

**DESCOMPOSICION DE SERIES TEMPORALES, CON UNA
APLICACION A LA OFERTA MONETARIA EN ESPAÑA:
COMENTARIOS Y CONTESTACION**

Comentarios: Antoni Espasa, Arthur Treadway, Francisco Melis
y Alfonso Novales

Contestación: Agustín Maravall

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-505-6570-7

Depósito legal: M. 31260 - 1987

Imprenta del Banco de España

Este trabajo completa el Documento de Trabajo 8702, "Descomposición de Series Temporales: Especificación, Estimación e Inferencia. (Con una aplicación a la oferta monetaria en España)". En este último se presentaba un método de estimación de componentes en series temporales, y en particular de desestacionalización, y se mostraba como podían analizarse los resultados y realizar inferencias. El método se aplicaba a la serie agregada de Activos Líquidos en Manos del Público. En el presente trabajo se incluyen los comentarios críticos al trabajo anterior de varios expertos, y la contestación del autor.

INDICE

COMENTARIOS

Antoni Espasa
Arthur Treadway
Francisco Melis
Alfonso Novales

CONTESTACION, Agustín Maravall

1. Insuficiencia de la Desestacionalización Univariante en el Control Monetario
 2. Los Fundamentos de la Desestacionalización
 3. Descomposición Canónica
 4. X11 y la Descomposición de la Varianza
 5. Limitaciones de los Modelos ARIMA
 6. Irregularidad de la Serie y Errores de Estimación
 7. Errores de Truncamiento y Revisiones
 8. Los Supuestos del Modelo
 9. Erraticidad de la Serie Original y de la Serie Desestacionalizada
Tasa T_1^1
Tasas Acumuladas
 10. Comentarios Finales
- - - - -



C O M E N T A R I O S

AL TRABAJO

COMENTARIO DE ANTONI ESPASA (Banco de España)

Agustín Maravall es uno de los investigadores de mayor relieve internacional en el tema de ajuste estacional y extracción de señales, y este artículo es un excelente trabajo tanto por sus aspectos didácticos en la exposición del tema como por los resultados nuevos que en él se presentan. La investigación de Agustín Maravall se caracteriza por su rigor científico y por su importancia práctica. En estas notas, voy a ceñirme exclusivamente a analizar ciertas implicaciones que este artículo tiene sobre la serie de activos líquidos en manos del público (ALP) de la economía española, y dejo para otra ocasión los comentarios sobre los procedimientos de extracción de señales.

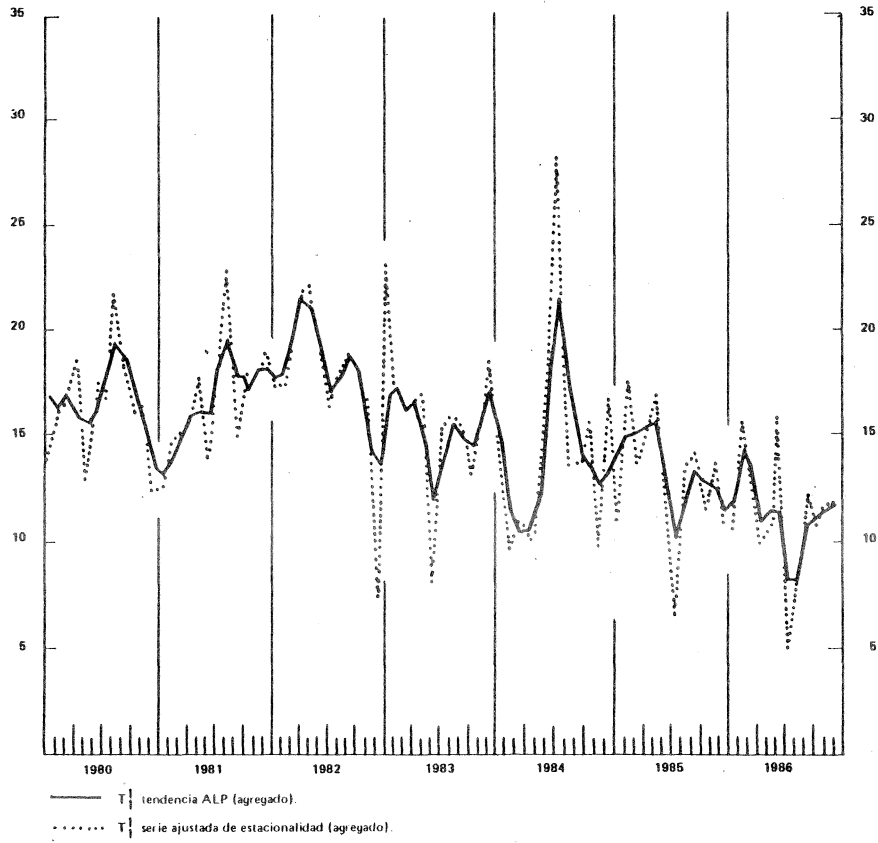
La variable ALP es el agregado monetario que controla el Banco de España, y éste, mes a mes e incluso decena a decena, necesita evaluar si dicho agregado está o no bajo control. Dadas las oscilaciones estacionales y de corto plazo que contiene ALP, es importante extraer una señal robusta de la evolución de dicha variable, que esté libre de tales oscilaciones -evolución subyacente-, y evaluar sobre la misma si el agregado monetario sigue una evolución compatible con los objetivos. Una metodología para realizar tal evaluación se describe en Espasa et al (1987), y ésta basada en la tendencia de la serie económica en cuestión. Por el contrario, el seguimiento mensual de ALP se realiza sobre la serie ajustada de estacionalidad, -en lo sucesivo, serie ajustada-, que no es más que la tendencia perturbada por un ruido blanco adicional. Emulando la terminología de extracción de señales, podemos decir que la tendencia es una "señal canónica", y la serie ajustada, no. Se me ocurren dos razones que nos pueden hacer preferir una señal contaminada -serie ajustada- a una señal canónica -tendencia-. Una es que la serie ajustada se estima mejor, y otra, que el ruido que contiene la serie ajustada constituye también una señal en sí mismo. Los cuadros 5 a 10 del artículo muestran que las ventajas de estimar la serie ajustada de ALP en vez de su tendencia son pequeñas; así, por ejemplo, los intervalos de confianza para las tasas T_1^1 difieren, a favor de la serie ajustada, sólo en: $\pm 0,22$ ó $\pm 0,57$, según se trate de las

estimaciones finales o contemporáneas. Por el contrario, las tasas de crecimiento de la tendencia oscilan menos que las de la serie ajustada, y para el período 1979-84, la media de las diferencias -en valor absoluto- entre las T_1^1 de la tendencia y la serie ajustada -estimadores finales- es de 1,5. En el gráfico 1 se representan dichas tasas.

El seguimiento tendencial de ALP es de interés primario, pues es la señal que está relacionada con las variables de gasto nominal de nuestra economía, pero ello no es suficiente. Se requiere también una señal sobre los movimientos de corto plazo de dicha variable, ya que éstos influyen de forma importante en la evolución de los tipos de interés de los mercados monetarios y financieros. Es decir, la relación entre liquidez y gasto es estable y fundamentalmente de largo plazo, por lo que se puede captar muy bien a través de las tendencias; pero las oscilaciones no sistemáticas de la liquidez tienen también una influencia en la economía, básicamente en los precios de los mercados monetarios. Tenemos, pues, que la tendencia y los movimientos no sistemáticos de ALP son señales importantes, pero por motivos y con fines distintos, por lo que esto tampoco justificaría que los considerásemos conjuntamente dentro de la serie ajustada. Esta serie, en cuanto señal, puede ser confusa, tanto como indicador de la evolución subyacente, como de un componente no sistemático. Si ambos componentes no observables son importantes, la solución debe consistir en estimarlos separadamente y en utilizar cada uno como señal para lo que es adecuado.

Indagando más sobre la importancia del elemento no sistemático de ALP, podría decirse que, en realidad, lo que se desea conocer son las innovaciones -errores de predicción con un período de antelación- de ALP, y, yendo más allá aún, se puede apuntar que la señal verdaderamente requerida son las sorpresas que la autoridad monetaria introduce en cada momento en el sistema. En esta línea, la señal importante sería la sucesión de innovaciones en la oferta de activos de caja del Banco de

GRAFICO - 1



España, que tiene un papel importante en la variación a corto plazo de los multiplicadores monetarios y de los tipos de interés interbancarios, tal como se demuestra en Escrivá y Espasa (1986) y Escrivá et al (1986). No obstante, en situaciones de pérdida de control por parte de la autoridad monetaria, las innovaciones de ALP serán preferibles a las de los activos de caja.

Conviene señalar también que la información contemporánea no se explota plenamente si no se estiman las implicaciones que el presente impone en el futuro de una serie temporal. Así, la evolución actual del crecimiento de la serie ajustada o de la tendencia -velocidad subyacente de avance- de una serie temporal debe completarse con su proyección a medio plazo -inercia-, para que de la comparación de ambas se pueda deducir, respecto a un crecimiento acelerado, desacelerado o constante de la correspondiente señal, qué es más probable que continúe, que se estanque o que se trunque ⁽¹⁾.

Téngase en cuenta que con el crecimiento contemporáneo estamos comparando el valor presente de una señal con sus valores pasados, mientras que la inercia nos da la tasa con que dicha señal se proyecta a medio plazo. La inercia condensa la visión tendencial del futuro que se tiene hoy, es decir, la inercia es una medida -univariante- de expectativas de crecimiento.

La inercia o expectativa de crecimiento tiene la ventaja de que, conocido el modelo, su medida en el momento t no se revisa con el paso del tiempo, con lo que, en series donde los errores de revisión de las señales son importantes, puede ser aceptable desistir de estimar el crecimiento tendencial contemporáneo y sustituirlo por la estimación de la inercia. En cualquier caso, para comparar el momento tendencial de series diferentes, cuyas señales se estiman con errores de revisión muy distintos, puede ser preferible hacer dicha comparación a través de las inercias.

Respecto al modelo mensual univariante de ALP, hay que señalar que, cuando se estima incluyendo los dos últimos años, el modelo de las líneas aéreas requiere una constante negativa. En una variable controlada, es de esperar que, cuando los objetivos que se pretende alcanzar sobre la misma suponen un forzamiento de su proyección natural, nos encontremos con residuos ARIMA que tienen una media significativamente distinta de cero. Esto indica que simplemente diferenciando no se consigue estacionariedad, es decir, esta acción de control no cumple, en general, las hipótesis que se requieren para que un fenómeno pueda ser representado por un modelo Arima, por lo que se debe pensar en incluir explícitamente en el modelo un factor de corrección, que tenga en cuenta las desviaciones de la serie sobre los objetivos establecidos en el control de la misma. En cualquier caso la inclusión de este factor aumentará la eficiencia del modelo, ya que incluye información adicional sobre factores que fuerzan la serie en cuestión al alza o a la baja.

