

Índice de los derechos de la niñez mexicana

Saúl Arellano Almanza

Actualización del Sistema de Indicadores Cíclicos de México

Víctor Manuel Guerrero Guzmán y Francisco de Jesús Corona Villavicencio

Identificación de la vegetación urbana de la Ciudad de México; evaluación de cuatro métodos para la determinación de umbrales en el índice normalizado de diferencias de vegetación y de la clasificación supervisada

Enrique De Nova Vázquez, Germán Castro Ibarra y Humberto Ramos Ramos

Ajuste estacional de series de tiempo económicas en México

Víctor Manuel Guerrero Guzmán, Jesús López-Pérez y Francisco de Jesús Corona Villavicencio

Retropolación hasta 1980 del PIB trimestral de México por entidad federativa y gran actividad económica

Víctor Manuel Guerrero Guzmán y Francisco de Jesús Corona Villavicencio

Suelo agrícola en México: retrospección y prospectiva para la seguridad alimentaria

Felipe Torres Torres y Agustín Rojas Martínez

Una historia breve pero entrañable

Reseña

Fernando J. Chávez Gutiérrez

Hacer el mal queriendo hacer el bien

Reseña

Gerardo Leyva Parra



Información para tomar decisiones

Consulta los indicadores del Sistema Nacional de Información Estadística y Geográfica (SNIEG).

Este Sistema, creado en 2008, integra a todas las Unidades del Estado que son coordinadas por el INEGI para producir y difundir Información de Interés Nacional (IIN).

La IIN que produce el SNIEG es necesaria para sustentar el diseño y evaluación de políticas públicas de alcance nacional, por lo cual es generada en forma regular y periódica.

El SNIEG cuenta con cuatro subsistemas:

- El Subsistema Nacional de Información Demográfica y Social
- El Subsistema Nacional de Información Económica
- El Subsistema Nacional de Información Geográfica y del Medio Ambiente, y el de
- Gobierno, Seguridad Pública e Impartición de Justicia

Información de calidad, pertinente, veraz y oportuna que coadyuva al desarrollo nacional.

Conociendo México

01 800 111 46 34
www.inegi.org.mx
atencion.usuarios@inegi.org.mx

    **INEGI** Informa

 **INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA**

Contenido

Índice de los derechos de la niñez mexicana <i>Children Rights National Index</i> Saúl Arellano Almanza	5
Actualización del Sistema de Indicadores Cíclicos de México <i>Updating the Mexican System of Cyclical Indicators</i> Victor Manuel Guerrero Guzmán y Francisco de Jesús Corona Villavicencio	29
Identificación de la vegetación urbana de la Ciudad de México; evaluación de cuatro métodos para la determinación de umbrales en el índice normalizado de diferencias de vegetación y de la clasificación supervisada <i>Identification of Urban Vegetation of Mexico City; Assessment of Four Methods of Threshold Determination at Normalized Difference Vegetation Index and Supervised Classification</i> Enrique De Nova Vázquez, Germán Castro Ibarra y Humberto Ramos Ramos	65
Ajuste estacional de series de tiempo económicas en México <i>Seasonal Adjustment of Mexican Economic Time Series</i> Victor Manuel Guerrero Guzmán, Jesús López-Pérez y Francisco de Jesús Corona Villavicencio	84
Retropolación hasta 1980 del PIB trimestral de México por entidad federativa y gran actividad económica <i>Retropolation up to 1980 of quarterly Mexican GDP by State and Grand Economic Activity</i> Victor Manuel Guerrero Guzmán y Francisco de Jesús Corona Villavicencio	111
Suelo agrícola en México: retrospección y prospectiva para la seguridad alimentaria <i>Agricultural Soil in Mexico: Retrospection and Prospective for Food Security</i> Felipe Torres Torres y Agustín Rojas Martínez	137
Una historia breve pero entrañable <i>A brief but intimate story</i> Reseña Fernando J. Chávez Gutiérrez	156
Hacer el mal queriendo hacer el bien <i>Doing evil while wanting to do good</i> Reseña Gerardo Leyva Parra	161
Colaboran en este número	169



INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA

Presidente del Instituto

Julio Alfonso Santaella Castell

Vicepresidentes

Enrique de Alba Guerra

Mario Palma Rojo

Paloma Merodio Gómez

Dirección General de Estadísticas Sociodemográficas

Edgar Vielma Orozco

Dirección General de Estadísticas de Gobierno, Seguridad Pública y Justicia

Adrián Franco Barrios

Dirección General de Estadísticas Económicas

José Arturo Blancas Espejo

Dirección General de Geografía y Medio Ambiente

María del Carmen Reyes Guerrero

Dirección General de Integración, Análisis e Investigación

Enrique Jesús Ordaz López

Dirección General de Coordinación del Sistema Nacional de Información Estadística y Geográfica

María Isabel Monterrubio Gómez

Dirección General de Vinculación y Servicio Público de Información

Eduardo Javier Gracida Campos

Dirección General de Administración

Marcos Benerice González Tejeda

Contraloría Interna

Francisco Hugo Gutiérrez Dávila, encargado de despacho

REALIDAD, DATOS Y ESPACIO REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA

Editor responsable

Enrique Jesús Ordaz López

Editor técnico

Gerardo Leyva Parra

Coordinación editorial

Virginia Abrín Batule y Mercedes Pedrosa Islas

Corrección de estilo

José Pablo Covarrubias Ordiales y Laura Elena López Ortiz

Corrección de textos en inglés

Gerardo Piña

Diseño y formación edición impresa

Juan Carlos Martínez Méndez y Eduardo Javier Ramírez Espino

Indizada en: Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal *Latindex Catálogo*; Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades (*CLASE*) y en la Red Iberoamericana de Innovación y Conocimiento (REDIB).

REALIDAD, DATOS Y ESPACIO REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA, Vol. 9, Núm. 3, septiembre-diciembre, 2018, es una publicación cuatrimestral editada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía, Avenida Héroe de Nacozari Sur 2301, Fraccionamiento Jardines del Parque, 20276 Aguascalientes, Aguascalientes, entre la calle INEGI, Avenida del Lago y Avenida Paseo de las Garzas, México. Teléfono 55 52781069. Toda correspondencia deberá dirigirse al correo: rde@inegi.org.mx

Editor responsable: Enrique Jesús Ordaz López. Reserva de Derechos al Uso Exclusivo del Título Núm. 04-2012-121909394300-102, ISSN Núm. 2007-2961, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Certificado de Licitud de Título y Contenido Núm. 15099, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Domicilio de la publicación, imprenta y distribución: Avenida Héroe de Nacozari Sur 2301, Fraccionamiento Jardines del Parque, 20276 Aguascalientes, Aguascalientes, entre la calle INEGI, Avenida del Lago y Avenida Paseo de las Garzas, México.

El contenido de los artículos, así como sus títulos y, en su caso, fotografías y gráficos utilizados son responsabilidad del autor, lo cual no refleja necesariamente el criterio editorial institucional. Asimismo, la Revista se reserva el derecho de modificar los títulos de los artículos, previo acuerdo con los autores. La mención de empresas o productos específicos en las páginas de la Revista no implica el respaldo por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía.

Se permite la reproducción total o parcial del material incluido en la Revista, sujeto a citar la fuente. Esta publicación consta de 394 ejemplares y se terminó de imprimir en enero del 2019.

Versión electrónica: <http://rde.inegi.org.mx>

ISSN 2395-8537

CONSEJO EDITORIAL

Enrique de Alba Guerra

Presidente del Consejo

Fernando Cortés Cáceres

Profesor Emérito de FLACSO

PUED de la UNAM

México

Gerardo Bocco Verdinelli

Universidad Nacional Autónoma de México

México

Juan Carlos Chávez Martín del Campo

Banco de México

México

Lidia Bratanova

UNECE Statistical Division

Switzerland

Tonatiuh Guillén López

Instituto Nacional de Migración

México

Víctor Manuel Guerrero Guzmán

Instituto Tecnológico Autónomo de México

México

Editorial

En esta ocasión, presentamos seis artículos y dos reseñas para cerrar la edición del 2018.

Índice de los derechos de la niñez mexicana (Children Rights National Index) presenta los resultados de una investigación desarrollada a partir de la reforma constitucional del 2011 en materia de derechos humanos y de la consecuente aprobación de la *Ley General de los Derechos de las Niñas, Niños y Adolescentes*; es una propuesta para medir los avances y rezagos, el impacto y la eficacia de las políticas públicas a través de un solo índice en el que se incluye a la totalidad de la población menor de 18 años de edad.

Enseguida aparece *Actualización del Sistema de Indicadores Cíclicos de México (Updating the Mexican System of Cyclical Indicators)*, estudio orientado hacia el análisis de ciclos de la economía mexicana desde la perspectiva de la revisión y justificación estadística de los métodos que se usan hoy en día en el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para realizar el cálculo de los indicadores compuestos (coincidente y adelantado).

El artículo *Identificación de la vegetación urbana de la Ciudad de México; evaluación de cuatro métodos para la determinación de umbrales en el índice normalizado de diferencias de vegetación y de la clasificación supervisada (Identification of Urban Vegetation of Mexico City; Assessment of Four Methods of Threshold Determination at Normalized Difference Vegetation Index and Supervised Classification)* se deriva de la importancia que reviste en el bienestar social, físico y psicológico de la población el diseño de medidas preventivas e intervenciones eficaces para las áreas verdes urbanas (AVU) y por el hecho de que esta metrópoli padece desde hace tiempo de su pérdida por diversas causas. Con el procedimiento planteado en esta investigación se puede realizar un monitoreo general y apoyar en la creación de un sistema de información geográfica de AVU que facilite su gestión.

En *Ajuste estacional de series de tiempo económicas en México (Seasonal Adjustment of Mexican Economic Time Series)* se presentan diferentes enfoques y herramientas que se utilizan para realizar la *desestacionalización* en el país y, en particular, en el INEGI de manera regular y sistemática desde la década de los 90 con el propósito de que los analistas de información macroeconómica se beneficien de un mejor entendimiento de la metodología empleada.

Retropolación hasta 1980 del PIB trimestral de México por entidad federativa y gran actividad económica (Retropolation up to 1980 of quarterly Mexican GDP by State and Grand Economic Activity) es un trabajo que muestra un cálculo retrospectivo para ampliar la longitud de las series con valores de periodos pasados utilizando el año base más reciente, que es el 2013; aun cuando existen estudios previos para el caso mexicano, la metodología de retropolación restringida que se propone en esta investigación es óptima en términos estadísticos.

En el artículo *Suelo agrícola en México: retrospectión y prospectiva para la seguridad alimentaria (Agricultural Soil in Mexico: Retrospection and Prospective for Food Security)* se parte de la hipótesis de que con el crecimiento demográfico en el país aumentará la demanda de productos básicos y se establece, mediante la metodología de Vectores Autorregresivos, la capacidad real y potencial del espacio agrícola para mantener un nivel suficiente de producción, ya sea por la expansión de

la superficie o por el incremento en el rendimiento, para cubrir el nivel de consumo por lo menos hacia las próximas dos décadas y reducir la dependencia externa.

Para cerrar, se presentan dos reseñas de libros, la primera, titulada *Una historia breve pero entrañable (A brief but intimate story)*, es una publicación ambiciosa de Diane Coyle que ayuda al lector a saber o confirmar su entendimiento sobre las tesis e ideas que esta autora sostiene acerca del producto interno bruto. En segundo término está *Hacer el mal queriendo hacer el bien (Doing evil while wanting to do good)*, la cual comenta la reciente obra literaria de Santiago Levy, quien enseña cómo algunas políticas públicas, que en principio parecen justas y loables, terminan generando incentivos perversos que promueven una asignación ineficiente del capital y del trabajo, minando la productividad y sabotando el crecimiento de la economía.

