

Estudios de Economía Aplicada
N.º 9, 1998. Págs. 133-157

Un modelo de vectores autorregresivos bayesianos (BVAR) para la predicción del tipo de interés a corto plazo de la economía española¹

ALVARO ORTIZ VIDAL-ABARCA
Instituto L.R. Klein y Servilab

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el evaluador, las cuales me han parecido oportunas y por las que quedo muy agradecido.

RESUMEN

En el siguiente documento se desarrolla un modelo BVAR de carácter mensual para la economía española. El modelo ha sido desarrollado para la predicción del tipo de interés a corto plazo (Euromercado a 3 meses), aunque su carácter simultáneo dará como resultado predicciones para el resto de las variables. Para el periodo muestral analizado, el modelo presenta en general cierta superioridad predictiva en las variables tipo de interés e inflación respecto a un conjunto de analistas de la economía española.
Palabras clave: Modelos BVAR, tipo de interés, predicción.

ABSTRACT

In this paper, I develop a monthly BVAR model for the Spanish Economy. The main goal of the model is the forecasting of the spanish short term interest rate although, given its simultaneous character, the results for the rest of the variables in the model are presented. In general, for the considered sampling period, the model presents a higher forecasting accuracy respect to a selected group of panelists for the Spanish Economy.

Keywords: Bvar model, short-term interest rate, forecasting.

Artículo recibido en septiembre de 1997. Revisado en abril de 1998.

1. El siguiente documento supone un resumen de mi trabajo de investigación doctoral presentada en el Instituto L.R. Klein en Junio de 1997. Agradezco enormemente las sugerencias sobre la obra realizadas por los Profesores Prosper Lamothe, Bernardo Pena y Antonio Pulido. Parte del resultado de este trabajo se debe al esfuerzo del Dr. Julian Perez (Director de la obra). Por supuesto, de todos los errores contenidos en el texto soy exclusivamente el único responsable.

1. Introducción

En el siguiente artículo se desarrolla un modelo de vectores autorregresivos bayesianos (BVAR) mensual para la economía española. El modelo está ligeramente dirigido a la predicción del tipo de interés, aunque su carácter simultáneo dará como resultado la predicción del resto de variables del sistema.

Para el caso español, conocidas por mí, son pocas las experiencias respecto a la modelización simultánea (comparándolas sobre todo con las experiencias de tipo univariante) y este hecho se acentúa en los casos de modelización de alta frecuencia (trimestral, mensual...). La modelización a través de modelos de vectores autorregresivos y sus variantes (VAR, VARMA, BVAR...) es aún más escasa y prácticamente realizada desde instituciones oficiales². La aparente dificultad de la modelización simultánea frente a la modelización univariante podría estar detrás de este fenómeno.

El modelo presentado a continuación es sencillo y fácil de interpretar. La implementación de hiperparámetros de carácter bayesiano en la línea de la metodología introducida por Litterman (1980) resuelve el problema de la sobreparametrización de los modelos VAR irrestringidos, por lo que la mejora en términos de predicción de estos modelos es notable. La superioridad predictiva del modelo en algunas de las variables (tipo de interés y evolución de los precios) respecto a un conjunto de analistas de la economía española es constatada en el tercer apartado, por lo que sería aconsejable investigación adicional sobre esta metodología.

2. Metodología

La metodología BVAR desarrollada por Litterman (1980) surge como solución al problema de sobreajuste de los modelos VAR irrestringidos (UVAR). Así, cuando el número de parámetros a estimar es excesivo aumenta el riesgo de sobreajuste o excesiva influencia de variabilidad muestral accidental (ruido) en contraposición a relaciones sistemáticas (señal). La solución más obvia, que la modelización BVAR intenta evitar, es la reducción de variables o retardos lo que, por otra parte, se traduce en pérdida de información.

En definitiva, la solución tomada en los modelos BVAR "trata de evitar la influencia de la variabilidad muestral accidental sin verse sometido a la disyuntiva de excluir o incluir retardos de las distintas variables" (Álvarez, 1995). La forma de llevar esta idea a la práctica consiste en combinar el modelo VAR convencional con una distribución

2. Son trabajos pioneros en este sentido los modelos BVAR (utilizado por el Banco de España) y el modelo VARMA (desarrollado por investigadores del INE).

a priori para sus coeficientes. Tal combinación da lugar a lo que se conoce como modelos BVAR.

La *información muestral* del modelo se procesa al igual que la metodología VAR convencional:

$$Y_{Tx1} = X_{Txp} B_{p \times 1} + \xi_{Tx1} \quad (1)$$

Expresión donde X incluye valores retardados de la variables Y y X (que en el caso que nos ocupa está formada por el tipo de interés extranjero, la tasa de inflación, la tasa de crecimiento del agregado monetario, el tipo de interés nacional y un indicador de actividad económica)³.

La *información a priori* parte de la base de una aproximación razonable al comportamiento de una variable económica como un paseo aleatorio con componente determinístico desconocido. A todas las ecuaciones en el sistema se les impone esta misma distribución a priori. Así, en el caso de la i-ésima ecuación esta distribución está centrada alrededor de la especificación siguiente:

$$y_{it} = d_{it} + y_{i,t-1} + u_{it} \quad (2)$$

En esta expresión hemos impuesto una media a priori de 1 en el coeficiente del primer retardo de la variable dependiente, y media a priori nula en el resto de los retardos de la i-ésima ecuación autorregresiva, sin especificar ningún valor a priori sobre el componente determinístico.

Los estimadores de Litterman combinan los datos generados por el modelo en (1) suponiendo que $\xi \approx N(0, \sigma I)$, con la información contenida a priori en la especificación siguiente:

$$R_{p \times p} B_{p \times 1} = r_{p \times 1} + v_{p \times 1} \quad (3)$$

$$\text{donde } v \approx N(0, \lambda^2 I)$$

La matriz R es diagonal y, al estar normalizada, los elementos de su diagonal principal corresponden a la desviación típica del primer retardo de la variable dependiente dividido por la desviación típica de cada coeficiente (excepto el valor cero para el componente determinístico). El vector r estará formado por las medias a priori de los coeficientes. En lugar de imponer las medias y desviaciones a priori de los coeficientes individualmente, la información se introduce sobre la base de los hiperparámetros a priori π , que regulan o gobiernan el comportamiento de los coefi-

3. Ver el siguiente apartado para la especificación completa de las variables incluidas.

cientes. Como podemos leer en Alvarez (1995)⁴. "La dimensión de este vector π suele variar según la aplicación, y los aspectos de información a priori que controlen sus elementos pueden ser muy diversos, pero es común a todas las aplicaciones la inclusión de componentes que controlen aspectos como el peso de los retardos de unas variables en las ecuaciones de otras, el peso de los retardos cercanos respecto a los lejanos y el grado global de incertidumbre con respecto al tamaño de los coeficientes del modelo".