Dado que los objetivos mensuales para ALP se fijan sobre la serie ajustada de estacionalidad, Salaverría y Espasa (1987) definen un mecanismo de corrección como la diferencia entre la tasa anualizada de crecimiento acumulado en el mes t (la cifra ajustada de estacionalidad) respecto al diciembre anterior y el objetivo de crecimiento anual para el año en curso. Además, las reacciones de las autoridades ante desviaciones respecto a los objetivos pueden ser distintas, según se esté a principios, a mediados o a finales de año; así Salaverría y Espasa (1987) encuentran que, en efecto, el mecanismo de corrección actúa con coeficientes distintos, según el cuatrimestre del año. Tenemos, pues, que, al establecer un nuevo objetivo -hecho que regularmente ocurre en cada mes de enero-, el comportamiento de la autoridad ante desviaciones sobre el mismo no es igual en los primeros meses que en los posteriores, y eso evita cambios bruscos en la serie de ALP en los momentos de paso de un objetivo a otro.

El modelo que estiman Salaverría y Espasa (1987) es el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta\Delta_{12} \log ALP_t = & -0'0173 (1+L) MCE_{t-1}^I - 0'0933 MCE_{t-1}^{II} - 0'2209 MCE_{t-1}^{III} \\ & (2'1) \qquad \qquad \qquad (3'5) \qquad \qquad \qquad (3'1) \\ & -0'01 \Delta_{12} DDIC82_t + (0'004+0'009L) \Delta\Delta_{12} DMAY85_t + 0'009 \Delta\Delta_{12} JUN86_t + \\ & (3'9) \qquad \qquad \qquad (1'9) (3'9) \qquad \qquad \qquad (4'5) \\ & + (1 + 0'21L) (1 - 0'59L^{12}) \sigma_a^2, \\ & (2'0) \qquad \qquad (6'9) \end{aligned}$$

muestra inicial: En. 1979 a ab. 1987,
 número efectivo de residuos: 86,
 varianza residual 0'00000886,
 $\chi^2(14)(26) = 10'3$ y $28'3$,
 correlograma residual: ningún valor significativamente distinto de cero.

En este modelo $MCE^{(i)}$ es el mecanismo de corrección de la desviación sobre el objetivo en los meses del cuatrimestre (i) de cada año natural; y DFECHA es una variable impulso en la fecha correspondiente. Para este modelo, la media de los residuos es cero.

Notas

(1) Véase cuadro 3 en Espasa et al. (1987). Sobre la importancia de la predicción del crecimiento tendencial a medio plazo, véase Box y Pierce (1981) y Box et al. (1987).

Referencias

- Box, G.E.P. y D.A. Pierce, 1981, "Estimating Current Trend and Growth Rates in Seasonal Time Series", Special Studies Paper, Federal Reserve Board, Washington.
- Box, G.E.P., D.A. Pierce y P. Newbold, 1987, "Estimating Trend and Growth Rates in Seasonal Time Series", Jour of the An. Stat. Essot., marzo, pág. 276-82.
- Escrivá, J.L. y A. Espasa, 1986, "An Econometric Model for the Determination of Banking System Excess Reserves", ponencia presentada en la Conferencia sobre "Economic Modelling in the OECD economies: current developments and future challenges", en Londres, 24-27 de marzo. De próxima publicación en Economic Modelling of the OECD Economies, editado por H. Motamen, Chapman and Hall, Londres.
- Escrivá, J.L., A. Espasa, J. Pérez y J. Salaverría, 1986, "A Short-Term Econometric Model for Spanish Monetary Policy", ponencia presentada en la Conferencia sobre "Modèles Monétaires et Financiers", organizada por la Association d'Econométrie Appliquée, en Ginebra, 22-23 de enero de 1987.
- A. Espasa, M.C. Manzano, M.LL. Matea y V. Gatasús, 1987, "La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología", Boletín Económico, marzo, pág. 32-52, Banco de España.
- J. Salaverría y A. Espasa, 1987, "Un modelo Arima con mecanismo de corrección de la desviación sobre el objetivo, para la serie de activos líquidos en manos del público", Banco de España, trabajo no publicado.

COMENTARIO DE ARTHUR TREADWAY (Universidad Complutense de Madrid)

Agustín Maravall expone con gran claridad y rigor la situación actual de la teoría y la práctica de la descomposición de series temporales por frecuencias (p.e., estacional y desestacional), una disciplina científica del Análisis de Series Temporales Estadísticas (ASTE) en que Maravall ha aportado investigaciones de gran prestigio en los últimos años. Sus aportaciones se arraigan en el Enfoque Box-Jenkins (B-J) del ASTE y esto las dota del mejor instrumental disponible. Lo ya conseguido en estas investigaciones parece admirable, pero la falta aparente de una motivación adecuada para la desestacionalización de series me llama la atención. Esto provoca las consideraciones siguientes, más enfocadas hacia la investigación futura.

La práctica generalizada de la desestacionalización carece de fundamentos convincentes en términos del ASTE. El analista Box-Jenkins (B-J) experto no elige series desestacionalizadas para ninguno de los fines de sus análisis. No descompone las series de datos en estacional y desestacional. Los analistas B-J expertos investigan y realizan descomposiciones en estacional y desestacional casi exclusivamente porque los no-analistas demandan series desestacionalizadas.

Se presenta, pues, una contradicción de gran interés potencial tanto para los analistas B-J como para los no-analistas demandantes de series desestacionalizadas. Uno de los dos grupos incide en un error, un error posiblemente de bulto. Quizás existen investigaciones que podrían determinar quién se equivoca y la naturaleza del error.

¿Podría haber una estructura del mundo que los analistas B-J ignoramos, pero que algunos de los demandantes de series desestacionalizadas perciben de alguna manera que motiva su demanda? Para mí la respuesta es si, puedo imaginar tales estructuras. Pero no conozco ninguna investigación de la estacionalidad que afronta esta

cuestión, la cuestión que me parece prioritaria. Maravall, y sus colegas en la línea de investigación que expone aquí, no parecen haberse ocupado de ella todavía.

Maravall nos dice que "..., no existe una definición generalmente aceptada de lo que es un componente estacional". Expone a continuación su candidato de definición basado en principios exclusivamente estadísticos. Confieso que no veo la utilidad de esta definición y estoy seguro que no será nunca generalmente aceptada.

En cuanto a los fundamentos de la definición propuesta, la ortogonalidad de componentes parece necesario y el criterio de compatibilidad ARIMA entre los componentes y el modelo empírico de los datos parece deseable. Pero estos criterios sin otros dejan la falta de identificación que Maravall expone, la que resuelve con el requisito canónico. Esta condición canónica parece semejante a otras que se emplean en muchas otras formas del análisis estadístico y por eso imagino que tendrá un éxito semejante, probablemente pequeño. Los métodos canónicos a veces resultan útiles en investigaciones con datos que buscan una teoría económica, pero no pueden hacer las veces de una teoría. Me resulta chocante que tales métodos se apliquen en las operaciones de la política monetaria, que se supone fundamentada en algún entendimiento más profundo de la Economía, capaz de identificar las estructuras de los sistemas estadísticos que informan su actuación.

Otras situaciones de falta de identificación ocurren en la Econometría. Típicamente indican una deficiencia del modelo conceptual en relación con los datos. Es siempre aconsejable que el investigador las interprete como llamadas para examinar su pensamiento.

En el caso de la estacionalidad, tenemos por ahora una teoría implícita en nuestros métodos del ASTE que podemos explicitar y quizás contrastar: en cuanto a las relaciones entre variables, la función de respuesta no depende de la frecuencia del input, es decir, la función de

respuesta es la misma para cualquier componente del input, estacional o desestacional, bajo cualquier definición de la estacionalidad del input.

Este es el supuesto que los demandantes de series desestacionalizadas parecen negar. Alguién que quiere examinar dos series desestacionalizadas exclusivamente, es decir, sin consultar las series originales, tiene que creer que las dos funciones de respuesta son nulas para el componente estacional sin serlo para el desestacional. Si consulta las series originales también, por lo menos tiene que creer que las funciones de respuesta difieren según componentes estacional y desestacional. No conozco todavía ninguna investigación que ha formulado un contraste de la hipótesis básica de la práctica actual del ASTE, las funciones de transferencia son invariantes a la frecuencia del input. ¿Se podría formular un contraste? Intuyo que sí.

Me parece que la investigación del supuesto central en cuestión solamente puede ser abordada en un marco multivariante, lo que trasciende los límites de la literatura que conozco, la citada por Maravall, aunque los principios de ortogonalidad de componentes y compatibilidad de estructuras ARIMA me parecen buenos y aplicables en todo caso. De hecho, el contexto del análisis estocástico multivariante es el único del ASTE en que todavía quedan sin responder cuestiones de primer orden acerca de como simplificar la representación paramétrica estacional. Quizás algunas investigaciones multivariantes de la descomposición estacional podrían aclarar esta última cuestión a la vez.

Un tipo de investigación interesante tomaría el caso de dos series estocásticas y estacionales, el output y el input en un modelo de transferencia de un solo output ya investigado mediante el análisis B-J. Se descompone la variable input en dos componentes, estacional y desestacional, empleando los métodos y supuestos expuestos por Maravall u otros no-canónicos que ofrezcan componentes teóricamente ortogonales y prácticamente no demasiado correlacionados. Se procede a la estimación de un modelo de transferencia reformulado y descompuesto, con las mismas

especificaciones del modelo no-descompuesto pero con los dos inputs, estacional y desestacional, cada uno con su versión de la función de transferencia, inicialmente iguales. Se contrastaría la hipótesis de funciones de respuesta iguales.

Se podría también plantear análisis estocásticos multivariantes de este tipo. Por ejemplo, dos series operando en una estructura estocástica bivalente ya analizada e interpretada en término de Teoría Económica, se descomponen y las cuatro series resultantes se analizan desde la perspectiva del análisis cuatrivariante.

Estas investigaciones con casos podrían motivar determinados desarrollos de la teoría de la descomposición estacional. Los supuestos de ortogonalidad entre componentes y compatibilidad ARIMA con el modelo empírico parecen útiles. Nuevas condiciones de identificación podrían plantearse, estas probablemente relacionando economía y estacionalidad en algunos casos.

No pretendo decir que todo esto sería fácil. Estoy seguro que no. Pretendo señalar que los analistas B-J estamos empleando una hipótesis nunca contrastada que los demandantes de series desestacionalizadas insisten en rechazar. En tales circunstancias, me parece preferible afrontar la tarea difícil de contrastar esta hipótesis y no quedar en una definición de la estacionalidad tan arbitraria como la univariante canónica.

Hay algunos aspectos más concretos de este trabajo de Maravall que paso a comentar.

No menciona los factores de intervención, lo que resulta sorprendente; creo que tales factores se encuentran en ALP. Lo recomendable sería extraer todos los factores deterministas bien justificadas (por información extramuestral) antes de descomponer por cualquier método; al tratar la descomposición de la serie original, estos factores contribuyen otro componente o componentes.

Un tipo de input determinista que me parece esencial y que Maravall no menciona en su análisis de descomposición de ALP es la serie de valores anunciados del objetivo de la política monetaria. Si no se explicita el objetivo monetario en un modelo de ALP, el cumplimiento aproximado del objetivo combinado con los cambios más o menos anuales del objetivo, hará aparecer una fantasma estacional que no debe confundirse con el resto de la estacionalidad. Me parecería mejor seguir, prever y quizás descomponer el error, la diferencia entre la observación de la variable medida en los mismos términos que el objetivo y el valor del objetivo.