<http://rde.inegi.org.mx>

Índice de los derechos de la niñez mexicana

Children Rights National Index

Saúl Arellano Almanza*

Este índice tiene como objetivo determinar el grado de cumplimiento de los derechos de niñas, niños y adolescentes en el territorio nacional y en cada una de las entidades federativas.

Para construirlo, se tomó como base la *Ley General de los Derechos de las Niñas, Niños y Adolescentes* y, a partir de su estudio, se llegó a conocer cuáles variables permiten dimensionar su nivel de cumplimiento tanto como promedio nacional como en lo relativo a las 32 entidades federativas que integran a la República Mexicana.

Esta ley contiene 20 derechos, para los cuales se buscaron indicadores que pudieran dar cuenta de su cumplimiento. De las pruebas estadísticas llevadas a cabo, se logró la identificación de 83 indicadores que permiten dimensionar siete del total de esos 20 derechos, sin haber logrado reconocer otras para medir al restante conjunto.

Los resultados pueden resumirse en tres niveles: 1) México es un país en el que se incumplen de manera generalizada los derechos de la niñez; 2) persisten profundas desigualdades entre entidades federativas; y 3) el análisis estadístico confirma la múltiple determinación del cumplimiento de los derechos de la niñez a lo largo del ciclo de vida, confirmándose, además, la relevancia de los principios de universalidad, interdependencia y progresividad en su interpretación y análisis.

Palabras clave: niñez; adolescencia; derechos; índice de derechos; *Ley General de los Derechos de las Niñas, Niños y Adolescentes*.

The main objective of the Index of the Rights of Mexican Childhood is to measure to what extent those rights are being carried out both at a national level as well as in each State of the country.

In order to determine what is to be measured, we have taken the General Law of Children and Adolescents as the main framework. By analyzing it, we have been able to determine the current national an average compliance level regarding the 32 Mexican federal entities.

From the statistical analysis, we were able to identify 83 variables that allow us to measure only seven out of twenty rights included in the Law.

* México Social Multimedia, saularellano1@gmail.com

The results show three main conclusions: 1) The rights of Mexican childhood are not being carried out; 2) There is evidence of deep social inequalities among federal entities; 3) The statistical analysis confirms the multiple determination of compliance regarding the rights of children throughout the life cycle. It also confirms the relevance of the principles of universality, interdependence and progressivity in data interpretation.

Key words: children rights; Children Rights Convention; education; equality; poverty; health services; human rights.

Recibido: 22 de febrero de 2017.
Aceptado: 14 de noviembre de 2017.



Children dressed for Día de los Muertos in Oaxaca, Mexico/Joel Carillelt/Getty Images

Introducción

En el 2004, el Consejo Consultivo del Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF, por sus siglas en inglés)-México propuso la construcción de los índices de los derechos de la niñez mexicana con el objetivo de dimensionar, por primera vez en el país, el nivel de cumplimiento de los derechos de niñas, niños y adolescentes.

Esta medición retomó la experiencia de otras naciones que, en Latinoamérica, habían desarrollado ejercicios similares. Por ejemplo, en Colombia y Ecuador se construyeron sendos índices; en uno de ellos puede leerse: "El ODNA [en Colombia] y UNICEF diseñaron los Índices de Cumplimiento los Derechos de la Niñez y Adolescencia, IDN, tres indicadores que miden el grado de cumplimiento de los derechos a vivir, a crecer saludablemente y a desarrollarse, en cada etapa del ciclo de vida. Su mensaje es poderoso: con tres números, todas y todos los ciudadanos recibimos en una calificación la evaluación del cumplimiento de los derechos de la niñez. La Secretaría Técnica del Observatorio, un espacio de alta calidad técnica y credibilidad, es la encargada de calcular y difundir estos índices".¹

Es importante destacar en esa perspectiva que en la década pasada hubo un importante número de ejercicios promovidos desde la Academia, la sociedad civil y de organismos internacionales (como la UNICEF) que buscaron poner la agenda de los derechos de la niñez en el centro del debate de las políticas públicas de sus respectivos países. De hecho, podría incluso hablarse de un incipiente movimiento latinoamericano en favor de los derechos de niñas, niños y adolescentes.²

En este contexto es que se construyeron en México tres mediciones: la primera relativa al grupo de edad de 0 a 5 años, la cual fue denominada como *la primera infancia*; la segunda fue la relacionada con niñas y niños de 6 a 11 años, a la que se le llamó *la edad escolar*, considerando que se trata de la edad normativa en la que debe cursarse la primaria; mientras que la tercera se abocó al análisis de las condiciones de cumplimiento de los derechos en la adolescencia.³

A pesar de que desde la sociedad civil se promovió la necesidad de que la UNICEF continuara elaborando y publicando los citados índices, esto no ocurrió; por ello, posteriormente, desde la sociedad civil y el Programa Universitario de Estudios del Desarrollo (PUED) de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) se han llevado a cabo algunas actualizaciones de los mismos, con propuestas de modificaciones y mejoras.⁴

En este artículo se presentan los resultados de una nueva investigación⁵ desarrollada a partir de la reforma constitucional del 2011 en materia de derechos humanos y de la consecuente aprobación de la *Ley General de los Derechos de las Niñas, Niños y Adolescentes (LGDNNA)*, la cual reconoce un nuevo conjunto de derechos, pero también de principios y criterios para su adecuado cumplimiento, que obligan al replanteamiento de cómo se miden los avances y rezagos, el impacto y la eficacia de las políticas públicas en esa materia.

1 https://www.unicef.org/ecuador/policy_rights_23283.htm

2 Esta *tendencia* de buscar mejores mediciones para evaluar los progresos y retos de los países en lo relativo al cumplimiento de los derechos de la niñez se expresó, como ya se indicó, en diversos ejercicios estadísticos, de los cuales México no fue la excepción. Sobre el particular, otro ejercicio interesante fue el llevado a cabo en República Dominicana. https://www.unicef.org/republicadominicana/IDN_Observatorio_DNINEz.pdf "Los IDNs resumen esta información en una sola cifra en una escala de 0 a 10, en la que el 0 representa la peor situación provincial encontrada en el país, y el 10 indica que el derecho está siendo ejercido plenamente por todos los niños y niñas".

3 Las publicaciones se encuentran en el sitio electrónico oficial de la UNICEF-México en la liga https://www.unicef.org/mexico/spanish/politicaspublicas_6914.htm

4 Ver, Fuentes, Mario Luis. *Índice de los derechos de la niñez mexicana 2012*. México, PUED-UNAM, 2014 (DE) <http://www.pued.unam.mx/opencms/publicaciones/cuadernos.html>

5 La investigación completa será publicada próximamente por el Programa Universitario de Estudios del Desarrollo de la UNAM. Se trata de un trabajo desarrollado por Mario Luis Fuentes Alcalá y quien esto escribe.

Marco jurídico-conceptual

En todas las mediciones previas del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM) se llevó a cabo una segmentación etaria en tres grupos, considerando diferentes etapas de desarrollo: la primera infancia (0 a 5 años), la edad escolar (6 a 11 años) y la adolescencia (12 a 17 años). Lo anterior permitía tanto tener una imagen de las problemáticas que se viven en cada uno de los ciclos de la vida como identificar en cada una de las dimensiones que integraban al IDNM y cuáles eran los mayores rezagos en materia de política pública y de los programas dirigidos a la atención de la niñez.

Pese a la fortaleza de esa perspectiva, presentaba tres *debilidades*:

- 1) Es difícil, conceptualmente hablando, delimitar a *la primera infancia* en un rango tan amplio como el de los 0 a 5 años. Tanto la UNICEF como la Organización Panamericana de la Salud hablan de este grupo en dos *etapas*. La primera, durante el primer año de vida, el cual sigue siendo el periodo utilizado para la medición de la mortalidad infantil; y en segundo término se considera como crucial para el desarrollo de la niñez el lapso que va de los 0 a los 3 años de edad; asimismo, ese *corte etario* no permite establecer con claridad la diferencia con *la edad escolar* en tanto que la asistencia escolar de niñas y niños debería estar garantizada universalmente desde el primero del preescolar, es decir, desde los 3 años cumplidos.⁶
- 2) En el mismo sentido, *la edad escolar* presenta la dificultad de que la educación básica, constitucionalmente hablando, incluye hasta el bachillerato, por lo que fijar como límite superior los 12 años resultaba arbitrario.⁷
- 3) Si bien es cierto que la propia LGDNNA define que son adolescentes las personas de 12 a 17 años de edad, la medición de sus derechos obligaría a una segmentación y diferenciación; por ejemplo, entre quienes tienen de 12 a 15 años y los de 16 y menos de 18. Este corte sería fundamental, pensando, solo por citar un ejemplo, en materia de la posibilidad o no de trabajar.

Partiendo de estas consideraciones —pero sobre todo asumiendo que a partir de la citada reforma constitucional del 2011 se definió con claridad la obligatoriedad del Estado mexicano de cumplir con los principios de universalidad, integralidad, indivisibilidad y progresividad en la garantía de los derechos humanos, amén del *Principio del interés superior de la niñez*, establecido en el artículo 4º del texto constitucional y las diferentes interpretaciones que de éste ha hecho la Suprema Corte de Justicia de la Nación— se consideró la necesidad de asumir una nueva estrategia de medición, que fuese armónica con el espíritu de la *Carta Magna*.

Por lo tanto, en esta nueva propuesta de medición, no se separa a los grupos de edad y se plantea construir un solo índice de los derechos de la niñez mexicana en el que se incluye a la totalidad de la población menor de 18 años de edad. Esta decisión obedece al siguiente razonamiento: si bien es cierto que cada etapa o ciclo de vida genera necesidades específicas para cada grupo de edad, no lo es menos el hecho de que la persona es siempre indivisible y en todo tiempo portadora plena de derechos, con independencia de la edad por la que atraviesa.

⁶ Ver, por ejemplo, *Programming experiences in early child development*, 2016, documento de la UNICEF disponible en línea en https://www.unicef.org/spanish/earlychildhood/files/FINAL_Prog_Exp_ECD_Nov_2006_w_forward.pdf

⁷ En efecto, el artículo 3º de la *Constitución* establece como obligatoria la educación desde el preescolar hasta el bachillerato. El texto constitucional dice a la letra: “Artículo 3o. Toda persona tiene derecho a recibir educación. El Estado -Federación, Estados, Ciudad de México y Municipios-, impartirá educación preescolar, primaria, secundaria y media superior. La educación preescolar, primaria y secundaria conforman la educación básica; ésta y la media superior serán obligatorias” (<http://www.ordenjuridico.gob.mx/Constitucion/articulos/3.pdf>).

Así, desde una perspectiva integral de los derechos humanos, tienen que asumirse dos premisas centrales: 1) todos los derechos deben ser cumplidos simultáneamente para todas las niñas y los niños, porque el incumplimiento o la privación de uno o varios de ellos afecta de manera sustantiva el cumplimiento de todos los demás y 2) todos los derechos deben ser cumplidos para todas las niñas, los niños y adolescentes de manera continua e ininterrumpida a lo largo de todos sus ciclos de vida, y es el Estado quien, de acuerdo con Ferrajoli (2001), “tiene la obligación de asegurar la efectividad de estos derechos”.

En efecto: si a una niña o un niño le es incumplido, limitado o negado alguno de sus derechos, esta acción tiene efectos tanto en el corto como en el mediano y largo plazo, más aún si no se llevan a cabo las medidas de restitución y reparación del daño que deberían generarse en estos casos; así, el incumplimiento, limitación o negación del derecho a la salud o de acceso a un adecuado nivel de bienestar (por ejemplo, padecer desnutrición crónica, vivir en pobreza por periodos prolongados o enfermar constantemente de amebiasis u otros males intestinales) compromete el futuro de la niñez en términos de capacidades y competencias pues, por citar solo un ejemplo, una niña o un niño en las circunstancias señaladas tendrá mayores probabilidades de interrumpir su trayectoria escolar, presentará menor rendimiento académico, vivirá en mayores condiciones de vulnerabilidad ante el trabajo infantil, etcétera.⁸

Para robustecer el argumento, basta con señalar que la UNICEF (2016) ha emitido múltiples recomendaciones sobre ésta y otras materias en el sentido aquí planteado, pues “todos los niños y niñas nacen con el derecho inalienable a gozar de una vida saludable, de una educación y de una infancia segura y protegida que se traducen en una vida adulta próspera”.

