

Tasa de sacrificio en la UEM: un análisis empírico

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es estimar la tasa de sacrificio para los países miembros de la Unión Económica y Monetaria (UEM) a lo largo del período 1960-1998. Una vez estimada esta tasa para cada uno de los países, contrastaremos si existen diferencias significativas entre ellas ya que este hecho podría condicionar las decisiones de la política monetaria única. Finalmente, comprobamos la estabilidad de este indicador a lo largo del período de estudio, ya que éste engloba años caracterizados por altas tasas de inflación y otros de bajas como el período más reciente en el que nos encontramos. La relevancia de este último punto está relacionada con una línea de investigación reciente en la que se postula que la relación inflación - desempleo no tiene por qué ser lineal, con lo que las implicaciones en términos de políticas de estabilización van a ser diferentes. Los resultados obtenidos indican, por una parte, que los países de la UEM se enfrentan a distintas tasas de sacrificio. Por otra parte, obtenemos que esta tasa no es estable en el tiempo sino que es mayor cuanto menor es la tasa de inflación de los países estudiados.

Palabras clave: *curva de Phillips, tasa de sacrificio, tasa de desempleo, NAIRU, inflación*

JEL: C31, C32, E52

Cuñado Eizaguirre, Juncal
Pérez de Gracia Hidalgo, Fernando
Universidad de Navarra
Fac. CC. Económicas
Campus Universitario
31080 Pamplona
Tfno.: 948.425625
Fax: 948.425626
jcunado@unav.es

Tasa de sacrificio en la UEM: un análisis empírico

1. Introducción

Aunque la curva de Phillips es un tema de estudio en los manuales de Macroeconomía (véase, por ejemplo, Abel y Bernanke, 1998; Blanchard, 1997; Dornbusch, Fisher y Startz, 1998; y Mankiw, 1999, entre otros) es difícil encontrar un consenso entre los economistas sobre la relación entre inflación y desempleo. Inicialmente, la existencia de una relación empírica fiable llevó a los macroeconomistas a aceptar la curva de Phillips. Sin embargo, a finales de los años sesenta, las críticas de Friedman (1968) y Phelps (1968) pusieron en duda la existencia de una relación estable entre la inflación y el desempleo.¹ La evidencia nos muestra que la subida del precio del petróleo en los años setenta y el proceso de formación de expectativas de los agentes llevaron a la desaparición de esa relación. Recientemente, ha resurgido el interés por la curva de Phillips en la literatura económica (Sargent, 1999; Haldane y Quah, 1999; Galí y Gertler, 1999; Cooley y Quadrini, 1999; Ireland, 1999; y DiNardo y Moore, 1999 entre otros).² En este trabajo empleamos la curva de Phillips como un instrumento para estimar la tasa de sacrificio.

A primeros de febrero del 2000, el Banco Central Europeo decidió elevar el tipo de interés de intervención al 3,75% en un intento de controlar la tasa inflación tras detectar el posible de recalentamiento de algunas economías europeas. Mientras que el aumento en el precio del dinero ha sido el mismo para todos los países de la UEM, no podemos afirmar que el efecto que esta medida va a tener sobre la producción (y el desempleo) sea el mismo para todos los países. Este coste (o beneficio) en términos de desempleo de disminuir (o aumentar) la tasa de inflación es la tasa de sacrificio (o beneficio). La relevancia de conocer el valor de esta tasa es muy importante, en cuanto que las decisiones de política deberían tener en cuenta la relación de intercambio entre las variables inflación y desempleo (o producción). Así, por ejemplo, y dentro del contexto

¹ Para otras críticas sobre la curva de Phillips, veáanse Lucas (1973) y Sargent y Wallace (1974).

² Véase el monográfico del *Journal of Monetary Economics* en el año 1999 sobre *The return of the Phillips curve*.

de la UEM en el que nos encontramos, esta tasa nos permite conocer el esfuerzo en términos reales al que han tenido que enfrentarse los distintos países en su proceso de convergencia nominal. Además, las decisiones de política monetaria a nivel de la UEM deberían tener en cuenta si esta tasa de sacrificio es distinta para cada uno de los países integrantes.

El objetivo de este trabajo es estimar la tasa de sacrificio para los países miembros de la UEM a lo largo del período 1960-1998. Una vez estimada esta tasa para cada uno de los países, contrastaremos si existen diferencias significativas entre ellas, ya que este hecho podría condicionar las decisiones de la política monetaria única. Finalmente, comprobamos la estabilidad de este indicador a lo largo del período de estudio, ya que éste engloba años caracterizados por altas tasas de inflación y otros de bajas como el período más reciente en el que nos encontramos. La relevancia de este último punto está relacionada con una línea de investigación reciente en la que se postula que la relación inflación - desempleo (conocida por curva de Phillips) no tiene por qué ser lineal, con lo que las implicaciones en términos de políticas de estabilización van a ser diferentes³. En este sentido, hay evidencia empírica que comprueba que la curva de Phillips ha sufrido un cambio a partir de los años ochenta, al menos para algunos países, como Gran Bretaña (Haldane y Quah, 1999), aunque no para los EEUU, cambio que estos autores atribuyen a que las autoridades monetarias gozan de una mayor credibilidad. Puede ser interesante conocer, por tanto, si durante los últimos años, caracterizados por el proceso de integración europea, la curva de Phillips ha sufrido también en los países de la UEM este cambio.

La principal aportación de este trabajo consiste en comparar la tasa de sacrificio para los distintos países de la UEM y a lo largo de un período de tiempo amplio que nos permitirá estudiar sus diferencias tanto entre los países como a lo largo del tiempo.

La estructura del trabajo es la siguiente. En primer lugar, repasamos la literatura económica sobre el cálculo de la tasa de sacrificio. En segundo lugar, estimamos la tasa de sacrificio a partir de una curva de Phillips para cada una de las economías. A

continuación, y mediante la especificación de un sistema de ecuaciones simultáneas, contrastamos si esta tasa de sacrificio difiere o no para los países analizados. Además, estudiamos su estabilidad a lo largo del período de estudio. En último lugar, presentamos las principales conclusiones.

2. Revisión de la literatura y modelo teórico

En este apartado, repasamos la literatura económica sobre la tasa de sacrificio y, a continuación, presentamos los distintos modelos teóricos sobre la curva de Phillips que se han empleado en la literatura.

