

LA DINÁMICA DE LOS MÁRGENES EN ESPAÑA. UNA PRIMERA APROXIMACIÓN CON DATOS AGREGADOS

J. DAVID LÓPEZ-SALIDO
PILAR VELILLA
Banco de España

Bajo condiciones de competencia imperfecta en el mercado de bienes y servicios, precios y costes marginales pueden presentar comportamientos dinámicos claramente diferenciados. En particular, la dinámica de los márgenes puede no ligarse únicamente a fluctuaciones en la demanda corriente, sino al comportamiento conjunto de esta variable y el valor esperado de la demanda futura. En este trabajo se obtiene una serie promedio de márgenes para el agregado formado por los sectores industrial y servicios a partir del comportamiento cíclico del valor añadido bruto, los factores productivos y el precio de éstos correspondiente al período 1977-1995. Se concluye que los márgenes (promedio) tienden a responder positivamente a las expectativas de demanda futura, dado un nivel de demanda corriente. La robustez de este resultado se confirma con diversos ejercicios econométricos.

Palabras claves: Márgenes, ciclo económico, competencia imperfecta.

(JEL E3, D4)

1. Introducción

La relevancia que tiene la existencia de competencia imperfecta en el mercado de bienes y servicios (en adelante, competencia imperfecta) para entender las características cíclicas de una economía en respuesta a distinto tipo de perturbaciones (*shocks*) ha ido cobrando importancia creciente en macroeconomía. En concreto, desde un punto de vista teórico, la evolución de la diferencia entre precios y costes marginales

Este trabajo se ha enriquecido con los comentarios de Juan Ayuso, Olympia Bover, Angel Estrada, Juanjo Dolado, Javier Vallés, José Viñals y un evaluador anónimo de esta revista. Agradecemos a Angel Estrada, Ramón Gómez y Alberto Urtañun su disponibilidad para cedernos algunos de los datos utilizados. Éstos se encuentran disponibles para cualquier lector interesado. Cualquier error que persista solo es responsabilidad nuestra.

(es decir, el margen empresarial) desempeña un papel destacado en el análisis conjunto de los cambios en los precios, la demanda y el progreso técnico.

La existencia de competencia imperfecta reduce el papel de los *shocks* tecnológicos como fuente principal de fluctuación económica (véase Hornstein, 1993) y permite otorgar mayor importancia al papel del los *shocks* de demanda en la explicación de la dinámica conjunta de la producción, el empleo, el consumo privado y los salarios reales (véase Rotemberg y Woodford, 1991, 1992, 1994, 1996a). Es decir, la dinámica de los márgenes resulta clave para entender el mecanismo de transmisión de *shocks* monetarios.

Estos ejemplos ilustran que la relación entre márgenes y demanda ayuda a entender el comportamiento cíclico de precios y cantidades. A partir del trabajo de Rotemberg y Woodford (1991), en este trabajo se presentan distintos modelos que tratan de resaltar dos circunstancias. En primer lugar, que los márgenes empresariales pueden no ser constantes a lo largo del ciclo económico y que su carácter procíclico, acíclico o contracíclico es una cuestión puramente empírica. En segundo lugar, que la evolución esperada de los beneficios empresariales es un factor relevante para explicar la dinámica de los márgenes. Es decir, no es posible analizar el comportamiento cíclico de los márgenes sin considerar que su determinación depende de la evolución futura de la propia demanda.

El análisis empírico de este tipo de cuestiones se enfrenta al problema de la inobservabilidad de las variables de interés: márgenes, flujo de beneficios esperados y progreso técnico. No obstante, estas variables se interrelacionan entre sí dependiendo del tipo de tecnología considerada y la estructura de mercado en la que se desenvuelven las decisiones empresariales. De este modo, el establecimiento de hipótesis sobre estos aspectos conduce a relaciones entre las variables que pueden contrastarse a través de la dinámica de la producción, los factores productivos y sus precios (variables directamente observables).

En este trabajo se trata de complementar, desde una perspectiva agregada, los resultados que a lo largo de los últimos años han tratado de caracterizar desde una perspectiva más desagregada el papel de los márgenes en la dinámica de la industria española (véase, por ejemplo, Martín, 1993, y Goerlich y Orts, 1994, 1996). Adicionalmente, se ob-

tiene de una forma alternativa a la habitualmente utilizada una serie de márgenes y se estudia su comportamiento cíclico para el conjunto de los sectores industrial y de servicios durante el periodo 1977-95. Es desde esta última perspectiva desde la que incorporamos evidencia adicional a la presentada en Dolado, Sebastián y Vallés (1993) sobre las propiedades del ciclo económico español. Finalmente, desde el punto de vista empírico se profundiza en la estimación de los determinantes macroeconómicos de los márgenes. La principal conclusión del trabajo es que el comportamiento de esta variable no puede ligarse únicamente a fluctuaciones en la demanda corriente, sino a movimientos simultáneos en la demanda corriente y el valor esperado de la demanda futura. Es decir, el patrón cíclico de los márgenes depende de la evolución de la *ratio* de demanda futura sobre demanda corriente. Aumentos en la demanda corriente en el inicio de las fases expansivas presionarían al alza los márgenes, mientras que aumentos de la demanda ante la expectativa de un final de fase expansiva tenderían a relajar tales presiones. Al inicio de fases recesivas, reducciones progresivas del crecimiento de la demanda corriente tenderían a presionar a la baja sobre los márgenes. Por el contrario, al final de fases recesivas, y ante la expectativa de reactivaciones futuras de la demanda, los márgenes tenderían a subir.

En este artículo se presentan diversos ejercicios econométricos confirmando la robustez de este resultado, que podrían racionalizarse con un modelo teórico en el que las preferencias de los agentes son homotéticas y existe competencia imperfecta entre industrias, y colusión implícita entre las empresas (véase Rotemberg y Saloner, 1986).

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección 2 se discuten los determinantes de los márgenes en distintos modelos teóricos, aislándose distintas hipótesis a contrastar. En la sección 3 se presenta una forma de construir series de márgenes y se discuten distintas formas de estimar los modelos teóricos. La sección 4 muestra los resultados de las estimaciones. Por último, la sección 5 presenta las principales conclusiones y anticipa posibles líneas futuras de investigación.

2. Modelos teóricos e hipótesis a contrastar

2.1 Márgenes, demanda y beneficios

Tecnología y beneficios

Considérese una economía compuesta por una multitud de empresas simétricas entre sí. Son empresas que, sin diferir en su tecnología de producción y en su estrategia de fijación de precios, lo hacen respecto a sus necesidades de factores productivos y al tipo de bien (diferenciado) que producen. Formalmente, la tecnología de cada empresa i en un momento t se caracteriza por una función de producción:

$$y_{it} = F [K_{it}, z_t(H_{it} - \bar{H})] = F [K_{it}, z_t H_{it}(1 - h_{it})] \quad [1]$$

donde y , K , H y z representan la producción, los factores capital y trabajo, y el progreso técnico, respectivamente¹. Nótese que h_{it} mide la proporción de los costes fijos laborales sobre el total. La homogeneidad de grado uno de la función $F(\cdot)$ y la hipótesis de competencia perfecta en los mercados de factores garantizan la existencia de costes marginales constantes². Sin pérdida de generalidad, es posible normalizar el precio del bien en 1. De este modo, el coste marginal de la empresa i en el momento t es $1/m_{it}$, siendo m_{it} el margen, entendido como precio sobre coste marginal, fijado por la empresa i en el período t ³. El beneficio bruto expresado en términos del numerario viene re-

¹Nótese que en nuestra especificación el progreso técnico es neutral en el sentido de Harrod. Aunque ésta es una alternativa a su consideración como neutral en el sentido de Hicks, sin embargo nuestra especificación garantiza que la ratio capital-producto sea constante en equilibrio estacionario y que el crecimiento observado en los salarios reales sea compatible con un comportamiento estacionario observado en las horas trabajadas. Por lo demás, para el desarrollo de nuestra aplicación empírica una y otra especificaciones producen resultados similares.

