

Evaluación mediante simulación del test de raíces unitarias en frecuencias estacionales. Aplicación y modelización de la exportación de aceite de soja en Argentina

Evaluation by Means of Simulation of Unit Root Test at Seasonal Frequencies. Application and Scientific Modeling of Soybean Oil Exports in Argentina

Celina Beltrán

Facultad de Ciencias Agrarias. Universidad Nacional de Rosario.

beltranc@dat1.net.ar

Abstract

This work evaluates, by means of simulation, the methodology developed by Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (HEGY, 1990) to detect unit roots at seasonal frequencies and zero frequency in quarterly series. The simulation experiment is carried on i) to evaluate the test size in annual frequency which shows that the hypothesis proof based upon sequence test has a tendency to overestimate the nominal signification level of test and suggests the use of a joint test; ii) to evaluate the power of the test at seasonal frequencies being detected that the omission of a determining component at the test auxiliary regression diminishes the power and iii) to compare forecasting errors observing that the predictable capacity of models is slightly affected when 1 and 4 order difference is applied to series without taking into account the possibility of combining both types of seasonal variation. Likewise, an empiric work is carried out on the series of Soybean Oil Exports in Argentina. This variable shows unit root at the zero and annual frequency. To compare the predictable capacity of different models, a univariate point of view is adopted fitting an ARMA model (Box-Jenkins, 1976) to each series conveniently differentiated. As regards the performance in forecasting, it was observed that the model considering the existence of unit roots found in the appropriate test produces minor errors than the rest. On the near horizon, the difference found in forecasting errors is not relevant. Nevertheless, on “intermediate” and far horizons the superiority of the model considering the type of seasonal variation found in HEGY test is relevant.

Keywords: series económicas, seasonal variation, unit roots at seasonal frequencies, forecasting errors

Resumen

En este trabajo se evalúa, mediante simulación, la metodología desarrollada por Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (HEGY, 1990) para detectar raíces unitarias en las frecuencias estacionales y en la frecuencia cero, en series trimestrales. El experimento de simulación se lleva a cabo para: i) evaluar el tamaño del test en la frecuencia anual, el que muestra que la prueba de hipótesis basada en los test t secuenciales tiende a sobreestimar el nivel de significación nominal del test, sugiriendo utilizar el test conjunto, ii) evaluar la potencia del test en las frecuencias estacionales, detectándose que la omisión de una componente determinística en la regresión auxiliar del test disminuye la potencia y iii) comparar errores de pronóstico, observando que cuando en la serie se aplica la diferencia de orden 1 y 4 sin considerar la posibilidad de una combinación de ambos tipos de estacionalidad, la capacidad predictiva de los modelos se ve levemente afectada. Asimismo, un trabajo empírico se realiza sobre la serie de Exportaciones de Aceite de Soja en Argentina. Esta variable presenta raíz unitaria en la frecuencia cero y anual. Para comparar la capacidad predictiva de distintos modelos se aborda un enfoque univariado ajustando un modelo ARMA (Box-Jenkins, 1976), a cada serie convenientemente diferenciada. Con respecto al desempeño en los pronósticos, se observó que el modelo que considera la existencia de las raíces unitarias halladas en el test pertinente produce errores menores que los restantes. Para horizontes cercanos, la diferencia hallada en los errores de pronósticos no resulta significativa. Sin embargo, para horizontes “intermedios” y lejanos, la superioridad del modelo que considera el tipo de estacionalidad hallado en el test HEGY es significativa.

Palabras claves: estacionalidad, raíces unitarias estacionales, pronósticos

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se ha puesto mayor atención en el estudio de las propiedades y características estacionales de las series de tiempo. Los primeros test para raíces unitarias fueron los propuestos por Fuller (1976) y Dickey-Fuller (1979). Posteriormente, Granger (1981) plantea el concepto de cointegración mientras que Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990) desarrollan un test para raíces unitarias estacionales y utilizan técnicas para examinar la cointegración en diferentes frecuencias [1]. Ghysels, Lee y Noh (1994) presentan una extensión de este procedimiento [2].

El componente estacional puede representarse en una amplia gama de modelos. Los modelos más utilizados para estacionalidad se agrupan en tres clases:

- Proceso con estacionalidad puramente determinística
- Proceso estacional estacionario
- Proceso estacional integrado

Si bien estos tres tipos de modelos representan procesos muy diferentes, en la práctica, a menudo se los utilizan como si fuesen equivalentes. Por esta razón es importante poder detectar el tipo de proceso responsable de la estacionalidad presente en los datos con el fin de utilizar esta información para ajustar un modelo que permita obtener buenos pronósticos. Una alternativa para determinar las propiedades estacionales de las series de tiempo es aplicar un test para detectar raíces unitarias en la frecuencia cero y en las frecuencias estacionales.

