

LA DINÁMICA
DE LOS MÁRGENES
EN ESPAÑA

(Una primera aproximación
con datos agregados)

J. David López-Salido y Pilar Velilla

LA DINÁMICA DE LOS MÁRGENES EN ESPAÑA

(Una primera aproximación
con datos agregados)

J. David López-Salido y Pilar Velilla (*)

(*) Agradecemos a Ángel Estrada, Ramón Gómez y Alberto Urtasun su disponibilidad para ceder-nos el uso de algunos de los datos utilizados. Asimismo, hemos contado con los comentarios y sugerencias de Juan Ayuso, Olympia Bover, Juan José Dolado, Javier Vallés, los participantes en el Seminario Interno del Servicio de Estudios, y muy especialmente por las acertadas y constantes sugerencias que, durante las distintas fases de la realización del trabajo, nos prestó Ángel Estrada. Aun así, cualquier error que persista solo es responsabilidad nuestra.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9705

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.

El Banco de España difunde algunos de sus informes más importantes a través de las redes INTERNET e INFOVÍA.

Las direcciones del servidor de información WWW en estas redes son: <http://www.bde.es> y <http://www.bde.inf>, respectivamente.

ISSN: 0213-2710

ISBN: 84-7793-534-3

Depósito legal: M. 8093-1997

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

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 del 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 estos 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. 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.

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 (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.

En primer lugar, la existencia de competencia imperfecta permite que la dinámica del progreso técnico no sea únicamente el reflejo de *shocks* de carácter tecnológico [(Hall (1988), (1990)]. En segundo lugar, 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 de 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. En tercer lugar, la dinámica de los márgenes también tiene implicaciones sobre el comportamiento cíclico de los precios relativos entre bienes (en distintas fases del proceso productivo) y factores [véase, Murphy *et al.* (1989)].

Estos ejemplos ilustran que la relación entre márgenes y demanda ayuda a entender el comportamiento cíclico de precios y cantidades. 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).

Formalmente, en este trabajo se discute cómo la tecnología y la estructura de mercado, de un lado, y las preferencias de los consumidores, de otro, son elementos *esenciales* para entender la relación entre los márgenes, la demanda y los beneficios esperados. En el plano empírico, 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 estos 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. 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

2.1.1. Oferta: 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, respectivamente. 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 constantes (1). Sin pérdida de generalidad, es posible normalizar el

(1) La existencia de costes fijos laborales (\bar{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.

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 . (2) En cada momento del tiempo, el beneficio bruto (sin considerar los costes fijos) de cada empresa viene representado por $B_{it} = [(m_{it} - 1)/m_{it}]y_{it}$. (3) 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 estocástico (4). 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).

2.1.2. Demanda y estructura de mercado

En esta sección se sintetizan, en un contexto dinámico, las implicaciones que resultan de la ausencia de competencia perfecta en el mercado de bienes (formalmente, situaciones en las que $m_{it} > 1$) para la relación existente entre precio, coste marginal,

(2) Nótese 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 es la *ratio* de precios.

(3) Siendo m_i el margen que caracteriza una situación de equilibrio simétrico. Posteriormente se volverá sobre este aspecto.

(4) Este 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].

demanda y beneficios esperados. En este sentido, la estructura de mercado de referencia será la caracterizada por la existencia de competencia imperfecta. 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. Así pues, en cada uno de los modelos que se presentan resulta clave, para caracterizar situaciones de equilibrio (simétrico), analizar las propiedades de la función de demanda.

Diferenciación de producto y competencia imperfecta entre empresas, [véase Dixit y Stiglitz (1977)]. En este marco, la competencia imperfecta constituye una situación intermedia entre la competencia perfecta y el monopolio. 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 agente monopoliza una variedad del producto pero que, al mismo tiempo, ha de competir con los otros agentes.

En tales circunstancias, la función de demanda a la que se enfrenta la empresa i en el momento t puede caracterizarse por la siguiente expresión (5):

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

nótese que la demanda depende tanto del margen relativo como del nivel agregado de demanda. La forma funcional de la misma está relacionada con la estructura de preferencias de los agentes económicos. Si se suponen unas preferencias homotéticas, la demanda individual [y su derivada respecto al margen, $D_1(\cdot)$] se puede expresar como una función lineal de la demanda agregada, cuya pendiente es función del margen relativo [es decir, $D(\cdot) = D(m_{it}/m_t) y_t$]. En un contexto estático, la empresa elige,

(5) Para más detalles, véanse Dixit y Stiglitz (1977), Blanchard y Kiyotaki (1987) o Rotemberg y Woodford (1991).

período a período, aquel margen que maximiza sus beneficios corrientes (B_{it}) sujeto a la estructura de su demanda [3]. La optimalidad de las decisiones de precios vendrá determinada por las siguientes condiciones de primer orden:

$$D + \left[\frac{m_{it} - 1}{m_t} \right] D_1 = 0 \quad [4]$$

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. Formalmente, en cada momento del tiempo, una situación de equilibrio simétrico se representa a través de la siguiente igualdad: $D(1, y_t) = y_t$. Uniendo esta expresión a la anterior ecuación [4], es fácil demostrar que: a) una condición necesaria y suficiente para que el margen de equilibrio aumente es que la elasticidad de la demanda en equilibrio disminuya [es decir, m_t aumenta $\Leftrightarrow -D_1(1, y_t)/y_t$ disminuye], y b) si las preferencias son homotéticas el margen de equilibrio derivado a partir de la expresión [4] es independiente del nivel de demanda (en concreto, $m = [1 + (D(1)D_1(1)^{-1})]^{-1}$).

En un contexto estático, los márgenes serán constantes si las preferencias son homotéticas. 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. Formalmente, esta circunstancia se traduciría en una elasticidad de la demanda dependiente del tiempo (es decir, $m_t = [1 + (D(1)D_{1t}(1)^{-1})]^{-1}$) (6).

