
SALARIOS REALES, DESEMPLEO Y PRODUCTIVIDAD EN ESPAÑA

José Aixalá
Carmen Pelet

Aixalá, J., & Pelet, C. (2014). Salarios reales, desempleo y productividad en España. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 447-468.

Este artículo estudia la relación entre los salarios reales y sus determinantes en la economía española durante el período 1980-2000, mediante la técnica de análisis de series temporales. Nuestro objetivo es analizar en qué medida la evolución de los salarios está influida por los desajustes del mercado de trabajo, medidos por la tasa de desempleo, así como por variables de negociación, como la productividad.

Los resultados muestran un nulo efecto del desempleo sobre la evolución de los salarios reales, los cuales crecen de acuerdo con los incrementos de la productividad con una elasticidad positiva, aunque inferior a la unidad.

J. Aixalá

Profesor de Economía Aplicada, doctor en Economía, Universidad de Zaragoza. Departamento de Economía Aplicada, Facultad de Economía y Empresa, Zaragoza, España.
Correo electrónico: jaixala@unizar.es.

C. Pelet

Profesora de Economía Aplicada, doctora en Economía, Universidad de Zaragoza. Departamento de Economía Aplicada, Facultad de Ciencias Sociales y del Trabajo, Zaragoza, España.
Correo electrónico: cpelet@unizar.es.

Este artículo fue recibido el 6 de septiembre de 2013, ajustado el 21 de marzo de 2014 y su publicación aprobada el 21 de marzo de 2014.

Palabras clave: salarios reales, desempleo, productividad, marco institucional, series temporales.

JEL: J31, J59, J69.

Aixalá, J., & Pelet, C. (2014). Real wages, unemployment and productivity in Spain. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 447-468.

This paper studies the relationship between real wages and their determinants in the Spanish economy during the period 1980-2000 by means of the time series methodology. Our aim is to analyze to what extent the evolution of wages is influenced by the disequilibrium in the labour market, measured by the unemployment rate, as well as by bargaining variables such as productivity.

The results show that there is no effect of unemployment on the evolution of real wages, which rise according to increases in productivity, with a value of the elasticity less than one.

Keywords: Real wages, unemployment, productivity, institutional framework, time series.

JEL: J31, J59, J69.

Aixalá, J., & Pelet, C. (2014). Salaires véritables, chômage et productivité en Espagne. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 447-468.

Cet article étudie la relation entre les salaires véritables et leurs éléments déterminants dans l'économie espagnole pendant la période comprise entre 1980 et 2000, en utilisant la technique d'analyse de séries temporelles. Notre objectif consiste à analyser dans quelle mesure l'évolution des salaires est influencée par les variations du marché de l'emploi, mesurées par le taux de chômage ainsi que par des variables de négociation, comme la productivité.

Les résultats montrent que le taux de chômage n'affecte pas l'évolution des salaires véritables ; ceux-ci ont une croissance parallèle à la croissance de la productivité avec une élasticité positive, bien qu'inférieure à l'unité.

Mots-clés : Salaires véritables, chômage, productivité, cadre institutionnel, séries temporelles.

JEL: J31, J59, J69.

Aixalá, J., & Pelet, C. (2014). Salários reais, desemprego e produtividade na Espanha. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 447-468.

Este artigo estuda a relação entre os salários reais e os seus determinantes na economia espanhola durante o período 1980-2000, mediante a técnica de análise de séries temporárias. O nosso objetivo é analisar em que medida a evolução dos salários está influenciada pelos desajustes do mercado de trabalho, medidos pela taxa de desemprego, bem como por variáveis de negociação, como a produtividade.

Os resultados mostram um efeito nulo do desemprego sobre a evolução dos salários reais, os quais crescem de acordo com os aumentos da produtividade com uma elasticidade positiva, embora inferior à unidade.

Palavras-chave: Salários reais, desemprego, produtividade, marco institucional, séries temporárias.

JEL: J31, J59, J69.

PREPRINT

INTRODUCCIÓN

Este artículo analiza los determinantes de los salarios reales en la economía española, entre 1980 y 2000, desde una perspectiva macroeconómica, estimando una ecuación de salarios mediante la técnica de series temporales, y se analiza si existe una relación de cointegración. La ecuación de salarios que se propone, de acuerdo con la literatura existente, relaciona los salarios reales, como variable dependiente, con el desempleo y la productividad.

El período elegido se inicia con la firma del Acuerdo Marco Interconfederal, que permitió la aprobación del Estatuto de los Trabajadores, mediante el cual se establecen las directrices para el desarrollo futuro de las relaciones laborales. Este nuevo marco institucional incorpora cambios en el modelo de negociación salarial, y busca la moderación y el incremento de la competitividad de la economía española, todo ello en el contexto de una política de concertación que dio, en una primera etapa, prioridad a la firma de pactos sociales a nivel centralizado. Así, en esa primera fase del período analizado se firmaron varios pactos de política de rentas. El ya citado Acuerdo Marco Interconfederal, con vigencia para el período 1980-1981; el Acuerdo Nacional de Empleo, vigente en 1982; el Acuerdo Interconfederal, firmado en 1983 con vigencia para ese mismo año, y el Acuerdo Económico y Social, con vigencia para 1985 y 1986.

En una segunda fase, hasta el final del período estudiado, no se suscriben grandes pactos sociales, sino acuerdos de carácter específico relacionados con aspectos recogidos en las reformas laborales. Por lo que respecta a dichas reformas laborales, se llevaron a cabo tres durante el período: las de 1984, 1994 y 1997, que afectaron a la negociación colectiva, las políticas activas de empleo, la protección por desempleo, la movilidad laboral, los modelos de contratación y la regulación sobre el despido, entre otros aspectos.

