



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO
PROGRAMA DE POSGRADO EN ECONOMÍA
DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO, FACULTAD DE ECONOMÍA
CAMPO DE CONOCIMIENTO: ECONOMÍA APLICADA

**DETERMINANTES DE LA SINCRONIZACIÓN CÍCLICA ENTRE EL PIB DE MÉXICO Y EL
PIB DE ESTADOS UNIDOS, 1993.1-2012.2**

TESIS
QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE:
DOCTOR EN ECONOMÍA

PRESENTA:
JESÚS MANUEL GARCÍA RAMOS

TUTOR:
DR. ARMANDO SÁNCHEZ VARGAS
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS, UNAM

MIEMBROS DEL COMITÉ TUTOR:
DR. GERARDO FUJII GAMBERO
FACULTAD DE ECONOMÍA, UNAM

DR. MARTÍN PUCHET ANYUL
FACULTAD DE ECONOMÍA, UNAM

DR. ALBERTO MORITZ CRUZ BLANCO
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS, UNAM

DR. PABLO MEJÍA REYES
PROGRAMA DE POSGRADO EN ECONOMÍA

MÉXICO, D. F. FEBRERO 2015



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

AGRADECIMIENTOS

Esta tesis se llevó a cabo gracias a la *Beca para Estudios de Posgrado* que otorga el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT).

INDICE

| | |
|--|-----|
| Índice de cuadros | ii |
| Índice de gráficas | iii |
| Resumen | iv |
| Introducción | 1 |
| Capítulo I. Naturaleza y causas de los ciclos económicos | |
| 1.1. La definición de Burns y Mitchell | 5 |
| 1.2. Los regímenes cíclicos | 11 |
| 1.3. Causas de los ciclos económicos | 27 |
| 1.4. El análisis de co-movimientos y los determinantes de la sincronización cíclica | 34 |
| Capítulo II. Modelos Estructurales Dinámicos de Series de Tiempo | |
| 2.1. Los métodos clásicos de descomposición: elegantes, pero inciertos | 38 |
| 2.2. El modelo de tendencia estocástica | 44 |
| 2.3. El modelo de ciclos asimétricos estocásticos | 48 |
| 2.4. Los modelos estado-espacio | 52 |
| 2.5. El algoritmo de Kalman | 54 |
| 2.6. Modelos Estructurales de Series de Tiempo Aparentemente Independientes | 56 |
| Capítulo III. Determinantes de la sincronización cíclica entre el PIB de México y el PIB de Estados Unidos, 1993.1-2012.2 | |
| 3.1. La senda de crecimiento potencial y los ciclos económicos de la economía mexicana | 58 |
| 3.2. Efectos de las políticas fiscales y monetarias sobre el ciclo económico | 66 |
| 3.3. El ciclo económico común entre el PIB de México y el PIB de Estados Unidos | 76 |
| 3.4. Determinantes de la sincronización cíclica | 86 |
| Conclusiones | 94 |
| Bibliografía | 106 |
| Anexos | 120 |

ÍNDICE DE CUADROS

| | |
|---|-----|
| Cuadro 3.1. ψ_t^y : parámetros estimados y estadísticos descriptivos | 61 |
| Cuadro 3.2. Análisis de correlación cruzada | 64 |
| Cuadro 3.3. Pruebas de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 64 |
| Cuadro 3.4. Análisis de correlación cruzada | 65 |
| Cuadro 3.5. Pruebas de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 66 |
| Cuadro 3.6.a. Análisis de correlación cruzada | 71 |
| Cuadro 3.6.b. Análisis de correlación cruzada | 71 |
| Cuadro 3.7. Análisis espectral respecto a ψ_t^y | 72 |
| Cuadro 3.8. Análisis de <i>puntos de quiebre</i> respecto a ψ_t^y | 73 |
| Cuadro 3.9. Prueba conjunta de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 73 |
| Cuadro 3.10. Modelo [3.3]: parámetros estimados | 74 |
| Cuadro 3.11. Análisis impulso-respuesta de Cholesky: respuesta acumulada de ψ_t^y | 75 |
| Cuadro 3.12. ψ_t^z : parámetros estimados | 77 |
| Cuadro 3.13. Análisis de correlación cruzada | 79 |
| Cuadro 3.14. Pruebas de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 79 |
| Cuadro 3.15. Análisis de correlación cruzada | 80 |
| Cuadro 3.16. Duración promedio de fases y ciclos | 81 |
| Cuadro 3.17. Análisis espectral respecto a ψ_t^z | 81 |
| Cuadro 3.18. Análisis de <i>puntos de quiebre</i> respecto a ψ_t^z | 81 |
| Cuadro 3.19. Pruebas de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 82 |
| Cuadro 3.20. Análisis impulso-respuesta de Cholesky | 82 |
| Cuadro 3.21. Análisis de correlación cruzada | 84 |
| Cuadro 3.22. Duración de fases y ciclos | 84 |
| Cuadro 3.23. Análisis espectral respecto a ψ_t^c | 84 |
| Cuadro 3.24. Análisis de <i>puntos de quiebre</i> respecto a ψ_t^c | 85 |
| Cuadro 3.25.a. Pruebas de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 85 |
| Cuadro 3.25.b. Prueba conjunta de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 86 |
| Cuadro 3.26. Análisis impulso-respuesta de Cholesky | 86 |
| Cuadro 3.27. Análisis de correlación cruzada | 88 |
| Cuadro 3.28. Análisis espectral respecto a ψ_t^c | 88 |
| Cuadro 3.29. Análisis de <i>puntos de quiebre</i> respecto a ψ_t^c | 88 |
| Cuadro 3.30. Prueba conjunta de causalidad <i>en el sentido de Granger</i> | 89 |
| Cuadro 3.31. Modelo [3.8]: parámetros estimados | 89 |
| Cuadro 3.32. Análisis impulso-respuesta de Cholesky: respuesta acumulada de ψ_t^c | 90 |
| Cuadro C.1. Centralidad nodal de países seleccionados, 2009 | 104 |
| Cuadro A.1. Sistemas [3.1]-[3.2] y [3.5]-[3.6]: estadísticos de bondad de ajuste y correcta especificación | 120 |
| Cuadro A.2. Centralidad nodal de países miembros de la OECD, 2009 | 122 |

ÍNDICE DE GRÁFICAS

| | |
|---|-----|
| Gráfica 1.1. Fases estilizadas de los ciclos económicos | 11 |
| Gráfica 1.2. Información sistemática capturada por [1.22] | 21 |
| Gráfica 2.1. Efectos de λ cuando $y_t^* - \mu_t = 5$ en la extracción del componente de mediano plazo del PIB trimestral de México, 1993.1-2012 | 39 |
| Gráfica 2.2. Efectos de λ cuando $y_t^* - \mu_t = 3$ en la extracción del componente de mediano plazo del PIB trimestral de México, 1993.1-2012.2 | 40 |
| Gráfica 2.3. Efectos de K en la extracción del componente de mediano plazo del PIB trimestral de México, 1993.1-2012.2 | 41 |
| Gráfica 2.4. Componente de mediano plazo del PIB trimestral de México a través del algoritmo Whittaker-Henderson Tipo A, y del filtro Baxter-King, 1993.1-2012.2 | 42 |
| Gráfica 2.5. Movimiento armónico simple | 49 |
| Gráfica 3.1. Componentes sistemáticos de largo y mediano plazos del PIB de México, 1993.1-2012.2 | 60 |
| Gráfica 3.2. Tasas de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior y componente de mediano plazo del PIB de México, 1993.1-2012.2 | 62 |
| Gráfica 3.3. Tasas de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior, 1994.1-2012.2 | 65 |
| Gráfica 3.4. Ciclos económicos del PIB de México: valores observados y estimados, 1994.1-2012.2 | 74 |
| Gráfica 3.5. Componentes sistemáticos de largo y mediano plazos del PIB de Estados Unidos, 1993.1-2012.2 | 77 |
| Gráfica 3.6. Tasas de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior y componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos, 1993.1-2012.2 | 78 |
| Gráfica 3.7. Componentes de mediano plazo, 1993.1-2012.2 | 80 |
| Gráfica 3.8. Ciclo económico común entre ψ_t^y y ψ_t^z , 1993.1-2012.2 | 83 |
| Gráfica 3.9. Ciclos económicos del PIB de México: valores observados y estimados, 1994.1-2012.2 | 90 |
| Gráfica C.1. Exportaciones por nivel tecnológico, 2012 | 101 |
| Gráfica C.2. Valor Agregado extranjero contenido en exportaciones totales, 2009 | 103 |
| Gráfica A.1. Sistemas [3.1]-[3.2] y [3.5]-[3.6]: residuo estandarizado y densidad | 121 |
| Gráfica A.2. Modelo [3.4]: pruebas CUSUM y CUSUM ² | 121 |
| Gráfica A.3. Modelo [3.8]: pruebas CUSUM y CUSUM ² | 121 |

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es revelar los determinantes macroeconómicos que generan un mayor grado de sincronización entre los componentes de mediano plazo del PIB trimestral de México y el PIB trimestral de Estados Unidos durante el periodo 1993.1-2012.2, a través de un Modelo Estructural Dinámico de Series de Tiempo Aparentemente Independientes. La hipótesis sustenta que los determinantes clave de la sincronización cíclica son el comercio y el tipo de cambio real: el primero es el canal de transmisión real de la actividad económica, mientras que el segundo es el precio relativo que nivela la balanza de pagos (es decir, es el precio que hace que la oferta y la demanda reales de moneda extranjera estén en equilibrio); además, en un régimen de tipo de cambio flexible, el tipo de cambio real puede ser considerado como un índice de competitividad porque depende del grado de apertura económica y del perfil de comercio.

Para cumplir con los puntos anteriores, el capítulo I ofrecer una síntesis de los principales enfoques teóricos que intentan explicar la naturaleza y las causas de los ciclos económicos; en el capítulo II se expone las desventajas de los métodos clásicos para la extracción y medición del componente de mediano plazo de una serie de tiempo y se propone una nueva metodología para la extracción de los principales patrones sistemáticos de una serie de tiempo; el capítulo III presenta el ejercicio empírico de la metodología propuesta y, finalmente, el último capítulo presenta las conclusiones más importantes derivadas a lo largo del capituladoo.

ABSTRACT

The main goal of this study is to reveal the macroeconomic determinants that generate a higher degree of synchronization between GDP cycles of México and U.S. during the period 1993.1-2012.2, through a Dynamic Structural Apparently Independent Time Series Model. The hypothesis holds that key determinants of cyclical synchronization are trade and real exchange rate: the first one is the transmission channel of economic activity, while second one is the relative price that levels Balance of Payments (the price that makes real supply and demand for foreign currencies are in equilibrium); addition, under a flexible exchange rate regime, the real exchange rate can be considered as an index of competitiveness because it depends on the degree of economic openness and trade pattern.

To accomplish the above, chapter I provides a summary of main theoretical approaches that attempt to explain nature and causes of business cycles; chapter II shows disadvantages of conventional methods for extraction and measurement of medium-term component of a time series, also a new methodology for extracting main systematic patterns in a time series is proposed; chapter III exhibit the empirical results of proposed methodology and, finally, the last chapter shows the major findings of this text.

INTRODUCCIÓN

Uno de los fenómenos con mayor incidencia en el comportamiento de largo plazo de toda economía, sin importar su grado de desarrollo, es la existencia de patrones sistemáticos no estacionales en las actividades productivas; estas fluctuaciones de mediano plazo, caracterizadas por periodos asimétricos de expansiones y de contracciones, se conocen como *ciclos económicos*. En esencia, este concepto no es una construcción teórica sino un hecho empírico del *capitalismo moderno*: su importancia radica en que los efectos tanto de un periodo expansivo como de uno contractivo pueden sentirse en todos los sectores de un país, en mayor o menor grado; por esta razón, muchos investigadores a lo largo de la historia han canalizado sus esfuerzos en responder dos preguntas fundamentales: cuál es la naturaleza y cuáles son las causas de estos procesos sistemáticos.

Por un lado, estudiar la naturaleza de los ciclos económicos se refiere al análisis de su composición orgánica y propiedades; por otro lado, estudiar sus causas significa dilucidar qué factores de oferta y/o demanda convierten a shocks de carácter transitorio/permanente en oscilaciones de mayores/menores amplitudes y longitudes. Ahora bien, aunque en las discusiones y definiciones de los estudiosos del ciclo económico de finales del siglo XIX y principios del siglo XX se pensaba que los componentes macroeconómicos de mediano plazo eran independientes entre sí, las contracciones mundiales recientes hacen sospechar que existe información análoga o *sincronización* entre series de tiempo aparentemente independientes (es decir, que no convergen en el largo plazo o, en términos econométricos, que no cointegran). A diferencia del concepto de *convergencia* que hace referencia al largo plazo, la sincronización es un movimiento conjunto de crecimiento de mediano plazo (Cuevas, Messmacher y Werner, 2003) que crea nuevas y extrañas situaciones a niveles agregados que la teoría económica dominante (incluso las alternativas) no logra explicar de forma satisfactoria,¹ ya que no queda claro si una mayor integración comercial/financiera en el largo plazo crea una mayor sincronización entre los ciclos económicos de dos o más países o si la presencia de componentes de mediano plazo sincronizados son una condición necesaria para la convergencia económica.

Responder si existe información análoga o *sincronización* entre los componentes de mediano plazo de dos o más economías y cuáles son los determinantes clave que influyen directamente en esta covariabilidad, así como puntualizar la naturaleza y causas de los ciclos económicos no es una tarea sencilla,

¹ Véanse los trabajos de Erola et al. (2012), Anderson y Tewolde (2011), Perri y Quadrini (2011), Kenen (2000) y Frankel y Rose (1998).

ya que las herramientas teóricas y empíricas son diversas y, en algunas ocasiones, opuestas entre sí. Por ejemplo, con base en el texto seminal de Burns y Mitchell (1946), los enfoques teóricos que abordan los temas descritos pueden clasificarse en dos bloques: teorías que sitúan el origen de las fluctuaciones cíclicas en perturbaciones exógenas que golpean a un sistema económico, y teorías que explican estas fluctuaciones como procesos endógenos que se auto-reproducen. En esencia, las primeras atribuyen las fluctuaciones económicas a los efectos acumulativos de shocks recurrentes de innovaciones tecnológicas o de shocks monetarios sobre la oferta agregada;² las teorías endógenas afirman que, incluso en ausencia de shocks exógenos, la naturaleza de las economías de libre mercado es la sobreproducción o el subconsumo;³ por tanto, los movimientos en la demanda agregada juegan el papel más importante.

La distinción entre ambos enfoques tiene importantes implicaciones de política económica. Por un lado, los modelos exógenos (reales o monetarios) descartan la intervención del Estado para atenuar las fluctuaciones cíclicas, ya que en ausencia de perturbaciones un sistema económico tiende a funcionar de manera estable y eficiente;⁴ por otro lado, los modelos endógenos (keynesianos o neokeynesianos) proponen la intervención y regulación del Estado porque la naturaleza de cualquier sistema económico es la información imperfecta y la inestabilidad. En este *acertijo* de argumentos enfrentados siempre hay un par de preguntas en el aire: si en un periodo contractivo una economía comienza una rápida recuperación, ¿se debe al esfuerzo expansivo fiscal/monetario de las autoridades económicas o a un choque tecnológico lo suficientemente importante como para que el crecimiento de la productividad vuelva a tener un papel dominante tras muchos años de auge de la inversión? o ¿será de ambos?

Al parecer, la distinción excluyente entre modelos *estocásticos* o de naturaleza exógena y modelos *deterministas* o de naturaleza endógena es meramente pedagógica como sugiere Zarnowitz (1992), ya que si en la realidad pocos son los sistemas de alta complejidad con un comportamiento estable porque la mayoría de éstos exhiben una variabilidad natural *lineal* está sujeta a fuerzas no *lineales*, entonces el componente de mediano plazo de cualquier economía deberían incluir elementos de ambos enfoques combinados en diferentes proporciones.

Por otro lado, para complicar un poco más el estudio de los ciclos económicos, en la literatura macroeconómica de nuestros días existen dos grandes conjuntos de metodologías para la extracción y/o

² Aunque enmarcados bajo una misma clasificación, ambos enfoques teóricos son excluyentes: mientras que para la teoría del Ciclo Económico Real (Kydland y Prescott, 1982; Long y Plosser, 1983) la oferta monetaria es neutral en corto y largo plazos, para la teoría de los Ciclos Monetarios (Phelps, 1967; Lucas, 1977) sí tiene efectos reales en corto e inclusive en largo plazos.

³ Como señala Keynes (2010) los aumentos de la producción y del empleo sólo son sostenibles si, al mismo tiempo, se consume o se invierte más.

⁴ Es decir, converge a un *estado-estacionario*.

filtrado de los componentes inobservables de corto mediano y corto plazos de una serie de tiempo: los métodos no estructurales y los métodos estructurales. Los métodos no estructurales se basan en la descomposición de señales a través de algoritmos lineales deterministas tanto en el dominio del tiempo como en el dominio de las frecuencias.⁵ Los métodos estructurales plantean que cada uno de los componentes no observables de la serie de tiempo posea una especificación dinámica basada explícitamente en las propiedades estocásticas de los datos. La principal desventaja del primer enfoque es que sus técnicas fueron diseñadas para simplificación de cálculos, por lo que tienen una pobre aproximación estadística del PGD de una serie de tiempo. La bondad del segundo enfoque es que pueden asumirse relaciones dinámicas entre los componentes no observables de un proceso estocástico, aunque el costo es en términos de complejidad; sin embargo, no obstante la compleja forma funcional de un Modelo Estructural de Series de Tiempo hace difícil (pero no imposible) interpretar económicamente los parámetros estimados, su potencia no consiste necesariamente en la *elegancia* de una solución simple, sino en la *generalización* de una respuesta concreta a partir de información de la que se desconoce un modelo *a priori*.

Si bien el uso de los Modelos Estructurales Dinámicos de Series de Tiempo transgrede la regla "modelos simples deben ser preferidos a modelos complicados" (basada en la *navaja de Ockham* o *ley de la Parsimonia*),⁶ al saber que los economistas son demasiado parsimoniosos (y renuentes) en lo que respecta al uso de nuevos modelos (y técnicas) matemáticos y/o estadísticos, Menger (1961) formuló una *anti-navaja de Ockham*:⁷ "No tiene caso tratar de hacer con menos lo que requiere más". En el estudio de los ciclos económicos el objetivo del economista no es simplificar hasta sus últimas consecuencias la realidad, sino proporcionar información de mayor calidad, así como reducir la incertidumbre de los tomadores de decisiones; además, debido a la creciente complejidad de los problemas a los que se enfrentan los investigadores, es preciso enriquecer los métodos y técnicas de análisis para el procesamiento de información y, de esta forma, obtener soluciones más rápidas y eficaces.

Un modelo econométrico, estadístico o matemático debe ser simple, pero no más simple. Al aprovechar las sinergias entre las teorías y técnicas convencionales, y las nuevas metodologías para la

⁵ Las técnicas más representativas para el análisis económico son: las medias móviles, el suavizado exponencial, el X-11, el algoritmo de Hodrick-Prescott y el filtro Baxter-King.

⁶ *Frustra fit per plura quod potest fieri per pauciora* o "No tiene caso hacer con más lo que se puede hacer con menos". Frase atribuida a Guillermo de Ockham, fraile inglés del siglo XIV. Para una discusión más amplia, véase Rodríguez-Fernández (1999).

⁷ Existen otras *anti-navajas de Ockham*; por ejemplo: el *Principio de Plenitud* de Gottfried Wilhelm von Leibniz, la *Crítica de la Razón Pura* de Immanuel Kant, la *Regla Zellner* de Arnold Zellner.

modelación y pronóstico económico permitirá, entre otras cosas, evitar los *errores tipo III*,⁸ ya que es mejor una respuesta *aproximada* a la pregunta “correcta”, la cual es a menudo imprecisa, que una respuesta *exacta* a la pregunta “incorrecta”, la cual con mucha frecuencia puede formularse con exactitud (Tukey, 1962).

De esta forma, para contestar la pregunta de cuáles son los determinantes macroeconómicos que generan un mayor grado de sincronización entre los componentes de mediano plazo del PIB trimestral de México y el PIB trimestral de Estados Unidos durante el periodo 1993.1-2012.2, el objetivo central de este trabajo es construir un Modelo Estructural Dinámico de Series de Tiempo Aparentemente Independientes bajo la hipótesis que los determinantes clave de la sincronización cíclica son el comercio y el tipo de cambio real: el primero es el canal de transmisión real de la actividad económica, mientras que el segundo es el precio relativo que nivela la balanza de pagos (es decir, es el precio que hace que la oferta y la demanda reales de moneda extranjera estén en equilibrio); además, en un régimen de tipo de cambio flexible, el tipo de cambio real puede ser considerado como un índice de competitividad porque depende del grado de apertura económica y de la concentración de comercio.

Para cumplir con los puntos anteriores, el capítulo I ofrecer una síntesis de los principales enfoques teóricos que intentan explicar la naturaleza y las causas de los ciclos económicos; en el capítulo II se expone las desventajas de los métodos clásicos para la extracción y medición del componente de mediano plazo de una serie de tiempo y se propone una nueva metodología para la extracción de los principales patrones sistemáticos de una serie de tiempo; el capítulo III presenta el ejercicio empírico de la metodología propuesta y, finalmente, el último capítulo presenta las conclusiones más importantes derivadas a lo largo del capitulado.

⁸ En términos generales, este error ocurre cuando el investigador presenta la respuesta correcta a la pregunta incorrecta. Véase Kimball (1957).

CAPITULO I

NATURALEZA Y CAUSAS DE LOS CICLOS ECONÓMICOS

El cambio es la única cosa inmutable.
Arthur Schopenhauer

El complejo sistema económico de un país asemeja más un ser vivo que una máquina. Una máquina, por más sofisticada que sea, es un ente estático: sólo puede llevar a cabo instrucciones programadas y es casi imposible que resuelva nuevas rutinas. Un organismo, aún el más simple, realiza tareas muy sofisticadas y logra adaptarse a diferentes dificultades. Cuando una máquina se descompone, si es posible, se repara; de otra forma, se cambia por una nueva. Cuando un organismo se enferma, en algunas ocasiones, logra sanar por sí mismo; en otras, precisa de un especialista que realice la identificación de la naturaleza y causas del padecimiento mediante la observación de sus signos y síntomas característicos.

De la misma forma en que un médico necesita discernir la enfermedad de su paciente, la modelación del componente de mediano plazo de una serie de tiempo puede resultar un trabajo muy difícil, debido a que se necesita de la proporción exacta de teoría económica y de aplicación matemático-estadística. Si usamos la analogía expuesta con anterioridad: hay dolencias, como la gripa común, que afectan a todo el organismo en menor grado; sin embargo, existen otras que, aunque sólo afectan a un órgano en particular, pueden tener efectos sumamente nocivos sobre el resto. Por estas razones, el objetivo de este capítulo es ofrecer: i) una síntesis de los principales enfoques teóricos que pretenden explicar la naturaleza y las causas de los ciclos económicos; ii) los métodos clásicos para la extracción del componente de mediano plazo de una serie de tiempo; iii) el *acertijo* de Christiano y Fitzgerald (1998); y iv) los elementos para el análisis de co-movimientos y los determinantes de la sincronización cíclica.

1.1. La definición de Burns y Mitchell

La macroeconomía es el estudio de la estructura y funcionamiento de las economías, y de las políticas que el Gobierno y el Banco Central utilizan para intentar incidir el desempeño económico (Abel, Bernanke y Croushore, 2010). Entre las preguntas que pueden hacerse los macroeconomistas destacan las siguientes: qué determina el crecimiento de largo plazo de una economía, qué causa el desempleo, qué genera el aumento de los precios, cómo afecta a una economía ser parte de un sistema económico global y cómo pueden (y deben) ser usadas las políticas fiscales y/o monetarias para mejorar el desempeño económico de un país.

Todas las preguntas anteriores tienen como marco común uno de los fenómenos con mayor incidencia en el comportamiento de corto y largo plazos de toda economía, sin importar su grado de desarrollo: la existencia de patrones sistemáticos no estacionales en las actividades productivas; estas fluctuaciones de mediano plazo, caracterizadas por periodos asimétricos de expansiones y de contracciones, se conocen como ciclos económicos.

Para muchos investigadores los ciclos económicos son una de las preocupaciones centrales de la macroeconomía porque, al igual que un organismo vivo que enferma o se alivia, los efectos tanto de un

periodo expansivo como de uno contractivo pueden sentirse en todos los sectores de un país, en mayor o menor grado. El componente de mediano plazo es el escenario donde interactúan los agentes y llevan a cabo sus acciones; estas acciones son función, entre otras cosas, de eventos circunstanciales que pueden ser favorables o desfavorables. Por esta razón, es necesario responder dos preguntas fundamentales: cuál es la naturaleza y cuáles son las causas de estos procesos sistemáticos.

Por un lado, estudiar la naturaleza de los ciclos económicos se refiere al análisis de su composición orgánica y propiedades; por otro lado, estudiar sus causas significa dilucidar qué factores de oferta y/o demanda convierten a shocks de carácter transitorio/permanente en oscilaciones de mayores/menores amplitudes y longitudes.

Aunque algunos investigadores como Sismondi (1819), Owen (1817), Juglar (1862), Marx (1867), Kitchin (1923), Kondratiev (1925), Snyder (1927), Kuznets (1930), Frisch (1933), Kalecki (1935), Keynes (1936), Slutsky (1937), Haberler (1937), Harrod (1939), Tinbergen (1939), Samuleson (1939) y Haavelmo (1943), entre otros, se preocuparon por explicar de forma exhaustiva la naturaleza y causas de los ciclos económicos a finales del siglo XIX y principios del siglo XX,⁹ el artículo seminal de Burns y Mitchell (Burns y Mitchell, 1946) se considera el primer trabajo riguroso que ofrece elementos de medición estadística para caracterizar las fases de los ciclos económicos. La definición, todavía vigente en nuestros días, que proporcionan los autores es:

Los ciclos económicos son un tipo de fluctuación que se encuentra en la actividad económica agregada de las naciones que organizan su trabajo principalmente en empresas: un ciclo consiste en expansiones que ocurren aproximadamente al mismo tiempo en muchas actividades económicas, seguidas por recesiones igualmente generales, contracciones y recuperaciones, que se funden en la fase de expansión del siguiente ciclo; esta secuencia es recurrente, pero no periódica; la duración de los ciclos varía de más de un año hasta diez o doce años; éstos no son divisibles en ciclos más cortos de similares características con amplitudes aproximadas.

Del párrafo anterior pueden rescatarse los elementos fundamentales que dan cuerpo a toda discusión en torno a los ciclos económicos: i) los ciclos económicos son fluctuaciones en la “actividad económica agregada” y no oscilaciones de una variable económica específica; ii) los ciclos económicos pueden dividirse en fases o *regímenes* diferenciados; iii) los ciclos económicos ocurren aproximadamente

⁹ Las teorías de Jevons (1878) y de Moore (1914, 1923), destacan del resto porque en ella se argumenta que existe una relación entre las fluctuaciones económicas y la aparición de manchas solares, y los movimientos del planeta Venus, respectivamente.

al mismo tiempo en muchas actividades económicas y no en sólo algunos sectores o variables determinadas; iv) los ciclos económicos son recurrentes, pero no periódicos; v) la duración de los ciclos económicos es variada; y vi) los ciclos económicos no pueden dividirse en ciclos menores de características similares.

Antes de seguir, es importante destacar que, aunque el concepto de ciclo económico no es una construcción teórica sino un hecho empírico del *capitalismo moderno*,¹⁰ aceptar la existencia de patrones sistemáticos de mediano plazo en una economía significa rechazar la hipótesis de la escuela clásica (y neoclásica) de vaciado de mercados; es decir, de equilibrio *general* agregado. Este equilibrio puede referirse, por un lado, a la *Ley de Say* (Say, 1999) –como respuesta al argumento de insuficiencia de la demanda agregada de Sismondi– que propone: la demanda es creada por la producción y, en general, la demanda y la oferta no pueden divergir la una respecto a la otra; por otro lado, a la *Ley de Walras* (Walras, 1987) que establece, en términos ordinarios: si todos los mercados de una economía están en equilibrio, entonces un mercado cualquiera en particular también debe estar en equilibrio; de esta forma, el exceso de demanda en un mercado será satisfecho por el exceso de oferta en otro mercado porque no pueden existir excedentes de demanda ni de oferta para todos los bienes de manera conjunta.

Ambas “leyes” son ciertas si consideramos al sistema económico de un país como una máquina diseñada para trabajar en situaciones específicas de estabilidad con cierta tolerancia a fallos; los análisis clásico o neoclásico excluyen a nivel teórico la posibilidad de desequilibrios, tanto en la producción como en la distribución. Pero, ¿cómo responderá esta máquina ante perturbaciones endógenas/exógenas no previstas ni conocidas? ¿Y qué sucede si esta máquina tiene un problema en su arquitectura? ¿Tendríamos que reemplazar el sistema defectuoso por otro diferente? Quizás esto último es posible con una máquina, pero no con un organismo vivo. La Ley de Say sólo es válida en una economía de trueque: cuando dos agentes realizan un intercambio, cada uno es al mismo tiempo un vendedor y un comprador; nadie puede vender sin comprar, ni comprar sin vender porque que ambas operaciones son un acto indivisible; es decir, la oferta crea su propia demanda;¹¹ sin embargo, el uso del dinero hace que dicho acto único sea dividido en dos operaciones distintas y que cualquiera de las dos pueda realizarse de inmediato o cuando resulte más conveniente; “comprar ahora y pagar después” puede crear distorsiones económicas como la sobreproducción. Aunque la Ley de Walras, como generalización de la Ley de Say, propone a los precios

¹⁰ Como señala Snyder (op. cit.): “(...) hasta después del nacimiento de la máquina de vapor, del uso generalizado del carbón y el hierro y del extraordinario desarrollo de la invención mecánica que siguió, cuando pudieron desarrollarse la industria y el comercio moderno. De éstos nació el “ciclo” económico”.

¹¹ Keynes (op. cit) señala que él sustituiría esta proposición por “el gasto crea su propio ingreso”.

como variable de ajuste para un sistema de n mercados, el papel del dinero no queda claro: éste sólo funciona como medida de valor y unidad de transacción, pero no como fuente de atesoramiento o de especulación; es un “velo” que oculta la verdadera naturaleza del intercambio económico y, por tanto, sus efectos son neutrales. Por otro lado, los factores productivos pueden moverse en distintas escalas del tiempo; mientras que el trabajo puede variar rápidamente, el capital puede ser de lenta reacción o viceversa.

Esto inicia la polémica en torno al estudio de los ciclos económicos.

En la época de Burns y Mitchell fueron muchas las razones por las cuales el estudio de los ciclos económicos se abandonó durante largos años (1945-1970); en parte por la prevalencia del pensamiento de la Comisión Cowles (*Cowles Commission for Research in Economics*)¹² y a la ausencia de contracciones económicas severas (gracias a las altas tasas de crecimiento mundiales registradas); por otro lado, debido al problema empírico de cómo extraer y caracterizar este componente no observable.

En la literatura de su época, el énfasis descriptivo de *Measuring Business Cycles* fue interpretado como una *sustitución* del esfuerzo teórico de explicar el funcionamiento de un sistema económico estable, por el de “ilustración” de la secuencia de eventos transitorios que la caracterizan. Si bien algunos autores contemporáneos reconocieron la importancia otorgada por Mitchell al trabajo teórico en el conjunto de su producción académica,¹³ la obra de 1946 fue señalada como *empirismo sistemático*.

Incluso, en la segunda mitad de los años cuarenta, se acuñó una frase para calificar tanto el trabajo de Burns y Mitchell como los métodos empleados por el NBER (*National Bureau of Economic Research*): “medición sin teoría.” Para Koopmans, director de la Comisión Cowles de 1948 a 1954, la obra de los autores dejaba de lado la caja de herramientas del economista teórico porque no se aludían explícitamente a las ecuaciones de oferta y demanda de un sistema económico en equilibrio; de esta forma, los resultados de la investigación no resultaban válidos. Según Koopmas (1947): “Los autores sólo rebasaron el límite de la descripción generalizada de un ciclo económico típico”. La censura referida se inscribió dentro del enfoque de trabajo adoptado por la Comisión Cowles, el cual tenía como objetivos la construcción y estimación de modelos teóricos-empíricos que describieran las relaciones completas de la economía.¹⁴ De

¹² Probablemente las preguntas de los investigadores eran: ¿cómo medir lo que no existe?, ¿para qué medir lo que no existe?

¹³ Véanse los trabajos de Fabricant (1984), Schumpeter (1950) y Haberler (1936). Por otro lado, Laider (1999) destaca que la intención de Mitchell en sus obras de 1913 y 1927 fue contribuir a la teoría del ciclo económico; Schumpeter sugiere que en el artículo de 1946 los autores no pretendían escribir un tratado acerca de los ciclos, sino presentar un plan para su medición, y que al hacerlo así estarían mostrando qué cosas deberían ser explicadas en futuras investigaciones.

¹⁴ El enfoque de la Comisión Cowles (Christ, 1952). asume que: 1) “la teoría es un sistema de ecuaciones simultáneas, no una ecuación simple”; 2) “algunas o todas estas ecuaciones incluyen términos *aleatorios* reflejando la influencia de numerosas

esta forma, la teoría económica se enfocó en explicar cuáles son los determinantes del crecimiento de una economía en el largo plazo e hizo a un lado a las teorías sobre los ciclos económicos, que intentaban explicar la naturaleza y causas de las fluctuaciones en el sistema económico.

No obstante a la crítica, hubo una importante contribución de trabajos muy detallados sobre la naturaleza y causas del ciclo económico; en esta discusión destacan los textos de Kaldor (1940), Hicks (1950), Klein (1950)¹⁵ y Goodwin (1951). Sin embargo, al igual que algunas enfermedades humanas, los ciclos económicos han sido declarados como “inexistentes” o “acabados” en varias ocasiones por las escuelas teóricas dominantes: primero por Fisher (1925) –quizás como una crítica a las conclusiones de Kitchin y Kondratiev–, cuando afirmó que “no hay razón para creer en los ciclos económicos. Son simplemente una fluctuación alrededor de su media”; luego por Samuelson y Solow (1960) propusieron usar la Curva de Phillips (Phillips, 1958)¹⁶ para la estabilización macroeconómica a través de dos objetivos alternativos de política económica (inflación y desempleo); hace algunos años por Lucas (2003) declara que el “problema central de la depresión-prevención han sido resuelto, para todo propósito práctico y, de hecho, ha sido resuelto para muchas décadas”.

Sin embargo, la realidad está viva, y si las crisis y recesiones estaban muertas, éstas han resucitado de forma dramática y compleja en el siglo XXI; sólo basta mirar la experiencia mundial en los últimos años. Por ejemplo, en junio de 2007, Jean-Philippe Cotis (OECD, 2007) afirmó: “la actual situación económica es, en muchos sentidos, mejor de lo que hemos experimentado en años. En este contexto, nos hemos apegado a una situación de re-equilibrio. Nuestro pronóstico central permanece, en realidad, bastante favorable: un aterrizaje suave en los Estados Unidos, una recuperación fuerte y sostenida en Europa, una sólida trayectoria en Japón y una actividad sostenida en China e India. En línea con las tendencias recientes, el crecimiento sostenido en las economías será reforzado por la fuerte creación de empleo y una caída del desempleo”. Dos meses después, se declara una crisis financiera de carácter *mundial*.

Más aún, en las discusiones y definiciones de los estudiosos del ciclo económico de finales del siglo XIX y principios del siglo XX se pensaba, en esencia, que los componentes macroeconómicos de

causas erráticas en adición a las consideradas *sistemáticas*; 3) “muchos datos se expresan en la forma de series de tiempo, de modo que eventos sucesivos dependen de eventos precedentes.”

¹⁵ Klein construyó el primer modelo macroeconómico *completo* (basado en la teoría del empleo y del producto) con el propósito de estudiar las fluctuaciones de economía de los Estados Unidos.

¹⁶ La cual es una de las contribuciones más importantes desde la publicación del Klein sobre las causas de las fluctuaciones de la economía de Estados Unidos. Además, para la escuela keynesiana, la Curva de Phillips permitió construir una teoría de la inflación.

mediano plazo eran independientes entre sí;¹⁷ no obstante, las contracciones mundiales recientes hacen sospechar que existe información análoga o *sincronización* entre series de tiempo aparentemente independientes; es decir, que no convergen en el largo plazo o, en términos econométricos, que no cointegran. A diferencia del concepto de *convergencia* que hace referencia a largo plazo, la sincronización es un movimiento conjunto de crecimiento de mediano plazo (Cuevas, Messmacher y Werner, 2003) que crea nuevas y extrañas situaciones a niveles agregados que la teoría económica dominante (incluso las alternativas) no logra explicar de forma satisfactoria,¹⁸ ya que no queda claro si una mayor integración comercial/financiera en el largo plazo crea una mayor sincronización entre los ciclos económicos de dos o más países o si la presencia de componentes de mediano plazo sincronizados son una condición necesaria para la convergencia económica. Debido a lo anterior, muchos aspectos del periodo contractivo reciente son nuevos y sin posibilidad de anticipación (World Economic Outlook, 2009).

Por las razones anteriores, si el análisis descriptivo de los datos era de gran relevancia en la obra de Burns y Mitchell (y de sus seguidores) en el pasado, la especificación del Proceso Generador de Datos (PGD) debe anteceder a la disertación teórica-económica de cualquier sistema económico en el presente. De esta forma, el estudio estadístico del componente de mediano plazo debe considerar su naturaleza como un proceso *endógeno-exógeno* que se reproduce en el tiempo; así, las fluctuaciones económicas pueden ser explicadas por las interrelaciones entre diferentes variables económicas, sujetas tanto a estímulos internos como externos. El estudio de los ciclos económicos tiene tanta importancia como la Patología en la medicina: sólo al conocer su naturaleza y causas se puede proporcionar un diagnóstico adecuado; así no se matará al paciente; y si éste no está enfermo, se pueden hacer las recomendaciones necesarias para preservar la salud y mejorar la calidad de vida.

1.2. Los regímenes cíclicos

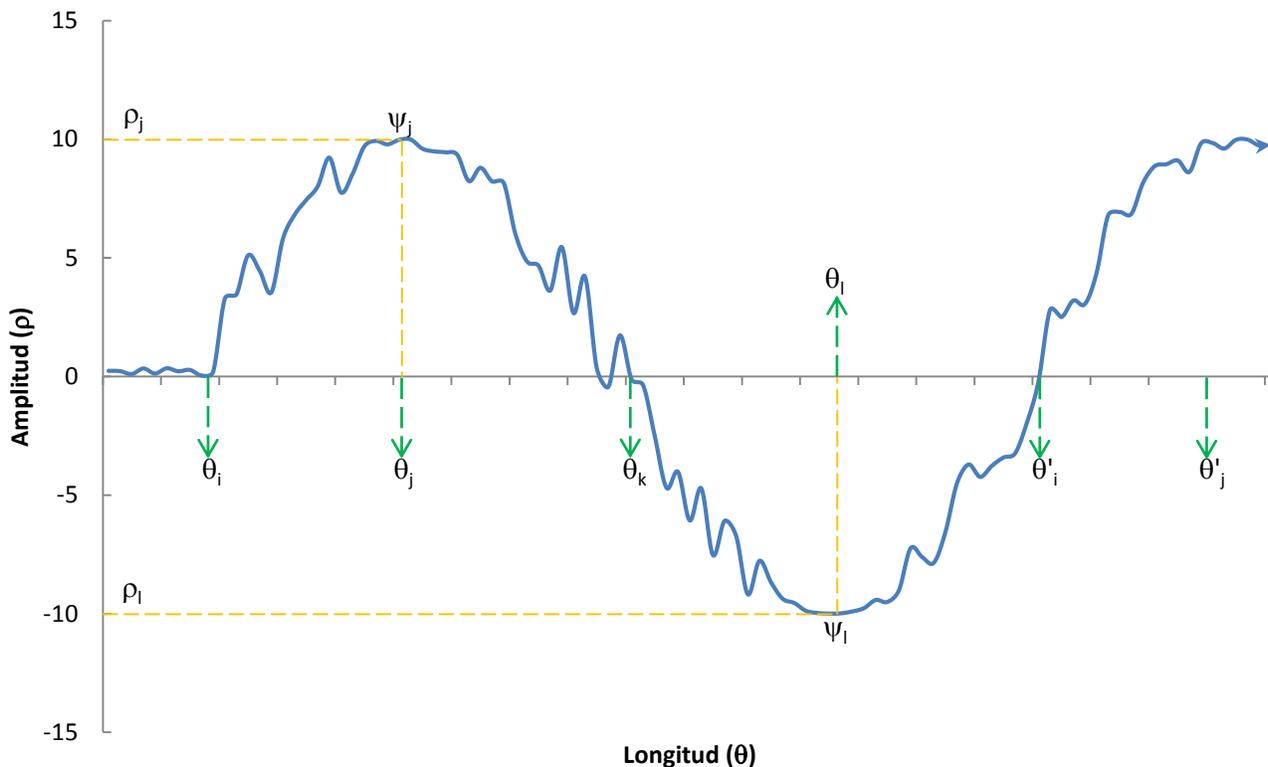
Conocer la *naturaleza* de los ciclos económicos significa sistematizar las amplitudes y longitudes tanto de fases de expansión como de contracción; véase gráfica 1.1. Mitchell (1927) señala que esto se logra con la profunda evaluación del ritmo del desarrollo económico de un país en un periodo dado; el autor destaca, por un lado, la relevancia de la teoría: “No podemos iniciar un trabajo constructivo acerca del problema del ciclo económico hasta no estar equipados con las teorías económicas que provean las

¹⁷ Sin embargo, Burns y Mitchell advertían que los ciclos económicos se presentan al mismo tiempo en muchas actividades de una economía.

¹⁸ Véanse los trabajos de Erola et al. (2012), Anderson y Tewolde (2011), Perri y Quadrini (2011), Kenen (2000) y Frankel y Rose (1998).

hipótesis de trabajo más promisorias, de modo que confiadamente no dejemos por fuera elementos cuya importancia ya ha sido reconocida”; por otro lado, subraya la importancia de nuevas propuestas matemática-estadística de análisis empírico para avanzar en la comprensión de los ciclos.¹⁹

Gráfica 1.1
Fases estilizadas de los ciclos económicos



Con base en los hallazgos de Burns y Mitchell, Haberler (1953) argumenta que los patrones sistemáticos de mediano plazo se componen de cuatro etapas: i) expansión-crisis, $d(\theta_i, \theta_j)$; ii) crisis-contracción, $d(\theta_j, \theta_k)$; iv) contracción-recuperación, $d(\theta_k, \theta_l)$; y iv) recuperación-expansión, $d(\theta_l, \theta'_i)$. Cada una de estas fases está directamente asociada con cambios en la oferta y demanda agregadas, nivel de empleo, precios, tipo de cambio, etc. La distancia $d(\theta_l, \theta'_i) + d(\theta'_i, \theta'_j)$ señala la longitud de una

¹⁹ Mitchell se cuestiona: “¿Cuál es la importancia relativa de los factores considerados como causas de las fluctuaciones? ¿Cuál es la amplitud relativa de las fluctuaciones características de estos factores y de los efectos que según se afirma ellos producen? ¿En qué secuencia aparecen las fluctuaciones y en qué intervalos de tiempo? (...) Tales problemas sólo pueden resolverse con el concurso de las estadísticas. (...) En verdad, la mejor opción para avanzar en relación con el trabajo de autores anteriores descansa en dicha orientación”.

expansión, mientras que $d(\theta_j, \theta_k) + d(\theta_k, \theta_l)$, la de una contracción; las distancias $d(\theta_j, \rho_j)$ y $d(\theta_l, \rho_l)$ son las amplitudes de expansiones y contracciones, respectivamente.

Es importante señalar que en la época de Burns y Mitchell, aún en la nuestra, el término *crisis* era ambiguo debido a que posee dos significados distintos. El primero de carácter cuantitativo considera a la crisis como el *punto de flexión* o de *quiebre* (de la palabra inglesa *turning point*) en que la fase de expansión pasa a la fase de contracción; el segundo, de acepción más popular, significa perturbación severa en las actividades económicas. En términos generales, el primer significado es más útil para describir los efectos de una crisis porque al reconocer un punto de flexión en el máximo del periodo de expansión se advierte, al mismo tiempo, un punto similar al final de un periodo contractivo.

Por otro lado, en su obra de 1950, Schumpeter propone una clasificación de los ciclos económicos fundamentada en su periodicidad:²⁰ i) Kitchin, 3-5 años; ii) Juglar, 7-11 años; iii) Kuznets, 15-25 años; y iv) Kondratiev, 46-60 años. En la actualidad, este tipo de ordenamiento ha perdido interés y los esfuerzos de los investigadores, más que determinar la tipología de los ciclos, es caracterizar sus fases, las cuales son definidas en la actualidad por el National Bureau of Economic Research (NBER) como:

Una recesión es un período entre un pico y un valle, y una expansión es un período de entre un valle y un pico. Durante una recesión, una disminución significativa de la actividad económica se propaga a través de la economía y puede durar unos cuantos meses hasta más de un año. Del mismo modo, durante una expansión, la actividad económica se eleva considerablemente y se propaga a través de la economía y, por lo general, dura varios años. Tanto en las recesiones y como en las expansiones, pueden ocurrir breves alteraciones en la actividad económica; una recesión puede incluir un corto período de expansión seguido por un nuevo descenso; una expansión puede incluir un corto período de contracción seguido por un mayor crecimiento.

De la definición anterior se rescatan los conceptos de *persistencia cíclica*. Cuando una expansión/contracción comienza, por lo general, su trayectoria y velocidad se mantienen durante un periodo de tiempo no determinado, aunque existan breves lapsos de expansiones-contracciones. Debido a este hecho empírico, uno de los objetivos centrales de todo pronosticador es la búsqueda de los puntos de quiebre $\psi_j, \psi_l, \psi'_j, \dots$ que indiquen los cambios posibles en la dirección de la actividad económica agregada.

²⁰ La periodicidad es el número de veces que un ciclo se repite en un periodo determinado.

Ahora bien, el primer paso para caracterizar los regímenes cíclicos de una serie de tiempo es obtener este componente *no observable* y luego, medir y comparar las amplitudes y longitudes de expansiones y contracciones. Si partimos del planteamiento de Persons (1919), entonces el PGD de una serie de tiempo, Y_t , con T elementos *observables* puede describirse a través de:

$$Y_t = M_t \times \Psi_t \times \gamma_t \times \Omega_t \quad [1.1]$$

Donde: M_t = tendencia o componente de largo plazo, Ψ_t = ciclo o componente de mediano plazo, γ_t = efectos estacionales o componente de corto plazo, Ω_t = componente no sistemático y $t = 1, \dots, T$.

A pesar del carácter multiplicativo de la expresión [1.1], al asumir que Y_t sigue una distribución normal y obtenemos logaritmos de ambos lados de la igualdad, los efectos de largo, mediano y corto plazos pueden aislarse:²¹

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad [1.2]$$

Donde: μ_t , ψ_t y γ_t son procesos no estocásticos no observables; $\varepsilon_t \sim niid(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $E(\varepsilon_t) = 0$, $Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 < \infty$ y $Cov(\varepsilon_s, \varepsilon_t) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Gracias a los supuestos anteriores, podemos realizar el siguiente despeje:

$$\psi_t = (y_t - \gamma_t) - (\mu_t + \varepsilon_t) \quad [1.3]$$

Es importante mencionar que hasta principios del siglo actual no solía modelarse tendencia, ciclo y componente estacional de manera conjunta; por lo general, se filtraba el producto observado a través de algún método de *suavizamiento* paramétrico o no paramétrico para obtener el *producto efectivo* o producto sin efectos estacionales.²² En la actualidad, este tipo de procedimiento supone una pérdida de información valiosa para la aproximación del PGD de y_t ; más aún, el procedimiento $y_t - \gamma_t$ es susceptible al efecto Slutsky-Yule (Segura y Rodríguez, 2004); es decir, a la generación de componentes de mediano plazo espurios.

Con la reflexión anterior en mente, reescribimos [1.3] como:

$$\psi_t = y_t^* - \mu_t^* \quad [1.4]$$

Donde: $y_t^* = y_t - \gamma_t$ y $\mu_t^* = \mu_t + \varepsilon_t$.

La expresión anterior, conocida como *brecha del producto*, indica que ψ_t es función de las desviaciones del producto efectivo, y_t^* , respecto a su componente de largo plazo; si $\psi_t = 0$ es porque $\mu_t^* = y_t^*$; en *equilibrio*, la tasa de crecimiento o *velocidad* de μ_t^* es proporcional a la del producto efectivo

²¹ Las letras minúsculas representan los logaritmos de las series.

²² Métodos modernos de filtrado estacional: X-12-ARIMA (U. S. Census Bureau, 2011) y TRAMO/SEATS (Gómez y Maravall, 1996).

y viceversa. Por esta razón, a través de los años, las distintas escuelas del pensamiento económico le han otorgado a μ_t^* un papel central de análisis; el nombre otorgado es el mismo: *producto potencial*; sin embargo, su definición no es única.

En la conferencia anual de 1962 de la Asociación Americana de Estadística, Arthur Okun fue el primer investigador que definió (y calculó) el *producto potencial* como:

La cantidad máxima de producto que la economía podría generar bajo condiciones de pleno empleo de los recursos productivos, considerando a este último como aquel que permite alcanzar un nivel máximo de producción en ausencia de presiones inflacionarias.