Dinámica en la cuota de mercado. [véase 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

(6) En el contexto de modelos de equilibrio general, esta circunstancia es analizada por Rotemberg y Woodford (1994).

mercado (es decir, de la clientela). La idea es simple. En un contexto dinámico, 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:

$$y_{it} = D\left[\frac{m_{it}}{m_t}, y_t\right]c_{it} \quad [5]$$

$$c_{it} = \varphi\left[\frac{m_{it-1}}{m_{t-1}}\right]c_{it-1}, \text{ con } \varphi' < 0 \quad [6]$$

donde c_{it} es la cuota de mercado de la empresa i en el período t . En este tipo de economías, una situación de equilibrio simétrico viene caracterizada por el siguiente par de igualdades: a) $D(1, y_t) = y_t$, y b) $\varphi(1) = 1$ (7).

Así pues, estos modelos resaltan un aspecto de carácter dinámico simple e 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 precios (8). Nótese que, a partir de la expresión (6), cualquier reducción (es aún transitoria) en los márgenes puede tener efectos de larga duración sobre la cuota de mercado de la

(7) De nuevo, en el caso homotético $D(\cdot)$ y $D_1(\cdot)$ serían lineales en y_t .

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

empresa (9). 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 expresión (10):

$$m_t = \frac{D_1(1, y_t)}{y_t + D_1(1, y_t) + \varphi'(1)x_t} \quad [7]$$

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) (11). Si se espera que estos beneficios futuros vayan a aumentar, el margen corriente tenderá a reducirse (12). 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 pro-ciclicidad 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}).

(9) Este 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.

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

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

(12) A partir de la expresión [7] es fácil demostrar que $(\partial m_t / \partial x_t) < 0$, dado que $\varphi'(1) < 0$ y $D_1 < 0$.

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 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.

Competencia imperfecta entre industrias y colusión implícita entre empresas [véanse Rotemberg y Saloner (1986), Rotemberg y Woodford (1992)]. En este ámbito, la economía se encuentra dividida en I_i industrias, formadas, cada una de ellas, por n empresas. Cada industria en su conjunto se comporta como un competidor respecto a las demás, mientras que las empresas de cada industria 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 competitivo (13).

Es posible definir un equilibrio simétrico como aquel en el que todas las industrias fijan el mismo margen (m_i), de modo que todas venden la misma cantidad (y_i). Sin embargo, este margen industrial dependerá de la forma en la que se determine el (margen) equilibrio entre las empresas que coluden implícitamente dentro de cada industria. Por tanto, para analizar los determinantes de los márgenes en un equilibrio simétrico es necesario: primero, caracterizar la demanda de cada una de las empresas dentro de cada industria; segundo, obtener la restricción de compatibilidad de incentivos que garantiza que las empresas no se desviarán del acuerdo implícito; y tercero, determinar el margen de equilibrio de la industria que resulta de imponer en la

(13) De 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.

condición de compatibilidad de incentivos de la empresa la condición de equilibrio simétrico o igualdad de márgenes industriales (14).

Formalmente, la demanda y los beneficios de la empresa i perteneciente a la industria j en el momento t pueden escribirse como (15):

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

$$\text{donde, } \tilde{m}_j = (m_{1jt}, m_{2jt}, \dots, m_{ijt}, \dots, m_{njt}) \quad [8]$$

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

En un contexto estático, en el que cada empresa existiera durante un período, esta elegiría el margen que maximiza sus beneficios tomando como dados $\{y_t\}$ y $\{m_t\}$. De la interacción *à la Bertrand* entre las empresas surgiría un margen de equilibrio para caracterizar a la industria correspondiente.

Sin embargo, en un contexto dinámico, la interacción repetida de las decisiones de las empresas puede generar multiplicidad de equilibrios de este tipo. No obstante, de todos ellos, considérese que solo tiene éxito aquel que se corresponde con el equilibrio simétrico (16). El acuerdo colusivo implícito entre las empresas será aquel cuyos márgenes resulten de: maximizar el valor presente descontado de los

(14) Nótese que, por hipótesis, las empresas toman como dados los márgenes del resto de las industrias al determinar los suyos.

(15) Técnicamente, 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)].

(16) Es decir, el equilibrio simétrico es el que resulta, conjuntamente, mejor para las empresas.

beneficios futuros (en equilibrio) de cada empresa perteneciente a la industria j tomando como dados $\{y_t\}$ y $\{m_t\}$. ¿Cuándo, por tanto, una empresa estará de acuerdo en comportarse colusivamente?,

Una empresa i perteneciente a la industria j aceptará el *acuerdo colusivo* siempre que: los beneficios corrientes de desviarse de tal estrategia (π_{dj}), más el valor presente de los beneficios de mantenerse fuera del acuerdo (x_{dj}) y menos el castigo por desviarse (p_{dj}) sean menores o iguales que los beneficios corrientes de fijar el mismo precio que la industria (equilibrio simétrico, π_{ij}^e), más el valor presente descontado de los beneficios futuros de tal equilibrio (x_{ij}^e). Esta condición determina la compatibilidad de incentivos a la que se enfrenta cada empresa a la hora de decidir sus márgenes. Formalmente, esta *condición de compatibilidad de incentivos* para la empresa i perteneciente a la industria j en el período t puede expresarse como:

$$\text{Colusión Implícita} \Leftrightarrow \pi_{dj} + x_{dj} - p_{dj} \leq \pi_{ij}^e + x_{ij}^e \quad [9]$$

