



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

[secretaria.tecnica@revista-eea.net](mailto:secretaria.tecnica@revista-eea.net)

Asociación Internacional de Economía  
Aplicada  
España

Gómez García, F.; Rebollo Sanz, Y.; Usabiaga Ibáñez, C.  
Nuevas estimaciones de la NAIRU de la economía española: métodos directos  
Estudios de Economía Aplicada, vol. 20, núm. 3, diciembre, 2002, pp. 509-530  
Asociación Internacional de Economía Aplicada  
Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30120308>

- [Cómo citar el artículo](#)
- [Número completo](#)
- [Más información del artículo](#)
- [Página de la revista en redalyc.org](#)

 redalyc.org

Sistema de Información Científica  
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## Nuevas estimaciones de la NAIRU de la economía española: métodos directos

GÓMEZ GARCÍA, F., REBOLLO SANZ, Y. y \*USABIAGA IBÁÑEZ, C.

*\*Departamento de Economía y Empresa. Facultad de Ciencias Empresariales.*

*Universidad Pablo de Olavide*

Ctra. de Utrera, km. 1, 41013 Sevilla, España. Tlf: 954 34 93 58 - Fax: 954 34 91 49. E-mail: [cusaiba@dee.upo.es](mailto:cusaiba@dee.upo.es).

### RESUMEN

En este trabajo proporcionamos diversas estimaciones de la NAIRU de la economía española para el período 1976-2000. Así, confrontamos los resultados que se obtienen para la economía española aplicando una batería de métodos directos (métodos basados en la curva de Phillips ampliada) bastante habituales en la literatura internacional de los últimos años. Entre otras cuestiones, prestamos atención a la robustez e imprecisión de estas estimaciones, a la causalidad en esta área y al fenómeno de histéresis en el desempleo. Aparte de encontrar evidencia de causalidad desde las desviaciones del desempleo observado respecto a las NAIRUs estimadas hacia la inflación, y de histéresis en el desempleo, nuestro análisis concluye que es necesario un esfuerzo de investigación adicional en esta área si deseamos seguir aplicando estos métodos a la economía española, por los problemas de falta de robustez y notable imprecisión detectados.

*Palabras Clave:* Curva de Phillips, NAIRU, Histéresis, Filtro de Hodrick-Prescott, Filtro de Kalman.

### ABSTRACT

In this article different NAIRU estimates for the Spanish economy in the period 1976-2000 are offered. The results obtained from the application of different direct methods (methods based on an extended Phillips curve) frequently used in the international literature in recent years are compared. Among other aspects, we pay attention to the robustness and precision of these estimates, to causality in this area and to the phenomenon of hysteresis in unemployment. Our results show that, although we find evidence of causality from the difference between observed unemployment and the NAIRU estimates to inflation, it is necessary an additional research effort in this area if we wish to continue applying this kind of methods for the Spanish economy, because we have detected problems of lack of robustness and precision. We have also found evidence of hysteresis in unemployment.

*Key words:* Phillips Curve, NAIRU, Hysteresis, Hodrick-Prescott Filter, Kalman Filter.

Código UNESCO: 530714/5302.

Artículo recibido el 1 de marzo de 2002. Aceptado el 20 de julio de 2002.

## 1. INTRODUCCIÓN

Una de las formas más difundidas de “aproximar” la idea de desempleo de equilibrio es la utilización de la noción NAIRU (tasa de desempleo no aceleradora de la inflación)<sup>1</sup>. En nuestra opinión los métodos de estimación de la NAIRU pueden agruparse básicamente en dos bloques<sup>2</sup>:

**a)** En primer lugar estarían los denominados métodos estructurales. En esta línea, para el caso de la economía española, destacan las estimaciones de la NAIRU basadas en la metodología de Layard y Nickell –véase Layard *et al.* (1991). Esta aproximación, tras ser la central en las estimaciones de la NAIRU de la economía española hasta mediados de los años noventa<sup>3</sup>, ha sido prácticamente abandonada en los últimos años. Una excepción reciente la constituye el trabajo de Estrada *et al.* (2000) en donde, entre otras metodologías, se retoma la de Layard y Nickell. Esta aproximación estructural ha sido muy cuestionada por diversos problemas metodológicos centrados en los supuestos de identificación en la estimación de las ecuaciones estructurales de salarios y demanda de trabajo y en los errores de medición asociados a la construcción de las variables exógenas manejadas en este tipo de trabajos –“mismatch”, presión sindical, etc.

**b)** En segundo lugar podemos referirnos a los métodos directos de estimación de la NAIRU. Estos métodos han sido ampliamente empleados desde mediados de los noventa para diversas economías –EEUU, OCDE, área euro, etc.-, pero escasamente para la economía española, salvo excepciones recientes –Bellod (1999), Estrada *et al.* (2000). En general estas estimaciones están basadas en la curva de Phillips ampliada, pero las técnicas de análisis que utilizan son en ocasiones bastante novedosas en este campo (filtro de Kalman, filtro de Hodrick-Prescott multivariante, etc.).

Por otro lado, debemos recordar que a partir de la metodología VAR estructural (SVAR), muy utilizada para la economía española desde mediados de los noventa, también pueden obtenerse estimaciones del desempleo muy cercanas a la noción NAIRU<sup>4</sup>. Por ejemplo

---

1. La génesis de esta literatura podríamos situarla en el concepto de la tasa natural de desempleo, introducido por Friedman (1968) y Phelps (1968). Por su parte, Modigliani y Papademos (1975) fueron los primeros autores que emplearon el término NAIRU. Debemos matizar que cuando se analizan las estimaciones en la práctica se llega a la conclusión de que en muchas ocasiones deberíamos utilizar otros términos más ajustados, como el término tasa de desempleo que mantiene la inflación estacionaria o que no la incrementa –SIRU y NIIRU serían respectivamente los acrónimos en inglés.

2. En este sentido seguimos la distinción que realizan Fabiani y Mestre (2000) entre el enfoque estructural y los métodos directos de estimación de la NAIRU.

3. Para una valoración de conjunto de estas estimaciones puede acudirse por ejemplo a Gómez y Usabiaga (1999a, 2001).

4. Gómez y Usabiaga (2001) también realizan una revisión de este tipo de estimaciones para la economía española.

mediante la tasa de desempleo que se obtiene eliminando los shocks de demanda. En este sentido Andrés *et al.* (1996) y Estrada *et al.* (2000) combinan la metodología SVAR con otros métodos de estimación de la NAIRU. Asimismo, también disponemos de la metodología que sigue la noción MURU (tasa de desempleo compatible con una utilización promedio de la capacidad instalada) –véase Andrés *et al.* (1996)–, que en nuestra opinión no ha recibido la suficiente atención para la economía española. En una línea próxima se sitúan las recientes estimaciones basadas en la noción NAICU (grado de utilización de la capacidad instalada no acelerador de la inflación) –véase por ejemplo Álvarez (2000)–.

En este trabajo, y a pesar de reconocer el interés de esas otras líneas de investigación, nos concentramos en los métodos de estimación de la NAIRU y, más concretamente, en los que hemos denotado como métodos directos (curva de Phillips). Los motivos de esta elección radican en el atractivo que encierra la noción NAIRU desde el punto de vista de la política económica, en los problemas metodológicos comentados que aquejan a la aproximación estructural y en que pensamos que los métodos directos no han sido suficientemente estudiados en el marco de la economía española. Por tanto, vamos a estimar la tasa de desempleo de equilibrio de la economía entendiendo por “equilibrio” la ausencia de variación de la inflación. Así, ofrecemos y analizamos diversas estimaciones de la NAIRU de la economía española para el período 1976-2000 que siguen distintos procedimientos de estimación muy utilizados en los últimos años a nivel internacional en esta línea.

