

# monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXVII, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO

2004

# CEMLA

## ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*) y Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2003-2005

**Presidente:** Banco Central de Brasil □

**Miembros:** Banco Central de la República Argentina □ Banco Central de Barbados □ Banco de la República (Colombia) □ Banco de Guatemala □ Banco de México (permanente) □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

## PERSONAL DIRECTIVO

**Director general:** Kenneth Coates □

**Subdirector general:** Carlos-Alberto R. Queiroz □ *Directora de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Director de Estudios:* Fernando Sánchez Cuadros □ *Director de Relaciones internacionales:* Juan-Manuel Rodríguez Sierra □ *Director de Administración:* Carlos Pinedo Rodríguez.

# monetaria

VOLUMEN XXVII, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO DE 2004

John C. Driscoll  
Steinar Holden

**97** Coordinación, trato justo y persistencia de la  
inflación

Carlos Esteban Posada  
José Fernando Escobar

**131** Crecimiento económico y gasto público: ex-  
periencias internacionales y el caso colom-  
biano, 1982-99

Ana Buisán  
Juan Carlos Caballero  
José Manuel Campa  
Noelia Jiménez

**169** La importancia de la histéresis en las expor-  
taciones de manufacturas de los países de la  
UEM

*Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.*

*John C. Driscoll*  
*Steinar Holden*

# Coordinación, trato justo y persistencia de la inflación

## I. INTRODUCCIÓN

En años recientes, la curva de oferta agregada a corto plazo ha sido objeto de renovado interés. Gran parte de la literatura teórica ha convergido en un tipo de relación Taylor (1980) y Calvo (1983), en la que el salario nominal o la adhesividad de los precios se combina con la adopción de expectativas racionales; se suele hacer referencia al resultado como la nueva curva Phillips Keynesiana. Empero, Fuhrer y Moore (1995), y más recientemente Taylor (1999) y Mankiw (2000) han señalado que estos

*Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el presente trabajo preparado para su presentación en la VIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco Central de Venezuela, celebrada en Caracas, del 12 al 14 de noviembre de 2003. Los autores J. C. Driscoll y S. Holden trabajan, respectivamente, en la Junta Federal de Reserva de Estados Unidos y en la Universidad de Oslo, así como en el Banco Norges. Este artículo se ha beneficiado de los comentarios de V. Bhaskat, Jeff Fuhrer, Greg Mankiw, Ian McDonald, Ragnar Nymoen, Andrew Oswald, y de los participantes en el seminario de la Universidad de Boston, el Banco Federal de Reserva de Boston, la Universidad de Oregon, el Instituto Kiel, la Universidad de Oslo, la Universidad de Rutgers y las Conferencias sobre Formulación de Decisiones Individuales y Macroeconómicas, y Economía Monetaria de la NBER (Oficina Nacional para la Investigación Económica, de Estados Unidos). S. Holden agradece a la NBER su hospitalidad mientras se escribió la mayor parte de este documento.*

modelos tropiezan con serios problemas cuando se les confronta con los datos: los modelos predicen adhesividad (a la baja) en los precios, pero no en la inflación, y así resultan incapaces de explicar la inercia de la inflación presente. Lo que es más, como lo muestra Ball (1994), los modelos predicen que la anticipada desinflación es expansionista, lo que parece inconsistente con las experiencias de muchos países en los años 80 y 90. Y quizás lo que más intriga: Mankiw (2001) observó que los modelos predicen que un choque monetario contraccionista que determina una declinación gradual y con retraso en la inflación, debería causar una declinación en el desempleo durante la transición, en estricto contraste con los conocimientos recibidos sobre los efectos de las contracciones monetarias.

En resumen, los macroeconomistas enfrentan el acertijo de que la formulación estándar de la curva de oferta agregada a corto plazo parece ser un fracaso empírico. La búsqueda de un modelo que sea a la vez teórica y empíricamente satisfactorio ha suscitado cierto número de diferentes sugerencias, incluida entre otras la formación de expectativas *cuasi* racionales (Roberts, 1998, y Ball, 2000), una información difundida lentamente (Mankiw y Reis, 2001), y el remplazo de la brecha del producto con costos marginales (Gali y Gertler, 1999; y Sbordone, 2002; para una crítica, véase Bardsen, Jansen y Nymoen, 2002). Sin embargo, todas esas sugerencias tienen sus debilidades, y parece justo decir que la profesión sigue buscando una alternativa satisfactoria.

En este artículo, proponemos una nueva explicación para la persistencia de la inflación, con base en problemas de coordinación que se originan en la existencia de una gama de niveles de equilibrio del producto. En la mayoría de los modelos que establecen precios (o salarios), si bien para el que fija los precios individualmente resulta importante compararlos con los de otros fijadores de precios, el hecho es que estas comparaciones generan persistencia en el nivel, mas no en la tasa de crecimiento, o en los precios. Demostramos que la existencia de una gama de equilibrios da paso a un nuevo vehículo de persistencia, que puede afectar a las tasas de crecimiento. Con una gama de equilibrios, los agentes no pueden deducir lógicamente las futuras acciones de otros fijadores de precios, partiendo del supuesto de que se comportarán racionalmente. En esta situación, se arguye que el comportamiento pasado de los fijadores de precio asume una posición prominente como punto focal. Más específicamente, el pasado comportamiento de los fijadores de precio puede actuar como un dispositivo de selección de equili-

brio: entre todas las acciones consistentes con un posible equilibrio, los agentes esperan que otros agentes procedan como lo han hecho en el pasado.

El requisito clave para estas características es, por lo tanto, la existencia de una gama de equilibrios para la economía. En la literatura se han propuesto varios mecanismos que generan una gama de equilibrios; véase el examen de teorías y evidencia en McDonald (1995). Nos centramos en una, en seguimiento de Bhaskar (1990). Específicamente, damos por supuesto que los trabajadores se preocupan de recibir un trato equitativo, en el sentido de que resienten desproporcionadamente que se les pague menos que otros trabajadores, de lo que experimentan cuando se les paga más que otros trabajadores. Cuando se incorpora este supuesto o hipótesis en el modelo de negociaciones salariales estándar, el resultado es un *continuum* de expectativas racionales de equilibrios, bajo la forma de una gama de tasas de crecimiento salariales, en los que cada fijador de salarios tratará de lograr el mismo crecimiento salarial que el establecido por los demás. Combinando el establecimiento de salarios con el comportamiento de las firmas en el establecimiento de los precios, la gama de posibles tasas de crecimiento salarial se transforma en una gama de tasas de equilibrio del producto. Intuitivamente, si los fijadores de salarios esperan que otros fijadores de salarios establezcan un crecimiento salarial nominal bajo, cada fijador de salarios seguirá el ejemplo de los otros y el crecimiento salarial agregado será bajo. Para un nivel dado de demanda agregada nominal (determinada por la política monetaria), la demanda agregada real, y por lo tanto el producto, serán altos. Por otra parte, si los fijadores de salarios esperan que, como ellos, otros establezcan un crecimiento salarial monetario elevado, a su vez establecerán un crecimiento salarial alto. Para una determinada demanda agregada nominal, la demanda agregada real y el producto serán bajos.<sup>1</sup>

Sin embargo, al margen de la gama de equilibrios, el mercado del trabajo puede experimentar encogimiento con escasez de oferta de mano de obra, o bien falta de dinamismo por tener una importante capacidad no utilizada, lo que constituirá la preocupación dominante de los trabajadores, en mayor grado que obtener un trato equitativo. Si el mercado del trabajo se ca-

<sup>1</sup> Bhaskar (1990) también deriva una gama de equilibrios de producto con base en supuestos o preferencias similares (aunque en un marco salarial establecido diferente). Menciona que el continuo de equilibrios puede inducir inercia en el crecimiento salarial nominal, pero no desarrolla esta idea.

racteriza por la escasez de oferta de trabajo, los trabajadores aspirarán a salarios más elevados que los de otros; si, al contrario, no tiene dinamismo, los trabajadores aceptarán salarios más bajos que otros, y en ambos casos el continuo de equilibrios se colapsa hasta un solo punto. Con agentes que se basan en las previsiones para más adelante, el modelo se asemeja a la formulación canónica de Taylor (1980).

Nótese que si bien nuestra suposición relativa a las preferencias de los trabajadores resulta clave en nuestro modelo, sin embargo podría ser remplazado con otros mecanismos que generasen una gama de equilibrios. Por ejemplo, Woglom (1982) demostró la existencia de una gama de equilibrios en un modelo de mercado de clientes, donde un alza de precios tiene un mayor efecto negativo sobre la demanda que el efecto positivo de una reducción de precios de la misma magnitud. En un trabajo independiente, McDonald y Sibly (2001), discuten el efecto de la política monetaria en un modelo con una gama de equilibrios, basado en mercados de clientes y la aversión de los trabajadores a experimentar pérdidas con respecto a anteriores salarios reales. Nuestro enfoque está también relacionado con Lye, McDonald y Sibly (2001), que derivan ecuaciones similares a la curva Phillips con base en el supuesto de la aversión de los trabajadores a sufrir pérdidas. Sin embargo, Lye, McDonald y Sibly no se centran en la persistencia de la inflación. Cooper (1999) inspecciona otros modelos macroeconómicos con una multiplicidad de equilibrios.

Confrontamos el modelo con datos trimestrales en Estados Unidos sobre el desempleo y la inflación según el índice de precios al consumidor (IPC) para el periodo 1955-2000. Los resultados son generalmente favorables. En forma consistente con nuestra teoría, hemos encontrado que la inflación es sumamente persistente, y que la relación entre inflación y desempleo es mucho más ruidosa de lo sugeriría la teoría estándar. Sin embargo, como estos resultados empíricos bien conocidos (en los que han hecho hincapié, por ejemplo, Staiger, Stock y Watson, 1997), su valor como prueba de nuestra teoría es limitado. En consecuencia, los resultados concernientes a las predicciones noveles son más importantes. De nuevo, los resultados son prometedores: La evidencia apoya la existencia de límites para la tasa de desempleo, de acuerdo con nuestra predicción de que existe una gama de equilibrios, no una tasa natural única. También goza de cierto apoyo la predicción de que la inflación reaccionará con fuerza al producto fuera de la gama, puesto que encontramos un vigoroso incremento inflacionario para ta-

sas de desempleo por debajo de la gama. Empero, no encontramos el correspondiente fuerte decremento para el elevado desempleo.

El documento está organizado como sigue: la sección II presenta el modelo y describe la dinámica resultante de la inflación; en la sección III se discuten las implicaciones empíricas y la especificación para estimaciones; la sección IV discute los datos usados y los resultados empíricos; y la sección V comprende la conclusión.

## II. EL MODELO

Consideramos una economía que consiste en firmas simétricas  $K$ , cada una de las cuales produce un bien diferente. En cada firma hay iniciados  $L/K$  que tienen acceso a información privilegiada, los cuales negocian conjuntamente con la firma acerca de sus salarios. Después de determinar los salarios, cada firma establece el precio de su producto, frente a una curva de demanda con pendiente descendente. Todos los agentes están plenamente conscientes de como funciona la economía, de modo que pueden predecir lo que otros agentes harán en la misma etapa y en posteriores fases del modelo.

Cada firma  $j$  tiene retornos constantes en función de la producción a escala  $Y_{jt} = N_{jt}$ , donde  $Y_{jt}$  es el producto,  $N_{jt}$  el empleo, y la  $t$  suscrita indica el periodo de tiempo. Los beneficios reales de la firma son:

$$(1) \quad \Pi_{jt} = (P_{jt}Y_{jt} - X_{jt}N_{jt})/P_t$$

donde  $P_{jt}$  es el precio del producto,  $X_{jt}$  el salario nominal en la firma  $j$ , y:

$$(2) \quad P_t = \left( \frac{1}{K} \sum_j P_{jt}^{1-\eta} \right)^{\frac{1}{1-\eta}} \quad \eta > 1$$

es el nivel de precio agregado. La función de demanda que encara cada firma tiene una elasticidad constante:

$$(3) \quad Y_{jt} = (P_{jt}/P_t)^{-\eta} Y_t/K$$

donde  $Y_t$  es el producto agregado.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> La ecuación (3) puede ser derivada dando por supuestas las preferencias Dixit-Stiglitz; véase Blanchard y Kiyotaki (1985) para una temprana implementación del establecimiento de precio en un modelo macroeconómico.

Ahora pasemos a la función de finiquito de los trabajadores. De acuerdo con Bhaskar (1990) damos por supuesto que los trabajadores se preocupan por que se les dé un trato equitativo, y resienten verse tratados peor que trabajadores que desempeñan una función idéntica en otros lugares. Lo que es más, su descontento porque se les paga menos que trabajadores idénticos en otras firmas, es mayor que su satisfacción en el caso de verse beneficiados por una paga más elevada. Formalmente, la función servicio de los trabajadores no es *diferenciable* del nivel salarial de otros trabajadores, de modo que el derivado de la mano izquierda es mayor que el derivado de la mano derecha.

Existe un considerable apoyo empírico para un supuesto de este tipo. Primero, varios estudios experimentales señalan efectos asimétricos de diferencias de pago en niveles de satisfacción. Austin, McGinn y Susmilch (1980) utilizan un diseño en el que los sujetos son divididos al azar en tres grupos. En uno de ellos, los sujetos leen un argumento en el cual se les recompensa con menos paga que otro trabajador idéntico; en el segundo grupo, reciben igual paga; en el tercero reciben más paga. A continuación se pregunta a los sujetos que fijen su grado de satisfacción y en cuanto al trato equitativo. La diferencia en satisfacción entre el grupo al que se paga más y el grupo al que se paga igual es mucha más pequeña que la diferencia en satisfacción entre el grupo pagado igualmente y el grupo al que se le paga menos. Ordóñez, Connolly y Coughlan (2000) hacen que los sujetos lean una narración en la que un graduado MBA que es el punto focal y uno u otros graduados MBA escogidos para comparación reciben ofertas de empleo. El número de graduados para comparación y los salarios que los tres reciben son variados entre los sujetos. El decremento observado en la satisfacción, cuando uno de los graduados de la comparación recibe una oferta más elevada resulta cuatro veces mayor que el incremento observado en satisfacción cuando uno de los graduados de la comparación recibe una oferta inferior.

Segundo, diversos estudios señalan aversión asimétrica a la inequidad. Loewenstein, Thompson y Bazerman (1989) indican que los sujetos muestran una fuerte aversión a una desigualdad desventajosa; en tanto que muchos sujetos exhiben asimismo aversión a una desigualdad ventajosa, este efecto parece ser significativamente más débil que la aversión a una desigualdad desventajosa. Goeree y Holt (2000) documentan la existencia de aversión a la desigualdad asimétrica en experimentos donde se alterna la negociación con diversas ofertas. Fehr y Schmidt (1999) desarrollan una teoría de aversión a la inequidad

y muestran que la misma explica cierto número de hallazgos que causan perplejidad en diferentes situaciones económicas.

Tercero, nuestra hipótesis concuerda también con los experimentos en la pérdida de aversión, hechos por Kahneman, Tversky (1979) y otros, los cuales indican que los resultados no son percibidos neutralmente; más bien, la función valor parece ser más empinada para las pérdidas que para las ganancias.

Finalmente, aunque para los resultados que damos más abajo, sólo se requiere que los trabajadores tengan asimetrías en sus preferencias y no en los resultados (por ejemplo, esfuerzo), vale la pena hacer notar que Akerlof (1984) señala que los estudios sobre la relación entre paga y esfuerzo, generalmente encuentran una evidencia mucho mayor de que determina el retiro de sus servicios por parte de los trabajadores que se creen subpagados, que el efecto positivo sobre el esfuerzo de los trabajadores “sobrepagados”.<sup>3</sup>

Formalmente, damos por supuesto que la función de finiquito de un trabajador representativo es:

$$(4) \quad V_{jt} = V\left(\frac{X_{jt}}{P_t}, \frac{X_{jt}}{X_{Jt}}, \frac{X_{jt}}{X_{Gt}}\right) \equiv \frac{X_{jt}}{P_t} \left(\frac{X_{jt}}{X_{Jt}}\right)^{\alpha + D_{jt}\Phi} \left(\frac{X_{jt}}{X_{Gt}}\right)^\lambda$$

$$0 < \phi, \lambda < 1, 0 < \alpha + \phi < 1$$

donde  $X_{jt}$  es el salario promedio de los trabajadores en el mismo grupo,  $X_{Gt}$  es el salario promedio de los trabajadores en el otro grupo, y  $D_{jt}$  es la variable ficticia uno si  $X_{jt} < X_{Jt}$  y cero si es a la inversa. El finiquito es continuo en salarios reales y relativos, y estrictamente creciente en el salario real. Sería de esperar que los trabajadores preferirían que se les pagase más que a otros ( $\alpha$  positiva); sin embargo, en bien de la generalización, también se admite la posibilidad de que a los trabajadores les desagrada la desigualdad aunque les beneficie ( $\alpha$  negativa). En cualquier caso (4) implica que los trabajadores siempre prefieren salarios más elevados que los salarios dados de otros. El supuesto clave es que el finiquito se supone no *diferenciable* en el punto en que los salarios son iguales a los salarios de otros trabajadores del mismo grupo,  $X_{jt} = X_{Jt}$ , de modo que la pérdida en el finiquito de una reducción en el salario relativo es estrictamente mayor que la ganancia en el finiquito de un incremento en el salario relativo. La no diferenciación solamente se apli-

<sup>3</sup> Danthine y Kurmann (2002) desarrollan un modelo de salario adhesivo basado en la idea relacionada de intercambio parcial de regalos de Akerlof.

ca a los trabajadores del mismo grupo, lo que podría reflejar que los trabajadores de diferentes grupos son distintos, de modo que la noción de salarios iguales para trabajadores idénticos no se aplica a trabajadores de los otros grupos. Advuértase, empero, que si se permite que la comparación con los trabajadores de otros grupos no se diferencie, los resultados resultarían reforzados. Asimismo, sería más recto generalizar los resultados estáticos a  $n$  grupos diferentes.

Con la excepción que se hace para el supuesto de no diferenciación, los resultados van de variaciones robustas a plausibles en las preferencias. Las horas de trabajo se tratan como fijas, y no se incluyen. El empleo no se incluye tampoco en (4), lo que podría justificarse con el supuesto de que los iniciados o personas con acceso a información privilegiada siempre son empleadas, a medida que se desarrollan variaciones en el empleo por parte de la firma, al ajustar la contratación de nuevos trabajadores. Sin embargo, los resultados cualitativos también pasarían la prueba si los trabajadores se sintieran concernidos acerca del empleo, o si se permitiera que las horas de trabajo variasen. Aun más, los resultados cualitativos no resultarían afectados si el finiquito fuera una función arbitraria estrictamente creciente del salario real, más bien que una función lineal.

De hecho, las características clave del modelo son también resistentes a variaciones mucho más profundas que las hipótesis del modelo. Como lo hace notar Bhaskar (1990), las hipótesis particulares concernientes a la fijación de los salarios pueden ser flexibilizadas: cualitativamente, las mismas características pueden derivarse de la negociación salarial individual o de la eficiencia de los efectos salariales.<sup>4</sup>

Retornando al modelo, es bien sabido que la maximización de los beneficios con una constante elasticidad de demanda, implica que el precio es fijado como un diferencial sobre el costo marginal (que en este caso es simplemente el salario), es decir, la condición de primer orden que implica el problema de maximización de los beneficios:

$$(5) \quad P_{jt} = \mu X_{jt}$$

donde  $\mu = \eta/(\eta-1) > 1$ .

<sup>4</sup> En caso de existir incertidumbre en cuanto al salario de otros, esto suavizará cualquier no diferenciación y los resultados desaparecen. De otra parte, si hay una unidad de cuenta mínima, o si los arreglos salariales se enfocan en cantidades redondas, resurgirá la no diferenciación y nuestros resultados seguirán valiendo. Por razones de simplicidad, omitimos estas dos complejidades.

Como los beneficios son cóncavos en  $P_{jt}$ , la condición de primer orden basta para asegurar un máximo único, y el precio óptimo es independiente del precio establecido por otras firmas. La función indirecta de finiquito de la firma, al igual que las funciones de salario real y producto agregado, pueden ser halladas mediante el uso de (1), (3), (5) y la función de producción  $Y_{jt} = N_{jt}$ .

$$(6) \quad \Pi_{jt} = \Pi(X_{jt}/P_b, Y_t) = (\mu-1)(X_{jt}/P_t)^{1-\eta} \mu^\eta Y_t/K$$

### 1. Fijación de salario

La fijación del salario ocurre simultáneamente en todas las firmas. Cada firma es pequeña, de modo que los fijadores de salario en una sola firma, se supone que debe considerar los valores de las variables agregadas  $X_{jt}$ ,  $X_b$ ,  $P_t$  e  $Y_t$  como exógenas en las negociaciones. Sin embargo, las partes interesadas tomarán en consideración que el nivel del empleo depende del nivel del salario, como lo implican (5) y (3).

Damos por supuesto que el resultado de las negociaciones salariales lo da la solución Nash de las negociaciones.

$$(7) \quad X_{jt} = \arg \max \Omega_{jt}$$

donde:

$$\Omega_{jt} = \left[ \Pi \left( \frac{X_{jt}}{P_t}, Y_t \right) - \Pi_0 \right] \cdot \left[ V \left( \frac{X_{jt}}{P_t}, \frac{X_{jt}}{X_{Jt}}, \frac{X_{jt}}{X_{Gt}} \right) - V_0 \right]$$

y con sujeción a  $\Pi \geq \Pi_0$  y  $V \geq V_0$ , y la demanda laboral se implica en (5) y (3). Como lo arguyen Binmore, Rubinstein y Wolinsky (1986), la interpretación apropiada de los puntos de amenaza de las partes interesadas depende de la fuerza que asegura que las mismas lleguen a un acuerdo. Suponemos que de no llegarse a un acuerdo (lo que no sucederá en equilibrio), existe el riesgo de que las negociaciones se rompan. Dejen que  $V_{0t} = V_0(Y_t)$  sean el esperado finiquito de los trabajadores en este caso; un más elevado producto agregado está asociado con un más elevado empleo agregado, lo que facilita a los trabajadores encontrar un nuevo trabajo, y acrecienta el esperado finiquito para los perdedores del empleo. El esperado finiquito de la firma en el caso de que se rompan las negociaciones se fija, por razones de simplicidad, en cero. Si insertamos  $V_0 = V_{0t}$  y  $\Pi_0 = 0$  en la *máxima* de Nash, y si se toma en consideración la no diferenciación de la función finiquito del sindicato, el primer

orden de condiciones para la negociación de Nash requiere que los derivados de la mano derecha e izquierda de la *máxima* de Nash satisfagan las siguientes desigualdades.<sup>5</sup>

$$(8) \quad \frac{d\Omega^-_{jt}}{dX_{jt}} = \frac{d\Pi_{jt}}{dX_{jt}} (V_{jt} - V_{0t}) + \Pi_{jt} \frac{dV^-}{dX_{jt}} \geq 0$$

$$(9) \quad \frac{d\Omega^-_{jt}}{dX_{jt}} = \frac{d\Pi_{jt}}{dX_{jt}} (V_{jt} - V_{0t}) + \Pi_{jt} \frac{dV^-}{dX_{jt}} \geq 0$$

Además de (8) y (9), sabemos que cualquiera de estos dos,  $X_{jt} = X_{jt}$ , o bien (8) ó (9) concuerdan con igualdad.

Dejen que  $X^-_t = X^-(X_{jb}, X_{Gb}, Y_b, P_t)$  y  $X^+_t = X^+(X_{jt}, X_{Gb}, Y_b, P_t)$  denoten los niveles de salario  $X_{jb}$  para los cuales (8) y (9) respectivamente concuerdan con igualdad. Como se muestra en el apéndice, sabemos que  $X^-(X_{jb}, X_{Gb}, Y_b, P_t) > X^+(X_{jb}, X_{Gb}, Y_b, P_t)$ . Asimismo, en el apéndice también mostramos el siguiente resultado:

*Resultado 1:* No existe más que resultado único  $X_{jt}$  para la negociación salarial en la firma  $j$ , dado por:

- |      |    |                             |                   |
|------|----|-----------------------------|-------------------|
| i)   | Sí | $X_{jt} > X^-_b$            | $X_{jt} = X^-_t$  |
| ii)  | Sí | $X_{jt} \in [X^+_b, X^-_b]$ | $X_{jt} = X_{jt}$ |
| iii) | Sí | $X_{jt} < X^+_b$            | $X_{jt} = X^+_t$  |

La intuición es de hecho muy simple. Si el salario promedio en el grupo está dentro de la gama  $(X^+_b, X^-_t)$ , la fijación de salario en la firma  $j$  igualará este salario. Sin embargo, si el salario promedio en el grupo es mayor que el límite superior  $X^-_b$  los trabajadores en la firma  $j$  no podrán igualar este salario, pero en cambio podrían obtener un “alto” salario  $X^-_b$  a causa de la elevada utilidad marginal de los salarios, cuando éstos son inferiores a los del resto del grupo. Si el salario promedio del grupo está por debajo de límite inferior  $X^+_b$  los trabajadores en la firma  $j$  obtendrán un salario superior al promedio en el grupo, a pesar de lo cual sólo obtienen un salario “bajo”  $X^+_b$  a causa de la baja utilidad marginal de los salarios cuando se tienen salarios más elevados que el promedio.

En un equilibrio simétrico dentro de cada grupo, todos los fijadores de salarios en el mismo grupo fijan el mismo salario,

<sup>5</sup> Para asegurar la existencia de una solución interior, debemos tener que  $\eta > 2 + \alpha + \phi + \epsilon$ .

por lo que podemos enfocarnos en el caso (ii) de la Proposición 1, donde  $X_{jt} = X_{jt}$ .<sup>6</sup> Fijamos  $X_{jt} = X_{jt}$  en (8) y (9), y tomamos en consideración que las firmas fijan los precios como margen de utilidad o sobreprecio por encima de los salarios tal como se dan en (5), mediante la imposición de  $P_t = \mu(X_{jt})^{1/2}(X_{Gt})^{1/2}$ . Dejamos que las letras minúsculas denoten logaritmos, (8) y (9) pueden describirse como:

$$(10) \quad x_{Jt} \leq x_{Gt} - \theta^- + \frac{\gamma_0}{2} y_t$$

$$(11) \quad x_{Jt} \geq x_{Gt} - \theta^+ + \frac{\gamma_0}{2} y_t$$

donde el punto de amenaza  $V_0(Y_t)$  es aproximado por una función lineal logarítmica, y  $\hat{e}^+$ ,  $\hat{e}^-$  y  $a_0$  son parámetros positivos, donde  $\hat{e}^+ > \hat{e}^-$ ; véase el apéndice para detalladas derivaciones. Las ecuaciones (10) y (11) pueden usarse para derivar límites de producto que deben ser satisfechos en un equilibrio simétrico global, donde se fija el mismo salario para ambos grupos. Fijando  $X_{jt} = X_{Gt}$  e imponiendo la igualdad en (10) y (11), podemos resolver para  $y_t = 2 \hat{e}^- / \bar{a}_0 \equiv y^L$  y  $y_t = 2 \hat{e}^+ / \bar{a}_0 \equiv y^H > y^L$ . Es, pues, de inmediato que (10) y (11) se satisfacen en cualquier  $X_{jt} = X_{Gt}$  si y sólo si  $y_t \in [y^L, y^H]$ . Resulta, entonces, que cualquier nivel de producto en esta gama es consistente con un equilibrio simétrico global en el modelo.

La intuición para la gama de equilibrio en niveles del producto se basa en la característica de que la gama de equilibrio en los niveles salariales en el Resultado 1 se transforman en una gama de producto. Siempre que el producto esté dentro de la gama  $[y^L, y^H]$ , los trabajadores de cualquier firma individual están en posición de obtener el mismo salario como trabajadores en otras firmas; no más pero tampoco menos. El producto por encima  $y^H$  no es consistente con el equilibrio, porque entonces todos los trabajadores estarían en mejor posición en la fijación de los salarios y obtendrían salarios superiores a los demás, lo que es claramente imposible (formalmente  $y_t > y^H$  implicaría que  $X_{jt} = X_{Gt}$ ). Análogamente, un producto inferior a  $y^L$  implicaría que todos los trabajadores obtendrían salarios inferiores que los otros, lo que también es imposible.

Adviértase que la existencia de una gama depende de la no diferenciación parametrizada por  $\phi$ . Si  $\phi = 0$ , de modo que los derivados de la mano izquierda y derecha (8) y (9) son iguales; la gama de salarios en la Proposición 1 se colapsaría en un solo

<sup>6</sup> Como se ha discutido con Bhaskar (1990), no podemos estar seguros de que se logrará un equilibrio simétrico. Esto se comenta con mayor detalle más adelante.

punto. De igual manera,  $\phi = 0$  implicaría que  $\dot{e}^- = \dot{e}^+$ , lo que a su vez implicaría que  $y^L = y^H$ , de modo que el producto es determinado singularmente.

A fin de completar el modelo, necesitamos también especificar el lado de la demanda de la economía. Para mayor simplicidad, damos por supuesto que la demanda agregada (igual al producto agregado en equilibrio) es dado por la ecuación de cantidad.

$$(12) \quad y_t = m_t - p_t$$

donde la masa monetaria nominal  $m_t$  es fijada por el banco central, antes de hacerlo con salarios y precios.<sup>7</sup> Con fines de completar el modelo, incluimos el nivel de precio en logaritmos como:

$$(13) \quad p_t = \ln(\mu) + \frac{1}{2}(x_{Jt} + x_{Gt})$$

Un equilibrio simétrico (global), donde se fija el mismo salario para ambos grupos, es un cuádruple  $(x_{Jb}, x_{Gb}, y_b, p_t)$  que satisface:  $x_{Jt} = x_{Gb}, x_{Jt}$  y satisface también (10) y (11) (con lo que se asegura que el salario maximiza la solución de negociación Nash, y se implica que  $X_{Gt}$  está dentro de un intervalo similar), los precios se fijan para maximizar los beneficios [como los da (13)] y finalmente la función de demanda agregada (12).

El equilibrio de la economía global puede resumirse en el siguiente resultado (Bhaskar, 1990, deriva un resultado similar).

*Resultado 2:* Para un valor dado de la masa de dinero nominal  $m_b$ , existe una gama de equilibrios simétricos con respecto a la economía, caracterizada como sigue. Dejamos  $X^L_t = m_t - \ln(\mu) - y^L$ , así como  $X^H_t = m_t - \ln(\mu) - y^H$ , donde  $X^H_t < X^L_t$ . Entonces cualquier nivel de salario  $X_b$  en el intervalo  $[X^H_b, X^L_b]$  es un perfecto pronóstico de equilibrio perfecto, con nivel de producto asociado  $y_t = m_t - \ln(\mu) - X_t$  en el intervalo  $[y^L, y^H]$ .

Nótese que los equilibrios son jerarquizables de Pareto, ya que beneficios y empleo se incrementan en producto, mientras que el salario real es independiente del producto [viene de (13),  $X_t - p_t = \ln(i)$ ]. Así, algunos agentes ganan por el más elevado producto, mientras que ningún agente pierde por el mayor producto. Sin embargo, en una economía grande, con un

<sup>7</sup> Al igual que con la ecuación (3), este es un resultado estándar en modelos con preferencias Dixit-Stiglitz sobre el consumo de bienes, y asimismo en la función de servicio restricción de pago por adelantado o balances reales. Véase Blanchard y Kiyotaki (1985) para una derivación.

vasto número de agentes, no queda claro que los agentes vayan a poder coordinar el mejor equilibrio. Si algunos agentes fijan salarios bajos  $X^H_b$ , a fin de asegurar un equilibrio óptimo de Pareto con  $y^H$ , corren el riesgo de obtener salarios más bajos que otros, con pérdida asociada de utilidad.

Una posible solución interesante para el problema de coordinación sería aplicable en este caso si se tuviese una meta de inflación o precios plenamente creíble (véase también McDonald y Sibly, 2001). Si el banco central pudiese creíblemente anunciar una meta de precio  $p^E$ , asegurándose de que todos los agentes en realidad esperan que  $p^E$  se logre, el óptimo de Pareto, un equilibrio de alto empleo podría ser realizado si se fija  $m = y^H - p^E$ . Sin embargo, en la secuela enfocaremos la atención en una situación sin meta de precio o inflación creíbles.

## 2. Contratos salariales que se traslapan

Ahora, pasemos a considerar una versión del modelo de contratos que se traslapan: Cada grupo fija los salarios para dos periodos, un grupo en periodos impares y el otro en periodos pares, como en el modelo estándar Taylor.<sup>8</sup> Dejemos que  $X_t$  denote el salario fijado en el periodo  $t$ . Las constricciones derivadas de la fijación de los salarios ahora se leen (reemplazando  $X_{Gt}$  con  $(X_{t-1} + E_t x_{t+1})/2$  en (10) y (11), así como usando las definiciones  $y^L$  e  $y^H$ . Nótese que aun los agentes prevenidos no tomarán en consideración el vínculo dinámico entre salarios de los grupos en un nivel firme de negociación salarial, puesto que cada firma en sí es demasiado pequeña para afectar el salario del grupo en su conjunto.

$$(14) \quad x_t \leq \frac{1}{2}(x_{t-1} + E_t x_{t+1}) + \frac{\gamma_0}{2}(y_t - y^L)$$

$$(15) \quad x_t \geq \frac{1}{2}(x_{t-1} + E_t x_{t+1}) + \frac{\gamma_0}{2}(y_t - y^H)$$

(14) y (15) pueden ser reescritos como constricciones sobre el crecimiento del salario nominal.

$$(16) \quad \Delta x_t \leq E_t \Delta x_{t+1} + \gamma_0 (y_t - y^L)$$

<sup>8</sup> Resultados similares podrían derivarse de un modelo más realista, aunque también más engorroso, donde la no diferenciación solamente se aplica con relación a un subconjunto de trabajadores al que se le fijan sus salarios al mismo tiempo.

$$(17) \quad \Delta x_t \geq E_t \Delta x_{t+1} + \gamma_0 (y_t - y^H)$$

### 3. Formación de expectativas

Como anteriormente, la fijación de salarios y precios no se atribuye únicamente a la dinámica del producto y la inflación. Aunque las ecuaciones (16) y (17) restringen el crecimiento salarial de modo que no pase de ciertos límites, la multiplicidad de equilibrios implica que, de otro modo, tanto el producto como la inflación dependan de las expectativas de los trabajadores, lo cual implica que los agentes no pueden deducir el comportamiento de otros agentes de manera lógica con base en la hipótesis de que se conducirán racionalmente. En esta situación, parece razonable suponer que los agentes basan sus creencias relativas al crecimiento de los salarios, en el comportamiento pasado del crecimiento salarial. Esta premisa básica es común a una variedad de enfoques en la formación de expectativas. Evans y Honkapohja (2001) abogan por un aprendizaje adaptativo como mecanismo selectivo en situaciones con múltiples equilibrios de expectativas racionales. Los experimentos sobre juegos con una multiplicidad de equilibrios muestran también que los agentes aprenden del comportamiento pasado de otros agentes (Ochs, 1995). En un nivel más general, la observación del comportamiento de otras personas y las inferencias extraídas sobre esta base es como se forman, de hecho, las expectativas de todos los días acerca del comportamiento de otras personas. Si los agentes comparten esta manera de formarse expectativas, esta forma de actuar funcionará como punto focal o mecanismo de coordinación para las expectativas de los agentes.

Consideremos la siguiente ecuación salarial, que representa una versión estilizada de las ecuaciones salariales empíricas existentes:

$$(18) \quad \Delta x_t = \beta \Delta x_{t-1} + (1 - \beta) \Delta x_{t-2} + \gamma_1 (y_{t-1} - y^*), \quad \gamma_1 > 0$$

[Por conveniencia, se especifica (18) incluir únicamente dos rezagos, pero se admitirán más en el trabajo empírico.] Suponiendo que los agentes han observado que la inflación salarial se adhirió a (18) en el pasado, parece razonable que habrían de esperar asimismo que de eso se siguiera una inflación salarial (18) en el futuro también, en tanto cuanto esto sea consistente con el equilibrio de las expectativas racionales en el modelo, es decir, que satisfaga las constricciones dadas por (16) y (17). En

otras palabras, (18) funcionaría como punto focal para el comportamiento en la fijación de salario. Dado que los agentes abrigan estas creencias, las mismas se autocumplirían y, por lo tanto, serían racionales tanto *ex ante* como *ex post*. En una situación en la que los agentes fijan los salarios sobre la base de (18), la realización de otro equilibrio requeriría de todos los agentes que cambiaran simultáneamente para adoptar otro comportamiento diferente. Si hace caso omiso de esos cambios simultáneos, el único posible equilibrio en esta situación sería que los agentes continuaran fijando los salarios conforme a (18).

Nótese también que si la participación de los agentes, aun cuando pequeña en la economía, tiene expectativas adaptativas conforme a (18), ello servirá como mecanismo de coordinación, de tal manera que (18) sea la única estrategia consistente con expectativas racionales (como fue observado ya por Bhaskar, 1990).

Dado (18),  $y^*$  es el único equilibrio a largo plazo de la tasa del producto. El producto no puede permanecer por encima o por debajo de  $y^*$ , ya que esto llevaría a un incremento o decremento consistente del crecimiento salarial nominal. Adviértase, empero, que  $y^*$  está inherentemente basado en las expectativas, y no debe ser interpretado como la tasa natural dada por otras consideraciones, como el comportamiento de búsqueda o salarios de eficiencia; el equivalente de estas consideraciones ha sido ya capturado en el modelo descrito en resultado 2, que tenía una gama de equilibrios. Si las expectativas de los agentes se modifican: por ejemplo, creen que el mercado laboral ha cambiado de modo que el crecimiento del salario nominal estable es consistente con un más elevado producto  $y^{**}$  más bien que  $y^*$ , ello implicaría una alteración en el equilibrio a largo plazo hacia el nuevo nivel  $y^{**}$ , siempre que  $y^{**}$  esté dentro de  $[y^L, y^H]$ .

El importante papel de las expectativas para determinar  $y^*$  sugiere que no se puede esperar encontrar una relación estable entre producto e inflación. Y este es en realidad el caso. Stai-ger, Stock y Watson (1997) indican que existe una considerable imprecisión en las estimaciones de la tasa natural, y han abundado los debates durante la última década en Estados Unidos, acerca de si la declinación en el desempleo sin la correspondiente alza de la inflación es evidencia de un decremento en la tasa natural. Este ruidoso comportamiento, empero, es consistente con nuestro argumento. La estructura del mercado laboral, y de la fijación de precios y salarios no hace invariable la apretada relación entre inflación y desempleo. En nuestro modelo, las expectativas desempeñan un importante papel, y no

causa tanta impresión encontrar más ruido y fluctuaciones, ya que las expectativas son probablemente más volátiles que otras características, como las preferencias y la tecnología.

