

**Un sistema de indicadores sintéticos de actividad sectorial y
por islas.**

Tomás del Barrio Castro

Josep Mateu Sbert

Departament d'Economia Aplicada

Universitat de les Illes Balears

1.- Introducción.

El seguimiento de la actividad económica a corto y medio plazo resulta de vital importancia, dado que nos permite saber en que situación se encuentra la economía de un territorio en términos generales y también sectorialmente. Es decir, nos permite tener información sobre si la actividad económica general, la de un sector o región del territorio en particular se encuentran en una fase de crecimiento/decrecimiento, aceleración/desaceleración, en un punto de inflexión etc... Además de poder realizar un seguimiento de la actividad económica también resulta interesante disponer de pronósticos sobre la evolución futura de la misma. Un instrumento que permite cubrir los anteriores objetivos es un sistema de indicadores sintéticos general, sectorial y territorial de la economía objeto de estudio. En nuestro caso de la economía balear en general, para los sectores de la industria, la construcción y los servicios y para los territorios insulares de Mallorca, Menorca y Pitiüses.

El presente documento se centrará en el sistema de indicadores sintéticos de actividad económica que se elabora para el seguimiento a corto/medio plazo de la actividad económica a nivel general, sectorial y por islas de las Islas Baleares.

Este proyecto consiste en la elaboración y puesta en marcha de un sistema de indicadores sintéticos de actividad para la economía balear que estará formado por los siguientes índices de periodicidad mensual:

- Índice de actividad económica no agraria para el total de las Islas Baleares.

Por sectores:

- Índice de actividad económica para el sector de la Construcción.
- Índice de actividad económica para el sector Servicios.
- Índice de actividad económica para el sector Industrial.

Por islas:

- Índice de actividad económica no agraria para el total de Mallorca.
- Índice de actividad económica no agraria para el total de Menorca.
- Índice de actividad económica no agraria para el total de Pitiüses.

2.- Metodología.

La idea en que se basan los índices sintéticos de actividad, es que existen un conjunto de indicadores económicos (normalmente series temporales mensuales) que tienen una evolución temporal altamente correlacionada con la de la actividad económica general o sectorial. Por tanto, para cada macromagnitud económica de interés, de la que normalmente solo se dispone de información anual o en el mejor de los casos trimestral (con bastante retraso temporal), existe un conjunto de indicadores económicos representativos de su evolución con periodicidad mensual y de rápida disponibilidad. Por tanto, estos indicadores económicos evolucionan de manera sincronizada con la macromagnitud y la información sobre su evolución está disponible de forma rápida y con bastante anterioridad a la de la macromagnitud. Todo lo anterior, nos permitirá anticipar la evolución de la actividad económica o de la macromagnitud de interés antes de estén disponibles los primeros datos oficiales sobre el tema.

En concreto, lo que se hace con un índice sintético es elegir un conjunto de indicadores económicos básicos (representativos de una macromagnitud), extraer su información relevante y agregarlos convenientemente para elaborar una medida (índice) que resuma las características comunes a todos ellos.

De cara a la construcción de los índices sintéticos se han de cubrir las siguientes etapas:

- Selección de los indicadores parciales.
- Tratamiento estadístico previo.
- Extracción de la señales de referencia de los indicadores (componente ciclo-tendencia)
- Agregación de los indicadores parciales.

Por lo tanto, en primer lugar resulta, necesario disponer de información histórica de la evolución de la macromagnitud de interés y de la batería de indicadores económicos representativos. A partir de la anterior información se puede realizar una primera selección de los indicadores que se utilizarán para el cálculo del índice sintético. Dicha selección se realizará a partir de los criterios enunciados por Zarnowitz

(1992) de calidad estadística, disponibilidad, elevada correlación con la macromagnitud de referencia, de su sentido económico (comportamiento cíclico coherente con la actividad económica y constancia con relación a la macromagnitud correspondiente), frecuencia de los datos, longitud de las series y suavidad de los datos.

Una vez seleccionados los indicadores parciales es importante encontrar un método adecuado de agregación o ponderación de los mismos. Existen varios métodos en la literatura tales como:

- Métodos de ponderación simples que se basan para las obtención de ponderaciones en medidas de correlaciones, o medidas directamente e inversamente proporcionales a la variabilidad, etc...., ver por ejemplo Niemira y Klein (1994), Fernández (1991) y Green y Beckman (1992).
- Métodos basados en análisis multivariante, básicamente en procedimientos de componentes principales y análisis factorial estático y dinámico, ver entre otros Stock y Watson (1990) y Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2001)
- Métodos basados en modelos de componentes no observables.

En la fase de tratamiento estadístico previo, se utilizarán técnicas de modelos de series temporales univariantes aplicadas a los indicadores parciales, de cara a realizar un tratamiento de datos atípicos o outliers, de efectos calendario y laboralidad. También se estimarán modelos univariantes adecuados a cada serie temporal de cara a cubrir el coste informativo de los procedimientos de extracción de señales utilizados para obtener el componente ciclo-tendencia o las series ajustadas de estacionalidad, ver por ejemplo Gomez y Maravall (1996). De cara al tratamiento univariante de los indicadores parciales se han utilizado diferentes alternativas como los Modelos ARIMA, los modelos Estructurales de Series temporales (ver Harvey (1989)) y los modelos Periódicos Autorregresivos.

Finalmente, dado el componente estacional de la macromagnitud de referencia es no observable (ya que se suele disponer de la evolución de macromagnitud con periodicidad anual) el índice sintético se tiende a calcular a partir de las ponderaciones

calculadas utilizando información anual y aplicadas sobre los componentes ciclo-tendencia o datos ajustados de estacionalidad correspondientes a los indicadores parciales, de entre los métodos de extracción de señales y/o ajuste estacional los más ampliamente difundidos son los procedimientos X-12 (ver Findley et al (1996)) y el procedimiento basado en modelos ARIMA (ver Gomez y Maravall (1999)). Para la elaboración de los índices sintéticos hemos decidido utilizar el método de las tasas de variación suavizadas, dado que este método tiene un coste informativo muchísimo más bajo que los métodos citados con anterioridad y permite obtener una estimación de las tasas de variación interanuales de la señal ciclo-tendencia de los indicadores parciales de calidad similar. Las tasas de variación suavizadas se explican en la sección 2.4.

2.1.- Selección de los indicadores parciales.

Para la selección de los indicadores parciales tal y como se ha comentado con anterioridad se ha tenido en cuenta los criterios de disponibilidad, elevada correlación con la macromagnitud de referencia, de su sentido económico, frecuencia de los datos y longitud de las series. En concreto los indicadores que se utilizan para la construcción de los indicadores sintéticos correspondientes a industria, construcción y servicios se encuentran recogidos en las tablas 2.1.1, 2.1.2 y 2.1.3 respectivamente, y para cada una de las islas en la tabla 2.1.4..

Tabla 2.1.1 indicadores parciales de industria.

Nombre	Disponible desde	Correlación ¹
Afiliados en Industria	01/1994	0.876
Consumo de Electricidad Industrial	01/1994	0.606
PIB países emisores de turismo ²	01/1994	0,750
Consumo de Gasoil A	01/1994	0.717
Paro Registrado en Industria	01/1994	-0.625
Exportaciones en volumen	01/1994	0.612

¹Correlación lineal entre las tasas de variación datos anuales 1995-2009 con el Valor Añadido Bruto de la industria.

²En el apéndice A.1 se indica como se construye este indicador.

Tabla 2.1.2 indicadores parciales de Construcción.

Nombre	Disponible desde	Correlación ¹
Afiliados en Construcción	01/1994	0.815
Consumo de Cemento	01/1994	0.656
Consumo de Electricidad Construcción	01/1994	0.587
Matriculación de Camiones	01/1994	0.403
Paro Registrado en Construcción	01/1994	-0.653
Ventas de cemento	01/1994	0.601
Indicador adelantado de Construcción ²	01/1995	0.773

¹Correlación lineal entre las tasas de variación datos anuales 1995-2009 con el Valor Añadido Bruto de la industria.

²Este Indicador adelantado se ha construido tal y como se describe en el apéndice A.2

Tabla 2.1.3 indicadores parciales de Servicios.

Nombre	Disponible desde	Correlación ¹
Afiliados en Servicios	01/1994	0.796
Consumo de Electricidad en Servicios	01/1994	0.477
Matriculación de Vehículos	01/1994	0.446
Número de Pasajeros Aéreos	01/1994	0.646
Gasoil A	01/1994	0.738
PIB países emisores de turismo	01/1994	0.714
Paro Registrado en Servicios	01/1994	-0.657
Pernoctaciones Hoteleras	01/1994	0.516
Número de Turistas Aéreos Internacionales	01/1994	0.346

¹Correlación lineal entre las tasas de variación datos anuales 1995-2009 con con el Valor Añadido Bruto de los Servicios.

Tabla 2.1.4 indicadores parciales por islas.

Nombre	Disponible desde	Correlación Mallorca ¹	Correlación Menorca ¹	Correlación Pitiüses ¹
Afiliados	08/1999	0.908	0.884	0.842
Consumo de Gasóleo A	01/1994	0.653	0.661	0.231
Número de Pasajeros via Aérea	01/1994	0.605	0.765	0.681
Paro Registrado	01/1994	-0.812	-0.842	-0.823

¹Correlación lineal entre las tasas de variación datos anuales de los indicadores de cada isla con su correspondiente Valor Añadido Bruto (estimado por la Conselleria d'Economia i Hisenda).

Tal y como se desprende de la información recogida en las tablas 2.1.1, 2.1.2, 2.1.3 y 2.1.4, el número de indicadores con el que se va a trabajar es relativamente reducido. Esta situación está provocada en primer lugar por el hecho de que el número de indicadores económicos de calidad del que se dispone en las Islas Baleares es reducido, especialmente en el caso de los indicadores por islas, y en segundo lugar por el hecho de que para algunos indicadores de calidad como por ejemplo el Índice de Producción Industrial (IPI) sólo se dispongan de datos desde 2002. A medida de que se vaya disponiendo de una serie lo suficientemente larga para estos indicadores comenzaremos a utilizarlos para elaborar los indicadores sintéticos.

Sin embargo, otros indicadores, como es el caso de las series de afiliados por islas, aunque no tengan la historicidad suficiente, se deben tener en cuenta dada la escasa información disponible a nivel insular. Es por ello que, a partir de la serie de afiliados del conjunto de les Illes Balears y teniendo en cuenta el peso y la estacionalidad de cada territorio, se ha alargado la serie de afiliados para el tramo temporal que no estaba disponible (período 1/01/1994-1/07/1999).

Finalmente también resulta importante apreciar como en muchos casos las correlaciones entre las tasas de variación anuales de los indicadores y la macro-magnitud de referencia no son demasiado elevadas, por lo que la utilización de métodos basados en componentes principales/análisis factorial en principio no nos permitirán obtener buenos resultados. Por le mismo motivo tampoco serán de utilidad los métodos relacionados con la propuesta del NBER a menos que se tenga en cuenta este problema

y se intente subsanar a la hora de calcular las ponderaciones de los indicadores parciales.

2.2.- Métodos de ponderación utilizados.

Teniendo en cuenta lo comentando en el apartado anterior, de cara a calcular los indicadores sintéticos hemos utilizados dos métodos alternativos de ponderación. En concreto hemos utilizado la propuesta recogida en Mateu y Riera (2006) y el método de “Partial Least Squares PLS” para la obtención de componentes principales. En primer método, se presenta en la sección 2.2.1 y permite corregir de forma satisfactoria la metodología propuesta por el NBER, mientras que los PLS, tal y como veremos en la sección 2.2.2, permiten solventar las limitaciones del método de componentes principales, dado que, a la hora de calcular las ponderaciones de los factores además de tener en cuenta la correlación entre los indicadores parciales tiene en cuenta la correlación de estos con la macro-magnitud de referencia.

2.2.1.- Metodología de selección simultánea.

Esta propuesta surge como una alternativa a los métodos usados habitualmente para calcular el PIB regional en la mayoría de Institutos de Estadística de las comunidades autónomas y se basa en Mateu y Riera (2006).