Entre los trabajos que nos han servido de referencia destacaríamos los siguientes –entre guiones señalamos la economía estudiada en cada caso–: Staiger *et al.* (1997) –EEUU–, Gordon (1997) –EEUU–, Boone (2000) –EEUU y Francia–, Laubach (2001) –G7–, Fabiani y Mestre (2000) –área euro– y Richardson *et al.* (2000) –21 países de la OCDE. A nivel de la economía española podemos citar los trabajos de Bellod (1999), Montero (2000) y, especialmente, Estrada *et al.* (2000).

A continuación describimos brevemente la estructura de nuestro trabajo. En la sección segunda realizamos un análisis preliminar, desde distintas perspectivas, de las series de datos fundamentales en este tipo de aproximación (desempleo e inflación). En la sección tercera, que constituye el núcleo de nuestro trabajo, proporcionamos distintas estimaciones de la NAIRU de la economía española y analizamos especialmente diversos aspectos de las mismas (robustez, imprecisión, causalidad, histéresis<sup>5</sup>). Por último, en la sección cuarta cerramos nuestro trabajo con las principales conclusiones del mismo y las posibles extensiones de nuestro análisis.

---

5. El término histéresis procede originalmente de la Física. La histéresis se produce cuando un material que ha estado sujeto a una influencia exterior no logra recuperar su estado inicial al dejar de aplicarse dicha influencia. En referencia al mercado de trabajo se utiliza por ejemplo cuando el desempleo se incrementa ante una perturbación económica y no vuelve a su nivel original cuando se elimina dicha

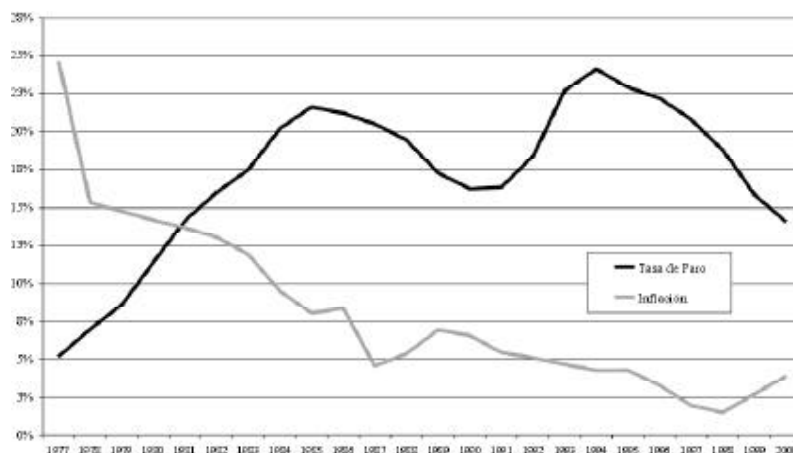
## 2. ANÁLISIS PRELIMINAR

En esta sección abordamos diversos tratamientos sencillos de las series de datos objeto de nuestro estudio que nos pueden proporcionar unas primeras intuiciones, así como información de interés, de cara al análisis que realizamos en la sección tercera.

### 2.1. Las series básicas

Las variables esenciales de este trabajo son el desempleo y la inflación. Hemos utilizado básicamente datos trimestrales para la economía española del período 1976-2000, aunque algunas series o análisis tienen una extensión ligeramente diferente que especificamos en cada caso. Para el desempleo hemos utilizado datos de la Encuesta de Población Activa. Por su parte, hemos utilizado tres indicadores para la inflación: salarios (Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios), deflactor del PIB (Contabilidad Nacional de España, Trimestral) y, especialmente, el Índice de Precios al Consumo<sup>6</sup>. Comenzaremos representando gráficamente nuestras series fundamentales.

**Gráfico 1. Evolución de la tasa de paro y la tasa de inflación (IPC)**  
(datos anuales)



perturbación. Así, en presencia de histéresis, la NAIRU depende de la trayectoria del desempleo efectivo. En términos de la curva de Phillips este fenómeno se traduce en que tanto el nivel de desempleo como las variaciones del mismo afectan a la inflación. Por su parte, los procesos de histéresis en el desempleo en un sentido favorable no están muy documentados. Un artículo esencial en este campo es el de Blanchard y Summers (1986).

6. También hemos trabajado con la inflación subyacente, sin apreciarse diferencias importantes en los resultados.

En ese gráfico se recoge la conocida trayectoria seguida por el desempleo español en la últimas décadas. Esta variable, aparte de moverse en cifras elevadas a lo largo de prácticamente todo el período muestral, tras la fuerte y continuada elevación al inicio de dicho período describe dos “jorobas” en torno al eje del 18-20% de desempleo, finalizando el período de análisis con unos años de claro descenso. Por su parte, en cuanto a la inflación nos enfrentamos a un proceso de clara desinflación.

## 2.2. El desempleo medio

Una primera aproximación al desempleo de equilibrio puede consistir simplemente en el cálculo de la media de la tasa de desempleo observada a lo largo de todo el período muestral. Como es evidente, esa media no constituiría una NAIRU. Un ligero refinamiento de este análisis consiste en calcular la tasa de desempleo media por intervalos de tiempo dentro del período muestral, para captar de esta forma la evolución temporal del desempleo. En nuestro análisis hemos dividido a estos efectos el período muestral por lustros<sup>7</sup>. Por su parte, la desviación estándar de la tasa de desempleo sería un primer indicador del grado de precisión del estadístico utilizado.

**Tabla 1. Estadística descriptiva de la tasa de paro y de la tasa de inflación (IPC)  
(datos trimestrales)**

<b>Tasa de Paro</b>				
<i>Periodo</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>
1976.03-2000.03	16,98%	5,32%	8,15%	25,81%
1976.03-1980.04	7,96%	2,80%	3,31%	12,61%
1981.01-1985.04	18,47%	2,78%	13,86%	23,08%
1986.01-1990.04	18,31%	1,99%	15,01%	21,61%
1991.01-1995.04	21,84%	2,34%	17,96%	25,72%
1996.01-2000.03	17,65%	2,65%	13,25%	22,05%
<b>Tasa de Inflación</b>				
<i>Periodo</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>
1976.03-2000.03	2,12%	1,59%	-0,52%	4,76%
1976.03-1980.04	4,39%	1,50%	1,90%	6,88%
1981.01-1985.04	2,86%	0,93%	1,32%	4,40%
1986.01-1990.04	1,43%	0,62%	0,40%	2,46%
1991.01-1995.04	1,17%	0,48%	0,37%	1,97%
1996.01-2000.03	0,61%	0,29%	0,13%	1,09%

*Intervalos de confianza al 90%.*

7. Igualmente se podrían calcular en esta línea medias móviles o tendencias para el desempleo. Sin embargo, no proporcionamos estimaciones de este tipo por obtenerse resultados muy similares a los que

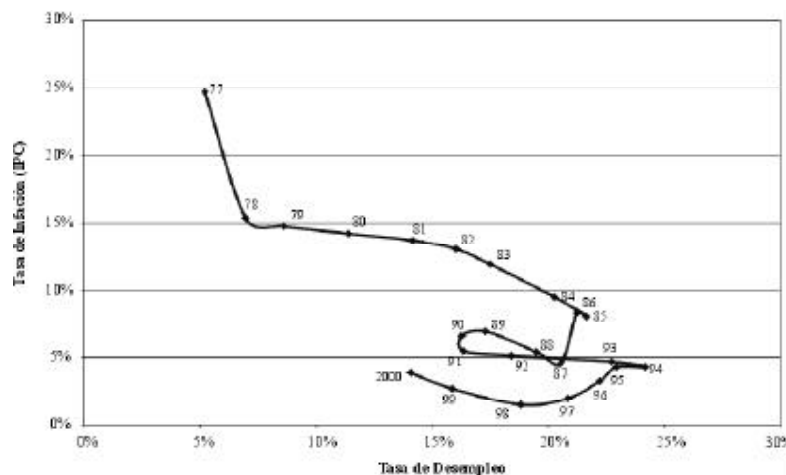
Las cifras de la Tabla 1 sirven para ratificar las intuiciones que se obtienen de la observación del Gráfico 1 en cuanto a lo elevado del desempleo promedio y la trayectoria seguida. Por su parte, las cifras de la desviación estándar proporcionadas ya apuntan un aspecto que trataremos con mayor profundidad en otros apartados de nuestro trabajo: la notable imprecisión. Para que se aprecie este aspecto con mayor claridad también proporcionamos en la Tabla 1 los intervalos de confianza al 90% que, como se puede apreciar, son bastante amplios. En el segundo panel de la tabla se recoge un análisis paralelo, pero en este caso para la inflación.