A partir de esta expresión, se puede demostrar que, para garantizar la existencia de un equilibrio simétrico, el castigo ante cualquier desviación tiene que ser tan severo como sea posible [Abreu (1986)]. Este resultado implica que el máximo castigo es aquel que garantiza beneficios cero si no se acepta el acuerdo, es decir, aquel que satisface $p_{dj} = x_{dj}$ [Rotemberg y Woodford (1992)]. Si se considera que existe equilibrio cuando la condición de compatibilidad anterior se satisface con igualdad, entonces un equilibrio simétrico es aquel en el que todas las industrias fijan el mismo margen (m_t), de modo que venden y_t , y el valor presente descontado en equilibrio

satisface: $x_{ijt}^c = x_{jt} = x_t$ (17). Es decir, el margen de equilibrio simétrico es el que resulta de resolver para m_t la siguiente expresión (18):

$$\left\{ \text{Max}_{\frac{m_{djt}}{m_t}} \left[\frac{m_{djt}}{m_t} - \frac{1}{m_t} \right] D(1, 1, \dots, \frac{m_{djt}}{m_t}, \dots, 1, y) \right\} =$$

$$\left\{ \left[1 - \frac{1}{m_t} \right] y_t + x_t \right\}$$

[10]

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 , y *b*) en el caso homotético, el valor absoluto de ambas elasticidades coincide, es decir, el margen es ahora una función creciente de la *ratio* $(x/y)_t$ (19). 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

(17) Para más detalles, véase nota (11).

(18) Nótese que el lado derecho de esta condición de compatibilidad está dado para la empresa.

(19) Siendo m^* el valor del margen correspondiente a una situación de equilibrio (simétrico) estacionario. Véase, para más detalles, Rotemberg y Woodford (1991).

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:

$$m_t = \epsilon_x x_t + \epsilon_y y_t \quad [11]$$

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 parámetros.

	PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS	PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS
COMPETENCIA MONOPOLÍSTICA	$\epsilon_x = 0 \mid \epsilon_y \text{ ¿?}$	$\epsilon_x = \epsilon_y = 0$
DINÁMICA EN LA CUOTA DE MERCADO	$\epsilon_x < 0 \mid \epsilon_y \text{ ¿?}$	$\epsilon_x = -\epsilon_y < 0$
COLUSIÓN IMPLÍCITA	$0 < \epsilon_x < m^* - 1 \mid \epsilon_y \text{ ¿?}$	$0 < \epsilon_x = -\epsilon_y < m^* - 1$

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 EMPÍRICO

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. 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 .

3.1. Construcción de las series agregadas de márgenes

La existencia de competencia imperfecta en el mercado de bienes y servicios altera la demanda de trabajo de la empresa:

$$m_t w_t = z_t F_H(K_t, z_t(H_t - \bar{H})) = z_t F_H(K_t, z_t H_t(1-h_t)) \quad [12]$$

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 [12] es la familiar curva de demanda de trabajo. A partir de esta expresión, para un nivel agregado de *output*, -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 [12], obtener como resultado una expresión para m_t en términos de variables observables.

Primera etapa. Considérese una aproximación logarítmica de la expresión [1] en desviaciones respecto a su tasa de crecimiento en equilibrio estacionario. Esta tiene

la siguiente forma (20):

$$\hat{y}_t = \left(\frac{F_1 K}{Y}\right) \hat{k}_t + \left(\frac{z H F_2 (1-h)}{Y}\right) [\hat{z}_t + (1-h)^{-1} \hat{h}_t] \quad [13]$$

donde las variables con "^" representan las mencionadas desviaciones (es decir, pueden aproximarse por las desviaciones de las variables respecto de una tendencia lineal). Asimismo, si se supone que, en el equilibrio estacionario, la tasa de crecimiento de la productividad de cada uno de los factores productivos es m^* veces la tasa de crecimiento del precio del factor en equilibrio estacionario (21). En estas circunstancias, y haciendo uso de la hipótesis de homogeneidad de grado uno de la función $F(\cdot)$, se obtiene:

$$m^* s_K + m^* s_H (1-h) = 1$$

$$\text{con } s_K = \frac{rK}{Y}, \text{ y } s_H = \frac{wH}{Y} \quad [14]$$

Esta igualdad, junto con la expresión [1] -es decir, $Y_t = F(K_t, z_t(H_t - H))$ -, permite expresar \hat{z}_t en función del *output* y los factores productivos a partir de unos valores para m^* , s_K y s_H . Es decir, la serie de progreso técnico se construye como:

$$\hat{z}_t = \beta [\hat{y}_t - m^* s_K \hat{k}_t - m^* s_H \hat{h}_t]$$

$$\text{con } \beta = (1 - m^* s_K)^{-1} \quad [14']$$

Segunda etapa. A partir de la aproximación log-lineal de la demanda de trabajo [12] y de la anterior expresión para el progreso técnico [14'], se puede obtener una

(20) Téngase en cuenta que en equilibrio estacionario \bar{H}_t y H_t crecen a la misma tasa, mientras que K_t e Y_t lo hacen a una tasa $z_t \bar{H}_t$.

(21) Téngase en cuenta que la condición de primer orden respecto al factor capital tendría la forma: $FK(\cdot) = mtrt$.

expresión para el margen agregado en términos de variables observables. Basta con suponer que la tasa de crecimiento del progreso técnico y de los salarios reales es la misma, para obtener la siguiente aproximación log-lineal a la ecuación [12]:

$$\hat{m}_t = \hat{z}_t - \hat{w}_t + \frac{m^* s_K}{e} [\hat{k}_t - \hat{z}_t - \frac{m^* s_H}{1 - m^* s_K} \hat{h}_t] \quad [15]$$

siendo el parámetro «e» la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital evaluada en la *ratio* de las proporciones de los factores en equilibrio estacionario. Sustituyendo en esta ecuación la expresión para z_t , obtenemos la expresión de la serie de márgenes:

$$\hat{m}_t = \frac{\beta}{e} \{ (e - m^* s_K) \hat{y}_t + ((1 - e) m^* s_K) \hat{k}_t - e(m^* s_H) \hat{h}_t - (\frac{e}{\beta}) \hat{w}_t \} \quad [16]$$

