

# ANÁLISIS DINÁMICO DEL IMPACTO DE LOS *SHOCKS* EN EL PRECIO DEL PETRÓLEO SOBRE EL EMPLEO POR SECTORES PRODUCTIVOS

**ESTHER FERNÁNDEZ**

**RAFAELA PÉREZ**

**JESÚS RUIZ (\*)**

Instituto Complutense de Análisis Económico  
Universidad Complutense de Madrid

El objetivo del presente análisis es estudiar los efectos del precio del petróleo sobre el mercado laboral español. Como principal aportación, se hace un análisis no-lineal de causalidad variante en el tiempo de los shocks en el precio del petróleo sobre las variaciones del número de empleados. Encontramos dos regímenes de causalidad diferenciados que, cuando se

pone en relación con la tasa de variación del PIB, se pueden identificar respectivamente con la fase recesiva y la fase expansiva del ciclo económico. Esto apoya resultados de autores previos que apuntan a efectos asimétricos del petróleo sobre la economía. Se incluye, asimismo, un análisis desagregado por sectores de actividad y Comunidades Autónomas, encontrando evidencia de efectos diferenciados.

La relevancia del petróleo en el proceso productivo es un fenómeno de carácter internacional, por la naturaleza altamente aleatoria y volátil de la formación de su precio y su efecto sobre los costes. Pero en el caso español tiene una relevancia específica, debido a que la dependencia de nuestra economía respecto del petróleo es superior a la de gran parte de los países industrializados. Según la Agencia Internacional de la Energía (IEA), por ejemplo, en 2008 el peso del petróleo sobre el total de inputs energéticos superaba en 12 puntos porcentuales la media de los países de la OCDE.

Llevamos a cabo nuestro estudio, tanto para el número de empleados a nivel nacional como también de forma desagregada para los empleados en los distintos sectores productivos, con el objetivo de revelar posibles patrones diferenciados. Cabe esperar un mayor efecto de cambios en los precios del petróleo para un sector como el industrial, en el que el

papel del petróleo como input intermedio es crucial, que para la agricultura en cuya evolución pueden tener más peso cuestiones como la climatología o la política agraria.

También hacemos una desagregación a nivel de Comunidades Autónomas, ya que el peso de los distintos sectores productivos varía sensiblemente entre ellas. Hasta donde sabemos, no hay estudios recientes de estas características para la economía española. Gómez-Loscos *et al* (2011) sí realizan su estudio a este nivel de desagregación para la economía española, pero analizan el impacto de los shocks del precio del petróleo sobre el nivel de PIB y la inflación. Hernández-Martínez (2009), esta vez a nivel agregado, también se centran en el estudio de los efectos del petróleo en la economía española sobre el PIB y la inflación.

Nuestro trabajo se engloba dentro de la rama de literatura que trata de detectar posibles cambios estructurales en la relación entre petróleo y macroeconomía. Cada vez que cambia dicha relación de causalidad (en intensidad y/o signo), se dice que el modelo pasa a un nuevo régimen. En particular, utilizamos la metodología *Markov regime-switching*, que es muy flexible en tanto en cuanto el cambio de régimen se determina endógenamente a partir de los datos, y además permite captar cualquier posi-

ble variación en la relación de causalidad, desde un salto permanente de un régimen antiguo a uno nuevo, hasta situaciones de saltos recurrentes entre dos regímenes alternativos (1).

En particular, estimamos una relación no lineal entre la tasa de variación del empleo y la tasa de variación del precio del petróleo en términos reales. El empleo se modeliza como variable endógena a explicar y el petróleo como variable explicativa exógena. Este supuesto de exogeneidad surge de forma natural por el hecho de que el precio del petróleo se determina a nivel internacional y España es una economía pequeña abierta que no produce dicho input y que, por tanto, es precio-aceptante en el mercado del factor. La metodología *Markov regime-switching* supone un modelo con parámetros cambiantes para cada periodo en función del régimen vigente. Como subproducto del procedimiento de estimación se obtiene la probabilidad de que el valor observado para la variable endógena en cada periodo de la muestra provenga de un régimen u otro.

Nuestro principal resultado es que encontramos evidencia de que hay dos regímenes distintos que caracterizan la incidencia del petróleo sobre la evolución del empleo en España. Además, cuando representamos los dos regímenes obtenidos con la tasa de variación del PIB llegamos a la conclusión de que el primer régimen causal coincide en el tiempo con las fases recesivas del PIB, mientras el segundo régimen es contemporáneo a las fases expansivas. Este resultado apoya por tanto la visión de efectos asimétricos del petróleo sobre la economía; es decir, el efecto que tienen sobre el empleo las variaciones en el precio del petróleo difiere dependiendo de si la economía se encuentra en una expansión o en una recesión (en la línea de Mork 1989 o Hamilton 1996 para el caso estadounidense). En segundo lugar, nuestras estimaciones sugieren que el petróleo y el empleo funcionan esencialmente como factores sustitutivos en el proceso productivo de la economía española.

Más detalladamente, encontramos evidencia de que bajo el primer régimen (que ocurre en situaciones de recesión económica) se produce un fuerte *efecto sustitución* entre el petróleo y el empleo, de manera que un encarecimiento del petróleo (un shock al alza en su precio) se traduce en una intensificación del uso del factor trabajo en el proceso productivo, ya que se abarata en términos relativos. Esto último cabe explicarlo también por el hecho de que en las recesiones el precio del trabajo, el salario real –que se determina dentro de la economía doméstica– tiende a reducirse, mientras que el precio del petróleo se determina exógenamente –en los mercados internacionales– y, por tanto, no se ve afectado por el ciclo recesivo nacional, intensificándose el proceso de sustitución inducido por el cambio en el precio relativo entre los dos factores (precio del petróleo/salario real). Además, parece obvio que en las recesiones se acentuaría la necesidad de explotar al máximo cualquier margen de ganancia en la gestión de los inputs.

Bajo el segundo régimen estimado con los datos (que ocurre en las fases expansivas del ciclo) el efecto de sustitución petróleo-empleo es mucho más suave, volviéndose no significativo e incluso se invierte en signo cuando acudimos al análisis desagregado por sectores productivos y Comunidades Autónomas. Ello podría justificarse porque en las expansiones el salario real tendería a subir, reduciéndose por tanto el abaratamiento relativo del empleo frente al petróleo ante un *shock* en el precio de este último, aparte de que la ganancia de eficiencia vía sustitución de inputs parece menos relevante en épocas de bonanza, por el coste que acarrea de reorganización del proceso productivo.

El trabajo más cercano al nuestro es el realizado por Andreopoulos (2009) para la economía estadounidense, que lleva a cabo un análisis de causalidad de Granger variante en el tiempo entre el desempleo y los precios reales de la energía (petróleo) y el capital (tipo de interés real). Para ello aplica la metodología de Vectores Auto-regresivos Markov-Switching.

Este trabajo de Andreopoulos (2009) pertenece a la rama de estudios que contrastan empíricamente el modelo teórico según el cual el petróleo es en última instancia un input sustitutivo del empleo y el capital en el proceso productivo agregado (Phelps 1994 o Carruth *et al.*, 1998). El carácter del petróleo, empleo y capital como inputs sustitutivos está ampliamente documentado en la literatura empírica que estima elasticidades de sustitución entre factores para funciones de producción agregadas (véase, entre otros, los resultados obtenidos para China por Su *et al.*, 2011). Por ello, parece directo el interés de relacionar el nivel de uso del factor trabajo con los precios de los otros inputs. En la misma línea que Andreopoulos (2009), Dogrul y Soytaş (2010) analizan la relación entre precios del petróleo, tipos de interés y el desempleo para el caso de una economía emergente abierta-pequeña como Turquía utilizando Vectores Autorregresivos. Ambos trabajos sugieren que el petróleo tiene carácter explicativo sobre la evolución del desempleo, esto es, que mejora la previsión del desempleo.

Nuestro resultado de que el efecto del petróleo sobre el mercado laboral es más relevante en las recesiones recuerda en cierto sentido al de Andreopoulos (2009) quien concluye, para la economía estadounidense, que el precio real del petróleo ayuda a predecir el desempleo sólo en las recesiones, mientras que el tipo de interés real es la variable significativa en las expansiones (2).

Entre los trabajos previos que analizan la relación entre petróleo y macroeconomía desde enfoques distintos al nuestro cabe destacar dos líneas:

La primera, basada en el uso de Vectores Autorregresivos estructurales (SVAR), encabezada por Kilian (2009). Este autor separa los shocks sobre el precio del petróleo con origen de demanda respecto de

los que tienen un origen de oferta para analizar su impacto sobre el PIB y la inflación. Relacionado con este trabajo, De Miguel *et al.* (2009), basándose en un modelo DSGE nekeynesiano con rigideces laborales, estiman con SVAR para la economía española, qué parte de las fluctuaciones observadas en el PIB y el empleo son debidas a shocks en preferencias (de demanda), shocks tecnológicos (de oferta) o shocks en el precio del petróleo. La metodología de VAR estructural, no obstante, aunque es un buen punto de partida para modelizar procesos de realimentación entre variables, presenta la limitación de su linealidad que puede resultar inadecuada para captar la relación entre petróleo y macroeconomía que parece ser inherentemente no-lineal e inestable, como argumenta Hamilton.

