



Estimación del Parámetro de Suavizamiento del Filtro Hodrick- Prescott para el IMAE Regional

Eduardo Espinoza V¹
eespinoza@secmca.org

Introducción

La presente investigación pretende realizar una estimación eficiente del parámetro de suavizamiento (λ) utilizado por el filtro de Hodrick y Prescott (HP) para la serie del Índice Mensual de Actividad Económica Regional (IMAER)². Las bondades de dicho filtro para la extracción de señales de una serie de tiempo radican en que permite generar la tendencia de largo plazo, libre de los factores cíclicos, estacionales o irregulares de una variable económica. En el caso particular, reviste gran importancia la estimación del parámetro λ para la serie del IMAER con el fin, no sólo de aproximar la evolución de su tendencia de largo plazo, sino también validar el uso de dicho parámetro para la extracción de la tendencia en otras variables regionales con periodicidad mensual.

De esta manera, se dedicarán las primeras líneas del presente documento a revisar brevemente el fundamento teórico del filtro HP para posteriormente esbozar la metodología seleccionada para la aproximación del parámetro λ . Una vez presentada la base teórica, se procederá a la aplicación de la metodología propuesta con el fin de determinar el valor del λ óptimo.

El Filtro Hodrick-Prescott

Inicialmente (Hodrick & Prescott, 1980) parten del supuesto de que toda serie de tiempo se forma por la suma de dos factores: el componente tendencial (g_t) y el componente cíclico (c_t), es decir, siendo y_t una serie de tiempo tenemos que:

$$y_t = g_t + c_t \quad \text{donde } t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1)$$

Ante esto, la extracción del componente tendencial se reduce a la solución del siguiente problema:

¹ Consultor de la SECMCA. Las opiniones y comentarios expresados son de responsabilidad exclusiva del autor y no representan la posición oficial de la institución para la que labora. El autor agradece la colaboración brindada por Sandra Hernández a la hora de realizar el documento así como los comentarios y observaciones hechas por Manuel Iraheta y Carlos Blanco.

² La Región incluye a Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras y Nicaragua. República Dominicana no divulga un Índice Mensual de Actividad Económica.



$$\min_{\{g_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right\} \quad (2)$$

Según (Hodrick & Prescott, 1980) el primer componente de (2) corresponde a las diferencias entre la serie original y la tendencia³ mientras el segundo componente, que se multiplica por λ es la medida de suavizamiento de la serie, elevando al cuadrado la aceleración⁴ de la tendencia. El parámetro en estudio sirve como factor de penalización de la variabilidad en la tendencia y, con esto, si $\lambda \rightarrow 0$ el componente tendencial será igual a la serie original (y_t), mientras que si $\lambda \rightarrow \infty$ la tendencia se convertirá en una serie completamente lineal.

Tal y como apuntan (Hodrick & Prescott, 1980) si se cumple que:

$$c_t \sim N(0, \sigma_1^2)$$

$$(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1}) \sim N(0, \sigma_2^2)$$

Decimos que la solución al problema (2) correspondería al valor esperado de g_t dadas las observaciones si y solo si $\lambda = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$.

En la mayoría de paquetes estadísticos y econométricos el filtro HP viene acompañado por los parámetros “default”, que son valores inicialmente recomendados por (Hodrick & Prescott, 1980). En el caso de variables mensuales dicho parámetro es igual 14400; en el caso de variables trimestrales dicho parámetro es 1600, la premisa para definir el valor óptimo del parámetro es:

“Our prior view is that a 5 percent cyclical component is moderately large, as is a one-eighth of 1 percent change in the growth rate in a quarter. This led us to select $\sqrt{\lambda} = \frac{5}{1/8} = 40$ or $\lambda = 1600$ as a value for the smoothing parameter”. (Hodrick & Prescott, 1980).

Las Reglas de Marcat & Ravn

En una revisión del filtro HP, (Marcat & Ravn, 2003) critican la utilización del parámetro 1600 para la estimación de la tendencia en series de tiempo trimestrales de otros países, argumentando que si bien el parámetro puede ser *razonable* para el caso estadounidense no lo será para el resto de países; esto, por cuanto las propiedades del ciclo económico variarán

³ De la ecuación (1) es deducible que $y_t - g_t = c_t$.

