

# La medición de la NAIRU en la economía española\*

ÁNGEL ESTRADA

IGNACIO HERNANDO

DAVID LÓPEZ-SALIDO

Banco de España

## 1. INTRODUCCIÓN

La descomposición de la tasa de desempleo en sus componentes cíclico y estructural no es un ejercicio cuyo interés sea exclusivamente académico. La desviación del desempleo de su tasa natural (es decir, el componente cíclico) es uno de los ingredientes que habitualmente aparecen en las discusiones sobre política monetaria. En estas discusiones, la tasa natural (o componente estructural) se entiende generalmente como aquella tasa que es compatible con una inflación estable, y para referirse a este concepto se utiliza el término NAIRU (acrónimo en inglés para tasa de desempleo no aceleradora de la inflación). El marco analítico sobre el que descansa el concepto de NAIRU está basado en una relación del tipo curva de *Phillips* que liga la inflación no anticipada con algún tipo de medida del grado de holgura en el mercado de trabajo. Como Stiglitz (1997) ha sugerido recientemente, la valoración de la utilidad de este concepto desde un

---

\* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Ravi Balakrishnan, Olympia Bover, José María Bonilla, Pilar García-Perea, Javier Vallés, un evaluador anónimo y, en especial, los de Javier Andrés. Las opiniones expresadas en este trabajo son exclusivamente de los autores y no coinciden necesariamente con las del Banco de España.

punto de vista de política económica requiere tener en cuenta tres factores: en primer lugar, la relevancia de la medida de holgura en el mercado de trabajo como indicador cíclico útil para predecir cambios en la inflación; en segundo lugar, la posibilidad de disponer de variables que aproximen los factores determinantes de la evolución de la NAIRU; y, finalmente, la evaluación del grado de incertidumbre en torno a las estimaciones.

Este trabajo aborda la cuestión de la medición de la NAIRU en la economía española, tratando de documentar cómo ha evolucionado a lo largo de las dos últimas décadas. El trabajo ofrece una revisión de metodologías alternativas desarrolladas en la literatura para medir la NAIRU y compara los diferentes resultados obtenidos en su aplicación para la economía española<sup>1</sup>. Por tanto, tratamos de reunir conjuntos de evidencia alternativos con una contribución adicional: la comparación de los resultados obtenidos para el conjunto de la economía con los resultados alcanzados para el sector privado. En concreto, este último nivel de agregación resulta ser más adecuado para la estimación de ecuaciones de precios y salarios durante el período 1980-1999.

En la sección 2 de este trabajo se revisan los métodos univariantes empleados para la medición de la NAIRU. Estos métodos son procedimientos puramente estadísticos diseñados para descomponer la serie temporal del desempleo observado en un componente permanente (que asociamos con el concepto de NAIRU) y un componente transitorio (que captura los movimientos cíclicos en el desempleo). Por supuesto, estos métodos univariantes están vacíos de contenido económico y su uso para la medición de la NAIRU no está en consonancia con su definición. El marco teórico que subyace a este concepto es ignorado completamente cuando se utilizan estas técnicas de filtrado univariante.

Posteriormente, la sección 3 aborda la discusión de un segundo enfoque para la medición de la NAIRU que está más basado en la teoría económica. Este enfoque descansa en la existencia de una rela-

---

<sup>1</sup> Fabiani y Mestre (2000) ofrecen una revisión similar para el área del euro y McAdam y Mc Morrow (1999) presentan estimaciones de la NAIRU, obtenidas mediante la utilización de metodologías alternativas, para Estados Unidos, Japón y la Unión Europea (UE-15). Estimaciones previas de la NAIRU para la economía española pueden encontrarse en: Dirección General de Previsión y Coyuntura (1991), De Lamo y Dolado (1993) y Rodríguez (1995). Gómez y Usabiaga (1998) ofrecen una revisión de la literatura empírica sobre la NAIRU para la economía española.

ción estable del tipo curva de *Phillips* ampliada. En este marco teórico, la NAIRU se define como el valor del desempleo que es consistente con la existencia de una relación entre la inflación no anticipada y la desviación del desempleo con respecto a la NAIRU. La curva de *Phillips* se estima utilizando distintas medidas de las expectativas de inflación y, además, se consideran supuestos alternativos que posibilitan la identificación de la NAIRU cuando se permite que ésta tenga variación temporal. Este enfoque, aunque no carece de fundamentación teórica, no investiga cuáles son los posibles determinantes de la NAIRU. Los resultados basados en este enfoque son bastante insatisfactorios. La estimación conjunta de la pendiente de la curva de Phillips y de la NAIRU está sujeta a un *trade-off* empírico. Así, por un lado, cuando se estima una curva de *Phillips* con pendiente negativa se obtiene una NAIRU inaceptable y, por otro, en las estimaciones más satisfactorias de la NAIRU se obtiene una pendiente positiva de la curva de *Phillips*.

Algunos de los problemas asociados con el enfoque anterior tienen su origen en la importancia que los movimientos de medio plazo (esto es, la persistencia) han tenido en la determinación del perfil temporal tanto de la inflación como del desempleo en la economía española a lo largo de las dos décadas pasadas. Para tener en cuenta este factor, en la sección 4 se ofrecen estimaciones de la NAIRU basadas en modelos estructurales de vectores autorregresivos (SVAR). Dentro de este marco metodológico, se emplean restricciones de identificación de largo plazo que están basadas en restricciones que modelos estilizados del mercado de trabajo imponen en la dinámica conjunta del desempleo y de otras variables, para separar perturbaciones transitorias y permanentes. En este contexto, la NAIRU se obtiene mediante la acumulación de los *shocks* estructurales que tienen un efecto permanente sobre el desempleo. En otras palabras, la NAIRU se define como la tasa de desempleo que prevalecería si solo los *shocks* que tienen un efecto permanente sobre el desempleo se tuvieran en cuenta. Este enfoque representa un primer paso en la dirección de los métodos estructurales, en la medida que trata de identificar aquellos *shocks* que están detrás de la evolución del desempleo. Sin embargo, por un lado, no ofrece una clara vinculación entre las innovaciones en el desempleo y otras variables observables y, por otro lado, la incertidumbre asociada a la NAIRU, aunque menor que en el enfoque basado en la estimación de la curva de

*Phillips*, es todavía importante.

En un enfoque más estructural, la NAIRU se define como la tasa de desempleo de equilibrio que surge de la resolución de un sistema de ecuaciones de precios y salarios. Utilizando este enfoque, en la sección 5 se presentan, en primer lugar, las ecuaciones de precios y salarios de largo plazo que determinan la NAIRU como la solución del sistema. Además, se presenta la dinámica de corto plazo de ambas ecuaciones basada en una aproximación *backward-looking*. Dado que la NAIRU es una función de las variables que aparecen en el sistema, este método presenta la ventaja de identificar aquellas variables del mercado de trabajo que están detrás de los cambios en el desempleo.

Finalmente en la sección 6, se ofrece una comparación de las estimaciones de la NAIRU para la economía española obtenidas utilizando las diferentes metodologías descritas en el trabajo, junto con una estimación alternativa de la NAWRU (calculada por la OCDE). Nuestro análisis muestra cómo estos diferentes enfoques ofrecen estimaciones puntuales de la NAIRU significativamente diferentes. Además, en los casos en que está disponible alguna medida de precisión de las estimaciones (estimaciones basadas en la curva de *Phillips* o en modelos SVAR), el grado de incertidumbre no es desdeñable. Por tanto, nuestra conclusión es que la valoración de la utilidad del concepto de NAIRU como referencia para orientar la discusión y el análisis de la política macroeconómica está lejos de ser unánime, dado el estado actual de la investigación económica en esta área. Dos conclusiones adicionales pueden sintetizarse como sigue. En primer lugar, todas las estimaciones de la NAIRU muestran un aumento sustancial entre 1981 y 1985, y una caída durante la última fase expansiva de la economía española que ha sido muy similar a la experimentada por la tasa de desempleo observada. En segundo lugar, los resultados del enfoque estructural apuntan hacia tres factores como motores de los cambios en la NAIRU durante el período muestral: el *mark-up* de precios, la ratio de reemplazamiento y los cambios en el sistema impositivo.

## **2. MÉTODOS UNIVARIANTES PARA LA ESTIMACIÓN DE LA NAIRU**

En esta sección, se describen varios procedimientos exclusiva-

mente estadísticos en los que se obtiene la NAIRU utilizando solamente la información contenida en el comportamiento univariante de la tasa de desempleo observada. Estos métodos permiten descomponer la serie de desempleo en sus componentes permanente (en general, no estacionario) y transitorio (estacionario y que recoge las fluctuaciones cíclicas). Bajo este enfoque, el concepto de NAIRU se identifica con el componente permanente de la serie de desempleo. Por tanto, estos métodos suponen la existencia en el mercado de trabajo de mecanismos subyacentes que, después de cada perturbación, devuelven al desempleo a su tendencia, de modo que se garantiza que el desempleo fluctúa alrededor de la NAIRU. Las limitaciones de este enfoque son bien conocidas. En primer lugar, se necesita imponer restricciones a priori sobre el proceso estocástico subyacente para la NAIRU. En segundo lugar, estos métodos no utilizan ninguna información sobre la evolución de la inflación ni sobre variables del mercado de trabajo, de modo que no garantizan que la estimación del componente tendencial se corresponda con el concepto de NAIRU. Finalmente, no es posible evaluar la incertidumbre asociada a las estimaciones de la NAIRU.

En la literatura se han propuesto un número considerable de técnicas de filtrado que persiguen la identificación de los componentes transitorio y permanente de una serie temporal. En esta sección hemos seleccionado dos, probablemente los de uso más común: el filtro de *Hodrick-Prescott* (H-P) –Hodrick y Prescott (1997)- y el filtro *Band-Pass* (B-P) –Baxter y King (1999)-. Estos dos métodos identifican el componente permanente como una media móvil de los valores desfasados y adelantados de la serie temporal observada. Algunos parámetros arbitrarios permiten seleccionar la amplitud de la media móvil y, de este modo, determinar el grado de suavizado que caracteriza al componente tendencial del desempleo. Mientras que el filtro H-P elimina los componentes de alta frecuencia al calcular las desviaciones respecto a la tendencia (de modo que los términos de ruido e incluso los estacionales puedan seguir presentes), el filtro B-P elimina tanto los componentes de alta como de muy baja frecuencia (incluyendo no solo el componente más residual de la serie sino también el componente estacional).

Ambos métodos utilizan medias móviles simétricas para el cálculo de las tendencias, lo que suscita un problema específico al final del período disponible. Dado que estos métodos utilizan, para cual-

quier período, información de valores adelantados y desfasados, a medida que nos aproximamos al final del período la información adelantada se reduce, de modo que las estimaciones son más imprecisas y pueden modificarse sustancialmente con la disponibilidad de nueva información. Para minimizar esta limitación, seguimos las recomendaciones de Kaiser y Maravall (1999), aplicando estos filtros a la serie de desempleo extendida con las proyecciones univariantes. Para obtener una estimación de la NAIRU, aplicamos estas técnicas de filtrado a la serie observada de desempleo<sup>2</sup> con los parámetros de suavizado habituales. Como la serie de desempleo es trimestral, elegimos  $\lambda=1600$  en el filtro H-P con el fin de eliminar los ciclos de entre 2 y 8 años. En el filtro B-P eliminamos las fluctuaciones de entre 2 y 32 trimestres, y el orden de la media móvil es de 24 trimestres. Dado el valor de estos parámetros no es sorprendente que los resultados de las estimaciones de la NAIRU utilizando ambos procedimientos sean muy similares. En ambos casos se observa una NAIRU que evoluciona de forma muy próxima al desempleo observado. Por tanto, la NAIRU estimada parece ser muy sensible al ciclo.

