

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2012-01

**Sincronización entre los Ciclos Económicos de México
y Estados Unidos. Nuevos Resultados con Base en el
Análisis de los Índices Coincidentes Regionales de
México**

Marcelo Delajara
Banco de México

Mayo 2012

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Sincronización entre los Ciclos Económicos de México y Estados Unidos. Nuevos Resultados con Base en el Análisis de los Índices Coincidentes Regionales de México*

Marcelo Delajara[†]
Banco de México

Resumen: En este trabajo analizamos la sincronización entre los ciclos económicos de Estados Unidos (EUA) y de las regiones de México. La actividad económica regional en México se mide con los índices coincidentes recientemente desarrollados por el Banco de México, mientras que la actividad económica en EUA se mide con el índice coincidente del Banco de la Reserva Federal de Filadelfia. El análisis empírico se realiza en el marco del modelo estructural lineal de series de tiempo. Encontramos que la covarianza entre las perturbaciones cíclicas de EUA y de las regiones de México muestra un patrón regional: ésta es más alta en el norte que en el centro y en el sur. Asimismo, la elasticidad de la actividad económica regional en México respecto de la misma variable en EUA presenta valores decrecientes de norte a sur. Más aún, la variabilidad del ciclo económico en el norte, centro norte y centro se asocia principalmente con choques a la economía de EUA, mientras que en el sur ésta se asocia con choques específicos a la economía mexicana.

Palabras Clave: Ciclos económicos, índices coincidentes, comovimiento, México, Estados Unidos.

Abstract: In this paper we analyze the synchronization between the business cycles of US and Mexican regions. Regional economic activity in Mexico is measured using regional coincident indexes recently developed at Banco de México, while US aggregate economic activity is measured with the national coincident index of the Federal Reserve Bank of Philadelphia. The framework for the empirical analysis is the structural linear times series model. We find a regional pattern in the covariance between cyclical disturbances in the US and in the Mexican regions: it is higher in the Northern than in the Central and Southern regions of the country. We also find that the elasticity of Mexican regional economic activity with respect to the US's aggregate economic activity exhibits a similar pattern. Moreover, while the variance of the business cycles in the Northern, North-Central, and Central regions is mostly associated with shocks to the US economy, in the Southern region it is mostly related to specific shocks to the Mexican economy.

Keywords: Business cycles, coincident indexes, co-movement, Mexico, United States.

JEL Classification: E32, E37, R11.

*El autor agradece a Miguel Mascarúa Lara su excelente colaboración durante la investigación, así como a José Antonio Murillo Garza, Santiago García Verdú, Raúl Ibarra Ramírez, dos dictaminadores anónimos, y participantes del seminario del Banco de México y de la XVI Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales de América Latina y el Caribe (CEMLA), Bogotá, por sus comentarios. El autor es el único responsable de los resultados.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: delajaraj@banxico.org.mx.

I- Introducción

Los ciclos del PIB México y de Estados Unidos están altamente sincronizados. Ello se debe principalmente al alto grado de integración de la economía mexicana a la estadounidense –en particular, desde la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) a mediados de la década de 1990s (Torres y Vela, 2003). Algunos investigadores han señalado, sin embargo, que el grado de sincronización cíclica varía entre las regiones de México (Cuevas et al., 2003; Mejía y Campos, 2011). Las economías regionales de México se beneficiaron del TLCAN en proporción directa a sus dotaciones de infraestructura, capital físico y capital humano. Además, la creciente integración al ciclo productivo de la economía de Estados Unidos (EUA, de aquí en más) llevó a las empresas manufactureras mexicanas a concentrarse geográficamente en la región norte de México, en los estados fronterizos con EUA (Chiquiar y Ramos Francia, 2005, 2008). Este proceso habría contribuido a diferenciar a las economías regionales de México según su grado de comovimiento cíclico con la economía de EUA.¹

En este trabajo analizamos la sincronización entre los ciclos económicos regionales en México y el ciclo económico de EUA. En particular, el estudio caracteriza formalmente y cuantifica, utilizando diversas medidas, el vínculo entre los ciclos. Así, la investigación realizada arroja una visión más profunda y precisa de las diferencias entre las regiones de México con relación a su grado de vinculación con el ciclo económico de EUA que la que se encuentra en la literatura. Los estudios previos sobre este tema utilizaron el empleo o la producción manufacturera como medidas de actividad económica regional o estatal (Cuevas et al., 2003, y Mejía y Campos, 2011); en el presente trabajo utilizamos, en cambio, una medida más agregada

¹ La regionalización del país que se utiliza en este trabajo es la adoptada por la Dirección General de Investigación Económica del Banco de México: el norte incluye Baja California, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León, Sonora y Tamaulipas; el centro norte considera a Baja California Sur, Aguascalientes, Colima, Durango, Jalisco, Michoacán, Nayarit, San Luis Potosí, Sinaloa y Zacatecas; el centro lo integran Distrito Federal, Estado de México, Guanajuato, Hidalgo, Morelos, Puebla, Querétaro y Tlaxcala; y el sur Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán.

de la actividad económica regional de México: los índices coincidentes regionales recientemente elaborados por el Banco de México. Para el caso de los Estados Unidos se utiliza el índice coincidente nacional del Banco de la Reserva Federal de Filadelfia. El análisis se basa en el estudio de la elasticidad entre los componentes tendencia-ciclo de los indicadores mencionados; en el análisis de la varianza y la covarianza de las perturbaciones de los ciclos; así como en el cómputo de la proporción de la varianza de los ciclos económicos regionales de México que se puede atribuir a los choques al ciclo de la economía estadounidense. Asimismo, en general en los citados estudios previos se utilizaron filtros como el de Hodrick y Prescott, o los así llamados *band-pass filters*, para estimar el componente cíclico de la medida de actividad económica utilizada. En el presente trabajo, la descomposición en tendencia y ciclo de los índices coincidentes, así como la estimación de la matriz de variancia-covarianza de las perturbaciones cíclicas, se realizan en el marco de un modelo estructural de series de tiempo estimado por el método de espacio de estados (Harvey, 1989). Este enfoque fue utilizado antes por el autor para estudiar el grado de comovimiento del empleo regional en México durante el ciclo económico [véase Delajara (2011)].

Tanto los datos, como los métodos, utilizados en este trabajo tienen, así, ventajas sobre los utilizados en los estudios previos mencionados. En lo que respecta a los datos, cabe señalar que los índices coincidentes son indicadores compuestos que reflejan la evolución conjunta de un grupo de variables con un alto grado de comovimiento durante el ciclo económico. En nuestro caso el índice coincidente regional resume la evolución del empleo, las ventas al menudeo y al mayoreo, la actividad manufacturera y la generación, distribución y consumo de electricidad en las regiones del país. De esta manera, el índice potencialmente captura los movimientos del *ciclo de referencia* (Burns y Mitchell, 1946) regional: esto es, el comovimiento cíclico de un conjunto de agregados macroeconómicos tales como el producto, el empleo y las ventas. Así, los cambios

en el índice coincidente son una mejor estimación de los cambios en el estado de la economía que la que podría obtenerse de variables particulares como el empleo o la producción industrial (variables que, como se mencionó, se han utilizado en la literatura como medidas de la actividad económica regional). Asimismo, los índices coincidentes son más comparables entre estados y regiones que las medidas de empleo o manufactura, debido a que la composición de éstas varía geográficamente (e.g., en los estados del sur el empleo del IMSS es una medida menos representativa de las condiciones agregadas de ocupación que en los estados del norte, donde la participación del empleo informal es menor; asimismo, la producción de ciertas industrias, como la automotriz, está más concentrada en el centro y en el norte del país).

Respecto a la estrategia empírica, los modelos estructurales permiten analizar la sincronización entre los ciclos de series de tiempo económicas que tienen propiedades estocásticas distintas, debido a que el comovimiento cíclico se estudia mediante el análisis de la correlación y de la covarianza entre las perturbaciones o innovaciones cíclicas. En cambio, el análisis de la correlación entre los propios componentes cíclicos, utilizado por ejemplo en Mejía y Campos (2011), tienen como prerrequisito, entre otros, la determinación del grado de integración de las series de interés –lo que desvía innecesariamente el foco del análisis hacia las propiedades estocásticas de los índices coincidentes. Asimismo, y quizás más importante, el enfoque basado en modelos estructurales permite establecer con mayor claridad el vínculo que existe entre las fuentes de las fluctuaciones cíclicas en las distintas económicas bajo estudio.

Entre los resultados de esta investigación destacan los siguientes: En primer lugar, la covarianza entre las perturbaciones de los ciclos de EUA y de los ciclos de las regiones de México es más alta en las regiones del norte que en el centro y en el sur. Además, encontramos que la elasticidad del componente tendencia-ciclo de los índices coincidentes de las regiones de México con respecto a la misma variable en EUA también presenta valores decrecientes de norte

a sur. Segundo, y en la misma dirección, encontramos que la mayor parte de la variabilidad de las perturbaciones cíclicas en las regiones norte, centro norte y centro se asocia con choques a la economía estadounidense, mientras que la varianza de las perturbaciones cíclicas de la región sur se asocia mayormente a choques específicos a la economía mexicana. El primero de los resultados mencionados es complementario a los que se han encontrado en estudios previos, el segundo es un nuevo resultado en la literatura sobre este tema.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección II es una revisión de los conocimientos previos sobre el tema; en la sección III se describen los datos y los métodos utilizados en el análisis; en la sección IV se presentan y discuten los resultados y la sección V incluye algunas consideraciones finales.

II-Antecedentes

En general la literatura reciente sobre la sincronización entre los ciclos económicos de México y EUA se enfocó en la relación entre las medidas agregadas de la actividad económica de ambos países, encontrando que los vínculos comerciales crecientes entre éstos contribuyeron a armonizar el comportamiento cíclico de la economía mexicana con la estadounidense.

