

UNA NOTA SOBRE EMPALME Y CONCILIACIÓN DE SERIES DE CUENTAS NACIONALES

JORGE PONCE *

RESUMEN

En esta nota se presenta, y aplica a series de Uruguay, una metodología para realizar el empalme de series de Producto Interno Bruto y Componentes del Gasto, a precios corrientes y constantes, con frecuencia anual y trimestral, originadas con base en años diferentes. También se concilian, temporal y transversalmente, las series empalmadas para obtener series largas y consistentes.

ABSTRACT

This methodological note presents the link of Gross Domestic Product and Expenditure series of Uruguay which have different base year. The original and linking series are in current and constant prices and have annual and quarterly frequency. In addition to link the series, they are conciliated, both across and temporally, in order to obtain long and consistent series.

(JEL: C22, C43, C61, C82. Palabras Clave: Empalme de series temporales, cuentas nacionales, conciliación temporal y transversal, Uruguay. Key Words: Link of time series, national accounts, conciliation across and temporally, Uruguay)

* Banco Central del Uruguay, J. P. Fabini 777, 11100 Montevideo, Uruguay (email:jponce@bcu.gub.uy) y Universidad de la República. Las opiniones vertidas en este artículo son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen a las instituciones para las cuales trabaja.

INTRODUCCIÓN

La progresiva pérdida de pertinencia de la estructura de precios relativos para períodos alejados del año base, así como la incorporación de nueva información y recomendaciones en busca de mejorar la calidad, oportunidad y comparabilidad de las series de cuentas nacionales, determina la sistemática actualización de su período base. Esto genera inconsistencias en las series de tiempo originadas bajo diferentes años base debido a cambios conceptuales: la adopción de nuevos conceptos, definiciones y clasificaciones, así como a cambios estadísticos: originados por el uso y adaptación de nuevas fuentes estadísticas y la implementación de nuevas metodologías de estimación.

Por otro lado, a efectos de la formulación de la política macroeconómica o del análisis del desempeño económico de largo plazo la existencia de series de tiempo largas y consistentes es esencial. De esta forma, la revisión de las series históricas de cuentas nacionales es imprescindible para mantener la consistencia en las series de tiempo. Hexeberg (2000) presenta algunas alternativas metodológicas disponibles a efectos de obtener series de tiempo consistentes. Por un lado, la compilación de las cuentas nacionales para los años previos al período base utilizando los conceptos, clasificaciones y fuentes estadísticas del nuevo año base constituye un reproceso detallado de las series. Por otro, las técnicas de empalme estadístico toman en consideración que las cuentas nacionales se elaboran con el mayor grado de detalle y confianza en los años base, los que se consideran puntos de referencia a efectos de obtener las estimaciones de los períodos intermedios siguiendo algún método estadístico.

Claramente, el reproceso detallado constituye la opción más precisa ya que considera todas las posibles fuentes de inconsistencia al compilar nuevamente las cuentas. En tanto, inconsistencias debidas a cambios en clasificaciones o valoraciones no son atendidas por las técnicas de empalme. De todos modos, la adopción de la metodología del reproceso detallado resulta poco factible debido a sus requerimientos de información y recursos. Las recomendaciones internacionales toman en cuenta tales limitantes y sugieren: “En tal caso, puede ser necesario actualizar el período base y empalmar la antigua serie con la serie del nuevo período base.” (Naciones Unidas, 1993, pp. 423); “Cuando se cambia el año base, es habitual enlazar

los datos de la antigua base, en lugar de cambiar de base en forma retroactiva.” (Eurostat, 1996, pp. 263).

De todas formas, el empalme estadístico no está exento de problemas ya que algunas propiedades contables, tales como la aditividad¹, se rompen cuando se empalman los componentes y el agregado por separado. La recomendación en este sentido es la siguiente: “Los datos no aditivos a precios constantes se publican sin ningún tipo de ajuste. Este método es transparente e indica al usuario la amplitud del problema.” (Eurostat, 1996, pp. 263).

Sin perjuicio de lo anterior, aquí se aplicará un procedimiento metodológico con el objetivo de obtener series de tiempo largas y consistentes, tanto temporalmente como con el marco contable en el cual se encuentran. En primer lugar se realiza un empalme estadístico de las series disponibles para Uruguay del Producto Interno Bruto (PIB) y diferentes componentes del gasto: Formación Bruta de Capital Fijo (FBCF), Resto de la Demanda Interna (RDI), Exportaciones (X) e Importaciones (M). Tal empalme se realiza para las series de frecuencia anual a precios corrientes y constantes del PIB y sus componentes, así como para las series trimestrales del Índice de Volumen Físico del PIB (IVF PIB). Obtenidas las series empalmadas se presentan dos tipos de inconsistencia: (i) la ya referida inconsistencia contable por la cual existe un residuo no nulo que es diferencia entre el PIB empalmado y la suma algebraica de sus componentes; (ii) debido a que las series de distinta frecuencia son estimadas con diferentes conjuntos de información, e incluso con diferentes metodologías, la variación año a año de la serie empalmada del PIB a precios constantes no necesariamente es igual a la que resulta de aplicar las variaciones trimestre a trimestre del IVF PIB empalmado.

A efectos de subsanar el primer tipo de inconsistencia se aplica a las series empalmadas, tanto a precios corrientes como constantes, una modificación de la metodología de minimización cuadrática propuesta por Denton (1971). A través de la misma se mantiene como referencia la serie empalmada del PIB y se ajusta el valor de los componentes de tal forma de cumplir la restricción transversal distorsionando lo menos posible la relación entre ellos, es decir minimizando la volatilidad de sus niveles. En tanto, para conseguir una serie trimestral del PIB a precios constantes se aplican las metodologías de desagregación temporal con indicadores propuestas por Chow y Lin (1971), Denton (1971), Fernández (1981), Litterman (1983)

y Bloem *et al.* (2001), tomando como referencia la serie empalmada de frecuencia anual del PIB y como indicador el IVF PIB empalmado. Para definir qué metodología resulta más adecuada se optó por aquella que minimizara el error cuadrático medio (ECM) de las diferencias de las variaciones intranuales del IVF PIB empalmado y la serie estimada. Así, esta serie respetará el agregado anual distorsionando en la menor medida posible la información de variaciones de alta frecuencia contenida en la serie trimestral.

Finalmente, para aquel periodo en el cual se cuenta con el Índice de Volumen Físico (IVFs) de los diferentes componentes del gasto, se realiza una estimación de los mismos a precios constantes utilizando la metodología propuesta por Di Fonzo (1990). Para ello, se consideran como indicadores tales IVFs y como referencia las series estimadas en las etapas previas.

Como resultado de la aplicación de esta metodología se obtienen, para el caso uruguayo, series consistentes, tanto transversal como temporalmente, del PIB y los componentes del gasto a precios corrientes y constantes, con frecuencia anual para el periodo 1955-2002, del PIB trimestral a precios constantes para el periodo 1975.I-2002.IV y de los componentes del gasto a precios constantes para el periodo 1988.I-2002.IV.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la siguiente sección se presenta la información de base, la metodología y se empalman las diferentes series. En la sección II se hace una reseña de los resultados de la aplicación de las diferentes propuestas metodológicas de desagregación temporal con indicadores, reservándose para el Anexo I los detalles técnicos de las mismas. Por su parte, en la sección III se realizan algunos comentarios finales. El Anexo II concentra los cuadros y gráficos.

I. EMPALME

A. Información base

La organización en forma metódica de la estimación de las cuentas nacionales para Uruguay tiene sus orígenes a principios de la década de 1960. En particular, la primer publicación de series definitivas data del año 1965 cuando, considerando como año base 1961 (b61), se publican series anuales a precios corrientes y constantes de 1961 del PIB sectorial y

componentes del gasto para el periodo 1955-1961. A partir de ese momento, se continuó trabajando para dotar de mayor confianza a las estimaciones y se modificó la base para el cálculo de las series a precios constantes. Se asumió el año 1978 como base (b78) y se publicaron series anuales a precios constantes para el PIB y los componentes del gasto desde el año 1970. Adicionalmente, se comenzó la medición del PIB en forma trimestral, publicándose una serie del IVF PIB que tiene sus orígenes en el primer trimestre de 1975. Posteriormente, se elige como base el año 1983 y se procede a un nuevo cambio de año base (b83). Las series publicadas con esta base comprenden la estimación anual a precios corrientes y constantes de 1983 del PIB sectorial y componentes del gasto y del IVF PIB trimestral. Las particularidades de cada uno de estos pasos pueden encontrarse en Banco Central del Uruguay (1991).