*El poder predictivo de la “brecha de desempleo” sobre la inflación*

Como ya se ha mencionado, uno de los inconvenientes de estos métodos es que no utilizan información sobre la evolución de la inflación. Por tanto, es muy conveniente contrastar si el componente tendencial de la inflación es un buen indicador de la NAIRU. Con este objetivo, hemos estimado curvas de *Phillips* tradicionales contrastando si las desviaciones del desempleo con respecto a la NAIRU estimada (desempleo cíclico o “brecha de desempleo”) adelantan la dinámica de la inflación. En este caso, la especificación estimada es la siguiente:

$$\pi_t - \pi_t^e = B(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^*) + C(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e)\varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $\pi$  representa la tasa de inflación,  $\pi^e$  la inflación esperada,  $u$  la tasa de desempleo,  $u^*$  la NAIRU,  $B(L)$  y  $C(L)$  son polinomios de retardos y  $\varepsilon$  es un término de error serialmente incorrelado<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup> Alternativamente, hemos utilizado la serie de desempleo ajustada de factores demográficos. En la medida en que, para el período muestral considerado, es muy similar al desempleo observado, los resultados no dependen de esta elección y, por tanto, no se presentan para ahorrar espacio.

<sup>3</sup> Este ejercicio puede entenderse en términos de cómo las desviaciones del desempleo con respecto a la NAIRU actúan como predictores de la inflación futura.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados (valores-p) de los contrastes de significación conjunta de los coeficientes de la “brecha de desempleo” en las estimaciones de la curva de *Phillips* (es decir, los coeficientes del polinomio de desfases B(L)). La robustez de los resultados se contrastó utilizando diferentes indicadores de inflación de precios (IPC, IPC subyacente, IPC subyacente ajustado por cambios en la imposición indirecta y deflactor del PIB), diferentes indicadores de inflación salarial (encuesta de salarios, salarios de Contabilidad Nacional) y el valor desfasado de la inflación como una aproximación de las expectativas de inflación<sup>4</sup>.

**CUADRO 1**  
**PODER PREDICTIVO DE LAS DESVIACIONES CON RESPECTO A**  
**LA NAIRU. MODELOS UNIVARIANTES**

$$\pi - \pi_{t-1} = b_1 (u_{t-1} - u'_{t-1}) + b_2 (u_{t-2} - u'_{t-2}) + b_3 (u_{t-3} - u'_{t-3}) + b_4 (u_{t-4} - u'_{t-4}) + C(L)\Delta\pi_{t-1}$$

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0 ; H_0 : b_1 + b_2 + b_3 + b_4 = 0 ;$$

|    |       | IPC  | IPC<br>Subyacente | IPC<br>subyacente<br>sin impuestos<br>indirectos | Deflactor PIB | Salarios (ES) | Salarios<br>(CNT) |
|----|-------|------|-------------------|--|---------------|---------------|-------------------|
| HP | $H_0$ | 0,77 | 0,59              | 0,87   | 0,96          | 0,79          | 0,02              |
|    | $H_0$ | 0,86 | 0,66              | 0,82   | 0,48          | 0,98          | 0,57              |
| BP | $H_0$ | 0,78 | 0,56              | 0,84   | 0,97          | 0,78          | 0,01              |
|    | $H_0$ | 0,73 | 0,56              | 0,68   | 0,60          | 0,78          | 0,36              |

Notas: Las cifras indican los valores-p de la hipótesis especificada.

Este ejercicio sugiere que estas medidas de desempleo cíclico –basadas en los métodos univariantes de estimación de la NAIRU– carecen de poder predictivo sobre la inflación de precios o de salarios. Estos resultados solo mejoran ligeramente cuando se utiliza una medida subyacente de inflación de precios o, en el caso de inflación salarial, cuando se utiliza información procedente de las Cuentas Nacionales. Alternativamente, la utilización de modelos univariantes para la construcción de las expectativas de inflación apenas ayuda a incrementar el poder predictivo de la “brecha de desempleo”. Finalmente, los signos alternantes de la “brecha de desempleo”<sup>5</sup> implícita en la curva de *Phillips* pueden tener dos explicaciones dife-

<sup>4</sup> Los resultados son robustos a la estimación con otros valores para los parámetros de suavizado o a la obtención de las expectativas de inflación utilizando un modelo ARIMA. Véase Apéndice 2 en Estrada *et al.* (2000).

rentes: por un lado, pueden estar poniendo de manifiesto un mecanismo de histéresis y, en segundo lugar, pueden reflejar un patrón cíclico espúreo del desempleo inducido por el procedimiento de filtrado.

### 3. MEDICIÓN DE LA NAIRU A PARTIR DE LA ESTIMACIÓN DE UNA CURVA DE PHILLIPS

La aproximación convencional para la estimación de la NAIRU descansa en la existencia de una relación estable del tipo curva de *Phillips* (un ejemplo reciente es Staiger *et al.*, 1997). En este marco metodológico, la NAIRU se define como el valor del desempleo que es consistente con la existencia de una relación estable entre la inflación no anticipada y la desviación del desempleo con respecto a la NAIRU ( $u^*$ ). Una especificación general para esta aproximación sería:

$$\pi_t - \pi_t^e = B(L) (u_{t-1} - u_{t-1}^*) + C(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + D(L)z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $z_t$  es un vector de variables que aproximan perturbaciones de oferta y  $D(L)$  es un polinomio de retardos. Los regresores adicionales  $z_t$  se incluyen para controlar por los shocks de oferta que inducirían un desplazamiento de la curva de *Phillips*. La ecuación (2) puede ser estimada para definiciones alternativas de inflación, expectativas de inflación y desempleo. Además, se necesitan algunos supuestos adicionales si se quiere identificar una NAIRU que varíe en el tiempo. En nuestra especificación básica, utilizamos datos de inflación (IPC) y desempleo observado y consideramos el modelo de “paseo aleatorio” para las expectativas de inflación (esto es, la inflación esperada es igual a la inflación del último período). Siguiendo a Staiger *et al.* (1997), consideramos cuatro modelos estadísticos alternativos para la NAIRU: NAIRU constante, NAIRU truncada, *spline* NAIRU y NAIRU de parámetro variable (NAIRU-TVP). Más formalmente, estos modelos adoptan los siguientes supuestos para la NAIRU:

---

<sup>5</sup> En estas estimaciones de la curva de *Phillips*, solo los dos primeros desfases de la NAIRU son casi significativos, ambos con un coeficiente de tamaño similar en valor absoluto, pero el primero con un signo negativo y el segundo con un signo positivo.

$$u_t^* = u \quad \text{para todo } t \quad (3a)$$

$$u_t^* = u \quad \text{si } t_{i-1} < t \leq t_i \quad i = 1, \dots, l \quad (3b)$$

$$u_t^* = \Phi' S_t \quad (3c)$$

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \eta_t, \eta_t \text{ IID } N(0, \sigma_\eta^2), E\eta_t \varepsilon_\tau = 0 \quad \forall t, \tau \quad (3d)$$

El primero de estos modelos (ecuación [3a]) supone que la NAIRU no cambia en el tiempo. Los tres modelos restantes emplean supuestos estadísticos alternativos que permiten que la NAIRU muestre variación temporal<sup>6</sup>. En el modelo truncado (ecuación [3b]), la NAIRU es constante entre las fechas de ruptura ( $t_i$ ). Dado nuestro período muestral (1980-1999), consideramos solamente un punto de ruptura (1985:1). En el modelo spline (ecuación [3c]), la NAIRU se aproxima por medio de una función determinística del tiempo ( $S_t$ ). En nuestro caso, consideramos un polinomio temporal de tercer orden con dos puntos de ruptura (1985:1 and 1990:1). Finalmente, en el modelo NAIRU-TVP (ecuación [3d]), la NAIRU sigue un proceso de paseo aleatorio y se permite que varíe dentro de ciertos límites en cada período. El límite en el tamaño de la variación viene dado por la desviación típica  $\sigma_\eta$ <sup>7</sup>.

El Cuadro 2 presenta los resultados de la estimación de la ecuación [2] para los tres supuestos estadísticos alternativos sobre la NAIRU (ecuaciones [3a] a [3c]). Para controlar por la posible existencia de perturbaciones de oferta, introducimos tres variables adicionales en la especificación de la curva de *Phillips*. Primero, la diferencia entre la inflación asociada a los alimentos no elaborados y la inflación del IPC general (PF\_CPI); segundo, la diferencia entre la inflación asociada a los productos energéticos y la inflación del IPC general (PE\_CPI); y, finalmente, la diferencia entre la inflación de los productos importados no energéticos y la inflación del IPC general (IVU\_CPI). En la primera fila del Cuadro 2 se presenta la suma de los coeficientes estimados de los desfases del desempleo en la ecuación

<sup>6</sup> Como alternativa a estos supuestos estadísticos, pueden emplearse supuestos basados en la teoría económica para identificar una NAIRU cambiante en el tiempo. Con este objetivo, la ecuación [2] podría estimarse modelizando la NAIRU como una función de variables observables del mercado de trabajo (ver Staiger *et al.*, 1997). En la sección 5 de este artículo seguimos esta aproximación en el contexto más amplio de la estimación de ecuaciones de precios y salarios. De hecho, la expresión [2] puede ser considerada como una forma reducida de un modelo estructural de fijación de precios y salarios.

<sup>7</sup> Véase Gordón (1997), para una presentación más detallada del modelo de NAIRU-TVP.

<sup>8</sup> Inicialmente se incluyeron cuatro desfases de cada variable explicativa. No obstante, en las especificaciones finales se eliminaron los desfases no significativos.

[2]. Las filas siguientes muestran la NAIRU estimada para aquellos trimestres en los que el desempleo observado alcanza un máximo o un mínimo local y para el último trimestre de nuestra muestra.

**CUADRO 2**  
**ESTIMACIONES DE LA NAIRU BASADAS EN LA CURVA DE PHILLIPS**

|                          | (a)               | (b)               | (c)              |
|--------------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| Modelo                   | NAIRU Constante   | NAIRU Discontinua | Spline NAIRU     |
| B (1)                    | -0,116<br>(0,055) | -0,183<br>(0,098) | 0,280<br>(0,236) |
| Estimaciones de la NAIRU |                   |                   |                  |
| 1982:1                   | 17,98<br>(1,48)   | 14,95<br>(2,41)   | 14,00<br>(2,33)  |
| 1986:1                   | 17,98<br>(1,48)   | 19,37<br>(1,32)   | 23,84<br>(3,53)  |
| 1991:2                   | 17,98<br>(1,48)   | 19,37<br>(1,32)   | 15,70<br>(1,88)  |
| 1994:1                   | 17,98<br>(1,48)   | 19,37<br>(1,32)   | 21,49<br>(1,25)  |
| 1999:3                   | 17,98<br>(1,48)   | 19,37<br>(1,32)   | 11,58<br>(4,72)  |
| R <sup>2</sup>           | 0,816             | 0,818             | 0,739            |

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Estos errores estándar están calculados utilizando el método delta ya que la NAIRU se obtiene como una función no lineal de los coeficientes de la regresión.