2.1. Revisión de la literatura

Según la teoría económica, los intentos de la autoridad monetaria para reducir la tasa de inflación llevarán a la economía a un período desinflacionista caracterizado por una tasa de desempleo al alza y una reducción de la producción. Estos episodios desinflacionistas tienen un impacto sobre la economía ya que la inflación presenta un comportamiento persistente o inercial.⁴

En la literatura económica hay distintas aproximaciones a la estimación de la tasa de sacrificio. Una de ellas, utilizada ampliamente y que emplearemos en el presente trabajo, consiste en obtener dicha tasa de sacrificio a partir de la estimación de la curva de Phillips. En primer lugar, Okun (1978) obtiene una tasa de sacrificio a partir de la curva de Phillips. Posteriormente, Gordon y King (1982) emplean un modelo estructural para obtener una tasa de sacrificio que oscila entre 0 y 8 puntos porcentuales. Mankiw (1999) estudia la desinflación norteamericana que tuvo lugar entre 1982 y 1985, para lo que emplea la ley de Okun y obtiene una estimación de 2.8. Más recientemente, Ball

³ En concreto, las desviaciones de la tasa de desempleo respecto a la NAIRU van a depender del éxito o fracaso de las políticas de estabilización llevadas a cabo en el pasado. Para un análisis más detallado de estas implicaciones, véase Debelle y Laxton (1996).

⁴ Fuhrer (1995) proporciona algunas explicaciones de por qué la inflación presenta un comportamiento inercial. En primer lugar, la persistencia de la inflación aparece a partir de la no sincronización en los contratos. Esto es, los precios y los salarios se ajustan en distintos momentos del tiempo. En segundo lugar, las expectativas inflacionistas de los agentes se ajustan lentamente en el tiempo. Y en tercer lugar, si los agentes no creen que la autoridad monetaria está comprometida en la reducción de la inflación, la inflación no se reducirá de una forma rápida.

(1994) examina los movimientos tendenciales de la inflación y de la producción en varios episodios y en distintos períodos y obtiene estimaciones que van desde 1.8 a 3.3.⁵

Alternativamente, Cecchetti (1994) y Cecchetti y Rich (1999) estiman la tasa de sacrificio a partir de un modelo VAR bivalente en el que establecen algunas restricciones sobre la demanda agregada. Su estimación de la tasa de sacrificio va desde 0 y 8 puntos porcentuales.

Ball (1994), por su parte, se centra sólo en el estudio de fenómenos desinflacionistas (períodos en los que una política monetaria contractiva tiene efectos en la reducción del desempleo y la producción). Sin embargo, las estimaciones de la tasa de sacrificio no tendrían que excluir *a priori* los episodios en los que la inflación y la producción aumentan. Según Cecchetti (1994) esa aproximación se podría aceptar sólo si existiera asimetría en el impacto de la política monetaria sobre la producción y los precios.

En este trabajo, estimamos la tasa de sacrificio para todo el período conjuntamente, aunque cuando analizamos la estabilidad permitimos que se produzcan este tipo de asimetrías.

2.2 Modelo teórico

En este apartado presentamos el marco teórico a partir del cual llevamos a cabo la estimación de las tasas de sacrificio. Partimos de una curva de Phillips lineal que tiene la siguiente forma:⁶

$$\pi_t = \pi_t^e + (\alpha)(u_t - u^*) + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde π_t es la tasa de inflación en el período t , π_t^e es la tasa de inflación esperada en t , u_t es la tasa de desempleo en t , u^* es la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU), y ε_t es el término de error. Cuando se estima ese modelo empíricamente, nos encontramos con dos dificultades que están relacionadas con los problemas de medición de las expectativas inflacionistas y de la NAIRU. Como es sabido, ninguna de esas variables se puede observar directamente. En algunos trabajos, las expectativas inflacionistas se obtienen a partir de una ponderación de las tasas de inflación pasadas y

⁵Recientemente, Filardo (1998) presenta estimaciones alternativas de la tasa de sacrificio para tres estados de la economía: crecimiento débil, moderado y alto.

⁶Véase King y Watson (1994) para una revisión de la literatura económica y econométrica sobre la curva de Phillips.

esperadas. De hecho, siguiendo a Galí y Gertler (1999), ese caso puede interpretarse como un modelo híbrido obtenido a partir de la curva de Phillips tradicional y nueva:

$$\pi_t^e = \alpha_1 \pi_t^f + \alpha_2 \pi_t^i + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) A(L) \pi_{t-1} \quad [2]$$

donde π_t^f es el componente de expectativa inflacionista *forward looking* y $A(L)$ es un polinomio de retardos. El componente de expectativa inflacionista *backward looking* refleja la inercia inflacionista mientras que el componente *forward looking* recoge las expectativas de los agentes económicos.⁷ Adicionalmente, la expresión anterior incluye el papel de la tasa de inflación de los bienes importados en el término π_t^i , que puede ser de relevancia cuando analizamos el caso de economías abiertas.

En relación a la medición de la NAIRU, algunos modelos suponen que es constante, por lo que la curva de Phillips (en su versión lineal) tiene la siguiente forma:

$$\pi_t = \pi^* + \pi_t^e + u_t + \pi_t \quad [3]$$

donde $\pi^* = u^*$. Sin embargo, se ha comprobado que la tasa natural de desempleo no es constante en el tiempo (puede verse Gruen et al., 1999; Laxton et al., 1998; Apel y Jansson, 1997). Por ello, en este trabajo, se va a estimar dicha tasa a partir de los filtros de Hodrick-Prescott (1980) y Kalman.

Por lo tanto, comprobamos que los supuestos de partida sobre la curva de Phillips (lineal o no lineal) y la NAIRU serán importantes en la estimación de la tasa de sacrificio para los países de la UEM. Por ello, en este trabajo vamos a estimar dicha tasa bajo distintos escenarios. La no linealidad de la curva de Phillips la contrastaremos permitiendo la existencia de cambios estructurales a lo largo del período muestral.

3. Análisis empírico

En este apartado vamos a estimar la tasa de sacrificio para los países de la UEM durante el período 1960-1998. Los datos que hemos empleado tienen una periodicidad anual, están expresados en términos porcentuales y se han obtenido de EUROSTAT. Las

⁷ En este trabajo, hemos utilizado como variable *proxy* de la tasa de inflación esperada, la tasa de inflación del período anterior y la estimada a partir del filtro de Hodrick-Prescott. Aunque los resultados obtenidos con cada uno de los métodos son similares, presentamos únicamente los obtenidos al utilizar la inflación del período anterior, ya que el ajuste es mejor en este caso.

variables utilizadas son: las tasas de inflación, las tasas de desempleo y las tasas de inflación de los productos importados.⁸

Inicialmente realizamos una primera aproximación a los datos calculando los estadísticos básicos. En segundo lugar, llevamos a cabo un análisis univariante de las variables empleadas, un análisis de cointegración y de G-causalidad. Este primer análisis nos va a permitir especificar el modelo a partir del cual estimaremos la tasa de sacrificio. Posteriormente, comprobamos si la tasa de sacrificio es la misma para todos los países de la UEM. Finalmente, contrastaremos la estabilidad de la tasa de sacrificio a lo largo de todo el período analizado.