Llama la atención el empleo de un solo modelo univariante estocástico para una muestra que contiene dos regímenes distintos de control monetario, el vigente con objetivos de M3 hasta 1983-84 y el actualmente vigente que emplea objetivos de ALP. Sería interesante saber si los efectos en esta variable del cambio de régimen han sido investigados.

Los componentes de la descomposición propuesta por Maravall son ortogonales en teoría, aunque los estimadores presentarán algo de correlación. Las correlaciones cruzadas contemporáneas se presentan, pero no se presentan las funciones de correlación cruzada entre los componentes estimados. Así se ignora un instrumento diagnóstico esencial en este contexto.

COMENTARIO DE FRANCISCO MELIS (Instituto Nacional de Estadística)

En los últimos siete u ocho años, el campo de técnicas de desestacionalización y descomposición de series de tiempo se ha enriquecido notablemente. Junto a los procedimientos tradicionales de regresión móvil (DAINTIES) ó de medias móviles (X11), el usuario puede echar mano del procedimiento de regresión bayesiana de Akaike (BAYSEA), que proporciona una solución atractiva al problema de descomposición de series planteado en los años veinte por Whitaker y Henderson. O bien, puede utilizar el método de Kitagawa y Gersch (DECOMP), en la línea del anterior, pero que plantea el problema en términos de modelo de estado (o estructural), utilizando el filtro de Kalman para la estimación de los parámetros que controlan la descomposición.

Pero, como cabía esperar, dado su éxito en la predicción a corto, ha sido de la mano de los modelos ARIMA, de donde provienen los avances más difundidos: X11-ARIMA primero, que extrapola inicialmente la serie de entrada para extender el campo de utilización de los filtros centrales del X11 y Burman y Hillmer-Tiao después, que establecen el nuevo procedimiento de desestacionalización por descomposición "canónica" de un modelo ARIMA, que llamaré método DDMA.

El trabajo de Maravall es, en primer lugar una exposición didáctica de ésta última técnica, de interés, por tanto, no sólo para los usuarios del software correspondiente, distribuido por el B. Inglaterra (Burman) o el SCA (Hilmer, Tiao), sino también para los que deseen conocer las ventajas de extender el marco de la modelización ARIMA al problema de la descomposición de series económicas y sociales. Particularmente útil, porque no se incluye en otros artículos sobre el método, es la derivación (Apéndice A) del estimador de una señal de un modelo conocido, aunque no se proporciona ninguna interpretación del resultado.

En segundo lugar, Maravall completa la técnica establecida con diversos estadísticos que permiten enjuiciar la calidad de los resultados obtenidos en relación con el modelo inicial propuesto. La derivación de los modelos para los errores de estimación y de revisión se sigue con dificultad, pero los resultados obtenidos son del máximo interés para los usuarios del método DDMA. No hay que olvidar que el procedimiento más difundido (X11-ARIMA) proporciona, además de las series componentes, una extraordinaria variedad de estadísticos de medida y control: Medidas de la estacionalidad estable y móvil, Test compuesto de "identificabilidad" de la estacionalidad (3), balance señal/ruido, MCD, descomposición de la parte estacionaria de la varianza, etc...

Aunque entre los nuevos métodos de desestacionalización propuestos, me parecen más prometedores los que parten de un modelo para el vector de estado, la técnica que Maravall expone y perfecciona plantea algunas cuestiones de orden teórico y práctico:

1. La dependencia del método DDMA del modelo ARIMA inicial, introduce complejidad y arbitrariedad en la desestacionalización. En un ensayo de aplicación del X11-ARIMA sobre las 500 series elementales del Índice de Producción Industrial, sólo el 20% se ajustaban a los modelos preestablecidos, que son los más usuales. Ello quiere decir que gran parte de las series económicas son difíciles de modelizar para conocedores superficiales de los métodos ARIMA. Y por otra parte usuarios distintos obtendrán modelos y resultados distintos.

2. Bajo la hipótesis de componentes, una serie de longitud N es una señal compleja -de banda limitada por la frecuencia fundamental ($1/N$) y la frecuencia de "doblamiento" ($1/2$)- que transporta información relativa a fenómenos de cronología muy distinta o relativos a diversas bandas del espectro disponible.

La extensión del marco ARIMA a éste problema de los componentes, y por tanto, a la descomposición del espectro promete

enriquecer y clarificar la definición de los componentes, algunos de los cuales se definen de forma precisa en la frecuencia: el ciclo semanal, por ejemplo, se aprecia como un pico en el entorno de $1/2.87$ que es su frecuencia "alias", la estacionalidad, como un conjunto de picos de altura y ancho variable en la frecuencia estacional fundamental y sus armónicos. Además, frente a la limitada gama de filtros utilizada por el X11, el método DDMA se presenta como un generador de filtros "a medida", dependientes del modelo inicial de la serie.

Gabría esperar por tanto, que el método fuera más sensible que el X11 a las características estacionales de cada serie. Pero ¿es de hecho así?

En otras palabras: si la serie, cómo ocurre en concreto con los ALP y con muchas otras series económicas, sólo posee picos espectrales en algunos armónicos estacionales ¿Se ajusta el filtro a esa peculiar distribución de la varianza estacional? Igual interrogante plantea la diferencia de anchos de banda de los picos a la que el X11 no es capaz de adaptarse.

Si la contestación es negativa, puede encontrarse aquí una explicación de algunas "brechas" en la serie desestacionalizada que deberá añadirse a las razones teóricas expuestas por Maravall en el epígrafe 3.2, dado que se estará aplicando filtros "rechaza banda" en banchas que no lo requieren.

3. La relación del método con la frecuencia existe, pero sólo a nivel teórico. El requisito canónico, que fuerza a los espectos de las señales componentes a tocar el eje de frecuencias puede ejercerse "a ciegas", sin atender a la distribución empírica de la varianza en el eje $(0, \pi)$. Y el problema, importante para la estacionalidad, lo es mucho más si se desea extraer el ciclo-tendencia. Me pregunto que aporta el método a la definición de ciclo-tendencia, salvo una vaga asociación con las bajas frecuencias.

En el XII, se utilizan tres filtros de Henderson (de potencia mitad en 13,8 y 6 meses) en función de un ratio ruido/señal ($1/C$ de la tabla D12) cuya utilidad proviene de su independencia de cualquier modelo. Para los ALP, de mínimo ruido ($1/C=0.1$), se selecciona el filtro de mayor paso (la media de 9 términos de potencia mitad en $2*\pi/6$) de forma que sabemos lo que hacemos cuando optamos entre la señal de ciclo-tendencia y una media móvil simple de la serie desestacionalizada.

4. Resumiendo lo dicho en 2 y 3: el "paso" del filtro de expresión 3.1 está determinado por la fracción de varianza de cada componente (o banda) frecuencial que cabe atribuir a la señal (Whittle pág. 58) y será probablemente de paso bajo para el ciclo-tendencia, de paso alto para el irregular y "pasa-banda" para la estacionalidad y el ciclo.

La adecuación del filtro dependerá por tanto de la capacidad del modelo de la señal para reproducir las características de la banda espectral asociada a la señal. Y, a mi juicio, los modelos de los componentes, determinados por un modelo inicial demasiado apoyado en el filtro $1/(1-B)(1-B^{*12})$, no son capaces de recoger características importantes del espectro. Pienso también en los máximos relativos de potencia que aparecen en la banda ($1/80$, $1/20$) en series cíclicas como las de opiniones empresariales, o los que aparecen muy a menudo entre $1/12$ y $1/6$.

El requisito de sobriedad paramétrica que preside la modelización ARIMA puede estar justificado en la predicción, pero si se quiere descomponer: ¿No sería oportuno utilizar como criterio de modelización, la capacidad de reproducción del espectro?.

Alternativamente, puede establecerse una tipología de series económicas basada en medidas no paramétricas, posiblemente deducidas del espectro empírico, y asociar a cada tipo una familia de modelos ARIMA, utilizables como input del método DDMA.

5. Una cuestión planteada por Maravall al final del epígrafe 4.2 resulta especialmente interesante en el análisis de coyuntura. Se trata de la posibilidad de sustituir la serie desestacionalizada por la serie de ciclo-tendencia como señal relevante o incluso como objeto de publicación por las oficinas estadísticas. La suavidad -ausencia de varianza de altas frecuencias- es una característica deseable en cualquier indicador económico, como se reconoce explícitamente en el sistema de indicadores cíclico del NBER, no sólo porque se corresponde con la fuerte inercia de los procesos económicos, sino porque elimina el riesgo de las falsas señales.

La conclusión negativa a que llega Maravall quizás esté ligada con la escasa irregularidad de las series monetarias. El ratio I/C de los ALP, próximo al del IPC o al del Paro Registrado, es de los más bajos observados en una amplia muestra de series económicas y los ratios más frecuentes se sitúan entre 1 y 3.5 (IPI:2.4, Entrada Extranjeros: 2.6, Suicidios: 4.8).

Una comparación de los errores de estimación y revisión entre serie desestacionalizada y de ciclo-tendencia, para series de distinta irregularidad sería de gran interés.

6. En el epígrafe 5, Maravall aborda un problema relacionado con el anterior. ¿Cuántas tasas intermensuales es necesario promediar para confirmar que el crecimiento real difiere del proyectado, con un nivel de confianza prefijado?

En términos del X11: ¿Cuántos meses de la serie desestacionalizada es necesario promediar para que la señal ciclo-tendencia domine sobre el componente irregular?.

El parámetro MCD del X11 que responde a la cuestión está muy difundido, y algunas oficinas estadísticas proporcionan la media móvil de período MCD de la serie desestacionalizada, además de ésta, como un equilibrio entre suavidad y respeto al dato.

La discusión de Maravall, en términos estadísticos precisos, supone realmente un avance sobre el marco empírico (aunque no paramétrico), del XII pero esta planteada en términos de desviaciones frente a objetivos, que no es frecuente en coyuntura.

7. En relación con los filtros simétricos de cola infinita truncada que se utilizan, me pregunto si el error de truncamiento (fenómeno de Gibbs), es despreciable. Por otra parte, la utilización en los extremos de la serie de los mismos filtros centrales, sustituyendo las observaciones no disponibles por predicciones ¿es equivalente a la utilización de los filtros unilaterales propuestos por Whittle y Nerlove, Grether, Carvalho? Y si es así, como parece, ¿no son sensiblemente diferentes en módulo y fase los filtros centrales de los utilizados en los extremos?.

Por último, ¿no cabe sustituir los filtros simétricos por filtros autoregresivos o recursivos, de igual módulo pero de menor fase, para minimizar la necesidad de extrapolación?.

REFERENCIAS

"Systeme DAINTRIES. Systeme CRONOS pour la gestion des series chronologiques." Manuel 11/12/13: Adjustements saisonnieres. OSCE Bruselas 1979.

TIMSAC-84. Computer Science Monographs. Institute of Statistical Mathematic. Tokyo. 1985.

Morry.M, Lithian J. "A test for the presence of identifiable seasonality when using X11-ARIMA program" 78-10-02 Research Papers. Statistics Canada.

