

ESTIMACIONES DE LA TASA DE PARO DE EQUILIBRIO DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA A PARTIR DE LA LEY DE OKUN ^(*)

Autores: *Inés P. Murillo*^(a)

Universidad de Extremadura

Carlos Usabiaga^(b)

Universidad Pablo de Olavide y centra

P. T. N.º 15/03

(*) Este trabajo se realizó bajo la dirección de Josep L. Raymond. Agradecemos los comentarios recibidos en las presentaciones en la Universidad Pablo de Olavide y la Universidad de Extremadura.

(a) ihuertas@unex.es.

(b) cusaibavfernan@dee.upo.es.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 111-03-006-8

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
 2. REVISIÓN DE LOS PRINCIPALES MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO DE EQUILIBRIO
 3. ESTIMACIÓN DE LA TASA DE PARO DE EQUILIBRIO DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA A PARTIR DE LA LEY DE OKUN
 - 3.1. Cálculo de la tasa de paro de equilibrio en función de los incrementos en el nivel de producción
 - 3.2. Representación gráfica de las tasas de paro de equilibrio
 4. CONCLUSIONES
- REFERENCIAS

ABSTRACT

El objetivo de este trabajo consiste en proporcionar una estimación econométrica de la tasa de paro de equilibrio de la economía española durante las últimas tres décadas. El marco analítico se basa en la ley de Okun. Hemos comprobado que, efectivamente, la evolución del desempleo de equilibrio de la economía española puede aproximarse razonablemente a partir del crecimiento de la producción. De las dos estimaciones planteadas, dado que los resultados no discrepan apenas, reflejando –de forma “suavizada”– el comportamiento de la tasa de desempleo observada, destacaríamos quizás la que trabaja bajo la hipótesis de parámetros constantes y estima la tasa de paro de equilibrio de forma dinámica a partir de la tasa de paro retardada y del crecimiento cíclico de la producción. Por su parte, la aproximación de la tasa de paro de equilibrio vía filtro de Kalman nos ha permitido plantear el supuesto de variabilidad de los coeficientes.

Palabras clave: Desempleo, ley de Okun, desempleo de equilibrio, histéresis, filtro de Kalman.

Código JEL: E24.

1. INTRODUCCIÓN

El notable incremento de la tasa de desempleo de la mayor parte de las economías occidentales, y especialmente europeas, en las últimas décadas ha dado origen a una extensa literatura internacional centrada en el estudio de la evolución de la tasa de paro, en sus factores explicativos y en el cálculo de la tasa de desempleo de equilibrio¹.

En este contexto, el objetivo de este trabajo es buscar una estimación econométrica que nos permita aproximar de manera fidedigna la tasa de paro de equilibrio de la economía española en las tres últimas décadas. En particular, se trata de estimar la tasa de paro de equilibrio en función de la actividad económica del país; en este sentido, se busca una ecuación que relacione la evolución del desempleo con el crecimiento del nivel de producción.

El trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 se revisan brevemente los métodos de estimación de la tasa de paro de equilibrio más aplicados a la economía española en las últimas décadas. En la sección 3 se justifica el interés de aplicar la ley de Okun al cálculo de la tasa de paro de equilibrio de la economía española y se prueban varias especificaciones econométricas para el cálculo de dicha tasa de paro. Finalmente, la sección 4 recoge las principales conclusiones del trabajo.

2. REVISIÓN DE LOS PRINCIPALES MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO DE EQUILIBRIO

Una revisión completa y detallada de los principales métodos de estimación de la tasa de paro de equilibrio aplicados en las últimas dos décadas al caso de la economía española se encuentra en Gómez y Usabiaga (2001). En términos generales, podemos distinguir dos grandes bloques de métodos de estimación: por un lado, las estimaciones basadas en la noción NAIRU (tasa de desempleo no aceleradora de la inflación) y, por el otro, las estimaciones basadas en la metodología VAR (vectores autorregresivos).

Comenzando por los métodos basados en la NAIRU², la característica básica de los mismos es la consideración de una relación explícita entre desempleo e

¹ Véanse, por ejemplo, desde la perspectiva europea y española respectivamente, Bean (1994) y Blanchard y Jimeno (1994).

² En Gómez *et al.* (2001) y Estrada *et al.* (2002) encontramos unas aplicaciones recientes para la economía española de las distintas metodologías empleadas en la literatura económica para medir la NAIRU.

inflación (curva de Phillips)³. A partir de aquí las posibilidades de estimación son múltiples, según las formas funcionales que se consideren y los supuestos que se establezcan. Casi todos los trabajos que pueden enmarcarse dentro de este primer bloque para la economía española se basan en la metodología de análisis de Layard y Nickell –Layard y Nickell (1985, 1986 y 1987) y Layard *et al.* (1991)–. Sobre la base de este conocido marco teórico, más concretamente algunos de los métodos aplicados por diversos autores para la estimación de la tasa de paro de equilibrio de la economía española son los siguientes –Gómez y Usabiaga (2001)–: curva de Phillips ampliada –véase por ejemplo Bellod (1999) y Estrada *et al.* (2002)–, sistemas de ecuaciones de precios y salarios –véase por ejemplo Estrada *et al.* (2002)– y sistemas ampliados de ecuaciones simultáneas –véase por ejemplo De Lamo y Dolado (1993) y Rodríguez (1995)–.

Otro método de aproximación al desempleo de equilibrio es el que se basa en la ley de Okun. Precisamente, en el presente trabajo nos ocupamos de esta línea metodológica, que ha sido escasamente desarrollada para el caso de la economía española –destacando en este campo el trabajo de Andrés *et al.* (1996)⁴–. Este tipo de estimación se distingue principalmente de los modelos basados en la noción de NAIRU por sustituir la curva de Phillips por la ley de Okun; ley esta última que establece una relación empírica entre el desequilibrio en el mercado de bienes y el desequilibrio en el mercado de trabajo. De este modo, el desempleo de equilibrio se calcula como aquella tasa de paro que es compatible con un determinado grado de presión en la demanda.

