

**TÍTULO:** ESTIMACIONES DEL PLENO EMPLEO DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS: MÉTODOS DE ALISAMIENTO, EQUILIBRIO A LARGO PLAZO Y EL ENFOQUE DE LOS SALARIOS

**AUTORES:**

1) Javier Capó Parrilla  
Departament d'Economia Aplicada  
Universitat de les Illes Balears (UIB)  
Centre de Recerca Económica (CRE)  
[javier.capo@uib.es](mailto:javier.capo@uib.es)

2) Francisco Gómez García  
Departamento de Teoría Económica y Economía Política  
Universidad de Sevilla  
[fgomez@us.es](mailto:fgomez@us.es)

**RESUMEN:** La Cumbre Europea de Lisboa (2000) señaló, entre otras cuestiones, los fuertes desequilibrios regionales existentes en Europa en materia de desempleo. Sin embargo, en la misma se decidió plantear los objetivos para el mercado de trabajo no en función del nivel de desempleo, sino en función del nivel de empleo: se pretende que el 70% de la población adulta (15-64 años) tenga empleo en el año 2010. Esta tasa de empleo implica aproximadamente una tasa de desempleo del 5%. Esta tasa parece ser la tasa consensuada de pleno empleo pero es necesaria una aproximación econométrica para estimar esta variable inobservable.

La economía española no es precisamente ajena a los desequilibrios anteriores. Por ello, en este trabajo estimamos el pleno empleo de cada una de las regiones españolas. Para atender a dicha finalidad utilizamos distintas metodologías, lo que nos permite realizar comparaciones: a) Métodos de alisamiento (mínimo desempleo histórico, medias móviles y filtro de Hodrick-Prescott); b) Equilibrio a largo plazo (solución particular de un AR(1) para la tasa de desempleo); y c) El enfoque de los salarios (estimación de "time-varying" NAWRUs utilizando el método de Elmeskov).

**PALABRAS CLAVE:** Pleno empleo, NAWRU, filtro de Hodrick-Prescott, mercados de trabajo regionales

**CÓDIGOS JEL:** R23, J23 Y J60

## 1. Introducción

La Cumbre Europea de Lisboa (2000) señaló, entre otras cuestiones, los fuertes desequilibrios regionales existentes en Europa en materia de desempleo. Sin embargo, en la misma se decidió plantear los objetivos para el mercado de trabajo no en función del nivel de desempleo, sino en función del nivel de empleo: se pretende que el 70% de la población adulta (15-64 años) tenga empleo en el año 2010. Esta tasa de empleo implica aproximadamente una tasa de desempleo del 5%. Esta tasa parece ser la tasa consensuada de pleno empleo pero es necesaria una aproximación econométrica para estimar esta variable inobservable.

La economía española no es precisamente ajena a los desequilibrios anteriores. Por ello, en este trabajo estimamos el pleno empleo de cada una de las regiones españolas. Para atender a dicha finalidad utilizamos distintas metodologías, lo que nos permite realizar comparaciones: a) Métodos de alisamiento (mínimo desempleo histórico, medias móviles y filtro de Hodrick-Prescott); b) Equilibrio a largo plazo (solución particular de un AR(1) para la tasa de desempleo); y c) El enfoque de los salarios (estimación de "time-varying" NAWRUs utilizando el método de Elmeskov).

La estructura del trabajo es la siguiente. En el apartado segundo delimitamos conceptualmente el concepto de "pleno empleo". En el apartado tercero implementamos distintas metodologías para estimar dicho inobservable para las Comunidades Autónomas españolas. Por último, en el apartado cuarto recogemos algunas conclusiones y reflexiones finales.

## 2. Pleno Empleo: Delimitación Conceptual

La expresión "pleno empleo" empezó a utilizarse de forma general en la economía después de la depresión de los años treinta. Se aplicó a aquellas economías industrializadas en las que la inmensa mayoría de la población activa se encontraba empleada. Pero esta definición del pleno empleo es demasiado imprecisa y ambigua, tanto desde el punto de vista conceptual como estadístico. A continuación, vamos a realizar una breve revisión de los principales intentos de definición del concepto de pleno empleo, lo que creemos puede ser un punto de partida útil para informar y evaluar las metodologías que proponemos a continuación.

