

Título: El desempleo en España. Estimaciones de la tasa de paro de equilibrio.

Autor: Inés P. Murillo Huertas.

Departamento de Economía Aplicada y Organización de Empresas.

Universidad de Extremadura.

E-mail: ihuertas@unex.es

Resumen:

El objetivo de este trabajo es proporcionar una estimación econométrica de la tasa de paro de equilibrio de la economía española en las últimas tres décadas, partiendo de la ley de Okun. Hemos comprobado que el desempleo de equilibrio de la economía española puede aproximarse a partir del crecimiento de la producción. De las estimaciones planteadas, destacamos la que trabaja bajo la hipótesis de parámetros constantes y calcula la tasa de paro de equilibrio a partir de la tasa de paro retardada y del crecimiento cíclico de la producción.

Palabras clave:

Desempleo de equilibrio, ley de Okun.

1. Introducción.

El problema del desempleo es una de las cuestiones económicas que mayor interés suscita tanto en el ámbito académico como en el político y social. En las últimas décadas, el panorama del mercado laboral de los distintos países ha sufrido un cambio importante y ha sido testigo, en el caso de muchos países desarrollados, de un notable incremento de la tasa de desempleo de equilibrio.

En el caso concreto de España, se ha pasado de una tasa de paro próxima al 5%, a mediados de los 70, a tasas que alcanzan los dos dígitos y que han llegado a adoptar valores tan elevados como el 24.1% en 1994, cifra muy superior a la media europea. En los últimos años, la tasa de paro de la economía española ha seguido una tendencia decreciente, de modo que se ha pasado desde valores *record*, como el apuntado para 1994, a valores ligeramente por debajo del 14% en el año 2000. ¿Qué fenómenos económicos han posibilitado esta considerable reducción del desempleo en España? La disminución del desempleo a que hemos asistido, ¿se justifica en una mejora de las características estructurales del mercado laboral y de la economía en general o, por el contrario, se ha basado en un cambio de la coyuntura económica? En relación con lo anterior, ¿es de esperar que esta reducción del desempleo continúe o es posible que se agote con un cambio de coyuntura económica?

En este contexto, es importante contar con un modelo econométrico que nos permita calcular de una manera fidedigna la tasa de desempleo de equilibrio. Una vez obtenida esta tasa de paro, estaremos en mejores condiciones para responder algunas cuestiones acerca de la naturaleza del cambio de tendencia que ha experimentado el desempleo en nuestro país en los últimos años.

El objetivo de este trabajo es indagar en la siguiente cuestión: ¿qué modelos econométricos se pueden emplear en el cálculo de la tasa de desempleo de equilibrio y qué tipo de incógnitas se pueden despejar a partir de las conclusiones obtenidas de estos modelos? Para responder estas preguntas, el trabajo se estructura de la siguiente manera: comenzamos con una revisión de los principales métodos de estimación de la tasa de paro de equilibrio utilizados en España en las últimas dos décadas, subrayando en cada uno de ellos el modelo empleado y sus principales aportaciones y limitaciones. A continuación nos ocupamos de la estimación de la tasa de paro de equilibrio partiendo de uno de los planteamientos presentados en el apartado de revisión de los métodos de estimación.

En particular, se estima la tasa de paro de equilibrio en función de la actividad económica del país; concretamente se trata de ofrecer una ecuación que relacione la evolución del desempleo con el crecimiento del nivel de producción.

En el apartado de comentario de los resultados no entramos en profundidad en las distintas aplicaciones y conclusiones a que puede conducir el modelo anterior¹, puesto que para ello sería necesario trabajar con estimaciones adicionales; pero sí trataremos de obtener ideas relevantes acerca del comportamiento de la tasa de paro en España en las últimas tres décadas a partir de las reflexiones a que nos conduce nuestro análisis. Finalizamos el trabajo con un apartado de conclusiones.

2. Revisión de los métodos de estimación de la tasa de desempleo de equilibrio.

El concepto de tasa de desempleo de equilibrio es básico para entender el funcionamiento del mercado de trabajo de cualquier economía. En el caso de la economía española, y tomando como referencia los principales trabajos elaborados a este respecto desde la década de lo 80 hasta la actualidad, podemos distinguir dos grandes bloques en cuanto a la aproximación de tal concepto². Por un lado, las estimaciones basadas en el concepto de NAIRU (tasa de desempleo no aceleradora de la inflación) y más recientemente las estimaciones basadas en la metodología VAR (vectores autorregresivos).

Comenzando por los métodos basados en la NAIRU³, su característica básica es la consideración de una relación explícita entre desempleo e inflación. A partir de aquí las posibilidades de estimación son múltiples, según las formas funcionales concretas que se consideren. Casi todos los trabajos que pueden englobarse dentro de este primer bloque se basan en otros de Layard y Nickell (1985, 1986 y 1987) y Layard *et al.* (1991). A continuación, y a modo de ejemplo, se exponen las principales características del primero de ellos.

¹ Algunos trabajos centrados en el debate sobre el interés teórico o político del concepto de tasa de desempleo de equilibrio son los de Karanassou y Snower (1997), Blanchard y Katz (1997), Galbraith (1997), Stiglitz (1997), Sawyer (1998) y Usabiaga (1999).

² Veáse Gómez y Usabiaga (2001).

³ Una revisión reciente y detallada de las distintas metodologías empleadas en la literatura económica para medir la NAIRU se encuentra en Estrada *et al.* (2002). Estos autores ofrecen además una comparación de los resultados obtenidos en la aplicación de dichas metodologías para el caso de la economía española. En esta misma línea, Gómez *et al.* (2001) ofrecen distintas estimaciones de la NAIRU basadas en los métodos directos.

A fin de explicar el comportamiento del desempleo británico, Layard y Nickell proponen tres ecuaciones básicas⁴:

$$\text{precios} \Rightarrow P/W = f [(P/W)_{-1}, P/P^e, W/W^e, \sigma, K/L, A] \quad (2.1)$$

$$\text{salarios} \Rightarrow W/P = g [(W/P)_{-1}, P/P^e, L/N, K/L, Z, A, \sigma] \quad (2.2)$$

$$\text{empleo} \Rightarrow N = h [(N)_{-1}, W/P, \sigma, A, K] \quad (2.3)$$

donde:

P: nivel de precios

P^e: precios esperados

W: nivel de salarios nominales

W^e: salarios esperados

σ : desviación de la demanda agregada respecto del nivel de demanda que completa la utilización de recursos de la economía

K, L: factores productivos capital y trabajo

A: productividad

Z: indicadores de rigidez / flexibilidad del mercado laboral, por ejemplo, protección al empleo

N: nivel de empleo de la economía.