Finalmente, y como paso previo a un nuevo cambio de año base aún no concluido, se procede a una revisión de las series base 1983 con el objetivo de introducir la información proporcionada por un gran número de trabajos específicos. Tal esfuerzo, derivó en la publicación de series revisadas con base en el año 1983 desde el año 1988 (b8388). Adicionalmente, esta revisión permitió contar con series de Índice de Volumen Físico de los diferentes componentes del gasto. En Banco Central del Uruguay (2000) se informa acerca del alcance de la revisión y se presentan las series revisadas.

Los datos disponibles para cada una de las bases mencionadas constituyen la información de base para el presente trabajo. En el Cuadro 1 se resumen las características de la misma.

Si bien la información contenida en las series b8388 no responden a un cambio de año base como en los casos anteriores, la revisión de las series b83 genera similares problemas de consistencia. Por tal razón, a efectos del empalme se considerará en forma análoga al resto de las series.

B. Empalme de series a precios constantes

Siguiendo a Correa *et al.* (2002 y 2003) se utiliza el método de tasa de variación para efectuar el empalme de las series anuales a precios constantes del PIB y los componentes del gasto, así como del IVF PIB trimestral. De esta forma, se obtiene una serie larga y comparable que

mantiene las características temporales de las originales. En particular, las series trimestrales conservan la información de corto plazo (estacionalidad, efecto calendario, etc.) contenida en las series base.

En el caso de series anuales, dados los años base k y $k + h$, y definiendo como C_k^t y C_{k+h}^t los valores, para el momento t , en pesos constantes de las bases k y $k + h$ respectivamente, la metodología consiste en estimar los valores empalmados para $t = k + h - 1$ mediante:

$$C_{k+h}^{t=k+h-1} = C_{k+h}^{t=k+h} \times \frac{C_k^{t=k+h-1}}{C_k^{t=k+h}}$$
 y así secuencialmente. En el caso de series trimestrales, las variaciones a tener en cuenta son las trimestre contra trimestre de la serie con periodo base inmediato anterior. Si existen más de dos bases con información superpuesta, como es aquí el caso, se respetan todas las variaciones de las series de base más cercana en el tiempo, completándose luego con las de base anterior.

En la aplicación aquí realizada, las series empalmadas para el periodo 1988-2002 respetan los valores de las series b8388. Por su parte, las del periodo 1984-1988 respetan las variaciones periodo a periodo de b83, las del periodo 1971-1983 las de b78 y las del periodo 1955-1970 las de b61.

Como fuera indicado, tal procedimiento determina la pérdida de la propiedad de aditividad, generándose una diferencia entre el PIB empalmado y la suma algebraica de los componentes del gasto empalmados por separado. La media de tal diferencia alcanza a 0.19%, mientras que el valor máximo se da en el año 1973 (2.91%). En el Cuadro 2 se presentan las series empalmadas a precios constantes del PIB y los componentes del gasto para el periodo 1955-2002, del citado residuo y del IVF PIB para el periodo 1975.I-2002.IV.

En el Gráfico 1 se presenta el IVF PIB encadenado y los originales de las diferentes bases, observándose un patrón estacional más acentuado en la serie encadenada que en la original hasta el año 1983. Tal comportamiento es debido a que, si bien se respetan las variaciones intranuales de la b78, el patrón estacional más marcado en las series b83 y b8388 tiene influencia sobre la serie encadenada.

C. Empalme de series a precios corrientes

Teniendo en cuenta que las cuentas nacionales se compilan con el mayor grado de detalle y confianza en los años base, los datos a precios corrientes de los años 1961, 1983 y 1988² pueden ser considerados robustos y, por tanto, se tomarán como referencia. El problema del empalme consiste entonces en distribuir gradualmente la diferencia que, para el nuevo año base, se origina entre los valores calculados con la base anterior y la nueva. Siguiendo las recomendaciones de Hexeberg (2000) y Correa *et al.* (2002 y 2003) aquí se aplica el método de interpolación para efectuar tal distribución.

Así, dados dos años base consecutivos separados por h años, k y $k + h$, se definen V_k^t y V_{k+h}^t como los valores a precios corrientes para el año t de la serie objetivo en las bases k y $k + h$ respectivamente. El problema consiste en distribuir la diferencia definida como $D = \frac{V_{k+h}^{t=k+h}}{V_k^{t=k+h}}$ gradualmente en el periodo $k - k + h$. Esto se consigue utilizando el promedio geométrico $r = D^{1/h}$ y calculando el valor empalmado para el año t en la nueva base mediante la siguiente expresión:

$$V_{k+h}^t = V_k^t \times r^{(t-k)} .$$

El Cuadro 3 presenta los resultados del empalme para el PIB y los componentes del gasto a precios corrientes para el periodo 1955-2002. Nuevamente, las propiedades contables inherentes a la consistencia de las cuentas nacionales son rotas debido al empalme. En este caso, la media de las diferencias porcentuales alcanza a -0.06% y la mayor diferencia es de -0.70% .

Finalmente, en el Gráfico 2 se presentan las tasas de variación anuales de los índices de precios implícitos del PIB (cociente de las series a precios corrientes sobre las series a precios constantes), calculados con las diferentes series originales y con las series empalmadas. Como puede apreciarse, el empalme ha distorsionado levemente tales precios implícitos. Esto permite afirmar que, en general, las relaciones de precios implícitos contenidas en las series originales son preservadas en las series encadenadas.

D. Metodología alternativa

Una alternativa a las propuestas metodológicas aquí aplicadas consiste en ajustar un modelo de regresión de la serie en la base más reciente, contra su homóloga en la base inmediata anterior, para luego estimar la serie empalmada utilizando los coeficientes del modelo.

Tal metodología presenta el inconveniente, para las series anuales, de contar con insuficientes observaciones, ya que los periodos por los cuales se compilan ambas series suelen ser cortos (en general inferiores a los diez años). Por otro lado, y si bien la insuficiencia de datos suele ser un problema de menor entidad para el ajuste de series de mayor frecuencia, se opta por mantener la homogeneidad y simplicidad que el método de la tasa de variación provee para el empalme de tales series.

II. CONCILIACIÓN

El empalme desarrollado en la sección previa representa una metodología simple y reproducible por los usuarios para la obtención de series largas de las diferentes variables objetivo. De todas formas, tales series empalmadas no mantienen consistencia contable, transversal, y sólo cierta consistencia temporal analítica. En esta sección se procederá a conciliar las series empalmadas a efectos de dotarlas de tales consistencias. Además, para el periodo en el cual existen indicadores de la evolución trimestral de los componentes del gasto (IVFs) se estimarán series trimestrales a precios constantes consistentes tanto transversal como temporalmente con las series empalmadas.

A. Conciliación transversal

Con el objetivo de conciliar transversalmente las series, es decir devolver la propiedad de aditividad a las series empalmadas, se aplica una modificación a la metodología de minimización cuadrática propuesta por Denton (1971). Los detalles técnicos atinentes a la misma se reservan para el Anexo I, restando justificar aquí su aplicación en las características de restricción transversal, no temporal, del problema. Esto implica que sean las propiedades aditivas de las series las que se desea preservar, con lo cual se busca distribuir en forma suave y aditiva las diferencias causadas por el empalme. La metodología empleada realiza tal distribución y además

resuelve el problema de las discontinuidades, análogas a las encontradas en el pasaje de año y que son analizadas en Bloem *et al.* (2001), que la metodología de distribución a *pro-rata* acarrea.

En el Cuadro 4 se presenta la estimación de los componentes del gasto consistentes con la serie empalmada anual de PIB a precios constantes, mientras que en el Cuadro 5 se presenta la misma información a precios corrientes. A modo de medidas de bondad del ajuste se presentan, en el Cuadro 6, estadísticas descriptivas de las diferencias entre las tasas de variación anual de las series originales y ajustadas para cada componente así como para el total, y la estimación del ECM. Allí se aprecia que las medias no son significativamente diferentes de cero y que el ECM de los componentes en ningún caso supera el 1%. Esto permite afirmar que la conciliación se ha realizado con una distorsión de escasa entidad en cuanto a la estructura temporal de los componentes del gasto.