Tanto la política de concertación como las reformas laborales mencionadas tenían como objetivos, entre otros, moderar el crecimiento de los salarios. Con ello se intentaba conseguir que los incrementos salariales se ajustaran a la evolución de la productividad y reflejaran los desequilibrios del mercado de trabajo, en un contexto de una mayor flexibilidad laboral. Los objetivos que se pretendían alcanzar con la política de pactos y las reformas resultaban de vital importancia para la economía española y para su competitividad, puesto que el período analizado finaliza con la incorporación española a la Unión Monetaria Europea, que supone la pérdida de autonomía en la aplicación de la política monetaria y, sobre todo, de la política de tipo de cambio, instrumento utilizado en España en reiteradas ocasiones para obtener ganancias de competitividad. Una vez perdida la política cambiaria, el adecuado funcionamiento del mercado de trabajo en los aspectos antes mencionados, conducentes a una evolución salarial acorde con la productividad, se convierte en un factor decisivo para mantener la competitividad.

En este contexto institucional, que presenta fuertes rigideces en el mercado laboral y que ha llevado a un alto nivel de desempleo estructural, entendido como la tasa

natural de desempleo o tasa de paro no aceleradora de la inflación (Nairu [*non-accelerating inflation rate of unemployment*]), este trabajo trata de analizar en qué medida las reformas señaladas y la política de concertación han influido en la relación entre el nivel de desempleo y el crecimiento de los salarios reales y entre estos y la productividad.

El artículo se organiza como sigue: en la siguiente sección se desarrolla la revisión de la literatura; a continuación se describe el modelo empírico y la metodología utilizada. Luego se muestran los principales resultados, y en la última sección se presentan las conclusiones más relevantes.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La relación inversa entre los salarios y el desempleo, inicialmente planteada por Phillips (1958), se ha visto enriquecida con las aportaciones de Phelps (1967) y Friedman (1968), los cuales 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 solo si el Gobierno es capaz de sorprender a los agentes, por lo que el *trade-off* entre inflación y desempleo no existiría.

Posteriormente, Friedman (1977) aporta una interpretación institucional de la curva de Phillips, poniendo de manifiesto que los aspectos institucionales del mercado de trabajo influyen sobre el nivel de desempleo estructural y, por tanto, sobre el comportamiento de los salarios, mostrando estos escasa flexibilidad con 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). Por su parte, los trabajos de McDonald y Solow (1981) y de Barro y Gordon (1983) analizan, asimismo, la influencia de las instituciones del mercado de trabajo en la evolución de los salarios.

Los trabajos de Layard y Nickell (1985), Layard y Bean (1989), Layard, Nickell y Jackman (1991) y Phelps (1994) explican la relación entre salarios, desempleo y productividad, considerando la relación entre la tasa de desempleo y la Nairu. Estos trabajos incorporan una ecuación en la que los salarios dependen de la tasa de desempleo y de las desviaciones de dicha tasa respecto de la Nairu, de forma que solo un nivel de desempleo superior al desempleo estructural tiene efectos sobre la moderación salarial porque disminuye la capacidad de presión de los sindicatos.

Respecto a la relación entre salarios y desempleo, se han desarrollado en el marco de las nuevas teorías keynesianas, en un contexto de un mercado de trabajo no

competitivo, los modelos de salarios de eficiencia y de *insiders-outsiders*. En un mercado de trabajo perfectamente competitivo, un exceso de oferta o de demanda se ajustaría mediante la correspondiente variación de salarios reales. Sin embargo, en un contexto no competitivo, las mencionadas teorías explican las rigideces a la baja de los salarios incluso con un elevado desempleo, aunque ambas teorías están construidas sobre bases diferentes. La primera se basa en la información imperfecta del empresario sobre la productividad del trabajador y la segunda, en el poder de mercado de los *insiders* para mantener salarios elevados.

Por lo que respecta a la teoría de los salarios de eficiencia, esta establece que la productividad de los trabajadores depende positivamente de los salarios y tiene varias versiones (Desormeaux, 2010; Lindbeck y Snower, 1987). En la primera, los trabajadores pueden elegir entre esforzarse o no, por lo que el empresario, con el fin de asegurar un nivel mínimo de productividad, fijará un salario que incentive al trabajador (Shapiro y Stiglitz, 1984). La segunda versión sostiene que la rotación de los trabajadores es costosa en términos de costos de despido, contratación y formación, por lo que pagar salarios de eficiencia evitará tener que soportar dichos costos. En tercer lugar, los modelos de selección adversa plantean que pagar salarios de eficiencia atraerá a los mejores trabajadores y la productividad aumentará, mientras que cuando el salario ofrecido cae, los trabajadores más rentables renuncian. Por último, el modelo de salario justo plantea que el esfuerzo de los trabajadores se reducirá si el salario que perciben es inferior al que ellos consideran justo (Akerlof y Yellen, 1990).

En cuanto a los modelos *insiders-outsiders*, estos explican la permanencia en el tiempo de salarios reales superiores al nivel de equilibrio. La existencia de altos costos de ajuste relacionados con el despido, contratación y formación concede un elevado poder de negociación a los *insiders* en comparación con los *outsiders*. Así, el *insider* puede aprovechar y manipular estos costos de rotación con el propósito de incrementar su salario (Lindbeck y Snower, 1987). Luego, un *insider* recibirá un salario más alto que el que corresponde a un mercado competitivo, pero la empresa no tendrá ningún incentivo en reemplazarlo para no incurrir en los citados costos de rotación. En suma, la causa de que el desempleo no se refleje en un descenso de los salarios reales se halla en el comportamiento adoptado por los trabajadores ocupados (*insiders*) en los procesos de fijación salarial (Ferreiro, Bea, Gómez e Intxausti, 2004).

