

¿POR QUÉ LAS TASAS DE PARO DIFIEREN EN EUROPA?

Traducido de La Revue de L'Ires, n.º 32, 2000

MICHEL HUSSON

Traducido por José López Fernández

ABSTRACT

■ *El objetivo del estudio es analizar las razones de las diferencias en las tasas de paro en el interior de la Unión Europea, revisando los diferentes modelos explicativos. Se intenta refutar la interpretación dominante que atribuye a la flexibilidad en el mercado de trabajo los mejores resultados de empleo. La prioridad concedida a la moderación salarial, unida a una excesiva sustitución capital-trabajo, ha empujado hacia abajo el empleo, salvo en algunos pequeños países que no han practicado políticas duras de contención salarial. El principal resultado del trabajo consiste en atribuir a las diferencias en el crecimiento económico la principal capacidad explicativa en las variaciones de las tasas de desempleo.*

■ *Ikerketaren helburua Europako Batasunaren barruko langabezia-tasen arteko desberdintasunen arrazoiak aztertzea da. Horretarako azalpenezko hainbat eredu berrikusiko ditugu. Ahalegina nagusi den interpretazioa, enpleguaren inguruko emaitzarik onenak lan-merkatuko malgutasunari egoztean datzana, ezeztatzea izango da. Soldaten neurritasunari eskainitako lehenetasunaren eta kapitalaren eta lanaren arteko gehiegizko ordezkatzearen ondorioz, enpleguak behera egin du, soldatei eusteko politika gogorak gauzatu ez dituzten herrialde txiki batzuetan izan ezik. Lanaren emaitza nagusia hau da: ekonomia-hazkuntzaren inguruko desberdintasunak hartzea langabezia-tasen aldeak argitzeko oinarri nagusitzat.*

■ *The objective of this study is to analyse the reasons for the differences in unemployment rates within the European Union, based on the different explanatory models. We will attempt to disprove the dominant interpretation which attributes the best employment results to market flexibility. The priority placed on moderating salaries, added to an excessive capital-work substitution, has forced employment downwards, except in a few small countries which have not put into practice hard line salary control policies. The principal result of this work is to show that differences in economic growth can best explain the variations in unemployment rates.*

Las tasas de paro varían considerablemente en el interior del conjunto europeo, tanto en nivel como en evolución. Dar cuenta de estas diferencias es una tarea extremadamente difícil, pero también fascinante. Si se consigue, al menos en parte, realizar este programa, entonces es posible deducir propuestas eficaces en cuanto a las políticas más apropiadas para luchar contra el paro y volver al pleno empleo.

Este artículo se centra en esta temática. Sintetiza y prolonga los resultados de un informe (Husson, Jolivet, Meilland, 1999). Su argumentación se desarrolla en dos tiempos. Es la segunda parte la que propone una modelización de cuyos resultados se deducen algunas conclusiones que se esperan útiles. Se muestra en particular que los resultados del crecimiento tienen más peso que el medio institucional de los mercados de trabajo. El compromiso social juega a su vez un papel pero su puerta de entrada pasa por una sustitución capital-trabajo menos rápida más bien que por una moderación salarial nítida.

Antes de llegar a estos resultados, la primera parte examina la línea de interpretación dominante que consiste en imputar los mejores resultados de empleo a una mayor flexibilidad del mercado de trabajo, ella misma condición indispensable de la moderación salarial. Los resultados empíricos no corroboran esta lectura en cierta manera espontánea, y los modelos teóricos sobre los que se asientan sacan a la luz problemas de coherencia interna. Pero, como restringen a priori el campo de la investigación científica, tendríamos que empezar por una vuelta crítica al obstáculo que constituyen.

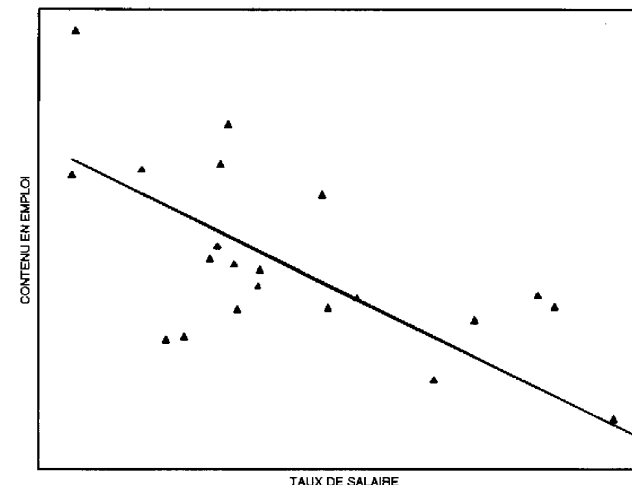
PRIMERA PARTE: LAS EXPLICACIONES STANDARD

Las falsas evidencias de la moderación salarial

En la «vulgata» de la economía dominante, las diferencias de resultados no pueden explicarse en último término más que por una desigual capacidad de cada país para dar prueba de moderación salarial. Este esquema es más atrayente desde el momento en que se apoya, en sus versiones más simplificadas, en simples correlaciones gráficas que parecen aportar una prueba sin tomar en cuenta las afirmaciones avanzadas.

Así, el gráfico 1 muestra una fuerte correlación inversa entre la progresión de la tasa de salario real con la del contenido en empleo (número de empleos por unidad de producto). Los datos de la OCDE permiten un modelo en corte sobre 20 países, lo que da un buen coeficiente de correlación de 0,55.

Gráfico 1: Contenido en empleo y tasa de salario. Evoluciones 1980-1997.



Ante tan bella ligazón, conviene preguntarse sobre el sentido de esta correlación. ¿No podríamos ver en ella una causalidad inversa? La cantidad de empleo no es otra cosa, en efecto, que el inverso de la productividad aparente del trabajo. Entonces, si ésta es a su vez un argumento de evolución del salario real: incluso si la norma de una parte de los salarios en el valor añadido constante no juega ya como antes, la progresión relativa del salario real no está completamente desconectada con la de la productividad. Nos encontramos entonces ante la situación de elegir entre dos lecturas de los mismos hechos:

- a) es en los países donde el salario ha aumentado de manera menos rápida donde la cantidad de empleo ha aumentado más.
- b) es en los países donde la productividad ha aumentado más rápidamente donde la progresión del salario real ha sido la más importante.

Estas dos proposiciones no parecen equivalentes a pesar de que corresponden al mismo tipo de correlación, ya que la cantidad de empleo es inversa a la productividad del trabajo. La estimación econométrica de la relación (productividad-salario) es entonces de una calidad equivalente a la de la relación inversa (salario-cantidad de trabajo). Establece que la evolución relativa del salario real depende de la de la pro-

ductividad del trabajo. El coeficiente de evolución es estable y próximo a 1/2, como se ha podido verificar por diversos procesos de estimación (sobre todo «apilando» los países). Esto significa que solamente la mitad de las ganancias de productividad recaen sobre los asalariados en forma de progresión del salario real. La norma salarial se aleja de una regla «fordista» según la cual el salario real crece como la productividad pero no ha roto más que a mitades (de media) con este tipo de relación.

Esta constatación nos conduce entonces a hacernos dos preguntas. La primera es, de nuevo, la del sentido de causalidad entre salario y productividad. Pero hay otra que nos lleva a preguntarnos sobre la mejor manera de definir la noción de «moderación salarial». Ahora bien, estas dos cuestiones están estrechamente ligadas, como se puede ver con un ejemplo estilizado de comparación entre dos países A y B. La productividad progresa claramente menos rápido en A que en B (0,5% por 2%). En A, el salario aumenta como la productividad y la parte salarial en el PIB permanece entonces constante. En B, el salario aumenta como la mitad de la productividad, lo que conduce a un descenso de la parte salarial (cuadro 1).

Cuadro 1. Moderación salarial y hechos estilizados.

	Productividad	Salario	Parte salarial	PIB	Empleo
País A (Estados Unidos)	0,5	0,5	0,0	2,0	1,5
País B (Europa)	2,0	1,0	-1,0	2,0	0,0

En tasa de crecimiento, tenemos las siguientes relaciones:

Salario – Productividad = Parte de los salarios en el PIB

Empleo = PIB – Productividad

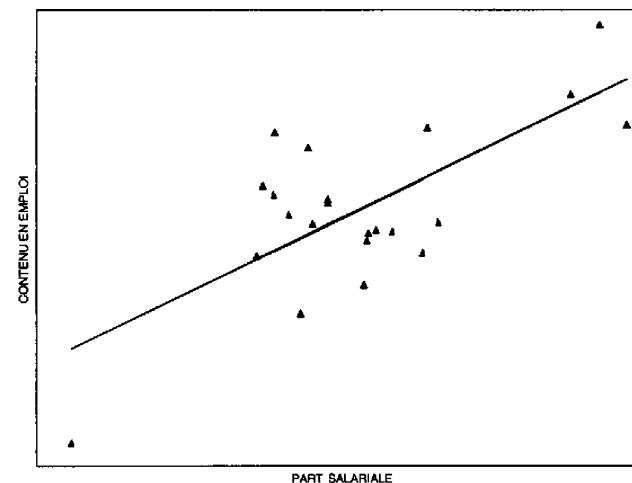
Si se examina directamente la progresión salarial, se podrá decir que el país A ha hecho prueba de una moderación salarial que le garantiza una mayor riqueza en el empleo del crecimiento. Para un crecimiento del PIB del 2%, el país A crea en efecto, 1,5% de empleos por año. Aparece entonces como «una máquina de creación de empleo».

Por su lado, el país B ha obtenido un crecimiento de salario real dos veces más rápido que en A, pero esto conlleva una desaceleración más rápida del contenido en empleo del crecimiento. Es por ello por lo que un mismo crecimiento del 2% no conduce a ninguna creación de empleo. El país B ha manifestado claramente su «preferencia por el salario» en detrimento del empleo.

La paradoja, pensando en una cierta comparación Estados Unidos / Europa, es que el país B (Europa), desde un cierto punto de vista, ha demostrado una mayor moderación salarial ya que ha conseguido hacer retroceder su parte salarial,

contrariamente al país A (Estados Unidos). La elasticidad del salario a la productividad es igual a 1/2 en Europa mientras que equivale a 1 en los Estados Unidos. La gran diferencia reside en la capacidad de los Estados Unidos en crecer tanto con menos productividad que los otros, y no en un rigor salarial superior, si se evalúa éste en relación con la distribución de las ganancias de productividad.

Gráfico 2: Contenido en empleo y parte salarial. Evoluciones 1980-1997.