Torres y Vela (2003) analizaron la relación entre el logaritmo del componente tendencia-ciclo del PIB mexicano y la medida equivalente para los EUA: encontraron que la elasticidad de la actividad económica en México respecto de la actividad económica en EUA es alta aunque menor a uno (es igual 0.78); y que la causalidad entre los cambios en el nivel de actividad económica va de EUA a México.

Los autores además encontraron indicios de que la relación entre los ciclos de ambos países está determinada esencialmente por las relaciones comerciales entre ellos. En primer lugar, estiman una elasticidad de 1.31 para la relación entre el componente tendencia-ciclo del

PIB mexicano respecto de las importaciones totales de los EUA (con una causalidad que va de la segunda a la primera). Segundo, encuentran que las importaciones de EUA provenientes de México tienen una elasticidad alta respecto de la producción industrial y del PIB de EUA (2.34 y 2.92) y que la causalidad va claramente de la actividad económica en EUA a las importaciones provenientes de México. Así, las fluctuaciones económicas en México parecen estar esencialmente vinculadas a las fluctuaciones de la demanda de exportaciones manufactureras mexicanas en los EUA.

Chiquiar y Ramos-Francia (2005) encontraron indicios adicionales que muestran que los vínculos entre los sectores manufactureros de México y EUA se fortalecieron significativamente después del TLCAN y que, como consecuencia de ello, el ciclo económico de México se sincronizó con el de EUA. El aumento en los vínculos productivos se debió al crecimiento del comercio intra-industrial entre los dos países (inicialmente con mayor fuerza en el sector de las maquiladoras), lo que produjo un fortalecimiento de la transmisión de los choques de demanda de un país a otro. Asimismo, Chiquiar y Ramos-Francia (2008) encontraron que la entrada al comercio internacional de China en 2001 afectó los vínculos productivos y el comercio entre México y EUA; ello sin embargo tuvo un efecto temporal, debido a que las nuevas circunstancias llevaron a las empresas exportadoras mexicanas a especializarse en categorías de productos en las cuales permanecieron competitivas. Así, la entrada de competidores asiáticos de México al mercado de manufacturas de exportación no parece haber afectado el grado de sincronización cíclica entre las medidas agregadas de actividad económica de México y EUA.

Herrera Hernández (2004), por su parte, encontró que el comovimiento entre ambas economías no sólo se refiere al ciclo sino también a la tendencia de largo plazo. De la aplicación a las series del PIB de México y de EUA de la prueba de Vahid y Engle (1993) para series

cointegradas, concluyó que estas medidas agregadas de actividad económica tienen tanto una tendencia como un ciclo común.

Son pocos los estudios sobre la sincronización entre los ciclos de la economías regionales de México y el ciclo económico de EUA; aquí destacamos los resultados encontrados por Cuevas et al. (2003) y Mejía Reyes y Campos Chávez (2011). Los primeros, con información mensual sobre el número de trabajadores asegurados en el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) para el período 1990-2001 encontraron que en la mayoría de las regiones mexicanas – la excepción es la región Sur- las fluctuaciones del empleo están altamente correlacionadas con las del empleo nacional y con las del empleo en Estados Unidos; también encontraron que el grado de correlación ha aumentado después de la puesta en marcha del TLCAN (Cuevas et al., 2003).

Los segundos analizaron datos del componente cíclico de la producción manufacturera a nivel nacional y de 17 entidades federativas y estimaron su grado de sincronización con el ciclo de la producción manufacturera de EUA; encuentran que los estados cuyas economías presentan una mayor correlación con el ciclo de EUA son Baja California, Nuevo León, Jalisco y el Distrito Federal (todos ellos con una importante contribución de la actividad manufacturera al producto estatal). También figuran, aunque con correlaciones moderadas, Querétaro, el Estado de México, Aguascalientes, Coahuila, Puebla y San Luis Potosí. Los autores destacan que Querétaro, Aguascalientes y San Luis Potosí son estados recientemente industrializados y que en estados como Coahuila y Baja California la producción por maquila ha sido fundamental en la sincronización del ciclo de estos estados con el ciclo económico de EUA. Cabe señalar que el estudio Mejía Reyes y Campos Chávez (2011) no reporta resultados para los estados del sur.

Así, los dos estudios regionales mencionados llegan en general a conclusiones diferentes o no comparables -debido principalmente a que utilizan distintas medidas de actividad económica regional y que el análisis se refiere a distintos momentos del tiempo. Más importante tal vez es

que ninguno de los estudios discute las fuentes de las fluctuaciones económicas regionales en México y la manera en que éstas se vinculan con los choques que afectan a la actividad económica en EUA.

III- Datos y Métodos

III.1 Datos

La medida de actividad económica regional en México utilizada en este trabajo es el índice coincidente regional (ICR). El ICR es un índice compuesto diseñado recientemente por el Banco de México con base en la metodología del NBER y del Departamento de Comercio de los EUA. De acuerdo a esta metodología, el índice coincidente se estima a partir del promedio simple de las variaciones mensuales de sus variables componentes previamente ajustadas por volatilidad. El indicador brinda información sobre la actividad económica en las cuatro regiones del país desde 2003.

Las variables base o componentes del ICR son medidas regionales previamente desestacionalizadas del empleo formal, las ventas al menudeo, las ventas al mayoreo, la producción manufacturera y la generación, consumo y distribución de energía eléctrica (en el caso del índice del Departamento de Comercio - NBER las variables base son el empleo no agrícola, las ventas al menudeo y manufactureras, la producción industrial y el ingreso personal menos transferencias). El empleo regional corresponde al número de trabajadores permanentes y eventuales asegurados en el IMSS; la información es desestacionalizada en el Banco de México por entidad federativa y por tipo de empleo, y luego agregada a nivel regional. Las ventas se obtienen de agregar a nivel regional los índices desestacionalizados de ventas netas al menudeo y mayoreo de establecimientos comerciales por localidad del INEGI. Las cifras a nivel regional se obtienen en dos etapas: en la primera, se ponderan a nivel estatal las cifras de venta por localidad de acuerdo a la población; en la segunda etapa, los valores por región corresponden al promedio

ponderado de los valores por entidad, donde la ponderación refleja la importancia a nivel regional del PIB estatal en los sectores de comercio, restaurantes y hoteles (en el caso de las ventas al mayoreo se considera adicionalmente la importancia de los sectores transporte, almacenaje y comunicaciones). El indicador de manufacturas por región se estima como el promedio de los indicadores desestacionalizados de producción manufacturera por entidad federativa que publica el INEGI, ponderados por la importancia del PIB de la industria manufacturera de cada estado en la región. Por último, el indicador de electricidad representa el promedio de los indicadores desestacionalizados de generación y consumo de electricidad por entidad federativa que publica el INEGI, ponderados por la importancia del PIB de los sectores electricidad, gas, y agua de cada estado en la región (Banco de México, 2011). Las variables regionales referidas sólo se encuentran disponibles para todas las entidades federativas desde 2003, con excepción del empleo que lo está desde 1997.

El peso de cada variable base en el índice es inversamente proporcional a la volatilidad que ésta exhibió durante un periodo determinado (éste puede ser de una duración igual o menor al periodo para el cual se disponen los datos). Ello garantiza que ninguna de las variables base dominará individualmente el movimiento del indicador. En la versión del índice que se utiliza en el presente estudio los pesos reflejan -siempre de manera inversa- la volatilidad de la serie entre enero de 2004 y diciembre de 2007, periodo en el que la variación mensual promedio de las series componentes presentó una menor desviación de 1 -su valor teórico promedio en el largo plazo (Niemira y Klein, 1994). Así, las ponderaciones del empleo, ventas al menudeo, ventas al mayoreo, producción manufacturera y electricidad son 57.2, 14.2, 12.1, 11.7 y 4.9 por ciento, respectivamente.

El objetivo del indicador es señalar la dirección de los cambios en el nivel de actividad económica regional y estimar la magnitud de éstos con relación a los observados en el mismo

índice en periodos pasados. Los cambios en el ICR capturan, como se mencionó, la evolución del ciclo de referencia de las economías regionales. En un análisis realizado con datos del Indicador Trimestral de Actividad Económica Estatal (ITAE) del INEGI, se encontró que el promedio trimestral del ICR y el promedio ponderado regional del ITAE están altamente correlacionados y exhiben fases cíclicas coincidentes. La ventaja del ICR sobre la versión regional del ITAE radica en que el primero es mensual, y por lo tanto más apto para el análisis de los ciclos económicos, y adicionalmente brinda información más oportuna. Asimismo, el promedio del ICR para las cuatro regiones del país, ponderado por el PIB de cada región, presenta puntos de giro similares a los del Indicador Global de Actividad Económica (IGAE), una medida mensual de la actividad económica de la economía mexicana. Así, en conjunto, los ICR brindan una buena descripción de la dirección de los cambios en el producto tanto regional como nacional.