La segunda rama de trabajos, más cercana a nuestra filosofía, se ha centrado precisamente en tratar de recoger esta naturaleza no lineal mediante modelos capaces de detectar posibles cambios estructurales de los efectos del petróleo sobre la macroeconomía. No obstante, a diferencia de nuestra metodología, estos trabajos se basan en un enfoque de regímenes secuenciales en el tiempo, en función del periodo muestral considerado. Los primeros trabajos en esta línea presentaban como punto débil la necesidad de hacer supuestos explícitos respecto de los periodos de 'ruptura', en los que se pasa de un régimen al siguiente (en la línea de Mork 1989, para los efectos macroeconómicos del petróleo, o Davis y Haltiwanger 2001, centrados en sus efectos específicos sobre el mercado de trabajo). No obstante, esto fue superado posteriormente por técnicas de determinación endógena de los puntos de cambio estructural.

Entre los trabajos más recientes en esta línea podemos destacar: Gómez-Loscos *et al.* (2012) que utilizan la metodología de Qu y Perron con contrastes dinámicos de cambio estructural para analizar los efectos del petróleo sobre el crecimiento y la inflación en el G7; o también Ordoñez *et al.* (2011) que utilizan la metodología *smooth transition regresion* (STAR) para identificar endógenamente cambios de régimen en la evolución del precio del petróleo y su capacidad explicativa de las fluctuaciones del mercado de trabajo estadounidense; no obstante, esta metodología no estima probabilidades de cambio de régimen.

Otro enfoque para el análisis de cambio estructural ha sido el de ventanas móviles (Blanchard y Galí 2007); pero como señala Andreopoulos (2009), esta aproximación puede ser inadecuada si los cambios en la causalidad petróleo-economía no ocurren gradualmente, sino de forma discreta, como en el caso de que la causalidad cambie en función del estado del ciclo económico.

La estructura del artículo es la siguiente: en la siguiente sección detallamos los datos y la metodología empleados, en la tercera mostramos los resultados obtenidos, y la cuarta sección concluye y analiza futuras líneas de investigación.

## DATOS Y METODOLOGÍA †

En esta sección describimos los datos y fuentes utilizadas así como la metodología econométrica usada para el estudio del comportamiento del empleo en España (tanto por sectores como por Comunidades Autónomas) ante cambios en los precios del petróleo.

Para la variable precio del petróleo tomamos el precio spot medio diario (brent) en dólares por barril recogido en las estadísticas que ofrece Bloomberg. La muestra seleccionada va desde el 1 de marzo de 1983 hasta el 30 de junio de 2011. Hemos seleccionado esta muestra desde 1983 con el objetivo de que los resultados no estén condicionados por los efectos de la dos crisis del petróleo de los 70.

Dado que queremos estudiar el impacto de los precios del petróleo en el mercado laboral español, debemos transformar tal serie temporal, que se encuentra en términos nominales, a términos reales. Para ello, primero computamos los precios del petróleo en euros utilizando la serie temporal de tipos de cambio diarios entre euros y dólares ofrecida por WM/Reuters a través de la base de datos Datastream. Una vez que tenemos el precio del petróleo en euros, trimestralizamos la serie temporal y la dividimos por el deflactor implícito del PIB (serie trimestral ofrecida por el INE –contabilidad trimestral nacional). De esta forma, computamos el precio del petróleo (brent) en términos reales para la economía española.

Para la variable empleo utilizamos las siguientes series, de periodicidad trimestral, obtenidas del INE: i) Ocupados nacional, ii) Ocupados en el Sector de Agricultura y Pesca, iii) Ocupados en el Sector Industria, iv) Ocupados en el Sector Construcción, v) Ocupados en el Sector Servicios y vi) Las diferentes series temporales de Ocupados por Comunidades Autónomas y por sectores.

En este trabajo buscamos estudiar el impacto de las variaciones en el precio del petróleo sobre las variaciones en el empleo a partir de un modelo de regresión con cambios de régimen que siguen un proceso de Markov (*Markov-Switching regression mode*) (3). En particular, el modelo que estimamos es:

$$y_t = \alpha_{S_t} + \beta_{S_t} x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim_{iid} N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T,$$

donde  $y_t \equiv \ln(n_{t+4} / n_t)$ ,  $x_t \equiv \ln(p_{t+4} / p_t)$ ,

$$\alpha_{S_t} = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t, \quad \beta_{S_t} = \beta_0(1 - S_t) + \beta_1 S_t, \quad [1]$$

$$S_t = 0 \text{ ó } 1,$$

donde la variable  $y_t$  es la tasa de variación anual del empleo y  $x_t$  es la tasa de variación del precio real del petróleo. La variable  $S_t$  indica el estado del régimen bajo el cual opera la relación entre el empleo y los precios del petróleo, de modo que si  $S_t=0$ , entonces la ecuación (1) toma el valor  $y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \varepsilon_t$ , y si  $S_t=1$ , entonces la ecuación (1) toma el valor  $y_t = \alpha_1 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$

El estado del régimen, representado por  $S_t$ , es una variable aleatoria que puede tomar los valores 0 ó 1, con una probabilidad que depende solamente del valor que tomó en el instante anterior, es decir,

$$\text{Prob}\{S_t=j \mid S_{t-1}=i, S_{t-2}=k, \dots\} = \text{Prob}\{S_t=j \mid S_{t-1}=i\} = p_{ij}, \text{ donde } i, j, k = \{0, 1\},$$

es decir,  $S_t$  sigue un proceso de Markov de orden 1 con dos estados o regímenes. Las probabilidades  $p_{ij}$  son denominadas probabilidades de transición entre estados. Dado que sólo tenemos dos estados, definimos  $p$  como la probabilidad de que el estado o régimen 1 (una expansión) sea seguido por el régimen 1 ( $p_{11}$ ) y  $q$  como la probabilidad de que el estado o régimen 0 (una recesión) sea seguido por el régimen 0 ( $p_{00}$ ). Por supuesto, debe darse que  $p_{01} = 1 - q$  y  $p_{10} = 1 - p$ .

La estimación de las probabilidades  $p$  y  $q$  tienen una interpretación adicional de enorme interés, ya que contienen información acerca de la duración esperada de un estado o régimen. En este caso la cuestión relevante es: dado que estamos actualmente en el estado o régimen  $j$ , ¿cuánto durará, en media, el régimen  $j$ ? Para dar respuesta a esta pregunta, definamos  $D$  como la duración del estado 1, por ejemplo; en ese caso tendremos que:

$$\begin{aligned} D = 1, & \text{ si } S_t = 1 \text{ y } S_{t+1} = 0; \\ \text{por tanto, } \text{Prob}(D = 1) &= p_{10} = 1 - p. \\ D = 2, & \text{ si } S_t = S_{t+1} = 1 \text{ y } S_{t+2} = 0; \\ \text{por tanto, } \text{Prob}(D = 2) &= p_{11}p_{10} = p(1 - p). \\ D = 3, & \text{ si } S_t = S_{t+1} = S_{t+2} = 1 \text{ y } S_{t+3} = 0; \\ \text{por tanto, } \text{Prob}(D = 3) &= p_{11}^2p_{10} = p^2(1 - p). \end{aligned}$$

Entonces, el valor esperado de la duración puede estimarse como:

$$\begin{aligned} E(D) &= \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot \text{Prob}(D = i) = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot p^{i-1}(1 - p) = \\ &= \frac{1 - p}{p} \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot p^i = \frac{1}{1 - p}. \end{aligned}$$

De forma análoga, la duración esperada para el régimen 0 será  $\frac{1}{1 - q}$ .

Por tanto, nuestro objetivo será la estimación de estas probabilidades junto con los parámetros de la regresión (1), que podemos resumir en el vector  $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \beta_0, \beta_1, \sigma_e^2, p, q)$ .

De forma simultánea, esta metodología nos va a permitir estimar las probabilidades que asignamos a que la observación  $t$ -ésima sea generada por el régimen  $j = \{0, 1\}$ . Con esta estimación podremos inferir en qué periodos de la muestra la relación entre petróleo y empleo está gobernada por un régimen o por el otro con una cierta probabilidad. Denotemos a esta probabilidad por  $\xi_{jt}$  si para inferirla hemos utilizado la información disponible hasta el instante  $t$ , o  $\xi_{jt}$

si se ha utilizado toda la información muestral. Esta última inferencia sobre el régimen que está prevaleciendo en cada periodo  $t$  es denominada «suavizada» (*Smoothed Inferences*, para cuyo cálculo se aplica el algoritmo de Kim (1994) –véase el apéndice para más información), y será sobre la que daremos información en la sección de resultados.

La función de verosimilitud que maximizaremos depende de forma no lineal de los parámetros dados por el vector  $\theta$ , por lo cual la estimación de estos parámetros será computada por métodos numéricos no lineales.