Un conjunto de trabajos empíricos estudian los determinantes de los salarios reales dentro del marco teórico anteriormente señalado. Knoester y Van der Windt (1987) obtienen que la productividad y el desempleo son variables significativas en la determinación de los salarios. Maning (1993) analiza el efecto del desempleo sobre los salarios reales, obteniendo una relación negativa y significativa. Marcelino y Mizon (2000) encuentran que los salarios reales responden positivamente a la productividad y negativamente al desempleo. Pesaran, Shin y Smith (2001) y Dibooglu y Enders (2001) muestran la existencia de una relación de cointegración entre salarios reales, desempleo y productividad. Ascari (2003) destaca la

influencia que las rigideces del mercado de trabajo, en concreto la escasa movilidad del factor trabajo, tienen sobre la determinación de salarios. Nymoen y Rodseth (2003) obtienen que la flexibilidad del salario real es baja y que las políticas de rentas tienen efectos sobre los salarios solo cuando se implementan con fuertes medidas legales. Wakeford (2004) encuentra una relación de cointegración entre salarios reales y productividad, pero el desempleo no está conectado con estas variables. Las altas tasas de paro tienen un reducido o nulo efecto sobre la moderación de los salarios reales, lo cual ofrece evidencia empírica al modelo teórico *insiders-outsiders* del mercado de trabajo.

Karanassou, Sala y Snower (2008b) 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. Blanchard y Galí (2010) establecen las implicaciones que las fluctuaciones en el desempleo tienen sobre los mecanismos de fijación de los salarios reales, relacionando el desempleo, las rigideces en los salarios reales y los *shocks* de productividad. Benigno, Ricci y Surico (2010) señalan que los salarios reales son rígidos y no se moderan incluso cuando el desempleo crece significativamente. Christopoulos y León-Ledesma (2010) encuentran que el desempleo y los salarios reales presentan una relación positiva a largo plazo solo cuando se ven afectadas ambas variables por *shocks* positivos. Duarte y Marques (2013) señalan que los salarios reales permanecen invariables a largo plazo, aunque un *shock* que afecta negativamente al desempleo produce una caída de los salarios reales mayor en Europa que en Estados Unidos.

Robbins (2003) señala que los salarios no crecieron más rápido que la productividad en Colombia durante el período 1976-1999. Díaz, Gamboa, Romero y Novoa (2008), al realizar el test de causalidad de Granger, observan que la productividad del trabajo causa el crecimiento de los salarios reales en la economía colombiana. Arango, Obando y Posada (2011) señalan, también para el caso de Colombia, que los movimientos en los salarios reales reflejan los correspondientes movimientos de la productividad marginal del trabajo y que los salarios reales son flexibles, existiendo una baja correlación entre estos y el empleo. Por su parte, Iregui, Melo y Ramírez (2011) señalan que existen rigideces a la baja de los salarios en Colombia explicadas principalmente por la teoría de los salarios de eficiencia.

En cuanto a la economía española, los trabajos existentes muestran, en general, una influencia significativa de la tasa de desempleo y la productividad 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. Para Coe (1988), sin embargo, la tasa de desempleo no tiene una influencia significativa sobre la variación de los salarios. Andrés, Dolado, Molinas, Sebastián y Zabalza (1990) sostienen que el desempleo es una variable significativa a la hora de influir sobre los salarios. 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, mientras que la variable que mide la productividad presenta un coeficiente significativo. Andrés y Gar-

cía (1993) obtienen una elasticidad cercana a uno de los salarios con respecto a la productividad.

Fernández y Montuenga (1997) indican que en los sectores con mayor crecimiento de la productividad hay una escasa vinculación entre esta y los salarios, mientras que en sectores con menor crecimiento de la productividad, la relación es más estrecha. Resultados similares obtienen Montuenga, Fernández y Romeo (1999), y Montuenga (2002). Rodríguez (2004) señala que, en cuanto a la relación entre salarios y productividad, se detecta un comportamiento de carácter cíclico. Así, en períodos de crisis, la productividad crece a una tasa superior a los salarios reales, mientras que en los períodos de auge sucede lo contrario. Arpaia y Pichelman (2007) señalan que existe una elevada rigidez de los salarios reales con respecto al desempleo en España. Por su parte, Karanassou, Sala y Snower (2008a) observan que los salarios en España están relacionados negativamente con la tasa de desempleo y positivamente con la productividad.

Tomando como referencia el marco analítico anteriormente desarrollado, contrastamos en los epígrafes que siguen la existencia de una relación de cointegración entre los salarios reales y sus determinantes en España.

MODELO EMPÍRICO Y METODOLOGÍA

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

$$\left(\frac{W_t}{P_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 U_t + \alpha_2 q_t + \delta_t \quad (1)$$

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.

Los datos son trimestrales, siendo esta una dimensión temporal que permite una mejor interpretación de los resultados a largo plazo 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.

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 esta 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, pueden definir un equilibrio a largo plazo siendo la diferencia entre ellas 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 tanto, los residuos de la relación de cointegración son $I(0)$. 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 test de raíz unitaria¹. El test Augmented Dickey-Fuller (ADF)²; el test Dickey-Fuller GLS (DF^{GLS}), propuesto por Elliot, Rothenberg y Stock (1996), y el test Phillips y Perron (1988) (Z_t).

Así, una vez contrastada la existencia de raíces unitarias en las variables, se estima si existe una relación de cointegración entre las variables del modelo. La cointegración se analiza aplicando el método Engle y Granger (1987), estimando el vector de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y aplicando el test ADF a los residuos de la regresión (1). En general, las componentes del vector X_t están cointegradas de orden d, b , siendo $d \geq b \geq 0$ expresado como $X_t \sim CI(d, b)$, si todas las componentes de dicho vector son $I(d)$ y existe un vector de cointegración $\alpha \neq 0$ tal que $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b)$, con $b > 0$. Se propone contrastar la hipótesis nula $Z_t \sim I(1)$ frente a la alternativa $Z_t \sim I(0)$ utilizando, como se ha señalado, los contrastes de ADF.

Además del método Engle y Granger (1987), existen otros test de cointegración, como el método Johansen (1988) que no considera variables exógenas y puede dar como resultado la existencia de varios vectores de cointegración entre las variables consideradas. Este método propone la estimación por máxima verosimilitud de la matriz de cointegración asociada a un vector de series temporales $I(1)$, X_p , en el que existen r factores comunes. Suponiendo que el vector X_t sigue un proceso VAR(p), el procedimiento de Johansen realiza un análisis de correlación entre los residuos de las regresiones de $(1-B)X_t$ y X_{t-p} sobre $(1-B)X_{t-1} \dots (1-B)X_{t-p+1}$.