Las implicaciones de las expectativas adaptables a la relación del polo o punto focal (18) son bien conocidas; las novedades clave en este documento son las implicaciones de las constricciones (16) y (17). De hecho, la existencia de estas constricciones hacen que el modelo resulte altamente complejo cuando los agentes actúan con prevención. A fin de evaluar si las constricciones limitan, los agentes necesitan saber no sólo a cuanto asciende la masa de dinero corriente, sino también formarse expectativas acerca del futuro camino que seguirá la política monetaria.

A fin de explorar lo que implican las limitaciones, hay que considerar primero el choque monetario positivo temporal, lo cual implica que (17) limita en un periodo, mientras que los agentes esperan que la futura inflación salarial siga (18).  $E_t \Delta x_{t+1}$  puede ser derivado haciendo que se anticipe (18) un periodo.

$$(19) \quad E_t \Delta x_{t+1} = \beta \Delta x_t + (1 - \beta) \Delta x_{t-1} + \gamma_1 (y_t - y^*)$$

Si sustituimos (17) por (19), y lo reordenamos, se obtiene:

$$(20) \quad \Delta x_t \geq \beta \Delta x_t + (1 - \beta) \Delta x_{t-1} + \gamma_1 (y_t - y^*) + \gamma_0 (y_t - y^H)$$

o:

$$(21) \quad \Delta x_t \geq \Delta x_{t-1} + \frac{\gamma_1}{1 - \beta} (y_t - y^*) + \frac{\gamma_0}{1 - \beta} (y_t - y^H)$$

Si comparamos (21) y (18), advertimos que el coeficiente frente al producto (es decir, el total de los dos plazos) es considerablemente mayor en (21). Así, cuando los límites sujetan, ya que un choque monetario positivo temporal lleva a la economía por arriba del límite estático superior  $y^H$ , el efecto del producto sobre el crecimiento salarial es mucho más fuerte que circunscrito entre límites, en cuyo caso la inflación salarial sigue el comportamiento del punto focal adaptativo tal como se representa por (18).

Segundo, los límites pueden unir a causa de una esperada expansión monetaria futura. Para observar esto con la mayor simplicidad posible, suponemos que los agentes esperan que el choque monetario positivo ocurra en el periodo  $t+1$ . Haciendo que se anticipe (21) un periodo, vemos que esto implicará que los agentes esperen una inflación salarial más elevada en el periodo  $t+1$ . Para un esperado choque monetario positivo sufi-

cientemente amplio en el periodo  $t+1$ , la esperada inflación salarial en el periodo  $t+1$  será lo suficientemente grande como para que la restricción (17) una ya en el periodo  $t$ , incluso en el caso de que no haya ocurrido ningún choque monetario positivo en ese periodo. La implicación es que se registrarán incrementos en el crecimiento salarial, y precios más elevados, que implican un efecto contraccionista dado que el crecimiento monetario tiene todavía que acrecentarse durante el periodo  $t$ .

Del mismo modo, una anticipada restricción monetaria futura, que ocurra cuando la economía está cerca del límite inferior del producto  $y^L$ , implicará que (16) sujeta y amortigua el crecimiento salarial, con un efecto expansionista temporal de una desinflación, que Ball demostró (1994) era una predicción del modelo Taylor. Nótese, sin embargo, que este efecto no ocurre más que bajo circunstancias mucho más restrictivas que en el modelo Taylor. En el modelo Taylor, una anticipada restricción monetaria futura inducirá al producto a exceder su nivel de equilibrio. En este caso, el efecto expansionista temporal sólo acaece cuando se espera que la restricción monetaria lleve subsecuentemente el producto hacia abajo hacia límite inferior. Así, este efecto no impide que el efecto global de la restricción monetaria conduzca a una recesión.

Más generalmente, la existencia de los límites (16) y (17) implica que cuando sujetan, la variación en la esperada inflación salarial futura inducirá una variación en la inflación presente. En estos casos, la inflación no será determinada por el comportamiento persistente y adaptativo especificado en la ecuación (18), sino que fluctuará con los cambios en la esperada inflación futura, causada, por ejemplo, por los cambios esperados en la política monetaria futura. Empíricamente, sería de esperar, consecuentemente, que la inflación fuera menos persistente fuera de límites.

En suma, esperamos ver una curva Phillips que:

- implique persistencia de la inflación en niveles moderados de desempleo;
- implique efectos más fuertes de política monetaria en niveles de desempleo más bajos o altos que para los niveles intermedios de desempleo;
- implique menos persistencia por parte de la inflación y tenga una pendiente diferente para bajos o altos niveles de desempleo.

### III. ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

Para comprobar las predicciones, adoptamos una versión de niveles especificados por Staiger, Stock y Watson (1997):

$$(22) \quad \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \gamma Z_t + \\ + \alpha^H_0 I^H + \alpha^H_1 I^H \pi_{t-1} + \alpha^H_2 I^H \pi_{t-2} + \alpha^H_3 I^H \pi_{t-3} + \\ + \beta^H_1 I^H (u_{t-1} - u^H) + \beta^H_2 I^H (u_{t-2} - u^H) + \gamma^H I^H Z_t + \\ + \alpha^L_0 I^L + \alpha^L_1 I^L \pi_{t-1} + \alpha^L_2 I^L \pi_{t-2} + \alpha^L_3 I^L \pi_{t-3} + \\ + \beta^L_1 I^L (u_{t-1} - u^L) + \beta^L_2 I^L (u_{t-2} - u^L) + \gamma^L I^L Z_t + \varepsilon_t$$

donde  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ ,  $I^H$  es una variable ficticia que toma el valor de 1 cuando  $u > u^H$ ,  $I^L$  es una variable ficticia que toma el valor de 1 cuando  $u < u^L$ , y  $Z$  representa un vector de sustitución para choques de oferta agregados. Conforme a una práctica común, hemos invocado una relación de la Ley Okun, para remplazar producto con desempleo. Esto tiene la ventaja de que no es necesario hacer suposiciones relativas a la estacionaridad del producto. La interacción de las variables ficticias con los términos de inflación y desempleo por encima y por debajo de los límites, nos permite comprobar la predicción del modelo de que las dinámicas de inflación y desempleo difieren para bajo y alto nivel de desempleo.

Aparte de la inclusión de términos de interacción, a fin de permitir a la dinámica inflacionaria cambiar fuera de límites, prescindimos de Staiger, Stock y Watson (1997) de dos maneras. Primero, como hicimos notar más arriba, escribimos la ecuación en niveles; esto nos permite comparar nuestros resultados más fácilmente con las estimaciones previas de la curva Phillips y evaluar el comportamiento de la persistencia inflacionaria. Segundo, no tratamos explícitamente de estimar una tasa de desempleo natural de varianza cronológica.<sup>9</sup> Si bien hay razones, en general, para creer que los parámetros cambian con el tiempo, admitir una tasa natural de varianza cronológica, además de los límites, probablemente sería exigir demasiado de los datos.

Se incluyen variables de choque de oferta por dos razones relacionadas. En primer lugar, representan desviaciones de las dinámicas inflacionarias implicadas por los otros coeficientes en

<sup>9</sup> Aunque la presencia de los términos de interacción entre variables ficticias y constantes permiten implícitamente esta posibilidad durante la época de alto y bajo desempleo.

el modelo, por lo que requieren ser controladas, a fin de evitar un sesgo de variable omitido. Segundo, en principio, la ecuación (22) representa únicamente una ecuación en un sistema de dos ecuaciones (pues la otra ecuación es la curva de demanda agregada donde el desempleo sustituye al producto). Las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de (22) registrarán, en consecuencia sesgos de ecuaciones simultáneas. El sesgo en la estimación de los coeficientes de oferta agregada dependerá de la varianza relativa de los choques de oferta agregada a los choques de demanda agregada. Mediante el intento de sustitución de los choques de oferta agregada más grandes, se reduce la varianza de la porción no explicada de los choques de oferta agregada, con lo que se aminora la cantidad de sesgo.<sup>10</sup>

Los límites  $u^H$  y  $u^L$  como derivados de  $y^H$  e  $y^L$ , se determinan mediante parámetros estructurales del modelo, incluida la manera en que el punto de coerción depende del producto y del tamaño de la curva en las preferencias. Aunque en principio se podría calibrar el tamaño de los límites o, más sencillamente, el tamaño de  $y^H - y^L$ , seleccionando valores para los parámetros, no queda claro cuáles son los valores razonables para algunos de los parámetros. Si fueran conocidos los límites, (22) podría ser estimada vía OLS. Aunque no son conocidos, es posible estimarlos endógenamente. Seguimos a la literatura de equilibrio estructural<sup>11</sup> mediante la reestimación (25) de los diferentes valores de  $u^H$  y  $u^L$ , así como seleccionando la especificación que rinde el valor más elevado para el logaritmo más probable.

#### IV. DATOS Y RESULTADOS ESTIMADOS

Se utiliza la tasa de desempleo para todos los civiles a partir de los 16 años, estacionalmente ajustada mensualmente, y el índice de precios al consumidor (IPC) para todos los consumidores urbanos, estacionalmente ajustado, también mensualmente.<sup>12</sup> Pro-

<sup>10</sup> Un enfoque alternativo, aunque complementario, consistiría en estimar (22) mediante variables instrumentales, utilizando un instrumento para variaciones exógenas en la oferta o demanda agregadas.

<sup>11</sup> Véase Quandt (1958) y Maddala y Kim (1998).

<sup>12</sup> Se ha experimentado también con las tasas de desempleo demográficamente ajustadas que creó Shimer (1998), las cuales capturan la idea de que la tasa de desempleo natural puede cambiar en el tiempo a causa de las alteraciones en las variables demográficas (puesto que los jóvenes tienen mayores probabilidades de estar desempleados que los viejos). Las estimaciones del coeficiente en general apenas

mediamos los datos para obtener cifras trimestrales y elaborar una medida de inflación mediante la multiplicación del cambio de porcentaje en el IPC por 400.

De conformidad con Ball y Mankiw (1995),<sup>13</sup> se utilizan tres medidas de oferta de choque:

- *Alimentos*, medida elaborada mediante la sustracción de la diferencia en las tasas de inflación, entre alimentos procesados y componentes comestibles del PPI (serie 1300) e inflación del PPI.
- *Combustible*, medida elaborada mediante la sustracción de la diferencia en las tasas de inflación, entre los componentes de combustible y energía del PPI (serie 1100) e inflación del PPI.
- *Nixon*, medida ficticia para los controles de salarios y precios durante las administraciones de Nixon y Ford, introducida por Gordon (1990).

Se inició la muestra en 1955:I y se tomó la decisión de evitar los controles de salarios y precios impuestos durante la guerra de Corea; se puso fin a la medida en 2000:IV.

El cuadro 1 ofrece los principales resultados empíricos. La primera columna del cuadro revela los resultados de estimar (22) sin límite alguno. Los coeficientes de desempleo se alternan en signo, aunque suman -213, de modo que la curva Phillips traza una pendiente en descenso, como sería de esperar. Asimismo, como eran esperados, los coeficientes sobre inflación rezagada son en su totalidad positivos y suman 1.004, lo cual implica que la inflación es persistente.

Las siguientes tres columnas informan acerca de los resultados de la imposición de límites, endógenamente determinados por el método descrito más arriba. La primera columna reporta los coeficientes relativos al producto, así como a la inflación y a los choques de oferta entre límites, en tanto que las siguientes columnas indican los efectos adicionales por debajo y por encima de los límites. Encontramos que los límites se hallan en 4.7 y 6.5%, lo que corresponde (aproximadamente) al percentil 30 y

---

cambiaron y la adaptación en términos de  $R^2$  ajustada resultó peor, de modo que nos hemos apegado al modelo con las series de desempleo ordinarias.

<sup>13</sup> Escogemos estas medidas de choques de oferta agregada de alimentos y energía, más bien que la alternativa, basada en el índice de precios a la producción (PPI), medida que utilizaron Staiger, Stock y Watson (1997), porque la medida del precio de la energía usada se ha tornado significativamente más volátil y negativamente autocorrelacionada en grado sumo desde 1995, lo que sugiere un cambio en la definición de las series.

percentil 70 del desempleo observado.<sup>14</sup> Nótese que la especificación más elaborada, que permite a todos los coeficientes asumir diferentes valores fuera de los límites, como predice nuestro modelo, es apoyada por los datos, puesto que las restricciones involucradas por la regresión sin límites (columna 1) es rechazada en la prueba de relación probable al nivel de uno por ciento.

La tercera y cuarta columnas reportan los términos de la interacción, que describen cómo cambian los coeficientes fuera de los límites. Primero, nótese que los coeficientes de los términos de interacción inflacionaria rezagada son casi todos negativos, lo que implica que la inflación es menos persistente, tanto por debajo como por encima de los límites, como lo predice nuestro modelo. Por debajo de los límites, los términos de interacción suman  $-.775$  y por encima  $-.453$ , que son grandes en magnitud y estadísticamente significativos.

Por debajo de los límites, los términos de interacción del desempleo suman  $-1.378$ , lo cual implica que la curva Phillips es de pendiente más empinada, como lo predice también nuestro modelo. Por encima de los límites, empero, los términos del desempleo suman  $.587$ , lo que se acerca en magnitud al valor de  $.608$  estimado entre los límites, y ello implica una curva Phillips casi plana por encima del límite (aunque muy imprecisamente determinada), en contraste con la predicción de nuestro modelo.

El cuadro 2 evalúa la predicción de que el efecto de las perturbaciones de política monetaria contraccionista y expansionista es diferente fuera y dentro de los límites; una serie cambia o desvía la curva Phillips, mientras que la otra representa cambios a lo largo de la curva Phillips. Utilizamos la medida de política monetaria derivada por Bernanke y Mihov (1998), a partir de un modelo estructural VAR (vector de autorregresión variable) del mercado de Fondos Federales. Esta medida purga esencialmente los movimientos de política endógena de la tasa de Fondos Federales. A partir de la variable, elaboramos una serie que consiste únicamente en cambios de política contraccionistas y una serie que consiste solamente en cambios expansionistas. La variable se define solamente durante el periodo de

<sup>14</sup> Dado que nuestra técnica puede captar cualquier posible no linealidad en la curva Phillips, hemos restringido los límites para que permanezcan encima y debajo del valor promedio del desempleo observado. Si se flexibiliza esta restricción, los límites estimados se halla en 9.9 y 10.1%, las tasas de desempleo que ocupan el tercer lugar y el segundo lugar por ser las más altas observadas.

CUADRO 1. REGRESIONES DE CURVA PHILLIPS, DATOS TRIMESTRALES, 1955:1-2000-IV

		Variables dependientes: $\pi_t$					
		Sin límites		Con límites		Arriba de límite	
		Entre límites		Bajo límite			
Const.	1.268** (.428)	Const.	2.956 (1.827)	$I_t^* \text{Const.}$	.646 (.627)	$I_{Ht}^* \text{Const.}$	1.766** (.585)
$\pi_{t-1}$	.510** (.070)	$\pi_{t-1}$	.438** (.127)	$I_L^* \pi_{t-1}$	-.114 (.272)	$I_H^* \pi_{t-1}$	-.083 (.156)
$\pi_{t-2}$	.111 (.079)	$\pi_{t-2}$	.348** (.123)	$I_L^* \pi_{t-2}$	-.363 (.275)	$I_H^* \pi_{t-2}$	-.387* (.163)
$\pi_{t-3}$	-.384** (.067)	$\pi_{t-3}$	.413** (.130)	$I_L^* \pi_{t-3}$	-.297 (.247)	$I_H^* \pi_{t-3}$	.018 (.151)
$u_{t-1}$	1.821** (.314)	$u_{t-1}$	-1.967** (.532)	$I_L^* (u_{t-1} - u_L)$	.857 (1.46)	$I_H^* (u_{t-1} - u_H)$	.363 (.689)
$u_{t-2}$	1.608** (.306)	$u_{t-2}$	1.358** (.422)	$I_L^* (u_{t-2} - u_L)$	-.223 (1.46)	$I_H^* (u_{t-2} - u_H)$	.225 (.590)

Alim.	.046** (.015)	Alim.	.042* (.020)	$I_t^*$ Alim.	.030 (.043)	$I_{Ht}^*$ Alim.	.000 (.033)
Comb.	.011 (.009)	Comb.	-.005 (.013)	$I_t^*$ Comb	.015 (.021)	$I_{Ht}^*$ Comb.	.032 (.020)
Nixon	1.807 (2.889)	Nixon	-.498 (2.851)				
Suma de inflación	1.004** (.040)		1.198** (.0526)		-.775** (.227)		-.453** (.083)
Suma de desemp.	-.213** (.073)		-.608 (.332)		-1.378 (.907)		.587 (.374)
Límites	N/A			$u_t$	4.7	$u_H$	6.5
Ajustado $R^2$	.810				.841		
Log L	-311.30				-286.19**		
Número de obs.	184				184		

NOTA: La inflación se mide por el cambio de porcentaje trimestral (anualizado) estacionalmente ajustado del IPC para todos los consumidores urbanos. La tasa de desempleo es la que atañe a todos los civiles con más de 16 años. 'Alimentos' es la tasa de inflación relativa PPI para comestibles procesados y alimentos, y 'Combustible' es la tasa de inflación relativa para la energía, ambas con un periodo de rezago. 'Nixon' es un término ficticio para los controles de salarios y precios debidos a Gordon (1990).  $I_{Ht}$  e  $I_t$  son variables ficticias para periodos cuando el desempleo rezagado está fuera de límites  $u_H$  y  $u_t$  descritos en el texto. De esta manera, el efecto total de las variables RHS por debajo (por arriba) de límites es dado por la suma del coeficiente entre límites y el coeficiente por debajo (por arriba) de límites.

\* Denota significancia estadística al nivel de 5%. \*\* Denota significancia estadística al nivel de 1 por ciento.

CUADRO 2. REGRESIONES DE CURVA PHILLIPS, CON INDICADOR DE POLÍTICA MONETARIA, 1955:I-2000:IV

Sin límites		Con límites		
Variables dependientes: $\pi_t$				
	Entre límites	Bajo límite	Arriba de límite	
Const.	1.125* (.498)	1.690 (1.868)	$I_H^*$ Const. .785 (.685)	1.190 (.645)
$\pi_{t-1}$	.442** (.068)	.341* (.131)	$I_L^*\pi_{t-1}$ -.011 (.274)	$I_H^*\pi_{t-1}$ .020 (.160)
$\pi_{t-2}$	.048 (.077)	.352** (.125)	$I_L^*\pi_{t-2}$ -.351 (.275)	$I_H^*\pi_{t-2}$ -.446** (.165)
$\pi_{t-3}$	.388** (.063)	.459** (.128)	$I_L^*\pi_{t-3}$ -.359 (.242)	$I_H^*\pi_{t-3}$ -.061 (.150)
$u_{t-1}$	-1.531** (.324)	-1.479** (.573)	$I_L^*(u_{t-1} - u_t)$ .544 (1.525)	$I_H^*(u_{t-1} - u_t)$ .118 (.731)
$u_{t-2}$	1.354** (.299)	1.127** (.431)	$I_L^*(u_{t-2} - u_t)$ -1.817 (1.502)	$I_H^*(u_{t-2} - u_t)$ .111 (.596)
Alim.	.036* (.015)	.043* (.019)	$I_L^*$ Alim. .024 (.044)	$I_H^*$ Alim. -.004 (.033)

Comb.	.001 (.001)	Comb.	.001 (.013)	$I_t^*$ Comb.	.012 (.021)	$I_t^{**}$ Comb.	.027 (.020)
Nixon	.181 (2.776)	Nixon	-.010 (3.068)	N/A	N/A	N/A	
Exp. monetaria	.0774 (.060)	Exp. monetaria	-.205 (.127)		.556 (.712)		.335* (.154)
Cont. monetaria	-.254** (.057)	Cont. monetaria	-.063 (.077)		-.017 (.197)		-.595** (.222)
Suma de inflación	.877** (.049)		1.152** (.072)		-.721** (.252)		-.487** (.103)
Suma de desempleo	-.176 (.097)		-.351 (.343)		-1.273 (1.085)		.228 (.403)
Límites	N/A			$u_t$	4.7	$u_H$	6.5
Ajustado $R^2$	.828				.851		
Log $L$	-301.32				-276.91**		
Núm. de obs.	184				184		

NOTA: 'Contracciones Monetarias' representa el valor del indicador de Bernanke y Milov (1998) para la política monetaria, cuando ese indicador es negativo, y 'Expansión monetaria' el valor de ese indicador cuando es positivo. Todas las anotaciones como en el cuadro 1.

\* Denota significancia estadística al nivel de 5%. \*\* Denota significancia estadística al nivel de 1 por ciento.

1966 a 1996, cuya fecha de inicio se determina por el cambio de instrumento de la política de la Reserva Federal a tasa del Fondo Federal. Para fechas no comprendidos en esos años establecemos en cero el valor para las variables contraccionistas y expansivas.

La primera columna comunica los resultados sin imponer límites; las expansiones monetarias tienen un efecto pequeño y estadísticamente insignificante, mientras que las contracciones monetarias tienen un efecto negativo grande y estadísticamente significativo.

Las dos columnas restantes reportan los resultados que imponen los límites. Estos se estiman en tasas de desempleo de 4.7 y 6.5, sin cambios con respecto al cuadro 1; los coeficientes de inflación rezagada y desempleo tampoco han variado mucho. Los resultados son en gran parte consistentes con nuestro modelo: las expansiones de política monetaria tienen un mayor efecto positivo fuera de límites (aunque significativamente sólo por lo que concierne al elevado desempleo), mientras que las contracciones económicas poseen un efecto negativo significativo para el elevado desempleo

## V. CONCLUSIÓN

Las formulaciones de expectativas racionales estándar de la curva de oferta agregada, tales como las de Fischer (1978), Taylor (1980) y Calvo (1983), son incapaces de reproducir la inflación que se observa en los datos. Sugerimos que la coordinación de los problemas y múltiples equilibrios son la clave para explicar la persistencia de la inflación. Cuando existe una gama de posibles equilibrios, hay la posibilidad de que el comportamiento pasado pueda desempeñar un papel en calidad de dispositivo de selección de equilibrio. Son varios los mecanismos que pueden generar una gama de equilibrios; nos enfocamos en el modelo de contracción de salario, en el que (de acuerdo con Bhaskar, 1990) los trabajadores se preocupan de manera mucho más desproporcionada de que se les pague menos que a otros trabajadores, de lo que les ocupa el que se les pague más que otros trabajadores. Argüimos que como los fijadores de salario quieren igualar el crecimiento salarial establecido por otros, el comportamiento de los salarios en el pasado reciente constituirá un punto de inicio natural para elaborar expectativas. Dentro de la gama de equilibrios, esas creencias culminarán en una profecía autocumplida; y así será consistente con las

expectativas racionales. Estas creencias combinarán las atractivas características tanto de las expectativas adaptativas como racionales; además, serán consistentes con otras características clave acerca de las series de inflación reales, mientras que al mismo tiempo no tendrán que basarse en agentes que cometen errores sistemáticos.

Remplazamos el producto con el desempleo y estimamos el modelo, incluidos los límites, fundados en datos trimestrales durante el periodo 1955-2000. Así encontramos que la dinámica de la curva Phillips cambia a tasas de desempleo por debajo de 4.7% y por arriba de 6.5%. Como lo predice nuestro modelo, la inflación parece menos persistente fuera de los límites. La predicción de que la inflación es más sensible a los cambios en el desempleo fuera de los límites, obtiene resultados mixtos: encontramos efectos más fuertes para el bajo desempleo, aunque no para el elevado desempleo. Otro hallazgo es que las contracciones y expansiones de política monetaria cambian la posición de la curva Phillips fuera de los límites, como lo predice nuestro modelo (aunque sólo son significantes para las contracciones monetarias con altos niveles de desempleo).

En un nivel más general, nuestro argumento es más fácil de reconciliar con la más bien errática relación entre inflación y desempleo que existe en los datos de modelos más tradicionales. En tales modelos, el comportamiento errático se explica con frecuencia como surgido del cronológicamente variable NAIRU. Sin embargo, el problema que se plantea con esta explicación es que las tentativas para identificar los determinantes estructurales del NAIRU son, en general, decepcionantes (véase, por ejemplo, Staiger, Stock y Watson, 2001). En nuestro modelo, las expectativas desempeñan un gran papel y uno se siente menos sorprendido al encontrar más ruido y fluctuaciones, dado que las expectativas pueden muy bien ser más volátiles que otras características, como las preferencias y la tecnología.

Consideramos que la evidencia a nuestra disposición apoya la existencia de una gama de equilibrios para el desempleo, en tanto que la inflación es menos persistente fuera de esa gama. Sin embargo, como la evidencia se basa en la inflación y el desempleo, está claro que no consigue discriminar entre nuestro argumento para un trato justo y otras posibles tesis que generen las mismas características macroeconómicas.

En nuestro modelo, la persistencia de la inflación es generada como punto focal para las expectativas de agentes, y no constituye una característica inherente derivada de preferencias y tecnología. Ello implica que la persistencia de la inflación

puede debilitarse o desaparecer si otro punto focal deviene más prominente. De hecho, Ball (2000) demostró que en el periodo de 1879 a 1914 incluido, cuando Estados Unidos se atenía al patrón oro, el nivel de los precios se acercaba a un curso aleatorio, lo que implica que la inflación es ruido blanco. Durante este periodo, una formación de expectativas todavía más simple que la presentada aquí puede resultar la más apropiada; en concreto, que la esperada inflación se acercó a una constante (Ball, 2000).

En años recientes, un posible candidato a punto focal para expectativas de inflación, sería la meta de inflación del banco central. Si los agentes creen que el banco central cumplirá su meta de inflación, el programa funcionará como un dispositivo para coordinar las expectativas, en tanto que el producto permanezca sin los márgenes de equilibrio. De forma algo especulativa, esto sugiere la siguiente interpretación del por qué el alto crecimiento y el declinante desempleo en Estados Unidos, a fines de los años de la década que se inició en 1990, no condujo a una acrecentada inflación: la Reserva Federal gozaba de elevada credibilidad, de modo que los agentes privados esperaban que la baja inflación continuase, por lo que fijaron salarios y precios de acuerdo con esta premisa.

El uso de preferencias que exhiben pérdida de aversión u otras opciones diferentes de las hipótesis estándar, se ha tornado común en el estudio del consumo y fijación de precios de activos, y por lo tanto se ha usado para tratar de explicar varios acertijos empíricos en esas literaturas. En este documento, damos un paso hacia la aplicación de preferencias tomadas de la economía de comportamiento, a fin de explicar el acertijo empírico en la literatura de la curva Phillips sobre la persistencia de la inflación. Demostramos que una desviación relativamente menor de la hipótesis estándar no sólo produce persistencia de la inflación, sino que además arroja luz en el por qué la relación entre producto e inflación es ruidosa y errática.

## *Apéndice*

### **Prueba de la Proposición 1**

Usando:

$$\frac{d\Pi_{jt}}{dX_{jt}} = (1-\eta) \frac{\Pi_{jt}}{X_{jt}} \quad \text{y} \quad \frac{dV}{dX_{jt}} = \frac{(1+\alpha + D_{jt}\phi)V_{jt}}{X_{jt}}$$

(8) y (9) pueden ser rescritos como se señala a continuación:

$$(23) \quad (2 + \alpha + \phi + \lambda - \eta)V_{jt} + (\eta - 1)V_{0t} \geq 0$$

$$(24) \quad (2 + \alpha + \lambda - \eta)V_{jt} + (\eta - 1)V_{0t} \leq 0$$

Si se sustituye  $V_{jt}$  y se usa (4), imponiendo la igualdad, (26) y (27) pueden resolverse por:

$$(25) \quad X^-_t = \left( \frac{\eta - 1}{\eta - 2 - \alpha - \phi - \lambda} V_{0t} P_t X_{Jt}^{\alpha + \phi} X_{Gt}^\lambda \right)^{\frac{1}{1 + \alpha + \phi + \lambda}}$$

y:

$$(26) \quad X^+_t = \left( \frac{\eta - 1}{\eta - 2 - \alpha - \lambda} V_{0t} P_t X_{Jt}^\alpha X_{Gt}^\lambda \right)^{\frac{1}{1 + \alpha + \lambda}}$$

Para ver que  $X^-(X_{Jb}, X_{Gb}, Y_b, P_t) > X^+(X_{Jb}, X_{Gb}, Y_b, P_t)$ , nótese que a partir de la imposición de la igualdad en (26) y (27), se obtiene:

$$(\eta - 2 - \alpha - \phi - \lambda)V_{jt}(X^-_t) = (\eta - 1)V_{0t} = (\eta - 2 - \alpha - \lambda)V_{jt}(X^+_t)$$

o:

$$\frac{V_{jt}(X^-_t)}{V_{jt}(X^+_t)} = \frac{\eta - 2 - \alpha - \lambda}{\eta - 2 - \alpha - \phi - \lambda} \Rightarrow X^-_t > X^+_t$$

dado que  $V$  se incrementa en  $X$ .

Para concluir, sabemos que ya sea  $X_{jt} = X_{Jb}$  y (8) y (9) ambos se sostienen, de modo que  $X^-_t X_{jt} X^+_t$ , u (8) se sostiene con igualdad, en cuyo caso  $X_{jt} = X^-_t$ , o (9) se sostiene con igualdad, en cuyo caso  $X_{jt} = X^+_t$ .

### Derivación de (10) y (11)

Usando el mismo procedimiento que en la prueba de la Proposición 1, (8) y (9) pueden ser reordenados en:

$$(27) \quad X_{jt} \leq \left( \frac{\eta - 1}{\eta - 2 - \alpha - \phi - \lambda} V_{0t} P_t X_{Jt}^{\alpha + \phi} X_{Gt}^\lambda \right)^{\frac{1}{1 + \alpha + \phi + \lambda}}$$

y:

$$(28) \quad X_{jt} \geq \left( \frac{\eta-1}{\eta-2-\alpha-\lambda} V_{0t} P_t X_{jt}^\alpha X_{Gt}^\lambda \right)^{\frac{1}{1+\alpha+\lambda}}$$

Imponiendo  $X_{jt} = X_{jt}$  y  $P_t = \lambda (X_{jt})^{1/2}$ , y reordenando, obtenemos:

$$(29) \quad X_{jt} \leq X_{Gt} \left( \frac{(\eta-1)\mu}{\eta-2-\alpha-\phi-\lambda} V_0(Y_t) \right)^{\frac{1}{1/2+\lambda}}$$

$$(30) \quad X_{jt} \geq X_{Gt} \left( \frac{(\eta-1)\mu}{\eta-2-\alpha-\lambda} V_0(Y_t) \right)^{\frac{1}{1/2+\lambda}}$$

Usando las aproximaciones lineales logarítmicas:

$$(31) \quad -\theta^- + \frac{\gamma_0}{2} y_t \equiv \ln \left( \frac{(\eta-1)}{\eta-2-\alpha-\phi-\lambda} V_0(Y_t) \right)^{\frac{1}{1/2+\lambda}}$$

$$(32) \quad -\theta^+ + \frac{\gamma_0}{2} y_t \equiv \ln \left( \frac{(\eta-1)}{\eta-2-\alpha-\lambda} V_0(Y_t) \right)^{\frac{1}{1/2+\lambda}}$$

obtenemos (10) y (11) en el texto principal.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akerlof, George (1984), "Gift Exchange and Efficiency Wage Theory: Four Views", *American Economic Review* (Papers and Proceedings), vol. 74, pp. 79-83.
- Austin, William, Neil C. McGinn y Charles Susmilch (1980), "Internal Standards Revisited: Effects of Social Comparisons and Expectancies on Judgments of Fairness and Satisfaction", *Journal of Experimental Social Psychology*, vol. 16, pp. 426-41.
- Ball, Laurence S. (2000), *Near-Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes*, NBER (Documento de trabajo, nº 7988).
- Ball, Laurence S., y N. Gregory Mankiw (1995), "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, nº 1, pp. 161-93.
- Bardsen, G., E. Jansen y R. Nymoen (2002), *Testing the New-Keynesian Phillips Curve*, texto mimeografiado, Universidad de Oslo.

- Bernanke, Ben S., e Ilian Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nº 3, pp. 869-902.
- Bhaskar, V. (1990), "Wage relatives and the natural range of unemployment", *Economic Journal*, vol. 100, pp. 60-66.
- Binmore, Ken., Ariel Rubinstein y Asher Wolinsky (1986), "The Nash Bargaining Solution in economic modelling", *RAND Journal of Economics*, vol. 17, nº 2, pp. 176-88.
- Blanchard, Olivier J., y Nobuhiro Kiyotaki (1985), "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *American Economic Review*, pp. 647-67.
- Calvo, Guillermo (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, nº 4, pp. 983-98.
- Cooper, Russell W. (1999), *Coordination Games: Complementarities and Macroeconomics*, Cambridge University Press.
- Danthine, Jean-Pierre, y Andre Kurmann, *Fair Wages in a New Keynesian Model of the Business Cycle*, texto mimeografiado, Universidad de Virginia.
- Evans, George W., y Seppo Honkaphohja (2001), *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press, Princeton.
- Fehr, E., y K. Schmidt (1999), "A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation", *Quarterly Journal of Economics*, 114, pp. 769-816.
- Fischer, Stanley (1977), "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, vol. 85, nº 2, pp. 191-205.
- Friedman, Milton (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58, nº 1, pp. 1-17.
- Fuhrer, Jeffrey, y Gerald Moore (1995), "Inflation persistence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp. 127-60.
- Gali, Jordi, y Mark Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 195-222.
- Goeree, J. K., y C. A. Holt, "Assymmetric Inequality Aversión and Noisy Behavior in Alternating-Offer Bargaining", *European Economic Review*, vol. 44, pp. 1079-89.
- Gordon, Robert J. (1990), "What is New-Keynesian Economics?", *Journal of Economic Literature*, vol. 28, nº 3, pp. 1115-1171.
- Kahneman, Daniel, y Amos Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, vol. 47, pp. 263-91.

- Loewenstein, George F., Leigh Thompson y Max H. Bazerman (1989), "Social Utility and Decision Making in Interpersonal Contexts", *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 57, pp. 426-41.
- Lye, I., I. M. McDonald y H. Sibly (2001), "An Estimate of the Range of Equilibrium Rates of Unemployment for Australia", *Economic-Record*, vol. 77, pp. 35-50.
- Maddala, G. S., e In-Moon Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mankiw, N. Gregory (2001), "The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment", *Economic Journal*, vol. 111, mayo, pp. C45-C61.
- McDonald, Ian (1995), "Models of the range of equilibria", en Rod Cross (ed.), *The natural rate of Unemployment: Reflections on 25 years of the hypothesis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- McDonald, Ian (2001), *Reference Pricing. Inflation Targeting and the Non-inflationary Expansion*, texto mimeografiado, Universidad de Melbourne.
- Ochs, Jack (1995), "Coordination Problem", en John H. Kagel y Alvin Roth (eds.), *Handbook of Experimental Economics*, Princeton University Press, Princeton.
- Ordóñez, Lisa D., Terry Connolly y Richard Coughlan (2000), "Multiple Reference Points in Satisfaction and Fairness Assessment", *Journal of Behavioral Decision Making*, vol. 13, pp. 329-44.
- Phillips, A. W. (1959), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol. 25, nº 2, pp. 283-99.
- Quandt, Richard E. (1958), "The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes", *Journal of the American Statistical Association*, pp. 873-80.
- Roberts, John (1998), *Inflation expectations and the transmission of monetary policy*, Junta de Gobernadores del Sistema Federal de Reserva.
- Sbordone, Argia M. (2002), "Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness", *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, nº 2, pp. 265-92.
- Shimer, Robert (1998), "Why is the U. S. Unemployment Rate So Much Lower?", *NBER Macroeconomic Annual*, pp. 11-61.
- Sims, Christopher A. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, vol. 36, nº 4, pp. 975-1011.

- Staiger, Douglas, James Stock y Mark Watson (1997), "How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?", en Christina D. Romer y David H. Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago University Press.
- Staiger, Douglas, James Stock y Mark Watson (2001), *Prices, Wages and the U. S. NAIRU in the 1990s*, texto mimeografiado, Kennedy School of Government, Universidad de Harvard.
- Taylor, John (1980), "Aggregate dynamics and staggered contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88, pp. 1-24.
- Taylor, John (1999), "Staggered wage and price setting in macroeconomics", cap. 15, en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland.
- Woglom, Geoffrey (1982), "Underemployment Equilibrium with Rational Expectations", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 9, pp. 89-107.

*Carlos Esteban Posada*  
*José Fernando Escobar*

# Crecimiento económico y gasto público: experiencias internacionales y el caso colombiano, 1982-99

## I. INTRODUCCIÓN

Un tema importante de análisis de la economía colombiana es el de los efectos del gasto público sobre la tasa de crecimiento del producto. De un lado, la tasa media de crecimiento anual del PIB real per cápita del período 1975-2000, 3.5% (con varianza de 5.7), fue inferior a la del período 1950-1975, 5.1% (con varianza de 3.1), y las tasas observadas entre los años 2000 y 2002 (2.9%, 1.4%, y 1.5%) son bastante inferiores a la media ya mencionada del último cuarto del siglo XX. De otro lado, el gasto público tuvo un crecimiento veloz durante el pasado de-

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de C. E. Posada y F. J. Escobar, investigadores asistentes, de la Subgerencia de Estudios Económicos, del Banco de la República (Colombia). Los autores agradecen la colaboración de Wilman Gómez, Luis Fernando Melo e Hisashi Tanizaki, y los comentarios de Luis Eduardo Arango, Martha Misas, Hernando Vargas, Diego Vásquez y de los asistentes al seminario interno del Banco de la República y a la VIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada con auspicio del Banco Central de Venezuela, en Caracas, del 12 al 14 de noviembre de 2003, eventos en los cuales se presentaron versiones anteriores. Este documento fue elaborado con la responsabilidad exclusiva de sus autores y no compromete, por tanto, a las directivas del Banco de la República. Los errores e insuficiencias que subsistan, a pesar de los comentarios y colaboraciones, siguen siendo responsabilidad única de C. E. Posada y F. J. Escobar. Correspondencia: cposadpo@banrep.gov.co*

cenio: la tasa media anual de aumento del ejecutado por el sector público no financiero, sin contar intereses, fue 9.1%, y su nivel asciende en la actualidad a 33.4% del PIB real, aproximadamente,<sup>1</sup> un porcentaje que parece bastante alto, al menos si se lo compara con el de muchos otros países en desarrollo, como se verá posteriormente. Más aún, existen motivos para pensar que un elemento que pudo haber contribuido a la reducción del ritmo de crecimiento de la economía colombiana durante los últimos 6 años fue el rápido aumento del gasto público.<sup>2</sup>

El objetivo de este trabajo es re-examinar la hipótesis mencionada al final del párrafo anterior. Para ello adoptamos como punto de partida el modelo teórico de Barro (presentado en Barro 1990, Barro y Sala-i-Martin 1995, y Sala-i-Martin 2000). Este modelo supone que el gasto público es productivo y puede contribuir de manera positiva a la tasa de crecimiento de la economía pero implica que si supera un cierto nivel su contribución se torna negativa. Este punto de partida parece más razonable para el propósito de juzgar el caso colombiano que suponer que el gasto público carece de efectos positivos sobre la producción.