El objetivo de este trabajo es hacer, mediante simulación, una evaluación de la metodología propuesta para detectar raíces unitarias en las frecuencias estacionales, cuando el proceso generador de los datos está integrado sólo en alguna frecuencia. Esta evaluación se refiere particularmente al tamaño del test en la frecuencia anual y la potencia del test en cada una de las frecuencias estacionales cuando el proceso que genera los datos contiene una componente determinística de estacionalidad. No obstante se ajustan modelos utilizados habitualmente en este tipo de variables y se compara la capacidad predictiva de los mismos. Entre estos modelos se pueden distinguir los modelos ARIMA. Además, se espera hacer una contribución en este tema mediante un análisis empírico de la serie de exportación de aceite de soja de Argentina. El tipo de estacionalidad presente en esta serie se determina un test de raíces unitarias estacionales y la información referente a las mismas nos indica el filtro adecuado para lograr la estacionariedad. Para comparar la capacidad predictiva de distintos modelos se aborda un enfoque univariado en el cual se ajusta un modelo ARMA (Box-Jenkins, 1976), a la serie convenientemente diferenciada.

El trabajo está organizado como sigue. En la sección 2 se presentan los distintos tipos de procesos estacionales de series de tiempo como así también el concepto de integración estacional. En la sección 3 se desarrolla el test de raíces unitarias propuesto por Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (HEGY - 1990) para determinar la presencia de raíces unitarias estacionales. La descripción de la serie económica del sector agronómico como así también los resultados del test de raíces unitarias se presentan en la sección 4; mientras que los resultados de la modelización se encuentran en la sección 5. En la sección 6 se muestran los resultados de la simulación y la discusión de la evidencia hallada, en la sección 7.

2. TIPOS DE PROCESOS ESTACIONALES. INTEGRACIÓN ESTACIONAL

Desde la representación espectral de una serie de tiempo, un proceso estacional puede ser descrito como aquel que posee un spectrum con picos en las frecuencias estacionales $\omega_s = 2\pi j/s, j = 1, 2, \dots, s/2$, donde s es el número de períodos por año, suponiendo que s es par y que dicho spectrum existe.

Un proceso cuya estacionalidad es totalmente determinística puede ser pronosticado con exactitud y su aspecto permanecerá invariante en el tiempo. En ese caso, la representación del proceso con estacionalidad determinística está constituida por un conjunto de variables dummies o funciones trigonométricas [3].

Por otra parte, un proceso estacional estacionario es aquel generado por una autoregresión potencialmente infinita, cuyo polinomio tiene todas sus raíces fuera del círculo unitario pero algunas de ellas son pares de complejos conjugados con periodicidad estacional. En tales casos, el spectrum presenta picos en algunas frecuencias estacionales.

Para definir el tercer tipo de proceso responsable de la estacionalidad, es necesario incluir el concepto de integración. “Una serie y_t es un proceso estacional integrado si su representación autoregresiva presenta una raíz unitaria. En forma más general se dice que el proceso es integrado de orden d en la frecuencia θ si su spectrum adopta la forma

$$f(\omega) = c(\omega - \theta)^{-2d} \quad \text{para } \omega \rightarrow \theta$$

Un proceso de este tipo presenta ciertas características [1]. Se dice que tiene “memoria larga”, debido a que un shock pasado influencia los valores presentes y puede cambiar permanentemente el patrón estacional. Asimismo, sus variancias se incrementan linealmente con el tiempo desde el comienzo del proceso y no están correlacionadas con otros procesos que presenten raíces unitarias en otras frecuencias [1].

Sobre la base de los conceptos precedentes, es posible pensar que una serie con un marcado comportamiento estacional puede estar integrada estacionalmente y tener además un componente de estacionalidad determinística, uno estacionario o alguna combinación de ellos.

3. TEST DE RAÍCES UNITARIAS ESTACIONALES

Considérese a modo de ejemplo, el caso de una serie de tiempo trimestral. Sea y_t un proceso estocástico univariado

$$y_t = \alpha y_{t-4} + u_t \quad t=1,2,\dots,T. \quad (3.1)$$

donde u_t es un proceso estacionario con media cero y variancia constante. El proceso y_t tiene cuatro raíces unitarias cuando $\alpha=1$, una en la frecuencia $\theta = 0$, una en $\theta = \pi$, y un par de raíces complejas en las frecuencias $\theta = \pi/2, 3\pi/2$.