Los supuestos que subyacen a la especificación del modelo de regresión planteado son, fundamentalmente dos:

1. Suponemos exogeneidad en la variable «variación del precio real del petróleo»; aunque no detallamos los contrastes de exogeneidad realizados, éste es un supuesto totalmente creíble por cuanto la economía española no es productora de este input (petróleo), esto es, es importadora, y el precio de tal input se forma fuera de nuestra economía, por lo que la influencia en la formación de tal precio es nula;

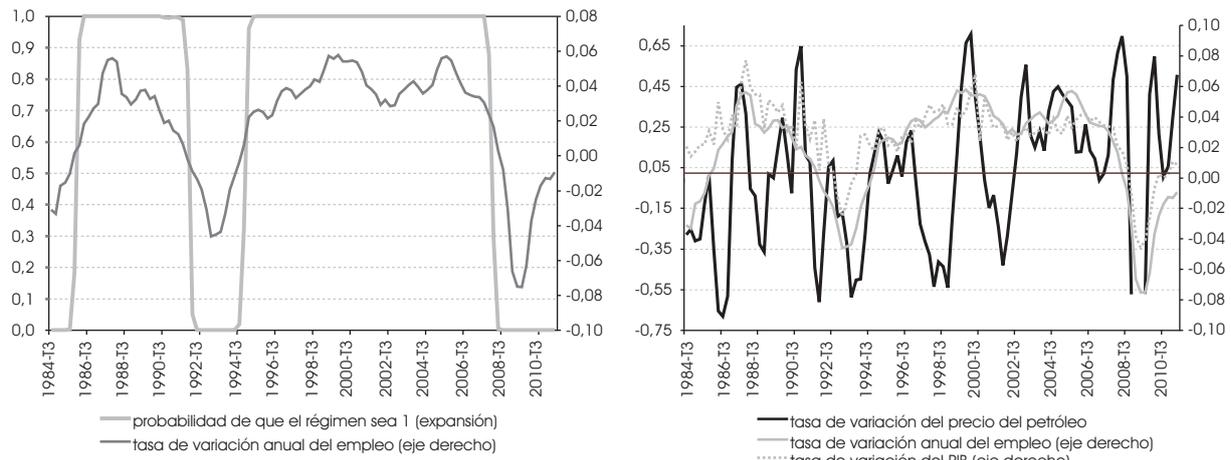
2. Dado que en esta regresión sólo aparece como variable explicativa la variación en el precio del petróleo, las estimaciones podrían estar de algún modo sesgadas. Por esta razón, hemos hecho un análisis de robustez de los resultados que presentamos en el artículo, estimando modelos VAR (vectores autorregresivos) que no tendrían el problema de sesgadez que se le puede achacar a nuestro modelo, y los resultados obtenidos eran cualitativamente los mismos. En particular, hemos estimado a) un VAR de orden 1, en el cual las variables del vector eran la tasa de paro y la variación en el PIB y como variable exógena la variación en los precios del petróleo y b) un VAR de orden 1, en el cual las variables del vector eran la tasa de paro y tipos de interés a corto plazo (este modelo buscaba estimar también efectos de la política monetaria sobre las fluctuaciones en la tasa de paro). En ambas estimaciones, los efectos de la variación en el precio real del petróleo sobre la tasa de paro eran equivalentes a los que obtenemos sobre el empleo en nuestro modelo más simple. Por este motivo pensamos que usar este modelo puede ser adecuado para un primer análisis de los efectos del petróleo sobre el empleo(4) (5).<sup>4,5</sup>

## ANÁLISIS DE RESULTADOS

En esta sección se comentan los resultados obtenidos al llevar a cabo el estudio descrito en la sección anterior.

En primer lugar, vamos a hacer un análisis detallado para el caso agregado. Los resultados completos para la estimación de la regresión (1) entre la variación de ocupados total de España y la variación en el precio real del petróleo son:

**GRÁFICO 1**  
**PROBABILIDAD ESTIMADA, TASA DE VARIACIÓN DE OCUPADOS Y DEL PRECIO DEL PETRÓLEO**



El gráfico de la izquierda muestra la probabilidad estimada de estar en el estado 1 junto con la serie temporal de tasa de variación de ocupados total, en la que se aprecia que las probabilidades identifican periodos de expansión y recesión. En el gráfico de la derecha, se muestran las tasas de variación del precio del petróleo junto con las tasas de variación del precio del petróleo junto con las tasas de variación de los ocupados y del PIB de España. La tasa serie del PIB real procede del Ministerio de Economía.

FUENTE: Elaboración propia.

Bajo el régimen 0 (entre paréntesis presentamos las desviaciones típicas):

$$\hat{y} = -0,0221 + 0,0301 x_t \cdot$$

(0,0029) (0,0068)

Bajo el régimen 1:

$$\hat{y} = +0,0351 + 0,0136 x_t \cdot$$

(0,0017) (0,0052)

La estimación de la varianza del término de error:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = 0,0145 (0,0010)$$

La estimación de las probabilidades de continuar en  $t$  en el mismo régimen de  $t-1$  son, respectivamente, para los regímenes 0 y 1:

$$\hat{q} = 0,9364; \quad \hat{p} = 0,9767$$

(0,0436) (0,0010)

En la figura 1 se muestra la probabilidad «suavizada»  $\hat{\xi}_{1|T}$  de que, en cada período, el dato observado corresponda al régimen 1, junto con información de la evolución del empleo y del PIB. En concreto, en el gráfico de la izquierda, la línea roja representa la tasa de variación anual del empleo, mientras que la azul indica la probabilidad de que el régimen, en cada momento, sea el que se ha asociado a  $S_t=1$ . Puede observarse que en los momentos en que el empleo crece, la probabilidad de que el régimen imperante sea  $S_t=1$  toma el valor 1 (dado que los regímenes 0 y 1 son complementarios, podemos concluir análogamente que en este período la probabilidad de que el régimen imperante sea  $S_t=0$  es nula). Por el contrario, en los períodos en los que el em-

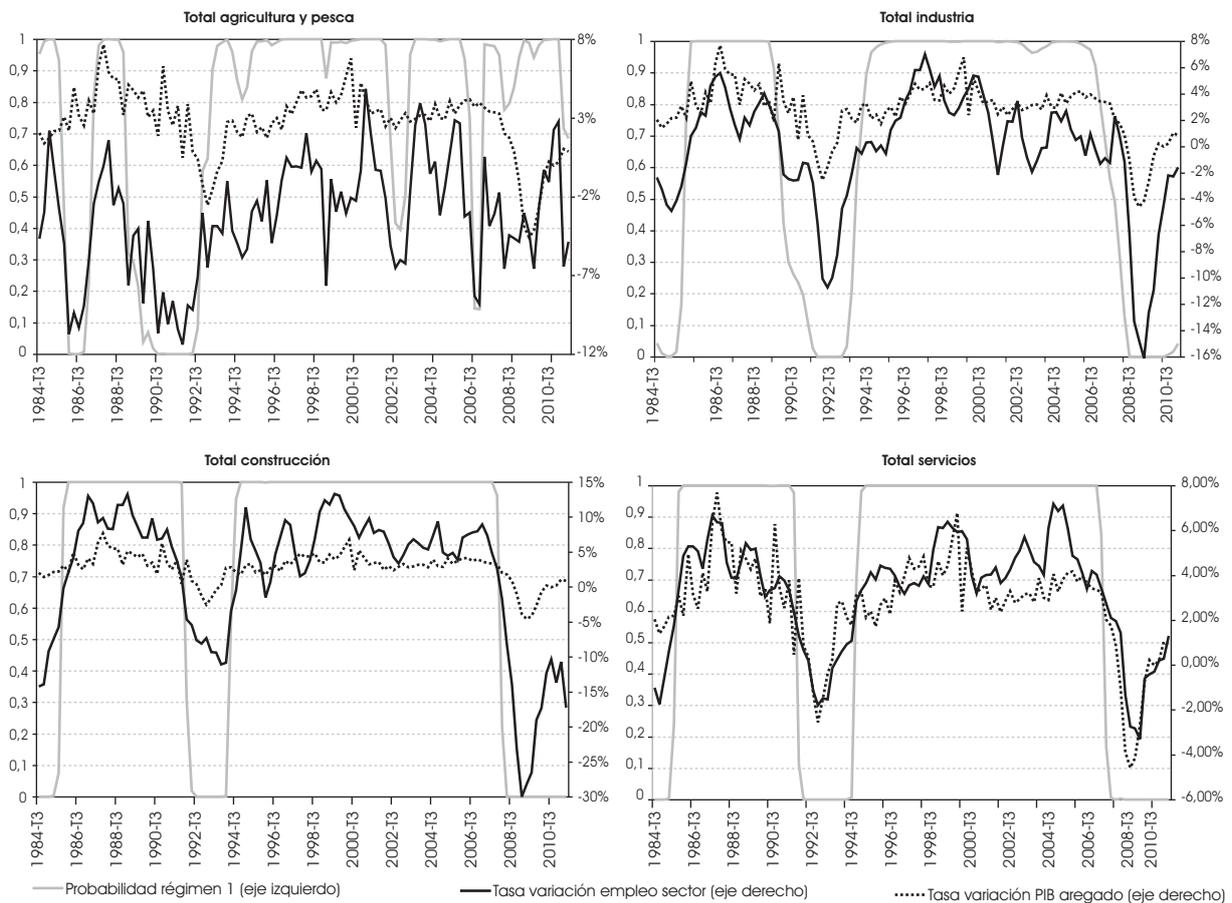
pleo cae (como, por ejemplo, entre los años 1992 y 1994, o a partir de 2008), la probabilidad de que la economía se encuentre en el régimen  $S_t=1$  es cero (por tanto, estamos en el régimen  $S_t=0$  con probabilidad 1).