Por último, el enfoque basado en la metodología VAR⁵ está siendo muy utilizado en los últimos años en este campo, debido a que presenta una amplia flexibilidad analítica y que permite el cálculo de la tasa de paro de equilibrio bajo una dinámica muy completa. En esencia –véase Gómez y Usabiaga (2001)–, estos trabajos plantean un VAR estructural (SVAR) para un conjunto de variables como por ejemplo el desempleo, los salarios o los precios, y estudian la reacción de dichas variables ante determinados *shocks*, por ejemplo de demanda y de oferta, de productividad, etc.⁶.

³ Otras estimaciones alternativas, no basadas en la noción NAIRU y la curva de Phillips, son por ejemplo las que emplean métodos univariantes para descomponer la serie temporal del desempleo en un componente tendencial –que se asociaría al desempleo de equilibrio– y un componente cíclico. Estos procedimientos, de los que diversos "filtros" proporcionan una buena muestra, son puramente estadísticos y carecen de contenido económico.

⁴ Otros trabajos que prestan atención a la ley de Okun para la economía española son por ejemplo los de Blanchard y Jimeno (1999) y Pérez *et al.* (2002).

⁵ Véanse, como trabajos pioneros en este campo, los de Blanchard y Quah (1989), Bean (1992) y Galí (1992).

⁶ Como aplicaciones de esta metodología para el caso español, podemos destacar por ejemplo los trabajos de Andrés *et al.* (1996), Dolado y Jimeno (1997), Viñals y Jimeno (1998), Dolado *et al.* (2000), Estrada *et al.* (2002) y Pérez *et al.* (2002).

3. ESTIMACIÓN DE LA TASA DE PARO DE EQUILIBRIO DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA A PARTIR DE LA LEY DE OKUN

Una vez expuesta en la sección anterior una breve panorámica de los principales métodos de aproximación a la tasa de desempleo de equilibrio para la economía española, nos centraremos ahora en el método propuesto por Andrés *et al.* (1996), basado en la ley de Okun. Este método, al que ya hemos hecho una breve referencia anteriormente, nos parece relevante por varias razones.

En primer lugar, la idea de la ley de Okun resulta muy intuitiva: la mayor producción en épocas expansivas precisa de trabajadores adicionales que pasan, de este modo, del desempleo a la ocupación. Si este flujo de trabajadores predomina sobre el de nuevos entrantes en la población activa, la consecuencia es una disminución de la tasa de paro. Sobre esta sencilla idea se han ido aplicando técnicas progresivamente más complejas y flexibles, de manera que el marco de análisis se ha hecho más general y se ha enriquecido el conocimiento de la relación dinámica desempleo-crecimiento de la producción⁷. Asimismo, la ley de Okun permite, si se inserta en el marco analítico adecuado, calcular por ejemplo qué tasa de crecimiento de la producción es necesario alcanzar y mantener para reducir la tasa de desempleo en un porcentaje determinado⁸.

En segundo lugar, como señalan Andrés *et al.* (1996), la mayor persistencia de las desviaciones de la capacidad productiva respecto de su valor promedio, en comparación con las variaciones en los precios, parece ser más acorde con la duración de los ciclos económicos. Además, distintas especificaciones econométricas planteadas por estos autores ponen de manifiesto que, para el caso de la economía española, las variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva respecto a su promedio tienen un mayor poder explicativo y resultan más significativas en la aproximación del desempleo cíclico que las sorpresas nominales (precios).

Por último, en tercer lugar, la sustitución de la curva de Phillips por la ley de Okun en la estimación de la tasa de paro de equilibrio conduce a unos resultados más claros, dado que al relacionar el movimiento cíclico del desempleo con las variaciones no esperadas en los precios no se puede precisar si el *shock* que origina la variación en el índice de precios, y por tanto en la tasa de paro, tiene origen de oferta o de demanda⁹.

⁷ Véase en este sentido Pérez *et al.* (2002).

⁸ Véase por ejemplo Blanchard y Jimeno (1999).

⁹ Adicionalmente, las estimaciones basadas en la curva de Phillips están condicionadas al "correcto funcionamiento" de dicha curva, aspecto que es objeto de un intenso debate entre los economistas –véanse Galí (2000) y Ball y Mankiw (2002)–.

En nuestra opinión, todos estos argumentos hacen de la ley de Okun un punto de vista atractivo para plantear el cálculo de la tasa de paro de equilibrio de la economía española y tratar de explicar, a partir de los resultados obtenidos, si el comportamiento mostrado por la tasa de desempleo de esta economía en las últimas décadas ha sido debido fundamentalmente a factores coyunturales o si, por el contrario, ha tenido un componente de cambio estructural importante.

Siguiendo a Andrés *et al.* (1996), suponemos la existencia de una relación estable entre el desempleo cíclico y el grado de utilización de la capacidad instalada. De este modo, el desempleo estructural o de equilibrio será aquel compatible con un determinado grado de utilización de la capacidad productiva del sistema. En esta línea, tenemos la noción MURU –tasa de desempleo compatible con una utilización promedio de la capacidad productiva instalada–.

Dado que en la tasa de desempleo (U) podemos distinguir un componente cíclico (U_t^c) y un componente estructural (U_t^*), plantearemos que la evolución de U_t^c viene marcada por variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva, mientras que el componente U_t^* evoluciona independientemente de las fluctuaciones cíclicas de la economía, siendo por tanto compatible con un determinado grado de presión de la demanda. Esta idea queda reflejada en la siguiente expresión:

$$U_t - U_t^* = \alpha(UC_t - UC^*) + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

donde UC_t es el grado de utilización de la capacidad productiva en el periodo t , UC^* es el nivel promedio de utilización de la capacidad productiva, α es el “coeficiente de Okun” y ε_t refleja variaciones nominales transitorias en precios, salarios y productividad.

