

Mecanismos de transmisión de las condiciones macroeconómicas al mercado crediticio

Reyna Susana García Ruiz*

Francisco López-Herrera**

Salvador Cruz Aké***

(Recibido: julio 2017/Aceptado: diciembre 2017)

Resumen

En este trabajo se aporta evidencia empírica sobre la existencia de los ciclos de Kitchin y Juglar en México durante los años que van del 2000 al 2015 mediante una combinación de técnicas econométricas (causalidad de Toda-Yamamoto y cointegración) y fenomenológicas (sincronización por frecuencias). El trabajo aporta evidencia empírica sobre ciclos de corto plazo de 3.5 años que son conducidos por el tipo de cambio y ciclos de largo plazo de 11 años conducidos por la formación bruta de capital y la morosidad. Adicionalmente se muestra la secuencia de los ciclos económicos de corto y largo plazo para una combinación de variables reales (actividad industrial, consumo privado, formación bruta de capital, actividad económica y producto interno bruto), monetarias (tipo de cambio, tasa de interés interbancaria e inflación) y bancarias (morosidad, créditos vigentes y vencidos).

Palabras clave: ciclos económicos, ciclos crediticios, enganche de frecuencias.

Clasificación JEL: E32, E51, C14.

*Profesor-investigador en la Facultad de Contaduría y Administración, Universidad Nacional Autónoma de México. Correo electrónico: grreinas@yahoo.com.mx.

**Profesor-investigador en la Facultad de Contaduría y Administración, Universidad Nacional Autónoma de México. Correo electrónico: franciso_lopez_herrera@yahoo.com.mx.

***Profesor-investigador en la Sección de Posgrado e Investigación, Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Correo electrónico: salvador.ake22@gmail.com.

La doctora Reyna Susana García Ruiz agradece al Programa de Becas Posdoctorales en la UNAM el apoyo financiero recibido para llevar a cabo la investigación que da origen a la elaboración de este artículo.

Mechanisms of transmission of the macroeconomic conditions of the credit market

Abstract

In this paper, we provide empirical evidence on the existence of the Kitchin and Juglar cycles in Mexico during the years 2000 through 2015 by a combination of econometric (Toda-Yamamoto causality and cointegration) and phenomenological (frequency synchronization) techniques. The paper provides empirical evidence on short-term cycles of 3.5 years that are driven by the exchange rate and 11-year long cycles driven by gross capital formation and delinquency. Also, the sequence of short and long-term economic cycles for a combination of real (industrial activity, private consumption, gross capital formation, business and gross domestic product), monetary (exchange rate, interbank interest rate, and inflation) and banking (delinquency, current and past due credits) variables.

Keywords: economic cycles, credit cycles, frequency coupling.

JEL classification: E32, E51, C14.

1. Introducción

La existencia de altibajos en la economía es tan antigua como la propia humanidad y en el corazón de una parte de estas crisis siempre ha estado el crédito. Según autores como Homer & Sylla (1996) o Maloney (1974) existen evidencias arqueológicas del interés y los sistemas crediticios como precursores de la actividad incluso en documentos tan antiguos como el código de Hammurabi. Del mismo modo, autores como Austin y Vidal-Naquet (1980) o Harris (2002) muestran evidencias antiguas de fuertes recesiones económicas producto de incumplimientos crediticios masivos incluso en la Grecia de Solón.

Aunque los registros de crisis por deuda modernas datan incluso del reinado de Felipe II; quien incumplió siete veces con la deuda soberana del imperio español después de intentar repudiarla, para más detalles véase Conklin (1998) o Drelichman (2011); los análisis más profundos (dada la existencia de registros históricos más profundos) vienen de los eventos de incumplimientos masivos en los pánicos de 1772 en Inglaterra o de 1792 en Estados Unidos.

Aunque evidentemente es posible seguir una línea de tiempo que une a buena parte de estas crisis económicas (pueden estar relacionadas con crisis

financieras) tanto en los EU como en Inglaterra, una gran parte de ellas tiene como detonante eventos de incumplimiento crediticio masivo que debilitan a la economía, análisis histórico-económicos pueden verse en Galbraith (1994) o Kindleberger (2015).

Uno de los autores más conocidos cuyo trabajo vincula los episodios de crisis de deuda con las caídas abruptas en la actividad económica es Minsky (1986) y Minsky (1974) quien considera que las oscilaciones son inevitables en el libre mercado, siendo la inversión el elemento fundamental para determinar la producción. El trabajo de este autor, sugiere que la inversión fija bruta (IFB) y el la tasa inter bancaria (TIB); como aproximación al costo del dinero, están relacionadas tanto con el índice global de actividad económica (IGAE) como con el consumo privado (COP) y el índice de morosidad (IM), los créditos vigentes (VIG) o los vencidos (VEN).

Esta idea ya había sido planteada por (Kitchin, 1923) quien consideraba que cuando el flujo de información tiene una visión optimista del desempeño de la economía, los empresarios tienen incentivos a invertir (inversión fija bruta) y a invadir el mercado con nuevos productos, que terminan siendo excesivos para la demanda del público y por tanto acumulados en almacenes con precios bajos. Lo que redundo en oscilaciones en la producción que van de tres a cinco años que son reflejadas tanto en la Actividad Industrial (AI) como con los precios de la economía reflejados en la inflación (INF).

Como parte de la recopilación de la teoría de ciclos económicos realizada por Schumpeter (1939), se mencionan los ciclos asociados al proceso de inversión fija (IFB) propuestos por Juglar, C. (1862) los cuales tienen una duración de entre siete y once años. Asociados a estos ciclos, se encuentran los ciclos de infraestructura mencionados por Kuznets (1930) cuya duración va de los quince a los veinticinco años.¹

Por su parte, Hicks (1950) señala que los ciclos son generados por variables económicas reales, es decir: ahorro, inversión (IFB) y variaciones de capital. En la misma obra, Hicks (1950) también señala que las interacciones entre estas variables pueden generar equilibrios inestables que pueden llegar a ser regulares. Es siguiendo a este autor que se decidió proponer, en el apartado 3, un análisis de la interacción de las variables económicas reales con el mercado crediticio.

¹ La cantidad de datos disponibles apenas permitiría la visualización de un ciclo, por lo que su análisis se deja de lado en este trabajo.

Una visión ligeramente diferente a las anteriores es la que sostenían Kondratieff y Stolper (1935), quienes aseguraban que los ciclos económicos estaban generados por la aparición de nuevas tecnologías que mueven al mercado, desde la inversión hasta el empleo, siendo las recesiones un reflejo de un mercado saturado. Para Kondratieff y Stolper (1935) estos ciclos tienen una duración que va de los cuarenta y cinco a los sesenta años.

Por otro lado, Barro (1989) comparte una visión similar del problema, aunque también consideraba al producto y al empleo en su análisis de los ciclos económicos de largo plazo. Aunque la visión es interesante, la disponibilidad de datos para México imposibilita nuestro intento por modelar este tipo de ciclo.

Por otra parte, Barro (1989) también argumentaba que los ciclos económicos de corto plazo eran generados por variables financieras como la oferta monetaria, precios e inflación (INF), por lo que al presentarse variaciones en el tipo de cambio (TC) e inflación (INF) se impacta en las tasas de ganancia de las empresas y se genera una contracción de corto plazo en la actividad económica. El efecto de las variables monetarias es analizado en el apartado 4 y en el apartado 5 se analiza estos resultados junto con el impacto de las variables económicas reales

Esta tasa de ganancias también fue analizada por Marx (1894), quien suponía que una caída de los beneficios era la causa de las crisis y por lo tanto la masificación de desempleados.

Una visión del problema que no se puede dejar de lado es la planteada por Keynes (1936), quien suponía que la caída en el consumo privado (COP) y la demanda agregada (aproximada por el IGAE) eran los detonadores de las crisis, y que, por lo tanto, era necesaria la intervención del gobierno con un aumento en el gasto para atenuarlas.