3.1. Una primera aproximación a los datos

Los estadísticos básicos de las tasas de inflación, las tasas de desempleo y las tasas de inflación de los bienes importados se encuentran en la Tabla 1. El Gráfico 1 muestra la evolución de las tasas de inflación y de desempleo de los países de la UEM durante el período 1960-1998. A partir de los mismos observamos que la relación entre estas dos variables ha sido muy distinta a lo largo del período de estudio para el conjunto de los países de la UEM. Así, las tasas de inflación y de desempleo toman unos valores reducidos desde el comienzo del período muestral hasta la primera crisis del petróleo. A continuación, estos países experimentan un crecimiento de las tasas de inflación y desempleo hasta mediados de los ochenta. Desde entonces, la tasa de desempleo continúa aumentando mientras la tasa de inflación disminuye en la mayoría de los países. Además, los datos también indican que existen diferencias en los niveles de estas variables entre los países analizados. Por ejemplo, la tasa de inflación media toma valores entre 3.38, en el caso de Alemania, y 11.13, es decir, tres veces mayor, en el caso de Portugal. Estas diferencias son mayores en el caso de la tasa de desempleo, que toma valores entre 1.43, en el caso de Luxemburgo, y 11.39, en el caso de España.

(Insertar Tabla 1)

(Insertar Gráfico 1)

3.2. Estimación de las tasas de sacrificio

⁸ Gruen, Pagan y Thompson (1999) y Turner y Seghezza (1999), entre otros, emplean la tasa de inflación de los bienes importados como variable *proxy* las perturbaciones de oferta. Para estos autores, la tasa de inflación importada es la principal perturbación de oferta.

En primer lugar, hemos estudiado el orden de integración de cada una de las series empleadas mediante el contraste de Phillips-Perron. Los resultados nos muestran que la tasa de inflación y desempleo para todos los países de la UEM presentan una raíz unitaria mientras que la tasa de inflación importada presenta un comportamiento estacionario (véase la Tabla 2).

(Insertar Tabla 2)

Además, realizamos un contraste de cointegración para las variables no estacionarias (tasa de inflación y tasa de desempleo). Hemos llevado a cabo el contraste de Phillips-Ouliaris (1989) basado en el estudio de la estacionariedad de los residuos de la relación entre las variables originales, y comprobamos que no hay evidencia de que exista una relación de cointegración entre las dos variables, por lo que se descarta la existencia de una relación a largo plazo entre la tasa de inflación y el desempleo (véase la Tabla 3).

(Insertar Tabla 3)

Tras el análisis anterior, y para justificar el uso de una curva de Phillips para estimar la tasa de sacrificio, vamos a aplicar los contrastes de G-causalidad a la relación entre las variables inflación y tasa de desempleo. De acuerdo con los resultados del análisis univariante y los contrastes de cointegración, podemos definir el siguiente modelo VAR bivalente:

$$\begin{pmatrix} \pi_t \\ (u_t - u_t^*) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1} \\ (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \theta_{11,p} & \theta_{12,p} \\ \theta_{21,p} & \theta_{22,p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-p} \\ (u_{t-p} - u_{t-p}^*) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} \quad [4]$$

y asociar la primera ecuación con una curva de Phillips y la segunda con una curva de oferta (Cecchetti, 1994). A partir del modelo anterior, diremos que la tasa de desempleo no G-cause a la tasa de inflación si y sólo si:

$$\theta_{12,1} = \theta_{12,2} = \dots = \theta_{12,p} = 0 \quad [5]$$

Del mismo modo, la tasa de inflación no G-cause a la tasa de desempleo si y sólo si:

$$\theta_{21,1} = \theta_{21,2} = \dots = \theta_{21,p} = 0 \quad [6]$$

Los contrastes de G-causalidad llevados a cabo indican (véanse las Tablas 4-5) que el impacto de las variaciones en el desempleo sobre la inflación es significativamente distinto de cero en la mayor parte de los países, es decir, la dirección de la relación entre

inflación y desempleo sugiere que las variaciones en la tasa de desempleo son un indicador de las tensiones de demanda.

(Insertar Tablas 4 y 5)

De esta forma, se ha estimado la siguiente ecuación para cada país miembro:

$$\pi_t = \sum_{j=1}^p \delta_j \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_j (u_{t-j} - u_{t-j}^*) + \lambda s_t + \varepsilon_t \quad [7]$$

donde como variable *proxy* de los shocks de oferta (s_t) se han utilizado los precios de los bienes importados, variable que ha resultado estacionaria en todos los casos, por lo que no se procede a su diferenciación a la hora de llevar a cabo la estimación, y como estimación de la NAIRU (u^*) se han utilizado los filtros de Hodrick-Prescott ($\lambda = 10$)⁹ y Kalman¹⁰. Los coeficientes δ_j medirán la inercia de la tasa de inflación y γ_j el grado de rigidez del mercado de trabajo. A partir de la ecuación [7], podemos definir la tasa de sacrificio como:

$$TS = \frac{\sum_{j=0}^q \gamma_j}{1 - \sum_{j=1}^p \delta_j} \quad [8]$$

(Insertar Tablas 6 y 7)¹¹

Los resultados obtenidos indican que la relación entre estas variables no es significativa en el caso de Francia, Italia y Luxemburgo, lo que parece indicar que la curva de Phillips

⁹ En este caso, la NAIRU se obtiene resolviendo el siguiente problema de minimización:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (u_t - u_t^*)^2 + \sum_{t=2}^T [\delta (u_{t+1}^* - u_t^*) - (u_t^* - u_{t-1}^*)]^2$$

¹⁰ En este caso, la curva de Phillips en su versión más sencilla se estima de la siguiente forma:

$$\pi_t - \pi_t^e = \gamma u^* - \gamma u_t + \varepsilon_t$$

$$\gamma u^* = \gamma u_{t-1}^* + \mu_t$$

Es decir, se permite que la constante de la primera ecuación (curva de Phillips) varíe en el tiempo, en concreto, se asume que sigue un paseo aleatorio. Para un análisis más detallado de esta metodología, véase Harvey (1981).

¹¹ El grado de ajuste es mayor en el caso del filtro de Hodrick-Prescott, por lo que en adelante utilizaremos esta estimación de la NAIRU. Sin embargo, los resultados obtenidos utilizando la estimación de la NAIRU a partir del filtro de Kalman son muy similares.

en estos casos es horizontal¹². Para el resto de los países, la tasa de sacrificio varía entre 0.48 para Portugal y 2.02 para Finlandia¹³.

