

CO-MOVIMIENTOS EN EL PRODUCTO BRUTO INTERNO

CAROLINA
GERVAZ*

ABSTRACT

In order to gain more insight into the uruguayan Gross Domestic Product evolution this paper decomposes the sectoral output series into a cyclical and a trend component. The used multivariate methodology is based on Johansen's "cointegration" test (1988), and the concept of "common features" defined by Engle and Kozicki (1993). The sectoral GDP series seem to share two common cycles and a relatively high number of common trends.

RESUMEN

En el presente artículo se presentan los resultados de una descomposición multivariada del Producto Bruto Interno uruguayo por sectores de actividad económica en dos componentes: uno cíclico y otro tendencial. La metodología utilizada se basa en el concepto de "cointegración", concretamente en el test propuesto por Johansen (1988), y en el concepto de "características comunes" definido por Engle y Kozicki (1993). Las series del PBI sectorial presentan dos ciclos comunes y un número relativamente grande de tendencias comunes.

* CORE, Université Catholique de Louvain.

Quisiera agradecer al Profesor Luc Bauwens por sus valiosos consejos y comentarios a todo mi trabajo sobre tendencias y ciclos comunes. La realización de este artículo no hubiera sido posible sin la colaboración de Umberto Della Mea, quien me ha facilitado los datos y me ha apoyado en las distintas etapas de elaboración del trabajo. La autora es la única responsable de los errores que pudieran subsistir. Agradezco también el apoyo financiero del programa "Human Capital and Mobility" de la Comunidad Económica Europea.

I. INTRODUCCION

Realizar estimaciones de componentes -tales como una tendencia, un ciclo o una estacionalidad- en variables económicas, puede ayudar a mejor comprender la evolución de las mismas. Estos componentes se caracterizan por ser “no observables” directamente en las series. En los últimos años, distintas metodologías han sido propuestas para determinarlos:¹ univariadas y multivariadas, paramétricas y no paramétricas, con y sin justificación económica. Los métodos difieren, principalmente, en la definición e identificación de cada componente y en el tipo de correlación entre los mismos. Por ejemplo, metodologías basadas en una visión tradicional de las tendencias, sostienen que éstas pueden ser consideradas como una función determinística del tiempo (generalmente una función polinómica) y definen los ciclos como el residuo que se obtiene luego de ajustar dicha tendencia. Otros métodos asumen que las series pueden tener una representación de tipo ARIMA (Beveridge y Nelson, 1981) y que las variables pueden estar cointegradas (King, Plosser, Stock y Watson, 1987). Asimismo, se han propuesto modelos donde el ciclo y la tendencia tienen errores incorrelacionados, como en Blanchard y Quah (1989) y en los modelos de Componentes No Observados (Unobserved Components models, Harvey, 1985). Existen también métodos de determinación mecánica de la tendencia (Hodrick y Prescott, 1980) y modelos especializados en determinar cambios de régimen, como el propuesto por Hamilton (1989) quien utiliza en su análisis cadenas de Markov.

En el presente artículo se considera una descomposición paramétrica y multivariada de variables en la línea de los trabajos de Beveridge y Nelson (1981) y King, Plosser, Stock y Watson (1987). Las tendencias son consideradas como procesos estocásticos no estacionarios, con una disturbación común a la de los ciclos. Concretamente, la metodología utilizada se basa en los trabajos de Engle y Kozicki (1993), Vahid y Engle (1991) y Engle e Issler (1992). Estos artículos incorporan los conceptos de “cointegración” y de “características comunes” a la descomposición multivariada de series temporales. El gran aporte de estas técnicas es no solo identificar ciclos y tendencias, sino también determinar ciclos y tendencias comunes a las distintas series.

1 Gervaz (1995) analiza detalladamente estas metodologías.

El Producto Bruto Interno es una de las variables macroeconómicas más estudiadas por las diferentes metodologías de descomposición de series temporales en ciclos y tendencias. Diversas teorías económicas vinculan el producto con la evolución del empleo, el consumo, la inversión y los precios. Por ejemplo, la teoría de los Ciclos Reales de los Negocios ("Real Business Cycles") sostiene que los ciclos de estas variables son de naturaleza común y que la tendencia del producto -considerada como no estacionaria y estocástica- es el efecto acumulado de shocks permanentes en la productividad.

La organización del presente artículo es la siguiente: luego de definir en la Sección 2. el concepto de cointegración y de características comunes, en la Sección 3. se describe la metodología aplicada. Una descomposición única en ciclos y tendencias es considerada como un caso especial. Los resultados empíricos de las tendencias y ciclos comunes del Producto Bruto Interno uruguayo por sectores de actividad económica son analizados en la Sección 4. Las conclusiones se presentan en la Sección 5.

II. CARACTERÍSTICAS COMUNES

II.1. Cointegración y Características Comunes

Diversos estudios revelan la existencia de componentes comunes entre series temporales. Estos *movimientos comunes* o *co-movimientos* brindan una mayor información sobre la estructura económica a la que pertenecen las series e implican una reducción a una estructura más parsimoniosa. La *cointegración* es un indicador de movimientos comunes entre series no estacionarias. Cuando las variables son integradas de orden uno, por ejemplo, y existe por lo menos una combinación lineal de ellas que sea estacionaria, entonces, se dice que las variables están cointegradas y vinculadas por relaciones de largo plazo.

La *codependencia*² es un indicador de movimientos comunes entre series estacionarias. Un conjunto codependiente de variables presenta al menos una combinación lineal con un orden de autorregresión inferior al de

2 Gourieroux et al. (1991).

las series originales. De acuerdo con las definiciones de Engle y Kozicki (1993), la *característica común de correlación serial* es una forma especial de codependencia. En este caso, una combinación lineal de variables estacionarias elimina toda la correlación con el pasado y es completamente impredecible a partir de la información pasada. Una definición formal puede ayudar a clarificar este concepto.

Definición 1.³ Sea y_t un vector de N variables $I(1)$ y Δy_t el vector $I(0)$ de sus primeras diferencias. Si existen s combinaciones lineales independientes de Δy_t que sean innovaciones, entonces, los elementos de Δy_t presentan s ($s < N$) características comunes de correlación serial.

Estas combinaciones lineales son llamadas combinaciones de características ("common features or cofeature combinations") y los vectores que las representan son llamados *vectores de co-características*. El conjunto de los vectores de co-características forma una matriz de dimensión $N \times s$ y de rango s , la matriz de co-características $\tilde{\alpha}$. Esta matriz elimina la correlación serial en Δy_t .

