

## UN MODELO DEL MERCADO DE TRABAJO Y LA RESTRICCIÓN DE OFERTA EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA\*

Ana R. de LAMO

*CEMFI y LSE*

Juan J. DOLADO

*Banco de España*

*En este trabajo se estima un modelo de determinación de la NAIRU en la economía española durante el período 1964-1990. Con respecto a otros modelos de este tipo existentes en la literatura, se modela la NAIRU en el marco de una economía abierta, lo que permite establecer a medio plazo los «trade-offs» existentes entre variaciones en la tasa de inflación, la tasa de paro y el saldo de la balanza por cuenta corriente. Esta relación determina la restricción de oferta de la economía española.*

### 1. Introducción

Entre los diversos problemas que afectan a la economía española en la última década, el paro se manifiesta especialmente grave por su magnitud y persistencia. Como consecuencia de las crisis del petróleo y las materias primas, la tasa de paro en la mayoría de los países de la OCDE comenzó a crecer a mediados de los años setenta. En España, este aumento se inició de forma espectacular, manteniendo un crecimiento continuado hasta alcanzar un 21,5% en 1985. Con posterioridad, como resultado probable de la introducción de medidas flexibilizadoras en el mercado laboral en un entorno de crecimiento económico sostenido, la tasa de paro tendió a dar signos de cierta moderación, si bien, en la actualidad, ha repuntado y se encuentra algo por encima del 18%.

En estas circunstancias, no es de extrañar que existan numerosos estudios intentando explicar la evolución de este fenómeno<sup>1</sup>. Entre ellos, merecen

\* Estamos particularmente agradecidos a Juan F. Jimeno, cuyas continuas sugerencias han ayudado a clarificar y mejorar diversos aspectos del trabajo. Asimismo, agradecemos los comentarios de Samuel Bentolila, José Luis Malo de Molina, José Pérez, los participantes en un seminario en la Universidad Complutense y de dos evaluadores anónimos, así como la ayuda de Miguel Sebastián y David Taguas en la construcción de la base de datos. Ninguno de ellos es responsable de los posibles errores que subsistan.

<sup>1</sup> Véase, por ejemplo, Dolado *et al.* (1986), Andrés *et al.* (1991), Bentolila y Blanchard (1990), Jimeno y Toharia (1992 a y b) y las referencias contenidas en Andrés y García (1990) y Bentolila y Toharia (1991).

especial atención aquéllos que analizan los factores determinantes a medio y largo plazo de la tasa de paro no aceleradora de la inflación (NAIRU) desde una perspectiva macroeconómica. La base teórica de la mayoría de estos trabajos se encuentra en el conocido modelo de Layard y Nickell (1986) y sus desarrollos posteriores recogidos en el libro de Layard, Nickell y Jackman (1991)<sup>2</sup>. En este tipo de modelos se integra una pieza clave del funcionamiento del mercado de trabajo, i.e. la demanda de trabajo, en un modelo más amplio, en el cual es posible determinar el empleo, el salario real y el nivel de demanda de equilibrio.

En línea con el modelo de Layard y Nickell en este trabajo se desarrolla y estima para la economía española, durante el período muestral 1964-1990, un sencillo modelo de equilibrio macroeconómico, en un marco de economía abierta con competencia imperfecta tanto en el mercado de bienes como en el de trabajo. Es importante hacer notar que, a nuestro entender, éste es el primer intento de estimar un modelo estructural de esta clase utilizando datos globales de la economía española. En concreto, anteriormente sólo se han estimado versiones simplificadas del modelo que aquí se presenta, con datos del sector industrial (véase Dolado, Malo de Molina y Zabalza (1986)) o formas reducidas del modelo (véase Jimeno y Toharia (1992b)) para el total de la economía. Además, ambos trabajos se basan en el caso de una economía cerrada.

Entre las aportaciones de este trabajo, aparte de la que supone la aplicación del modelo a los datos de nuestro país, se encuentran dos ampliaciones del modelo que pretenden contribuir a una mejor comprensión del funcionamiento del mercado de trabajo en nuestra economía.

La primera ampliación consiste en endogeneizar parcialmente el sector exterior. Este es un ejercicio especialmente interesante en contextos de recalentamiento, con aumentos de la inflación y del déficit comercial, tales como los que han caracterizado a la economía española en diversas fases del período muestral. Endogeneizar el sector exterior, en concreto la competitividad medida por el tipo de cambio real, permite relacionar, a medio y largo plazo, el crecimiento de la inflación, la balanza corriente y la tasa de paro, así como definir los «trade-offs» implícitos entre estas variables y finalmente calcular la *tasa de paro de equilibrio* compatible con inflación estable y balanza corriente equilibrada (NAIRUE).

La segunda ampliación consiste en endogeneizar parcialmente la decisión de participación en el mercado de trabajo<sup>3</sup>. Pese a que esta parte del modelo no se utiliza en el cálculo de la NAIRU, la endogeneización de la oferta de trabajo es interesante, ya que el disponer de un sistema completo de oferta y

<sup>2</sup> En particular, destaca el enfoque de desequilibrio desarrollado en Sneesens y Dréze (1986). Una aplicación a la economía española de dicho enfoque se encuentra en Andrés *et al.* (1991).

<sup>3</sup> Ejercicios similares de endogeneizar la decisión de participación se encuentran en Keil y Symons (1989) y Pissarides (1991).

demanda de trabajo permite analizar en qué medida el desempleo es un buen indicador de los costes derivados de una caída en el empleo, controlando su efecto sobre la tasa de participación.

Nótese que la utilización del adverbio «parcialmente» en los dos párrafos anteriores, refleja el hecho de que somos conscientes de las limitaciones existentes en el enfoque adoptado. Con el fin de mantener reducida la dimensión del modelo, se ha hecho necesario tomar como exógenas algunas variables (p. ej., la tasa de participación femenina corregida cíclicamente y la balanza de turismo) cuya modelización satisfactoria rebasa los objetivos de este trabajo. Sin embargo, en defensa de nuestros resultados, ha de afirmarse que la evidencia presentada no parece contradecir gravemente los supuestos adoptados.

El resto trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 se describe y fundamenta el marco teórico del modelo. En la sección 3 se tratan los principales rasgos de su funcionamiento. La sección 4 incluye la especificación empírica, los métodos y datos utilizados para estimar el modelo y los resultados obtenidos, así como el análisis de la dinámica del modelo. En la sección 5 se calcula la NAIRU en un marco de economía abierta y los «trade-offs» implícitos en la restricción de oferta de la economía española a medio y largo plazo. Finalmente, la sección 6 contiene unas breves conclusiones.

## 2. Marco Teórico

### 2.1. Supuestos generales

- a) El modelo teórico que se desarrolla en esta sección es un modelo de equilibrio. Por tanto, se está suponiendo que la producción siempre satisface la demanda.
- b) Los precios y salarios se fijan por mecanismos no competitivos, de forma periódica con el mismo horizonte temporal, y se mantienen durante todo el período de referencia, dado que resulta costoso alterarlos con frecuencia.
- c) El stock de capital también se mantiene fijo durante el período. Las decisiones de inversión sólo afectan al stock de capital en el período siguiente.
- d) Las empresas están dispuestas a aumentar intraperíodo la producción a los precios y salarios fijados. Este supuesto parece razonable y sólo es posible si:
  - la empresa actúa en competencia imperfecta, fijando los precios por encima del coste marginal (de lo contrario, incurriría en pérdidas).
  - existe desempleo involuntario, ya que si no fuera así, con el stock de capital constante durante el período, no sería posible aumentar la producción a los precios y salarios vigentes.
- e) El modelo se desarrolla en un marco de economía abierta.

## 2.2. El lado de la oferta

En el lado de la oferta de la economía hay dos tipos de agentes que toman decisiones: las empresas y los sindicatos.

### a) LAS EMPRESAS. DEMANDA DE TRABAJO Y DETERMINACIÓN DE PRECIOS

Existen un número de empresas idénticas, cuyas características se describen a continuación.

#### 1. Producción

Todas las empresas disponen de la misma tecnología, descrita por una función de producción con rendimientos constantes a escala, que depende de los factores capital y trabajo. Bajo el supuesto de empresas idénticas, la producción agregada puede expresarse en la forma:

$$Y = F(AN, K) \quad [1]$$

donde

$Y$  = producción (PIB)

$N$  = trabajo

$K$  = stock de capital al principio del período y que se mantiene constante a lo largo del mismo

$A$  = coeficiente de progreso técnico ahorrador de trabajo

#### 2. Demanda de trabajo y determinación de los precios

Al principio del período las empresas desconocen el nivel de demanda para su producto, de manera que forman expectativas del mismo y, de acuerdo a éstas, toman decisiones de precios ( $P$ ).

El beneficio esperado de la empresa  $\Pi^e$  viene dado por:

$$\Pi^e = P Y^e - W N^e$$

donde

$Y^e$  = demanda esperada, que coincide con la producción planeada

$N^e$  = empleo esperado, i.e., el necesario para producir  $Y^e$  dado  $K$

$W$  = coste laboral nominal en que incurre la empresa por trabajador

Las empresas tienen poder de mercado, se enfrentan a una curva de demanda isoelástica y fijan los precios con un margen constante sobre el coste marginal.

Dada la tecnología y los supuestos anteriores, la empresa fija el precio igualando el ingreso marginal esperado y el coste marginal, dando lugar a la ecuación logarítmica de precios:

$$p = w + (1/\alpha)(n^e - k) - (1 - 1/\alpha)a$$

donde las letras minúsculas representan logaritmos de las mayúsculas y se ha omitido el término constante que recoge el «mark-up» del precio sobre el coste marginal<sup>4</sup>. Dicha ecuación puede reescribirse en términos de demanda de trabajo en la forma:

$$n^e - k = -\alpha(w - p) + (\alpha - 1)a \quad [2]$$

Por tanto, cuanto mayor es el salario real menor es la relación empleo-capital.

### 3. Sorpresas de demanda

Como ya se ha señalado en los supuestos iniciales, las empresas satisfacen los aumentos transitorios de demanda, siempre que no sean de magnitud suficiente para elevar el coste marginal por encima del precio que se ha fijado.

Puesto que el capital de que dispone la empresa durante el período viene predeterminado al principio del mismo, para satisfacer la demanda no esperada será necesario aumentar el empleo. En otras palabras, existen sorpresas de empleo derivadas de las sorpresas de demanda.

La demanda efectiva de trabajo durante el período será el empleo esperado más las sorpresas, de manera que:

$$n = n^e + (n - n^e) = k - \alpha(w - p) + (n - n^e) + (\alpha - 1)a \quad [3]$$

Utilizando la función de producción [1], [3] puede expresarse en términos de sorpresas de demanda:

$$n = k - \alpha(w - p) + \delta(y - y^e) + (\alpha - 1)a + z_n \quad [4]$$

donde  $z_n$  recoge un conjunto de factores exógenos no esperados, entre los que se encontrarían medidas de flexibilización del mercado de trabajo y otros cambios en la legislación laboral, que desplazan la demanda de trabajo a posteriori (véase Burgess y Dolado (1989)).

