



W
49
(9418)

Documento de Trabajo

**Efectos dinámicos de perturbaciones de
demanda y oferta en la economía española**

**Esther Fernández Casillas
José Luis Fernández Serrano
Baltasa Manzano González
Jesús Ruiz Andújar**

No. 9418

Diciembre 1994



Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

Campus de Somosaguas

28223 MADRID



Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

N.E.: 530557405y

**EFFECTOS DINAMICOS DE PERTURBACIONES DE DEMANDA Y OFERTA
EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA***

Esther Fernández Casillas
Instituto Complutense de Análisis Económico (ICAE)
Universidad Complutense
Campus de Somosaguas
28223 Madrid

José Luis Fernández Serrano
Centro Europeo de Estudios Superiores e IC AE

Baltasar Manzano González
Universidad de Vigo e IC AE

Jesús Ruiz Andújar
ICAE

W
49
(9418)



ABSTRACT

This paper examines the importance of domestic demand and supply shocks in explaining economic fluctuations in Spain using a vector autorregressive system involving real GDP growth and the unemployment rate. Our results indicate that domestic demand shocks have only transitory effects on both variables, while domestic supply shocks have permanent effects on the GDP. In addition, we find that demand shocks explain a significant portion of the business cycle fluctuations. Finally, the results seem suggest the presence of strong labor market rigidities.

RESUMEN

Se analiza la importancia de los shocks de oferta y demanda de origen nacional en la explicación de las fluctuaciones de la economía española estimando un vector autorregresivo para el PIB y la tasa de paro. Se obtiene, en primer lugar, que las perturbaciones de demanda de origen interno no inducen cambios a largo plazo sobre ninguna de las variables. Sin embargo, las innovaciones de oferta afectan al PIB permanentemente. En segundo lugar, los shocks de demanda internos tienen un papel decisivo en las fluctuaciones de la economía real. Finalmente, los resultados apuntan hacia una elevada rigidez laboral.

* Agradecemos a los profesores Alfonso Novales, Miguel Sebastián y Javier Vallés su constante apoyo a lo largo de la realización de este trabajo así como sus comentarios y sugerencias; al profesor J.J. Dolado y a los asistentes a la presentación de una versión preliminar del trabajo en el XIX Simposio de Análisis Económico (Barcelona, 1994) por sus estimables comentarios y al profesor C. Ballabriga su apoyo informático. Cualquier error que pueda existir en el texto es responsabilidad exclusiva de los autores.

n.c.: X-53-157811-8

1. INTRODUCCION

En los últimos años la disponibilidad de datos trimestrales de Contabilidad Nacional ha permitido analizar las fluctuaciones reales de la economía española y sus regularidades empíricas. En este sentido, el presente artículo intenta aportar alguna luz sobre cuáles son algunas de las fuentes de incertidumbre de la economía -en concreto, se centra en los cambios no anticipados de oferta y demanda-, sus mecanismos de transmisión y la importancia de cada una de ellas.

Recientemente han aparecido otros trabajos que también analizan los efectos que tienen los shocks de oferta y demanda sobre variables reales de distintas economías. Para la española, cabe destacar los trabajos de Mora (1993), Dolado y Sicilia (1994) y Goerlich (1994), éste último utiliza una metodología diferente. Los dos primeros, además, consideran algún otro tipo de shock adicional. Así, Mora (1993) estudia el impacto de la adhesión de España a la CE. Por el contrario, Dolado y Sicilia (1994) profundizan en las causas últimas de los shocks de demanda, discriminando entre cambios no anticipados en el consumo, la inversión y la demanda externa, entre otros.

Por último, cabe citar otros trabajos que, siguiendo la misma línea metodológica del presente artículo, clasifican las perturbaciones atendiendo a otro tipo de criterios. Así, hay quienes diferencian los shocks en función de que tengan o no efectos en el largo plazo (Alvarez y Sebastián (1994)); alternatively, se pueden considerar distintos tipos de shocks atendiendo a su origen, en el seno del país o a escala internacional (Ballabriga, Sebastián y Vallés (1994)). Para terminar, es posible diferenciar entre shocks sectoriales versus agregados (Jimeno y Campillo (1993)).

A diferencia de los trabajos citados, el interés del nuestro se centra en las fluctuaciones de la economía española originadas por perturbaciones de oferta y demanda agregadas con origen *exclusivamente nacional*. En este sentido, básicamente se analizan los efectos de cambios no anticipados en el coste laboral, en la vertiente de la oferta, y de políticas monetarias y fiscales, en el lado de la demanda.

El análisis se restringe a los shocks internos, fundamentalmente, por la dificultad existente para caracterizar sin ningún tipo de ambigüedad el mecanismo de transmisión de los shocks internacionales de oferta. En este sentido, Ballabriga, Sebastián y Vallés (1994) señalan que es posible que algunos shocks internacionales de oferta impacten en la economía española vía demanda externa. No obstante, ponen de manifiesto que esto no ocurre, en general, en otros países del mismo entorno económico. Por tanto, no tener en cuenta este aspecto introduce sesgos en los resultados obtenidos.

Se elige el PIB y la tasa de paro como las variables reales relevantes. La primera por ser el indicador de actividad habitualmente utilizado en los trabajos empíricos; la segunda porque su consideración permite abordar el papel del mercado de trabajo en las fluctuaciones económicas, aspecto éste de gran relevancia, en especial para la economía española.

En la práctica, dado que el objetivo del trabajo es estudiar las fluctuaciones a partir de perturbaciones de carácter exclusivamente interno, no se incluye el componente de las series explicado por el grado de integración de las distintas economías a nivel internacional. El método utilizado en su estimación se explica en el apartado dedicado al análisis empírico.

La metodología econométrica utilizada es la de vectores autorregresivos (VAR) al igual que en la mayoría de los trabajos anteriormente citados. Este procedimiento supera al análisis univariante de series temporales en el cual es imposible identificar más de una fuente de perturbación para cada variable. En concreto, en este trabajo se consideran dos. Así, se define el shock de oferta como aquel cambio no anticipado que tiene efecto a largo plazo sobre el nivel del output. Por perturbación de demanda, se considera aquella que sólo afecta de forma transitoria a la producción. Esta especificación puede observarse por primera vez en Blanchard y Quah (1989) y posteriormente, en otros trabajos, entre los que cabe destacar Shapiro y Watson (1988); para la economía española, Alvarez y Sebastián (1994) y Mora (1993).

Del presente trabajo se deduce que los shocks de demanda internos han tenido un papel importante a la hora de explicar las fluctuaciones de la economía española. Asimismo, creemos que la existencia de rigideces en el mercado de trabajo es una posible causa de que el incremento de la tasa de paro se prolongue durante más de dos años ante un shock positivo de oferta.

Estos resultados se interpretan en el marco de un modelo teórico muy simple que relaciona los costes salariales y no salariales con la productividad. Dicho modelo permite, además, extraer conclusiones acerca del papel jugado por factores tales como la normativa laboral (coste del despido) y los costes de aprendizaje que soportan los empresarios cuando contratan un nuevo trabajador, en la transmisión de los shocks de demanda y oferta, ya que consideramos estos dos factores como las fuentes principales de rigideces en la demanda de trabajo. En este sentido, el modelo predice que una reducción de cualquiera de dichos costes aumenta la probabilidad de que disminuya la tasa de paro ante un shock de oferta - innovaciones tecnológicas, choques salariales-. Tal comportamiento se debe a que los empresarios sólo están dispuestos a contratar trabajadores adicionales cuando están relativamente seguros de obtener beneficios. Esto lleva a que, al menos inicialmente, tiendan a desaprovechar algunas oportunidades de lucro. Dado que el modelo teórico sugiere que la disminución de estos costes no salariales reduce las rigideces de la demanda de trabajo, es probable que tenga un efecto negativo sobre la tasa de paro, es decir, ésta disminuye.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se describe la metodología econométrica utilizada y el supuesto de identificación realizado. En la sección 3 se presentan los resultados empíricos, esto es, tanto el mecanismo de transmisión de los shocks (funciones de respuesta a un impulso) como su importancia relativa (descomposiciones de varianza de los errores de previsión y simulaciones de las series en ausencia de una de las perturbaciones). En la sección 4 se ofrece un modelo teórico que justifica los supuestos de identificación e intenta explicar los resultados empíricos obtenidos. Por último, en la sección 5 se presentan las conclusiones.

2. IDENTIFICACION

En esta sección se describe el conjunto de relaciones dinámicas a través de las cuales las perturbaciones de oferta y demanda, de carácter agregado y con origen doméstico, influyen en la actividad económica (medida por el PIB) y en el mercado de trabajo (a través de la tasa de paro). Además, se ponen de manifiesto los problemas inherentes a la estimación del modelo. Así pues, se utiliza una restricción a largo plazo sobre los efectos de uno de los

shocks para permitir su identificación (véase Blanchard y Quah (1989) para la economía de EEUU y Mora (1993) y Alvarez y Sebastián (1994) para la economía española).

A continuación se presenta el modelo. Sea ∇y_t la primera diferencia logarítmica del PIB (una vez que han sido eliminados los efectos derivados del grado de integración a nivel internacional de las distintas economías) y u_t la tasa de paro (la cual ha sido sometida al mismo tipo de transformaciones que el PIB).

