
Formación de precios a nivel empresarial e inflación: evidencia a partir de información sectorial

Este artículo ha sido elaborado por Ángel Estrada e Ignacio Hernando, del Servicio de Estudios (1).

1. INTRODUCCIÓN

La existencia de rigideces a corto plazo en los procesos de formación de precios es un supuesto convencional en la modelización macroeconómica que permite que las perturbaciones nominales tengan efectos de carácter temporal sobre las variables reales de la economía. La aproximación tradicional para generar rigideces en la evolución del nivel general de precios ha sido la consideración de modelos de agente representativo con *costes de ajuste cuadráticos* (2). En estos modelos, las empresas ajustan sus precios en respuesta a todas las perturbaciones y, además, lo hacen en una proporción constante con relación a la magnitud de la perturbación. Con este marco teórico, la dinámica del nivel general de precios viene dada por una ecuación de ajuste parcial que sugiere que, en la evolución del nivel general de precios, existe un componente inercial y un componente de ajuste a las perturbaciones nominales experimentadas por la economía.

La falta de realismo de las políticas de formación de precios individuales que están implícitas en el planteamiento anterior ha llevado a construir modelos teóricos con rigideces en el nivel general de precios que se apoyan en caracterizaciones alternativas —más realistas— del proceso de formación de precios por parte de las empresas. Así, los modelos con *reglas de fijación de precios dependientes del tiempo* (3) constituyen un primer paso en esta dirección. En estos modelos, las empresas revisan sus precios en unas fechas determinadas y los dejan inalterados el resto del tiempo. La utilización de este tipo de reglas junto con la consideración de empresas heterogéneas (es decir, con fechas de revisión de precios distintas) constituye una forma sencilla de generar rigideces en el nivel general de precios, sin necesidad de suponer que todas las empresas mueven sus precios en respuesta a cada perturbación. No obstante, el supuesto implícito en estos modelos de que el período de tiempo entre revisiones de precios está predeterminado y que, en ese período, las empresas no pueden variar sus precios en respuesta a ninguna perturbación tampoco es plenamente satisfactorio.

(1) Este artículo es un resumen del Documento de Trabajo del Servicio de Estudios nº 9921, publicado con el título *Microeconomic price adjustments and Inflation: Evidence from Spanish sectoral data*.

(2) Véase Rotemberg (1987).

(3) Véanse, por ejemplo, Calvo (1983) y Taylor (1980).

Los modelos que consideran *reglas de fijación de precios dependientes del estado* representan una aproximación alternativa. En estos modelos, una empresa modificará su precio siempre que este se desvíe de lo que sería el precio óptimo por encima de una determinada magnitud, al producirse alguna perturbación que altere el entorno en el que se desenvuelve la empresa y que constituye el estado de la economía. La justificación obvia para este tipo de reglas es la existencia de costes fijos asociados al cambio de precios (*menu costs*). De acuerdo con estos modelos, una empresa alterará su precio solo si el ajuste deseado es lo suficientemente grande como para que compense incurrir en el coste fijo de alterar los precios. Es decir, las empresas solo modificarán sus precios si las perturbaciones que experimentan son suficientemente grandes. En este caso, las empresas no responderán inmediatamente a todas las perturbaciones, como ocurría en el modelo de ajuste parcial, y tampoco, ante una perturbación significativa, deberán esperar hasta una fecha determinada para cambiar sus precios, como ocurría en los modelos con reglas dependientes del tiempo.