¹ 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.

² Aplicamos un modelo con constante y tendencia, excepto para el desempleo, que presenta solo una constante, para un número de retardos máximo de la variable diferenciada $lmáx = 5$, siguiendo la propuesta de Ng y Perron (1995).

En este artículo hemos optado por el método de estimación de Engle y Granger, dado que el planteamiento teórico de la ecuación de salarios sobre el que se sustenta nuestro análisis relaciona los salarios como variable endógena con sus determinantes (desempleo y productividad) como variables exógenas (véanse al respecto Akerlof, Dickens y Perry, 1996, 2000; Layard y Nickell, 1985; Layard *et al.*, 1991). No obstante, para reforzar los argumentos sobre la existencia de cointegración entre las variables mencionadas, se ha aplicado también el método Johansen y los resultados obtenidos figuran en el Anexo.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

El análisis del orden de integración, aplicando los test de raíz unitaria 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. Todas ellas presentan una tendencia estocástica en sus datos y, por tanto, son integradas de orden uno (Cuadro 1).

CUADRO 1.
TEST DE RAÍZ UNITARIA

Variabes	ADF	DF ^{GLS}	Z _t
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

Nota: La definición de las variables, las fuentes de datos y las explicaciones de los test de raíz unitaria se encuentran en la sección "Modelo empírico y metodología". Los valores críticos están tabulados en Maddala y Kim (1999).

Una vez analizado el orden de integración, se comprueba la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo siguiendo el método Engle y Granger (1987). Por lo que respecta a la ecuación de salarios reales, obtenemos los resultados que se muestran en el Cuadro 2.

La estimación M_1' , que incluye solo el desempleo como variable explicativa, muestra una relación espuria. La estimación M_2' presenta un elevado R^2 y un Durbin Watson que refleja ausencia de autocorrelación. El test ADF permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Al analizar el valor de los coeficientes del modelo, la variable desempleo muestra de nuevo un coeficiente positivo, reducido y no significativo; lo cual indica que la tasa de desempleo no ha tenido un efecto de moderación sobre los salarios reales. Ello pone de manifiesto el escaso

efecto del componente competitivo en la determinación de los salarios y una fuerte rigidez salarial. Por el contrario, la variable productividad presenta un coeficiente de 0,65 y es significativa, poniendo de manifiesto que esta variable determina el comportamiento de los salarios reales a largo plazo. Su elasticidad inferior a la unidad indica una cierta moderación salarial, al reflejar que los salarios reales no absorbieron todo el aumento en productividad del trabajo³.

CUADRO 2.
ESTIMACIÓN DE LOS SALARIOS REALES (ENGLE Y GRANGER), 1980-2000

$\left(\frac{W_t}{P_t}\right)$ (v.d.)	M'_1	M'_2
Constant	7,53	2,75
	(99,04)	(8,6)
U_t	-0,014	0,018
	(-0,55)	(1,33)
q_t		0,65
		(15,07)
D8083	-0,06	0,056
	(-5,22)	(5,7)
FU9400	3,20E-03	-1,20E-03
	(7,54)	(-3,27)
Q_1	-0,15	-0,14
	(-13,9)	(-26,3)
Q_2	-0,13	-0,13
	(-12,5)	(-23,7)
Q_3	-0,05	-0,05
	(-5,22)	(-9,13)
R^2	0,83	0,96
R^2 (Aj.)	0,82	0,95
D-W	0,64	1,63
ADF-EG	-3,08	-4,27*

Nota: La definición de las variables, las fuentes de datos y la explicación del test de cointegración se encuentran en la sección "Modelo empírico y metodología". Los valores críticos están tabulados en Maddala y Kim (1999). * significativo al nivel de 5%.

³ Como se observa en el Cuadro 2, se incluyen variables *dummy* estacionales Q_1 , Q_2 , Q_3 para corregir los problemas de estacionalidad, y una variable FU9400 que toma los valores del desempleo durante 1994-2000 y cero en el resto de los años, recogiendo el cambio de tendencia en la tasa de desempleo durante ese período. Por otra parte, se introduce una variable *dummy* institucional (D8083) que mide el efecto de la política de rentas durante el período 1980-1983, y captura la ruptura estructural del modelo reflejada por el estadístico CUSUM S-Q al 5% de significatividad. La introducción de estas variables ficticias mejora notablemente la especificación, aumentando la capacidad explicativa del modelo.

Estos resultados son similares a los obtenidos por otros autores, como Wakeford (2004) que presenta evidencia empírica sobre la relación entre salarios reales, desempleo y productividad en Sudáfrica para el período 1983-2002. Este trabajo muestra que la alta tasa de desempleo tiene poco o ningún efecto sobre la moderación del crecimiento salarial. Además, encuentra una relación de cointegración entre los salarios reales y la productividad, creciendo esta última a mayor ritmo que los salarios.

Con respecto a los resultados de nuestro análisis, la mencionada falta de respuesta de los salarios al desempleo podría ser explicada, por una parte, debido a la alta tasa de temporalidad alcanzada en la economía española durante el período estudiado. Así, la reforma de 1984, que pretendía flexibilizar el mercado de trabajo eliminando la generalización de los contratos indefinidos y reduciendo así los costos de despido, dio paso a una profunda segmentación entre trabajadores con contrato indefinido (*insiders*) y trabajadores con contrato temporal (*outsiders*), que ha perdurado hasta nuestros días. Ferreiro *et al.* (2004) sostienen que el modelo *insider-outsider* se cumple en el mercado de trabajo español, por lo que la permanencia de elevadas tasas de desempleo no ha venido acompañada de un descenso de los salarios reales. La tasa de temporalidad, que alcanzó el 30% del total de asalariados a principios de los años noventa, triplicando la media de la Unión Europea (UE), aumentó la rotación de los trabajadores creando un núcleo duro de temporalidad (Conde, Felgueroso y García, 2010). Además, produjo una dualización excesiva al perderse el principio de causalidad en la contratación temporal, dando paso a una utilización masiva de contratos temporales en puestos de trabajo de carácter permanente.