Se dispone de un conjunto de indicadores parciales $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{i,t}, \dots, x_{n,t})$, potencialmente elegibles para formar parte del indicador sintético, que cumplen los criterios anunciados por Zarnowitz y que están expresados en tasas de crecimiento suavizadas. Estos indicadores parciales son elegidos habitualmente por la mayoría de Institutos de Estadística sobre la base de la relación bilateral que mantiene cada uno de ellos con la macromagnitud de referencia y_t , a través del coeficiente de correlación $\rho(x_{it}, y_t)$.

Sin embargo, esta forma de proceder obvia el hecho que las series económicas normalmente mantienen una relación intensa entre ellas y, en consecuencia, el examen individual de cada uno de los indicadores parciales respecto a la magnitud de referencia es incompleta.

Esto se demuestra analíticamente si se calcula el coeficiente de correlación (ρ) existente entre el indicador sintético resultante (IS_t) de agregar p indicadores parciales seleccionados y la magnitud de referencia (y_t).

Para ello, es necesario asignar, previamente, un peso específico (w_i) a cada uno de los indicadores parciales de acuerdo con un sistema de agregación, que en este documento se ha usado el propuesto por el NBER,¹ y definir el indicador sintético coincidente con la actividad (IS_t) como:

$$IS_t = \sum_{i=1}^p w_i x_{it} + k$$

Donde k es el denominado ‘factor de ajuste tendencial’ calculado como la diferencia entre la media de la magnitud de referencia y la media ponderada de los p indicadores parciales finalmente seleccionados.

$$k = \bar{y} - \sum_{i=1}^p (w_i \bar{x}_i)$$

Una vez definido el agregado puede calcularse su grado de similitud con la serie de referencia, operando y sustituyendo resulta:

$$\rho(IS_t, y_t) = \rho\left(\sum_{i=1}^p w_i x_{it}, y_t\right) = \frac{\sum_{i=1}^p [w_i \rho(x_{it}, y_t) \sqrt{\text{var}(x_{it})}]}{\sqrt{T \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p [w_i w_j \text{cov}(x_{it}, x_{jt})]}}$$

Así, de la ecuación se desprende que el grado de similitud entre el indicador compuesto (IS_t) por p indicadores parciales y y_t , no solo depende de la relación bilateral entre el indicador parcial y la serie de referencia ($\rho(x_{it}, y_t)$) expresada en el

¹ Si bien en el seno de la metodología NBER caben diversas formas de agregación, para el desarrollo de este trabajo se ha optado por calcular el peso asignado al indicador parcial i de la forma siguiente:

$$w_i = \frac{\frac{1}{\bar{x}_i}}{\sum_{i=1}^p \left[\frac{1}{\bar{x}_i} \right]}$$

numerador, sino también depende de la relación entre los distintos indicadores parciales ($\text{cov}(x_{it}, x_{jt})$) expresada en el denominador.

Por ello y para poder contemplar toda la información disponible de forma global, considerando la interrelación entre todos los elementos disponibles, se propone identificar de forma automática y simultánea la combinación óptima de indicadores parciales, teniendo en cuenta la relación subyacente que se establece tanto individualmente, entre unos y otros, como conjuntamente, con la variable de referencia. Así, considerando el método de composición del NBER y sobre la base de los modelos de optimización con variables binarias, se puede definir una función objetivo de tal manera que se maximice la correlación existente entre el agregado de referencia, y_t y el agregado, IS_t , entendido como una combinación lineal de indicadores parciales. El problema de maximización se escribe entonces como:

$$\text{Max } \rho(IS_t, y_t)$$

$$IS_t = \sum_{i=1}^p \left[\left(\frac{w_i}{\sum_{i=1}^p w_i d_i} \right) x_{it} d_i \right] + \bar{y} - \sum_{i=1}^p \left[\left(\frac{w_i}{\sum_{i=1}^p w_i d_i} \right) \bar{x}_i d_i \right]$$

Donde d_i es una variable dicotómica que toma el valor 1 en caso que el indicador parcial x_{it} sea elegido y 0 en caso contrario.

En resumen, los pasos que se siguen son los siguientes:

a.- Se seleccionan un conjunto de indicadores parciales, potencialmente elegibles para componer el indicador sintético, y se calculan sus tasas de variación suavizadas:

$$x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{i,t}, \dots, x_{k,t})$$

b.- Se asigna un peso específico (w_i) a cada uno de los indicadores parciales de acuerdo con un sistema de agregación, que en este documento se ha usado el propuesto por el NBER, de la siguiente forma:

$$IS_t = \sum_{i=1}^p w_i x_{it} + k$$

Donde:

b1. IS_i es el indicador sintético coincidente con la actividad

b2. k es el ‘factor de ajuste tendencial’ calculado como la diferencia entre la media de la magnitud de referencia y la media ponderada de los p indicadores parciales finalmente seleccionados.

$$k = \bar{y} - \sum_{i=1}^p (w_i \bar{x}_i)$$

b3. El peso específico (w_i) se calcula como $w_i = \frac{1}{\sum_{i=1}^p \frac{1}{|\bar{x}_i|}}$

A partir del sistema de agregación NBER, e introduciendo la variable binaria, se puede obtener la combinación óptima de indicadores y, simultáneamente el indicador sintético, a partir de la siguiente maximización:

$$\text{Max } \rho(IS_i, y_i)$$

$$IS_i = \sum_{i=1}^p \left[\left(\frac{w_i}{\sum_{i=1}^p w_i d_i} \right) x_{it} d_i \right] + \bar{y} - \sum_{i=1}^p \left[\left(\frac{w_i}{\sum_{i=1}^p w_i d_i} \right) \bar{x}_i d_i \right]$$

Donde d_i es una variable dicotómica que toma el valor 1 en caso que el indicador parcial x_{it} sea elegido y 0 en caso contrario.

2.2.2.- Partial Least Squares (PLS).

Partial least Squares (PLS) es un método relativamente nuevo de estimación de regresiones, que ha sido propuesto para facilitar la estimación de modelos de regresión múltiple cuando existe un número elevado pero finito de regresores (en nuestro caso 7 indicadores o regresores).

$$y_t = \alpha' x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde en el modelo (1) la variable y_t es la macro-magnitud de referencia y $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$ es un vector de dimensión $k \times 1$ (y por tanto $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_k)'$ también es de dimensión $k \times 1$) dónde se recogen los indicadores parciales. PLS es de utilidad cuando el k es un número demasiado alto como para poder estimar los elementos de $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_k)'$ por mínimos cuadrados ordinarios (Least Squares), o para evitar problemas de multicolinealidad en la estimación de (1).

La idea básica de PLS es bastante similar al análisis de componentes principales, en el sentido de que en lugar de utilizar las variables originales utilizaremos factores o componentes $F_t = (F_{1,t}, \dots, F_{r,t})'$, obtenidos como combinaciones lineales de las variables, en lugar las variables recogidas en $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$.

$$y_t = \Gamma' F_t + e_t \quad (2)$$

Pero la diferencia fundamental entre el análisis de componentes principales (PC) y PLS consiste en que, mientras en PC, los componentes o factores se construyen teniendo en cuenta sólo los valores de las variables recogidas en $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$, en PLS la dependencia entre y_t y $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$ también se utiliza de cara a obtener los componentes o factores.

Conceptualmente los factores o componentes obtenidos mediante PLS, son aquellas combinaciones lineales de $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$, que podemos denotar por Ψx_t , que proporcionan la máxima correlación entre y_t y Ψx_t , pero que son ortogonales entre sí.

A continuación describimos en algoritmo propuesto por Helland (1990) y Groen y Kapetanios (2008) para la obtención de r factores o componentes $f_{1,t}, \dots, f_{r,t}$ (asumiendo por simplicidad que las variables recogidas en y_t y $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$ han sido normalizadas de forma tal que tiene media cero):

1.- Poner $u_t = y_t$ y $v_{i,t} = x_{i,t}$, $i = 1, \dots, k$. Poner $j=1$.

2.- Determinar el vector de pesos o cargas factoriales $\omega_j = (\omega_{1,j}, \dots, \omega_{k,j})'$ de orden $k \times 1$, utilizando $\omega_{i,j} = \text{cov}(u_t, v_{i,t})$, $i = 1, \dots, k$. Obtener el j -ésimo factor utilizando la combinación lineal $f_{j,t} = \omega_j' v_t$.

3.- Regresar u_t y $v_{i,t}$, $i = 1, \dots, k$ con $f_{j,t}$. Denotando a los residuos \tilde{u}_t y $\tilde{v}_{i,t}$ respectivamente.

4.- Si $j=k$ parar, sino poner $u_t = \tilde{u}_t$ y $v_{i,t} = \tilde{v}_{i,t}$, $i = 1, \dots, k$ y $j=j+1$ e ir al paso 2.

El número de factores a utilizar se determina utilizando el criterio de BIC modificado que responde a la siguiente expresión:

$$BICM_i = \ln\left(\frac{SCE_i}{T}\right) + i \ln\left(T\right) \left[\frac{1}{T} + \frac{1}{k}\right] \quad (3)$$

SCE_i es la suma de cuadro de los errores al cuadrado de la siguiente regresión:

$$y_t = \beta' \tilde{F}_t^i + e_t \quad (4)$$

Donde $\tilde{F}_t^i = (f_{1,t}, \dots, f_{i,t})'$. Es decir elegiremos como el número de factores i que nos permitan resumir la información recogida en $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$ aquel que nos de un menor valor en el $BICM_i$.

A la hora de implementar este procedimiento trabajamos con las variables en tasas de variación con frecuencia anual. Por lo tanto $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{k,t})'$ serán las tasas de variación anuales de los indicadores parciales e y_t las tasas de variación anuales de la macro-magnitud de referencia. Utilizando el algoritmo citado anteriormente se obtienen las ponderaciones de los factores, se calculan un máximo de k factores/pesos. Con posterioridad utilizando (4)/(3) se determina el número de factores a utilizar. En todos los casos (industria, construcción, servicios e islas) se ha determinado que el menor $BICM_i$ se obtiene para un solo factor. Finalmente el indicador sintético es obtenido al aplicar los pesos calculados a los indicadores parciales con frecuencia mensual en tasas

de variación suavizadas² (TAS) y finalmente aplicando los coeficientes calculados en (4).

2.3.- Tratamiento estadístico previo.

Para suplir el coste informativo del procedimiento de extracción de señales utilizado para estimar el componente ciclo-tendencia de los indicadores parciales y poder realizar pronósticos de la evolución futura de los indicadores sintéticos se utilizan modelos univariantes de series temporales. En concreto hemos considerado la utilización de tres metodologías recogidas en la literatura de series temporales, los modelos ARIMA, los modelos estructurales de series temporales (STSM) y los modelos Periódicos Autorregresivos (PAR).

Para cada serie se ha estimado uno de los anteriores modelos y se ha escogido aquel con el que se han obtenido mejores resultados de ajuste y capacidad predictiva de cara a obtener predicciones de los indicadores parciales, que permitan cubrir el coste informativo de las TAS y obtener pronósticos sobre la evolución futura.

Los modelos utilizados (ARIMA, STSM y PAR) se describen de forma breve en el apéndice B.

2.4.- Extracción de la señal Ciclo-Tendencia.

Para la extracción de la señal ciclo-tendencia utilizaremos las tasas de variación suavizadas TAS. Este procedimiento fue propuesto por Mellis F (1991) y ha sido utilizado por el I.N.E., el filtro AR(4)16 utilizado para obtener las TAS también forma parte del filtro de líneas aéreas modificado utilizado inicialmente por el I.N.E. en la elaboración de la contabilidad trimestral. La gran ventaja de las TAS consiste en su fácil implementación y su reducido coste informativo, tal y como se verá a continuación.

² Las tasas de variación suavizadas es el procedimiento de extracción de señales utilizado para estimar la evolución de las tasas de variación interanuales de los componentes ciclo-tendencia de los indicadores parciales utilizados.

Las TAS consisten en aplicar un filtro autorregresivo de orden 4 y potencia mitad en la frecuencia asociada a oscilaciones con período de repetición igual a 16 meses (es decir la frecuencia $2\pi/16$, tal y como se puede apreciar en el gráfico 1) sobre las tasas de variación interanuales de la serie analizada de forma tal que se obtiene una estimación muy suave de la evolución subyacente.