Este documento tiene seis secciones principales, una de las cuales es esta introducción. La sección II presenta el modelo teórico y sus implicaciones; la sección III describe la base estadística que utilizamos; la sección IV resume el trabajo econométrico realizado para poner a prueba el modelo teórico y estimar sus parámetros, y presenta los resultados principales; la sección V revisa el caso colombiano y lo juzga a la luz del modelo teórico y de las estimaciones econométricas de éste; la última sección incluye un breve resumen y las conclusiones más importantes. En el anexo A se presentan los resultados intermedios de la estimación, incluyendo las pruebas de especificación realizadas, y

<sup>1</sup> Este porcentaje es una estimación para 2001 que no incluye servicio de la deuda pública. La estimación es de Posada y Gómez (2002, tabla 3).

<sup>2</sup> En varios números del "Informe de la Junta Directiva (del Banco de la República) al Congreso de la República" (por ejemplo, los de marzo de 2000 y julio de 2002) se considera que una de las causas de la desaceleración del crecimiento económico (con posterioridad a 1997) fue el crecimiento del gasto público. En Ospina (1997), Uribe (1997), Comisión de Racionalización del Gasto y de las Finanzas Públicas (1997), Posada y Arango (2000) y Lozano (2001) se encuentran hipótesis sobre la inconveniencia, desde el punto de vista de la estabilidad macroeconómica, de un crecimiento excesivo del gasto público y expresiones relativas a la alta probabilidad de que el gasto público colombiano estuviese alcanzando ya niveles excesivos.

en el anexo B se presenta una propuesta metodológica para la estimación del modelo.

## II. EL MODELO TEÓRICO

En esta sección presentamos el modelo teórico cuyo origen se debe a Barro. Nuestra presentación se hace en tiempo discreto y en términos estocásticos. El punto de partida es una descripción de la producción de la economía en términos reales. Se supone que la función de producción agregada es del tipo Cobb-Douglas:

$$(1) \quad Y_t = A_t K_t^\alpha (g_t L_t)^{1-\alpha}$$

Siendo  $Y$  el nivel de producción,  $A$  el parámetro de escala,  $K$  el capital físico,  $g$  el gasto público real per cápita (un bien rival y excluible medido en términos del producto  $Y$ ),  $L$  la cantidad de trabajo utilizada, y  $\alpha$  la elasticidad del producto al capital. La producción está sujeta a rendimientos de escala constantes y marginales decrecientes ( $0 < \alpha < 1$ ).

La función 1 supone que el gasto público se traduce en un flujo de servicios productivos no acumulable que eleva la capacidad productiva de los trabajadores.

Dividiendo a ambos lados por  $L$ , se tiene:

$$(2) \quad y_t = A_t k_t^\alpha g_t^{1-\alpha}$$

Siendo  $k$  el capital por trabajador.

Supondremos, además, que el parámetro de escala tiene un comportamiento temporal estacionario en torno a un valor medio constante y que el efecto de los choques aleatorios sobre aquel se eliminan lentamente (a través de varios períodos); es decir, supondremos que tal parámetro sigue un proceso estacionario auto-regresivo con "deriva":

$$(3a) \quad A_t = \bar{\omega} + \psi A_{t-1} + u_t; \quad \bar{\omega} > 0; \quad 0 < \psi < 1;$$

$$(3b) \quad u_t \sim N(0, \sigma_u)$$

De otra parte, se considera que la sociedad está adecuadamente representada por un agente que busca maximizar una función de bienestar. Éste se mide por el valor presente de una serie de utilidades que se extiende hasta el infinito. La utilidad de cada período depende de manera positiva del consumo per cápita.

El problema del agente representativo es, por tanto, el siguiente:

$$(4a) \quad \begin{aligned} & \text{Maximizar } W_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_i); \quad 0 < \beta \leq 1 \\ & \text{sujeto a } k_{t+1} = (1 - \tau_t) A_t k_t^\alpha g_t^{1-\alpha} - c_t + [1 - (\delta + n)] k_t \end{aligned}$$

Siendo  $\beta$  la tasa de descuento de la utilidad futura,  $n$  la tasa de crecimiento poblacional,  $c$  el consumo per cápita,  $\delta$  la tasa de depreciación del capital, y  $\tau$  la tasa (media) impuestos/ingreso.

Es útil despejar el consumo de la restricción, e introducirlo en la función objetivo:

$$(5) \quad c_t = (1 - \tau_t) A_t k_t^\alpha g_t^{1-\alpha} - k_{t+1} + [1 - (\delta + n)] k_t$$

Por tanto:

$$(4b) \quad W_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u\left((1 - \tau_t) A_t k_t^\alpha g_t^{1-\alpha} - k_{t+1} + [1 - (\delta + n)] k_t\right)$$

De este modo el problema se reduce a maximizar la ecuación (4b) teniendo a  $k_{t+1}$  como variable de control; esto implica derivar la ecuación con respecto a  $k_{t+1}$  e igualar a cero. De allí resulta la siguiente condición de primer orden:

$$(6) \quad \beta E_t \left\{ \left[ \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right] \left[ \alpha (1 - \tau_{t+1}) A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} g_{t+1}^{1-\alpha} + [1 - (\delta + n)] \right] \right\} = 1$$

Pero, al descomponer la esperanza del producto se obtiene que:

$$\begin{aligned} & \beta \left\{ E_t \left[ \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right] \left[ E_t \left[ \alpha (1 - \tau_{t+1}) A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} g_{t+1}^{1-\alpha} \right] + [1 - (\delta + n)] \right] \right\} \\ & + \beta Cov \left\{ \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}, \alpha (1 - \tau_{t+1}) A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} g_{t+1}^{1-\alpha} \right\} = 1 \end{aligned}$$

Sea:

$$Cov \left\{ \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}, \alpha (1 - \tau_{t+1}) A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} g_{t+1}^{1-\alpha} \right\} = V$$

En lo que sigue supondremos que  $V$  es constante.<sup>3</sup> Suponer que:

<sup>3</sup> Este supuesto es usual; véase, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff (1996, p. 86).

$$\text{Cov}\left\{\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}, \alpha(1-\tau_{t+1})A_{t+1}k_{t+1}^{\alpha-1}g_{t+1}^{1-\alpha}\right\}$$

es constante implica que para todo  $t$ :

$$E_t\left\{\left[\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} - E_t\left(\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right)\right]\left[\alpha(1-\tau_{t+1})A_{t+1}k_{t+1}^{\alpha-1}g_{t+1}^{1-\alpha} - E_t\left(\alpha(1-\tau_{t+1})A_{t+1}k_{t+1}^{\alpha-1}g_{t+1}^{1-\alpha}\right)\right]\right\}$$

posee el mismo valor, es decir, la esperanza del producto de los errores de predicción sobre la tasa marginal de sustitución del consumo y la productividad marginal del capital ajustada por impuestos deberá ser invariable en el tiempo.

La expresión 6 se convierte en:

$$\beta\left\{E_t\left[\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]\left[E_t\left[\alpha(1-\tau_{t+1})A_{t+1}k_{t+1}^{\alpha-1}g_{t+1}^{1-\alpha}\right] + [1 - (\delta + n)]\right]\right\} + \beta V = 1$$

Por ende:

$$\frac{\beta}{1-\beta V}\left\{E_t\left[\alpha(1-\tau_{t+1})A_{t+1}k_{t+1}^{\alpha-1}g_{t+1}^{1-\alpha}\right] + [1 - (\delta + n)]\right\} = E_t\left[\frac{u'(c_t)}{u'(c_{t+1})}\right]$$

Nótese que si la covarianza tendiese a cero, es decir, si la tasa marginal de sustitución del consumo y la productividad marginal del capital no estuviesen correlacionadas la expresión se

transformaría en el factor de descuento:  $V \rightarrow 0 \Rightarrow \frac{\beta}{1-\beta V} \rightarrow \beta$ .

A continuación daremos una forma específica a la función de utilidad periódica,  $u(c_t)$ . Una de uso común, y que sirve a nuestros propósitos de obtener una expresión para la tasa de crecimiento, es la logarítmica ( $u(c) = \log c$ ). En tal caso:

$$\frac{E_t(c_{t+1})}{c_t} = \frac{\beta}{1-\beta V}\left\{E_t\left[\alpha(1-\tau_{t+1})A_{t+1}k_{t+1}^{\alpha-1}g_{t+1}^{1-\alpha}\right] + [1 - (\delta + n)]\right\}$$

Para una mayor simplificación llamaremos  $\frac{(c_{t+1})}{c_t} \equiv \gamma_{t+1}$  a la tasa bruta de crecimiento, es decir, uno más la tasa de crecimiento de la economía, considerando sólo las situaciones en las cuales el consumo crece a la misma tasa que el producto. En consecuencia:

$$(7a) \quad E_t[\gamma_{t+1}] = \frac{\beta}{1-\beta V}\left\{E_t\left[\alpha(1-\tau_{t+1})A_{t+1}k_{t+1}^{\alpha-1}g_{t+1}^{1-\alpha}\right] + [1 - (\delta + n)]\right\}$$

Puesto que hay un agente representativo y el horizonte se extiende hasta el infinito cualquier supuesto que se hiciese sobre la financiación del gasto público mediante deuda tendría efectos irrelevantes (Romer 1996, cap. 2). Por esto se supone que en cada período el gasto público se financia con impuestos:  $g_t = \tau_t y_t$ . Así, la ecuación (7a) se transforma en:

$$E_t[\gamma_{t+1}] = \frac{\beta}{1-\beta V} \left\{ E_t \left[ \alpha(1-\tau_{t+1}) A_{t+1}^{\frac{1}{\alpha}} \tau_{t+1}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] + [1 - (\delta + n)] \right\}$$

Es decir:

$$(7b) \quad \gamma_{t+1} = \frac{\beta}{1-\beta V} \left\{ E_t \left[ \alpha(1-\tau_{t+1}) A_{t+1}^{\frac{1}{\alpha}} \tau_{t+1}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] + [1 - (\delta + n)] \right\} + e_t$$

Siendo  $e_t$  un error del tipo “ruido blanco” (*RB*) cuyo valor esperado es 0 ( $e_t \sim RB$ ).

La ecuación (7b) predice, entre otras cosas, que la tasa de crecimiento del producto per cápita es estable si los parámetros de la función de producción, la tasa de tributación (o proporción gasto público/producto), la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento poblacional son estables. Por tanto, este modelo hace parte de los llamados de “crecimiento endógeno”.

En vista de que nuestra atención se centra en la relación que existe entre el gasto público y el crecimiento económico, conviene realizar un análisis adicional de la ecuación (7b). Caractericémosla por los signos de su primera derivada y veamos la representación gráfica de su contraparte determinística (gráfica I).

$$\frac{d\gamma}{d\tau} > 0 \Leftrightarrow \tau < 1-\alpha; \quad \frac{d\gamma}{d\tau} = 0 \Leftrightarrow \tau = 1-\alpha; \quad \frac{d\gamma}{d\tau} < 0 \Leftrightarrow \tau > 1-\alpha$$

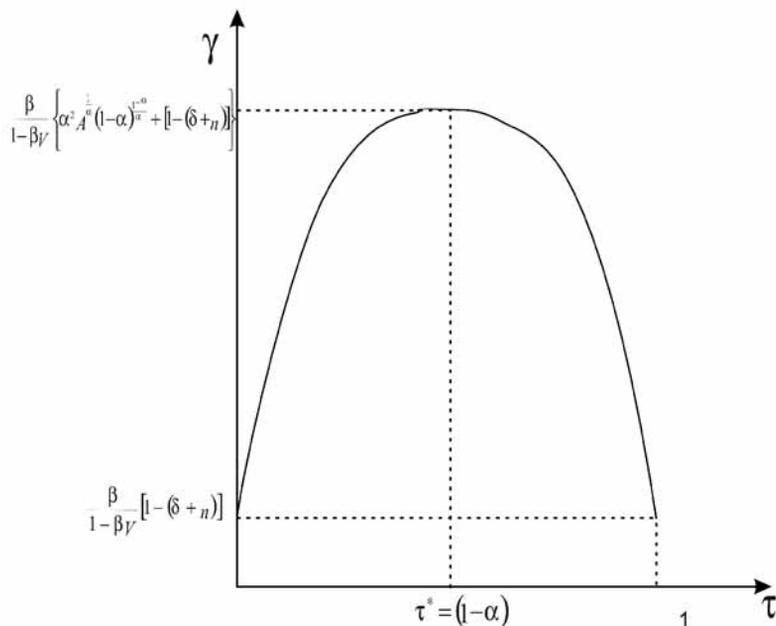
De la primera derivada y la gráfica de la versión determinística de la ecuación 7b se desprenden algunas observaciones sobre la relación sugerida por el modelo, así: el nivel más bajo que

puede alcanzar el crecimiento económico es  $\frac{\beta}{\beta - \beta V} [1 - (\delta + n)] - 1$

valor que es evidentemente negativo) cuando la relación gasto público/PIB alcanza sus valores extremos (0 ó 1). El nivel óptimo de la razón gasto público/PIB es igual a la elasticidad del producto per cápita con respecto al gasto per cápita, identificada por  $1-\alpha$ . Todo nivel de gasto público/PIB que se ubique por encima o por debajo de su óptimo origina tasas de crecimiento

económico menores al máximo teórico; sin embargo, por debajo del óptimo los aumentos poseen efectos positivos sobre el crecimiento, mientras que por encima del óptimo todo aumento deprime el crecimiento.

GRÁFICA I. EL GASTO ÓPTIMO

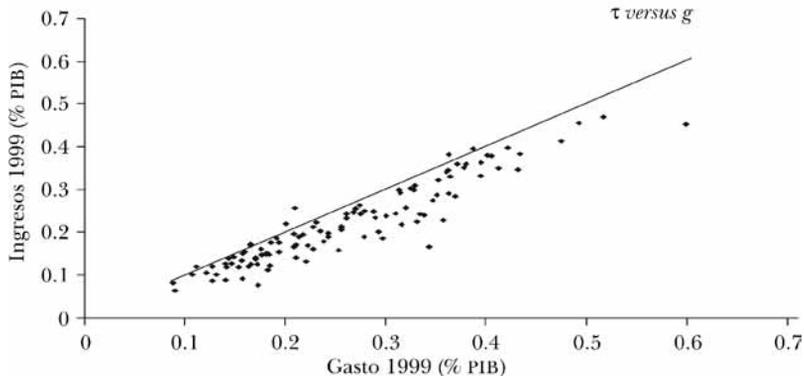


### III. DATOS

Como se mencionó en la introducción nuestro objetivo central fue realizar una evaluación econométrica del modelo anterior a fin de interpretar la experiencia colombiana. Para ello utilizamos la base de datos denominada *World Development Indicators* del Banco Mundial. A partir de esta base conformamos una muestra representativa de países con las siguientes características: a) población mayor o igual a 2 millones en 1980; b) series completas de crecimiento del PIB per cápita y gasto público como proporción del PIB (frecuencia anual). Aquellos países con alguna información perteneciente a esa base de datos pero que no cumplieran con alguna de esas dos condiciones no fueron tomados en consideración; fue así como quedaron 83 países en nuestra muestra (véanse los cuadros 1, 2 y 3 presentados en la siguiente sección). Con el fin de que todos los datos fuesen

comparables entre países la variable que indica (de manera aproximada) el gasto público es el ejecutado por el gobierno central excluyendo el pago de intereses; y la tributación se refiere, también, a la del gobierno central (este último dato sólo fue empleado en la elaboración de la gráfica II).

**GRÁFICA II**



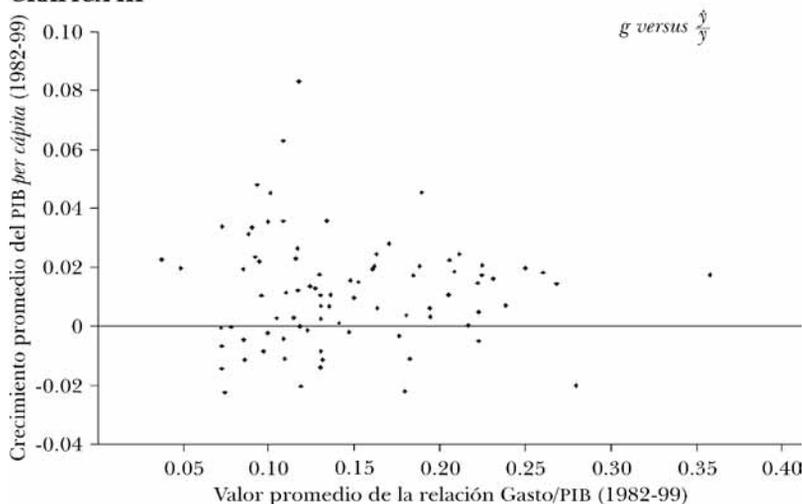
Una limitación que deberá mantener presente el lector se deriva de nuestro indicador de gasto público. En efecto, pueden existir casos de países en los cuales el gobierno central es el gran ejecutor del gasto público, siendo casi nulo el de los gobiernos locales, en tanto que puede ocurrir lo contrario en muchos otros casos. Si esta limitación no fuese excesivamente gravosa sería porque es pertinente la siguiente hipótesis: en general los movimientos temporales y las magnitudes relativas del gasto del gobierno central de un país “van de la mano” con los correspondientes al de su gasto público consolidado.

Las gráficas II y III presentan dos nubes de puntos. El primero corresponde a las 83 parejas (una por país) recaudos tributarios - gastos de gobierno central (proporciones medias del producto en el período 1982-1999); a simple vista se observa que el supuesto de una igualdad entre ingresos tributarios y gasto público, representado por la línea de 45° que acompaña a los datos, es claramente violada en muchos casos. La gráfica III corresponde a otras 83 parejas: tasas de crecimiento de la economía - proporciones gasto público/PIB (promedios 1982-1999); la observación de la gráfica III no deja la impresión de una curva nítida, como la relación hipotética representada en la gráfica I, pero esto puede estar originado por la gran heterogeneidad entre las naciones de la muestra.

Conviene agregar que 60 de las 83 economías de la muestra

tuvieron crecimiento anual medio positivo de su PIB per cápita, y de estas 45 redujeron la proporción gasto público/PIB a lo largo del período de estudio. Adicionalmente, de las 10 economías que más crecieron en el período (China, Corea del Sur, Tailandia, Irlanda, Singapur, Malasia, India, Chile, Hong Kong e Indonesia) sólo India no redujo la relación gasto público/PIB.

GRÁFICA III



#### IV. LA ESTIMACIÓN DEL MODELO Y LOS RESULTADOS GENERALES

El modelo a estimar es la ecuación de la tasa de crecimiento del producto per cápita (ecuación 7b). Puesto que disponemos de series de tiempo (frecuencia anual) para 83 países el método más indicado es el de *panel*.

La estructura de *panel* contempla originalmente la mayor cantidad posible heterogeneidades entre las economías y en el tiempo; para ver tal presentación general remitimos al lector al anexo A. El modelo aquí presentado corresponde a la especificación hallada bajo pruebas estadísticas. Presentamos, entonces, la ecuación 7b de la forma:

$$\gamma_{it} = \beta'_i \left\{ \alpha_i A_{it}^{\alpha_i} (1 - \tau_{it}) \tau_{it}^{\frac{1-\alpha_i}{\alpha_i}} + [1 - (\delta + n)]_i \right\} + e_{it}; \quad \beta'_i \equiv \frac{\beta_i}{1 - \beta_i V_i}$$

Bajo los siguientes supuestos:

$$A_{it} = \bar{\omega}_i + \psi_i A_{it-1} + u_{it}$$

$$u_{it} \sim N(0, \sigma_{u_i})$$

$$e_{it} \sim N(0, \sigma_{e_i}),$$

$$E(u_{it} e_{js}) = 0$$

$$i = 1, 2, \dots, 83; t = 1982, 1983, \dots, 1999$$

$$\alpha_i, \beta'_i, \psi_i, \bar{\omega}_i : \text{"efectos fijos"}$$

$$[1 - (\delta + n)]_i : \text{"efectos aleatorios"}$$

En vista que no existen los datos para generar una serie de  $[1 - (\delta + n)]_i$ , consideraremos esta magnitud como un coeficiente más en la regresión.

La estimación del modelo y las pruebas estadísticas a las que fue sometido no condujeron a rechazar las hipótesis previamente mencionadas, a saber: "relación no lineal entre la tasa de crecimiento económico y la tasa de gasto público semejante a la derivada del modelo teórico, normalidad de los componentes estocásticos, predominancia de "efectos fijos" y "efectos aleatorios" de la manera supuesta (excepto en el caso del coeficiente  $\psi$ , cuya magnitud estimada, como se verá, resultó común a todos los países), valores para los parámetros dentro de los rangos previstos, etc. Los resultados principales se presentan en varios cuadros y gráficas.<sup>4</sup>

La variabilidad de los parámetros entre países multiplica por 83 cada uno de los resultados; por tanto, pese a que la estimación se realizó con la totalidad de la muestra los resultados se dividieron en tres grupos para facilitar su lectura. En los cuadros 1, 2 y 3 se halla un resumen de las estadísticas de los países dividiéndolos de acuerdo con su producto per cápita: países pobres (PIB per cápita menor o igual a 1000 dólares de poder adquisitivo comparable de 1995); países medios (ingreso per cápita entre 1000 y 12100 dólares) y países ricos (más de 12100 dólares de ingreso per cápita). En estos cuadros se incluyen los valores medios de sus tasas de crecimiento económico y gasto público.

<sup>4</sup> Todas las particularidades de esta estimación se pueden consultar en los anexos.

Los cuadros 4, 5 y 6 presentan los resultados básicos de la estimación del modelo para todos los grupos y subgrupos.

Es importante aclarar uno de los resultados que se presentan en tales cuadros: la última línea, donde aparece la palabra “grupales”, consigna los estimadores para el grupo; estos no son un promedio aritmético sino un promedio ponderado por sus matrices de varianzas y covarianzas.

**CUADRO 1. PAÍSES POBRES**

<i>País</i>	<i>Crecimiento promedio de PIB per cápita</i>	<i>Nivel promedio de la relación gasto/PIB</i>	<i>Variación promedio de la relación gasto/PIB</i>
Bangladesh	0.0233	0.0436	0.0002
Benin	0.0028	0.1195	-0.0003
Bolivia	-0.0017	0.1274	-0.0033
Burkina Faso	0.0139	0.1288	-0.0015
Burundi	-0.0153	0.0784	0.0003
Camerún	-0.0118	0.1143	0.0021
China	0.0861	0.1224	-0.0002
Costa de Marfil	-0.0149	0.1350	-0.0026
Etiopía	0.0009	0.1455	0.0015
Ghana	0.0063	0.1975	-0.0012
Haití	-0.0237	0.0800	-0.0025
Honduras	-0.0027	0.1045	-0.0012
India	0.0367	0.1136	0.0010
Indonesia	0.0345	0.0957	-0.0031
Kenya	0.0000	0.2196	0.0076
Madagascar	-0.0120	0.0915	-0.0009
Malawi	0.0048	0.2257	-0.0042
Mali	-0.0002	0.1230	0.0034
Mozambique	0.0117	0.1151	-0.0033
Nepal	0.0201	0.0906	0.0006
Nicaragua	-0.0211	0.2815	-0.0044
Níger	-0.0214	0.1237	0.0019
Nigeria	-0.0023	0.1513	-0.0035
Pakistán	0.0238	0.1205	-0.0002
Rwanda	-0.0091	0.1352	0.0018
Senegal	0.0068	0.1399	-0.0018
Sri Lanka	0.0322	0.0935	0.0013
Togo	-0.0120	0.1360	-0.0038
Uganda	0.0243	0.0973	0.0005
Zambia	-0.0231	0.1831	-0.0080
Zimbabwe	0.0031	0.1979	-0.0045

**CUADRO 2. PAÍSES MEDIOS**

<i>País</i>	<i>Crecimiento promedio de PIB per cápita</i>	<i>Nivel promedio de la relación gasto/PIB</i>	<i>Variación promedio de la relación gasto/PIB</i>
Argelia	-0.0036	0.1799	0.0039
Brasil	0.0071	0.2411	-0.0013
Bulgaria	0.0024	0.1352	-0.0024
Chile	0.0366	0.1047	-0.0034
Colombia	0.0109	0.1407	0.0044
Corea del Sur	0.0651	0.1135	-0.0035
Costa Rica	0.0181	0.1342	-0.0039
Ecuador	-0.0046	0.1137	-0.0045
Egipto	0.0270	0.1216	-0.0030
El Salvador	0.0124	0.1219	-0.0041
Filipinas	-0.0008	0.0779	0.0001
Guatemala	-0.0005	0.0837	0.0008
Hungría	0.0106	0.1010	0.0008
Irán	0.0131	0.1318	-0.0028
Jamaica	0.0036	0.1841	0.0025
Jordania	-0.0055	0.2256	0.0009
Malasia	0.0369	0.1386	-0.0031
Marruecos	0.0154	0.1566	0.0000
México	0.0026	0.1098	-0.0003
Papua-Nueva Guinea	0.0110	0.2082	-0.0043
Paraguay	-0.0072	0.0782	0.0017
Perú	-0.0050	0.0908	-0.0001
Republica Dominicana	0.0204	0.0547	0.0015
Siria	0.0062	0.1674	-0.0054
Sudáfrica	-0.0118	0.1861	0.0011
Tailandia	0.0496	0.0985	-0.0017
Túnez	0.0200	0.1648	-0.0009
Uruguay	0.0108	0.1349	-0.0002
Venezuela	-0.0090	0.1021	-0.0002

Las gráficas IV, V y VI ilustran la relación que, en promedio y para todo el período 1982-1999, parecería predominar entre la tasa de crecimiento económico y la proporción gasto público/PIB en los diferentes países. En el caso de los países pobres, la tasa óptima de gasto, esto es, la que hace máxima su tasa de crecimiento económico, es 9,1% (recuérdese que nos estamos refiriendo a gasto de gobierno central excluyendo el pago de intereses), en tanto que la de los países “de clase media” (entre los cuales está Colombia) es 9%, y la de los países ricos

**CUADRO 3. PAÍSES RICOS**

<i>País</i>	<i>Crecimiento promedio de PIB per cápita</i>	<i>Nivel promedio de la relación gasto/PIB</i>	<i>Variación promedio de la relación gasto/PIB</i>
Australia	0.0210	0.1919	-0.0012
Austria	0.0191	0.2117	-0.0020
Bélgica	0.0179	0.2273	-0.0025
Canadá	0.0151	0.2248	-0.0033
Dinamarca	0.0188	0.2627	-0.0018
España	0.0253	0.1669	0.0016
Estados Unidos	0.0210	0.1657	-0.0026
Finlandia	0.0213	0.2276	-0.0011
Francia	0.0166	0.2340	0.0004
Grecia	0.0160	0.1520	-0.0004
Hong Kong	0.0348	0.0786	-0.0006
Irlanda	0.0469	0.1930	-0.0065
Israel	0.0180	0.3584	-0.0090
Italia	0.0178	0.1883	-0.0010
Japón	0.0227	0.0996	-0.0006
Noruega	0.0253	0.2145	-0.0013
Nueva Zelanda	0.0098	0.1539	-0.0003
Países Bajos	0.0203	0.2523	-0.0026
Portugal	0.0287	0.1741	0.0015
Reino Unido	0.0232	0.2089	-0.0034
Singapur	0.0468	0.1061	-0.0003
Suecia	0.0148	0.2703	-0.0021
Suiza	0.0070	0.1351	0.0007

10,6%.<sup>5</sup> Otro resultado que se observa en estas gráficas es la estimación de la tasa máxima de crecimiento (promedio de grupo y para todo el período): ésta es menor para países pobres (0,7% anual per cápita), que para países de ingreso medio (1,4%); y

<sup>5</sup> Este tipo de estimación no ha sido usual; lo usual ha sido estimar relaciones lineales entre crecimiento y gasto público. Así, una evaluación del modelo neoclásico de crecimiento (Solow-Swan sencillo y ampliado con capital humano y otros factores) para 98 países a lo largo del período 1960-1985 realizada por Knight *et al.* (1993) implicó que un aumento de 10% de la relación inversión pública en capital fijo/PIB generaba un aumento de 1% de la tasa de crecimiento del PIB por trabajador en países en desarrollo.

CUADRO 4. RESULTADOS DEL MODELO PARA LOS PAÍSES POBRES

País	$\alpha_i$	Estadístico asociado		Estadístico asociado		$[1 - (\rho + n)]_i^a$	$\sigma_i^b$
		$a \alpha_i$	$\beta_i'$	$a \beta_i'$			
Bangladesh	0.9309	5.8012	0.9769	6.7612	0.9469	0.1244	
Benin	0.9107	6.2271	0.9648	7.2199	0.9348	0.1400	
Bolivia	0.9081	6.2518	0.9651	7.2464	0.9351	0.1386	
Burkina Faso	0.9056	6.5477	0.9636	7.5651	0.9336	0.1557	
Burundi	0.9267	6.6118	0.9755	7.6341	0.9455	0.0810	
Camerún	0.9155	6.0264	0.9945	7.0037	0.9645	0.0331	
China	0.9095	7.0342	0.9702	8.0890	0.9402	0.2393	
Costa de Marfil	0.9011	5.9909	0.9853	6.9654	0.9553	0.0635	
Etiopía	0.9022	6.0949	0.9688	7.0774	0.9388	0.1328	
Ghana	0.8940	5.4292	0.9698	6.3605	0.9398	0.1534	
Haití	0.9288	5.8394	0.9733	6.8023	0.9433	0.0762	
Honduras	0.9112	5.4231	0.9809	6.3540	0.9509	0.0904	
India	0.9113	5.5859	0.9589	6.5293	0.9289	0.2032	
Indonesia	0.9166	6.5915	0.9730	7.6123	0.9430	0.1586	
Kenia	0.8809	6.2180	0.9713	7.2100	0.9413	0.1392	
Madagascar	0.9181	6.7664	0.9812	7.8006	0.9512	0.0745	
Malawi	0.8830	6.0068	0.9746	6.9826	0.9446	0.1329	
Malí	0.9095	6.2749	0.9709	7.2713	0.9409	0.1251	
Mozambique	0.9076	5.8666	0.9582	6.8315	0.9282	0.1813	
Nepal	0.9238	7.4337	0.9750	8.5192	0.9450	0.1276	
Nicaragua	0.8788	6.8182	0.9637	7.8564	0.9337	0.1366	
Níger	0.9169	6.3387	0.9701	7.3400	0.9401	0.0887	
Nigeria	0.8934	5.7302	0.9627	6.6847	0.9327	0.1504	
Pakistán	0.9217	6.0707	0.9701	7.0514	0.9401	0.1459	
Rwanda	0.9079	6.4500	0.9714	7.4598	0.9414	0.1069	
Senegal	0.9040	7.0776	0.9677	8.1357	0.9377	0.1296	
Sri Lanka	0.9070	6.7815	0.9782	7.8168	0.9482	0.1438	
Togo	0.9057	6.0297	0.9708	7.0073	0.9408	0.1092	
Uganda	0.9268	6.3000	0.9776	7.2983	0.9476	0.1233	
Zambia	0.8967	6.9996	0.9727	8.0517	0.9427	0.0921	
Zimbabwe	0.8957	6.7264	0.9738	7.7575	0.9438	0.1260	
<i>Grupales</i>	<i>0.9081</i>	<i>6.1498</i>	<i>0.9719</i>	<i>7.1365</i>	<i>0.9419</i>	<i>0.1266</i>	

NOTA: El término  $\psi_i$ , que se supuso diferente entre países, debió tomarse idéntico en virtud de la evidencia estadística. Una prueba  $\chi^2$  con hipótesis nula de parámetros iguales, arroja un estadístico de 0.22564 que no rechaza la hipótesis, y a favor de un solo  $\psi$  con valor de 0.1368.

<sup>a</sup> Este valor corresponde a un parámetro cuyo comportamiento es estocástico con media  $[1 - (\delta + n)] = 0.9410$  y una varianza de 0.0072; la prueba estadística se realiza sobre la varianza, a la que corresponde el estadístico  $z = 68.571$  que rechaza la hipótesis de que sea igual a cero. <sup>b</sup> Al estar estos parámetros asociados al comportamiento de  $A_{it}$ , que es una variable no observable, una prueba estándar de significancia no entrega información confiable, pese a los rechazos sistemáticos de la hipótesis nula.

ésta, a su turno, es menor que la correspondiente a países ricos (2,7 por ciento).<sup>6</sup>

Este último resultado es consistente con el modelo teórico, que no predice convergencia entre los productos per cápita de países pobres y ricos, y según el cual la tasa de crecimiento de-

**CUADRO 5. RESULTADOS DEL MODELO PARA LOS PAÍSES MEDIOS**

País	$\alpha_i$	Estadístico asociado		Estadístico asociado		$\varpi_i$
		$\alpha_i$	$\beta_i'$	$\beta_i'$	$[1-(\rho+n)]_i$	
Argelia	0.8997	6.7957	0.9672	7.8322	0.9372	0.1289
Brasil	0.8864	6.5347	0.9754	7.5511	0.9454	0.1365
Bulgaria	0.9119	7.1569	0.9724	8.2211	0.9424	0.1160
Chile	0.9146	5.1080	0.9561	6.0146	0.9261	0.2195
Colombia	0.9056	4.8185	0.9823	5.7028	0.9523	0.1059
Corea del Sur	0.9218	5.7220	0.9754	6.6759	0.9454	0.1870
Costa Rica	0.9116	7.0560	0.9824	8.1125	0.9524	0.1229
Ecuador	0.9076	5.9823	0.9753	6.9562	0.9453	0.1008
Egipto	0.9092	6.9851	0.9691	8.0361	0.9391	0.1572
El Salvador	0.9052	6.3813	0.9559	7.3859	0.9259	0.1893
Filipinas	0.9300	6.9507	0.9665	7.9990	0.9365	0.1180
Guatemala	0.9236	5.8299	0.9499	6.7920	0.9199	0.1711
Hungría	0.9090	6.9514	0.9742	7.9998	0.9442	0.1227
Irán	0.9152	6.9649	0.9775	8.0144	0.9475	0.1077
Jamaica	0.8958	6.3850	0.9868	7.3898	0.9568	0.0879
Jordania	0.8872	6.8257	0.9659	7.8645	0.9359	0.1382
Malasia	0.9029	7.1611	0.9689	8.2257	0.9389	0.1805
Marruecos	0.8944	5.9863	0.9680	6.9605	0.9380	0.1517
México	0.9160	6.2183	0.9857	7.2103	0.9557	0.0827
Nueva Guinea	0.8994	7.0208	0.9740	8.0746	0.9440	0.1386
Paraguay	0.9272	6.8817	0.9635	7.9247	0.9335	0.1247
Perú	0.9265	6.1249	0.9626	7.1098	0.9326	0.1273
Rep. Dominicana	0.9357	7.3388	0.9730	8.4170	0.9430	0.1291
Siria	0.8962	6.4567	0.9632	7.4670	0.9332	0.1605
Sudáfrica	0.9006	5.9989	0.9658	6.9741	0.9358	0.1279
Tailandia	0.9188	6.2894	0.9697	7.2869	0.9397	0.1838
Túnez	0.8895	6.1261	0.9665	7.1110	0.9365	0.1784
Uruguay	0.9117	6.5117	0.9709	7.5263	0.9409	0.1432
Venezuela	0.9082	5.7026	0.9781	6.6550	0.9481	0.0891
<i>Grupales</i>	<i>0.9090</i>	<i>7.3583</i>	<i>0.9704</i>	<i>8.4380</i>	<i>0.9404</i>	<i>0.1389</i>

<sup>6</sup> Las tasas máximas de crecimiento se calcularon con los valores de  $A_i$  correspondientes al largo plazo. Estos valores, según se puede deducir fácilmente de la ecuación 3a, son  $\frac{\varpi_i}{1-\psi_i}$ .

CUADRO 6. RESULTADOS DEL MODELO PARA LOS PAÍSES RICOS

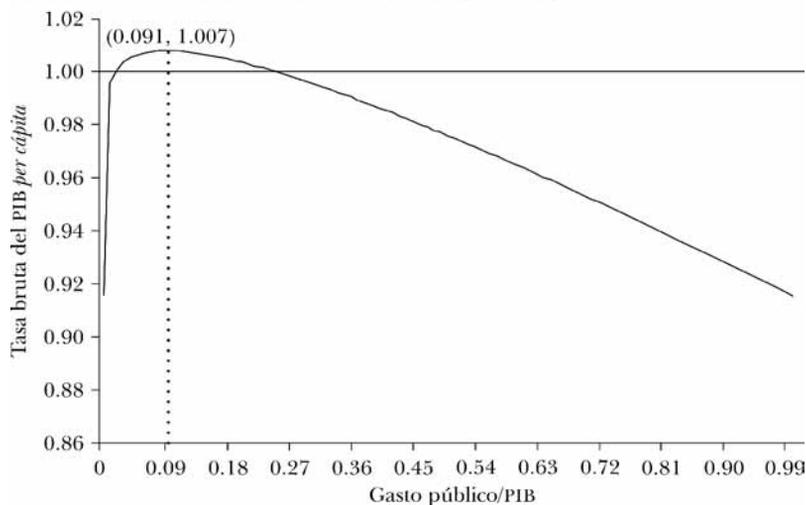
País	$\alpha_i$	Estadístico asociado		Estadístico asociado		$\varpi_i$
		$a \alpha_i$	$\beta_i'$	$a \beta_i'$	$[1 - (\rho + n)]_i$	
Australia	0.8963	6.1452	0.9579	7.1316	0.9279	0.2052
Austria	0.8930	6.6756	0.9717	7.7028	0.9417	0.1583
Bélgica	0.8827	6.6558	0.9759	7.6815	0.9459	0.1499
Canadá	0.8798	7.0462	0.9724	8.1020	0.9424	0.1638
Dinamarca	0.8807	6.9666	0.9798	8.0162	0.9498	0.1422
España	0.8989	5.4361	0.9654	6.3680	0.9354	0.1806
Estados Unidos	0.8988	5.4556	0.9743	6.3889	0.9443	0.1509
Finlandia	0.8843	6.3365	0.9729	7.3376	0.9429	0.1633
Francia	0.8780	6.4049	0.9551	7.4113	0.9251	0.2185
Grecia	0.9012	6.8487	0.9723	7.8892	0.9423	0.1447
Hong Kong	0.9296	6.3070	0.9717	7.3059	0.9417	0.1525
Irlanda	0.8914	5.9218	0.9596	6.8910	0.9296	0.2401
Israel	0.8776	6.4279	0.9675	7.4360	0.9375	0.2048
Italia	0.8996	7.5968	0.9656	8.6948	0.9356	0.1701
Japón	0.9107	6.5525	0.9959	7.5703	0.9659	0.0802
Noruega	0.8844	5.7070	0.9632	6.6597	0.9332	0.2019
Nueva Zelanda	0.9038	6.8975	0.9646	7.9418	0.9346	0.1552
Países Bajos	0.8788	6.1561	0.9858	7.1434	0.9558	0.1298
Portugal	0.9001	6.1867	0.9770	7.1763	0.9470	0.1508
Reino Unido	0.8934	6.7867	0.9582	7.8225	0.9282	0.2057
Singapur	0.9136	5.6431	0.9571	6.5909	0.9271	0.2200
Suiza	0.8973	5.7043	0.9778	6.6568	0.9478	0.1176
Suecia	0.8775	6.1610	0.9792	7.1486	0.9492	0.1417
<i>Grupales</i>	<i>0.8935</i>	<i>6.1318</i>	<i>0.9705</i>	<i>7.1171</i>	<i>0.9405</i>	<i>0.1673</i>

pende positivamente del parámetro de escala de la función de producción (véase de nuevo la ecuación 7b).