Nerlove M., Grether D.M., Carvalho J.L., "Analysis of economic time series" Academic Press 1979.

COMENTARIO DE ALFONSO NOVALES
(Fundación de Estudios de Economía Aplicada)

El trabajo que nos presenta Agustín Maravall resume una buena parte de su tarea investigadora en los últimos años. Hay que agradecerle el esfuerzo que ha hecho por resumir, tan brevemente como ha sido posible, el elevado número de artículos escritos en este período, así como hacerlo con el rigor y la claridad que en él son habituales.

Partiendo de trabajos iniciales de Box, Hillmer y Tiao, Maravall y Pierce han venido desarrollando en los últimos años una metodología de descomposición de una serie basada en modelos ARIMA, que evita las dos dificultades fundamentales del método X-11: su uniformidad en el tratamiento de las distintas series, y la imposibilidad de llevar a cabo inferencias acerca del origen estacional de las desviaciones observadas a corto plazo. Por tanto, no cabe sino congratularse de que estos desarrollos puedan hacer innecesaria la utilización futura del procedimiento X-11.

A diferencia de otras propuestas, no se hacen supuestos arbitrarios acerca de la estructura ARIMA de los componentes estacional y desestacionalizado de una serie, sino que los órdenes de sus polinomios AR y MA se obtienen a partir de la función de autocovarianza del modelo estimado para la serie agregada. Otra ventaja importante de esta metodología es la relativa sencillez con que se estiman los parámetros de los modelos de los componentes de la serie. Para apreciar este aspecto, basta comparar este procedimiento con el sugerido por Engle (1978).

Sin embargo, la desestacionalización basada en modelos ARIMA no está exenta de algunas cuestiones que, a mi entender, merecen ser discutidas en profundidad. Una primera cuestión se refiere al instante en que, una vez estimado el modelo ARIMA de la serie original, e identificados los órdenes de los modelos ARIMA para los componentes, se

buscan estimaciones para los parámetros de estos últimos. Como describe Maravall, este proceso exige resolver un sistema con más incógnitas que ecuaciones, por lo que el vector de parámetros que se buscan no está identificado.

El criterio por el que tradicionalmente se consigue identificar el modelo es el de seleccionar, de entre todas las posibles, la componente estacional con varianza mínima. Esta es la llamada "descomposición canónica". De este modo, se consigue una componente estacional tan estable y predecible como es posible. Equivalentemente, la componente irregular será la de mayor varianza de entre todas las posibles.

Esta solución tiene un cierto atractivo estadístico, pero su interpretación económica no es clara. Desde los primeros intentos de análisis de series temporales de datos, ha sido tradicional pensar acerca de la componente estacional como una componente determinista, de modo similar a la componente tendencial; lo cual es consistente con la elección que arriba he citado como criterio de identificación. Sin embargo, el análisis Box-Jenkins ha roto definitivamente estas dos concepciones; ahora entendemos como una de las características más frecuentes en una serie económica la presencia de una tendencia estocástica.

Algo análogo se aplica a las propiedades estacionales de una serie, que el análisis Box-Jenkins representa como parte esencial de su estructura estocástica fundamental. Así pues, no resultan evidentes las razones por las que habría que seleccionar de entre las alternativas posibles, la componente estacional de mínima varianza.

Además, el criterio de identificación utilizado no es irrelevante; el problema consiste en la selección de dos sumandos cuyo agregado sea la serie original, y para ello se dispone de un cierto número de grados de libertad. El criterio elegido afectará a las

estructuras de los modelos de ambas componentes; de este modo, distintos criterios generarán modelos diferentes para los componentes, lo cuales, utilizados en el proceso de extracción de señal, generarán series ajustadas de estacionalidad diferentes.

Otra propiedad inherente a este y otros métodos de descomposición es la ortogonalidad entre la componente estacional y la serie desestacionalizada. Nuevamente, esta propiedad puede tener un cierto atractivo estadístico, máxime si se piensa en que la estructura estacional de la serie es determinista. Sin embargo, creo que tiene perfecto sentido económico pensar en la estructura estacional de la serie como una característica de la misma intrínsecamente ligada al resto de la serie. ¿Por qué habrían de ser las propiedades estadísticas que se manifiestan cada doce meses independientes de las que se registran mes a mes?.

Con todo, debo manifestar que mi duda acerca de la desestacionalización de series económicas es más fundamental. Es conocido que la mayoría de las series económicas de frecuencia mensual o trimestral tienen estructura estocástica estacional, y es obvio que dicha estructura debe ser tratada adecuadamente si se quiere que el análisis de la serie tenga un mínimo significado. Sin embargo, me resulta mucho menos obvio que sea preciso descomponer una serie en sus diferentes componentes indiscriminadamente, es decir, sin que la decisión de descomponer o no, dependa del objetivo que se persigue.

Revisemos las razones usualmente expuestas en favor de la desestacionalización 1) Ayudar en el seguimiento a corto plazo de la serie, 2) simplificar al público la comprensión de la información estadística, 3) ayudar en la predicción de la serie, 4) facilitar la identificación de relaciones con otras variables, y 6) hacer que los datos mensuales (o trimestrales) sean comparables entre sí.

A mi juicio, todos estos motivos tienen su propia contrapartida (he expuesto una discusión más detallada en Novales 1987)). Por ejemplo,

es dudoso el papel de la desestacionalización a efectos predictivos. Ambas componentes son, por construcción, ortogonales entre sí. Si las supuestas componentes reales fuesen ortogonales, entonces no se ganaría nada prediciéndolas por separado y agregando sus predicciones. Si no fuesen ortogonales, entonces no sólo se está cometiendo un error de especificación, sino que se ganaría eficiencia en la predicción teniendo en cuenta su correlación. Habría que predecir, bien con un modelo bivariante para las componentes, o con el modelo univariante de la serie agregada.

Sin embargo, es bien cierto que una cifra de crecimiento mensual de ALP, por ejemplo, requiere de una interpretación adecuada. En definitiva, no se trata de conocer el crecimiento absoluto registrado dicho mes, sino su relación con el producido en los mismos meses de años anteriores. Ahora bien, esta preocupación por el corto plazo puede estar reflejando que no sólo existe un objetivo anual de crecimiento de ALP, sino también una determinada trayectoria objetivo hacia él. Ello podría conducir a intervenciones de la autoridad monetaria con la frecuencia con que se observan desviaciones con respecto a dicha sonda, y no es claro que esto sea deseable.

Tampoco resulta evidente qué información, relativa a los objetivos de crecimiento trazados para ALP, aporta la serie desestacionalizada, que no esté ya incorporada en la serie original. Como ejemplo, consideremos las tasas mensuales de crecimiento de ALP acumuladas desde diciembre del año anterior:

CRECIMIENTO DE ALP

	<u>1984</u>	<u>1985</u>	<u>1986</u>	<u>1987</u>
<u>1. Serie original</u>				
Crecimiento anual	14.2	13.2	11.4	
Crecimiento hasta abril	10.2	13.1	11.8	10.0
Crecimiento acumulado				
Media mensual	12.6	12.7	11.1	9.1
Desviación típica	3.4	1.3	1.2	1.7

2. Serie desestacionalizada

Crecimiento anual	14.1	13.2	11.3	
Crecimiento hasta abril	13.3	17.0	15.2	13.7
Crecimiento acumulado				
Media mensual	14.4	14.9	13.2	11.7
Desviación típica	.8	2.2	2.2	2.5

Crecimiento anual: Tasa de crecimiento desde diciembre del mismo año con respecto a diciembre del año anterior.

Crecimiento acumulado: Tasa de crecimiento producida desde diciembre del año anterior, elevada a anual.

Nota: Los datos de 1987 se refieren al período enero-abril.

En la tabla anterior puede observarse lo siguiente:

- a) Como cabía esperar, las tasas de crecimiento anual producidas en ambas series son iguales (salvo redondeo).
- b) Salvo en 1984, en que la evolución de ALP fue especialmente errática, esta tasa de crecimiento acumulado de ALP ha sido más volátil en la serie desestacionalizada que en la serie original. Lo mismo ocurre en los meses transcurridos de 1987.
- c) En la serie desestacionalizada, el promedio mensual de esta tasa de crecimiento fue en los dos últimos años superior en un 16% al crecimiento anual. Mientras, excepto en 1984, el promedio mensual de la tasa calculada sobre la serie original, además de ser menos volátil, ha estado mucho más próximo al crecimiento anual.

La explicación de b), puede estar en que la elección de la componente estacional de mínima varianza deja "demasiada" varianza en la serie desestacionalizada, lo que a su vez produce una evolución más volátil en dicha serie.

La observación c) indica que hay un "overshooting" en la evolución de la serie desestacionalizada con respecto a su objetivo, lo que no ha ocurrido en la serie original en los dos últimos años. Esto resulta especialmente claro cuando se observan los valores mensuales de la tasa que aquí consideramos (que por falta de espacio no se presentan); sin embargo, no encuentro una explicación razonable a este fenómeno.

De nuevo hay que hacer hincapié en que el método seguido para el tratamiento de la estacionalidad, así como la evaluación de la calidad de la serie desestacionalizada debe hacerse con un determinado objetivo en mente. En el caso de ALP, parece claro que la autoridad monetaria encarga la desestacionalización para hacer más sencillo su seguimiento a corto plazo. De acuerdo con este objetivo, si bien es

verdad que la evidencia empírica anterior es muy reducida, no creo que las observaciones b) y c) sean propiedades deseables de la serie desestacionalizada de ALP.

En efecto, interesaría que la serie desestacionalizada no fuese muy volátil, pues de lo contrario el seguimiento a corto plazo estaría sujeto a un ruido excesivo. Si la desestacionalización elimina las fluctuaciones producidas por la heterogeneidad de los meses del año, la evolución de la serie desestacionalizada debiera ser, en efecto, menos volátil que la de la original. Sin embargo, el método de desestacionalización seguido tiene el efecto opuesto, al menos, con respecto a la medida de seguimiento que hemos analizado en la Tabla 1.

Por otra parte, es cierto que los ALP tienden a crecer rápidamente en el primer semestre del año, y más despacio en el segundo. Sería lógico que existiese más "overshooting" en la serie original, que en la desestacionalizada, que trata este tipo de regularidades interanuales. Sin embargo, hemos visto que ocurre justo lo contrario.

Si se quisiera extraer más información del cuadro anterior, ambas series muestran que los ALP estaban creciendo en Abril de 1987 un 13% menos que el año pasado, y un 20% menos que en 1985 (los 4 primeros meses, en promedio, mostraban una evolución similar). Si uno es suficientemente atrevido como para extrapolar, se podría pensar que, de seguir así, el crecimiento anual para 1987 rondará el 10%. Para obtener evaluaciones de este tipo, un observador casual de datos económicos, que trabaja con tasas como la anterior, podría construir la tabla anterior, sin precisar la desestacionalización de la serie. En todo caso, no parece que estas cifras, ni la evolución mensual puedan justificar la alarma producida en los primeros meses de 1987, ni la drástica intervención efectuada. El problema con la desestacionalización es triple: Si llevarla a cabo o no, cómo efectuarla, y cómo interpretar la información resultante.

