

NOTA TECNICA

AJUSTE ESTACIONAL E INTEGRACION
EN VARIABLES MACROECONOMICAS*

RAIMUNDO SOTO**

ABSTRACT

Separating seasonal components from other sources of economic fluctuations is crucial for both economic modeling and policy making. Practitioners treat seasonality as noise to be removed before estimating models and tend to apply deseasonalizing methods in a rather mechanic manner. Removing seasonal components is, nevertheless, not a trivial task. This technical note shows that the most popular deseasonalizing methods distort the time series properties of the variables and, thus, cannot be considered harmless procedures. Modern time-series techniques for non stationary processes are applied to the study of the seasonal components of the 15 main macroeconomic variables of the Chilean economy. The main result is that the presence of seasonal unit roots render standard deseasonalizing techniques inadequate and models based on seasonally-adjusted data unreliable.

* Agradezco a Matías Tapia su apoyo en la obtención de datos y los excelentes comentarios de un árbitro anónimo. Las opiniones expresadas en este trabajo no comprometen al Banco Central.

** Banco Central de Chile y Pontificia Universidad Católica de Chile.
email: rsoto@faceapuc.cl

Keywords: Seasonal Unit Roots, Estimation, Time Series Models

JEL Classification: C12, C13, C22

RESUMEN

Resulta evidente la importancia que tiene para el análisis económico poder separar aquellos movimientos seculares en las variables económicas de sus componentes estacionales, tanto para interpretar los datos de la coyuntura como para evaluar el efecto de las políticas económicas mediante modelos estadísticos. Pese a su importancia, usualmente se considera que la estacionalidad no es más que un ruido molesto que debe ser retirado de las series antes de proceder a su análisis. Remover la estacionalidad, sin embargo, no resulta trivial. Este trabajo muestra que los métodos más populares de ajuste estacional no pueden ser considerados una simplificación inocente de los datos sin pérdidas sustanciales de información valiosa. Las técnicas modernas de análisis de estacionalidad sugieren, además, que dichos métodos podrían distorsionar la visión que se tiene sobre la evolución de la economía y el impacto de los instrumentos de políticas. En particular, los resultados de este estudio sugieren que muchas variables macroeconómicas presentan estructuras dinámicas muy diferentes de las usualmente supuestas, por lo que el análisis de la coyuntura y la simulación de las políticas económicas que se hace con series desestacionalizadas debe ser cuidadosamente complementado con un análisis equivalente para las variables originales.

1. INTRODUCCIÓN

Es común encontrar en variables económicas el fenómeno de estacionalidad, es decir, el movimiento intra-anual sistemático –aunque no necesariamente regular– de la serie de tiempo que representa una variable económica (Hylleberg, 1992). Existe un largo, y aún inconcluso, debate sobre la conveniencia de modelar la economía usando variables originales o desestacionalizadas. Hansen y Sargent (1993) defienden la idea de que los agentes racionales toman decisiones en base a datos sin desestacionalizar y que remover la estacionalidad implica, en el mejor de los casos, eliminar información que podría ser útil para estimar los parámetros de un modelo. Sims (1993), por el contrario, apoya la idea opuesta; resulta preferible usar datos desestacionalizados, por cuanto en el proceso de ajustar un modelo a los datos originales se corre el riesgo de darle demasiada importancia a capturar efectos estacionales –que en sí son secundarios– en desmedro de una mejor parametrización de las características principales del modelo.

A pesar de lo importante que resulta este debate, la mayoría de los investigadores prefiere usar datos desestacionalizados. La justificación sería que, si bien estos movimientos son anticipables, típicamente éstos no están directamente relacionados al objetivo del estudio y, por lo tanto, no resulta necesario modelarlos explícitamente. Por ejemplo, al estudiar los determinantes de la producción agrícola-

la se incluyen variables que representen las condiciones climáticas, pero no se hace un modelo que explique la variabilidad en el clima.

Entre los métodos más comunes para remover la estacionalidad están el uso de variables mudas estacionales y el método de promedios móviles, que incluye desde la “variación en x -períodos” hasta el ARIMA X-11. Esta última es la metodología más popular tanto porque su nivel de desarrollo analítico es superior, como porque viene implementada como una opción sencilla de usar en muchos programas econométricos.

Pese a su popularidad, las metodologías tradicionales tienen grandes limitaciones. Implícitamente, ellas suponen que la variable que se desea desestacionalizar cumple determinadas propiedades estadísticas, las que usualmente no son verificadas previamente en los datos. Algunas técnicas suponen que los factores estacionales son determinísticos, en tanto que otras asumen que éstos son estocásticos y estacionarios. En general, estas metodologías requieren que las series originales sean estacionarias para estimar adecuadamente los componentes estacionales. Inadvertidamente, algunos métodos imponen estructuras dinámicas que las variables no necesariamente poseen (p.e., la variación en x -períodos). Cuando dichas propiedades no se verifican, las metodologías de remoción del componente estacional entregan series filtradas que presentan fuertes distorsiones y que pueden llevar a una mala especificación en los modelos o a conclusiones equivocadas cuando éstas se usan para hacer tests de hipótesis.

Más allá de las limitaciones técnicas de los distintos métodos de desestacionalización, existe una razón más profunda para investigar el comportamiento estacional de las principales variables macroeconómicas y que se relaciona con nuestro conocimiento de las fuentes y efectos de las fluctuaciones de la economía. Beaulieu y Miron (1995) señalan que, en ocasiones, el estudio de los componentes estacionales puede convertirse en una herramienta útil para comprender la estructura de los ciclos económicos. La razón fundamental para ello es que el estudio de ciclos requiere imponer condiciones de identificación sobre los *shocks* (transitorios, permanentes) que afectan a la variable de interés, de la misma manera que se hace para distinguir en un mercado cualquiera los *shocks* de oferta y demanda. Según estos autores, resulta más creíble imponer dichas restricciones sobre los componentes estacionales que sobre los componentes fundamentales.

Este trabajo presenta una revisión crítica de las prácticas comunes de desestacionalización a la luz de la literatura moderna sobre ajustes estacionales. El objetivo es exponer el problema de la remoción de componentes estacionales a un nivel relativamente simple, identificando las ventajas y desventajas de los distintos métodos de ajuste estacional, e introducir las nuevas tecnologías de modelación y filtrado de componentes estacionales. La literatura moderna de series de tiempo estacionales provee importantes elementos de juicio para comprender las implicaciones que tiene la presencia de componentes estacionales y para entender y modelar la evolución de las variables macroeconómicas.