Puesto que las tasas observadas de gasto (proporciones gasto público/PIB) y las de crecimiento económico tienen variaciones anuales, se puede deducir cuales son, en cada economía y en cada año, las brechas entre los valores observados de tales tasas y sus óptimos (en lo que sigue denominaremos tasas de crecimiento óptimas a las máximas: las correspondientes a las gráficas IV, V y VI). Esto es:

$$\text{Brecha del producto}_{it} = \gamma_{it}^{\text{Observado}} - \beta_i' \left\{ \alpha_i^2 \left( \frac{\varpi_i}{1-\psi} \right)^{\left( \frac{1}{\alpha_i} \right)} (1-\alpha_i)^{\frac{1-\alpha_i}{\alpha_i}} + [1 - (\delta + n)]_i \right\}$$

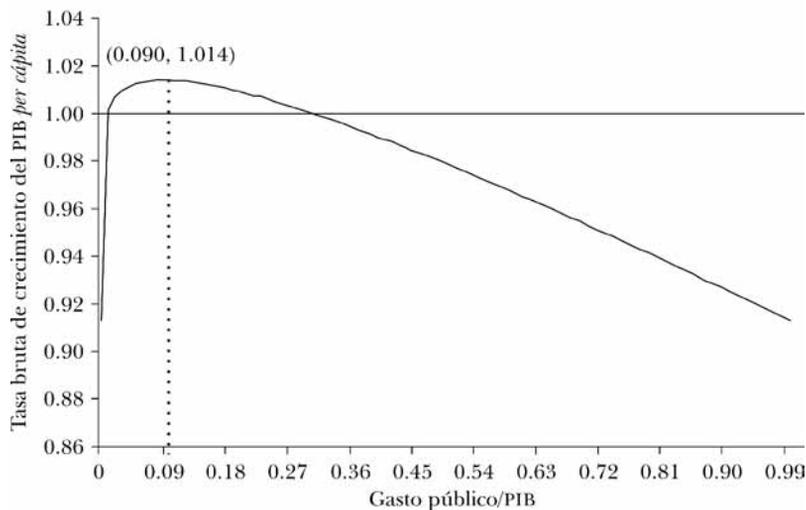
**GRÁFICA IV. PAÍSES POBRES (PIB PER CÁPITA MENOR O IGUAL A 1.000 DÓLARES 1995 EN PODER ADQUISITIVO CONSTANTE)**

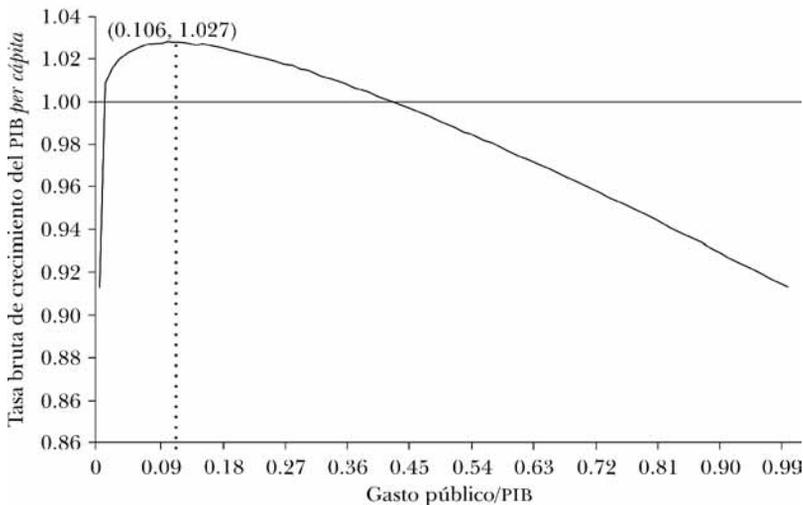


$$\text{Brecha del gasto}_{it} = \left( \frac{g}{y} \right)_{it}^{\text{Observado}} - (1 - \alpha_i)$$

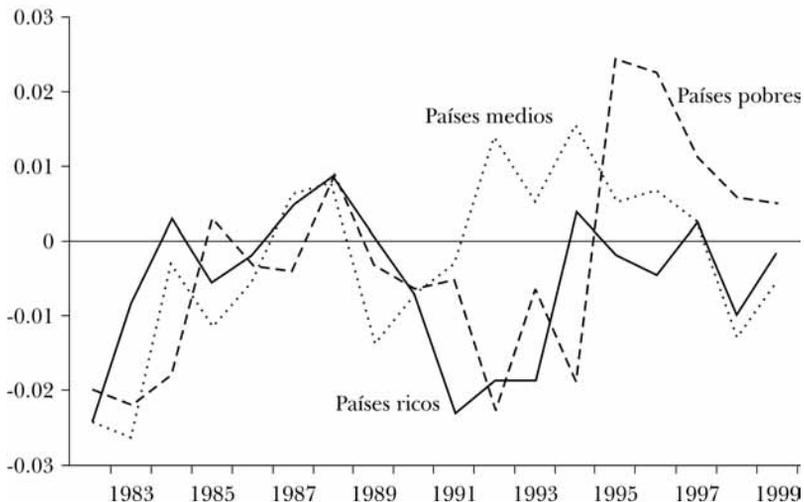
Ambos óptimos teóricos son constantes en el tiempo; el óptimo del gasto lo es por la naturaleza de la estimación que co-

**GRÁFICA V. PAÍSES DE INGRESOS MEDIOS (PIB PER CÁPITA MAYOR A 1.000 DÓLARES Y MENOR O IGUAL A 12.100)**



**GRÁFICA VI. PAÍSES RICOS (PIB PER CÁPITA MAYOR A 12.100)**

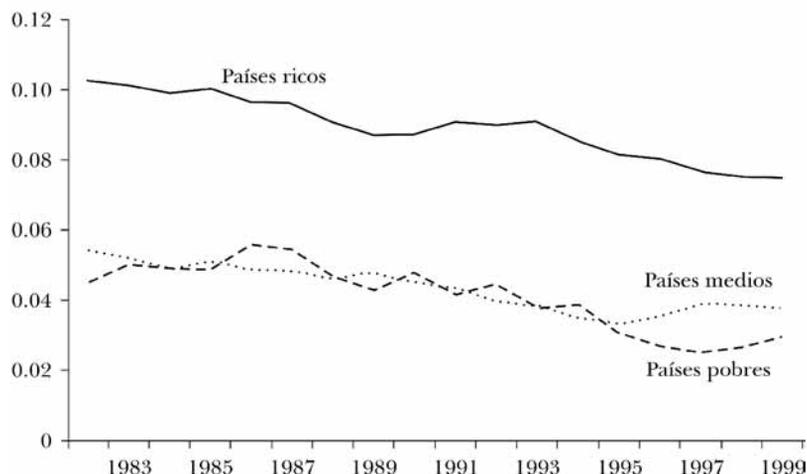
respondió al parámetro  $\alpha$ , pero en el caso del óptimo del crecimiento fue necesario concebirlo como su valor de largo plazo, es decir, el máximo valor que la función permite tomar al crecimiento evaluada en el valor de largo plazo correspondiente al parámetro de escala  $\bar{A}_i = \frac{\bar{\sigma}_i}{1-\psi}$ ; por lo tanto las desviaciones del producto con respecto a su óptimo teórico no sólo son responsa-

**GRÁFICA VII. BRECHA DE CRECIMIENTO, 1982-99 (Brecha = observado menos óptimo de largo plazo)**

bilidad de los desmanes del gasto público sino que también están explicados por *shocks* soportados por el factor de escala. De allí que el juicio más sensato del desempeño de una economía exija compararlo con el de sus pares.

Las gráficas VII y VIII presentan, para cada uno de los tres grupos ya mencionados, las diferencias anuales entre los promedios de las tasas observadas de crecimiento y las óptimas obtenidas con los estimadores grupales.

**GRÁFICA VIII. BRECHA DE GASTO, 1982-99**



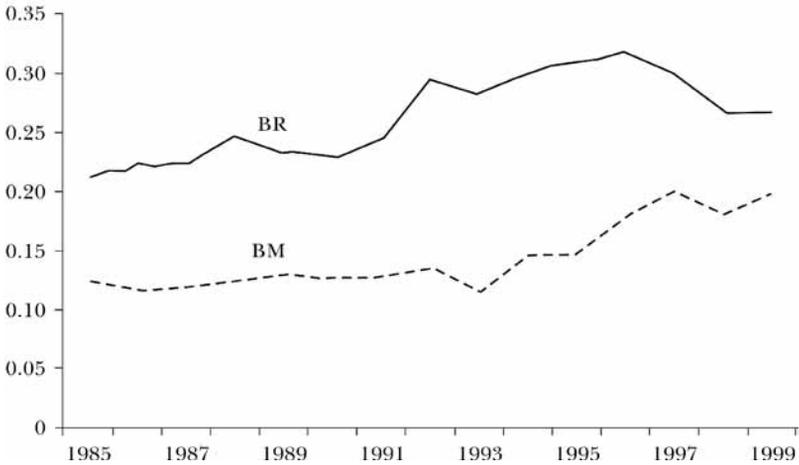
## V. EL CASO COLOMBIANO<sup>7</sup>

Aunque las cifras de gasto del gobierno central colombiano (sin intereses) incluidas en la base de datos de este trabajo no coinciden con las que se utilizan en Colombia (véase la gráfica IX) ambas series muestran, *grosso modo*, tendencias similares.<sup>8</sup> Por tanto podemos considerar válido el ejercicio de juzgar el caso colombiano con la misma métrica utilizada para interpretar las experiencias de los 82 países restantes de la muestra: un mismo modelo teórico, una misma base de datos elaborada con una metodología homogénea y un conjunto de estimaciones econométricas realizadas bajo un conjunto único de criterios.

<sup>7</sup> Este análisis emplea los resultados del modelo *panel*, considerando los resultados de Colombia contra los de sus pares.

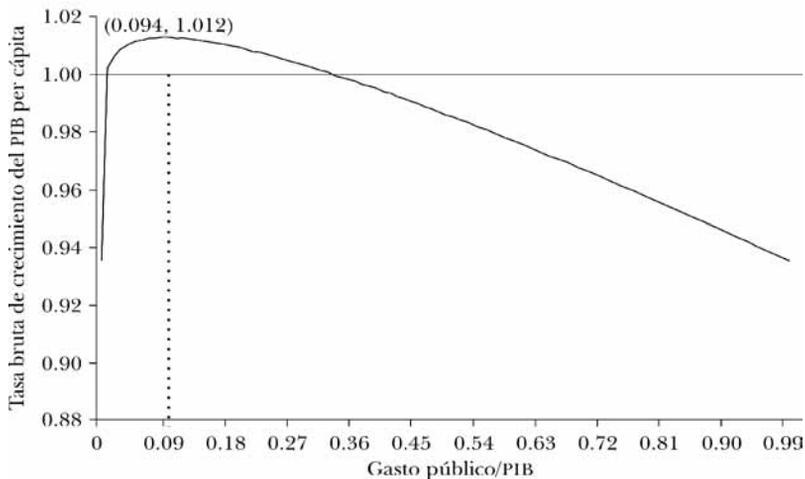
<sup>8</sup> Las transformaciones ejecutadas sobre las series para permitir la comparación entre naciones pueden ser razones para tal disparidad.

**GRÁFICA IX. COLOMBIA: UNA COMPARACIÓN DE LOS DATOS, COMPARACIÓN DE RELACIONES GASTO/PIB: CIFRAS BANCO DE LA REPÚBLICA V/S. BANCO MUNDIAL (GOBIERNO CENTRAL SIN INTERESES), 1985-99**



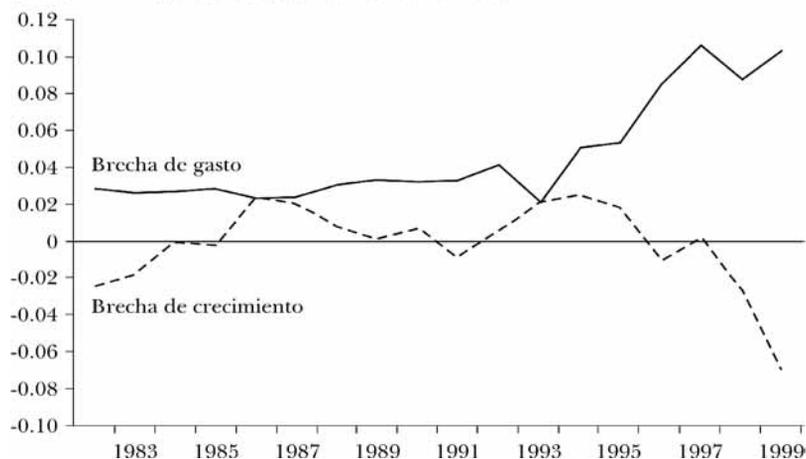
La gráfica X presenta las estimaciones para el caso colombiano. Según el modelo teórico, la mencionada base de datos y los resultados del ejercicio econométrico, a la economía colombiana le correspondería un nivel óptimo de gasto público (gobierno central) de 9,4% del PIB, y con tal gasto podría alcanzar la máxima tasa de crecimiento para su producto per cápita: 1,2% anual.

**GRÁFICA X. COLOMBIA: RELACIÓN ENTRE GASTO PÚBLICO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO**



Al comparar las tasas observadas de crecimiento anual y de gasto con sus niveles óptimos encontramos lo siguiente: desde 1982, por lo menos, el gasto observado ha superado el nivel óptimo, y tal exceso se acentuó con posterioridad a 1993. De otra parte, la brecha de crecimiento (la diferencia entre la tasa observada y la correspondiente al nivel óptimo de gasto) empezó a declinar un año después de aumentar la brecha de gasto, hasta volverse negativa a partir de 1997 (gráfica XI).

**GRÁFICA XI. EL CASO COLOMBIANO: BRECHA DE GASTO VS. BRECHA DE CRECIMIENTO, 1982-99 (datos del Banco Mundial)**



El cuadro 7 muestra las magnitudes de las brechas de crecimiento económico y de gasto público tanto de Colombia como del grupo de países con los cuales podemos comparar a Colombia: el resto de países de ingreso medio. Como se observa allí, los excesos de gasto y las insuficiencias de crecimiento no han sido características exclusivas del caso colombiano; también han caracterizado el desempeño macroeconómico de sus pares. Por tanto, lo pertinente a la hora de juzgar el caso colombiano es examinar las diferencias entre las brechas de crecimiento y de gasto entre Colombia y el resto de los países de ingreso medio. Tales diferencias o “brechas relativas” son síntomas de que hubo algo específico al caso colombiano. En efecto, la brecha relativa de gasto público se tornó positiva en Colombia a partir de 1994, y la de crecimiento se hizo negativa desde 1996.

¿Fue el exceso de gasto público la causa de que la brecha de crecimiento se hubiese tornado negativa a partir de 1997? Al

comparar los desempeños de Colombia y del resto de los países de ingreso medio, juzgándolos con el mismo patrón de medida (cuadro 7 y gráficas XII, XIII y XIV), podemos afirmar que: *a*) en Colombia se impuso, a partir de 1993, una tendencia de aumento del gasto público que no sólo lo hizo aún más excesivo sino en contravía del movimiento observado por el gasto de los demás países de ingreso medio, y *b*) a partir de 1995 la brecha de crecimiento colombiano se deterioró según se deduce de su comparación con la de los otros países de ingreso medio.

**CUADRO 7. BRECHAS DE CRECIMIENTO Y GASTO COLOMBIA *VERSUS* RESTO DE PAÍSES DE INGRESO MEDIO, 1982-99**

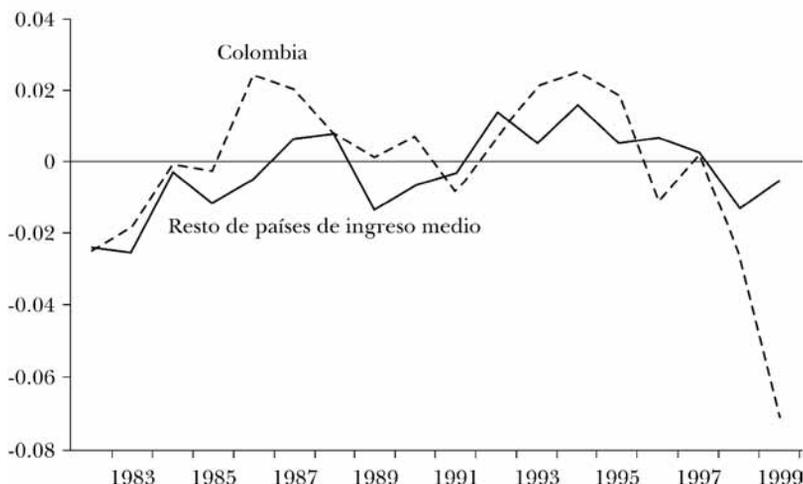
Año	Colombia		Resto de países de ingreso medio		Diferencia entre Colombia y el resto de países de ingreso medio	
	Brecha de crecimiento	Brecha de gasto	Brecha de crecimiento	Brecha de gasto	Brecha de crecimiento	Brecha de gasto
1982	-0.0249645	0.02875031	-0.02401984	0.05492583	-0.00094466	-0.02617553
1983	-0.01822441	0.02621395	-0.02614095	0.05315465	0.00791653	-0.02694070
1984	-0.00052564	0.02706964	-0.00282846	0.04973519	0.00230281	-0.02266555
1985	-0.00292469	0.02863714	-0.01148485	0.05203203	0.00856016	-0.02339489
1986	0.02431977	0.02349163	-0.00525861	0.04951557	0.02957838	-0.02602393
1987	0.02013083	0.02370709	0.00625281	0.04928730	0.01387802	-0.02558020
1988	0.00751065	0.03039708	0.0079126	0.04659714	-0.00040195	-0.01620006
1989	0.00131474	0.03302105	-0.01352591	0.04843110	0.01484065	-0.01541004
1990	0.0071411	0.03181214	-0.00695916	0.04569961	0.01410027	-0.01388747
1991	-0.00861327	0.03292722	-0.00296265	0.04398371	-0.00565063	-0.01105649
1992	0.00613476	0.04108354	0.01399427	0.03973053	-0.00785951	0.00135301
1993	0.02085456	0.02101946	0.0052419	0.03911593	0.01561266	-0.01809647
1994	0.02519521	0.05037334	0.01591473	0.03457832	0.00928048	0.01579501
1995	0.01880538	0.05319989	0.00524686	0.03252720	0.01355853	0.02067269
1996	-0.01105209	0.08484101	0.00677376	0.03365872	-0.01782585	0.05118228
1997	0.00202489	0.10619753	0.00263514	0.03672739	-0.00061025	0.06947014
1998	-0.0267238	0.08757479	-0.01305076	0.03670768	-0.01367304	0.05086710
1999	-0.07253203	0.1038799	-0.00518982	0.03559939	-0.06734221	0.06828051

FUENTE: Los datos reales se obtuvieron de la base de datos de Banco Mundial (*World Development Indicators*) y los valores teóricos con los que se realiza la comparación son cálculos de los autores a partir de estimaciones econométricas.

Teniendo en cuenta estos comportamientos disímiles de Colombia y de sus pares, parece posible afirmar que el aumento del gasto público colombiano fue, probablemente, una de las cau-

sas de la caída de la tasa de crecimiento de la economía colombiana durante la segunda mitad de los años noventa.<sup>9</sup>

**GRÁFICA XII. BRECHA DEL CRECIMIENTO: COLOMBIA VS. RESTO DE PAÍSES DE INGRESO MEDIO, 1982-99 (datos del Banco Mundial)**



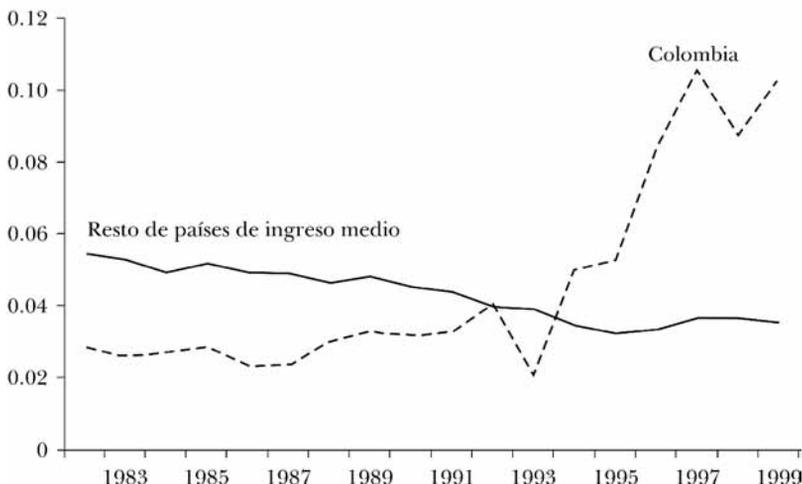
La afirmación anterior es refrendada por el análisis de la elasticidad del crecimiento con respecto al gasto, teniendo en cuenta el valor de largo plazo del factor de escala.

**CUADRO 8. ELASTICIDADES MEDIAS DEL CRECIMIENTO AL GASTO PÚBLICO, 1990-99**

<i>Individuo</i>	<i>Elasticidad</i>
Países pobres	-0.00213073
Países de ingreso medio	-0.00271204
Países ricos	-0.00608496
Colombia	-0.00865205

<sup>9</sup> Los mecanismos mediante los cuales una expansión del gasto público reduce la tasa de crecimiento de la economía pueden ser múltiples en una economía abierta, y adicionales al contemplado por el modelo teórico (que es de economía cerrada). Por ejemplo, la expansión rápida del gasto público colombiano probablemente se juzgó inadecuada e insostenible y condujo a salidas netas de capitales, ataques a la “banda cambiaria” a mediados de 1998, en junio y en septiembre de 1999 (Colombia tuvo hasta septiembre de 1999 un sistema de techo y piso para una tasa nominal de cambio que podía fluctuar en su interior) y contracciones monetarias endógenas dadas la existencia de la banda y una tasa de cambio pegada a su techo. Sobre estos sucesos y su origen parcial en la expansión del gasto público véase el “Informe de la Junta Directiva (del Banco de la República) al Congreso de la República” de marzo de 2000.

**GRÁFICA XIII. BRECHA DEL CRECIMIENTO: COLOMBIA VS. RESTO DE PAÍSES DE INGRESO MEDIO, 1982-99**



La elasticidad es:

$$\frac{\partial \gamma_{it}}{\partial \left(\frac{g}{y}\right)_{it}} \cdot \left(\frac{g}{y}\right)_{it} = \left[ \beta_i \left( \frac{\bar{\omega}_i}{1-\psi} \right)^{\left(\frac{1}{\alpha_i}\right)} \right] \left[ \frac{\left(\frac{g}{y}\right)_{it}^{\frac{1}{\alpha_i}}}{\gamma_{it}} \right] \left[ \frac{(1-\alpha_i)}{\left(\frac{g}{y}\right)_{it}} - 1 \right]$$

$$= \left[ \beta_i \left( \frac{\bar{\omega}_i}{1-\psi} \right)^{\left(\frac{1}{\alpha_i}\right)} \right] \left[ \frac{\left(\frac{g}{y}\right)_{it}^{\frac{1-\alpha_i}{\alpha_i}}}{\gamma_{it}} \right] \left[ (1-\alpha_i) - \left(\frac{g}{y}\right)_{it} \right]$$

En el cuadro 8 presentamos los valores promedio para los años noventa.

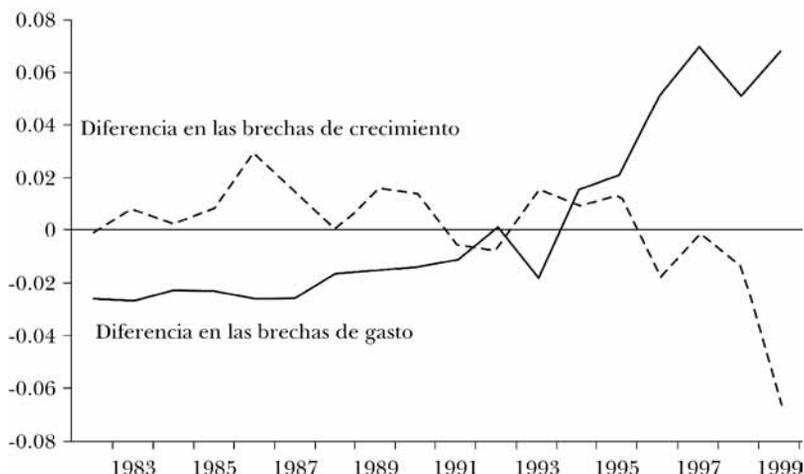
## VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

La teoría económica indica que el gasto público puede ser productivo pero que más allá de un cierto nivel es un freno a la producción.<sup>10</sup> El modelo teórico de Barro expresa de una for-

<sup>10</sup> Con respecto a esto la teoría económica es más general: "The appropriate comparison, as public finance economists have known since Pigou (1928), is between the benefits that would flow from the increased spending and the cost of financing

ma específica esta tesis al establecer una curva para la tasa de crecimiento del producto per cápita en función de la proporción gasto público/producto: si el gasto público es inferior o superior a una cierta magnitud la tasa de crecimiento de la economía será inferior a la máxima, y si el gasto público es tal magnitud se alcanza la tasa máxima de crecimiento.

**GRÁFICA XIV. ¿CÓMO JUZGAR A COLOMBIA?: BRECHA DE GASTO COLOMBIA MENOS BRECHA DE GASTO RESTO DE PAÍSES DE INGRESO MEDIO VS. BRECHA DE CRECIMIENTO COLOMBIA MENOS BRECHA DE CRECIMIENTO RESTO DE PAÍSES DE INGRESO MEDIO, 1982-99**



En las páginas anteriores se resumió un trabajo de evaluación econométrica de tal modelo. La estimación fue de tipo *panel* utilizando datos de frecuencia anual de 83 países (con poblaciones mayores a 2 millones en 1980) a lo largo del período 1982-1999. Los resultados de la estimación permiten considerar verosímil el modelo.

Cuando se juzgan los crecimientos del gasto público y del producto tanto de Colombia como de otros países de ingreso medio a la luz de las estimaciones surge una conclusión: el gasto público colombiano, que desde los años ochenta ya era excesivo con respecto a lo requerido para hacer máxima la tasa de crecimiento del producto, se hizo aún más excesivo durante la segunda mitad de los años noventa, exhibiendo un comportamiento alcista contrario al del conjunto de los países de ingreso

---

that spending, including the deadweight losses associated with raising that revenue and with the particular form of spending.” (Feldstein, 1996, p. 3).

medio, y, por tanto, según el modelo, contribuyó a la reducción de la tasa de crecimiento de la economía observada con posterioridad a 1997.

## Anexo A

### La secuencia de pasos para la estimación<sup>11</sup>

El problema de estimación que se plantea es complejo; por tal razón se optó por escribir un segundo anexo (Anexo B) que describe el desarrollo de la estimación máximo-verosímil con el uso de algoritmos auxiliares.<sup>12</sup> Por ello, en el presente anexo se narra la secuencia de pasos seguidos al estimar el modelo sin ahondar en la metodología econométrica. En primer lugar se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria sobre las variables empleadas. La prueba ejecutada fue diseñada para *panel*: la prueba Im-Pesaran-Shin (IPS), cuya idea es la siguiente:

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{l=1}^k \rho_{i,l} y_{i,t-l} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}; \quad H_0 : \rho_i = 0, \forall i, l,$$

Para la cual  $H_0 : \rho_{i,l} = 0$  es equivalente a la existencia de una raíz unitaria. El rezago máximo escogido fue de 4.

	Estadístico de prueba	P - Valor
Crecimiento del PIB per cápita	-19.968	0.000
La relación gasto/PIB	-111.904	0.000

La estimación se inicia con lo que denominaremos el modelo de mayor generalidad, el cual se define como se señala a continuación:

$$\gamma_{it} = \beta'_{it} \left\{ \alpha_{it} A_{it}^{\frac{1}{\alpha_{it}}} (1 - \tau_{it}) \tau_{it}^{\frac{1-\alpha_{it}}{\alpha_{it}}} + [1 - (\delta + n)]_{it} \right\} + e_{it};$$

con:

$$A_{it} = \bar{\omega}_{Ai} + \omega_{Ai} + \psi_{Ai} A_{it-1} + u_{Ait}$$

<sup>11</sup> José Fernando Escobar es el autor de los anexos A y B de este documento.

<sup>12</sup> Las estimaciones se hicieron con la herramienta *OPTIMUN* de *MATLAB*.

$$\beta'_{it} = \bar{\omega}_{\beta i} + \omega_{\beta t} + \psi_{\beta i} \beta'_{it-1} + u_{\beta it}$$

$$\alpha_{it} = \bar{\omega}_{\alpha i} + \omega_{\alpha t} + \psi_{\alpha i} \alpha_{it-1} + u_{\alpha it}$$

$$\phi_{it} = \bar{\omega}_{\phi i} + \omega_{\phi t} + \psi_{\phi i} \phi_{it-1} + u_{\phi it}, \text{ con } \phi = [1 - (\delta + n)]$$

Bajo esta formulación es posible probar directamente la mejor especificación del modelo, pues con la obtención de la matriz de varianzas y covarianzas para  $u_{kit}$  se pueden generar pruebas del tipo de razón de la verosimilitud estándares<sup>13</sup> sobre la significancia y igualdad entre individuos para los coeficientes; la ausencia de mayor desarrollo teórico tras estas pruebas nos inclinó a realizar un ejercicio de Monte Carlo para la potencia de la misma conservando el tamaño de muestra y con un número total de 5000 replicaciones; la potencia obtenida fue de 0.972. A continuación, se presentan cuadros resumen con los resultados de las pruebas realizadas para obtener la especificación final del modelo.

<i>Especificación de <math>A_{it}</math></i>		
<i>Prueba</i>	<i>Estadístico de prueba</i>	<i>Valor P</i>
$H_0 : \bar{\omega}_{Ai} = \bar{\omega}_{Aj}, \forall i, j$	28.977	0.000
$H_0 : \bar{\omega}_{Ai} = 0, \forall i$	77.186	0.000
$H_0 : \omega_{At} = \omega_{At'}, \forall t, t'$	1.005	0.189
$H_0 : \psi_{Ai} = \psi_{Aj}, \forall i, j$	0.158	1.000
$H_0 : \psi_{Ai} = 0$	45.698	0.000

<i>Especificación de <math>\beta'_{it}</math></i>		
<i>Prueba</i>	<i>Estadístico de prueba</i>	<i>Valor P</i>
$H_0 : \bar{\omega}_{\beta i} = \bar{\omega}_{\beta j}, \forall i, j$	63.558	0.000
$H_0 : \bar{\omega}_{\beta i} = 0, \forall i$	69.874	0.000
$H_0 : \omega_{\beta t} = \omega_{\beta t'}, \forall t, t'$	0.075	1.00
$H_0 : \psi_{\beta i} = \psi_{\beta j}, \forall i, j$	0.258	0.665
$H_0 : \psi_{\beta i} = 0$	0.114	0.756

<sup>13</sup> Es decir, estimado el modelo bajo la hipótesis nula como restricción y bajo la ausencia de tal restricción.

Especificación de $\alpha_{it}$		
Prueba	Estadístico de prueba	Valor P
$H_0 : \bar{\omega}_{\alpha i} = \bar{\omega}_{\alpha j}, \forall i, j$	59.221	0.000
$H_0 : \bar{\omega}_{\alpha i} = 0, \forall i$	82.357	0.000
$H_0 : \omega_{\alpha t} = \omega_{\alpha t'}, \forall t, t'$	0.489	0.576
$H_0 : \psi_{\alpha i} = \psi_{\alpha j}, \forall i, j$	0.744	0.456
$H_0 : \psi_{\alpha i} = 0$	0.651	0.487

Especificación de $\phi_{it}$		
Prueba	Estadístico de prueba	Valor P
$H_0 : \bar{\omega}_{\phi i} = \bar{\omega}_{\phi j}, \forall i, j$	77.886	0.000
$H_0 : \bar{\omega}_{\phi i} = 0, \forall i$	97.548	0.000
$H_0 : \omega_{\phi t} = \omega_{\phi t'}, \forall t, t'$	0.513	0.523
$H_0 : \psi_{\phi i} = \psi_{\phi j}, \forall i, j$	0.844	0.387
$H_0 : \psi_{\phi i} = 0$	0.726	0.415

De las pruebas anteriores se desprende que la siguiente especificación del modelo es la óptima:

$$\gamma_{it} = \beta'_i \left\{ \alpha_i A_{it}^{\alpha_i} (1 - \tau_{it}) \tau_{it}^{\frac{1-\alpha_i}{\alpha_i}} + [1 - (\delta + n)]_i \right\} + e_{it};$$

Con:

$$A_{it} = \bar{\omega}_i + \psi A_{it-1} + u_{it}$$

Pero aún queda la pregunta de la clasificación de  $\alpha_i$ ,  $\beta'_i$  y  $[1 - (\delta + n)]_i$ . Para determinar si corresponde a efectos fijos o aleatorios se obtienen las correlaciones con las variables explicativas, y dependiendo de si son o no estadísticamente iguales a cero se opta por efectos fijos o aleatorios respectivamente; esto en virtud de que la diferenciación teórica realizada sobre estos dos tipos de efectos implica una correlación diferente de cero para los efectos fijos; veamos:

Correlaciones con  $\begin{pmatrix} g \\ y \end{pmatrix}_t$

Parámetro	Correlación
$\alpha_i$	0.896 (efectos fijos)
$\beta'_i$	0.746 (efectos fijos)
$[1 - (\delta + n)]_i$	0.001 (efectos aleatorios)

Dada la caracterización completa de la función que se obtiene, al determinar la clasificación de los efectos asociados a los parámetros restantes del modelo se realiza la estimación cuyos resultados se presentan en el cuerpo principal del trabajo. Para encontrar la especificación del modelo se supuso en todo momento normalidad en los errores; la evidencia permite considerar plausible esta hipótesis. Veamos, primero, las pruebas de raíz unitaria (IPS) para los errores  $y$ , luego, dos pruebas de normalidad sobre estos.

	Estadístico de prueba	P - Valor
Los residuales del modelo $e_{i,t}$	-50.496	0.000
Los residuales del cambio técnico $a_{i,t}$	-28.860	0.000

Las pruebas de normalidad que se presentan toman dos diferentes enfoques. El primero tiene en cuenta la naturaleza *panel* de los errores, y corresponde al desarrollo de Gilbert (2001). El segundo enfoque es el de la prueba *Omnibus* de normalidad multivariada, propuesta por Hansen y Doornik (1994),<sup>14</sup> para la cual se ha de considerar el vector de los errores generados por cada individuo como una serie independiente. Ambos enfoques se concentran en la comparación de las “kurtosis” (“apuntamiento”) y asimetrías observadas con los valores teóricos que se desprenden de una distribución normal.

Prueba de Gilbert para  $e_{i,t}$

Prueba	Estadístico de prueba
$H_0$ : Desviación es igual a cero	1.369 *
$H_0$ : Kurtosis es igual a tres	1.557 *

\* El valor de rechazo al 1% es de 2.658.

<sup>14</sup> Se empleó la rutina de *RATS* generada por Ulrich Leuchtman (1998).

Prueba Omnibus para  $e_{i,t}$ 

<i>Prueba</i>	<i>Estadístico de prueba</i>
$H_0$ : Normalidad	2.489 *

\* El valor de rechazo al 5% es de 1.958

Prueba de Gilbert para  $\hat{a}_{i,t}$ 

<i>Prueba</i>	<i>Estadístico de prueba</i>
$H_0$ : Desviación es igual a cero	1.874 *
$H_0$ : <i>Kurtosis</i> es igual a tres	2.569 *

\* El valor de rechazo al 1% es de 2.658.

Prueba Omnibus para  $\hat{a}_{i,t}$ 

<i>Prueba</i>	<i>Estadístico de prueba</i>
$H_0$ : Normalidad	1.965 *

\* El valor de rechazo al 5% es de 1.958

Pese a que las pruebas estadísticas y la intuición económica corroboran la presencia de un componente dinámico en la estimación de *panel*, específicamente en el coeficiente de cambio técnico, se realizó la estimación de un modelo alternativo de especificación más sencilla que ignorase tal componente. Este modelo alternativo concibe todos los coeficientes como determinados por un efecto fijo y conserva solamente el término de error en el cambio técnico. Los resultados de tal especificación no resultaron satisfactorios en términos de la significancia de los parámetros ni del buen comportamiento de los errores.

*Anexo B*

### Una metodología para *panel* no lineal con combinación de parámetros

El presente anexo propone un método que emplea resultados de uso común en las series de tiempo, pero cuya validez no resulte comprometida al pasar al análisis *panel*. Con el objetivo de introducir mayor generalidad se incluyen nuevas fuentes de posible heterogeneidad en los parámetros y una función objetivo no lineal.

La función a estimar describe una relación no lineal genérica

entre los parámetros y las variables pero sugiere que el término de error que afecta directamente la función es separable de la misma:

$$(A.1) \quad y_{it} = h(x_{it}, \lambda_{it}) + e_{it}$$

Siendo  $x_{it}$  un vector de  $k$  variables explicativas,  $y_{it}$  la variable independiente,  $\lambda_{it}$  el vector de  $p$  coeficientes de la función y  $e_{it}$  el término de error.