Si se utiliza la serie desestacionalizada, en el artículo de Maravall se proporciona información estadística que considero importante para interpretar su significado real. Así, en la última sección se calculan los intervalos de confianza de la tasa de variación de ALP. De acuerdo con estos resultados, una tasa de crecimiento mensual, que elevada a anual resulta ser del 12%, es compatible, al 95% de confianza, con un crecimiento real en el intervalo (7%, 17%). Como allí se dice, la amplitud de este intervalo es muy superior a los niveles de tolerancia usualmente utilizados.

Mi lectura de esta propiedad es algo más positiva que la suya: Este resultado sugiere que hay en la variación mensual de ALP (por ejemplo en su T_1^1), demasiado ruido como para poder rechazar la hipótesis nula de que el crecimiento observado es consistente con el objetivo trazado de antemano. Dadas las repercusiones que tiene una actuación restrictiva (en el caso de que ALP "parece" crecer por encima de su objetivo) de la autoridad monetaria sobre el sistema crediticio, esta observación estadística muestra que conviene no prestar mucha importancia a las desviaciones a muy corto plazo. Por supuesto que conviene seguir de cerca dichas desviaciones, pero intervenciones de signo contrario sobre los mercados de crédito pueden tener efectos perturbadores que no se correspondan con el significado real de las desviaciones observadas.

Junto con este dato, el gráfico 9 del artículo muestra asimismo el número de meses que deben transcurrir para que una determinada desviación media observada pase a considerarse como indicación de una desviación real. A este respecto, sería de nuevo aún más entusiasta que Maravall al evaluar los resultados. En primer lugar, supongamos que una desviación mensual con respecto al objetivo sea preocupante cuando excede, al menos, al 3%. Incluso a un nivel de confianza del 95%, bastaría que dicha desviación se produjera en T_1^1 , en promedio, en dos meses consecutivos, para que se rechazase la hipótesis nula de que ALP sigue la senda trazada. Junto con la observación anterior acerca de

que la autoridad monetaria no deba intervenir en el muy corto plazo, ésta nueva observación indica que una desviación promedio del 3% en T_1^1 pasaría a considerarse como definitiva si se produjese en dos meses, y una desviación del 2% se consideraría definitiva si se produjese durante 3 meses. Considero que estos márgenes son más que suficientes para permitir la intervención contrarrestadora de la autoridad monetaria.

Como complemento a la discusión que se hace en el artículo, sería interesante disponer de intervalos de confianza para la estimación de la componente estacional de la tasa que hemos examinado antes, que acumula para cada mes del año la variación registrada desde diciembre del año anterior.

Una alternativa a la descomposición de series es el tratamiento de la estacionalidad integrada en el modelo de la serie, como se hace en el análisis de Box Jenkins. Sería interesante aprovechar esta discusión para que, si lo considera oportuno, Maravall nos expusiese las razones que a su juicio existen a favor y en contra de utilizar una metodología de desestacionalización frente a la otra.

CONTESTACION A LOS COMENTARIOS

POR AGUSTIN MARAVALL



REFERENCIAS

Engle, R. "Estimating Structural Models of Seasonality", en Seasonal Analysis of Economic Time Series, editado por A. Zellner, Bureau of the Census, Washington 1976.

Novalés, A. "Sobre la Desestacionalización de Series Monetarias", Documento de trabajo 87-13, FEDEA.

Leyendo las discusiones de mi trabajo que han realizado Espasa, Treadway, Melis y Novales, pienso que una importante virtud del mismo ha sido conseguir que cuatro personas de su calidad y solidez hayan expresado opiniones sobre el tema de la descomposición de series, y en especial sobre la desestacionalización. Los temas que los cuatro mencionan son muchos y, sin embargo, el solapamiento es pequeño. Me limitaré a comentar algunos de los puntos que me parecen de más interés.

1. Insuficiencia de la Desestacionalización Univariante en el Control Monetario

Empezaré por el comentario de ESPASA. En primer lugar, cuestiona la serie desestacionalizada como señal de la evolución subyacente de la serie a lo largo del año, y sugiere, en su lugar, una tendencia. Además, piensa que el seguimiento a corto plazo se debe completar con una medida de la expectativa de crecimiento (la "inercia"). Estoy de acuerdo en el interés de incorporar una estimación de la tendencia y algún tipo de predicción. (Que la predicción sea a medio o largo plazo me preocupa algo, pues los modelos ARIMA se han hecho, en mi opinión, para horizontes de predicción cortos). Menciona Espasa que la inercia tiene la ventaja de que no se revisa con el paso del tiempo. Si, en el modelo del trabajo, se define como serie estacionalidad la expectativa de s_t que se tiene en t , la serie desestacionalizada tampoco se revisa. En definitiva, toda medición que sea una expectativa es condicional a una información; es lógico que, si la información se amplía, la expectativa se revise.

Estando, pues, de acuerdo en el interés de incorporar las dos mediciones que él sugiere, no veo claro porqué eliminar, como complemento, una estimación de la estacionalidad en cada momento (separada del ruido). En definitiva, tal y como se desprende del trabajo que se discute, el componente estacional es el que mejor se mide. Primero, porque sus errores de estimación son más pequeños (Cuadro 5);

segundo, desde un punto de vista estructural, el espectro del componente teórico se haya mucho más cerca del de su estimador teórico para el caso del componente estacional (ver la Figura 10).

Por último, la incorporación de mecanismos de corrección de errores, tal como él sugiere, me parece importante (Treadway se refiere en su discusión a un problema relacionado). Es curioso que, una vez eliminadas intervenciones y MCEs de su ecuación, el modelo de las líneas aéreas que resulta es muy cercano al obtenido en mi trabajo (con 16 observaciones menos). Así pues, los cuadros 4 a 7, en unidades de σ_a , siguen siendo aproximadamente válidos. El mayor valor de σ_a en el modelo del trabajo implicará mayores errores en la parte puramente ARIMA del modelo. Pero los errores de estimación de los coeficientes de las variables adicionales, en particular de la estacionalidad implícita en los MCEs, compensará, en parte, ese efecto.

2. Los Fundamentos de la Desestacionalización

El comentario de TREADWAY se centra en una reflexión sobre porqué se desestacionaliza. Afirma "los analistas Box-Jenkins... (desestacionalizan)... casi exclusivamente porque los no-analistas demandan series desestacionalizadas". Esto le lleva a concluir que hay algo erróneo en todo ello. Pero ¿porqué?. Se desestacionaliza porque se demanda ¿qué diferencia hay con la predicción? Un analista Box-Jenkins hace predicciones, casi siempre, porque los no-analistas las demandan.

De todos modos, Treadway tiene razón en sentirse insatisfecho con el fundamento económico de la desestacionalización. Discrepo, sin embargo, en algunos puntos. Por ejemplo, al especificar que el componente estacional de una serie es un determinado proceso ARIMA, no busco una definición general. Más bien se trata de lo contrario. La estructura general que hay es que la serie es la suma de varios componentes ortogonales, que estos componentes van a seguir modelos

ARTMA (consistentes con los del agregado), y que cada componente se estimará por su esperanza condicional, dada la serie temporal disponible. Así, un analista especifica un modelo para un componente en una serie, y esa definición es precisa para cada caso específico. Este modelo implicará, por ejemplo, determinado espectro y FAC, que podrán ser analizados e interpretados. Si a otro analista no le gusta, cambiará el modelo. Y así debe ser. En definitiva, la extracción de señales presenta una continuidad analítica con la predicción (que resulta más obvia en la formulación con filtro de Kalman). Así, permite también que distintos usuarios o analistas presenten estimaciones distintas; exactamente igual que en predicción.

3. Descomposición Canónica

Cuestiona Treadway la utilización del criterio canónico para identificar la descomposición de la serie. En la descomposición de la serie en tendencia, estacionalidad y ruido (ortogonales entre sí, supuesto que no cuestiona), hay infinitas descomposiciones admisibles. Todas ellas resultan ser iguales a la descomposición canónica más ruido superpuesto. Elegir una descomposición es equivalente a elegir un número en el intervalo $(0, V)$ para la varianza del ruido, donde V es la varianza correspondiente a la descomposición canónica. Si un analista tiene razones fundadas para afirmar que sabe a priori que la varianza del ruido es, digamos, .052, entonces no habría razón para usar la descomposición canónica. Creer, sin embargo, que la teoría económica nos va a proporcionar esa información a priori es, hoy por hoy, impensable. En ausencia de la misma, parece razonable asignar al ruido lo que es ruido, y a la señal lo que es señal, puesto que en definitiva se trata de características puramente estadísticas.

Por otra parte, los problemas previos que Treadway estudiaría antes de desestacionalizar pueden tener poco que ver con los intereses del demandante. El señor que pretende que le eliminen la estacionalidad

para saber mejor donde se encuentra, puede muy bien aceptar que, sin embargo, "las funciones de transferencia son invariantes a la frecuencia del input". Esta hipótesis, como teoría general, me parece excesiva, y precisamente Espasa, en su discusión, proporciona un ejemplo en el que la tendencia y el irregular tienen efectos diferentes.

No voy a detenerme en más puntos. Los ejercicios que Treadway sugiere para comprender mejor el papel de la estacionalidad me parecen de interés. Me gustaría poder animarle a que él mismo abordase alguno de ellos.

4. XII y la Descomposición de la Varianza

La discusión de MELIS se centra, por el contrario, en puntos específicos relacionados con la metodología de la desestacionalización.

Comparando XII con el método del trabajo, menciona que el primero tiene también estadísticos de medida y control, lo cual es cierto. Sin embargo su interpretación resulta, en ocasiones, menos clara. Veamos un ejemplo mencionado por Melis: la descomposición de la varianza de la serie estacionaria en varianza asociada con tendencia, estacionalidad e irregular. Los componentes son supuestamente ortogonales, pero el mensaje de XII puede ser que, por ejemplo, la suma de sus varianzas es un 118%, o un 82%, de la varianza de la serie estacionaria. ¿Cómo interpretar este mensaje? Veamos, por el contrario, como se contestaría a esta cuestión utilizando el método del trabajo. Para ello utilizaremos el ejemplo analizado en la Sección 1.2: la serie trimestral que sigue el modelo $\nabla_4 z_t = a_t$.

Puesto que (1.11) implica que la transformación estacionaria de la serie, $\nabla_4 z_t$, es igual a

$$\nabla_4 z_t = \sum \nabla_4 z_{it} + \nabla_4 u_t,$$

de las definiciones (1.16) de los componentes es inmediato que

$$V_4 z_t = (1+B)^2 (1+B^2) a_{1t} + (1-B)^2 (1+B^2) a_{2t} + \\ + (1-B^2)^2 a_{3t} + (1-B^4) u_t ,$$

y, por tanto, la varianza (V) de la transformación estacionaria de la serie se puede expresar como

$$V = 14 \sigma_1^2 + 14 \sigma_2^2 + 6 \sigma_3^2 + 2 \sigma_u^2 .$$

El primer sumando es la parte asociada con a_{1t} , es decir con la tendencia. Los dos segundos sumandos se asocian con la estacionalidad (a_{2t} y a_{3t}), y el tercero con el irregular (u_t). Considerando (1.17), resulta que un 7/32 de V (un 22%) se asocia, pues, con la tendencia, un 19/32 de V (un 60%) se asocia con estacionalidad, y un 6/32 (un 18%) se asocia con el irregular. La descomposición de V tiene ahora una derivación rigurosa, y la suma de los componentes será siempre el 100% de la serie. Notese que el método de modelos permite obtener información más detallada como, por ejemplo, las contribuciones relativas de las distintas frecuencias estacionales. Así, de la parte de V explicada por el componente estacional, el 37% está representado por la frecuencia de 2 veces al año, y el 63% por la frecuencia de una vez al año.

