

## CARACTERIZACIÓN DE LA ESTACIONALIDAD DE LOS COMPONENTES DEL PBI URUGUAYO

Silvia Rodríguez<sup>1</sup> y Fernando Massa<sup>2</sup>

<sup>1</sup>*Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Udelar ;*  
silvia@iesta.edu.uy

<sup>2</sup>*Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Udelar ;*  
fmasa@iesta.edu.uy

### RESUMEN

El presente documento describe la metodología y los resultados para la caracterización de la estacionalidad en las series económicas trimestrales de los componentes del gasto del PBI comprendidas entre los años 1988 y 2011. Las metodologías empleadas son las de Hylleberg *et al* y Canova Hansen. Ambos tests son complementarios en el sentido en que el la hipótesis nula del primero de ellos postula la existencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales, mientras que el segundo parte del supuesto de que los ciclos estacionarios son determinísticos. Adicionalmente, dado un cambio en la metodología de construcción de las series, se considera el tratamiento de un quiebre en la estacionalidad. Los resultados indican que, pese a que en primera instancia se pudo pensar en la existencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales en algunas series, esta conclusión se desvanece al incluir variables de regresión que capten el efecto del cambio de metodológico.

**PALABRAS CLAVE:** Estacionalidad, PBI, Test de Canova-Hansen, Test HEGY.

### 1. INTRODUCCIÓN

El análisis de la estacionalidad ha sido uno de los tópicos de investigación a los que se les ha dedicado atención desde hace unos años, dado que para algunas series económicas, las variaciones estacionales dan cuenta de la mayor parte de la variación de esas series.

En este trabajo consideraremos la definición de estacionalidad de Hylleberg (1992): «*La esta-*

*cionalidad es el movimiento sistemático, aunque no necesariamente regular, producido en las variables económicas durante el curso del año, debido a que los cambios de la meteorología, las características de los distintos períodos del calendario y el momento de la toma de decisiones, afectan directa o indirectamente a las decisiones de consumo y producción tomadas por los agentes de la economía. Estas decisiones están influenciadas por las dotaciones, las expectativas y preferencias de los agentes y las técnicas de producción disponibles en la economía».*

Los investigadores han verificado que las variaciones estacionales de algunas variables relevantes pueden estar lejos de ser regulares o estables. Se ha discutido si la mejor representación para la estacionalidad es a través de variables indicatrices, o concebirla como cambiante a través del tiempo, o si la estacionalidad está gobernada por tendencias estocásticas en las frecuencias estacionales, esto es considerando que el polinomio autorregresivo estacional pueda contener alguna raíz unitaria en las frecuencias estacionales.

A partir de esto último, una forma de modelizar la estacionalidad es mediante la incorporación de variables indicatrices las que se suman al modelo de modo de recoger la variabilidad en las medias, esta modalidad implica concebir la estacionalidad de la serie de forma puramente determinística. En el otro extremo, se incorpora en el modelo una diferencia estacional extendida desde que Box y Jenkins la aplicaran en su modelización de la serie de aerolíneas. Este filtro supone la presencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales y en la frecuencia cero. Otra estrategia de modelización parte de la idea que el proceso contiene regularidades de tipo estacional, pero de carácter estacionario.

Se hace necesario recurrir a técnicas o procedimientos estadísticos que permitan discriminar entre estas diferentes formas de estacionalidad. En este marco, surgen diferentes tests para contrastar si el proceso se caracteriza de forma adecuada mediante una estacionalidad determinística, si contiene raíces unitarias en las frecuencias estacionales o si la estacionalidad es de tipo estacionario, entre ellos se encuentran los propuestos por Canova & Hansen (1995) (C-H) y Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990) (HEGY).

El objetivo del trabajo es caracterizar la estacionalidad de los componentes del gasto final del producto bruto interno de Uruguay (IVF PBIU). Esta caracterización se realiza aplicando dos test complementarios HEGY y C-H . En el trabajo se plantea la hipótesis que el cambio

metodológico que se implementó en 2005 que modificó sustancialmente la forma de cálculo de las series de Cuentas Nacionales, podría haber generado un cambio en la estacionalidad de las series estudiadas. Este cambio puede afectar los resultados de los tests que se aplican para caracterizar esta estacionalidad, por tanto siguiendo a Franses & Hobijn (1997) se introduce en la especificación del test HEGY como en el de C-H un quiebre en la medias estacionales y se observan los cambios en los resultados de los contrastes.

El documento y este resumen ejecutivo, se ordena de la siguiente forma: en la sección 2 se presentan los principales antecedentes, en la sección 3 se explicita la metodología utilizada para el trabajo, la sección 4 está destinada a describir los principales resultados y finalmente en la sección 5 se incluye una breve síntesis final.

