C.E.M.A.

Virrey del Pino 3210
Belgrano R
1426 Buenos Aires

Te. 552-3291/9313/7771.

ESTIMACION DE INDICADORES ECONOMICOS DE CORTO PLAZO. MENSUALIZACION DEL PRODUCTO BRUTO INDUSTRIAL ARGENTINO

Roque B. Fernández
Septiembre 1981

N° 28

ESTIMACION DE INDICADORES ECONOMICOS DE CORTO PLAZO.
MENSUALIZACION DEL PRODUCTO BRUTO INDUSTRIAL ARGENTINO

por

Roque B. Fernández
C.E.M.A.

SINTESIS

El problema estadístico de "distribución" aparece frecuentemente en la construcción de indicadores económicos de corto plazo. Este problema consiste en construir series con una mayor periodicidad que la disponible mediante el uso de series relacionadas. Existen dos enfoques principales del problema de la distribución, el de la estimación lineal insesgada óptima y el de la función de pérdida cuadrática. Este trabajo muestra que la diferencia entre ambos enfoques es más aparente que real porque los resultados de cualquiera de los dos métodos se pueden obtener reformulando los supuestos básicos del otro enfoque. Un resultado importante de esta discusión se resume en proposiciones referentes a transformación de datos y métodos de estimación que generarían series de tiempo económicas de corto plazo con algunas propiedades óptimas. La metodología de distribución se aplica a la construcción de una serie mensual del Producto Bruto Industrial.

I. Introducción.

La construcción de indicadores económicos de corto plazo generalmente requiere el uso de diferentes técnicas como la interpolación, distribución y extrapolación de series de tiempo mediante series relacionadas.

Chow-Lin (1971) brindó una justificación teórica y derivó estimadores lineales insesgados para la interpolación, distribución y extrapolación. En las aplicaciones empíricas, sin embargo, el tratamiento de Chow-Lin del problema de la distribución encuentra algunas dificultades porque necesita la especificación de una matriz de varianzas y covarianzas que no es observada; además existe el riesgo de introducir en las series un escalón artificial o discontinuidad entre el último período de un año y el primero del siguiente. También se encuentra este tipo de problema en lo que se conoce como problema de ajuste. Este problema aparece, por ejemplo, cuando valores mensuales o trimestrales obtenidos de una fuente deben ser ajustados para hacerlos compatibles con valores totales anuales obtenidos de otra fuente. Un procedimiento simple para ajustar las series es distribuir la discrepancia para un año dado entre los períodos de ese año en montos iguales o prorrateados. Este procedimiento introduce un escalón artificial porque las discrepancias en general no son uniformes de año a año. Denton (1971) estudió éste problema especial de ajuste y propuso un enfoque basado en una minimización cuadrática de las diferencias entre las series ajustadas y las no ajustadas.

En este trabajo se extiende el enfoque de Denton al problema general de la distribución mediante series relacionadas. Se observa que este enfoque también proporciona estimadores lineales insesgados óptimos bajo ciertas condiciones.

La Sección II presenta una rápida revisión del problema de la distribución, la Sección III presenta una aplicación al problema de la generación de series mensuales de Producto Bruto Interno del sector industrial en Argentina (disponible previamente solamente con frecuencia trimestral). La Sección IV presenta las conclusiones. Algunas de las ventajas y desventajas de los métodos alternativos de distribución se ilustran en el Apéndice mediante un ejercicio de Monte Carlo.

II. Estimación de Indicadores Económicos: El Problema Metodológico.

Supongamos que las series de baja periodicidad son series anuales con k períodos intra-anuales, siendo k un entero a ser construido, y que cada una de las series observadas de alta periodicidad cubren m años y por lo tanto consisten de $n = mxk$ valores.

Estas series se representan en la matriz $Z = [Z_1, Z_2, \ldots, Z_q]$ donde $Z_i = [z_{i1}, z_{i2}, \ldots, z_{in}]'$, $i=1,2,\ldots,q$ son vectores columna. Las series anuales a distribuir las representamos por el vector $Y = [y_1, y_2, \ldots, y_m]'$. El problema es construir un nuevo vector $X = [x_1, x_2, \ldots, x_n]'$ que: a) refleje el comportamiento de los vectores Z_i, y b) satisfaga la condición que los k valores de las nuevas series dentro de cada año sume los totales observados anuales para ese año.

