

**RESPUESTAS EN EL DEFLACTOR DEL VALOR AÑADIDO  
EN LA INDUSTRIA ANTE VARIACIONES EN LOS COSTES  
LABORALES UNITARIOS (\*)**

Juan J. Dolado  
José Luis Malo de Molina  
Eloísa Ortega

Banco de España. Servicio de Estudios  
Documento de Trabajo n.º 8513

(\*) Se agradecen los comentarios de I. Manleón.

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-505-1771-0

Depósito legal: M. 23219 - 1985

Talleres Gráficos del Banco de España

Resumen

En este artículo se analiza el comportamiento del deflactor del valor añadido en la industria, en términos de la evolución de los costes por unidad de producto de los factores primarios de producción y del comportamiento del margen neto de explotación por unidad de producto. Los resultados obtenidos pueden interpretarse como un intento preliminar de reconciliar posibles diferencias en el comportamiento a corto y largo plazo de los precios. La solución de equilibrio estacionario es consistente con la hipótesis de mark-up sobre los costes laborales unitarios. En cambio, a corto plazo, las variaciones salariales presentan un efecto muy superior al de la productividad, consistente con la hipótesis de "costes normales".

### Introducción

En esta nota se analiza el comportamiento del deflactor del valor añadido en la industria en términos de la evolución de los costes por unidad de producto de los servicios prestados por los factores primarios de producción y del comportamiento en cada sector del margen neto de explotación por unidad de producto. Dado que se carece de información sobre el comportamiento del coste de uso del capital para la industria, una manera simple de especificar esta relación consiste en expresar el nivel de precios de equilibrio, considerado como nivel "objetivo", como un mark-up sobre los costes laborales unitarios, donde el margen de explotación en una situación de "steady-state" en tasas de crecimiento, dependa de las tasas de variación de los componentes de dicho coste unitario. Ello permite interpretar el perfil del ratio precio-coste laboral unitario en términos de movimientos lentos hacia un equilibrio distante. La noción de desequilibrio surge naturalmente dado que en la realidad existen fricciones, por lo que se espera que los ajustes de precios ante variaciones en los costes de los factores sean lentas y muestren inercia en el tiempo. A corto plazo se espera que la respuesta de los precios a las variaciones en el coste unitario no sea instantánea y pueda incluso ser diferente según que las variaciones en el coste unitario del trabajo proce-

dan de las alteraciones en el coste laboral nominal o de las variaciones en la productividad (véase p. ej. Schultze y Tryon (1965) o Fromm y Taubman (1968)). Las primeras se transmiten con ciertos retrasos al deflactor del valor añadido repercutiendo inicialmente en una contracción del excedente de explotación, dependiendo la velocidad de reacción, del retraso con que las empresas perciban la variación en el coste unitario del trabajo y del carácter más o menos permanente que atribuyan a dicha variación.

En este contexto la percepción de una variación permanente en la tasa de crecimiento de la productividad media del trabajo es más difícil, debido al carácter no observable de la productividad normal. Así pues parece sensato apriorísticamente suponer que la velocidad de reacción del deflactor del valor añadido frente a las alteraciones en el coste unitario inducidas por las variaciones en la productividad media sea inferior a la velocidad de reacción frente a las variaciones en el coste unitario del trabajo debidas a los cambios en el coste laboral nominal. Además este fenómeno es especialmente cierto cuando se usan datos de productividad observada que incluyen el componente transitorio que se deriva de la evolución cíclica de la misma. Por todo ello, resulta interesante examinar en que medida variaciones equiproporcionales en los salarios y la productividad, que dejan invariable el coste laboral unitario, difieren en referencia a la evolución de sus efectos dinámicos.

Utilizando datos anuales desde 1964 a 1982, el único propósito de esta nota introductoria reside en investigar dichas respuestas dinámicas en un marco empírico que permita diferenciar efectos a corto y largo plazo.

### Especificaciones econométricas

En el estado de equilibrio, la hipótesis de formación de precios a través de un mark-up sobre costes laborales unitarios, se puede expresar como:

$$p^* = k \left( \frac{w}{q} \right) \quad (1)$$

donde  $p$  es un deflactor de valor añadido;  $w$  es el coste laboral nominal;  $q$  es la productividad; y  $k$  es el mark-up. De acuerdo con Klein (1967) y Weintraub (1967) dicha ecuación de mark-up puede interpretarse de diferentes maneras, i.e. como una ecuación invertida de demanda de trabajo donde el coeficiente  $k$  representa la inversa del exponente del input trabajo en una función de producción de tipo Cobb-Douglas si los mercados son competitivos; de la misma manera pero con  $k$  siendo no sólo una función de dicho exponente, sino también de las elasticidades de demanda de bienes y oferta de trabajo si los mercados son de competencia imperfecta; con  $k$  representando en general la inversa de la proporción de salarios en el output total, etc.