De esta forma, μ_t^* puede interpretarse como la *frontera de posibilidades de producción* o el límite entre las combinaciones de bienes y servicios que pueden producirse (y los que no) que está ligada a una tasa de desempleo no aceleradora de la inflación o, por sus siglas en inglés, NAIRU. Con base en la definición de Okun, durante la década del sesenta y los primeros años de los setenta, la metodología más ampliamente difundida para calcular el producto potencial consistió en estimar una línea que atravesara las cimas más altas del producto observado porque, en esencia, μ_t^* es el producto máximo posible de una economía; sin embargo, esto implica que ψ_t sea casi siempre negativo o a lo sumo igual a cero. Debido a esto, la definición de producto potencial ha evolucionado durante años; por ejemplo, para Woodford (2003) es: “la tasa de crecimiento que la producción tendría si no hubiesen rigideces nominales mientras el resto de las fricciones (reales) y shocks aleatorios permanecen sin cambios”; para Justiniano y Primiceri (2008) y Basu y Fernald (2009) el componente μ_t^* es, de manera simple y elegante, el producto *natural* y el producto *óptimo* de una economía, respectivamente. En este trabajo se asume que la tendencia de una serie de tiempo macroeconómica es la *senda de crecimiento potencial*.

Si bien el producto potencial, al igual que ψ_t , no es observable, sabemos que en equilibrio $\mu_t^* = y_t^*$; por tanto, al ajustar una recta o una curva a las observaciones del producto efectivo describiremos, al mismo tiempo, la dinámica del producto potencial. Por ejemplo, asumir que y_t^* sigue un movimiento rectilíneo uniforme nos permite expresar a μ_t^* como:

$$\mu_t^* = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad [1.5]$$

De esta forma, a pesar de que el desplazamiento de μ_t^* está sujeto a perturbaciones estocásticas, su tasa de crecimiento permanece constante; es decir, $\Delta\mu_t^* = \beta$. Sin embargo, existen dos importantes observaciones que limitan el uso de la expresión [1.5]: i) aunque α y β pueden estimarse de forma óptima

y eficiente a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), ni la teoría macroeconómica ni la evidencia empírica sugieren que el producto potencial sea un proceso determinístico (Basu y Fernand, op. cit.); y ii) el producto potencial está determinado de manera *exógena*; es decir, no se conocen (o no son importantes) los factores que lo generan.

Por esta razón, aunque la propuesta de Solow (1956) no se formuló explícitamente para calcular el producto potencial (a pesar de que coincide con la definición de Okun), ha permitido a los investigadores aproximarlos de forma *endógena* a partir de la siguiente función de producción tipo Cobb-Douglas:

$$M_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad [1.6]$$

Donde: M_t = producto potencial, A = constante de tecnología, K_t = acervo de capital total, L_t = fuerza de trabajo total y $0 < \alpha < 1$.

Si M_t, K_t y L_t siguen distribuciones normales e independientes, entonces al obtener logaritmos e incluir a ε_t podemos reescribir [1.6] como:

$$\mu_t = a + \alpha k_t + \beta l_t + \varepsilon_t \quad [1.7]$$

Donde: $\alpha + \beta < 1$.

De esta forma, hasta finales de los años noventa, el componente de mediano plazo de una economía podía definirse a través de la expresión [1.4] o de:

$$\psi_t = y_t^* - \mu_t \quad [1.8]$$

A diferencia de [1.5], la expresión [1.7] permite descomponer los cambios del producto potencial a partir de las variaciones de sus principales determinantes; además, se puede asumir que el nivel l_t es congruente con la NAIRU. Estas cualidades, sumadas al hecho que k_t y l_t son observables, hace que sea una de las metodologías más utilizadas para la estimación de μ_t . Sin embargo, las principales desventajas son: i) para que exista convergencia al estado estacionario, $\lim_{T \rightarrow \infty} E(\sum_{t=1}^T y_t^* - \sum_{t=1}^T \mu_t) = 0$, se debe cumplir que $y_t^* = \mu_t$; ii) la tecnología y el ciclo económico son factores exógenos contenidos en ε_t ; iii) los parámetros estimados de α y β son MELI si las series y_t^*, k_t y l_t son estacionarias de primer orden; y iv) no todas las economías cuentan con series de tiempo congruentes para K y/o L .

A pesar de sus restricciones, con base en [1.5] y [1.7] Kaldor (1957) acuñó el término “hechos estilizados”. El *hecho estilizado* más importante es que una economía en equilibrio crece alrededor de su tasa de crecimiento potencial; otros hechos estilizados: el acervo de capital crece a una tasa más o menos constante, por encima de la tasa de crecimiento del factor trabajo; las tasas de crecimiento del producto observado y del acervo de capital tienden a ser las mismas, de modo que la razón de capital a producto no

presenta una tendencia sistemática; y la participación de los rendimientos del capital en el ingreso es más o menos constante.

Ahora bien, el objetivo de Lucas en 1978 al publicar el artículo *Econometric Policy Evaluation: A Critique* fue demostrar que los resultados de [1.5] y [1.7] no representaban adecuadamente la realidad económica, debido a que los parámetros estimados son inestables en el tiempo; sus razones: cambios sorprendidos en la oferta y/o demanda agregadas y, principalmente, en las políticas económicas llevan a los agentes a recalcularlos;²³ de tal manera que, si se tiene un conjunto de parámetros estimados y de pronto se produce un shock permanente, estos no son más aplicables. Detrás de la exposición teórico-económica de Lucas se encuentra la discusión matemático-estadística sobre el uso de series de tiempo no estacionarias en media y/o varianza en el análisis econométrico clásico.

Aunque en una primera lectura, la *crítica de Lucas* pareció invalidar todo esfuerzo por modelar los procesos de un sistema económico (en términos de calcular el producto potencial y la brecha del producto), no fue así. Los contra-argumentos asociados al trabajo de Lucas ayudaron a mejorar las técnicas matemáticas y estadísticas de finales del siglo XX. Por ejemplo, Sims (1980) desarrolló la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR), como una alternativa a [1.7], para demostrar que la *crítica* sólo opera en casos excepcionales.

En busca de una solución a la *crítica*, Kydland y Prescott (1990) sentaron las bases para las metodologías que pretendieran obtener el componente de largo plazo de una serie de tiempo de forma práctica, pero más eficiente que con [1.5]:

1. La tendencia de una serie de tiempo debe ser, aproximadamente, la curva que se dibujaría a mano alzada sobre la gráfica de la serie original.
2. La tendencia será una transformación lineal de la serie observada y esta transformación debe ser aplicable a cualquier serie de tiempo.
3. En general, el método habrá de ser independiente a la longitud de la serie (Baxter y King 1995).
4. El modelo final tendrá que estar bien definido, de fácil aplicación y uso.

Para Hodrick y Prescott (1997) el método *Whittaker-Henderson Tipo A* (Whittaker, 1923; Henderson, 1924) cumple las características descritas con anterioridad. Como primer paso, se parte de la ecuación [1.2] y se redefine como:

$$(y_t - \gamma_t) - \mu_t = \psi_t + \varepsilon_t \quad [1.9]$$

Al simplificar:

²³ Bajo el supuesto de que los agentes toman sus decisiones de forma racional; es decir, no cometen errores sistemáticos.

$$y_t^* - \mu_t = \psi_t^* \quad [1.10]$$

Donde: $y_t^* = y_t - \gamma_t$ y $\psi_t^* = \psi_t + \varepsilon_t$.

Aunque la expresión anterior es parecida a [1.4] y [1.8], el componente ψ_t^* puede considerarse como un proceso estocástico. La suma de las desviaciones cuadráticas de [1.10] está dada por:

$$\sum_{t=1}^T (y_t^* - \mu_t)^2 = \sum_{t=1}^T (\psi_t^*)^2 \quad [1.11]$$

De la expresión [1.11] podemos deducir que si $\Delta\mu_t$ permanece constante, entonces $\psi_t^* \neq 0$ porque existe una variación entre la tasa de crecimiento de y_t^* respecto a la de y_{t-1}^* ; por tanto, para que exista equilibrio $\Delta^2 y_t^* = 0$. La suma de estas desviaciones al cuadrado está dada por:

$$\sum_{t=3}^T (\Delta^2 y_t^*)^2 = 0 \quad [1.12]$$

Al minimizar [1.11] en función de [1.12]:

$$\min_{\mu_t^*} \{ \sum_{t=3}^T (y_t^* - \mu_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^T (\Delta^2 y_t^*)^2 \} = 0 \quad [1.13]$$

Donde: $\lambda \geq 0$.

La expresión [1.13] es conocida en nuestros días como *filtro Hodrick-Prescott* o *filtro HP*;²⁴ si bien Hodrick y Prescott no son los autores del planteamiento matemático ni los primeros en utilizarlo,²⁵ a ellos se les debe la interpretación y justificación de los resultados (en términos teórico-económicos) al aplicar el *lagrangiano* a series de tiempo económicas.

Es importante observar que λ determina el grado de suavidad de μ_t : por un lado, cuando $\lambda \rightarrow \infty$ significa que se penaliza al máximo la aceleración de y_t^* ; por tanto, la minimización [1.13] da como resultado que μ_t sigue una trayectoria determinística, $\mu_t = \alpha + \beta t$. Por otro lado, cuando $\lambda \rightarrow 0$ la minimización [1.13] se reduce a $\min_{\mu_t} \{ \sum_{t=1}^T (y_t^* - \mu_t)^2 \}$, lo cual significa que el componente de largo plazo es la misma serie observada, $\mu_t = y_t^*$.

Es claro que escoger los valores de λ puede ser demasiado arbitrario y dependerá del *conocimiento* a priori sobre la aceleración del producto efectivo y la duración de un ciclo económico; por ejemplo, Hodrick y Prescott proponen que de la minimización [1.13] podemos realizar el siguiente despeje:

$$\lambda = \frac{\sum_{t=3}^T (y_t^* - \mu_t)^2}{\sum_{t=3}^T (\Delta^2 y_t^*)^2} \quad [1.14]$$

²⁴ Un *filtro* es un procedimiento para eliminar información irrelevante; la expresión [1.13] *revela* el componente de largo plazo de una serie de tiempo. Por tanto, es preferible el término *algoritmo* porque, según el Diccionario de la Real Academia Española, es un conjunto ordenado y finito de operaciones que permite hallar la solución de un problema.

²⁵ Schlicht (2005) señala que Leser (1961) fue el primero en utilizar la expresión [1.13] para extraer de la tendencia de una serie de tiempo.

Bajo el supuesto de que la magnitud de las desviaciones de y_t^* respecto a μ_t es de cinco años, $\sum_{t=3}^T (y_t^* - \mu_t)^2 = 5$, por un lado, si y_t^* es una serie anual que se acelera cada seis meses ($\frac{1}{2}$ al año), entonces $\lambda = \frac{5^2}{0.5^2} = 1,00$; por otro lado, si y_t^* es una serie trimestral que se acelera cada mes y medio ($\frac{1}{8}$ al año), entonces $\lambda = \frac{5^2}{0.125^2} = 1,600$; por último, si y_t^* es una serie mensual que se acelera cada medio mes ($\frac{1}{24}$ al año), entonces $\lambda = \frac{5^2}{0.0417^2} = 14,400$; de esta forma se obtienen los famosos valores de λ para datos anuales, trimestrales y mensuales, respectivamente.

A través de los años han sido muchos los investigadores que han cuestionado el uso de [1.13]²⁶ para aproximar la tendencia de una serie y , posteriormente, su componente de mediano plazo, porque al cambiar el supuesto de que $\sum_{t=3}^T (y_t^* - \mu_t)^2 = 5$ o se especifica una aceleración distinta para y_t^* los resultados varían drásticamente. Por ejemplo, si $\sum_{t=3}^T (y_t^* - \mu_t)^2 = 3$ y y_t^* es una serie trimestral que se acelera cada mes y medio, entonces $\frac{3^2}{0.125^2} = 576$; pero si $\sum_{t=3}^T (y_t^* - \mu_t)^2 = 3$ y y_t^* se acelera cada tres meses (lo cual es más sensato para una serie trimestral) entonces $\frac{3^2}{0.25^2} = 144$. Es claro que imponer la periodicidad del componente de mediano plazo y/o la aceleración del producto efectivo en [1.14] crea sesgos estadísticos en expresión [1.13].

Con el problema anterior en mente Baxter y King (op. cit.) proponen que en lugar de remover el componente de largo plazo de una serie de tiempo y luego obtener de manera residual el componente de mediano plazo, es mejor extraer “directamente” los movimientos *periódicos* que pueden existir en un rango determinado de tiempo. Para llevar a cabo dicha tarea los autores parten del *análisis espectral* o *análisis de la frecuencia*, el cual es un método no convencional en la econometría de las series de tiempo; aunque éste no aporta información nueva o adicional, permite representar con mayor precisión los movimientos cíclicos no observables a través de una magnitud observable. De forma breve, en lugar de representar las propiedades de un proceso estocástico en el *dominio del tiempo* (expresión [1.15]²⁷) se utiliza el *dominio de la frecuencia* (expresión [1.16]):

$$y_t - \mu = \sum_{q=0}^{\infty} \theta \varepsilon_{t-q} \quad [1.15]$$

$$y(t) - \mu = \int_0^{\infty} [\cos(\lambda t) dA(\lambda) + \text{sen}(\lambda t) dB(\lambda)] \quad [1.16]$$

²⁶ Véase capítulo II y los trabajos de Durbin y Koopman (2012), Harvey (2004), y Kichian (1999).

²⁷ De acuerdo al *teorema de representación de Wold* (Wold, 1938).

Donde: $\mu = E(y_t)$, $A(\lambda)$ y $B(\lambda)$ son dos procesos estocásticos continuos en λ no correlacionados de incrementos ortogonales,²⁸ $E[dA(\lambda)] = E[dB(\lambda)] = 0$, $E[dA(\lambda_m), dA(\lambda_n)] = 0$ si $m \neq n$, $E[dB(\lambda_m), dB(\lambda_n)] = 0$ si $m \neq n$, $E[dA(\lambda_m), dB(\lambda_n)] = 0 \forall m, n$, $Var[dA(\lambda)] = Var[dB(\lambda)] = 2dF(\lambda) = 2dF'(\lambda)$; las funciones $2dF(\lambda)$ y $2dF'(\lambda) = 2f(\lambda)$ se conocen como la *función de distribución espectral* y la *función de densidad espectral*, respectivamente. El objetivo de representar un proceso estocástico a través de [1.16] es mostrar que toda frecuencia en el rango $[0, \infty]$ contribuye en la varianza del proceso; es importante observar que para un proceso discreto medido en intervalos de tiempo no hay pérdida de generalidad al restringir λ en el rango $[0, \pi]$ en lugar de $[0, \infty]$.

Si definimos $dZ(\lambda) = \frac{1}{2}[dA(\lambda) - idB(\lambda)]$, $dZ^*(\lambda) = \frac{1}{2}[dA(\lambda) + idB(\lambda)]$ y $i = \sqrt{-1}$, entonces:

$$dZ^*(\lambda) = dZ(-\lambda) \quad [1.17]$$

Donde: $E[dZ(\lambda_m), dZ^*(\lambda_n)] = 0$ si $m \neq n$ y $E[dZ(\lambda_m), dZ^*(\lambda_n)] = f(\lambda)d\lambda$ si $m = n$.

Gracias a lo anterior, podemos escribir [1.16] como:

$$\begin{aligned} y(t) - \mu &= \int_0^\pi \left\{ \frac{(e^{i\lambda t} + e^{-i\lambda t})}{2} dA(\lambda) - i \frac{(e^{i\lambda t} - e^{-i\lambda t})}{2} dB(\lambda) \right\} \\ y(t) - \mu &= \int_0^\pi \left\{ e^{i\lambda t} \frac{[dA(\lambda) - idB(\lambda)]}{2} + e^{-i\lambda t} \frac{[dA(\lambda) + idB(\lambda)]}{2} \right\} \\ y(t) - \mu &= \int_0^\pi \{ e^{i\lambda t} dZ(\lambda) + e^{-i\lambda t} dZ^*(\lambda) \} \end{aligned} \quad [1.18]$$

Donde: $e^{\pm i\lambda} = \cos(\lambda) \pm i \operatorname{sen}(\lambda)$.

Finalmente, cuando la integral [1.18] se extiende del rango $[0, \pi]$ al rango $[\pi, -\pi]$,²⁹ se obtiene la *representación espectral* de un proceso estocástico de covarianza estacionaria:

$$y(t) - \mu = \int_{-\pi}^\pi e^{i\lambda t} dZ(\lambda) \quad [1.19]$$

Donde: $dZ(\lambda)$ es un proceso estocástico continuo de incrementos ortogonales; un *movimiento Browniano*, por ejemplo.

El *teorema de representación de Cramér* y el *teorema de Wiener-Khinchin* (Cramér, 1964; Ivkovic y Rozanov, 1972; Ricker, 2003) garantizan que las autocovarianzas de todo proceso estocástico de covarianza estacionaria pueden ser expresadas en términos del *espectro de poder*; es decir:

$$\gamma(\tau) = \operatorname{Cov}(y_t, y_k) = E \left[\int_{-\pi}^\pi e^{i\lambda_m t} dZ(\lambda_m) \int_{-\pi}^\pi e^{-i\lambda_n k} dZ(\lambda_n) \right]$$

²⁸ Se dice que una función (real o compleja) tiene incrementos ortogonales si, para $t_1 \leq t_2 \leq t_3 \leq t_4 \in T$, la covarianza entre el incremento de t_1 a t_2 y el incremento de t_3 a t_4 es siempre cero: $E[(A(\lambda_4) - A(\lambda_3))(A(\lambda_2) - A(\lambda_1))] = 0$ y $E[(B(\lambda_4) - B(\lambda_3))(B(\lambda_2) - B(\lambda_1))] = 0$.

²⁹ Lo cual implica que $A(-\lambda) = A(\lambda)$ y $B(-\lambda) = -B(\lambda)$.

$$\gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda_m t} e^{-i\lambda_n k} E[dZ(\lambda_m) dZ^*(\lambda_n)]$$

Si $n = m$, entonces $\gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda_m \tau} E[dZ(\lambda_m) dZ^*(\lambda_m)]$ y:

$$\gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda \tau} f(\lambda) d\lambda \quad [1.20]$$

Donde: $\tau = t - k$.

La utilidad de la expresión anterior es que su *transformación inversa Fourier* nos indica el *mapeo* de las autocovarianzas al *espectro*:

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma(\tau) e^{-i\lambda \tau} d\tau \quad [1.21]$$

La expresión [1.20] se conoce como el *espectro de poder* o *función de densidad espectral de poder* de $\gamma(\tau)$, mientras que [1.21] como el *espectro de energía*; ambas ecuaciones son la base para la descomposición de $y(t) - \mu$ como una suma de procesos con diferentes frecuencias; de esta forma, se pueden vincular los componentes de largo y corto plazos con oscilaciones de baja y alta frecuencia, respectivamente. Dado un rango específico, una alta frecuencia significa que se llevan a cabo más ciclos, mientras que una baja frecuencia lo contrario.

Con base en la definición de Burns y Mitchell y en la cronología del NBER, Baxter y King definieron un ciclo económico en términos de la función de densidad espectral de poder de $\gamma(\tau)$; de esta forma, el componente de mediano plazo consiste en una frecuencia de oscilación que se encuentra entre un año y medio y ocho años.³⁰ Si la *periodicidad* dada en el rango $[i, j]$, donde $2 \leq i < j < \infty$, corresponden a la *frecuencia* en el rango $[\frac{2\pi}{i}, \frac{2\pi}{j}]$, entonces la frecuencia de un ciclo económico de una serie trimestral estará definida en el intervalo $[\frac{2\pi}{32}, \frac{2\pi}{6}]$. El intervalo $(0, \frac{2\pi}{32})$ corresponde al componente de largo plazo y el intervalo $(\frac{2\pi}{6}, 2\pi]$, al componente irregular.³¹

Con base en lo anterior, el *filtro Baxter-King* se define como:

$$\psi^{BK}(t) = y(t) - \mu = \int_{-\pi}^{\pi} \beta(\lambda) e^{i\lambda t} dZ(\lambda) \quad [1.22]$$

$$\text{Donde: } \beta(\lambda) = \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{2\pi}{6} \leq |\lambda| \leq \frac{2\pi}{32}. \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

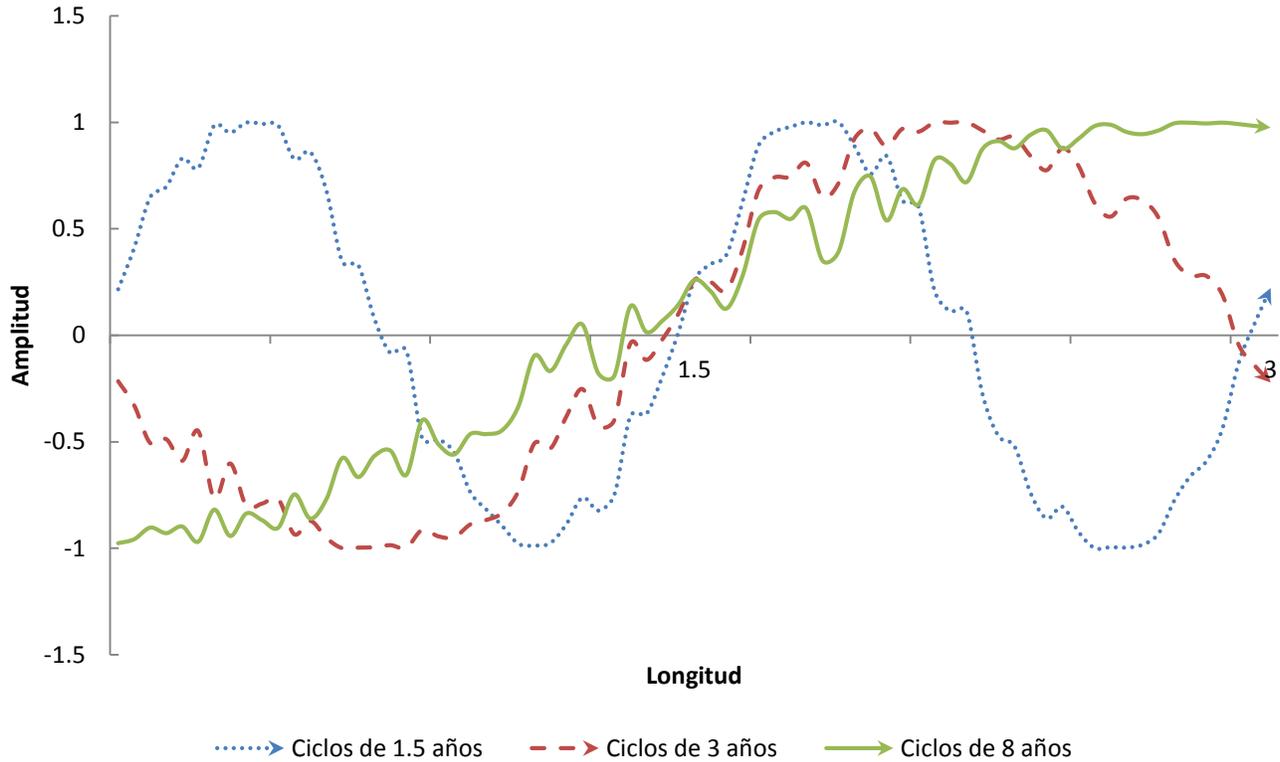
El componente $\beta(\lambda)$ es un ejemplo de los llamados *filtros de banda* utilizados en ingeniería, porque éste extrae las señales que se encuentran dentro de la banda de frecuencia pre-especificada y

³⁰ Los ciclos con periodicidad mayor a ocho años se vinculan con la tendencia; el resto se consigna al componente no sistemático.

³¹ Para series anuales $\beta(\lambda) = \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{2\pi}{8} \leq |\lambda| \leq \frac{2\pi}{1.5} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$ y para series mensuales $\beta(\lambda) = \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{2\pi}{96} \leq |\lambda| \leq \frac{2\pi}{18}. \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$

elimina todo lo demás (véase gráfica 1.2); de esta forma, $\psi^{BK}(t)$ no es otra cosa más que un *filtro lineal* en el dominio del tiempo: $\psi_t^{BK} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} b_k L^k(y_t - \mu)$ y $L^k(y_t) = y_{t-k}$.

Gráfica 1.2
Información sistemática capturada por [1.22]



Sin embargo, la expresión [1.22] requiere una cantidad infinita de datos; por tanto, la versión *discreta o finita* para una serie de tiempo con T observaciones es la siguiente:

$$\psi_t^{BK} = \sum_{k=-K}^K b_k L^k(y_t - \mu) \quad [1.23]$$

Donde: K es la periodicidad de la serie de tiempo; los valores b_k pueden ser derivados de la transformación inversa Fourier de [1.22] (Priestley, 1981):

$$b_k = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \beta(\lambda) e^{i\lambda k} d\lambda \quad [1.24]$$

$$\text{Donde: } b_k = \begin{cases} \frac{\lambda_m - \lambda_n}{\pi} & \text{para } k = 0 \\ \frac{\text{sen}(\lambda_m k) - \text{sen}(\lambda_n k)}{\pi k} & \text{para } k = \pm 1, \pm 2, \dots \end{cases}$$

La preocupación central de Christiano y Fitzgerald (2003), así como la de otros investigadores, es determinar b_k a través del mejor valor para K porque si este parámetro es grande, entonces la aproximación de ψ_t^{BK} es mejor; sin embargo, hay una pérdida considerable de grados de libertad.

Ahora bien, tanto ψ_t^* como ψ_t^{BK} nos permiten caracterizar lo que sucede en las fases descritas al principio de la sección;³² si $\psi_t = \psi_t^* = \psi_t^{BK}$, entonces:

1. Si $\psi_t = 0$ es porque $\Delta y_t^* = \Delta \mu_t$, lo cual implica que $\Delta^2 y_t^* = \Delta^2 \mu_t$.

2. Tal como concluimos a través de la expresión [1.11], si $\psi_t \neq 0$ es porque $\Delta^2 y_t^* \neq 0$ mientras que $\Delta^2 \mu_t = 0$; es decir, el componente de mediano plazo es causado por la aceleración del producto efectivo respecto al producto potencial, el cual está dado de manera exógena. Lo anterior sugiere que si y_t^* es no estacionaria en varianza y/o covarianza, la probabilidad de que posea un componente cíclico es alta.³³

3. Si $\psi_t > 0$ porque $\Delta^2 y_t^* > 0$ mientras que $\Delta^2 \mu_t = 0$, entonces en el punto $\psi_i = (\theta_i, \rho_i)$ de la gráfica 1.1 existe un incremento en los bienes y servicios producidos que origina, posteriormente, un aumento en el ingreso disponible. Este ingreso, además de consumirse de inmediato, puede ahorrarse o invertirse; por un lado, las empresas que hayan experimentado un aumento extraordinario en sus ganancias, aumentarán sus actividades e invertirán en bienes de capital; por otro lado, las familias destinarán una parte de su ingreso a la adquisición de bienes de consumo y otra, al ahorro. Debido a la expansión de demanda de bienes de capital y de consumo, las empresas y familias de las ramas económicas que los producen también obtendrán beneficios; esto implica, en el mejor de los casos, una disminución de la tasa de desempleo ocasionada por la demanda de trabajadores. Gracias a las condiciones de equilibrio previas, la tasa de interés en ψ_i es baja y resulta un incentivo para que las empresas adquieran un crédito bancario e inviertan en nuevos proyectos productivos.

Si en el punto ψ_i no hay plena ocupación de recursos, el aumento de demanda de bienes se satisface por la rápida respuesta de la oferta sin un aumento proporcional en los costos totales. El resultado es mayor producción sin alza de precios; sin embargo, con el paso del tiempo la producción es cada vez menos elástica.

De esta forma, tarde o temprano, el desfase entre oferta y demanda agregadas provoca que los precios comiencen a variar a diferentes ritmos; algunos, como los del comercio nacional/internacional de

³² Las caracterizaciones para los regímenes de ψ_t (expresión [1.8] o [1.4]) pueden seguir la misma lógica.

³³ Si en la expresión [1.7] $Var(\varepsilon_t) = t\sigma_\varepsilon^2$ y/o $Cov(\varepsilon_s, \varepsilon_t) = t\delta_\varepsilon \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$, entonces ε_t puede tomarse como una variable proxy de ψ_t porque existen procesos sistemáticos inherentes.

materias primas, lo harán periodo tras periodo; otros, como los salarios establecidos por contrato, tardarán más en ajustarse. Esta alza de precios estará acompañada por un aumento en el volumen de dinero en circulación, debido a la expansión de los depósitos bancarios de, mayoritariamente, las familias; como explica Estey (1956): “Sería del todo imposible vender una producción mayor a precios medios más altos, sin una mayor cantidad de dinero”.

Esta alza heterogénea de los precios erosiona de forma inevitable el ingreso real de los agentes; en esencia, este es el costo central que acarrea el crecimiento del producto observado por arriba de su potencial.

Mitchell (1913) señala que es fácil suponer que el proceso de expansión de un sistema económico se puede mantener indefinidamente hasta llegar a una ocupación plena de recursos, porque la producción u oferta de cada productor es la fuente de la demanda de bienes de otros; sin embargo, esto no sucede debido a que el ritmo de las diferentes actividades de un país empieza a disminuir con lentitud y, tarde o temprano, de forma gradual o abrupta, la fase expansiva del ciclo termina y se llega a un punto de inflexión. Así, poco a poco se engendran las *fuerzas* que dan forma a la crisis y al periodo contractivo que nace de ésta: i) el alza gradual de los costos con relación a los precios y, ii) la imposibilidad de aumentar los precios debido a la elasticidad decreciente del crédito bancario y la resistencia de los agentes a consumir.

Durante la transición expansión-crisis la velocidad de circulación del crédito es cada vez mayor, debido a que el aumento de ganancias y la perspectiva de su continuación producen un rápido aumento en la cotización del mercado de valores. Sin embargo, a medida que la capacidad instalada de las empresas se satura, el incremento de los costos de producción y las tensiones en los mercados financieros derivados de la competencia por los factores productivos y el crédito, reducen los márgenes de ganancia y la capacidad de pago de las empresas. Las garantías empresariales sobre las cuales se consolidó la expansión crediticia, pierden valor en la medida en la que se elevan las tasas de interés; al deterioro de los balances empresariales sigue el desplome de las cotizaciones en la bolsa y el repliegue del crédito bancario.³⁴ De nuevo, el aumento en la inflación distorsiona aún más el poder adquisitivo de quienes cobran y pagan tasas de interés fijas.

Que $\Delta^2 y_t^* > \Delta^2 \mu_t$ lleva irremediablemente a una crisis, debido a que en la fase $d(\theta_i, \theta_j)$ se crean burbujas especulativas que generan desequilibrios financieros: las empresas se endeudan para invertir en tecnología y las familias se endeudan comprando acciones de las empresas de nuevas tecnologías; de esta

³⁴ Para una exposición más detallada véase Bernanke y Gertler (1995).

forma, el desfase entre ahorro e inversión crean en el sector privado un ahorro negativo reflejado en un déficit en cuenta corriente; además, es posible que se presente una demora en la producción de los nuevos bienes y los pagos totales de salarios a los trabajadores, así como una mayor necesidad de dinero en circulación para realizar las transacciones económicas asociadas a este proceso, como la construcción de nuevas fábricas.

De esta forma, el punto de inflexión $\psi_j = (\theta_j, \rho_j)$ implica la saturación de la capacidad instalada de las empresas y la liquidación de los volúmenes de crédito acumulados; como escribe Mitchell: “En el curso de dicha liquidación la fase de prosperidad se funde con la de crisis”; el derrumbe del mercado de valores es la señal dramática de su llegada: no sólo anticipa la caída de los precios y las ganancias, sino que ayuda a reproducirlas. En ese sentido, la crisis es el colapso de la confianza.

La tendencia acumulativa de liquidación, que debilita a los mercados de valores, de dinero y de bienes de capital, es el prelude de una transición *ordenada* o, en el peor de los casos, *desordenada*. Una fase contractiva ordenada (pero no uniforme) se caracteriza por la disminución general de la actividad económica y el aumento de las tasas de desempleo e inflación; una crisis desordenada se produce por alguna quiebra espectacular e inesperada de una empresa o de un banco; las tensiones en los mercados financieros siempre son una alarma muy ruidosa para los acreedores.

Luego de la crisis y a medida que se avanza sobre la fase $d(\theta_j, \theta_k)$, la tasa de desempleo comienza a acelerarse; esto conlleva a una pérdida en el poder adquisitivo de las familias, debido a que su ingreso nominal no aumenta tanto como los precios. Una de las causas de la persistencia de esta fase es la reducción del volumen de dinero en uso real: la disminución general de la actividad económica y las malas perspectivas se combinan y convierten en una baja del volumen de depósitos bancarios; los préstamos efectuados se reintegran en lo posible y no hay nuevos que los sustituyan. El temor al futuro promueve entre las familias y las empresas el ahorro para las emergencias. La baja en el poder de compra es el antecedente de la baja de precios.

A la par de la distorsión en la composición de los precios, aparece un desequilibrio en las relaciones costo-precio. Por un lado, algunos costos/precios menos rígidos bajan; otros más rígidos no cambian o bajan con lentitud; por otro lado, los salarios y los sueldos tienden a retrasarse con relación al nivel de precios; asimismo, las tasas de interés son lentas en su movimiento descendente.³⁵ Lo interesante es que las fases $d(\theta_j, \theta_k)$ y $d(\theta_k, \theta_l)$ el ritmo de cambio en los precios es completamente desigual y es esta

³⁵ Por ejemplo, para las deudas crediticias la tasa de interés es fija.

estructura no homogénea la que cambia la distribución del ingreso y consigue, en la mayoría de los casos, acelerar la fase $d(\theta_k, \theta_l)$.

4. En el punto $\psi_l = (\theta_l, \rho_l)$ ocurre que $\psi_l < 0$ debido a $\Delta^2 y_l^* < 0$ mientras que $\Delta^2 \mu_l = 0$. La fase $d(\theta_k, \theta'_i)$, por lo general, es el resultado directo de las fuerzas acumuladas durante $d(\theta_i, \theta_k)$, en especial de $d(\theta_j, \theta_k)$: el debilitamiento de las expectativas de ganancia que origina la crisis trae consigo un movimiento heterogéneo de los precios, una reducción de la producción. Así, bajo el desaliento de esto última, se presenta otra ola de reducción de la producción con mayor desempleo, menor posibilidad de obtener un crédito bancario y una mayor caída de los precios.

Ante una inminente *deflación* en el punto ψ_l , los agentes intentan restringir su consumo lo cual implica una actividad económica menor debido a la una disminución en los ingresos generados por la producción de bienes de capital y duraderos, y una lenta velocidad de circulación. Todo esto contribuye a la inactividad y al estancamiento.

Sin embargo, tal como ocurre en la fase de expansión, $d(\theta_i, \theta_j)$, en la fase de contracción, $d(\theta_k, \theta'_i)$ hay fuerzas que la llevan a su fin. Douglas (1935) escribe: “Aún las perturbaciones más poderosas ponen en movimiento fuerzas que, a su debido tiempo, las llevan a un fin.” La fuerza principal es la estabilidad de los precios-costos, que se alcanza más aprisa en sectores como la minería (donde la producción puede controlarse) y más despacio, por lo general, en los sectores agrícolas.³⁶ Además, tarde o temprano, se realizarán gastos de inversión para reponer los bienes de capital consumidos durante $d(\theta_k, \theta'_i)$ por las empresas; por otro lado, aunque las familias demoren su consumo en bienes duraderos, han generado nuevos mercados para bienes sustitutos. Los aumentos en las demandas de bienes de capital y de bienes sustitutos en el punto $\psi'_i = (\theta'_i, \rho'_i)$ implican una reactivación productiva en las ramas económicas que producen dichos bienes; así como en las ramas de bienes intermedios y complementarios. Como señala Mitchell, en cuanto “se hayan desvanecido los nubarrones en el horizonte financiero” ocurren los primeros signos del cambio de fase: aparte del restablecimiento de la relación precio-costo está la reactivación el nivel de las cotizaciones de los valores y en las actividades de las industrias de la construcción y de equipo. Asimismo, las actividades de la bolsa de valores tienen una tendencia en todas las épocas a dirigir la producción; la recuperación inminente de ganancias se refleja en el precio de los valores; así como, el bajo nivel de la tasa de interés en la fase $d(\theta'_i, \theta'_j)$ resulta favorable para iniciar un nuevo ciclo de préstamos, aunque mucho más restrictivos que en el punto ψ_i .

³⁶ Pero como señala Parkin (2011): “la economía se comporta como un casino, en el que algunas personas ganan y otras pierden, y nada ni nadie puede predecir dónde caerán las ganancias y dónde las pérdidas”.

Es importante destacar que la evidencia empírica histórica señala que el proceso anterior no es *simétrico*. A diferencia de la crisis como resultado de las fuerzas naturales delimitadoras del proceso expansivo, durante una recesión es posible que no se generen fuerzas endógenas favorables lo suficientemente poderosas para producir la recuperación. Lo anterior significa que el punto de inflexión esperado durante la fase contractiva no es un proceso autogenerado; por tanto, resulta necesario la aparición de ciertos *estímulos exógenos* capaces de sacar un sistema económico del estancamiento.

Ahora bien, en términos generales, Mitchell nos explica la naturaleza de los ciclos económicos al afirmar que “la dinámica de la actividad económica se explica en función de la ganancia. Y es en búsqueda de la ganancia como se suceden ciclos económicos recurrentes en los cuales la crisis es seguida por la depresión, la cual a su turno precede la recuperación, y esta última se transforma en prosperidad, la cual engendra una nueva crisis”. Para Mitchell, el inicio de cualquier ciclo puede originarse en cualquier fase, porque una vez empezada tiende a desarrollarse en forma *acumulativa*. En ausencia de *choques imprevistos* que aceleren o desaceleren al producto potencial, los cambios en el producto efectivo ocurrirán “lenta, pero con seguridad”,³⁷ Por estas razones, para Mitchell la finalidad del estudio de los ciclos es “el análisis descriptivo de los cambios acumulativos mediante los cuales un conjunto de condiciones de los negocios se transforma en otro conjunto.”

Es claro que, aunque no exista claridad (pero sí mucha controversia) en cómo estimar el componente de mediano plazo de una serie de tiempo, el estudio de su *naturaleza* a través del dominio del tiempo o del dominio de la frecuencia ofrece mucha información, tanto a nivel teórico como empírico. Así como un especialista prescribe una receta para aliviar un resfriado común con base en variables como edad, constitución o historial médico (sabe que una aspirina puede matar a un niño y que un joven, en condiciones normales, sólo necesita reposo); el macroeconomista necesita identificar el régimen cíclico actual y las características de las fases históricas para optimizar acciones.

Una vez que se conoce la naturaleza de los ciclos económicos, el siguiente paso es saber cuáles son sus causas y cuáles los instrumentos de política económica que influyen directamente en el comportamiento y persistencia de expansiones y contracciones económicas; esto se vincula con la necesidad de profundizar en la relación causal entre el producto efectivo y el producto potencial.

³⁷ “Mientras los procesos operan en forma acumulativa, durante algún tiempo, aumentando la prosperidad, también producen una lenta acumulación de características dentro del sistema económico en equilibrio, rasgos que en última instancia minan las bases en las cuales se funda la prosperidad.” Mitchell (*op. cit.*).

1.3. Causas de los ciclos económicos

En el dominio del tiempo que $\Delta^2 y_t^* \neq \Delta^2 \mu_t$ es la causa principal de los ciclos económicos; sin embargo, identificar cuáles son los factores o *estímulos* que aceleran el producto efectivo mientras que la tasa de crecimiento del producto potencial permanece constante o que aceleran el producto potencial mientras que la tasa de crecimiento del producto efectivo permanece constante, no es tan simple porque, al igual que las definiciones y técnicas presentadas a lo largo de este documento, dependerá del enfoque teórico del investigador. No obstante, si los estímulos o *shocks* afectan el comportamiento del producto efectivo, se dice que son *transitorios*; si los shocks cambian la senda del producto potencial, se dice que son *permanentes*.

Los shocks transitorios afectan de forma individual las decisiones de los agentes económicos, pero no al conjunto; por ejemplo, un incremento en la producción o en la capacidad instalada de una industria $f_k \in \{f_1, \dots, f_K\}$ tiene un efecto neto nulo en la actividad industrial de una economía. Los shocks permanentes son capaces de afectar el sistema económico de un país en su totalidad, cambian las formas de producción y consumo; por ejemplo, densidad y composición de la población, descubrimientos científicos, innovaciones tecnológicas, cambios climáticos, guerras.

Ahora bien, las distintas escuelas teóricas del pensamiento económico clasifican a shocks permanentes como los transitorios en *endógenos* y *exógenos*. Por un lado, si un shock es función de expansiones o contracciones por el lado la demanda agregada, se dice que es endógeno; por otro lado, si es función de expansiones o contracciones por el lado de la oferta agregada, se dice que es exógeno.

Las teorías exógenas atribuyen las fluctuaciones económicas a los efectos de shocks monetarios imprevistos por los agentes sobre la oferta agregada o a los efectos de súbitos shocks de innovaciones tecnológicas sobre el producto potencial;³⁸ por tanto, el objetivo central de esta visión es que el producto efectivo no se aleje de su trayectoria de largo plazo, de este modo, bajo el supuesto que un sistema económico es un *mecanismo autorregulador y autocorrector*, en el largo plazo $\lim_{T \rightarrow \infty} E(\sum_{t=1}^T y_t^* - \sum_{t=1}^T \mu_t) = 0$.

Las teorías endógenas afirman que en las economías de libre mercado existe un desequilibrio natural: o se sobre-produce o se sub-consume; es decir, las aceleraciones o desaceleraciones de y_t^* son recurrentes, pero no sistemáticas. Por tanto, los movimientos en la demanda agregada son los estímulos

³⁸ Aunque enmarcados bajo una misma clasificación, ambos enfoques teóricos son excluyentes: mientras que para la teoría del Ciclo Económico Real (Kydland y Prescott, 1982; Long y Plosser, 1983) la oferta monetaria es neutral en corto y largo plazos, para la teoría de los Ciclos Monetarios (Phelps, 1967; Lucas, 1973) sí tiene efectos reales en corto e inclusive en largo plazos.

permanentes en la determinación del nivel de producto potencial; así, el objetivo central de esta visión es generar cambios en la oferta y demanda agregadas a través de influir de forma constante en la trayectoria de largo plazo de una economía.³⁹

El debate sobre el origen endógeno o exógeno de los ciclos aún promueve la redacción de cientos de páginas en la literatura académica; aunque muchos de los argumentos son rigurosos en términos estadístico-matemáticos, también pueden ser contradictorios u opuestos en la práctica económica. Por ejemplo, bajo una óptica exógena, el equilibrio es el motor del crecimiento sostenido; por tanto, los ciclos económicos son fenómenos indeseables porque provocan distorsiones en los niveles de precios, empleo, tasas de interés, entre otros; por otro lado, bajo una óptica endógena, el desequilibrio es la base del desarrollo económico; por tanto, los ciclos económicos son fenómenos necesarios.

La primera visión supone una causalidad del producto observado hacia el producto potencial, mientras que la segunda, lo contrario. En ese sentido, el método de análisis estará ligado directamente (aunque no en todos los casos) a la visión teórico-económica: al suponer que el componente de mediano plazo es función de los cambios en la tasa de crecimiento del producto efectivo respecto a su tasa de crecimiento potencial, la cual está dada exógenamente, entonces técnicas como la expresión [1.13] son la mejor opción; pero si los ciclos son causados por la aceleración endógena del producto potencial respecto al producto efectivo, entonces la forma más apropiada de análisis es través de [1.7] o de la *primera ley de Kaldor*:⁴⁰

$$\mu_t^m = \alpha + \beta m_t + \varepsilon_t \quad [1.25]$$

Donde: μ_t^m = producto potencial del sector no manufacturero y m_t = producto del sector manufacturero.

Por éstas y otras razones, Christiano y Fitzgerald (1998) afirman que el debate sobre el ciclo económico es y será un *acertijo*.

Debido a que el sistema económico capitalista cambia constantemente, de forma ordenada o inesperada, sus métodos de producción y sus formas de consumo, las fuerzas que estimulan estas variaciones deben ser tan complejas como el *todo*: algunas son *acciones* que se originan fuera del sistema y son, por lo general, shocks difíciles de rastrear y medir; otras, son *reacciones* observables y

³⁹ Como señala Keynes (op. cit.) los aumentos de la producción y del empleo sólo son sostenibles si, al mismo tiempo, se consume o se invierte más.

⁴⁰ Kaldor (1966) afirma: “las rápidas tasas de crecimiento económico están asociadas con tasas rápidas de crecimiento del sector secundario de la economía (principalmente del sector de las manufacturas) y que esto es un atributo de una etapa intermedia del desarrollo económico: es la característica de la transición de la *inmadurez* a la *madurez*.” Véase también el trabajo de Thirwall (1983).

cuantificables. Si una economía es comparable a un sistema biológico, entonces los shocks pueden ser *activos* como los cambios en la productividad de los factores, *pasivos* como una oferta monetaria elástica, *físicos* como los cambios climáticos, *psicológicos* como las perspectivas optimistas o pesimistas de los agentes,⁴¹ *institucionales* como la rigidez de ciertos salarios o precios a consecuencia de acciones sindicales o monopólicas, respectivamente.

Al parecer, todas las teorías están de acuerdo en que las fases contractivas y expansivas del ciclo económico son procesos acumulativos, pero las explicaciones de cómo se inicia el proceso siempre está sujeta a controversias. Pero aún antes de que esta polémica iniciara, Clark (1934) sugirió: “el estudio de los regímenes cíclicos es identificar y controlar las reacciones multiplicativas y no las causas generadoras”. De nueva cuenta, imaginemos al sistema económico como un ente biológico sano: por un lado, ante un estímulo externo, una corriente de aire frío, existirá una reacción interna, un estornudo; por otro lado, si sus defensas naturales bajan, entonces es posible que alguna enfermedad latente se active o sea más fácil de adquirir. Evitar que una gripa común se convierta en una pulmonía es el primer objetivo del especialista; el segundo, si es algo más que un simple resfriado, es identificar las posibles causas que la provocaron y así, evitar su ocurrencia en el futuro y/o su contagio.

En ese sentido, el *acertijo* consiste en determinar cuál enfoque teórico otorga mejores herramientas de control cíclico; sin embargo, esta tarea tampoco es sencilla: por un lado, los modelos exógenos descartan la intervención del Estado para atenuar las fluctuaciones de mediano plazo, debido a que un sistema económico tiende a funcionar de manera estable y eficiente; por otro lado, los modelos endógenos proponen la regulación del Estado, ya que la característica primordial de cualquier sistema económico es la inestabilidad. En términos matemático-estadísticos, los primeros asumen que el producto efectivo y su potencial siguen procesos estocásticos estrictamente estacionarios o procesos no estacionarios en media, pero sí en varianza porque en ambos tipos la tasa de crecimiento es constante y las desviaciones del *equilibrio de largo plazo* son temporales; los segundos esperan que el producto potencial y, por ende, el producto efectivo sean procesos no estacionarios tanto en media como en varianza; así, aunque la tasa de crecimiento de ambas series sea constante, las desviaciones no son pasajeras y conducirán a nuevas sendas de crecimiento imposibles de predecir. Por esta razón, para la óptica exógena todos los shocks (en términos de políticas fiscales y monetarias) son transitorios y aunque pueden tener efectos reales en el corto plazo, en el largo plazo desaparecen; para la óptica endógena, los efectos de las políticas económicas son siempre permanentes y se auto-reproducen.

⁴¹ Véase Pigou (1927) y Collard (1996).

Zarnowitz (1992) afirma que la distinción excluyente entre enfoques endógenos y exógenos es meramente pedagógica. Si en la realidad pocos son los sistemas de alta complejidad con un comportamiento estable porque la mayoría de éstos exhiben una variabilidad natural *lineal* que está sujeta a fuerzas no *lineales*, entonces el componente de mediano plazo de cualquier economía debería incluir herramientas de ambos enfoques combinados en diferentes proporciones. En términos estrictamente matemático-estadísticos, para saber si una política económica tendrá efectos en corto y largo plazos primero resulta necesario identificar el PGD del producto efectivo porque éste es la raíz que origina los movimientos *cíclicos* de una economía.

En apoyo a esta importante afirmación, Muscatelli y Tirelli (2005), Favero y Monacelli (2000) mencionan que tanto las políticas fiscales y monetarias, así como el desarrollo o de nuevas tecnologías, han jugado un papel preponderante en la reducción del ciclo económico, tanto en amplitud como en longitud; sin embargo, en este *acertijo* de argumentos enfrentados siempre hay un par de preguntas en el aire: si en un periodo contractivo una economía comienza una rápida recuperación, ¿se debe al esfuerzo expansivo fiscal/monetario de las autoridades económicas o a un choque tecnológico lo suficientemente importante como para que el crecimiento de la productividad vuelva a tener un papel dominante tras muchos años de auge de la inversión? o ¿será de ambos?"; incluso Kydland y Prescott (1995) reconocieron la posibilidad de incluir choques monetarios en el análisis del ciclo económico cuando escribieron: "No todas las fluctuaciones son explicadas por choques tecnológicos, y los choques monetarios son un candidato de primer orden para explicar una fracción significativa de las fluctuaciones agregadas no explicadas".⁴²

Lo que ha demostrado la evidencia empírica mundial es la necesidad tanto de políticas fiscales como de monetarias para el control cíclico de una economía; por sí solas, ninguna de las dos ha sido efectiva en los últimos años (Kuttner, 2002); por un lado, aunque la política fiscal de control cíclico o es *automática* o es *discrecional*, esta última es obstaculizada por retrasos de reconocimiento, legislativos y de impacto; por otro lado, no es posible predecir con certeza los efectos de los instrumentos del Banco Central sobre las metas de política monetaria, como señalan Snowdon et al. (1994): "no sólo el tamaño del cambio en la oferta monetaria, sino también la ruta por la cual el dinero entra al sistema económico afecta las variables reales y el resultado final del mercado". Además, existen dos problemas para lograr la estabilidad de precios sin afectar la velocidad del producto efectivo: i) si el nivel de precios es estable,

⁴² Lucas (1987: capítulos VI y VII) considera que la exclusión de consideraciones monetarias en los modelos del ciclo económico real es "un error".

entonces es vital que la inflación no aumente y ii) si hay inflación, entonces se necesita restablecer el nivel de precios. Pero no sólo elegir entre políticas monetarias de *regla fija*, *de reacción* o *discrecionales* es bastante complejo; también la *credibilidad* juega un papel protagonista.