En primer lugar, los economistas clásicos, a los que se oponía Keynes, basándose en la noción de equilibrio del mercado de trabajo, creyeron que el pleno empleo era aquel volumen de empleo hacia el que tendía la economía. Lograr el pleno empleo, en ese contexto teórico, exigía de los gobiernos nada más y nada menos que la neutralidad.

Una vez que Keynes (1936) puso en tela de juicio dicha noción clásica, el pleno empleo vino a significar la oferta máxima global, el punto en el cual la expansión de la demanda agregada no podía aumentar el empleo y la producción. En este contexto, el pleno empleo fue también considerado como el umbral de inflación de la economía -teoría del "gap" inflacionista-.

Una definición de pleno empleo, asociada a Beveridge (1944), es que el número de desempleados iguale al número de vacantes no cubiertas -curva UV- (en realidad, Beveridge exigió en su concepto de pleno empleo un exceso de vacantes no cubiertas sobre los desempleados). En este caso, el desempleo de equilibrio se aproxima por la suma del desempleo friccional y estructural. El problema de esta medida es su difícil cuantificación, ya que no es fácil obtener estimaciones fiables del número de vacantes no cubiertas.

Por otro lado, también son de destacar las definiciones basadas en la experiencia histórica, como la que se obtiene del enfoque del desempleo mínimo. Dicho enfoque nos dice que existe pleno empleo cuando el nivel de desempleo es igual al valor más bajo alcanzado en el último ciclo. Este tipo de definición tiene el problema de que, debido a las circunstancias cambiantes, el "mínimo irreducible" de un período anterior puede diferir sustancialmente del mínimo actual (esto parece evidente para la economía española, como señalamos a continuación). Muchas veces se afirma que técnicamente el pleno empleo está asociado a una tasa de desempleo del 5%. Sin embargo, este tipo de mediciones parecen descansar en un supuesto "ad hoc".

Por último, tenemos el enfoque de los precios, según el cual si el desempleo cae por debajo de un cierto nivel, el resultado es necesariamente un incremento de los precios. Así pues, el pleno empleo podría definirse como una situación caracterizada por un nivel de desempleo compatible con un nivel de precios estable.

Desde esta última perspectiva no puede obviarse la pregunta de si la Tasa Natural de Desempleo es otro candidato al concepto de pleno empleo. Friedman (1968) definió la tasa natural como aquella tasa de desempleo que es consistente con el equilibrio en un sistema walrasiano, rectificado de manera que se tengan en cuenta: 1) las características estructurales de los mercados de bienes y de trabajo; 2) las variaciones estocásticas en las demandas y las ofertas en dichos mercados; y 3) los costes de obtención de la información y los costes de la movilidad. Puede apreciarse la inclusión del desempleo friccional en la definición de Friedman. Por otro lado, también se pone el énfasis en las características estructurales de los mercados de trabajo y de bienes, junto a las variaciones de las ofertas y las demandas respectivas. Ello, en presencia de costes de movilidad, genera desempleo estructural, tanto en su vertiente ocupacional como geográfica<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Una constatación llamativa de la ambigüedad del concepto tasa natural la encontramos en el trabajo de Rogerson (1997), donde se encuentran hasta once versiones de dicho concepto: tasa de desempleo de

### **3. Metodologías para Estimar el Pleno Empleo. Aplicación al Caso de las Regiones Españolas**

Hemos calculado la tasa de paro de equilibrio, como aproximación del pleno empleo, para las regiones españolas en los periodos 1990-2001 y 2001-2004. A partir de los datos de la tasa de paro trimestral procedentes de la Encuesta de Población Activa (EPA) hemos aplicado diversas metodologías para estimar estadística y económicamente esta variable inobservable.