²La existencia de costes fijos laborales (H) permite: a) que los costes medios sean decrecientes, y b) que la existencia de competencia imperfecta en el mercado de bienes sea compatible con la ausencia de beneficios puros en la industria (véanse, para más detalles, Hall, 1988, y Rotemberg y Woodford, 1994). Una representación alternativa de la tecnología es aquella en la que existen costes fijos en ambos factores de producción (véase, de nuevo, Rotemberg y Woodford, 1994). Los resultados de esta sección no dependen del tipo de representación seleccionada.

³Nótese que, al normalizar, se considera el precio de un "bien compuesto" en el que, en última instancia, están interesados los consumidores (véase Rotemberg y Woodford, 1994, para más detalles). Esta hipótesis facilita la comparación de los modelos con situaciones perfectamente competitivas. Además, dada la constancia de los costes marginales, la *ratio* de márgenes entre dos empresas coincide con la *ratio* de precios.

presentado por $B_{it} = [(m_{it} - 1)/m_t]y_{it}$ ⁴. En un contexto dinámico, la empresa decide su margen en función del valor presente descontado del flujo de beneficios esperados. Formalmente, y de manera muy general, esta variable, que refleja el valor presente, puede expresarse como:

$$x_{it} = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \phi_t^j B_{it+j} \right] \quad [2]$$

donde E_t es el operador esperanza matemática condicionada al conjunto de información t , y ϕ es un factor de descuento estocástico⁵. Esta variable resultará crucial para analizar empíricamente los modelos teóricos. Antes de abordar este análisis, en la siguiente sección se presentan distintas situaciones de equilibrio simétrico en economías que difieren en su estructura de mercado (es decir, en la función de demanda a la que se enfrentan las empresas).

Estructura de mercado

En esta sección se sintetizan, en un contexto dinámico, las implicaciones que resultan de la ausencia de competencia monopolística en el mercado de bienes (formalmente, situaciones en las que $m_{it} > 1$) para la relación existente entre precio, coste marginal, demanda y beneficios esperados. En este sentido, la estructura de mercado de referencia será la caracterizada por la existencia de competencia imperfecta. En concreto, se ha acuñado el término de competencia monopolística para caracterizar la existencia de un elevado número de agentes que producen bienes que, satisfaciendo la misma necesidad en los consumidores, presentan algún tipo de diferenciación, siendo, de este modo, sustitutos cercanos. Son, por tanto, mercados en los que los bienes (servicios) no son homogéneos, y en los cuales cada empresa monopoliza una variedad del producto pero que, al mismo tiempo, ha de competir con los otros agentes. Bajo estas circunstancias, cada empresa i , en el momento t , fija su precio, p_{it} , teniendo en cuenta el efecto de esta decisión sobre su demanda y tomando como dados el precio del resto de empresas y el nivel promedio (agregado) de demanda.

Diferenciación de producto y competencia monopolística entre empresas (véase Dixit y Stiglitz, 1977). En tales circunstancias, la función

⁴Siendo m_t el margen que caracteriza una situación de equilibrio simétrico. Posteriormente se volverá sobre este aspecto.

⁵Este factor depende de la evolución del progreso técnico y de la probabilidad de desaparición de una industria en cada momento del tiempo. (Véase Rotemberg y Woodford, 1991, para más detalles).

de demanda a la que se enfrenta la empresa i en el momento t puede caracterizarse por la siguiente expresión:

$$y_{it} = D \left[\frac{m_{it}}{m_t}, y_t \right] = D \left[\frac{p_{it}}{p_t}, y_t \right], \text{ con } D_1 < 0 \quad [3]$$

nótese que la demanda depende tanto del margen relativo como del nivel agregado de demanda. En un contexto estático, la empresa elige, período a período, aquel margen que maximiza sus beneficios corrientes (B_{it}) sujeto a la estructura de su demanda [3].

Las situaciones de equilibrio simétrico se definen como aquellas en las que todas las empresas fijan el mismo precio (margen). Por consiguiente, para caracterizar este tipo de equilibrios se necesita que, a igualdad de márgenes empresariales, las demandas individuales y agregadas sean iguales. La anterior circunstancia unida a las condiciones de optimalidad del problema de maximización del beneficio de la empresa implica que: a) una condición necesaria y suficiente para que el margen de equilibrio aumente es que la elasticidad de la demanda en equilibrio disminuya; y b) si las preferencias son homotéticas el margen de equilibrio es independiente del nivel de demanda. Por el contrario, en un contexto dinámico, y aún en el caso homotético, los márgenes pueden variar exógenamente (acíclicamente) como resultado de cualquier modificación en el grado de sustitución entre los bienes.

Dinámica en la cuota de mercado. (Phelps y Winter, 1970, y Bils, 1989). Dentro del anterior marco teórico, una forma alternativa de generar dinámica en los márgenes consiste en hacerlos endógenos a través de la evolución de la cuota de mercado (es decir, de la clientela). La idea es simple: la evolución de la demanda está ligada a un factor que regula la cuota de mercado de cada empresa. La evolución de esta cuota depende, a su vez, de las decisiones pasadas y presentes relativas a la fijación de precios empresariales. Por tanto, decisiones de márgenes hoy inciden en la demanda de mañana, y esta determinará las decisiones futuras de márgenes. Formalmente, estas ideas pueden concretarse a través de la siguiente estructura de demanda:

$$y_{it} = d \left[\frac{m_{it}}{m_t}, y_t \right] c_{it} \quad [4]$$

$$c_{it} = \varphi \left[\frac{m_{it-1}}{m_{t-1}} \right] c_{it-1}, \text{ con } \varphi' < 0 \quad [5]$$

donde c_{it} es la cuota de mercado de la empresa i en el período t . Así pues, estos modelos resaltan un aspecto de carácter dinámico simple

es intuitivo. Una reducción corriente del margen empresarial tiene un doble efecto sobre la estructura de la demanda: por un lado, como en el anterior modelo, aumentará la demanda, dada su cuota de mercado; y por otro, la expansión corriente de la cuota de mercado generará aumentos futuros en las ventas dado su nuevo nivel de precios⁶. Nótese que, a partir de la expresión [5], cualquier reducción (aún transitoria) en los márgenes puede tener efectos de larga duración sobre la cuota de mercado de la empresa⁷. Cualquier productor decide su nivel óptimo de margen maximizando el valor presente descontado de los flujos futuros esperados en sus beneficios [2]. De nuevo, este siempre tomará como (exógenamente) dados los procesos agregados $\{m_t\}$ e $\{y_t\}$. Es posible demostrar que, en una situación de equilibrio simétrico, el margen viene ahora caracterizado por la siguiente expresión⁸:

$$m_t = \frac{d_1(1, y_t)}{y_t + d_1(1, y_t) + \varphi'(1)x_t} \quad [6]$$

Respecto al anterior modelo, el margen de equilibrio no solo depende de la demanda sino también del valor presente descontado de los beneficios futuros esperados en equilibrio (a través de la variable x_t)⁹. Si se espera que estos beneficios futuros vayan a aumentar, el margen corriente tenderá a reducirse¹⁰. Esta reducción, a través de sus efectos sobre la dinámica de la cuota de mercado, permitirá en el futuro consolidar los beneficios esperados. Por otro lado, la relación entre margen y demanda agregada contemporánea es ambigua. La contra o prociclicidad de los márgenes (en equilibrio) dependerá de las propiedades de la función de demanda (en concreto, del signo y magnitud de la derivada d_{12}).

Solo en el caso homotético, el margen es una función decreciente de la ratio (x/y) . De este resultado se deduce lo siguiente: una demanda

⁶Dicho de otro modo, una reducción de los márgenes empresariales puede verse como una inversión en la cuota de mercado.

⁷Este tipo de formulaciones tratan de capturar el efecto que sobre la cuota de mercado tiene la existencia de *switching costs* para los consumidores, es decir, costes de sustitución en el consumo (para más detalles, véase Klemperer, 1987). Entre estos costes (a veces psicológicos) se encuentran los asociados a cambiar de marca, de supermercado, o simples costes de transacción.

⁸De nuevo, véase Rotemberg y Woodford (1991), para más detalles sobre la deducción de esta expresión.

⁹La variable x_t viene determinada por la expresión [2] evaluada en el margen de equilibrio (m_t).