Se han realizado pocos trabajos para estudiar el fenómeno de estacionalidad en variables macroeconómicas en Chile. A principios de los años 1990, el INE efectuó algunos estudios sobre la aplicación del ARIMA X-11 al IPC (Guardia y

Pérez, 1991 y 1992; Marshall y Pérez, 1991). Recientemente, el estudio de Marshall (2000) presenta y aplica la metodología del ARIMA X-12 a las once principales variables macroeconómicas chilenas.

En este trabajo se ilustran los problemas del análisis de estacionalidad usando 15 de las principales series macroeconómicas chilenas en el período 1983-1999 en frecuencia trimestral. El estudio no pretende ser un examen exhaustivo de dichas variables, sino proveer una descripción de los problemas de la remoción de estacionalidad y sugerir nuevas evidencias al respecto que podrían ser de utilidad para los modelos macroeconómicos. En este sentido, sería útil realizar un análisis complementario a este estudio con datos mensuales para contar con una perspectiva detallada de la manera cómo la estacionalidad afecta o potencia el análisis económico.

Entre las principales conclusiones se encuentra que, en general, *existe evidencia que señala que para la mayoría de las variables resulta inadecuado la remoción de estacionalidad por los métodos variables mudas, ARIMA X-11 o la variación en x períodos*. Además de la presencia de raíces unitarias anuales, se encuentra que en muchas variables existe evidencia de una raíz unitaria semestral o trimestral. Este es un resultado inédito con implicaciones potencialmente importantes para la modelación económica, pues señala la presencia de ciclos en las frecuencias semestrales y trimestrales que la mayoría de los estudios no considera en forma alguna.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 de este trabajo describe los métodos más populares (y, a la vez, limitados) para modelar los componentes estacionales de una variable económica y para removerlos con el fin de obtener series desestacionalizadas: el método de regresión con variables mudas y la metodología X-11 de promedios móviles. La sección 3 presenta una evaluación de estas metodologías en términos de su capacidad de remover efectivamente la estacionalidad y de las distorsiones que producen en las propiedades estocásticas de las variable. La sección 4 presenta y aplica las metodologías de análisis de estacionalidad estocástica que se concentra en métodos uniecuacionales. La sección 5 recoge las conclusiones.

2. METODOLOGÍAS DE REMOCIÓN DE ESTACIONALIDAD PARA VARIABLES ESTACIONARIAS

En esta sección consideramos las dos principales metodologías de remoción de la estacionalidad que parten de la base que las series son estacionarias: el método de las variables mudas (*dummies*) y la metodología X-11¹. Estas

¹ La metodología de la variación en x-períodos implícitamente supone que la serie es no estacionaria –al menos en el componente estacional– por lo que su descripción se incorpora en la sección 4.2.

son las metodologías más antiguas y, pese a ser aún populares, son limitadas e imponen fuertes restricciones a la naturaleza estocástica de las series y de la estacionalidad.

2.1 Método de regresión

Esta es, probablemente, la manera más simple de remover componentes estacionales. No obstante es la que impone mayores restricciones sobre las características que debe cumplir el fenómeno de estacionalidad. En el método de regresión se utiliza una serie de variables mudas para capturar los efectos estacionales:

$$(1) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_k D_k + \gamma_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde cada variable D_i toma valores 1 en el período que ésta representa (p.e., enero de cada año) y cero en cualquier otro período. El modelo (1) puede ser extendido para incluir otras variables explicativas o un proceso más complejo –aunque estacionario– para el error (p.e., un ARMA).

En la medida en que los coeficientes β_i sean estadísticamente significativos, habrá componentes estacionales. Consecuentemente, la serie desestacionalizada y_t^* se calcula como:

$$(2) \quad y_t^* = y_t - \hat{\beta}_1 D_1 - \dots - \hat{\beta}_k D_k$$

donde $\hat{\beta}_i$ son los parámetros estimados para cada componente estacional que resulten significativos.

Como es evidente, al modelar la estacionalidad de esta manera se asume que el efecto estacional sea determinístico (o constante en valor esperado), es decir, que en cada año el cambio en la variable por razones estacionales sea exactamente el mismo. Ello no es un supuesto adecuado para muchas de las variables económicas debido a que el comportamiento estacional se determina por numerosas y muy heterogéneas fuentes, lo que sugiere que éste sea modelado como una variable aleatoria.

El uso de variables mudas para modelar estacionalidad en un análisis de regresión presenta el problema de inducir correlaciones espurias entre las variables (Abeysinghe, 1994a), en tanto que su uso para predecir variables en modelos de series de tiempo (p.e., ARIMA, VAR) produce predicciones fuera de muestra que son de peor calidad que las que se obtienen de otros métodos (X-11 o la variación en x-períodos), en especial en modelos multivariados (Abeysinghe, 1994b).

No obstante, este método satisface algunas características que son deseables en cualquier método de remoción de estacionalidad: que se preserve el promedio de la serie original, que los componentes estacionales sean ortogonales entre

sí, y que al aplicar el método a la serie desestacionalizada no se obtengan nuevos factores estacionales (idempotencia).

Los resultados de la aplicación de este método a las 15 variables seleccionadas se presentan en el Cuadro 1. El análisis se ha hecho en base a la ecuación 1, la que fue complementada con una tendencia determinística y un proceso AR(1) para controlar la autocorrelación de residuos cuando resultó necesario. Se reportan los resultados solamente de aquellos coeficientes que resultaron significativos al menos al 95%.

Como se puede ver, la mayoría de las variables presenta evidencia de componentes estacionales, en particular en el trimestre I y posiblemente en el IV (representado por la constante). Es notable que el tipo de cambio no muestra evidencia de estacionalidad y que las variables monetarias presenten el mismo patrón estacional en términos nominales y reales. Sin embargo, como se discute en la sección 3, estas regresiones están sujetas a problemas de correlación espuria y mala especificación (en aquellos casos en los cuales el parámetro del AR1 es cercano a 1), cosa que sucede en varias de las variables (p.e., IPC, dinero o desempleo).

CUADRO 1
ESTIMACION DE COMPONENTES ESTACIONALES CON EL
METODO DE VARIABLES MUDAS
1983-1999.3

Variable	Trimestre I	Trimestre II	Trimestre III	Constante	Tendencia	AR1	R ²
PIB real	0.045	0.020	-25.000	12.980	0.018	0.780	0.990
Consumo real	-0.039	-0.039	-0.021	12.570	0.018	0.868	0.996
IPC	-0.008	-0.009	-0.010		0.083	1.016	0.999
Tasa de inflación	-0.019	-0.012	-0.012	0.091	-0.001	0.270	0.604
M1A nominal	0.085	0.055				1.008	0.998
M1A real	0.093	0.064		2.705	0.022	0.743	0.988
M2 nominal	0.026			3.903	0.075	1.038	0.999
M2 real	0.032	0.015		3.460	0.031	0.712	0.998
Tasa int. capt. nom	-0.348		-0.171	1.287	-0.014	0.432	0.556
Tasa int. capt. real	-0.343		-0.170	1.245	-0.013	0.433	0.560
Tasa int. coloc. nom	-0.234		-0.126	1.535	-0.013	0.477	0.660
Tasa int. coloc. real	-0.230		-0.124	1.505	-0.013	0.478	0.660
Tasa de desempleo	0.115	0.085	0.081			0.975	0.928
Términos intercambio				4.780		0.947	0.995
Tipo cambio nominal		-0.021		5.577		0.947	0.995

Nota: todas las variables están en logaritmos, excepto las variables en tasas.