En este modelo los precios dependen positivamente del nivel de demanda (y más concretamente de la desviación de la misma respecto a su nivel potencial) y negativamente del ratio capital-trabajo y de las variaciones en precios y salarios respecto de sus valores esperados (sorpresas nominales en precios y salarios). Por su parte, los salarios son función positiva del ratio capital-trabajo, del nivel de empleo en relación a la fuerza laboral y de las variables Z y función negativa de las sorpresas nominales en precios. Por último, el nivel de empleo será tanto menor cuanto mayor sea el nivel de salarios y menor sea el nivel de demanda.

Adicionalmente, en el modelo se incluye una ecuación que relaciona el desempleo a corto y a largo plazo.

A partir de aquí y pasando por una serie de supuestos, como por ejemplo que la fuerza laboral y el *stock* de capital solo tienen efectos a corto plazo, se llega a una expresión para la ecuación de desempleo tal como:

$$UR = UR(\sigma, K/L, Z', P/P^e, W/W^e) \quad (2.4)$$

⁴ En adelante las letras minúsculas de las ecuaciones representan logaritmos y el símbolo Δ representa incremento de las variables.

donde UR es la tasa de desempleo y Z' recoge tanto las variables Z como otras variables de presión que afectan a la oferta de trabajo.

Tomando como referencia la ecuación (2.4), podemos obtener la expresión correspondiente a la NAIRU, sin más que eliminar las variaciones nominales no esperadas en precios y salarios y aislar las variables Z' :

$$UR^* = f(\sigma, K/L) \quad (2.5)$$

En este modelo se puede determinar cómo han influido en el aumento del desempleo cada una de las variables incluidas en el mismo, tales como el progreso técnico, la protección al empleo y el tratamiento al desempleo, la inflación, etc.

Partiendo del marco teórico anterior, algunos de los métodos desarrollados por diversos autores para la estimación del desempleo de equilibrio son los siguientes.

a) Curva de Phillips ampliada⁵.

Partiendo de la ecuación:

$$\Delta w = f(UR, \Delta p^e, Z^w) \quad (2.6)$$

donde Z^w recoge un conjunto de variables que indican presión salarial, si suponemos que en el largo plazo el crecimiento de los salarios reales iguala al crecimiento de la productividad:

$$\Delta w - \Delta p = \Delta q \quad (2.7)$$

con Δq crecimiento tendencial de la productividad, se llega a una expresión de equilibrio como:

$$UR^* = UR^*(Z^w, \Delta q_t) \quad (2.8)$$

en la que se observa que la NAIRU depende de factores como el crecimiento de la productividad y de variables de presión salarial.

b) Sistema de ecuaciones de precios y salarios⁶

Trata de solventar uno de los principales inconvenientes del método anterior como es la ausencia de explicación de la dinámica de precios. Para ello, considera las siguientes ecuaciones:

$$\Delta w - \Delta p^e = f(UR, Z^w) \quad (2.9)$$

⁵Como aplicaciones de esta teoría a la economía española véase, por ejemplo, Bellod (1999) y Estrada *et al.* (2000).

⁶ Como aplicación de esta teoría al caso de la economía española véase, por ejemplo, Estrada *et al.* (2002). En este trabajo se comparan los resultados obtenidos para el conjunto de la economía y para el sector privado, concluyéndose que este último nivel de agregación resulta más adecuado para la estimación de las ecuaciones de precios y salarios durante el periodo 1980-1999.

$$\Delta p - \Delta w^e = g(\text{UR}, Z^p) \quad (2.10)$$

con Z^p conjunto de variables de presión sobre los precios. Desde estas ecuaciones, se llega a la siguiente expresión de desempleo de equilibrio:

$$\text{UR} = \text{UR}(Z^w, Z^p, \Delta w - \Delta w^e, \Delta p - \Delta p^e) \quad (2.11)$$

donde si se eliminan las variaciones no esperadas en precios y salarios, (es decir, $\Delta w = \Delta w^e$, $\Delta p = \Delta p^e$), se concluye que la NAIRU es función de las variables de presión sobre los precios y sobre los salarios.

En este modelo existe un problema de subidentificación, ya que intenta explicar el comportamiento de tres variables endógenas (precios, salarios y desempleo) con solo dos ecuaciones (ecuaciones 2.9 y 2.10).

c) Sistema de ecuaciones simultáneas⁷

Se trata de incluir una serie de ecuaciones como desempleo, precios, salarios y producción, donde:

$$\text{UR} = f(y - y_t, Z^e) \quad (2.12)$$

$$y = g(l, k, Z^{pt}) \quad (2.13)$$

siendo las ecuaciones de precios y salarios similares a las vistas en modelos anteriores y siendo $(y - y_t)$ la desviación de la producción efectiva respecto a su tendencia, Z^e una serie de variables estructurales y Z^{pt} un conjunto de variables que recogen el progreso técnico.

A partir de estas ecuaciones se pueden proporcionar distintas estimaciones consistentes (NAIRU, producción potencial,...), aunque con el problema de tener que manejar un gran volumen de información estadística.

d) Ley de Okun-MURU

Esta metodología, aunque comparte sustrato teórico con las anteriores, presenta una diferencia fundamental: sustituye la curva de Phillips por la ley de Okun, estableciendo una relación empírica entre desempleo y desviación de la producción respecto de su valor potencial o, lo que es lo mismo, entre desequilibrio en el mercado de trabajo y desequilibrio en el mercado de bienes:

$$\text{UR} - \text{UR}^* = f(y - y^p) \quad (2.14)$$

con y^p producción potencial.

⁷ Como aplicaciones de esta teoría a la economía española véase, por ejemplo, De Lamo y Dolado (1993) y Rodríguez (1995).

A partir de esta relación, se trata de estimar la MURU (tasa de desempleo compatible con un determinado grado de utilización de la capacidad productiva y, por tanto, con un determinado grado de presión de la demanda), captando de este modo el componente cíclico del desempleo en función del grado de utilización de la capacidad productiva.

En esta línea se encuadra el trabajo de Andrés *et al.* (1996) al que nos referiremos con más detalle en adelante.

Por su parte, y en cuanto a la metodología VAR⁸, se trata del enfoque más adoptado en los últimos tiempos en el estudio del mercado laboral y de la macroeconomía en general.

La idea básica que está detrás de esta metodología es la siguiente: se plantea un VAR estructural (SVAR) para un conjunto de variables como por ejemplo el desempleo, los salarios o los precios y se estudia la reacción de dichas variables ante unos *shocks*, por ejemplo de demanda y de oferta, de productividad, etc. Para analizar los resultados obtenidos, se utilizan funciones impulso-respuesta y descomposición de varianza.