¹⁰A partir de la expresión [6] es fácil demostrar que $(\partial m_t / \partial x_t) < 0$, dado que $\varphi'(1) < 0$ y $d_1 < 0$.

hoy alta respecto a la esperada en el futuro (es decir, la *ratio* (x/y) es reducida), hace que las empresas eleven los márgenes hoy para explotar así la evolución esperada de su cuota de mercado.

Colusión implícita entre empresas (Rotemberg y Saloner, 1986, Rotemberg y Woodford, 1992). En este ámbito, la economía se encuentra dividida en J_t industrias, formadas, cada una de ellas, por n empresas. Estas últimas mantienen entre ellas un comportamiento *implícitamente colusivo*. En este contexto las empresas coluden al fijar los precios (márgenes), puesto que, si por ejemplo, decidiesen bajar los precios respecto a los niveles existentes bajo colusión, provocarían una guerra de precios que acabaría reduciendo sus beneficios futuros. Por ello, aunque no existe ningún contrato (cártel) que las obligue a comportarse de forma no competitiva, existe un acuerdo implícito por el que se penaliza su comportamiento competitivo¹¹.

Formalmente, la demanda y los beneficios de la empresa i perteneciente a la industria j en el momento t pueden escribirse como¹²:

$$y_{ijt} = D_i \left[\frac{\tilde{m}_j}{m_t}, y_t \right]$$

donde, $\tilde{m}_j = (m_{1jt}, m_{2jt}, \dots, m_{ijt}, \dots, m_{njt})$

$$\pi_{ijt} = \left(\frac{m_{ijt} - 1}{m_t} \right) y_{ijt} \quad [7]$$

Una empresa i perteneciente a la industria j aceptará el acuerdo colusivo siempre que: los beneficios corrientes de desviarse de tal estrategia (π_{djt}), más el valor presente de los beneficios de mantenerse fuera del acuerdo (x_{djt}) y menos el castigo por desviarse (P_{djt}) sean menores o iguales que los beneficios corrientes de fijar el mismo precio que la industria (equilibrio simétrico, π_{ijt}^e), más el valor presente descontado de los beneficios futuros de tal equilibrio (x_{ijt}^e). Esta condición determina la compatibilidad de incentivos a la que se enfrenta cada empresa a la hora de decidir sus márgenes. Si se caracteriza la existencia equilibrio

¹¹De nuevo, en este contexto, cada empresa perteneciente a una determinada industria determinará su margen tomando como dados el precio, coste marginal y nivel de demanda del resto de industrias.

¹²Técnicamente, cada función D_i es simétrica en sus primeros n argumentos, excepto el i -ésimo. Así, las funciones $D_i (i = 1, 2, \dots, n)$ son las mismas después de permutar convenientemente los argumentos. Es decir, la demanda de cada empresa depende de la distribución de los márgenes dentro de las empresas de cada industria, y no del valor absoluto del margen (véase Rotemberg y Woodford, 1992).

cuando la condición de compatibilidad de incentivos se satisface con igualdad, entonces el margen de equilibrio simétrico es el que resulta de resolver para m_t la siguiente expresión:

$$\left\{ \text{Max} \frac{m_{dt}}{m_t} \left[\frac{m_{dt}}{m_t} - \frac{1}{m_t} \right] D \left(1, 1, \dots, 1, \frac{m_{dt}}{m_t}, \dots, 1, y \right) \right\} = \left\{ \left[1 - \frac{1}{m_t} \right] y_t + x_t \right\} \quad [8]$$

donde m_{dt} es el margen asociado a desviarse. De la solución a este problema se deduce que el margen de equilibrio m_t es una función tanto de x_t como de y_t . En concreto, se puede demostrar que: a) en el caso general, m_t depende positivamente de x_t (aunque la elasticidad está acotada superiormente en el valor $(m^* - 1)$), y negativamente de y_t ; b) en el caso homotético, el valor absoluto de ambas elasticidades coincide, es decir, el margen es ahora una función creciente de la ratio $(x/y)_t$ ¹³. De este resultado se intuye que mayores expectativas de demanda futura respecto al nivel de demanda actual tienden a eliminar los incentivos por parte de las empresas a deshacer la coalición. Este motivo favorece que hoy los márgenes sean altos garantizando, así la consolidación futura de los beneficios esperados.

2.2 Hipótesis a contrastar

De acuerdo con los distintos modelos teóricos presentados, conviene resaltar dos aspectos. En primer lugar, los márgenes empresariales no necesariamente tienen que ser constantes, y teóricamente pueden tener un comportamiento procíclico, acíclico o contracíclico. El análisis de tal comportamiento es, pues, una cuestión puramente empírica. Segundo, es necesario considerar que la dinámica de los márgenes dependerá de la evolución futura esperada de los beneficios empresariales. Desde un punto de vista algo más técnico, se ha mostrado que la estructura de mercado, de un lado, y las preferencias de los agentes, de otro, son elementos esenciales para entender la relación entre márgenes, demanda y beneficios esperados. En concreto, toda la anterior variedad de resultados puede concretarse en la siguiente relación:

$$m_t = \varepsilon_x \hat{x}_t + \varepsilon_y \hat{y}_t \quad [9]$$

donde el símbolo “^” sobre las variables x_t e y_t se interpreta como las desviaciones logarítmicas respecto a los valores de equilibrio de las

¹³Siendo m^* el valor del margen correspondiente a una situación de equilibrio (simétrico) estacionario.

expectativas futuras de beneficio y de la producción, respectivamente. Los distintos modelos presentados difieren en sus predicciones respecto al valor de las elasticidades ε_x y ε_y . A modo de síntesis, el siguiente cuadro resume las restricciones que imponen estos modelos respecto al valor de los anteriores parámetros.

CUADRO 1
Hipótesis a contrastar

Estructura de mercado	Preferencias no homotemáticas	Preferencias homotemáticas
Competencia monopolística	$\varepsilon_x = 0 \mid \varepsilon_y \leq 0$	$\varepsilon_x = \varepsilon_y = 0$
Dinámica en la cuota de mercado	$\varepsilon_x = 0 \mid \varepsilon_y \leq 0$	$\varepsilon_x = -\varepsilon_y < 0$
Colusión implícita	$0 < \varepsilon_x < m^*-1 \mid \varepsilon_y \leq 0$	$0 < \varepsilon_x = -\varepsilon_y < m^*-1$

Una dificultad inmediata respecto a la evaluación empírica de los modelos teóricos reside en la inobservabilidad, tanto de las series de márgenes como del flujo esperado de beneficios. En la sección siguiente se discuten distintas formas de estimar las elasticidades ε_x y ε_y que permiten soslayar esta dificultad.

3. Análisis

Para abordar el análisis empírico de los modelos, se procede en una doble dirección. En primer lugar, se presenta un método para obtener una serie de márgenes agregada. Una vez construida se analiza su comportamiento comparándolo con distintas medidas que aproximan el ciclo de nuestra economía. En segundo lugar, a partir del concepto de beneficio esperado, x_t , y la serie obtenida para los márgenes, se discuten formas alternativas de relacionar estas variables para identificar y estimar las elasticidades ε_x y ε_y anteriormente descritas. Es decir, se procede a contrastar las hipótesis resumidas en el Cuadro 2.

3.1 Construcción y análisis de los márgenes

Breve descripción metodológica

Bajo condiciones de competencia imperfecta en el mercado de bienes y servicios la demanda de trabajo de la empresa viene dada por la

siguiente expresión:

$$m_t w_t = z_t F_H(K_t - \bar{H}) = z_t F_H(K_t, z_t H_t(1 - h_t)) \quad [10]$$

siendo $F_H(\cdot)$ la derivada de la función de producción agregada respecto al empleo, m_t el margen y w_t el salario real. Nótese que en condiciones de competencia perfecta, $m_t = 1$, la expresión [10] es la familiar curva de demanda de trabajo. A partir de esta expresión, para un nivel agregado de la producción, —factores productivos, salario real, progreso técnico, y una forma funcional para $F(\cdot)$ —, es posible construir una serie temporal para el nivel de margen agregado de la economía. El problema de esta aproximación reside en la inobservabilidad del progreso técnico (z_t). Para solucionarlo se procede en dos etapas. En la primera, se obtiene el progreso técnico en función de variables observables. En la segunda, se hace uso de esta expresión para, sustituyéndola en una aproximación log-lineal de la condición de equilibrio [10], obtener como resultado una expresión para m_t en términos de variables observables¹⁴.