#### **3.1 Métodos de Alisamiento**

Se trata de un método de estimación del pleno empleo muy difundido, que puede presentar distintas variantes más o menos complejas. Así, por ejemplo, tenemos el cálculo de la media de las tasas de desempleo observadas a lo largo de un período amplio de tiempo o el cálculo de medias móviles. Por otro lado, podemos utilizar como punto de referencia períodos en los que se piense que el mercado de trabajo se encuentra en relativo equilibrio (próximo al pleno empleo). Otros métodos son el ajuste de tendencias<sup>2</sup> y la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott.

La principal ventaja de este método de estimación radica en su sencillez, ya que básicamente la única información necesaria consiste en los valores pasados del desempleo observado, a los que se aplican técnicas de análisis de series temporales de tipo univariante. En cuanto a sus limitaciones, hay que señalar la ausencia de sustrato teórico, que no se consideran en el análisis variables adicionales -aparte del desempleo

---

largo plazo, friccional, media, de equilibrio, normal, pleno empleo, necesaria, de estado estacionario, mínima sostenible, eficiente, tendencia de Hodrick-Prescott. Por supuesto, a esta lista habría que añadir la de NAIRU y NAWRU.

<sup>2</sup> Para una valoración de las estimaciones basadas en la tendencia pueden consultarse los trabajos de Staiger *et al.* (1997) y Staiger *et al.* (2001).

observado- que podrían proporcionar más información, y que tampoco se apuntan los factores determinantes del pleno empleo<sup>3</sup>.

Los cuadros 1 y 2 recogen los resultados obtenidos de aplicar el filtro de Hodrick y Prescott a las tasas de paro de las regiones españolas en los periodos 1989-2000 y 2001-2004.

### 3.2 Equilibrio a Largo Plazo

Podemos esperar que las regiones que se ajustan lentamente ante los shocks de demanda tendrán una tasa de desempleo de pleno empleo mayor que el de las regiones en que dicho ajuste es más rápido. Este grado de persistencia puede ser estimado estimando un modelo univariante para sus series temporales de desempleo -podemos encontrar un ejemplo en el trabajo de Pehkonen y Turvo (1998) para las regiones de Finlandia-. Utilizando el siguiente modelo de regresión:

$$U_t = \alpha + \beta U_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde  $U$  es la tasa de desempleo trimestral desestacionalizada,  $t$  es el tiempo y  $\alpha$  y  $\beta$  son coeficientes. Se espera que el coeficiente  $\beta$  esté entre 0 y 1 (ésto garantiza la monotonía y la estabilidad del modelo). Un valor alto de  $\beta$  indica que la tasa de desempleo actual tiene una alta correlación con la tasa de desempleo del período anterior. Un valor bajo de  $\beta$  indica que la tasa de desempleo actual está muy poco correlacionada con la tasa de desempleo del período anterior (de hecho, si  $\beta=0$  entonces la tasa de desempleo fluctuará aleatoriamente en torno a su media, que en este caso será  $\alpha$  pues se asume que el término de error está distribuido normalmente con un valor medio igual a cero –ruido blanco-).

---

<sup>3</sup> El comentario anterior puede matizarse notablemente si nos referimos a la aplicación del filtro de Kalman o del filtro de Hodrick-Prescott multivariante, métodos muy utilizados recientemente en las estimaciones de la NAIRU. Una buena muestra la proporciona Richardson *et al.* (2000).

Una vez que los parámetros de la ecuación [1] han sido estimados, la tasa de desempleo de pleno empleo (desempleo de equilibrio a largo plazo) puede ser calculada para cada región. Si interpretamos que el equilibrio está asociado a una tasa de desempleo constante, es decir,

$$U_t = U_{t-1} = U^* \quad [2]$$

donde  $U^*$  es la tasa de desempleo de equilibrio y asumiendo que el término de error es cero en el largo plazo. Por tanto, obteniendo la solución particular de la ecuación [1]:

$$U^* = \frac{\alpha}{1 - \beta} \quad [3]$$

El supuesto implícito en la ecuación [3] es que la tasa de paro se mantiene estable en el tiempo. Esta circunstancia sólo es aceptable, en la economía española, para el periodo 2001-2004 ya que en el periodo anterior, 1994-2001, se produce un descenso sostenido y generalizado de las tasas de paro. Por ello, únicamente hemos aplicado esta metodología al subperiodo 2001-2004. Hemos corregido la estacionalidad de las tasas de paro trimestrales mediante la aplicación del Método Census X11 Multiplicativo.

