

8210

DESAGREGACION TEMPORAL DE SERIES ECONOMICAS

Ricardo Sanz

Preparado para su presentación en el
TERCER CONGRESO LATINOAMERICANO DE LA ECONOMETRIC SOCIETY
Ciudad de México, 1982

ABSTRACT

The purpose of this paper is to analyze different disaggregation procedures and to outline the relations between some of them. The final end is to obtain quarterly estimates of the main magnitudes of the Spanish National Accounts, within a project which is presently underway at Bank of Spain.

The presentation of different methods is integrated in a nested sequence, in the sense that relatively simple methods can be considered as particular cases of more general and complete ones. Properties of methods that start from a priori restrictions on the shape of the disaggregated series and methods that maximise a single criterion function are outlined, the latter being preferable in general from a theoretical point of view, since their statistical properties can be derived. Also the empirical results obtained with the second approach are better, in the sense that they follow more closely the pattern of the indicator used to interpolate the annual series.

The paper points out the economic significance of the options -such as additive versus multiplicative- offered by the more elaborated methods and attempts to define the basic criteria that should be followed in creating quarterly estimates of economic series.

Introducción

En numerosos países se ha sentido, antes o después, la necesidad de conocer la evolución a corto plazo de un conjunto de variables económicas que permitieran analizar de un modo integrado las relaciones dominantes en una economía, cuantificar las consecuencias previsibles de políticas económicas alternativas, o predecir el futuro inmediato de algunas macromagnitudes relevantes. Esta necesidad condujo a los países con mayores posibilidades en el tratamiento y elaboración de la información estadística a plantearse la estimación de una Contabilidad Nacional con periodicidad trimestral (*).

Como paso previo hacia este objetivo, y como complemento necesario para disponer de series históricas utilizables en la formulación y estimación de modelos econométricos, surge la conveniencia de obtener desagregaciones trimestrales de las series anuales retrospectivas de Contabilidad Nacional. En el Servicio de Estudios del Banco de España se está desarrollando actualmente un proyecto de trabajo con esta finalidad.

Este trabajo se centra en los aspectos metodológicos (**) del problema básico planteado: dada una magnitud anual, cómo obtener unas cifras trimestrales compatibles con ésta y que utilicen al máximo la información con

(*) En O.C.D.E. (1979) se encuentra un resumen de los trabajos llevados a cabo actualmente en este campo por los principales países industrializados.

(**) Una presentación general de los trabajos de trimestralización realizados en el Banco de España se encuentra en J. Rodríguez y R. Sanz (1982). En R. Sanz (1982) se desarrolla más ampliamente el contenido de esta comunicación.

tenida en otra serie, igualmente trimestral y que llamaremos *indicador*.

La elección del indicador se basará en consideraciones teóricas, o de otro tipo, y aunque no nos detendremos en ellas aquí, admitiremos que han permitido llegar a la conclusión de que su evolución es informativa respecto a la que debería seguir la serie trimestral que se trata de estimar. En algunos casos, no existirá ningún indicador disponible, por lo que el problema se reducirá a generar cuatro datos trimestrales partiendo del correspondiente dato anual, bajo algún criterio que se considere válido.

Lo dicho hasta aquí puede sugerir un primer criterio de clasificación de diferentes métodos propuestos en la literatura, según que éstos utilicen o no un indicador. Sin embargo, de métodos que desde su planteamiento inicial cuentan con la existencia de indicadores se deducen, como casos particulares, otros más simples y que no incorporan información exógena, por lo que no nos detendremos aquí en estos últimos.

Con independencia del grado de información que cada método trata de incorporar, unos abordan el problema introduciendo una serie de condiciones o restricciones particulares; dadas estas condiciones impuestas a priori, la solución del problema será única en cada caso; entre éstos se cuentan Lisman y Sandee (1964), Vangrevelinghe (1966) y Bassie (1958). Otros métodos parten de la fijación de un único criterio objetivo que la serie trimestral debe respetar, con lo que la solución al problema planteado se reduce a un sencillo ejercicio de optimización, o parten de un contexto de análisis de regresión; entre ellos, Boot, Feibes y Lisman (1967), Ginsburg (1973), Denton (1971) y Chow-Lin (1971). Más recientemente, E. de Alba (1981) ha propuesto un enfoque bayesiano del problema.

De los métodos citados, nos centraremos básicamente en un análisis de los propuestos por Bassie, Denton y Chow-Lin. Toda la exposición se basa en el problema de trimestralización origen de este trabajo, si bien es totalmente aplicable a la obtención, por ejemplo, de datos mensuales a partir de trimestres, o a cualquier otra desagregación temporal. Por la misma razón, la exposición se centra en la trimestralización de un flujo; esto es, la compatibilidad entre datos anuales y trimestrales antes señalada se entiende en el sentido de que la suma de los datos trimestrales debe igualar a los correspondientes datos anuales, tal como exige la trimestralización de series de producto, gasto o rentas de la Contabilidad Nacional. Otro criterio alternativo de compatibilidad podría consistir en que fuese la media de cuatro trimestres la que se ajustara al dato anual, como correspondería, por ejemplo, a la trimestralización de un deflactor o un índice de precios anuales. El paso de un criterio al otro es trivial, por lo que, sin pérdida de generalidad, en lo sucesivo nos referiremos siempre al caso ya citado de un flujo anual.

El análisis de los métodos citados lleva a recomendar la utilización del propuesto por Denton, con una ligera modificación.

1. Método de Bassie

Este es el ejemplo más elaborado de los métodos que parten de un conjunto de condiciones que se imponen a priori sobre el resultado a obtener, y ha conocido una amplia utilización (véase al respecto el informe ya citado de la O.C.D.E.).

Uno de los objetivos que el método trata de cumplir es que la adición de nuevos datos anuales a una serie previamente trimestralizada modifique mínimamente los

datos trimestrales ya obtenidos. Este criterio presenta ventajas de orden práctico, pero puede distar mucho de ser óptimo, ya que no hay ninguna razón para rechazar sistemáticamente que los nuevos datos anuales contienen información relevante a incorporar en los trimestres de varios años anteriores. Para respetar este criterio de revisiones mínimas sobre el pasado, el método opera por ajustes sucesivos sobre dos años consecutivos, en los que se distribuye la discrepancia observada entre el valor que toma el indicador en un año dado y el dato anual correspondiente, digamos K_t , siguiendo cuatro criterios básicos que pueden resumirse así: 1) Para el primer año de dicho ajuste no se corrige nada de la discrepancia total anual K_t ; 2) Para el segundo año se distribuye entre los cuatro trimestres la discrepancia total de dicho año K_{t+1} ; 3) Para evitar rupturas en el paso de un año al siguiente, se impone que la corrección aplicada al principio del primer año sea nula; y 4) Al final del segundo año, al no incorporar la información contenida en los datos de los años siguientes, se ignora cómo evolucionará la tendencia de la discrepancia. El método introduce el supuesto de que esta tendencia acaba al terminar el segundo año. Es decir, la curva que expresa la corrección tenderá a ser horizontal al final del segundo año.