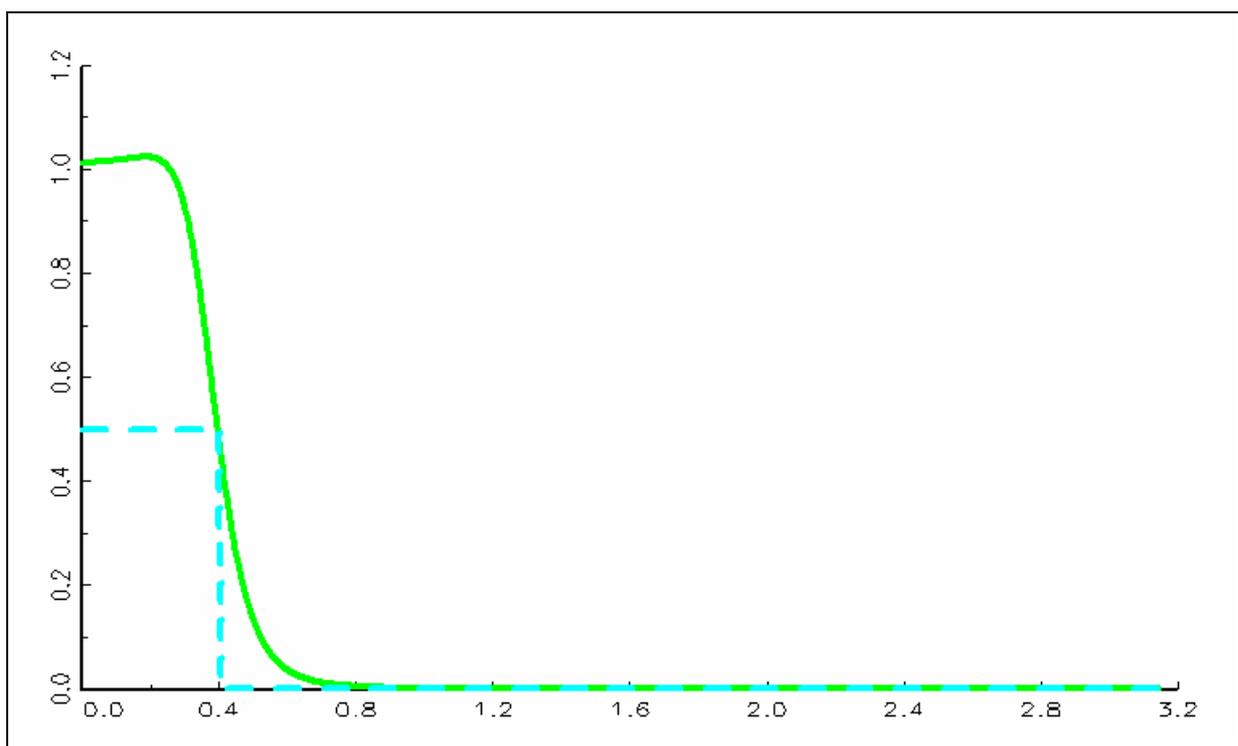
$$TAS_t = \left(\frac{y_t}{y_{t-12}} - 1 \right) \times \frac{h_0 L^{-6}}{(1 + h_1 L + h_2 L^2 + h_3 L^3 + h_4 L^4)} \quad (5)$$

Donde :

$$h_0 = 0.0139, \quad h_1 = -2.9885, \quad h_2 = 3.4456, \quad h_3 = -1.8029, \quad h_4 = 0.3598,$$

Tal y como hemos comentado este método a diferencia de los procedimientos X-11 y X-12 y los métodos basados en modelos ARIMA, presenta un coste informativo muy reducido al final de la muestra. Además tal y como se puede apreciar en el gráfico 1, dónde se representa la función de potencia del filtro AR(4)16, en las series filtradas sólo permanecerá la información correspondiente a las bajas frecuencias, es decir, oscilaciones con períodos de repetición muy elevados, por lo tanto comportamientos a largo y medio plazo de las series analizadas.

Gráfico 1 Función de potencia del filtro AR(4)16.



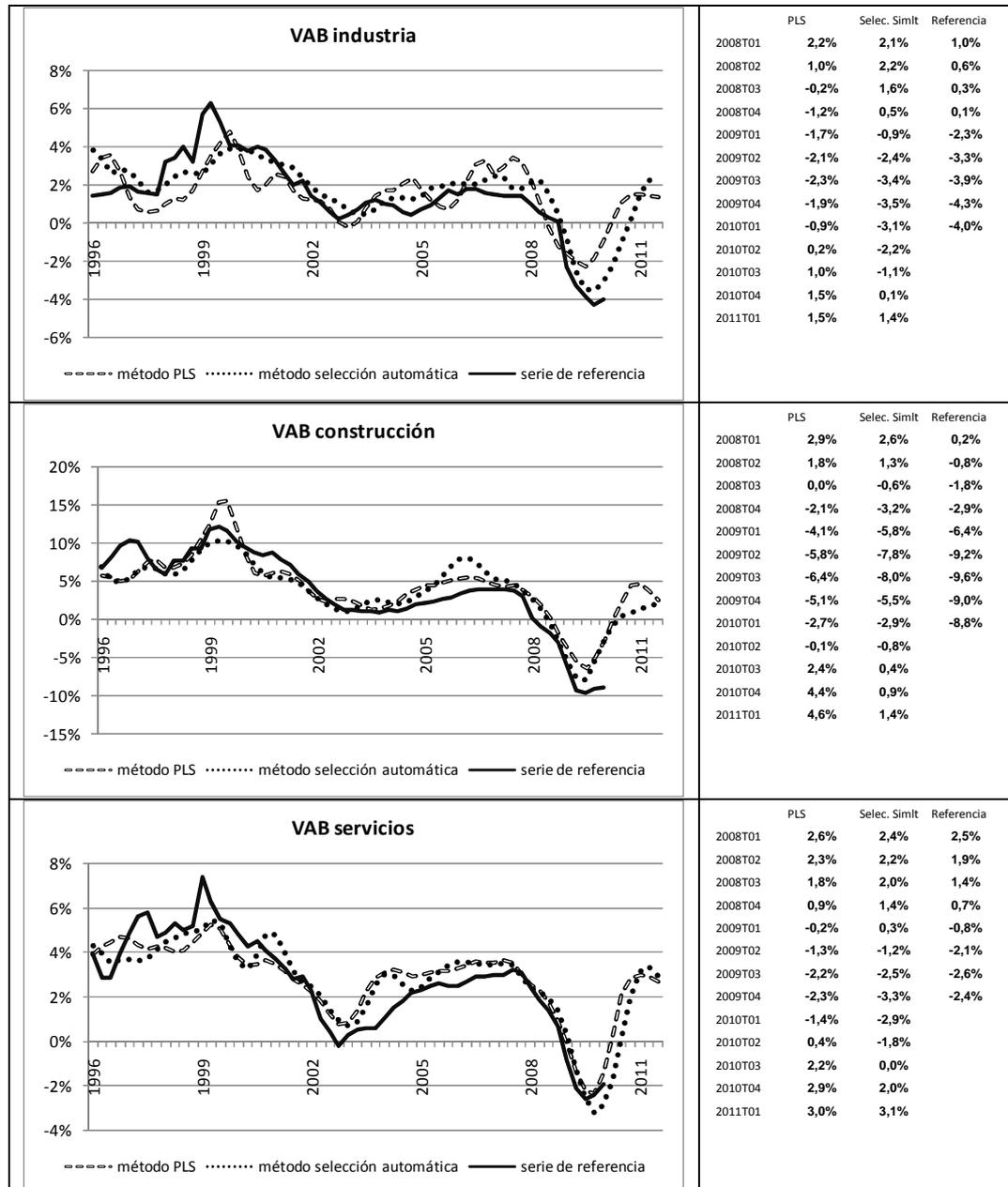
Finalmente en el apéndice C se muestran la representación gráfica de la evolución las tasas de variación interanuales y las TAS de los indicadores parciales utilizados.

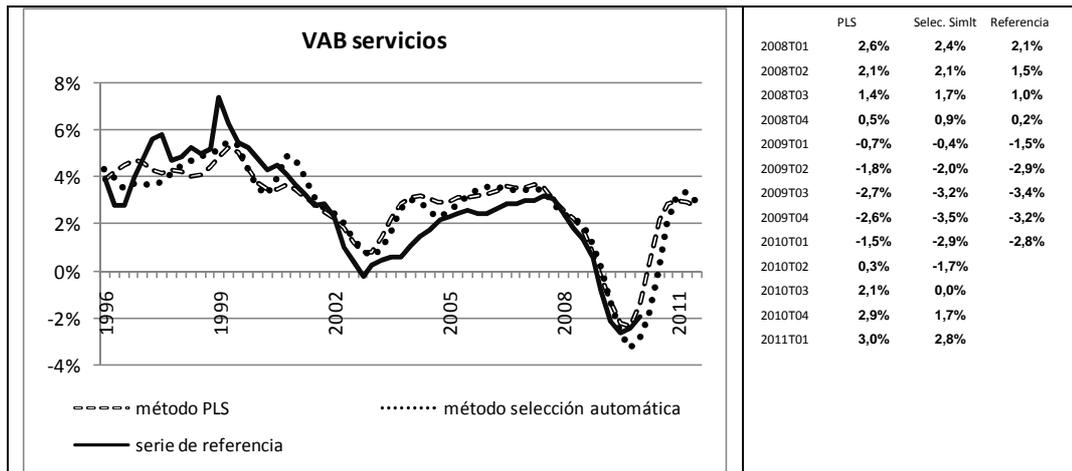
3.- Resultados Obtenidos.

En la presente sección se presentan los índices sintéticos calculados para cada uno de los sectores (industria, construcción y servicios), para cada una de las islas (Mallorca, Menorca i Pitiüses) y para la actividad no agraria de las Islas Baleares. Dichos resultados quedan recogidos en los gráficos situados en la páginas siguientes, donde se muestra la evolución de dichos índices junto con la de las tasas de variación interanual de los correspondientes sectores estimadas por la Dirección General de Economía de la CAIB.

Tal y como se puede apreciar para cada sector se ha calculado un índice sintético utilizando el método de selección simultanea (sección 2.2.1) y PLS (sección 2.2.2). En todos los casos se puede apreciar como los índices captan de forma satisfactoria el nivel de actividad sectorial, si bien los resultados obtenidos por los dos métodos en cuanto a

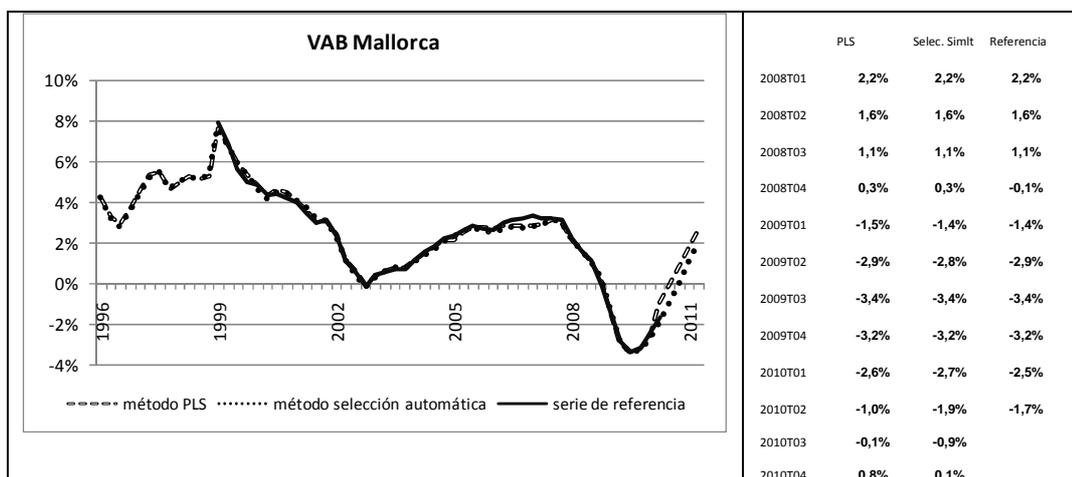
la posición cíclica de la economía son muy similares, los resultados obtenidos utilizando PLS tienden a situarse sistemáticamente por encima de los obtenidos utilizando el procedimiento de la sección 2.2.1.

