

**Desempleo, Ciclo Económico y
Participación de las Rentas del Trabajo
en la Economía Española**

Javier Andrés¹, Rafael Doménech² y David Taguas³

D-96001
Enero, 1996

1 Universidad de Valencia.

2 Ministerio de Economía y Hacienda y Universidad de Valencia.

3 Ministerio de Economía y Hacienda.

Este trabajo se ha presentado en el VIII Simposio de Moneda y Crédito y en el XX Simposio de Análisis Económico. Los autores agradecen los comentarios de los asistentes a dichos simposios así como los de José de Hevia y José V. Rodríguez. Esta investigación ha contado con la ayuda de la DGYCIT PB92-1036. Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Planificación no representan opiniones oficiales del Ministerio de Economía y Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los de los autores, con los que no tiene que coincidir, necesariamente, la Dirección General de Planificación. Esta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.

Resumen

En este trabajo se aborda la descomposición del desempleo entre sus componentes cíclico y estructural, con el fin de caracterizar las fluctuaciones de la economía española a lo largo de la última década. El criterio de identificación del desempleo cíclico es su correlación con la utilización de la capacidad productiva y se lleva a cabo en base a distintos enfoques, entre los que destaca la estimación de ecuaciones de precios y salarios. Los resultados indican que, a diferencia de la recesión de la primera mitad de los años ochenta, la evolución del desempleo en la última crisis se caracteriza por un fuerte aumento de su componente cíclico alrededor de una tasa de desempleo estructural en torno al 20 por ciento.

1. Introducción

En 1991, tras varios años de fuerte crecimiento, la economía española había alcanzado una tasa de paro de alrededor del quince por ciento de la población activa por primera vez desde 1982. Apenas tres años después, en 1994, el desempleo ha aumentado en casi nueve puntos porcentuales. ¿Cuál es la causa de esta recesión?. La aplicación de una amplia gama de medidas de política económica encaminadas a liberalizar el mercado de trabajo indica que es difícil achacar este incremento del desempleo a eventos particularmente desfavorables por el lado de la oferta. Sin embargo, tampoco la desinflación, utilizada tradicionalmente como indicador de la presencia de shocks negativos de demanda, ha sido más intensa que en otros períodos de nuestra historia reciente en los que el desempleo aumentó muy poco (1983) o incluso disminuyó (1987-88).

El objetivo de este trabajo es analizar si el incremento en la tasa de desempleo observado durante la crisis económica de los noventa se debe a un aumento de su componente tendencial o si, por el contrario, es consecuencia de un movimiento fundamentalmente cíclico de la economía española. Los resultados obtenidos indican que la recesión reciente ha estado asociada a una notable caída de la demanda, a diferencia de la recesión de los primeros años de la década de los ochenta, período en el que se experimentaron importantes cambios estructurales. En este trabajo no se pretende descifrar las causas últimas de la caída en la demanda agregada que podría explicarse, en buena medida, por el intento de acortar los diferenciales de inflación con el resto de países de la Unión Europea (UE) y la simultánea disminución en las tasas de actividad que, por distintas razones, ha tenido lugar en estas economías.¹

La literatura aplicada al caso español ha estudiado la relación entre los precios, los salarios y la tasa de desempleo (véanse, por ejemplo, Dolado et al. (1986), Andrés et al. (1990), Andrés y García (1990), De

¹ Un intento de explicación de las causas de la reciente recesión experimentada por las cinco principales economías de la UE utilizando la metodología VAR lo constituye el trabajo de Dolado y Sicilia (1995). Para la recesión de los EE.UU. pueden consultarse las investigaciones de Blanchard (1993), Hall (1993), Hansen y Prescott (1993) y Walsh (1993).

Lamo y Dolado (1991) y López (1991)), con el fin de estimar la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (*NAIRU*). Esta variable se explica fundamentalmente por el comportamiento tendencial de factores tales como los impuestos, los salarios mínimos, los desajustes estructurales en el mercado de trabajo, etc.. A diferencia del procedimiento habitual en estos trabajos, el supuesto de identificación del componente cíclico de la tasa de desempleo que se utiliza aquí no descansa en la curva de Phillips sino en la existencia de una relación estable entre este componente y el grado de utilización de la capacidad productiva (*CU*). Esta relación puede interpretarse como una manifestación de la ley de Okun no exclusivamente tecnológica, sino derivada de la condición de 'equilibrio' en el proceso de formación de rentas.

De acuerdo con este supuesto de identificación, se denominan movimientos cíclicos del desempleo a los causados por shocks de demanda, es decir, los asociados a cambios en la *CU*, mientras que los cambios en el desempleo estructural serán aquellos compatibles con un valor dado de la presión de la demanda. En este trabajo se analiza desde diversos puntos de vista la relación empírica entre la utilización de la capacidad productiva y la tasa de desempleo, para concluir con una estimación *estructural* de la misma como solución de largo plazo de un sistema de ecuaciones de precios y salarios.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la segunda sección se presenta la evidencia empírica relativa a la evolución de las tres principales variables agregadas objeto de estudio: la participación de los salarios en la renta nacional, el grado de utilización de la capacidad productiva y la tasa de desempleo. A partir de métodos univariantes y multivariantes se plantean los principales rasgos básicos de estas series que deben ser explicados en el marco teórico de la tercera sección. En la cuarta sección se presenta la estimación del modelo estructural junto al cálculo del componente cíclico del desempleo observado. En la última sección se resumen los resultados más importantes del trabajo junto a algunas consideraciones adicionales relativas a las opciones actuales de política económica.

2. Hechos Estilizados

La descomposición habitual de la tasa de desempleo (U_t) separa un componente cíclico (U_t^c), que por deficiencia es estacionario, y otro tendencial (U_t^*). Estos componentes no son observables por lo que es necesario adoptar algunos criterios de identificación. La forma más popular de estimar U_t^* se basa en la relación que recoge la curva de Phillips entre desempleo e inflación, definiendo U_t^* como la tasa de desempleo compatible con una inflación estable (*NAIRU*). El supuesto clave para esta descomposición es muy simple y se asocia al tamaño de las sorpresas monetarias y a su significatividad en un sistema de ecuaciones de precios y salarios. La tasa natural de desempleo se obtiene fijando estas sorpresas a cero, por lo que el desempleo cíclico se explica básicamente por la existencia de sorpresas de inflación. Aunque desde la perspectiva de la curva de Phillips este proceder es intachable, los problemas empíricos de identificación no son desdeñables. Por una parte está el problema, sobre el que se vuelve más adelante, de identificar una ecuación de salarios que procede de un modelo teórico de negociación. Además, las limitaciones de la especificación econométrica pueden conducir a que el coeficiente de la inflación no anticipada en la ecuación de salarios esté sesgado (por la existencia de variables omitidas relevantes, por ejemplo). Por último, hay que tener en cuenta que no necesariamente un incremento del desempleo cíclico ha de venir acompañado de una caída en la inflación. Supóngase, por ejemplo, que el gobierno aplica una política contractiva que reduce el empleo pero que no logra reducir sustancialmente la inflación. El enfoque descrito más arriba catalogaría este incremento del desempleo como estructural (ya que vendría asociado a una inflación estable) a pesar de su innegable origen cíclico de demanda.

En este trabajo se adopta un supuesto de identificación alternativo y se denomina ciclo al componente de la tasa de paro que presenta una asociación estable con un indicador fiable de la presión de la demanda en

cada momento, como es el grado de utilización de la capacidad productiva.² En el primer apartado de esta sección se describe la correlación entre la CU y la tasa de paro en la economía española y se compara con la existente en otros países industrializados. A continuación se lleva a cabo una primera aproximación al cálculo de la *tasa natural* de desempleo, bajo el supuesto de que las variaciones en este componente son las que dan lugar a los desplazamientos de la relación estable entre CU y U mencionada con anterioridad. En esta sección también se pasa revista a la evidencia empírica disponible sobre otras dos relaciones de interés: la evolución de la participación de los salarios en la renta nacional y el comportamiento cíclico del *mark-up*. Ambas relaciones tienen un interés intrínseco ya que juegan un papel importante en la descomposición de la tasa de paro en sus componentes cíclico y estructural.

2.1 Utilización de la capacidad productiva y desempleo

Como se ha dicho anteriormente, el supuesto básico de identificación del desempleo cíclico (y estructural) en este trabajo es la existencia de una relación a largo plazo o estable entre CU y U , que puede representarse como:

$$U_t - U_t^* = a(CU_t - \overline{CU}) + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

en donde \overline{CU} es el nivel promedio de utilización de la capacidad productiva y ε_t recoge variaciones nominales o de muy corto plazo en precios, salarios y productividad, es decir, perturbaciones transitorias, de modo que la única fuente de desplazamiento en la relación entre U y CU viene recogida en U_t^* .³ Estos desplazamientos son debidos a los cambios en la tasa de desempleo compatible con una utilización promedio de la

² Este supuesto ya se incorpora en diversos modelos macroeconómicos para identificar periodos de tiempo en los que predomina la restricción de demanda, como en el modelo MOISEES (véanse Molinas et al. (1990) y Molinas, Sebastián y Zabalza, eds. (1991)).

³ Si el nivel cíclico de presión de la demanda mantuviera una correlación estable con la inflación no anticipada, esto podría interpretarse como un desplazamiento de la *NAIRU*. Sin embargo, como se ha dicho anteriormente, aquí no se analizará estrictamente el comportamiento de la inflación.

capacidad instalada, es decir, en la *MURU* según la terminología de Franz y Gordon (1993).

En una primera aproximación descriptiva se aprecia una clara correlación negativa entre la tasa de desempleo y la *CU* para la mayoría de los países industrializados. Esta correlación es una manifestación de la ley de Okun que relaciona las desviaciones del output respecto a su nivel potencial con movimientos cíclicos del desempleo. En el Gráfico 2.1 se recoge esta correlación para algunos países de nuestro entorno, en donde la variable *CU* se ha normalizado para facilitar las comparaciones.⁴ Si la expresión (2.1) es una representación adecuada del desempleo cíclico, todos los movimientos de largo plazo en U_t deben reflejarse en un desplazamiento similar en U_t^* . Dado que la parte derecha de la expresión (2.1) es estacionaria también lo será el término de la izquierda. Por tanto, en aquellos países en los que la serie de desempleo presenta síntomas de no estacionariedad, ello se deberá a variaciones de U_t^* . En efecto, salvo para el caso de los EE.UU., la relación negativa entre *CU* y *U* se ha desplazado en el tiempo, lo que puede interpretarse como un aumento de la tasa de desempleo compatible con un nivel dado de presión de la demanda. La economía española presenta dos características específicas. La primera es la magnitud de estos desplazamientos que es notablemente

⁴ En este trabajo para España se utiliza una modificación del grado de utilización de la capacidad productiva, tratando de corregir la influencia de la tendencia temporal que aparece a partir de 1976 y que se manifiesta en un muy bajo valor de la utilización (en relación al valor máximo de 1973) en el período de expansión 1986-91 (véase Doménech y Taguas (1995)). Para preservar su relación con el ciclo, se regresa $\log CU$ en una constante, permitiendo un cambio de nivel a partir de 1976, una tendencia temporal para 1976-94 y el componente cíclico del output obtenido mediante el filtro de Hodrick-Prescott, obteniendo la siguiente relación:

$$\log CU = -0.19 - 0.02d_{76-94} + 0.95(y - y^*) - 0.003d_{76-94}(time - 12) + \epsilon_t$$

lo que permite definir la utilización de la capacidad corregida como:

$$\log CU^* = \log CU + 0.003d_{76-94}(time - 12)$$

La distintas medidas de la *CU* para los países aquí considerados se han normalizado utilizando el procedimiento habitual de restar su media y dividir por su desviación típica.

superior a la del resto de los países considerados, incluidos Francia y el Reino Unido. La tasa de desempleo ha aumentado en nuestro país desde mediados de los setenta hasta mediados de los ochenta, para cualquier grado de utilización de la capacidad instalada. La segunda de estas características es que la relación negativa que se aprecia entre ambas variables desde mediados de los años ochenta presenta, en el caso de la economía española, una menor pendiente que en el resto de los países. Así pues, el ciclo en la economía española provoca unas mayores oscilaciones de la tasa de paro que en otros países de similar nivel de desarrollo.

Hay diversas formas de aproximar el desempleo estructural y el cíclico a partir de la expresión (2.1). Jimeno y Toharia (1993) estiman una ecuación para la tasa de desempleo en la que U_t^* se aproxima mediante una serie de variables como la cuña fiscal sobre los salarios, el desempleo retardado (para incorporar algún grado de *hysteresis*), etc.. Según los resultados presentados por De Lamo y Dolado (1993), U_t^* se aproxima mediante la tasa de reemplazamiento, la cuña salarial, el saldo de la balanza de turismo en proporción al PIB potencial y una variable artificial para el periodo 1986-90. Franz y Gordon (1993) estiman la *MURU* regresando la tasa de desempleo en las desviaciones del grado de utilización de la capacidad productiva respecto a su valor promedio muestral, considerando como regresores adicionales una serie de tendencias segmentadas que garanticen la estacionariedad de los residuos:

$$U_t = a_0 + a_1(CU_t - \overline{CU}) + \sum_i a_i T_{it} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

La *MURU* se puede definir, entonces, como la suma de las variables artificiales temporales y de los residuos de la ecuación estimada, si bien suele suavizarse su perfil temporal para eliminar algunas fluctuaciones erráticas mediante medias móviles o algún filtro. En el Gráfico 2.2 se ha representado una estimación de la *MURU* para la economía española, de acuerdo con la expresión arriba indicada.⁵ Como puede apreciarse,

⁵ Para ello se ha estimado la ecuación (2.1) incluyendo cinco cambios en la media (1964-71, 1972-76, 1977-80, 1982-83 y 1984-94) y una variable artificial en 1981. Los resultados obtenidos son:

$$cu_t^* - \overline{cu}^* = 0.01d_{64-71} + 0.05d_{72-76} + 0.06d_{77-80} + \\ + 0.10d_{81} + 0.14d_{82-83} + 0.17d_{84-94} - 0.89U_t + \varepsilon_t$$

la *MURU* se sitúa por encima de la tasa de desempleo observada hasta 1978. Desde entonces aumenta considerablemente y de una forma continuada hasta 1988, aunque se encuentra por debajo de la tasa de desempleo durante este período. La recesión que experimentó la economía española durante la primera mitad de los años ochenta se caracterizó por este incremento de la *MURU* y también por un elevado desempleo cíclico, que alcanzó su máximo en el bienio 1984-85, como consecuencia del prolongado período de desinflación que afectó negativamente al grado de utilización de la capacidad productiva. La *MURU* se estabiliza a partir de 1988 caracterizando un período de fuerte expansión, en el que el desempleo cíclico alcanza su mínimo en el bienio 1990-91, y la posterior recesión de la economía española. A diferencia de lo que ocurrió en la recesión de la primera mitad de los ochenta, la recesión de los noventa se ha caracterizado fundamentalmente por el aumento en U_t^e , aunque también se haya producido un ligero repunte del desempleo estructural. Este cálculo de la tasa de desempleo compatible con una demanda a su nivel promedio o de utilización normal de la capacidad instalada adolece de múltiples limitaciones. Sin embargo, a partir de esta sencilla especificación se estima un componente cíclico del desempleo que no se aleja mucho del obtenido con métodos más elaborados, tal y como muestra el siguiente ejercicio.