Una aplicación de esta metodología para el caso del mercado laboral español la encontramos en Dolado y Jimeno (1997)⁹. Partiendo de la idea de que la elevada tasa de paro en España es debida a una serie de *shocks* acontecidos en las últimas décadas, que han alargado sus efectos mediante mecanismos de histéresis, aplican un VAR estructural que supera especificaciones econométricas anteriores.

El modelo teórico del que parten estos autores cuenta con cinco ecuaciones básicas expresadas en logaritmos, como son:

- una ecuación simple de demanda agregada, en función de un índice de gasto real
- una ecuación de producción a largo plazo, en función del nivel de empleo
- una ecuación de fijación de precios, expresada como *mark-up* sobre los costes laborales unitarios
- una ecuación de oferta de trabajo, en función de los salarios reales y de la tasa de desempleo

⁸ Véase por ejemplo Blanchard y Quah (1989), Bean (1992) y Galí (1992).

⁹ Otras aplicaciones son: Andrés *et al.* (1996), Viñals y Jimeno (1998), Dolado *et al.* (2000) o Estrada *et al.* (2002).

- y una ecuación de determinación de salarios, en la cual el nivel salarial se fija en base a una serie de *shocks* en precios, demanda o salarios, y que contempla la posibilidad de indicarse en base a sorpresas nominales en precios o demanda.

Se considera que el proceso estocástico que marca la evolución de los factores de cambio exógeno introducidos en las anteriores ecuaciones es un paseo aleatorio.

Resolviendo el conjunto de ecuaciones anteriores se llega a una expresión para el desempleo, donde la tasa de paro multiplicada por un operador de retardos es función de los factores de cambio exógenos del modelo, es decir, *shocks* en precios, en demanda, en oferta de trabajo y en salarios.

A esta expresión de equilibrio se le aplica un VAR estructural del tipo:

$$A(L) \Delta X_t = \eta_t \quad (2.15)$$

donde $A(L)$ es una matriz de polinomios en el operador de retardos L , ΔX_t es un vector de variables que incluye el output, el nivel de empleo, los salarios, los precios y la tasa de desempleo, y η_t es un vector i.i.d. de innovaciones o modificaciones, con media cero y matriz de covarianza Σ .

De la expresión anterior se concluye que:

$$A(L) \Delta X_t = \eta_t \Rightarrow \Delta X_t = D(L) \eta_t \quad (2.16)$$

con $D(L)=A(L)^{-1}$ y $D_0=I$.

Si los ε_t son i.i.d. y están incorrelacionados:

$$\Delta X_t = C(L) \varepsilon_t \quad (2.17)$$

con $C(L)=D(L)S$, $C_0=S$.

Se estima esta expresión y los resultados se ofrecen, como se ha indicado con anterioridad, en base a funciones impulso-respuesta y descomposición de varianza.

En cuanto a la valoración que cada uno de estos grandes bloques de métodos de estimación merece, diremos lo siguiente. Comenzando por los modelos basados en el concepto NAIRU, presentan las ventajas de ofrecer un sustrato teórico (en la mayor parte de los casos la curva de Phillips¹⁰) y de ser capaces de estimar el desempleo de

¹⁰ Otras estimaciones basadas en el concepto de NAIRU, que no descansan sobre la curva de Phillips, son las que emplean métodos univariantes para descomponer la serie temporal del desempleo observado en un componente permanente (que se asocia al concepto de NAIRU) y un componente transitorio. Estos procedimientos son exclusivamente estadísticos y carecen de contenido económico.

equilibrio a partir de expresiones más o menos sencillas. Asimismo, permiten identificar los factores que afectan a la tasa de paro de equilibrio.

Sin embargo, también presentan una serie de inconvenientes. El primero de ellos es la posibilidad de que la curva de Phillips no funcione¹¹. Adicionalmente, algunas de las versiones expuestas con anterioridad resultan excesivamente simples¹² y se centran en la evolución de una sola variable, dejando de lado otras variables también relevantes (un ejemplo es el modelo de curva de Phillips ampliada, que se centra exclusivamente en la evolución de los salarios). En el modelo basado en sistemas de ecuaciones y precios, como se ha señalado con anterioridad, una limitación importante es la insuficiencia de ecuaciones para explicar el funcionamiento de todas las variables incluidas en el modelo.

En términos generales podemos decir que aunque el concepto de NAIRU resulta muy atractivo desde el punto de vista teórico, su estimación presenta notables inconvenientes que se resumen en importantes diferencias de resultados en función de la metodología empleada y en amplios intervalos de confianza para las estimaciones puntuales de la tasa de paro de equilibrio¹³.

En el caso de los trabajos aplicados a la economía española, es de destacar la variedad de especificaciones econométricas consideradas, si bien todas ellas se basan en los modelos de Layard y Nickell ya referenciados. En general, estos trabajos analizan el comportamiento del desempleo para la economía considerada globalmente y ofrecen un amplio conjunto de factores influyentes en la tasa de paro de equilibrio (por ejemplo, el sistema impositivo, variables relevantes del marco laboral, la competitividad exterior,...).

Por su parte, las estimaciones basadas en la metodología VAR tienen como principal ventaja ser capaces de superar muchas de las limitaciones que aparecen en otras metodologías, como las basadas en la noción NAIRU anteriormente valoradas. Además, presenta una notable flexibilidad analítica que es capaz de recoger distintos modelos teóricos y de explicar los efectos de distintos *shocks* bajo una dinámica muy completa. Sin embargo, esta metodología es más complicada y presenta algunos inconvenientes, como por ejemplo la incapacidad de identificar con claridad los factores

¹¹ Sobre el debate que ha generado la curva de Phillips en los últimos años, véase Galí (2000).

¹² Uno de los modelos más sofisticados, basado en la metodología que se está valorando, es el de De Lamo y Dolado (1983).

¹³ Véase Estrada *et al.* (2002).

determinantes del desempleo de equilibrio o la falta de consistencia en algunas estimaciones.

En la mayor parte de los trabajos basados en esta metodología y aplicados al caso particular de la economía española, se elaboran análisis previos de las variables consideradas basados en test de raíces unitarias o de cointegración, que concluyen con la evidencia de que en el mercado de trabajo español existe un importante proceso de histéresis, el cual suele justificarse tomando como referencia modelos de *insiders-outsiders*¹⁴. La flexibilidad analítica que caracteriza a este tipo de estimaciones hace que los modelos tipo VAR elaborados para el mercado laboral español no puedan englobarse en un único marco teórico de referencia.

