

OFERTA DE TRABAJO Y DESEMPLEO EN EUROPA: EL CASO DE LAS MUJERES

Angel Martín Román
Departamento de Fundamentos del Análisis Económico.
Universidad de Valladolid.

Alfonso Moral de Blas
Departamento de Fundamentos del Análisis Económico.
Universidad de Valladolid.

RESUMEN.

A partir de las nociones del trabajador añadido y del trabajador desanimado, se pretende elaborar unas tasas de desempleo para las mujeres de los principales países europeos en las que el efecto del ciclo económico sobre sus decisiones de oferta de trabajo sea tenido en cuenta. En primer lugar, se elabora un modelo teórico caracterizado por la consideración de un marco analítico de desempleo involuntario en el que se anidan las hipótesis del trabajador añadido y del trabajador desanimado. A partir de ese modelo, y en segundo lugar, se lleva a cabo un análisis empírico en el que, utilizando las técnicas econométricas de la cointegración, se elaboran unas tasas de desempleo que no están sesgadas por la evolución cíclica de la fuerza de trabajo femenina.

CÓDIGOS JEL: J16, J21, J22, J64

PALABRAS CLAVE: Oferta de Trabajo, Ciclo Económico, Desempleo Involuntario, Economía de Género.

Angel Martín Román (angellm@eco.uva.es), Alfonso Moral de Blas (amoral@eco.uva.es) ambos del Departamento de Fundamentos del Análisis Económico, Universidad de Valladolid, Avda. Valle Esgueva, 6, 47011, Valladolid, tno. 983-423000 ext. 4425.

Este trabajo ha sido realizado con financiación del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (Proyectos de Investigación en I + D, 1999): Programa Sectorial de Estudios de las Mujeres y del Género.

1. INTRODUCCIÓN

El comportamiento cíclico de la oferta de trabajo es uno de los tópicos que goza de más tradición dentro de la economía laboral. Habitualmente se enuncian dos hipótesis contrapuestas en relación con este tópico. Por un lado, la hipótesis del trabajador desanimado, asociada normalmente a los trabajos de Long (1953, 1958), predice un comportamiento procíclico de la oferta de trabajo. Por otro lado, la hipótesis del trabajador añadido, asociada al trabajo de Woytinsky (1940), postula un comportamiento contracíclico de la oferta de trabajo, en especial la de aquellos grupos de trabajadores ‘secundarios’ dentro de la familia (por ejemplo los estudiantes y las amas de casa).

Aunque la mayoría de los economistas cree en el predominio del efecto del trabajador desanimado sobre el del trabajador añadido, la evidencia econométrica encontrada no es incuestionable. De hecho, tal y como señala Mincer (1966) en el que puede considerarse el primer survey sobre el tema, algunos de los trabajos clásicos que tratan esta cuestión presentan serios problemas econométricos (Strand y Dernburg (1964) y Dernburg y Strand (1966)) o problemas lógicos (Bowen y Finegan 1965)). Estos problemas se comentan con cierto detalle en Benati (2001).

Si excluimos los trabajos que presentan algún tipo de problema, el resumen que puede hacerse de la investigación es el siguiente: algunos artículos no encuentran una evidencia significativa de un comportamiento pro-cíclico o contra-cíclico en las tasas de participación laboral (Hansen, 1961; Wachter, 1972, 1977; Goodman, 1974; Clark y Summers, 1982). El trabajo de Wachter (1974) es no concluyente. Finalmente, algunos trabajos encuentran evidencia de la existencia del efecto del trabajador desanimado (Tella, 1964, 1965; Mincer 1966; Barth, 1968; Bowen y Finegan, 1969; Perry, 1977; Clark y Summers, 1981).

El objetivo de este trabajo consiste en analizar cómo afecta este comportamiento cíclico de la oferta de trabajo a la tasa de desempleo que se mide en las estadísticas oficiales. Siguiendo básicamente la metodología propuesta por Tachibanaki y Sakurai

(1991), tomamos como referencia la fuerza laboral femenina de los principales países de la Unión Europea y analizamos, en una primera etapa, si presenta un comportamiento pro-cíclico o contra-cíclico, para posteriormente reconstruir, en una segunda etapa, la tasa de paro de estos colectivos utilizando la información obtenida anteriormente. En otras palabras, pretendemos verificar si las tasas de paro femeninas han estado infraestimadas en estas últimas décadas caracterizadas por un desempleo creciente en el conjunto de las economías, tal y como predice la hipótesis del trabajador desanimado, o por el contrario han estado sobrestimadas como señalaría la hipótesis del trabajador añadido.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2, se explica con algún detalle en qué consisten los efectos del trabajador añadido y desanimado, enfatizando las repercusiones de política económica asociadas al predominio de uno u otro efecto. En la sección 3, se presenta un modelo teórico que anida las hipótesis antes citadas dentro de un marco formal. En la sección 4, 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 la sección 5, se presenta un resumen de los resultados que se logran así como las principales conclusiones alcanzadas.

2. OFERTA DE TRABAJO Y CICLO ECONÓMICO.

El análisis de esta cuestión comenzó con el trabajo de Woytinsky (1940), con la elaboración de la llamada hipótesis del trabajador añadido. Según esta hipótesis, cuando el cabeza de familia entra en una situación de desempleo, entran en la población activa otros miembros de dicha familia en un intento de mantener la renta familiar. El corolario que se obtiene es que las tasas de actividad de los trabajadores ‘secundarios’ aumentan cuando aumenta el desempleo de la economía. La hipótesis del trabajador añadido sostiene que durante una depresión la población activa es superior a la que indican las estadísticas oficiales. Dicho de otra forma, durante las depresiones se sobrestima el desempleo, en el sentido de que la creación de un nuevo empleo puede reducir en más de una persona el número de desempleados.

El punto de vista contrario se ha dado en llamar la hipótesis del trabajador desanimado. Esta hipótesis afirma que la búsqueda de empleo en condiciones de desempleo generalizado resulta tan desalentadora que algunos parados abandonan la población activa, mientras que otras personas que normalmente entrarían en la población activa renuncian a hacerlo y permanecen como inactivos laborales.

Según la hipótesis del trabajador desanimado la población activa varía en sentido inverso al nivel de desempleo de la economía, mientras que la hipótesis del trabajador añadido postula que la población activa se mueve en el mismo sentido que el desempleo. Dado que el desempleo se mide en las encuestas como el número de personas que declaran estar buscando trabajo, la hipótesis del trabajador desanimado implica que se infraestima el desempleo en las recesiones, mientras la hipótesis del trabajador añadido implica que el desempleo se sobrestima en las recesiones.

Es evidente que ambos efectos pueden estar presentes a la vez en una economía, por lo que la cuestión que se pretende responder, a través de la evidencia empírica, es cuál de ellos predomina. Es importante matizar que no se trata exclusivamente de un debate académico, sino que posee importantes implicaciones políticas. Así, en la mayoría de las recesiones la izquierda política destaca el fenómeno del trabajador desanimado y mantiene que la tasa de desempleo que se mide en las estadísticas oficiales infraestima la gravedad del problema, por lo que la política macroeconómica no es lo suficientemente expansiva. Por otra parte, los conservadores enfatizan la importancia del efecto del trabajador añadido y argumentan que la política macroeconómica es demasiado expansiva si se basa en la tasa de desempleo que se publica en las estadísticas oficiales, puesto que afirman que ésta sobrestima la gravedad del desempleo.