Al realizar las estimaciones hemos contrastado la existencia de autocorrelación a través de test de test de Breusch y Godfrey, basado en el multiplicador de Lagrange, y en caso de detectar la existencia de autocorrelación hemos introducido como regresores más retardos de la variable endógena y hemos contrastado la significación conjunta de los parámetros  $\beta$  mediante el test de Wald. En este caso particular, la tasa de paro de equilibrio  $U^*$  adopta la siguiente expresión:

$$U^* = \frac{\alpha}{1 - \sum \beta} \quad [4]$$


---

El cuadro 3 recoge los resultados de la regresión de la ecuación [1] y el cuadro 2 la tasa de paro de equilibrio que se deriva de la ecuación [3] en aquellos casos en que los parámetros han sido significativos.

### 3.3 Método de Elmeskov

Si los métodos de alisamiento adolecen, normalmente, de un sustrato teórico y el método del equilibrio a largo plazo nos proporciona estimaciones puntuales y constantes del pleno empleo, el enfoque de los salarios corrige simultáneamente ambos problemas<sup>4</sup>. Así, dado que la tasa de paro de pleno empleo no ha permanecido estable en el tiempo, lo adecuado es estimar una “time-varying” NAWRU (Tasa de Desempleo no Aceleradora de los Salarios). Una metodología bastante extendida es la desarrollada por Elmeskov (1993)<sup>5</sup>, donde se estima una NAWRU bajo el supuesto de que los cambios en la inflación salarial (salarios nominales) son proporcionales a la brecha del desempleo. Es decir:

$$\Delta^2 w_t = -\alpha_t (U_t - U_t^*) \quad [5]$$

donde  $w_t$  es el logaritmo neperiano de los salarios nominales,  $U_t$  es la tasa de desempleo observada y  $U_t^*$  es la NAWRU<sup>6</sup>. Las dos variables inobservables de esa expresión,  $\alpha_t$  y  $U_t^*$ , se identifican bajo la restricción de que ambas deben permanecer constantes entre dos observaciones consecutivas.

---

<sup>4</sup> Otra alternativa, que no hemos contemplado en este trabajo, es utilizar la metodología de la función de producción, que se emplea para estimar la producción potencial (y su crecimiento) de una economía. Para ello, es necesario evaluar los factores productivos (empleo y capital) a su nivel potencial. Un ingrediente básico -junto al nivel potencial de la tasa de actividad y la población en edad de trabajar- del empleo potencial es la NAIRU (Tasa de Desempleo Compatible con un Nivel Estable de Inflación). Un ejemplo reciente de la aplicación de esta metodología para la economía española es el trabajo de Estrada et al. (2004), donde la NAIRU y la curva de Phillips se estiman de forma conjunta mediante el filtro de Kalman (parámetros "time-varying" -véase también sobre este particular el trabajo de Denis et al., 2002).

<sup>5</sup> Método ampliamente utilizado en el marco de la OCDE o el FMI -véase también Ball (1997).

<sup>6</sup>  $\Delta$  (filtro en diferencias) se refiere a  $\Delta^k = (1 - L)^k$ .



Una estimación de  $\alpha_t$  se obtiene para dos períodos consecutivos de la siguiente forma:

$$\alpha_t = -\frac{\Delta^3 w_t}{\Delta U_t} \quad [6]$$

y sustituyendo esta última expresión en la anterior obtenemos la NAWRU ( $U_t^*$ ):

$$U_t^* = U_t - \frac{\Delta U_t}{\Delta^3 w_t} \Delta^2 w_t \quad [7]$$

Respecto a la NAWRU obtenida por este procedimiento hay que decir que se trata de un indicador de equilibrio a corto plazo, puesto que representa la tasa de desempleo asociada, en un período dado y vinculada a la evolución pasada reciente de las variables objeto de estudio, a un crecimiento salarial constante<sup>7</sup>.