Por consiguiente, la información sobre π nos permite calibrar el grado de sobreparametrización del modelo con el fin de obtener un equilibrio entre la pérdida de información y el grado de sobreparametrización del modelo. En general, los elementos que componen este vector de hiperparámetros, y que posteriormente analizaremos, son los siguientes:

$$\pi = (\lambda, \psi, \omega, \eta, \gamma)$$

El coeficiente del primer retardo de la variable dependiente suele ser el más relevante de cada ecuación. El valor a priori de su media es igual a la unidad (aunque si la variable en cuestión presenta un mayor grado de estacionariedad se especificaría un valor a priori para la media más reducido) y su desviación típica es igual a λ .

Como veremos más adelante el hiperparámetro λ forma parte de las desviaciones típicas de todos los coeficientes (no sólo del primer retardo de la variable dependiente) por lo que el valor que se le especifica a priori influirá en todos los coeficientes.

El hiperparámetro λ recoge por tanto "el grado global de incertidumbre", de manera que si todo lo demás permanece constante, un valor reducido de este hiperparámetro supone otorgar una gran importancia a la información a priori elegida, mientras que en el caso contrario (cuando el valor es elevado), supone el predominio de la información muestral. En el caso límite, cuando el valor tiende a infinito el modelo es equivalente a un modelo VAR convencional estimado por MCO.

A los coeficientes correspondientes a la variable dependiente retardada distintos al primer retardo ($l=2,3,4...T$) se les asume una distribución a priori normal independiente con media nula y desviación típica λ/l^{ψ} . Por lo tanto a medida que nos alejamos en los retardos, el ajuste hacia la media es mayor (pues el cociente especificado anteriormente se reduce). El valor del hiperparámetro ψ regula de ajuste en función de la lejanía de los retardos, normalmente su valor es igual al número de retardo ($\psi=1$) y valores mayores a estos darán más importancia a la información más reciente, en el caso extremo que su valor tiende a infinito predominará la información relativa al primer retardo exclusivamente.

4. Ver Alvarez et al (1995), pp17

Por consiguiente ψ controla la incertidumbre relativa de los distintos retardos. Si su valor es mayor o igual a la unidad esto implicaría una menor varianza a priori de los coeficientes según nos alejemos del momento presente, asumiendo así un mayor peso de la información más reciente respecto a la información más alejada en el pasado.

Las desviaciones típicas de los coeficientes de los retardos de las variables distintas a la variable dependiente son ajustados de mayor manera al valor cero (su media a priori) en todos los retardos por medio de un factor ω (valor comprendido entre 0 y 1) con el objetivo de representar la hipótesis de que los retardos de la variable dependiente influyen más en su comportamiento que el resto de las variables (el caso extremo en que $\omega=0$ daría como resultado una máxima aproximación a una ecuación autorregresiva).

Este hiperparámetro ω controla así la incertidumbre relativa a los distintos retardos. Por lo tanto un valor de este por debajo de la unidad supone una menor incertidumbre sobre el valor de los coeficientes del resto de las variables que sobre la variable dependiente. Si el valor alcanza el valor extremo de 0, entonces nos enfrentamos a un sistema de ecuaciones univariantes AR(l), dado que el valor de los coeficientes del resto de las variables que no son la dependiente de cada ecuación se distribuyen con media nula y con varianza nula también.

Las desviaciones típicas de los coeficientes de las variables distintas a la dependiente no son invariables a la escala en que estén medidas estas últimas. (así variables que entran medidas en millones tendrán mayores desviaciones típicas que si son introducidas en miles). Existen varios métodos para solucionar este problema, la solución empleada por Litterman consiste en tomar como aproximación de la medida del tamaño de la variable Y , al error típico estimado (σ_i) de los residuos de la ecuación donde la variable Y es la variable dependiente.

Generalizando, si definimos σ_i como la desviación típica de la distribución a priori para el coeficiente de la ecuación i , de la variable j y del retardo l entonces podemos representar la expresión siguiente:

$$\delta_{ij}^l = \frac{\lambda}{l^\psi} \quad \text{si } i = j$$

$$\delta_{ij}^l = \omega \frac{\lambda}{l^\psi} \frac{\sigma_i}{\sigma_j} \quad \text{si } i \neq j$$

$$l = 1 \dots k \text{ retardos.}$$

En la modelización de sistemas VAR para las economías pequeñas (como el caso de España) se suelen incluir variables internacionales dado el creciente grado de internacionalización de las economías desarrolladas. Así, es lógico pensar que varia-

bles de carácter internacional como la actividad mundial, precio del petróleo en los mercados internacionales, tipos de interés internacionales... pudieran influir en economías como la española.

Obviamente, el carácter de este tipo de variables es mucho más exógeno que el de las variables domésticas dentro del sistema. Por ejemplo, el grado de influencia de la actividad mundial (representado por el PIB) sobre las variables de carácter doméstico es de carácter más elevado, que lo que la actividad española pudiera influir sobre la actividad económica mundial.

Para conseguir la exogeneización de estas variables es usual la introducción de un hiperparámetro η en la especificación a priori de las varianzas mostradas anteriormente, con el objetivo de poder distinguir la información a priori sobre las varianzas de las variables de carácter doméstico:

$$\delta_{ij}^l = \frac{\lambda \omega \eta}{l^v} \frac{\sigma_i}{\sigma_j} \quad \text{si } i \neq j, i = 1 \dots n$$

$$l = 1 \dots n$$

$$j = 1 \dots n$$

y la información a priori sobre la varianza de las variables de carácter internacional, especificada a través del hiperparámetro γ :

$$\delta_{ij}^l = \frac{\lambda \omega \gamma}{l^v} \frac{\sigma_i}{\sigma_j} \quad \text{si } i \neq j, i = 1 \dots n$$

$$l = 1 \dots n$$

$$j = 1 \dots n$$

Si quisiéramos especificar estas distribuciones a priori matricialmente en la forma en que lo hicimos en la ecuación (4), entonces R vendrá representada por una matriz diagonal (elementos nulos fuera de la diagonal principal) con los elementos de la diagonal principal que serán igual a cero en el elemento correspondiente al componente determinístico⁵, y con valores iguales a λ/δ_{ij}^l en los elementos correspondientes al retardo l de la variable j . Por otra parte, r es un vector de elementos 0 excepto el valor 1 correspondiendo al primer retardo de la variable dependiente.

5. La asignación del elemento nulo al componente determinístico supone asumir el desconocimiento total a priori de este término, no obstante Litterman sugiere que si tuviéramos algún conocimiento a priori sobre estos término deberíamos incluirlo y por lo tanto no sería nulo.

Los estimadores definidos por Litterman (1980) están determinados por la siguiente expresión (4), donde se procesan conjuntamente la información muestral con la información a priori⁶:

$$\beta = (X'X + kR'R)^{-1}(X'Y + kR'r)$$

donde :

$$k_i = \frac{\sigma_i^2}{\lambda^2} \quad (4)$$

σ_i^2 = varianza de la regresión.

λ^2 = varianza del parametro del primer retardo
de la variable dependiente a priori.

r = vector de medias a priori.

