

EL DEFICIT PUBLICO Y EL MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA: ALGUNAS CONEXIONES E IMPLICACIONES

Ignacio MAULEON*

Servicio de Estudios del Banco de España

Este trabajo analiza algunas implicaciones del déficit público en el mercado de trabajo a través del impacto de los tipos de interés en la demanda de empleo. Esto se lleva a cabo por medio de la estimación de un pequeño modelo que permite también la evaluación de una política monetaria expansiva. El trabajo discute con detalle algunos problemas econométricos relacionados con la solución del modelo. Una descripción completa de los procedimientos de contraste también se incluye.

1. Introducción

La investigación presentada en este artículo es una extensión al mercado de trabajo, del estudio realizado por Mauleón y Pérez (1985), sobre los tipos de interés, el déficit público, y las opciones de política económica relativas a precios y nivel de producción.

La investigación presentada en este trabajo está dirigida a clarificar los impactos básicos del déficit y la política monetaria en el mercado de trabajo, estudiando directamente los canales de transmisión. Esto se hace por medio de la estimación de un pequeño modelo que permite analizar los impactos a largo plazo de diversos 'shocks' exógenos al sistema. Una conclusión importante del modelo es que una política de rentas combinada con la reducción del déficit público estructural, pueden ser factores importantes a tener en cuenta para invertir de signo la tendencia del empleo. Esta conclusión surge de dos resultados básicos: *a*) la introducción del tipo de interés como factor explicativo de la demanda de empleo (con signo negativo); *b*) la sustitución de la función de demanda de dinero clásica por una ecuación de determinación del tipo de interés en la que el crédito al sector público aparece explícitamente (con signo positivo). El trabajo no estudia el problema de cómo disminuir el déficit, pero parece razonable pensar que la inversión pública es una de las últimas partidas que deberían reducirse. Esto es así ya que el tipo de interés capta parcialmente el efecto de la demanda de inversión en la ecuación de empleo, lo que muestra la relación directa entre empleo e inversión. Además, este argumento se refuerza si se tiene en cuenta la falta de

* Este trabajo es una versión revisada de la ponencia presentada al V Congreso Mundial de Econometría celebrado en Boston. Agradezco los comentarios de J. Pérez, N. Ericksson y especialmente los de un evaluador anónimo de Investigaciones Económicas.

respuesta de ciertas categorías de inversión a una mejora sensible de las perspectivas económicas en los últimos años (Mauleón (1985 b)).

Otra de las conclusiones importantes del modelo es que la transmisión de los impulsos monetarios es muy rápida e importante a precios, pero escasa al nivel de actividad real. Sin embargo, esto no es consecuencia de la hipótesis combinada de producto fijo y expectativas racionales. Más bien es un efecto que puede explicarse a través de una conducta de fijación de precios descrita por un mark-up flexible, aunque no convencional (véase, por ejemplo, Gordon (1982)).

El análisis de las ecuaciones correspondientes al mercado de trabajo revela algunas conclusiones interesantes en sí mismas. En primer lugar, el hecho de que se atribuya una parte importante de la inflación a causas monetarias, disminuye la importancia explicativa de los salarios. Así, la contención de la inflación no pasa principalmente por la contención de los costes salariales. En segundo lugar, la caída del empleo se explica en gran medida por la subida de los tipos de interés. Esto relega a un segundo plano los salarios reales como explicativos del desempleo existente. Por otra parte, estos resultados son coherentes con los sucesos del año 1984. En dicho año la contención de los salarios, unida a la expansión de la oferta monetaria, se tradujo en una caída de los salarios reales que no fue acompañada por un descenso del desempleo. Las rentas del trabajo disminuyeron, así como el consumo privado, lo que contrarrestó el efecto expansivo del crecimiento de las exportaciones sobre la economía. Una interpretación literal de las ecuaciones presentadas en este estudio lleva a concluir que este mecanismo, aplicado en sentido inverso, puede ser beneficioso. Más concretamente, una reducción de la oferta monetaria implicaría, a corto plazo, reducciones de precios, incremento de salarios reales y de la renta real del trabajo, y probablemente del consumo privado. Así, la reducción de la oferta monetaria podría tener un efecto (de equilibrio parcial) positivo sobre el consumo y la renta total. Sin embargo, esta extrapolación no está del todo justificada, pues existen motivos suficientes para suponer que la política monetaria tiene un efecto asimétrico. Es decir, no tiene efectos expansivos, pero sí potencia contractiva. Y aunque sea un hecho difícil de explicar, existen resultados históricos que avalan la hipótesis del comportamiento asimétrico. Por ejemplo, las contracciones de la oferta monetaria en USA e Inglaterra en los años 1980-1981 fueron acompañadas de una caída considerable en la tasa de crecimiento del nivel agregado de producción. Sin embargo, también es cierto que esas reducciones en la oferta de dinero fueron la respuesta no acomodaticia a la subida del precio del petróleo en 1979 (a diferencia de la política seguida en 1974 que generó una inflación mundial considerable). Uno de los efectos instantáneos más importantes de esta subida de precios fue una reducción del comercio mundial importante, lo que indudablemente contribuyó a la ralentización del crecimiento de la producción. Es decir, existe otra lectura de la crisis de esos años, según la cual la atribución de dicha crisis a causas monetarias no es concluyente. En otras palabras, no se puede descartar totalmente la posibilidad de que a corto plazo el control monetario riguroso tenga efectos beneficiosos sobre el nivel de producción.

La ecuación de salarios estimada en este trabajo es una curva de Phillips impropia, en el sentido de que la tasa de desempleo aparece en primeras

diferencias en lugar de en niveles. Una consecuencia de este hecho es que la política antiinflacionista descrita en el párrafo anterior no supone un coste en el empleo, al menos por esta vía. Por otra parte, si esta ecuación se interpreta como una función de oferta de trabajo invertida (Nickell (1982)), es precisamente la primera diferencia de la tasa de desempleo y no su nivel lo que debe entrar en la ecuación. Interpretando la ecuación de esta forma, obtenemos una elasticidad de respuesta de la oferta de empleo al salario real muy baja. Este resultado, juntamente con el referido antes sobre la demanda de empleo, permiten concluir que el mercado de trabajo es relativamente inelástico a cambios en el salario real y que la explicación del desempleo no puede venir únicamente por esta vía.

El modelo se presenta y discute en la sección 2, donde también se recogen los resultados empíricos y se discuten sus implicaciones. En la sección 3 se discuten varios problemas econométricos, y especialmente la solución estática del modelo. La sección 4 se dedica a la presentación de los contrastes utilizados para validar las ecuaciones del modelo.

2. Un modelo básico

Los hechos fundamentales de la economía española son comunes a otros países europeos aunque más agudizados: alta inflación, crecimiento bajo, altos tipos de interés, un déficit público creciente y, sobre todo, una tasa de desempleo que ronda el 20 por 100. En algunos círculos oficiales se considera que la causa de los altos tipos de interés es la política monetaria restrictiva que las autoridades monetarias han puesto en práctica para reducir la inflación. La pregunta es entonces si políticas fiscales y monetarias más expansivas pueden mejorar la situación del empleo. Esta cuestión se aborda en este trabajo por medio de un modelo que especifica los canales de transmisión en detalle, y se describe a continuación. Uno de los aspectos característicos de la economía española es la estrechez de los mercados financieros, que juntamente con el alto nivel de los tipos de interés ha supuesto una carga financiera pesada para las empresas, llevando finalmente a muchas de ellas a la quiebra. En este punto, el mercado de trabajo puede estar directamente relacionado con otros sectores de la economía. Otras conexiones provienen del efecto del nivel de producción en la productividad y de la cantidad de dinero en los precios. El nivel de actividad tiene un efecto inmediato en la productividad y, por lo tanto, en los salarios nominales. La cantidad de dinero se traduce en inflación a través de la presión de la demanda y, por lo tanto, en expectativas de precios y salarios. El modelo que se presenta a continuación intenta captar de modo sucinto estas relaciones básicas. Las variables se definen más adelante (véase también un listado en el Apéndice). El modelo está formado por las siguientes ecuaciones:

Mercados de dinero y de crédito:

$$M = f_1(AC, RS) \quad [1]$$

$$RS = f_2(CP - P, P + Y - M) \quad [2]$$

$$\Delta RL = f_3(CP - P, P + Y - M, RS) \quad [3]$$

Mercado de bienes:

$$Y = f_4(X, G - P, PM - P, RL) \quad [4]$$

$\begin{matrix} + & & + & & - \end{matrix}$

$$P = f_5(PM, UC, M, Y) \quad [5]$$

$\begin{matrix} + & & + & + & + \end{matrix}$

Mercado de trabajo:

$$W = f_6(P^e, g, u) \quad [6]$$

$\begin{matrix} + & + & - \end{matrix}$

$$N = f_7(W - P, PM - P, RL, Y^e) \quad [7]$$

$\begin{matrix} - & & - & & + \end{matrix}$

donde $g = y - N$, y todas las variables, se miden en logaritmos excepto los tipos de interés y la tasa de desempleo. El signo esperado de los efectos parciales se indica debajo de cada variable.

La primera ecuación es una función de oferta de dinero (M) y está derivada del multiplicador de los activos de caja corregidos (AC). Esta es la variable objetivo que las autoridades tratan de controlar. La elección de esta variable está basada en que su relación con $M3$ es más estable que la de la base monetaria. La serie ajustada tiene en cuenta las variaciones del coeficiente de reservas obligatorias y el número de bancos exentos de cumplimiento (Frost (1977), Mauleón, Pérez y Sanz (1986)).

La determinación del tipo de interés a largo (RL) se centra en el mercado de crédito y así, es influido directamente por el crédito que demanda el sector público (CP). El tipo de interés a corto (RS) entra como una variable explicativa a través de la conducta optimizadora de los bancos individuales. Hay razones para creer que el mercado no se ajusta rápidamente, y por eso el tipo de interés se mueve para ajustar este desequilibrio. Por tanto, el tipo de interés se modeliza en diferencias (Mauleón y Pérez (1985)). Este desajuste transitorio se transmite al mercado de activos excedentes de caja y afecta a los tipos de interés a corto plazo. Entonces, estos tipos están determinados por variables similares. (De hecho, el Banco de España define un indicador de la presión en el mercado de crédito por la diferencia entre los tipos de interés a corto y largo plazo.)

El volumen de crédito que el sector privado demanda está en función directa de las variables usuales (Y, M, P), de modo que el tipo de interés sube con el nivel de actividad (Y) y los precios (P) y baja cuando aumenta el crédito total disponible (o la cantidad de dinero (M), como una aproximación a este último). Dado un volumen de crédito disponible para toda la economía, el volumen disponible para el sector privado está limitado por el crédito al sector público. Así, hay dos tipos de variables que mueven el tipo de interés al alza, tal como están expresadas en la ecuación [2]. Estas dos funciones de tipos de interés sustituyen a la demanda de dinero usual en la mayoría de los modelos. El único medio por el que una función de demanda de dinero puede tener en cuenta el efecto financiero del déficit público es incluir la riqueza como un argumento, siendo los bonos uno de sus componentes. Pero hasta 1983 la mayor parte del déficit público se ha financiado

por medio de deuda a corto plazo con la banca privada. Así, esta deuda compite directamente con otros activos en las carteras bancarias. En conjunto, parece más lógico modelizar directamente los tipos de interés en el mercado de crédito que la demanda de dinero. Las ecuaciones de tipos de interés de este estudio son similares a la de Feldstein y Eckstein (1970), de sobra conocida en la literatura.

La ecuación de producto es una curva *IS* clásica. Las importaciones entran a través de retrasos de '*Y*' y del tipo de cambio real medido por $PM - P$. Así, el modelo no supone que la oferta (o su tasa de crecimiento) es fija, y shocks exógenos de demanda tienen un efecto positivo y no transitorio en el producto (*X* son las exportaciones reales y *G* el gasto nominal del Gobierno).

La ecuación de precios puede ser entendida como una ecuación de mark-up flexible sobre los costes unitarios que es sensible a presiones de la demanda medida por el producto, es decir $P^* = \gamma(Y) * CU$. Pero los precios no responden inmediatamente; más bien lo hacen cuando las condiciones del mercado lo permiten, es decir, cuando hay crédito disponible de modo que es posible pagar precios más altos. Entonces $P - P^* = h(M)$, de modo que finalmente las variables explicativas del nivel de precios son *X* y *M* los costes unitarios. Cuando en una ecuación de precios, entra la cantidad de dinero con un coeficiente cercano a la unidad, como en este trabajo, se suele considerar como un signo claro de que no hay capacidad desocupada en la economía. Pero los resultados empíricos y la evidencia obvia, muestran que este no es el caso de la economía española. La explicación ofrecida aquí es sólo una posible entre otras, y trata de reconciliar dos hechos innegables: 1) los shocks de demanda tienen un efecto duradero y no transitorio en el producto, y 2) el dinero afecta rápida y fuertemente a los precios y poco al nivel de actividad.

La ecuación de salarios (*W*) es una ecuación aumentada del tipo Phillips, en la que se introduce un objetivo para la tasa de crecimiento del salario real (medida por la productividad media, *g*), y *U* es la tasa de desempleo. Las expectativas de precios se suponen racionales a largo plazo. A corto plazo, las expectativas se modelizan de modo que los determinantes a largo plazo de los precios entran en la ecuación de salarios, pero con retrasos no restringidos. De este modo, el modelo permite mayor flexibilidad dinámica. La razón para utilizar este mecanismo ha sido que la introducción de los precios en la ecuación no daba resultados aceptables (la sección siguiente detalla este punto).

La demanda de trabajo (*N*) es relativamente común, excepto por el efecto del tipo de interés. Las expectativas de producto se añaden para incluir la posibilidad de que parte de las empresas determinen su demanda de trabajo en condiciones no neoclásicas, es decir, que estén restringidas por el lado de la demanda de producto. Una posible explicación para la aparición del tipo de interés, es la siguiente (Wadhvani (1984)): la incertidumbre creada por una inflación variable provoca una retracción del mercado de crédito que lleva a la quiebra a cierto número de empresas y así, a la reducción drástica del empleo. Como el tipo de interés incorpora en principio un factor de riesgo, actúa como sustituto de este último en la demanda de empleo. Esta explicación es algo artificial, y además no

es probable que ese factor de riesgo haya influido perceptiblemente en la evolución de los tipos de interés en España (Mauleón, Pérez (1985)).

Sin embargo, la aparición del tipo de interés en la demanda de trabajo y su importancia pueden explicarse alternativamente de modo más natural teniendo en cuenta las características de la empresa española. Podemos suponer que la función de producción depende de cuatro factores básicos: trabajo, capital, inputs importados y capital circulante. Este último input es especialmente importante en este país, dado el bajo grado de capitalización de la empresa española. Es decir, una proporción importante del pasivo empresarial son los créditos, cuyo precio es aproximable por el tipo de interés nominal, ya que el volumen de crédito necesario crecerá al ritmo de la inflación. Además, este hecho se ha agudizado por la pérdida de importancia en los últimos años de los ya estrechos mercados de capitales interiores no bancarios. Una parte importante del capital circulante corresponde precisamente a los pagos de salarios y así, estos dos factores, trabajo y capital circulante, son complementarios. De esta forma, el efecto parcial, compensado de efecto producto del tipo de interés nominal sobre el empleo, será negativo (efecto que sería de signo contrario, con una función de producción de sólo dos factores, capital y trabajo, siendo el tipo de interés una aproximación al coste del capital). El efecto producto reforzará el efecto precio, de modo que el efecto final de una subida del tipo de interés nominal sobre la demanda de empleo será inequívocamente negativo. No obstante, parece claro que el tipo nominal puede estar actuando también como sustituto del coste del capital. En este caso, el efecto precio sobre la demanda de empleo es probablemente positivo, aunque el efecto producto lo amortiguará, y eventualmente cambiará su signo final. De todas formas, otro estudio del autor sobre la inversión en bienes de equipo (Mauleón (1985 b)) no parece detectar que ésta dependa de los tipos de interés, aunque sí parece, con la evidencia estadística disponible, que la inversión en construcción (cerca de un 40 por 100 de la total) es sensible al tipo de interés. Teniendo en cuenta que la demanda de trabajo analizada en este estudio es la total para toda la economía, es razonable suponer que en conjunto el efecto precio positivo de una subida del tipo de interés será marginal y estará dominado por los efectos negativos justamente analizados.