Para presentar el problema en términos de un modelo de regresión múltiple suponemos que las series a estimar, X, satisfacen la relación,

$$1)\quad X = Z\beta + u,$$

donde $\beta = [\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_q]'$ es un vector de coeficientes incógnitas, y u es un vector de residuos con esperanza igual a 0 y matriz de covarianzas $E[uu'] = V$. Entonces la relación entre las series se pueden escribir en términos de Y como:

$$2)\quad Y = B'X = B'Z\beta + \beta'u,$$

donde,

$$B = \begin{bmatrix} j & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & j & \ldots & 0 \\ . & . & \ldots & . \\ . & . & \ldots & . \\ 0 & 0 & \ldots & j \end{bmatrix}$$

B es una matriz nxm donde j representa un vector columna k-dimensional en el cual cada elemento es la unidad y 0 representa un vector columna nulo k-dimensional. Un estimador lineal insesgado $\hat{X}$ de X está dado por:

$$3)\quad \hat{X} = Z\hat{\beta} + VB(B'VB)^{-1}\,[Y - B'Z\hat{\beta}]$$

$$4)\quad \hat{\beta} = [Z'B(B'VB)^{-1}B'Z]^{-1}\,Z'B(B'VB)^{-1}Y$$

$\hat{\beta}$ se obtiene mediante mínimos cuadrados generalizados con Y como variable dependiente y los totales anuales de las series de alta periodicidad como variables independientes. La expresión B'VB es la matriz de covarianzas del modelo cuando está expresado mediante observaciones anuales. La ecuación (3) muestra que la serie de alta periodicidad para la variable dependiente generada por éste método consiste de 2 componentes. El primero: $Z\hat{\beta}$, aplica los coeficientes de regresión estimados $\hat{\beta}$ a las series de alta periodicidad observadas de las variables explicativas. El segundo es una estimación del vector nx1 de residuos obtenido distribuyendo los residuos anuales $[Y - B'Z\beta]$ mediante la matriz $VB(B'VB)^{-1}$. Esta matriz tiene una implicancia importante. En el supuesto más simple y más utilizado de los residuos de series de alta periodicidad, es decir residuos serialmente independientes, cada uno con varianza σ^2, $VB(B'VB)^{-1}$ es igual a $(1/k)B$. Por lo que los residuos anuales se distribuyen en montos iguales entre los k períodos del año. Como se mencionó anteriormente esto introduce un escalón espurio o una discontinuidad entre el último período de un año y el primero del siguiente porque los residuos anuales no necesariamente son uniformes.

Si se supone que los residuos de alta periodicidad están serialmente correlacionados, el estimador (3) como cualquier otro estimador mínimo cuadrático, requiere el conocimiento de la matriz de covarianza V. Chow-Lin propone una solución para el caso de generación de series mensuales provenientes de agregados trimestrales, cuando los residuos mensuales siguen un proceso autorregresivo de primer orden. En este caso se puede obtener una estimación consistente de los parámetros autorregresivos ya que el coeficiente de autocorrelación de primer orden de los residuos trimestrales es el cociente del segundo elemento respecto del primero en la primera fila de la matriz B'VB. Puesto que dicho cociente es un polinomio en los coeficientes autorregresivos de los residuos mensuales que tiene solución única, se puede construir un proceso iterativo similar al de los mínimos cuadrados generalizados para obtener los resultados indicados por (3) y (4).

A pesar de que este método constituye una solución útil al problema de la distribución de los agregados trimestrales a una frecuencia mensual, Acosta (1977) mostró que no resulta obvio su modo de empleo en general. Si por ejemplo el caso bajo estudio consiste en la generación de series trimestrales o mensuales de observaciones anuales, no resulta claro cómo encontrar un estimador consistente del coeficiente autorregresivo de los residuos mensuales, siguiendo el método de Chow-Lin.

Una nueva dificultad aparece cuando se desea cambiar la frecuencia de las estimaciones. Por ejemplo, supongamos que se generan series trimestrales, suponiendo que los residuos trimestrales siguen un proceso autorregresivo de primer orden. Posteriormente, se dispone de las series relacionadas con periodicidad mensual y se decide continuar el proceso de estimación pero en periodicidad mensual. En dicha situación no es posible suponer un proceso autorregresivo de primer orden para los residuos, porque no sería consistente con el supuesto de los residuos trimestrales.