B. Desagregación temporal

Para la obtención de series trimestrales a precios constantes del PIB fueron empleadas las propuestas metodológicas de desagregación temporal con indicadores de Chow y Lin (1971), Denton (1971), Fernández (1981), Litterman (1983) y Bloem *et al.* (2001). Esta última, que los autores denominan “Denton Proporcional”, constituye la recomendación del Fondo Monetario Internacional a efectos de realizar el *benchmarking* de las series de cuentas nacionales. En todas ellas, la serie anual empalmada del PIB a precios constantes fue tomada como referencia, mientras que la serie empalmada del IVF PIB trimestral aportó el indicador de alta frecuencia. En el Anexo I se presenta la descripción del problema y los detalles técnicos de las metodologías empleadas.

Estas, superan el problema del escalón introducido entre los últimos y los primeros trimestres por la desagregación a *pro-rata* del indicador. Como Bloem *et al.* (2001) muestran, tal problema se presenta a causa de la variación de los ratios de la serie de baja frecuencia a la suma de los indicadores. De todas formas, en la aplicación que aquí se lleva adelante tal ratio no presenta fluctuaciones de entidad, por lo cual la desagregación a *pro-rata* representa una aproximación razonable aunque no exenta de la mala estimación de los primeros trimestres.

En el Cuadro 7 se presentan algunas estadísticas descriptivas utilizadas en la selección, mientras que el Cuadro 8 presenta los resultados emanados de la estimación por el método de Bloem *et al.* (2001). Si bien el método de Litterman (1983) dio como resultado una estimación que minimiza el ECM de la diferencia entre sus variaciones trimestrales y las de la serie del IVF PIB, tiene medidas de tendencia central nulas y minimiza el rango de dicha diferencia, se optó por presentar los resultados del anterior. Es importante notar que la mayoría de las metodologías dieron resultados similares, pudiéndose considerar las diferencias entre ellos estadísticamente no significativos.³

En este punto, puede resultar interesante obtener una formulación de la función a minimizar que explícitamente preserve las variaciones periodo a periodo de la serie indicadora, dado que esto resulta ideal a efectos de conservar tales características. Sin embargo, la principal dificultad en la aplicación práctica de tal formulación es, como se muestra en el Anexo I, la no linealidad de las condiciones de primer orden.

En el Gráfico 3 se presentan las tasas de variación trimestral del IVF PIB encadenado y de la serie estimada por el método de Litterman (1983). Al igual que al realizar el empalme, se aprecia que la mayor perturbación al patrón temporal se produce en los primeros años de la serie. Nuevamente las marcadas diferencias entre los patrones contenidos en las series b78 y b83 explican este fenómeno.

C. Doble conciliación trimestral

La revisión de las series b83 (b8388) cuenta con estimaciones de los IVFs de los diferentes componentes del gasto para el periodo 1988.I-2002.IV. Utilizando estos como indicadores de la estructura temporal de los diferentes componentes y respetando la restricción contable trimestral: la suma algebraica de los componentes debe ser igual al agregado, así como la restricción temporal: para cada componente del gasto la suma de los cuatro trimestres debe ser igual al total anual, se estimarán series trimestrales a precios constantes de cada uno de los componentes del gasto consistentes con ambas restricciones. Esta, completa las posibles estimaciones de series de cuentas nacionales consistentes utilizando metodologías basadas en indicadores.

En el Cuadro 9 se presentan los resultados de la aplicación del método de Di Fonzo (1990). Por su parte, en el Cuadro 10 se presentan estadísticas descriptivas de la diferencia de variaciones trimestrales de las series resultantes y los indicadores. Puede apreciarse que, excepto para el RDI los errores son pequeños. En este último caso, la utilización de un indicador aproximado⁴ genera distorsiones de mayor magnitud.

III. COMENTARIOS FINALES

El empalme estadístico de series de tiempo, y en particular de series de cuentas nacionales, representa un procedimiento sencillo y fácilmente reproducible para la obtención de series largas. Tales metodologías son de gran utilidad para conciliar la información contenida en series originadas bajo distintos años base, posibilitando la ampliación del horizonte de análisis. De todas formas, si bien presenta ventajas en cuanto a requerimientos informacionales y de costos frente a la metodología de reproceso detallado, problemas derivados de la utilización de diferentes clasificaciones o valoraciones en las distintas bases no pueden ser conciliados por los métodos de empalme. A este problema se suma, cuando las series deben respetar un determinado marco de coherencia contable como en el caso de las cuentas nacionales, la ruptura de dicha coherencia al empalmar por separado los componentes y el agregado.

Sin embargo, las propuestas metodológicas aquí aplicadas permiten devolver la consistencia global, tanto transversal como temporal, a las series analizadas. Así, el analista económico puede disponer de series largas, consistentes y en alto grado respetuosas, tanto de la información contenida en las series originales, como de la coherencia contable que el marco exige. En este trabajo en particular, las citadas metodologías fueron aplicadas al PIB y los componentes del gasto, pero el campo de aplicación es más extenso pudiéndose extender, por ejemplo, a PIB sectoriales u otras desagregaciones del gasto como, por ejemplo, la separación de la variación de existencias del gasto en consumo final del gobierno y el sector privado al interior del RDI.

El trabajo aquí desarrollado puede ser continuado al menos en tres direcciones. Por un lado, la obtención de formas computables de un programa de minimización cuadrático *à la* Denton que explícitamente preserve las variaciones periodo a periodo del indicador seguramente brinde mejores

ajustes que los aquí alcanzados. Por otro lado, mediante la estimación de series para aquellos periodos en los cuales no se encuentra disponible ningún indicador. A modo de ejemplo, las metodologías de desagregación temporal sin indicadores propuestas por Boot *et al.* (1967) y Stram y Wei (1986) pueden ser de utilidad para la estimación de series trimestrales consistentes del PIB para los años anteriores a 1975, así como las de los componentes del gasto para los trimestres anteriores a 1998. Finalmente, un análisis de simulación con el objetivo de apreciar la calidad del ajuste de los métodos de desagregación temporal con indicadores en función de las características temporales de las series es necesario a efectos guiar al analista en el uso de la mejor metodología.

Referencias

- Banco Central del Uruguay.** *Cuentas nacionales 1991*. Montevideo: Banco Central del Uruguay, 1991.
- _____. *Actualización de cuentas nacionales, series revisadas 1988-1999*. Montevideo: Banco Central del Uruguay, 2000.
- _____. *Boletín estadístico*. Montevideo: Banco Central del Uruguay, (varios números).
- Bloem, Adriaan; Dippelsman, Robert y Mæhle, Nils.** *Quarterly National Accounts Manual Concepts, Data Sources, and Compilation*. Washington D.C.: International Monetary Fund, 2001.
- Boot, J.C.G.; Feibes, W. y Lisman, J.H.C.** “Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data”. *Applied Statistics*, 1967, 16(1), pp. 65-75.
- Chow, G. y Lin, A.L.** “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series”. *Review of Economic and Statistics*, 1971, 53(4), pp. 372-375.
- Correa, Víctor; Escandón, Antonio; Luengo, René y Venegas, José.** “Empalme PIB: series anuales y trimestrales 1986-1995, base 1996. Documento metodológico”. Documento de trabajo 179, Banco Central de Chile, 2002.
- _____. “Empalme de series anuales y trimestrales del PIB”. *Economía Chilena*, 2003, 6(1), pp. 77-86.
- Denton, Frank.** “Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization”. *Journal of the American Statistical Association*, 1971, 66(333), pp. 99-102.
- Di Fonzo, Tommaso.** “The Estimation of M Disaggregate Time Series when Contemporaneous and Temporal Aggregates are Known”. *Review of Economics and Statistics*, 1990, 72(1), pp. 178-182.
- _____. “Temporal Disaggregation Using Related Series: Log-Transformation and Dynamic Extensions”. *Revista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, 2003a, 50(3), pp. 371-400.

_____ . “Temporal Disaggregation of Economic Time Series: Towards a Dynamic Extension”. Working Papers and Studies, Theme 1: General Statistics, Eurostat, 2003b.

Eurostat. *Sistema Europeo de Cuentas Nacionales*. Luxemburgo: Eurostat, 1996.

Fernández, Roque. “A Methodological Note on the Estimation of Time Series”. *Review of Economic and Statistics*, 1981, 63(3), pp. 471-478.