Finalmente, es indudable también que en el período analizado se han producido cambios técnicos inducidos por el alza de los precios de importación, los tipos de interés y los salarios. Retrospectivamente, es claro que estos cambios tecnológicos han estado dirigidos fundamentalmente a reestructurar el factor trabajo (por ejemplo, cambios de organización, redistribución hacia sectores más productivos, etc.). Esto puede ser explicable en la medida que es más difícil prescindir del resto de los factores productivos. Así, la aceleración de la inflación junto con la caída de la Bolsa, ha aumentado la dependencia empresarial respecto del capital circulante. Esto ha sido agudizado más por reducciones sectoriales de la demanda.

Hubiese sido posible disminuir la dependencia de los inputs exteriores, más concretamente de las importaciones de petróleo. Sin embargo, por una serie de razones administrativas (los precios del petróleo tardaron en ser repercutidos a los precios interiores de la energía), e históricas (excesiva reticencia a la inversión en

España (Mauleón, 1985 b)), la inversión y subsiguiente readaptación que se ha realizado en Europa, no se ha llevado a cabo en España.

En definitiva, tendríamos que estos cambios tecnológicos han contrarrestado el probable efecto producto negativo con la subsiguiente aparición de exceso de capacidad que se habría observado como consecuencia del alza de los tipos de interés. Por otra parte, puede esperarse un efecto negativo del tipo de interés sobre la demanda de trabajo, sin que esto signifique que la inversión en bienes de equipo deba ser sensible también al tipo de interés. Esta explicación, aunque no completa, hace plausibles varios hechos observados en la economía española aparentemente contradictorios: caída del empleo y aumentos de la producción, junto con aumentos del tipo de interés y de los costes salariales sin que la inversión responda. Las estimaciones presentadas más adelante aportan evidencia considerable sobre el signo del tipo de interés en la demanda de empleo. La reconciliación de este hecho con otros resultados empíricos y hechos básicos de la economía española puede hacerse del modo indicado.

El modelo no explica el tipo de cambio y la balanza de pagos. Sin embargo, a los efectos del análisis presentado en este trabajo puede ser suficiente suponer paridad del poder de compra a largo plazo, de modo que $PM = P$ (donde PM son los precios de importación). Aunque el tipo de cambio real ha sufrido considerables fluctuaciones, éstas han evolucionado alrededor de una media que no ha cambiado demasiado.

En parte debido a que no hay series trimestrales completas para la década de los sesenta y en parte porque se deseaba seleccionar una muestra en la que las relaciones básicas se pudiesen considerar estables, el período de estimación ha sido 1974.I-1983.IV. Los resultados de la estimación se presentan a continuación, juntamente con algunos comentarios sobre los méritos y defectos de cada ecuación. Finalmente, se obtiene la solución del modelo, y se discuten algunas implicaciones de política económica. Los resultados son los siguientes:

Mercados de dinero y crédito:

$$\begin{aligned} \Delta M = & 0,008 D1 - 0,004 D3 + 0,24 \Delta M_{-1} + 0,63 \Delta AC + \\ & (6,3) \quad (2,0) \quad (3,0) \quad (10,0) \\ & + 0,12 AC_{-4} + 0,002 \Delta^2 RS \\ & (2,6) \quad (2,2) \end{aligned}$$

$$T = 35(75,2 - 83,4), \quad R^2 = 0,93, \quad \sigma = 0,003, \quad DW = 1,4$$

$$C_1(8) = 4,7, \quad C_2(10) = 14, \quad C_3(4) = 8 \quad (\text{IV test})$$

$$\begin{aligned} RS = & 200 + 4,6(CP - P) + 45 (P + Y - M)_{-1} - 6,7 D21 \\ & (4,0) \quad (4,0) \quad (3,5) \quad (6,3) \end{aligned}$$

$$T = 35(75,2 - 83,4), \quad R^2 = 0,68, \quad \sigma = 1,8, \quad DW = 1,4$$

$$C_1(8) = 4,7, \quad C_2(8) = 14, \quad C_3(4) = 4,2$$

$$\begin{aligned} \Delta RL &= 0,36 \Delta RL_{-1} - 31 \Delta(M - P - Y)_{-1} + 7 \Delta(CP - P) + \\ &\quad (2,7) \quad (4,7) \quad (4,6) \\ &+ 0,05 (\Delta RS_{-1} + \Delta RS_{-2}) + 19 \Delta y_{-1} + 0,27 SRL + \hat{u} \\ &\quad (2,5) \quad (2,9) \quad (2,6) \end{aligned}$$

$$\hat{u} = 0,6 \hat{u}_{-3} + \varepsilon \quad (3,0)$$

$$\begin{aligned} T &= 34(75,3 - 83,4), \quad R^2 = 0,59, \quad \bar{\sigma} = 0,8, \quad DW = 2,2 \\ C_1(4) &= 9,0, \quad C_2(14) = 5,6, \quad C_3(3) = 3,4 \end{aligned}$$

Mercado de bienes:

$$\begin{aligned} \Delta_4 Y &= 0,73 \Delta_4 Y_{-1} + 0,05 \Delta_4 X_{-2} - 0,01 \Delta RL + \\ &\quad (5,0) \quad (2,0) \quad (2,1) \\ &+ 12 \Delta(PM - P)_{-2} + 0,046 \Delta_4(G - P)_{-4} + \hat{u} \\ &\quad (2,7) \quad (2,1) \end{aligned}$$

$$\hat{u} = 0,32 \hat{u}_{-3} + \varepsilon \quad (1,6)$$

$$\begin{aligned} T &= 29(76,4 - 83,4), \quad R^2 = 0,6, \quad \bar{\sigma} = 0,01, \quad DW = 1,7 \\ C_1(8) &= 8, \quad C_2(15) = 22, \quad C_3(3) = 2,8 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta P &= -0,017 D1 - 0,023 (D2 + D3) + 0,78 \Delta M + 0,18 \Delta PM + \\ &\quad (3,1) \quad (4,1) \quad (10,0) \quad (4,3) \\ &+ 0,43 \Delta(Y - Y_3)_{-2} + 0,23 \Delta(CU_{-2} + CU_{-3} + CU_{-4})/3 \\ &\quad (3,6) \quad (4,2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} T &= 35(75,2 - 83,4), \quad R^2 = 0,65, \quad \bar{\sigma} = 0,007, \quad DW = 1,9 \\ C_1(4) &= 3,9, \quad C_2(18) = 3,2, \quad C_3(4) = 1,4 \end{aligned}$$