3. EL MODELO.

En esta sección elaboramos un modelo microeconómico que va suponer el soporte teórico del análisis empírico que desarrollamos posteriormente. Este modelo es una versión simplificada del que se encuentra en Martín (2000). Se trata una generalización del modelo

canónico de elección entre consumo y ocio, que es la habitualmente utilizado para analizar las decisiones de oferta de trabajo de los individuos. El modelo canónico tiene su origen en Jevons (1871) y fue desarrollado posteriormente por Robbins (1930) y Hicks (1932, 1939), hasta adquirir (más o menos) la forma que actualmente presenta en los libros de texto. Dicho modelo ha sido ampliado para examinar diferentes cuestiones dentro de la economía laboral. Así, por ejemplo, se ha usado para analizar las decisiones de oferta de trabajo dentro del seno familiar (Kosters, 1966, Leuthold, 1968, Ashenfelter y Heckman, 1974 y Becker, 1974) y para comprender mejor los diferentes comportamientos de los hombres y de las mujeres en lo relativo al mercado laboral (Atrostic, 1982 y Killingsworth, 1985). También se ha utilizado para analizar cómo distribuyen su tiempo los individuos cuando el trabajo doméstico aparece como opción diferenciada, además del trabajo ‘por cuenta ajena’ y el ocio (Becker, 1965 y Gronau, 1977).

En este trabajo ampliamos este modelo canónico para incluir la existencia de paro involuntario, creando de este modo el marco propicio para dar soporte teórico a la noción del trabajador desanimado. Al utilizar el concepto de paro involuntario se está suponiendo que la noción de desempleo friccional no puede describir de forma fidedigna las altas tasas de desempleo europeas. El desempleo friccional habitualmente se asocia con la noción de paro voluntario y ha sido racionalizado bien en términos de la teoría de la búsqueda (Mortensen, 1970, McCall, 1970 o Lippman y McCall, 1976a y 1976b) o bien utilizando del modelo canónico de elección entre consumo y ocio (Moffit y Nicholson, 1982) y posteriormente ha sido utilizado por autores adscritos a la corriente de pensamiento denominada Nueva Macroeconomía Clásica (Lucas, 1987). En este trabajo, nos apartamos de esa concepción porque pensamos que el marco institucional de los mercados de trabajo europeos es muy diferente del norteamericano y hay una gran parte del desempleo debe considerarse como involuntario, especialmente para el caso de las mujeres que es el que pretendemos investigar.

El modelo que planteamos se basa en los siguientes supuestos.

Supuesto 1. El trabajo es homogéneo.

Supuesto 2. Los contratos de trabajo son siempre por un solo período. Se renuevan al principio de cada período.

Supuesto 3. Existe un tiempo de búsqueda asociado a la participación laboral. Antes de firmar un contrato de trabajo hay que buscar durante un intervalo de tiempo de duración fija a .

Supuesto 4. Existe una tasa de desempleo positiva. Esta tasa determina la probabilidad p de conseguir trabajo, que es igual para todo el mundo.

Supuesto 5. La jornada laboral es de duración fija y está determinada de forma exógena.

Supuesto 6. La función de utilidad $U(C,H)$ es aditiva¹ de modo que: $U(C,H) = U_1(C) + U_2(H)$, donde C hace referencia al consumo y H al ocio. Las utilidades marginales se suponen positivas y decrecientes.

El análisis de las decisiones de oferta de trabajo está basado en el concepto de ‘salario de reserva’. Por ello, comenzamos explicando como se determina el salario de reserva en el marco teórico que consideramos en esta sección. Identifiquemos las utilidades ciertas y esperadas asociadas a las decisiones ‘no participar’ y ‘participar’ respectivamente:

$$\text{no participar: } U(z, I) \tag{1}$$

$$\text{participar: } pU(wt + z, I - t - a) + (1 - p)U(z, I - a) \tag{2}$$

Un individuo decidirá ofrecer trabajo si el índice de utilidad de esa opción, $pU(wt + z, I - t - a) + (1 - p)U(z, I - a)$, es mayor que el índice de utilidad de no buscar

¹ Ésta es una condición suficiente, pero no necesaria, para algunos de los resultados de este modelo.

trabajo, $U(z, I)$; donde se ha sustituido, en la función de utilidad, el consumo, C , y el ocio, H , por los valores correspondientes a cada decisión. Las variables que aparecen se explican de la siguiente forma: w es el salario real por unidad de tiempo, t es la duración de la jornada laboral, a es el tiempo de búsqueda y z es la renta no laboral real. El tiempo total se ha tomado igual a la unidad (por lo tanto, la duración de la jornada laboral, t , ha de estar comprendida entre 0 y 1). El salario de reserva, w^R , se define como aquel salario que iguala ambos índices de utilidad (el salario que iguala las expresiones (1) y (2)). Esto es:

$$pU(w^R t + z, I - t - a) + (1 - p)U(z, I - a) = U(z, I) \quad (3)$$

Una vez analizado el comportamiento de un individuo en términos generales, pasamos a explicar la agregación de todos los individuos que forman la fuerza de trabajo y que, por consiguiente, determinan la oferta de trabajo de la economía. Si los individuos de una sociedad difieren en sus preferencias sobre el consumo y el ocio, se sigue que tienen diferentes salarios de reserva. Cuanto mayor sea el salario de mercado, mayor será el número de individuos con salario de reserva por debajo del salario de mercado y, por consiguiente, mayor será el número de oferentes de trabajo. Existe, pues, una relación positiva entre el salario real de mercado y el número de activos laborales. Suponiendo una cantidad elevada de agentes económicos en el mercado, dicha relación se puede aproximar por medio de una función continua. Esto significa que la oferta de trabajo es una función creciente del salario real de mercado.

3.1. Efecto del trabajador desanimado.

La hipótesis del trabajador desanimado señala que cuando la probabilidad de encontrar empleo se reduce algunos trabajadores abandonan la población activa, mientras que cuando dicha probabilidad aumenta algunos trabajadores se incorporan a la población activa. La forma de insertar esta hipótesis en nuestro modelo es a través de los cambios en p . Es decir, debemos analizar como se modifica el salario de reserva cuando se altera p . El

lado derecho (LD) de la expresión que define el salario de reserva (expresión (3)) no se altera al variar p . Por otra parte, el lado izquierdo (LI) se modifica del siguiente modo

$$\frac{\partial LI(3)}{\partial p} = U(w^R t + z, I - t - a) - U(z, I - a) \quad (4)$$

y dado que $U(z, I - a) < U(z, I)$, se sigue (teniendo en cuenta (3)) que $U(w^R t + z, I - t - a) > U(z, I)$ y, por consiguiente, que $U(w^R t + z, I - t - a) > U(z, I - a)$. A partir de aquí se puede concluir que la expresión (4) es positiva. Esto significa que es necesario una variación de sentido contrario a p en el salario de reserva para restablecer la igualdad recogida en la expresión (3). Esto a su vez implica una relación positiva entre la participación laboral y la probabilidad de encontrar empleo, lo que supone la visión formal de la hipótesis del trabajador desanimado.

3.2 Efecto del trabajador añadido.

Como se comentó en la sección 2 de este trabajo, el efecto del trabajador añadido indica que la renta no laboral de los trabajadores secundarios se reduce en las depresiones cuando el cabeza de familia pierde el trabajo. Por tanto habrá que analizar como se modifica el salario de reserva cuando varía la renta no laboral, z . Partamos de la definición de w^R dada en la expresión (3). La variación de la utilidad de la opción 'participar' viene dada por

$$\frac{\partial LI(3)}{\partial z} = p U_c(w^R t + z) + (1 - p) U_c(z) > 0 \quad (5)$$

mientras que los cambios en la utilidad de la opción 'no participar' viene dada por

$$\frac{\partial LD(3)}{\partial z} = U_c(z) > 0 \quad (6)$$

Debido a la aditividad de la función de utilidad (supuesto 6), al decrecimiento de las productividades marginales y a que $0 < p < 1$, se puede establecer que (6) es mayor que (5). Esto significa que el salario de reserva se mueve en el mismo sentido que z para restablecer la igualdad (3) y, por consiguiente, que existe una relación inversa entre la participación y la renta no laboral. Esta es la visión estilizada del argumento que recoge la hipótesis del trabajador añadido.