## **2. ANTECEDENTES**

En cierto momento del tiempo los analistas e investigadores en economía aplicada tomaron conciencia que muchas de las series macroeconómicas usualmente consideradas como de interés contenían un componente estacional relevante, lo suficiente como para explicar la mayor parte de la variabilidad de la serie. Desde ese entonces, la preocupación por mejorar la categorización de la estacionalidad cobró mayor interés. Tanto desde el punto de vista estadístico-econométrico como desde el punto de vista exclusivamente aplicado surgieron artículos, libros en los que se discutía esta temática.

En Hylleberg et al. (1990) se presenta un test para series que tienen raíces de módulo uno en las frecuencias estacionales, en él se presentan los valores críticos para datos con frecuencia trimestral. En Beaulieu & Miron (1993) se extiende la metodología propuesta en Hylleberg et al. (1990) pero para datos mensuales. Beaulieu insta a que antes de realizar la transformación diferencia estacional es necesario verificar la existencia de raíces unitarias en todas las frecuencias estacionales.

En desarrollo del tratamiento de la estacionalidad, el uso extendido de procedimientos basados en modelos, el surgimiento de los modelos periódicos y la extensión de los conceptos de integración y cointegración en las frecuencias estacionales, así como el desarrollo de teoría

económica para la estacionalidad dio lugar a que en Hylleberg (1992) se discuten las consecuencias para los productores oficiales de datos del desarrollo del tratamiento de la estacionalidad. El artículo presta especial atención al análisis empírico y clasificación de la estacionalidad de un conjunto de series macroeconómicas.

En Hylleberg, Jorgensen & Sorensen (1993) se analizan series macroeconómicas de un amplio conjunto de países, detallando para qué frecuencias estacionales se puede verificar la existencia de raíces unitarias. Concluyendo que un patrón estacional cambiante es un fenómeno bastante común.

El test HEGY plantea como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia que se analiza, tanto regular como estacional. En Canova & Hansen (1995) se propone otro tipo de test. En dicho artículo se presentan tanto las distribuciones asintóticas como los valores críticos del estadístico. El mecanismo del test parte de la hipótesis nula de estacionalidad estable y una hipótesis alternativa de existencia de una raíz unitaria en la/s frecuencia/s analizada/s. En él se aplica el contraste para ciertas series macroeconómicas y concluye que en buena parte de las series analizadas muestran un comportamiento estacional muy estable.

En Hylleberg (1995) se comparan y evalúan las propiedades en muestras chicas de los tests HEGY y C-H. Se concluye que ambos tests son complementarios uno del otro.

En Franses & Hobijn (1997) se proporcionan valores críticos para el test HEGY para datos de frecuencia bimensual, semestral, además de los trimestrales y mensuales para muestras chicas. Además los autores extienden la especificación del test incluyendo un quiebre en las medias estacionales.

En Díaz Emparanza & López de Lacalle (2004) se realiza un análisis de la estacionalidad de algunas series macroeconómicas españolas apoyado fundamentalmente en los tests HEGY y C-H para clasificar la estacionalidad de las series en determinísticas o estocásticas. Los autores presentan con gran detalle los resultados obtenidos para los casos analizados pero incluyen una discusión importante sobre el vínculo entre estos test y proponen una secuencia para la aplicación de los mismos.

### 3. METODOLOGÍA

En esta sección se presenta un breve desarrollo de los contrastes utilizados para caracterizar la estacionalidad de las series.

Pese a que no exista una definición universalmente aceptada de estacionalidad, se puede decir que una serie exhibe un comportamiento estacional cuando observaciones separadas por  $s$  períodos presentan un comportamiento similar, o que el valor que adopta la serie en un momento del tiempo en particular está directamente afectado por lo ocurrido  $s$  períodos antes. En cuanto a la clasificación de la misma, diversos autores han aportado diferentes criterios. En este trabajo se discutirán los casos donde la estacionalidad es determinística o estocástica y dentro de esta última diferenciaremos los casos donde es estacionaria o no. Los tres casos implican propiedades diferentes en la serie.

Una opción para modelizar la estacionalidad de tipo determinística es a través de indicatrices que incorporan de forma fija la media de cada estación.

$$y_t = \sum_{i=1}^S \gamma_i D_{i,t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Donde  $D_i$  son variables indicatrices de la estación.

Cuando la estacionalidad es de tipo estocástica, se puede modelizar como un proceso autorregresivo de orden  $S$ :

$$y_t = \phi y_{t-s} + \varepsilon_t = \phi^T y_0 + \sum_{i=0}^{T-1} \phi^i \varepsilon_{t-is} \quad \text{con} \quad \varepsilon \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Cuando  $|\phi| < 1$  el proceso es estacionario, cuando  $|\phi| = 1$  la estacionalidad incorpora los shocks ocurridos en cada estación. En este último caso, la varianza aumenta con el tiempo y un shock puede provocar un cambio en la estructura del patrón estacional ya que su efecto no se diluye, sino que permanece en la serie.