El vector de N variables y_t puede descomponerse en: i) un camino aleatorio ("random walk") el cual representa la tendencia y ii) una parte estacionaria o ciclo. Si existen r vectores de cointegración, existen entonces r combinaciones lineales independientes de y_t que eliminan las tendencias. Las $(N-r)$ combinaciones restantes constituyen las *tendencias comunes*. De forma análoga, se observan *ciclos comunes* cuando existen combinaciones lineales de y_t que no contienen su parte cíclica.

La importancia de la relación entre el concepto de co-características y el de cointegración se manifiesta en el siguiente teorema.

Teorema 1. Sea y_t un vector de N variables $I(1)$ con r vectores de cointegración ($r < N$). Si y_t posee ciclos comunes, entonces, existen por lo menos $N-r$ vectores linealmente independientes de co-características que eliminan esos ciclos comunes, y que son linealmente independientes de los vectores de cointegración.

Prueba. Vahid y Engle (1991), página 7.

³ Vahid y Engle (1992)

II.2. El modelo VAR

Para analizar la presencia de ciclos comunes y de tendencias comunes es conveniente expresar el modelo como un vector autorregresivo (VAR) de dimensión finita. Sea y_t un vector columna de N variables, entonces, el sistema VAR puede formularse como

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_k y_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

donde ε_t se distribuye $IN(0, \Omega)$, μ es un vector de constantes y k es el rezago necesario para que los residuos sean ruidos blancos. Definiendo $\Delta = 1 - L$, donde L es el operador de rezagos, el modelo puede escribirse como

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + B_1 \Delta y_{t-1} + B_2 \Delta y_{t-2} + \dots + B_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \mu + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

donde $B_i = -(A_{i+1} + \dots + A_k)$ y $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. La matriz de coeficientes Π contiene información sobre las relaciones de largo plazo entre las variables. Cuando el rango de Π es igual a r , con $r < N$, la matriz Π puede descomponerse en dos matrices β y α de dimensión $(N \times r)$ tales que $\Pi = \beta \alpha'$, donde α es la matriz de cointegración. De acuerdo con la definición de cointegración, si y_t es un vector integrado de orden uno, el vector $\alpha' y_t$ es estacionario. Al existir cointegración, la ecuación (2.2) puede ser reformulada como un Modelo Vectorial a Corrección de Error (VECM)⁴

$$\Delta y_t = \beta \alpha' y_{t-1} + B_1 \Delta y_{t-1} + B_2 \Delta y_{t-2} + \dots + B_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \mu + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

donde $\alpha' y_{t-1}$ es la relación de largo plazo y $\beta \alpha' y_{t-1}$ es término corrector de error. El número de relaciones de largo plazo es igual al número de vectores de cointegración. En la Section 3., se utiliza el presente VECM para determinar tendencias y ciclos en y_t .

4 Vector Error Correction Model, Engle y Granger (1987).

III. ESPECIFICACION ECONOMETRICA DE CICLOS COMUNES Y TENDENCIAS COMUNES.

III.1. Vectores de co-características y correlaciones canónicas

Existen varias metodologías para descomponer los movimientos de series temporales en tendencias y ciclos. En el presente artículo se utiliza la metodología propuesta por Engle e Issler (1992) quienes definen el componente tendencial (y_t^p) como un camino aleatorio y el componente cíclico (y_t^c) como el elemento que captura toda la correlación serial en las primeras diferencias de y_t tal que

$$y_t = y_t^p + y_t^c \quad (3.1)$$

De acuerdo con la Definición 1., para determinar los vectores de co-características es necesario identificar combinaciones lineales de Δy_t que sean innovaciones. Ya que toda la correlación serial de Δy_t es capturada por las variables del lado derecho de la ecuación (2.3), es necesario encontrar combinaciones lineales de Δy_t que estén incorrelacionadas con combinaciones lineales de estas variables, para lo cual es necesario un análisis de correlaciones canónicas.⁵ Se consideran dos conjuntos de variables: las del lado izquierdo de (2.3)

$$\Delta y_t' = (\Delta y_{1t}', \Delta y_{2t}', \dots, \Delta y_{Nt}')'$$

y las variables del lado derecho de (2.3)

$$Z_t' = (\Delta y_{t-1}', \Delta y_{t-2}', \dots, \Delta y_{t-k+1}', (\alpha' y_{t-1}')', \mathbf{1})'$$

Sean $u_{it} = \tilde{\alpha}_i' \Delta y_t$ y $v_{it} = \gamma_i' Z_t$ ($i = 1, 2, \dots, N$) combinaciones lineales de Δy_t y Z_t , respectivamente. Las correlaciones canónicas determinan un conjunto de N valores ortogonales de $\tilde{\alpha}_i$ y γ_i que maximizan el coeficiente de correlación entre u_{it} y v_{it} . Cada correlación canónica estadísticamente igual a cero corresponde a una combinación lineal de Δy_t incorrelacionada con una combinación lineal de Z_t (ya que en este caso la máxima correlación entre u_{it} y v_{it} es nula) determinando que los vectores $\tilde{\alpha}_i' \Delta y_t$ ($i = 1, 2, \dots, N$) sean innovaciones (ya que están incorrelacionados

⁵ Mardia et al. (1992).

con toda combinación lineal de las variables que explican Δy_t en (2.3)). Sea $\tilde{\alpha}$ la matriz de dimensión $(N \times s)$ tal $\tilde{\alpha} = (\tilde{\alpha}_1, \tilde{\alpha}_2, \dots, \tilde{\alpha}_s)$ donde las $\tilde{\alpha}_i$ son los coeficientes asociados a las correlaciones canónicas estadísticamente iguales a cero. Entonces, por definición, $\tilde{\alpha}$ es la matriz de co-características. El rango de $\tilde{\alpha}$ es s , el número de correlaciones canónicas estadísticamente igual a cero, donde $s \leq N - r$ (r es el rango de cointegración).⁶ La cantidad de ciclos comunes corresponde al número de correlaciones canónicas estadísticamente diferentes de cero, es decir, $N - s$.