⁴ Las variables se supone están expresadas en logaritmo natural.



de un país a otro. Además argumentan que dicho parámetro recomendado no será eficiente para generar la tendencia en otros países en los cuales el componente cíclico⁵ muestre problemas de autocorrelación, en dichos casos, no son comparables las series generadas entre los países⁶. La metodología de (Marcet & Ravn, 2003) trata de definir de manera endógena un parámetro λ capaz de conservar las propiedades del filtro HP y reproduciendo series de tendencia comparables entre varios países⁷. Para esto, los autores diseñaron dos restricciones a seguir en el afán de encontrar el λ adecuado.

Regla 1

Bajo esta primera regla se dice que la identificación del valor λ óptimo parte de la solución al siguiente problema de minimización:

$$\min_{\{g_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T [y_t - g_t]^2 \right\}$$
$$s. a.: \frac{\sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2}{\sum_{t=1}^T [y_t - g_t]^2} \leq V \quad (3)$$

Donde V representa un “target value” para la variabilidad de la aceleración de la tendencia relativa con el componente cíclico. El objetivo según (Marcet & Ravn, 2003) es dar solución a la restricción mostrada en (3) a lo largo de los países, tomando como cota de referencia el coeficiente V inherente al ciclo y tendencia generados por el filtro HP utilizando el λ recomendado por (Hodrick & Prescott, 1980) para el caso de Estados Unidos. En otras palabras dado un valor específico de λ generamos una función tal que:

$$F(\lambda) = \frac{\sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1}(\lambda) - g_t(\lambda)) - (g_t(\lambda) - g_{t-1}(\lambda))]^2}{\sum_{t=1}^T [y_t - g_t(\lambda)]^2} \quad (4)$$

⁵ Generado con los valores recomendado por Hodrick y Prescott.

⁶ Según (Marcet & Ravn, 2003) este tipo de problemas son muy comunes. Un ejercicio interesante fue el realizado por (Segura & Vásquez, 2011) quienes en un trabajo similar al presentado, demuestran que los valores sugeridos por Hodrick y Prescott no son ideales para el caso de Costa Rica debido a que no son comparables con el ciclo estadounidense.

⁷ Una crítica interesante de la metodología propuesta es la realizada por (du Toit, 2008) quien argumenta que dicha metodología no se detiene a revisar el valor sugerido por HP y realiza sus aproximaciones tomándolo como un valor idóneo.



De esta manera el objetivo final sería encontrar mediante algún método iterativo un λ^{Regla1} tal que $F(\lambda^{Regla1}) = V = V^{USA8}$.

Regla 2

Siguiendo la misma metodología de la *Regla 1* (Marcet & Ravn, 2003) recomiendan otra restricción de variabilidad:

$$\frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \leq W \quad (5)$$

Para la restricción (5) se optimiza el valor λ bajo el mismo mecanismo iterativo buscando igualarlo a la cota de referencia (Estados Unidos).

Como es fácil apreciar la diferencia fundamental entre ambas reglas es que en (5) se acepta una misma variabilidad en la aceleración de la tendencia a lo largo de los países mientras que en (4) se asume la posible existencia de diferente variabilidad especialmente en países cuyo componente cíclico es más volátil. La elección entre la *Regla 1* y la *Regla 2* se analizará en el siguiente apartado.

Estimación del Parámetro λ para el IMAER

En la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA) se ha utilizado para la filtración del IMAER un valor de $\lambda = 5000$, mismo que logra poner a la variación porcentual del IMAE en una frecuencia similar a la del ciclo de crecimiento del PIB de los países en su conjunto. Ello, en razón de que el IMAE es un indicador del PIB, particularmente de la demanda agregada efectiva, variable de interés para las autoridades monetarias en su afán de controlar presiones inflacionarias causadas por diferencia en los niveles de demanda y PIB potencial. En un ejercicio mostrado en (Consejo Monetario Centroamericano, 2004) se menciona que en cada país dicho parámetro es generado por *experimentación numérica* realizando pruebas en los rangos de la variación anualizada de una serie de tendencia-ciclo del IMAE filtrado con HP y del crecimiento interanual del PIB en términos reales para una serie de al menos 10 años. El criterio técnico utilizado es minimizar la diferencia en las frecuencias de los ciclos de crecimiento de ambas series (picos y depresiones), suspendiéndose la experimentación numérica cuando la diferencia en valor absoluto es de alrededor de un milésimo⁹.