Un proceso estacionario en diferencias estacionales supone que cada estación sigue un paseo aleatorio. La incorporación de componentes determinísticos tiene implicancias en lo que hace a la caracterización de la serie. En lo que sigue se presenta la especificación más general, que contiene tanto constante, como tendencia determinística y variables indicatrices para cada estación:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^S \gamma_i D_{i,t} + \varepsilon_t \quad t = 0, \dots, T \quad y \quad \varepsilon \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

La inclusión de cada uno de estos componentes determinísticos define un proceso diferente para la serie original y tiene lugar a diferentes distribuciones del estadístico de contraste en uno de los test aplicados.

### 3.1. TEST DE CANOVA-HANSEN

Este test puede ser visto tanto como un contraste de raíces unitarias como una forma de contrastar la inestabilidad en el patrón estacional. Esta prueba propone una regresión sobre indicatrices estacionales y otros componentes determinísticos. La hipótesis nula es la estacionariedad de la estacionalidad y la hipótesis alternativa es la no estacionariedad. Este test se puede considerar una generalización para las frecuencias estacionales del test propuesto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992) para la frecuencia cero.

Consideran los residuos de una regresión donde el regresando es la variable en niveles o su primera diferencia si la serie es integrada de orden uno (tiene una raíz unitaria en la frecuencia cero) y los regresores son componentes determinísticos en el modelo que se especifica bajo la hipótesis nula. En este caso los niveles para cada estación representan el componente determinístico de la estacionalidad y se supone permanecen constantes para toda la muestra. La regresión considerada por Canova y Hansen es la siguiente:

$$y_t = \mu + x_t' \beta + f_t' \gamma + \varepsilon_t$$

Donde  $y_t$  es la serie a la que se le aplica el contraste y  $t=1 \dots T$  es el número de observaciones,  $\mu$  es una constante,  $x_t$  contiene regresores no estocásticos y  $f_t$  es un proceso estacional (determinístico) de media cero. De acuerdo a C-H una forma razonable de especificar la hipótesis alternativa es modelizar la estacionalidad evolutiva permitiendo que los coeficientes  $\gamma$  varíen a través de tiempo como un camino aleatorio.

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \mu_t$$

Con  $\gamma_0$  fija y  $\mu_t$  iid. Cuando la matriz de varianzas y covarianzas de  $\mu_t$  es idéntica a cero, la estacionalidad es de tipo determinística, si es una matriz de rango completo  $y_t$  contiene raíces unitarias en todas las frecuencias estacionales. La hipótesis nula surge a partir de una generalización de las líneas anteriores, por tanto la no significación del parámetro estimado implica que no se rechaza la hipótesis nula y por tanto se clasifica a la estacionalidad como determinística.

Los autores admiten la posibilidad que las raíces unitarias se encuentren sólo en algunas frecuencias estacionales. Esto es equivalente a permitir que una parte del vector de los  $\gamma_t$  varíe en el tiempo.

Se contrasta separadamente la existencia de raíces unitarias en las frecuencias semianuales y anuales definiendo adecuadamente la matriz A. Cuando se quiere contrastar la no estacionariedad en todas las frecuencias estacionales,  $A = I_{s-1}$ .

$$A\hat{\gamma}_t = A\hat{\gamma}_{t-1} + \mu_t$$

con matriz de varianzas y covarianzas  $E(\mu_i\mu_i') = \tau^2 G$  con  $G = (A'\Omega^f A)^{-1}$  y  $\tau^2 \geq 0$  un real. Cuando  $\tau^2 = 0$ , el parámetro  $\gamma_t = \gamma_0$  y el modelo no tiene raíces unitarias estacionales. Cuando  $\tau^2 > 0$ ,  $y_t$  tiene raíces unitarias en las frecuencias determinadas por A.

En su artículo original, los autores ofrecen dos alternativas para el proceso  $f_t$ , indicatrices estacionales y funciones trigonométricas. En esta aplicación se optó por la segunda alternativa debido a que permite poner a prueba cada frecuencia por separado.

Una vez establecido el modelo de partida, el mismo es estimado utilizando mínimos cuadrados ordinarios. A partir de los residuos correspondientes a cada estación (y sus sumas parciales) se construye el siguiente estadístico de prueba:

$$L = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{F}_t' A (A' \hat{\Omega}^f A)^{-1} A' \hat{F}_t}{T^2}$$

Este estadístico es comparado con valores críticos (asintóticos) correspondientes a la distribución de Von Mises.

Dada la posible existencia de un quiebre en la estacionalidad a partir del cambio metodológico introducido en el año 2005, se implementa el test bajo dos especificaciones, la que no contiene el quiebre y la que incluye dentro de  $x_t$  un regresor adicional representando este quiebre.