2.2 Método de los promedios móviles

El más conocido de los métodos de promedios móviles es el X-11 (y su versión más moderna, el ARIMA X-12) popularizado por el U.S. Bureau of the Census. El punto de partida de la metodología es el teorema de Wold, que demuestra que cualquier serie de tiempo estacionaria puede ser descompuesta en tres

componentes básicos: una tendencia determinística, un componente estacional y un conjunto de innovaciones (Hamilton, 1994).

En líneas genéricas, la metodología se compone de dos etapas que funcionan de manera independiente. El objetivo de la primera etapa es eliminar de la serie aquellas observaciones *extremas* que, de no ser eliminadas, podrían distorsionar la medición de los componentes estacionales. Para ello, se estima un modelo ARIMA que incluye regresores dicotómicos (*dummies*) para capturar efectos de eventos especiales (feriados, años bisiestos, etc.), observaciones atípicas (*outliers*), cambios de niveles de las series (quiebres), tendencia y un conjunto de variables mudas que operan como estimadores preliminares de la estacionalidad. El modelo ARIMA se escoge de modo tal que satisfaga varios requisitos, entre ellos un bajo error de predicción fuera de muestra, ausencia de correlación y estacionariedad de residuos. Una vez estimado el modelo ARIMA se realizan dos transformaciones a la serie original: (1) se reemplazan los valores extremos por valores filtrados eliminándose la posible distorsión, y (2) se predice un cierto número de períodos (típicamente 2 años) fuera de cada extremo de la muestra y se añaden los valores predichos a la serie original. El objetivo de esto último se describe a continuación.

En la segunda etapa se estiman los componentes estacionales por medio de promedios móviles. En una primera parte, se estima el componente de tendencia de la serie transformada en la etapa anterior utilizando los llamados promedios móviles de Henderson. El promedio móvil de Henderson es un promedio ponderado de manera decreciente de 3, 5, 7, ... observaciones, centrado en la observación, de interés, por lo que consideran valores pasados y futuros. El número de observaciones es frecuentemente seleccionado de modo automático por el programa. En la segunda etapa, se estiman los componentes estacionales de la serie ajustada en la primera etapa a la cual se le han eliminado adicionalmente los componentes de tendencia. El papel que cumplen las observaciones añadidas en la primera etapa es mejorar el cálculo de los componentes estacionales usando promedios móviles en los extremos de la muestra donde la información está truncada.

El procedimiento para datos trimestrales es el siguiente (para datos mensuales el procedimiento es análogo)²:

- Se transforman los datos usando la técnica de Box y Cox (1964).
- Se filtran las series de la siguiente manera:

$$x_t = \frac{[0.5y_{t+2} + y_{t+1} + y_t + y_{t-1} + 0.5y_{t-2}]}{4}$$

² La descripción supone que la estacionalidad es multiplicativa. El método X-11 permite estacionalidad aditiva, cuyo tratamiento es muy similar, sólo que su remoción es del tipo $y_t^* = y_t - s_t$. Una descripción detallada se encuentra en Ladiray y Quenneville (1999).

- Se obtiene la serie: $r_t = \frac{y_t}{x_t}$
- Se calculan los índices estacionales, i , como el promedio de los valores de r estimados para cada trimestre (por ejemplo, para el primer trimestre se usan r_1, r_5, r_9, \dots).
- Se normalizan los índices estacionales para preservar la media de la serie original de la siguiente manera: $s_t = \frac{i_q}{\sqrt{i_1 i_2 i_3 i_4}}$
- Se obtiene la serie desestacionalizada $y_t^* = \frac{y_t}{s_t}$ y se verifica que la modelación es adecuada haciendo tests de especificación y de estacionalidad residual.

Aunque el método ARIMA X-11 es muy popular no está exento de limitaciones. En primer lugar, el método produce en la mayor parte de las aplicaciones prácticas un filtro no lineal, porque en los subfiltros se utilizan promedios de Henderson con distinto número de rezagos determinados de manera endógena en función de la presencia de valores extremos en los datos (Ghysels y Perron, 1993). Ello distorsiona las propiedades dinámicas de las series. Segundo, el filtro induce correlación en datos distantes, producto del uso de promedios móviles de Henderson que no necesariamente existe en las series originales. Tercero, para varias clases de modelos el uso de un ARIMA para la predicción en las puntas de la muestra utilizando variables expresadas en logaritmos produce un sesgo sistemático hacia abajo en las series ajustadas por estacionalidad (Franses, 1997). La magnitud y sentido del sesgo son, desafortunadamente, desconocidos, porque dependen de la estructura particular de cada muestra y modelo. Cuarto, el tratamiento de los componentes irregulares (por ejemplo, Semana Santa que cae en distintos días del mes de abril de cada año) no es necesariamente óptimo en esta metodología, favoreciéndose su remoción por métodos indirectos previos al filtrado de los datos con X-11 (Lee, 1998).

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de aplicar la versión de ARIMA X-11 que contiene el programa econométrico E-Views 3.0 a las 15 series seleccionadas en este trabajo. En todos los casos, el procedimiento encuentra efectos estacionales estadísticamente significativos y marcadamente diferentes de los encontrados en el Cuadro 1. Nótese, por ejemplo, la magnitud del efecto estacional en el caso de las variables monetarias. Otro tanto se verifica en el caso de las tasas de interés –que ahora tienen un componente estacional que llega al 11% en el primer trimestre– y el tipo de cambio nominal que, a diferencia del Cuadro 1, tiene varios componentes estacionales.