Lo cierto es que el *policy mix* no tiene “receta de aplicación”. A pesar de que en el periodo previo al punto $\psi_i = (\theta_i, \rho_i)$ no son necesarias unas políticas fiscales y/o monetarias activas, durante la fase $d(\theta_i, \theta_j)$ resulta vital contar con una política monetaria dinámica para que, luego de llegar al punto de inflexión $\psi_j = (\theta_j, \rho_j)$ se conduzca de manera ordenada la transición $d(\theta_j, \theta_k)$. Por otro lado, durante $d(\theta_l, \theta'_i)$ es necesario una política fiscal activa, ya que los gastos de inversión para reponer los bienes de capital consumidos durante $d(\theta_k, \theta_l)$ pueden ser llevados a cabo por el Gobierno. Si bien en los puntos ψ_i, ψ_k y ψ'_i es posible una combinación de políticas, se espera el predominio de alguna de las dos.

Con base en lo anterior, al obtener el componente de mediano plazo de una serie de tiempo (o la brecha del producto como alternativa) e incluir los G y M elementos de políticas fiscales y monetarias llevadas a cabo por el Gobierno y el Banco Central, respectivamente, podemos plantear la siguiente expresión:

$$\psi_t = \alpha\psi_{t-1} + \sum_{g=1}^G \beta_{gt} w_{gt} + \sum_{m=1}^M \beta_{mt} x_{mt} + \varepsilon_t \quad [1.26]$$

Donde: w_{gt} = políticas fiscales, x_{mt} = políticas monetarias, $\beta_{gt} - \beta_g = \delta_{\beta_g}(\beta_{g(t-1)} - \beta_g) + \xi_{gt}$,
 $\beta_{mt} - \beta_m = \delta_{\beta_m}(\beta_{m(t-1)} - \beta_m) + \varsigma_{mt}$, $\xi_{gt} \sim niid(0, \sigma_{\xi_g}^2)$, $\varsigma_{mt} \sim niid(0, \sigma_{\varsigma_m}^2)$, $E(\xi_{gt}) = 0$,
 $E(\varsigma_{mt}) = 0$, $Var(\xi_{gt}) = \sigma_{\xi_g}^2 < \infty$, $Var(\varsigma_{mt}) = \sigma_{\varsigma_m}^2 < \infty$, $Cov(\xi_{gs}, \xi_{gt}) = 0$, $Cov(\varsigma_{ms}, \varsigma_{mt}) = 0$,
 $Cov(\xi_{gs}, \varsigma_{mt}) = 0$, $Cov(\xi_{gs}, \varepsilon_t) = 0$ y $Cov(\varsigma_{ms}, \varepsilon_t) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Una alternativa para [1.26] es:

$$\Psi_t = A + B(L)\Psi_t + \Omega_t \quad [1.27]$$

Donde: $\Psi_t = [\psi_t \ w_{1t} \ \dots \ w_{Gt} \ x_{1t} \ \dots \ x_{Mt}]'$, $B(L)$ es una matriz polinomial de rezagos y
 $\Omega_t \sim NIID(0, \Sigma_{\Omega})$, $E(\Omega_t) = 0$, $E(\Omega_s \Omega'_t) = \begin{cases} \Sigma_{\Omega} < \infty \forall s = t \\ 0 \forall s \neq t \end{cases}$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Ambas expresiones ofrecen diferentes bondades. Por un lado, [1.26] nos permite determinar la dinámica del ciclo a través de las *reacciones* de las políticas fiscales y monetarias para $t = 1, \dots, T$; si $E(\beta_{g1}) \neq E(\beta_{g2}) \neq \dots \neq E(\beta_{gT})$ y $E(\beta_{m1}) \neq E(\beta_{m2}) \neq \dots \neq E(\beta_{mT})$ significa que la aplicación de las políticas económicas g y m no es rígida, sino *flexible* o discrecional. En otras palabras, la importancia relativa de una política económica para el amortiguamiento cíclico puede cambiar a lo largo del tiempo (Pagan, 1980).

Por otro lado, debido a que la coordinación entre políticas fiscales y monetarias no es fácil de llevar a cabo porque los objetivos de corto plazo de ambas políticas pueden ser incompatibles (en el sentido que el resultado de su interacción tenga consecuencias indeseables para la economía), la acción de la política fiscal repercute en las variables objetivo de la política monetaria o las acciones de la política monetaria tienen consecuencias sobre los instrumentos de política fiscal (Aguilar y Gamboa, 2005), a través de [1.27] podemos realizar un análisis de *causalidad en el sentido de Granger* y de *impulso-respuesta*.

De esta forma, [1.26] y [1.27] no son herramientas excluyentes, sino complementarias a la hora de minimizar los efectos negativos del *policy mix*; en especial, porque estos efectos y sus mecanismos de transmisión pueden ser muy variados: como caso trivial, que se lleven a un mismo tiempo políticas fiscales y monetarias expansivas significa un aumento de la demanda agregada desmesurada con alza generalizada de los precios como último resultado. Pero también, aunque las acciones de política monetaria son asociadas con perturbaciones en el nivel de precios, una política fiscal expansionista significa un déficit que se financiará a través del Banco Central; es decir, una política fiscal expansiva conlleva una política monetaria expansiva con presiones inflacionaria, apreciación del tipo de cambio real, desequilibrio en la balanza de pagos, etc., como secuelas finales. Incluso si el Gobierno financia sus déficits a través de una forma no monetaria (es decir, vía los mercados financieros), esto puede ser motivo de preocupación entre los demás agentes económicos, en especial para las empresas (efecto *crowding out*). Quizás el canal más directo en que la política fiscal afecta los resultados de la política monetaria sea el impacto de una reducción en los impuestos indirectos (en el caso de México, el Impuesto al Valor Agregado), debido a que este tipo de impuestos provocan un aumento inicial del consumo y de la ganancia; este aumento en la ganancia provoca un aumento en la demanda de dinero, lo cual aumenta la tasa de interés; el aumento de la tasa de interés repercute tanto en el mercado de activos como en el de bienes.

Woodford (1995) se plantea la siguiente pregunta: “¿puede el Gobierno usar algún otro instrumento, como los impuestos o la deuda pública, en conjunto con la política monetaria para determinar la tendencia de los precios? El autor argumenta que la forma en que el Gobierno financia su deuda juega un papel fundamental en la determinación de la trayectoria temporal de la tasa de inflación; de esta forma, no es necesario que el Banco Central imprima dinero para que el desequilibrio de las cuentas fiscales genere variaciones en la inflación.

Para Sims (1999) el nivel de precios no está determinado por la cantidad de dinero líquido en una economía, sino por el nivel de riqueza financiera nominal en poder de los agentes; la emisión indiscriminada de deuda pública contribuye con la dinámica de dicho nivel; cuando el nivel de riqueza

financiera nominal es mayor a la cantidad de bienes existentes en una economía, su valor real cae. Esta caída del valor real de la riqueza financiera de un sistema económico es el proceso inflacionario. Al argumento anterior se le ha llamado la *Teoría fiscal del nivel de precios* (Fiscal Theory of the Price Level).

Si la inflación es un fenómeno fiscal como afirman Woodford y Sims, entonces puede ocurrir que mientras más restrictiva sea la política monetaria, mayores sean las tasas de interés nominales, lo cual encarecería el endeudamiento de los agentes, incluido el Gobierno. Si no existe un aumento en los impuestos o se disminuye el gasto, el Gobierno se verá obligado a emitir deuda nueva; como consecuencia, habrá una expansión de la riqueza financiera de origen fiscal y, acto seguido, mayor inflación.

Al parecer, tanto el control sobre el producto efectivo como la estimulación del producto potencial a través de políticas monetarias y fiscales, respectivamente, son acciones costosas, en especial si no existe *coordinación*. En ambos casos, el costo común es el consumo corriente que no realiza; por ejemplo, para que $\Delta^2 \mu_t > 0$ los recursos de un país se deben canalizar en la innovación tecnológica y en la acumulación de capital, respectivamente. Otros costos asociados: desempleo (si el objetivo del Banco Central es combatir la inflación a capa y espada), agotamiento de recursos naturales no renovables y contaminación ambiental.

Pese a los costos, es posible que la óptima combinación de ambos tipos de políticas económicas nos conduzca por el camino de Keynes (op. cit): “El remedio correcto para el ciclo económico no puede encontrarse evitando los auges y conservándolos así en semi-depresiones permanentes, sino evitando las depresiones de este modo en un cuasi-auge continuo”.

1.4. El análisis de co-movimientos y los determinantes de la sincronización cíclica

En su definición, Burns y Mitchell afirman que “un ciclo consiste en expansiones que ocurren aproximadamente al mismo tiempo en muchas actividades económicas, seguidas por recesiones igualmente generales, contracciones y recuperaciones, que se funden en la fase de expansión del siguiente ciclo”; es decir, el comportamiento entre los componentes de mediano plazo de diferentes series de tiempo de una misma economía tiende a asemejarse y puede caracterizarse por la dinámica del ciclo agregado; sin embargo, en términos *holísticos*, aunque el ciclo agregado determina el comportamiento de las actividades productivas de un país, sus propiedades no pueden ser explicadas únicamente por la suma de las fluctuaciones que lo constituyen.

Ahora bien, aunque el descubrimiento empírico de Burns y Mitchell ha sido confirmado a través de las décadas por diversos autores como Lucas (1977), Gordon (1986), Long y Plosser (op. cit.),

Christiano y Fitzgerald (op. cit.), entre otros,⁴³ el estudio de movimientos comunes o *co-movimientos* no posee un desarrollo teórico-económico tan sofisticado como el planteado en las secciones anteriores; no obstante, el co-movimiento cíclico dispone de una amplia gama de técnicas matemático-estadísticas sumamente robustas. Sin embargo, muchas de estas técnicas clasificadas como sistemas de *caja negra*⁴⁴ han recibido numerosas críticas por parte de los investigadores más ortodoxos, debido a que muchos de los parámetros estimados no pueden ser justificados o interpretados económicamente. Su desaprobación (la desaprobación de Koopmans en la frase “medición sin teoría”) radica en el deseo de que toda estimación empírica tenga una lectura económica directa o esté respaldada por la teoría económica. Pero muchas veces lo que dictan las teorías es imposible de verificar en la práctica porque hay una enorme *brecha* entre lo que *es* y lo que *debería*. El mismo Lucas indica: “la construcción de modelos econométricos está sujeta a una gran cantidad de críticas mal informadas y casuales. Así, los modelos están condenados por ser *demasiado grandes* (con igual introspección, supongo que uno podría culpar a modelos con menor número de ecuaciones por ser *demasiado pequeños*), demasiado complicados, demasiado simplistas (es decir, no demasiado complicados), y, el golpe final, inferiores a los modelos ingenuos”.

Como sugiere Moral (2002): “aún cuando muchas veces el análisis de co-movimientos prescindiera de una carga teórica, el estudio puramente descriptivo de las características cíclicas de las diferentes magnitudes económicas proporciona una visión valiosa sobre la coyuntura económica. El estudio de los co-movimientos entre variables, la duración de las fases de aceleración y desaceleración, entre otros, permite interpretar adecuadamente, así como anticipar a modo de escenarios posibles, la evolución de la economía.”

Con lo anterior en mente, de manera general, el co-movimiento entre dos ciclos, ψ_t^y y ψ_t^z , consiste en analizar:

1. *Puntos de quiebre*. El análisis de detección de puntos de quiebre clásico de Bry y Boschan (1971) con base en las *medias móviles ponderadas de Spencer* (Spencer-Smith, 1947) es:

$$Q_{\psi^y} = \frac{1}{320} [74 + 67(L + L^{-1}) + 46(L^2 + L^{-2}) + 21(L^3 + L^{-3}) + 3(L^4 + L^{-4}) - 5(L^5 + L^{-5}) - 6(L^6 + L^{-6}) - 3(L^7 + L^{-7})] \quad [1.28]$$

⁴³ Para DiCecio (2005) el análisis de co-movimientos no es un *acertijo* porque la evidencia empírica señala que el nivel de la actividad de los sectores económicos tienden a ser los mismo a lo largo de los regímenes cíclicos.

⁴⁴ El término *caja negra* se refiere a un sistema del que se desconocen (o no son de interés de análisis) los elementos o mecanismos internos de solución, pero se sabe que a determinadas entradas (inputs) corresponden salidas bien delimitadas (outputs).

En esencia, se buscan puntos extremos locales al remover los componentes de alta frecuencia en ψ^y respecto a ψ^z .

2. *Correlación cíclica*. Para conocer la magnitud, sentido y forma de relación cíclica entre pares de ciclos en el dominio del tiempo se construye el coeficiente de correlación:

$$r_{\psi^y\psi^z} = \frac{E[(\psi_t^y - E(\psi_t^y))(\psi_t^z - E(\psi_t^z))]}{\sqrt{E[(\psi_t^y - E(\psi_t^y))^2]} \sqrt{E[(\psi_t^z - E(\psi_t^z))^2]}} \quad [1.29]$$

Donde: $-1 \leq r_{\psi^y\psi^z} \leq 1$.

Si $r_{\psi^y\psi^z}$ es positivo, el sentido del co-movimiento es *pro-cíclico*; si $r_{\psi^y\psi^z}$ es negativo, entonces el sentido es *contra-cíclico*; si no hay correlación, entonces el sentido es *a-cíclico*. El valor absoluto de $r_{\psi^y\psi^z}$ indica la magnitud o grado de asociación lineal entre ψ_t^y y ψ_t^z ; un valor bajo de $r_{\psi^y\psi^z}$ no excluye la posibilidad de una asociación *no lineal* fuerte. Como han marcado diversos autores desde Yule (1926), cualquier coeficiente de correlación necesita una cuidadosa interpretación porque muchos de ellos que no sólo son grandes numéricamente, sino que además son estadísticamente significativos, pueden no contener información real.

3. *Causalidad en el sentido de Granger*. La información estadística contenida en cualquiera de los dos ciclos puede *anteceder*, *seguir* o ser *contemporánea* a la información del otro (Granger, 1969). Si $[\psi_t^y \quad \psi_t^z]'$ es un proceso VAR(p) estable e invertible, entonces:

$$\begin{bmatrix} \psi_t^y \\ \psi_t^z \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) \\ B_{21}(L) & B_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t^y \\ \psi_t^z \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_t \\ \xi_t \end{bmatrix} \quad [1.30]$$

Donde: $B_{ij}(L)$ es una matriz polinomial de rezagos $\forall i, j = 1, 2$; $\zeta_t \sim niid(0, \sigma_\zeta^2)$, $\xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2)$, $E(\zeta_t) = 0$, $E(\xi_t) = 0$, $Var(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2 < \infty$, $Var(\xi_t) = \sigma_\xi^2 < \infty$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0$, $Cov(\xi_s, \xi_t) = 0$ y $Cov(\zeta_s, \xi_t) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

A través de [1.29] podemos realizar la siguiente proposición: ψ_t^z *no causa en el sentido de Granger* a ψ_t^y si y sólo si $B_{12}(L) = 0$; de forma alternativa: ψ_t^y *no causa en el sentido de Granger* a ψ_t^z si y sólo si $B_{21}(L) = 0$. Cuando $B_{12}(L)$ y $B_{21}(L)$ son estadísticamente diferentes de cero, se dice que existe *causalidad bidireccional* entre ψ_t^y y ψ_t^z .

4. *Impulso-respuesta*. El objetivo de este análisis es conocer la reacción o *respuesta* de un ciclo respecto a un *impulso* o shock exógeno en otro ciclo del sistema; las matrices de coeficientes de la representación MA(q) de [1.30] contienen las reacciones al impulso del sistema. Es importante notar que,

por ejemplo, si ψ_t^z no causa en el sentido de Granger a ψ_t^y , entonces la respuesta de ψ_t^y ante un shock exógeno en ψ_t^z será igual a cero.

5. *Coherencia espectral*. En el dominio de las frecuencias podemos definir:

$$C_{\psi^y\psi^z}^2(\lambda) = \frac{|f_{\psi^y\psi^z}(\lambda)|^2}{f_{\psi^y}(\lambda)f_{\psi^z}(\lambda)} \quad [1.31]$$

Donde: $0 \leq C_{\psi^y\psi^z}^2(\lambda) \leq 1$, $f_{\psi^y}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma_{\psi^y}(\tau) e^{-i\lambda\tau} d\tau$, $f_{\psi^z}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma_{\psi^z}(\tau) e^{-i\lambda\tau} d\tau$, $f_{\psi^y\psi^z}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma_{\psi^y\psi^z}(\tau) e^{-i\lambda\tau} d\tau$ se conoce como el *espectro de poder cruzado* y $\tau = t - k$.

La expresión anterior puede pensarse como un coeficiente de correlación lineal entre los espectros de dos procesos en la frecuencia λ ; si $C_{\psi^y\psi^z}^2(\lambda) > 0$, entonces existe *coherencia* o relación entre los espectros de ψ^y y de ψ^z .

Ahora bien, la causa del *co-movimiento* cíclico (tanto en el dominio del tiempo como en el de las frecuencias) puede ser la presencia de un *componente sincrónico* o *factor común* latente, pero inobservable.⁴⁵ Si $\psi_t^y \sim niid(0,1)$ y $\psi_t^z \sim niid(0,1)$, se rechaza la hipótesis nula de esfericidad de Bartlett (1950) y se evalúa el grado de relación conjunta de Kaiser (1970), entonces pueden plantearse las siguientes expresiones:

$$\psi_t^y = \alpha_1 \psi_t^c + \beta_1 \zeta_t \quad [1.32]$$

$$\psi_t^z = \alpha_2 \psi_t^c + \beta_2 \xi_t \quad [1.33]$$

Donde: $\psi_t^c \sim niid(0,1)$, $E(\psi_t^c) = 0$, $Var(\psi_t^c) = 1$, $Cov(\psi_s^c, \psi_t^c) = 0$, $Cov(\psi_s^c, \zeta_t) = 0$, $Cov(\psi_s^c, \xi_t) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Los coeficientes α_1 y α_2 de las expresiones anteriores representan los pesos del factor común, ψ_t^c , en los ciclos ψ_t^y y ψ_t^z ; por tanto, ψ_t^y y ψ_t^z son una combinación lineal de un componente común y de uno *específico* para cada ciclo, $\beta_1 \zeta_t$ y $\beta_2 \xi_t$, respectivamente. Tanto el factor común como los específicos no son observables, pero puede asumirse que $\zeta_t \sim niid(0, \sigma_\zeta^2)$, $\xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2)$, $E(\zeta_t) = 0$, $E(\xi_t) = 0$, $Var(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2 < \infty$, $Var(\xi_t) = \sigma_\xi^2 < \infty$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0$, $Cov(\xi_s, \xi_t) = 0$ y $Cov(\zeta_s, \xi_t) = \omega < \infty \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

De las expresiones [1.32] y [1.33] podemos deducir: i) $\sigma_{\psi^y}^2 = 1 = \alpha_1^2 + \beta_1^2$ y $\sigma_{\psi^z}^2 = 1 = \alpha_2^2 + \beta_2^2$, ii) $Cov(\psi_t^y, \psi_t^c) = \alpha_1$ y $Cov(\psi_t^z, \psi_t^c) = \alpha_2$, y iii) $Cov(\psi_t^y, \psi_t^z) = \alpha_1 \alpha_2$; por tanto, para que ψ_t^c exista α_1 y α_2 deben ser estadísticamente significativos.

⁴⁵ Véase los trabajos pioneros de Spearman (1904) y Thurstone (1947).

Además de lo anterior, podemos apreciar los siguientes casos: i) ψ_t^c no aparece en ψ_t^y ni en ψ_t^z , y tampoco en $\tau_t = \psi_t^y + \psi_t^z$; ii) ψ_t^c no aparece en ψ_t^y , pero sí en ψ_t^z y en $\tau_t = \psi_t^y + \psi_t^z$; iii) ψ_t^c no aparece en ψ_t^z , pero sí en ψ_t^y y en $\tau_t = \psi_t^y + \psi_t^z$; iv) ψ_t^c aparece en ψ_t^y y en ψ_t^z , y también en $\tau_t = \psi_t^y + \psi_t^z$; v) ψ_t^c aparece en ψ_t^y y en ψ_t^z , pero no en $\tau_t = \psi_t^y + \psi_t^z$. Sólo en el último caso se puede decir que ψ_t^c es un factor común porque permite la realización simultánea o *sincronización* de ψ_t^y y ψ_t^z .

Harvey y Carvalho (2002) indican que no es sencillo contrastar la hipótesis nula de sincronización cíclica. O bien α_1 y α_2 pueden estimarse a través del método de análisis factorial más apropiado (Thurstone, Alpha, Centroid, etc.)⁴⁶ o, si todas las series en niveles del Producto Interno Bruto de dos países, y_t y z_t , son no estacionarias en varianza, entonces es posible realizar un análisis en búsqueda de factores cíclicos comunes como el que proponen Engle y Kozicki (1990), Vahid y Engle (1993) y, recientemente, Hecq et al. (2013). Sin embargo, la bondad de *extraer* el factor común entre ψ_t^y y ψ_t^z es que, si éste existe, entonces pueden identificarse los H determinantes clave que influyen directamente en su comportamiento; es decir:

$$\psi_t^c = \alpha_t + \sum_{h=1}^H \beta_{ht} v_{ht} + \zeta_t \quad [1.34]$$

Donde: $\alpha_t - \alpha = \delta_\alpha(\alpha_{t-1} - \alpha) + \zeta_t$, $\beta_{ht} - \beta_h = \delta_{\beta_h}(\beta_{h(t-1)} - \beta_h) + \xi_{ht}$, $\zeta_t \sim niid(0, \sigma_\zeta^2)$, $\xi_{ht} \sim niid(0, \sigma_{\xi_h}^2)$, $\zeta_t \sim niid(0, \sigma_\zeta^2)$, $E(\zeta_t) = 0$, $E(\xi_{ht}) = 0$, $E(\zeta_t) = 0$, $Var(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2 < \infty$, $Var(\xi_{ht}) = \sigma_{\xi_h}^2 < \infty$, $Var(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2 < \infty$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0$, $Cov(\xi_{hs}, \xi_{ht}) = 0$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0$, $Cov(\zeta_s, \xi_{ht}) = 0$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0$ y $Cov(\xi_{hs}, \zeta_t) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Los β_{ht} permiten valorar la importancia relativa de cada variable independiente en la determinación del ciclo común a través del tiempo; si $E(\beta_{h1}) = E(\beta_{h2}) = \dots = E(\beta_{hT})$ significa que el efecto del determinante h sobre el factor sincrónico entre ψ_t^y y ψ_t^z es determinista y no estocástico. Gracias a que los elementos de la cuenta corriente muestran las operaciones del comercio de bienes y servicios entre dos o más países, los determinantes de ψ_t^c pueden definirse a partir de éstos.

⁴⁶ Véase Thompson (2004).

CAPÍTULO II

MODELOS ESTRUCTURALES DINÁMICOS DE SERIES DE TIEMPO

Si buscas resultados distintos, no hagas siempre lo mismo.
Albert Einstein

Aún para el analista más hábil, la *extracción* de los diferentes componentes no observables de una serie de tiempo puede resultar un trabajo muy difícil. En términos generales, existen dos grandes conjuntos de metodologías: el primero sugiere el uso de algoritmos tanto en el dominio del tiempo como en el dominio de las frecuencias para la aproximación determinística de los efectos de largo, mediano y corto plazos; el segundo consiste en extraer los elementos de una serie de tiempo a través de estructuras estocásticas específicas. La principal desventaja del primer enfoque es que sus técnicas fueron diseñadas para simplificación de cálculos, por lo que tienen una pobre aproximación estadística del PGD de una serie de tiempo. La bondad del segundo enfoque es que pueden asumirse relaciones dinámicas entre los componentes no observables de un proceso estocástico, aunque el costo es en términos de complejidad. El objetivo de este capítulo es presentar una metodología que permita plantear y calcular para los componentes de largo y mediano plazos de una serie de tiempo un modelo estocástico específico.

2.1. Lo métodos clásicos de descomposición: elegantes, pero inciertos

Aunque la expresión [1.2] o *modelo clásico de descomposición* nos permite plantear de forma simple y elegante el PGD no observable de una serie de tiempo, el supuesto de que μ_t , ψ_t y γ_t son procesos no estocásticos es poco realista porque cualquiera de éstos puede estar sujeto a shocks aleatorios, en especial, los componentes de largo y mediano plazos; además, estimar de forma separada o *residual* cada componente conlleva a su incierta aproximación. Por ésta razón, es imperativo asumir que los componentes no observables de una serie de tiempo son procesos estocásticos; de esta forma, el modelo clásico de descomposición se convierte en un Modelo Estructural de Series de Tiempo (MEST).

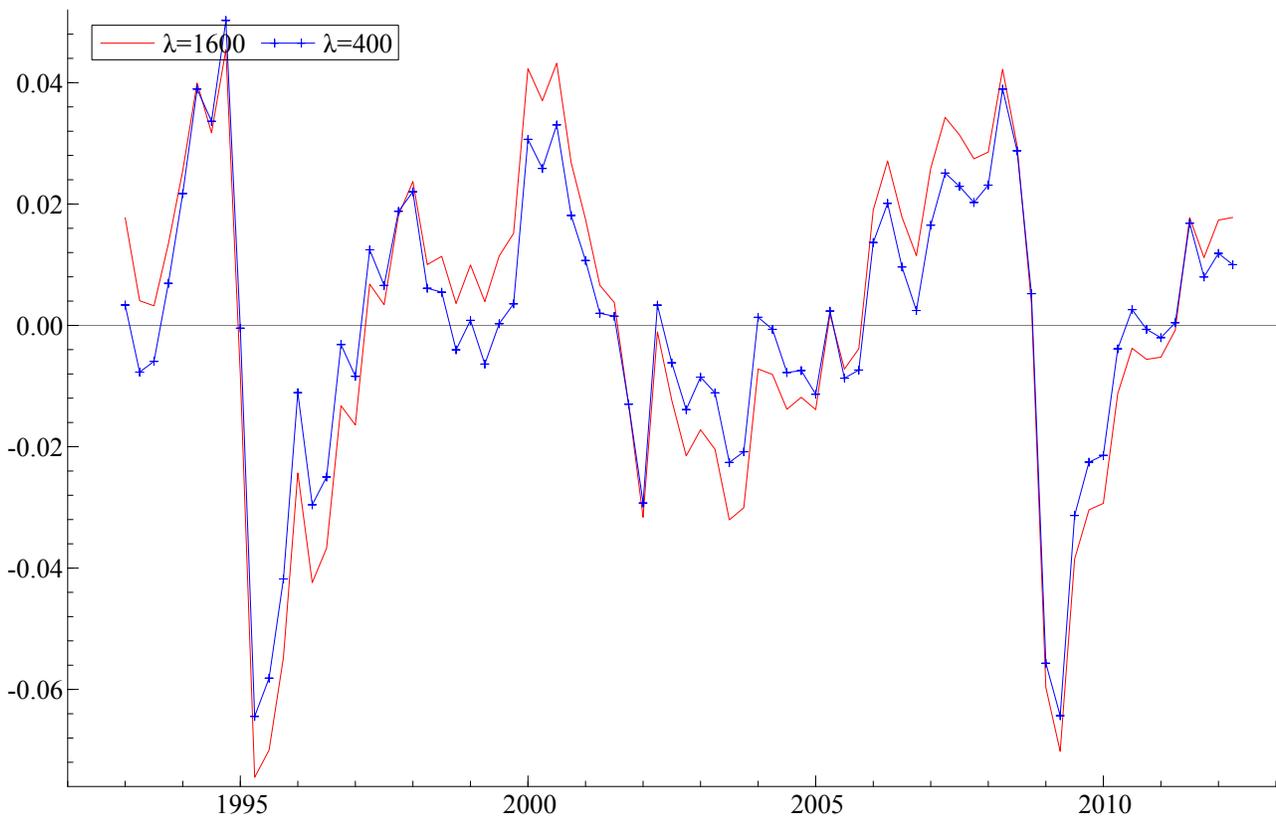
Por otro lado, si bien el algoritmo *Whittaker-Henderson Tipo A* es atractivo para caracterizar con rapidez el componente de largo plazo de una serie de tiempo, muchos investigadores han cuestionado su aplicación al argumentar que éste puede remover información substancial; más aún, que su empleo tanto en series de tiempo simuladas como en series históricas puede revelar, en ambos casos, la presencia de información sistemática de mediano plazo que no estaba presente en los datos originales; por ejemplo, Kapounek (2009) y Pedregal y Young (2001) concluyen que la expresión [1.13] no permite estimar la tendencia de una serie de forma eficiente y que su uso en la aproximación de la brecha del producto está sujeto al efecto Slutsky-Yule; por otro lado, Harvey y Jaeger (1993), al aplicar el algoritmo con los valores propuestos por Hodrick y Prescott a un conjunto de caminatas aleatorias experimentales, descubren que éste produce información sistemática con apariencia de ciclos de siete años de duración;

Doménech et al. (1997) afirman que si y_t es no estacionaria, entonces el componente de mediano plazo obtenido con la expresión [1.13] es equivalente al que se obtiene a través de ajustar una tendencia lineal a los datos observados y luego aplicar el algoritmo al residuo. Sin embargo, cuando y_t es estacionaria, la señal obtenida con [1.13] es parecida a la que se crea al suavizar dicha serie a través de [1.4]; en este caso, también es posible generar un patrón sistemático que no se encontraba en los datos originales.⁴⁷

En esencial, el “problema” de la minimización [1.13] es la naturaleza arbitraria de λ . Por ejemplo, al asumir que el periodo de un ciclo económico es de cinco años: i) si se fija la aceleración del Producto Interno Bruto (PIB) trimestral de México a $\frac{1}{8}$ al año, entonces $\lambda = 1600$ (como sugieren Hodrick y Prescott); pero ii) si se fija la aceleración a $\frac{1}{4}$ al año, entonces $\lambda = 400$; véase gráfica 2.1.

Gráfica 2.1

Efectos de λ cuando $y_t^* - \mu_t = 5$ en la extracción del componente de mediano plazo del PIB trimestral de México, 1993.1-2012.2

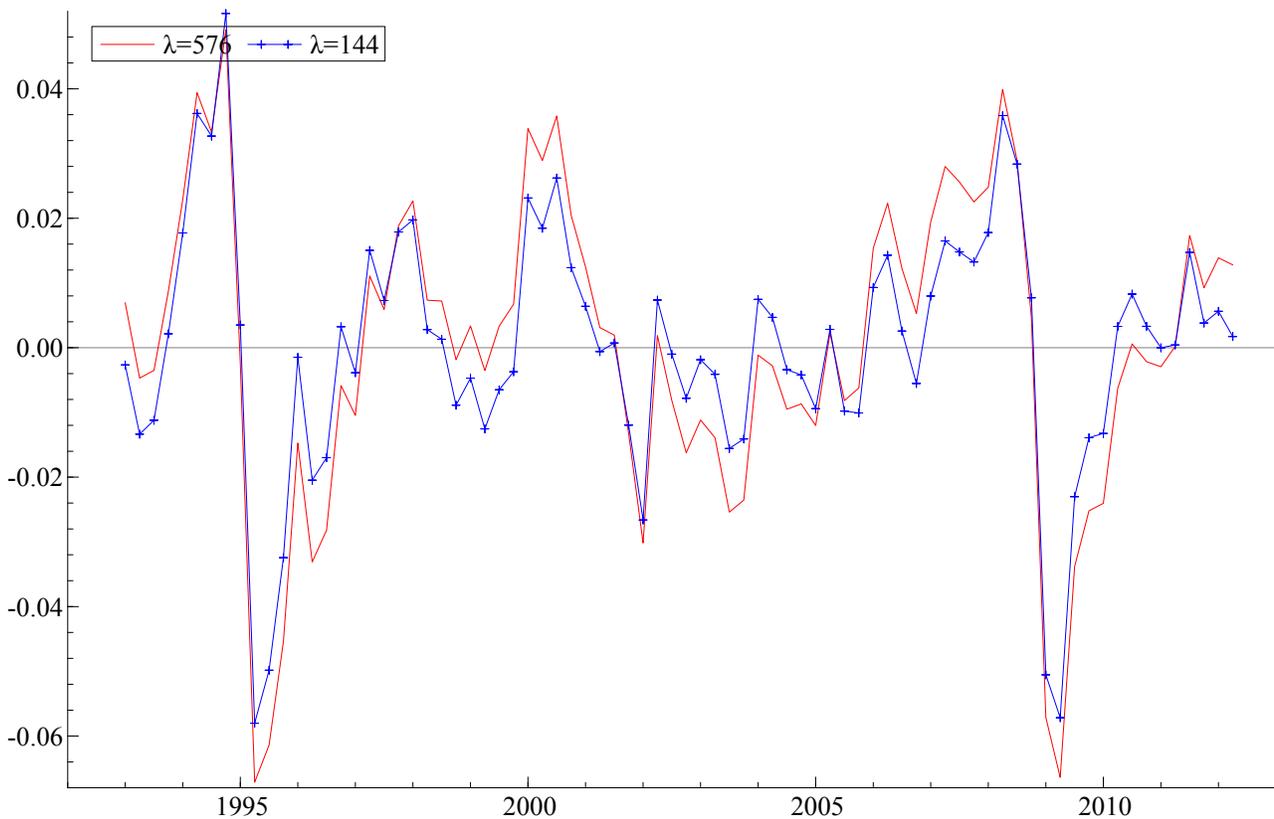


⁴⁷ En la práctica, la aparición de un componente de mediano plazo espurio es producto de la diferenciación para eliminar la tendencia, por un lado, y al subsiguiente suavizamiento para amortiguar patrones irrelevantes de corto plazo, por otro; o viceversa. Singleton (1988) muestra que [1.13] es una buena aproximación a [1.17] cuando es aplicado a series estacionarias.

Por otro lado, al asumir que el periodo de un ciclo económico es de tres años: i) si se fija la aceleración del PIB a $\frac{1}{8}$ al año, entonces $\lambda = 576$; pero ii) si se fija la aceleración a $\frac{1}{4}$ al año, entonces $\lambda = 144$; véase gráfica 2.2.

Gráfica 2.2

Efectos de λ cuando $y_t^* - \mu_t = 3$ en la extracción del componente de mediano plazo del PIB trimestral de México, 1993.1-2012.2

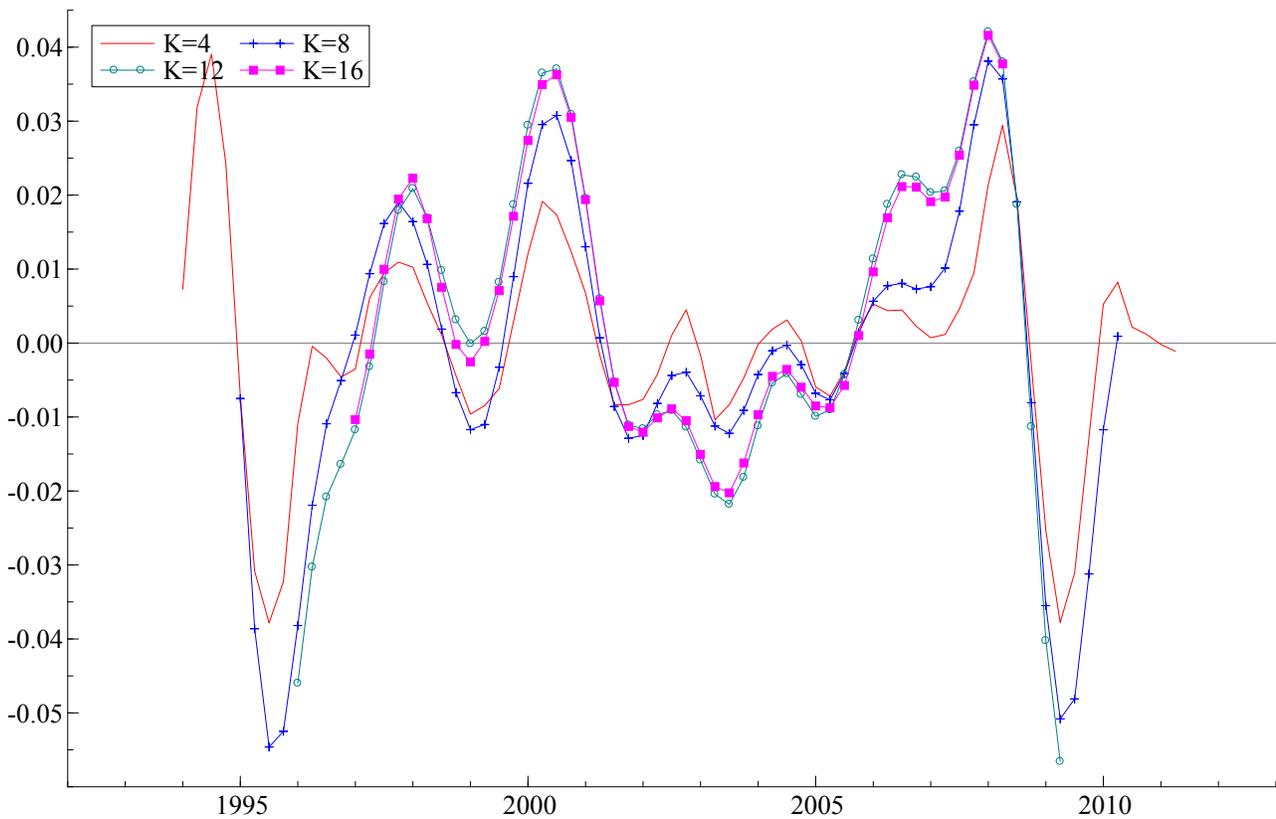


Tal como se señalo en el capítulo II, los resultados obtenidos con [1.13] son función de los supuestos que se asuman para los elementos de la expresión [1.14]. Si un investigador busca ciclos económicos con periodicidad de cinco años y especifica que $y_t^* - \mu_t = 5$, entonces con toda seguridad encontrará aquello que precisa. Por tanto, aunque el numerador de [1.14] es importante, el denominador es la pieza decisiva en la extracción del componente de mediano plazo. En términos generales, es claro que imponer la periodicidad del componente de mediano plazo y/o la aceleración del producto efectivo crea sesgos estadísticos a la hora de interpretar los resultados obtenidos.

Por otro lado, el talón de Aquiles de la expresión [1.17] es la frecuencia simétrica determinística de [1.22]: en la búsqueda de patrones sistemáticos el filtro de Baxter y King elimina todas las fluctuaciones que son demasiado largas o cortas y suma el resto. Lo anterior implica que [1.17] no permite incorporar el hecho empírico de asimetría cíclica; además, este *filtro ideal* no es óptimo para series no estacionarias (Murray, 2002), así como para muestras pequeñas puesto que requiere una cantidad infinita de datos (las expresiones [1.22] y [1.23] sacrifican $2K$ datos). La gráfica 2.3 muestra los resultados para $K = 4, 8, 12, 16$, respectivamente.

Gráfica 2.3

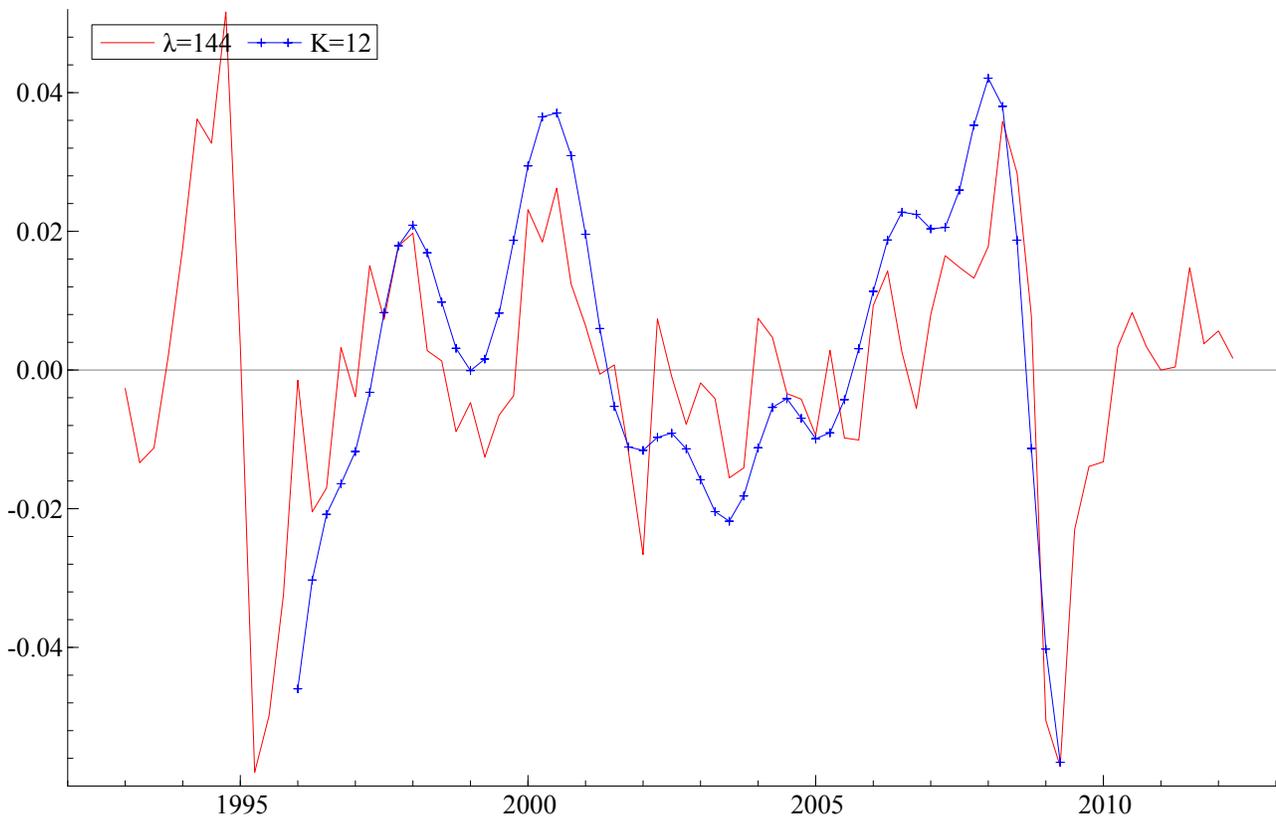
Efectos de K en la extracción del componente de mediano plazo del PIB trimestral de México, 1993.1-2012.2



A medida que K aumenta el filtro de Baxter y King señala que la duración promedio de los ciclos económicos del PIB trimestral de la economía mexicana es de tres años. El resultado anterior coincide para $\lambda = 144$; sin embargo, por un lado, hay una pérdida valiosa de grados de libertad en la extracción del

componente de mediano plazo cuando $K = 12$ y, por otro lado, para obtener el ciclo económico de manera residual con [1.13] es necesario cambiar los supuestos habituales de minimización; véase gráfica 2.4.

Gráfica 2.4
Componente de mediano plazo del PIB trimestral de México a través del algoritmo Whittaker-Henderson Tipo A, y del filtro Baxter-King, 1993.1-2012.2



Aunque algunos autores como Ravn y Uhlig (2002) han intentado subsanar los inconvenientes señalados a través de diferentes propuestas (por ejemplo, una versión de [1.13] en el dominio de la frecuencia), existe una alternativa que incluso Hodrick y Prescott señalan en su artículo seminal: los *Modelos Estado-Espacio* (MEE) y el *algoritmo de Kalman* para resolverlos.

Los MEE son una metodología para la estimación y descripción de los componentes no observables y sus *estados*⁴⁸ en un sistema dinámico a través de la información conocida que entra y sale

⁴⁸ Un *estado* contiene la información más relevante de un sistema y puede representar la situación de éste en cualquier momento en el tiempo. Los estados básicos de un sistema son: equilibrio y desequilibrio.

de éste; el objetivo es explicar el comportamiento de las variables externas observadas al examinar las propiedades dinámicas y sistemáticas de variables internas no observables, pero inherentes. Para vincular la probabilidad de transición de un estado a otro en el *espacio* de resultados se asume que el PGD de una serie de tiempo es un *proceso Markov*; es decir, si y_1, y_2, \dots son las realizaciones de un proceso estocástico, entonces $\Pr(y_{t+1}|y_t, \dots, y_1) = \Pr(y_{t+1}|y_t) \forall t \geq 1$. Lo anterior significa que la distribución condicional de y_{t+1} dado y_t, \dots, y_1 no depende de y_{t-1}, \dots, y_2 ; ahora bien, si i) el número de estados en un proceso estocástico es finito y contable, $y_t \in \Theta = \{1, \dots, S\}$, ii) la información en cualquier estado depende sólo de la información del estado previo y iii) la matriz de probabilidad de transición del estado r al estado s o *matriz de transición* es constante o *estacionaria*, $P_{rs} \equiv \Pr(y_{t+1} = s|y_t = r) \forall r, s = 1, \dots, S$, entonces se dice que el PGD de una serie de tiempo es una *cadena de Markov*.

Gracias a lo anterior, los componentes no observables en un MEST se asocian con las variables de *estado* o *transición* de una cadena de Markov y los datos observados, con las magnitudes de *espacio* o *medida*. Una de las bondades de los MEE es la estimación de diversos tipos de MEST, desde Modelos Autoregresivos Integrados de Medias Móviles (ARIMA) hasta Vectores Autoregresivos de Medias Móviles Cointegrados (VARMA-C), incluso modelos con parámetros que cambian en el tiempo (expresiones [1.26] y [1.34]).

Para resolver un MEE existen diversas metodologías; sin embargo, el algoritmo de Kalman (Kalman, 1960) proporciona un medio óptimo para estimar los estados inobservables y su probabilidad de transición de un sistema lineal a partir de la magnitud observable relacionada con éstos, de forma que la estimación se actualiza cada vez que se dispone de nueva información. El algoritmo de Kalman se construye básicamente con dos conjuntos de ecuaciones, uno de *actualización* y otro de *medida* que pronostican y corrigen en forma recursiva un MEE; en esencia, el algoritmo calcula el nuevo estado del sistema a partir de su estimación previa al minimizar estadísticamente el error de predicción. El objetivo primordial del algoritmo es calcular un estimador lineal, insesgado y óptimo del estado de un sistema en el momento $t + 1$ con la información disponible en t .

Otra ventaja destacable en el uso del algoritmo de Kalman para resolver MEE es que éste puede ser aplicado en tiempo real;⁴⁹ es decir, en cuanto un nuevo dato es observado, el pronóstico y corrección para la siguiente observación puede ser computado inmediatamente; además, el algoritmo permite predecir un estado en el pasado, presente y futuro en cualquier punto de la serie.

⁴⁹ Welch y Bishop (2001).

De esta forma, los MEE representan un enfoque más apropiado en la aproximación de los componentes de largo, mediano y corto plazos no observables de un MEST porque, con base en las propiedades estadísticas de los datos observados, éstos se estiman de forma simultánea con la posibilidad de que cada uno de ellos posea una naturaleza aleatoria, de tal forma, que sus procesos evolucionen en función a una estructura específica.⁵⁰

2.2. El modelo de tendencia estocástica

El MEST más simple se construye con un componente estocástico de largo plazo; sin embargo, incluir un componente de mediano plazo y, si resulta relevante, un término estacional, ambos elementos de naturaleza estocástica, robustece el análisis de una serie de tiempo. De esta forma, descomponer ε_t de la expresión [1.2] en $\varepsilon_t = \varepsilon_t^\mu + \varepsilon_t^\psi + \varepsilon_t^\gamma + \varepsilon_t^\nu$ proporciona la flexibilidad necesaria para capturar los diferentes tipos de shocks aleatorios que ocurren en la práctica, ya que la no estacionariedad en media y/o varianza de una serie de tiempo puede ser causada por cualquiera de sus componentes.⁵¹

Al reespecificar el modelo [1.2] con base en las observaciones anteriores, el resultado es el siguiente:

$$y_t = \mu_t^* + \psi_t^* + \gamma_t^* + \varepsilon_t^\nu \quad [2.1]$$

Donde: $\mu_t^* = \mu_t + \varepsilon_t^\mu$, $\psi_t^* = \psi_t + \varepsilon_t^\psi$ y $\gamma_t^* = \gamma_t + \varepsilon_t^\gamma$ son procesos estocásticos no observables, $\varepsilon_t^\mu \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^\mu}^2)$, $\varepsilon_t^\psi \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^\psi}^2)$, $\varepsilon_t^\gamma \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^\gamma}^2)$, $\varepsilon_t^\nu \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^\nu}^2)$, $E(\varepsilon_t^\mu) = 0$, $E(\varepsilon_t^\psi) = 0$, $E(\varepsilon_t^\gamma) = 0$, $E(\varepsilon_t^\nu) = 0$, $Var(\varepsilon_t^\mu) = \sigma_{\varepsilon^\mu}^2 < \infty$, $Var(\varepsilon_t^\psi) = \sigma_{\varepsilon^\psi}^2 < \infty$, $Var(\varepsilon_t^\gamma) = \sigma_{\varepsilon^\gamma}^2 < \infty$, $Var(\varepsilon_t^\nu) = \sigma_{\varepsilon^\nu}^2 < \infty$, $Cov(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\mu) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\psi) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\gamma) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\nu) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^\psi) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^\gamma) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^\nu) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\gamma, \varepsilon_t^\gamma) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\gamma, \varepsilon_t^\nu) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\nu, \varepsilon_t^\nu) = 0 \quad \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Es importante hacer hincapié que un MEST no necesariamente será definido en términos de todos los componentes de la expresión [2.1]; en esencia, dependerá de la periodicidad y longitud de la muestra, así como en los objetivos del investigador. Por ejemplo, Juselius (2005) sugiere que para que la expresión [2.1] sea mucho más específica y se logre una mejor aproximación del PDG de y_t es necesario diferenciar

⁵⁰ Slutky (op. cit.) y Yule (op. cit.) muestran que series de tiempo con componentes cíclicos pueden ser generadas a través de procesos estocásticos ponderados y no ponderados. Véase la generalización de Wold (op. cit.) y el desarrollo de Box y Jenkins (1970).

⁵¹ Véanse los trabajos pioneros de Beveridge y Nelson (1981) y Clark (op. cit.), y los desarrollos de Durbin y Koopman (op. cit.), Hamilton (1994) y Harvey (1989).

entre ciclos de corto y largo plazos; aunque esto parezca complejo (y lo es) a través de un MEST sí puede llevarse a cabo.