3.3. Asimetrías entre los países de la UME

Una vez estimadas las tasas de sacrificio de los distintos países, contrastamos si se puede suponer que estas son iguales para todos ellos. Siguiendo la metodología de Turner y Seghezza (1999), queremos contrastar si las tasas de sacrificio definidas de acuerdo con la expresión [8] son iguales para todos los países. En concreto, estimamos el siguiente sistema de ecuaciones simultáneas:

$$\begin{aligned}
 \pi_{t,1} &= \sum_{j=1}^p \delta_{j,1} \pi_{t-j,1} + \sum_{j=0}^p \gamma_{j,1} (u_{t-j,1} - u_{t-j,1}^*) + \lambda s_{t,1} + \varepsilon_{t,1} \\
 \pi_{t,2} &= \sum_{j=1}^p \delta_{j,2} \pi_{t-j,2} + \sum_{j=0}^p \gamma_{j,2} (u_{t-j,2} - u_{t-j,2}^*) + \lambda s_{t,2} + \varepsilon_{t,2} \\
 &\dots \\
 \pi_{t,n} &= \sum_{j=1}^p \delta_{j,n} \pi_{t-j,n} + \sum_{j=0}^p \gamma_{j,n} (u_{t-j,n} - u_{t-j,n}^*) + \lambda s_{t,n} + \varepsilon_{t,n}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Para contrastar esta hipótesis en la relación entre la tasa de inflación y la tasa de desempleo, vamos a realizar una estimación SURE (sistema de ecuaciones aparentemente no relacionado) del sistema anterior que nos permita disponer de la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes y poder contrastar la igualdad de los coeficientes de las ecuaciones anteriores. Es decir, se obtiene el siguiente vector de estimaciones:

$$\hat{\beta}_{SURE} = \left[Z' \hat{\Sigma}^{-1} \quad I_N \quad Z' \hat{\Sigma}^{-1} \quad I_N \right] y \tag{10}$$

donde Z es la matriz de variables explicativas del modelo (en nuestro caso, las tasas de desempleo y tasas de inflación de bienes importados) y $E(vv') = \hat{\Sigma}^{-1} I_N$ es la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de las distintas ecuaciones del modelo. Los resultados de la estimación se encuentran en la Tabla 8 e indican que existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de que la tasa es la misma para todos los países.

¹² Este resultado coincide con el obtenido para el resto de los países en los períodos de tasas de inflación bajas (véase el apartado 3.4. del análisis empírico) y con el obtenido por Haldane y Quah (1999) para el caso de Gran Bretaña a partir de los ochenta.

¹³ Estos resultados se encuentran dentro del rango de valores de la tasa de sacrificio estimadas para otros países (véanse, entre otros, Ball 1994).

Si asumimos que la tasa de sacrificio es la misma para todos los países (Tabla 9) , el valor obtenido es 1.89 (es decir, por cada caída de un 1% en la tasa de inflación, se espera que la tasa de desempleo aumente en un 1.89%).

(Insertar Tablas 8 y 9)

El rechazo de la hipótesis nula de que esta tasa es la misma para todos los países de la muestra nos ha llevado a dividir los países en dos grupos en función de su tasa de desempleo. En concreto, hemos dividido los países en los siguientes grupos: aquellos con una tasa de desempleo por encima de la media (Bélgica, España, Francia, Irlanda, Italia, Finlandia) y aquellos con una tasa de desempleo por debajo de la media.

Los resultados obtenidos al dividir la muestra de países en dos grupos es que sí podemos suponer que la tasa de sacrificio de los países en cada submuestra es la misma, aunque ésta toma un valor distinto para cada una de las dos submuestras: 1.11 para los países con una tasa de desempleo menor a la media y de 3.57 para los países de alta tasa de desempleo.

Estos primeros resultados muestran ya las dificultades de llevar a cabo una decisión de política monetaria ante posibles reactivaciones económicas de los países miembros, en cuanto los efectos de éstas pueden ser distintos para cada país.

3.4. Estabilidad de la tasa de sacrificio en el tiempo

En este apartado contrastamos si la tasa de sacrificio se ha mantenido estable para los países de la UEM a lo largo de todo el período analizado, caracterizado tanto por períodos de gran inestabilidad en las tasas de inflación como los años 70, como por otros de bajas tasas, como las conseguidas tras el proceso de integración europea.

El estudio de la estabilidad de la tasa de sacrificio a lo largo del período de estudio está relacionada con una corriente actual en la literatura sobre la curva de Phillips en la que se permite que ésta pueda ser asimétrica, o en cualquier caso, no lineal. Las implicaciones en las decisiones de política económica de este nuevo supuesto son importantes en la medida en que en este último caso, las desviaciones de la tasa de desempleo respecto a la NAIRU pueden depender del éxito o fracaso de las políticas de estabilización llevadas a cabo en el pasado (Debelle y Laxton, 1996).

La metodología¹⁴ por la que se ha optado para llevar a cabo este contraste es la *Threshold models*¹⁵ (“modelos con umbrales”). El modelo más sencillo es asumir que en lugar de una única relación entre las variables a lo largo del período muestral, esta relación obedece a:

$$\begin{aligned} \pi_{t,i} &= \gamma_{1,i}(u_{t,i} - u_{t,i}^*) + \varepsilon_{1t,i} & x < \delta_i \\ \pi_{t,i} &= \gamma_{2,i}(u_{t,i} - u_{t,i}^*) + \varepsilon_{2t,i} & x > \delta_i \end{aligned} \quad [11]$$

donde x es la variable umbral, aquella que determina el cambio de régimen cuando toma el valor δ_i . Por otro lado, γ_1 y γ_2 son los coeficientes para cada uno de los dos regímenes. La estimación de este nuevo modelo se ha realizado en primer lugar asumiendo que la variable umbral, x , es el tiempo, y en segundo lugar, la tasa de inflación. La elección de δ_i para cada uno de los países se ha realizado calculando recursivamente los contrastes de estabilidad (contrastos de Chow) y eligiendo aquél valor de la variable x para el que el estadístico toma un valor mayor. Los resultados de la estimación de las tasas de sacrificio a partir de estos nuevos supuestos se presentan en las Tablas 9 y 10.

(Insertar Tablas 9 y 10)

Los principales resultados obtenidos son los siguientes: en primer lugar, se ha comprobado que las tasas de sacrificio han sufrido un aumento a partir de la década de los 70 u 80, siendo en estos momentos significativamente mayores que entonces para los casos de Bélgica, Alemania, España, Luxemburgo y Holanda. En segundo lugar, y de acuerdo con la Tabla 10, obtenemos que las tasas de sacrificio son menores para altas tasas de inflación (como en los casos de Bélgica, Alemania, Francia, Holanda, Portugal y Finlandia), resultado ya obtenido en otros trabajos (Ball et al, 1988; Ball, 1994 y Yates y Cappel, 1996) para otros países, y acorde con los presentados en la Tabla anterior. En el resto de los casos, por el contrario -bajas tasas de inflación-, la relación entre la tasa de inflación y de desempleo deja de ser significativa en muchos casos, lo que de acuerdo con

¹⁴ Previamente, se ha contrastado si la tasa de sacrificio es igual a la tasa de beneficio, es decir, si el coste de las desinflaciones es igual al beneficio de las inflaciones, obteniendo que no hay evidencia suficiente para rechazar este supuesto. Igualmente, siguiendo a Laxton *et. al.* (1998) se ha estimado una curva de Phillips no lineal en u de la forma:

$$\pi_t = \gamma \frac{(u_t - u_t^*)}{u} + \lambda s_t + \varepsilon_t$$

Sin embargo, el ajuste de esta ecuación es menor que en el caso lineal.