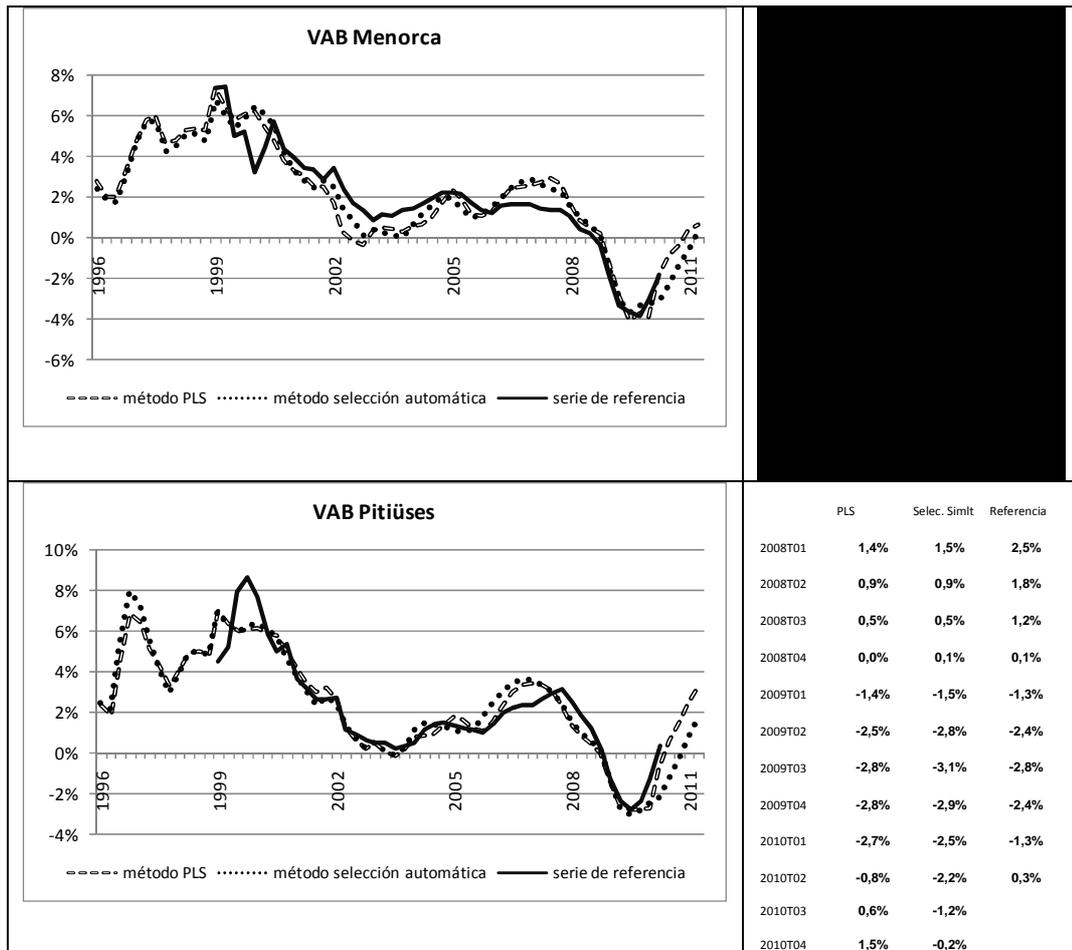




La estimación de la evolución del índice sintético de actividad no agraria, se obtiene ponderando los índices sectoriales por el peso que tiene cada uno de los sectores (industria, construcción y servicios) en la actividad total no agraria cada uno de los años en los que se calculan los índices.

Finalmente, respecto a los indicadores por islas, los resultados que se presentan a continuación permiten observar que para la isla de Mallorca se estima una evolución prácticamente idéntica a la de la serie de referencia y no tan similar para Menorca y Pitüses.





En el cuadro siguiente se realiza una comparación de los dos métodos, comparando la correlación de cada uno con respecto a la macromagnitud de referencia $\rho(x_{it}, y_t)$ y el porcentaje de coincidencias de las aceleraciones/desaceleraciones con respecto a la referencia $a(x_{it}, y_t)$.

	Método	$\rho(x_{it}, y_t)$	$a(x_{it}, y_t)$
VAB industria	PLS	0,52	49,1%
	Selec. Simult.	0,89	54,4%
VAB construcción	PLS	0,80	57,9%
	Selec. Simult.	0,92	59,6%
VAB servicios	PLS	0,82	52,6%
	Selec. Simult.	0,91	59,6%
VAB total NA	PLS	0,90	57,9%
	Selec. Simult.	0,90	59,6%

VAB Mallorca	PLS	0,99	87,8%
	Selec. Simult.	0,99	90,9%
VAB Menorca	PLS	0,86	63,6%
	Selec. Simult.	0,86	57,6%
VAB Pitiüses	PLS	0,92	69,7%
	Selec. Simult.	0,91	69,7%

4.- Referencias Bibliográficas.

Boswijk H.P. y P.H. Franses (1996), Unit Roots in Periodic Autoregressions, *Journal of Time Series Analysis*, 17, 221-245.

Fernández F. (1991) Indicadores sintéticos de aceleración y desaceleración en la actividad económica. *Revista Española de Economía*. 8, 135-156.

Findley D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto and B.C. Chen (1996) New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 127-157.

Forni M., M. Hallin, M. Lippi y L. Reichlin (2001) Coincident and leading indicators for the EURO area. *Economic Journal*, 111, 62-85.

Franses P.H. (1994), A Multivariate Approach to Modeling Univariate Seasonal Time Series, *Journal of Econometrics*, 63, 133-151.

Franses P.H. (1996), *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford University Press, Oxford.

Franses P.H. y R. Paap (2004), *Periodic Time Series Models*, Oxford University Press, Oxford.

Gersovitz M. and J. G. McKinnon (1978), Seasonality in Regression: An Application of Smoothness Priors, *Journal of the American Statistical Association*, 73, 264-273.

Ghysels E. and D.R. Osborn (2001), *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*, Cambridge University Press, Cambridge.

Gomez V. y A. Maravall (1996) Programs TRAMO (Time series regresión with ARIMA noise, missing observations and outliers) and SEATS (Signal extraction in ARIMA time series). WP 9628. Banco de España.

Green G.B. y B.A. Beckman (1992) The composite index of coincident indicators and alternative coincident indexes. *Surveys in Current Business*, 72, 42-45.

Hansen L.P. and T.J. Sargent (1993), Seasonality and Approximation Errors in Rational Expectations Models, *Journal of Econometrics*, 55, 21-56.

Harvey A.C. (1989) *Forecasting. Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.

López García A.M. y R. B. Castro Núñez (2004), Valoración de la actividad económica regional en España a través de indicadores sintéticos, *Estudios de Economía Aplicada*, Vol. 22-3.

Mateu, J. y Riera, A. (2006), Modelos de optimización y su aplicabilidad al análisis de coyuntura regional, *Investigaciones Regionales*, 9, 97-111.

Melis, F. (1991) La estimación del ritmo de variación en series económicas, *Estadística Española*, 126, 7-56.

Niemira M.P. y P.A. Klein (1994) *Forecasting Financial and Economic Cycle*. John Wiley and Sons, New York.

Stock J.H. y M.W. Watson (1990) *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*. NBER Reprints 1380.

Osborn D.R. (1988), Seasonality and Habit Persistence in a Life Cycle Model of Consumption, *Journal of Applied Econometrics*, 3, 255-266.

Osborn D.R., A.P.L. Chui, J.P. Smith and C.R. Birchenhall (1988), Seasonality and the Order of Integration for Consumption, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, 361-377.

Zarnowitz, V. (1992), Business cycles: Theory, history, indicators and forecasting, *National Bureau of Economic Research. Studies in Business Cycles*, n.º 27. Ballinger Publishing Company, Cambridge.

Apéndice A1.

La evolución económica de las Illes Balears está fuertemente ligada a la actividad turística. Tradicionalmente, los principales países emisores de turismo hacia Balears han sido Alemania y Reino Unido, en menor medida España, y en mucha más distancia Italia y Francia. El crecimiento económico de estos países influye directamente en la capacidad de gasto de sus habitantes y, por tanto, en la probabilidad de viajar hacia distintos destinos, entre ellos Balears.

La obtención de un indicador sintético que recoja la evolución de los principales países emisores de turismo hacia Balears es, por tanto, útil para el seguimiento de la coyuntura económica de las islas. Este indicador se obtiene ponderando las tasas de crecimiento interanual de los PIB de Alemania, Reino Unido, España, Italia y Francia, con frecuencia trimestral, con el volumen de turistas de cada nacionalidad que recibe Balears.

$$ISPIBT_t = \frac{\sum_1^k PIB_{i,t} w_{i,t}}{\sum_1^k w_{i,t}}$$

donde $PIB_{i,t}$ es el PIB del país i en el periodo t y $w_{i,t}$ es el volumen de turistas que recibe Balears procedente del país i en el periodo t .

Apéndice A2.

Algunos indicadores parciales del sector de la construcción, tales como los proyectos visados o la licitación oficial, avanzan la actividad del sector en los próximos meses. Por tanto, a partir de estos indicadores, se puede construir un indicador sintético adelantado de construcción, útil para hacer predicciones sobre la evolución del valor añadido bruto de la construcción a corto-medio plazo.

Existen indicadores adelantados de construcción privada y obra pública. Se seleccionan los indicadores de acuerdo con los criterios anunciados por Zarnowitz (1992) y su número se elige respetando la importancia de cada tipo de construcción en la economía (alrededor de los 2/3 para la construcción privada y del 1/3 para la pública).

Se puede construir un indicador sintético adelantado simplemente sumando los indicadores parciales, previamente estandarizados. Los pasos son:

1. Se seleccionan un conjunto de indicadores adelantados y se calculan sus tasas de variación suavizadas: $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{i,t}, \dots, x_{k,t})$
2. Se estandarizan ($z_{i,t} = \frac{x_{i,t} - \bar{x}_i}{s}$) y se obtiene $z_t = (z_{1,t}, \dots, z_{i,t}, \dots, z_{k,t})$
3. El indicador sintético adelantado de la construcción es simplemente la suma de los indicadores estandarizados:

$$ISAC_t = \sum_1^k z_{i,t}$$

Al mismo tiempo, estos indicadores parciales adelantados también son útiles para contribuir a estimar la evolución contemporánea de la actividad. Como el momento de contabilización de los mismos es anterior al periodo en que tales indicadores aportan información contemporánea sobre la macromagnitud, se deben aplicar unos coeficientes temporales que representan la distribución del volumen de inversión total de cada obra durante su plazo de ejecución. De esta manera se obtienen estimaciones de actividad real contemporánea en cada una de los tipos de obra.

Los coeficientes que se han usado para el reparto temporal de las series, son los aplicados por López, AM y Castro, RB (2004), los cuales se basaron con los criterios del Instituto Nacional de Estadística (INE).

En primer lugar, en relación a la obra privada, los proyectos visados de viviendas se considera que existe un mes de demora entre el período de concesión de la licencia y el comienzo de la obra. Una vez tenido en cuenta este aspecto se reparte la cifra en los siguientes 18 meses en base a los coeficientes de reparto.

Reparto temporal de las viviendas visadas

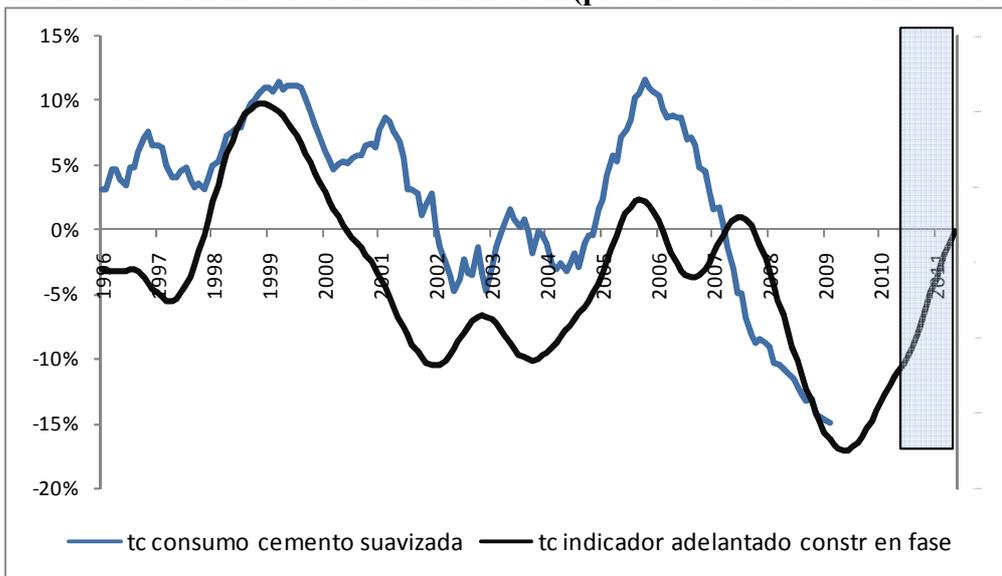
mes	coeficiente (‰)	mes	coeficiente (‰)
1	8,08	10	78,78
2	16,16	11	81,82
3	22,22	12	83,94
4	30,3	13	83,94
5	38,38	14	82,93
6	46,46	15	80,81
7	54,54	16	75,66
8	62,62	17	66,67
9	70,7	18	16,16

Fuente: López García, A.M. y R.B. Castro Núñez (2004) y INE

Respecto a la obra pública, se reparte de forma uniforme hacia adelante a lo largo del plazo medio de ejecución, después de aplicar una demora de 4 meses que se asume que es, en término medio, el lapso de tiempo que transcurre entre el concurso público y el comienzo de las obras. En término medio, se asume un plazo medio de ejecución de 30 meses.