### 2.3. La curva de Phillips

Dado que los métodos directos se basan esencialmente en la noción curva de Phillips nos parece obligado representar gráficamente lo que suele denotarse como la “curva de Phillips” de la economía española. Más concretamente representamos la evolución conjunta de los pares desempleo-inflación (cifras anuales).

De la observación de ese gráfico pueden intuirse ciertas características de la relación inflación-desempleo de la economía española, pero dado que el gráfico es bien conocido<sup>8</sup>

**Gráfico 2: Curva de Phillips de la economía española (1977-2000) (datos anuales)**



ofrecen algunos métodos que describimos más adelante, como por ejemplo el filtro de Hodrick-Prescott. Resulta paradójico observar como este tipo de análisis tan simple arroja unos resultados que no difieren demasiado en ocasiones de los obtenidos mediante la aplicación de métodos más complejos.

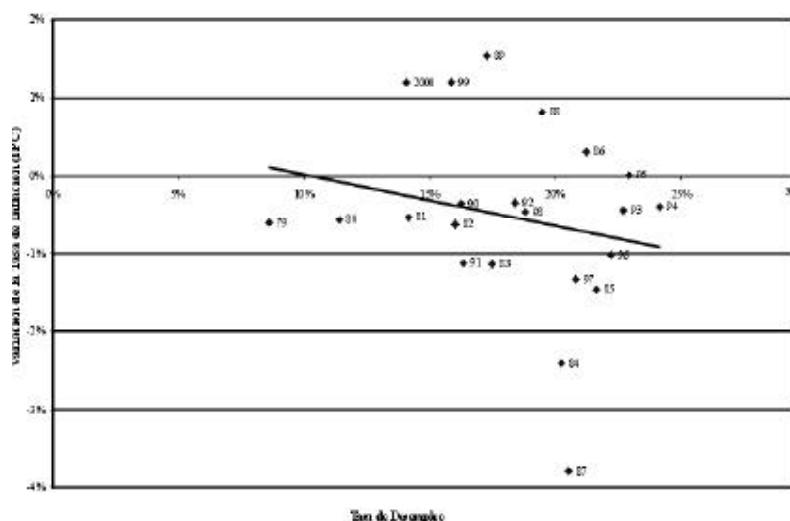
8. Por ejemplo, en Gómez y Usabiaga (1999b) se realiza una interpretación de las distintas etapas que pueden identificarse en la evolución de los pares inflación-desempleo de la economía española en las últimas décadas.

no entramos apenas a comentarlo. Sólo pensamos que merece un breve apunte el último tramo de esa curva (parte inferior del gráfico), que pone de manifiesto que la importante reducción del desempleo en los últimos años sólo ha generado una cierta presión inflacionista muy recientemente, apuntando hacia un proceso de histéresis favorable durante esos años.

### 2.4. El desempleo y la variación de la inflación

A continuación relacionamos gráficamente la tasa de desempleo con la variación de la tasa de inflación<sup>9</sup> (cifras anuales). Una primera forma, muy sencilla, de cálculo de la NAIRU consiste en ajustar una recta de regresión a esa nube de puntos, ya que el punto de corte de esa recta con el eje del desempleo (que corresponde a una variación nula de la inflación) constituiría la NAIRU<sup>10</sup>. Por otro lado, si se repitiesen en este gráfico tasas similares de desempleo para una variación nula de la inflación esto podría orientar bastante en cuanto a dónde podría estar situada la NAIRU de la economía. Por el contrario, la observación de un

**Gráfico 3: Tasa de Paro y Variación de la Tasa de Inflación (1978-2000) (datos anuales)**



9. La variación de la tasa de inflación en el Gráfico 3 está medida en puntos porcentuales.

10. En nuestro caso por ejemplo esa recta de regresión y la NAIRU ( $u^*$ ) correspondiente serían las siguientes:  $\Delta p = 0,68 - 0,066 \cdot u$ ;  $u^* = 10,3$ . Sin embargo, dadas las características de la estimación realizada, esas cifras no son en absoluto fiables.



amplio abanico de tasas de desempleo compatibles con una variación nula de la inflación podría apuntar hacia diversas hipótesis que habría que estudiar más a fondo (histéresis, asimetrías/no linealidades, equilibrios múltiples, etc.).

La observación del gráfico que presentamos parece apuntar claramente en la última línea comentada, a diferencia de lo que ocurre para otras economías, ya que se observan tasas de desempleo muy diversas correspondientes a una misma cifra de variación de la inflación, llegando esas tasas de desempleo a estar separadas incluso por más de una decena de puntos. También merece quizás un breve comentario lo plana que resulta la recta de regresión representada, hecho que apunta hacia que las variaciones de la inflación no responden excesivamente a las cifras del desempleo.

### 3. ANÁLISIS DE DISTINTOS MÉTODOS (DIRECTOS) DE ESTIMACIÓN DE LA NAIRU

A continuación aplicaremos distintos métodos directos de estimación de la NAIRU a los datos de la economía española. Pensamos que este análisis puede ser de interés por varias razones:

a) Se presentan conjuntamente diversos métodos directos de estimación de la NAIRU; enfoque que ha sido seguido en muy pocas ocasiones para la economía española –Bellod (1999), Estrada *et al.* (2000).

b) Analizamos con especial atención diversos aspectos, como la robustez e imprecisión de dichas estimaciones, la causalidad y el fenómeno de histéresis en el desempleo.

c) Se incluye en el período muestral de nuestro análisis la fase expansiva por la que ha atravesado la economía española en los últimos años, y que prácticamente no ha aparecido recogida en las principales estimaciones de la NAIRU que se han realizado hasta ahora<sup>11</sup>.

#### 3.1. NAIRU estructural

Debemos comenzar puntualizando que cuando empleamos el término “estructural” no lo hacemos en la línea por ejemplo de la metodología de Layard y Nickell ya comentada, sino simplemente para hacer referencia a que se trata de una estimación de la NAIRU obtenida a partir de una curva de Phillips ampliada.

Previamente a la estimación de la NAIRU hemos realizado un estudio del orden de integración de las variables, obteniéndose que la tasa de paro y la tasa de inflación son I(1),

---

11. Véase por ejemplo Gómez y Usabiaga (2001, cuadro 1). La principal excepción en este sentido la constituye el trabajo de Estrada *et al.* (2000) que engloba hasta el año 1999.

pero no resultan I(2)<sup>12</sup> (tests de Dickey-Fuller ampliado y Phillips-Perron). Por su parte, el análisis de cointegración que realizamos concluye que la tasa de paro y la tasa de inflación están cointegradas<sup>13</sup> (test de Phillips-Ouliaris-Hansen). Pensamos que la aceptación de la hipótesis de cointegración entre esas dos variables podría vincularse con el fenómeno de histéresis.

### *NAIRU estructural constante*

En nuestro trabajo la NAIRU estructural constante se obtiene a partir de la siguiente curva de Phillips:

$$\Delta p_t = a + \sum_p b_p u_{t-p} + \sum_q g_q \Delta p_{t-q} + e_t$$

donde  $p$  y  $q$  hacen referencia respectivamente a los retardos del desempleo ( $u$ ) y de la variación de la inflación ( $\Delta p$ ), y  $e_t$  es ruido blanco.