Esta cuarta condición refleja con toda claridad el precio a pagar para mantener el criterio de revisión mínima de los datos anteriores. En la medida en que se incorporara mayor horizonte de información sería posible, en general, captar mejor la tendencia de la discrepancia. El sistema operativo ya descrito centrado exclusivamente en dos años sería óptimo solamente en aquellos casos en que la toma en consideración de más datos anuales no incorporara información relevante para definir mejor la tendencia.

Las cuatro condiciones anteriores se formalizan fácilmente y se deducen los pesos relativos que aplicados a cada K_t permiten su distribución por trimestres y la consiguiente obtención de la serie trimestralizada (*). Como estos pesos trimestrales son constantes en cada uno de los ajustes sobre dos años con que opera el método, cuando K_t es sensiblemente constante a lo largo del tiempo se induce un comportamiento estacional en la serie trimestral estimada. Este efecto no deseable se ilustrará más adelante en una comparación entre resultados obtenidos con métodos alternativos.

La discrepancia K_t puede expresarse siguiendo dos criterios que designaremos como "aditivo" y "multiplicativo". Formalmente, si Y_t ($t=1, \dots, T$) es el flujo anual a trimestralizar, x_{tj} ($j=1, \dots, 4$) es el valor del indicador en el trimestre j del mismo año t , y \bar{x}_t es el valor medio del indicador en t , K_t viene dado, respectivamente, por:

$$K_t = Y_t - \sum_j x_{tj} \quad \text{y por} \quad K_t = \left((Y_t / Y_{t-1}) / (\bar{x}_t / \bar{x}_{t-1}) \right)^{-1}$$

Las implicaciones de cada criterio se pondrán de manifiesto más adelante, al examinar formulaciones alternativas del método de Denton.

2. Método de Denton

El método propuesto por F.T. Denton (1971) es el más general entre los basados en un criterio de minimi

(*) El desarrollo detallado del método y su sistema operativo puede verse en R. Sanz (1982), pp. 23 - 33.

zación cuadrática. Por otra parte, en algunos casos, sus resultados son preferibles a los derivados del método Bassie anterior. Además, si bien su punto de partida es un criterio puramente matemático, su solución puede reinterpretarse para aproximar su significación estadística, que evidencia propiedades muy deseables y que no pueden establecerse para el método anterior. Todo ello hace que este método pueda considerarse como el más adecuado para abordar el problema de trimestralización objeto de este trabajo.

Desde su planteamiento inicial, al igual que el Bassie, este método parte de la existencia de un indicador aunque será apto también para trimestralizar una serie anual sin indicador.

Como antecedentes inmediatos de este método existe, en primer lugar, el de Boot y otros (1967) planteado para generar una serie trimestral, en ausencia de indicador, a partir de la minimización cuadrática de un objetivo, y bajo la restricción de que la suma de los datos trimestrales obtenidos para cada año respeten el dato anual de partida. Formalmente, el problema se puede plantear como:

$$(1) \begin{cases} \min & y' Ay \\ \text{b.c.} & B'y = Y \end{cases}$$

donde y e Y son vectores $4T \times 1$ y $T \times 1$ respectivamente, B es una matriz $4T \times T$ que se definirá a continuación, y A es una matriz simétrica $4T \times 4T$ que varía con la función objetivo; por ejemplo, para minimizar la suma cuadrática de las primeras diferencias de la serie, $A = D'D$, donde D es una matriz $(4T - 1) \times 4T$. Las matrices D y B se definen como:

$$(2) D = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & & & & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$(3) B' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & & & & & & & & & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

La solución al problema (1) se obtiene a partir del correspondiente lagrangiano, cuya solución puede escribirse en la forma:

$$(4) \begin{bmatrix} Y \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & B \\ B' & \tilde{O} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} O \\ Y \end{bmatrix}$$

donde λ es un vector de T multiplicadores de Lagrange y la matriz \tilde{O} es $T \times T$.

Otro criterio de minimización alternativo, también propuesto por Boot y otros consiste en minimizar la suma de los cuadrados de las segundas diferencias de la serie, sujeto a la misma restricción suma del criterio anterior. Matricialmente, el problema se plantea en los mismos términos que (1) redefiniendo la matriz D para incorporar las segundas diferencias, por lo que la forma analítica de la solución sigue siendo (4).

Posteriormente, V.A. Ginsburg (1973), siguiendo un camino paralelo al utilizado antes por Vangrevelinghe (1966), propuso un modo de incorporar un indicador con un

método en tres etapas que parte del de Boot y otros. Tras algunas transformaciones, la solución de Ginsburg puede presentarse en la forma:

$$(5) \begin{bmatrix} Y \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & B \\ B' & O \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{b} A x \\ Y \end{bmatrix}$$

(donde \hat{b} es el estimador de b en la regresión $Y_t = a + b X_t + u_t$)

con $A = D'D$ —no considera otro criterio de diferenciación—. La expresión (5) coincide con la solución al problema de minimizar condicionalmente

$$(6) \sum_t \sum_j (\Delta y_{tj} - \hat{b} \Delta x_{tj})^2$$

Se verá inmediatamente que las expresiones (4) y (5) pueden considerarse como casos particulares del método de Denton.

Utilizando la misma notación anterior, Denton parte de la minimización de:

$$(7) \begin{cases} (y - x)' A (y - x) \\ \text{b.c. } B'y = Y \end{cases}$$

y la solución del correspondiente lagrangiano conduce a:

$$(8) \begin{bmatrix} Y \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & B \\ B' & O \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} A & \tilde{O} \\ B' & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x \\ r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & B \\ B' & O \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Ax \\ Y \end{bmatrix}$$

donde $r = Y - B'x$, O e I son $T \times T$ y \tilde{O} es $4T \times T$.

Puede verse que, cuando $A = D'D$, (8) se reduce a (5) si $\hat{b} = 1$, confirmando así la relación existente entre Ginsburg y Denton.