Las consecuencias, por supuesto, no se extienden solo a las distintas etapas de la niñez y la adolescencia, sino a lo largo de toda la vida y, en este sentido, lo hacen también “a las generaciones venideras, socavando la fuerza de las sociedades” (UNICEF, 2015), por lo que resulta inaceptable el incumplimiento de cualquiera de los derechos, en cualquiera de los ciclos y etapas de la vida.

Lo anterior conlleva también a la conclusión lógica de que si la afectación de un derecho durante la niñez o la adolescencia puede tener tres posibles efectos: a) incumplimiento o afectación de otros derechos en la propia etapa en que se vive, b) impactos negativos para la vida futura o c) retroceso o regresiones en niveles de desarrollo ya alcanzados en el pasado pero que se truncan o se ven afectados por incumplimientos presentes, entonces, antes que segmentar el análisis en distintos grupos de edad, lo que debe llevarse a cabo es una medición integral de los derechos de la niñez y la adolescencia en su conjunto.

El argumento se fortalece si se considera que un país apropiado para la niñez sería, en todo caso, aquél en el cual se cumplen integral y universalmente todos los derechos pues, aun siendo relevante que se tengan avances importantes en cada ciclo vital, lo sustantivo es que haya condiciones de bienestar adecuadas de manera permanente en el tiempo. En consecuencia, el “Estado debe adoptar medidas especiales para proteger a los niños, además de las medidas que deben adoptar para garantizar a todas las personas el disfrute de sus derechos” (Comité de Derechos Humanos, 1989).

⁸ Sobre el tema, a nivel conceptual, ver Vázquez, Luis Daniel y Sandra Serrano. *Los principios de universalidad, interdependencia, indivisibilidad y progresividad*. México, Instituto de Investigaciones Jurídicas, UNAM, 2015. Existe edición electrónica en la liga <https://archivos.juridicas.unam.mx/www/bjv/libros/7/3033/7.pdf>

De este modo, lo que se planteó en la investigación de la cual deriva esta nueva propuesta de medición es construir un índice que tiene como apoyo datos integrados en una sola matriz de indicadores con base en los cuales se lleva a cabo el análisis estadístico.

Lo anterior tiene sustento en una consideración adicional. Los datos procesados en las anteriores ediciones del índice muestran un estado generalizado de incumplimiento de los derechos de la niñez, lo que resta valor de utilidad a un índice segmentado por grupos etarios, es decir, si hubiese entidades donde el cumplimiento de derechos se diera de manera generalizada en varios grupos de edad y solo en alguno de ellos hubiese rezagos importantes, el índice aportaría información de utilidad para focalizar acciones.⁹

Sin embargo, debe insistirse en que la evidencia muestra lo contrario: un país donde los derechos se cumplen de manera muy limitada y, en consecuencia, uno donde “aún existen diferencias importantes en el nivel de desarrollo humano de las niñas, niños y adolescentes” (UNICEF y PNUD, 2015). Esta realidad se repite en todos los espacios territoriales y en todas las dimensiones en las que es posible cuantificar la magnitud de los rezagos y retos; al respecto, la UNICEF y el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL) sostienen que: “Una de cada dos personas menores de 18 años carecía en 2014 de las condiciones mínimas para garantizar el ejercicio de uno o más de sus derechos sociales: educación, acceso a la salud, acceso a la seguridad social, calidad y espacios de la vivienda, servicios básicos en la vivienda o acceso a la alimentación” (2015).

Tal consideración lleva, además, a una última reflexión: los datos que se tienen no alcanzan para medir todos y cada uno de los derechos considerados en la LGDNNA, y en aquellos casos en los que tenemos algunas estadísticas, éstas son limitadas, ya sea por su construcción temporal —es decir, no se actualizan con la frecuencia deseada—, por su incomparabilidad —pues la metodología de su construcción se ha modificado en distintas ocasiones— o por su incapacidad de dar cuenta de la complejidad implícita en el derecho de que se trata.

Diseño metodológico

La LGDNNA contiene 20 derechos; cada uno de ellos contiene, a su vez, un grupo de derechos específicos que son desarrollados a través de un extenso articulado, por ejemplo, el capítulo segundo, titulado *Del derecho de prioridad*, integra a su vez a los artículos 17 y 18; el título tercero, *Del derecho a la identidad*, contiene a los artículos del 19 al 21; y así sucesivamente.

En esa lógica, hay un conjunto de derechos respecto de los cuales hay indicadores con los que se puede estimar, aun de manera relativamente adecuada, el grado de cumplimiento, con nivel de desagregación estatal.

Así, se han identificado siete derechos para los cuales existirían datos que pueden medir efectivamente, de manera directa, el cumplimiento de varios derechos; éstos son: a la vida (*Anexo 1*), a la identidad (*Anexo 2*), a vivir en condiciones de bienestar y a un sano desarrollo integral (*Anexo 3*), a una vida

⁹ La UNICEF sostiene, respecto de los índices de los derechos de la niñez, para los tres grupos de edad: “El **Índice de los Derechos de la Niñez Mexicana (IDN)** muestra que las oportunidades de las niñas, niños y adolescentes de ejercer sus derechos básicos han mejorado de manera constante durante los últimos años en casi todo el país. Asimismo, permite ver cómo la situación de la infancia y de la adolescencia en las entidades del norte de México es, en general, hasta tres veces mejor que en las entidades del sur: En el **IDN I** (0 a 5 años), por ejemplo, Nuevo León alcanza un nivel de 8.10 en 2003, mientras que Guerrero llega a 2.90 en el mismo año. El **IDN II** muestra resultados similares con 8.20 en Nuevo León y 4.47 en Chiapas. Coahuila tenía los resultados más altos en el **IDN III** con 7.29 en 2004, mientras que en Chiapas es de 3.49” (https://www.unicef.org/mexico/spanish/politicaspublicas_6914.htm).

libre de violencia (*Anexo 4*), a la protección de la salud y la seguridad social (*Anexo 5*), al descanso y al esparcimiento (*Anexo 6*) y a la educación.

Como se ha señalado, el cumplimiento de estos derechos debe apegarse también a un conjunto de principios y mandatos generales de la *Ley*, lo cual complejiza enormemente las acciones que se deben desarrollar de parte de la autoridad, en todos sus órdenes y niveles (*Anexo 7*). Para construir un instrumento de medición lo más apegado posible a la visión de derechos establecida en la LGDNNA, se han seleccionado las siguientes variables, provenientes de fuentes oficiales, para cada uno de ellos.

Derecho a la vida

Se considera el porcentaje de defunciones por causas accidentales y violentas, de niñas, niños y adolescentes respecto del total de defunciones entre las personas menores de 18 años de edad, a nivel nacional y por entidad federativa.

En la construcción de este indicador se asume que en las entidades donde hay mayores porcentajes hay también mayores niveles de violencia contra niñas, niños y adolescentes y, en consecuencia, mayores niveles de incumplimiento del derecho a la vida y a no ser privados de ésta. Debe decirse que la categoría de *Causas accidentales y violentas* incluye como presuntas causas del deceso: 1) homicidios, 2) accidentes y 3) suicidios.

La tasa de mortalidad infantil (referida a la razón de defunciones de menores de 1 año de edad por cada mil nacidos vivos) puede asumirse también como un indicador que sintetiza un conjunto de rezagos en distintos ámbitos del desarrollo social que provocan la muerte de niñas y niños, así como las tasas de mortalidad de menores de 5 años por: 1) enfermedades respiratorias agudas, 2) enfermedades diarreicas y 3) desnutrición, además de la razón de mortalidad materna, por entidad federativa, y la esperanza de vida al nacer, por entidad federativa.

Derecho a la identidad

Se estima a través del porcentaje de niñas y niños con registro al nacimiento y que cuentan con acta de nacimiento. En la construcción de este indicador se asume que “la inscripción del nacimiento de las personas en registro civil es un elemento esencial e imprescindible del derecho a la identidad” (UNICEF e INEGI, 2010).

Derecho a vivir en condiciones de bienestar y a un sano desarrollo integral

Éste se mide a partir de los siguientes indicadores: 1) grado de marginación, por entidad federativa, en el cual se asume que los estados donde existen mayores niveles de rezago en la cobertura de servicios, entre los grupos con mayor afectación, se encuentran niñas, niños y adolescentes; 2) porcentajes de pobreza y de población menor de 18 años de edad no pobre y no vulnerable, por entidad federativa; 3) estimaciones respecto de la exposición a contaminación del aire, la

cual se calcula tomando el valor promedio ponderado de las partículas PM_{2.5}¹⁰ registradas por las celdas con respecto a la población ubicada en la cuadrícula geográfica donde se localizan las celdas, indicador de gran relevancia si se considera que actualmente más de “300 millones de niños y niñas viven en zonas donde la polución del aire es por lo menos seis veces mayor que lo que establecen los límites internacionales” (UNICEF, 2016); y 4) porcentaje de matrimonios registrados entre menores de 18 años respecto del total de los matrimonios registrados, por entidad federativa. Sobre este último indicador, destaca que aun cuando desde hace varios años el Observatorio Ciudadano de Políticas de Niñez, Adolescencia y Familia (2005) refirió “una gran variedad, en las legislaciones estatales, respecto del límite de edad para contraer matrimonio, situación que da cuenta de la falta de consciencia en la normatividad” todavía, en la mayoría de las entidades federativas, “la edad legal mínima para el matrimonio es inferior a 18 años” (REDIM, 2014).

Derecho a una vida libre de violencia

Se consideraron: 1) tasa específica de incidencia de violencia intrafamiliar para grupos quinquenales de edad de 0 a 19 años; 2) porcentaje de niñas y niños de 5 a 17 años que trabajan, por entidad federativa, y porcentaje de niñas y niños de 5 a 17 años que laboran en ocupaciones permitidas por la Ley, por entidad federativa; 3) tasa específica de incidencia de accidentes para grupos quinquenales de edad de 0 a 19 años, por entidad federativa; 4) tasa específica de incidencia de heridas por arma de fuego y armas punzocortantes para grupos quinquenales de edad de 0 a 19 años, por entidad federativa; y 5) tasas específicas de incidencia por grupos quinquenales de edad en menores de 19 años por peatón lesionado, por entidad federativa. Sobre este indicador, es preciso destacar el señalamiento de la Comisión Interamericana de Derechos Humanos (2015) relativo a que “las niñas, niños y adolescentes son uno de los grupos más afectados por diversas formas de violencia y de vulneraciones a derechos, así como por el actuar del crimen organizado”.

Derecho a la protección de la salud y la seguridad social

Se tomaron en cuenta: 1) porcentaje de población usuaria de servicios de salud en consultorios o farmacias, 2015, por entidad federativa; 2) porcentaje de población no usuaria de servicios de salud o con uso en establecimientos no especificados; 3) tasa específica de incidencia de obesidad para grupos quinquenales de 0 a 19 años, por entidad federativa; 4) tasa de presencia de médicos pediatras, por entidad federativa; 5) porcentaje de niñas y niños menores de hasta 1 año de edad con esquema básico de vacunación; 6) porcentaje de nacimientos de niñas y niños cuya madre tenía menos de 19 años de edad al momento del alumbramiento, por entidad federativa; 7) tasas específicas de incidencia por grupos quinquenales de edad por adicciones en menores de 19 años, por entidad federativa; 8) tasas específicas de incidencia por grupos quinquenales de edad por anorexia en menores de 19 años, por entidad federativa; 9) tasas específicas de incidencia por grupos quinquenales de edad por intoxicación aguda por alcohol, por entidad federativa; y 10) tasas específicas de incidencia por grupos quinquenales de edad por desnutrición severa en menores de 19 años, por entidad federativa.