Hexeberg, Barbro. “Implementing the 1993 SNA: Backward Revision of National Accounts Data”. *SNA News and Notes*, 2000, 11.

Hodgess, Erin y Wei, William. “Temporal Disaggregation of Univariate Time Series”. American Statistical Association: *1995 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 1995, pp. 331-335.

Litterman, R.B. “A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series”. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1983, 1(2), pp. 169-173.

Naciones Unidas. *Sistema de Cuentas Nacionales 1993*. Bruselas, Luxemburgo, Nueva York, París, Washington D.C.: Naciones Unidas, 1993.

Quilis, Enrique. “Notas sobre desagregación temporal de series económicas”. Documento de trabajo P.T. 1/01, Instituto de Estudios Fiscales, 2001a.

_____ . “Sobre el método de desagregación temporal de Litterman”. *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 2001b, 81, pp. 1-18.

_____ . “A Matlab Library of Temporal Disaggregation Methods: Summary”. Working Paper, Instituto Nacional de Estadística, 2003.

Rodríguez, Alejandro; Rodríguez, Santiago y Dávila, Delia. “La trimestralización de variables de flujo. Un estudio de simulación de los métodos con indicador de desagregación temporal”. Documento de trabajo 2003-01, Universidad de La Laguna y Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, 2003.

Rodríguez, Santiago; Rodríguez, Alejandro y Dávila, Delia. “Methods for Quarterly Disaggregation Without Indicators; a Comparative Study Using Simulation”. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2003, 43, pp. 63-78.

Stram, Daniel y Wei, William. “A Methodological Note on the Disaggregation of Time Series Totals”. *Journal of Time Series Analysis*, 1986, 7(4), pp. 293-302.

Wei, William y Stram, Daniel. “Disaggregation of Time Series Models”. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1990, 52(3), pp. 453-467.

Weiss, Andrew. “Systematic Sampling and Temporal Aggregation in Time Series Models”. *Journal of Econometrics*, 1984, 26, pp. 271-281.

Notas

- 1 La propiedad de aditividad es un requerimiento de consistencia contable del sistema de cuentas nacionales e indica que la suma de los componentes debe ser igual al agregado.
- 2 Si bien no se realizó un cambio de base, la revisión de las series b83 para el año 1988 y siguientes (b8388) representa un incremento en la confianza de las estimaciones en ellas contenidas.
- 3 Adicionalmente, y si bien no se presentan aquí los resultados, al momento de efectuar una desagregación de frecuencia mensual el método de Bloem *et al.* es el que presenta el mejor ajuste.
- 4 Para el RDI se considera como indicador el IVF del gasto en consumo final.

Anexo I

Notas metodológicas

En este anexo se presentan los principales detalles de las técnicas utilizadas siguiendo básicamente a Quilis (2001a y 2001b). Todas las estimaciones fueron programadas en MatLab 5.0 y, en la aplicación de las metodologías de Chow y Lin (1971), Denton (1971), Fernández (1981), Litterman (1983) y Di Fonzo (1990), se utilizaron las librerías propuestas en Quilis (2003). Además, el método de Bloem *et al.* (2001) fue programado en Eviews 3.0.

En primer lugar se presentará el problema genérico de desagregación temporal con indicadores para luego introducir las especificidades de cada variante y propuestas de resolución.

AI.1 – Problema – Dada $Y = \{Y_T : T = 1, \dots, N\}$ una serie observada de frecuencia anual y $x = \{x_{i,t,T} : i = 1, \dots, p; t = 1, \dots, k; T = 1, \dots, N\}$ una matriz de dimensión $(k \times N) \times p$ en cuyas filas se encuentran las $k \times N$ observaciones de p indicadores de alta frecuencia (k observaciones por año), el problema de desagregación temporal consiste en estimar una serie $y = \{y_{i,t,T} : t = 1, \dots, k; T = 1, \dots, N\}$ que minimice la distorsión con la serie original x en algún sentido y cumpla la restricción de que los k periodos de un año sumen la serie anual observada. Tal restricción puede ser escrita como $\sum_{t=1}^k y_{i,t,T} = Y_T$ para todo T , o $By = Y$ con $B = I_N \otimes f$ una matriz de agregación donde I_N es la matriz identidad de orden N , \otimes es el producto tensorial de Kronecker y f es un vector de dimensión $1 \times k$ que indica el tipo de agregación a realizar.

AI.2 – Métodos de ajuste – Los métodos propuestos para resolver el problema de desagregación temporal pueden ser clasificados en dos tipos. Por un lado, los métodos de ajuste, Denton (1971), Fernández (1981) y Bloem *et al.* (2001), que plantean un programa cuadrático de minimización. Por otro, las metodologías basadas en modelos comprenden las propuestas por Chow y Lin (1971) y Litterman (1983).

Denton (1971): propone minimizar la forma cuadrática $(y-x)'D'D(y-x)$ sujeta a $By = Y$. Nótese que en este caso el número de indicadores p necesariamente debe ser igual a uno. La matriz D de

dimensión $[(k \times N) - 1] \times (k \times N)$ indica el sentido en el cual se desea minimizar la distorsión entre las series. En la aplicación aquí desarrollada se propuso minimizar la volatilidad de las primeras diferencias con lo cual D asumió la forma:

$$D = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

Las condiciones de primer orden del operador lagrangiano garantizan que y pueda ser estimado siguiendo:

$$\hat{y} = x + (D' D)^{-1} B' \left[B (D' D)^{-1} B' \right]^{-1} (Y - Bx)$$

Fernández (1981): supera una limitación del método de Denton ya que el número de indicadores puede ser mayor a uno. El autor propone minimizar la forma cuadrática $(y - x\mathbf{b})' D' D (y - x\mathbf{b})$ sujeta a $By = Y$, donde \mathbf{b} es un vector de p parámetros a estimar. La expresión para la estimación de y responde a:

$$\hat{y} = x\hat{\mathbf{b}} + (D' D)^{-1} B' \left[B (D' D)^{-1} B' \right]^{-1} (Y - Bx\hat{\mathbf{b}})$$

donde $\hat{\mathbf{b}}$ es la estimación de \mathbf{b} mediante:

$$\hat{\mathbf{b}} = \left\{ x' B \left[B (D' D)^{-1} B' \right] Bx \right\}^{-1} x' B' \left[B (D' D)^{-1} B' \right] Y.$$

Bloem et al. (2001) – Denton Proporcional: sugieren una modificación al método original de Denton al proponer minimizar la forma cuadrática $(y/x)' D' D (y/x)$ sujeta a $By = Y$, donde D es la forma matricial del operador de primeras diferencias (la misma matriz definida anteriormente) y y/x es la división miembro a miembro de los elementos de y respecto a los de x . De las condiciones de primer orden se deriva que la estimación de y responde a: $\hat{y} = (D' D / x' x)^{-1} B' \left[B (D' D / x' x)^{-1} B' \right]^{-1} Y$ donde $D' D / x' x$ es la matriz cuyos elementos son la división elemento a elemento de las matrices $D' D$ sobre $x' x$.

Esta formulación presenta ventajas sobre la de Denton (1971) aquí aplicada debido a que preserva de mejor forma las fluctuaciones estacionales, así como otras de corto plazo, cuando estas son de carácter multiplicativo en torno a una tendencia, mientras que aquella es más aconsejable ante fluctuaciones aditivas. Es de notar que, en general, las series económicas presentan fluctuaciones del primer tipo.

Método “ideal” – Preservar explícitamente las variaciones periodo a periodo: un objetivo altamente deseable es realizar la desagregación distorsionando en la menor medida posible la información de alta frecuencia contenida en la serie indicadora. De esta forma, el método “ideal” de desagregación deberá preservar explícitamente las variaciones periodo a periodo de esta serie. Tal cosa se logra planteando minimizar la forma cuadrática $(\ln y - \ln x)' D' D (\ln y - \ln x)$ sujeta a $By = Y$, donde D es la misma de antes. Claramente, las condiciones de primer orden asociadas al problema serán no lineales, lo que dificulta la computación del mismo.

Conciliación transversal: como fuera indicado, a efectos de realizar la conciliación transversal de las series se aplicó una modificación a la metodología de Denton (1971). En particular, se asumió que en la matriz de indicadores x existe un solo indicador ($p = 1$) y $t \in \{1, \dots, k\}$ ya no es un índice temporal sino de corte transversal. En este trabajo, $t \in \{FBCF, RDI, X, M\}$. Asumiendo $f = [1 \ 1 \ 1 \ -1]$ se está en condiciones de aplicar la metodología de Denton desarrollada previamente. Esto permite conciliar transversalmente los componentes del gasto empalmados con el PIB empalmado, distorsionando las características temporales de dichos componentes mínimamente.