Es por otra parte perfectamente conforme a la teoría establecida medir así lo que Bruno et Sachs llamaban *wage gap* en su obra de referencia (1985). La parte de los salarios en el valor añadido representa un indicador sintético de la norma salarial, en la medida en que su evolución salarial no está *a priori* unida a la de la productividad del trabajo (como puede serlo el salario real). Se trata de una ratio que no evoluciona más que en la medida en la que la elasticidad del salario a la productividad no es unitaria. Si esta elasticidad es inferior a la unidad, la parte de los salarios baja y hay moderación salarial. En el caso inverso, la parte de los salarios aumenta y hay derrapaje salarial.

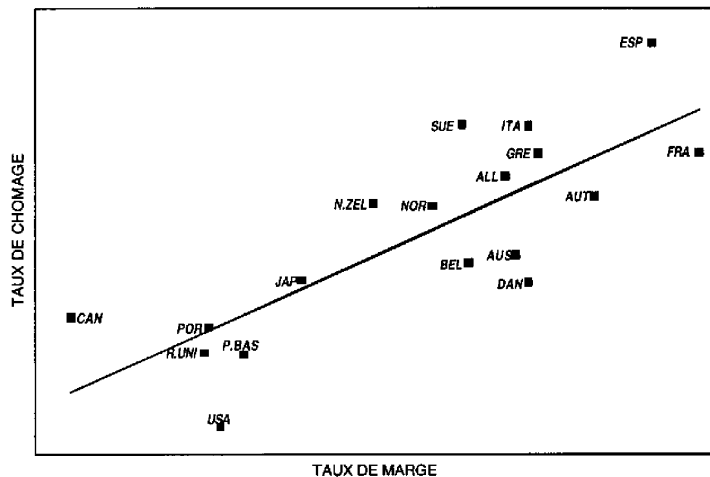
Paro y beneficio van a la par

Pero si se admite esta definición de moderación salarial, llegamos a un nuevo resultado inquietante que es la existencia de otra relación, positiva esta vez y tan clara (coeficiente de correlación de 0,51), entre la cantidad de empleo y la parte de los salarios (gráfico 2). Hay por lo tanto aquí una contradicción: la evolución

de la cantidad de empleo está asociada negativamente a la progresión del salario real, pero está al mismo tiempo correlacionada positivamente con la de la parte salarial. Dicho de otra manera, la moderación salarial, si se la señala por el descenso de la parte salarial, va a la par con un descenso del contenido en empleo. Resumiendo, la moderación salarial así definida aparece como desfavorable al empleo. Ciertamente, salario y productividad varían paralelamente, pero la incompletitud de esta relación hace que el primer resultado (correlación inversa entre salario y empleo) y el segundo (correlación positiva entre parte salarial y empleo) sean compatibles.

Se puede incluso ir más allá, mostrando que esta correlación es susceptible de ser extendida directamente a la determinación de las tasas de paro. Sobre el mismo período se obtiene en efecto una nueva correlación que abarca un conjunto de 20 países de los cuales se han retirado los resultados particularmente atípicos de dos países, Finlandia (donde el paro ha explotado) e Irlanda (donde el beneficio ha dado un salto hacia delante, a tasa de paro constante). Dejando de lado estos dos países —lo que no es absolutamente indispensable— se saca a la luz una muy clara correlación entre el restablecimiento de los beneficios y la subida del paro (gráfico 3) que confirma solidamente la econometría (coeficiente de correlación de 0,63). Los países que han sufrido la mayor progresión de la tasa de paro en el período considerado son también los que demuestran la mayor moderación salarial medida por el restablecimiento de la tasa de beneficio (que equivale a un retroceso de la parte salarial).

Gráfico 3: Tasa de paro y tasa de beneficio. Evoluciones entre 1981-83 y 1994-96.



La asignación de las ganancias de productividad

Esta discusión conduce, antes de considerar otras formas de modelización, a examinar en detalle las modalidades de la asignación de las ganancias de productividad. Se trata de nuevo de una descomposición que describe *ex post* los fenómenos observados, sin excluir interacciones entre sus diferentes componentes.

La progresión de las ganancias de productividad puede verse afectada en tres grandes campos:

- en la progresión del salario real por cabeza
- en la reducción del tiempo de trabajo
- en el restablecimiento del beneficio por reducción de la parte de los salarios.

El cuadro 2 recuerda las oposiciones clásicas entre Japón, Europa y los Estados Unidos. En los Estados Unidos, las ganancias de productividad disponibles son menos elevadas y afectadas íntegramente en el salario real. La progresión del beneficio es mínima y obtenida sobre todo por un alargamiento de la duración del trabajo. Esta configuración queda más o menos invariable en el conjunto de períodos.

En Japón, las ganancias de productividad horaria se han aminorado y se acercan ahora al ritmo de progresión europea. Mientras que una fracción importante de estas ganancias de productividad se asignaban al restablecimiento del beneficio a lo largo de los años ochenta, los asalariados japoneses recuperan de ahora en adelante sus ganancias íntegramente, la mitad bajo forma de salario y la otra mitad bajo forma de reducción del tiempo de trabajo.

La Unión Europea distribuye de manera diferente sus ganancias de productividad. Alrededor de un tercio está destinado al restablecimiento de las tasas de beneficio, y el resto a los asalariados según una dosificación en la que la reducción del tiempo de trabajo ocupa una plaza que tiende a reducirse.

Hemos hecho figurar en el cuadro 2 los países del *Top4* (Dinamarca, Irlanda, Noruega, Holanda) que han conseguido hacer disminuir sus tasas de paro en el último decenio. ¿Habrán hecho prueba de una particular moderación salarial para obtener este resultado? Es fácil ver que no. Los países del *Top4* se han beneficiado, a lo largo de este último decenio, de una productividad un poco mejor que acompaña a su diferencial de crecimiento. Aunque sea menos pronunciado que durante los años ochenta, un claro «efecto Kaldor» puede observarse de un país a otro: el hecho de obtener un crecimiento más elevado permite extraer ganancias de productividad más elevadas. Este aumento de productividad se traduce en un crecimiento del salario real y en una reducción del tiempo de trabajo un poco más rápidos, de 0,2 puntos en los dos casos. La restauración del beneficio es del mismo orden de magnitud y, en general, los países del *Top4* no se distinguen de una manera clara en este punto.

Cuadro 2. Moderación salarial y hechos estilizados. La asignación de las ganancias de productividad 1990-98.

	Productividad horaria	Salario real	Reducción de la duración	Restauración del beneficio	Ajuste
Estados-Unidos	0,9	0,8	-0,2	0,1	0,1
Japón	2,1	1,1	1,0	-0,2	0,1
TOP4	2,2	1,3	0,5	0,4	-0,1

Fuente: OCDE

TOP4: Dinamarca, Irlanda, Noruega, Holanda.

El objeto empírico que acabamos de construir es tratado la mayoría de las veces a través de representaciones teóricas que hacen referencia a la noción de «paro de equilibrio». Las dos secciones que van a continuación se centran en un examen crítico de esta noción. Tal ejercicio implica inevitablemente un rodeo por un cierto grado de tecnicismo, antes de volver a consideraciones más empíricas.

El paro de equilibrio: 1. El Nairu

Pese a una base empírica que, según acabamos de constatar, les es propicia, los esquemas teóricos se asientan sobre la idea de una relación negativa entre paro y salario real, de la que se deduciría la noción de tasa de paro de equilibrio. Una de las versiones más conocidas se conoce con el nombre de NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) y designa a la tasa de paro que no acelera la inflación. Proponemos aquí una presentación simplificada que servirá para subrayar las incoherencias internas, antes de avanzar elementos de crítica que tratan sobre la capacidad explicativa de esta noción.

Cualquier parte del binomio precios-salarios se compone de dos ecuaciones de un modelo macro-económico standard. Estas dos ecuaciones dicen cosas muy simples. La primera, la ecuación de salario, dice que el aumento del salario nominal (w) depende de tres elementos:

- una indexación, en este caso unitaria, del aumento de los precios (p);
- un crecimiento (a) del poder adquisitivo;
- una sensibilidad a la tasa de paro (U) que juega negativamente para la subida del salario.

Esta ecuación de salario se escribe por lo tanto:

$$(1) \quad w = p + a - bU$$

La segunda ecuación es la ecuación de precios. Dice que el precio (p) aumenta como el costo salarial unitario, dicho de otra manera como la diferencia entre el crecimiento del salario nominal (w) y el de la productividad (h).

Esta ecuación de precio se escribe entonces:

$$(2) \quad p = w - \eta$$

La relación precios-salarios es el conjunto de estas dos ecuaciones que puede parecer de una elemental simplicidad: el paro determina el salario real, y los precios dependen de los costos salariales unitarios. Sin embargo, este sistema nos sitúa ante enormes cuestiones teóricas y prácticas que tienen que ver con esta dificultad: un sistema tal de ecuaciones gira en círculo dejando indeterminada la tasa de inflación p , debido a la determinación simétrica del precio y del salario. Para convencerse de ello, basta con llevar la ecuación (1) a la ecuación (2) para obtener:

$$(3) \quad p = p + a - bU - \eta$$

lo que se reduce a:

$$(4) \quad 0 = a - bU - \eta$$

El precio ha desaparecido. Las ecuaciones (1) y (2) no pueden figurar como tales en un modelo aplicado que está destinado a calcular el conjunto de variables, empezando por el precio. En todos los modelos utilizados realmente, esta formulación de base está corregida según las diferentes modalidades. La indexación del salario al precio no es por ejemplo ni instantánea, ni unitaria. El salario puede depender también del crecimiento de la productividad. La tasa de beneficio puede no ser constante de manera que el aumento del precio difiera de la del costo salarial unitario. Todos estos procedimientos empíricos, así como la introducción de plazos de ajuste, permiten romper la indeterminación de una manera que permanece muy insatisfactoria, en la medida en que, en definitiva, se dispone de los elementos para resolver una indeterminación teórica.

Pero la economía neoclásica tiene la virtud de transformar una dificultad en un «chollo» (*aubaine*) y de sacar fuerzas de sus propias debilidades. Utiliza al revés esa extraña relación (4) para hacer de la misma una teoría de la tasa de paro. El famoso NAIRU (U^*) se deduce de este ejercicio y se calcula de la siguiente manera:

$$(5) \quad U^* = (a - \eta) / b$$

¿Porqué esta tasa de paro, llamada de equilibrio, ha sido bautizada con el nombre de NAIRU, es decir «tasa de paro que no acelera la inflación»? Es bastante fácil de entender: en toda relación precios-salarios, la tasa de inflación p aumenta desde el momento en que el poder de compra del salario aumenta más

rápido que la productividad. En este caso, en efecto, la parte de los salarios tendería que aumentar. La inflación va a corregir y frenar la demanda y por consiguiente el empleo. El aumento del paro va a influir entonces en la progresión del salario real y la va a aproximar hacia la de la productividad del trabajo.

