

Versión Preliminar
No Citar Sin Permiso
del Autor

SOBRE LA DESESTACIONALIZACION
DE SERIES ECONOMICAS

Alfonso Novales
Documento 87-12
Julio 1987

El autor agradece a J. A. Trujillo las conversaciones mantenidas acerca del tema aquí tratado. Sin embargo, los posibles errores de apreciación en las opiniones contenidas en este artículo son responsabilidad única del autor.

"When most consumers of seasonally adjusted data are confronted by the question of why they prefer such a series to the original, the most common and natural reaction is that the answer is obvious. Yet on a further reflection the basis for such a preference becomes less clear, and those who give the matter extensive thought often finish by becoming hopelessly confused", Grether & Nerlove (1970).

"Considering that seasonal adjustment developed as an analytic tool in the absence of suitable models for seasonal time series, and that it is now possible to adequately model many seasonal time series, it is not clear what is gained in general by seasonal adjustment. The use of models in connection with seasonal adjustment raises questions about whether seasonal adjustment should be done at all", Bell y Hillmer (1984).

"I have yet to be convinced that seasonal adjustment is the best thing to do to a series. I believe, rather, that the aim of time series model building should be to develop forecasting models that yield white-noise residuals", Watts (1978).

"It appears to me that seasonal adjustment can be only a source of trouble to a statistician interested in forecasting unadjusted values", Roberts (1978).

INDICE

- 1.- Introducción.
- 2.- Algunos procedimientos de desestacionalización. El método X-11 y la descomposición de una serie basada en modelos ARIMA.
- 3.- Desestacionalización y predicción.
- 4.- Desestacionalización y análisis multivariante.
- 5.- El proceso de desestacionalización no es único.
- 6.- La desestacionalización como proceso continuo.
- 7.- Desestacionalización e información.
- 8.- Alternativa a la descomposición estacional.
- 9.- Desestacionalización y definición del objetivo de control monetario.
- 10.- Conclusiones.
- 11.- Referencias.

1.- INTRODUCCION

El tratamiento adecuado de las características estacionales es sin duda un aspecto central del análisis de series temporales. Existen, esencialmente, dos formas de llevar a cabo dicho tratamiento. Una, utilizando algún procedimiento para estimar la llamada componente estacional de la serie. La serie desestacionalizada se define como la diferencia entre la serie original y la componente estacional estimada. De este modo se genera la descomposición estacional de una variable económica en su componente estacional estimada y su versión desestacionalizada.

El análisis Box - Jenkins, por otra parte, permite especificar modelos ARIMA estacionales que incorporan las características estacionales de una serie integradas junto con el resto de sus propiedades estocásticas.

Sí bien la preocupación por "corregir" de estacionalidad una serie es muy anterior al desarrollo de la metodología Box - Jenkins, los métodos más recientes de estimación de componentes estacionales requieren un grado apreciable de familiaridad con dicha metodología. No estamos pues ante una cuestión trivial. Los practicantes de uno y otro tratamiento conocen los procedimientos alternativos, pero son partidarios claros de la opción que defienden.

La descomposición estacional de una serie económica suele justificarse en base a que: a) Ayuda a predecir el comportamiento futuro de la serie, b) Mejora la interpretación de su seguimiento a corto plazo, c) Facilita la comprensión

de la información económica al público, d) Ayuda a descubrir la verdadera estructura estocástica de la variable, que pudiera quedar oculta por su estructura de tipo estacional, y e) Facilita la especificación de relaciones entre variables económicas.

Estos son criterios perfectamente legítimos para discriminar entre la conveniencia de utilizar una serie económica original o una versión desestacionalizada de la misma. El punto de vista de este artículo es que estos criterios no discriminan a favor de la serie desestacionalizada y, en algunos casos, conducen justamente al resultado opuesto.

La polémica sobre el procedimiento mediante el cual deben tomarse en cuenta los factores estacionales, tiene relevancia práctica. En concreto, en este trabajo se defiende la tesis de que una utilización no suficientemente cuestionada de la descomposición estacional de variables monetarias, así como una interpretación desafortunada de sus resultados, han generado en ocasiones, una imagen distorsionada de la situación económica y conduciendo a decisiones de política económica no siempre óptimas.

Los procedimientos de desestacionalización no deben utilizarse de forma indiscriminada, por dos tipos de dificultades. Unas, provienen de cuestiones muy relevantes, aún no resueltas satisfactoriamente: a) ¿Cuál es el grado óptimo de desestacionalización?, b) ¿Cuáles son las ventajas e inconvenientes de métodos sencillos, que tratan las series de modo uniforme, frente a otros que requieren adaptación a cada serie en particular?, c) ¿Debe desestacionalizarse la serie correspondiente a un agregado económico directamente, o más

bien desestacionalizar sus componentes para luego agregar las series resultantes?, d) ¿Es adecuado desestacionalizar por separado series económicas que están relacionados entre sí?

Otro tipo de dificultades proviene de la multiplicidad inherente a los procedimientos de estimación de la componente estacional de una serie. En primer lugar, hay que escoger uno de entre los distintos métodos de desestacionalización. En algunos métodos, la multiplicidad se debe a la elección del grado óptimo en que deben filtrarse las características estacionales de una serie. En otros, la multiplicidad surge por un problema de identificación de parámetros, similar, si bien no idéntico, al habitual en econometría.

A este respecto, es importante hacer hincapié en las recomendaciones que, acerca de la desestacionalización, se hacen en un texto nada sospechoso de reticencia en este tema (Nerlove et. al. (1979)): "It is clear that (a) no single adjustment method will be best for all potential users of the data and (b) it is essential to provide economic time series data in unadjusted form".

La interpretación del tratamiento estadístico de series económicas es, por naturaleza, diferente del que se efectúa en series temporales de otras disciplinas científicas, como la meteorología, astronomía, ingeniería o electrónica, en las que, por otra parte, han surgido buena parte de los avances metodológicos en el tratamiento de series temporales. En estas disciplinas, la descomposición de una variable como el agregado de las estructuras correspondientes a cada uno de sus rangos de frecuencias relevantes surge de modo natural. Sin embargo, no es obvio que la adapta-

ción de esta problemática y su correspondiente metodología a la Economía esté exenta de dificultades. En particular, los criterios de identificación que conducen a la elección de una entre todas las versiones desestacionalizadas de una serie carecen de fundamento económico, como veremos más adelante.

La discusión en este trabajo se mantiene a un nivel de generalidad que la hace aplicable al análisis de cualquier serie económica. Sin embargo, su motivación reside en la interpretación que los responsables de la política monetaria, así como los mercados financieros, han hecho de la evolución reciente de los agregados monetarios en España. En consecuencia, cuando ha parecido oportuno incluir un ejemplo ilustrativo, se ha utilizado siempre la serie original así como la versión desestacionalizada de ALP que hasta junio de 1987 se publicaron en los boletines económico y estadístico del Banco de España¹.

Tras un breve repaso a los principales métodos de desestacionalización, en la Sección 2, se muestra en la Sección 3 que la descomposición estacional de una serie no mejora la predicción de la misma. En la Sección 4 se discute la necesidad de disponer de una versión desestacionalizada de una serie para la especificación de modelos multivariantes. En la Sección 5 se describen las posibles consecuencias de la multiplicidad inherente a la estimación de la componente estacional de una serie.

El proceso de cambios periódicos en la serie

¹En dicho mes se añadió a los ALP una estimación de las cesiones temporales de Deuda pública realizadas por la banca privada, a la vez que se modificaban los factores estacionales estimados.

desestacionalizada de una determinada variable tiene efectos nocivos que se valoran en la Sección 6. En la Sección 7 se evalúa el incremento en el contenido informativo de la versión desestacionalizada de una serie con respecto a la serie original. La Sección 8 describe, a modo de recordatorio breve, la opción alternativa de tratamiento de características estacionales constituida por los modelos ARIMA estacionales. En la Sección 9 se hacen algunas reflexiones acerca de la incorporación de la heterogeneidad de los meses del año al diseño de un objetivo de política económica, particularizado al caso del control monetario. Finalmente, el artículo termina con algunas conclusiones.

2. ALGUNOS PROCEDIMIENTOS DE DESESTACIONALIZACION. EL METODO X-11 Y LA DESCOMPOSICION DE UNA SERIE BASADA EN MODELOS ARIMA.

La preocupación por las características estacionales que generalmente presentan las series económicas, así como por las ineficiencias que puedan inducir en el funcionamiento de los mercados es ya antigua (véase Kuznets (1953)). Inicialmente se pretendió obtener series de datos que estuvieran corregidas o filtradas de dichas heterogeneidades, entendiéndose por ello la obtención de series de evolución tan suave como fuese posible. Así, no es sorprendente que el primer método utilizado con cierta generalidad en la desestacionalización de series fuese la construcción de series de medias móviles de una determinada amplitud.

Posteriormente pasó a considerarse de interés propio la estimación de la componente estacional de una serie, más que su suavización indiscriminada. Un procedimiento de estimación muy popular hasta los últimos años ha sido, sin duda, el proporcionado por las distintas variantes del filtro X-11, exhaustivamente utilizado en el Bureau of the Census en EEUU. Como es bien conocido (véase Wallis (1974)), este procedimiento presenta la dificultad fundamental de aplicar un filtro con una misma estructura para todas las series que se pretenden desestacionalizar. Por consiguiente, no obedece a ningún criterio de optimalidad, lo que, inevitablemente, le haría variar en función de las propiedades estocásticas de cada una de las series objeto de análisis. La justificación usual de su tan extendida utilización ha sido el que en el mencionado centro se viesan obligados a tratar un número enorme de series económicas. Sin embargo, no parece que se haya cuestionado en profundidad

la necesidad de desestacionalizar cada una de ellas.

Una mejora sobre este método es el X-11 ARIMA, que se aplica sobre la serie una vez ampliada con sus predicciones obtenidas a partir de un modelo ARIMA. El problema del método X-11 mencionado más arriba, reside en que, por utilizar un filtro simétrico, es preciso truncarlo según se acerca el final de la muestra. La extensión X-11 consiste en prolongar la serie mediante las predicciones lineales óptimas obtenidas de un modelo ARIMA, lo que evita tal truncamiento. Este parece ser el tratamiento que se ha venido utilizando recientemente el Banco de España (véase Maravall y Salaverría (1986)).

Una dificultad con esta metodología es que la ausencia de un modelo final impide llevar a cabo un análisis de inferencia estadística y, por tanto, no es posible evaluar en qué medida las divergencias observadas entre la realización de un agregado monetario y su senda objetivo son debidas a factores estacionales.

Partiendo de los trabajos iniciales de Box, Hillmer y Tiao (1978) y (1982), A. Maravall y D. Pierce han desarrollado en los últimos años una metodología de desestacionalización que evita las dos dificultades citadas. Dentro de los procedimientos de desestacionalización, la descomposición basada en modelos ARIMA es un avance cualitativo substancial, que hace innecesaria la utilización futura del procedimiento X-11.

La propuesta de estos autores es un procedimiento de descomposición de series, basado en la estructura ARIMA estimada de la serie original y

las estructuras estimadas de sus componentes. A pesar de que los distintos componentes de una serie no son observables, no se hacen supuestos arbitrarios acerca de sus estructuras ARIMA. Por el contrario, los órdenes de los polinomios AR y MA de cada componente 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 modelos de los componentes de la serie. Para apreciar este aspecto, basta comparar este procedimiento de estimación (véase, por ejemplo, Maravall (1987)) con el sugerido por Engle (1978). Sin embargo su aplicación precisa de algún supuesto adicional cuyo posible significado discutimos más adelante.

Esta es, muy brevemente, la evolución seguida por los métodos de desestacionalización de series. Se han alcanzado niveles de sofisticación importantes, como puede verse en Maravall (1987). Por otra parte, dichos procedimientos están siendo utilizados en nuestro país con un nivel de competencia fuera de toda duda. La discusión que se lleva a cabo en las próximas secciones no es acerca de la competencia técnica en la utilización de los procedimientos de desestacionalización sino sobre: 1) la utilización de las series generadas por dichos procedimientos en la puesta en práctica de la política económica (y, en particular, de la política monetaria), y 2) el significado económico de los supuestos técnicos sobre los que se basan dichos métodos.

3. DESESTACIONALIZACION Y PREDICCION.

3.a. Incremento de capacidad predictiva.

En ocasiones, se ha justificado la desestacionalización de series económicas con el argumento de que se predice mejor una versión desestacionalizada de una serie, que la serie original (ver, por ejemplo, Bell y Hillmer (1984), Sección 4.1). Indudablemente, una razón de este tipo, de ser cierta, debe hacer impacto en quienes vigilan con continuidad el grado y las perspectivas de cumplimiento de los distintos objetivos anuales de la política económica. En general, el argumento ha de ser relevante para todos aquellos que pretenden anticipar la evolución futura de una variable económica. Este es el caso de la autoridad económica, que periódicamente ha de decidir la posible necesidad de determinadas políticas, de modo que el conjunto de variables relevantes siga la trayectoria que se considere adecuada.

En general, la predicción óptima (con error de varianza mínima) de una serie agregada, no coincidirá con la suma de las predicciones lineales óptimas de sus componentes. Ello se debe a las correlaciones existentes entre los mismos, que si bien se ignoran en el análisis univariante de los componentes, se recogen de forma implícita en el

análisis univariante de la serie agregada².

Pues bien, la descomposición estacional genera, por construcción, dos componentes independientes entre sí, y en tales condiciones no existe ninguna información que sea común a su evolución futura, por lo que todas las alternativas antes citadas generan un error de predicción de igual varianza³.

El hecho de que la descomposición estacional genere componentes ortogonales entre sí hace que necesariamente, la varianza del error de predicción de la serie desestacionalizada sea siempre inferior al de la serie original. Sólo aparentemente es ésta una ventaja de la serie desestacionalizada. De hecho, existe un número ilimitado de posibilidades de generar componentes ortogonales de una serie, de forma no relacionada con su estacionalidad. En todos estos casos, el error de predicción de un componente tendrá siempre menor varianza que el error de predicción de la serie original.