El índice coincidente nacional de EUA es publicado mensualmente por el Banco de la Reserva Federal de Filadelfia. El índice se estima a partir de un modelo dinámico de factores, usando el filtro de Kalman, y siguiendo la metodología propuesta por Stock y Watson (1989).² Las variables base utilizadas en su cómputo son el empleo no agrícola, la tasa de desempleo, las horas promedio trabajadas en el sector manufacturero, sueldos y salarios (Crone y Clayton-Matthews, 2005) y, por lo tanto, difieren de las utilizadas en el cálculo de los ICR de México. El sesgo que las mencionadas diferencias podrían originar en la estimación de la sincronización cíclica entre las economías regionales en México y la economía estadounidense es

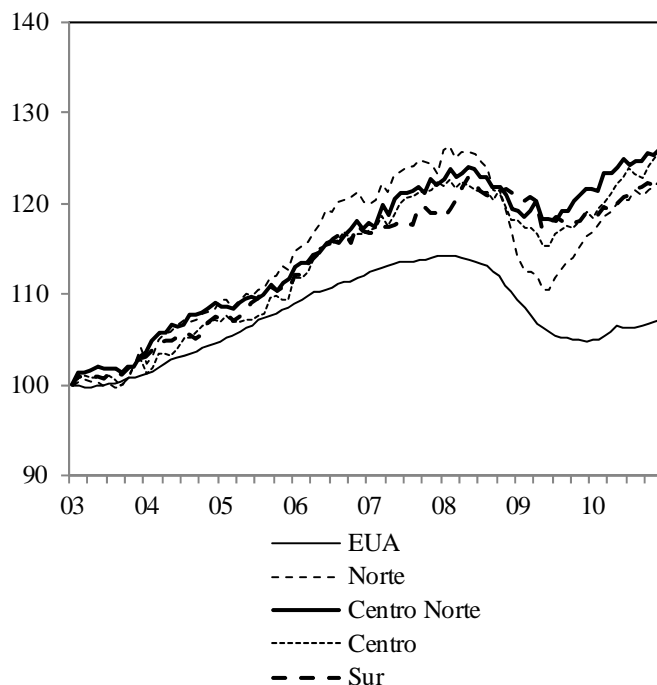
² El índice coincidente de Stock y Watson (1989) fue diseñado para brindar un fundamento estadístico y matemático a los índices coincidentes del Departamento de Comercio y del NBER-el primero de éstos dos índices fue discontinuado a fines de la década de 1980, mientras que el segundo se dejó de publicar en 2003- desde entonces el NBER fecha el ciclo económico con base en las opiniones de un comité técnico. Cuantitativamente ambos índices, el nuevo y el tradicional, son similares; en particular, ambos coinciden en determinar los mismos puntos de giro del ciclo económico para la economía de EUA; la principal diferencia entre ellos es que el índice del Departamento de Comercio muestra una tendencia y una volatilidad cíclica ligeramente más altas que el nuevo índice (Stock y Watson, 1989).

probablemente bajo. Primero, el índice coincidente de la economía estadounidense del Banco de la Reserva Federal de Filadelfia presenta una trayectoria muy similar al índice del NBER durante 1979-2004, el periodo en que ambos índices están disponibles; Crone (2006) muestra que el primero sólo se retrasó, respecto del segundo, en promedio dos meses en los picos y un mes en los valles del ciclo económico durante el periodo mencionado. Segundo, los índices coincidentes regionales de México son consistentes entre ellos, por lo que cualquier sesgo en la estimación de la sincronización entre el índice coincidente de EUA y éstos sería proporcional a todas las regiones, lo que no alteraría el resultado referido a los distintos grados de vinculación entre los ciclos económicos regionales de México y el de EUA. Tercero, en conjunto los índices coincidentes regionales de México son, como se mencionó, una buena estimación del estado de la economía mexicana, de la misma manera en que el índice para Estados Unidos es una buena estimación del estado de la economía de ese país. Cuarto, la sincronización cíclica se mide en función de la correlación o covarianza entre las perturbaciones de los ciclos y no entre los propios componentes cíclicos, los que podrían presentar mayores diferencias por el efecto de las variables base en los puntos de giro.

El comportamiento de los índices coincidentes muestra claramente la evolución de la economía de EUA y de las regiones mexicanas desde enero 2003 a diciembre 2010 (Gráfica 1). Destaca que: primero, entre 2003 y 2007 los índices crecen reflejando la expansión económica del periodo; segundo, durante 2008 y la primera parte de 2009 el índice coincidente de EUA muestra la caída asociada con la recesión de ese periodo en EUA, mientras que los índices coincidentes regionales de México muestran una caída de la actividad económica durante un periodo relativamente más corto; tercero, destaca la mayor volatilidad del índice de la región norte con relación al resto de los índices regionales; y, cuarto, desde la segunda parte de 2009

hasta diciembre de 2010 los índices muestran que la recuperación fue más vigorosa en las regiones de México, especialmente en el norte y en el centro, que en EUA.

Gráfica 1
Índice Coincidente de EUA e Índices Coincidentes Regionales de México
(Índice enero 2003=100)



Fuente: Banco de México y Federal Reserve Bank of Philadelphia.

III.2 Métodos

La descomposición de los índices coincidentes en tendencia y ciclo se obtiene de la estimación de un modelo estructural de las series de tiempo de los índices. La forma general multivariada del modelo es la siguiente [véase Harvey (1989), Harvey y Koopman (1997), Durbin y Koopman (2001) y Carvalho y Harvey (2005) para la presentación y discusión original del modelo]:

Sea $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$ el vector de los índices coincidentes (en logaritmo, ajustados por estacionalidad) de N economías -en nuestro caso $N = 5$, la economía de EUA y las cuatro economías regionales de México, en el mes t , con $t = 1, \dots, T$. Las series se pueden luego expresar como la suma de sus componentes *no observables*: la tendencia $\boldsymbol{\mu}_t = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{Nt})'$, el

ciclo $\boldsymbol{\psi}_t = (\psi_{1t}, \dots, \psi_{Nt})'$ y el componente irregular $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$; de manera que $\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\psi}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)$, $t = 1, \dots, T$, donde $\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon$ es la matriz $N \times N$ de varianza-covarianza de los componentes irregulares de las series del indicador (en el caso de los modelos univariados los componentes son series de escalares en lugar de vectores). La tendencia está compuesta por dos trayectorias aleatorias; una para el *nivel* $\boldsymbol{\mu}_{t+1} = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\eta}_t$, $\boldsymbol{\eta}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\eta)$, y otra para la *pendiente* $\boldsymbol{\beta}_{t+1} = \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\zeta}_t$, $\boldsymbol{\zeta}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\zeta)$, para $t = 1, \dots, T$, y donde $\boldsymbol{\Sigma}_\eta$ y $\boldsymbol{\Sigma}_\zeta$ son las matrices $N \times N$ de varianza-covarianza de las perturbaciones del nivel y de la pendiente de la tendencia, respectivamente (como se discute en la próxima sección sobre los resultados, un modelo multivariado con $\boldsymbol{\zeta}_t = \mathbf{0}$ para todo t , es decir un modelo donde la tendencia sigue una trayectoria aleatoria con deriva o *random walk with drift*, brinda una buena descripción de los datos).

La estimación del modelo se realiza mediante el método de espacio de estados; éste consiste en la aplicación del filtro de Kalman para la obtención de los valores filtrados y suavizados del vector de estados (compuesto por el nivel y la pendiente de la tendencia, así como por el ciclo) y, a partir de ellos -de manera iterativa y mediante un proceso de optimización numérica, en la estimación por máxima verosimilitud de las varianzas y covarianzas de las perturbaciones de los mencionados componentes (Harvey, 1989; Durbin y Koopman, 2001; Commandeur y Koopman, 2007). En el método de espacio de estados, la estimación de los componentes de las series se realiza de manera directa y simultánea; i.e., no es necesario primero filtrar la tendencia para luego estimar un modelo para el componente cíclico estacionario, como en el método tradicional de Box-Jenkins. También es importante señalar que los modelos estructurales tienen una representación equivalente en términos de los modelos ARIMA, y que

por lo tanto son más generales que éstos últimos [ver Durbin y Koopman (2001) y Commandeur y Koopman (2007) para una discusión más completa].³

En primer lugar, y con base en una versión univariada del modelo estructural, estimamos la elasticidad de la actividad económica en las regiones de México respecto de la actividad económica en EUA. En este modelo se supone que el logaritmo del componente tendencia-ciclo del índice coincidente regional es igual a la suma de un componente no observado, su nivel -que se asume estocástico- y un componente observado, el logaritmo del componente tendencia-ciclo del índice coincidente de EUA. Este modelo univariado también se estima para los índices coincidentes de los estados mexicanos con el propósito de calcular la elasticidad de la actividad económica estatal respecto de la de EUA (dichos índices tienen carácter preliminar y se utilizan en el presente estudio por cortesía del Banco de México).

En segundo lugar estimamos el modelo multivariado, presentado anteriormente, para descomponer los índices coincidentes en tendencia y ciclo asumiendo que las perturbaciones (choques) a la tendencia y al ciclo pueden estar correlacionadas entre las economías consideradas (las cuatro regiones de México y EUA). En este caso asumimos que la tendencia de los índices coincidentes sigue una trayectoria aleatoria con deriva (*random walk with drift*), lo que implica imponer $\zeta_t = \mathbf{0}$, $t = 1, \dots, T$ y que la tendencia viene dada por la expresión $\mu_{t+1} = \mu_t + \beta + \eta_t$, $\eta_t \sim N(\mathbf{0}, \Sigma_\eta)$. Dicho supuesto es confirmado luego durante la estimación. Por su parte, el vector de los componentes cíclicos, $\psi_t = (\psi_{1t}, \dots, \psi_{Nt})'$, se modela como un vector autorregresivo de orden 2; es decir $\psi_t = \Phi_1 \psi_{t-1} + \Phi_2 \psi_{t-2} + \kappa_t$, $t = 1, \dots, T$, donde se

³ Para la estimación del modelo se utilizó el módulo STAMP 8 del paquete computacional OxMetrics 5 (Koopman et al, 2006): STAMP tiene una interface en Windows que permite al usuario especificar el modelo (seleccionando de un menú las características principales de los componentes de las series de tiempo, así como los supuestos sobre las matrices de varianza-covarianza de los componentes irregulares) y estimarlo sin necesidad de programar la aplicación del filtro de Kalman a las ecuaciones del modelo en su notación espacio-estado; STAMP fue diseñado precisamente con el propósito de facilitar la especificación y estimación de los modelos estructurales de series de tiempo.

supone que las matrices de los coeficientes son diagonales, y Σ_{κ} es la matriz $N \times N$ de varianzas-covarianzas de las perturbaciones cíclicas.