El test desarrollado por Hylleberg, Engle, Granger y Yoo [1] es una extensión del de Dickey-Fuller (1979, 1981) para el caso de datos trimestrales. Es el test usado con mayor frecuencia en trabajos empíricos ya que permite detectar la presencia de raíces unitarias en alguna o en todas las frecuencias estacionales como así también en la frecuencia cero. El mismo, introduce la factorización del polinomio de diferencia estacional $\phi(B)=\Delta_4=(1-B^4)$, siendo B el operador de rezago $B^m y_t = y_{t-m}$ para cualquier entero m , y estima por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente regresión:

$$y_{4,t} = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

donde

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= (1+B+B^2+B^3)y_t \\ y_{2,t} &= -(1-B+B^2-B^3)y_t \\ y_{3,t} &= -(1-B^2)y_t \\ y_{4,t} &= (1-B^4)y_t = \Delta_4 y_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

Si es necesario, pueden adicionarse rezagos de y_4 para que los errores sean ruido blanco, como así también componentes determinísticos tales como constante, tendencia y variables dummies estacionales. El objetivo es probar la hipótesis que las raíces del polinomio son 1, -1, i , $-i$. Para la raíz 1, cero ciclos por año, el test consiste en someter a prueba la hipótesis $\pi_1 = 0$, de la misma manera que para la raíz -1 , dos ciclos por año, cuya hipótesis correspondiente es $\pi_2 = 0$. Con respecto a las raíces complejas, un ciclo por año, deberá probarse que ambos π_3 y π_4 son igual a cero, mediante un test conjunto. No existirán raíces unitarias estacionales si π_2 y alguno de π_3 o π_4 son diferentes de cero, lo cual requiere el rechazo de ambos test [4]. Para determinar si la serie es estacionaria, es decir que no tiene ninguna raíz unitaria, debe verificarse que cada uno de los coeficientes π_k son no nulos, excepto alguno de π_3 o π_4 [5]. La distribución de la estadísticas t sobre los parámetros de interés se encuentra tabulada y depende de la presencia de regresores de intercepto, tendencia y estacionalidad determinísticas. En Ghysels, Lee y Noh (1994) [2] se

encuentran las distribuciones de las estadísticas F de los tests conjuntos correspondientes a la presencia de las cuatro raíces unitarias y a las tres raíces unitarias estacionales respectivamente.

Si la serie y_t contiene raíces unitarias en todas las frecuencias, entonces cada una de las series transformadas $y_t - y_{t-1}$, $y_t - y_{t-2}$, $y_t + y_{t-1}$, $y_t + y_{t-2}$ serán no estacionarias debido a que ninguna tiene en cuenta todas las raíces unitarias implicadas en $(1-B)^4$.

4. DESCRIPCIÓN DE LA SERIE ECONÓMICA Y RESULTADOS DEL TEST DE RAÍCES UNITARIAS ESTACIONALES

El análisis de integración estacional se realiza sobre la serie económica trimestral “Exportación de aceite de soja”¹. Los gráficos de la serie en estudio se presentan a continuación.

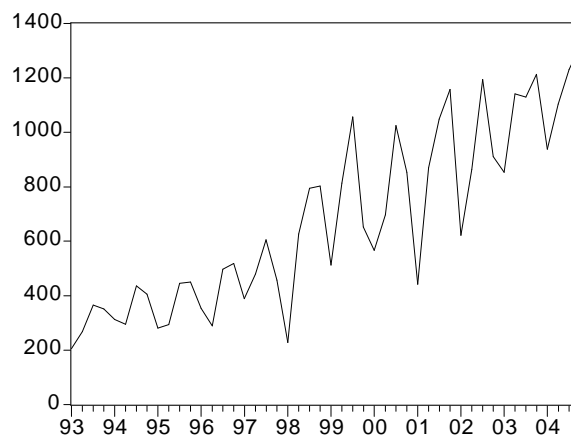


Gráfico 4.1: Exportación de aceite de soja, en Argentina

Los datos evidencian tendencia y un marcado patrón estacional que parece cambiar con el tiempo como se puede visualizar en el gráfico 4.2.

El gráfico 4.3 muestra variaciones en el comportamiento de los cuatro períodos de la serie.

¹ FUENTE: SAGPyA, Dirección de Mercados Agroalimentarios

Gráfico 4.3: Exportación de aceite de soja en Argentina para cada trimestre menos el promedio del año correspondiente.