Esta situación puede ser descrita diciendo que la tasa de paro U ha alcanzado un valor inferior al NAIRU. La relación (1) señala que la progresión del poder adquisitivo es igual a $a-bU$. Sobrepasa la productividad desde que: $a-bU > \eta$. Ahora bien, esta condición es equivalente a $U < U^*$. Dicho de otra manera, si la tasa de paro sobrepasa el NAIRU, la inflación se acelera debido a un crecimiento excesivo del poder adquisitivo.

En términos más literarios, el razonamiento se desarrolla así: si la tasa de paro descende demasiado, el salario real tiende a aumentar más rápido que la productividad y las empresas se ven «obligadas» a aumentar sus precios para restablecer la tasa de beneficio. Lo van a hacer hasta que ese suplemento de inflación haya conseguido reducir la progresión del empleo, dicho de otra manera a fabricar un suplemento de paro que reconduzca la tasa de paro al nivel del NAIRU. Este último representa pues una «tasa de equilibrio», en el sentido de que es inútil querer descender por abajo de la fuerza de atracción que representa. Este esquema está en realidad sujeto a varias críticas.

Primera crítica: el NAIRU es una «caja negra»

La regulación de la relación precios-salarios conlleva algunos determinantes que le son externos. Hay que suponer que existe en algún lugar un mecanismo que asegura que la inflación acaba haciendo aumentar la tasa de paro a través de efectos de demanda. Esa fuerza de atracción puede pasar por ejemplo por efectos de competitividad que no figuran en la relación precios-salarios. Es un poco incómodo por lo tanto pensar en un paro de equilibrio derivado de dos ecuaciones aisladas, mientras que la interpretación más extendida (que es por ello un contrasentido bajo nuestro punto de vista) nos lleva implícitamente a otras partes del modelo de conjunto. Y ello es contradictorio con la idea misma de paro de equilibrio. En otros términos, se ve bien porque el descenso de la tasa de paro por debajo del NAIRU acelera la inflación, pero no se ve porque esta inflación tendería que llevar a este valor de «equilibrio» al punto de partida.

Segunda crítica: ¿nivel de tasa de paro o desviación con la tasa media de paro?

El NAIRU se deduce de una lógica de medio plazo, en el que la tasa de paro de equilibrio se supone constante. Es por lo tanto más bien la desviación entre la tasa de paro efectiva U y la tasa de paro de equilibrio U^* la que debería determinar el salario real. En estas condiciones, la ecuación (1) retocada podría escribirse:

$$(6) \quad w = p + a - b(U - U^*)$$

Esta ecuación, combinada con la ecuación (2) nos lleva a una relación muy diferente, ya que se convierte en:

$$(7) \quad a - \eta = b(U - U^*)$$

Su interpretación es mucho más satisfactoria. Cuando la tasa de paro es equivalente a su tasa de equilibrio se debe producir que $a = \eta$, lo que es perfectamente lógico; a medio plazo, un crecimiento equilibrado supone en efecto que el salario real aumenta como la productividad del trabajo. Si la tasa de paro baja y conduce a un aumento del poder adquisitivo superior al de la productividad, entonces la inflación se acelera de manera que se vuelva al equilibrio del medio plazo. Lo lógico es entonces identificar la tasa de paro de equilibrio con la tasa de paro media, dentro de un esquema de crecimiento equilibrado, pero la ecuación (7) ya no permite calcularla.

El cuadro descrito hasta aquí es un esquema de crecimiento equilibrado en el que la productividad, el precio, el salario, progresan a tasa constante y donde la tasa de paro es fija. Tal modelo no puede aplicarse sin mediaciones al estudio de una economía concreta donde el salario real aumenta menos rápido que la productividad, y donde la tasa de paro aumenta. Toda la habilidad ha estado, por lo tanto, en realizar esta imposible trasposición, de manera que se explica el alza de la tasa de paro por determinantes que se suponen constantes en el esquema teórico subyacente. El NAIRU es por naturaleza un concepto de medio plazo y no puede ser considerado en su conjunto más que en un período considerado como homogéneo. En este caso, el NAIRU no es más que la tasa de paro media. En efecto, toda ecuación econométrica está verificada por los valores medios, de la manera que la ecuación (1) conduce a:

$$(8) \quad s = a - bU^m$$

Dicho de otra manera, el NAIRU se deduce de la tasa de crecimiento medio del salario real s^m , por inversión de la relación econométrica que permite estimar los coeficientes a y b . Pero ¿qué representa en estas condiciones el parámetro a ? Se puede interpretarle como la progresión del salario real que está asociada a una tasa de paro nula. A partir del momento en el que la tasa de paro no es nula sobre el período considerado, la interpretación de esta magnitud es difícil. Sería mejor identificar un coeficiente correspondiente a la tasa de paro media sobre el período. Habría que volver a escribir la ecuación (1) de la siguiente manera:

$$(9) \quad s = a' - b(U - U^m)$$

Las dos ecuaciones (8) y (9) darán estimaciones equivalentes. El coeficiente b tendrá el mismo valor en los dos casos, y se pasará de « a » a a' por una simple transformación lineal. Dicho de otra manera, no se pueden diferenciar experimentalmente dos modelos de los que sin embargo se pretende que dicen cosas muy diferentes. En el primer caso, se razona sobre el nivel de tasa de paro, sin tener en cuenta su valor medio sobre el período. En el segundo caso, sólo importa la desviación respecto a la media. Los resultados econométricos son indiscerni-

bles, pero en un caso se puede calcular un NAIRU, mientras que esta noción desaparece en el segundo caso, en el que, a medio plazo, sólo tenemos $s = a'$. Dicho de otra forma, el salario real, *a posteriori*, ha aumentado de media como su media. No queda más que una tautología que proviene del hecho de que se razona en realidad sobre maquetas a tasa de crecimiento constante.

Este tipo de razonamiento vuelve a hacer estática comparativa, dicho de otra manera a comparar dos períodos o dos países. Uno por ejemplo, dispone una productividad inferior ($\eta_2 < \eta_1$). Pero la regla de una parte salarial constante, implica que la progresión del salario real sea también inferior en el país de menor productividad ($s_2 < s_1$). Esto implica que la progresión a la que tiende el salario es incompatible y que tenemos finalmente: $a'_2 < a'_1$. Este resultado puede corresponder a una tasa de paro media más elevada pero también a una menor sensibilidad del salario a la tasa de paro.

¿Qué se puede concluir de este desarrollo? Principalmente que la noción de NAIRU es una noción derivada de una lógica de maqueta en la que se postula que todo crece a la misma tasa y en la que se examinan *a posteriori* las regularidades postuladas. No es por lo tanto legítimo trasladar este esquema al estudio de un proceso dinámico, salvo encerrándose en una contradicción insuperable, lo que conduce a una nueva línea de crítica.

Tercera crítica: la parte salarial descende

Basta aquí con señalar que el reparto del valor añadido no es estable, contrariamente a un postulado de base del modelo. Desde hace más de quince años, el salario real progresa menos rápidamente que la productividad. La totalidad de las ganancias de productividad no se ve repercutida en los salarios y habría entonces que introducir en la ecuación (2) un término corrector (c) correspondiente al restablecimiento de la tasa de beneficio de las empresas. Esto viene a situar el hecho de que los precios aumentan más rápido de lo que lo hubieran hecho si las empresas se hubieran contentado con repercutir la progresión del costo salarial. De la misma manera que se habla desde Kalecki de «grado de monopolio», se podría decir que c designa el «grado de financiarización» en la medida en que el beneficio suplementario no va a las inversiones sino que sirve a los ingresos financieros (IRES, 2000). Tendríamos entonces:

$$(10) \quad p = w - \eta + c$$

La expresión del NAIRU debe ser transformada por lo tanto y se convierte en:

$$(11) \quad U^* = (a + c - \eta) / b$$

Se observa que la tasa de paro de equilibrio es más elevada y que es el descenso de la parte salarial en favor de los beneficios lo que engendra un paro suplementario.

Cuarta crítica: el débil valor interpretativo

Todos los estudios sobre el NAIRU se enfrentan finalmente con el siguiente dilema:

- o se calcula el NAIRU a partir de magnitudes instantáneas, pero en ese caso varía aproximadamente como la tasa de paro efectivo y no proporciona ningún valor explicativo;
- o se calcula el NAIRU a partir de evoluciones medias y es constante, pero entonces tampoco sirve para explicar el aumento progresivo del paro efectivo.

La identificación del NAIRU sólo sería precisa en el caso en el que todo aumentara aproximadamente a la misma tasa, con una tasa de paro constante. En este caso, la tasa de paro efectivo no haría más que fluctuar alrededor de un nivel más o menos constante y la parte salarial quedaría también constante.

Ahora bien, los hechos estilizados que conviene explicar son radicalmente diferentes: la parte de los salarios baja y el paro aumenta. Esta configuración invalida la temática del NAIRU que va a sugerir interpretaciones en las que el alza de la tasa de paro es el único medio de contener una impetuosa progresión del salario real que tiende a exceder a la de la productividad, que a su vez retrocede. En realidad, es lo inverso lo que sucede: hay una desaceleración de la productividad del trabajo en Europa, pero el freno del salario real es aun más fuerte. El NAIRU propone una lectura absurda de la subida del paro ya que explica éste por el mantenimiento de reivindicaciones salariales demasiado elevadas en relación con la desaceleración de la productividad. Al ser lo contrario lo que ocurre, el NAIRU tendría que haber descendido considerablemente, y la verdadera cuestión que se plantea es la de comprender como una tal teoría puede estar vigente todavía.

El paro de equilibrio: 2. Los modelos WS-PS

El modelo de Layard, Nickell y Jackman (1991) constituye también una referencia clásica de la literatura que intenta explicar las diferencias de resultados de empleo de un país a otro. Se propone aquí una presentación muy resumida que será suficiente para justificar las críticas que se pueden hacer hacia ese modelo y justificar la elección de algunos modelos alternativos propuestos en la segunda parte de este artículo.

Aquí también, el paro está ligado a un tipo de relación precios-salarios. La tasa de paro de equilibrio se sitúa en efecto en la intersección de dos curvas que describen la formación del salario y del precio (WS significa *wage setting* y PS *price setting*). La ecuación del precio hace intervenir tres variables: la tasa de utilización de las capacidades, las anticipaciones de precios y el capital por cabeza. Las dos primeras variables son coyunturales y la última puede ser considerada como que

representa la productividad del trabajo, que no figura como tal. Se puede subrayar desde este momento que ningún modelo macroeconómico funciona de este modo: en general, el precio está, como es bastante lógico, relacionado con el costo de producción unitaria y la ecuación describe un comportamiento llamado *mark up* que consiste en fijar el precio aplicándole un margen fijo. Sustituir la productividad del trabajo por la del capital no es más que un artificio que no debería ser empleado en un modelo global sin conferirle propiedades extrañas.