Dentro de los modelos con reglas dependientes del estado, el modelo de ajuste probabilístico propuesto por Caballero y Engel (1993) ofrece un comportamiento microeconómico razonable y, mediante la consideración de empresas heterogéneas, permite derivar una caracterización realista de la evolución del nivel general de precios. En este modelo, la política de ajuste de precios por parte de las empresas se caracteriza mediante una función de ajuste probabilístico que relaciona la probabilidad de que una empresa ajuste su precio con el tamaño de la desviación entre el precio vigente y el que resultaría óptimo. El modelo de ajuste probabilístico es muy general e incluye como casos particulares el modelo de ajuste parcial y diversos modelos de *menu costs*. En concreto, el modelo de ajuste parcial es equivalente a un modelo con una función de ajuste probabilístico constante. Por otro lado, el modelo de *menu costs* más sencillo podría representarse por medio de una función de ajuste que tomase valor uno si la desviación entre el precio vigente y el óptimo excede un determinado umbral, y valor cero en caso contrario. El modelo de ajuste probabilístico es útil no solo para contrastar conjeturas razonables sobre las políticas de formación de precios por parte de las empresas (por ejemplo, la existencia de rigideces nominales a la baja), sino también para construir modelos con mayor poder explicativo sobre la evolución del nivel general de precios. En este sentido, Caballero y Engel (1993) estiman, para la economía americana, un modelo con una función de ajuste probabilístico creciente —es de-

cir, en el que la probabilidad de ajuste aumenta con el tamaño de la desviación entre el precio deseado y el óptimo— que mejora el poder explicativo que el modelo de ajuste parcial proporciona sobre el nivel general de precios.

El trabajo que sirve de base a este artículo trata de ilustrar las implicaciones sobre la evolución del nivel general de precios de la economía española de caracterizaciones alternativas de las políticas de formación de precios por parte de las empresas, utilizando el modelo de ajuste probabilístico desarrollado por Caballero y Engel (1993). Con este fin, y empleando datos de índices de precios sectoriales correspondientes al período 1978-1998, se estiman modelos alternativos de formación de precios y se compara su capacidad explicativa sobre el nivel general de precios.

El resto del artículo se organiza como sigue. En la sección 2 se presenta el modelo de ajuste probabilístico y se caracteriza la evolución del nivel general de precios en función de la regla de formación de precios considerada. En la sección 3 se especifica un modelo para la determinación del precio óptimo y se describen los datos y el procedimiento de estimación. En la sección 4 se presentan los resultados del ejercicio y las principales conclusiones del trabajo.

2. EL MODELO DE AJUSTE PROBABILÍSTICO

El modelo de ajuste probabilístico desarrollado por Caballero y Engel (1993) tiene dos rasgos principales: primero, la probabilidad de que una empresa varíe el precio de su producto depende de la distancia entre el precio vigente y el que considera óptimo; y, segundo, las empresas son heterogéneas, en el sentido de que tienen distintas desviaciones entre precios vigentes y óptimos. La principal implicación macroeconómica de este modelo es que la evolución del nivel general de precios viene condicionada por la distribución de las desviaciones de los precios individuales. La dinámica de transición de esta distribución viene determinada por tres elementos: una perturbación de carácter agregado que afecta de la misma forma a todas las empresas, una perturbación específica que afecta de modo particular a cada una de ellas y los ajustes de precios determinados por la función de ajuste probabilístico, que relaciona la probabilidad de que una empresa ajuste su precio con el tamaño de la desviación entre el precio vigente y el que resultaría óptimo.

Por tanto, en este marco teórico, la evolución del nivel general de precios viene condicio-

nada no solo por las perturbaciones —agregadas y específicas— que afectan a los determinantes de los precios óptimos, sino también por las reglas (o funciones) de ajuste de los precios observados a los óptimos. El caso más sencillo se corresponde con una función de ajuste probabilístico constante, según la cual la probabilidad de que una empresa varíe su precio es independiente del tamaño de la desviación entre el precio vigente y el óptimo. En este caso, el cambio en el nivel general de precios en cada período viene dado por una proporción constante de la media de las desviaciones de precios individuales. Este patrón agregado es el resultado de una fracción constante de empresas que ajustan su precio por el total de la diferencia entre el vigente y el óptimo. Rotemberg (1987) demuestra que esta dinámica agregada es equivalente a la que se derivaría de un modelo de agente representativo con costes de ajuste cuadráticos (modelo de ajuste parcial) en el que todas las empresas (con más rigor, la empresa representativa) se ajustan en una proporción constante de la desviación entre el precio vigente y el óptimo. Cabe señalar que, en el modelo con probabilidad de ajuste constante, la evolución del nivel general de precios solo depende de la media de la distribución de las desviaciones de los precios individuales.