Así pues, la evolución a corto plazo del empleo viene determinada por las sorpresas de demanda, mientras que la evolución a medio y largo plazo se determina a través del capital, salario real y los factores exógenos.

#### b) LOS TRABAJADORES. DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS

Los salarios nominales son el resultado de una negociación tipo Nash entre empresas y sindicatos (véase Nickell (1990)).

La empresa tiene como función objetivo maximizar su beneficio dado por:

$$\Pi = PY(N(W), K) - WN(W)$$

<sup>4</sup> En general  $\alpha$  es igual a  $\sigma/1-s$  donde  $s$  es la elasticidad del *output* con respecto al empleo y  $\sigma$  es la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital (véase Dolado (1991)).

El objetivo del sindicato consiste en maximizar una función representativa de la utilidad esperada de sus afiliados. Se supone, para simplificar, que la desutilidad de trabajar es cero.

El trabajador que está desempleado en la empresa, recibe un salario alternativo que, a efectos de la negociación entre empresa y el sindicato, está predeterminado.

De esta manera, dado que el empleo es función del salario nominal objeto de la negociación, el número de trabajadores que estarán empleados una vez realizada dicha negociación es  $N(W)$  y el número de desempleados será  $M - N(W)$ , donde  $M$  es el tamaño sindical o total de trabajadores asociados al sindicato.

La función objetivo del sindicato, suponiendo que la probabilidad que tienen sus asociados de trabajar se distribuye uniformemente, viene dada por:

$$U = \frac{N(W/P)}{M} [U(W/P)] + \frac{M - N(W/P)}{M} [U(\bar{W}/P)]$$

donde:

$W/P$  = salario real

$\bar{W}/P$  = salario alternativo real

$U(W/P)$  = utilidad de trabajar

$U(\bar{W}/P)$  = utilidad de estar desempleado

$N(W/P)/M$  = probabilidad de estar empleado que tiene cualquier trabajador sindicado

$M - N(W/P)/M$  = probabilidad de estar parado que tiene cualquier trabajador sindicado

La negociación tiene lugar antes de que se conozcan las sorpresas de demanda ( $y - y^e$ ) y los posibles factores exógenos ( $z_n^e = 0$ ) y en ella empresa y sindicato eligen el salario nominal que maximiza una combinación de sus objetivos en términos esperados, ponderados según su poder de negociación. Si  $\phi$  es el peso relativo del sindicato, el problema con que se enfrenta la negociación es<sup>5</sup>:

$$m a_x \left[ \frac{N^e(W/P)}{M} (U(W/P) - U(\bar{W}/P))^\phi [Y^e - (W/P) N^e(W/P)] \right]$$

Una vez conocido el salario nominal que estará vigente todo el período, la empresa decide unilateralmente cuál será su demanda de factor trabajo para ese período («right to manage») y, dado que  $W$  y  $M$  están predeterminados, en realidad lo que se elige en el proceso de negociación son combinaciones de

<sup>5</sup> Con el fin de no complicar más la notación, se ha supuesto que el empleo esperado que aparece en la función objetivo,  $N^e(W/P)$ , es el mismo para trabajadores y empresarios. Podría suponerse que la demanda de trabajo esperada por los trabajadores fuese distinta,  $N^{ew}(W/P)$ , lo que sería consistente con la justificación utilizada en la sección 4 sobre la identificación de la ecuación de salarios.

desviaciones del empleo respecto al tamaño sindical y del salario respecto al salario alternativo.

La condición de primer orden de óptimo tiene la forma:

$$f\left[\frac{M}{N^e}, \frac{W}{\bar{W}}\right] = 0; f_1 > 0, f_2 > 0$$

que, en logaritmos, puede expresarse como:

$$m - n^e = -\xi(w - \bar{w})$$

Sumando y restando  $k$  a la expresión anterior, se obtiene

$$(m - k) - (n^e - k) = -\xi(w - \bar{w}) \quad [5]$$

De nuevo, la expresión [5] es generalizable al nivel agregado de la economía, aunque la negociación salarial se realice al nivel de cada empresa y sus trabajadores. Las empresas, dado que son idénticas, fijan los mismos precios y ello es conocido por los trabajadores.

Sustituyendo  $(n^e - k)$  en [5] por su expresión en [2] llegamos a la siguiente ecuación agregada de salarios:

$$w - p = \beta(k - m) + \xi_1(\bar{w} - w) + \xi_2 a \quad [6]$$

Por tanto, los salarios reales son mayores cuanto mayor es la relación capital-población sindicada y cuanto mayor es la proporción del salario nominal que representa el salario alternativo.

Nótese que las sorpresas de demanda y los factores exógenos no aparecen en [6] dado que los salarios permanecen fijos durante todo el horizonte temporal de referencia. Así, ante la existencia de sorpresas de demanda lo que varía es el empleo, mientras que los salarios nominales y los precios permanecen inalterados.

Para hacer operativa la expresión [6] es necesario especificar  $m$  y  $\bar{w}$ . Respecto al tamaño sindical, suponemos que los miembros del sindicato son aquéllos que en el período anterior estaban trabajando; esto es, las empresas negocian con los trabajadores del período anterior («insiders»); por tanto  $m = n_{-1}$  siendo ésta una de las formas de generar histéresis en el modelo (véase Blanchard y Summers (1987)). Referente al salario alternativo, lo definimos como una media ponderada del salario  $W$  y las prestaciones del subsidio de paro,  $B$ , con una ponderación  $\pi$  que depende negativamente de la tasa de paro general,  $u$ , de forma que:

$$\bar{W} = \pi(u)W + (1 - \pi(u))B; \pi' < 0$$

expresión que puede log-linealizarse en la forma:

$$\bar{w} - w = \theta b - u$$

donde  $b$  es la tasa de reemplazamiento ( $B/W$ ).

Finalmente, resulta importante señalar que aunque, por simplicidad en la exposición, el salario real que aparece en la ecuación de salarios [6] se ha identificado con el que aparece en la ecuación de empleo [4], ello no es totalmente cierto. El salario relevante en la negociación salarial es el salario-consumo esperado, mientras que en la demanda de empleo debe aparecer el coste laboral real. La relación entre ambas definiciones salariales (en logs.) es

$$\tilde{w} + t_1 - p_o = (\tilde{w} - t_2 - p_o^e) + [t_1 + t_2 + t_3] + (p_c - p) - (p_c - p_o^e)$$

donde

$t_1$  = tipo de la contribución de los empresarios a la Seguridad Social

$t_2$  = tipo de la imposición directa del trabajador

$t_3$  = tipo de la imposición indirecta

$\tilde{w}$  = salario nominal (en logs.) ( $w = \tilde{w} + t_1$ )

$p_c$  = índice de precios al consumo

$p_c^e$  = expectativas de  $p_c$

$p_o$  = deflactor del producto

$p$  = deflactor del PIB ( $p = p_o + t_3$ )

Recogiendo los elementos de la cuña salarial (suma de los tipos impositivos) en la variable exógena de presión salarial y dado que  $(p_c - p)$  es proporcional al tipo de cambio real<sup>6</sup>, la ecuación de salarios puede expresarse como sigue:

$$w - p = \beta(k - n_{-1}) - \xi_1(u - \theta b) + \xi_2 c - \xi_3(p_c - p_o^e) + \xi_4 a + z_w \quad [7]$$

donde:

$c$  = tipo de cambio real (en logs.)

$z_w$  = cuña salarial

Por tanto, el salario real, producto de la negociación, es una función creciente del ratio capital-empleo (productividad), ratio de reemplazamiento, tipo de cambio real, índice de progreso técnico ahorrador de trabajo y cuña salarial, y depende negativamente de la tasa de paro y de las sorpresas en precios.

### c) OFERTA DE TRABAJO

Se supone que la decisión de los agentes individuales de participar en el mercado de trabajo es una función de la diferencia entre el salario esperado ( $\bar{w}$ ) y

<sup>6</sup> El índice de precios al consumo, al tratarse de una economía abierta, incluye el precio real de las importaciones ( $e + p_m - p$ ) en la proporción  $v$  (= importaciones/PIB), que puede escribirse en función del tipo de cambio real ( $c$ )

$$v[e + p_m - p] = v[p_m - p^*] + vc$$

En la definición de cuña salarial,  $z_w$ , se recogen los efectos de la relación real de intercambio,  $p_m - p^*$ . Nótese que aunque los precios están fijados dentro del periodo, el componente exterior no lo está, por lo que tiene sentido hablar de sorpresas de precios en la ecuación (7).

el actual ( $w$ ), de forma que cuanto mayor sea la diferencia ( $\bar{w} - w$ ) mayor es el incentivo a participar (véase Keil y Symons (1989)). La mejor manera de entender esta sencilla función de oferta de trabajo es en términos de la diferencia entre el salario esperado y el salario de reserva (véase Nickell (1990)). Primero, el salario esperado se supone igual al salario alternativo real de los trabajadores empleados cuando se quedan sin empleo y por tanto, en igual situación a los que entran por primera vez al mercado de trabajo buscando empleo (la tasa de reposición  $b$  aparece porque estos últimos tienen en cuenta la posibilidad de caer en el paro una vez conseguido un puesto de trabajo). Segundo, el salario actual («ongoing wage») puede tomarse como el salario de reserva de los activos potenciales.

Existen claramente otros factores de tipo socio-cultural y demográfico que también afectan a esta decisión. Por ejemplo, en el caso de la economía española, el componente no cíclico de la participación femenina puede ser una variable importante que recoja parte de estos aspectos<sup>7</sup>.

Así pues, la ecuación de participación tiene la siguiente forma:

$$1 - h = \gamma_1 (\bar{w} - w) + \gamma_2 \chi$$

o bien<sup>8</sup>

$$1 - h = -\gamma_1 (u - \theta b) + \gamma_2 \chi \quad [8]$$

donde:

$1$  = población activa (en logs.)

$h$  = población en edad de trabajar (en logs.)

$1 - h$  = tasa de actividad (en logs.)