Para captar adecuadamente la relación entre la inflación y el desempleo ( $b_p$ ) también estimamos la curva de Phillips ampliada con perturbaciones de oferta ( $x$ ):

$$\Delta p_t = a + \sum_p b_p u_{t-p} + \sum_q g_q \Delta p_{t-q} + \sum_q l_q x_{t-q} + e_t$$

Como perturbación de oferta se ha tomado la diferencia entre la variación de la inflación de los carburantes y la variación de la inflación total, en desviaciones alrededor de la media<sup>14</sup>.

En ambos casos la NAIRU se obtiene mediante la siguiente expresión:

$$u^* = -\frac{a}{\sum_p b_p}$$

En la Tabla 2 proporcionamos el coeficiente de determinación ajustado del modelo ( $R^2$ ), la estimación puntual de la NAIRU, su desviación estándar (obtenida mediante el método delta) y el intervalo de confianza al 90%. Asimismo, sumando los  $b_p$  obtenemos  $b(1)$ , cuya inversa -en valor absoluto- nos proporciona un indicador de la rigidez real de la

12. Sobre este punto parece existir bastante consenso -véanse por ejemplo Estrada *et al.* (2000), Montero (2000) y Cuñado y Pérez de Gracia (2000).

13. Montero (2000) también concluye que esas dos variables están cointegradas, mientras que Cuñado y Pérez de Gracia (2000) llegan a la conclusión contraria.

14. De esta forma evitamos que la introducción de esta variable afecte al valor estimado de la constante del modelo. También hemos probado con el deflactor del PIB de los productos importados (cuando trabajamos con el deflactor del PIB como indicador de la inflación) y los resultados son similares.

economía. Como puede apreciarse en la tabla realizamos este análisis para distintas especificaciones y distintos indicadores de inflación (IPC, deflactor del PIB y salarios). Para la selección del número de retardos óptimo se ha utilizado el estadístico de Box-Pierce, concluyéndose que el número óptimo es 5 para el desempleo y la inflación.

**Tabla 2: Estimación de la NAIRU estructural constante. Principales resultados**

<b>IPC (1981.01-2000.03)</b>						
<i>Especificación</i>	$R^2$	$b(1)$	<i>NAIRU</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Min</i>	<i>Máx</i>
p=q=4	59,01%	-0,021	14,08%	7,15%	2,28%	25,88%
P=5,q=4	61,55%	-0,032	15,73%	3,41%	10,11%	21,36%
p=q=5	62,10%	-0,036	15,64%	3,03%	10,64%	20,63%
P=q=5*	62,10%	-0,046	16,26%	2,18%	12,66%	19,87%
<b>Especificación: p=q=5 (1981.01-2000.03)**</b>						
<i>Indicador de inflación</i>	$R^2$	$b(1)$	<i>NAIRU</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Min</i>	<i>Máx</i>
IPC	62,10%	-0,036	15,64%	3,03%	10,64%	20,63%
Deflactor del PIB	39,63%	-0,026	16,88%	2,28%	12,24%	21,53%
Salarios	98,12%	-0,081	15,46%	5,26%	6,78%	24,14%
<b>Especificación: p=q=5 (1981.01-2000.03)**. Incluyendo perturbación de oferta</b>						
<i>Indicador de inflación</i>	$R^2$	$b(1)$	<i>NAIRU</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Min</i>	<i>Máx</i>
IPC	65,89%	-0,031	15,23%	3,57%	9,34%	21,12%
Deflactor del PIB	45,87%	-0,017	15,11%	5,36%	6,27%	23,95%
Salarios	98,09%	-0,117	17,40%	2,77%	12,83%	21,98%

*Intervalos de confianza al 90%.*

\* *Esta ecuación incluye la tasa de paro contemporánea.*

\*\* *Para la ecuación del deflactor del PIB se ha utilizado el periodo 1981.01-1998.04.*

Al comparar los resultados de la Tabla 2 para las distintas especificaciones y los distintos indicadores de inflación se observa que aunque no discrepan mucho las estimaciones puntuales de la NAIRU sí lo hacen otros aspectos de la estimación, como los intervalos de confianza -aunque en general son muy amplios- o el coeficiente de determinación.

### ***NAIRU estructural por períodos***

Tras la estimación de una NAIRU estructural constante podríamos plantearnos dividir convenientemente el período muestral en una serie de subperíodos y calcular las NAIRUs

correspondientes. En nuestro análisis, en primer lugar, hemos decidido tomar un único punto de división, en el año 1993, por constituir un punto de corte entre dos ciclos económicos, aunque el segundo estaría aún inacabado, al llegar nuestro período muestral hasta el año 2000. En segundo lugar, hemos realizado un análisis introduciendo tres variables ficticias temporales en la curva de Phillips, para los períodos 1981.01-1985.04, 1986.01-1993.04 y 1994.01-2000.03. La ruptura en 1985, aparte de la de 1993, responde a que ha sido considerada en un buen número de trabajos –véanse Fabiani y Mestre (2000), Blanchard y Jimeno (1999) y Estrada *et al.* (2000).

En la Tabla 3 proporcionamos, para la especificación base de la tabla anterior<sup>15</sup>, la estimación puntual de la NAIRU, su desviación estándar y el intervalo de confianza al 90% para los períodos comentados<sup>16</sup>.

**Tabla 3. Estimación de la NAIRU estructural por periodos (IPC)**  
**Principales resultados**

<b>Especificación p=q=5. Incluyendo perturbación de oferta</b>				
<i>Periodo</i>	<i>NAIRU</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>
1981.01-1993.04	13,08%	9,85%	-3,17%	29,34%
1994.01-2000.03	20,90%	1,21%	18,89%	22,90%
<b>Especificación p=q=5. Incluyendo perturbación de oferta y variables ficticias temporales</b>				
<i>Periodo</i>	<i>NAIRU</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>
1981.01-1985.04	11,72%	2,75%	7,18%	16,26%
1986.01-1993.04	17,87%	1,38%	15,60%	20,15%
1994.01-2000.03	19,76%	1,63%	17,60%	22,45%

*Intervalos de confianza al 90%*

Debemos reseñar que esta forma de presentación de los resultados (estimaciones puntuales de la NAIRU por períodos) ha sido bastante habitual hasta la difusión, en los últimos años, de las “time-varying” NAIRUs.

15. IPC como indicador de inflación, ecuación con perturbaciones de oferta, 5 retardos para la inflación y el desempleo.

16. Debemos señalar que hemos realizado contrastes de cambio estructural (test de Chow) para los dos casos que hemos considerado y no hemos encontrado evidencia de dicho cambio.

### 3.2. “Time-varying” NAIRU

#### *Filtro de Hodrick-Prescott*

La aplicación del filtro de Hodrick-Prescott univariante a la serie de desempleo no constituye realmente un método de estimación de la NAIRU. Sin embargo, en muchos trabajos se toma el componente tendencial obtenido mediante la aplicación de dicho filtro como una estimación del desempleo de equilibrio o como una “proxy” de la NAIRU. Es por ello por lo que representamos gráficamente los componentes tendencial y cíclico obtenidos mediante la aplicación de este filtro.