Una forma alternativa de analizar el papel de la utilización de la capacidad productiva como indicativa de la presión de la demanda sobre la tasa de desempleo es la propuesta por Bean (1995), que consiste en estimar un VAR con tres variables: inflación, *CU* y tasa de desempleo. Como es habitual en este tipo de metodología, es necesario realizar algunos supuestos de identificación que permitan recuperar los shocks estructurales (de oferta, de demanda y de oferta de trabajo) no observados que afectan a estas tres variables a partir de los residuos estimados. Con la finalidad de presentar unos resultados comparables a los de Bean, que aplica este procedimiento a los EE.UU. y al promedio de la UE, se supone que los shocks de demanda afectan contemporáneamente a la tasa de desempleo y la *CU* y con un desfase a la inflación, que los shocks de oferta sólo tienen efectos contemporáneos sobre la inflación y el desempleo, y

La *MURU* se obtiene despejando U de la relación estimada y utilizando el filtro de Hodrick- Prescott.

que los shocks de oferta de trabajo sólo afectan contemporáneamente al desempleo. En este caso, el sistema está sobreidentificado ya que se introducen cuatro restricciones, que junto con los seis elementos de la matriz de varianzas-covarianzas de los residuos estimados con el VAR, son más que suficientes para recuperar los nueve elementos de la matriz que resuelve el problema de factorización planteado. Una vez estimada esta matriz es posible descomponer cada una de las variables, en particular la tasa de desempleo, en función de los shocks estructurales.⁶ En el gráfico 2.2 se puede ver el resultado de simular el comportamiento de la tasa de desempleo a partir de 1967 si no se hubiesen producido los shocks de demanda que, como puede apreciarse, presenta un perfil similar al de la *MURU* que se acaba de estimar con anterioridad. En resumen, tanto el ejercicio VAR realizado como la estimación de la *MURU* mediante tendencias segmentadas apuntan a que las características de la última recesión, en lo que a la tasa de desempleo se refiere, son bien distintas a las del período recesivo experimentado en la primera mitad de los ochenta.

2.2 Participación de las rentas salariales y desempleo

El comportamiento de las rentas salariales juega un papel importante en la dinámica de los precios y de los salarios, y por tanto en el desempleo. No obstante, en contra de lo que plantean los modelos neoclásicos, el incremento del desempleo en las economías industrializadas no siempre viene asociado a un fuerte crecimiento de la participación de las rentas salariales en la renta nacional. En este apartado se centra la atención en dos cuestiones relativas a la participación de las rentas salariales: su evolución temporal y la existencia de algún nivel que pueda catalogarse de equilibrio (s^*), en el sentido de que pueda considerarse como un objetivo

⁶ El VAR se ha estimado con las variables en niveles y utilizando el logaritmo de la tasa de desempleo. Con ello se corrige el aumento observado de la variación de U a cambios en CU que se ha producido conforme la tasa de desempleo ha ido creciendo, que también se ha producido en otros países como señala Bean (1995). En la estimación del VAR se han incluido dos retardos de las variables consideradas y no se ha planteado la presencia de ningún vector de cointegración. A pesar de la no estacionariedad del desempleo o de la inflación, la simulación realizada no se ve afectada por el problema de la no invertibilidad del proceso AR multivariante ya que se utiliza una condición de partida para el nivel de desempleo. En la sección cuarta se presentan otros ejercicios similares utilizando la aceleración de los precios en lugar de la CU .

por parte de los trabajadores y empresas.

Respecto a la primera de estas cuestiones, en el Gráfico 2.3 se recoge la evolución de la participación de las rentas salariales del sector privado en el producto interior bruto a precios de mercado de este sector. El perfil de esta variable plantea una duda razonable sobre la interpretación tradicional de que el aumento del desempleo ha sido causado por incrementos autónomos de los salarios reales, al observarse que en el período de mayores aumentos del desempleo la participación del trabajo disminuyó. Este hecho se ve igualmente corroborado por la evidencia empírica disponible para los Estados Unidos y la UE (Gordon (1995)). Como se aprecia en el Gráfico 2.3, la variable s_t presenta todas las características de una serie no estacionaria, lo que viene corroborado por los correspondientes contrastes del orden de integrabilidad. Este comportamiento tiene implicaciones notables para la modelización del proceso de determinación de rentas como, por ejemplo, cuando se considera el caso de la dinámica salarial. Esta puede entenderse como la resultante de la combinación de dos fuerzas: el exceso de la tasa de desempleo sobre su nivel de equilibrio (cualquiera que sea su definición) y el deseo de los trabajadores de mantener un nivel objetivo de participación en la renta o de distribución (Coe y Krueger (1990)). La aproximación empírica de este objetivo resulta inmediata cuando la serie es estacionaria, pero no lo es tanto en el caso contrario, que parece ser el de la economía española.

El carácter no estacionario de s_t obliga a la consideración de un concepto variable de objetivo de rentas. El término s^* se puede definir de diversas maneras, de entre las cuales se ha optado por considerar un objetivo de mantenimiento del *statu quo* de la distribución, de modo que $s^* = s_{t-1}$.⁷ El Gráfico 2.4 plantea una forma de analizar la relación entre estas variables al presentar la relación entre Δs_t y el desempleo cíclico obtenido con la *MURU* que se ha estimado en el apartado anterior. Como puede apreciarse, la relación entre ambas es negativa: cuando el desempleo cíclico aumenta, la participación de las rentas salariales presenta una tasa de crecimiento negativa. De hecho, casi todas las observaciones se

⁷ Se ha experimentado también con una distribución de retardos ($s^* = \zeta(L)s_t$) o con el filtro de Hodrick-Prescott ($s^* = s_t^{HP}$) sin que los resultados se alteren sustancialmente.

sitúan en el segundo y en el cuarto cuadrante.

2.3 Participación salarial y ciclo económico

Tras revisar la evidencia relativa a la relación entre CU y U , así como la existente entre desempleo y participación de las rentas, cabe preguntarse cuál es la relación entre la participación salarial en la renta y la presión de la demanda. Si el desempleo disminuye en las expansiones es preciso que el margen del precio sobre el coste laboral unitario nominal sea contracíclico, es decir, que el coste laboral real sea procíclico.

¿Cuál es la relación existente entre el ciclo económico y la participación de las rentas salariales?. La evidencia disponible a nivel internacional y, en concreto, para el caso español (Dolado, Sebastián y Vallés (1993)) indica que la productividad es débilmente procíclica. Si una expansión económica reduce el desempleo cíclico cabría esperar un crecimiento de los salarios por encima del de la productividad aparente, de manera que la participación salarial aumentase ante incrementos del poder de negociación salarial. Esto es lo que parece haber ocurrido en España: los años en los que crece el nivel de producción también lo hace la participación de las rentas salariales en el output. Una forma alternativa de analizar esta evidencia es presentando la relación existente entre esta variable para el conjunto del sector privado y la utilización de la capacidad productiva, que, como se acaba de afirmar, identifica una parte de las fluctuaciones cíclicas. Como muestra el Gráfico 2.5, dicha relación es positiva y estadísticamente significativa, de forma que en los años de mayor presión de la demanda, mayor es el crecimiento de la participación salarial.⁸ Esto parece sugerir que el *mark-up* es contracíclico, de manera que las empresas ven cómo los salarios reales aumentan más que la productividad en las fases expansivas del ciclo, aunque este hecho no tiene por qué ser contrario a aumentos en la tasa de beneficio sobre el capital instalado. También es conveniente destacar cual ha sido la evolución de la participación de las rentas salariales en la recesión reciente. Como se observa en el Gráfico 2.5, la tasa de crecimiento de dicha participación ha sido negativa y entre las más bajas en el período analizado, lo que

⁸ El t -ratio de la pendiente de la recta de regresión estimada es 3.0 para la CU y 2.9 para $\Delta \ln PIB^{cf}$, entre 1965-1994.

permite aventurar como hipótesis que no parece haber sido la presión salarial un factor fundamental del aumento del desempleo observado en los últimos años.

3. Algunas consideraciones teóricas y econométricas

3.1 Desempleo cíclico y desempleo estructural

El método convencional de descomposición de los movimientos de la tasa de desempleo entre desempleo cíclico y desempleo estructural lo constituye la aportación de Layard y Nickell (1985, 1986 y 1987). Estos autores parten de un modelo estructural en el que precios (p) y salarios (w) son fijados por agentes con cierto poder monopolístico en el mercado de trabajo y en el de bienes y servicios. Genéricamente, el procedimiento consiste en estimar un sistema de ecuaciones como el siguiente:⁹

$$(1 - \beta' L)(p - w + \theta)_t = \beta_0 - \beta_1 u_t - \beta_{11} \Delta u_t - \beta_2 \Delta^2 p_t \quad (3.1)$$

$$(1 - \gamma' L)(w - p - \theta)_t = \gamma_0 - \gamma_1 u_t - \gamma_{11} \Delta u_t - \gamma_2 \Delta^2 p_t + (1 - \gamma') z_t^w \quad (3.2)$$

en donde $\beta' L$ y $\gamma' L$ son polinomios en el operador de retardos y θ la productividad. Cuando $\gamma_1=0$ y $\gamma_{11}>0$, los salarios únicamente responden a variaciones del desempleo pero no a su nivel, es decir, existe histéresis completa en la tasa de desempleo. Por el contrario, cuando $\gamma_{11}=0$ y $\gamma_1>0$, todos los trabajadores son igualmente competitivos y ejercen la misma presión en la negociación salarial. El vector z^w recoge aquel conjunto de variables, distintas a la tasa de desempleo, que afectan al poder de negociación de los trabajadores y, por consiguiente, a w . En este contexto la *NAIRU* se calcula como la solución a largo plazo del sistema anterior bajo el supuesto de que $\Delta^2 p = 0$.

Sin embargo, la estimación de este sistema de ecuaciones presenta algunos problemas. El primero de ellos resulta bastante conocido y es el de la identificación de la ecuación de salarios que, al provenir de un modelo de negociación, no excluye ninguna de las variables incluidas en la ecuación de precios. La solución convencional ha consistido en incluir un conjunto

⁹ Estas ecuaciones son las que utilizan Layard, Nickell y Jackman (1991), capítulo 8, para explicar la experiencia del desempleo en los países de la OCDE.

parcialmente diferente de regresores en estas ecuaciones como, por ejemplo, los que determinan su dinámica, excluyendo o incluyendo retardos de las variables de forma *ad hoc* en una u otra ecuación.

Manning (1993) propone una solución al problema de la identificación menos *ad hoc* que está basada en restricciones de tipo teórico. Este autor demuestra que en un contexto de negociación salarial entre empresas y sindicatos, bajo determinadas especificaciones de la función de producción y/o de la función de utilidad de los sindicatos, es posible obtener una ecuación de salarios en la que no aparecen algunas de las variables que determinan la demanda de trabajo de las empresas. Por ejemplo, cuando la función de producción es Cobb-Douglas puede demostrarse que es posible obtener una ecuación en la que el salario real depende únicamente de la tasa de desempleo y del coste de oportunidad de aceptar una oferta de trabajo.

Cuando la función de producción es Cobb-Douglas, el enfoque de Manning parece resolver el problema de identificación. Sin embargo, dicha solución también presenta serios inconvenientes, entre los que destaca la necesidad de suponer una forma funcional concreta. Así, basta con sustituir el supuesto de función de producción Cobb-Douglas por el de una función CES para que la productividad y las demás variables de la ecuación de precios estén incluidas en la de salarios con lo que reaparece el problema de identificación. Por otra parte, el supuesto de identificación de Manning acaba resultando excesivamente rígido, ya que si se excluye *alguna* de las variables que determinan las decisiones de las empresas (como la productividad, la presión de la demanda o la cuña fiscal que soporta el factor trabajo) deben excluirse *todas*. No obstante, la evidencia empírica para la economía española es concluyente a este respecto en el sentido de que es necesario incluir algún indicador de la productividad en las ecuaciones agregadas de salarios.¹⁰ Esta inclusión es lógica y viene condicionada por la necesidad de captar de alguna manera el crecimiento secular del coste laboral en España a lo largo de las últimas décadas.

La presencia de la productividad (y de otros regresores que provienen de

¹⁰ Un resumen de algunas de estas ecuaciones puede verse en Andrés y García (1993).

la ecuación de precios) hace que el criterio de identificación de Manning sea poco apropiado en el contexto de nuestras ecuaciones de precios y salarios. Sin embargo, es posible encontrar algunas soluciones a este problema de identificación, aunque ninguna de ellas sea totalmente satisfactoria. Una de estas soluciones consiste en suponer que la ecuación de precios puede escribirse como una función del grado de utilización de la capacidad productiva pero la de salarios no. Desde el punto de vista econométrico el problema se reduce a contrastar la significatividad de esta variable en la ecuación de salarios. La justificación teórica de este supuesto se discute más adelante.

Si el problema de identificación no puede ser resuelto, la ecuación de salarios estimada carece de una interpretación estructural como explicación de la formación de rentas, ya que es imposible recuperar los parámetros estructurales. Sin embargo, como señalan Layard, Nickell y Jackman (1991), incluso en esta situación el problema de identificación no afecta a la forma reducida que resulta de la estimación de esas ecuaciones, en la que la tasa de desempleo se puede representar como la suma de un componente cíclico y otro estructural. Por ello, el problema de la identificación puede no ser tan grave como parece a primera vista, siempre que se esté dispuesto a dar a la relación empírica entre desempleo y CU , como mínimo, una interpretación en términos de forma reducida.

El segundo problema importante del modelo constituido por (3.1) y (3.2) hace referencia a la forma en la que se ha desarrollado desde un punto de vista empírico. En la literatura de la estimación de ecuaciones de precios y salarios se han confrontado con frecuencia las ventajas y desventajas de la estimación de ecuaciones en donde la variable dependiente aparece en niveles frente al formato más convencional de la curva de Phillips. No se reproducirá aquí este debate en el que se entrecruzan los argumentos teóricos en favor de las primeras, frente a la superioridad en el ajuste empírico de las segundas. Sin embargo, la estimación en niveles, que se ha popularizado en los últimos años, presenta una dificultad importante a la hora de descomponer el desempleo en sus componentes cíclico y estructural.

La tasa de desempleo en la mayoría de los países europeos, y muy en particular en España, presenta una extraordinaria persistencia (véase,

por ejemplo, Goerlich (1992)). La presencia de regresores no estacionarios en las ecuaciones de precios y salarios está destinada a captar esta persistencia, dejando un componente cíclico que debería estar correlacionado con shocks estacionarios. Así, una especificación cuidadosa de las ecuaciones de precios y salarios debe tener en cuenta la presencia de posibles relaciones de cointegración o, al menos, asegurar la compatibilidad del orden de integrabilidad de las variables dependientes y del conjunto de información. En caso contrario es posible que los *push factors* que habitan en las ecuaciones de precios y salarios, que supuestamente explican el componente no estacionario (o cuasi no estacionario) de la tasa de paro, no estén cointegrados con dicha tasa, lo que daría lugar a un desempleo cíclico que carecería de justificación teórica. Alternativamente, aun cuando los factores z^w expliquen adecuadamente el desempleo estructural, la identificación del desempleo cíclico mediante la diferencia entre el observado y el estructural puede conducir a conclusiones incorrectas, ya que una parte muy importante de esta diferencia puede ser meramente un residuo sin apenas correlación con la aceleración de los precios. Recientemente Franz y Gordon (1993) han propuesto la estimación de las ecuaciones de precios y salarios en forma de mecanismo de corrección de error, con el fin de tratar adecuadamente estos problemas de especificación. Estos autores estiman la inflación de precios y de salarios en función del exceso de demanda en los mercados de bienes y servicios y de la desviación de las rentas respecto a un nivel deseado u objetivo, con lo que puede interpretarse como una curva de Phillips que incorpora una solución de *equilibrio* de largo plazo definida en niveles de las variables relevantes.¹¹

3.2 La determinación de precios y salarios

El enfoque que se adopta en este trabajo es una versión modificada del convencional de precios y salarios que utilizan Layard, Nickell y Jackman (1991), pero incorpora algunas de las propuestas de Franz y

¹¹ La especificación de una solución de largo plazo en niveles viene condicionada por la supuesta estacionariedad de la participación de las rentas del trabajo en los países a los que se aplica el modelo (EE.UU. y Alemania). Cuando esta participación no es estacionaria, como en el caso de la economía española, la solución de largo plazo debe modificarse de alguna manera.