$\chi$  = variable que representa factores exógenos de tipo demográfico

<sup>7</sup> Dado que existe evidencia de movimientos procíclicos en la tasa de participación femenina (véase Novales (1989)), el componente no cíclico de dicha tasa ha sido calculado de la siguiente forma: i) se regresa la tasa de participación femenina ( $\chi$ ) sobre la desviación cíclica del PIB respecto a una función spline ( $gap$ ), definida como en Raymond y Palet (1989), una tendencia lineal ( $t$ ) y la variable endógena desfasada, obteniendo

$$\hat{\chi} = 0.04 + 0.06 \text{ gap} + 0.05 (t/100) + 0.76 \hat{\chi}_{-1}; R^2 = 0.97, DW = 1.92$$

(4.2)      (3.8)      (3.2)      (8.3)

y se define la tasa corregida como  $\chi = \hat{\chi} - (0.06/1 - 0.76)gap$ . De esta manera, aunque imperfectamente, se trata de capturar aquellos componentes más exógenos de la evolución de dicha tasa asociados a cambios en las costumbres familiares, etc.

<sup>8</sup> Tal como se hace notar en la resolución del modelo en el largo plazo, el hecho de que las tasas de paro ( $u$ ) y reemplazamiento ( $b$ ) entren en la ecuación de participación en la relación ( $u - \theta b$ ) implica que en equilibrio la tasa de participación no depende de  $b$  y sólo se ve afectada por factores exógenos de desplazamiento provenientes de la propia participación y de la tasa de paro. Equivalentemente, si en equilibrio  $w = \bar{w}$ , la tasa de participación es inelástica. Por último, nótese que  $\bar{w} - w = (\bar{w} - p) - (w - p)$ , por tanto el salario relativo escogido se puede presentar tanto como un ratio de salarios nominales como de salarios reales.

### 2.3. El lado de la demanda

Cada empresa individual satisface la demanda que se le presenta de manera que la producción iguale a la demanda agregada,

$$y = y^d$$

Para simplificar supondremos que la demanda agregada se determina a partir de la forma reducida en un sencillo sistema IS-LM. En la práctica, sin embargo, no será ésta exactamente la forma estimada, por razones empíricas que se discutirán posteriormente. Bajo el supuesto de paridad descubierta de los tipos de interés en términos reales y el supuesto de que se dé la relación de paridad del poder de compra (PPP) en el largo plazo, la función IS presenta la forma<sup>9</sup>:

$$y = y(r, x, r^*, r^*) \quad [9]$$

donde:

$r$  = tipo de interés real

$x$  = variables fiscales

$r^*$  = tipo de interés real mundial

$y^*$  = índice de comercio mundial

La curva LM es estándar,

$$sm - p = l(y, r + \pi^e) \quad [10]$$

donde:

$sm - p$  = saldos monetarios reales

$\pi^e$  = tasa esperada de inflación

El sistema formado por [9] y [10] determina el lado de la demanda del modelo. Se trata, por tanto, de un modelo de corte eminentemente keynesiano en el corto plazo, donde las sorpresas de demanda, generadas tanto a partir de sorpresas en la IS como en la LM, determinan el comportamiento del empleo efectivo.

Nuestro primer intento empírico trató de estimar las sorpresas en el «output» a partir de las sorpresas de las variables exógenas en la forma reducida de [9] y

<sup>9</sup> La curva IS tiene la forma

$$y = y(r, x, c, y^*)$$

siendo  $r$  el tipo de interés real y  $c$  el tipo de cambio real. Bajo el supuesto de movilidad perfecta de capitales se tiene

$$r = r^* + \dot{c}^e$$

donde  $\dot{c}^e$  es la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio real. Suponiendo PPP en el largo plazo, se tiene que, aproximadamente  $c^e = -c$ . Por tanto,

$$r = r^* - c$$

con lo que la curva IS queda como en (9).

[10]. Sin embargo, las ecuaciones estimadas o bien carecían de estabilidad o bien presentaban signos poco interpretables. Ante esta disyuntiva, se procedió a estimar directamente, con mayor fortuna, la ecuación IS, instrumentando el regresor endógeno  $r$  a través de  $r^*$  y  $sm$ . El precio que se paga por seguir esta alternativa de estimación es que la conexión entre la cantidad de dinero y el tipo de interés real queda oscurecida. Sin embargo, creemos que el establecimiento de dicha relación en un período muestral suficientemente amplio como para incluir diversos regímenes de control monetario y un proceso de fuertes innovaciones financieras, resultaría excesivamente ambicioso.

#### 2.4. *El sector exterior*

Tal como se ha descrito el modelo hasta ahora, la variable tipo de cambio real forma parte de los factores exógenos que desplazan la ecuación de salarios. Con el fin de cerrar el modelo resulta necesario endogeneizar dicha variable. Para ello se utiliza una versión invertida de la función que relaciona el superávit comercial positivamente con el tipo de cambio real y negativamente con las sorpresas de demanda. Obviamente el saldo comercial en la relación anterior se encuentra normalizado por alguna medida de producción, por ejemplo por el PIB. Como posteriormente supondremos que dicho saldo ha de anularse en la situación de equilibrio a medio y largo plazo, con el fin de eliminar elementos cíclicos, la medida de normalización utilizada será el PIB potencial (calculado como en Raymond y Palet (1989)). Finalmente, existen factores relativamente autónomos que tienden a desplazar el nivel sostenible del saldo comercial en proporción al PIB potencial. En el caso de España, el saldo de la balanza de turismo, en la medida en que aproxima unas reservas naturales (buen tiempo, zonas costeras, etc.) sería un buen ejemplo de dicha variable a pesar de que, indudablemente, existe una proporción de dicho saldo que no es exógeno y responde a variables tales como el tipo de cambio real. Sin embargo, dado que la proporción superávit de la balanza de turismo/PIB potencial se ha mantenido relativamente estable a lo largo del período muestral (entre 3% y 4%), pese a las fluctuaciones observadas en el tipo de cambio real y en la renta del resto del mundo, se ha adoptado el supuesto simplificador de que dicha variable sea exógena. Así pues, la ecuación de competitividad tiene la forma:

$$c = \psi_1 ts + \psi_2 (y - y^e) + z_c \quad [11]$$

donde:

$ts$  = superávit comercial (en proporción del PIB potencial)

$z_c$  = factores exógenos (saldo de la balanza de turismo en proporción del PIB potencial)

### 3. El funcionamiento del modelo

Tal como se comentaba en la sección anterior, en el corto plazo, el modelo presenta un funcionamiento típicamente keynesiano. Se trata de una econo-

mía donde los precios se fijan por adelantado y, por tanto, se mantienen constantes durante el periodo de análisis. Así, por ejemplo, frente a un choque monetario, el tipo de interés real disminuye y la competitividad aumenta. Consecuentemente, aumenta el output a consecuencia de los dos efectos anteriores.

En el medio y largo plazo (haciendo abstracción de  $a$ ), esto es, cuando  $n = n_{-1}$ ,  $t_i = 0$  y no existen sorpresas de demanda y precios, el sistema de ecuaciones estructurales, formado por las ecuaciones [4], [7], [8] y [11] y la identidad que relaciona  $u$ ,  $l$  y  $n$ , se convierte en:

*Demanda de trabajo*

$$n - k = -\alpha(w - p) + z_n$$

*Salarios*

$$w - p = \beta(k - n) - \xi_1(u - \theta b) + \xi_2 c + z_w$$

*Participación*

$$1 - h = -\gamma_1(u - \theta b) + \gamma_2 \chi$$

*Paro*

$$l = n + u$$

*Tipo de Cambio Real*

$$c = z_c$$

Se trata, por tanto, de un sistema de cinco ecuaciones que determinan  $n$ ,  $w-p$ ,  $l$ ,  $u$  y  $c$ . Antes de proceder con su resolución, resulta conveniente destacar un aspecto relevante. Se espera que en el largo plazo la tasa de paro no dependa de la razón capital-población activa, ya que es una hipótesis poco controvertida que, a lo largo de la historia, los procesos de industrialización no han creado tendencias persistentes en la evolución del desempleo. Esta hipótesis, siguiendo a Layard y Nickell (1986), se denomina hipótesis de neutralidad del capital a largo plazo, y es fácilmente comprobable que corresponde a la restricción  $\beta = 1/\alpha$  en la ecuación [7].

Impuesta la restricción de neutralidad, se obtiene la siguiente forma reducida del sistema que define las características del equilibrio estacionario:

$$u = \theta b + (1/\xi_1)z$$

$$1 - h = (-\gamma_1/\xi_1)z + \gamma_2 \chi$$

$$n = h - \theta b - ((1 + \gamma)/\xi_1)z + \gamma_2 \chi$$

$$w - p = (1/\alpha)[k - h + \theta b + ((1 + \gamma_1)/\xi_1)z - \gamma_2 \chi + z_n$$

$$c = z_c$$

donde

$$z = z_u + \xi_2 z_r - (1/\alpha) z_n$$

Así pues, haciendo abstracción por el momento de las variables de desplazamiento, la oferta de trabajo es proporcional a la población en edad de trabajar e independiente de la tasa de reemplazamiento, por lo que la variable que se ajusta ante cambios en aquélla es la tasa de paro. Si aumenta  $b$ , induce originariamente un aumento en la población activa. Adicionalmente, los sindicatos presionan para elevar el salario. Así pues, el desempleo aumenta por dos vías: mayor población activa y menor empleo, y continuará aumentando hasta que se cancelen los efectos de la razón de reemplazamiento en las ecuaciones de participación y salarios. Los factores autónomos  $z_u$  y  $z_r$  aumentan la tasa de paro y el salario, mientras que disminuyen la tasa de participación y el empleo. El factor  $\chi$  aumenta la tasa de participación y el empleo y reduce el salario. Por último, el factor  $z_n$  disminuye el paro y aumenta la tasa de participación y el empleo. Su efecto sobre los salarios es ambiguo, siendo positivo si se verifica la condición  $\alpha \xi_1 > 1 + \gamma_1$ .

#### 4. Especificación empírica y resultados

##### 4.1. Especificación Empírica

A continuación, se trata con detalle la contrapartida empírica de las ecuaciones que componen el sistema descrito anteriormente.

La ecuación de empleo contiene un retardo de la variable endógena, que, de acuerdo con la interpretación tradicional, aparece como consecuencia de los costes de ajuste en la adaptación del empleo contratado al deseado. La ausencia de estabilidad de la ecuación a partir de 1986, aconsejó la introducción de una variable artificial escalón para el período 1986/90, período en que se articulan las medidas de flexibilización en el mercado de trabajo, y se produce la incorporación de España a la CEE<sup>10</sup>. Esta ecuación se estima conjuntamente con el resto de ecuaciones del sistema. En particular, a partir de la ecuación de demanda, se obtienen las sorpresas que aparecen en la ecuación de empleo. Tal como se comentó, la función de demanda estimada corresponde a la descrita en [9], siendo las variables finalmente seleccionadas el tipo de interés real ( $r$ ), el déficit público ajustado del ciclo ( $dpa$ ) y un índice de comercio mundial ( $y^*$ ). Los residuos de esta ecuación representan las sorpresas de

<sup>10</sup> Un tratamiento mucho más completo y exhaustivo de los efectos de cambio en la legislación laboral sobre el empleo se encuentra en Bentolila y Bertola (1990) y en Bentolila y Saint-Paul (1991). Con el fin de afinar algo más en la interpretación de la variable artificial, se intentó también introducir dicha variable desde 1985, ya que la reforma de la contratación laboral se produjo a finales de 1984. Sin embargo dicha variable funciona peor que la que empieza en 1986, lo que quizá indique que dicha variable esté captando el «efecto CEE» y quizá el «boom» de demanda asociado que no se capta completamente con la introducción de las sorpresas de demanda en la ecuación de empleo.

demanda,  $(y-y^e)$ , de forma que la estimación conjunta permite computar el error estándar adecuado del estimador del coeficiente de dicha variable tanto en la ecuación de empleo, como posteriormente en la ecuación del saldo comercial (véase Pagan (1984)).