Por otra parte, en ausencia de indicador, $x = 0$, y (8) se reduce a (4), por lo que Boot y otros se obtiene como un caso particular de Denton (*), como es obvio al comparar las respectivas funciones objetivo (1) y (7) y definir A del mismo modo en ambos casos.

Conviene señalar que Denton no define D como en (2), sino como una matriz cuadrada $4T \times 4T$,

$$(9) \quad D = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & & & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

lo que le permite introducir ventajas importantes de orden computacional y simplificar la utilización de segundas diferencias en la función criterio a minimizar. El coste de estas simplificaciones es, sin embargo, muy elevado, ya que con (9) se establece la condición de que, en el trimestre inicial, $y = x$, lo que difiere sensiblemente del criterio de minimización impuesto al resto de la serie. Por consiguiente, es preferible utilizar la definición (2) de

(*) En realidad, para pasar de (8) a (4) basta con hacer $x = k$, donde k es una constante cualquiera: si se representa por A^{ij} ($i, j = 1, 2$) las matrices elementos de la inversa particionada que contienen ambas expresiones, puede verse que las series trimestrales que se derivan de (4) y (8) —digamos y_1, y_2 — son, respectivamente, $y_1 = A^{12}Y$ e $y_2 = A^{11}Ax + A^{12}Y$. Para que $y_1 = y_2$, cualquiera que sea es condición necesaria que $A^{11}Ax = 0$. Una condición suficiente para satisfacer esta última igualdad, si x es una constante distinta de cero, es que la suma de los elementos de las filas de $A^{11}A$ sea cero, condición que satisface la matriz $A^{11}A$, aunque resulta muy compleja su derivación analítica.

D, dada por Boot y otros, y utilizada también en Cholette (1979). De modo semejante, para introducir segundas diferencias en el problema, en lugar de utilizar $A = D'D'DD$, como hace Denton, es preferible definir $A = D2'D2$, donde $D2$ es $(4T - 2) \times 4T$:

$$(10) \quad D2 = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & & & & & & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}$$

Otra familia posible de funciones objetivo que considera Denton consiste en definir el criterio de minimización en términos de diferencias relativas:

$$\sum_t \sum_j \left[\Delta^h \left(\frac{y_{tj} - x_{tj}}{x_{tj}} \right) \right]^2 \quad (h = 0, 1, 2, \dots)$$

cuya solución bajo la restricción suma habitual conduce a:

$$(11) \quad \begin{bmatrix} y \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{-1} A X^{-1} & B \\ B' & O \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X^{-1} A X^{-1} & \tilde{O} \\ B' & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x \\ r \end{bmatrix}$$

donde X es una matriz diagonal formada con los elementos de x .

La diferencia básica que existe entre minimizar diferencias absolutas y relativas surge al resolver (8) y (11), utilizando para ello la inversión por bloques de la primera matriz particionada de ambas expresiones. En los dos casos, la serie trimestral, y , es de la forma:

$$(12) \quad y = x + Pr$$

donde $P = A^{-1}B(B'A^{-1}B)^{-1}r$ en el caso de diferencias absolutas y $P = XA^{-1}XB(B'XA^{-1}XB)^{-1}r$ con diferencias relativas.

En el primero —que denominaremos ajuste aditivo— la distribución del vector de T discrepancias anuales, r , entre los $4T$ trimestres se realiza mediante unas ponderaciones que no dependen del indicador x , mientras que en el segundo caso —que denominaremos ajuste multiplicativo— la distribución de las discrepancias es función de x .

En consecuencia, en el trabajo empírico, la decisión entre los dos criterios alternativos de ajuste debe basarse en una decisión previa sobre si la parte del dato anual no cubierta por el indicador debe distribuirse a lo largo del año con el mismo perfil del indicador o de un modo independiente de éste. Obviamente, en el primer caso se usará el criterio multiplicativo y, en el segundo, el aditivo.

Confirmando la última afirmación, tiene interés señalar que los resultados del ajuste aditivo son los mismos que se obtienen cuando se aborda el problema imponiendo *a priori* la no dependencia de r con respecto al indicador. Esto es, trimestralizando sin indicador la serie anual de discrepancias entre Y_t y el indicador medido en unidades anuales, y añadiendo el resultado la serie x_{tj} , se obtiene exactamente la serie trimestral resultante de la opción aditiva del método con las series Y_t y x_{tj} . Más adelante se muestra gráficamente las implicaciones de ambos criterios sobre una serie real.

Es importante destacar que Chow y Lin (1971) propusieron un método de desagregación temporal que clarifica la significación estadística de la solución de Denton. Por razones de espacio, nos limitaremos a recordar aquí

que parten de un contexto teórico en el que se supone que la serie trimestral desconocida está relacionada con un conjunto de indicadores trimestrales, lo que permite formular el problema en los términos familiares del modelo general lineal.

$$(13) \quad y = X\beta + u$$

donde y es la serie trimestral a estimar, X es una matriz $4T \times k$ de indicadores trimestrales, β un vector de k coeficientes y u un término de error aleatorio con media cero y matriz de covarianzas V . Se demuestra que el estimador óptimo de y es:

$$(14) \quad \hat{y} = X\hat{\beta} + VB(B'VB)^{-1}v$$

donde

$$(15) \quad \hat{\beta} = \left(X'B(B'VB)^{-1}B'X \right)^{-1} X'B(B'VB)^{-1}y$$

es el estimador GLS del modelo (13), pero expresado con datos anuales, y v son los T residuos de dicho modelo.

Es claro que la dificultad para estimar (14) radica en que $\hat{\beta}$ y la matriz que pondera los residuos v dependen de V , matriz de covarianzas de los residuos del modelo teórico (13), y V no es conocida. Su estimación ha de basarse en alguna hipótesis sobre la distribución del término de error u_t . En el caso trivial en que u posee las propiedades clásicas de varianza constante e independencia, $V = \sigma^2 I$, y (14) se reduce a $y = X\hat{\beta} + (1/4)u$. Cualquier otra especificación de V más realista y de mayor interés plantea serias dificultades (*).

(*) Véase al respecto M. Blanco de Dieguez y J.L. Cortigiani (1978), R.B. Fernández (1978), y J.L. Cortigiani (1980).

A pesar de estas dificultades de estimación, el método propuesto por Chow y Lin presenta la ventaja de conducir teóricamente a un estimador de la serie trimestral con propiedades tan deseables como ser el mejor estimador lineal no sesgado que puede encontrarse. En consecuencia, a pesar de las reservas que cabe introducir por la posible pérdida de información que implica la estimación de β a partir de los datos anuales, este método puede tomarse como un punto de referencia desde el que cabe juzgar la bondad relativa de métodos alternativos. Desde esta óptica, tiene gran interés volver ahora sobre el método de Denton para darle una interpretación estadística más amplia.

