

EL AJUSTE AL EQUILIBRIO A LARGO PLAZO DE LOS SALARIOS EN ESPAÑA

LONG-RUN EQUILIBRIUM ADJUSTMENT OF WAGES IN SPAIN

JOSE AIXALA*

Universidad de Zaragoza

CARMEN PELET**

Universidad de Zaragoza

Abstract

This paper provides empirical evidence about the relationship between wages and their determinants in the Spanish economy from a macroeconomic perspective, as well as about the adjustment speed back to long run equilibrium, estimating an error correction mechanism by non-linear methods.

The results reveal that the unemployment rate and the bargaining variables have no effect on the evolution of wages. The variable that explains the evolution of wages in the long term is prices, with wages showing slightly inflationary behavior. In the short term, wages are explained by their past values, reflecting a nominal inertia.

Keywords: *Wages, unemployment, productivity, institutional framework, time series.*

JEL Classification: *J31, J59, J69.*

Resumen

Este artículo aporta evidencia empírica sobre la relación entre los salarios y sus determinantes en la economía española desde una perspectiva macroeconómica, así como sobre la velocidad de ajuste hacia el equilibrio a

* Departamento de Economía Aplicada, Gran Vía, 4. 50005 Zaragoza (España). Tel.: 976 761849, Fax: 976761840. E-mail: jaixala@unizar.es

** Departamento de Economía Aplicada, Gran Vía, 4. 50005 Zaragoza (España). Tel.: 976 761849, Fax: 976761840. E-mail: cpelet@unizar.es

largo plazo, estimando un mecanismo de corrección del error por métodos no lineales.

Los resultados revelan que la tasa de desempleo y las variables de negociación no tienen efecto sobre la evolución de los salarios. La variable que explica dicha evolución en el largo plazo son los precios, observándose una espiral inflacionista. A corto plazo, los salarios vienen explicados por sus valores pasados, reflejando una inercia nominal.

Palabras clave: *Salarios, desempleo, productividad, marco institucional, series temporales.*

Clasificación JEL: *J31, J38, J59, J69.*

1. INTRODUCCION

Este artículo analiza los determinantes de los salarios en la economía española, entre 1980 y 2000, desde una perspectiva macroeconómica, estimando una ecuación de salarios mediante la técnica de cointegración con mecanismo de corrección del error por métodos no lineales. La ecuación de salarios que se propone relaciona los salarios nominales con el desempleo, los precios, la productividad, los impuestos directos y las cotizaciones a la seguridad social. El período elegido se inicia con la puesta en práctica de las medidas de política económica derivadas de los Pactos de la Moncloa, entre las cuales se incluyen cambios en el modelo de negociación salarial, dando prioridad a la firma de pactos sociales en busca de la moderación en los salarios y la mejora de la competitividad. El período finaliza una vez que la economía española se incorpora al euro, con la consiguiente pérdida de las políticas macroeconómicas de ajuste, en particular la política monetaria y de tipo de cambio, lo cual convierte la política de moderación salarial y el control de la espiral precios salarios en un factor decisivo para mantener la competitividad y la estabilidad macroeconómica de la economía española.

Se trata de un período que no ha sido considerado por los trabajos empíricos existentes para la economía española, a pesar de su relevancia para el análisis de los factores que influyen en la dinámica salarial. En dicho período han tenido lugar varios ciclos económicos, que comienzan con una fase de bajo crecimiento durante la primera mitad de los ochenta, seguida de una fuerte expansión desde 1986 hasta 1992. Posteriormente, una breve pero intensa etapa recesiva hasta 1994 da paso al siguiente ciclo alcista que abarca hasta el final del período considerado. Además, importantes cambios institucionales se han producido en el mercado de trabajo durante este período (Toharia, 2003). Por una parte, la aprobación del Estatuto de los Trabajadores y la Ley Básica de Empleo de 1980 estableció las bases para la normalización de las relaciones laborales. Por otra, a lo largo del período se suceden varias reformas relativas a los sistemas de contratación y despido, políticas activas de empleo y formación, protección por desempleo, negociación colectiva

y condiciones de trabajo (Palacio y Alvarez, 2004). Así, en este período se forjó el marco institucional del mercado de trabajo y su configuración se ha mantenido, en líneas generales, hasta el presente.

En este proceso de cambio institucional se pueden distinguir tres etapas. En la primera, hasta mediados de los ochenta, la política de concertación dio prioridad a la firma de pactos sociales a nivel centralizado, lo cual favoreció la moderación salarial. La reforma de 1984 dio paso a las primeras medidas de flexibilización del mercado de trabajo. Durante la segunda etapa, desde mediados de los ochenta hasta mediados de los noventa, la falta de acuerdo social en materia de salarios y de flexibilización del mercado de trabajo impidió la continuación de la política de concertación y moderación salarial desarrollada en el período anterior (Malo de Molina, 1993). Este hecho, unido a la crisis económica de la primera mitad de la década, llevó a la imposición unilateral por el gobierno de medidas flexibilizadoras del mercado de trabajo a través de la reforma laboral de 1994. La última etapa, desde mediados de los noventa, recupera un ambiente de diálogo social, que se materializó en la reforma de 1997, dotando de una mayor flexibilidad al mercado de trabajo. Por un lado, se producen cambios importantes en la estructura de la negociación colectiva, instaurando una mayor coordinación entre los distintos niveles de negociación y, por otro, el proceso de fijación de salarios lleva a una nueva etapa de moderación.

El comportamiento cíclico de la economía española, unido a los importantes cambios institucionales mencionados, ha quedado reflejado en el comportamiento de variables como la inflación, el desempleo y la productividad. Tanto en las etapas de estanflación y crisis como en las de recuperación y expansión, se ha mantenido el debate sobre la necesidad de vincular los incrementos salariales a la productividad, promoviendo un mayor grado de flexibilidad salarial. Así, la fijación de un nivel adecuado de crecimiento salarial ha constituido uno de los principales temas de interés para la política económica en el período estudiado. La literatura sobre la determinación de los salarios ha utilizado las variables anteriormente señaladas como factores explicativos, tal como se pone de manifiesto en el epígrafe siguiente.

El artículo se organiza como sigue. En la Sección 2 se desarrolla el marco teórico, en la Sección 3 se describe el modelo y la metodología utilizada. La Sección 4 contiene los principales resultados y la Sección 5 presenta las conclusiones más relevantes. Las referencias bibliográficas cierran el artículo.

2. MARCO TEORICO

El análisis de los determinantes salariales desde una perspectiva macroeconómica constituye uno de los temas relevantes en la literatura económica, iniciándose con la relación entre salarios y desempleo mostrada por Phillips (1958), que establece una relación negativa entre cambios en los salarios nominales y tasa de paro. La curva de Phillips ofrece a la política económica la posibilidad de un *trade-off* entre inflación y desempleo. El marco teórico sobre la determinación de salarios basado en la curva de Phillips ha evolucionado desde una relación negativa entre el crecimiento de los salarios y la tasa de paro y sus variaciones, hacia el establecimiento

de una relación entre la fijación de salarios y precios en un marco de negociación, con una tasa de desempleo que, en el equilibrio, coincide con la tasa de desempleo estructural o NAIRU.

Esta aproximación se ha visto enriquecida con las aportaciones de Phelps (1967) y Friedman (1968) sobre la tasa natural de desempleo. Estos autores sugieren una curva de Phillips rígida a largo plazo, que muestra una única tasa de paro compatible con una inflación estable, denominada tasa natural de desempleo. En este contexto, las autoridades tienen un estrecho margen para aplicar la política económica. Además, Lucas (1972) añade expectativas racionales a la curva de Phillips. De acuerdo con esta teoría, la información de los agentes es perfecta y sus previsiones perfectamente anticipadas, en cuyo caso la política económica será efectiva sólo si el gobierno es capaz de sorprender a los agentes, por lo que el anteriormente mencionado *trade-off* no existiría¹. Posteriormente, Friedman (1977) aporta una interpretación institucional de la curva de Phillips mostrando la escasa flexibilidad de los salarios respecto al desempleo. En la línea de esta propuesta teórica, Lipsey y Parkin (1970) señalan que la flexibilidad de los salarios con respecto al desempleo se reduce cuando se aplican acuerdos sociales, lo cual muestra la existencia de rigideces en el marco institucional del mercado de trabajo. Este débil poder explicativo de la tasa de desempleo con respecto a los salarios se refleja también en Parkin, Summer y Ward (1976) y en Brandsma y VanderWindt (1983), encontrando el primero de ellos una fuerte influencia de los precios en la determinación de los salarios nominales.