Tras algún álgebra, la expresión que se deriva para la serie de márgenes en términos de variables observables tiene la siguiente forma:

$$\hat{m}_t = \frac{\beta}{e} \left\{ (e - m^* s_K) \hat{y}_t + ((1 - e)m^* s_K) \hat{k}_t - e(m^* s_H) \hat{h}_t - \left(\frac{e}{\beta}\right) \hat{w}_t \right\} \quad [11]$$

de nuevo las variables con “^” representan las mencionadas desviaciones logarítmicas respecto a sus valores de equilibrio estacionario (es decir, pueden aproximarse por las desviaciones de las variables respecto de una tendencia lineal), el parámetro e define la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital evaluada, en equilibrio estacionario, en la ratio de las proporciones de los factores capital y trabajo (s_H y s_K , respectivamente), y el parámetro $\beta = (1 - m^* s_K)^{-1}$.

Resultados

De acuerdo con lo expuesto en el apartado anterior, obtener una serie temporal para el margen solo requiere, dados distintos valores de los parámetros e y m^* , utilizar las series de valor añadido, factores productivos capital y trabajo y salario real; variables todas ellas directamente observables¹⁵. No obstante, asignar valores a los parámetros

¹⁴Para más detalles véase López-Salido y Velilla (1997).

¹⁵En el Apéndice se describen las variables utilizadas en este trabajo.

e y m^* , como en todo ejercicio de calibración, está sometido a ciertos problemas. La estrategia seguida en esta sección consiste en discutir un rango plausible de valores para los parámetros e y m^* y así analizar sus efectos sobre las distintas series de márgenes.

Dado que el valor de la elasticidad de sustitución entre factores, e , no es fácilmente estimable, consideramos como valor estándar la unidad. Este se corresponde con la conocida función de producción Cobb-Douglas, una especificación habitualmente considerada en los trabajos de ciclos económicos reales. No obstante, también discutiremos cómo afectan a los resultados los casos particulares $e = 0,5$ y $e = 2$.

La elección del nivel medio del margen (m^*) está sujeta a que se satisfaga la restricción: $m^*s_K + m^*s_H(1 - h) = 1$ ¹⁶. Esta condición determina, en equilibrio estacionario, la relación entre las proporciones de los factores capital y trabajo sobre el valor añadido (es decir, s_K y s_H), la proporción de costes fijos en el factor trabajo sobre el total de costes de laborales $-h-$ (es decir, la importancia de los rendimientos crecientes a escala) y el grado de competencia imperfecta medido a través de la media de los márgenes (m^*). La estrategia ha sido la siguiente¹⁷: primero, a partir de los datos descritos en el Apéndice, que sirven de base para la construcción de los márgenes en este trabajo, hemos obtenido las proporciones medias s_K y s_H para el período 1977.I-1995.IV. Estas han sido 0,20 y 0,57, respectivamente¹⁸. Segundo, a partir de s_K y s_H la restricción anterior establece una relación lineal entre m^* y h . En el equilibrio estacionario, cuanto mayor sea la importancia cuantitativa de los márgenes (m^*) mayor debe ser el nivel de costes fijos (h), es decir, mayores serán los rendimientos cre-

¹⁶Esta restricción garantiza que, en equilibrio estacionario, los beneficios extraordinarios son nulos.

¹⁷Una estrategia alternativa consiste en estimar m^* a partir de la metodología de Hall (1988). No obstante, la no disponibilidad de determinadas variables (exógenas) limita esta aproximación para el caso español.

¹⁸Son proporciones sobre valor añadido bruto. Nótese que en un contexto de competencia imperfecta y costes fijos estas proporciones no tienen por qué sumar la unidad. No obstante, conviene hacer dos puntualizaciones respecto a los valores obtenidos. Primero, para construir s_K hemos considerado que la tasa de depreciación del stock de capital es del 20% anual. Este valor genera un coste de uso del capital positivo para todos los períodos de la muestra. No obstante, los resultados no sufren alteraciones significativas si consideramos tasas de depreciación alternativas. Segundo, la proporción del factor trabajo sobre el valor añadido quizá esté algo infravalorada, dado que la serie de salarios disponible no incluye algunas cotizaciones empresariales. No obstante, por coherencia con el ejercicio empírico realizado, hemos considerado este valor promedio como una referencia válida.

cientes a escala necesarios para garantizar la ausencia de beneficios extraordinarios empresariales (en el largo plazo).

Con objeto de obtener una estimación de los costes fijos en el caso español, se ha acudido a los datos disponibles en la Central de Balances del Banco de España. De la información contenida en dicha fuente, se deduce que los directivos y gerentes más el resto del personal administrativo suponen un 14,59% del personal asalariado. No obstante, como dichos trabajadores (los asalariados) representan un 74% del total de ocupados, el valor de h a considerar estaría en torno al 11%. En este caso, para satisfacer la restricción de beneficios extraordinarios nulos, m^* tiene que ser igual al 1,4 (es decir, un 40% de margen promedio)¹⁹. Se ha tomado en consideración, igualmente, una segunda parametrización consistente en disminuir m^* a 1,30, lo cual permite que, en equilibrio estacionario, h sea inferior al 0,1%. Esta última hipótesis permite disminuir la importancia cuantitativa de la competencia imperfecta, reduciéndose drásticamente la importancia de los rendimientos crecientes a escala a nivel agregado.

A nivel puramente descriptivo, en los Gráficos 1 y 2 tratamos de resaltar dos aspectos relativos al comportamiento cíclico de los márgenes: a) la dependencia de la variación cíclica de los márgenes del valor de los parámetros e y m^* ; y b) en qué forma dicha dependencia es sensible a distintas medidas de ciclo económico. En el panel A del Gráfico 1 se recoge la serie de márgenes obtenida cuando fijamos $m^* = 1,4$ y $e = 1$. En el panel B se muestran las consecuencias que se derivan de reducir el valor de la elasticidad de sustitución hasta $e = 0,5$, mientras que en el panel C se presenta el caso en que reducimos el nivel medio de los márgenes ($m^* = 1,3$), manteniendo una función de producción agregada Cobb-Douglas ($e = 1$). En todos ellos, se representa el comportamiento cíclico de la economía a través de las desviaciones respecto a una tendencia del número de ocupados²⁰.

La evolución de ambas variables da pie a realizar las siguientes consideraciones: en primer lugar, el comportamiento agregado de los márgenes

¹⁹ Este valor es bastante razonable. En concreto, para el caso español, usando una información muy diferente, Goerlich y Orts (1994, 1996) obtienen estimaciones para el conjunto de la industria española entorno al 45%.

²⁰ Los resultados no se alteran si se representa el valor añadido bruto.