En el documento de trabajo que sirve de base a este artículo se contemplan funciones de probabilidad de ajuste alternativas que tratan de reflejar reglas de ajuste de precios más realistas. En concreto, se permite que la probabilidad de ajuste sea creciente con el tamaño de la desviación entre el precio vigente y el óptimo y que la probabilidad de efectuar ajustes al alza difiera de la probabilidad de efectuar ajustes a la baja.

Cuando se introduce un término cuadrático en la función de probabilidad de ajuste para permitir que esta probabilidad sea creciente con el tamaño de la desviación, se obtiene que, a diferencia del modelo de ajuste parcial, la media no es el único momento de la distribución de desviaciones de precios individuales que contribuye a explicar la dinámica del nivel general de precios. En un modelo con una probabilidad de ajuste de estas características, esta dinámica tiene dos propiedades interesantes. En primer lugar, la respuesta del nivel general de precios a una perturbación agregada será tanto mayor cuanto mayor sea la varianza de la distribución de desviaciones de precios individuales; y, en segundo lugar, dada una perturbación agregada, las variaciones en el nivel general de precios serán tanto mayores cuanto más asimétrica sea la distribución de los precios individuales.

Para permitir la existencia de asimetrías en la probabilidad de ajuste (es decir, para permitir que la probabilidad de ajustar el precio cuando el precio vigente es inferior al óptimo sea distinta que la probabilidad de ajustarlo cuando el precio vigente es mayor que el óptimo), se consideran funciones de ajuste dicotómicas (4). Estas funciones tratan de reflejar la idea, sugerida por Ball y Mankiw (1994), de que en presencia de inflación tendencial los precios serán más flexibles al alza que a la baja; o, en otras palabras, que las perturbaciones que empujen el precio óptimo al alza desencadenarán el ajuste del precio con mayor probabilidad que las perturbaciones que empujen el precio óptimo a la baja. La razón estriba en que, ante una perturbación que desplace el precio óptimo a la baja, la empresa evitará incurrir en el coste fijo asociado al cambio del precio de su producto si espera que una parte del ajuste deseado no será necesario realizarlo como consecuencia de la existencia de inflación tendencial.

3. EL MODELO EMPÍRICO

En la sección precedente se establecieron los ingredientes básicos que permiten modelizar la evolución agregada de los precios: por un lado, el nivel agregado de precios óptimo (cuya variación solo depende de las perturbaciones agregadas de la economía) y, por otro, las desviaciones, a nivel individual, de los precios observados respecto a los óptimos. Para la obtención de ambos componentes se ha utilizado un modelo simple de determinación de precios a nivel sectorial.

3.1. Un modelo para la determinación de los precios sectoriales

El modelo de comportamiento para los precios sectoriales parte de considerar que las empresas tienen un cierto poder de monopolio en el mercado de sus productos y fijan precios con el objetivo de maximizar sus beneficios. Para ello toman como dados los precios de todos los *inputs* que utilizan y los precios fijados por el resto de empresas que operan en esa rama, incluidos los productos equivalentes importados. La tecnología, que es idéntica para todas las empresas de la misma rama, viene representada por una función *Cobb-Douglas* con rendimientos constantes a escala en el capital (K) y

(4) En estos modelos, la evolución del nivel de precios agregado viene condicionada por los momentos de dos distribuciones (la distribución de desviaciones positivas de precios y la distribución de desviaciones negativas de precios) y por el tamaño relativo de ambas distribuciones.

el resto de factores variables (FV), que incluyen los consumos intermedios y la mano de obra.

Las condiciones de primer orden del problema de optimización implican que los precios (p) son el resultado de aplicar un determinado *mark-up* (m) sobre los costes variables unitarios (cvu). Esta relación puede expresarse como:

$$p_s = C_s + m_s + cvu_s \quad [1]$$

donde las variables aparecen en logaritmos, C es un parámetro constante y el subíndice s hace referencia a la rama de actividad.