Para poder realizar una estimación de la ecuación (A.1) es necesario suponer alguna regla de comportamiento de los parámetros procurando perder la menor generalidad posible; la regla de comportamiento supuesta es una combinación de las más comúnmente empleadas:

$$(A.2) \quad \lambda_{it} = \psi_i \lambda_{it-1} + u_t + v_i + \mu_{it}$$

Siendo  $\mu_{it}$  un término de error; es común en la literatura tanto de series de tiempo como de *panel* considerarlo como no correlacionado con el término de error del modelo, es decir,  $Cov(\mu_{it}, e_{js}) = 0 \forall s, t, i, j$ ;  $u_t$  y  $v_i$  son efectos (fijos o aleatorios, tal como los supone el modelo propuesto por Hsiao (1990), y  $\psi_i$  es una matriz diagonal  $p \times p$ .

La complicación adicional más importante de nuestro modelo a estimar es la identificación de diferentes fuentes de heterogeneidad de los coeficientes. Por esta razón es deseable un método que permita solucionar de forma independiente dos problemas: la no linealidad de la función objetivo y los múltiples orígenes de la heterogeneidad de los coeficientes. A continuación se explicará el método a seguir.

Un resultado de uso común en el análisis de series de tiempo, al cual recurre Tahmiscioglu (2001) para su ejercicio de *panel*, es el siguiente: la probabilidad conjunta de un variable observable y de una no observable, siendo ésta última el conjunto de los coeficientes (que recogen una heterogeneidad no observable), es igual a la probabilidad de la variable no observable multiplicada por la probabilidad de la variable observable condicionada a la no observable. La proposición anterior puede ser escrita de la siguiente manera:

$$(A.3) \quad P(Y_{NT}, \Lambda_{NT}) = P(Y_{NT} | \Lambda_{NT}) P(\Lambda_{NT} | u_t, v_i)$$

Siendo  $N$  y  $T$  el número de individuos y de observaciones en el tiempo, respectivamente, y:

$$\Lambda_{NT} = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \cdots & \lambda_{1T} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{N1} & \cdots & \lambda_{NT} \end{bmatrix}, Y_{NT} = \begin{bmatrix} y_{11} & \cdots & y_{1T} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{N1} & \cdots & y_{NT} \end{bmatrix}$$

A su vez:

$$(A.4) \quad P(\Lambda_{NT} | u_t, v_i) = \left\{ \prod_{i=1}^N P_\lambda(\lambda_{i0}) \right\} \left\{ \prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N P_\lambda(\lambda_{it} | \lambda_{it-1}, u_t, v_i) \right\}$$

$$(A.5) \quad P(Y_{NT} | \Lambda_{NT}) = \prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N P_y(y_{it} | \lambda_{it})$$

La ecuación (A.5) corresponde a un problema ya antes resuelto, a saber, la obtención de lo que matemáticamente sería equivalente a una función de verosimilitud muestral para la función no lineal (A.1);<sup>15</sup> la (A.4) supone un ejercicio de mayor complejidad.

Para obtener un valor específico de  $P_y(y_{it} | \lambda_{it})$  se necesita realizar algún supuesto sobre la distribución de los errores  $e_{it}$  y  $\mu_{it}$ ; el supuesto es el tradicional: los errores son normales. Por tanto:

$$(A.6) \quad P(Y_{NT} | \Lambda_{NT}) = \prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N \left\{ \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{e_{it}}^2}} \right] \exp \left[ \left( -\frac{1}{2} \right) \frac{1}{\sigma_{e_{it}}^2} (y_{it} - h(x_{it}, \lambda_{it}))^2 \right] \right\}$$

$$(A.7) \quad \begin{aligned} & P(\Lambda_{NT} | u_t, v_i) \\ &= \prod_{i=1}^N P_\lambda(\lambda_{i0}) \prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N \left\{ \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi|\mathbf{Q}_i|}} \right] \exp \left[ \left( -\frac{1}{2} \right) (\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{it-1} - \bar{u} - \bar{v})' \mathbf{Q}_i^{-1} (\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{it-1} - \bar{u} - \bar{v}) \right] \right\} \end{aligned}$$

Siendo  $\bar{u} = E(u_t)$ ,  $\bar{v} = E(v_i)$  y  $\mathbf{Q}_i$  la matriz de varianzas-covarianzas de los términos  $(u_t - \bar{u}) + (v_i - \bar{v}) + \mu_{it}$  correspondientes a cada individuo; por necesidad de simplificación del cómputo se supondrá que tal matriz es diagonal.

Por lo anterior se puede re-escribir la ecuación (A.3) así:

$$(A.3a) \quad \begin{aligned} & P(Y_{NT}, \Lambda_{NT}) \\ &= \left\{ \prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N \left[ \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{e_{it}}^2}} \right] \exp \left[ \left( -\frac{1}{2} \right) \frac{1}{\sigma_{e_{it}}^2} (y_{it} - h(x_{it}, \lambda_{it}))^2 \right] \right] \right\} \\ & \cdot \left\{ \prod_{i=1}^N P_\lambda(\lambda_{i0}) \prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N \left[ \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi|\mathbf{Q}_i|}} \right] \exp \left[ \left( -\frac{1}{2} \right) (\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{it-1} - \bar{u} - \bar{v})' \mathbf{Q}_i^{-1} (\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{it-1} - \bar{u} - \bar{v}) \right] \right] \right\} \end{aligned}$$

<sup>15</sup> En Greene (2001) se pueden encontrar soluciones a este tipo de problemas. Los ejercicios realizados por Greene son más complicados pues introducen el término de error en la función no lineal.

O, luego de aplicar logaritmo natural:

$$(A.3b) \quad \ln[P(\Lambda_{NT}, Y_{NT})] = -NT \ln(2\pi) + \sum_{i=1}^N P_\lambda(\lambda_{i0}) - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N |\mathbf{Q}_i| \\ - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \left[ (\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{i,t-1} - \bar{u} - \bar{v})' \mathbf{Q}_i^{-1} (\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{i,t-1} - \bar{u} - \bar{v}) \right] \\ - \frac{1}{2} \left\{ \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sigma_{e_{it}}^2 \right\} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \left[ \frac{1}{\sigma_{e_{it}}^2} (y_{it} - h(x_{it}, \lambda_{it}))^2 \right]$$

Sin embargo, una maximización directa de (A.3b) es imposible, por el hecho de que  $\lambda_{it}$  es un vector variables no observables, razón por la cual es necesario hacer algunas consideraciones adicionales sobre el comportamiento de  $\lambda_{it}$ ; en especial suponer algo acerca de  $P(\lambda_{it} | \Lambda_{i,t-1}, \Lambda_{i,t+1}^*, Y_{NT})$ , siendo  $\Lambda_{i,t-1}$  y  $\Lambda_{i,t+1}^*$  el pasado y el futuro del conjunto de la variable, es decir,  $\Lambda_{i,t-1} = \{\lambda_{i0}, \lambda_{i1}, \dots, \lambda_{it}\}$  y  $\Lambda_{i,t+1}^* = \{\lambda_{i,t+1}, \lambda_{i,t+2}, \dots, \lambda_{iT}\}$ , con el objeto de determinar el modo en que se realizarán las extracciones aleatorias bajo muestreo de Gibbs.

Es posible demostrar que de los supuestos anteriores [Tanizaki (2002)] se desprende que:

$$P(\lambda_{it} | \Lambda_{i,t-1}, \Lambda_{i,t+1}^*, Y_{NT}) \propto \begin{cases} P_\lambda(\lambda_{i1} | \lambda_{i0}, u_0, v_i) & \text{si } t = 0 \text{ (primer valor)} \\ P_y(y_{it} | \lambda_{it}) P_\lambda(\lambda_{it} | \lambda_{i,t-1}, u_t, v_i) P_\lambda(\lambda_{i,t+1} | \lambda_{it}, u_t, v_i) & \text{si } t = 1, 2, \dots, T-1 \\ P_y(y_{iT} | \lambda_{iT}) P_\lambda(\lambda_{iT} | \lambda_{i,T-1}, u_T, v_i) & \text{si } t = T \text{ (último valor)} \end{cases}$$

A partir de lo cual se puede decir que  $\lambda_{it} | \Lambda_{i,t-1}, \Lambda_{i,t+1}^*, Y_{NT}$  distribuye normal entre individuos con media y varianza cambiantes en el tiempo, determinadas por la formulación arriba descrita, lo cual es útil para obtener valores aleatorios de  $\lambda_{it}$  compatibles con su distribución; estos valores se aproximan asintóticamente a los reales dados los resultados de Gelfant y Smith (1990) y los más recientes de Nielsen (2000) para el muestreo de Gibbs<sup>16</sup> asumiendo como especificación previa la distribución uniforme de los parámetros en el origen. Para observar si estas especificaciones determinaban fuertemente los resultados se tomaron 100 alternativas posibles; en ninguno de los casos los resultados fueron significativamente diferentes.

<sup>16</sup> Este método podría describirse de modo sintético como un muestreo recursivo basado en las distribuciones teóricas que se puedan obtener.

Persiste el problema de maximizar una función de verosimilitud que depende también de valores no observados; por tanto la maximización de la misma debe hacerse a través de su expectativa condicionada a las variables observadas, pues pese a que el muestreo de Gibbs permite extraer unos valores factibles estos deben hacer máxima la función de verosimilitud, en otras palabras. El proceso restante se lleva a cabo mediante el algoritmo EM (“*expectations-maximization*”), bajo el cual el problema se convierte en:

$$\underset{\sigma_{eit}^2, \mathbf{Q}_i}{Max} E(\ln[P(\Lambda_{NT}, Y_{NT})] | Y_{NT})$$

Obteniéndose que:

$$(A.8) \quad \sigma_{eit}^2 = E[(y_{it} - h(x_{it}, \lambda_{it}))^2 | Y_T]$$

$$(A.9) \quad \mathbf{Q}_i = E[(\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{it-1} - \bar{u} - \bar{v})(\lambda_{it} - \psi_i \lambda_{it-1} - \bar{u} - \bar{v})' | Y_T]$$

$$(A.10) \quad \psi_i = \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E(\lambda_{it} \lambda'_{it-1} | Y_T) \right] \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E(\lambda_{it-1} \lambda'_{it-1} | Y_T) \right]$$

Los resultados (A.8), (A.9) y (A.10) exigirían cálculos de dimensiones titánicas, defecto típico al usar máxima verosimilitud.<sup>17</sup> Para obviar lo anterior se hizo el supuesto que se señala a continuación:

$\sigma_{eit}^2$  es la misma en el tiempo

Desde luego, debe tenerse al menos alguna intuición acerca de la ventaja del supuesto arriba mencionado, es decir, su aporte a una mayor facilidad en los procedimientos de cómputo sin una pérdida demasiado grande de generalidad. El supuesto utilizado es frecuente en la literatura de análisis de *panel*,<sup>18</sup> pues no es tan restrictivo como suponer que tal varianza es igual entre individuos, y permite una ganancia considerable en la ecuación (A.8) en términos de disminución del número de las ecuaciones que ésta describe. Con tal supuesto, la ecuación (A.8) se rescribe así:

$$(A.8a) \quad \sigma_{ei}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E[(y_{it} - h(x_{it}, \lambda_{it}))^2 | Y_T]$$

<sup>17</sup> Para un análisis de estas dificultades véase Breitung y Lechner (1997), Lechner (1995) y Honoré (2002).

<sup>18</sup> Véanse Hsiao (1990) y Greene (2001).

El proceso sigue entonces una estructura recursiva: obtiene valores para los parámetros con las distribuciones teóricas empleadas bajo muestreo de Gibbs y, las extracciones aleatorias son evaluadas en las ecuaciones que designan el máximo de la función de la verosimilitud muestral obtenidas con el algoritmo EM generando con estas el valor de la función de verosimilitud; tal proceso se repite hasta que la función de verosimilitud converja.

El algoritmo EM (*Expectation*-Maximization): algunas consideraciones finales.<sup>19</sup>

Sea nuestra muestra observada  $X$ ; tal muestra proviene de una distribución teórica; por tanto  $X$  corresponde sólo a una fracción de los datos. Sea  $Z = (X, Y)$  la totalidad de los datos; a ésta se asocia la siguiente distribución de probabilidades:

$$p(z|\Theta) = p(x, y|\Theta) = p(y|x, \Theta)p(x|\Theta)$$

Tal que  $z \in Z, x \in X \wedge y \in Y$ , y siendo  $\Theta$  el conjunto de parámetros de la función.

Se emplea esta distribución para obtener la verosimilitud de la muestra completa, o verosimilitud de datos completos.

$$L(\Theta|Z) = L(\Theta|X, Y) = p(\Theta|X, Y)$$

Con esta función de verosimilitud se puede realizar el primer paso del algoritmo (el paso E): computar la esperanza de esta función de verosimilitud, dado que  $Y$  es no observado:

$$Q(\Theta, \Theta^{(i-1)}) = E \left[ \log p(X, Y|\Theta) \middle| X, \Theta^{(i-1)} \right]$$

Siendo  $\Theta^{(i-1)}$  el conjunto inicial de los parámetros empleados para evaluar la esperanza y  $\Theta$  el de los nuevos parámetros que se obtendrán al mejorar la esperanza de la verosimilitud.

Ahora se puede realizar la maximización (el paso M).

$$\Theta^{(i)} = \underset{\Theta}{\text{Arg max}} Q(\Theta, \Theta^{(i-1)})$$

Se habla de un EM generalizado (GEM) si se encuentra algún  $\Theta^{(i)}$  tal que  $Q(\Theta^{(i)}, \Theta^{(i-1)}) > Q(\Theta, \Theta^{(i-1)})$ .

<sup>19</sup> Esta sección utiliza la notación de Bilmes *et al.* (1998).

## REFERENCIAS

- Barro, Robert (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 98, nº 5, parte II.
- Barro, Robert, y Xavier Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Bilmes, Jeff e International Computer Science Institute (1998), *A gentle tutorial of the EM algorithm and its application to parameter estimation for gaussian mixture and hidden markov models*, International Computer Science Institute; disponible en: <http://www.cs.ucsb.edu/~cs281b/papers/em.pdf>.
- Breitung, Jörg, y Michael Lechner (1997), "Alternative GMM methods for nonlinear panel data models", *Research Projects-Econometric Methods for Nonlinear Panel Data Models*; disponible en: [http://www.siaw.unisg.ch/org/siaw/web.nsf/SysWebResources/ML\\_1995\\_L\\_03/\\$FILE/95103.pdf](http://www.siaw.unisg.ch/org/siaw/web.nsf/SysWebResources/ML_1995_L_03/$FILE/95103.pdf)
- Comisión de Racionalización del Gasto y de las Finanzas Públicas (1997), *Informe final. Tema I. Diagnóstico y principales recomendaciones*, República de Colombia, Ministerio de Hacienda y Crédito Público.
- Feldstein, Martin (1996), *How Big Should Government Be?*, NBER, diciembre (Working Paper, nº 5868).
- Gelfand, Alan E., y Adrian F. M. Smith (1990), "Sampling-based approaches to calculating marginal densities", *Journal of the American Statistician Association*, vol. 85, nº 410.
- Gilbert, Scott (2001), *Testing the distribution of error components in panel data models*, Southern Illinois University (Discussion Paper Series); disponible en: [http://www.siu.edu/~econ/wp\\_series/wp2001/gilbert0113.pdf](http://www.siu.edu/~econ/wp_series/wp2001/gilbert0113.pdf)
- Greene, William (2001), *Fixed and random effects in nonlinear models*; disponible en: <http://www.stern.nyu.edu/~wgreene/panel.pdf>
- Hamilton, James (1990), "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, vol. 45, nºs 1-2.
- Hansen, Henrik, y Jurgen A. Doornik (1994), *An omnibus test for univariate and multivariate normality*, Nuffield College, University of Oxford (Economics Papers Series), disponible en: <http://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/papers/normal2.pdf>
- Honoré, Bo E. (2002), *Non-linear models with panel data*, cemmap (working paper); disponible en: <http://cemmap.ifs.org.uk/docs/cwp1302.pdf>
- Hsiao, Cheng (1990), *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.

- Knight, Malcolm, Norman Loayza y Delano Villanueva (1993), "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: A Panel Data Approach", *IMF Staff Papers*, vol. 40, n° 3.
- Lechner, Michael (1995), "Some specification test for probit models estimated on panel data", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, n° 4.
- Leuchtmann, Ulrich (1998), *Rutina NORMTEST.SRC para Win-Rats*; disponible en: [http://www.estima.com/procs\\_tests.shtml](http://www.estima.com/procs_tests.shtml).
- Lozano, Ignacio (2001), "Colombia's Public Finance in the 1990s: A Decade of Reforms, Fiscal Imbalance, and Debt", *Borradores de Economía* (Banco de la República), n° 174.
- Nielsen, Soren Feodor (2000), "On simulated EM algorithms", *Journal of Econometrics*, vol. 96, n° 2.
- Obstfeld, Maurice, y Kenneth Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.
- Ospina, Pedro Nel (1997), "Ajuste fiscal: ¿cuándo y cómo?", *Debates de Coyuntura Económica* (Fedesarrollo), n° 42.
- Posada, Carlos Esteban, y Luis Eduardo Arango (2000), "¿Podremos sostener la deuda pública?", *Borradores de Economía* (Banco de la República), n° 165.
- Posada, Carlos Esteban, y Wilman Gómez (2002), "Crecimiento económico y gasto público: un modelo para el caso colombiano", *Borradores de Economía* (Banco de la República), n° 218.
- Romer, David (1996), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill.
- Sala-i-Martin, Xavier (2000), *Apuntes de crecimiento económico*, segunda edición, Antoni Bosch.
- Tahmiscioglu, A. Kamil (2001), "Intertemporal variation in financial constraints on investment: A time-varying parameter approach using panel data", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 19, n° 2.
- Tanizaki, Hisashi (2000), "The time-varying parameter model revisited", *Kobe University Economic Review*, vol. 45; disponible en: <http://ht.econ.kobe-u.ac.jp/~tanizaki/cv/working/tvpm.pdf>
- Tanizaki, Hisashi, y John Geweke (2002), *Bayesian estimation of state space models using the metropolis-hastings algorithm within Gibbs sampling*, versión facilitada por H. Tanizaki.
- Uribe, José Darío (1997), "Hacia un ajuste fiscal sostenible", *Debates de Coyuntura Económica* (Fedesarrollo), n° 42.

*Ana Buisán*  
*Juan Carlos Caballero*  
*José Manuel Campa*  
*Noelia Jiménez*

# La importancia de la histéresis en las exportaciones de manufacturas de los países de la UEM

## I. INTRODUCCIÓN

En el seno de la UEM, un país puede presentar pérdidas de competitividad –esto es, apreciaciones de su tipo de cambio efectivo real–, que afecten de forma negativa a sus exportaciones, por dos motivos. En primer lugar, por una apreciación del tipo de cambio efectivo nominal del euro, que repercutiría de forma directa en las relaciones comerciales con los países no pertenecientes al área del euro.<sup>1</sup> En segundo lugar, puede ocu-

<sup>1</sup> La apreciación del euro también puede tener repercusión en el comercio intra-área en la medida que afecte a los precios relativos de los bienes inter-área. Este efecto puede ocurrir por cambios en los costes de producción debidos a variaciones

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de A. Buisán, J. C. Caballero y N. Jiménez, economistas del Servicio de Estudios, del Banco de España, así como de J. M. Campa, profesor del IESE Business School. Documento presentado en la VIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, organizada por el Banco Central de Venezuela y celebrada en la ciudad de Caracas, del 12 al 14 de noviembre de 2003. Los autores desean agradecer los comentarios de J. Peñalosa, F. Restoy y de un evaluador anónimo. Las opiniones y los análisis que aparecen en el texto son responsabilidad de los autores y por tanto no necesariamente coinciden con los del Banco de España o los del Eurosistema.*

rrir que una economía del área registre, por diversas razones, una tasa de inflación más elevada que la de los países con los que comercia, y que ello acabe suponiendo un incremento del precio relativo de los bienes que exporta: en este caso, la pérdida de competitividad se centraría en un país en concreto y se produciría tanto frente a sus socios de la UEM como frente a terceros países. En principio, cabe esperar en ambos casos que la puesta en marcha de mecanismos de ajuste económicos (menores exportaciones, menor actividad industrial, menor empleo, menor demanda y menores presiones inflacionistas) conducirá a que esta situación de apreciación real revirtiera en el futuro, pudiendo recuperar los flujos comerciales el dinamismo anterior. Por lo tanto, si la moderación de las ventas al exterior derivada de la apreciación temporal revirtiera cuando el tipo de cambio real volviera a su nivel previo, el impacto permanente en el volumen de exportaciones derivado de fluctuaciones del tipo de cambio del euro o de la divergencia en términos de precios presentada por un país no sería muy grande.

Sin embargo, puede ocurrir que las empresas, tras la corrección del tipo de cambio real, no ganen instantáneamente sus mercados perdidos y que, además las empresas internacionales que venden en el mercado interior no pierdan las posiciones relativas conquistadas durante el episodio de apreciación. Por ello, cuando el tipo de cambio real vuelve a su nivel previo, existe la posibilidad de que en el país considerado, o en todos los países del área del euro, no se recupere el dinamismo anterior de las exportaciones. En este caso, para remediar la acumulación de efectos adversos sobre el comercio, sería necesaria una sobredepreciación del tipo de cambio real. Esto es lo que se conoce como un fenómeno de histéresis, es decir, la posibilidad de que un *shock* temporal genere efectos permanentes en los valores de equilibrio de largo plazo (*steady state*) de algunas variables. Si este fenómeno estuviera presente, la economía o las economías afectadas presentarían unos costes en términos de crecimiento a medio plazo.

En este trabajo se quiere contrastar la posible presencia de histéresis en las exportaciones de manufacturas de los países de la UEM. En el siguiente apartado se repasa brevemente la justificación teórica de la histéresis y se resumen las principales aportaciones empíricas al análisis de este fenómeno. En el epí-

---

en precios de *inputs* importados, o por diferencias en las elasticidades de oferta ante los incrementos de la demanda de productos locales por la sustitución de importaciones procedentes de fuera de la zona euro.

grafe III se presenta el modelo utilizado para contrastar la presencia de histéresis, en el IV se resumen los principales resultados y en el V se realiza un ejercicio de simulación. Finalmente, en el epígrafe VI se concluye.

## II. JUSTIFICACIÓN TEÓRICA Y APROXIMACIÓN EMPÍRICA DE LA LITERATURA

En la literatura se ha analizado la persistencia de los desequilibrios comerciales y su aparente falta de respuesta ante cambios en el tipo de cambio nominal. Los modelos pioneros sobre histéresis en el comercio se desarrollaron a finales de la década de los años ochenta, tratando de explicar por qué la fuerte apreciación que registró el dólar a principios de la década y la intensa y rápida depreciación que experimentó a continuación no dieron lugar a un ajuste significativo de los flujos y precios de comercio.

De entre los estudios realizados, destaca el modelo de Baldwin y Krugman (1989), desarrollado en Dixit (1989a y 1989b). Se trata de modelos de optimización dinámica con costes irre recuperables e incertidumbre sobre el comportamiento del tipo de cambio. En estos modelos se explora la reacción de los oferentes de exportaciones extranjeros ante variaciones en el tipo de cambio nominal. Los modelos de costes irre recuperables ofrecen una explicación económica de por qué puede ser óptimo para una empresa no trasladar movimientos del tipo de cambio a sus precios de exportación en moneda nacional, o mantener su oferta de exportaciones, a pesar de un movimiento adverso de la divisa. El artículo de Baldwin y Krugman (1989) supone que una única empresa extranjera satisface la demanda de una industria interior y, a partir de un programa de optimización dinámica en el que la empresa maximiza el valor esperado actualizado de sus ingresos netos, se obtienen los valores críticos del tipo de cambio que inducen la entrada o salida de esa empresa.

La existencia de incertidumbre sobre los pagos futuros en la resolución del problema dinámico al que se enfrenta una empresa hace que el fenómeno de la histéresis se agrave, ya que puede ser óptimo esperar para tomar decisiones, dado que las oportunidades de inversión no desaparecen y, si se espera, se tiene más información sobre las perspectivas futuras y la decisión que se tome puede ser más acertada (Dixit 1992). En efecto, Dixit (1989a) demuestra que la región de inacción se amplía

cuando se incorpora al modelo la incertidumbre sobre el tipo de cambio y que, además, existe una relación positiva entre el tamaño de la zona de inactividad y la volatilidad del tipo de cambio. Además, Krugman (1989) demuestra que cuanto más volátil es este, las empresas son más reticentes a responder a pequeñas variaciones cambiarias, y más aún, si se considera que tienen carácter temporal. Por lo tanto, la economía real reaccionaría en escasa medida a los movimientos del tipo de cambio.

La histéresis no tiene por que surgir exclusivamente de la existencia de costes hundidos de entrada o salida en un mercado. La existencia de costes de ajuste en la función de producción o en la de demanda también pueden dar lugar a fenómenos de asimetrías permanentes ante cambios temporales del tipo de cambio. Por ejemplo, Froot y Klemperer (1989) muestran la existencia de asimetrías en el mercado de exportación debido a costes de ajuste en la función de demanda, que pueden surgir si los consumidores han incurrido en gastos sustanciales cuando han cambiado de marca o tienen una elevada fidelidad a las marcas.

La contrastación empírica de la presencia de histéresis en los flujos se ha abordado, en general, de forma indirecta, contrastando alguna hipótesis que puede estar relacionada con la existencia de este fenómeno pero que puede también derivarse de algún otro comportamiento del exportador. En este sentido, la mayor parte de los contrastes de histéresis se centran en precios y no en cantidades, y utilizan datos agregados, a pesar de que el sustento teórico de la histéresis se basa en el comportamiento de un agente individual –de una empresa–. Estos contrastes intentan identificar una ruptura estructural en las ecuaciones de volúmenes de comercio o precios de exportación e importación, a través, por ejemplo, de un cambio en la constante de la ecuación de volúmenes de exportación tras una etapa de fuerte apreciación.

Entre los trabajos que contrastan la histéresis con datos agregados, destaca el trabajo inicial de Baldwin y Krugman (1989) que tratan de determinar la existencia de histéresis a partir de la inclusión de una variable ficticia en la función de exportaciones e importaciones para recoger cualquier movimiento en los volúmenes de comercio posterior a una etapa de sobrevaloración del dólar. Por otra parte, los contrastes de Baldwin (1988a, 1988b) y Anderton (1996) se basan en la evolución de los márgenes de las empresas exportadoras. Baldwin lo aplica para el periodo de los años ochenta en Estados Unidos y Anderton al

Reino Unido, donde la libra se apreció un 30% entre finales de los años setenta y principios de los años ochenta y luego se depreció con bastante rapidez, de forma que en 1983 ya había vuelto al nivel anterior. Una apreciación prolongada habría animado a muchas empresas extranjeras a entrar al mercado. Debido a la existencia de costes irrecuperables no todas las empresas que habían entrado encontraron óptimo salir cuando el tipo de cambio se depreció (puesto que una vez asumidos los costes de entrada, las empresas sólo tienen que cubrir los costes variables). Este hecho repercute en que cuando el tipo de cambio se deprecia se produce un elevado grado de competencia en el mercado de importaciones, que conduce a una reducción de los márgenes. Por ello, estos trabajos contrastan la presencia de un movimiento a la baja del término constante de la función de precios de importación tras la depreciación de mediados de los años ochenta que siguió al periodo de apreciación y que sería consistente con márgenes de beneficio descendentes.

Giovanetti y Saimiei (1996) derivan una función de exportaciones agregada usando los mismos argumentos que Dixit (1989a y 1989b), pero sin discutir los ejercicios de optimización a los que se enfrentan las empresas. Utilizando datos agregados para Alemania, Japón y Estados Unidos encuentran que la histéresis sólo parece ser importante para Japón. En su conjunto, la evidencia empírica existente que utiliza datos agregados no apoya la existencia de histéresis.

También existen algunos trabajos que han contrastado la presencia de histéresis utilizando datos individuales de empresas y los resultados son mucho más consistentes con la aceptación de este fenómeno. En particular, Roberts y Tybout (1997) encuentran en una muestra de empresas exportadores en Colombia. La persistencia en la presencia exportadora también se ha documentado para otros países emergentes.<sup>2</sup> Además, la persistencia exportadora de las empresas también ha demostrado tener efectos beneficiosos colaterales. En particular, Bee Yan, Chen y Roberts (1997) y Bernard y Jensen (1999) documentan que existe un efecto directo entre la persistencia en mercados de exportación e incrementos en la productividad de las empresas exportadoras. Finalmente, Campa (2003) muestra para el mercado español que, a pesar de haber mucha histéresis a nivel microeconómico debido a la existencia de costes hundidos de entrada y salida del mercado de exportaciones, a nivel

<sup>2</sup> Roberts, Sullivan y Tybout (1995) lo documentan también para México y Marruecos, y Bee Yan, Chen y Roberts (1997) para Taiwán.

agregado, el fenómeno de la histéresis es muy pequeño, ya que la contribución de las empresas que entran o salen del mercado al conjunto de las exportaciones es pequeña.

### III. MODELO

#### 1. Modelo de partida

Se parte del modelo de oferta-demanda presentado en Buisán *et al.* (2004) basado en Goldstein y Khan (1978). En un mundo dividido en dos áreas (un país y el resto del mundo) y con dos bienes que son sustitutos imperfectos, la demanda y oferta de exportaciones vienen determinadas por las siguientes ecuaciones:

$$(1) \quad X_t^d = g \left( P_{X_t}, (P_{X^*}/e)_t, (Y^*/e)_t \right)$$

$$X_t^s = h \left( P_{X_t}, C_t \right)$$

Es decir, la cantidad de exportaciones del país  $i$  demandada por el resto del mundo en el momento  $t$  ( $X_t^d$ ) depende de los precios de exportación en moneda nacional,  $P_{X_b}$ , de los precios de los bienes producidos en el resto del mundo,  $(P_{X^*}/e)_b$ , y de la renta del resto del mundo,  $(Y^*/e)_b$ , donde  $P_{X^*_b}$  y  $Y^*_i$  son los precios y la renta del resto del mundo expresados en moneda extranjera, y  $e_t$  es el tipo de cambio en términos de unidades de moneda extranjera por moneda local. La oferta de exportaciones del país  $i$  dirigidas al resto del mundo depende de los precios de exportación y de los costes de producción,  $C_t$ .

La función de demanda de exportaciones proviene de la solución del problema de maximización de la utilidad del consumidor sujeta a su restricción presupuestaria. Cuando se abandona el modelo de dos países por uno que considera dos mercados –el mercado local y el resto del mundo– la práctica convencional a la hora de especificar la demanda de exportaciones del resto del mundo es aproximar la renta por un índice de mercados de exportación y suponer que el área de competencia relevante de las exportaciones del país  $i$  lo configuran las exportaciones del resto del mundo. Este es un supuesto de segmentación de mercados de exportación donde no existe un solo mercado internacional sino lo que importa son los mercados efectivos a los que el país exporte. Asimismo, se supone que el

consumidor no tiene ilusión monetaria por lo que la función de demanda se expresa en términos de la renta real y del cociente entre el precio de las exportaciones del país  $i$  y las del resto del mundo, expresados ambos en moneda local.

La idea que recoge la función de oferta es que se ofrecerá más cantidad de exportaciones cuando aumente la rentabilidad de producir y vender exportaciones. En la interpretación más sencilla, la cantidad ofertada por una empresa, condicionada a que la empresa decida exportar, dependerá de los precios de las exportaciones, de los costes de los *inputs* de producción y del coste de oportunidad de vender en el mercado exterior. Para un nivel dado del precio de exportación, la rentabilidad de producir exportaciones cae cuando los costes de los factores de las industrias que exportan aumentan. Desde un punto de vista empírico, los costes de los factores se han aproximado con la inclusión de un precio interior ( $P_i$ ) –que recogería el coste de oportunidad de vender en el mercado exterior y que además, se mueve habitualmente con el coste de los factores– y de los precios de exportación de los competidores en moneda local [ $(Px^*/e)_i$ ], que trata de recoger el efecto sobre el coste marginal de cambios en el tipo de cambio y en los *inputs* importados. Además de como costes, Straub (2002) incluye en la función de oferta de exportación los precios de exportación de los competidores en moneda local argumentando que bajo la influencia de competencia imperfecta, el papel de la interacción estratégica y de *pricing to market*<sup>3</sup> es relevante. En la parte empírica de este trabajo, se hizo la prueba de utilizar los costes laborales unitarios de las manufacturas y el precio de las materias primas importadas como aproximación de los costes de los factores productivos, pero para ningún país se obtuvo una especificación de la oferta aceptable con la inclusión conjunta o separada de ambas variables.

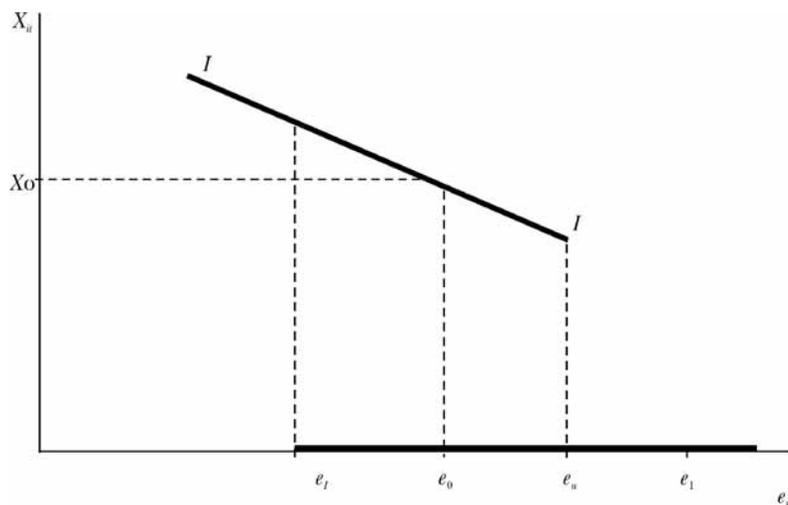
Algunos trabajos que estiman funciones de oferta de exportaciones, además de contener las variables de precios de exportación y costes, incluyen una medida de renta tendencial ( $\bar{y}_i$ ) y/o medidas de presión de demanda ( $P_i^d$ ). La idea que subyace en la inclusión de la primera variable es que la capacidad de ofertar exportaciones dependerá también de la capacidad que

<sup>3</sup> El fenómeno conocido como *pricing to market* consiste en que las empresas, en lugar de pasar los movimientos de tipo de cambio a los precios de exportación, intentan mantener sus cuotas de mercado mediante el mantenimiento de los precios en el país importador, poniendo de manifiesto un comportamiento oligopolístico (Dornbusch, 1987).

tiene la economía de producir bienes. Es decir, cambios seculares en el nivel agregado de producción vendrán acompañados de avances en la oferta de factores, infraestructura y productividad total de los factores que conducirán a aumentos de la oferta de exportación para cualquier nivel de precios. En este sentido, Goldstein y Khan (1978) encuentran relevante esta variable. Por otra parte, la inclusión de una variable de presión de demanda interna en la función de oferta de exportación se fundamenta en el supuesto de que las ventas en el mercado interior podrían ser más rentables que las ventas al exterior, lo que se hallaría relacionado con la percepción por parte de los productores de un mayor riesgo asociado con las exportaciones, y en el hecho de que esta diferencia en la rentabilidad no está capturada completamente por movimientos de los precios relativos.

## 2. Modelo con histéresis

La existencia de costes de entrada y salida provoca que la curva de oferta de exportaciones de cada empresa tenga dos partes (véase la gráfica siguiente, en la que los volúmenes de exportación de la empresa  $i$  en el momento  $t$  ( $X_{it}$ ) están representados en el eje de ordenadas y el tipo de cambio ( $e_t$ ) en el de abscisas). Si la empresa está fuera del mercado no exporta nada, independientemente de cual sea el nivel del tipo de cambio: en este caso se hallaría en la parte horizontal de la curva de oferta, sobre el eje de abscisas. En cambio, si está en el mercado, exportará más cuanto más depreciado esté el tipo de cambio



(un descenso de éste equivale a una depreciación de la moneda del país exportador), esto es, se moverá a lo largo de la parte inclinada de la curva de oferta. Existe además un rango de tipos de cambio, de  $e_1$  a  $e_u$ , donde cualquiera de las dos situaciones se puede dar. Si en la situación inicial, la empresa no está en el mercado, entonces hasta que el tipo de cambio no sea inferior a  $e_1$  no entrará. Por otro lado, si la empresa ya es exportadora, hasta que el tipo de cambio no supere el nivel  $e_u$ , no dejará de exportar. Por lo tanto, el nivel de exportaciones dependerá de la historia y también del valor actual del tipo de cambio.

Supongamos que la distribución del tipo de cambio es tal que se sitúa entre  $e_1$  y  $e_u$  y raramente sale de ese rango. Por lo tanto, las exportaciones pueden ser cero o situarse en un nivel positivo. En particular, supongamos que el tipo de cambio se encuentra en  $e_0$  y las exportaciones son  $X_0$ . Si hay una apreciación del tipo de cambio hasta  $e_1$ , la empresa saldrá del mercado y la cantidad exportada será cero. Si posteriormente el tipo de cambio se deprecia hasta  $e_0$ , la cantidad exportada seguirá siendo cero pues el beneficio bruto esperado por la empresa es menor que el coste de entrada. Esto genera histéresis, ya que un cambio temporal del tipo de cambio ha provocado una modificación más permanente en los flujos de comercio. Este cambio es permanente porque la vuelta del tipo de cambio a su nivel original no restaura las condiciones iniciales de oferta ya que los valores que determinan el umbral crítico del tipo de cambio son distintos para las decisiones de entrada y salida [Baldwin y Krugman (1989)]. La función de exportaciones presenta una discontinuidad equivalente a un cambio estructural en relación con el tipo de cambio.

La probabilidad de ser una empresa exportadora es, por tanto, una decisión dinámica en la medida que existan costes de ajuste a la entrada y salida del mercado de exportación<sup>4</sup> o costes al cambiar las cantidades que se venden en el mercado [Froot y Klemperer, (1989)]. Si estos costes de ajuste de entrada y salida son hundidos, la probabilidad de ser una empresa exportadora es función no sólo del nivel contemporáneo del tipo de cambio, sino también de las expectativas de evolución del mismo en el futuro, y de la situación actual de cada empresa (es decir, si se trata de una empresa exportadora o no). Esta dependencia se puede ver fácilmente analizando con más detalle la función de oferta a nivel individual. Así, la cantidad ofertada por una empresa  $i$  será:

<sup>4</sup> Dixit (1989a) y Baldwin y Krugman (1989).

$$(2) X_{it}^s = \begin{cases} 0, & \text{si } e_t \geq e_{ui} \\ 0, & \text{si } e_{ui} > e_t > e_{li} \text{ y } X_{it-1}^s = 0 \\ Qit(\Omega_{it}), & \text{si } e_{ui} > e_t > e_{li} \text{ y } X_{it-1}^s > 0 \\ Qit(\Omega_{it}), & \text{si } e_{li} \geq e_t \end{cases}$$

donde las variables  $e_1$  y  $e_u$  son los tipos de cambio que definen los criterios de entrada y salida de una empresa en el mercado de exportaciones y  $\Omega_{it}$  es el conjunto de información disponible por la empresa para la toma de sus decisiones. Los valores de dichos tipos de cambio dependen del tamaño de los costes hundidos de entrada y salida y de la expectativa de evolución del tipo de cambio.