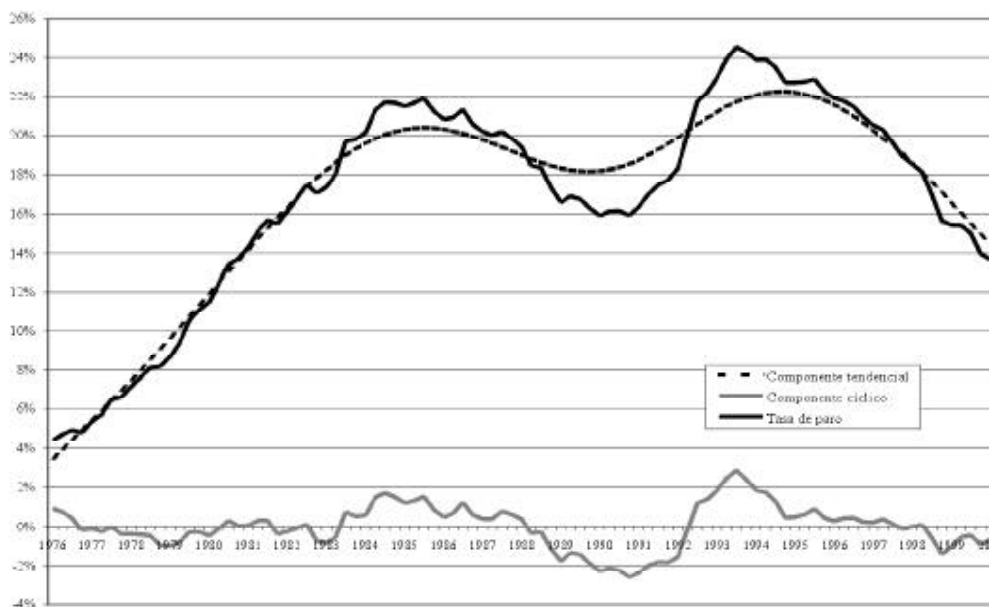
El filtro de Hodrick-Prescott responde a la siguiente expresión:

$$\text{Min} \quad \sum_{t=1}^T (u_t - u_t^*)^2 + I \sum_{t=2}^{T-1} [(u_{t+1}^* - u_t^*) - (u_t^* - u_{t-1}^*)]^2$$

En nuestro caso (datos trimestrales) utilizamos un parámetro de alisamiento ( $I$ ) estándar de 1600.

La observación del componente tendencial del desempleo así obtenido muestra que éste simplemente alisa la serie del desempleo observado, por lo que en principio no parece suponer un gran avance frente a los métodos de alisamiento más sencillos, como la media móvil por ejemplo.

**Gráfico 4: Filtro de Hodrick-Prescott ( $I = 1600$ )**



**NAIRU de Elmeskov**

En el trabajo original de Elmeskov (1993) lo que se estima es una NAWRU (tasa de desempleo no aceleradora de los salarios). Dicha estimación se obtiene bajo el supuesto de que los cambios en la inflación salarial (salarios nominales) son proporcionales a la brecha del desempleo. Es decir:

$$\Delta^2 w_t = -\mathbf{a}_t (u_t - u_t^*) \quad \mathbf{a}_t > 0$$

Las dos variables inobservables de esa expresión,  $\mathbf{a}_t$  y  $u_t^*$ , se identifican bajo la restricción de que ambas deben permanecer constantes entre dos observaciones consecutivas.

Una estimación de  $\mathbf{a}_t$  se obtiene para dos períodos consecutivos de la siguiente forma<sup>17</sup>:

$$\mathbf{a}_t = -\frac{\Delta^3 w_t}{\Delta u_t}$$

Y sustituyendo esta última expresión en la anterior obtenemos la NAWRU ( $u_t^*$ ):

$$u_t^* = u_t - \frac{\Delta u_t}{\Delta^3 w_t} \Delta^2 w_t$$

Debemos realizar dos matizaciones respecto a la NAWRU obtenida por este procedimiento:

**a)** Se trata de un indicador de equilibrio a corto plazo, puesto que representa la tasa de desempleo asociada, en un período dado y vinculada a la evolución pasada reciente de las variables objeto de estudio, a un crecimiento salarial constante.

**b)** Debido a las características de la forma de obtención descrita la NAWRU resultante es sumamente variable, de modo que lo habitual es alisar la serie original de la NAWRU estimada (mediante medias móviles, el filtro de Hodrick-Prescott, etc.).

Utilizando el procedimiento descrito también podemos obtener estimaciones de la NAIRU, simplemente sustituyendo en las ecuaciones anteriores los salarios por precios -véase por ejemplo Fabiani y Mestre (2000). A continuación representamos gráficamente nuestras estimaciones suavizadas (filtro de Hodrick-Prescott,  $\lambda=1600$ ) de la NAWRU/NAIRU de la economía española siguiendo el método de Elmeskov, para los tres indicadores de inflación que consideramos.

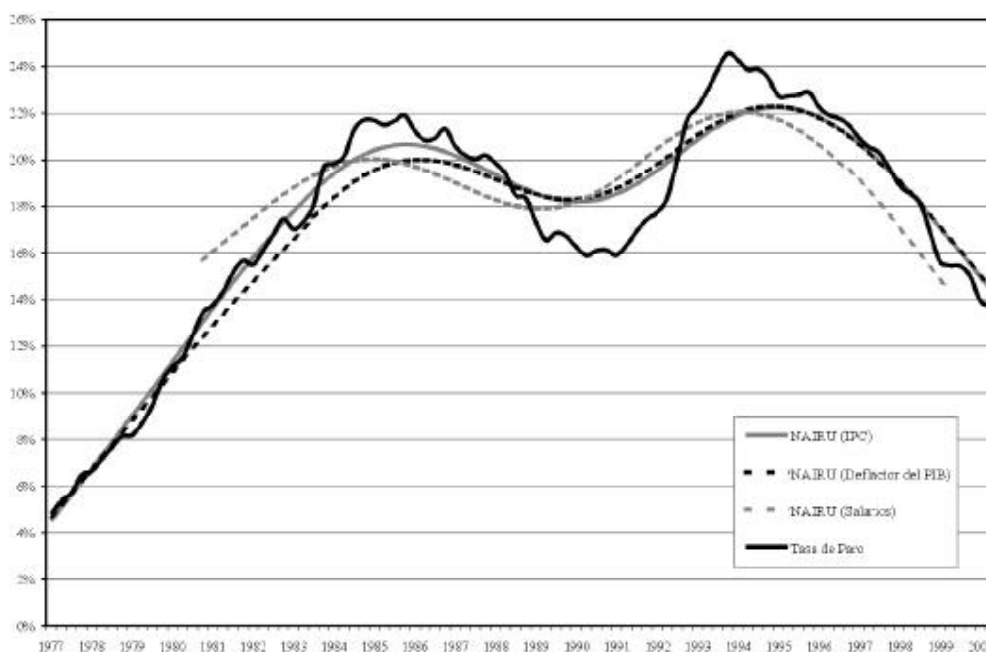
Dado que las series de estas NAWRU/NAIRUs sin alisar, a pesar de sus continuas oscilaciones, no se alejan demasiado de la trayectoria del desempleo observado no es de extrañar que al aplicarle el filtro de Hodrick-Prescott se obtenga una trayectoria bastante similar

17. Recuérdese que:  $\Delta^3 w_t = \Delta^2 w_t - \Delta^2 w_{t-1}$ .

a la que se obtuvo al aplicar el filtro de Hodrick-Prescott directamente a la serie del desempleo observado. Puede observarse también que no se aprecian grandes diferencias para los tres indicadores de inflación considerados y que, al igual que el gráfico anterior, este gráfico apuntaría en la línea de un proceso de histéresis favorable en los últimos años.

A pesar de sus limitaciones el método de Elmeskov ha sido ampliamente utilizado -por ejemplo en el marco de la OCDE o véase también Ball (1997)- y, a diferencia del filtro de Hodrick-Prescott, sí nos proporciona una sencilla “time-varying” NAIRU.