III.2. Una descomposición única

Vahid y Engle (1992) discuten un caso especial de descomposición de series temporales: cuando la suma del número de vectores de cointegración y el de co-características coincide exactamente con el número de variables ($r + s = N$). La representación de medias móviles de Δy_t , cuando Δy_t es un proceso estacionario, es la siguiente⁷

$$\Delta y_t = C(L)(\varepsilon_t + \mu_0) \tag{3.2}$$

donde ε_t se distribuye $IN(0, \Omega)$, μ_0 es un vector de constantes, $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ con $C_0 = I_N$ y $\sum_{j=1}^{\infty} |C_j| < \infty$. El efecto total de $C(L)$ corresponde a $C(1) = (I_N + \sum_{i=1}^{\infty} C_i)$. La matriz polinomial $C(L)$ puede expresarse como

$$C(L) = C(1) + C^*(L)(1 - L)$$

donde $C^*(L)$ se define como $C^*(L) = [C(L) - C(1)] / (1 - L)$ y puede ser expresada también como $C^*(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i^* L^i$ con $C_i^* = -\sum_{j=i+1}^{\infty} C_j$ tal que $C_0^* = I_N - C(1)$. Cuando $\mu_0 = 0$, el vector y_t puede escribirse entonces como

$$y_t = \mu + C(1) \sum_{i=1}^{i=t} \varepsilon_i + C^*(L)\varepsilon_t \tag{3.3}$$

⁶ Teorema 1 de la Sección 2.

⁷ Descomposición de Wold

donde μ es un vector de constantes. Cuando existe cointegración, bajo las hipótesis del Teorema de Representación de Granger,⁸ la matriz $C(1)$ no es de rango completo. Concretamente, su rango es $(N - r)$. El término $C(1) \sum_{i=1}^{i=t} \varepsilon_i$ representa, entonces, $(N - r)$ tendencias estocásticas. Con un razonamiento análogo, se deduce que existirán ciclos comunes cuando la matriz $C^*(1)$ sea de rango reducido, ya que los ciclos son generados por el término $C^*(L)\varepsilon_t$.

Si α es la matriz de cointegración, por definición, $\alpha' y_t$ no presenta tendencias estocásticas. Por este motivo, premultiplicando la ecuación (3.3) por α' se obtiene

$$\alpha' y_t = \alpha' \mu + \alpha' C^*(L)\varepsilon_t$$

Por su parte, la matriz $\tilde{\alpha}$ tiene la propiedad de cancelar la correlación serial de Δy_t y de eliminar el componente cíclico de y_t . Premultiplicando la ecuación (3.3) por $\tilde{\alpha}'$ se obtiene

$$\tilde{\alpha}' y_t = \tilde{\alpha}' \mu + \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{i=1}^{i=t} \varepsilon_i$$

Agrupando $\tilde{\alpha}'$ y α' , y definiendo la matriz A de dimensión $N \times N$ como $A = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix}$, las ecuaciones precedentes pueden reformularse de la siguiente forma

$$\begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix} y_t = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \mu + \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{i=1}^{i=t} \varepsilon_i \\ \alpha' \mu + \alpha' C^*(L)\varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

Cuando se verifica la igualdad $N = r + s$, la matriz A es de rango completo y es posible calcular su inversa, A^{-1} , que se define en este caso como $A^{-1} = \begin{bmatrix} \tilde{a} & a \end{bmatrix}$, donde \tilde{a} es una matriz de dimensión $(N \times s)$ y a de dimensión $(N \times r)$. Premultiplicando la ecuación (3.4) por A^{-1} , el vector y_t se puede expresar como

⁸ Barnejee et al. (1993).

$$y_t = \tilde{a} \tilde{\alpha}' y_t + a \alpha' y_t = \tilde{a} \tilde{\alpha}' \mu + \tilde{a} \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{i=1}^{i=t} \varepsilon_i + a \alpha' \mu + a \alpha' C^*(L) \varepsilon_t \quad (3.5)$$

La ecuación (3.5) contiene explícitamente una descomposición de y_t en un componente tendencial y otro cíclico, como lo requiere (3.1). Convencionalmente, se define el componente cíclico totalmente libre de elementos determinísticos, asignando el término $a \alpha' \mu$ al componente tendencial. Los términos del lado derecho de la ecuación (3.1) se definen, entonces, como

$$y_t^p = \tilde{a} \tilde{\alpha}' \mu + \tilde{a} \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{i=1}^{i=t} \varepsilon_i + a \alpha' \mu \quad (3.6)$$

$$y_t^c = a \alpha' C^*(L) \varepsilon_t \quad (3.7)$$

donde y_t^p contiene las tendencias estocásticas y los componentes determinísticos e y_t^c es un ciclo puramente estocástico. De forma alternativa, se pueden definir y_t^p e y_t^c como

$$y_t^p = \tilde{a} \tilde{\alpha}' y_t + a \alpha' \mu \quad (3.8)$$

$$y_t^c = a \alpha' y_t - a \alpha' \mu \quad (3.9)$$

La descomposición en ciclos y tendencias de las ecuaciones (3.6)-(3.7) y/o de las ecuaciones (3.8)-(3.9) es única, ya que transformaciones lineales del espacio de cointegración o de co-características no cambian la estimación de las tendencias y los ciclos. El componente cíclico (y_t^c) es una combinación lineal de las relaciones de largo plazo de los términos correctores de error ($\alpha' y_t$) las cuales pueden considerarse como generadoras de los ciclos para esta metodología.

IV. Resultados empíricos

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación de la metodología descrita en la Sección 3. para las series trimestrales del Índice de Volumen Físico del Producto Bruto Interno uruguayo por sectores de actividad económica. El período analizado es 1983:1 - 1993:4. Las series

fueron suministradas por el Banco Central del Uruguay.

El Producto Bruto Interno se encuentra dividido en ocho sectores de actividad económica:

- 1) Agropecuario (AGR)
- 2) Pesca (PES)
- 3) Industria Manufacturera (MAN)
- 4) Electricidad, gas y agua (ELE)
- 5) Construcción (CONS)
- 6) Comercio, restaurantes y hoteles (COM)
- 7) Transporte y comunicaciones (TRA)
- 8) Otros sectores (OTROS)

Luego de transformar logarítmicamente las series originales, se han desestacionalizado utilizando varios métodos. De acuerdo al propósito de este trabajo, el más conveniente ha sido, simplemente, proyectar las series a dummies trimestrales y recuperar los residuos. De aquí en más, al hablar de “producto” se hará referencia a esta transformación logarítmica y desestacionalizada del IVF del PBI.