Posteriormente, los trabajos de Layard y Nickell (1985) y Layard, Nickell y Jackman (1991) definen una ecuación de salarios dinámica que incorpora las variables desempleo, precios y productividad, sin olvidar la influencia de factores institucionales sobre la determinación de los salarios. Estos autores explican la determinación de salarios a través de la política de fijación de precios por las empresas y del proceso de negociación. En este contexto, si no hay compatibilidad entre la fijación de precios y salarios aparecerá una espiral inflacionista que dependerá de la relación entre la NAIRU y la tasa efectiva de paro. En esta línea, señalan que sólo un desempleo superior al de equilibrio puede ejercer una influencia significativa sobre el comportamiento de los salarios, moderando su crecimiento.

Más recientemente, Akerlof, Dickens y Perry (1996) y Akerlof, Dickens y Perry (2000) proponen un modelo que contempla la rigidez a la baja de los salarios nominales, así como la influencia de las expectativas de precios sobre la negociación salarial. Un modelo de similares características ha sido contrastado por Napolitano (2000), mostrando la existencia de una espiral inflacionista y una tendencia al crecimiento de los salarios a través del tiempo. Estos aspectos han sido también desarrollados por Ascari (2003) que destaca, además, la influencia que las rigideces del mercado de trabajo, en concreto la escasa movilidad que el factor trabajo tiene sobre la determinación de salarios y la persistencia del desempleo. Por su parte, Karanassou, Sala y Snower (2005) ponen de manifiesto la presencia de una espiral salarios-precios. Karanassou,

¹ Como señala Friedman (1991), una implicación muy poderosa para la política es que, si se considera que la gente forma sus expectativas sobre una base racional, ninguna regla fija de política monetaria o fiscal permitirá lograr otra cosa que no sea la tasa natural de desempleo.

Sala y Snower (2008b) analizan la persistencia de salarios y precios observada en la mayoría de los países en los últimos años, mostrando que los salarios se ajustan más rápido que los precios. Por otra parte, señalan que la elasticidad a largo plazo de los salarios con respecto a la productividad es elevada y que el desempleo presiona a los salarios a la baja.

Un conjunto de trabajos empíricos se han desarrollado sobre la base de esta literatura teórica, utilizando la técnica de series temporales aplicada a varios países europeos, entre los cuales podemos citar Sargan (1980), Nymoen (1989), Abraham, De-Bruyne y Van der Auwera (2000), Pesaran, Shin y Smith (2001), Broesma y Den-Butter (2002) y Nymoen y Rodseth (2003). Sargan (1980) obtiene una relación negativa y significativa de los salarios respecto al desempleo, mientras que Pesaran, Shin y Smith (2001) encuentran esta relación negativa pero no significativa. Nymoen (1989) introduce *dummies* para medir el efecto de la política de rentas y obtiene que, a corto plazo, los precios tienen un fuerte efecto sobre los salarios, mientras que la productividad tiene un efecto menor. A largo plazo, esta variable gana en significatividad. Broesma y Den-Butter (2002) señalan que los salarios dependen, a largo plazo, del desempleo, de los precios, de la productividad y de los impuestos y cotizaciones sociales, mientras Nymoen y Rodseth (2003) obtienen que la flexibilidad del salario es baja y que las políticas de rentas tienen efectos sobre los salarios sólo cuando se implementan con fuertes medidas legales. Castle y Hendry (2009) analizan los determinantes salariales estimando una ecuación de salarios que incluye como variables independientes el desempleo, los precios y los salarios retardados. Concluyen que el nivel de desempleo no juega un papel importante en la evolución de los salarios.

Por lo que respecta a la economía española, los trabajos existentes muestran, en general, una influencia significativa de la tasa de desempleo sobre los salarios para diferentes períodos. Entre ellos, podemos citar a Dolado, Malo de Molina y Zabalza (1986), que han encontrado también una influencia significativa de las variables de negociación. Coe (1988), sin embargo, encuentra que la tasa de desempleo y la inflación no tienen una influencia significativa sobre la variación de los salarios. Andrés y García (1990) señalan, junto a la significatividad del desempleo ya mencionada, la falta de inercia en el crecimiento de los salarios así como su rápida respuesta ante las variaciones de precios. López (1991) señala que el valor estimado de la elasticidad de los salarios reales respecto a la tasa de desempleo es negativa y ligeramente superior a la unidad. Para Anderton (1993) y Anderton (1998), los salarios están relacionados negativamente con el desempleo, apareciendo una ruptura estructural después de la reforma de 1984, la cual introduce una mayor flexibilidad en el sistema de contratación. Karanassou, Sala y Snower (2008a) observan que los salarios en España están relacionados negativamente con la tasa de desempleo y positivamente con la productividad, existiendo un importante efecto de los precios sobre los salarios.

Dentro de este marco de referencia, analizamos la existencia de una relación de cointegración entre los salarios nominales y sus determinantes en España, así como la relación a corto plazo y el ajuste al equilibrio a largo plazo, estimando un mecanismo de corrección del error por métodos no lineales (MCNL).

3. MODELO EMPIRICO Y METODOLOGIA

Siguiendo la literatura revisada en la sección anterior, hemos especificado un modelo basado en la siguiente ecuación de salarios:

$$W_t = \beta_0 + \beta_1 U_t + \beta_2 P_t + \beta_3 q_t + \beta_4 CT_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde W_t son los salarios nominales medidos en términos de los pagos totales de todos los sectores de la economía; P_t es el nivel de precios medido por el índice de precios al consumo (IPC); U_t es la tasa de desempleo agregada; q_t es la productividad, medida por una *proxy* definida como el cociente entre el producto interior bruto (PIB) y el nivel de empleo, y CT_t está definida como la suma de la tasa del impuesto sobre la renta y de las cotizaciones a la seguridad social. Los residuos de la ecuación (1) seguirían en este caso un proceso de ruido blanco, cuya característica es que está formado por una sucesión de variables aleatorias con distribución normal, esperanza cero y varianza constante e independientes en el tiempo; es decir: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ para todo t .

Los datos son trimestrales y las variables están expresadas en logaritmos. Los datos proceden de la Síntesis de Indicadores Económicos del Ministerio de Economía para los salarios, precios y productividad, y de la Encuesta de Población Activa del Instituto Nacional de Estadística para el desempleo. La variable CT se ha obtenido de la base de datos Aranzadi. Las series de dichas variables pueden verse en los Gráficos 1 al 5.