Gordon (1993). La ecuación de precios se deriva de la forma habitual a partir del comportamiento de las empresas, que se enfrentan a una demanda de elasticidad finita y que operan en un contexto de competencia monopolística. La tecnología de la empresa representativa se puede aproximar mediante la siguiente función de producción que incorpora progreso técnico exógeno (neutral en sentido de Harrod) que, en agregado crece a la tasa constante g :

$$y_i - k_i = \alpha(n_i + a_i - k_i) + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

El precio se fija como un *mark-up* respecto al coste marginal:

$$p_{it} = \ln[\eta/(\eta - 1)] + w_{it}^e + \frac{1 - \alpha}{\alpha}(y_{it}^e - k_{it}) - a_{it} - \alpha \quad (3.4)$$

El *mark-up* de las empresas puede variar cíclicamente, con la presión de la demanda esperada, por lo que puede escribirse como:

$$\ln[\eta/(\eta - 1)] = \kappa_{it} + \beta_1(CU_t^e - \overline{CU}) \quad (3.5)$$

Agrupando términos y agregando para el conjunto de la economía se tiene que:

$$p_t - w_t + \theta_t^* = -s_t^{*p} + \beta_1(CU_t^e - \overline{CU}) + v_t^p \quad (3.6)$$

en donde θ_t^* es la productividad tendencial de la economía y s_t^{*p} es la participación de las rentas del trabajo deseada por las empresas cuando $CU = \overline{CU}$ que depende de factores tecnológicos (α) y de la competencia en los mercados de bienes (κ_t). Dado el comportamiento no estacionario, durante el periodo muestral, de la participación de las rentas del trabajo (s_t), es preciso suponer que el objetivo de rentas (s_t^*) es variable, y de hecho que puede ser no estacionario, con el fin de obtener una relación de equilibrio 'de largo plazo'.¹² Esta ecuación da lugar a la recta *PP* del Gráfico 3.1, que es horizontal en el espacio $\{s, U\}$.

La ecuación de salarios puede derivarse a partir de un modelo en el que la negociación está protagonizada por la empresa y los trabajadores empleados (*insiders*), y en el que estos tienen un objetivo de empleo distinto del pleno empleo. El salario agregado es pues un promedio del

¹² La modelización explícita de este componente queda fuera de los objetivos de este trabajo y su aproximación empírica se discute en la próxima sección.

de los *insiders* y el de los *outsiders*, por lo que depende de variables tales como la productividad, las cuñas impositivas y en precios, las generosidad de las prestaciones por desempleo, etc... La forma más general de plantear la ecuación de salarios es incluyendo sorpresas de precios y salarios para contemplar la posibilidad de inercias nominales en la determinación de los salarios. Para simplificar, se han agrupado en U^* los determinantes de la tasa de desempleo de equilibrio y en un término de error (v_t) los shocks de oferta y los salariales¹³:

$$w_t - p_t - \theta_t^* = s_t^{*w} - \gamma_1(U_t - U^*) + v_t^w \quad (3.7)$$

En esta ecuación la definición del desempleo de equilibrio, U^* , es diferente a la habitual de *NAIRU*. Para definir este concepto de desempleo de equilibrio se necesita el supuesto de identificación del desempleo cíclico anteriormente mencionado. De las ecuaciones de precios y salarios se deduce que debe existir una relación entre el exceso de demanda en ambos mercados es decir entre la utilización de la capacidad productiva y alguna medida del desempleo. Sumando las ecuaciones de precios y salarios se tiene que¹⁴:

$$(U_t - U^*) = \frac{\beta_1}{\gamma_1}(CU_t - \overline{CU}) + \frac{1}{\gamma_1}(v_t^p - v_t^w) \quad (3.8)$$

Así, U^* viene definido como el nivel de desempleo compatible con una tasa promedio de utilización de la capacidad productiva (*MURU* en

¹³ En principio, CU podría aparecer en la ecuación de salarios, aunque en este trabajo se utiliza el supuesto de que los *insiders* tratan de garantizar su nivel de empleo para un valor promedio del grado de utilización de la capacidad productiva, \overline{CU} . Sobre este punto se volverá en la siguiente sección.

¹⁴ Para llegar a la ecuación (3.8) se supone que $s^{*p} = s^{*w}$. En principio, estas dos últimas variables pueden ser distintas en el corto plazo, si bien a largo plazo han de ser iguales para evitar una tensión distributiva permanente. Tal y como se ha mencionado, este trabajo no pretende analizar los determinantes de s^{*w} y s^{*p} , pero sí trata de que el marco analítico utilizado sea compatible con el comportamiento observado de la participación de las rentas del trabajo en la renta nacional, ya que contra lo que algunos autores defienden, el incremento del desempleo en España y en otros países europeos no ha ido secularmente asociado a un incremento del coste laboral unitario en términos reales.

la terminología de Franz y Gordon), de modo que la desviación del desempleo respecto a su nivel de equilibrio está asociada a variaciones en la utilización de la capacidad productiva y por las sorpresas de precios. La evolución cíclica del desempleo, que tradicionalmente se ha obtenido como un subproducto de la estimación del desempleo estructural, pasa a ocupar un papel central en la especificación econométrica. El criterio de identificación de este componente cíclico de demanda es precisamente la (versión de la) ley de Okun obtenida directamente de la relación de largo plazo entre el *mark-up* de precios y salarios.¹⁵ Esta ecuación da lugar a la recta *WW* representada en el Gráfico 3.1.

¿Qué diferencias presenta la ecuación (3.8) respecto a la forma tradicional en la que se estima la *NAIRU*? Las ecuaciones de precios y salarios determinan una forma reducida en la que las desviaciones de la tasa de desempleo respecto a la *NAIRU* dependen únicamente de las aceleraciones de los precios, que aproximan las sorpresas de precios cuando la inflación sigue un paseo aleatorio:

$$(U_t - NAIRU_t) = \frac{\beta_2}{\gamma_1} \Delta^2 p_t \quad (3.9)$$

El problema que se plantea a la hora de elegir entre las expresiones (3.8) y (3.9) no es otro que el de analizar las ventajas e inconvenientes de la elección del grado de utilización de la capacidad productiva frente a la de las sorpresas de precios como criterio de identificación del componente cíclico del desempleo. En la próxima sección se discuten con detalle las ventajas de la identificación por medio de *CU*, que siendo de carácter fundamentalmente empírico son muy relevantes en términos de política económica. Sin embargo, resulta conveniente adelantar algunas razones de tipo cualitativo por las que es preferible la utilización de la capacidad productiva en lugar de la sorpresa de precios.

La primera razón ya se ha mencionado con anterioridad, y se basa en que $\Delta^2 p$ puede captar movimientos autónomos de la inflación que no tienen porqué deberse a cambios en la demanda. En general, la sorpresa de

¹⁵ La identificación del componente cíclico del desempleo por su correlación con el grado de utilización de la capacidad productiva tiene una cierta tradición en la literatura. Véase a este respecto Bean (1995) y Jaeger y Parkinson (1990).

precios depende no sólo de las perturbaciones de demanda, sino también de shocks tecnológicos y salariales transitorios, con lo que $\Delta^2 p$ está *contaminada* por otro tipo de perturbaciones que pueden ocultar los movimientos cíclicos de la demanda. La segunda es que aun siendo ambas variables estacionarias en las economías occidentales, y en particular en la española, las desviaciones de CU respecto a su promedio presentan una persistencia mayor que $\Delta^2 p$, lo que está más en consonancia con las fluctuaciones de la demanda y con la duración de los ciclos económicos. En la práctica, como se recoge en la sección siguiente, la correlación entre $\Delta^2 p$ y la diferencia entre U y la $NAIRU$ es muy pequeña, de modo que lo que se denomina ciclo es básicamente un residuo de la estimación de la $NAIRU$, sin ningún significado desde el punto de vista de la política económica. La diferencia entre U y la $MURU$, por el contrario, está muy correlacionada con CU , de modo que es posible calcular con mayor precisión la respuesta del desempleo a variaciones en la presión de la demanda.

3.3 Algunos ejercicios de estática comparativa

a) Aumento en z^w

Supóngase que la economía se encuentra en una situación de equilibrio como la del punto A del Gráfico 3.1. Ante un aumento de z^w (aquellas variables de presión sobre los salarios que determinan U^*) la recta WW se desplaza en el plano $\{U, s\}$ hacia arriba y a la derecha. Sin embargo, la recta PP mantiene su posición original. Por el contrario, el aumento en z^w sí que da lugar a un aumento en la tasa de desempleo estructural de la economía ($MURU$), que pasa de U_0^* a U_1^* , por lo que la recta que representaría la forma reducida (3.8) entre desempleo y CU también se desplaza hacia la derecha, ya que ahora la tasa de desempleo compatible con una utilización de la capacidad productiva a su nivel promedio es mayor. Por consiguiente la nueva situación de equilibrio se alcanza en el punto B .

b) Disminución en CU

Cuando disminuye la demanda agregada, dando lugar a una caída en

la utilización de la capacidad productiva, disminuye también la presión competitiva a la que se enfrentan las empresas por lo que éstas aumentan su *mark-up*, dando lugar al desplazamiento de la recta *PP* del Gráfico 3.2. Sin embargo, la recta *WW* no se desplaza ante esta disminución de la *CU*, por lo que la recta que representa la forma reducida (3.8) se desplaza hacia la derecha como consecuencia del aumento del desempleo cíclico ($U_t > U_t^*$).

4. Especificación econométrica y resultados

En esta sección se presenta, en primer lugar, la especificación de las ecuaciones de precios y salarios en base al marco teórico discutido en la sección anterior. En segundo lugar se estima una ley de Okun para la economía española, que se utiliza como criterio de selección de variables candidatas a explicar la tasa de desempleo estructural. En tercer lugar se presentan los resultados obtenidos al estimar las ecuaciones de precios y salarios, derivándose una ley de Okun compatible con los hechos estilizados señalados anteriormente. Por último, se presenta una estimación de la *MURU* de la economía española.

El sistema de ecuaciones que se propone estimar adopta la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \alpha_1^w(L)\Delta(s_t - s_t^{*w}) &= \alpha_2^w(L)\Delta(U_t - U_t^*) + \alpha_3^w(L)\Delta z_t^w - \\ &\quad - \delta^w[(s_{t-1} - s_{t-1}^{*w}) - \gamma_1(U_{t-1} - U_{t-1}^*) - \\ &\quad - \gamma_2(cu_{t-1} - \overline{cu_{t-1}})] + \alpha_4^w(L)\Delta cu_t + \\ &\quad + \alpha_5^w(L)\tau_t^w + \alpha_6^w(L)(\theta_t - \theta_t^*) + \varepsilon_t^w \end{aligned} \quad (4.1)$$

$$\begin{aligned} \alpha_1^p(L)\Delta[(-s)_t - (-s)_t^{*p}] &= \alpha_2^p(L)\Delta(cu_t - \overline{cu_t}) + \alpha_3^p(L)\Delta z_t^p - \\ &\quad - \delta^p[(-s)_{t-1} - (-s)_{t-1}^{*p}] - \beta_1(cu_{t-1} - \\ &\quad - \overline{cu_{t-1}}) - \beta_2(e + p^x - p^{x,*})_{t-1}^c + \\ &\quad + \alpha_4^p(L)\Delta cu_t + \alpha_5^p(L)\tau_t^p + \alpha_6^p(L)(\theta_t - \\ &\quad - \theta_t^*) + \alpha_7^p(L)\Delta(e + p^x - p^{x,*})_t^c + \varepsilon_t^p \end{aligned} \quad (4.2)$$

donde $\alpha_i^w(L)$ y $\alpha_i^p(L)$ son polinomios en el operador de retardos, L , y las letras minúsculas denotan logaritmos de las respectivas variables. La variable s aproxima la participación de las rentas salariales en el output privado, aunque se define como $w - p - \theta^*$, donde w es el coste laboral por asalariado, p es el defactor del output a precios de mercado y θ es la

productividad aparente del sector privado por asalariado,¹⁶ siendo θ^* la evolución de su componente tendencial.¹⁷ Por consiguiente, s representa las desviaciones del coste laboral real (a precios de mercado) respecto a la evolución tendencial de la productividad. De esta forma se permite, al incluir los cambios en el componente cíclico de la productividad ($\theta - \theta^*$) como regresores adicionales, que los respectivos *mark-ups* puedan verse afectados a corto plazo por los movimientos cíclicos de la productividad. Por otra parte, z^w y z^p son vectores de variables que ejercen de *push-factors* en el proceso de determinación de salarios y precios respectivamente. Se incluye, igualmente, el componente cíclico de la competitividad frente al resto del mundo.¹⁸ Se ha sugerido que una mejora de ésta reduce la elasticidad de la demanda a la que se enfrentan las empresas nacionales y, por consiguiente, el margen de los precios sobre los costes marginales debe tener una relación positiva con el índice de competitividad.

Uno de los problemas que plantea la especificación del modelo de precios y salarios (4.1) y (4.2) es que tanto la participación de las rentas salariales deseada por las empresas como por los trabajadores (s^{p*} y s^{w*}) así como la tasa de desempleo estructural (U^*) son variables no observables, por lo que la estimación de las ecuaciones anteriores no permite obtener una cuantificación de la *MURU*, ni, por supuesto, tampoco derivar una ley de Okun, a no ser que previamente se establezca algún supuesto sobre s^{p*} y s^{w*} . Una forma sencilla de resolver este problema, como se ha visto anteriormente, es considerar la hipótesis de que las participaciones deseadas son iguales y que se cumple, además, que $s_t^{p*} = s_t^{w*} = s_t^* = s_{t-1}$, ya que por definición ($U - U^*$) debe ser integrada de orden cero, por lo

¹⁶ La productividad del sector privado se cuantifica por asalariado en lugar de por ocupado tratando de no distorsionar la participación de las rentas salariales en el output con la evolución de la tasa de asalarización de la economía.

¹⁷ La descomposición de θ en sus componentes tendencial (θ^*) y cíclico ($\theta - \theta^*$) se ha llevado a cabo mediante la utilización del filtro de Hodrick-Prescott con un valor de $\lambda = 25$.

¹⁸ El índice de competitividad se define como $\frac{EP^x}{P^{x,*}}$ donde E es el tipo de cambio nominal frente al resto del mundo, P^x es el deflactor de las exportaciones españolas de bienes y servicios y $P^{x,*}$ es el precio de exportación de nuestros competidores. Un incremento de este índice supone un deterioro de la competitividad de la economía española frente al exterior. El componente cíclico se ha estimado en base al filtro de Hodrick-Prescott con $\lambda = 25$.

que $(s-s^*)$ también ha de serlo para que se pueda considerar la existencia de una relación de equilibrio entre ambas.