3.2. Contratación empírica

Sean Y_t , X_t y B_t los niveles agregados del *output*, el flujo futuro de beneficios esperados y el beneficio corriente, respectivamente (22). El objetivo de esta sección es obtener las relaciones entre estas variables y el margen (de equilibrio) para estimar las elasticidades ϵ_x y ϵ_y . Para ello, la anterior expresión [2] a nivel agregado puede expresarse como:

$$X_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \phi_j^t B_{t+j} \right] = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \phi_j^t \left(\frac{m_{t+j} - 1}{m_{t+j}} \right) Y_{t+j} \right] \quad [17]$$

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

puede descomponerse en $\phi_j^i = (\alpha/\gamma)(q_{t+1}/q_t)$ (23). La expresión [17] puede escribirse de forma más compacta como:

$$X_t = E_t \{ \phi_t^j [B_{t+1} + X_{t+1}] \} \quad [18]$$

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

$$\hat{x}_t = E_t \{ (1-\delta)\hat{b}_{t+1} + \delta\hat{x}_{t+1} - \hat{r}_{t+1} \} \quad [19]$$

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 tendencial. 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:

$$\hat{b}_t = \hat{y}_t + (m^* - 1)^{-1} \hat{m}_t \quad [20]$$

El sistema formado por las ecuaciones [11], [19] y [20] 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 [11] y [20] para expresar la ecuación [19] en

(23) Siendo $\gamma = (I_{t+1}/I_t)$, α la probabilidad de supervivencia de una industria entre t y $t+1$, y q_t una variable estocástica tal que cualquier rendimiento aleatorio $t+j$ períodos en el futuro, z_{t+j} , tiene como valor presente $E_t[(q_{t+j}/q_t)z_{t+j}]$. Véase Rotemberg y Woodford (1991), para más detalles.

términos de variables observables y de los parámetros ϵ_x y ϵ_y . Es decir, procediendo de esta forma se obtiene la siguiente expresión:

$$E_t \{ A \hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t + B \hat{y}_{t+1} + \epsilon_y \hat{y}_t - \epsilon_x \hat{r}_{t+1} \} = 0 \quad [21]$$

donde $A = [\delta + (1-\delta)(\frac{\epsilon_x}{m^* - 1})]$, $B = (1-\delta)\epsilon_x - \delta\epsilon_y$

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 [21] 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 [11]. Para ello sería necesario obtener una serie de \hat{x}_t . Esto es posible si sustituimos la expresión [20] en la ecuación [19] y resolvemos «hacia delante»:

$$\hat{x}_t = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j [(1-\delta)\hat{y}_{t+j+1} + (\frac{1-\delta}{m^* - 1})\hat{m}_{t+j+1} - \hat{r}_{t+j+1}] \right\} \quad [22]$$

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) (24). A partir de la serie estimada de beneficios esperados es posible estimar la ecuación [11] y obtener las elasticidades ϵ_x y ϵ_y .

4. RESULTADOS

4.1. La dinámica de los márgenes

De acuerdo con lo expuesto en el apartado 3.1, derivar una serie temporal para el margen solo requiere, dados los 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 observables (25). No obstante, asignar valores a los parámetros 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 obtener distintas series de márgenes.

Dado que el valor de la elasticidad de sustitución entre factores, e , no es fácilmente medible, 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 [14] (26). 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

(24) En el anejo 1 presentamos más detalles sobre este método de estimación. Adicionalmente, también puede consultarse Hansen y Sargent (1980).

(25) En el anejo 2 se describen las variables utilizadas en este trabajo.

(26) Nótese que m^* constituye la media del margen obtenido como precio sobre coste marginal, tal y como se definió en la sección 2. En ningún caso debe interpretarse como un margen sobre costes medios.

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 siguiente (27): primero, a partir de los datos descritos en el anejo 2, 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, respectivamente (28). Segundo, a partir de s_K y s_H la expresión [14] 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 crecientes 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 [14], m^* tiene que ser igual al 1,4 (es decir, un 40% de margen promedio). Se ha tomado en consideración, igualmente, una segunda parametrización consistente en disminuir m^* a 1,30, lo cual permite que, en equilibrio estacionario, h

(27) Una 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.

(28) Son 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.

sea inferior al 0,1%. Al disminuir la importancia cuantitativa de la competencia imperfecta se reduce drásticamente la consideración de 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 que 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 ocupados (29).

La evolución de ambas variables da pie a realizar las siguientes consideraciones: en primer lugar, el comportamiento agregado de los márgenes no parece obedecer a un patrón cíclico diferenciado (30). 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

(29) Los resultados no se alteran si se representa el valor añadido bruto.

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

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 y 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 márgenes (31). 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 márgenes (32).

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) (33). Estas representan los componentes cíclicos del PIB derivados de la distinción 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.

(31) (31) La 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 $e=0,5$).

(32) La 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 $m^*=1,3$).

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

4.2. Determinantes de la dinámica de los márgenes

En esta sección se discuten los resultados de la estimación, por el doble procedimiento descrito en la sección 3.2, de las elasticidades ϵ_x y ϵ_y . Esto permite determinar qué modelo teórico parece explicar la dinámica discutida en la sección anterior. Se comienza presentando los resultados de la estimación MGM de la ecuación [21], para posteriormente analizar los resultados de la estimación a partir del procedimiento de Campbell-Shiller correspondiente a la estimación de las ecuaciones [22] y [11].

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación MGM, que constituyen nuestra especificación de referencia. Esta especificación utiliza $m^*=1,4$, $e=1$ y $\delta=0,9$ como valores de los parámetros fundamentales. 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 $-\epsilon_y$) 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.

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^* seleccionado (34).

(34) Solo 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.

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 (contrastados de Sargan/Hansen).

A partir de los resultados anteriores, cuando imponemos la restricción de igualdad entre las elasticidades ϵ_x y $-\epsilon_y$, la elasticidad estimada del margen frente a la *ratio* (x/y) , 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 2 y 3 se recogen los resultados correspondientes a dos tipos de análisis de robustez realizados sobre nuestra especificación básica. En el cuadro 2 se analiza cómo se alteran los resultados ante distintas parametrizaciones de m^* y e , mientras que en el cuadro 3 se presentan distintas estimaciones MGM en función de la variable utilizada en la normalización de la condición de ortogonalidad (35).