Véase en el gráfico de la derecha que el empleo es una variable pro-cíclica, esto es, su tasa de variación está altamente correlacionada de manera positiva con la variación del PIB, por lo que podemos interpretar los periodos de caída del empleo con situaciones de recesión económica y los periodos de aumento del empleo con expansión económica. Por tanto, nuestros resultados sugieren que en las fases expansivas del ciclo económico la relación causal entre petróleo y empleo se rige por el régimen 1, mientras que en las fases recesivas la relación causal entre petróleo y empleo se rige por el régimen 0.

Nótese que el efecto de la variación en el precio del petróleo sobre el empleo bajo el régimen 1 es menor ( $\hat{\beta}_1 = 0,0136$ ) que bajo el régimen 0 ( $\hat{\beta}_1 = 0,0301$ ). Dadas las estimaciones de  $p$  y  $q$ , podemos decir que la duración media estimada del régimen 1 (asociado a las fases expansivas del ciclo) es de 38,1 trimestres para la muestra empleada, mientras que la duración media estimada del régimen 0 (asociado a las fases recesivas del ciclo) es de 15,7 trimestres.

Utilizando nuestra interpretación de los regímenes, los resultados obtenidos sugieren que el empleo aumenta siempre ante un encarecimiento del precio del petróleo y que el incremento es mayor si la economía se encuentra en una recesión que si se encuentra en una fase expansiva. Nuestro resultado está en la línea de Andreopoulos (2009), en la medida en que él encuentra para Estados Unidos una caída de

**GRÁFICO 2**  
**PROBABILIDAD DE QUE CADA DATO VENGA EXPLICADO POR EL RÉGIMEN CAUSAL 1,**  
**JUNTO CON LA TASA DE VARIACIÓN DEL EMPLEO SECTORIAL Y VARIACIÓN DEL PIB AGREGADO**



FUENTE: Elaboración propia.

la tasa de paro ante un aumento del precio real del petróleo, efecto que sólo es significativo en los periodos de recesión económica. Por su parte, Drogul y Soytas (2010) también encuentran para Turquía, utilizando un análisis de Función de Respuesta a Impulso, una caída en el corto plazo –estadísticamente significativa– de la tasa de paro en respuesta a una elevación del precio real del petróleo.

En cuanto a la explicación económica de nuestros resultados, podemos acudir a los modelos teóricos en los que el petróleo y el empleo se combinan con el capital como inputs sustitutos en la tecnología agregada. Nuestras estimaciones para el régimen 0 sugieren la existencia de un fuerte *efecto sustitución* entre el petróleo y el empleo en las situaciones de recesión económica, de manera que un encarecimiento del petróleo (un shock al alza en su precio) se traduce en una intensificación del uso del factor trabajo en el proceso productivo, ya que se abarata en términos relativos.

Esto último cabe explicarlo también por el hecho de que en las recesiones el precio del trabajo, el salario real –que se determina dentro de la economía do-

méstica– tiende a reducirse, mientras que el precio del petróleo se determina exógenamente –en los mercados internacionales– y por tanto no se ve afectado por el ciclo recesivo nacional, intensificándose el proceso de sustitución inducido por el cambio en el precio relativo entre los dos factores (precio del petróleo/salario real). Además, parece obvio que en las recesiones se intensificaría la necesidad de explotar al máximo cualquier margen de ganancia en la gestión de los inputs.

Bajo el régimen 1 estimado con los datos (que ocurre en las fases expansivas del ciclo) el efecto de sustitución petróleo-empleo es mucho más suave, lo que podría justificarse porque en las expansiones el salario real tendería a subir, reduciéndose por tanto el abaratamiento relativo del empleo frente al petróleo ante un shock en el precio de este último, aparte de que la ganancia de eficiencia vía sustitución de inputs parece menos relevante en épocas de bonanza, por el coste que acarrea de reorganización del proceso productivo.

Realizamos un análisis similar al descrito cambiando la variable endógena que, en lugar de ser ocupa-

dos totales, pasa a ser las distintas series de ocupados por sectores y/o por Comunidades Autónomas. En el gráfico 2 se muestran cuatro gráficos. En cada uno de ellos se muestra la probabilidad que asigna el modelo a estar en el régimen 1, junto con la tasa de variación del empleo del sector y del PIB agregado. La diferencia entre dichos gráficos es el sector económico al que se refiere el empleo.

Como ocurría con la serie de total de ocupados de España, se observa que en los períodos en los que el modelo, endógenamente, estima que con una alta probabilidad la economía se encuentra en el régimen 1, es cuando el sector económico correspondiente experimenta un crecimiento del empleo. Basándonos en esta evidencia adicional a la ya comentada y que se repite cuando el análisis se lleva a cabo en términos de Comunidades Autónomas o a un nivel mayor de desagregación, vamos a asimilar con carácter general en lo que resta de trabajo el régimen 1 a expansión económica y el régimen 0 a recesión.

Se observa que el perfil de las series de probabilidades es muy similar, salvo en Agricultura y Pesca, al obtenido para el conjunto del empleo español. Los resultados obtenidos para dicho sector sugieren que el cambio de régimen ocurre con mayor frecuencia que en los restantes sectores. Este resultado no debe sorprender pues es de esperar que la actividad en Agricultura y Pesca, y por tanto la evolución del empleo en dicho sector, esté explicada en gran medida por factores climatológicos, lo que hace que su comportamiento sea más volátil.

En el cuadro 1 se muestran las duraciones medias de los períodos en los que la relación causal entre petróleo y empleo se ha regido por el régimen 1 (expansión) y la de los períodos caracterizados por el régimen 0 (recesión). Se observa, como era de esperar, que a nivel agregado la duración de las expansiones ha sido mayor que la de las recesiones (38,1 trimestres frente a 15,7 trimestre). Nótese la similitud entre estos resultados para el total nacional y los correspondientes al sector Servicios (38,4 trimestres frente a 15,5 trimestres).

En el período analizado, la economía ha sufrido un intenso proceso de terciarización que se ha traducido en que al final del mismo el sector Servicios emplea al 74,05% del total de ocupados. La agricultura por las razones antes expuestas es el sector que cambia de régimen con mayor frecuencia, siendo la duración media de las expansiones de sólo 17 trimestres. Posteriormente, se encontraría la Industria (28,2 trimestres) y finalmente la Construcción con las expansiones más duraderas (40 trimestres).

Los resultados mostrados en el gráfico 2 y el cuadro 1 han sido obtenidos como subproducto de las estimaciones similares a la descrita en la sección anterior (ecuación 1), realizadas para distintos niveles de desagregación: por sector y por comunidad autónoma. El cuadro 2, en página siguiente, recoge los re-

**CUADRO 1**  
**DURACIÓN MEDIA EN TRIMESTRES DEL RÉGIMEN 1 (EXPANSIÓN) Y 0 (RECESIÓN) POR SECTORES DE ACTIVIDAD ECONÓMICA**

	Duración media en trimestres del régimen 1 (expansión)	Duración media en trimestres del régimen 0 (recesión)
Total España	38,1	15,7
Agricultura y Pesca	17,0	5,6
Industria	28,2	19,6
Construcción	40,0	14,0
Servicios	38,4	15,5

FUENTE: Elaboración propia con datos de Bloomberg e INE.

sultados de las estimaciones para los cuatro sectores económicos, correspondientes a las regresiones:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \varepsilon_t \text{ (correspondiente al régimen } S_t=0),$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \text{ (para } S_t=1)$$

Además, estimamos los parámetros correspondientes a la varianza del ruido ( $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ) y las probabilidades de continuar en el mismo régimen en que se encontraba la economía en el período anterior:  $\rho$ , probabilidad media de continuar en el régimen 1 (expansión) y  $\alpha$ , probabilidad media de continuar en el régimen 0 (recesión). Las desviaciones típicas de los parámetros estimados figuran debajo entre paréntesis.

Las estimaciones obtenidas para los restantes casos analizados están disponibles a petición del lector. Para simplificar la exposición, hemos construido seis gráficos con las estimaciones obtenidas de las elasticidades del empleo (correspondientes a cada uno de los regímenes) ante cambios en el precio del petróleo ( $\hat{\beta}_0$  y  $\hat{\beta}_1$ ) para las distintas series de empleo utilizadas. En todos estos gráficos hay que tener en cuenta lo siguiente: i) La elasticidad del empleo ante cambios en el precio del petróleo en el régimen 0 (recesión) se muestra con una barra de color rojo, mientras que la barra es de color verde si se trata del régimen 1 (expansión). ii) Cuando el relleno es sólido significa que, al 90%, la estimación es estadísticamente distinta de cero; mientras que cuando no lo es, la correspondiente columna aparece rayada. iii) En todos los gráficos se ofrecen los resultados correspondientes a España para facilitar las comparaciones. iv) En el análisis no se han incluido las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla porque la muestra disponible de datos es muy corta.