GRÁFICO 1
Desviaciones frente a una tendencia del empleo y del margen

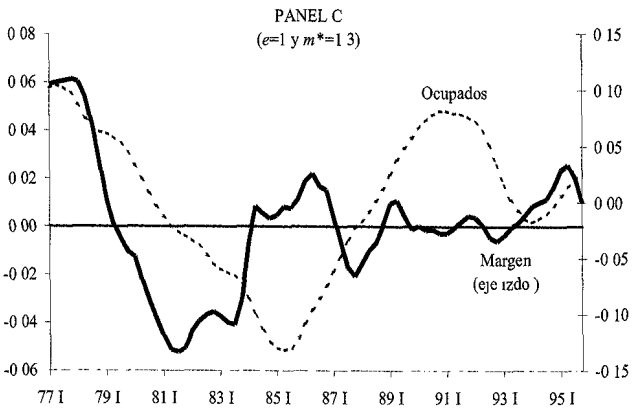
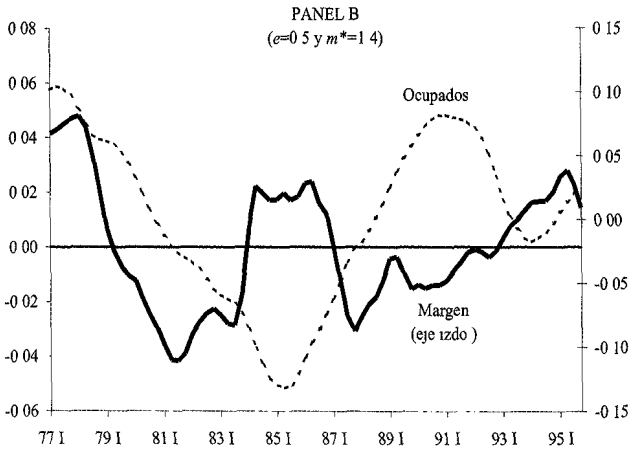
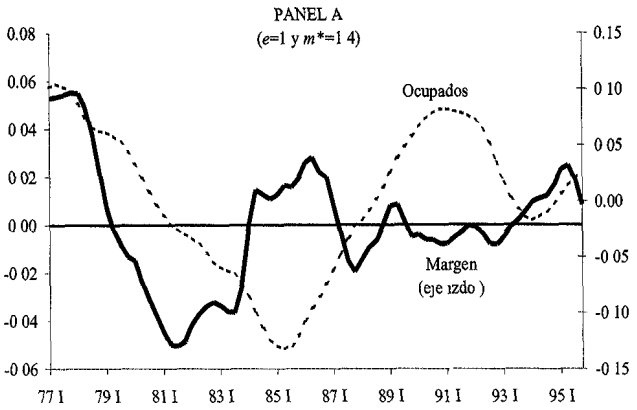
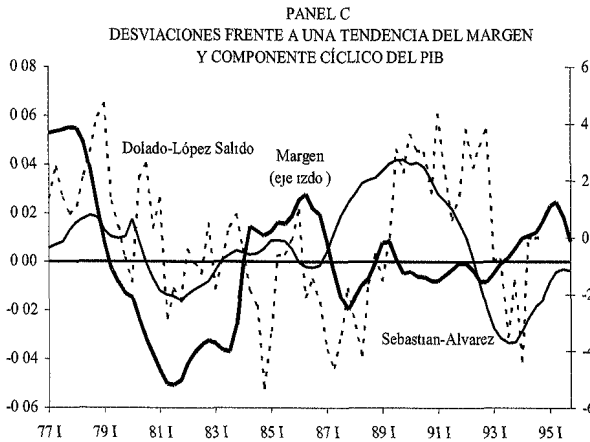
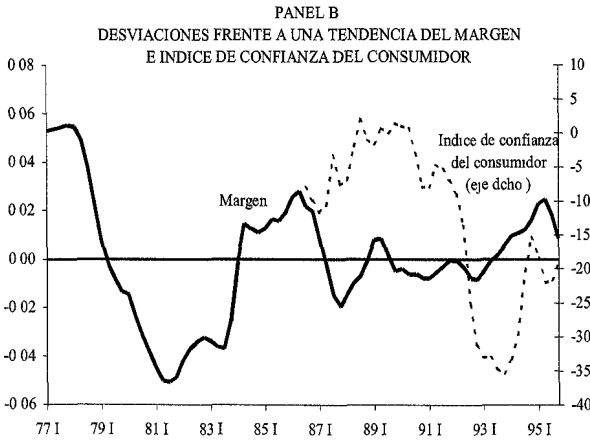
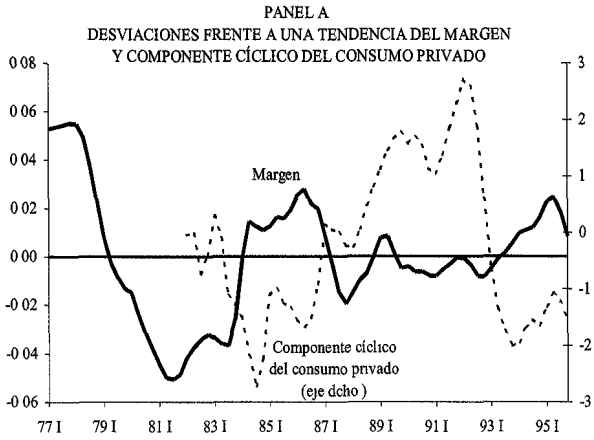


GRÁFICO 2
($e=1$ y $m^*=1,4$)



no parece obedecer a un patrón cíclico diferenciado²¹. A pesar de la dificultad para determinar las propiedades cíclicas de los márgenes a partir de las series representadas, es posible señalar la presencia de algunas regularidades. En concreto, parece que episodios de recesión económica profunda y continuada (por ejemplo, el período 1978-1985) tienden a consolidar contracciones progresivas de los márgenes. Alternativamente, la percepción de fortaleza y continuidad de fases expansivas (como, por ejemplo, la correspondiente al período 1987-1990) acaban favoreciendo la aparición de presiones alcistas en los márgenes. Finalmente, parece observarse que los cambios de fase esperados en la demanda tienden a afectar también a la dinámica de los márgenes. Los cambios de posición cíclica de mediados de los años ochenta y primera mitad de los noventa parecen anticiparse por los márgenes a través de movimientos alcistas. En segundo lugar, en los paneles A-C del Gráfico 1 resulta poco perceptible el efecto que los parámetros e y m^* tienen sobre la dinámica de la serie de márgenes. Si se supone que en la tecnología la elasticidad de sustitución entre factores es pequeña, entonces será mayor la reducción de la productividad marginal del trabajo en fases expansivas, reforzándose la contraciclicidad de los márgenes²². Mayores costes fijos (y por tanto, mayor m^* en equilibrio estacionario) provocan que, para un valor determinado del parámetro e , la reducción de la productividad del trabajo sea mayor en épocas expansivas. Esto tiende a inducir, de nuevo, una mayor contraciclicidad en los márgenes²³.

En los tres paneles del Gráfico 2 se recogen, cuando se fija $e = 1$ y $m^* = 1,4$, la evolución de los márgenes frente a distintas medidas alternativas del comportamiento cíclico de la economía española. En los paneles A y B del Gráfico 2 se representan el componente cíclico del consumo privado, medido a partir del filtro de Hodrick-Prescott, y el Índice de Confianza del Consumidor. En el panel C se representan dos medidas alternativas del ciclo económico español procedentes de los trabajos de Álvarez y Sebastián (1995) y Dolado y López-Salido (1996)²⁴. Estas representan los componentes cíclicos del PIB derivados de la distinción

²¹De hecho, el coeficiente de correlación entre las series correspondientes al panel A del gráfico 1 es de 0,05.

²²La correlación simple entre márgenes y ocupados es de 0,05 en el panel A (cuando $e = 1$), frente a -0,08 en el panel B (cuando $e = 0,5$).

²³La correlación simple entre márgenes y ocupados es de 0,05 en el panel A (cuando $m^* = 1,5$), frente a 0,36 en el panel C (cuando $m^* = 1,3$).

²⁴Agradecemos a Luis Julián Álvarez el habernos cedido el *output* latente obtenido en Álvarez y Sebastián (1995).

entre *shocks* permanentes y transitorios a la mencionada variable en distintos modelos econométricos estructurales. De nuevo, la evolución de los márgenes frente a estas medidas cíclicas alternativas tiende a confirmar los anteriores comentarios.

3.2 Contrastación empírica de los modelos

El objetivo de esta sección es obtener las relaciones entre estas variables y el margen anteriormente calculado para estimar las elasticidades ε_x y ε_y . Para ello, en la sección siguiente se presentan distintas formas de identificar los mismos para posteriormente proceder a su estimación.