AI.3 – Métodos basados en modelos – Estos, asumen que la serie inobservable de alta frecuencia evoluciona de acuerdo a una estructura estocástica bien definida.

Chow y Lin (1971): asumen la siguiente relación: $y = x\mathbf{b} + \mathbf{m}$ donde \mathbf{b} es un vector de k parámetros a estimar y \mathbf{m} es una perturbación estocástica de media nula y matriz de varianzas y covarianzas \mathbf{v} . Además, se satisface la restricción $By = Y$. Al premultiplicar la relación inicial por B se obtiene la siguiente relación lineal entre variables observables: $Y = X\mathbf{b} + U$. Los autores proponen un estimador lineal, insesgado y de varianza mínima de la forma $\hat{y} = AY$, con lo cual la propuesta se reduce a minimizar la suma de las varianzas de los errores de estimación para cada

periodo preservando la condición de inescgadez: $\min \text{traza}(\Sigma_{\hat{y}})$ sujeto a $AX = x$, donde $\Sigma_{\hat{y}}$ es la matriz de varianzas y covarianzas del estimador de y : $\Sigma_{\hat{y}} = ABvB'A' + v - ABv - vB'A'$. Las condiciones de primer orden determinan los siguientes estimadores: $\hat{y} = x\hat{b} + vB'(BvB')^{-1}(Y - X\hat{b})$ y $\hat{b} = [X'(BvB')^{-1}X]^{-1}(X'(BvB')^{-1}Y)$.

Litterman (1983): asume que m sigue un proceso integrado de orden uno markoviano: $m_t = m_{t-1} + x_t$ y $x_t = rx_{t-1} + a_t$ con $|r| < 1$ para todo t . Esto implica que $BvB' = s_a^2 B(D'H'HD)^{-1}B'$ en los estimadores de Chow y Lin (1971), donde H asume la forma:

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -r & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & -r & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -r & 1 \end{bmatrix}$$

AI.4 – Desagregación sin indicadores – Para el caso en que no se cuente con indicadores de alta frecuencia, Boot *et al.* (1967) y Stram y Wei (1986) propusieron metodologías para desagregar las series anuales.

Boot *et al.* (1967): propusieron una metodología análoga a la de Denton para el caso en que $x = \emptyset$. Básicamente se plantean minimizar la forma cuadrática $y'D'Dy$ sujeta a $By = Y$. El estimador de y responderá a:

$$\hat{y} = (D'D)^{-1}B'[B(D'D)^{-1}B']^{-1}Y$$

Stram y Wei (1986): generalizan el método anterior al asumir una estructura estocástica integrada, autorregresiva de medias móviles para la serie inobservable de alta frecuencia. Así definen $u = \Delta^d y$ como la diferencia de orden d de la serie y , y plantean minimizar $u'V_u u$ sujeto a $By = Y$, donde V_u es la matriz de varianzas y covarianzas.

AI.5 – Doble conciliación trimestral – Di Fonzo (1990) propone una metodología que permite simultáneamente desagregar temporalmente y conciliar contemporáneamente los componentes de un cierto

agregado. El problema planteado es el siguiente: dado $Y = \{Y_{j,T} : j = 1, \dots, M; T = 1, \dots, N\}$ un conjunto de M series anuales observables, se desea estimar series de alta frecuencia: $y = \{y_{j,t,T} : j = 1, \dots, M; t = 1, \dots, k; T = 1, \dots, N\}$ que sigan el comportamiento de un conjunto de p_j indicadores x_j (de dimensión $(k \times N) \times p_j$) para cada serie $j = 1, \dots, M$ y respeten tanto la restricción longitudinal: $By_j = Y_j$ para todo j , como la restricción transversal: $\sum_{j=1}^M y_{j,t,T} = z_{t,T}$ para todo t y T , donde $z = \{z_{t,T} : t = 1, \dots, k; T = 1, \dots, N\}$ de dimensión $(k \times N) \times 1$ es una serie de alta frecuencia observable y consistente con Y : $\sum_{j=1}^M Y_{j,T} = \sum_{t=1}^k z_{t,T}$ para todo T .

El conjunto de $M \times N$ restricciones longitudinales y de $k \times N$ restricciones transversales pueden ser expresadas como: $Hy = Y_e$, donde

$$H = \begin{bmatrix} i_M' \otimes I_{(k \times N)} \\ I_M \otimes B \end{bmatrix} \text{ e } Y_e = \begin{bmatrix} z \\ Y \end{bmatrix}.$$

Al igual que Chow y Lin (1971), se plantea un modelo que relaciona agregados e indicadores de alta frecuencia: $y_j = x_j \mathbf{b}_j + \mathbf{m}_j$ con $j = 1, \dots, M$ donde \mathbf{m}_j tiene media nula y matriz de varianzas y covarianzas v_{jj} . Premultiplicando por H se encuentra la versión observable $Y_e = X_e \mathbf{b} + U_e$ y se deriva el estimador lineal, insesgado y óptimo $\hat{y} = x \hat{\mathbf{b}} + L(Y_e - X_e \hat{\mathbf{b}})$ siendo $\hat{\mathbf{b}} = (X_e' V_e^{-1} X_e)^{-1} (X_e' V_e^{-1} Y_e)$ el estimador de \mathbf{b} en un ambiente de ecuaciones aparentemente no relacionadas, $L = vH' V_e^{-1}$ el filtro de distribución del residuo anual y V_e la matriz de varianzas y covarianzas.

Anexo II Cuadros y gráficos

Cuadro 1 Información de base

Id.	Año Base	Frecuencia	Precios	Series	Periodo
B61	1961	Anual	Constantes	PIB y Componentes	1955-1981
			Corrientes	PIB y Componentes	1955-1989
B78	1978	Anual	Constantes	PIB y Componentes	1970-1989
		Trimestral	Constantes	IVF PIB	1975.I-1990.IV
B83	1983	Anual	Constantes	PIB y Componentes	1983-1998
			Corrientes	PIB y Componentes	1983-1998
		Trimestral	Constantes	IVF PIB	1983.I-1999.I
B8388	1983	Anual	Constantes	PIB y Componentes	1988-2002
			Corrientes	PIB y Componentes	1988-2002
		Trimestral	Constantes	IVF PIB y Componentes	1988.I-2002.IV

Cuadro 2
Series empalmadas a precios constantes: PIB, componentes del
gasto, IVF PIB

(Método: Tasa de Variación – Unidad: Miles)