Comparando la solución de Denton, (12), con la de Chow y Lin, (14), puede verse que, en el caso particular en que la matriz X se reduce a un solo indicador y $\hat{\beta} = 1$, ambas soluciones son idénticas si se hace que la matriz de covarianzas, V , de Chow-Lin sea igual a la inversa de la matriz de diferenciaciones de Denton, esto es, A^{-1} o $XA^{-1}X$, según el criterio adoptado.

Todavía puede mostrarse de un modo más general la relación entre ambos métodos si el de Denton se plantea de un modo más amplio, sustituyendo el indicador x por una combinación lineal de indicadores, expresada por $X\beta$, tal como hacen R.B. Fernández (1978) y E. de Alba (1979). Esto conduce a reformular el problema (7) y minimizar con respecto a y, β, λ el lagrangiano:

$$(16) \quad L(y, \beta, \lambda) = (y - X\beta)'A(y - X\beta) - \lambda(Y - B'y)$$

lo que lleva a la solución:

$$(17) \quad \hat{y} = X\hat{\beta} + A^{-1}B(B'A^{-1}B)^{-1}(Y - B'X\hat{\beta})$$

$$(18) \hat{\beta} = \left(X' B (B' A^{-1} B)^{-1} B' X \right)^{-1} X' B (B' A^{-1} B)^{-1} Y$$

expresiones formalmente idénticas a la solución de Chow-Lin, (14) y (15).

En general, Denton conduce a una estimación lineal óptima e insesgada de la serie trimestral buscada, si la matriz A aproxima bien la matriz de covarianzas desconocida del modelo teórico (13). Si fuera posible hacerlo, se trataría de escoger en cada caso la matriz D que transforma en ruido blanco la serie de residuos. Dado que la estructura de los residuos no es observable, habrá que limitarse a aproximaciones razonables. Sobre este punto, en principio, tienen interés algunas sugerencias ofrecidas en los trabajos ya citados: puesto que al trimestralizar series siempre se usa una información parcial, los residuos estarán en buena parte dominados por variables omitidas. Si es así, una transformación que convirtiera en ruido blanco los residuos anuales sería informativa respecto al tratamiento adecuado a aplicar a los residuos trimestrales. En consecuencia, podría estimarse un modelo ARIMA para la serie anual y servirse de él para deducir el filtro a utilizar en los datos trimestrales. Sin embargo, desde un punto de vista real, una dificultad importante que plantea esta sugerencia es que con frecuencia las series anuales son demasiado cortas para identificar adecuadamente una modelización del tipo ARIMA.

Un criterio más empírico que se propone aquí puede consistir en intentar una aproximación a la óptima teórica en base a especificaciones alternativas de A. Puesto que el método es óptimo cuando A capta bien la estructura de las diferencias existentes entre la serie trimestral y el indicador, ante diferentes resultados posibles estará más cerca del óptimo aquél que muestre unas discrepancias con respecto al indicador que sean menores

y con una estructura más aleatoria. Desde un punto de vista práctico, esta comparación puede limitarse a definiciones de A en términos de primeras y segundas diferencias de la función objetivo. Para muchas series las primeras diferencias pueden ser adecuadas, ya que aproximan el caso de una estructura autorregresiva de primer orden de los residuos con un coeficiente de autocorrelación elevado.

El análisis de la coherencia existente entre las series obtenidas y el indicador utilizado debe ser, por consiguiente, el criterio básico para aceptar o rechazar la trimestralización de una serie real. Este análisis debe incluir distintos elementos habituales en el tratamiento de series temporales, como la comparación entre la estructura del indicador y de la serie trimestral resultante, la propia estructura que presentan las diferencias entre ambas, sus puntos atípicos más importantes, y algunas medidas de la bondad del ajuste global entre la serie obtenida y el indicador de partida. En ausencia de indicador, más adelante se ofrece una evidencia empírica que aconsejaría el uso de segundas diferencias en la mayoría de las series económicas.

Una serie trimestralizada con el método de Denton y que, bajo los criterios anteriores, muestre una buena coherencia con un indicador adecuado, puede aceptarse como una aproximación razonable de la mejor estimación lineal e insesgada que puede encontrarse de la serie trimestral real no observable.

De los otros métodos operativos existentes, solamente el de Bassie puede constituir una alternativa, aunque se le puede objetar, desde un punto de vista teórico, que no se conocen las propiedades que satisfacen sus resultados. Desde un punto de vista empírico, cuando se

dispone de un buen indicador, produce buenos resultados, en el sentido de conducir a series trimestrales que respetan razonablemente su perfil, aunque presenta algunas dificultades; la más importante es la ya apuntada de que induce una falsa estacionalidad cuando el factor de discrepancia K_t es sensiblemente constante en el tiempo. Este punto es importante en el trabajo empírico ya que son frecuentes las series económicas que crecen a tasas relativamente constantes. Para ilustrar este problema, se ha realizado un sencillo ejercicio sobre un caso límite, consistente en trimestralizar sin indicador un flujo anual que crece a una tasa constante del 20%. En el gráfico 1 se muestran las tasas de variación intertrimestral de las series obtenidas con Bassie y Denton: la fuerte estacionalidad que induce el primero debe ser suficiente para desechar su utilización en favor del segundo.

Centrándonos en el método de Denton, la sustitución de su matriz D de diferenciación —véase (9)— por la definida en (2) se justifica por la distorsión que introduce aquella al principio de la serie trimestralizada. En el gráfico 2 se muestra la trimestralización de la misma serie anual que utiliza Denton en su trabajo (con los valores 500, 400, 300, 400, 500), minimizando primeras y segundas diferencias y, en cada caso, utilizando las matrices de Denton y las definidas en (2) y (10). A los fines deseados aquí es preferible prescindir de indicador. La fuerte irregularidad del inicio de la serie es el efecto que introducen las matrices de Denton y puede verse que desaparece al utilizar las otras alternativas.