A efectos de concretar la metodología sugerida por (Marcet & Ravn, 2003), se utilizaron las series de tiempo del IMAER para Centroamérica y el Índice de Producción Industrial (IPI) de los

⁸ Donde V^{USA} representa la cota de variabilidad de referencia (Estados Unidos).

⁹ En el presente trabajo, lejos de revisar la metodología utilizada hasta el presente se procura indagar sobre una nueva metodología más rigurosa cuyo resultado concuerde con el criterio técnico de la SECMCA.



Estados Unidos como indicador de referencia. Las series trabajadas están acotadas entre enero de 1994 y julio de 2011 para un total de 211 observaciones. En el caso particular del IMAER es necesario mencionar que dicho indicador corresponde a un índice ponderado de los diversos IMAE¹⁰ publicados por los bancos centrales de la región. Dicha serie a su vez se trabajó únicamente con los componentes de tendencia y ciclo, obtenido con un modelo ARIMA de líneas aéreas (RSA=2) en Tramo Seats (TSW). En el caso del IPI se aplicó un tratamiento similar utilizando un modelo ARIMA elegido automáticamente por TSW (RSA=4)¹¹. Las iteraciones para encontrar el parámetro λ bajo las reglas de (Marcet & Ravn, 2003) se realizaron mediante una rutina programada en Eviews. La siguiente tabla resume los valores de los coeficientes V y W para ambas series:

Tabla 1

IPI	IMAER	Diferencia
V 3.53E-05	V 4.24E-05	-7.17E-06
W 1.53E-08	W 4.04E-09	1.13E-08

Fuente: Elaboración propia con datos de la SECMCA.

Como se observa, la utilización del parámetro generalmente aceptado para la economía estadounidense genera coeficientes distintos bajo ambas metodologías. Además es necesario destacar que el ciclo del IMAER generado presenta autocorrelación¹² con lo cual los ciclos generados por un $\lambda = 14400$ no son comparables. La diferencia en los coeficientes V y W de las reglas de (Marcet & Ravn, 2003) indicaron la necesidad de ajustar diferentes valores del parámetro hasta alcanzar que el diferencial entre los coeficientes fuese igual a cero. Realizado esto, la *Tabla 2* muestra los valores λ óptimos bajo las dos reglas para el caso del IMAER:

Tabla 2

Metodología	Parámetro λ
<i>Regla 1</i>	16522
<i>Regla 2</i>	2121

Fuente: Elaboración propia con datos de la SECMCA.

Nótese como bajo la *Regla 1* el parámetro de suavizamiento del filtro HP tiende a ser cercano al inicialmente planteado por los diseñadores del filtro. Como es fácil notar los resultados en términos de la serie filtrada discrepan notablemente, así, bajo la *Regla 2* se esperaría que los

¹⁰ En el caso de El Salvador se toma como referencia el Índice de Volumen de Actividad Económica (IVAE).

