

8105

COMENTARIOS A LA MODELIZACION UNIVARIANTE
DE UN CONJUNTO DE SERIES DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Antoni Espasa

COMENTARIOS A LA MODELIZACION UNIVARIANTE DE
UN CONJUNTO DE SERIES DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Antoni Espasa

Julio 1981

En el Centro de Formación del Banco de España se impartió durante el período de febrero a junio de 1981, el primer Curso de Predicción Monetaria organizado por el Banco de España. En ese Curso una gran parte de asistentes realizaron un trabajo práctico sobre una serie temporal económica. En esta nota se pretende dar a conocer los resultados de dichos trabajos. Las series objeto de estudio fueron escogidas con plena libertad por los participantes en el Curso. Los resultados que aquí se comentan no pueden verse como resultados finales, pues son fruto de una investigación realizada en pocas semanas, pero en la mayoría de los casos los trabajos contienen un planteamiento adecuado del problema y apuntan las características más importantes de las series estudiadas, como rupturas en su comportamiento, estacionalidad en algunos casos trimestral, ciclos económicos en series de dispersión salarial, y un cierto número de intervenciones por factores específicos difíciles de cuantificar. En bastantes casos se estudia el comportamiento del modelo en la predicción de los valores más recientes de la serie y en otros casos, como en el del tipo de interés interbancario, se dan predicciones para los próximos períodos a observar en 1981.

Un dato de interés de esta colección de trabajos es el concerniente a la variedad de problemas que se presentan, así se abordan tanto series anuales, como trimetrales, mensuales y decenales y aunque gran parte son series monetarias, -- las hay también sobre comercio exterior, salarios, emigración e indicadores de actividad. Dentro del capítulo monetario hay

un grupo importante de series referidas a entidades privadas de distintas zonas geográficas.

Los trabajos se pueden agrupar de la siguiente forma:

I. Series monetarias agregadas

- I.1. "Un modelo de análisis univariante para la serie mensual (medias de saldos diarios) de disponibilidades líquidas" por María Teresa Sastre de Miguel.
- I.2. "Un modelo univariante para la serie mensual (dato de fin de mes) de depósitos totales de la banca privada", por Milagros Cogorro García.
- I.3. "Un análisis univariante con intervenciones para la serie mensual de activos líquidos computables del sistema bancario" por Jesús Cao Armillas (Banco de España).
- I.4. "Análisis univariante y análisis de intervención para la serie: crédito oficial al sector público" por Dolores García Martos.

II. Series de tipos de interés

- II.1. "Un estudio univariante de la serie decenal del tipo de interés interbancario a un mes" por María Jesús Orduna Mendiola (Banco de Vizcaya).

III. Series monetarias de entidades privadas

- III.1. "Análisis univariante para una serie monetaria correspondiente a una entidad

financiera privada con análisis de intervención" por Antonio Pérez García - (Caja de Ahorros y Monte de Piedad de León).

III.2. "Los pasivos computables más el ahorro del emigrante: una aplicación de la metodología Box-Jenkins" por Enrique Sáez Ponte (Banco Pastor).

III.3. "Modelos ARIMA univariantes para las series mensuales AVT y CCT" por Julio Anguado Ibáñez (Confederación Española de Cajas de Ahorro).

III.4. "La modelización univariante de los depósitos a plazo de una entidad de crédito privada" por Antonio Valero Reig (Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Valencia).

III.5. "Modelo univariante para una serie decenal de recursos ajenos" por José Luis Carrión Cervantes (Caja de Ahorros de Alicante y Murcia)

III.6. "Un modelo ARIMA con análisis de intervención para una serie monetaria decenal" por Luis Enrique Arrufat Guerra - (Caja de Ahorros de Zaragoza, Aragón y Rioja).

IV. Series de coeficientes económicos

IV.1. "Un ejercicio de aplicación de la Teoría de series temporales al estudio del comportamiento bancario: la relación de los depósitos al activo" por Oscar Fanjul Martín (Fundación del I.N.I.)

IV.2. "Una aplicación del análisis univariante de series temporales a algunos componentes de la estructura salarial trimestral española durante el período --- 1963-75" por Luis Malo de Molina.

V. Series de indicadores de la coyuntura económica

V.1. "Aplicaciones de la metodología Box-Jenkins al índice de protesta de efectos: un ejercicio de análisis univariante" - por Gregorio Gómez-Jareño Millán (Banco de España).

V.2. "Modelización univariante de un indicador mensual de la actividad económica" por Manuel Martínez Bartolomé (Banco de España).

VI. Series anuales de producción

VI.1. "Saldo anual de emigración en Soria" por Concepción de la Grana Fernández.

VI.2. "Población de derecho en Soria" por Concepción de la Grana Fernández.

VII. Series de Comercio Exterior

VII.1. "Análisis univariante de la serie mensual de exportaciones" por Eduardo Morales Martínez (Banco Exterior de España).

VII.2. "Modelización univariante de la serie importaciones de bienes de capital" por José A. Trujillo del Valle.

Una copia de estos trabajos se encuentra en la biblioteca del Centro de Formación del Banco de España.