De la estimación del modelo multivariado se obtiene la matriz de varianzas-covarianza de las perturbaciones de los ciclos Σ_{κ} , y a partir del análisis de ésta se determina: i) el grado de comovimiento entre los ciclos, con base en los coeficientes de correlación y la covarianza entre las perturbaciones cíclicas de las economías; ii) si el comovimiento se debe a la existencia de un ciclo común o a choques regionales específicos que se propagan (la condición necesaria para la presencia de ciclos comunes es que la matriz de varianzas-covarianza de las perturbaciones tenga rango menor a N ; véase Carvalho y Harvey, 2005, y Commandeur y Koopman, 2007); y iii) la proporción de la varianza de los ciclos que está asociada al ciclo derivado del primer componente principal de las perturbaciones cíclicas.⁴

En el caso de que exista un ciclo común subyacente en los índices coincidentes de EUA y de las regiones de México, la relación entre los ciclos regionales en México y el ciclo de EUA se calcula estimando la matriz de pesos, Θ , cuya dimensión es $N \times K$ donde N indica el número de series en el sistema y K el número de ciclos comunes -aquí seguimos la notación de Harvey y Koopman (1997) y Koopman et al. (2006). Es decir, los ciclos de las economías regionales de México en este caso sólo diferirían del ciclo económico estadounidense en el nivel o amplitud y

⁴ Dicha proporción se obtiene de un análisis de componentes principales (ACP). El ACP consiste en la diagonalización EDE' de la matriz de varianzas-covarianzas de las perturbaciones del ciclo Σ_{κ} , donde E es la matriz característica y D la matriz diagonal con los valores característicos. Los componentes principales de las perturbaciones estimadas son, simplemente, los vectores característicos de las referidas matrices de covarianzas, mientras que el valor característico asociado indica la varianza de las perturbaciones explicada por cada uno de ellos. Sea e_{ij} el elemento de la matriz característica asociado con la economía i y el componente principal j , y sea d_j el valor característico asociado con dicho componente principal; con N componentes principales tenemos que $\sigma_i^2 = \sum_j^N e_{ij}^2 d_j$ es la varianza del ciclo en la economía i , por lo que la proporción de la varianza explicada por el componente principal j es $e_{ij}^2 d_j / \sigma_i^2$ (Carvalho y Harvey, 2005).

en razón del componente irregular, pero no en la duración de las fases del ciclo. En términos de la notación de los párrafos previos, el componente cíclico sería entonces $\psi_t' = \Theta \psi_t, t = 1, \dots, T$

El ajuste del modelo a los datos se juzga con base en las pruebas de normalidad, homoscedasticidad e independencia del error de pronóstico a un periodo estandarizado (*standardized one-step-ahead forecast error*). El error de pronóstico a un periodo estandarizado se define como $e_t = v_t / \sqrt{F_t}$, donde v_t es el error de pronóstico y F_t su varianza; ambos estadísticos se obtienen durante la aplicación del filtro de Kalman a la estimación de los componentes no observables de los índices coincidentes. El criterio más importante para la aceptación del modelo estimado es el de independencia (ausencia de autocorrelación en los errores). Sin embargo, como se discutirá más adelante, la imposibilidad de pasar las pruebas de homocedasticidad y normalidad puede ser indicativa de una mala especificación del modelo. Para las pruebas de independencia se consideran cuatro estadísticos: $r(1)$ y $r(q)$, miden el grado de autocorrelación de los residuales en los rezagos 1 y q ; $Q(p)$ es el estadístico de la prueba de Box-Ljung basada en las primeras p autocorrelaciones; y DW , el conocido estadístico de Durbin-Watson. La prueba de normalidad se basa en el estadístico N de Bowman-Shenton, mientras que la de homocedasticidad se realiza con el estadístico $H(h)$, el cociente entre la varianza de los últimos h errores y la varianza de los primeros h errores. Para una discusión más detallada sobre la naturaleza e importancia de estas pruebas véase Harvey (1989), Commandeur y Koopman (2007) y Koopman et al. (2006).

IV-Resultados

IV.1 Modelos univariados: sensibilidad a las fluctuaciones de la economía de EUA

Torres y Vela (2003) recurrieron al análisis de regresión para estimar la relación entre los componentes tendencia-ciclo del PIB de México y EUA: estimaron la elasticidad del primero respecto del segundo en 0.78, y no pudieron rechazar la hipótesis de que la causalidad va del segundo al primero; también mostraron que ambas series están cointegradas. Para replicar el análisis de Torres y Vela (2003) en el caso de los índices coincidentes de EUA y de las regiones de México, estimamos modelos estructurales univariados del logaritmo del componente tendencia-ciclo del índice regional; asumimos que éste es función del logaritmo del componente tendencia-ciclo del índice de EUA y que además depende de dos factores no-observables: su nivel, necesariamente estocástico, y el componente irregular. Este modelo es conocido en la literatura como *the local level model with explanatory variable* -véase Durbin y Koopman (2001) y Commandeur y Koopman (2007), y nos permite estimar la relación entre las variables de interés sin importar si éstas siguen procesos integrados de distinto orden.⁵

La elasticidad del componente tendencia-ciclo de los índices coincidentes regionales y estatales de México respecto del mismo índice para EUA se muestra en el Cuadro 1, junto con las pruebas de diagnóstico de los errores de los modelos estimados. Los modelos estimados pasan bien las pruebas de independencia y, mayormente, también las pruebas de homocedasticidad y normalidad, de los errores.

⁵ El análisis de raíz unitaria mostró que el componente tendencia-ciclo de los índices coincidentes de EUA y de la región norte siguen un proceso I(2), mientras que los correspondientes al resto de las regiones siguen un proceso I(1). Asimismo, el análisis reveló que los componentes tendencia-ciclo de los índices coincidentes de EUA y la región norte no están cointegrados, mientras que los índices coincidentes de las otras regiones sí lo están. Debido a los problemas de consistencia que se podrían derivar del análisis de regresión clásico de series con distintos grados de integración o con diferencias en el grado de cointegración, es que estimamos la elasticidad de los componentes tendencia-ciclo de los índices coincidentes regionales respecto del índice coincidente de EUA utilizando una versión del modelo estructural univariado.

La elasticidad estimada para las regiones norte, centro, centro norte y sur es 1.44, 0.94, 0.76 y 0.62, respectivamente (Cuadro 1). Estos resultados están de acuerdo con los resultados de Cuevas et al. (2003) que encontraron una mayor reacción del empleo en el norte, y una menor reacción en el sur, a los cambios en el empleo en EUA. Los modelos estimados para los índices coincidentes de los estados también pasan mayoritariamente las pruebas de diagnóstico (con excepción de algunos estados del sur y centro norte) y presentan el mismo patrón norte-sur; la elasticidad promedio para los estados del norte, centro, centro norte y sur es 1.05, 0.68, 0.54 y 0.37, respectivamente (Cuadro 1).⁶

En el Cuadro 1 se destacan en negrilla los estados y regiones donde la elasticidad es mayor a 1; en color negro aquellos donde la elasticidad está entre 0.75 y 1; y en gris donde ésta es menor a 0.75. En la primera categoría están los estados de Chihuahua, Baja California, Nuevo León, Coahuila --en el norte, y San Luis Potosí -en el centro norte; en la segunda están Tamaulipas --en el norte, Aguascalientes --en el centro norte, y Querétaro, Tlaxcala y Puebla -- en el centro. Con excepción de Yucatán y Quintana Roo, todos los estados del sur tienen una elasticidad menor a 0.4; siendo ésta estadísticamente igual a cero en Guerrero, Chiapas, Veracruz y Campeche. La elasticidad tampoco es estadísticamente distinta a cero en Durango, Zacatecas, Colima y Michoacán, en la región centro norte.

⁶ Si bien en el caso de los promedios estatales el ordenamiento de las regiones con relación a la sensibilidad que tiene la actividad económica respecto a los cambios en la economía de EUA se mantiene, las elasticidades estimadas a nivel estatal son menores a las estimadas a nivel regional. Este resultado indica que la sensibilidad de la actividad económica en México a los cambios en la actividad económica en EUA es mayor a nivel regional que a nivel estatal. Ello *no* se debe a la manera en que están construidos los índices coincidentes regionales los que, como ya se mencionó en la sección III.1, se calculan a partir de variables base medidas a nivel regional, y no son un promedio de los índices coincidentes estatales. El resultado referente a que la sensibilidad entre los cambios en la actividad económica de dos economías es mayor a un menor nivel de desagregación de la actividad económica es ya conocido en la literatura (Fatás, 1997).