Teniendo en cuenta el cambio metodológico de la EPA acaecido en el año 2001 y que en ese mismo año deja de publicarse la Encuesta de Salarios de la Industria y los Servicios, hemos dividido las estimaciones de las NAWRUs regionales en dos periodos: 1990-2000 y 2001-2004. En el primer periodo, aproximamos la inflación salarial por la tasa de variación interanual de los salarios nominales (ganancia/hora trabajada). En el segundo período, la aproximamos por la tasa de variación interanual del coste salarial total por trabajador (Índice de Coste Laboral 2001-2003 y Encuesta Trimestral de Coste Laboral 2004). En ambos periodos, utilizamos como tasa de desempleo los correspondientes datos trimestrales desestacionalizados de la EPA.

Los cuadros 5 y 6 recogen las NAWRUs de las regiones españolas en los periodos 1990-2000 y 2001-2004.

---

<sup>7</sup> Debido a las características de la forma de obtención descrita, la NAWRU resultante es sumamente variable, de modo que lo habitual es alisar la serie original de la NAWRU estimada (mediante medias móviles, el filtro de Hodrick-Prescott, etc.). En nuestro caso, hemos alisado las NAWRUs regionales con el filtro de Hodrick-Prescott.

#### **4. Reflexiones finales**

El concepto de pleno empleo resulta bastante ambiguo, lo que se deriva de su carácter de inobservable. En este trabajo hemos ofrecido diversas estimaciones del mismo para las regiones españolas.

En el periodo 1989-2000, se aprecia una elevada inestabilidad de las tasas de paro, iniciándose en 1994 un proceso sostenido y generalizado de descenso del desempleo que dura hasta final de este periodo. El perfil común en la evolución de las distintas tasas de paro regionales de equilibrio indica que los diferenciales regionales de desempleo no se han reducido en el período estudiado y que, por tanto, hay diferenciales de equilibrio. Además, la estimación de la tasa de paro de equilibrio mediante el método de Elmeskov revela la existencia de una apreciable histéresis (elevada correlación entre el desempleo observado y las NAWRUs estimadas).

En el periodo 2001-2004, las tasas de paro se estabilizan y las diferencias interregionales persisten.

Con carácter general podemos subrayar tres hechos: 1) En primer lugar, la existencia de importantes diferencias de equilibrio entre las Comunidades Autónomas, fenómeno que explica la disparidad de las tasas de paro regionales; 2) En segundo lugar, la simetría en su evolución, explicaría la persistencia de tales diferencias; 3) En tercer lugar, la existencia de tres grupos de regiones bien diferenciados. El primero, formado por Aragón, la Comunidad de Madrid, Navarra y la Rioja se encuentran en una situación próxima al pleno empleo ya que se acercan a una tasa de paro de equilibrio próxima al 5%. Un segundo grupo, constituido por Andalucía y Extremadura, con tasas de paro de equilibrio superiores al 15% lo que las sitúa muy alejadas del pleno empleo. Un último colectivo, formado por el resto de Comunidades Autónomas, que tienen tasas de paro de equilibrio próximas al 10%.

Como posibles extensiones del análisis desarrollado en este trabajo podemos apuntar las dos siguientes: a) Sería interesante aplicar la metodología de la función de producción para estimar el desempleo de equilibrio de las regiones españolas; y b) Otra extensión natural de nuestro trabajo sería diseccionar los determinantes del desempleo de equilibrio de cada una de dichas regiones.