La descomposición estacional de una serie presenta sin embargo un inconveniente: la componente estacional ha de ser estimada previamente, y

²Si bien un método de predicción superior a los citados consiste en la utilización de un modelo multivariante de los componentes, que incorpora de forma explícita las correlaciones entre ellos.

³Recordemos que, en tanto en cuanto el error de predicción tiene esperanza cero, su varianza es un indicador de su tamaño. Conviene notar también que, a pesar de tener la misma varianza, el valor numérico (es decir, la realización) que se obtendría para la predicción de la serie original, sería diferente en cada caso.

ello genera un error de estimación inevitable⁴. Por ello, si se quisiese utilizar esta descomposición para predecir la serie original, este método estaría en desventaja frente a la utilización, directamente, de dicha serie. Sin embargo, la descomposición se utiliza para predecir la serie desestacionalizada (que como hemos dicho tiene, por construcción, menor error de predicción), y por tanto, la capacidad de predicción de una y otra ya no son comparables de un modo obvio.

Por ello, como ilustración, examinemos el caso de los ALP en España.

La Figura 1 muestra la evolución de la serie original de ALP desde Enero de 1986 a Abril de 1987, así como sus predicciones obtenidas a partir de un modelo univariante actualizado con cada nuevo dato mensual recibido. La Figura 2 muestra la misma información para la versión desestacionalizada de ALP. Como puede verse, ALP es una variable que puede predecirse con bastante exactitud. En el periodo considerado, el único error de predicción apreciable se produjo en julio de 1986, debido a que, contra pronóstico, no se renovó una buena parte de los Pagaráes del Tesoro que entonces vencieron.

En las Figuras 3 y 4, así como en la Tabla 1, se han recogido los errores de las predicciones citadas de ambas series medidos en términos nominales (en miles de millones de ptas.), así como en términos porcentuales, es decir, en relación al valor real de la respectiva variable en cada uno

⁴ Véase Maravall (1987) para una discusión detallada acerca de las características del proceso de revisión de errores en la estimación del componente estacional de una serie.