Año	FBCF	RDI	X	M	PIB	DIF.	%	IVF PIB Trimestral			
								I	II	III	IV
1955	26 345	120 772	13 176	30 277	130 723	707	0.54%				
1956	24 329	118 440	17 003	27 490	132 998	716	0.54%				
1957	24 959	129 969	11 262	32 461	134 341	612	0.46%				
1958	18 085	117 224	15 365	20 195	129 504	-974	-0.75%				
1959	19 001	116 629	13 954	23 412	125 879	-292	-0.23%				
1960	20 908	124 585	13 823	29 674	130 444	802	0.61%				
1961	23 135	121 426	16 983	28 222	134 147	825	0.62%				
1962	23 614	123 468	14 580	32 009	131 065	1 411	1.08%				
1963	19 555	121 682	15 220	24 564	131 732	-162	-0.12%				
1964	17 219	127 918	15 806	26 877	134 419	353	0.26%				
1965	16 396	120 226	20 232	20 507	136 026	-321	-0.24%				
1966	16 127	129 812	17 940	22 735	140 583	-560	-0.40%				
1967	18 194	125 131	16 742	25 414	134 815	162	0.12%				
1968	16 891	124 337	19 165	23 520	136 965	92	0.07%				
1969	21 581	132 756	19 144	28 921	145 280	720	0.50%				
1970	23 068	142 457	20 156	35 549	152 120	1 987	1.31%				
1971	22 793	144 562	19 173	36 654	152 302	2 429	1.59%				
1972	19 322	142 743	18 829	33 806	149 937	2 849	1.90%				
1973	16 352	147 948	18 770	36 970	150 484	4 384	2.91%				
1974	18 108	146 272	22 652	34 875	155 214	3 057	1.97%				
1975	25 415	148 748	26 976	38 060	164 315	1 236	0.75%	92.0	91.8	88.4	103.7
1976	32 616	145 791	32 654	38 921	170 863	-1 277	-0.75%	96.5	95.8	92.0	108.4
1977	34 962	146 626	34 991	42 142	172 869	-1 568	-0.91%	96.1	95.4	92.1	108.1
1978	39 995	152 981	36 510	45 134	181 965	-2 387	-1.31%	97.6	105.5	98.4	117.3
1979	47 593	164 231	38 906	54 898	193 190	-2 641	-1.37%	109.2	111.3	106.1	122.4
1980	50 611	175 480	40 313	59 081	204 779	-2 543	-1.24%	116.1	112.7	111.3	129.9
1981	49 089	178 655	42 802	59 677	208 668	-2 201	-1.05%	121.9	118.3	113.3	124.2
1982	41 791	162 194	38 299	51 562	189 071	-1 651	-0.87%	112.7	107.7	93.1	113.7
1983	28 085	147 725	44 214	41 181	178 005	-837	-0.47%	99.4	99.5	96.1	110.7
1984	21 647	146 130	43 491	35 282	176 061	75	0.04%	99.9	97.1	96.4	108.3
1985	17 343	149 322	46 121	34 911	178 659	784	0.44%	102.2	96.4	96.3	112.7
1986	19 568	167 910	51 422	45 160	194 482	742	0.38%	104.3	106.0	109.0	124.1
1987	24 915	190 148	47 068	52 297	209 910	76	0.04%	115.2	116.1	117.4	129.9
1988	26 017	184 823	51 373	52 321	209 892			114.9	116.3	116.7	130.7
1989	24 795	187 095	55 228	54 909	212 209			115.9	118.3	117.6	132.1
1990	22 942	181 651	62 795	54 548	212 840			116.2	113.7	119.8	135.6
1991	27 819	192 458	64 504	64 409	220 372			118.7	119.5	123.7	140.6
1992	32 745	215 310	70 387	80 591	237 851			128.4	130.3	135.0	148.7
1993	37 476	224 710	76 459	94 473	244 172			132.9	131.5	138.9	153.4
1994	39 851	245 796	88 038	111 734	261 951			137.9	146.1	149.5	163.9
1995	37 869	242 228	86 403	108 341	258 159			142.1	146.5	140.2	159.9
1996	41 723	256 166	95 287	120 617	272 559			145.4	147.5	155.0	173.6
1997	45 959	269 256	107 695	136 593	286 317			151.3	161.2	160.1	180.2
1998	49 499	288 770	108 055	147 013	299 311			161.3	163.8	169.3	188.1
1999	45 493	283 702	100 099	138 503	290 791			162.0	163.1	159.8	178.2
2000	39 543	279 190	106 467	138 600	286 600			162.7	157.6	157.0	176.1
2001	35 797	272 505	97 180	128 584	276 898			160.1	155.0	149.7	166.7
2002	24 197	228 585	86 544	92 247	247 079			142.8	146.5	129.3	144.8

Cuadro 3

Series empalmadas a precios corrientes: PIB y componentes del gasto

(Método: Interpolación – Unidad: hasta 1974: Unidades, desde 1975: Miles)

Año	FBCF	RDI	X	M	PIB	DIF.	%
1955	592	4 181	369	461	4 667	-15	-0.32%
1956	664	4 552	529	511	5 223	-12	-0.23%
1957	931	5 591	499	841	6 180	-1	-0.01%
1958	694	5 892	769	691	6 668	4	0.06%
1959	995	8 197	959	1 221	8 913	-17	-0.19%
1960	2 034	12 350	1 949	2 721	13 613	0	0.00%
1961	2 750	14 680	2 470	2 620	17 280	0	0.00%
1962	2 942	16 492	2 191	2 829	18 794	-2	-0.01%
1963	2 924	19 322	2 832	2 819	22 262	3	0.01%
1964	3 499	28 627	4 044	3 847	32 354	31	0.10%
1965	5 825	42 539	9 974	6 334	52 004	-1	0.00%
1966	11 303	81 763	16 650	11 306	98 432	22	0.02%
1967	23 867	141 373	24 333	22 147	167 343	-82	-0.05%
1968	40 421	316 607	55 841	45 211	368 241	583	0.16%
1969	59 554	430 278	66 281	60 490	496 370	746	0.15%
1970	73 901	520 510	73 238	80 819	588 056	1 226	0.21%
1971	89 576	622 066	71 257	79 801	704 743	1 645	0.23%
1972	131 587	1 067 924	178 709	173 525	1 209 385	4 689	0.39%
1973	250 943	2 190 937	355 539	322 037	2 487 722	12 340	0.50%
1974	513 456	3 985 647	644 020	760 537	4 405 255	22 669	0.51%
1975	1 213	6 962	1 324	1 607	7 894	3	0.03%
1976	2 189	10 140	2 363	2 436	12 188	-68	-0.56%
1977	3 423	16 362	3 796	4 339	19 159	-83	-0.44%
1978	5 627	24 954	5 564	6 264	29 684	-197	-0.66%
1979	10 682	47 286	9 461	11 926	55 170	-333	-0.60%
1980	17 826	75 825	13 957	18 933	88 062	-613	-0.70%
1981	22 369	99 602	18 118	22 706	116 669	-713	-0.61%
1982	22 748	104 032	18 210	21 992	122 321	-676	-0.55%
1983	24 042	147 691	45 057	41 373	175 417	0	0.00%
1984	30 885	230 097	72 059	57 948	275 249	156	0.06%
1985	50 110	415 592	128 076	101 049	493 676	947	0.19%
1986	99 785	777 560	233 432	180 482	932 735	2 441	0.26%
1987	223 428	1 503 818	359 700	319 113	1 767 498	-335	-0.02%
1988	399 934	2 417 412	649 519	522 254	2 944 611		
1989	678 999	4 259 356	1 231 570	927 834	5 242 091		
1990	1 320 126	8 963 551	2 559 073	1 967 943	10 874 807		
1991	3 037 976	18 931 891	4 678 898	4 038 477	22 610 288		
1992	5 531 485	33 102 251	7 965 144	7 644 901	38 953 979		
1993	8 723 523	50 657 251	11 308 219	11 564 191	59 124 802		
1994	12 820 052	75 862 575	17 422 541	17 964 792	88 140 376		
1995	16 573 334	106 075 011	23 275 059	23 402 541	122 520 863		
1996	22 835 297	141 018 755	32 169 427	32 477 673	163 545 806		
1997	29 608 506	175 296 291	42 109 094	42 088 325	204 925 566		
1998	35 521 667	200 455 339	46 511 355	48 221 549	234 266 812		
1999	34 376 719	205 766 836	42 757 725	45 758 244	237 143 036		
2000	32 029 232	215 075 328	46 915 100	50 992 589	243 027 071		
2001	30 942 839	220 790 028	45 353 043	49 874 515	247 211 395		
2002	26 620 427	229 940 682	56 546 577	51 121 181	261 986 505		

Cuadro 4
Conciliación transversal: precios constantes
 (Método: Denton (1971) – Unidades: Miles)