3. Estimación de la tasa de paro de equilibrio de la economía española a partir de la ley de Okun.

Una vez expuesta la panorámica de los principales métodos de aproximación de la tasa de desempleo de equilibrio, nos ocupamos ahora del modelo propuesto por Andrés *et al.* (1996). Este método resulta interesante por varios motivos:

- a) la sustitución de la curva de Phillips por la ley de Okun en la estimación de la tasa de paro conduce a unos resultados más claros, dado que al relacionar el movimiento cíclico del desempleo con las variaciones no esperadas en 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 demanda. En cambio, al relacionar el desempleo con el grado de utilización de la capacidad instalada se evita este inconveniente, por lo que podemos decir que este método ofrece resultados más limpios en cuanto a la motivación inicial de las variaciones de la tasa de paro
- b) distintas especificaciones econométricas realizadas 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 en precios
- c) este método es útil para explicar si el comportamiento mostrado por la tasa de desempleo española en la última década ha sido debido fundamentalmente a

¹⁴ Siguiendo básicamente el trabajo planteado por Blanchard y Summers (1986).

movimientos cíclicos o por el contrario ha tenido un componente de cambio estructural importante.

Durante la década de los 90, el desempleo en España ha mostrado un comportamiento caracterizado por una primera etapa de crecimiento y una segunda etapa de disminución. Partiendo de valores cercanos al 16% en el año 91 (los más bajos desde la década anterior), la tasa de desempleo alcanza cifras tan elevadas como el 24.1 % de la población activa en 1994. A partir de aquí, se registra un mejor comportamiento del desempleo, que concluyó el año 2000 con una tasa del 13.9%. A lo largo de este último periodo se han aplicado algunas medidas liberalizadoras al mercado laboral (reforma del 97¹⁵) y la política económica diseñada por los gobiernos ha tenido muy en cuenta la contención de la inflación. En este sentido, cabe preguntarse si el mejor comportamiento del desempleo en nuestro país está justificado por la expansión económica protagonizada hasta fechas recientes o, si por el contrario, es debido a cambios estructurales en el mercado laboral.

Retomando el argumento de Andrés *et al.*, la referencia básica de nuestro estudio será la existencia de una relación estable entre el desempleo cíclico y el grado de utilización de la capacidad productiva (ley de Okun). De este modo, los cambios en el desempleo estructural serán aquellos compatibles con un determinado grado de utilización de la capacidad productiva del sistema (MURU: tasa de desempleo compatible con un determinado grado de utilización de la capacidad productiva).

Por lo tanto, considerando que la tasa de desempleo diferencia un componente cíclico (UR_t^c) y un componente estructural (UR_t^*), diremos que la evolución de UR_t^c en nuestro modelo viene dada por variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva, mientras que el componente UR_t^* evoluciona independientemente de las fluctuaciones cíclicas de la economía, siendo compatible con un determinado grado de presión de demanda. Esta idea queda reflejada en la siguiente expresión:

$$UR_t - UR_t^* = \alpha (CU_t - CU') + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

donde CU' es el nivel promedio de utilización de la capacidad productiva, α es el coeficiente de Okun¹⁶ y ε_t refleja variaciones nominales transitorias en precios, salarios y productividad.

¹⁵ Para una valoración de las últimas reformas aplicadas al mercado laboral, véase Segura, J. (2001).

¹⁶ Una limitación de esta metodología es la posibilidad de que este coeficiente no muestre un comportamiento estable.

Como primera aproximación al comportamiento conjunto del desempleo y el grado de utilización de la capacidad productiva, ofrecemos el siguiente gráfico. En su elaboración hemos aproximado el grado de utilización de la capacidad productiva a partir de la serie de VAB a precios constantes de 1995¹⁷. Sobre esta serie se han aplicado logaritmos y un filtro de Hodrick-Prescott con el fin de captar el componente tendencial. De este modo, lo que se representa en el gráfico son las desviaciones en la utilización de la capacidad productiva respecto de su valor potencial.

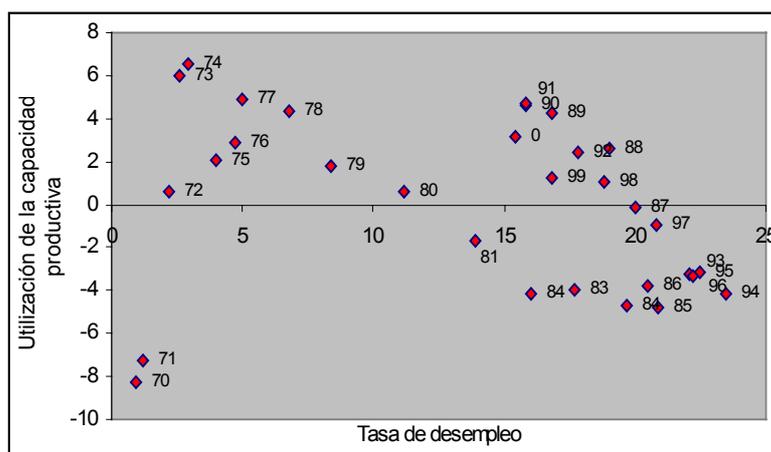


Gráfico 1. Desempleo frente a utilización de la capacidad productiva.

En el gráfico se observa que existe una correlación negativa entre el grado de utilización de la capacidad productiva y la tasa de desempleo. De acuerdo con la ley de Okun, cuando CU está por debajo de su nivel potencial la tasa de paro es más alta y lo contrario ocurre cuando la CU está por encima de su valor potencial (las desviaciones de CU respecto a su nivel potencial explican el movimiento cíclico del desempleo). En cuanto a la evolución de la relación CU-tasa de paro, podemos decir que a lo largo de los últimos 30 años se ha producido un desplazamiento de la recta que pasa por los pares de valores. En este sentido, ha aumentado la abcisa de manera muy clara y, en la década de los 90, se ha incrementado ligeramente la pendiente. El hecho de que la abcisa sea mayor implica que las tasas de paro asociadas en la actualidad a niveles de

¹⁷ En este trabajo se utilizan datos anuales del Servicio de Estudios del BBVA para la economía española en el periodo 1970-2000.

utilización de la capacidad productiva similares a los de décadas pasadas son mucho mayores; por su parte, una mayor pendiente implica que la tasa de paro ha sido en los últimos años más sensible a variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva que en épocas pasadas.

3.1. Cálculo de la tasa de paro de equilibrio en función del incremento en el nivel de producción.

A la vista 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.

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:

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

donde A_t es la población activa y N_t es la población ocupada. Reordenando la expresión anterior y tomando logaritmos obtenemos:

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

o lo que es lo mismo:

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

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 estimar como:

$$\Delta UR_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

donde y_t es el logaritmo del nivel de producción¹⁸.

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 desfasado. En segundo lugar asumimos la posibilidad de que los parámetros de la ecuación que relaciona la tasa de paro y el incremento del nivel de producción varíen a lo largo del

¹⁸ La variable independiente que utilizamos es el VAB total en logaritmos.

periodo muestral considerado y aplicamos el Filtro de Kalman en 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:

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

En esta ecuación 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). Esta expresión solo resulta válida para nuestra estimación si $\beta < 1$; si $\beta = 1$ no podemos hablar de tasa de paro de equilibrio.