Dada la naturaleza del problema, también se ha buscado evidencia empírica que permita entender el mecanismo de transmisión de las crisis desde el mercado de crédito al resto de la economía. Aunque existe una gran cantidad de trabajos respecto al tema, mencionaremos algunos que por su reciente aparición, o similitud de variables, resultan interesantes para la investigación.

El primero de ellos es el publicado por Figlewski *et al.* (2012), quienes utilizaron el modelo de Cox (1972) para determinar la probabilidad de quiebra de una empresa. Por su parte, Yurdakul (2014) utiliza los modelos Engle-Granger y Gregory-Hansen para explicar la cointegración con el riesgo bancario o Aiyar

(2012) quien postula que la última crisis crediticia se propagó a los diferentes países a través de la reducción del crédito disponible.

Por otra parte, autores como Borio (2014) o Jordà *et al.* (2016) han estudiado el efecto de cambios macroeconómicos en el ciclo crediticio y han concluido que la fragilidad macroeconómica puede acelerar los efectos de una contracción crediticia, al punto que ambos fenómenos pueden auto reforzarse.

Resulta importante hacer notar que la búsqueda de efectos de sincronización entre los ciclos crediticios y grupos de variables macroeconómicas no es un tema completamente nuevo, aunque no ha sido estudiado para México ni con las herramientas técnicas de sincronización de fase usadas en este artículo. Autores como Lee (2013) postulan que existe una sincronización en el ciclo de negocios de los países que forman la unión europea. De forma similar He y Liao (2012) muestran evidencia sobre la integración del ciclo de negocios asiático, mientras que Aloui *et al.* (2016) hacen lo propio con el ciclo crediticio y de negocios de los países del GCC.²

Todos los trabajos anteriores concluyen que el incorporar variables que describen la dinámica macroeconómica ayuda a reducir el riesgo de incumplimiento en los préstamos, y que existe una relación entre el ciclo crediticio y el desempeño económico de los países.

Con la finalidad de hacer comparable nuestro trabajo, en el apartado 6 se muestra un modelo econométrico que contrasta la metodología de toda & Yamamoto (1995) y el análisis de cointegración con los resultados obtenidos mediante la sincronización.

2. Metodología

El interés de muchos autores por estudiar los ciclos económicos deviene de la necesidad de explicar y en algunos casos predecir las crisis económicas. Como se mencionó en el apartado anterior, algunos autores asocian oscilaciones en el producto interno bruto a variables reales, mientras que otros lo hacen a variables monetarias o a impulsos tecnológicos. Con la finalidad de cubrir el mayor espectro posible de posibilidades (dada la información disponible), en este trabajo se analizarán distintas variables macroeconómicas y crediticias para

² La cantidad de datos disponibles apenas permitiría la visualización de un ciclo, por lo que su análisis se deja de lado en este trabajo.

determinar si existe una dependencia (sin importar si es lineal o no lineal) entre los ciclos. Con este fin se usa la siguiente metodología:

1. Aplicar la derivada numérica sobre las variables, para determinar el número de ciclos que presentan.
2. Realizar un análisis de corto y mediano plazo, quitando el ruido de la serie.
3. Comparar el número de periodos y los cortes para identificar si se encuentran enganchados los ciclos.

Es importante destacar que el algoritmo presentado es asociado a un análisis fenomenológico, ya que no considera supuestos sobre el comportamiento ni la distribución de las variables, sólo ve las propiedades que emergen y busca patrones.

Para realizar el análisis de la dependencia se toma una muestra de variables económicas y crediticias de periodicidad mensual que inician en diciembre 2000. Dada la existencia de dieciséis años de observaciones, la estimación de un ciclo de Kondratieff y Stolper (1935) es imposible, lo mismo ocurre con los ciclos de Kuznets (1930), los cuales tienen duraciones de entre quince y veinticinco años. En la tabla 1 se muestran las variables analizadas en el trabajo, sus acrónimos para el análisis y las fuentes.

Tabla 1
Variables usadas, sus acrónimos y fuentes

Nombre de la serie	Acrónimo	Fuente
actividad industrial	SER_AI	INEGI, BIE
consumo privado	SER_COP	INEGI, BIE
índice de formación bruta de capital	SER_IFB	INEGI, BIE
indicador global de la actividad económica	SER_IGAE	INEGI, BIE
producto interno bruto (trimestral)	SER_PIB	INEGI, BIE
índice de morosidad	SER_IM	CNBV
créditos vencidos	SER_VEN	CNBV
créditos vigentes	SER_VIG	CNBV
tipo de cambio FIX	SER_TC	Banxico
tasa de interés inter bancaria	SER_TIB	Banxico
inflación mensual anualizada	SER_INF	Banxico

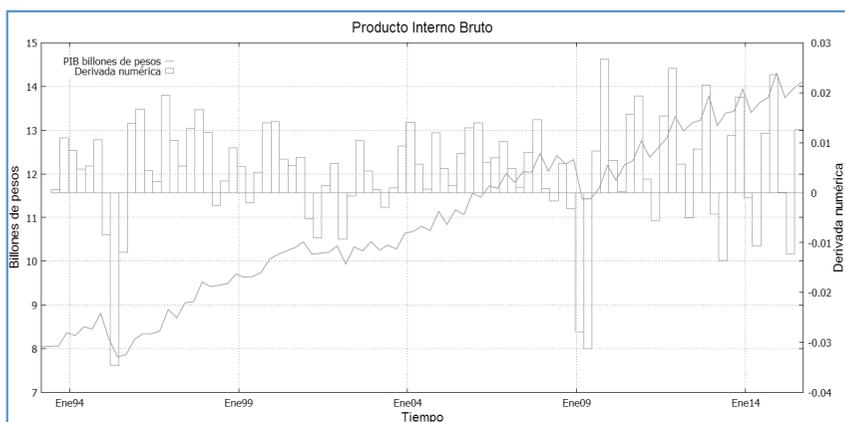
Fuente: elaboración propia, con información de: INEGI: Instituto Nacional de Geografía Estadística de México, BIE: Banco de información Económica, INEGI, Banxico: Banco de México, CNBV: Comisión Nacional Bancaria y de Valores.

El primer paso para el análisis de sincronización de frecuencia es calcular la derivada numérica, la cual establece las razones de cambio $f'(x)$ respecto a la variable independiente, esto para determinar las variaciones que experimentan las variables y así establecer el número de ciclos,

$$f'(x) \approx \frac{f(x_0 + h) - f(x_0)}{h}, \quad (1)$$

en donde $f(x_0)$ es el valor de la serie al tiempo actual y $f(x_0 + h)$ es el valor de la serie con un desfase de h tiempos. En la gráfica 1, se muestran los valores en billones de pesos para el PIB, vinculados al eje izquierdo de las ordenadas y en el eje derecho los valores de la derivada numérica, con la cual es posible establecer el número de periodos, ya que cada dos cambios de signo se van a presentar las principales fases de cada ciclo: expansión, estabilización, recesión y depresión.

Gráfica 1
PIB de México con su derivada numérica



Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

Es importante destacar que la derivada numérica sigue conservando las propiedades de la serie original, ya que las principales caídas que muestra el PIB, son conservadas por la derivada numérica, a saber: la crisis de diciembre de 1994 y la caída en enero de 2009.

Una vez determinada la derivada numérica, se calcula el número de ciclos que presenta la serie. Es importante aclarar que la cantidad de ciclos está íntimamente relacionada con el grado de suavizado y éste a su vez con el tipo de análisis realizado. En efecto, entre mayor sea el suavizado, más rasgos de la serie de tiempo original son borrados y se obtiene un análisis de mayor plazo.