R = matriz que contiene las desviaciones típicas a priori

3. Un modelo BVAR para la economía española

En el presente apartado se desarrollan las etapas de construcción (especificación, estimación y predicción) de un modelo VAR bayesiano (BVAR) para el análisis a corto y medio plazo de la economía española.

En la etapa de especificación, el objetivo ha sido la construcción de un modelo que salve la disyuntiva existente entre simplicidad y capacidad explicativa del modelo. Por esto, he seleccionado variables fáciles de interpretar por el analista pero que al mismo tiempo reflejen de la manera más completa posible la evolución general de la economía española.

Las premisas que he tenido en cuenta para intentar alcanzar este objetivo han sido las siguientes:

- Dado que uno de los fines del modelo es el seguimiento a corto plazo de las principales variables de la economía española, la frecuencia de los datos ha sido lo más alta posible, considerándose finalmente el carácter mensual de los datos. Respecto al periodo muestral, y teniendo en cuenta que una de las variables objetivo es el tipo de interés a corto plazo de la economía española, el periodo de

6. Expresión que es equivalente a los estimadores obtenidos a través del procedimiento de estimación mixta de Theil (1971) para variables ficticias (donde en este caso las variables ficticias contienen la especificación a priori de las medias y varianzas de los coeficientes).

estimación del modelo comienza en enero de 1989 concluyendo en diciembre de 1996. La elección se ha debido al comportamiento totalmente diferenciado de esta variable en el período muestral previo a la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo (SME) en junio de 1989.

- El conjunto de variables que componen el modelo ha sido seleccionado teniendo en cuenta su facilidad de interpretación, junto con su capacidad explicativa. Así, salvo las variables representativas de tipos de interés internacional y doméstico, las variables están medidas en tasas de crecimiento interanual, por lo que la interpretación se realiza de manera más sencilla; el modelo intenta reflejar el comportamiento de precios y cantidades en los diferentes mercados: mercado monetario internacional, mercado monetario nacional y mercado de bienes nacional.

La estimación del modelo se ha llevado a cabo mediante el sistema mixto de Theil (ver epígrafe 2), y la elección del vector óptimo de hiperparámetros mediante la minimización de estadísticos U de Theil correspondientes.

En el análisis de la eficacia predictiva del mismo se han tenido en cuenta horizontes predictivos de 1, 4, 8 y 12 meses. Los estadísticos U de Theil ponen de manifiesto la superioridad predictiva respecto a procesos univariantes, adicionalmente se presentan resultados en términos de errores cuadráticos medios para cada una de las variables y horizontes predictivos. Especial atención merece el análisis de la eficacia predictiva del tipo de interés a corto plazo doméstico y de la tasa de crecimiento de los precios. En este caso los resultados se han comparado con los obtenidos por los diferentes analistas que aparecen en la revista *Consensus Forecasts* con el objetivo de determinar la superioridad o inferioridad del modelo respecto a estos.

Por último, se presenta brevemente la exposición de las conclusiones generales sobre la eficacia predictiva del modelo así como las principales líneas de investigación futuras a seguir con el objetivo de mejorar la eficacia del modelo en términos de predicción y su capacidad como herramienta de análisis de políticas económicas alternativas.

3.1 Estructura del modelo

En la construcción de un modelo econométrico que pretenda captar de manera simplificada (pero con el mayor grado de capacidad explicativa posible) la realidad económica, el primer paso fundamental consiste en la elección de las variables representativas de la misma.

En el caso de los modelos BVAR, y a pesar de que la inclusión de hiperparámetros resuelve en parte el problema de la sobreparametrización, la elección de un número

lo más reducido posible de variables (y de retardos) adquiere mayor relevancia dada la rápida pérdida de grados de libertad. En nuestro caso, por el hecho de que la muestra es relativamente pequeña, a este hecho se le presta una mayor atención.

Las razones de la elección de esta muestra residen tanto en la excesiva volatilidad de una de las variables fundamentales del modelo (la variable representativa del tipo de interés doméstico), como en el cambio radical de comportamiento de la política monetaria española. En efecto, tras la adhesión de la peseta al SME la política monetaria española cambia tanto en sus objetivos como en sus instrumentos.

Para facilitar la estrategia de selección de variables he seguido la línea de otros trabajos similares⁷, agrupando en bloques o sectores el comportamiento de los distintos agentes económicos. Por otra parte he pretendido tener en cuenta cierta aproximación a la función de reacción actual de la autoridad monetaria española.

El modelo consta de tres bloques (Bloque monetario internacional, bloque monetario nacional y bloque interior), para los cuales se seleccionan variables representativas (ver cuadro 3.1).

CUADRO 3.1. Variables representativas de los Bloques incluidos en el modelo

Bloque o Sector	Variable representativa	Serie Final Observada
Bloque Monetario Internacional	Tipo de interés	Tipo de interés del Euromercado a 3 meses. Tipo medio ponderado de las principales monedas en deuda exterior
Bloque Monetario Nacional	Cantidad de dinero	Tasa de cto. interanual del agregado M2 (serie sin desestacionalizar)
	Tipo de interés	Tipo de interés del euromercado a 3 meses. Tipo medio de la peseta
Bloque interior	Actividad económica	Tasa de cto. interanual del indicador de clima económico de España.
	Precios	Tasa de cto. interanual del IPC general (Serie sin desestacionalizar)

Las variables de los bloques monetario nacional y bloque interior son endógenas entre ellas, mientras que en la imposición de hiperparámetros a priori hemos

7. Ver Álvarez et al (1995)

exogeneizado el bloque monetario internacional. Así, reflejamos la hipótesis a priori de que este bloque influye en las variables de carácter doméstico, pero no al contrario.

- *Bloque monetario exterior*

La elección de este bloque tiene su justificación en la paulatina integración de la economía española tanto en los mercados financieros internacionales como en la evolución de la actividad económica internacional en general.

Es norma general en los trabajos de este tipo, la inclusión de alguna variable que refleje la actividad económica internacional⁸. En el trabajo que nos ocupa dado el interés especial en aproximar en parte la función de reacción de la política monetaria, he optado por la selección de un bloque monetario internacional en detrimento de la actividad real internacional.

Además, dada la relevancia del tipo de interés en las decisiones de los agentes económicos la variable elegida supondría la respuesta del contexto de los países desarrollados a situaciones particulares tanto de producción como de empleo y precios. Así pues, esta variable aproximaría la respuesta de la política monetaria internacional a diversos condicionantes de la actividad real.

La variable representativa del bloque es un tipo de interés a corto plazo: el tipo medio de interés de depósitos del Euromercado a tres meses ponderado en función del nivel de deuda exterior existente con nuestro país. Se planteó la inclusión de un tipo de interés a corto plazo de la economía alemana como país ancla del SME; no obstante el Banco de España reacciona también a movimientos en los tipos de interés de otras monedas relevantes dentro del contexto internacional, y por otra parte el tipo de interés seleccionado incluye en parte la evolución de aquél.