Cuadro 1
Relación entre los Componentes Tendencia-Ciclo de los Índices Coincidentes de los
Estados y Regiones de México y del Índice Coincidente de EUA

Región / Estado	Elasticidad	Pruebas de Diagnóstico					
		Independencia				Homosc.	Normalidad
		β	r(1)	r(24)	Q(23)	DW	H(31)
Norte	1.4403	0.0532	0.0205	28.84	1.82	1.447	2.35
Chihuahua	1.3911	0.0441	-0.0507	23.82	1.89	1.237	2.59
Baja California	1.1345	-0.0358	-0.0270	19.13	2.02	1.879 *	3.21
Nuevo León	1.0923	0.0578	-0.0366	26.01	1.76	1.460	0.64
Coahuila	1.0589	0.0320	0.0325	20.43	1.90	2.614 *	4.64
Tamaulipas	0.9485	0.0013	-0.1083	27.58	1.97	1.050	0.40
Sonora	0.6889	0.0557	-0.1143	21.93	1.78	1.404	1.17
Centro Norte	0.7565	-0.0534	-0.0795	19.74	1.79	1.864 *	1.28
San Luis Potosí	1.1081	-0.0624	0.0879	21.77	1.99	1.512	0.13
Aguascalientes	0.7837	-0.0107	-0.2024	43.03 *	2.00	1.445	1.38
Jalisco	0.6170	0.0864	-0.0871	21.59	1.63	1.569	2.35
Nayarit	0.5649	0.1502	-0.1283	25.76	1.53*	1.314	7.52 *
Baja California Sur	0.5472	0.1245	-0.1621	25.01	1.72	2.302 *	3.01
Durango	0.4794 †	0.1202	-0.0744	23.39	1.74	0.353 *	26.03 *
Colima	0.4160 †	0.2613 *	-0.0907	14.71	1.36*	1.039	4.68
Sinaloa	0.4035	0.4502 *	-0.1559	69.46 *	0.95*	1.978 *	0.86
Michoacán	0.3335 †	0.2634 *	-0.0257	30.33	1.36*	2.809 *	6.62 *
Zacatecas	0.1962 †	0.5243 *	0.0435	230.41 *	0.82*	4.469 *	4.67
Centro	0.9402	-0.0711	-0.1754	39.52 *	1.95	1.169	0.42
Querétaro	0.7802	-0.0246	-0.1767	32.31	1.77	0.935	0.63
Tlaxcala	0.7661	-0.0005	-0.0783	26.72	1.97	1.157	3.42
Puebla	0.7548	0.0444	0.0437	26.64	1.83	1.058	4.16
Hidalgo	0.7338	0.0138	-0.1152	17.27	1.88	1.325	2.36
Distrito Federal	0.6906	0.1398	-0.1150	24.89	1.60	2.983 *	16.92 *
Estado de México	0.6880	-0.0285	0.0069	24.13	1.88	1.548	0.67
Morelos	0.5006	0.2413 *	-0.1909	42.49 *	1.46*	1.664	1.01
Guanajuato	0.4962	0.0963	-0.0858	24.92	1.68	1.474	1.70
Sur	0.6213	-0.0298	-0.0401	24.76	1.91	2.333 *	14.61 *
Yucatán	0.5910	0.2159 *	-0.0788	34.89	1.30*	3.915 *	2.26
Quintana Roo	0.5388	0.0804	-0.0623	24.56	1.82	3.937 *	72.93 *
Guerrero	0.3301 †	0.1969	-0.1596	43.49 *	1.57*	3.326 *	2.52
Tabasco	0.3246	0.6012 *	-0.1847	137.28 *	0.66*	3.231 *	4.18
Oaxaca	0.3225	0.5721 *	-0.0265	95.28 *	0.82*	3.177 *	2.37
Chiapas	0.2838 †	0.3263 *	-0.1338	41.86 *	1.24*	1.939 *	0.28
Veracruz	0.2739 †	0.1344	-0.1682	19.82	1.61	1.207	9.91 *
Campeche	0.2574 †	0.3849 *	-0.1971	77.57 *	1.08*	0.916	1.50

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

†/ La elasticidad no es estadísticamente distinta de cero al 1%.

*/ Indica rechazo de la hipótesis nula correspondiente. Para r(1) y r(24) el valor crítico es ± 0.2041 ; para Q(23) el valor crítico es 35.17; el valor crítico para la prueba de normalidad es 5.99; por último, el valor crítico para H(31) es 1.822. Un valor del estadístico Durbin-Watson menor a 1.6 señala autocorrelación en el componente irregular.

Los resultados presentados en el Cuadro 1 no concuerdan cualitativamente con los de Mejía Reyes y Campos Chávez (2011) quienes, como se mencionó al comienzo de este documento, estimaron el grado de correlación entre el componente cíclico de la producción manufacturera a nivel nacional y estatal y el componente cíclico de la producción manufacturera de los EUA. Estos autores encontraron que los estados donde el ciclo de las manufacturas tiene mayor vinculación con el de EUA son Baja California, Nuevo León, Jalisco y el Distrito Federal; también figuran, aunque con correlaciones moderadas, Querétaro, el Estado de México, y los estados de Aguascalientes, Coahuila, Puebla y San Luis Potosí. En contraste, en nuestro análisis, la actividad económica en Jalisco, Distrito Federal y Estado de México exhibe un grado de sensibilidad relativamente bajo con respecto a los cambios en la actividad económica de EUA. Asimismo, las economías de Chihuahua, Tamaulipas y Tlaxcala, que aquí exhiben una vinculación alta o media alta con la de EUA (Cuadro 1), no fueron destacados en el estudio de Mejía Reyes y Campos Chávez (2011).

IV.1.1 Discusión

Los resultados discutidos hasta aquí indican que la reacción o elasticidad de la actividad económica regional ante cambios en la actividad económica de EUA varía de manera significativa entre las regiones de México. Sin embargo, para entender mejor la razón de las diferencias interregionales en el grado de reacción a los cambios en la actividad económica de EUA es necesario controlar por el comovimiento entre las regiones de México, lo que nos lleva a estudiar el problema en un modelo multivariado. En lo que sigue estimamos dicho modelo bajo distintos supuestos. Primero, estudiamos el comovimiento entre las economías de EUA y de las regiones de México suponiendo que éstas pueden estar sujetas a choques específicos que se propagan geográficamente. Los resultados obtenidos de esta primera especificación, y que se

juzgan con base en las pruebas de diagnóstico y en el análisis de la matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones cíclicas, nos llevan a estimar una segunda, donde asumimos que el comovimiento se debe a la existencia de un ciclo común subyacente en los índices coincidentes de las economías analizadas.

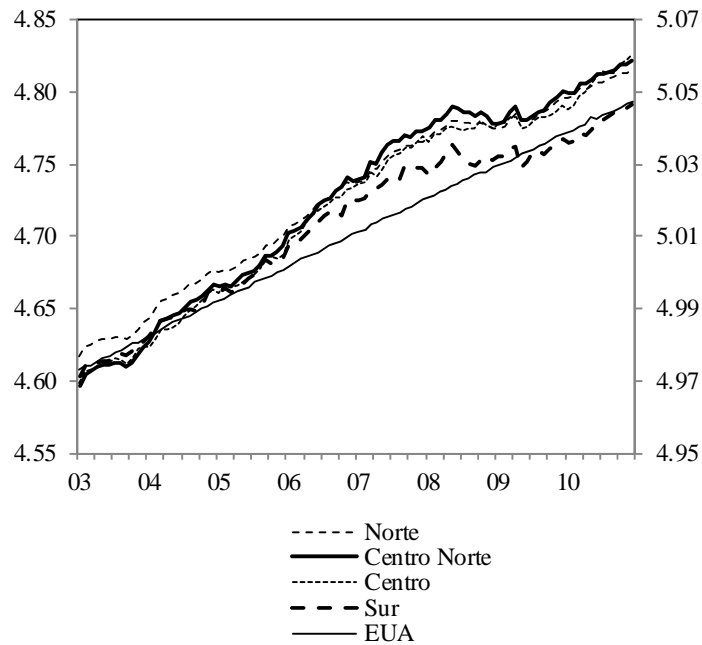
IV.2 Modelo multivariado: variabilidad del ciclo regional y choques a la economía de EUA

La tendencia estimada para los índices coincidentes en el contexto del modelo multivariado sigue una trayectoria aleatoria con deriva (*random walk with drift*), tanto en las regiones de México como en EUA (Gráfica 2).

En cuanto a los ciclos, la economía del norte de México es la que muestra un comportamiento cíclico más sincronizado con la economía estadounidense durante la etapa previa a la recesión 2008-2009 (Gráfica 3), aunque la primera economía referida exhibió una mayor caída durante la recesión. En cambio, el ciclo del sur exhibió sólo una contracción ligera durante ese periodo.

La correlación entre las perturbaciones de los ciclos económicos de EUA y de las regiones de México toma valores descendentes de norte-sur: para las regiones norte, centro norte, centro y sur, dicha correlación es 0.61, 0.64, 0.28 y 0.23 (Cuadro 2; celdas del triángulo superior derecho). La varianza de las perturbaciones cíclicas es mayor en el norte con relación al resto de México, seguida en magnitud por las del centro y sur del país (Cuadro 2, celdas diagonales). Asimismo, y congruente con los valores de las elasticidades presentadas en el Cuadro 1, las perturbaciones de los ciclos del norte presentan la mayor covarianza con las perturbaciones del ciclo de EUA, con relación a la que presenta el resto de las regiones (aun cuando normalizamos la covarianza por el coeficiente de correlación, Cuadro 2 –celdas del triángulo inferior izquierdo).

Gráfica 2
 Índice Coincidente de EUA e Índices Coincidentes Regionales de México
 Tendencia (Logaritmo)

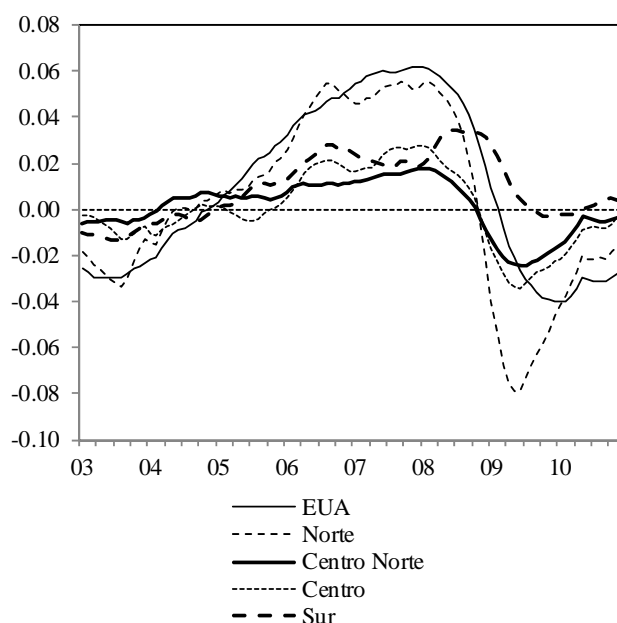


Fuente: Estimaciones con base en estadísticos del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Nota: El eje izquierda corresponde a las regiones de México y el eje derecho a EUA.