Evidentemente, el suavizado implica quitar las perturbaciones que no signifiquen un cambio de tendencia, aunque los máximos y mínimos locales son eliminados con el aumento del suavizado. En este trabajo se hace uso de un suavizado exponencial con una constante de suavizado j que pertenece al intervalo semiabierto $[0,1)$. El lector puede notar que es posible obtener distintas versiones de una serie de tiempo en función al tipo de suavizado que se aplique, esto es

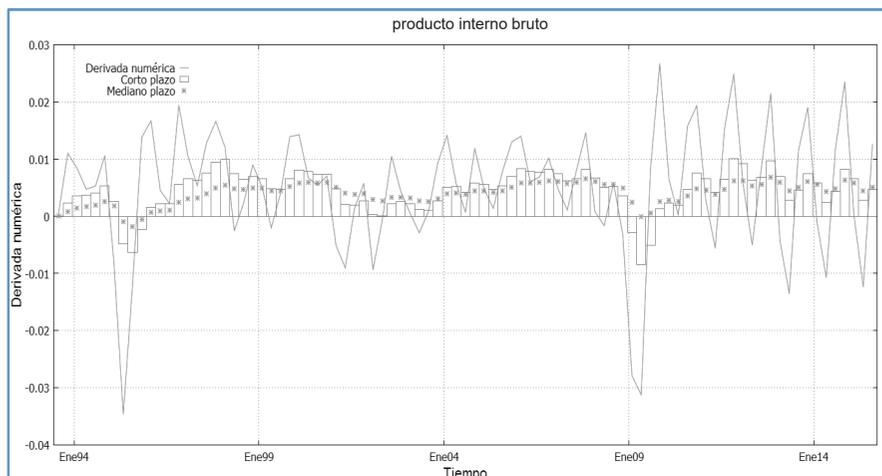
$$\delta_t = \varphi \delta_{t-1} + (1 - \varphi) x_t, \quad (2)$$

en donde d_t es la serie suavizada, d_{t+1} se utiliza como variable auxiliar (es la serie suavizada en el tiempo $t-1$) y x_t es la serie original. En referencia a la constante de suavizado j , si se toman valores cercanos al límite inferior generan resultados muy similares a la serie original y en valores cercanos al límite superior sólo refleja la tendencia de la serie.

Una vez analizado el efecto de la constante de suavizado en las series, es posible establecer que el suavizado requerido para los análisis de corto y mediano plazo ha sido determinado mediante el número de ciclos que generaban las variables crediticias. En efecto, para el análisis de corto plazo se consideró una $j = 0.80$, lo que crea cuatro ciclos en 15 años, esto implica un tiempo de duración promedio de 3.75 años para cada uno. Esta duración que coincide con los ciclos de Juglar. Respecto al mediano plazo, se utilizó una $j = 0.925$, lo que genera un ciclo promedio de 15 años y tres ciclos de corto plazo. Es importante recordar que, en este caso, sólo se desea conocer la tendencia de los datos para conocer la sensibilidad de las variables analizadas ante cambios en el entorno macroeconómico. Lamentablemente, la disponibilidad de datos constriñe el análisis a ciclos de hasta 15 años.

Una vez que se conoce la técnica y la constante de suavizado, se aplica a la variable producto interno bruto de México PIB.

Gráfica 2
Suavizado de corto y mediano plazo de la derivada numérica del PIB

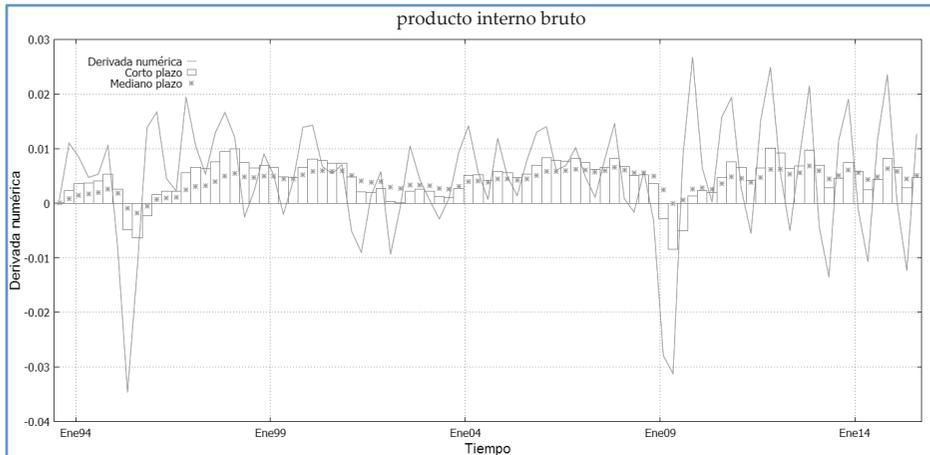


Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

Como se puede observar, el análisis de corto plazo sigue manteniendo la mayoría de las perturbaciones y el suavizado de mediano plazo quita las perturbaciones que no significan un cambio de tendencia. Una vez que se han obtenido distintas versiones del PIB, se calcula el número de periodos.

La gráfica 3 muestra que con un análisis de corto plazo se obtienen dos ciclos en un periodo de 22.25 años (enero de 1993-marzo de 2015), mientras que un análisis de mediano plazo presenta un ciclo en el mismo intervalo de tiempo (gráfica 3). De lo anterior se puede concluir que el nivel de suavizado estará en función del tipo de análisis que se desee realizar, ya sea para toma de decisiones en periodos inmediatos o posteriores.

Gráfica 3
 Derivada numérica del producto interno bruto
 con un análisis de corto plazo



Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

También se puede observar, que la duración de los ciclos aún con el mismo nivel de suavizado no es la misma, esto se debe a que no se está tratando con series deterministas, por ejemplo una función seno, por lo que cada periodo dependerá de los distintos componentes del PIB. Sin embargo, problemas como éste, ya fueron analizados por Arkady *et al.* (2001), los cuales consideran que en una serie no determinista, la duración de los periodos se puede caracterizar sumando el tiempo de duración de cada periodo $\sum_{k=0}^{N-1} (t_k - t_{k-1})$ y dividiéndolo entre el número de periodos o ciclos obteniéndose el valor promedio del periodo $\langle T \rangle$, esto es:

$$\langle T \rangle = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} T_k = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} (t_k - t_{k-1}) = \frac{t_N}{N}, \quad (3)$$

en dónde t_N es el número de datos analizados. En este análisis son 91 datos trimestrales, con fecha de inicio de enero de 1993 y de término de marzo de 2015, considerando 22.125 años, por lo tanto $t_N = 91$. Con la información anterior se obtiene el número de ciclos promedio para el PIB para un análisis de corto plazo, con dos ciclos.

$$\langle T_{PIB_Méx} \rangle = \frac{91}{2} = 45.5 \quad (4)$$

En promedio un ciclo de corto plazo del PIB para México dura 45.5 trimestres, es decir, 11.4 años (ciclo Juglar). Una vez que se calculó la duración promedio de los ciclos de cada variable, se calcula el cociente entre los ciclos promedio y si se aproxima a uno el resultado, entonces se encuentran en-ganchados en frecuencia los ciclos.

$$\frac{\langle T_{Variable1} \rangle}{\langle T_{Variable2} \rangle} \approx 1 \quad (5)$$

La metodología descrita se aplicará en los dos siguientes apartados para determinar el número de periodos de las variables crediticias, económicas y financieras y saber si tiene relación la dinámica que presentan.

3. Efecto de las variables macroeconómicas reales sobre el ciclo crediticio

En este apartado se analizará si los ciclos de las variables económicas reales tienen impacto sobre los ciclos crediticios, para ello se hará uso de las siguientes variables: actividad industrial (AI), consumo privado (CP), inversión fija bruta (IFB), índice general de actividad económica (IGAE), morosidad (IM) y producto interno bruto (PIB).

Aplicando la metodología explicada en el apartado anterior y con una muestra que va de diciembre de 2000 a diciembre de 2015 se obtuvieron los resultados mostrados en la tabla 2.