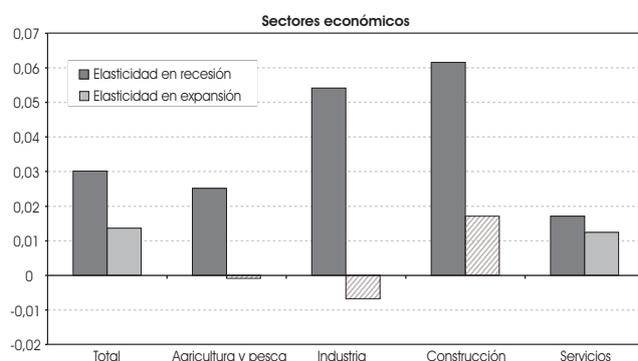
El gráfico 3 muestra la elasticidad del empleo ante cambios en el precio del petróleo para el agregado de España y también para cada uno de los sectores económicos (columnas tercera y sexta de la tabla 2). Como ya se comentó, en España, al igual que en trabajos previos a nivel internacional, se encuentra que el empleo reacciona positivamente ante un aumento en el precio del petróleo. Es decir, nuestros resultados apoyan la hipótesis de que trabajo y petró-

**CUADRO 2**  
ESTIMACIONES DE LOS DOS REGÍMENES DE CAUSALIDAD ENTRE PETRÓLEO Y EMPLEO PARA EL TOTAL NACIONAL Y POR SECTORES DE ACTIVIDAD

	Régimen 0 (recesión)			Régimen 1 (expansión)			$\hat{\sigma}_e^2$
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{q}$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{p}_1$	
Total	-0,0221 (0,0029)	0,0301 (0,0068)	0,9364 (0,0436)	0,0351 (0,0017)	0,0136 (0,0052)	0,9737 (0,0183)	0,0145 (0,0010)
Agricultura y Pesca	-0,0759 (0,0086)	0,0251 (0,0155)	0,8219 (0,0931)	-0,0185 (0,0055)	-0,0009 (0,0104)	0,9420 (0,0537)	0,0263 (0,0027)
Industria	-0,0458 (0,0089)	0,0541 (0,0142)	0,9489 (0,0389)	0,0202 (0,0049)	-0,0068 (0,0116)	0,9645 (0,0216)	0,0287 (0,0020)
Construcción	-0,1209 (0,0096)	0,0615 (0,0202)	0,9285 (0,0488)	0,0679 (0,0053)	0,0171 (0,0159)	0,9750 (0,0175)	0,0450 (0,0031)
Servicios	0,0006 (0,0023)	0,0171 (0,0052)	0,9353 (0,0443)	0,0450 (0,0013)	0,0124 (0,0040)	0,9740 (0,0182)	0,0114 (0,0008)

FUENTE: Elaboración propia.

**GRÁFICO 3**  
ELASTICIDADES DEL EMPLEO RESPECTO DEL PETRÓLEO BAJO LOS DOS REGÍMENES PARA LOS DISTINTOS SECTORES PRODUCTIVOS



Nota. Las columnas rayadas corresponden a parámetros no significativos estadísticamente.

FUENTE: Elaboración propia.

DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO DE ESPAÑA POR SECTORES ECONÓMICOS			
	1983-T3	Valor MEDIO	2011-T2
<b>Agricultura y pesca</b>	16,67%	8,41%	4,05%
<b>Industria</b>	24,80%	20,18%	14,08%
<b>Construcción</b>	9,07%	10,34%	7,81%
<b>Servicios</b>	49,46%	61,07%	74,05%

leo son factores productivos sustitutivos. A nivel agregado, esto ocurre tanto en épocas de expansión como de recesión. Al realizar el estudio para los distintos sectores económicos se encuentra, asimismo, que el empleo aumenta ante un incremento en el precio del petróleo en épocas de recesión. En función de la magnitud de la respuesta del empleo ante cambios en el precio del petróleo, la ordenación de los sectores económicos, de mayor a menor respuesta, es: Construcción ( $\hat{\beta}_0=0,0615$ ), Industria ( $\hat{\beta}_0=0,0541$ ), Agricultura y Pesca ( $\hat{\beta}_0=0,0251$ ) y Servicios ( $\hat{\beta}_0=0,0171$ ).

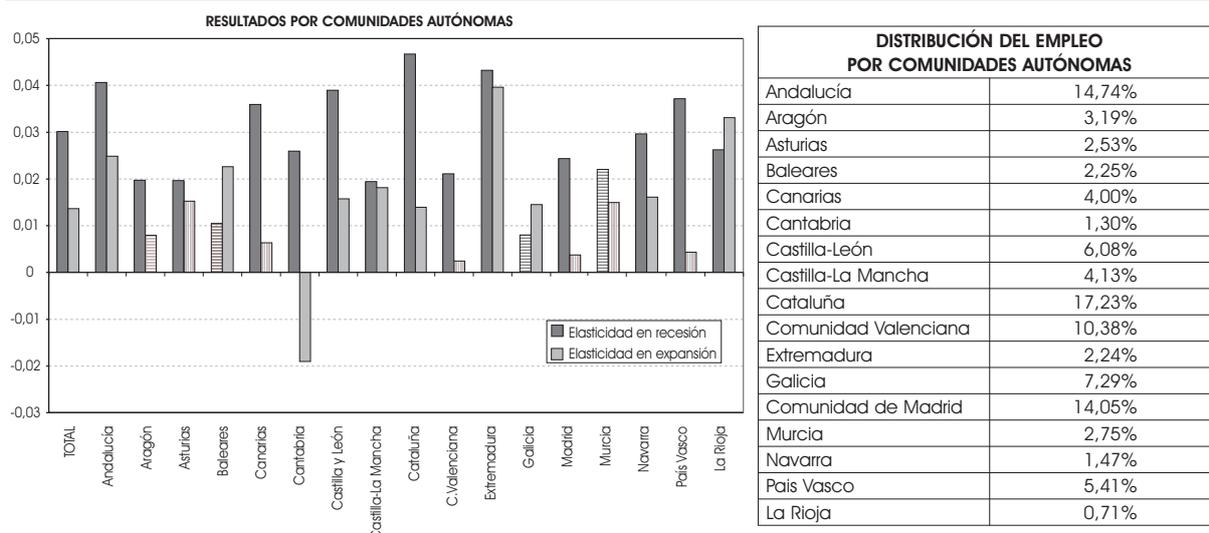
En épocas de expansión el único efecto estadísticamente significativo que encontramos es en el sector Servicios, donde el empleo también reacciona positivamente ante el encarecimiento del petróleo. En este sector, la respuesta del empleo no difiere mucho en función de la coyuntura económica:  $\hat{\beta}_0=0,0171$  y  $\hat{\beta}_1=0,0124$ . Es importante puntualizar que en el período analizado se ha producido una importante pérdida de importancia de los sectores Agricultura y Pesca e Industria a favor del sector Servicios,

como se puede observar en la tabla adjunta al gráfico. En el segundo trimestre de 2011 (último dato utilizado) el sector Servicios ocupaba al 74,05% del total de empleados, mientras que el sector Agricultura y Pesca tan sólo al 4,05% y la Industria al 14,08%. El peso de la construcción ha oscilado en todo el período alrededor de su valor medio.

El gráfico 4 compara la respuesta del empleo ante cambios en el precio del petróleo que tiene lugar en cada una de las Comunidades Autónomas con la correspondiente a España. Se observa una gran homogeneidad en el tipo de relación entre el empleo y el precio de petróleo entre Comunidades Autónomas. En todas ellas, en ambos regímenes, el empleo aumenta en respuesta a un encarecimiento del petróleo, salvo en Cantabria donde disminuye en épocas de expansión. Esta CCAA tan sólo emplea el 1,30% de los ocupados en España.

Además, la magnitud de la respuesta es mayor en las épocas de recesión que en expansión en todas las Comunidades Autónomas salvo Baleares, Galicia

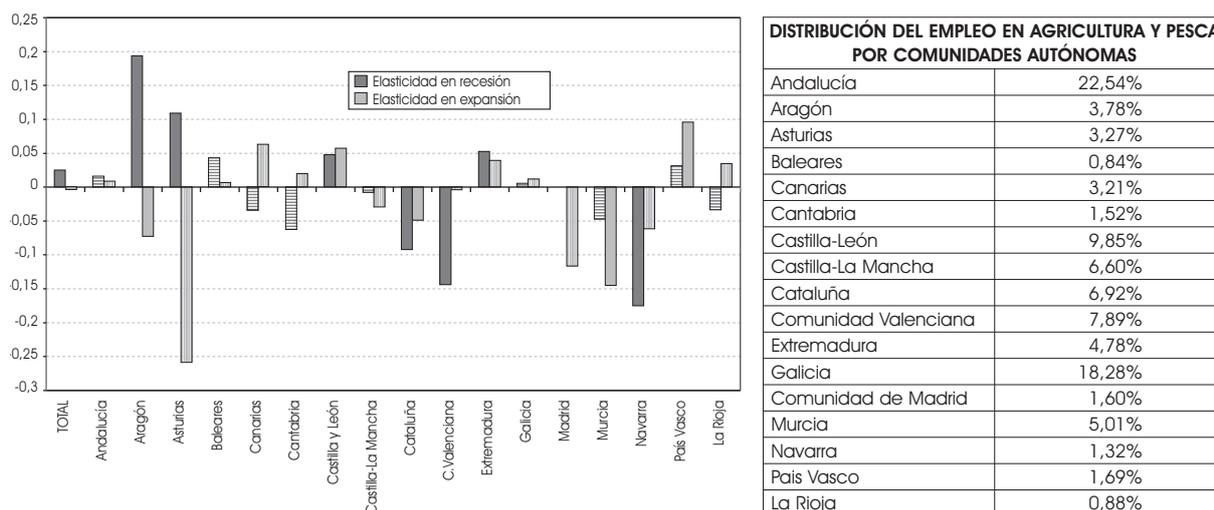
**GRÁFICO 4**  
ELASTICIDADES DEL EMPLEO RESPECTO DEL PETRÓLEO BAJO AMBOS REGÍMENES 0 (RECESIÓN) Y 1 (EXPANSIÓN) PARA LAS DISTINTAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS



Nota. Las columnas rayadas corresponden a parámetros no significativos estadísticamente.