En las Figuras 1 a 9 del Apéndice se presentan los gráficos de las series. La evolución del sector Pesca es claramente diferente a la del resto: este sector posee el mayor desvío estándar de todas las variables (Cuadro 4) y presenta un corte en el año 1987, que diferencia claramente la evolución de la serie antes y después de esa fecha. Los siete sectores restantes tienen una pendiente positiva en el período seleccionado.

IV.1. Integración y cointegración

Se han realizado los tests de Dickey y Fuller (DF) y de Dickey y Fuller aumentado (ADF) (1981) para analizar el orden de integración de las series. A priori, el sector Pesca podría considerarse como una variable estacionaria con un cambio estructural en el año 1987. Los tests de integración, en cambio, no rechazan la hipótesis de raíz unitaria para ninguna de las series. Las ocho variables en nivel pueden considerarse como series integradas de orden uno. Los mismos resultados se obtienen utilizando el test no paramétrico de Phillips y Perron (1988).

La cointegración de las series se ha estudiado realizando el test de

Johansen (1988, 1991). Utilizando criterios de información, el VECM estimado es de orden dos en nivel ($k = 2$), con una constante restringida al espacio de cointegración y sin tendencia determinística. Como se requiere por hipótesis, el modelo estimado posee residuos normales, y puede especificarse de la siguiente forma

$$\Delta y_t = \beta(\alpha', \alpha_0)(y_{t-1}, \mathbf{1})' + B\Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

donde y_t es un vector columna de dimensión ocho ($N = 8$).

Los resultados del test de cointegración se presentan en el Cuadro 1. Al 5% de significación, el Test de la Traza no rechaza la hipótesis nula de un rango de cointegración igual a dos ($r = 2$). Las matrices α y β son de dimensión (8×2) . Al existir dos vectores de cointegración, los sectores del PBI presentan dos relaciones de largo plazo y seis tendencias estocásticas comunes ($N - r = 6$).

IV.2. Correlaciones canónicas

Como se ha descrito en la Sección 3. un análisis de correlaciones canónicas es necesario para inferir el número de vectores de co-características. Los conjuntos de variables consideradas son:

$$\Delta y_t' = (\Delta y_{1t}', \Delta y_{2t}', \dots, \Delta y_{8t}')'$$

$$Z_t' = (\Delta y_{t-1}', (\alpha', \alpha_0)(y_{t-1}, \mathbf{1})')'$$

es decir, las variables del lado izquierdo y derecho de (4.1), respectivamente. En el Cuadro 2 del Apéndice se presentan los resultados del test secuencial (χ^2) de las correlaciones canónicas de los dos conjuntos de variables. La hipótesis que las seis correlaciones canónicas más pequeñas sean iguales a cero no puede ser rechazada al 10% de significación (ni siquiera al 14%). Cada correlación canónica estadísticamente igual a cero representa una combinación lineal de Δy_t incorrelacionada con todas las combinaciones lineales de Z_t . Existen, entonces, seis vectores de co-características ($s = 6$) y las variables del sistema presentan dos ciclos comunes ($N - s = 2$).

IV.3. Descomposición en ciclos y tendencias

En las subsecciones anteriores se han determinado dos vectores de cointegración ($r = 2$) y seis vectores de co-características ($s = 6$). La verificación de la igualdad $N = r + s$, permite realizar la descomposición en ciclos y tendencias descrita en la Sección 3. La matriz A es de rango completo y es posible calcular su inversa ($A^{-1} = [\tilde{a} \quad a]$) donde \tilde{a} y a son matrices de dimensión (8×6) y (8×2) respectivamente, como se observa en el Cuadro 3.

Los ciclos y las tendencias de cada sector de actividad económica se han calculado de acuerdo a las ecuaciones (3.8) y (3.9). Los resultados se presentan en los gráficos de las Figuras 1 a 8 para las tendencias y en las Figuras 10 y 11 para los dos grupos de ciclos. El Cuadro 4 muestra los desvíos estándar de las series, las tendencias y los ciclos. Exceptuando al sector Construcción, las desviaciones de las tendencias son de mayor magnitud que las de los ciclos. La explicación de este hecho viene dada por la existencia de covarianzas negativas entre el ciclo y la tendencia de las series (Cuadro 5). Recordemos que dada la ecuación (3.1), $VAR(y_t) = VAR(y_t^p) + VAR(y_t^c) + 2COV(y_t^p, y_t^c)$. La $VAR(y_t^p)$ puede ser mayor a la $VAR(y_t)$ si la $COV(y_t^p, y_t^c)$ es negativa, como es el caso para la mayoría de las series. En las Figuras 3, 6, 7 y 8 se puede observar que las tendencias no son una versión “alisada” de las series, a diferencia de, por ejemplo, una tendencia determinística.

De acuerdo con la ecuación (3.9), los ciclos de cada variable son una combinación lineal de $\alpha' y_t$, las relaciones de largo plazo de los términos correctores de error. Estas representan los ciclos comunes a los ocho sectores (Figuras 12 y 13). Las características de los ciclos comunes y de los ciclos por sector de actividad económica son analizadas a continuación.

IV.4. Análisis de los ciclos

Una forma de caracterizar los sectores de actividad es determinar cuales de ellos son pro o contra cíclicos respecto al PBI total. Es necesario, entonces, definir cuales son los períodos de recesión y/o de expansión del producto. La existencia de una fuerte estacionalidad hace difícil esta tarea. Analizando conjuntamente la serie del PBI desestacionalizada con dummies y la serie desestacionalizada tomando las diferencias respecto al mismo trimestre del año anterior, se han definido como períodos de “picos” los

siguientes trimestres: 85:1, 89:2, 90:4 y 92:3; y como “valles”: 84:4, 90:2 y 91:1. Evidentemente, esta clasificación es solo indicativa. Sería necesario realizar un estudio específico de los períodos de recesión y auge del PBI (“turning points”), pero este trabajo está fuera de los objetivos del presente artículo. Según los períodos seleccionados, ningún sector tiene un comportamiento puramente pro o contra cíclico. Solo el sector Pesca y el sector Electricidad podrían considerarse, en líneas generales, como pro-cíclicos. Estos sectores son los únicos con correlación positiva entre las innovaciones de sus ciclos y tendencias (Cuadro 5). Es decir, frente a variaciones positivas, por ejemplo, en el producto, los ciclos (y_t^c) se incrementarán y, al existir una correlación positiva entre las innovaciones de las tendencias y los ciclos, las tendencias (y_t^p) y el vector y_t también variarán positivamente.