GRAFICO 1

SALARIOS MONETARIOS

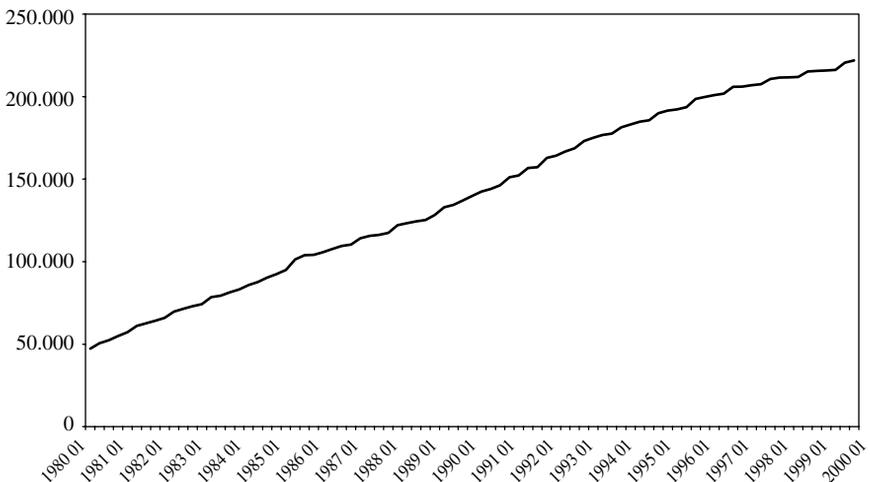


GRAFICO 2

TASA DE DESEMPLEO

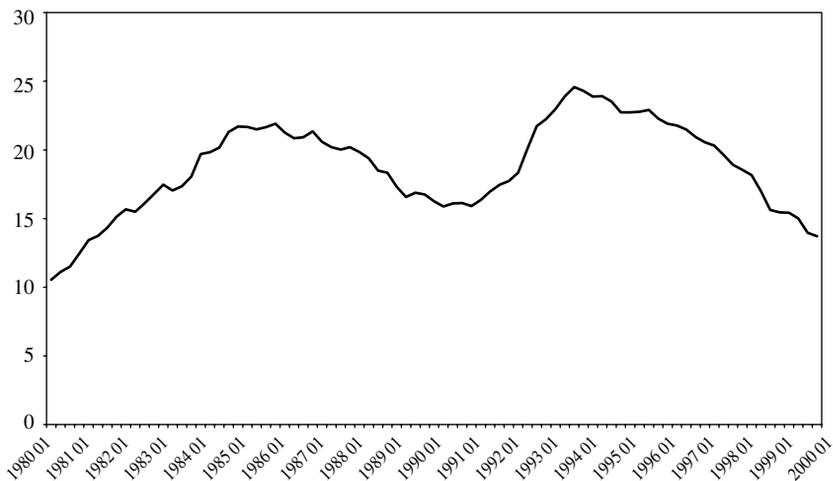


GRAFICO 3

NIVEL GENERAL DE PRECIOS

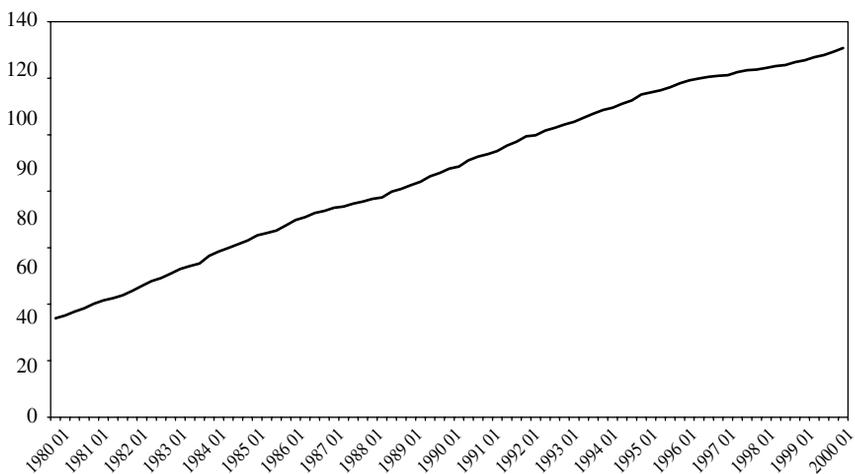


GRAFICO 4

PRODUCTIVIDAD

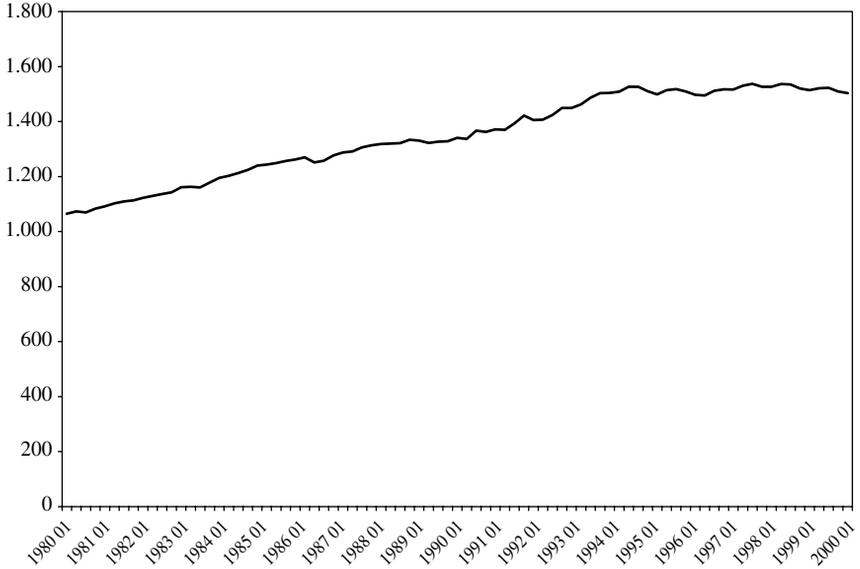
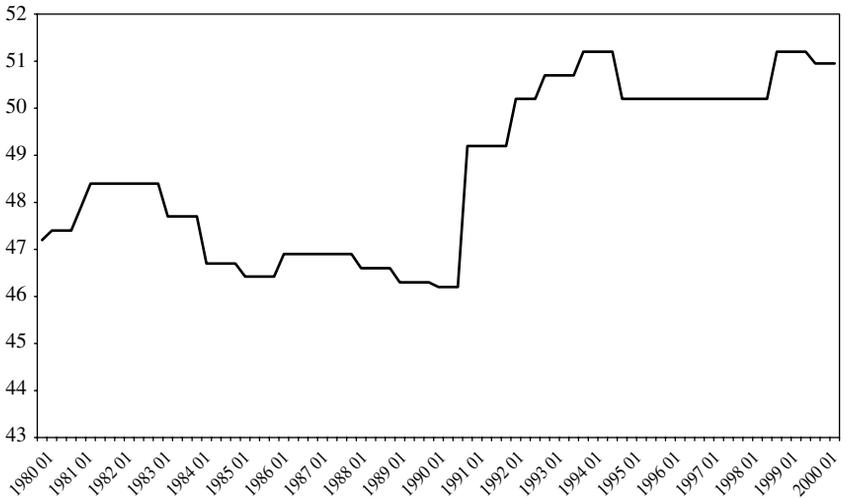


GRAFICO 5

IMPOSICION DIRECTA SOBRE SALARIOS



Como ya se ha señalado, se va a analizar si existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables mediante la técnica de cointegración, concepto introducido por Granger (1981) para establecer si variables con tendencia estocástica evolucionan o no de forma paralela. Existe la posibilidad, y ésta es la que interesa desde el punto de vista de la cointegración, de que los componentes tendenciales de dos o más series se compensen exactamente, dando lugar a una combinación lineal estacionaria. Este es el caso de las variables cointegradas. La idea básica es que si en el largo plazo dos o más series se mueven juntas, aunque cada una de ellas sea no estacionaria, la diferencia entre ellas es constante, por lo que se puede afirmar que estas series definen un equilibrio a largo plazo y que la diferencia entre ellas es estacionaria. Es el caso en el que las series son $I(1)$ y su combinación lineal, al aplicar el vector de cointegración, es estacionaria; por lo tanto, los residuos de la relación de cointegración son $I(0)$; es decir, son estacionarios. Esto significa que la influencia de los *shocks* es transitoria, existiendo una relación a largo plazo de equilibrio entre las variables.

En modelos macroeconómicos con variables cuyos datos se presentan en series temporales, el supuesto de estacionariedad resulta poco habitual. Por el contrario, se admite, en general, que las variables tienen un comportamiento creciente a lo largo del tiempo, de forma que pueden representarse adecuadamente como procesos integrados de primer orden. Por tanto, un estudio con datos de series temporales exige, como paso previo, el análisis individual de las variables para determinar su orden de integración. El análisis del orden de integración de todas las series se ha obtenido aplicando varios tests de raíz unitaria²: el test Augmented Dickey-Fuller (ADF); el test Dickey-Fuller GLS (DF^{GLS}), propuesto por Elliott, Rothenberg y Stock (1996), y el test Phillips y Perron (1988) (Z_t).