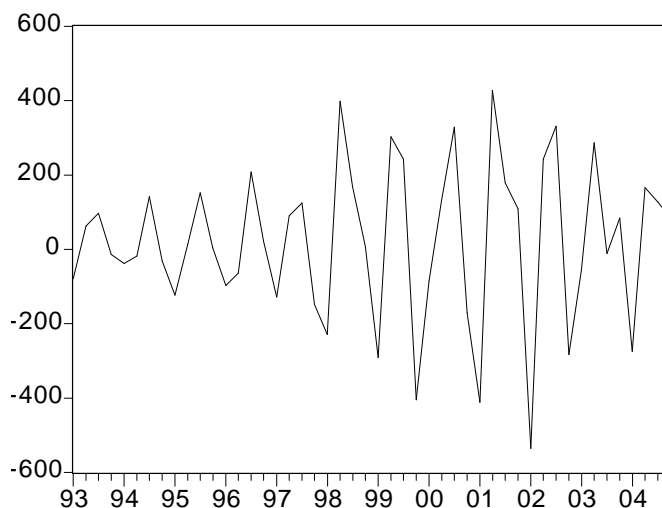
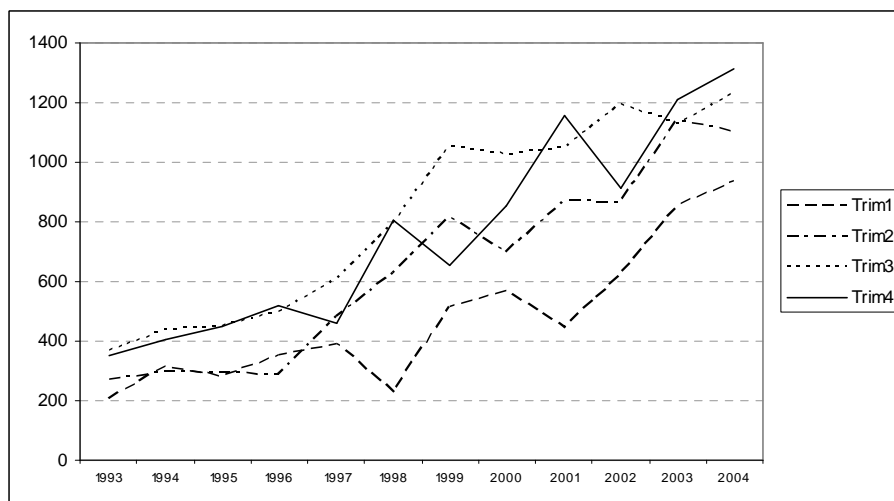


Gráfico 4.2: Diferencia de orden 1 de la exportación de aceite de soja, en Argentina



El test HEGY para detectar raíces unitarias estacionales se aplica a las series, incorporando a la regresión auxiliar un intercepto, una pendiente, dummies estacionales y distintos órdenes de rezago para lograr residuos provenientes de un proceso ruido blanco. Los valores críticos fueron extraídos de las tablas 1a y 1b de HEGY 1990 (pag 226 - 227). En este caso, el test arrojó que la tendencia no era necesaria incorporar a la regresión auxiliar y que el único rezago significativo corresponde a 4 períodos. Bajo estas consideraciones se realiza nuevamente el test. Los resultados se muestran en las Tabla 4.1.

Tabla 4.1: Test de integración estacionala.

Rezagos incluidos ^b	Estadísticas t					Raíz unitaria en:
	π_1	π_2	π_3	π_4	$\pi_3 \cap \pi_4$	
Período 4	2.79	-3.14*	-2.85	-0.63	4.34	Frecuencia cero y anual

*- significativo al 5%

**_ significativo al 1%

a- En todos los casos, los coeficientes de los rezagos y las diez primeras autocorrelaciones de los residuos resultaron no significativas.

Según los resultados obtenidos, en esta serie, es evidente la presencia de raíz unitaria en la frecuencia cero ($H_0: \pi_1=0$), como así también es claro que en la frecuencia bianual se rechaza dicha hipótesis ($H_0: \pi_2=0$). Con respecto a la frecuencia anual, tanto utilizando el test t secuencial como el test F conjunto indica la presencia de de raíz unitaria en dicha frecuencia. No obstante, en Ghysels, Lee y Noh (1994) [2] se demuestra que los test t secuenciales para π_3 y π_4 , a diferencia del test conjunto $F_{3,4}$, tiende a sobrestimar el nivel de significación nominal del test.