### 3.2. TEST HEGY

En esta prueba se especifica un modelo autorregresivo para la serie  $x_t$ ,

$$\varphi(L)x_t = \varepsilon_t$$

Donde  $\varphi(L)$  es un polinomio en el operador de rezagos “L”, donde cada una de sus raíces corresponde a fluctuaciones en cada una de las frecuencias estacionales y  $\varepsilon_t$  es un proceso incorrelacionado en el tiempo. El objetivo de la prueba es conocer si las raíces del polinomio  $\varphi(L)$  tienen módulo unitario o no. En el caso de series trimestrales, los estadísticos de prueba se construyen a partir de la siguiente regresión auxiliar.

$$\varphi(L)^* y_{4t} = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \varepsilon_t$$

Donde cada una de las variables  $y_{k,t}$  solo contiene cada una de las frecuencias estacionales aislada del efecto de las demás. Sea  $x_t$  un modelo autorregresivo y los  $y_{it}$ :

$$y_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)x_t$$

$$y_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3)x_t$$

$$y_{3t} = -(1 - L^2)x_t$$

$$y_{4t} = -(1 - L^4)x_t = \Delta_4 x_t$$

$y_{1t}$  remueve las raíces estacionales en las frecuencias 1/4 y 1/2 y preserva la raíz de la frecuencia 0.  $y_{2t}$  y  $y_{3t}$  contienen las raíces 1/2 y 1/4 y remueven el resto. Esta regresión se estima a través de mínimos cuadrados ordinarios posiblemente incluyendo rezagos adicionales de  $y_{4t}$  de modo de blanquear los errores. La prueba se establece a partir de los estadísticos  $t$  y  $F$ , comparándolos con valores críticos aproximados a partir de simulación de Monte Carlo. Para las frecuencias 0 y  $\pi$  se utilizan los estadísticos  $t$ , mientras que la frecuencia  $\frac{\pi}{2}$  se pone a prueba a utilizando un estadístico  $F$ . De esta manera, la hipótesis nula corresponde a la existencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales y en la frecuencia cero, mientras la alternativa implica la existencia de estacionalidad estacionaria.

Como en el caso del test de Dickey - Fuller la inclusión del número de rezagos de la variable  $y_{4t}$  es clave para que el test mantenga buenas propiedades.

La regresión auxiliar puede incluir componentes determinísticos, en ese caso:

$$\varphi(L)^* y_{4t} = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \mu_t + \varepsilon_t$$

Donde  $\mu_t$  representa al conjunto de componentes determinísticos incluidos, como términos constante, tendencia o variables indicatrices estacionales. La inclusión de estos componentes deter-

minan valores críticos diferentes.

Se ha desarrollado una amplia literatura dedicada al análisis de los efectos de los quiebres en los test de raíces unitarias, se ha demostrado que la existencia de quiebres no especificados tiende a incrementar el no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria. En Franses & Hobijn (1997) se presentan los valores críticos en caso en que la regresión auxiliar incluya un quiebre en un momento conocido del tiempo en las medias estacionales, dado que esta modificación en la regresión auxiliar afecta las distribuciones de todos los test.

La regresión auxiliar es:

$$\varphi(L)^*y_{4t} = \mu_t + \pi_1y_{1,t-1} + \pi_2y_{2,t-1} + \pi_3y_{3,t-2} + \pi_4y_{3,t-1} + \mu_t^*(I_{t \geq \tau}) + \varepsilon_t$$

donde  $\mu_t^*(I_{t \geq \tau}) = \sum_{s=1}^4 \alpha_s^* D_{s,t}$

Las medias estacionales cambian a partir de  $t = \tau$ .

Dada las características de las series sobre las que se realizan las pruebas y cómo ya se explicitó en el contraste de C-H, se implementa el test HEGY considerando un quiebre en la estacionalidad en un momento del tiempo conocido. Siguiendo la propuesta realizada por Franses & Hobijn (1997) se incluye un quiebre a partir del primer trimestre de 2005.

En Hylleberg (1995) se comparan ambos test. El procedimiento de realización del test HEGY comienza especificando un modelo autorregresivo general, el orden se selecciona de modo de obtener residuos de la regresión auxiliar incorrelacionados en la opción más parsimoniosa.

#### 4. EVIDENCIA EMPÍRICA

El análisis empírico se realiza sobre los componentes del gasto final del índice de volumen físico del producto bruto interno (IVF PBI) de Uruguay con base en el año 2005 elaboradas por el Banco Central del Uruguay (BCU) todas ellas de frecuencia trimestral. El BCU en el 2009 publicó la revisión integral del sistema de cuentas nacionales. Dicha revisión comprende la actualización de las estimaciones y se introducen nuevas fuentes de información, se amplía la cobertura y se adopta el Sistema de Cuentas Nacionales 1993.

El BCU publica la desagregación por componentes del gasto a partir del primer trimestre de

2005. Para poder usar series más largas, estas últimas se toman desde 1988 pero con base 1983, revisión 1988 y se extienden aplicando las variaciones de la serie con base 2005.

En esta subsección se representarán las series de forma gráfica como parte del análisis exploratorio.