En la ecuación de salarios, la única variable que queda por especificar es la sorpresa en precios  $(p_t - p_t^e)$ . Siguiendo la propuesta de Layard y Nickell (1986), dado que la tasa de inflación no difiere mucho de un paseo aleatorio, se ha aproximado por la segunda diferencia de  $p_t$ ,  $\Delta^2 p_t$ . Aparte de la cuña fiscal, se intentó introducir otras variables de presión salarial. En concreto, siguiendo a Dolado *et al.* (1986) se introdujo una variable artificial que tomaba el valor uno para los años de presión sindical 1973/77, así como un índice de desajuste laboral («mismatch»), sin que sus coeficientes apareciesen significativos en las estimaciones. Igualmente se introdujeron otras variables (primera diferencia de la tasa de paro y proporción de parados a largo plazo) que captasen fenómenos de histéresis alternativos al capturado por la presencia de «insiders». De nuevo, dichas variables no aparecieron significativas, lo que en el caso de la última variable quizá refleje una clara tendencia procíclica de la misma, contraria a la que habría de producirse si hubiera una «trampa de paro de larga duración» (véase Jimeno y Toharia (1992a))<sup>11</sup>.

Llegados a este punto es conveniente abordar la cuestión, siempre espinosa, de la identificación de la ecuación de salarios. Resulta bien conocido (véase Manning (1992)) que algunos autores muestran un cierto grado de escepticismo respecto a la identificación de dicha ecuación. En efecto, si como en el presente modelo, los trabajadores tienen cierto poder monopolístico para negociar sus salarios, habrían de tener en cuenta la situación económica de la empresa, por lo que la ecuación de salarios dependerá de las mismas variables de que depende la ecuación de demanda de trabajo. En consecuencia existe un problema de identificación cuando el modelo se reduce a ambas ecuaciones, tal como es lo habitual (véase Layard, Nickell y Jackman (1991)). Existen, sin embargo, diversas matizaciones a este problema. En primer lugar, en nuestro caso, las dos ecuaciones pertenecen a un sistema de cinco ecuaciones, de forma que aparentemente existen instrumentos disponibles (e.g. comercio mundial, tasa de participación femenina, etc.) lo que implica que la condición de orden de identificación se cumple, pese a que la condición de rango posiblemente no lo haga. En segundo lugar, si los coeficientes estimados resultan plausibles, es poco probable que lo que se está estimando carezca de sentido. En tercer lugar, incluso si la ecuación estructural de salarios no se encuentra identificada, la forma reducida del sistema que se utiliza posteriormente para analizar la evolución de la NAIRU y la restricción de oferta, objeto principal de este trabajo, no se verían afectadas. Por último,

<sup>11</sup> También se probó la variable artificial escalón utilizada en la ecuación de empleo, con el fin de examinar si la flexibilización del mercado de trabajo tiene efectos directos sobre los salarios, sin que su coeficiente fuese nada significativo (t-ratio = 0.83). Ello parece indicar la existencia de diferencias entre la demanda de empleo percibida por los sindicatos y la demanda efectiva de las empresas, tal como se comenta posteriormente.

resulta interesante hacer notar que es la demanda de trabajo *percibida* por los sindicatos la que se tiene en cuenta en la negociación salarial, la cual durante largos periodos de tiempo parece estar dissociada de la demanda de trabajo *efectiva* llevada a cabo por las empresas. Así, no resulta extraño escuchar opiniones sindicales que parecen apuntar a una relación empleo-salario bastante diferente a la resultante de la ecuación de demanda de trabajo estimadas (véase Dolado (1991)). Todos estos argumentos posiblemente no lleguen a convencer plenamente a los escépticos. Sin embargo apuntan a que la pura crítica formal puede resultar difícilmente contrastable, por lo que en este trabajo se ha adoptado el enfoque tradicional consistente en instrumentar la ecuación de salarios con las sorpresas de demanda y las variables exógenas de otras ecuaciones del modelo.

La ecuación de oferta de trabajo también contiene desfases de la variable endógena, reflejando persistencia en la decisión de participación. Como variable de desplazamiento se introdujo la tasa de participación femenina corregida de su componente cíclico que, a priori, en el contexto de la economía española, aparece como una variable relevante a la hora de explicar la evolución de la tasa de participación global. Sin embargo, para lograr una especificación econométrica adecuada se hizo necesario introducir una tendencia cuadrática. Ello sugiere que las variables incluidas en la ecuación no recogen todos los factores que incentivan la participación. La búsqueda de todos estos factores sobrepasa los objetivos de este trabajo.

Por último, la ecuación de superávit comercial de nuevo necesitó de desfases tanto en la variable endógena como en el saldo de turismo. Invertiendo esta ecuación, con la competitividad como variable endógena, se logra la ecuación [11].

#### 4.2. Resultados

Las ecuaciones descritas previamente se estiman para la muestra anual 1964-1990, perdiéndose las dos primeras observaciones por la existencia de desfases. La descripción de cada variable utilizada y la fuente de los datos aparece en el Apéndice de Datos.

El sistema formado por las ecuaciones de empleo, salarios, participación, saldo comercial y demanda se estima conjuntamente, por mínimos cuadrados triépticos no lineales (NL3SLS)<sup>12</sup> utilizando el programa TSP (versión 4-1B).

<sup>12</sup> Se ha utilizado un conjunto de 20 instrumentos formado por las variables exógenas del modelo y desfases del salario real, tasa de paro, tasa de inflación y las variables incluidas en la ecuación determinante de las sorpresas de demanda. Dado el reducido tamaño muestral disponible ( $T = 25$ ), el número de instrumentos ( $s = 20$ ) puede ser excesivo para corregir los sesgos de endogeneidad o realizar contrastes de sobreidentificación, tal como señaló correctamente uno de los evaluadores. En efecto, si  $s = T$ , el procedimiento NL3SLS coincide con SURE no lineal. Desde el punto de vista práctico, existe poco que uno pueda hacer, dado que el conjunto de 20 instrumentos está formado a su vez por subconjuntos menores de instrumentos, pertenecientes a cada una

Para asegurar la buena especificación y consistencia de la forma finalmente estimada, se procede estimando dos versiones de la forma estructural de las cinco ecuaciones estimadas conjuntamente: *a*) la forma irrestringida, en la que ni en la ecuación de empleo ni en la de salario aparece el índice de progreso técnico,  $a$ , como variable significativa por lo que se elimina en el resto del trabajo<sup>13</sup>; y *b*) la forma estructural restringida, en la que se imponen tres tipos de restricciones (rendimientos constantes de escala, neutralidad a largo plazo del capital, relación entre tasa de paro y razón de reemplazamiento en las ecuaciones de salario y participación y las restricciones derivadas de la aparición de sorpresas de demanda en la ecuación de empleo y de saldo comercial).

CUADRO 1  
Función Criterio y Grados de Libertad

	Valor Función Criterio	Grados de libertad
Forma reducida no restringida (i) .....	0	25
Forma estructural no restringida (ii) .....	81.62	89
Forma estructural restringida (iii) .....	95.27	98

Nota: Los grados de libertad vienen dados por i) n.º de ecuaciones \* (n.º de observaciones - n.º de instrumentos (5 \* (25-20))); ii) y iii) n.º de ecuaciones \* n.º de observaciones - n.º de parámetros estimados (5 \* 25 - 36) y (5 \* 25 - 27) respectivamente).

Mediante un contraste LM (Gallant y Jorgenson (1979)) se contrasta la consistencia de la forma estructural no restringida con la forma reducida, así como las restricciones impuestas en la forma estructural. Los valores de dichos contrastes se encuentran en el Cuadro 1. La forma estructural no restringida pasa perfectamente el contraste al 95%. El valor del estadístico es 81.62 y se distri-

de las ecuaciones. Una posibilidad sería restringir el número de instrumentos en cada ecuación, utilizando el método generalizado de momentos (*GMM*) en vez de *NL3SLS* que utiliza los 20 instrumentos para cada una de las ecuaciones. La otra posibilidad es utilizar *NL3SLS* con menos instrumentos, de manera que alguna de las variables exógenas pasaran a ser endógenas. Hemos hecho pruebas preliminares del método *GMM* (disponible en *TSP 4-2A*) con un total de 75 instrumentos efectivos, sin que los resultados varíasen sustancialmente, si bien las restricciones de sobreidentificación sólo se aceptan con un valor probabilístico del 3% ( $\chi^2(37) = 57.8$ ). Tampoco se observaban cambios sustanciales cuando se estimaban las ecuaciones por *NL2SLS* en una versión preliminar del trabajo (véase De Lamo y Dolado (1991)). Finalmente, dado que la mayoría de las variables son *I*(1), las relaciones a largo plazo que se utilizan en el cálculo de la *NAIRU* no deberían verse afectadas sustancialmente por el sesgo de endogeneidad (véase Engle y Granger (1987)). Aún así, deseamos advertir al lector que los resultados deben tomarse con cierta cautela y que se encuentra en nuestra agenda de trabajo reestimar el sistema con más observaciones y menos instrumentos.

<sup>13</sup> Nótese que la elasticidad de  $n$  con respecto al índice  $a$  es  $(\alpha - 1)$ . Dado que  $\alpha \approx 1$ , la eliminación de  $a$  no supone una fuerte violación teórica.

buye como un  $\chi^2$  con 64 grados de libertad, cuyo valor crítico es 86.62. Así pues, no puede rechazarse la validez de los instrumentos<sup>14</sup>. Se comprueba también que los datos no rechazan las restricciones impuestas en la forma estructural. En este caso, la diferencia de valores entre las funciones criterios es 13.6 y se distribuye como una  $\chi^2$  con 9 grados de libertad (valor crítico = 16.9), que es el número de restricciones impuestas.

La estabilidad de los parámetros se ha comprobado mediante un contraste de Chow para la forma restringida de cada una de las ecuaciones, eligiendo el punto de ruptura en 1977. En ningún caso se observan signos de acusada inestabilidad<sup>15</sup>.