Mercado de trabajo:

$$\begin{aligned} \Delta W &= 0,97 \Delta_4 M + 1,8 \Delta_4(Y - N)_{-3} - 3,1 \Delta_4 U_{-2} \\ &\quad (6,5) \quad (4,5) \quad (3,5) \\ &+ 0,26 \Delta PM_{-1} + 1,1 \Delta(Y - Y_{-5})_{-2} + \hat{u} \\ &\quad (1,8) \quad (2,8) \end{aligned}$$

$$\hat{u} = 0,47 \hat{u}_{-1} + \varepsilon \quad (2,6)$$

$$\begin{aligned} T &= 32(76,1 - 83,4), \quad R^2 = 0,88, \quad \bar{\sigma} = 0,022, \quad DW = 2,0 \\ C_1(4) &= 9, \quad C_2(18) = 8,7, \quad C_3(3) = 5,3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta N &= 0,38 \Delta N_{-2} - 0,033 \Delta(PM - P) - 0,029 (\Delta(PM - P))_{-2} + \\ &\quad (3,8) \quad (2,2) \quad (3,5) \\ &\quad + \Delta(PM - P)_{-3} - 0,006 \Delta RL_{-2} - 0,027 \Delta_4(W - P)_{-3} \\ &\quad (5,3) \quad (3,0) \\ T &= 32(76,1 - 83,4), \quad R^2 = 0,65, \quad \bar{\sigma} = 0,003, \quad DW = 2,1 \\ C_1(4) &= 4,3, \quad C_2(14) = 3,1, \quad C_3(4) = 3,4 \end{aligned} \quad [8]$$

donde $\Delta_4 = 1 - L^4$, y $\Delta^2 = (1 - L)^2$ (todas las variables han sido definidas anteriormente excepto las dummies trimestrales, D_1 , D_2 , D_3 , D_4 y D_{21} que es una dummy para la observación 21).

Es interesante discutir los resultados empíricos, ecuación por ecuación. En general, todas las ecuaciones son robustas ante especificaciones incorrectas de la estructura de retrasos. Los contrastes de estabilidad y correlación se aceptan también, aunque algunos de ellos están en el límite (los contrastes se discuten en la sección 4). Esto es un reflejo del principal objetivo en la construcción de modelos, es decir, establecer relaciones entre variables, sacrificando algo la eficiencia en la estimación. Sin embargo, el modelo explica aceptablemente las relaciones básicas, como se discute más adelante.

La ecuación de oferta de dinero es estadísticamente muy satisfactoria excepto por el contraste de correlación serial, que es algo alto. Esto es probablemente un efecto de la agregación temporal ya que regresiones con datos mensuales son similares y no presentan correlación serial. La elasticidad a largo plazo del dinero con respecto a los activos de caja ajustados es unitaria, tal como se suponía, y la respuesta del dinero muy rápida (Mauleón, Pérez y Sanz (1986)). El tipo de interés a corto entra en la ecuación con signo positivo, tal como debe, y refleja su relación negativa con los activos de caja excedentes. Las ecuaciones de oferta de dinero y tipo de interés a corto han sido estimadas conjuntamente por un procedimiento máximo verosímil. El tratamiento adecuado de la simultaneidad en este caso ha sido esencial para estimar correctamente el efecto del tipo de interés en la oferta de dinero.

La ecuación de tipo de interés a corto plazo se ha estimado en niveles, e incluye las variables esperadas. La variable dependiente no aparece con retrasos en el lado derecho, y esto refleja el hecho de que los ajustes en el mercado de dinero son rápidos. Hay tres datos atípicos que requieren un tratamiento diferente. Dos son debidos a alteraciones institucionales del mercado, y como la ecuación no incluye retrasos de la variable dependiente, la solución es simplemente eliminarlos. El tercero tiene un efecto considerable en las reservas excedentes y así, en la oferta de dinero. Así, no puede ser eliminado de la muestra, y la solución econométrica es captarlo con una dummy en la ecuación de tipos de interés.

Los resultados para la ecuación del tipo de interés a largo plazo son los esperados aunque el ajuste es bajo. La ecuación no es muy estable aunque esto puede ser debido a un dato atípico en 84,3. El problema principal en este caso fue seleccionar un tipo representativo. Los mercados financieros españoles son estre-

chos y han estado muy intervenidos en el pasado. Finalmente, la elección tuvo que hacerse por exclusión (más detalles se dan en Mauleón y Pérez (1985)). El contraste de correlación serial detecta correlación negativa en todos los retrasos aunque no muy significativa. Esto puede ser el resultado de una diferenciación excesiva, como se explica en la sección siguiente. Pero la estimación en niveles sistemáticamente daba un D.W. cercano a cero y un coeficiente cercano a la unidad para la variable dependiente retrasada cuando se incluía. Por esto, se decidió modelizar la ecuación en diferencias.

La Contabilidad Nacional no ofrece datos trimestrales para el PIB, y la serie utilizada aquí es una interpolación realizada en el Servicio de Estudios del Banco de España. Esto explica probablemente el comportamiento intraanual algo extraño de la serie. El filtro $(1 - L^4)$ suaviza la serie y hace menos agudo este problema. Como los datos del regresor $\Delta_4 Y_{-1}$ son estimados, esto causa un sesgo de errores de medición, aunque en este caso se puede esperar que sea bajo (Palm y Nijman (1984)). La ecuación para el producto se ha estimado conjuntamente con la ecuación de tipos de interés. Este procedimiento es esencial, en este caso, para captar el efecto del tipo de interés, ya que el problema de la simultaneidad es considerable. Como esto implica perder cuatro observaciones al comienzo de la muestra, los resultados presentados para la ecuación del tipo de interés son los obtenidos en un ajuste independiente para esta variable en la muestra completa. Como la elasticidad del empleo respecto a los salarios reales es menor que la unidad, la reducción de la tasa de inflación implica un incremento en la renta real del trabajo. Así, el consumo y la producción es probable que aumenten. Por otra parte, la inflación aumenta las distorsiones de precios relativos y así, la incertidumbre, lo que afecta negativamente a la inversión y el nivel de actividad. Por lo tanto, la tasa de inflación es una variable explicativa potencial en una ecuación de producto, aunque en este trabajo no ha sido significativa, debido probablemente a la calidad de los datos. Una de las variables explicativas en esta ecuación es el tipo de interés nominal en lugar del real. Si el tipo de interés real entra en la ecuación, emplear el tipo nominal deja la tasa de inflación fuera con una contribución positiva. Este efecto puede que esté compensando el efecto sobre el consumo mencionado anteriormente, y así, suministra una explicación para la significatividad del tipo nominal y la no significatividad de la tasa de inflación en la ecuación del producto (otras explicaciones, para justificar el uso del tipo nominal en lugar del real en la ecuación del producto, se encuentran en Clarida y Friedman (1983)).

La ecuación de precios define un comportamiento de mark-up flexible. Casi todos los coeficientes son significativos, o tienen el signo y tamaño esperado, y la ecuación supera con facilidad todos los contrastes. La primera motivación para introducir el dinero en la ecuación de precios es que trabajos empíricos anteriores han mostrado una relación muy fuerte entre dinero y precios. Por otra parte, precios (y salarios) no pueden crecer indefinidamente dada una cantidad de dinero fija. El modelo usual sólo admite la realimentación de un modo débil y oscuro, a través de los tipos de interés, nivel de actividad y empleo. La introducción del dinero disminuye considerablemente la espiral precios salarios desencadenada por un choque exógeno, a menos que el dinero acomode el

proceso. Esto es así porque los coeficientes estimados de precios y salarios son menores en este último caso. Finalmente, ecuaciones reducidas del tipo *VAR* no dan ninguna indicación de que la causalidad vaya en la dirección precios-dinero.

La ecuación de salarios incluye los determinantes de los precios con retrasos no restringidos (M , Y , PM), y la solución estática está cercana a la racionalidad completa. La utilización de una medida de salarios, neta de las contribuciones de los asalariados a la Seguridad Social, no alteraba apenas los resultados, así que finalmente se seleccionaron los salarios totales para dar coherencia al modelo. La ecuación de salarios convencional incluye la tasa de desempleo como variable explicativa, y muchos investigadores no aceptarían fácilmente el excluirla. Una posible ecuación de este tipo es la siguiente:

$$\Delta_4 W = 1,05 \Delta_4 M + 2,4 \Delta_4 (Y - N)_{-3} - 0,52 U + u$$

(7,2) (5,3) (3,5)

$$u = 0,47 u_{-1} + \varepsilon$$

(3,0)

Sin embargo, desde un punto de vista empírico esta ecuación es dudosa: si se añaden retrasos de ' u ' el efecto final es cercano a cero, y ningún coeficiente es significativo al nivel convencional del 5 por 100. La solución estática del modelo (véase la sección 3) es muy sensible al coeficiente de ' u ' en la ecuación de salarios, y, puesto que no puede estimarse con precisión, se decidió finalmente seleccionar la primera diferencia de la tasa de desempleo como variable explicativa. Hay que hacer notar además, que si se interpreta la ecuación como una oferta invertida de trabajo, la tasa de desempleo debe aparecer en primeras diferencias (Nickell (1982)).