Los resultados que obtenemos indican lo siguiente:

Cuadro nº.1: Cálculo de la tasa de paro de equilibrio (ecuación 1)

Variable dependiente: UR				
Método: Mínimos Cuadrados				
Muestra(ajustada): 1972 2000				
Variable	Coefficiente	E. estándar	Estadístico t	Prob.
C	0.033648	0.014442	2.329879	0.0282
UR(-1)	0.875402	0.088544	9.886656	0.0000
Δy	-0.402289	0.124957	-3.219412	0.0035
AR(1)	0.634507	0.210249	3.017883	0.0058
R-cuadrado	0.981807	Media de la var. depend.		0.147310
R-cuadrado ajustado	0.979623	Desviación estándar de la var. depend.		0.070008
Error estándar de la regresión	0.009993	Criterio de Akaike		-6.246330
Suma de cuadrados de los residuos	0.002497	Criterio de Schwarz		-6.057737
Log likelihood	94.57178	Estadístico F		449.7062
Durbin-Watson	1.529540	Prob(Estadístico F)		0.000000
Raíces invertidas AR	.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 suficiente evidencia en contra de la hipótesis planteada. En cualquier caso, para que la anterior ecuación nos permita definir una tasa de paro de equilibrio, debemos suponer que el coeficiente que afecta a la variable endógena desfasada es inferior a la unidad.

En efecto, si admitimos que β es menor que 1, podemos emplear un procedimiento recursivo para calcular la tasa de paro de equilibrio de forma dinámica. Para ello expresamos la tasa de paro observada de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 UR_t &= \alpha + \gamma \Delta y_t + \beta UR_{t-1} + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha + \gamma \Delta y_t + \beta (\alpha + \gamma \Delta y_{t-1} + \beta UR_{t-2}) + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha (1 + \beta) + \gamma \Delta y_t + \beta \gamma \Delta y_{t-1} + \beta^2 UR_{t-2} + \varepsilon_t = \quad (3.7) \\
 &\quad \dots \\
 &= \theta + \gamma \Delta y_t + \beta \gamma \Delta y_{t-1} + \dots + \beta^{n-1} \gamma \Delta y_{t-(n-1)} + \beta^n UR_{t-n} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

donde θ es una constante. Análogamente, la tasa de desempleo de equilibrio respondería a la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 UR^*_t &= \alpha + \gamma \Delta y^*_t + \beta UR^*_{t-1} + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha + \gamma \Delta y^*_t + \beta (\alpha + \gamma \Delta y^*_{t-1} + \beta UR^*_{t-2}) + \varepsilon_t = \\
 &= \alpha (1 + \beta) + \gamma \Delta y^*_t + \beta \gamma \Delta y^*_{t-1} + \beta^2 UR^*_{t-2} + \varepsilon_t = \quad (3.8) \\
 &\quad \dots \\
 &= \theta + \gamma \Delta y^*_t + \beta \gamma \Delta y^*_{t-1} + \dots + \beta^{n-1} \gamma \Delta y^*_{t-(n-1)} + \beta^n UR^*_{t-n} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned}
 UR^*_t &= UR_t + \gamma (\Delta y^*_t - \Delta y_t) + \beta \gamma (\Delta y^*_{t-1} - \Delta y_{t-1}) \quad (3.9) \\
 &\quad + \dots + \beta^{n-1} \gamma (\Delta y^*_{t-(n-1)} - \Delta y_{t-(n-1)}) + \beta^n (UR^*_{t-n} - UR_{t-n})
 \end{aligned}$$

Por lo tanto, y partiendo de que en el primer año de la muestra la tasa de paro de equilibrio coincide con la observada, estimamos el desempleo de equilibrio de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 UR^*_{71} &= UR_{71} + \gamma (\Delta y^*_{71} - \Delta y_{71}) \\
 UR^*_{72} &= UR_{72} + \gamma (\Delta y^*_{72} - \Delta y_{72}) + \beta \gamma (\Delta y^*_{71} - \Delta y_{71}) \\
 &\quad \dots
 \end{aligned}$$

Continuando bajo la hipótesis de coeficientes fijos, una alternativa al procedimiento anterior es el empleo de retardos polinomiales de Almon en la estimación

de la tasa de paro de equilibrio¹⁹. Partiendo de que la tasa de paro evoluciona en función del crecimiento de la producción actual y retardada, escribimos la tasa de desempleo observada de la siguiente manera:

$$UR_t = \alpha + \gamma_0 \Delta y_t + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_n \Delta y_{t-n} + u_t \quad (3.10)$$

donde n indica el número de retardos y u_t recoge todos aquellos factores de la economía que pueden afectar a la tasa de paro, por ejemplo, el sistema impositivo, la estructura de la negociación colectiva y otras instituciones del ámbito laboral.

Análogamente, la tasa de desempleo de equilibrio puede expresarse en función del nivel de producción tendencial:

$$UR^*_t = \alpha + \gamma_0 \Delta y^*_t + \gamma_1 \Delta y^*_{t-1} + \dots + \gamma_n \Delta y^*_{t-n} + u_t \quad (3.11)$$

La diferencia entre las expresiones 3.11 y 3.10 nos marca la evolución del desempleo cíclico:

$$UR^*_t - UR_t = \gamma_0 (\Delta y^*_t - \Delta y_t) + \gamma_1 (\Delta y^*_{t-1} - \Delta y_{t-1}) + \dots + \gamma_n (\Delta y^*_{t-n} - \Delta y_{t-n}) \quad (3.12)$$

es decir, calculamos la tasa de paro de equilibrio en función de la tasa de paro observada y de la evolución del crecimiento de la producción.

Se ha tratado de estimar esta expresión modificando el número de retardos, aplicando el estadístico Schwarz para elegir la mejor especificación. La conclusión de este ejercicio es que la mejor especificación econométrica para la ecuación propuesta es la que incluye cinco retardos para el crecimiento de la producción. Si tomamos, por lo tanto, la ecuación con 5 retardos tendremos que:

¹⁹ La introducción de retardos polinomiales en la estimación de la tasa de desempleo de equilibrio se corresponde con la idea de que la tasa de paro responde no solo a las oscilaciones de la producción y a las condiciones económicas en general del periodo actual sino además a las mismas variables de épocas pasadas. Esta idea queda justificada en el caso español por el fuerte componente de histéresis observado en las últimas décadas.