La dinámica de los seis sectores restantes es diferente. Si, por ejemplo, el producto varía positivamente, los ciclos de estos sectores lo harán negativamente. Pero, al existir correlaciones negativas entre las innovaciones de los ciclos y las tendencias, estas últimas se incrementarán. La variación total de y_t dependerá de la magnitud de la variación de cada uno de sus componentes. Como se analizará en la subsección siguiente, en la mayoría de los casos (excepto para el sector Agropecuario) la magnitud de las variaciones de las tendencias es mayor a la de los ciclos. Esto implica que, para siete sectores de actividad económica, un shock en el PBI total generaría variaciones del mismo signo en los PBI sectoriales. Sobre el sector Agropecuario, se puede concluir solamente que un shock positivo (negativo) en el producto total aumentaría (disminuiría) el componente de largo plazo de la serie.

Al analizar los dos ciclos comunes (Figuras 12 y 13) se puede observar que, a pesar de las diferencias en forma y escala, los dos pueden ser definidos como contra-cíclicos. El ciclo común 1 (Z1) puede asociarse a los ciclos de los sectores Agropecuario, de la Industria Manufacturera, de la Construcción, del Comercio, del Transporte y del sector Otros. El ciclo común 2 (Z2) puede asociarse a la versión inversa de los ciclos de los sectores Pesca y Electricidad.

IV.5. Descomposición de varianza

Para examinar la importancia relativa de las tendencias y los ciclos se ha realizado una descomposición de varianza de las innovaciones de

cada sector de actividad económica del PBI. La innovación de la tendencia se define como la primera diferencia en la tendencia de cada sector. Las innovaciones de los ciclos son los residuos de la regresión de cada ciclo contra los términos correctores de error. En el Cuadro 5 del Apéndice se presentan los resultados de la descomposición de varianza de las innovaciones sectoriales. La covarianza de las innovaciones es solo positiva en dos sectores: Pesca y Electricidad. El porcentaje de la varianza del PBI sectorial atribuido a la innovación del ciclo es solo superior al de la tendencia en el sector Agropecuario.

Para analizar con mayor precisión la importancia de las innovaciones de los ciclos y las tendencias se pueden ortogonalizar sus varianzas dejando de lado el efecto de las covarianzas.⁹ En el Cuadro 6 se ve confirmada la importancia relativa de la innovación del ciclo en el sector Agropecuario por las dos metodologías allí presentes: siendo la tendencia el primer elemento de la ortogonalización o siéndolo el ciclo. En la segunda metodología, la innovación del ciclo en el sector Construcción es del 60.5%. En los otros sectores, la innovación de la tendencia se encuentra entre el 60 y el 93% de la varianza total. Como postula la teoría de los Ciclos Reales de los Negocios, en la mayoría de los casos, las innovaciones de las tendencias explican la mayor parte de las innovaciones del producto total, aunque sean muy diferentes entre sectores.

V. CONCLUSION

El presente artículo analiza una descomposición de ciclos y tendencias en las series del PBI uruguayo por sectores de actividad económica para el período 1983:1-1993:4. Estadísticamente, las ocho variables estudiadas presentan dos relaciones de equilibrio de largo plazo (dos vectores de cointegración), las cuales están directamente relacionadas a los dos ciclos comunes que la metodología utilizada permite determinar. Existen varias (seis) tendencias comunes pero, en cambio, el número de ciclos comunes es reducido (dos). Este resultado apoya el postulado que la mayoría de las series económicas están determinadas por uno o un número pequeño de ciclos comunes, tal como lo asume, por ejemplo, la teoría de los Ciclos Reales de los Negocios. Un análisis específico de los períodos de recesión

9 Engle e Issler (1992), cuadro 7A y 7B.

(“turning points”) del PBI uruguayo permitiría interpretar económicamente y de forma más precisa estos ciclos, definiendo con mayor exactitud sus características pro o contra cíclicas.

La descomposición de ciclos y tendencias utilizada en el presente trabajo permite clasificar los sectores del PBI en dos grupos. El primero está compuesto únicamente por el sector Agropecuario. Un shock positivo (negativo) en el PBI total tendría un efecto negativo (positivo) en el PBI Agropecuario. Los otros siete sectores de actividad económica del producto, en cambio, acompañarían en signo las variaciones del PBI total. Las causas de la diferencia de comportamiento entre el sector Agropecuario y el resto de los sectores de actividad económica no han sido estudiadas en este trabajo. Este comportamiento puede ser explicado por la existencia, en muchos países o regiones, de un flujo neto positivo de trabajadores hacia tareas agrícolas en épocas de recesión de la economía y un flujo negativo en épocas de auge.

Otras metodologías de descomposición de series temporales¹⁰ asumen la hipótesis de correlación nula entre las innovaciones del componente cíclico y del tendencial para poder distinguir claramente políticas de oferta (que afectan de forma permanente al producto) de aquellas de demanda (con solo efectos temporarios en el producto). Los resultados empíricos para las series sectoriales del PBI uruguayo muestran que, en este caso, dichas innovaciones están correlacionadas. En este caso, tanto una política de demanda como una de oferta tienen, al mismo tiempo, efectos transitorios y permanentes en el producto. De acuerdo al modelo analizado, exceptuando al sector Agropecuario, cualquier política económica que eleve el nivel del producto de uno de los sectores de actividad elevará también, y de forma permanente, el nivel del resto de los sectores.

10 Blanchard y Quah (1989).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J.W., y Hendry, D.F. (1993);** *“Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data.”* Oxford University Press.
- Beveridge, S. y Nelson, C.R. (1981);** *“A new Approach to Decomposition of Economic Time Series into a Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’.”* Journal of Monetary Economics, Vol. 7, pp. 151-174.
- Blanchard, O.J. y Quah, D. (1989);** *“The Dynamics Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances”.* The American Economic Review, vol. 79, pp. 655-673.
- Dickey, D.A. y Fulley, W.A. (1981);** *“The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.”* Econometrica, 49, pp. 1057-1072.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987);** *“Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”.* Econometrica, Vol. 55, N°2, pp. 251-276.
- Engle, R.F. e Issler, J.V. (1992);** *“Estimating Sectoral Cycles Using Cointegration and Common Features.”* Discussion Paper 92-20. University of California, San Diego.
- Engle, R.F. y Kozicki, S. (1993);** *“Testing for Common Features.”* Journal of Business and Economic Statistics, 11, pp. 369-395.
- Gervaz, C. (1995);** *“Trend and Cycle Decomposition. A Comparison of Different Approaches.”* August, mimeo.
- Gourieroux, C., Monfort, A., y Renault, E. (1991);** *“A General Framework for Factor Models”.* Document de Travail 9107, INSEE.
- Hamilton, J.D. (1989);** *“A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle.”* Econometrica, Vol. 57, N° 2, pp. 357-384.
- Harvey, A.C. (1985);** *“Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series.”* Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 3, N° 3, pp. 216-227.