Breve descripción metodológica

Sean Y_t , X_t y B_t los niveles agregados de la producción, el flujo futuro de beneficios esperados y el beneficio corriente, respectivamente²⁵. Así, a nivel agregado, la expresión [2] puede expresarse de forma recursiva como:

$$X_t = E_t \left\{ \phi_t^j [B_{t+1} + X_{t+1}] \right\} \quad [12]$$

El siguiente paso consiste en aproximar log-linealmente esta expresión alrededor de sus valores de crecimiento en equilibrio estacionario. Si el capital, la producción y los beneficios crecen a una tasa g , entonces la aproximación log-lineal a la anterior expresión es:

$$\hat{x}_t = E_t \left\{ (1 - \delta) \hat{b}_{t+1} + \delta \hat{x}_{t+1} - \hat{r}_{t+1} \right\} \quad [13]$$

con $\delta = (\alpha/\gamma)(1 + r^*)^{-1}(1 + g)$. Donde r_t es el rendimiento bruto estocástico al que los beneficios se descuentan y r^* su valor de equilibrio estacionario. A partir de la expresión para B_t es posible obtener una relación entre demanda, margen y beneficios. En concreto, log-linealizando B_t se obtiene:

$$\hat{b}_t = \hat{y}_t + (m^* - 1)^{-1} \hat{m}_t \quad [14]$$

El sistema formado por las ecuaciones [9], [13] y [14] permite identificar y estimar ε_x y ε_y de dos formas distintas.

Procedimiento 1: Condición de ortogonalidad. Un primer procedimiento consiste en utilizar las ecuaciones [9] y [14] para reexpresar la ecuación [13] en términos de variables observables y de los parámetros

²⁵Es decir, $Y_t = nI_t y_t$, $X_t = nI_t x_t$ y $B_t = (m_t - 1/m_t)Y_t$.

ε_x y ε_y . Es decir, procediendo de esta forma se obtiene la siguiente expresión:

$$E_t \{ A\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t + B\hat{y}_{t+1} + \varepsilon_y \hat{y}_t - \varepsilon_x \hat{r}_{t+1} \} = 0$$

donde $A = \left[\delta + (1 - \delta) \left(\frac{\varepsilon_x}{m^* - 1} \right) \right]$, $B = (1 - \delta)\varepsilon_x - \delta\varepsilon_Y$ [15]

Este procedimiento permite estimar ε_x y ε_y sin necesidad de obtener \hat{x}_t , evitando, además, la posible existencia de sesgos de endogeneidad en la estimación de los parámetros. Para proceder a la estimación de las elasticidades, esta expresión es una condición de ortogonalidad que deben satisfacer los modelos teóricos presentados. Bajo expectativas racionales, si sustituimos el valor esperado por el observado, el residuo de la ecuación está incorrelacionado con cualquier variable contenida en el conjunto de información disponible en el período t . De este modo es fácil construir estimadores por el Método Generalizado de los Momentos (MGM) de las elasticidades ε_x y ε_y . La endogeneidad de las variables contenidas en la expresión [15] permite el uso de variables contenidas en el conjunto de información disponible como instrumentos.

Procedimiento 2: Campbell-Shiller. Una alternativa consiste en estimar directamente la ecuación [9]. Para ello sería necesario obtener una serie de \hat{x}_t . Esto es posible si sustituimos la expresión [14] en la ecuación [13] y resolvemos hacia delante:

$$\hat{x}_t = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j \left[(1 - \delta)\hat{y}_{t+j+1} + \left(\frac{1 - \delta}{m^* - 1} \right) \hat{m}_{t+j+1} - \hat{r}_{t+j+1} \right] \right\} \quad [16]$$

Esta ecuación expresa el valor de los beneficios esperados en términos de la dinámica futura esperada en la demanda, los márgenes y el tipo de interés. Dada la linealidad de esta expresión, para obtener estimaciones de \hat{x}_t seguimos el procedimiento de Campbell y Shiller (1988)²⁶. A partir de la serie estimada de beneficios esperados es posible estimar la ecuación [9] y obtener las elasticidades ε_x y ε_y .

Resultados

En esta sección se discuten los resultados de la estimación, por el doble procedimiento descrito anteriormente, de las elasticidades ε_x y ε_y . Esto permite determinar qué modelo teórico parece explicar la dinámica

²⁶Una descripción de cómo aplicar este procedimiento a este trabajo se encuentra disponible en López-Salido y Velilla (1997).

discutida en la sección anterior. Se comienza presentando los resultados de la estimación MGM de la ecuación [15], para posteriormente analizar los resultados de la estimación a partir del procedimiento de Campbell-Shiller correspondiente a la estimación de las ecuaciones [9] y [16].

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación MGM que constituyen nuestra especificación de referencia. Esta especificación utiliza $m^* = 1,4$, $e = 1$ y $d = 0,9$ como valores de los parámetros. En la misma se representan dos grupos de resultados. De un lado, se estima el modelo irrestringido (sin imponer la igualdad entre las elasticidades ε_x y $-\varepsilon_y$) y se compara la igualdad entre estos coeficientes a través de un contraste de Wald. Asimismo, se estima el modelo restringido, que resulta cuando las preferencias de los agentes son homotéticas [el margen depende únicamente de la *ratio* (x/y)]. Por otro lado, se presentan distintas estimaciones de los parámetros, en función de los instrumentos seleccionados, al objeto de estudiar la robustez de los mismos a tal elección.

CUADRO 2
Estimación MGM: Especificación básica
($m^*=1,4$; $e=1$; $\delta=0,9$)

Parámetros	Estimación no restringida		Estimación restringida	
	(1)	(2)	(1)	(2)
ε_y	-0,12 (0,86)	-0,09 (0,74)	-	-
ε_x	0,14 (4,36)	0,14 (4,43)	-	-
$\varepsilon_x = -\varepsilon_y = \varepsilon$			0,14 (4,76)	0,14 (4,58)
Wald test ($\varepsilon_x = -\varepsilon_y$)	0,03	0,13	-	-
Hansen/Sargan Test	10,27	11,24	10,78	11,00
GL	7	9	8	10

Errores estándar robustos (Newey-West) a la existencia de correlación de segundo orden y a heterocedasticidad. Estadísticos t entre paréntesis, Hansen/Sargan test de restricciones de sobreidentificación distribuido con una χ^2 con GL grados de libertad. El contraste de Wald de igualdad de los coeficientes se distribuyen como una χ^2 con un grado de libertad. Los modelos incluyen constante y tendencia.

Instrumentos. Columna (1): incluye constante, tendencia y valores desfasados dos, tres y cuatro períodos de margen, VAB y coste capital. Columna (2): incluye los anteriores más los desfases dos, tres y cuatro del salario real.

La estimación del modelo irrestringido confirma que el coeficiente estimado para ε_x es positivo y significativamente distinto de cero. De esta forma, se rechaza el modelo estático, donde el único determinante del margen es la demanda corriente. Más aún, el coeficiente asociado a la demanda corriente resulta ser no significativo. No obstante, la significatividad de este coeficiente depende del nivel de m^* seleccionado²⁷.

No obstante, como se desprende del contraste de Wald, no es posible rechazar que ambas elasticidades son iguales y de signo contrario. De este modo, parece que el efecto de la demanda corriente no puede identificarse de forma separada del efecto «demanda futura». Los estadísticos de correlación y de restricciones de sobreidentificación parecen ser satisfactorios para los distintos tipos de instrumentos seleccionados. De hecho, los coeficientes estimados presentan una gran estabilidad respecto a los instrumentos seleccionados. Y, en general, al 5% de nivel de significación no es posible rechazar la validez de los mismos (contrastos de Sargan/Hansen).

A partir de los resultados anteriores, cuando imponemos la restricción de igualdad entre las elasticidades ε_x y $-\varepsilon_y$, la elasticidad estimada del margen frente a la *ratio* $(x/y)_t$ es significativamente distinta de cero. Por tanto, no podemos rechazar que los márgenes dependen del nivel de demanda futura, dado un nivel de demanda corriente. Por último, una restricción adicional del modelo de colusión implícita con preferencias homotéticas reside en que la elasticidad del margen a la *ratio* (x/y) , ε , debe ser menor que $m^* - 1$. Es fácil comprobar que, dada la parametrización escogida, esta restricción siempre se satisface de forma holgada. En principio, estos resultados están en línea con lo que se deduce del modelo de colusión implícita bajo homoteticidad en las preferencias (Rotemberg y Saloner, 1986).

En los Cuadros 3 y 4 se recogen los resultados correspondientes a dos tipos de análisis de robustez realizados sobre nuestra especificación básica. En el Cuadro 3 se analiza cómo se alteran los resultados ante distintas parametrizaciones de m^* y e , mientras que en el Cuadro 4 se presentan distintas estimaciones MGM en función de la variable utilizada en la normalización de la condición de ortogonalidad²⁸.