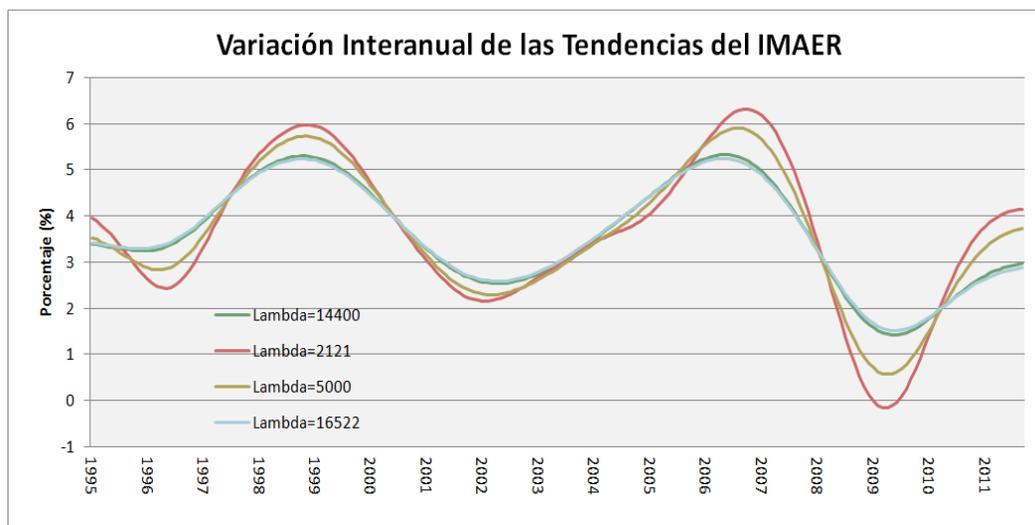
¹¹ El modelo es un ARIMA (3,1,0) (0,1,1).

¹² Para comprobar esto se realizaron la Prueba de Gery y el análisis del correlograma de Eviews. Para mayor detalle ver el Anexo 1.



cambios o aceleraciones en la tendencia de largo plazo del IMAEC sean más acentuados a lo largo del tiempo en comparación con los del parámetro estimado bajo la *Regla 1*. De hecho, a modo de comparación, se generaron las tendencias utilizando cuatro parámetros para el filtro: los estimados según la metodología utilizada ($\lambda = 2121$ y 16552), el parámetro “*default*” de *Eviews* para series mensuales ($\lambda = 14400$), y el parámetro anteriormente utilizado por la SECMCA para investigaciones y tratamiento del IMAER ($\lambda = 5000$). Como se observa en la *Ilustración 1* el parámetro estimado bajo la *Regla 2* genera una tendencia menos suavizada en comparación con el resto de parámetros. De hecho retomando lo sucedido en la reciente crisis económica podemos ver como la tendencia generada con $\lambda = 2121$ muestra una caída significativa hacia finales del año 2008 y principios del 2009.

Ilustración 1



Fuente: Elaboración propia con datos de la SECMCA.

Como lo muestra el gráfico anterior, la variación interanual de la tendencia en diciembre del año 2008 fue de 1.75% utilizando el $\lambda = 16522$; 1.65% utilizando el $\lambda = 14400$, 0.81% utilizando el $\lambda = 5000$ y 0.12% utilizando el $\lambda = 2121$. Además el valor de λ obtenido mediante la *Regla 2* ($\lambda = 2121$) es el único que durante 2009 presentó variaciones interanuales negativas.

Por otro lado es importante notar que, conforme se elige un parámetro menor, la prolongación de las aceleraciones de la $T(1,12)$ tienden a ser menores; esto tiene su explicación en gran



medida porque el parámetro estimado con la *Regla 2* tiende a suavizar menos la serie del IMAER¹³.

Las diferencias entre un parámetro y otro son evidentemente importantes, sin embargo el trasfondo de la presente revisión requiere necesariamente optar por la utilización de un único parámetro λ . Tal y como se apuntó anteriormente, la *Regla 2* de (Marcet & Ravn, 2003) parte del supuesto de que la variabilidad en las tendencias de los países son aproximadamente iguales; por otra parte, la *Regla 1* asume como probable que algunos países cuyo componente cíclico es más volátil tengan a su vez diferentes niveles de variabilidad en sus tendencias. A efectos de corroborar el cumplimiento de tales restricciones se presenta la *Tabla 3*:

Tabla 3

Variabilidad en la Aceleración de la Tendencia	
Serie de Tiempo	Desviación Estándar
IMAER (Regla 1)	0.07
IMAER (Regla 2)	0.14
IPI	0.14

Fuente: Elaboración propia con datos de la SECMCA.