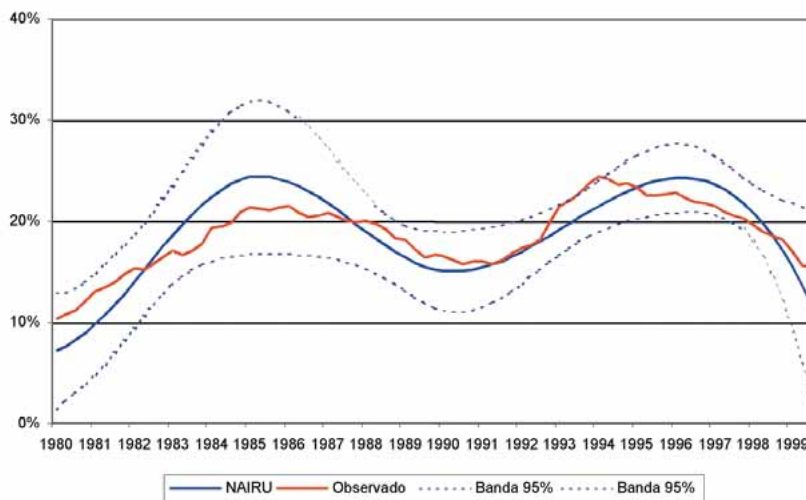
Aunque la idea de que la NAIRU sea constante no es muy realista, sí permite disponer de un punto de referencia con el que comparar estimaciones alternativas. A este respecto, conviene realizar dos comentarios. En primer lugar, el perfil temporal de los signos de la “brecha de desempleo” obtenido a partir de la estimación de una NAIRU constante, no difiere sustancialmente del obtenido con las técnicas de filtrado univariantes. En segundo lugar, el ajuste del modelo de NAIRU constante no es significativamente menor que el ajuste de los modelos que permiten la variación temporal de la NAIRU. Esto pone de manifiesto la importancia de la incertidumbre que rodea a estas estimaciones.

En la estimación del modelo de NAIRU discontinua, la elección de las fechas de ruptura no es trivial. En nuestro caso, dado el corto

período muestral disponible, optamos por considerar solamente un punto de ruptura (el primer trimestre de 1985). Los resultados en términos de la bondad de ajuste, la precisión de las estimaciones y los signos de las “brechas de desempleo” implícitas no difieren sustancialmente con respecto a las estimaciones del modelo de NAIRU constante. En el Cuadro 2 se observa que la pendiente de la curva de *Phillips*,  $B(1)$ , es negativa y significativa, excepto para el modelo *spline*. En ese caso,  $B(1)$  no es significativamente distinto de cero. Este resultado es de especial interés pues, en tal caso, no es posible identificar la NAIRU a partir de la curva de *Phillips* estimada<sup>9</sup>.

En el Gráfico 1 se muestra la serie temporal de la NAIRU estimada para esta especificación así como el correspondiente intervalo de confianza (al 95%). Como sugiere este gráfico, la incertidumbre asociada con el modelo *spline* es enorme: el rango de las bandas de confianza al 95% oscila entre 5 y 18 puntos porcentuales a lo largo del período muestral. Este es precisamente el punto enfatizado por Staiger *et al.*(1997).

**GRÁFICO 1**  
**INCERTIDUMBRE EN LA ESTIMACIÓN DE LA NAIRU.**  
**MODELO SPLINE**



<sup>9</sup> Cuando  $B(1)=0$ , el nivel de desempleo no entra en la curva de *Phillips*. Solamente entra en primeras diferencias. Nótese que la ecuación [1] puede escribirse como:

$$\pi_t - \pi_t^e = \mu + B(1)u_{t-1} + B(L)\Delta u_{t-1} + C(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + D(L)z_t + \varepsilon_t \text{ donde } \mu = -B(1)u^* \text{ y } B_1 = -\sum_{j=1}^p B_j$$

En el caso del modelo NAIRU-TVP, el supuesto sobre el tamaño de la desviación típica  $\sigma_{\eta}$  determina la volatilidad de las estimaciones de la NAIRU y es, por tanto, un supuesto crucial. En el Cuadro 3 se presentan los resultados del modelo NAIRU-TVP para valores alternativos de  $\sigma_{\eta}$  y el Gráfico 2 muestra la evolución temporal de las estimaciones correspondientes de la NAIRU.

**CUADRO 3**  
**ESTIMACIONES DEL MODELO NAIRU-TVP.**

|  | (a)                  | (b)                  | (c)                  |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|
| Parámetro de suavizado ( $\sigma_{\eta}$ ) | $\sigma_{\eta}=0,01$ | $\sigma_{\eta}=0,02$ | $\sigma_{\eta}=0,03$ |
| B (1)                                      | -0,035<br>(0,019)    | -0,126<br>(0,034)    | -0,074<br>(0,018)    |
| Estimaciones de la NAIRU                   |                      |                      |                      |
| 1982:1                                     | 16,88                | 15,27                | 18,40                |
| 1986:1                                     | 18,63                | 22,80                | 25,76                |
| 1991:2                                     | 19,90                | 19,67                | 21,25                |
| 1994:1                                     | 19,19                | 21,19                | 21,70                |
| 1999:3                                     | 17,49                | 19,21                | 18,21                |
| R <sup>2</sup>                             | 0,821                | 0,846                | 0,853                |

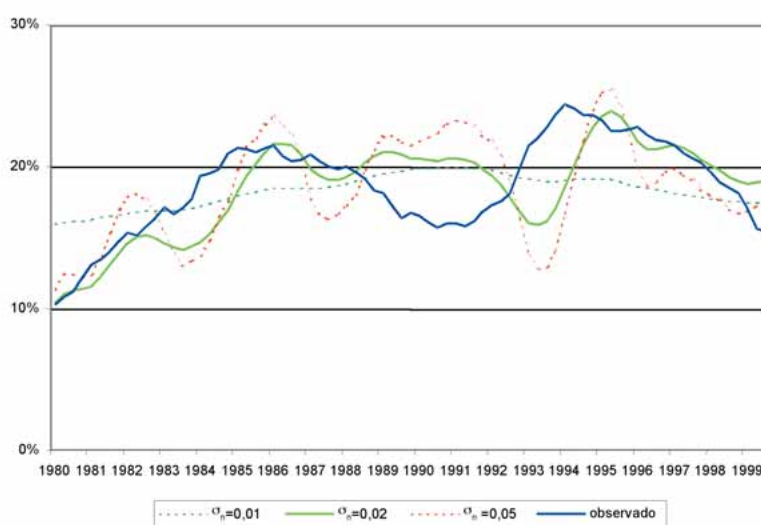
Nota: Entre paréntesis desviaciones estándar.

Si elegimos un valor pequeño para la desviación típica (0.01), se observa una NAIRU con un perfil muy suave<sup>10</sup>. Sin embargo, para valores altos de  $\sigma_{\eta}$  se obtienen estimaciones de la NAIRU con elevada variación temporal. La práctica habitual es elegir valores bajos de  $\sigma_{\eta}$  dado que la evolución de la NAIRU viene determinada por la estructura microeconómica del mercado de trabajo, lo que en principio sugiere que evolucionará con cierta lentitud. Si nos fijamos en el caso en que  $\sigma_{\eta}=0.02$ , la NAIRU está bien identificada y exhibe una tendencia creciente desde el comienzo de la muestra hasta el segundo trimestre de 1986. A partir de entonces desciende ligeramente hasta 1991 cuando esta tendencia decreciente se hace más pronunciada. Después de alcanzar un mínimo en el segundo trimestre de 1993, crece acusadamente durante dos años y desde entonces hasta el final

<sup>10</sup> Nótese que cuando  $\sigma_{\eta}=0$  el modelo NAIRU-TVP coincide con el modelo de NAIRU constante

del período muestral decrece gradualmente. Los resultados del modelo NAIRU-TVP son bastante insatisfactorios. Por ejemplo, la estimación de la NAIRU muestra una caída sustancial durante 1992 y parte de 1993, lo que es difícil de justificar a la luz de la evolución del mercado de trabajo en ese período<sup>11</sup>.

**GRÁFICO 2**  
**NAIRU-TVP. DIFERENTES DESVIACIONES ESTÁNDAR**



A la luz del análisis presentado en esta sección puede concluirse que las estimaciones de la NAIRU basadas en el enfoque de la curva de *Phillips* tradicional son bastante imprecisas, ya que, para todos los modelos estimados, existe un amplio rango de valores de la NAIRU que son consistentes con la evidencia empírica. Esta conclusión debe reforzarse si tenemos en cuenta que los intervalos de confianza presentados en esta sección solamente incorporan la incertidumbre aso-

<sup>11</sup>Además, hemos contrastado la sensibilidad de los resultados presentados en los Cuadros 3 y 4 ante diversos cambios en la especificación. En primer lugar, hemos considerado series de inflación calculadas utilizando indicadores alternativos de precios/salarios: IPC excluyendo alimentos no elaborados y energía, IPC excluyendo alimentos no elaborados, energía e impuestos, deflactor del PIB y salarios de Contabilidad Nacional. En segundo lugar, como medida alternativa de expectativas de inflación hemos considerado una predicción AR(4) recursiva. Este análisis de sensibilidad refuerza la conclusión de que el valor del desempleo consistente con una tasa de inflación estable se mide imprecisamente. Los resultados de estos ejercicios de robustez pueden consultarse en el Apéndice 3 de Estrada *et al.* (2000).

ciada a los parámetros –dado un determinado modelo- pero no incluyen la incertidumbre asociada a la elección de la especificación. Además, estos modelos no explican las razones por las que la NAIRU cambia. Las dos secciones siguientes tratan de abordar este último aspecto.

#### **4. UNA APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA SVAR A LA MEDICIÓN DE LA NAIRU**

Recientemente, algunos autores han intentado explicar la evolución del desempleo por medio de la utilización de restricciones que modelos estilizados del mercado de trabajo sugieren sobre la dinámica conjunta del desempleo y de otras variables. Este enfoque descansa sobre dos supuestos: en primer lugar, el desempleo en España puede explicarse como el resultado de una combinación de perturbaciones y, en segundo lugar, ciertos mecanismos de histéresis son parcialmente responsables de la persistencia observada en las fluctuaciones del desempleo. Estos supuestos pueden ser adecuadamente incorporados en modelos estructurales de vectores autorregresivos (denominados SVAR, de acuerdo con la terminología inglesa)<sup>12</sup>. No obstante, esta literatura apenas ha contemplado las implicaciones de la metodología SVAR como un instrumento adecuado para el cálculo de los movimientos de largo plazo de la tasa de desempleo como una aproximación al concepto de NAIRU<sup>13</sup>. Se utilizan dos esquemas de identificación alternativos. En el primero, se enfatiza el papel de la inflación en la identificación de las perturbaciones a la NAIRU mientras que el segundo se centra en el papel jugado por los salarios reales para la correcta identificación de las perturbaciones en la demanda y en la oferta de trabajo.

---

<sup>12</sup> Véanse Dolado y López-Salido (1996, 2000), Andrés *et al.* (1996), Dolado y Jimeno (1997), y Viñals y Jimeno (1997).