En el modelo no se encuentra incluida ninguna variable de tipo de cambio, pese a que éstas (principalmente el tipo de cambio de la peseta frente al marco) han condicionado la actuación de la autoridad monetaria española a lo largo de la muestra.

Las razones que me han llevado a no incluirla han sido la fuerte inestabilidad del mismo, debido a las diferentes presiones especulativas de nuestra moneda y a los diferentes realineamientos en el SME, como sobre todo al cambio de estrategia en favor de la evolución de los precios, como objetivo principal y último, por parte del Banco de España tras la ampliación de las bandas de fluctuación permitidas al 15%⁹. Por otra parte, de los resultados de predicción se pueden inferir aproximaciones futuras al valor del tipo de cambio nominal internacional de la peseta. Si asumimos perfecta movilidad de capitales la depreciación esperada del tipo de cambio (Δe)

8. Ver Álvarez et al (1995) y Quilis y Frutos (1996)

9. Ver Melcón (1994)

puede ser expresada a través de la paridad descubierta de interés, en función del diferencial de tipos de interés nacional (i) y extranjero (i^f), variables incluidas en el modelo:

$$\Delta e = i - i^f$$

- *Bloque monetario nacional*

En las variables incluidas en este bloque se ha intentado reflejar el comportamiento de la autoridad monetaria y de los agentes económicos. Por otra parte el bloque incluye una variable de cantidades y otra de precios.

La variable de cantidad de dinero que ha sido seleccionada en el bloque ha sido la tasa de variación interanual de un agregado monetario estrecho (M2). La elección de esta variable en detrimento de agregados más amplios (ALP,ALP2) esta justificada dadas las distorsiones observadas en estos agregados más amplios y la misma autoridad monetaria aconsejaba recurrir en mayor medida a indicadores complementarios (entre los que se encontraban los agregados estrechos); otros trabajos similares a éste recurren a estos agregados más estrechos que parecen mantener una mayor relación con la evolución económica general¹⁰.

La variable precios dentro de este bloque monetario es el tipo de interés de depósitos del Euromercado a tres meses (EU3MSP). En el modelo juega un papel clave, tanto por su relevancia en la toma de decisiones relativas al consumo, inversión y actividad por parte de los agentes económicos, como por representar un aproximación al instrumento principal de la política monetaria en España.

Este tipo de interés es homogéneo al seleccionado en el bloque monetario internacional (ambos son tipos de interés de depósitos en el Euromercado), pero además su correlación con el tipo de interés del mercado interbancario español a tres meses es casi perfecta. Por otra parte, no presenta excesivas divergencias con el verdadero instrumento de control de la autoridad monetaria para marcar las pautas de la evolución de la futura política monetaria: el tipo de interés de la subasta decenal del Banco de España.

- *Bloque nacional interior*

Las variables representativas del bloque doméstico son la evolución de los precios y de la actividad económica. La inclusión de los precios se justifica tanto por su relevancia en las decisiones de los agentes económicos, como por representar obje-

10. Ver Quilis y Frutos (1996)

tivo final de la política monetaria desde 1994. La variable elegida ha sido la tasa de crecimiento interanual del índice de precios al consumo por ser el indicador de referencia de los agentes económicos¹¹.

La variable que, a mi juicio, presenta una mayor problemática es la elegida como indicador de actividad económica o producción. Dado el carácter mensual del modelo, la no utilización del PIB real es obvia (aunque no obstante algunos autores optan por interpolar esta serie a datos mensuales¹² lo que a mi juicio debería ser analizado en futuras líneas de investigación).

La serie utilizada finalmente como representativa de la actividad económica mensual es la tasa de crecimiento del índice de clima económico de España, a pesar de que la variable normalmente utilizada es el índice de producción industrial. No obstante, el hecho de que esta serie se obtiene con un período de retraso respecto a las demás variables económicas y de que los resultados mejoraban notablemente con la serie seleccionada acabaron por inclinarnos hacia su rechazo como variable del modelo.

3.2. Especificación del modelo

El modelo especificado representa un vector autorregresivo de cinco variables (tipo de interés internacional, tipo de interés nacional, crecimiento de la masa monetaria, evolución de los precios y crecimiento de la actividad industrial). En congruencia con otros trabajos de carácter mensual (Litterman 1986), el modelo consta de cuatro retardos y se le ha asociado un vector de hiperparámetros a priori con la intención de superar el problema de sobreparametrización o sobreajuste del mismo. Es por tanto un modelo BVAR con la siguiente especificación analítica:

$$Y_{it} = \sum_{l=1}^4 Y_{i,t-l} + u_{it}$$

donde :

Y_{it} = vector de variables del sistema.

u_{it} = perturbación aleatoria de cada ecuación del sistema

11. Se realizaron pruebas con diversos indicadores de inflación subyacente, no obstante no se producen mejoras en el conjunto de la explicación monetaria, y además estos representan una menor influencia en la toma de decisiones de los agentes económicos.

12. Litterman (1986)

La especificación del vector de hiperparámetros a priori sobre la media y varianza de los coeficientes, se ha realizado sobre la base de criterios arbitrarios excepto para el hiperparámetro correspondiente al grado de ajuste global del sistema para el que hemos maximizado la verosimilitud del sistema por medio de la minimización del estadístico U de Theil del conjunto del sistema para diversos horizontes. Los criterios sobre el resto de hiperparámetros han sido los siguientes:

- La media a priori de los coeficientes correspondientes al primer retardo de la variable dependiente es igual a 0.8 y no a la unidad. Esta decisión ha sido tomada debido a la mayor estacionariedad de las variables, que la que tendrían si las variables estuvieran medidas en niveles. Como es normal en este tipo de aplicaciones, la media a priori de las variables distintas a la dependiente en cada regresión es nula.
- El hiperparámetro que calibra el grado de influencia de las variables distintas a la dependiente en cada regresión (ω) es igual a 0.5. Por tanto reflejamos la hipótesis de una menor influencia (respecto al propio pasado de la variable dependiente) de estas variables sobre la variable dependiente.

No obstante he introducido un hiperparámetro adicional (h) con el objetivo de captar el hecho de que la variable correspondiente al tipo de interés internacional a corto plazo influye en las variables de carácter doméstico pero no al revés. Así, la influencia de esta variable respecto al resto sigue siendo igual a 0.5, por el contrario el valor a priori del factor que calibra la influencia del resto de las variables respecto a esta variable internacional es igual a 0.

- El factor que calibra el peso de los retardos más cercanos respecto a los más lejanos (ψ) ha sido especificado con un valor de 0.5. Esta decisión se debe al no excesivo número de retardos seleccionado.

Dados los valores de estos hiperparámetros maximizamos el valor del hiperparámetro correspondiente al grado de ajuste global del sistema (grado de ajuste respecto al valor de las medias de los coeficientes determinadas a priori I). Los resultados del cuadro (3.2) demuestran que el estadístico U de Theil medio del sistema para horizontes predictivos de 2, 4, 6 y 8 períodos es minimizado (la verosimilitud del sistema es máxima) en consonancia con otros trabajos en valores cercanos a 0.2 y 0.3, por lo que se ha determinado un valor de 0.25.