---

### Referencias bibliográficas

- Ball, L. (1997): "Disinflation and the NAIRU", en Romer C.D. y Romer, D.H. (Eds.) (1997): *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, Chicago, págs. 167-192.
- Beveridge, W.H. (1944): *Full Employment in a Free Society*, George Allen and Unwin, London.
- Denis, C., McMorrow, K., y Roeger, W. (2002): "Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps: Estimates for the EU Member States and the US, European Economy", *European Commission, Economic Papers*, 176.
- Elmeskov, J. (1993): "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and Its Causes", *OECD Economics Department Working Papers*, nº 132.
- Estrada, A., Hernández de Cos, P. y Jareño, J. (2004): "Una Estimación del Crecimiento Potencial de la Economía Española", *Documentos Ocasionales del Banco de España*, nº 0405.
- Friedman, M. (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58, pp. 1-17.

- Keynes, J.M. (1936): *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, London.
- Pehkonen, J. y Tervo, H. (1998): "Persistence and Turnover in Regional Unemployment Disparities", *Regional Studies*, 32, pp. 445-458.
- Richardson, P., Boone, L., Giorno, C., Meacci, M., Rae, D. y Turner, D. (2000): "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries", *OECD Economics Department Working Papers*, nº 250.
- Rogerson, R. (1997): "Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, 11, pp. 73-92.
- Staiger, D., Stock, J.H. y Watson, M.W. (1997): "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?", en Romer, C.D. y Romer, D.H. (eds.) (1997): *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago, University of Chicago Press, pp. 195-246.
- Staiger, D., Stock, J.H. y Watson, M.W. (2001): "Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s", *NBER Working Papers*, nº 8320.

**CUADRO 1. MEDIAS ANUALES DE LAS TASAS DE PARO TRIMESTRALES ALISADAS CON EL FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS (1990-2000)**

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Andalucía	25,4	26,6	28,1	29,8	31,4	32,6	33,0	32,5	31,3	29,5	27,4	25,1
Aragón	10,4	11,2	12,4	13,8	15,1	15,9	15,9	15,1	13,7	11,8	9,7	7,5
Asturias	17,0	17,3	17,7	18,5	19,5	20,3	20,7	20,7	20,3	19,5	18,5	17,4
Baleares	10,1	11,1	12,3	13,6	14,7	15,1	14,7	13,7	12,2	10,5	8,6	6,6
Canarias	22,1	23,4	24,6	25,5	25,8	25,3	24,1	22,3	20,2	17,9	15,6	13,2
Cantabria	16,5	16,9	17,7	18,8	20,2	21,3	21,9	21,6	20,4	18,6	16,4	14,2
Cataluña	12,6	13,4	14,6	16,0	17,6	18,7	18,9	18,1	16,5	14,3	11,8	9,2
Castilla y León	15,5	16,2	17,1	18,3	19,4	20,2	20,4	20,1	19,2	17,8	16,2	14,4
Castilla-La Mancha	13,1	14,0	15,2	16,6	18,0	19,0	19,4	19,1	18,3	16,9	15,2	13,4
Extremadura	25,2	25,6	26,4	27,5	28,8	29,8	30,2	30,0	29,2	27,9	26,3	24,4
Galicia	11,7	13,0	14,5	16,0	17,3	18,3	18,7	18,6	18,2	17,5	16,5	15,5
C. Madrid	11,7	12,6	13,8	15,4	17,2	18,6	19,3	19,1	18,0	16,4	14,3	12,1
Murcia	15,7	17,6	19,7	21,6	23,1	23,8	23,4	22,1	20,1	17,7	15,2	12,6
Navarra	11,9	12,0	12,2	12,6	13,0	13,1	12,7	11,9	10,8	9,5	8,0	6,4
País Vasco	18,5	19,2	20,1	21,1	21,9	22,3	21,9	20,7	19,0	17,0	14,7	12,4
La Rioja	8,8	10,1	11,5	13,0	14,3	14,9	14,8	14,0	12,7	11,1	9,4	7,8
C. Valenciana	14,3	16,0	17,9	19,8	21,5	22,4	22,3	21,3	19,5	17,1	14,6	11,9

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA

**CUADRO 2. MEDIAS ANUALES DE LAS TASAS DE PARO TRIMESTRALES ALISADAS CON EL FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS (2001-2004)**