FUENTE: Elaboración propia.

**GRÁFICO 5**  
ESTIMACIONES DE LA ELASTICIDAD DEL EMPLEO ANTE CAMBIOS EN EL PRECIO DEL PETRÓLEO EN AGRICULTURA Y PESCA DE CADA UNA DE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS



Nota. Las columnas rayadas corresponden a parámetros no significativos estadísticamente.

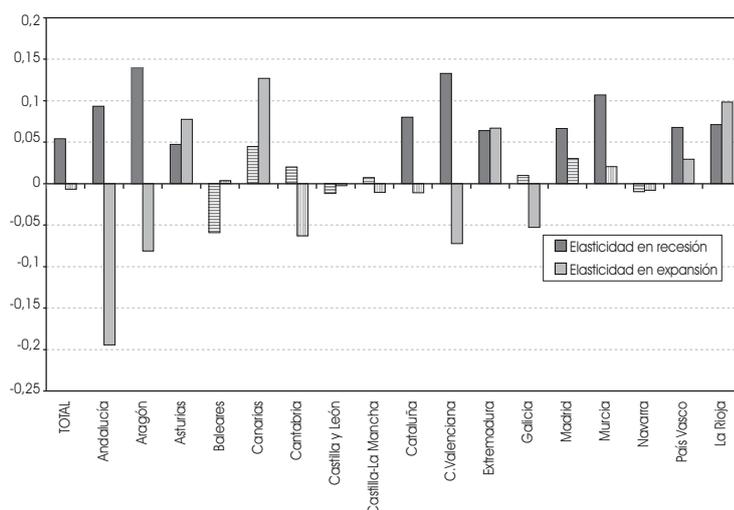
FUENTE: Elaboración propia.

y La Rioja (las tres conjuntamente sólo representan el 10,25% del empleo). Las CCAA que tienen una respuesta mayor que la registrada para el conjunto del país, independientemente de la coyuntura económica, son Andalucía, Castilla-La Mancha, Cataluña y Extremadura (las cuatro conjuntamente representan el 38,34% del empleo). Canarias y País Vasco registran mayores respuestas en recesión, pero en expansión los valores encontrados son no significativos

(entre ambas 9,41% del empleo). Por último, las CCAA con menores diferencias en la respuesta del empleo entre situaciones de recesión y expansión son Castilla-León y Extremadura, que suponen el 8,32% del empleo de España.

El gráfico 5 compara las estimaciones de la elasticidad del empleo ante cambios en el precio del petróleo en Agricultura y Pesca correspondientes a España

**GRÁFICO 6**  
**ELASTICIDADES ESTIMADAS DEL EMPLEO RESPECTO DEL PETRÓLEO BAJO LOS DOS REGÍMENES**  
**0 (RECESIÓN) Y 1 (EXPANSIÓN) PARA LA INDUSTRIA**



DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO EN INDUSTRIA POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS	
Andalucía	9,37%
Aragón	3,87%
Asturias	2,64%
Baleares	1,40%
Canarias	1,58%
Cantabria	1,37%
Castilla-León	5,69%
Castilla-La Mancha	4,10%
Cataluña	24,49%
Comunidad Valenciana	12,70%
Extremadura	1,19%
Galicia	6,03%
Comunidad de Madrid	11,67%
Murcia	2,55%
Navarra	2,23%
País Vasco	8,00%
La Rioja	1,08%

Nota. Las columnas rayadas corresponden a parámetros no significativos estadísticamente.

FUENTE: Elaboración propia.

con las de cada una de las Comunidades Autónomas.

En este sector, se observa una gran heterogeneidad en el tipo de relación entre el empleo y el precio de petróleo entre Comunidades Autónomas. Asimismo, se observa un gran número de situaciones en las que la elasticidad estimada es no significativa (representan al 55,47% del empleo en este sector). Este resultado no nos sorprende dado que se trata de un sector económico en el que la climatología, junto con la Política Agraria, son posiblemente los principales factores explicativos de la evolución del empleo.

Las elasticidades del empleo ante cambios en el precio del petróleo son ambas significativas únicamente en Aragón, Castilla-León y Cataluña (entre las tres representan un 20,55% del empleo en este sector). La respuesta del empleo no es homogénea: i) en Aragón el empleo aumenta ante un encarecimiento del petróleo en época de recesión, disminuyendo en época de expansión; ii) en Castilla-León el empleo aumenta en ambos casos, siendo ligeramente mayor la respuesta en caso de expansión; iii) en Cataluña el empleo disminuye en ambos casos con mayor respuesta cuando hay una recesión.

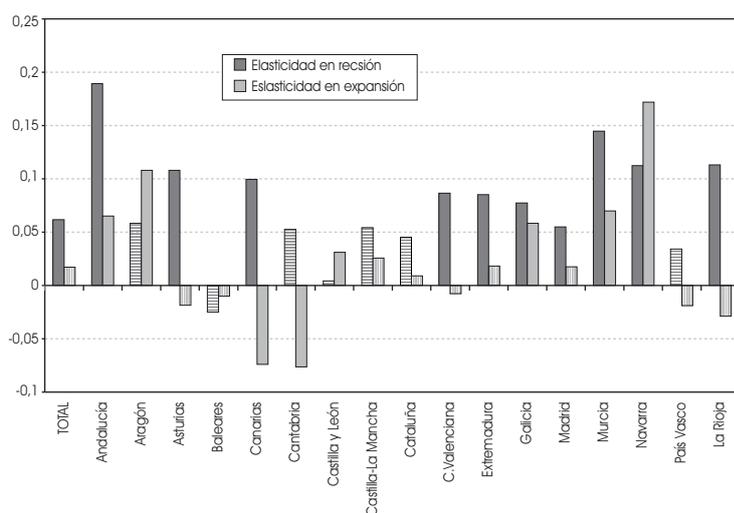
Además, se observa que hay otras CCAA como Asturias, Extremadura, C. Valenciana, Navarra, Murcia y País Vasco en las que tan sólo una de las elasticidades es significativamente distinta de cero, encontrándose en estos casos tanto aumentos como disminuciones de empleo. Por último, las mayores respuestas significativas suceden en época de recesión en Aragón ( $\hat{\beta}_0=0,1933$ ), Navarra ( $\hat{\beta}_0=-0,1755$ ) y C. Valenciana ( $\hat{\beta}_0=-0,1442$ ), mientras que en época de expansión tienen lugar en Murcia ( $\hat{\beta}_1=-0,1452$ ), País Vasco ( $\hat{\beta}_1=0,0957$ ) y Aragón ( $\hat{\beta}_1=-0,0729$ ).

En el gráfico 6 se muestran las estimaciones de la elasticidad del empleo ante cambios en el precio del petróleo en el sector de la Industria en cada una Comunidades Autónomas. En este sector, al igual que ocurría en el de Agricultura y Pesca, se observa una gran heterogeneidad en el tipo de relación entre el empleo y el precio de petróleo entre Comunidades Autónomas. En recesión, el empleo aumenta ante un encarecimiento del petróleo en todas las CCAA con elasticidades significativamente distintas de cero; estas CCAA representan un 77,56% del total del empleo en el sector. Las mayores respuestas suceden en época de recesión en Aragón ( $\hat{\beta}_0=0,1397$ ), Comunidad Valenciana ( $\hat{\beta}_0=0,1329$ ) y Murcia ( $\hat{\beta}_0=0,1068$ ). Sin embargo, en expansión, se produce una respuesta desigual del empleo ante la subida del precio del petróleo: disminuye en Andalucía ( $\hat{\beta}_1=-0,1947$ ), Aragón, Comunidad Valenciana y Galicia –entre las cuatro representan el 31,97% del empleo del sector–, mientras que aumenta en Asturias, Canarias ( $\hat{\beta}_1=0,1267$ ), Extremadura, País Vasco y La Rioja ( $\hat{\beta}_1=0,0983$ ) –entre las cinco representan el 14,49% del empleo del sector–. En las restantes CCAA las estimaciones han resultado no significativas. Por último, las CCAA en las que ninguna de las elasticidades ha resultado significativa representan el 14,79% del empleo del sector.

En el gráfico 7 se muestran las estimaciones de las elasticidades del empleo ante cambios en el precio del petróleo por comunidades autónomas en el sector de la Construcción.

Aunque también se observa bastante heterogeneidad, hay un patrón de comportamiento más definido que en los sectores anteriores. En recesión, el empleo aumenta en respuesta a la subida del precio

**GRÁFICO 7**  
**ELASTICIDADES ESTIMADAS DEL EMPLEO RESPECTO DEL PETRÓLEO BAJO LOS DOS REGÍMENES 0 (RECESIÓN) Y 1 (EXPANSIÓN) EN LA CONSTRUCCIÓN**



DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO EN LA CONSTRUCCIÓN POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS	
Andalucía	16,33%
Aragón	2,84%
Asturias	2,45%
Baleares	2,86%
Canarias	4,57%
Cantabria	1,37%
Castilla-León	6,42%
Castilla-La Mancha	5,59%
Cataluña	15,86%
Comunidad Valenciana	10,20%
Extremadura	2,95%
Galicia	7,23%
Comunidad de Madrid	12,03%
Murcia	2,93%
Navarra	1,31%
País Vasco	4,28%
La Rioja	0,65%

Nota. Las columnas rayadas corresponden a parámetros no significativos estadísticamente.