Siguiendo a Layard *et al.* (1991), se supone que este *mark-up* no permanece fijo en el tiempo, sino que evoluciona con la presión de la demanda (pd) y con la competitividad internacional de los productos de cada rama ($p^x + e - p$, siendo p^x los precios internacionales en moneda extranjera y e el tipo de cambio nominal). Mientras que el signo del efecto teórico de la primera variable dependerá de la organización del mercado, en el segundo caso se suele aceptar un impacto positivo, sobre todo para economías pequeñas y abiertas al exterior. Sustituyendo estas variables en la expresión precedente, se obtiene la siguiente ecuación para la determinación de los precios sectoriales:

$$p_s = C_s + \mu_{1s} cvu_s + (1 - \mu_{1s})(p_s^x + e) + \mu_{2s} pd \quad [2]$$

Esto implica que los precios de cada sector sean una media ponderada de los costes variables unitarios y de los precios internacionales de los productos equivalentes, donde la ponderación viene dada por el grado de apertura de esa rama al exterior. Obviamente, en las ramas cerradas a la competencia internacional esta variable no será relevante. Además, la presión de la demanda configuraría un factor adicional para la determinación de los precios, aunque su impacto está indeterminado *a priori*. Al valor ajustado resultante de la estimación de la expresión [2] se le denomina precio óptimo de la rama.

3.2. Los datos y los procedimientos de estimación

Para la estimación de estos modelos se ha utilizado una base de datos trimestral que incluye información sobre precios finales, costes variables unitarios, precios de importación y un indicador de presión de la demanda para cuarenta categorías de bienes y servicios que cubren la totalidad del sector privado no financiero de la economía española. En la agricultura y las ra-

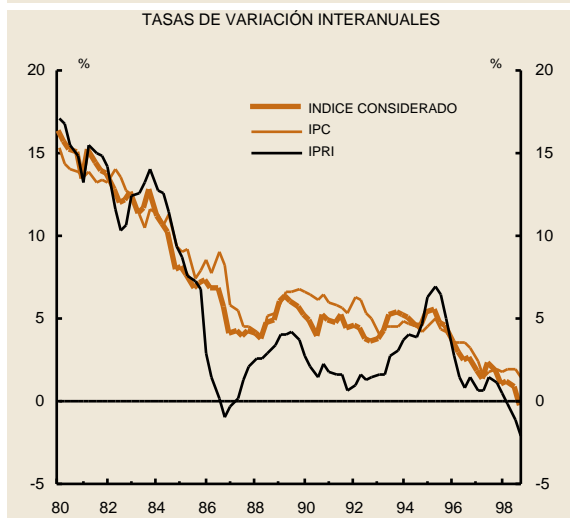
mas industriales, los precios de producción se corresponden con los precios al por mayor de bienes destinados al mercado interior (índice de precios percibidos por los agricultores —IPPA— e índice de precios industriales —IPRI—) y al mercado exterior (índice de valor unitario de las exportaciones —IVUX—); para la rama de comercio se utilizan los precios al por menor de bienes (índice de precios de consumo —IPC—) y, en el caso de los servicios, los precios al por menor de servicios (IPC), todos ellos corregidos de cambios en la imposición indirecta. Cuando se agregan todos estos precios finales (utilizando ponderaciones fijas tomadas de la Contabilidad Nacional) se obtiene una medida de la inflación ligeramente distinta de la que proporcionan los índices que se utilizan de forma tradicional. Como se puede comprobar en el gráfico 1, nuestra medida se sitúa la mayor parte del período muestral entre el IPC y el IPRI, centrándose las mayores diferencias en el año 1986, cuando se introdujo el impuesto sobre el valor añadido, y entre 1989 y 1993, cuando el diferencial de inflación entre bienes y servicios alcanzó un valor máximo.