La segunda ecuación es la del salario. Hace depender el salario real de tres variables: las anticipaciones de precios y el capital por cabeza que encontramos aquí de manera simétrica y finalmente la tasa de paro.

Confrontar estas dos ecuaciones nos puede dar una representación aceptable del equilibrio del mercado de trabajo. Eliminando las variables comunes y movilizándolo diversas determinaciones accesorias, se obtiene una ecuación única en la que la tasa de paro se convierte en la variable explicada. En esta versión finalizada, la tasa de paro depende al fin y al cabo de dos series de factores que son la «presión salarial» y los «choques nominales». Cada una de estas variables es una variable compuesta que conviene detallar.

La presión salarial se descompone a su vez en tres elementos: el primero es la inflación importada, medida por las variaciones del precio relativo de las importaciones; viene después la tasa de sustitución, que mide la generosidad del sistema de seguro de desempleo; finalmente, una variable indicadora sirve para registrar las especificidades de cada país, ya que el modelo está concebido para ser aplicado a un abanico comparativo de varios países.

El choque nominal de demanda está medido por un indicador del crecimiento excesivo de la masa monetaria, siendo la función de demanda global una ecuación cuantitativa invertida de la moneda.

La originalidad de este modelo es que hace depender los principales parámetros de la ecuación de variables institucionales que se suponen capaces de representar las características del mercado de trabajo de cada país. De esta manera, la sensibilidad a la presión salarial depende de elementos cualitativos tales como el grado de centralización y/o como el de coordinación de las negociaciones salariales. Layard y Nickell utilizan aquí escalas de clasificación de países en función de indicadores que no varían en el curso del período y aparecen entonces como parámetros societales intangibles, característicos de cada uno de los países.

Un modelo estático y por lo tanto sesgado

Antes de discutir sobre los resultados obtenidos, hay que preguntarse sobre la pertinencia de tal modelización. En un primer nivel, más teórico, hay que reflexionar sobre el procedimiento —que encontramos en los modelos del NAIRU— que consiste en extraer la relación precio-salario de un modelo más global, para

«resolverla» en función del paro. Se llega en efecto a una situación inquietante en la que la tasa de paro es independiente de las evoluciones relativas del empleo y de la población activa. Se sabe que algunos países, sobre todo Dinamarca y el Reino Unido, han modulado la relación empleo-paro en función de la tasa de actividad. Una configuración tal se escapa totalmente del modelo de Layard y Nickell. Supongamos por ejemplo que un país ponga en liza una moderación salarial que le haga ganar partes de mercado y le permita crear más puestos de trabajo y hacer disminuir el paro. Curiosamente, este tipo de figura está excluido a priori del modelo, ya que no figuran ni las exportaciones ni ningún elemento de demanda. Se trata de un modelo estático y parcial cuyos resultados son muy limitados.

El carácter estático del modelo aparece en el número muy reducido de variables temporales. En su forma final sometida a estimación, solamente tres variables varían en el tiempo (además de la tasa de paro): el precio relativo de las importaciones, la tasa de sustitución asegurada por las indemnizaciones de desempleo y la masa monetaria. Todos los indicadores cualitativos son constantes y representan características estrictamente invariantes de cada país. Se llega a esta paradójica conclusión que es la imposibilidad de basarse en este tipo de modelo para justificar políticas de flexibilización del mercado de trabajo. La estructura del modelo está en efecto construida sobre la idea de que las características del mercado de trabajo son inmutables y que por lo tanto es inútil querer explicar las evoluciones de la tasa de paro por sus transformaciones. La hipótesis muy fuerte, y que nos parece poco admisible, según la cual el grado de flexibilidad de los mercados de trabajo no ha cambiado desde hace veinte años, restringe espectacularmente el campo de las recomendaciones a un control de la tasa de paro y de la masa monetaria. La única política de empleo a considerar sería la consistente en reducir las indemnizaciones de desempleo de forma que se reduzca el grado de presión salarial. A fin de cuentas, la tasa de paro se convierte ella misma en una especificidad nacional.

Se ve entonces que el modelo está sesgado tanto en su lógica explicativa como en el punto de vista de las recomendaciones que podría inspirar. Excluye por construcción las evoluciones de la demanda y las transformaciones del mercado de trabajo del campo de las variables susceptibles de explicar el paro. No es por lo tanto sorprendente que haga desempeñar un rol desmedido a las únicas variables disponibles y sobre todo a los parámetros cualitativos que desempeñan un rol de indicadores representativos de cada país, difícilmente falsificables.

La idea de que la generosidad del sistema de indemnización del paro desempeña un papel importante en la determinación del paro tiene que ser discutida teniendo en cuenta la estructura de los modelos que sirven para ponerla de relieve. Una buena parte de la econometría del paro tiene como objetivo ilustrar la idea de que las indemnizaciones demasiado generosas son desincentivas: los parados no se verían obligados a aceptar cualquier nivel de salario y ello introduciría un elemento de rigidez que, a su vez, actuaría como freno en la creación de empleo.

Sobre este punto, el reciente trabajo de Nickell (1997) saca a la luz un resultado interesante: la generosidad de las indemnizaciones actúa sobre el paro pero parece tener poco efecto sobre la oferta global de trabajo. La explicación avanzada por Nickell sugiere que «las indemnizaciones elevadas conducen a un paro elevado, pero llevan también a una mayor actividad porque hacen que la entrada en el mercado de trabajo sea más interesante» en la medida en que son condición de acceso a las indemnizaciones. Esta perspectiva modifica de arriba a abajo la interpretación generalmente sugerida por este tipo de modelo. En el modelo teórico de base, el efecto sobre la tasa de paro pasa, acabamos de recordarlo, por una menor presión salarial. En su versión aplicada, es más bien por la modulación de la población activa que pasa el efecto en cuestión. Se trata por lo tanto de dos modelos diferentes. En el primero, reducir la generosidad de las indemnizaciones permitiría crear empleos y por lo tanto, reducir el paro gracias a una moderación salarial creciente. En el segundo, el efecto sobre la tasa de paro pasa por la retirada de una parte de la población activa.

Un paro institucional

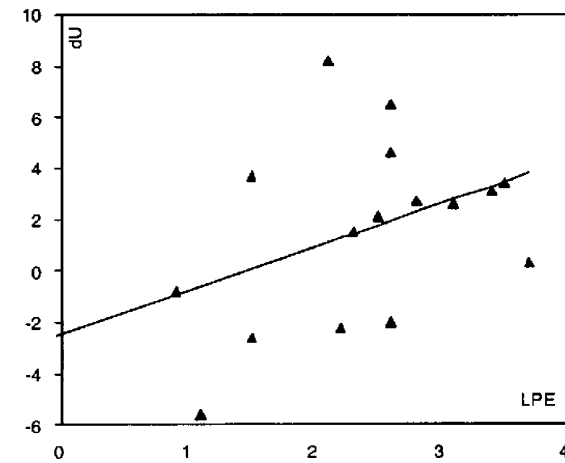
La tentativa consistente en relacionar variables económicas e institucionales era interesante, pese a que esta ligazón es sólo «paramétrica». Tal parámetro del modelo, por ejemplo el coeficiente que describe la mayor o menor sensibilidad del salario al paro, va a su vez a depender de indicadores que describen la estructura del mercado de trabajo. El modelo puede producir resultados si consigue demostrar, por ejemplo, que un grado elevado de coordinación está asociado a una mayor o menor sensibilidad del salario a la situación del mercado de trabajo. Pero postula que las instituciones están paralizadas una vez por todas y excluye paradójicamente políticas estructurales que apuntaran a modificar estos parámetros.

Sin embargo, se podrían utilizar indicadores institucionales que varíasen en el tiempo. En este caso, se intentaría ligar la evolución de la tasa de paro con las variaciones de estos indicadores. Una contribución encaminada en este sentido ha sido propuesta recientemente por Fiorella Padoa Schioppa Kostoris (FPSK) en sus comentarios a los dos trabajos presentados por Jacques Freyssinet y Jean-Paul Fitoussi al *Conseil d'Analyse Economique* sobre las experiencias de descenso del paro en Europa. Subraya una objeción importante y justa: es la variación de la tasa de paro –y no su nivel– la que hay que trasladar a los diferentes indicadores de las legislaciones de protección del empleo (LPE). Se presentan entonces varias ecuaciones econométricas similares que permiten verificar esta asección y concluir que, contrariamente al análisis de los dos trabajos, «los datos demuestran que los *success stories* están efectivamente correlacionados con la flexibilidad reglamentaria».

Esta contrapropuesta puede a su vez ser contestada en cuatro puntos. Utilizaremos aquí los mismos datos que FPSK. La variable explicada es la variación de la tasa de paro entre 1990 y 1998, y la variable explicativa es el indicador de dura-

ción de las legislaciones protectoras del empleo (LPE) para el final de los años 90, extraído de *Perspectivas del empleo* de la OCDE de 1999. Estas relaciones se analizan en el campo de Europa-OCDE del que forman parte los países de la Unión Europea (salvo Luxemburgo) y Suiza y Noruega.

Gráfico 4: Variación de la tasa de paro y LPE.



El resultado principal, ilustrado en el gráfico 4, es la presencia de una ligazón negativa entre la variación de la tasa de paro y el indicador de flexibilidad. Esta ligazón corresponde a la ecuación de base que reproduce los resultados consignados por FPSK:

$$(12) \quad dU = -2,45 + 1,68 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,16$$

(1,6)

dU variación de la tasa de paro entre 1990 y 1998.

LPE indicador de protección reglamentaria del empleo a finales de los años 90.

Primera crítica: sin la contribución de Irlanda, la ligazón desaparece.

Es difícil decir que las variaciones de la tasa de paro están «bien correlacionadas» con el indicador, ya que el R^2 de inicio es mediocre y que la t de Student se sitúa en el límite de la significatividad. El examen del gráfico 4 muestra que la correlación es por lo menos incierta. Incluso desaparece del todo, si se retira a Irlanda, que se caracteriza por un fuerte retroceso de la tasa de paro (5,6 puntos) y un indicador LPE de los más débiles de Europa (1,1). Se obtiene un t de Student que excluye toda significatividad de la variable, y un R^2 inusualmente débil:

$$(13) \quad dU = -0,10 + 1,87 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,05$$

(0,8)

Es pues Irlanda, país muy fuertemente tipificado, el que permite orientar la recta de regresión. Resumiendo, la correlación no está «bien verificada» más que por la mediación de un pequeño país que da el tono a un conjunto perfectamente indiferenciado. Se podría objetar que, en la primera parte, la elección de retirar Irlanda se había hecho con el fin de resaltar mejor la calidad de la relación de base. Pero la configuración descrita aquí es evidentemente diferente: el hecho de retirar el país «atípico» no consigue el efecto de mejorar la relación sino el contrario hacerla desaparecer.