Por último, e_{dt} y e_{st} son las perturbaciones de demanda y oferta *de origen nacional*, respectivamente, en el periodo t . Se considera que están incorrelacionadas entre sí a lo largo del tiempo y que tienen distinto efecto a largo plazo sobre el nivel del PIB. Así, el cambio no anticipado que tiene efecto permanente se identifica con shocks de oferta mientras que la perturbación con efecto transitorio se asocia con shocks de demanda. Por otra parte, ninguno de ellos tiene efectos permanentes sobre la tasa de paro.

Se define el vector de variables de análisis $X_t = (\nabla y_t, u_t)'$ y el vector de perturbaciones $e_t = (e_{dt}, e_{st})'$, de modo que:

$$\begin{aligned} X_t &= A(0)e_t + A(1)e_{t-1} + \dots = \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} A(j)e_{t-j} \end{aligned} \quad [2.1]$$

con $E(e_t e_t') = I$

La expresión anterior indica que las variables $\nabla y_t, u_t$ son combinación lineal de las perturbaciones descritas (oferta/demanda) presentes y pasadas; siendo las matrices $A(j)$, $j=0,1,2,\dots$, los factores de ponderación. Además, en la medida en que los shocks están incorrelacionados entre sí, la matriz de varianzas y covarianzas en cada periodo es diagonal. Para simplificar el análisis, se considera que dicha matriz es la identidad; es decir, las perturbaciones están normalizadas por sus respectivas varianzas originales.

La secuencia de matrices $A(j)$ indica los efectos transitorios de ambos tipos de shocks sobre el vector de variables. En concreto, los elementos de la primera columna de la matriz $A(j)$ son los efectos sobre ∇y_t y u_t , respectivamente, de un shock de demanda unitario mientras que los elementos de la segunda columna corresponden a los efectos de la perturbación de oferta sobre ambas variables.

Precisamente, el objetivo del trabajo es estimar la secuencia de matrices $A(j)$ que constituyen las funciones de respuesta de ambas variables ante un impulso en cada una de las perturbaciones. Sin embargo, esto entraña algunas dificultades derivadas de que el modelo [2.1] no es directamente estimable. La forma de abordar este problema es estimar un vector autorregresivo (VAR)(1) para X_t . Esta modelización postula que el pasado de todas las variables del vector analizado explica el presente de las mismas. Es decir,

$$B(L)X_t = v_t, \quad \text{con } E(v_t v_t') = \Omega \quad [2.3]$$

donde $B(L) = I + B(1)L + B(2)L^2 + \dots + B(p)L^p$ y $B(j)$ es una matriz 2×2 siendo L el operador de retardos.

Si el proceso es estacionario, el polinomio $B(L)$ es invertible, de modo que:

$$\begin{aligned} X_t &= B(L)^{-1}v_t \\ \text{con } B(L)^{-1} &= I + C(1)L + C(2)L^2 + \dots \end{aligned} \quad [2.4]$$

Es decir,

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=0}^{\infty} C(j)v_{t-j} \\ \text{con } C(0) &= I \end{aligned} \quad [2.5]$$

Por tanto, las expresiones [2.1] y [2.5] son comparables, observándose que $A(j) = C(j)A(0)$ y que $v_t = A(0)e_t$. De este modo, se pone de manifiesto el papel crucial que juega la matriz $A(0)$, la cual contiene los efectos contemporáneos, en la estimación de [2.1] a partir de [2.5]. Nótese que, a diferencia de las perturbaciones *estructurales* de oferta y demanda, que son ortogonales entre sí, las perturbaciones en [2.5] no lo son.

Para la estimación de la matriz $A(0)$ la relación existente entre las matrices de varianzas y covarianzas de las perturbaciones de los modelos [2.1] y [2.4] proporciona el siguiente sistema de tres ecuaciones no lineales con cuatro incógnitas:

$$a_{11}^2(0) + a_{12}^2(0) = \omega_{11} \quad [2.6]$$

$$a_{11}(0)a_{21}(0) + a_{12}(0)a_{22}(0) = \omega_{12} \quad [2.7]$$

$$a_{21}^2(0) + a_{22}^2(0) = \omega_{22} \quad [2.8]$$

donde ω_{ij} denota el elemento (i,j) de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones del modelo [2.5], esto es, Ω .

Ahora bien, la existencia de una solución para dicho sistema, requiere una cuarta ecuación. Esta se obtiene a partir del supuesto, comentado inicialmente, de que las perturbaciones de demanda no tienen efecto a largo plazo sobre el nivel del PIB. Es decir, que $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0$, siendo $a_{11}(j)$ el elemento (1,1) de la matriz $A(j)$; lo cual equivale, utilizando las relaciones antes citadas, a:

$$a_{11}(0) \sum_{j=0}^{\infty} c_{11}(j) + a_{21}(0) \sum_{j=0}^{\infty} c_{12}(j) = 0 \quad [2.9]$$

Por tanto, [2.9] se convierte en un supuesto de identificación de crucial importancia en el análisis(2).

En resumen, la estimación del modelo [2.1] requiere en primer lugar estimar un VAR para el vector X_t , a partir del cual se obtiene la representación de media móvil asociada al mismo (ecuación [2.5]). Posteriormente, se resuelve el sistema de ecuaciones no lineales [2.6], [2.7], [2.8] y [2.9] para obtener la estimación de $A(0)$. Por último, postmultiplicando el proceso de media móvil estimado por la matriz $A(0)$, se obtiene la secuencia de matrices $A(j)$, es decir, las funciones de respuesta de ambas variables ante un cambio no anticipado en cada una de las perturbaciones.

3. RESULTADOS EMPIRICOS

En esta sección se presentan los resultados empíricos(3) a partir de los cuales se analizan las fluctuaciones reales de la economía española. En primer lugar, se comentan los datos utilizados, así como la estimación del componente del PIB y de la tasa de paro determinados exclusivamente por perturbaciones de origen nacional. En segundo término, se ofrece una serie de estadísticos asociados al modelo (2.1), estimado empleando la

metodología presentada en el apartado anterior. En concreto, las funciones de respuesta de dichas variables ante cambios no anticipados, transitorios y permanentes, tanto de demanda como de oferta nacional, así como la descomposición de varianza de los errores de previsión. Por último, se simula, a partir de [2.1], la senda de ambas variables cuando sólo tiene lugar uno de los shocks.

Los datos utilizados tienen periodicidad trimestral abarcando el período comprendido entre el primer trimestre de 1970 y el de 1994. La variable y representa el logaritmo del PIB a precios de mercado en pesetas constantes de 1986 y la variable u indica la tasa de paro; ambas variables están desestacionalizadas y se han tomado de la base estadística del INE y de la OCDE respectivamente. Nótese que éstas son las series originales y por tanto se diferencian de las contempladas en la sección anterior en el PIB y la tasa de paro explicadas por factores externos.

Es decir, el supuesto de partida que se realiza es considerar que el PIB y la tasa de paro están explicados por perturbaciones de carácter nacional e internacional que son ortogonales entre sí. En este trabajo, el interés se centra en los efectos de las perturbaciones *de carácter nacional*, distinguiendo entre shocks de oferta y demanda. Por tanto, el primer objetivo es estimar qué parte del PIB y de la tasa de paro está explicada por cada uno de los dos tipos de perturbaciones, nacionales versus extranjeras. En segundo lugar, se considera que los países del entorno económico de España tienen una fuente de crecimiento común.

El método estadístico utilizado para obtener las series explicadas por factores internos/externos es el de Hodrick y Prescott(4). Para el PIB este procedimiento es:

$$\begin{aligned} \underset{\{y_t^i\}}{\text{MIN}} \sum_{t=1}^n (y_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^n (\nabla^2 y_t^i)^2 \\ \text{s.a. } \bar{y}_t = y_t + y_t^i \end{aligned} \quad [3.1]$$

donde y_t es el PIB explicado por factores internos e, y_t^i el output determinado por la evolución común a nivel internacional.

Como se puede observar en [3.1] este método deja abierta la elección del parámetro λ . A este respecto, los criterios que se han utilizado han sido, por un lado, exigir que las series $\{y_t^i\}$ (con $i=USA, Alemania, Reino Unido, Italia, Francia y España$) estén lo

suficientemente correlacionadas como para concluir que, ciertamente, se está estimando el crecimiento del output explicado por el grado de integración de las economías. Por otro lado, debe esperarse que la evolución estimada del PIB explicada por factores nacionales tenga un carácter persistente -es decir, en el análisis estadístico de la serie se ha de detectar la presencia de una raíz unitaria- por consistencia con nuestro supuesto de que los shocks de oferta nacionales tienen efectos a largo plazo, lo cual se ha mencionado con anterioridad.

Atendiendo a estos criterios, el valor seleccionado para el parámetro λ es 1600 que es el habitualmente utilizado aunque con fines diferentes (véase Dolado et al.(1993) y Hodrick y Prescott (1980)). En el cuadro 3.1 se observa que el coeficiente de correlación contemporáneo de los crecimientos del PIB de diversos países seleccionados como solución al problema anterior con $\lambda=1600$, es decir, las versiones filtradas de los PIBs, supera, en general, 0.5 y son estadísticamente significativos (sobre todo las correlaciones con España) entre los países comunitarios, siendo sensiblemente inferior con Estados Unidos. Esto ilustra una idea defendida en otros contextos acerca de la mayor similitud existente entre los países europeos (excepto para el R. Unido) que, entre éstos y Estados Unidos; es decir, éste sigue un patrón de comportamiento distinto.

Cuadro 3.1: Correlaciones cruzadas contemporáneas del crecimiento de las economías debido a su interrelación.