Los costes variables unitarios se obtienen en cada rama como una media ponderada de los costes laborales unitarios y los costes intermedios unitarios, calculándose las ponderaciones a partir de las Tablas *Input-Output*. El coste laboral unitario se obtiene combinando la información salarial que proporciona la Encuesta de Salarios, el empleo de la Encuesta de Población Activa e indicadores de actividad como el Índice de Producción Industrial. Los consumos intermedios unitarios incluyen tanto bienes adquiridos en el interior como importados, y en el caso de la rama de comercio también se tienen en cuenta los precios finales de producción y de importación de bienes agrícolas e industriales. Los precios sectoriales de importación se corresponden con los índices de valor unitario de las importaciones (IVUM) y, además, constituyen nuestra aproximación a los precios en los mercados internacionales de productos equivalentes. Por último, el indicador de presión de la demanda es una media ponderada de la demanda de consumos intermedios y final a la que hace frente cada rama, utilizando, de nuevo, las Tablas *Input-Output* para obtener las ponderaciones.

El procedimiento de estimación utilizado consiste en una aproximación en dos etapas. En la primera de ellas se estiman los precios óptimos para las cuarenta categorías de bienes y servicios que se están analizando. Para ello se tiene en cuenta que, a largo plazo, los precios óptimos y los precios observados deben coincidir. Así, utilizando la expresión [2] se llevan a cabo cuarenta regresiones (una para

GRÁFICO 1

Comparación entre el índice de precios considerado en el artículo e índices alternativos



Fuentes: INE y Banco de España.

GRÁFICO 2

Comparación entre precios observados y precios óptimos



Fuente: Banco de España.

cada rama) de los precios observados sobre los costes variables unitarios, los precios exteriores (si la rama está abierta a la competencia exterior) y la presión de la demanda. Los precios óptimos se definen como los valores ajustados de estas regresiones. Asimismo, el precio óptimo agregado se calcula utilizando las mismas ponderaciones que las del precio agregado. En el gráfico 2 se pueden apreciar las diferencias que existen en las tasas de variación interanuales de los precios observados y óptimos (la variación de estos últimos viene dada exclusivamente por las perturbaciones agregadas). Como cabría esperar, la correlación entre ambos es muy elevada (0,97), pero la variabilidad de los precios óptimos es superior, lo que implica que, a corto plazo, las rigideces nominales contribuyen a suavizar la transmisión de los *shocks*; es decir, en ausencia de estas rigideces el comportamiento del nivel general de precios sería menos estable.

Una vez que se dispone de los precios óptimos para cada bien o servicio, es inmediato el cálculo de las desviaciones respecto a los precios observados. Estas desviaciones definen, en cada instante del tiempo, una distribución de sección cruzada, a partir de la cual se obtienen los diferentes momentos necesarios para modelizar la evolución agregada de los precios observados. Así, en la segunda etapa se utilizan todas estas variables derivadas para la estimación de los distintos modelos que nos explican la evolución de los precios agregados. Estos modelos se estiman por el método generalizado de momentos, lo cual permite tener en cuen-

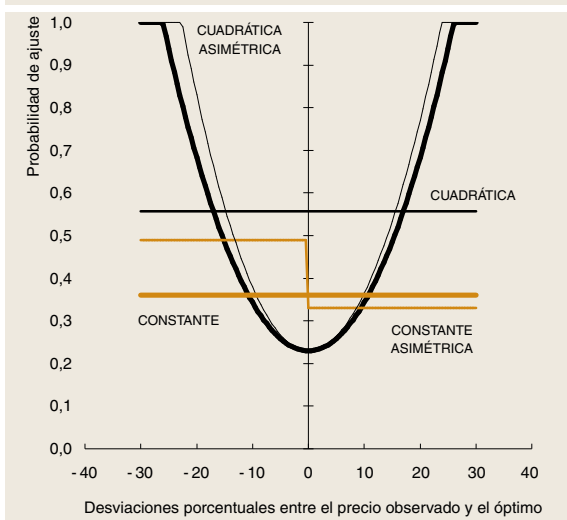
ta la posible endogenidad de la perturbación agregada.