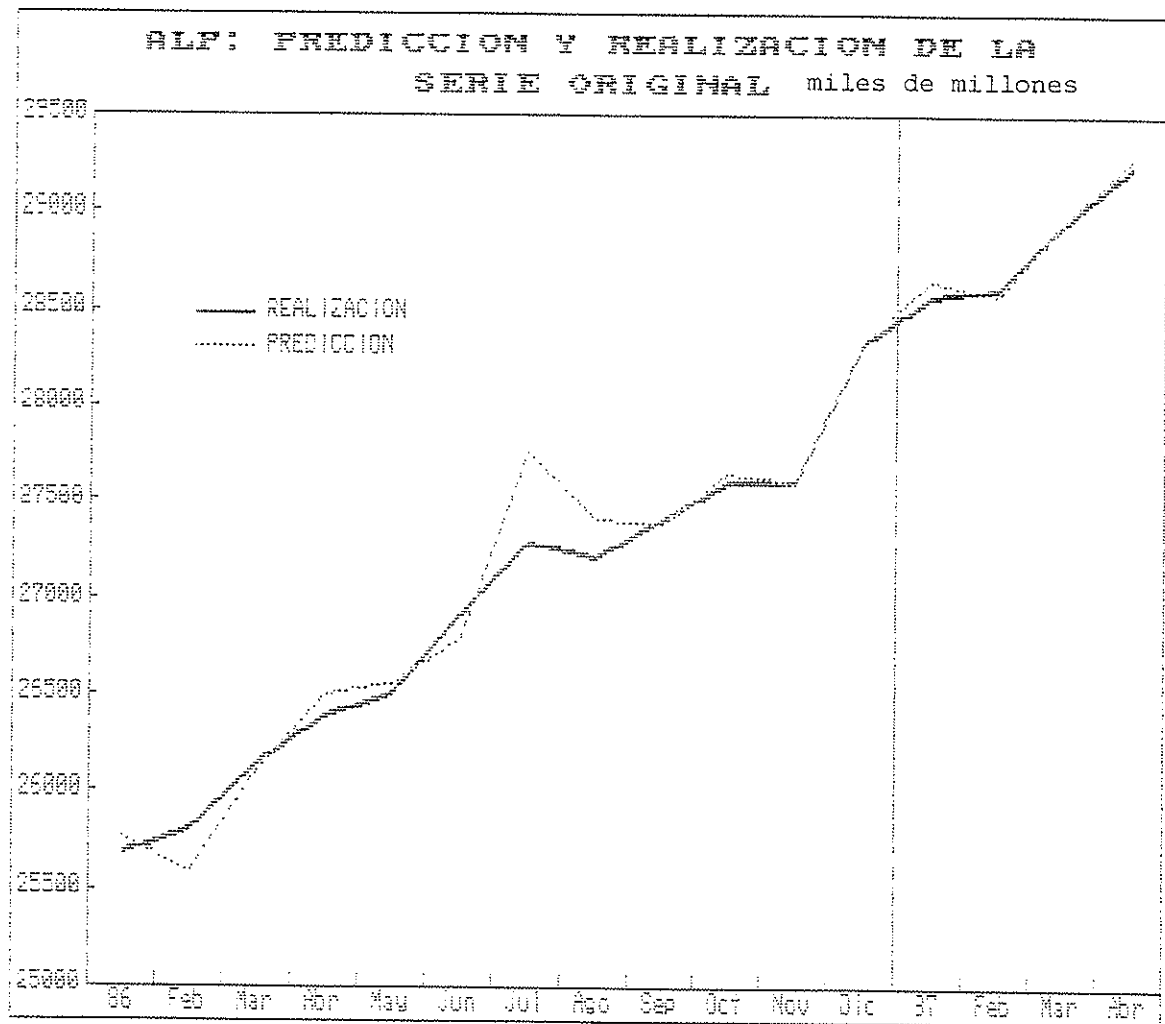


Figura 1

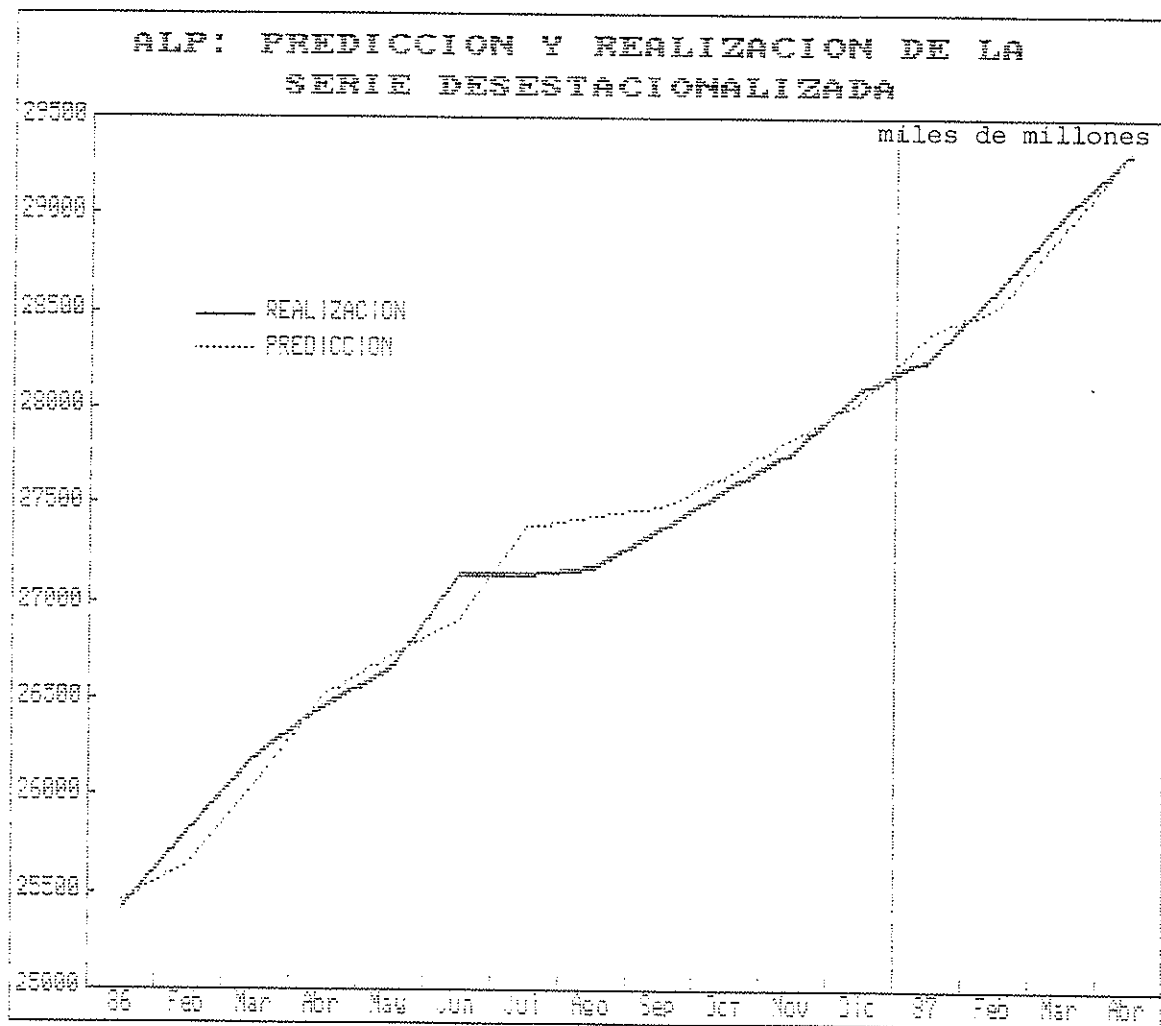


Figura 2

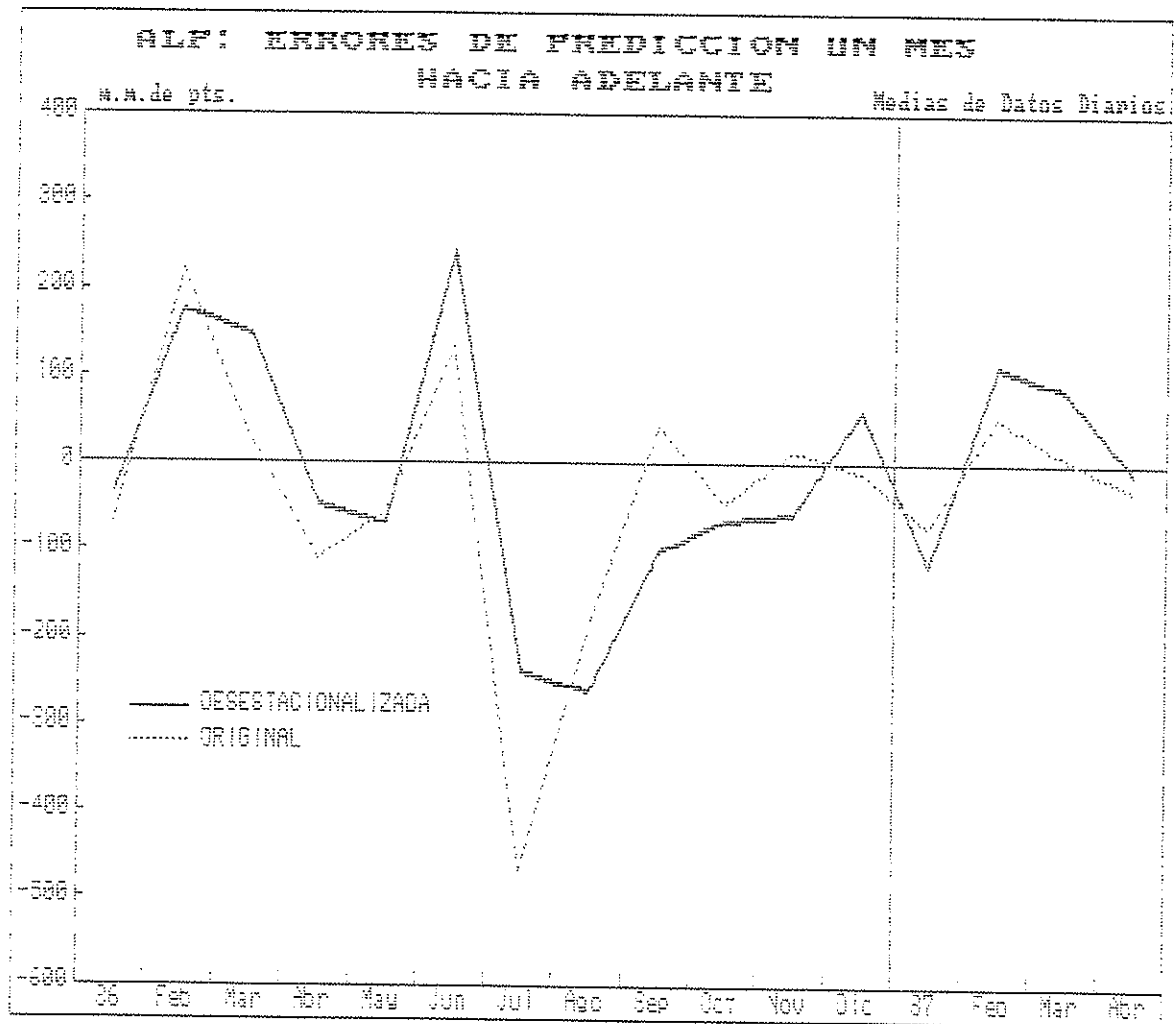


Figura 3

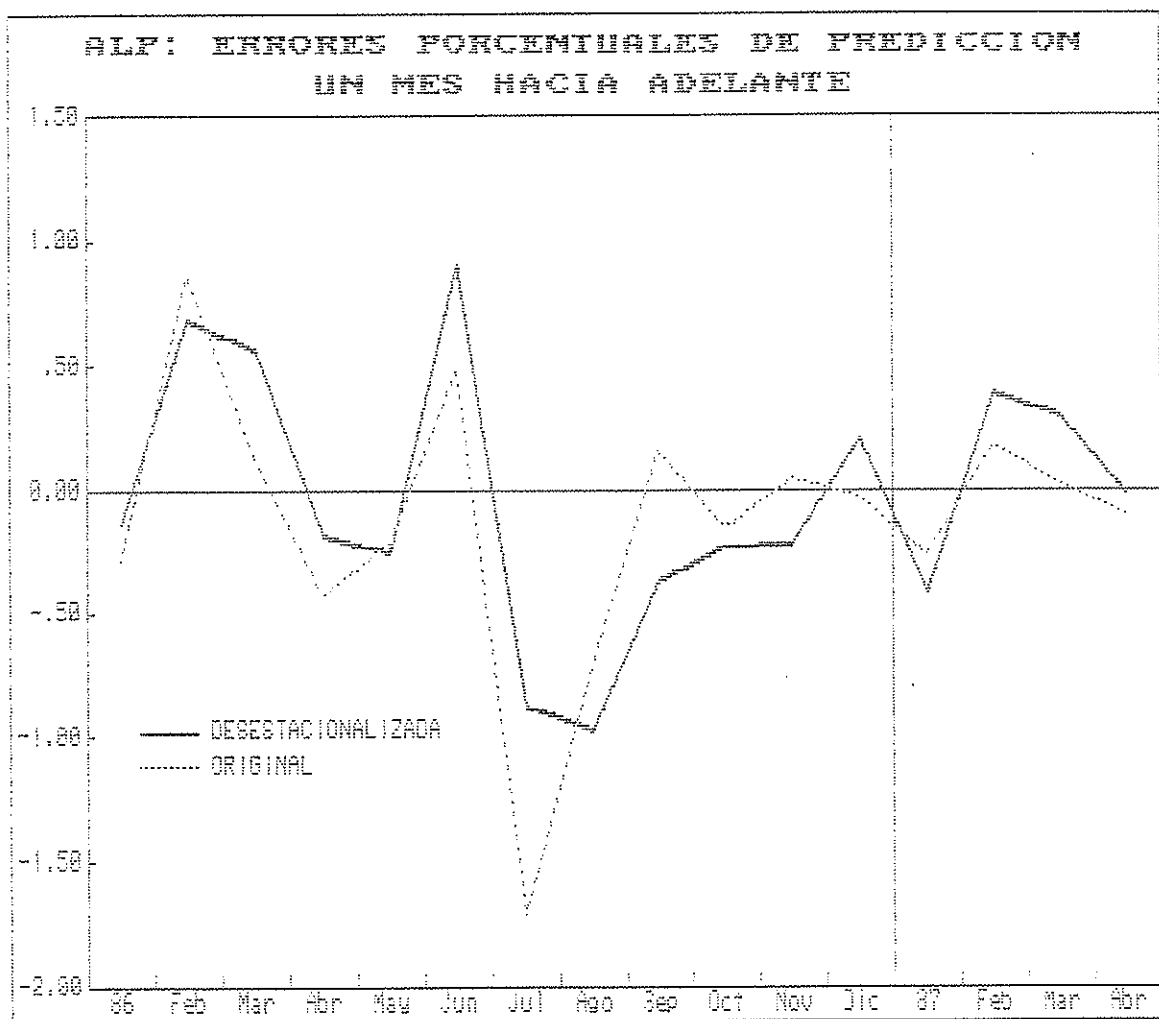


Figura 4

TABLA 1
ERRORES DE PREDICCIÓN DE ALP, UN MES HACIA ADELANTE

	Serie Original			Serie desestacionalizada		
	Valor real	Error Absoluto	Error %	Valor real	Error Absoluto	Error %
1986						
Enero	25.693	-71.3	.28%	25.416	-31.9	.13%
Febrero	25.806	221.4	.86%	25.822	176.7	.68%
Marzo	26.148	31.0	.12%	26.210	149.0	.57%
Abril	26.395	-111.5	.43%	26.466	-46.9	.18%
Mayo	26.511	-56.5	.21%	26.664	-67.6	.25%
Junio	26.919	132.7	.49%	27.152	243.1	.90%
Julio	27.294	-465.8	1.71%	27.147	-236.4	.87%
Agosto	27.222	-187.5	.69%	27.191	-261.6	.96%
Septiembre	27.422	42.6	.16%	27.390	-100.9	.37%
Octubre	27.612	-45.3	.16%	27.591	-62.3	.23%
Noviembre	27.611	11.7	.04%	27.793	-57.7	.21%
Diciembre	28.232	-8.9	.03%	28.105	58.9	.21%
1987						
Enero	28.568	-77.4	.26%	28.276	-117.2	.41%
Febrero	28.620	51.9	.18%	28.644	112.8	.39%
Marzo	28.959	5.5	.02%	29.019	88.0	.30%
Abril	29.242	-28.8	.10%	29.333	-6.8	.02%

Nota: Las predicciones se obtuvieron estimando de nuevo el modelo con cada dato mensual recibido. Los errores absolutos, así como los valores reales, aparecen en miles de millones de ptas.

ERROR CUADRÁTICO MEDIO DESDE ENERO 1986
(en miles de millones de ptas.)

	a 12/86	a 4/87	8/86 a 4/87
Serie Original:	169.4	148.6	77.7
Serie Desestacionalizada:	146.8	136.9	124.3

de los meses. Como puede verse, dichos errores son tremendamente similares en ambos casos y, salvo la excepción citada, de escasa importancia.

Ello significa que los errores de predicción que se cometieron al utilizar la serie original de ALP tuvieron una naturaleza no estacional, puesto que también se cometieron al utilizar la versión desestacionalizada de la serie.

Por tanto, no es preciso desestacionalizar la serie de ALP si lo que se pretende es obtener predicciones fiables de dicha variable a corto plazo⁵. Si se pretende estimar su evolución a medio plazo, por ejemplo, prediciendo su crecimiento anual a diciembre de 1987, se tiene:

TABLA 2
CRECIMIENTO ESTIMADO DE ALP A 12/87

Fecha de elaboración de la Predicción	Serie Original	Serie Desestacionalizada
12/86	12.7	12.7
1/87	12.2	11.4
2/87	12.5	12.5
3/87	12.6	13.3
4/87	12.4	13.3
Predicción media durante (12/87)- (4/87)	12.5	12.6
(Desv. típica)	(.17)	(.70)

⁵Aunque en un caso se predice la variable original y en el otro, una variable artificial construida a partir de la primera.

por lo que las diferencias tampoco son apreciables, y desde luego, no significativas, dada la amplitud de los intervalos asociados a dichas predicciones.

Pero lo que es más importante, este ejemplo sugiere que la componente estacional estimada que se extrae de la serie de ALP puede tratarse perfectamente de modo integrado mediante el análisis Box-Jenkins de la serie original, sin que su presencia genere errores mayores en la predicción, ni como hemos visto, en el seguimiento de la serie.

La similitud entre los errores de predicción de las series original y desestacionalizada de ALP que acabamos de reseñar, no es una propiedad específica de esta variable. Abraham y Chatterjee (1983), utilizando datos de Canadá, mostraron que diez variables económicas de indudable relevancia (tasa de paro, índice de producción industrial, inventarios, inflación, etc) presentaban análoga peculiaridad.

Pero ahondemos mas aún en el problema de la predicción. En España, la autoridad monetaria y, en consecuencia, los participantes en el mercado financiero, utilizan la variación intermensual de ALP elevada a anual, como ayuda en el seguimiento de dicho agregado monetario (Esta tasa aparece designada como T_1^1 en el Boletín Económico mensual del Banco de España). En consecuencia, es de sumo interés analizar la capacidad de predicción de dicha tasa de crecimiento.

Las Figuras 5 y 6 muestran las predicciones y realizaciones de T_1^1 , para la serie original y

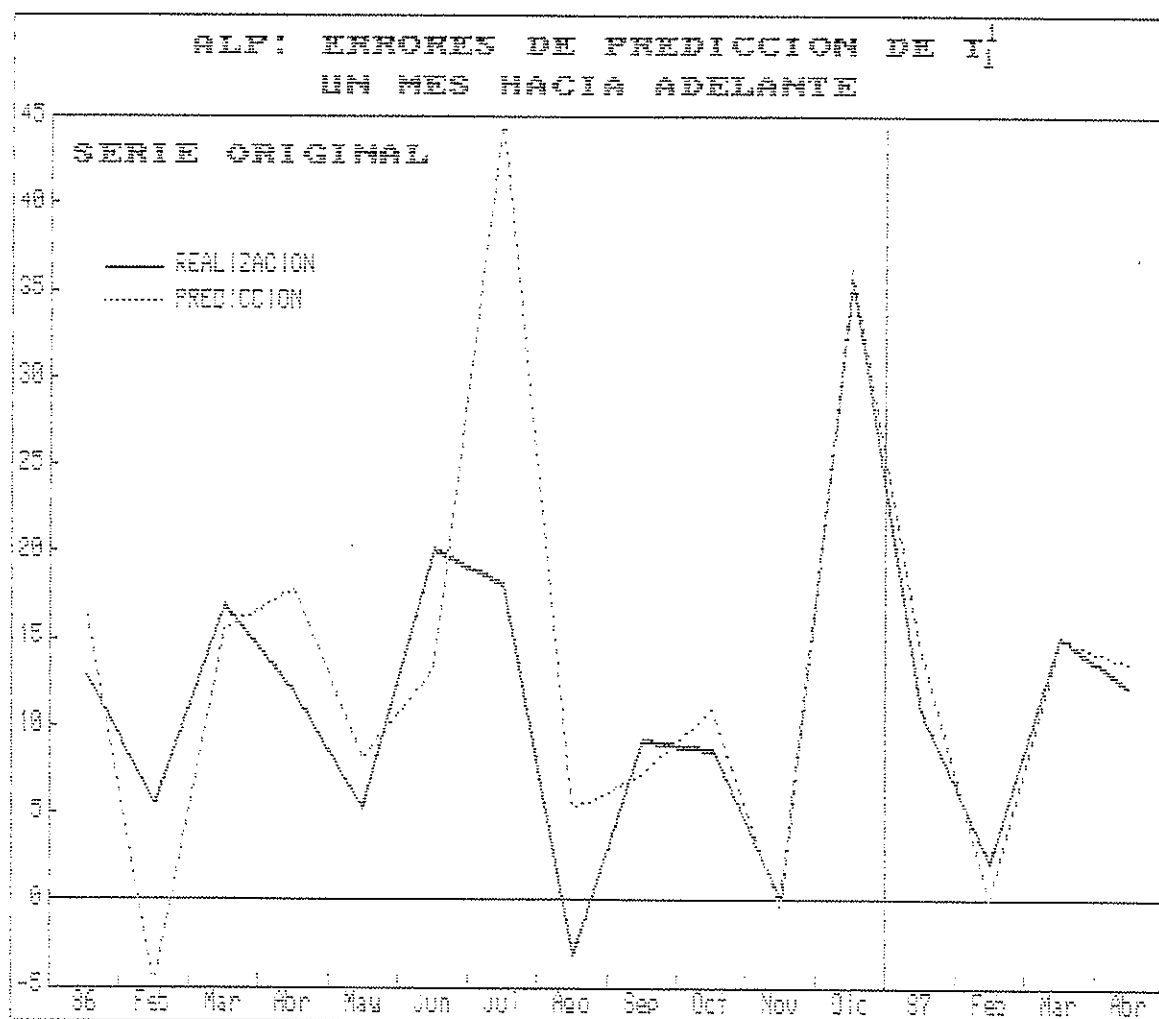


Figura 5

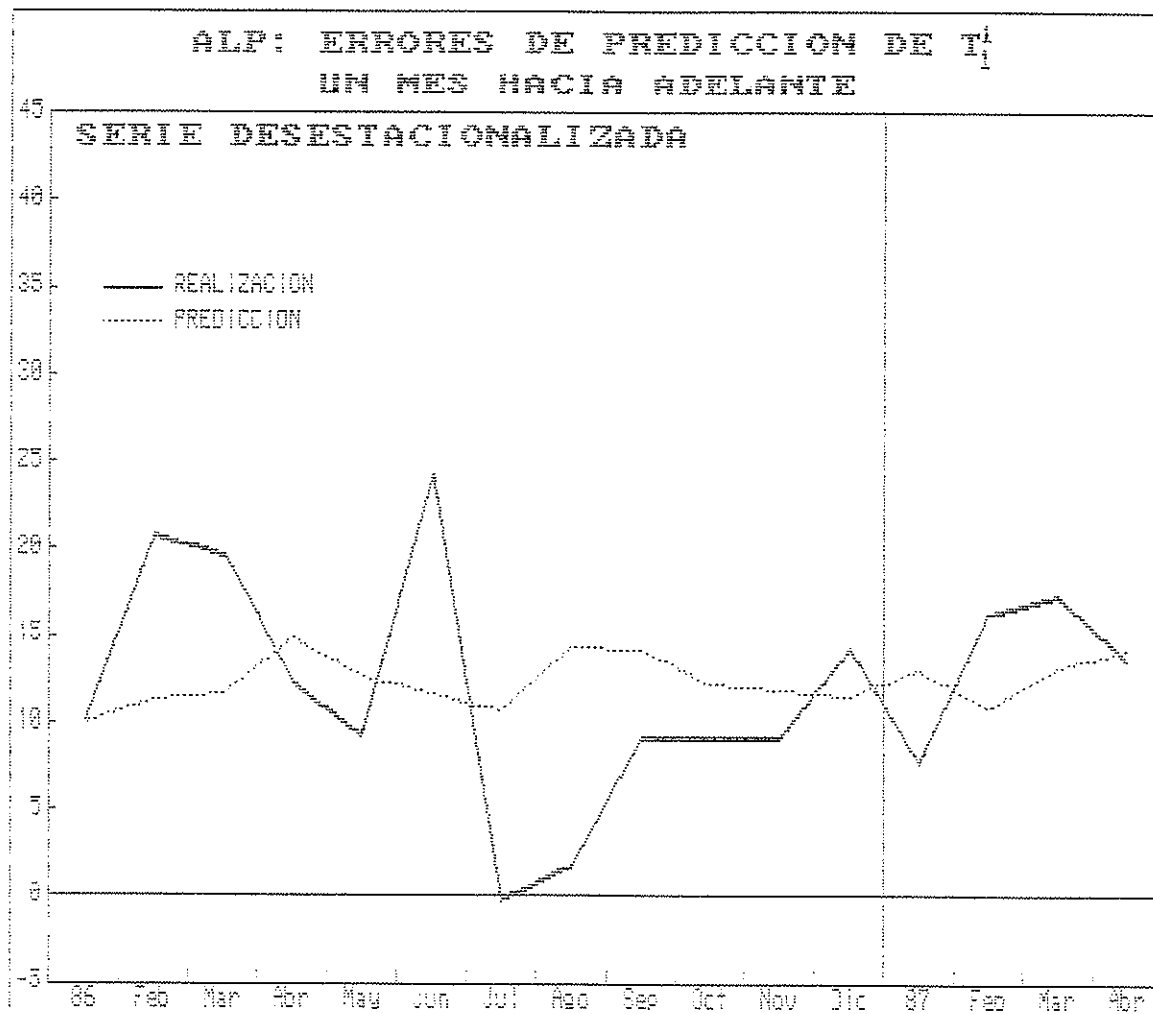


Figura 6

su versión desestacionalizada, respectivamente⁶. Estas predicciones son, de nuevo, un mes hacia adelante, y están calculadas a partir de las predicciones del nivel de ALP que aparecen en las Figuras 1 y 2. Para facilitar la comparación, se ha mantenido la misma escala en ambas figuras.