FUENTE: Elaboración propia.

del petróleo en Andalucía, Asturias, Canarias, C. Valenciana, Extremadura, Galicia, Madrid, Murcia, Navarra y La Rioja (representan el 60,65% del empleo del sector). En restantes CCAA la elasticidad es no significativa. Sin embargo, en expansión, el empleo aumenta en Andalucía, Aragón, Castilla-León, Galicia, Murcia y Navarra (que representan el 37,06% del empleo del sector), mientras que disminuye en Canarias y Cantabria (que representan el 5,94% del empleo del sector). Además, se observa que las CCAA en que ninguna de las elasticidades es significativa representan el 28,59% del empleo del sector. Para terminar, cabe señalar que las mayores respuestas suceden en época de recesión en Andalucía ( $\hat{\beta}_0 = 0,1891$ ), Murcia ( $\hat{\beta}_0 = 0,1444$ ) y La Rioja ( $\hat{\beta}_0 = 0,1128$ ), mientras que en época de expansión tienen lugar en Navarra ( $\hat{\beta}_1 = 0,1717$ ), Aragón ( $\hat{\beta}_1 = 0,1077$ ) y Cantabria ( $\hat{\beta}_1 = -0,0764$ ).

Por último, el gráfico 8 (en página siguiente) recoge las estimaciones de la elasticidad del empleo ante cambios en el precio del petróleo en las diferentes comunidades autónomas en el sector Servicios. Se obtiene que el petróleo no explica la evolución del empleo en este sector en varias comunidades autónomas que representan el 20,03% del total del empleo en el sector Servicios, en ninguno de los dos regímenes. En recesión, el empleo aumenta en respuesta a un encarecimiento del petróleo en Andalucía, Castilla-León, Castilla-La Mancha, Cataluña, Extremadura, C. Madrid y País Vasco, que representan el 65,45% del empleo del sector. En expansión, el empleo aumenta en Andalucía, Asturias, Cataluña, C. Valenciana y Navarra (que conjuntamente representan el 45,5% del empleo del sector), mientras que disminuye en La Rioja. Para terminar, las mayores respuestas suceden en época de recesión en Cataluña

( $\hat{\beta}_0 = 0,04$ ), Extremadura ( $\hat{\beta}_0 = 0,0383$ ) y Castilla-La Mancha ( $\hat{\beta}_0 = 0,0242$ ) mientras que en época de expansión tienen lugar en Comunidad Valenciana ( $\hat{\beta}_1 = 0,0275$ ), Principado de Asturias ( $\hat{\beta}_1 = 0,0267$ ), Andalucía ( $\hat{\beta}_1 = 0,0257$ ).

### CONCLUSIONES

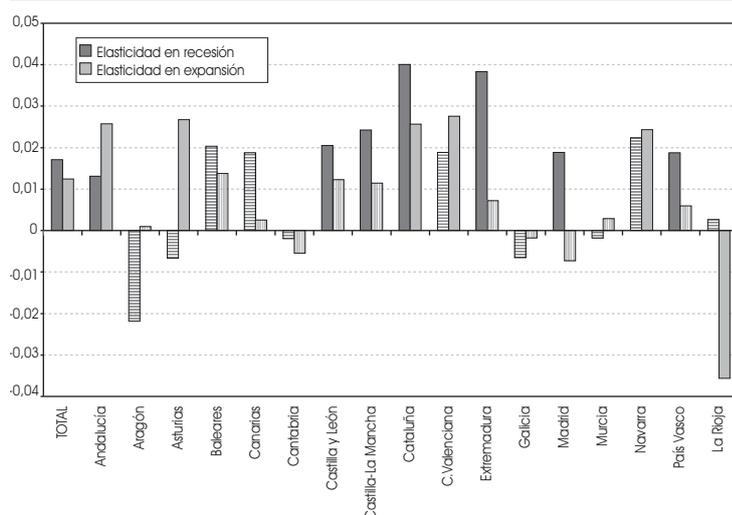
En este trabajo hemos abordado el análisis de los efectos de shocks en el precio de petróleo sobre el mercado laboral español tanto a nivel agregado, como desagregando por sectores productivos y Comunidades Autónomas. Para ello hemos utilizado un modelo de regresión con cambios de régimen que siguen un proceso de Markov (*Markov-Switching regression model*), en el que hemos considerado dos posibles regímenes distintos para la relación entre empleo y petróleo.

La metodología econométrica utilizada nos ha permitido estimar la probabilidad que asigna el modelo a que en cada período de tiempo estemos en un régimen u otro. Basándonos en la comparación de la serie estimada de la probabilidad de estar en uno de los regímenes con la evolución del PIB, nos parece razonable asimilar que, la relación estimada bajo uno de los regímenes se corresponde con la relación empleo-petróleo existente en épocas de expansión, correspondiéndose la otra relación estimada con la existente en épocas de recesión.

Los principales resultados a los que hemos llegado han sido:

1] A nivel agregado, hemos encontrado evidencia que apoya la hipótesis de que trabajo y petróleo son

**GRÁFICO 8**  
**ELASTICIDADES ESTIMADAS DEL EMPLEO RESPECTO DEL PETRÓLEO BAJO LOS REGÍMENES 0 (RECESIÓN) Y 1 (EXPANSIÓN) PARA EL SECTOR SERVICIOS**



DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO EN SERVICIOS POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS	
Andalucía	15,34%
Aragón	2,96%
Asturias	2,35%
Baleares	2,62%
Canarias	4,82%
Cantabria	1,22%
Castilla-León	5,59%
Castilla-La Mancha	3,53%
Cataluña	16,56%
Comunidad Valenciana	9,96%
Extremadura	2,14%
Galicia	5,86%
Comunidad de Madrid	16,99%
Murcia	2,55%
Navarra	1,29%
País Vasco	5,30%
La Rioja	0,58%

Nota. Las columnas rayadas corresponden a parámetros no significativos estadísticamente.

FUENTE: Elaboración propia.

factores productivos sustitutivos, tanto en épocas de expansión como de recesión. Cuando se desagrega por sectores económicos o Comunidades Autónomas el resultado tiende a mantenerse. Los mayores efectos tienen lugar en los sectores más dependientes del petróleo: la Construcción y la Industria. Agricultura y Pesca se evidencia como un sector de características especiales en el que en Comunidades Autónomas que representan alrededor de la mitad del empleo del sector, la relación entre empleo y petróleo es no significativa bajo ningún régimen.

**2** El petróleo parece tener efectos asimétricos sobre el mercado laboral español, en la medida en que no influye sobre éste con igual intensidad en todas las fases del ciclo económico. Lo habitual es que la magnitud de la respuesta del empleo ante variaciones en el precio del petróleo sea mayor en las fases recesivas del ciclo, que en las fases expansivas – en el sector Servicios es donde parece que el ciclo económico afecta menos a la relación entre empleo y petróleo.

**3** A nivel doblemente desagregado, por CCAA y sectores, se obtiene que la respuesta es bastante heterogénea, si bien es cierto que predomina la respuesta obtenida para el agregado del sector. En algunos casos los resultados apuntan al caso extremo de ausencia de relación entre petróleo y empleo durante las expansiones económicas: en los sectores de Industria, Construcción y Servicios las estimaciones han resultado no significativas, bajo el régimen que hemos asimilado con expansión, en Comunidades Autónomas que representan más de la mitad del empleo de cada uno de los sectores.

Existe evidencia empírica en Estados Unidos sobre que el encarecimiento del precio del petróleo pro-

voca una sustitución de mano cualificada por no cualificada. Sería interesante realizar este análisis para España, cuando la disponibilidad de datos lo permita.

**(\*) Los autores agradecen al profesor José M. Martín-Moreno haberles facilitado los datos de precios del petróleo y tipos de cambio. Agradece también la financiación del Ministerio de Educación a través de la beca ECO2009-10398, a la Universidad Complutense de Madrid y al BSCH por su programa de ayuda a Grupos de Investigación UCM, a la Xunta de Galicia a través de la beca 10PXIB300177PR y a la Fundación Ramón Areces por su programa de Ayudas a la Investigación en Economía.**

#### NOTAS

- [1] Esta metodología permite considerar más de dos regímenes distintos, pero nosotros restringimos el análisis a dos.
- [2] Hemos realizado un análisis de sensibilidad de nuestros resultados incluyendo en el análisis el tipo de interés, no apreciando cambios cualitativos en los mismos. En la sección 2 se ofrecen más detalles.
- [3] Sobre esta metodología véase el capítulo 22 de Hamilton (1994).
- [4] Los resultados de las estimaciones del VAR están disponibles para el lector interesado bajo petición.
- [5] No somos los únicos que utilizamos modelos sencillos. Así, Ordoñez *et al.* (2011) especifican un modelo muy parecido al nuestro, aunque el modelo no lineal de cambio de régimen que utilizan es el de los modelos STAR (*Logistic Smooth Transition Autoregressive*).

#### BIBLIOGRAFÍA

ANDREOPOULOS, S. (2009): «Oil Matters: Real Input Prices and U.S. Unemployment Revisited», *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 9, Issue 1 (Topics), 1-29

ANEXO

En este anexo resumimos brevemente la metodología de estimación de modelos de regresión *Markov regime-switching*. Una explicación más detallada puede encontrarse en el capítulo 2.2 del manual de Hamilton (1994).