- Hodrick, R. y Prescott, E. (1980);** “*Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation.*” Carnegie-Mellon University, Pittsburg, P.A., mimeo.
- Johansen, S. (1988);** “*Statistical Analysis of Cointegrated Vectors.*” *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991);** “*Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models.*” *Econometrica*, vol. 59, pp. 1551-1580.
- King, R.G., Plosser, C.I., Stock, J.H. and Watson, M.W. (1991);** “*Stochastic Trends and Economic Fluctuations.*” *The American Economic Review*, Vol. 81, pp. 819-840.
- Long, J.B. y Plosser, C.I. (1983);** “*Real Business Cycles.*” *Journal of Political Economy*, vol. 91, pp. 39-69.
- Lucas, R.E. JR. (1977);** “*Understanding Business Cycles.*” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 5, pp. 7-29. Amsterdam.
- Mardia, K.V., Kent, J.T. y Bibby, J.M. (1992);** “*Multivariate Analysis*”. Academic Press.
- Nelson, C.R. y Plosser, C.I. (1982);** “*Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series.*” *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-196.
- Osterwald-Lenum, M. (1992);** “*A note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics*”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988);** “*Testing for a Unit Root in Time Series Regression*”. *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1988);** “*Testing for Common Trends.*” *Journal of the American Statistical Association*, vol. 83, pp. 1097-1107.
- Vahid, F. y Engle, R.F. (1992);** “*Common Trends and Common Cycles.*” *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. 341-360.

APENDICE

CUADRO 1

**TEST DE COINTEGRACION
TEST DE LA TRAZA - JOHANSEN (1988)
MODELOS SIN TENDENCIA LINEAL**

NUMERO DE VECTORES DE COINTEGRACION	CONSTANTE	ESTADISTICO	VALOR DE TABLA AL 5% DE SIGNIFICACION
0	con RESTRICCION	188,42	165,58
0	sin RESTRICCION	108,37	156,00
1	con RESTRICCION	134,15	131,70
1	sin RESTRICCION	126,49	124,24
2	con RESTRICCION	94,66	102,14
2	sin RESTRICCION	87,90	94,15
3	con RESTRICCION	60,05	76,07
3	sin RESTRICCION	53,49	68,52
4	con RESTRICCION	37,21	53,12
4	sin RESTRICCION	30,87	47,21
5	con RESTRICCION	22,28	34,91
5	sin RESTRICCION	16,02	29,68
6	con RESTRICCION	12,07	19,96
6	sin RESTRICCION	6,04	15,41
7	con RESTRICCION	5,43	9,24
7	sin RESTRICCION	0,06	3,76

NOTAS:

LA HIPOTESIS NO ES RECHAZADA CUANDO EL VALOR DEL ESTADISTICO ES INFERIOR AL VALOR DE TABLA.
LOS VALORES CRITICOS CORRESPONDEN A LAS TABLAS 1 Y 1* DE OSTERWALD Y LENUM (1992).

CUADRO 2**CORRELACIONES CANONICAS
TEST DE CICLOS COMUNES**

NUMERO DE CORRELACIONES CANONICAS	ESTADISTICO	P-VALOR
1	145,18	0,00
2	94,94	0,00
3	57,75	0,15
4	34,05	0,51
5	16,85	0,85
6	8,77	0,88
7	4,18	0,84
8	0,88	0,83

CUADRO 3**MATRIZ INVERSA DE VECTORES DE CO-CARACTERISTICAS Y COINTEGRACION**

0,00243	-0,03574	-0,01771	0,00331	0,12054	0,14058	-0,36325	0,34575
0,00533	-0,15647	-0,59639	0,07007	-0,00467	0,27361	0,54269	2,42230
-0,00835	0,19512	0,17732	0,01311	-0,06470	0,03229	-0,12915	-1,01903
0,00639	0,10844	0,01913	-0,01526	-0,00313	0,08174	0,14634	0,20320
-0,01424	0,35226	0,31672	-0,10412	0,12595	-0,28856	-0,67642	-3,63109
-0,00445	0,21310	0,20634	-0,08201	-0,04376	0,25557	-0,50068	-1,76563
-0,01089	0,18622	0,43346	-0,10147	0,20008	0,25455	-0,58811	-2,90019
-0,00866	0,20717	0,33324	-0,09596	0,02213	0,06582	-0,35228	-1,58541

CUADRO 4**DESVIOS ESTANDAR DE LAS SERIES EN NIVEL,
LOS CICLOS Y LAS TENDENCIAS**

SECTOR	SERIES	CICLO	TENDENCIA
AGRICULTURA	0,09524	0,06618	0,08985
PESCA	0,30935	0,14483	0,27399
MANUFACTURA	0,08995	0,05171	0,11029
ELECTRICIDAD	0,18996	0,02706	0,18521
CONSTRUCCION	0,20342	0,20275	0,18190
COMERCIO	0,15824	0,11810	0,18722
TRANSPORTE	0,21046	0,16678	0,25453
OTROS	0,11912	0,09447	0,14901

CUADRO 5

DESCOMPOSICION DE VARIANZA DE LAS INNOVACIONES DE LOS CICLOS Y LAS TENDENCIAS

SECTOR	% DE LA VARIANZA DEL PBI ATRIBUIDO A LA			SUMA	CORRELACION DE LA INNOVACION DEL CICLO Y LA TENDENCIA
	INNOVACION DE LA TENDENCIA	INNOVACION DEL CICLO	COVARIANZA DE LAS INNOVACIONES		
AGRICULTURA	50,6	65,3	-15,9	100	-0,28
PESCA	64,6	28,1	7,3	100	0,17
MANUFACTURA	91,7	41,6	-33,4	100	-0,54
ELECTRICIDAD	84,6	6,4	8,9	100	0,39
CONSTRUCCION	74,1	70,4	-44,6	100	-0,62
COMERCIO	88,3	54,3	-42,6	100	-0,62
TRANSPORTE	88,3	57,8	-46,1	100	-0,65
OTROS	92,9	49,7	-42,7	100	-0,63