	España	Alemania	Francia	Italia	R.Unido	EE.UU.
España	1	0.62	0.81	0.40	0.64	0.53
Alemania		1	0.51	0.24	0.17	0.34
Francia			1	0.81	0.59	0.36
Italia				1	0.55	0.35
R.Unido					1	0.86
EE.UU.						1

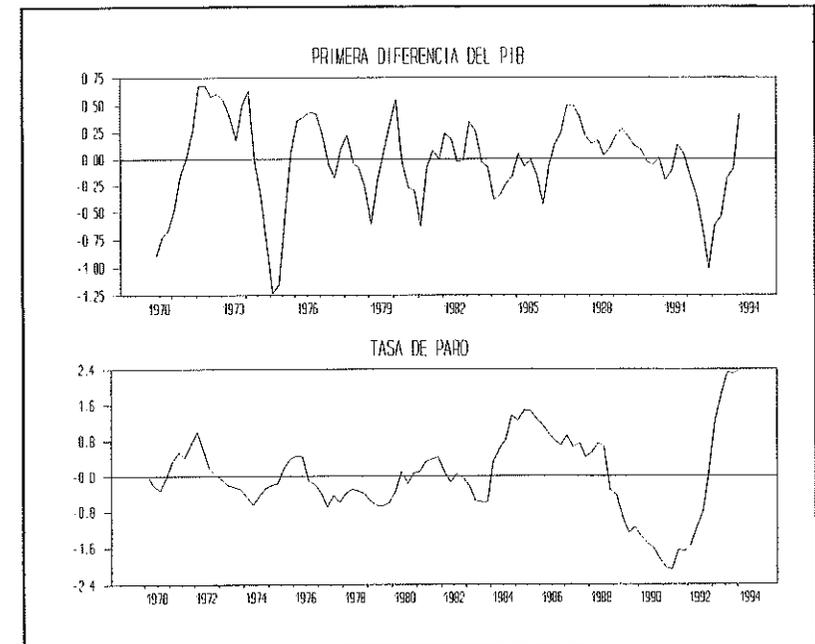
Nota: La desviación típica de los coeficientes de correlación es 0.20.

El cuadro contiene las correlaciones cruzadas de las primeras diferencias de las series del PIB debido a factores externos de los diferentes países (Fuente: OCDE y elaboración propia).

No obstante, cuando se toman en consideración las matrices de correlación desfasadas, se observa evidencia a favor de la existencia de relaciones dinámicas cuyo estudio queda fuera de este trabajo y cuya explicación podría fundamentarse en la existencia de barreras a la libre difusión de la técnica, de factores intrínsecos de la economía que condicionan el grado de asimilación de la nueva tecnología, etc.

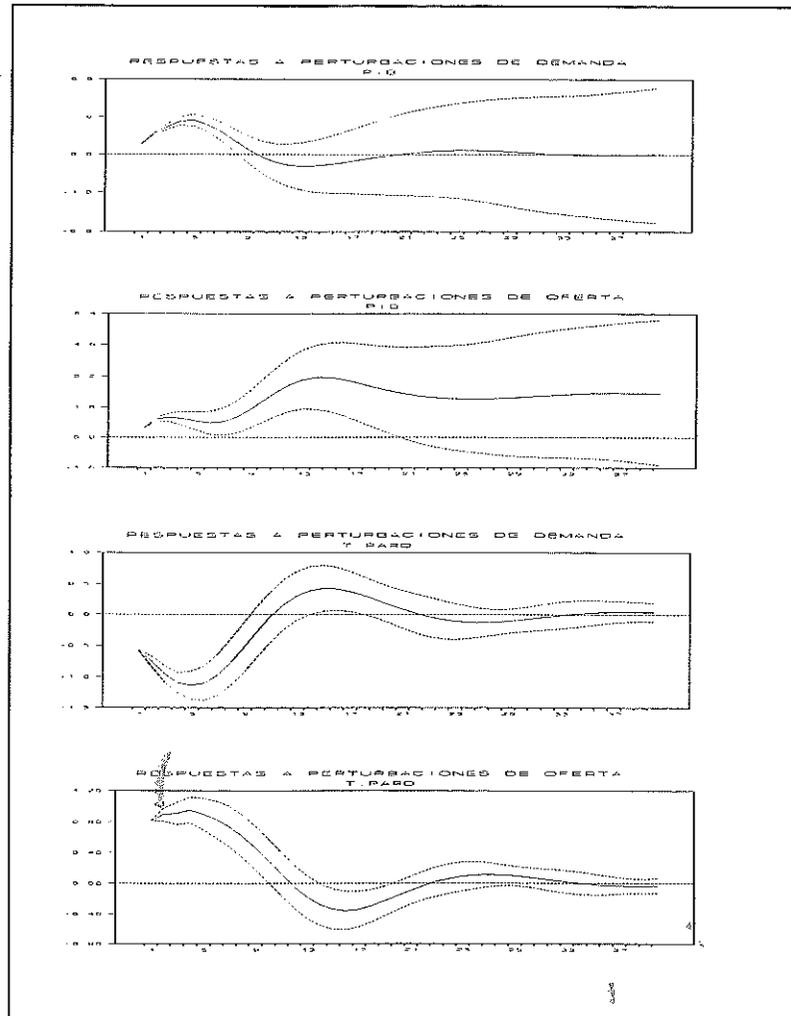
Por último, señalar que el procedimiento descrito es análogo para la tasa de paro. A partir de este momento *siempre que se aluda al PIB o a la tasa de paro se está haciendo referencia a las series obtenidas tras filtrar las variables originales del modo indicado*. A este respecto, en la figura 3.1 se ofrecen las series de la primera diferencia logarítmica del PIB y la tasa de paro, objeto de análisis en este trabajo.

Figura 3.1



A continuación se comentan los resultados de la estimación del modelo [2.1](5). En este sentido, la figura 3.2 contiene las funciones impulso-respuesta(6) del PIB y la tasa de paro ante un shock positivo de demanda y de oferta.

Figura 3.2: Funciones impulso-respuesta y bandas de confianza.



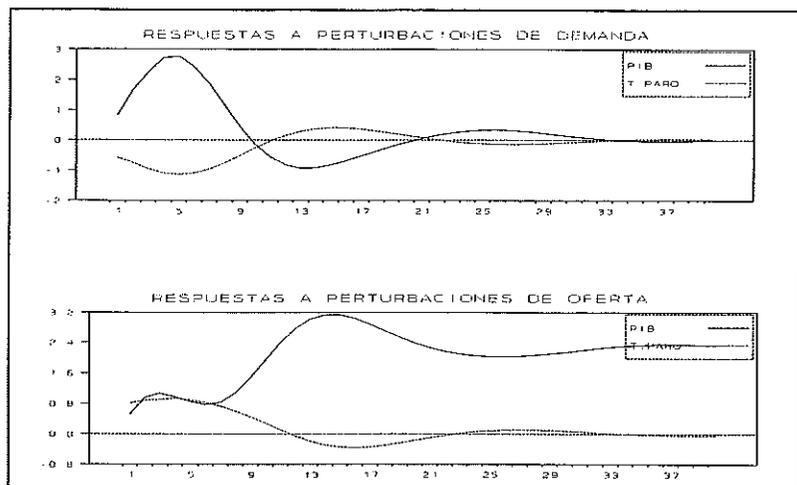
En la figura 3.2 se observa que el nivel del PIB responde de forma positiva durante dos años y medio y la tasa de paro disminuye cuando tiene lugar un aumento transitorio de la demanda. En este sentido, el efecto máximo para el output es aproximadamente del 2.7% frente a una disminución del 1.3% de la tasa de paro. Ahora bien, posteriormente el PIB disminuye y la tasa de paro aumenta y el efecto inicial desaparece. Este hecho puede deberse a que en la economía española las expansiones (y recesiones) afectan relativamente más al consumo, de modo que en el medio plazo se genera un excesivo endeudamiento con efectos negativos sobre el sostenimiento del crecimiento del PIB y la inversión. Esto afecta negativamente al proceso de creación de empleo de forma transitoria. Asimismo, se observa que el shock de demanda no tiene efectos a largo plazo ni sobre el output ni sobre la tasa de paro.

En lo que respecta a los efectos dinámicos de un shock de oferta, el nivel del PIB aumenta en el largo plazo. Se observa un fenómeno de sobre-reacción ya que al cabo de tres años y medio a partir del cambio no anticipado, el output aumenta un 2.5% estabilizándose posteriormente en un nivel inferior (en torno al 2%). Una posible explicación de este hecho es que la perturbación aumenta la productividad del trabajo de modo que, con el mismo trabajo, se obtiene más output. A este efecto le denominamos *efecto productividad*. Posteriormente, se observa un incremento de la cantidad demandada de trabajo (*efecto empleo*).

Este comportamiento tiene su contrapartida en la situación del mercado de trabajo. Así, cuando se produce el *efecto productividad*, las rigideces existentes no permiten incrementos sustanciales de empleo, mientras que mejoran las expectativas de las familias incrementándose la oferta de trabajo. Esto se traduce en un aumento de la tasa de paro. Por último, ésta se reduce con el *efecto empleo* hasta que la respuesta se invierte, de donde se deduce que hay un incremento del empleo neto. En resumen, la tasa de paro aumenta inicialmente ante un shock en productividad debido a que el empleo aumenta menos que la población activa. Este retraso en el ajuste del empleo puede tener su origen en una elevada rigidez laboral. Para avalar esta idea, en el apartado siguiente se presenta un modelo con fricciones en la demanda de trabajo que origina una función de respuesta a un impulso de oferta con el perfil temporal de la presentada en la figura 3.2.