Como se señaló anteriormente, si no se dispone de un indicador, la trimestralización deberá abordarse, en la mayor parte de los casos, utilizando segundas diferencias. A la evidencia en este sentido mostrada por Boot y otros, se añade aquí la contenida en el gráfico 3, ilus

GRAFICO 1

TRIMESTRALIZACION SIN INDICADOR POR BASSIE Y DENTON
Tasas de variación intertrimestral

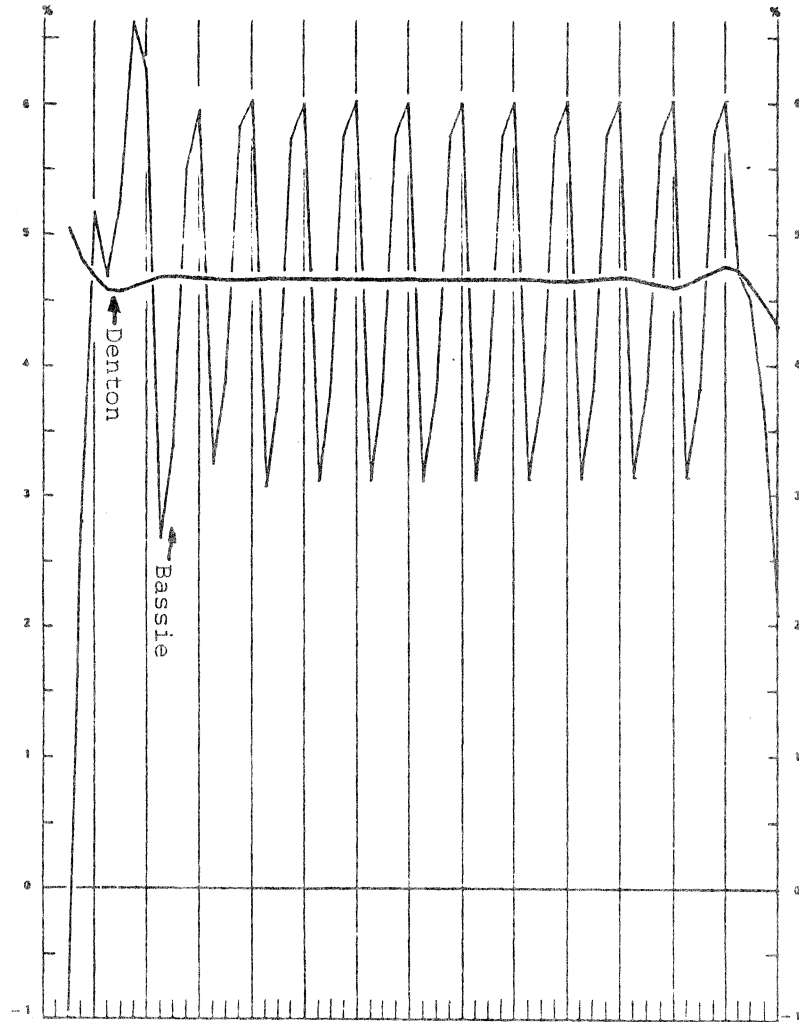
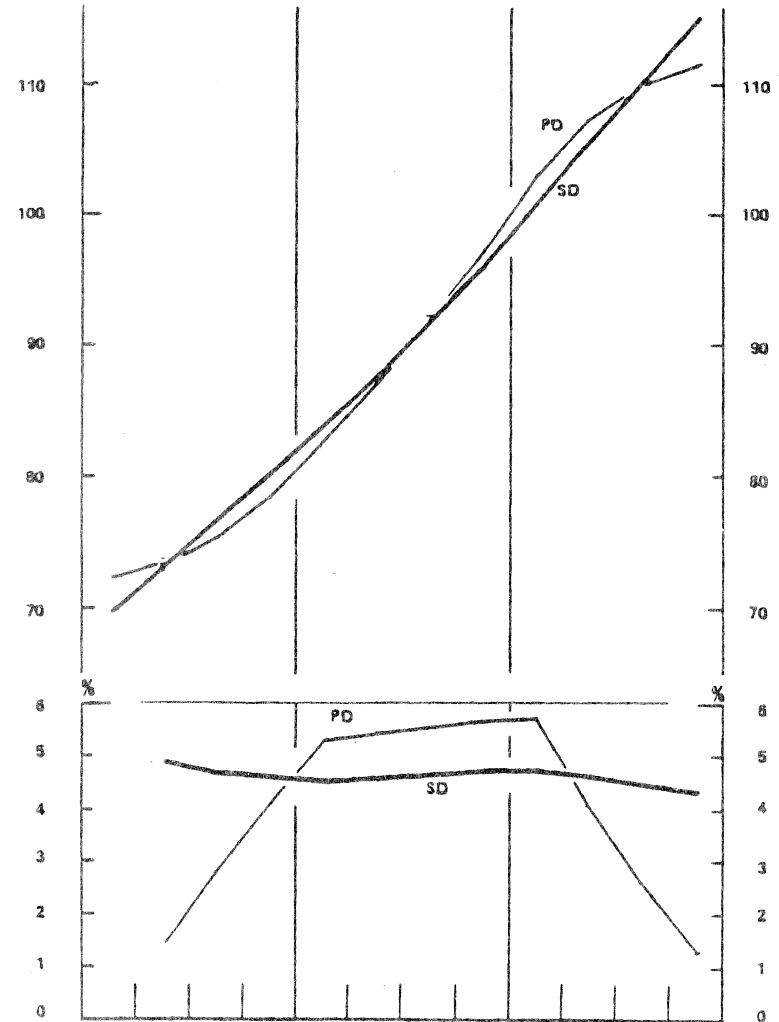
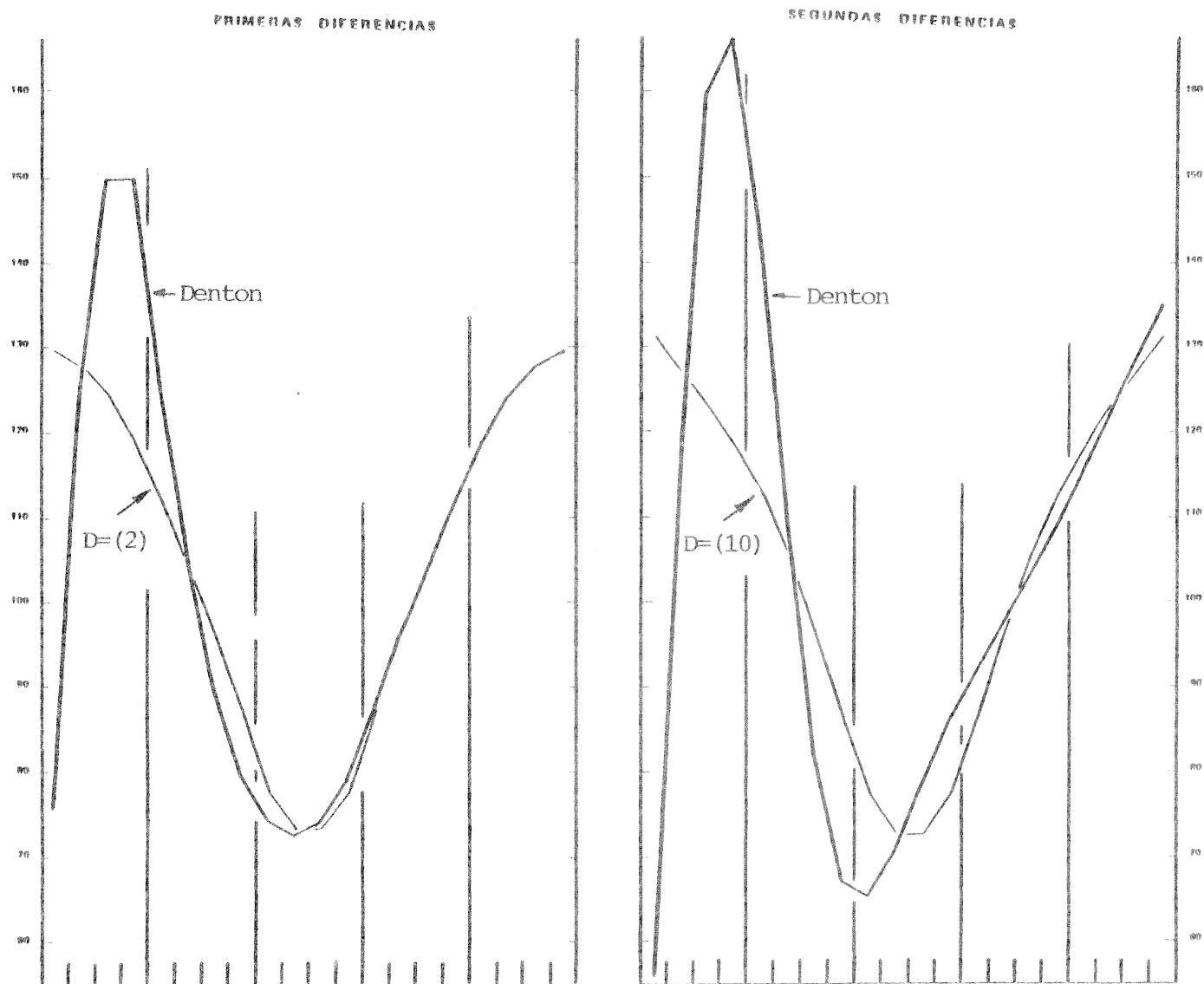