CUADRO 2  
Ecuación de Empleo  
(Variable dependiente:  $n - k$ )

Regresores	Parámetros	t-ratios
$n_{-1} - k$	0.86	17.2
$w - \hat{p}^*$	-0.16	2.8
$(y - y^r)^*$	0.21	3.2
$dm$ 86/90 ( $z_n$ )	0.03	4.8

$DW = 1.85$ ;  $LM(2) = 2.66$ ;  $s = 0.0096$ ;  $\bar{R}^2 = 0.99$ ;  $CH(5,15) = 1.76$

Nota:  $DW$  = estadístico Durbin-Watson;  $LM(2)$  = test de multiplicador de Lagrange de correlación serial de segundo orden;  $s$  = desviación estándar de los residuos;  $\bar{R}^2$  = coeficiente de correlación múltiple corregido por grados de libertad;  $CH(\dots)$  = test de estabilidad de los parámetros (valor crítico: 2.90); (\*) denota variable instrumentada.

Los resultados de estimar la forma estructural restringida de la ecuación de empleo, aparecen en el Cuadro 2. De acuerdo con la hipótesis de neutralidad del capital, se restringe la elasticidad respecto al salario real a que sea igual a la inversa de la elasticidad del ratio capital-trabajo en la ecuación de salarios. Los parámetros estimados presentan el signo correcto y son significativos, pudiendo extraerse de los mismos las siguientes conclusiones. La elasticidad salarial a largo plazo es  $-1.14$ , similar a la obtenida en Dolado *et. al.* (1986) y en los diversos trabajos comentados en Dolado (1991). Las sorpresas de demanda son muy significativas, con una elasticidad a largo plazo de 1.50. Ello refleja el hecho de que las empresas tengan poder de mercado, fijen el precio por encima del coste marginal y, de esta forma, puedan satisfacer las sorpresas de demanda a los precios y salarios vigentes. Con el fin de verificar la hipótesis de expectativas racionales, se introdujeron adicionalmente los regresores que componen la ecuación de demanda aparte del término resi-

<sup>14</sup> Véase, sin embargo, la nota 12.

<sup>15</sup> Nótese que el test de Chow no es perfectamente válido en un marco de IV (véase Pagan y Hall (1984)).

dual, encontrándose que el valor de contraste  $\chi^2(4)$  de exclusión de variables tomaba el valor 8.14, no significativo al 5%. Por último es destacable la importancia de la variable artificial 86/90, que explica un 12.5% del 17.1% de crecimiento acumulado del empleo en el quinquenio 1986-1990. Ello indica que cualquiera que sean los posibles efectos que esté captando dicha variable artificial («efecto CEE», existencia de un boom de demanda no recogido por las sorpresas de demanda y reducción de los costes de despido) han constituido un determinante muy importante durante la última parte del período muestral.

La función de demanda estimada, correspondiente a la ecuación [9], aparece en el Cuadro 3, encontrándose fuertes efectos significativos del tipo de interés real y del índice de comercio mundial y algo más débiles de una variable de déficit público ajustado cíclicamente<sup>16</sup>. El tipo de interés real del resto del mundo no apareció significativo.

CUADRO 3  
Ecuación de Demanda  
(Variable dependiente:  $y$ )

Regresores	Parámetros	t-ratios
$y_{-1}$	0.46	6.2
$r^*$	-0.25	4.0
$dpa$	0.57	1.8
$y^*$	0.31	6.7

$DW = 2.02$ ;  $LM(2) = 1.35$ ;  $s = 0.013$ ;  $R^2 = 0.99$ ;  $CH(5,15) = 2.07$

Nota:  $DW =$  Véase nota Cuadro 2.

CUADRO 4  
Ecuación de Salarios  
(Variable dependiente:  $w - p$ )

Regresores	Parámetros	t-ratios
$n_{-1} - k$	-0.88	—
$u^*$	-1.17	4.9
$b$	1.61	—
$z_w$	0.46	2.1
$c^*$	0.18	2.7
$\Delta^2 \hat{p}_c^*$	-1.08	4.4

$DW = 2.12$ ;  $LM(2) = 3.12$ ;  $s = 0.0099$ ;  $R^2 = 0.99$ ;  $CH(6,13) = 1.86$

Nota: Véase nota Cuadro 2.

<sup>16</sup> Se construye siguiendo el procedimiento utilizado por Raymond y Palet (1989).

El Cuadro 4 resume los resultados de estimar la ecuación salarial. Teniendo en cuenta los problemas de interpretación comentados anteriormente, existen varios aspectos destacables. Los factores de presión salarial, en coherencia con la teoría, aparecen relativamente importantes en la determinación del salario. A pesar de que, por problemas de multicolinealidad, no puede separarse la influencia de los distintos tipos impositivos, el valor puntual estimado cercano a 0.5 parece indicar que, por ejemplo, un aumento en la imposición directa induce a los trabajadores a pedir mayores salarios nominales, si bien el salario real consumo se ve erosionado en 0.5 puntos porcentuales por cada punto porcentual de subida en la tasa impositiva. Una situación parecida ocurre con la tasa de contribución de los empresarios a la Seguridad Social y los impuestos indirectos. La competitividad también es una variable significativa y con signo positivo, de manera que una mayor competitividad en los mercados exteriores hace que los productos importados sean más caros y, por tanto, los trabajadores presionen para elevar el salario. Los coeficientes de la tasa de paro y la tasa de reemplazamiento son significativos y con el signo correcto siendo la semielasticidad del salario real con respecto a la tasa de paro, alrededor de  $-1$ , similar a la encontrada en otros trabajos (véase Andrés *et al.* (1991))<sup>17</sup>. Es particularmente destacable el peso de esta última variable, lo que tal vez podría explicarse por la mejora y ampliación del subsidio de desem-

CUADRO 5  
Ecuación de Participación  
(Variable dependiente:  $1 - h$ )

Regresores	Parámetros	t-ratios
$1_{-1} - h$	0.88	4.6
$1_{-2} - h$	-0.34	2.0
$\chi$	0.57	3.4
$u^*$	-0.76	3.4
$b$	1.05	—
$t/100$	-0.01	4.1
$t^2/10000$	0.02	3.6

$DW = 1.76$ ;  $LM(2) = 4.16$ ;  $s = 0.0068$ ;  $R^2 = 0.98$ ,  $CH(6,13) = 1.36$

Nota: Véase Cuadro 2.

<sup>17</sup> Tanto en esta ecuación como en la ecuación de participación, la restricción de que las variables  $u$  y  $b$  aparezcan en la proporción  $(u - \theta b)$  no se rechaza, con valor de los contrastes  $\chi^2(1)$  igual a 2.27 y 3.20 respectivamente. En la ecuación de salarios ambas variables aparecen muy significativas cuando se estiman irrestringidas. En la ecuación de participación la tasa de paro es significativa mientras que la tasa de reemplazamiento sólo lo es al 10%. Sus coeficientes irrestringidos (t-ratios) en este último caso son  $-0.68$  (2.5) y  $1.13$  (1.8) respectivamente.

pleo durante la última década<sup>18</sup>. Finalmente, el coeficiente cercano a la unidad en valor absoluto de las sorpresas de precios parece apoyar la existencia de un mecanismo de indiciación salarial basado en el nivel de precios y la inflación del año anterior.

La ecuación de participación aparece en el Cuadro 5. En consonancia con el modelo teórico se ha impuesto que la proporción entre la tasa de reemplazamiento y la tasa de paro sea la misma que en la ecuación de salario. Para contrastarlo se introdujo  $b$  como variable adicional en la ecuación siendo su  $t$ -ratio igual a 0.62. De nuevo es destacable el peso de esta variable que ejerce un fuerte incentivo a participar en el mercado de trabajo, así como el desempleo desincentiva a la población en su deseo de trabajar. Por último, pese a que la tasa de actividad femenina corregida de efectos cíclicos aparece muy significativa, la presencia de una tendencia cuadrática en la especificación induce a pensar que no se han recogido todos aquellos factores que incentivan la participación.

CUADRO 6  
Ecuación de Superávit Comercial  
(Variable dependiente:  $ts$ )

Regresores	Parámetros	t-ratios
$ts_{-1}$	0.73	5.4
$c_{-1}$	0.04	2.4
$(y - y^e)^*$	-0.26	3.4
$z_t^*$	1.80	2.6
$z_{t-1}$	-2.06	3.2

$DW = 1.76$ ;  $LM(2) = 3.35$ ;  $s = 0.010$ ;  $\bar{R}^2 = 0.73$ ,  $CH(5,15) = 1.66$

Nota: Véase nota Cuadro 2.

Por último, en el Cuadro 6 se recogen los resultados de estimar una ecuación de superávit comercial en proporción al producto potencial con el fin de endogeneizar la variable tipo de cambio real. Dicho saldo depende significativa y positivamente de éste y negativamente de las sorpresas de demanda y del saldo de la balanza de turismo, en la medida en que el superávit de esta partida permita mantener mayores déficit comerciales. Al igual que en la ecuación de empleo, con el fin de comprobar que las sorpresas de demanda eran consistentes con su proceso generador, se introdujeron aparte las variables explicativas de la ecuación de demanda, obteniéndose un valor del test  $\chi^2(4) = 3.96$ , por lo que no puede rechazarse la hipótesis nula. Nótese que la

<sup>18</sup> Han mejorado las prestaciones y aumentado las cuantías del subsidio de desempleo, si bien la cobertura ha sido menor, excepto en los últimos años, pues aumentan los desempleados de larga duración, de forma que agotan el período de derecho a dichas prestaciones.

elasticidad a largo plazo del saldo comercial ( $t_c$ ) respecto al saldo de turismo ( $z_c$ ) se encuentra muy cercana a la unidad con signo negativo ( $-0.95$ ), lo que viene a indicar que posiblemente la variable endógena de esta ecuación es la suma de ambos saldos, un concepto que se encuentra a medio camino entre las definiciones tradicionales de los saldos de la balanza comercial y de la balanza por cuenta corriente, y a la que se hará referencia posteriormente.

CUADRO 7  
Respuesta a Perturbaciones Transitorias

Respuesta a:	Período	Empleo	Salario	Desempleo	Participación
Empleo	0	0.91	1.07	-0.82	0.10
	1	0.67	0.29	-0.53	0.15
	2	0.56	-0.15	-0.42	0.15
	3	0.50	-0.05	-0.37	0.13
	4	0.43	*	-0.33	0.10
	10	0.18	*	-0.15	*
Salario	0	-0.07	0.91	0.06	*
	1	-0.13	-0.11	0.11	*
	2	-0.10	*	0.07	*
	3	-0.08	*	0.06	*
	4	-0.07	*	0.05	*
	10	*	*	*	*
Participación	0	0.08	-1.07	0.83	0.90
	1	0.22	-0.72	0.52	0.74
	2	0.26	-0.22	*	0.32
	3	0.24	0.12	-0.17	-0.06
	4	0.20	*	-0.22	*
	10	0.08	*	0.06	*

Nota: Las cifras recogen las respuestas a una perturbación transitoria de un 1% en la variable endógena respectiva; (\*) denota un efecto inferior al 0.05%.