Posteriormente, los indicadores se agregan y se obtiene el indicador sintético resultante. Los resultados del indicador sintético de obra privada muestra coherencia con el indicador parcial más importante de la construcción privada que existe, el indicador de consumo de cemento.

Indicador adelantado de la construcción (presentado en fase con la actividad).



Apéndice B.

B.1.- Modelos ARIMA.

El típico modelo ARIMA para series con componente estacional responde a:

$$\begin{aligned} &ARIMA(p, d, q) \times SARIMA(P, D, Q) \\ &\Phi_p(L^S) \phi_p(L) \Delta_S^D \Delta^d x_t = \Theta_Q(L^S) \theta_q(L) \varepsilon_t \\ &\text{donde :} \\ &\Delta_S^D = (1 - L^S)^D \\ &\Delta^d = (1 - L)^d \\ &\Phi_p(L^S) = (1 - \Phi_1 L^S - \dots - \Phi_p L^{pS}) \\ &\phi_p(L) = (1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p) \\ &\Theta_Q(L^S) = (1 - \Theta_1 L^S - \dots - \Theta_Q L^{QS}) \\ &\theta_q(L) = (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q) \end{aligned}$$

En la metodología Box-Jenkins se utilizan los correlogramas (Funciones de Autocorrelación simple y Parcial muestrales) para identificar el proceso o modelo que sigue la serie analizada. Se cubren las etapas de identificación, estimación y chequeo antes de elegir el modelo adecuado para la serie analizada, que será utilizado para obtención de predicciones

B2.- Modelos Estructurales de Series Temporales.

En los modelos estructurales de series temporales (ver Harvey (1989)), se explica la evolución de las series temporales descomponiéndola en sus componentes no observables. Los economistas tienden a clasificar los movimientos o oscilaciones de las series económicas diferenciando entre componentes tendencia-ciclo, estacional e irregular. Se les conoce como componentes no observables, dado que se manifiestan de forma conjunta en la serie temporal, pero no son observables por separado.

- Tendencia y tendencia ciclo (T_t): El comportamiento tendencial de las series temporales está asociado a oscilaciones con período de repetición superior a 5 años (5S estaciones, 60 meses). Oscilaciones asociadas a frecuencias comprendidas entre la frecuencia 0 (de período de repetición infinito) y $2\pi/5S$. Por lo que respecta a

al componente cíclico se identifica con aquellas oscilaciones asociadas a períodos de repetición comprendidos entre 5 años ($5S$ estaciones, 60 meses) y un año (S estaciones, 12 meses), es decir asociadas a las frecuencias comprendidas entre $2\pi/5S$ y $2\pi/S$. El límite entre componente tendencial y cíclico es arbitrario, por lo que en la práctica se suele hablar de componente tendencia-ciclo, que se identifica con oscilaciones que se repiten con un período de repetición infinito y un año (S estaciones, 12 meses), entre la frecuencias 0 y $2\pi/S$. Es decir, el componente ciclo-tendencia se identifica con las oscilaciones de medio y largo plazo.

- Componente estacional (S_t): Se identifica con las oscilaciones de carácter periódico o cuasi-periódico de duración anual o inferior a la anual, estando asociadas a las frecuencias $2\pi j/S$ con $j = 1, 2, \dots, S/2$ (es decir, con período de repetición de $\lambda_j = S/j$ con $j = 1, 2, \dots, S/2$) y a las frecuencias adyacentes a las anteriores.
- Componente irregular: Se identifica a oscilaciones no asociadas a los componentes tendencia-ciclo y estacional.

En el enfoque estructural (al igual que en todos los procedimientos de ajuste estacional) se asume que la serie temporal es el resultado de combinar todo los componentes no observables:

$$x_t = T_t + S_t + I_t.$$

La forma más general de tendencia es el paseo aleatorio con deriva, respondiendo a su vez la deriva a proceso de paseo aleatorio:

$$\begin{aligned} T_t &= T_{t-1} + \beta_{t-1} + e_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + v_t \\ e_t &\sim iid(0, \sigma_e^2) \\ v_t &\sim iid(0, \sigma_v^2) \end{aligned} \tag{1}$$

Cuando $\sigma_v^2 = 0$, β_t pasa ser una constante β , y entonces obtenemos:

$$\begin{aligned} T_t &= \beta + T_{t-1} + e_t \\ e_t &\sim iid(0, \sigma_e^2) \end{aligned}$$

Y si $\beta = 0$ se reduce a un simple paseo aleatorio:

$$T_t = T_{t-1} + e_t$$

$$e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$$

Finalmente es fácil ver que (1) también puede escribirse como:

$$\Delta T_t = +\beta_{t-1} + e_t$$

$$\Delta \beta_t = v_t$$

$$\Delta T_t = \frac{v_{t-1}}{\Delta} + e_t$$

$$\Delta^2 T_t = v_{t-1} + (1-L)e_t.$$

Es decir, un proceso IMA(2,1) en el que el MA(1) es no invertible.

Existen dos posibles especificaciones para el componente estacional la primera se conoce con el nombre de estacionalidad determinista responde a:

$$S_t = -\sum_{j=1}^{s-1} S_{t-j} + w_t$$

$$w_t \sim iid(0, \sigma_w^2).$$

Que también puede expresarse como:

$$S_t + S_{t-1} + \dots + S_{t-s+1} = w_t$$

$$(1 + L + \dots + L^{s-1})S_t = w_t$$

$$S(L)S_t = w_t.$$

Otra forma alternativa para la estacionalidad es la especificación trigonométrica:

$$S_t = \sum_{j=1}^{[S/2]} S_{jt}$$

$$\left. \begin{aligned} S_{jt} &= S_{j,t-1} \cos(\omega_j) + S_{j,t-1}^* \sin(\omega_j) + w_{jt} \\ S_{jt}^* &= -S_{j,t-1} \sin(\omega_j) + S_{j,t-1}^* \cos(\omega_j) + w_{jt}^* \end{aligned} \right\}$$

$$\omega_j = 2\pi j / S \quad j = 1, 2, \dots, [S/2]$$

w_{jt} y w_{jt}^* son procesos ruido blanco incorrelacionados uno con otro y con varianza común σ_j^2 para $j = 1, 2, \dots, [S/2]$. El término S_{jt}^* aparece en la expresión por motivos de construcción y su interpretación puede ser ignorada.

El modelo estructural básico con estacionalidad determinista se puede reescribir:

$$x_t = T_t + S_t + I_t$$

$$T_t = \frac{v_{t-1}}{\Delta^2} + \frac{e_t}{\Delta}$$

$$S_t = \frac{w_t}{S(L)}$$

$$I_t = \varepsilon_t$$

$$x_t = \frac{v_{t-1}}{\Delta^2} + \frac{e_t}{\Delta} + \frac{w_t}{S(L)} + \varepsilon_t$$

$$\Delta^s \Delta x_t = S(L)v_{t-1} + \Delta^s e_t + \Delta^2 w_t + \Delta^s \Delta \varepsilon_t.$$

Que responde a un esquema muy similar al modelo ARIMA conocido con el nombre de líneas aéreas ARIMA(0,1,1)×SARIMA(0,1,1).

B.3.- Modelos Periódicos Autorregresivos PAR.

Los procesos periódicos son aquellos en los que se permite que los coeficientes cambien con las estaciones del año. Por ejemplo un proceso determinista estacional en el que el término independiente cambia estacionalmente, puede ser visto como un caso especial de proceso periódico:

$$x_{s\tau} = \delta_s + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, \dots, S \quad \tau = 1, \dots, N$$

En este tipo de procesos se puede utilizar la notación de doble subíndice, en la que s hace referencia a la estación del año, entonces $s=1,2,\dots,S$ y S es el número de estaciones por año ($S=4$ para datos trimestrales y $S=12$ para datos mensuales). El segundo subíndice τ se refiere al año al que corresponde de la observación (τ), entonces $\tau=1,2,\dots,N$. Cuando $s=1$, se entiende que $x_{s-1,\tau} = x_{s,\tau-1}$. Para facilitar la presentación asumiremos que dispondremos de todas las observaciones correspondiente a N años, y por tanto tendremos un total de $T=SN$ observaciones.

Si se permite que otros parámetros varíen estacionalmente se abre la puerta a modelos más versátiles para los que ha sido comprobada su utilidad a la hora de describir la evolución de variables económicas estacionales (ver por ejemplo, Franses (1996), Franses y Paap (2004) y Ghysels y Perron (2001)).

A pesar de que los modelos periódicos han sido utilizados en menor medida que otros modelos (como los modelos ARIMA, modelos con estacionalidad determinista o estacionalmente integrados (SI)), hasta la fecha existen estudios que muestran como los procesos periódicos pueden aparecer como los procesos generadores de datos (PGD) de las variables objeto de interés cuando se aplica la teoría económica. Por ejemplo en Gersovitz y McKinnon (1993), Osborn (1988) y Hansen y Sargent (1993), se muestra que cuando las fuerzas económicas subyacentes, tales como las preferencias o la tecnología, varían estacionalmente, los modelos Periódicos Autorregresivos (PAR) pueden ser obtenidos de forma natural como PGD plausibles para los fenómenos estudiados.

Los modelos PAR asumen que las observaciones correspondientes a cada estación pueden ser descritas utilizando diferentes modelos (conjuntos de parámetros). Esta propiedad puede ser de utilidad para describir algunas variables económicas, dado que en algunas situaciones se puede esperar que los agentes económicos se comporten de forma diferente en cada estación, un buen ejemplo de la anterior situación es el gasto asociado al consumo de actividades de ocio y/o vacaciones.

Considerando una serie $x_{s\tau}$ (para la que asumiremos $T=SN$). Un modelo periódico autorregresivo de orden p ($PAR(p)$), puede ser escrito como:

$$x_{s\tau} = \delta_s + \phi_{1s}x_{s-1,\tau} + \dots + \phi_{ps}x_{s-p,\tau} + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, \dots, S \quad \tau = 1, \dots, N \quad (1)$$

O alternativamente:

$$\phi_{p,s}(L)x_{s\tau} = \delta_s + \varepsilon_{s\tau}$$

donde :

$$\phi_{p,s}(L) = (1 - \phi_{1s}L - \dots - \phi_{ps}L^p)$$

Donde L , es el habitual operador de retardos ($L^k x_{s\tau} = x_{s-k,\tau}$), con respecto a la innovación $\varepsilon_{s\tau}$ se asume que se comporta como un proceso de ruido blanco con varianza constante $VAR[\varepsilon_{s\tau}] = \sigma_\varepsilon^2$.