La combinación de la distribución a priori de los coeficientes resultante del vector de hiperparámetros junto a la información muestral dan lugar a los resultados de estimación presentados en el anexo, en el que también se muestran los residuos de cada regresión y los valores de la matriz de varianzas y covarianzas de perturbaciones contemporáneas.

CUADRO 3.2. Estadísticos U de Theil medio para cada variable y conjunto del sistema. (Horizontes predictivos 2, 4, 6 y 8)

λ	i^i	i	M	π	γ	SISTEMA TOTAL
$\lambda=0,1$	1,208	0,403	0,913	0,593	0,630	0,749
$\lambda=0,2$	1,190	0,413	0,910	0,535	0,563	0,722
$\lambda=0,3$	1,183	0,455	0,940	0,520	0,540	0,727
$\lambda=0,4$	1,175	0,488	0,975	0,518	0,528	0,736
$\lambda=0,5$	1,175	0,508	0,990	0,518	0,523	0,742

i^i : Tipo de interés internacional. i : tipo de interés nacional. M: tasa de crecimiento del agregado M2. π : tasa de inflación interanual. γ : tasa de crecimiento del índice de clima económico.

3.3. Eficacia predictiva del modelo

En el siguiente apartado se analizan la eficacia predictiva del modelo en dos contextos diferentes. En el primero se analiza globalmente la *eficacia predictiva del modelo* en su conjunto, así como la superioridad o inferioridad en términos de capacidad predictiva respecto a modelos univariantes. Los estadísticos utilizados para llevar a cabo el análisis son la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RCECM):

$$RCECM = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n}}$$

donde :

e_i = error de predicción de la variable y , en el período t .

n = número de datos.

y el estadístico U de Theil:

$$U_i = \sqrt{\frac{(\frac{1}{n})\sum e_i^2}{S_y^2 + \hat{S}_y^2}}$$

donde :

S_y^2 : varianza de la variable y .

\hat{S}_y^2 : varianza de predicción de la variable y .

Si el valor del estadístico U de Theil es igual a cero entonces la predicción es perfecta, mientras que si el estadístico es igual o mayor que la unidad la predicción es igual (o peor) que la de un modelo autorregresivo univariante.

En un segundo nivel compararemos los resultados de las variables tipo de interés del euromercado a 3 meses y tasa de inflación con los resultados obtenidos con los diversos analistas que aparecen en la revista Consensus Forecasts. Este ejercicio, nos permitirá evaluar la capacidad predictiva del modelo BVAR respecto a otros métodos o modelos predictivos.

Los resultados de los estadísticos RCECM y U de Theil pueden ser examinados en el cuadro 3.3. En éste se han hallado estos estadísticos para horizontes predictivos de 1, 4, 8 y 12 meses. Comenzando con la estimación inicial (que incluye el período muestral hasta diciembre de 1994), se realizan sucesivas estimaciones con cada dato adicional y se realizan predicciones para los horizontes predictivos mencionados. Por consiguiente obtenemos 24, 21, 17 y 13 predicciones para los respectivos horizontes de predicción de uno, cuatro, ocho y doce meses correspondientes, (que podemos comparar con los respectivos valores reales y calcular los diferentes estadísticos). De este análisis se desprenden las siguientes conclusiones:

1. Los resultados muestran un incremento del error a medida que nos alejamos en el horizonte de predicción. Esta pérdida de eficacia predictiva no es sin embargo uniforme en el conjunto de las variables, así podemos observar diferentes patrones de comportamiento para las diferentes variables.

CUADRO 3.3. Eficacia Predictiva del modelo (RCECM y U de Theil)
Horizontes de predicción (1, 4, 8 y 12 meses)

Variables	RCECM (U Theil) Hor: 1 mes	RCECM (U Theil) Hor: 4 meses	RCECM (U Theil) Hor: 8 meses	RCECM (U Theil) Hor: 12 meses
Tipo interés Internacional	0,14 (0,94)	0,48 (1,18)	0,87 (1,19)	1,27 (1,14)
Tipo interés nacional	0,27 (0,78)	0,41 (0,44)	0,58 (0,38)	1,14 (0,58)
Cto. (i.a)0,38 M2	1,31 (0,78)	2,86 (0,79)	3,76 (0,96)	(1,08)
Cto. (i.a) Precios	0,17 (0,85)	0,27 (0,49)	0,29 (0,43)	0,56 (0,55)
Cto. (i.a) Act. Indust.	0,40 (0,83)	0,70 (0,56)	0,88 (0,41)	0,86 (0,32)

2. Dado que la variable representativa del tipo de interés internacional influye en el resto de las variables, pero no al revés, podemos apreciar una mayor pérdida de eficacia predictiva debido al carácter más autorregresivo univariante de su ecuación de comportamiento. Así, podemos observar que si bien el incremento en términos de error de predicción (RCECM 12 meses - RCECM 1 mes) es superior a un punto porcentual el cometido en el tipo de interés nacional es menor.
3. El resto de las variables (excepto la masa monetaria) presentan errores, que aunque aumentan a medida que las predicciones son más distantes, son mucho más estables a lo largo del tiempo. Destacando sobre todo la estabilidad de las variables representativas de la inflación y la actividad industrial. El aumento del error en el tipo de interés nacional parece razonable dada la variabilidad mostrada por la serie en los últimos años.
4. La variable que sin duda presenta peores resultados en términos de eficacia predictiva es la tasa de crecimiento del agregado monetario M2.

La evaluación de los resultados respecto a las predicciones autorregresivas univariantes muestra la mejora notable de las predicciones del modelo BVAR respecto a las primeras. El modelo BVAR, y para todas las variables, supera incluso a las predicciones univariantes en las predicciones a un período. A medida que nos alejamos en el horizonte predictivo esta superioridad se hace mucho más notoria en las variables tipo de interés nacional, inflación y actividad económica. La única variable que es superada por la predicción univariante es el tipo de interés internacional dada su especificación a priori (mucho más autorregresiva).

Con el objetivo de analizar la *eficacia predictiva del modelo respecto a las predicciones efectuadas por diversas instituciones alternativas*, he comparado los errores cometidos por el modelo con los cometidos por diferentes instituciones (privadas y públicas) que aparecen regularmente en Consensus Forecasts¹³.

Desafortunadamente esta comparación sólo es posible para dos variables del modelo: La tasa de inflación y el tipo de interés a corto plazo español. Las comparaciones tampoco son uniformes para estas dos variables. La razón fundamental es que si bien las predicciones que aparecen respecto al tipo de interés son realizadas a un horizonte predictivo de tres meses, las predicciones de inflación se realizan sobre la media de la tasa de inflación interanual para final de cada año. Sin embargo este hecho es útil para analizar la eficacia predictiva a corto (3 meses) y largo plazo (12 meses). Así, para el tipo de interés compararemos los resultados de las predicciones

13. Consensus Forecasts es una marca registrada © Consensus Economics Inc.

recursivas BVAR (predicciones a 4 meses)¹⁴ con los resultados aparecidos mensualmente en Consensus Forecasts. Por el contrario para la tasa de inflación utilizamos la predicción a 12 meses del modelo (y hallamos la media), por lo que para la predicción de la inflación media del año 96, estimamos el modelo hasta diciembre del año 95 obtenemos las predicciones para todos los meses del año y calculamos la media de la inflación de los doce meses del año.