Como se observa, los parámetros estimados bajo la metodología propuesta concuerdan perfectamente con los supuestos planteados por (Marcet & Ravn, 2003). De esta manera acogiéndose a la *Regla 1* la tendencia generada para el IMAER tendría una variabilidad en su aceleración menor (0.07 p.p) a la generada por la tendencia del IPI. En el caso particular de la *Regla 2* el parámetro estimado genera una variabilidad igual a la observada en el caso del IPI de Estados Unidos (0.14 p.p).

En la región centroamericana es clara la existencia de una fuerte correlación¹⁴ con la economía norteamericana. Tal y como lo plantea (Iraheta, 2008) existen cuatro principales canales de transmisión del ciclo estadounidense hacia el ciclo de la región, siendo estos el canal de las remesas, materias primas, comercio y financiero. Pese a ello la evidencia econométrica evaluada por (Iraheta, 2008) destaca la existencia de una desincronización contemporánea del ciclo de Centroamérica con el ciclo de los Estados Unidos, significando esto que el ciclo económico de los países de la región puede responder varios trimestres después a un shock en

¹³ Ver Anexo 2.

¹⁴ Según los datos analizados, para el período entre enero de 1994 y julio del 2011 la correlación de los crecimientos interanual del IMAEC y el IPI (ambos en tendencia-ciclo) fue de 0.73.



la actividad productiva de los Estados Unidos¹⁵. Este desfase en las series, así como las marcadas diferencia entre las economías, nos permiten establecer como conveniente asumir el supuesto de la *Regla 1* de (Marcet & Ravn, 2003) bajo el cual el ciclo del IPI resultará ser más volátil y por ende descartamos la existencia de igualdad en la volatilidad de la aceleración del componente tendencial. Además (Iraheta, 2008) destaca el hecho de que las economías centroamericanas han mostrado mayor resistencia a la pasada recesión de Estados Unidos, esto motivado en parte por la diversificación de los destinos de exportación hacia otros mercados y la creciente importancia de la demanda interna en dichas economías. De esta manera, las aceleraciones (desaceleraciones) del ciclo económico estadounidense así como su tendencia de largo de plazo oscilarán en intervalos diferentes a los observados para el caso particular de la región centroamericana.

Curiosamente al seleccionarse el $\lambda = 16522$ se nota un mejor ajuste del componente cíclico del IMAER con el componente cíclico del IPI (siendo este el ciclo de referencia del presente estudio). Al cuantificar dicho ajuste se observó que tanto el Error Cuadrático Medio (ECM) como el Error Absoluto Medio (EAM) son menores en comparación con el ciclo generado asumiendo un $\lambda = 2121$ ¹⁶.

Finalmente, una vez acogido el valor de $\lambda = 16522$ como el idóneo para el IMAER, se presenta a continuación una comparación entre la bondad de ajuste de las tasas centradas de crecimiento interanual¹⁷ y la tasa T(6,6)¹⁸ de la tendencia de largo plazo con los crecimientos anuales del PIB, utilizando en un primer caso el nuevo parámetro optimizado por la metodología de (Marcet & Ravn, 2003) y en segundo lugar el parámetro usualmente utilizado para investigaciones y estudios de la SECMCA ($\lambda = 5000$). Como lo muestra la *Tabla 4* en el caso de la comparación de la variación interanual centrada del IMAER con los crecimientos anuales del PIB tanto el ECM como el EAM denotan que la serie generada con $\lambda = 16522$ muestra un mejor ajuste con el fenómeno del PIB en comparación con el valor de $\lambda = 5000$. Al realizar la comparación con la tasa T(6,6) del IMAER y los crecimientos anuales del PIB el ajuste

¹⁵ Como se muestra en el *Anexo 3* la respuesta ante una innovación de ± 2 desviaciones estándar en el ciclo estadounidense tiende a prologarse en el tiempo de manera similar para el ciclo de la región tomando los valores del parámetro de la regla 1 y 2.

¹⁶ Ver Anexo 4.

¹⁷ Pese a que usualmente en el análisis de coyuntura la señal utilizada es la variación interanual, el desfase que presenta esta última según (Hernández & Espinoza, 2011), hace indicar que la tasa centrada es un indicador idóneo para medir la bondad de ajuste en el caso particular.