CUADRO 6

DESCOMPOSICION DE VARIANZA DE LAS INNOVACIONES DE LOS CICLOS Y LAS TENDENCIAS

VARIANZA DE LAS INNOVACIONES ORTOGONALIZADAS

SECTOR	TENDENCIA COMO PRIMER ELEMENTO			CICLO COMO PRIMER ELEMENTO		
	% DE LA VARIANZA DEL PBI ATRIBUIDO A LA		SUMA	% DE LA VARIANZA DEL PBI ATRIBUIDO A LA		SUMA
	INNOVACION DE LA TENDENCIA	INNOVACION DEL CICLO		INNOVACION DE LA TENDENCIA	INNOVACION DEL CICLO	
AGRICULTURA	45,6	54,4	100	41,7	58,3	100
PESCA	70,3	29,7	100	69,0	31,0	100
MANUFACTURA	75,7	24,3	100	60,9	39,1	100
ELECTRICIDAD	93,9	6,1	100	91,8	8,2	100
CONSTRUCCION	62,9	37,1	100	39,5	60,5	100
COMERCIO	72,4	27,6	100	50,3	49,7	100
TRANSPORTE	72,4	27,6	100	47,1	52,9	100
OTROS	75,5	24,5	100	53,1	46,9	100

FIGURA 1

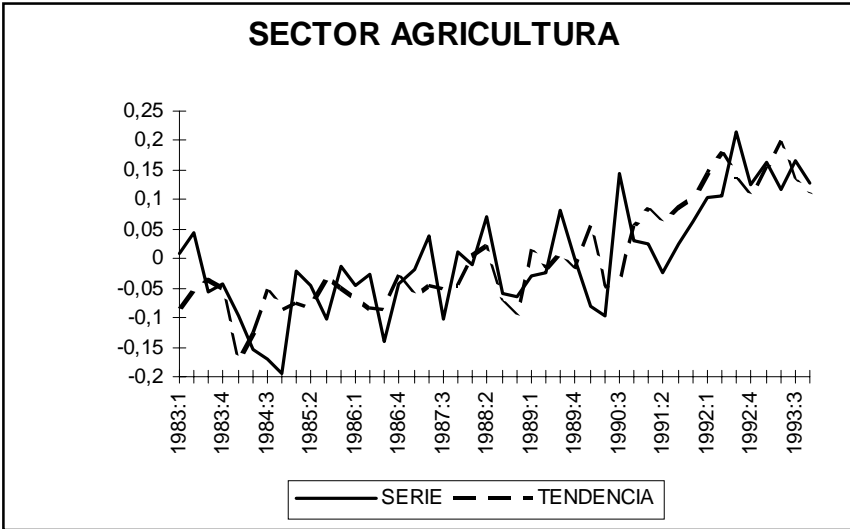


FIGURA 2

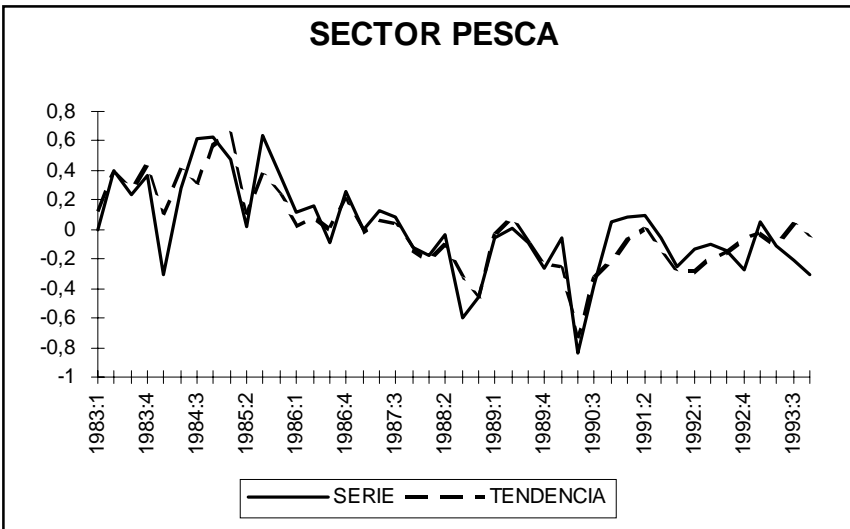


FIGURA 3

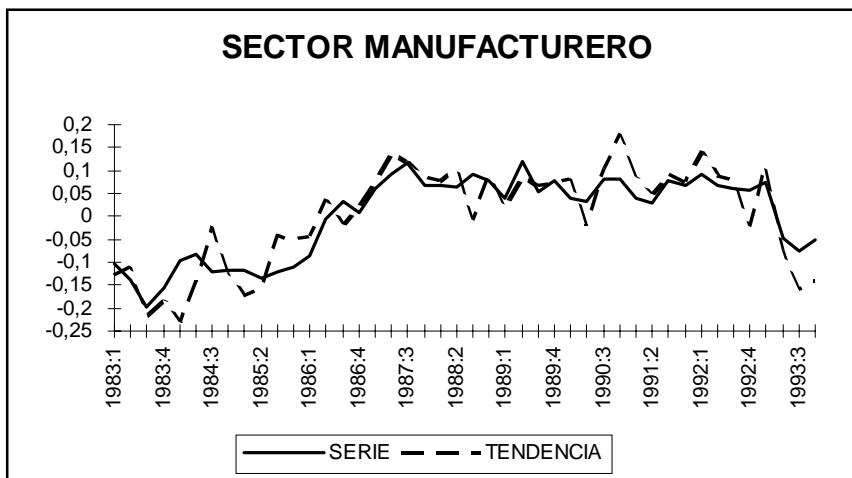


FIGURA 4

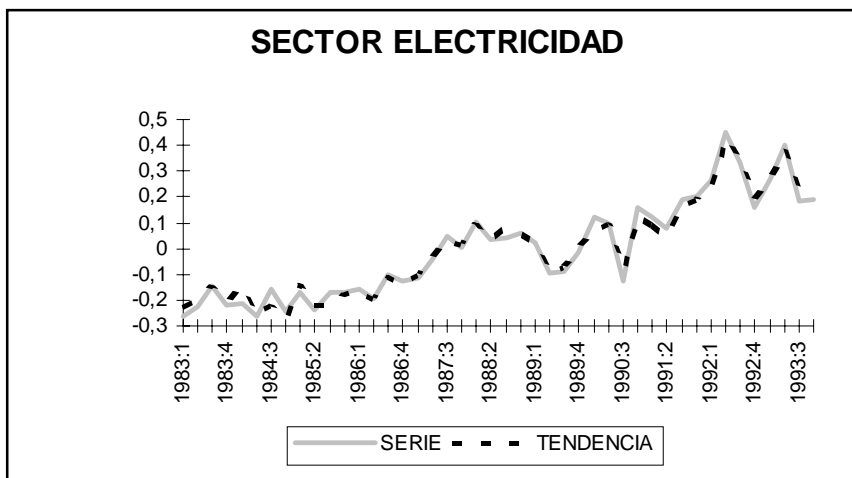


FIGURA 5

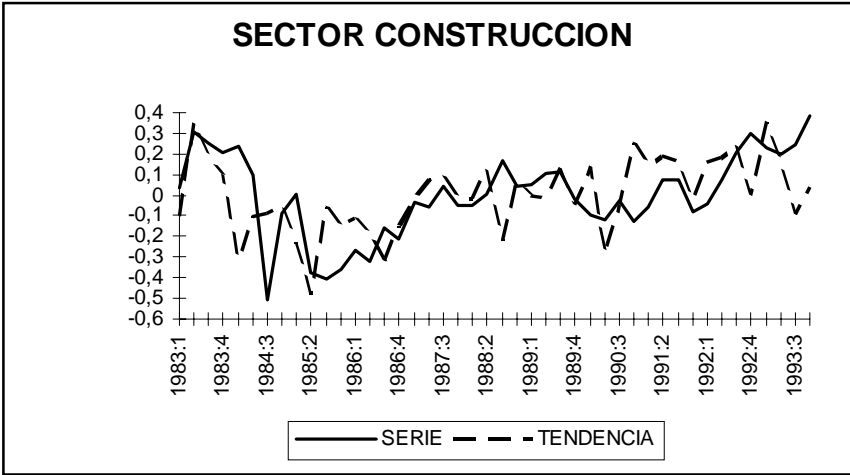


FIGURA 6

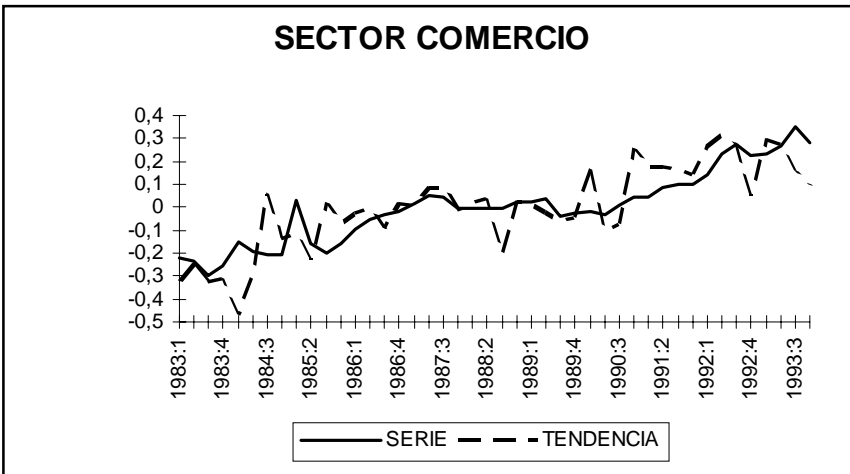


FIGURA 7

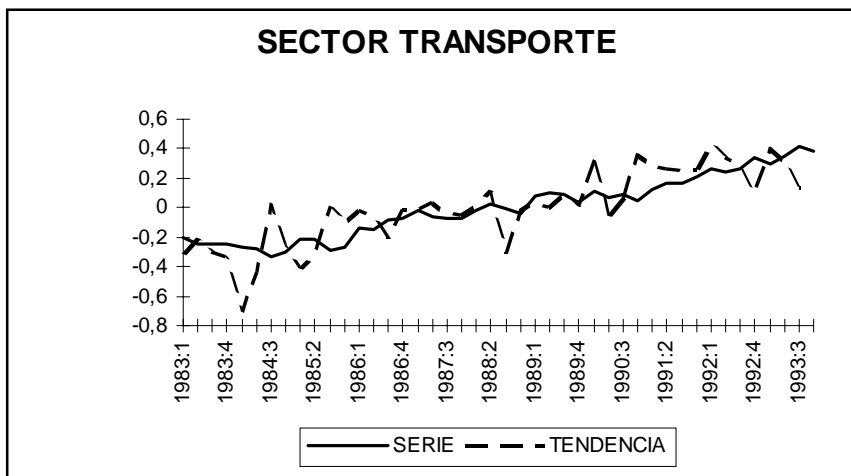


FIGURA 8

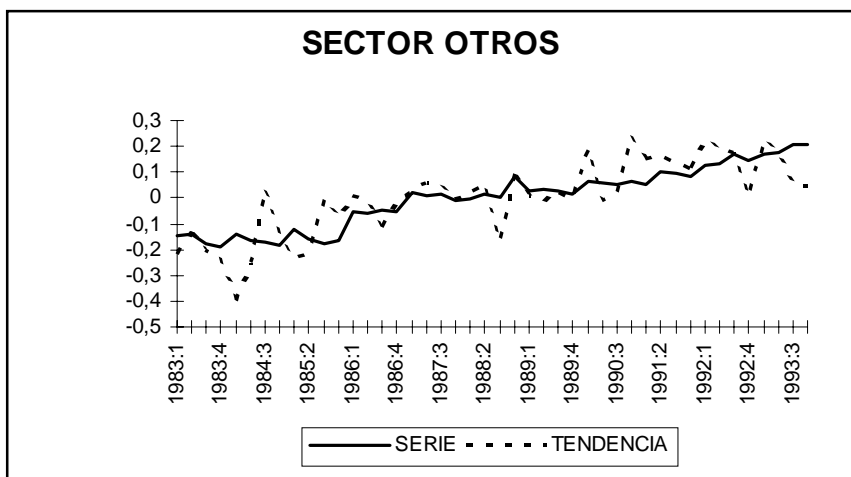


FIGURA 9