Lo anterior condujo a una elevada proporción de trabajadores *outsiders* que ejercían una escasa presión sobre la determinación salarial en la negociación, generando en España una dinámica de salarios reales poco relacionada con las tasas de paro. El elevado poder de negociación de los trabajadores indefinidos concentró los ajustes de plantilla en los trabajadores temporales, dificultando la moderación salarial (Jimeno y Toharia, 1993).

El conflicto de intereses entre *insiders* y *outsiders* provocado por la mencionada segmentación laboral es el origen de algunas medidas adoptadas en las reformas posteriores de 1994 y 1997 (Dolado, Felgueroso y Jansen, 2010). Conscientes de los problemas que sobre el mercado de trabajo causó la reforma laboral de 1984, debido a la alta temporalidad que originó, las reformas posteriores persiguieron una mayor estabilidad en el empleo, aunque la citada temporalidad mostró una gran resistencia a la baja (Royuela y Sanchís, 2010).

Así, la reforma de 1994 pretendía reducir la tasa de temporalidad y moderar la evolución de los salarios, vinculándolos a las condiciones reales de las empresas. Los resultados obtenidos fueron escasos, lo que condujo a una nueva reforma en 1997 con el objetivo de estimular la contratación indefinida, volviendo al principio de causalidad diseñado en el Estatuto de los Trabajadores. Los resultados fue-

ron mejores que los obtenidos por la reforma de 1994, aunque la disminución de la temporalidad ha sido muy débil (Goerlich, 2010; Segura, 2001).

Además, la falta de respuesta de los salarios al desempleo que se desprende de los resultados obtenidos en este trabajo, puede ser también explicada por las rigideces del marco institucional (Viñals y Jimeno, 1997) que ha conducido a una elevada tasa de paro de larga duración y altos niveles de desempleo estructural (Nairu) y a la dificultad para reducirlos. En este sentido, Bentolila, Izquierdo y Jimeno (2010) señalan que estas rigideces pueden determinar la respuesta de los salarios reales a la diferencia entre la tasa de paro y su tasa natural.

Entre estas rigideces institucionales presentes en el período analizado, la literatura ha destacado la cuantía de las prestaciones por desempleo, los costos de despido, la insuficiencia de políticas activas y de formación, la escasa movilidad geográfica y funcional, las modalidades de contratación, y la falta de coordinación entre los diferentes niveles de negociación colectiva (Alujas, 2003; Bentolila y Dolado, 1994; Palacio y Álvarez, 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, así como una moderación salarial en línea con los objetivos macroeconómicos (Gómez y Usabiaga, 2001; Jimeno y Toharia, 1992; Segura, 2001, 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 salarios. Ello es debido a que los logros alcanzados con dichas reformas no han sido del todo satisfactorios. En este sentido, las nuevas modalidades de contratación surgidas de las diversas reformas, con el propósito de facilitar el acceso al empleo de los colectivos más desfavorecidos y reducir de esta forma el paro estructural, condujeron a un elevado grado de temporalidad que —como ya se ha señalado— dificultó 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 fueron insuficientes. En este sentido, Estrada, Hernando y López-Salido (2002) estiman una Nairu muy elevada para la economía española durante el período, muy cercana a la tasa de paro existente.

Por otra parte, la elasticidad positiva pero inferior a la unidad de los salarios reales respecto a la productividad, estaría relacionada con una política de concertación que pretendía vincular los incrementos en ambas variables, consiguiendo una moderación salarial. Así, la política de rentas utilizó como instrumento un acuerdo centralizado que establecía las directrices de crecimiento salarial, vinculándolo al crecimiento de la productividad a escala nacional. En la primera fase de concertación social, que abarca hasta 1986, caracterizada por grandes pactos sociales en los que la política de rentas desempeñó un papel esencial, se incluyeron aspectos relevantes encaminados al aumento de la productividad (Pérez, 2009). Así,

el Acuerdo Marco Interconfederal (AMI), el Acuerdo Interconfederal (AI) y el Acuerdo Económico y Social (AES) fijaron una serie de compromisos bipartitos, y establecieron que en los convenios colectivos se negociaran distintos aspectos que favorecieran dicha productividad, así como la introducción de distintos instrumentos para su medición.

Conviene señalar, no obstante, que las ganancias de productividad en las empresas se concentraban fundamentalmente en los trabajadores de alta cualificación, los cuales disfrutaban de un mayor porcentaje de contratos indefinidos; así, la extensión de los contratos temporales afectaba negativamente a la productividad laboral (Ferreiro, 2003; Ruesga, 2005).

Por lo que respecta a las reformas laborales, la de 1994 actuó en una doble dirección, moderando la evolución de los salarios, actuando sobre el marco institucional de fijación de los mismos, y adoptando medidas de flexibilidad interna en la organización del trabajo para incrementar la productividad. Por su parte, la reforma de 1997 contemplaba el Acuerdo Interconfederal sobre Negociación Colectiva (AINC), que trató de racionalizar los procesos de negociación, una vez que desaparecieron los grandes pactos, vinculando salarios y productividad en la misma línea en que ya lo hicieron los acuerdos anteriormente mencionados (AMI, AI y AES). De hecho, ya desde 1977 con los Pactos de la Moncloa, los incrementos salariales se pactaban de acuerdo con la inflación prevista, pudiéndose elevar posteriormente en función de las mejoras obtenidas en la productividad.

Así, 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; en concreto, con los incrementos de productividad (Bentolila y Jimeno, 2002). Por otra parte, el esfuerzo por alcanzar acuerdos sociales condujo a que los salarios y la productividad evolucionaran de manera conjunta y que existiera moderación salarial en el sentido de que, según muestran los resultados obtenidos, los salarios no incorporaron la totalidad de los aumentos en productividad del trabajo.