Un resultado importante es que la matriz estimada de varianza-covarianza de las perturbaciones cíclicas tiene rango completo, por lo que en esta especificación del modelo no se encuentran indicios de un ciclo común en el conjunto de las economías consideradas (sin embargo, más adelante se muestra evidencia que pone esto en duda). Este resultado se puede interpretar como indicación de que los choques impactan a alguna de las economías consideradas y que el efecto se propaga a las demás (siendo lo más razonable, dados los antecedentes, asumir que se trata de choques que impactan a la economía de EUA y su efecto se propaga a las economías regionales de México).

Gráfica 3
 Índice Coincidente de EUA e Índices Coincidentes Regionales de México
 Ciclo (Desviación de la Tendencia)



Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Los resultados del análisis de la composición de la varianza-covarianza de las perturbaciones cíclicas utilizando los componentes principales de dicha matriz (ver la discusión teórica en la sección III.2) se muestran en el Cuadro 3. Se puede asociar cada componente principal con una fuente diferente de fluctuaciones cíclicas o con un ciclo diferente, y los pesos que tienen las regiones en cada componente con el grado en que las regiones participan de dicho ciclo o son afectadas por éste. El primer componente principal explica 67.5 por ciento de la variabilidad conjunta de las perturbaciones cíclicas de las economías consideradas; mientras que el segundo componente principal explica un 14.9 por ciento adicional. El tercer y el cuarto componente principal explican una proporción menor de la variabilidad conjunta de dichas perturbaciones (8.8 y 7.3 por ciento, respectivamente). De esta manera se identifican dos fuentes importantes de choques a las economías regionales asociadas al primer y segundo componentes principales (Cuadro 3).

Cuadro 2
Ciclos del Índice Coincidente de EUA y de los Índices Coincidentes Regionales de México
Varianza-Covarianza \ Correlación de las Perturbaciones Cíclicas

	EUA	Norte	Centro Norte	Centro	Sur
EUA	1.714	0.613	0.640	0.283	0.228
Norte	2.746	11.710	0.494	0.662	0.511
Centro Norte	1.239	2.501	2.189	0.480	0.414
Centro	0.846	5.175	1.624	5.224	0.228
Sur	0.647	3.792	1.329	1.132	4.710

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Nota: Cifras multiplicadas por 10^6 . En la diagonal se reporta la varianza; en el triángulo superior derecho las correlaciones; y en el inferior izquierdo la covarianza de las perturbaciones cíclicas.

Cuadro 3
Ciclos del Índice Coincidente de EUA y de los Índices Coincidentes Regionales de México
Componentes Principales de las Perturbaciones Cíclicas

Región	1	2	3	4	5
EUA	-0.19	0.00	0.42	-0.50	-0.73
Norte	-0.80	0.04	0.44	0.32	0.25
Centro Norte	-0.22	-0.05	-0.12	-0.80	0.54
Centro	-0.42	0.56	-0.66	0.00	-0.27
Sur	-0.31	-0.82	-0.42	0.06	-0.20
Valor propio	1.7E-05	3.8E-06	2.3E-06	1.9E-06	3.5E-07
% de la Varianza	67.53	14.95	8.83	7.30	1.39

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Como se explicó en la sección III.2, nota al pie 4, a partir del análisis por componentes principales de la matriz de varianza-covarianza se puede calcular el porcentaje de la varianza de las perturbaciones cíclicas en cada región que está asociado a cada choque o fuente de fluctuaciones.

Así, el ciclo asociado al primer componente principal explica el 94 por ciento de la varianza de las perturbaciones cíclicas en el norte, el 58 por ciento en el centro y algo menos del 40 por ciento en EUA, la región centro norte y la región sur (Cuadro 4).

Por su parte, el ciclo asociado al segundo componente principal es responsable del 55 por ciento de la varianza de las perturbaciones cíclicas en el sur y del 23 por ciento de éstas en el centro, pero no explica la variabilidad de las perturbaciones cíclicas en EUA y en las regiones norte y centro norte de México (Cuadro 4). Estos resultados indican que las perturbaciones cíclicas en el sur, y en parte también en el centro, de México están asociadas con choques específicos a la economía mexicana.

Los componentes principales tercero y cuarto explican en conjunto el 51 por ciento de la varianza de las perturbaciones cíclicas en EUA y, respectivamente, el 19 y el 55 por ciento de la varianza de las perturbaciones cíclicas en el centro y el centro norte (Cuadro 4).

Por último, el quinto componente principal indica que el 11 por ciento de la varianza de las perturbaciones cíclicas de EUA se debe a choques específicos a la economía estadounidense, que no afectan en general a las economías regionales de México (excepto en una pequeña medida al ciclo de la economía del centro norte, Cuadro 4).

Cuadro 4
Ciclos del Índice Coincidente de EUA y de los Índices Coincidentes Regionales de México
Proporción de la Varianza de las Perturbaciones Cíclicas por Componente Principal

Región	1	2	3	4	5	Suma
EUA	0.38	0.00	0.23	0.28	0.11	1.00
Norte	0.94	0.00	0.04	0.02	0.00	1.00
Centro Norte	0.39	0.00	0.02	0.55	0.05	1.00
Centro	0.58	0.23	0.19	0.00	0.00	1.00
Sur	0.36	0.55	0.08	0.00	0.00	1.00

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Resumiendo, mientras que la mayor parte de la varianza de las perturbaciones cíclicas en las regiones norte, centro norte y centro está asociada con los choques que afectan a la economía estadounidense, el ciclo del sur está explicado mayormente por choques específicos, es decir choques que afectan a la economía mexicana. El choque que afecta conjuntamente a las economías de EUA y del norte, centro norte y centro de México se podría asociar con las fluctuaciones de la demanda externa, que afectan a la economía mexicana a través de cambios en la demanda de exportaciones mexicanas en EUA. El choque que tiene un mayor efecto en el sur y algún efecto en el centro, pero que no tiene impacto en la economía de EUA, se puede asociar con fluctuaciones en la demanda interna de la economía mexicana.

IV.2.1 Discusión

Los resultados encontrados en esta sección brindan un panorama de la sincronización entre los ciclos económicos de EUA y de las regiones de México que se ajusta a nuestras expectativas. En primer lugar, la covarianza entre las perturbaciones de los ciclos de EUA y de las regiones de México es más alta en las regiones del norte que en el centro y en el sur. Segundo, los choques al ciclo de EUA afectan en menor medida al ciclo del sur con relación al del resto de las regiones.

Sin embargo, la especificación estimada adolece de algunas deficiencias. Primero, los errores de la estimación no pasan las pruebas de homogeneidad y normalidad en el caso de los índices coincidentes de EUA y del sur de México (si bien no se rechazan en general las pruebas de independencia, Cuadro 5). Segundo, los valores propios resultantes de la descomposición de la matriz de varianza-covarianzas son cercanos a cero lo que puede llevar a considerar que el rango de esa matriz no sea en efecto completo y que, por lo tanto, estemos en presencia de ciclos comunes (Cuadro 3). En las secciones siguientes presentamos los resultados que se obtienen

cuando se modifica el modelo con el propósito de satisfacer las pruebas de diagnóstico y así obtener una mejor estimación de la matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones cíclicas.

Cuadro 5
Pruebas de Diagnóstico del Modelo Estructural Multivariado del Índice Coincidente de
EUA y de los Índices Coincidentes Regionales de México

Región	Independencia			DW	Homosc.	Normalidad
	r(1)	r(24)	Q(19)		H(31)	N
EUA	-0.0568	-0.1814	20.87	2.10	2.046*	12.25*
Norte	0.1426	-0.0035	24.48	1.69	1.421	5.11
Centro Norte	-0.0656	-0.0927	21.87	2.07	1.769	0.74
Centro	0.0585	-0.1930	32.98*	1.86	1.205	1.65
Sur	-0.0248	-0.0028	22.36	2.03	2.405*	20.114*

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

*/ Indica rechazo de la hipótesis nula correspondiente. Para r(1) y r(24) el valor crítico es ± 0.2041 ; para Q(19) el valor crítico es 30.14; el valor crítico para la prueba de normalidad es 5.99; por último, el valor crítico para H(31) es 1.822. Un valor del estadístico Durbin-Watson menor a 1.6 señala autocorrelación en el componente irregular.

IV.3 Valores extremos y quiebre estructural en los índices coincidentes

El rechazo de las hipótesis de homocedasticidad y normalidad de los residuales en el modelo multivariado de la sección anterior para el caso de los índices coincidentes de EUA y del sur (Cuadro 5) puede deberse a la presencia de componentes adicionales en dichas series, como valores extremos o quiebres estructurales, que no fueron tenidos en cuenta en la estimación del modelo.