Con el fin de dotar a (1) de estructura dinámica, se supone que el empresario en el momento  $t$  se enfrenta a una sucesión de posiciones óptimas  $p_{t-1}^*$ ,  $p_t^*$ ,  $p_{t+1}^*$ , ... de la variable de control  $p_t$ , donde  $p_t^*$  viene definida de acuerdo con la relación de equilibrio (1). Si existen costes de ajuste de acuerdo con una función cuadrática de pérdidas en los logs de las variables, obtendremos que el empresario no se moverá directamente a la posición de equilibrio, sino que se aproximará de acuerdo con una sencilla regla dinámica. Supongamos la siguiente función de pérdidas (véase Nickell (1980)).

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \alpha^t [\lambda_1 (\ln p_t - \ln p_t^*)^2 + (\ln p_t - \ln p_{t-1})^2 - 2\lambda_3 (\ln w_t - \ln w_{t-1})(\ln p_t - \ln p_{t-1}) + 2\lambda_4 (\ln q_t - \ln q_{t-1})(\ln p_t - \ln p_{t-1})]$$

donde  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ) es el factor de descuento, el segundo término representa el coste de ajuste cuadrático y los términos tercero y cuarto implican que las pérdidas se atenúan cuando se producen movimientos en la dirección adecuada de acuerdo con (1)<sup>1</sup>. Si además se supone que  $\ln q_t$  y  $\ln w_t$  evolucionan de acuerdo con paseos aleatorios con derivas  $g_1$  y  $g_2$  respectivamente, se obtiene una regla dinámica (véase Apéndice) de mecanismo de corrección de error (véase Davidson et al (1978) o Dolado (1982)), en la forma:

$$\Delta \ln p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln w_t + \beta_2 \Delta \ln q_t + \beta_3 \ln(w/pq)_{t-1} + u_t \quad (2)$$

donde  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$  y  $\beta_3 > 0$ , siendo  $u_t$  una "innovación". Los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_2$  miden el impacto a corto plazo de las variaciones en la inflación salarial y la tasa de crecimiento de la productividad. El término restante, que es el mecanismo corrector, permite que los desequilibrios previos entre precios y costes laborales unitarios afecten a la tasa actual de variación de los precios. Una característica importante de este tipo de modelos es que reproducen en el largo plazo la proporcionalidad entre las variables, permitiendo que el factor de proporcionalidad dependa de las tasas de variación de las variables explicativas. Para ello considérese un "steady-state" en tasas de crecimiento donde  $\Delta \ln q = g_1$ ,  $\Delta \ln w = g_2$  y  $\Delta \ln p = g_3$  ( $= g_2 - g_1$ ). Solucionando (2) con  $u_t = 0$ , se obtiene (1) con

$$k = \exp\{\beta_3^{-1} [\beta_0 + (1 + \beta_2)g_1 - (1 - \beta_1)g_2]\} \quad (3)$$

donde el mark-up será constante sólo si  $\beta_1 = 1$  y  $\beta_2 = -1$

o  $g_1 = g_2 = 0$ . Obsérvese que el término constante actúa como un mecanismo de corrección integral en el sentido de que actúa como guía de la conducta del empresario cuando existe un objetivo no estacionario.

### Resultados empíricos

Los datos utilizados corresponden al sector industrial, comprendiendo el período 1964-82. La variable  $p$  se refiere al deflactor del valor añadido en la industria (1970=100); la variable  $w$  procede de las estimaciones de ganancias por persona de la Encuesta de Salarios, corregidos por un indicador de las cotizaciones de Seguridad Social a cargo de los empresarios (1970=100); la variable  $q$  se obtiene por cociente entre el valor añadido industrial y los ocupados en la industria (EPA) (1970=100).