Si se considera la hipótesis de que $s_t^* = s_{t-1}$, el sistema de ecuaciones anterior se puede escribir como como (4.3) y (4.4), que puede estimarse tras sustituir U^* por sus determinantes:

$$\begin{aligned} \alpha_1^w(L)\Delta^2 s_t &= \alpha_2^w(L)\Delta(U_t - U_t^*) + \alpha_3^w(L)\Delta z_t^w - \\ &\quad -\delta^w[\Delta s_{t-1} - \gamma_0^w - \gamma_1(U_{t-1} - U_{t-1}^*) - \\ &\quad -\gamma_2(cu_{t-1}^* - \overline{cu_{t-1}^*})] + \alpha_4^w(L)\Delta cu_t^* + \\ &\quad + \alpha_5^w(L)\tau_t^w + \alpha_6^w(L)(\theta_t - \theta_t^*) + \varepsilon_t^w \end{aligned} \quad (4.3)$$

$$\begin{aligned} \alpha_1^p(L)\Delta^2(-s_t) &= \alpha_2^p(L)\Delta(cu_t^* - \overline{cu_t^*}) + \alpha_3^p(L)\Delta z_t^p - \\ &\quad -\delta^p[\Delta(-s)_{t-1} - \beta_0^p - \beta_1(cu_{t-1}^* - \\ &\quad -\overline{cu_{t-1}^*}) - \beta_2(e + p^x - p^{x,*})_{t-1}^c] + \\ &\quad + \alpha_4^p(L)\Delta cu_t^* + \alpha_5^p(L)\tau_t^p + \alpha_6^p(L)(\theta_t - \\ &\quad -\theta_t^*) + \alpha_7^p(L)\Delta(e + p^x - p^{x,*})_t^c + \varepsilon_t^p \end{aligned} \quad (4.4)$$

4.1 Estimación directa de la Ley de Okun

La relación entre el desempleo y la CU que identifica el desempleo cíclico puede obtenerse como la solución de largo plazo del sistema formado por (4.3) y (4.4). Sin embargo, también es posible obtener una estimación directa de la ley de Okun que no esté condicionada por los problemas de identificación que se discutieron con anterioridad. Sumando las relaciones de equilibrio consideradas en las ecuaciones (4.3) y (4.4) y despejando U_t se obtiene:

$$\begin{aligned} U_t &= -\frac{\gamma_0^w + \beta_0^p}{\gamma_1} + U_t^* - \frac{\gamma_2 + \beta_1}{\gamma_1}(cu_t^* - \overline{cu_t^*}) - \\ &\quad -\frac{\beta_2}{\gamma_1}(e + p^x - p^{x,*})_t^c + \varepsilon_t^o \end{aligned} \quad (4.5)$$

En la segunda sección se obtuvo una aproximación a la expresión (4.5) sustituyendo U^* por una serie de variables artificiales sin ningún contenido económico. En este apartado se da un paso más en la especificación de la ley de Okun, incluyendo aquellas variables económicas

que se utilizan habitualmente para explicar U^* . Al mismo tiempo, esta estimación directa de la ley de Okun facilita la selección de las variables no estacionarias a incluir en (4.3), así como el análisis de la robustez de la misma estimada por diferentes métodos.

Por lo que respecta a los *push-factors* sobre salarios cabe resaltar el efecto derivado de la resistencia de los salarios reales generado por la brecha entre el salario-producto y el salario-consumo.¹⁹ En la medida en que un encarecimiento relativo de los bienes y servicios importados altera dicha brecha, cabe esperar también un efecto positivo del precio de los bienes y servicios importados expresado en moneda nacional sobre el salario real, que puede afectar al desempleo estructural de la economía. En la relación a estimar se considera la posibilidad de existencia de *hysteresis*, por lo que se incluye entre los regresores la tasa de desempleo retardada.

En el Cuadro 4.1 se presentan distintas estimaciones de la ley de Okun para la economía española referidas al período muestral 1964-94. Por el momento, únicamente se comentarán aquellas que incluyen CU como regresor, dejando para más adelante las estimaciones en las que aparece $\Delta^2 p$. Como puede apreciarse en la columna (1) del Cuadro 4.1, las desviaciones respecto a su promedio muestral del grado de utilización de la capacidad productiva se muestran como una variable muy significativa en la explicación de la tasa de desempleo. Por otra parte, el coeficiente de *hysteresis* está muy cerca de la unidad. Las pruebas que se han llevado

¹⁹ El coste laboral real relevante para la empresa se puede expresar como $\frac{W(1+\tau^{cse})}{P^{cf}}$ donde W es el salario bruto, τ^{cse} es el tipo efectivo medio de las cotizaciones sociales a cargo de los empleadores y P^{cf} es el deflactor del output a coste de los factores. Por otra parte, el salario neto de consumo puede expresarse como $\frac{W(1-\tau^d)(1-\tau^{csa})}{P^c}$ donde τ^d es el tipo efectivo medio de los impuestos directos sobre la nómina, τ^{csa} el tipo efectivo de las cotizaciones sociales a cargo de los asalariados y P^c el deflactor del consumo privado. La brecha entre ambos salarios puede, entonces, definirse como $\Omega = \frac{P^c}{P^{cf}} \frac{(1+\tau^{cse})}{(1-\tau^d)(1-\tau^{csa})}$. Considerando que $P^c = (P^{cf})^{(1-m)}(EP^*)^m(1+\tau^i)$, donde EP^* son los precios de importación, m el peso de las importaciones en el output y τ^i es el tipo efectivo medio de la imposición indirecta, la brecha salarial se puede finalmente expresar como $\Omega = \frac{(1+\tau^{cse})(1+\tau^i)}{(1-\tau^d)(1-\tau^{csa})} \left(\frac{EP^*}{P^{cf}}\right)^m$ o, en logaritmos como $\omega = \log \frac{(1+\tau^{cse})(1+\tau^i)}{(1-\tau^d)(1-\tau^{csa})} + m(e + p^* - p^{cf})$, es decir como suma de la cuña fiscal y del componente importaciones (véase Fernández et al. (1994)).

a cabo con el *mismatch* y el *replacement ratio*²⁰ no han resultado satisfactorias, teniendo una escasa contribución a la explicación de la tasa de desempleo; de hecho, el *replacement ratio* presenta síntomas de aparecer con el signo contrario al esperado, aunque en otras especificaciones con peor ajuste es posible encontrar efecto positivo de esta variable sobre la tasa de desempleo. La columna (2) incorpora los dos componentes de la brecha entre el coste laboral real (a coste de los factores) y el salario de consumo, es decir, la cuña fiscal y el precio relativo de las importaciones ponderado por el peso de éstas en el consumo. Como se puede apreciar, el coeficiente estimado para el grado de utilización de la capacidad productiva es negativo y su valor -0.34 claramente significativo, mientras que el coeficiente de *hysteresis* es ahora próximo a 0.70 . Por otra parte, ambos componentes de la brecha salarial resultan estadísticamente significativos y sus coeficientes estimados están en el entorno de 0.3 a 0.4 , mientras que el ajuste mejora sustancialmente respecto a otras especificaciones alternativas. La *dummy* considerada para 1972-73 recoge las presiones salariales de dicho bienio, que ya se han mostrado significativas en trabajos anteriores (ver López (1991)). En la columna (3) se incorpora el efecto del componente cíclico de la competitividad de las exportaciones, pudiéndose apreciar que los resultados que se obtienen no difieren sustancialmente respecto a los de la segunda columna, aunque se reduce el error standard y aumenta el estadístico Durbin-Watson.

Aunque existe persistencia del desempleo, la hipótesis de *hysteresis* total se rechaza cuando se considera la influencia de determinados *push factors*, como los componentes de la brecha salarial; en este caso el grado de *hysteresis* estimado se encuentra en el intervalo $(0.60, 0.70)$. Tanto la cuña fiscal como el componente importaciones resultan siempre significativos y con coeficientes bastante robustos en todas las especificaciones probadas. El efecto del componente cíclico de la competitividad se muestra generalmente significativo y con un coeficiente estimado en torno a -0.05 . La pendiente estimada de la ley de Okun cuando se considera el grado de utilización de la capacidad resulta bastante robusta encontrándose en el intervalo $(-0.3, -0.4)$.

²⁰ El *replacement ratio* se define como el cociente entre la prestación media por desempleo y el salario bruto promedio.

4.2 Estimación de las ecuaciones de precios y salarios

Partiendo del sistema de ecuaciones (4.3) y (4.4) en el que se sustituye U^* por sus posibles determinantes, seleccionados mediante la estimación de la ley de Okun del apartado anterior, y teniendo en cuenta la posibilidad de un cierto grado de *hysteresis* en el desempleo español, el sistema de ecuaciones a estimar adopta la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \alpha_1^w(L)\Delta^2 s_t = & \alpha_2^w(L)\Delta(U_t - U_t^*) + \alpha_3^w(L)\Delta z_t^w - \\ & -\delta^w[\Delta s_{t-1} - \gamma_0^w - \gamma_1^w((U_{t-1} - \gamma_2^w U_{t-2}) - \\ & -\gamma_3^w(cu_{t-1} - \bar{cu}_{t-1}) - \gamma_4^w(d_{72} + d_{73})_{t-1} - \\ & -\gamma_5^w \log \frac{(1 + \tau^i)(1 + \tau^{cse})}{(1 + \tau^d)(1 + \tau^{csa})} - \gamma_6^w m_t(p^m - p^{cf})_{t-1}] + \\ & + \alpha_4^w(L)\Delta cu_t + \alpha_5^w(L)\tau_t^w + \alpha_6^w(L)(\theta_t - \theta_t^*) + \varepsilon_t^w \quad (4.6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \alpha_1^p(L)\Delta^2(-s_t) = & \alpha_2^p(L)\Delta(cu_t - \bar{cu}_t) + \alpha_3^p(L)\Delta z_t^p - \\ & -\delta^p[\Delta(-s)_{t-1} - \beta_0^p - \beta_1^p(cu_{t-1} - \\ & -\bar{cu}_{t-1}) - \beta_2^p(e + p^x - p^{x,*})_{t-1}^c] + \\ & + \alpha_4^p(L)\Delta cu_t + \alpha_5^p(L)\tau_t^p + \alpha_6^p(L)(\theta_t - \\ & -\theta_t^*) + \alpha_7^p(L)\Delta(e + p^x - p^{x,*})_t^c + \varepsilon_t^p \quad (4.7) \end{aligned}$$

En los Cuadros 4.2 y 4.3 se pueden ver los resultados obtenidos al estimar las ecuaciones (4.6) y (4.7) por mínimos cuadrados trietápicos no lineales, habiéndose instrumentado los valores contemporáneos de la participación de las rentas salariales en el output privado, la tasa de desempleo y el grado de utilización de la capacidad productiva. A continuación se comentan sólo aquellos aspectos más importantes en función del objetivo perseguido.

En la primera columna se presenta la especificación más general, imponiéndose restricciones sobre algunos parámetros en el resto. Como se puede ver en el Cuadro 4.2, el coeficiente estimado para el grado de utilización de la capacidad productiva en la ecuación de salarios no

resulta estadísticamente significativo, por lo que no se puede rechazar que sea nulo, lo que puede interpretarse como que se está identificando correctamente la ecuación de salarios como una relación diferente a la ecuación de precios. En la segunda columna se excluye esta variable de la ecuación de salarios y en la tercera se excluye la *dummy* para el bienio 1972-73 que resultaba significativa en la estimación directa de la ley de Okun del apartado anterior. Por último, en la cuarta columna de ambos Cuadros, se restringe el coeficiente de *hysteresis* al valor de 0.70 estimado en la ley de Okun. Como se puede apreciar, los resultados no cambian por las restricciones consideradas, por lo que se muestran muy robustos a la especificación dinámica elegida. Los parámetros de la ley de Okun obtenidos a partir de las relaciones de equilibrio de las ecuaciones (4.6) y (4.7) son muy similares a los que se obtenían al estimar ésta directamente. La pendiente estimada de la ley de Okun²¹ es ligeramente superior: -0.39 frente al valor de -0.32 estimado en la columna (3) del Cuadro 4.1. El coeficiente de *hysteresis* es de una magnitud similar a la de los estimados anteriormente cuando se incluían los componentes de la brecha salarial, 0.70. Los parámetros de la cuña impositiva y del efecto importaciones son también muy similares a los que se obtenían antes: 0.28 y 0.50 respectivamente. Por último, el parámetro estimado para el componente cíclico de la competitividad es igual, -0.05, aunque no resulta significativamente distinto de cero.

La consecuencia que cabe extraer es que la estimación de los parámetros relevantes de la ley de Okun, en base a la especificación de las ecuaciones (4.6) y (4.7), no difiere significativamente de la que se obtenía al estimar la ley de Okun directamente, como se hizo en el apartado anterior. Este resultado es de gran importancia, dados los objetivos que se persiguen en este trabajo, ya que garantiza que la explicación ofrecida por el modelo, para la evolución de la participación de las rentas salariales en la renta del sector privado y de la tasa de desempleo, es compatible con los hechos estilizados señalados anteriormente y, más en concreto, con la estimación de la ley de Okun de la economía española para los últimos treinta años llevada a cabo en el apartado anterior.

²¹ Téngase en cuenta que al obtenerla a partir de las ecuaciones de precios y salarios dicha semielasticidad se puede expresar como $-\frac{\beta_1}{\gamma_1}$.

4.3 Estimación de la tasa de desempleo estructural

Si se suman las relaciones de equilibrio estimadas en las ecuaciones de precios y salarios discutidas en el apartado anterior se obtiene una expresión alternativa para (4.5) como la siguiente:

$$U_t = \frac{-\gamma_0^w - \beta_0^p}{\gamma_1^w} + \gamma_2^w U_{t-1} - \beta_1 (cu_t^* - \overline{cu_t^*}) + \beta_3^w (e + p^x - p^{x,*})_t^c + \beta_5^w \log \frac{(1 + \tau^i)(1 + \tau^{cse})}{(1 + \tau^d)(1 + \tau^{caa})} + \beta_6^w m_t (p^m - p^{cf})_t$$

La cuestión es como obtener a partir de esta expresión derivada la *MURU*. La hipótesis que se adopta en este trabajo es, dado que se estima la presencia de *hysteresis*, denominar como tasa de desempleo cíclica de corto plazo al efecto contemporáneo del grado de utilización de la capacidad productiva y del componente cíclico de la competitividad de las exportaciones sobre la tasa de desempleo, por lo que se define:

$$(U_t^c)_{SR} = -\beta_1 (cu_t^* - \overline{cu_t^*}) + \beta_3^w (e + p^x - p^{x,*})_t^c$$

o, equivalentemente, la *MURU* de corto plazo se obtiene a través del efecto contemporáneo conjunto de los *push-factors* incluidos en z^w y de las *dummies* consideradas en τ , por lo que denominando z al vector que incluye z^w y τ se puede escribir que:

$$(MURU_t)_{SR} = \frac{-\gamma_0^w - \beta_0^p}{\gamma_1^w} + \gamma_2^w U_{t-1} + \gamma^w z$$

En este caso, la *MURU* de largo plazo se obtiene a partir de la expresión anterior, permitiendo que la tasa de desempleo cíclico a corto plazo presente un promedio muestral nulo:

$$(MURU_t)_{LR} = \frac{\frac{-\gamma_0^w - \beta_0^p}{\gamma_1^w}}{1 - \gamma_2^w L} + \frac{\gamma^w z}{1 - \gamma_2^w L} + \overline{(U_t^c)}_{LR}$$

donde $(U^c)_{LR}$ se define como:

$$(U_t^c)_{LR} = U_t - (MURU_t)_{LR}$$

En el Gráfico 4.1 se ha representado la *MURU* de largo plazo, pudiéndose apreciar que su perfil es muy similar al que se obtuvo, de forma preliminar, en las secciones precedentes. Durante la década comprendida entre

1979 y 1988, la *MURU* aumenta casi doce puntos porcentuales, aunque se sitúa por debajo de la tasa de desempleo observada hasta el año 1989. En el período de expansión 1989-91 la *MURU* vuelve a estar por encima de la tasa de desempleo observada, para situarse nuevamente por debajo en el último período recesivo. De hecho, desde 1992 la *MURU* es claramente inferior a la tasa de desempleo observada, aunque aumenta ligeramente cada año durante el período 1991-94, para situarse al final del período muestral analizado en un valor estimado del 19.6 por ciento, lo que pone de manifiesto la importancia del desempleo de carácter cíclico durante el último período recesivo que ha experimentado nuestra economía, si bien es cierto que durante el último trienio se ha producido un repunte del desempleo de carácter estructural, pasando del 17.6 estimado para 1991 a un 19.6 para 1994. Dada la definición utilizada para la *MURU* de largo plazo, su incremento entre estos dos años puntuales se debe a los cambios acaecidos en las variables incluidas en el vector z , no olvidando que, puesto que se ha estimado un coeficiente de *hysteresis* γ_2^w , también tienen influencia las variaciones pasadas de dichas variables. De una forma más concreta, si se analiza el cambio en la $(MURU)_{LR}$ entre 1991 y 1994, el 88.2 por ciento del mismo se debe a incrementos en los *push-factors* que se han dado entre ambos años. De este porcentaje, el 54.4 por ciento (es decir, el 47.9 por ciento del total) se debe a incrementos en la cuña fiscal, mientras que el 45.6 por ciento (el 40.8 por ciento del total) se debe a incrementos en el efecto importaciones.