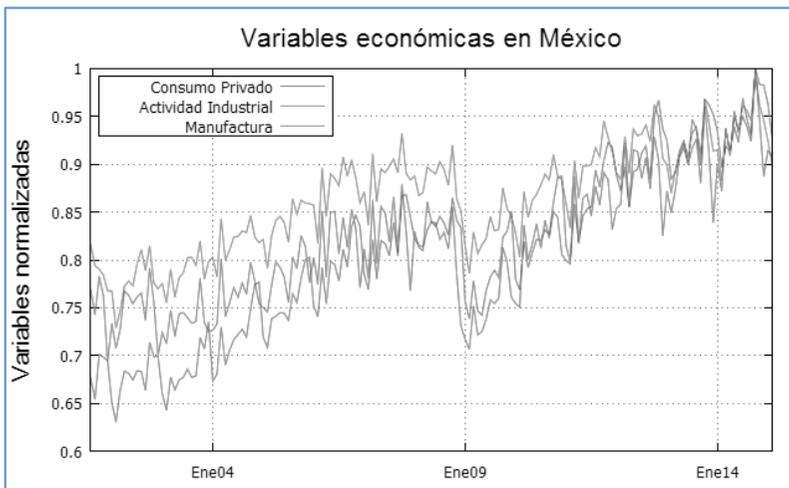
Tabla 2
Número de ciclos presentados a corto y mediano plazo
en las variables macroeconómicas

Ciclos de las principales variables macroeconómicas		
	Corto plazo	Mediano plazo
Actividad Industrial	12	8
Consumo Privado	11	3
IFB	12	9
IGAE	9	3
Morosidad	15	10
PIB	1	0

Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

Los resultados presentados en la tabla 2 muestran que tanto la actividad industrial (AI) como el índice de formación IFB se encuentran enganchadas, y con ciclos similares el consumo privado. Esto es congruente con la dinámica mostrada en la gráfica 4.

Gráfica 4
Número de ciclos presentados a corto y mediano plazo
en las variables macroeconómicas

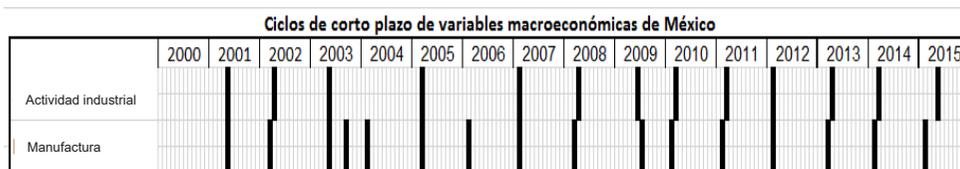


Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

Sin embargo esta información todavía no revela si hay alguna variable que domine los cambios, por lo que se hará un análisis detallado de los periodos en los que cortan los ciclos.

Lo que se puede observar en la tabla 3, es que la morosidad (IM) es la variable más dinámica, y en el corto plazo la actividad industrial, el consumo privado, la inversión fija bruta y el IGAE muestran casi el mismo número de ciclos.

Tabla 3
Ciclos presentados entre la actividad industrial y la manufactura

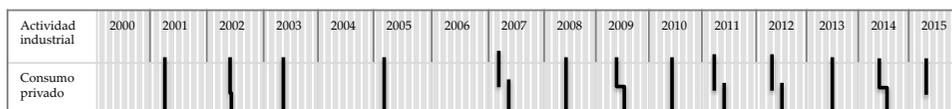


Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

En el caso de la actividad industrial y la morosidad la mayoría del corte de los ciclos coincide tanto en el corto plazo como en el mediano plazo, y es a partir de 2010 que la morosidad (IM) se adelanta un periodo a la actividad industrial, es decir que el índice de morosidad (IM) es la primera variable en cambiar sus ciclos y por tanto la variable maestra del subsistema de la economía real. En la tabla 4 se muestra que la actividad industrial es la que rige los cambios sobre las variables económicas reales. Lo anterior se ejemplifica en la mencionada tabla.

En la tabla 4 se puede ver que los ciclos de la actividad industrial se adelantan un periodo de un mes al consumo privado en un análisis de corto plazo. En el caso del mediano plazo, el consumo privado presenta tres ciclos, con fechas de corte de en septiembre de 2003, septiembre de 2009 y mayo de 2010, en donde en el primer y tercer ciclo hubo una anticipación de los ciclos de la actividad industrial de dos meses y en el segundo ciclo se presentó una coincidencia exacta, lo que revela que la morosidad es la serie maestra del subsistema aunque existen algunas otras estructuras de dependencia que se irán revelando a lo largo del trabajo.

Tabla 4
Ciclos presentados entre la actividad industrial y el consumo privado

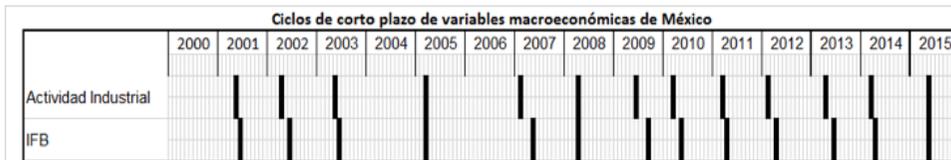


Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

La actividad industrial también se anticipa de uno a dos periodos a la inversión fija bruta en el corto plazo, mientras que en el mediano plazo, de los nueve ciclos que presentó la IFB, dos se presentó coincidencia exacta (el primer y el último ciclo) y en tres ciclos se anticipó la actividad industrial al índice de formación bruta de capital (IFB). Esto implica que la actividad industrial también es la serie maestra de este subsistema económico.

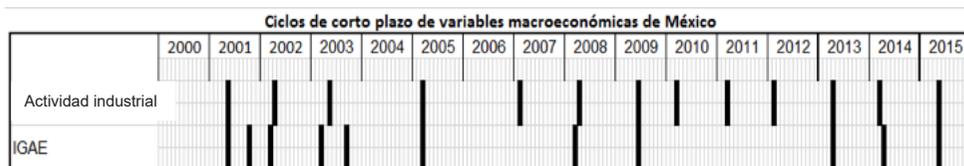
Las tablas 5 y 6 se muestran evidencia empírica sobre el rol prevalente de la actividad industrial como la variable que lleva los cambios en los ciclos de corto plazo, pues se anticipa de uno a dos periodos en la mayoría de las ocasiones para todas las series. En el mediano plazo, de los tres ciclos que presenta el IGAE, dos tienen coincidencia exacta con la morosidad y uno que le antecede la actividad industrial.

Tabla 5
Ciclos presentados entre la actividad industrial y la inversión fija bruta



Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

Tabla 6
Ciclos presentados entre la actividad industrial y el IGAE



Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>).

4. Efecto de las variables financieras sobre el ciclo crediticio

De las variables monetarias se analiza la inflación (INF), el tipo de cambio (TC) y la tasa inter bancaria (TIB) a 91 días. El principal resultado de esta sección es que estas variables presentan una gran disparidad en sus ciclos, todo esto se muestra en la tabla 7.

Tabla 7
Número de ciclos presentados a corto y mediano plazo
en las variables financieras

Ciclos de las principales variables financieras		
	Corto plazo	Mediano plazo
Inflación	16	15
Tipo cambio	11	7
TI bancaria 91	5	2

Fuente: elaboración propia con datos del Banco de México (<http://www.banxico.org.mx/>).

Si se relacionan los resultados mostrados en la tabla 2 y la tabla 7, el consumo privado y el tipo de cambio presentan el mismo número de ciclos mostrando casi coincidencia exacta en tres periodos en marzo de 2002, julio de 2009 y abril de 2013, así como la morosidad y la inflación, los cuales a partir de 2008 se observa que la morosidad se antecedía a la inflación por tres meses en promedio y que el tipo de cambio es la variable de transmisión desde las variables financieras a las variables reales. Este hecho resulta sumamente interesante, pues comprueba la dependencia de nuestros ciclos económicos con los del exterior, además de vincular a las variables reales con las monetarias.