La función de oferta se puede entender como la agregación del conjunto de ofertas individuales de exportación del conjunto de empresas del país exportador. Por lo tanto, la cantidad total exportada  $X_t^s$  es:

$$(3) X_t^s = \sum_{i=1}^n X_{it}(\Omega_{it}) Pr(X_{it} > 0 / \Omega_{it})$$

Si además se supone que todas las empresas en la economía son iguales, la oferta agregada en la ecuación (3) se puede expresar como:

$$(4) X_t^s = \psi(e_t, \Omega) n X_{it}^s$$

donde  $n$  es el número de empresas total y  $\psi(e_t, \Omega)$  el porcentaje de empresas exportadoras en el momento  $t$ , que en la ecuación sería igual a:

$$(5) \psi(e_t, \Omega_t) = prob(X_{it}^s > 0) = 1 - Prob(X_{it}^s = 0) = 1 - Prob(e_t > e_{ui}) - Prob(e_{ui} \geq e_t \geq e_{li}) Prob(X_{it-1}^s = 0)$$

Así, el porcentaje de empresas exportadoras depende, en primer lugar, del proceso esperado del tipo de cambio y de los costes de entrada y salida en el mercado de exportaciones. Bajo el supuesto de que el tipo de cambio sigue una distribución condicional log-normal, los dos primeros momentos de la distribución son suficientes para identificarla. El porcentaje de empresas exportadoras depende negativamente de la expectativa de tipo de cambio efectivo nominal a futuro,  $\bar{e}_t$ : cuanto mayor es la apre-

ciación esperada de la moneda local (lo que equivale a un aumento del tipo de cambio esperado) menor es la ventaja competitiva de las exportaciones y menor el número de empresas que desean exportar. La volatilidad esperada del proceso del tipo de cambio,  $\sigma_t^2$ , también tiene un efecto negativo en la probabilidad de ser exportador: cuanto mayor es dicha variable mayor es el riesgo de situaciones del tipo de cambio desventajosas y menor es la atracción de convertirse en exportador. El impacto que estas dos variables tiene en el porcentaje de empresas exportadoras es claramente no lineal e interactivo.

La segunda variable de interés que determina el porcentaje de empresas exportadoras es el número de empresas que han sido exportadoras en el momento  $t-1$ ,  $\text{Prob}(X_{it-1}^s = 0)$ . Esta probabilidad es función también de los costes de entrada y salida en el mercado de la exportación, pero asimismo depende de la historia de evolución del tipo de cambio en el pasado. En consecuencia, la probabilidad de ser una empresa exportadora en el momento  $t-1$  depende del proceso estocástico que ha seguido el tipo de cambio hasta el momento  $t-1$ .

Por lo tanto, en el modelo teórico que incorpora la posibilidad de la existencia de histéresis, la cantidad de equilibrio de exportación ( $X_t$ ) y su precio ( $Px_t$ ) en el momento  $t$  vendrán determinados por la solución del siguiente sistema:

$$(6) \left. \begin{aligned} X_t^d &= d \left( y_t^*, \left( \frac{Px}{Px^*/e} \right)_t \right) \\ X_t^s &= s \left( \left( \frac{Px}{P} \right)_t, \bar{e}_t, \sigma_t^2, \bar{y}_t, P_t^d, (Px^*/e)_t \right) \\ X_t^s &= X_t^d = X_t \end{aligned} \right\}$$

A modo de recordatorio, la definición de las variables es la siguiente:  $X_t$  es el volumen de exportación en moneda local;  $y_t^*$  es la renta real del exterior expresada en moneda local;  $Px_t$  es el precio de los bienes exportados en moneda local;  $(Px^*/e)_t$  es el precio de los bienes exportados por los países competidores, expresados en moneda local;  $P_t$  es el precio de las manufacturas producidas en el interior del país exportador;  $\bar{y}_t$  es el PIB potencial del país exportador;  $P_t^d$  es la presión de demanda existente en el país exportador;  $\bar{e}_t$  es el tipo de cambio efectivo no

minimal esperado; y,  $\overline{\sigma_t^2}$  es la varianza esperada del tipo de cambio efectivo nominal.

### 3. Modelo empírico

Para la estimación del modelo presentado en la ecuación (6) se adopta un enfoque secuencial en la función de oferta, de manera que se parte de la especificación más parsimoniosa de Goldstein y Khan discutida arriba y ampliada para considerar la posible presencia de histéresis. A esta especificación inicial se le irán introduciendo tres tipos de variables: medida de output potencial,  $\bar{y}_t$ , presión de demanda,  $P_t^d$ , y precios de exportación de los competidores,  $(P_x^*/e)_b$  para analizar si mejoran la capacidad explicativa del modelo.

La estimación del sistema de ecuaciones anterior exige el uso de técnicas de estimación más allá de los métodos uniecuacionales, ya que estos últimos ignoran la endogeneidad de los precios en la determinación de cantidades y viceversa y proporcionan así estimaciones ineficientes. Para ello, en este trabajo utilizaremos una especificación dinámica aún más general mediante el uso de un modelo de corrección del error sobre las transformaciones log-lineal de (6), donde los excesos de demanda y de oferta afectan en principio a la evolución de los precios y de los volúmenes de exportación. De esta forma, el uso de técnicas de cointegración permitirá distinguir los efectos de las distintas variables sobre precios y cantidades en el corto plazo y su ajuste dinámico hasta el equilibrio de largo plazo. Siguiendo Goldstein y Khan (1978), para estimar el modelo supondremos que los desajustes de la demanda provocan movimientos de las cantidades, mientras que los precios responden a desequilibrios de la oferta. Así, en la relación de largo plazo incluida en la demanda, son las cantidades las que responden a cambios en precios y renta, mientras que la relación de largo plazo de la oferta, son los precios los que reaccionan ante cambios de volúmenes, competitividad, rentabilidad y medidas relacionadas con la función de distribución del tipo de cambio. El modelo completo sería por tanto.<sup>5</sup>

$$(7) \Delta X_t = a_1 \Delta X_{t-1} + a_2 \Delta \left( \frac{P_x}{P_x^*/e} \right)_t + a_3 \Delta \left( \frac{P_x}{P_x^*/e} \right)_{t-1} + a_4 \Delta \left( \frac{P_x}{P_x^*/e} \right)_{t-2} + a_5 \Delta y_t^* + a_6 \Delta y_{t-1}^* + a_7 \left[ X_{t-1} - a_8 \left( \frac{P_x}{P_x^*/e} \right)_{t-1} - a_9 y_{t-1}^* - a_0 \right]$$

<sup>5</sup> Nótese que a partir de ahora las variables están en logaritmos.

$$\Delta\left(\frac{Px}{P}\right)_t = b_1\Delta\left(\frac{Px}{P}\right)_{t-1} + b_2\Delta X_t + b_3\Delta\bar{y}_t + b_4\Delta\bar{y}_{t-1} + b_5\Delta(Px^*/e)_t + b_6\Delta(Px^*/e)_{t-1} + b_7\Delta P_t^d + b_8\Delta P_{t-1}^d + b_9\left[\left(\frac{Px}{P}\right)_{t-1} - b_{10}X_{t-1} - b_{11}\bar{y}_{t-1} - b_{12}(Px^*/e)_{t-1} - b_{13}P_{t-1}^d - b_{14}\bar{e}_{t-1} - b_{15}\bar{e}_{t-1}\cdot\bar{\sigma}_{t-1}^2\right]$$

Los efectos derivados de la presencia de histéresis se encuentran modelizados en esta especificación en la inclusión del valor esperado del tipo de cambio efectivo nominal y de su producto por su varianza esperada en el mecanismo de corrección del error de la ecuación de precios. No obstante, claramente también tienen efecto sobre la cantidad exportada dada la simultaneidad de las dos ecuaciones. En esta especificación, la histéresis afecta únicamente la relación de largo plazo de la ecuación ya que la implicación fundamental de histéresis es que un cambio temporal en la variable exógena puede tener efectos permanentes, en el sentido de que un retorno de la variable exógena a su valor inicial no implica que la variable dependiente revierta a su nivel original.

Para cada país, las variables endógenas ( $X_t$  y  $Px_t$ ) son el volumen de exportación de manufacturas y los precios de exportación de equilibrio, considerando el comercio intra y extra-área. La variable utilizada para medir la renta exterior ( $y_t^*$ ) es un índice de mercados de exportación, obtenido como la suma de los volúmenes de importaciones de manufacturas de cada mercado expresados en dólares constantes, ponderada por la importancia relativa que tiene ese mercado de exportación dentro de las exportaciones totales del país. El precio de exportación de los competidores [ $(Px^*/e)_t$ ] se toma directamente de la OCDE, que lo obtiene como una ponderación de los precios de exportación de los principales mercados de exportación. La OCDE utiliza un sistema de ponderación global que, al igual que el sistema de doble ponderación, califica como competidores a los otros países que exportan, pero además, considera también como mercado de exportación el mercado interior del país exportador.<sup>6</sup> En la ecuación de oferta, como precio interior ( $P_t$ ) se ha considerado el índice de precios industriales del subgrupo de manufacturas. El PIB potencial ( $\bar{y}_t$ ) se ha tomado directamente de la OCDE y la presión de demanda ( $P_t^d$ ) se ha obtenido como diferencia entre el índice de producción industrial observado y tendencial.

Como se ha indicado anteriormente, las estimaciones del proceso de tipo de cambio relevante para la probabilidad de

<sup>6</sup> En el anexo 1 se presenta una explicación más pormenorizada de las variables.

ser un exportador dependen de dos características: las expectativas de la evolución del proceso de tipo de cambio y la trayectoria histórica reciente de dicho proceso. Para la estimación del proceso de tipo de cambio se ha asumido que el mismo sigue un proceso con distribución log-normal y con varianza según un proceso estocástico GARCH(1,1). Para recoger la realización histórica del proceso se ha estimado el GARCH(1,1) de forma recursiva añadiendo un trimestre cada vez. De cada estimación del GARCH(1,1) se obtiene una media y varianza condicional del proceso que sigue el tipo de cambio para  $t$ . En el anexo 2 se presentan las series de media y varianza estimadas para cada tipo de cambio.<sup>7</sup>

Por último, conviene aclarar el hecho de que si bien, tal como se presentó en la introducción, la variable relevante para contrastar la histéresis sería el tipo de cambio efectivo real en lugar del nominal, en este trabajo se contrasta con este último. No obstante, ello no parece que sea una limitación importante ya que, el sistema de ecuaciones a estimar incluye como variables explicativas el precio de exportación y el precio de los competidores en el mercado mundial y dada la elevada correlación empírica entre los tipos de cambio nominal y real, es previsible que una perturbación que afecte al tipo de cambio nominal se traslade de forma muy directa al tipo de cambio real.

#### IV. RESULTADOS

Para estimar el modelo biecualcional antes descrito se han usado datos de nueve países de la UEM: Bélgica, Alemania, España, Francia, Irlanda, Italia, Holanda, Austria y Finlandia. El periodo muestral varía entre 1981 y 2002, excepto en el caso alemán, cuyos datos comienzan en 1991.

Una de las exigencias para poder realizar análisis de cointegración es que aquellas variables que se suponen cointegradas deben ser al menos integradas de orden uno de forma separada. Tal y como demuestran los *tests* de cointegración del anexo 3, las exportaciones y el ratio de precios de exportación y precios de los competidores son integradas de orden uno por lo que la demanda puede ser estimada como ha sido propuesta. Sin embargo, en la oferta, los precios de exportación por sí so-

<sup>7</sup> También se ha probado aproximar la trayectoria de la distribución de los dos primeros momentos de la distribución del tipo de cambio con una estimación *rolling* en lugar de recursiva, obteniéndose unos resultados similares en ambos casos.

los no cumplen en general la exigencia sobre el orden de integración, por lo que se prefirió tomar en lugar de los precios de exportación su ratio con respecto a los precios interiores. Hay no obstante una excepción clara en Alemania, donde los precios sí son indudablemente integrados de orden uno, mientras que el ratio antes propuesto no lo es, por lo que el resto del análisis para este país se hizo tomando los precios de exportación como variable cointegrada con el volumen de exportación de manufacturas e incorporando los precios interiores en la ecuación de oferta como una variable explicativa más.

El cuadro 1 y los cuadros del anexo cuatro 4.2 al 4.5 contienen los resultados de las distintas estimaciones realizadas<sup>8</sup> sobre la base del modelo antes descrito, para los nueve países de la UEM. Estas especificaciones difieren entre sí por las variables que incluyen en la relación de largo plazo de la función de oferta. Un primer grupo de estimaciones –las correspondientes a los cuadros 4.2 y 4.3– no incluye los precios de exportación de los competidores en la relación de largo plazo, mientras que un segundo –cuadros 1 y 4.4 y 4.5– sí lo hace. Además, la contrastación de la histéresis se realiza mediante la inclusión de diferentes variables: la media condicional del tipo de cambio ( $e_t$ ) en las estimaciones de los cuadros 4.2 y 4.4, el producto de dicho nivel por su varianza esperada reescalada ( $100 \cdot e_t \cdot \sigma_t^2$ ) en el cuadro 1 y, por último, ambas variables de forma simultánea en los cuadros 4.3 y 4.5. Por otra parte, se incluyen también gráficas que resumen las elasticidades estimadas de acuerdo con el modelo contenido en el cuadro 1. En la gráfica I se presentan las pendientes de las curvas de oferta y demanda y en las gráficas II a VII se representan las elasticidades. Las barras representadas en blanco significan que los coeficientes estimados no son significativos.

Como consideración previa debe señalarse el carácter claramente insatisfactorio de las estimaciones referidas a Irlanda, tanto en lo que se refiere a la oferta como a la demanda. Este hecho se puede hallar relacionado con el fortísimo crecimiento que han registrado las exportaciones de este país a lo largo del periodo considerado, lo que dificulta la captación de la relación de oferta y demanda a partir de sus variables determinantes y provoca fuertes cambios en los parámetros ante modificaciones en la especificación del modelo. En ese mismo sentido, se observan dificultades en la determinación de la oferta de exporta-

<sup>8</sup> Las ecuaciones que se presentan se han estimado con el método de máxima verosimilitud y con el programa estadístico E-Views.

CUADRO 1. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: OFERTA

Incorpora las variables  $(Px^*/e)_{t-1}$  y  $100\bar{e}_{t-1}\sigma_{t-1}^2$  en la ecuación de oferta

PERIODO MUESTRAL EC. DE OFERTA $[(Px/P)_t]$	ALEMANIA							FINLANDIA							AUSTRIA							HOLANDA							ITALIA							IRLANDA							FRANCIA							ESPAÑA							BÉLGICA																											
	1991:1 - 2002:1							1981:3 - 1999:4							1981:3 - 2002:1							1981:3 - 1997:4							1981:3 - 2002:2							1981:3 - 1997:1							1981:3 - 2002:2							1981:3 - 2002:1																																		
$\Delta(Px/P)_{t-1}$	0.495 <i>0.003</i>							-0.003 <i>0.964</i>							0.071 <i>0.487</i>							0.286 <i>0.071</i>							-0.079 <i>0.398</i>							-0.149 <i>0.065</i>							0.254 <i>0.087</i>							-0.044 <i>0.429</i>							0.128 <i>0.270</i>																											
$\Delta X_t$	0.005 <i>0.029</i>							0.123 <i>0.425</i>							-0.198 <i>0.634</i>							-0.078 <i>0.332</i>							0.044 <i>0.634</i>							0.116 <i>0.558</i>							-0.173 <i>0.083</i>							-0.105 <i>0.448</i>							-0.105 <i>0.448</i>																											
$\Delta(Px^*/e)_t$	0.163 <i>0.000</i>							0.604 <i>0.000</i>							0.663 <i>0.000</i>							-0.008 <i>0.890</i>							0.503 <i>0.000</i>							0.600 <i>0.000</i>							0.306 <i>0.000</i>							0.193 <i>0.003</i>							0.193 <i>0.003</i>																											
$(Px/P)_{t-1}$	-0.355 <i>0.006</i>							-0.340 <i>0.000</i>							-0.045 <i>0.548</i>							-0.187 <i>0.017</i>							-0.170 <i>0.012</i>							-0.004 <i>0.968</i>							-0.133 <i>0.028</i>							-0.141 <i>0.025</i>							-0.141 <i>0.025</i>																											
Constante	-0.805 <i>0.008</i>							-3.252 <i>0.000</i>							-3.654 <i>0.779</i>							1.856 <i>0.105</i>							-1.745 <i>0.039</i>							0.240 <i>0.677</i>							-1.125 <i>0.000</i>							-2.641 <i>0.024</i>							-2.641 <i>0.024</i>																											
$X_{t-1}$	-0.048 <i>0.058</i>							0.301 <i>0.000</i>							-0.429 <i>0.333</i>							-0.024 <i>0.330</i>							0.065 <i>0.541</i>							-0.145 <i>0.001</i>							-0.096 <i>0.064</i>							0.067 <i>0.040</i>							0.067 <i>0.040</i>																											
$(Px^*/e)_{t-1}$	0.170 <i>0.152</i>							-0.064 <i>0.596</i>							1.708 <i>0.641</i>							-0.354 <i>0.113</i>							0.015 <i>0.909</i>							4.741 <i>0.970</i>							0.245 <i>0.293</i>							0.348 <i>0.199</i>							0.348 <i>0.199</i>																											
$100\bar{e}_{t-1}\sigma_{t-1}^2$	0.345 <i>0.015</i>							0.008 <i>0.389</i>							1.738 <i>0.824</i>							-0.010 <i>0.076</i>							0.083 <i>0.541</i>							-0.277 <i>0.217</i>							-0.023 <i>0.567</i>							-0.023 <i>0.567</i>							-0.445 <i>0.281</i>							-0.445 <i>0.281</i>																				
$P_{t-1}$	1.034 <i>0.001</i>																																																																																			
<b>ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE OFERTA</b>																																																																																				
$R^2$	0.701							0.713							0.704							0.237							0.652							0.582							0.357							0.709							0.208																											
Durbin-Watson <sub>t</sub>	1.793							1.647							1.715							2.043							1.698							1.903							1.844							1.648							1.871																											
S.E. <sub>t</sub>	0.36%							2.13%							1.81%							0.83%							1.56%							2.12%							0.93%							1.87%							1.24%																											
Q(4) <sub>t</sub>	1.485							4.183							2.946							0.691							1.625							2.792							9.392							5.399							0.949																											

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

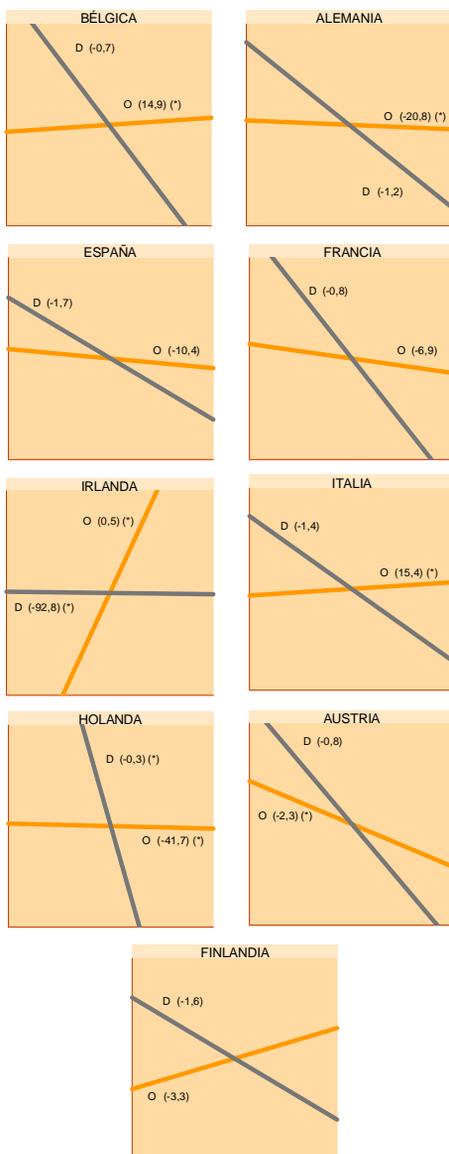
CUADRO 1. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: DEMANDA

Incorpora las variables  $(Px^*e)_{t-1}$  y  $100e_{t-1} \sigma_{t-1}^2$  en la ecuación de oferta

	BÉLGICA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA	ALEMANIA
PERIODO MUESTRAL	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1	1991:1 - 2002:1
EC. DE DEMANDA [ΔX]									
$\Delta X_{t-1}$	-0.104 <i>0.401</i>	-0.250 <i>0.034</i>	-0.045 <i>0.740</i>	-0.323 <i>0.022</i>	-0.227 <i>0.033</i>	-0.147 <i>0.212</i>	-0.091 <i>0.443</i>	-0.280 <i>0.015</i>	-0.039 <i>0.689</i>
$\Delta(Px^*(Px^*e))_{t-1}$	-0.229 <i>0.294</i>	0.588 <i>0.122</i>	-0.287 <i>0.182</i>	0.063 <i>0.767</i>	-0.023 <i>0.924</i>	-0.452 <i>0.046</i>	0.241 <i>0.426</i>	0.174 <i>0.555</i>	0.086 <i>0.809</i>
$\Delta y^*_{t-1}$	0.714 <i>0.090</i>	0.786 <i>0.150</i>	0.847 <i>0.090</i>	0.727 <i>0.653</i>	0.919 <i>0.002</i>	0.809 <i>0.000</i>	0.831 <i>0.000</i>	0.456 <i>0.253</i>	0.611 <i>0.065</i>
$X_{t-1}$	-0.250 <i>0.040</i>	-0.477 <i>0.000</i>	-0.373 <i>0.000</i>	-0.002 <i>0.869</i>	-0.334 <i>0.006</i>	-0.362 <i>0.032</i>	-0.668 <i>0.000</i>	-0.213 <i>0.008</i>	-0.626 <i>0.003</i>
Constante	0.545 <i>0.566</i>	-4.781 <i>0.000</i>	1.279 <i>0.001</i>	32.677 <i>0.975</i>	1.689 <i>0.001</i>	-0.095 <i>0.763</i>	-0.941 <i>0.002</i>	-0.768 <i>0.530</i>	2.748 <i>0.000</i>
$(Px^*(Px^*e))_{t-1}$	-0.746 <i>0.230</i>	-1.651 <i>0.000</i>	-0.776 <i>0.000</i>	-92.801 <i>0.869</i>	-1.385 <i>0.001</i>	-0.280 <i>0.467</i>	-0.831 <i>0.000</i>	-1.643 <i>0.009</i>	-1.222 <i>0.000</i>
$y^*_{t-1}$	0.925 <i>0.000</i>	1.401 <i>0.000</i>	0.873 <i>0.000</i>	-0.768 <i>0.890</i>	0.847 <i>0.000</i>	0.981 <i>0.000</i>	1.060 <i>0.000</i>	1.037 <i>0.000</i>	0.765 <i>0.000</i>
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA									
$R^2$	0.283	0.378	0.463	0.184	0.322	0.371	0.500	0.230	0.615
Durbin-Watson <sub>2</sub>	2.128	1.623	2.170	2.134	2.091	1.907	1.883	2.136	1.913
S.E. <sub>2</sub>	2.03%	6.24%	1.76%	3.88%	3.35%	2.20%	2.66%	4.91%	1.89%
Q(4) <sub>2</sub>	0.848	8.328	8.162	5.416	3.015	0.647	1.312	7.155	2.282
	<i>0.932</i>	<i>0.080</i>	<i>0.086</i>	<i>0.247</i>	<i>0.555</i>	<i>0.958</i>	<i>0.659</i>	<i>0.128</i>	<i>0.664</i>

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

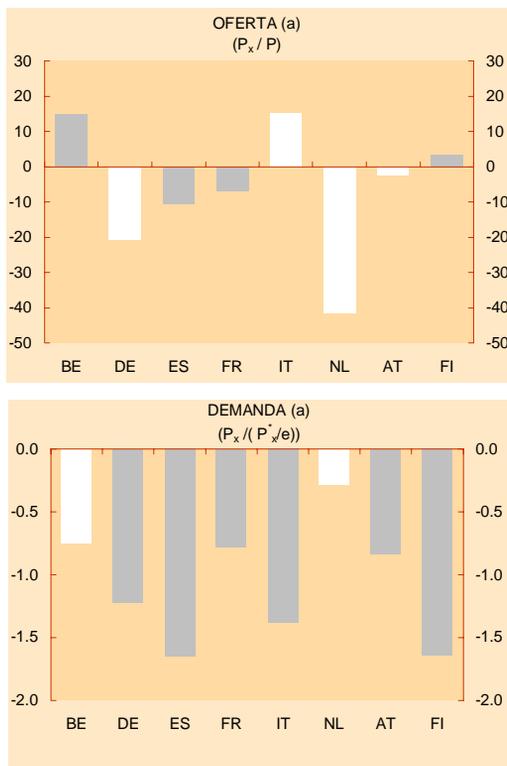
**GRÁFICA I. ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES** (eje de abscisas: cantidades; eje de ordenadas: precios de exportación)



NOTAS: En todos los países, excepto Alemania, los precios de exportación se consideran en términos relativos: frente a los precios industriales en la ecuación de oferta y frente a los precios de los competidores en la ecuación de demanda. Entre paréntesis se indica el valor estimado de la elasticidad. Un asterisco señala que el coeficiente no es significativo al 5 por ciento.

ciones de Austria, como pone de manifiesto la falta de significatividad del coeficiente del mecanismo de corrección del error. Los resultados correspondientes a estos países deben tomarse, por tanto, con cautela.

**GRÁFICA II. ELASTICIDADES A LARGO PLAZO: PRECIOS RELATIVOS**

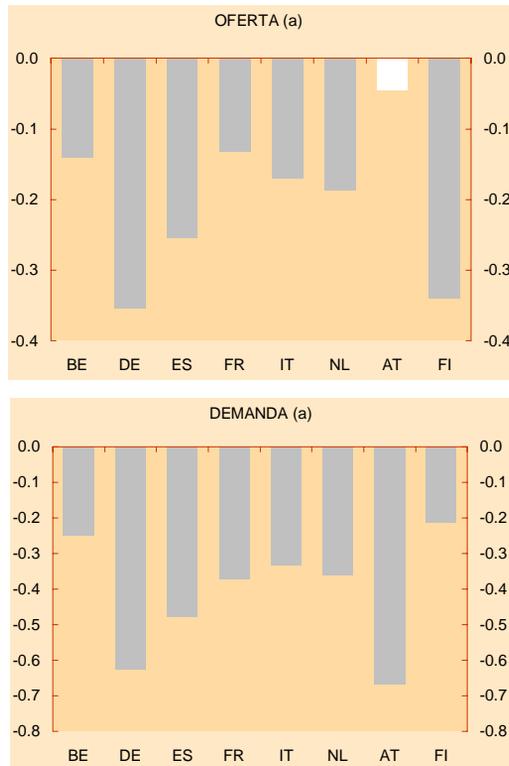


(a) En blanco se representan los coeficientes que no son significativos al 5 por ciento.

Un resultado común a todos los modelos, que resulta especialmente reseñable, es la elevada estabilidad de las elasticidades estimadas en la ecuación de demanda, con independencia de la especificación empleada en la función de oferta –cuadros 1 y 4.2 al 4.5–. Además, las elasticidades obtenidas son muy similares a las estimadas de forma uniecuacional en Buisán y Caballero (2003) (véase gráfica VI). La única excepción es Italia, donde se eleva notablemente la elasticidad precio de largo plazo cuando se incorpora la oferta. En el corto plazo, en términos generales, las variaciones de la renta exterior -aproximada por

los mercados de exportación- tienen un elevado impacto sobre el volumen de exportaciones, con elasticidades situadas entre 0,4 y 1, que son especialmente altas en Italia, Francia y España (véase gráfica VI). Los precios relativos, sin embargo, no parecen tener influencia a corto plazo sobre el volumen demandado, mientras que las exportaciones del periodo anterior tienen un efecto negativo, aunque con diferentes grados de significatividad entre países. El ritmo de ajuste de los desequilibrios es muy intenso, tal como indican los valores del coeficiente del mecanismo de corrección del error, que se sitúa entre el 0,6 de Alemania y Austria y el 0,2 de Finlandia (gráfica III). Las elasticidades precio de largo plazo de demanda tienen el signo negativo esperado, aunque en Bélgica y Holanda no son significativas bajo ninguna de las especificaciones propuestas. Por último, la elasticidad renta de la demanda, medida por el coeficiente de

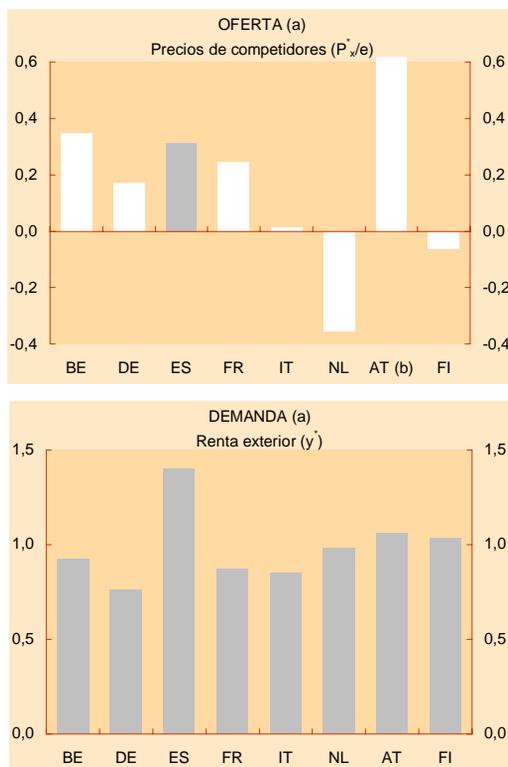
**GRÁFICA III. MECANISMO DE CORRECCIÓN DEL ERROR**



(a) En blanco se representan los coeficientes que no son significativos al 5 por ciento.

los mercados de exportación, es en la mayoría de los casos próxima a uno, con valores que oscilan entre el 0,8 de Alemania y el 1,4 de España (gráficas II y IV).

**GRÁFICA IV. OTRAS ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO**

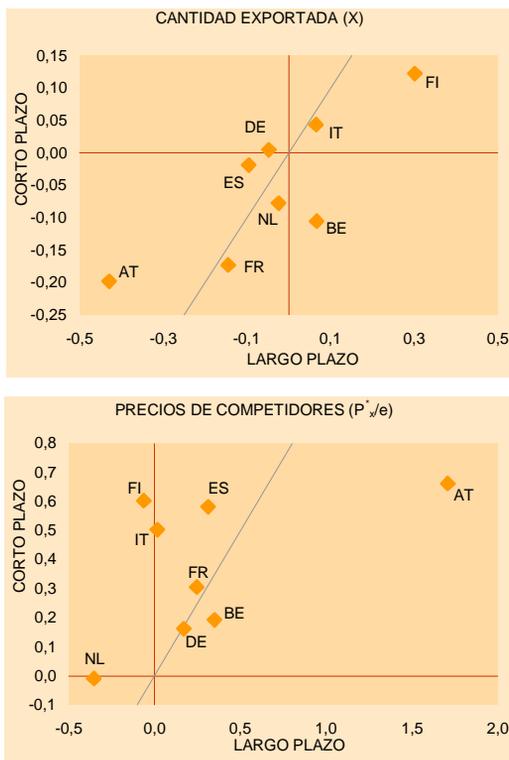


(a) En blanco se representan los coeficientes que no son significativos al 5 %. (b) El dato de Austria es 1.7.

Por lo que se refiere a la función de oferta de exportaciones, y como rasgo compartido por todos los modelos, hay que señalar la ausencia de significatividad, en términos generales, de la elasticidad precio en la relación de largo plazo (gráfica II). Únicamente Finlandia presenta una curva de oferta con una pendiente significativamente distinta de cero, que además, es positiva (gráfica I). En Bélgica, la pendiente también es creciente en las especificaciones que no incluyen los precios de los competidores en el largo plazo. En Francia y España, la elasticidad precio resulta significativa en la especificación mostrada en el cua-

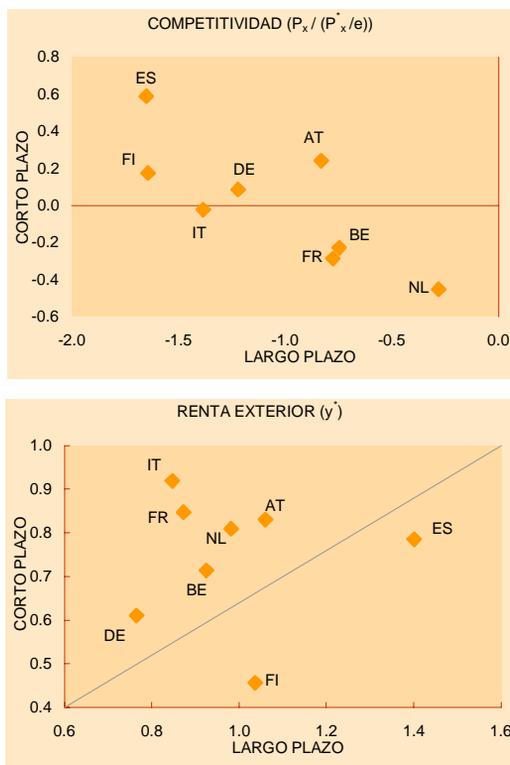
dro 1, si bien en estos dos países la curva de oferta muestra una pendiente ligeramente negativa. Estos resultados avalarían la estimación de un modelo en el que se determinara la cantidad exportada a partir de una única ecuación de demanda de exportaciones, puesto que sería razonable aceptar el supuesto de elasticidad infinita de la curva de oferta. Los precios de los competidores expresados en moneda nacional –que se incorpora en la relación de largo plazo en los modelos representados en los cuadros 1, 4.4 y 4.5– no afectan a largo plazo, de acuerdo con las estimaciones, a los precios de exportación propios (gráfica IV). La velocidad de ajuste de la oferta ante la existencia de desequilibrios, medida por el coeficiente del mecanismo de corrección de error, resulta en todos los países –con la excepción de Finlandia– muy inferior a la correspondiente a la demanda, lo que sería consistente con la existencia de unos costes de ajuste más elevados en aquella (gráfica III). En cuanto a la dinámica de corto plazo de la función de oferta, los distintos modelos

**GRÁFICA V. ELASTICIDADES A CORTO PLAZO Y A LARGO PLAZO: OFERTA**



comparten la ausencia de relevancia de las variaciones del volumen de exportación y de la rentabilidad relativa, mientras que, por el contrario, los cambios de los precios de los competidores tienen, en gran parte de los países, un efecto positivo sobre los precios de exportación propios. En Alemania, los precios interiores tienen un fuerte impacto positivo y significativo de 0,5.

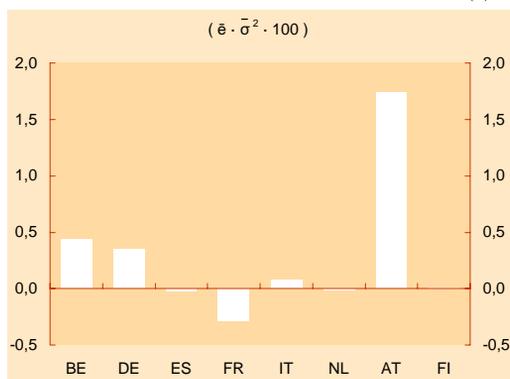
**GRÁFICA VI.** ELASTICIDADES A CORTO PLAZO Y A LARGO PLAZO: DEMANDA



Las variables que se han incorporado en los diferentes modelos a la función de oferta con el propósito de contrastar la existencia de histéresis presentan, en términos generales, un grado de significatividad reducido. Así, el nivel del tipo de cambio efectivo nominal incorporado en solitario resulta significativo únicamente en España –véase cuadro 4.2–, lo mismo que ocurre cuando se incluye conjuntamente con su producto por la varianza, como se observa en el cuadro 4.3. La incorporación en la relación de largo plazo de los precios de exportación de los

competidores –cuadros 1 y 4.4 y 4.5– no contribuye a mejorar los resultados, e incluso hace perder significatividad al tipo de cambio en el caso de España, lo que posiblemente se halle relacionado con la alta colinealidad existente entre ambas series, fenómeno que también se observa en Italia y Austria. Este hecho ha llevado a preferir el modelo representado en el cuadro 1 –que no incluye el tipo de cambio esperado en la relación de largo plazo de la oferta– para realizar las simulaciones, que se presentan en el siguiente epígrafe.

**GRÁFICA VII. CONTRASTE DE HISTÉRESIS (a)**



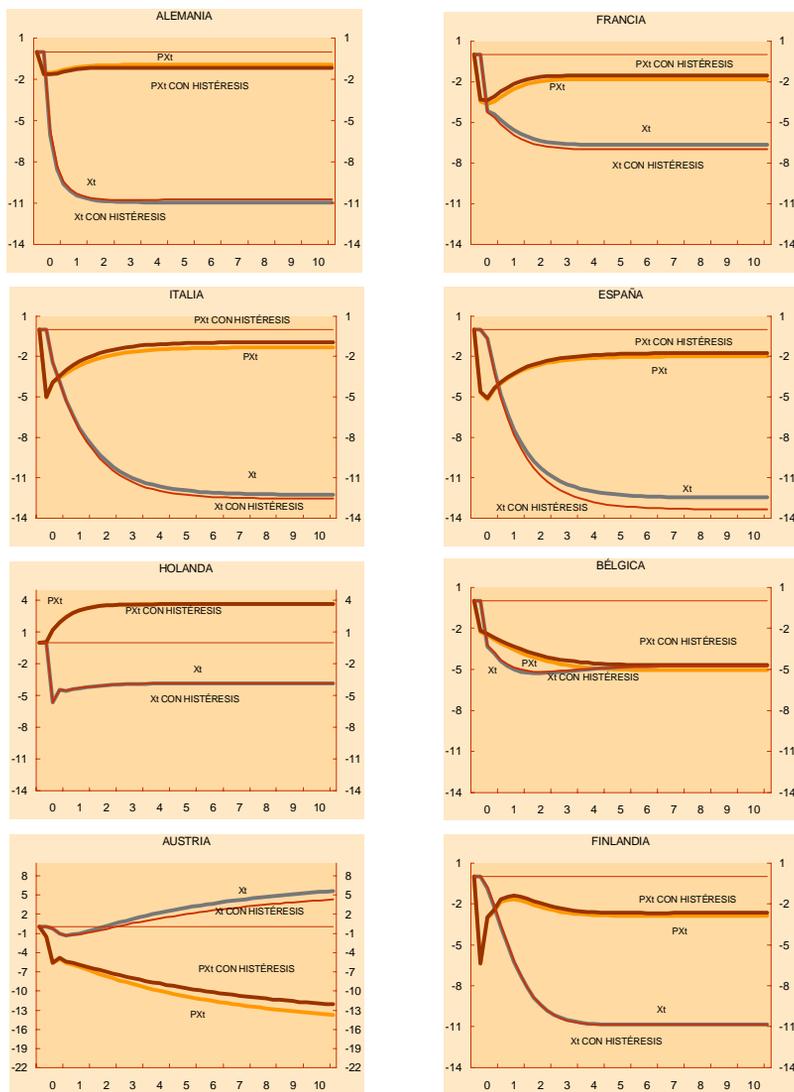
(a) En blanco se representan los coeficientes que no son significativos al 5 por ciento.