La ecuación de demanda de trabajo hace depender a ésta de los salarios reales, el tipo de cambio real y un tipo de interés nominal. Todos los coeficientes tienen el signo esperado, los contrastes se superan con facilidad, y aunque el ajuste no es alto, tampoco es demasiado bajo. Se pueden encontrar justificaciones para modelizar la ecuación en niveles o diferencias (Nickell (1980, 1982)). Como el empleo, igual que los tipos de interés, ha seguido una tendencia fuerte durante la muestra, se consideró más apropiado modelizar la ecuación en diferencias. La estimación en niveles es también peligrosa, ya que puede producir elasticidades a largo plazo totalmente distorsionadas (véase la sección 3). No es raro encontrar en la literatura funciones de demanda de trabajo estimadas en niveles, con una elasticidad respecto al salario real cercana a la unidad. Sin embargo, un simple análisis revela lo absurdo de este resultado, al menos para el caso español: el desempleo ha aumentado alrededor de 15 puntos porcentuales en la década 1974-1983, pero los salarios reales han crecido un 60 por 100. Así, la elasticidad unitaria sólo puede ser plausible si hubiese habido otro efecto positivo e importante en el empleo durante este período. Pero todos los efectos restantes que normalmente se presentan en las estimaciones son negativos.

El tipo de interés nominal entra en la ecuación con un efecto importante y muy significativo. Como antes se ha mencionado, el tipo de interés capta probablen-

te los costes financieros y el efecto del stock de capital. Algunas de las variables que se han omitido son impuestos, seguro de desempleo, costes de despido y contratación y desajustes estructurales entre las cualificaciones requeridas por los puestos ofrecidos y demandados. No hay datos trimestrales disponibles para estas variables, pero es poco probable que tengan un peso importante en el caso español, excepto en el caso de las contribuciones de los empresarios a la Seguridad Social. Pero esta variable debería añadirse a los salarios para obtener los costes laborales. Como esta variable ha crecido más rápidamente que los salarios, y el crecimiento del desempleo que debe ser explicado está dado, el efecto más probable que produciría tener en cuenta este impuesto es reducir la elasticidad del empleo respecto al salario real.

Casi todas las ecuaciones han sido estimadas por mínimos cuadrados después de rechazar la significatividad de las variables endógenas corrientes como regresores. El problema de 'ecuaciones aparentemente no relacionadas' no ha sido posible tratarlo adecuadamente ya que la estimación eficiente (en sentido asintótico) tropieza con la insuficiencia de observaciones.

Es interesante considerar la solución estática del modelo para analizar implicaciones de política económica (véase la sección 3). Aunque el objetivo es principalmente analizar el empleo, es útil considerar la solución para ' p ', ' w ' e ' y ', de modo que puedan comprenderse los multiplicadores finales en el empleo. La solución estática es entonces:

$$\begin{aligned}\Delta Y &= 0,004 + 0,1\Delta X + 0,03\Delta PM - 0,05\Delta CP - 0,03\Delta AC + 0,08\Delta GR \\ \Delta P &= -0,008 + 0,14\Delta X + 0,15\Delta PM - 0,11\Delta CP + 1,1\Delta AC + 0,12\Delta GR \\ \Delta W &= 0,012 + 0,21\Delta X - 0,1\Delta PM - 0,21\Delta CP + 1,2\Delta AC + 0,2\Delta GR \\ \Delta N &= -0,0016 - 0,07\Delta X - 0,15\Delta PM - 0,05\Delta CP + 0,23\Delta AC - 0,65\Delta GR\end{aligned}\quad [9]$$

donde GR son las compras del Gobierno en términos reales y $\Delta u \simeq -\Delta N$.

Una comprobación bastante fuerte del modelo se puede realizar estudiando la plausibilidad de esta solución. Consideremos primero la solución en niveles para el empleo:

$$N = e^{-0,0016} X^{-0,07} PM^{-0,15} CP^{-0,05} AC^{0,23} GR^{-0,065} \quad [10]$$

Manipulaciones sencillas de esta ecuación permiten descomponer la tasa de desempleo en sus componentes como:

$$\begin{aligned}(1 + g_N) &= e^{-0,0016} (1 + g_X)^{-0,07} (1 + g_{PM})^{-0,15} (1 + g_{CP})^{-0,05} \\ &\quad (1 + g_{AC})^{0,23} (1 + g_{GR})^{-0,065}\end{aligned}\quad [11]$$

donde $\Delta X/X = g$. Hay que notar que $\Delta \log X \neq \Delta X/X$ a no ser que esta última cantidad sea menor que uno y cercana a cero. Esta es la razón para utilizar [11] en lugar de [9] en el ejercicio que se realiza a continuación.

Introduciendo los valores muestrales en el lado derecho de esta ecuación, da una estimación de g_N , que es cercana al valor observado de -15 por 100 . Como esta solución depende de forma muy compleja de todos los parámetros del modelo, podemos concluir con cierta seguridad que el proceso de modelización no ha podido ser demasiado equivocado (el mismo tipo de ejercicio muestra que las otras ecuaciones son también satisfactorias).

Como la tasa de crecimiento del crédito interno al sector público ha sido 720 por 100 , es decir $g_{CP} = 7,2$, la ecuación [11] muestra que la tasa de desempleo habría sido mucho menor si se hubiese contenido el déficit. Dada la estrechez de los mercados de capitales y la caída de los beneficios, los costes financieros han crecido dramáticamente, junto con los tipos de interés. Esto ha llevado a muchas empresas fuera del mercado. Una inversión decreciente, parcialmente provocada por los altos tipos de interés, ha sido otro factor importante que explica el desempleo en España.

Considerando la ecuación [11] por separado, puede parecer que una inyección de dinero incrementaría el empleo. Pero esto tiene un efecto considerable en la inflación y, por lo tanto, afectará a los precios de importación a través de la depreciación del tipo de cambio. Si asumimos $P \cdot P \cdot P$, a largo plazo tenemos que $\Delta PM = \Delta P$, y las elasticidades a largo plazo de los precios y el empleo con respecto a los activos de caja son ahora $1,2$ y $0,04$, respectivamente. Esto muestra con claridad que el coste inflacionario de esta política sería alto. Estrictamente hablando, el modelo admite esta posibilidad, pero es evidente que la tasa de inflación que esta política induciría sería tan alta que la simplificación del modelo no sería ya válida. Por ejemplo, la incertidumbre generada por las distorsiones de precios relativos implicaría una caída de la inversión y el producto, pero este efecto no está considerado en el modelo (si asumimos $P \cdot P \cdot P$, el impacto a largo plazo del dinero en el producto sería ligeramente positivo y podría tener también un efecto positivo en el empleo).