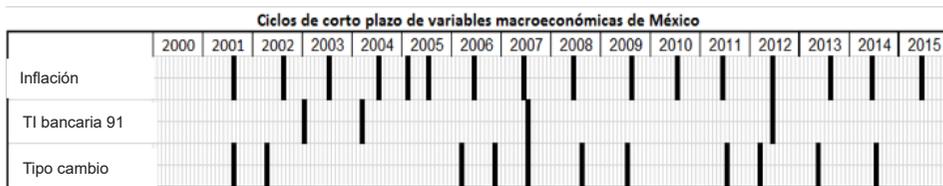
En la tabla 8, se muestra que en algunos periodos tienen coincidencia exacta y en otros el índice de morosidad (IM) se adelanta de uno a dos periodos.

Tabla 8
Ciclos presentados entre la morosidad y la inflación



Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>) y del Banco de México (<http://www.banxico.org.mx/>).

Tabla 9
Ciclos presentados entre la actividad industrial y el IGAE



Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>) y del Banco de México (<http://www.banxico.org.mx/>).

Las variables analizadas en este apartado muestran dinámicas similares a las variables reales, tanto en el número de ciclos como en los cortes de los ciclos. Por lo tanto se encuentra evidencia de la relación entre los ciclos de las variables reales y financieras y el tiempo de reacción entre las mismas.

5. Visión integradora

Los resultados de los apartados 3 y 4 se contrastarán con los ciclos crediticios mostrados en la tabla 10.

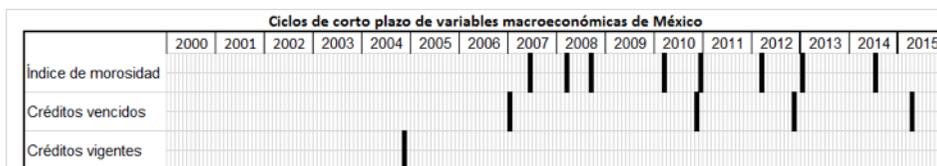
Tabla 10
Número de ciclos presentados a corto y mediano plazo
en las variables financieras

Variables crediticias para empresas		
	Corto plazo	Mediano plazo
créditos vencidos	4	1
créditos vigentes	1	1
índice de morosidad	8	1

Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>) y de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (<https://www.gob.mx/cnbv>).

El dato más relevante que presenta al análisis de la sincronización de frecuencia es que el corte de los ciclos de variables crediticias no muestra tampoco que alguna variable domine sobre las otras, esto se muestra en la tabla 11.

Tabla 11
Ciclos presentados a corto plazo en las variables crediticias

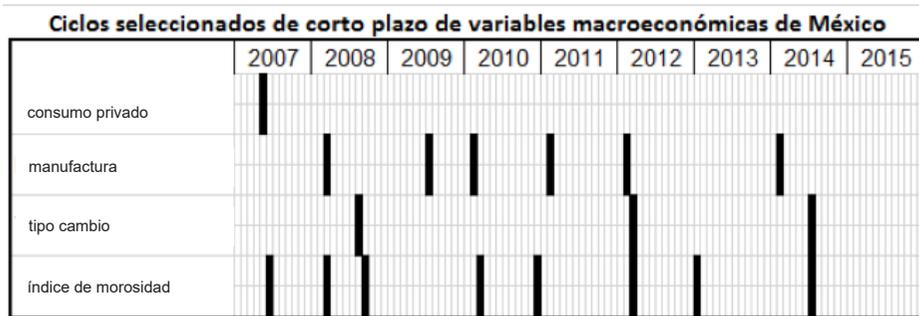


Fuente: elaboración propia con datos de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (<https://www.gob.mx/cnbv>).

En el apartado 3 se mostró que las variables dominantes de la dinámica son la morosidad (IM) y la actividad industrial, por lo que iniciará con estas variables y así se anticipará el cambio de las variables macroeconómicas.

En la tabla 12, se puede observar que son tres variables principales que afectan los ciclos de índice de morosidad: el consumo privado (en menor medida), la morosidad y el tipo de cambio. Esto resulta lógico al considerar que si hay variaciones en el tipo de cambio, seguramente los insumos elevarán los costos y la tasa de ganancia se verá disminuida y si hay una caída en el consumo sucederá lo mismo.

Tabla 12
Ciclos presentados a corto plazo en las variables económico-financieras que impactan en variables crediticias



Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>), el Banco de México (www.banxico.org.mx) y la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (<https://www.gob.mx/cnbv>).

Características adicionales se pueden encontrar en esta dinámica, como son la amplitud, frecuencia, etc. La amplitud por ejemplo indica la intensidad con que se presentó la crisis o la expansión en el periodo; la frecuencia indica el tiempo de duración de cada ciclo. En las características anteriores no es posible asignar un valor específico para cada una de ellas, ya que no se está trabajando con series periódicas, por ello se recurrirá a valores promedios.

Por lo tanto, para poder hacer una estimación del índice de morosidad se tendría que considerar el tipo de cambio, la morosidad y el consumo. En el siguiente apartado se realizará un modelo econométrico para sustentar los resultados obtenidos.

6. Modelo econométrico

Tal y como se mostró en la sección anterior, el análisis de sincronización es capaz de dilucidar la temporalidad de los efectos de las innovaciones, la secuencia en la reacción de cada una de las variables e incluso la forma de la relación existente entre las variables. Con la finalidad de contrastar los resultados obtenidos mediante esta técnica poco usada en las ciencias económicas con una

herramienta ampliamente conocida y probada, se propone un estudio econométrico de cointegración y otro de causalidad siguiendo la metodología de Toda y Yamamoto (1995) sobre el mismo conjunto de variables.

Estas dos metodologías econométricas estándar están basadas en los clásicos supuestos de normalidad, linealidad e independencia de los residuales, por lo que todos los resultados mostrados en esta parte del trabajo están sujetos al cumplimiento de todas estas condiciones. Adicionalmente, es necesario destacar que el supuesto de linealidad limita seriamente la capacidad de estos modelos para describir las relaciones del sistema más allá de la dada por un sistema de ecuaciones lineales.

A modo de introducción para esta sección, se recuerda al lector que un modelo de cointegración es la herramienta de elección cuando el problema a estudiar supone que cada una de las series de tiempo analizadas en el sistema está relacionada entre sí en el largo plazo. Esto significa que aun cuando las series sean explosivas por sí mismas, al ser integradas en un sistema, los residuales de este sistema son estacionarios (no explosivos), es decir, que las series se “compensan entre sí” creando un sistema estable. Para más detalles sobre la cointegración, el lector interesado puede referirse a los trabajos seminales de Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) o a los libros de Hayashi (2000) y Davidson (2004).

Una de las limitantes de esta metodología es su dependencia de los supuestos de normalidad e independencia en los residuales, así como la necesidad de que las series sean integradas de algún orden entero. Estas últimas limitantes pueden ser parcialmente superadas mediante técnicas de cointegración fraccional (aunque está fuera del alcance de este trabajo, queda como futura línea de investigación), para más detalles, véase el trabajo de Johansen (2008), Johansen y Nielsen (2010) y Johansen y Nielsen (2012).

Por otro lado, el uso de la causalidad en el sentido de Granger, siguiendo la metodología de Toda y Yamamoto (1995), controla el posible sesgo de variables integradas en algún orden distinto de cero. En su trabajo, se explica como un análisis de vectores auto regresivos sigue asintóticamente una distribución no conocida cuando se incluye una variable de este tipo y cómo la inclusión de rezagos de todas las variables iguales al máximo orden de integración corrigen el problema de distribución asintótica, regresando a la distribución normal, lo que permite realizar las pruebas de causalidad de Granger modificadas. A continuación se presentan las pruebas de estacionariedad practicadas a las variables usadas en este estudio.