10 De acuerdo con la Organización Panamericana de la Salud (OPS), sostiene: “Las partículas más perjudiciales para la salud son las de 10 micrones de diámetro, o menos ($\leq PM_{10}$), que pueden penetrar y alojarse en el interior profundo de los pulmones. La exposición crónica a las partículas agrava el riesgo de desarrollar cardiopatías y neumopatías, así como cáncer de pulmón. La medición de las partículas finas de 2,5 micrómetros o menos de diámetro (PM_{2.5}) es considerado el mejor indicador del nivel de riesgo para la salud derivados de la contaminación del aire, ver <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs313/es/>

Derecho al descanso y el esparcimiento

Éste se mide con: 1) tasa de museos, por entidad federativa; 2) tasa de bibliotecas públicas, por entidad federativa; 3) tasa de centros culturales, por entidad federativa; 4) tasa de librerías, por entidad federativa; 5) tasa de teatros, por entidad federativa; y 6) tasa de parques con juegos infantiles, por entidad federativa. En la construcción de este indicador se consideró el señalamiento del Comité de los Derechos del Niño (2015) relativo a que “los Estados no han prestado atención suficiente a la aplicación de las disposiciones del artículo 31 de la Convención, que garantiza el derecho del niño al descanso y el esparcimiento”.

Derecho a la educación

Se consideró: 1) porcentaje de asistencia escolar de la población de 6 a 11 años, por entidad federativa; 2) índice de abandono escolar, por entidad federativa; 3) tasa de absorción escolar; 4) tasa de eficiencia terminal; 5) porcentaje de población en rezago educativo; 6) grado promedio de escolaridad; y 7) cobertura educativa de la población de 15 a 17 años. En la construcción de este indicador se asume que “en México las brechas de inequidad educativa se acentúan conforme se avanza en la trayectoria educativa y que el riesgo de abandono escolar se inicia desde los primeros años de primaria, limitando progresivamente otros derechos” (UNICEF, 2016).

En resumen, de los 83 indicadores identificados originalmente, el análisis estadístico define que hay 41 que ofrecen un nivel de varianza relevante y, por ello, se utilizan como el insumo estadístico principal para la construcción del presente índice.

Para la estimación del IDNM, fueron seleccionados una serie de indicadores, los cuales están expresados en distintas unidades de medida. Con el fin de salvar esta dificultad, se llevó a cabo un proceso de estandarización de variables que permite su medición en una escala de 0 a 1, donde 0 representa el menor valor posible, entre las variables utilizadas, y el 1, el máximo grado identificado de cumplimiento de derechos.

Este procedimiento permite construir un índice que se desagrega en las siete dimensiones relativas a los derechos que se consideran para la medición; es decir, en sentido estricto, en tanto que todas las dimensiones son medidas a través de diferentes variables (excepto la relativa al derecho a la identidad, que solo considera una), cada una de ellas puede ser pensada como un *subíndice*.

Esta característica, que es compartida con los índices construidos previamente, resulta de suma utilidad para los gobiernos estatales y, en general, para el diseño de políticas públicas, pues identifica aquellos ámbitos de intervención en los que hay mayores avances o rezagos para cada una de las entidades federativas del país.

Así, la medición del presente índice utiliza como fórmula de estandarización la siguiente:

$$\frac{Vr - Vmin}{Vmax - Vmin}$$

donde:

- V_r representa el valor que toma cada una de las variables para cada una de las entidades federativas.
- V_{min} es el valor mínimo registrado para la variable medida, entre las 32 entidades federativas del país.
- V_{max} representa el valor máximo registrado para la variable medida, entre las 32 entidades federativas del país.

Una vez que se estandarizan todas y cada una de las variables, se procede a obtener un promedio simple de las variables que integran a cada uno de los siete subíndices, relativos a los derechos considerados en este ejercicio de medición.

Una vez obtenido el valor de cada uno de estos subíndices, a través del ya mencionado promedio simple de las variables estandarizadas que los integran, se procede a la estimación del IDNM a través de la obtención de un promedio simple de los siete valores obtenidos, por lo que la expresión del mismo es la siguiente:

$$\frac{DV+DI+DCB+DLV+DSS+DDE+DE}{7} = IDNM$$

donde:

DV : derecho a la vida.

DI : derecho a la identidad.

DCB : derecho a vivir en condiciones de bienestar y a un sano desarrollo integral.

DLV : derecho a una vida libre de violencia.

DSS : derecho a la protección de la salud y a la seguridad social.

DDE : derecho al descanso y el sano esparcimiento.

DE : derecho a la educación.

Discusión de resultados

Como se indica en la fórmula de construcción del índice, su estimación es resultado de un promedio simple de los valores obtenidos para cada uno de los siete derechos que se consideran en esta medición y para los cuales se logró la identificación de variables que permitieran una aproximación estadística a los mismos.

Para una adecuada interpretación de los resultados del índice, se debe hacer hincapié en el hecho de que, al tratarse de una medida estandarizada en una escala de 0 a 1, estos valores permiten estimar el nivel de cumplimiento de los derechos de la niñez, no respecto de un *ideal* preestablecido, sino del nivel de avance que se tiene en cada una de las entidades federativas respecto de lo que ocurre en las demás, de tal forma que si un estado obtiene un 0 en una de las dimensiones no significa que en éste se incumplen absolutamente; por el contrario, indica que es donde menor cumplimiento se obtiene respecto de los avances que hay en el resto de los estados.

En sentido inverso, lograr un indicador de 1 no significa que en esa entidad hay un cumplimiento universal del derecho referido, sino que es en ella donde se tienen los mayores avances en el país, sin que esto signifique que ya no hay mucho que hacer para mejorar las condiciones de la niñez.

Para ilustrar aún mejor lo anterior, es pertinente señalar, por ejemplo, la variable relativa al nivel de pobreza en que viven niñas y niños en México. En este indicador, en *La medición multidimensional de la pobreza* del CONEVAL, Nuevo León aparece, en el 2014, con 24.9% de su población menor de 18 años de edad en situación de pobreza, mientras que en Chiapas el dato es de 82.3 por ciento. Al estandarizar estas variables en el índice, Nuevo León aparece con un valor de 1 y Chiapas, de 0. En efecto, la transformación de los datos originales a una escala de 0 a 1 permite mostrar que Nuevo León es la entidad con mayor nivel de logro en lo relativo a este indicador y que Chiapas es la que tiene mayor nivel de rezago.

El resto de los indicadores deben ser leídos entonces en ese sentido: el 1 señala el mayor nivel de logro en el cumplimiento de un derecho, pero no indica cumplimiento universal y el 0, por su parte, presenta el mayor nivel de rezago, mas no necesariamente incumplimiento absoluto de los derechos de la niñez.

Derecho a la vida

Los resultados muestran que, en general, es un derecho cuya protección es aún precaria y en algunas entidades, francamente reprobable; por ejemplo, en este derecho, Nuevo León es la entidad que alcanza el mayor grado de cumplimiento con un puntaje de 0.85 en la señalada escala de 0 a 1, en segundo lugar se ubica el estado de Querétaro y en tercero, Yucatán con puntajes de 0.80 y 0.77, respectivamente. Casi en el mismo nivel se encuentran, además, Aguascalientes (0.76), así como la Ciudad de México y Colima (0.75 cada uno de ellos).

En el extremo opuesto aparece, en último sitio, Guerrero (0.30), Chiapas y Chihuahua (0.36 cada uno), Oaxaca (0.38) y Nayarit (0.43). De este modo, como se observa, hay una diferencia de 2.8 veces mayores niveles de cumplimiento de derechos para la niñez en Nuevo León que en Guerrero, y si se toma como referencia al municipio de San Nicolás de los Garza y las zonas indígenas más rezagadas de Guerrero hay hasta 3.5 veces más probabilidades de morir antes de cumplir los primeros cinco años de vida en este estado frente al municipio señalado de Nuevo León.

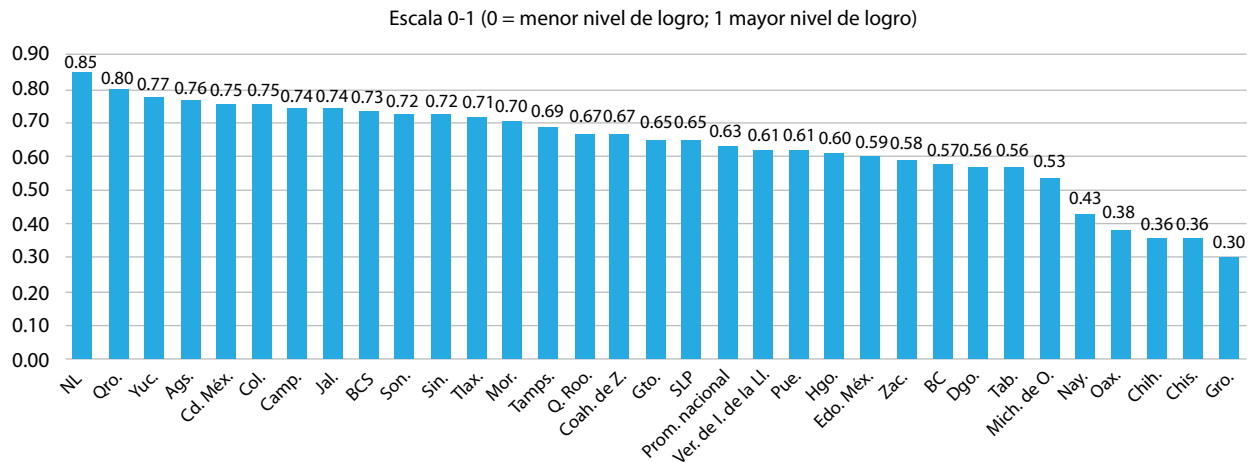
El promedio nacional obtenido en este indicador es de 0.63 puntos, en la escala de 0 a 1, con lo cual puede sostenerse que el derecho a la vida se incumple de manera importante y generalizada en el país, pues hay 14 entidades que se ubican por debajo de ese valor que, en sí mismo, puede considerarse como muy bajo (ver gráfica 1).

Derecho a la identidad

En esta dimensión, las diferencias son sumamente marcadas, y una vez más muestran el grado de desigualdad interestatal que existe en todas las dimensiones relativas al cumplimiento de los derechos de la niñez en el país.