CONCLUSIONES

En este artículo hemos presentado evidencia sobre las variables que determinan la evolución de los salarios reales en España durante el período 1980-2000.

Los resultados obtenidos confirman la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo y permiten afirmar que la evolución de los salarios reales se explica fundamentalmente por la productividad; existe una relación de equilibrio a largo plazo, con una elasticidad positiva y significativa, pero inferior a la unidad, lo cual indica que los salarios reales captaron solo parte del incremento de la productividad del trabajo. En la relación de cointegración se incluye,

asimismo, la tasa de paro, obteniéndose como resultado que el desempleo no ha ejercido una influencia significativa sobre la moderación de los salarios reales.

La falta de influencia del desempleo sobre la moderación salarial 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 y la dificultad para reducirla. Con el fin de reducir dicha rigidez, se han adoptado medidas en las sucesivas reformas laborales para hacer el mercado de trabajo más flexible, 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, los resultados obtenidos muestran que los logros alcanzados en cada uno de estos objetivos durante el período analizado no han sido del todo satisfactorios, quedando espacio para una agenda de reformas pendientes. En particular, las modalidades de contratación surgidas de las reformas laborales llevadas a cabo en el período analizado han conducido a un incremento del empleo temporal y a una segmentación del mercado de trabajo que ha dificultado una mayor flexibilidad de los salarios respecto al desempleo.

Los resultados obtenidos obedecen también a la política de concertación desarrollada durante el período, entre cuyos objetivos estaba lograr una mayor adecuación de los salarios negociados al ritmo de crecimiento de la productividad. El coeficiente obtenido para esta variable, estadísticamente significativo, refleja la existencia de una vinculación entre los salarios reales y la productividad; mientras que su valor inferior a la unidad pone de manifiesto que se consiguió una cierta moderación salarial.

REFERENCIAS

1. Akerlof, G. A., Dickens, W., & Perry, G. (1996). The macroeconomics of lowinflation. *Brookings Papers on Economic Activities*, 1, 1-76.
2. Akerlof, G. A., Dickens, W., & Perry, G. (2000). Near-rational wage and price setting and the long-run Phillips curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-60.
3. Akerlof, G. A., & Yellen, J. (1990). The fair wage-effort hypothesis and unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 255-283.
4. Alujas, J. A. (2003). *Políticas activas de mercado de trabajo*. Madrid: Consejo Económico y Social.
5. Andrés, J., Dolado, J. J., Molinas, C., Sebastián, M., & Zabalza, A. (1990). The influence of demand and capital constraints on Spanish unemployment. En J. Dreze y Ch. Bean (eds.), *Europe's unemployment problem*. MIT Press.
6. Andrés, J., & García, J. (1993). Factores determinantes de los salarios. Evidencia para la industria española. En J. J. Dolado, C. Martín y L.

- Rodríguez (eds.), *La industria y el comportamiento de las empresas española* (pp. 171-196). Madrid: Alianza Económica.
7. Arango, L. E., Obando, N., & Posada, C. E. (2011). Los salarios reales a lo largo del ciclo económico en Colombia (Borradores de Economía 666). Banco de la República.
 8. Arpaia, A., & Pichelmann, K. (2007). Nominal and real wage flexibility in EMU. (MPRA Paper, 4364). European Commission.
 9. Ascari, G. (2003). Price-wage staggering and persistence. A unifying framework. *Journal of Economic Surveys*, 17(4), 511-540.
 10. Barro, R. J., & Gordon, D. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12, 101-121.
 11. Benigno, P., Ricci, L. A., & Surico, P. (2010). Unemployment and productivity in the long run: The role of macroeconomic volatility (Working Paper 16374). National Bureau of Economic Research.
 12. Bentolila, S., & Dolado, J. J. (1994). Labour flexibility and wages. Lessons from Spain. *Economic Policy*, 18, 53-59.
 13. Bentolila, S., & Jimeno, J. F. (2002). La reforma de la negociación colectiva en España (Documento de Trabajo 02-03). Fundación de Estudios de Economía Aplicada.
 14. Bentolila, S., Izquierdo, M., & Jimeno, J. F. (2010). Negociación colectiva. La gran reforma pendiente. *Papeles de Economía Española*, 124, 176-192.
 15. Blanchard, O., & Galí, J. (2010). Labor markets and monetary policy. A new keynesian model with unemployment. *American Economic Journal. Macroeconomic*, 2(2), 1-30.
 16. Christopoulos, D. K., & León-Ledesma, M. A. (2010). Revisiting the real wages-unemployment relationship. New results from non-linear models. *Bulletin of Economic Research*, 62(1), 79-96.
 17. Coe, D. T. (1988). Hysteresis effects in aggregate wage equations. En R. Cross (ed.), *Unemployment hysteresis and natural rate hypothesis*. Oxford: Basil Blackwell.
 18. Conde, J. I., Felgueroso, F., & García, J. I. (2010). Las reformas laborales en España. Un modelo agotado. *Papeles de Economía Española*, 124, 128-147.
 19. Desormeaux, N. (2010). Salarios de eficiencia y productividad (Documento de Trabajo, 19, mayo). Center for Applied Sciences, Valparaíso, Chile: Universidad Técnica Federico Santa María.
 20. Díaz, C., Gamboa, V., Romero, C., & Novoa, O. (2008). La influencia del crecimiento económico en los salarios: Colombia, período 1975-2005. *Finanzas y Política Económica*, 2(1), 3-22.