CUADRO 2
ESTIMACION DE COMPONENTES ESTACIONALES PROMEDIO
CON EL METODO ARIMA X-11
1983.1 - 1999.3

Variable	Trimestre I	Trimestre II	Trimestre III	Trimestre IV
PIB real	0.033	0.001	-0.036	0.002
Consumo real	-0.015	-0.023	0.019	0.019
IPC	-0.001	-0.002	0.003	0.006
Inflación	0.007	-0.002	0.000	-0.005
M1A nominal	0.042	0.011	-0.034	-0.019
M1A real	0.043	0.013	-0.033	-0.023
M2 nominal	0.007	0.000	-0.005	-0.002
M2 real	0.006	0.001	-0.002	-0.006
Tasa captación nominal	-0.110	-0.030	0.018	0.134
Tasa captación real	-0.107	-0.030	0.019	0.130
Tasa colocación nominal	-0.056	-0.029	-0.014	0.107
Tasa colocación real	-0.053	-0.026	-0.018	0.104
Tasa desempleo	-0.001	0.012	0.021	-0.031
Términos intercambio	-0.009	0.000	0.008	0.000
Tipo de cambio nominal	0.012	-0.006	-0.004	-0.003

3. EFICIENCIA RELATIVA DE LOS MÉTODOS DE DESESTACIONALIZACIÓN

Resulta evidente la importancia que tiene para las decisiones de política económica poder separar aquellos movimientos seculares de las variables económicas de sus componentes estacionales, tanto para interpretar los datos como para evaluar el efecto de las políticas. Ello sugiere la necesidad de comparar la eficiencia y calidad de los métodos de desestacionalización. No obstante, un problema evidente de la evaluación empírica comparada de métodos de desestacionalización es que, como no es posible observar la estacionalidad directamente, dicha comparación debe hacerse de manera indirecta usando técnicas de simulación de Monte Carlo. En ésta se especifica *a priori* una cierta forma de estacionalidad, se crean artificialmente las series incluyendo dichos patrones estacionales, las que después se filtran con distintas técnicas comparando los resultados. Pese a que la evaluación está limitada por la especificación estocástica de las series, por el tamaño de muestra y por las diferentes características del método de simulación empleado, los resultados muestran las principales ventajas y limitaciones de cada método de desestacionalización.

Sims (1974) y Wallis (1976) demuestran que, si la remoción de componentes estacionales en un modelo econométrico ocupa un proceso de filtrado común para todas las series, se mantienen las condiciones de consistencia del modelo expresado en términos de las variables sin ajuste estacional, siempre y cuando no hayan variables endógenas rezagadas. Esta propiedad de invarianza es importante, pues se asegura, por ejemplo, que si la especificación del modelo o las reglas de deci-

sión de los agentes eran óptimas con las series originales, el proceso de desestacionalización no las distorsiona. No obstante, si los métodos de filtrado no son equivalentes entre variables la consistencia no está garantizada.

Ghysels y Perron (1993), por otro lado, demuestran que la conclusión anterior no puede ser extendida a modelos dinámicos en los cuales se incluyen variables endógenas rezagadas. Esta conclusión es de importancia, como veremos en la sección 4, para el análisis de series de tiempo con raíces unitarias y, en general, para todos los modelos macroeconómicos de interés.

Ermini (1998) realiza una evaluación de la calidad del método ARIMA X-11 en presencia de quiebres estructurales. El autor compara qué sucede cuando se analiza la presencia de quiebres en una serie usando tanto datos desestacionalizados como datos sin desestacionalizar. El principal resultado del estudio es que este método de desestacionalización puede inducir al investigador a encontrar evidencia de quiebres estructurales inexistentes. Naturalmente, Ermini es capaz de descubrir este fenómeno, porque dispone de ambas series. No obstante, la implicación que obtiene el autor del trabajo es que es preferible no desestacionalizar los datos cuando se dispone de la serie original.

Ghysels *et al.* (1997) estudian el efecto de los filtros sobre la volatilidad de las series macroeconómicas, en particular sobre modelos de varianza estocástica tipo GARCH. Los autores encuentran que los métodos X-11, aplicados para remover componentes estacionales en la media de las series, son capaces de inducir un patrón estacional artificial en la varianza de las series cuando éste no existe y subestiman el tamaño y persistencia del componente ARCH cuando éste existe³.

Una manera simple de evaluar los métodos de desestacionalización aplicados en la sección anterior a las principales variables macroeconómicas en Chile consiste en: (a) testear si las series desestacionalizadas efectivamente están libres de componentes estacionales, y (b) si otras características de las variables (p.e., la tendencia) no han sido afectadas por el procedimiento. Franses (1997) sugiere realizar los siguientes tests:

$$\text{Test 1: } \quad \text{¿Se removió la estacionalidad?} \quad \Delta y_t^* = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i}^* + \varepsilon_t \quad p=4,8,12$$

$$\text{Test 2: } \quad \text{¿Se mantuvo la tendencia?} \quad \eta_t \equiv y_t - y_t^* \tilde{A} I(0)$$

La lógica del primer test es directa: si la estacionalidad ha sido adecuadamente removida no debiese haber correlaciones estacionales en la serie desestacionalizada. Un test “t” sobre los coeficientes es adecuado. El segundo

³ Un efecto similar se observa en los datos para Chile en algunas series (inflación, tasas de interés, desempleo) para las cuales los datos desestacionalizados exhiben subestimaciones de las varianzas, *skewness* y *kurtosis* de hasta un 20%. Agradezco a uno de los árbitros la sugerencia de verificar esto en los datos de la muestra.

test investiga si las tendencias –posiblemente estocásticas– de ambas series se separan en el tiempo; si ello ocurre significa que el residuo no es estacionario (varianza infinita). Si el proceso de remoción de estacionalidad es “neutro con respecto a la tendencia” el vector de cointegración debiera ser (1,-1). Planteado de esta manera, cualquier test de raíces unitarias para $\eta = y - y^*$ es adecuado.

CUADRO 3
EVALUACION DE LOS METODOS DE DESESTACIONALIZACION

Variable desestacionalizada	Test 1 ¿Hay trazas de estacionalidad?		Test 2 ¿Se afectó la tendencia?	
	Método de var. mudas	Método ARIMA X11	Método de var. mudas	Método ARIMA X11
	PIB real	-	-	-6.83*
Consumo real	4	-	-3.53*	-3.23*
Nivel de precios	4	-	-3.51*	-3.62*
Tasa de inflación	-	4	-4.41*	-1.62
M1A nominal	4	-	-4.94*	-0.79
M1A real	-	-	-4.61*	-2.79*
M2 nominal	8	4,12	-7.07*	4.11*
M2 real	8	8,12	-5.10*	-4.56*
Tasa interés captación nominal	-	4	-4.83*	-3.66*
Tasa interés captación real	4	4,8	-4.29*	-3.21*
Tasa interés colocación nominal	-	4	-4.45*	-2.82*
Tasa interés colocación real	4	4	-4.44*	-1.92
Tasa desempleo	-	4,8	3.92*	-3.17*
Términos intercambio	8	-	-3.98*	-1.36
Tipo de cambio nominal	4	-	-4.80*	-2.26

Nota: (*) rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 95%.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación para las 15 variables de interés. Como se puede ver en la columna 1, cuando se desestacionaliza con variables mudas hay trazas de efectos estacionales en 9 de las 15 variables, lo que implica que este procedimiento de desestacionalización fue inadecuado. Otro tanto sucede cuando se desestacionaliza con ARIMA X-11, pues quedan trazas de estacionalidad residual en 9 de 15 variables. En la columna 2 se presenta el resultado de aplicar el test de Dickey-Fuller a la diferencia entre cada variable y su valor desestacionalizado. Se desprende que, cuando se desestacionaliza con variables mudas, no hay problemas de cambios en tendencia. No obstante, cuando se desestacionaliza con ARIMA-X11 se obtiene que 6 de las 15 variables no cointegran y, por lo tanto, una vez aplicado el método de desestacionalización se distorsionó la tendencia de la serie original⁴.