Existe una estrecha relación entre la cointegración y los modelos de corrección del error. Dichos modelos resultan especialmente adecuados cuando se desea incorporar en el análisis, tanto la relación a largo plazo entre las variables como el comportamiento de desequilibrio en el corto plazo. La idea es que parte del desequilibrio de un período se corrige en el siguiente y, a través de este método, se puede medir la velocidad de ajuste al equilibrio a largo plazo.

El teorema de representación de Granger prueba que las variables están cointegradas sólo si se puede explicar la relación entre las mismas mediante un modelo de corrección del error. A través de este método se puede medir la velocidad del ajuste al equilibrio a largo plazo, permitiendo una especificación dinámica del modelo en la que se tiene en cuenta la relación a corto y largo plazo entre las variables. Estos modelos relacionan el cambio en la variable dependiente con errores de equilibrio pasados, así como con cambios pasados en las variables explicativas.

² Hay que señalar que las funciones de autocorrelación en niveles y primeras diferencias, para cada una de las variables utilizadas, no permiten descartar la no estacionariedad de las series. Sin embargo, no reflejan presencia de no estacionariedad en el componente estacional y desestimamos realizar contrastes de raíz unitaria estacional.

De esta forma, para un vector de series temporales X_t , el modelo se representa como $A(B)(1-B)X_t = -\gamma Z_{t-1} + u_t$, donde u_t es una perturbación multivariante estacionaria, con $A(0) = I$, $A(1)$ tiene todos los elementos finitos, $Z_t = \alpha' X_t$ y $\gamma \neq 0$, siendo B el operador de retardos (Engle y Granger, 1987). Se ha elegido este método de estimación para contrastar la existencia de cointegración, incorporando un mecanismo de corrección del error, ya que es especialmente adecuado para las situaciones en las que se desea contemplar tanto la teoría económica a largo plazo entre las variables como el comportamiento de desequilibrio en el corto plazo. Además, el mecanismo de corrección del error incluye los efectos dinámicos entre el corto y el largo plazo y combina las ventajas de utilizar niveles y diferencias, puesto que la dinámica del corto plazo (cambios) y de los procesos de ajuste a largo plazo (niveles) se modelizan simultáneamente.

Así, una vez contrastada la existencia de raíces unitarias en las variables, se estima un modelo de corrección del error por métodos no lineales, introduciendo en la ecuación la relación a largo plazo excepto el término independiente. Estos modelos deben superar todos los contrastes de autocorrelación y el coeficiente que define el mecanismo de corrección del error debe ser negativo y significativo. En caso de no serlo, no existe relación de cointegración.

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACION

El análisis del orden de integración, aplicando los tests mencionados en la sección anterior, permite afirmar que en ningún caso puede ser rechazada la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las series. Para ello, estimamos un modelo con constante y tendencia, excepto para el desempleo, que presenta sólo una constante³. El hecho de no contemplar una tendencia para la variable desempleo obedece a que la tasa de paro no crece ni decrece indefinidamente, sino que fluctúa en torno a una tasa de paro de equilibrio, que es su valor neutral en la muestra. Se dice que la variable “deambula” alrededor de dicho valor neutral, presentando una clara inclinación a permanecer por encima o por debajo del mismo durante períodos de tiempo, lo que refleja su potencial no estacionariedad y la presencia de una raíz unitaria. Las variables en primeras diferencias pueden verse en los Gráficos 6 al 10.

Los valores obtenidos para cada uno de los tests son inferiores en valor absoluto a los valores críticos, que para un nivel de confianza del 5% son $-3,45$ si se contempla una serie con constante y tendencia y $-2,89$ para una serie sólo con constante. Así, todas las variables presentan una tendencia estocástica en sus datos y, por lo tanto, son integradas de orden uno (Tabla 1).

³ Para un número de retardos máximo de la variable diferenciada $lmáx=5$, siguiendo la propuesta de Ng y Perron (1995).