Segunda crítica: el crecimiento excluye lo institucional

Se ha visto que todos los modelos inspirados poco o mucho en Layard y Nickell postulan implícitamente que las diferencias de paro de un país a otro no pueden explicarse más que por variables institucionales. ¿Pero a partir del momento en el que se intenta explicar, no ya el nivel de la tasa de paro sino su variación, parece todavía más difícil querer hacerlo sin la menor referencia a las variaciones de la demanda!. Hemos añadido entonces una segunda variable explicativa que es la tasa de crecimiento medio del PIB en el período examinado 1990-1998. Se obtiene entonces fácilmente una relación keynesiana satisfactoria:

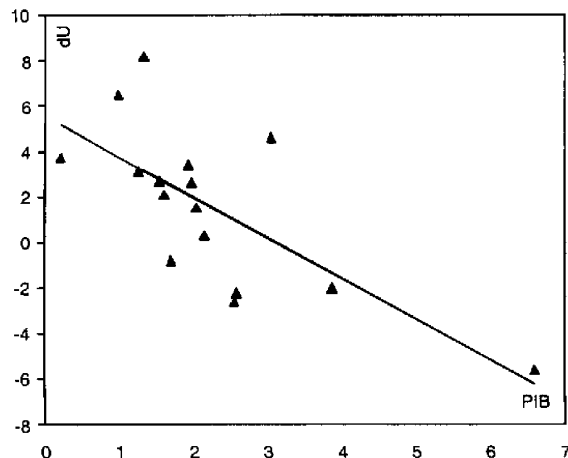
$$(14) \quad dU = 5,54 - 1,78 \text{ PIB} \quad R^2 = 0,51$$

(3,9)

dU variación de la tasa de paro entre 1990 y 1998.

PIB tasa de crecimiento anual media del PIB entre 1990 y 1998.

Gráfico 5: Variación de la tasa de paro y PIB.



Esta nueva ecuación de base es claramente superior a la relación (12) desde todos los puntos de vista y se puede verificar en el gráfico 5. Su lectura es fácil: la principal explicación de las diferencias de evolución de las tasas de paro es la tasa de crecimiento del PIB. Esta aparente sencillez requiere algunas precisiones.

- a) este resultado no puede ser establecido tan claramente en el decenio de los 80, sin que por ello la LPE sea significativa. Nos encontramos entonces ante un resultado muy sólido según el cual los años 90 están marcados por una reactivación de la ligazón empleo-crecimiento muy distendida a lo largo de la década precedente;
- b) este resultado no depende de Irlanda. Ciertamente, el retroceso de este país degrada la relación, y ello es normal ya que este país se caracteriza a la vez por un fuerte descenso de la tasa de paro y un fuerte crecimiento (6,6% entre 1990 y 1998). Pero la ecuación permanece satisfactoria, y mejor que la ecuación «institucional» de base.
- c) el argumento del crecimiento hace desaparecer la variable institucional. El t de Student de LPE ha descendido notoriamente por debajo del nivel de significatividad (generalmente fijada en 2):

$$(15) \quad dU = 3,39 - 1,66 \text{ PIB} + 0,71 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,56$$

(2,5) (1,2)

- d) estas inconveniencias subrayan los débiles basamentos teóricos de la modelización retenida. Se examina una aserción según la cual la flexibilidad crea empleo, pero no se explica nunca la razón. En un modelo «a lo Layard-Nickell», la flexibilidad permite un ajuste más marcado de los salarios y es esta moderación salarial la que permite crear empleos. Habría por lo tanto que descomponer las verificaciones empíricas en dos etapas.

La primera consistiría en verificar que la flexibilidad conduce a una moderación salarial más sólida. Lo hemos hecho con dos indicadores que representan respectivamente la tasa de crecimiento del salario real entre 1990 y 1998 y la variación de la parte salarial durante el mismo período. Ninguna de estas dos variables está correlacionada con el indicador LPE: con un R² de 0,02 y 0,01 se puede hablar incluso de ausencia absoluta de correlación. Esto dispensa examinar la segunda etapa, dicho de otro modo la ligazón entre salario y empleo. Si la influencia de las variables institucionales no pasa por la moderación salarial, puede seguir dos canales diferentes: una influencia directa sobre el PIB unido a efectos de especialización flexible, o una influencia directa sobre el contenido en empleo de crecimiento. Ahora bien, estas ligazones no aparecen tampoco.

Tercera crítica: «lo institucional» no tiene efecto sobre «el macro»

Es fácil verificar una eventual incidencia del indicador LPE que jugaría directamente sobre el PIB o incluso sobre el contenido en crecimiento del empleo (CONT = tasa de crecimiento anual media de la relación empleo/PIB). Las dos ecuaciones obtenidas son muy malas:

$$(16) \quad \text{PIB} = 3,33 - 0,46 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,07$$

(1,0)

$$(17) \quad \text{CONT} = -2,11 + 0,12 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,02$$

(1,0)

Este resultado es muy importante ya que refuerza la crítica aportada al modelo «a lo Layard-Nickell». Se podría en efecto justificar la desaparición del PIB diciendo que el crecimiento relativo era también explicado por la mayor o menor flexibilidad de los mercados de trabajo. Ahora bien, se constata que no es así.

Cuarta crítica: ¿instituciones inmutables?

El argumento según el cual es la variación (y no el nivel) de la tasa de paro lo que hay que tomar en consideración tendría que aplicarse al indicador LPE. En otro caso serán siempre los mismos países los que harán bajar su tasa de paro y habría que admitir que ninguna «flexibilización» es posible. Dicho de otra manera, cada país estaría caracterizado por una «propensión al paro» fijada de una vez por todas, en función de características institucionales inmutables.

Es sin embargo imposible hacer aparecer la menor influencia de la variación del indicador LPE entre el fin de los años 80 y los años 90. Tampoco es posible hacer aparecer separadamente el valor de este indicador para cada una de las dos décadas. Esta constatación nos conduce a examinar de más cerca las evoluciones de LPE entre los dos períodos. El gráfico 6 revela una ligazón fuertemente marcada que significa una muy débil plasticidad institucional, de tal manera que las posiciones relativas de los países se mantienen.

$$(19) \quad \text{LPE} = 0,51 + 0,71 \text{ LPE1} \quad R^2 = 0,89$$

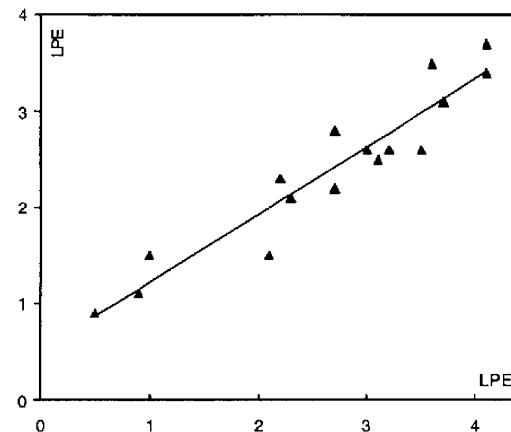
(11,0)

LPE indicador de reglamentación finales de los años 90

LPE1 indicador de reglamentación finales de los años 80

Esta última constatación invalida la conclusión de FPSK para quien, en la lucha contra el paro, «las políticas macro-económicas son necesarias pero no suficientes» y tendrían que ser completadas por «acciones a favor de reducciones de las rigideces, sobre todo las reglamentarias debidas a la excesiva protección del empleo». En el modelo de FPSK, la tasa de paro no depende del PIB y no se ve pues porqué serían necesarias las políticas macro-económicas.

Gráfico 6: Variación de LPE de un período a otro.



Si los indicadores están correctamente definidos y si se acepta el modelo de FPSK, entonces habría que llegar a la conclusión de la impotencia de las políticas de empleo. En su modelo, la tasa de paro depende de rigideces institucionales que han resistido a quince años de desajuste de los mercados de trabajo y que parece ilusorio querer reducir. O ello significa que el desajuste de los mercados de trabajo no está medido correctamente por los indicadores retenidos.

Finalmente, las diferentes metodologías examinadas en la primera parte llevan a esta triple constatación que servirá de punto de partida a nuestra propia modelización:

- ninguna de las formulaciones propuestas basa de forma convincente –ni teórica ni empíricamente– una relación entre los resultados de los mercados de trabajo apreciados a través de la evolución de las tasas de paro y de la moderación salarial;
- los resultados no son concluyentes si se relacionan directamente las tasas de paro con las características institucionales de los mercados de trabajo;
- la ligazón trabajo-crecimiento está particularmente marcada a lo largo de la última década y deja poco lugar a otros principios explicativos. Además, no se consigue imputar esta estrecha relación a determinaciones institucionales.

SEGUNDA PARTE: UNA MODELIZACIÓN ALTERNATIVA

A partir de los resultados, negativos pero útiles, de la primera parte se puede proponer una modelización diferente de la evolución de la tasa de paro. Hay que retroceder un poco para recordar algunas evidencias a menudo olvidadas.

La primera es que la tasa de paro no existe como tal. Se trata de una construcción estadística que, a diferencia de otras magnitudes, no es el resultado de una simple suma. El número de desempleados o la producción de una rama son objetos estadístico-contables contruidos por recuento de los parados o por adición de las cifras de negocios de todas las empresa de la rama. Pero la tasa de paro es un número sin dimensión, que relaciona el número de parados con la población activa. Se cuenta por un lado el número de parados, el número de empleos por otro lado y se llama población activa a la suma de los dos. Luego se calcula la tasa de paro como la proporción de parados en ese conjunto.

Todo ello puede parecer evidente pero no lo es desde el momento en el que algunas modelizaciones pretenden explicar directamente la tasa de paro como función del salario y de la flexibilidad. El número de parados es entonces una magnitud derivada que resulta de aplicar a la población activa una tasa de paro determinada por otra parte. Eso es completamente absurdo. En realidad, la tasa de paro se deduce de manera contable de la evolución de un número de variables que tiene cada una su propia lógica. Estas variables son: la producción, la productividad, la población en edad de trabajar y la tasa de actividad. Y como no existe la determinación causal que influiría directamente en la tasa de paro, tampoco existe determinación del paro que no pase por una (al menos), de esos cuatro componentes de la tasa de paro.