El Gráfico 4.1 permite apreciar también de forma muy clara que mientras el bienio 1989-90 se caracterizó por un desempleo cíclico negativo, el último bienio 1993-94 constituye el momento histórico en el que el desempleo cíclico alcanza uno de sus valores máximos, superando ampliamente el que hubo en la mitad de los años ochenta. Este resultado indica la posibilidad de que exista margen de maniobra suficiente para las políticas de manejo de la demanda agregada, en la línea de la estrategia de política económica propuesta para la economía española por Blanchard et al. (1995), y para otras economías europeas por Alogoskoufis et al. (1995).

Por consiguiente, mientras la crisis que experimentó la economía española durante la primera parte de la década de los ochenta estuvo caracterizada por un importante cambio de nivel de la *MURU* de largo plazo, que aumentó 11 puntos porcentuales en el período comprendido entre 1979

y 1985, el último período recesivo de 1992-94 se ha caracterizado por un fuerte incremento del desempleo de carácter cíclico, cuyo nivel alcanzó 4.1 puntos en 1993 y en 4.6 en 1994, y no tanto por el incremento del desempleo estructural, aunque éste aumenta también 1.8 puntos porcentuales entre 1992 y 1994.

Dado que el objetivo de este trabajo es la caracterización del fuerte incremento del desempleo que ha tenido lugar durante los últimos años, es conveniente puntualizar que la interpretación del crecimiento de la *MURU* desde la década de los setenta refleja un desajuste de oferta más complejo que el de una mera *explosión salarial*. El incremento de la *MURU* indica que los costes laborales son muy elevados para el nivel de capital disponible o que éste es insuficiente para emplear a toda la fuerza laboral vigente.²² Evidentemente ambas interpretaciones son consistentes entre sí, aunque el mayor énfasis que tradicionalmente se ha puesto sobre la primera ha influido notablemente en el diseño de la política macroeconómica de los últimos años en Europa y, en particular, en España, lo que ha dado lugar a las propuestas de reforma del mercado laboral destinadas a moderar el crecimiento de los salarios reales. Sin embargo, la posibilidad de una escasez fundamental de la capacidad instalada, tras varios años de escasa actividad inversora, no puede desdeñarse.²³

Como han señalado algunos autores (Bean (1994) y Rowthorn (1995), por ejemplo), las economías europeas experimentaron una reducción significativa en sus tasas de beneficio y en la participación de la inversión

²² Recuérdese que para una expresión estándar de la demanda de trabajo (en logaritmos) en condiciones de competencia monopolística, tal como:

$$n_t - k_t = -\alpha(w_t - p_t) + \beta CU_t$$

la *MURU* puede escribirse como:

$$MURU_t = -(k_t - l_t) + \alpha(w_t - p_t) - \beta \overline{CU}$$

²³ En otras palabras, cabe la posibilidad de que el nivel de salarios reales compatible con el pleno empleo, para el stock de capital existente, sea demasiado bajo como para ser económica y socialmente deseable (Rodrick (1993)).

en el output desde la segunda mitad de la década de los setenta hasta mediados de los ochenta. Por otro lado, los tipos de interés reales a largo plazo durante la década de los ochenta han sido, en general, significativamente más elevados que sus promedios anteriores. La economía española no ha sido ajena a estos cambios (véase Zabalza (1995)) que dieron lugar a una reducción significativa en la tasa de crecimiento del capital productivo K^p , tal y como puede apreciarse en el Gráfico 4.2. Sin embargo, estos acontecimientos no han afectado a la evolución tendencial del ratio capital/trabajo (K^p/L^d), como podría esperarse en un principio. Dicho en otras palabras, la economía española necesitaría un aumento muy importante en su stock de capital productivo si quisiera mantener la evolución tendencial del ratio K^p/L^d haciéndola compatible con una disminución significativa de su tasa de paro. Para ilustrar esta afirmación, en el Gráfico 4.2 se ha representado cuál hubiera sido el capital productivo necesario K^f con una tasa de paro del 10% de la población activa, manteniendo K^p/L^d a su nivel tendencial.²⁴

4.4 Desempleo cíclico e inflación

Como ya se ha señalado, el criterio de identificación que sigue este trabajo del desempleo cíclico se basa en la utilización de la capacidad productiva en lugar de, como ha sido mucho más habitual, en la aceleración de los precios. Sin embargo, hasta ahora no se han evaluado las consecuencias de la elección de la variable que identifica el componente cíclico sobre la tasa de desempleo de equilibrio. En principio, podría pensarse que la elección de $\Delta^2 p$ presenta una clara ventaja sobre la CU , al asociar el desempleo cíclico con la inflación lo que es evidente que no ocurre cuando se estima la $MURU$. Sin embargo, como se vé a continuación ésta es una conclusión precipitada.

²⁴ K^f se define de acuerdo a la siguiente expresión:

$$K_t^f = (1 - 0.10)L_t^S \left(\frac{K^p}{L^d} \right)_t^*$$

en donde L_t^S es la población activa y $\left(\frac{K^p}{L^d} \right)_t^*$ es el componente tendencial del ratio capital/trabajo. Esta variable se ha aproximado mediante la tendencia obtenida tras pasar el filtro de Hodrick-Prescott a la variable original con $\lambda = 25$, siendo λ el grado de suavización del filtro.

Una manera de analizar las implicaciones de utilizar $\Delta^2 p$, en lugar de CU , en la estimación del desempleo cíclico consiste en volver sobre los resultados de la estimación directa de la ley de Okun que se han presentado en el Cuadro 4.1. Como se puede apreciar en la columna (4), es posible encontrar una relación negativa entre U y $\Delta^2 p$, aunque es necesario incluir distintas *dummies* para los últimos años del período muestral considerado (1987, 1989 y 1993). La columna (5) muestra los resultados que se obtienen cuando CU y $\Delta^2 p$ compiten conjuntamente con las mismas variables explicativas consideradas en las ecuaciones anteriores, es decir el paro retardado, el salario mínimo real y el componente cíclico de la competitividad. El resultado que se presenta parece concluyente, en términos del ajuste de las ecuaciones y de la significatividad de las variables, respecto a la superioridad del grado de utilización de la capacidad productiva sobre las sorpresas en precios para aproximar el desempleo de carácter cíclico, y no se ve influido por las *dummies* consideradas. En la columna (6) se presentan los resultados de incluir ambos componentes de la cuña salarial con las sorpresas en precios en lugar de las desviaciones del grado de utilización de la capacidad productiva. En este caso la *dummy* para 1972-73 no resulta significativa, aunque es necesario incluir variables ficticias para los años 1987 y 1989. A pesar de ello, el error standard de la regresión aumenta más del treinta por ciento respecto al que se obtenía con CU . En la columna (7) se incluye adicionalmente el componente cíclico de la competitividad de las exportaciones, variable que resulta significativa y mejora sustancialmente los resultados. Por último, en la columna (8) se añade el grado de utilización de la capacidad productiva, observándose nuevamente que cuando compite con las sorpresas en precios se muestra superior; se puede ver que al incluir la CU como regresor adicional, la aceleración de los precios no resulta estadísticamente significativa, aun cuando se conserven las variables ficticias de la ecuación anterior. A la vista de los resultados anteriores, se puede concluir que, en las especificaciones consideradas, las desviaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva se muestra en todos los casos como una variable más significativa y con mayor poder explicativo que las sorpresas en precios. Podrá argumentarse que esta comparación de la validez de CU frente a la inflación no anticipada en la identificación del desempleo cíclico está sesgada a favor de la primera, debido al modelo econométrico utilizado, ya que el modelo estimado en este trabajo está diseñado para tener en cuenta la dinámica de CU , si

bien, en la estimación de las ecuaciones de precios y salarios, los retardos de $\Delta^2 p$ no han resultado nunca significativos. Por ello es conveniente profundizar en la comparación entre estas dos variables utilizando un modelo teórico alternativo.

Otra forma de evaluar las ventajas relativas de la utilización de la *CU* como criterio de identificación del componente cíclico es mediante la estimación de un VAR entre las variables más relevantes que se han considerado en la estimación de las ecuaciones de precios y salarios. En primer lugar se ha estimado un VAR con la cuña fiscal (z^t), la cuña en precios (z^p), la primera diferencia de la participación de las rentas salariales (Δs), *CU* y *U*.²⁵ Al igual que en la segunda sección, se ha simulado el comportamiento de la tasa de desempleo a partir de 1967 bajo el supuesto de que no se hubiesen producido shocks de demanda. Como puede apreciarse en el Gráfico 4.1 la variable resultante presenta un perfil bastante parecido a la *MURU* de largo plazo estimada anteriormente. Sin embargo, los resultados cambian dramáticamente cuando se sustituye *CU* por $\Delta^2 p$. En este caso, la tasa de desempleo filtrada de los shocks de demanda se diferencia muy poco de la tasa de desempleo corriente, lo que pone de manifiesto la incapacidad de $\Delta^2 p$ para reflejar los shocks de demanda que afectan a la tasa de desempleo.

Por último, de igual manera que se ha establecido la distinción entre la *MURU* de corto y largo plazo es posible estimar una *NAIRU* de corto y largo plazo. Con la finalidad de simplificar al máximo el debate sobre la elección entre una y otra, se han utilizado las estimaciones que aparecen en las columnas (2) y (6) del Cuadro 4.1, para calcular

²⁵ Denominando mediante v a la matriz de innovaciones de la forma reducida del VAR y ε a la de shocks estructurales, las restricciones de identificación utilizadas pueden escribirse como:

$$\begin{pmatrix} v^t \\ v^p \\ v^{cu} \\ v^{\Delta s} \\ v^u \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon^t \\ \varepsilon^p \\ \varepsilon^d \\ \varepsilon^s \\ \varepsilon^u \end{pmatrix}$$

En cualquier caso, los resultados obtenidos son poco sensibles a cambios en algunas de estas restricciones.

cuál hubiera sido el efecto a corto plazo (sin tener en cuenta los efectos dinámicos) sobre la tasa de desempleo si $CU_t = \overline{CU}$ o $\Delta^2 p = 0$. Los resultados para el periodo 1985-94 (expansión-recesión) se presentan en el Gráfico 4.3. Como puede apreciarse los efectos de $\Delta^2 p$ sobre la tasa de desempleo son prácticamente nulos, lo que no ocurre con CU . De hecho, si en 1993 la CU hubiera aumentado un 7.5 por ciento, la tasa de desempleo habría disminuido en 2.6 por ciento. En otras palabras, la descomposición efectuada de la tasa de desempleo cuando se utiliza $\Delta^2 p$ deja dos componentes con una aportación significativa (la $NAIRU$ y un ruido), y un tercero que tiene una importancia cuantitativa mucho menor (desempleo cíclico). Esto no ocurre cuando se utiliza la CU , ya que aísla una parte importante del residuo estimado. Una manera de cuantificar la aportación de estos componentes consiste en regresar $(U_t - \hat{U}_t^*)$ en $\Delta^2 p$ y CU alternativamente. En el primer caso, $\Delta^2 p$ sólo explica un 11 por ciento de la varianza de $(U_t - \hat{U}_t^*)$, mientras que con CU es posible explicar hasta un 75 por ciento.

Por lo que respecta a la comparación de las tasas de desempleo de equilibrio²⁶ a largo plazo, como puede observarse en las estimaciones que aparecen en las columnas (2) y (6) del Cuadro 4.1, la elección de una u otra variable no altera la estimación de z_t , por lo que la $NAIRU$ y la $MURU$ de largo plazo presentan unos niveles muy similares. Dada esta similitud podría parecer que la estimación de la $NAIRU$ es preferible ya que la diferencia entre U y la $NAIRU$ muestra el margen de maniobra de la política económica para la reducción del desempleo sin acelerar la inflación, mientras que el término $U - MURU$ no tiene esta propiedad. No obstante, la visión normativa que asociada a la $NAIRU$ puede conducir a conclusiones poco acertadas sobre el papel de la política económica, como las que se obtienen si se calcula la aceleración de precios necesaria para situar la tasa de desempleo corriente al nivel de la $NAIRU$. Esta es quizás la principal justificación de la superioridad del criterio de identificación basado en la CU . Por ejemplo, dado que el nivel estimado de la $NAIRU$ en 1993 era el 20.4 por ciento, la inflación necesaria para que $U_t = NAIRU$ hubiera sido el 23.3 por ciento si dicha

²⁶ La utilización del calificativo de *equilibrio* no se realiza en base al vaciado en el mercado de trabajo, sino a que supone un nivel de utilización promedio de la capacidad productiva ($MURU$) o una aceleración de precios nula ($NAIRU$).

reducción se hubiera llevado a cabo en un único periodo, o un 12.5 por ciento si el efecto buscado fuese a largo plazo. La razón por la que un ejercicio como éste carece de sentido es que de nuevo se olvida la existencia de un tercer componente como es el residuo estimado, que en el caso en el que se utiliza $\Delta^2 p$ es relativamente importante y tiene un comportamiento cíclico apreciable. El problema puede ilustrarse en términos bastantes simples. Dada la evolución de $\Delta^2 p$ y suponiendo que su correlación con la *NAIRU* es despreciable, el valor estimado del coeficiente de $\Delta^2 p$ depende de la covarianza entre esta variable y $(U_t - NAIRU_t)$. Si esta covarianza es baja (elevada) el componente cíclico estimado es poco (muy) importante en relación al residuo, por lo que el coeficiente de $\Delta^2 p$ será pequeño (grande), afectando proporcionalmente al valor requerido de $\Delta^2 p$ para acercar la tasa de desempleo al nivel de la *NAIRU*.

Todos estos resultados confirman que, independientemente de la metodología utilizada, la utilización de *CU* presenta ventajas sobre $\Delta^2 p$ como criterio de identificación de U^c . Sin embargo, también deja abiertas algunas cuestiones relevantes que en este trabajo no se han abordado. Una extensión natural del mismo sería tratar de establecer cuál es la relación (fundamentalmente empírica) entre la utilización de la capacidad productiva y la inflación, ya que el marco utilizado en este trabajo no permite cuantificar, por ejemplo, cuál hubiera sido el efecto sobre la inflación a corto y a largo plazo del aumento en *CU* necesario para disminuir la tasa de desempleo al nivel de la *MURU*.

5. Conclusiones

Tras varios años de fuerte crecimiento, en 1991 la tasa de paro de la economía española había bajado hasta el quince por ciento de la población activa por primera vez desde 1982. Apenas tres años después, en 1994, el desempleo ha aumentado en casi nueve puntos porcentuales. En este trabajo se ha analizado si este incremento en la tasa de desempleo ha sido consecuencia de un aumento de su componente estructural o si, por el contrario, ha estado causado por un movimiento fundamentalmente cíclico de la economía española. El componente cíclico de la tasa de desempleo, que en este trabajo se asocia básicamente a shocks de demanda, se aproxima por las variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva (y en menor medida por las variaciones transitorias de la competitividad) en lugar de por las sorpresas en precios, como se ha hecho tradicionalmente. Es decir, el criterio de identificación descansa sobre la ley de Okun y no sobre la curva de Phillips. Dado que no existen razones inequívocas de tipo teórico para elegir entre estos dos criterios de identificación, la elección se ha basado fundamentalmente en argumentos de tipo empírico lo que ha conducido a contrastar los resultados utilizando diversos enfoques econométricos.