¹⁸ Corresponde a tasa de variación del promedio del segundo semestre respecto al promedio de primer semestre de un año.



suele ser ligeramente mejor en el caso del nuevo parámetro sugerido al mostrar un ECM menor

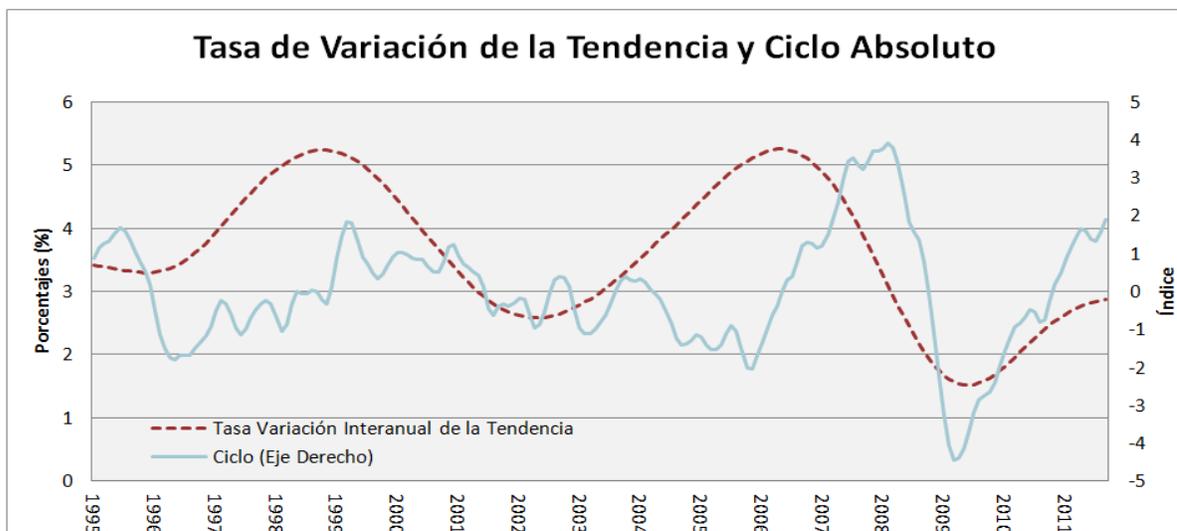
Tabla 4

Bondad de Ajuste con Variaciones Anuales del PIB				
	Error Cuadrático Medio		Error Absoluto Medio	
	Tasa Interanual Centrada	T(6,6)	Tasa Interanual Centrada	T(6,6)
$\lambda=16522$	2.24	32.76	1.06	5.37
$\lambda=5000$	2.92	33.23	1.26	5.38

Fuente: Elaboración propia con datos de la SECMCA.

Con base en lo descubierto anteriormente a modo de ilustración se presenta la variación interanual de la tendencia de largo plazo estimada para el IMAER, así como su respectivo componente cíclico tomando como referencia el valor sugerido en la presente revisión para la extracción de la tendencia y el ciclo de variables regionales de frecuencia mensual, es decir, $\lambda = 16522$.

Ilustración 2



Fuente: Elaboración propia con datos de la SECMCA.