Ahora bien, debido a que el componente de largo plazo juega el papel de mayor importancia en el análisis económico de una serie de tiempo, como primer paso se asume que μ_t^* es un proceso estocástico cuyas realizaciones en un instante dado es el resultado de añadir al valor del componente en el estado anterior un determinado incremento de carácter aleatorio y un término de perturbación aleatoria.⁵²

Harvey (1989) y Hamilton (1994) señalan que la especificación más sencilla de la tendencia de una serie es aquella cuyas observaciones oscilan alrededor de un *nivel* o valor medio, μ , que permanece constante en el tiempo; si dichas oscilaciones son estacionarias y no están correlacionadas entre sí, la serie de tiempo tenderá a dicho nivel. El modelo que describe este comportamiento es:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t^y \quad [2.2]$$

Como puede observarse, el componente μ puede ser concebido como un equivalente del intercepto en el Modelo Clásico de Regresión Lineal;⁵³ es decir, $E(y_t) = \alpha$ o el *nivel* de la línea de regresión que resulta de la ecuación [1.5] cuando $\beta = 0$.

Tanto en [1.5] como en [2.2] el nivel de la línea de regresión permanece constante en cada punto de la serie; en otras palabras, la esperanza del proceso estocástico es un valor *global*. Si se dinamiza la ecuación [2.2] al permitir que el nivel de la serie evolucione a través del tiempo se obtiene un *modelo de nivel local*, donde para cada punto en el tiempo existe un componente μ distinto:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t^y \quad [2.3]$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \varepsilon_t^\mu \quad [2.4]$$

Donde: $\varepsilon_t^\mu \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^\mu}^2)$, $E(\varepsilon_t^\mu) = 0$, $Var(\varepsilon_t^\mu) = \sigma_{\varepsilon^\mu}^2 < \infty$, $Cov(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\mu) = 0$ y $Cov(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^y) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Puede verse que, mientras en la ecuación [2.2] el intercepto es fijo, en el sistema [2.3]-[2.4] cambia en cada punto del tiempo; esto es $E(y_t) = \alpha t = \beta t$. Cuando $\sigma_{\varepsilon^\mu}^2=0$, el *nivel* es constante y se obtiene el modelo [2.2]; si $\sigma_{\varepsilon^y}^2 = 0$, pero $\sigma_{\varepsilon^\mu}^2 \neq 0$ la serie sólo posee un componente de nivel cuyo proceso generador es un *camino aleatorio*:

$$y_t = \mu_t \quad [2.5]$$

⁵² Aunque cabe la posibilidad de que el nivel o la pendiente no posea un carácter estocástico y, más aún, la pendiente puede estar o no presente.

⁵³ Al igual que el intercepto determina el *nivel* de la línea de regresión, el componente de nivel juega el mismo papel en un MEE.

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \varepsilon_t^\mu \quad [2.6]$$

El sistema [2.5]-[2.6] sirve para representar la evolución de una serie de tiempo sin estacionalidad ni ciclos, cuya media cambia en el tiempo, pero sin un patrón sistemático a crecer o decrecer. En términos de un MEE, la expresión [2.5] es la *ecuación de observación o medida*; por otro lado, la expresión [2.6] es la *ecuación de estado*.

En términos generales, [2.5]-[2.6] es crucial en el análisis de series de tiempo porque las relaciones temporales en la serie observada siguen una cadena de Markov, ya que al permitir que el estado en el punto t sea una función del estado en el punto $t - 1$; de esta forma, el valor observado de la serie en el punto $t + 1$ es más similar al valor observado de la serie en el punto t que a cualquier valor previo en la serie. Por lo general, en un MEE el valor del estado no observado al principio de la serie ($t = 0$) y su probabilidad de realizarse es desconocido. Cómo se estima ese valor a través del algoritmo de Kalman será tratado en las secciones siguientes.

El *modelo de tendencia lineal* generaliza el *modelo de nivel local* al introducir una pendiente determinista, β , en el sistema [2.5]-[2.6]; este parámetro es una constante que mide la tasa de crecimiento subyacente de la tendencia. De esta forma:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t^y \quad [2.7]$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta + \varepsilon_t^\mu \quad [2.8]$$

En el sistema anterior el nivel cambia aleatoriamente en el tiempo, pero la tasa de crecimiento promedio o *global* de la tendencia es constante. Cabe señalar que esta pendiente es similar al parámetro β de la ecuación [1.5] porque determina el ángulo de la línea de regresión; esto es $E(y_t) = \beta t$ cuando $\alpha = 0$. Si en [2.7]-[2.8] $\sigma_{\varepsilon^\mu}^2 = 0$, pero $\sigma_{\varepsilon^y}^2 \neq 0$ entonces se obtiene un *camino aleatorio con deriva*:⁵⁴

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t^y \quad [2.9]$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta \quad [2.10]$$

El mismo resultado (distinta notación) es posible cuando $\sigma_{\varepsilon^y}^2 = 0$, pero $\sigma_{\varepsilon^\mu}^2 \neq 0$:

$$y_t = \mu_t \quad [2.11]$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta + \varepsilon_t^\mu \quad [2.12]$$

Ahora bien, para que el parámetro β de la expresión [2.8] tenga un carácter estocástico o local, se procede de la siguiente forma:

⁵⁴ *Deriva* es el término empleado para designar a la pendiente, tanto en un Modelo Clásico de Regresión Lineal como en un Modelo Estructural de Series de Tiempo.

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t^y \quad [2.13]$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta_t + \varepsilon_t^\mu \quad [2.14]$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \varepsilon_t^\beta \quad [2.15]$$

Donde: $\varepsilon_t^\beta \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^\beta}^2)$, $E(\varepsilon_t^\beta) = 0$, $Var(\varepsilon_t^\beta) = \sigma_{\varepsilon^\beta}^2 < \infty$, $Cov(\varepsilon_s^\beta, \varepsilon_t^\beta) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^\beta, \varepsilon_t^y) = 0$ y $Cov(\varepsilon_s^\beta, \varepsilon_t^\mu) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

El modelo anterior sirve para representar el comportamiento de una serie de tiempo sin estacionalidad ni ciclos, donde el nivel y su tasa de crecimiento evolucionan a lo largo del tiempo. Si en el sistema [2.13]-[2.15] $\sigma_{\varepsilon^\mu}^2 = 0$ y $\sigma_{\varepsilon^\beta}^2 = 0$ entonces se obtiene el modelo determinista [2.2]; cuando $\sigma_{\varepsilon^\beta}^2 = 0$, pero $\sigma_{\varepsilon^y}^2 \neq 0$ y $\sigma_{\varepsilon^\mu}^2 \neq 0$, la pendiente es constante y, con esto, el sistema se reduce a las ecuaciones [2.7]-[2.8]; por último, si la pendiente no sólo es constante sino también nula, el sistema [2.13]-[2.15] se simplifica al *modelo de nivel local*, representado por [2.3]-[2.4].

Es posible mantener el carácter estocástico de un MEST si $\sigma_{\varepsilon^\mu}^2 = 0$, pero $\sigma_{\varepsilon^y}^2 \neq 0$ y $\sigma_{\varepsilon^\beta}^2 \neq 0$. Este modelo de nivel fijo o determinista y pendiente estocástica se denomina *modelo de tendencia suavizada*:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t^y \quad [2.16]$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta_t \quad [2.17]$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \varepsilon_t^\beta \quad [2.18]$$

Es interesante destacar que el sistema anterior resulta muy útil en la práctica porque es la representación estructural de la expresión [1.13], pero a través de [2.16]-[2.18] se puede calcular con mayor eficiencia la esperanza condicional de μ_t dado y_t sin necesidad de recurrir al parámetro λ ; Como señalan Hodrick y Prescott si $\psi_t^* \sim niid(0, \sigma_{\psi^*}^2)$ y $\Delta^2 y_t^* \sim niid(0, \sigma_{\Delta^2 y^*}^2)$, entonces $E(\mu_t | y_t^*)$ es la solución de [1.13] si $\lambda = \frac{\sigma_{\psi^*}^2}{\sigma_{\Delta^2 y^*}^2}$; de esta forma se cumple que $\lambda \rightarrow \infty$ cuando $\sigma_{\Delta^2 y^*}^2 = 0$ y que $\lambda = 0$ cuando $\sigma_{\psi^*}^2 = 0$.

Aunque la elección del modelo más apropiado para la tendencia debe partir del sistema [2.13]-[2.15], Harvey (2000) señala que [2.16]-[2.18] ofrece la más clara indicación de los movimientos futuros del componente de largo plazo de una serie de tiempo; además, es difícil pensar que el nivel de y_t sea un proceso estocástico puro; por tanto, no son necesarios especificaciones más complejas.

2.3 El modelo de ciclos asimétricos estocásticos

Es de suma importancia distinguir entre el componente de largo plazo de una serie y la información sistemática asociada al componente de mediano plazo, sin perder información en el proceso. De esta forma, en lugar de aproximar los ciclos de forma residual a través de la brecha del producto o de extraerlo a través [1.23], se construye un modelo que capture de forma simultánea las trayectorias de μ_t y ψ_t . Esta especificación en el dominio del tiempo contendrá los elementos básicos del estudio de la *Cinemática* y de la *Dinámica*: por un lado, descripción del movimiento de los cuerpos a través de su posición, velocidad y aceleración; por otro lado, fuerzas que originan las variaciones en las coordenadas de estado.

En 1687, Newton publica su obra seminal *Principios Matemáticos de la Filosofía Natural*; en ella se encuentran los tres principios básicos que dan solución a los problemas de la Cinemática y Dinámica Clásicas: las *Leyes de Newton* o *Leyes del movimiento*. En términos generales, estas leyes son:

1. *Ley de la inercia*. Todos los cuerpos permanecen en su estado de reposo o de movimiento uniforme en línea recta, salvo que se vean forzados a cambiar ese estado por fuerzas impresas.
2. *Ley de la fuerza*. El cambio de movimiento es proporcional a la fuerza motriz impresa, y se hace en la dirección de la línea recta en la que se imprime esa fuerza.
3. *Ley de la acción-reacción*. Para toda acción hay siempre una reacción opuesta e igual. Las acciones recíprocas de dos cuerpos entre sí son siempre iguales y dirigidas hacia partes contrarias.

La primera y segunda leyes del movimiento se han empleado para estudiar cuerpos en reposo, debido a que son suficientes para el estudio del movimiento de cuerpos que no tienen aceleración. Sin embargo, cuando los cuerpos están acelerados (cuando cambia la magnitud o dirección de su velocidad) se recurre a la segunda ley de Newton para relacionar el movimiento del cuerpo con las fuerzas que actúan sobre ella.

Con base en lo anterior, la Cinemática sostiene que muchos sistemas⁵⁵ pueden representarse a través de un *oscilador armónico*; es decir, un sistema que al moverse describe oscilaciones sinusoidales. Aunque en esencia lo anterior sea la base de la extracción del componente de mediano plazo en el dominio de la frecuencia, la diferencia es que el análisis de la Cinemática se lleva a cabo en el dominio del tiempo. Si consideramos un punto que tiene un *desplazamiento angular* $\lambda t + \theta$ en un círculo de radio ρ , entonces

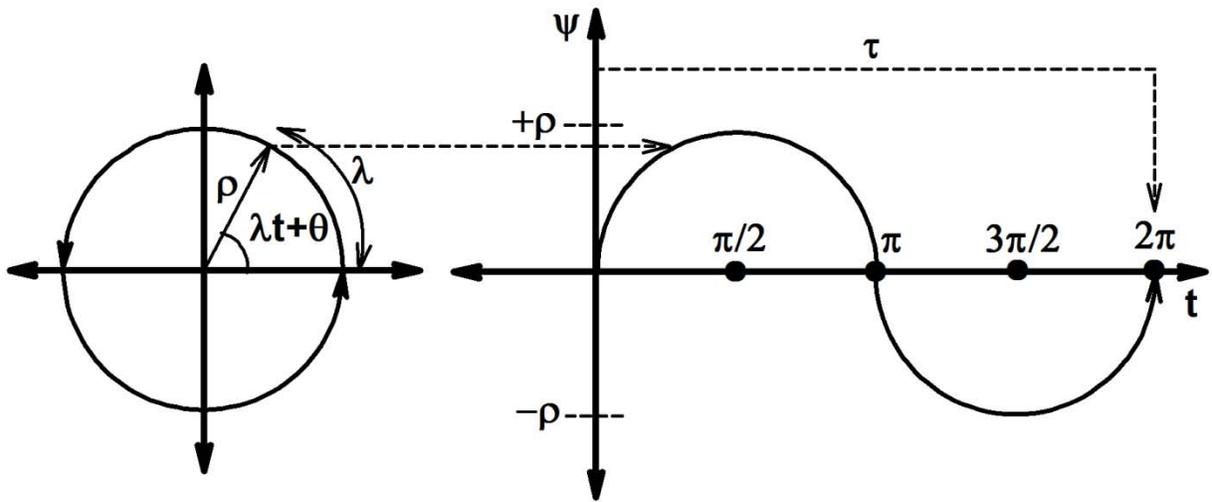
⁵⁵ Mecánicos, eléctricos, neumáticos, etc.

su *posición* (dada por las coordenadas $(t, \psi_t) = [\cos(\lambda t + \theta), \text{sen}(\lambda t + \theta)]$) y su *velocidad* $(\frac{\partial \psi_t}{\partial \lambda t})$ pueden describirse a través de la solución general a la *segunda ley del movimiento*:⁵⁶

$$\begin{aligned} \psi_t &= \rho \text{sen}(\lambda t + \theta) \\ \psi_t^* &= \rho \text{cos}(\lambda t + \theta) \end{aligned} \quad [2.19]$$

Donde: ρ es la *amplitud* de movimiento o valor máximo de elongación, la cual varía de $-\rho$ a $+\rho$. La expresión $\lambda t + \theta$ es la *fase* del movimiento; la elongación en $t = 0$ se determina a través del valor de θ o *fase inicial*. En el instante $t + \tau$, $\lambda(t + \tau) + \theta = (\lambda t + \theta) + 2\pi$; por tanto, podemos concluir que $\lambda \tau = 2\pi$. El resultado anterior nos indica que $\tau = \frac{2\pi}{\lambda}$ es el *periodo* o tiempo necesario para completar un ciclo;⁵⁷ $\lambda = \frac{2\pi}{\tau}$ representa la *velocidad angular* y su rango de valores es $0 \leq \lambda \leq \pi$; $f = \frac{1}{\tau} = \frac{\lambda}{2\pi}$ es la *frecuencia* o número de ciclos por unidad de tiempo; y $t = 1, \dots, T$; véase gráfica 2.5.

Gráfica 2.5
Movimiento armónico simple



Por otro lado, las condiciones iniciales del sistema son $\psi_0 = \rho \text{sen}(\theta)$ y $\psi_0^* = \rho \text{cos}(\theta)$. Sabemos que $\tan(\theta) = \frac{\text{sen}(\theta)}{\text{cos}(\theta)}$, luego $\tan(\theta) = \frac{\psi_0}{\psi_0^*}$; de este resultado concluimos que $\theta = \tan^{-1}\left(\frac{\psi_0}{\psi_0^*}\right)$. Como

⁵⁶ Por definición, se dice que un punto o *partícula* posee un *movimiento simple armónico* si su *amplitud* o valor máximo de desplazamiento, x , puede representarse a través de la ecuación diferencial $m\ddot{x} = -kx$; donde m = masa y k = fuerza constante aplicada.

⁵⁷ Un periodo es la distancia de cima a cima o de valle a valle; por ejemplo, $\tau = 365$ días.

$\text{sen}(\theta) = \frac{\psi_0}{\rho}$ y $\text{cos}(\theta) = \frac{\psi_0^*}{\rho}$, entonces por el teorema de Pitágoras⁵⁸ $\frac{\psi_0^2}{\rho^2} + \frac{\psi_0^{*2}}{\rho^2} = 1$; de esta forma, $\rho = \sqrt{\psi_0^2 + \psi_0^{*2}}$. Con base en el sistema [2.19] se puede concluir que ψ_t y ψ_t^* son funciones oscilantes con diferentes amplitudes y fases; ψ_t^* es proporcional a ψ_t , pero de sentido inverso; la frecuencia y el periodo de ψ_t son independientes de la amplitud; y, cuanto mayor sea la frecuencia con que oscila ψ_t , tanto menor será su periodo y viceversa.

Las ecuaciones en [2.19] se pueden reescribir a través de las fórmulas $\text{sen}(A \pm B) = \text{sen}(A)\text{cos}(B) \pm \text{cos}(A)\text{sen}(B)$ y $\text{cos}(A \pm B) = \text{cos}(A)\text{cos}(B) \mp \text{sen}(A)\text{sen}(B)$; donde A y B son dos ángulos distintos. Entonces, $\psi_t = \rho[\text{sen}(\lambda t)\text{cos}(\theta) + \text{cos}(\lambda t)\text{sen}(\theta)]$ y $\psi_t^* = \rho[\text{cos}(\lambda t)\text{cos}(\theta) - \text{sen}(\lambda t)\text{sen}(\theta)]$; de esta forma, un modelo de ciclos que describe un comportamiento periódico con una frecuencia dada, puede ser una función de senos y cosenos:

$$\begin{aligned}\psi_t &= \rho \text{sen}(\lambda t) \text{cos}(\theta) + \rho \text{cos}(\lambda t) \text{sen}(\theta) \\ \psi_t^* &= \rho \text{cos}(\lambda t) \text{cos}(\theta) - \rho \text{sen}(\lambda t) \text{sen}(\theta)\end{aligned}\quad [2.20]$$

El sistema anterior calcula el nivel y la derivada de ψ_t ; es decir, la posición y velocidad del móvil.

En $t + 1$ obtenemos:

$$\begin{aligned}\psi_{t+1} &= \rho \text{sen}(\lambda t + \lambda) \text{cos}(\theta) + \rho \text{cos}(\lambda t + \lambda) \text{sen}(\theta) \\ \psi_{t+1}^* &= \rho \text{cos}(\lambda t + \lambda) \text{cos}(\theta) - \rho \text{sen}(\lambda t + \lambda) \text{sen}(\theta)\end{aligned}\quad [2.21]$$

Sabemos que, por un lado, $\text{sen}(\lambda t + \lambda) = \text{sen}(\lambda t)\text{cos}(\lambda) + \text{cos}(\lambda t)\text{sen}(\lambda)$ y que $\text{cos}(\lambda t + \lambda) = \text{cos}(\lambda t)\text{cos}(\lambda) - \text{sen}(\lambda t)\text{sen}(\lambda)$; por otro lado, $\psi_t = \rho \text{sen}(\lambda t)\text{cos}(\theta) + \rho \text{cos}(\lambda t)\text{sen}(\theta)$ y $\psi_t^* = \rho \text{cos}(\lambda t)\text{cos}(\theta) - \rho \text{sen}(\lambda t)\text{sen}(\theta)$; de esta forma, el sistema [2.21] puede generalizarse en términos recursivos:⁵⁹

$$\begin{bmatrix} \psi_{t+1} \\ \psi_{t+1}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{sen}(\lambda) & \text{cos}(\lambda) \\ \text{cos}(\lambda) & -\text{sen}(\lambda) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}\quad [2.22]$$

Para incorporar carácter estocástico al sistema anterior, incorporamos un vector de innovaciones:

$$\begin{bmatrix} \psi_{t+1} \\ \psi_{t+1}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{sen}(\lambda) & \text{cos}(\lambda) \\ \text{cos}(\lambda) & -\text{sen}(\lambda) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\psi \\ \varepsilon_t^{\psi^*} \end{bmatrix}\quad [2.23]$$

⁵⁸ $\text{sen}^2(\theta) + \text{cos}^2(\theta) = 1$.

⁵⁹ Para consultar otros modelos alternativos, consúltese los trabajos de Harvey (2000, Kim y Nelson (1999), Luginbuhl y de Vos (1999), West y Harrison (1989), Alogoskoufis y Manning (1988) y Forrest (1978).

Donde: $\varepsilon_t^\psi \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^\psi}^2)$, $\varepsilon_t^{\psi^*} \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon^{\psi^*}}^2)$, $E(\varepsilon_t^\psi) = 0$, $E(\varepsilon_t^{\psi^*}) = 0$, $Var(\varepsilon_t^\psi) = \sigma_{\varepsilon^\psi}^2 < \infty$, $Var(\varepsilon_t^{\psi^*}) = \sigma_{\varepsilon^{\psi^*}}^2 < \infty$, $Cov(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^\psi) = 0$, $Cov(\varepsilon_s^{\psi^*}, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0$ y $Cov(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^{\psi^*}) = \varpi < \infty \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Es importante notar que al incluir un vector de innovaciones en la ecuación [2.23] la interpretación de que ψ_t^* es la derivada parcial de ψ_t respecto a λt no es *estrictamente* válida; sin embargo, gracias al supuesto de una varianza común puede tomarse como una proxy local de la pendiente del ciclo ψ_t . La principal ventaja de lo anterior es que [2.23] permite que el componente de mediano plazo posea una trayectoria *asimétrica*. Ahora bien, podemos incluir un factor $0 \leq \kappa \leq 1$ que mida la magnitud de la *persistencia* y, al mismo tiempo, nos permita identificar qué tipo de proceso estocástico sigue $[\psi_{t+1} \quad \psi_{t+1}^*]'$:

$$\begin{bmatrix} \psi_{t+1} \\ \psi_{t+1}^* \end{bmatrix} = \kappa \begin{bmatrix} \text{sen}(\lambda) & \text{cos}(\lambda) \\ \text{cos}(\lambda) & -\text{sen}(\lambda) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\psi \\ \varepsilon_t^{\psi^*} \end{bmatrix} \quad [2.24]$$

Dadas las condiciones iniciales de que el vector $[\psi_t \quad \psi_t^*]'$ tiene media cero y una matriz común de covarianzas $\sigma_{\varepsilon^\psi}^2$ y $0 \leq \lambda \leq \pi$: si $0 < \kappa < 1$, entonces $[\psi_t \quad \psi_t^*]'$ es un proceso estacionario con media cero y varianza $\sigma_\psi^2 = (1 - \kappa^2)^{-1} \sigma_{\varepsilon^\psi}^2$; si $\kappa = 1$, entonces $[\psi_t \quad \psi_t^*]'$ es un proceso no estacionario, lo cual significaría que $y_t \sim I(2)$; si $\kappa = 0$, entonces $[\psi_t \quad \psi_t^*]'$ es un proceso estocástico ruido blanco e implica la ausencia de procesos sistemáticos. Además, es claro que si $\sigma_{\varepsilon^\psi}^2 = 0$, el sistema [2.24] se convierte en [2.22]. Por otro lado, tal como en la expresión [2.23] la asimetría del componente de mediano plazo queda establecida en la ecuación [2.24] al permitir que el periodo de los ciclos sea función de la pendiente; de esta forma, en lugar de cambiar *abruptamente* entre dos regímenes con dos diferentes ciclos,⁶⁰ éste cambia gradualmente en un rango continuo de valores.⁶¹ De esta forma, a diferencia de la expresión [1.22] que suma todas las frecuencias simétricas en la banda $\beta(\lambda)$, la ecuación [1.24] extrae el patrón sistemático simétrico o asimétrico latente de mediano plazo más representativo en y_t .

De esta manera un MEST que captura la tendencia y el ciclo de una serie de tiempo puede ser formulado a través del sistema:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t^y \quad [2.25]$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta_t \quad [2.26]$$

⁶⁰ Un modelo con dos regímenes de ciclos puedes ser: $\psi_t = \rho \text{sen}(\lambda_r t + \theta)$, donde $\lambda_r = \begin{cases} \lambda_1, \psi_t^* > 0 \\ \lambda_2, \psi_t^* \leq 0 \end{cases}$ para toda $\lambda_1 \neq \lambda_2$.

⁶¹ El trabajo de Neftci (1984) se considera el primero en identificar y modelar la asimetría en los ciclos económicos.

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \varepsilon_t^\beta \quad [2.27]$$

$$\Psi_{t+1} = \kappa \begin{bmatrix} \text{sen}(\lambda) & \text{cos}(\lambda) \\ \text{cos}(\lambda) & -\text{sen}(\lambda) \end{bmatrix} \Psi_t + \varepsilon_t^\Psi \quad [2.28]$$

Donde: $\Psi_t = [\psi_t \quad \psi_t^*]'$, $\varepsilon_t^\Psi = [\varepsilon_t^\psi \quad \varepsilon_t^{\psi^*}]'$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^\Psi, \varepsilon_t^\Psi) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^\Psi, \varepsilon_t^\beta) = 0 \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

2.4. Los modelos estado-espacio

Los MEE son esencialmente una notación para la estimación y control de *estados* desconocidos, pero finitos de un conjunto de información sujeto a un proceso estocástico. Las características de ese conjunto en un momento dado de tiempo se describe a través de un conjunto de variables que conforman el vector de estado; así, los sucesivos vectores de estado describen la evolución del sistema como función del tiempo. Como señalan Durbin y Koopman (op. cit.), en un MEST como [2.25]-[2.28], los elementos del vector de estado son los componentes no observables de la serie; de esta forma, los MEST son un caso particular de MEE.

La estructura general de un MEE para un vector univariado consta de dos ecuaciones:

1. *Ecuación de observación o medida.* El vector $T \times 1$ de observaciones, y_t , se asocian con un vector $m \times 1$ de elementos no observables, x_t , llamado *vector de estado* o *vector de transición*, en un sistema lineal dinámico descrito por:

$$y_t = A_t x_t + B_t z_t + \varepsilon_t^y \quad [2.29]$$

Donde: A_t es una matriz $T \times m$, B_t es una matriz de regresión $T \times k$ de coeficientes, z_t es un vector $k \times 1$ de variables exógenas observables⁶² y ε_t^y es un vector $T \times 1$ de perturbaciones no correlacionadas serialmente, distribuidas como una normal con media cero, varianza constante y una matriz definida positiva C_t de $T \times T$ de covarianzas o *hiperparámetros* desconocidos; esto es: $\varepsilon_t^y \sim NIID(0, C_t)$, $E(\varepsilon_t^y) = 0$, $E(\varepsilon_s^y \varepsilon_t^{y'}) = \begin{cases} C_t & \forall s = t \\ 0 & \forall s \neq t \end{cases}$ y $s, t = 1, \dots, T$.

2. *Ecuación de estado o transición:* En general, los elementos de x_t no son observables; de cualquier forma, se presume que existe una cadena de Markov de primer orden para ser generados.⁶³ La

⁶² También llamadas variables de *control*; esta matriz puede contener rezagos de y_t .

⁶³ Como se señaló al principio del capítulo, una cadena de Markov es un tipo especial de proceso estocástico donde sólo el valor presente de la variable es relevante para predecir su valor futuro; la historia pasada de la variable y el camino seguido por ésta para llegar al valor presente son irrelevantes; es decir, $\text{Pr}(x_{t+1}|x_t, \dots, x_1) = \text{Pr}(x_{t+1}|x_t)$. Si se conocen las propiedades del estado x_t , entonces conocer x_{t-1}, \dots, x_2 no aporta más información sobre x_{t+1} .

ecuación de estado establecerá una relación entre el estado actual y el estado en el instante del tiempo anterior:

$$x_{t+1} = D_t x_t + E_t z_t + R_t \varepsilon_t^x \quad [2.30]$$

Donde: D_t es una matriz $m \times m$, E_t es una matriz de regresión $m \times k$, R_t es una matriz $m \times r$ y ε_t^x es un vector $r \times 1$ de perturbaciones no correlacionadas serialmente, distribuidas como una normal con media cero, varianza constante y una matriz definida positiva F_t de $r \times r$ de covarianzas o hiperparámetros desconocidos; esto es: $\varepsilon_t^x \sim NIID(0, F_t)$, $E(\varepsilon_t^x) = 0$, $E(\varepsilon_s^x \varepsilon_t^{x'}) = \begin{cases} F_t & \forall s = t \\ 0 & \forall s \neq t \end{cases}$ y $s, t = 1, \dots, T$. Las innovaciones ε_t^y y ε_t^x se pueden utilizar para construir pruebas de diagnóstico y de correcta especificación similares a las de un Modelo de Regresión Lineal.⁶⁴

Se consideran cinco supuestos adicionales para una especificación de un MEE:

1. El vector de estado inicial x_1 se distribuye como una normal con media a_1 y una matriz de covarianzas P_1 ; es decir: $x_1 \sim NIID(a_1, P_1)$, $E(x_1) = a_1$ y $E(x_1 x_1') = P_1$. Los componentes a_1 y P_1 son matrices $m \times 1$ y $m \times m$, respectivamente.
2. Los términos de la perturbación de la ecuación de medida y de la ecuación de observación no están correlacionadas entre sí ni con el vector de estado inicial x_1 ; es otras palabras, $E(\varepsilon_t^y \varepsilon_t^{x'}) = E(\varepsilon_t^y x_1') = E(\varepsilon_t^x x_1') = 0$ y $t = 1, \dots, T$.
3. El vector de estado inicial z_1 se distribuye como una normal con media b_1 y una matriz de covarianzas S_1 ; es decir: $z_1 \sim NIID(b_1, S_1)$, $E(z_1) = b_1$ y $E(z_1 z_1') = S_1$. Los componentes b_1 y S_1 son matrices $k \times 1$ y $k \times k$, respectivamente.
4. Los términos de la perturbación de la ecuación de medida y de la ecuación de observación no están correlacionadas con el vector de estado inicial z_1 ; en otras palabras, $E(\varepsilon_t^y z_1') = E(\varepsilon_t^x z_1') = 0$ y $t = 1, \dots, T$.
5. Los vectores de estado iniciales x_1 y z_1 no están correlacionados; es decir, $E(x_1 z_1') = E(z_1 x_1') = 0$.

Finalmente, existen tres particularidades en el MEE descrito por [2.29] y [2.30]: i) la ecuación de observación le permite a z_t influir en el vector de observaciones directamente a través de la matriz de regresores B_t ; ii) de forma general, B_t (al igual que C_t y F_t) puede ser una *matriz dispersa*,⁶⁵ iii) los estados son afectados directamente por z_t a través de E_t ; esta es una de las características más importantes

⁶⁴ Para mayor información véase Harvey y Koopman (1994).

⁶⁵ Una matriz dispersa es aquella cuyos elementos son mayoritariamente igual a cero.

en el análisis a través de un MEST porque nos permite incorporar variables rezagadas, variables explicativas o de intervención; y iv) la distribución del estado x_{t+1} se define parcialmente por z_1 .

Las matrices A_t , B_t , C_t , D_t , E_t , R_t y F_t se conocen como *matrices del sistema*; éstas pueden ser variantes o invariantes en el tiempo, pero sus elementos son no estocásticos. Gracias a esto: i) si y_t tiene covarianza estacionaria, entonces el sistema será invariante en el tiempo; es decir, las matrices del sistema serán A, B, C, D, E, R y F ;⁶⁶ ii) el sistema es lineal, ya que para cualquier momento del tiempo el vector de variables observables y_t se puede expresar como una combinación lineal de valores presentes y pasados del vector de estado inicial x_1 sujeto a las innovaciones ε_t^y y ε_t^x ; y iii) si el sistema [2.29]- [2.30] es de covarianza estacionaria, entonces el vector de estado inicial x_1 es de covarianza estacionaria.

Los valores de las matrices del sistema son, por lo general, desconocidos. Para resolver un MEST descrito a través de un MEE, existen diversas metodologías; en este trabajo se utilizará el *algoritmo de Kalman* porque éste proporciona un medio óptimo para estimar los estados inobservables de un sistema a partir de la magnitud observable relacionada con éstos, de forma que la estimación se actualiza cada vez que se dispone de nueva información.

2.5. El algoritmo de Kalman

El algoritmo de Kalman comenzó a ser aplicado en problemas estadísticos y de econometría desde 1970 con el trabajo de Rosenberg (1973); el subsiguiente desarrollo en los MEST se llevó a cabo a través de los estudios de Young (1984), Harvey (1991.), West y Harrison (op. cit.), Jones (1993) y Kitagawa y Gersh (1996).

Como señalan Morrison y Pike (1977) y Zivot (2005) el propósito de los MEE es inferir las propiedades relevantes del estado x_{t+1} a partir de los valores observados y_1, \dots, y_T y de las propiedades de las innovaciones ε_t^y y ε_t^x , para ello es preciso establecer una relación entre los estados en los momentos $t + 1$ y t ; es decir, entre x_{t+1} y x_t . En los sistemas dinámicos en forma de MEE,⁶⁷ el algoritmo de Kalman representa la mejor opción.

El algoritmo de Kalman está construido por dos conjuntos de ecuaciones conocidas como *ecuaciones de predicción* y *ecuaciones de actualización*, las cuales proveen una solución recursiva eficiente para la estimación del estado x_{t+1} . Este algoritmo permite calcular el estimador óptimo del estado

⁶⁶ En términos de una cadena de Markov la matriz de probabilidad de transición del estado r al estado s o *matriz de transición* es constante o *estacionaria*, $P_{rs} \equiv \Pr(x_{t+1} = s | x_t = r) \forall r, s = 1, \dots, S$.

⁶⁷ Kalman y Bucy (1961) desarrollaron el algoritmo para el caso de sistemas dinámicos en tiempo continuo. El algoritmo de Kalman se puede aplicar tanto para sistemas estacionarios como para no estacionarios.

inobservable de un sistema en cada momento del tiempo con base en la información disponible en el momento t y actualizar hasta encontrar momento x_1 ; el algoritmo de Kalman estima por medio de un proceso de retroalimentación.

El objetivo básico del sistema es estimar la distribución condicional de x_{t+1} a través de su media, varianza y covarianza; de esta forma, para aplicar el algoritmo de Kalman en MEE es necesario calcular $E(x_{t+1}) = a_{t+1}$ y $E(x_{t+1}x'_{t+1}) = P_{t+1}$ de los estados desconocidos, y obtener las estimaciones máximo verosímiles de los hiperparámetros.

El algoritmo de Kalman permite obtener esta información de dos diferentes maneras: i) al encontrar un estimador lineal óptimo del estado x_{t+1} que minimice el error cuadrático medio, y ii) en términos más amplios, al obtener la distribución del estado inicial condicionada por el conjunto de información disponible $y_t = \{y_1, \dots, y_T\}$.⁶⁸ Los resultados de ambos caminos son aproximados.

La predicción y el filtrado se resuelven recursivamente, bajo el supuesto de una distribución normal, a través de las ecuaciones de predicción del estado (que permiten proyectar hacia el futuro el estado actual y estimar la varianza de la predicción) y las ecuaciones de actualización (que permiten incorporar una nueva observación a la estimación del estado y obtener una estimación mejorada del estado); de esta forma, se obtienen los dos conjuntos de ecuaciones que estructuran el algoritmo.

En general, la función de distribución de probabilidad condicional de x_{t+1} dada la información en y_t para $t = 1, \dots, T$ será determinada al conocer la media y la matriz de varianza-covarianzas condicionales:

$$E(x_{t+1}|y_t) = a_{t+1} \quad [2.31]$$

$$E(x_{t+1}x'_{t+1}|y_t) = P_{t+1} \quad [2.32]$$

Entonces podemos escribir los siguientes conjuntos de ecuaciones:

1. Ecuaciones de predicción.

Predicción del estado:

$$a_{t+1|t} = D_{t|t}a_1 + E_{t|t}b_1 \quad [2.33]$$

Varianza-covarianzas de la predicción del estado:

$$P_{t+1|t} = D_{t|t}P_1D'_{t|t} + E_{t|t}S_1E'_{t|t} + R_{t|t}F_tR'_{t|t} \quad [2.34]$$

Innovaciones del espacio:

$$\epsilon_{t|t} = y_{t|t} - A_{t|t}x_{t|t} - B_{t|t}z_{t|t} \quad [2.35]$$

⁶⁸ El segundo planteamiento puede adoptar un enfoque Bayesiano.

Varianza-covarianzas de las innovaciones del espacio:

$$E(\epsilon_{t|t}\epsilon'_{t|t}) = Q_{t|t} = A_{t|t}P_{t|t}A'_{t|t} + C_{t|t} \quad [2.36]$$

2. Ecuaciones de actualización.

Estimación filtrada del estado:

$$x_{t+1|t} = x_{t|t} + K_{t|t}\epsilon_{t|t} \quad [2.37]$$

Varianza de la estimación filtrada del estado:

$$P_{t+1|t} = (I - K_{t|t}A_{t|t})P_{t|t} \quad [2.38]$$

Factor de ponderación:

$$K_{t|t} = P_{t|t}A'_{t|t}Q_{t|t}^{-1} \quad [2.39]$$

Donde: $x_{t|t}$ es la media de los estados y $P_{t|t}$ es la matriz de varianza-covarianzas de los estados.

La expresión [2.39] se conoce como *ganancia de Kalman*, es un factor que minimiza la covarianza del error de las ecuaciones de filtrado [2.38]-[2.39]. El proceso se repetirá tomando como punto de partida las nuevas estimaciones del estado y de la covarianza del error, de tal forma que $E(x_{t+1|t}) = E(x_{t|t}) = E(x_1) = a_1$ y $E(x_{t+1}x'_{t+1}) = E(x_t x'_t) = E(x_1 x'_1) = P_1$. Finalmente, la función de densidad condicional es:

$$L(\Theta|y_t) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log|Q_t(\Theta)| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \epsilon'_t(\Theta) Q_t^{-1}(\Theta) \epsilon_t(\Theta) \quad [2.40]$$

Donde: Θ son los parámetros del sistema [1.29]-[1.30].

2.6. Modelos Estructurales de Series de Tiempo Aparentemente Independientes

Cuando se trabajan con dos o más series de tiempo, éstas pueden compartir información sistemática de largo, mediano y corto plazos. Los *Modelos Estructurales de Series de Tiempo Aparentemente Independientes* (MESTAI) tienen la misma forma que los MEST expuestos anteriormente, excepto que y_t y sus componentes no observables son ahora K vectores de $N \times 1$ elementos; es decir $Y'_t = [y_{1t} \dots y_{kt}]$. Con base en lo anterior, el sistema [2.25]-[2.28] puede reescribirse como:

$$Y_t = M_t + C_t + \Omega_t^Y \quad [2.41]$$

$$M_{t+1} = M_t + B_t \quad [2.42]$$

$$B_{t+1} = B_t + \Omega_t^B \quad [2.43]$$

$$C_{t+1} = \begin{bmatrix} \Psi_{t+1} \\ \Psi_{t+1}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k \begin{bmatrix} \text{sen}(\lambda) & \text{cos}(\lambda) \\ \text{cos}(\lambda) & -\text{sen}(\lambda) \end{bmatrix} \otimes I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Psi_t \\ \Psi_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Omega_t^\Psi \\ \Omega_t^{\Psi^*} \end{bmatrix} \quad [2.44]$$

Donde: $M'_t = [\mu_{1t} \ \dots \ \mu_{Kt}]$, $B'_t = [\beta_{1t} \ \dots \ \beta_{Kt}]$, $\Psi'_t = [\psi_{1t} \ \dots \ \psi_{Kt}]$, $\Psi_t^{*'} = [\psi_{1t}^* \ \dots \ \psi_{Kt}^*]$, $\Omega_t^{Y'} = [\varepsilon_{1t}^y \ \dots \ \varepsilon_{Kt}^y]$, $\Omega_t^{B'} = [\varepsilon_{1t}^\beta \ \dots \ \varepsilon_{Kt}^\beta]$, $\Omega_t^{\Psi'} = [\varepsilon_{1t}^\psi \ \dots \ \varepsilon_{Kt}^\psi]$, $\Omega_t^{\Psi^{*'}} = [\varepsilon_{1t}^{\psi^*} \ \dots \ \varepsilon_{Kt}^{\psi^*}]$, $\Omega_t^Y \sim NIID(0, \Sigma_{\Omega^Y})$, $\Omega_t^B \sim NIID(0, \Sigma_{\Omega^B})$, $\Omega_t^\Psi \sim NIID(0, \Sigma_{\Omega^\Psi})$, $\Omega_t^{\Psi^*} \sim NIID(0, \Sigma_{\Omega^{\Psi^*}})$, $E(\Omega_t^Y) = 0$, $E(\Omega_t^B) = 0$, $E(\Omega_t^\Psi) = 0$, $E(\Omega_t^{\Psi^*}) = 0$, $E(\Omega_s^Y \Omega_t^{Y'}) = \begin{cases} \Sigma_{\Omega^Y} < \infty \ \forall s = t \\ 0 \ \forall s \neq t \end{cases}$, $E(\Omega_s^B \Omega_t^{B'}) = \begin{cases} \Sigma_{\Omega^B} < \infty \ \forall s = t \\ 0 \ \forall s \neq t \end{cases}$, $E(\Omega_s^\Psi \Omega_t^{\Psi'}) = E(\Omega_s^{\Psi^*} \Omega_t^{\Psi^{*'}}) = \begin{cases} \Sigma_{\Omega^{\Psi^*}} < \infty \ \forall s = t \\ 0 \ \forall s \neq t \end{cases}$, $E(\Omega_t^Y \Omega_t^{B'}) = 0$, $E(\Omega_t^Y \Omega_t^{\Psi'}) = 0$, $E(\Omega_t^Y \Omega_t^{\Psi^{*'}}) = 0$, $E(\Omega_t^B \Omega_t^{\Psi'}) = 0$, $E(\Omega_t^B \Omega_t^{\Psi^{*'}}) = 0$, $E(\Omega_t^\Psi \Omega_t^{\Psi^{*'}}) = 0$, $\Sigma_\Psi = (1 - k^2)^{-1} \Sigma_{\Omega^\Psi}$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Debido a que los parámetros k y λ son los mismos para las K series, se asume que los ciclos en las diferentes series tienen propiedades similares; en particular, sus movimientos están centrados en el mismo periodo λ . Esto parece razonable si todos los movimientos cíclicos surgen de una misma fuente; por ejemplo, un ciclo subyacente común. Para Harvey y Carvalho (op. cit.) esta restricción enriquece el análisis de co-movimientos expuesto en la sección 1.4 porque en un modelo de *componentes comunes* (véase sistema [1.32]-[1.33]) uno o todos los elementos son afectados por un vector de innovaciones con menos de K elementos; en otras palabras, la presencia de componentes comunes significa que las matrices de varianzas-covarianzas de las innovaciones de [2.44] no son de rango completo.

Con lo anterior podemos concluir que si Σ_{Ω^Ψ} no es de rango completo, entonces existen ciclos comunes que causan la sincronización. Si el rango de Σ_{Ω^Ψ} es uno, hay un solo ciclo común en el sistema [2.44]; es decir, la correlación entre Ω_t^Ψ y $\Omega_t^{\Psi^*}$ es estadísticamente diferente de cero. Como señalan Harvey y Carvalho, no es sencillo contrastar la hipótesis nula de un ciclo común para K series de tiempo; sin embargo, para el caso de $K = 2$, la distribución asintótica del estadístico LR (Likelihood Ratio) es una combinación entre una χ_0^2 y χ_1^2 . Los valores críticos al 10%, 5% y 1% de confianza son 1.642, 2.706 y 5.412, respectivamente.

CAPÍTULO III

DETERMINANTES DE LA SINCRONIZACIÓN CÍCLICA ENTRE EL PIB DE MÉXICO Y EL PIB DE ESTADOS UNIDOS, 1993.1-2012.2

Es mejor resolver el problema correcto a través de la forma incorrecta que resolver el problema incorrecto a través de la forma correcta.

Richard Hamming

En este capítulo se presentan los resultados más relevantes de aplicar los elementos teóricos del capítulo I y la metodología expuesta en el capítulo II. En la primera sección se define el sistema Estado-Espacio para extraer la información sistemática de largo y mediano plazos del Producto Interno Bruto Trimestral de la economía mexicana; en la segunda sección se plantea y estima un modelo dinámico estocástico para conocer los efectos de las políticas fiscales y monetarias sobre el componente de mediano plazo; en la tercera sección se realiza un análisis de co-movimientos entre los ciclos económicos del PIB de México y del PIB de Estados Unidos y se extrae el componente de mediano plazo común; en la última sección se plantea y estima un modelo dinámico estocástico para revelar los principales determinantes del factor sincrónico, y su importancia en la generación de fases expansivas/contractivas tanto en el PIB de México como en el de Estados Unidos.

3.1. La senda de crecimiento potencial y los ciclos económicos de la economía mexicana

La existencia de diversas definiciones teóricas sobre los componentes no observables de largo y mediano plazos de una economía revela lo complejas que pueden ser sus fuerzas causantes y los mecanismos que las propagan; para el caso del ciclo económico, algunas de estas fuerzas (endógenas o exógenas, permanentes o transitorias) actuarán exclusivamente durante las fases expansivas; otras, durante las contractivas; además, la presencia *latente* de un factor sincrónico entre la información sistemática de mediano plazo de dos o más sistemas económicos complica y, al mismo tiempo, enriquece el análisis.

Con base en la necesidad de cuantificar en primer lugar la senda de crecimiento potencial, y analizar amplitudes y longitudes de los regímenes cíclicos del valor de mercado de todos los bienes y servicios finales producidos por los factores de la producción durante 1993.1-2012.2, el primer paso de análisis *a la manera de Burns y Mitchell* consistirá en estimar el siguiente Modelo Estructural de Series de Tiempo en Estado-Espacio para el PIB trimestral de la economía mexicana:

$$y_t = [1 \quad 1] \begin{bmatrix} \mu_t \\ \psi_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t^y \quad [3.1]$$

$$\begin{bmatrix} \mu_{t+1} \\ \psi_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \psi_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\mu \\ \varepsilon_t^\psi \end{bmatrix} \quad [3.2]$$

Donde: y_t = logaritmo del Producto Interno Bruto trimestral de México,⁶⁹ $\mu_{t+1} = \begin{bmatrix} \mu_{t+1} \\ \beta_{t+1} \end{bmatrix} =$

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix}, \psi_{t+1} = \begin{bmatrix} \psi_{t+1} \\ \psi_{t+1}^* \end{bmatrix} = \kappa \begin{bmatrix} \text{sen}(\lambda) & \text{cos}(\lambda) \\ \text{cos}(\lambda) & -\text{sen}(\lambda) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}, \varepsilon_t^\mu = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\mu \\ 0 \end{bmatrix}, \varepsilon_t^\psi = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\psi \\ \varepsilon_t^{\psi^*} \end{bmatrix}, \varepsilon_t^y \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^y}^2),$$

$$\varepsilon_t^\mu \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^\mu}^2), \varepsilon_t^\psi \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^\psi}^2), \varepsilon_t^{\psi^*} \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^{\psi^*}}^2), E(\varepsilon_t^y) = 0, E(\varepsilon_t^\mu) = 0, E(\varepsilon_t^\psi) = 0,$$

$$E(\varepsilon_t^{\psi^*}) = 0, \text{Var}(\varepsilon_t^y) = \sigma_{\varepsilon^y}^2 < \infty, \text{Var}(\varepsilon_t^\mu) = \sigma_{\varepsilon^\mu}^2 < \infty, \text{Var}(\varepsilon_t^\psi) = \sigma_{\varepsilon^\psi}^2 < \infty, \text{Var}(\varepsilon_t^{\psi^*}) = \sigma_{\varepsilon^{\psi^*}}^2 < \infty,$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_s^y, \varepsilon_t^y) = 0, \text{Cov}(\varepsilon_s^y, \varepsilon_t^\mu) = 0, \text{Cov}(\varepsilon_s^y, \varepsilon_t^\psi) = 0, \text{Cov}(\varepsilon_s^y, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0, \text{Cov}(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\mu) = 0,$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\psi) = 0, \text{Cov}(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0, \text{Cov}(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^\psi) = 0, \text{Cov}(\varepsilon_s^{\psi^*}, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0 \text{ y } \text{Cov}(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^{\psi^*}) = \varpi < \infty$$

$\forall s, t = 1, \dots, T$.

Es importante indicar que el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) ha publicado cuatro series distintas del Producto Interno Bruto trimestral de México con base 1970, 1980, 1993 y 2003. No obstante, al comparar los valores de estas series a precios corrientes, así como las tasas de variación reales, se encuentran importantes diferencias. Esto, de forma estricta, significa que no se conoce el valor real de la actividad económica; por tanto, no existe información precisa sobre el PGD del PIB de la economía mexicana y resulta muy difícil tener series de tiempo consistentes y homogéneas en el largo plazo.

Tanto los diferentes cambios de base como el reemplazo del Codificador del Sistema de Cuentas Nacionales de México (utilizado desde el año 1970) por el nuevo Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN) versión 2002 no permiten obtener series de tiempo consistentes a través de los *métodos de encadenamiento* recurrentes, ya que los diferentes niveles de agregación⁷⁰ no son compatibles. Como señala el INEGI (2010) los principales cambios identificados en las series de las bases anteriores en relación con la base 2003 fueron conceptuales, estadísticos, de clasificación y de fuentes de información.