El método fundamental ha sido la estimación de un sistema de ecuaciones de precios y salarios, que está diseñado para facilitar la descomposición entre desempleo cíclico y estructural, y para explicar dos hechos básicos que aparecen al analizar la evidencia empírica para la economía española: la correlación negativa entre utilización de la capacidad productiva y desempleo, y el carácter no estacionario y procíclico de la participación de las rentas del trabajo. La estimación del desempleo cíclico que se deriva como solución de equilibrio de este sistema de ecuaciones resulta robusta a la aplicación de métodos econométricos alternativos. Entre éstos cabe señalar la estimación *ad-hoc* de la ley de Okun, incluyendo como regresores adicionales una serie de *dummies* y tendencias temporales segmentadas que aproximan la *MURU* y que garantizan la estacionariedad de los residuos obtenidos. El segundo método es la estimación directa de la relación de equilibrio del sistema antes mencionado, es decir, eliminando la dinámica. Por último, la tasa de desempleo estructural obtenida por cualquiera de estos métodos es muy similar a la tasa de desempleo

de la que se eliminan los shocks de demanda estimados aplicando la metodología VAR a distintas combinaciones de las variables de interés.

Estos resultados permiten caracterizar la recesión reciente como un movimiento cíclico asociado a una fuerte caída en la presión de la demanda, que ha hecho pasar la tasa de desempleo desde un nivel de cuatro puntos porcentuales por debajo del desempleo compatible con la *CU* promedio hasta otro nivel de cuatro puntos por encima de la *MURU*. Durante este periodo el desempleo estructural se ha mantenido estable, aunque con una ligera tendencia al alza. Esta caracterización permite diferenciar el comportamiento de la tasa de desempleo en esta recesión frente al observado durante la primera mitad de la década de los ochenta. En esos años, junto a un no desdeñable déficit de demanda, la economía española sufrió una serie de shocks de oferta y transformaciones que provocaron un incremento continuado de la tasa de desempleo estructural. Entre estos *shocks*, en este trabajo se han identificado los componentes de la cuña salarial, junto a una notable persistencia o *hysteresis* cuyo coeficiente estimado se sitúa en 0.7, en línea con los resultados de otros autores, que encontrando tal efecto rechazan la existencia de *hysteresis* total.

Los resultados anteriores confirman que la *MURU* se ha estabilizado en torno al 19-20 por ciento, gracias, en buena medida, a la aplicación de las políticas de oferta, lo que indica que estos esfuerzos deben continuar en el futuro. Sin embargo, las oscilaciones cíclicas de la tasa de desempleo alrededor de la *MURU* indican que las políticas de demanda también pueden jugar un papel importante en la disminución de la tasa de desempleo, tal y como han propuesto algunos autores recientemente. Teniendo en cuenta los mecanismos de *hysteresis* de nuestra economía esta disminución puede alcanzar unos cuatro puntos porcentuales a medio plazo.

Estas conclusiones, sin embargo, no deben interpretarse en el sentido convencional de que esta reducción del desempleo sea compatible con el mantenimiento de una inflación constante o incluso a la baja. En sentido estricto, los resultados de este trabajo indican que si las condiciones de la demanda fueran tales que las empresas volvieran a un nivel normal de utilización de la capacidad productiva, el desempleo se reduciría en la magnitud antes mencionada. La estimación del impacto que las políticas

de demanda expansivas puedan tener sobre la inflación queda fuera de los objetivos de este trabajo. Esto es consecuencia de que el criterio de identificación del desempleo cíclico utilizado no está diseñado para abordar esta cuestión. Sin embargo, cabe señalar que la asociación entre desempleo cíclico y sorpresas de inflación, habitual en otros trabajos en la literatura empírica, es también muy poco informativa de los efectos sobre la inflación de una expansión de la demanda, lo cual puede conducir a conclusiones erróneas sobre el margen de maniobra de la política económica. La relación entre la inflación no anticipada y la presión de la demanda constituye por sí sola una cuestión objeto de un análisis que desborda los límites de esta investigación.

6. Referencias

- Alogoskoufis, G.; Bean, Ch.; Bertola, G.; Cohen, D.; Dolado, J.J. y Saint-Paul, G. (1995): *Unemployment: Choices for Europe*. CEPR. Londres.
- Andrés, J. y García, J. (1990): "La Persistencia del Desempleo en España: un Enfoque Agregado", en J. Velarde, J. García Delgado y A. Pedreño (eds.): *La Industria Española. Recuperación, Estructura y Mercado de Trabajo*. Colegio de Economistas. Madrid.
- Andrés, J. y García, J. (1993): "Factores Determinantes de los Salarios: Evidencia para la Industria Española" en J. Dolado, C. Martín y L. Rodríguez Romero (eds.): *La Industria y el Comportamiento de las Empresas Españolas. Ensayos en Homenaje a Gonzalo Mato*. Alianza Editorial. Madrid.
- Andrés, J.; Dolado, J.J.; Molinas, C.; Sebastián, M.; y Zabalza, A. (1990): "The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment", en J. Drèze y Ch. Bean (eds.), *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press.
- Bean, Ch. (1994): "European Unemployment: A Survey". *Journal of Economic Literature*, 32, pp. 573-619.
- Bean, Ch. (1995): "The Role of Demand Management Policies in Reducing Unemployment", en *Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options*. Federal Reserve Bank of Kansas City
- Blanchard, O.J. (1993): "Consumption and the Recession of 1990-1991". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 80(2), pp. 270-274.
- Blanchard, O.J.; Jimeno, J.F.; Andrés, J.; Bean, Ch. R.; Revenga, A.; Saint Paul, G.; Snower, D.; Solow, R.; Taguas, D. y Toharia, L. (1995): *Spanish Unemployment: Is There a Solution?*. CEPR. London.
- Coe, D.T. y Krueger, T. (1990): "Wage Determination, the Natural Rate of Unemployment, and Potential Output", en L. Lipschitz and d. McDonald (eds.): *German Unification: Economic Issues*. Occasional

Paper, no. 75, *Fondo Monetario Internacional*.

- De Lamo, A. y Dolado, J.J. (1991): "Un Modelo de Mercado de Trabajo y la Restricción de la Economía Española". *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII(1), 87-118.
- Doménech, R. y Taguas, D. (1995): "Potential Output Estimations in the Spanish Economy". Mimeo. Conference on Medium Term Economic Assesment. Helsinki, 7-9 de Junio de 1995.
- Dolado, J.J.; Malo de Molina, J. L. y Zabalza, A. (1986): "Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Factors". *Economica*, 53(210).
- Dolado, J.J.; M. Sebastián and J. Vallés (1993): "Cyclical Patterns of the Spanish Economy". *Investigaciones Económicas*, 17, 445-473.
- Dolado, J.J. y Sicilia, J. (1995): "Explicaciones de la Recesión en Europa: Un Enfoque de VAR Estructural". *Cuadernos Económicos de ICE*, 59, pp. 201-230.
- Franz, W. y R. J. Gordon (1993): "German and American Wage and Price Dynamics. Differences and Common Themes". *European Economic Review*, 37, 719-762
- Fernández, M.; Ponz, J.M. y Taguas, D. (1994): "La Fiscalidad sobre el Factor Trabajo: Un Enfoque Macroeconómico". *Economía y Sociología del Trabajo*, Núm. 25/26, pp. 161-179.
- Goerlich, F. (1992): "Memoria y Persistencia en Series Temporales Económicas: El Caso de la Actividad Económica Agregada en España". *Revista Española de Economía*, 9(1), pp. 65-86.
- Gordon, R.J. (1995): "Is There a Tradeoff Between Unemployment and Productivity Growth?". National Bureau of Economic Research. *Working Paper Series* No. 5081.
- Hall, R. E. (1993): "Macro Theory and the Recession of 1990-1991". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 80(2), pp. 275-279.
- Hansen, G. D. y Prescott, E. C. (1993): " Did Technology Shocks Cause the 1990-1991 Recession?. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 80(2), pp. 280-286.
- Jaeger, A. y Parkinson, M. (1990): "Testing for Hysteresis in Unemployment. An Unobserved Components Approach". *Empirical Economics*, 15, pp. 185-198.

- Jimeno, J.F. y Toharia, L. (1993): "El Mercado de Trabajo Español en el Proceso de Convergencia hacia la Unión Económica y Monetaria Europea". *Papeles de Economía Española*, 52/53, pp. 78-107.
- Layard, R. y Nickell, S.J. (1985): "The Causes of British Unemployment". *National Institute Economic Review*, 111, pp. 62-85.
- Layard, R. y S.J. Nickell (1986): "Unemployment in Britain". *Economica*, suplemento, 53, 121-69.
- Layard, R. y Nickell, S.J. (1987): "The Labour Market", in Dornbusch, R. and Layard, R. (eds.), *The Performance of the British Economy*. *Oxford University Press*. Oxford.
- Layard, R.; Nickell, S.J. y Jackman, R. (1991): *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. *Oxford University Press*. Oxford.
- López, E. (1991): "Precios y Salarios en la Economía Española", en C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (eds.): *La Economía Española. Una Perspectiva Macroeconómica*. *Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales*. Madrid y Barcelona.
- Manning, A. (1993): "Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations". *Economic Journal*, 103, pp. 98-118.
- Molinas, C.; Ballabriga, C.; Canadell, E.; Escribano, A.; López, E.; Manzanedo, L.; Mestre, R.; Sebastián, M. y Taguas, D. (1990): *MOISEES. Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española*. *Antoni Bosch, editor e Instituto de Estudios Fiscales*. Madrid y Barcelona.
- Molinas, C.; Sebastián, M. y Zabalza, A. eds., (1991): *La Economía Española. Una Perspectiva Macroeconómica*. *Antoni Bosch, editor e Instituto de Estudios Fiscales*. Madrid y Barcelona.
- Rodrick, D. (1993): "Do Low Income Countries Have a High-Wage Option?". NBER WP-4451.
- Rowthorn, R. (1995): "Capital Formation and Unemployment". *Oxford Review of Economic Policy*, vol.11, 1, pp. 26-39.
- Walsh, C. E. (1993): "What Caused the 1990-1991 Recession?". *Economic Review*, *Federal Reserve Bank of San Francisco*, pp. 33-48.

Zabalza, A. (1995): "Thirty Years of Spanish Economic Growth: The Role of the Private and Public Sectors". Mimeo. Universidad de Valencia.

Cuadro 4.1
Estimaciones de la Ley de Okun
Variable dependiente: U_t . Período muestral 1964-1994.

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| <i>Constante</i> | 0.04 (3.41) | -0.04 (3.53) | -0.05 (4.12) | 0.06 (4.05) | 0.04 (3.23) | -0.07 (4.47) | -0.07 (5.19) | -0.06 (4.30) |
| U_{t-1} | 0.97 (48.8) | 0.73 (12.5) | 0.70 (12.2) | 0.95 (33.0) | 0.98 (47.0) | 0.63 (8.24) | 0.60 (8.25) | 0.66 (9.55) |
| $\log(CU^* - C\bar{U}^*)$ | -0.40 (8.80) | -0.34 (7.04) | -0.32 (6.93) | | -0.41 (7.78) | | | -0.15 (2.58) |
| $\Delta^2 \log P_t$ | | | | -0.18 (2.22) | 0.02 (0.41) | -0.14 (1.84) | -0.16 (2.28) | -0.07 (0.92) |
| $\log(t_t^i t_t^{cse}) / (t_t^d t_t^{csa})$ | | 0.27 (4.80) | 0.29 (5.35) | | | 0.39 (5.59) | 0.41 (6.27) | 0.34 (5.29) |
| $\log(P^m / P_t^{cf})^m$ | | 0.43 (4.94) | 0.43 (5.11) | | | 0.57 (5.18) | 0.54 (5.26) | 0.45 (4.48) |
| $d_{72} + d_{73}$ | 0.02 (4.19) | 0.02 (4.43) | 0.02 (4.27) | | 0.02 (4.13) | | | |
| $(e + p^x - p^{x*})_t^c$ | -0.05 (2.10) | | -0.05 (1.95) | -0.04 (1.20) | -0.05 (2.00) | | -0.07 (2.22) | -0.07 (2.10) |
| $\log(W^{\min} / P)_t$ | 0.02 (2.96) | | | 0.03 (3.70) | 0.02 (2.80) | | | |
| $d_{86} + d_{87}$ | -0.02 (3.41) | | | | -0.02 (3.31) | | | |
| d_{87} | | | | -0.03 (2.59) | | -0.02 (2.05) | -0.02 (2.34) | -0.01 (1.85) |
| d_{89} | | | | -0.02 (2.60) | | -0.03 (3.14) | -0.02 (2.88) | -0.02 (2.28) |
| d_{93} | | | | 0.03 (3.13) | | | | |
| \bar{R}^2 | .9951 | .9953 | .9958 | .9896 | .9949 | .9913 | .9926 | .9940 |
| $\hat{\sigma}$ | .0060 | .0059 | .0056 | .0088 | .0061 | .0080 | .0074 | .0066 |
| <i>Durbin-Watson</i> | 1.83 | 1.68 | 2.01 | 1.84 | 1.78 | 1.47 | 1.75 | 1.60 |

Notas: Método de estimación OLS. La cuña fiscal se define como: $t^i = 1 + \tau^i$, $t^{cse} = 1 + \tau^{cse}$, $t^d = 1 - \tau^d$, $t^{csa} = 1 - \tau^{csa}$. Estadísticos "t" entre paréntesis.

Cuadro 4.2
 Estimaciones de la ecuación de salarios.
 Variable dependiente: $\Delta^2 \log S_t$. Período muestral 1968-94.