5. Limitaciones de los Modelos ARIMA

No comparto su opinión de que los modelos ARIMA son difíciles de identificar, a pesar de que, en un trabajo que menciona, X11 ARIMA (X11A) rechazase los tres modelos de defecto para muchos de las series. Nunca he comprendido el criterio de X11A: las razones para usar X11A en lugar de X11 son igualmente válidas para series que se predicen con un diez por ciento de error que para series con un error de predicción del

uno por mil. En cuanto al hecho de que distintos analistas puedan llegar a desestacionalizaciones diferentes, como ya he dicho antes, me parece una virtud, no un defecto. Sobre todo cuando se proporcionan las bases para poder comparar las dos desestacionalizaciones.

Piensa Melis que los modelos ARIMA no permiten capturar bien armónicos con contribuciones muy distintas. Como ilustra claramente el ejemplo del final del penúltimo párrafo, esto no es cierto. En general, los parámetros de la parte MA del modelo proporcionan flexibilidad en ese sentido. Si ésta no fuese suficiente, ello se detectaría en la comparación de las FAC teóricas de los estimadores y de las FAC empíricas, tal y como se sugiere en la Sección 4.1 del trabajo.

Plantea Melis el problema de capturar ciclos. Es cierto que los modelos ARIMA no suelen contener ciclos (aunque haya excepciones). Como menciono al final de la Sección 1, en principio cualquier ciclo podría capturarse por medio de raíces complejas del polinomio AR, y hoy se pueden estimar fácilmente los polinomios AR, incluyendo los que tienen raíces unitarias, gracias a los trabajos de Tiao y sus colaboradores (ver, por ejemplo, Tsay y Tiao, 1982). La extracción de una señal cíclica no plantea ningún problema conceptual nuevo.

En última instancia, las dos críticas: inflexibilidad para capturar armónicos con contribuciones muy distintas y la ausencia de ciclos, son críticas generales a los modelos ARIMA y a su uso. De ser ciertas, afectarían también a la predicción. Pero no creo que tenga sentido decir que, en general, la clase de modelos $\phi(B) z_t = \theta(B) a_t$ tiene muchas limitaciones teóricas como aproximación a procesos estocásticos lineales. Lo que si existen, claro está, son limitaciones en la información disponible o en el analista. Incidentalmente, la linealidad del proceso estocástico es también un supuesto que puede ser restrictivo; un ejemplo de no linealidad precisamente estacional, en la serie decenal de efectivo, se analiza en Maravall, 1983.

Frente al método usado en el trabajo, Melis confiesa preferir los métodos que parten de un modelo para el vector de estado. Puesto que el modelo para el vector de estado implica determinados modelos ARIMA para los componentes y para la serie agregada, y viceversa, ambos métodos parten del mismo tipo de modelo, expresado en formato distinto. La otra diferencia es el uso del filtro de Weiner Kolmogorov (WK) con modelos ARIMA (tal como se realiza en el trabajo), o en el uso del filtro de Kalman, como algoritmos que computan la misma esperanza condicional. Así pues, cualquier método basado en un vector de estados puede formularse fácilmente en forma tal que la técnica de análisis que se presenta en el trabajo sea directamente aplicable. Si bien los dos procedimientos de computación (filtros de WK y de Kalman) son muy eficientes, desde el punto de vista del análisis, la modelización ARIMA y la expresión compacta del filtro de WK ofrecen ventajas grandes.

6. Irregularidad de la Serie y Errores de Estimación.

Melis plantea la posibilidad de que el mayor error de estimación de la tendencia puede estar ligado a la escasa irregularidad de las serie de ALP. Piensa que sería de gran interés una comparación de los errores, entre serie desestacionalizada y tendencia, para series de distinta irregularidad.

Una medida conveniente de irregularidad es la proporción de σ_a^2 que representa la varianza del irregular. En unidades de σ_a^2 , para la serie de ALP obtuvimos $\sigma_u^2 = .108$. Manteniendo el modelo de las líneas aéreas, para $\theta_1 = 0$, $\theta_{12} = .75$ resulta $\sigma_u^2 = .581$; para $\theta_1 = -.75$, $\theta_{12} = .25$ resulta $\sigma_u^2 = .007$. En el Cuadro 11 se presentan las varianzas de los errores para ambos casos. Se observa que siempre sucede que la tendencia se estima peor que la serie desestacionalizada. Para $\sigma_u^2 \approx 0$, puesto que entonces $z_t^a \approx p_t$, los errores en las dos mediciones son aproximadamente iguales.

VARIANZA DE LOS ERRORES DE
ESTIMACION PARA SERIES CON
DISTINTA IRREGULARIDAD

Varianza del Irregular		Error de Estimación final	Error de Revisión	Error Total
.581	Tendencia	.075	.087	.162
	Serie Des.	.075	.067	.142
.007	Tendencia	.504	.653	1.157
	Serie Des.	.504	.648	1.152

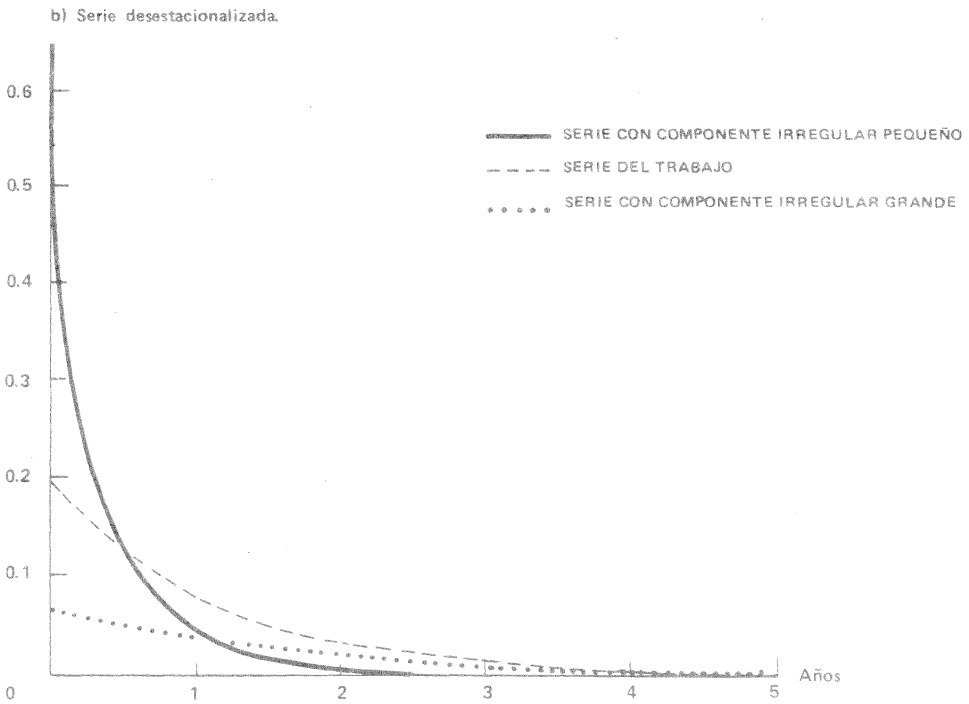
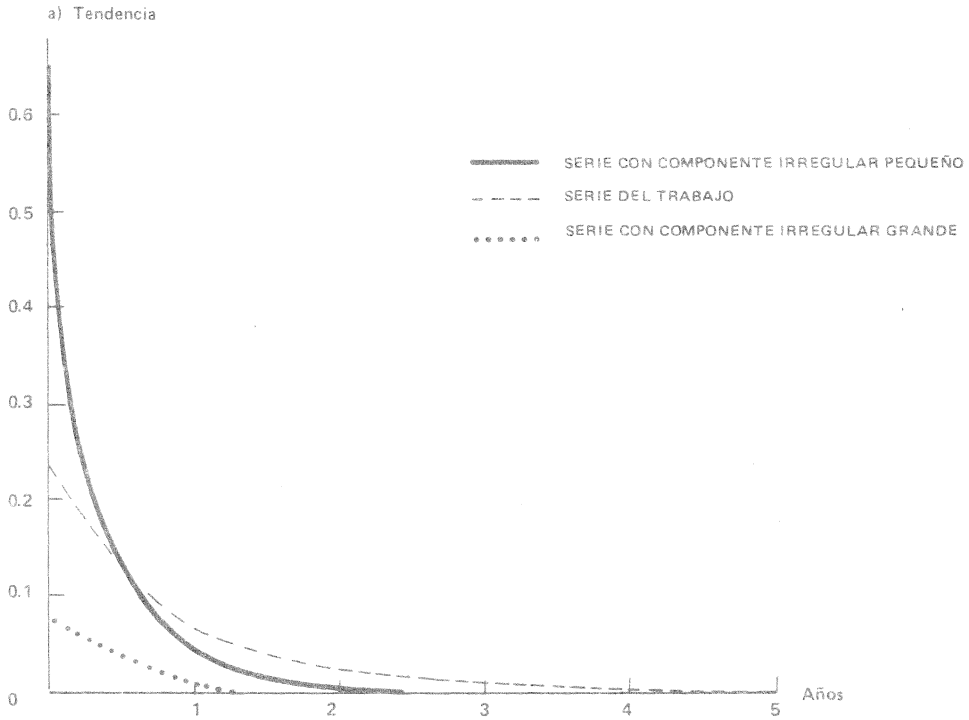
7. Errores de Truncamiento y Revisiones

Por último, Melis plantea unas preguntas. Primero, se pregunta si el error de truncamiento del filtro (3.1) es despreciable. El Cuadro 6 contesta a la pregunta: aproximadamente el error es del orden del 5% cuando se trunca a los tres años, y del 1% cuando se trunca a los tres años (tanto en el caso de la serie desestacionalizada como en el de la tendencia). Para modelos distintos, los resultados variarán. Así, la Figura 14 presenta la varianza de los errores de truncamiento del filtro de la tendencia y de la serie desestacionalizada, para el modelo del trabajo y los dos modelos del Cuadro 11 (la serie muy irregular y la muy suave). Para estos dos modelos la tendencia se puede truncar antes que para el ejemplo del trabajo. Cuando el irregular es grande, sin embargo, el filtro que proporciona la serie desestacionalizada tarda más en converger.