En el cuadro 2 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

(35) Véase, por ejemplo, Hillier (1990), para un análisis de la importancia que la normalización tiene en la estimación de modelos de variables instrumentales en los que los instrumentos pueden ser de baja calidad.

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 $-\epsilon_y$ cuando estimamos el modelo irrestringido.

Respecto a lo ya señalado en el cuadro 1, 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 1. Es decir, la dinámica de los márgenes viene determinada por la evolución de la *ratio* (x/y) (36).

En el cuadro 3 se recogen los resultados derivados de imponer distintas normalizaciones en la estimación MGM de la condición de ortogonalidad [21]. 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.

(36) De nuevo, todas las estimaciones recogidas en el cuadro 2 verifican la restricción $\epsilon < m^*-1$.

Por último, en el cuadro 4 se recogen los valores estimados para las elasticidades del modelo irrestringido regresando la serie de márgenes sobre el valor añadido (y) y la serie de beneficios esperados generada por el método Campbell-Shiller (véase, para más detalles, el anejo 2). De nuevo, se obtienen resultados 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.

5. 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 considerar 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 estos 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. Asimismo, el uso de datos con carácter más desagregado permitiría identificar factores adicionales de la dinámica de los márgenes [véase, por ejemplo, Fariñas *et al.* (1996)].

CUADRO 1

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)	-	-
$\epsilon_x = -\epsilon_y = \epsilon$			0,14 (4,76)	0,14 (4,58)
Wald Test ($\epsilon_x = -\epsilon_y$)	0,03	0,13	-	-
Hansen/Sargan Test	10,27	11,24	10,78	11,00
GL	7	9	8	10

Nota: Errores estándar robustos (Newey-West) a la existencia de correlación de segundo orden y a heterocedasticidad. T-ratios entre paréntesis, Hansen/Sargan Test de restricciones de sobreidentificación distribuido como una χ^2 con GL grados de libertad. El contraste de Wald de igualdad de los coeficientes se distribuye 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 de capital. Columna (2): incluye los anteriores más los desfases dos, tres y cuatro del salario real.

CUADRO 2

ESTIMACIÓN MGM: ANÁLISIS DE ROBUSTEZ I ($\delta = 0,9$)

e	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

Nota: Estadísticos T de Student, entre paréntesis. Estimaciones correspondientes al conjunto de instrumentos (2) del cuadro 1. Ver el cuadro 1, para más detalles. El contraste de Wald se ha realizado sobre la estimación irrestringida del modelo.

CUADRO 3

ESTIMACIÓN MGM: ANÁLISIS DE ROBUSTEZ 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

Nota: Estadísticos T de Student, entre paréntesis. Estimaciones correspondientes al conjunto (2) de instrumentos. Véase el cuadro 1, para más detalles.

CUADRO 4

ESTIMACIÓN BASADA EN X_t (CAMPBELL-SHILLER)

A) ($m^* = 1,3$; $e = 1$)

	ESTIMACIÓN IRRESTRINGIDA	ESTIMACIÓN RESTRINGIDA
	Wald Test	ϵ
$\delta = 0,9$	0,36	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)

Nota: Estadísticos T de Student, entre paréntesis. El contraste de Wald se ha realizado sobre la estimación irrestringida del modelo. Véase el cuadro 1, para más detalles.