4 Adicionalmente, estos métodos distorsionan el contenido de información temporal de las series en el sentido que las variables desestacionalizadas anteceden a las series originales, como se deduce del hecho que en 14 de las 15 variables hay evidencia de causalidad a la Granger desde las series filtradas a las originales.

4. ANÁLISIS DE ESTACIONALIDAD CON VARIABLES NO ESTACIONARIAS

Durante los últimos 15 años la econometría de series de tiempo ha sufrido una transformación mayor como resultado del estudio de procesos no estacionarios. El interés en este tipo de proceso –que es el encontrado más comúnmente en series macroeconómicas– es que existe un alto riesgo de que una regresión que contenga una o más variables no estacionarias produzca resultados espurios, es decir, parámetros significativos y modelos con buen ajuste cuando no existe relación alguna entre los datos (Granger and Newbold, 1974). Adicionalmente, la distribución de los parámetros de una regresión de mínimos cuadrados que incluye variables no estacionarias no es asintóticamente normal, por lo que los tests de hipótesis estándares no son válidos (Hamilton, 1994). Por ello, determinar la presencia de raíces unitarias es tan importante en la modelación de series de tiempo.

Para el análisis del fenómeno de estacionalidad en variables no estacionarias resulta pertinente estudiar los siguientes tres problemas:

- ¿Cuál es el efecto de las técnicas estándares de remoción de estacionalidad sobre los tests de raíces unitarias?
- ¿Es posible encontrar raíces unitarias en el componente estacional?
- ¿Cómo se modela un proceso no estacionario en el componente estacional?

4.1. Efecto de los filtros de estacionalidad sobre los tests de raíces unitarias

Si la estacionalidad es determinística, los filtros de remoción no tienen efecto sobre los tests de raíces unitarias. Dickey *et al.* (1984) demuestran que en el test de Dickey y Fuller la distribución del parámetro que verifica la presencia de una raíz unitaria no depende de la remoción de componentes estacionales determinísticos y, por lo tanto, el test continúa siendo válido.

No obstante, cuando la estacionalidad no es determinística los tests de raíces unitarias son fuertemente afectados. Ghysels (1990) demuestra que si se usan datos ajustados por estacionalidad con promedios móviles (incluido el ARIMA X-11), se sobreestima la persistencia de los *shocks* y, por consiguiente, el poder de los tests de raíces unitarias se reduce. Olekalns (1994) extiende este resultado para los casos en que se usan variables mudas o filtros *band-pass* para modelar la estacionalidad.

Por ello, no resulta sorprendente que al aplicar tests de raíces unitarias a datos originales y desestacionalizados de una misma serie se pueda llegar a conclusiones contradictorias. Ghysels (1990) demuestra que es posible que la noción que el PIB de Estados Unidos es no-estacionario se deba al modo como este es desestacionalizado. Lee y Siklos (1995) estudian las 19 principales variables macroeconómicas de Canadá, encontrando que los tests de raíces unitarias entregan conclusiones contrapuestas en 15 de ellas.

El Cuadro 4 revela que en Chile este problema también se verifica. En 6 de las 9 variables que los tests de DF hechos sobre variables originales señalan que son estacionarias, el mismo test hecho con variables desestacionalizadas no rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria. El test PP es algo más robusto a este problema. El método de variables mudas distorsiona menos los tests de raíces unitarias para estas variables. Esto último es razonable que suceda cuando existen tanto componentes estacionales determinísticos como estocásticos en las series; en tal caso, este método captura adecuadamente la estacionalidad determinística, pero ello no elimina el problema de la estacionalidad estocástica remanente.

CUADRO 4
EFECTO DE LA DESESTACIONALIZACION EN TESTS DE RAICES UNITARIAS
1983.1 - 1999.3

Variable	Sin desestacionalizar		Desestacionalizado con variables mudas		Desestacionalizado con ARIMA X-11	
	DF	PP	DF	PP	DF	PP
PIB real	-3.70*	-4.41*	-3.55*	-2.51	-2.73	-1.28
Consumo real	-2.57	-3.19*	-2.45	-2.56	-2.21	-2.37
IPC	-0.19	0.97	0.17	1.32	0.29	1.40
Inflación	-3.50*	-7.76*	-3.58	-7.79	-3.31	-5.36*
M1A nominal	-0.82	-0.67	-0.44	0.24	-0.01	0.57
M1A real	-4.05*	-4.47*	-3.65*	-3.41	-3.40	-3.30
M2 nominal	0.42	0.75	0.78	1.20	1.11	1.57
M2 real	-2.89	-6.85*	-2.96	-6.97*	-3.20	-7.22*
Tasa captación nominal	-3.82*	-5.98*	-3.68*	-5.18*	-3.48	-4.46*
Tasa captación real	-3.84*	-5.96*	-3.70*	-5.17*	-3.50*	-4.45*
Tasa colocación nominal	-3.54*	-5.46*	-3.45	-4.96*	-3.18	-4.27*
Tasa colocación real	-3.56*	-5.43*	-3.46	-4.95*	-3.19	-4.26*
Tasa desempleo	-0.58	-1.18	-0.26	-0.53	-0.34	-0.44
Términos intercambio	-2.41	-1.23	-2.41	-1.23	-2.13	-1.10
Tipo de cambio nominal	-3.61*	-2.44	-3.67*	-2.51	-3.79	-2.61

Nota: (*) rechaza la hipótesis nula de no-estacionariedad al 95%. Valor crítico del test es -3.48.