Gráfica 1

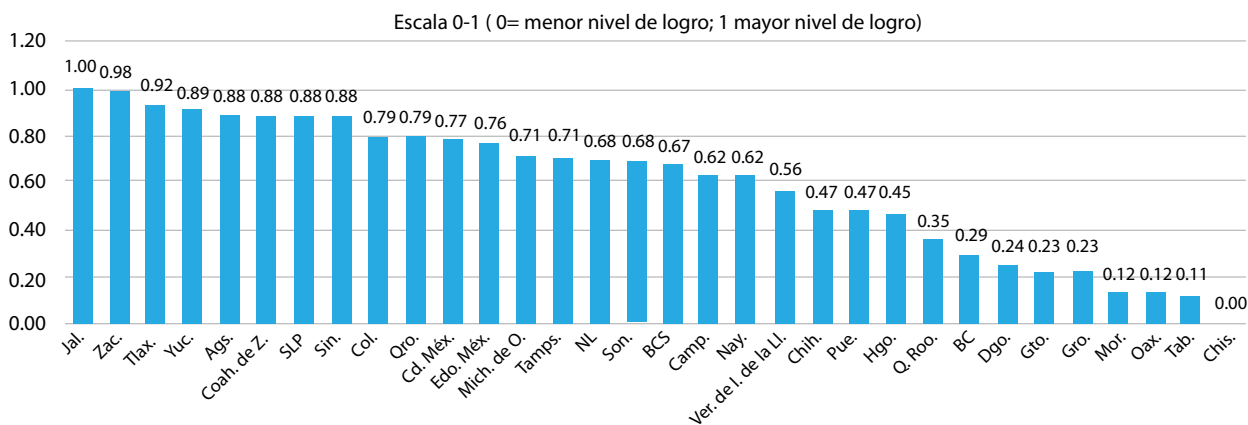
Índice parcial relativo al derecho a la vida, 2016



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

Gráfica 2

Índice parcial relativo al derecho a la identidad, 2016



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

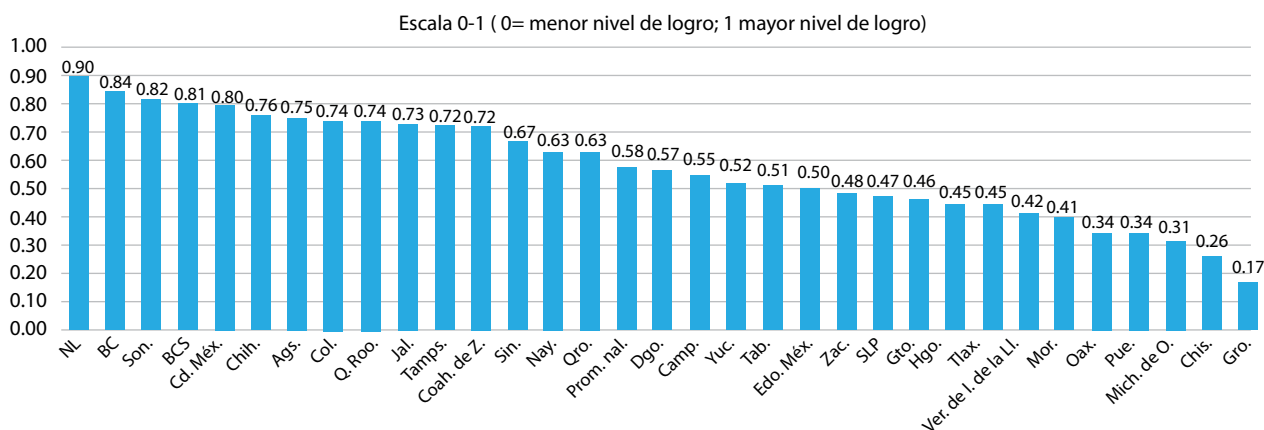
La entidad con mayor logro es Jalisco con un registro de niñas y niños al nacer respecto del total de nacimientos en el estado (ver gráfica 2); el que tiene menor registro es Chiapas; le siguen Tabasco, Oaxaca y Morelos.

Derecho a vivir en condiciones de bienestar y a un sano desarrollo integral

Éste se mide con base en cinco variables y es una de las dimensiones en que mayor polarización hay entre entidades federativas. En efecto, Nuevo León, el estado que mayor nivel de logro obtiene en esta dimensión, registra 5.2 veces mayor puntaje respecto de Guerrero, donde se tienen los peores valores (ver gráfica 3).

Gráfica 3

Índice parcial relativo al derecho a vivir en condiciones de bienestar y a un sano desarrollo integral, 2016



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

Las entidades con peores indicadores son Guerrero (0.17, en la citada escala de 0 a 1), Chiapas (0.26), Michoacán de Ocampo (0.31), Puebla y Oaxaca (0.34 cada una), Morelos (0.41) y Veracruz de Ignacio de la Llave (0.42).

Derecho a la protección de la salud y la seguridad social

Éste es uno de los derechos para los cuales fue posible contar con mayor número de variables para su estimación —originalmente se identificaron 43 indicadores—, por lo que se llevaron a cabo análisis preliminares y, en tanto que no aportaban elementos para un adecuado análisis de la varianza, se eliminaron los siguientes: tasa específica de adicciones para los distintos grupos de edad de menores de 10 años, las tasas específicas de incidencia de anorexia para menores de 1 año y de 1 a 4 años, así como las tasas específicas de intoxicación aguda por alcohol en menores de 10 años.

Así, se detectó la necesidad de aplicar un análisis adicional para una adecuada interpretación de las variables. Para hacerlo, se aplicó la técnica de Análisis Factorial Exploratorio (AFE), y se encontró que las variables se agrupan estrictamente en lo relativo a las tasas de morbilidad consideradas.

El hallazgo es relevante porque, de manera fundamental, muestra que las tendencias de morbilidad no se determinan estadísticamente entre sí, pero lo que la evidencia sí presenta es que las tendencias de morbilidad sí se correlacionan y determinan a lo largo de la vida.

Así, el AFE muestra que en aquellas entidades donde se detectan altas tasas de incidencia de obesidad o de anorexia en edades tempranas, esta condición no solo se mantiene, sino que se incrementa en la medida en que se avanza *hacia arriba* en los grupos etarios.

A pesar de lo anterior, destacan tres variables que en sí mismas construyen un *factor*: las tasas específicas de incidencia de intoxicación aguda por alcohol, las tasas específicas de incidencia por adicciones y la tasa de embarazo adolescente.

En el mismo sentido se encuentran las variables relativas a los porcentajes de usuarios de servicios de salud en farmacias o consultorios, de personas no usuarias de servicios de salud y de cobertura de esquema completo de vacunación, así como la tasa de disponibilidad de médicos pediatras. En su conjunto, el análisis muestra que se comportan como un solo *factor*.

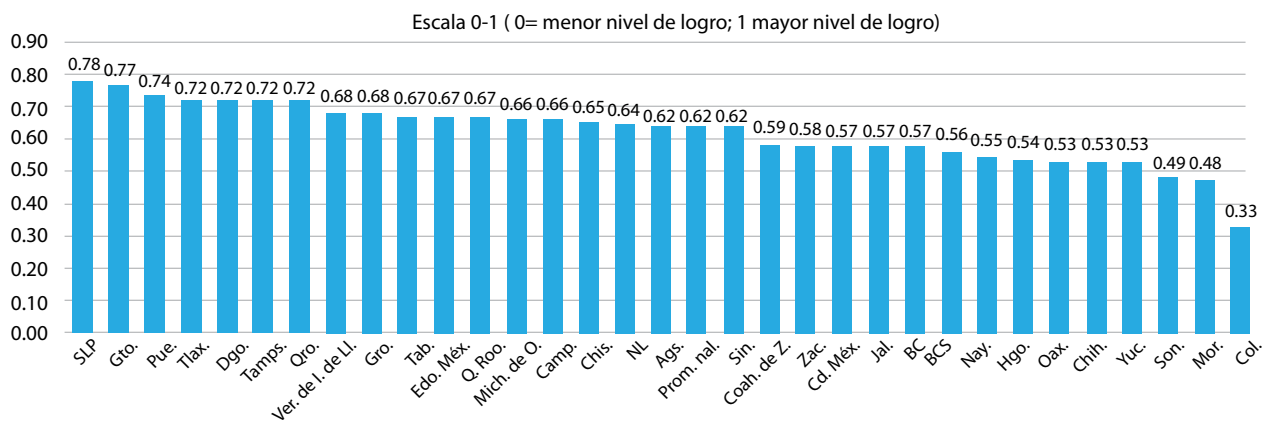
Ante tal evidencia, lo que se hizo fue obtener un grupo de cuatro grupos de variables: 1) relativo a las adicciones y el embarazo adolescente, 2) relativo a la insuficiencia de servicios de salud, 3) relativo a la incidencia de desnutrición y 4) relativo a la incidencia de obesidad y anorexia. Se registró el valor respectivo para cada uno de estos grupos y de su promedio simple se obtuvo el valor del subíndice *derecho a la protección de la salud y la seguridad social*.

En esta dimensión (ver gráfica 4), la entidades que obtienen los mejores valores son San Luis Potosí (0.78), Guanajuato (0.77) y Puebla (0.74), así como Tlaxcala y Durango (0.72 cada una).

En el extremo opuesto, los peores valores son de Colima (0.33), Morelos (0.48), Sonora (0.49) y Yucatán, Chihuahua y Oaxaca (0.53 cada una de ellas).

Gráfica 4

Índice parcial relativo al derecho a la protección a la salud y a la seguridad social, 2016



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

Derecho a una vida libre de violencia

Esta dimensión contiene el segundo mayor número de variables entre todas las incluidas en el índice (22) que mostraban igual comportamiento estadístico que implicaba la realización también de un AFE para determinar si algunas de ellas se agrupaban dado su comportamiento estadístico similar y si entre ellas surgían *factores* con el fin de reducirlas a constructos más simples de interpretar.

El resultado muestra una agrupación por causas de morbilidad. En tanto que se analizan tasas específicas para grupos de edad, es interesante observar que, en efecto, se agrupan en *bloques* que presentan cómo la existencia de una causa de morbilidad en edades tempranas determina su prevalencia en el tiempo, de hecho, se incrementan y profundizan.

Así, la incidencia de accidentes en las edades tempranas está directamente asociada con la prevalencia e incidencia de accidentes en la adolescencia; lo mismo ocurre con fenómenos como la violencia física expresada en heridas por armas de fuego y punzocortantes.

Por último, existe un resultado sumamente interesante, pues el análisis factorial muestra que las tendencias de incidencia de morbilidad por violencia intrafamiliar se asocian con la presencia del trabajo infantil y, todavía más, con éste en actividades prohibidas o en edad prohibida.

Aunque hay desigualdades importantes entre las entidades federativas, en esta dimensión se presentan los menores niveles de desigualdad; es decir, lamentablemente, la presencia de condiciones de violencia contra la niñez y la adolescencia es una constante generalizada en todo el territorio nacional.

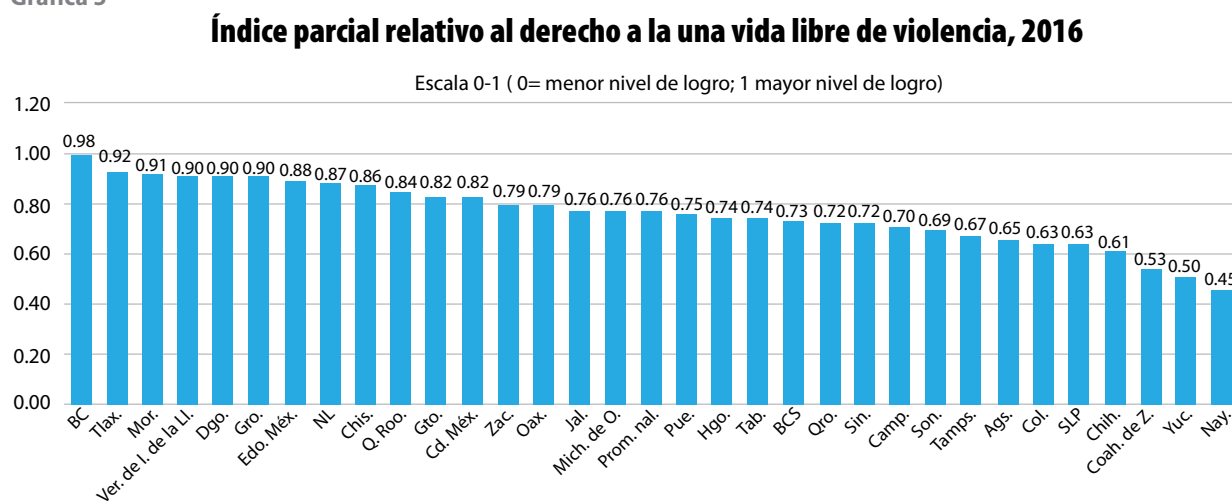
La entidad que obtiene el mejor puntaje en lo relativo a este derecho es Baja California, seguida por los estados de Tlaxcala, Morelos, Veracruz de Ignacio de la Llave y Durango, esto sin dejar de considerar las muy altas tasas de incidencia de eventos accidentales y violentos. En contraste, las entidades con menores niveles de logro son Nayarit, Yucatán, Coahuila de Zaragoza, Chihuahua, San Luis Potosí y Colima.