Cuadro n°.2: Cálculo de la tasa de paro de equilibrio (ecuación 2)

Variable dependiente: UR				
Método: Mínimos Cuadrados				
Muestra (ajustada): 1978 2000				
Variable	Coficiente	E. estándar	Estadístico t	Prob.
C	0.174845	0.022388	7.809906	0.0000
PDL01	0.348719	0.138376	2.520079	0.0208
AR(1)	1.591222	0.177572	8.961009	0.0000
AR(2)	-0.688068	0.155758	-4.417545	0.0003
R-cuadrado	0.958844	Media de la variable dependiente		0.176130
R-cuadrado ajustado	0.952346	Desviación estándar de la variable dependiente		0.044818
Error estándar de la regresión	0.009784	Criterio de Akaike		-6.259418
Suma de cuadrado de los residuos	0.001819	Criterio de Schwarz		-6.061941
Log likelihood	75.98331	Estadístico F		147.5524
Estadístico Durbin-Watson	1.911312	Prob(estadísticoF)		0.000000
Raíces invertidas de AR				
.80 -.23i .80+.23i				
Distribución de retardos de $\Delta y^* - \Delta y$	i	Coficiente	Error estándar	Estadístico t
. *	0	0.52308	0.20756	2.52008
. *	1	0.43590	0.17297	2.52008
. *	2	0.34872	0.13838	2.52008
. *	3	0.26154	0.10378	2.52008
. *	4	0.17436	0.06919	2.52008
. *	5	0.08718	0.03459	2.52008
Suma de retardos		1.83078	0.72648	2.52008

Es decir:

$$\begin{aligned}
 UR_t^* = & UR_t - 0.52308 (\Delta y_{t-1}^* - \Delta y_{t-1}) - 0.43590 (\Delta y_{t-2}^* - \Delta y_{t-2}) \\
 & - 0.34872 (\Delta y_{t-3}^* - \Delta y_{t-3}) - 0.26154 (\Delta y_{t-4}^* - \Delta y_{t-4}) \\
 & - 0.17436 (\Delta y_{t-5}^* - \Delta y_{t-5})
 \end{aligned} \quad (3.13)$$

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

La estimación de coeficientes de un modelo mediante MCO ofrece unos resultados eficientes siempre y cuando se cumplan ciertos supuestos que aseguren la insesgadez y consistencia de los estimadores. Sin embargo, es posible que algunos de estos supuestos no se cumplan en la práctica. Es, por ejemplo, el caso en que los coeficientes del modelo que se pretende estimar varíen presuntamente en el tiempo.

En estas circunstancias, el Filtro de Kalman supone una mejor aproximación al problema, constituyéndose como una mejor técnica, respecto a MCO, en la estimación y predicción de modelos que se insertan en un ambiente macroeconómico de relativa inestabilidad²⁰.

En relación con el 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 vía Filtro de Kalman. De esta manera, podremos también comprobar si los resultados obtenidos hasta el momento son robustos.

3.1.2.1. Aspectos teóricos del Filtro de Kalman.

Una aplicación frecuente de este procedimiento ha sido el cálculo de la tasa natural de desempleo. Supongamos que partimos de la siguiente expresión (ecuación de medida):

$$UR_t = \alpha_t + \beta \Delta y_t + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, 3, \dots, n \quad (3.14)$$

donde ε_t tiene media cero y varianza constante.

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

$$\alpha_t = T \alpha_{t-1} + \delta_t \quad (3.15)$$

²⁰ La ventaja del Filtro de Kalman sobre MCO es que aquella técnica es capaz de asegurar resultados óptimos aun en el caso de que los coeficientes que se pretenden 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 verifique esta circunstancia a la inversa (véase Watson, 1983).

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.

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

El Filtro de Kalman emplea un procedimiento recursivo de estimación: partiendo de unas ciertas condiciones iniciales, plantea el modelo en su versión latente o *state space model* (ecuaciones 3.14 y 3.15), y actualiza continuamente resultados a medida que dispone de nueva información, mediante unas ecuaciones de predicción y de actualización. La estimación de los coeficientes α_t se consigue por Máxima Verosimilitud a partir de toda la información disponible hasta el periodo t.

3.1.2.2. Estimación de la tasa de paro de equilibrio mediante el Filtro de Kalman.

Nos planteamos la posibilidad de que en la ecuación 3.14 presentada en el apartado anterior el coeficiente α presente un patrón de comportamiento variable a lo largo del periodo muestral considerado. En estas circunstancias, la aplicación del Filtro de Kalman puede aportar resultados interesantes a nuestras estimaciones²¹.

Las posibilidades de estimación son amplias, en función de la estructura que se asuma para la ecuación de transición y para la matriz de covarianzas del término de error. De entre estas posibilidades, la que ofrece resultados 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 identidad²²:

Cuadro nº.3. Estimación de la tasa de paro de equilibrio.

Método de estimación: Máxima Verosimilitud				
Muestra(ajustada): 1971 2000				
	Coeficiente	E. estándar	Estadístico t	Prob.
C(1)	-0.970376	0.054924	-17.66747	0.0000
α_t final	18.91011	1.272020	14.86621	0.0000
Log Likelihood		-85.31174		
UR = C(1)* Δy_t + α_t				
$\alpha_t = \alpha_t (-1)$				

²¹ Una limitación importante en este aspecto es la escasez de datos de que disponemos para nuestras estimaciones.

²² Variables expresadas en tanto por ciento.

R-cuadrado	0.981662	Media de la variable dependiente	15.17500
R-cuadrado ajustado	0.981662	Desviación estándar de la variable dependiente	6.700670
Error estándar de la regresión	0.907390	Suma de cuadrados de los residuos	22.23062
Durbin-Watson	1.081106		

A partir de estos resultados, y teniendo en cuenta la variabilidad del término constante de la ecuación que relaciona la evolución de la tasa de paro de equilibrio con el crecimiento del nivel de producción (ecuación 3.14), podemos expresar esa tasa de paro de equilibrio como:

$$UR_t = \alpha_t - 0.9703\Delta y_t \quad (3.16)$$

4. Explicación del comportamiento de la tasa de paro de equilibrio en España.

De las estimaciones alternativas de la tasa de desempleo de equilibrio que se han desarrollado en el apartado anterior la que ofrece los resultados más atractivos es la que se deriva de la expresión 3.9. Estos resultados quedan reflejados en los siguientes gráficos:

Gráfico 2. Tasa de paro de equilibrio frente a tasa de paro observada.