GRAFICO 6

SALARIOS MONETARIOS. SERIE EN DIFERENCIAS

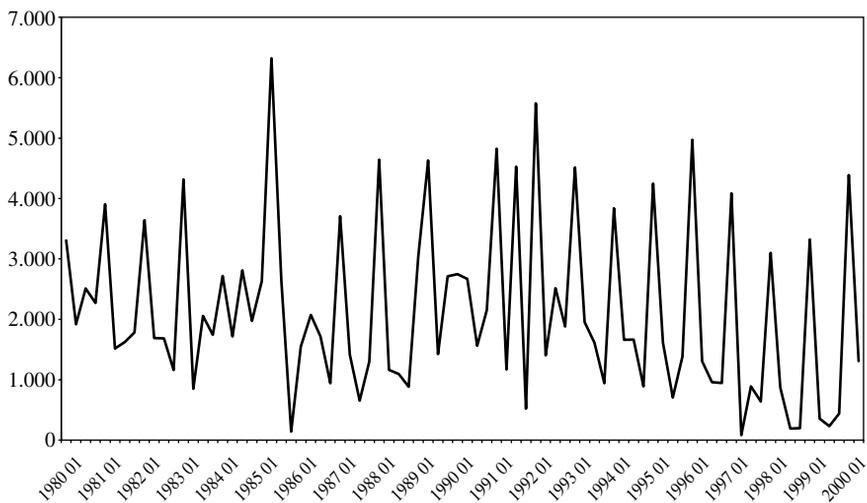


GRAFICO 7

TASA DE DESEMPLEO. SERIE EN DIFERENCIAS

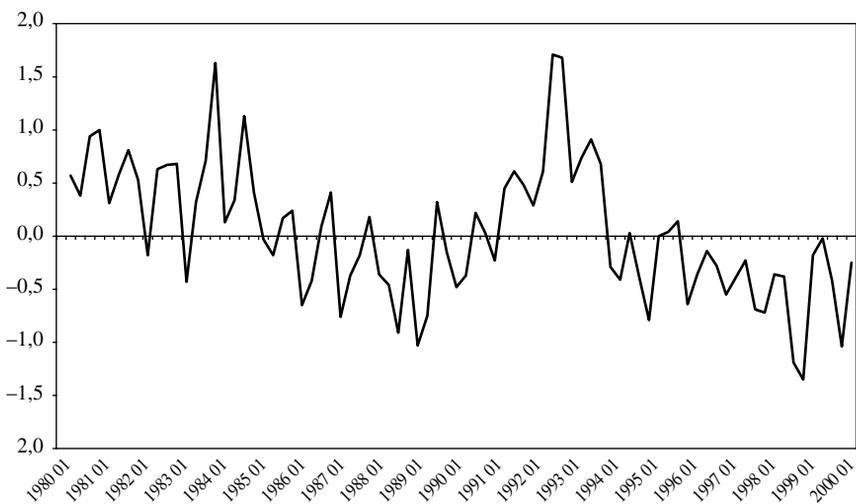


GRAFICO 8

NIVEL GENERAL DE PRECIOS. SERIE EN DIFERENCIAS

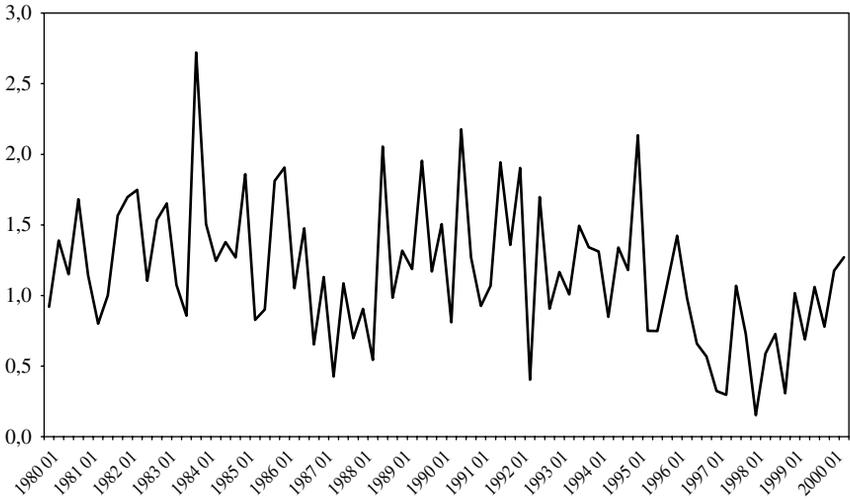


GRAFICO 9

PRODUCTIVIDAD. SERIE EN DIFERENCIAS

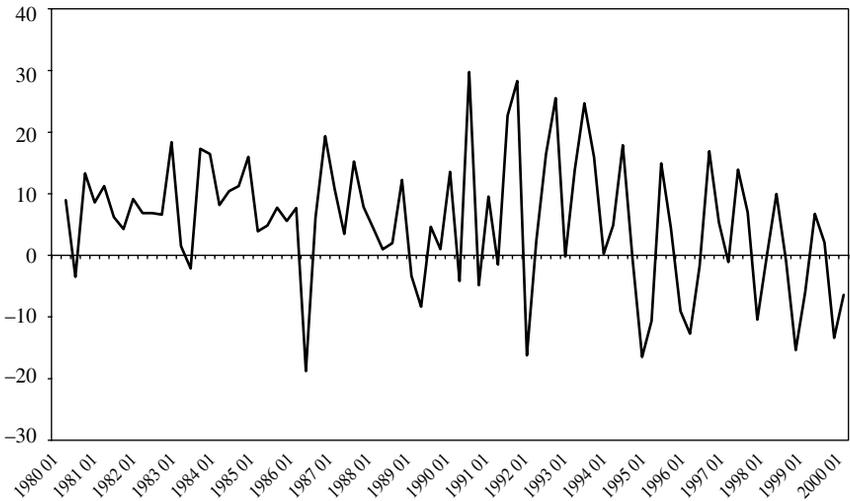


GRAFICO 10

IMPOSICION DIRECTA SOBRE SALARIOS. SERIE EN DIFERENCIAS

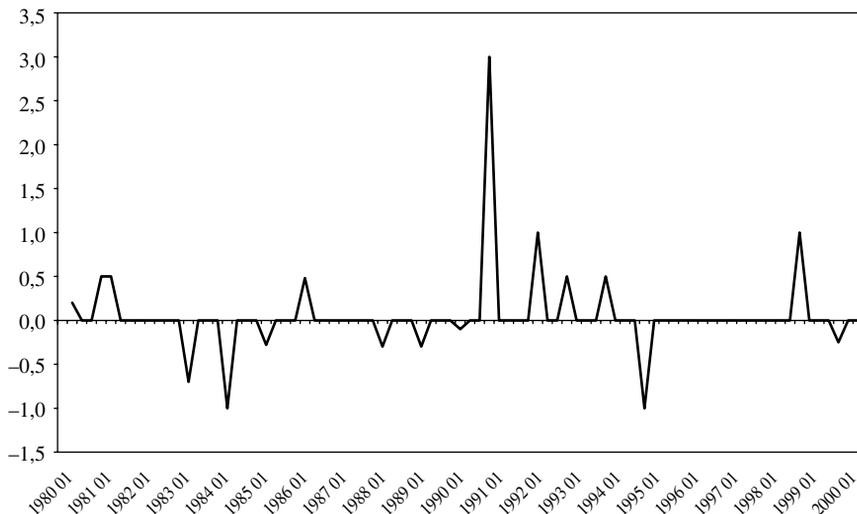


TABLA 1

TEST DE RAIZ UNITARIA

Variables	ADF	DFGLS	Zt
W_t	-0,18	-0,85	-1,71
U_t	-2,03	-1,53	-2,22
P_t	-1,16	-1,68	-3,44
q_t	-0,75	-1,34	-3,29
CT_t	-2,50	-2,94	-3,40

Nota: La definición de las variables, las fuentes de datos y las explicaciones de los test de raíz unitaria se encuentran en la Sección 3.

Los valores críticos están tabulados en Maddala y Kim (1999). Dichos valores, para un nivel de confianza del 5%, son $-3,45$ para el caso de constante y tendencia y $-2,89$ para el caso de sólo constante. Las variables salarios (W), precios (P), productividad (q) y cotizaciones sociales (CT) incorporan constante y tendencia, mientras que el desempleo (U) contempla sólo constante. Los valores obtenidos en cada uno de los test para todas las variables son, en valor absoluto, menores que los valores críticos antes señalados, lo cual demuestra la existencia de una raíz unitaria en las variables.

Se ha llevado a cabo también el test de raíz unitaria ADF para todas las variables en primeras diferencias. Los valores obtenidos demuestran que la primera diferencia de las variables no tiene una raíz unitaria. Dichos valores son: para la variable salarios (W) $-4,34$, para la variable precios (P) $-3,57$, para la variable desempleo (U) $-4,34$, para la variable productividad (q) $-3,59$ y para la variable cotizaciones sociales (CT) $-4,94$. Al ser todos ellos mayores en valor absoluto que los valores críticos señalados anteriormente, se demuestra que las variables no tienen dos raíces unitarias.

Una vez analizado el orden de integración, hemos realizado diferentes estimaciones de la ecuación (1), presentando cuatro modelos dinámicos que reflejan el comportamiento de los salarios nominales en el corto y el largo plazo. Estos modelos, además de las variables mencionadas previamente, incluyen la *dummy* D8083, que mide los efectos de la política de rentas en ese período y tres *dummies* estacionales. La introducción de estas variables *dummy* ayuda a mejorar la capacidad explicativa y aumenta la robustez de la estimación.

Los resultados obtenidos (Tabla 2) muestran que la variable desempleo no resulta significativa ni a corto ni a largo plazo, lo cual refleja una fuerte rigidez en los salarios. El parámetro asociado con los precios presenta, a largo plazo, un valor mayor que uno y es altamente significativo, lo cual permite afirmar que los salarios nominales son ligeramente inflacionistas. Por otro lado, en la relación a corto plazo, el coeficiente de los precios es no significativo. La variable dependiente retardada es significativa, indicando que la variación de los salarios depende de sus valores pasados, lo cual muestra una inercia nominal a corto plazo.

TABLA 2

ESTIMACION DE LOS SALARIOS NOMINALES A CORTO
Y A LARGO PLAZO POR MCNL

	a	b	c	d
ΔW_t (v.d.)				
Const	6,03 (6,52)	4,90 (4,60)	6,20 (6,60)	5,15 (6,48)
Corto plazo				
ΔP_t	0,38 (1,35)	0,31 (1,12)	0,38 (1,32)	0,36 (1,31)
$\Delta P_t (-1)$	-0,47 (-1,59)	-0,55 (-1,91)	-0,56 (-1,87)	
ΔU_t	0,08 (1,30)	0,10 (1,56)	0,03 (0,52)	
$\Delta W_t (-1)$	0,20 (2,18)	0,23 (2,56)	0,22 (2,35)	0,14 (1,69)
$\Delta W_t (-4)$	0,41 (4,97)	0,37 (4,42)	0,38 (4,48)	0,43 (5,31)
Δq_t		-0,05 (-0,16)		
ΔCT_t			0,08 (0,48)	
Q_1	-0,06 (-3,76)	-0,06 (-3,93)	-0,05 (-3,68)	-0,06 (-4,29)
Q_2	-0,05 (-3,09)	-0,62 (-3,50)	-0,05 (-3,16)	-0,06 (-3,34)

	a	b	c	d
Q_3	-0,04 (-4,87)	-0,05 (-5,32)	-0,04 (-4,96)	-0,04 (-4,65)
$D8083$	0,04 (4,86)	0,05 (4,08)	0,03 (3,31)	0,04 (4,71)
<i>M.C.E.</i>	-0,89 (-6,51)	-1,01 (-7,05)	-0,97 (-6,37)	-0,76 (-6,42)
<i>Largo plazo</i>				
$P_t(-1)$	1,16 (97,36)	1,04 (20,77)	1,13 (58,26)	1,17 (94,10)
$U_t(-1)$	0,002 (0,20)	-0,02 (-1,42)	-0,001 (-0,14)	
$q_t(-1)$		0,35 (2,31)		
$CT_t(-1)$			0,13 (1,36)	
R^2	0,98	0,98	0,98	0,98
<i>D-W</i>	2,42	2,41	2,40	2,48
LBQ_4	7,82	10,10**	8,66	8,90

Nota: La definición de las variables y las fuentes de datos se encuentran en la Sección 3. Entre paréntesis, *t*-ratios para analizar la significatividad individual.