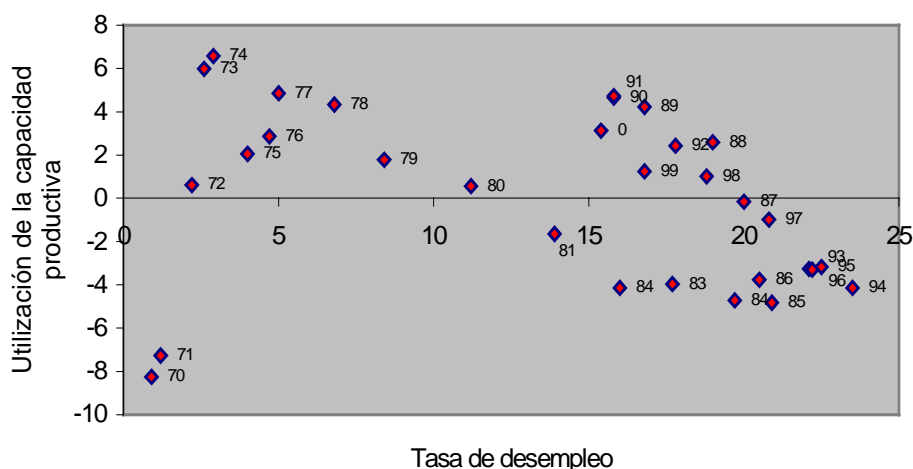
Aunque en adelante no trabajaremos sobre esta expresión en concreto, resulta útil como una primera aproximación al comportamiento conjunto del desempleo y del grado de utilización de la capacidad productiva, según se observa en el gráfico que presentamos a continuación. En la elaboración de dicho gráfico hemos aproximado el grado de utilización de la capacidad productiva a partir de la serie de VAB industrial a precios constantes de 1995¹⁰. Sobre esta serie se han aplicado logaritmos y un filtro de Hodrick-Prescott (estándar) con el fin de captar el componente tendencial (UC^*). De este modo, lo que se representa en el Gráfico 1 son las desviaciones en la utilización de la capacidad productiva respecto de su valor tendencial¹¹:

¹⁰ En este trabajo se utilizan datos anuales para la economía española del Servicio de Estudios del BBVA, correspondientes al periodo 1970-2000. Los datos relativos a la población activa, ocupada y parada proporcionados por el BBVA provienen de la EPA.

¹¹ Es decir, la diferencia entre el logaritmo del VAB industrial y su tendencia, calculada esta mediante el filtro de Hodrick-Prescott.

Gráfico 1

TASA DE DESEMPLEO FRENTE A UTILIZACIÓN DE LA CAPACIDAD PRODUCTIVA



En el gráfico se observa que existe una correlación negativa entre el grado de utilización de la capacidad productiva y la tasa de desempleo; así, de acuerdo con la ley de Okun, cuando *UC* está por debajo de su nivel tendencial la tasa de paro es más alta y lo contrario ocurre cuando *UC* está por encima de su valor tendencial. En suma, las desviaciones de *UC* respecto a su nivel tendencial explican el movimiento cíclico del desempleo.

En cuanto a la evolución en el tiempo de la relación *UC* – *U* (utilización de la capacidad-tasa de desempleo) podemos observar en el Gráfico 1 que a lo largo de los últimos 30 años se ha producido un desplazamiento de la recta de regresión que pasa por los pares de valores comentados¹². Así, por un lado, ha aumentado la abscisa de manera muy clara, reflejando que las tasas de paro asociadas en la actualidad a niveles de utilización de la capacidad productiva similares a los de décadas pasadas son notablemente mayores, y, por otro, se ha incrementado ligeramente la pendiente, lo que significa que en los últimos años la tasa de paro ha sido menos sensible a las variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva. Este último punto podría indicar que la tasa de paro se ha hecho, además de más alta, más estructural, en el sentido de que reacciona con menor intensidad a las fluctuaciones cíclicas de la economía.

3.1. Cálculo de la tasa de paro de equilibrio en función de los incrementos en el nivel de producción

Al hilo de la relación observada entre la tasa de paro y el nivel de producción, a continuación consideraremos una relación funcional explícita entre estas dos variables.

¹² Hemos agrupado los datos en dos bloques: desde principios de los setenta hasta mediados de los ochenta y el periodo posterior.



Puesto que la tasa de paro es la proporción de desempleados sobre la población activa, podemos expresar el crecimiento del desempleo en función de la dinámica de la población activa y de la población ocupada:

$$U_t = (A_t - N_t)/A_t = 1 - N_t/A_t \quad (3.2)$$

donde A_t es la población activa y N_t es la población ocupada.

Reordenando la expresión anterior y tomando logaritmos obtenemos:

$$\ln(N_t/A_t) = \ln(1 - U_t) \approx -\ln(U_t) \quad (3.3)$$

o lo que es lo mismo:

$$\Delta U = a - n \quad (3.4)$$

donde las letras minúsculas representan las primeras diferencias de los logaritmos de las variables.

Suponiendo que la evolución de la población activa y ocupada está ligada al crecimiento de la producción, la expresión anterior se puede plantear como:

$$\Delta U_t = \alpha + \gamma \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

donde y_t es el logaritmo del nivel de producción¹³.

A partir de la expresión anterior proponemos dos alternativas para la estimación de la tasa de paro de equilibrio en función del crecimiento de la producción. En primer lugar, adoptamos el supuesto de que los parámetros de la ecuación que relaciona ambas variables son constantes, y estimamos la tasa de desempleo de equilibrio de forma dinámica introduciendo como variable explicativa el propio desempleo retardado. En segundo lugar, asumiremos la posibilidad de que los parámetros de la ecuación que relaciona la tasa de paro con el incremento del nivel de producción varíen a lo largo del periodo muestral considerado, aplicando el filtro de Kalman para la estimación de la tasa de paro de equilibrio.