STAMP permite la detección de valores extremos y quiebres estructurales en series de tiempo mediante la inspección visual de las gráficas de los residuos auxiliares (Harvey y Koopman, 1992). Los residuos auxiliares son estimaciones suavizadas de las perturbaciones del componente irregular y de la tendencia y luego normalizadas o estandarizadas por sus correspondientes varianzas. Cuando los valores de esta serie se alejan significativamente de cero indican la presencia de irregularidades en los datos; por ello los residuos auxiliares del

componente irregular y del nivel de la tendencia pueden ser considerados, respectivamente, una prueba-t de la hipótesis nula de que no hay valores extremos y quiebres estructurales en los datos (Commandeur y Koopman, 2007; Koopman et al., 2006). Dado que el análisis de los residuos auxiliares equivale a la estimación de un intervalo de confianza del 95 % correspondiente a una prueba-t de dos colas, se espera que en aproximadamente $n/20$ casos los residuos excedan los límites del intervalo por puro azar (En nuestro caso, con 96 observaciones, el número de esos casos es aproximadamente 5).

El análisis de los residuos auxiliares en la estimación del modelo de la sección IV.2 arrojó, en todos los casos, un número de valores extremos y de quiebres estructurales menor o igual a 5, el número de veces que se pueden encontrar valores fuera de los límites por azar; ello con excepción del índice del sur, donde encontramos 6 posibles quiebres estructurales. De hecho, uno de ellos, correspondiente a mayo de 2009, excede por mucho los límites del intervalo de confianza. Recordemos que el brote de influenza AH1N1 que afectó a México en abril de 2009 tuvo un impacto particularmente negativo sobre el turismo internacional, del que la economía de la región sur depende en un mayor grado que el resto de las regiones.

En consecuencia, reestimamos el modelo agregando una variable de intervención en el modelo estructural del índice coincidente del sur, la que toma el valor 1 para el periodo que va de mayo de 2009 en adelante y 0 para el periodo anterior; la intervención resulta estadísticamente significativa y la estimación del modelo resultante pasa las pruebas de diagnóstico de homocedasticidad y normalidad en el caso del sur. La posterior inspección de los residuos auxiliares efectivamente muestra que en dicha fecha ya no se observan valores de éstos significativamente distintos de cero en el sur. En cambio, en el norte destaca, luego de dicha estimación, un posible valor extremo en mayo de 2010; en esa fecha se observa un pico de actividad que señala el fin de la etapa rápida de la recuperación de la economía estadounidense,

iniciada en junio de 2009, y el comienzo de un periodo asociado a los problemas de deuda en Europa y Estados Unidos. Así, en una segunda reestimación del modelo incluimos una variable de intervención adicional que toma el valor 1 en mayo de 2010 y 0 el resto del tiempo en la serie del índice coincidente de EUA. Los resultados indican que ambas intervenciones son significativas y que la estimación del modelo ahora pasa las pruebas de homocedasticidad y normalidad de los errores en tanto en el caso de EUA como de la región sur (Cuadro 6).

Cuadro 6
Pruebas de Diagnóstico del Modelo Estructural Multivariado
con Intervenciones del Índice Coincidente de EUA y de los Índices Coincidentes
Regionales de México

Región	Independencia				Homosc.	Normalidad
	r(1)	r(24)	Q(19)	DW	H(30)	N
EUA	0.0414	-0.2288*	27.79	1.90	1.121	0.05
Norte	-0.0084	0.0443	26.87	2.01	1.013	1.99
Centro Norte	0.0508	0.0214	22.57	1.87	1.516	4.50
Centro	0.0544	-0.1274	34.33*	1.88	0.888	2.08
Sur	0.0453	0.0259	18.39	1.88	1.299	2.41

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

*/ Indica rechazo de la hipótesis nula correspondiente. Para r(1) y r(24) el valor crítico es ± 0.2041 ; para Q(19) el valor crítico es 30.14; el valor crítico para la prueba de normalidad es 5.99; por último, el valor crítico para H(30) es 1.84. Un valor del estadístico Durbin-Watson menor a 1.6 señala autocorrelación en el componente irregular.

Nota: Las intervenciones realizadas controlan por un valor extremo en el índice coincidente de EUA de mayo de 2010, y por un quiebre estructural de la tendencia del índice coincidente del sur en mayo de 2009; el coeficiente (valor-p) es 0.003 (< 0.01) en el primer caso, y -0.022 (< 0.01) en el segundo.

Bajo esta especificación del modelo, sin embargo, las correlaciones entre las perturbaciones cíclicas de los índices coincidentes siguen un patrón muy distinto que el que resultó de la estimación original de la sección IV.2: las correlaciones cruzadas son ahora muy altas (cerca de 1) entre las perturbaciones cíclicas de EUA, norte, centro norte y centro, mientras que las correlaciones cíclicas de todas estas regiones con las del sur son cercanas a cero (Cuadro 7, celdas del triángulo superior derecho).

Cuadro 7
Ciclos del Índice Coincidente de EUA y de los Índices Coincidentes Regionales de México
Varianza-Covarianza \ Correlación de las Perturbaciones Cíclicas (con intervenciones)

	EUA	Norte	Centro Norte	Centro	Sur
EUA	0.910	0.905	0.913	0.914	-0.130
Norte	2.524	8.547	1.000	1.000	0.304
Centro Norte	1.135	3.809	1.698	1.000	0.285
Centro	0.962	3.225	1.438	1.217	0.282
Sur	-0.398	2.847	1.190	0.997	10.250

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Nota 1: Cifras de la varianza y covarianza multiplicadas por 10^6 . En la diagonal se reporta la varianza; en el triángulo superior derecho las correlaciones; y en el inferior izquierdo la covarianza de las perturbaciones cíclicas.

Nota 2: Las intervenciones realizadas controlan por un valor extremo en el índice coincidente de EUA de mayo de 2010, y por un quiebre estructural de la tendencia del índice coincidente del sur en mayo de 2009; el coeficiente (valor-p) es 0.003 (< 0.01) en el primer caso, y -0.022 (< 0.01) en el segundo.

El análisis por componentes principales de la matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones cíclicas muestra, al igual que en la sección previa, aunque ahora de manera más definida, que existen dos fuentes principales de las fluctuaciones cíclicas regionales; éstas están asociadas con el primer y el segundo componentes principales: el primero explica 63.9 por ciento y el segundo el 36.1 por ciento de la variabilidad de las perturbaciones cíclicas. Cabe señalar que, también al igual que en la sección IV.2, el peso del índice coincidente de EUA en el segundo componente principal es cercano a cero; se identifica así el segundo componente principal claramente con el ciclo específico de la economía mexicana al que está asociado el ciclo económico del sur. Además, los valores propios en la descomposición de la matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones cíclicas siguen siendo cercanos a cero (el cuadro con los resultados del análisis de componentes principales no se muestra aquí por razones de

espacio). Lo anterior nos lleva a considerar la posible existencia de un ciclo común en las fluctuaciones cíclicas de EUA y de las regiones norte, centro norte y centro de México.

IV.4 Modelo multivariado con factores dinámicos y variables de intervención

Con base en los resultados de la especificación de la sección IV.3 (Cuadro 7) estimamos dos modelos multivariados con intervenciones; en uno de ellos estudiamos el comovimiento entre los ciclos de los índices coincidentes de EUA y de las regiones norte, centro norte y centro (modelo 1), mientras que en el segundo estudiamos el comovimiento cíclico entre EUA y el sur (modelo 2). En ambos modelos la estimación se realiza imponiendo una matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones cíclicas de rango 1. Es decir, se asume que existe un ciclo subyacente, que se asocia con el ciclo de EUA, en las fluctuaciones cíclicas de las regiones; los ciclos económicos en las regiones diferirían entonces de aquel sólo en niveles y en razón del componente irregular, como se mencionó en la sección III.2.

El modelo estructural de la sección III, con ciclos comunes y variables de intervención, se puede escribir formalmente como $\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \Theta \boldsymbol{\psi}_t + \Lambda \mathbf{v} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$, $t = 1, \dots, T$, donde \mathbf{v} es un vector $N \times K$ con variables dummies de intervención definidas como ya se indicó antes, y Λ es una matriz $N \times N$ de los coeficientes; el resto de los componentes ya fueron definidos antes en la sección III. Como ya se mencionó, bajo el supuesto de ciclos comunes la relación entre los ciclos de las regiones de México y el ciclo de EUA se captura estimando la matriz de pesos, Θ , cuya dimensión es $N \times K$ donde N indica el número de series en el sistema y K el número de ciclos comunes -aquí seguimos la notación de Harvey y Koopman (1997) y Koopman et al. (2006); por lo tanto, en el modelo 1 la matriz de pesos es un vector 4×1 , y en el modelo 2 es un vector 2×1 .

Los pesos indican el nivel del ciclo de una economía cualquiera con relación al del ciclo común (en nuestro caso, el primer valor del vector siempre es 1 y corresponde al ciclo de EUA).

Además de las intervenciones discutidas en la sección anterior, en el modelo 1 se agregó una más para controlar por un valor extremo en la serie del índice coincidente del centro norte, el que se detectó en el análisis de los residuos auxiliares en una estimación preliminar. Dicha intervención corresponde a una variable dummy que toma el valor 1 en abril de 2009 y 0 el resto del tiempo en el modelo estructural de la serie del centro norte. Como en el caso del sur, el valor extremo puede estar asociado con el episodio del brote de la influenza AH1N1.

En ambos modelos los resultados pasan óptimamente las pruebas de homocedasticidad y normalidad, así como las pruebas de independencia más importantes -los estadísticos $r(1)$, Q y DW no superan los valores críticos en ningún caso, y en el caso de EUA el estadístico $r(24)$ no rechaza la hipótesis nula de independencia al 10 por ciento de significancia estadística (Cuadro 8).