Un resultado sorprendente es el impacto negativo de las exportaciones y el gasto real del Gobierno en el empleo. Esto puede explicarse como sigue: como el PIB crece con las exportaciones, esto aumenta la productividad, lo que a su vez eleva los salarios nominales (y reales) a través del proceso de negociación resumido en la ecuación de salarios. Pero este crecimiento en los salarios reales lleva a los empresarios a reducir su demanda de empleo. Claramente este efecto no debe ser extrapolado excesivamente: debe haber un punto a partir del cual el producto tiene un efecto positivo en el empleo, a no ser que el progreso técnico sea extraordinariamente rápido. Un método posible para introducir este efecto en la demanda de empleo es a través de las expectativas (Nickell (1980)). Pero en el caso español no se ha encontrado evidencia que apoye esta hipótesis (véase la sección 3). Por otra parte, esto era esperable en un período en el que el producto ha sido casi constante. Como otros estudios de la economía española muestran que la inversión depende del producto a través de los beneficios, hay que concluir que el efecto de las expectativas de producto en el empleo es muy probable que exista, pero no ha sido captado dada la escasa variabilidad muestral. Este efecto positivo debería reducir y eventualmente invertir de signo el efecto adverso a corto plazo de las exportaciones en el empleo.

donde NFD es el déficit no financiero, y CRM deuda pública a corto plazo (no hay apenas deuda pública a largo plazo en España). Para cerrar el sistema, requerimos otra identidad que relacione AC , la base monetaria (H), el efectivo en manos del público, y una función de demanda para esta última variable. Puede añadirse también una función de reacción que describa el comportamiento de las autoridades. De hecho, estimaciones preliminares muestran que la oferta de activos de caja depende del objetivo de crecimiento para la oferta de dinero, y del tipo de cambio. Entonces, tendríamos un sistema de ecuaciones en el que las variables controlables por las autoridades económicas serían el objetivo de crecimiento para la cantidad de dinero y el déficit estructural. Este último puede definirse como la parte del déficit no inducida por variaciones cíclicas en el producto, es decir, la constante en la ecuación de realimentación. Probablemente ésta es una línea prometedora para futuras investigaciones.

3. Algunos problemas econométricos

Esta sección se dedica a discutir, sin un orden estricto, varios problemas técnicos mencionados en la sección anterior. En primer lugar, se analiza la solución estática del modelo. Después, se consideran algunos problemas específicos de las ecuaciones de demanda de empleo y tipos de interés. Finalmente, se discute el modelo de formación de expectativas de precios.

En primer lugar, necesitamos ampliar la notación. Consideremos el modelo dinámico de ecuaciones simultáneas escrito en la forma:

$$\begin{matrix} B(L) & Y_t & + & C(L) & Z_t & = & u_t \\ (n \times n) & & & (n \times k) & & & \end{matrix} \quad [14]$$

donde $B(L)$ es una matriz de polinomios en el operador ' L ', ' Y ' es un vector de ' n ' variables endógenas, y las ' K ' variables exógenas están agrupadas en ' Z '. A largo plazo, igualamos ' u_t ' a su esperanza que es cero, ya sea ' u_t ' un proceso autocorrelacionado o no. Entonces, haciendo $L = 1$ en [14] obtenemos la solución para ' Y ' dado un conjunto de valores de ' Z ', como:

$$Y = B(1)^{-1}C(1)Z \quad [15]$$

El filtro $(1 - L^4)$ se puede tratar notando que $(1 - L^4) = (1 - L)(1 + L + L^2 + L^3)$, o en equilibrio a largo plazo $\Delta_4 = 4 \cdot \Delta$. Cuando la tasa de desempleo entra en la ecuación de salarios, hay un problema adicional que debe ser resuelto. En primer lugar notamos que como $U = 1 - N/L$, también $\log(1 - u) \simeq -u = \log(\bar{N}/\bar{L}) = N - L$ (donde \bar{N} y \bar{L} son los niveles de N y L). Consideremos ahora la solución del siguiente modelo (variables medidas en logaritmos):

$$\begin{matrix} \Delta Y + \beta_1(Y - Z) + \beta_2 \Delta X + \beta_0 = 0 \\ \alpha_2 \Delta Y & & + \Delta X + \alpha_0 = 0 \end{matrix} \quad [16]$$

Para que este sistema tenga una solución de equilibrio requerimos que $\Delta Y = \Delta Z$. Entonces, dada una tasa de crecimiento para z , g , obtenemos la tasa de crecimiento de equilibrio de X , ΔX^* , en la segunda ecuación como:

$$\Delta X^* = -(\alpha_0 + \alpha_2 g) \quad [17]$$

y sustituyéndola en la primera ecuación de [16] obtenemos la solución para $(Y - Z)$ como:

$$(Y - Z) = [(\beta_2 \alpha_0 - \beta_0) + (\beta_2 \alpha_2 - 1)g]/\beta_1 \quad [18]$$

Alternativamente, podemos considerar la forma reducida de [16] dada por:

$$\begin{aligned} \Delta Y + \pi_{11}(Y - Z) + \pi_{12} &= 0 \\ \Delta X + \pi_{21}(Y - Z) + \pi_{22} &= 0 \end{aligned} \quad [19]$$

y resolver $(Y - Z)$ en la primera ecuación, haciendo $\Delta Y = g$. Introduciendo esta solución en la segunda ecuación obtenemos la solución para ΔX . Este es el método más fácil de resolver el problema desde el punto de vista de los costes de programación. Planteado el problema de otro modo, podemos pensar en [16] como un sistema de dos ecuaciones con tres incógnitas, ΔY , ΔX , $(Y - Z)$. Por tanto, necesitamos una ecuación adicional para resolverlo, que es $\Delta Y = \Delta Z$, y ΔZ se determina exógenamente.

Las dummies estacionales causan algunos problemas porque su efecto no desaparece en equilibrio. Consideremos, en primer lugar, un modelo sencillo dado por:

$$Y_t - \alpha Y_{t-1} = D, \quad D = 1, 0, 1, 0, \dots \quad [20]$$

Podemos reescribir esta ecuación como:

$$\begin{aligned} Y_t - \alpha Y_{t-1} &= 0,5 + 0,5D_1 - 0,5D_2 \\ D_1 &= 1, 0, 1, 0 \\ D_2 &= 0, 1, 0, 1 \end{aligned} \quad [21]$$

y obtener fácilmente la solución de equilibrio como:

$$Y = \frac{0,5}{1 - \alpha} + \frac{0,5}{1 + \alpha} D_1 - \frac{0,5}{1 + \alpha} D_2 \quad [22]$$

La solución se descompone en dos partes, una media y un efecto estacional cuya media es cero. En general, siempre se puede reparametrizar el efecto estacional de esta forma. El efecto estacional a largo plazo puede ser obtenido de la siguiente forma. Consideremos una variable que sigue un proceso AR :

$$\begin{aligned} \alpha(L) Y_t &= \delta_0 + \sum_{j=1}^s \delta_j D_j \\ \alpha(L) &= \sum_s \alpha_s L^s \end{aligned} \quad [23]$$

donde $\sum \delta_j = 0$ y D_j es la dummy estacional para el período j . Definiendo:

$$\beta_i = \alpha_i + \alpha_{i+s} + \dots = \sum_n \alpha_{i+ns}, \quad (i + ns \leq m)$$

y dado que la media global está dada por $\bar{Y} = \delta_0/\alpha(1)$ establecemos el sistema de ecuaciones:

$$\sum_{i=1}^s \beta_i \bar{Y}_n = \delta_j, \quad n = \min(i+j-1, i+j-1-s) \quad [24]$$

$$j = 1, \dots, s$$

y las \bar{Y}_s darán las medias estacionales. Teniendo en cuenta que requerimos $\alpha(1) \neq 0$ para que el modelo sea estable, y sumando [24] sobre ' j ', es fácil comprobar que la suma de los efectos estacionales a largo plazo es efectivamente cero.