Una primera observación que puede extraerse de estos gráficos es que la tasa T_1^1 es menos volátil en la serie desestacionalizada que en la serie original. Esta es, sin duda, una virtud de la versión desestacionalizada de ALP. Sin embargo, su interés depende de la importancia que se conceda a la tasa T_1^1 como una variable útil en el seguimiento del agregado monetario (véase Novales y Trujillo (1987)).

Es importante observar el diferente aspecto de las predicciones de T_1^1 con ambas series. Si bien, como ya dijimos, esta tasa es menos volátil en la serie desestacionalizada, su predicción es en ella más uniforme, y no recoge excesivamente bien las fluctuaciones en su realización. A pesar de ser T_1^1 más volátil en la serie original, sin embargo las predicciones en los últimos meses fueron notablemente buenas.

A lo largo del período (1986,1)-(1987,4) el error absoluto $|T_1^1 - T_1^1|$ en la predicción de T_1^1 fue, en promedio, 5.5 para la serie original y 4.9 para la serie desestacionalizada. Desde agosto de 1986, dichos promedios fueron de 2.31 para la serie original y 4.62 para la serie desestacionalizada.

⁶ Los valores de esta tasa para ambas series y para el período 1984-1987 se presentan más adelante en la Tabla 4 de la Sección 7.

3.b. Identificación de la "verdadera estructura estocástica de una variable".

Otra razón a veces aducida a favor de la desestacionalización, y no independiente de la anterior, es que, en ocasiones, la componente estacional de una serie puede ocultar su verdadera estructura estocástica, dificultando el análisis estadístico de dicha variable. Los modelos univariantes estimados que aparecen en el apéndice muestran que, al menos en el caso de ALP, ésta no parece ser una dificultad importante. En efecto, el modelo de la serie desestacionalizada es, aproximadamente, el que se obtendría eliminando la estructura estacional del modelo para la serie original (la misma propiedad surge en el trabajo de Abraham y Chatterjee (1983)).

Por supuesto que no debe extrapolarse esta observación a cualquier otra variable económica, pero sugiere que una razón de este tipo no será, en general, determinante en esta discusión.

Pero hay algo más fundamental. Imaginemos, que el modelo univariante de una determinada variable económica difiere "sensiblemente" del estimado para la versión desestacionalizada de dicha variable. En tal situación, el investigador debería cuestionarse cuál es la verdadera estructura estocástica de la serie, a lo que será difícil responder mediante un simple examen de los modelos estimados.

Tratar de identificar una representación analítica lineal y simple como la verdadera estructura de una variable económica, no pasa de ser una ilusión. Un objetivo más razonable consiste en

encontrar un modelo que sea útil para la finalidad que se persigue.

Desde este punto de vista, cabría elegir entre ambos modelos estimados (el de la serie original y el de su versión desestacionalizada), aquél que mejor cumpliera el objetivo buscado, que muy probablemente podría ser el seguimiento y predicción de dicha variable. Como ya hemos visto en el caso de ALP, desde el punto de vista de la predicción, las diferencias son prácticamente inexistentes. Pero además, ¿por qué iba a considerarse como "verdadera" estructura estocástica de una variable la representada por el modelo univariante de su versión desestacionalizada? ¿No son las características estacionales de la variable una parte fundamental de su estructura estocástica?

4. DESESTACIONALIZACION Y ANALISIS MULTIVARIANTE.

La descomposición de tipo estacional de una serie se ha justificado a veces por los problemas que pudieran surgir al utilizar la variable original en un análisis multivariante. Así, Granger (1978) defiende la desestacionalización de series económicas porque si sus componentes estacionales no fuesen independientes, ello podría generar correlaciones espúreas entre las variables.

El razonamiento, así como su soporte empírico, es muy similar al seguido en Granger y Newbold (1974), en el sentido de que dos series que son ortogonales entre sí, pasan a tener cierto grado de correlación si se les añade una tendencia lineal.

Sin embargo, el problema conceptual es en ambos casos muy diferente. Concluir que dos series presentan una determinada estructura causal, únicamente sobre la base de que ambas tienen una tendencia lineal, sería sugerir relaciones económicas donde éstas no existen. Sin embargo, es perfectamente legítimo aceptar que dos variables económicas están correlacionadas, incluso si la mayor parte de dicha correlación proviene de sus componentes estacionales. Esta sería una información muy relevante que en absoluto habría que eliminar al analizar las relaciones entre ambas variables.

Si bien es cierto que el tratamiento satisfactorio de las características estacionales de un conjunto de variables en un contexto multivariante precisa de la resolución de algunas cuestiones

técnicas de importancia, no lo es menos que su desestacionalización previa por métodos univariantes no resuelve tales dificultades.

Por otra parte, todo intento de relacionar variables económicas mediante un modelo multivariante proporciona cuestiones de importancia acerca del tratamiento de las características estacionales de las variables que en él se incluyen. Así, a un investigador partidario del uso de versiones desestacionalizadas de series económicas se le presentan las siguientes interrogantes:

- . Ya que la hipótesis mantenida es que las variables consideradas están correlacionadas entre sí, ¿por qué debieran desestacionalizarse por separado? ¿Acaso sus características estacionales son independientes entre sí? Porque si no lo fueran, su estimación conjunta sería más eficiente.
- . Supongamos que el modelo que se investiga pretende estimar el efecto del crecimiento monetario sobre los precios. ¿Qué tipo de relación debería especificarse? Parece que sería coherente especificar una relación entre versiones desestacionalizadas de ambas variables. Y, sin embargo, es lógico pensar que incluso las fluctuaciones de carácter estacional sean indispensables para caracterizar la relación entre ambas variables.

Ninguna de estas cuestiones tiene una respuesta totalmente satisfactoria, lo que deja en entredicho la convicción con que, en ocasiones, se utilizan series desestacionalizadas en el trabajo

econométrico. Recientemente, Treadway (1987) ha sugerido la elaboración de modelos multivariantes donde los distintos componentes de una variable (ortogonales entre sí) aparecen como distintos inputs, como ayuda para intuir mejor la solución a algunos de los interrogantes aquí planteados.

5.- EL PROCESO DE DESESTACIONALIZACION NO ES UNICO.

Otro problema importante es que la descomposición de una serie en su componente estacional y su versión desestacionalizada no está definida de modo único. Ello se debe a razones de dos tipos diferentes. Por una parte, hay cuestiones relativas al método de desestacionalización a seguir, el nivel de desagregación al que hay que desestacionalizar, o si la desestacionalización debe hacerse de modo univariante (serie por serie), o multivariante (varias series a la vez).

Por otro lado, el método escogido no produce, en general, una única versión desestacionalizada de la serie, debido a problemas de identificación econométrica. Tales dificultades se eliminan en la práctica mediante una serie de supuestos adicionales. Estos supuestos son, en muchos casos, ajenos a las razones que motivaron la desestacionalización, por lo que encierran un cierto grado de arbitrariedad.

Sin embargo, conviene antes resaltar que la multiplicidad inherente al proceso de desestacionalización no es en modo alguno trivial, ya que las diferencias producidas pueden ser importantes. Esto es aún más cierto si, tras la desestacionalización, deja de tomarse en consideración la serie original. Es asimismo más relevante si las variaciones a muy corto plazo de la serie desestacionalizada se utilizan como instrumento importante en el seguimiento de la variable, mientras que a plazos más largos las diferencias tienden a desaparecer. Ello se debe a que, en general, las correcciones estacionales (de un tipo u otro)

tienen, aproximadamente, suma cero a lo largo de un año.

Examinemos los dos tipos de dificultades citadas:

1.- Multiplícidad de Procedimientos.

¿Deben ajustarse estacionalmente los distintos componentes de una serie, para después agregarlos y obtener lo que llamaríamos serie desestacionalizada, o debe, por el contrario, ajustarse estacionalmente la serie agregada directamente? Cabe pensar que, por ejemplo, en el caso de los ALP, distintos componentes, como el efectivo en manos del público o los depósitos de ahorro, tengan unas características de estacionalidad bien diferenciadas. En tal caso, al estimar una componente estacional para los ALP se está estimando un promedio de las componentes estacionales de los distintos tipos de activos en ALP, y, en consecuencia, no debería asociarse a la primera una interpretación estructural excesivamente seria.

En el caso del trabajo realizado para los ALP en el Banco de España, el ajuste se hace por componentes. Este es obviamente un procedimiento estadístico más enriquecedor que el alternativo; el conocimiento de las características estacionales diferenciales de los componentes de ALP debería considerarse por los proponentes de la desestacionalización como una información relevante⁷.

⁷ Puesto que se desestacionalizan los distintos integrantes de ALP por separado, sería de gran interés analizar las posibles correlaciones existentes entre las componentes estacionales estimadas. De resultar significativas, podrían utilizar-

Como alternativa, podría pensarse en considerar un modelo multivariante basado en alguna partición de ALP (Efectivo, M2, M3 y ALP, por ejemplo), y basar en este modelo las predicciones del agregado, así como el análisis de sus características estacionales.

En la sección anterior hemos abierto otra interrogante de interés: ¿Deben ajustarse distintas series por separado, con independencia de que sus componentes estacionales estén correlacionadas? O dicho de otra forma, si se cree a priori que dos variables están correlacionadas, es lógico pensar que sus componentes estacionales también pueden estarlo. Y si este es el caso, ¿por qué deberían ajustarse estacionalmente ambas series por separado?

Finalmente, no es tampoco trivial la elección de una metodología de desestacionalización frente a otras alternativas, puesto que ninguna domina de modo absoluto a las demás. Así, como se mencionó en la Sección 2, se puede escoger entre el método X-11 ARIMA, o alguno de los procedimientos de descomposición basado en modelos ARIMA, sin citar, por considerarse inferiores, los métodos más primitivos de suavización de series.

2.- Ausencia de identificación.

Pero, como dijimos antes, además de estas cuestiones está el hecho de que un procedimiento de destacionalización no determina de modo único

se para mejorar la predicción de la serie original de ALP.

una versión desestacionalizada de una serie, sino únicamente tras imponer algunas condiciones analíticas adicionales. Aparte de razones puramente técnicas, tal multiplicidad responde también al hecho de que no existe una definición generalmente aceptada de lo que es un componente estacional. Como, además, la estacionalidad de una variable no es observable, su error de medida es desconocido, lo que hace difícil la comparación de distintos métodos y conceptos de desestacionalización. Ha sido tradicional estimar una componente estacional que fuese ortogonal a la serie desestacionalizada, pero conceptualmente, también este criterio merece al menos alguna discusión⁸.

Después de todo, ¿por qué habrían de ser las propiedades estadísticas que se manifiestan cada doce meses independientes de las que se registran mes a mes?. Si, por ejemplo, se piensa que la componente irregular de la serie afecta a la componente estacional, ¿por qué habría de utilizarse un procedimiento de desestacionalización que descompone una serie en componentes que son ortogonales entre sí?.

Y, sin embargo, la ortogonalidad entre ambos componentes tiene cierto atractivo, pues de no imponer tal condición, nos encontraríamos con una gama continua de series temporales candidatas a ser escogidas como versión desestacionalizada de la serie original. Elegir una de entre todas ellas sería un problema nada trivial.

Quizá, en ocasiones, la hipótesis de ortogo-

⁸El análisis de descomposiciones estacionales con componentes correlacionadas es una propuesta hecha por Hillmer y Tiao (1982) pero aún no llevada a efecto.

nalidad se basa en una concepción determinista de la estructura estacional de una variable económica. Siendo determinista, sería independiente de cualquier otra variable aleatoria y, en particular, de la versión desestacionalizada de la serie. Tal visión, si bien no muy apropiada, no debe resultar sorprendente; en definitiva, el tratamiento econométrico de la estacionalidad de una serie (de modo similar al tratamiento de su tendencia) ha consistido en la incorporación de variables ficticias a la lista de variables explicativas.

La metodología de desestacionalización basada en modelos ARIMA, que hemos mencionado en la Sección 2, es sin duda la más interesante. Sin embargo, no está exenta de una multiplicidad de soluciones, en este caso debido a un problema de identificación paramétrica. Ello hace que existan etapas cruciales del proceso que requieran de la discrecionalidad del investigador y, lamentablemente, los resultados que se obtengan dependerán, de forma importante, de los criterios que se utilicen⁹.

En la mayoría de las situaciones de interés, el problema de identificación se reduce a la elección de un valor numérico para la relación entre las varianzas de la componente estacional estimada y la versión desestacionalizada de la serie (véase

⁹Un aspecto importante se refiere al instante en que, una vez estimado el modelo ARIMA de la serie e identificados los órdenes de los modelos ARIMA para sus componentes, se buscan estimaciones para los parámetros de estos últimos. Como describe Maravall (1987), ello exige resolver un sistema lineal con más incógnitas que ecuaciones, por lo que el vector de parámetros que se buscan no está identificado.