Por tanto, se observa cierta simetría en las respuestas del output y de la tasa de paro ante shocks de oferta y de demanda. Como resalta la figura 3.3, estas similitudes son mayores en el caso de las perturbaciones de demanda que cuando se toman en consideración las de oferta. Además, la tasa de paro responde, al menos un trimestre más tarde que el PIB, ante cualquier tipo de shock.

Figura 3.3: Efectos "espejo".



A continuación se ofrecen los resultados de la descomposición de varianza del error de predicción y la simulación de las series del PIB y la tasa de paro cuando sólo existe uno de los dos tipos de perturbaciones considerados. Con estos dos instrumentos se pretende analizar la contribución relativa de ambos tipos de shocks a las fluctuaciones observadas en la economía real.

En lo que respecta a la descomposición de varianza, como muestra el cuadro 3.2, la ∇y_t está explicada fundamentalmente por shocks de demanda, aproximadamente el 75%, independientemente del horizonte de previsión. Este hecho parece estar indicando que los shocks de oferta nacionales tienen escasa incidencia en la producción.

Asimismo, cuando el interés se centra en la tasa de paro, el mismo cuadro muestra como, salvo los dos primeros trimestres, la importancia de los shocks de demanda es elevada. Sin embargo, cuando se toman en consideración las desviaciones típicas, se pone de manifiesto que no se puede discernir qué perturbación influye más.

Cuadro 3.2: Descomposición de varianza.

Horizonte de predicción (trimestres)	PIB (tasa de crecimiento)	Tasa de Paro
1	71.85 (4.00)	66.56 (4.12)
2	73.69 (4.17)	60.55 (4.88)
3	76.10 (4.82)	52.74 (7.72)
4	77.18 (4.79)	47.41 (9.32)
8	79.80 (4.35)	39.12 (12.74)
12	75.68 (6.73)	39.11 (12.91)
24	73.92 (8.01)	38.71 (13.42)
40	73.63 (8.26)	38.56 (13.55)

Nota: Los valores de la tabla representan los porcentajes de la varianza del error de predicción explicados por la demanda, para el PIB y de oferta, para la tasa de paro. Las desviaciones típicas aparecen entre paréntesis.

A continuación, se observa cómo los resultados de la simulación ratifican las conclusiones derivadas de la descomposición de varianza sobre la contribución relativa de los shocks a las fluctuaciones; es decir, la preeminencia de las perturbaciones de demanda.

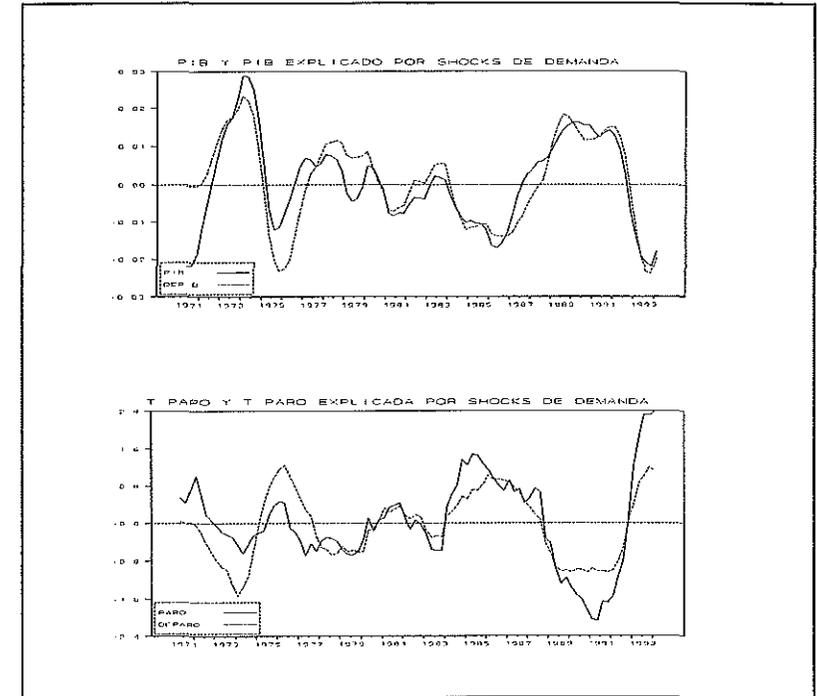
Así, en la figura 3.4 donde se simula el modelo [2.1] cuando se considera que sólo existen perturbaciones de demanda, se observan grandes similitudes con la serie original. Además, un análisis más exhaustivo parece sugerir la existencia de tres recesiones importantes y una expansión, todas producidas por hechos del lado de la demanda.

Haciendo un análisis desde lo más reciente a lo más pretérito, se observa cómo tanto la expansión de mediados de los ochenta y la reciente crisis se debe a la evolución de la demanda interna. Esta recesión, según los resultados empíricos, se inicia en 1989. No obstante, no se manifiesta en toda su gravedad hasta 1992 debido a que las inversiones realizadas con motivo de la Expo y las Olimpiadas suponen un freno a la caída de la demanda.

En lo que respecta a la década de los setenta y principios de los ochenta se observa la existencia de dos recesiones; la primera de ellas alcanza su punto crítico en 1975-76 y la segunda en 1980-81. Esto sugiere que en las denominadas "crisis del petróleo" -habitualmente asociadas al incremento de los precios energéticos a nivel internacional- la caída de la demanda interna tuvo un papel relevante(7). Es decir, aunque dicho aumento de precios no hubiera existido la economía española hubiera experimentado una recesión en cualquier caso. Por tanto, este resultado está en consonancia con trabajos como Ballabriga, Sebastián y Vallés (1994) donde no encuentran evidencia a favor de que los shocks petrolíferos tengan un efecto importante en la variabilidad nominal y real de la economía española.

En la figura 3.4 también destaca que, en cierta manera, la serie simulada para la tasa de paro cuando sólo existen perturbaciones de demanda es prácticamente simétrica respecto a la obtenida para el output(8); es decir, en las épocas de recesión (expansión) causadas por perturbaciones de demanda, en general, la tasa de paro aumenta (disminuye) cuando el output disminuye (aumenta) si bien con cierto retraso. Esto puede reflejar, una vez más, la existencia de rigideces en el mercado de trabajo.

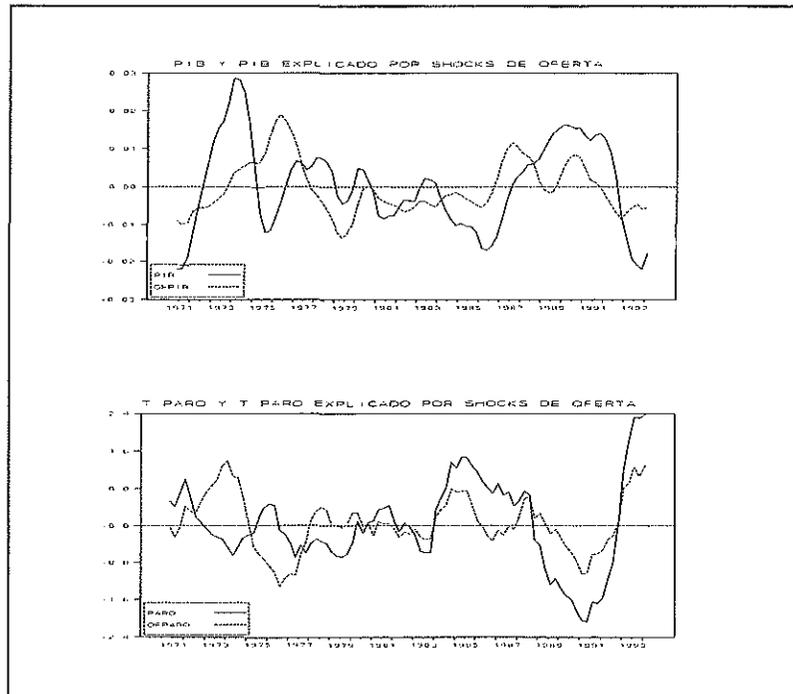
Figura 3.4: Fluctuaciones del PIB y de la tasa de paro ante perturbaciones de demanda.



Por último, al comparar las simulaciones del PIB cuando sólo existen shocks de demanda (figura 3.4) con el caso en que sólo son de oferta (figura 3.5), se observa que los shocks de demanda inducen un comportamiento cíclico en el PIB mientras que los shocks de oferta tienen efectos más persistentes.

En lo que respecta a las simulaciones de la tasa de paro, a pesar de los efectos espejo, su evolución al comparar ambas simulaciones con la serie original (figuras 3.4 y 3.5) se observa que durante la década de los setenta la tasa de paro estuvo determinada por la oferta mientras en los años ochenta y principios de los noventa influye relativamente más las perturbaciones de demanda. Además, los efectos de los shocks de oferta y de demanda son de magnitud parecida sobre el mercado de trabajo.

Figura 3.5: Fluctuaciones del PIB y de la tasa de paro ante perturbaciones de oferta.



Para concluir, se ha realizado un análisis de robustez de todos los resultados empíricos ofrecidos en este apartado. Es decir, se ha repetido el proceso para distintos valores del parámetro λ que oscilan entre 1400 y 1800. Este rango cumple los criterios, comentados anteriormente, que requerimos en la estimación de las series del PIB y de la tasa de paro explicadas por el grado de interrelación de las economías. La conclusión obtenida al respecto es que todos los estadísticos y simulaciones son robustos a la elección del parámetro λ .