4.2. Tests de raíces unitarias en el componente estacional

Al igual que en el caso en que existen raíces unitarias en el componente secular de una variable, la presencia de raíces unitarias en el componente estacional es capaz de producir correlación espuria en regresiones que utilizan dichas variables. Abeyasinghe (1991) realiza un análisis de Monte Carlo estudiando el efecto en regresiones de mínimos cuadrados que incluyen variables que por construcción están no correlacionadas, pero cuyos componentes estacionales son no estacionarios. Utilizando 500 replicaciones encuentra que se rechazó la hipótesis nula de no-correlación entre las variables en más del 50% de los casos, pese a que se controló el test con variables mudas estacionales.

Por otro lado, es interesante notar que la metodología de Box-Jenkins de tomar variaciones en x -períodos asume, implícitamente, que la estacionalidad es no-estacionaria. En efecto, es de uso frecuente utilizar datos en variaciones en x -períodos que tienen la siguiente forma genérica:

$$(3) \quad y_t - y_{t-s} = (1 - L^s) y_t$$

donde $s=4$ en el caso trimestral y $s=12$ en el caso mensual. Al tomar la diferencia de orden s en la ecuación (3) se remueve una raíz unitaria en dicha frecuencia. Pero esta diferenciación no es verificada en los datos, sino que es impuesta *ex ante* por el usuario. Naturalmente, si esta restricción no es parte del verdadero proceso que gobierna y_t , aquellas regresiones que usen datos desestacionalizados de esta manera pueden producir correlaciones espurias.

Este tipo de observaciones son las que han llevado, desde mediados de los años 1980, al desarrollo de un gran número de tests de raíces unitarias en el componente estacional. Los tests paramétricos incluyen los de Dickey *et al.* (1984), Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990), Beaulieu y Miron (1993), Canova y Hansen (1995) y Johansen y Schaumburg (1999). Geweke y Porter-Hudak (1983) proponen tests no-paramétricos, mientras que Franses *et al.* (1997) proponen una metodología bayesiana para verificar por raíces unitarias estacionales simultáneamente con cambio de medias estacionales, lo que incrementa el poder de los tests basados en la hipótesis nula de no estacionariedad⁵.

Hylleberg (1995) estudia las diferencias entre los principales tests de raíces unitarias en el componente estacional de frecuencia trimestral: el de Hylleberg *et al.* (1990) –llamado popularmente HEGY– y el de Canova y Hansen, CH. Encuentra que mientras el test HEGY procede de general a particular y verifica como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria, el método CH procede en sentido inverso, de particular a general, y verifica la hipótesis nula de un proceso estacionario con estacionalidad determinística. Debido a su distinta naturaleza, los tests presentan distinto poder y son sensibles a la verdadera –pero desconocida– naturaleza del proceso estocástico de las series. En particular, los resultados del test CH son sensibles al hecho que la variable de interés no sea estacionaria. Además, el poder del test HEGY resulta incrementado si se le añade un rezago de la variable endógena, en tanto el test CH rechaza la presencia de raíces unitarias excesivamente si tal rezago es añadido. Por ello, se utilizará de preferencia el test HEGY para caracterizar las principales variables de la economía chilena.

Algunos autores han señalado la debilidad de los tests paramétricos tipo HEGY en presencia de residuos con estructuras MA (Aroca y Urga, 1998), lo que nos obliga a ser cautelosos en la interpretación de los resultados. No obstante, Hylleberg (1995) demuestra que el test HEGY no es muy sensible a la presencia de

⁵ Aroca y Ribeiro (1998) presentan una revisión de los principales métodos paramétricos uniecuacionales. El número de enero-febrero de 1993 del *Journal of Econometrics* es un volumen especial dedicado al problema de estacionalidad en modelos econométricos.

componentes MA para discernir la presencia de raíces unitarias en la frecuencia cero. Para el caso de las raíces unitarias en frecuencias semianuales, el test pierde poder si se usan pocos rezagos en la estimación. No obstante, si se usan al menos cinco rezagos, el test pierde poder sólo marginalmente.

En esta sección describimos en detalle el test de HEGY que se usará en la sección empírica. La metodología es muy novedosa, pues los autores proponen que en vez de tratar la estacionalidad como es habitual tomando diferencias entre períodos equivalentes –es decir $(1 - L^4)y_t$, en el caso trimestral– se descomponga la serie de la siguiente manera:⁶

$$(4) \quad (1 - L^4) = (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL)$$

La ventaja de descomponer de esta manera el problema es que el test se vuelve muy general y se pueden validar simultáneamente varias hipótesis. Consideremos las posibles soluciones de una generalización de la ecuación (4):

$$(5) \quad (1 - \alpha_1 L)(1 + \alpha_2 L)(1 - \alpha_3 iL)(1 + \alpha_4 iL)$$

donde $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 1$ es equivalente a tener $(1 - L^4)y_t$. Esta descomposición es flexible, pues considera las siguientes alternativas de estructura estocástica en una serie:

- (1) si $\alpha_1 = 1$, la variable tiene una raíz unitaria no estacional
- (2) si $\alpha_2 = 1$, entonces la variable tiene una raíz unitaria en frecuencia semianual
- (3) si $\alpha_3 = 1$ o $\alpha_4 = 1$, entonces la variable tiene una raíz unitaria en frecuencia trimestral

Es posible demostrar que en la vecindad de $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 1$, ecuación (5) es equivalente a la siguiente expresión:

$$(6) \quad (1 - L^4) - (\alpha_1 - 1)L(1 + L + L^2 + L^3) + (\alpha_2 - 1)L(1 - L + L^2 - L^3) \\ - (\alpha_3 - 1)(1 - L^2)(1 + iL)iL + (\alpha_4 - 1)iL(1 - L^2)(1 - iL)$$

⁶ Beaulieu y Miron (1993) presentan una expresión equivalente para datos mensuales.

Definiendo $\gamma_i = \alpha_i - 1$ y aplicando (6) a y_t se obtiene la siguiente igualdad que forma la base del test de HEGY:

$$(7) \quad (1-L^4)y_t = \gamma_1(1+L+L^2+L^3)y_{t-1} + \gamma_2(1-L+L^2-L^3)y_{t-1} + (1-L^2)(\gamma_5-\gamma_6L)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde $\gamma_5 = (\gamma_3 - \gamma_4)i$ y $\gamma_6 = (\gamma_3 + \gamma_4)$

Para implementar el test, se procede a definir las siguientes variables auxiliares:

$$(8) \quad \begin{aligned} y_{1t} &= (1-L+L^2-L^3)y_{t-1} = y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} \\ y_{2t} &= (1-L+L^2-L^3)y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4} \\ y_{3t} &= y_{t-1} - y_{t-3} \end{aligned}$$

Finalmente se estima la siguiente regresión por mínimos cuadrados ordinarios:

$$(9) \quad (1-L^4)y_t = \gamma_1 y_{1t-1} - \gamma_2 y_{2t-1} + \gamma_5 y_{3t-1} - \gamma_6 y_{3t-2} + \varepsilon_t$$

donde las siguientes preguntas de interés pueden ser verificadas directamente: (1) si no se puede rechazar la hipótesis nula que $\gamma_1 = 0$, entonces hay una raíz unitaria no estacional en y_t ; (2) si no se puede rechazar la hipótesis nula de que $\gamma_2 = 0$, entonces hay una raíz unitaria en frecuencia semestral (bianual) en y_t ; (3) si no se puede rechazar la hipótesis nula de que $\gamma_5 = \gamma_6 = 0$, entonces hay una raíz unitaria estacional en y_t . Nótese que el test está estructurado alrededor de hipótesis nulas de no estacionariedad.