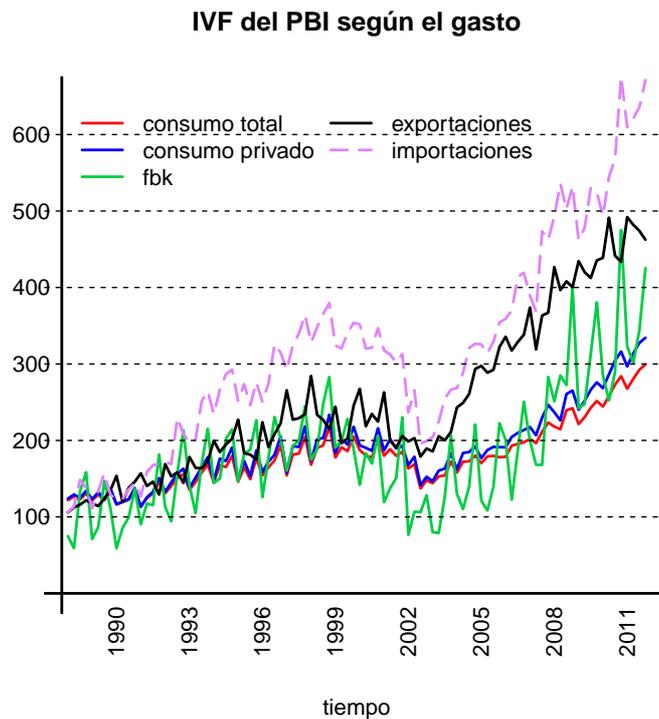


Figura 1: Evolución de los componentes del gasto del IVF del PBI

El gráfico de la serie original no siempre permite obtener con claridad una primer aproximación a la estructura de la serie (ver Figura 1), por ello, en las figuras 2, 3 y 4, mediante los gráficos de Buys Ballot se representa la evolución de cada trimestre a lo largo de los años de la muestra. Estos gráficos pretenden dar una idea preliminar acerca de la estructura y regularidad del patrón estacional de los sectores analizados. Permite observar el comportamiento de la serie en cada trimestre, en qué trimestres se dan los valores más altos o más bajos y si este comportamiento se mantiene a lo largo de la muestra. Cuando los trimestres evolucionan en forma paralela a través de los años se puede pensar en un patrón estacional determinístico, regular y no cambiante a través del tiempo.

En la figura 2 se puede ver como el mayor valor dentro del año por lo general corresponde al cuarto trimestre, por otro lado, el primer trimestre es el que sistemáticamente registra valores más bajos.

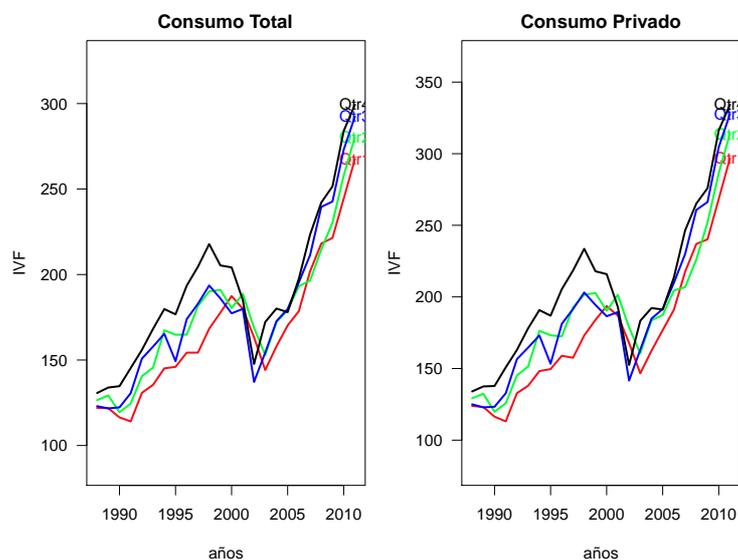


Figura 2: Evolución de los consumos total y privado por trimestres

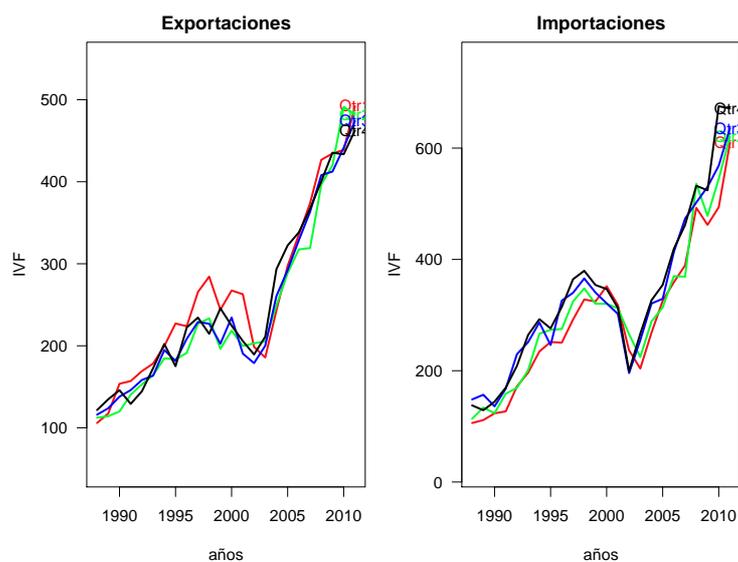


Figura 3: Evolución de las exportaciones e importaciones por trimestre

Todos los componentes del producto han registrado crecimiento en el período. La crisis del año 2002, también es detectable tan sólo observando los gráficos. Esta crisis tuvo un efecto transitorio en la trayectorias de las series, afectando en lo fundamental la media de las series, pero no implicando necesariamente cambios en la estacionalidad.