#### 4.3. La Dinámica del Mercado de Trabajo

Con el fin de mejorar el entendimiento de la naturaleza del desempleo en la economía española, resulta ilustrativo analizar los efectos dinámicos de perturbaciones transitorias en alguna de las variables endógenas del modelo. El Cuadro 7 recoge la dinámica del empleo, salario, desempleo y participación frente a alguna de estas perturbaciones, tal como se discute a continuación.

En primer lugar se simulan los efectos de una perturbación unitaria en el residuo de la ecuación de empleo que se recogen en la primera parte del Cuadro 7. Nótese que una perturbación unitaria en el empleo tiene un efecto menor que la unidad sobre dicha variable en el período en que se produce. Ello es debido a que un aumento en el empleo disminuye el paro contemporáneo, lo que, vía presión salarial, genera mayores costes laborales que reducen parcialmente la demanda de trabajo. Así, el empleo en el período corriente aumenta

en un 0.91%, lo que se traduce en un aumento de tan sólo 0.10% en la población activa y en un descenso de 0.82% en la tasa de paro. Este descenso supone un factor de presión sobre los salarios que aumentan en un 0.7%, lo que a su vez afecta negativamente al empleo. En el período siguiente el efecto es más pequeño y todavía menor en el desempleo, dado que la oferta de trabajo aumenta. En períodos posteriores los efectos sobre empleo y paro se van atenuando lentamente.

Es destacable que una perturbación transitoria en el empleo, derivada de perturbaciones de demanda, provoca reacciones en el empleo y en la población activa en el mismo sentido. Esto es interesante pues nos está indicando que la población activa ejerce un papel compensador en la evolución del desempleo. Por ejemplo, ante una perturbación negativa, el desempleo no aumenta tanto como disminuye el empleo, pues parte de la población activa se retira del mercado de trabajo, reduciéndose la oferta de trabajo.

No obstante, se aprecia que aunque el paro no recoge todos los costes de la destrucción de empleo, sí recoge la mayoría. Al observar la magnitud de los efectos, parece claro que la evolución del desempleo está más ligada a la demanda que a la oferta de trabajo. De hecho, la evolución de la población activa ha permanecido mucho más estable que el empleo durante los años de fuerte desempleo.

En cuanto a la velocidad de ajuste, la población activa reacciona con lentitud dándose cierta persistencia en las decisiones de participación. En el empleo, los efectos de la perturbación se mantienen durante largo tiempo, e indican que existen altos costes de ajuste. Por el contrario, los efectos en el coste real del trabajo desaparecen con mayor rapidez. En el quinto período, el salario ya se encuentra a los niveles que corresponden a su evolución natural, en ausencia de perturbación.

En segundo lugar se simulan los efectos de una perturbación unitaria en el residuo de la ecuación salarial, recogidos en el segundo bloque del Cuadro 7.

El salario en el período contemporáneo aumenta en un 0.91%. De nuevo, el efecto contemporáneo sobre la variable en la cual se produce la perturbación no es del 1%, pues la consecuencia de un aumento del salario es mayor desempleo y en consecuencia menor presión salarial, compensando parte del efecto inicial de la perturbación.

El alza en los costes del trabajo induce una caída en el empleo, que se va reduciendo lentamente y tiene su correlato en la tasa de paro, ya que la población activa se muestra poco sensible a esta perturbación.

En general, el efecto de una perturbación aleatoria en el salario sobre las otras tres variables endógenas es muy pequeño y la velocidad de ajuste es mucho mayor que en presencia de perturbaciones en el empleo o en la oferta de trabajo.

Por último, en el tercer bloque del Cuadro 7 se recogen los efectos de una perturbación unitaria en la tasa de participación. Lo más destacable es que en

el primer año, dicha perturbación origina un descenso de salario y un aumento del desempleo, el cual desincentiva la participación, compensando parte del aumento inicial que se reduce progresivamente en el tiempo.

Recapitulando, las características principales de la dinámica del mercado de trabajo se resumen en los siguientes puntos: *a*) altos costes de ajuste en el empleo, *b*) persistencia en las decisiones de participación y *c*) evolución de la oferta y demanda de trabajo en el mismo sentido<sup>19</sup>.

## 5. Restricción de oferta a medio y largo plazo y cálculo de la NAIRU

Manipulando el sistema formado por las ecuaciones [4], [7], [8] y [11] se puede determinar el impacto de las variables de demanda y competitividad, que aparecen por el lado de la demanda, sobre desempleo, participación y superávit comercial para un nivel de inflación dada. En concreto se obtiene:

$$u = \theta b + (1/\xi_1) [\xi_2 c - \xi_3 \Delta^2 p_c - (\delta/\alpha)(y - y^e) + z_w - (1/\alpha)z_n] \quad [12]$$

$$1 = h - (\gamma_1 / \xi_1) [\xi_2 c - \xi_3 \Delta^2 p_c - (\delta/\alpha)(y - y^e) + z_w - (1/\alpha)z_n] + \gamma_2 \chi \quad [13]$$

$$ts = (1/\psi_1) [c - \psi_2 (y - y^e) - z_c] \quad [14]$$

Estas ecuaciones nos dicen que la tasa de paro (tasa de participación) es decreciente (creciente) en las sorpresas de demanda y creciente (decreciente) en la variable tipo de cambio real. Por otra parte el superávit comercial depende positivamente del tipo de cambio real y negativamente de la demanda. Por supuesto, todos estos efectos se producen para una tasa dada de inflación. Aunque esta variable no se halla modelizada en el corto plazo, resulta razonable esperar que la tasa de inflación sea creciente en términos de las sorpresas de demanda y del tipo de cambio real, de lo cual se derivan interesantes implicaciones relativas a varios escenarios de demanda. Si la demanda y el tipo de cambio real son altos se tendrá inflación creciente y posiblemente menor paro y parecido déficit comercial. Si la demanda es alta y el tipo de cambio real bajo se tendrá una mayor tasa de paro y un menor superávit comercial junto a una tasa de inflación más o menos estable. Todo este abanico de posibilidades inmediatamente revela la existencia de una relación de sustitución («trade-off») entre inflación, déficit comercial y tasa de paro (o tasa de participación), en el sentido de que fijada una de las variables anteriores, se puede tener más de una variable y menos de otra con diferentes escenarios de la demanda.

Con el fin de examinar en detalle dichos «trade-offs», resulta conveniente centrarse en las ecuaciones [12] y [14]<sup>20</sup>. Sustituyendo [14] en [12] se obtiene una

<sup>19</sup> Otros ejercicios de dinámica ante variaciones en las variables exógenas se encuentran en De Lamo (1991).

<sup>20</sup> Alternativamente (13) y (14) ofrecerían la restricción de oferta en términos de «trade-offs» entre  $1 - h$ ,  $\Delta^2 p_c$  y  $ts$ . Por razones de espacio se excluye su discusión.

combinación entre las variables  $(u, ts, \Delta^2 p_c, (y - y^e))$  que depende de los factores exógenos. Nótese que, en principio, la variable de sorpresas de demanda aparece en dicha relación a no ser que se verifique la restricción  $\xi_2 \psi_2 \alpha = \delta$ . De no verificarse resultaría conveniente estimar una ecuación adicional que relacionase a corto plazo dichas sorpresas con descensos en la tasa de paro y aumentos en la tasa de inflación, o bien fijar algún valor muestral para dicha variable en los diversos subperiodos analizados, de manera que el «trade-off» quedase circunscrito a la tripleta  $(u, ts, \Delta^2 p_c)$ . Sin embargo, la restricción anterior parece verificarse en el período muestral, por lo que se ha procedido seguidamente a omitir dicha variable, de manera que se obtiene<sup>21</sup>:

$$u - (\xi_2 \psi_1 / \xi_1) ts + (\xi_3 / \xi_1) \Delta^2 p_c = \theta b + (\xi_2 / \xi_1) z_c + (1 / \xi_1 \alpha) [\alpha z_w - z_n] \quad [15]$$

La interpretación de [15] es ahora clara: nos ofrece las combinaciones disponibles de  $u$ ,  $ts$  y  $\Delta^2 p_c$ . Desplazamientos en la demanda únicamente pueden mover la economía alrededor de esta restricción. Sin embargo, la restricción puede desplazarse ante variaciones en los factores autónomos  $b$ ,  $z_w$ ,  $z_c$  y  $z_n$ . Los tres primeros factores empeoran el «trade-off» mientras que el último lo mejora.

La existencia de esta restricción tiene importantes consecuencias. Por ejemplo, durante algún tiempo en la economía española han coexistido una tasa de inflación estable, una balanza comercial deficitaria y una tasa de paro decreciente ( $\Delta^2 p_c = 0, ts < 0, \Delta u < 0$ ). La restricción de oferta nos dice que en el medio plazo, independientemente de las políticas de demanda basadas en los tipos de interés, tipos de cambio, cambios en el presupuesto, la pertenencia al ERM, etc. no se podrá estabilizar el déficit comercial y reducir la inflación sin aumentar el paro, a menos que se logre que las variables exógenas  $b$ ,  $z_c$  y  $z_w$  disminuyan o  $z_n$  aumente<sup>22</sup>.

Resulta claro de la discusión precedente que el papel jugado por los factores autónomos es absolutamente crucial pues son las únicas variables que pueden desplazar la restricción de oferta. Su efecto resulta convenientemente resumido por el concepto de *tasa de paro de equilibrio* o tasa de paro no aceleradora de la inflación ( $\Delta^2 p_c = 0$ ) en un contexto de economía abierta ( $ts = 0$ ), a la que denominaremos NAIRUE. A partir de [15] se obtiene:

$$u^* = \theta b + (\xi_2 / \xi_1) z_c + (1 / \xi_1) z_w - (1 / \xi_1 \alpha) z_n \quad [16]$$

de manera que  $u^*$  resume el impacto de  $b$ ,  $z_n$ ,  $z_c$  y  $z_w$  sobre los «trade offs», pudiendo escribirse [16] en la forma:

$$u - (\xi_2 \psi_1 / \xi_1) ts + (\xi_3 / \xi_1) \Delta^2 p_c = u^* \quad [17]$$

<sup>21</sup> Con base a los parámetros estimados la restricción  $(\xi_2 \psi_2 \alpha - \delta)$  toma un valor de 0.06 con un t-ratio de 1.16, por tanto no se rechaza que sea igual a cero.