Con lo anterior en mente, la gráfica 3.1 presenta los resultados de resolver el sistema [3.1]-[3.2] a través del algoritmo de Kalman; las pruebas de bondad de ajuste y de correcta especificación se encuentran en el anexo. El cuadro 3.1 confirma, por un lado, la frecuencia estadística o duración promedio de cada ciclo económico, la cual es de tres años; según la clasificación de Schumpeter, el componente de mediano plazo de la economía mexicana es de tipo Kitchin. El resultado anterior coincide con los hallazgos de otros

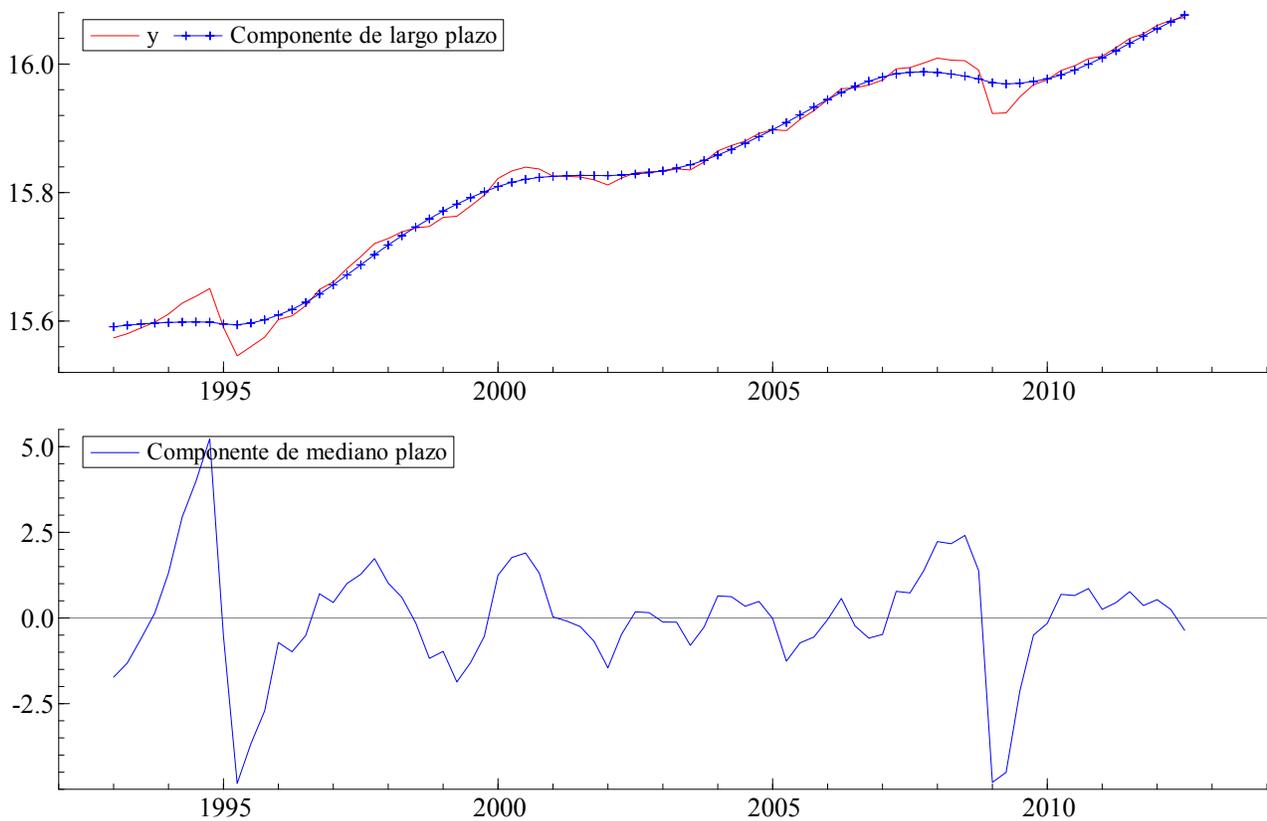
⁶⁹ Miles de pesos a precios de 2003, serie desestacionalizada; fuente: INEGI.

⁷⁰ 20 sectores, 95 subsectores y 1051 clases de actividad.

investigadores como Cuadra (2008), Hernández y Posadas (2007), Almendra-Arao et al. (2008) y Loría et al. (2006). Gracias a que $0 < \kappa < 1$ el componente de mediano plazo extraído es un proceso estacionario con media igual a 0.02 y varianza $\sigma_{\psi}^2 = (1 - k^2)^{-1} \sigma_{\varepsilon^{\psi}}^2 = 0.00034$.

Por otro lado, del cuadro 3.1 se rescata la desviación máxima y mínima de ψ_t^y respecto a su equilibrio: 5.22% (cuarto trimestre de 1994) y -4.82% (segundo trimestre de 1995), respectivamente. Si el componente de mediano plazo no sigue una distribución normal es debido al fenómeno conocido como *asimetría*; es decir, la amplitud y longitud de los periodos contractivos son mayores que de los periodos expansivos.⁷¹ Por la razón anterior, la función distribución probabilística de ψ_t^y está sesgada a la izquierda y es leptocúrtica

Gráfica 3.1
Componentes sistemáticos de largo y mediano plazos del PIB de México, 1993.1-2012.2



⁷¹ Almendra-Arao et al (op. cit.) señalan: los ciclos económicos de México se presentan con regularidad, pero no son periódicos ni simétricos, y presentan diferentes niveles de volatilidad o varianza porque tienen diferentes longitudes y amplitudes.

Cuadro 3.1
 ψ_t^y : parámetros estimados y estadísticos descriptivos

| | |
|-----------------|-----------|
| σ_ψ^2 | 0.00034 |
| τ | 11.29805 |
| τ en años | 2.82451 |
| λ | 0.55613 |
| k | 0.85011 |
| Media | 0.021406 |
| Máximo | 5.227757 |
| Mínimo | -4.827562 |
| D. E. | 1.651814 |
| Sesgo | -0.376247 |
| Curtosis | 5.301249 |
| Jarque-Bera | 19.05148 |

Al graficar la tasa de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior del PIB y el componente de mediano plazo (gráfica 3.2) los patrones sistemáticos expuestos nos permiten identificar de forma congruente, por un lado, cuatro periodos expansivos (1994.1-1994.4, 1996.1-2001.1, 2002.3-2008.3 y 2010.1-2012.2) y tres periodos contractivos (1995.1-1995.4, 2001.2-2002.2 y 2008.4-2009.4) en $\Delta^4 y_t$; y, por otro lado, el componente de mediano plazo revela que, a pesar de la alta dispersión de la tasa de crecimiento del PIB ($\sigma_{\Delta^4 y} = 3.89$), durante el periodo 1997.2-2007.1 hubo estabilidad cíclica, lo cual implica la correspondencia entre los niveles del producto observado y del producto potencial. Los *puntos de quiebre* hallados a través del análisis de Bry y Boschan con base en las *medias móviles ponderadas de Spencer* son siete: 1997.4, 1999.2, 2000.3, 2002.1, 2004.1, 2005.2 y 2010.4.

Durante el primer periodo contractivo la tasa de crecimiento más baja del PIB mexicano, -8.20%, se registra en el segundo trimestre de 1995; en esta misma fecha, la desviación de componente de mediano plazo respecto a su equilibrio fue de -4.82%. En promedio, la tasa de crecimiento del PIB y la desviación porcentual del ciclo fueron -6.42% y -2.93%, respectivamente. Por otro lado, las tasas de variación anualizadas del consumo y de la formación bruta de capital fijo fueron -8.4% -29%, respectivamente; mientras que la inflación anual⁷² y la tasa de desocupación⁷³ respecto al mismo periodo del año anterior fueron en promedio de 34.77% y 6.3%; el saldo promedio de la balanza comercial⁷⁴ fue de 1,772 millones

⁷² Variación porcentual del Índice Nacional de Precios, segunda quincena de diciembre de 2010 = 100; fuente: INEGI.

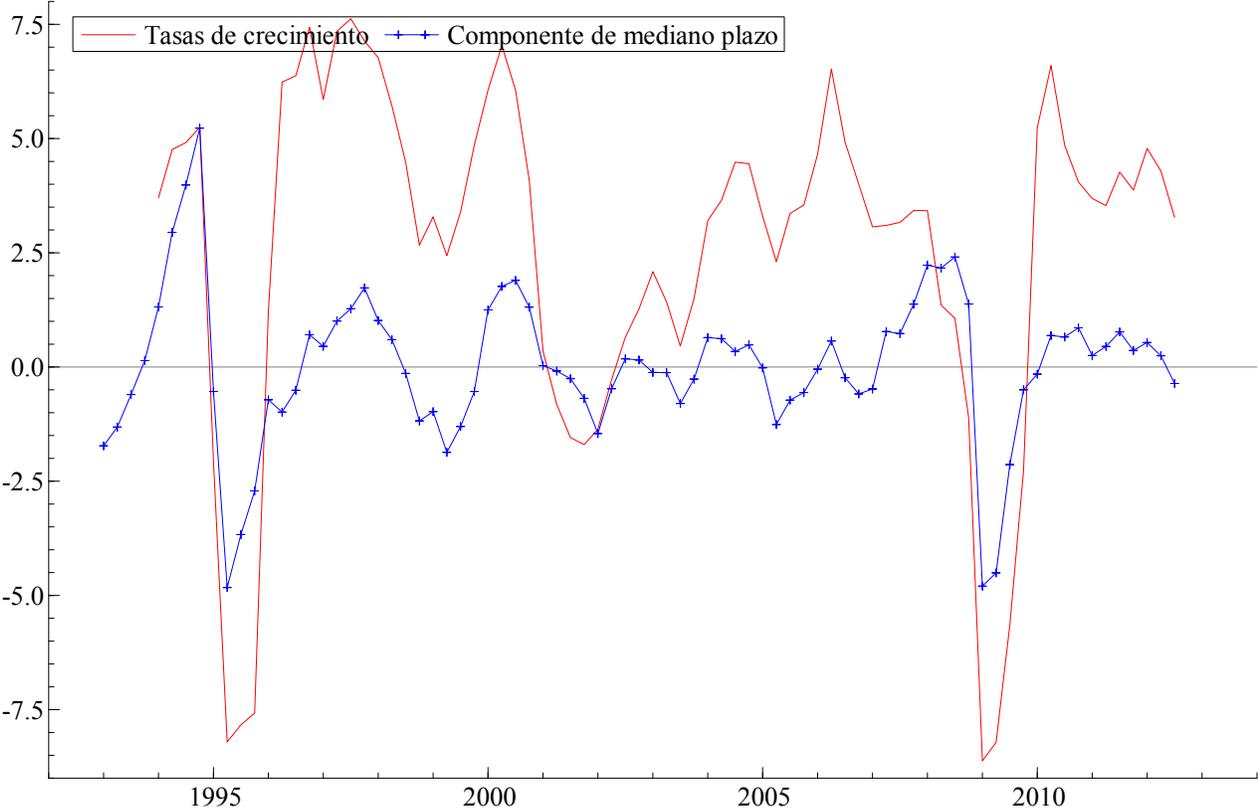
⁷³ Porcentaje de la población económicamente activa. De 1994-2000, tasa general de desempleo abierto de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU), cobertura de 48 áreas urbanas. A partir de 2001 se considera la tasa de desocupación, serie unificada, ENOE, serie mensual. Fuente: INEGI.

⁷⁴ Fuente: INEGI.

de dólares con un del tipo de cambio real promedio de 8.42 pesos por dólar. Con toda seguridad el contexto anterior llevó a la expansión de los gastos del Gobierno y de la oferta monetaria, ya que el déficit presupuestal del sector público y la tasa de crecimiento promedio respecto al mismo trimestre del año anterior de la oferta monetaria fueron -6.71% y 25.35%, respectivamente. La tasa de interés real alcanzó su máximo histórico, 17.20%, en el último trimestre de 1995 (6.45% en promedio).

Gráfica 3.2

Tasas de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior y componente de mediano plazo del PIB de México, 1993.1-2012.2



Durante el segundo periodo contractivo, el más severo en términos de longitud, la tasa de crecimiento más baja del PIB, -1.69%, se registra en el cuarto trimestre de 2001; en esta misma fecha, la desviación del componente de mediano plazo respecto a su equilibrio fue de -0.68%. En promedio, la tasa de crecimiento del PIB y la desviación porcentual del ciclo fueron -1.14% y -0.59%, respectivamente. Por otro lado, las tasas de variación anualizadas del consumo y de la formación bruta de capital fijo fueron 1.6% y -3.1%, respectivamente; mientras que la inflación anual y la tasa de desocupación respecto al

mismo periodo del año anterior fueron en promedio de 5.7% y 2.9%; el saldo promedio de la balanza comercial fue de -2,232 millones de dólares con un del tipo de cambio real promedio de 5.42 pesos por dólar. A diferencia del periodo contractivo anterior, en éste el déficit presupuestal del sector público y la tasa de crecimiento promedio de la oferta monetaria fueron -1.36% y 15.26%, respectivamente. Los valores máximos y mínimos de la tasa de interés real fueron 8.52% y 2.04% en 2001.2 y 2002.1, respectivamente (4.51% en promedio).

Durante el último periodo contractivo, el más severo en términos de amplitud, se registra la tasa de crecimiento histórica más baja del PIB, a pesar de las altas tasas de crecimiento de la oferta monetaria y el superávit en el presupuesto del sector público (13.84% y 3.85%, respectivamente): -8.62%; en esta misma fecha, primer trimestre de 2009, la desviación del ciclo respecto a su equilibrio fue de -4.79% (porcentaje muy similar al observado en el segundo trimestre de 1995). En promedio, la tasa de crecimiento del PIB y la desviación porcentual del ciclo fueron -5.14% y -2.89%, respectivamente. Por otro lado, las tasas de variación anual del consumo y de la formación bruta de capital fijo fueron -3.8% y -3.2%, respectivamente; mientras que la inflación anual y la tasa de desocupación respecto al mismo periodo del año anterior fueron en promedio de 5.48% y 4.7%. Por otro lado, el saldo promedio de la balanza comercial fue de -2,600 millones de dólares con un del tipo de cambio real promedio de 6.79 pesos por dólar. Los valores máximos y mínimos de la tasa de interés real fueron 4.61% y -2.23% en 2009.2 y 2008.4, respectivamente (1.12% en promedio).

Además de la evidencia empírica anterior, la información en los cuadros 3.2 y 3.3 nos permite plantear los siguientes hechos estilizados: i) la información contemporánea entre las tasas de crecimiento del PIB y el componente de mediano plazo es pro-cíclica; ii) existe una correlación positiva entre las tasas de crecimiento rezagadas del PIB y el ciclo económico, y una correspondencia negativa de manera inversa; iii) las desviaciones del componente de mediano plazo respecto a su equilibrio siempre son menores a las tasas de crecimiento del PIB, aproximadamente la mitad del valor registrado; iv) aunque en términos generales existe causalidad bidireccional entre las tasas de crecimiento del PIB y el ciclo económico, la información estadística de Δy_{t-2} y Δy_{t-3} no causa *en el sentido de Granger* a ψ_t^y ; y v) tal como en el punto anterior, la información estadística de $\Delta^4 y_{t-2}$ y $\Delta^4 y_{t-3}$ no causa *en el sentido de Granger* a ψ_t^y

Cuadro 3.2
Análisis de correlación cruzada

| i | $\psi_t^y, \Delta y_{t-i}$ | $\psi_{t-i}^y, \Delta y_t$ | $\psi_t^y, \Delta^4 y_{t-i}$ | $\psi_{t-i}^y, \Delta^4 y_t$ |
|-----|----------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 0 | 0.37 | 0.37 | 0.70 | 0.70 |
| 1 | 0.59 | -0.38 | 0.59 | 0.42 |
| 2 | 0.46 | -0.60 | 0.36 | -0.00 |
| 3 | 0.29 | -0.47 | 0.15 | -0.44 |
| 4 | 0.12 | -0.29 | -0.00 | -0.70 |
| 5 | 0.03 | -0.10 | -0.09 | -0.59 |

Cuadro 3.3
Pruebas de causalidad en el sentido de Granger

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| ψ_t^y no causa en el sentido de Granger a Δy_t | 46.88 (0.00) | 25.13 (0.00) | 18.44 (0.00) | 24.29 (0.00) | 82.19 (0.00) |
| Δy_t no causa en el sentido de Granger a ψ_t^y | 24.24 (0.00) | 0.48 (0.61) | 1.72 (0.16) | 6.53 (0.01) | 37.37 (0.00) |
| ψ_t^y no causa en el sentido de Granger a $\Delta^4 y_t$ | 10.55 (0.00) | 11.27 (0.00) | 18.53 (0.00) | 32.91 (0.00) | 26.44 (0.00) |
| $\Delta^4 y_t$ no causa en el sentido de Granger a ψ_t^y | 4.56 (0.03) | 2.97 (0.05) | 2.42 (0.07) | 3.71 (0.00) | 2.58 (0.03) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

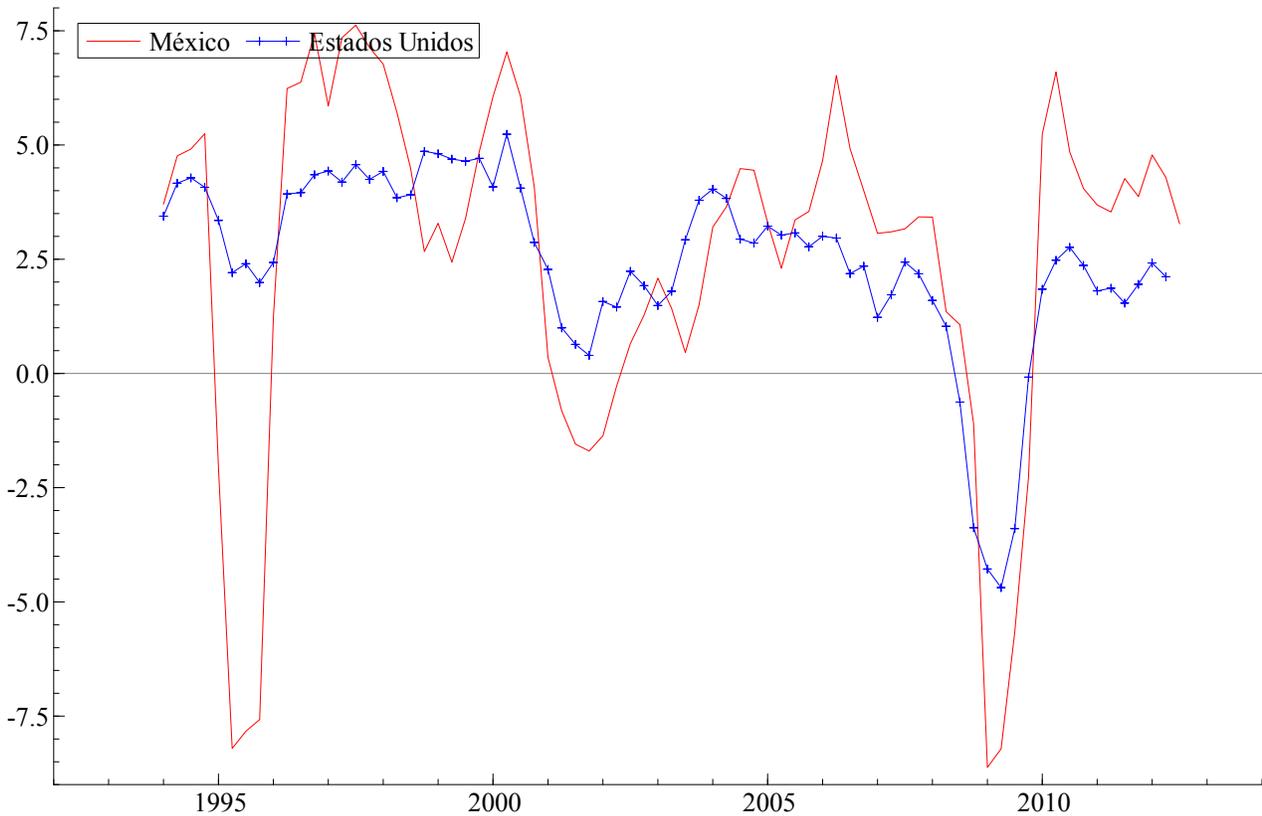
Por otro lado, es importante destacar que sólo durante el periodo 2008.3-2009.4 el PIB de los Estados Unidos, z_t ,⁷⁵ registró tasas de crecimiento negativas, -2.74% en promedio; la mínima de ellas, -4.68%, se observó en el periodo posterior a la registrada para tasa de crecimiento del PIB mexicano (primer trimestre de 2009); sin embargo, ésta última en magnitud es aproximadamente el doble. Tanto la información del cuadro 3.4 como la gráfica 3.3 evidencian la estrecha relación histórica entre las tasas de crecimiento de ambas economías; además, la información contemporánea de todas las variables es procíclica.

⁷⁵ Logaritmo del PIB trimestral de Estados Unidos, miles de millones de dólares a precios de 2005; fuente: the U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis.

Cuadro 3.4
Análisis de correlación cruzada

| i | $\Delta y_t, \Delta z_{t-i}$ | $\Delta y_{t-i}, \Delta z_t$ | $\Delta^4 y_t, \Delta^4 z_{t-i}$ | $\Delta^4 y_{t-i}, \Delta^4 z_t$ | $\psi_t^y, \Delta z_{t-i}$ | $\psi_{t-i}^y, \Delta z_t$ | $\psi_t^y, \Delta^4 z_{t-i}$ | $\psi_{t-i}^y, \Delta^4 z_t$ |
|-----|------------------------------|------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 0 | 0.47 | 0.47 | 0.68 | 0.68 | 0.08 | 0.08 | 0.37 | 0.37 |
| 1 | 0.46 | 0.31 | 0.63 | 0.59 | 0.35 | -0.19 | 0.40 | 0.22 |
| 2 | 0.23 | 0.15 | 0.45 | 0.40 | 0.43 | -0.33 | 0.29 | -0.02 |
| 3 | -0.06 | 0.05 | 0.22 | 0.20 | 0.25 | -0.32 | 0.11 | -0.24 |
| 4 | -0.00 | -0.05 | 0.05 | 0.04 | 0.16 | -0.25 | -0.02 | -0.35 |
| 5 | -0.05 | -0.02 | -0.04 | -0.03 | 0.04 | -0.09 | -0.09 | -0.32 |

Gráfica 3.3
Tasas de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior, 1994.1-2012.2



Aunque en términos generales las tasas de crecimiento del PIB de Estados Unidos explican estadísticamente el comportamiento de las tasas de crecimiento del PIB y del componente de mediano plazo de la economía mexicana, sobresalen los siguientes casos en el cuadro 3.5: i) no existe causalidad entre $\Delta^4 y_t$ y $\Delta^4 z_{t-1}$; ii) hay causalidad bidireccional entre ψ_t^y y las tasas de crecimiento del PIB de Estados Unidos; iii) existe información estadística en el componente de mediano plazo del PIB de México que

puede explicar el comportamiento $\Delta^4 z$; pero iv) las tasas de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior del PIB de Estados Unidos no causan *en el sentido de Granger* a ψ_t^y .

De los hechos empíricos anteriores, con toda seguridad, nació la popular hipótesis “si a la economía de Estados Unidos le da una gripa, entonces a la economía mexicana le dará un catarro”; sin embargo, sólo a través del análisis de co-movimientos será posible contrastarla, ya que a través de la información estadística presentada no queda clara la magnitud de *coherencia cíclica* ni qué variables han propiciado una mayor sincronización entre los componentes de mediano plazo.

Cuadro 3.5
Pruebas de causalidad *en el sentido de Granger*

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--|--------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Δy_t no causa <i>en el sentido de Granger</i> a Δz_t | 1.00 (0.31) | 0.53 (0.59) | 0.23 (0.87) | 0.73 (0.56) | 0.58 (0.71) |
| Δz_t no causa <i>en el sentido de Granger</i> a Δy_t | 10.23 (0.00) | 6.62 (0.00) | 6.80 (0.00) | 5.21 (0.00) | 4.21 (0.00) |
| $\Delta^4 y_t$ no causa <i>en el sentido de Granger</i> a $\Delta^4 z_t$ | 0.61 (0.43) | 2.97 (0.05) | 1.71 (0.17) | 1.16 (0.33) | 0.36 (0.86) |
| $\Delta^4 z_t$ no causa <i>en el sentido de Granger</i> a $\Delta^4 y_t$ | 2.34 (0.12) | 6.99 (0.00) | 4.46 (0.00) | 4.65 (0.00) | 4.46 (0.00) |
| ψ_t^y no causa <i>en el sentido de Granger</i> a Δz_t | 5.05 (0.02) | 7.10 (0.00) | 4.37 (0.00) | 3.72 (0.00) | 2.93 (0.01) |
| Δz_t no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^y | 14.39 (0.00) | 3.50 (0.03) | 3.19 (0.02) | 2.75 (0.03) | 1.88 (0.11) |
| ψ_t^y no causa <i>en el sentido de Granger</i> a $\Delta^4 z_t$ | 6.92 (0.01) | 9.81 (0.00) | 6.58 (0.00) | 4.80 (0.00) | 3.08 (0.01) |
| $\Delta^4 z_t$ no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^y | 3.53 (0.06) | 2.98 (0.05) | 1.97 (0.12) | 0.91 (0.46) | 1.27 (0.28) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

3.2. Efectos de las políticas fiscales y monetarias sobre el ciclo económico

Al asumir que un sistema económico golpeado por shocks aleatorios puede regresar al equilibrio más rápidamente a través de políticas fiscales y/o monetarias activas, entonces se requiere que los objetivos de éstas ofrezcan cierto control sobre la velocidad de las fases expansivas y contractivas del componente de mediano plazo. Lo anterior para conducir con orden ambos desplazamientos.

Sin embargo, tanto a nivel teórico como empírico decidir qué tipo de política económica se necesita llevar es una tarea difícil: para los que atribuyen las causas del componente de mediano plazo a la oferta

monetaria,⁷⁶ esperarán una política monetaria contractiva que evite un *sobrecalentamiento* durante la fase expansiva; es decir, “moderar la prosperidad”; para los que desean un nivel estable de consumo y ocupación, una política fiscal activa durante la fase contractiva es el mejor de los remedios. Mientras que la política fiscal hace énfasis en la importancia de incentivar la demanda efectiva agregada, la política monetaria considera como único instrumento adecuado para la estabilización cíclica el nivel de precios; la primera ataca directamente las recesiones económicas; la segunda, a la inflación durante la fase expansionista.

Tal como señalan Christiano y Fitzgerald (op. cit.), entre otros, la estabilización del componente de mediano plazo es un tema difícil de abordar. Si el explicar cómo inician los procesos expansivos o contractivos del ciclo económico está sujeto a controversias, la regulación de las trayectorias hacia los puntos de inflexión (crisis y recuperación) brinda mayor dificultad y produce mayores desacuerdos entre los investigadores. Aunque cualquier fase de expansión engendrará por sí sola las fuerzas que la llevarán a su fin, algunas teorías consideran al factor monetario como responsable; otras señalan que son los desajustes horizontales y/o verticales de la producción los que llevan a un sistema económico a la ruptura. Esta discusión va más allá: algunos especialistas creen que se ahorra muy poco y se consume en exceso, de manera que la inversión sobrepasa al capital disponible; otros aseguran que se ahorra mucho y se gasta poco, así la inversión excede a la demanda efectiva. Pese a todo, el punto de inflexión que sigue a la fase contractiva representa el problema central para los teóricos.

A diferencia de la crisis como resultado de las fuerzas naturales delimitadoras del proceso expansivo (saturación de la capacidad instalada de las empresas y la liquidación de los volúmenes de crédito acumulados, por ejemplo), durante una recesión es posible que no se generen fuerzas endógenas favorables lo suficientemente poderosas para producir la recuperación (asimetría cíclica). Lo anterior significa que el punto de inflexión esperado durante la fase contractiva no es un proceso autogenerado; por tanto, resulta necesario la presencia de ciertos *estímulos exógenos* capaces de sacar un sistema económico del estancamiento.

De esta forma, después de extraer el componente de mediano plazo del PIB trimestral de la economía mexicana, el siguiente paso es conocer el efecto de las políticas fiscales y monetarias, así como de algunas variables macroeconómicas clave sobre la velocidad del ciclo económico durante el periodo 1993.1-2012.2; para llevar a cabo lo anterior se plantean la siguiente expresión:

⁷⁶ Es importante destacar que todas las teorías del ciclo económico reconocen la importancia de las variaciones en la oferta monetaria.

$$\begin{aligned} \psi_t^y = & \sum_{j=1}^4 \alpha_j \psi_{t-j}^c + \sum_{k=0}^4 \beta_k^g g_{t-k} + \sum_{k=0}^4 \beta_k^p p_{t-k} + \sum_{k=0}^4 \beta_k^{m1} \Delta m1_{t-k} + \sum_{k=0}^4 \beta_k^i i_{t-k} \cdots \\ & \cdots + \sum_{k=0}^4 \beta_k^{y^*} \Delta y_{t-k}^* + \sum_{k=0}^4 \beta_k^x x_{t-k} + \sum_{k=0}^4 \beta_k^z \Delta z_{t-k} + \zeta_t \end{aligned} \quad [3.3]$$

Donde: ψ_t^y = componente de mediano plazo del PIB trimestral de México, g_t = gasto del sector público,⁷⁷ p_t = inflación,⁷⁸ $m1$ = logaritmo de la oferta monetaria,⁷⁹ i = tasa de interés real,⁸⁰ y_t^* = logaritmo del índice de volumen físico de la producción manufacturera,⁸¹ x_t = exportaciones mexicanas totales,⁸² z_t = logaritmo del PIB de Estados Unidos, $\zeta_t \sim niid(0, \sigma_\zeta^2)$, $E(\zeta_t) = 0$, $Var(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0 \forall s, t = 1, \dots, T$.

En la expresión anterior se distinguen los siguientes bloques de variables: el primero representa la persistencia cíclica (ψ_{t-j}^y); el segundo, los resultados de la restricción del gasto público (g_t); el tercero, los efectos de la inflación observada respecto a las metas de inflación del Banco de México (p_t); el cuarto, los alcances de los canales de transmisión de la política monetaria ($m1_t$ y i_t); el quinto, en espíritu de las *leyes de Kaldor y de Thirwall*, los motores de crecimiento de mediano y largo plazos de una economía (y_t^* y x_t); él último, las expectativas de expansión de la demanda externa (z_t).

Como se explicó en el capítulo I, cuando una fase expansiva/contractiva comienza, por lo general, su trayectoria y velocidad se mantienen durante un periodo de tiempo no determinado, aunque existan breves lapsos de expansiones-contracciones; este fenómeno se conoce como persistencia cíclica, el cual se representa en [3.3] a través de especificar al componente de mediano plazo como una función de su información pasada. Si los coeficientes α_j son estadísticamente significativos y positivos implica un incremento en la velocidad de las fases del ciclo económico, mientras que signos negativos un decremento.

Por otro lado, aunque la política fiscal cuenta con dos herramientas para llevar a cabo sus objetivos,⁸³ los teóricos de corte keynesiano señalan que, mientras los resultados de estimular/desanimar

⁷⁷ Definida como $\frac{Gastos-Ingresos}{Ingresos}$; donde: *Ingresos* y *Gastos* son las series de Ingresos y Gastos Presupuestales del Sector Público, respectivamente; fuente: Banco de México.

⁷⁸ Definida como $\frac{Inflación-Metas}{Metas}$; donde: *Inflación* = inflación subyacente y *Metas* = metas de inflación del Banco de México; fuente: Banco de México.

⁷⁹ Billetes y monedas en poder del público, cuentas de cheques en bancos del país en moneda nacional y moneda extranjera y depósitos en cuenta corriente en moneda nacional en bancos del país; fuente: INEGI, nueva metodología.

⁸⁰ Certificados de la Tesorería de la Federación a 28 días; fuente: INEGI.

⁸¹ Base 2003=100; fuente: INEGI, SCIAN.

⁸² Definida como $\frac{Exportaciones-Importaciones}{Importaciones}$; millones de dólares; fuente: Grupo de Trabajo de Estadísticas de Comercio Exterior, integrado por el Banco de México, INEGI, Servicio de Administración Tributaria y la Secretaría de Economía.

⁸³ Por mandato constitucional, el sector público es un conjunto organizado de entidades que realizan funciones legislativas y acciones jurídico-administrativas de regulación, de producción, de acumulación y de financiamiento encaminadas a la implementación de políticas públicas en beneficio de la sociedad.

los gastos privados en consumo o inversión a través de la recaudación fiscal son inmediatos y reversibles, los efectos de incrementar los gastos del sector público sobre la demanda agregada son mayores a mediano y largo plazos; es decir, en la medida en que el Estado expanda sus gastos, está en condiciones de modificar la senda de crecimiento potencial y el componente de mediano plazo de una economía. Sin embargo, tanto el FMI como el Banco Mundial, bajo una óptica ortodoxa, argumentan que los déficits presupuestales son la fuente principal de la inestabilidad financiera, el freno del crecimiento económico y responsable, en conjunto con otras condiciones endógenas y exógenas, de la inestabilidad del componente de mediano plazo.

Con base en la necesidad empírica de aportar un “indicio” en este *acertijo* de argumentos enfrentados, se analizan los efectos de la reducción la intervención del Estado mexicano en los procesos del ciclo económico a través de g_t . Si la expansión del gasto público es estadísticamente significativa en la determinación del ciclo económico, entonces coeficientes β_k^g negativos implican la generación de periodos contractivos, mientras que coeficientes positivos, de periodos expansivos.

Por otro lado, la Constitución Política de México establece que el objetivo prioritario del Banco de México es procurar la robustez del poder adquisitivo de la moneda nacional, lo que implica la estabilidad de los precios;⁸⁴ aunque el Banco de México no tiene un control directo sobre los precios porque éstos se determinan como resultado de la interacción entre la oferta y demanda de diversos bienes y servicios, éste puede influir sobre el proceso de determinación de precios a través de ciertas operaciones de mercado abierto; los canales de transmisión de las acciones realizadas por el Banco de México más importantes en los últimos años son la oferta monetaria y las tasas de interés.

En esencia, una política monetaria expansiva, bajo un régimen de tipo de cambio flexible y libre movilidad de capitales, significa que un aumento en la oferta monetaria conlleva una disminución en las tasas de interés; mientras que una política monetaria contractiva, a través de la disminución de la oferta monetaria, conlleva a un incremento en las tasas de interés. El objetivo de la tasa de interés es producir la igualdad entre la corriente de ahorros y de inversiones de los empresarios, ésta tenderá a igualar la oferta y la demanda de fondos de ahorro. Ante una tasa de interés óptima, cambios en el volumen de ahorro con relación al gasto serán seguidos por cambios equivalentes en el volumen de producción de bienes de capital en relación con el de bienes de consumo; además, el nivel de inversión está determinado por la

⁸⁴ Una de las características más notables del componente de mediano plazo de un sistema económico es la fluctuación conjunta del volumen de la producción y el nivel general de precios; durante la fase expansiva, la producción y los precios aumentan de forma simultánea.

relación de dos magnitudes: la eficiencia del capital y la tasa de interés. Si la eficiencia marginal del capital es superior a la tasa de interés, entonces habrá inversión; por el contrario, si la eficiencia marginal del capital es inferior a la tasa de interés, no habrá inversión.⁸⁵ Un aumento en las tasas de interés suele hacer más atractivos los activos financieros domésticos en relación a los activos financieros extranjeros; esto da lugar a una apreciación del tipo de cambio nominal, lo cual tiende a disminuir a abaratar las importaciones y a encarecer las exportaciones; finalmente, disminuye la demanda agregada y eventualmente la inflación; por otro lado, la apreciación del tipo de cambio nominal significa una disminución en el costo de los insumos importados que a su vez se traduce en menores costos para las empresas.⁸⁶ De esta forma, si los coeficientes β_k^{m1} y β_k^i son estadísticamente significativos, entonces se generan fases contractivas en el componente de mediano plazo cuando aumenta la velocidad de la oferta monetaria y aumenta la tasa de interés real (signos positivos); por otro lado, si los coeficientes son negativos, se generan fases expansivas.

Además de lo anterior, si la inflación observada respecto a las metas de inflación del Banco de México es estadísticamente significativa en la determinación de ψ_t^y , entonces coeficientes β_k^p positivos generan fases expansivas mientras que coeficiente negativos, fases contractivas; en términos analíticos, la variable p_t justifica las acciones realizadas por el Banco de México a través de $m1_t$ e i_t ; además, la literatura especializada señala que la inflación puede incidir sobre g_t a través del *efecto Olivera-Tanzi* (Tanzi, 1997); esto es: alta inflación reduce el valor real de la recaudación impositiva, una baja recaudación genera un aumento del déficit fiscal, un déficit fiscal significa una lenta formación bruta de capital fijo y un aumento en inflación. Aunque el *impuesto a la inflación* o *señoraje* pueda subsanar la pérdida de ingresos vía impuestos, este tipo de política fiscal entra en contradicción con el objetivo central de la política monetaria adoptada por el Banco de México.

Finalmente, si β_k^{y*} , β_k^x y β_k^z son estadísticamente significativos y positivos, significa que la aceleración del producto manufacturero y de las exportaciones, así como la expansión de la demanda externa propician fases expansivas en el ciclo económico, mientras que signos negativos, fases contractivas.

⁸⁵ Bajo una óptica Keynesiana, la tasa de interés no regula la actividad económica porque ésta depende de numerosos factores como la demanda efectiva, la inversión, la propensión al consumo, etc.; por tanto, las inversiones dependerán de las previsiones de los empresarios; si éstas son desfavorables no importará hasta donde pueda bajar la tasa de interés, los empresarios no invertirán. La tasa de interés no determina el ahorro; el ahorro depende del nivel de ingreso y de su distribución; mientras más grande sea el nivel de ingreso, mayor será el consumo y el ahorro.

⁸⁶ Debido a que en un régimen de Tipo de Cambio Flexible no existe la intervención del Banco Central, el nivel de Reservas Internacionales queda inalterado.

La información en los cuadros 3.6.a y 3.6.b muestran la magnitud y el sentido de la asociación lineal dinámica entre el componente de mediano plazo del PIB y las variables independientes. La información contemporánea del componente de mediano plazo, $\Delta m1_t$, Δy_t^* y Δz_t es pro-cíclica, para el resto de las variables es contra-cíclica.

Cuadro 3.6.a
Análisis de correlación cruzada

| j | Ψ_t^y, g_{t-j} | Ψ_t^y, p_{t-j} | $\Psi_t^y, \Delta m1_{t-j}$ | Ψ_t^y, i_{t-j} | $\Psi_t^y, \Delta y_{t-j}^*$ | Ψ_t^y, x_{t-j} | $\Psi_t^y, \Delta z_{t-j}$ |
|-----|---------------------|---------------------|-----------------------------|---------------------|------------------------------|---------------------|----------------------------|
| 0 | -0.10 | -0.34 | 0.05 | -0.08 | 0.24 | -0.41 | 0.08 |
| 1 | -0.10 | -0.25 | 0.07 | 0.06 | 0.36 | -0.29 | 0.35 |
| 2 | -0.10 | -0.12 | 0.09 | 0.06 | 0.30 | -0.10 | 0.43 |
| 3 | -0.07 | 0.01 | 0.25 | -0.03 | 0.09 | 0.00 | 0.25 |
| 4 | 0.00 | 0.11 | 0.28 | 0.01 | 0.09 | 0.07 | 0.16 |
| 5 | 0.00 | 0.19 | 0.10 | 0.14 | 0.01 | 0.09 | 0.04 |

Cuadro 3.6.b
Análisis de correlación cruzada

| j | Ψ_{t-j}^y, g_t | Ψ_{t-j}^y, p_t | $\Psi_{t-j}^y, \Delta m1_t$ | Ψ_{t-j}^y, i_t | $\Psi_{t-j}^y, \Delta y_t^*$ | Ψ_{t-j}^y, x_t | $\Psi_{t-j}^y, \Delta z_t$ |
|-----|---------------------|---------------------|-----------------------------|---------------------|------------------------------|---------------------|----------------------------|
| 0 | -0.10 | -0.34 | 0.05 | -0.08 | 0.24 | -0.41 | 0.08 |
| 1 | -0.11 | -0.39 | -0.23 | -0.25 | -0.32 | -0.29 | -0.19 |
| 2 | -0.08 | -0.32 | -0.43 | -0.14 | -0.49 | -0.11 | -0.33 |
| 3 | 0.00 | -0.24 | -0.29 | 0.04 | -0.32 | -0.02 | -0.32 |
| 4 | 0.13 | -0.04 | -0.02 | 0.15 | -0.09 | 0.06 | -0.25 |
| 5 | 0.08 | 0.22 | 0.03 | 0.07 | -0.06 | 0.12 | -0.09 |

Ahora bien, debido a las propiedades estadísticas del componente de mediano plazo (asimetría) el cuadro 3.7 presenta el análisis espectral descrito en el capítulo I; por un lado, la *coherencia* indica la fuerza del co-movimiento en la frecuencia λ ⁸⁷ donde, teóricamente, se encuentra ψ_t^y . Si el coeficiente es mayor que cero, entonces existe coherencia o relación entre la frecuencia de la variable analizada. Por otro lado, la *fase* mide la relación en términos de movimientos adelantados/rezagados entre ψ_t^y y el resto de las series; valores positivos indican que la variable analizada anticipa su desplazamiento respecto al componente de mediano plazo; valores negativos señalan que la evolución de la variable analizada sobreviene al de ψ_t^y ; valores cercanos a cero indican coincidencia espectral. Con base en lo anterior, la *coherencia* de las variables independientes respecto al componente de mediano plazo es consiste con el análisis de correlación en el dominio del tiempo: p_t , Δy_t^* , x_t y Δz_t guardan mayor relación con ψ_t^y ;

⁸⁷ $\lambda = (2 \text{ años}, 8 \text{ años})$.

asimismo, los coeficientes de fase indican que los movimientos de g_t siguen al de ψ_t^y , mientras que la evolución del resto de las variables anticipan al desplazamiento del componente de mediano plazo.

Cuadro 3.7
Análisis espectral respecto a ψ_t^y

| | Coherencia | Fase |
|----------------|------------|-------|
| g_t | 0.02 | -7.28 |
| p_t | 0.17 | 6.99 |
| $\Delta m1_t$ | 0.08 | 4.21 |
| i_t | 0.03 | 6.14 |
| Δy_t^* | 0.26 | 3.04 |
| x_t | 0.16 | 7.41 |
| Δz_t | 0.13 | 2.92 |

El cuadro 3.8 presenta el análisis de detección de *puntos de quiebre* clásico de Bry y Boschan con base en las *medias móviles ponderadas de Spencer*; coeficiente con signos negativos indican que el punto de quiebre en la serie analizada ocurrió antes que en el componente de mediano plazo; coeficientes con signos positivos señalan que el punto de quiebre sucedió después. Puede verse que en el cuarto trimestre de 2010 los puntos de quiebre de las variables p_t y Δz_t ocurrieron siete y cuatro trimestres antes que para el de ψ_t^y , mientras que el punto de quiebre de x_t sucedió un trimestre después. En promedio, los puntos de quiebre de la inflación respecto a las cimas y valles del componente de mediano plazo ocurren al mismo tiempo; por otro lado, los puntos de quiebre de la tasa de interés real respecto a las cimas de ψ_t^y suceden de forma contemporánea (el coeficiente es cercano a cero), mientras que los puntos de quiebre de g_t , $\Delta m1_t$, x_t y Δz_t ocurren cuatro, tres, dos y cuatro trimestres antes, respectivamente; los puntos de quiebre de Δy_t^* respecto a ψ_t^y transcurren cinco trimestres después; por último, los puntos de quiebre de g_t y Δz_t respecto a los valles del componente de mediano plazo acontecen uno y cuatro trimestres después, mientras que los puntos de quiebre de $\Delta m1_t$, i_t , Δy_t^* y x_t suceden cinco, uno, cuatro y dos trimestres antes, respectivamente.

Cuadro 3.8
Análisis de *puntos de quiebre* respecto a ψ_t^y

| Punto | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Promedio | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|--------|
| Periodo | 1997.4 | 1999.2 | 2000.3 | 2002.1 | 2004.1 | 2005.2 | 2010.4 | Cimas | Valles |
| g_t | - | - | -3 | -4 | -5 | +7 | - | -4.00 | +1.50 |
| p_t | +4 | -6 | - | +3 | +3 | +3 | -7 | 0.00 | 0.00 |
| $\Delta m1_t$ | - | -5 | -3 | - | - | - | - | -3.00 | -5.00 |
| i_t | -8 | +3 | +2 | - | +5 | -6 | - | -0.33 | -1.50 |
| Δy_t^* | - | - | - | -4 | +5 | - | - | +5.00 | -4.00 |
| x_t | - | -3 | -4 | -1 | -4 | -2 | +1 | -2.33 | -2.00 |
| Δz_t | -6 | -6 | - | - | -2 | +14 | -4 | -4.00 | +4.00 |

Finalmente, los resultados en el cuadro 3.9 confirman que la información estadística rezagada hasta cuatro periodos de las variables independientes causa *en el sentido de Granger* al componente de mediano plazo del PIB de México.

Cuadro 3.9
Prueba conjunta de causalidad *en el sentido de Granger*

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| $g_t, p_t, \Delta m1_t, i_t, \Delta y_t^*, x_t$ y Δz_t no causan <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^y | 17.22 (0.01) | 21.57 (0.08) | 33.70 (0.03) | 44.66 (0.02) | 43.04 (0.16) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

El cuadro 3.10 muestra los resultados de resolver la expresión [3.3] a través del algoritmo de Kalman luego de un minucioso proceso de marginación; el modelo estimado cumple con todos los supuestos de correcta especificación⁸⁸ y se observa un apropiado ajuste histórico (gráfica 3.4); asimismo, el análisis impulso-respuesta de Cholesky (cuadro 3.11) confirma la sensibilidad del componente de mediano plazo del PIB de México ante cambios en las variables independientes. Los parámetros revelan sólo los efectos de *corto plazo*, pero dada la condición de estabilidad, $|\sum_{j=1}^4 \alpha_j| < 1$, los efectos de *largo plazo* (equilibrio estático) se obtienen a través de la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \bar{\psi}^y = & \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^g)}{1-\sum_{j=1}^4 \alpha_j} \bar{g} + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^p)}{1-\sum_{j=1}^4 \alpha_j} \bar{p} + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^{m1})}{1-\sum_{j=1}^4 \alpha_j} \Delta \bar{m1} + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^i)}{1-\sum_{j=1}^4 \alpha_j} \bar{i} + \dots \\ & \dots + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^{y*})}{1-\sum_{j=1}^4 \alpha_j} \Delta \bar{y}^* + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^x)}{1-\sum_{j=1}^4 \alpha_j} \bar{x} + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^z)}{1-\sum_{j=1}^4 \alpha_j} \Delta \bar{z} \end{aligned} \quad [3.4]$$

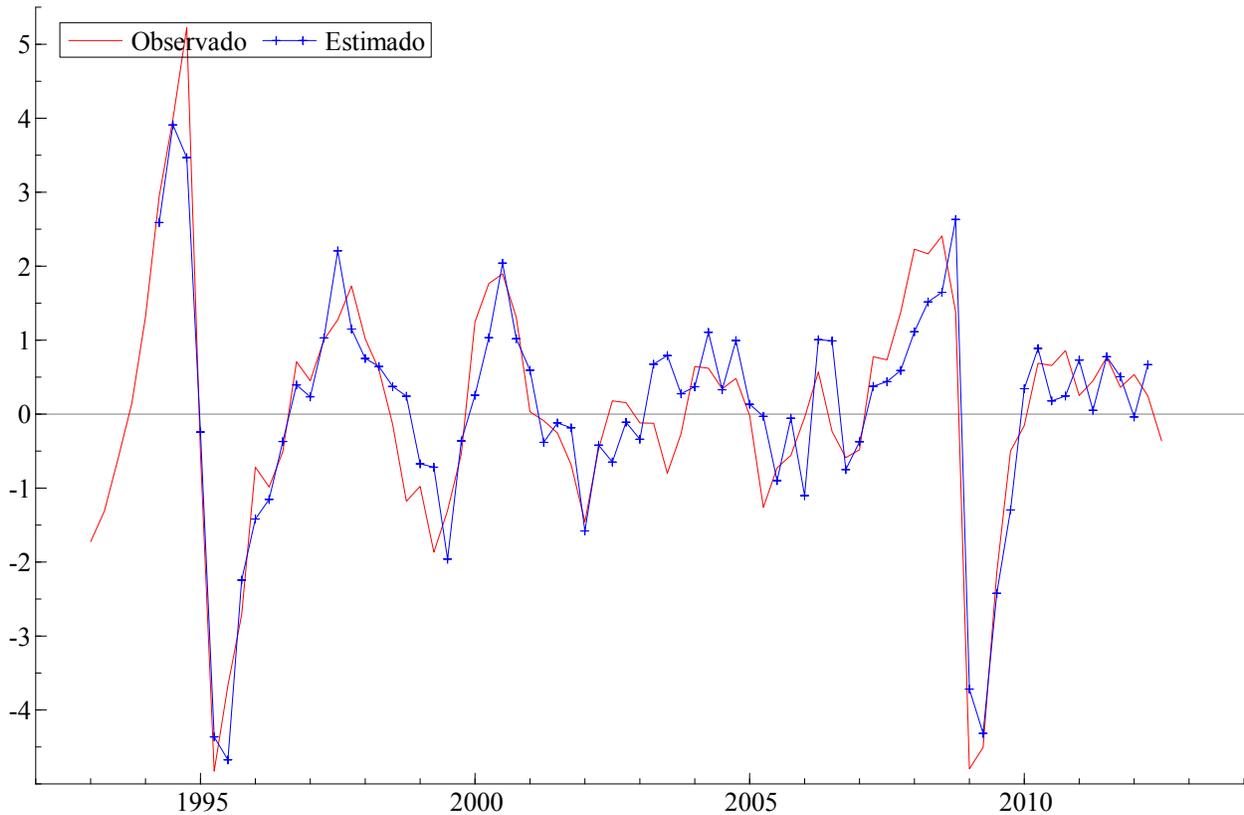
⁸⁸ El resto de las pruebas se encuentran en el anexo.

Cuadro 3.10
Modelo [3.3]: parámetros estimados

| | Coefficiente | Error estándar | Estadístico t | Probabilidad |
|-------------------|--------------|----------------|-----------------|--------------|
| ψ_{t-1}^y | 0.826353 | 0.06272 | 13.17531 | 0.0000 |
| ψ_{t-3}^y | -0.141451 | 0.055081 | -2.568036 | 0.0125 |
| g_t | -0.063789 | 0.018235 | -3.498106 | 0.0009 |
| g_{t-1} | 0.067304 | 0.01883 | 3.574281 | 0.0007 |
| $\Delta m1_{t-4}$ | -0.043861 | 0.018445 | -2.377941 | 0.0204 |
| Δy_t^* | 0.208547 | 0.033022 | 6.315325 | 0.0000 |
| x_t | -0.153672 | 0.023801 | -6.456677 | 0.0000 |
| x_{t-1} | 0.102181 | 0.022355 | 4.570901 | 0.0000 |

R^2 ajustada = 0.83, $RESET(1) = 0.63$ (0.42), $RESET(2) = 2.30$ (0.10), $JB = 3.89$ (0.14), $LM(1) = 1.17$ (0.28), $LM(1 - 2) = 0.78$ (0.45), $LM(1 - 10) = 0.72$ (0.70), $LM(1 - 32) = 0.71$ (0.83), $ARCH(1) = 0.50$ (0.47), $ARCH(1 - 2) = 0.26$ (0.77), $ARCH(1 - 10) = 0.46$ (0.90), $ARCH(1 - 32) = 0.77$ (0.71), $BPG = 0.59$ (0.77), $Harvey = 11.73$ (0.16), $Glejser = 1.34$ (0.23).