## V. SIMULACIONES

Con los ejercicios de simulación presentados en este epígrafe se pretende, en primer lugar, conseguir una idea general de las respuestas previstas por los modelos ante cambios en una variable tan relevante como la competitividad. En particular, la utilización de perturbaciones permanentes y temporales de los precios relativos permite evaluar si estas últimas tienen efectos irreversibles sobre las cantidades exportadas, tal como se esperaría si la histéresis fuera relevante. Además, se intenta valorar las posibles diferencias en las respuestas ante la apreciación de los modelos con y sin histéresis. Se han realizado varias simulaciones: en la primera –cuyos resultados se presentan en la gráfica VIII–, se parte del supuesto de que se produce una apreciación del tipo de cambio efectivo nominal del 10%, que se mantiene de forma indefinida; en la segunda –recogida en la gráfica IX– la apreciación no tiene carácter permanente, sino

que el tipo de cambio vuelve a su nivel inicial al cabo de ocho trimestres.; en la tercera y la cuarta, se analizan los efectos de un incremento de los precios interiores, con carácter permanente y temporal, respectivamente –véanse las gráficas X y XI–.

**GRÁFICA VIII. SIMULACIÓN: EFECTO DE UNA APRECIACIÓN PERMANENTE DEL TCEN DE 10 POR CIENTO (a)**



(a) Las gráficas representan la diferencia entre el comportamiento de la variable, con una apreciación permanente del tipo de cambio efectivo nominal del 10% y su evolución sin la misma.

En todos los casos se presentan los resultados obtenidos tanto con el modelo oferta-demanda básico –representado en el cuadro 4.1– como con el que incorpora la histéresis, el correspondiente al cuadro 1.<sup>9</sup>

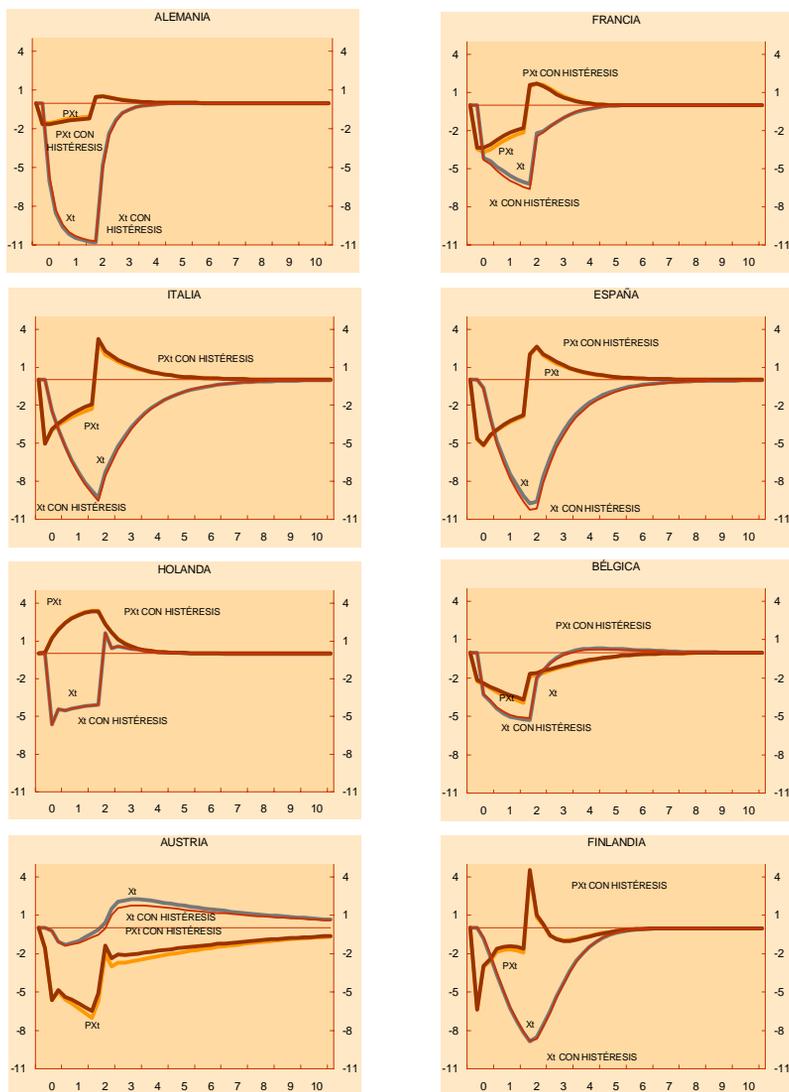
La apreciación del tipo de cambio implica, en principio, una pérdida de competitividad de las exportaciones del país, que se produce a través del abaratamiento relativo que sufren los precios de exportación de los competidores cuando se expresan en moneda local. La magnitud de ese abaratamiento será, sin embargo, distinta para cada país, dependiendo de la respuesta de los exportadores de otros países ante la depreciación de su tipo de cambio. Para cuantificar esa respuesta, se ha realizado una estimación del efecto de los movimientos del tipo de cambio nominal sobre los precios de los competidores expresados en la moneda del país que registra la apreciación (véase el anexo 5). Tal y como se señala en el anexo, la elasticidad a largo plazo estimada se encuentra en todos los países muy próxima a -1, es decir, la apreciación del tipo de cambio nominal se traslada casi íntegramente a los precios de exportación de los competidores expresados en la moneda que se aprecia –abaratándolos–, lo que significa que los competidores reaccionan con movimientos de escasa magnitud de los precios expresados en su propia moneda ante la variación cambiaria. Al realizar las simulaciones, se ha considerado la dinámica que siguen los precios de los competidores en moneda local, de tal forma que, en el largo plazo, alcanzan el efecto total.

Cuando la apreciación del tipo de cambio tiene carácter permanente –véase gráfica VIII–, esa pérdida de competitividad provoca en todos los casos –con la excepción de Austria–, un descenso de las ventas al exterior. Este descenso es proporcional al valor de la elasticidad precio de largo plazo de la demanda de exportaciones. Por ello, dicha bajada es mayor en países como España e Italia y más reducida en Bélgica, Holanda y Francia, mientras que Alemania ocupa una posición intermedia. En Finlandia, el efecto sobre la cantidad exportada es relativamente bajo, si se atiende a su elevada elasticidad precio de demanda, lo que se hallaría relacionado con la mayor verticalidad de la curva de oferta de exportaciones de este país. Por el lado de la oferta se observa, en general, una disminución de los precios de exportación, que permite compensar parcialmente la pérdida de competitividad. Esta reducción es consecuencia,

<sup>9</sup> En las simulaciones no se ha considerado Irlanda, debido a las dificultades, antes comentadas, que se presentaron en su estimación.

fundamentalmente, del descenso de los precios de exportación de los competidores, que se traduce en un menor coste de los *inputs* importados. A ello se suma, en algunos países, el movimiento a lo largo de la curva de oferta provocado por la caída

**GRÁFICA IX.** SIMULACIÓN: EFECTO DE UNA APRECIACIÓN DEL TCEN DE 10% DURANTE DOS AÑOS (a)



(a) Las gráficas representan la diferencia entre el comportamiento de la variable, con una apreciación del tipo de cambio efectivo nominal del 10% durante dos años y su evolución sin la misma.

de la cantidad exportada. Por países, el mayor descenso de los precios de exportación se produce en Bélgica, de modo coherente con su elevado grado de apertura, y el menor en Alemania, Francia e Italia, lo que podría ser indicativo de un cierto grado de poder de mercado de estos países. En Holanda y Austria, las simulaciones muestran un comportamiento poco usual de las variables. En el primer caso, la respuesta de los exportadores ante la apreciación consiste, paradójicamente, en una elevación de sus precios, a pesar de lo cual el descenso de las exportaciones no es especialmente acentuado, como consecuencia de la reducida elasticidad precio de largo plazo de la demanda. En Austria, por el contrario, las empresas exportadoras sobrerreaccionan ante el movimiento adverso del tipo de cambio, reduciendo sus precios en mayor proporción, con lo que consiguen incluso aumentar sus ventas al exterior.

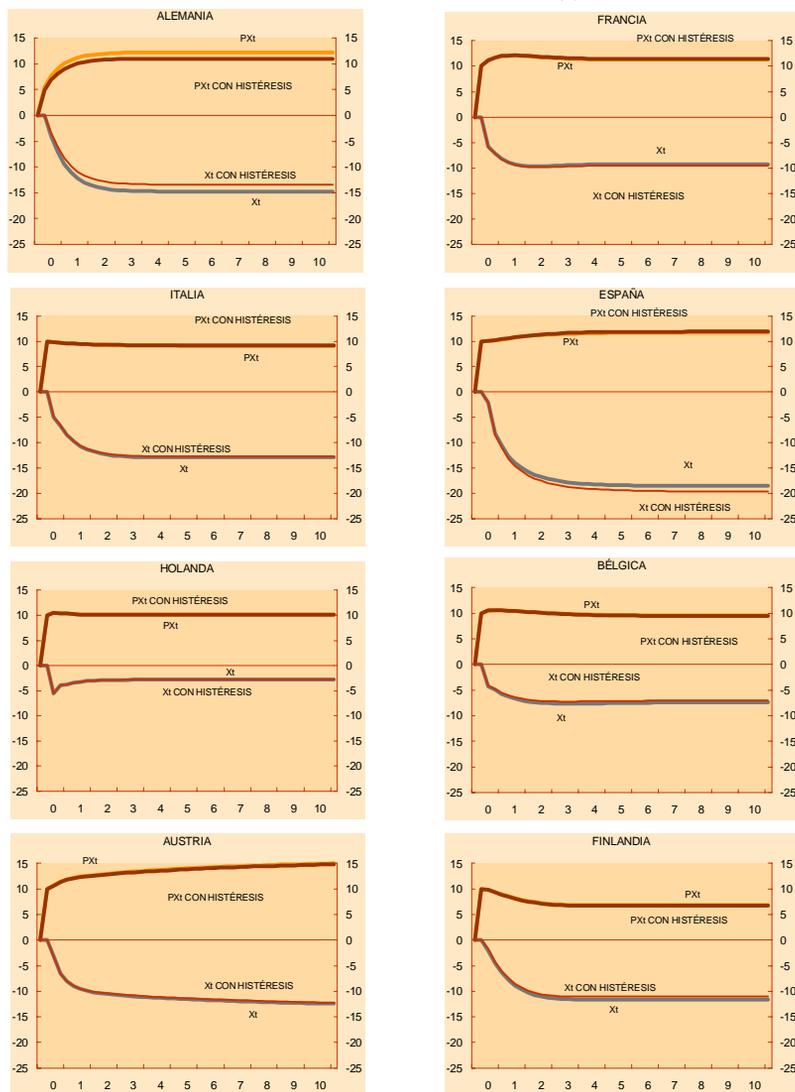
En la gráfica VIII se observa también cómo, cuando se comparan las simulaciones del modelo básico y del que incorpora la histéresis, la diferencia entre ambas, en términos generales, es muy reducida. Únicamente existen ligeras discrepancias – además de en Austria– en España y en Italia. En España, los precios apenas se ven afectados, pero la cantidad exportada cae más en el modelo con histéresis, debido al mayor valor estimado en este para la elasticidad precio de la demanda. En Italia, los precios muestran un descenso ligeramente menor en el modelo con histéresis, como resultado de una menor respuesta ante los cambios en los precios de los competidores, lo que causa una caída algo más acentuada de las exportaciones.

Cuando se realiza la simulación considerando que la pérdida de competitividad tiene carácter temporal –véase gráfica IX– lo más destacable es la ausencia de efectos permanentes del *shock*. En efecto, en un plazo de tiempo relativamente breve tras la vuelta del tipo de cambio a su nivel original, tanto las cantidades como los precios retornan a los valores que habrían alcanzado en ausencia de la perturbación. Esa brevedad es consecuencia de la elevada velocidad de ajuste que muestran las variables endógenas ante un *shock*. Así, se observa cómo, al finalizar el episodio de apreciación, tras sólo cuatro trimestres, la caída de las exportaciones se halla próxima a la respuesta esperada de acuerdo con la relación de largo plazo. Por lo que se refiere a la comparación del modelo básico con el que incorpora la histéresis, las discrepancias son aún más reducidas que en el caso anterior, debido a que la transitoriedad de la perturbación impide que esas diferencias se amplifiquen, por lo que se puede concluir que la histéresis en comercio debida a *shocks*

temporales de competitividad es prácticamente inexistente a nivel agregado.

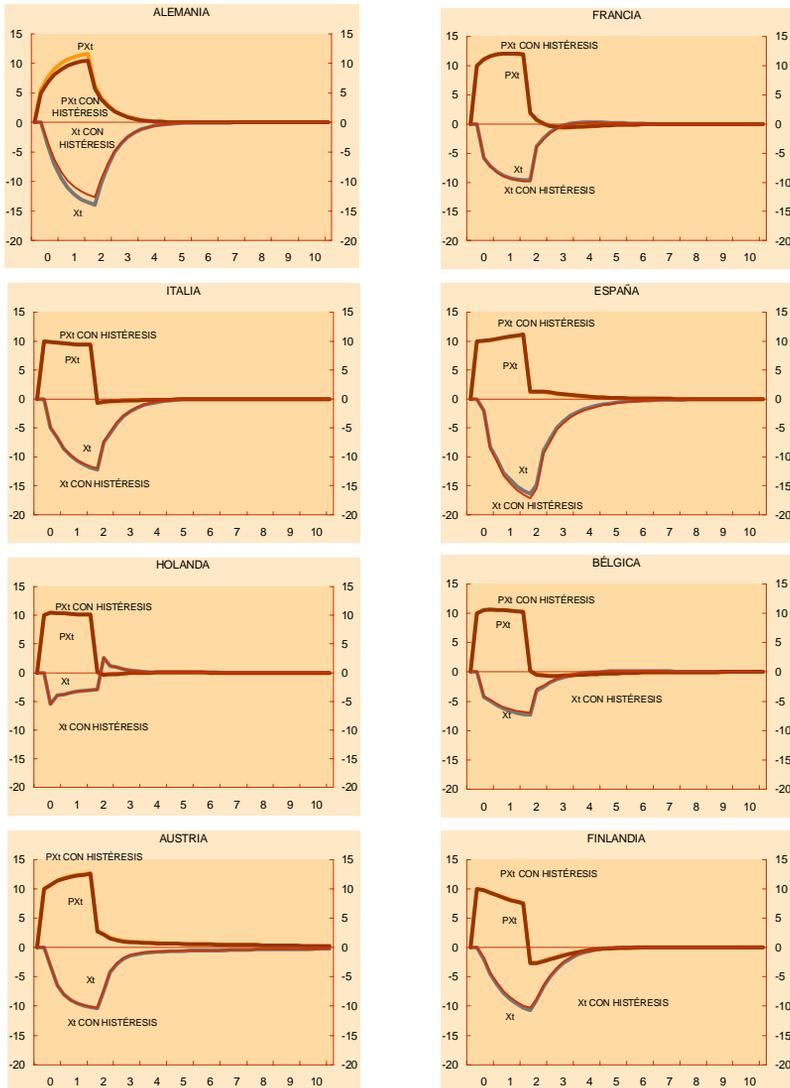
Por último, en las gráficas X y XI aparece la evolución relativa de los precios y cantidades de exportación cuando se produ-

**GRÁFICA X. SIMULACIÓN: EFECTO DE UN INCREMENTO PERMANENTE DE LOS PRECIOS INTERIORES DEL 10 POR CIENTO (a)**



(a) Las gráficas representan la diferencia entre el comportamiento de la variable, con un incremento permanente de los precios interiores del 10% y su evolución sin la misma.

**GRÁFICA XI. SIMULACIÓN: EFECTO DE UN INCREMENTO DE LOS PRECIOS INTERIORES DEL 10% DURANTE DOS AÑOS (a)**



(a) Las gráficas representan la diferencia entre el comportamiento de la variable, con un incremento de los precios interiores del 10% durante dos años y su evolución sin la misma.

ce un incremento de los precios interiores en el país exportador. En el modelo aquí expuesto, esta variable afecta únicamente a la oferta a través de su interpretación de costes interiores o de medición de la rentabilidad del mercado alternativo y su reper-

cusión sobre los precios de exportación se ha restringido a elasticidad unitaria. De esta forma, el encarecimiento de los precios interiores en un 10% se transmite inmediatamente en una elevación de los precios de exportación en la misma magnitud, lo que supone un desplazamiento de la oferta hacia la izquierda. Dada la horizontalidad de la misma, este movimiento tiene como consecuencia por una parte, el crecimiento de los precios de exportación en un 10% y por otra, una reducción de las cantidades en función de las diferentes elasticidades estimadas para cada país. Cuando la perturbación tiene carácter permanente, la reducción de los volúmenes es de entre un 10 y un 15% para la mayor parte de los países, excepto en España, Holanda y Bélgica. En el caso de España, la mayor elasticidad precio de la demanda de exportaciones se refleja en el ajuste más negativo de la cantidad exportada. Lo contrario ocurre en Bélgica y Holanda, donde la casi verticalidad de la función de demanda justifica un efecto sobre el volumen de exportaciones inferior al registrado en otros países. Cuando el *shock* sólo dura dos años, las características antes mencionadas siguen prevaleciendo, aunque ahora, a medida que los precios vuelven a su nivel inicial, las cantidades se van ajustando de forma más lenta, a lo largo de los dos años siguientes.

En las gráficas X y XI se observa también como el efecto de la incorporación de la histéresis al modelo es, por lo general, muy reducido, y sólo se observan algunas diferencias en España y Alemania. En España se produce un descenso ligeramente más pronunciado de la cantidad exportada en el modelo con histéresis, como consecuencia de que en este se observa una mayor elasticidad precio de demanda. En Alemania, el incremento de los precios de exportación es inferior en el modelo que incorpora la histéresis, debido a la menor elasticidad de estos precios respecto a los interiores; como resultado, la caída estimada de las exportaciones es también menor.

## VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la existencia de histéresis a nivel agregado –esto es, la posibilidad de que movimientos transitorios del tipo de cambio tengan un efecto permanente sobre las ventas totales al exterior de un país– en las exportaciones de manufacturas de la mayor parte de los países de la UEM. Para ello, como paso previo, se ha procedido a la estimación conjunta de un modelo de oferta y demanda agregada de exportacio-

nes. La estimación se ha realizado mediante un modelo de mecanismo de corrección del error, utilizando datos trimestrales desde comienzos de los años ochenta. Sobre esa estimación inicial se han incorporado variables que recogen información sobre la distribución de probabilidad del tipo de cambio y que se han considerado adecuadas, de acuerdo con el modelo teórico descrito, para intentar captar la posible relevancia del fenómeno de histéresis en los diferentes países.

Con independencia del contraste de la histéresis, y por lo que se refiere a las propiedades de las funciones estimadas, se observa que las funciones de demanda de exportaciones de los países de la UEM tienen elasticidades precio a largo plazo muy inferiores en valor absoluto a las correspondientes a sus funciones de oferta. De hecho, las elasticidades precio de oferta de exportaciones a largo plazo estimada son, en términos generales, muy altas, de forma que, para la mayoría de los países de la UEM, no se puede rechazar la hipótesis de que la curva de oferta a largo plazo sea horizontal. Por tanto, las desviaciones de los precios de exportación con respecto de esa relación de equilibrio se reflejan en ajustes importantes en las cantidades exportadas.

A largo plazo, movimientos del tipo de cambio tienen un impacto directo en la competitividad relativa de las exportaciones de un país. Las simulaciones realizadas indican que ante una apreciación del tipo de cambio, se produce un descenso medio de los precios de exportación en moneda local de entre el 20% y el 40% de la magnitud de la apreciación. Este efecto sobre los precios de exportación parece ser más importante en los países más pequeños de la UEM, lo que es un resultado consistente con las elasticidades de transmisión de tipos de cambio a precios de exportación encontradas por la literatura. El ajuste en la cantidad exportada derivado de posibles variaciones del tipo de cambio es mayor que el ajuste en precios de forma que, ante una apreciación, se produce una reducción de las exportaciones que se sitúa, por término medio, entre el 80% y el 100% del movimiento del tipo de cambio, y que suele producirse durante los cuatro trimestres posteriores a dicho movimiento.

En el trabajo no se encuentra evidencia estadística a favor de la existencia de histéresis en las funciones de oferta agregadas de exportación para la mayoría de los países. Además, el efecto cuantitativo en precios de exportación o cantidades exportadas implicado por la presencia de histéresis es prácticamente nulo.

Esta falta de evidencia acerca de la existencia generalizada de histéresis en la función agregada de oferta de exportaciones, consistente con la encontrada anteriormente en la literatura, podría indicar que, aunque la histéresis pueda ser un fenómeno importante en las decisiones de exportación de empresas individuales, su efecto agregado no sea apreciable y carezca por tanto de importancia desde un punto de vista macroeconómico. Ello podría deberse, por una parte, a que el número de empresas afectadas por el fenómeno de histéresis represente un porcentaje reducido del conjunto de empresas exportadoras, con lo que sus entradas o salidas del mercado apenas tienen efectos sobre el volumen total de exportaciones de un país. También puede ocurrir que movimientos del tipo de cambio tengan efectos composición en las exportaciones del país –como consecuencia de la existencia de costes de entrada y salida distintos para cada sector exportador de una economía– de manera que la salida de empresas exportadoras en ciertos sectores se vea compensada con la entrada de nuevos exportadores de otros sectores, sin que esto suponga un efecto neto en el volumen de exportaciones agregado significativo. Por lo tanto, si bien es cierto que con datos agregados no parece que la existencia de histéresis en los flujos de exportación sea un fenómeno relevante, las limitaciones del trabajo recién mencionadas y la aceptación del fenómeno de la histéresis de forma generalizada cuando se ha llevado a cabo con datos de empresas individuales, tal como se expuso en el epígrafe II, implican que hay que tomar los resultados de este trabajo con cautela. Para adoptar una conclusión más firme sobre la posible existencia de histéresis en los flujos comerciales sería necesario contrastar la hipótesis con datos más desagregados.

Por último, la introducción del euro supuso un cambio estructural sustancial en el porcentaje de bienes extranjeros que compiten con exportaciones de un país y que se encuentran sujetos a variaciones del tipo de cambio. El porcentaje de estos bienes que compiten con exportaciones de un país miembro de la zona euro ha disminuido sustancialmente con la introducción de la moneda única. En la medida en que las estimaciones en este trabajo se han realizado con información previa a la creación del euro, su interpretación está sujeta a posibles cambios estructurales debidos a la introducción de la divisa única. El efecto que este cambio pudiera tener sobre las estimaciones aquí presentadas es difícil de cuantificar *a priori* y requeriría la estimación de un modelo estructural de comportamiento del sector exterior de estos países.

## Anexo 1

**Variables utilizadas**

Todas las series proceden de la base de datos de la OCDE ITCI (International Trade and Competitiveness Indicators)

**1. Exportación de bienes manufacturados en volumen (X)**

Serie trimestral. Año base 1991. Incluye el comercio intra y extra área (XMV según la nomenclatura de la OCDE)

Las series provienen de los Institutos de Estadística Nacionales, la OCDE los recopila y, cuando no están desestacionalizados, aplica el método X-11 (Método del Bureau of the Census).

**2. Renta exterior (y\*)**

Se aproxima por un indicador de mercados de exportación ( $WM_i$ ):

$$WX_{it} = \sum_k (W_{ikT} \cdot M_{kt})$$

$M_k$  son las importaciones de manufacturas del país  $k$  en  $t$ , expresadas en dólares constantes.

$$W_{ikT} = \frac{X_{ik}}{\sum_k X_{ik}} \Bigg|_T$$

$X_{ik}$  son las exportaciones del país  $i$  al país  $k$ , expresadas en dólares corrientes del año  $T$ .

$\sum_k X_{ik}$  es el total de exportaciones del país  $i$  en el año  $T$ .

Por lo tanto, las ponderaciones señalan la importancia que tiene el mercado o país  $k$  en la estructura de las exportaciones del país  $i$ . El año de referencia  $T$  es 1995.

Los mercados de exportación se calculan para todos los países de la OCDE (subíndice  $i$ ). Se consideran 31 mercados de exportación (subíndice  $k$ ): los 25 de la OCDE y seis zonas no-OCDE (los países del Centro y Este de Europa, Latinoamérica excluida la OPEP, África excluida la OPEP, Países OPEP, economías recién industrializadas de Asia -China Taipei, Singapur y Hong Kong- y otros países no-OCDE de Asia y del Medio Este excluida la OPEP).

### 3. Precio de exportación de los competidores ( $Px^*/e$ )

Se utilizan los ya calculados por la OCDE.

Se obtiene como la media geométrica ponderada de los cambios en los precios de exportación (expresado en dólares estadounidenses) para los otros países de la OCDE, las tres economías asiáticas de reciente industrialización (China Taipei, Singapur y Hong Kong China) y los nueve países de mercado emergente expresados también en dólares estadounidenses (China, Indonesia, Malasia, Filipinas, Tailandia, India, Argentina, Brasil y Rusia). Es decir, en total se consideran 34 competidores. Al igual que para calcular los mercados de exportación, en el cálculo de los indicadores de competitividad la OCDE considera 31 mercados.<sup>10</sup>

Como ponderación se utiliza el sistema de ponderación global que además de tener en cuenta la competencia de otros países en los mercados de exportación comunes como el sistema de doble ponderación, asume la competencia en el mercado interior.

Por lo tanto, para cada país, se calcula la importancia relativa de sus competidores en el mercado interior y en los mercados exteriores y se ponderan según la participación relativa de los distintos mercados en el total de demanda dirigido a ese país. Es decir, un sistema de doble ponderación es aquel que considera como mercados para determinar la competitividad los mercados de exportación y el mercado interior del país en cuestión (el país exportador). Además como competidores se tienen en cuenta los otros países que exportan a esos mercados y la producción interior de cada mercado.

### 4. Tipo de cambio efectivo nominal ( $e$ )

Se obtiene de la OCDE y en su cálculo utiliza las mismas ponderaciones que para calcular el precio de exportación de los competidores. Al ser un tipo de cambio efectivo nominal, está definido como grupo de monedas en relación con la moneda local por lo que un aumento supone una apreciación y una caída una depreciación.

### 5. Índice de precios interiores ( $P$ )

Se utiliza el índice de precios industriales de los bienes ma-

<sup>10</sup> Una explicación más detallada de los índices de competitividad que calcula la OCDE se encuentra en Durand, Simon y Webb (1992).

nufacturados. Es un índice base 100 en el año 1990, y se obtiene directamente de la OCDE.

## 6. PIB potencial ( $\bar{y}$ )

Derivado de la base de datos de la OCDE, se obtiene a partir de la estimación de funciones de producción.

## 7. Presión de demanda ( $P^d$ )

Esta variable es calculada como el ratio entre el IPI y su tendencia calculada con el filtro HP.

### *Anexo 2*

#### Estimación de las varianzas del TCEN

De acuerdo con el modelo teórico, los valores de equilibrio de precios y cantidades dependen de la expectativa de tipo de cambio a futuro,  $\bar{e}_t$ , y de la volatilidad del proceso del tipo de cambio,  $\sigma_t^2$ . Por tanto, en las estimaciones no se ha incluido el tipo de cambio efectivo nominal realizado, sino que se ha modelizado junto con su varianza mediante un GARCH(1,1) recursivo, de tal forma que en cada instante se está utilizando toda la información disponible hasta el momento para hacer una previsión del tipo de cambio y de la varianza en el periodo siguiente. Así, la especificación usada para todos los países, excepto España ha sido:

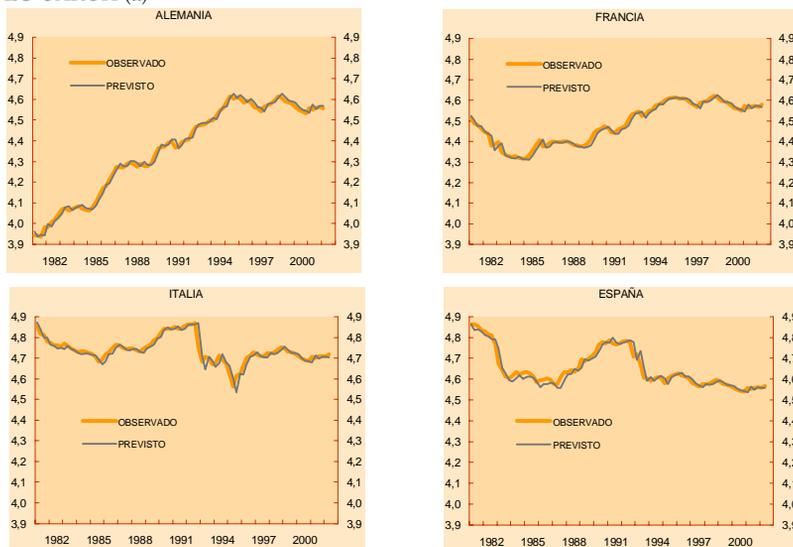
$$\begin{aligned}\Delta e_t &= c + \delta \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2\end{aligned}$$

En España, sin embargo, esta especificación no resultó ser apropiada, por lo que se optó por un modelo en niveles, con tendencia determinista y componente MA(1), que mejoraba considerablemente la estimación:

$$\begin{aligned}e_t &= c + \lambda t + \delta e_{t-1} + \rho \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2\end{aligned}$$

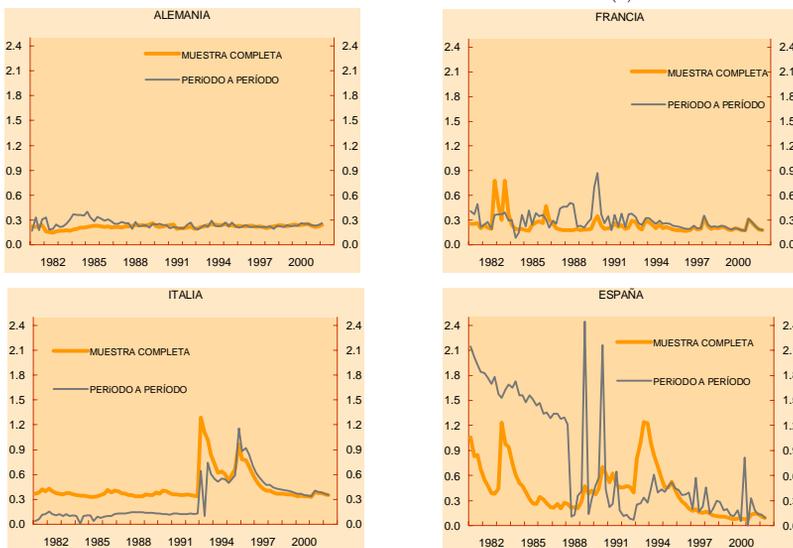
Por lo tanto por cada trimestre se calcula  $e_t$  como la previsión del tipo de cambio para el periodo  $t$  con el modelo estimado has-

**GRÁFICA A. I. TIPO DE CAMBIO OBSERVADO Y PREVISTO POR EL MODELO GARCH (a)**



(a) Expresado en logaritmos.

**A. II. VARIANZAS PREVISTAS POR LOS MODELOS GARCH (a)**



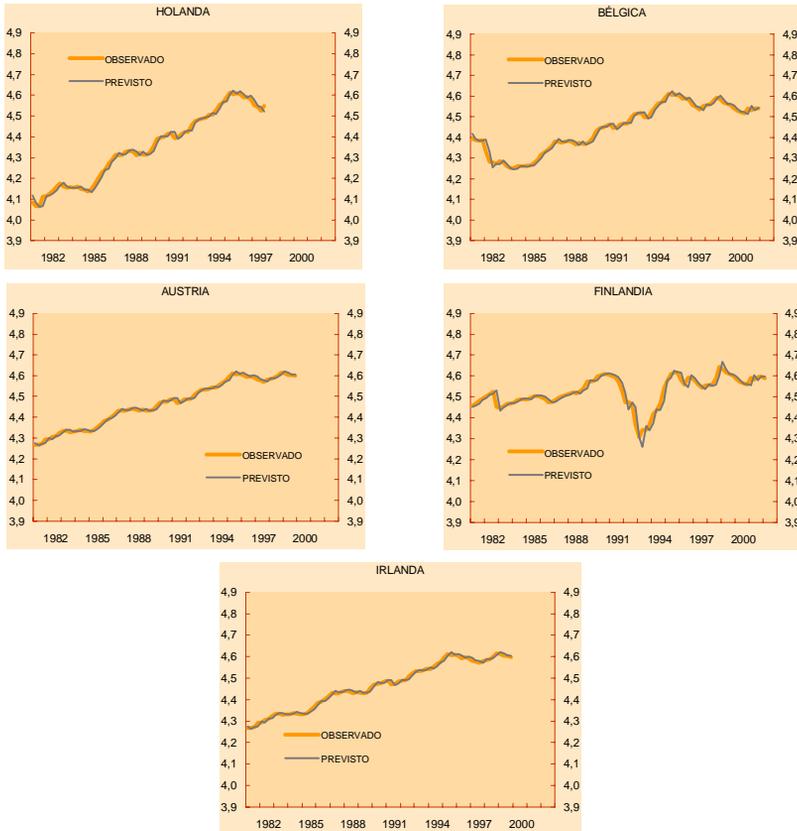
(a) Multiplicado por mil.

ta  $t-1$ . La varianza en  $t$ , es la que se obtiene también del modelo estimado hasta  $t-1$ .

En las gráficas A.I-A.IV aparecen los valores de tipo de cam-

bio realizados, así como el nivel del tipo de cambio y su varian-za previstos en cada periodo de acuerdo con la estimación re- cursiva. A ello se añade, a modo de comparación la varian-za prevista cuando el modelo se estima utilizando todo el periodo muestral.

**GRÁFICA A. III. TIPO DE CAMBIO OBSERVADO Y PREVISTO POR EL MODELO GARCH (a)**

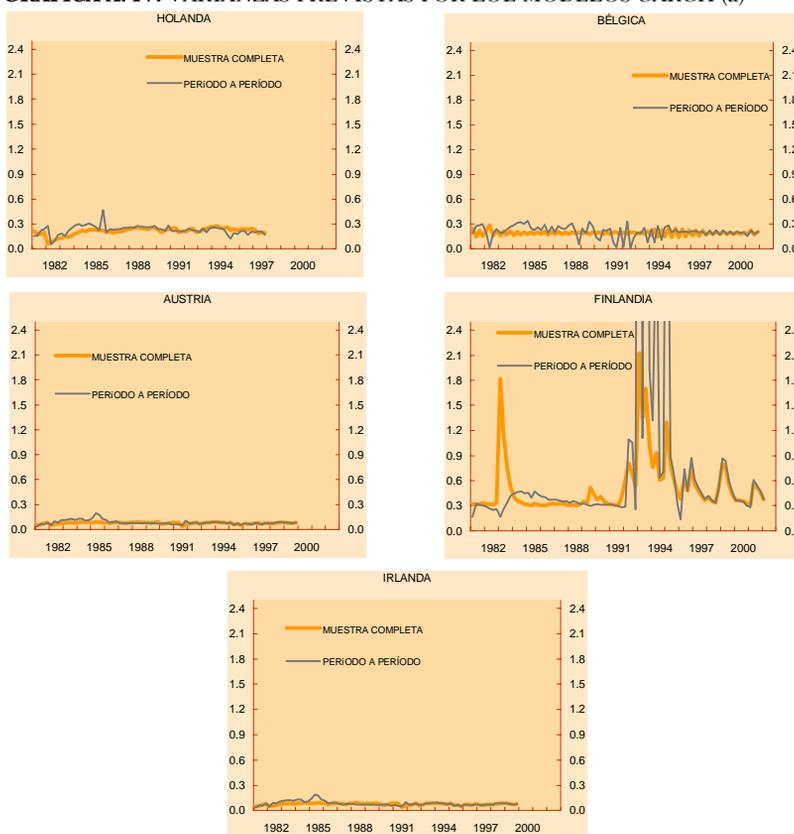


(a) Expresado en logaritmos.