I. SERIES MONETARIAS AGREGADAS

En este grupo se presenta inicialmente la serie mensual (media de datos diarios) de disponibilidades líquidas. Para el período estudiado 1973(1)-1981(1), se seleccionan tres modelos, dos basados en una diferenciación regular y una anual de la serie original (en logaritmos) -modelos (1) y (4)- y otro basado en dos diferenciaciones regulares y una anual -modelo (9).- Todos ellos muestran una desviación estándar residual porcentual alrededor del 0,33%. Ante la diversidad de modelos la autora realiza una serie de ejercicios de predicción en los que se concluye que el modelo (9) se adapta mejor a la evolución de la serie en 1980 pero peor en 1979. Dado que en 1980 la serie registra en enero y mayo un comportamiento atípico, queda planteado el problema de si la serie está experimentando un cambio de comportamiento, que exigiría un cambio de modelo, o si se trata más bien de comportamientos atípicos esporádicos concentrados en 1980, que habría que explicar en función de un conjunto de variables que captasen la situación coyuntural de ese momento. En ausencia de esto último sería razonable que un modelo más flexible como el (9) se comporte mejor en 1980 que los modelos (1) y (4) que tienen más memoria, como se deduce de la representación puramente autorregresiva de los modelos (véase cuadro XII).

A partir de los mencionados resultados, la preocupación fundamental en la realización de este trabajo fué la de examinar si el modelo para la serie de disponibilidades líquidas podía o no considerarse estable dentro del período muestral. Así, la autora compara sus resultados con los obtenidos en Espasa (1979)*, sobre esa misma serie pero para el período 1967(2)-

(*) A. Espasa "Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M_3 y M_2 ", Cuadernos Económicos del I.C.E. números 11 y 12.

1978 (4). Los modelos en ambos trabajos son distintos y aunque parte de tal discrepancia podría deberse al modo en que fué -- construida la serie para el período 1967(2) a 1973(3), época -- para la cual no se dispone de datos diarios, la autora encuentra que utilizando su muestra desde 1973(1) a 1978(12) obtiene un modelo muy similar al de Espasa (1979)*. Esto último iría -- en favor de que la serie está registrando un cambio de comportamiento. Sin embargo, en un estudio sobre la estabilidad muestral de los modelos (1), (4) y (9) (véase apéndice nº1) se observa un deterioro similar en la varianza residual de todos los modelos, incluido el (9), al añadir paulatinamente los años -- 1979 y 1980 en la muestra utilizada en la estimación. Con todo ello la autora concluye que la cuestión de si la serie está registrando un cambio de comportamiento o si se trató de unos movimientos esporádicos, registrados principalmente durante 1980, es algo que tendrá que dilucidarse cuando se pueda ampliar la -- muestra al menos a todo 1981.

El segundo agregado monetario que se estudio es el -- de la serie mensual (saldos de fin de mes) del total de depósitos en la banca (DEPBA). La muestra utilizada va desde 1962 (1) a 1980(2). La serie se construye a partir del balance mensual -- de las entidades bancarias y dado que en marzo de 1976 se eliminó de la correspondiente partida del balance, los depósitos de las cajas rurales y cooperativas de crédito, en la modelización de DEPBA se aplica, como se hace en Espasa-Pérez (1981)** , un -- análisis de intervención para que recoja el efecto de ese cambio de definición.

Uno de los aspectos más interesantes del modelo que -- la autora presenta para esta serie (véase cuadro nº 2) lo constituye el factor estacional trimestral de medias móviles: $(1 - \theta_3 L^3 - \theta_6 L^6 - \theta_9 L^9)$. Este efecto trimestral en agregados monetarios no es nada extraño pues existen en el sistema monetario

(*) Obra anteriormente citada en la página nº 5.

(**) La predicción decenal de los componentes de las disponibilidades líquidas y la instrumentación de la política monetaria española. (De próxima publicación en la serie de Estudios Económicos. Servicio de Estudios del Banco de España).

español reglamentaciones (p.ej. liquidación trimestral de impuestos) y hábitos (p.ej. efectos de escaparate de fin de trimestre) con periodicidad trimetral.

La muestra utilizada en este trabajo es de 19 años y en el sistema monetario español ha habido cambios importantes que podrían haber influido en el comportamiento de DEPBA. Para estudiar ésto la autora divide la muestra en dos partes, - situando el punto divisorio en 1973. En la reestimación del - modelo para cada submuestra se obtiene en ambas un error estándar porcentual residual prácticamente idéntico (0,56%). Las diferencias entre las estimaciones, para ambas submuestras, de - los parámetros de los factores autorregresivos regular $(1-\phi_1L)$ y del factor ARMA $(1, 1)$ anual son mínimas y no significativamente distintas de cero. Las diferencias más importantes se obtienen en la estimación del factor de medias móviles trimetral $(1 - \theta_3 L^3 - \theta_6 L^6 - \theta_9 L^9)$. Este resultado parece indicar que la ley de comportamiento de los depósitos en la banca durante- 1962 a 1980 ha sido bastante estable, excepto en un cierto efecto estacional trimestral que muestra la serie. El trabajo concluye realizando un ejercicio de predicción para 1980 y 1981.

Los dos agregados monetarios restantes que se presentan en esta memoria se refieren a partidas del activo. El primero de ellos es la serie mensual (medias de saldos diarios) de los activos líquidos del sistema bancario, computables para el coeficiente de caja. La muestra utilizada comprende desde 1973 (3) a 1981(1). Para modelizar la serie se toman primeras diferencias y diferencias anuales de los datos originales. En la - primera parte del trabajo se llega a un modelo, AR(1) regular- MA(1) estacional, que presenta una desviación estándar residual de 5890 millones (1,05% del nivel medio de la serie en 1980).- Este modelo contiene bastantes residuos atípicos que corresponden a fechas en que hubo variaciones importantes en los coeficientes legales de caja. En la segunda parte del trabajo se -- abordan esos residuos atípicos mediante el análisis de inter-- vención sobre la estructura ARIMA multiplicativa anteriormen-

te seleccionada, llegando así a un modelo con una desviación estándar residual de 3.980 millones (0,71% del nivel medio de la serie en 1980), lo que refleja la importancia del análisis de intervención en esta serie. Con él los intervalos de confianza para la predicción se reducen en un 32%, respecto al modelo anterior. No obstante los residuos estimados al incorporar el análisis de intervención presentan una estructura de periodicidad trimestral en el correlograma y para tenerla en cuenta se añade al modelo un factor de medias móviles $(1 - \theta_3 L^3 - \theta_6 L^6 - \theta_9 L^9)$. En la estimación del modelo resultante la desviación estándar porcentual es de 3.620 millones (0,65% del nivel medio en 1980), lo que supone una reducción adicional del 9,1% en los intervalos de confianza para la predicción. En el caso de esta serie el análisis de intervención ha tenido un doble efecto, por una parte reducir la varianza residual y por otra revelar una cierta estructura trimestral que no se detectaba previamente.