Bell y Hillmer (1984) o Hillmer y Tiao (1982) para una discusión más extensa de este problema). Supuestos diferentes acerca de dicho cociente generarán diferentes modelos para los componentes en que se desagrega la serie¹⁰.

Además de imponer la ortogonalidad de ambos componentes, 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. Consecuentemente, la versión desestacionalizada de la serie será la de mayor varianza de entre todas las posibles.

Este criterio equivale a escoger la única componente estacional de la que no puede extraerse un ruido blanco y es, de nuevo, consistente con una visión determinista de la naturaleza de las características estacionales de la serie. En efecto, así fue justificado por Hillmer y Tiao (1982). Bajo tal punto de vista, sería lógico escoger, de entre el continuo de candidatos, la versión desestacionalizada con mayor varianza (en relación a la varianza de la componente estacional estimada).

El problema de extraer una señal de una observación de la misma recibida con ruido, es decir, estimar X_t en:

¹⁰ "This discussion points out the arbitrariness inherent in seasonal adjustment. Different methods produce different adjustments because they make different assumptions about the components and hence estimate different things [...] Unfortunately, there is not enough information in the data to define the components, so these types of arbitrary choices must be made", Bell y Hillmer (1984).

$$Y_t = X_t + N_t$$

X_t = señal original

N_t = ruido

Y_t = señal recibida

cuando se dispone de observaciones acerca de Y_t , es habitual en ingeniería electrónica, y es la fuente de las técnicas de extracción de señal que se utilizan en el procedimiento de desestacionalización que estamos discutiendo.

En electrónica, el interés del investigador reside únicamente en la estimación que se haga de la señal original (X_t). La señal percibida (Y_t) no interesa en absoluto salvo a efectos de estimar X_t , y la descomposición canónica tendría perfecto sentido. El problema analítico se puede trasladar a la economía con la interpretación:

X_t = Serie desestacionalizada

N_t = Componente estacional

Y_t = Serie original

y se trata, al igual que antes, de estimar ambos componentes, X_t y N_t disponiendo únicamente de datos acerca de Y_t . En la práctica, se adopta con excesiva frecuencia una actitud similar a la de ingeniería, centrando la atención solamente en la serie desestacionalizada e ignorando en lo sucesivo la serie original. Bajo este punto de vista, la descomposición canónica debe ser la escogida, pues así, al ignorar la serie original se perdería la mínima información estadística posible. Sin embargo, este es un proceder erróneo, por cuanto se ignora una diferencia básica con la ingeniería: En economía, el interés fundamental reside en la señal recibida, la serie original Y_t . Desde esta perspectiva, la descomposición canónica carece de

una fundamentación económica que la diferencia de las alternativas; su elección incuestionada introduce un elemento de arbitrariedad importante en el proceso de construcción de versiones desestacionalizadas de variables económicas.

Esta multiplicidad es de gran relevancia en el trabajo econométrico. En efecto, los valores estimados de los parámetros de un modelo dependen de la utilización de series originales o desestacionalizadas, y la multiplicidad de versiones desestacionalizadas de una variable no hace sino exacerbar el problema¹¹.

Por supuesto, tales variaciones en los parámetros pueden también generar implicaciones bien diferentes. Gachocco (1987) presenta una situación en que el resultado de un contraste de neutralidad monetaria depende del uso de series originales o desestacionalizadas. Nettheim (1965) analizó las posibles consecuencias del excesivo ajuste que se observaba en las frecuencias estacionales de algunas series que en el Bureau of the Census se venían desestacionalizado. Tras introducir las correcciones precisas, mostró que los instantes de cambio de sentido de las series variaban, en algunos casos, en 2 ó 3 meses.

Si alguna conclusión puede derivarse de tales observaciones ha de ser la de otorgar la máxima difusión a las series de datos originales, incluso si se trabaja con una versión desestacionalizada de una variable. De este modo, cada persona o institución interesada puede llevar a cabo

¹¹ Esta observación generó hacia 1970 un gran interés por el análisis y discusión acerca del uso de unas u otras variables (véase Forgenon (1967), Wallis (1974), Sims (1974) como muestra).

el ejercicio empírico con el tratamiento de la estacionalidad que considere más adecuado.

6.- LA DESESTACIONALIZACION COMO PROCESO CONTINUO.

La estimación de la componente estacional de una serie económica se efectúa mediante una estimación previa de los coeficientes estacionales que corresponden a cada uno de los períodos del año. Dependiendo de la frecuencia con que se observa la serie, dichos factores pueden ser sólo trimestrales o mensuales, o bien llegar hasta decenales e incluso diarios, como ocurre con los ALP en España.

Los factores estacionales son la razón de proporcionalidad que existe entre la serie original y la versión desestacionalizada de la misma que se construya y oscilarán, en general, alrededor de 1, con pequeñas desviaciones. Una de las características de este proceso es que nunca tiene fin. La estimación de los factores estacionales se repite cada año, y tienen un sólo año de vigencia.

Dos razonamientos bien diferentes pueden subyacer a esta forma de operar. Por una parte, podría entenderse que los factores estacionales, como reflejo de las características estacionales de la serie, son una propiedad de la misma invariante en el tiempo. Cada año aporta nueva información, que permite evaluar los errores en la estimación de los factores y contribuye a mejorar la calidad de la estimación de la componente estacional de la serie. Desde este punto de vista, cada vez conocemos con mayor precisión los valores de los factores estacionales de la serie.

Alternativamente, pudiera ser que las características estacionales de una serie, al igual que el resto de su estructura estocástica, evolucione

en el tiempo. Los trabajos econométricos aplicados están llenos de contrastes de cambio estructural (también llamados de Chow), que reflejan esta preocupación.

El tratamiento que habitualmente se hace de los factores estacionales estimados permite en muchas ocasiones discernir cuál de los planteamientos subyace a dicho proceso. Volviendo a nuestro ejemplo, cada vez que (anualmente) se obtiene la nueva estimación de los factores estacionales de la serie de ALP, estos se utilizan no sólo como factores de conversión para los valores futuros de la serie, sino que se utilizan también para construir una nueva versión del pasado de la serie. Es decir, los factores recién estimados se utilizan para obtener una nueva realización de ALP. Así, cada año, la historia de la versión desestacionalizada ALP cambia una vez debido a esta nueva estimación¹².

Este proceso de regeneración de la serie tiene perfecto sentido bajo el primero de los puntos de vista citados: las características estacionales de la serie son constantes en el tiempo, se estiman cada vez con mayor precisión y, en consecuencia, se conoce mejor cuál fue la verdadera evolución de la versión desestacionalizada de la serie en el pasado.

Por el contrario, el planteamiento alternativo no sugeriría tal reconstrucción del pasado. Si las características estacionales son cambiantes, entonces las que ahora se estiman reflejan la

¹² También es cierto que las mayores variaciones suelen producirse, aproximadamente, en los datos correspondientes a los dos últimos años, mientras que más atrás los cambios producidos son mínimos.

estructura actual de la serie, y pueden proyectarse, como aproximación, para el próximo año, pero no hacia el pasado. Para el pasado es preferible utilizar las estimadas previamente, pues provenían de una estructura estacional diferente.

Expuestos estos puntos de vista alternativos, no puede dejar de extrañar que las características estacionales de la serie se consideren invariantes en el tiempo cuando, como hemos dicho, es ya una práctica habitual (y recomendable), la preocupación por los cambios acaecidos a lo largo del tiempo en la estructura estocástica que se considera.

Debe resultar claro que, además de las dificultades conceptuales citadas, la recreación de series genera costes no despreciables en el análisis de cuestiones económicas fundamentales.

Cualquier tabla histórica de tasas de crecimiento de ALP, por ejemplo, debe calcularse de nuevo cada año, pues toda la serie de dicha variable cambia. El modelo univariante de la serie desestacionalizada debería estimarse de nuevo, utilizando ahora la nueva serie de datos nueva, y utilizarlo a los efectos que se pretendan, incluido posiblemente, el de predicción.

El problema pasa a ser bastante más importante si se tiene una cierta experiencia de trabajo con modelos multivariantes que incluyen la serie desestacionalizada como una de sus variables. Al modificar la serie, habría que volver a estimar todos los modelos multivariantes en que dicha variable ajustada aparezca. Por supuesto, parámetros relevantes como las elasticidades a corto y largo plazo, las funciones de respuesta a

un impulso en otra variable y demás estadísticos se verán alterados. Por mucho que dichos cambios no sean, en general, muy importantes, tener que repetir la identificación, estimación y análisis de los modelos cada vez que se altera la serie desestacionalizada supone un esfuerzo tremendo.

Un claro exponente de esta situación lo constituye el año actual (1987). En el mes de marzo se produjo un cambio en la versión desestacionalizada de ALP debido a la obtención de una nueva estimación de los factores estacionales. En junio, se incorporó a ALP una estimación de la importancia que en el pasado tuvieron las cesiones temporales de deuda pública por parte de la banca privada. En consecuencia, cambiaron tanto la serie original de ALP como la de su versión desestacionalizada¹³.

¹³ Si bien es cierto que las variaciones importantes ocurren en los dos últimos años, ello obliga, por supuesto, a una nueva estimación de los resultados empíricos obtenidos con los datos previos. Nótese, por otra parte, la incongruencia de disponer en junio de los factores estacionales precisos para evaluar el comportamiento de los ALP a lo largo del año.

7. DESESTACIONALIZACION E INFORMACION

7.a. El tratamiento centralizado de la información estadística.

En ocasiones se ha justificado la desestacionalización de series para ayudar al público a interpretar la información estadística más fácilmente, sin pérdida de contenido, así como por depurar la información contenida en la serie original¹⁴.

La reconstrucción de series a que nos hemos referido en la sección anterior es un contraejemplo a esta justificación. No parece posible que el público comprenda mejor la evolución real de una variable económica a través de su versión desestacionalizada, si dicha historia cambia anualmente.

Supongamos (como es el caso) que la autoridad monetaria, tras inspección de las series temporales correspondientes, elabora y anuncia en diciembre de 1986 cual será su objetivo de crecimiento anual. Resulta patético descubrir que, en diciembre de 1987, cuando se pretende evaluar el

¹⁴ Así, Daly afirmaba en una publicación de la OCDE sobre este tema en 1961: "No government, economic group or individual, who is interested in the current economic situation can afford to be without seasonal adjustment for those series that are of general interest. It is correct and usually persuasive to say that with seasonal adjustment one can know what is going on in the economy six months earlier than those using unadjusted data".

Por otra parte, Nerlove et al. (1979), afirman: "The problem of seasonal adjustment arises in at least three different contexts: in historical studies of business cycles, in appraising current economic conditions, and in estimating structural parameters in relationships among economic time series."

grado de consecución del crecimiento anunciado, la serie de ALP sobre la que se elaboró dicho objetivo ya no existirá. Si bien es cierto que el crecimiento anual será muy similar en ambas series, la evolución del objetivo se llevará a cabo sobre otra serie diferente de aquella cuyo examen sugirió un determinado ritmo de crecimiento óptimo.

La divulgación de la información estadística concerniente a series económicas con estructura estacional no es una tarea trivial. Probablemente haya que tratar de distinta manera series diferentes, pero, en cualquier caso, resulta obvia la inconveniencia de anunciar tasas de crecimiento de un determinado mes sin hacer una referencia a los valores similares de años previos. Sin embargo, ello no justifica el tratamiento por estacionalidad de la información originalmente recogida de dicho agregado.

La autoridad monetaria podría argumentar que un procedimiento de estimación de la componente estacional de una serie, como el basado en modelos ARIMA que Maravall (1987) describe, es suficientemente complejo como para dejar que sea repetido por cada agente interesado. Ello es cierto, pero no lo es menos que un determinado procedimiento de ajuste estacional pasa a ser importante únicamente cuando la autoridad monetaria basa sus decisiones sobre la serie corregida correspondiente¹⁵.

¹⁵ Supongamos que el Banco de España decide que a partir de Enero de 1988 va a tratar la estacionalidad de la series de los agregados monetarios mediante medias móviles calculadas a lo largo de un año (por ejemplo, la denominada T_1 ¹² en el Boletín Económico). A tal efecto, construirá dicha serie de medias móviles, añadirá una observación a la misma vez que el nuevo dato mensual pase a

El público nunca pierde por el hecho de disponer de una cantidad mayor de información. Cuando se reciben datos de series económicas acerca de la variación de un determinado agregado en un cierto mes, cualquier persona o institución interesada puede (y debe) establecer comparaciones con respecto al mismo mes (o trimestre) de años anteriores, para así evaluar en su justa medida el significado del último dato de crecimiento de dicha variable. Aquí habría que distinguir entre el público con cierta sofisticación estadística y acceso a datos y el público en general.

Por ejemplo, los intermediarios financieros tienen información sobre los ALP a frecuencias más cortas que la mensual y pueden evaluar con bastante precisión el significado real del dato original de crecimiento de los ALP para un determinado mes. Sin embargo, no pueden inferir la reacción de la autoridad monetaria simplemente porque desconocen el significado de las observaciones que obtienen, en términos de la serie corregida por estacionalidad. Por el contrario, la inferencia se hace de un modo indirecto: se estima la incidencia de los datos recogidos a frecuencias cortas sobre la tasa de variación mensual de la serie original de los ALP. A continuación, se aplica a dicha predicción el coeficiente estacional del mes (proporcionado

estar disponible, y basará sus actuaciones discrecionales sobre la evolución de dicha variable. Simultáneamente, aunque a efectos puramente informativos, supóngase que siguiera construyendo la serie desestacionalizada por el procedimiento que hasta ahora se venía utilizando. No es muy arriesgado pronosticar que, a partir de Enero de 1988, nadie prestaría atención a la serie desestacionalizada a pesar de ser en el presente el centro de atención de todos los agentes interesados en el seguimiento monetario.

por el Banco de España) para inferir el efecto sobre la serie desestacionalizada.

Es difícil comprender la necesidad de imponer a cada uno de los agentes interesados un procedimiento de cálculo tan enrevesado. Además, dicho procedimiento no elimina la incertidumbre sobre la actuación futura de la autoridad monetaria¹⁶. Por otra parte, quizá debiera dejarse que el mercado ajustase las posibles diferencias que se produjesen en las evaluaciones realizadas por los distintos participantes.