Algunos estados tienen indicadores altos, en el contexto de las 32 entidades en algunas dimensiones, y muy bajos en otros; por ejemplo, en la dimensión previamente analizada, la relativa a la salud y la seguridad social, San Luis Potosí aparece con el mayor puntaje pero, en ésta se presenta como la quinta peor (ver gráfica 5).

Derecho al descanso y el sano esparcimiento

Su cálculo se llevó a cabo con seis variables; se trata también de la dimensión respecto de la que se cuenta con información menos actualizada, pues los datos provienen del 2012. Finalmente, debe señalarse también que es en ésta donde se obtienen peores resultados en todo el país, lo cual es evidencia de un conjunto de políticas públicas que no están dirigidas, sobre todo en los ámbitos estatales y municipales, a construir ciudades y espacios públicos con la capacidad de garantizar los derechos de la niñez.

Gráfica 5



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

La entidad que alcanza los mejores indicadores es Colima, seguida por Ciudad de México, Campeche y Baja California Sur. Debe destacarse que solo éstas alcanzan puntajes por arriba de 0.4 en la citada escala de 0 a 1 y que el promedio nacional se ubica en 0.24, mientras que Guerrero y el estado de México no llegan siquiera a 0.10. En un nivel similar se encuentran estados como Tamaulipas, Guanajuato, Veracruz de Ignacio de la Llave, Baja California y Nayarit.

Finalmente, es importante destacar que en esta dimensión es donde se reporta la mayor desigualdad entre las entidades que integran al índice, pues la diferencia entre la que tiene el mayor puntaje (Colima) y la que menos logro reporta (estado de México) es de 13.6 veces en favor de la primera (ver gráfica 6).

Derecho a la educación de calidad

Su estimación se llevó a cabo con base en 12 indicadores relativos a la cobertura y la eficiencia escolar en los tres niveles educativos (básico, medio-superior y superior); al grado promedio de escolaridad y al rezago educativo prevalente entre la población mayor de 15 años de edad.

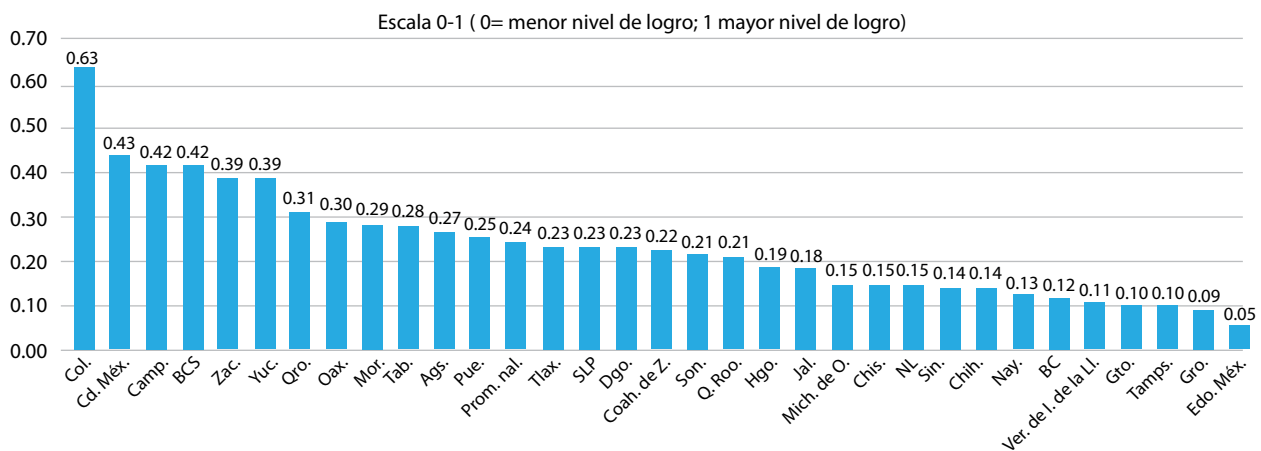
Las entidades con menores niveles de logro son Michoacán de Ocampo, Oaxaca, Guerrero, Durango, Campeche, Guanajuato, Chiapas y Jalisco. Los estados que por el contrario presentan los mejores indicadores entre las variables analizadas son Hidalgo, Ciudad de México, Quintana Roo, Nuevo León y Aguascalientes (ver gráfica 7).

Conclusiones

La evidencia compilada en el índice de los derechos de la niñez mexicana permite sostener que en México priva un incumplimiento generalizado de los derechos de niñas, niños y adolescentes y que en todas las entidades federativas persisten múltiples rezagos que llevan a la privación o limitación en la garantía de sus derechos, además de que hace falta un enorme trayecto por recorrer en materia de políticas públicas y marcos jurídicos estatales para alinear un sistema nacional que efectivamente contribuya a la construcción de un país apropiado para este segmento de la población.

Gráfica 6

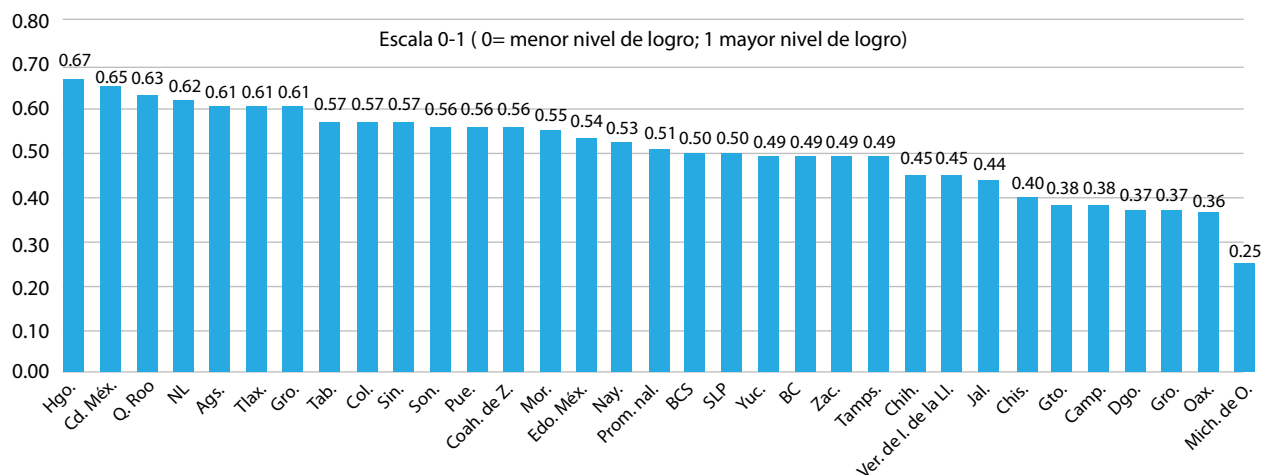
Índice parcial relativo al derecho al descanso y el sano esparcimiento, 2016



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

Gráfica 7

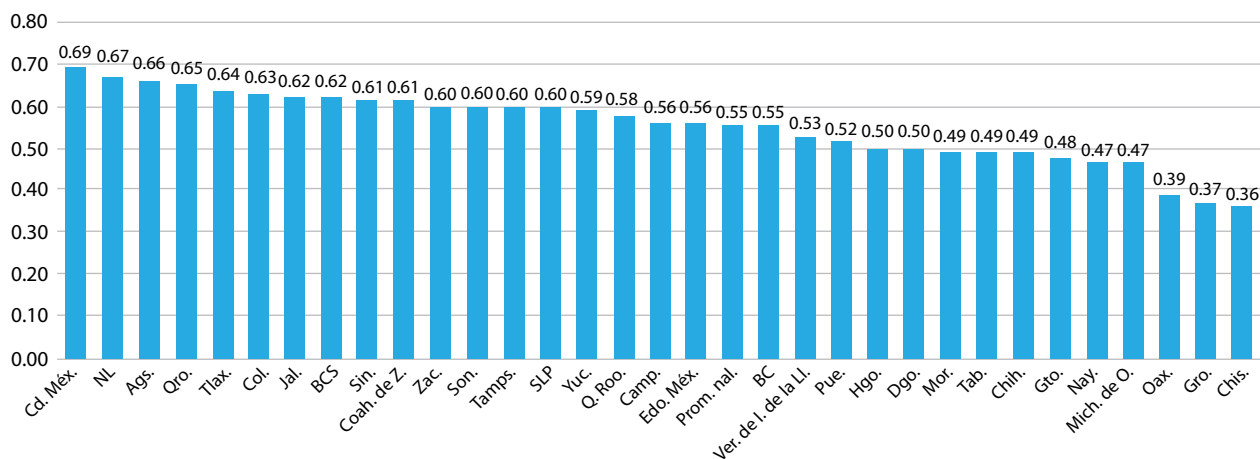
Índice parcial relativo al derecho a una educación de calidad, 2016



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

Gráfica 8

Índice de los derechos de la niñez mexicana, 2016



Fuente: elaboración propia con base en los resultados del índice de los derechos de la niñez mexicana (IDNM, 2016).

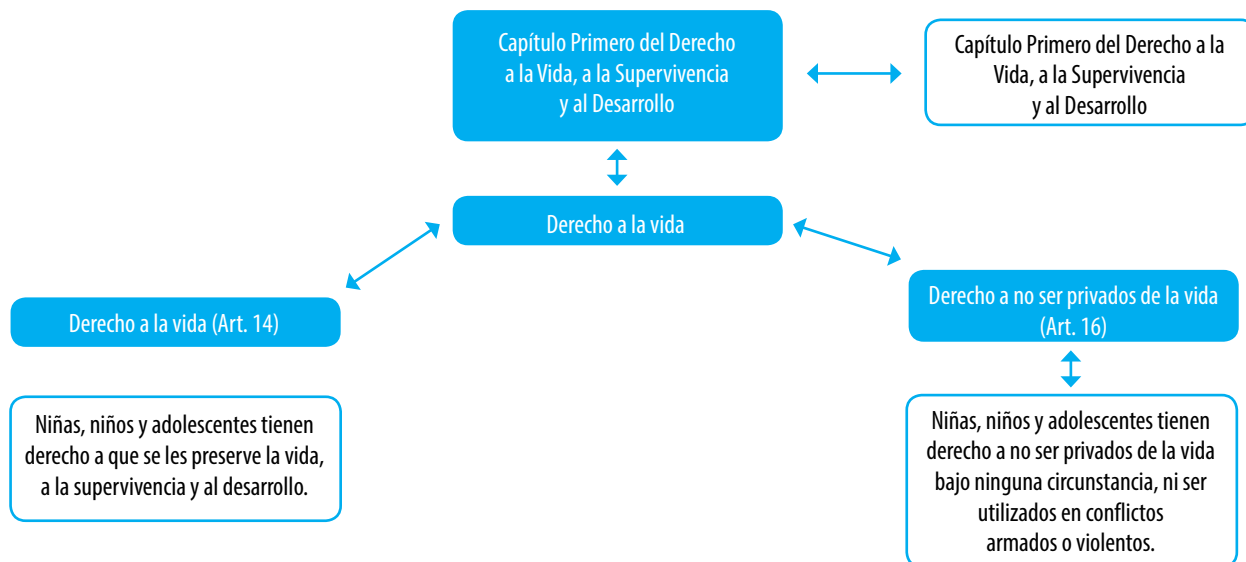
En esa lógica, es preocupante observar que, en la medición global del índice, México obtiene, en la multicitada escala de 0 a 1, un puntaje de 0.55 y, sobre todo, que hay 14 entidades que se sitúan por debajo de ese promedio que, como es evidente, resulta sumamente bajo, considerando los recursos y capacidades de que dispone nuestro país.