Tal y como se mencionó previamente, se siguió la metodología de Toda y Yamamoto (1995) para realizar la prueba de causalidad en el sentido de Granger. Esta metodología inicia con la determinación del orden máximo de integración, $m=1$, la cual se muestra en la tabla 13, posteriormente es necesario determinar el orden del modelo de vectores auto regresivos (VAR), lo cual se muestra en la tabla 14.

Tabla 13
Pruebas de estacionariedad para las variables del sistema

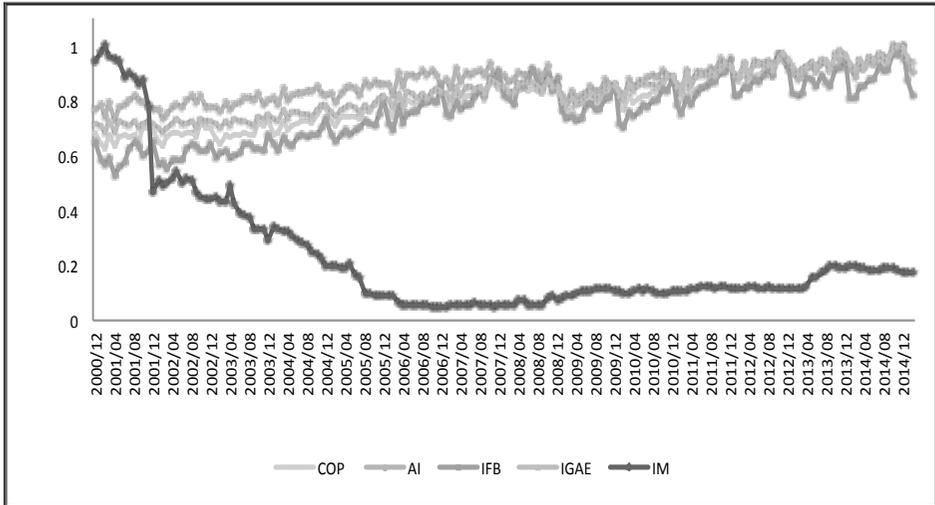
Prueba de raíz unitaria KPSS ancho de banda: 11 (Newey-West) usando el Kernel Bartlett	Exógenos: tendencia e intercepto	
	266 observaciones	estadístico LM
H_0 : SER_AI es estacionaria	estacionaria	0.139926
H_0 : SER_COP es estacionaria	estacionaria	0.113492
H_0 : SER_IFB es estacionaria	no estacionaria	0.199382
H_0 : SER_IGAE es estacionaria	estacionaria	0.092141
H_0 : SER_IM es estacionaria	no estacionaria	0.370757
H_0 : SER_VEN es estacionaria	no estacionaria	0.379086
H_0 : SER_VIG es estacionaria	no estacionaria	0.265284
H_0 : SER_TC es estacionaria	estacionaria	0.058429
H_0 : SER_TIB es estacionaria	estacionaria	0.119015
H_0 : SER_INF es estacionaria	estacionaria	0.023131
Valor crítico asintótico*:	5%	0.146
*En todos los casos, se usó una especificación de tendencia e intercepto. Por tanto, comparten los valores críticos.		

Elaboración: propia con E-Views 9.

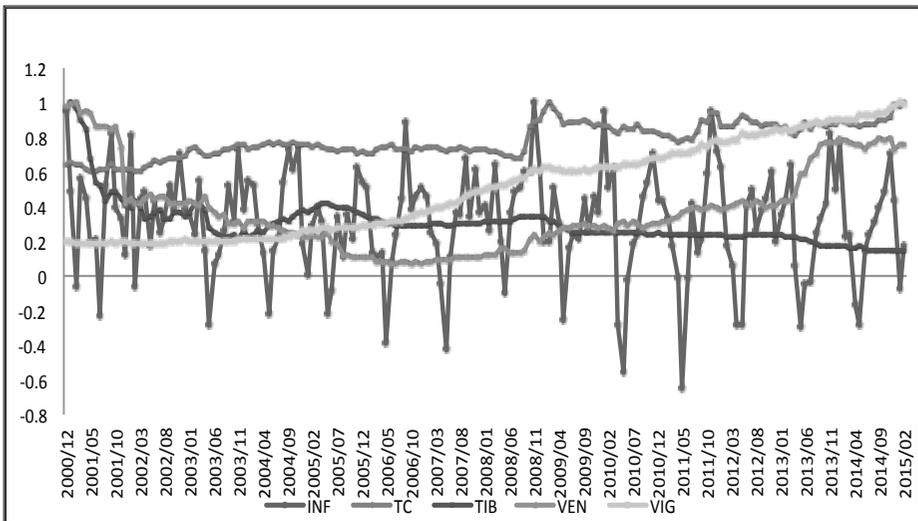
En la gráfica 5 se muestran al lector el comportamiento de los dos subsistemas propuestos a través de series normalizadas de cada uno. De este modo se pretende esbozar la posibilidad de la existencia del propio sistema y sus mecanismos de transmisión.

Gráfica 5
Series normalizadas de los dos subsistemas propuestos

Series normalizadas para las variables reales



Series normalizadas para las variables financieras y crediticias



Fuente: elaboración propia mediante Excel 2013 con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (<http://www.inegi.org.mx/>), el Banco de México (www.banxico.org.mx) y la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (<https://www.gob.mx/cnbv>).

Tal y cómo se muestra en la tabla 14, el número de rezagos elegidos es ocho.⁴ Este modelo no muestra evidencia empírica de correlación serial al uno por ciento y es usado como base para las pruebas de causalidad resumidas en la tabla 15.⁵

Tabla 14
Criterios de selección para el modelo VAR (Toda y Yamamoto, 1995)

Variables endógenas: SER_INF SER_TC SER_TIB SER_AI SER_COP SER_IFB SER_IGAE SER_IM SER_VEN SER_VIG						
Muestra: 2000M12 2015M02			Variable exógena: C		Observaciones: 162	
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5913.346	NA	2.72E+19	73.12773	73.31832	73.20511
1	-4336.308	2939.91	3.28E+11	54.8927	56.98921*	55.74391
2	-4161.406	304.4598	1.32E+11	53.96798	57.97042	55.59303*
3	-4025.182	220.3136	8.71E+10	53.52076	59.42912	55.91965
4	-3900.609	186.09	6.86E+10	53.21739	61.03168	56.39011
5	-3754.472	200.2612	4.33E+10	52.64781	62.36802	56.59436
6	-3631.109	153.824	3.84E+10	52.35937	63.9855	57.07975
7	-3478.107	171.8906	2.55E+10	51.70503	65.23708	57.19925
8	-3315.043	163.0644*	1.66e+10*	50.92645*	66.36443	57.19451

*indicates lag order selected by the criterion

Fuente: elaboración propia mediante E- Views 9.

⁴ Se hicieron pruebas de correlación serial para los modelos de dos y tres rezagos, aunque no rechazaban el supuesto de correlación serial.

⁵ Las pruebas completas, así como los datos y cálculos están a disposición del lector interesado a vuelta de correo electrónico.

Tabla 15
Prueba de causalidad de Granger corregida (Toda y Yamamoto, 1995)

VAR Causalidad Granger/Prueba de Wald			
Muestra: 2000M12 2015M02			
Observations: 162			
Excluidas	Chi-cuad	g de l.	Prob.
variable dependiente: SER_AI			
Todas	201.5014	72	0
variable dependiente: SER_COP			
Todas	387.0478	72	0
variable dependiente: SER_IFB			
Todas	266.4826	72	0
variable dependiente: SER_IGAE			
Todas	239.6217	72	0
variable dependiente: SER_IM			
Todas	138.3599	72	0
variable dependiente: SER_VEN			
Todas	137.9094	72	0
variable dependiente: SER_VIG			
Todas	130.9189	72	0
variable dependiente: SER_TC			
Todas	61.35092	72	0.8103
variable dependiente: SER_TIB			
Todas	122.0155	72	0.0002
variable dependiente: SER_INF			
Todas	229.6836	72	0

Fuente: elaboración propia mediante E - Views 9.