²⁷Sólo si se suponen márgenes promedio del 45% o superiores puede obtenerse un valor significativamente distinto de cero. Aunque los resultados no se expliciten, están disponibles para cualquier lector interesado.

²⁸Véase, por ejemplo, Hillier (1990) y Alonso y Arellano (1999), para un análisis de la importancia que la normalización tiene en la estimación de modelos de variables

En el Cuadro 3 se recogen los resultados de volver a estimar el modelo restringido permitiendo que la elasticidad de sustitución (e) tome los valores 0,5, 1 y 2; mientras que el nivel medio de los márgenes (m^*) es de 1,4 y 1,3 para cada uno de los casos anteriores. En la misma también se recogen los contrastes de Wald de igualdad de las elasticidades ε_x y $-\varepsilon_y$ cuando estimamos el modelo irrestringido.

CUADRO 3
Estimación MGM: Análisis de robusted ($\delta=0,9$)

Márgenes promedio						
		$m^*=1,3$			$m^*=1,4$	
	ε	Wald	Sargan	ε	Wald	Sargan
0,5	0,12 (4,69)	0,02	10,12	0,12 (4,41)	1,06	11,48
1	0,14 (5,03)	2,06	13,07	0,14 (4,58)	0,13	11,00
2	0,14 (5,09)	4,63	13,76	0,15 (5,07)	0,86	12,27

Estadísticos t de Student, entre paréntesis. Estimaciones correspondientes al conjunto de instrumentos (2) del Cuadro 2. Ver el Cuadro 2, para más detalles. El contraste de Wald se ha realizado sobre la estimación irrestringida del modelo

Respecto a lo ya señalado en el Cuadro 2, nótese que los valores escogidos para e y m^* no parecen alterar el papel jugado por la demanda corriente, como variable independiente de la evolución futura de esta, en la dinámica de los márgenes. La estimación de ε_x es muy robusta a las distintas parametrizaciones utilizadas. Solo cuando se incrementa la sustitución entre factores (e grande) y se reduce el nivel medio de los márgenes ($m^* = 1,3$) no es posible identificar que el efecto demanda corriente y demanda futura tengan la misma magnitud y sentido contrario. Pero, en general, si $m^* = 1,4$, y para cualquier valor de e , no es posible rechazar que ambas elasticidades son iguales y de signo contrario. Por último, para cualquier parametrización, el modelo restringido nunca se rechaza. La estimación puntual de la elasticidad ε es muy robusta a distintas combinaciones de e y m^* , y siempre significativamente distinta de cero. Estos resultados tienden a apoyar la tesis del Cuadro 2. Es decir, la dinámica de los márgenes viene determinada por la evolución de la ratio $(x/y)^{29}$.

En el Cuadro 4 se recogen los resultados derivados de imponer distintas instrumentales en los que los instrumentos pueden ser de baja calidad.

²⁹De nuevo, todas las estimaciones recogidas en el Cuadro 3 verifican la restricción $\varepsilon < m^* - 1$.

normalizaciones en la estimación MGM de la condición de ortogonalidad [15]. Dado que el parámetro m^* es un importante determinante de la significatividad de ε_y , el ejercicio se presenta tanto para $m^* = 1,4$ como para $m^* = 1,3$ fijando $e = 1$ y $\delta = 0,9$. En general, los resultados respecto a la magnitud, signo y significatividad de los coeficientes se mantienen. Sin embargo, la normalización en las variables y_t e y_{t+1} aumenta el valor del estadístico de Wald de igualdad de coeficientes. No obstante, al 5% de nivel de significación no es posible rechazar que ambos coeficientes sean iguales.

CUADRO 4
Estimación MGM: Análisis de robusted II
A)($m^*=1,3$; $e=1$; $\delta=0,9$)

Normalización	ε	Sargan	Wald
m_t	0,13 (5,00)	13,07	2,03
m_{t+1}	0,14 (5,16)	13,18	1,91
y_t	0,24 (5,52)	5,88	2,21
y_{t+1}	0,24 (5,52)	5,88	2,10
r_{t+1}	0,27 (5,56)	11,52	0,17

B)($m^*=1,4$; $e=1$; $\delta=0,9$)

Normalización	ε	Sargan	Wald
m_t	0,14 (4,58)	11,00	0,13
m_{t+1}	0,15 (4,94)	11,83	0,12
y_t	0,26 (4,98)	6,83	3,20
y_{t+1}	0,26 (4,98)	6,83	3,16
r_{t+1}	0,27 (5,34)	10,16	0,88

Estadísticos t de Student, entre paréntesis. Estimaciones correspondientes al conjunto de instrumentos (2). Véase el Cuadro 2, para más detalles.

Por último, en el Cuadro 5 se recogen los valores estimados para las elasticidades del modelo irrestringido estimando la regresión de la serie de márgenes sobre el valor añadido (y) y la serie de beneficios esperados generada por el método Campbell-Shiller. De nuevo, se obtienen re-

sultados consistentes con las hipótesis del modelo de colusión implícita con preferencias homotéticas, confirmándose, así, la importancia de la ratio (x/y) en la determinación de la dinámica de los márgenes.

CUADRO 5
Estimación basada en X_t (Campbell-Shiller)
A) $m^*=1,3; e=1$

	Estimación irrestringida	Estimación restringida
	Wald Test	ϵ
$\delta=0,9$	5,03	0,16 (12,79)
$\delta=0,987$	0,57	0,19 (9,91)

B) $m^*=1,4; e=1$		
	Estimación irrestringida	Estimación restringida
	Wald Test	ϵ
$\delta=0,9$	5,03	0,16 (11,26)
$\delta=0,987$	4,83	0,19 (8,63)

Estadísticos t de Student, entre paréntesis. El contraste de Wald se ha realizado sobre la estimación irrestringida del modelo. Véase el Cuadro 2, para más detalles.

4. Conclusiones

En este trabajo se parte de la hipótesis de que la economía está dominada por relaciones empresariales sujetas a competencia imperfecta en el mercado de bienes y servicios. En este entorno, precio y coste marginal pueden presentar perfiles temporales claramente diferenciados.

A partir de distintos modelos teóricos se han destacado dos aspectos. En primer lugar, que los márgenes empresariales pueden no ser constantes a lo largo del ciclo económico. En concreto, constituyen una variable de decisión para la empresa, cuyo comportamiento (endógeno) puede teóricamente ser procíclico, acíclico o contracíclico. La determinación de este carácter es una cuestión puramente empírica. En segundo lugar, que para analizar este comportamiento hay que consi-

derar que la dinámica de los márgenes depende de la evolución esperada de los beneficios empresariales. Es decir, no es posible examinar el comportamiento cíclico de los márgenes sin tener presente que este se determina por sus efectos sobre la evolución futura de la propia demanda. Formalmente, se ha mostrado que tecnología y estructura de mercado, de un lado, y preferencias de los consumidores, de otro, resultan elementos cruciales para entender la relación entre márgenes, demanda y beneficios esperados.

El análisis empírico de este tipo de cuestiones se enfrenta al problema de la inobservabilidad de variables tales como márgenes, flujo de beneficios esperados y progreso técnico. Sin embargo, este tipo de variables se interrelacionan entre sí dependiendo del tipo de tecnología considerada y de la estructura de mercado en la que se desenvuelven las decisiones empresariales. Hipótesis alternativas sobre estos aspectos conducen a diferentes relaciones entre las anteriores variables, que pueden ser contrastadas a través de la dinámica inducida en el comportamiento de la producción, los factores productivos y el precio de los mismos (variables directamente observables).