Los patrones estacionales del Consumo total y privado son muy similares. En cambio hay una clara diferencia en la dinámica estacional entre las series de exportaciones e importaciones. Sobre el final de la muestra buena parte de las exportaciones se registra en el segundo trimestre.

Dados estos cambios en el papel de los trimestres, que se observa en la figura 3 se puede pensar que la estacionalidad que caracteriza a esta serie sea de carácter estocástico.

La recuperación de la crisis del 2002 del nivel en la serie de formación bruta de capital fue más lenta que en el resto de los componentes. Y en el último período se dio un cambio en lo que refiere al segundo trimestre.

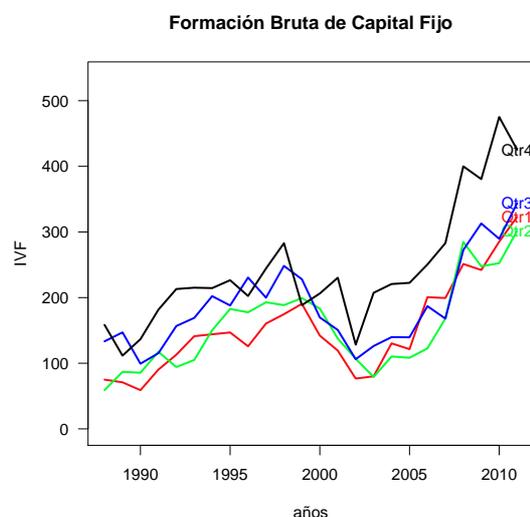


Figura 4: Evolución de la formación bruta de capital fijo

Por último la figura 4 muestra la evolución trimestral de la formación bruta de capital fijo. Puede verse como, pese a que las trayectorias de los distintos trimestres se cruzan a menudo, el cuarto trimestre del año es el que suele registrar los valores más altos. A partir de este análisis gráfico preliminar es difícil tener una hipótesis clara sobre las características estacionales de las series. Lo que sí parece claro es que luego del cambio metodológico las series parecen mostrar mayor estabilidad.

#### 4.1. RESULTADOS

La aplicación de estos tests permite obtener mayor detalle en cuanto a la estabilidad del componente estacional en cada una de las frecuencias estacionales, esto es, la existencia de raíces de módulo uno, que en este caso con datos trimestrales implica: en la frecuencia  $\pi$ , raíz  $-1$  que equivale a un período de dos trimestres (dos ciclos por año) y en la frecuencia  $\pi/2$ , raíz  $\pm i$  que equivale a un período de cuatro trimestres (un ciclo por año). Además de contrastar la significación conjunta de las raíces.

Las especificaciones utilizadas en cada caso son: en el test C-H no se incluyeron rezagos de la variable dependiente, la regresión auxiliar del test HEGY incluyó una constante e indicatrices estacionales. En el cuadro 1 se resumen los hallazgos de esta primera etapa.

Frecuencia	Canova - Hansen			HEGY		
	$\pi/2$	$\pi$	$\pi \cap \pi/2$	$\pi/2$	$\pi$	$\pi \cap \pi/2$
Raíz	$\pm i$	$-1$	$\pm i \cap -1$	$\pm i$	$-1$	$\pm i \cap -1$
Consumo total	0.30	0.80*	1.05*	31.5*	-2.44	27.2*
Consumo privado	0.22	0.83*	1.09*	30.5*	-2.29	24.9*
Form bruta capital	1.13*	0.51*	1.34*	12.9*	-4.74*	17.4*
Exportaciones	0.47	0.16	0.69	27.0*	-3.79*	28.1*
Importaciones	0.44	0.18	0.57	49.0*	-4.57*	58.2*

\* Significativo al 5%

Cuadro 1: Test de raíces unitarias estacionales

Previamente a la aplicación de estas pruebas, no se rechazó la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero. Se instrumentaron distintos test con el fin de contrastar su existencia Dickey & Fuller (1981) y el propio HEGY que contrasta la presencia de esta raíz. Adicionalmente se aplicó el test de Zivot & Andrews (1992) contrastando un posible quiebre en el nivel o en la pendiente de la tendencia. En todos los casos no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria. Por ello el test C-H se realiza sobre las series en primeras diferencias.