Gráfica 3.4
Ciclos económicos del PIB de México: valores observados y estimados, 1994.1-2012.2



Cuadro 3.11

Análisis impulso-respuesta de Cholesky: respuesta acumulada de ψ_t^y

| Periodo | ψ_t^y | g_t | $\Delta m1_t$ | Δy_t^* | x_t |
|---------|------------|-----------|---------------|----------------|-----------|
| 1 | 0.965443 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 0.840779 | 0.217552 | -0.126444 | -0.091555 | -0.040629 |
| 3 | 0.164757 | 0.22818 | -0.221371 | -0.021425 | 0.005226 |
| 4 | -0.359199 | 0.043728 | 0.133758 | -0.266817 | 0.038361 |
| 5 | -0.559938 | -0.162506 | 0.212551 | -0.063803 | 0.06915 |
| 6 | -0.538086 | -0.288012 | 0.079083 | 0.045155 | -0.102243 |
| 7 | -0.389345 | -0.311138 | 0.054126 | -0.042591 | -0.05817 |
| 8 | -0.285271 | -0.093853 | 0.072452 | -0.048638 | -0.081864 |
| 9 | 0.025207 | 0.018134 | 0.096477 | -0.019592 | -0.022157 |
| 10 | 0.296649 | 0.075039 | -0.002837 | 0.036354 | 0.014163 |

Los resultados estadísticos obtenidos no permiten realizar las siguientes afirmaciones: i) una vez que inicia una fase expansiva/contractiva, la persistencia cíclica incrementa la velocidad de la trayectoria del componente de mediano plazo en 0.68 puntos (estadístico $F = 64.06$, probabilidad = 0.00); ii) la inflación, la tasa de interés real y el PIB de Estados Unidos no son variables estadísticamente significativas en la determinación de ψ_t^y ; iii) un aumento de las exportaciones genera una desviación de largo plazo negativa del ciclo económico respecto a su equilibrio de -0.16 puntos (estadístico $F = 11.06$, probabilidad = 0.00). Es probable que el signo negativo de β_0^x refleje que las exportaciones mexicanas necesitan cada vez más de insumos importados; por esta razón, los efectos de las exportaciones realizadas en el periodo previo son neutralizados, aunque la diferencia entre β_1^x y β_0^x sea pequeña. Como señala Fujii (2012): en el estrato altamente exportador el 65% del valor de la producción corresponde a insumos producidos en el exterior; iv) ante una aceleración del PIB manufacturero, el componente de mediano plazo del PIB de México sufre una desviación de corto y largo plazos positiva respecto a su equilibrio de 0.20 y 0.66 puntos, respectivamente. Estos resultados implican que Δy_t^* no sólo es un motor de largo, sino también de mediano plazo; v) si el sector público expande sus gastos contemporáneos se genera una desviación negativa en ψ_t^y de -0.063 puntos; sin embargo, los gastos realizados en el periodo previo tienen un impacto positivo de 0.067 puntos en la generación de fases expansivas; el efecto de largo plazo es de -0.01 puntos, pero estadísticamente $E(\beta_0^g + \beta_1^g) = 0$ (estadístico $F = 0.07$, probabilidad = 0.78); y vi) tal como lo afirma la mayoría de las escuelas teóricas la oferta monetaria es un determinante del componente de mediano plazo; su impacto de largo plazo en la generación de fases contractivas es de -0.13 puntos. Este resultado implica

que, en el encarnizado combate a la inflación, los efectos de este canal de transmisión son mayores que los del propio incremento de los precios por arriba de las metas de inflación del Banco de México.

3.3. El ciclo económico común entre el PIB de México y el PIB de Estados Unidos

Como pasos finales, a través del sistema [3.5]-[3.6] se extrae el componente de mediano plazo del PIB trimestral de Estados Unidos para realizar el análisis de co-movimientos entre ψ_t^y y ψ_t^z : i) búsqueda de puntos de quiebre, ii) correlación cíclica y coherencia espectral, iii) análisis de causalidad *en el sentido de Granger*, y iv) análisis impulso-respuesta.

$$z_t = [1 \quad 1] \begin{bmatrix} \mu_t \\ \psi_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t^z \quad [3.5]$$

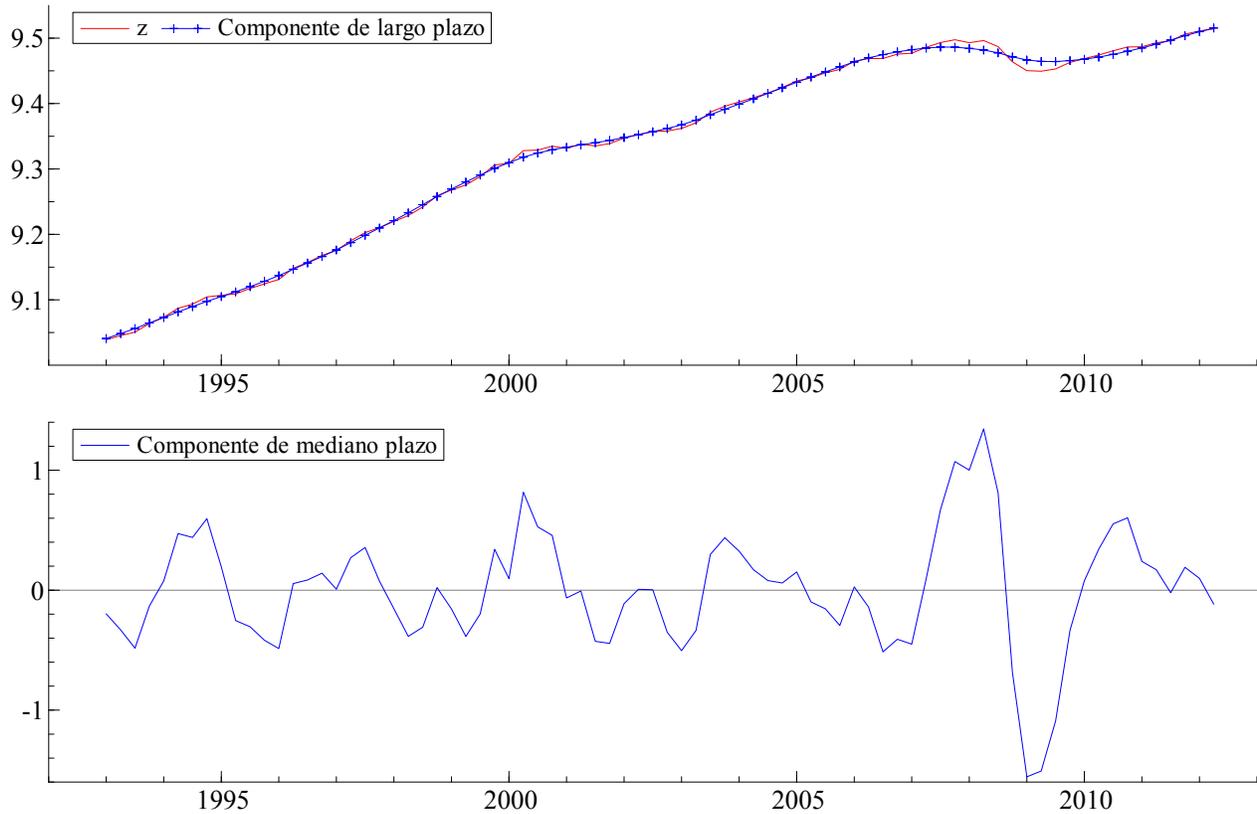
$$\begin{bmatrix} \mu_{t+1} \\ \psi_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \psi_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\mu \\ \varepsilon_t^\psi \end{bmatrix} \quad [3.6]$$

Donde: $z_t =$ logaritmo del PIB trimestral de Estados Unidos, $\mu_{t+1} = \begin{bmatrix} \mu_{t+1} \\ \beta_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix}$, $\psi_{t+1} = \begin{bmatrix} \psi_{t+1} \\ \psi_{t+1}^* \end{bmatrix} = \kappa \begin{bmatrix} \text{sen}(\lambda) & \text{cos}(\lambda) \\ \text{cos}(\lambda) & -\text{sen}(\lambda) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}$, $\varepsilon_t^\mu = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\mu \\ 0 \end{bmatrix}$, $\varepsilon_t^\psi = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\psi \\ \varepsilon_t^{\psi^*} \end{bmatrix}$, $\varepsilon_t^z \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^z}^2)$, $\varepsilon_t^\mu \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^\mu}^2)$, $\varepsilon_t^\psi \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^\psi}^2)$, $\varepsilon_t^{\psi^*} \sim \text{niid}(0, \sigma_{\varepsilon^{\psi^*}}^2)$, $E(\varepsilon_t^z) = 0$, $E(\varepsilon_t^\mu) = 0$, $E(\varepsilon_t^\psi) = 0$, $E(\varepsilon_t^{\psi^*}) = 0$, $\text{Var}(\varepsilon_t^z) = \sigma_{\varepsilon^z}^2 < \infty$, $\text{Var}(\varepsilon_t^\mu) = \sigma_{\varepsilon^\mu}^2 < \infty$, $\text{Var}(\varepsilon_t^\psi) = \sigma_{\varepsilon^\psi}^2 < \infty$, $\text{Var}(\varepsilon_t^{\psi^*}) = \sigma_{\varepsilon^{\psi^*}}^2 < \infty$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^z, \varepsilon_t^z) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^z, \varepsilon_t^\mu) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^z, \varepsilon_t^\psi) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^z, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\mu) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^\psi) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^\mu, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^\psi) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0$ y $\text{Cov}(\varepsilon_s^{\psi^*}, \varepsilon_t^{\psi^*}) = 0$ y $\text{Cov}(\varepsilon_s^\psi, \varepsilon_t^{\psi^*}) = \varpi \forall s, t = 1, \dots, T$.

La gráfica 3.5 presenta el resultado de resolver el sistema [3.5]-[3.6] a través del algoritmo de Kalman; las pruebas de bondad de ajuste y de correcta especificación se encuentran en el anexo. El cuadro 3.12 confirma la frecuencia estadística o duración promedio de cada ciclo económico, la cual es de aproximadamente tres años; según la clasificación de Schumpeter, el componente de mediano plazo de la economía de Estados Unidos también es de tipo Kitchin. El resultado anterior coincide con los hallazgos reportados por el NBER (2012). Puede observarse la estabilidad del componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos durante 1993.1-2007.2: el valle más profundo se registra en el segundo trimestre de 2009, el cual coincide en fecha con el observado para el componente de mediano plazo del PIB de México. Gracias a que $0 < \kappa < 1$ el componente de mediano plazo extraído es un proceso estacionario con media igual a 0.000642 y varianza $\sigma_\psi^2 = (1 - k^2)^{-1} \sigma_{\varepsilon^\psi}^2 = 00004$. El fenómeno de persistencia es mayor para ψ_t^z que para ψ_t^y , lo cual significa que una vez que una vez que inicia una fase

expansiva/contractiva, la persistencia cíclica incrementa la velocidad de las trayectorias de los regímenes cíclicos del PIB de Estados Unidos en 0.87 puntos.

Gráfica 3.5
Componentes sistemáticos de largo y mediano plazos del PIB de Estados Unidos, 1993.1-2012.2



Cuadro 3.12
 ψ_t^z : parámetros estimados

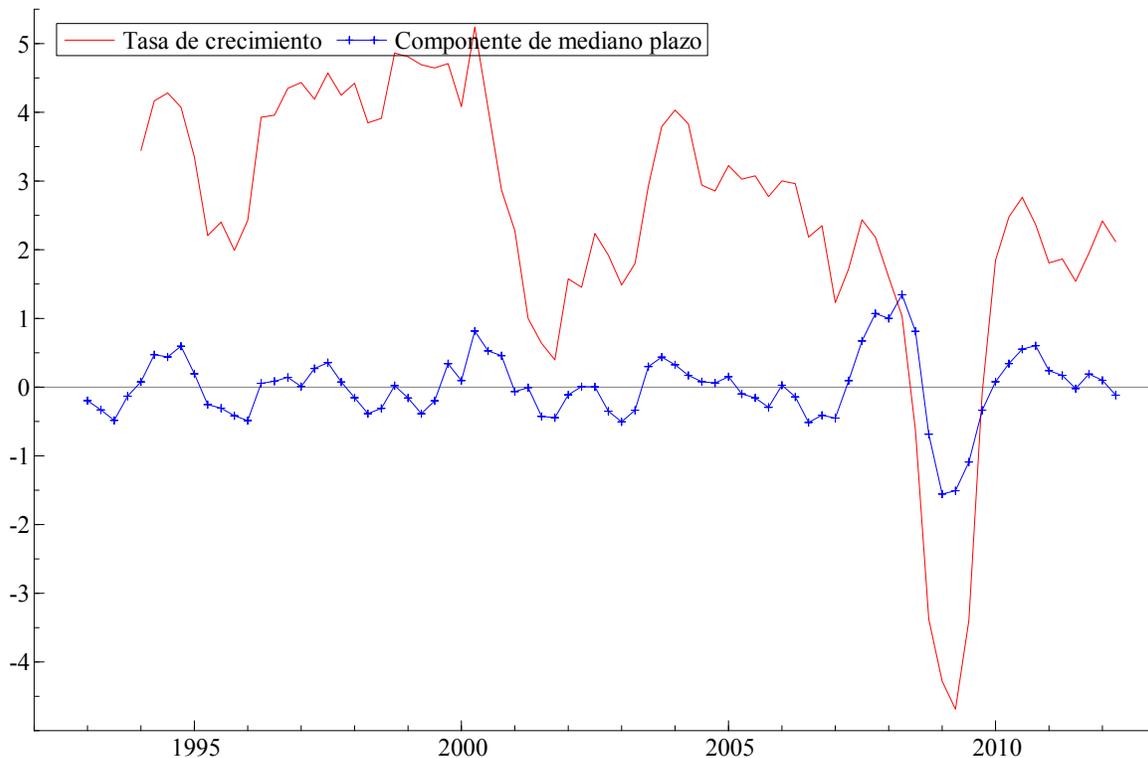
| | |
|-----------------|-----------|
| σ_ψ^2 | 0.00004 |
| τ | 12.46558 |
| τ en años | 3.11639 |
| λ | 0.50404 |
| k | 0.87255 |
| Media | 0.000642 |
| Máximo | 1.344969 |
| Mínimo | -1.555718 |
| D. E. | 0.488439 |
| Sesgo | -0.304178 |
| Curtosis | 4.752054 |
| Jarque-Bera | 11.17931 |

Tal como sucede para ψ_t^y , si el componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos no sigue una distribución normal es debido al fenómeno de asimetría. Por la razón anterior, la función distribución probabilística de ψ_t^z está sesgada a la izquierda y es leptocúrtica

Ahora bien, al graficar la tasa de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior del PIB de Estados Unidos y su componte de mediano plazo, los patrones sistemáticos expuestos nos permiten identificar de forma congruente, por un lado, dos periodos expansivos (1994.1-2008.2 y 2010.1-2012.2) y un periodo contractivo (2008.3-2009.3) en $\Delta^4 z_t$; y, por otro lado, el componente de mediano plazo revela que durante el periodo 1993.1-2007.2 hubo estabilidad cíclica; la desviación estándar observada plazo es pequeña ($\sigma_{\psi^z} = 0.48$). Los puntos de quiebre hallados a través del análisis de Bry y Boschan con base en las medias móviles ponderadas de Spencer son ocho: 1993.3, 1994.4, 1996.1, 2000.2, 2001.4, 2003.4, 2006.3 y 2010.4; el último punto de quiebre coincide en fecha tanto para el componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos como para el del PIB de México, aunque para este último se trata de un valle.

Gráfica 3.6

Tasas de crecimiento respecto al mismo trimestre del año anterior y componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos, 1993.1-2012.2



La información en los cuadros 3.13 y 3.14 nos permite plantear los siguientes hechos estilizados: i) la información contemporánea de las tasas de crecimiento del PIB de Estados Unidos y el componente de mediano plazo es pro-cíclica; ii) existe una correlación positiva entre las tasas de crecimiento rezagadas del PIB de Estados Unidos y el ciclo económico, y una correspondencia negativa de manera inversa; iii) en promedio, la magnitud de la desviación del componente de mediano plazo respecto a su equilibrio durante 2008.3-2009.3 fue -1.03%, mientras que la caída en la tasa de crecimiento del PIB fue, aproximadamente, el doble de este valor (-2.74%); iv) aunque en términos generales existe causalidad bidireccional entre las tasas de crecimiento del PIB y el ciclo económico, la información estadística de Δy_{t-2} y Δy_{t-3} no causa *en el sentido de Granger* a ψ_t^y ; v) si bien existe causalidad bidireccional entre la información contemporánea y la del periodo anterior de ψ_t^y y Δy_t^* , ésta última no causa *en el sentido de Granger* al componente de mediano plazo; y vi) a diferencia del punto anterior, existe causalidad bidireccional entre ψ_t^y y $\Delta^4 y_t^*$.

Cuadro 3.13
Análisis de correlación cruzada

| i | $\psi_t^z, \Delta z_{t-i}$ | $\psi_{t-i}^z, \Delta z_t$ | $\psi_t^z, \Delta^4 z_{t-i}$ | $\psi_{t-i}^z, \Delta^4 z_t$ |
|-----|----------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 0 | 0.28 | 0.28 | 0.52 | 0.52 |
| 1 | 0.43 | -0.28 | 0.49 | 0.31 |
| 2 | 0.47 | -0.43 | 0.34 | 0.00 |
| 3 | 0.34 | -0.47 | 0.15 | -0.29 |
| 4 | 0.20 | -0.33 | -0.01 | -0.49 |
| 5 | 0.01 | -0.20 | -0.14 | -0.46 |

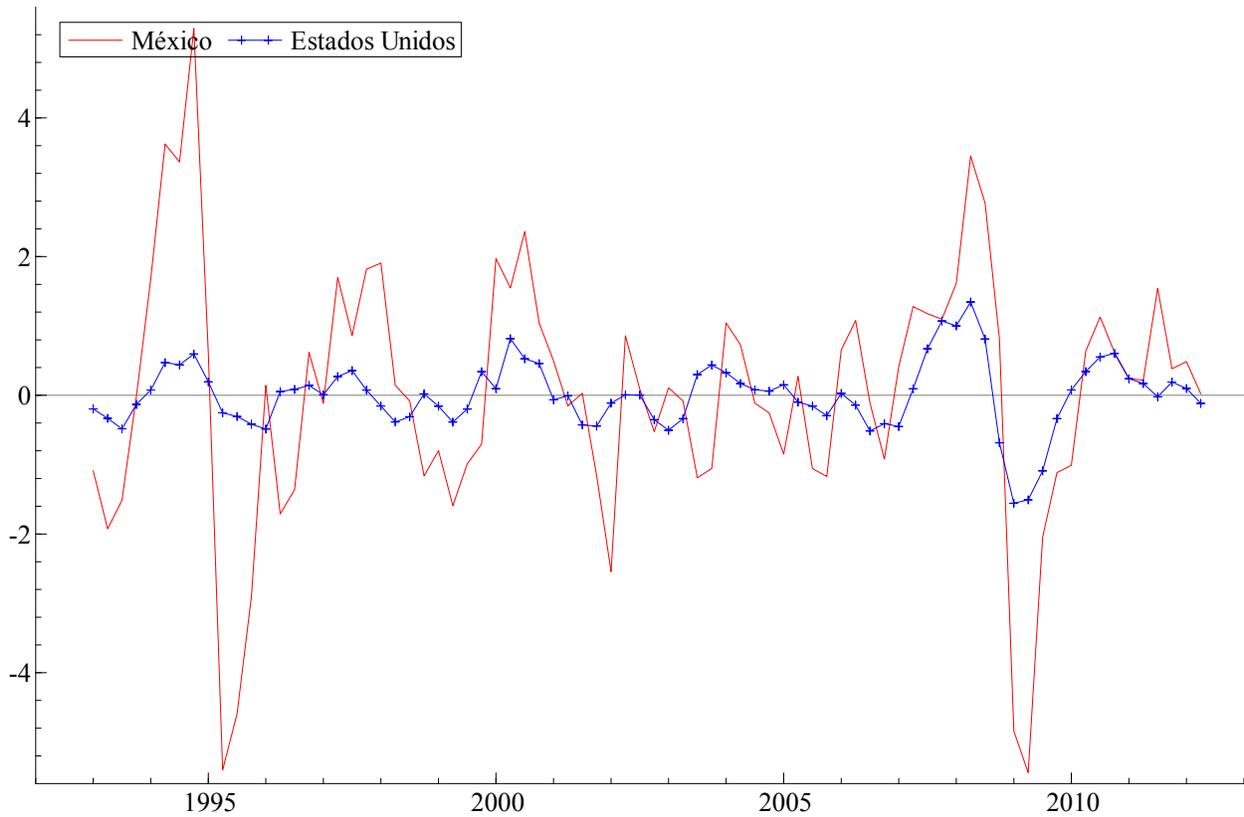
Cuadro 3.14
Pruebas de causalidad *en el sentido de Granger*

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-------------------|
| ψ_t^z no causa <i>en el sentido de Granger</i> a Δz_t | 24.67 (0.00) | 26.54 (0.00) | 26.01 (0.00) | 235.58 (0.00) | 3555.06 (0.00) |
| Δz_t no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^z | 10.18 (0.00) | 7.65 (0.00) | 16.75 (0.00) | 276.78 (0.00) | 1712.79 (0.00) |
| ψ_t^z no causa <i>en el sentido de Granger</i> a $\Delta^4 z_t$ | 18.54 (0.00) | 17.50 (0.00) | 17.58 (0.00) | 15.37 (0.00) | 21.49 (0.00) |
| $\Delta^4 z_t$ no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^z | 2.66 (0.10) | 0.71 (0.49) | 0.88 (0.45) | 1.06 (0.38) | 1.85 (0.11) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

Por otro lado, al graficar los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos podemos constatar la estrecha relaciones entre ambas series (gráfica 3.7); el análisis de correlación lineal dinámica presentado en el cuadro 3.15 confirma estadísticamente este vínculo. En términos generales, la información contemporánea y rezagada de ψ_t^y y ψ_t^z es pro-cíclica.

Gráfica 3.7
Componentes de mediano plazo, 1993.1-2012.2



Cuadro 3.15
Análisis de correlación cruzada

| i | ψ_t^y, ψ_{t-i}^z | ψ_{t-i}^y, ψ_t^z |
|-----|--------------------------|--------------------------|
| 0 | 0.70 | 0.70 |
| 1 | 0.61 | 0.50 |
| 2 | 0.27 | 0.18 |
| 3 | -0.12 | -0.14 |
| 4 | -0.34 | -0.37 |
| 5 | -0.45 | -0.44 |

La información estadística en el cuadro 3.16 nos permite observar que la duración (en trimestres) de fases expansivas y contractivas de ψ_t^y y ψ_t^z es muy parecida.

Cuadro 3.16
Duración promedio de fases y ciclos

| | Cima a valle | Cima a cima | Valle a Cima | Valle a valle |
|------------|--------------|-------------|--------------|---------------|
| ψ_t^z | 7.33 | 20.67 | 11.75 | 16.67 |
| ψ_t^y | 5.67 | 16.67 | 11.67 | 11.50 |

Para robustecer el análisis en el dominio del tiempo (debido a la asimetría tanto de ψ_t^y como de ψ_t^z) el cuadro 3.17 presenta el análisis espectral. La *coherencia* de 0.59 del componente de mediano plazo del PIB de México respecto al componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos confirma los resultados del análisis de correlación cruzada. Por otro lado, el coeficiente de fase indica que el movimiento de ψ_t^y sigue al de ψ_t^z .

Cuadro 3.17
Análisis espectral respecto a ψ_t^z

| | Coherencia | Fase |
|------------|------------|-------|
| ψ_t^y | 0.59 | -0.11 |

El cuadro 3.18 presenta el análisis de detección de *puntos de quiebre* clásico de Bry y Boschan con base en las *medias móviles ponderadas de Spencer*; los signos positivos de los coeficientes indican que en 2000.2, 2001.4 y 2003.4 los puntos de quiebre de ψ_t^y respecto a ψ_t^z ocurrieron un trimestre después; en 2006.3, el punto de quiebre del componente de mediano plazo del PIB de México sucedió cinco trimestres antes que el punto de quiebre de ψ_t^z ; en 2010.4 los puntos de quiebre de ψ_t^y y ψ_t^z coincidieron. En promedio, los puntos de quiebre de ψ_t^y respecto a las cimas de ψ_t^z ocurren después, mientras que los puntos de quiebre de ψ_t^y respecto a los valles de ψ_t^z acontecen antes.

Cuadro 3.18
Análisis de *puntos de quiebre* respecto a ψ_t^z

| Punto | Valle | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Promedio | |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|--------|
| Periodo | 1993.3 | 1994.4 | 1996.1 | 2000.2 | 2001.4 | 2003.4 | 2006.3 | 2010.4 | Cimas | Valles |
| ψ_t^y | - | - | - | +1 | +1 | +1 | -5 | 0 | +0.67 | -2.00 |

La información en el cuadro 3.19 señala que el componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos causa *en el sentido de Granger* al componente de mediano plazo del PIB de México, pero no a la inversa, lo cual es congruente con el coeficiente de fase. El análisis impulso-respuesta de Cholesky (cuadro 3.20) confirma la sensibilidad de ψ_t^y ante cambios en ψ_t^z .

Cuadro 3.19
Pruebas de causalidad *en el sentido de Granger*

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| ψ_t^z no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^y | 6.74 (0.01) | 9.26 (0.00) | 6.00 (0.00) | 5.01 (0.00) | 4.29 (0.00) |
| ψ_t^y no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^z | 0.01 (0.89) | 1.00 (0.37) | 0.14 (0.93) | 0.18 (0.94) | 0.23 (0.94) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

Cuadro 3.20
Análisis impulso-respuesta de Cholesky

| Periodo | Respuesta acumulada de ψ_t^y | | Respuesta acumulada de ψ_t^z | |
|---------|-----------------------------------|------------|-----------------------------------|------------|
| | ψ_t^y | ψ_t^z | ψ_t^y | ψ_t^z |
| 1 | 0.965755 | 0 | 0.08704 | 0.267981 |
| 2 | 1.820136 | 0.46493 | 0.184261 | 0.512864 |
| 3 | 2.169305 | 1.092783 | 0.252004 | 0.690229 |
| 4 | 2.157854 | 1.289355 | 0.285744 | 0.742338 |
| 5 | 1.902397 | 1.241057 | 0.265475 | 0.685019 |
| 6 | 1.549942 | 1.02585 | 0.202705 | 0.566949 |
| 7 | 1.255634 | 0.716037 | 0.128204 | 0.436264 |
| 8 | 1.115496 | 0.467913 | 0.071839 | 0.344431 |
| 9 | 1.132756 | 0.367695 | 0.052314 | 0.315342 |
| 10 | 1.254029 | 0.420012 | 0.071148 | 0.34495 |

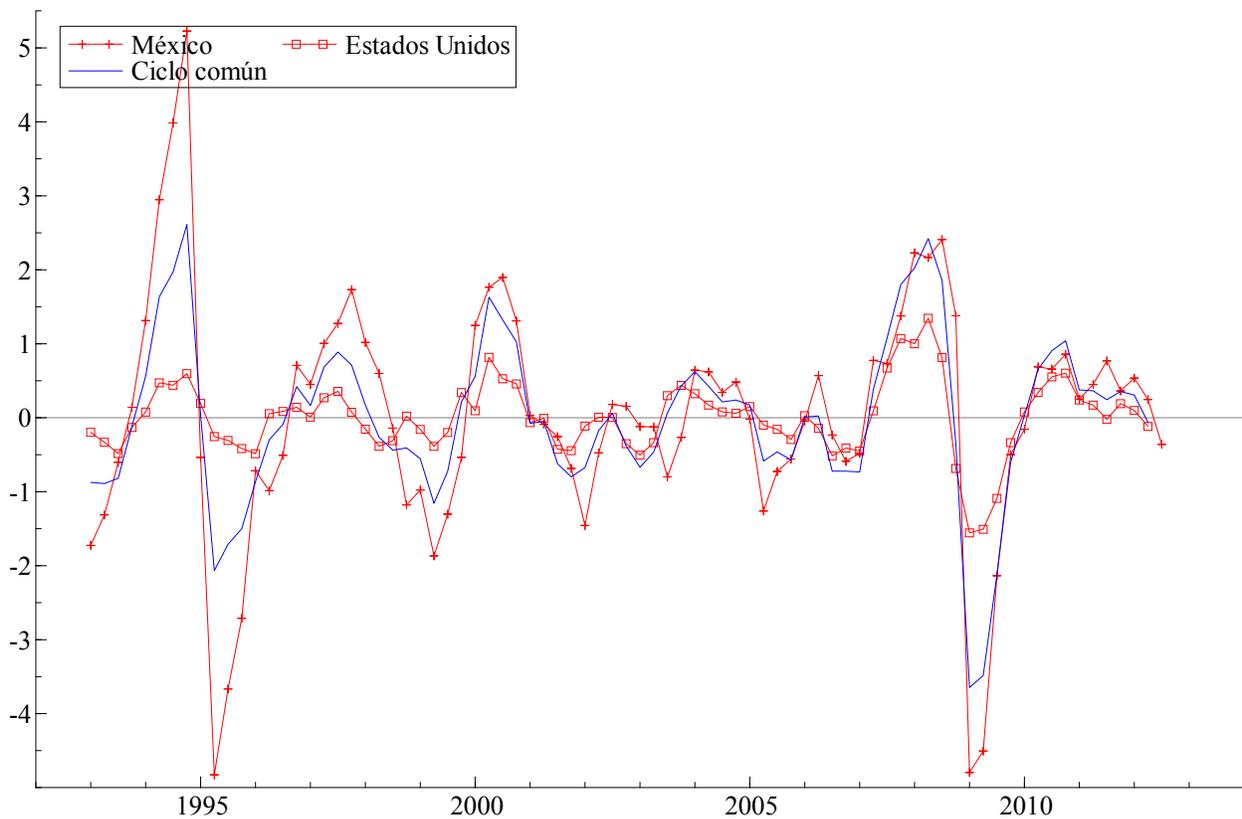
Ahora bien, al rechazarse la hipótesis nula de esfericidad de Bartlett, $\chi_1^2 = 50.45$ (0.00), y evaluar el grado de relación conjunta de Kaiser-Meyer-Olkin, $KMO = 0.83$, significa que, estadísticamente, existe un factor sincrónico común entre los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos que puede extraerse a través de:

$$\begin{bmatrix} \psi_t^y \\ \psi_t^z \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \psi_t^c + \begin{bmatrix} \zeta_t \\ \xi_t \end{bmatrix} \quad [3.7]$$

Donde: $\zeta_t \sim niid(0, \sigma_\zeta^2)$, $\xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2)$, $E(\zeta_t) = 0$, $E(\xi_t) = 0$, $Var(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2$, $Var(\xi_t) = \sigma_\xi^2$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0$, $Cov(\xi_s, \xi_t) = 0$ y $Cov(\zeta_s, \xi_t) = \omega < \infty \forall s, t = 1, \dots, T$; además, $Cov(\psi_t^c, \zeta_t) = 0$ y $Cov(\psi_t^c, \xi_t) = 0$.

La gráfica 3.8 presenta el resultado de resolver la expresión [3.7] a través del algoritmo de Kalman; las pruebas de bondad de ajuste y de correcta especificación se encuentran en el anexo. El componente sincrónico explica el 85.02% de las varianzas de los componentes de mediano plazo; el análisis de correlación lineal dinámica presentado a través del cuadro 3.21 confirma estadísticamente la magnitud de este vínculo; en términos generales, la información rezagada hasta dos periodos entre ψ_t^c y los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos es pro-cíclica. Los *puntos de quiebre* hallados en el componente sincrónico a través del análisis de Bry y Boschan con base en las *medias móviles ponderadas de Spencer* son siete: 1997.3, 1999.2, 2000.2, 2001.4, 2004.1, 2007.1 y 2010.4. El último punto de quiebre de ψ_t^y ocurre en el mismo trimestre que para ψ_t^y y ψ_t^z .

Gráfica 3.8
Ciclo económico común entre ψ_t^y y ψ_t^z , 1993.1-2012.2



Cuadro 3.21
Análisis de correlación cruzada

| i | ψ_t^c, ψ_{t-i}^y | ψ_{t-i}^c, ψ_t^y | ψ_t^c, ψ_{t-i}^z | ψ_{t-i}^c, ψ_t^z |
|-----|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 0 | 0.92 | 0.92 | 0.92 | 0.92 |
| 1 | 0.63 | 0.69 | 0.73 | 0.67 |
| 2 | 0.18 | 0.23 | 0.31 | 0.25 |
| 3 | -0.19 | -0.17 | -0.15 | -0.16 |
| 4 | -0.42 | -0.41 | -0.43 | -0.45 |
| 5 | -0.48 | -0.49 | -0.57 | -0.56 |

Por otro lado, la información del cuadro 3.22 nos permite observar que la duración (en trimestres) de fases expansivas y contractivas de ψ_t^y y ψ_t^z respecto al componente sincrónico es análoga.

Cuadro 3.22
Duración de fases y ciclos

| | Cima a valle | Cima a cima | Valle a Cima | Valle a valle |
|------------|--------------|-------------|--------------|---------------|
| ψ_t^c | 8.33 | 17.00 | 9.33 | 15.00 |
| ψ_t^y | 5.67 | 16.67 | 11.67 | 11.50 |
| ψ_t^z | 7.33 | 20.67 | 11.75 | 16.67 |

Para robustecer el análisis en el dominio del tiempo el cuadro 3.23 presenta el análisis espectral: la *coherencia* de los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos respecto al componente sincrónico corrobora los resultados del análisis de correlación cruzada; el coeficiente de fase indica que el movimiento de ψ_t^y sigue al de ψ_t^c , mientras que la evolución de ψ_t^z anticipa la de ψ_t^c ; sin embargo, debido a que ambos coeficientes son cercanos a cero podemos concluir que la dinámica de ψ_t^y , ψ_t^z y ψ_t^c es coincidente o contemporánea.

Cuadro 3.23
Análisis espectral respecto a ψ_t^c

| | Coherencia | Fase |
|------------|------------|-------|
| ψ_t^y | 0.88 | -0.05 |
| ψ_t^z | 0.89 | +0.05 |

El cuadro 3.24 presenta el análisis de detección de *puntos de quiebre*; los coeficientes iguales a cero indican que en 2010.4 los puntos de quiebre de ψ_t^y y ψ_t^z respecto al componente sincrónico ocurrieron en el mismo trimestre. En promedio, los puntos de quiebre de ψ_t^y respecto a las cimas y valles de ψ_t^c ocurren en el mismo periodo (el coeficiente asociado es cercano a cero) y dos trimestres antes,

respectivamente; por otro lado, los puntos de quiebre de ψ_t^z respecto a las cimas y valles de ψ_t^c ocurren tres y un trimestre antes, respectivamente.

Cuadro 3.24
Análisis de *puntos de quiebre* respecto a ψ_t^c

| Punto | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Promedio | |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|--------|
| Periodo | 1997.3 | 1999.2 | 2000.2 | 2001.4 | 2004.1 | 2007.1 | 2010.4 | Cimas | Valles |
| ψ_t^y | +1 | - | +1 | +1 | 0 | -7 | 0 | +0.50 | -2.00 |
| ψ_t^z | -11 | 0 | 0 | 0 | -1 | -2 | 0 | -3.00 | -1.00 |

La información en los cuadros 3.25.a y 3.25.b revela que: i) el componente de mediano plazo del PIB de México no causa *en el sentido de Granger* al componente sincrónico, pero este último si causa a ψ_t^y ; lo anterior significa que al iniciar una fase expansiva o contractiva en ψ_t^c surgirá una fase de aproximadamente la misma magnitud en ψ_t^y ; ii) no hay causalidad estadística entre ψ_t^c y ψ_t^z , quizás porque la intensificación del comercio ha propiciado que cada país se especialice en diferentes sectores productivos; de esta forma, una perturbación que afecta a un sector específico no tiene el mismo efecto sobre las dos economías (Krugman y Venables, 1993); iii) los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos no causan *en el sentido de Granger* a ψ_t^c ; iv) el componente sincrónico y ψ_t^y no causan estadísticamente el comportamiento del componente de mediano plazo del PIB de Estados Unidos; y v) el componente sincrónico y ψ_t^z causan *en el sentido de Granger* al componente de mediano plazo del PIB de México. El análisis impulso-respuesta de Cholesky (cuadro 3.36) confirma la inercia de ψ_t^c ante cambios en ψ_t^y y ψ_t^z y la sensibilidad del componente de mediano plazo del PIB de México ante cambios en ψ_t^c y ψ_t^z .

Cuadro 3.25.a
Pruebas de causalidad *en el sentido de Granger*

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| ψ_t^y no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^c | 2.78 (0.09) | 2.02 (0.13) | 2.03 (0.11) | 2.13 (0.08) | 1.81 (0.12) |
| ψ_t^c no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^y | 6.74 (0.01) | 9.26 (0.00) | 6.00 (0.00) | 5.01 (0.00) | 4.29 (0.00) |
| ψ_t^z no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^c | 2.78 (0.09) | 2.02 (0.13) | 2.03 (0.11) | 2.13 (0.08) | 1.81 (0.12) |
| ψ_t^c no causa <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^z | 0.01 (0.89) | 1.00 (0.37) | 0.14 (0.93) | 0.18 (0.94) | 0.23 (0.94) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

Cuadro 3.25.b
Prueba conjunta de causalidad *en el sentido de Granger*

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| ψ_t^y y ψ_t^z no causan <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^c | 2.74 (0.25) | 4.50 (0.34) | 7.09 (0.31) | 12.26 (0.13) | 13.17 (0.21) |
| ψ_t^c y ψ_t^z no causan <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^y | 6.77 (0.03) | 20.92 (0.00) | 21.03 (0.00) | 24.69 (0.00) | 26.66 (0.00) |
| ψ_t^c y ψ_t^y no causan <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^z | 0.13 (0.93) | 4.27 (0.37) | 1.97 (0.92) | 3.56 (0.89) | 3.51 (0.96) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

Cuadro 3.26
Análisis impulso-respuesta de Cholesky

| Periodo | Respuesta acumulada de ψ_t^c | | | Respuesta acumulada de ψ_t^y | | | Respuesta acumulada de ψ_t^z | | |
|---------|-----------------------------------|------------|------------|-----------------------------------|------------|------------|-----------------------------------|------------|------------|
| | ψ_t^c | ψ_t^y | ψ_t^z | ψ_t^c | ψ_t^y | ψ_t^z | ψ_t^c | ψ_t^y | ψ_t^z |
| 1 | 0.5628 | 0.0000 | 0.0000 | 0.7780 | 0.5660 | 0.0000 | 0.2298 | -0.1674 | 0.0000 |
| 2 | 0.6308 | -0.1366 | -0.0125 | 0.9627 | 0.1059 | -0.0235 | 0.2308 | -0.1430 | -0.0033 |
| 3 | 0.4397 | -0.2096 | -0.0120 | 0.6669 | -0.2673 | -0.1445 | 0.1621 | -0.0922 | 0.0329 |
| 4 | 0.1223 | -0.0406 | -0.0024 | 0.1375 | -0.0872 | -0.0676 | 0.0592 | -0.0074 | 0.0180 |
| 5 | -0.1533 | 0.0364 | 0.1413 | -0.2271 | -0.0340 | 0.2213 | -0.0581 | 0.0398 | 0.0500 |
| 6 | -0.3138 | 0.0678 | 0.1345 | -0.4425 | -0.0302 | 0.2682 | -0.1256 | 0.0643 | 0.0306 |
| 7 | -0.3514 | 0.0736 | 0.0678 | -0.4738 | 0.0225 | 0.1607 | -0.1471 | 0.0535 | 0.0078 |
| 8 | -0.2290 | 0.0746 | -0.0369 | -0.2781 | 0.0911 | -0.0428 | -0.1049 | 0.0340 | -0.0175 |
| 9 | -0.0606 | 0.0361 | -0.0985 | -0.0383 | 0.0746 | -0.1638 | -0.0382 | 0.0074 | -0.0320 |
| 10 | 0.0844 | -0.0117 | -0.0985 | 0.1357 | 0.0248 | -0.1725 | 0.0289 | -0.0169 | -0.0295 |

3.4. Determinantes de la sincronización cíclica

La literatura empírica señala que el determinante clave de la sincronización cíclica entre países es el comercio porque es el canal de transmisión real de la actividad económica. Para investigadores como Cuadrado (op. cit.), Kandil (2000) y Karnin y Rogers (1997), entre otros, el tipo de cambio real también puede ser un determinante de ψ_t^c , ya que esta variable es el precio relativo que nivela la balanza de pagos; es decir, es el precio que hace que la oferta y la demanda reales de moneda extranjera estén en equilibrio. Además, en un régimen de tipo de cambio flexible, el tipo de cambio real puede ser considerado como un índice de competitividad porque depende del grado de apertura económica y de la concentración de comercio.

Con base en los resultados de la sección anterior, la siguiente expresión busca capturar los efectos dinámicos de los posibles determinantes del factor sincrónico entre los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos:

$$\begin{aligned} \psi_t^c = & \sum_{j=1}^4 \alpha_j \psi_{t-j}^c + \sum_{k=0}^4 \beta_k^e e_{t-k} + \sum_{k=0}^4 \beta_k^x \Delta x_{t-k} + \sum_{k=0}^4 \beta_k^{x^*} \Delta x_{t-k}^* + \dots \\ & \dots + \sum_{k=0}^4 \beta_k^m \Delta m_{t-k} + \sum_{k=0}^4 \beta_k^{m^*} \Delta m_{t-k}^* + \zeta_t \end{aligned} \quad [3.8]$$

Donde: ψ_t^c = componente sincrónico, e_t = tipo de cambio real,⁸⁹ x_t = logaritmo de las exportaciones mexicanas no petroleras a Estados Unidos, x_t^* = logaritmo de las exportaciones mexicanas petroleras a Estados Unidos, m_t = logaritmo de las exportaciones no petroleras de Estados Unidos a México, m_t^* = logaritmo de las importaciones petroleras de Estados Unidos a México, $\zeta_t \sim niid(0, \sigma_\zeta^2)$, $E(\zeta_t) = 0$, $Var(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2$, $Cov(\zeta_s, \zeta_t) = 0 \forall s, t = 1, \dots, T$; con excepción del tipo de cambio real, las variables independientes están en millones de dólares.⁹⁰

En la expresión anterior se distinguen los siguientes bloques de variables: el primero representa la persistencia cíclica del componente sincrónico (ψ_{t-j}^c); el segundo, el precio relativo que nivela la balanza de pagos (e_t); el último, la intensidad del comercio petrolero y no petrolero entre la economía de México y la de Estados Unidos (x_t , x_t^* , m_t y m_t^*). Por un lado, si el coeficiente α es estadísticamente significativo, entonces su magnitud indica el grado de persistencia del componente sincrónico; lo cual implica que la propia inercia de ψ_t^y y ψ_t^z conservan la dinámica de ψ_t^c . Por otro lado, si los coeficientes asociados al tipo de cambio real, el nivel de exportaciones (importaciones) petroleras y no petroleras de México a Estados Unidos (de Estados Unidos a México) son estadísticamente significativos en la determinación del ciclo económico común, entonces magnitudes positivas implican la generación de fases expansivas, mientras que magnitudes negativas fases negativas; ambos tipos de periodos se transmiten directamente al componente de mediano plazo del PIB de México (véase cuadro 3.25.a).

La información en los cuadros 3.27 y 3.28 muestra la magnitud y el sentido de la asociación lineal dinámica entre el componente sincrónico y las variables independientes, así como el análisis espectral. En el dominio del tiempo, sólo la información contemporánea entre el tipo de cambio real y ψ_t^c es contracíclica, mientras que la información del resto de las variables y el componente sincrónico es pro-cíclica. La *coherencia* de las variables independientes respecto al componente sincrónico es consiste con el análisis de correlación en el dominio del tiempo, pero revela que la asociación entre los espectros del nivel de exportaciones no petroleras de México a Estados Unidos, el nivel de exportaciones petroleras de Estados Unidos a México y ψ_t^c son las mayores. Los coeficientes de fase indican que el movimiento del

⁸⁹ Definido como $e = E * (\frac{PF}{P})$; donde: E = tipo de cambio nominal, P = nivel de precios domésticos y PF = nivel de precios foráneos; fuente: INEGI, Federal Reserve Bank of St. Louis.

⁹⁰ Fuente: INEGI.

tipo de cambio real sigue al de ψ_t^y , mientras que la evolución del resto de las variables anticipa al desplazamiento del ciclo común.

Cuadro 3.27
Análisis de correlación cruzada

| j | ψ_t^c, e_{t-j} | ψ_{t-j}^c, e_t | ψ_t^c, x_{t-j} | ψ_{t-j}^c, x_t | ψ_t^c, x_{t-j}^* | ψ_{t-j}^c, x_t^* | ψ_t^c, m_{t-j} | ψ_{t-j}^c, m_t | ψ_t^c, m_{t-j}^* | ψ_{t-j}^c, m_t^* |
|-----|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| 0 | -0.35 | -0.35 | 0.21 | 0.21 | 0.06 | 0.06 | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.25 |
| 1 | -0.40 | -0.144 | 0.23 | -0.10 | 0.35 | -0.23 | 0.38 | -0.19 | 0.44 | -0.05 |
| 2 | -0.25 | -0.01 | 0.21 | -0.25 | 0.32 | -0.29 | 0.33 | -0.36 | 0.32 | -0.24 |
| 3 | -0.11 | 0.11 | 0.07 | -0.29 | 0.16 | -0.29 | 0.16 | -0.36 | 0.14 | -0.27 |
| 4 | 0.03 | 0.20 | 0.12 | -0.16 | 0.07 | -0.22 | 0.09 | -0.19 | -0.01 | -0.28 |
| 5 | 0.12 | 0.22 | 0.00 | -0.15 | 0.03 | -0.11 | -0.04 | -0.15 | -0.05 | -0.25 |

Cuadro 3.28
Análisis espectral respecto a ψ_t^c

| | Coherencia | Fase |
|---------|------------|-------|
| e_t | 0.13 | -6.81 |
| x_t | 0.15 | 3.01 |
| x_t^* | 0.16 | 2.03 |
| m_t | 0.24 | 1.60 |
| m_t^* | 0.29 | 2.27 |

El cuadro 3.29 presenta el análisis de detección de *puntos de quiebre*. Puede verse que en el cuarto trimestre de 2010 el punto de quiebre de las exportaciones no petroleras de Estados Unidos a México respecto al componente sincrónico ocurrieron un trimestre después. En promedio, los puntos de quiebre de e_t , x_t y x_t^* respecto a las cimas de ψ_t^c ocurren cuatro, uno y cinco trimestres antes, mientras que los puntos de quiebre de m_t y m_t^* acontecen medio trimestre y un trimestre y medio después. Por otro lado, los puntos de quiebre de e_t , x_t y m_t respecto a los valles de ψ_t^c suceden nueve, medio y seis trimestres después, mientras que los puntos de quiebre de x_t^* y m_t^* ocurren tres y cuatro trimestres antes.

Cuadro 3.29
Análisis de *puntos de quiebre* respecto a ψ_t^c

| Punto | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Valle | Cima | Promedio | |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|--------|
| Periodo | 1997.3 | 1999.2 | 2000.2 | 2001.4 | 2004.1 | 2007.1 | 2010.4 | Cimas | Valles |
| e_t | -10 | - | - | +1 | +1 | +17 | - | -4.50 | +9.00 |
| x_t | -5 | -5 | -3 | +6 | +5 | - | - | -1.00 | +0.50 |
| x_t^* | -15 | - | - | -3 | +5 | - | - | -5.00 | -3.00 |
| m_t | - | - | -3 | +6 | +3 | +7 | +1 | +0.33 | +6.50 |
| m_t^* | - | -5 | -4 | -3 | +7 | - | - | +1.50 | -4.00 |

Finalmente, los resultados estadísticos en el cuadro 3.30 confirman que, en términos generales, la información estadística rezagada hasta cinco periodos de las variables independientes causa *en el sentido de Granger* al componente sincrónico.

Cuadro 3.30
Prueba conjunta de causalidad *en el sentido de Granger*

| Rezagos | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| e_t, x_t, x_t^*, m_t y m_t^* no causan <i>en el sentido de Granger</i> a ψ_t^c | 41.95 (0.00) | 20.59 (0.02) | 26.52 (0.03) | 45.79 (0.00) | 49.82 (0.00) |

Nota: Probabilidad asociada entre paréntesis.