Dos cuestiones mencionadas en la sección anterior, relativas a la demanda de trabajo, son la especificación en niveles o primeras diferencias, y la introducción del output como variable explicativa. Un posible método de introducir el producto en la demanda de trabajo es por medio de las expectativas de output (Nickell (1980)). Consideremos la demanda de empleo escrita en la notación usual como:

$$N = \zeta'\gamma + \sum Y_{t,s}^e \gamma_s + \varepsilon_t \quad [25]$$

Suponiendo expectativas racionales y definiendo $Y_{t+s} = Y_{t,s}^e + u_{t,s}$, podemos escribir:

$$N = \zeta'\gamma + \sum Y_{t+s} + v_t \quad [26]$$

donde ' v ' es ahora un *MA* y está correlacionado con los regresores. Podemos estimar [26] por *IV* y contrastar la autocorrelación de los errores por el método de Breusch y Godfrey (1981), ya que los contrastes derivados allí son igualmente válidos para medias móviles o errores autorregresivos. Este contraste previo arroja cierta luz sobre el problema y puede mostrar si es útil el esfuerzo de modelizar explícitamente las expectativas del producto. Este contraste se llevó a cabo sin que se encontrara ninguna evidencia de errores correlacionados o coeficientes significativos para las expectativas de producto. Este resultado no es de todos modos sorprendente, en un período en el que el producto ha sido casi constante.

La estimación en niveles de la demanda de trabajo es peligrosa ya que puede originar estimaciones de las elasticidades a largo plazo totalmente distorsionadas, tal como muestra la discusión siguiente. Ocurre con frecuencia que las estimaciones de la demanda de trabajo en niveles tienen la forma:

$$N = \alpha_1 N_{-1} - \alpha_2 N_{-2} + \zeta'\gamma + \varepsilon \quad [27]$$

donde el proceso tiene dos raíces cíclicas de período ' p ' y amplitud ' ρ '. Entonces:

$$\alpha_1 = 2\rho \cos \theta, \quad \theta = 2\pi/p$$

$$\alpha_2 = \rho^2 \quad [28]$$

Manipulaciones triviales muestran que si $\cos(\theta)$ es cercano a uno y $\rho^2 > 0,5$, entonces $2\rho \cos \theta \simeq 1 + \rho^2$, de modo que [27] puede escribirse como:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &\simeq N - (1 + \rho^2)N_{-1} + \rho^2 N_{-2} - \mathcal{Z}'\gamma \\ &= \Delta N - \rho^2 \Delta N_{-1} - \mathcal{Z}'\gamma \end{aligned} \quad [29]$$

o, en otras palabras, el $AR(2)$ cíclico en niveles está simplemente aproximando un $AR(1)$ en diferencias. Si $(1 - \alpha_1 + \alpha_2)$ es cercano a cero, lo que indica cuasi inestabilidad dinámica, las elasticidades a largo plazo estimadas para ' \mathcal{Z} ' serán muy inestables, y un ejemplo típico es el salario real.

La ecuación de tipo de interés presenta algún problema con el contraste de correlación. Más concretamente, detecta correlación negativa en todos los retrasos, aunque poco significativamente. Esto puede ser un resultado de una sobrediferenciación, como se explica a continuación. Consideremos un proceso de error dado por:

$$u_t = \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t = \varepsilon_t / (1 - \alpha L), \quad 0 < \alpha < 1 \quad [30]$$

Definiendo $\rho = (1 - \alpha)$, se obtiene después de operaciones algebraicas tediosas:

$$\Delta u_t \simeq - \sum_{s=1}^{m-1} \rho^s \Delta u_{t-s} + \varepsilon_t \quad [31]$$

para algún ' m ' tal que $\rho^m \simeq 0$. Pero los tipos de interés han seguido una tendencia fuerte en el período de estimación, y ésta es probablemente la razón por la que la estimación en niveles daba sistemáticamente un D.W. cercano a cero, y un coeficiente para la variable dependiente cercano a la unidad, cuando se incluía en la regresión. La estimación en niveles bajo estas condiciones puede dar una idea muy equivocada del ajuste, tal como se mide por el R^2 , y elasticidades a largo totalmente erróneas. Por esto, finalmente se decidió modelizar la ecuación en diferencias.

La última cuestión pendiente de análisis es el proceso de formación de expectativas de precios en la ecuación de salarios. Supongamos que el modelo de precios y salarios puede escribirse en equilibrio como sigue:

$$\begin{aligned} \dot{W} &= \dot{P}e + \mathcal{Z}'\gamma_w \\ \dot{P} &= \mathcal{Z}'\gamma_p + \delta \dot{w} \end{aligned} \quad [32]$$

donde ' \mathcal{Z} ' es el conjunto de todas las variables en el modelo de precios y salarios y algunos de los coeficientes de γ_w y γ_p son cero. La solución para \dot{P} es entonces:

$$\begin{aligned} \dot{P} &= \mathcal{Z}'(\gamma_p + \delta\gamma_w + \delta\gamma_w)/(1 - \gamma) \\ &= \mathcal{Z}'\gamma^* \end{aligned} \quad [33]$$

Supongamos ahora que estimamos la ecuación de salarios en la forma siguiente:

$$\dot{W} = \mathcal{Z}'\gamma(L) + \mathcal{Z}'\gamma_w \quad [34]$$

donde $\gamma(1)$ tiene las mismas restricciones cero que γ_p^* . Entonces la racionalidad completa a largo plazo está incluida en el supuesto $\gamma(1) = \gamma_p^*$, y éstas son las restricciones que el modelo implica. Consideremos ahora la reparametrización de la solución estática de [33] como sigue:

$$\begin{aligned} \dot{W} &= \mathcal{Z}'\gamma(1) + \mathcal{Z}'\gamma_w \\ &= \mathcal{Z}'\gamma_p^* + \mathcal{Z}'(\gamma_w + \gamma(1) - \gamma_p^*) \end{aligned} \quad [35]$$

es decir, requerimos algunas restricciones de identificación si queremos asegurar que el modelo subyacente es [32]. Sustituyendo \dot{P}^e por $\dot{P} - \varepsilon$ en [32], la condición de identificación requiere que al menos una variable del conjunto $(\mathcal{Z}'\gamma_p)$ falte en $(\mathcal{Z}'\delta_w)$. Como estas últimas variables entran en $(\mathcal{Z}'\delta_p^*)$, únicamente obtendremos un coeficiente no nulo en [33] si $\delta(1) = \gamma_p^*$. En el caso de este trabajo hay dos restricciones de este tipo, es decir, ΔM y ΔPM no pueden aparecer en la ecuación de salarios con coeficientes no restringidos. Las estimaciones de las ecuaciones de precios y salarios pueden reescribirse en equilibrio estático como:

$$\begin{aligned} \Delta P &= 1,2\Delta M + 0,25\Delta PM + 1,7\Delta Y + 0,3\Delta N \\ \Delta W &= 0,97\Delta M + 0,065\Delta PM + 1,7\Delta Y + 0,3\Delta N + 1,5\Delta(Y - N) - 2,5\Delta N \end{aligned} \quad [36]$$

es decir, el modelo está cercano a la racionalidad completa. El único parámetro que varía algo entre las dos estimaciones es el de los precios de importación. Las restricciones discutidas anteriormente, requerirían estimar las ecuaciones de modo que los coeficientes de ΔM y ΔPM fuesen los mismos en ambas ecuaciones, como se indica en [36].

4. Contrastes estadísticos

Las estimaciones econométricas sólo pueden ser aceptadas después de haber contrastado extensivamente posibles errores de especificación. Esta estrategia es la defendida por una corriente de influencia creciente, que tiene su origen en J. D. Sargan y ha sido transmitida hasta hace pocos años verbalmente. Gran parte de los contrastes de especificación pueden clasificarse bajo una de estas categorías: a) ausencia de correlación serial; b) estabilidad; c) no omisión de variables significativas importantes; d) ausencia de datos atípicos.

Los contrastes de estabilidad pueden ser definidos en términos de la capacidad predictiva de una ecuación. Este tipo de contraste es especialmente útil en modelos de ecuaciones simultáneas, ya que normalmente no se dispone de muestras amplias que pueden ser divididas para llevar a cabo un contraste convencional de restricciones lineales. Contrastes de estabilidad basados en la

capacidad predictiva de un modelo existen hoy día para modelos uniecuacionales (Chow (1960), Hendry (1976)). Para modelos de ecuaciones simultáneas un contraste similar ha sido derivado por el autor (Mauleón (1985 a)). El contraste está basado en el siguiente criterio:

$$-2 \left[\left(1 - \frac{T_2}{T} \right) L - L_1 \right] + n T_2 \lambda \chi_{n T_2}^2 \quad [37]$$

donde L y L_1 son, respectivamente, los máximos de la función de verosimilitud en la muestra completa, y en las primeras T_1 observaciones. La ventaja de esta expresión es que casi todos los programas econométricos dan el valor de la función de verosimilitud.