4. MODELO TEORICO.

En esta sección se muestra un modelo teórico sencillo que tiene cierto poder explicativo de los resultados empíricos obtenidos en la sección anterior dado que caracteriza una economía cerrada. En este sentido, el modelo da una explicación a los dos supuestos de identificación utilizados en la estimación, a saber: (a) los shocks de demanda no tienen efectos a largo plazo ni sobre la tasa de desempleo ni sobre el PIB; y (b) los shocks de oferta no tienen efectos a largo plazo sobre la tasa de desempleo pero sí sobre el output. Además, nos permite explicar la forma de las funciones de respuesta a un shock transitorio y permanente obtenidas en el análisis empírico.

Dicho modelo es una variante del modelo de Fischer (1977) derivado de una visión keynesiana acerca de las fluctuaciones de las series económicas. Las ecuaciones que lo definen son:

$$y_t = m_t - p_t + a\theta_t \quad (\text{demanda agregada}) \quad [4.1]$$

$$y_t = n_t + \theta_t \quad (\text{función de producción}) \quad [4.2]$$

$$p_t = w_t - \beta\theta_t \quad (\text{demanda de empleo}) \quad [4.3]$$

$$w_t = w \{ E_{t-1} n_t = \alpha n_{t-1} + (1-\alpha) E_{t-1} \bar{n}_t \} \quad (\text{fijación de salarios}) \quad [4.4]$$

con y , n , θ , p , w , m los logaritmos del output, empleo, productividad, precios, salarios y cantidad de dinero, respectivamente. La variable \bar{n} indica el nivel de pleno empleo, que se considera variable en el tiempo.

La ecuación [4.1] representa la demanda agregada como función de la cantidad de dinero en términos reales y de la productividad. La ecuación [4.2] recoge la función de producción suponiendo rendimientos constante a escala. La ecuación [4.3] implica que, el "equilibrio" en este modelo se da cuando los salarios reales igualan a un porcentaje β de la

productividad. En este sentido, si $\beta < 1$ en equilibrio los salarios reales (iguales al coste laboral unitario en este contexto) son inferiores a la productividad y por tanto, si $\beta = 1$ ambos son iguales. Con esta modelización se pretende recoger la existencia de costes salariales distintos de la remuneración (aprendizaje, despido, etc.). Como se verá más adelante, éstos inducen ciertas rigideces en el mercado de trabajo. Por último, la ecuación [4.4] describe el proceso de fijación de los salarios nominales en la economía: estos se acuerdan con un período de adelanto, de modo que el nivel de empleo esperado es una combinación lineal convexa del empleo efectivo en el periodo anterior y del nivel de pleno empleo esperado en ese mismo período(9). El coeficiente α refleja la velocidad a la que se mueve el sistema en la consecución del pleno empleo. Así, $\alpha = 1$ implica que el empleo efectivo es constante, por lo cual el pleno empleo no se obtiene nunca; por el contrario, si $\alpha = 0$, en equilibrio, no existe nunca desempleo.

Asimismo se suponen dos fuentes de perturbaciones, de demanda y de oferta, asociándose con las innovaciones de los procesos seguidos por la cantidad de dinero [4.5] y por la productividad [4.6], respectivamente. Adicionalmente, se considera que la población activa no es constante, estando influida por las innovaciones de oferta (e_{st}) y, con un período de retraso, por la variación en la tasa de paro. Esta modelización supone que sólo los shocks de oferta afectan de modo permanente a \bar{n}_t , dado que entendemos que las perturbaciones de demanda sólo tienen efectos sobre la población activa en el corto plazo. Además, se supone un *efecto estímulo* representado por el parámetro g , que recoge la variación positiva (negativa) de la población activa ante un cambio negativo (positivo) de la tasa de paro en el período anterior. Es decir, los agentes deciden su incorporación o salida de la fuerza de trabajo en función de su valoración personal acerca de las posibilidades de encontrar empleo. Por tanto, las ecuaciones que completan el modelo teórico son las siguientes:

$$m_t = m_{t-1} + e_{dt} \quad (\text{cantidad de dinero}) \quad [4.5]$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_{st} \quad (\text{productividad}) \quad [4.6]$$

$$\nabla \bar{n}_t = -g \nabla u_{t-1} + \phi e_{st}, \quad g > 0 \quad (\text{pleno empleo}) \quad [4.7]$$

Por otro lado, definimos la tasa de paro (u_t) como la diferencia entre el nivel de pleno empleo menos el nivel efectivo de empleo. Aunque no es la definición usual de este concepto, puede comprobarse que es una buena aproximación al mismo en el sentido de que cuando decimos que aumenta la tasa de paro medida de esta forma también aumenta cuando la cuantificamos según la definición convencional. Además, se facilita la resolución del modelo.

Cuando éste se resuelve (véase apéndice 2) se obtiene:

$$\nabla y_t = \frac{(1+gB)\nabla e_{dt} + (a+\beta-1)(1+gB)\nabla e_{st} + (1-\alpha)\phi e_{st-1}}{1+(g-\alpha)B-gB^2} + e_{st} \quad [4.8]$$

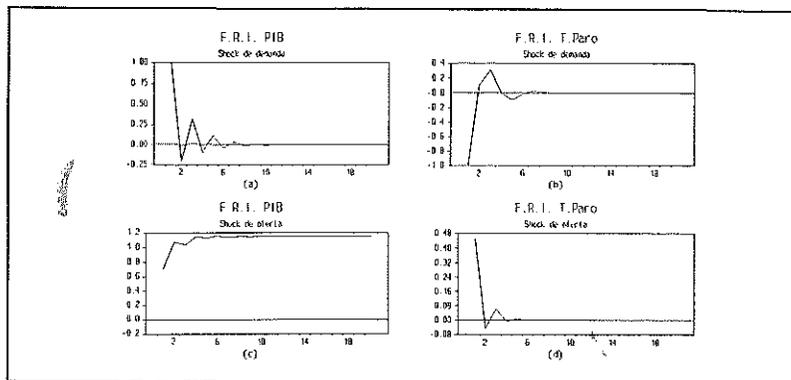
$$u_t = \frac{-[e_{dt} + (a+\beta-1-\phi)e_{st}]}{1+(g-\alpha)B-gB^2} \quad [4.9]$$

con B el operador de retardos ($BX_t = X_{t-1}$).

Nótese que, realizando los cálculos apropiados, se podrían obtener las matrices $A(j)$, $j \geq 0$ -matrices de la forma media móvil- del modelo [2.1]. No obstante, las expresiones obtenidas resultan complejas, por lo que se ha optado por presentar las funciones de impulso-respuesta asociadas al modelo teórico para unos determinados valores de los parámetros; éstos han sido elegidos con el objetivo de, en primer lugar, comprobar que se satisfacen los supuestos de identificación comentados en la sección 2, es decir que, un shock de demanda no tiene efectos permanentes en la producción a diferencia de las perturbaciones de oferta y que, la tasa de paro responde solamente de forma transitoria a los dos tipos de shocks (10). En segundo lugar, permite mostrar que el modelo justifica unas funciones impulso-respuesta teóricas con ciertas analogías a las obtenidas en el análisis empírico. Entre ellas, cabe citar el incremento inicial de la tasa de paro ante un shock de oferta o bien la respuesta prolongada y "oscilante" de ambas variables ante un shock de demanda, e incluso la sobre-reacción del PIB ante un shock de oferta.

En la figura 4.1 se presentan las funciones impulso-respuesta "teóricas" que genera este modelo. Estas dependen de los valores paramétricos a , β y ϕ que representan la respuesta de la demanda ante un shock tecnológico, la rigidez existente en el mercado de trabajo y el crecimiento de la población activa ante un shock de oferta, respectivamente. Cuando los parámetros antes citados cumplen la condición $\phi > a + (\beta - 1)$, las funciones impulso-respuestas teóricas son análogas a las obtenidas en el análisis empírico(11). La relación paramétrica anterior indica que la variación de la población activa ante un shock de oferta debe ser mayor que la respuesta de la demanda ante una perturbación tecnológica neta de la rigidez en el mercado de trabajo. Por tanto, si β es la unidad (no existen rigideces en el mercado de trabajo) la restricción es $\phi > a$; es decir, la tasa de variación de la población activa reacciona en mayor medida que la variación de la demanda ante el shock, lo que parece aceptable dado que la variable \bar{n}_t tiene un comportamiento marcadamente influido por oferta. Ahora bien, si β es "pequeño" esto implica que la relación es más probable que se cumpla, de modo que el aumento de demanda neto derivado de un shock de oferta será menor que en el caso de inexistencia de rigidez laboral pues el incremento de empleo es más pequeño.

Figura 4.1: Funciones de respuesta a un impulso "teóricas".



Por tanto, al analizar con detalle el funcionamiento interno del modelo se observa, cuando se cumple la restricción paramétrica anterior, que se pueden extrapolar explicaciones para las funciones de respuesta a un impulso y escalón obtenidas en el análisis empírico. Así, un shock positivo de demanda tiene como efecto inmediato un crecimiento en la cantidad de dinero [4.5]; el aumento consiguiente de la demanda agregada [4.1] provoca una elevación de los precios que tiene efectos sobre el mercado de trabajo. La reducción de los salarios reales mejora las condiciones de contratación para los empresarios (ecuaciones [4.3] y [4.4]). El aumento en el nivel de empleo efectivo provoca un aumento en la oferta agregada (ecuación [4.2]) recuperando el equilibrio en el mercado de bienes con unos mayores niveles de empleo y output. En los períodos siguientes, el crecimiento del empleo es cada vez menor (ecuación [4.4]), de modo que los aumentos en el output decrecen hasta anularse (ecuaciones [4.3], [4.2] y [4.1]). La velocidad de ajuste de este proceso está relacionada con el coeficiente α ; cuanto mayor sea este parámetro, mayor será el tiempo necesario hasta que se anulen los efectos. El efecto de un shock de demanda sobre la tasa de paro es negativo y decreciente, tal y como nos indica la evolución del empleo, de modo que no hay efectos a largo plazo. Además, hay que hacer notar que el parámetro g es el que determina que la respuesta oscile entre valores positivos y negativos.