- *Análisis comparativo de la predicción del tipo de interés a corto plazo con diferentes predicciones efectuadas por diversas instituciones*

En este apartado comparamos los resultados obtenidos para la predicción del tipo de interés a corto plazo español (tipo de interés de depósitos a tres meses de la peseta en el euromercado). La predicción de esta variable se realiza a un horizonte predictivo de tres meses por parte de diversos analistas económicos en *Consensus Forecasts*. Para evitar el problema de la disponibilidad de datos a la hora de realizar la predicción, las comparaciones se realizan con predicciones del modelo BVAR a un horizonte de predicción de cuatro meses.

La inclusión de analistas en *Consensus Forecasts* para la economía española se introdujo en Febrero de 1995; por lo tanto obtenemos 23 periodos para los que realizamos las comparaciones (también se presentan los resultados para los doce meses de 1996). La selección de los analistas se ha realizado teniendo en cuenta la recurrencia con la que aparecen, así existen otros analistas que no aparecen en este ejercicio debido a su no aparición en diversos períodos muestrales. De entre los seleccionados, los períodos en que su predicción no aparecía se completó con el dato correspondiente a la media del resto de los analistas (media Consensus). Los analistas inciuidos, aparte del modelo (BVAR) son: Analistas financieros internacionales (AFI), Argentaria (ARG), FG inversiones bursátiles (FG), Banco Bilbao Vizcaya (BBV), JP Morgan España (JPMor), CEPREDE (CEPRE), a media Consensus (CONS).

Dado que las series del tipo de interés están medidas en porcentajes, el estadístico RCECM equivale aproximadamente a la medición del error en términos de puntos base de tipo de interés (un error de un punto porcentual equivale a 100 puntos base). Los resultados se presentan en el cuadro (3.4), las predicciones de la media de los analistas (Cons) y los resultados del modelo (BVAR). Las conclusiones del análisis comparativo son las siguientes:

14. Las predicciones que aparecen en *Consensus Forecasts* sobre el tipo de interés son a un horizonte de 3 meses, no obstante el analista pudiera no conocer la información que el modelo contenía en la predicción a tres meses, por esta razón he decidido comparar los resultados de los analistas con los del modelo a un horizonte de predicción de 4 meses, salvando así esta desventaja de los analistas.

1. Los resultados muestran que el conjunto de los analistas superan el error de medio punto porcentual (50 puntos base) tanto para el período muestral más largo (23 meses) como para el conjunto del año 1996 (RECM 12), donde prácticamente todos los analistas incrementaron ligeramente el error. Salvo el caso de Argentaria (para los dos períodos muestrales) la mejor alternativa es la media de los analistas (CONS) con errores de 0,57 y 0,62 para los períodos muestrales de 23 y 12 meses respectivamente.

CUADRO 3.4. Errores de predicción en el tipo de interés de Depósitos a 3 meses de la Peseta en el Euromercado

(Horizonte de predicción 3 meses)								
	AFI	ARG.	BBV	CEPRE	FG	JPMor.	CONS.	BVAR
RECM(23)	0,59	0,56	0,57	0,65	0,67	0,71	0,56	0,39
RECM(12)	0,63	0,58	0,67	0,65	0,77	0,62	0,61	0,39

*Horizonte de predicción 3 meses

2. Como podemos apreciar los resultados del modelo BVAR, en términos de eficacia predictiva comparativa son bastante positivos. Aparte de mantener su eficacia predictiva en los dos periodos muestrales (39 puntos base tanto en el período muestral más largo como a lo largo del año 96), es la única de las alternativas que comete un error (RCECM) por debajo de los 50 puntos base, e incluso de los 40 puntos base.
3. En el gráfico del anexo podemos apreciar la senda seguida por los tipos de interés junto a las predicciones de la media de los analistas (CONS) y el modelo BVAR. Se observa, que si bien la media de los analistas sobrevalora en su predicción el tipo de interés casi sistemáticamente, no encontramos este patrón de comportamiento en el modelo BVAR que presenta una mayor oscilación hacia los valores reales.

Esta situación se debe probablemente al fenómeno de aversión al riesgo de los diferentes analistas. Si observamos los gráficos de predicción individuales del anexo, resulta sorprendente la similitud de los diferentes analistas. Este fenómeno no es exclusivo del caso español, Litterman (1986) encuentra estas similitudes para las predicciones de la economía norteamericana. La explicación que encuentra la podemos resumir en sus propias palabras: "El coste en términos de pérdida de credibilidad al desviarse del rango de predicción del resto de los analistas, habría sido sopesado por las instituciones en mayor grado, al cuestionable beneficio de separarse exitosamente del rango de la mayoría de los analistas".

- *Análisis comparativo de la predicción de la tasa de inflación con diferentes predicciones efectuadas por diversas instituciones de predicción económica*

Una de las críticas hacia los modelos BVAR, dado su carácter autorregresivo, es que si bien pudieran ser eficaces en términos de predicción a muy corto plazo estas ventajas desaparecen en horizontes más lejanos. La comparación que realizaremos seguidamente pudiera despejar algunas dudas sobre estas críticas. Compararemos con el resto de los analistas la predicción sobre la tasa de inflación media del año, realizada durante el primer período del año (enero). En el caso del modelo BVAR para realizar este tipo de predicción por ejemplo sobre el año 96, estimamos el modelo con datos muestrales hasta diciembre de 1995 y realizamos la predicción de los doce meses restantes calculando la media de las predicciones resultantes. Es por tanto una predicción, más a largo plazo que la realizada sobre los tipos de interés (que se realiza período a período recursivamente).

Un ejercicio comparativo similar lo podemos encontrar en Álvarez y Jareño (1997). Incluimos en la comparación las predicciones realizadas en enero de 1995 para la inflación (en términos de crecimiento interanual) media del año 95, y la realizada en enero de 1996 para la tasa de inflación media de ese año (no se incluyen años anteriores puesto que no aparecían para el caso español los diferentes analistas en Consensus Forecasts).

En el cuadro (3.5) se pueden apreciar las desviaciones sobre la inflación final de los diferentes analistas, se presentan las predicciones sobre la inflación de los diversos analistas para los años 95 y 96, y también se incluyen las desviaciones respecto al dato final de inflación media durante los doce meses. En la tercera columna del cuadro se incluye la desviación media (en términos absolutos para evitar el problema de compensación de errores) del conjunto de los dos años.