El valor crítico de χ^2 al 5% de significatividad del estadístico Ljung-Box (LBQ_d) para $n = 4$ es 9,48. El hecho de que los valores obtenidos sean, excepto para el modelo b, menores en valor absoluto que dicho valor crítico muestra la no existencia de autocorrelación.

El parámetro de la velocidad de corrección del error (MCE) toma valores entre -1 y 0 y es estadísticamente significativo, lo que demuestra la existencia de ajuste al equilibrio a largo plazo. En este caso, al estar los valores cerca de -1, los errores del período anterior se corrigen en el período siguiente prácticamente en su totalidad.

Con respecto a las variables de negociación, cuando se incorpora la productividad en el modelo, aparece autocorrelación en los residuos (modelo b), mientras que cuando la productividad es sustituida por la variable CT_t (modelo c), esta variable presenta un bajo nivel de significatividad, tanto en el largo como en el corto plazo.

Excepto el modelo (b), todos ellos presentan buenas propiedades estadísticas, con un R^2 de 0,98 y un Durbin Watson de 2,4. Los residuos del modelo a corto plazo no presentan síntomas de autocorrelación, tal como muestra el valor del estadístico Ljung-Box. El mecanismo de corrección del error tiene un coeficiente negativo y significativo, reflejando la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables del modelo. Este parámetro mide la velocidad del ajuste al equilibrio y significa que las perturbaciones no se acumulan indefinidamente, sino que el modelo tiende a volver a su media, como corresponde a una relación de cointegración.

Como se observa en la Tabla 2, el coeficiente que acompaña a la variable precios retardada de la estimación a largo plazo $P_t(-1)$, que toma valores estadísticamente significativos entre 1,13 y 1,17 (comportamiento ligeramente inflacionista con una elasticidad respecto a los precios mayor que la unidad), muestra la existencia de una espiral precios-salarios. Por otra parte, los coeficientes de la variable salarios retardada en la estimación a corto plazo ($\Delta W_t(-1)$, $\Delta W_t(-4)$), estadísticamente significativos, muestran la existencia de una inercia nominal a corto plazo (los incrementos salariales dependen en gran medida del nivel alcanzado en años anteriores). Ambos resultados pueden ser atribuidos al sistema de negociación colectiva y a su grado de centralización, que determinan la posibilidad de desarrollar una política de moderación salarial. Así, un sistema con un elevado grado de centralización haría que los efectos inflacionistas de los aumentos salariales fueran tenidos en cuenta por los sindicatos, siendo más fácil conseguir una moderación en el crecimiento de los salarios. Por otra parte, en un sistema de negociación descentralizado, los incrementos salariales tendrían un efecto más directo sobre la competitividad de la empresa y, por tanto, sobre el empleo, por lo que los sindicatos se moderarían en sus demandas (Bruno y Sachs, 1985; Calmfors y Driffill, 1988 y Calmfors y Driffill, 2002).

En España, la estructura de la negociación colectiva responde a un grado de centralización intermedio, con predominio del nivel de sector provincial, lo cual dificulta la moderación salarial, llevando a incrementos salariales que son paralelos o en ocasiones ligeramente superiores a la inflación (Rodríguez, 2004). El hecho de que la estructura empresarial en España se caracterice mayoritariamente por la existencia de pequeñas y medianas empresas, hace que este ámbito de negociación intermedio aparezca como el predominante en la negociación colectiva (Fina, González de Lena y Pérez Infante, 2001).

En relación con esta situación, se ha intentado en España a lo largo del período considerado modificar la estructura de negociación colectiva a través de las sucesivas reformas laborales, con el fin de conseguir que los incrementos salariales estuvieran en consonancia con las condiciones particulares de las empresas y con los objetivos de política macroeconómica (Bentolila y Jimeno, 2002). Se ha planteado, por un lado, la necesidad de alcanzar grandes acuerdos sociales que permitieran controlar los efectos macroeconómicos de la negociación colectiva⁴ y, por otro lado, se ha potenciado un mayor grado de descentralización en la misma, aumentándose el número de convenios de empresa, para conseguir una mayor adecuación de los incrementos salariales a los incrementos de productividad. A pesar de ello, ha seguido manteniéndose el tradicional predominio de trabajadores afectados por convenios de ámbito intermedio sectorial-provincial, lo cual explica la inercia nominal obtenida en nuestros resultados.

Por último, como se observa en la Tabla 2, el coeficiente que acompaña a la variable desempleo retardada de la estimación a largo plazo ($U_t(-1)$) toma valores no estadísticamente significativos. Esta falta de respuesta de los salarios al desempleo podría ser explicada, por una parte, debido a la alta tasa de temporalidad alcanzada

⁴ Véase Pérez Infante (2009).

en la economía española durante el período estudiado y a la elevada tasa de paro de larga duración, que ha conducido a una elevada proporción de trabajadores *outsiders* que ejercen una escasa presión sobre la determinación salarial en la negociación. En los modelos *insiders-outsiders* la existencia de altos costes de ajuste (costes de contratación y despido) lleva a un elevado poder negociador de los *insiders* en comparación con el de los *outsiders* (Conde Ruiz, Felgueroso y García Pérez, 2010). Por otra parte, dicha falta de respuesta viene también explicada por las rigideces del marco institucional (Viñals y Jimeno, 1997) que provienen de la fuerte regulación del mercado de trabajo y han conducido a altos niveles de desempleo estructural (NAIRU) y a la dificultad para reducirlos.

Los modelos de fijación de precios y salarios dentro de un marco de negociación, entre ellos Layard, Nickell y Jackman (1991), señalan que el salario negociado depende de la tasa de paro y de las desviaciones de dicha tasa respecto a la NAIRU, de forma que la moderación salarial sólo es factible con un nivel de paro superior a la NAIRU, cuando la presión salarial se ve reducida. Por tanto, se trataría de reducir el desempleo estructural actuando sobre los factores institucionales.

Entre las rigideces institucionales anteriormente mencionadas podemos destacar la generosidad en las prestaciones por desempleo, los costes de despido, la ausencia de políticas activas y de formación, la falta de movilidad geográfica y funcional, la falta de coordinación entre los diferentes niveles de negociación colectiva, una fuerte imposición sobre las rentas del trabajo y la indexación de los salarios a la inflación (Bentolila y Dolado, 1994; Alujas, 2003 y Palacio y Alvarez, 2004). Así, las reformas laborales del período tuvieron como objetivo una mayor flexibilidad del marco institucional en los aspectos anteriormente señalados, que permitiera una reducción de la NAIRU, un mejor ajuste entre los incrementos salariales y el crecimiento de la productividad⁵, así como una moderación salarial en línea con los objetivos macroeconómicos (Jimeno y Toharia, 1992; Gómez y Usabiaga, 2001; Segura, 2001 y Segura, 2004).

Sin embargo, y a pesar de los esfuerzos realizados en las reformas laborales de 1984, 1994 y 1997, los resultados del modelo reflejan la falta de significatividad de la variable desempleo con un nulo efecto sobre la moderación de los salarios⁶. Ello es debido a que los logros alcanzados con dichas reformas no han sido del todo satisfactorios. Así, por ejemplo, el predominio del nivel de negociación intermedio en la estructura de negociación colectiva ha seguido dificultando la práctica de la moderación salarial durante todo el período de estudio, a pesar de los intentos de potenciar el nivel de negociación de sector a escala nacional y la tendencia en los últimos años a la descentralización con el aumento de los convenios de empresa.