Un shock de oferta positivo aumenta la producción y reduce los precios. Por otra parte, el shock provoca un aumento directo de la población activa (*efecto estímulo*), generando inicialmente un aumento en la tasa de paro. En el período siguiente, se reduce el salario nominal (ecuación [4.4]) lo cual mejora las condiciones de contratación. Además, la población activa disminuye. Por tanto, inequívocamente la tasa de paro se reduce (la rigidez del mercado de trabajo es la causa de que la creación de empleo se retrase un período). en el tercer período, la población activa aumenta lo cual hace que crezca la tasa de paro. Este proceso se repite sucesivamente cada vez más atenuado. La velocidad de ajuste dependerá del parámetro α . La evolución del output en los períodos siguientes depende del ajuste a la baja de los salarios dado por [4.4], de modo que se observa, a partir del segundo período, que los salarios se ajustan a los precios (indiciación salarial, $\nabla w_{t,j} = \nabla p_{t,j}$, $j \geq 1$) generando un incremento en la oferta agregada vía empleo efectivo, y en la demanda agregada vía

disminución en los precios. Este último efecto tiende a ir desapareciendo, excepto el del incremento en productividad, que es permanente. Así pues, la evolución del PIB presenta una sobrerreacción que viene explicada, en primer lugar, por el incremento en la productividad del input trabajo y, en segundo lugar, por un incremento en el empleo.

Finalmente, se examinan limitaciones que se le pueden imputar al modelo, comentadas previamente en Blanchard y Quah (1989). La primera de ellas es que las perturbaciones de oferta y de demanda están incorrelacionadas. Este supuesto no está restringiendo la forma en que los shocks se transmiten sobre el output y la tasa de desempleo, ya que ambas variables dependen de combinaciones lineales de perturbaciones de demanda y oferta presentes y pasadas. Además, el supuesto de shocks incorrelacionados tiene la ventaja de permitir distinguir sin ambigüedad la respuesta de las variables objeto de análisis (y_t , u_t) ante perturbaciones de oferta y demanda.

Una segunda limitación posible radica en el supuesto de que los shocks de demanda no tienen efectos a largo plazo sobre el output. En relación a esto, si bien es cierto que algunas perturbaciones de demanda -los cambios en los parámetros del entorno económico (por ejemplo, tasa de descuento intertemporal) o en los parámetros fiscales- pueden tener efectos a largo plazo, se supone que éstos son relativamente más pequeños y menos frecuentes en relación con los originados por los shocks de oferta.

Por último, puede ser limitado considerar sólo dos fuentes de perturbaciones. En este sentido, si hay muchos tipos de shocks de oferta y demanda que tienen efectos de importancia considerable sobre las variables analizadas, la aproximación estudiada en este trabajo se aleja bastante de la realidad, obteniéndose conclusiones quizá erróneas. No obstante, ampliar el número de perturbaciones implica aumentar la dimensión del sistema, complicando, por tanto, el análisis y perdiendo algunas de las justificaciones teóricas del modelo. Además, si suponemos que los diferentes shocks de demanda existentes en la economía no afectan a la estructura dinámica entre el output y la tasa de desempleo y que sólo existe una fuente de perturbaciones de oferta, la aproximación estudiada en este trabajo es correcta (una prueba de esta afirmación está contenida en Blanchard y Quah(1989)). El problema radica en que es bastante discutible la existencia de una única fuente de perturbaciones de oferta.

A pesar de estas limitaciones, los resultados obtenidos dada la interpretación supuesta para este modelo pueden ser útiles para explicar ciertas características económicas de las variables consideradas para la economía española.

5. CONCLUSIONES.

En este trabajo se analiza la importancia de los shocks de oferta y demanda de origen interno en la explicación de las fluctuaciones de la economía española. En este sentido, las principales conclusiones obtenidas son, en primer lugar, que las perturbaciones de demanda de origen interno no inducen cambios a largo plazo ni sobre el output ni sobre la tasa de paro internos. Por el contrario, las innovaciones de oferta son capaces de afectar al PIB de modo permanente.

En segundo lugar, la rigidez del mercado de trabajo puede ser la causa de que la tasa de paro responda uno y/o dos trimestres más tarde que el output ante cualquier shock. Además, induce una determinada configuración de las mismas. Es decir, ante una perturbación de oferta la tasa de paro inicialmente aumenta, debido a un incremento en la población activa (*efecto animación*); posteriormente, disminuye debido al aumento del empleo. Este tipo de respuestas se observan en otras economías(12). No obstante, la rigidez laboral es mayor en España dado que el lapso de tiempo que transcurre entre el shock de oferta y la disminución de la tasa de paro es mayor.

En tercer lugar, se obtiene que las perturbaciones de demanda internas han tenido un papel decisivo en las fluctuaciones de la economía real, en detrimento de las de oferta nacional.

Por esta razón se presenta un modelo teórico de corte keynesiano capaz de explicar en buena parte lo anteriormente expuesto.

Por último, la extensión natural del trabajo es aumentar el número de fuentes de incertidumbre, de modo que se obtengan diferentes tipos de perturbaciones de oferta y de demanda.

NOTAS:

- (1) Para una mayor comprensión de esta metodología véase el apartado dedicado a la descripción de sus características en Jimeno y Campillo (1993). Una visión más técnica acerca de la estimación de estos modelos y sus usos se presenta en Ballabriga(1991).
- (2) Este sistema tiene cuatro soluciones de las cuales se elige la única que proporciona resultados empíricos con interpretación económica factible.
- (3) Todos los cálculos se realizan con el paquete econométrico RATS, excepto la resolución de las cuatro ecuaciones no lineales, que sirven para la identificación de la matriz A(0), para la cual se utilizó el programa MATHEMATICA. Todos los programas elaborados están disponibles para el lector interesado.
- (4) Este método habitualmente se utiliza para descomponer series en tendencia y ciclo. Si bien éste no es nuestro objetivo, resulta muy útil para identificar la parte de la evolución de la actividad productiva que puede interpretarse como originada por el grado de integración internacional de las economías.
- (5) El modelo (2.1) se obtiene a partir de la estimación de un vector autorregresivo (2.5) de orden cuatro (sin constantes ni variables dummies estacionales ya que no son necesarias), utilizando para ello la restricción de identificación descrita en la sección 2. Los resultados de la diagnosis que avalan dicha estimación se presentan en el apéndice 1.
- (6) En las figuras (3.2) y (3.3) se presentan los valores medios de las funciones impulso-respuesta así como las bandas de confianza (± una desviación típica), obtenidos calculando los primeros momentos de las distribuciones de dichas funciones, a través de cien simulaciones.
- (7) Si bien, a partir de nuestro análisis no podemos inferir el shock ocasionado por la "crisis del petróleo" (es una perturbación con origen externo) sí podemos observar cual ha sido su impacto interno diferencial.
- (8) Esto está en consonancia con los efectos espejo detectados en las funciones de respuesta a un impulso, comentados previamente.

- (9) A pesar de que esta modelización del proceso de fijación de salarios pueda parecer poco realista para la economía española (tal vez deberían fijarse los salarios reales en lugar de los nominales), es útil, en primer lugar, para resolver adecuadamente el modelo y, en segundo lugar, permite explicar dentro de la estructura conjunta del modelo aspectos como el de la indiciación salarial.
- (10) En general, para verificar que los shocks de demanda y oferta no tienen efectos a largo plazo sobre la tasa de paro, basta con mostrar que u_t es un proceso estocástico estacionario en la perturbación e_{dt} . En este sentido, de la expresión [4.9] se deduce que esto se cumple, si y sólo si: $|g| < 1$, $\alpha < 1$ y $2g < 1 + \alpha$. Es decir, cuando el crecimiento de la población activa ante cambios en las expectativas de los agentes en la consecución de un puesto de trabajo (*efecto estímulo*) es menos que proporcional, así como también lo es la respuesta de la demanda ante una perturbación de oferta. Las mismas condiciones garantizan la estacionariedad del proceso estocástico ∇y_t ; por tanto, un shock de oferta tendrá, en general, efectos permanentes sobre el nivel del output. Por último, para comprobar que una perturbación de demanda no tiene efectos a largo plazo se considera la expresión [4.8] con $e_{st-j} = 0 \quad \forall j > 0$. En este caso, y_t es un proceso estacionario en e_{dt} ya que:

$$\nabla y_t = \frac{1+gB}{1+(g-\alpha)B-gB^2} \nabla e_{dt} \Leftrightarrow y_t = \frac{1+gB}{1+(g-\alpha)B-gB^2} e_{dt}$$

- (11) Los parámetros seleccionados en la simulación del modelo presentado en la figura 4.1 son: $\alpha = 0.2$; $\beta = 0.5$; $\phi = 0.15$; y $a = 0.2$ $g = 0.3$.
- (12) Véase Blanchard y Quah (1989) para la economía americana.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Alvarez, L.J. y M. Sebastián (1994): "La Inflación Latente en España: una Perspectiva Macroeconómica", mimeo.