**Gráfico 5: NAIRU de Elmeskov**  
*Series suavizadas (Filtro de Hodrick-Prescott)*



### **Filtro de Kalman**

Se trata de un método frecuentemente empleado en los últimos años para proporcionar una “time-varying” NAIRU. En nuestro caso, como ecuación de medida tomamos la especificación base que manejamos para el cálculo de la NAIRU estructural constante:

$$\Delta p_t = \sum_p \mathbf{b}_p (u_{t-p} - u_{t-p}^*) + \sum_q \mathbf{g}_q \Delta p_{t-q} + \sum_q \mathbf{I}_q x_{t-q} + v_t$$

Por su parte, como ecuación de transición manejamos una AR(1) del tipo siguiente<sup>18</sup>:

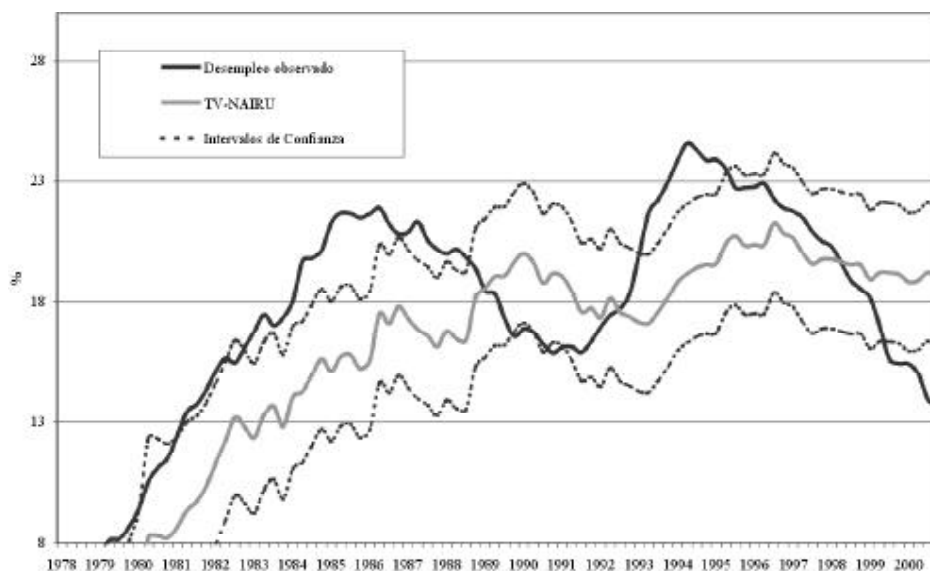
$$\Delta u_t^* = \mathbf{j} \Delta u_{t-1}^* + w_t \quad \mathbf{j} < 1$$

Que también se podría expresar de la siguiente forma:

$$u_t^* = (\mathbf{j} + 1) \cdot u_{t-1}^* - \mathbf{j} \cdot u_{t-2}^* + w_t$$

Es fácil comprobar que si consideramos  $\mathbf{j} = 0$  entonces esa ecuación se transforma en un paseo aleatorio:  $u_t^* = u_{t-1}^* + w_t$ . Sin embargo, debemos recordar que diversos autores concluyen que la ecuación de transición paseo aleatorio no parece apropiada para la economía española y europea, dada la tendencia creciente del desempleo observada en las últimas décadas en esas economías. A pesar de ello, y quizás por mimetismo respecto a trabajos realizados para otras economías -y en especial para EEUU-, en algunos trabajos se ha utilizado esta especificación para la economía española<sup>19</sup>.

**Gráfico 6: TV-NAIRU (Filtro de Kalman). 1977-2000**  
Intervalos de confianza al 90%. IPC. Modelo con perturbaciones de Oferta



18. Richardson *et al.* (2000) aplican a los países de la OCDE objeto de su estudio esta especificación, así como un paseo aleatorio. Boone (2000) por su parte recomienda esta especificación para el caso de Francia, mientras que para EEUU recomienda un paseo aleatorio. Por último, Montero (2000) aplica esta especificación para la economía española. Por descontado, podríamos emplear otras especificaciones para la histéresis o persistencia del desempleo.

19. Véase por ejemplo Estrada *et al.* (2000). Hemos confrontado los resultados obtenidos con la especificación AR(1) comentada con una especificación paseo aleatorio en la ecuación de transición, pare-



En el Gráfico 6 representamos la “time-varying” NAIRU obtenida mediante la aplicación del filtro de Kalman<sup>20</sup>, así como el intervalo de confianza al 90%. Puede observarse que la trayectoria descrita difiere considerablemente de las obtenidas mediante el filtro de Hodrick-Precott y el método de Elmeskov, que seguían más de cerca la trayectoria del desempleo observado. Por otro lado, de nuevo el intervalo de confianza resulta amplio.

### *NAIRU e histéresis*

Blanchard y Jimeno (1999) plantean un ejercicio para la economía española que nos parece interesante por un doble motivo: por permitirnos obtener una NAIRU y por proporcionarnos un indicador del grado de histéresis en el desempleo.

Parten de una curva de Phillips de la forma siguiente:

$$p_t = \sum_q p_{t-q} + \sum_p b_p (u_{t-p} - u_{t-p}^*) + \sum_p g_p \Delta u_{t-p} + \sum_q l_q x_{t-q} + e_t$$

Para la estimación de esa ecuación hemos tomado como “proxy” del desempleo de equilibrio ( $u^*$ ) el resultado de aplicar el filtro de Hodrick-Prescott ( $I = 32000$ ) a la tasa de desempleo, que es una de las opciones que estos autores plantean. En cuanto a los retardos, hemos considerado  $q = 10$  y  $p = 4$ . Por otro lado, introducimos una tendencia con dos puntos de ruptura, coincidentes con los del análisis ya comentado mediante variables ficticias temporales (1985 y 1993).

A partir de la estimación de esa ecuación hemos obtenido los siguientes parámetros:  $b = -0,06$  y  $g = -0,135$ ; donde  $b$  y  $g$  corresponden respectivamente a los sumatorios de los coeficientes asociados a la tasa de paro ( $\sum_p b_p$ ) y a la variación de la tasa de paro ( $\sum_p g_p$ ).

Estas cifras apuntan hacia la existencia de un fenómeno de histéresis.

En una segunda etapa, tras introducir determinadas restricciones de comportamiento, Blanchard y Jimeno (1999) utilizan la siguiente ecuación para obtener el equivalente a una NAIRU ( $u^*$ ), dados los valores comentados de  $b$  y  $g$  y conocidos también  $u$ ,  $\Delta p$  y  $\Delta u$ :

$$u - u^* = \frac{1}{b} (\Delta p - g \Delta u)$$

ciéndonos en conjunto más aceptable el caso que exponemos. Además, diversas pruebas que hemos realizado han tendido siempre a concluir que  $j \neq 0$ .

20. Como valores iniciales, y tras estudiar las propiedades de numerosos escenarios, hemos considerado los siguientes:  $u^* = 0$ ;  $s_v = 0,5$ ;  $s_w = 0,06$ ;  $j = 0,9$ . Se ha observado una relación de intercambio entre  $s_w$  y  $\Phi$ ; así, al ir reduciendo  $s_w$  ha ido aumentando  $\Phi$ .

Al realizar este cálculo para los años 1998 y 1999 obtenemos, respectivamente, las siguientes NAIRUs (entre paréntesis recogemos el desempleo observado correspondiente): 12% (18,8%) y 17,38% (15,8%)<sup>21</sup>. Las cifras que obtenemos encajan con el signo de la variación de la inflación en esos años (negativo y positivo respectivamente), pero también muestran que este tipo de ejercicio puede proporcionar unas estimaciones de la NAIRU muy variables en el tiempo, resultado posiblemente derivado, entre otras cosas, de la incorporación de la histéresis en el modelo, por lo que pensamos que este tipo de estimaciones deberían ser tomadas con cautela<sup>22</sup>.

### 3.3. Causalidad e imprecisión

Para contrastar desde otra perspectiva la posible utilidad de las estimaciones objeto de nuestro estudio también hemos realizado un análisis de causalidad (en el sentido de Granger) de la desviación de la tasa de paro observado respecto a la NAIRU sobre la variación de la tasa de inflación<sup>23</sup>. Previamente al análisis de causalidad se ha concluido empíricamente que la desviación de la tasa de paro respecto al abanico de NAIRUs que manejamos en este análisis<sup>24</sup> resulta una variable estacionaria. El resultado del análisis de causalidad es que en todos los casos estudiados la desviación del desempleo observado respecto a la NAIRU causa la variación de la inflación<sup>25</sup>.