El cuadro 3.31 muestra los resultados de resolver la expresión [3.8] a través del algoritmo de Kalman luego de un minucioso proceso de marginación; el modelo estimado cumple con todos los supuestos de correcta especificación⁹¹ y se observa un apropiado ajuste histórico (gráfica 3.9); el análisis impulso-respuesta de Cholesky (cuadro 3.32) confirma la sensibilidad de ψ_t^c ante cambios en las variables independientes. Los parámetros revelan sólo los efectos de *corto plazo*, pero dada la condición de estabilidad, $|\sum_{j=1}^4 \alpha_j| < 1$, los efectos de *largo plazo* (equilibrio estático) se obtienen a través de la siguiente expresión:

$$\bar{\psi}^c = \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^e)}{1 - \sum_{j=1}^4 \alpha_j} \bar{e} + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^x)}{1 - \sum_{j=1}^4 \alpha_j} \Delta \bar{x} + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^{x^*})}{1 - \sum_{j=1}^4 \alpha_j} \Delta \bar{x}^* + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^m)}{1 - \sum_{j=1}^4 \alpha_j} \Delta \bar{m} + \frac{(\sum_{k=0}^4 \beta_k^{m^*})}{1 - \sum_{j=1}^4 \alpha_j} \Delta \bar{m}^* \quad [3.9]$$

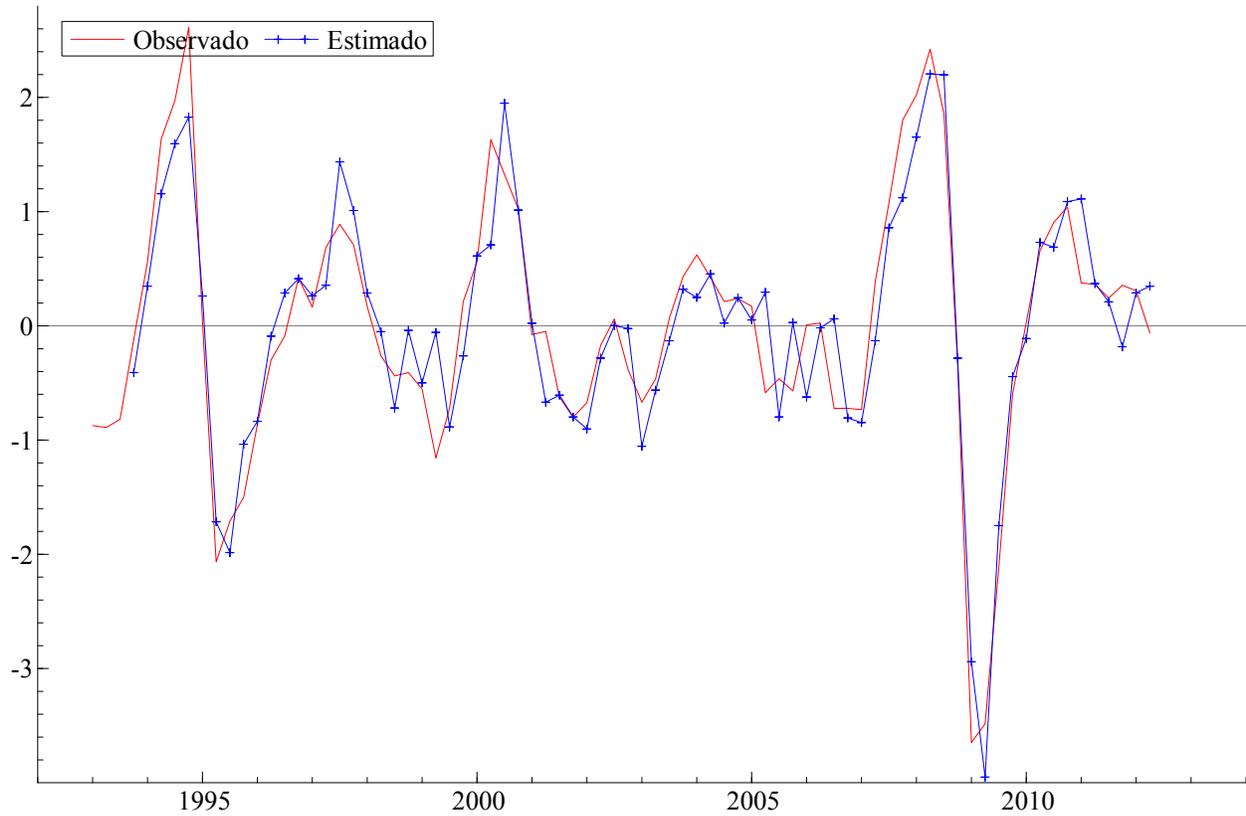
Cuadro 3.31
Modelo [3.8]: parámetros estimados

| | Coefficiente | Error estándar | Estadístico t | Probabilidad |
|------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| ψ_{t-1}^c | 0.998102 | 0.062989 | 15.84575 | 0.0000 |
| ψ_{t-3}^c | -0.288637 | 0.063554 | -4.54158 | 0.0000 |
| Δx_t | -0.030757 | 0.013689 | -2.246909 | 0.0279 |
| Δx_{t-1} | -0.045354 | 0.013418 | -3.380044 | 0.0012 |
| Δx_t^* | 0.007729 | 0.003391 | 2.279507 | 0.0258 |
| Δm_t | 0.074353 | 0.012409 | 5.991964 | 0.0000 |
| Δm_{t-1} | 0.042422 | 0.013827 | 3.068079 | 0.0031 |
| Δm_{t-2} | -0.02701 | 0.008304 | -3.25255 | 0.0018 |

R^2 ajustada = 0.87, RESET(1) = 0.83 (0.36), RESET(2) = 0.76 (0.46), JB = 4.83 (0.08), LM(1) = 0.06 (0.79), LM(1 - 2) = 0.17 (0.83), LM(1 - 10) = 0.51 (0.87), LM(1 - 32) = 0.78 (0.75), ARCH(1) = 1.12 (0.29), ARCH(1 - 2) = 0.56 (0.57), ARCH(1 - 10) = 0.66 (0.75), ARCH(1 - 32) = 1.15 (0.42), BPG = 1.42 (0.20), Harvey = 0.75 (0.64), Glejser = 1.39 (0.21).

⁹¹ El resto de las pruebas se encuentran en el anexo.

Gráfica 3.9
Ciclos económicos del PIB de México: valores observados y estimados, 1994.1-2012.2



Cuadro 3.32
Análisis impulso-respuesta de Cholesky: respuesta acumulada de ψ_t^c

| Periodo | ψ_t^c | Δx_t | Δx_t^* | Δm_t |
|---------|------------|--------------|----------------|--------------|
| 1 | 0.4971 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2 | 0.6295 | 0.1515 | -0.0881 | 0.0861 |
| 3 | 0.4309 | 0.1141 | -0.1658 | 0.0998 |
| 4 | 0.1421 | 0.0174 | -0.0916 | 0.1038 |
| 5 | -0.1728 | 0.0037 | 0.1561 | 0.0394 |
| 6 | -0.3185 | 0.0518 | 0.2118 | -0.0336 |
| 7 | -0.2974 | -0.0422 | 0.1370 | -0.0911 |
| 8 | -0.2307 | -0.1169 | 0.0229 | -0.0734 |
| 9 | -0.1076 | -0.0906 | 0.0071 | -0.0319 |
| 10 | 0.0218 | -0.0351 | -0.0251 | -0.0039 |

Los resultados estadísticos obtenidos no permiten realizar las siguientes afirmaciones: i) una vez que inicia una fase expansiva/contractiva en ψ_t^c , la persistencia cíclica incrementa la velocidad de su

trayectoria en 0.70 puntos (estadístico $F = 132.97$, probabilidad = 0.00); ii) las exportaciones petroleras y no petroleras de México a Estados Unidos y las exportaciones no petroleras de Estados Unidos a México explican estadísticamente la evolución del componente sincrónico; iii) Δm_t es el determinante clave del factor sincrónico en el corto y largo plazos; si las exportaciones no petroleras de Estados Unidos a México se aceleran de forma contemporánea, entonces ψ_t^c sufre una desviación positiva respecto a su equilibrio de 0.07 puntos; el impacto de largo plazo es de 0.30 puntos (estadístico $F = 17.57$, probabilidad = 0.00); iv) una aceleración de las exportaciones no petroleras de México a Estados Unidos genera una desviación de largo plazo negativa en el componente sincrónico respecto a su equilibrio de -0.26 puntos (estadístico $F = 17.03$, probabilidad = 0.00); v) ante una aceleración de las exportaciones petroleras de México a Estados Unidos el componente sincrónico sufre una desviación de largo plazo positiva respecto a su equilibrio de 0.02 puntos; y vi) la diferencia entre Δx_t y Δm_t , y entre $\Delta \bar{x}$ y $\Delta \bar{m}$ (ambas de 0.04 puntos) implica que, debido a su magnitud, las exportaciones no petroleras de Estados Unidos a México son cruciales en la sincronización de corto y largo plazos entre ψ_t^y y ψ_t^z , así como en la reproducción de fases expansivas que benefician en última instancia al componente de mediano plazo del PIB de México.

Aunque $E(\beta_0^x + \beta_0^m) \neq 0$ (estadístico $F = 29.62$, probabilidad = 0.00), debido a que $E(\sum_{k=0}^4 \beta_k^x + \sum_{k=0}^4 \beta_k^m) = 0$ (estadístico $F = 0.78$, probabilidad = 0.37) puede pensarse que, tal como concluyen Mendoza (2008), Hernández y Posadas (2007) y Torres y Vela (2002), la sincronización entre los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos representa un mecanismo de ajuste *automático* que impide grandes variaciones en la balanza comercial mexicana, ya que tiende a igualar el nivel de comercio no petrolero entre México y Estados Unidos. Al igual que en el modelo [3.7] los parámetros asociados a las exportaciones no petroleras de México a Estados Unidos refleja el hecho que, en términos generales, las exportaciones mexicanas necesitan cada vez más de insumos importados; lo anterior significa que el crecimiento de la economía guiado por el sector exportador no es viable en el mediano plazo.

CONCLUSIONES

Nuestra recompensa se encuentra en el esfuerzo y no en el resultado.

Un esfuerzo total es una victoria completa.

Mahatma Gandhi

El objetivo de este trabajo de investigación fue puntualizar los posibles determinantes del componente sincrónico entre los ciclos económicos del PIB trimestral de México y del PIB trimestral de Estados Unidos. Para cumplir con lo anterior fue necesario llevar a cabo un análisis teórico-empírico íntegro sobre el ciclo económico; de esta forma, a lo largo del primer capítulo se presentó: i) una síntesis de los principales enfoques teóricos que pretenden explicar la naturaleza y las causas de los ciclos económicos; ii) los métodos clásicos para la extracción del componente de mediano plazo de una serie de tiempo; iii) el *acertijo* de Christiano y Fitzgerald (op. cit.); y iv) los elementos para el análisis de co-movimientos y los determinantes de la sincronización cíclica.

En primer lugar, a través de la exposición detallada de los puntos anteriores se concluyó que, aunque la expresión [1.2] o *modelo clásico de descomposición* nos permite plantear de forma simple y elegante el PGD no observable de una serie de tiempo, el supuesto de que μ_t , ψ_t y γ_t son procesos no estocásticos es poco realista porque cualquiera de éstos puede estar sujeto a shocks aleatorios, en especial, los componentes de largo y mediano plazos; además, estimar de forma separada o *residual* cada componente conlleva a su incierta aproximación. De esta forma, para profundizar en el estudio teórico-empírico del ciclo económico, son necesarios dos elementos: i) asumir que los componentes no observables de una serie de tiempo son procesos estocásticos y ii) una técnica matemático-estadística flexible, pero robusta que, en especial, no presente las debilidades de las expresiones [1.13] y [1.17]. Por estas razones, el objetivo del segundo capítulo fue presentar la metodología de los Modelos Estructurales de Series de Tiempo (MEST), los Modelos Estado-Espacio para representarlos y el algoritmo de Kalman para resolverlos. El fruto de esta exposición (en conjunto con la información del primer capítulo) fue, por un lado, el sistema [2.25]-[2.28] que permite plantear y calcular una estructura estocástica específica para los componentes no observables de largo y mediano plazos; y, por otro lado, con base en la literatura empírica consultada, la expresión [1.26] (o [1.27] de forma alternativa) que sugiere la necesidad de aplicar de manera simultánea tanto políticas fiscales y monetarias para el control cíclico, ya que ninguna de las dos ha sido efectiva por sí sola en los últimos años. Finalmente, al extraer la información sistemática de mediano plazo inherente en el Producto Interno Bruto de la economía mexicana y de la de Estados Unidos

se consiguió calcular el componente sincrónico y sus determinantes a través del sistema [1.32]-[1.33] y de la expresión [1.34], respectivamente.

Ahora bien, asumir que un MEST logra capturar y generalizar de forma más eficiente el PGD de una serie de tiempo merece especial atención, en especial cuando el objetivo es la búsqueda de relaciones subyacentes de largo y mediano plazos entre K variables, ya que el supuesto fundamental para estudiar un conjunto de datos a través del análisis regresión lineal es que éste sea la realización de un proceso estocástico estacionario, lo cual significa que las funciones de distribución probabilística marginales y conjuntas de las series de tiempo empleadas son únicas y finitas; si lo anterior se cumple, entonces los estimadores obtenidos a través de MCO, Máxima Verosimilitud o Método Generalizado de Momentos serán superconsistentes. La pregunta fundamental es: ¿qué papel juegan los componentes de largo y mediano de la expresión [2.1] en la no estacionariedad de una combinación lineal?

Para esclarecer la interrogante anterior y ahondar las implicaciones de los sistemas [1.32]-[1.33] y [2.25]-[2.28] podemos asumir que el PGD de un vector con K series de tiempo distribuidas de forma normal e independiente es:

$$Y_t = M_t + \Psi_t + Y_t + \Omega_t \quad [c.1]$$

Donde: $Y'_t = [y_{1t} \ \dots \ y_{Kt}]$, $M'_t = [\mu_{1t} \ \dots \ \mu_{Kt}]$, $\Psi'_t = [\psi_{1t} \ \dots \ \psi_{Kt}]$, $Y'_t = [\gamma_{1t} \ \dots \ \gamma_{Kt}]$, $\Omega'_t = [\varepsilon_{1t} \ \dots \ \varepsilon_{Kt}]$, $E(M_t \Psi'_t) = 0$, $E(M_t Y'_t) = 0$, $E(M_t \Omega'_t) = 0$, $E(\Psi_t Y'_t) = 0$, $E(\Psi_t \Omega'_t) = 0$, $E(Y_t \Omega'_t) = 0$, $\Omega_t \sim NIID(0, \Sigma_\Omega)$, $E(\Omega_t) = 0$, $E(\Omega_s \Omega'_t) = \begin{cases} \Sigma_\Omega < \infty \ \forall s = t \\ 0 \ \forall s \neq t \end{cases}$, $s, t = 1, \dots, T$; μ_{kt} , ψ_{kt} y γ_{kt} son procesos estocásticos no observables definidos a través de la expresión [2.1].

La combinación lineal de [c.1] esta dada por:

$$\Lambda_t = \beta' M_t + \beta' \Psi_t + \beta' Y_t + \Phi_t \quad [c.2]$$

Donde: $\beta' = [\beta_1 \ \dots \ \beta_K]$, $\Phi_t = \beta' \Omega_t$, $\Phi_t \sim NIID(0, \Sigma_\Phi)$, $E(\Phi_t) = 0$, $E(\Phi_s \Phi'_t) = \begin{cases} \Sigma_\Phi < \infty \ \forall s = t \\ 0 \ \forall s \neq t \end{cases}$, y $s, t = 1, \dots, T$.

Para que un proceso estocástico, y_t , se considere estacionario de *primer orden* o en *sentido débil* debe cumplir: i) $E(y_t) = \alpha < \infty$ y ii) $Var(y_t) = \sigma^2 < \infty$; si, además de los puntos anteriores, $Cov(y_s, y_t) = \delta < \infty \ \forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$, entonces y_t es estacionaria de *segundo orden* o en *sentido fuerte*. Con lo anterior en mente, puede verse que, por un lado, si el PGD de los componentes de largo plazo es $\mu_{kt} = a_k + b_k t + \varepsilon_{kt}^\mu$,⁹² pero $E(\beta' \Psi_t) = 0$, $E(\beta' Y_t) = 0$, $Var(\beta' \Psi_t) = \Sigma_\Psi < \infty$ y $Var(\beta' Y_t) =$

⁹² Donde: $\varepsilon_{kt}^\mu \sim niid(0, \sigma_{\varepsilon_k^\mu}^2)$, $E(\varepsilon_{kt}^\mu) = 0$, $Var(\varepsilon_{kt}^\mu) = \sigma_{\varepsilon_k^\mu}^2 < \infty$, $Cov(\varepsilon_{ks}^\mu, \varepsilon_{kt}^\mu) = 0$, $\forall s \neq t$ y $s, t = 1, \dots, T$.

$\Sigma_Y < \infty$, entonces $E(\beta' M_t) = E(\beta_1 \mu_{1t} + \dots + \beta_K \mu_{Kt}) = \sum_{k=1}^K (\beta_k a_k + \beta_k b_k t)$, aunque $Var(\beta' M_t) = Var(\beta_1 \mu_{1t} + \dots + \beta_K \mu_{Kt}) = \Sigma_M < \infty$; luego entonces $E(\Lambda_t) = E(\beta' M_t) + E(\beta' \Psi_t) + E(\beta' Y_t) + E(\Phi_t) = \sum_{k=1}^K (\beta_k a_k + \beta_k b_k t)$ y $Var(\Lambda_t) = \Sigma_\Lambda = \Sigma_M + \Sigma_\Psi + \Sigma_Y + \Sigma_\Phi < \infty$. Por otro lado, si $E(\mu_{kt}) = a_k + b_k t$, pero alguna $E(\mu_{jt}) = 0 \quad \forall j \neq k$, entonces el resultado obtenido es el mismo: $E(\Lambda_t) = \sum_{k=1}^K (\beta_k a_k + \beta_k b_k t)$ y $Var(\Lambda_t) = \Sigma_\Lambda$. La *no estacionariedad en media* de Λ_t es causada por los componentes de M_t ; si M_t es un proceso estocástico no estacionario es porque, al menos, un elemento μ_{kt} es una tendencia lineal. Es importante observar que si $E(\beta' \Psi_t) = \sum_{k=1}^K (\beta_k d_k + \beta_k g_k t)$, entonces $E(\beta' M_t) = \sum_{k=1}^K (\beta_k a_k + \beta_k b_k t + \beta_k c_k t^2)$, lo cual implica que algún μ_{kt} es una tendencia cuadrática.

Ahora bien, si el PGD de alguno de los elementos M_t es definido por $\mu_{k(t+1)} = a_k + b_k t + \mu_{kt} + \varepsilon_{kt}^\mu$, entonces [c.2] no sólo será no estacionaria en media sino también en varianza, aunque $Var(\beta' \Psi_t) = \Sigma_\Psi < \infty$ y $Var(\beta' Y_t) = \Sigma_Y < \infty$. Sin embargo, si $\Lambda_t \sim I(0)$ es porque $\beta' M_t \sim I(0)$; en este caso especial se dice que la información en Y_t está *cointegrada* si existe β tal que $E(\beta' M_t) = 0$. En otras palabras, si μ_{kt} es no estacionaria en media y/o varianza, entonces es posible encontrar β tal que $E(\beta_1 \mu_{1t} + \dots + \beta_K \mu_{Kt}) = 0$ y $Var(\beta_1 \mu_{1t} + \dots + \beta_K \mu_{Kt}) = \Sigma_M < \infty$; por tanto, la cointegración puede entenderse como la existencia de *tendencias comunes* y/o *co-variabilidad* entre los K componentes de largo plazo.

Si y_{kt} son procesos estocásticos no estacionarios en media y/o varianza, podemos generalizar la idea anterior a través del procedimiento de Johansen (Johansen, 1988):

$$Y_t = A + \sum_{p=1}^P A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [c.3]$$

$$\Delta Y_t = B + \Pi Y_{t-1} + \sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} + \omega_t \quad [c.4]$$

Donde: $Y_t' = [y_{1t} \quad \dots \quad y_{Kt}]$, A_p son matrices $K \times K$ de coeficientes, $\Pi = -(I - \sum_{p=1}^P A_p)$, $\Gamma_p = -\sum_{p=i+1}^P A_p$, $\varepsilon_t \sim NIID(0, \Sigma_\varepsilon)$, $\omega_t \sim NIID(0, \Sigma_\omega)$, $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\omega_t) = 0$, $E(\varepsilon_s \varepsilon_t') = \begin{cases} \Sigma_\varepsilon < \infty \quad \forall s = t \\ 0 \quad \forall s \neq t \end{cases}$, $E(\omega_s \omega_t') = \begin{cases} \Sigma_\omega < \infty \quad \forall s = t \\ 0 \quad \forall s \neq t \end{cases}$, $E(\varepsilon_t \omega_t') = 0$, $i = 1, \dots, P - 1$ y $s, t = 1, \dots, T$.

Las propiedades de la matriz Π esclarecen si los K procesos estocásticos en Y_t cointegran o no; es claro que $\Pi Y_{t-1} \sim I(0)$, excepto si $Y_t \sim I(0)$. Si bien Π es desconocida, a través de suponer la existencia de esta matriz, Johansen propone que $\Pi = \alpha \beta'$, donde α y β son matrices de dimensión $K \times R$; la matriz α se conoce como la *matriz de ajuste*, mientras que β como la *matriz de parámetros de largo plazo*.

Debido a que el número de vectores de cointegración determina el rango de Π , se pueden identificar tres situaciones: i) el rango de Π es $0 < R < K$, ii) el rango de Π es cero y iii) la matriz Π tiene rango completo, $R = K$. El primer caso significa que existen R combinaciones lineales que permiten la

estacionariedad en media y/o varianza de Y_t , $\beta'Y_t \sim I(0)$. El segundo caso implica que no existen relaciones de cointegración en Y_t (no hay información análoga de largo plazo); por tanto, el vector ΠY_{t-1} o *mecanismo de corrección de error* no aparece en [c.4]. Finalmente, el tercer caso implica que $Y_t \sim I(0)$; es decir, el vector M_t no existe (lo cual contradice que y_{kt} sean procesos estocásticos no estacionarios en media y/o varianza). De acuerdo con Juselius (op. cit.), el proceso $Y_t \sim I(d)$ será cointegrado $CI(d, b)$ con $\beta \neq 0$ si $\beta'Y_t \sim I(d - b)$, $d \geq 1$ y $b \geq 1$.

Ahora bien, con base en las propiedades estadísticas de M_t , si en [c.3]-[c.4] el vector Y_t y/o ΔY_t posee interceptos y/o tendencias determinísticas, entonces podemos identificar cinco posibilidades para $E(\beta'Y_t)$ cuando $\beta \neq 0$: i) no hay tendencias lineales en A y no hay interceptos en B; ii) no hay tendencias lineales en A, pero hay interceptos en B; iii) A tiene tendencias lineales y B, interceptos; iv) tanto en A como en B existen tendencias lineales; y v) existen tendencias cuadráticas en A y tendencias lineales en B. Tal como lo señalan Johansen y Juselius (1990), la caracterización de los K PGD en Y_t es crucial y, ciertamente, un proceso heurístico en la búsqueda de relaciones cointegradas. En el primer y segundo casos, Y_t es no estacionaria en varianza; en el tercer, cuarto y quinto casos, Y_t es no estacionaria en media y varianza, pero en el último $Y_t \sim I(2)$.

A través de lo expuesto podemos concluir que, por un lado, si Π existe es porque los K procesos estocásticos no estacionarios en media y/o varianza en [c.3]-[c.4] comparten las mismas tendencias lineales y/o $K - R$ raíces unitarias o varianzas no estacionarias. Por otro lado, lo anterior implica que, aunque $y_{1t}, \dots, y_{jt} \in Y_t$ compartan una tendencia y/o una varianza común de largo plazos, no existirá una relación de cointegración si $y_{kt} \in Y_t$ posee una tendencia y/o una varianza de largo plazos diferente al resto de las series; en la expresión [c.4] el vector ΠY_t excluirá a y_{kt} porque este proceso estocástico no comparte información de largo plazo con y_{1t}, \dots, y_{jt} .

Las ideas anteriores nos ayudan a entender las causas de la no cointegración en el sistema [c.3]-[c.4] a través de plantear la siguiente expresión:

$$Y_t = (\Pi M_t^c + M_t^*) + \Psi_t + Y_t + \Omega_t \quad [c.5]$$

Donde: $\Pi M_t^c + M_t^* = M_t$, $M_t^{c'} = [\mu_{1t}^c \quad \dots \quad \mu_{kt}^c]$, $M_t^{*'} = [\mu_{1t}^* \quad \dots \quad \mu_{kt}^*]$ y Π es una matriz $K \times R$ de coeficientes.

La matriz M_t^c es el componente de largo plazo común (tendencia determinística y/o varianza) para los K elementos de Y_t , mientras que M_t^* contiene a los *factores* de largo plazo exclusivo para cada serie. Si $E(M_t^*) = 0$ y $E(M_t M_t') = 0 < \delta_{M^c} < \infty$, entonces existe una combinación lineal de M_t^c que es igual a

cero cuando $R < K$; pero si $E(M_t^*) \neq 0$, entonces la cointegración no es posible aunque M_t^c exista y $E(M_t M_t') = 0 < \delta_{M^c} < \infty$, Bajo este enfoque la cointegración es un caso particular y, ciertamente, un hallazgo inusual al trabajar con un conjunto de series de tiempo.

Ahora bien, si retomamos la expresión [c.2], la no estacionariedad en varianza de Λ_t puede ser causada por cualquiera de sus componentes: si $E(\beta' M_t) = 0$ y $Var(\beta' M_t) = \Sigma_M < \infty$, además, $E(\beta' \Psi_t) = 0$ y $E(\beta' Y_t) = 0$, entonces $Var(\Lambda_t) = t\Sigma_\Lambda$ porque: i) $Var(\beta' \Psi_t) = t\Sigma_\Psi$, y/o ii) $Var(\beta' Y_t) = t\Sigma_Y$. Lo anterior expresa que en el escenario más optimista, aunque Π exista y anule de forma simultánea las tendencias lineales y las varianzas de largo plazo en [c.4], aún pueden observarse patrones sistemáticos dinámicos de mediano y corto plazos en ω_t ⁹³ que provocan $E(\omega_s \omega_t') = \begin{cases} t\Sigma_\omega \forall s = t \\ t\delta_\omega \forall s \neq t \end{cases}$. No obstante el término $\sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1}$ captura cierto tipo de información inherente en ω_t , es claro que no siempre es posible determinar un número óptimo y finito de rezagos para ΔY_t sin sacrificar grados de libertad; por esta razón, que los K procesos estocásticos en Y_t cointegren (o no cointegren) es sólo el inicio de un análisis profundo, riguroso y desafiante.

Por un lado, una opción sofisticada que cobra día con día mayor interés entre los investigadores son los Vectores Autoregresivos de Medias Móviles Cointegrados (VARMA-C):⁹⁴

$$Y_t = A + \sum_{p=1}^P A_p Y_{t-p} + \epsilon_t + \sum_{q=1}^Q B_q \epsilon_{t-q} \quad [c.6]$$

$$\Delta Y_t = B + \Pi Y_{t-1} + \sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} + \omega_t + \sum_{q=1}^Q \Theta_q \omega_{t-q} \quad [c.7]$$

Las ventajas teóricas del sistema [c.6]-[c.7] frente a [c.3]-[c.4] son discutidas por Athanasopoulos y Vahid (2007), pero puede verse que el *teorema de descomposición de Wold* (Wold, op. cit.) puede generalizarse y representarse de forma más precisa con el sistema anterior; sin embargo, aunque Athanasopoulos y Vahid (2008) proponen una metodología integral para resolverlo, las enormes dificultades técnicas en términos de identificación y estimación pueden amedrentar a cualquiera.⁹⁵

Por otro lado, si bien la búsqueda de relaciones *latentes* de largo plazo inicia con [c.5], se puede generalizar el sistema [1.32]-[1.33] a través de:

$$Y_t = (\Pi M_t^c + M_t^*) + (\Gamma \Psi_t^c + \Psi_t^*) + Y_t + \Omega_t \quad [c.8]$$

⁹³ El término ω_t no es más que otra combinación lineal como [c.3]; esto es: $\omega_t = \Delta Y_t - B - \Pi Y_{t-1} - \sum_{p=1}^P \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1}$. De esta forma, la presencia de autocorrelación serial indica la presencia de un patrón sistemático de mediano plazo.

⁹⁴ Los cuales, al igual que muchos modelos, tienen una representación Estado-Espacio; véase Metaxoglou y Smith (2005).

⁹⁵ Consúltese el trabajo de Kascha (2010) para una excelente exposición del estado del arte de los métodos de estimación VARMA.

Donde: $\Gamma\Psi_t^c + \Psi_t^* = \Psi_t$, $\Psi_t^{c'} = [\psi_{1t}^c \quad \dots \quad \psi_{St}^c]$, $\Psi_t^{*' } = [\psi_{1t}^* \quad \dots \quad \psi_{St}^*]$ y Γ es una matriz $K \times S$ de coeficientes.

Así como en [c.5], en la expresión anterior el componente M_t^c puede interpretarse como un *factor de convergencia*, mientras que Ψ_t^c es el *factor sincrónico* que se discutió para $K = 2$ a través del sistema [1.32]-[1.33], el cual existe si $E(\Psi_t\Psi_t') = 0 < \delta_{\Psi^c} < \infty$. Cuando $E(\Psi_t^*) = 0$ y $S < K$, entonces existe una fuerza conductora simultánea de mediano plazo inherente en Y_t . Si bien la dimensión de Π puede ser igual a la de Γ , la posibilidad de que sean diferentes enriquece y complica a un mismo tiempo el análisis de [c.8] porque indica que, en términos generales, existe un vector β diferente para cada componente de [c.2];⁹⁶ es decir, para que Λ_t sea un proceso estocástico estacionario $E(\beta_1'M_t) = 0$, $E(\beta_2'\Psi_t) = 0$ y $E(\beta_3'Y_t) = 0$, así $Var(\Lambda_t) = \Sigma_\Lambda < \infty$ puesto que $Var(\beta_1'M_t) = \Sigma_M < \infty$, $Var(\beta_2'\Psi_t) = \Sigma_\Psi < \infty$ y $Var(\beta_3'Y_t) = \Sigma_Y < \infty$.

Los casos de interés económico que pueden identificarse en [c.8] son: i) si $E(M_t^c) \neq 0$ y $E(M_t^*) = 0$, y $E(\Psi_t^c) \neq 0$ y $E(\Psi_t^*) = 0$, entonces es posible encontrar una relación de cointegración y de sincronización cíclica; ii) si $E(M_t^c) \neq 0$ y $E(M_t^*) = 0$, pero $E(\Psi_t^c) = 0$ y $E(\Psi_t^*) = 0$, entonces es factible una relación de cointegración, pero no de sincronización cíclica; iii) si $E(M_t^c) \neq 0$ y $E(M_t^*) \neq 0$, pero $E(\Psi_t^c) \neq 0$ y $E(\Psi_t^*) = 0$, entonces sólo es posible la sincronización cíclica; y iv) si $E(M_t^c) = 0$ y $E(\Psi_t^c) = 0$ o $E(M_t^*) \neq 0$ y $E(\Psi_t^*) \neq 0$, entonces no es factible la cointegración ni la sincronización cíclica; cuando $E(M_t^c) = 0$ y $E(\Psi_t^c) = 0$ implica que $E(Y_t Y_t') = 0$.

Es claro que la expresión [c.8] nos ayuda a comprender las fuerzas conductoras de largo y mediano plazos de una economía en un contexto de mercado abierto, siempre y cuando los elementos no observables de M_t y Ψ_t hallan sido estimados a través de algún método robusto como el desarrollado en el capítulo II. Debe aclararse que M_t^c y Ψ_t^c no son variables sintéticas que simplifican o reducen la dimensión de Y_t a través de un análisis de *componentes principales*; es información subyacente en espera de ser hallada: las *sinergias* que *jalan* y que *empujan* un sistema. Puede pensarse que, mientras un componente principal aflora al comprimir matemáticamente las características de K procesos estocásticos, un factor común es el producto de fragmentar estadísticamente Y_t en sus elementos más íntimos y simultáneos.

⁹⁶ Si bien es posible $Y_t = Y_t^c + Y_t^*$, no se desarrollará este caso.

Extraer los factores de convergencia y/o los factores sincrónicos de [c.8] a través del método más apropiado⁹⁷ nos permite analizar con mayor profundidad la información latente en un conjunto de K variables aparentemente no relacionadas, ya que podemos preguntarnos: i) cuáles son los determinantes de M_t^c y ii) cuáles son los de Ψ_t^c ; es decir, qué variables son los posibles *motores* de largo y mediano plazos. De esta forma, podemos plantear expresiones como las siguientes:

$$M_t^c = V_t \alpha + \zeta_t \quad [c.9]$$

$$\Psi_t^c = W_t \beta + \xi_t \quad [c.10]$$

Donde: V_t y W_t son matrices de J y H variables explicativas, respectivamente; α y β son matrices de coeficientes; $\zeta_t \sim NIID(0, \sigma_\zeta^2 I)$, $\xi_t \sim NIID(0, \sigma_\xi^2 I)$, $E(\zeta_t) = 0$, $E(\xi_t) = 0$, $E(\zeta_t \zeta_t') = \sigma_\zeta^2 I$, $E(\xi_t \xi_t') = \sigma_\xi^2 I$, $E(\zeta_t \xi_t') = 0$ y $t = 1, \dots, T$.

Aunque la expresión [1.32] es una versión más sofisticada de [c.10], ésta última también nos permiten valorar la importancia de las H variables independiente en la determinación del ciclo común en un periodo de tiempo determinado; de cualquier forma, si en la expresión [1.32] $E(\beta_{h1}) = E(\beta_{h2}) = \dots = E(\beta_{hT})$ significa que el efecto del determinante h sobre el factor común entre ψ_t^y y ψ_t^z es determinista y no estocástico; por tanto, [1.32] se convierte en [c.10]. En términos matemáticos, el planteamiento de [c.9] y [c.10] es simple; el trabajo duro, el cual requiere largas horas de estudio y de minuciosa observación, está en la definición teórica y/o empírica de las J y H variables explicativas.

En segundo lugar, los resultados empíricos obtenidos nos permiten concluir que la duración promedio de los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos es de tres años (según la clasificación de Schumpeter, ambos ciclos económicos son de tipo Kitchin). Acorde con la evidencia histórica empírica, los componentes de mediano plazo estimados no siguen una distribución normal debido al fenómeno conocido como *asimetría*; es decir, la amplitud y longitud de los periodos contractivos son mayores que de los periodos expansivos. Los *puntos de quiebre* hallados en ciclo económico del PIB de México a través del análisis de Bry y Boschan con base en las *medias móviles ponderadas de Spencer* son siete (1997.4, 1999.2, 2000.3, 2002.1, 2004.1, 2005.2 y 2010.4), mientras que los puntos de quiebre hallados en el de PIB de Estados Unidos son ocho (1993.3, 1994.4, 1996.1, 2000.2, 2001.4, 2003.4, 2006.3 y 2010.4). El punto de quiebre coincide en fecha tanto para el componente de

⁹⁷ El objetivo fundamental del análisis factorial es la estimación de las matrices Π y Γ o *cargas factoriales*; consúltese el trabajo de Thompson (op. cit.) para conocer el estado del arte del análisis factorial.

mediano plazo del PIB de Estados Unidos como para el del PIB de México, aunque para este último se trata de un valle. Durante el periodo 2008.3-2009.4 el PIB de los Estados Unidos registró tasas de crecimiento negativas, -2.74% en promedio; la mínima de ellas, -4.68%, se observó en el periodo posterior a la registrada para tasa de crecimiento del PIB mexicano (primer trimestre de 2009); sin embargo, ésta última en magnitud es aproximadamente el doble. Una vez que inicia una fase expansiva/contractiva, la persistencia cíclica incrementa la velocidad de la trayectoria de los componentes de mediano del PIB de México y del PIB de Estados Unidos plazo en 0.68 y 0.87 puntos, respectivamente.

Por otro lado, el modelo [3.3] indica que los determinantes estadísticos del componente de mediano plazo del PIB de México son el gasto del sector público, la oferta monetaria, el producto manufacturero y las exportaciones totales; sus impacto de largo plazo son -0.01, -0.13, 0.66 y -0.16, respectivamente. Estos resultados señalan que la generación de fases expansivas esta a cargo de la aceleración del producto manufacturero (la diferencia entre esta variable y el resto es de 0.37 puntos). Si bien los efectos de g_t sobre el ciclo económico son estadísticamente igual a cero en el largo plazo, resulta necesario identificar el monto de endeudamiento máximo que la economía mexicana puede alcanzar (es decir, el monto de deuda que puede alcanzar de acuerdo a su capacidad productiva y de pago) y, en segundo lugar, cuantificar los ingresos y compromisos fiscales futuros, así como de los pasivos adquiridos previamente (debido a los retrasos de reconocimiento, legislativo y de impacto), ya que los efectos de los gastos realizados en el periodo previo generan fases positivas en el componente de mediano plazo.⁹⁸ En el encarnizado combate a la inflación, los efectos de la oferta monetaria sobre el componente de mediano plazo son mayores que los del incremento de los precios por arriba de las metas de inflación del Banco de México y de la expansión del gasto público. Lo anterior significa que el control de precios no es la única función de la política monetaria, también es dirigir la estabilidad de la actividad industrial; en otras palabras, el objetivo fundamental de la política monetaria en relación a los ciclos económicos es el control del volumen de crédito para producir estabilidad industrial. De acuerdo con Snowdon et al. (op. cit.), la correlación positiva entre el dinero y el componente de mediano plazo es un ejemplo de “causación en reversa; esto es, expectativas de expansiones futuras en el producto llevan a expansiones actuales en la oferta monetaria”; así el dinero se convierte en una variable endógena que, aunque es controlada, depende de las expectativas sobre las variables reales para determinar su comportamiento. Finalmente, el impacto negativo de las exportaciones en el largo plazo refleja la creciente necesidad de insumos importados para llevar cabo esta actividad.

⁹⁸ Véase Mejía y Campos (2011) y Fragoso et al. (2008).

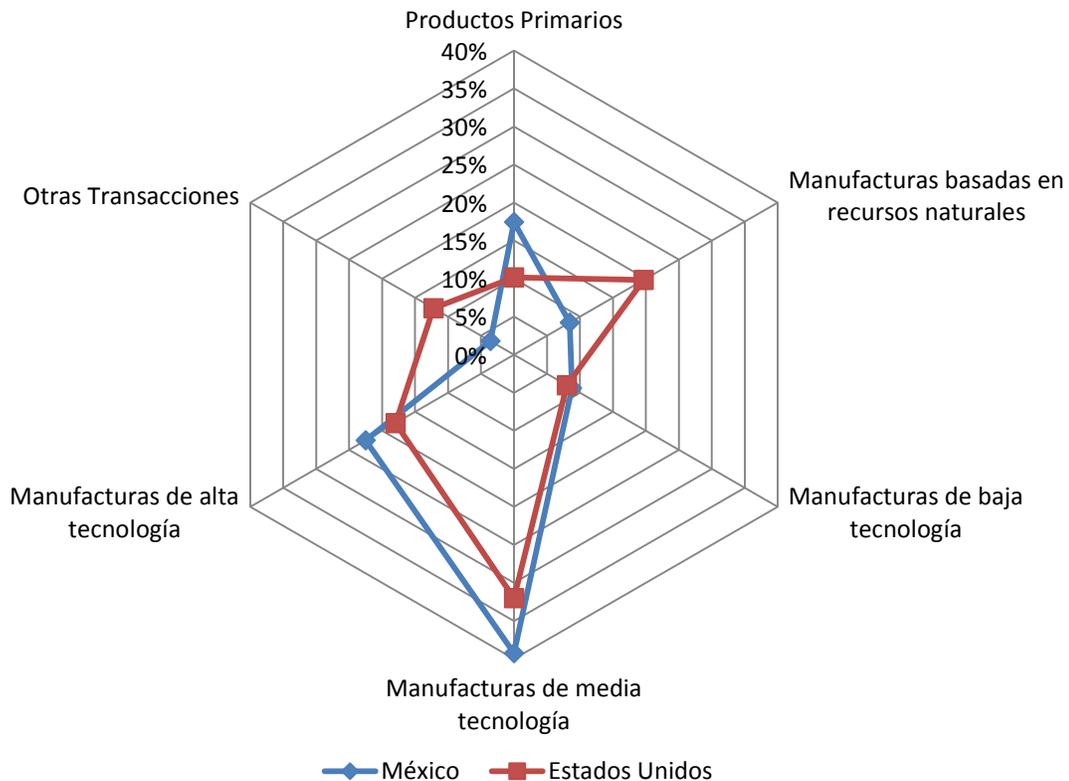
En lo que respecta al grado de asociación entre los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos, en el dominio del tiempo el coeficiente de correlación es de 0.70, mientras que en el dominio de la frecuencia es de 0.59. El coeficiente de fase indica que el movimiento del ciclo económico del PIB de México sigue al del PIB de Estados Unidos; de forma congruente, el análisis de causalidad *en el sentido de Granger* señala que el ciclo económico del PIB de Estados Unidos explica el comportamiento del componente de mediano plazo del PIB de México, pero no sucede lo mismo de manera inversa; asimismo, el análisis impulso-respuesta de Cholesky confirma que el ciclo económico mexicano es más sensible a los cambios ocurridos en el ciclo económico de Estados Unidos que de manera inversa. Con base en lo anterior y al rechazarse la hipótesis nula de esfericidad de Bartlett, así como al evaluar el grado de relación conjunta de Kaiser-Meyer-Olkin se confirma estadísticamente la existencia de un factor sincrónico común entre los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos;⁹⁹ este componente explica el 85.02% de su co-variabilidad (véase ecuación [c.8]). Los determinantes clave que influyen en esta fuerza conductora simultánea de mediano plazo son las exportaciones petroleras y no petroleras de México a Estados Unidos y las exportaciones no petroleras de Estados Unidos a México. Esta última variable es clave tanto en el corto y largo plazos, ya que si se aceleran de forma contemporánea, entonces el componente sincrónico sufre una desviación positiva respecto a su equilibrio de 0.07 puntos; su impacto de largo plazo es de 0.30 puntos.

Tal como sugieren los coeficientes estimados del modelo [3.3], las exportaciones no petroleras de México a Estados Unidos parecen reflejar el hecho que, a pesar de su composición tecnológica tan parecida (gráfica C.1),¹⁰⁰ las exportaciones mexicanas necesitan cada vez más de insumos importados: la conclusión derivada es que el crecimiento de la economía mexicana guiado por el sector exportador es insuficiente en el mediano plazo. Según Ruiz (2004), Moreno-Brid et al. (2005) y Cervantes (2008) el efecto multiplicador de las exportaciones en la dinámica de la economía es bajo porque su crecimiento ha estimulado la importación de insumos. En esta línea, Fujii et al. (2013) afirman que, no obstante el sector exportador mexicano ha registrado un dinamismo y maduración extraordinaria, su contribución al crecimiento del conjunto de la economía ha sido débil porque el valor agregado nacional contenido en las exportaciones es relativamente bajo.

⁹⁹ Consúltense los trabajos de Mejía y Campos (2011), Mejía et al. (2006) y Mejía (2004).

¹⁰⁰ Las manufacturas mexicanas de media y alta tecnología respecto al total de las exportaciones representan el 39% y 23% respectivamente, mientras que para Estados Unidos constituyen el 32% y 18%, respectivamente.

Gráfica C.1
Exportaciones por nivel tecnológico, 2012



Fuente: CEPAL, División de Comercio Internacional e Integración, sobre la base de cifras oficiales obtenidas de UN Comtrade, United Nations Commodity Trade Statistics Database, DESA/UNSD.

Sin embargo, para contrastar empíricamente la conclusión anterior es necesario llevar a cabo un análisis más profundo del Valor Agregado (VA) nacional y extranjero en las exportaciones mexicanas con herramientas más sofisticadas como el Análisis de Grafos o Modelos de Redes (Estáticas o Dinámicas) en un marco Insumo-Producto, ya que el análisis desarrollado a lo largo de este texto hace referencia únicamente a las fuerzas inerciales de mediano y corto plazos entre el PIB de México y el PIB de Estados Unidos. Lo anterior está en línea con los trabajos de algunos investigadores como Escaith et al. (2010) y Koopman et al. (2011) quienes aseguran que la crisis financiera de 2008-2009 se caracterizó por un colapso *sincronizado* del comercio en todas las economías, en el cual las *Cadenas de VA* jugaron el papel de transmisores de lo que, inicialmente, fue un shock de demanda en los mercados afectados por la escasez de crédito. En particular, se destaca el "efecto látigo": ante una caída repentina de la demanda de Estados Unidos, los componentes de mediano plazo de los países sincronizados con él a través de la Cadena de VA comenzaron fases contractivas.

De manera expositiva, podemos definir una Cadena de VA como un *Grafo Ponderado Dirigido*, $G_p(N, A, P)$, conformado por tres grupos de información: un conjunto de *nodos* (países), $N = \{n_1, \dots, n_N\}$; un conjunto de *arcos* o relaciones ordenadas entre pares de nodos (VA *exportado* por el país i al país j), $A = \{a_{i \rightarrow j} \in N \times N \mid a_{i \rightarrow j} = \langle n_i, n_j \rangle \forall i \neq j\}$; y un conjunto de *pesos* o valores asociados a los arcos (porcentaje de VA generado en el país i contenido en las exportaciones del país j), $P = \{p_1, \dots, p_A \mid a_{i \rightarrow j} \in N \times N \text{ y } p_i > 1\%\}$; de este modo, es posible construir un grafo del VA extranjero contenido en las exportaciones de los países miembros de la OECD a través del algoritmo Fruchterman-Reingold (Fruchterman y Reingold, 1991), de tal forma que los nodos con mayor importancia estén en las posiciones más céntricas del grafo, mientras que el resto de los países, en la periferia.

Como resultado de aplicar el algoritmo mencionado, en la gráfica C.2 el tamaño de los nodos muestra el *grado de salida*, $g^+(i)$,¹⁰¹ de los países; a mayor valor de este indicador, mayor la dimensión del nodo: esto significa que el volumen de VA *exportado* por un país en un nodo grande tiene como destino más países que el de uno asociado a un nodo pequeño; esta medida también puede interpretarse como la *influencia* que ejerce un nodo particular sobre la red. Por ejemplo, $g^+(\text{Estados Unidos})=39$, mientras que $g^+(\text{México})=0$.

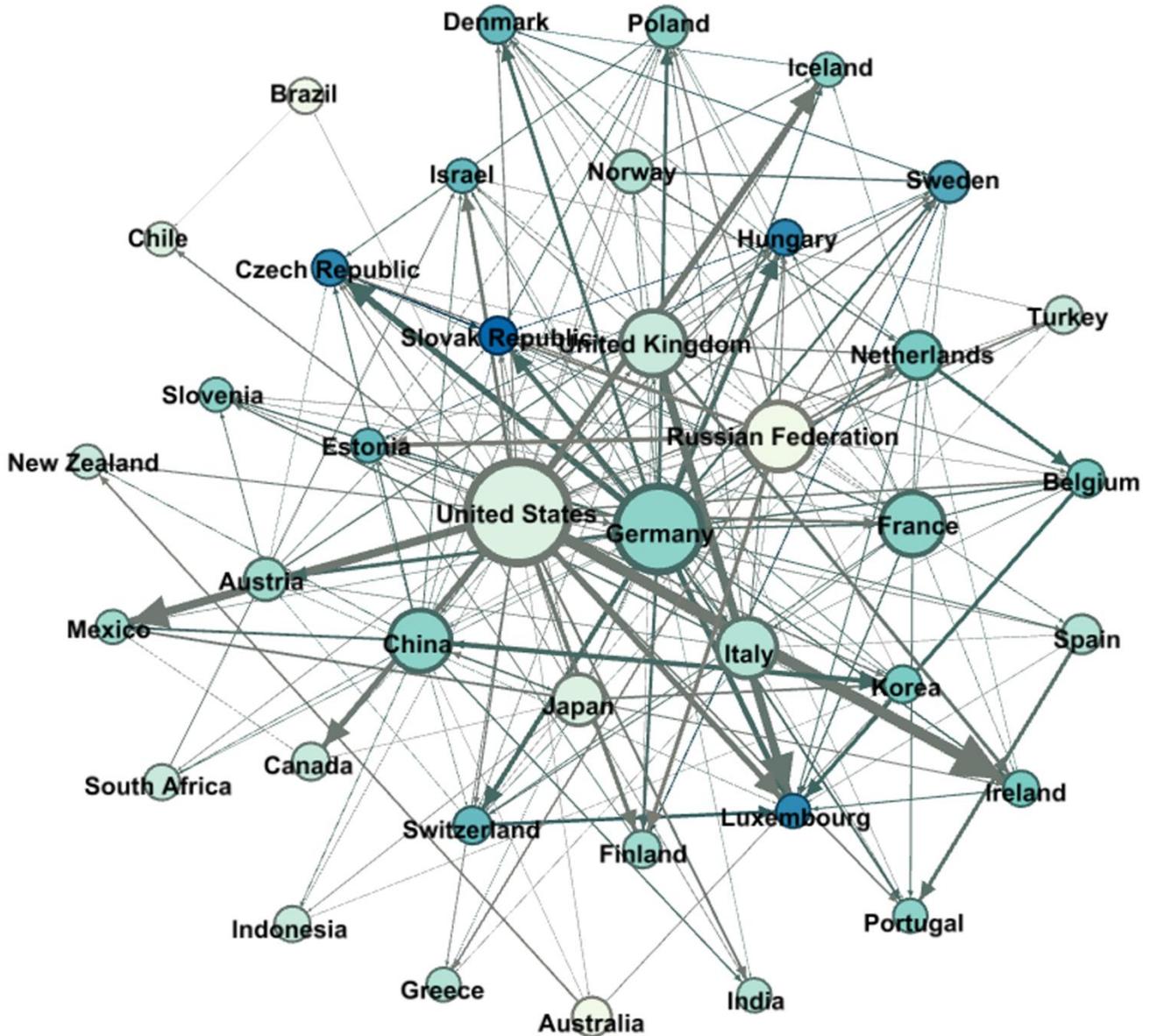
Por otro lado, los colores de los nodos indican el *grado de entrada*, $g^-(i)$,¹⁰² o *fuentes* de VA extranjero contenido en las exportaciones totales del país i ; un nodo de color oscuro indica que la composición del VA *importado* por el país i es más compleja que la de un país j representado por un nodo de color claro; este indicador también puede interpretarse como la *influencia* que ejerce la red sobre un nodo particular. Por ejemplo, $g^-(\text{Estados Unidos})=2$ y $g^-(\text{México})=5$; así, los colores respectivos de los nodos son blanco y gris, lo cual implica que la composición del VA importado por México es más compleja que la de Estados Unidos porque éste último sólo importa VA de dos fuentes: Canadá y China.