4. ANALISIS EMPIRICO.

El propósito de esta sección es calcular una medida de la tasa de paro femenina que incorpore los efectos del trabajador desanimado y del trabajador añadido, descritos en las secciones anteriores. Dicho de otra manera, pretendemos estimar una verdadera medida de la tasa de paro femenina que tenga en cuenta las salidas o entradas en el mercado de trabajo de aquellas mujeres que tienen una vinculación con dicho mercado de trabajo muy dependiente del estado del ciclo económico.

Comenzaremos este epígrafe haciendo referencia a las fuentes de datos utilizadas, a como se han construido las variables más relevantes y a las dimensiones, tanto espacial como temporal, de nuestro estudio. En un segundo subapartado concretaremos cómo se va a construir esa nueva tasa de paro corregida, procederemos a explicar los ajustes econométricos que llevamos a cabo, comentaremos los posibles problemas econométricos que nos podemos encontrar en nuestras estimaciones, así como a su tratamiento en este trabajo y también se hará mención a la metodología utilizada y a las herramientas de software que han sido empleadas para el análisis de los datos. Finalmente, explicaremos cuáles han sido los resultados de nuestras estimaciones, se construirá la nueva tasa de paro femenina y se hará un análisis de los resultados obtenidos.

4.1 Fuentes de datos.

El conjunto de los datos utilizados proviene de las estadísticas de la OCDE, y más concretamente de las series recogidas con el nombre 'Labor Market and Social Issues'.

Dentro de estas series se han utilizado datos que provienen tanto de las estadísticas anuales, como de las estadísticas trimestrales, aunque estas últimas transformadas a la periodicidad anual.

Las principales variables que vamos a utilizar en nuestro análisis son, la tasa de actividad femenina y la tasa de paro de los varones.

Tasa de actividad femenina: Se define como el cociente entre la población activa femenina ('total labor force, females') y la población femenina en edad de trabajar. Todas las series utilizadas provienen de las estadísticas anuales.

Tasa de desempleo de los varones: Se define como la fuerza laboral civil masculina desempleada ('civilian labor force, males' menos 'civilian employment, males') y el total de población activa civil masculina ('civilian labor force, males'), ambas obtenidas de las estadísticas trimestrales pero transformadas a la periodicidad anual².

La dimensión espacial a la que nos vamos a referir es la Unión Europea. En principio se pensó analizar los cinco países con mayor población dentro de la Unión Europea: Alemania, Reino Unido, Francia, Italia y España. Sin embargo, faltaban los datos de la población femenina italiana desde el año 1972 al año 1976, por lo que se decidió excluir Italia del análisis para tener una serie lo más larga posible.

En lo referente a la dimensión temporal, vamos a disponer de una serie de datos anuales que va a reflejar lo ocurrido en el periodo comprendido entre 1972 y 1997. No se

² La razón de que nos refiramos a las series de los población masculina civil es que, para el Reino Unido, la OCDE no publica una serie continua con datos anuales de la tasa de paro de los varones en el periodo comprendido entre 1971 y 1978. Sin embargo, si se utiliza la serie de la población activa civil podemos construir una serie continua sustituyendo durante el periodo citado el dato anual por el del segundo trimestre de dicho año. Por otro lado, y teniendo en cuenta que con la inclusión de esta variable, únicamente pretendemos recoger el efecto del ciclo económico, pensamos que la pérdida de información relevante es mínima.

incluyen más años porque, para el caso de España, los datos comienzan en 1972, y para la tasa de actividad femenina, el último dato de que podemos disponer es el de 1997.

4.2 Metodología.

Oficialmente la tasa de paro se define como número de desempleados dividido entre la población activa, pero normalmente esta definición no tiene en cuenta los efectos que, sobre la participación en el mercado de trabajo, tiene la situación del ciclo económico. En este trabajo se pretende calcular una nueva tasa de desempleo para las mujeres que tenga en cuenta las modificaciones que, sobre la oferta de trabajo, causan los efectos que predicen las hipótesis del trabajador desanimado y del trabajador añadido. Nos vamos a centrar fundamentalmente en el caso femenino porque consideramos que es uno de los que, históricamente, ha tenido una oferta de trabajo más sensible al ciclo económico y a sus fluctuaciones.

La nueva tasa de paro que vamos a construir, y que denominaremos U_a se define de la siguiente manera:

$$U_a = \frac{\hat{A} - O}{\hat{A}} \quad (7)$$

donde \hat{A} es el número de mujeres activas que habría en el mercado de trabajo en la fase más expansiva del ciclo económico (número de mujeres activas cuando la economía esta en pleno empleo). Por otro lado, con O vamos a reflejar el número de mujeres ocupadas en cada momento del tiempo.

El primer problema que se nos plantea es cómo calcular el número de mujeres activas en situación de pleno empleo. Para realizar esta estimación ajustamos una relación econométrica donde la variable dependiente es la tasa de actividad de cada uno de los países y uno de los regresores es un indicador del estado del ciclo. Además, también incluimos como regresor adicional una tendencia temporal que pretende recoger otros

aspectos que han podido influir en la evolución a largo plazo de la tasa de actividad de las mujeres. Expresado de otra forma:

$$TA_{jt} = \mathbf{a}_{0j} + \mathbf{a}_{1j}U_{jt} + \mathbf{a}_{2j}T^b + \mathbf{e}_{jt} \quad (8)$$

donde TA_{jt} es la tasa de actividad femenina (expresada en tantos por uno) del país j en el momento t . U_{jt} es la tasa de desempleo de los varones del país j en el momento t . Utilizamos esta tasa de desempleo como indicador del estado del ciclo económico en lugar de la tasa de desempleo global porque tal y como opera el mercado de trabajo es una mejor aproximación (véase Pencavel, 1986 y Killingsworth y Heckman, 1986). Además se evitan los problemas de endogeneidad derivados de contabilizar la población activa femenina en los dos lados de la expresión (8) que se producirían si utilizáramos la tasa de desempleo global. T es una tendencia temporal lineal y b un escalar comprendido entre 0 y 2, por lo que la variable tendencial puede aumentar a una tasa creciente o decreciente. El criterio para seleccionar el valor concreto de b fue la maximización de la capacidad explicativa del modelo econométrico. El elemento de error de la ecuación se representa por \mathbf{e}_{jt} .

Una vez que se han estimado la ecuación (8) y se han determinado los valores de \mathbf{a}_{0j} , \mathbf{a}_{1j} y \mathbf{a}_{2j} ya podemos calcular la nueva serie de tasa de actividad femenina. Esta nueva tasa se obtiene otorgando a la serie de la tasa de paro un valor constante que refleje la situación de pleno empleo. Este valor se sustituye en la ecuación (8) y se obtiene una estimación de la tasa de actividad femenina en situación de 'pleno empleo'. Con esta nueva serie de valores estimados y la de población femenina en edad de trabajar, resulta inmediato calcular el valor de \hat{A} (simplemente hay que multiplicar la serie de tasa de actividad femenina que se calcula para el caso de pleno empleo, por la población de mujeres en edad de trabajar). Con ese valor de \hat{A} , y aplicando la ecuación (7), se obtiene esa tasa de paro femenina corregida.

Como se deduce de la explicación que acabamos de dar, la ecuación (8) recoge una relación entre los niveles de las variables TA y U . Por tanto, un primer paso, previo al análisis econométrico que acabamos de mencionar, consiste en comprobar el grado de

integración de las series. Es un hecho conocido que la mayoría de las variables económicas reales son integradas de orden 1 ($I(1)$)³, esto es presentan una raíz unitaria⁴. Sin entrar en muchos detalles, si nos parece importante destacar que las regresiones entre variables $I(1)$ pueden generar problemas de correlación espuria; esto es, el que dos variables presenten comportamientos sistemáticos similares puede no ser debido tanto a una relación de causalidad como a una situación de casualidad.