La segunda serie de activos monetarios que se estudia es la serie mensual de crédito oficial al sector público. La muestra considerada es 1972(1)-1980(11). En esta serie es de destacar el comportamiento de las primeras diferencias de su transformación logarítmica (CRED1 en el trabajo), que se muestran estacionarias excepto que el nivel medio de cada mes dentro del trimestre parece distinto. La autora aborda el estudio de este comportamiento estacional mediante dos procedimientos: uno determinístico, que consiste en aplicar un análisis de intervención que permita medias distintas a la serie CRED1 según el mes de que se trate dentro del trimestre, y otro estocástico consistente en trabajar con las primeras diferencias, diferencias trimestrales o diferencias anuales de la serie CRED1. De este estudio se desprende que la modelización determinística es la más adecuada para la muestra en cuestión, llegándose al modelo:

$$\text{CRED1}_t = (\omega_0 + \omega_1 L + \omega_2 L^2) D_t + (1 - \theta_1 L - \theta_{11} L^{11}) a_t$$
, donde D_t es una variable artificial con unos en el primer mes de-

cada trimestre y ceros en el resto. El modelo tiene una desviación estándar residual porcentual de 0,87% y su componente determinístico implica que la tasa de crecimiento del crédito oficial al sector público tiene una media del 1% en el primer mes de cada trimestre, 1,4% en el segundo y 1,7% en el tercero. Este esquema trimestral parecía bastante homogéneo dentro del año por lo que en el estudio no se consideraron modelos con medias distintas para cada mes del año, pero este es un aspecto que queda abierto para una próxima investigación. El modelo presentado se muestra bastante estable cuando se reestima con muestras que acaban en 1979 ó en 1977. De todas las series que se presentan en esta memoria ésta es la única con un componente determinístico tan acusado. Esto implica una función de predicción bastante rígida, pero como hemos dicho este es el modelo que parece preferible de acuerdo con la muestra utilizada y dada la serie de que se trata, "crédito oficial" al "sector público", no es, quizás, tan extraño que los datos apunten hacia un modelo muy determinístico.

II. SERIES DE TIPO DE INTERES

En este grupo se considera la serie decenal de tipos de interés del mercado interbancario para préstamos a un mes. La muestra utilizada va desde la primera decena de enero de -- 1975 a la tercera de diciembre de 1980. Conviene destacar primero el carácter decenal de la serie. Sobre el mercado interbancario se disponen de observaciones diarias, pero un modelo diario es una labor bastante larga y compleja que no es aconsejable abordarla directamente. Por otra parte, un modelo mensual -- sobre este tipo de interés tiene poca utilidad en sí mismo. Ante este dilema la autora opta por construir un modelo decenal* (medias decenales de datos diarios) cuya complejidad es similar a la de los mensuales pero su utilidad y aprovechamiento de la información diaria disponible es mucho mayor.

El modelo se construye sobre las primeras diferencias de la serie original, que presentan una desviación estándar de 2,48. Los modelos más aceptables estimados para toda la muestra tienen una desviación estándar residual de 2,09 . El incon-- veniente principal de estos modelos está en que presentan un -- conjunto de residuos atípicos que se concentran entre agosto de 1978 y junio de 1979, época en que los tipos del mercado interbancario registraron un comportamiento muy anómalo que no se -- puede pretender explicar de una forma mínimamente aceptable sin incluir en el modelo variables económicas que reflejen las características principales de la coyuntura monetaria de ese período. No obstante, estos modelos referidos a la muestra 75-81 revelaron ya aspectos muy interesantes de esta serie. Lo más -- importante fué el ver que la serie tenía un componente estacional, que además no era de periodicidad anual sino más bien trimestral o semestral. Esto último permitía dividir la muestra en partes sin necesidad de que cada una de ellas tuviera varios -- años de observaciones. Así ante los resultados de esta primera par

(*) La utilización de modelos decenales para series monetarias -- fué inicialmente sugerido y realizado en Espasa-Pérez (1981)

te se consideraran dos submuestras, una desde principios de 1975 a agosto de 1978 (129 observaciones) y otra desde junio de 1979 a marzo de 1981 (65 observaciones). Del estudio con la muestra completa (que incluye el considerado período anómalo) y con las dos submuestras mencionadas (que lo excluyen), se deduce que el modelo:

$$(1 - \phi_1 L) (1 - \phi_{18} L^{18}) (1 - L) X_t = a_t,$$

donde X_t es el tipo de interés en cuestión, se ajusta razonablemente bien en todos los casos. Para ambas submuestras el parámetro ϕ_{18} toma valores practicamente idénticos (0,24 y 0,25 respectivamente) y en la muestra total el valor de 0,20. Tenemos pues que el tipo de interés interbancario registra un componente estacional semestral bastante estable a lo largo de toda la muestra y el período anómalo (agosto 78-junio 79) no supuso una ruptura de esa estacionalidad.