Ambas pruebas coinciden en las series de importaciones y exportaciones desechando la presencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales. En el caso de las series de consumo total y privado, ambos test coinciden en que la presencia de una raíz unitaria en la frecuencia anual

	Canova Hansen			HEGY		
<b>Frecuencia</b>	$\pi/2$	$\pi$	$\pi \cap \pi/2$	$\pi/2$	$\pi$	$\pi \cap \pi/2$
<b>Raíz</b>	$\pm i$	-1	$\pm i \cap -1$	$\pm i$	-1	$\pm i \cap -1$
<b>Consumo total</b>	0.22	0.23	0.48	27.0*	-3.50*	28.9*
<b>Consumo privado</b>	0.19	0.26	0.46	26.6*	-3.42*	26.8*
<b>Form bruta capital</b>	0.16	0.17	0.33	18.4*	-4.59*	21.3*
<b>Exportaciones</b>	0.37	0.12	0.59	23.9*	-3.52*	23.9*
<b>Importaciones</b>	0.21	0.15	0.33	47.3*	-4.44*	54.4*

\* Significativo al 5 %

Cuadro 2: Test de raíces unitarias estacionales incluyendo quiebre estacional

( $\pi$ ) y la no existencia de raíz unitaria en la frecuencia bianual. En cambio en la prueba conjunta arriban a resultados diferentes. Por último en la serie de formación bruta de capital fijo los test concluyen de forma opuesta para cada una de las frecuencias y para la prueba conjunta. Para el test HEGY la estacionalidad es estacionaria, en cambio de acuerdo al C-H la serie contiene raíces unitarias en las frecuencias estacionales.

En segunda instancia, al considerar el posible quiebre fechado en el momento del cambio metodológico y siguiendo la propuesta de Franses & Hobijn (1997), se procedió a incluir el quiebre en las variables indicatrices estacionales a partir del primer trimestre de 2005. En el caso del test C-H se utilizaron los mismos valores críticos debido a que la distribución asintótica del estadístico no depende de la inclusión de variables de regresión. En cambio para el test HEGY los valores críticos utilizados fueron los que figuran en Franses & Hobijn (1997). Nos preguntamos si permitiendo la existencia del quiebre, la caracterización realizada a partir de los resultados de los tests se mantienen.

En el cuadro 2 se puede ver como ambas pruebas concluyen que ninguna de las series presenta raíces unitarias en sus frecuencias estacionales.

En resumen, ambos test convergen en los resultados, una vez que se modeliza el quiebre en la estacionalidad y concluyen que la estacionalidad de los componentes del gasto del IVF del PBI de Uruguay es estacionaria.

## 5. COMENTARIOS FINALES

El cambio metodológico juega un papel fundamental en lo que a la caracterización de la estacionalidad de las serie se refiere. La incorporación del quiebre representando el cambio metodológico en la construcción de los componentes del gasto del producto de Uruguay tiene como consecuencia, por un lado, la convergencia en los resultados de los test y por otro en la clasificación. De acuerdo a los test aplicados para una muestra que va desde 1988 a 2011, la estacionalidad de los componentes del gasto del IVF del PBI de Uruguay es estacionaria.

## 6. REFERENCIAS

- Beaulieu, J. & Miron, J. A. (1993), 'Seasonal unit roots in aggregate u.s. data', *Journal of Econometrics* **55**, 305–328.
- Canova, F. & Hansen, B. (1995), 'Are seasonal patterns constant over time? a test for seasonal stability', *Journal of buisness & economic statistics* **13**, 237–252.
- Díaz Emparanza, I. & López de Lacalle, J. (2004), Estacionalidad determinística y estocástica en series temporales macroeconómicas, Technical Report Documento de Trabajo BILTO-KI D.T. 2004.02, Universidad del País Vasco. Facultad de Ciencias Económicas, Bilbao.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981), 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica* **75**, 427–431.
- Franses, P. & Hobijn, B. (1997), 'Critical values for tests in seasonal time series', *Journal of applied statistics* **24**, 25–47.
- Hylleberg, S. (1992), *Modelling seasonal variation*, Oxford University Press, pp. 153–178.
- Hylleberg, S. (1995), 'Tests for seasonal unit roots. general to specific or specific to general?', *Journal of econometrics* **69**, 5–25.
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C. & Yoo, B. (1990), 'Seasonal integration and cointegration', *Journal of econometrics* **44**, 215–238.
- Hylleberg, S., Jorgensen, C. & Sorensen, N. (1993), 'Seasonality in macroeconomic time series', *Empirical economics* **18**, 321–335.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), 'Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. how sure are we that economic time series have a unit root?', *Journal of Econometrics* **44**.

Zivot, E. & Andrews, D. W. (1992), 'Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis', *Journal of Business & Economic Statistics* **10**(3), 251–270.