Denton propuso minimizar las diferencias cuadráticas entre la primera diferencia de las series a estimar y la primera diferencia de las series de alta periodicidad para evitar el problema de escalones espurios o discontinuidades. A tal efecto se define la siguiente matriz:

$$5)\quad \underset{n\times n}{D} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ . & . & . & \dots & . & . \\ . & . & . & \dots & . & . \\ . & . & . & \dots & . & . \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

Esta matriz sirve para convertir los valores de X y Z a primeras diferencias. Es de notar sin embargo, que D está especificada para ser cuadrada con el elemento del ángulo superior izquierdo igual a 1, por lo que el primer elemento de la transformación es $x_1 - \beta_1 z_{1,1} - \beta_2 z_{2,1} - \dots - \beta_q z_{q,1}$, en lugar de $(x_1 - x_0) - \beta_1(z_{1,1} - z_{1,0}) - \beta_2(z_{2,1} - z_{2,0}) - \dots - \beta_q(z_{q,1} - z_{q,0})$. En consecuencia, la especificación de D implica el supuesto: $x_0 - \beta_1 z_{1,0} - \beta_2 z_{2,0} - \dots - \beta_q z_{q,0} = 0$. Especificar D de ésta forma permite simplificar el trabajo de computación.

Consideremos ahora el modelo de regresión (1), $X=Z\beta + u$, pero supongamos que u_t sigue un modelo de $u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$, siendo ε_t una variable aleatoria, serialmente independiente, con esperanza cero y varianza constante. Supongamos también que $u_0=0$, por lo que para el período inicial Var u_1 = Var $\varepsilon_1 = \sigma^4$. No existe una matriz de varianzas y covarianzas para u, por lo tanto éste modelo se transforma utilizando la matriz D:

$$6)\quad DX = DZ\beta + Du.$$

En esta forma $E(Duu'D')$ es finita e igual a $\sigma^2 I$. Es de hacer notar aquí que el supuesto de Var $u_1 = \sigma$ es necesario porque, como D está especificada para ser cuadrada con el elemento del ángulo superior izquierdo 1, el primer elemento de Du es u_1 en lugar de $u_1 - u_0$.

La transformación B no puede ser utilizada a esta altura porque BDX no es observable; ya que B convierte las series mensuales o trimestrales en totales anuales, la sumatoria de las <u>primeras diferencias</u> de los valores flujo mensuales o trimestrales no es igual a ninguna magnitud observable. Por lo tanto, otra transformación es necesaria.

Supongamos $\delta Y_i = Y_i - Y_{i-1}$ sea el cambio conocido anual en la variable dependiente del año i - 1 al año i, y dx_{ij} el cambio desconocido en el valor trimestral de la variable del timestre j - 1 al trimestre j, por ejemplo. Luego se puede probar que:

$$7)\quad \delta Y_i = dx_{i-1,2} + 2dx_{i-1,3} + 3dx_{i-1,4} + 4dx_{i,1} + 3dx_{i,2} + 2dx_{i,3} + dx_{i,4}.$$

Como consecuencia de esto, en el caso de generación de series trimestrales el problema sería:

$$8)\quad \Delta Y = QDX = QDZ\beta + QDu,$$

$$9)\quad \underset{mxn}{Q} = \begin{pmatrix} h & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & g & h & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & g & h & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & g & h \end{pmatrix} \qquad \begin{matrix} g = [0 \;\; 1 \;\; 2 \;\; 3] \\ \\ h = [4 \;\; 3 \;\; 2 \;\; 1], \end{matrix}$$

donde Δ es una matriz similar a D pero de dimensión mxm.

Habiendo especificado Q como una matriz cuadrática, ésto implica que para el primer período, en lugar de (7) la relación sería

$Y_1 - Y_0 = 4dx_{i5} + 3dx_{i6} + 2dx_{i7} + dx_{i8}$. Para que esto se cumpla es necesario que en el año 0 los valores trimestrales de X sean constantes. Si el tamaño de la muestra no es muy pequeño, este supuesto no provocará problemas.