La fuerza de una relación contable reside en ser siempre verdadera. A partir de ahí, constituye el paso obligado de los efectos sobre el empleo de diversas medidas de política económica y de dispositivos institucionales que rigen el funcionamiento del mercado de trabajo. Para ilustrar esta proposición, supongamos que la moderación salarial tenga por efecto frenar la sustitución capital-trabajo: en ese caso, la productividad del trabajo va a crecer menos rápidamente. Hay entonces un impacto del cambio del modo de formación de los salarios sobre el empleo, pero éste pasa por la productividad que es aquí la variable por medio de la cual el salario va a influir en la determinación del empleo. No hay por lo tanto efecto institucional favorable al empleo que no pase por el crecimiento o su contenido en empleo.

La cuestión es entonces la siguiente: ¿existen factores identificables que influyen sobre uno de los componentes del empleo? Identificable significa en este caso cuantificable y variable en el tiempo. Dicho de otra manera, ¿se puede destruir la relación contable sustituyendo por ejemplo el PIB por variables que den cuenta de su evolución? Para responder a esta cuestión y realizar así el paso de la impu-

tación a la modelización, se ha retenido la elección consistente en privilegiar la descomposición de la productividad del trabajo en variables explicativas.

Las políticas de empleo y de organización del mercado de trabajo definen entonces un campo que tiene que ser delimitado en relación con las políticas de crecimiento y con las que modelan la población activa, siendo entonces los resultados de empleo el resultado de estas tres determinaciones.

La influencia del crecimiento es demasiado fuerte para poder sustituir, sin riesgo de introducción de sesgos importantes, a argumentos tales como la competitividad de la que se ha podido verificar (Husson, 2000) que intervenía poco para explicar las diferencias de resultados de un país al otro. Parece entonces posible, vistas las investigaciones complementarias, postular que las determinaciones institucionales del empleo no pasan por el crecimiento. En particular, la relación virtuosa flexibilidad-moderación salarial-competitividad-crecimiento no parece funcionar en ninguno de sus puntos nodales:

- la flexibilidad del mercado de trabajo que se puede intentar medir con indicadores como el tiempo parcial y el CDD no hace aparecer un efecto marcado sobre la moderación salarial. El conjunto de los países europeos registra una subida de las formas atípicas de empleo, paralelo a un retroceso general de la parte de los salarios, sin que se pueda identificar una relación causa-efecto entre estos dos movimientos;
- la moderación salarial relativa no tiene ninguna relación unívoca con la competitividad-precios, en la medida en que esta relación está sobredeterminada por la política de cambio;
- los resultados del crecimiento, y sobre todo la contribución del comercio exterior, aparecen desconectados de los indicadores de competitividad en la medida en que intervienen, además de la tasa de paro, la calidad de la especialización y de factores exógenos tales como la unificación alemana y la guerra del Golfo.

No se ven aparecer por lo tanto retroacciones notables del modo de funcionamiento de los mercados de trabajo sobre la evolución de la demanda global.

Del lado de la población activa, se han podido identificar resultados que van en sentido inverso: en algunos países el freno de la población activa contribuye al retroceso de la tasa de paro; en otros, por el contrario, la creación de empleo ejerce un efecto de llamada sobre la población activa. Los resultados de Nickell demuestran que las políticas de indemnización del paro influyen principalmente sobre la modulación de la población activa. El sentido de la ligazón entre población activa y resultados de empleo es a priori indeterminada, lo que permite conservar a la población activa como variable explicativa autónoma sobrepasando una relación puramente contable.

Es pues la productividad del trabajo la que representa el canal principal por el que los modelos sociales pueden dar forma a los resultados de empleo. Se ha tomado entonces en consideración toda una serie de variables susceptibles de influir sobre la productividad del trabajo o, lo que es lo mismo, sobre el contenido en empleo del crecimiento. Se pueden reagrupar de manera más sistemática en tres grandes categorías: demanda, rentabilidad, formas de empleo.

La estructura de la demanda puede influir sobre el contenido en empleo, ya se trate de estructura sectorial o «seccional». La idea general es que existe una partición de la economía polarizada según los niveles y los ritmos de evolución de la productividad del trabajo. Esta polarización, que corresponde *grosso modo* con una oposición entre industria y servicios, ha sido traducida aquí a través de tres variables que no son más que aproximaciones:

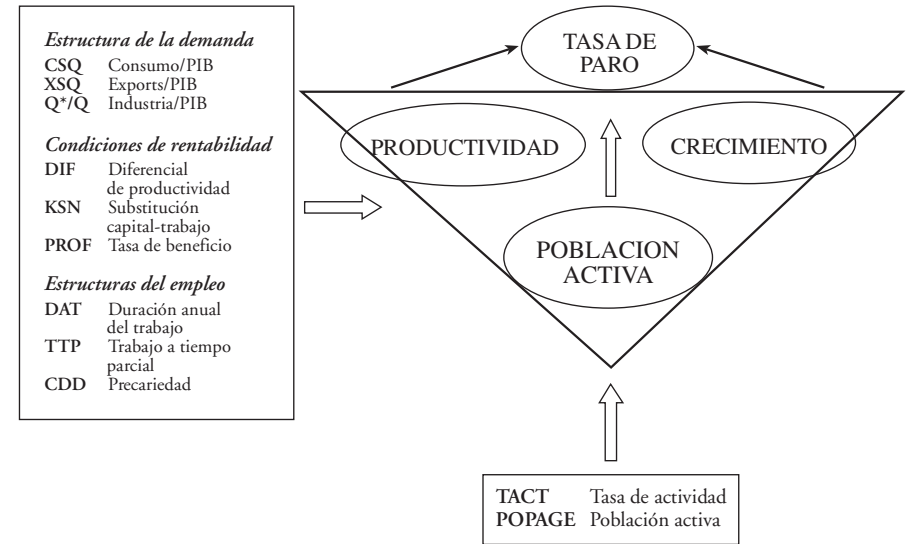
- CSQ representa la parte del consumo en el PIB. Se postula a priori que el contenido en empleo crece con este ratio de demanda;
- XSQ representa la parte de las exportaciones en el PIB. La idea es que cuanto más importante sea el sector «expuesto», la gestión de la mano de obra será apretada y el contenido en empleo será menos elevado;
- QIND/Q representa la parte del valor añadido manufacturado en el PIB y traduce una oposición industria-servicios.

Las condiciones de la rentabilidad influyen sobre la determinación del contenido en empleo y esta determinación ha sido tomada en cuenta bajo tres ángulos.

- PROF representa la tasa de beneficio de la economía y figura aquí el vuelco de la determinación del empleo que comienza a ser objeto de una vasta literatura. Los inversores definen una norma de rentabilidad de la cual se deduce el empleo que se convierte (en parte) en una variable de ajuste. La reducción del contenido en empleo se convierte en un medio para realizar el objetivo de la rentabilidad. Se puede decir también que la producción (y por lo tanto el empleo) sólo se realiza efectivamente a partir de un cierto umbral de rentabilidad.
- KSN mide el capital por cabeza e introduce la idea de que la reducción de los efectivos no es el único medio de obtener una rentabilidad-objetivo. Otra manera de alcanzar el mismo resultado es la moderación de la sustitución capital-trabajo que tendría que traducirse entonces por una relación negativa entre capital por cabeza y tasa de empleo.
- DIF es el diferencial de productividad. Relaciona la productividad del trabajo en la industria manufacturera con la productividad media del trabajo. Esta magnitud designa (en la línea de los trabajos precedentes) lo que se podría llamar el «potencial de dualismo» de cada sociedad, dicho de otra manera su capacidad de desconectar (desde el punto de vista de la produc-

tividad) un sector «expuesto» de fuerte productividad y un sector «resguardado» de débil productividad, que desempeña así un rol de depósito de empleos. Esta variable se sitúa en la intersección de varias determinaciones y tiene que ser puesta en relación con la estructura de la demanda.

Esquema 1. Una modelización de los resultados de empleo.



Las formas de empleo representan el paso del volumen de trabajo determinado en número de horas trabajadas a los efectivos empleados. Se movilizan entonces tres variables:

- DAT representa la duración anual del trabajo y mide naturalmente la relación entre volumen de trabajo y efectivos;
- TTP es el recurso al tiempo parcial que permite distinguir en los movimientos de la duración anual del trabajo lo que destaca de una reducción general y lo que debe ser imputado a la extensión del trabajo a tiempo parcial;
- CDD representa la parte de los contratos a tiempo determinado en el empleo asalariado. Es un indicador de la «precarización» que se encarga de tener en cuenta otro procedimiento de aumento del contenido de crecimiento de empleo.

Se llega finalmente a un modelo cuya estructura explica el esquema 1. Los resultados de empleo se miden por la evolución de la tasa de paro en relación con tres series de variables explicativas:

- el PIB mide el efecto del crecimiento;
- la población activa es tomada en cuenta directamente o a través de la tasa de aparente actividad;
- la última serie de argumentos se centra en explicar directamente la productividad o su inversa, el contenido en empleo.

Este modelo corresponde a un esquema simple en el que el empleo está determinado en el lado de la demanda por el PIB y en el lado de la oferta por el crecimiento de la población activa. Hay evidentemente una correlación muy fuerte entre el PIB de un país y el tamaño de su población. Si se razona sobre las evoluciones, el empleo, y más aún la tasa de paro resultan de un doble movimiento en el que la población activa hace aumentar el número de empleos a crear pero estimula a su vez el crecimiento económico. En la medida en que se trata de un modelo transversal, se hace la hipótesis de un comportamiento medio para todos los países en función de las diferentes configuraciones PIB/población activa.

Cuadro 3. La forma del modelo.

Se han utilizado dos formas de modelización, una simple y una «apilada». La forma simple utiliza, para cada variable considerada, su tasa de crecimiento anual media entre 1991 y 1997. La elección de este período está destinada a eliminar los efectos parásitos debidos a la unificación alemana. No es completamente satisfactoria y una periodización 1999-1998 hubiera sido preferible ya que sería un poco más amplia y más ajustado al fenómeno estudiado.

Pero nos interesaremos más bien por la forma «apilada» que utiliza una especie de panel en el que, para cada país, figuran las observaciones correspondientes a trece años, yendo de 1985 a 1997. La elección de este período está dictada por límites de disponibilidad pero esto no es muy molesto ya que se disponen variables explicativas unidas al ciclo económico. Las variables intervienen bajo forma logarítmica.

En los dos casos, el modelo razona sobre variaciones. No pretende por lo tanto explicar el nivel de la tasa de paro sino su evolución. Es por lo que la constante del modelo apilado es diferente según el país e incorpora las diferencias de niveles. A lo largo de todo este trabajo, hemos preferido definir el resultado de empleo como la capacidad de hacer descender la tasa de paro y la modelización retenida es entonces coherente con este estudio.