Según lo expuesto recientemente, podemos concluir respecto al orden de diferenciación necesario en las series:

- Si se toma en cuenta el resultado del test HEGY , no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria en la frecuencia cero y anual (un ciclo por año) y, por lo tanto, la estacionalidad estocástica y la tendencia serían las responsables del filtro $S(B)=(1-B)(1+B^2)$ para lograr estacionariedad. Esto significa que $(1-B+B^2-B^3)z_t=(z_t-z_{t-1})+(z_{t-2}-z_{t-3})$, la suma de cambios trimestrales consecutivos, sería una serie estacionaria. Puesto que, según este resultado, se puede pensar a los cambios trimestrales consecutivos como cointegrados con coeficientes (1,1), existiría una relación de equilibrio entre los mismos.
- Dado que usualmente se utilizan la transformación $(1-B)(1-B^4)$ en aplicaciones con series trimestrales que muestran estacionalidad y tendencia, la misma será considerada en análisis posteriores. No obstante, es importante destacar que el filtro $(1-B)(1-B^4)$ asume la presencia de dos raíces unitarias en la frecuencia cero y las tres raíces unitarias estacionales.

5. AJUSTE DE MODELOS A LA SERIE DE EXPORTACIÓN DE ACEITE DE SOJA EN ARGENTINA

Se ajusta un modelo ARMA a las series: $(1-B)(1-B^4)y_t$, $(1-B^4)y_t$ y $(1-B)(1+B^2)y_t$, donde y_t es la exportación de aceite de soja en Argentina.

5.1. Serie diferenciada $(1-B)(1+B^2)y_t$.

El test de raíces unitarias indica que existen raíces unitarias en la frecuencia cero y anual, por lo tanto aplicando el filtro $S(B)=(1-B)(1-B^2)$ a la serie, ésta se torna estacionaria.

La serie diferenciada presenta un correlograma con autocorrelaciones que se cortan en forma marcada luego del segundo rezago y autocorrelaciones parciales que tienden a desaparecer a partir del cuarto rezago. Si bien se ajustaron distintos modelos a fin de obtener el mejor ajuste, el modelo final presenta:

- Estacionalidad determinística
- Coeficiente AR(1)
- Coeficiente MA(2)

Es decir, que la serie filtrada según el test de raíces unitarias presenta un modelo ARMA(1,2) con una componente de estacionalidad determinística remanente. Los residuos del ajuste presentan autocorrelaciones no significativas en los primeros 8 rezagos ($p=0.10$) y normalidad ($p=0.25$).

El modelo estimado es:

$$(1 + 0.53 B) (1 - B)(1 + B^2) y_t = \varepsilon_t - 0.96 \varepsilon_{t-1} + 56.63 - 89.69 D_{1,t} + 31.08 D_{2,t} - 60.43 D_{3,t}$$

(0.0010)	(0.000)	(0.4103)	(0.4939)	(0.0001)	(0.6430)
----------	---------	----------	----------	----------	----------

Además, se ajusta un modelo con estacionalidad estocástica estacionaria, sin incluir una componente de estacionalidad determinística, a la serie filtrada obteniéndose como resultado falta de ajuste en cada modelo tentativo. Esto significa que la remoción de las raíces unitarias mediante el filtro $(1-B)(1+B^2)$ es efectiva si se incluyen en el modelo los términos determinísticos estacionales utilizados en la regresión auxiliar del test HEGY².

5.2. Serie diferenciada $(1-B)(1-B^4)y_t$.

El modelo seleccionado para esta serie corresponde a un ARMA de orden 1 para el polinomio autorregresivo y de orden 4 para el promedio móvil, con una componente estacional determinística. En la etapa de validación del mismo se hallaron residuos no correlacionados y normales ($p=0.10$).

El modelo estimado es:

² Si no se incluyen en el test HEGY dummies estacionales en la regresión auxiliar, siendo significativas, cambia el resultado de la frecuencia bianual.

$$(1 - 0.48 B) \Delta_1 \Delta_4 y_t = \varepsilon_t + 0.89 \varepsilon_{t-4} - 21.07 - 18.81 D_{1,t} + 59.77 D_{2,t} + 42.45 D_{3,t}.$$

No obstante, hay que señalar que este modelo no verifica la condición de invertibilidad ya que la raíz del polinomio promedio móvil es próxima a la unidad

$$\sqrt[4]{0.89} = 0.97 \cong 1$$

esto indicaría que posiblemente se está en presencia de una sobre diferenciación. Este resultado no es sorprendente porque al aplicar una diferencia de orden 1 y una de orden 4 se está asumiendo que existen dos raíces unitarias en la frecuencia cero y las tres raíces unitarias estacionales; pero, según lo hallado en el test pertinente, sólo se encuentra evidencia de la presencia de raíces unitarias en las frecuencias cero y anual.