21. Dibooglu, S., & Enders, W. (2001). Do real wages respond asymmetrically to unemployment shocks? Evidence from the U. S. and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 23(4), 495-515.
22. Dolado, J. J., Felgueroso, F., & Jansen, M. (2010). El conflicto entre la demanda de flexibilidad laboral y la resistencia a la reforma del mercado de trabajo. *Papeles de Economía Española*, 124, 84-96.
23. Dolado, J., Malo de Molina, J. L., & Zabalza, A. (1986). Spanish industrial unemployment. Some explanatory facts. *Economica*, 53, 313-335.
24. Duarte, R., & Marques, C. R. (2013). The dynamic effects of shocks to wages and prices in the United States and the Euro area. *Empirical Economics*, 44, 613-638.
25. Elliot, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813-836.
26. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction. Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
27. Estrada, A., Hernando, I., & López-Salido, J. D. (2002). La medición de la Nairu en la economía española. *Moneda y Crédito*, 215, 69-107.
28. Fernández, M., & Montuenga, V. (1997). Salario y productividad sectorial. ¿Existe evidencia de un comportamiento dual? *Cuadernos Económicos del ICE*, 63, 79-103.
29. Ferreiro, J. (2003). La política de rentas y reformas laborales en España. *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 46, 15-40.
30. Ferreiro, J., Bea, E., Gómez, M. C., & Intxausti, M. A. (2004). Teoría *insider-outsider* y temporalidad en el mercado de trabajo español. *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 51, 31-53.
31. Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58 (March), 1-18.
32. Friedman, M. (1977). Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 3(85), 451-473.
33. Goerlich, J. M. (2010). Contratación laboral, flexibilidad interna y despido. Insuficiencias de la regulación y propuestas de reforma. *Papeles de Economía Española*, 124, 97-108.
34. Gómez, F., & Usabiaga, C. (2001). Las estimaciones del desempleo de equilibrio. Una panorámica. *Revista de Economía Aplicada*, 27(ix), 103-129.
35. Granger, C. W. J. (1981). Some properties of times series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16, 121-130.
36. Iregui, A. M., Melo, L. A., & Ramírez, M. T. (2011). Incrementos y rigideces de los salarios en Colombia: un estudio a partir de una encuesta a nivel firma. *Revista de Economía del Rosario*, 13(2), 279-311.

37. Jimeno, J. F., & Toharia, L. (1992). El mercado de trabajo español en el proceso de convergencia hacia la Unión Económica y Monetaria Europea. *Papeles de Economía Española*, 52/53, 78-107.
38. Jimeno, J. F., & Toharia, L. (1993). The effects of fixed-term employment on wages. Theory and evidence from Spain. *Investigaciones Económicas*, 17(3), 475-494.
39. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
40. Karanassou, M., Sala, H., & Snower, D. J. (2008a). Long-run inflation-unemployment dynamics. The Spanish Phillips curve and economic policy. *Journal of Policy Modeling*, 30(2), 279-300.
41. Karanassou, M., Sala, H., & Snower, D. J. (2008b). The evolution of inflation and unemployment. Explaining the roaring nineties. *Australian Economic Papers*, 47(4), 334-354.
42. Knoester, A., & Van der Windt, N. (1987). Real wages and taxation in ten OECD countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, 151-169.
43. Layard, R., & Bean, Ch. (1989). Why does unemployment persist? *Scandinavian Journal of Economics*, 91(2), 371-396.
44. Layard, R., & Nickell, S. (1985). Unemployment in Britain. *Economica*, supplement, 53(2105), 121-169.
45. Layard, R., Nickell, S., & Jackman, R. (1991). *Unemployment, macroeconomic performance and the labour market*. Nueva York: Oxford U. Press.
46. Lindbeck, A., & Snower, D. J. (1987). Salarios de eficiencia versus *insiders-outsiders*. *Estudios de Economía*, 14(1), 1-16.
47. Lipsey, R. G., & Parkin, J. M. (1970). Incomes policy: A reappraisal. *Economica*, 37, 115-138.
48. López, E. (1991). El crecimiento de precios y salarios en la economía española, 1964-1988. En C. Molinas, M. Sebastián & A. Zabalza (eds.), *La economía española. Una perspectiva macroeconómica* (pp. 351-397). Barcelona: Instituto Estudios Fiscales.
49. Lucas, R. E. (1972). Econometric testing of the natural rate hypothesis. En O. Eckstein (ed.), *Econometrics of prices determination*. Washington, D. C.: Board of Governors of the Federal Reserve System.
50. MacKinnon, J. G., Haug, A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577.
51. Maddala, G. S., & Kim, I.-M. (1999). *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press.
52. Maning, A. (1993). Wage bargaining and the Phillips curve. The identification and specification of aggregate wage equations. *Economic Journal*, 103, 89-118.

53. Marcelino, M., & Mizon, G. E. (2000). Modelling shifts in the wage-price and unemployment-inflation relationships in Italy, Poland and the UK. *Economic Modelling*, 17, 387-413.
54. McDonald, L. M., & Solow, R. M. (1981). Wage bargaining and employment. *American Economic Review*, 71(5), 896-908.
55. Montuenga, V. (2002). Diferencias salariales en los sectores industriales españoles. *Cuadernos Aragonese de Economía*, 2ª época, 12(1), 157-168.
56. Montuenga, V., Fernández, M., & Romeo, A. (1999). A revision of the wage-productivity elasticity. The case of Spain. *III Jornadas de Economía Laboral*, Universidad de Santiago de Compostela.
57. Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root test in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of American Statistical Association*, 90, 268-281.
58. Nymoen, R., & Rodseth, A. (2003). Explaining unemployment. Some lessons from Nordic wage formation. *Labour Economics*, 10(1), 1-29.
59. Palacio, J. I., & Álvarez, C. (2004). *El mercado de trabajo. Análisis y políticas*. Madrid: Editorial Akal.
60. Parkin, M., Summer, M., & Ward, R. (1976). The effects of excess demand, generalized expectations and wage price controls on wage inflation in the U. K.: 1956-1971. *The economic of price and wage controls*. Elsevier, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 2(1), 193-221.
61. Pérez, I. (2009). La concertación y el diálogo social en España, 1977-2007. *Revista del Ministerio de Trabajo e Inmigración*, 81, 41-69.
62. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
63. Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34, 254-281.
64. Phelps, E. S. (1994). *Structural slumps*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
65. 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., November, 25(100), 283-299.
66. Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
67. Robbins, D. J. (2003). *Empleo y desempleo en Colombia: el impacto de la legislación laboral y de las políticas salariales (1976-1999)*. Bogotá: Pontificia Universidad Javeriana.
68. Rodríguez, C. (2004). Formación de salarios en la economía española. *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 51, 55-83.