Finalmente, el grosor de los arcos indican la magnitud del VA del país i contenido en las exportaciones totales del país j ; la línea más delgada señala que el país i aporta aproximadamente el 1% del VA contenido en las exportaciones totales del país j . Por ejemplo, el arco Canadá→Estados Unidos es más delgado que el arco Estados Unidos→Canadá porque los *pesos* afines son 1.58% y 8.31%, respectivamente.

¹⁰¹ Es el número de arcos que salen de un nodo i de la forma $\sum_j a_{i \rightarrow j}$.

¹⁰² Es la cantidad de arcos que llegan a un nodo j de la forma $\sum_i a_{i \rightarrow j}$.

Gráfica C.2
 Valor Agregado extranjero contenido en exportaciones totales, 2009



Fuente: elaboración propia con datos de OECD-WTO, Statistics on Trade in Value Added

La *eficiencia global* o *grado de conectividad* de la Cadena de VA representada a través de C.2 es de 14%;¹⁰³ esta magnitud indica que la capacidad de intercambio de información entre los nodos del grafo es limitada, ya que no existe la misma proporción entre el número de países y los grados de entrada y de salida. De forma complementaria, los estadísticos básicos de *centralidad nodal* (Bavelas, 1948; Brandes, 2001) contenidos en el cuadro C.1 nos permiten apreciar que: i) el *coeficiente de clúster* o la proporción

¹⁰³ Valor máximo posible para cualquier grafo = 100%.

de nodos que permanecerán conectados si un nodo i es eliminado, expone la importancia de Estados Unidos, Alemania y China en la estabilidad conectiva del grafo; ii) gracias a que estos países poseen los *grados de intermediación* más altos de la red, su función en la regulación del flujo de VA es crucial porque actúan con mayor frecuencia como *puentes* en los *camino geodésicos*¹⁰⁴ de todos los posibles pares de nodos del grafo; iii) debido a que, por un lado, $g^+(\text{México})=0$ y $g^-(\text{México})>0$,¹⁰⁵ y, por otro lado, el *grado de cercanía* o media aritmética de los caminos geodésicos entre México y el resto de los países de la red es igual a cero, toda información generada en la red se transmitirá a este nodo de forma inmediata. La *demora* promedio en el intercambio de información entre cualquier par de países es igual a 2.44; iv) en relación al punto anterior, el *grado de excentricidad* o distancia desde un nodo i al nodo más alejado de él en la red, confirma la susceptibilidad de México a la información que se propague a través de la Cadena de VA; y, finalmente, v) la *centralidad del vector propio* nos permite localizar a los países que, como Eslovaquia o Luxemburgo, son importadores de VA de grandes grupos cohesivos. Nodos con altos valores¹⁰⁶ son focos en clústeres con alto grado de conectividad.

Cuadro C.1
Centralidad nodal de países seleccionados, 2009¹⁰⁷

| País | g^- | g^+ | Cercanía | Intermediación | Excentricidad | Vector Propio | Cluster (%) |
|----------------|-------|-------|----------|----------------|---------------|---------------|-------------|
| Alemania | 6 | 30 | 1.3 | 217.6 | 3 | 0.318 | 15.6 |
| Brasil | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0.029 | 50.0 |
| China | 6 | 16 | 1.6 | 232.4 | 2 | 0.231 | 17.5 |
| Eslovaquia | 13 | 2 | 1 | 4 | 1 | 1 | 38.5 |
| Estados Unidos | 2 | 39 | 1 | 189.7 | 1 | 0.099 | 12.0 |
| Finlandia | 5 | 2 | 4.5 | 0 | 7 | 0.324 | 50.0 |
| Luxemburgo | 11 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0.852 | 41.8 |
| México | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0.237 | 55.0 |

Grado medio de cercanía entre todos los pares de nodos=2.44; Grado medio de excentricidad entre dos nodos cualquiera=7; número de caminos geodésicos=767; Coeficiente medio de cluster=44.51%

Con base en lo anterior, se aprecia aún más el vínculo sincrónico entre México y Estados Unidos en la Cadena de VA; además, las estadísticas de la OECD (2013) revelan que el 31.33% del VA contenido en las exportaciones mexicanas es de origen extranjero y de éste el 37.03% proviene de los Estados Unidos; por otro lado, del 11.39% del VA extranjero total en las exportaciones de Estados Unidos el

¹⁰⁴ Distancias mínimas entre un nodo i y el resto de los nodos de la red.

¹⁰⁵ Cuando un nodo tiene un grado de salida igual a cero y un grado de entrada mayor que cero se dice que es un *receptor*.

¹⁰⁶ Valor máximo posible = 1.

¹⁰⁷ El resto de los países se encuentran en el anexo.

7.28% surge de México. Además, la participación del VA total exportado por Estados Unidos y por México en la Cadena de VA es 12.44% y 0.90%, respectivamente; por otro lado, en las exportaciones de México se concentra el 2.42% del VA exportado por la Cadena de VA y en las de Estados Unidos el 5.06%. Cabe destacar que el arco México→Estados Unidos no está representado en el grafo porque el peso de éste (el VA mexicano en las exportaciones de Estados Unidos) es sólo de 0.83%, mientras que la magnitud del arco Estados Unidos→México es de 11.60%. Es claro que un shock de demanda derivado por un periodo contractivo/expansivo en el ciclo económico de Estados Unidos se transmitirá directamente a lo largo de la Cadena de VA: en algunos países los efectos serán limitados; para México, a pesar de sus fortalezas y ventajas, ninguna sacudida pasará desapercibida.

En resumen, la metodología desarrollada a lo largo del trabajo confirma de manera robusta, por un lado, la relación entre los componentes de largo y mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos, y, por otro lado, que el comercio es un determinante clave del factor sincrónico común.¹⁰⁸ No obstante, para conocer los mecanismos que permitan a esta fuerza conductora simultánea de mediano plazo convertirse de un obstáculo a un *impulsor* del crecimiento económico, es imprescindible cimentar futuras investigaciones en el análisis de *información latente* (determinantes de M_t^c y Ψ_t^c , ecuaciones c.9 y c.10) en las series de tiempo económicas aparentemente no relacionadas de dos o más países, y en el estudio global/nacional meticulado de las Cadenas de Valor Agregado y el *Espacio del Producto* (Hausmann et al, 2011a., 2011.b). Por ejemplo, Mejía y Erquizio (2012) concluyen que el análisis a nivel estatal de los ciclos económicos de México muestra que las recesiones presentan una gran diversidad debido a "diferencias en el mecanismo de transmisión o causa endógena y en el mecanismo de impulso o causa exógena". Otros investigadores como Jackson (2005) muestran la existencia de una relación causal entre los ciclos económicos y la conformación de *Redes Sociales/Económicas*; algunos como Hausmann et al. (2007) e Hidalgo et al. (2007) afirman que el *tipo* de productos exportados y su *espacio* condicionan el desarrollo económico de los países.

¹⁰⁸ Recuérdese que en el dominio del tiempo el coeficiente de correlación entre los componentes de mediano plazo del PIB de México y del PIB de Estados Unidos es de 0.70, mientras que en el dominio de la frecuencia es de 0.59; además, el componente de mediano plazo de Estados Unidos *causa en el sentido de Granger* al de México.

BIBLIOGRAFÍA

- Abel, A. B., B. S. Bernanke & D. Croushore (2010). *Macroeconomics*, Prentice Hall, 7th Edition.
- Adelman, I. & F. L. Adelman (1959): "The Dynamic Properties of the Klein-Goldberger Model", *Econometrica*, Vol. 27, No. 4 (Oct., 1959), pp. 596-625
- Agenor, P. J. McD. & E. Prasad (2000). "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts", *The World Bank Economic Review*, Vol. 13. No. 3.
- Aguilar, A. M y R. Gamboa (2005). "Coordinación de políticas fiscal y monetaria", *Gaceta de Economía*, Año 5, No. 9, Suplemento.
- Almendra-Arao, G., A. González-Estrada y J S. Mora-Flores (2008). "Los ciclos económicos de México y sus regularidades empíricas", *Agrociencia*, 42.
- Alogoskoufis, G. & A. Manning (1988). "Wage Setting and Labour Market Adjustment in Europe, Japan and the USA", *CEPR Discussion Papers 232*, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Anderson, J. E. (1979), "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *The American Economic Review*, Vol. 69: 106-16.
- Anderson, R. & T. Tewolde (2011). *The Global Financial Crisis. Trying to understand the global trade downturn and recovery*, Working Paper Series, European Central Bank, No. 1370, August.
- Arrow, K. (1983). "Cowles in the history of economic thought". Abstracted from the Cowles fiftieth anniversary volume.
- Athanasopoulos, G. y F. Vahid (2008). "A complete VARMA modelling methodology based on scalar components", *Journal of Time Series Analysis*, 29.
- Athanasopoulos, G. y F. Vahid (2007). "VARMA versus VAR for macroeconomic forecasting", *Journal of Business and Economic Statistics*, 26.
- Ávila, J. L. (2000). "Remesas: monto y distribución regional en México", en CONAPO, *Migración México-Estados Unidos: presente y futuro*, México.
- Backus, D. & P. Kehoe (1992). "International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles", *American Economic Review*, 82, 4.
- Baeza, W. (2004). *Brecha del Producto: una medida basada en modelos*, Banco Central de Chile.
- Bartlett, M. S. (1950). "Tests of significance in factor analysis", *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 3.
- Basu, S. & A. Taylor (1999). "Business cycles in International Historical Perspective", *Working Paper*, National Bureau of Economic Research.

- Basu, S. & J. G. Fernald (2009). "What do we know (and not know) about potential output", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Issue Jul.
- Bavelas, A. (1948). "A mathematical model for group structures", *Human Organization*, 7: pp.16-30.
- Baxter, M. y R. G. King (1995). "Measuring Business-cycles: Approximate BandPass Filters for Economic Time Series", *Working Paper No. 5022*, National Bureau of Economic Research.
- Bergman, U., M. Bordo & L. Jonung (1998). "Historical Evidence on Business Cycles: The International Experience", *Conference Series*, Federal Reserve Bank of Boston.
- Bernanke, B. S. & M. Gertler, 1995. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," NBER Working Papers 5146, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Beveridge, S. & Ch. R. Nelson (1981). "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'", *Journal of Monetary Economics*, 7.
- Box, G. E. P. y G. M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.
- Brandes, U. "A Faster Algorithm for Betweenness Centrality", *Journal of Mathematical Sociology*, 25(2):163-177.
- Bry, G. y Ch. Boschan (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER Technical Paper, 20.
- Buiter, W. (1997). *Aspects of Fiscal Performance in some Transitions Economies under Fund-Supported Programs*, IMF Working Paper.
- Burns, A. F. & W. C. Mitchell (1946): *Measuring business cycles*, National Bureau of Economic Research.
- Castillo, P. R., A. Díaz-Bautista & P. E. Fragoso (2004). "Sincronización entre las economías de México y Estados Unidos: el caso del sector manufacturero", *Revista de Comercio Exterior*, Vol. 54, Núm. 7, México.
- Cervantes, R. (2008). "Apertura comercial y empleo en México, 1980-2004", *Tesis doctoral*, Facultad de Economía, UNAM.
- Chiquiar, D. & M. Ramos-Francia (2004). *Bilateral Trade and Business Synchronization: Evidence from México and United States Manufacturing Industries*, Banco de México.
- Christ, C. F. (1952). *History of the Cowles Commission, 1932-1952. A twenty year research report*, en <http://cowles.econ.yale.edu/P/reports/1932-52.htm>.
- Cramér, H. (1964). "Stochastic Processes as Curves in Hilbert Space", *Teoriya Veroyatnostei I ee Primeneniya*, Vol. 9, Issue 2.
- Cristiano, L. J. & T. J. Fitzgerald (2003). "The band pass filter", *International Economic Review*, 44.

- Cristiano, L. J. & T. J. Fitzgerald (1998). "The business cycle: it's still a puzzle", *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, issue Q IV.
- Clark, J. M. (1934), *Strategic Factors in Business Cycles*, New York.
- Collard, D.A. (1996). "Pigou and modern business cycle theory", *The Economic Journal*, 106, 912-924.
- Cooley, T. F., G. D Hansen & E. C. Prescott (1995). "Equilibrium Business Cycles with Idle Resources and Variable Capacity Utilization," *Economic Theory*, Springer, vol. 6(1), pages 35-49, June.
- Cuadrado, J. R. (2006). *Política Económica. Objetivos e instrumentos*, 3ª edición, Mc Graw-Hill, España.
- Cuevas, C.; M. Messmacher & A. M. Werner (2003), *Sincronización Macroeconómica entre México y sus socios comerciales del TLCAN*, Documento de trabajo, Banco de México.
- DiCecio, R. (2005). "Comovement: It's Not a Puzzle", *Federal Reserve Bank*, St. Louis.
- Diebold, F. X. & G. Rudebusch (1996). "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective", *Review of Economic and Statistics*, 78.
- Dolado, J.; M. Sebastián & J. Valles (1993). "Cyclical Patterns of the Spanish Economy", *Investigaciones Económicas, Vol. XVII, No. 3*.
- Doménech, R., V. Gómez & D. Taguas (1997), *Filtering Methods Revisited*, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Valencia, España.
- Douglas, P. H. (1935). *Controlling Depressions*, New York, Cap I.
- Durbin, J. & S. J. Koopman (2012). *Time Series Analysis by State Space Methods*, Second Edition, Oxford University Press.
- Engle, R. F. & S. Kozicki (1990). "Testing For Common Features", *NBER Technical Working Papers 0091*, National Bureau of Economic Research, Inc
- Erola, P., A. Díaz-Guilera, S. Gómez & A. Arenas (2012). "Modeling International Crisis Synchronization in the World Trade Web", *arXiv:1201.2024v1*, Cornell University Library.
- Escaith, H., N. Lindenberg & S. Miroudot (2010). "International supply chains and trade elasticity in time of global crisis", WTO Staff Working Paper ERSD-2010-08.
- Fabricant, S. (1984). *"Toward a Firmer Basis of Economic Policy: The Founding of the National Bureau of Economic Research"*, www.nber.org/nberhistory/sfabricant.pdf.
- Favero, C. & T. Monacelli (2000). *Policy Mix and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, CEPR-Insead Concerence, Fontainebleau, November.
- Fisher, I. (1925). "Our Unstable Dollar and the So-Called Business Cycle," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 20.
- Fischer, S. (1927). "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, vol. 85, issue 1.

- Forrest, R. (1978). "Gaussian Stochastic Processes in Physics", *Physics Reports*, North-Holland Publishing Company, No. 3.
- Fragoso, E., J. Herrera y R. A. Castillo (2008). "Sincronización del empleo manufacturero en México, 1980-2007", *Estudios Económicos*, vol. 24, núm. 2.
- Frankel, J. A. & A. K. Rose (1998). The endogeneity of the optimum currency area criteria, *Economic Journal*, 108.
- Franses, P. H. y M. McAleer (1998). "Cointegration analysis of seasonal time series", *Journal of Economic Surveys*, 12(5).
- Friedman, M. (1968) "A monetary and fiscal program of economic stability", Lindauer, John (editor) *Macroeconomic Readings*. The Free Press, New York, Collier – MacMillan Limited, London.
- Friedman, M. & A. J. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.
- Frisch, R. (1933). "Propagation problems and impulse problems in dynamic economics", In *Economic Essays in honour of Gustav Cassel*, London: Allen & Unwin.
- Fitzgerald, T. J. (2003). *Business cycles and long-term growth: lessons from Minnesota*, The Region, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 58.
- Fruchterman, T. M. J., & Reingold, E. M. (1991). "Graph Drawing by Force-Directed Placement", *Software: Practice and Experience*, 21(11).
- Fujii, G. y R. Cervantes (2013). "México: Valor agregado en las exportaciones manufactureras", *Revista CEPAL*, Nú., 109, Abril.
- García, V. (2012). *Metafísica de Aristóteles*, Gredos.
- Gómez, V. & Maravall, A. (1996). "Programs TRAMO (Time Series Regression with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instruction for the User", *Working Paper 9628*, Research Department, Bank of Spain.
- Gordon, R. J. (1986). *The American Business Cycle*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Goodwin, R. (1951), "The Nonlinear Accelerator and the Persistence of Business Cycles", *Econometrica*, vol.19.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 424-438.
- Haavelmo T. (1943), "The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations," *Econometrica*, 11.
- Haberler, G.
 _____ (1936). "Some Reflections on the Present Situation of Business Cycle Theory", *Review of Economic Statistics*, New York.
 _____ (1937). *Prosperity and Depression*, Harvard university Press.

- _____ (1953). *Posperidad y depresión. Análisis teórico de los movimientos cíclicos*, Fondo de Cultura Económica, 3ª edición.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, G. D. (1985). "Indivisible labor and the business cycle," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 16(3), pages 309-327, November.
- Harrod, R. F. (1939). "An Essay in Dynamic Theory", *The Economic Journal*, Vol. 49, No. 139.
- Harvey, A. C.
 _____ (2004). "Forecasting with Unobserved Components Time Series Models", *Handbook of Economic Forecasting*. Faculty of Economics, University of Cambridge.
- _____ (2000). *Trend Analysis*. Faculty of Economics and Politics, University of Cambridge.
- _____ (1989). *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, London.
- _____ (1981). *The Econometric Analysis of Time Series*, John Wiley, London
- Harvey, A. C. & V. M. Carvalho (2002), "Growth, cycles and convergence in US regional time series", *International Journal of Forecasting*, Elsevier, Vol. 21(4).
- Harvey, A. C. & A. Jaeger (1993), "Detrending, stylized facts and the business cycle", *Journal of Applied Econometrics*, 8.
- Harvey, A. C. & S. J. Koopman (1994). "Trends and cycles in multivariate time series", *Journal of Business and Economic Statistics*. 10.
- Hausmann, R., J. Hwang & D. Rodrik (2007). "What you export matters", *Journal of Economic Growth*, 12(1).
- Hausmann, R. & C. A. Hidalgo (2011a). "The Network Structure of Economic Output", *Journal of Economic Growth*, 16.
- Hausmann, R., C. A. Hidalgo, S. Bustos, M. Coscia, S. Chung, J. Jimenez, A. Simoes & M. A. Yıldırım (2011b). *The Atlas of Economic Complexity*, Harvard's Center for International Development and the Macroconnections group at the MIT Media Lab.
- Hecq A.W. & Urbain J.R.Y.J. & Götz T.B., 2013. "Testing for common cycles in non-stationary VARs with varied frequency data," *Research Memorandum*, Maastricht, Graduate School of Business and Economics.
- Henderson, R. (1924). "A new method of graduation", *Transactions of the Actuarial Society of America*, Vol. 25.
- Hernández, O. y C. Posadas (2007), "Determinantes y características de los ciclos económicos en México y estimación del pib potencial", *Economic Watch*, Servicio de Estudios Económicos, México.
- Herrera, H. J. (2003). "Business Cycles in México and the United states: Do they Share Common Movements?", *Journal of Applied Economics*, Vol. VII, No. 2.

- Hicks, J. R. (1950). *A contribution to the theory of the trade cycle*, Clarendon Press, Oxford.
- Hidalgo, C. A., B. Klinger, A.-L. Barabási & R. Hausmann (2007). "The Product Space Conditions the Development of Nations", *Science*, 317: 482-487.
- Hodrick, R. & E. C. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 29, Núm. 1.
- Hosmer D. W. & S. Lemeshow (1989). *Applied Logistic Regression*, New York: Wiley.
- Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W. J. Granger & B. S. Yoo (1990). "Seasonal integration and cointegration", *Journal of Econometrics*, 44.
- Imbs, J. (2003). "Trade, Finance, Specialization, and Synchronization", *Working Paper*, International Monetary Fund.
- INEGI (2010), *Series del PIB trimestrales a precios corrientes. Retropolación para el período 1993-2002. Año base 2003*, Instituto Nacional de Estadística e Informática, México.
- Ivkovic, Z. & Yu. A. Rozanov (1972). "A characterization of Cramér representation of stochastic processes", *Publications de L'Institut Mathématique, Nouvelle Serie*, tome 14 (28).
- Jackson, M. O. (2005). "The Economics of Social Networks", *9th World Congress of the Econometric Society*.
- Jevons, W. S. (1878). "Commercial crises and sun-spots", *Nature*, xix.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- Johnston, J. y J. Dinardo (1996). *Econometric Methods*, 4ª Edición, McGraw-Hill.
- Jones, R. H. (1993). *Longitudinal Data with Serial Correlation: A State-space Approach*, Chapman and Hall, London.
- Juglar, C. (1862). *Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats-Unis*, Paris : Guillaumin et Cie.
- Juselius, K. (2005). *The Cointegrated VAR model: Methodology and Applications*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Justiniano, A. & P. Giorgio (2008). "Potential and Natural Output", Unpublished manuscript, Northwestern University; http://faculty.wcas.northwestern.edu/~gep575/JPgap8_gt.pdf.
- Kaiser, H. F. (1970). "A second generation little jiffy", *Psychometrika*, 35.
- Kaldor, N.
- _____ (1940). "A model of the Trade Cycle", *The Economic Journal*, Vol. 50, No. 197.
- _____ (1957). "A Model of Economic Growth", *Economic Journal*, 67.

- _____ (1966). "Causes of the Slow Rate of Economic Growth in the United Kingdom" en Targetti, F. y A. P. Thirlwall (1989), *The Essential Kaldor*, London, Duckworth.
- Kalecki, M. (1935). "A Macrodynamical Theory of Business Cycles", *Econometrica*, Vol 3.
- Kalman, R. E. (1960). "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problem", *Transactions of the ASME-Journal of Basic Engineering*, Vol. 82, Series D.
- Kalman, R. E. & R. S. Bucy (1961), *New results in linear filtering and prediction theory*, ASME–J. Basic Eng. Ser. D, 83, 95-108
- Kandil, M. (2000). "The asymmetric effects of exchange rate fluctuations: theory and evidence from developing countries", *IMF Working Paper*, WP/00/184.
- Kapounek, S. (2009). "Estimation of the Business Cycles: Selected Methodological Problems of the Hodrick-Prescott Filter Application", *Polish Journal of Environmental Studies*, Vo. 18, No. 5B.
- Karnin, S. y Rogers, J. (1997). "Output and the real exchange rate in developing countries: An application to México", *Board of Governors of the Federal Reserve System*, International Finance Discussion Paper, 550.
- Kascha, Ch. "A Comparison of Estimation Methods for Vector Autoregressive Moving-Average Models", *Economics Working Papers*, No ECO2007/12.
- Kenen, P. B. (2000). *Currency areas, policy domains, and the institutionalization of fixed exchange rates*, Discussion Paper No. 467, London: London School of Economics, Centre for Economic Performance.
- Kennedy, P. (1989). *A Guide to Econometrics*. Second Edition. The MIT Press. Cambridge, MA.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan Cambridge University Press.
- Keynes, J. M. (2010). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, eBooks, http://ebooks.adelaide.edu.au/k/keynes/john_maynard/k44g/.
- Kichian, M. (1999). *Measuring Potential Output within a State-Space Framework*. Bank of Canada, Ottawa.
- Kim, Ch. & Ch. Nelson (1999). "A Bayesian Approach to Testing for Markov Switching in Univariate and Dynamic Factor Models", *Discussion Papers in Economics at the University of Washington 0035*, Department of Economics at the University of Washington.
- Kimball, A. W. (1957). "Errors of the third kind in statistical consulting", *Journal of the American Statistician Association*, 57
- King, R. G. & Ch. I. Plosser (1984). "The Behavior of Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle," *NBER Working Papers 0853*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- King, R. G. & S. T. Rebelo (1999). "Resuscitating real business cycles," *Handbook of Macroeconomics*, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, volume 1, chapter 14.

- Kitagawa, G. & W. Gersch (1996). *Smoothness priors analysis of time series*, Springer, New York.
- Kitchin, J. (1923). "Cycles and Trends in Economic Factors", *Review of Economic Statistics*, 5.
- Klein, L. (1950). *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*. John Wiley & Sons, Inc., New York
Chapman & Hall, Limited, London.
- Kondratiev (1925), "Los grandes ciclos de la vida económica", en G. Haberler *Ensayos sobre el ciclo económico*,
Fonde de Cultura Económica, México.
- Koopman, R., W. Powers, Z. Wang and S.-J. Wei (2011). "Give credit to where credit is due: tracing value added
in global production chains", NBER Working Papers Series 16426, September 2010.
- Koopman, S. J, A. C. Harvey, J. A. Doornik & N. Shephard (2009). *STAMP 8.2: Structural Time Series Analyser,
Modeler, and Predictor*, Timberlake Consultants, London.
- Koopmans, T. C.
_____ (1947) "Measurement without theory", *The Review of Economics and Statistics*, vol. XXIX.
_____ (1974). "Is the Theory of Competitive Equilibrium With It?," *American Economic Review*, American
Economic Association, vol. 64(2), pages 325-29, May.
- Krugman, P. & A. Venables (1993). "Integration, Specialization, and the Adjustment", *NBER Working Papers
4559*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Kuttner, K. N. (2002). *The Monetary-Fiscal Policy Mix: Perspectives from the U. S.*, Research Department,
Federal Reserve Bank of New York.
- Kuznets (1930). *Secular movements in production and prices. Their nature and their bearing upon cyclical
fluctuations*, Houghton Mifflin.
- Kydland, F. E. & E. C. Prescott
_____ (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 50(6),
pages 1345-70, November.
_____ (1990). "Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth," *Quarterly Review*. Federal Reserve Bank
of Minneapolis, Primavera.
_____ (1995): "The econometrics of the general equilibrium approach to business cycles"; Hoover, Kevin D.
(ed) *Macroeconometrics. Developments, tensions and projects*. Kluwer Academic Publishers, London.
- Laidler, D. (1999). "Passive Money, Active Money, and Monetary Policy," *Bank of Canada Review*, Bank of
Canada, vol. 20(Summer), pages 15-25.
- Leser, C. E. V. (1961). "A simple method of trend construction", *Journal of the Royal Statistical Society*, Serie B
(Methodological), 23.
- Long, J. B. & I. C. Plosser (1983). "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, University of Chicago
Press, vol. 91(1).

- Loría, E., M. García-Ramos y L. de Jesús (2006). "Producto potencial y ciclos económicos en México, 1980.1-2006.4", *Estudios Económicos*, Vol. 23, Núm. 1.
- Lucas, R. E.
- _____ (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 63(3).
- _____ (1977). "Understanding Business Cycles", *Carnegie-Rochester Series*. Núm. 5.
- _____ (1978). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1).
- _____ (1987). *Models of Business Cycles*. Basil Blackwell, London.
- _____ (1981), *Studies in Business-Cycle Theory*, MITPress, Cambridge, MA.
- _____ (2003), "Macroeconomic Priorities", *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 1.
- Luginbuhl, R. & A. de Vos (1999). "Bayesian Analysis of an Unobserved-Component Time Series Model of GDP with Markov-Switching and Time-Varying Growths", *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 17(4).
- Mankiw, N. G. (1994). "Real business cycles: A new Keynesian perspective," *Journal of Economic Perspectives*, vol.3.
- Mann, H. B. & A. Wald (1943). "On the Statistical Treatment of Linear Stochastic Difference Equations", *Econometrica*, 11.
- Marx, K. (1867). *Capital: Critique of Political Economy*, <https://www.marxists.org/archive/marx/works/1867-c1/>
- Mejía, P.
- _____ (1999). "Classical business in Latin America: turning point, asymmetries and international synchronization", *Estudios Económicos*, vol. 14, núm. 2.
- _____ (2004). "Classical business cycles in America: are national business cycles synchronised?", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, vol. 1, núm. 3.
- Mejía, P. y J. Campos (2011). "Are the Mexican states and the United States business cycle synchronized? Evidence from the manufacturing production", *Economía Mexicana*, vol. XX, núm. 1.
- Mejía, P. y A. Erquizio (2012). *Expansiones y recesiones en los estados de México*, Pearson.
- Mejía, P., E. Gutiérrez y C. Farías (2006). "La sincronización de los ciclos económicos de México y Estados Unidos", *Investigación Económica*, vol. 65, núm 258.
- Mendoza, E. (2008). "Integración económica y sincronización del ciclo económico entre México y Estados Unidos", *Boletín de indicadores y pronósticos económicos de la frontera norte*, Núm. 31.

- Menger, K. (1961). "A Counterpart of Occam's Razor in Pure and Applied Mathematics; semantic uses", *Synthese*, Vol. 13, No. 4.
- Metaxoglu, K. y A. Smith (2005). "Maximum Likelihood Estimation of VARMA Models using a State-Space EM Algorithm", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 28, No. 5.
- Miller, S. (2003). "Métodos alternativos para la estimación del PIB potencial: una aplicación para el caso de Perú", *Estudios Económicos*. Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central, Perú.
- Mitchell, W. C.
 _____ (1913). *Business Cycles*, University of California Press.
 _____ (1927). *Business Cycle, The problem and Its Setting*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Moral, J. (2002). *Análisis del ciclo económico: descomposición de series temporales*, Informática aplicada al análisis económico, Instituto L. R. Klein, Universidad Autónoma de Madrid.
- Moreno-Brid, J. C., J. C. Rivas y J. Santamaría (2005), "México: economic growth, exports and industrial performance after NAFTA", *Estudios y perspectivas*, No. 42.
- Morrison, G. y H. Pike (1977). "Kalman Filtering Applied to Statistical Forecasting", *Management Science*, Vol. 23, Núm. 7.
- Moore, H. L.
 _____ (1914). *Economic Cycles: Their Law and Cause*, Harvard University Press.
 _____ (1923). *Generating Economic Cycles*, New York: Macmillan.
- Murray, Ch. J. (2002). "Cyclical Properties of Baxter-King Filtered Time Series", *Review of Economics and Statistics*, 85(2).
- Muscattelli, C. A. & P. Tirelli (2005). "Analyzing the Interaction of Monetary and Fiscal Policy: Does Fiscal Policy play a Valuable Role in Stabilization?", *CESifo Studies*, Institute for Economic Research, Munich, Vol. 51.
- Neftci, S. N. (1984). "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?", *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 92(2).
- Nelson, C. R. & C. I. Plosser.(1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications," *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10, (2), 139-162
- OECD (2007), *Economic Outlook*, No. 81.
- Okun, A. M. (1962). "Potential GNP: its Measurement and Significance", *Proceedings of the Business and Statistics Economic Section*, American Statistical Association.
- Owen, R. (1817). *Report to the Committee of the Association for the Relief of the Manufacturing Poor*", The Life of Robert Owen written by Himself, Harvard University.

- Pagan, A. (1980). "Some Identification and Estimation Results for Regression Models with Stochastically Varying Coefficients", *Journal of Econometrics*, 13.
- Papademo, L. (2004). "Asymmetries in Trade and Currency Arrangements in the 21st Century", *7th Biennial Athenian Policy Forum*, University of Giessen.
- Pakin, M. (2011). *Macroeconomics*, Pearson, Addison Wesley.
- Pedregal, D. J. & P. C. Young (2001), "Some comments of the use and abuse of the Hodrick-Prescott Filter", *Review on Economic Cycles*, Vol. 2, July.
- Pérez de la Torre, J. F. (2009). *Implicaciones del patrón comercial Interindustrial en la sincronización de los ciclos económicos. El caso de México y Estados Unidos en el contexto del TLCAN*, FES-Acatlán, UNAM.
- Perri, F. & V. Quadrini (2011). *International recessions*, Working Paper, University of Minnesota.
- Persons, W. M. (1919). "Indices of Business Conditions", *Review of Economic Statistics*, 1.
- Phelps, E. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment," *Economica*, New Series, Vol. 34, No. 135, (Aug., 1967), pp. 254-281.
- Phillips, A. W. (1958). "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957", *Economica*, 25(100).
- Pigou, A. (1927). *Industrial Fluctuations*, Macmillan, London.
- Priestley, M. (1981). *Spectral Analysis and Time Series*, Academic Press.
- Rassekh, F. (1998). "The convergence Hypothesis: History, Theory, and Evidence", *Open Economies Review*, Springer Netherlands, Vol. 9, No. 1.
- Ravn, M. O. y H. Uhling (2002). "On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 2.
- Ricker, D. W. (2003). *Echo signal processing*, Kluwer Academic Publishers.
- Rodríguez-Fernández, J. L. (1999). "Ockham's Razor", *Endeavour*, 23.
- Romer, C. (1994). "Remeasuring Business Cycles", *Journal of Economic History*, vol. 54.
- Rosenberg, B. (1973). "Random coefficient models: the analysis of a cross-section of time series by stochastically convergent parameter regression", *Annals of Economic and Social Measurement*, 2.
- Ruiz, P. (2004). "Exports, growth, and employment in México, 1978-2000", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 27, No. 1.
- Samuelson, P. A. (1939). "Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration", *Review of Economics and Statistics*, 21.
- Samuelson, P. A., & R. M. Solow (1960). "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 50(2).

- Sargent, T. J. (1979). "Estimating vector autoregressions using methods not based on explicit economic theories," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Say, J. B. (1999), *Tratado de Economía Política*, Alicante, Biblioteca Virtual Miguel de Cervantes, Edición digital basada en la 4ª edición impresa de Fermín Villalpando, 1821.
- Schlicht, E. (2005). "Estimating the smoothing parameter in the so-called Hodrick-Prescott filter", *Japan Statistical Society*, Vol. 35, No. 1.
- Schumpeter, J. A. (1950). "Wesley Clair Mitchell (1874–1948)", *Quarterly Journal of Economics*, 64,139-155.
- Segura, J. & C. Rodríguez (2004). *An Eponymous Dictionary of Economics. A guide to Laws and Theorems after Economists*, Edward Elgar Publishing Limited, Glensanda House, UK.
- Sims, C. A.
 _____ (1980). "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 48(1), pages 1-48, January.
 _____ (1999). "The precarious fiscal foundations of EMU", *General Equilibrium and Monetary Transmission*, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.
- Singleton, K. (1988). "Econometric Issues in the Analysis of Equilibrium Business-Cycle Models", *Journal of Monetary Economics*, 21: 361-86.
- Sismondi, J. C. L. (1819). *New Principles of Political Economy: Of Wealth in its Relation to Population*, English translation by R. Hyse. New Brunswick: Transaction Publishers.
- Slutsky, E. (1937). "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclical Processes"; *Econometrica* 4: 105-46, 1937.
- Snowdon, B., H. R. Vane & P. Wynarczyk (1994). *A Modern Guide to Macroeconomics: An Introduction to Competing Schools of Thought*, Edward Elgar Publishing.
- Snyder, C. (1927). *Business cycles and Business Measurements: Studies in Quantitative Economics*, New York, *McMillan*.
- Solow, R.
 _____ (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth"; *Quarterly Journal of Economics* 70: 65-94.
 _____ (1988). "Growth Theory and After," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 78(3), pages 307-17, June.
- Spearman, Ch. (1904). "General intelligence: objectively determined and measured", *American Journal of Psychology*, 115.
- Spencer-Smith, J. L. (1947). "The Oscillatory Properties of the Moving Average", *Journal of the Royal Statistical Society*, 9.

- Suits, D. B. (1957) "Use of Dummy Variables in Regression Equations". *Journal of the American Statistical Association* 52 (280): 548–551.
- Summers, L. H. (1986). "Some skeptical observations on real business cycle theory" Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, vol.10.
- Tanzi, V. (1997). *Macroeconomics Dimensions of Public Finance*, Ashgate Publishing, Ltd.
- Taylor, J. B. (1980). "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 88(1), pages 1-23, February.
- Taylor, J. B. (1979). "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 47(5), pages 1267-86, September.
- Thirlwall, A. P. (1983). "A plain Man's Guide to Kaldor's Laws", *Journal of Post Keynesian Economics*, 5.
- Thompson, B. (2004), *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis: Understanding Concepts and Applications*, American Psychological Association.
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple factor analysis*, University of Chicago Press.
- Tinbergen, J. (1939), *Business Cycles in the United States, 1919–1932*, Geneva: League of Nations.
- Torres, G. A. & T. O. Vela (2002), *Integración y sincronización entre los ciclos económicos de México y Estados Unidos*, Documento de investigación, Banco de México.
- Traistaru, L. (2004). *Sectoral Specialization, Trade Intensity and Business Cycles Synchronization*, University of Bonn.
- Tuirán, R. (2000). "Las causas de la migración hacia los Estados Unidos", en CONAPO, *Migración México-Estados Unidos: presente y Futuro*", México.
- Tukey, J. W. (1962). "The future of data analysis", *Annals of Mathematical Statistics*, 33.
- Hecq, A., F. C. Palm & J. P. Urbain (2006). "Testing for Common Cyclical Features in VAR Models with Cointegration", *Journal of Econometrics*, 132.
- UNCTAD (1998). *World Investment Report 1998: Trends and Determinants*, United Nations.
- U. S. Census Bureau (2011). *X-12-ARIMA Reference Manual*, Time Series Research Staff, Statistical Research Division, Washington.
- Vahid, F. & R. F. Engle (1993). "Common Trends and Common Cycles", *Journal of Applied Econometrics*, 8.
- Walras, L. (1987). *Elementos de Economía Política Pura*, Alianza Editorial, Madrid.
- Welch, G. & G. Bishop (2001). *An introduction to the Kalman Filter*, University of North Carolina at Chapel Hill, Department of Computer Science.
- West, M. & P. J. Harrison (1989). *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*, Springer, New York.
- Whittaker, E.T. (1923). "On a new method of graduation", *Proceedings of the Edinburg Mathematical Society*, Vol. 41.

- Wold, H. (1938). *A study in the Analysis of Stationary Time Series*, Almquist and Wicksell, Stockholm.
- Woodford, M.
- _____ (1995). "Price level determinacy without control of a monetary aggregate", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, December, 43.
- _____ (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.
- World Economic Outlook (2009), *Crisis and Recovery*, International Monetary Fund.
- Young, P. C. (1984). *Recursive Estimation and Time-Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- Yule, G. U. (1927). "On a Method of Investigating Periodicities in Disturbed Series, with Special Reference to Wolfer's Sunspot Numbers", *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 2.
- Yule, G. U. (1926). "Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlations between Time Series?", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, General*, 89.
- Zarnowitz, V. (1992). "Front matter, Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting", *Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press.
- Zivot, E. (2005). *State-space Models and the Kalman Filter*, University of Washington (mimeo), <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/notes/statespacemodels.pdf>.

ANEXO

A continuación se presentan brevemente los estadísticos de bondad de ajuste y correcta especificación empleados en la evaluación de los sistemas [3.1]-[3.2] y [3.5]-[3.6].¹⁰⁹

1. *Ajuste:*

1.1. R^2 : estadístico clásico de determinación.¹¹⁰

2. *Normalidad:*

2.1. N : para esta prueba se emplea una versión del estadístico *Bowman-Shenton* (Doornik y Hansen, 1994) que tiene una distribución χ^2 con dos grados de libertad.

3. *No Autocorrelación:*

3.1. DW : estadístico clásico Durbin-Watson, distribuido aproximadamente como $N(0, \frac{4}{T})$.

3.2. $r(j)$: indica si existe autocorrelación en el rezago j , se distribuye aproximadamente como $N(0, \frac{1}{T})$.

3.3. $Q(p, q)$: estadístico *Box-Ljung* basado en las primeras p autocorrelaciones, debe ser comparado contra una distribución χ^2 con q grados de libertad.

4. *No Heteroscedasticidad:*

4.1. $H(h)$: distribuido aproximadamente como una F con (h, h) grados de libertad.

Cuadro A.1
Sistemas [3.1]-[3.2] y [3.5]-[3.6]:
estadísticos de bondad de ajuste y correcta especificación

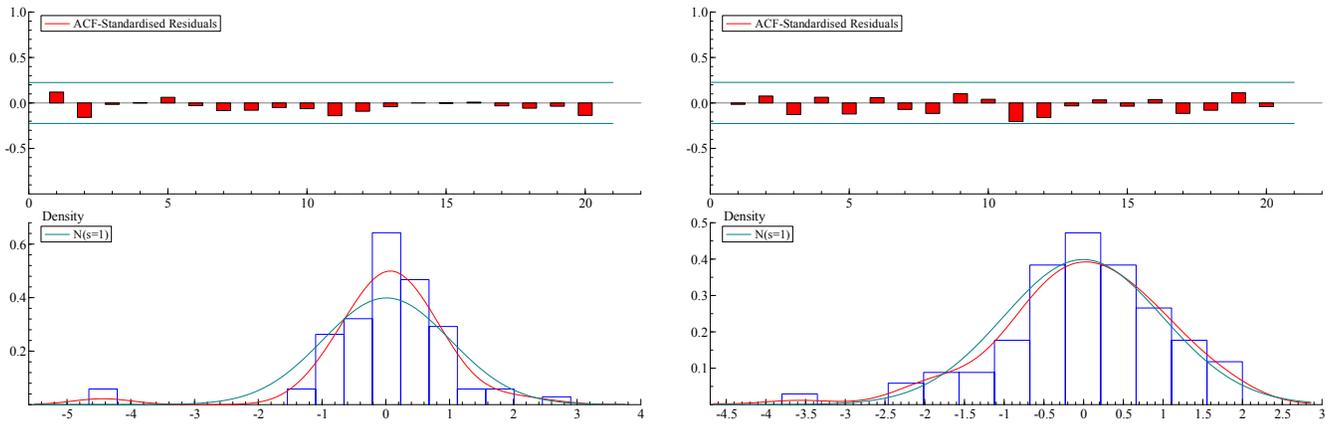
| | ε_t^y | ε_t^z |
|-----------------|-------------------|-------------------|
| std.error | 0.0051050 | 0.0066548 |
| Normality | 3.2772 | 1.5643 |
| H(10) | 5.8096 | 2.8568 |
| DW | 1.8587 | 2.0233 |
| r(1) | 0.063728 | 0.024449 |
| q | 10.000 | 10.000 |
| r(q) | -0.033425 | 0.073326 |
| Q(q,q-p) | 6.1092 | 2.2300 |
| Rd ² | 0.93889 | 0.88405 |

¹⁰⁹ Puede verse un desarrollo más extenso en: Harvey y Koopman (op. cit.).

¹¹⁰ Sin embargo su cálculo difiere un poco. Para más detalles véase: Koopman, Harvey, Doornik y Shephard (2000)

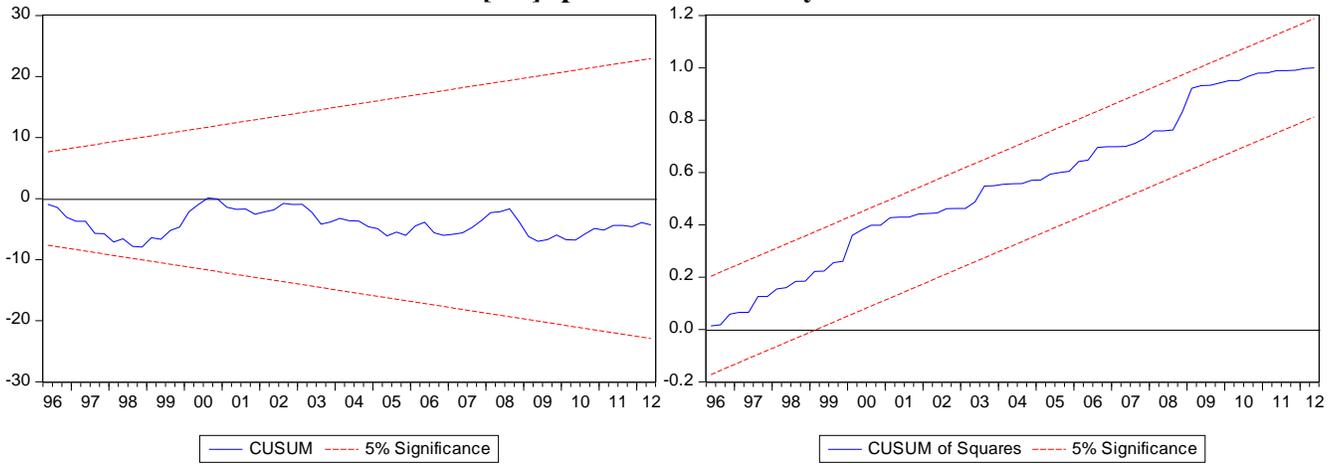
Gráfica A.1

Sistemas [3.1]-[3.2] y [3.5]-[3.6]: residuo estandarizado y densidad



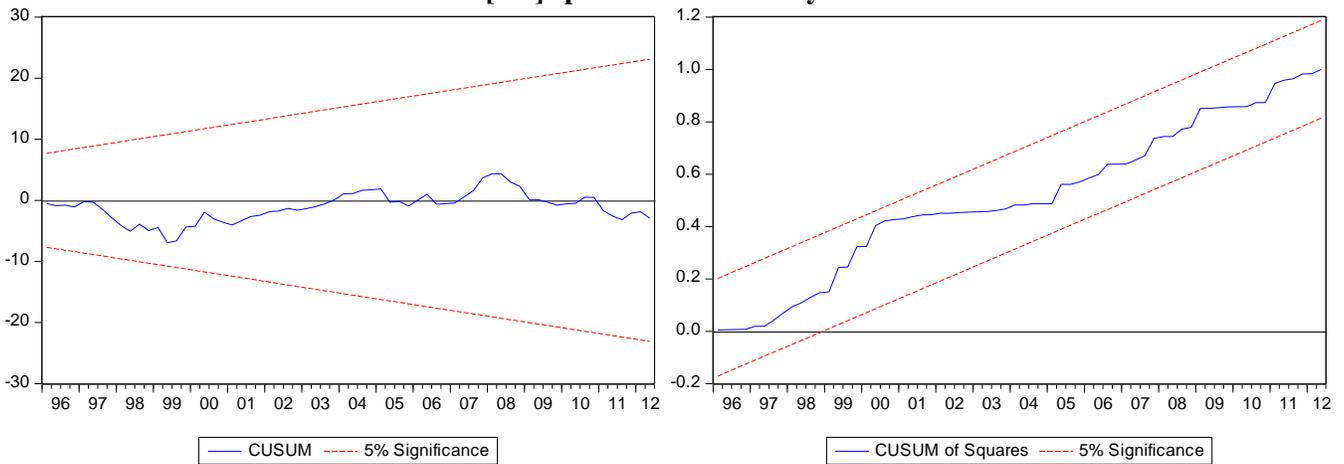
Gráfica A.2

Modelo [3.4]: pruebas CUSUM y CUSUM²



Gráfica A.3

Modelo [3.8]: pruebas CUSUM y CUSUM²



Cuadro A.2
Centralidad nodal de países miembros de la OECD, 2009

| País | g^- | g^+ | Cercanía | Intermediación | Excentricidad | Vector Propio | Cluster (%) |
|--------------------|-------|-------|----------|----------------|---------------|---------------|-------------|
| Australia | 1 | 3 | 2.49 | 0 | 3 | 0.03 | 0.58 |
| Austria | 5 | 5 | 1.00 | 4.14 | 1 | 0.29 | 0.39 |
| Belgium | 7 | 2 | 3.08 | 0.47 | 5 | 0.40 | 0.52 |
| Brazil | 1 | 1 | 1.00 | 0 | 1 | 0.03 | 0.50 |
| Canada | 3 | 2 | 1.95 | 10.83 | 2 | 0.12 | 0.67 |
| Chile | 2 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.04 | 0.50 |
| China | 6 | 16 | 1.59 | 232.36 | 2 | 0.23 | 0.18 |
| Czech Republic | 11 | 1 | 1.50 | 0 | 2 | 0.79 | 0.40 |
| Denmark | 8 | 2 | 4.51 | 2 | 7 | 0.58 | 0.49 |
| Estonia | 8 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.55 | 0.43 |
| Finland | 5 | 2 | 4.54 | 0 | 7 | 0.32 | 0.50 |
| France | 6 | 17 | 1.90 | 45.92 | 4 | 0.28 | 0.25 |
| Germany | 6 | 30 | 1.33 | 217.59 | 3 | 0.32 | 0.16 |
| Greece | 4 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.16 | 0.50 |
| Hungary | 11 | 1 | 1.50 | 0 | 2 | 0.79 | 0.40 |
| Iceland | 6 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.48 | 0.60 |
| India | 4 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.20 | 0.58 |
| Indonesia | 3 | 1 | 3.49 | 0 | 4 | 0.12 | 0.75 |
| Ireland | 7 | 1 | 1.00 | 1 | 1 | 0.42 | 0.45 |
| Israel | 8 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.43 | 0.38 |
| Italy | 4 | 15 | 1.95 | 1.92 | 4 | 0.20 | 0.26 |
| Japan | 2 | 10 | 2.28 | 2 | 3 | 0.09 | 0.25 |
| Korea | 7 | 2 | 2.54 | 38.5 | 3 | 0.26 | 0.36 |
| Luxembourg | 11 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.85 | 0.42 |
| Mexico | 5 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.24 | 0.55 |
| Netherlands | 7 | 8 | 2.13 | 87.72 | 4 | 0.42 | 0.36 |
| New Zealand | 3 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.10 | 0.67 |
| Norway | 4 | 5 | 2.74 | 103 | 5 | 0.31 | 0.55 |
| Poland | 6 | 4 | 1.00 | 1.16 | 1 | 0.31 | 0.48 |
| Portugal | 6 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.35 | 0.60 |
| Russian Federation | 1 | 20 | 1.56 | 0 | 3 | 0.03 | 0.23 |
| Slovak Republic | 13 | 2 | 1.00 | 4 | 1 | 1.00 | 0.38 |
| Slovenia | 6 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.32 | 0.57 |
| South Africa | 3 | 1 | 1.00 | 0 | 1 | 0.17 | 0.58 |
| Spain | 4 | 3 | 2.82 | 0 | 5 | 0.24 | 0.57 |
| Sweden | 9 | 4 | 3.59 | 81.16 | 6 | 0.64 | 0.42 |
| Switzerland | 8 | 2 | 1.67 | 8.64 | 2 | 0.46 | 0.42 |
| Turkey | 3 | 2 | 1.00 | 0.2 | 1 | 0.12 | 0.40 |
| United Kingdom | 3 | 18 | 1.87 | 79.66 | 4 | 0.19 | 0.22 |
| United States | 2 | 39 | 1.00 | 189.66 | 1 | 0.10 | 0.12 |

Grado medio de cercanía entre todos los pares de nodos=2.44; Grado medio de excentricidad entre dos nodos cualquiera=7; número de caminos geodésicos=767; Coeficiente medio de cluster=44.51%