<sup>13</sup> Hasta donde alcanza nuestro conocimiento de esta literatura, Astley y Yates (1999) constituyen la única excepción.

#### 4.1. La identificación de los *shocks* a la NAIRU a partir de la dinámica de la inflación y de la producción

Para el caso español, consideramos que una representación estacionaria de inflación, PIB ( $y$ ) y desempleo es aquella en la que estas variables aparecen en primeras diferencias<sup>14</sup>. Esto significa que la tasa de crecimiento del PIB es estacionaria y, por tanto, no cambia permanentemente en respuesta a los *shocks* de inflación. De este modo, el impacto real a largo plazo de la inflación afectaría, si acaso, al nivel de *output* pero no a su tasa de crecimiento. La representación estacionaria de la tasa de desempleo merece una discusión más detallada. La mayoría de los estudios sobre el mercado de trabajo en España hacen hincapié en el papel de la persistencia subrayando que la historia de los *shocks* es crucial para explicar el nivel actual de desempleo<sup>15</sup>. El comportamiento no estacionario del desempleo se ha entendido a veces como un signo de histéresis, haciendo, por tanto, al desempleo actual dependiente de cualquier *shock* acontecido en el pasado y dando lugar a un *trade-off* permanente entre desempleo e inflación. Pero este *trade-off* permanente es difícil de encontrar en los datos y requiere de supuestos extremos sobre el comportamiento del mercado de trabajo. De aquí que, aunque nosotros sigamos optando por la representación de raíz unitaria para el desempleo estacionario, no imponemos necesariamente que tal *trade-off* existe ni que la raíz unitaria del desempleo venga explicada por las sorpresas de precios. Con el fin de contrastar la robustez de nuestros resultados, en la sección 4.2 presentamos resultados con un esquema de identificación en el que permitimos que las perturbaciones nominales afecten al desempleo en el largo plazo.

Consideremos un modelo VAR con tres variables, en el cual el vector  $X$  se define como  $\{\Delta\pi, \Delta y, \Delta u\}$ . La evolución del sistema viene determinada por tres perturbaciones ortogonales a las que hemos denominado de manera consistente con las restricciones teóricas en las que está basado el proceso de identificación: *shocks* nominales ( $\epsilon^\pi$ ), *shocks* de oferta ( $\epsilon^y$ ) y *shocks* sobre la tasa natural de desempleo ( $\epsilon^u$ ). Estos *shocks* se definen con cierta imprecisión y pueden ser el

<sup>14</sup> En el Apéndice 1 de Estrada *et al.* (2000) se presenta la definición de las variables así como contrastes de raíces unitarias para estas variables.

<sup>15</sup> Véanse, por ejemplo, Andrés (1993), Bentolila y Dolado (1994), Blanchard *et al.* (1995), Blanchard y Jimeno (1995), Dolado y López-Salido (1996, 2000), y las referencias citadas en estos trabajos.

resultado de un amplio conjunto de innovaciones. Sin embargo, lo que es crucial para el objetivo que aquí se persigue es la capacidad del modelo de aislar el *shock* a la NAIRU, cuyo efecto real en el largo plazo es en lo que estamos interesados. El modelo estructural puede representarse en forma matricial por medio de la siguiente expresión:

$$\begin{pmatrix} \Delta\pi \\ \Delta y \\ \Delta u \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11}(1) & c_{12}(1) & c_{13}(1) \\ c_{21}(1) & c_{22}(1) & c_{23}(1) \\ c_{31}(1) & c_{32}(1) & c_{33}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon^\pi \\ \varepsilon^y \\ \varepsilon^u \end{pmatrix} \quad [4]$$

Para identificar el modelo, se introducen tres restricciones teóricas ampliamente utilizadas en la literatura. En primer lugar, el supuesto monetarista extremo, esto es, que la inflación es un fenómeno fundamentalmente monetario en el largo plazo. Este supuesto significa que la raíz unitaria de la inflación viene determinada por factores nominales (la política monetaria entre ellos) y, por tanto, proporciona dos restricciones en la matriz de multiplicadores de largo plazo:  $c_{12}(1)=c_{13}(1)=0$ . En segundo lugar, el supuesto de que los shocks monetarios no generan un *trade-off* de largo plazo entre inflación y desempleo [ $c_{31}(1)=0$ ]. Finalmente, de acuerdo con la mayoría de las teorías sobre la tasa natural (Layard *et al.* [1991]), los *shocks* de productividad (*output*) no pueden explicar la raíz unitaria del desempleo:  $c_{32}(1)=0$ .

Nótese que este conjunto de supuestos proporciona cuatro restricciones de identificación y que, por tanto, el modelo está sobreidentificado<sup>16</sup>. Utilizando datos trimestrales para la economía española correspondientes al período 1980:1-1999:3, estas restricciones basadas en la teoría son conjuntamente rechazadas<sup>17</sup>. La razón estriba en que la correlación de largo plazo observada entre inflación y desempleo no puede ser explicada por los modelos generados con estas restricciones de identificación, ya que con ellas se impone implícitamente que las fuentes de fluctuación en el largo plazo de la inflación y el desempleo sean ortogonales. En otras palabras, mientras que la inflación es explicada exclusivamente por perturbaciones nominales,

<sup>16</sup> Esto es así porque imponemos el supuesto de ortogonalidad de las  $\varepsilon$ 's en el modelo SVAR. Véase una discusión más detallada en el Apéndice 3 de Andrés *et al.* (1998).

<sup>17</sup> El valor del contraste de restricciones de sobreidentificación (que se distribuye como una  $\chi^2$  con un grado de libertad) fue de 6,98 (valor-p = 0,008). Véase Roberts (1993) para una descripción de este contraste.

dichas perturbaciones no contribuyen a explicar la tendencia ascendente observada en el desempleo en España. De hecho, todos los modelos que imponen  $c_{12}(1)=c_{13}(1)=c_{31}(1)=0$  son rechazados por los datos, con independencia de si en el modelo se introducen restricciones adicionales de largo plazo (i.e.  $c_{32}(1)=0$ ) o restricciones de corto<sup>18</sup>.

Con el objetivo de reconciliar el modelo con los datos, se han considerado dos esquemas de identificación alternativos. En primer lugar, si nuestra estrategia de identificación descansa en el supuesto de que las perturbaciones nominales determinan la inflación en el largo plazo pero permite la existencia en el largo plazo de una curva de *Phillips* con pendiente negativa (es decir, eliminando la restricción  $c_{31}(1)=0$ ), entonces los *shocks* nominales  $\varepsilon^\pi$  son los únicos responsables de la tendencia común entre inflación y desempleo. Alternativamente, puede suponerse una curva de *Phillips* vertical en el largo plazo pero contemplando la posibilidad de que más de un *shock* afecte al proceso de la inflación en el largo plazo (es decir, eliminando  $c_{12}(1)=0$ ,  $c_{13}(1)=0$ , o ambas). En otras palabras, en este segundo enfoque la inflación en el largo plazo no viene determinada exclusivamente por perturbaciones nominales. Por tanto, en este caso, la relación de baja frecuencia entre inflación y desempleo viene explicada por perturbaciones reales. En este papel, se utiliza esta segunda alternativa<sup>19</sup>.

#### 4.2. Desempleo en el largo plazo, histéresis completa y *shocks* a los salarios reales

La sección anterior ha hecho hincapié en el papel de los movimientos de largo plazo en la inflación en la identificación de los *shocks* a la NAIRU. Utilizando la misma metodología SVAR, algunos autores (ver, por ejemplo, Dolado y López-Salido [1996] y Dolado y Jimeno [1997]) han enfatizado el papel de los salarios reales en la identificación de las fuentes de fluctuación que afectan al desempleo en el largo plazo. De este modo, Dolado y López-Salido utilizan infor-

<sup>18</sup> Este resultado está en línea con los presentados en Dolado y López-Salido (2000), Dolado *et al.* (1999) y Andrés *et al.* (1998).

<sup>19</sup> En Andrés *et al.* (1998) se comparan ambas alternativas.

mación sobre la diferencia entre el crecimiento de los salarios nominales y la inflación para imponer restricciones de largo plazo sobre la dinámica de los salarios reales. En particular, ellos utilizan el siguiente modelo *insider-outsider* para describir la dinámica conjunta de los salarios reales, la producción y el empleo:

$$\begin{pmatrix} \Delta(w - p) \\ \Delta y \\ \Delta u \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11}(1) & 0 & 0 \\ c_{21}(1) & c_{22}(1) & 0 \\ c_{31}(1) & c_{32}(1) & c_{33}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon^{w-p} \\ \varepsilon^y \\ \varepsilon^u \end{pmatrix} \quad [5]$$

donde  $(w-p)$  representa los salarios reales. Esta variable real nos permite centrarnos en *shocks* sobre los salarios reales (*shocks* tecnológicos) en lugar de en *shocks* nominales. Por tanto, denominamos a los *shocks* de la expresión [5] del siguiente modo: de demanda de trabajo o tecnológicos ( $\varepsilon^{w-p}$ ), de demanda agregada ( $\varepsilon^y$ ), y de oferta de trabajo ( $\varepsilon^u$ ). Nótese que no hay *shocks* a la NAIRU, pero el desempleo en el largo plazo se ve afectado por todas las perturbaciones dada la hipótesis de histéresis completa. Como es bien conocido en la literatura sobre el mercado de trabajo, en un contexto de histéresis completa no hay una NAIRU bien definida, sino una tendencia (de largo plazo) para la tasa de desempleo. En la siguiente sección se comparan las estimaciones resultantes de este esquema de identificación con los obtenidos mediante la utilización de la dinámica del *output* y la inflación.

### 4.3. La medición de los movimientos en la NAIRU

Habiéndose presentado en los dos apartados anteriores el proceso de identificación de los *shocks* estructurales, en este se discute la descomposición del desempleo en sus componentes tendencial y cíclico. Nosotros asociamos el término NAIRU con el componente estacional o de largo plazo de la descomposición multivariante de Beveridge y Nelson (BN) asociada al modelo SVAR. Este análisis está basado en los efectos dinámicos de los diferentes *shocks* estructurales a frecuencia cero (véase Evans y Reichlin [1994] para una discusión detallada)<sup>20</sup>. De este modo, en el primer modelo SVAR (apartado 4.1) la NAIRU se define en términos de la predicción del desempleo en el largo plazo dado el conjunto de información formado por su historia

pasada y de acuerdo con el esquema de identificación. En el segundo modelo SVAR (apartado 4.2), en el que utilizamos información sobre salarios reales y permitimos que haya histéresis completa, a la predicción de largo plazo del desempleo la denominamos desempleo tendencial o desempleo de largo plazo en lugar de NAIRU. Más formalmente, la descomposición multivariante BN implica que el desempleo de largo plazo o la NAIRU se define como la siguiente predicción:  $E_T \Delta u_{t+k}$ . En particular, utilizando las restricciones de largo plazo, definimos el desempleo de largo plazo de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\Delta u_t = \alpha(1) \varepsilon_t \quad [6]$$

Nótese que, como argumentan Evans y Reichlin (1994), esto implica que sólo algunos *shocks* estructurales determinan los movimientos de largo plazo de esta variable, pero todos los residuos de la forma reducida del VAR afectarán al perfil tendencial de esta variable.