Se puede probar que el estimador lineal insesgado óptimo $D\hat{X}$ de DX es:

$$10)\quad D\hat{X} = DZ\hat{\beta} + Q'(QQ')^{-1}\,[\Delta Y - QDZ\hat{\beta}]$$

$$11)\quad \hat{\beta} = [Z'D'Q'(QQ')^{-1}\,QDZ]^{-1}\,Z'D'Q'(QQ')^{-1}\,\Delta Y.$$

utilizando la relación $QD=\Delta B'$, se puede escribir (10) y (11) como:

$$12)\quad \hat{X} = Z\hat{\beta} + (D'D)^{-1}\,B(B'(D'D)^{-1}B)^{-1}\,[Y - B'Z\hat{\beta}].$$

$$13)\quad \hat{\beta} = [Z'B(B'(D'D)^{-1}B)^{-1}B'Z]^{-1}Z'B(B'(D'D)^{-1}B)^{-1}Y$$

Estas expresiones también se pueden obtener generalizando el enfoque seguido por Denton, esto es, minimizando la función de pérdida cuadrática $(X - Z\beta)'D'D(X - Z\beta)$, sujeta a la restricción $Y = B'X$.

Por lo tanto, en éste caso especial el enfoque de la función de pérdida cuadrática provee estimadores lineales insesgados óptimos, replicando los resultados del teorema de Gauss- Markov. Debemos enfatizar dos aspectos importantes de éste resultado. Primero, el enfoque de la función de pérdida cuadrática se puede asociar al marco teórico del modelo de regresión mediante una especificación apropiada de las propiedades estocásticas de los residuos de frecuencia alta. Segundo, a pesar de que se definió en (9) a la matriz Q para el caso especial de distribución de totales anuales en niveles de de frecuencia trimestral, se puede llevar a cabo el mismo análisis para otros niveles de frecuencia. Para ilustrar éste punto, observemos que $Y=B'X$ se puede expresar también como $\Delta Y=\Delta B'X$, donde Δ representa cualquier matriz de transformación no singular mxm. Luego, dada una matriz no singular D con la misma estructura de Δ, pero de dimensión nxn, siempre existirá una matriz Q tal que $QD=\Delta B'$. Esto tiene la implicación crucial de que D puede ser elegido libremente con el propósito de obtener un vector Du de residuos transformados que puede ser serialmente incorrelacionado y con varianza constante.

III. Estimación de Indicadores Económicos: Una Aplicación.

La serie que generalmente se utiliza en Argentina para representar la evolución de corto plazo de la actividad económica agregada es el Indice de Producción Industrial publicado con frecuencia mensual. La serie que quizás sería más aplicable para la representación de la actividad económica agregada es la de Producto Bruto Interno, que sin embargo, se publica con frecuencia trimestral. Por lo tanto, podríamos mejorar nuestra información sobre la actividad económica de corto plazo estimando una serie mensual de Producto Bruto Interno del Sector Industrial que representa casi un tercio del total del Producto Bruto Interno. Para lograr éste objetivo aplicamos la técnica descripta en la Sección II, generando estimaciones mensuales para el Producto Bruto Interno del Sector Industrial, utilizando como serie relacionada el Indice de Producción Industrial, y una variable de tendencia. Estos resultados se representan en la Tabla 1.

No podemos evaluar la performance de nuestro método con los métodos estadísticos usuales, de bondad del ajuste, como R^2, ó de

Tabla 1.

Período	Producto Bruto Interno del Sector Indust. Valores Reales.	Producto Bruto Interno del Sector Indust. Estimac.Mensual.	Período	Producto Bruto Interno del Sector Indust. Valores Reales.	Producto Bruto Interno del Sector Indust. Estimac.Mensual.
1974- 1		2129,31	1977-10		2269,22
2		2474,41	11		2193,84
3	6896,53	2293,21	12	6538,62	2075,57
4		2293,59	1978 1		1861,31
5		2247,54	2		1942,89
6	6577,66	2036,53	3	5709,52	1905,31
7		2142,81	4		1827,98
8		2220,81	5		1923,50
9	6494,09	2220,77	6	5726,99	1975,50
10		2130,51	7		2031,25
11		2210,30	8		2078,45
12	6743,81	2211,65	9	6209,30	2099,60
1975- 1		2354,23	10		2108,52
2		2183,44	11		2132,89
3	6867,02	2329,35	12	6301,48	2060,06
4		2358,73	1979- 1		2056,28
5		2281,07	2		2077,84
6	6704.24	2064,44	3	6271,97	2137,85
7		1965,87	4		2134,29
8		2074,34	5		2235,93
9	6132,17	2091,95	6	6664,47	2294,23
10		2064,72	7		2345,35
11		2022,48	8		2213,55
12	6230,97	2143,77	9	6673,07	2114,16
1976- 1		2219,75	10		2254,79
2		2422,88	11		2237,60
3	6781,82	2139,19	12	6521,06	2028,66
4		2270,52	1980- 1		2153,73
5		2063,69	2		2035,75
6	6437,25	2103,05	3	6209,48	2020,00
7		2062,62	4		2060,52
8		1963,37	5		2113,35
9	6052,56	2026,57	6	6204,70	2030,82
10		1947,05	7		2208,32
11		2033,03	8		2073,06
12	6155,58	2175,49	9	6485,93	2204,54
1977- 1		2168,74	10		2121,52
2		2142,25	11		2124,08
3	6626,38	2315,39	12	6331,49	2085,87
4		2190,85			
5		2196,86			
6	6673,93	2286,21			
7		2319,01			
8		2331,85			
9	7057,49	2406,62			