Las propiedades de los procesos PAR han sido analizadas en profundidad en Franses (1996), Franses y Paap (2006) y Ghysels en Osborn (2001), por lo tanto aquí únicamente realizaremos una breve panorámica. Un proceso PAR(1) con valor esperado zero responde a

$$x_{s\tau} = \phi_s x_{s-1,\tau} + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, \dots, S \quad \tau = 1, \dots, N$$

Un PAR(1) se distingue de convencional AR(1) en que la restricción $\phi_s = \phi \quad \forall s$ no se aplica en el primer caso. El proceso PAR(1) es estacionario si $\left| \prod_{s=1}^S \phi_s \right| < 1$ y periódicamente integrado si $\prod_{s=1}^S \phi_s = 1$. Un proceso periódico integrado de orden 1 se denota por $PI(1)$ (ver Osborn, Chiu, Smith y Birchenhall (1988))

Los procesos PAR de orden superior se generalizan como en (1) (donde además considerados la inclusión de términos deterministas). Esto procesos de orden $p \geq 1$ pueden ser reparametrizados como el producto de p PAR(1), tal como y como se

muestra en Franses (1996), de forma que la condición de estacionariedad vista con anterioridad puede se expresada en términos de uno de los p procesos PAR(1):

$$x_{s\tau} - \phi_s x_{s-1,\tau} = \delta_s + \psi_{1s} (x_{s-1,\tau} - \phi_{s-1} x_{s-2,\tau}) + \dots + \psi_{p-1,s} (x_{s-(p-1),\tau} - \phi_{s-(p-1)} x_{s-p,\tau}) + \varepsilon_{s\tau} \quad (2)$$

$$s = 1, \dots, S \quad \tau = 1, \dots, N$$

Una característica importante de los procesos *PI* con respecto a otros tipos de procesos estacionales no estacionarios (tales como los procesos estacionalmente integrados (*SI*) utilizados por ejemplo en la modelización ARIMA) es que en este tipo de procesos se permite la presencia de no estacionariedad junto con la existencia de relaciones de cointegración entre las estaciones del año (Osborn, 1991, Franses, 1994). Mientras que en los procesos en los que es necesario utilizar el operador diferencia estacional para alcanzar estacionariedad, las estaciones del año no están cointegradas entre si. Por lo tanto, nos encontramos en la situación que se ha denominado como "summer may become winter"; ver Osborn (1991) o Ghysels and Osborn (2001).

Boswijk y Franses (1996) propusieron un contraste de multiplicadores de Lagrange que permite contrastar:

$$H_0 : \prod_{s=1}^S \phi_s = 1$$

$$H_a : \prod_{s=1}^S \phi_s < 1$$

Que adopta la forma:

$$LR = T \ln(SR_r / SR)$$

Donde SR_r es la suma residual obtenida al estimar el modelo (2) bajo la restricción $\prod_{s=1}^S \phi_s = 1$ y SR es la suma residual obtenida la estimar el modelo (1). Los autores demostraron que el anterior contraste sigue la distribución del contraste de Dickey-Fuller al cuadrado:

$$LR \Rightarrow \left(\left[\int w_i(r)^2 dr \right]^{1/2} \int w_i(r) dw_i(r) \right)^2$$

donde :

$$w_1(r) = w(r)$$

$$w_2(r) = w(r) - \int w(r) dr$$

$$w_3(r) = w(r) - (4 - 6k) \int w(r) dr - (12\kappa - 6) \int rw(r) dr$$

$w_1(r)$ aparece cuando no se incluyen términos deterministas, $w_2(r)$ y $w_3(r)$ cuando se incluyen ficticias estacionales y ficticias y tendencias deterministas estacionales respectivamente

La práctica habitual consiste en el seleccionar el orden del modelo PAR(p) utilizando los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (SC):

$$AIC(p) = T \ln(\hat{\sigma}^2) + 8p$$

$$SC(p) = T \ln(\hat{\sigma}^2) + 4p \ln(T)$$

Donde $\hat{\sigma}^2$ es el estimador de la varianza del término de perturbación del modelo (1).

Finalmente, también es de utilidad poder contrastar la siguiente hipótesis en (1):

$$H_0 : \phi_{1s} = \phi_1; \dots; \phi_{ps} = \phi_p$$

Es decir, contrastar la hipótesis de no periodicidad en los parámetros del modelo PAR. La anterior hipótesis nula puede ser contrastada en la forma habitual mediante la utilización de contrastes tipo F de Snedecor tal y como muestran Franses y Boswijk (1996).

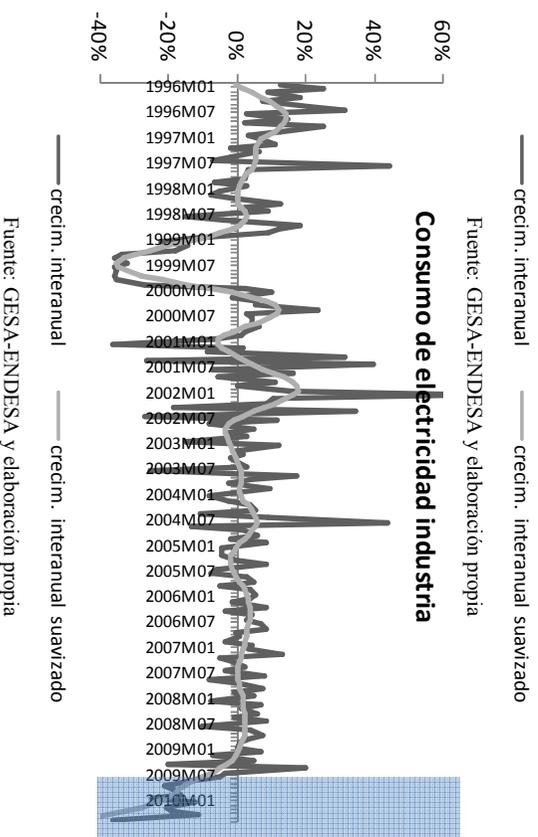
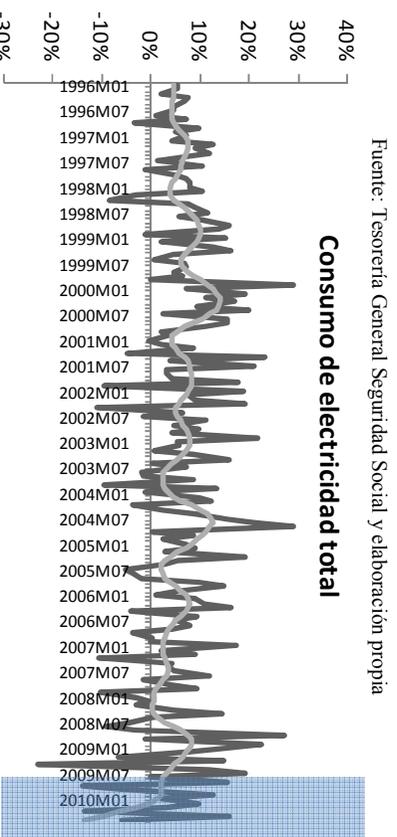
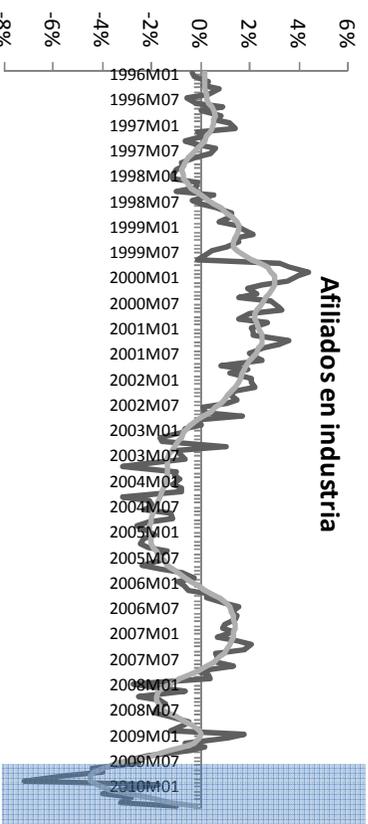
El modelo básico que se ha utilizado para modelizar las series analizadas ha sido el siguiente:

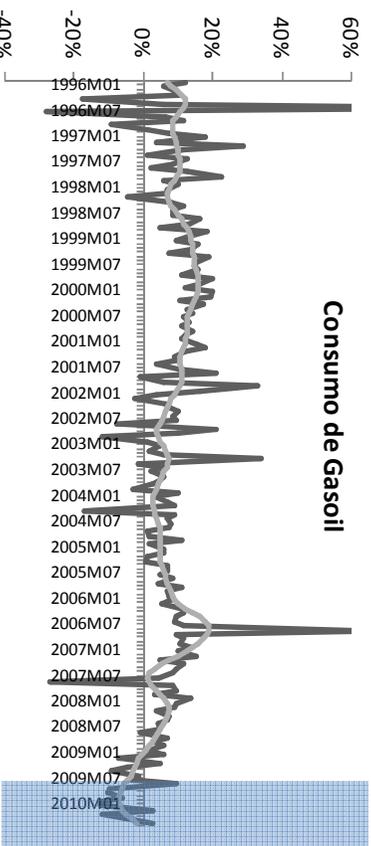
$$x_{s\tau} - \phi_s x_{s-1,\tau} = \delta_s + \psi_1 (x_{s-1,\tau} - \phi_{s-1} x_{s-2,\tau}) + \varepsilon_{s\tau} \quad s = 1, \dots, 12$$

$$\text{sujeto a: } \phi_{12} = \left(\prod_{j=1}^{11} \phi_j \right)^{-1}$$

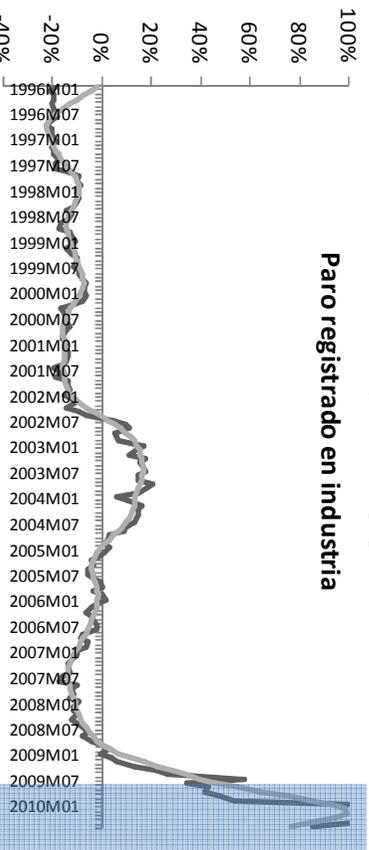
Apéndice C.