En esta medición, Ciudad de México es la entidad federativa con mayor nivel de logro en la garantía de los derechos de la niñez y la adolescencia; en segundo lugar se ubica Nuevo León; en tercer sitio, Aguascalientes; en cuarto, Querétaro; y en quinto, Tlaxcala. En el extremo opuesto, Chiapas es donde se cumplen en menor grado, pero casi en el mismo nivel se encuentran los estados de Guerrero y Oaxaca, seguidos por Michoacán de Ocampo, Nayarit y Guanajuato (ver gráfica 8).

Anexos

Anexo 1

Esquema relativo al derecho a la vida contenido en la LGDNNA

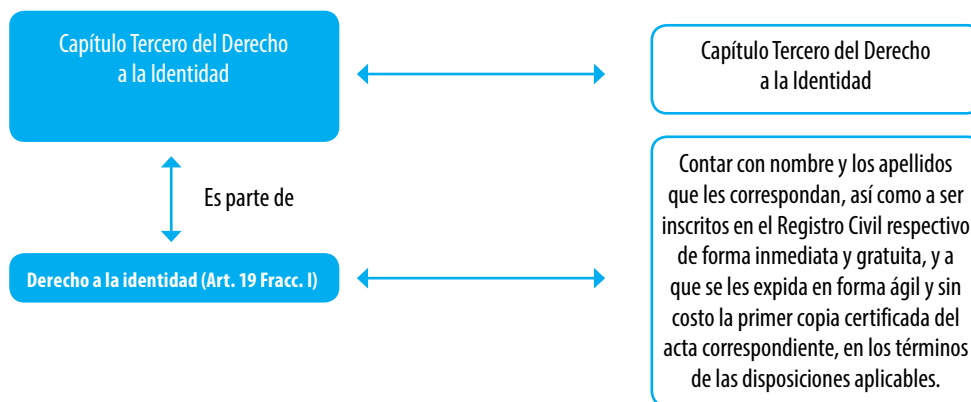


El **derecho a la vida** se explicita en los artículos 14 y 16, considerando el derecho a la preservación de la vida y el desarrollo en el primero y el derecho a no ser privados de la vida en el segundo.

Fuente: elaboración propia con base en el contenido de la *Ley General de los Derechos de Niñas, Niños y Adolescentes* (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2014).

Anexo 2

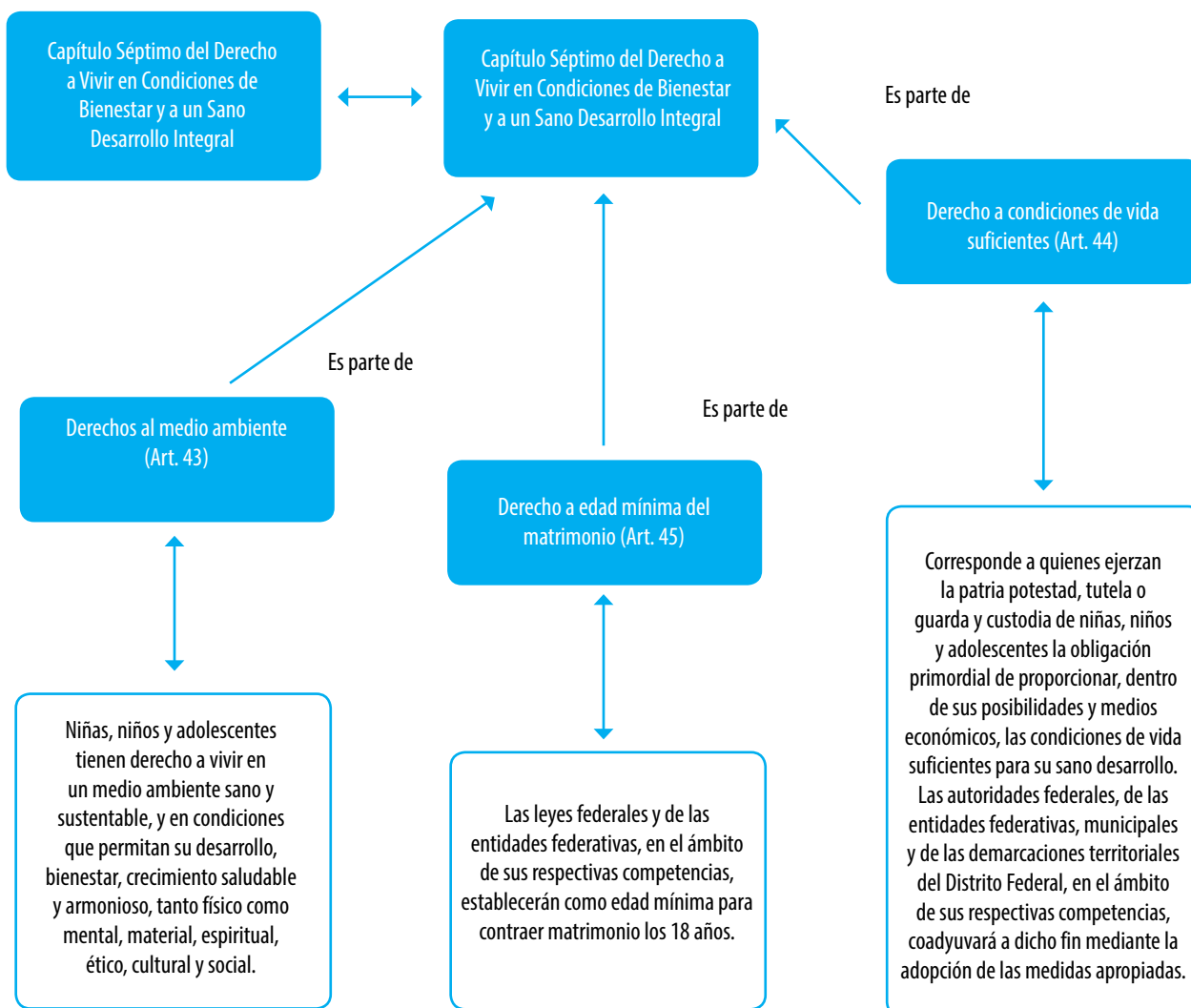
Esquema relativo al derecho a la identidad contenido en la LGDNNA



El **derecho a la identidad** se vincula directamente con el derecho a tener un nombre, vivir en una familia y a ser registrado ante las autoridades civiles.

Fuente: elaboración propia con base en el contenido de la *Ley General de los Derechos de Niñas, Niños y Adolescentes* (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2014).

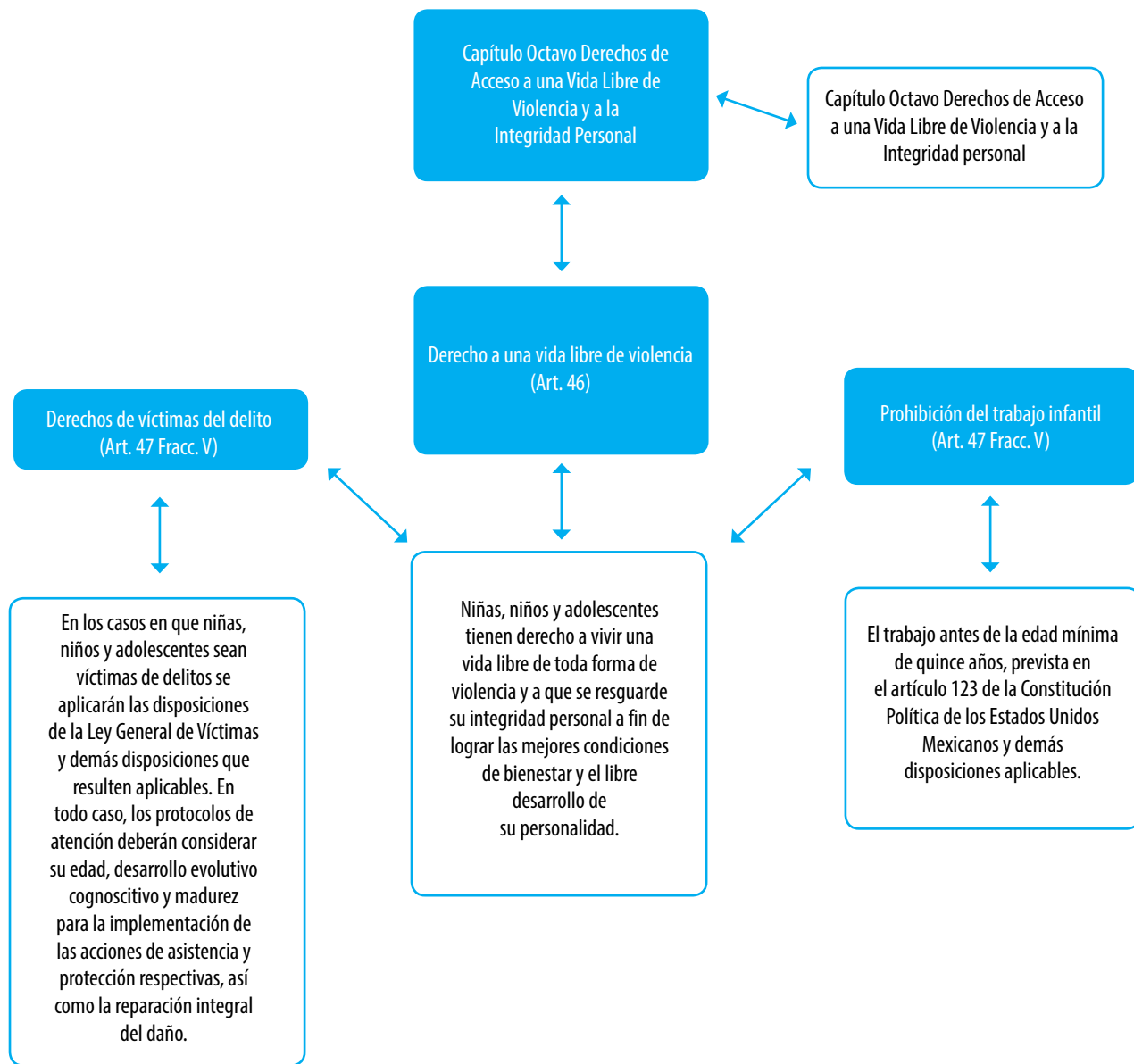
Esquema relativo al derecho a vivir en condiciones de bienestar y a un sano desarrollo integral contenido en la LGDNNA



En el **derecho a vivir en condiciones de bienestar y a un sano desarrollo integral** están contenidos, también implícitamente, los derechos a no ser pobre y vivir en condiciones adecuadas, a no casarse sino hasta la edad mínima permitida por la *Ley* y a un medio ambiente sano.

Fuente: elaboración propia con base en el contenido de la *Ley General de los Derechos de Niñas, Niños y Adolescentes* (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2014).