3.1.1. *Estimación de la tasa de paro de equilibrio bajo la hipótesis de parámetros constantes*

Si trabajamos bajo la hipótesis de que los parámetros de la ecuación que relaciona la tasa de desempleo con el crecimiento del nivel de producción no varían a lo largo del tiempo, podemos aproximar la tasa de paro de equilibrio a partir de la siguiente expresión:

¹³ En adelante, y_t representa el VAB total expresado en logaritmos. El símbolo Δ representa el incremento de las variables que acompaña. Es decir, la variable Δy_t representa el crecimiento del VAB total expresado en logaritmos, mientras que la variable ΔU_t representa el aumento de la tasa de paro. Los incrementos se han calculado como primeras diferencias de las variables originales.

$$U_t = \alpha + \beta U_{t-1} + \gamma \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Esta ecuación se deriva de la ecuación 3.5 presentada anteriormente¹⁴. En ella se recoge la variabilidad de la tasa de desempleo introduciendo como variable explicativa la propia variable endógena retardada y modelizando los residuos según un AR(1).

Esa expresión sólo resulta válida para nuestra estimación si $\beta < 1$, ya que para un valor $\beta = 1$ no podemos hablar de tasa de paro de equilibrio.

El Cuadro 1 recoge los resultados que obtenemos de esta estimación:

Cuadro 1
ESTIMACIÓN DE LA TASA DE PARO DE EQUILIBRIO BAJO EL
SUPUESTO DE PARÁMETROS CONSTANTES
VARIABLE DEPENDIENTE: U_t

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante	0.033648	2.329879
U_{t-1}	0.875402	9.886656
Δy	-0.402289	-3.219412
AR(1)	0.634507	3.017883
R^2	0.981807	
Durbin-Watson	1.529540	
Error estándar de la regresión	0.009993	
Raíces invertidas AR	0.63	

El análisis del valor estimado de β , realizado mediante un test t, no permite rechazar la hipótesis nula ($H_0: \beta = 1$). Esto no significa que β sea igual a la unidad; simplemente no tenemos evidencia suficiente en contra de la hipótesis planteada. En cualquier caso, como ya hemos apuntado, para que la ecuación anterior nos permita definir una tasa de paro de equilibrio debemos suponer que el coeficiente que afecta a la variable endógena retardada es inferior a la unidad¹⁵.

De este modo, si admitimos que β es menor que 1, podemos emplear un procedimiento recursivo para calcular la tasa de paro de equilibrio de forma

¹⁴ De hecho, la ecuación 3.5 no es más que un caso particular de la ecuación 3.6 (si $\beta = 1$, se trata de la misma expresión).

¹⁵ Este supuesto se ve respaldado por diversos tests de raíces unitarias sobre la serie del desempleo observado. Así, los tests de Dickey-Fuller con mínimos cuadrados generalizados (DFGLS), Kwiatkowski *et al.* (KPSS), Elliot *et al.* (ERS) y Ng y Perron (NP) rechazan la hipótesis nula de que el desempleo observado presenta una raíz unitaria.

dinámica. Para ello, expresamos la tasa de paro observada de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 U_t &= \alpha + \gamma \Delta y_t + \beta U_{t-1} + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha + \gamma \Delta y_t + \beta (\alpha + \gamma \Delta y_{t-1} + \beta U_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha(1 + \beta) + \gamma \Delta_t + \beta \gamma \Delta y_{t-1} + \beta^2 U_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = \\
 &\dots \\
 &= \theta + \gamma \Delta y_t + \beta \gamma \Delta y_{t-1} + \dots + \beta^{n-1} \gamma \Delta y_{t-(n-1)} + \beta^n U_{t-n} + u_t
 \end{aligned} \tag{3.7}$$

donde θ es una constante y u_t es el término de error.

Análogamente, la tasa de paro de equilibrio respondería a la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 U_t^* &= \alpha + \gamma \Delta y_t^* + \beta U_{t-1}^* + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha + \gamma \Delta y_t^* + \beta (\alpha + \gamma \Delta y_{t-1}^* + \beta U_{t-2}^* + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha(1 + \beta) + \gamma \Delta_t^* + \beta \gamma \Delta y_{t-1}^* + \beta^2 U_{t-2}^* + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = \\
 &\dots \\
 &= \theta + \gamma \Delta y_t^* + \beta \gamma \Delta y_{t-1}^* + \dots + \beta^{n-1} \gamma \Delta y_{t-(n-1)}^* + \beta^n U_{t-n}^* + u_t
 \end{aligned} \tag{3.8}$$

donde y_t^* representa la producción de largo plazo o tendencial, que se ha calculado aplicando un filtro de Hodrick-Prescott a la serie y_t .

Podemos obtener una estimación de la tasa de desempleo de equilibrio restando la expresión 3.7 de la expresión 3.8:

$$\begin{aligned}
 U_t^* &= U_t + \gamma (\Delta y_t^* - \Delta y_t) + \beta \gamma (\Delta y_{t-1}^* - \Delta y_{t-1}) \\
 &\quad + \dots + \beta^{n-1} \gamma (\Delta y_{t-(n-1)}^* - \Delta y_{t-(n-1)}) + \beta^n (U_{t-n}^* - U_{t-n})
 \end{aligned} \tag{3.9}$$

De este modo, partiendo del supuesto de que en el primer año de la muestra la tasa de paro de equilibrio coincide con la observada¹⁶, iremos estimando el desempleo de equilibrio de la siguiente forma¹⁷:

¹⁶ El supuesto de que en el año 1970 la tasa de paro de equilibrio coincide con la observada es necesario para eliminar en la primera observación el término $\beta^n (U_{t-n}^* - U_{t-n})$. En caso contrario, tendríamos como variable explicativa la propia variable endógena retardada y no podríamos estimar el desempleo de equilibrio. Bien es cierto que, siguiendo las indicaciones del Gráfico 1, posiblemente hubiese sido más correcto empezar a estimar en el año 1972, año que ofrece una utilización de la capacidad productiva muy cercana a la utilización promedio. De todos modos, los resultados que se obtienen no son sustancialmente diferentes.