Año	FBCF	RDI	X	M	PIB
1955	26 522	120 949	13 353	30 100	130 723
1956	24 508	118 619	17 182	27 311	132 998
1957	25 112	130 122	11 415	32 308	134 341
1958	17 841	116 981	15 121	20 439	129 504
1959	18 928	116 556	13 881	23 485	125 879
1960	21 109	124 785	14 024	29 474	130 444
1961	23 342	121 632	17 189	28 016	134 147
1962	23 967	123 821	14 933	31 656	131 065
1963	19 515	121 642	15 180	24 604	131 732
1964	17 307	128 006	15 894	26 789	134 419
1965	16 315	120 146	20 152	20 588	136 026
1966	15 987	129 672	17 800	22 875	140 583
1967	18 234	125 171	16 782	25 373	134 815
1968	16 914	124 360	19 188	23 497	136 965
1969	21 761	132 936	19 324	28 741	145 280
1970	23 565	142 954	20 653	35 052	152 120
1971	23 400	145 169	19 780	36 047	152 302
1972	20 034	143 455	19 541	33 094	149 937
1973	17 448	149 044	19 866	35 874	150 484
1974	18 872	147 036	23 416	34 110	155 214
1975	25 724	149 057	27 285	37 751	164 315
1976	32 296	145 472	32 335	39 240	170 863
1977	34 570	146 234	34 599	42 534	172 869
1978	39 398	152 384	35 913	45 731	181 965
1979	46 932	163 570	38 246	55 559	193 190
1980	49 975	174 845	39 677	59 717	204 779
1981	48 539	178 104	42 251	60 227	208 668
1982	41 378	161 782	37 886	51 975	189 071
1983	27 875	147 515	44 005	41 390	178 005
1984	21 666	146 149	43 510	35 264	176 061
1985	17 539	149 518	46 317	34 715	178 659
1986	19 753	168 096	51 608	44 975	194 482
1987	24 934	190 167	47 087	52 278	209 910
1988	26 017	184 823	51 373	52 321	209 892
1989	24 795	187 095	55 228	54 909	212 209
1990	22 942	181 651	62 795	54 548	212 840
1991	27 819	192 458	64 504	64 409	220 372
1992	32 745	215 310	70 387	80 591	237 851
1993	37 476	224 710	76 459	94 473	244 172
1994	39 851	245 796	88 038	111 734	261 951
1995	37 869	242 228	86 403	108 341	258 159
1996	41 723	256 166	95 287	120 617	272 559
1997	45 959	269 256	107 695	136 593	286 317
1998	49 499	288 770	108 055	147 013	299 311
1999	45 493	283 702	100 099	138 503	290 791
2000	39 543	279 190	106 467	138 600	286 600
2001	35 797	272 505	97 180	128 584	276 898
2002	24 197	228 585	86 544	92 247	247 079

Cuadro 5
Conciliación transversal: precios corrientes
(Método: Denton (1971) - Unidades: hasta 1974 Unidades, desde 1975: Miles)

Año	FBCF	RDI	X	M	PIB
1955	589	4 178	366	464	4 667
1956	661	4 549	526	514	5 223
1957	931	5 590	499	841	6 180
1958	695	5 893	770	690	6 668
1959	990	8 192	955	1 225	8 913
1960	2 034	12 350	1 949	2 721	13 613
1961	2 750	14 680	2 470	2 620	17 280
1962	2 942	16 492	2 190	2 830	18 794
1963	2 925	19 322	2 833	2 818	22 262
1964	3 507	28 635	4 052	3 839	32 354
1965	5 825	42 539	9 974	6 334	52 004
1966	11 308	81 769	16 656	11 300	98 432
1967	23 847	141 352	24 312	22 168	167 343
1968	40 567	316 753	55 987	45 066	368 241
1969	59 741	430 464	66 468	60 303	496 370
1970	74 208	520 816	73 544	80 512	588 056
1971	89 988	622 477	71 669	79 390	704 743
1972	132 759	1 069 096	179 882	172 352	1 209 385
1973	254 028	2 194 023	358 624	318 952	2 487 722
1974	519 123	3 991 314	649 687	754 870	4 405 255
1975	1 213	6 963	1 324	1 607	7 894
1976	2 172	10 123	2 346	2 453	12 188
1977	3 402	16 341	3 775	4 360	19 159
1978	5 578	24 905	5 515	6 314	29 684
1979	10 599	47 202	9 378	12 010	55 170
1980	17 673	75 672	13 803	19 087	88 062
1981	22 191	99 424	17 939	22 884	116 669
1982	22 579	103 863	18 041	22 161	122 321
1983	24 042	147 691	45 057	41 373	175 417
1984	30 924	230 136	72 098	57 909	275 249
1985	50 347	415 829	128 313	100 812	493 676
1986	100 395	778 170	234 042	179 872	932 735
1987	223 344	1 503 734	359 616	319 197	1 767 498
1988	399 934	2 417 412	649 519	522 254	2 944 611
1989	678 999	4 259 356	1 231 570	927 834	5 242 091
1990	1 320 126	8 963 551	2 559 073	1 967 943	10 874 807
1991	3 037 976	18 931 891	4 678 898	4 038 477	22 610 288
1992	5 531 485	33 102 251	7 965 144	7 644 901	38 953 979
1993	8 723 523	50 657 251	11 308 219	11 564 191	59 124 802
1994	12 820 052	75 862 575	17 422 541	17 964 792	88 140 376
1995	16 573 334	106 075 011	23 275 059	23 402 541	122 520 863
1996	22 835 297	141 018 755	32 169 427	32 477 673	163 545 806
1997	29 608 506	175 296 291	42 109 094	42 088 325	204 925 566
1998	35 521 667	200 455 339	46 511 355	48 221 549	234 266 812
1999	34 376 719	205 766 836	42 757 725	45 758 244	237 143 036
2000	32 029 232	215 075 328	46 915 100	50 992 589	243 027 071
2001	30 942 839	220 790 028	45 353 043	49 874 515	247 211 395
2002	26 620 427	229 940 682	56 546 577	51 121 181	261 986 505

Cuadro 6
Conciliación transversal: estadísticas descriptivas
 (Variable: diferencia de variación anual con variación anual del
 indicador)

	Precios constantes				
	FBCF	RDI	X	M	Total
Media	-0.07%	0.00%	-0.13%	-0.03%	0.06%
Desvío Std.	1.29%	0.17%	1.40%	0.70%	1.01%
ECM	0.54%	0.01%	0.63%	0.16%	1.33%
	Precios corrientes				
	FBCF	RDI	X	M	Total
Media	-0.03%	0.00%	0.06%	-0.03%	0.00%
Desvío Std.	0.69%	0.09%	0.66%	0.57%	0.55%
ECM	0.15%	0.00%	0.14%	0.10%	0.40%

Cuadro 7
Desagregación temporal: estadísticas para selección del método
 Referencia: Anual (PIB) – Indicador Trimestral (IVF PIB)

(Variable: variación trimestral)						
	IVF PIB	Denton (1971)	Fernández (1981)	Bloem <i>et al.</i> (2001) (Denton Proporcional)	Chow y Lin (1971)	Litterman (1983)
Máximo	13.24%	10.38%	13.19%	13.30%	13.30%	13.19%
Mínimo	-17.89%	-11.66%	-16.32%	-16.65%	-16.52%	-16.60%
Media	1.68%	1.66%	1.68%	1.68%	1.68%	1.68%
Mediana	1.98%	1.83%	2.02%	2.04%	2.02%	2.10%
Desvío Std.	5.81%	5.17%	5.62%	5.65%	5.65%	5.64%
(Variable: diferencia de variación trimestral con variación trimestral del IVF PIB)						
		Denton (1971)	Fernández (1981)	Bloem <i>et al.</i> (2001) (Denton Proporcional)	Chow y Lin (1971)	Litterman (1983)
Máximo		8.06%	2.27%	2.37%	2.23%	2.27%
Mínimo		-7.07%	-1.84%	-1.81%	-1.84%	-1.62%
Media		0.03%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
Mediana		-0.09%	-0.01%	0.00%	0.00%	0.00%
Desvío Std.		2.33%	0.69%	0.67%	0.66%	0.65%
ECM		5.81%	0.51%	0.49%	0.47%	0.45%

Cuadro 8
Desagregación temporal: PIB trimestral a precios constantes
 (Método Bloem *et al.* (2001) – Unidades: Miles)

Año	I	II	III	IV	Anual
1975	40 291	40 192	38 643	45 190	164 315
1976	41 901	41 576	39 999	47 388	170 863
1977	42 323	42 148	40 712	47 686	172 869
1978	42 769	45 947	42 627	50 622	181 965
1979	46 957	47 798	45 620	52 814	193 190
1980	50 381	49 104	48 584	56 711	204 779
1981	53 098	51 575	49 512	54 483	208 668
1982	49 782	47 719	41 266	50 305	189 071
1983	43 795	43 670	42 078	48 462	178 005
1984	43 779	42 540	42 256	47 486	176 061
1985	44 796	42 276	42 201	49 386	178 659
1986	45 741	46 492	47 813	54 436	194 482
1987	50 530	50 920	51 494	56 967	209 910
1988	50 392	51 004	51 179	57 317	209 892
1989	50 826	51 879	51 572	57 932	212 209
1990	50 961	49 866	52 542	59 471	212 840
1991	52 059	52 408	54 248	61 657	220 372
1992	56 304	57 136	59 199	65 211	237 851
1993	58 289	57 679	60 924	67 280	244 172
1994	60 473	64 063	65 551	71 865	261 951
1995	62 311	64 243	61 482	70 123	258 159
1996	63 763	64 685	67 975	76 135	272 559
1997	66 359	70 703	70 221	79 035	286 317
1998	70 743	71 836	74 245	82 487	299 311
1999	71 039	71 521	70 078	78 153	290 791
2000	71 365	69 131	68 867	77 237	286 600
2001	70 207	67 963	65 636	73 092	276 898
2002	62 619	64 247	56 707	63 506	247 079