Este problema fue tratado formalmente por primera vez en la obra de Yule (1926). Sin embargo no se obtuvo ninguna solución que permitiera discriminar entre relaciones de tipo espurio y relaciones ‘reales’. Granger y Newbold (1974) observaron los bajos valores que presentaba el estadístico Durbin-Watson (indicativo de una fuerte correlación residual de primer orden) asociado a regresiones espurias, y plantearon la conveniencia de estimar las relaciones entre variables tomando primeras diferencias⁵. De esta forma, se estarían eliminando las raíces unitarias en las variables, causantes de la presencia de tendencias estocásticas. En Phillips (1986) se formalizan estos conceptos y se desarrolla una teoría asintótica para regresiones que incluyan procesos $I(1)$.

Pero al diferenciar las variables se ignoran las relaciones a largo plazo entre dichas variables, dado que esta información se recoge en los niveles de las mismas. Además en nuestro trabajo la información recogida en los niveles de las variables es fundamental para la reconstrucción de la tasa de desempleo. La metodología que vamos a utilizar en este trabajo consiste, explicado de forma muy abreviada, en comprobar si existe una combinación lineal entre los niveles de las variables cuyos residuos sean estacionarios. En

³ En la literatura econométrica se ha establecido con bastante frecuencia que, en general, las variables económicas reales son $I(1)$, mientras que las variables monetarias son $I(2)$. En este trabajo todas las variables son reales, por lo que esperamos encontrar variables $I(1)$ en niveles.

⁴ 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).

⁵ La teoría econométrica establece que si una variable x_t es integrada de orden n , $x_t \in \mathcal{I}(n)$, al tomar su primera diferencia la variable se transforma en una variable de un orden de integrabilidad menor, $\mathbf{D}x_t \in \mathcal{I}(n-1)$.

otras palabras: consiste en comprobar si existe una relación de cointegración entre dichas variables.

Para determinar si una serie posee una raíz unitaria, vamos a utilizar, por un lado, la metodología propuesta por Dickey y Fuller (1979, 1981) y, por otro lado, lado la metodología recogida en los trabajos de Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988). El primer método da lugar al test que se denomina *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, y el segundo método al test *Phillips-Perron (PP)*. Igualmente se ha utilizado el programa TRAMO (Time series Regression with ARIMA noise, Missing values, and Outliers) para determinar el número de raíces unitarias (véase Maravall y Gómez, 1993, 1994, 2001 y Maravall et al., 1999). Hay que señalar que también se han seguido las sugerencias de Sargan y Bhargava (1983), y se ha tenido en cuenta el valor del estadístico Durbin-Watson en las regresiones entre los niveles de las variables, pero no se ha planteado expresamente una test estadístico para tal fin.

A efectos prácticos, y con el fin de hacer comprensibles los resultados que se presentarán a continuación, procedemos a dar una breve explicación para la interpretación de los mismos. En un primer paso, se realizan los test *ADF* y *PP*, para determinar la presencia de raíces unitarias en los niveles de las variables. Si el valor del estadístico *ADF* o *PP* es menor que el de los valores tabulados por McKinnon (1991) para un cierto nivel de significación, entonces se puede concluir que la variable es estacionaria. En caso contrario se toma la primera diferencia de la variable y se repite el proceso.

Antes de nada, debemos hacer mención a un aspecto metodológico y de tratamiento de los datos que hemos llevado a cabo para depurar las series y homogeneizar los datos con los que hemos trabajado. Todas las series utilizadas en este trabajo, tanto las originales como la que hemos reconstruido han sido corregidas mediante la utilización del programa TRAMO⁶. En Alemania hemos corregido las series de población, tanto activa como desempleada, para corregir el posible efecto de la unificación alemana. Este efecto se

⁶ Este programa corrige automáticamente el efecto de datos atípicos que sean especialmente significativos, y que puedan afectar negativamente a la regresión.

refleja con la presencia de un claro outlier a comienzos de los 90, y se traduce en un salto muy significativo en todas las series. Además este salto puede tener efectos a la hora de determinar la validez de nuestra estimación, en la medida en que puede alterar los resultados que nos proporcionan los tests de raíces unitarias y cambiar la condición de estacionaria de alguna de nuestras variables. Para el caso de España, también ha sido corregido la serie de ocupación por que había un claro outlier al comienzo del periodo, y aunque no tiene una justificación muy clara, también puede provocar las consecuencias ya analizadas para el caso de Alemania.

El principal resultado obtenido de los test de raíces unitarias es que se puede establecer de modo general que las variables que vamos a utilizar son $I(1)$. Para una mayor detalle de los resultados de estos tests, pueden consultarse las tablas 1, 2 y 3. En la tabla 4 se presenta un resumen de los tres métodos utilizados para detectar la presencia de raíces unitarias.

[INSERTAR TABLAS 1, 2, 3 y 4]

Una vez comprobado que todas las variables tienen el mismo orden de integración, se ha procedido a la estimación de la tasa de actividad de acuerdo a la relación que aparece recogida en la ecuación (8). Los resultados de esa estimación se presentan en la tabla 5.

[INSERTAR TABLA 5]

Según Suriñach et al. (1995), la presencia de raíces unitarias origina que las distribuciones de los estimadores y estadísticos, bajo la hipótesis de presencia de raíces unitarias (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. Sin embargo, según Banerjee et al. (1993) a pesar de este problema los t -ratios pueden servir para tener una idea aproximada de la significación de las variables. Como

puede observarse en dicha tabla 5 los valores de los t -ratios son muy elevados, por lo que podemos considerar que las variables incluidas en la expresión (8) son relevantes para explicar la evolución de la tasa de actividad femenina.

Por otro lado, como se trata de una regresión entre variables integradas de orden 1, los coeficientes estimados en esta primera etapa presentan un sesgo. Dicho sesgo se reduce a medida que es mayor el estadístico R^2 , según señala Banerjee et al. (1986). 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. Como se puede apreciar, el que dichos estadísticos sean bastante elevados, y que solo hayamos incluido dos variables explicativas, nos proporciona una mayor fiabilidad a nuestras regresiones.

Llegados a este punto, el siguiente paso es comprobar que nuestras regresiones no son espurias. En otras palabras: hay que comprobar que las regresiones por MCO de la expresión (8) reflejan relaciones de cointegración. Para ello, volvemos a aplicar los tests de raíces unitarias sobre los residuos de la regresión, esperando que estos sean estacionarios. Los resultados se presentan en la tabla 6. En el trabajo de Engle y Yoo (1987), se señala que al tratarse de residuos de una relación de cointegración los valores críticos de un contraste de raíces unitarias deberían ser mayores. En la tabla 6, los valores críticos son los tabulados por Mackinnon (1991), pero los valores de los estadísticos superan con un amplio margen dichos valores críticos, por lo que puede concluirse que los residuos son efectivamente estacionarios.

[INSERTAR TABLA 6]

A la vista de los resultados obtenidos, ya podemos confirmar la validez de nuestra estimación. Existe una relación de largo plazo entre las variables, y esta relación nos va a permitir calcular la tasa de actividad femenina en condiciones de pleno empleo. Una vez obtenida esta nueva tasa de actividad, vamos a estar en condiciones de obtener esa nueva

tasa de desempleo para las mujeres que no se vea afectada por la situación del ciclo económico.