GRAFICO 1
DESVIACIONES FRENTE A UNA TENDENCIA
DEL EMPLEO Y DEL MARGEN

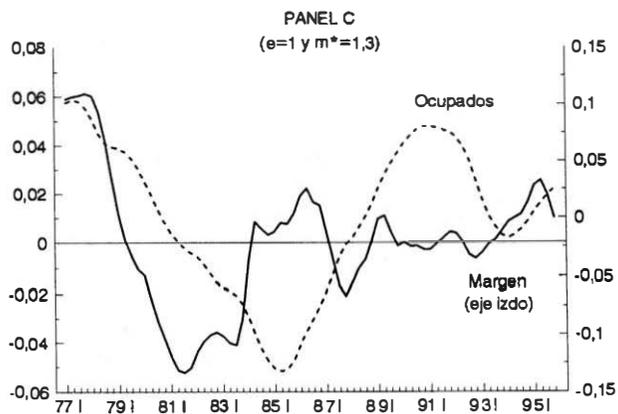
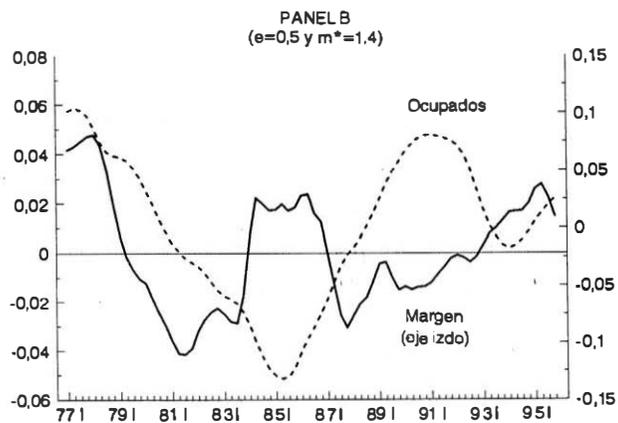
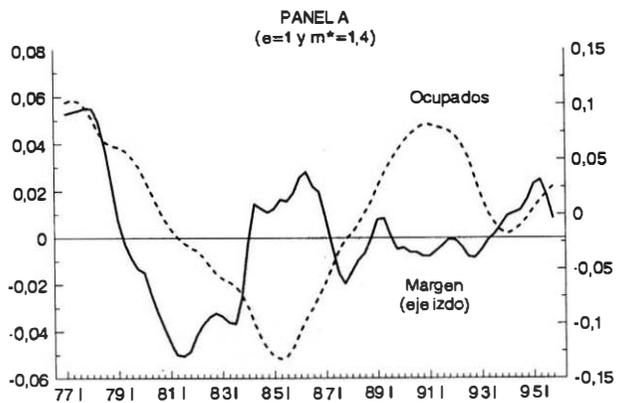
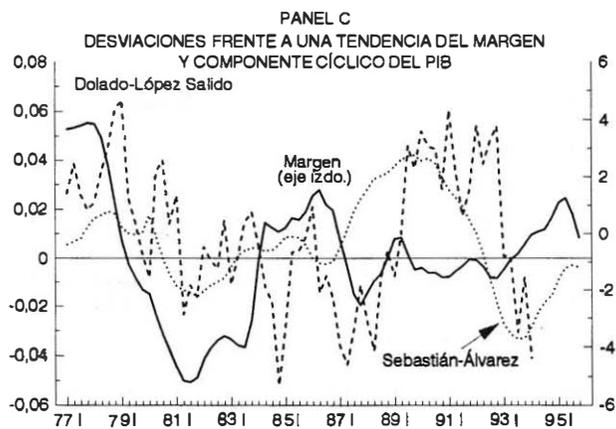
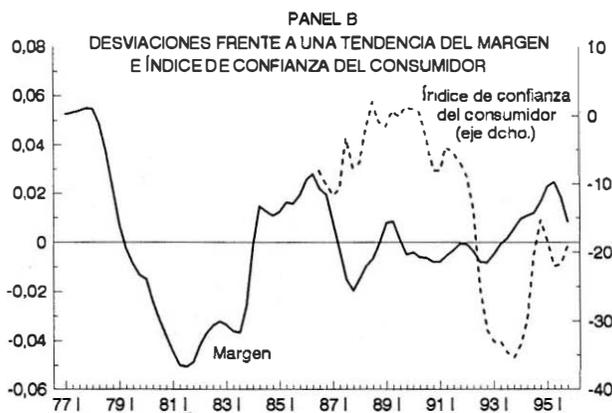
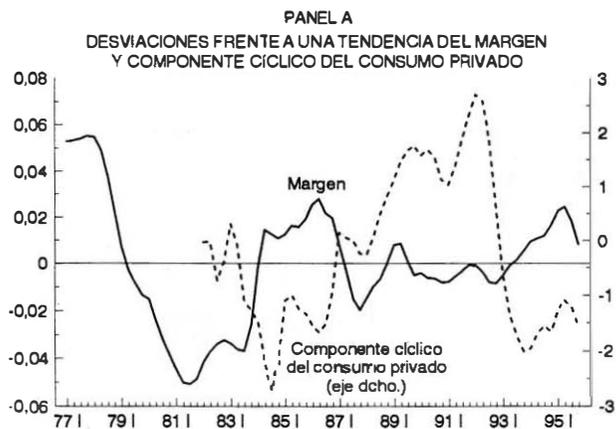


GRAFICO 2
($\rho=1$ y $m^2=1,4$)



BIBLIOGRAFÍA

Abreu, D. (1986). «Extremal equilibria of oligopolistic supergames», *Journal of Economic Theory*, 39, 191-195.

Alonso, F. y Restoy, F. (1995). «La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable», *Moneda y Crédito*, 200, 95-132.

Bils, M. (1989). «Pricing in a customer market», *Quarterly Journal of Economics*, 104, 699-718.

Blanchard, O. J. y Kiyotaki, N. (1987). «Monopolistic competition and the effects of aggregate demand», *American Economic Review*, 77(4), 647-666.

Blanchard, O. J. y Fischer, S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge MA (USA), The MIT Press.

Campbell, J. Y. y Shiller, R. (1988). «Dividend price ratios and expectations of future dividends and discount factors», *Review of Financial Studies*, 1, 195-198.

Corrales, A. y Taguas, D. (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 94/6, Servicio de Estudios, Banco de España.

Dixit, A. y Stiglitz, J. (1977). «Monopolistic competition and optimum product diversity», *American Economic Review*, 67, 533-559.

Dolado, J. J. y López-Salido, J. D. (1996). «Histeresis y fluctuaciones económicas (España, 1970-1995)», *Moneda y Crédito*, 201,

Fariñas, J. C., Huergo, E., Martín, A. y Sánchez, C. (1996). «La empresa industrial española en la década de los noventa. resultados», Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo 9612.

Hall, R. E. (1988). «The relationship between price and marginal cost in U.S. industry», *Journal of Political Economy*, 96, 921-948.

----- (1990). «Invariance Properties of the Solow's Productivity Residual», en P. Diamond (ed.) *Growth, Productivity, Unemployment*, MIT Press.

Hansen, L. P. and Sargent, T. (1980). «Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models», *Journal of Economics Dynamics and Control*, 2, 7-46.

Hillier, G. H. (1990). «On the normalization of structural equations. properties of directions estimators», *Econometría*, 58, 1.181-1.194.

Hornstein, A. (1993). «Monopolistic Competition, Increasing Returns to Scale and the importance of Productivity Changes», *Journal of Monetary Economics*, 31, 299-316.

Klemperer, P. D. (1987). «Markets with consumer switching costs», *Quarterly Journal of Economics*, 102, 375-394.

Murphy, K. M, Shleifer, A. y Vishny, R. W. (1989). «Building Blocks of Market Clearing Business Cycle», *NBER Macroeconomics Annual 1989*, 247-287.

Phelps, E. S. y Winter, S. G. (1970). «Optimal price policy under atomistic competition» en E. S. Phelps y otros (eds.) *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York, Norton.

Rotemberg, J. J. y Saloner, G. (1986). «A Supergame-Theoretic model of price wars during booms», *American Economic Review*, 76, 390-407.

Rotemberg, J. J. y Woodford, M. (1991). «Markups and the business cycle», *NBER Macroeconomic Annual*, 6, 63-128.

----- (1992). «Oligopolistic prices and the effects of aggregate demand on economic activity», *Journal of Political Economy*, 100, 1.153-1.207.