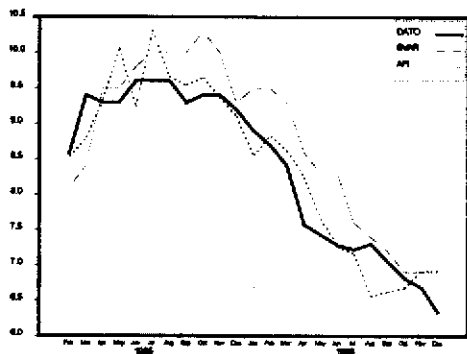
CUADRO 3.5. Predicciones de inflación anual media 1995 y 1996 (tasa interanual)

	DATO	AFI	ARG.	BBV	CEPRE	FG	JPMor	CONS	BVAR
INF 95	4,6	4,8	4,5	4,8	4,2	4,3	5	4,6	4,5
(DESV)	0	0,2	-0,1	0,2	-0,4	-0,3	0,4	0	-0,1
INF 96	3,6	3,6	3,9	3,6	4	3,7	3,8	3,8	3,6
(DESV)	0	0	0,3	0	0,4	0,1	0,2	0,2	0
Dev.M(*)		0,1	0,2	0,1	0,4	0,2	0,3	0,1	0,05

(*) Desviación media en términos absolutos, años 1995 y 1996.

Análisis Comparativo de las predicciones sobre el tipo de interés a tres meses del Euromercado

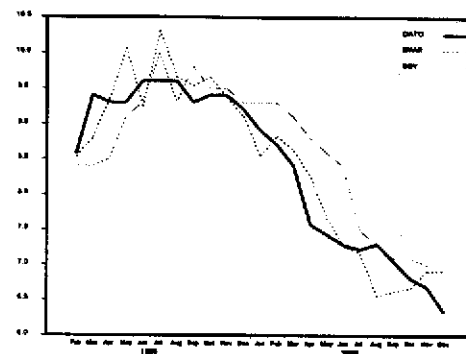
AFI



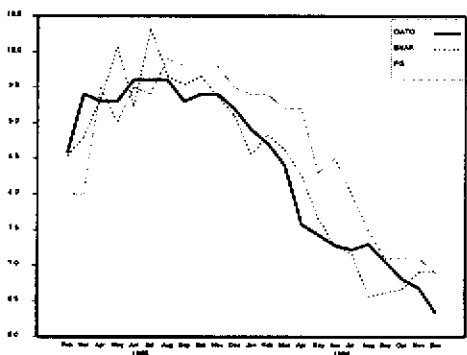
ARGENTARIA



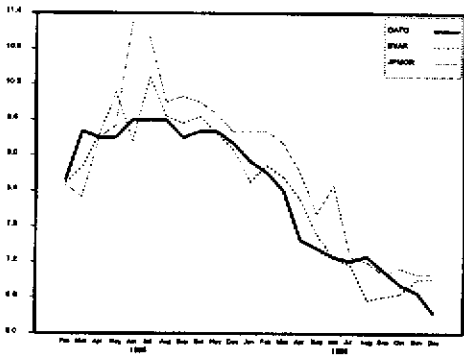
BBV



FG



JPMORGAN ESPAÑA



CEPREDE



Las principales conclusiones son las siguientes:

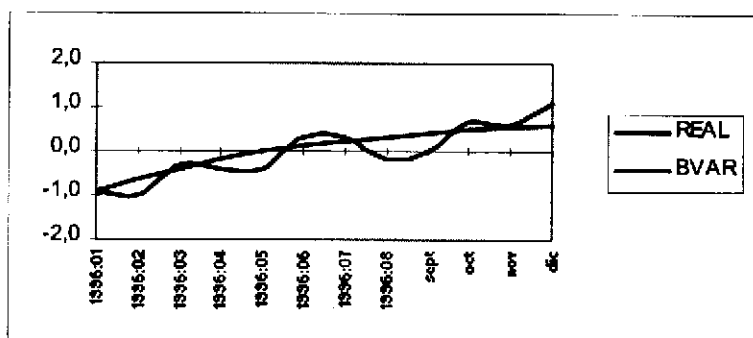
1. Los resultados muestran un menor error de predicción del conjunto de los analistas (CONS) en el año 1995, que el error cometido en el año 1996, donde el conjunto de los analistas no auguraba perspectivas tan favorables para la evolución de los precios (excepto los analistas BBV, AFI y el modelo BVAR). Como se puede apreciar, si bien para el año 1995 se mezclan sobrevaloraciones en las predicciones con infravaloraciones, la sobrevaloración predomina durante el año 1996.
2. El error de predicción en términos absolutos para el conjunto de los dos años refleja la superioridad (aunque no excesiva) del modelo BVAR sobre el resto de los analistas. Lo que supone el eficaz comportamiento predictivo del modelo a horizontes de predicción más lejanos (en este caso 12 meses).

La eficacia predictiva del modelo en horizontes de predicción más extensos se ve corroborada en la variable Actividad Económica. Así en el siguiente gráfico podemos apreciar cómo el modelo capta la tendencia del crecimiento interanual del índice de clima industrial de España, con la predicción hecha en enero de 1996 para el conjunto de este mismo año.

Como podemos apreciar en el gráfico (3.6), si bien el modelo no capta las oscilaciones de la variable de actividad industrial, la senda de recuperación del clima económico español (de tasas negativas a tasas positivas de crecimiento a partir de mediados de año) es relativamente ajustada por el modelo BVAR con un periodo de antelación de 12 meses.

GRAFICO 3.6. Tasa de cto Índice de Clima Económico de España.

(Horizonte de predicción 12 meses)



4. Conclusiones e investigaciones futuras

La principal conclusión de los resultados obtenidos por el modelo es su eficacia predictiva a corto y medio plazo. En el caso que nos ocupa, este hecho se hace más evidente si nos referimos a la predicción de tipos de interés y tasa de inflación.

La imposición de hiperparámetros a priori resuelve en gran parte los problemas de sobrep parametrización de los modelos VAR originales. Las nuevas líneas de investigación sobre nuevas imposiciones a priori sobre el comportamiento de los coeficientes abren nuevas líneas de mejora en términos de capacidad predictiva, así como en las predicciones condicionadas.

En el caso particular del modelo que nos ocupa sería interesante resolver algunos de los problemas que adolece. La mejora de la predicción del agregado monetario permitiría ejercicios eficaces de programación monetaria, y el desarrollo de una variable representativa del PIB real mensual podría conseguir mejoras adicionales.

Sería interesante la inclusión de variables adicionales, sobre todo aquellas que reflejen la actuación de las autoridades en materia de política fiscal. La resolución de estos problemas, total o parcialmente, darían como resultado una herramienta de predicción y análisis de bastante utilidad.