La eliminación del denominado período anómalo reduce en gran cuantía la varianza residual de los modelos, pero se observa también una fuerte reducción de varianza residual de la primera submuestra (varianza = $1,67^2$) a la segunda (varianza = $0,71^2$), lo cual indica una evolución muy positiva de ese mercado, reduciendo incertidumbres.

El modelo propuesto para la submuestra más reciente no está exento de problemas. Así dado el escaso número de observaciones disponibles el componente estacional no ha podido ser examinado con suficiente profundidad y en concreto queda la duda de si el factor autorregresivo semestral es lo más correcto o esquemas de medias móviles por ejemplo del tipo: $(1 - \theta_9 L^9 - \theta_{18} L^{18} - \theta_{27} L^{27})$, pueden ser preferibles. Por otra parte en 65 observaciones se estiman dos residuos de un valor absoluto normalizado de casi 3 δ . Así pues la autora no pretende haber llegado a un modelo final, pero es indiscutible que el trabajo que ha realizado detecta características importantes de la serie y constituye un primer paso para posteriores estudios con mayor sofisticación. Por otra parte ha demostrado que el tipo de inte

rés del mercado monetario es predecible, es decir actuar, hoy por hoy, en tal mercado habiendo evaluado y procesado económicamente y de forma eficiente, la información disponible es una fuente de beneficios.

Reconociendo que el modelo estimado para la submuestra junio 1979-marzo 1981, es un modelo a mejorar, la autora realiza, en la última parte del trabajo, un ejercicio de predicción con él mismo. Primeramente conviene observar (véase cuadro n° 5) que los intervalos de confianza para las predicciones, que se obtienen del modelo son excesivamente amplios para predicciones alejadas, siendo solamente aconsejable la utilización del modelo para predicciones a pocos meses por delante. Al utilizar el modelo para predecir se observa que éste no capta cambios moderadamente fuertes de la serie (p. ej. el de 13,3 a 14,4 de la segunda a la tercera decena de abril), pero una vez que éstos se han producido las predicciones actualizadas se adaptan inmediatamente al cambio de nivel. Para captar estos cambios modelos que incluyan variables explicativas se muestran muy prometedores. La autora concluye su trabajo -- dando las predicciones del tipo de interés para el segundo semestre de 1981. En ellas los tipos muestran un descenso continuado desde el 16,9 a principios de julio hasta el 15,5 a primeros de octubre donde empiezan a recuperarse hasta el 16,6 para diciembre. Estas predicciones han de verse como una pauta de comportamiento de tales tipos en ausencia de fenómenos o tensiones especiales en el mercado. En caso de darse éstas, las predicciones de este trabajo tendrían que actualizarse utilizando el modelo propuesto que se puede escribir de la forma:

$$Y_t = 0,377 Y_{t-1} + 0,255 Y_{t-18} - 0,096 Y_{t-19},$$

en donde Y_t es el incremento del tipo de interés a experimentar en la decena t .

III. SERIES MONETARIAS DE ENTIDADES PRIVADAS

Todas las series de este grupo son series de pasivos, unas veces se refieren al total de recursos ajenos y otras a determinadas modalidades de los mismos, y en un único caso a una modalidad específica de recursos para una zona geográfica concreta. En los cuatro primeros casos las series son mensuales y en los dos últimos decenales.

En el primer estudio III.1, se nos presenta una serie-agregada de recursos ajenos utilizando datos de fin de mes. Se utiliza una muestra de 85 observaciones. En la primera parte del trabajo se llega al modelo:

$$(1 - L) (1 - L^{12})^2 x_t = (1 - 0,82L^{12}) a_t,$$

con una desviación estándar porcentual residual de 0,77%. El modelo se complementa posteriormente con un análisis de intervención que introduce un efecto (negativo) escalón en la serie a partir de la observación 48 para captar la influencia de unas disposiciones legales dictadas en 1977 (*) y un efecto impulso en los meses de diciembre para captar una serie de efectos de política externa de la empresa. Con ello el error estándar residual porcentual se reduce ligeramente tomando el valor de 0,74%. Este valor es excesivamente amplio si se compara con el obtenido por Espasa-Pérez (1981)** para el total de depósitos de particulares en Cajas de Ahorro que es del 0,26% para un modelo decenal. Dos son las razones principales de esta discrepancia tan fuerte, una el utilizar datos de fin de mes en vez de medias mensuales y otra el incluir partidas de recursos ajenos con grandes fluctuaciones y que suelen referirse a depósitos de entidades públicas o grandes empresas. En el agregado para todas las Cajas de Ahorro, el efecto de estas partidas se compensan unas con otras pero en el estudio de series referidas a entidades bancarias concretas es conveniente no incluirlas y darles un

(*) Este efecto se detecta también en el total de depósitos de particulares en las Cajas de Ahorro, véase Espasa (1981). "El análisis de intervención para la predicción monetaria en momentos de cambios estructurales" el caso español en 1979-80".

Sobre los inconvenientes de este tipo de proceder véanse los comentarios al trabajo III.3.

(**) Obra anteriormente citada.

tratamiento a parte, pues con frecuencia existe información a priori importante sobre su evolución futura, que se puede utilizar para la predicción (estadístico-econométrica, subjetiva o mixta) de las mismas.