NOTA: Todas las series se ajustaron por estacionalidad y se expresan en billones de pesos de 1970.
Las series de alta periodicidad utilizadas en la construcción de estimaciones mensuales del Producto Bruto Interno del Sector Industrial fueron una variable de tendencia y el Indice de Producción Industrial elaborado por el Banco Central de la República Argentina.

testear hipótesis, como los valores "t".

No obstante deberíamos esperar una mejor performance de nuestro método cuanto mejor es la relación entre el Producto Bruto Interno del Sector Industrial y el Indice de Producción Industrial y la variable de tendencia. Una estimación mínimo cuadrática ordinaria de dicha relación con frecuencia trimestral, mostró que $R^2=0.62$ y que los coeficientes estimados diferían de cero a un nivel de significación del 1%.

El Apéndice presenta una evaluación general más adecuada, del método utilizado en este trabajo en relación a otro método muy empleado en aplicaciones prácticas.

IV. Conclusiones.

Un método generalmente utilizado en la distribución de series de baja periodicidad mediante series relacionadas de alta periodicidad se desarrolla en tres etapas: primero, un análisis de regresión provee estimaciones de parámetros de baja periodicidad para una relación lineal entre las series; segundo, las estimaciones de los parámetros se utilizan para generar estimaciones preliminares de alta periodicidad, de las series de baja periodicidad, tercero, los residuos de baja periodicidad se distribuyen en montos iguales en las estimaciones preliminares de alta periodicidad. Este método introduce un escalón artificial o discontinuidad que se puede evitar reemplazando la tercera etapa por un método ad-hoc sugerido por Denton, basado en una minimización cuadrática de las diferencias entre la serie ajustada y la no ajustada.

En este trabajo proveemos un tratamiento unificado del problema de distribución, generando estimadores lineales insesgados óptimos para series de alta periodicidad, que evitan el problema de un escalón artificial o discontinuidad. La utilidad de dicha técnica se ilustra en la generación de una nueva serie mensual para Argentina de Producto Bruto Interno del Sector Industrial (disponible previamente solamente con frecuencia trimestral).

APENDICE

Resultados de Monte Carlo.

El propósito de éste Apéndice es ilustrar la ventaja relativa del enfoque de la función de pérdida cuadrática del método usualmente utilizado en las aplicaciones prácticas de distribuir los residuos de baja frecuencia de una regresión en montos iguales entre los k períodos dentro de un año.

El experimento de Monte Carlo consiste en estimar una serie X que se crea sumando las tres series: Z_1, Z_2, Z_3. Todas las series tienen una longitud de 60 observaciones.

$$A.1)\quad X = Z_1 + Z_2 + Z_3.$$

Para estimar X, sólo se utilizarán las series Z_2 y Z_3, y Z_1 desempeñará el rol de una serie despreciable o de alta periodicidad no observable.

Las series Z_1 son generadas por la computadora como camino aleatorio.

$$A.2)\quad Z_1(t) = Z_1(t-1) + u_1(t),$$

y las series Z_2, Z_3 son procesos autorregresivos.

$$A.3)\quad Z_i(t) = 2 + 0.5Z_1(t-1) + u_i(t). \qquad i=2,3.$$

donde la constante "2" se introdujo para incrementar la importancia relativa de las series Z_2 y Z_3 respecto a Z_1, en el nivel de las series X. El coeficiente autorregresivo se determinó arbitrariamente en 0.5 y no tiene ninguna implicancia en los resultados del ejercicio de Monte Carlo. u_i, i=1,2,3 son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas, de densidad normal, generadas mediante la utilización del siguiente método. Número uniformes pseudo al azar se generaron en la subrutina Randu del programa científico IBM, que se basa en el método multiplicativo congruente. Luego fueron "mezclados" mediante la permutación empleada en Andrews et.al.(1972). Los números uniformes fueron transformados en normales utilizando el procedimiento de Box-Muller-Knuth, como fuera implementado en la rutina Ranorm de Andrews et.al.(1972).