¹⁷ También bajo la hipótesis de coeficientes fijos, se ha tratado de estimar el desempleo de equilibrio utilizando un polinomio de Almon. La idea que respalda esta aproximación es que la tasa de paro responde no sólo a las variaciones de la producción y a las condiciones económicas en general del periodo corriente, sino también a las mismas variables de periodos anteriores. En este sentido, hemos estimado una ecuación con 5 retardos. Sin embargo, aunque los resultados eran aceptables desde un punto de vista econométrico, se ha descartado esta aproximación por obtenerse el resultado de una tasa de paro de equilibrio más oscilante que la propia tasa de paro observada. Dicha estimación está disponible previa petición a los autores.

$$\begin{aligned}
 U_{71}^* &= U_{71} + \gamma(\Delta y_{71}^* - \Delta y_{71}) \\
 U_{72}^* &= U_{72} + \gamma(\Delta y_{72}^* - \Delta y_{72}) + \beta\gamma(\Delta y_{71}^* - \Delta y_{71}) \\
 &\dots
 \end{aligned}
 \tag{3.10}$$

3.1.2. *Aplicación del filtro de Kalman a la estimación de la tasa de paro de equilibrio*

La estimación de los coeficientes de un modelo mediante MCO ofrece unos resultados eficientes siempre y cuando se cumplan ciertos supuestos que aseguren la insesgadez y la consistencia de los estimadores. Sin embargo, es posible que algunos de estos supuestos no se cumplan en la práctica; por ejemplo, en el caso de que los coeficientes del modelo que se pretende estimar puedan variar a lo largo del periodo muestral considerado. En estas circunstancias, el filtro de Kalman ofrece una mejor aproximación, respecto a MCO, para la estimación y predicción con modelos que se insertan en un ambiente macroeconómico de relativa inestabilidad¹⁸.

En relación al cálculo de la tasa de paro de equilibrio para la economía española, parece conveniente asumir este supuesto de inestabilidad y, con el fin de captar la variabilidad de los parámetros del modelo, estimar el mismo vía filtro de Kalman. De esta manera, podremos comprobar también si los resultados obtenidos hasta el momento son robustos.

Supongamos que partimos de la siguiente expresión (ecuación de medida), indicativa de que el desempleo responde al crecimiento del nivel de producción:

$$U_t = \alpha_t + \beta\Delta y_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \tag{3.11}$$

donde ε_t tiene media cero y varianza constante.

Como hemos indicado con anterioridad, es posible que α no sea constante¹⁹; en concreto, suponemos que evoluciona en el tiempo de acuerdo con la siguiente expresión (ecuación de transición):

$$\alpha_t = T\alpha_{t-1} + \delta_t \tag{3.12}$$

donde T es una matriz de dimensión $r \times r$ y δ_t es el vector de residuos de la ecuación de transición, que se distribuyen normalmente con media cero y varianza constante.

¹⁸ La ventaja del filtro de Kalman sobre MCO consiste en que es capaz de asegurar resultados óptimos aún en el caso de que los coeficientes que se pretende estimar no puedan suponerse constantes a lo largo del periodo muestral considerado. En concreto, si MCO es capaz de ofrecer estimadores óptimos, entonces el filtro de Kalman también los ofrece, aunque no siempre se verifica esta aseveración a la inversa –véase Watson (1983)–.

¹⁹ Se ha aplicado también el filtro de Kalman bajo la hipótesis de que es el parámetro β el que muestra un comportamiento variable. No obstante, los resultados de este ejercicio (no significatividad de la tendencia temporal, con una probabilidad asociada de 0.8) sugieren que esta vía de aproximación no es correcta.

Se supone que los residuos de estas dos ecuaciones no están correlacionados entre ellos, ni tampoco con el vector de estado inicial α_0 .

Las posibilidades de estimación del sistema anterior son amplias, en función de la estructura que se asuma para la ecuación de transición y para la matriz de covarianzas del término de error²⁰. Entre estas posibilidades, la que ofrece resultados más aceptables es la que supone que la ecuación de transición sigue un paseo aleatorio y que la matriz de covarianzas del término de error del modelo en su versión latente es la matriz identidad. A continuación recogemos, en el Cuadro 2, los resultados obtenidos:

Cuadro 2
ESTIMACIÓN DE LA TASA DE PARO DE EQUILIBRIO MEDIANTE EL
FILTRO DE KALMAN²¹
VARIABLE DEPENDIENTE: U_t

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Δy_t	-0.970376	-17.66747
α_t final	18.91011	14.86621
$U_t = \alpha_t + \beta \Delta y_t$ $\alpha_t = \alpha_{t(-1)}$		
R^2	0.981662	
Durbin-Watson	1.081106	
Error estándar de la regresión	0.907390	

Es decir:

$$U_t = \alpha_t - 0.9703\Delta y_t \quad (3.13)$$

Por tanto, observamos que, para cada periodo temporal, el valor de la tasa de paro depende de dos elementos: el crecimiento de la producción y el término independiente.

3.2. Representación gráfica de las tasas de paro de equilibrio

El Gráfico 2 muestra los resultados derivados de las distintas alternativas seguidas en este trabajo para el cálculo de la tasa de paro de equilibrio. Observamos