	2001	2002	2003	2004
Andalucía	21,5	19,6	18,1	16,6
Aragón	6,6	6,0	5,5	5,2
Asturias	12,5	11,0	10,0	9,2
Baleares	7,5	7,7	8,1	8,6
Canarias	12,3	11,5	11,1	10,9
Cantabria	11,4	10,4	9,8	9,5
Cataluña	9,7	9,3	9,3	9,3
Castilla y León	12,1	11,1	10,4	9,9
Castilla-La Mancha	11,2	10,2	9,4	8,8
Extremadura	20,0	18,4	17,1	16,1
Galicia	13,4	12,8	12,5	12,4
C. Madrid	9,4	7,9	6,8	5,9
Murcia	11,8	11,0	10,4	10,0
Navarra	6,0	5,5	5,3	5,1
País Vasco	11,0	10,0	9,3	8,7
La Rioja	6,7	6,1	5,6	5,2
C. Valenciana	11,2	10,6	10,2	10,0

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (2005)

### CUADRO 3. TASA DE PARO DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO

Variable dependiente: tasa de paro trimestral desestacionalizada ( $U_t$ )				
Método de estimación: mínimos cuadrados ordinarios (MCO)				
Periodo muestral: 2001:2 -2004:4				
Número de regiones: 17				
Número de observaciones: 15				
CCAA	Cte. ( $\alpha$ )	$U_{t-1}$ ( $\beta_1$ )	$U_{t-2}$ ( $\beta_2$ )	$R^2$ ajustado
Andalucía	-2,513510 (4,461453)	1,121894 (1,121894)		0,686624
Aragón	1,465898 (0,720758)	0,752968 (0,133426)		0,609746
Asturias	2,601705 (1,826793)	0,750020 (0,187821)		0,532566
Baleares	1,029934 (1,304183)	0,885531 (0,145236)		0,800821
Canarias	4,807630 (2,235803)	0,579581 (0,203313)		0,336446
Cantabria	4,094952 (1,914739)	0,596248 (0,188096)		0,275286
Castilla y León	4,316556 (1,897566)	0,595863 (0,178875)		0,341463
Castilla-La Mancha	3,860690 (1,543970)	0,744200 (0,155584)	-0,140122 (0,103615)	0,286591
Cataluña	4,744502 (2,360146)	0,515361 (0,236162)		0,306677
Com. Valenciana	3,493019 (1,243588)	0,674793 (0,117872)		0,566882
Extremadura	8,284796 (5,349952)	0,524565 (0,297721)		0,249395
Extremadura [2002:2-2004:4]	8,298842 (4,328274)	0,529950 (0,242484)		0,231474
Galicia	3,226817 (2,597202)	0,745897 (0,202533)		0,549345
Madrid	5,704113 (1,213110)	0,000747 (0,204704)	0,192856 (0,076105)	0,140950
Murcia	8,801233 (3,294446)	0,188334 (0,306375)		—
Navarra	2,676243 (1,125237)	0,505940 (0,195835)		0,195835
País Vasco	7,340449 (0,990737)	0,231067 (0,102037)		—
La Rioja	2,086940 (1,005797)	0,644915 (0,177539)		0,379163

NOTA: Errores estándar aparecen entre paréntesis debajo del parámetro y son consistentes con la heterocedasticidad. Se ha contrastado la existencia de autocorrelación mediante el test de Breusch y Godfrey, basado en el multiplicador de Lagrange, y en caso de detectar la existencia de autocorrelación se han introducido como regresores más retardos de la variable endógena y se ha calculado la significación conjunta de los parámetros  $\beta$  mediante el test de Wald.