En cuanto al público en general, si se anuncia en los medios de difusión que el empleo, por ejemplo, ha aumentado en el mes de julio de este año, convendría aportar información acerca de: a) las tasas de variación ocurridas en los meses de julio de años anteriores, así como de b) las expectativas que para el mes de julio de este año se tenían a priori, o con una valoración cualitativa del año anterior.

Por ejemplo: "El empleo ha aumentado en julio en un 3% a tasa anual, comparado con un 2% de crecimiento el mismo mes del año pasado, que

¹⁶ Por supuesto que una alternativa sería que se informase acerca de los factores estacionales diarios y decenales, además de los mensuales (los métodos de obtención de dichos factores están descritos en Maravall y Salaverría (1986)). Sin embargo, dichos factores se calculan de modo que satisfagan unas condiciones de consistencia respecto a la agregación temporal de las observaciones diarias en decenales, y de estas últimas en mensuales. Los costes incurridos por todas las instituciones e individuos interesados que decidieran llevar a cabo estos cálculos tan frecuentemente como se dispone de nueva información acerca del crecimiento de los agregados monetarios serían considerables.

fue bueno para el proceso de creación de empleo". Como alternativa, también podrían darse las tasas de crecimiento del empleo en los meses de julio de los últimos años.

7.b. El contenido informativo de una serie desestacionalizada al evaluar la situación actual de una variable.

Un aspecto importante de la información proporcionada por una serie desestacionalizada es la señal que comunica acerca de la evolución actual de la variable en estudio. Es decir, si en la Sección 3 discutimos uso de series desestacionalizadas para tratar de inferir hacia dónde va la variable, ahora discutimos su uso para definir la posición actual de la variable.

Para ello vamos a referirnos de nuevo al caso de los ALP en España. En primer lugar, conviene analizar la relación entre el crecimiento anual del mismo, según se observe la serie original o su versión desestacionalizada. Ello depende del modelo utilizado para estimar la componente estacional de la serie, pero sin necesidad de entrar en detalles técnicos, la Tabla 3 muestra que dichas tasas de crecimiento anual son muy similares. Ello permite asimilar un objetivo anunciado de crecimiento anual en términos de la serie desestacionalizada, a un objetivo igual para la serie original, lo que sugiere la cuestión: ¿Es

TABLA 3

CRECIMIENTO ANUAL DE ALP

	Serie Original	Serie Desestacionalizada
1975-76	18.65	18.63
76-77	19.05	19.01
77-78	19.80	19.73
78-79	19.14	19.10
79-80	16.52	16.49
80-81	16.68	16.68
81-82	17.73	17.71
82-83	15.99	15.97
83-84	14.23	14.15
84-85	13.18	13.24
85-86	11.36	11.33

NOTA: Cifras de crecimiento calculadas en diciembre de cada año, con medias de datos diarios.

preciso disponer de una componente estacional de la serie para poder analizar si la posición actual es consistente con el objetivo trazado?

La Tabla 4 muestra que en tres de los cuatro primeros meses de 1987, las tasas T^1_1 de crecimiento¹⁷ de la serie original de ALP fueron entre 2 y 3 puntos inferiores a las de 1986, y entre 3 y 5 puntos inferiores a las de 1985. En promedio, en estos cuatro primeros meses se creció 1.7 y 3.1 puntos porcentuales menos que en 1986 y 1985, respectivamente. Dados los crecimientos anuales registrados en dichos años, la evolución en el primer cuatrimestre de 1987, por sí sola, no parece alarmante. En efecto, estas simples observaciones informales sugerirían un crecimiento anual de ALP para 1987 en torno al 10%, que si bien era superior al objetivo trazado del 8%, no parece demasiado preocupante, especialmente por tratarse de los primeros meses del año.

17

$$T^1_1 \text{ se define como: } T^1_1 = \left[\log \left[\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right]^{12} - 1 \right] * 100$$

TABLA 4

CRECIMIENTO MENSUAL DE ALP ELEVADO A ANUAL, T_1^1

Medias Mensuales de Datos Diarios

	Serie Original				Serie Desestacionalizada			
	1984	1985	1986	1987	1984	1985	1986	1987
Ene	20.6	14.0	12.9	10.8	16.3	10.8	10.1	7.6
Feb	-3.8	5.5	5.5	2.2	11.4	22.8	20.9	16.3
Mar	12.1	15.5	17.0	15.2	14.5	18.2	19.6	17.4
Abr	13.4	17.9	12.0	12.4	10.6	17.3	12.4	13.8
May	5.4	11.7	5.4		9.6	16.6	9.3	
Jun	18.4	16.2	20.1		23.8	20.6	24.3	
Jul	50.1	22.8	18.0		27.5	2.5	- .2	
Ago	4.9	3.1	-3.1		10.2	8.9	1.9	
Sep	9.2	10.7	9.2		10.7	10.8	9.1	
Oct	14.0	9.6	8.6		13.9	9.8	9.2	
Nov	-3.2	1.1	-.05		7.0	11.0	9.1	
Dic	41.4	33.9	35.9		16.1	11.0	14.4	
[1]	14.2	13.2	11.4		14.1	13.2	11.5	
T_1^1	15.2	13.5	11.8	10.2	14.3	13.3	11.7	13.8
	(15.5)	(8.6)	(9.9)	(4.9)	(5.8)	(5.5)	(6.9)	(3.8)

Nota.- [1] Denota la tasa de crecimiento anual, de diciembre a diciembre.

T_1^1 Denota el promedio anual de los valores mensuales de las tasas

Las cifras en paréntesis son las desviaciones típicas correspondientes.

Fuente: Banco de España y elaboración propia.

Es asimismo importante examinar el crecimiento registrado desde diciembre del año anterior. Esta tasa de variación, que permite evaluar la distancia que existe al objetivo anual, se recoge, junto con las tasa T^1_1 de los últimos meses, en el Boletín Económico mensual del Banco de España. La Tabla 5 muestra estos crecimientos acumulados desde el último mes de Diciembre, elevado a tasa anual. En ella puede verse que, de nuevo, la evolución de ALP al final del primer cuatrimestre es un 15% inferior a la del mismo período de 1986, cuando el crecimiento anual fue del 11.4%, y un 24% inferior al de 1985, cuando el crecimiento anual fue del 13.2%. Si uno es lo suficientemente atrevido como para extrapolar a partir de estas observaciones, se podría concluir de nuevo que, de seguir así, el crecimiento anual de ALP a Diciembre de 1987 rondaría el 10%. La observación de ambas tasas de crecimiento genera una información similar¹⁸.

¹⁸ Junto con las predicciones de la tasa interanual a diciembre de 1987 recogidos en la Sección 3, se tiene que la evolución de ALP en los primeros meses del año excedía ligeramente el extremo superior de la banda objetivo, si bien el crecimiento esperado a largo plazo era bastante superior (Información ésta de la que ya se disponía al elaborar el objetivo anual del 8%).

TABLA 5

CRECIMIENTO ACUMULADO DE ALP DESDE DICIEMBRE DEL AÑO ANTERIOR
MEDIAS MENSUALES DE DATOS DIARIOS

	Serie Original				Serie Desestacionalizada			
	1984	1985	1986	1987	1984	1985	1986	1987
Ene	20.6	14.0	12.9	10.8	15.9	10.5	11.0	7.5
Feb	7.7	9.7	9.1	6.4	15.0	17.9	16.5	11.8
Mar	9.2	11.6	11.7	9.2	14.4	17.4	17.0	13.6
Abr	10.2	13.1	11.8	10.0	13.3	17.0	15.2	13.7
May	9.2	12.8	10.5		13.0	17.0	14.1	
Jun	10.7	13.4	12.0		14.3	17.2	15.4	
Jul	15.6	14.7	12.9		15.4	14.6	12.7	
Ago	14.2	13.2	10.7		14.7	13.7	11.1	
Sep	13.7	12.9	10.6		14.4	13.7	11.3	
Oct	13.7	12.6	10.4		14.4	13.4	11.3	
Nov	12.0	11.5	9.4		13.9	13.3	11.2	
Dic	14.2	13.2	11.4		14.1	13.2	11.3	
[1]	12.6	12.7	11.1	9.1	14.4	14.9	13.2	11.7
	(3.4)	(1.3)	(1.2)	(1.7)	(.8)	(2.2)	(2.2)	(2.5)

Nota.- [1] Denota las medias mensuales de las tasas de crecimiento. Las cifras en paréntesis son las desviaciones típicas correspondientes.

Nota.- Los datos de 1987 se refieren al período Enero-Abril. La versión desestacionalizada de ALP es la que estaba en vigor cuando se llevaron a cabo las intervenciones de Marzo y Abril

Fuente: Banco de España y elaboración propia.

Si se llevase a cabo un ejercicio similar con los datos de la serie desestacionalizada se obtendrían conclusiones muy similares a las citadas, tanto por análisis de la tasa T^1_1 como de la tasa de crecimiento acumulado desde el mes de diciembre anterior.

Por consiguiente, al menos para el seguimiento informal a corto plazo de la serie, no resulta obvia la necesidad de disponer de una versión desestacionalizada de la misma. Aparecen, sin embargo, algunas diferencias entre ambas series. La serie desestacionalizada presenta en el primer cuatrimestre de 1987 valores de T^1_1 superiores a los de la serie original. Concretamente, la discrepancia en el mes de Febrero es importante y resultó alarmante para la autoridad monetaria y, en consecuencia, para los mercados financieros. Las consecuencias de tal interpretación fueron importantes: La autoridad monetaria aumentó el coeficiente de caja y encareció el crédito, lo que provocó una subida de 10 puntos en el tipo de interés del mercado interbancario, sin que, por otra parte, se lograra controlar la evolución del agregado, posiblemente por una notable insensibilidad del mismo a alzas en los tipos de interés.

Conviene resaltar que la preocupación surgió, fundamentalmente, de la observación de los valores de la tasa T^1_1 de la versión desestacionalizada de ALP, y no de su repercusión sobre el grado de cumplimiento del objetivo. De hecho, en la Tabla 2 se muestra: 1) que la predicción del crecimiento anual de ALP apenas cambió en dichos meses, y 2) que desde diciembre de 1986, cuando se trazó el objetivo anual de crecimiento de ALP del 8%, se disponía de una predicción de crecimiento

anual para 1987 alrededor de 12.5%.

Por último, en cuanto al seguimiento a corto plazo de la serie de ALP, la versión desestacionalizada presenta una dificultad: Si bien es cierto que reduce la desviación típica de la tasa T^1_1 (véase última fila de la Tabla 4 así como la Figura 7), en cambio genera una mayor volatilidad en los valores mensuales de la tasa de crecimiento acumulado (véase la última fila de la Tabla 5). La tasa T^1_1 es, por naturaleza, muy volátil y de dudoso interés para el seguimiento de la política monetaria (véase Trujillo y Novales (1987)). El crecimiento acumulado desde diciembre es mucho más suave y apropiado para realizar dicho seguimiento (como el propio Banco de España hace en su Boletín Económico mensual). Por consiguiente, el exceso de volatilidad de dicha tasa, cuando se calcula a partir de la serie desestacionalizada, es un aspecto negativo de dicha serie.

Por otra parte, en tanto en cuanto la desestacionalización, al menos parcialmente, elimine las fluctuaciones producidas por la heterogeneidad de los meses del año, la evolución de una serie desestacionalizada debería ser menos volátil que la serie original correspondiente. Sin embargo, al menos con la tasa de crecimiento acumulado, el resultado es precisamente el opuesto.

En la misma Tabla 5 puede apreciarse que, en promedio, los valores mensuales de la tasa acumulada de crecimiento son muy similares a los que, efectivamente, se registraron a final de año. Los mismos promedios, obtenidos en la serie desestacionalizada, se separan bastante más del crecimiento anual resultante. Ello es reflejo de una peculiaridad de la serie desestacionalizada; si se

observa su evolución (véase la Figura 8), especialmente en los 3 últimos años, puede verse que existe un "overshooting" en la evolución de la serie con respecto al crecimiento final registrado. Así, tras un valor inicial en consonancia con el de final del año, la tasa acumulada enseguida pasa a indicar ritmos de crecimiento muy superiores a los que finalmente se produjeron.

Previamente a 1984 esta regularidad se dio en unos años más que en otros, pero, a casi todos los efectos, carece de interés analizar el comportamiento de ALP en dichos años. De modo similar, es posible que su comportamiento en los tres últimos años se deba a la capacidad de la autoridad monetaria de controlar, a lo largo del año, un crecimiento, inicialmente excesivo, de dicho agregado. Sin embargo, carecemos de información para hacer tal juicio. Otra posible interpretación de este fenómeno se ofrece en Novales y Trujillo (1987). El aspecto que aquí se pretende resaltar es que la señales dadas por la serie original y la versión desestacionalizada que se utiliza como objetivo en la primera mitad de cada uno de los años últimos ha sido bien diferente. Concretamente, en febrero de 1987, el crecimiento acumulado desde diciembre de 1986 de la serie desestacionalizada era un 84% superior al de la serie original. El crecimiento de la primera de ellas, seguida por la autoridad económica, motivó las importantes intervenciones ya citadas.