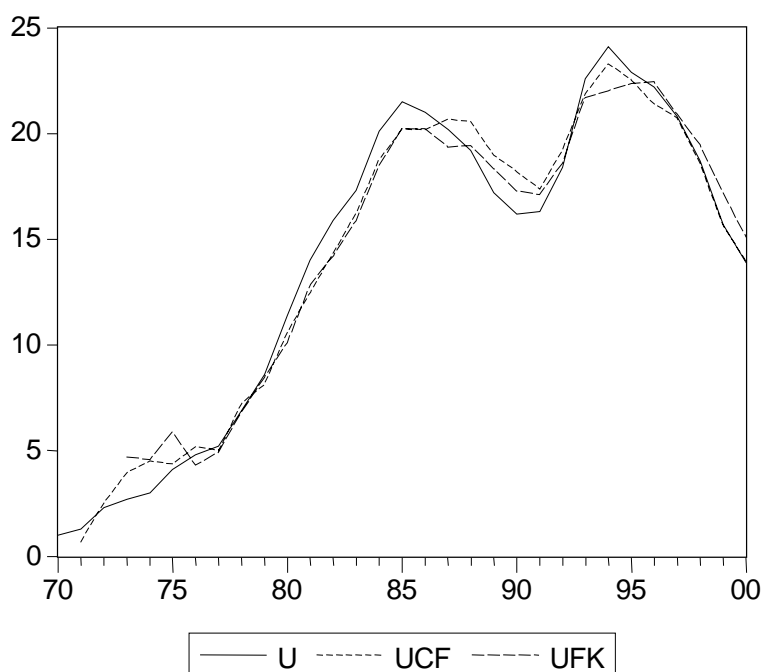
²⁰ Las posibilidades de estimación son que el término de error de la ecuación de transición sea ruido blanco o bien paseo aleatorio, y que la matriz de covarianzas del modelo en su versión latente sea singular, simétrica o bien la matriz identidad.

²¹ Las variables del Cuadro 2 están expresadas en tanto por ciento.

que los dos procedimientos empleados ofrecen un perfil de comportamiento del desempleo de equilibrio muy parecido, lo que podría sugerir que la consideración del desempleo retardado como variable explicativa –que seguimos en el primer método descrito– resulta una buena alternativa para recoger la dinámica del desempleo de equilibrio. Otra posible idea que surge de esta similitud es que la consideración de que los parámetros de la ecuación que relaciona desempleo y crecimiento de la producción puedan variar a lo largo del tiempo no altera en gran medida los resultados obtenidos al estimar la tasa de paro de equilibrio bajo el supuesto de coeficientes fijos.

Gráfico 2

ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DE LA TASA DE PARO DE EQUILIBRIO²²



Por otro lado, de los dos procedimientos seguidos, el que se basa en el supuesto de parámetros constantes presenta ciertas ventajas teóricas, ya que se deriva de la propia definición del desempleo y, al incluir el desempleo retardado como variable explicativa, podría recoger la idea de histéresis en el desempleo español –véase Andrés (1993)–.

Si comparamos la evolución de la tasa de desempleo observada con las estimaciones del desempleo de equilibrio proporcionadas, observamos que muestran un mismo perfil de comportamiento a grandes rasgos, en cuanto a los periodos de crecimiento y decrecimiento, ligeramente más suavizado en el caso

²² U es la tasa de paro observada, UCF es la tasa de paro de equilibrio estimada bajo la hipótesis de coeficientes fijos y UFK es la tasa de paro de equilibrio calculada mediante el filtro de Kalman.

de las estimaciones del desempleo de equilibrio, como cabía esperar. La evolución seguida en los últimos años de la muestra sugiere que la reducción de la tasa de paro de la economía española a que hemos asistido durante la segunda mitad de la década de los 90 no se ha apoyado sólo en una mejoría de la coyuntura económica, sino que responde también a una mejor respuesta de la tasa de paro a las condiciones estructurales de la economía. No obstante, para profundizar en este tipo de conclusiones, sería necesario aportar estimaciones adicionales que completasen el tratamiento de la tasa de paro de equilibrio en función de distintas variables relevantes²³.

4. CONCLUSIONES

El objetivo fundamental de este trabajo ha sido proporcionar una estimación econométrica de la tasa de paro de equilibrio de la economía española durante las últimas décadas. El marco teórico que se ha empleado para ello se basa en la ley de Okun, por presentar esta línea en nuestra opinión ciertas ventajas, tanto teóricas como empíricas. Hemos comprobado que, efectivamente, la evolución del desempleo de equilibrio de la economía española en las tres últimas décadas puede aproximarse razonablemente a partir del crecimiento de la producción.

De las dos estimaciones del desempleo de equilibrio planteadas²⁴, dado que los resultados no discrepan apenas, reflejando –de forma “suavizada”– el comportamiento de la tasa de desempleo observada, destacaríamos quizás la que trabaja bajo la hipótesis de parámetros constantes y estima la tasa de paro de equilibrio de forma dinámica a partir de la tasa de paro retardada y del crecimiento cíclico de la producción. Por su parte, la aproximación de la tasa de paro de equilibrio vía filtro de Kalman nos ha permitido poder plantear el supuesto de variabilidad de los coeficientes de la ecuación que relaciona desempleo y crecimiento de la producción.

Entre las posibles extensiones de este trabajo, destacaríamos el uso de verdaderos indicadores del grado de utilización de la capacidad productiva, así como la inclusión de variables adicionales (laborales y de economía industrial) en el análisis.

²³ Véase en este sentido Andrés *et al.* (1996).

²⁴ Los datos empleados en este trabajo nos han impedido poder efectuar estimaciones adicionales que nos habrían permitido profundizar en la robustez de los resultados o plantear otros escenarios de análisis.