En el plano empírico, en este trabajo se obtiene una serie de márgenes para el sector privado no agrario español a partir del comportamiento cíclico de la producción, los factores productivos y el precio de éstos correspondientes a dicho sector durante el período 1977-1995. El comportamiento de esta variable no puede ligarse únicamente a fluctuaciones en la demanda corriente, sino a movimientos simultáneos en la demanda corriente y el valor esperado de la demanda futura. El patrón cíclico de los márgenes depende de la evolución de la *ratio* demanda futura sobre demanda corriente. Aumentos en la demanda corriente en el inicio de las fases expansivas presionarían al alza los márgenes, mientras que aumentos de la demanda ante la expectativa de un final de fase expansiva tenderían a relajar tales presiones. Al inicio de fases recesivas, reducciones progresivas del crecimiento de la demanda corriente tenderían a presionar a la baja sobre los márgenes. Por el contrario, al final de fases recesivas, y ante la expectativa de reactivaciones futuras de la demanda, los márgenes tenderían a subir. Un modelo teórico en el que las preferencias de los consumidores son homotéticas y existe competencia imperfecta entre industrias (servicios) y colusión implícita entre las empresas permite racionalizar los anteriores resultados (Rotemberg y Saloner, 1986).

Los resultados del ejercicio empírico han demostrado su robustez con

distintas parametrizaciones y normalizaciones, así como diferentes métodos de estimación. No obstante, este trabajo, lejos de ser concluyente, solo constituye un punto de partida de líneas de investigación futuras. En concreto, parece deseable profundizar en cómo la hipótesis de competencia imperfecta afecta a las respuestas cíclicas de determinadas variables ante distinto tipo de perturbaciones económicas. Esta línea de trabajo ha sido seguida por Andrés, López-Salido y Vallés (1999). Asimismo, el uso de datos con carácter más desagregado permitiría identificar factores adicionales de la dinámica de los márgenes. Esta línea de trabajo ha sido seguida por Fariñas, Huergo, Martín y Sanchez (1996).

Apéndice. Descripción de las variables

El período muestral considerado en este trabajo se extiende desde el primer trimestre de 1977 hasta el último trimestre de 1995. Las variables utilizadas son las siguientes:

Nivel de producción (y_t). Medida por el valor añadido bruto del sector privado no agrario a precios constantes del año 1986. Contabilidad Nacional de España (Base 1986). Fuente: elaboración por la Oficina de Coyuntura del Servicio de Estudios del Banco de España.

Stock de capital productivo (K_t). Serie estimada por Corrales y Taguas hasta el año 1988, a partir de la aplicación de un método de inventario perpetuo a la serie de formación bruta de capital fijo sin inmuebles residenciales. Los datos para el período 1989-1995 han sido proporcionados por Angel Estrada.

Empleo (H_t). Serie de número de ocupados del sector privado no agrario. Fuente: elaboración por la Oficina de Coyuntura del Servicio de Estudios del Banco de España, a partir de la Encuesta de Población Activa elaborada por el INE.

Salario Real (W_t). Serie que determina la ganancia media por trabajador y mes del sector privado no agrario. Esta serie se deflacta por el índice de precios que se deriva de calcular la *ratio* entre el valor añadido bruto a precios corrientes y el valor añadido a precios constantes, anteriormente considerado. Fuente: elaboración por la Oficina de Coyuntura del Servicio de Estudios del Banco de España, a partir de los datos de la Encuesta de Salarios en la Industria y en los Servicios (INE).

Tipo de interés neto de impuestos (r_t). Tipo de interés del crédito interno concedido por bancos y cajas a empresas y familias, incluidos los pagarés de empresa. El tipo de interés real es el que resulta de restar al nominal la tasa

de inflación interanual esperada derivada a partir del *deflactor* implícito del valor añadido bruto del sector privado no agrario. Fuente: elaboración por la Oficina de Estudios Monetarios y Financieros del Servicio de Estudios del Banco de España (véase Cuenca, 1994, para más detalles).

References

- Alonso, F. y F. Restoy (1995): "La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable", *Moneda y Crédito* 200, pp. 95-132.
- Alonso, C. y M. Arellano (1999): "Symmetrically normalized instrumental variable: estimation using panel data", *Journal of Business and Economic Statistics* 17, pp. 36-49.
- Andrés, J., J.D. López-Salido y J. Vallés (1999): "The liquidity effect in a small open economy model", Documento de Trabajo 9902, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Bils, M. (1989): "Pricing in a customer market", *Quarterly Journal of Economics* 104, pp. 699-718.
- Campbell, J.Y. y R. Shiller (1988): "Dividend price ratios and expectations of future dividends and discount factors", *Review of Financial Studies* 1, pp. 195-198.
- Corrales, A. y D. Taguas (1989): "Series Macroeconómicas para el período 1954-1988", *Un intento de homogeneización*, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Cuenca, J.A. (1994): "Variables para el estudio del sector monetario. agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos", Documento de Trabajo 9406, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Dixit, A. y J. Stiglitz (1977): "Monopolistic competition and optimum product diversity", *American Economic Review* 67, pp. 533-559.
- Dolado, J.J. y J.D. López-Salido (1996): "Histeresis y fluctuaciones económicas (España, 1970-1995)", *Moneda y Crédito* 201.
- Fariñas, J.C., E. Huergo, A. Martín y C. Suárez (1996): "La empresa industrial española en la década de los noventa: resultados", Documento de Trabajo 9612, Fundación Empresa Pública.
- Goerlich, F.J. y V. Orts (1994): "Margen entre precio y coste marginal y economías de escala en la Industria Española (1964-1989)", *Revista de Economía Aplicada* 6, pp. 29-53.
- Goerlich, F.J. y V. Orts (1996): "Economías de escala, externalidades y atesoramiento de trabajo en la industria española (1964-1989)", *Revista de Economía Aplicada* 11, pp. 151-166.
- Hall, R.E. (1988): "The relationship between price and marginal cost in U.S. industry", *Journal of Political Economy* 96, pp. 921-948.
- Hillier, G.H. (1990): "On the normalization of structural equations: properties of directions estimators", *Econometría* 58, 1181-1194.

- Hornstein, A. (1993): "Monopolistic competition, increasing returns to scale and the importance of productivity changes", *Journal of Monetary Economics* 31, pp. 299-316.
- Huergo, E. (1998): "Identificación del poder de mercado: estimaciones para la industria española", *Investigaciones Económicas* 13, pp. 69-91.
- Klemperer, P.D. (1987): "Markets with consumer switching costs", *Quarterly Journal of Economics* 102, pp. 375-394.
- López-Salido, J.D. y P. Velilla (1997): "La dinámica de los márgenes en España (Una primera aproximación con datos agregados)", Documento de Trabajo 9705, Banco de España .
- Martín Marcos, A. (1993), *Medida y determinantes de la productividad: una aplicación a la industria española*. Tesis Doctoral UNED.
- Phelps, E.S. y S.G. Winter (1970): "Optimal price policy under atomistic competition", en E. S. Phelps y otros (eds.) *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Norton, New York.
- Rotemberg, J.J. y G. Saloner (1986): "A Supergame-Theoretic model of price wars during booms", *American Economic Review* 76, pp. 390-407.
- Rotemberg, J.J. y M. Woodford (1991): "Markups and the business cycle", *NBER Macroeconomic Annual* 6, pp. 63-128.
- Rotemberg, J.J. y M. Woodford (1992): "Oligopolistic prices and the effects of aggregate demand on economic activity", *Journal of Political Economy* 100, pp. 1153-1207.
- Rotemberg, J.J. y M. Woodford (1994): "Dynamic general equilibrium models with imperfectly competitive product markets", en Cooley, T.F. (ed.) *Frontiers in Business Cycle Research*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Rotemberg, J.J. y M. Woodford (1996a): "Imperfect competition and the effects of energy price increases on economic activity", NBER Working Paper 5634.
- Rotemberg, J.J. y M. Woodford (1996b): "Real business cycle models and the forecastable movements in output, hours and consumption", *American Economic Review* 86, pp. 71-89.

Abstract

Under imperfect competition in the goods and services markets, price and marginal costs may have different dynamic behaviours. In particular, the dynamic behaviour of markups will depend on current and expected values of future demand. This paper obtains a new series of aggregate (and average) markups corresponding to the industrial and services sectors through the behaviour implied by the value added, the input factors and their prices over the period 1977-1995. We conclude that these markups will depend on the ratio of future demand relative to current demand. These results are robust to alternative econometric exercises.

Keywords: Markups, business cycle, imperfect competition.