SECTOR INDUSTRIA

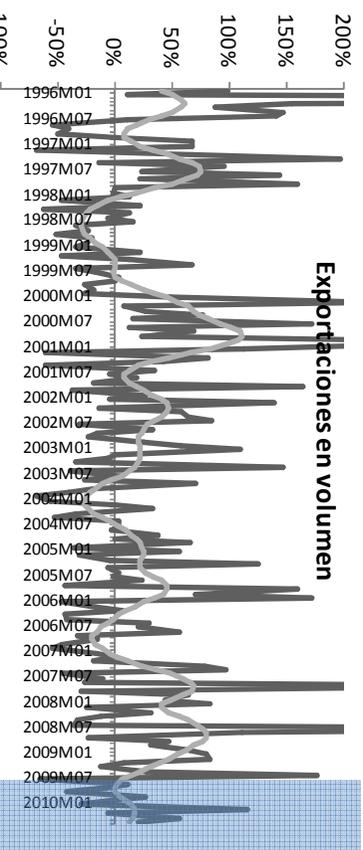




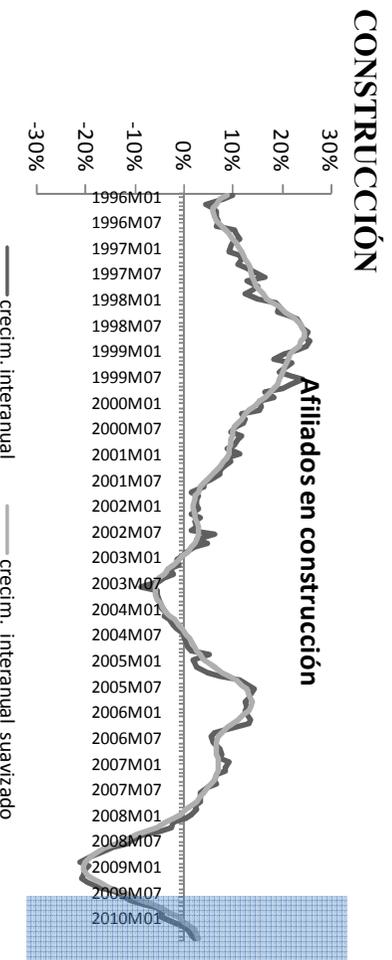
Fuente: CLH y elaboración propia



Fuente: SOIB y elaboración propia

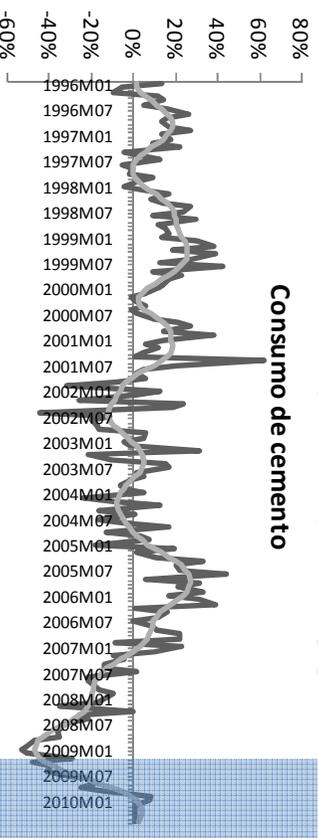


Fuente: DTCE y elaboración propia



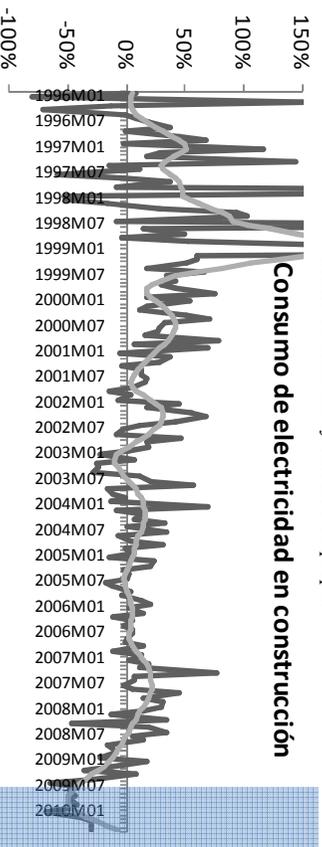
Fuente: Tesorería General Seguridad Social y elaboración propia

Consumo de cemento



Fuente: OFICEMEN y elaboración propia

Consumo de electricidad en construcción



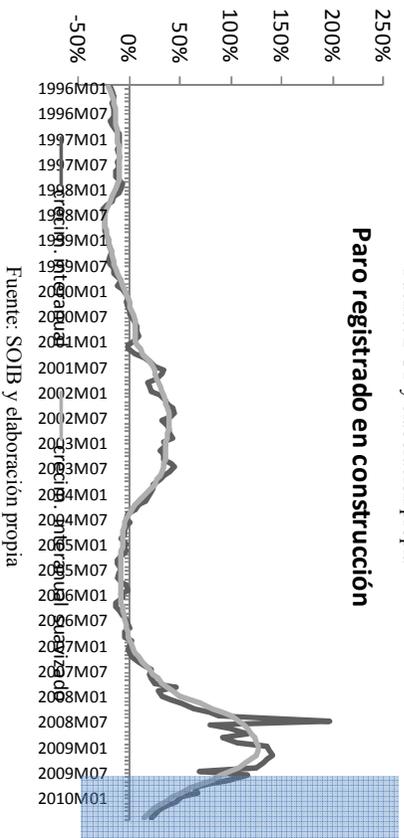
Fuente: GESA-ENDESA y elaboración propia

Matriculación de camiones

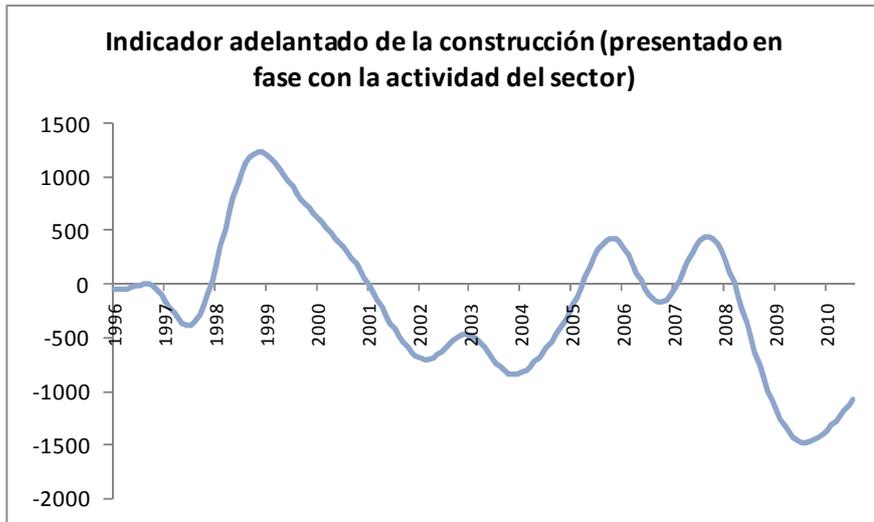


Fuente: DGT y elaboración propia

Paro registrado en construcción

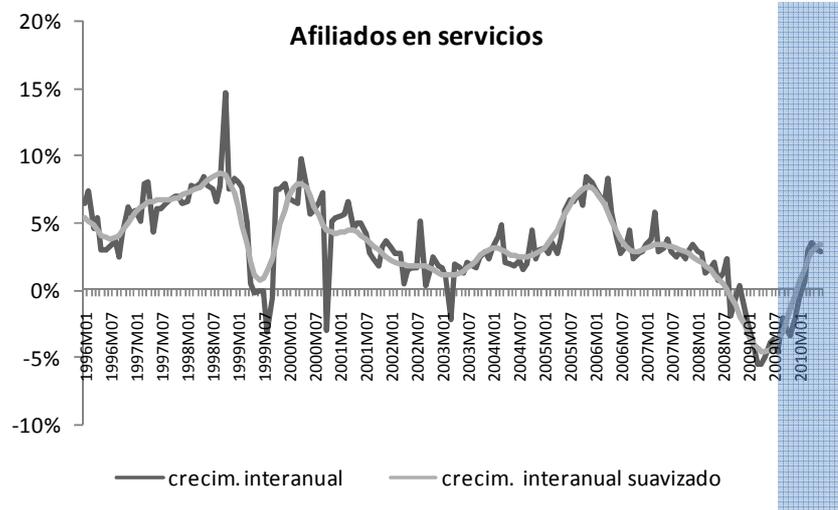


Fuente: SOIB y elaboración propia

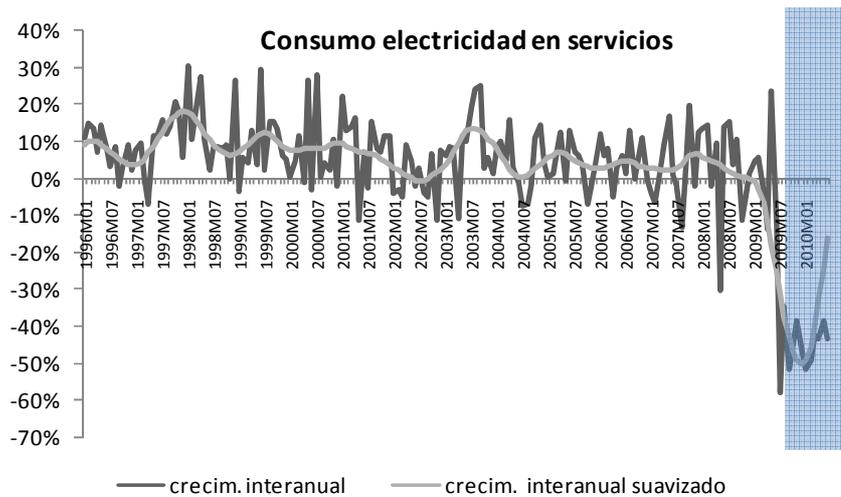


Fuente: Elaboración propia a partir de COAIB, Ministerio de Fomento y SEOPAN

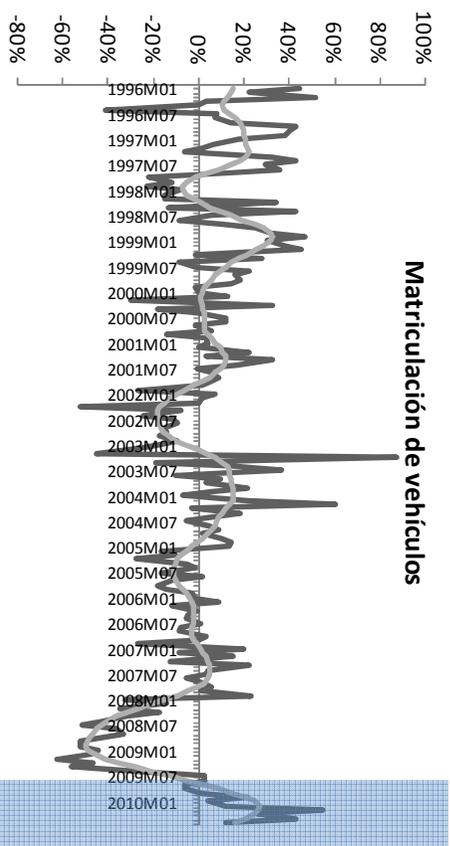
SERVICIOS



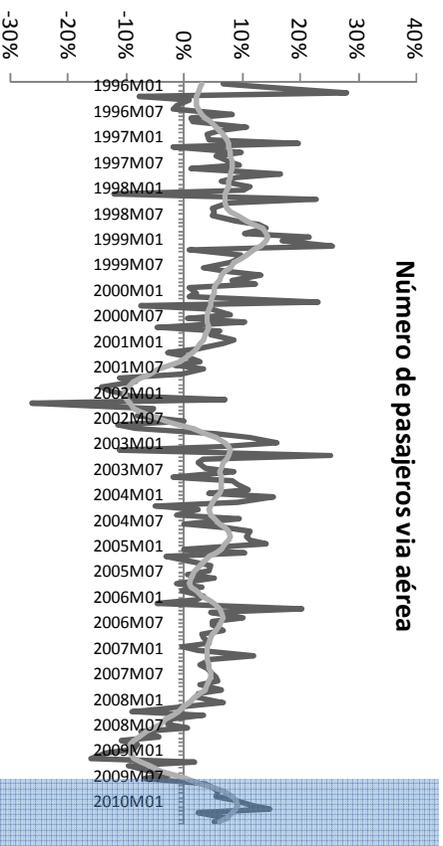
Fuente: Tesorería General Seguridad Social y elaboración propia