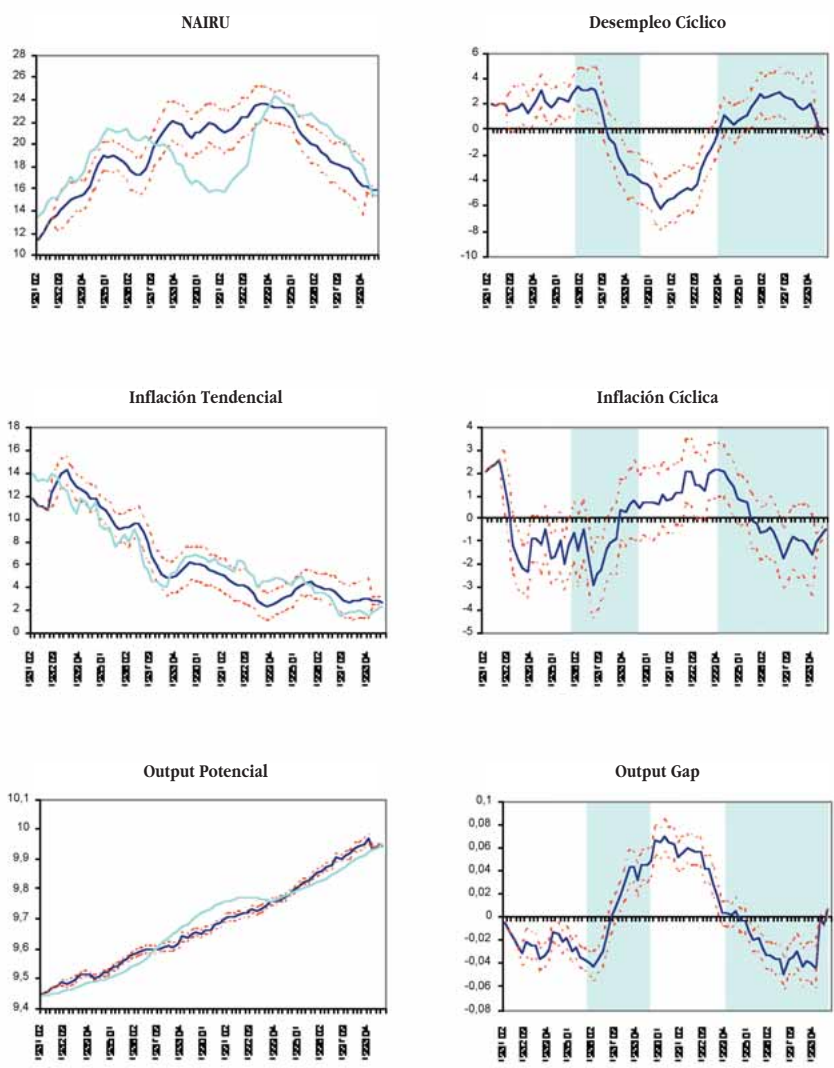
#### 4.4. Resultados

El principal objetivo de esta sección es aprovechar los anteriores esquemas de identificación para calcular una tasa de desempleo de largo plazo consistente con el concepto habitual de NAIRU. No obstante, el marco metodológico utilizado también nos permite descomponer el *output*, la inflación y los salarios reales en sus componentes cíclico y tendencial. El Gráfico 3 presenta la descomposición ciclo-tendencia para desempleo, inflación y *output* que resulta del esquema de identificación descrito en el apartado 4.1, es decir, cuando la inflación tiene una fuente real de fluctuación en el largo plazo y cuando los *shocks* nominales no forman parte de la raíz unitaria del desempleo.

---

<sup>20</sup> Una definición alternativa (Blanchard-Quah, 1989) sería la siguiente:  $\Delta u^T = \alpha(L)\varepsilon_t$ . De acuerdo con esta definición, el componente permanente es el resultado del efecto dinámico, en los diferentes horizontes temporales, de los *shocks* sobre el desempleo. Esto es, una vez que se ha identificado el *shock* como permanente, sus efectos dinámicos tanto en el corto como en el largo plazo definen el componente tendencial.

### GRÁFICO 3 DESCOMPOSICIÓN CICLO-TENDENCIA



El panel superior izquierdo del Gráfico 3 muestra la NAIUR estimada (junto con su intervalo de confianza) así como el desempleo observado. La serie de la NAIUR muestra un perfil suave que parece estar captando adecuadamente el componente estructural de la tasa de desempleo. No obstante, estas estimaciones sugieren que la NAIUR

podría ser excesivamente sensible a las condiciones cíclicas (la NAIRU sigue a la tasa observada en alguna medida), al menos para la parte final del período muestral.

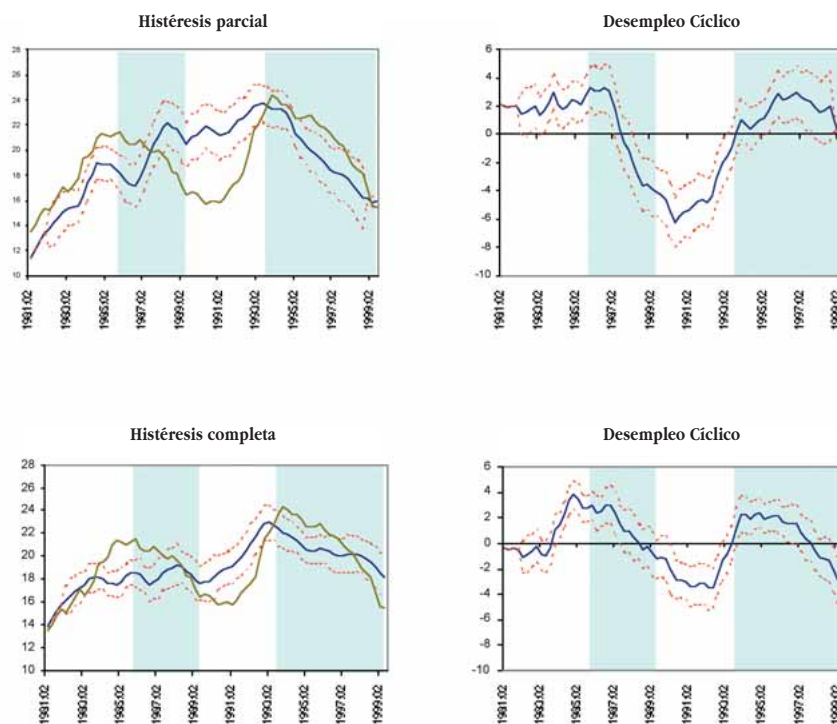
En el análisis de las recesiones acaecidas en el período muestral, se observa que la mayor parte del incremento en el desempleo tiene un origen cíclico más que estructural. Este es especialmente el caso de la recesión de comienzos de los noventa en la que la tasa de desempleo observada se disparó desde el 15,8 % en el segundo trimestre de 1991 hasta el 24,4 % en el primer trimestre de 1994. En ese mismo período la NAIRU creció desde el 21,2 % hasta el 23,3 %. Aunque estas cifras sugieren que la mayor parte del crecimiento del desempleo tiene un carácter transitorio, existe un componente estructural en el crecimiento del desempleo que necesita ser explicado.

Es interesante observar el diferente comportamiento de la NAIRU durante las expansiones existentes en el período muestral. Durante la fase alcista de finales de la década de los ochenta, la NAIRU mostró una tendencia ascendente, mientras que la tasa de desempleo disminuyó en 6 puntos porcentuales. Sin embargo, en la última expansión la caída de la NAIRU (desde el 19,3% hasta el 15,9% entre el tercer trimestre de 1996 y el tercer trimestre de 1999) discurreó en paralelo al descenso de la tasa de desempleo observada (desde el 21,9% hasta el 15,5% en el mismo intervalo temporal). Esto significa que la última expansión en el empleo no ejerció una presión excesiva sobre los precios y esta situación ha tendido a mantenerse en la medida en que la “brecha de desempleo” ha estado próxima a cero.

La estimación de modelos SVAR permite obtener una medida de *output gap*, teniendo en cuenta la contribución de las perturbaciones que tienen un efecto transitorio sobre el *output*. El panel inferior derecho del Gráfico 3 muestra el *output gap* obtenido con el esquema de identificación presentado en la sección 4.1. Como el *output gap* no es una variable observable y existen numerosos métodos para descomponer una serie en sus componentes cíclico y tendencial, es útil comparar nuestra estimación del *output gap* con otra medida ampliamente utilizada para la economía española. Esta medida se calcula utilizando el procedimiento descrito en Álvarez y Sebastián (1998), utilizando un modelo dinámico estructural con restricciones de identificación de largo plazo similar al presentado en Quah y Vahey (1995). En el Gráfico 3 las áreas sombreadas indican fases cíclicas alcistas tal y como se identifican en Álvarez y Sebastián (1998). Nuestra medida

de *output gap* muestra un perfil similar al obtenido por Álvarez y Sebastián. Este es especialmente el caso en la primera parte del período muestral. Sin embargo, el último mínimo cíclico se identifica al final de 1996 con nuestra medida mientras que con el procedimiento de Álvarez y Sebastián se identifica en 1994. Finalmente, el Gráfico 3 también muestra los componentes cíclico y tendencial de la inflación. El componente tendencial se obtiene integrando las perturbaciones que tienen un efecto permanente en la inflación mientras que el componente cíclico se deriva teniendo en cuenta las contribuciones de las perturbaciones que tienen un efecto transitorio sobre la inflación.

**GRÁFICO 4**  
**IDENTIFICACIONES ALTERNATIVAS DE LA NAIRU.**



El Gráfico 4 compara la descomposición ciclo-tendencia del desempleo resultante del esquema de identificación basado en la dinámica del *output* y la inflación (descrito en la sección 4.1) con la descomposición ciclo-tendencia obtenida a partir del esquema de identificación que permite histéresis nominal completa (descrito en la sección 4.2). Como era de esperar, la NAIRU obtenida en el segundo caso está más cercana del desempleo observado en la medida en que los *shocks* tienen efectos muy permanentes. Consistentemente, las “brechas de desempleo” son menores. Finalmente, el signo de estas “brechas de desempleo” difiere en los extremos del período muestral.

En el análisis presentado hasta ahora, no se ha hecho ninguna mención –más allá de los fenómenos de histéresis- a las variables del mercado de trabajo que potencialmente determinan los cambios en la NAIRU. Aunque estas variables, podrían haberse introducido a lo largo de las dos últimas secciones, hemos preferido considerarlas en el marco analítico más convencional de las ecuaciones de formación de precios y salarios, que abordamos en la siguiente sección.

## 5. UNA APROXIMACIÓN ESTRUCTURAL A LA MEDICIÓN DE LA NAIRU

Los requisitos mínimos para identificar la NAIRU en una aproximación estructural implican la especificación de dos ecuaciones: la ecuación de precios (curva de determinación de precios o de demanda de trabajo) y la ecuación de salarios (curva de determinación de salarios o de oferta de trabajo). Como se muestra más abajo, cada una de estas ecuaciones determina la participación *a priori* de las rentas del trabajo en la renta nacional deseada por empresarios y trabajadores respectivamente, por lo que la NAIRU se puede definir como la tasa de desempleo que iguala ambas participaciones deseadas. Tomando como dados los cambios en la NAIRU y en la productividad, estas dos ecuaciones permiten determinar el salario real y la tasa de desempleo.