El primer paso para el cálculo de las nuevas tasas de desempleo es determinar cuándo se puede establecer que la economía se encuentra en una situación de pleno empleo. La variable que nosotros hemos usado como indicador del ciclo económico es la tasa de desempleo de la población civil masculina, por lo tanto, bajas tasas de desempleo reflejarían fases expansivas del ciclo económico. Dado que el objetivo de este trabajo no es proporcionar una estimación precisa de la tasa natural de desempleo, se ha optado por suponer que hasta un nivel del 3% puede considerarse paro voluntario a friccional y a partir de ese nivel el desempleo es esencialmente involuntario. Es una forma muy simple de solventar el problema, pero también parece un escenario bastante razonable. Sustituyendo esa tasa de desempleo en la ecuación (8), para todos los años de nuestro estudio, se obtiene un indicador de la actividad femenina que ya incorpora el efecto del desempleo sobre las decisiones de oferta de trabajo.

Una vez obtenida esa nueva tasa de actividad femenina, y utilizando la serie de población femenina en edad de trabajar que ya teníamos, obtenemos las series de mujeres activas corregidas teniendo en cuenta los efectos del trabajador desanimado y del trabajador añadido. Con la nueva serie de mujeres activas, y utilizando la serie de mujeres ocupadas, llegamos a obtener la tasa de desempleo femenina corregida. Esta nueva serie ya tiene en cuenta el efecto que, sobre la decisión de oferta de trabajo de las mujeres, tiene la fase del ciclo económico en que nos encontremos.

4.3 Resultados.

Tras explicar la metodología utilizada en este trabajo, procedemos a comentar los principales resultados obtenidos. En las tablas 7, 8, 9 y 10, se presenta la tasa de desempleo femenina que aparece en las estadísticas oficiales, y la nueva tasa de desempleo que nosotros hemos construido cuando se tiene en cuenta las consecuencias que el ciclo económico sobre la participación femenina.

[INSERTAR TABLAS 7, 8, 9 y 10]

El primer aspecto que nos llama la atención es la existencia de dos modelos bien diferenciados. El signo negativo que presenta la tasa de desempleo de los varones en la estimación de la ecuación (8) en España, Reino Unido y Alemania (véase tabla 5) indica el predominio de la hipótesis del trabajador desanimado en estos países. El signo positivo que presenta dicha variable para Francia indica el predominio de la hipótesis del trabajador añadido en este caso. Consecuentemente, España, Reino Unido y Alemania (tablas 7, 8, y 10) presentan valores más cíclicos para la tasa de desempleo construida que para la oficial, mientras que para Francia se produce el caso contrario (tabla 9): el ciclo es más claro en la tasa de paro oficial.

Otro aspecto que debemos destacar, y que viene causado por lo explicado en el párrafo anterior, es que en Alemania y Reino Unido se produce una clara infravaloración de la tasa de paro femenina; la tasa oficial, excepto en el tramo inicial, siempre presenta valores inferiores a los de la nueva que hemos construido. Sin embargo, para Francia, la situación es contraria, la tasa de paro oficial es siempre superior a la de la nueva serie de tasa de paro. En España la situación no es tan clara, se produce una infravaloración en las fases recesivas del ciclo, donde la tasa oficial es más baja, pero cuando la economía crece con mayor vigor, y por lo tanto el paro disminuye, es la tasa de paro oficial la que toma los mayores valores.

Finalmente, también podemos apreciar la existencia de tasas de paro negativas en el caso de España y del Reino Unido para la serie que nosotros hemos elaborado. La causa principal está en que el nivel de desempleo de partida era muy bajo y en la tasa natural de desempleo que nosotros hemos aplicado para todo el periodo. Normalmente este resultado suele interpretarse como un exceso de demanda de trabajo. Algunos trabajadores, que hasta entonces no habían formado parte de la población activa, deciden trabajar porque el mercado es más favorable para ellos (véase Tachibanaki y Sakurai, 1991). No obstante, estos datos no afectan a las conclusiones del trabajo y lo único que vienen a reflejar es que,

aunque la tasa de paro era baja, aun debería serlo más por el aumento de población activa que causa la fase expansiva del ciclo económico de la que se partía.

[INSERTAR FIGURAS 1, 2, 3 Y 4]

Si ahora nos fijamos en el análisis gráfico (figura 1, 2, 3 y 4), podemos apreciar más claramente lo que ya hemos reflejado en los párrafos anteriores. En España, Reino Unido y Alemania, donde predomina el efecto del trabajador desanimado, los ciclos son más pronunciados para la nueva tasa de paro femenina. Eso viene a demostrar que cuando el ciclo es expansivo y la economía crece, el paro disminuye más que lo que reflejan las estadísticas oficiales. Mientras que en épocas recesivas, donde el paro aumenta, ese aumento también es mayor al que reflejan los datos públicos. En realidad, lo que nos viene a reflejar este resultado, es que las variaciones que el ciclo causa en la tasa de actividad femenina de estos países, suavizan las fluctuaciones de la tasa de desempleo que se mide en las estadísticas oficiales.

En Francia, debido a que predomina el efecto del trabajador añadido, la situación es totalmente opuesta. Podemos apreciar como, las fluctuaciones que causa el ciclo económico, son menos pronunciadas cuando tratamos la tasa de desempleo que hemos elaborado en este trabajo, y por lo tanto que los aumentos y disminuciones que tienen lugar en la tasa de desempleo femenina, no son tan acusados como reflejan las estadísticas oficiales. En este caso, las variaciones que el ciclo causa en la oferta de trabajo de las mujeres, no hacen sino agudizar las fluctuaciones que de por sí ya tiene la tasa de paro femenina.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El efecto del ciclo económico 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 el marco de esta dialéctica hemos pretendido realizar una doble aproximación, teórica y empírica, que permita aportar alguna evidencia adicional al respecto.

Desde el punto de vista teórico, se ha realizado un acercamiento a estos dos fenómenos a través de una generalización del modelo canónico de elección entre consumo y ocio, si bien, éste ha sido ampliado para permitir la introducción del paro involuntario. Este modelo da soporte teórico a los conceptos de trabajador desanimado y trabajador añadido. Para incluir de una forma natural la noción del trabajador desanimado es necesario considerar que algunos de los buscadores activos de empleo no tiene éxito en su proceso de búsqueda. En otras palabras: existe desempleo de carácter involuntario.

Desde el punto de vista empírico, se ha intentado identificar la hipótesis que predomina dentro del ámbito de la Unión Europea para un colectivo que potencialmente se debe ver muy afectado por las variaciones cíclicas de la economía: las mujeres. Con esta finalidad, se ha comparado la tasa de desempleo femenina de Alemania, Reino Unido, Francia y España con una nueva tasa que intenta corregir el efecto del ciclo económico sobre las decisiones de oferta de trabajo. El resultado de esta comparación nos ha permitido admitir la hipótesis del trabajador desanimado para tres de los cuatro países objeto de estudio, Alemania, Reino Unido y España. Y solo en uno de ellos, en Francia, hemos encontrado evidencia del predominio del efecto trabajador añadido.

El periodo muestral que se ha considerado en este trabajo ha estado caracterizado por una clara tendencia creciente del desempleo en los países europeos. En este marco, nuestro análisis nos permite concluir que, en los países que presentan un comportamiento procíclico de la participación femenina (España, Reino Unido y Alemania), se produce una infravaloración del problema del desempleo femenino, y que las tasas de paro oficiales se ven suavizadas por el efecto que predice la hipótesis del trabajador desanimado. Por el contrario, en el caso de Francia, en el que predomina la hipótesis del trabajador añadido, las estadísticas oficiales recogen tasas de desempleo femeninas que son superiores a las que realmente hay en la economía, dado que cuando un individuo encuentra trabajo la

población desempleada se reduce en más de una unidad (el trabajador que pasa a formar parte de la población ocupada y eventualmente su mujer sale fuera de la fuerza de trabajo).