Ballabriga, F. (1991): "Instrumentación de la Metodología VAR", Cuadernos Económicos del ICE, 48.

Ballabriga, F., M. Sebastián y J. Vallés (1994): "España en Europa: Asimetrías Reales y Nominales", mimeo.

Blanchard, O. y D. Quah (1989): "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", The American Economic Review, vol. 79, pp. 655-673.

Blanchard, O. y M. Watson (1986): "Are Business Cycles All Alike?" Ed. Robert Gordon, The American Business Cycle: Continuity and Change, Chicago: NBER and University of Chicago Press, pp 123-156.

Dolado, J.J., M. Sebastián y J. Vallés (1993): "Cyclical Patterns of the Spanish Economy", Investigaciones Económicas, Vol. XVII(3), pp. 445-473.

Dolado, J.J. y J. Sicilia (1994): "Explicación de la Recesión en Europa: una Aplicación de VAR Estructural", mimeo.

Fisher, S., (1977): "Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy, February 1977, 85, N°1, pp. 191-205.

Goerlich, F.J. (1994): "Comportamiento del Ciclo de la Productividad en la Industria: Shocks de Oferta Versus Shocks de Demanda", mimeo.

Hodrick, R y Prescott, E. (1980): "Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation", Manuscrito. Carnegie-Mellon University.

Jimeno, J.F. y M. Campillo (1993): "La Importancia de los Shocks Agregados y de los Shocks Macroeconómicos en la Economía Española", Revista Española de Economía, Vol. 10, N°2, (1993).

Mora, R. (1993): "The EC Effect on the Spanish GDP and Unemployment Rate", Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI). Documento de trabajo n° 9315, Diciembre 1993.

Shapiro, M. y M. Watson (1988): "Sources of Business Cycle Fluctuations", ed. Stanley Fischer, NBER Macroeconomics Annual, Cambridge: MIT Press, pp. 111-148.

APENDICE 1.

En este apéndice se presentan los resultados de la diagnosis del VAR estimado. Recuérdese que éste se estimaba para el vector de variables $(\nabla y_t, u_t)$ no incluyéndose constantes (dado que no son significativas) ni dummies estacionales (ya que trabajamos con series desestacionalizadas).

En el cuadro A.1 se ofrece el contraste de razón de verosimilitudes de un VAR(8) versus VAR(4) y un VAR(4) versus VAR(1).

CUADRO A.1: RATIO DE RAZON DE VEROSIMILITUD

	Valor Ratio	N. Significación
VAR(8) vs. VAR(4) g=16, c=16	19.945	0.223
VAR(4) vs. VAR(1) g=12, c=8	42.327	0.00003

Nota: el contraste del ratio de razón de verosimilitudes se define como:

$$(T-c) |\log|\Sigma_1| - \log|\Sigma_2|| \sim \chi^2_g$$

siendo:

- T: número de observaciones.
- g: número de restricciones.
- c: número de variables en cada ecuación del VAR no restringido.
- Σ_1 : matriz de covarianzas del VAR sin restringir.
- Σ_2 : matriz de covarianzas del VAR restringido.

A la vista de los resultados reflejados en el cuadro anterior, se concluye que la estimación de un VAR(4) es la apropiada para llevar a cabo el análisis.

Seguidamente se presentan los gráficos de los residuos del modelo reducido estimado así como sus funciones de autocorrelación simple y parcial y un cuadro en el que se realiza el contraste de Dickey-Fuller ampliado (DFA) para estas series.

Como se puede observar en el cuadro A.2, las series de los residuos son estacionarias en media (con un nivel de significación del 95%). Adicionalmente, los gráficos de las figuras

A.1 y A.2 indican que tales series son ruido blanco, lo que nos permite aceptar la especificación del VAR como válida.

CUADRO A.2: CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS.

	Estad. t p=0	Estad. t p=1	Estad. t p=2	Estad. t p=3
Residuo 1	-8.75	-6.39	-5.08	-5.72
Residuo 2	-9.40	-6.62	-5.56	-5.30

Nota:

- Modelo contrastado:

$$z_t = \alpha + \rho z_{t-1} + \sum_{s=1}^p \delta_s \nabla z_{t-s} + a_t$$

con a_t r.b. y $z_t = v_{1t}$ ó v_{2t}

v_{1t} : residuo 1 (asociado a ∇y_t)

v_{2t} : residuo 2 (asociado a u_t)

Figura A.1

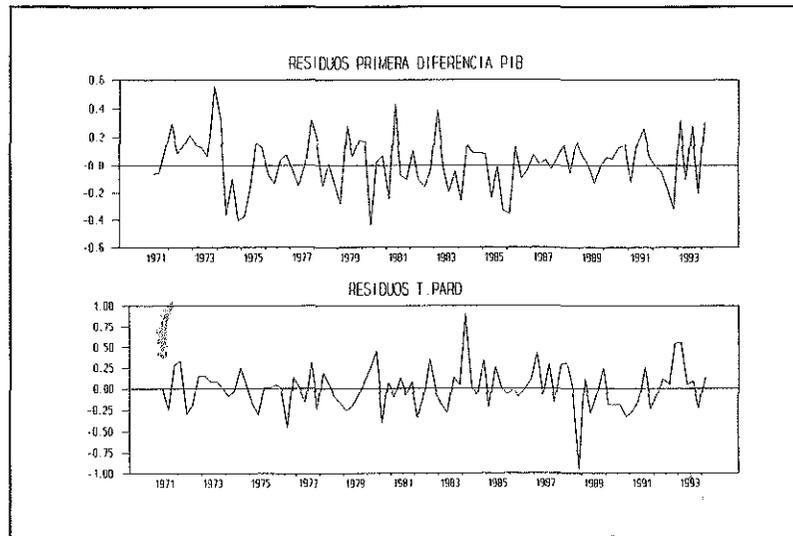
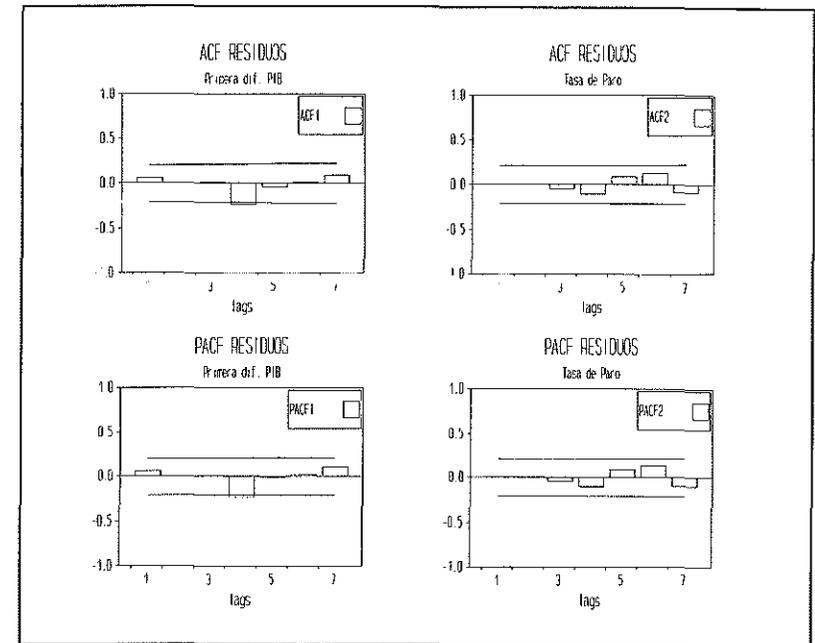


Figura A.2



APENDICE 2.

En este apéndice se presenta detalladamente la solución del modelo teórico descrito en la sección 4. Las ecuaciones que componen el modelo son las siguientes:

$$y_t = m_t - p_t + a\theta_t \quad [A.1]$$

$$y_t = n_t + \theta_t \quad [A.2]$$

$$p_t = w_t - \beta\theta_t \quad [A.3]$$

$$w_t = w_t \{ E_{t-1} n_t = \alpha n_{t-1} + (1-\alpha) E_{t-1} \bar{n}_t \} \quad [A.4]$$

$$m_t = m_{t-1} + e_{dt} \quad [A.5]$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_{st} \quad [A.6]$$

$$\nabla \bar{n}_t = -g \nabla u_{t-1} + \phi e_{st} \quad [A.7]$$

con $g \geq 0$, $\phi \geq 0$, $a > 0$, $\beta > 0$, $\alpha \in (0,1)$

$$e_{dt} \sim N(0, \sigma_d^2), \quad e_{st} \sim N(0, \sigma_s^2)$$

A partir de las ecuaciones [A.1], [A.2] y [A.3], se obtiene:

$$n_t = m_t + (a+\beta-1)\theta_t - w_t \quad [A.8]$$

Tomando esperanzas condicionales en la expresión anterior y sustituyendo en [A.4]:

$$w_t = m_{t-1} + (a+\beta-1)\theta_{t-1} - \alpha n_{t-1} + (1-\alpha)\bar{n}_{t-1} \quad [A.9]$$

Sustituyendo [A.9] en [A.8] y tomando primeras diferencias:

$$\nabla n_t (1-\alpha B) = \nabla^2 m_t + (a+\beta-1)\nabla^2 \theta_t + (1-\alpha)\nabla \bar{n}_{t-1} \quad [A.10]$$

donde B es el operador retardos ($BX_t = X_{t-1}$).