69. Royuela, V., & Sanchís, V. (2010). La flexiguridad como atributo clave para un mercado de trabajo adaptable. *Papeles de Economía Española*, 124, 109-127.
70. Ruesga, S. M. (2005). Reforma laboral, salarios y productividad en España. *Comercio Exterior*, 55(2), 166-181.
71. Segura, J. (2001). La reforma del mercado de trabajo. Un panorama. *Revista de Economía Aplicada*, 25(IX), 157-190.
72. Segura, J. (2004). Una guía de las reformas del mercado de trabajo español en la democracia. *Papeles de Economía Española*, 100(2), 102-111.
73. Shapiro, C., & Stiglitz, J. (1984). Equilibrium unemployment as worker discipline device. *American Economic Review*, 74, 619-627.
74. Viñals, J., & Jimeno, J. F. (1997). El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea. *Papeles de Economía Española*, 72, 21-36.
75. Wakeford, J. (2004). The productivity-wage relationship in South Africa: An empirical investigation. *Development Southern Africa*, 21(1), 109-132.

ANEXO

Como se indica en el artículo, incorporamos a este anexo los resultados obtenidos mediante el test Johansen (1988) de cointegración. En primer lugar, por lo que respecta al número de relaciones de cointegración del modelo, los test de “traza” y “máximo valor propio” muestran la existencia de una relación de cointegración para el caso de un modelo lineal con constante y sin tendencia, como se observa en el Cuadro A1.

CUADRO A1.

TEST JOHANSEN DE COINTEGRACIÓN PARA W/P, U y q, 1980-2000

Tendencia Datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de test	No constante	Constante	Constante	Constante	Constante
	No tendencia	No tendencia	No tendencia	Tendencia	Tendencia
Traza	1	2	1	0	1
Máx. valor propio	1	2	1	1	1

Los resultados de estos test de cointegración aparecen detallados en el Cuadro A2. En él se puede observar que para ambos test (“traza” y “máximo valor propio”) se rechaza la hipótesis de que existan cero relaciones de cointegración, al ser los valores superiores a los valores críticos.

CUADRO A2.

TEST JOHANSEN DE COINTEGRACIÓN, 1980-2000

Test de traza				
Hipótesis número de EC	Valor propio	Estadístico traza	0,05 Valor crítico	Prob.
Ninguna	0.300415	35.14533	29.79707	0.0110
A lo sumo 1	0.056297	6.563669	15.49471	0.6288
A lo sumo 2	0.023817	1.928391	3.841466	0.1649
Test de máximo valor propio				
Hipótesis número de EC	Valor propio	Estadístico máx. valor propio	0,05 Valor crítico	Prob.
Ninguna	0.300415	28.58147	21.13162	0.0037
A lo sumo 1	0.056297	4.635477	14.26460	0.7869
A lo sumo 2	0.023817	1.928391	3.841466	0.1649

Nota: Los valores críticos se obtienen de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

El hecho de haber encontrado una relación de cointegración implica que existe una relación a largo plazo entre las variables del modelo. Ello permite estimar un mecanismo de corrección del error (ECM), y muestra una relación de causalidad dinámica o a corto plazo, de tal

forma que las desviaciones de las variables respecto a su senda de equilibrio a largo plazo se corrigen con el tiempo. Los resultados del citado mecanismo de corrección del error se muestran en el Cuadro A3. En ella se observa que el modelo $D(W/P)$ es el que presenta un coeficiente para el mecanismo de corrección del error negativo y menor que uno en valor absoluto y significativo, lo que indica la existencia de ECM. En este modelo se observa que solo la productividad retardada dos períodos tiene un efecto positivo y significativo sobre los salarios reales, pero no el desempleo ni tampoco los salarios retardados.

CUADRO A3.
MODELOS DE CORRECCIÓN DEL ERROR PARA W/P , U y q , 1980-2000

	Variable dependiente $D(W/P)$	$D(U)$	$D(q)$
ECM(-1)	-0.565660	2.89E-05	0.002935
	(0.10784)	(8.6E-05)	(0.00170)
	[-5.24559]	[0.33765]	[1.72520]
$D((W/P)(-1))$	0.097982	0.000287	0.001541
	(0.11678)	(9.3E-05)	(0.00184)
	[0.83900]	[3.08900]	[0.83664]
$D((W/P)(-2))$	0.086479	0.000118	0.000514
	(0.10282)	(8.2E-05)	(0.00162)
	[0.84110]	[1.44088]	[0.31693]
$D(U(-1))$	73.87194	0.701804	10.80708
	(135.548)	(0.12199)	(2.42215)
	[0.48110]	[5.75303]	[4.46176]
$D(U(-2))$	137.7943	0.171947	-2.175324
	(171.211)	(0.13602)	(2.70079)
	[0.80482]	[1.26412]	[-0.80544]
$D(q(-1))$	-4.435447	-0.014448	-0.138511
	(7.49440)	(0.00595)	(0.11822)
	[-0.59184]	[-2.42661]	[-1.17163]
$D(q(-2))$	15.10246	-0.015069	-0.185820
	(7.63725)	(0.00607)	(0.12047)
	[1.97747]	[-2.48361]	[-1.54240]
C	31.31436	0.102796	6.692567
	(89.2772)	(0.07093)	(1.40831)
	[0.35075]	[1.44931]	[4.75219]
R-squared	0.397026	0.571307	0.383803
Adj. R-squared	0.338403	0.529629	0.323894
F-statistic	6.772581	13.70748	6.406523

Nota: La definición de las variables, las fuentes de datos y la explicación del test de cointegración se encuentran en la sección "Modelo empírico y metodología". Error estándar entre paréntesis. t -estadístico entre corchetes.