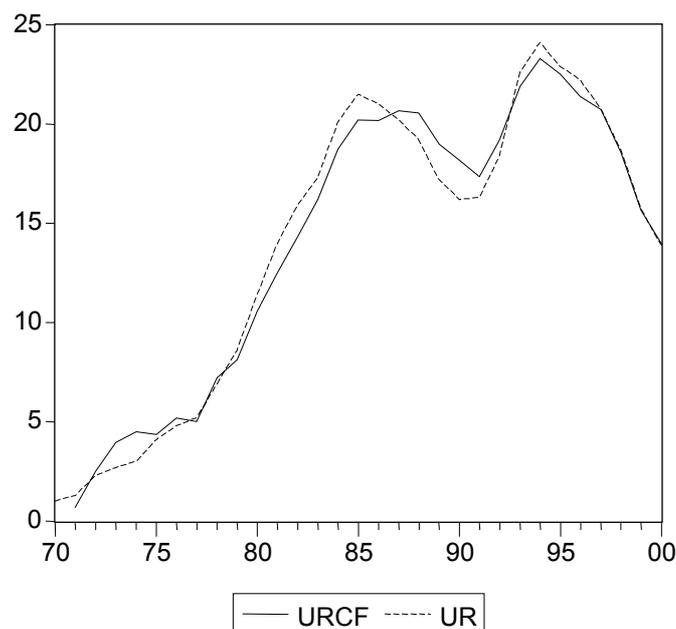
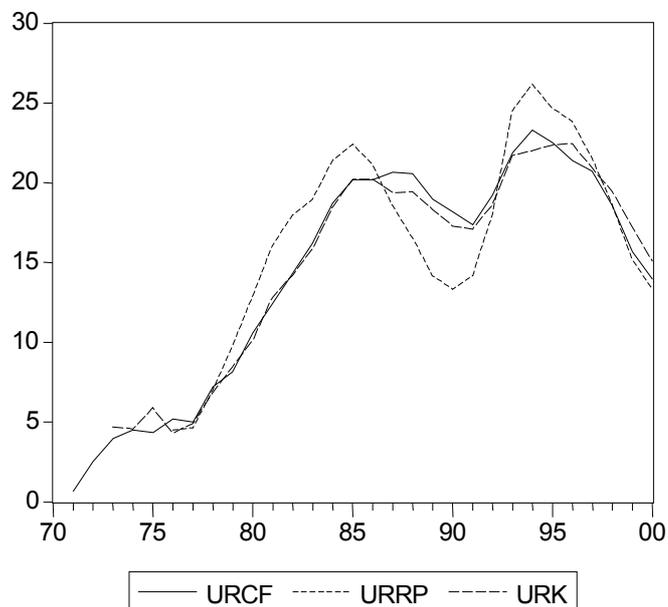


Gráfico 3. Estimaciones alternativas para la tasa de paro de equilibrio.



donde URCF es la tasa de paro estimada bajo la hipótesis de coeficientes fijos, UR es la tasa de paro observado, URRP es la tasa de paro de equilibrio calculada con retardos polinomiales y URK es la tasa de paro de equilibrio calculada por el Filtro de Kalman.

El gráfico 2 muestra que la tasa de desempleo estimada de forma dinámica en función de la evolución del crecimiento de la producción y bajo el supuesto de parámetros constantes ajusta en gran medida el comportamiento de la tasa de paro observada, con algunas salvedades.

Inicialmente, la tasa de paro de equilibrio se sitúa por encima de la tasa de paro observada hasta finales de los 70. Desde entonces y hasta la segunda mitad de los años 80, el desempleo estructural aumenta notablemente, aunque con menor intensidad que la tasa de desempleo observada. A partir de esta fecha la tasa de paro de equilibrio vuelve a mostrar valores más altos que los correspondientes a la tasa de desempleo observada hasta 1993²³. En este año, el desempleo observado de nuevo supera a la tasa de paro de equilibrio. Esta situación se mantiene hasta 1997; desde entonces y hasta el

²³ Nuestros resultados coinciden con los de Andrés *et al.* (1996). Estos autores añaden una estimación por metodología VAR, que ofrece resultados coincidentes con los aquí comentados.

final de la muestra, la tasa de paro observada y la estimada por nuestro procedimiento muestran un comportamiento parejo, no solo en cuanto a tendencia sino también en cuanto a magnitud.

Los resultados obtenidos pueden interpretarse a partir de los acontecimientos ocurridos en la economía española en estos años. La recesión que la economía española atravesó durante la primera mitad de los 80 se caracterizó por un considerable aumento de la tasa de desempleo observada, más intenso que el de la tasa de paro de equilibrio. En el bienio 84-85, tanto la tasa de paro observada como la tasa de paro de equilibrio alcanzan su valor máximo. A partir de aquí la recuperación de la economía hace que la tasa de desempleo invierta su tendencia de crecimiento continuado y disminuya (aunque siga mostrando valores muy superiores a los de la década anterior), siendo esta disminución menos intensa en el caso de la tasa de paro de equilibrio.

La nueva crisis económica a que tuvo que hacer frente el país en los primeros años de la década de los 90 trajo consigo un repunte del desempleo, que de nuevo creció mostrando un comportamiento parecido al de la década anterior, en el sentido de que el crecimiento del desempleo observado supera al de la tasa de paro de equilibrio. Para concluir, los últimos años contenidos en el gráfico se corresponden con una nueva fase de crecimiento de la economía española, que ha tenido como consecuencia una nueva disminución de la tasa de desempleo tanto en su componente tendencial como en su componente cíclico.

El hecho de que la tasa de paro observada y la tasa de paro de equilibrio muestren una evolución tan próxima en estos últimos años indicaría que la reducción del desempleo no se ha apoyado en una disminución del desempleo cíclico, como respuesta a la mejor coyuntura económica, sino en una mejor respuesta del desempleo de equilibrio a las características estructurales de la economía. No obstante, para profundizar en este tipo de conclusiones, y redactar indicaciones oportunas de política económica al respecto, sería necesario trabajar con ecuaciones adicionales que completasen el tratamiento de la tasa de paro en función de distintas variables, como la tasa de reposición, el tratamiento fiscal a las rentas del trabajo,...²⁴.

En cuanto al gráfico 3, muestra los resultados derivados de las distintas alternativas empleadas en el cálculo de la tasa de paro de equilibrio. Los tres procedimientos empleados ofrecen un perfil de comportamiento del desempleo muy

²⁴ Véase Andrés *et al.* (1996).

parecido, sobre todo en el caso de las estimaciones recursivas bajo el supuesto de parámetros constantes y las estimaciones por Filtro de Kalman. Este último punto nos sugiere que la consideración del desempleo desfasado como variable explicativa es una buena forma de recoger la dinámica del desempleo de equilibrio.

5. Conclusiones.

La mayor parte de las estimaciones de tasa de desempleo de equilibrio llevadas a cabo en España en las últimas décadas pueden enmarcarse en uno de estos dos enfoques: modelos que toman como referencia básica la existencia de una relación a largo plazo entre desempleo e inflación (NAIRU) y modelos con vectores autorregresivos (VAR), siendo esta óptica la más adoptada en los últimos años. Estos dos enfoques difieren no sólo en cuanto al substrato teórico y la metodología empleadas, sino también en cuanto a las conclusiones alcanzadas y las recomendaciones de política económica que de ellas se derivan.