BIBLIOGRAFÍA

Ashenfelter, O. y Heckman, J. (1974): "The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply", *Econometrica*, vol. 42, pp. 73–85.

Atrostic, B. K. (1982): "The demand for leisure and nonpecuniary job characteristics", *American Economic Review*, 72, pp. 428–440.

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.

Barth, P. S. (1968): "Unemployment and labor force participation", *Southern Economic Journal*, 34, pp. 375-382.

Benati, L. (2001): "Some empirical evidence on the 'discouraged worker' effect", *Economics Letters*, 70 pp. 387-395.

Becker, G. S. (1965): "A theory of allocation of time", *Economic Journal*, 75, pp. 493–517.

Becker, G.S (1974): "A theory of social interactions", *Journal of Political Economy*, vol. 82, pp. 1063–1093.

Bowen, W. G and Finegan, T. A. (1965): Labor force participation and unemployment, in: Ross, A. M. (Ed), *Employment policy and the labor market*, Berkeley University of California Press.

Bowen, W. G. and Finegan, T. A. (1969): In : *The economics of labor force participation*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

- 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.
- Clark, K. and Summers, L. (1981): "Demographic differences in cyclical employment variation", Journal of Human Resources, 16, pp. 61-79.
- Clark, K. and Summers, L. (1982): "Labor force participation: timing and persistence", Review of Economic Studies, 49, pp. 825-844.
- Dernburg, T. y Strand, K. (1966): "Hidden unemployment, 1953-1962: a quantitative analysis by age and sex", American Economic Review, 56, pp. 71-95.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. (1979): "Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root". Journal of American Statistical Association, 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. (1981): "Likelihood ratio statistics for autorregressive time series with a unit root", Econometrica, 49, pp. 1057-1072.
- 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.
- Granger, C. W. J. y Newbold, P. (1974): "Spurious regressions in econometrics", Journal of Econometrics, 2, pp. 111-120.
- Goodman, Jr., J.L. (1974): "Spectral analysis of the dependence of labor force participation on unemployment and wages", Review of Economics and Statistics, 56, pp. 390-393.
- Gronau, R. (1977): "Leisure, home production and work – the theory of allocation of time revisited", Journal of Political Economy, vol. 85, nº 6, pp. 1099–1123.
- Hansen, W. L. (1961): "The cyclical sensitivity of the labor supply", American Economic Review, 51, pp. 299-309.
- Hicks, J. R. (1932): The theory of wages, MacMillan.

- Hicks, J. R. (1939): *Value and capital*, Clarendon Press, Oxford.
- Holden, D. y Perman, R. (1994): “Unit root and cointegration for the economist”. En Bhaskara, B: editor (1994), *Cointegration for the applied economist*, Londres, The Macmillan Press.
- Jevons, W. S (1871): *The theory of political economy*, Pelican Classics, London. Reeditado por Penguin Books, 1970.
- Killingsworth, M. R. (1985): “A simple structural model of heterogeneous preferences and compensating wage differentials”; en R. Blundell y I. Walker eds. *Unemployment, job search and labor supply*. Cambridge University Press, pp. 303–331.
- 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.
- Kosters , M. (1966): *Income and substitution effects in a family labor supply model*, Rand Corporation.
- Leuthold, J. H. (1968): “An empirical study of formula income transfers and the work decision of the poor”, *Journal of Human Resources*, 3, pp. 312–323.
- Lippman, S. A. y McCall, J. J. (1976a): “The economics of job search: a survey”, Part I, *Economic Inquiry*, 14, pp. 155–189.
- Lippman, S. A. y McCall, J. J. (1976b): “The economics of job search: a survey”, Part II, *Economic Inquiry*, 14, pp. 347–368.
- 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.
- Lucas, R. (1987): *Models of business cycles*, Oxford, Basil Blackwell.
- Mackinnon, J. (1991): “Critical values for cointegration tests”. En Engle y Granger editores (1991).

- Maravall, A. y Gomez, V. (1993): Initializing the Kalman Filter with incompletely specified initial conditions in approximate Kalman Filter (Series on Approximation and Decomposition), Chen, R. (ed), London, World Scientific Publ. Co., pp. 39-62.
- Maravall, A y Gomez, V. (1994): "Estimation, prediction and interpolation for nonstationary series with the Kalman Filter", *Journal of the American Statistical Association*, 89, pp. 611-624
- Maravall, A. y Gomez, V. (2001): Automatic modeling methods for univariate series, in *A Course in Time Series Analysis* Peña, D., Tiao, G.C. and Tsay, R.S. (ed), New York: Wiley, J. and Sons Ch. 7, pp 170-201.
- Maravall, A., Gomez, V. y Peña D. (1999): "Missing observations in ARIMA models: Skipping Approach versus Additive Outlier Approach", *Journal of Econometrics* 88, pp. 341-363
- Martín, A. (2000): "Decisiones de oferta de trabajo en contextos de desempleo: modelos alternativos y evidencia empírica", Tesis doctoral, Departamento de Análisis Económico, Universidad de Valladolid.
- McCall, J. J. (1970): "Economics of information and job search", *Quarterly Journal of Economics*, 84, 113-126.
- Mincer, J. (1966): Labor-force participation and unemployment: a review of recent evidence. In: Gordon, R.A., Gordon, H.S. (Eds.), *Prosperity and Unemployment*. Wiley, New York.
- Moffit, R. y Nicholson W. (1982): "The effect of unemployment insurance on unemployment: the case of Federal Supplemental Benefits", *Review of Economics and Statistics*, 64, pp. 1-11.
- Mortensen, D. T. (1970): "Job search, the duration of unemployment and the Phillips curve", *American Economic Review*, 60, pp. 847-862.
- Pencavel, J. (1986): Labour supply of men: a survey, in *Handbook of Labour Economics*, Ashenfelter, O., Layard, R. (ed), Amsterdam, North-Holland.
- Perry, G. (1977): "Potential output and productivity", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 11-47.
- Phillips, P. C. B. (1986): "Understanding spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 33, pp. 311-340.
- Phillips, P. C. B. (1987): "Time series regression with a unit root", *Econometrica*, 55, pp. 277-301.

- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Robbins, L. (1930): "On the elasticity of demand for income in terms of effort", *Economica*, 10 (29), pp. 123-129.
- Sargan, J. y Bhargava, A. (1983): "Testing residuals from least squares regression for being generated by the gaussian random walk", *Econometrica*, 51, pp. 153-174
- Strand, K. y Dernburg, T. (1964): "Cyclical variation in civilian labor force participation", *Review of Economics and Statistics*, 46, pp. 378-391.
- Suriñach, J., Artís, M., López, E. y Sansó, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*, Antoni Bosch Editor.
- Tachibanaki, T. y Sakurai, K. (1991): "Labour supply and unemployment in Japan", *European Economic Review*, 35, pp. 1575-1587.
- Tella, A. (1964): "The relation of labor force to employment", *Industrial and Labor Relations Review*, 17, pp. 454-469.
- Tella, A. (1965): "Labor force sensitivity to employment by age, sex", *Industrial Relations*, 4, pp. 69-83.
- Wachter, M. (1972): "A labor supply model for secondary workers", *Review of Economics and Statistics*, 54, pp. 141-151.
- Wachter, M. (1974): "A new approach to the equilibrium labour force", *Economica*, pp. 35-51.
- Wachter, M. (1977): "Intermediate swings in labor force participation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 545-574.
- Yule, G. U. (1926): "Why do we sometimes get nonsense correlations between time series? A study in sampling and the nature of time series". *Journal of Royal Statistical Society*, 89, pp. 1-64.