GRAFICO 3

TRIMESTRALIZACION DE UNA SERIE ANUAL CON TASA DE VARIACION
CONSTANTE ($Y_t = 300, 360, 432$), USANDO PRIMERAS (PD)
Y SEGUNDAS (SD) DIFERENCIAS

SERIE TRIMESTRAL Y TASAS INTERTRIMESTRALES

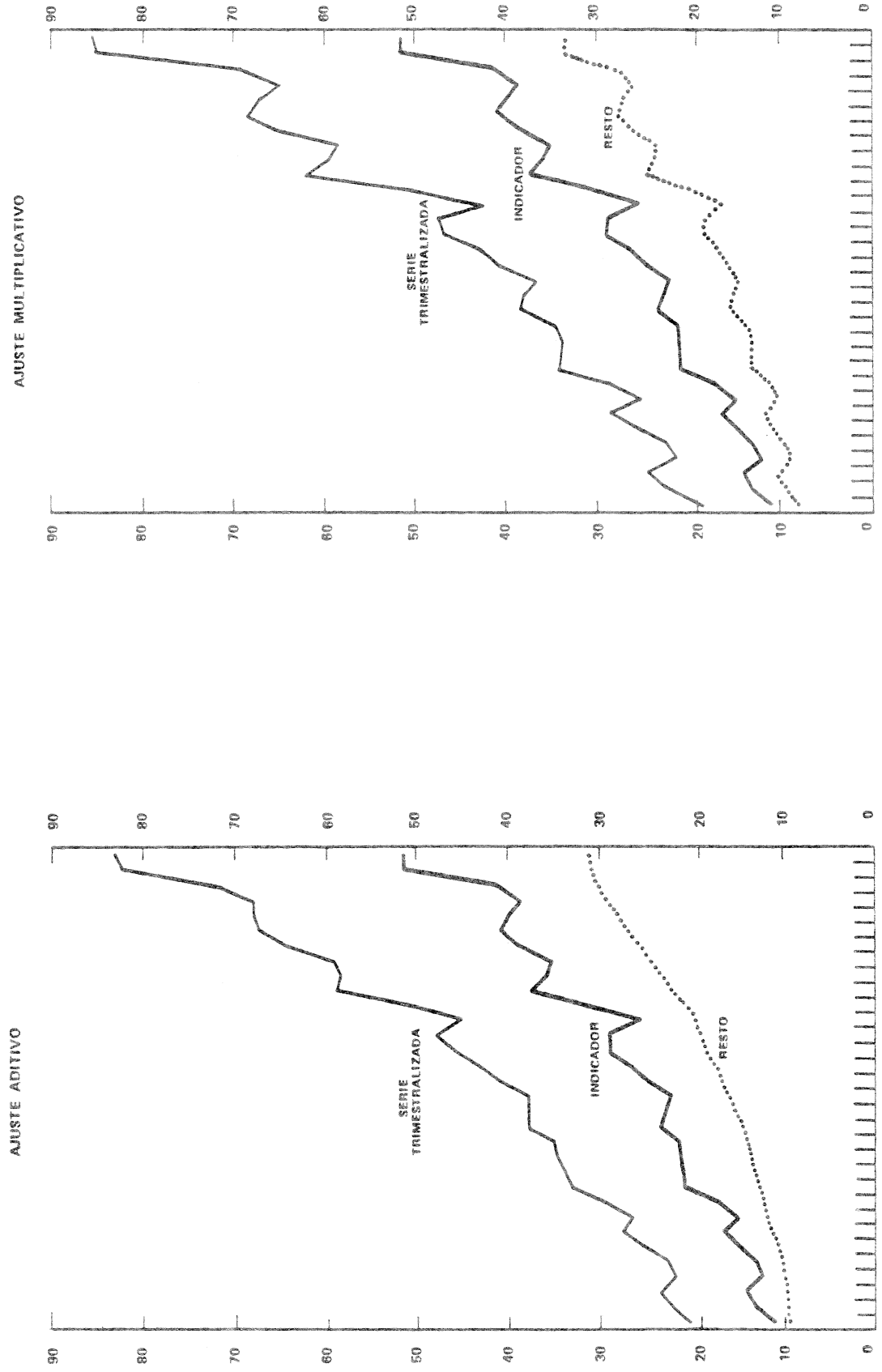




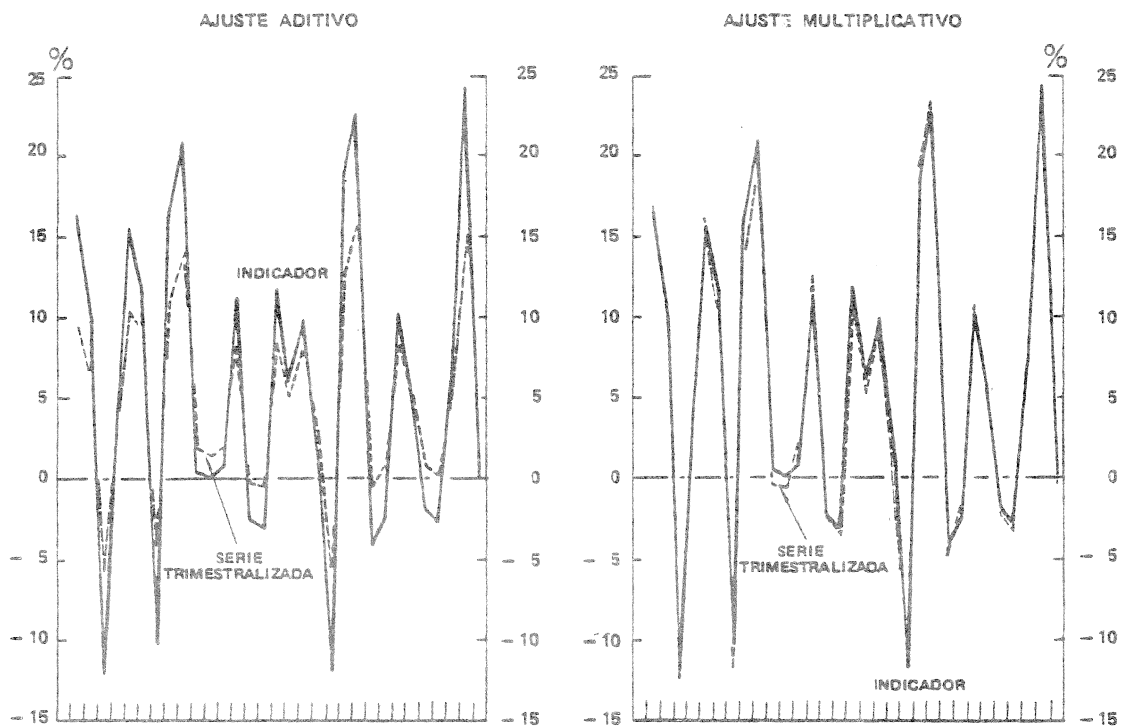
trando el caso de una serie anual que crece a tasa constante, lo que aproxima una situación real muy frecuente en series económicas. Puede verse cómo las primeras diferencias alteran fuertemente el perfil de los años extremos de la serie, mientras que las segundas diferencias conducen a una serie trimestral con tasas de variación sensiblemente constantes en todos los años.

Por último, en el gráfico 4 se destaca la significación de las opciones aditiva y multiplicativa del método. Para ello se ha trimestralizado un flujo anual utilizando como indicador una serie trimestral que contiene una parte del agregado recogido en la serie anual, esto es, representa el mismo fenómeno pero con una cobertura parcial. Se efectúan dos trimestralizaciones sobre los mismos datos usando los dos ajustes alternativos citados. En los gráficos se muestra la serie obtenida en cada caso y el indicador —común en ambos ajustes—, así como la diferencia entre cada serie trimestral y el indicador común, denominada "resto" en los gráficos. Se ve cómo el resto del ajuste aditivo presenta un perfil suave, siguiendo la tendencia de las diferencias anuales entre el dato a trimestralizar y el indicador, sin adaptarse a las variaciones trimestrales de este último. Por el contrario, el resto del ajuste multiplicativo sí fluctúa con dichas variaciones. El resultado es que la serie trimestralizada con el criterio aditivo muestra un perfil similar al del indicador, desplazado hacia arriba, mientras que con el criterio multiplicativo se acentúan las variaciones trimestrales del indicador para respetar más sus tasas de variación, que aparecían suavizadas en el caso anterior. La misma información, desde la óptica de una comparación entre las tasas de variación intertrimestrales de las series trimestrales y del indicador se recoge en la parte inferior del gráfico.