5. Bibliografía

- ALVAREZ, L BALLABRIGA, F. Y JAREÑO, J. (1995): "Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española". Banco de España (servicio de estudios) Documento de Trabajo n 9524.
- ALVAREZ, L. Y BALLABRIGA, F. (1994): "BVAR Models in the Context of Cointegration: A Monte Carlo Experiment. Banco de España (servicio de estudios) Documento de Trabajo n 9405.
- ARGANDOÑA, A (1981): "La teoría monetaria moderna" Edit. Ariel , Barcelona 1981
- AYUSO, J. Y ESCRIVÁ J.L (1993): "La evolución del control monetario en España". Banco de España (servicio de estudios) Documento de Trabajo n 9325.
- BALLABRIGA, F. (1991): "Instrumentación de la metodología VAR". Cuadernos Económicos del ICE. N 48 1991/2.
- DOAN T, LITTERMAN, R Y SIMS, C. (1984): "Forecasting and Conditional Projection using realistic prior distributions". *Econometric Reviews* , 3 (1)
- FRUTOS, R. Y QUILIS, E. (1996): "Un modelo VARMA para la economía española". Boletín trimestral de coyuntura. 1996 (Junio)
- LITTERMAN, R. (1980): "Techniques for Forecasting with Vector Autoregressions". Tesis Doctoral. Universidad de Minnesota.
- LITTERMAN R. Y WEISS L. (1985): "Money, real interest rates and output: A reinterpretation of postwar US data". *Econometrica* 53
- LITTERMAN, R. (1986): "A Statistical Approach to Economic Forecasting". *Journal of Business & Economic Statistics* 1986 (January) Vol. 4, n 1.
- LITTERMAN, R. (1986): "Forecasting With Bayesian Vector Autoregressions- Five years of Experience". *Journal of Business & Economic Statistics* 1986 (January) Vol. 4, n 1.

- LITTERMAN, R. (1986): "Specifying Vector Autoregressions for Macroeconomic Forecasting". Bayesian Inference and Decision Techniques, (CH 6) editado por P. Goel and A. Zellner. Elsevir Science Publisher B. V. 1986.
- MELCÓN, C (1994): "Estrategias de política monetaria basadas en el seguimiento directo de objetivos de inflación. Las experiencias de Nueva Zelanda, Canadá, Reino Unido y Suecia. "Banco de España (servicio de estudios) Documento de Trabajo n 9426.
- ORTÍZ, A (1997): "Aproximación al tipo de interés a través de un modelo de vectores autorregresivos bayesianos". Tesina de Investigación. Universidad Autónoma de Madrid.
- SIMS, C. (1980): "Macroeconomics and Reality". *Econometría*, 48(1)
- SIMS, C. (1991): "Macroeconometría VAR: Una Actualización". Cuadernos Económicos del ICE. N 48 1991/2.
- ZELLNER, A. (1971): "An introduction to bayesian inference in econometrics." New York, Wiley.

Anexo estadístico¹⁵**MATRIZ DE CORRELACIÓN RESIDUAL CONTEMPORÁNEA**

	EU3MPM	M2	EU3MSP	INFLACION	CTO
EU3MPM	1.00000				
M2	0.02792	1.00000			
EU3MSP	0.17306	-0.09913	1.00000		
INFLACION	0.01086	0.09570	0.02232	1.00000	
CTO	-0.13401	0.04093	-0.0691	0.01988	1.00000

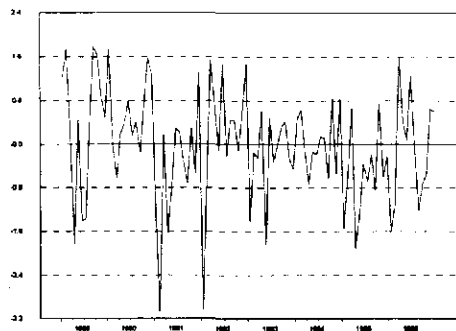
**TIPO DE INTERÉS DEL EUROMERCADO A 3 MESES
(DATO CONTEMPORÁNEO) Y PREDICIONES DEL GRUPO DE ANALISTAS
CONSENSUS FORECASTS**

REAL	AFI	Argentaria	BBV	CEPREDE	FG	JPMOR	CONSENSUS	BVAR	
feb-95	8,6	8,1	8,1	8,4	8,1	8,0	8,5	8,1	8,5
mar-95	9,4	8,4	8,5	8,4	8,1	8,0	8,3	8,2	8,8
abr-95	9,3	9,5	9,6	8,5	8,3	9,5	9,3	9,2	9,3
may-95	9,3	9,5	9,0	9,1	8,9	9,0	9,5	9,3	10,1
jun-95	9,6	9,8	9,5	9,3	9,8	9,5	11,3	9,8	9,2
jul-95	9,6	10,0	10,0	10,0	10,1	9,4	11,0	10,0	10,3
ago-95	9,6	10,0	10,0	9,3	10,1	9,9	9,9	9,9	9,7
sep-95	9,3	10,0	10,4	9,8	10,1	9,8	10,0	9,9	9,5
oct-95	9,4	10,3	9,8	9,5	9,5	9,8	9,9	9,9	9,7
nov-95	9,4	10,0	9,8	9,5	9,8	9,8	9,7	9,8	9,4
dic-95	9,2	9,3	9,6	9,3	9,6	9,5	9,4	9,4	9,1
ene-96	8,9	9,5	9,4	9,3	9,3	9,4	9,4	9,3	8,6
feb-96	8,7	9,5	9,4	9,3	9,2	9,4	9,4	9,3	8,8
mar-96	8,4	9,3	9,2	9,1	9,1	9,2	9,2	9,1	8,6
abr-96	7,6	8,6	8,5	8,8	8,6	9,2	8,7	8,7	8,3
may-96	7,4	8,3	8,5	8,6	8,4	8,3	8,0	8,4	7,7
jun-96	7,3	8,3	8,0	8,4	8,4	8,5	8,5	8,3	7,3
jul-96	7,2	7,6	7,5	7,5	7,8	8,0	7,3	7,6	7,2
ago-96	7,3	7,4	7,2	7,3	7,0	7,5	7,2	7,2	6,6
sep-96	7,1	7,2	7,1	7,1	7,2	7,1	7,0	7,1	6,6
oct-96	6,8	6,9	7,1	7,1	7,2	7,1	7,1	7,1	6,7
nov-96	6,7	6,9	7,0	7,0	7,0	7,1	7,0	7,0	6,9
dic-96	6,3	6,9	7,0	7,0	7,4	6,9	7,0	7,0	6,9

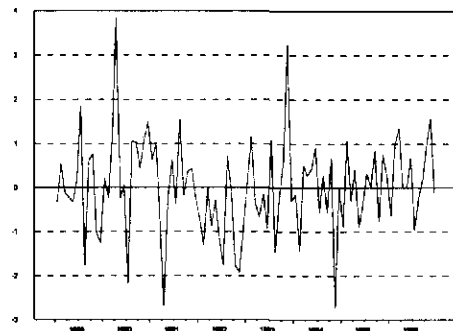
15. Todas las estimaciones fueron realizadas con el programa econométrico RATS.

Análisis gráfico de los residuos del modelo

(Unidades de Desviación típica)



Regresión Inflación Nacional.



Regresión Crecimiento nacional