Una primera estimación utilizando toda la muestra, ofreció el siguiente resultado:

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_t = & 0.69 + 0.55 \Delta \ln w_t - 0.20 \Delta \ln q_t + \\ & (6.4) \quad (6.7) \quad (1.5) \\ & + 0.15 \ln (w/pq)_{t-1} \end{aligned} \quad (4)$$

(6.4)

$T=18$ ,  $\bar{R}^2=0.91$ ,  $DW=1.8$ ,  $h=0.7$ ,  $\chi_{BP}^2(2)=2.6$ ,  $s=0.016$ ,  
 $Z(2,12)=1.8$ .

donde,  $T$  es el tamaño muestra,  $\bar{R}^2$  el coeficiente de correlación múltiple corregido,  $DW$  el estadístico Durbin-Watson,  $h$  el estadístico de Durbin en presencia del primer retardo de la variable endógena,  $\chi_{BP}^2(.)$  el estadístico Box-Pierce-Ljung y  $s$  el error estándar de la estimación. El test  $Z(2,12)$  es el test LM para contrastar procesos  $AR(2)$  o  $MA(2)$  en las perturbaciones cuando

existen variables endógenas desfasadas en la especificación de la ecuación. La forma del test recoge el coeficiente de corrección para muestras pequeñas sugerido por Mauleón (1984) y que se distribuye en este caso como una  $F(2,12)$ .

Pese a la bondad de los signos y la aparente ausencia de mala especificación en los residuos, se observó como en 1974 aparecía un residuo de gran magnitud ( $\approx 3s$ ). Investigada la causa, ello se debe a la evolución de la tasa de variación del deflactor ( $\Delta \ln p$ ) entre 1973 ( $= 8,3\%$ ) y 1974 ( $= 17,8\%$ ) que no es recogido por la evolución de las variables explicativas. Sin embargo, coincide con la subida en tasa de variación de los precios de los inputs no primarios importados, que pasan de una tasa de variación del 19% en 1973 a un 84% en 1974 (crisis energética)<sup>2</sup>. Este hecho pone de manifiesto la racionalidad de las sospechas de que las estimaciones de los deflatores sectoriales de valor añadido están basadas fundamentalmente en indicadores sobre el comportamiento de los precios finales, lo que distorsiona en buena medida el sentido de la comparación entre las tasas de variación de dichos deflatores y las de los costes laborales unitarios en los diferentes sectores. Con el fin de permanecer fieles al marco teórico descrito, hemos supuesto una elevación del mark-up para ese año, que se recoge en la introducción de una variable artificial,  $D74$ , que toma el valor 1 en 1974 y cero en el resto. También conviene comentar brevemente el método de estimación más apropiado. Puede ocurrir que OLS conlleve inconsistencia en la estimación dada la potencial endogeneidad de alguna de las variables. Una posible fuente de endogeneidad de los salarios reside en la existencia de un mecanismo salario-precios, mientras que, dada la tecnología disponible, la productividad puede

estar afectada por la endogeneidad de la actividad económica, (véase Dolado-Malo de Molina (1984) p. 7). A la vista de este problema se ha decidido "instrumentar"  $\Delta \ln w$  y  $\Delta \ln q$ , empleando el test de Hausman (1978) para contrastar la exogeneidad débil de ambos regresores en la ecuación (2).

Tal test consiste en obtener los valores predichos de  $\Delta \ln w$  y  $\Delta \ln q$  a través de su regresión sobre las variables exógenas de la ecuación y el conjunto de instrumentos que se derivan de la forma reducida del modelo. A continuación se incluyen dichos valores como un nuevo regresor en (2) y se contrasta su significación conjunta. Los instrumentos utilizados después de examinar la forma reducida fueron dos desfases de las siguientes variables: la tasa de paro en la industria, la tasa de variación de los precios al consumo y el valor añadido en la industria<sup>3</sup>. El valor del test fue  $F(2,12) = 3.13$  ( $F(2,12) = 3.9$ ), por 0.05 tanto OLS parece un método válido<sup>4</sup>. Las estimaciones de (2) por OLS y IV se dan a continuación, sin que se aprecie una discrepancia sustancial entre los coeficientes,

(OLS)

$$\Delta \ln p_t = 0.79 + 0.50 \Delta \ln w_t - 0.14 \Delta \ln q_t + 0.17 \ln(w/pq)_{t-1} + 0.06 D74$$