REFERENCIAS

- ANDRÉS, J. (1993): "La Persistencia del Desempleo Agregado: Una Panorámica", *Moneda y Crédito*, 207, págs. 115-143.
- ANDRÉS, J.; DOMÉNECH, R., y TAGUAS, D. (1996): "Desempleo y Ciclo Económico en España", *Moneda y Crédito*, 201, págs. 157-189.
- BALL, L., y MANKIW, N. G. (2002): "The NAIRU in Theory and Practice", *Journal of Economic Perspectives*, 16 (4), págs. 115-136.
- BEAN, C. R. (1992): "Identifying the Causes of British Unemployment", CEP-LSE, *Working Paper* núm. 276.
- (1994): "European Unemployment: A Survey", *Journal of Economic Literature*, 32 (2), págs. 573-619.
- BELLOD, J. F. (1999): "Prueba de Causalidad y Determinación de la NAIRU", *El Trimestre Económico*, 66 (264), págs. 663-692.
- BLANCHARD, O. J., y JIMENO, J. F. (1994) (coords.): *Unemployment in Spain: Is There a Solution?*, CEPR, Londres.
- (1999): "Reducing Spanish Unemployment under the EMU", FEDEA, *Documento de Trabajo* 99-02.
- BLANCHARD, O. J., y QUAH, D. T. (1989): "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79 (4), páginas. 655-673.
- DE LAMO, A., y DOLADO, J. J. (1993): "Un Modelo del Mercado de Trabajo y la Restricción de Oferta en la Economía Española", *Investigaciones Económicas*, 17 (1), págs. 87-118.
- DOLADO, J. J., y JIMENO, J. F. (1997): "The Causes of Spanish Unemployment: A Structural VAR Approach", *European Economic Review*, 41 (7), págs. 1281-1307.
- DOLADO, J. J.; LÓPEZ-SALIDO, D., y VEGA, J. L. (2000): "Unemployment and Inflation Persistence in Spain: Are There Phillips Trade-Offs?", *Spanish Economic Review*, 2, págs. 267-291.
- ESTRADA, A.; HERNANDO, I., y LÓPEZ-SALIDO, D. (2002): "La Medición de la NAIRU en la Economía Española", *Moneda y Crédito*, 215, págs. 69-108.
- GALÍ, J. (1992): "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US Data", *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), págs. 709-738.
- (2000): "The Return of the Phillips Curve and Other Recent Developments in Business Cycle Theory", *Spanish Economic Review*, 2, págs. 1-10.

- GÓMEZ, F.; REBOLLO, Y., y USABIAGA, C. (2001): "Nuevas Estimaciones de la NAIRU de la Economía Española: Métodos Directos", *Estudios de Economía Aplicada*, 20 (3), págs. 509-530.
- GÓMEZ, F., y USABIAGA, C. (2001): "Las Estimaciones del Desempleo de Equilibrio. Una Panorámica", *Revista de Economía Aplicada*, 9 (27), págs. 103-129.
- LAYARD, R., y NICKELL, S. (1985): "The Causes of British Unemployment", *National Institute Economic Review*, 111, págs. 62-85.
- (1986): "Unemployment in Britain", *Economica* (Supplement), 53, págs. 121-170.
 - (1987): "The Labour Market", en DORNBUSCH, R., y LAYARD, R. (1987) (eds.): *The Performance of the British Economy*, Clarendon Press, Oxford, págs. 131-179.
- LAYARD, R.; NICKELL, S., y JACKMAN, R. (1991): *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- PÉREZ, J. J.; RODRÍGUEZ, J., y USABIAGA, C. (2002): "Análisis Dinámico de la Relación entre Ciclo Económico y Ciclo del Desempleo en Andalucía en Comparación con el Resto de España", *centrA, Documento de Trabajo E2002/07*.
- RODRÍGUEZ, B. (1995): "La Tasa Natural de Desempleo de la Economía Española: Un Intento de Cuantificación", *Estudios de Economía Aplicada*, 3, págs. 133-152.
- VIÑALS, J., y JIMENO, J. F. (1998): "The Impact of the EMU on European Unemployment", Oesterreichische Nationalbank, *Working Paper* núm. 34.
- WATSON, P. K. (1983): "Kalman Filtering as an Alternative to Ordinary Least Squares-Empirical Results", *Empirical Economics*, 8, págs. 71-85.

NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábiga. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.

PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the re-search is also requested.

ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.
Autor: Desiderio Romero Jordán.
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.
Autores: Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas: 58.

Nueva Época

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.
Autor: José Félix Sanz Sanz.
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.
Autores: José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Plá.
Páginas: 28.
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.
Autores: Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas 28.

2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, "efecto clientela" y aversión al riesgo.
Autores: Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.
Autor: Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.
Autora: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality decomposition by factor components.
Autores: Mercedes Sastre y Alain Trannoy.
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.
Autores: Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado.
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.
Autores: José M.^a Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis.
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.
Autores: Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.
Autores: Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.
Autora: Nuria Badenes Plá.
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.
Autor: Ángel López Nicolás.
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures.
Autores: Isabel Rabadán y Rafael Salas.
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.
Autor: Rafael Salas.
Páginas 40.

- 15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.
Autores: Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 32.
- 16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.
Autores: Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.
Páginas 48.
- 17/01 Redistribution and labour supply.
Autores: Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.
Páginas 24.
- 18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.
Autoras: M.^a Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.
Páginas 32.
- 19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.
Autores: José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.
Páginas 28.
- 20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.
Autor: Jorge Calero Martínez.
Páginas 36.
- 21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.
Autor: Óscar Bajo Rubio.
Páginas 32.
- 22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.
Autores: Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki y Masanori Tahira.
Páginas 36.
- 23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.
Autor: Alfonso Utrilla de la Hoz.
Páginas 48.
- 24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 36.
- 25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.
Autora: Anabel Zárate Marco.
Páginas 52.
- 26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 56.
- 27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 28.

- 28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.
Autores: Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta.
Páginas 44.
- 29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.
Autora: Belén Fernández Castro.
Páginas 44.
- 30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 24.

2002

- 1/02 Las cestas autonómicas.
Autores: Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.
Páginas 72.
- 2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.
Autores: Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 60.
- 3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.
Páginas 28.
- 4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.
Autores: Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 36.
- 5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.
Autores: Lluís Bru, Susana Cabrera, C. Mónica Capra y Rosario Gómez.
Páginas 32.
- 6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.
Autores: Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.
Páginas 40.
- 7/02 Movilidad social y desigualdad económica.
Autores: Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.
Páginas 32.
- 8/02 Modelos BVAR: Especificación, estimación e inferencia.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 44.
- 9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: Un ejercicio de microsimulación.
Autores: Juan Manuel Castañer Carrasco y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 44.
- 10/02 The evolution of income inequality in the European Union during the period 1993-1996.
Autores: Santiago Álvarez García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 36.