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------|
| α_0^w | -0.06 (2.70) | -0.05 (2.49) | -0.05 (2.19) | -0.06 (4.10) |
| $\gamma_1^w (U_{t-1} - U_{t-1}^*)$ | -1.44 (4.09) | -1.50 (4.22) | -1.69 (5.93) | -1.65 (6.10) |
| $\gamma_2^w (U_{t-2})$ | 0.70 (9.57) | 0.74 (12.5) | 0.75 (13.7) | 0.70* (13.7) |
| $\gamma_3^w (\log(CU^* - \bar{C}U^*))_{t-1}$ | 0.08 (1.12) | | | |
| $\gamma_4^w (d_{72} + d_{73})_{t-1}$ | 0.003 (0.31) | 0.006 (0.61) | | |
| $\gamma_5^w (\ln(r_{t^{cse}}) / (r_{t^{csa}}))_{t-1}$ | 0.28 (4.29) | 0.24 (4.60) | 0.23 (4.63) | 0.28 (16.1) |
| $\gamma_6^w (\ln(P^m / P^{cf})^m)_{t-1}$ | 0.48 (5.58) | 0.45 (5.76) | 0.46 (6.13) | 0.50 (8.21) |
| $\delta^w (\Delta s_{t-1} - \alpha_1^w (U_{t-1} - U_{t-1}^*))$ | -0.49 (4.81) | -0.50 (4.85) | -0.45 (6.98) | -0.47 (7.69) |
| $\alpha_1^w (\Delta^2 s_{t-1})$ | -0.29 (5.38) | -0.26 (5.33) | -0.27 (5.83) | -0.25 (5.83) |
| $\alpha_2^w (\Delta^2 s_{t-2})$ | -0.26 (6.32) | -0.25 (6.14) | -0.24 (7.17) | -0.23 (6.99) |
| $\alpha_3^w (\Delta(\theta_t - \theta_t^*))$ | 0.59 (12.5) | 0.58 (12.2) | 0.60 (16.0) | 0.59 (16.1) |
| $\alpha_4^w (\Delta^2 \ln(W^{\min} / P))_t$ | 0.19 (6.41) | 0.18 (6.22) | 0.20 (9.55) | 0.19 (9.26) |
| $\alpha_5^w (\Delta^2 \ln(P^m / P^{cf})^m)_{t-2}$ | -0.23 (3.70) | -0.22 (3.54) | -0.22 (3.52) | -0.24 (3.89) |
| $\alpha_6^w \Delta^2 \ln(r_{t^{cse}}) / (r_{t^{csa}})_t$ | -0.16 (4.00) | -0.15 (3.76) | -0.15 (3.70) | -0.14 (3.45) |
| $\alpha_7^w (d_{72})_t$ | 0.06* (13.1) | 0.07* (15.9) | 0.07* (16.0) | 0.07* (15.9) |
| $\alpha_8^w (d_{84})_t$ | -0.05* (11.0) | -0.05* (10.9) | -0.05* (11.0) | -0.05* (10.8) |
| $\alpha_9^w (d_{86})_t$ | 0.02* (4.45) | 0.01* (4.25) | 0.01* (4.25) | 0.02* (4.46) |
| R^2 | 0.9900 | 0.9900 | 0.9900 | 0.9894 |
| σ | 0.0031 | 0.0031 | 0.0031 | 0.0032 |
| Durbin-Watson | 2.38 | 2.36 | 2.44 | 2.25 |

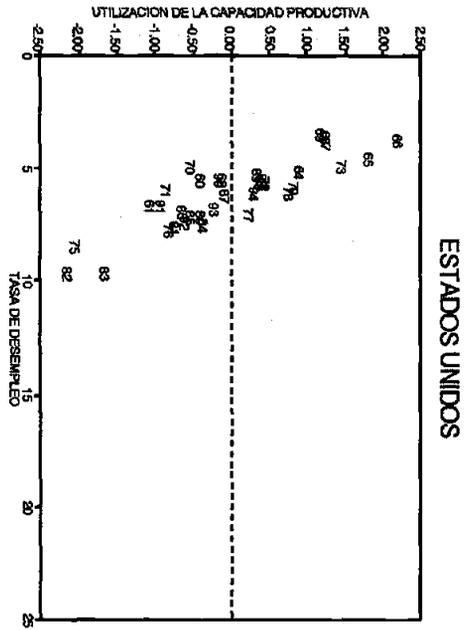
Notas: Las ecuaciones (1), (2), (3) y (4) se estiman conjuntamente con las ecuaciones de salarios correspondientes. En todos los casos el método de estimación es Mínimos Cuadrados Triangulares no lineales (NL3SLS). El símbolo (*) denota coeficiente restringido.

Cuadro 4.3
Estimaciones de la ecuación de precios.
Variable dependiente: $\Delta^2 \log (1/S)_t$. Período muestral 1968-94.

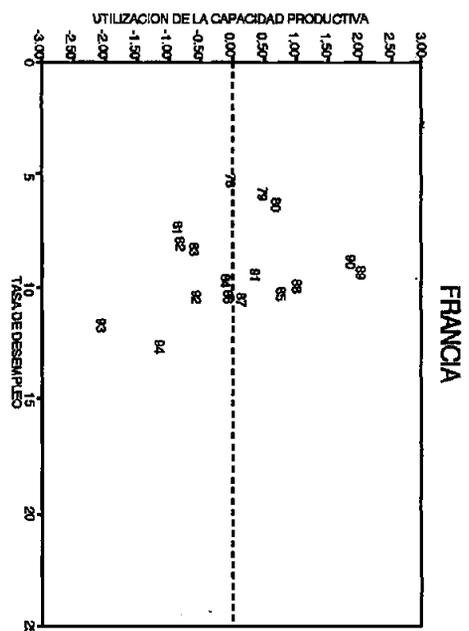
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|
| α_0^p | 0.005 (5.28) | 0.005 (5.05) | 0.005 (5.14) | 0.005 (5.06) |
| $-\beta_1^p / \gamma_1^w \log (C\bar{U}_t / C\bar{U}_{t-1}^*)$ | -0.47 (3.82) | -0.43 (4.05) | -0.39 (5.21) | -0.39 (5.30) |
| $\delta^p (\Delta s_{t-1} - \beta_1^p (cu_{t-1}^* - \bar{cu}_{t-1}^*) - \beta_2)$ | -0.84 (12.2) | -0.84 (11.8) | -0.84 (11.9) | -0.84 (11.7) |
| $\beta^p (e + p^x - p^{x,*})_{t-1}^c$ | -0.05 (1.43) | -0.05 (1.45) | -0.05 (1.46) | -0.05 (1.57) |
| $\alpha_1^p (\Delta^2(-s)_{t-1})$ | -0.26 (5.91) | -0.25 (5.61) | -0.25 (5.59) | -0.25 (5.46) |
| $\alpha_2^p (\Delta^2(-s)_{t-2})$ | -0.29 (7.71) | -0.29 (7.43) | -0.28 (7.42) | -0.29 (7.31) |
| $\alpha_3^p (\Delta(\theta_t - \theta_t^*))$ | -0.35 (6.69) | -0.35 (6.46) | -0.34 (6.48) | -0.34 (6.36) |
| $\alpha_4^p (\Delta(\theta_{t-1} - \theta_{t-1}^*))$ | -0.16 (2.45) | -0.18 (2.77) | -0.18 (2.79) | -0.18 (2.72) |
| $\alpha_5^p \Delta^2 \log (r_{t^{cse}} / (r_{t^{csa}}^d))_{t-1}$ | 0.20 (3.38) | 0.19 (3.11) | 0.18 (3.08) | 0.19 (3.21) |
| $-\alpha_7^w (d_{72})_t$ | 0.06* (13.1) | 0.07* (15.9) | 0.07* (16.0) | 0.07* (15.9) |
| $-\alpha_8^w (d_{84})_t$ | -0.05* (11.0) | -0.05* (10.9) | -0.05* (11.0) | -0.05* (10.8) |
| $-\alpha_9^w (d_{86})_t$ | 0.02* (4.45) | 0.01* (4.25) | 0.01* (4.25) | 0.02* (4.46) |
| $\alpha_6^p \Delta^2 \log (P^m / P^{ef})_t^m$ | 0.21 (2.58) | 0.22 (2.56) | 0.22 (2.60) | 0.22 (2.60) |
| $\alpha_7^p \Delta (cu_{t-1} + cu_{t-2})$ | 0.19 (3.94) | 0.18 (3.72) | 0.19 (3.88) | 0.18 (3.82) |
| $\alpha_8^p \Delta^2 ((X+M)/Y)_t$ | 0.20 (2.87) | 0.22 (3.20) | 0.22 (3.18) | 0.23 (3.32) |
| $\alpha_9^p \Delta (y - y^*)_{t-2}$ | 0.46 (4.42) | 0.42 (4.09) | 0.43 (4.29) | 0.42 (4.15) |
| $\alpha_{10}^p \Delta^2 t_{t-1}^{cse}$ | -0.53 (4.13) | -0.56 (4.25) | -0.56 (4.32) | -0.54 (4.14) |
| $\alpha_{11}^p \Delta^2 (e + p^x - p^{x,*})_t^c$ | -0.08 (3.36) | -0.08 (3.30) | -0.08 (3.31) | -0.09 (3.38) |
| R^2 | 0.9870 | 0.9860 | 0.9863 | 0.9857 |
| $\hat{\sigma}$ | 0.0035 | 0.0037 | 0.0036 | 0.0037 |
| Durbin-Watson | 2.19 | 2.23 | 2.24 | 2.26 |

Notas: Las ecuaciones (1), (2), (3) y (4) se estiman conjuntamente con las ecuaciones de salarios correspondientes. En todos los casos el método de estimación es Mínimos Cuadrados Triangulares no lineales (NL3SLS). El símbolo (*) denota coeficiente restringido.

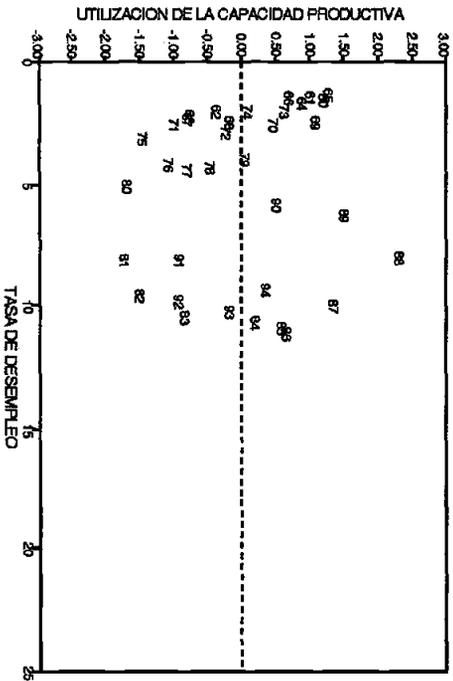
GRAFICO 2.1



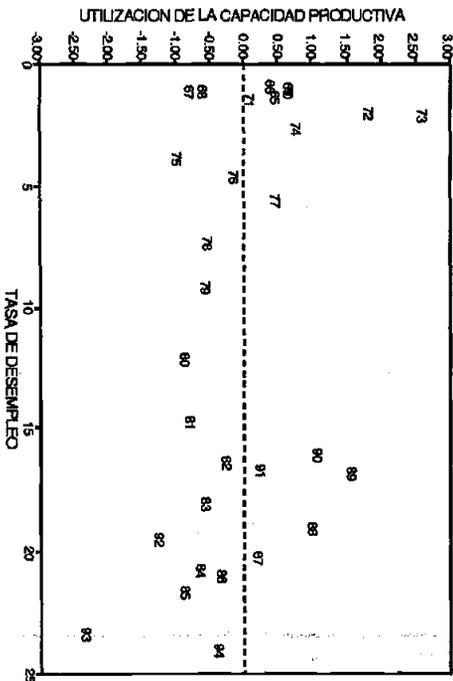
Fuente: Main Economic Indicators, OCDE



Fuente: Main Economic Indicators, OCDE



Fuente: Main Economic Indicators, OCDE



Fuente: MOISES

GRAFICO 2.2

ESTIMACIONES DEL DESEMPLEO SIN SHOCKS DE DEMANDA

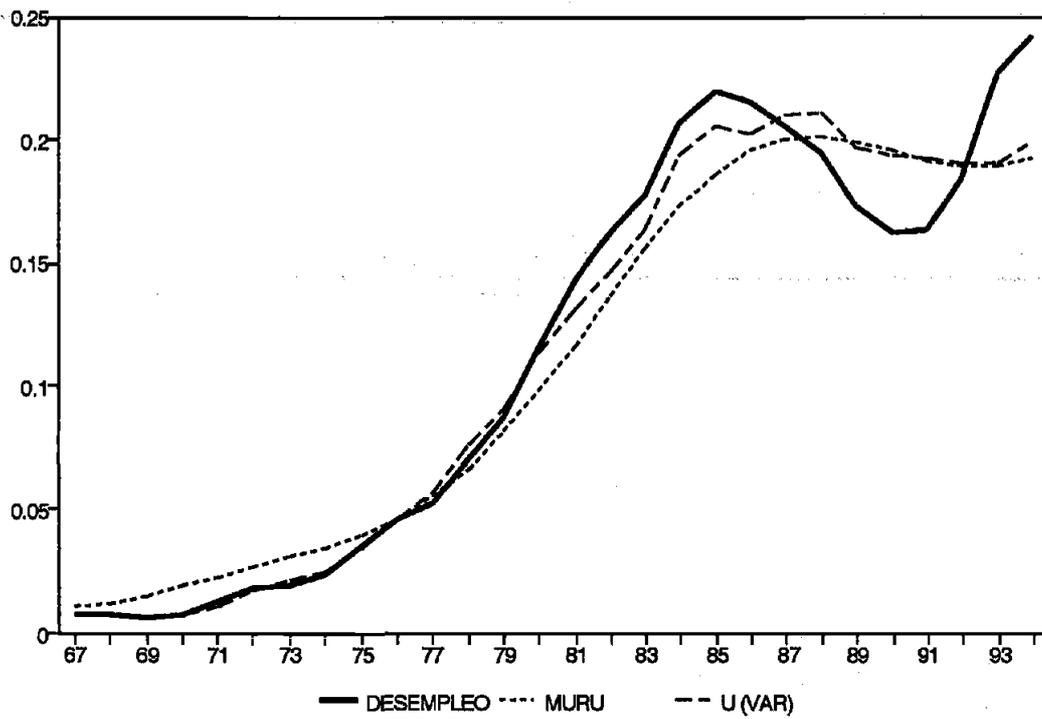


GRAFICO 2.3
PARTICIPACION DE LAS RENTAS SALARIALES

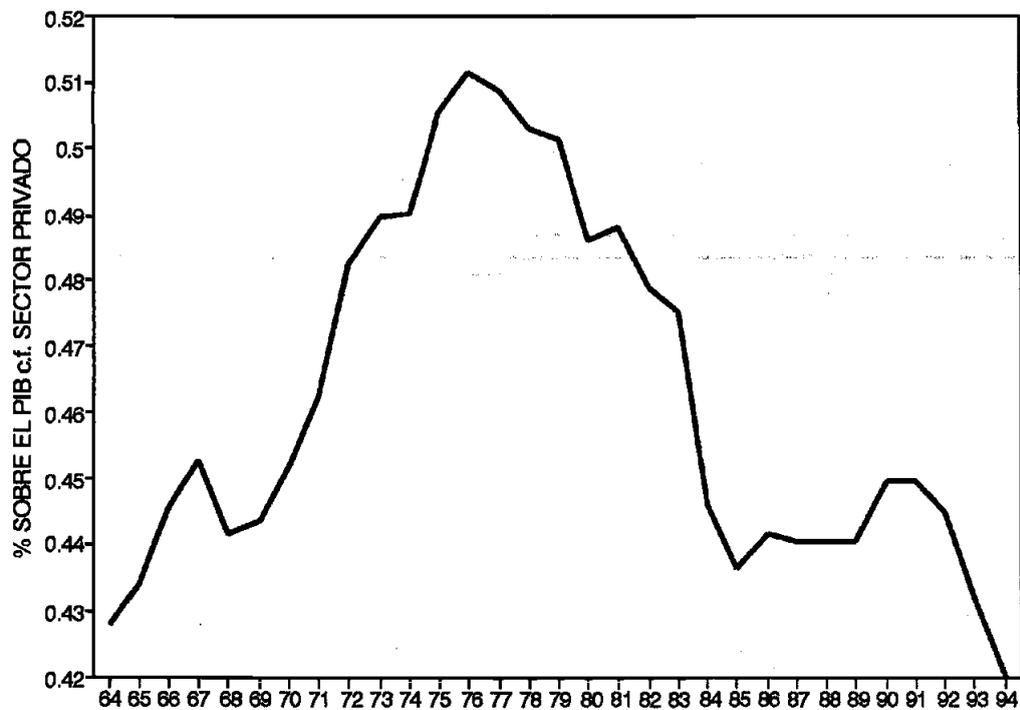
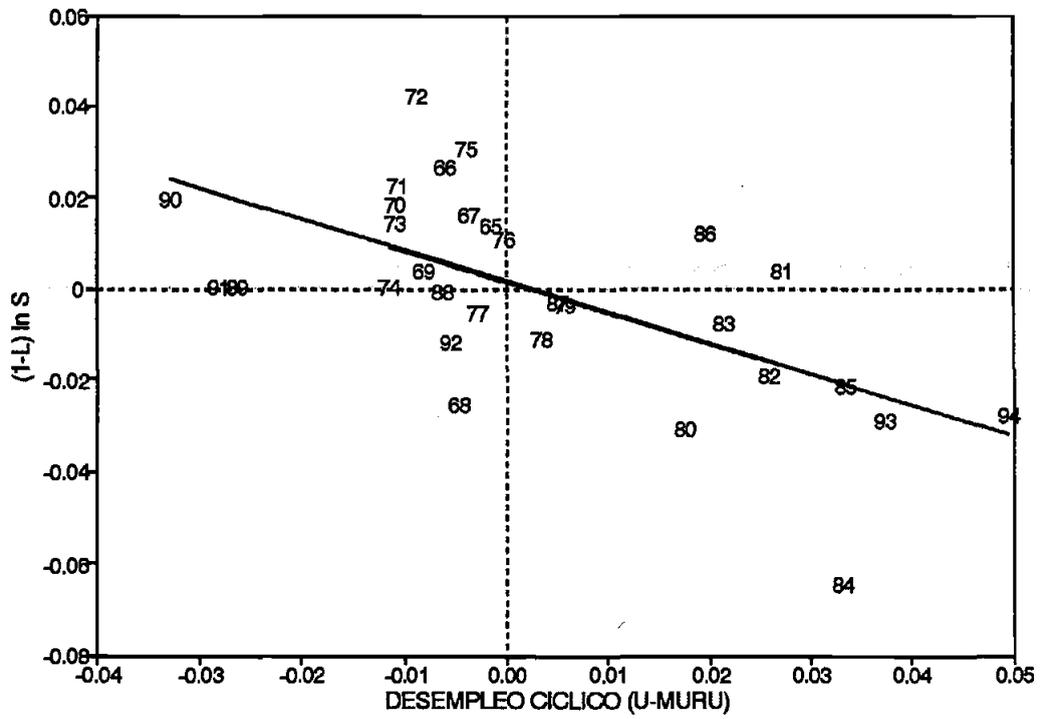