### Anexo 3

#### Orden de integración de las series utilizadas

Para contrastar la hipótesis nula de existencia de una raíz uni- taria en las series planteadas en el apartado III, con respecto a

**GRÁFICA A. IV. VARIANZAS PREVISTAS POR LOE MODELOS GARCH (a)**

(a) Multiplicado por mil.

la hipótesis alternativa de estacionariedad se ha utilizado el *test* de Dickey-Fuller ampliado a un modelo que incorpora un retardo de la variable explicativa y una constante. También se ha contrastado la hipótesis nula de existencia de dos raíces unitarias frente a la alternativa de una única, para lo que se aplicó el mismo método sobre las variables diferenciadas. A continuación se presentan los resultados.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Siguiendo a McKinnon (1990), los puntos críticos para rechazar la hipótesis de raíz unitaria en un modelo con constante son -3,5, -2,9 y -2,6 con un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO 3.1. Tests del orden de integración de las variables utilizadas

PERIODO MUESTRAL		BÉLGICA	ALEMANIA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA
		1981:3 - 2002:1	1991:1 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1
Px	H <sub>0</sub> : I (1)	-3.02	-0.55	-2.91	-4.95	-3.40	-2.74	-2.77	1.38	-1.35
	H <sub>0</sub> : I (2)	-4.24	-3.74	-6.03	-2.97	-5.18	-6.33	-4.29	-8.13	-7.45
P	H <sub>0</sub> : I (1)	-3.08	-1.00	-3.20	-4.20	-2.93	-3.35	-2.75	-2.84	-2.10
	H <sub>0</sub> : I (2)	-4.48	-3.73	-3.47	-3.50	-3.61	-3.54	-4.66	-8.68	-3.77
Px/P	H <sub>0</sub> : I (1)	-2.09	-4.26	-2.87	-0.49	-1.42	-2.92	-2.65	1.18	-0.78
	H <sub>0</sub> : I (2)	-7.69	-5.29	-7.62	-6.29	-6.83	-8.66	-5.10	-9.37	-8.82
X	H <sub>0</sub> : I (1)	0.14	0.43	-0.66	0.39	0.74	-0.60	0.13	2.25	-0.03
	H <sub>0</sub> : I (2)	-8.54	-4.24	-8.45	-5.13	-6.45	-8.73	-5.43	-5.23	-7.87
Px/Px <sup>-e</sup>	H <sub>0</sub> : I (1)	-1.43	-1.46	-1.66	-0.66	-3.16	-2.23	-2.50	0.12	-2.79
	H <sub>0</sub> : I (2)	-7.03	-4.68	-6.09	-6.63	-6.12	-6.62	-5.19	-4.59	-5.80
Px <sup>e</sup>	H <sub>0</sub> : I (1)	-3.65	-0.54	-2.59	-4.04	-2.58	-2.25	-2.44	-3.29	-1.25
	H <sub>0</sub> : I (2)	-5.63	-4.69	-5.69	-4.72	-6.21	-6.63	-4.56	-8.65	-6.90
y	H <sub>0</sub> : I (1)	0.30	-0.41	0.64	0.51	-0.30	0.89	0.99	1.94	0.23
	H <sub>0</sub> : I (2)	-3.82	-2.42	-4.16	-4.33	-4.93	-4.11	-4.66	-4.83	-4.02
ȳ	H <sub>0</sub> : I (1)	0.13	5.27	0.25	1.29	3.11	-1.01	1.37	0.74	0.75
	H <sub>0</sub> : I (2)	-3.57	-6.12	-3.22	-2.69	-0.47	-2.42	-1.68	-2.85	-2.18
Pd	H <sub>0</sub> : I (1)	-3.06	-2.53	-2.91	-2.83	-2.69	-3.26	-2.61	-2.92	-2.30
	H <sub>0</sub> : I (2)	-5.42	-3.47	-4.56	-3.68	-5.80	-5.66	-3.95	-4.65	-4.90
CLU	H <sub>0</sub> : I (1)	-2.31	-3.75	-1.51	-2.37	-0.54	-1.87	-3.98	-2.61	-2.76
	H <sub>0</sub> : I (2)	-4.76	-3.39	-4.35	-4.71	-5.40	-5.05	-2.99	-4.58	-4.37
e	H <sub>0</sub> : I (1)	-0.79	-1.96	-2.10	-0.77	-1.60	-2.82	-1.40	-1.58	-2.42
	H <sub>0</sub> : I (2)	-5.78	-4.59	-5.20	-5.91	-6.45	-7.03	-5.14	-5.56	-6.72
100 * s <sub>e</sub> <sup>2</sup> / σ <sup>2</sup>	H <sub>0</sub> : I (1)	-4.83	-3.51	-2.59	-4.64	-4.77	-1.58	-3.91	-2.58	-3.75
	H <sub>0</sub> : I (2)	-9.50	-6.95	-10.03	-7.98	-8.84	-8.33	-8.62	-6.42	-11.25
σ <sup>2</sup>	H <sub>0</sub> : I (1)	-4.58	-3.98	-2.53	-4.51	-4.72	-1.58	-3.74	-2.46	-3.72
	H <sub>0</sub> : I (2)	-9.48	-6.95	-10.00	-7.97	-8.82	-8.19	-8.58	-6.35	-11.17

NOTA: El valor crítico para rechazar la hipótesis nula al 5% es -2.9 y al 1% -3.5.

NOTA: En negrita aparecen los estadísticos para los cuales se rechaza la hipótesis nula al 5%.

## Anexo 4

### Especificaciones alternativas

Los cuadros 4.1 a 4.5 contienen los resultados de las distintas estimaciones realizadas,<sup>12</sup> sobre la base del modelo propuesto para los nueve países de la UEM.<sup>13</sup> En primer lugar, y a modo de referencia, en el cuadro 4.1 aparecen los resultados de la estimación de un modelo de oferta y demanda sin ninguna variable que capte la histéresis [Buisán, Caballero y Jiménez (2004)]. Los cuadros siguientes difieren entre sí por las variables que incluyen en la relación de largo plazo de la función de oferta y por las variables que pretenden captar la existencia de histéresis. Así, los cuadros 4.2 y 4.3 no incorporan los precios de exportación de los competidores en la relación de largo

<sup>12</sup> Las ecuaciones que se presentan se han estimado con el método de máxima verosimilitud bajo normalidad conjunta de los errores y con el programa estadístico E-Views.

<sup>13</sup> Nótese que en el caso de Alemania, dado el carácter específico de los modelos estimados para ese país por los problemas del orden de integración de sus variables dependientes, los resultados de los cuadros 4.1 a 4.5 se presentan en una columna aparte.

plazo, mientras que el 4.4 y 4.5 sí lo hacen. Por otra parte, en los cuadros 4.2 y 4.4 se incorpora la media condicional del tipo de cambio ( $e_t$ ) y en los cuadros 4.3 y 4.5 se incluye además el producto de dicha variable por su varianza esperada reescalada ( $100 \cdot e_t \cdot \sigma_t^2$ ).

CUADRO 4.1. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES: OFERTA

	BÉLGICA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA	ALEMANIA
PERIODO MUESTRAL	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1995:4	1981:3 - 2002:1	1991:1 - 2002:1
EC. DE OFERTA [ $\Delta(Px)_t$ ]									
$\Delta(Px)_t$	0.110	-0.041	0.265	-0.061	-0.069	0.266	0.068	-0.007	0.552
$\Delta X_t$	0.338	0.568	0.022	0.428	0.345	0.685	0.566	0.924	0.002
$\Delta(Px^*)/e_t$	-0.161	-0.017	-0.159	0.030	0.043	-0.078	-0.205	0.106	0.008
$(Px)_t/P_{t-1}$	0.231	0.588	0.321	0.532	0.505	-0.008	0.663	0.601	0.866
Constante	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0.297	0.000	0.000	0.000
$X_{t-1}$	-0.128	-0.259	-0.109	-0.214	-0.159	-0.187	-0.051	-0.353	-0.373
$(Px^*)/e_{t-1}$	0.076	0.065	0.503	0.108	0.013	0.017	0.482	0.000	0.001
	-3.047	-1.238	-0.481	-4.664	-1.923	1.865	-4.116	-3.237	-0.935
	0.074	0.000	0.478	0.006	0.019	0.687	0.723	0.000	0.220
	0.067	-0.090	-0.116	0.428	0.070	-0.024	-0.431	0.276	-0.052
	0.070	0.004	0.007	0.054	0.529	0.284	0.276	0.000	0.023
	0.447	0.322	0.320	0.232	0.047	-0.356	1.826	-0.012	0.152
	0.243	0.000	0.680	0.300	0.744	0.092	0.587	0.974	0.102
									1.137
									0.008
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE OFERTA									
$R^2$	0.161	0.709	0.431	0.689	0.652	0.237	0.704	0.720	0.706
Durbin-Watson	1.873	1.650	1.890	1.735	1.724	2.042	1.706	1.652	1.913
S.E. <sub>t</sub>	1.27%	1.86%	0.77%	1.82%	1.55%	0.82%	1.80%	2.09%	0.35%
Q(4)	6.723	8.733	2.773	2.657	1.347	0.714	3.012	4.130	0.805
	0.157	0.068	0.597	0.677	0.853	0.550	0.555	0.359	0.838

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

CUADRO 4.1. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES: DEMANDA

PERIODO MUESTRAL EC. DE DEMANDA [ΔX]	ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA										ALEMANIA 1991:1 - 2002:1
	BELGICA 1981:3 - 2002:1	ESPAÑA 1981:3 - 2002:2	FRANCIA 1981:3 - 2002:2	IRLANDA 1981:3 - 1997:1	ITALIA 1981:3 - 2002:2	HOLANDA 1981:3 - 1997:4	AUSTRIA 1981:3 - 1999:4	FINLANDIA 1981:3 - 2002:1	EC. DE DEMANDA [ΔX]		
$\Delta X_{t-1}$	-0.084	-0.248	-0.063	-0.415	-0.229	-0.147	-0.092	-0.283	$\Delta X_{t-1}$	-0.023	
$\Delta(Px/(Px^*e))_{t-1}$	0.493	0.035	0.684	0.026	0.039	0.209	0.439	0.015	$\Delta(Px/(Px^*e))_{t-1}$	0.828	
$\Delta Y^*_t$	-0.238	0.563	-0.253	-0.056	-0.034	-0.452	0.243	0.154	$\Delta Y^*_t$	0.050	
$X_{t-1}$	0.309	0.137	0.279	0.826	0.882	0.646	0.415	0.617	$X_{t-1}$	0.687	
Constante	0.628	0.808	0.822	0.702	0.928	0.810	0.837	0.451	Constante	2.755	
$(Px/(Px^*e))_{t-1}$	0.600	0.142	0.000	0.060	0.002	0.000	0.000	0.270	$(Px/(Px^*e))_{t-1}$	-1.209	
$Y^*_{t-1}$	-0.236	-0.477	-0.401	0.003	-0.325	-0.362	-0.664	-0.210	$Y^*_{t-1}$	0.000	
	0.660	0.000	0.000	0.066	0.008	0.031	0.000	0.009		0.004	
	0.456	-4.805	1.236	17.833	1.694	-0.095	-0.940	-0.825		0.000	
	0.664	0.000	0.001	0.976	0.007	0.762	0.002	0.506		0.000	
	-0.722	-1.591	-0.784	15.656	-1.412	-0.281	-0.832	-1.701		0.000	
	0.274	0.000	0.000	0.969	0.001	0.466	0.000	0.009		0.000	
	0.933	1.403	0.876	-2.021	0.846	0.981	1.060	1.042		0.754	
	0.000	0.000	0.000	0.987	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	
<b>ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA</b>											
$R^2$	0.238	0.378	0.469	0.219	0.321	0.371	0.500	0.232	$R^2$	0.619	
Durbin-Watson <sub>2</sub>	2.015	1.625	2.189	1.987	2.106	1.907	1.889	2.141	Durbin-Watson <sub>2</sub>	1.940	
S.E. <sub>2</sub>	2.10%	6.24%	1.75%	3.79%	3.35%	2.20%	2.66%	4.91%	S.E. <sub>2</sub>	1.88%	
Q(4) <sub>2</sub>	0.436	8.360	8.045	3.746	3.152	0.645	1.284	7.233	Q(4) <sub>2</sub>	2.217	
	0.979	0.079	0.050	0.441	0.533	0.558	0.864	0.124		0.696	

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

CUADRO 4.2. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: OFERTA

Incorpora la variable  $\bar{e}_{i,t}$  en la ecuación de oferta

	BELGICA 1981:3 - 2002:1	ESPAÑA 1981:3 - 2002:2	FRANCIA 1981:3 - 2002:2	IRLANDA 1981:3 - 1997:1	ITALIA 1981:3 - 2002:2	HOLANDA 1981:3 - 1997:4	AUSTRIA 1981:3 - 1999:4	FINLANDIA 1981:3 - 2002:1	ALEMANIA 1991:1 - 2002:1
PERIODO MUESTRAL									
EC. DE OFERTA [ $(P_x/P)_t$ ]									
$\Delta(P_x/P)_t$	0.132	0.003	0.269	0.032	-0.036	0.329	0.105	-0.003	$\Delta P_t$ 0.537
$\Delta X_t$	0.580	0.974	0.659	0.693	0.716	0.900	0.285	0.967	0.002
$\Delta(P_x^*e)_t$	-0.064	-0.042	-0.137	-0.118	0.007	-0.138	-0.244	0.072	$\Delta X_t$ 0.042
$(P_x/P)_{t-1}$	0.646	0.402	0.177	0.307	0.938	0.185	0.022	0.535	0.462
Constante	0.172	0.565	0.278	0.537	0.516	0.016	0.638	0.607	$\Delta(P_x^*e)_t$ 0.146
	0.928	0.600	0.000	0.000	0.000	0.801	0.000	0.000	0.601
	-0.140	-0.251	-0.153	-0.311	-0.211	-0.149	-0.067	-0.352	$P_{t-1}$ -0.297
	0.045	0.064	0.022	0.001	0.002	0.087	0.436	0.000	0.604
	-0.956	1.259	0.970	3.759	-0.110	0.596	2.150	-3.014	Constante -1.237
	0.017	0.039	0.023	0.000	0.827	0.312	0.375	0.000	0.232
	0.195	-0.015	-0.058	0.015	0.058	-0.150	-0.370	0.276	$X_{t-1}$ -0.035
	0.024	0.460	0.159	0.583	0.111	0.297	0.155	0.000	0.219
	-0.331	-0.388	-0.151	-0.956	-0.309	0.230	0.349	-0.061	$\bar{e}_{i,t}$ -0.099
	0.178	0.021	0.138	0.000	0.899	0.343	0.683	0.638	0.155
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE OFERTA									ESTADÍSTICOS DE LA EC. DE OFERTA
$R^2_t$	0.193	0.753	0.312	0.778	0.687	0.136	0.719	0.743	$R^2_t$ 0.671
Durbin-Watson <sub>t</sub>	1.878	1.754	1.787	1.870	1.773	2.135	1.759	1.589	Durbin-Watson <sub>t</sub> 2.028
S.E. <sub>t-1</sub>	1.24%	1.71%	0.96%	1.53%	1.47%	0.87%	1.75%	2.00%	S.E. <sub>t-1</sub> 0.37%
Q(4) <sub>t</sub>	5.300	8.210	1.750	0.651	0.657	0.871	2.557	4.664	Q(4) <sub>t</sub> 1.016
	0.858	0.684	0.782	0.857	0.857	0.933	0.834	0.324	0.997

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

CUADRO 4.2. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTERESIS: DEMANDA

Incorpora la variable  $\bar{e}_{i,t}$  en la ecuación de oferta

PERIODO MUESTRAL EC. DE DEMANDA [ΔX]	BÉLGICA		FRANCIA		IRLANDA		ITALIA		HOLANDA		AUSTRIA		FINLANDIA		ALEMANIA	
	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:1	1981:1 - 2002:1		
$\Delta X_{i,t}$	-0.100	-0.282	-0.043	-0.423	-0.423	-0.232	-0.301	-0.081	-0.301	-0.081	-0.301	-0.301	-0.012			
$\Delta(Px_i/Px^*e)_i$	0.431	0.020	0.750	0.023	0.023	0.029	0.024	0.518	0.024	0.518	0.024	0.008	0.801			
$\Delta y^*_i$	0.234	0.222	-0.290	-0.284	-0.284	-0.113	-0.568	0.157	-0.568	0.157	0.111	0.111	-0.005			
$X_{i,t}$	0.712	1.034	0.845	0.694	0.694	0.943	0.712	0.811	0.712	0.811	0.749	0.749	0.987			
Constante	0.000	0.111	0.000	0.704	0.704	0.001	0.001	0.000	0.001	0.000	0.455	0.455	0.624			
$(Px_i/Px^*e)_{i,t}$	-0.262	-0.441	-0.373	-0.003	-0.003	-0.339	0.003	-0.666	0.003	-0.666	-0.211	-0.211	-0.594			
$y^*_{i,t}$	0.573	-4.831	1.246	-24.212	-24.212	1.745	-11.897	-0.863	-11.897	-0.863	-0.763	-0.763	2.743			
$y^*_{i,t-1}$	0.000	0.000	0.002	0.049	0.049	0.000	0.044	0.000	0.044	0.000	0.354	0.354	0.000			
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACION DE DEMANDA	-0.727	-1.396	-0.754	-15.223	-15.223	-1.236	-46.120	-0.852	-46.120	-0.852	-1.611	-1.611	-1.200			
$R^2$	0.283	0.386	0.463	0.236	0.236	0.330	0.305	0.505	0.305	0.505	0.235	0.235	0.618			
Durbin-Watson <sub>2</sub>	2.110	1.670	2.173	1.995	1.995	2.103	2.066	1.941	2.066	1.941	2.120	2.120	2.026			
S.E.-2	2.003%	6.20%	1.76%	3.75%	3.75%	3.32%	2.31%	2.85%	2.31%	2.85%	4.89%	4.89%	1.88%			
Q(4) <sub>2</sub>	0.809	5.775	8.262	4.404	4.404	3.377	0.646	1.208	0.646	1.208	0.760	0.760	2.270			
ESTADÍSTICOS DE LA EC. DE DEMANDA	0.937	0.217	0.682	0.688	0.688	0.897	0.938	0.877	0.938	0.877	0.133	0.133	0.688			

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.



CUADRO 4.3. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: DEMANDA

Incorpora las variables  $100 \cdot e_{t-1} \sigma^2$ ,  $\gamma_{t-1}$  y  $\bar{e}_{t-1}$  en la ecuación de oferta

PERIODO MUESTRAL	BELGICA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA	ALEMANIA
EC. DE DEMANDA [X <sub>t</sub> ]	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1	1991:1 - 2002:1
$\Delta X_{t-1}$	-0.099 0.434	-0.273 0.022	-0.043 0.251	-0.414 0.014	-0.232 0.029	-0.148 0.216	-0.063 0.500	-0.304 0.009	-0.028 0.756
$\Delta(Px/(Px^*e))_{t-1}$	-0.216 0.324	0.264 0.523	-0.291 0.179	-0.254 0.370	-0.112 0.630	-0.492 0.625	0.186 0.555	0.124 0.722	-0.007 0.983
$\Delta y^*$	0.719 0.050	0.994 0.165	0.846 0.050	0.732 0.083	0.943 0.071	0.802 0.020	0.821 0.020	0.445 0.276	0.640 0.015
$X_{t-1}$	-0.258 0.033	-0.463 0.050	-0.371 0.009	-0.001 0.883	-0.339 0.005	-0.348 0.039	-0.672 0.000	-0.207 0.013	-0.586 0.001
Constante	0.616 0.592	-4.801 0.000	1.250 0.002	-29.759 0.878	1.744 0.000	-0.086 0.797	-0.884 0.003	-0.773 0.556	2.743 0.000
$(Px/(Px^*e))_{t-1}$	-0.700 0.246	-1.538 0.020	-0.756 0.000	-41.313 0.883	-1.235 0.002	-0.279 0.481	-0.847 0.020	-1.624 0.039	-1.219 0.000
$y^*_{t-1}$	0.918 0.000	1.402 0.000	0.875 0.000	6.156 0.877	0.641 0.000	0.981 0.020	1.054 0.000	1.038 0.000	0.765 0.000
<b>ESTADÍSTICOS DE LA ECUACION DE DEMANDA</b>									
$R^2$	0.283	0.391	0.463	0.235	0.330	0.371	0.505	0.234	0.618
Durbin-Watson <sub>2</sub>	2.123	1.665	2.178	2.014	2.102	1.931	1.912	2.114	2.010
S.E. <sub>2</sub>	2.03%	6.18%	1.76%	3.75%	3.32%	2.20%	2.65%	4.90%	1.88%
Q(4) <sub>2</sub>	0.662 0.930	6.160 0.188	8.263 0.692	2.526 0.640	3.367 0.498	0.541 0.899	1.259 0.868	7.107 0.139	2.312 0.679

NOTA: Debido de cada coeficiente aparece el t-valor. La rotunda señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

CUADRO 4.4. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: OFERTA

Incorpora las variables  $(P_x^*)_{t-1}$  y  $\theta_{x,t}$  en la ecuación de oferta

	BÉLGICA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA	ALEMANIA
PERIODO MUESTRAL	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1	1991:1 - 2002:1
$\Delta(P_x/P)_{t-1}$	0.112 0.441	-0.008 0.920	0.198 0.204	0.052 0.597	-0.006 0.854	0.287 0.077	0.063 0.519	-0.001 0.992	0.542 0.003
$\Delta X_t$	0.541	0.630	0.076	-0.016	0.016	-0.075	-0.230	0.100	0.054
$\Delta(P_x^*/e)_t$	0.196	0.584	0.330	0.527	0.507	-0.008	0.039	0.486	0.491
$(P_x^*/e)_{t-1}$	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.944	0.000	0.000	0.006
$\theta_{x,t}$	-0.144	-0.288	-0.066	-0.258	-0.236	-0.188	-0.083	-0.339	-0.260
Constante	-2.167	-0.026	-3.490	7.583	-0.090	1.887	-5.836	-2.922	-1.431
$X_{t-1}$	0.278	0.989	0.704	0.007	0.927	0.086	0.362	0.000	0.382
$(P_x^*/e)_{t-1}$	0.473	0.076	0.558	0.130	0.682	-0.014	-0.602	0.306	-0.025
$\theta_{x,t}$	0.279	0.194	0.985	-0.538	-0.155	-0.388	1.655	-0.053	-0.097
$\theta_{x,t}$	0.511	0.142	0.614	0.108	0.150	0.146	0.464	0.681	0.824
$\theta_{x,t}$	-0.111	-0.192	0.821	-1.556	-0.401	-0.018	0.956	-0.094	-0.163
$P_{t-1}$	0.787	0.282	0.682	0.003	0.642	0.924	0.332	0.554	0.548
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE OFERTA									
$R^2$	0.198	0.736	0.341	0.763	0.697	0.239	0.715	0.727	0.650
Durbin-Watson <sub>t</sub>	1.869	1.702	1.849	2.234	1.844	2.042	1.703	1.627	2.080
S.E. <sub>t</sub>	1.25%	1.78%	0.95%	1.59%	1.45%	0.83%	1.78%	2.08%	0.39%
Q(4) <sub>t</sub>	5.636	8.539	0.553	1.573	0.483	0.719	2.657	4.186	1.397
	0.238	0.074	0.968	0.914	0.975	0.949	0.677	0.381	0.845

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el t-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

CUADRO 4.4. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: DEMANDA  
 Incorpora las variables  $(P \times e)_{t-1}$  y  $\hat{e}_{t-1}$  en la ecuación de oferta

	BÉLGICA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA	ALEMANIA
PERIODO MUESTRAL	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1	1991:1 - 2002:1
EC. DE DEMANDA [X <sub>t</sub> ]									
$\Delta X_{t-1}$	-0.102 0.412	-0.254 0.032	-0.046 0.726	-0.411 0.024	-0.244 0.027	-0.147 0.221	-0.085 0.481	-0.287 0.014	-0.009 0.992
$\Delta(P \times e) / (P \times e)_{t-1}$	-0.220 0.319	0.391 0.351	-0.294 0.183	-0.386 0.309	-0.155 0.485	-0.451 0.047	0.242 0.425	0.121 0.709	-0.039 0.991
$\Delta y^*_t$	0.707 0.020	0.860 0.158	0.846 0.000	0.647 0.097	0.927 0.001	0.811 0.000	0.833 0.000	0.480 0.247	0.635 0.038
$X_{t-1}$	-0.258 0.032	-0.472 0.000	-0.370 0.000	-0.003 0.064	-0.325 0.007	-0.362 0.031	-0.669 0.000	-0.218 0.008	-0.579 0.000
Constante	0.515 0.983	-4.850 0.000	1.251 0.002	-24.206 0.380	1.752 0.001	-0.094 0.765	-0.905 0.000	-0.697 0.383	2.751 0.000
$(P \times e) / (P \times e)_{t-1}$	-0.765 0.211	-1.456 0.020	-0.757 0.001	-13.396 0.962	-1.254 0.003	-0.282 0.468	-0.844 0.000	-1.552 0.028	-1.212 0.000
$y^*_{t-1}$	0.927 0.020	1.406 0.000	0.875 0.000	4.511 0.544	0.841 0.000	0.981 0.000	1.056 0.000	1.030 0.000	0.764 0.000
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACION DE DEMANDA									
$R^2$	0.283	0.378	0.463	0.235	0.331	0.371	0.501	0.234	0.619
Durbin-Watson <sub>2</sub>	2.111	1.638	2.172	2.023	2.117	1.908	1.897	2.131	2.058
S.E. <sub>2</sub>	2.03%	6.24%	1.76%	3.75%	3.32%	2.20%	2.66%	4.90%	1.86%
Q(4) <sub>2</sub>	0.785	7.616	8.168	0.866	3.675	0.639	1.310	6.986	2.360
	0.640	0.167	0.086	0.004	0.432	0.959	0.860	0.137	0.670

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

CUADRO 4.5. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: OFERTA

Incorpora las variables  $(Px^*/e)_t$ ,  $100 \cdot \bar{e}_{t-1} \sigma_{t-1}^2$  y  $\bar{e}_{t-1}$  en la ecuación de oferta

PERIODO MUESTRAL EC. DE OFERTA $[\Delta(Px^*/P)]$	ALEMANIA									
	BELGICA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA	ALEMANIA	
	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1	1981:1 - 2002:1	1981:1 - 2002:1
$\Delta(Px^*/P)_{t-1}$	0.133 0.258	0.012 0.889	0.176 0.271	0.018 0.844	-0.005 0.864	0.289 0.084	0.064 0.810	0.001 0.900	$\Delta P_t$	0.502 0.005
$\Delta X_t$	-0.098 0.479	-0.045 0.367	-0.199 0.653	0.033 0.854	0.017 0.854	-0.075 0.340	-0.229 0.441	0.117 0.441	$\Delta X_t$	0.039 0.875
$\Delta(Px^*/e)$	0.189 0.094	0.588 0.690	0.318 0.000	0.561 0.000	0.506 0.000	-0.008 0.992	0.657 0.000	0.607 0.000	$\Delta(Px^*/e)$	0.157 0.003
$(Px^*/P)_{t-1}$	-0.144 0.640	-0.295 0.027	-0.066 0.476	-0.232 0.077	-0.237 0.007	-0.187 0.078	-0.082 0.366	-0.332 0.000	$Px_{t-1}$	-0.264 0.697
Constante	-2.301 0.216	1.049 0.872	-3.184 0.771	8.383 0.010	-0.097 0.922	1.880 0.197	-5.714 0.817	-3.008 0.000	Constante	-0.995 0.472
$X_{t-1}$	0.100 0.469	-0.064 0.885	-0.475 0.550	0.175 0.125	0.147 0.967	-0.014 0.944	-0.597 0.138	0.322 0.000	$X_{t-1}$	-0.030 0.875
$(Px^*/e)_{t-1}$	0.275 0.480	0.086 0.685	1.007 0.610	-0.618 0.168	-0.157 0.145	-0.366 0.160	1.625 0.425	-0.092 0.812	$(Px^*/e)_{t-1}$	-0.012 0.974
$100 \cdot \bar{e}_{t-1} \sigma_{t-1}^2$	0.428 0.285	-0.052 0.439	-0.569 0.552	-0.267 0.089	0.017 0.863	-0.013 0.967	0.147 0.948	0.007 -0.072	$100 \cdot \bar{e}_{t-1} \sigma_{t-1}^2$	0.393 0.262
$\bar{e}_{t-1}$	-0.084 0.819	-0.322 0.213	0.865 0.670	-1.687 0.004	-0.391 0.009	-0.018 0.920	0.948 0.338	-0.072 0.668	$\bar{e}_{t-1}$	-0.115 0.605
$P_{t-1}$									$P_{t-1}$	1.347 0.056
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE OFERTA										
$R^2_t$	0.211	0.763	0.370	0.759	0.697	0.238	0.715	0.718	$R^2_t$	0.655
Durbin-Watson <sub>t</sub>	1.868	1.794	1.883	2.142	1.831	2.045	1.704	1.624	Durbin-Watson <sub>t</sub>	1.932
S.E. <sub>t-1</sub>	1.25%	1.70%	0.93%	1.62%	1.46%	0.83%	1.79%	2.13%	S.E. <sub>t-1</sub>	0.39%
Q(4) <sub>t</sub>	5.294	9.234	0.363	2.072	0.563	0.693	2.651	4.286	Q(4) <sub>t</sub>	1.231
	0.238	0.956	0.955	0.723	0.967	0.932	0.819	0.809		0.873

NOTA. Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

CUADRO 4.5. ECUACIONES DE OFERTA Y DEMANDA DE EXPORTACIONES CON HISTÉRESIS: DEMANDA

Incorpora las variables  $(P_x^*/e)_{k,t}$ ,  $100 \cdot e_{k,t} \cdot \sigma_{k,t}^2$ ,  $y_{k,t}$ , en la ecuación de oferta

	BELGICA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	HOLANDA	AUSTRIA	FINLANDIA	ALEMANIA
PERIODO MUESTRAL	1981:3 - 2002:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:1	1981:3 - 2002:2	1981:3 - 1997:4	1981:3 - 1999:4	1981:3 - 2002:1	1991:1 - 2002:1
EC. DE DEMANDA [ΔX] <sub>t</sub>									
$\Delta X_{k,t}$	-0.102 0.411	-0.262 0.028	-0.047 0.729	-0.389 0.014	-0.244 0.028	-0.147 0.224	-0.065 0.482	-0.283 0.014	-0.028 0.760
$\Delta(P_x/(P_x^*e))_{k,t}$	-0.225 0.305	0.331 0.449	-0.295 0.188	-0.410 0.163	-0.151 0.501	-0.452 0.047	0.241 0.438	0.146 0.647	-0.012 0.971
$\Delta Y^*_t$	0.715 0.000	0.906 0.138	0.849 0.000	0.685 0.074	0.925 0.001	0.810 0.000	0.633 0.000	0.480 0.232	0.643 0.609
$X_{k,t}$	-0.252 0.038	-0.473 0.000	-0.368 0.000	-0.001 0.888	-0.327 0.007	-0.361 0.032	-0.669 0.000	-0.218 0.007	-0.583 0.002
Constante	0.553 0.588	-4.819 0.000	1.268 0.002	-28.690 0.884	1.750 0.001	-0.056 0.764	-0.903 0.003	-0.672 0.897	2.744 0.000
$(P_x/(P_x^*e))_{k,t}$	-0.741 0.230	-1.534 0.000	-0.768 0.001	-56.595 0.888	-1.250 0.003	-0.278 0.475	-0.844 0.000	-1.531 0.000	-1.221 0.000
$Y^*_{k,t}$	0.924 0.000	1.404 0.000	0.874 0.000	7.133 0.884	0.841 0.000	0.982 0.000	1.056 0.000	1.028 0.000	0.765 0.000
ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA									
$R^2_t$	0.283	0.386	0.463	0.282	0.331	0.371	0.501	0.231	0.618
Durbin-Watson <sub>2</sub>	2.126	1.648	2.178	2.074	2.113	1.908	1.896	2.129	2.015
S.E. <sub>2</sub>	2.03%	6.20%	1.76%	3.76%	3.32%	2.20%	2.66%	4.91%	1.88%
Q(4) <sub>2</sub>	0.847 0.932	6.885 0.142	8.149 0.686	1.735 0.784	3.622 0.460	0.643 0.958	1.312 0.659	6.968 0.158	2.324 0.676

NOTA: Debajo de cada coeficiente aparece el p-valor. La negrita señala que el coeficiente no es significativo al 5%.

## Anexo 5

**Efecto de un movimiento del TCEN sobre el precio  
de los competidores ( $P_{xx}^*_t = P_{x^*}_t / e_t$ )**

Cuando se simula el impacto que tendría una variación en el tipo de cambio efectivo nominal sobre las variables endógenas, hay que considerar también el efecto que éste tiene sobre una variable exógena: los precios de los competidores en moneda local ( $P_{xx}^*_t$ ). Los movimientos del tipo de cambio afectan a los precios de los competidores en moneda local a través de dos vías: una es el efecto directo del tipo de cambio sobre la transformación de los precios en moneda extranjera a precios en moneda local y otra es la posible modificación de los precios de los competidores en moneda extranjera. Por ejemplo, una apreciación de la moneda local originaría por una parte, una rebaja de los precios de los competidores expresados en esa moneda, pero por otra, puede llevar a los competidores a incrementar sus precios en moneda extranjera para aumentar así sus márgenes unitarios sin que ello conlleve ninguna pérdida de mercados. Ese efecto se ha calculado mediante la estimación de la siguiente ecuación:

$$\Delta P_{xx}^*_t = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta e_t + \lambda_2 \Delta e_{t-1} + \lambda_3 \Delta P_{xx}^*_{t-1} + u_t$$

El efecto a largo plazo que un incremento en el tipo de cambio efectivo nominal tiene sobre el precio de los competidores en moneda nacional viene recogido por la expresión que aparece a continuación:

$$\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{1 - \lambda_3}$$

Parece razonable suponer que los cambios del tipo de cambio no se vean totalmente compensados por los movimientos de los precios de los competidores en moneda extranjera, de tal forma que el efecto del movimiento del tipo de cambio sea como mucho de uno a uno sobre los precios en moneda local. Por ello, se ha estimado la ecuación anterior imponiendo la restricción de que el impacto a largo plazo del tipo de cambio sea inferior en valor absoluto a uno. El valor de esa expresión estimado para cada país aparece en el cuadro que se señala a continuación:

IMPACTO ESTIMADO A LARGO PLAZO DE  $e_t$  SOBRE  $P_{xx}^*$ 

Bélgica	Alemania	España	Francia	Irlanda	Italia	Holanda	Austria	Finlandia
-0.996	-0.774	-0.984	-0.998	-0.977	-1	-0.999	-0.684	-0.921

Como se observa, en términos generales, los coeficientes toman un valor muy próximo a -1.<sup>14</sup>

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderton, B. (1996), *UK Trade Performance and The Role of Product Quality, Innovation and Hysteresis: Some Preliminary Results*, National Institute of Economic and Social Research (Discussion Paper, nº 102).
- Baldwin, R. (1988a), *Some Empirical Evidence on Hysteresis in Aggregate US Import Prices*, NBER (Working Paper, nº 2483).
- Baldwin, R. (1988b), "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect", *The American Economic Review*, vol. 78, nº 4, pp. 773-85.
- Baldwin, R., y P. Krugman (1989), "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, nº 4, pp. 633-54.
- Bee Yan, A., X. Chen y M. J. Roberts (1997), *Firm-level Evidence on Productivity Differentials, Turnover, and Exports in Taiwanese Manufacturing*, NBER, octubre (Working Paper, nº 6235).
- Bernard, A., y J. B. Jensen (1999), "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect or Both?", *Journal of International Economics*, vol. 47.
- Buisán, A., y J. C. Caballero (2003), *Un análisis comparado de la demanda de exportación en los países de la UEM*, Servicio de Estudios, Banco de España (Documento de trabajo, nº 0322).
- Buisán, A., J. C. Caballero y N. Jiménez (2004), *Determinación de las exportaciones de manufacturas en los países de la UEM a partir de un modelo de oferta y demanda*, Servicio de Estudios, Banco de España (Documento de trabajo, nº 0406).

<sup>14</sup> En las simulaciones se ha tomado en consideración la dinámica que siguen los precios de los competidores ante movimientos del tipo de cambio, excepto en el caso italiano, donde la propia estimación de la ecuación antes descrita arrojaba movimientos a corto plazo de los precios poco plausibles, por lo que se ha considerado en el caso particular de Italia, que el efecto de la apreciación origine desde el primer periodo después de la perturbación un cambio en los precios de los competidores expresados en moneda nacional de exactamente la misma magnitud.

- Campa, J. M. (2003), "Exchange Rates and Trade: How Important is Hysteresis in trade", *European Economic Review*, forthcoming.
- Dixit, A. (1989a), "Entry and Decisions under Uncertainty", *Journal of Political Economy*, vol. 97, nº 3, pp. 620-38.
- Dixit, A. (1989b), "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, nº 2, pp. 205-28.
- Dixit, A. (1992), "Investment and Hysteresis", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, nº 1, pp. 107-32.
- Froot, K., y P. Klemperer (1989), "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters", *The American Economic Review*, vol. 79, nº 4, pp. 637-54.
- Giovannetti, G., y H. Samiel (1996), *Hysteresis in Exports*, Centre for Economic Policy Research (Discussion Paper, nº 1352).
- Goldstein, M., y M. S. Khan (1978), "The supply and demand for exports: a simultaneous approach", *Review of Economics and Statistics*, mayo, pp. 275-86.
- Krugman, P. (1989), *Exchange Rate Instability*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Parsley, D. C., y S. J. Wei (1994), *Insignificant and Inconsequential Hysteresis: The case of US Bilateral Trade*, National Bureau of Economic Research (Working Paper, nº 4738).
- Roberts, M., y J. Tybout (1997), "The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs," *American Economic Review*, vol. 87, septiembre, pp. 545-64.
- Roberts, M., T. A. Sullivan y J. Tybout (1995), *Micro Foundations of Export Supply: Evidence from Colombia, Mexico and Morocco*, Pennsylvania State University (Working Paper).



EL CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS fue fundado en 1952 por siete bancos centrales de América Latina, a saber: Banco Central de Chile, Banco de la República (Colombia), Banco Nacional de Cuba, Banco Central del Ecuador, Banco de Guatemala, Banco Central de Honduras y Banco de México, S. A. Actualmente, son miembros de la institución los bancos centrales de América Latina y el Caribe, bancos centrales extrarregionales, así como organismos supervisores y entidades regionales del sector financiero. La lista completa se detalla en la contraportada. En los campos monetario, financiero y bancario el CEMLA promueve investigaciones, organiza reuniones y seminarios internacionales y recoge experiencias que sistematiza por medio de la administración de programas de capacitación y de asistencia técnica que contribuyen a formar y actualizar a los funcionarios de sus instituciones miembros.

Uno de sus objetivos es informar sobre la evolución del pensamiento económico dentro y fuera de la región, y difundir los hechos de importancia en materia de políticas monetaria, financiera y cambiaria, fundamentalmente. Sus libros, revistas y boletines contienen un vasto material de estudio y constituyen una permanente fuente de información para los estudiosos de estos temas.

### **monetaria**

*Suscripción anual: 70.00 dólares (América Latina y el Caribe: 45.00 dólares; estudiantes y maestros: 35.00 dólares). Ejemplar suelto: 18.00 dólares (América Latina y el Caribe: 12.00 dólares; estudiantes y maestros: 9.00 dólares).*

*Suscripciones y pedidos:*

*Claudio Antonovich*

*CEMLA, Departamento de Relaciones públicas  
Durango nº 54, México, D. F., 06700, México*

*Tel.: (5255) 5533-0300, ext.: 255*

*Telefax: (5255) 5525-4432*

*E-mail: [antonovich@cemla.org](mailto:antonovich@cemla.org)*

## MIEMBROS DEL CEMLA

### ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

### COLABORADORES

#### *Bancos centrales*

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banque de France
Bank of Canada	Banca d'Italia
Banco de España	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Bangko Sentral ng Pilipinas
European Central Bank	Banco de Portugal

#### *Otras instituciones*

Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisen verband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)	Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)
Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (Panamá)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Centroamericano de Integración Económica
	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
	Fondo Latinoamericano de Reservas