¹⁵ Para un análisis más detallado de esta metodología, puede verse Hansen (1996).

Haldane y Quah (1999) se puede interpretar alegando que las decisiones de política son ahora más creíbles, lo que lleva a una curva de Phillips horizontal.

4. Conclusiones

En este trabajo estimamos la tasa de sacrificio de los países miembros de la UME a lo largo del período 1960-1998, a partir de una curva de Phillips en la que se realizan distintos supuestos sobre la NAIRU. La principal aportación de este trabajo es estudiar, por un lado, los distintos impactos que una misma política dirigida a activar (o ralentizar) las economías de los países miembros van a tener sobre sus tasas de desempleo. Por otro lado, comprobamos la evolución de este indicador y su estabilidad a lo largo del tiempo con objeto de comprobar si su valor y las diferencias entre los países analizados han variado en las últimas décadas. Los principales resultados obtenidos se presentan a continuación.

En primer lugar, y como ya se ha documentado en otros trabajos, la relación entre la inflación y desempleo se da cuando definimos las variables como desviaciones o variaciones y no en niveles, lo que sugiere que la relación entre estas variables se da en el corto y no en el largo plazo.

Las estimaciones de la tasa de sacrificio obtenidas oscilan entre 0.48 para Portugal y 2.02 para Finlandia, valores que se encuentran dentro del rango de las estimaciones recogidas en la literatura (Ball, 1994).

A partir de la estimación de un sistema de ecuaciones, contrastamos la igualdad de las tasas de sacrificio de los países de la UEM y encontramos evidencia suficiente para rechazar que este indicador es el mismo para todos los países miembros, lo que puede condicionar las decisiones de la política monetaria única. Teniendo en cuenta que la tasa de sacrificio está relacionada con el grado de rigidez del mercado de trabajo, hemos dividido los países de la muestra en dos grupos en función de su tasa de desempleo y comprobamos que la tasa de sacrificio para los países de bajo desempleo es de 1.1 y de 3.57 para el resto. Es decir, la disminución de la tasa de inflación en 1% lleva a un aumento de la tasa de desempleo en un 1.1% en unos países y de 3.57% en otros, lo que

evidencia la mayor vulnerabilidad de estos últimos países ante variaciones en la tasa de inflación.

Finalmente, se ha contrastado la estabilidad de la tasa de sacrificio a lo largo del período de estudio obteniendo que ésta toma unos valores mayores en períodos de tasas de inflación más bajas, como el momento actual en el que nos encontramos. De hecho, en muchos casos la estimación de los coeficientes de la curva de Phillips resultan no significativos cuando tenemos en cuenta únicamente las observaciones que se corresponden con tasas de inflación bajas, lo que hace pensar que esta curva se hace más horizontal cuanto menor es la tasa de inflación, resultado que podemos tomar como indicio de que la curva de Phillips puede no ser lineal. La especificación y estimación de la forma funcional de esta curva de Phillips constituye uno de los objetivos de investigación futura.

Referencias

- Abel, A. y B. Bernanke (1998): *Macroeconomics*, 3rd edition, Addison-Wesley, New York.
- Apel, M. y P. Jansson (1997): "System estimates of potential output and the NAIRU", *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, 41.
- Ball, L. (1994): "What Determines the Sacrifice ratio?", en *Monetary Policy*, ed. Gregory Mankiw. Chicago: University Press.
- Ball, L, Mankiw, G. Y D. Romer (1993): "New Keynesian Economics and the output-inflation trade-off", *Brookings Paper on Economic Activity*, 19, pp. 1-65
- Blanchard, O. (1997): *Macroeconomics*, 1st edition, Prentice Hall, New Jersey.
- Cecchetti, S.C. (1994): "Comment", en *Monetary Policy*, ed. Gregory Mankiw. Chicago: University Press.
- Cecchetti, S. y R. Rich (1999): "Structural Estimates of the US Sacrifice Ratio", *Federal Reserve Bank of New York*.
- Cooley, T. y V. Quadrini (1999) "A neoclassical model of the Phillips curve relation", *Journal of Monetary Economics*, (44)2, pp. 165-193.
- Debelle, G. Y D. Laxton: (1996): "Is the Phillips Curve really a curve? Some evidence for Canada, the United Kingdom and the United States", *IMF*, mimeo.
- DiNardo, J. y M. Moore (1999): "The Phillips Curve is Back? using the Panel Data to Analyze the Relationship Between Unemployment and Inflation in an Open Economy", *NBER Working Paper 7328*.
- Dornbusch, R., S. Fisher y R. Startz (1998): *Macroeconomics*, 7 edition, Mc Graw-Hill, Boston.
- Filardo, A. (1998): "New evidence on the output cost of fighting inflation", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter, 83, pp. 63-78.