El segundo trabajo de este grupo, III.2, se refiere a una serie de pasivos computables más el ahorro del emigrante, utilizando una muestra de 95 observaciones que son medias mensuales de saldos diarios. En la primera parte del estudio se llega al modelo:

$$(1 - L) (1 - L^{12}) \quad 1_n X_t = (1 - 0,87L^{12}) a_t,$$

con una desviación estándar porcentual de 0,66%, que por lo referido anteriormente es excesivamente alta. El modelo mencionado presenta un valor significativo en el retardo quinto del correlograma residual. En la segunda parte se observa que ampliando el modelo anterior con un factor autorregresivo $(1 - \phi_5 L^5)$ el ajuste mejora. Este modelo resultante presenta un gran inconveniente, pues en él el valor de los pasivos para cualquier mes del año depende del nivel de pasivos cinco meses antes y no parece que existen razones institucionales para afirmar que los pasivos, por ejemplo, del mes de marzo dependen del nivel que éstos registraron en el pasado mes de octubre. Ante este problema el autor detecta que esta correlación de orden -- cinco puede deberse a la política de abono de intereses seguida por su institución y propone para un estudio ulterior realizar un análisis de intervención que capte los efectos de dicha política. El problema de abono de intereses surgido en este trabajo puede parecer al estudiar los recursos ajenos de cualquier Caja de Ahorros, en especial si la institución ha cambiado su calendario de abonos o ha practicado un cambio importante de tipos. En estos casos será necesario un tratamiento específico del problema mediante análisis de intervención o mediante la inclusión de variables explicativas "auténticas" en el modelo, pero ciertamente un puro análisis univariante no es suficiente y la introducción en él de esquemas autorregresivos (o de medias móviles) extrañas como $(1 - \phi_5 L^5)$ que no tienen justificación insti

tucional es un procedimiento erróneo.

En el siguiente estudio de este apartado, III.3, se nos presentan dos series, AVT y CCT, referentes a modalidades de depósitos distintos para un agregado de Cajas de Ahorro. En ambos casos se utilizan muestras de 88 observaciones. Para la serie AVT, depósitos de ahorro a la vista, se llega al modelo:

$$(1 - L)^2 (1 - L^{12}) \ln AVT_t = (1 - 0,821 - 0,22L^{13}) a_t,$$

con una desviación estándar residual porcentual de 0,48%. El modelo presenta la peculiaridad de incluir una doble diferenciación regular que junto con la anual supone que su correspondiente función de predicción es cuadrática en el tiempo. Con frecuencia estos esquemas de diferenciación surgen para series que han sufrido determinadas intervenciones. El autor observa que omitiendo los dos primeros años de la muestra los datos no requieren una segunda diferenciación regular, pero entonces en el modelo aparece una constante negativa que es algo difícil de justificar para dicha serie y por tanto nos lleva a rechazar tal modelo como válido para predecirle. Ante estos resultados el autor comenta que la doble diferenciación regular puede ser requerida por el efecto a la baja registrado en la serie a raíz de las disposiciones legislativas, ya mencionadas, de 1977. Estas disposiciones se refieren principalmente a los tipos de interés para las distintas modalidades de depósitos. Esto hace que la modelización del efecto de tales disposiciones mejor que a través de un análisis de intervención (variables artificiales), como se hace en III.1, sea incluyendo variables sobre diferenciales entre tipos de interés o entre éstos y rentabilidades de -- otros patrimonios. El análisis de intervención en este caso tiene el inconveniente de que si sin que medie ningún nuevo cambio legislativo las instituciones ante el efecto producido por tales disposiciones reaccionan en el futuro tomando medidas para contrarrestar dichos efectos, la intervención inicialmente aplicada tendrá que ser modificada cuando dichas medidas empiecen a dar resultados. Pero esto es algo que sólo se detectará al ver que el modelo con análisis de intervención empieza a dar predic

ciones peores que las habituales. Sin embargo, si las mencionadas medidas de reacción por las instituciones consisten principalmente en adaptar sus tipos, un modelo que incluya como variables explicativas diferenciales entre tipos de interés captará, sin necesidad de ningún reajuste, la nueva situación y continuará produciendo predicciones con las características (de media - cero y varianza σ^2) habituales en sus errores.

En la segunda serie CCT, depósitos en cuentas corrientes, al estimarle un modelo con un componente autorregresivo regular y media móvil anual se observa correlación trimestral en los residuos. Se prueban diversos esquemas para dicha correlación y finalmente se propone el modelo:

$$(1 - \phi_1 L) (1 - L) (1 - L^{12}) I_n CCT_t = (1 - \theta_3 L^3 - \theta_6 L^6 - \theta_9 L^9 - \theta_{12} L^{12}) a_t,$$

que muestra una desviación estándar residual porcentual de 1,65%.

Los resultados de esta serie se pueden comparar con los obtenidos en I.2. para el total de depósitos en la banca -- (DEPBA). Ambos modelos tienen una estructura general muy similar pero la desviación estándar residual porcentual de CCT, es tres veces la de DEPBA. Es decir, las perturbaciones a las que está sometida la serie CCT son de mayor importancia que las perturbaciones a las que está sometida la serie DEPBA. En qué medida -- eso se debe a que el efecto de agregación es mucho menos importante en CCT que en DEPBA o en qué medida se debe a comportamientos distintos de los impositores, es un problema muy interesante para estudios posteriores.

En este trabajo, se observa como modalidades de recursos distintos tienen características y comportamientos muy diversos que exigen modelos bastante diferentes. Así, para los depósitos de ahorro a la vista se encuentra una fuerte sensibilidad a las disposiciones sobre liberalización de tipos, que no se detecta para los depósitos de cuentas corrientes; en éstos se observa una estacionalidad trimestral que no se hace patente

en aquéllos y por último el ahorro a la vista se puede predecir, a un período por delante con intervalos de confianza (en términos porcentuales) cuya amplitud es menos de un tercio de la correspondiente a los intervalos de confianza para las predicciones de las cuentas corrientes.