## 7. ANEXO

### 7.1. RESULTADOS DEL TEST HEGY

#### Consumo Total

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	0.86	-2.51	-2.81	-3.09	-3.43
$\pi$	-1.07	-2.51	-2.80	-3.07	-3.40
$\pi/2$	2.82	5.47	6.62	7.65	8.94
$\pi/2 \pi$	2.22	5.12	6.04	6.81	7.93

#### Consumo Privado

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	0.99	-2.51	-2.81	-3.09	-3.43
$\pi$	-0.76	-2.51	-2.80	-3.07	-3.40
$\pi/2$	1.99	5.47	6.62	7.65	8.94
$\pi/2 \pi$	1.47	5.12	6.04	6.81	7.93

#### Formación Bruta de Capital Fijo

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	0.66	-2.51	-2.81	-3.09	-3.43
$\pi$	-1.41	-2.51	-2.80	-3.07	-3.40
$\pi/2$	1.46	5.47	6.62	7.65	8.94
$\pi/2 \pi$	1.53	5.12	6.04	6.81	7.93

#### Exportaciones

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	0.95	-2.51	-2.81	-3.09	-3.43
$\pi$	-2.20	-2.51	-2.80	-3.07	-3.40
$\pi/2$	2.01	5.47	6.62	7.65	8.94
$\pi/2 \pi$	2.80	5.12	6.04	6.81	7.93

#### Importaciones

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
--	-----	-----	----	------	----

X CONGRESO LATINOAMERICANO DE SOCIEDADES DE ESTADÍSTICA  
CÓRDOBA, ARGENTINA. 16 A 19 DE OCTUBRE 2012

0	0.49	-2.51	-2.81	-3.09	-3.43
pi	-4.51	-2.51	-2.80	-3.07	-3.40
pi/2	10.8	5.47	6.62	7.65	8.94
pi/2 pi	18.9	5.12	6.04	6.81	7.93

## 7.2. RESULTADOS DEL TEST CANOVA-HANSEN

### Consumo Total

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.82	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.31	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	1.06	0.85	1.01	1.16	1.35

### Consumo Privado

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.83	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.22	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	1.09	0.85	1.01	1.16	1.35

### Formación Bruta de Capital Fijo

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.51	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	1.13	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	1.34	0.85	1.01	1.16	1.35

### Exportaciones

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.16	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.47	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	0.69	0.85	1.01	1.16	1.35

### Importaciones

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.18	0.35	0.47	0.59	0.75

X CONGRESO LATINOAMERICANO DE SOCIEDADES DE ESTADÍSTICA  
CÓRDOBA, ARGENTINA. 16 A 19 DE OCTUBRE 2012

pi/2	0.45	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	0.57	0.85	1.01	1.16	1.35

### 7.3. RESULTADOS DEL TEST HEGY - INCLUYENDO QUIEBRE ESTACIONAL

#### Consumo Total

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	0.70	-2.83	-3.15	-3.44	-3.79
pi	-3.50	-2.88	-3.28	-3.45	-3.78
pi/2	27.0	6.97	8.28	9.61	11.3
pi/2 pi	28.9	6.61	7.70	8.74	10.1

#### Consumo Privado

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	0.56	-2.83	-3.15	-3.44	-3.79
pi	-3.42	-2.88	-3.28	-3.45	-3.78
pi/2	26.6	6.97	8.28	9.61	11.3
pi/2 pi	26.8	6.61	7.70	8.74	10.1

#### Formación Bruta de Capital Fijo

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	-1.77	-2.83	-3.15	-3.44	-3.79
pi	-4.59	-2.88	-3.28	-3.45	-3.78
pi/2	18.4	6.97	8.28	9.61	11.3
pi/2 pi	21.3	6.61	7.70	8.74	10.1

#### Exportaciones

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	-0.94	-2.83	-3.15	-3.44	-3.79
pi	-3.52	-2.88	-3.28	-3.45	-3.78
pi/2	23.9	6.97	8.28	9.61	11.3
pi/2 pi	23.9	6.61	7.70	8.74	10.1

#### Importaciones

X CONGRESO LATINOAMERICANO DE SOCIEDADES DE ESTADÍSTICA  
CÓRDOBA, ARGENTINA. 16 A 19 DE OCTUBRE 2012

	t/F	10%	5%	2.5%	1%
0	-1.44	-2.83	-3.15	-3.44	-3.79
pi	-4.44	-2.88	-3.28	-3.45	-3.78
pi/2	47.3	6.97	8.28	9.61	11.3
pi/2 pi	54.5	6.61	7.70	8.74	10.1

**7.4. RESULTADOS DEL TEST CANOVA-HANSEN - INCLUYENDO QUIEBRE ESTACIONAL**

**Consumo Total**

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.23	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.22	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	0.48	0.85	1.01	1.16	1.35

**Consumo Privado**

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.26	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.19	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	0.46	0.85	1.01	1.16	1.35

**Formación Bruta de Capital Fijo**

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.17	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.16	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	0.43	0.85	1.01	1.16	1.35

**Exportaciones**

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.12	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.37	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	0.59	0.85	1.01	1.16	1.35

**Importaciones**

X CONGRESO LATINOAMERICANO DE SOCIEDADES DE ESTADÍSTICA  
CÓRDOBA, ARGENTINA. 16 A 19 DE OCTUBRE 2012

	L	10%	5%	2.5%	1%
pi	0.15	0.35	0.47	0.59	0.75
pi/2	0.21	0.61	0.75	0.89	1.07
pi/2 pi	0.33	0.85	1.01	1.16	1.35