En este apartado se presenta, en primer lugar, la derivación teórica de las ecuaciones de precios y salarios en el largo plazo, a partir de las cuales es posible obtener la variación de la NAIRU como la solución de ese sistema. Después de estimar ambas ecuaciones, se considera un modelo de corto plazo (incluyendo solo variables retrasadas) para contrastar la validez del sistema de largo plazo.

## 5.1. La determinación de precios y salarios

La aproximación elegida para la determinación de los precios y salarios de la economía española esta basada en los modelos desarrollados en Layard *et al.* (1991), donde las empresas y los sindicatos interactúan para fijar los niveles de salario real y empleo. Además, suponemos que las empresas deciden el nivel de empleo una vez conocidos los salarios que resultan de una negociación entre empresas y sindicatos<sup>21</sup>.

### 5.1.1. La ecuación de precios

La empresa representativa se caracteriza por disfrutar de un cierto poder de monopolio en el mercado del producto y su objetivo es la maximización de beneficios. Así, tomando como dados los salarios, la demanda, los precios de los competidores (incluyendo los precios de importación) y el *stock* de capital, las empresas deciden el nivel de precios de sus productos, el empleo y la producción. Suponiendo que la función de producción es del tipo *Cobb-Douglas* con rendimientos constantes a escala en empleo y capital, la ecuación de precios vendrá dada por la siguiente expresión (en logaritmos neperianos):

$$p = \psi_p + \ln(1 + m) - \beta tr + \frac{1 - \alpha}{\alpha} (y-k) + w \quad [7]$$

donde  $p$ ,  $tr$ ,  $m$ ,  $y$ ,  $k$  y  $w$  representan los precios, una tendencia temporal (que recoge el progreso técnico exógeno), el *mark-up*, el *output*, el *stock* de capital y los salarios nominales, respectivamente;  $\Psi_p$  es una constante,  $\beta$  la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno y  $\alpha$  la elasticidad del producto respecto al empleo en la función de producción. Dado el grado de apertura de la economía española, se considera que el *mark-up* de las empresas está positivamente correlacionado con la competitividad de la economía<sup>22</sup>. Esto

---

<sup>21</sup> La derivación formal de las expresiones que se presentan a continuación puede consultarse en el apéndice 5 de Estrada *et al.* (2000).

implica que un aumento de los precios internacionales hace la demanda de bienes producidos en el interior menos elástica. Por tanto, cuando los precios del resto del mundo son altos, las empresas pueden elevar los precios y ampliar sus *mark-ups*.

### 5.1.2. La ecuación de salarios

De acuerdo con el modelo de negociación salarial descrito en Layard *et al.* (1991) la determinación de los salarios, viene dada por la siguiente ecuación:

$$w_0 = \Psi_w - \frac{1 - \alpha}{\alpha} (y - k) + \beta_{tr} - c_1 u + c_2 \varphi + c_3 b + c_4 \gamma + p_0 \quad [8]$$

donde  $\Psi_w$  es una constante y  $c_1$ ,  $c_2$ ,  $c_3$  y  $c_4$  los parámetros a estimar;  $w_0$  y  $p_0$  son los salarios y precios relevantes para los trabajadores,  $u$  la tasa de desempleo,  $\varphi$  un conjunto de variables que aumentan la probabilidad de encontrar empleo dado el nivel de desempleo,  $\gamma$  mide el poder de negociación de los sindicatos y  $b$  la ratio de reemplazamiento, es decir, las prestaciones por desempleo como porcentaje sobre los salarios nominales.

Cuando existen impuestos y bienes importados los precios y salarios relevantes no son los mismos en la ecuación de precios (expresión [7]) que en la de salarios (expresión [8]). En el caso de las empresas (determinación de precios), los salarios ( $w$ ) deben incluir los impuestos directos que recaen sobre el trabajo (contribuciones sociales e impuestos sobre la renta,  $t_1$ ), y los precios ( $p$ ) deben referirse exclusivamente a bienes y servicios producidos en el interior excluyendo los impuestos indirectos ( $t_2$ ). En el caso de los trabajadores, los salarios ( $w_0$ ) deben excluir todos los impuestos directos que recaen sobre el trabajo y los precios ( $p_0$ ) deben incluir no solo los impuestos indirectos sino también los precios de los bienes importados. En consecuencia, se puede establecer la siguiente relación entre

---

<sup>22</sup> En la aproximación empírica el *mark-up* viene determinado por el precio relativo de los bienes de importación respecto a los bienes producidos en el interior. Esto puede justificarse a partir de una función de demanda translog generalizada en la que la elasticidad respecto al precio, y, por tanto, el *mark-up* no es constante (para una discusión reciente puede consultarse, Bergin y Feenstra [2000]).

estos conceptos:

$$w_0 - p_0 = w - t_1 - t_2 - p - (p_0 - t_2 - p) \quad [9]$$

y, por tanto, la expresión [8] se puede reformular de la forma siguiente:

$$u = \psi_w + t_1 + t_2 + (p_0 - t_2 - p) - \frac{1-\alpha}{\alpha} (y - k) + \beta tr - c_1 u + c_2 \varphi + c_3 b + c_4 \gamma + p \quad [10]$$

Esta ecuación constituye nuestra especificación básica para la determinación salarial. En cualquier caso, en el modelo empírico se permite que los impuestos y el precio relativo aparezcan con un coeficiente distinto de la unidad, para tener en cuenta la capacidad de los trabajadores para proteger sus salarios de cambios en la imposición o de *shocks* externos. Utilizando las expresiones [10] y [7], la NAIRU ( $u^*$ ) se puede calcular de la forma siguiente (nótese que en esta expresión se ha omitido el término constante):

$$u^* = \frac{1}{c_1} \ln(1+m) + \frac{c_2}{c_1} \varphi + \frac{c_3}{c_1} b + \frac{c_4}{c_1} \gamma + \frac{c_5}{c_1} t_1 + \frac{c_6}{c_1} t_2 + \frac{c_7}{c_1} (p_0 - t_2 - p) \quad [11]$$

Como puede apreciarse en esa expresión, la NAIRU sería el resultado de cambios en los factores que afectan a la demanda de trabajo (el *mark-up*), y de cambios en los factores que desplazan la oferta de trabajo, tales como la ratio de reemplazamiento, la imposición, *shocks* exteriores, el poder de negociación sindical, etc. En apariencia, si se calcula de esta forma la NAIRU en cada periodo no existe la posibilidad de que existan fenómenos de histéresis, pero es necesario recordar que en su cálculo se usarán los perfiles observados de las variables relevantes que, potencialmente, podrían estar afectados por el ciclo de la economía.

## 5.2. Resultados de la estimación del largo plazo

Las ecuaciones presentadas en el apartado anterior establecen la evolución a largo plazo de precios y salarios. La estimación de estas

dos expresiones permite obtener una proyección de las variaciones trimestrales en la NAIRU ( $u^*$ ). Además, los residuos de esas ecuaciones constituyen las desviaciones de los precios y los salarios respecto de sus valores de largo plazo, aproximando los *mark-ups* de precios y salarios. Tales desviaciones serán utilizadas en el siguiente apartado para estimar la evolución dinámica a corto plazo de esas dos variables.

La estrategia econométrica utilizada consiste en estimar en primer lugar cada ecuación por separado, usando una base de datos trimestral que cubre el periodo 1980:Q1-1999:Q3<sup>23</sup>, seleccionando las variables relevantes en función de su nivel de significación y de su contribución a la estacionariedad de los residuos. Una vez que estas ecuaciones se consideran satisfactorias, se estiman conjuntamente. En la estimación se han impuesto dos restricciones. Por un lado, la homogeneidad nominal estática –es decir, las variables del lado izquierdo de las ecuaciones no son los precios y salarios en términos nominales sino en términos reales-. Por otro lado,  $\alpha$ , el coeficiente técnico del empleo en la función de producción, se calibra utilizando el promedio histórico de la participación de las rentas laborales en el valor añadido.

En el Cuadro 4 aparecen los principales resultados obtenidos para las dos ecuaciones utilizando dos definiciones distintas de la economía. En las dos primeras columnas se usa información del total de la economía; en las dos últimas los resultados se refieren exclusivamente al sector privado. *A priori*, existen motivos para que sean más fiables los resultados del sector privado: en primer lugar, los precios del sector público son una mera convención contable; en segundo lugar, los salarios y el empleo público han estado condicionados en algunos años por el logro de un determinado objetivo de déficit en las cuentas del sector público.

---

<sup>23</sup> En el Apéndice 1 de Estrada *et al.* (2000) se detalla la forma en que ha sido construida esta base de datos y la definición exacta de las variables que incluye.

**CUADRO 4**

**ESTIMACION A LARGO PLAZO DE LAS ECUACIONES DE PRECIOS Y SALARIOS.**

|                         | TOTAL ECONOMÍA      |                      | SECTOR PRIVADO      |                      |
|-------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                         | Ecuación de Precios | Ecuación de Salarios | Ecuación de Precios | Ecuación de Salarios |
| $\alpha$                | 0,658*              | 0,658*               | 0,648*              | 0,648*               |
| $\beta$                 | 0,001               | 0,001                | 0,002               | 0,002                |
| $\gamma_1$              | 0,110               | -                    | 0,110               | -                    |
| $c_1$ (u)               | -                   | -0,137               | -                   | -0,200               |
| $c_3$ (b)               | -                   | 0,086                | -                   | 0,075                |
| $c_5$ (t <sub>1</sub> ) | -                   | 0,521                | -                   | 0,744                |
| $c_6$ (t <sub>2</sub> ) | -                   | 0,335                | -                   | -                    |
| DW                      | 0,158               | 0,249                | 0,171               | 0,257                |
| $\sigma^*100$           | 1,120               | 0,805                | 1,204               | 0,766                |
| ADF                     | -2,273              | -2,573               | -3,720              | -4,030               |

Notas: \* Coeficiente restringido; DW: estadístico Durbin-Watson;  $\sigma$ : desviación estandar de los residuos; ADF: estadístico Dickey-Fuller aumentado.

La estimación del parámetro  $\beta$  para el total de la economía es más baja, implicando un crecimiento autónomo anual del valor añadido del 0,4%; para el sector privado se sitúa en el 0.5%. El efecto de los precios relativos sobre el *mark-up* se estima en torno a 0,11, casi la mitad que el peso de las importaciones en términos nominales sobre el valor añadido (20%). En la ecuación de salarios, el desempleo tiene un impacto negativo, como cabía esperar, mayor, en valor absoluto, en el caso del sector privado. En cualquier caso, este coeficiente es bastante bajo cuando se compara con el estimado en otros trabajos<sup>24</sup>. La ratio de reemplazamiento tiene un impacto positivo y, por último, los impuestos tienen un efecto muy significativo. Para el total de la economía el parámetro estimado implica que los trabajadores son capaces de transmitir el 50% de los cambios en los impuestos directos a los costes laborales y el 33% de los cambios en los impuestos indirectos. Para el sector privado, solo los cambios en los impuestos directos son relevantes pero son transmitidos en un mayor porcentaje (70%).