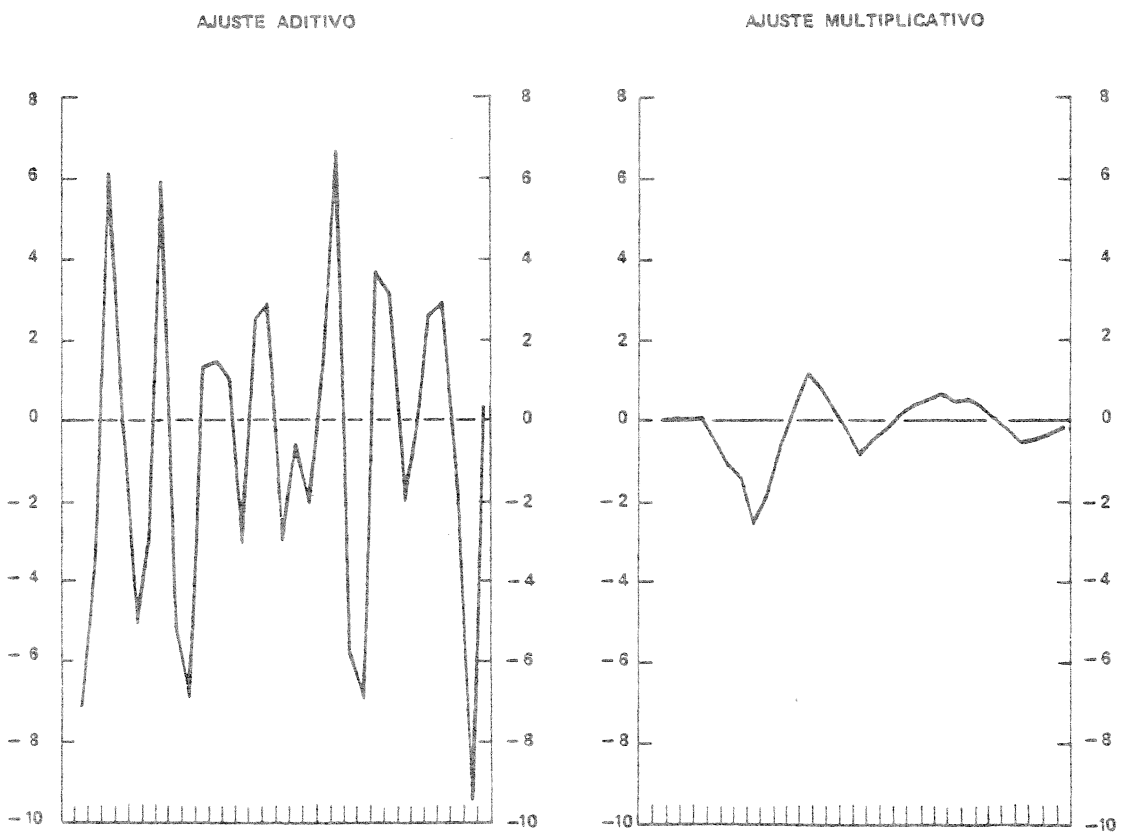
METODO DENTON



TASAS DE VARIACION DEL INDICADOR Y DE LA SERIE TRIMESTRALIZADA



DIFERENCIAS ENTRE LAS TASAS ANTERIORES



Conclusión - resumen

Tanto por sus propiedades teóricas como por su operatividad, el método de Denton, con una ligera modificación en la matriz de diferenciaciones, puede aceptarse como la mejor alternativa que existe para resolver el problema objeto de este trabajo.

Cuando se trate de minimizar una serie sin indicador, las segundas diferencias resultarán, en general, más indicadas que las primeras.

Para trimestralizar una serie con indicador existe una opción entre las versiones aditiva y multiplicativa del método. La elección dependerá de la naturaleza del problema a resolver en cada caso y debe basarse en una decisión previa sobre si la diferencia existente entre el dato anual que ha de trimestralizarse y el indicador medido en términos anuales debe distribuirse a lo largo del año siguiendo el perfil intraanual del indicador o de un modo independiente de éste. En el primer caso, se usará el criterio multiplicativo y, en el segundo, el aditivo. Para cualquiera de los dos criterios anteriores, la función objetivo que minimiza el método puede expresarse en primeras o en segundas diferencias; la elección entre ambas debe resolverse por criterios estadísticos, a partir de los resultados empíricos obtenidos en cada caso. Las primeras diferencias resultarán adecuadas en la mayor parte de series económicas.

REFERENCIAS

- BASSIE, V.L. (1958), *Economic Forecasting*, McGraw-Hill, New York, 1958.
- BLANCO DE DIEGUEZ, M. y CORTIGIANI, J.L. (1978), "Distribución lineal de series económicas". ARAS DO 3° SINAPE, 1978.
- BOOT, J.C.G., FEIBES, W y LISMAN, J.H.C. (1967), "Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data", *Applied Statistics*, Vol. 16, N° 1, pp. 65 - 75.
- CORTIGIANI, J.L. (1980), "Estimación del P.B.I. mediante series relacionadas. Una propuesta metodológica", Banco Central de la República Argentina, Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas, n° 5, enero 1980.
- CHOLETTE, P.A. (1979), "A Comparison and Assessment of Various Adjustment Methods of Sub-Annual Series to Yearly Benchmarks", Statistics Canada, Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff, Ottawa, Marcj 1978, Revised 1979.
- CHOW, G.C. y LIN, An-loh (1971), "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, N° 4, pp. 372 - 375.
- DE ALBA, E. (1979), "Temporal Disaggregation of Time Series. A Unified Approach", New Mexico State University, Statistical Laboratory, Technical Report Series N° 32, February 1979.

- DE ALBA, E. (1981), "Temporal Disaggregation of Time Series. A Bayesian Analysis", Second Latin American Congress of the Econometric Society, Rio de Janeiro, July 1981.
- DENTON, F.T. (1971), "Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals; An Approach Based on Quadratic Minimization", *Journal of The American Statistical Association*, Vol. 66, N° 333, pp. 99 - 102.
- FERNANDEZ, R.B. (1978), "Alternative Approaches of the Estimation of Short-Term Economic Indicators", International Monetary Fund, Research Department, April 5, 1978.
- GINSBURG, V. (1973), "A Further Note on the Derivation of Quarterly Figures Consistent with Annual Data", *Applied Statistics*, Vol. 22, N° 3, pp. 368 - 373.
- LISMAN, J.H.C. y SANDEE, J. (1964), "Derivation of Quarterly Figures from Annual Data", *Applied Statistics*, Vol. 13, N° 2, pp. 87 - 90.
- O.C.D.E. (1979), *Comptes nationaux trimestriels. Un rapport sur les sources et méthodes utilisées dans les pays de l'O.C.D.E.*, Paris.
- RODRIGUEZ, J. y SANZ, R. (1982), "La trimestralización del P.I.B. por ramas de actividad", Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo, (aparecerá en julio - agosto 1982).
- SANZ, R. (1982), "Métodos de desagregación temporal de series económicas", Banco de España, Servicio de Estudios, Serie Estudios Económicos, n° 22.

VANGREVELINGHE, G. (1966), "L'évolution à court terme de la consommation des ménages", *Etudes et Conjoncture*, INSEE, pp. 59 - 102.

DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- 7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico.
- 7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (**Agotado**).
- 7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas. (Publicado en Estudios Económicos n.º 15).
- 7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.
- 7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español. Reeditado con el número 8001.
- 7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.
- 7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros.
- 7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M_3 y M_2 .
- 7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo.
- 7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.
- 7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.
- 7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.
- 7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.
- 7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.
- 7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of The Federal Reserve System-Regulations AA-D-K-L-N-O-Q (**Agotado**).
- 7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.
- 8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (**Agotado**).
- 8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (**Agotado**).
- 8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, Measurement and policy effects.
- 8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español.
- 8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary Control by control of the monetary base: The Spanish Experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.º 20).
- 8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.
- 8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.
- 8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de m^3 . Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.
- 8104 Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.
- 8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.

- 8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.
- 8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.
- 8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
- 8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
- 8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
- 8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
- 8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
- 8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
- 8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
- 8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas.

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

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