Es destacable que sólo el tipo de cambio muestra una causalidad fuerte dentro del sistema, y existe cuando esta desaparece en el sistema cointegrado (mostrado en la tabla 17) pues es integrada en orden cero, la formación bruta de capital (IFB) y el índice de morosidad (IM) se vuelven las variables de transmisión de largo plazo en el sistema.

Esta es una importante revelación del estudio pues muestra que, al menos para México, las variables monetarias como el tipo de cambio inciden sólo en el corto plazo en las variables reales, pero que son los ciclos industriales y crediticios los que inciden en el desempeño económico de largo plazo, además de ser las variables maestras de ambos subsistemas económicos.

Con la finalidad de hacer más claro el sistema, se presenta en la tabla 16 la prueba de cointegración de Johansen (1988). Con la información provista por la tabla 16 y la tabla 17 es posible establecer que las variables integradas de orden uno forman por sí mismas un subsistema económico de largo plazo. Este sistema de largo plazo tiene como ejes rectores al índice de morosidad (IM) y a la formación bruta de capital (IFB), lo cual coincide tanto en duración como en variables rectoras con el conceptos del ciclo de Juglar C. (1862).

Tabla 16
Pruebas de cointegración

Prueba de cointegración para el sistema cointegrado⁶				
Series: SER_IFB SER_IM SER_VEN SER_VIG		Muestra ajustada: 2001M05 2015M02,		
Rezagos (en primeras diferencias): 1 a 4		Suposición de tendencia: Tendencia lineal		
Hipotetizada		Traza		
No. de Eq. coint.	Eigenvalue	Estadístico	Valor Crítico	Prob.**
None *	0.195154	85.46869	63.8761	0.0003
At most 1 *	0.178687	49.42926	42.91525	0.0098
At most 2	0.070274	16.75194	25.87211	0.4337
At most 3	0.02766	4.656328	12.51798	0.6462
La traza indica dos relaciones cointegrantes al nivel de confianza de 5%				
** Valores de probabilidad de (MacKinnon, <i>et al.</i> , 1999)				

Fuente: elaboración propia con E-Views9.

⁶ Con la finalidad de hacer más claro el sistema, se presenta en la tabla 16 la prueba de cointegración de (Johansen, 1988).

Tabla 17
VECM estimado

Muestra ajustada: 2001M03 2015M02		Obsevaciones incluidas: 168 después de ajustes		
errores estándar en () y estadísticos t en []				
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SER_IFB(-1)	1	0	0	
SER_IM(-1)	0	1		
SER_VEN(-1)	2.50E-05	0.000193		
	-5.70E-05	-9.80E-05		
	[0.44162]	[1.9775]		
SER_VIG(-1)	-2.13E-05	-1.07E-05		
	-2.40E-06	-4.10E-06		
	[-8.96078]	[-2.6003]		
C	-75.0074	-0.90452		
Error Correction:	D(SER_IFB)	D(SER_IM)	D(SER_VEN)	D(SER_VIG)
CointEq1	-0.277093	-0.01671	-58.22729	835.3833
	-0.09305	-0.01057	-42.2665	-202.754
	[-2.97783]	[-1.5812]	[-1.37762]	[4.1201]
CointEq2	-0.13318	-0.03391	-132.8268	66.42759
	-0.06671	-0.00758	-30.3021	-145.36
	[-1.99636]	[-4.4762]	[-4.38341]	[0.4569]
D(SER_IFB(-1))	-0.092938	0.018468	91.02992	-238.628
	-0.09564	-0.01086	-43.4412	-208.389
	[-0.97177]	[1.7002]	[2.09547]	[-1.1451]
D(SER_IFB(-2))	-0.01034	0.011546	36.46702	-43.1727
	-0.08555	-0.00972	-38.8581	-186.404
	[-0.12087]	[1.1883]	[0.93847]	[-0.2316]
D(SER_IM(-1))	1.522942	-0.11268	-403.6757	1119.784
	-1.78247	-0.20244	-809.644	-3883.9
	[0.85440]	[-0.5566]	[-0.49858]	[0.2883]
D(SER_IM(-2))	-1.268236	-0.211355	-1207.34	3551.563
	-1.73316	-0.19684	-787.243	-3776.44
	[-0.73175]	[-1.0737]	[-1.53363]	[0.9404]

Conclusión. Tabla 17

Muestra ajustada: 2001M03 2015M02		Obsevaciones incluidas: 168 después de ajustes		
errores estándar en () y estadísticos t en []				
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
D(SER_VEN(-1))	[-0.35349]	[0.5133]	[0.78117]	[0.4102]
	0.000581	3.26E-05	0.257965	-0.77216
	-0.00044	-5.00E-05	-0.19837	-0.95157
D(SER_VEN(-2))	[1.33016]	[0.6578]	[1.30044]	[-0.8114]
	-1.37E-05	-1.14E-08	-0.01045	-0.10329
	-4.00E-05	-4.50E-06	-0.01809	-0.08679
D(SER_VIG(-1))	[-0.34300]	[-0.0025]	[-0.57763]	[-1.1901]
	-4.12E-05	2.44E-06	0.006964	-0.08563
	-4.00E-05	-4.60E-06	-0.01823	-0.08744
D(SER_VIG(-2))	[-1.02781]	[0.5349]	[0.38204]	[-0.9792]
	0.630442	-0.13759	-195.0726	8509.216
	-0.53028	-0.06023	-240.869	-1155.46
C	[1.18888]	[-2.2845]	[-0.80987]	[7.364]
	0.192183	0.164683	0.183822	0.21202
	0.14073	0.111478	0.131836	0.16183
R-cuadrada	3298.023	42.54183	6.80E+08	1.57E+1
R-cuadrada ajustada	4.583286	0.520545	2081.846	9986.69
Suma resid. Cuad.	3.735094	3.095262	3.535992	4.22451
S.E. ecuación	-488.4593	-123.009	-1516.383	-1779.81
Estadístico F	5.945944	1.595353	18.18313	21.3191
Log verosimilitud	6.150489	1.799899	18.38768	21.5236
Akaike AIC	0.176986	-0.09179	-89.34145	6806.10
Schwarz SC	4.944383	0.552235	2234.331	10908.3
Det. covarianza de los residuales		2.94E+14	Det. resid covar.	2.24E+1
Log verosimilitud		-3729.27	Criterio Akaike	45.0151
Criterio Schwarz		45.98206		

Fuente: elaboración propia con E-Views9.

El análisis de cointegración también muestra que la morosidad en las empresas también es un factor determinante en la formación de los ciclos económicos de largo plazo del análisis,⁷ lo que aporta evidencia empírica a favor de la hipótesis de Minsky (1986) sobre la importancia del ciclo crediticio en la economía real.

Es importante hacer notar que aún queda por analizar las razones por las cuales se origina este ciclo crediticio, pues un mecanismo similar es esbozado tanto por la escuela austriaca como por algunas derivaciones neokeynesianas aunque por razones diferentes. La primera establece que el ciclo se origina por la intervención del banco central en las tasas y el precio del riesgo, mientras que la segunda establece que es el dinero creado en los bancos el que origina las variaciones. Esto queda como una futura línea de investigación.

7. Conclusiones

Respecto al análisis fenomenológico, se ha encontrado la evidencia de que la industria manufacturera es la primera en mostrar cambios en el ciclo que van seguidos de la actividad industrial, el consumo y el resto de las variables analizadas. Esto implica que se encontró que muestran un enganche de frecuencias entre las distintas variables económicas, y además que el corte de los ciclos ocurre en periodos muy cercanos.

A lo largo del trabajo, también se muestran los periodos promedio de retardo entre las variables reales, nominales y las crediticias, haciendo posible estimar el tiempo de reacción ante cambios en el índice de morosidad (IM), el cual tiene un efecto contra cíclico, ya que cuando disminuye el consumo o la actividad industrial. Una de las aportaciones más importantes del trabajo es la descripción de la dinámica de las variables macroeconómicas, la identificación de las variables maestras (la industria manufacturera y la morosidad), y de los tiempos de retardo del sistema ante cambios de estas.