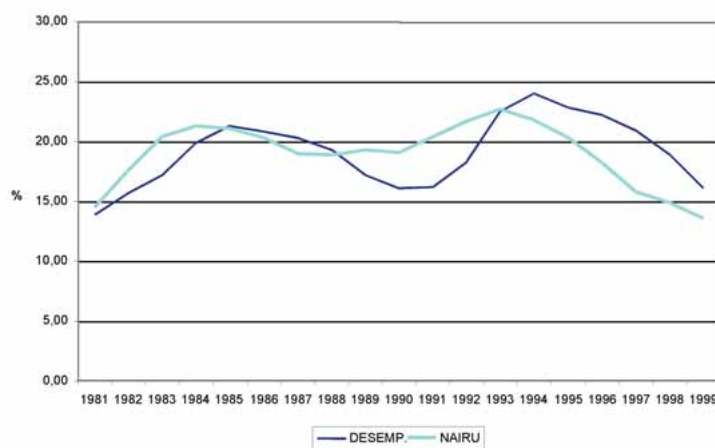
A primera vista, las estimaciones obtenidas para el total de la economía y para el sector privado parecen muy similares, pero las

<sup>24</sup> Por ejemplo, en De Lamo y Dolado (1991), la estimación puntual de este coeficiente es -1,31.

propiedades de los residuos de esas ecuaciones nos llevan a pensar que únicamente los del sector privado pueden ser utilizados. Como se puede comprobar en las últimas filas de ese cuadro, mientras que los residuos de las ecuaciones del total de la economía no superan los tests ADF de cointegración, en el caso del sector privado la hipótesis nula de cointegración puede ser aceptada a los niveles estándar de significación. Además, esta característica es confirmada cuando se estima el corto plazo de estas ecuaciones y se calculan los tests de cointegración t-ECM (véase el siguiente apartado). Por este motivo, en los párrafos posteriores solo se analizan los resultados obtenidos para el sector privado.

Antes de describir la dinámica de corto plazo estimada para estas ecuaciones, los resultados de largo plazo permiten obtener nuestra estimación de la NAIRU (vease expresión [11]). En el Gráfico 5 aparece esta variable junto con la tasa de desempleo observada. Como se puede apreciar  $u^*$  mostró un aumento sostenido hasta 1984, estabilizándose posteriormente en un nivel bastante alto (cercano al 20%) hasta 1990. A partir de 1994 comenzó a disminuir, hasta situarse en 1999 ligeramente por encima del 13%.

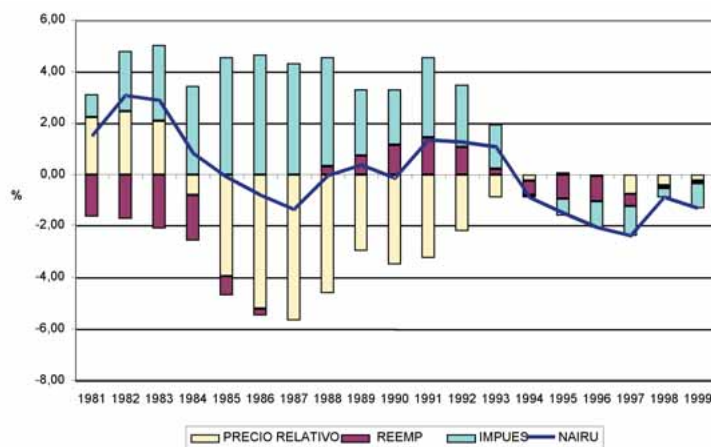
**GRÁFICO 5**  
**DESEMPLEO OBSERVADO Y NAIRU.**



En el Gráfico 6 se han obtenido las contribuciones de los diferentes determinantes de la NAIRU a su variación anual estimada. En el periodo muestral considerado parece claro que la evolución de los

impuestos y del precio relativo de las importaciones han jugado un papel clave para explicar los cambios en la NAIRU, mientras que el papel de la ratio de reemplazamiento ha sido marginal<sup>25</sup>. En los primeros tres años, tanto los aumentos de la imposición indirecta como de los precios relativos de las importaciones justifican el aumento de la NAIRU, actuando como contrapeso la ratio de reemplazamiento. El tipo efectivo de cotización en 1984 se encontraba cuatro puntos porcentuales por encima del de 1980, debido básicamente al aumento de las contribuciones a la Seguridad Social. El precio relativo de las importaciones se vio impulsado en este periodo por la devaluación de la peseta y por el aumento de los precios del petróleo. La contribución negativa de la ratio de reemplazamiento fue consecuencia de la reducción en la tasa de cobertura de las prestaciones sociales, ya que tanto cohortes de individuos más jóvenes como mujeres que nunca antes habían trabajado comenzaron a incorporarse al mercado de trabajo.

**GRÁFICO 6**  
**CONTRIBUCIONES A LA VARIACIÓN DE LA NAIRU**



En el periodo de estabilidad de la NAIRU, el aumento de los tipos efectivos de la imposición sobre el trabajo (principalmente debido al impuesto sobre la renta) se vio contrarrestado por la dismi-

<sup>25</sup> Estos resultados son consistentes con los de Daveri y Tabellini (1997), que resaltan el importante papel del sistema impositivo para explicar las diferencias entre las tasas de desempleo de distintos países.

nución de los precios relativos de las importaciones, cuando la peseta mostró una menor debilidad y los precios del petróleo se redujeron a los niveles previos al *shock* de principios de la década de los ochenta. La contribución de la ratio de reemplazamiento fue despreciable en este período, aún a pesar de que en 1984 aumentó la generosidad de las prestaciones y la rotación del empleo alcanzó cotas elevadas, debido a la generalización de la contratación temporal. Quizás las diferencias en los niveles salariales de los trabajadores temporales y fijos puedan explicar la ausencia de aumentos en la ratio de reemplazamiento. Hasta 1993 los impuestos y los precios relativos continuaron contrarrestando sus efectos sobre la NAIRU, por lo que su aumento fue consecuencia del aumento de la ratio de reemplazamiento, fruto de una ampliación de su cobertura, al haberse generalizado las prestaciones asistenciales. En 1992, derivado del mal comportamiento del déficit de la Seguridad Social, se produjo un cierto recorte en la generosidad de las prestaciones por desempleo, que solo se apreció en los datos a partir de 1994, cuando la NAIRU comenzó a reducirse. Además, en 1995 las prestaciones por desempleo comenzaron a ser incluidas en la base del impuesto sobre la renta, haciendo aún más negativo el impacto de la ratio de reemplazamiento sobre la NAIRU. Sus otros dos determinantes también contribuyeron a reducir la NAIRU en este periodo. En primer lugar, en 1995 se redujeron las contribuciones a la Seguridad Social (siendo financiadas con un aumento de la imposición indirecta), y desde 1997 se han producido reducciones adicionales, asociadas a la creación de empleo estable para grupos específicos de trabajadores. Además, hacia el final de periodo considerado también se recortaron los tipos del impuesto sobre la renta. Más sorprendente resulta el hecho de que las devaluaciones de la peseta en los años 1993 y 1994 no tuvieran ningún efecto sobre la NAIRU, pero los precios relativos de las importaciones no reflejan tal impacto.

### **5.3. La dinámica de corto plazo de precios y salarios**

En este apartado se aplica la metodología tradicional de los mecanismos de corrección del error para modelizar la evolución a corto plazo de los precios y los salarios. Para ello, se llevan a cabo regresiones de las primeras diferencias de precios y salarios sobre sus

propios retardos, la variación presente y pasada de los factores explicativos y los residuos obtenidos en el apartado precedente. La significatividad de esta última variable constituye un contraste adicional de la estacionariedad de las ecuaciones en niveles analizadas previamente. En la estimación se han eliminado todas aquellas variables que no eran significativas, y se ha impuesto una nueva restricción: la homogeneidad nominal dinámica. Esta restricción implica que los coeficientes de las variables nominales del lado derecho de las ecuaciones sumen la unidad, lo cual impide que exista una relación entre inflación y desempleo en el largo plazo. Las dos especificaciones dinámicas se estimaron conjuntamente y los resultados aparecen en el Cuadro 5.

En primer lugar, cabe destacar que los dos mecanismos de corrección del error (resp y resw, respectivamente) son significativos<sup>26</sup>, negativos y menores que la unidad en valor absoluto, lo cual confirma la estacionariedad de los residuos obtenidos en el apartado precedente. Además, la condición de homogeneidad nominal dinámica no es rechazada por los datos a los niveles habituales de significatividad. El coeficiente del mecanismo de corrección del error en la ecuación de salarios es mayor (en valor absoluto) que en la ecuación de precios, sugiriendo que los precios son menos flexibles que los salarios. El problema de estas especificaciones radica en la estructura tan compleja de retardos que se estima para ambas ecuaciones, que implica una considerable sobre-reacción del sistema en el corto plazo.

---

<sup>26</sup> Usando los valores críticos calculados en Banerjee *et al.* (1998). En cualquier caso, debe tenerse en cuenta que se está utilizando un procedimiento de estimación en dos etapas, lo cual puede influir en la eficiencia de las estimaciones.

**CUADRO 5**  
**ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES DINÁMICAS DE PRECIOS Y**  
**SALARIOS**

|                    | Ecuación de Precios | Ecuación de Salarios |
|--------------------|---------------------|----------------------|
| $\Delta p$         | -                   | 0,417<br>(5,22)      |
| $\Delta p_{-1}$    | 1,593<br>(22,17)    | -0,377*<br>(-)       |
| $\Delta p_{-2}$    | -0,750<br>(-8,75)   | -                    |
| $\Delta p_{-4}$    | 0,189<br>(4,60)     | -                    |
| $\Delta w$         | 0,487<br>(4,65)     | -                    |
| $\Delta w_{-1}$    | -0,293<br>(-4,25)   | 1,121<br>(14,14)     |
| $\Delta w_{-2}$    | 0,294<br>(4,54)     | -0,336<br>(-3,57)    |
| $\Delta w_{-3}$    | -0,537<br>(-5,16)   | -                    |
| $\Delta w_{-4}$    | -                   | 0,175<br>(3,52)      |
| $\Delta p^*_{-3}$  | 0,017*<br>(-)       | -                    |
| $\Delta u_{-3}$    | -                   | -0,091<br>(-3,06)    |
| resp <sub>-1</sub> | -0,051<br>(-3,36)   | -                    |
| resw <sub>-1</sub> | -                   | -0,108<br>(-4,77)    |
| $R^2$              | 0,99                | 0,94                 |
| $\sigma^*100$      | 0,11                | 0,13                 |
| DW                 | 1,78                | 1,71                 |
| CORR(1)            | 0,64<br>[0,42]      | 1,37<br>[0,24]       |
| CORR(4)            | 1,02<br>[0,40]      | 0,54<br>[0,71]       |
| ARCH(4)            | 0,48<br>[0,74]      | 0,85<br>[0,50]       |
| BJ(2)              | 3,24<br>[0,20]      | 0,19<br>[0,91]       |
| DH(1)              | 3,12<br>[0,08]      | 2,54<br>[0,11]       |

Notas: Véase el cuadro precedente. CORR(i) es el test de correlación de orden i de los residuos, que se distribuye como una F(i,df); ARCH(i) es el test de heterocedasticidad de tipo ARCH en los residuos, que se distribuye como una F(i,df); BJ(2) es el test de normalidad de los residuos, que se distribuye como una  $\chi^2(2)$ ; HD(1) es el test de homogeneidad nominal dinámica, que se distribuye como una F(1,df). Entre paréntesis estadístico t de significación individual; entre corchetes se presentan los valores-p.