El problema de fondo planteado en el caso siguiente, III.4, es quizás uno de los problemas más importantes en una institución financiera para el que el análisis de Series Temporales puede ser especialmente útil. Se trata del problema de control de zonas. Una institución financiera concreta puede estar registrando una evolución muy positiva en su conjunto, al tiempo que ésta puede ser fruto de evoluciones muy dispares por zonas geográficas diferentes. Así la labor empresarial de control no se ejerce fijándose solamente en la marcha global de la institución, sino también examinando y siguiendo la evolución del negocio por zonas. Ahora bien, el problema está en cómo evaluar los resultados en cada una de ellas de forma individual y comparativamente con las demás. Para ello los modelos de Series Temporales pueden ser una ayuda muy eficaz. En efecto, estos modelos no sólo sirven para predecir sino que, si están razonablemente bien contruidos, sirven también para darnos la pauta de la evolución esperada de las magnitudes económicas que entran en los mismos. Así, construyendo modelos por zonas geográficas podremos comparar la evolución esperada, según dichos modelos, con la realmente observada y si ambas difieren significativamente en menos o en más, concluiremos que dicha zona ha experimentado una evolución positiva o negativa, respectivamente. En este último caso, si el modelo incorpora las principales variables explicativas se podrá utilizar el mismo para simular los efectos de distintas medidas a tomar para una reactivación de la empresa en la zona.

En el trabajo de este epígrafe se afronta la modelización univariante de la serie de depósitos a plazo en una Entidad de Crédito concreta en una zona geográfica determinada. El objetivo del trabajo era poder comparar las predicciones del modelo

con las sucesivas realizaciones, para poder juzgar cómo ha sido y está siendo la evolución de tales depósitos en esa zona.

En el trabajo se utilizan datos de fin de mes desde 1969 a 1980. Se estiman diez modelos diferentes siendo uno de los más aceptables el siguiente (modelo J en el texto):

$$(1 - \phi_{12} L^{12} - \phi_{24} L^{24}) (1 - \phi_1 L) (1 - L) (1 - L^{12}) \ln X_t = \\ = (1 - \theta_1 L) (1 - \theta_{12} L^{12}) a_t,$$

en el que el error estándar porcentual residual es de 0,59%. El modelo no es considerado por el autor útil para la predicción - pues los intervalos de confianza para predicciones a varios períodos por delante son excesivamente amplios. Los modelos estimados presentan residuos atípicos susceptibles de un análisis de intervención que no ha podido ser realizado en este trabajo. Un futuro estudio que incluya tal análisis, incorpore como variables explicativas diversos tipos de interés, número de oficinas propias y de la competencia en la zona, etc., y que considere, quizás, la extensión del modelo a un tratamiento multivariante de los distintos tipos de depósitos de la Institución en tal zona, se perfila como un proyecto de investigación, con costes de realización moderados, del que se pueden obtener beneficios considerables. La investigación se puede ampliar a la construcción de modelos similares para cada una de las zonas en las que opera tal entidad. Este último estudio serviría para evaluar en qué zonas la institución tiene un clima más favorable para la ampliación de sus actividades.

En el siguiente trabajo, III.5, se presenta una serie decenal (datos de fin de decena) del saldo total de recursos ajenos. La muestra utilizada va desde diciembre de 1975 a marzo de 1981. - Al modelizar dicha serie se observa una excesiva varianza en el elemento residual (0,82%) por lo que se optó por eliminar de la serie los depósitos de Organismos, sugerencia que ya hemos comentado en el punto III.1. A la serie resultante se le logra - ajustar un modelo con una desviación estándar residual porcen-

tual de 0,50%. El modelo contiene una media móvil de seis retardos, que indica una dependencia de los valores actuales de la serie con las innovaciones ocurridas dos meses antes, que debe ser objeto de un estudio más profundo.

En el último trabajo, III.6, de este grupo se estudia una serie decenal de saldos medios diarios de recursos ajenos, utilizando una muestra desde 1976 a marzo de 1981. La serie requiere análisis de intervención para tener en cuenta el efecto de ciertos factores externos, de cambios de cómputo de la serie y de cambios de política de la empresa. El modelo al que finalmente se llega es:

$$(1 - L) (1 - L^{36}) \ln X_t = \text{Intervenciones} + (1 + 0,20L) \\ (1 - 0,76 L^{36}) a_t,$$

con una desviación estándar residual porcentual de 0,25%. En opinión del autor el modelo se muestra útil para predicciones a un año por delante (36 períodos) para los que la desviación estándar porcentual del error de predicción es de 1,78%.

IV. SERIES DE COEFICIENTES ECONOMICOS

La modelización de series temporales que se aborda en esta sección no se hace con fines predictivos sino para especificar y estimar las características más fundamentales de las mismas, cuyo conocimiento se considera interesante para matizar los aspectos más importantes de nuestro sistema económico. Esta es otra de las razones por las que el simple análisis univariante es especialmente útil. En efecto, de dicho análisis podemos obtener la naturaleza e importancia de los componentes tendencial y estacional en una serie, sus puntos de ruptura y las propiedades o esquema seguidos en la misma, la existencia o no de componentes cíclicos y en caso afirmativo la estimación de su período medio, la importancia del elemento innovador o irregular en la evolución de la serie, etc. Además el análisis univariante nos proporciona una función final ("eventual") de predicción (con parámetros variables en el tiempo) que en cada momento toma o tiende a un determinado valor o asíndota que puede verse como el valor de equilibrio o la situación de crecimiento estable a la que -- tiende la serie en ese instante.