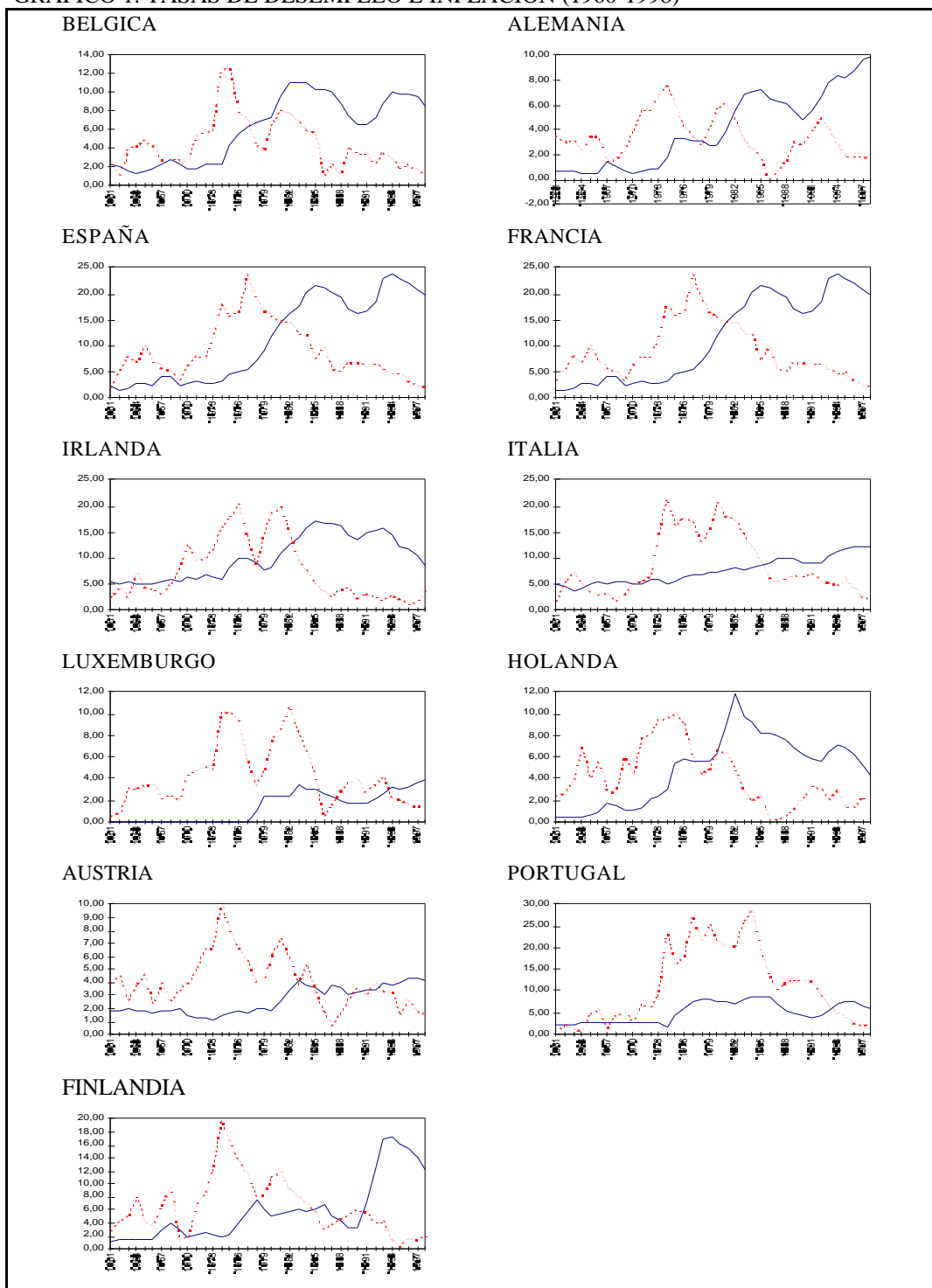
- Friedman, M. (1968): "The role of monetary policy", *American Economic Review*, 58, pp. 1-17.
- Fuhrer, J. (1995): "The Phillips curve is alive and well", *New England Economic Review of Federal Reserve Bank of Boston*, March-April, pp. 41-56.
- Galí, J. y M. Gertler (1999): "Inflation dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, (44)2, pp.195-222.
- Gordon, R. y S. King (1982): "The output cost of disinflation in traditional and vector autoregressive models", *Brookings Papers on Economic Activity*, no.1, pp. 205-242.
- Gruen, D., A. Pagan y C. Thompson (1999): "The Phillips curve in Australia", *Journal of Monetary Economics*, (44)2, pp.223-258.
- Haldane, A. y D. Quah (1999): "UK Phillips curves and monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, (44)2, pp. 259-278.
- Hansen, B. (1996): "Sample splitting and threshold estimation", Boston College Working Paper.
- Harvey, A.C. (1981), *Time Series Models*, New York: Wiley.
- Hodrick, R. y Prescott, E. (1980): "Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Working Paper Carnegie-Mellon University*, Pittsburgh.
- Ireland, P. (1999): "Does the time-consistency problem explain the behavior of inflation in the United States?", *Journal of Monetary Economics*, (44)2, pp. 279-291.
- King, R. y M. Watson (1994): "The post war US Phillips curve: A revisionist econometric history", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 41, pp. 157-219.
- Laxton, D., D. Rose y D. Tambakis (1998): "The U.S. Phillips curve: The case for asymmetry", *International Monetary Fund*.
- Lucas, R. (1973): "Some international evidence on output-inflation trade-offs", *American Economic Review*, 63, pp. 326-334.
- Okun, A. (1978): "Efficient disinflationary policies", *American Economic Review*, May, 68, pp. 348-352.
- Phelps, E. (1968): "Money wage dynamics and labor market equilibrium", *Journal of Political Economy*, 76, pp. 687-711.
- Phillips, P.C.B. y Ouliaris, S. (1990): "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration", *Econometrica*, 58, 165-193.
- Sargent, T. (1999): *The Conquest of American Inflation*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Sargent, T. y N. Wallace (1974): "Rational expectations, the optimal monetary instrument and the optimal money supply rule", *Journal of Political Economy*, 83, pp. 241-254.
- Stock, J. y M. Watson (1999): "Forecasting inflation", *Journal of Monetary Economics*, (44)2, pp. 293-335.
- Turner, D. y E. Seghezza (1999): "Testing for a common OECD Phillips Curve", OECD working paper 9911.
- Yates, A. y B. Chapple (1996): "What determines the short-run output-inflation trade-off?" *Bank of England working paper*, no. 53.

TABLA 1. ESTADÍSTICOS BÁSICOS

	Tasas de inflación		Tasa de desempleo		Tasa de inflación importada	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
Bélgica	4.42	2.81	6.12	3.53	3.75	6.26
Alemania	3.38	1.75	4.06	3.10	2.22	5.75
España	8.94	5.33	11.39	8.27	7.27	10.73
Francia	5.79	3.84	6.41	3.99	5.12	9.45
Irlanda	7.45	5.83	10.03	4.22	6.36	9.26
Italia	8.50	5.85	7.50	2.51	7.65	11.64
Luxemburgo	4.23	2.80	1.43	1.41	4.04	4.86
Holanda	4.17	2.73	4.87	3.15	2.61	7.19
Austria	4.06	2.01	2.63	1.06	2.74	3.68
Portugal	11.13	8.65	5.08	2.35	9.85	12.44
Finlandia	6.52	4.37	5.87	4.81	6.17	8.18

Fuente: elaboración propia.

GRAFICO 1. TASAS DE DESEMPLEO E INFLACION (1960-1998)



Fuente: elaboración propia a partir de EUROSTAT. La línea continua muestra la evolución de la tasa de desempleo y la discontinua la de la tasa de inflación.

TABLA 2. RAÍCES UNITARIAS

$$x_t = c - \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + u_t$$

	Tasa de inflación	Tasa de desempleo	Tasa de inflación importada
Bélgica	-1.19 (a)	-0.45 (a)	-3.50*(b)
Alemania	-1.17 (a)	-0.19 (a)	-4.25*(b)
España	-0.74 (a)	-0.13 (a)	-3.74*(b)
Francia	-0.86 (a)	-0.24 (b)	-4.43*(b)
Irlanda	-0.92 (a)	-0.53 (a)	-3.10*(b)
Italia	-0.78 (a)	2.11 (a)	-3.41*(b)
Luxemburgo	-1.00 (a)	1.00 (a)	-3.15*(b)
Holanda	-0.95 (a)	-0.24 (a)	-4.29*(b)
Austria	-1.10 (a)	0.81 (a)	-4.15*(b)
Portugal	-0.91 (a)	-0.44 (a)	-2.75*(b)
Finlandia	-1.05 (a)	-1.19 (a)	-4.14*(b)

Elaboración propia. (a) indica que se ha realizado el contraste de raíz unitaria a partir de un modelo sin tendencia determinística ni constante (c=0). El valor crítico del estadístico al 10% es -1,64. (b) indica que se ha realizado el contraste de raíz unitaria a partir de un modelo sin tendencia determinística y con constante. El valor crítico del estadístico al 10% es -2,57. * indica que se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 10% de significación.