## 6. CONCLUSIONES: UN ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS ESTIMACIONES DE LA NAIRU

El concepto de NAIRU, como un indicador del componente estructural de la tasa de desempleo, es un concepto atractivo desde un punto de vista teórico, ya que proporciona una relación directa entre dos de los objetivos finales de la política macroeconómica: inflación y desempleo. Sin embargo, su utilidad ha sido muy discutida. El problema más evidente de la NAIRU es que no es observable y, por tanto, debe ser estimada. Las metodologías alternativas que permiten medir la NAIRU proporcionan importantes divergencias en su estimación puntual. Además, normalmente el intervalo de confianza asociado a esas estimaciones es bastante amplio. Esto crea series dudas sobre la utilidad de la NAIRU en el diseño de políticas macroeconómicas.

En este artículo se trata de medir la NAIRU de la economía española. Para ello se han utilizado algunos de los procedimientos propuestos en la literatura, describiendo sus ventajas e inconvenientes. Creemos que es valioso comparar los distintos resultados, no solo para discriminar entre ellos, sino también para ilustrar la incertidumbre que rodea la estimación de la NAIRU. Además, también comparamos nuestras estimaciones con la NAWRU que calcula la OCDE, que es una variante de la aproximación de la curva de *Phillips*<sup>27</sup>. Como se puede apreciar en el Cuadro 6, todas nuestras estimaciones de la NAIRU muestran un patrón temporal en esos subperiodos de cinco años bastante similar al del desempleo observado, excepto en el caso de la NAIRU-TVP. Dado que los subperiodos corresponden a las diferentes fases de recesión-expansión que ha experimentado la economía española, parece existir un componente de histéresis en la evolución del desempleo en España.

---

<sup>27</sup> Véase OCDE (1996).

**CUADRO 6**  
**DESEMPLEO OBSERVADO Y ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DE LA NAIRU**

Diferencias entre el primer y el último periodo

|               | Desempleo<br>Observado | Curva de Phillips<br>NAIRU TVP | NAIRU SVAR con<br>Histéresis Parcial | NAIRU<br>Ecuaciones de<br>Precios y Salarios | NAWRU OCDE |
|---------------|------------------------|--------------------------------|--------------------------------------|--|------------|
| 1981-1985     | 7,4                    | 7,0                            | 6,7                                  | 6,7  | 5,8        |
| 1985-1991     | -5,1                   | 0,6                            | 2,5                                  | -0,7   | 1,6        |
| 1991-1994     | 7,8                    | 0,4                            | 1,9                                  | 1,4  | 0,8        |
| 1994-1999     | -7,9                   | -1,8                           | -7,2                                 | -8,3   | -2,0*      |
| Nivel en 1999 | 16,0                   | 18,9                           | 16,0                                 | 13,5   | 18,8**     |

\*Esta diferencia se calculó usando datos solo hasta 1998; \*\*Nivel en 1998.

En el primer subperiodo (1981-1985) todas las estimaciones de la NAIRU parecen aumentar ligeramente por debajo del aumento del desempleo observado. La diferencia entre la que menos aumenta (NAWRU OCDE) y la que más aumenta (NAIRU TVP) es ligeramente superior a un punto porcentual. En la segunda mitad de los ochenta se produjo una reducción en el desempleo observado que solo fue replicada por la NAIRU estimada con el sistema de determinación de precios y salarios. Las otras medidas de la NAIRU mostraron tendencias crecientes de distinta intensidad. Este es el subperiodo con mayores discrepancias entre los distintos métodos de estimación de la NAIRU. En la primera mitad de los años noventa existe una clara evidencia de que la mayor parte del aumento del desempleo observado fue un fenómeno cíclico: todas las medidas de la NAIRU también aumentaron pero en una magnitud muy inferior. Para finalizar, en la segunda mitad de los noventa la reducción de la NAIRU fue bastante significativa y, en el caso del sistema de precios y salarios, superior a la reducción experimentada por el desempleo observado. Todas nuestras estimaciones de la NAIRU presentan un signo positivo para la brecha del desempleo en este subperiodo, reflejando la ausencia de presiones inflacionistas por esta vía. En 1999, la amplitud de las estimaciones de la NAIRU proporciona un indicador adicional de la incertidumbre que rodea la medición de este concepto.

En síntesis, nuestro análisis muestra que diferentes aproximaciones a la medición de la NAIRU proporcionan estimaciones puntuales notablemente distintas. Además, siempre que se puede calcular alguna medida de la precisión de la estimación (estimaciones basadas

en la curva de *Phillips* y estimaciones SVAR), el grado de incertidumbre es elevado. Así, nuestra principal conclusión es que la utilidad del concepto de NAIRU para discutir y analizar la política macroeconómica es muy limitada, dado el estado actual de la investigación en este campo. Las dos conclusiones adicionales que cabe extraer de este trabajo se resumen a continuación. En primer lugar, todas las estimaciones de la NAIRU muestran un fuerte aumento entre 1981 y 1985, y una reducción en la última expansión cíclica, que ha seguido muy de cerca la caída de la tasa de desempleo observada. En segundo lugar, los resultados de la aproximación estructural apuntan a tres factores que determinan la evolución de la NAIRU en el periodo muestral analizado: el *mark-up* de precios, la ratio de reemplazamiento y los cambios en el sistema impositivo.

**BIBLIOGRAFIA**

- Álvarez, L.J. y M. Sebastián (1998): "La inflación permanente y latente en España: una perspectiva macroeconómica", *Revista Española de Economía*, 15, 37-65.
- Andrés, J. (1993): "La persistencia del desempleo agregado: una panorámica", *Moneda y Crédito*, 197, 91-127.
- Andrés, J., R. Doménech y D. Taguas (1996): "Desempleo y ciclo económico en España", *Moneda y Crédito*, 202, 157-189.
- Andrés, J., I. Hernando y D. López-Salido (1998): "The long run effect of permanent disinflations", Documento de Trabajo 9825, Banco de España.
- Astley, M. y T. Yates (1999): "Inflation and real disequilibria", Bank of England, Working Paper Series No. 103.
- Banerjee, A., J. Dolado y R. Mestre (1998): "Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework", *Journal of Time Series Analysis*, 49, 267-283.
- Baxter, A. y R. King (1999): "Measuring business cycles: approximate Band-Pass filters for economic time series", *Review of Economics and Statistics*, 81, 575-593.
- Bentolila, S. y J. Dolado (1994): "Labour flexibility and wages: lessons from Spain", *Economic policy*, 18, 53-99.
- Bergin, P.R. y R.C. Feenstra (2000): "Staggered Price setting, translog preferences, and endogenous persistence", *Journal of Monetary Economics*, 45, 657-680.
- Blanchard, O. et al. (1995): *Spanish unemployment: Is there a solution?*, CEPR. London.
- Blanchard, O. y J. Jimeno (1995): "Structural unemployment: Spain versus Portugal", *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Blanchard, O. y D. Quah (1989): "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Daveri, F. y G. Tabellini (1997): "Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries", CEPR Discussion Paper, 1681.
- De Lamo, A. y J. Dolado (1993): "Un modelo del Mercado de Trabajo y la Restricción de Oferta en la Economía Española", *Investigaciones Económicas*, 17, 87-118.
- Dirección General de Previsión y Coyuntura (1991): "El Sistema de Ecuaciones Precios-Salarios y la Tasa Natural de Paro", *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*, Diciembre, xvii-xxv.
- Dolado, J., J.M. González-Páramo y J. Viñals (1999): "A cost-benefit analysis of going from low inflation to price stability", in *The Costs and Benefits of Price Stability*, M. Feldstein (ed.), University of Chicago Press.
- Dolado, J. y J. Jimeno (1997): "The causes of Spanish unemployment: a structural VAR approach", *European Economic Review*, 41, 1281-1307.
- Dolado, J. y D. López-Salido (1996): "Histéresis y fluctuaciones económicas (España 1970-1994)", *Moneda y Crédito*, 202, 117-149.
- Dolado, J., D. López-Salido y J.L. Vega (2000): "Unemployment and inflation persistence in Spain: are there Phillips trade-offs?", *Spanish Economic Review*, 2, 267-291.
- Evans, G. y L. Reichlin (1994): "Information, forecasts, and measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 33, 233-254.
- Estrada, A., I. Hernando y D. López-Salido (2000): "Measuring the NAIRU in the Spanish Economy", Documento de Trabajo 0009, Banco de España.
- Fabiani, S. y R. Mestre (2000): "Alternative measures of the NAIRU in the euro area: estimates and assessment", ECB Working Paper Series 17.
- Gómez, F. y C. Usabiaga (1998): "Las Estimaciones de la NAIRU: Una Valoración de Conjunto", *Estudios sobre la Economía Española*, 31, FEDEA.

- Gordon, R.J. (1997): "The Time-Varying NAIRU and its implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, 11, 11-32.
- Hodrick, R. y E. Prescott (1997): "Post-war U.S. business cycles: and empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- Kaiser, R. y A. Maravall (1999): "Short-Term and Long-Term Trends, Seasonal Adjustment, and the Business Cycle", Documento de Trabajo 9918, Banco de España.
- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991): *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford, Oxford University Press.
- McAdam, P. y K. Mc Morrow (1999): "The NAIRU concept – Measurement uncertainties, hysteresis and economic policy role", European Commission, Economic Papers No. 136.
- OCDE (1996): "The NAIRU: concept, measurement and policy implications", Economic Policy Committee, Working Party 1 on Macroeconomics and Structural Policy Analysis.
- Quah, D. y S. Vahey (1995): "Measuring underlying inflation", *The Economic Journal*, 105, 1130-1144.
- Roberts, J. (1993): "The sources of business cycles: a monetarist interpretation", *International Economic Review*, 34, 923-934.
- Rodríguez, B. (1995): "La tasa Natural de Desempleo en la Economía Española: Un intento de Cuantificación", *Estudios de Economía Aplicada*, 3, 133-152.
- Staiger, D., J. Stock y M. Watson (1997): "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment" in C. Romer and D. Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago University Press.
- Stiglitz, J. (1997): "Reflections on the natural rate hypothesis", *Journal of Economic Perspectives*, 11, 3-10.
- Viñals, J. y J. Jimeno (1997): "El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea", Documento de Trabajo 9717, Banco de España.

**Abstract**

This paper addresses the issue of measuring the NAIRU in the Spanish economy. We implement some of the procedures proposed in the literature to estimate the NAIRU, describing their advantages and disadvantages. Our analysis shows that these alternative approaches provide significantly different point estimates of the NAIRU. Moreover, whenever some measures of the precision of the estimate are available (Phillips-curve based estimates and SVAR estimates), the degree of uncertainty is remarkable. Thus, our main conclusion is that the usefulness of the NAIRU concept as a general guideline for discussing and analyzing macroeconomic policy is very limited, given the current state of economic research on this area. Two additional conclusions may be summarized as follows. First, all the NAIRU estimates display an upsurge between 1981 and 1985, and a drop during the last cyclical upturn that has closely tracked the decline in the observed unemployment rate. Second, the results of the structural approach point to three factors driving the changes in the NAIRU over the sample period: price mark-ups, the replacement ratio and changes in the tax system.