En el primer trabajo, "Un ejercicio de aplicación de la teoría de Series Temporales al estudio del comportamiento bancario: la relación de los depósitos al activo", la serie mensual que se estudia es el cociente entre el total de depósitos y el total de activos del sistema bancario. La muestra considera que va desde 1962(1) a 1980(12). Los datos muestran una oscilación (estacional) de nivel dentro del año y para el período considerado se observa en ellos una tendencia negativa. El examen habitual de los correlogramas de distintas diferenciaciones de la serie original, Z_t , llevan a considerar a la transformación $(1-L) (1-L^{12}) Z_t$ como estacionaria y el modelo al que se llega es:

$$(1 - L) (1 - L^{12}) Z_t = (1 - 0,17L) (1 - 0,83L^{12}) a_t$$

Para la naturaleza de la serie que se examina el modelo mencionado tiene unas características que no parecen aceptables. En efec

to, dicho modelo tiene una función de predicción final que es lineal en el tiempo. Es decir, en cada momento del tiempo la situación a la que tiende Z_t , según el mencionado modelo, es -- una situación de "decrecimiento estable" a lo largo de una recta con pendiente negativa. Pero esto no parece correcto para Z_t . De hecho examinando la evolución histórica de la variable se observa que, aparte de la oscilación estacional, en la tendencia negativa que parece encontrarse en la serie hay grandes tramos en los que la serie sólo muestra oscilaciones de nivel sin tendencia alguna. El nivel medio de la serie en estos tramos es distinto en cada uno de ellos y cada vez menor y de ahí la apariencia de tendencia negativa. Esta forma de ver a la serie sugiere que para cada uno de los tramos mencionados la ---transformación requerida por la serie para convertirla en estacionaria no es $(1 - L) (1 - L^{12})$. Si tenemos en cuenta que:

$$(1 - L) (1 - L^{12}) = (1 - L) (1 - L) (1 + L + \dots L^{11})$$

y si denominamos:

$$I_{12} = (1 + L + \dots L^{11}),$$

veamos que I_{12} aplicado a Z_t es suficiente para eliminarle las oscilaciones estacionales de nivel. Así en cada tramo la transformación:

$$(1 - L) I_{12} Z_t,$$

puede ser suficiente para convertir Z_t en estacionaria. Esta transformación tiene la ventaja de que la función de predicción de la misma es o tiende a una línea horizontal con una oscilación cíclica estacional sobre ella y tal esquema sí que parece aceptable como situación de equilibrio para Z_t . En conclusión-- tenemos que la modelización univariante sobre la transformación $(1 - L) I_{12} Z_t$ con un análisis de intervención que recogiera los cambios de nivel medio de tramo a tramo parece un enfoque bas--tante prometedor.

El objetivo principal del segundo trabajo de este grupo, una aplicación del análisis univariante de series temporales

a algunos componentes de la estructura salarial trimestral española durante el período 1963-75, es investigar si existe o no un comportamiento cíclico en algunos componentes de la estructura salarial española. Para ello se construyen dos series trimestrales, una un índice de dispersión salarial interindustrial y otra un índice de dispersión salarial por ramas de actividad. - Ambas series tienen estacionalidad, se convierten en estacionarias con la transformación $(1 - L) (1 - L^4) \ln X_t$ y en sus modelos finales entra un factor autorregresivo estacional de segundo orden, $(1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8)$, con raíces complejas que generan comportamientos pseudocíclicos con un período medio de 3,32 y - 3,18 años respectivamente.

V. SERIES DE INDICADORES DE LA COYUNTURA ECONOMICA

En este grupo se analizan dos indicadores económicos mensuales: un índice de protesta de efectos y un índice de actividad construido por J. Rodríguez. Las estructuras de los modelos a los que se llega en ambos casos tienen de común que el -- efecto cíclico de la serie se capta con un factor de medias móviles de orden 48*. Un problema presente en este tipo de series y que requiere ulterior investigación es la modelización del -- efecto cíclico, el cual ha sufrido un acortamiento importante en su período desde la crisis económica surgida en 1974.

(*) Esta forma de captar el ciclo en los indicadores económicos se pone de manifiesto por primera vez en Espasa (1981): "Un modelo univariante para el indicador económico de cartera - de pedidos", comunicación interna no publicada, del Servicio de Estudios del Banco de España.

VI. SERIES ANUALES DE POBLACION

En la primera serie, "Saldo anual de emigración en Soria", se utiliza una muestra de quince observaciones, 1962 a 1976. Para dicha serie se apunta un modelo sendero aleatorio lo que implicaría que los incrementos del saldo de emigración en Soria son impredecibles en función de su propio pasado. No obstante en este estudio se observa que la serie puede contener un efecto cíclico con un período medio alrededor de cinco años, pero esta es una característica que se refleja en la serie principalmente por la caída que sus incrementos sufren en 1966, 1971 y 1976, años que de acuerdo con estudios sobre los ciclos de la economía española no se encuentran en la misma fase dentro de sus correspondientes ciclos. Quedan pues -- abiertas para ulterior estudio las posibles características cíclicas de esta serie.

En el segundo trabajo de este epígrafe, "Análisis univariante de la población de derecho en Soria", se propone para la serie en cuestión (POBS) el modelo

$$(1 - L)^2 \text{POBS}_t = (1 + 0,94L) a_t,$$

estimado con la muestra 1961 a 1978. La desviación estándar del parámetro de media móvil es de 0,05 pero un test de pequeñas muestras sobre si dicho parámetro es o no la unidad no está disponible en la literatura actual, por lo que dado que este modelo presenta mejor ajuste que los otros analizados en el trabajo, es el modelo elegido.