La ejecución del análisis fenomenológico bajo dos suavizados (80% y 92.5%) permitió encontrar evidencia empírica sobre la existencia de los ciclos de (Kitchin, 1923), que en el trabajo muestran una duración promedio

⁷ No se realizó el análisis para un ciclo de (Kuznets, 1930) por falta de datos. Con 16 años de datos difícilmente se cubre la duración de estos ciclos que van de 15 a 25 años.

de 3.75 años cada uno para el PIB. Por otro lado, el análisis econométrico mostró que el tipo de cambio (TC) es la variable que conduce los ciclos de corto plazo, lo que difiere parcialmente con Kitchin (1923) quien proponía a los inventarios (o el consumo asociado para si cambio) como la variable rectora del ciclo.

Dada la integración de la economía mexicana con los Estados Unidos de Norte América y con Canadá, el alto porcentaje de bienes importados que se consume en México y el grado de integración de la industria nacional con las cadenas internacionales de valor, es plausible que sea el tipo de cambio la variable que mueve tanto los inventarios como el consumo.

Del mismo modo, se encontraron ciclos promedio de 11 años para el suavizado de largo plazo (casi tres ciclos cortos suman uno largo), lo que muestra la existencia de los ciclos de Juglar C. (1862). Esta idea es soportada por el sistema econométrico cointegrante elaborado a partir del subconjunto de variables integradas de orden uno. En este sistema son la morosidad (IM) y la formación bruta de capital (IFB) las variables cointegradas, es decir las que conducen el sistema.

La evidencia empírica aportada permite dilucidar el alcance y profundidad de análisis que la combinación de técnicas econométricas y de sincronización de frecuencia puede aportar al análisis de ciclos económicos y financieros. El uso de estas técnicas abre una veta de investigación futura pudiera aportar evidencia empírica sobre postulados heterodoxos en la economía, las finanzas y la administración.

Referencias

- Aiyar, S. (2012). "From financial crisis to great recession: The role of globalized banks". *The American Economic Review*, 102(3), pp. 225-230.
- Aloui, C.; B. Hkiri & D. K., Nguyen (2016). "Real growth co-movements and business cycle synchronization in the GCC countries: Evidence from time-frequency analysis". *Economic Modelling*, 52(Part B), pp. 322-331.

- Arkady, P.; M. Rosenblum & J. Kurths (2001). *Synchronization, A universal concept in nonlinear sciences*. United States of America: Cambridge University Press, pp. 160-199.
- Austin, M. M. y P. Vidal-Naquet (1980). *Economic and social history of ancient Greece: an introduction*. 2 ed. Berkely, USA: Univ of California Press, pp. 210-235.
- Barro, R. J. (1989). *Modern Business Cycle Theory*. s.l.: Harvard University Press, pp. 92-145.
- Borio, C. (2014). "The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?". *Journal of Banking & Finance* 45 (2014): 182-198., 45(August), pp. 182-198.
- Conklin, J. (1998). "The Theory of Sovering Debt and Spain under Philip II". *Journal of Political Economy*, 106(3), pp. 483-513.
- Cox, D. R. (1972). "Regression Models and Life Tables". *Journal of the Royal Statistical Society*, 34(1), pp. 187-220.
- Davidson, R. A. J. G. M. (2004). *Econometric theory and methods*. Ed. New York, USA: Oxford University Press, pp. 170-210.
- Drelichman, M. A. H. V. (2011). Lending to the Borrower from Hell: Debt and Default in the Age of Philip II. *The Economic Journal*, 121(557), pp. 1205-1227.
- Figlewski, . S.; H. Frydman & W. Liang (2012). "Modeling the effect of macroeconomic factors on corporate default and credit rating transitions". *International Review of Economics & Finance*, 21(1), pp. 87-105.
- Galbraith, J. K. (1994). *A short history of financial euphoria*. Ed. New York, USA: Penguin, pp. 219-255.
- Harris, E. M. (2002). "Did Solon abolish debt-bondage?". *The Classical Quarterly (New Series)*, 52(02), pp. 415-430.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. 2000. Ed. Princeton, USA: Princeton University Press, pp. 190-240.
- He, D. y W. Liao (2012). "Asian business cycle synchronization". *Pacific Economic Review*, 17(1), pp. 106-135.
- Hicks, J. R. (1950). *A Contribution to the Theory of the Trade Cycle*. s.l.: Oxford: Clarendon Press, pp. 113-172.
- Homer, S. & R. E. Sylla (1996). *A history of interest rates*. 3er. ed. New Brunswick, New Jersey, USA: Rutgers University Press, pp. 210-243.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), pp. 231-254.
- Johansen, S. (2008). "A representation theory for a class of vector autoregressive models for fractional processes". *Econometric Theory*, 24(03), pp. 651-676.
- Johansen, S. & K. Juselius (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 52.2 (1990), pp. 169-210.

- Johansen, S. & M. Ø. Nielsen (2010). "Likelihood inference for a nonstationary fractional autoregressive model". *Journal of Econometrics*, 158(1), pp. 51-66.
- Johansen, S. & M. Ø. Nielsen (2012). "Likelihood inference for a fractionally cointegrated vector autoregressive model". *Econometrica*, 80(6), pp. 2667-2732.
- Jordà, Ò., M. Schularick; & A. M. Taylor (2016). "Sovereigns versus banks: credit, crises, and consequences". *Journal of the European Economic Association*, 14(1), pp. 45-79.
- Juglar C. (1862). *Des crises commerciales en leur retour périodique en France, en Angleterre et aux États-Unis*. París, Francia: Libraire Gillaumin. et Cie, pp. 215-320.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. s. l.: Palgrave Macmillan, pp. 130-180.
- Kindleberger, C. P. (2015). *A financial history of Western Europe*. Routledge, 2015. 2nd ed. Oxon, UK: Routledge, pp. 146-189.
- Kitchin, J. (1923). "Cycles and trends in economic factors". *The Review of economic statistics* (1923): 5(1), pp. 10-16.
- Kondratieff, N. y W. F. Stolper (1935). "The Long Waves in Economic Life". *The Review of Economics and Statistics*, 17(6), pp. 105-115.
- Kuznets, S. (1930). *Secular movements in production and prices: their nature and their bearing upon cyclical fluctuations*. Boston, USA: Houghton Mifflin, pp. 111-152.
- Lee, J. (2013). "Business cycle synchronization in Europe: evidence from a dynamic factor model". *International Economic Journal*, 27(3), pp. 347-364.
- MacKinnon, J. G.; A. A. Haug y L. Michelis (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration". *Journal of applied Econometrics*, 14(5), pp. 563-577.
- Maloney, R. P. (1974). "Usury and restrictions on interest-taking in the Ancient Near East". *The Catholic Biblical Quarterly* (1974), 9(4), pp. 1-20.
- Marx, K. (1894). *El capital, vol III*. Trad. Vicente Romano García, Akal , 1977. Ed. Berlín: Siglo veintiuno editores.
- Minsky, H. P. (1974). "The modeling of financial instability: An introduction. *Modelling and Simulation*, 5(1), pp. 267-272.
- Minsky, H. P. (1986). "The evolution of financial institutions and the performance of the economy". *Journal of Economic Issues*, 20(2), pp. 345-353.
- Schumpeter, J. (1939). *Cycles. A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process*. s.l.: McGraw-Hill Book Company, pp. 156-190.
- Toda, H. Y. y T. Yamamoto (1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes". *Journal of econometrics*, 66(1), pp. 225-250.
- Yurdakul, F. (2014). "Macroeconomic modelling of credit risk for banks". *Procedia-Social and behavioral sciences*, 109(8), pp. 784-793.