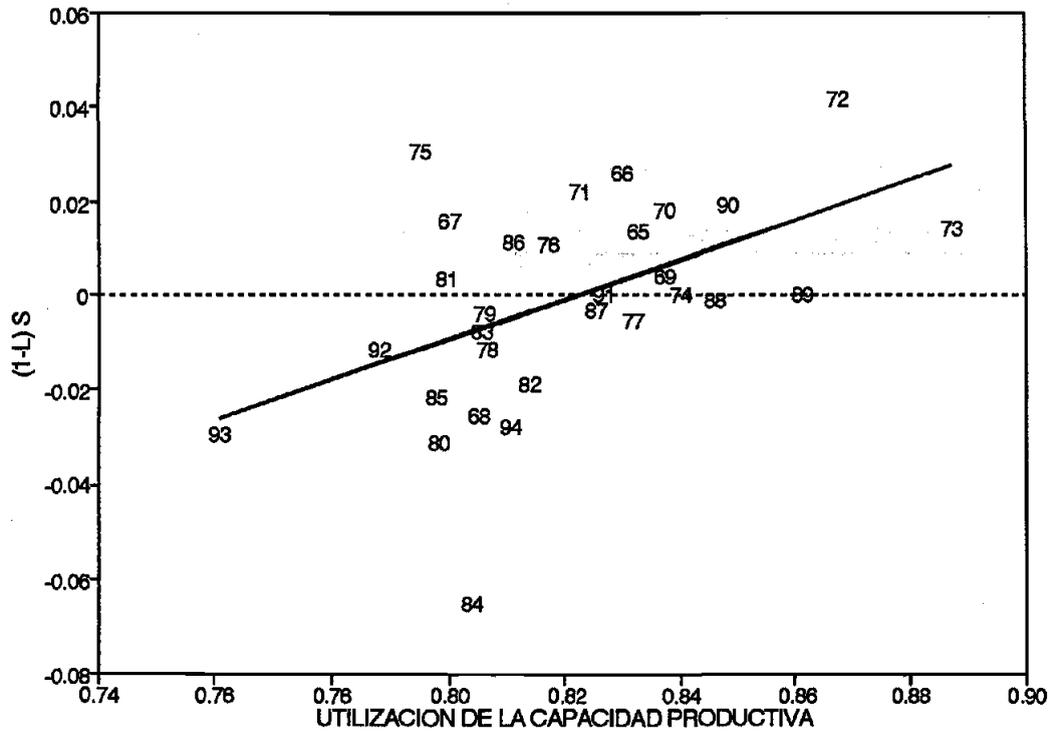
GRAFICO 2.4

DESEMPLEO CICLICO Y CAMBIOS EN LA PARTICIPACION SALARIAL



La pendiente de la recta de regresión es significativa al 1%

GRAFICO 2.5
PARTICIPACION RENTAS SALARIAES Y CU



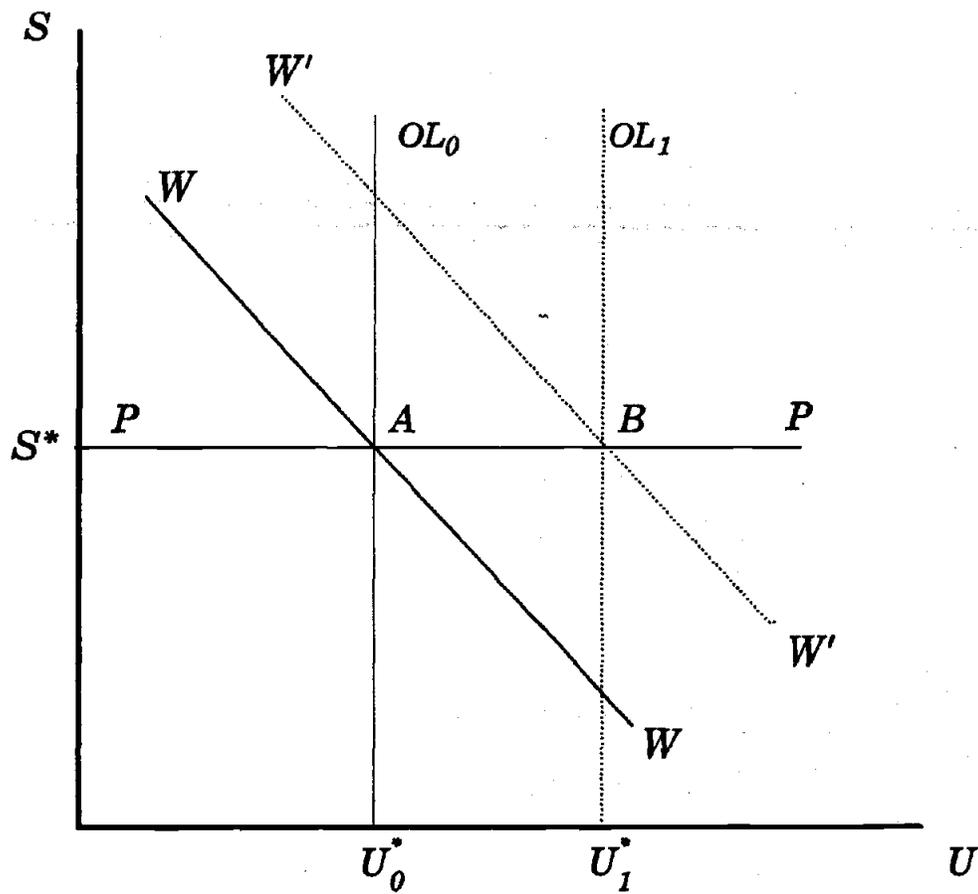


Gráfico 3.1
Ejemplo de un aumento en Z^W

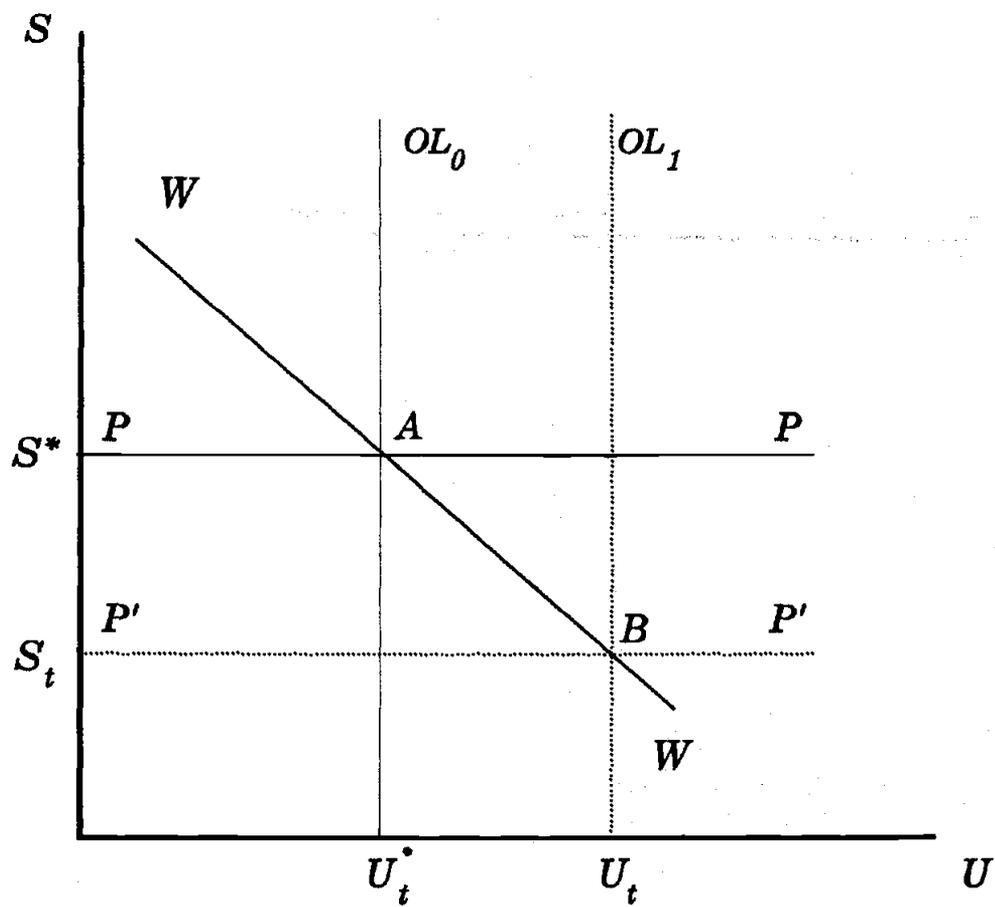


Gráfico 3.2
Ejemplo de una disminución en CU

GRAFICO 4.1

ESTIMACIONES DE LA TASA DE DESEMPLEO ESTRUCTURAL

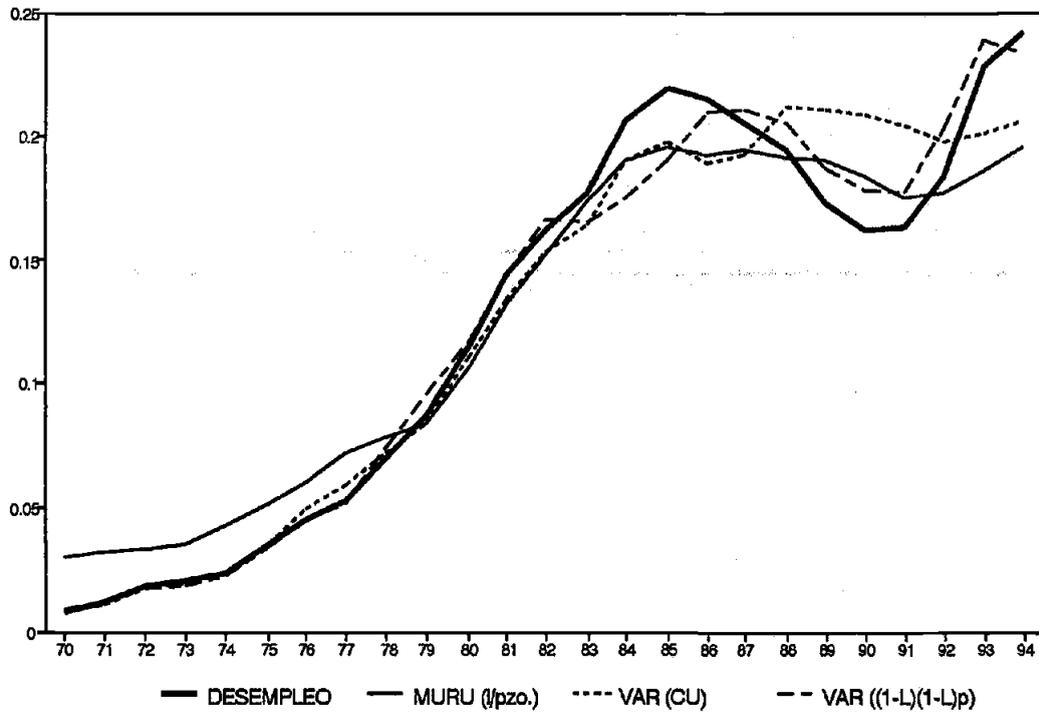


GRAFICO 4.2
STOCK DE CAPITAL PRODUCTIVO

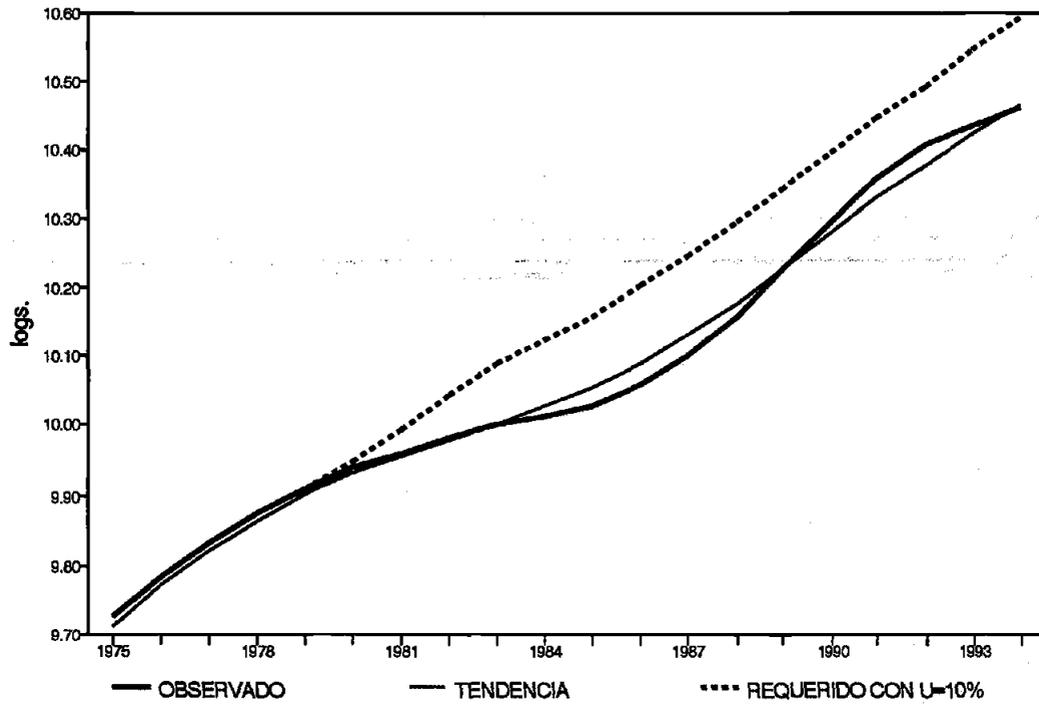


GRAFICO 4.3

DEFINICIONES ALTERNATIVAS DEL DESEMPEÑO CICLICO