VII. SERIES DE COMERCIO EXTERIOR

En este último epígrafe se presenta primero un análisis de las exportaciones españolas y luego otro sobre las importaciones de bienes de capital. En el primer trabajo, "Análisis univariante de la serie de exportaciones", explora bastante exhaustivamente la posibilidad de obtener un modelo para el agregado total de las exportaciones sin tener que recurrir a la explicación del mismo a través de distintos modelos para sus diferentes componentes.

No obstante una de las conclusiones del trabajo es la conveniencias de explorar la modelización por componentes pues, por ejemplo, el movimiento que parece observarse en los últimos años de un adelantamiento de las exportaciones realizadas en enero hacia el mes de diciembre anterior se da principalmente en el grupo de alimenticios y productos intermedios.

La muestra utilizada en el estudio de las exportaciones es 1970 (1) a 1980 (12), la transformación $(1 - L) (1 - L^{12}) \log X_t$, convierte a la serie en estacionaria y en la primera parte del estudio se llega a un modelo ARIMA con una desviación estándar residual por centual de 11,7%. Del examen de los residuos de dicho modelo se concluye la conveniencia de realizar dos análisis de intervención, uno que capte la caída de las exportaciones en los meses de enero de -- 1977 a 1980 y otro que capte el aumento de las exportaciones en diciembre de 1980 debido a una prolongación del período de contabilización hasta el día 31 en vez de hasta el día 24, como venía siendo habitual. Con estas intervenciones la desviación estándar del error de predicción a un período por delante desciende a 10,7%, que es toavía bastante elevada por lo que la inclusión de variables explicativas en un estudio sobre las exportaciones es algo apremiante a -- realizar. No obstante en el modelo univariante con las intervenciones mencionadas se observa que la desviación estándar del error de predicción aumenta lentamente al aumentar el horizonte de predicción y así a un año por delante es del 13,7%.

En el último trabajo, "Modelización univariante de las importaciones de bienes de capital", se estudia para el período muest tral 64 (1) - 80 (12) el comportamiento de un subconjunto de impor-

taciones que incluye: a) maquinaria agrícola, b) maquinaria industrial y bienes de equipo y c) material de transportes y servicios. En un primer intento se llega al modelo:

$$(1 - L) (1 - L^{12}) \log X_t = (1 - \theta_1 L) (1 - \theta_{12} L^{12}) a_t,$$

que tiene una desviación estándar porcentual residual del 11,1%. El examen de los residuos de dicho modelo revela que cuatro de los residuos atípicos se deben a valores anormalmente altos en la subserie de material de navegación aérea por lo que se decide estudiar las importaciones de capital excluido el material de navegación aérea. Para esta nueva serie se llega al modelo:

$$(1 - L) (1 - L^{12}) \log X_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2) (1 - \theta_{12} L^{12}) a_t,$$

con una desviación estándar porcentual de 10,3%. El examen de residuos de este modelo muestra la necesidad de una intervención para captar el efecto de la huelga de transportes en julio-agosto de 1980 y otra para captar el efecto de que en diciembre de 1976 se contabilizó hasta final de mes en vez de hasta el día 25 como era habitual. Con tales intervenciones se llega a un modelo con una desviación estándar porcentual del 8,45%. Los residuos de este modelo presentan todavía problemas pues se observa una concentración de residuos atípicos negativos en los meses de septiembre y marzo o abril. En el primer caso pueden ser consecuencia de la disminución de la actividad en agosto y en el segundo se ha comprobado que corresponden a los años en que la Pascua cae en tales meses. Tenemos pues que este trabajo debiera continuarse introduciendo las intervenciones adicionales, una que capte el descenso de los meses de septiembre y otra el descenso debido a las vacaciones de Pascua. En este trabajo se pone de manifiesto, entre otras cosas, la importancia del análisis de intervención en el estudio de series de importaciones. En modelos macroeconómicos nacionales estas series son de las que suelen presentar peor ajuste. El presente trabajo revela la conveniencia de depurar inicialmente la serie considerando como exógenos determinados componentes de la misma que tienen un comportamiento muy errático y explicar mediante variables artificiales determinados aspectos institucionales y estacionales.

DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- 7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico.
- 7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (**Agotado**).
- 7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas. (Publicado en Estudios Económicos n.º 15).
- 7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.
- 7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español. Reeditado con el número 8001.
- 7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.
- 7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros.
- 7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M_3 y M_2 .
- 7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo (**Agotado**).
- 7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.
- 7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.
- 7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.
- 7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.
- 7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.
- 7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA-D-K-L-N-O-Q (**Agotado**).
- 7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.
- 8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (**Agotado**).
- 8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (**Agotado**).
- 8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.
- 8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (**Agotado**).
- 8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.º 20).
- 8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.
- 8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.
- 8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de M_3 . Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.
- 8104 Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.
- 8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.

- 8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.
- 8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.
- 8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
- 8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
- 8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
- 8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
- 8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
- 8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
- 8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
- 8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas.
- 8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz:** Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad.
- 8212 **Mercado de valores: Administraciones Públicas.** Series históricas 1962-1981.
- 8213 **Antoni Espasa:** Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
- 8214 **Antoni Espasa:** Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.
- 8215 **Juan José Dolado:** Modelización de la demanda de efectivo en España (1967-1980).
- 8216 **Juan José Dolado:** Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España.
- 8301 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad series revisadas

***Estas publicaciones –que, por su carácter especializado, son de tirada reducida– se distribuyen gratuitamente a las personas o entidades interesadas que las soliciten por correo.*

Información: Banco de España, Servicio de Publicaciones. Alcalá, 50. Madrid-14.