Cuadro 9
Doble conciliación trimestral: componentes del gasto a precios constantes

Trim.	FBCF	RDI	X	M	PIB	Trim.	FBCF	RDI	X	M	PIB
1988.I	5 863	43 570	11 931	10 973	50 392	1995.III	9 092	57 416	20 432	25 457	61 482
1988.II	6 821	43 280	12 662	11 758	51 004	1995.IV	10 089	68 870	19 723	28 560	70 123
1988.III	6 177	47 280	13 070	15 348	51 179	1996.I	8 410	56 055	25 210	25 912	63 763
1988.IV	7 156	50 693	13 710	14 242	57 317	1996.II	10 758	60 812	21 549	28 435	64 685
1989.I	5 977	43 127	13 233	11 511	50 826	1996.III	11 170	67 037	23 488	33 720	67 975
1989.II	6 620	46 237	12 860	13 838	51 879	1996.IV	11 384	72 262	25 040	32 551	76 135
1989.III	5 731	48 104	13 955	16 218	51 572	1997.I	9 756	56 880	29 916	30 193	66 359
1989.IV	6 468	49 626	15 181	13 342	57 932	1997.II	12 269	66 421	25 576	33 564	70 703
1990.I	5 538	40 876	17 310	12 763	50 961	1997.III	11 379	68 196	25 802	35 156	70 221
1990.II	5 765	43 392	13 504	12 794	49 866	1997.IV	12 555	77 759	26 401	37 680	79 035
1990.III	5 397	45 667	15 545	14 066	52 542	1998.I	10 398	62 245	32 025	33 925	70 743
1990.IV	6 243	51 717	16 436	14 924	59 471	1998.II	12 527	69 010	26 291	35 993	71 836
1991.I	5 235	42 262	17 686	13 124	52 059	1998.III	12 505	74 012	25 562	37 834	74 245
1991.II	8 788	44 227	15 815	16 422	52 408	1998.IV	14 068	83 503	24 176	39 261	82 487
1991.III	6 653	48 481	16 447	17 333	54 248	1999.I	10 489	66 604	27 488	33 542	71 039
1991.IV	7 143	57 489	14 555	17 530	61 657	1999.II	12 607	69 920	22 123	33 128	71 521
1992.I	6 756	48 268	19 048	17 768	56 304	1999.III	11 437	71 035	22 823	35 218	70 078
1992.II	7 690	49 713	17 232	17 499	57 136	1999.IV	10 960	76 142	27 665	36 614	78 153
1992.III	8 077	57 038	17 831	23 747	59 199	2000.I	10 029	67 613	30 120	36 397	71 365
1992.IV	10 221	60 291	16 276	21 577	65 211	2000.II	10 097	67 531	24 623	33 120	69 131
1993.I	8 668	49 864	20 094	20 337	58 289	2000.III	9 189	66 465	26 425	33 213	68 867
1993.II	9 340	50 639	18 482	20 782	57 679	2000.IV	10 228	77 581	25 298	35 870	77 237
1993.III	9 083	59 418	18 428	26 005	60 924	2001.I	8 128	64 823	29 702	32 446	70 207
1993.IV	10 385	64 788	19 455	27 349	67 280	2001.II	9 673	68 056	22 389	32 156	67 963
1994.I	9 185	53 046	22 497	24 255	60 473	2001.III	8 312	67 109	21 524	31 308	65 636
1994.II	10 612	60 197	20 817	27 563	64 063	2001.IV	9 684	72 517	23 565	32 674	73 092
1994.III	10 409	62 849	21 946	29 653	65 551	2002.I	6 212	56 814	23 642	24 048	62 619
1994.IV	9 645	69 705	22 778	30 263	71 865	2002.II	7 491	62 117	21 987	27 348	64 247
1995.I	8 812	53 931	25 592	26 024	62 311	2002.III	4 938	52 438	19 534	20 203	56 707
1995.II	9 876	62 012	20 656	28 300	64 243	2002.IV	5 556	57 216	21 382	20 648	63 506

Cuadro 10
Doble conciliación trimestral: estadísticas descriptivas
 (Variable: diferencia de variación trimestral con variación trimestral del indicador)

	FBCF	RDI	X	M
Máximo	0.04592%	5.36585%	0.03220%	0.02521%
Mínimo	-0.04544%	-5.56081%	-0.04665%	-0.02284%
Media	-0.00114%	0.11278%	-0.00116%	0.00089%
Mediana	-0.00486%	0.09214%	-0.00102%	0.00123%
Desvío Std.	0.02297%	2.43641%	0.01807%	0.00936%
ECM	0.00029%	3.27196%	0.00018%	0.00005%

Gráfico 1
Empalme: IVF PIB, b78, b83, b8388

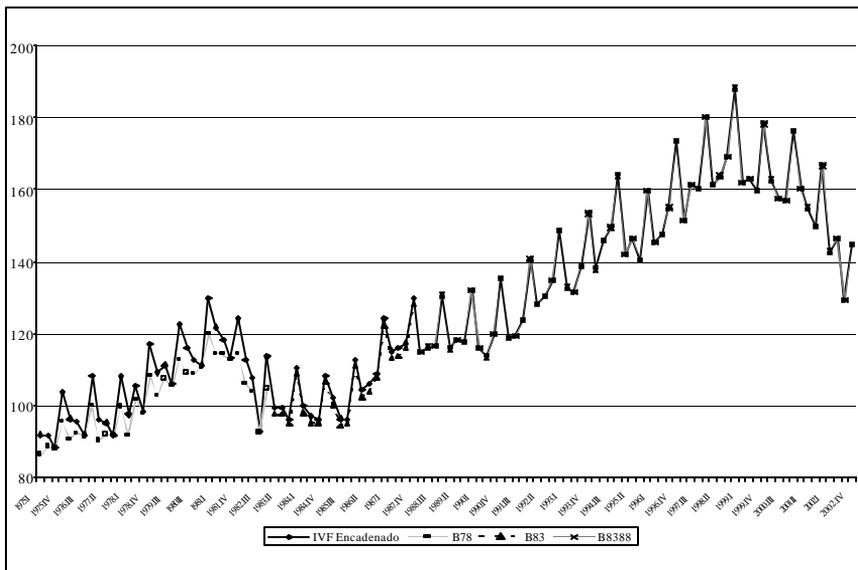


Gráfico 2
Empalme: Tasa de variación anual de los precios implícitos del PIB

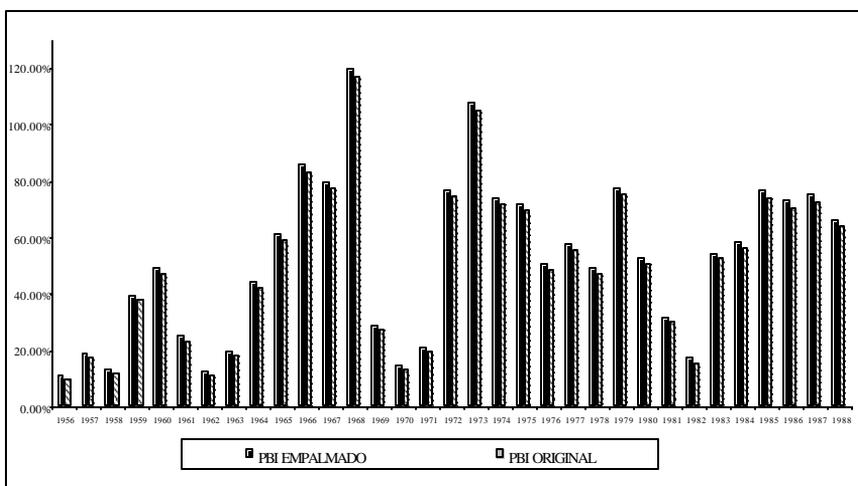


Gráfico 3
Desagregación temporal: tasas de variación trimestral