----- (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.

----- (1996a). «Imperfect Competition and the effects of Energy Price increases on economic activity», NBER Working Paper 5634.

----- (1996b). «Real Business Cycle Models and the Forecastable Movements in Output, Hours and Consumption», *American Economic Review*, 86 (1), 71-89.

ANEJO 1.

[ESTIMACIÓN DE X_t [CAMPBELL-SHILLER (1988)]]

El procedimiento considerado se basa en la obtención de estimaciones para el flujo descontado de beneficios futuros (\hat{x}_t) a partir de variables observables. En concreto sabemos que:

$$\hat{x}_t = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j [(1-\delta)\hat{y}_{t+j+1} + \left(\frac{1-\delta}{m^* - 1}\right)\hat{m}_{t+j+1} - \hat{r}_{t+j+1}] \right\} \quad [23]$$

Para obtener esta serie, considérese el vector de variables $v_t = (\hat{y}_t, \hat{m}_t, \hat{r}_t)'$. Al ser necesarias predicciones lineales de estas, el procedimiento se basa en la estimación de un vector autorregresivo (VAR) irrestringido para v_t , reexpresándolo en términos de un VAR(1). Es decir, supongamos que el vector de variables z_t tiene media cero e incluye tanto los valores corrientes como desfasados de las variables contenidas en v_t ; así, los tres primeros valores del vector z_t se corresponden con las variables contemporáneas del vector v_t . Bajo estas circunstancias, cualquier VAR irrestringido para v_t podemos representarlo, sin pérdida de generalidad, a través de la forma VAR(1) *-companion form-* como sigue:

$$z_{t+1} = Az_t + \varepsilon_{t+1} \quad [24]$$

Esta representación no es más que una forma de normalizar cualquier VAR, donde la matriz A se denomina «companion matrix» del VAR. La ventaja de trabajar con la representación [24] es que permite generar predicciones multiperíodo de la variable z_t con gran facilidad, y por tanto de la variable x_t (37). Para ello basta con señalar que:

$$E_t z_{t+j+1} = A^{j+1} z_t \quad [25]$$

Sea p un vector cuyos tres primeros elementos son $(1-\delta)$, $(1-\delta)/(m^*-1)$ y (-1) y el resto ceros. Entonces usando [23] y [25] es fácil obtener que la variable \hat{x}_t se obtiene a través de la expresión:

$$p' A [I - \delta A]^{-1} z_t \quad [26]$$

(37) Nótese que estas son combinaciones lineales de las primeras.

ANEJO 2.

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 output (y_t). Medido 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 Ángel 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].

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M.ª Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.ª Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.ª Sánchez Sáez y M.ª T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** La construcción de la Unión Monetaria Europea: ¿resulta beneficiosa, en dónde estamos y hacia dónde vamos? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en desagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.
- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9420 **Simon Milner and David Metcalf:** Spanish pay setting institutions and performance outcomes.
- 9421 **Javier Santillán:** El SME, los mercados de divisas y la transición hacia la Unión Monetaria.
- 9422 **Juan Luis Vega:** ¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9423 **Gabriel Quirós:** El mercado italiano de deuda pública.
- 9424 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español.
- 9425 **Charles Goodhart and José Viñals:** Strategy and tactics of monetary policy: Examples from Europe and the Antipodes.
- 9426 **Carmen Melcón:** Estrategias de política monetaria basadas en el seguimiento directo de objetivos de inflación. Las experiencias de Nueva Zelanda, Canadá, Reino Unido y Suecia.
- 9427 **Olympia Bover and Manuel Arellano:** Female labour force participation in the 1980s: the case of Spain.

- 9428 **Juan María Peñalosa:** The Spanish catching-up process: General determinants and contribution of the manufacturing industry.
- 9429 **Susana Núñez:** Perspectivas de los sistemas de pagos: una reflexión crítica.
- 9430 **José Viñals:** ¿Es posible la convergencia en España?: En busca del tiempo perdido.
- 9501 **Jorge Blázquez y Miguel Sebastián:** Capital público y restricción presupuestaria gubernamental.
- 9502 **Ana Buisán:** Principales determinantes de los ingresos por turismo.
- 9503 **Ana Buisán y Esther Gordo:** La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes.
- 9504 **Ricardo Mestre:** A macroeconomic evaluation of the Spanish monetary policy transmission mechanism.
- 9505 **Fernando Restoy and Ana Revenga:** Optimal exchange rate flexibility in an economy with intersectoral rigidities and nontraded goods.
- 9506 **Ángel Estrada y Javier Vallés:** Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos de panel. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9507 **Francisco Alonso:** La modelización de la volatilidad del mercado bursátil español.
- 9508 **Francisco Alonso y Fernando Restoy:** La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable.
- 9509 **Fernando C. Ballbriga, Miguel Sebastián y Javier Vallés:** España en Europa: asimetrías reales y nominales.
- 9510 **Juan Carlos Casado, Juan Alberto Campoy y Carlos Chuliá:** La regulación financiera española desde la adhesión a la Unión Europea.
- 9511 **Juan Luis Díaz del Hoyo y A. Javier Prado Domínguez:** Los FRAs como guías de las expectativas del mercado sobre tipos de interés.
- 9512 **José M.ª Sánchez Sáez y Teresa Sastre de Miguel:** ¿Es el tamaño un factor explicativo de las diferencias entre entidades bancarias?
- 9513 **Juan Ayuso y Soledad Núñez:** ¿Desestabilizan los activos derivados el mercado al contado?: La experiencia española en el mercado de deuda pública.
- 9514 **M.ª Cruz Manzano Frías y M.ª Teresa Sastre de Miguel:** Factores relevantes en la determinación del margen de explotación de bancos y cajas de ahorros.
- 9515 **Fernando Restoy and Philippe Weil:** Approximate equilibrium asset prices.
- 9516 **Gabriel Quirós:** El mercado francés de deuda pública.
- 9517 **Ana L. Revenga and Samuel Bentolila:** What affects the employment rate intensity of growth?
- 9518 **Ignacio Iglesias Araúzo y Jaime Esteban Velasco:** Repos y operaciones simultáneas: estudio de la normativa.
- 9519 **Ignacio Fuentes:** Las instituciones bancarias españolas y el Mercado Único.
- 9520 **Ignacio Hernando:** Política monetaria y estructura financiera de las empresas.
- 9521 **Luis Julián Álvarez y Miguel Sebastián:** La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica.
- 9522 **Soledad Núñez Ramos:** Estimación de la estructura temporal de los tipos de interés en España: elección entre métodos alternativos.
- 9523 **Isabel Argimón, José M. González-Páramo y José M.ª Roldán Alegre:** Does public spending crowd out private investment? Evidence from a panel of 14 OECD countries.