TABLA 3. RELACIONES DE COINTEGRACIÓN

	Phillips-Ouliaris
Bélgica	-2.25
Alemania	-2.11
España	-1.76
Francia	-1.32
Irlanda	-1.76
Italia	-1.65
Luxemburgo	-1.88
Holanda	-2.03
Austria	-1.49
Portugal	-0.71
Finlandia	-2.02

Fuente: elaboración propia. El valor crítico del estadístico al 10% es -3.14, por lo que no se puede rechazar en ninguno de los casos la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que no hay evidencia de cointegración.

TABLA 4. CONTRASTES DE G-CAUSALIDAD ($u-u^*$)

	Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia
$t-1$	-0.25 (-1.70)*	0.17 (0.08)	-0.16 (-0.93)	-0.06 (-0.46)	0.03 (0.18)	-0.11 (-0.79)
$t-2$	-0.22 (-1.67)*			-0.26 (-1.88)**	-0.29 (-1.78)**	-0.17 (-1.18)
$(u-u^*)_{t-1}$	-1.19 (-2.37)**	-0.89 (-1.93)**	-0.11 (-0.26)	-0.15 (-0.20)	-1.22 (-1.90)**	1.49 (1.60)
S_t	0.20 (4.67)**	0.029 (0.93)	0.07 (1.70)*	0.13 (4.73)**	0.08 (1.44)	0.16 (4.61)**
CTE	-0.80 (-2.62)**	-0.11 (-0.57)	-0.72 (-1.33)	-0.87 (-2.89)**	-0.49 (-0.82)	-1.43 (-3.19)**
R^2 aj.	0.41	0.18	0.02	0.37	0.15	0.44

	Luxemburgo	Holanda	Austria	Portugal	Finlandia
$t-1$	0.08 (0.48)	-0.27 (-1.56)*	-0.37 (-2.65)**	-0.38 (-2.24)**	-0.04 (-0.29)
$t-2$	-0.15 (-0.98)				-0.30 (-2.13)**
$(u-u^*)_{t-1}$	0.91 (0.87)	-0.75 (-1.94)**	-1.23 (-3.13)**	-1.24 (-1.08)	-0.91 (-2.40)**
$(u-u^*)_{t-2}$			0.69 (1.88)**		0.71 (1.89)**
S_t	0.17 (2.94)	0.04 (1.23)	0.19 (3.84)	0.19 (3.42)**	0.19 (3.98)**
CTE	-0.78 (-2.16)	-0.16 (-0.59)	-0.59 (-2.63)	-1.95 (-2.20)**	-1.33 (-2.75)**
R^2 aj.	0.22	0.10	0.46	0.23	0.38

Fuente: elaboración propia. Cuando se emplea el filtro de HP como variable *proxy* de la inflación esperada los resultados que se obtienen son similares. El número de retardos elegido en cada caso garantiza que las perturbaciones de las distintas ecuaciones sean ruido blanco. Los t-ratios aparecen entre paréntesis. * y ** indican significativos al 10 y 5%, respectivamente.

TABLA 5. CONTRASTES DE G-CAUSALIDAD (u-u*)

	Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia
(u-u*) _{k-1}	0.63 (3.77)**	0.76 (4.35)**	0.93 (6.08)	0.46 (2.51)**	0.76 (5.07)**	0.61 (4.42)**
(u-u*) _{k-2}		-0.61 (-4.14)**	-0.58 (-3.86)	-0.27 (-1.52)*	-0.61 (-4.11)**	-0.47 (-3.15)**
$\Delta\pi_{t-1}$	0.05 (0.99)	-0.09 (-1.21)	0.04 (0.08)	-0.01 (-0.37)	-0.04 (-0.95)	-0.03 (-1.37)*
CTE	-0.013 (-0.15)	-0.01 (-0.16)	-0.002 (-0.01)	-0.01 (-0.2)	-0.01 (-0.10)	0.005 (0.1)
R ² aj.	0.27	0.51	0.51	0.12	0.46	0.44

	Luxemburgo	Holanda	Austria	Portugal	Finlandia
(u-u*) _{k-1}	0.28 (1.66)*	0.50 (3.03)**	0.27 (1.57)*	0.61 (3.81)	1.08 (8.47)**
(u-u*) _{k-2}		-0.47 (-2.87)**	-0.45 (-2.77)**		-0.75 (-5.95)**
$\Delta\pi_{t-1}$	-0.02 (-0.66)	-0.01 (-0.09)	-0.02 (-0.80)	0.016 (0.72)	-0.04 (-0.87)
CTE	0.001 (0.01)	0.00 (0.002)	-0.003 (-0.08)	-0.01 (-0.10)	-0.01 (-0.05)
R ² aj.	0.03	0.24	0.17	0.28	0.69

Fuente: elaboración propia. El número de retardos elegido en cada caso garantiza que las perturbaciones de las distintas ecuaciones sean ruido blanco. Los t-ratios están entre paréntesis. * y ** indican significativos al 10 y 5%, respectivamente.

TABLA 6. TASA DE SACRIFICIO (HODRICK-PRESCOTT)

Variable dependiente:	π_t					
	Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia
(u-u*) _t	-1.07 (-2.36)**	-1.36 (-5.03)**	-0.54 (-1.33)*	-0.45 (-0.65)	-1.15 (-1.93)**	0.38 (0.40)
S _t	0.16 (3.84)	0.03 (1.20)	0.06 (1.51)*	0.11 (3.92)**	0.07 (1.46)	0.13 (3.89)**
CTE	-0.65 (-2.15)**	-0.12 (-0.81)	-0.44 (-0.85)	-0.64 (-2.18)**	-0.46 (-0.81)	-1.02 (-2.18)**
TS	0.93	0.74	1.85	2.20	0.87	
LLF	-67.93	-43.88	-85.87	-67.30	-88.67	-82.56

	Luxemburgo	Holanda	Austria	Portugal	Finlandia
(u-u*) _t	0.42 (0.40)	-0.63 (-1.73)**	-1.11 (-1.37)*	-2.07 (-2.00)**	-0.49 (-1.65)*
S _t	0.17 (3.09)**	0.03 (0.91)	0.19 (3.52)**	0.13 (2.53)**	0.17 (3.56)**
CTE	-0.65 (-1.92)**	-0.09 (-0.35)	-0.58 (-2.42)**	-1.28 (-1.56)*	-1.08 (-2.23)**
TS		1.58	0.91	0.48	2.02
LLF	-67.78	-66.45	-56.52	-100.62	-82.12

Fuente: elaboración propia. Los t-ratios aparecen entre paréntesis. TS es la tasa de sacrificio. No se calcula la tasa de sacrificio para Italia y Luxemburgo ya que la relación obtenida no es significativa y el signo del coeficiente ρ_0 es positivo. LLF es el logaritmo de la función de verosimilitud. Se ha comprobado que los residuos de todas las ecuaciones son ruido blanco. * y ** son los niveles de significación al 5 y 10% de significación respectivamente.