Utilizando [A.5], [A.6] y [A.7] en la expresión anterior se obtiene lo siguiente:

$$\nabla n_t (1-\alpha B) = \nabla e_{dt} + (a+\beta-1)\nabla e_{st} + (1-\alpha) \left[\frac{g \nabla n_{t-2} + \phi e_{st-1}}{1-gB} \right] \quad [A.11]$$

Por otro lado, tomando primeras diferencias a la ecuación [A.2] y sustituyendo en ella [A.11] se consigue el proceso seguido por ∇y_t :

$$\nabla y_t = \frac{(1+gB)\nabla e_{dt} + (a+\beta-1)(1+gB)\nabla e_{st} + (1-\alpha)\phi e_{st-1}}{1+(g-\alpha)B-gB^2} + e_{st} \quad [A.12]$$

A continuación se detallan los pasos seguidos en la obtención del proceso estacionario seguido por u_t . Así pues, el primer paso se dirige hacia el cálculo de la evolución dinámica de ∇w_t .

De la ecuación de fijación de salarios nominales junto con [A.7], se tiene la siguiente expresión:

$$E_{t-1} n_t - E_{t-1} n_{t-1} = \alpha(n_{t-1} - n_{t-2}) + (1-\alpha) \left[\frac{g \nabla n_{t-2} + \phi e_{st-1}}{1+gB} \right] \quad [A.13]$$

El lado izquierdo de [A.13] es función del shock de demanda, así como del diferencial de salarios (utilizando [A.1],[A.2],[A.5] y [A.6]):

$$E_{t-1} n_t - E_{t-2} n_{t-2} = e_{dt-1} + (a+\beta-1)e_{st-1} - \nabla w_t \quad [A.14]$$

Por otra parte, usando [A.2] y [A.6], el lado derecho de [A.13] es:

$$\alpha(n_{t-1} - n_{t-2})(1-\alpha) \left[\frac{g \nabla n_{t-2} + \phi e_{st-1}}{1-gB} \right] = \quad [A.15]$$

$$\left[\alpha + \frac{(1-\alpha)gB}{1+gB} \right] \nabla y_{t-1} - \left[\alpha + \frac{(1-\alpha)gB}{1+gB} - \frac{(1-\alpha)\phi}{1+gB} \right] e_{st-1}$$

Igualando [A.14] y [A.15] y reordenando términos, se obtiene el proceso seguido por ∇w_t :

$$\nabla w_t = \frac{(1-\alpha)}{1+(g-\alpha)B-gB^2} [e_{dt-1} + (a+\beta-1-\phi)e_{st-1}] \quad [A.16]$$

A partir de [A.4] y [A.8] se tiene que:

$$\bar{n}_{t-1} = m_{t-1} + (a+\beta-1)\phi_{t-1} - \frac{w_t}{1-\alpha} + \frac{\alpha}{1-\alpha} w_{t-1} \quad [A.17]$$

Por tanto, empleando la definición de tasa de paro y con [A.8] y [A.17], se llega a:

$$u_t = \bar{n}_t - n_t = -\frac{1}{1-\alpha} \nabla w_{t+1} \quad [A.18]$$

Basta con sustituir [A.16] en [A.18] para obtener el proceso seguido por u_t :

$$u_t = \frac{-[e_{dt} + (a+\beta-1-\phi)e_{st}]}{1+(g-\alpha)B-gB^2} \quad [A.19]$$

Así pues, [A.12] y [A.19] forman el proceso estacionario que define el modelo estructural.

SERIE DE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL ICAE

- 9301 "Análisis del comportamiento de las cotizaciones reales en la Bolsa de Madrid bajo la hipótesis de eficiencia". Rafael Flores de Frutos. Diciembre 1992. (Aceptado para publicar en Estadística Española)
- 9302 "Sobre la estimación de primas por plazo dentro de la estructura temporal de tipos de interés". Rafael Flores de Frutos. Diciembre 1992.
- 9303 "Cambios de estructuras de gasto y de consumo en el cálculo del IPC". Antonio Abadía. Febrero 1993. (Publicado en Revista de Economía Aplicada, Vol.1, N°1)
- 9304 "Tax Analysis in a Limit Pricing Model". Félix Marcos. Febrero 1993.
- 9305 "El tipo de cambio propio: reformulación del concepto y estimación para el caso español". José de Hevia Payá. Junio 1993. (Publicado en Revista Española de Economía, Vol.11, N°1, 1994)
- 9306 "Price Volatility Under Alternative Monetary Instruments". Alfonso Novales. Abril 1992.
- 9307 "Teorías del tipo de cambio: una panorámica". Oscar Bajo Rubio y Simón Sosvilla Rivero. Junio 1993. (Publicado en Revista de Economía Aplicada, Vol.1, N°2).
- 9308 "Testing Theories of Economic Fluctuations and Growth in Early Development (The Case of the Chesapeake Tobacco Economy)". Rafael Flores de Frutos y Alfredo M. Pereira. Diciembre 1992.

- 9309 "Maastricht Convergence Conditions: A Lower Bound for Inflation?". Jorge Blázquez y Miguel Sebastián. Marzo 1992.
- 9310 "Recursive Identification, Estimation and Forecasting of Nonstationary Economic Time Series with Applications to GNP International Data". A. García-Ferrer, J. del Hoyo, A. Novales y P.C. Young. Marzo 1993. (De próxima aparición en un volumen de homenaje a A. Zellner)
- 9311 "General Dynamics in Overlapping Generations Models". Carmen Carrera y Manuel Morán. Enero 1993. (Aceptado para publicar en Journal of Economic Dynamics and Control)
- 9312 "Further Evidence on Forecasting International GNP Growth Rates Using Unobserved Components Transfer Function Models". A. García-Ferrer, J. del Hoyo, A. Novales y P.C. Young. Septiembre 1993.
- 9313 "Public Capital and Aggregate Growth in the United States: Is Public Capital Productive?". Rafael Flores de Frutos y Alfredo M. Pereira. Julio 1993.
- 9314 "Central Bank Structure and Monetary Policy Uncertainty". José I. García de Paso. Abril 1993.
- 9315 "Monetary Policy with Private Information: A Role for Monetary Targets". José I. García de Paso. Julio 1993.
- 9316 "Exact Maximum Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models". José Alberto Mauricio. Julio 1993. (Aceptado para publicar en Journal of the American Statistical Association)
- 9317 "The Exact Likelihood Function of a Vector ARMA Model". José Alberto Mauricio. Julio 1993.
- 9318 "Business Telephone Traffic Demand in Spain: 1980-1991, An Econometric Approach". Teodosio Pérez Amaral, Francisco Alvarez González y Bernardo Moreno Jiménez. Septiembre 1993. (Aceptado para publicación en Information Economics and Policy)
- 9401 "Contrastes de momentos y de la matriz de información". Teodosio Pérez Amaral. Junio 1994. (Publicado en Cuadernos Económicos del ICE, N° 55, 1993/3)
- 9402 "A Partisan Explanation of Political Monetary Cycles". José I. García de Paso. Junio 1994.
- 9403 "Estadísticos para la detección de observaciones anómalas en modelos de elección binaria: una aplicación con datos reales". Gregorio R. Serrano. Junio 1994. (Aceptado para publicar en Estadística Española)
- 9404 "Effects of Public Investment in Infrastructure on the Spanish Economy". Rafael Flores de Frutos, Mercedes Gracia Díez y Teodosio Pérez Amaral. Junio 1994.
- 9405 "Observaciones anómalas en modelos de elección binaria". Mercedes Gracia y Gregorio R. Serrano. Junio 1994. (Aceptado para publicar en Estadística Española)
- 9406 "Permanent Components in Seasonal Variables". Rafael Flores y Alfonso Novales. Junio 1994.
- 9407 "Money Demand Instability and the Performance of the Monetary Model of Exchange Rates". Rodrigo Peruga. Junio 1994.
- 9408 "Una nota sobre la estimación eficiente de modelos con parámetros cambiantes". Sonia Sotoca. Junio 1994.

- 9409 *"Distribución de la renta y redistribución a través del IRPF en España"*. Rafael Salas. Junio 1994.
- 9410 *"Trade Balances: Do Exchange Rates Matter?"*. Rodrigo Peruga. Junio 1994.
- 9411 *"A Retrial System with Constant Attempts"*. Mercedes Vázquez. Octubre 1994.
- 9412 *"A Retrial Model at Nonstationary Regime"*. Mercedes Vázquez. Octubre 1994.
- 9413 *"Equívocos y singularidades en el sistema financiero español"*. Jaime Terceiro Lomba. Noviembre 1994.
- 9414 *"On Univariate Forecasting Comparisons: The Case of the Spanish Automobile Industry"*. A.García-Ferrer, J. del Hoyo, A.S. Martín-Arroyo y P.C. Young. Junio 1994. (Aceptado para publicar en Journal of Forecasting)
- 9415 *"Horizontal and Vertical Inequality in a Social Welfare Framework"*. Rafael Salas. Noviembre 1994.
- 9416 *"A Model of Appointing Governors to the Central Bank"*. José I. García de Paso. Octubre 1994.
- 9417 *"Capital público y restricción presupuestaria gubernamental"*. Jorge Blázquez y Miguel Sebastián. Diciembre 1994.
- 9418 *"Efectos dinámicos de perturbaciones de demanda y oferta en la economía española"*. Esther Fernández Casillas, José Luis Fernández Serrano, Baltasar Manzano González y Jesús Ruiz Andújar. Diciembre 1994.