Entre los principales inconvenientes que han conducido al menor uso de la metodología NAIRU, destacamos la elevada varianza y falta de robustez en sus estimaciones -véase Setterfield *et al.* (1997) y Staiger *et al.* (1997a)-, así como las numerosas críticas recibidas por el enfoque básico del que parten -Layard y Nickell(1985, 1986 y 1987)-.

En términos prácticos, la evolución de la tasa de desempleo de equilibrio en España puede aproximarse razonablemente a partir del crecimiento de la producción. Para la estimación de la tasa de paro de equilibrio, el modelo econométrico que ha resultado más adecuado es el 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 observada y del crecimiento cíclico de la producción. Las estimaciones de la tasa de paro de equilibrio obtenidas por este procedimiento muestran que la reducción del desempleo que ha tenido lugar en España en los últimos años no ha sido debida a una disminución del desempleo cíclico, sino a una mejor respuesta del desempleo ante las características estructurales de la economía.

La aproximación de la tasa de paro de equilibrio vía Filtro de Kalman nos permite asumir el supuesto de variabilidad del término constante de la ecuación que relaciona desempleo y crecimiento de la producción. La escasez de datos disponibles para este trabajo impide efectuar estimaciones adicionales que nos permitirían concluir si los resultados presentados son robustos a los distintos métodos aplicables en su estimación.

6. Bibliografía.

- Andrés, J., R.Doménech y D.Taguas (1996): “Desempleo y Ciclo Económico en España”, *Moneda y Crédito*, **201**, pp. 115-143.
- Bean, C. (1992): “Identifying the Causes of British Unemployment”, CEP – LSE, Working Paper, **276**.
- Bellod, J.F. (1999): “Prueba de Causalidad y Determinación de la NAIRU”, *El Trimestre Económico*, **66 (264)**, pp. 663-692.
- Blanchard, O.J. y L. Katz (1997): “What we Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment”, *Journal of Economic Perspectives*, **11(1)**, pp. 51-72.
- Blanchard, O.J. y D.T. Quah (1989): “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, **79(4)**, pp. 655-673.
- Blanchard, O.J. y L.H. Summers (1986): “Hysteresis and the European Unemployment Problem”, *NBER Macroeconomics Annual 1986*.
- De Lamo, A. y J.J. Dolado (1993): “Un Modelo de Mercado de Trabajo y la Restricción de Oferta en la Economía Española”, *Investigaciones Económicas*, **17(1)**, pp. 87-118.
- Dolado, J.J. y J.F. Jimeno (1997): “The Causes of Spanish Unemployment: a Structural VAR Approach”, *European Economic Review*, **41(7)**, pp.1281-1307.
- Dolado, J.J., D. López-Salido y J.L. Vega (2000): “Unemployment and Inflation Persistence in Spain: Are There Phillips Trade-Offs?” *Spanish Economic Review*, **2**, pp. 267-291.
- Estrada, A., I. Hernando y D. López-Salido (2000): “Measuring the NAIRU in the Spanish Economy”, Banco de España – Servicio de Estudios, Documento de Trabajo nº. 0009.
- Estrada, A., I. Hernando y D. López-Salido (2002): “La medición de la NAIRU en la economía española”, *Moneda y Crédito*, **215**, pp. 69-108.
- Galbraith, J.K. (1997): “Time to Ditch the NAIRU”, *Journal of Economic Perspectives*, **11(1)**, pp. 93-108.
- Galí, J. (1992): “How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US Data”, *Quarterly Journal of Economics*, **107(2)**, pp.709-738.
- Galí, J. (2000): “The Return of the Phillips Curve and Other Recent Developments in Business Cycle Theory”, *Spanish Economic Review*, **2**, pp. 1-10.

- Gómez, F. , Y. Rebollo, y C. Usabiaga (2001): “Nuevas Estimaciones de la NAIRU de la Economía Española: los Métodos Directos”, *IV Encuentro de Economía Aplicada*, Reus.
- Gómez, F. y Usabiaga, C. (2001): “Las Estimaciones del Desempleo de Equilibrio. Una Panorámica”, *Revista de Economía Aplicada*, **9(27)** pp. 103-129.
- Hamilton, J. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Jimeno, J.F. y M. Campillo (1993): “La Importancia de los *Shocks* Agregados y de los *Shocks* Microeconómicos en la Economía Española”, *Revista Española de Economía*, **10 (2)**, pp. 321-348.
- Karanassou, M. y D. Snower (1997): “Is the Natural Rate a Reference Point?”, *European Economic Review*, **41 (3-5)**, pp. 559-571.
- Layard, R. y S. Nickell (1985): “The Causes of British Unemployment”, *National Institute Economic Review*, **111**, pp. 62-85.
- Layard, R. y S. Nickell, (1986): “Unemployment in Britain”, *Economica (Supplement)*, **53**, pp. 121-170.
- Layard, R. y S. Nickell (1987): “The Labour Market”, en Dornbusch, R. y R. Layard (eds.): *The Performance of the British Economy*, Oxford, Clarendon Press, pp. 131-179.
- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991): *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford, Oxford University Press.
- Lütkepohl, H. (1990): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- Rodríguez, B. (1995): “La Tasa Natural de Desempleo en la Economía Española: Un Intento de Cuantificación”, *Estudios de Economía Aplicada*, **3**, pp. 133-152.
- Sawyer, M.C. (1998): “The NAIRU: A Critical Appraisal”, University of Leeds, Discussion Paper **9802**.
- Segura, J. (2001): “La Reforma del Mercado de Trabajo Español: Un Panorama”, *Revista de Economía Aplicada*, **25**.
- Setterfield, M.A., D.V. Gordon y L. Osberg (1992): “Searching for a Will o’the Wisp. An Empirical Study of the NAIRU in Canada”, *European Economic Review*, **36(1)**, pp. 119-136.
- Staiger, D., J.H. Stock y M.W. Watson (1997 a): “How Precise are Estimates of the Natural Rate Unemployment?”, en C.D. Romer y D.H. Romer (eds.) (1997): *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago, University of Chicago Press.
- Stiglitz, J. (1997): “Reflections on the Natural Rate Hypothesis”, *Journal of Economic Perspectives*, **11(1)**, pp. 3-10.

Usabiaga, C. (1999): *The Current State of Macroeconomics. Leading Thinkers in Conversation*, London, Macmillan.

Viñals, J. y Jimeno, J.F. (1998): “The Impact of the EMU on European Unemployment”, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper **34**.

Watson, P.K. (1983): “Kalman Filtering as an Alternative to Ordinary Least Squares – Empirical Results”, *Empirical Economics*, **8**, pp. 71-85.