Sea el siguiente modelo de regresión:

$$y_t = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} x_t + \varepsilon_t, \text{ donde } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2).$$

Sea  $\eta_t$  un vector  $2 \times 1$  en el que se recogen las funciones de densidad condicional de  $y_t$  para cada uno de los 2 estados o regímenes diferentes:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left\{ \frac{-(y_t - \alpha_0 - \beta_0 x_t)^2}{2\sigma^2} \right\} \\ \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left\{ \frac{-(y_t - \alpha_1 - \beta_1 x_t)^2}{2\sigma^2} \right\} \end{bmatrix}$$

Suponemos que estas densidades condicionales dependen sólo del régimen actual  $S_t$  y no de los regímenes pasados:

$$f(y_t | x_t, \mathcal{O}_{t-1}, S_t = j; \omega) = f(y_t | x_t, \mathcal{O}_{t-1}, S_t = j, S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots; \omega)$$

$$\text{donde } \mathcal{O}_{t-1} = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots), \omega = (\alpha_0, \alpha_1, \beta_0, \beta_1, \sigma)'$$

para  $j, i, k = 0, 1$ .

Suponemos también  $S_t$  que evoluciona como una cadena de Markov independientemente de las observaciones pasadas de  $S_t$  y presentes y pasadas de  $x_t$ :

$$\text{Prob}\{S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots, x_t, \mathcal{O}_{t-1}\} = \text{Prob}\{S_t = j | S_{t-1} = i\} = p_{ij}$$

Como sólo tenemos 2 estados, la matriz de transición de estados podemos definirla como:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q & 1-p \\ 1-q & p \end{bmatrix}$$

Sea  $\theta$  un vector de parámetros que contiene a  $\omega$  y a las probabilidades  $p_{ij}$ . Nuestro objetivo entonces será estimar  $\theta$  basándose en las observaciones recogidas en  $\mathcal{O}_t$ .

Supongamos por un momento que  $\theta$  es conocido. Sea  $\text{Prob}\{S_t = j | \mathcal{O}_t; \theta\}$  la inferencia del analista sobre  $S_t$  basado en los datos obtenidos hasta el periodo  $t$  y basado en el conocimiento de los valores de  $\theta$ . Ésta es la probabilidad que el analista asigna a la posibilidad de que la observación  $t$ -ésima fuera generada por el régimen  $j$ . Vamos a recoger estas probabilidades en el vector  $\hat{S}_{t|t}$ :

$$\hat{S}_{t|t} = \begin{bmatrix} \text{Prob}\{S_t = 0 | \mathcal{O}_t; \theta\} \\ \text{Prob}\{S_t = 1 | \mathcal{O}_t; \theta\} \end{bmatrix}$$

La probabilidad que el analista asigna a la posibilidad de que la observación  $t+1$  fuera generada por el régimen  $j$  dadas las observaciones hasta el periodo  $t$  es:

$$\hat{S}_{t+1|t} = \begin{bmatrix} \text{Prob}\{S_{t+1} = 0 | \mathcal{O}_t; \theta\} \\ \text{Prob}\{S_{t+1} = 1 | \mathcal{O}_t; \theta\} \end{bmatrix}$$

La inferencia óptima y la predicción para cada periodo  $t$  puede obtenerse iterando en estas dos ecuaciones:

$$\hat{S}_{t|t} = \frac{\hat{S}_{t|t-1} \odot \eta_t}{\mathbf{1}'_2 (\hat{S}_{t|t-1} \odot \eta_t)} \quad (\text{A.1})$$

$$\hat{S}_{t+1|t} = P \hat{S}_{t|t} \quad (\text{A.2})$$

donde  $\mathbf{1}'_2 = (1, 1)$ , significa el producto elemento por elemento

Continúa en la página siguiente ...

BLANCHARD, O. y Gali, J. (2007): «The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s so Different from the 1970s?», *NBER Working Paper*, 13368.

CARRUTH, A., HOOKER, M. y OSWALD, A. (1998): «Unemployment Equilibria and Input Prices: Theory and Evidence from the United States», *Review of Economics and Statistics*, nº 80, pp. 621-628.

DAVIS, S. y HALTIWANGER, J. (2001): «Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes», *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, nº 3, pp. 465-512.

DE MIGUEL, C., MANZANO, B., MARTÍN-MORENO, J.M. y RUIZ, J. (2009): «Disentangling The Effects of oil Shocks: The Role of Rigidities and Monetary Policy», *The Energy Journal*, nº 30 (Special Issue # 2), 193-216.

DOGRUL, H.G. y SOYTAS, U. (2010): «Relationship between oil prices, interest rate, and unemployment: Evidence from an emerging market», *Energy Economics*, nº 32, pp. 1523-1528.

GÓMEZ-LOSCOS, A., GADEA, M.D y MONTAÑÉS, A. (2011): «The impact of oil shocks on the Spanish economy», *Energy Economics*, nº 33, pp. 1070-1081.

GÓMEZ-LOSCOS, A., GADEA, M.D. y MONTAÑÉS, A. (2012): Economic growth, inflation and oil shocks: are the 1970s coming back?, *Applied Economics*, vol. 44, nº 35, pp. 4575-4589.

HAMILTON, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton NJ.

HAMILTON, J. (1996): «This is What Happened to the Oil Price – Macroeconomy Relationship», *Journal of Monetary Economics*, nº 38, pp. 225-230.

Viene de a página anterior

## ANEXO

Dado un valor inicial  $\hat{\xi}_{1|0}$  y un valor para  $\theta$ , uno puede iterar en (1) y (2) para  $t=1, 2, \dots, T$ . Ahora estamos en condiciones de generar la función de verosimilitud que maximizaremos sobre el vector de parámetros  $\theta$ . El logaritmo de la función de verosimilitud  $\mathcal{L}(\theta)$  para los datos observados  $\mathcal{O}_T$  evaluado en el vector  $\theta$  utilizado al ejecutar las iteraciones, puede calcularse como:

$$\mathcal{L}(\theta) = \sum_{t=1}^T \log \left[ f(y_t | x_t, \mathcal{O}_{t-1}; \theta) \right],$$

$$\text{donde } f(y_t | x_t, \mathcal{O}_{t-1}; \theta) = I_2' \left( \hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t \right)$$

El algoritmo para el cálculo de la función de verosimilitud comienza fijando la condición inicial  $\hat{\xi}_{1|0}$ ; nosotros la fijamos igual a las probabilidades de transición de regímenes incondicionales  $\pi$  que se calculan como:

$$\hat{\xi}_{1|0} = \pi = (A'A)^{-1} A' e_{N+1},$$

$$\text{donde } A = \begin{bmatrix} I_N - P \\ \gamma_N' \end{bmatrix}, \quad e_{N+1} = \underbrace{(0, 0, \dots, 0, 1)'}_{N+1 \text{ elementos}}, \text{ siendo } N = 2 \text{ estados.}$$

Una vez obtenida la función de verosimilitud la maximizamos en  $\theta$ , por métodos numéricos.

Por último, para obtener las inferencias suavizadas (*smoothed inferences*), esto es, las probabilidades que el analista asigna a la posibilidad de que la observación  $t$  fuera generada por el régimen  $j$  dadas las observaciones hasta el periodo  $T$ , utilizamos el algoritmo desarrollado por Kim (1994):

$$\hat{\xi}_{t|T} = \hat{\xi}_{t|t} \odot \left\{ P' \left[ \hat{\xi}_{t+1|T} (\div) \hat{\xi}_{t+1|T} \right] \right\}$$

donde el signo ( $\div$ ) denota la división elemento por elemento.

Las probabilidades suavizadas se obtienen iterando en la expresión anterior hacia atrás para  $t=T-1, T-2, \dots, 1$ . Estas iteraciones se inician con  $\hat{\xi}_{T|T}$  obtenido de (1) para  $t=T$ .

Este algoritmo es válido sólo cuando  $S_t$  y cuando  $x_t$ , el vector de variables explicativas, es estrictamente exógeno, significando que  $x_t$  es independiente de  $S_t$ ,  $\forall t, \tau$ .

FUENTE: Elaboración propia.

HERNÁNDEZ-MARTÍNEZ, F. (2009): «Efectos del incremento del precio del petróleo en la economía española: Análisis de cointegración y de la política monetaria mediante Reglas de Taylor», *FUNCAS, Documento de Trabajo*, N° 447/2009.

KILIAN, L. (2009): «Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market», *The American Economic Review*, vol. 99, n° 3, pp. 1053-1069.

CHANG-JIN, K. (1994): «Dynamic linear models with Markov-Switching», *Journal of Econometrics*, n° 60, pp. 1-22.

MORK, K.A. (1989): «Oil and the Macroeconomy when Prices

Go Up and Down: an Extension of Hamilton's Results», *Journal of Political Economy*, n° 97, pp. 740-744.

ORDÓÑEZ, J., SALA, H. y SILVA, J.I. (2011): «Oil Price Shocks and Labor Market Fluctuations», *The Energy Journal*, vol. 32, n° 3, pp. 89-118.

PHELPS, E. (1994): «Structural Slumps – The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets», Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.

SU, X., ZHOU, W., NAKAGAMI, K., REN, H. y MU, H. (2012): «Capital stock-labor-energy substitution and production efficiency study for China», *Energy Economics*, en prensa.