Por otro lado, a diferencia de lo que ocurre en otros tipos de estimaciones, en general se aprecia en la revisión de esta literatura sobre la NAIRU, salvo excepciones relativamente recientes, la ausencia de indicadores de imprecisión; así, hasta hace unos pocos años sólo

---

21. Blanchard y Jimeno (1999) obtienen unos valores de  $\beta = -0,1$  y  $\gamma = -0,25$ , y una NAIRU del 12,5% para el año 1998.

22. Ésta es la razón por la que no hemos ofrecido la serie completa que se obtendría utilizando este método de cálculo de la NAIRU, ni hemos profundizado más en su análisis.

23. Un análisis alternativo que también se puede realizar consiste en comprobar gráficamente si las desviaciones del desempleo observado respecto a las distintas estimaciones de la NAIRU que manejamos -y, en especial, las "time-varying" NAIRU- se corresponden efectivamente con períodos donde la tasa de inflación sube o baja según el caso. Al realizar este tipo de análisis, que no presentamos por no incrementar demasiado el número de gráficos de nuestro trabajo, no se observa con claridad la relación señalada, comportándose algo mejor en este sentido la NAIRU obtenida mediante el filtro de Kalman.

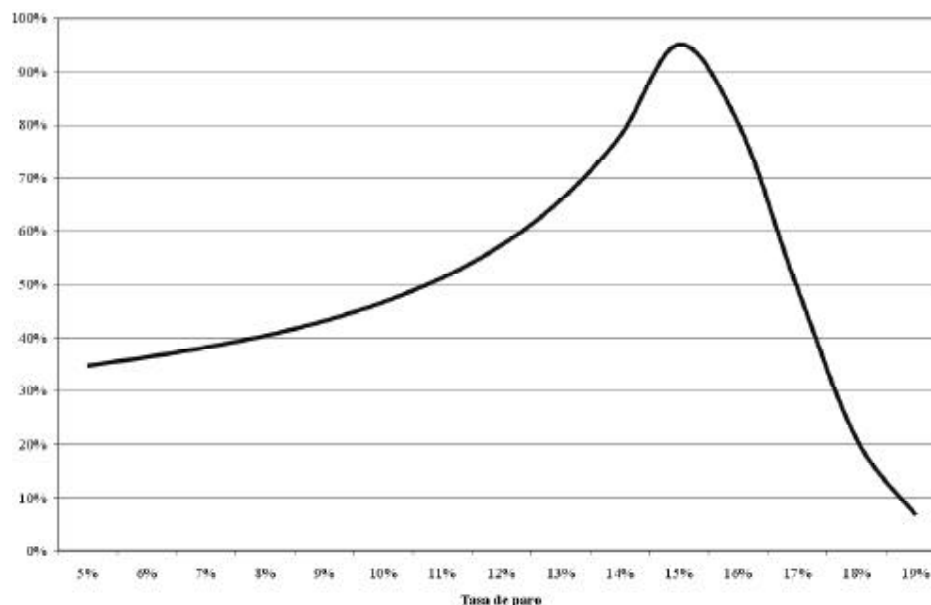
24. NAIRU estructural constante (especificación base), "NAIRU" obtenida mediante el filtro de Hodrick-Prescott (para  $\lambda = 1600$  y  $\lambda = 32000$ ), NAIRU de Elmeskov (IPC, serie no suavizada) y NAIRU obtenida mediante el filtro de Kalman.

25. En este punto discrepamos de Bellod (1999), que no halla esta causalidad para las distintas estimaciones de la NAIRU que maneja, salvo para el caso que denota como NAIRU con histéresis. Por su parte, Cuiñado y Pérez de Gracia (2000) hallan evidencia de causalidad desde la tasa de desempleo hacia la tasa de inflación.

se solían proporcionar estimaciones puntuales de la NAIRU por períodos<sup>26</sup>. Setterfield *et al.* (1992) y Staiger *et al.* (1997) -para Canadá y EEUU respectivamente- concluyen que estas estimaciones presentan una elevada varianza<sup>27</sup>, además de apreciarse falta de robustez. El trabajo de Estrada *et al.* (2000), en este caso para la economía española, podría interpretarse en este mismo sentido.

En diversos apartados de este trabajo hemos apuntado indicadores de la imprecisión de las estimaciones de la NAIRU o del desempleo de equilibrio, proporcionando por ejemplo la desviación estándar de las estimaciones y calculando intervalos de confianza. Del análisis de conjunto de esas cifras se llega a la conclusión de que el grado de imprecisión resulta muy elevado<sup>28</sup>. Un método de presentación de este resultado algo más sofisticado, y del que

**Gráfico 7: Distribución de probabilidad del valor de  $\alpha$  NAIRU (Test de la F. Ho:  $u=u^*$ )  
Especificación: IPC (1981.01-2000.03)  $p=q=5$ . Incluyendo perturbación de oferta**



26. El cambio en esta área se produjo hacia mediados de los noventa. Véanse, por ejemplo, Fuhrer (1995) y King *et al.* (1995).

27. El trabajo de referencia en este campo es el de Staiger *et al.* (1997). Otras referencias recientes de interés son McAdam y McMorrow (1999), McMorrow y Roeger (2000) y Richardson *et al.* (2000). La primera vez que se ha abordado este tema directamente para la economía española ha sido en Estrada *et al.* (2000).

28. Nuestros resultados en este sentido están en la línea de trabajos similares, aunque resultan incluso más severos. Así, por ejemplo McMorrow y Roeger (2000) dan un intervalo al 90% de confianza de la

ofrecemos una muestra, consiste en representar gráficamente la distribución de probabilidad del estadístico de la F sobre el valor de la NAIRU<sup>29</sup>.

El caso que representamos (NAIRU estructural constante, especificación base) ratifica la conclusión anteriormente apuntada de la elevada imprecisión de este tipo de estimaciones, al aparecer un amplio abanico de valores “plausibles” para la NAIRU.

#### 4. CONCLUSIONES Y POSIBLES EXTENSIONES DEL ANÁLISIS

A continuación intentamos sistematizar las principales conclusiones a las que nos ha conducido nuestro análisis:

- 1) Diversas evidencias que hemos hallado a lo largo de nuestro trabajo parecen confirmar la hipótesis de un fenómeno de histéresis o elevada persistencia en el desempleo español.
- 2) También hemos hallado evidencia de causalidad entre la desviación del desempleo observado y diversas estimaciones de la NAIRU que ofrecemos (métodos directos) y las variaciones de la tasa de inflación. Este resultado parece respaldar la utilidad de dichas estimaciones.
- 3) Sin embargo, los distintos métodos de estimación de la NAIRU o del desempleo de equilibrio de la economía española que empleamos en este trabajo, así como las distintas especificaciones dentro de cada método, discrepan en ocasiones en sus resultados desde distintas perspectivas. En este sentido se aprecia un problema de falta de robustez<sup>30</sup>.
- 4) Aún más grave que el problema de la falta de robustez nos parece el hecho de que los diversos análisis que hemos realizado apuntan en general hacia una notable imprecisión en este tipo de estimaciones.
- 5) Esa elevada imprecisión, así como la falta de robustez, podrían venir marcadas por las características de la economía española en este campo (curva de Phillips), apuntar hacia problemas en los métodos de estimación y especificaciones manejados -o al menos en algunos de ellos- o bien responder a una combinación de ambos factores<sup>31</sup>. Si no se

---

NAIRU de la economía española para el año 1999 del 13,8-19,4%. Estrada *et al.* (2000) y Gómez y Usabiaga (2001) también destacan este aspecto de la imprecisión de las estimaciones de la NAIRU de la economía española.