En los dos casos también, se hace la hipótesis muy fuerte de un modelo «universal» cuyos parámetros son idénticos de un país al otro. En el modelo apilado interviene sin embargo un juego de variables indicadoras que individualizan los países, pero no se trata más que de un coeficiente de normalización de los datos sin valor explicativo en cuanto a su evolución: teniendo en cuenta la formulación logarítmica, la constante desaparece desde el momento en que se razona en tasa de crecimiento. Es por lo tanto útil explicar las razones y las implicaciones de una tal elección.

Un modelo apilado en el que se mezclan los países no se distingue de un conjunto de modelos por países más que en la medida en la que se «congela» un cierto número de parámetros de estimación. Se puede hacer de dos maneras polares que vamos a explicitar de manera más formal. Se parte del modelo de base para los países:

$$Y_{it} = a_i X_{it} + b_i Z_{it} + c_i$$

i y t indican respectivamente los países y los años de observación. X y Z representan respectivamente un conjunto de variables macro-económicas e institucionales que intervienen con parámetros a y b , mientras que c representa una constante.

El primer medio para apilar estos modelos de países consiste en suponer parámetros idénticos de un país al otro, exceptuando la constante que sirve para estandarizar los niveles. Se obtiene entonces el «modelo I»:

$$\text{Modelo I} \quad Y_{it} = a X_{it} + b Z_{it} + c_i$$

En un modelo como éste, las variables Z de orden institucional son variables temporales.

El segundo medio para construir un modelo apilado es el elegido por Layard y Nickell. Consiste en modular institucionalmente los parámetros macro-económicos, lo que nos da el «modelo II» siguiente:

$$\text{Modelo II} \quad Y_{it} = (a_i + b_i Z_i) X_{it} + c_i$$

La articulación entre «macro-económico» e «institucional» es por lo tanto diferente. En el modelo I (el que mantenemos), se descomponen los resultados de empleo en un efecto macro-económico (X) y en un efecto institucional (Z) que están descritos por variables temporales. La sensibilidad de la variable explicada es a priori la misma en todos los países que no difieren más que por la dosis de input, por ejemplo una mezcla de crecimiento y flexibilidad. Expresa implícitamente una cierta forma de sustitución entre estas dos maneras de crear empleo.

En el modelo II «a lo Layard-Nickell» es la elasticidad del empleo a la macro-economía lo que es diferente de un país al otro en función de parámetros invariantes. La fuerza del modelo reside en no limitarse a elegir parámetros simplemente diferentes de un país al otro, lo que equivaldría a yuxtaponer los modelos por países. Los coeficientes $(a_i + b_i Z_i)$ están modulados en función de los parámetros Z_i definidos de manera comparable de un país al otro. Por ejemplo, Z_i representará el grado de coordinación de las negociaciones salariales.

Ninguno de estos modelos es plenamente satisfactorio pero podemos repetir las razones de la elección por el modelo I. Este último intercambia la hipótesis de características institucionales invariantes en el tiempo contra las de los coeficientes invariantes de un país al otro, y la exigencia de tener en cuenta las determinaciones institucionales bajo forma de variables temporales cuantificadas. En los dos casos, se opera una especie de proyección de la realidad sobre un plano cuyo número de dimensiones es reducido para permitir el trabajo de modelización. Lo que cuenta sobre todo es la coherencia entre el tipo de modelización retenida y la problemática inicial. En resumen, el modelo I ha sido retenido porque introduce la temporalidad en todas las variables explicativas y éste era nuestro proyecto: dar cuenta de la evolución de las tasas de paro y no de sus niveles relativos.

Los resultados obtenidos

Han sido examinadas un gran número de relaciones y no todas van a ser reproducidas aquí. Estos ejercicios han intentado verificar la estabilidad de los resultados, debido sobre todo a la presencia de países eventualmente atípicos. En algunos casos, el hecho de retirar un país o dos puede ser suficiente para mejorar claramente la relación. Hemos preferido abstenernos de seguir este camino salvo en un caso en el que Suecia aparecía como claramente perturbadora debido a la marcha en escalera de su tasa de paro.

Existe otro problema en cuanto a la ponderación de los países. En las dos formas de modelización, cada país tiene el mismo peso, sea Luxemburgo o Estados Unidos. En la medida en que se trata de modelizar arreglos societales, esta elección no es completamente absurda. Sin embargo, hemos intentado verificar, al menos en lo que concierne al orden de magnitud de los coeficientes, que no se obtenían resultados absolutamente divergentes haciendo figurar varias veces los países según una escala no estrictamente proporcional sino escalonada (1 de Luxemburgo por 8 de los Estados Unidos). Como los resultados no traían consigo cambios significativos, salvo eventualmente en la calidad relativa de los ajustes país por país, esta vía no había sido explorada anteriormente, ni guardado el detalle los resultados correspondientes. Ello nos da sin embargo la posibilidad de precisar que el ejercicio llevado a cabo es ambicioso ya que el modelo está realizado sobre el conjunto de los países de la Unión Europea, a los cuales se suman Suiza y Noruega pero también Estados Unidos, Canadá y Japón.

Teniendo en cuenta las colinearidades que impiden intervenir a todas las variables simultáneamente y del número reducido de observaciones, no hemos presentado más que una sola ecuación de tipo apilado (ecuación 1) y dos variantes posibles de la forma de estimación simple (ecuaciones 2 A y 2 B). Los resultados están resumidos en el cuadro 2. Los aprendizajes del modelo apilado, que surgen del examen de la ecuación 1 pueden organizarse alrededor de tres grandes ideas.

Primera enseñanza: la solidez de la ligazón empleo-crecimiento está confirmada, con una muy clara significatividad del coeficiente –cercano al 1/2– que mide la intensidad media en crecimiento del empleo. Todo punto suplementario de crecimiento conduce a medio punto suplementario de empleo.

Segunda enseñanza: el coeficiente de la variable de actividad es negativo y también cercano al 1/2. Se logra así un «efecto de flexión transversal» (invertido) que significa aquí que las variaciones de la población activa inducen una variación simultánea de la actividad económica y del empleo. El hecho de que sea la población en edad de trabajar y no la población activa la que «salga» en esta ecuación implica que la tasa de actividad media está modulada por las mismas variables que las que determinan implícitamente el contenido en crecimiento del empleo. Este resultado permite comprender por qué los países con mayor crecimiento demográfico no se ven automáticamente afectados por tasas de paro más elevadas.

Tercera enseñanza: las otras variables tomadas en consideración intervienen de la manera esperada sobre la determinación implícita de la productividad. Encontramos cinco de las variables candidatas a priori a semejante determinación, lo que conduce a las siguientes consideraciones *ceteris paribus*:

- la norma de rentabilidad influye de manera desfavorable a los resultados de empleo; volvemos a encontrar la ligazón que se puede establecer directamente entre el restablecimiento de la tasa de margen de las empresas y la subida del paro;
- la sustitución capital-trabajo influye también desfavorablemente sobre el empleo;
- la parte de las exportaciones y la del valor añadido manufacturero en el PIB intervienen negativamente, confirmando la existencia de efectos de estructura de la demanda sobre su contenido medio en empleo;
- finalmente, el «diferencial de productividad» interviene de la manera esperada para ilustrar el efecto sobre el empleo de una relativa desconexión de la evolución de la productividad en los dos grandes sectores de la economía.

Cuadro 4. Tres estimaciones econométricas transversales del paro.
(Variable explicada TEMP = 1- tasa de paro)

Ecuación 1 (Modelo aplicado)

Variable		Coefficiente	T de Student
	Constante	1,541	4,6
PIB	PIB	0,518	26,2
POPAGE	Población en edad activa	-0,461	12,7
TPROF	Tasa de beneficio	-0,096	8,9
KSN	Capital por cabeza	-0,160	9,0
XSQ	Exportaciones/PIB	-0,025	2,0
QQ	Industria/PIB	-0,081	3,7
DIF	Diferencial de productividad	0,079	4,5
TT	Tiempo	-0,739	7,3

Logaritmos. 260 observaciones = 13 años (1985-1997) y 20 países: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Noruega, Holanda, Portugal, Suecia, Suiza, Reino Unido, Canada, USA, Japón. R ajustado = 0,973. Error standard = 1,2

Ecuación 2A (Modelo simple)

Variable		Coefficiente	T de Student
C			3,9
PIB			8,2
POPAC			3,2
TPROF			6,0
KSN			2,5
DIF			1,8

Tasas de crecimiento anuales medias 1991-1997, 19 países (Suecia excluida): Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Noruega, Holanda, Portugal, Suiza, Reino Unido, Canadá, USA, Japón. R Ajustado 0,83. Error standard = 0,27.

Ecuación 2B (Modelo simple)

Variable		Coefficiente	T de Student
C	Constante	-0,918	4,5
PIB	PIB	0,519	8,1
TACT	Tasa de actividad	-0,235	2,2
TPROF	Tasa de beneficio	-0,103	2,9
CX	Consumo/exportaciones	0,071	2,3

Tasas de crecimiento anuales medias 1991-1997, 20 países: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Noruega, Holanda, Portugal, Suecia, Suiza, Reino Unido, Canadá, USA, Japón. R Ajustado 0,82. Error standard = 0,28.

Las ecuaciones 2A y 2B ven reducido el número de variables explicativas debido al número restringido de observaciones. Cada país figura por su resultado en empleo entre 1991 y 1997 y no es pues posible hacer figurar simultáneamente a todas las variables. El resultado notable es la confirmación aportada al modelo «apilado» por estas ecuaciones mucho más restrictivas. Se reencuentran los tres grandes resultados: efecto dominante del crecimiento, «flexión» de la población activa y modulación implícita de la productividad por los argumentos de rentabilidad, de estructura de la demanda y de sustitución capital-trabajo.

Entre los numerosos resultados intermedios de un tal ejercicio, cuya transcripción íntegra sería fastidiosa, merecen ser señalados algunos resultados negativos inesperados. El modelo postulaba a priori que el contenido en empleo del crecimiento podía aumentar por la generalización de formas de empleo tales como los

empleos a tiempo parcial o los contratos de duración determinada. Cada una de estas variables ha sido construida para el conjunto de los países (donde ello tenía sentido) y el resultado obtenido, de manera repetida, era una ligazón negativa entre la tasa de recurso a estas formas de empleo y los resultados de empleo. La idea según la cual, con el resto de condiciones iguales, el incremento del tiempo parcial permite enriquecer el contenido en empleo, es correcta cuantitativamente pero no aparece en el rango de las determinaciones causales significativas desde el punto de vista de los resultados relativos. Se obtiene más bien una significatividad inversa que puede interpretarse así: es en los países en los que los resultados de empleo son los más mediocres donde se desarrollarían más rápidamente las formas de empleo atípicas. Este resultado ilustra a la vez el riesgo de acercamientos apresurados y la capacidad de una modelización, incluso simple, para precisar los sentidos de causalidad.