Conclusiones

- Las pruebas realizadas sobre las series de tendencia y ciclo del IMAER utilizando el parámetro de suavizamiento recomendado por (Hodrick & Prescott, 1980), mostraron no tener las características deseables a efectos de ser comparados con el ciclo y tendencia de otros países.
- La metodología propuesta por (Marcet & Ravn, 2003) permitió encontrar una única solución a las restricciones impuestas en la *Regla 1* y la *Regla 2*. Dicha soluciones dieron como resultado la obtención del $\lambda = 2121$ y $\lambda = 16522$. Ambos parámetros generan ciclos que son comparables con el ciclo de los Estados Unidos.
- Según la evidencia empírica consultada y el sustento teórico, el λ que mejor se ajusta a las condiciones macroeconómicas de la región centroamericana es $\lambda = 16522$ con lo cual, se asume que si bien existe correlación entre la tendencia del IMAER y la tendencia del IPI-USA, dicha correlación lineal no es suficiente argumento para asumir que ambas series evolucionan al unísono y mucho menos que poseen la misma variabilidad. Es rescatable además que dicho parámetro muestra un mejor ajuste en comparación con el parámetro anteriormente utilizado por la SECMCA con los incrementos anuales del PIB regional.
- Los resultados obtenidos bajo la metodología de (Marcet & Ravn, 2003) parten de una premisa técnica distinta a la abordada anteriormente por la SECMCA para definir el valor idóneo de λ . Ante esto es claro que el nuevo parámetro sugerido, en términos de bondad de ajuste, cumple con el criterio técnico adoptado por la SECMCA, sin embargo, resultará necesario en futuras investigaciones validar la metodología anteriormente usada revisando el algoritmo que definió como óptimo el $\lambda = 5000$.
- El valor de λ recomendado en el presente documento puede ser utilizado para la extracción del componente tendencial y cíclico en otras series de tiempo con igual frecuencia (mensual), lo cual representa un aporte valioso en materia de extracción de señales a variables como los agregados monetarios, la inflación y las tasas de interés.
- Resulta valioso, a efectos de las investigaciones de la SECMCA, poder contar con una extensión al presente análisis la cual pueda validar el parámetro λ para series de tiempo con otras frecuencias (trimestral o anual). Dicha extensión indudablemente requiere de la existencia de una estimación en niveles del PIB Regional.



Bibliografía

Consejo Monetario Centroamericano. (2004). *Extracción de Señales en Series de Alta Frecuencia: Caso del IMAE*. 94 Reunión del CPM.

du Toit, L. (2008). *Optimal HP Filtering for South Africa*. Stellenbosch University: Working Paper 07/2008.

Espasa, A., & Peña, D. (1990). *Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación*. FUNEP: Investigaciones Económicas.

Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría*. México D.F: McGraw-Hill.

Hernández, S., & Espinoza, E. (2011). *El Uso de Señales en el Análisis de Coyuntura*. SECMCA: Nota Económica Regional.

Hodrick, R., & Prescott, E. (1980). *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. Carnegie Mellon University: Discussion Paper N°450.

Iraheta, M. (2008). *Transmisión de los Ciclos Económicos de los Estados Unidos a Centroamérica y República Dominicana*. San José: SECMCA.

Maravall, A., & Del Río, A. (2011). *Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter*. Banco de España: Documento de Trabajo N°0108.

Marcet, A., & Ravn, M. (2003). *The HP-Filter in Cross-Country Comparisons*. CEPR Discussion Paper.

Muñoz, E., & Kikut, A. C. (1994). *El Filtro de Hodrick y Prescott: Una Técnica para la Extracción de la Tendencia de una Serie*. San José: Banco Central de Costa Rica.

Segura, C., & Vásquez, J. P. (2011). *Estimación del Parámetro de Suavizamiento del Filtro de Hodrick y Prescott para Costa Rica*. San José: Banco Central de Costa Rica.



Anexos

1. Prueba de Autocorrelación del Ciclo del IMAER

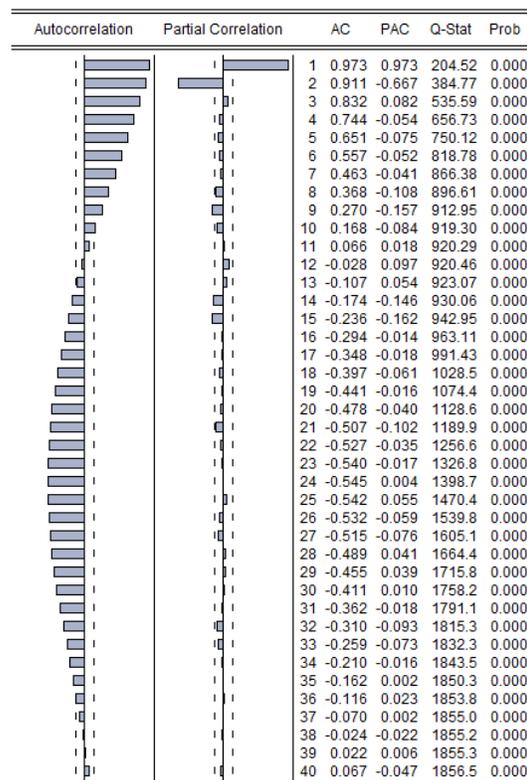
1.1 Prueba de Gery

Siendo $E(R) = 107$ y $\sigma_R^2 = 53$ generamos un intervalo de confianza con un nivel de significancia del 5% igual a:

$$I.C = 93 \leq R \leq 122$$

Considerando que el número de rachas observadas fueron 14 rechazamos la hipótesis nula de aleatoriedad de las observaciones en el tiempo, con lo cual se concluye que existe autocorrelación¹⁹.

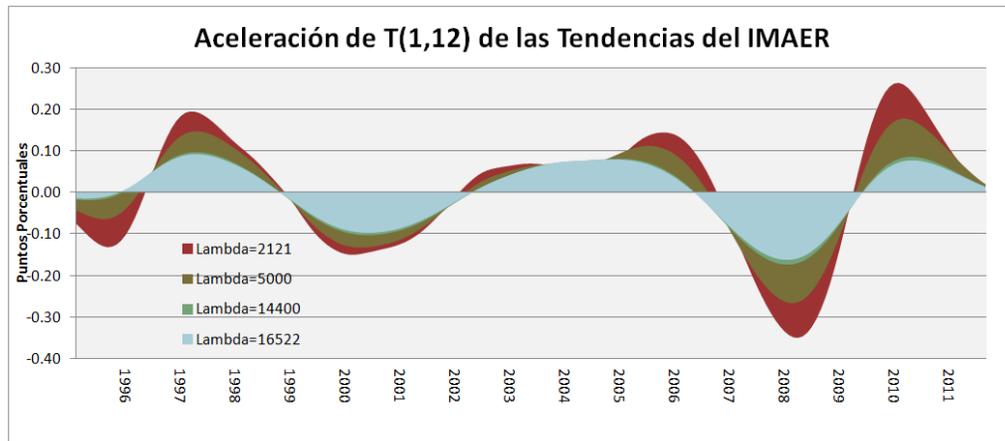
1.2 Correlograma del Ciclo del IMAER con $\lambda = 14400$



¹⁹ Para más detalle respecto a esta prueba de hipótesis puede ver (Gujarati & Porter, 2010).



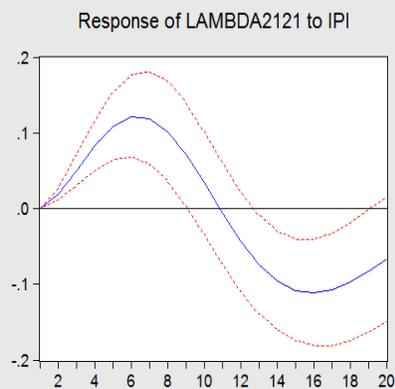
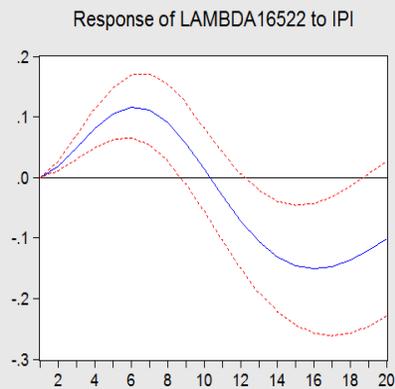
2. Aceleración de la tasa de variación interanual $T(1,12)$ de las Tendencias del IMAER



Fuente: Elaboración propia con datos de la SECMCA.

3. Funciones de Impulso Respuesta para los Ciclos del IMAER

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations ± 2 S.E.





4. Bondad de Ajuste del Componente Cíclico del IMAER

Bondad de Ajuste con el Ciclo del IPI		
	ECM	EAM
$\lambda=16522$	1.15	0.87
$\lambda=2121$	2.00	1.07