El cuanto al efecto de completar el filtro con predicciones para fechas cercanas al presente, es cierto que eso implica que los filtros en los extremos de la serie son distintos en módulo y fase al filtro central. Uno puede, por supuesto, utilizar filtros sólo en la dirección del pasado, en cuyo caso no hacen falta predicciones. Pero el carácter simétrico del filtro para el pasado y el futuro resulta de la minimización del error cuadrático medio del estimador del componente, tal como se expone en el Apéndice A. Dicho de otro modo, uno puede cambiar el criterio de optimalidad y utilizar estimadores con mayor ECM. (Bajo los supuestos del trabajo, el estimador que minimiza el ECM es también la esperanza condicional del componente, dada la información disponible). No conozco ningún criterio que pueda resultar globalmente preferible a minimizar el ECM y que proporcione filtros sólo en la dirección del pasado.

Figura 14.

VARIANZA DE LOS ERRORES DE TRUNCAMIENTO DEL FILTRO
(En unidades de σ_a^2)



8. Los Supuestos del Modelo

Paso, por último, al comentario de NOVALES. Este plantea algunas cuestiones metodológicas; realiza, además, un ejercicio empírico que le lleva a la conclusión de que la serie desestacionalizada tiene poca utilidad. Este ejercicio, en mi opinión, tiene mucho interés y su esfuerzo por mirar a los números y tratar de interpretarlos merece un agradecimiento especial. Comenzaré, primero, por los comentarios más generales.

Aunque la estacionalidad o la tendencia presente, en general, un carácter móvil, obviamente van asociados ambos a un comportamiento regular en el tiempo. No tendría sentido, por ejemplo, hablar de estacionalidad si esta fuese cada año completamente diferente. ¿Porqué escoger para un componente estacional, entre dos modelos indistinguibles por medio de la muestra, aquél que presente un comportamiento más errático?. La descomposición canónica da una serie desestacionalizada ciertamente distinta de la que daría otra descomposición. Concretamente, como ya mencioné antes, esta última sería igual a la canónica más ruido superpuesto.

Cuestiona Novales el supuesto de componentes ortogonales. Este supuesto no impone restricciones sobre la serie, puesto que siempre podemos descomponer el espectro en partes aditivas. Si con el supuesto de ortogonalidad se plantean problemas de identificación, éstos se multiplican si se permite que los componentes estén correlacionados. Es necesario, pues, introducir información a priori fuerte sobre la estructura de esas correlaciones cruzadas, lo cual no es un problema trivial. Una virtud obvia de la ortogonalidad, por otra parte, es que, por construcción, lo que se quita de la serie es independiente de lo que se deja.

En cuanto a la utilización de la serie desestacionalizada en predicción, es fácil ver que la predicción de la serie agregada es la

suma de las predicciones de sus componentes. En el método del trabajo, se utilizaría para predecir el modelo para la serie agregada. En los métodos con vector de estado, a los que Melis se refiere, se agregarían las predicciones de los componentes. Si los modelos son correctos, ambas cosas deben dar lo mismo.

9. Erraticidad de la Serie Original y de la Serie Desestacionalizada

A fin de cuentas, la serie desestacionalizada se utiliza para ayudar en el seguimiento a corto plazo de la serie, eliminando la variación puramente estacional. Esta razón, aunque simple, parece sólida y, a pesar de las reservas académicas, la demanda de series desestacionalizadas (y, en general, de estimación de componente) aumenta consistentemente. Pero, puesto que se le está quitando a la serie una parte de su variación, sería de esperar que la serie desestacionalizada fuese menos errática que la original. El punto central del comentario de Novales se relaciona con este tema.

Novales considera la serie mensual de ALP, original y desestacionalizada, para los años 84, 85 y 86 y cuatro meses del 87. La serie desestacionalizada que utiliza no es la que se obtiene por medio del método descrito en el trabajo, sino la oficial del Banco de España, cuyo método de cálculo es considerablemente diferente (se encuentra descrito en el Boletín Económico de Junio 1986).

Calcula las tasas de crecimiento anualizadas que resultan al acumular los meses transcurridos del año, para las dos series. Concluye que, para 1985, 1986 y los meses transcurridos de 1987, las tasas acumuladas de la serie desestacionalizada han sido más erráticas que las de la serie original. Este es un resultado de interés y merece la pena verlo con más detalle. (El "overshooting" al que se refiere Novales en las medias de las tasas acumuladas de la serie desestacionalizada posiblemente se explique por el efecto de anualizar las tasas acumuladas

en un período en el que la serie disminuye. Es razonable que el efecto se note más en la serie desestacionalizada).

Tasa T_1^1

La desestacionalización de la serie ALP es multiplicativa y, por tanto, aditiva en los logs. Tomando diferencias, resulta pues,

$$\nabla \log z_t = \nabla \log z_t^a + \nabla \log s_t ,$$

donde los dos sumandos de la derecha son ortogonales. Puesto que, al margen de la anualización, $\nabla \log$ aproxima bien la tasa T_1^1 , debe suceder que la T_1^1 de la serie desestacionalizada tenga menor varianza que la de la serie original.

Consideremos las siguientes series (todas referidas a la serie mensual de ALP que termina en Abril 1987):

- (a) Serie Original (la del Banco de Datos).
- (b) Serie Desestacionalizada Oficial (la del Banco de Datos).
- (c) Serie Desestacionalizada por medio del método del trabajo, con las 16 observaciones adicionales.
- (d) Serie Desestacionalizada por medio de X11A, en su opción automática.

Nótese que, mientras que (c) y (d) desestacionalizan la serie agregada, (b) se obtiene por agregación de componentes desestacionalizados.

Las medias de las distintas series desestacionalizadas resultan muy parecidas, y algo distintas de la media de la serie original. Esto es razonable ya que una estacionalidad estocástica no se cancela exactamente a lo largo de un año. (Eso es precisamente lo que implica la

ecuación 2.9c). El Cuadro 12 presenta las varianzas de las T_1^1 para las cuatro series anteriores. Se observa que la serie desestacionalizada es, en todos los casos, y para todos y cada uno de los años considerablemente menos errática que la serie original. La serie desestacionalizada más suave corresponde al método del trabajo, y la más errática a la desestacionalización oficial. Esta última resulta particularmente errática en los tres últimos años, precisamente cuando la serie original se comporta de forma menos errática.

Desde un punto de vista operativo, tiene también interés ver como la desestacionalización se ha ido comportando mes a mes para el primer dato publicado. Esta desestacionalización tiene un carácter preliminar doble. Por una parte, utiliza los factores estacionales proyectados en Diciembre del año anterior; por otra parte, la primera observación publicada de la serie original suele revisarse en los meses siguientes. El Cuadro 13 proporciona la varianza de las T_1^1 de la serie original y desestacionalizada para las series de primeros datos publicados. De nuevo, la desestacionalización reduce la varianza de la serie original, aunque esta reducción es menor como consecuencia de los numerosos errores que contaminan los primeros datos.

No voy a representar las FAC de todas las series. Se observa en ellas que la desestacionalización, en todos los casos, elimina correlación estacional. La primera fila del Cuadro 14 presenta los valores de ρ_{12} para las series del Cuadro 12. Puesto que el error estándar asociado es del orden de .10, se observa que, si bien la serie original tiene una fuerte correlación estacional, en ningún caso presenta la serie desestacionalizada correlación estacional significativa.

En conclusión, la desestacionalización reduce la varianza de la serie original, eliminando correlación estacional. A grandes rasgos, pues, la desestacionalización parece cumplir su cometido.

Cuadro 12

VARIANZA DE LA TASA T_1^1
Serie del Banco de Datos

	Serie Original	Serie Desestacionalizada		
		Oficial	Método del Trabajo	X11A
1979	273.3	34.5	11.0	25.5
80	157.3	7.3	6.1	6.7
81	183.5	5.9	6.5	8.1
82	117.1	18.9	12.1	19.1
83	185.9	12.1	10.0	13.5
84	281.2	29.5	23.3	39.7
85	78.3	31.3	8.0	16.0
86	103.4	36.9	5.7	28.2
(87)	(49.5)	(15.4)	(1.1)	(2.8)
TOTAL	161.1	24.9	14.6	22.7

(): Sólo los 4 primeros meses.

Cuadro 13

VARIANZA DE LA TASA T_1^1
Primera Observación Publicada

	Serie Original	Serie Desestac.
1983	187.3	7.0
84	192.4	20.0
85	80.8	45.6
86	102.9	55.5
(87)	(44.5)	(44.0)

(): Sólo los 4 primeros meses.

AUTOCORRELACION DE ORDEN 12
DE LAS SERIES DE TASAS

	Serie Original	Serie Desestacionalizada		
		Oficial	Método del Trabajo	X11A
T_1^1	.74	.15	-.01	.08
Tasa Acumulada	.44	.15	.18	.15

Tasas Acumuladas

Las series de tasas acumuladas que maneja Novales constan de 12 observaciones, cada observación con una estructura estocástica distinta. Vienen dadas por la expresión

$$n_t = [(x_{t+j}/x_j)^{12/t} - 1]100, \quad (c.1)$$

donde $t=1, \dots, 12$, y j representa el mes de Diciembre del año anterior. Linearizando esta expresión y utilizando, de nuevo, la factorización $V_t = V(1+B+\dots+B^{t-1})$, se obtiene que la estructura estocástica de n_t puede aproximarse por

$$n_t = [(1+B+\dots+B^{t-1})/t]x_j, \quad (c.2)$$

donde x_j es la T_1^1 del mes de Enero del año correspondiente y B opera sobre el subíndice j . La estructura estocástica de n_t varía, pues, con t , de una manera compleja, y no es posible hacer inferencias sobre la media y varianza de estas series.

Por otra parte, la acumulación de tasas puede afectar drásticamente a la varianza de las mismas. Como ilustración, sea z_t una serie de tasas T_1^1 , y supongamos que sigue el proceso AR(1):

$$z_t = a_t / (1+.99B) \quad (c.3)$$

Es fácil ver que el espectro presenta un pico pronunciado para la frecuencia π , lo que implica una estacionalidad de período dos. Se trata, por tanto, de una serie con estacionalidad, y su varianza (haciendo $\sigma_a^2=1$) resulta igual a $V(z_t)=50.25$.

Consideremos ahora la serie de tasas T_1^1 : $z_t^a = \epsilon_t$, donde ϵ_t es ruido blanco, con varianza $\sigma_\epsilon^2 = 1$. La serie con estacionalidad es 50 veces más errática que la serie sin estacionalidad.

Si multiplicamos las dos series por $(1+.99B)$, lo que prácticamente es igual a acumular las tasas T_1^1 , resulta:

$$Z_t = (1+.99B)z_t = a_t$$

$$Z_t^a = (1+.99B)z_t^a = \epsilon_t + .99\epsilon_{t-1}$$

Es inmediato que, ahora, $V(Z_t) = 1$ y $V(Z_t^a) \approx 2$. La varianza de la serie sin estacionalidad pasa, como consecuencia de la acumulación, de ser 1/50-avo a ser el doble de la varianza de la serie con estacionalidad. El mismo tipo de efecto que detecta Novales.