5.3. Comparación de los modelos

Para comparar el desempeño de los modelos en los pronósticos, se utilizan las últimas k observaciones muestrales (k=1,4,8). Se calcula el Error Medio Absoluto Porcentual Post Muestral (PSMAPE), esto es

$$PSMAPE(K) = \frac{1}{k} \sum_{t=T+1}^{T+K} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| \cdot 100.$$

La tabla 5.3.1 presenta los resultados. Comparando los modelos ARIMA se puede observar que el valor del PSMAPE, 1, 4 y 8 pasos hacia delante, es menor en el modelo con el filtro $(1-B)(1+B^2)$. Este resultado estaría sustentando que la estacionalidad presenta una componente aleatoria evidenciada por la presencia de una raíz unitaria en la frecuencia anual.

El filtro $(1-B)(1+B^2)$, identificado en el test de raíces unitarias, muestra un mejor desempeño para pronosticar.

Tabla 5.3.1: Comparación de los modelos respecto al desempeño para pronosticar 1, 4 y 8 pasos hacia adelante.

Modelo			
	PSMAPE(1)	PSMAPE(4)	PSMAPE(8)
$(1-B)(1+B^2) y_t$	32.59	17.66	17.46
$(1-B)(1-B^4) y_t$	37.61	24.38	17.50

6. SIMULACIÓN

El experimento de simulación se lleva a cabo utilizando el programa SAS Versión 8.1, procedimiento IML, para la generación de los datos y el programa EVIEWS 3 para la aplicación metodológica.

6.1. Evaluación del tamaño del test de raíces unitarias estacionales en la frecuencia anual

Se utiliza como proceso generador de los datos (PGD), uno con raíces unitarias en la frecuencia anual, esto es

$$(1 - \phi B)(1 + B^2) y_t = \varepsilon_t(1 - \theta B) \quad (1)$$

donde ε_t es un proceso ruido blanco que se distribuye normal estándar, para $t=1,2,\dots,120$. Las primeras 20 observaciones fueron descartadas para reducir el efecto de las condiciones iniciales ($y_0=y_{-1}=y_{-2}=0$). Los valores asignados a los parámetros son:

Simulación 1: $\phi = 0.3$ $\theta = 0.6$.

Se realizaron 500 replicaciones del experimento. En cada serie artificial se aplicó el test de raíces unitarias HEGY en el programa Eviews Versión 3.1. cuyos resultados se presentan en la tabla 6.1.1.

Tabla 6.1.1: Porcentaje de rechazos incorrectos de la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en las frecuencias cero y anual.

Frecuencia		Nivel de significación	
		1%	5%
Anual (π_3 y π_4)	Test t	4.39	14.17
	Test F	2.40	6.59

Como se puede apreciar en la tabla 6.1.1, el test para raíz unitaria en la frecuencia anual basado en los tests t secuenciales presentan un porcentaje de rechazos, siendo la hipótesis nula correcta, notablemente mayor al valor nominal. Con respecto al test basado en la estadística F se observa que tiene un mejor desempeño. Este resultado es compatible con aquel hallado en Ghysels, Lee y Noh (1994), quienes afirman que la estrategia basada en los test t secuenciales para ensayar la hipótesis de raíz unitaria en la frecuencia anual tiende a sobreestimar el nivel nominal del test.

6.2. Evaluación de la potencia del test HEGY en las frecuencias estacionales

Una característica notoria observada en el análisis de la serie de exportaciones de aceite de soja en Argentina es que el resultado del test de raíces unitarias dependía en cierta forma de la inclusión de una componente determinística de estacionalidad en la regresión auxiliar. Por tal motivo se procedió a simular dos nuevos conjuntos de 500 series cada uno, utilizando como PGD uno con raíz unitaria en frecuencia cero y una componente estacional determinística con distintas características.

Para estudiar la potencia del test en la frecuencia bianual el proceso generador presenta el efecto estacional determinístico siguiente:

$$(1 - \phi B)(1 - B)y_t = \varepsilon_t(1 - \theta B) + \alpha_0 + \alpha_1 D_{1,t} + \alpha_2 D_{2,t} + \alpha_3 D_{3,t} \quad (2)$$

con los siguientes valores de coeficientes:

$$\text{Simulación 2: } \phi = 0.3 \quad \theta = 0.3 \quad \alpha_0 = -1 \quad \alpha_1 = 2 \quad \alpha_2 = -0.5 \quad \alpha_3 = 0.5 .$$

El efecto determinístico correspondiente a cada trimestre se representa en el gráfico 6.2.1.