<sup>22</sup> A más largo plazo, es posible que los factores de demanda y el sistema de tipos de cambio puedan afectar a la posición de la restricción, vía su efecto sobre acumulación de capital, fijación de salarios («credibilidad»), etc. Sin embargo, creemos que la mayoría de esos efectos son poco duraderos.

Cuando  $u^*$  aumenta los «trade offs» básicos de la economía empeoran. Con el fin de obtener la expresión numérica de [17] se utilizarán los parámetros del modelo estimado anteriormente. Resulta importante señalar que algunos de estos números están sujetos a un margen considerable de error. Además, los cálculos que a continuación se presentan están basados en promedios históricos, al haber consolidado la dinámica, y en un modelo que no representa sino una burda simplificación de la realidad. Sin embargo, a pesar de estas limitaciones, creemos que tiene interés su cómputo. La contrapartida empírica de [17] es:

$$u - 1.20 t_s + 0.92 \Delta^2 p_c = u^* \quad [18]$$

donde

$$u^* = 1.38 b + 0.39 z_u - 0.16 z_r + 1.17 z_c + ctes \quad [19]$$

No obstante, antes de comentar con más detalle las implicaciones derivadas de dicha relación de sustitución, es conveniente hacer notar que los coeficientes de  $t_s$  y  $z_c$  en [18] y [19] son muy parecidos, es decir la elasticidad a largo plazo de  $t_s$  con respecto a  $z_c$  es  $-1$ , lo que parece sugerir la existencia de una definición alternativa del equilibrio exterior donde se sustituirá la condición  $t_s = 0$  por  $t_s + z_c = 0$ . En otras palabras, se requeriría que el déficit comercial estructural correspondiese al déficit comercial neto del superávit de equilibrio, ambos en proporción del PIB potencial. A dicha balanza se le denominará *balanza comercial ampliada*. Resulta razonable aducir que en una economía como la española, la condición  $t_s = 0$  resulta demasiado exigente. Al fin y al cabo, la dotación de factores en nuestra economía y la necesidad de convergencia con otras economías occidentales requiere la existencia de un déficit comercial estructural en vez de la exigencia de que sea cero. Así pues, hecha esta consideración, la ecuación [18] se transformaría en:

$$u - 1.20 (t_s + z_c) + 0.91 \Delta^2 p_c = u^* \quad [20]$$

donde  $u^*$  viene dado por [19] excepto el término en  $z_c$ .

Por tanto, la ecuación [20], que sirve a modo de resumen de este trabajo, permite definir los «trade-offs» básicos de la economía española. Así, con la tasa de paro constante, un aumento en el déficit comercial ampliado de 1% del producto potencial equivale a una reducción en la inflación de 1.3 puntos porcentuales. En este sentido, un déficit comercial ampliado equivale a inflación suprimida vía aumento de las importaciones. Alternativamente, fijando la tasa de inflación, un aumento de un punto porcentual en el déficit comercial ampliado en proporción del producto potencial equivale a una reducción de la tasa de paro de 1.2 puntos porcentuales. Finalmente, fijando el saldo comercial, un aumento de un punto porcentual en tasa de paro, equivale a una reducción 1.4 puntos en la tasa de inflación.

Estos resultados son comparables a los obtenidos por Layard, Nickell y Jackman (1991, capítulo 9) para el caso de la economía británica, donde un aumento de un punto en el déficit comercial (no ampliado) reduce la inflación

en 1 punto y la tasa de paro en 0.75 puntos mientras que un aumento en 1 punto en la tasa de paro reduce la inflación en 1.3 puntos. Los factores determinantes de la NAIRUE son similares aunque incluyen adicionalmente un índice de desajuste laboral (mismatch), un índice de presión sindical y las existencias de petróleo en el Mar del Norte que juega un papel similar al del superávit de la balanza de turismo en nuestro modelo.

CUADRO 8  
Estimaciones de la NAIRUE

	1973-1979/1966-72	1980-1985/1973-79	1986-1990/1980-85
$u$ (%)	2.14	11.76	2.02
$t_i + z_i$ (%)	-0.74	1.67	-0.86
$\Delta^2 p_i$ (%)	1.56	-1.99	0.64
$u^*$ (%)	4.44	7.95	3.65

Nota:  $u^*$  denota NAIRUE; El nivel inicial de  $u^*$  en el periodo de referencia 1966-72 se encuentra alrededor del 1%.

La ecuación [20] también se puede utilizar para ofrecer estimaciones de la NAIRUE. En el Cuadro 8, se presentan los resultados para el periodo 1973-90, bajo el supuesto de que la NAIRUE,  $u^*$ , es inferior entre 1 y 1.5 puntos a la tasa de paro durante el período base 1966-72. A partir de la primera crisis del petróleo, en 1974, la NAIRUE se elevó en 4.5 puntos porcentuales y como la tasa de paro crecía más lentamente, ello produjo un rápido repunte inflacionista. Este es un período clave en la economía española sobre cuyos aspectos negativos poco queda por añadir<sup>23</sup>. La inflación se disparó y el progresivo déficit comercial ampliado sólo pudo ser contenido merced a sucesivas devaluaciones. En la primera mitad de los ochenta, se produjo el proceso inverso. La tasa de paro se elevó a cotas sin precedentes y, consecuentemente, la tasa de inflación y las cuentas exteriores mejoraron. A partir de ese período la situación ha vuelto a cambiar, el crecimiento de la tasa de paro se ha desacelerado, con caídas de la tasa al final del período mientras que la balanza comercial y la inflación han empeorado. Los estimadores ofrecidos previamente revelan que será necesario que la tasa de paro se eleve en algo más de 2 puntos porcentuales si se desea reducir en un punto la tasa de inflación y el déficit comercial ampliado.

Por último, con cierto grado de atrevimiento, el Gráfico 1, ofrece una evolución aproximada de la NAIRUE año a año, durante el período 1973-90, teniendo en cuenta la dinámica del modelo. Pese a que dichos números han de tomarse con fuertes dosis de cautela, indican que el nivel actual (en el año 1990) de la NAIRUE se encuentra alrededor del 15%. En este sentido, es importante señalar que el hecho de que la NAIRUE tenga una evolución

<sup>23</sup> Véase, por ejemplo, Rojo (1981).

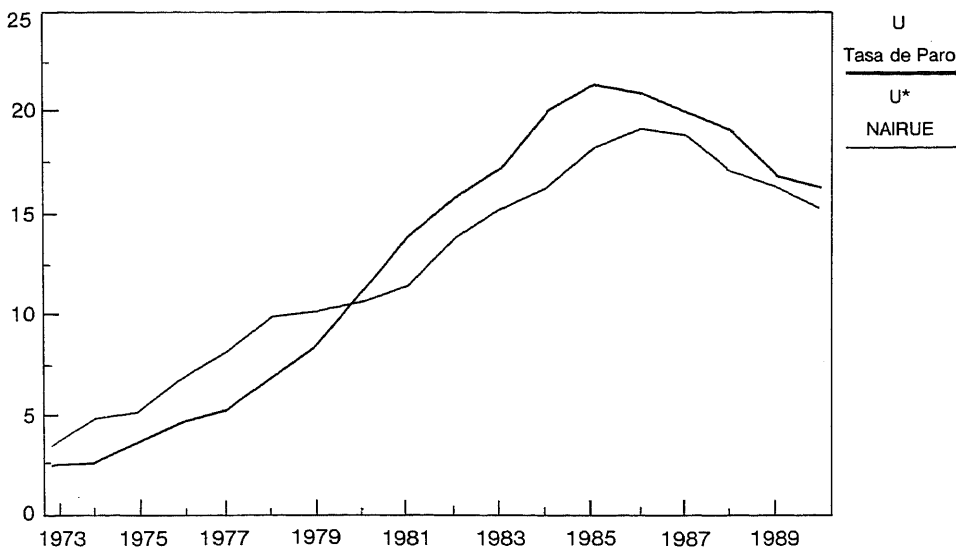


Gráfico 1  
Tasa de Paro y NAIRUE

similar a la de la tasa de paro no debe resultar sorprendente. Al fin y al cabo, las ecuaciones estimadas deben representar relaciones de cointegración entre variables integradas, de lo que se deriva que las desviaciones entre  $u$  y  $u^*$  deben ser estacionarias. Ello es así, porque resulta fácil comprobar que dicha desviación puede escribirse en términos de combinaciones lineales de los residuos de las relaciones de cointegración a largo plazo en las ecuaciones de empleo, salario y saldo comercial. Pese a que en nuestro cálculo, algunas variables han sido suavizadas, esperamos que la tasa de paro y la NAIRUE se encuentren cercanas, lo que parecer ser el caso.

Resulta claro del análisis previo que los problemas de la economía española desde la primera crisis del petróleo surgen esencialmente del fuerte aumento de la NAIRUE. Ello provoca que la elección de medidas de política económica se haya hecho más difícil, en el sentido de que aunque sea posible controlar la inflación mediante la adopción de medidas de demanda apropiadas, los costes en términos de paro y desequilibrio exterior resultan políticamente menos sostenibles.

Considerando los factores que afectan a la NAIRUE, identificamos cuatro bloques de variables: *a*) las variables de tipo fiscal (cuña), *b*) la evolución del sistema de subsidio de paro, *c*) el papel jugado por el saldo de turismo y *d*) las medidas de flexibilidad en el mercado de trabajo y el «efecto CEE».

La contribución de los cambios en la cuña impositiva han sido discutidos en numerosos trabajos (véase, p. ej. Dolado *et al.* (1986)) y no abundaremos en la necesidad de recortar algunos de sus componentes, especialmente las contribuciones empresariales y la imposición directa de las rentas salariales. Con referencia a la tasa de reemplazamiento, creemos que no es tan importante su

nivel de generosidad como la necesidad de presionar al parado para tomar un empleo cuando éste surja, con la consiguiente reducción en el componente de histéresis de la tasa de paro de equilibrio. Por supuesto que a largo plazo el empeoramiento en la relación real de intercambio puede afectar a dicho saldo, tal como empieza a vislumbrarse en la actualidad, por lo que en una futura agenda de trabajo sería conveniente proceder a la endogenización del componente más variable de dicho saldo. Por último, la evidencia expuesta en este trabajo apunta a que las medidas de flexibilización en el mercado de trabajo en un contexto de fuerte presión de la demanda debida al «efecto CEE», han podido constituir un factor importante en la reducción de la tasa de paro de equilibrio, si bien se puede especular sobre la potencial inestabilidad que, por ejemplo, la creación de empleo a base de contratación temporal puede introducir en el funcionamiento del mercado de trabajo (véase Jimeno y Toharia (1991) y Dolado y Bentolila (1992)).

## 6. Conclusiones

De los ejercicios realizados en este trabajo se pueden extraer algunas conclusiones que ayudan a entender el funcionamiento del mercado de trabajo español y la dinámica inherente al mismo, así como la relación entre las altas tasas de paro y otros problemas que afectan a nuestra economía.