Fuente: GESA-ENDESA y elaboración propia

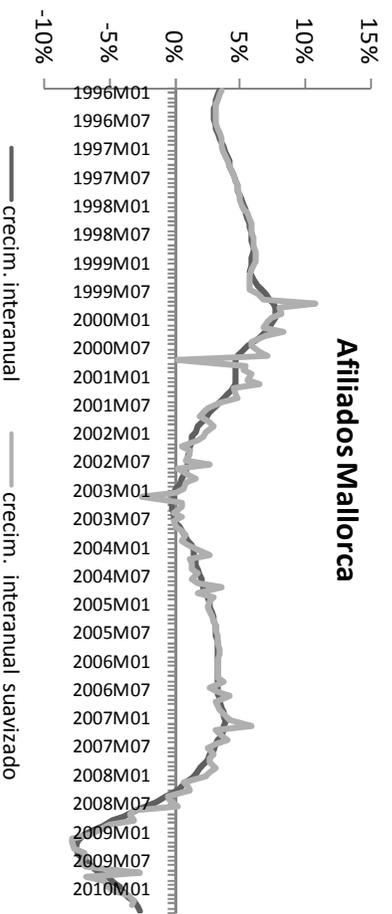


Fuente: DGT y elaboración propia

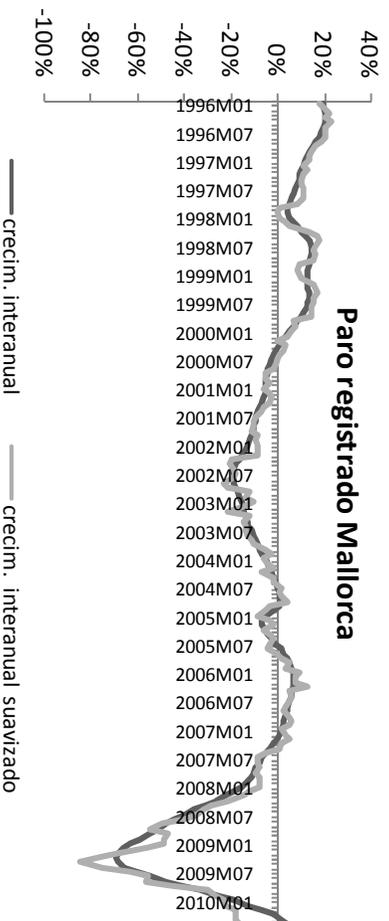


Fuente: AENA y elaboración propia

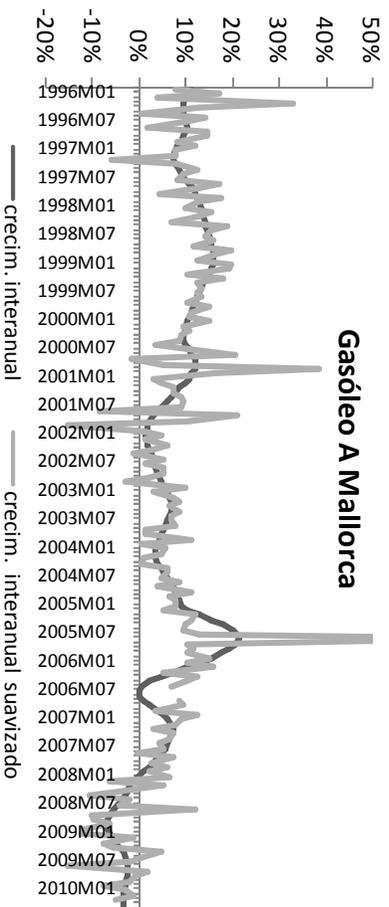
MALLORCA



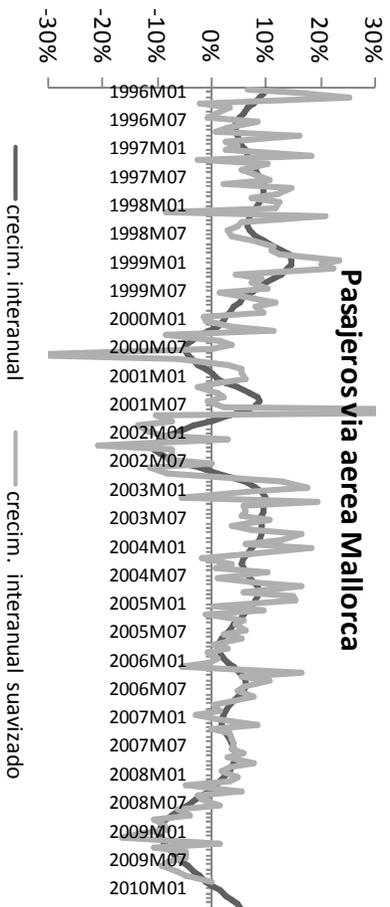
Fuente: Tesorería General Seguridad Social y elaboración propia



Fuente: SOIB y elaboración propia

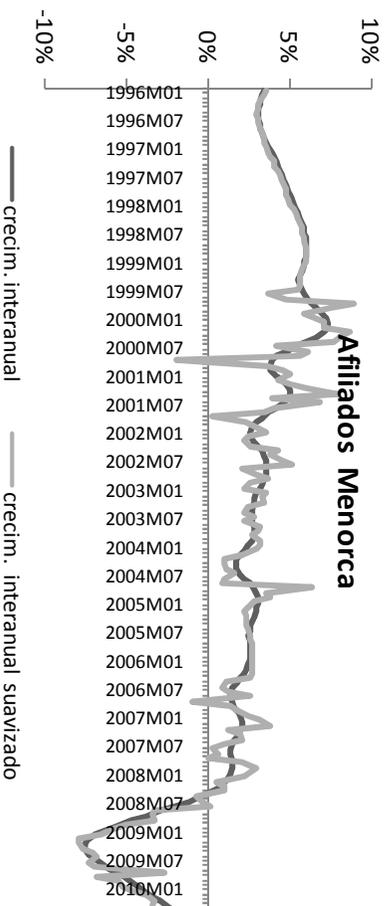


Fuente: CLH y elaboración propia

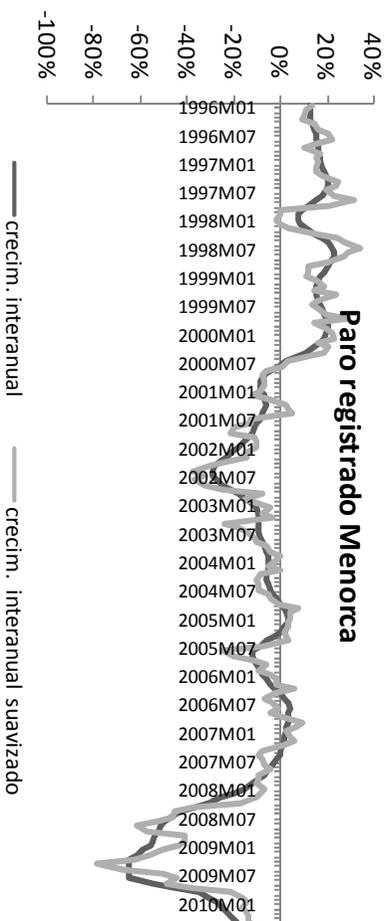


Fuente: AENA y elaboración propia

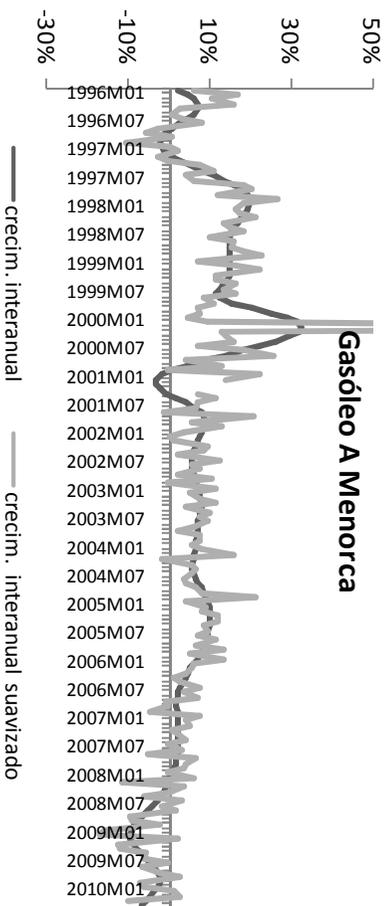
MENORCA



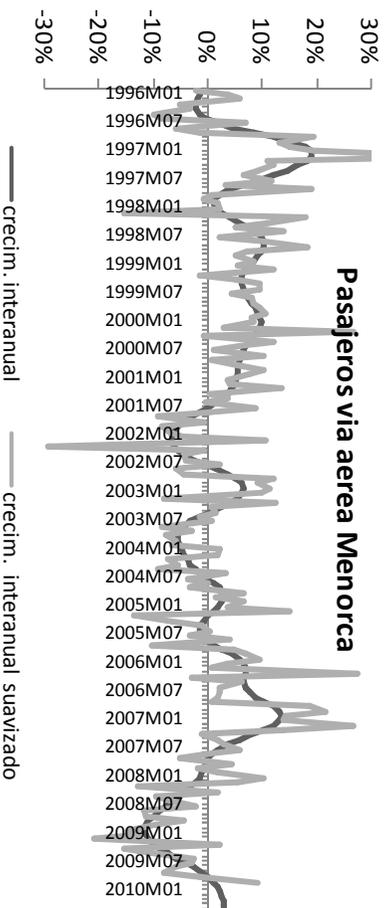
Fuente: Tesorería General Seguridad Social y elaboración propia



Fuente: SOIB y elaboración propia

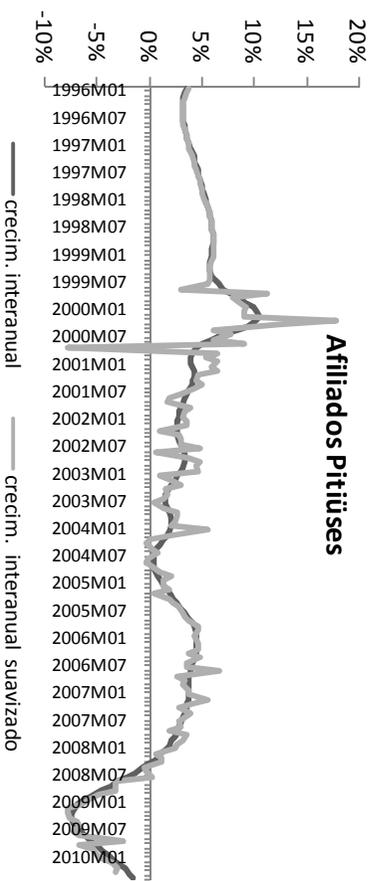


Fuente: CLH y elaboración propia

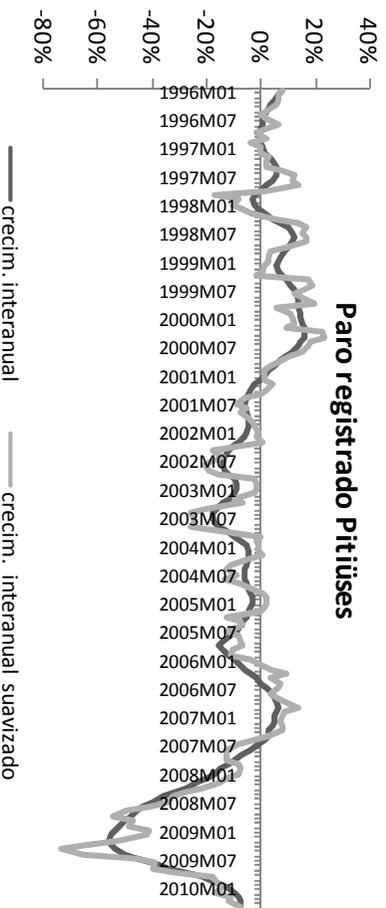


Fuente: AENA y elaboración propia

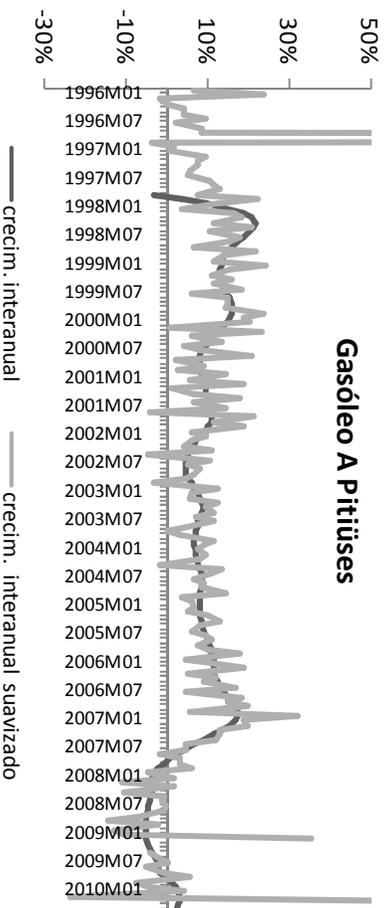
PITIÚSES



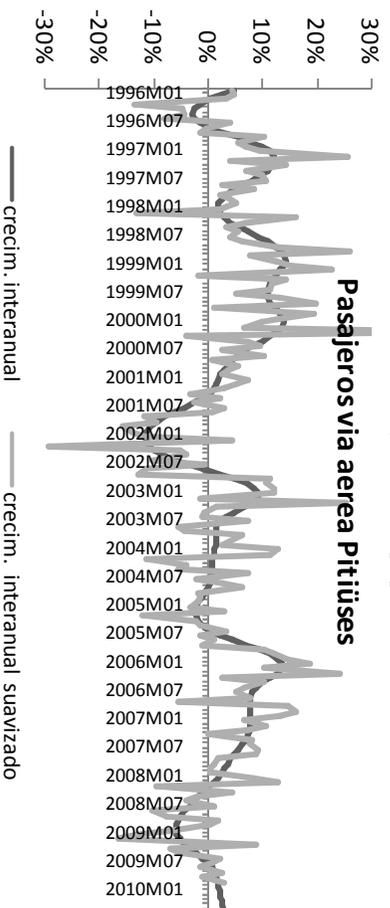
Fuente: Tesorería General Seguridad Social y elaboración propia



Fuente: SOIB y elaboración propia



Fuente: CLH y elaboración propia



Fuente: AENNA y elaboración propia