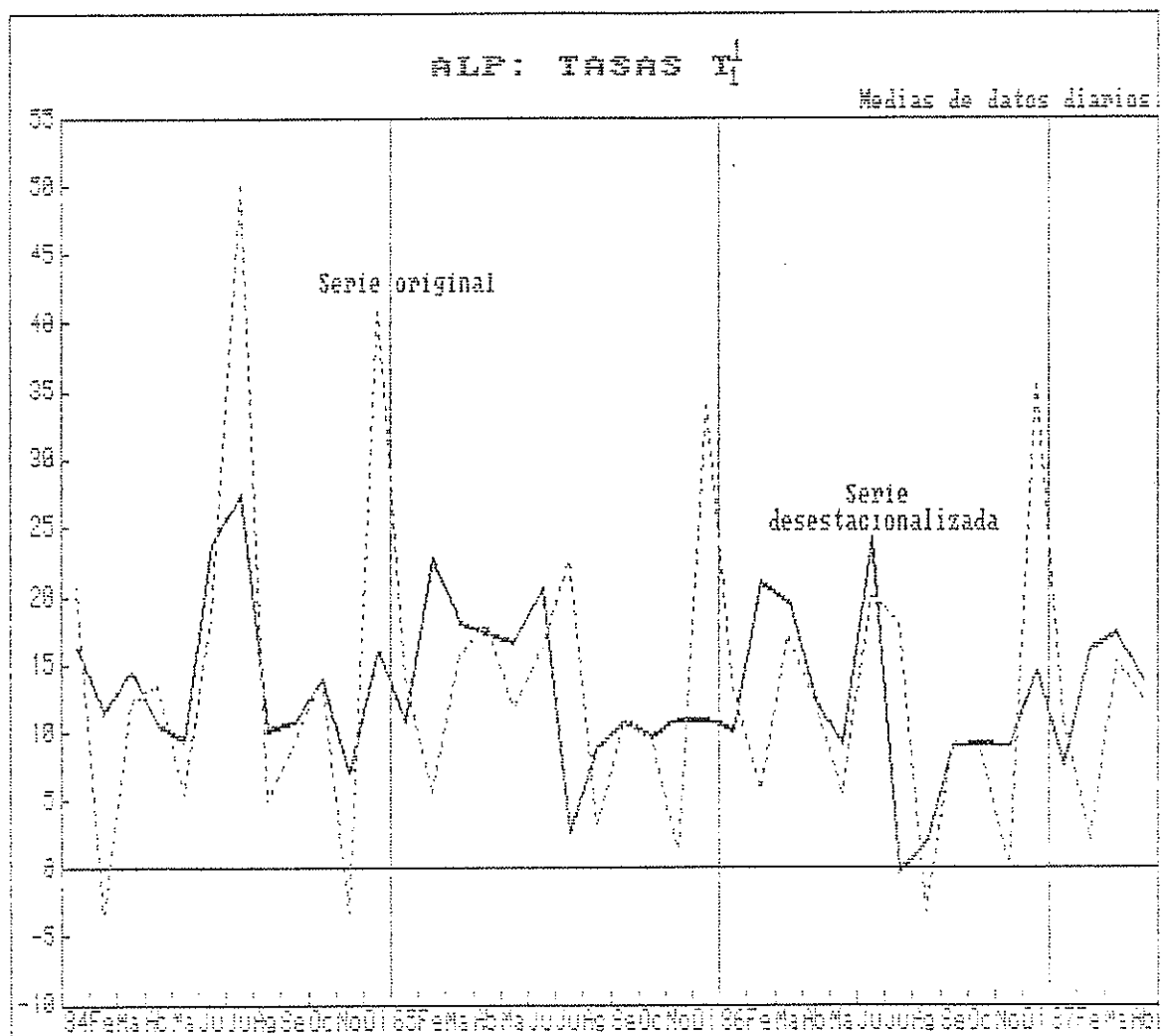


Figura 7

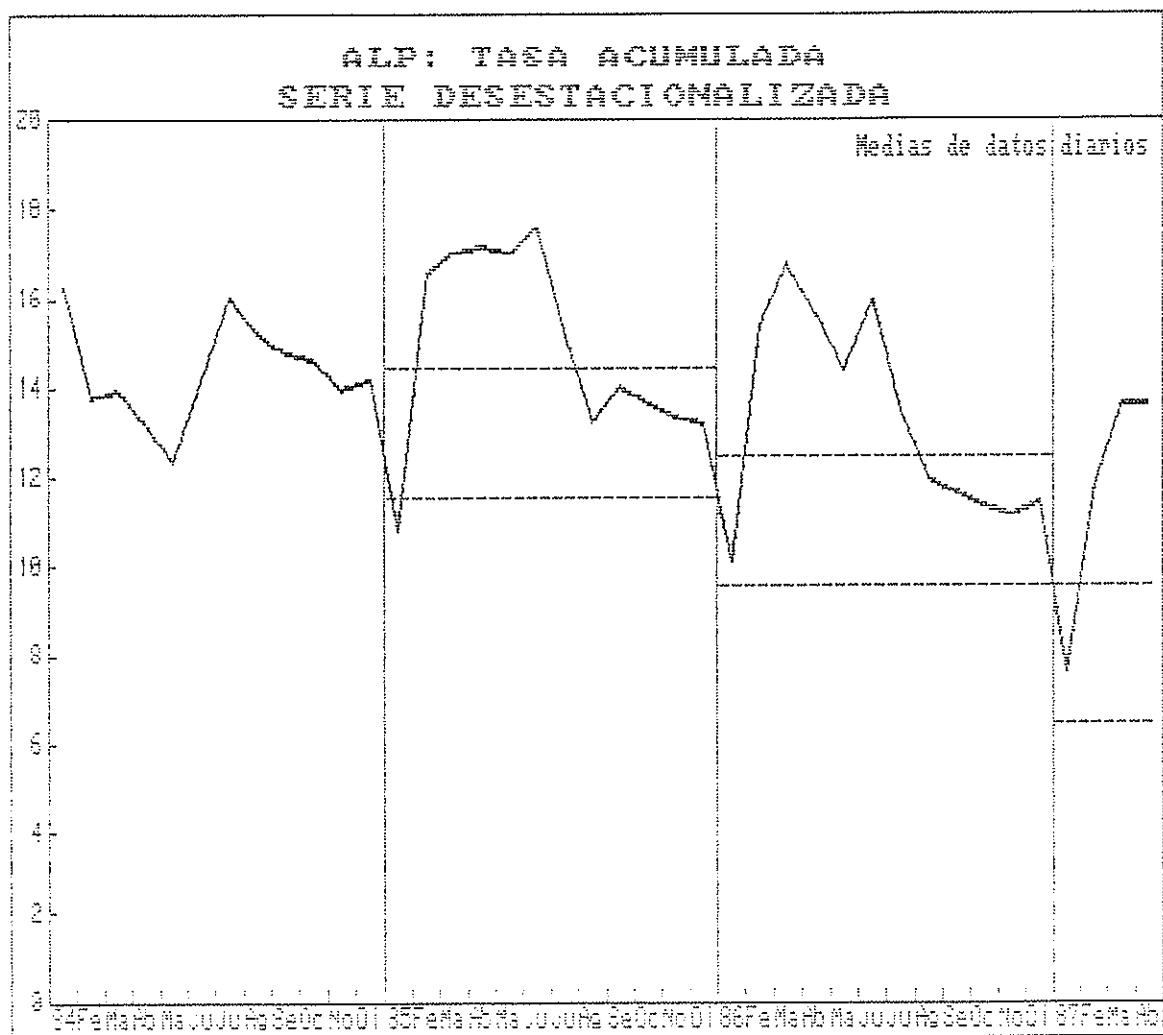


Figura 8

8. ALTERNATIVA A LA DESCOMPOSICION ESTACIONAL.

En las secciones previas hemos detallado una serie de aspectos por los que consideramos negativa la descomposición estacional de series económicas, especialmente si, como lamentablemente suele ocurrir, se ignora la serie original de la que se partió.

Afortunadamente, el analista de series temporales tiene alternativas que permiten tratar de modo totalmente adecuado las características estacionales de una variable económica. De hecho, en este artículo y en alguna de las referencias citadas, se ha mostrado evidencia en el sentido de que un análisis Box-Jenkins de la estacionalidad de una serie, no es inferior al que se obtiene mediante su descomposición estacional. Este hecho, unido a la complejidad y las arbitrariedades inherentes al proceso de selección de una versión desestacionalizada de una serie, debería desaconsejar tales ejercicios.

Como es bien conocido, a diferencia de lo expuesto en las secciones previas, el análisis Box-Jenkins incorpora la estructura estacional de una variable junto con su estructura estocástica no estacional. Una vez estimado tal modelo, si por alguna razón, quisiera obtenerse una versión desestacionalizada de la serie, podría seguirse el siguiente procedimiento. Supongamos que se ha identificado y estimado el modelo:

$$\phi(B^s) \phi(B) (1-B^s)^m (1-B)^m \log Y_t = \theta(B^s) \theta(B) a_t$$

que puede también escribirse:

$$\phi(B) (1-B)^m \left[\frac{\phi(B^s) (1-B^s)^m}{\theta(B^s)} \log Y_t \right] = \theta(B) \cdot a_t$$

o bien,

$$\phi(B)(1-B)^m Z_t = \theta(B) \cdot a_t$$

$$\text{donde: } Z_t = \frac{\phi(B^s) \cdot (1-B^s)^m}{\theta(B^s)} \log Y_t$$

La serie Z_t puede definirse como la versión desestacionalizada de la variable $\log Y_t$. No es obvio cómo obtener a partir de ella una serie que pudiese considerarse la versión desestacionalizada de Y_t , aunque debería esperarse que $\exp(Z_t)$ no tuviese características estacionales. Sin embargo, tratar de relacionar la serie así obtenida con la serie original Y_t encerraría alguna aproximación no trivial¹⁹

Por ejemplo, en el caso del modelo ARIMA $(0,1,1) \times (0,1,1)_{12}$:

$$\nabla \nabla_{12} \log Y_t = (1-\theta B)(1-\theta B^{12})a_t$$

se tendría la "versión desestacionalizada":

¹⁹ También es cierto que en el caso de una variable que no precisa de la transformación logarítmica para alcanzar la estacionalidad, la consideración de Z_t como versión desestacionalizada de Y_t tiene perfecto sentido. Debe asimismo resultar claro que, en este caso, la componente estacional no sería independiente de la versión desestacionalizada de la serie.

$$Z_t = y_t - (1-\theta) \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \theta^{i-1} \cdot y_{t-12i}$$

y:

$$Z_t = Z_{t-1} + (1-\theta B) \cdot a_t$$

donde $y_t = \log Y_t$. Aunque la serie desestacionalizada tendría media cero, la última ecuación añade una tendencia estocástica a dicha serie.

Es evidente que la estacionalidad de una serie requiere ser tratada adecuadamente, so pena de incurrir en importantes errores de modelización y previsión. El análisis Box-Jenkins permite hacer tal tratamiento de modo natural. Como ya hemos visto en secciones anteriores, a efectos de predicción y seguimiento a corto plazo de una serie, dicho tratamiento de las características estacionales de la serie es totalmente satisfactorio. Es cierto que este tipo de análisis puede presentar dificultades para descomponer una serie en sus componentes estacional y no estacional. Pero, también hemos expuesto las dificultades relacionadas con tal descomposición, así como criticado las razones que normalmente se dan en su favor. Las cuestiones que debe responder el practicante de métodos de descomposición estacional de series económicas, son: ¿para qué es preciso descomponer una serie en dichos componentes? ¿Qué añade dicha descomposición que no esté ya incorporado en el tratamiento de estacionalidad que proporciona el análisis Box-Jenkins?

La comparación con el tratamiento Box - Jenkins sugiere la referencia a otra peculiaridad de los métodos de descomposición estacional:

Si se está dispuesto a ajustar estacionalmente una serie temporal, posiblemente sobre la

base de que la componente estacional puede oscurecer la verdadera estructura estocástica de la serie, ¿por qué no se ajustan asimismo algunas anomalías cuyo origen se conoce, como las producidas por el distinto número de días que el mercado está abierto cada mes, o las huelgas bancarias, en el caso de agregados monetarios? Es bien conocido que la presencia de unas pocas observaciones atípicas puede alterar totalmente la estructura estocástica de una serie económica.

Como se explica en Maravall y Salaverría (1986), los efectos de las observaciones anómalas se tienen en cuenta al calcular los factores estacionales, pues la estimación de la componente estacional de la serie podría venir afectada por los mismos. Una vez estimados los coeficientes de estacionalidad mensuales a partir de la serie corregida de los efectos deterministas que hayan existido en el período muestral, dichos efectos se introducen en la serie, tanto en la original como en la ajustada de estacionalidad (si es que tuvieron efectos estacionales), y se vuelve a calcular el coeficiente de estacionalidad como cociente de ambas series.

Ya se ha comentado antes que las instituciones realmente interesadas disponen hoy en día de métodos suficientemente sofisticados como para llevar a cabo el tratamiento estadístico de tales observaciones atípicas, así como para evaluar el significado de las fluctuaciones a corto plazo de la serie de ALP no corregida por estacionalidad.

Nuestra posición es que no se debe corregir la serie del primer tipo de características, sino dejar al investigador que haga de las mismas el tratamiento que considere adecuado. Pero exacta-

mente el mismo razonamiento debería aplicarse a las características estacionales de una serie. De hecho, podría responderse con el argumento contrario: Si no se cree necesario dar la serie corregida de estos efectos atípicos, ¿por qué debe considerarse tan importante dar la serie corregida de estacionalidad?

9.- DESESTACIONALIZACION Y DEFINICION DEL OBJETIVO DE CONTROL MONETARIO.

El objetivo de crecimiento de un agregado monetario es anual, y no difiere (salvo aproximaciones numéricas) para las series original y de-sestacionalizada. En consecuencia, cualquier individuo puede examinar la serie original de ALP para detectar cómo se va cumpliendo el objetivo. Para agentes introducidos en el funcionamiento de los mercados financieros, es conocido que existe una clara estacionalidad a lo largo del año, por lo que no se espera que el crecimiento de dicho agregado sea uniforme a lo largo de todos los meses.

La posible dificultad aparece cuando la autoridad monetaria desea que el crecimiento del agregado monetario sea lo más uniforme posible. Acabamos de mencionar que la estacionalidad impedirá que ello ocurra; por tanto, surge la necesidad de introducir "correcciones" que permitan descontar los efectos específicos de cada mes, y así generar una serie artificial de datos, todos comparables entre sí.

Notemos, pues, que la necesidad del ajuste estacional surge del requerimiento de uniformizar el crecimiento del agregado. Sin embargo, dicho crecimiento no necesariamente se uniformiza con la desestacionalización; simplemente se produce otra serie de datos para la que, supuestamente, es más fácil conseguir un crecimiento uniforme²⁰.