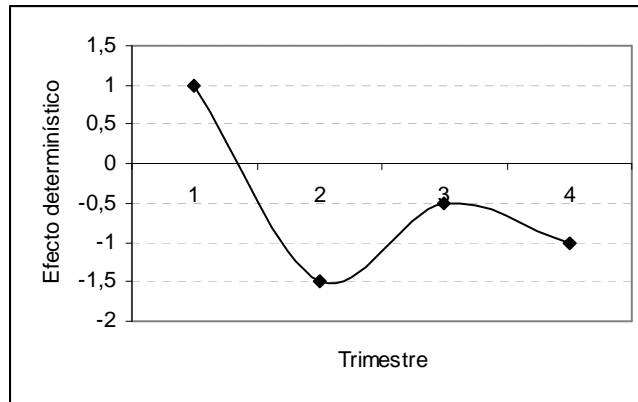


Gráfico 6.2.1: Efecto estacional determinístico, simulación 2, en cada trimestre

De la misma manera que en la simulación anterior, las primeras 20 observaciones fueron descartadas para reducir el efecto de las condiciones iniciales ($y_0=y_{-1}=y_{-2}=0$).

Se lleva a cabo el test de raíces unitarias en cada serie, con y sin variables dummies en la regresión auxiliar y se calcula la potencia del test

Siendo este el patrón determinístico de estacionalidad, el test de raíz unitaria en la frecuencia bianual pareciera verse afectado al omitir, en la regresión auxiliar, la incorporación de dummies estacionales. La tabla 6.2.1 muestra los resultados.

Tabla 6.2.1: Potencia del test de raíz unitaria con el PGD (2) simulación 2.

Frecuencia	Con dummies	Sin dummies
Bi anual	0.95	0.20
Anual Test F	0.90	0.92

Se procedió de la misma manera para estudiar la potencia del test en la frecuencia anual. El proceso generador presenta el efecto estacional determinístico siguiente:

Simulación 3: $\phi = 0.3$ $\theta = 0.3$ $\alpha_0 = 1$ $\alpha_1 = 0$ $\alpha_2 = -1.5$ $\alpha_3 = -2.5$.

El efecto determinístico correspondiente a cada trimestre está representado en el gráfico 6.2.2.

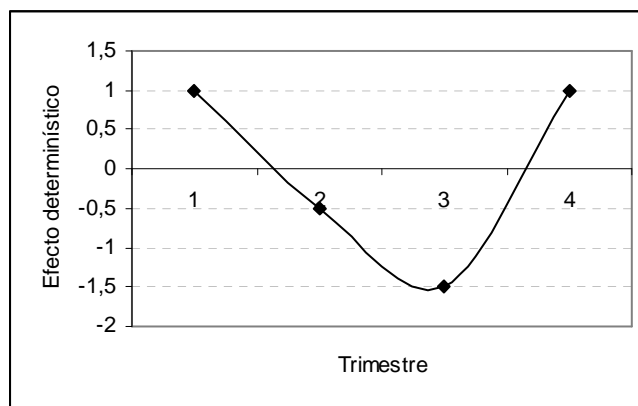


Gráfico 6.2.2: Efecto estacional determinístico, simulación 3, en cada trimestre

Al igual que antes, pero ahora con este patrón determinístico de estacionalidad, en el test de raíz unitaria en la frecuencia anual se detecta una disminución de la potencia cuando se omite un componente de estacionalidad determinística en la regresión auxiliar. La tabla 6.2.2 muestra los resultados.

Tabla 6.2.2: Potencia del test de raíz unitaria con el PGD (2) simulación 3.

Frecuencia	Con dummies	Sin dummies
Bi anual	0.95	0.81
Anual Test F	0.88	0.22

Se puede observar que si no se incluyen dummies estacionales en la regresión auxiliar del test HEGY para raíces unitarias, la potencia del test para la frecuencia anual es baja. Esto sugiere que la capacidad del test HEGY para detectar la ausencia de raíces unitarias se ve afectada si en la regresión auxiliar se omite la posibilidad de un componente de

estacionalidad determinístico. Esto se da en las frecuencias estacionales y depende del tipo de patrón de estacionalidad determinístico. Por lo tanto, la utilización de términos determinísticos estacionales en la regresión auxiliar pareciera ser una buena recomendación.

6.3 Evaluación de pronósticos

La evaluación de la capacidad predictiva de los modelos se lleva a cabo en los datos generados por el proceso (2) con valores de los parámetros correspondientes a la simulación 3. A cada serie simulada se le ajustó el modelo (2) y un modelo ARMA a la serie con diferenciación de orden 1 y 4 (diferencias aplicadas habitualmente), esto es

$$(1 - \phi B)(1 - B)(1 - B^4) y_t = \varepsilon_t(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^4 - \theta_3 B^5). \quad (3)$$

En cada uno de los ajustes, las últimas 8 observaciones fueron descartadas para pronósticos. Se calculó el error medio porcentual post muestral 8, 4 y 1 paso hacia delante en cada modelo, es decir

$$PSMAPE(K) = \frac{1}{k} \sum_{t=T+1}^{T+K} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| \cdot 100$$

De esta forma se obtiene, para cada serie simulada, un valor de PSMape(8), PSMape(4) y PSMape(1) correspondiente a cada modelo.