(12.4) (10.5) (1.9) (12.3) (5.5)

$$T=18, \bar{R}^2=0.97, s=0.0090 \text{ DW}=2.24, h=0.93, \chi_{BP}^2(2)=2.85 \quad (5)$$

$$Z(2,11)=1.7$$

(IV)

$$\Delta \ln p_t = 0.78 + 0.53 \Delta \ln w_t - 0.12 \Delta \ln q_t + 0.17 \ln(w/pq)_{t-1} + 0.05 D74$$

(11.3) (6.6) (1.4) (11.9) (5.1)

$$T=17, \text{ DW}=2.27, h=0.7, \chi_{BP}^2(2)=2.32, s=0.011 \quad (5')$$

Todos los coeficientes estimados en (5) presentan signos correctos y resultan ser muy significativos con excepción de  $\Delta \ln q$ , cuya presencia sólo se acepta al 10% de nivel de significación. El estadístico DW y los valores del correlograma de los residuos apuntan a un posible error autorregresivo con raíz negativa. Procediendo a considerar esta posibilidad se estimó (5) con un error autorregresivo, obteniendo  $\rho = -0.27$  con un t-ratio 1,2, por lo que quedó rechazado. Dado el reducido tamaño muestral disponible no pudieron dejarse fuera algunas observaciones al final de la muestra para examinar la capacidad predictiva de (5). Como sustitutivo, se contrastó la estabilidad del modelo para las tres últimas observaciones, obteniendo un valor del test de Chow  $F(3,10) = 0.41$ , con lo que abrumadoramente se acepta la hipótesis de estabilidad.

Puesto que los coeficientes que miden los efectos instantáneos de  $\Delta \ln w$  y  $\Delta \ln q$  en los precios son bastante diferentes, resulta deseable contrastar si a corto plazo, al igual que a largo plazo, las variaciones en los precios son homogéneas de grado cero en las variaciones salariales y de productividad. Un test F de la restricción  $\beta_1 = \beta_2$ , tomó el valor  $F(1,13) = 11,0$ , rechazándose incluso al 1% de nivel de significación. Esta asimetría en el efecto instantáneo corrobora el argumento expuesto en la Introducción de que las elevaciones salariales se consideran de forma permanente mientras que las mejoras en la productividad se consideran como un fenómeno más transitorio, de manera que las primeras se trasladan más rápidamente en los "costes normales". Llevando esta interpretación a su límite, resultaba interesante contrastar si esa translación era inmediata, i.e.  $\beta_1 = 1$ , obteniéndose  $t_{(13)} = 10.5$ , de nuevo abrumadoramente rechazada.

Por último conviene contrastar si las restricciones impuestas por la introducción del mecanismo de corrección del error, resultan aceptable. Estas restricciones consisten en suponer que los coeficientes de  $\ln w_{t-1}$ ,  $\ln q_{t-1}$ ,  $\ln p_{t-1}$  son  $\beta_3$ ,  $-\beta_3$  y  $-\beta_3$  respectivamente.

La validez de dicha restricción explicaría el supuesto de homogeneidad de grado cero en el largo plazo, de acuerdo con (1). Una forma sencilla de efectuar dicho contraste consiste en añadir a (5) las regresiones adicionales  $\ln w_{t-1}$  y  $\ln q_{t-1}$ , examinando si sus coeficientes son significativamente distintos de cero. Dicha estimación ofrece los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_t = & 0.53 + 0.49 \Delta \ln w_t - 0.08 \Delta \ln q_t + 0.15 \ln(w/pq)_{t-1} + 0.05 D74 - \\ & (1.6) \quad (7.9) \quad (1.1) \quad (3.1) \quad (4.9) \\ & -0.003 \ln w_{t-1} + 0.03 \ln q_{t-1} \\ & (0.1) \quad (0.9) \end{aligned}$$

$$T=18, R^2=0.95, DW=2.4, h=1.0, \chi_{BP}^2(2)=3.4, s=0.0089$$

Pese a que el elevado número de regresores implica cierto grado de colinealidad en la estimación, la inclusión de dichos regresores adicionales parece rechazable tanto individualmente como en forma conjunta con un valor del test  $F(2,11) = 1.37$ .