Tabla 1. TEST ADF

		NIVELES		DIFERENCIAS	
		ESTADISTICO	VALOR CRITICO 5%	ESTADISTICO	VALOR CRITICO 5%
ESPAÑA	TA	-1.2797	-3.6118	-2.1702	-1.9559
	U	-2.4990	-2.9907	-2.0944	-1.9559
REINO UNIDO	TA	-2.9720	-3.6118	-3.2038	-2.9907
	U	-1.6770	-2.9969	-4.0185	-1.9566
FRANCIA	TA	-4.3191	-2.9850	-4.8472	-3.6118
	U	-2.7194	-3.6118	-3.4581	-2.9907
ALEMANIA	TA	-2.8026	-3.6118	-1.8865	-1.9559
	U	-3.1837	-3.6118	-2.6869	-1.9559

Tabla 2. TEST PHILLIPS-PERRON

		NIVELES		DIFERENCIAS	
		ESTADISTICO	VALOR CRITICO 5%	ESTADISTICO	VALOR CRITICO 5%
ESPAÑA	TA	3.0559	-1.9552	-2.0882	-1.9559
	U	-1.5040	-2.9850	-2.2580	-1.9559
REINO UNIDO	TA	-2.4021	-3.6027	-3.2072	-2.9907
	U	-1.7026	-2.9850	-2.5497	-1.9559
FRANCIA	TA	-4.3664	-2.9850	-4.8481	-3.6118
	U	-2.0538	-3.6027	-3.4649	-2.9907
ALEMANIA	TA	-1.4733	-3.6027	-1.9394	-1.9559
	U	-1.1166	-2.9850	-2.7311	-1.9559

Tabla 3. NUMERO DE RAICES UNITARIAS PROPUESTAS POR EL PROGRAMA TRAMO

	TA	U
ESPAÑA	UNA	UNA
REINO UNIDO	UNA	CERO
FRANCIA	UNA	UNA
ALEMANIA	UNA	UNA

Tabla 4. NUMERO DE RAICES UNITARIAS ENCONTRADAS

		ADF	P-P	TRAMO	TOTAL
ESPAÑA	TA	UNA	UNA	UNA	UNA
	U	UNA	UNA	UNA	UNA
REINO UNIDO	TA	UNA	UNA	UNA	UNA
	U	UNA	UNA	CERO	UNA
FRANCIA	TA	CERO	CERO	UNA	UNA*
	U	UNA	UNA	UNA	UNA
ALEMANIA	TA	DOS	DOS	UNA	UNA*
	U	UNA	UNA	UNA	UNA

Para niveles de exigencia distintos del 5% puede admitirse la existencia de una raíz unitaria en ambos casos.

Tabla 5. ESTIMACION DE LA TASA DE ACTIVIDAD FEMENINA

	a₀	a₁	a₂	b	R²
ESPAÑA	0.2721 (124.68)	-0.1785 (-7.58)	0.0003 (25.77)	1.8	0.97
REINO UNIDO	0.3945 (112.90)	-0.2856 (-6.65)	0.0217 (32.25)	0.6	0.98
FRANCIA	0.2398 (15.61)	0.1705 (3.56)	0.1442 (10.02)	0.1	0.98
ALEMANIA	0.3972 (210.92)	-0.2009 (-3.70)	0.0004 (24.60)	1.7	0.98

Los valores que aparecen entre paréntesis se refieren al estadístico t

Tabla 6. TEST DE RAICES UNITARIAS SOBRE LOS RESIDUOS DE LA ESTIMACION

	ADF	P-P	TRAMO (nº. de raices)	TOTAL
ESPAÑA	-4.395 (-1.956)	-3.226 (-1.955)	0	ESTACIONARIO
REINO UNIDO	-3.422 (-1.956)	-2.645 (-1.955)	0	ESTACIONARIO
FRANCIA	-2.948 (-1.956)	-3.296 (-1.955)	0	ESTACIONARIO
ALEMANIA	-3.063 (-1.956)	-3.055 (-1.956)	0	ESTACIONARIO

Entre paréntesis aparecen los valores críticos para un nivel de significación del 5%

Tabla 7. TASAS DE PARO FEMENINO PARA ESPAÑA

	Tasa de paro oficial	Tasa de paro corregida
1972	0.016	0.037
1973	0.026	-0.034
1974	0.034	-0.037
1975	0.042	-0.005
1976	0.048	0.003
1977	0.055	0.045
1978	0.079	0.086
1979	0.096	0.115
1980	0.127	0.166
1981	0.158	0.219
1982	0.185	0.240
1983	0.203	0.250
1984	0.228	0.286
1985	0.248	0.312
1986	0.250	0.307
1987	0.270	0.277
1988	0.274	0.257
1989	0.251	0.238
1990	0.239	0.222
1991	0.235	0.230
1992	0.253	0.250
1993	0.289	0.288
1994	0.312	0.309
1995	0.304	0.302
1996	0.294	0.292
1997	0.281	0.283

Tabla 8. TASAS DE PARO FEMENINO PARA REINO UNIDO

	Tasa de paro oficial	Tasa de paro corregida
1972	0.014	0.007
1973	0.010	-0.003
1974	0.009	-0.003
1975	0.016	0.013
1976	0.030	0.036
1977	0.035	0.046
1978	0.037	0.053
1979	0.035	0.044
1980	0.043	0.061
1981	0.061	0.105
1982	0.071	0.125
1983	0.081	0.141
1984	0.084	0.122
1985	0.089	0.117
1986	0.090	0.117
1987	0.077	0.098
1988	0.061	0.072
1989	0.041	0.045
1990	0.034	0.037
1991	0.045	0.057
1992	0.074	0.081
1993	0.077	0.090
1994	0.074	0.094
1995	0.059	0.088
1996	0.056	0.085
1997	0.053	0.061

Tabla 9. TASAS DE PARO FEMENINO PARA FRANCIA

	Tasa de paro oficial	Tasa de paro corregida
1972	0.048	0.023
1973	0.047	0.036
1974	0.049	0.045
1975	0.062	0.062
1976	0.068	0.060
1977	0.073	0.055
1978	0.073	0.054
1979	0.081	0.057
1980	0.089	0.064
1981	0.097	0.070
1982	0.098	0.066
1983	0.095	0.066
1984	0.107	0.072
1985	0.109	0.076
1986	0.108	0.075
1987	0.112	0.076
1988	0.106	0.075
1989	0.100	0.069
1990	0.118	0.063
1991	0.123	0.063
1992	0.130	0.066
1993	0.139	0.075
1994	0.145	0.080
1995	0.140	0.080
1996	0.146	0.085
1997	0.144	0.087

Tabla 10. TASAS DE PARO FEMENINO PARO ALEMANIA

	Tasa de paro oficial	Tasa de paro corregida
1972	0.011	0.015
1973	0.012	0.005
1974	0.025	0.019
1975	0.044	0.043
1976	0.048	0.053
1977	0.049	0.060
1978	0.048	0.061
1979	0.043	0.055
1980	0.042	0.051
1981	0.056	0.063
1982	0.073	0.085
1983	0.088	0.111
1984	0.088	0.121
1985	0.090	0.122
1986	0.089	0.121
1987	0.088	0.120
1988	0.088	0.119
1989	0.081	0.113
1990	0.074	0.089
1991	0.077	0.092
1992	0.091	0.121
1993	0.103	0.144
1994	0.106	0.160
1995	0.101	0.166
1996	0.108	0.179
1997	0.105	0.191