Suponemos en este ejercicio, que solamente las series Y son observadas, donde Y=B'X, y B es una matriz con 60x15 definida en la Sección II, pero con j'=[1,1,1,1]; esto es, las series de alta frecuencia se suponen compuestas por datos trimestrales.

Luego, el problema consiste en usar Y, Z_2 y Z_3 para estimar X. Dos métodos se utilizan: el método de distribuir los residuos en montos iguales, y el enfoque de la función de pérdida cuadrática descripto en la Sección II, que en este ejercicio provee óptimos estimadores lineales insesgados.

Para cada una de las 280 simulaciones el error cuadrático medio se computa para cada método de estimación. Por ejemplo, el MSE de la simulación j es $MSE_j = \Sigma_i(X_{ij} - \hat{X}_{ij})^2/60$, y la media del MSE es $\Sigma_j MSE_j/280$. La media y la varianza del MSE aparece en la Tabla 2. Es de recalcar que la reducción que introduce en la media de MSE el QLF alcanza a un 53%, además un intervalo de confianza de 0.95 construido para la última magnitud es {45%-60%}.

Como se señaló anteriormente, el método de distribución de residuos en montos iguales introduce un escalón artificial o discontinuidad. Para evaluar éste problema, la "discontinuidad" de las series estimadas se puede medir mediante:

$$\hat{d} = \sum_{i=1}^{14} |\hat{X}_{4i+1} - \hat{X}_{4i}|,$$

que luego puede ser comparado con la discontinuidad de las series originales, que es $d = \sum_{i=1}^{14} |X_{4i+1} - X_{4i}|$. Este procedimiento se siguió con cada una de las 280 simulaciones y los resultados se presentan en la Tabla 3.

Tabla 2.

Media y Varianza de MSE para 280 Simulaciones.

	Distribución de residuos en montos iguales.	Enfoque QLF
Media de MSE	0.08150	0.03869
Varianza de MSE	0.00230	0.00009

Tabla 3.

Discontinuidades para 280 Simulaciones.

	Distribución de residuos en montos iguales.	Enfoque QLF
Media = $(\hat{d}-d)/280$	1.6929	-0.5270
Varianza de $(\hat{d}-d)$	2.6206	0.7850

Se puede computar los intervalos de confianza de discontinuidad determinados por cada método, utilizando la información de ésta Tabla. El intervalo de confianza de discontinuidad al 0.95 determinado por el método de distribución de los residuos en montos iguales en relación a la discontinuidad de las series originales es {26,5%; 33,3%}. Alternativamente, el intervalo de confianza al 0.95 para el enfoque de QLF es {-11.1%; -7.4%}.

Resumiendo, éste ejercicio muestra, por un lado, que el método de distribución de los residuos en montos iguales produce series con un escalón artificial que abarca desde el final de un período al principio del siguiente en un 26-33% de las series originales. Por otro lado, el enfoque QLF reduce la discontinuidad en un 7-11% que es un resultado más razonable, dado que debemos esperar una discontinuidad más baja de una proyección.

REFERENCIAS

Acosta, Luis R., Jorge L. Cortigiani y Martha B. Diéguez (1977): "Trimestralización de Series Económicas Anuales," Departamento de Análisis y Coordinación Estadística (Mimeo), Banco Central de la República Argentina.

Andrews, Dana F., Bickel, P.J., Hampel, F.R., Huber, P.J., Rogers, W.H. y Tukey, I.W. (1972): "Robust Estimates of Location," Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970): "Time Series Analysis Forecasting and Control," Holden Day, San Francisco, California.

Chow, Gregory y Lin An-Loh (1971): "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series," Review of Economics and Statistics, 53, 372-375.

Denton, Frank T., (1971): "Adjustment of Monthly of Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization," Journal of the American Statistical Association, 66, 99-102.