### Interpretación

La especificación (5), dado el rechazo de las hipótesis englobadas en (6), presenta la característica de que su solución a largo plazo determina el nivel de precios de equilibrio como un múltiplo de los costes laborales unitarios, siendo dicho factor una fun-

ción de las tasas de crecimiento en "steady state" de las variables explicativas. Sustituyendo los valores de los parámetros obtenidos en (5) en la expresión (3), se obtiene<sup>5</sup>

$$p = \exp \{4,64 - 2,94 g_2 + 5,06 g_1 + 0,35 D74\} \frac{w}{q} \quad (7)$$

También resulta interesante notar que tanto (5) como (7) pueden reformularse como un modelo del salario real con una solución de equilibrio estacionario en tasas de crecimiento de la forma:

$$\frac{w}{p} = \exp - \{ 4,64 - 2,94 g_2 + 5,06 g_1 + 0,35 D74 \} q \quad (8)$$

Esta solución es p. ej. consistente con una función de producción agregada de tipo Cobb-Douglas, donde el salario real es proporcional a la productividad media, siendo el factor de proporcionalidad el exponente del input trabajo. Además explica la reducción del margen de explotación experimentado en la industria durante el período 1974-1979 con respecto a los períodos 1965-1973 y 1980-1982, dadas las tasas medias de variación  $w$  y  $q$  los diferentes períodos: 24.5, 13.2 y 13.3 para  $g_2$  y 2.2, 8.0 y 4.3 para  $g_1$  respectivamente. Evaluando  $k$ , para los diferentes valores medios de  $g_1$  y  $g_2$  se obtiene un ratio de 1.03 para el período 1964-1973, 0.70 para 1974-1979 y 0.85 para 1980-1982. Obsérvese como este mecanismo integral reproduce en promedio la recuperación del excedente empresarial desde principios de la década de los 80.

Las sendas de respuestas dinámicas de los precios ante variaciones en los factores explicativos pueden obtenerse expresando (5) de forma no restringida como un polinomio en desfases distribuidos. El des-

fase medio respecto a los salarios es el de 3 años, mientras que el 50% del efecto se agota en el mismo año, siendo la secuencia de efectos acumulados: 0.50, 0.60, 0.65... En el caso de la productividad el ajuste es más lento, con un desfase medio de 5 años y un desfase mediano de 3 años, siendo sus efectos acumulados: -0.14, -0.29, -0.42, -.052,...

### Conclusión

La especificación de la ecuación del deflactor del valor añadido en la industria puede interpretarse como un intento preliminar de reconciliar posibles diferencias entre el comportamiento a corto y largo plazo de los precios. La solución de equilibrio en "steady state" de dicha ecuación es consistente con la hipótesis de mark-up sobre los costes laborales unitarios. En cambio a corto plazo las variaciones salariales tienen un efecto muy superior a las de la productividad, consistente con la hipótesis de "costes normales". Además la ecuación de precios puede reinterpretarse como una ecuación de salario real con propiedades sensatas en el largo plazo. Los indicios de que los deflatores de valor añadido son muy similares a los de producción final resultan fácilmente confirmados, lo que dificulta una interpretación clara de los resultados anteriores, por lo que el siguiente paso en la investigación consiste en modelizar una ecuación de mark-up para el segundo tipo de deflatores.

### Notas

- 1.- La ponderación  $\lambda_2$  se ha normalizado en la unidad, de forma que el resto de las ponderaciones representan valores relativos a ésta.
- 2.- De hecho, cuando se incluyó el coste de los inputs importados como variable explicativa, resultaba significativa y el residuo anómalo desaparecía. Sin embargo, el hecho de que dicha variable apareciese sólo en el corto plazo, primeras diferencias, y que el resto de coeficientes fuesen casi idénticos, sin variar sustancialmente el resto de residuos, nos indujo a continuar el análisis con la variable artificial. Dado el pequeño tamaño muestral, se prefirió este método al de tratar la observación como un parámetro a estimar (ver Mauleón (1984), pg.32 ) por máxima verosimilitud. La similitud de los coeficientes en (1) y (5) parece apoyar la ausencia de excesivas distorsiones en el uso de este método burdo.
- 3.- Para contrastar la validez de los instrumentos se construyó un test LM del tipo  $(T-k)R^2 \sim \chi^2(m-k)$ , donde el  $R^2$  se obtiene de la regresión de los residuos de (5') sobre los instrumentos y variables exógenas de la ecuación, obteniéndose un valor  $\chi^2(4)=5.2$ , aceptándose dicha validez al 5% de nivel de significación. De nuevo se ha aplicado el factor de corrección sugerido por Mauleón (1984).
- 4.- También se consideró el caso de tomar a la productividad como variable exógena, solamente determinada por factores tecnológicos. De nuevo el texto de Hausman, aunque casi en el límite del 5% de nivel de significación, no detectó simultaneidad en la estimación por OLS.