²⁰ Lamentablemente, ésta no es una observación trivial. En efecto, es muy posible que la excesiva atención que se presta a los valores de la tasa

En cualquier caso, el público no necesita que el crecimiento de un agregado monetario sea uniforme. Si le preocupa en cambio, cuál será la reacción de la autoridad monetaria tras conocer una nueva cifra mensual de crecimiento de los ALP desestacionalizados. Es ésta la única razón por la que dicha serie desestacionalizada interesa a los mercados financieros. A efectos de un posible análisis de coyuntura, los agentes podrían utilizar la serie original de ALP, para actualizar cada mes la predicción del crecimiento que se producirá a fin de año. Para ello, bastaría utilizar un modelo ARIMA como el analizado en el apartado anterior. Si la serie tiene estructura estacional significativa, un modelo como el mencionado evalúa las variaciones observadas de acuerdo con las que se produjeron en los mismos períodos de años anteriores.

La utilidad de predecir la evolución futura de la serie desestacionalizada de los ALP, por ejemplo, es ya bastante más dudosa. De nuevo, tal ejercicio no puede tener más interés que tratar de prever las reacciones de una autoridad económica que puede estar realizando simultáneamente el mismo tipo de ejercicios estadísticos.

Por supuesto que la autoridad económica debe tener en cuenta la estacionalidad inherente en la serie de su objetivo intermedio. Tras evaluar una cifra de crecimiento anual consistente con sus objetivos últimos de crecimiento de precios y del gasto nominal, debería distribuir el crecimiento

T_1^1 de ALP, y su comparación con el objetivo anual, provengan de la creencia de que el comportamiento mensual de la serie desestacionalizada debiera ser uniforme para todos los meses del año.

objetivo del agregado monetario entre los meses del año, teniendo en cuenta, entre otras cosas, la estacionalidad de la serie. Esta es la línea propuesta en Novales y Trujillo (1987). Por supuesto, una cuestión fundamental será la de lograr la consistencia entre las previsiones de crecimiento mensuales y anual.

Sería muy informativo para los agentes privados que, al anunciar los objetivos de política monetaria del año, no sólo se comunicase la tasa objetivo de variación anual, sino también la distribución mensual que se espera a priori. Al efectuar dicho ejercicio, es evidente que no es preciso, ni conveniente, distribuir uniformemente a lo largo de todo el año el crecimiento anual que se pretende. Es en ese momento cuando la autoridad monetaria ha de tener en cuenta las posibles características estacionales en la serie. Sin embargo, una vez elaborada y anunciada la senda objetivo de evolución anual, el público podría despreocuparse completamente de cualquier versión desestacionalizada de la serie de ALP. De este modo, bastaría comparar las realizaciones mensuales de la serie original de ALP con la senda mensual anunciada para la misma, para prever las posibles reacciones de la autoridad monetaria. La posible preocupación de la autoridad monetaria por errores que pudiera cometer en la predicción mensual del agregado debe ser, sin duda, una cuestión bastante secundaria.

APENDICE

Las predicciones de ALP que se citan en las Secciones 3 y 7 fueron obtenidas de los modelos:

1.- Serie Original

$$(1 - \phi B) \nabla^2 \nabla_{12} \ln ALP_t = (1 - \theta B) (1 - \theta B^{12}) a_t$$

2.- Serie Desestacionalizada.

$$(1 - \phi B) \nabla^2 \ln ALP_t = (1 - \theta B) a_t$$

donde cada serie había sido corregido, previamente, de un análisis de intervención que más adelante se cita. Los modelos se estimaron con datos mensuales a partir de (1977,1) para cada uno de los meses : (1985,12) -(1987,3), obteniéndose en cada caso, la predicción para el mes siguiente. Los modelos estimados inicial y final, en cada serie, fueron:

Serie	Modelo Inicial (1985,12)				Modelo final (1987,3)			
	ϕ	θ	Θ	$\hat{\sigma}^2$	ϕ	θ	Θ	$\hat{\sigma}^2$
Original	.161	.967	.622	.32%	.151	.980	.518	.33%
	(.094)(.041)(.091)				(.088)(.036)(.091)			
Desestacio- nalizada	.234	.889		.24%	.213	.907		.25%
	(.104)(.052)				(.100)(.042)			

En el modelo estimado para la serie original hay que observar que el parámetro autoregresivo tiene un valor del estadístico t inferior a 2, a pesar de lo cual se conservó, pues permite obtener mejores predicciones. Por la misma razón se mantu-

vo el número de diferencias de ese modelo, a pesar de que el parámetro media móvil regular es próximo a 1.

La serie desestacionalizada tiene siempre una desviación típica estimada inferior a la de la serie original, ortogonales entre sí, en que se descompuso la serie original. Ello no significa que las predicciones de la primera serán mejores, como ya se ha visto en la Sección 3. Las varianzas residuales de la serie desestacionalizada no tienen en cuenta el efecto del error de estimación de la componente estacional.

La Tabla 6 recoge las intervenciones realizadas en ambas series. Hay varias cuestiones de interés. Por una parte, la serie original requiere menos intervenciones. Por otra, las intervenciones no son tan persistentes. Por ejemplo, en diciembre de 1982, junio de 1984 y julio de 1986, la serie desestacionalizada requirió intervenciones en 2 meses consecutivos, por 1 mes, 0 meses y 1 mes, respectivamente, en la serie original. La intervención de junio/julio 1985 cambia en tipo y mes de una serie a otra, sin que haya justificación aparente.

En ambos casos, se intervinieron los valores atípicos que, por su magnitud o localización temporal pudieran tener influencia significativa sobre las predicciones. Aún quedaron residuos claramente fuera de la banda $\pm 2\sigma$ en ambas series.

TABLA 6

Coeficiente estimado			
Mes	Año	Serie Original	Serie Desestacionalizada
Agosto	1979	-.008 (.003)	-.008 (.002)
Diciembre	1982	-.009 (.003)	-.008 (.002)
Enero	1983	-----	.006 (.002)
Junio	1984	-----	.008 (.002)
Julio	1984	-----	.010 (.002)
Febrero	1985	.004 (.003)	.006 (.002)
Junio	1985	-----	.006 (.002)
Julio	1985	-.014 (.003)	-----
Febrero	1986	-----	.005 (.002)
Julio	1986	.016 (.004)	-.012 (.003)
Agosto	1986	-----	-.008 (.002)

Nota.- Todas las intervenciones son del tipo de escalón, excepto la de junio de 1985 en la serie desestacionalizada, que es del tipo impulso.

10. CONCLUSIONES

La estimación de la componente estacional de una serie económica permite su descomposición entre dicha componente estacional estimada y la diferencia entre ambas, llamada serie desestacionalizada. En este artículo se muestra evidencia en el sentido de que tal descomposición no mejora la predicción de la serie, ni tampoco su seguimiento a corto plazo. Por otra parte, es cuestionable que sea preciso depurar una serie de una componente estacional estimada para poder identificar su estructura estocástica, ya sea por sí sola, o en relación con otras variables.

Tampoco resulta obvio que con la desestacionalización se facilite al público la comprensión de la información. En muchos casos, la afirmación contraria parece más correcta.

Conviene poner de manifiesto que, siendo opuestos al uso de series desestacionalizadas en economía, dicha oposición no surge de las técnicas empleadas para desestacionalizar. Al contrario, los procedimientos técnicos son analíticamente sofisticados y ejecutados con rigor. Sin embargo, la elección de una sólo de entre el continuo de versiones desestacionalizadas de una variable requiere de criterios adicionales que, si bien son razonables en otras disciplinas científicas, son cuestionables en Economía.

Sería más interesante esforzarse por tratar de conseguir una definición satisfactoria del concepto de estacionalidad, así como por poner claramente de manifiesto en cada caso los objetivos que con la desestacionalización se persiguen.

Con todo, uno de los aspectos más negativos de la utilización usual de los métodos de desestacionalización es el proceso de cambio constante (generalmente anual) en las series objeto de este tipo de análisis. La disponibilidad de nuevas estimaciones de los coeficientes estacionales de la serie conduce habitualmente a una modificación de todo el pasado de la serie. Este proceder parece entender las propiedades estacionales de una serie como una característica invariable de la misma que cada año se conoce mejor, más que como una característica de la variable que evoluciona en el tiempo y a la que continuamente pretendemos aproximarnos.

Esto, junto con el olvido en que suele sumirse a la variable original, es la causa fundamental del rechazo que en este artículo se manifiesta. No sólo se construye una serie temporal mediante métodos no accesibles al gran público, sino que se hace de ella el centro de atención de la política monetaria. Así se obliga a los mercados financieros a tratar de anticipar el comportamiento futuro de una serie temporal ¡no observable! de datos. El resultado final es un aumento, innecesario y evitable, de la incertidumbre en el funcionamiento de dichos mercados.

Pero, además, en este artículo se ha aportado evidencia empírica en el sentido de que algunas de las razones que suelen justificar la desestacionalización (por ejemplo, mejora en la predicción) no son válidas. Puesto que existen procedimientos alternativos para tratar las características estacionales de una serie, no resulta evidente el interés por someterse a las dificultades arriba citadas.

11.- REFERENCIAS

Abraham, B. y C. Chartterjee (1983): "Seasonal Adjustement with X-11-ARIMA and Forecast Efficiency", Time Series Analysis. p. 13-22.

Bell, W. y S. Hillmer (1984): "Issues Involved With the Seasonal Adjustment of Economic Time Series" journal of Business and Economic Statistics, v.2, n° 4, p. 291-320.

Box, G. S. Hilmmmer y G. Tiao (1978): "Analysis and Modeling of Seasonal Time Series", en Seasonal Analysis of Economic Time Series, ed. por A. Zellner, Washington, D.C.: U.S. Departement of Commerce, Bureau of the Census.

Engle, R. (1978): "Estimating Structural Models of Seasonality" en Seasonal Analysis of Economic Time Series, ed. por A. Zellner, Washington, D.C.: U.S. Departement of Commerce, Bureau of the Census.

Gachocco, (1987)

Granger, C. (1978): "Sesasonality: Causation, Interpretation, and Implications" en Seasonal Analysis of Economic Time Series, ed. A. Sellner, Washington, D.C.: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.

Granger, C. y P. Newbold (1974). "Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics, 2, p. 111-120.

Grether, D. y M. Nerlove (1970): "Some

Properties of Optimal Seasonal Adjustment" 'Econometrica' 38, 682-703.

Hillmer, S. y G. Tiao (1982): "An ARIMA-Model Based Approach to Seasonal Adjustment" 'Journal of the American Statistical Association', 77, p. 63-70.

Jorgenson, D. (1967): "Seasonal Adjustment of data for Econometric Analysis", Journal of the American Statistical Association 137-140.

Kuznets, (1933): "Seasonal Variations in Industry and Trade", New York, NBER.

Maravall, A. (1987): "The Use of Arima Models in Unobserved Components Estimation: An Application to Spanish Monetary Control". Documento de Trabajo 8701, Banco de España.

Maravall, A. y J. Salaverría (1986): "La desestacionalización de las Series de Agregados Monetarios". Boletín Económico del Banco de España, Junio 1986, p. 17-33.

Nerlove, M., D. Grether y J. Carvalho (1979): "Analysis of Economic Time Series. A Synthesis." Academic Press.

Nettheim, N. (1965): "A Spectral Study of 'overadjustment' for seasonality" Working Paper nº 21. U.S. Bureau of the Census.

A. Novales y Trujillo, J.A. (1987): "El objetivo Monetario" Documento FEDEA, 87-14.

Organization for Economic Cooperation and Development (1961) "Seasonal Adjustment on

Electronic Computers. Paris: OCDE

Roberts, H.V. (1978): "Comments on The Analysis of Single and Related Time Series Into Components: Proposals for Improving X-11" by R. Baron, en Seasonal Analysis of Economic Time Series

Sims, C. (1974): "Seasonality in Regression" Journal of the American Statistical Association, 618-626.

Treadway, A. (1987): "Comentario a "Descomposición de Series temporales: Especificación, estimación e Inferencia", de A. Maravall", manuscrito.

Wallis, K (1974): "Seasonal Adjustement and relations between variables". Journal of the American Statistical Association 18-32.

Watts, D.G. (1978): "Comments on 'Estimating Structural Models of Seasonality' by R. Engle" en Seasonal Analysis of Economic Time Series.

ERRORES DE PREDICCIÓN DE ALP, UN MES HACIA ADELANTE

	Serie Original			Serie desestacionalizada		
	Valor real	Error Absoluto	Error %	Valor real	Error Absoluto	Error %
1987						
Enero	28.798	-37.5	.13%	28.553	-25.7	.09%
Febrero	28.798	31.7	.11%	28.871	8.7	.03%
Marzo	29.154	20.4	.07%	29.185	23.3	.08%
Abril	29.541	67.9	.23%	29.590	109.3	.37%
Mayo	29.719	14.9	.05%	29.927	12.0	.04%
Junio	29.922	-153.0	.51%	30.113	-144.9	.48%
Julio	30.539	-263.8	.86%	30.312	-103.2	.34%
Agosto	30.855	276.5	.90%	30.773	178.0	.58%
Septiembre	31.159	124.4	.40%	31.114	18.7	.06%
Octubre	31.611	207.9	.66%	31.571	126.0	.40%
Noviembre	31.709	85.5	.27%	31.962	28.8	.09%
Diciembre	32.459	-68.2	.21%	32.299	-32.3	.10%
1988						
Enero	32.858	-3.3	.01%	32.657	9.8	.03%
Febrero	32.756	-45.9	.14%	32.856	-171.3	.52%
Marzo	33.125	-3.3	.01%	33.147	-49.8	.15%
Abril	33.461	-60.3	.18%	33.537	53.6	.16%
Mayo	33.602	-40.4	.12%	33.823	-64.3	.19%
Junio	33.926	3.4	.01%	34.115	-47.8	.14%

ERROR CUADRATICO MEDIO

(en miles de millones de pesetas)

	Desde Enero 1987 a 12/87	Durante 1988 a 6/88	Durante 1988 a 6/88
Serie Original:	143.7	119.1	35.1
Serie Desestacionalizada:	88.9	86.9	82.9