4. RESULTADOS

En el gráfico 3 se presentan las distintas funciones de ajuste probabilístico estimadas. Cuando se estima una función de ajuste constante (línea gruesa clara), es decir, cuando se impone que la probabilidad de ajuste es independiente del tamaño de la desviación entre el precio observado y el óptimo, se obtiene un valor para esta probabilidad de 0,36. La línea gruesa oscura representa la estimación de la función de ajuste cuadrática, que permite que la probabilidad de ajuste crezca con el tamaño de la desviación. En este caso, se obtiene un valor mínimo de la probabilidad de ajuste de 0,23 y, además, esta probabilidad de ajuste tiende a alcanzar su máximo (valor uno) cuando la desviación entre el precio observado y el óptimo se aproxima al 30 % (en valor absoluto). Este resultado respalda claramente el carácter creciente —con el tamaño de la desviación— de la probabilidad de ajuste. Para contemplar la posible existencia de asimetrías en la probabilidad de ajuste —es decir, para permitir que la probabilidad de ajuste difiera para elevaciones y para reducciones de precios— se han estimado funciones de ajuste asimétricas (líneas finas). En el caso de la función de ajuste constante asimétrica (línea fina clara), se ha obtenido que la probabilidad de ajuste cuando se observa una desviación negativa (es decir, cuando el precio óptimo es superior al vigente y, por tanto, se debe realizar un ajuste al alza) es de 0,49,

GRÁFICO 3

Estimaciones de las funciones de ajuste probabilístico



Fuente: Banco de España.

mientras que la probabilidad de ajuste estimada para el caso de los ajustes a la baja es de 0,33. No obstante, estos valores no son estadísticamente diferentes. Este resultado es, por tanto, favorable, aunque débilmente, a la hipótesis de que los ajustes a la baja son menos probables que los ajustes al alza, debido a que las empresas pueden renunciar a reducir el precio de su producto, esperando que una parte de la desviación se corrija como consecuencia de la inflación tendencial. En el caso de la función de ajuste cuadrática asimétrica (línea fina oscura), la evidencia de asimetría es aún más débil y los resultados se asemejan mucho al caso de la función cuadrática simétrica. El valor mínimo de la probabilidad de ajuste es 0,23 y se tiende a alcanzar el valor máximo (probabilidad uno) cuando la desviación entre el precio óptimo y el vigente supera el 20 %.

En síntesis, el análisis realizado sugiere que la evolución del nivel general de precios se explica mejor mediante modelos con funciones de ajuste probabilístico dependientes del grado de desequilibrio que a través del modelo de ajuste parcial. En otros términos, la dinámica del nivel general de precios depende no solo de la media de la distribución de las desviaciones de precios individuales, como ocurre en el modelo de ajuste parcial, sino también de los momentos de orden superior. Aunque la mejora en la bondad de ajuste de la ecuación que representa la dinámica del nivel general de precios es, por término medio, modesta, esta ganancia es especialmente acusada en períodos en los que se producen perturbaciones que generan una distribución de las desviaciones de precios asimétrica y con elevada varianza. Además, se ha encontrado evidencia débil de que la probabilidad de ajuste es mayor en el caso de que el precio óptimo sea superior al vigente que en el caso contrario.

27.3.2000.

BIBLIOGRAFÍA

- BALL, L. y G. MANKIW (1994). «Asymmetric price adjustment and economic fluctuations», *Economic Journal*, 104, pp. 247-261.
- CABALLERO, R. y E. ENGEL (1993). «Microeconomic rigidities and aggregate price dynamics», *European Economic Review*, 37, pp. 697-717.
- CALVO, G. (1983). «Staggered prices in a utility-maximization framework», *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-398.
- LAYARD, R., S. NICKELL y R. JACKMAN (1991). *Unemployment. Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, Oxford.
- ROTEMBERG, J. (1987). «The new Keynesian microfoundations», en O. Blanchard y S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA, MIT Press, pp. 69-104.
- TAYLOR, J. (1980). «Aggregate dynamics and staggered contracts», *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.