5.- Dado que las series  $p$ ,  $w$  y  $q$  son números índices, el ratio  $w/pq$  es también un número índice (1970=1). Por tanto (7) no indica el valor absoluto, sino relativo, del nivel del mark-up para diferentes valores de  $g_1$  y  $g_2$ .

Apéndice

Se trata de minimizar con respecto a  $\ln p_t$  la función de pérdidas descrita en el texto donde de acuerdo con (1),

$$\ln p_t^* = \ln k + \ln w_t - \ln q_t$$

Diferenciando con respecto a  $\ln p_t$ , las condiciones de primer orden de optimización pueden escribirse conforme la siguiente ecuación en diferencias de segundo orden,

$$\alpha \ln p_{t+1} - (1 + \lambda_1 + \alpha) \ln p_t + \ln p_{t-1} = \alpha \lambda_3 \ln w_{t+1} - (\lambda_1 + \lambda_3 + \alpha \lambda_3) \ln w_t + \lambda_3 \ln w_{t-1} - \alpha \lambda_4 \ln q_{t+1} + (\lambda_1 + \lambda_4 + \alpha \lambda_4) \ln q_t + \lambda_4 \ln q_{t-1}$$

Utilizando el siguiente cambio de variables,

$$x_t = \ln p_t - \lambda_3 \ln w_t + \lambda_4 \ln q_t$$

(A.1) puede reescribirse como,

$$\alpha x_{t+1} - (1 + \lambda_1 + \alpha) x_t + x_{t-1} = \lambda_1 (\lambda_3 - 1) \ln w_t - \lambda_1 (\lambda_4 - 1) \ln q_t \quad (A.2)$$

Factorizando el polinomio en desfases del lado izquierdo de (A.2) de la siguiente forma,

$$[\alpha L^{-1} - (1 + \lambda_1 + \alpha) + L] = a_0 (1 - \mu L) (1 - a_1 \mu L^{-1})$$

se obtiene que  $a_0 = -1/\mu$ ,  $a_1 = \alpha$  y  $\mu$  debe satisfacer la siguiente ecuación

$$f(\mu) = \alpha \mu^2 - (1 + \alpha + \lambda_1) \mu + 1 = 0$$

Puesto que  $f(0)=1>0$ ,  $f(1)=-\lambda_1<0$  y  $f(\infty)=\infty$ , existirá sólo una raíz,  $\mu_1$ , dentro del círculo unitario y por tanto un "punto de silla", que describe la senda óptima como,

$$-\frac{1}{\mu_1} (1-\mu_1 L)(1-\alpha \mu_1 L^{-1})x_t = \lambda_1(\lambda_3-1) \ln w_t - \lambda_1(\lambda_4-1) \ln q_t \quad (A.3)$$

Utilizando la igualdad  $\mu_1 \lambda_1 = (1-\mu_1)(1-\alpha \mu_1)$  y deshaciendo el cambio de variable se obtiene la expresión,

$$\begin{aligned} \ln p_t = & \mu_1 \ln p_{t-1} - (1-\mu_1)(1-\alpha \mu_1)(\lambda_3-1) \sum_{t=0}^{\infty} (\alpha \mu_1)^t E \ln w_t \\ & + (1-\mu_1)(1-\alpha \mu_1)(\lambda_4-1) \sum_{t=0}^{\infty} (\alpha \mu_1)^t E \ln q_t \quad (A.4) \end{aligned}$$

donde  $E z_t$  representa la esperanza de  $z_t$  condicionada en la información existente en el momento inicial.

Si se supone que  $\ln w_t$  y  $\ln q_t$  sigue proceso independiente de paseo aleatorio con deriva, i.e.

$$\ln q_{t+1} = g_1 + \ln q_t + \varepsilon_{1t+1}$$

$$\ln w_{t+1} = g_2 + \ln w_t + \varepsilon_{2t+1}$$

entonces (A.4) puede reparametrizarse como sigue,

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_t = & (1-\alpha \mu_1)^{-1} (1-\mu_1) \alpha \mu_1 [(1-\lambda_3)g_1 - (1-\lambda_4)g_2] + \\ & + [1-\mu_1(1-\lambda_3)] \Delta \ln w_t - [1-\mu_1(1-\lambda_4)] \Delta \ln q_t + \\ & + (1-\mu_1) \ln (w/pq)_{t-1} \quad (A.5) \end{aligned}$$

(A.5) es equivalente a (2) en el texto, estando el modelo exactamente identificado (ya que  $\lambda_1$  no aparece en (A.5)).