29. Este método también es conocido como método de Fieller.

30. Estrada *et al.* (2000) parecen llegar a esta misma conclusión, pero hay que tener en cuenta que estos autores, aparte de los métodos directos, abordan estimaciones de la NAIRU estructurales -à la Layard y Nickell- y basadas en la metodología SVAR, por lo que su perspectiva de comparación resulta más amplia.

31. En este sentido, Fair (1999) señala que la elevada varianza podría sugerir que la modelización de la NAIRU está mal especificada. Por su parte, Estrella y Mishkin (1998) van más allá, y estudian cómo debería tenerse en cuenta esta problemática -la incertidumbre sobre el valor de la NAIRU- desde la perspectiva de la política monetaria.

superan, al menos hasta un grado aceptable, estos problemas en último extremo se podría llegar a concluir que los métodos directos de estimación de la NAIRU no son adecuados para la economía española.

En cuanto a las posibles extensiones de este trabajo, debemos señalar que nos gustaría seguir profundizando en el análisis de los métodos directos de estimación de la NAIRU aplicados a la economía española, y más concretamente en la línea de la “time-varying” NAIRU, desde distintas perspectivas<sup>32</sup>. Así, pensamos profundizar en el uso del filtro de Kalman. Entre otras cosas, este filtro nos puede permitir abordar diversos aspectos analíticos que sólo hemos apuntado en este trabajo, como la no linealidad -en la línea de Dupasquier y Ricketts (1998). También nos gustaría probar con especificaciones alternativas para la histéresis en este marco. Por otro lado, nos gustaría aplicar un filtro de Hodrick-Prescott multivariante<sup>33</sup>, ya que por ejemplo de esta forma podríamos incorporar el comportamiento de la inflación en el alisamiento de la tasa de paro. Por último, pensamos aplicar técnicas de datos de panel sobre los datos regionales de las variables objeto de nuestro estudio -en la línea del reciente trabajo de Staiger *et al.* (2001)-, ya que estas técnicas permiten enriquecer el análisis de la relación dinámica inflación-desempleo.

### Agradecimientos

Queremos hacer constar nuestro agradecimiento a FEDEA, y en especial a Juan F. Jimeno, por la colaboración recibida y por la grata acogida dispensada a los autores de este trabajo en diversas estancias realizadas en esa institución, durante las cuales ha avanzado esta línea de investigación. Una versión previa de este trabajo fue presentada en el *IV Encuentro de Economía Aplicada*; agradecemos los comentarios allí recibidos. Por supuesto, los errores que persistan son de nuestra exclusiva responsabilidad.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ÁLVAREZ, P.P. (2000): “Asymmetries in the Capacity-Inflation Trade-Off”, Universidad Autónoma de Barcelona (IDEA), Working Paper.
- ANDRÉS, J., DOMÉNECH, R. y TAGUAS, D. (1996): “Desempleo y Ciclo Económico en España”, *Moneda y Crédito*, 201, pp. 157-204.

---

32. Somos conscientes de que también debemos pulir algunos aspectos del análisis hasta ahora realizado. Así, por ejemplo, debemos endogeneizar las rupturas consideradas y nos gustaría proporcionar otros tipos de indicadores de imprecisión.

33. Boone (2000) llega a plantear el filtro de Hodrick-Prescott multivariante como un caso particular del filtro de Kalman. Como aplicación trabaja con las estimaciones de la NAIRU de EEUU y Francia.

- BALL, L. (1997): "Disinflation and the NAIRU", en Romer, C.D. y Romer, D.H. (Eds.) (1997): *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 167-192.
- BELLOD, J.F. (1999): "Prueba de Causalidad y Determinación de la NAIRU", *El Trimestre Económico*, 66 (264), pp. 663-692.
- BLANCHARD, O.J. y JIMENO, J.F. (1999): "Reducing Spanish Unemployment under the EMU", FEDEA, Documento de Trabajo nº 99-02.
- BLANCHARD, O.J. y SUMMERS, L.H. (1986): "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Macroeconomics Annual 1986*, pp. 15-78.
- BOONE, L. (2000): "Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables: The HPMV and Kalman Filter Approaches", OECD Economics Department, Working Paper nº 240.
- CUÑADO, J. y PÉREZ DE GRACIA, F. (2000): "Tasa de Sacrificio en la UEM: Un Análisis Empírico", *Estudios sobre la Economía Española*, FEDEA, nº 70.
- DUPASQUIER, C. y RICKETTS, N. (1998): "Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship. Some Empirical Results for Canada", Bank of Canada, Working Paper nº 98-14.
- ELMESKOV, J. (1993): "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and Its Causes", OECD Economics Department, Working Paper nº 132.
- ESTRADA, A., HERNANDO, I. y LÓPEZ-SALIDO, J.D. (2000): "Measuring the NAIRU in the Spanish Economy", Banco de España-Servicio de Estudios, Documento de Trabajo nº 0009.
- ESTRELLA, A. y MISHKIN, F. (1998): "Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty", Federal Reserve Bank of New York, Research Paper nº 9806.
- FABIANI, S. y MESTRE, R. (2000): "Alternative Measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and Assessment", European Central Bank, Working Paper Series, Working Paper nº 17.
- FAIR, R.C. (1999): "Does the NAIRU Have the Right Dynamics?", *American Economic Review*, 89(2), pp. 58-62.
- FRIEDMAN, M. (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.
- FUHRER, J.C. (1995): "The Phillips Curve is Alive and Well", *New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston*, March-April, pp. 41-56.
- GÓMEZ, F. y USABIAGA, C. (1999a): "Las Estimaciones de la NAIRU: Una Valoración de Conjunto", *Estudios sobre la Economía Española*, FEDEA, nº 31.
- GÓMEZ, F. y USABIAGA, C. (1999b): "La Relación Inflación-Desempleo en la Economía Española (1964-98): Una Interpretación", *Estudios de Economía Aplicada*, 13, pp. 65-86.
- GÓMEZ, F. y USABIAGA, C. (2001): "Las Estimaciones del Desempleo de Equilibrio. Una Panorámica", *Revista de Economía Aplicada*, 9(27), pp. 103-129.
- GORDON, R.J. (1997): "The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), pp. 11-32.

- KING, R.G., STOCK, J.H. y WATSON, M.W. (1995): "Temporal Instability of the Unemployment-Inflation Relationship", *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, May-June, pp. 2-12.
- LAUBACH, T. (2001): "Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies", *Review of Economics and Statistics*, 83(2), pp. 218-231.
- LAYARD, R., NICKELL, S. y JACKMAN, R. (1991): *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- McADAM, P. y McMORROW, K.M. (1999): "The NAIRU Concept - Measurement, Uncertainties, Hysteresis and Economic Policy Role", European Commission, Economic Papers, nº 136.
- McMORROW, K.M. y ROEGER, W. (2000): "Time-Varying NAIRU/NAWRU Estimates for the EU's Member States", European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, nº 145.
- MODIGLIANI, F. y PAPADEMOS, L. (1975): "Targets for Monetary Policy in the Coming Year", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(1), pp. 141-163.
- MONTERO, J.M. (2000): "Dinámica Conjunta de la Inflación y el Paro en España: Un Enfoque de Incoherencia Temporal de la Política Monetaria", CEMFI, mimeo.
- PHELPS, E.S. (1968): "Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 76(2), pp. 678-711.
- RICHARDSON, P., BOONE, L., GIORNO, C., MEACCI, M., RAE, D. y TURNER, D. (2000): "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time-Varying NAIRU Across 21 OECD Countries", OECD Economics Department, Working Paper nº 250.
- SETTERFIELD, M.A., GORDON, D.V. y OSBERG, L. (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., STOCK, J.H. y WATSON, M.W. (1997): "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?", en Romer, C.D. y Romer, D.H. (Eds.) (1997): *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago University Press, Chicago, pp. 195-246.
- STAIGER, D., STOCK, J.H. y WATSON, M.W. (2001): "Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s", NBER Working Paper Series, Working Paper nº 8320.