La tabla 6.3.1 presenta el promedio, mediana, rango intercuartílico y desvío estándar para los errores de pronósticos postmuestrales correspondientes a los dos modelos ajustados.

Tabla 6.3.1: Medidas descriptivas para los PSMAPE de los modelos ajustados

N=500 series	Promedio	Mediana	Desvío Estándar	Rango Intercuartílico
Psmape(1)_M2	100,35	99,95	5,74	1,89
Psmape(1)_M3	100,01	100,03	0,84	0,46
Psmape(4)_M2	98,01	97,84	4,47	0,78
Psmape(4)_M3	99,99	100,03	0,74	0,44
Psmape(8)_M2	98,07	97,86	3,61	0,83
Psmape(8)_M3	100,02	100,03	0,76	0,44

Se puede ver que 1, 4 y 8 pasos hacia delante, la mediana de PSMAPE es menor en el modelo (2) que en el (3). Con respecto al promedio se observa relación similar para el error 4 y 8 pasos hacia delante, ya que para el PSMAPE 1 es menor el promedio del modelo (3). No obstante, los errores de pronósticos son comparados mediante el test no paramétrico de Wilcoxon para muestras relacionadas observándose que no hay diferencias significativas en horizontes cercanos (1 paso) ($p=0.14$), y sí hay diferencias significativas en horizontes intermedios y lejanos (4 y 8 pasos) ($p<0.0001$ en ambos casos).

7. DISCUSIÓN

El análisis de la estacionalidad en la serie de exportaciones de aceite de soja en Argentina arroja que la misma presenta una raíz unitaria en la frecuencia cero como así también en la frecuencia anual y por lo tanto, el filtro $S(B)=(1-B)(1+B^2)$ remueve las raíces unitarias de la serie y la transforma en estacionaria. En otras palabras, la serie $(1-B+B^2-B^3)y_t=(y_t-y_{t-1})+(y_{t-2}-y_{t-3})$, es estacionaria. Esto puede interpretarse como la estacionariedad de la suma de cambios trimestrales consecutivos. Según lo hallado, se puede pensar a los cambios trimestrales consecutivos como cointegrados con coeficientes (1,1), y por lo tanto existiría una relación de equilibrio entre los mismos.

Con respecto al desempeño en los pronósticos de los modelos propuestos, se observó que el modelo con menor error de pronóstico es el que considera el tipo de estacionalidad hallado en el test de raíz unitaria.

De los resultados hallados en el experimento de simulación se desprende que la prueba de hipótesis para raíz unitaria en la frecuencia anual basada en los test t secuenciales tiende a sobreestimar el nivel de significación nominal del test. Por lo tanto sugiere la utilización del test conjunto. Asimismo, con respecto a la potencia del test para en la frecuencia bianual y

anual, se puede concluir que si el proceso generador de los datos presenta una componente estacional determinística que es ignorada en la regresión auxiliar del test HEGY, la potencia del test disminuye marcadamente. Con respecto a los pronósticos, cuando en la modelización se incorpora la estacionalidad determinística o bien se aplica la diferencia de orden 1 y 4 sin considerar la posibilidad de una combinación de ambos tipos de estacionalidad la capacidad predictiva de los modelos se ve afectada.

8. REFERENCIAS

[3] Beltrán, C. (2004) “Modelos para series de tiempo estacionales”. Tesis de maestría, dirigida por M.T. Blaconá, Maestría en estadística Aplicada, Universidad Nacional de Rosario.

[4] Engle, R.F., Granger, C.W.J., Hylleberg, S., Lee, H.S. (1993) “Seasonal cointegration”. *Journal of Econometrics* Nro. 55, pag. 275-298.

[5] Franses, P.H., Romijn, G., (1993) “Periodic integration in quarterly UK macroeconomic variables”. *International Journal of Forecasting* Nro. 9, pag. 467-479.

[2] Ghysels, E., Lee, H.S., Noh, J. (1994) “Testing for unit roots in seasonal time series”. *Journal of Econometrics* Nro. 62, pag. 415-442.

[1] Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo, B.S. (1990) “Seasonal integration and cointegration”. *Journal of Econometrics* Nro. 44, pag. 215-238.