Referencias

- Davidson, J., D. Hendry, F. Srba and S. Yeo (1978):  
"Econometric Modelling of the Aggregate  
Time-Series Relationship between  
Consumer Expenditure and Income in the  
U.K." Economic Journal 88.
- Dolado, J. (1982): "Procedimiento de búsqueda de  
especificación dinámica. El caso de la  
demanda de M3 en España". Estudios  
Económicos 27 (Serie Azul) Servicio de  
Estudios.
- \_\_\_\_\_ y J. L. Malo de Molina (1984): "Un estudio  
econométrico de la demanda de trabajo en  
la industria" Documento Interno.  
Servicio de Estudios.
- Fromm, G. y P. Taubman (1968): Policy Simulations with  
an Econometric Model. Washington D.C.
- Hausman, J. (1978): "Specification Tests in Econometrics"  
Econometrica 46
- Klein, L. (1967): "Wage and Price Determination in  
Macroeconometrics" In: Prices: Issues in  
Theory and Public Policy, Ed. by A.  
Phillips and O. Williamson. Philadelphia.
- Mauleón, I. (1983): "La Demanda de Activos de Caja del  
Sistema Bancario en el Período 1978-  
1982: Un Estudio Empírico". Estudios  
Económicos nº 36. Servicio de Estudios.  
Banco de España.

\_\_\_\_\_, I. (1984): "Factores de Corrección para Contrastes en Modelos Dinámicos". Documento de Trabajo 8422. Servicio de Estudios. Banco de España.

Nickell, S. (1980): "Error Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note". Center for Labour Economics. D.P. 255.

Schultze, C. and J. Tyron (1965): Prices and Wages. In: The Brookings Quaterly Econometric Model of the U.S.A. Ed. by J. Duesenberry et al. Chicago.

Weintraub, S. (1967): "In Defense of Wage-Price Guideposts... Plus". In: Prices: Issues in Theory and Public Policy. Ed. by A. Phillips and O. Williamson. Philadelphia.

## DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- 7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico (\*).
- 7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (\*). (Publicadas nuevas versiones en Documentos de Trabajo núms. 8211 y 8301).
- 7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas (\*). (Publicado en Estudios Económicos n.º 15).
- 7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.
- 7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (\*). Reeditado con el número 8001.
- 7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.
- 7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros (\*).
- 7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales)  $M_3$  y  $M_2$ .
- 7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo (\*).
- 7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.
- 7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.
- 7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.
- 7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.
- 7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.
- 7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA-D-K-L-N-O-Q (\*).
- 7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.
- 8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (\*).
- 8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (\*).
- 8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.
- 8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (\*). (Publicada una versión actualizada en Estudios Económicos n.º 29).
- 8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.º 20).
- 8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.
- 8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.
- 8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de  $M_3$ . Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.
- 8104 **Servicio de Estudios:** Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.
- 8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.
- 8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.
- 8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.