En cuanto a las nuevas modalidades de contratación surgidas de las diversas reformas, con el propósito de facilitar el acceso al empleo de los colectivos más des-

⁵ Karanassou, Sala y Snower (2010) muestran que, para varios países entre los que se incluye España, el *gap* entre salarios y productividad afecta negativamente al empleo.

⁶ Estrada, Hernando y López-Salido (2002) reflejan una NAIRU muy elevada en la economía española durante el período, muy cercana a la tasa de paro existente. Ello explicaría el resultado obtenido, según el cual el desempleo no ha ejercido un efecto significativo sobre la moderación salarial.

favorecidos y reducir de esta forma el paro estructural, han conducido a un elevado grado de temporalidad que ha dificultado, así mismo, la flexibilidad del salario respecto al desempleo. Por lo que respecta a la potenciación de la movilidad funcional y geográfica y las políticas activas, con el fin de evitar una alta concentración del paro de larga duración en trabajadores de baja cualificación y reducir la NAIRU, las medidas han sido insuficientes.

Todas estas cuestiones pendientes han conducido a que, en el actual contexto de crisis económica con elevadas tasas de paro, surja la necesidad de poner en marcha un conjunto de reformas de gran calado que resuelva los dos problemas fundamentales señalados en este artículo: el sistema de fijación de salarios a través de la negociación colectiva y el elevado desempleo estructural⁷.

Por una parte, la negociación colectiva debe favorecer la adaptación de las empresas a los cambios y a las condiciones excepcionales del mercado, manteniendo su competitividad, fijando incrementos salariales vinculados a la productividad y atendiendo a las necesidades de flexibilidad⁸. En este sentido, la negociación descentralizada a nivel de empresa es la que mejor se adaptaría a las características y necesidades de cada organización. En la actualidad, la gran mayoría de los trabajadores españoles se rigen por convenios de ámbito provincial y sectorial. Menos del 10% de los trabajadores rigen sus condiciones laborales a través de convenios de empresa, a pesar de ser éstos los de mayor peso porcentual (en torno al 75% del total de convenios), debido a la estructura empresarial española, dominada por empresas de tamaño reducido. Como predice la teoría señalada en este artículo, es en los convenios de empresa donde se produce menor espiral precios-salarios, al fijar incrementos salariales más acordes con las condiciones particulares de cada organización.

Por otra parte, una mayor flexibilidad interna permitiría resolver los problemas, no por la vía de la destrucción de empleo, sino mediante modificaciones en las condiciones de trabajo. Además, un mayor desarrollo de políticas activas mejoraría la empleabilidad y reduciría la temporalidad laboral, así como la dualidad y los niveles de rotación en el mercado de trabajo⁹. Todo ello contribuiría a reducir el desempleo estructural.

5. CONCLUSIONES

En este artículo, hemos presentado evidencia sobre las variables que determinan la evolución de los salarios en España durante el período 1980-2000, aplicando un mecanismo de corrección del error.

Los resultados confirman la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo y de un ajuste al equilibrio a largo plazo, mostrando que las perturbaciones que aparecen en el corto plazo no se acumulan indefinidamente.

⁷ Véase al respecto Dolado, Felgueroso y Jansen (2010) y Wöfl y Mora-Sanguinetti (2011).

⁸ Véase Bentolila, Izquierdo y Jimeno (2010).

⁹ Véase Consejo Económico y Social (2009) y Ramos, Suriñach y Artis (2010).

El coeficiente de los precios, con un valor superior a uno y significativo, explica el comportamiento ligeramente inflacionista de los salarios nominales en el largo plazo y el efecto positivo de las expectativas de precios sobre la negociación salarial. En el corto plazo, sólo la variable dependiente retardada es significativa. Estos resultados pueden ser atribuidos a la estructura de la negociación colectiva en España, la cual ha generado una espiral precios-salarios a largo plazo y una importante inercia nominal en la evolución de los salarios a corto plazo.

La falta de influencia del desempleo sobre la moderación salarial, tanto a corto como a largo plazo, muestra la falta de respuesta de los salarios a las condiciones generales del mercado de trabajo. Esto es debido principalmente a la rigidez del marco institucional, lo cual ha llevado a un alto nivel de NAIRU. Con el fin de reducir dicha rigidez, se han adoptado medidas en las sucesivas reformas laborales para hacer el mercado de trabajo más flexible.

Por tanto, la dinámica salarial en España durante las últimas décadas ha venido determinada en gran parte por las características del marco institucional del mercado de trabajo, la estructura de la negociación colectiva y la regulación gubernamental. Esta fuerte regulación del mercado de trabajo ha dado lugar a importantes rigideces institucionales que explican los altos niveles de la NAIRU durante este período y la dificultad para reducirla, así como la escasa flexibilidad del salario ante el desempleo.

Las medidas recogidas en las mencionadas reformas laborales han ido en la línea de conseguir una mayor flexibilidad del marco institucional del mercado de trabajo, reducir la tasa de desempleo de equilibrio a largo plazo y lograr una mayor adecuación de los salarios negociados al ritmo de crecimiento de la productividad. Todos estos objetivos se han intentado conseguir fundamentalmente modificando la estructura de la negociación colectiva, las modalidades de contratación, la regulación del despido, la generosidad de la prestación por desempleo, la movilidad funcional y las políticas activas. Sin embargo, tal como se desprende de los resultados obtenidos en la estimación del modelo, los logros alcanzados en estos ámbitos no han sido del todo satisfactorios.

Todas estas cuestiones pendientes forman parte de la actual agenda de reformas que tratan, por un lado, de descentralizar la negociación colectiva situándola en el ámbito de la empresa y, por otro, de aumentar la flexibilidad interna y de implementar políticas activas que reduzcan la dualidad del mercado de trabajo español y el desempleo estructural.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- ABRAHAM, F.; K. DE-BRUYNE y I. VAN DER AUWERA (2000). "Will wage policy succeed in Euroland? The case of Belgium", *Cahiers Economiques de Bruxelles* 168, pp. 443-480.
- AKERLOF, G.; W. DICKENS y G. PERRY (1996). "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brookings Papers on Economic Activities* 1, pp. 1-76.
- AKERLOF, G.; W. DICKENS y G. PERRY (2000). "Near-rational wage and price setting and the long-run Phillips curve", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1-60.
- ALUJAS, J. A. (2003). *Políticas Activas de Mercado de Trabajo*, Consejo Económico y Social, Madrid.
- ANDERTON, R. (1993). "Spain: Evaluating the Effects of Macro Policy Using an Econometric Model", *National Institute Economic Review* 146, pp. 76-89.