### CUADRO 4. TASA DE PARO DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO 2001-2004

Aragón	5,93
Canarias	11,44
Cantabria	10,14
Castilla y León	10,68
Castilla-La Mancha	9,75
Cataluña	9,79
Com. Valenciana	10,74
Extremadura [2002:2-2004:4]	17,66
Madrid	7,07
Navarra	5,42
País Vasco	9,55
La Rioja	5,95

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos del cuadro 3

**CUADRO 5. MEDIAS ANUALES DE LAS NAWRUS TRIMESTRALES ESTIMADAS PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS (1990-2000). MÉTODO DE ELMESKOV (SUAVIZADAS CON HP)**

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
España	16,9	17,7	18,9	20,3	21,7	22,6	22,8	22,3	21,1	19,2	17,2
Andalucía	26,2	27,8	29,8	31,6	32,8	33,4	33,1	32,0	30,4	28,4	26,1
Aragón	8,5	10,1	12,0	13,8	15,0	15,4	15,1	13,9	12,2	10,2	8,2
Asturias	17,1	17,8	18,9	20,1	21,0	21,3	21,2	20,8	20,0	19,0	17,9
Baleares	10,3	11,1	12,2	13,3	14,0	14,2	13,7	12,6	11,2	9,4	7,6
Canarias	23,9	24,6	25,4	25,8	25,6	24,6	22,9	20,7	18,4	16,0	13,8
Cantabria	15,9	17,1	18,7	20,2	21,5	22,2	22,1	21,1	19,2	16,9	14,4
Cataluña	13,2	14,2	15,7	13,4	18,7	19,3	18,8	17,5	15,5	13,1	10,6
Castilla y León	15,4	16,6	18,2	19,6	20,6	20,8	20,3	19,3	17,7	15,7	13,4
Castilla-La Mancha	12,4	13,5	15,1	16,7	18,0	18,8	18,9	18,5	17,5	16,1	14,3
Extremadura	24,0	24,9	26,1	27,3	28,5	29,3	29,5	28,9	27,9	26,6	25,2
Galicia	11,8	12,9	14,4	15,9	17,1	17,7	17,9	17,7	17,3	16,6	15,9
C. Madrid	11,2	13,1	15,5	17,8	19,3	19,9	19,5	18,2	16,3	14,1	11,8
Murcia	16,7	18,6	21,1	23,2	24,5	24,8	23,8	21,8	19,1	15,9	12,5
Navarra	11,5	11,9	12,5	13,0	13,3	13,1	12,5	11,6	10,5	9,5	8,5
País Vasco	18,5	19,6	21,0	21,3	23,1	23,2	22,5	21,1	18,9	16,1	12,9
La Rioja	8,7	10,2	12,2	13,9	15,2	15,7	15,2	14,0	12,4	10,6	8,7
C. Valenciana	14,6	16,3	18,6	20,6	22,0	22,4	21,8	20,2	18,0	15,5	12,9

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA y la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios (INE)

**CUADRO 6. MEDIAS ANUALES DE LAS NAWRUS TRIMESTRALES ESTIMADAS PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS (2001-2004). MÉTODO DE ELMESKOV (SUAVIZADAS CON HP)**

	2001	2002	2003	2004
España	10,5	11,4	11,4	10,4
Andalucía	19,5	19,1	18,5	17,9
Aragón	5,5	5,6	5,8	5,9
Asturias	8,0	8,7	9,8	10,7
Baleares	5,6	7,0	8,8	10,4
Canarias	10,9	11,2	11,4	11,9
Cantabria	8,4	9,1	10,0	10,8
Cataluña	8,7	9,0	10,5	9,8
Castilla y León	10,1	10,4	10,7	10,8
Castilla-La Mancha	8,9	9,5	9,8	9,4
Extremadura	14,3	18,1	15,2	17,1
Galicia	10,7	15,1	12,5	13,9
C. Madrid	7,5	6,9	7,3	6,7
Murcia	10,4	11,0	11,6	10,6
Navarra	4,3	5,7	5,6	5,9
País Vasco	9,5	9,7	9,4	9,6
La Rioja	4,2	7,1	6,7	6,3
C. Valenciana	9,6	10,7	10,9	11,2

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA, del Índice de Coste Laboral (hasta 2003:4) y la Encuesta Trimestral de Coste Laboral-2004 (INE).