- 8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
- 8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
- 8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
- 8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
- 8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
- 8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
- 8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
- 8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas (\*).
- 8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz:** Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad. (Véase Documento de Trabajo n.º 8301).
- 8212 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de valores: Administraciones Públicas. Series históricas (1962-1981).
- 8213 **Antoni Espasa:** Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
- 8214 **Antoni Espasa:** Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.
- 8215 **Juan José Dolado:** Modelización de la demanda de efectivo en España (1967-1980).
- 8216 **Juan José Dolado:** Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España.
- 8301 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad series revisadas
- 8302 **Cuestionario OCDE. Servicio de Estudios. Estadística.** Cuadro de flujos financieros de la economía española (1971-1981) (\*).
- 8303 **José María Bonilla Herrera y Juan José Camio de Allo:** El comercio mundial y el comercio exterior de España en el período 1970-1981: Algunos rasgos básicos.
- 8304 **Eloísa Ortega:** Índice de precios al consumo e índice de precios percibidos.
- 8305 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de Valores: Instituciones financieras. Renta fija. Series históricas (1962-1982).
- 8306 **Antoni Espasa:** Deterministic and stochastic seasonality: an univariate study of the Spanish Industrial Production Index.
- 8307 **Agustín Maravall:** Identificación de modelos dinámicos con errores en las variables.
- 8308 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** The transmission of data noise into policy noise in monetary control.
- 8309 **Agustín Maravall:** Depresión, euforia y el tratamiento de series maníaco-depresivas: el caso de las exportaciones españolas.
- 8310 **Antoni Espasa:** An econometric study of a monthly indicator of economic activity.
- 8311 **Juan José Dolado:** Neutralidad monetaria y expectativas racionales: Alguna evidencia en el caso de España.
- 8312 **Ricardo Sanz:** Análisis cíclicos. Aplicación al ciclo industrial español.
- 8313 **Ricardo Sanz:** Temporal disaggregation methods of economic time series.
- 8314 **Ramón Galián Jiménez:** La función de autocorrelación extendida: Su utilización en la construcción de modelos para series temporales económicas.
- 8401 **Antoni Espasa y María Luisa Rojo:** La descomposición del indicador mensual de cartera de pedidos en función de sus variantes explicativas.
- 8402 **Antoni Espasa:** A quantitative study of the rate of change in Spanish employment.
- 8403 **Servicio de Producción y Demanda Interna:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1975-1982.
- 8404 **Agustín Maravall:** Notas sobre la extracción de una señal en un modelo ARIMA.
- 8405 **Agustín Maravall:** Análisis de las series de comercio exterior –I–.
- 8406 **Ignacio Mauleón:** Aproximaciones a la distribución finita de criterios Ji- cuadrado: una nota introductoria.
- 8407 **Agustín Maravall:** Model-based treatment of a manic-depressive series.
- 8408 **Agustín Maravall:** On issues involved with the seasonal adjustment of time series.

- 8409 **Agustín Maravall**: Análisis de las series de comercio exterior –II–.
- 8410 **Antoni Espasa**: El ajuste estacional en series económicas.
- 8411 **Javier Ariztegui y José Pérez**: Recent developments in the implementation of monetary policy.
- 8412 **Salvador García-Atance**: La política monetaria en Inglaterra en la última década.
- 8413 **Ignacio Mauleón**: Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios.
- 8414 **María Teresa Sastre y Antoni Espasa**: Interpolación y predicción en series económicas con anomalías y cambios estructurales: los depósitos en las cooperativas de crédito.
- 8415 **Antoni Espasa**: The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP.
- 8416 **Antoni Espasa, Ascensión Molina y Eloisa Ortega**: Forecasting the rate of inflation by means of the consumer price index.
- 8417 **Agustín Maravall**: An application of model-based signal extraction.
- 8418 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account in the presence of classical unemployment.
- 8419 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account: An intertemporal disequilibrium approach.
- 8420 **Ignacio Mauleón y José Pérez**: Interest rates determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain.
- 8421 **Agustín Maravall**: A note on revisions in arima-based signal extraction.
- 8422 **Ignacio Mauleón**: Factores de corrección para contrastes en modelos dinámicos.
- 8423 **Agustín Maravall y Samuel Bentolila**: Una medida de volatilidad en series temporales con una aplicación al control monetario en España.
- 8501 **Agustín Maravall**: Predicción con modelos de series temporales.
- 8502 **Agustín Maravall**: On structural time series models and the characterization of components.
- 8503 **Ignacio Mauleón**: Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
- 8504 **José Viñals**: El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
- 8505 **José Luis Malo de Molina y Eloisa Ortega**: Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflatores de la Contabilidad Nacional.
- 8506 **José Viñals**: Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
- 8507 **Ignacio Mauleón**: Una función de exportaciones para la economía española.
- 8508 **J.J. Dolado, J.L. Malo de Molina y A. Zabalza**: Spanish industrial unemployment: some explanatory factors.
- 8509 **Ignacio Mauleón**: Stability testing in regression models.
- 8510 **Ascensión Molina y Ricardo Sanz**: Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
- 8511 **J.J. Dolado y J.L. Malo de Molina**: An expectational model of labour demand in Spanish industry.
- 8512 **J. Albarracín y A. Yago**: Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
- 8513 **Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloisa Ortega**: Respuestas en el deflactor del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.

\* *Las publicaciones señaladas con un asterisco se encuentran agotadas.*

**Información:** Banco de España, Servicio de Publicaciones. Alcalá, 50. 28014 Madrid.