*Cuadro 5. Dos estimaciones econométricas. Comparación de subperíodos.
(Variable explicada TEMP = 1 – tasa de paro)*

Ciclo 1980-1990

Variable		Coefficiente	T de Student
PIB	PIB	0,264	3,1
POPAGE	Población en edad activa	-0,608	3,3
TPROF	Tasa de beneficio	-0,043	2,2
KSN	Capital por cabeza	-0,165	3,2

Tasas de crecimiento anuales medias 1980-1990

19 países (Luxemburgo excluido): Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Noruega, Holanda, Portugal, Suecia, Suiza, Reino Unido, Canadá, USA, Japón.

R Ajustado 0,46. Error standard = 0,18.

Ciclo 1991-1997

Variable		Coefficiente	T de Student
PIB	PIB	0,464	5,5
POPAGE	Población activa	-0,303	2,4
TPROF	Tasa de beneficio	-0,156	4,8
KSN	Capital por cabeza	-0,215	3,2

Tasas de crecimiento anuales medias 1991-1997

19 países (Luxemburgo excluido): Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Noruega, Holanda, Portugal, Suecia, Suiza, Reino Unido, Canadá, USA, Japón.

R Ajustado 0,79. Error standard = 0,25.

Desde un punto de vista más práctico, este resultado confirma la observación directa que hubiera podido ser hecha, a saber que los países europeos que han visto su tasa de paro retroceder no se caracterizan por una progresión más rápida que la media del tiempo parcial o de los CDD. Este resultado es aún más significativo al concentrarse sobre un punto que se esperaba esclarecer fácilmente, de manera cuantificada, un efecto de la flexibilización de los mercados de trabajo sobre el contenido en empleo del crecimiento.

- Finalmente, los resultados del cuadro 3 permiten sacar a la luz de manera analítica las diferencias entre los dos ciclos 1980-1990 y 1991-1997. Hemos elegido aquí una especificación simplificada que sea susceptible de ser validada sobre los dos períodos. La comparación entre las dos ecuaciones es chocante, y permite llegar a la constatación, ya avanzada anteriormente, de una clara modificación de comportamientos de un ciclo al otro. En relación con el decenio anterior, los años 90 sacan a la luz cuatro características:
- la ligazón entre crecimiento y empleo está más claramente marcada, con una «intensidad» que se duplica prácticamente de un ciclo al otro, pasando de 0,264 a 0,464;
- la ligazón con las variables demográficas se relaja y pasa de una influencia demográfica en los años 80 a una modulación de la población activa a lo largo de los años 90;
- la influencia de la rentabilidad se afirma de una doble manera: el coeficiente correspondiente se ve multiplicado por 4 y gana en significatividad;
- el papel discriminador de la sustitución capital-trabajo es comparable de un ciclo al otro.

Una síntesis comparativa

La fuerza de esta especificación «universal» reside en proponer una lectura sencilla de las diferencias de resultados a partir del cuadro 3 recapitulativo. La distancia entre los resultados de empleo (TEMP) es debida a los diferentes componentes para cada par de países o de zona de países.

Esta modelización permite comparar grupos de países e imputar las diferencias a la evolución de las tasas de paro. La primera columna trata la comparación entre los países del *Top4* (Dinamarca, Irlanda, Noruega, Países Bajos) y la Unión Europea. Se observan tres efectos reseñables. En primer lugar, volvemos a encontrar la clara contribución del diferencial de crecimiento (PIB). Vemos también que una parte de este potencial de empleo es utilizado para absorber un crecimiento más rápido de la población activa (POPAC), lo que reduce el resultado de empleo. Un tercer efecto que desempeña un papel importante es el de la menor sustitución capital-trabajo (KSN) que compensa el efecto desfavorable de los dos últimos factores, la rentabilidad (TPROF) y el diferencial de crecimiento (DIF).

Cuadro 6. Imputación de los resultados diferenciales de empleo.

	TOP4/UE	UK/UE	USA/UE
«Tasa de empleo»(1-Tparo)	0,58	0,44	0,64
PIB	1,04	0,43	0,77
Población activa	-0,50	0,00	-0,54
Tasa de beneficio	-0,19	-0,31	-0,13
Capital por cabeza	0,32	0,18	0,45
Diferencial de productividad	-0,09	0,14	0,10

Los resultados del Reino-Unido, siempre en relación con los de la Unión Europea, son objeto de estudio en la segunda columna del cuadro 3. Se observa una clara contribución del crecimiento (PIB) que no aparecía en una descomposición contable. La contribución de la población activa (POPAC) es aquí nula, lo que no refleja las evoluciones que afectan a esta variable de un ciclo al otro. Finalmente, los efectos favorables de la mínima sustitución capital-trabajo (KSN) y de un mayor diferencial de productividad (DIF) compensan los efectos desfavorables del restablecimiento del beneficio (TPROF).

Finalmente, la comparación con los Estados-Unidos es también interesante ya que saca a la luz una cierta proximidad con los resultados relativos del *Top 4*: un impacto importante, aunque un poco menor, del crecimiento (PIB); un dinamismo de la población activa (POPAC) que capta una buena parte del potencial de empleos y finalmente una contribución todavía más favorable de una sustitución capital-trabajo menos rápida (KSN).

Conclusiones

El principal resultado de este estudio es que las tasas de paro difieren en razón del crecimiento. Podríamos, evidentemente, considerar que es un resultado tauológico, pero no es el caso debido a dos razones fundamentales.

La primera es de orden teórico: los esquemas de análisis más utilizados para estudiar las diferencias de las tasa de paro postulan que se puede responder a esta cuestión sin introducir ninguna referencia al crecimiento. Es el mantenimiento de estas representaciones lo que obliga a traspasar las puertas abiertas.

- La segunda razón para encontrar interesante este resultado es que está asociado al decenio de los 90 y es menos aparente en el caso de los 80. Así

como las diferencias en las tasa de paro podían enviarnos a otros factores, además del crecimiento relativo, durante los años 80, esta ligazón se ha restablecido a lo largo del último ciclo. Se puede por lo tanto avanzar la periodización siguiente:

- el decenio de los 80 ha sido el de los ajustes del mercado de trabajo. La diferenciación de las tasas de paro envía principalmente al impacto de estas mutaciones sobre el contenido en crecimiento de empleo y sobre la dinámica de la población activa.
- el decenio de los 90 ha visto modificar la ponderación y el papel determinante del crecimiento ha retomado toda su vigencia.

Una pregunta surge inmediatamente: los ajustes de los mercados de trabajo de los años 80, ¿no serían la razón de las diferencias de crecimiento a lo largo de los 90, y los resultados de empleo de este decenio, no estarían marcados por los cambios institucionales del período precedente? La hipótesis es perfectamente legítima pero su verificación supone un cierto número de condiciones previas: habría que explicar porqué el tiempo de reacción es tan largo, por que canales transita y cómo se puede localizar. Ahora bien, investigaciones más detalladas demuestran que ni los indicadores habituales de «flexibilidad del mercado de trabajo», ni los indicadores de competitividad dan cuenta de los diferenciales de crecimiento (Husson, 2000). Dicho de otra manera, la moderación salarial de los años 80 no se ha traducido en avances de competitividad y no ha suscitado tampoco una acumulación de capital más rápida.

La explicación que se ha avanzado aquí pone el acento en otro resultado de nuestra modelización: los países que obtienen los mejores resultados desde el punto de vista del empleo están caracterizados por una mínima sustitución capital-trabajo. Sin embargo, es imposible relacionar esta particularidad con una menor progresión del salario real, ni incluso con indicadores más cualitativos de flexibilidad. Este fenómeno, que es común a los Estados Unidos y a los países del *Top 4*, está compuesto por dos ingredientes: el efecto de las nuevas tecnologías y el compromiso social. Pero no se ve porqué el impacto de las nuevas tecnologías sería aprovechado únicamente por cuatro pequeños países europeos. Queda el compromiso social que funda el siguiente discurso: una cierta reducción de la incertidumbre en cuanto a la evolución del salario real tendría como efecto la disminución del conflicto social y frenaría el recurso a la sustitución capital-trabajo (Freyssinet 2000).

Las implicaciones del diagnóstico avanzado aquí son entonces muy claras: la prioridad acordada en Europa a la obtención de un grado creciente de flexibilidad ha representado un doble contra-sentido. Una moderación salarial excesiva ha empujado hacia abajo el crecimiento, y la tasa de paro ha aumentado en todos los lugares, salvo en los pequeños países que se han aprovechado con un posicio-

namiento alegre y no por una particular energía en congelar sus salarios. Una sustitución capital-trabajo excesiva, y que representa una «sobre-reacción» en relación con las evoluciones efectivas del coste salarial, vuelve a estimular el paro. Esta política ha sido acompañada, muy lógicamente, por una política económica muy ajustada que tenía por objetivo hacer del euro y de las monedas que lo constituyen una moneda fuerte.

La coyuntura reciente puede ser interpretada en el marco que se propone aquí. Se ve una moneda débil y una parte salarial por fin estabilizada que encadenan una reactivación del crecimiento y un movimiento general de retroceso del paro en Europa. Esta lección de las cosas nos da indicaciones complementarias sobre las causas reales de una cierta «preferencia europea por el paro».

Bibliografía

- BRUNO, M. y SACHS, J., (1985), *Economics of worldwide stagflation*, Harvard University Press.
- FREYSSINET, J., (2000), *La réduction du tawux de chômage. Les enseignements des expériences européennes*, rapport pour le Conseil d'Analyse Economique, La Documentation Française.
- HUSSON, M., JOLIVET, A. y MEILLAND, C., (1999), *Performances de l'emploi en Europe: les modalités du succès*, rapport pour le Conseil d'Analyse Economique, IRES.
- HUSSON, M., (2000), «Le modèle européen des années 90», en *Transformations du travail et croissance économique*, L'Harmattan/IRD.
- IRES (2000), *Les marchés du travail en Europe*, collection «Repères», La Decouverte.
- LAYARD, R., NICKELL, S. y JACKMAN, R., (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- NICKELL, S., (1997), «Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America», *Journal of Economic Perspectives*, vol 11, n.º 3.
- NICKELL, S., (1998), «Unemployment: Questions and Some Answers», *The Economic Journal*, vol. 108, n.º 448.
- PADOA SCHIOPA KOSTORIS, F., (2000), «Commentaire sur Freyssinet», *mimeo*.
- SCARPETTA, S., (1996), «Assesing the Role of Labour Market Policies and Institucional Settings on Unemployment: A Cross-County Study», *OECD Economic Studies*, n.º 26, 1996/1.