En el modelo 1, el vector que resulta de la estimación con los pesos relativos de los ciclos de EUA, norte, centro norte y centro en el ciclo común es $\Theta = [1.00, 2.86, 1.26, 1.22]$; mientras que en el modelo 2 el vector estimado con los pesos relativos de los ciclos de EUA y sur en el ciclo común es $\Theta = [1.00, 0.34]$. Así, en estas especificaciones particulares del modelo multivariado, si el ciclo común se asocia con el ciclo de la economía estadounidense, los ciclos económicos en México son idénticos al de EUA salvo en la amplitud, que es relativamente mayor en las regiones norte, centro norte y centro, y relativamente menor en el sur. Es decir, si reducimos a un ciclo común la influencia que tienen los choques a la economía de EUA sobre los ciclos económicos de las regiones de México, recobramos el resultado de las secciones previas

referente a que el ciclo de la economía de EUA se potencia más en la región norte con relación al resto de las regiones, y que el grado de reacción presenta valores decrecientes de norte a sur.

Cuadro 8
Pruebas de Diagnóstico del Modelo Estructural Multivariado
con Factores Dinámicos e Intervenciones del Índice Coincidente de EUA y de los Índices
Coincidentes Regionales de México

Región	Independencia				Homosc.	Normalidad	
	r(1)	r(24)	Q(19)	DW	H(30)	N	
Modelo 1	EUA	-0.0155	-0.2053*	21.49	2.01	1.204	0.28
	Norte	-0.1663	0.0053	25.25	2.33	1.015	2.46
	Centro Norte	-0.0689	0.0315	25.57	2.12	0.965	5.15
	Centro	0.0083	-0.1766	30.02	1.96	0.961	1.22
Modelo 2	EUA	0.0028	-0.2359*	23.76	1.98	1.091	0.04
	Sur	-0.0183	-0.0381	22.79	2.02	1.094	1.60

Fuente: Estimaciones con base en estadísticas del Banco de México y del Federal Reserve Bank of Philadelphia.

*/ Indica rechazo de la hipótesis nula correspondiente. Para r(1) y r(24) el valor crítico es ± 0.2041 ; para Q(19) el valor crítico es 30.14; el valor crítico para la prueba de normalidad es 5.99; por último, el valor crítico para H(30) es 1.84. Un valor del estadístico Durbin-Watson menor a 1.6 señala autocorrelación en el componente irregular.

Nota: Las intervenciones realizadas en el modelo 1 controlan por valores extremos en los índices coincidentes de EUA, en mayo 2010, y en la región centro norte, en abril 2009: los coeficientes (valor-p) son 0.003 (< 0.01) y 0.014 (< 0.01), respectivamente. En el modelo 2 se controla por el valor extremo en el índice coincidente de EUA de mayo de 2010, y por un quiebre estructural de la tendencia del índice coincidente del sur en mayo de 2009; los coeficientes (valor-p) son 0.003 (< 0.01) y -0.022 (< 0.01), respectivamente.

V-Conclusión

El análisis de los índices coincidentes de EUA y de las regiones de México, presentado en este documento, parece confirmar la hipótesis referente a que las economías regionales de México tienen distintos grados de comovimiento cíclico con la economía estadounidense, y que las fuentes de los choques a las economías regionales difieren entre ellas en lo que respecta al grado de dependencia que tienen con las fuentes de las fluctuaciones de la economía de EUA.

En primer lugar, la covarianza entre las perturbaciones de los ciclos de EUA y de las regiones de México es más alta en las regiones del norte que en el centro y en el sur. Asimismo,

la elasticidad del componente tendencia-ciclo de los índices coincidentes de las regiones de México con respecto a la misma variable en EUA exhibe un patrón decreciente de norte a sur.

Segundo, los choques que explican una mayor proporción de la varianza de las perturbaciones cíclicas en EUA explican a su vez la mayor parte de la varianza de las perturbaciones cíclicas en el norte, centro norte y centro del país. Bajo el supuesto de la existencia de un ciclo común en las fluctuaciones cíclicas de EUA y de estas tres regiones, encontramos nuevamente que el ciclo de la economía del norte es el que responde en mayor medida al ciclo de la economía de los EUA. Se puede pensar que dicho vínculo entre los ciclos de la economía de EUA y de las regiones de México (sin el sur) se asocia con la actividad comercial entre los dos países en el rubro de manufacturas, cuya producción está menos representada en el sur con relación al resto de las regiones. Así la principal fuente de los ciclos en las economías del norte, centro norte y centro del país serían las fluctuaciones en la demanda de EUA por manufacturas fabricadas en México. ⁷

Tercero, encontramos que la mayor parte de la variabilidad de las perturbaciones del ciclo del sur, y una parte importante de la del centro, está asociada al ciclo específico de la economía mexicana, ya que la fuente de éste es un choque que no afecta a la economía de EUA. Este choque específico a la economía del sur estaría asociado con alteraciones reales, fiscales, o monetarias al interior de la economía mexicana. Cuando estimamos la relación entre los ciclos económicos de EUA y de la región sur bajo el supuesto de la existencia de un ciclo común subyacente a las fluctuaciones cíclicas de ambas economías, los resultados confirman que el

⁷ Queda para una investigación futura el análisis del vínculo entre las fluctuaciones económicas de las regiones de México y de Estados Unidos. Previsiblemente la vinculación de las economías del norte, centro norte y centro de México sería mayor con las de los estados del así-llamado “rust belt” de Estados Unidos, donde se concentra una proporción importante de la industria manufacturera de ese país. Cabe mencionar que en una exploración cualitativa, en la que se fecharon las fases de expansión y recesión de los índices coincidentes de los estados de México y de Estados Unidos, encontramos que la mayor coincidencia temporal de las fases del ciclo se da precisamente entre los estados de la región norte de México y los estados del “rust-belt”.

impacto sobre la economía del sur del ciclo de la economía de EUA es mucho menor que el estimado para el resto de las economías regionales de México.

Así, este estudio confirma, a la vez que extiende y mejora, algunos de los resultados de estudios previos sobre la sincronización cíclica entre las economías regionales de México y la economía de EUA. En particular, el uso de índices coincidentes como medida de la actividad económica regional, así como la adopción de un modelo estructural multivariado para la estimación de la relación entre los ciclos económicos, permiten determinar la existencia de dos fuentes principales para las fluctuaciones económicas en las regiones de México, una externa y una interna; destacando la naturaleza mayormente específica de los choques a la economía del sur.

Bibliografía

Banco de México (2011). “Reporte sobre las Economías Regionales, Enero-Marzo 2011”, www.banxico.org.mx

Bry, G. y C. Boschan (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER, New York.

Burns, A.F. y W.C. Mitchell (1946). *Measuring Business Cycles*, NBER, New York.

Carvalho, V.M. y A.C. Harvey (2005). “Growth, Cycles and Convergence in US Regional Time Series”, *International Journal of Forecasting*, 21, 667-686.

Chiquiar, D. y M. Ramos-Francia (2005). “Trade and Business-Cycle Synchronization: Evidence from Mexican and U.S. Manufacturing Industries”, *North American Journal of Economics and Finance*, 16:187-216.

Chiquiar, D. y M. Ramos-Francia (2008). “Una Nota acerca de la Relación de Largo Plazo entre las Industrias Manufactureras de México y Estados Unidos”, Documento de Investigación N° 2008-08, Banco de México.

Commandeur, J.J.F. y S.J. Koopman (2007). *An Introduction to State Space Time Series Analysis*, Oxford University Press.

Crone, T.M. (2006). “What a New Set of Indexes Tells Us about State and National Business Cycles”, *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia (First Quarter)

Crone, T.M. y A. Clayton-Matthews (2005). “Consistent Economic Indexes for 50 States”, *Review of Economics and Statistics*, 87:593-603.

Cuevas, A., M. Messmacher, y A.M. Werner (2003). “Sincronización Macroeconómica entre México y sus Socios Comerciales del TLCAN”. Documento de Investigación No. 2003-01, Banco de México.

Delajara, M. (2011). “Comovimiento Regional del Empleo Durante el Ciclo Económico en México”, *El Trimestre Económico*, 78, 613-642.

Durbin, J. y S.J. Koopman (2001). *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press.

Fatás, A. (1997). “EMU: Countries or regions? Lessons from the EMS experience”, *European Economic Review*, 41, 743-751.

García-Ferrer, A., Bujosa-Brun, M. (2000). “Forecasting OECD Industrial Turning Points using Unobserved Components Models with Business Survey Data”, *International Journal of Forecasting*, 16, 207-227.

Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

Harvey, A.C. y S.J.Koopman (1992). “Diagnostic Checking of Unobserved Components Time Series Models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 377-389.

Harvey, A.C. y S.J. Koopman (1997). “Multivariate Structural Time Series Models”, in C. Heij, J.M. Schumacher, B. Hanzon y C. Praagman (Eds.), *System Dynamics in Economic and Financial Models*, John Wiley & Sons.

Herrera Hernández, J. (2004). “Business Cycles in Mexico and The United States: Do They Share Common Movements?”, *Journal of Applied Economics*, 7, 303-323.

Koopman, S.J., A.C. Harvey, J.A. Doornik y N. Shephard (2006). *STAMP 8, Structural Time Series Analyser and Modeller and Predictor*, Timberlake Consultants Ltd.

Mejía Reyes, P. y J. Campos Chávez (2011). “Are the Mexican States and the United States Business Cycles Synchronized? Evidence from the Manufacturing Production”, *Economía Mexicana, Nueva Época*, 20:79-112.

Niemira, M.P., y P.A. Klein (1994). *Forecasting Financial and Economic Cycles*, John Wiley & Sons, New York.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1989). “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”, *NBER Macroeconomics Annual*, 4:351-394.

Torres, A. y O. Vela (2003). “Trade Integration and Synchronization between the Business Cycles of Mexico and the United States”, *North American Journal of Economics and Finance*, 14:319-342.

Vahid, F. y R.F. Engle (1993). “Common Trends and Common Cycles”, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.