- 9524 **Luis Julián Álvarez, Fernando C. Ballbriga y Javier Jareño:** Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española.
- 9525 **Aurora Alejano y Juan M.ª Peñalosa:** La integración financiera de la economía española: efectos sobre los mercados financieros y la política monetaria.
- 9526 **Ramón Gómez Salvador y Juan J. Dolado:** Creación y destrucción de empleo en España: un análisis descriptivo con datos de la CBBE.
- 9527 **Santiago Fernández de Lis y Javier Santillán:** Regímenes cambiarios e integración monetaria en Europa.
- 9528 **Gabriel Quirós:** Mercados financieros alemanes.
- 9529 **Juan Ayuso Huertas:** ¿Existe un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9530 **Fernando Restoy:** Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo.
- 9531 **Juan Ayuso y María Pérez Jurado:** Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9532 **Paul Schultstad and Ángel Serrat:** An Empirical Examination of a Multilateral Target Zone Model.
- 9601 **Juan Ayuso, Soledad Núñez and María Pérez-Jurado:** Volatility in Spanish financial markets: The recent experience.
- 9602 **Javier Andrés e Ignacio Hernando:** ¿Cómo afecta la inflación al crecimiento económico? Evidencia para los países de la OCDE.
- 9603 **Barbara Dluhosch:** On the fate of newcomers in the European Union: Lessons from the Spanish experience.
- 9604 **Santiago Fernández de Lis:** Classifications of Central Banks by Autonomy: A comparative analysis.
- 9605 **M.ª Cruz Manzano Frías y Sofía Galmés Belmonte:** Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9606 **Malte Krüger:** Speculation, Hedging and Intermediation in the Foreign Exchange Market.
- 9607 **Agustín Maravall:** Short-Term Analysis of Macroeconomic Time Series.
- 9608 **Agustín Maravall and Christophe Planas:** Estimation Error and the Specification of Unobserved Component Models.
- 9609 **Agustín Maravall:** Unobserved Components in Economic Time Series.
- 9610 **Matthew B. Canzoneri, Behzad Diba and Gwen Eudey:** Trends in European Productivity and Real Exchange Rates.
- 9611 **Francisco Alonso, Jorge Martínez Pagés y María Pérez Jurado:** Agregados monetarios ponderados: una aproximación empírica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9612 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations and Additive Outliers in Time Series Models.
- 9613 **Juan Ayuso and Juan L. Vega:** An empirical analysis of the peseta's exchange rate dynamics.
- 9614 **Juan Ayuso :** Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España.
- 9615 **Enrique Alberola Ila:** Optimal exchange rate targets and macroeconomic stabilization.

- 9616 **A. Jorge Padilla, Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Wage bargaining in industries with market power.
- 9617 **Juan J. Dolado and Francesc Marmol:** Efficient estimation of cointegrating relationships among higher order and fractionally integrated processes.
- 9618 **Juan J. Dolado y Ramón Gómez:** La relación entre vacantes y desempleo en España: perturbaciones agregadas y de reasignación.
- 9619 **Alberto Cabrero y Juan Carlos Delrieu:** Elaboración de un índice sintético para predecir la inflación en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9620 **Una-Louise Bell:** Adjustment costs, uncertainty and employment inertia.
- 9621 **M.º de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Indicadores de inflación a corto plazo.
- 9622 **James Conklin:** Computing value correspondences for repeated games with state variables.
- 9623 **James Conklin:** The theory of sovereign debt and Spain under Philip II.
- 9624 **José Viñals and Juan F. Jimeno:** Monetary Union and European unemployment.
- 9625 **María Jesús Nieto Carol:** Central and Eastern European Financial Systems: Towards integration in the European Union.
- 9626 **Matthew B. Canzoneri, Javier Vallés and José Viñals:** Do exchange rates move to address international macroeconomic imbalances?
- 9627 **Enrique Alberola Ila:** Integración económica y unión monetaria: el contraste entre Norteamérica y Europa.
- 9628 **Víctor Gómez and Agustín Maravall:** Programs TRAMO and SEATS.
- 9629 **Javier Andrés, Ricardo Mestre y Javier Vallés:** Un modelo estructural para el análisis del mecanismo de transmisión monetaria: el caso español.
- 9630 **Francisco Alonso y Juan Ayuso:** Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español.
- 9631 **Javier Santillán:** Política cambiaria y autonomía del Banco Central.
- 9632 **Marcial Suárez:** Vocábula (Notas sobre usos lingüísticos).
- 9633 **Juan Ayuso and J. David López-Salido:** What does consumption tell us about inflation expectations and real interest rates?
- 9701 **Víctor Gómez, Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing observations in ARIMA models: Skipping strategy versus outlier approach.
- 9702 **José Ranón Martínez Resano:** Los contratos DIFF y el tipo de cambio.
- 9703 **Gabriel Quirós Romero:** Una valoración comparativa del mercado español de deuda pública.
- 9704 **Agustín Maravall:** Two discussions on new seasonal adjustment methods.
- 9705 **J. David López-Salido y Pilar Velilla:** La dinámica de los márgenes en España (Una primera aproximación con datos agregados).

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

<p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p>