En cuanto a la dinámica del mercado de trabajo, la principal conclusión es que el desempleo es un buen indicador del coste que tiene la destrucción de empleo. La evidencia muestra que aunque la población activa reacciona en el mismo sentido que el empleo ante cualquier perturbación aleatoria en las variables endógenas del mercado de trabajo, la magnitud de esa reacción es mucho menor que la del empleo y sólo compensa parcialmente el efecto sobre el paro.

En cuanto a las relaciones estimadas a medio y largo plazo, destaca la importancia de la cuña salarial, la tasa de reemplazamiento, las medidas de flexibilidad introducidas en el mercado laboral y el papel sostenedor de la balanza de turismo frente a los déficits comerciales.

Finalmente, se ha demostrado la existencia de una restricción de oferta que tiene la forma de un triple «trade-off» entre tasa paro, variación de la inflación y déficit comercial ampliado. La combinación adoptada de política monetaria y fiscal determina los valores de las tres variables en la restricción, aunque no puede desplazarla de manera inmediata.

En el contexto de la economía española se ha demostrado que la restricción de oferta ha experimentado desplazamientos en sentido desfavorable, particularmente en las dos últimas décadas. Como consecuencia, las autoridades se han visto confrontadas con una mayor dificultad en la elección de medidas, lo que ha resultado en problemas persistentes de alto desempleo, déficits comerciales y relativamente alta inflación. Se han enumerado alguno de los factores subyacentes a este desplazamiento adverso aunque, en modo alguno, sostenemos que se haya obtenido una explicación completa de los hechos.

**Apéndice de datos**

$n$  =  $\log N$ ;  $N$  = número total de ocupados (*BE*).

$u$  = Tasa de desempleo (*BE*).

$l$  =  $\log L$ ;  $L$  = número total de activos. Definido como  $l = n + u$ .

$h$  =  $\log H$ ;  $H$  = número de personas en edad de trabajar (*MEH*).

$k$  =  $\log K$ ;  $K$  = Índice de stock de capital. National Accounts (*OCDE*).

$w$  =  $\log W$ ;  $W$  = Ganancia media por persona (*BE*).

$a$  =  $\log (A)$ ;  $A$  = Índice de progreso técnico. Se ha tomado de Dolado *et al.* (1986), ampliándolo hasta 1990 siguiendo el procedimiento seguido en dicho artículo.

$y^*$  =  $\log (Y^*)$ ; índice de comercio mundial, definido como índice cuantitativo de exportaciones mundiales (*IFS*).

$p$  =  $\log P$ ;  $P$  = deflactor del PIB (*BE*)

$c$  =  $\log [(P^* e)/P]$  = Tipo de Cambio Real.

$p^*$  =  $\log (P^*)$ ; índice de valor unitario de exportaciones mundiales (*IFS*).

$p_c$  =  $\log P_c$ ;  $P_c$  = índice de precios de consumo (*INE*).

$t_1$  = Contribuciones de los empresarios a la Seguridad Social. Se define como la relación entre la contribución media por persona y la ganancia media por persona (*CN*).

$t_2$  = Impuestos sobre la renta del trabajo. Se define como la tasa media del impuesto sobre la renta para un trabajador individual con la misma renta real a lo largo de todo el período (*MEH*), más la tasa media de contribuciones de los trabajadores a la Seguridad Social (*CN*).

$t_i$  = impuestos indirectos totales (*CN*)

$$t_3 = \frac{t_i - \text{subvenciones}}{y - t_i + \text{subvenciones}}$$

$$P_o = \frac{P}{1 + t_3} \text{ (deflactor del producto)}$$

$b$  = tasa de reemplazamiento. Relación entre la prestación media por persona desempleada y la ganancia media por persona empleada. Debido a su potencial endogeneidad se ha computado una versión ajustada de esta variable calculando el coeficiente de protección legal para un individuo que tiene una probabilidad de 0.5 de permanecer en paro entre 6 y 12 meses, una probabilidad de 0.1 entre 12 y 18 meses y de 0.1 de estar en paro más de 18 meses. Tomado de Dolado *et al.* (1986).

$dpa$  = déficit público (en proporción del PIB) ajustado; se ha construido siguiendo el procedimiento de Raymond y Palet (1989).

- $\chi$  = ratio entre la población activa femenina y la población femenina en edad de trabajar (*MEH*) (corregida de efectos cíclicos).
- $ts$  = superávit comercial definido como exportaciones menos importaciones corrientes dividido entre el PIB corriente a.c.f. ajustado tendencialmente. Construido a partir de Corrales y Taguas (1989).
- $z$  = consumo final en territorio económico de no residentes menos consumo final exterior de hogares residentes como proporción del PIB corriente a.c.f. ajustado tendencialmente. Construido a partir de Corrales y Taguas (1989).
- $v$  = proporción que las importaciones corrientes representan en el PIB corriente ajustado tendencialmente. Se ha tomado la media del período muestral. Construido a partir de Corrales y Taguas (1989).

---

*BE* = Boletín Estadístico del Banco de España

*CN* = Contabilidad Nacional

*IFS* = International Financial Statistics

*MEH* = Ministerio de Economía y Hacienda

## Referencias

- Andrés, J. (1991): «Políticas selectivas para la reducción del paro en España» en *Estudios de economía del trabajo en España. III. El problema del paro*. Bentolila, S. y L. Toharia, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Andrés, J.; Dolado, J.; Molinas, C.; Sebastián, M. y Zabalza, A. (1991): «The influence of demand and capital constraints on spanish unemployment» en *Europe's Unemployment Problem*. Dréze, J. H., C. R. Bean. The MIT Press.
- Andrés, J. y García, J. (1990): «La restricción de oferta de trabajo en la economía española» *Revista de Economía* 4, pp. 29-35.
- Bentolila, S. y Blanchard, O. (1989): «Spanish unemployment», *Economic Policy* 10, pp. 233-281.
- Bentolila, S. y Bertola, G. (1990): «Firing costs and labor demand: how bad is euro sclerosis?» *Review of Economic Studies* 57, pp. 381-402.
- Bentolila, S. y Saint-Paul, G. (1992): «The macroeconomic impact of flexible labor contracts: an application to Spain». *European Economic Review* 36, pp. 1.013-1.047.
- Bentolila, S. y Toharia, L. (1991): *Estudios de economía del trabajo en España III. El problema del paro*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Blanchard, O y Summers, L. (1987): «Hysteresis in Unemployment» *European Economic Review* 31, 288-295.
- Burgess, S. y Dolado, J. (1989): «Intertemporal rules with variable speed of adjustment: An application to U. K. manufacturing employment», *Economic Journal* 99, pp. 347-365.
- Corrales, A y Taguas, D. (1989): *Series Macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización* Monografía 75. Instituto de Estudios Fiscales.
- De Lamo, A. R. (1991): «Estimación de un modelo agregado de equilibrio para el mercado de trabajo español» mimeo. Centro de Estudios Monetarios y Financieros.

- De Lamo, A. R. y Dolado, J. (1991): «Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española». Documento de Trabajo 9.116. Servicio de Estudios. Banco de España.
- Dolado, J., Malo de Molina, J. L. y Zabalza, A. (1986): «Spanish unemployment: some explanatory factors» *Economica* 53, pp. 313-335.
- Dolado, J. (1991): «Valoración crítica de las estimaciones econométricas disponibles de la relación entre los precios relativos y el empleo en la economía española» en Bentolila, S. y Toharia, L. (1991), *op. cit.*
- Dolado, J. y Bentolila, S. (1992): «Who are the insiders?: Wage setting in spanish manufacturing firms». Documento de Trabajo 92.29. Servicio de Estudios. Banco de España.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987): «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing» *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Gallant, A. R. y Jorgenson, D. (1979): «Statistical inference for a system of simultaneous, non linear, implicit equations in the context of instrumental variable estimation». *Journal of Econometrics*, pp. 275-302.
- Jimeno, J. F. y Toharia, L. (1991): «Productivity and wage effects of fixed-term employment: evidence from Spain». Mimeo. London School of Economics.
- Jimeno, J. F. y Toharia, L. (1992a): *Unemployment and labour market flexibility: The case of Spain*. Ginebra. International Labour Office (de próxima publicación).
- Jimeno, J. F. y Toharia, L. (1992b). «El Mercado de trabajo español en el proceso de convergencia hacia la Unión Económica y Monetaria Europea». Universidad de Alcalá de Henares. Mimeo (de próxima aparición en *Papeles de Economía Española*, 52).
- Keil, M. W. y Symons, J. S. V. (1989): «An aggregate model of the canadian labor market» University College London, Discussion paper n.º 89-19.
- Layard, R. y Nickell, S. J. (1986): «Unemployment in Britain» *Economica* 53, pp. 121-169.
- Layard, R., Nickell, S. J. y Jackman, R. (1991): *«Unemployment»*. Oxford University Press, Oxford.
- Manning, A. (1992): «Wage bargaining and the Phillips Curve: The identification and specification of aggregate wage equations». Centre for Economic Performance. Discussion Paper n.º 62.
- Nickell, S. J. (1990): «Unemployment: a survey» *Economic Journal* 100, pp. 391-439.
- Novales, A.: «La incorporación de la mujer al mercado de trabajo en España: Participación y ocupación» *Moneda y Crédito* (Segunda Epoca) 188, pp. 243-281.
- Pagan, A. (1984). «Econometric issues in the analysis of regressions with generated residuals» *International Economic Review* 25, pp. 221-247.
- Pagan, A. y Hall, A. (1984): «Testing residuals», *Econometric Review* 5, pp. 1-47.
- Pissarides, C. A. (1991): «Real wages and unemployment in Australia», *Economica* 58, pp. 35-55.
- Raymond, J. L. y Palet, J. (1989): «Factores determinantes de los tipos reales de interés en España: el papel del «Déficit Esperado del sector público», Documento de trabajo FIES n.º 50.
- Rojo, L. A. (1981): «Desempleo y factores reales». Papeles de *Economía Española* 8, pp. 25-39.
- Sneesens, H. y Dréze J. (1986): «A discussion of Belgian unemployment, combining traditional concepts and disequilibrium econometrics» *Economica* 53, pp. 89-119.

**Abstract**

This paper develops and estimates a small macroeconomic equilibrium model of the Spanish labour market during 1964-1990. With respect to similar models in the literature, the model is developed for the open economy case, in a framework of imperfect competition in product and labour markets. As a byproduct of the analysis, it is possible to determine the available trade-offs between changes in inflation, unemployment and the current account, which establishes the existence of a supply constraint. The demand side policy mix adopted determines the values of the three variables in the constraint, though it cannot shift such constraint unless supply side policies are undertaken.

*Recepción del original, enero de 1992*

*Versión final, diciembre de 1992*