Hay, además, muchas otras razones para pensar que la desestacionalización, desde 1985, contiene errores. Primero, se trata de los años del final de la muestra y están afectados, pues, por el error de revisión (tanto por la revisión de los factores, como por la revisión de la serie original). Segundo, están siendo también años de cambios importantes en el marco institucional en el que se generan las series. Por poner unos ejemplos: a) La evolución de los impuestos ha planteado problemas considerables, tanto por los cambios en las fechas de recaudación, como en la dificultad de anticipar los niveles de recaudación. b) La aparición de varias series sobre las que se dispone de poca información. Por ejemplo: los Pagarés del Tesoro parecen presentar una estacionalidad fuerte. ¿Representa esta una peculiaridad de la política financiera estos años, o se trata por el contrario de un componente sistemático?. c) Los fuertes transvases que se han producido de unos componente de los ALP a otros, y la evolución atípica de alguno de los componentes. Un ejemplo es la serie de Operaciones de Seguro, que multiplicó su nivel de un año a otro, explosión que continuó más allá de las expectativas que se tenían. Puesto que la desestacionalización

oficial de los ALP se realiza de forma indirecta, por medio de la suma de componentes desestacionalizados, los problemas anteriores han afectado a su desestacionalización. Desde 1985, la desestacionalización se encuentra sometida a una incertidumbre especial.

Pero a pesar de que pueda ocurrir que, en algún año, las tasas acumuladas de la serie desestacionalizada sean más erráticas que las de la serie original, el resultado no deja de ser perturbador. Quien realiza la política monetaria a corto plazo (el demandante de la serie desestacionalizada) demanda, creo yo, una suavización de la serie.

En consecuencia, rehice el ejercicio de Novales para las tasas acumuladas de las cuatro series del Cuadro 12, para los años 1979 a 1987 (cuatro primeros meses). El Cuadro 15 compara las varianzas de las tasas acumuladas. Se observa que la desestacionalización oficial disminuye la varianza todos los años, excepto en 1985, 86 y cuatro primeros meses del 87. En estos años, por cierto, la varianza de la tasa acumulada de la serie original disminuye drásticamente, de manera que las varianzas de la serie desestacionalizada, aunque algo mayores, siguen siendo reducidas. Para la serie desestacionalizada obtenida mediante el método del trabajo y mediante X11A, en todos los años sin excepción, las tasas acumuladas tienen una varianza más pequeña que la serie original. La suavización de las tasas acumuladas de la serie desestacionalizada es particularmente acentuada cuando se utiliza el método del trabajo.

Si se calculan las FAC de las distintas series de tasas, se observa de nuevo que la reducción de la varianza en la serie desestacionalizada va acompañada por una disminución de la correlación estacional, como se desprende de la segunda fila del Cuadro 14. De nuevo, la desestacionalización cumple, a grandes rasgos, sus objetivos.

Lo que la crítica de Novales y la discusión anterior ponen de manifiesto no es una crítica general a desestacionalizar series, sino una debilidad del método oficial de desestacionalización indirecta

Cuadro 15

VARIANZA DE LAS TASAS ACUMULADAS

Serie del Banco de Datos

	Serie Original	Serie Desestacionalizada		
		Oficial	Método del Trabajo	X11A
1979	17.5	11.5	2.7	4.2
80	7.7	.3	.8	1.4
81	9.1	.6	1.4	2.3
82	8.0	.6	.5	.5
83	17.3	6.4	4.1	8.9
84	12.8	1.3	1.5	3.9
85	1.6	4.2	.8	.6
86	1.4	3.8	.5	1.0
(87)	(6.2)	(6.4)	(.1)	(.2)
TOTAL	15.4	9.9	7.6	9.1

(): Sólo los 4 primeros meses.

seguido en el Banco. La razón por la que ésta se realizaba de forma indirecta era que, por una parte, los componentes de ALP siguieron comportamientos relativamente estables durante varios años y, en definitiva puesto que los componentes de ALP también requieren factores, la desestacionalización indirecta resulta más sencilla. Por otra parte, la predicción indirecta ha sido, durante estos años, más ajustada que la directa. La erraticidad de las tasas acumuladas de la serie oficial desestacionalizada induce a pensar que, quizás en años de grandes cambios en los componentes, la agregación suaviza el efecto neto de esos cambios y produce series desestacionalizadas más estables. La discusión de Novales me ha sugerido, pues, una posible manera de mejorar la desestacionalización oficial y por eso le estoy agradecido (más aún cuando, como hemos visto, el defecto se soluciona utilizando el método descrito en el trabajo).

Puesto que, en su opinión, las tasas acumuladas de la serie desestacionalizada juegan un papel importante, Novales sugiere que tendría interés un cuadro con los errores de estimación asociados con dichas tasas. Linearizando (c.1) por medio de (c.2), y utilizando un razonamiento similar al del Apéndice B, es fácil ver que la varianza del error de estimación de la tasa acumulada hasta el mes t ($t=1, \dots, 12$), puede aproximarse por

$$V_t = 288 \cdot 10^4 \cdot V_e (1 - \rho_t^2) / t^2$$

donde V_e es la varianza del error de que se trate en la serie. El Cuadro 16 muestra las varianzas de los errores de estimación final y total, para la serie desestacionalizada y la tendencia, de la tasa acumulada para cada mes. (El cuadro se basa en el modelo del trabajo). La varianza del estimador contemporáneo supone que, al acumular, para los meses anteriores se mantiene el estimador contemporáneo. Si se revisasen los factores mensualmente, la varianza del estimador contemporáneo sería un valor intermedio entre la columna de la izquierda y la columna de la derecha del cuadro. Se observa que, cuando han

VARIANZA DE LOS ERRORES DE ESTIMACION
DE LAS TASAS ACUMULADAS

	Estimador Contemporáneo		Estimador Final	
	Serie Desestac.	Tenden- cia	Serie Desestac.	Tenden- cia
Ene.	5.00	6.34	2.41	2.76
Feb.	2.65	3.13	1.32	1.64
Mar.	1.68	1.92	.84	.97
Abr.	1.16	1.30	.57	.65
May.	.83	.93	.41	.45
Jun.	.61	.67	.29	.33
Jul.	.44	.50	.21	.24
Ago.	.32	.36	.15	.17
Sep.	.22	.26	.11	.12
Oct.	.15	.17	.07	.08
Nov.	.08	.10	.03	.05

transcurrido 3 meses, la varianza del error se ha reducido a $1/3$ de su valor inicial (el de la tasa T_1^1); al transcurrir medio año, aproximadamente, la varianza del error se ha reducido a $1/10$. En términos de desviación típica, el error en el estimador contemporáneo, al acumular 3 meses, es del orden de 1.3 puntos porcentuales de crecimiento anual, que se reducen a .8 al acumular 6 meses.

10. Comentarios Finales

Por último, Novales me pregunta las razones a favor y en contra de utilizar el análisis Box-Jenkins como metodología de desestacionalización, frente a la expuesta en mi trabajo. Pero el análisis Box-Jenkins no es, en modo alguno, una metodología de desestacionalización. De hecho, el método expuesto en el trabajo es la forma en que el análisis Box-Jenkins, enfocado hacia la predicción, se extendió al campo de la desestacionalización, como se ve claramente en Box-Hillmer y Tiao (1978, referenciado en el trabajo). En definitiva, se trata de contestar a dos preguntas relacionadas, pero claramente distintas. Una es, al margen de la estacionalidad y posiblemente del ruido, ¿donde estamos?, y la otra ¿hacia donde vamos?.

Mi contestación se ha extendido más de lo que esperaba y, aún así, no he podido contestar a muchos de los puntos, ni habré podido despejar muchas de las reservas. Pero quiero acabar resumiendo muy brevemente mi posición. No pretendo que el método descrito en el trabajo sea "el mejor", ni que haya resuelto todos los problemas; ni por asomo. Pienso sin embargo que, en un tema sembrado de ambigüedades, confusión y dificultad, permite atacar los problemas de manera sistemática y sensata. En última instancia, para mí se ha convertido en un instrumento computacionalmente cómodo y analíticamente poderoso, con el que es posible trabajar confortablemente.

Referencias adicionales

Maravall, A.(1983) "An Application of Nonlinear Time Series Forecasting",
Journal of Business and Economic Statistics. 1.

Tsay, R. S. y G.C. Tiao (1982), "Consistent Estimates of Autoregressive
Parameters and Extended Sample Autocorrelation Function for
Stationary and Nonstationary ARMA Models," Technical Report No.
683, University of Wisconsin. Madison, Department of Statistics.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1):

- 8501 **Agustín Maravall:** Predicción con modelos de series temporales.
- 8502 **Agustín Maravall:** On structural time series models and the characterization of components.
- 8503 **Ignacio Mauleón:** Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
- 8504 **José Viñals:** El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
- 8505 **José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega:** Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflatores de la Contabilidad Nacional.
- 8506 **José Viñals:** Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
- 8507 **Ignacio Mauleón:** Una función de exportaciones para la economía española.
- 8508 **J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza:** Spanish industrial unemployment: some explanatory factors (*versión inglés*). El desempleo en el sector industrial español: algunos factores explicativos (*versión español*).
- 8509 **Ignacio Mauleón:** Stability testing in regression models.
- 8510 **Ascensión Molina y Ricardo Sanz:** Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
- 8511 **J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina:** An expectational model of labour demand in Spanish industry.
- 8512 **J. Albarracín y A. Yago:** Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
- 8513 **Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega:** Respuestas en el deflactor del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.
- 8514 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984.
- 8515 **Ignacio Mauleón:** La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad.
- 8516 **A. Espasa y R. Galián:** Parsimony and omitted factors: The airline model and the census X-11 assumptions (*versión inglés*). Parquedad en la parametrización y omisiones de factores: el modelo de las líneas aéreas y las hipótesis del census X-11 (*versión español*).
- 8517 **Ignacio Mauleón:** A stability test for simultaneous equation models.
- 8518 **José Viñals:** ¿Aumenta la apertura financiera exterior las fluctuaciones del tipo de cambio? (*versión español*). Does financial openness increase exchange rate fluctuations? (*versión inglés*).
- 8519 **José Viñals:** Deuda exterior y objetivos de balanza de pagos en España: Un análisis de largo plazo.
- 8520 **José Marín Arcas:** Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.
- 8520 **José Marín Arcas:** Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.
- 8601 **Agustín Maravall:** Revisions in ARIMA signal extraction.
- 8602 **Agustín Maravall y David A. Pierce:** A prototypical seasonal adjustment model.
- 8603 **Agustín Maravall:** On minimum mean squared error estimation of the noise in unobserved component models.
- 8604 **Ignacio Mauleón:** Testing the rational expectations model.
- 8605 **Ricardo Sanz:** Efectos de variaciones en los precios energéticos sobre los precios sectoriales y de la demanda final de nuestra economía.
- 8607 **José Viñals:** La política fiscal y la restricción exterior. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
- 8608 **José Viñals y John Cuddington:** Fiscal policy and the current account: what do capital controls do?
- 8609 **Gonzalo Gil:** Política agrícola de la Comunidad Económica Europea y montantes compensatorios monetarios.
- 8610 **José Viñals:** ¿Hacia una menor flexibilidad de los tipos de cambio en el sistema monetario internacional?
- 8701 **Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.

- 8702 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (Con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo:** La peseta y el sistema monetario europeo: un modelo de tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 **Gonzalo Gil:** The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: Comentarios y contestación.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1985 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 446 90 55, ext. 2180
Alcalá, 50. 28014 Madrid