Este modelo puede ser extendido para acomodar una hipótesis alternativa más rica que la que hemos considerado implícitamente hasta el momento (es decir, que y_t es ruido blanco). De manera equivalente a cómo se extiende el test de Dickey-Fuller se pueden incluir un intercepto, una tendencia determinística y estacionalidad determinística de la siguiente manera:

$$(10) \quad (1-L^4)y_t = \gamma_1 y_{1t-1} - \gamma_2 y_{2t-1} + \gamma_5 y_{3t-1} - \gamma_6 y_{3t-2} + \gamma_0 + \beta_t + \theta_1 D_1 + \theta_2 D_2 + \theta_3 D_3 + \varepsilon_t$$

La ecuación 10 puede ser estimada con mínimos cuadrados ordinarios, pero los tests de hipótesis no tienen la distribución estándar normal, sino una

distribución particular tabulada por Hylleberg *et al.* (1990) que depende de la presencia de regresores de intercepto, tendencia determinística o estacionalidad determinística.

4.3 Aplicación del test HEGY a datos chilenos

Se aplicó el test HEGY a las 15 principales variables macroeconómicas chilenas. Los resultados, que son poco sensibles a la especificación de la hipótesis alternativa (con o sin tendencia, con o sin variables mudas estacionales, controlando por autocorrelación de residuos), se presentan en el Cuadro 5 y se resumen de manera sintética en las siguientes conclusiones:

- (1) En general, no existe evidencia que sustente la práctica de remover la estacionalidad por un único método cuando se trabaja con varias series macroeconómicas. Las variables presentan muy diferentes estructuras estacionales que invalidan una metodología única.
- (2) En la mayor parte de las variables no se puede rechazar la hipótesis nula de que exista una raíz unitaria en el componente no estacional. Este resultado es el estándar que se encuentra en la mayoría de los trabajos que utilizan tests de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller en variables sin desestacionalizar.
- (3) En muchas variables hay evidencia de que existe una raíz unitaria semestral (bianual). Este es un resultado inédito con implicaciones potencialmente interesantes para la modelación, pues señala la presencia de ciclos semestrales –diferentes de aquellos estacionales– que la mayoría de los modelos no considera en forma alguna.
- (4) En más de la mitad de las variables existe evidencia de que la estacionalidad no es estacionaria. Este es un resultado interesante, porque sugiere que la remoción de componentes estacionales con métodos tipo ARIMA X-11 o variables mudas es inadecuada y puede haber inducido los problemas de especificación y distorsión de la dinámica discutidos más arriba⁷.
- (5) En consecuencia, sería importante evaluar en qué medida controlar adecuadamente la estacionalidad en los modelos econométricos afecta la modelación de la dinámica temporal de las variables económicas.

⁷ Desde un punto de vista económico, resulta sorprendente que las tasas de interés sean no estacionarias, pues la mayoría de los modelos analíticos sugieren que éstas debieran ser $I(0)$. La evidencia para Chile, sin embargo, no rechaza sistemáticamente la hipótesis de integración. Chumacero (2000) desarrolla nuevos tests en la dirección de condicionar adecuadamente los resultados econométricos a la teoría económica.

Adicionalmente, la presencia de estas raíces unitarias estacionales sugieren posibles problemas de correlación espuria en los modelos estimados⁸.

- (6) Para aquellas variables que no tienen estacionalidad integrada, resalta el hecho de que el tipo de cambio no tenga estacionalidad determinística.

CUADRO 5
TEST HEGY PARA LAS PRINCIPALES VARIABLES MACROECONOMICAS
1983.1 - 1999.3

Variable	¿Es la variable no estacionaria en su componente?			¿Hay estacionalidad determinística?
	¿anual?	¿semestral?	¿estacional?	
PIB real	sí	sí	sí	-
Consumo real	sí	sí	no	sí
IPC	sí	no	no	sí
Inflación	sí	sí	sí	-
M1A nominal	sí	no	sí	-
M1A real	sí	no	sí	-
M2 nominal	sí	no	no	no
M2 real	no	no	no	sí
Tasa captación nom.	sí	sí	sí	-
Tasa captación real	sí	no	no	sí
Tasa colocación nom.	sí	sí	sí	-
Tasa colocación real	sí	no	no	sí
Tasa desempleo	sí	sí	sí	-
Términos intercambio	sí	sí	sí	-
Tipo de cambio nom.	sí	no	no	no
Tipo de cambio real	sí	no	no	no

5. CONCLUSIONES

El tema de la estacionalidad de las variables económicas no ha sido estudiado en profundidad por los economistas. Analíticamente, existen pocos modelos capaces de justificar la presencia de estacionalidad en series de tiempo. Empíricamente, es frecuente considerar que la estacionalidad no es más que un ruido molesto que debe ser retirado de las series antes de proceder a su análisis.

⁸ Soto y Tapia (2000) encuentran que los problemas de inestabilidad de la demanda de dinero en Chile en el período 1977-2000 son causados por el uso inadecuado de métodos de desestacionalización y por la exclusión de vectores de cointegración estacional de las estimaciones.

Este trabajo presenta una revisión crítica de las prácticas comunes de desestacionalización a la luz de la literatura moderna sobre ajustes estacionales (ARIMA X-11, método de variables mudas y diferencias con respecto al año anterior). Tanto desde un punto de vista analítico como empírico, para el caso chileno, se demuestra que dichos métodos de ajuste estacional no pueden ser considerados una simplificación inocente de los datos sin pérdida de información ni para la interpretación de los datos económicos ni para los modelos de regresión. De hecho, ellos pueden distorsionar de manera importante nuestra visión sobre la evolución dinámica de la economía y, en particular, el impacto que tienen los instrumentos de políticas.