TABLA 7. TASA DE SACRIFICIO (FILTRO DE KALMAN)

Variable dependiente: y_t						
	Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia
u_t	-0.44 (-1.54)	-0.59 (-3.10)***	-0.28 (-1.13)	-0.06 (-0.17)	-0.46 (-1.15)	0.45 (0.70)
S_t	0.26 (5.09)**	0.07 (2.71)**	0.10 (2.07)**	0.16 (5.58)***	0.13 (1.78)*	0.19 (4.68)***
u^*	3.06 (1.13)	5.35 (2.83)**	4.93 (0.93)	0.31 (0.07)	5.11 (1.24)	-6.35 (-0.80)
TS	2.28	1.70	3.57	16.39	2.19	
LLF	-74.70	-54.16	-94.51	-71.55	-96.93	-85.19

	Luxemburgo	Holanda	Austria	Portugal	Finlandia
u_t	-0.19 (-1.02)	-0.37 (-1.25)	-1.35 (-2.50)**	-0.63 (-2.00)**	-1.06 (-3.70)**
S_t	0.16 (3.05)**	0.048 (1.08)	0.50 (1.73)*	0.23 (1.60)	0.59 (1.81)*
u^*	-0.36 (-0.81)	1.92 (1.09)	1.49 (0.36)	3.04 (1.50)	2.85 (1.04)
TS	5.26	2.73	0.74	1.59	0.94
LLF	-73.97	-76.09	-82.80	-79.04	-56.04

Fuente: elaboración propia. Los t-ratios aparecen entre paréntesis. TS es la tasa de sacrificio. No se calcula la tasa de sacrificio para el caso de Italia ya que la relación obtenida no es significativa y el signo del coeficiente ρ_0 es positivo. LLF es el logaritmo de la función de verosimilitud. * y ** son los niveles de significación al 5 y 10% de significación respectivamente.

TABLA 8. ESTIMACION POR SURE

Estimación no restringida						
	Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia
(u-u*)	-0.44 (-1.37)*	-1.10 (-4.85)**	-0.43 (-1.51)*	0.43 (0.88)	-0.47 (-0.94)	0.53 (0.92)
S _t	0.16 (4.54)**	0.02 (1.01)	0.04 (1.29)*	0.11 (4.65)**	0.10 (2.24)**	0.11 (4.53)**
TC	2.19	0.95	2.13	--	2.13	--
Estimación restringida 1 (misma tasa de sacrificio para todos los países)						
	Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia
(u-u*)	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**
S _t	0.16 (4.76)**	0.03 (1.54)	0.04 (1.38)	0.10 (4.56)**	0.11 (2.51)**	0.12 (4.47)**
TC	1.89	1.89	1.89	1.89	1.89	1.89
	Luxemburgo	Holanda	Austria	Portugal	Finlandia	
(u-u*)	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	-0.53 (-4.67)**	
S _t	0.21 (4.69)**	0.03 (0.91)	0.18 (3.86)**	0.17 (3.79)**	0.15 (3.67)**	
TC	1.89	1.89	1.89	1.89	1.89	
Coeficiente de determinación del sistema: 0.88						
Contraste de no correlación contemporánea entre las perturbaciones (Wald): 168**						
LLF=-933.697						
Estimación restringida 2 (misma tasa de sacrificio para cada uno de los dos grupos de países)						
	Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia
(u-u*)	-0.28 (-1.92)*	-0.90 (-5.76)**	-0.28 (-1.92)*	-0.28 (-1.92)*	-0.28 (-1.92)*	-0.28 (-1.92)*
S _t	0.16 (4.55)**	0.03 (1.17)	0.05 (1.42)	0.10 (4.89)**	0.11 (2.57)**	0.12 (4.38)**
TC	3.57	1.11	3.57	3.57	3.57	3.57
	Luxemburgo	Holanda	Austria	Portugal	Finlandia	
(u-u*)	-0.90 (-5.76)**	-0.90 (-5.76)**	-0.90 (-5.76)**	-0.90 (-5.76)**	-0.28 (-1.92)*	
S _t	0.21 (4.54)**	0.02 (0.56)	0.17 (3.62)**	0.16 (3.78)**	0.15 (3.60)**	
TC	1.11	1.11	1.11	1.11	3.57	
Coeficiente de determinación del sistema: 0.84						
Contraste de igualdad de tasas de sacrificio de los dos grupos (Wald): 9.25**						

Fuente: elaboración propia. Los t-ratios aparecen entre paréntesis. TC es la tasa de sacrificio. LLF es el logaritmo de la función de verosimilitud. * y ** indican significativos al 10 y 5%, respectivamente.

TABLA 9. CONTRASTES DE ESTABILIDAD

		TS $t < \delta$	TS $t > \delta$
Bélgica	1986	0.47	--
Alemania	1971	0.33	0.82
España	1977	0.38	3.66
Francia	--	--	--
Irlanda	--	0.87	0.87
Italia	--	--	--
Luxemburgo	1981	0.15	0.31
Holanda	1969	0.29	1.87
Austria	--	0.91	0.91
Portugal	--	0.48	0.48
Finlandia	--	2.02	2.02

Fuente: elaboración propia. t es el valor de la variable umbral (tiempo) que maximiza la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de que en ese punto no hay un cambio estructural. -- indica que el contraste de estabilidad no lleva a rechazar la hipótesis nula anterior. Las tasas de sacrificio que se muestran se han obtenido tras estimar comprobar que los coeficientes de la regresión para cada uno de los dos subperíodos son significativos.

TABLA 10. CONTRASTES DE ESTABILIDAD

		TS $\pi < \delta$	TS $\pi > \delta$
Bélgica	3,3	--	0.45
Alemania	2.8	1.33	0.57
España	--	1.85	1.85
Francia	5	--	0.37
Irlanda	--	0.87	0.87
Italia	7	--	--
Luxemburgo	5.1	--	--
Holanda	4.4	--	0.98
Austria	--	0.91	0.91
Portugal	7	--	0.41
Finlandia	6	--	0.17

Fuente: elaboración propia. π es el valor de la variable umbral (inflación) que maximiza la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de que en ese punto no hay un cambio estructural. -- indica que el contraste de estabilidad no lleva a rechazar la hipótesis nula anterior. Las tasas de sacrificio que se muestran se han obtenido tras estimar comprobar que los coeficientes de la regresión para cada uno de las dos submuestras son significativos.