- ANDERTON, R. (1998). "Policy regimes and the persistence of wage inflation and unemployment", *The Manchester School* 66 (4), pp. 418-438.
- ANDRES, J. y J. GARCIA (1990). "La persistencia del desempleo en España: un enfoque agregado", en J. Velarde; J. L. García Delgado y A. Pedreño, *La Industria Española. Recuperación Estructural y Mercado de Trabajo*, Colegio de Economistas, Madrid, pp. 347-386.
- ASCARI, G. (2003). "Price-wage staggering and persistence: a unifying framework", *Journal of Economic Surveys* 17 (4), pp. 511-540.
- BENTOLILA, S. y J. J. DOLADO (1994). "Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain", *Economic Policy* 18, pp. 55-99.
- BENTOLILA, S. y J. F. JIMENO (2002). *La Reforma de la Negociación Colectiva en España*, Documento de Trabajo (02-03), Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid.
- BENTOLILA, S.; M. IZQUIERDO y J. F. JIMENO (2010). "Negociación colectiva: La gran reforma pendiente", *Papeles de Economía Española* 124, pp. 176-192.
- BRANDSMA, A. S. y N. VANDERWINDT (1983). "Wage bargaining and the Phillips curve: a macroeconomic view", *Applied Economics* 15, pp. 61-71.
- BROESMA, L. y F. DEN-BUTTER (2002). "An explorative empirical analysis of the influence of labour flows on wage formation", *Applied Economics* 34 (13), pp. 1583-1592.
- BRUNO, M. y J. SACHS (1985). *Economics of worldwide stagflation*. Basil Blackwell, Oxford.
- CALMFORS L. y J. DRIFFILL (1988). "Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance", *Economic Policy* 6, pp. 13-61.
- CALMFORS L. y J. DRIFFILL (2002). "Centralization of wage bargaining, bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance", en A. L. Booth, *The economics of labour unions*. Vol. II, pp. 353-397.
- CASTLE, J. L. y D. F. HENDRY (2009). "The long-run determinants of UK wages, 1860-2004", *Journal of Macroeconomics* 31, pp. 5-28.
- COE, D. T. (1988). "Hysteresis Effects in Aggregate Wage Equations", en R. Cross, *Unemployment Hysteresis and Natural Rate Hypothesis*, Basil Blackwell, Oxford, pp. 284-305.
- CONDE-RUIZ, J. I.; F. FELGUEROSO y J. I. GARCIA PEREZ (2010). "Las reformas laborales en España. Un modelo agotado", *Papeles de Economía Española* 124, pp. 128-147.
- CONSEJO ECONOMICO Y SOCIAL (2009). *Memoria sobre la situación socioeconómica y laboral de España*. Consejo Económico y Social de España, Madrid.
- DOLADO, J. J.; J. L. MALO DE MOLINA y A. ZABALZA (1986). "Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Facts", *Economica* 53, pp. 313-335.
- DOLADO, J. J.; F. FELGUEROSO y M. JANSEN (2010). "El conflicto entre la demanda de flexibilidad laboral y la resistencia a la reforma del mercado de trabajo", *Papeles de Economía Española* 124, pp. 84-96.
- ELLIOT, G.; T. J. ROTHENBERG y J. H. STOCK (1996). "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica* 64, pp. 813-836.
- ENGLE, R. F. y C. W. J. GRANGER (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica* 55 (2), pp. 251-276.
- ESTRADA, A.; I. HERNANDO y J. D. LOPEZ-SALIDO (2002). "La medición de la NAIRU en la economía española", *Moneda y Crédito* 215, pp. 69-107.
- FINA, L. L.; F. GONZALEZ DE LENA y J. L. PEREZ INFANTE (2001). *Negociación colectiva y salarios en España*, Consejo Económico y Social, Madrid.
- FRIEDMAN, M. (1968). "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review* 58 (1), pp. 1-18.
- FRIEDMAN, M. (1977). "Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy* 3 (85), pp. 451-473.
- FRIEDMAN, M. (1991). *Monetarist Economics*. Basil Blackwell, Oxford, U.K. and Cambridge, Massachusetts, USA.
- GOMEZ, F. y C. USABIAGA (2001). "Las estimaciones del desempleo de equilibrio. Una panorámica", *Revista de Economía Aplicada* 27 (IX), pp. 103-129.
- GRANGER, C. W. J. (1981). "Some Properties of Times Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics* 16, pp. 121-130.
- JIMENO, J. F. y L. TOHARIA (1992). "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.

- KARANASSOU, M.; H. SALA y D. J. SNOWER (2005). "A reappraisal of the inflation-unemployment trade-off", *European Journal of Political Economy* 21 (1), pp. 1-32.
- KARANASSOU, M.; H. SALA y D. J. SNOWER (2008a). "Long-run inflation-unemployment dynamics: The Spanish Phillips curve and economic policy", *Journal of Policy Modelling* 30 (2), pp. 279-300.
- KARANASSOU, M.; H. SALA y D. J. SNOWER (2008b). "The evolution of inflation and unemployment: explaining the roaring nineties", *Australian Economic Papers* 47 (4), pp. 334 -354.
- KARANASSOU, M.; H. SALA y D. J. SNOWER (2010). *The Wage-Productivity Gap Revisited: Is the Labour Share Neutral to Employment?*, Working Paper 668, Queen Mary, University of London.
- LAYARD, R. y S. NICKELL (1985). "Unemployment in Britain", *Economica*, supplement 53 (2105), pp. 5121-5169.
- LAYARD, R.; S. NICKELL y R. JACKMAN (1991). *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, New York.
- LIPSEY, R. G. y J. M. PARKIN (1970). "Incomes policy: a reappraisal", *Economica* 37, pp. 115-138.
- LOPEZ, E. (1991). "El crecimiento de precios y salarios en la economía española: 1964-1988", en C. Molinas; M. Sebastián y A. Zabalza, *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, Instituto Estudios Fiscales, Madrid, pp. 351-397.
- LUCAS, R. E. (1972). "Econometric Testing of de Natural Rate Hypothesis", en O. Eckstein, *Econometrics of Price Determination*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D.C.
- MADDALA, G. S. y I. M. KIM (1999). *Unit roots, cointegration, and structural change*, Cambridge University Press.
- MALO DE MOLINA, J. L. (1993). "Mercado de trabajo: empleo y salarios. Distorsiones y ajustes, en J. L. García Delgado, *España. Economía*, Espasa-Calpe, Madrid, pp. 1149-1178.
- NAPOLITANO, O. (2000). "Il fenomeno della disoccupazione in Italia negli ultimi dieci anni: alcune risposte da un modello corretto con aspettative razionali", *Studi Economici* 55, pp. 55-71.
- NG, S. y P. PERRON (1995). "Unit root test in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of American Statistical Association* 90, pp. 268-281.
- NYMOEN, R. (1989). "Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51 (3), pp. 239-258.
- NYMOEN, R. y A. RODSETH (2003). "Explaining unemployment: some lessons from Nordic wage formation", *Labour Economics* 10 (1), pp. 1-29.
- PALACIO, J. I. y C. ALVAREZ (2004). *El mercado de trabajo: análisis y políticas*, Akal, Madrid.
- PARKIN, M.; M. SUMMER y R. WARD (1976). "The effects of excess demand, generalised expectations and wage price controls on wage inflation in the U.K.: 1956-71", en *The Economic of price and wage controls*, Elsevier.
- PEREZ INFANTE, J. I. (2009). "La concertación y el diálogo social en España: 1977-2007", *Revista del Ministerio de Trabajo e Inmigración* 81 (septiembre), pp. 41-69.
- PESARAN, M. H.; Y. SHIN y R. J. SMITH (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics* 16, pp. 289-326.
- PHELPS, E. S. (1967). "Phillips curves, expectations of inflation, and optimal unemployment over time", *Economica* 34, pp. 254-281.
- PHILLIPS, A.W. (1958). "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica N. S.* 25 (100), pp. 283-299.
- PHILLIPS, P. C. B. y P. PERRON (1988). "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- RAMOS, R.; J. SURIÑACH y M. ARTIS (2010). "¿Es necesario reformar las políticas activas del mercado de trabajo en España? Algunos elementos para la reflexión", *Papeles de Economía Española* 124, pp. 281-300.
- RODRIGUEZ, G. (2004). "Formación de salarios en la economía española", *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales* 51, pp. 55-83.
- SARGAN, D. J. (1980). "A Model of Wage-Price Inflation", *Review of Economic Studies* XLVII, pp. 97-112.
- SEGURA, J. (2001). "La reforma del mercado de trabajo: Un panorama", *Revista de Economía Aplicada* 25 (IX), pp. 157-190.
- SEGURA, J. (2004). "Una guía de las reformas del mercado de trabajo español en la democracia", *Papeles de Economía Española* 100 (2), pp. 102-111.

- TOHARIA, L. (2003). "El mercado de trabajo en España, 1978-2003", *Información Comercial Española* 811, pp. 203-220.
- VIÑALS, J. y J. F. JIMENO (1997). "El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea", *Papeles de Economía Española* 72, pp. 21-36.
- WÖLFL, A. y J. S. MORA-SANGUINETTI (2011). *Reforming the Labour Market in Spain*, Working Papers 845, OECD Economics Department.