El estudio ilustra los problemas del análisis de estacionalidad usando quince de las principales series macroeconómicas chilenas en el período 1983-1999 en frecuencia trimestral. Utilizando herramientas de la literatura moderna de estacionalidad se obtienen importantes elementos de juicio para comprender y modelar de mejor modo la evolución de las variables macroeconómicas. Entre los principales resultados empíricos se obtuvo que, en general, no existe evidencia que sustente la remoción de estacionalidad por el método de variación en x períodos. De hecho, en muchas variables existe evidencia de que hay una raíz unitaria semestral o trimestral. Este es un resultado inédito con implicaciones potencialmente complejas para la modelación, pues señala la presencia de ciclos semestrales y estacionales que la mayoría de los modelos actualmente en uso no considera en forma alguna. La existencia de estas raíces unitarias puede causar tanto inestabilidad en los parámetros de dichos modelos como correlaciones espurias.

Adicionalmente, la existencia de raíces unitarias estacionales sugiere que la remoción de componentes estacionales con métodos tipo ARIMA X-11 es inadecuada y puede haber inducido una correlación en datos distantes que no necesariamente existe en las series originales. A su vez, ello puede llevar a sobredimensionar la estructura dinámica de los modelos induciendo mayor lentitud y longitud en las respuestas a los *shocks*.

REFERENCIAS

- Abeyasinghe, T. (1991), Inappropriate use of seasonal dummies in regression, *Economics Letters* (36)2, pp. 175-179.
- Abeyasinghe, T. (1994a), Deterministic seasonal models and spurious regressions, *Journal of Econometrics* (61)2 (1994), pp. 259-272.
- Abeyasinghe, T. (1994b), Forecasting performance of seasonal-dummy models relative to some alternatives, *Economics Letters* (44) 4, pp. 365-370.
- Aroca, P. y E. Ribeiro (1998), Testing for seasonal unit-roots: a survey with extensions, mimeo, Depto. Economía, Universidad Católica del Norte.
- Aroca, P. y G. Urga (1998), Hausman Tests for seasonal unit-roots in presence of MA(1) errors, Discussion Paper N° DP-22-98, Center for Economic Forecasting, London Business School.
- Beaulieu, J.J. y J.A. Miron (1993), Seasonal unit roots in aggregate U.S. data, *Journal of Econometrics*, 55, 291-320.
- Beaulieu, J.J. y J.A. Miron (1995), What have macroeconomists learned about business cycles from the study of seasonal cycles?, NBER Working Papers N° 5258.
- Box, G. y D. Cox (1964), An Analysis of Transformations, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, pp. 211-264.
- Canova, F. y B. Hansen (1995), Are seasonal patterns constant over time? A test for seasonal stability, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 13, 237-252.
- Chumacero, R. (2000), Testing unit roots with economics. Documento de Trabajo del Banco Central de Chile N° 103.
- Dickey, D. A., Hasza, D. P., y W. A. Fuller (1984), Testing for unit roots in seasonal time series, *Journal of the American Statistical Association*, 79, 355-367.
- Ermini, L. (1998), A Tale of Three Seasonal Adjustment Procedures: the Case of Sweden's GDP, mimeo, Stockholm School of Economics.
- Franses, Ph.H.B.F. (1997), Are Many Current Seasonally Adjusted Data Downward Biased? Discussion Paper, EUR-FEW-EI-97-17/A, Erasmus University at Rotterdam.
- Franses, Ph.H.B.F., Hans, H. Hoek, R. Paap (1997), Bayesian analysis of seasonal unit roots and seasonal mean shifts, *J. Econometrics* (78)2 pp. 359-380.
- Geweke, J. y Porter-Hudak, S. (1983), The estimation and application of long memory time series models, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 4, pp. 221-238.
- Ghysels, E. (1990), Unit-root tests and the statistical pitfalls of seasonal adjustment: the case of U.S. postwar real gross national product, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 145-152
- Ghysels, E. y P. Perron (1993), The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root, *Journal of Econometrics* (55)1-2. pp. 57-98
- Ghysels E., C.W.J. Granger y P.L. Siklos (1997), Seasonal Adjustment and Volatility Dynamics, mimeo.
- Granger C.W.J. y P. Newbold (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, vol. 2, N° 2, pp. 111-120.
- Guardia, A. y E. Pérez (1991), La desestacionalización del Índice de Precios al Consumidor, *Estadística y Economía*, N° 3, pp. 1-26.

- Guardia, A. y E. Pérez (1992), De la desestacionalización parcial a la desestacionalización global del Índice de Precios al Consumidor, *Estadística y Economía*, N° 4, pp. 21-40.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton, NJ.
- Hansen, L.P. y T. Sargent (1993), Seasonality and approximation errors in rational expectations models, *Journal of Econometrics* (55)1-2, pp. 21-56.
- Hylleberg, S. (1992), *Modelling Seasonality*. Oxford: Oxford University Press.
- Hylleberg, S. (1995), Tests for seasonal unit roots: General to specific or specific to general? *Journal of Econometrics* (69)1, pp. 5-25.
- Hylleberg, S., R. Engle, C.W.J. Granger y B.S. Yoo (1990), Seasonal integration and cointegration, *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Johansen, S. y E. Schaumburg (1999), Likelihood analysis of seasonal cointegration, *Journal of Econometrics* (88)2, pp. 301-339.
- Ladiray, D. y B. Quenneville (1999), Understanding the X-11 Method: The Various Tables, mimeo, Time Series Research and Analysis Centre, Canada.
- Lee, G. (1998), X-12 ARIMA Seasonal Adjustment in Korean Economic Time Series, *The Bank of Korea Economic Papers*, vol. 1, N° 2, September.
- Lee, H.S. y P.L. Siklos (1995), A note on the critical values for the maximum likelihood (seasonal) cointegration tests, *Economics Letters* (49)2, pp. 137-145.
- Marshall, P. (2000), El Modelo ARIMA X-12: Aplicaciones a la Economía Chilena, mimeo, Banco Central.
- Marshall, P. y E. Pérez (1991), Ajuste Estacional en Series de Tiempo. *Estadística y Economía*, N° 3, pp. 27-48.
- Olekalns, N. (1994), Testing for unit roots in seasonally adjusted data, *Economics Letters* (45)3, pp. 273-279.
- Sims, C.A. (1974), Seasonality in regression, *Journal of the American Statistical Association*, 69, 618-627.
- Sims, C.A. (1993), Rational expectations modeling with seasonally adjusted data, *Journal of Econometrics* (55)1-2, pp. 9-20.
- Soto, R. y M. Tapia (2000), Cointegración Estacional en la Demanda de Dinero, *Economía Chilena*, 3:57-72.
- Wallis, K.F. (1976), Seasonal adjustment and multiple time series, in: *Seasonal Analysis of Economic Time Series* (Economic Research Report ER-1, Bureau of the Census: Washington, D.C.) 347-357.