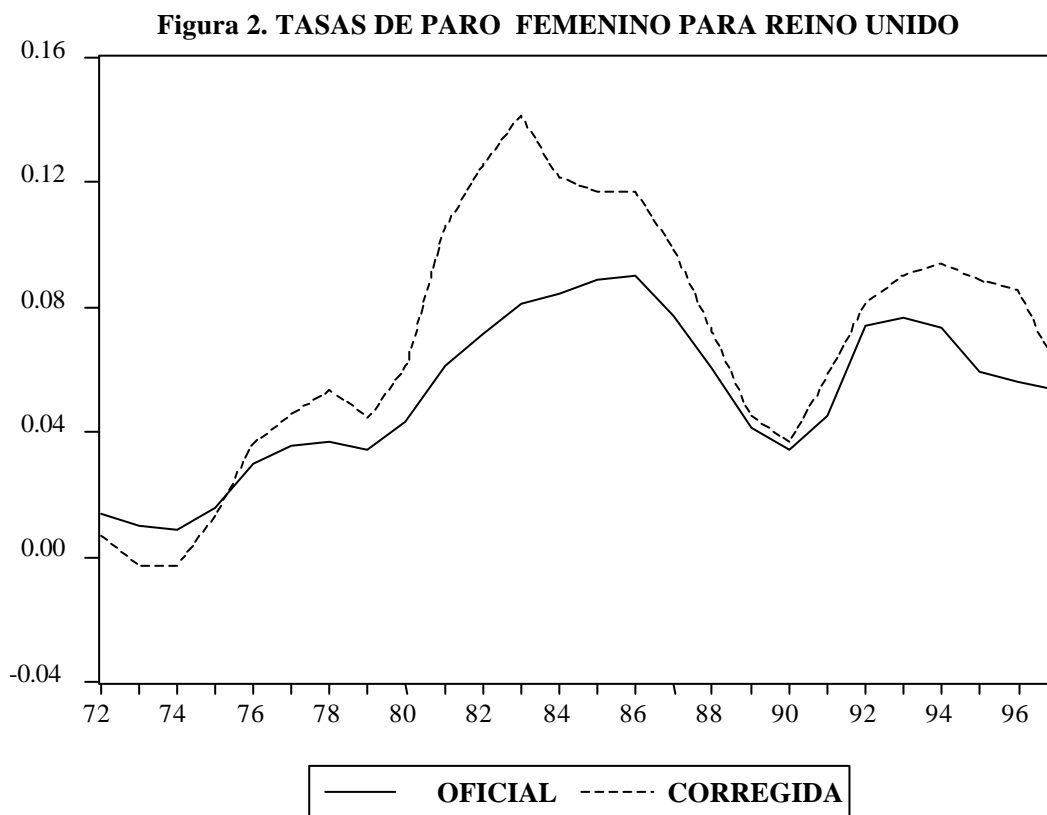
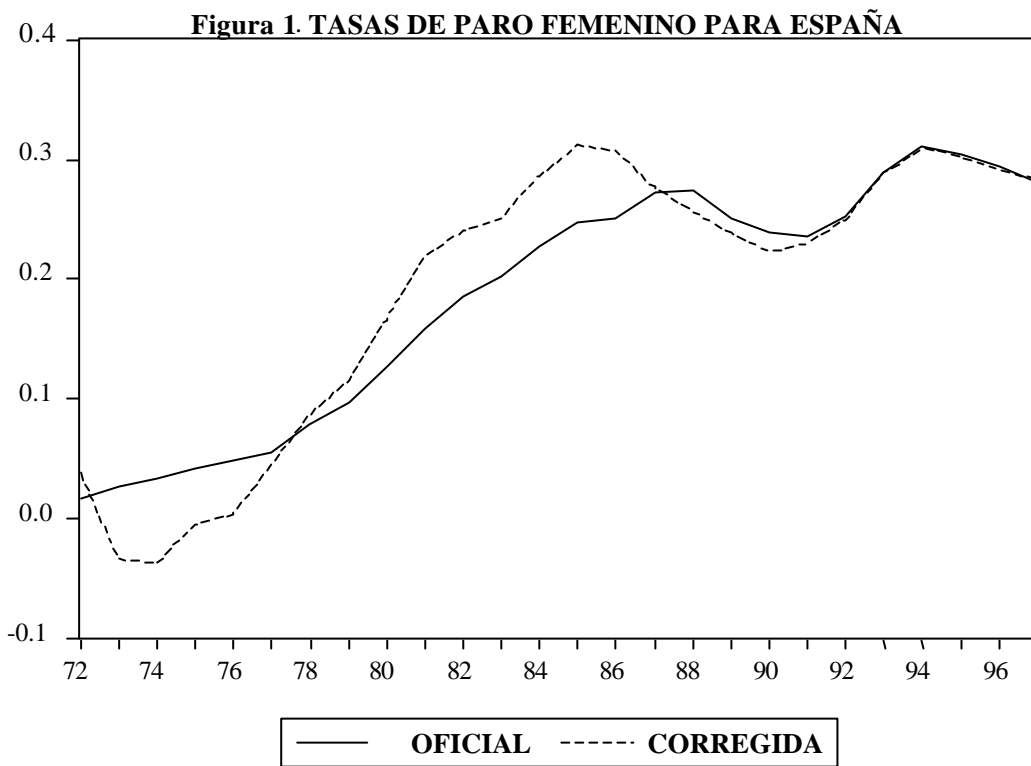


Figura 3. TASAS DE PARO FEMENINO PARA FRANCIA

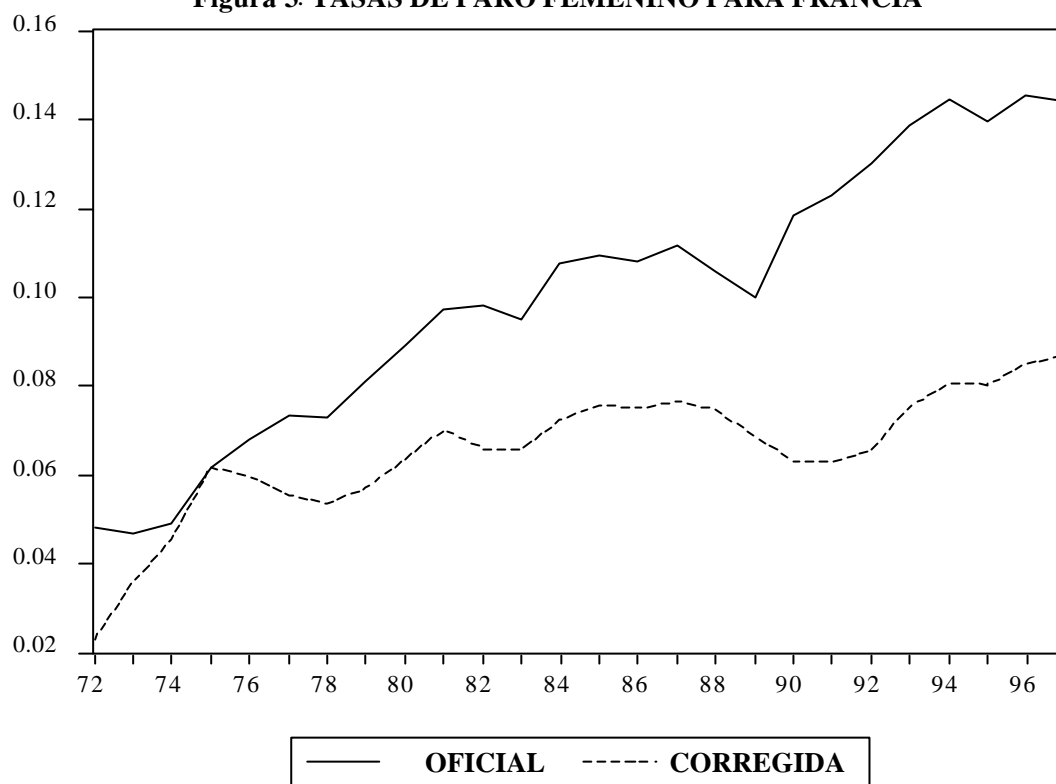


Figura 4. TASAS DE PARO FEMENINO PARO ALEMANIA