Contrastar la ausencia de correlación serial es fácil en muchas situaciones, por medio de contrastes de Lagrange. Puede ser conveniente corregir por grados de libertad, para aproximar la distribución finita a una χ^2 . El contraste utilizado aquí es:

$$(T - K - m) R^2(\tilde{u}/\tilde{u}_{-1}, \dots, \tilde{u}_{-m}, \chi) \lambda \chi_m^2 \quad [38]$$

donde ' \tilde{u} ' son los residuos mínimos cuadráticos de la primera regresión en los ' K ' regresores ' X '. Si retrasos de la variable dependiente no están incluidos en ' X ', pueden omitirse de la segunda regresión. Si hay un problema de simultaneidad, los regresores ' X ' se sustituyen por sus proyecciones en los instrumentos, \tilde{X} .

Algunas de las ecuaciones han sido estimadas con un error autorregresivo por mínimos cuadrados no lineales. El contraste de correlación serial puede llevarse a cabo ahora por medio del cociente de máxima verosimilitud. Por analogía al caso de las restricciones lineales, puede ser mejor utilizar el contraste corregido siguiente:

$$(T - K + m/2)/T(L_u - L_R) \lambda \chi_m^2 \quad [39]$$

donde ' K ' es el número total de parámetros en el modelo no restringido y ' m ' el número de restricciones. Este último tipo de contraste es también útil cuando un subconjunto de ecuaciones debe ser estimado conjuntamente (L_u y L_R son, respectivamente, las funciones de verosimilitud no restringida y restringida).

Un contraste global de la especificación seleccionada se ha llevado a cabo con cada ecuación. Para ello, se han añadido cuatro retrasos de todas las variables que finalmente entraban en cada ecuación, y se ha contrastado su significatividad.

Los contrastes se han definido del siguiente modo:

- $C_1(\cdot)$ contraste de estabilidad
- $C_2(\cdot)$ contraste global de especificación
- $C_3(\cdot)$ contraste de correlación serial

(grados de libertad entre paréntesis).

5. Conclusiones

Si definimos la política de manejo de la demanda a corto plazo, por el conjunto de combinaciones de G y M hemos visto que no hay mucho espacio para ello en España. Una expansión de la cantidad de dinero no tiene efectos sustanciales en el empleo, y es casi totalmente absorbida por incrementos de precios. El gasto gubernamental puede tener un efecto (directo) perverso, como se ha discutido en la sección 2. Pero esto podría invertirse si el objetivo de crecimiento del salario real no estuviese tan unido a la productividad media. Por otra parte, el déficit público, a través de su presión sobre los tipos de interés, empuja al alza los costes financieros y limita la inversión privada, siendo de este modo una carga en la demanda de empleo. Entonces, una combinación de políticas dirigidas a reducir el déficit y una política de rentas, podrían ser factores importantes a tener en cuenta para invertir de signo la caída del empleo. Aunque el trabajo no intenta contestar a la pregunta de cómo reducir el déficit, es razonable pensar que la inversión pública no debería reducirse. Esto es especialmente así, en un período en el que la inversión privada no reacciona a una mejora de las perspectivas económicas.

Otras implicaciones del modelo relativas al mercado de trabajo han sido comentadas en la introducción. Finalmente, simulaciones dinámicas de un modelo extendido pueden ser también útiles para evaluar políticas alternativas.

Apéndice: Listado de variables

Los tipos de interés y la tasa de desempleo están definidos en niveles. Las restantes variables están definidas en logaritmos naturales.

AC : Activos de Caja corregidos.

CU : Costes laborales unitarios ($W + N - Y$).

CP : Crédito interno al sector público.

G : Gastos corrientes e inversión del Gobierno Central (en términos nominales).

H : Base monetaria.

L : Población activa.

M : $M3$ (disponibilidades líquidas).

N : Empleo total en la economía.

P : Índice de precios al consumo.

PM : Índice de precios de importación.

RL : Tipo de interés de las obligaciones industriales.

RS : Tipo interbancario a un mes.

U : Tasa de desempleo (en porcentaje).

X : Exportaciones (en términos reales).

Y : PIB.

W : Salario nominal (ganancia por persona y mes).

$D1, D2, D3, D4$: Dummies estacionales trimestrales.

SP : Dummy estacional con los valores (0, -2, 0, 1).

SRL : Dummy estacional con los valores (-1, -1, 0, 1).

Fuentes: Banco de Datos del Banco de España; Instituto Nacional de Estadística.

Referencias

- Breusch, T. S., y Godfrey (1981): «A review of recent work on testing for autocorrelation in dynamic simultaneous models», Currie Nobey Peel. Editors., *Macroeconomic Analysis*, London: Croom-Helm.
- Chow, G. (1960): «Tests for equality between sets of coefficients in two linear regressions», *Econometrica*.
- Clarida, R., y Friedman, B. (1983): «Why have short term interest rates been so high?», *Brooking Papers on Economic Activity*, 2.
- Feldstein, M., y Eckstein, D. (1970): «The fundamental determinants of the interest rate», *Review of Economics and Statistics*.
- Frost, P. A. (1977): «Short run fluctuations on the Money Multiplier and Monetary Control», *Journal of Money Credit and Banking*.
- Gordon, R. (1982): «Why stopping inflation may be costly: evidence from fourteen historical episodes», *Inflation, causes and effects*, editado por R. Hall, National Bureau of Economic Research.
- Hendry, D. (1976): «The structure of simultaneous equations estimators», *Journal of Econometrics*.
- Hendry, D. (1980): «Predictive failure and econometric modelling in Macroeconomics; the transaction demand for money function», en P. Ormerod (ed.), *Modelling the economy*, Heineman, Londres.
- Mauleón, I. (1985 a): «La demanda de activos de caja del sistema bancario en el período 1978-1982: un estudio empírico», *Revista de Economía Española*, 1.
- Mauleón, I. (1985 a): «A stability test for simultaneous equations models», *Documento de trabajo 8577*, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Mauleón, I. (1985 b): «La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad», *Documento de trabajo 8516*, Banco de España, *Investigaciones Económicas*, vol. X, n.º 2.
- Mauleón, I., y Pérez, J. (1985): «Interest rate determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain», en *Nominal and real interest rates: Determinants and influences*, Banco Internacional de Pagos, Basilea.
- Mauleón, I.; Pérez, J., y Sanz, R. (1986): «Los activos de caja y la oferta de dinero», *Estudios Económicos* n.º 40, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Nickell, S. (1980): «An expectational model of employment in British manufacturing», CLE, *Working paper* n.º 179, London School of Economics.
- Nickell, S. (1981): «An investigation of the determinants of manufacturing employment in the United Kingdom», CLE, *Discussion paper* n.º 105, London School of Economics.
- Nickell, S. (1982): «Wages and unemployment: a general framework», *The economic Journal*.
- Palm, F. C., y Nijman, Th. E. (1984): «Missing observations in the dynamic regression model», *Econometrica*.
- Wadhvani, S. B. (1984): «Inflation bankruptcy and employment», CLE, *Discussion paper* n.º 195, London School of Economics.

Abstract

This paper analyzes some implications of the public deficit in the labour market through the impact of interest rates in the labour demand. This is done by building and estimating a small model, that also allows the evaluation of expansionary monetary policy. The paper discusses in some detail some econometric problems related to the model solution. A full account of the testing procedures is also provided.

*Recepción del original, octubre de 1985.
Versión final, febrero de 1986.*