- 11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: Una aplicación al IRPF.
Autora: Irene Perrote.
Páginas 32.
- 12/02 Análisis de las políticas públicas de fomento de la innovación tecnológica en las regiones españolas.
Autor: Antonio Fonfría Mesa.
Páginas 40.
- 13/02 Los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado: nueva evidencia para el caso español.
Autores: Agustín García y Julián Ramajo.
Páginas 52.
- 14/02 Micro-modelling of retirement behavior in Spain.
Autores: Michele Boldrin, Sergi Jiménez-Martín y Franco Peracchi.
Páginas 96.
- 15/02 Estado de salud y participación laboral de las personas mayores.
Autores: Juan Prieto Rodríguez, Desiderio Romero Jordán y Santiago Álvarez García.
Páginas 40.
- 16/02 Technological change, efficiency gains and capital accumulation in labour productivity growth and convergence: an application to the Spanish regions.
Autora: M.^a del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 40.
- 17/02 Déficit público, masa monetaria e inflación. Evidencia empírica en la Unión Europea.
Autor: César Pérez López.
Páginas 40.
- 18/02 Tax evasion and relative contribution.
Autora: Judith Panadés i Martí.
Páginas 28.
- 19/02 Fiscal policy and growth revisited: the case of the Spanish regions.
Autores: Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.^a Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 20/02 Optimal endowments of public investment: an empirical analysis for the Spanish regions.
Autores: Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.^a Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 21/02 Régimen fiscal de la previsión social empresarial. Incentivos existentes y equidad del sistema.
Autor: Félix Domínguez Barrero.
Páginas 52.
- 22/02 Poverty statics and dynamics: does the accounting period matter?.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas 52.
- 23/02 Public employment and redistribution in Spain.
Autores: José Manuel Marqués Sevillano y Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 36.

- 24/02 La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas: 76.
- 25/02 Estimación de los efectos de un "tratamiento": una aplicación a la Educación superior en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 32.
- 26/02 Sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a la elección de instrumentos y de forma funcional.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 40.
- 27/02 Reforma fiscal verde y doble dividendo. Una revisión de la evidencia empírica.
Autor: Miguel Enrique Rodríguez Méndez.
Páginas 40.
- 28/02 Productividad y eficiencia en la gestión pública del transporte de ferrocarriles implicaciones de política económica.
Autor: Marcelino Martínez Cabrera.
Páginas 32.
- 29/02 Building stronger national movie industries: The case of Spain.
Autores: Víctor Fernández Blanco y Juan Prieto Rodríguez.
Páginas 52.
- 30/02 Análisis comparativo del gravamen efectivo sobre la renta empresarial entre países y activos en el contexto de la Unión Europea (2001).
Autora: Raquel Paredes Gómez.
Páginas 48.
- 31/02 Voting over taxes with endogenous altruism.
Autor: Joan Esteban.
Páginas 32.
- 32/02 Midiendo el coste marginal en bienestar de una reforma impositiva.
Autor: José Manuel González-Páramo.
Páginas 48.
- 33/02 Redistributive taxation with endogenous sentiments.
Autores: Joan Esteban y Laurence Kranich.
Páginas 40.
- 34/02 Una nota sobre la compensación de incentivos a la adquisición de vivienda habitual tras la reforma del IRPF de 1998.
Autores: Jorge Onrubia Fernández, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 36.
- 35/02 Simulación de políticas económicas: los modelos de equilibrio general aplicado.
Autor: Antonio Gómez Gómez-Plana.
Páginas 36.

2003

- 1/03 Análisis de la distribución de la renta a partir de funciones de cuantiles: robustez y sensibilidad de los resultados frente a escalas de equivalencia.
Autores: Marta Pascual Sáez y José María Sarabia Alegría.
Páginas 52.

- 2/03 Macroeconomic conditions, institutional factors and demographic structure: What causes welfare caseloads?
Autores: Luis Ayala y César Perez.
Páginas 44.
- 3/03 Endeudamiento local y restricciones institucionales. De la ley reguladora de haciendas locales a la estabilidad presupuestaria.
Autores: Jaime Vallés Giménez, Pedro Pascual Arzoz y Fermín Cabasés Hita.
Páginas 56.
- 4/03 The dual tax as a flat tax with a surtax on labour income.
Autor: José María Durán Cabré.
Páginas 40.
- 5/03 La estimación de la función de producción educativa en valor añadido mediante redes neuronales: una aplicación para el caso español.
Autor: Daniel Santín González.
Páginas 52.
- 6/03 Privación relativa, imposición sobre la renta e índice de Gini generalizado.
Autores: Elena Bárcena Martín, Luis Imedio Olmedo y Guillermina Martín Reyes.
Páginas 36.
- 7/03 Fijación de precios óptimos en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de agua.
Autora: M.^a Ángeles García Valiñas.
Páginas 44.
- 8/03 Tasas de descuento para la evaluación de inversiones públicas: Estimaciones para España.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 40.
- 9/03 Una evaluación del grado de incumplimiento fiscal para las provincias españolas.
Autores: Ángel Alañón Pardo y Miguel Gómez de Antonio.
Páginas 44.
- 10/03 Extended bi-polarization and inequality measures.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 32.
- 11/03 Fiscal decentralization, macrostability and growth.
Autores: Jorge Martínez-Vázquez y Robert M. McNab.
Páginas 44.
- 12/03 Valoración de bienes públicos en relación al patrimonio histórico cultural: aplicación comparada de métodos estadísticos de estimación.
Autores: Luis César Herrero Prieto, José Ángel Sanz Lara y Ana María Bedate Centeno.
Páginas 44.
- 13/03 Growth, convergence and public investment. A bayesian model averaging approach.
Autores: Roberto León-González y Daniel Montolio.
Páginas 44.
- 14/03 ¿Qué puede esperarse de una reducción de la imposición indirecta que recae sobre el consumo cultural?: Un análisis a partir de las técnicas de microsimulación.
Autores: José Félix Sanz Sanz, Desiderio Romero Jordán y Juan Prieto Rodríguez.
Páginas 40.

15/03 Estimaciones de la tasa de paro de equilibrio de la economía española a partir de la Ley de Okun.

Autores: Inés P. Murillo y Carlos Usabiaga.

Páginas 32.