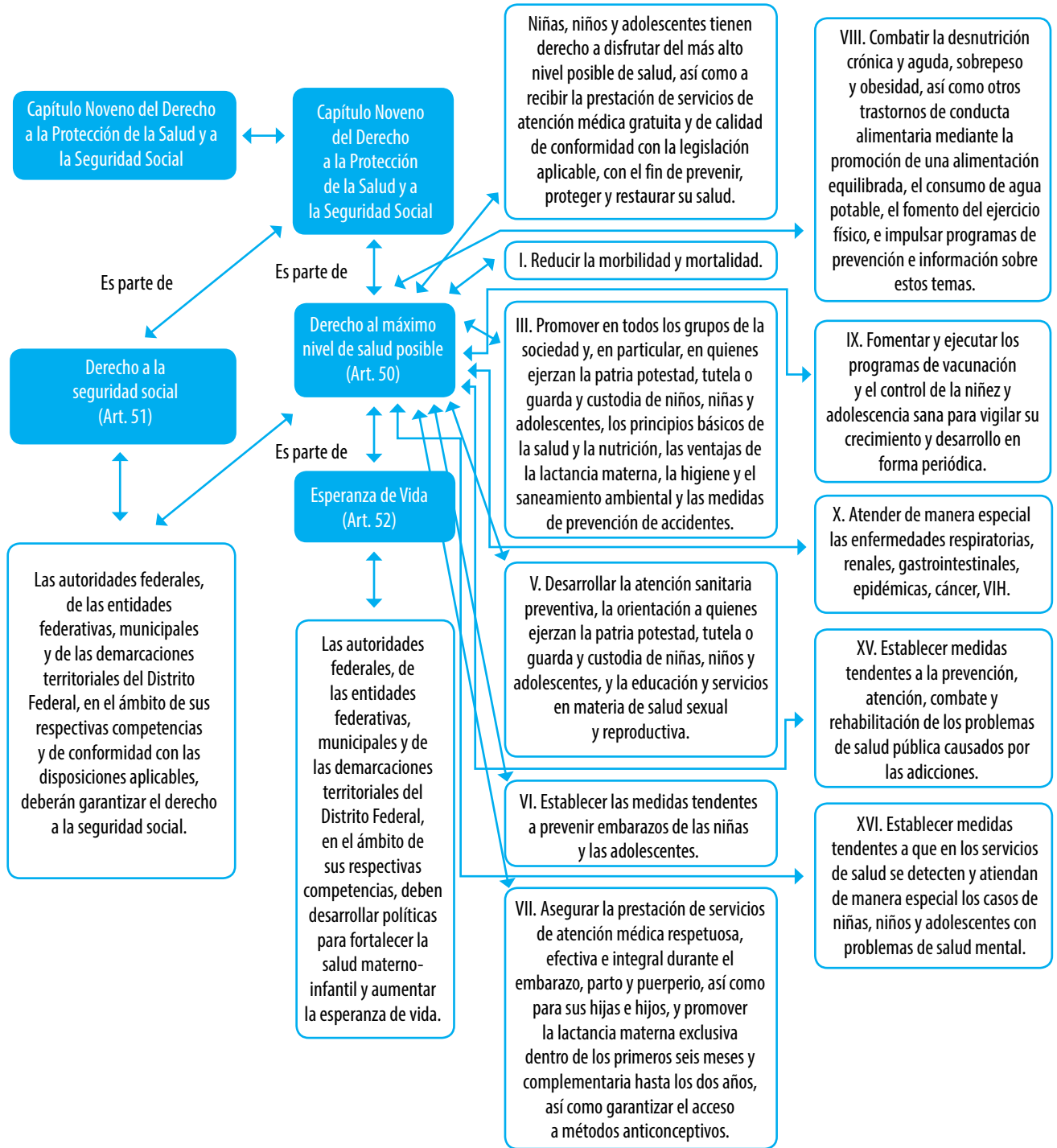
Esquema relativo al derecho a una vida libre de violencia contenido en la LGDNNA



El **derecho a una vida libre de violencia** se vincula directamente con el derecho a la vida, pero también a no trabajar antes de la edad mínima permitida o a no ser explotados en actividades prohibidas por la *Ley*. Asimismo, la protección se extiende a niñas, niños y adolescentes víctimas del delito

Fuente: elaboración propia con base en el contenido de la *Ley General de los Derechos de Niñas, Niños y Adolescentes* (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2014).

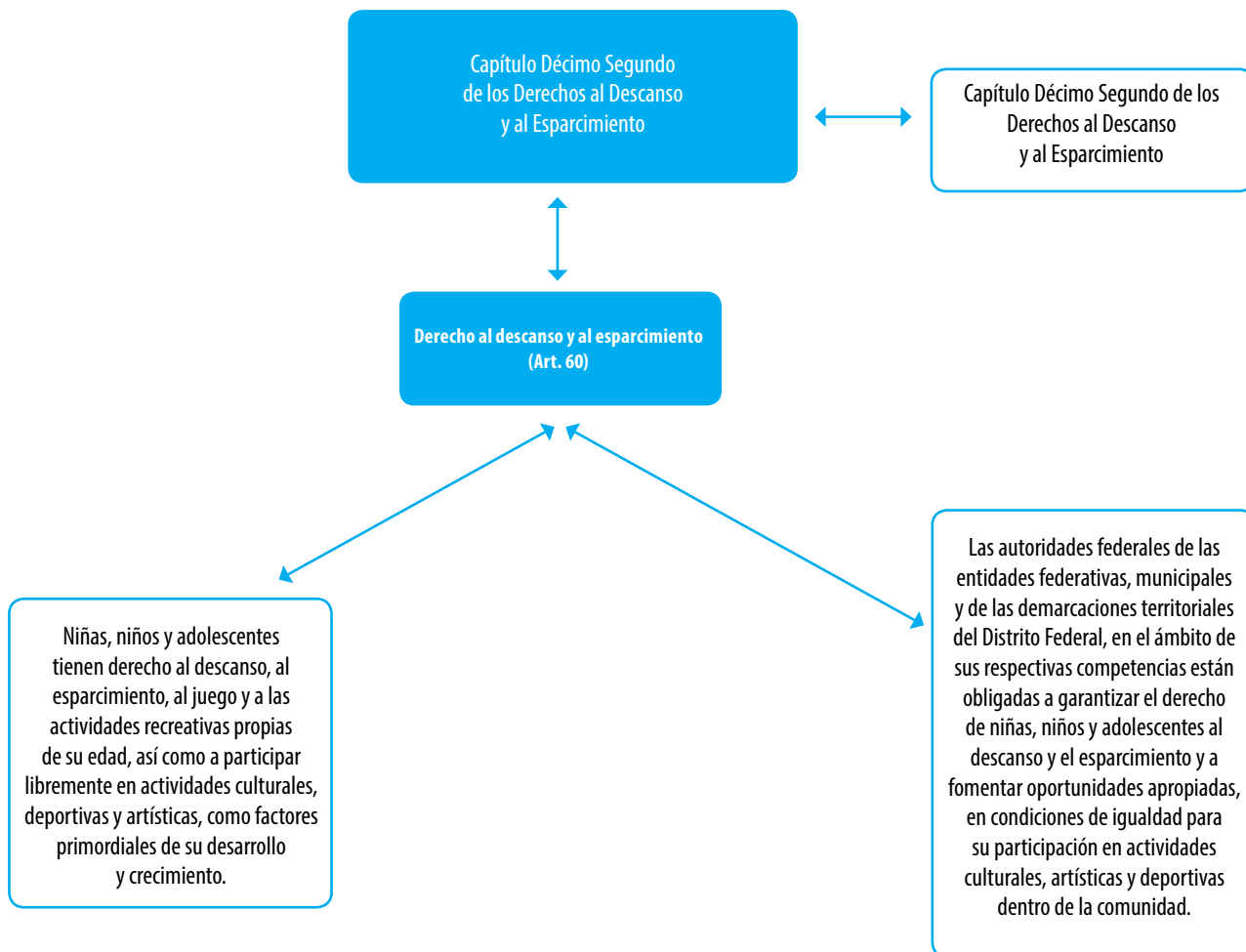
Esquema relativo al derecho a la protección de la salud y la seguridad social contenido en la LGDNNA



En el **derecho a la protección de la salud y la seguridad social** se establece como principio rector garantizar el nivel máximo de goce de salud posible para niñas, niños y adolescentes; es, quizá, el derecho que se desglosa en una mayor cantidad de mandatos específicos.

Fuente: elaboración propia con base en el contenido de la Ley General de los Derechos de Niñas, Niños y Adolescentes (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2014).

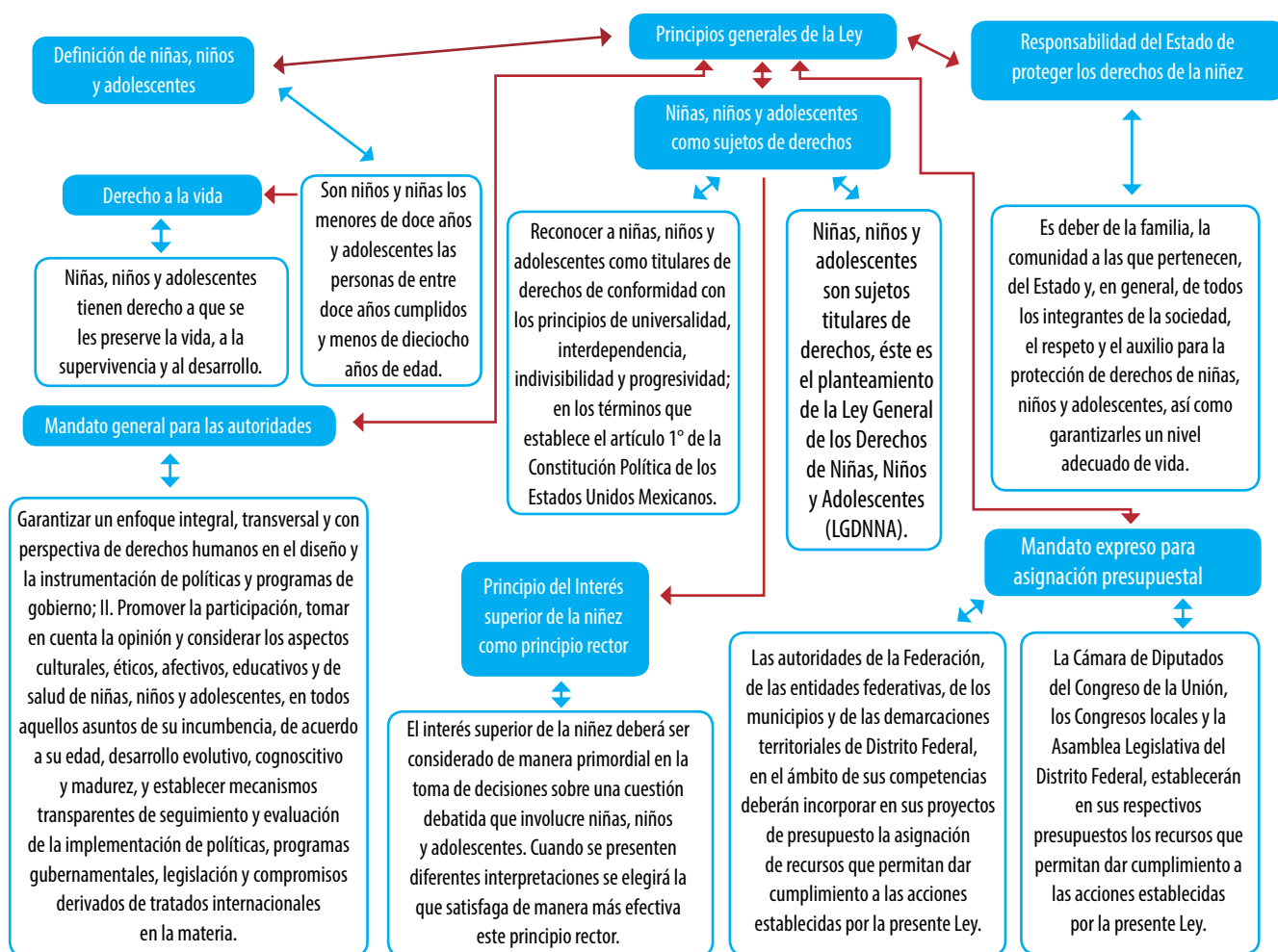
Esquema relativo al derecho al descanso y al esparcimiento contenido en la LGDNNA



En el **derecho al descanso y al esparcimiento** se incluye, adicionalmente, el derecho al juego y a las actividades recreativas, así como la responsabilidad de las autoridades de todos los niveles de generar las oportunidades para su adecuado cumplimiento.

Fuente: elaboración propia con base en el contenido de la *Ley General de los Derechos de Niñas, Niños y Adolescentes* (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2014).

Esquema relativo a los principios y mandatos generales contenido en la LGDNNA



Referencias y fuentes

- Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión. Ley General de los Derechos de Niñas, Niños y Adolescentes. Ciudad de México, México, 2014 (DE) consultado el 9 de noviembre de 2016 en: http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LGDNNA_041214.pdf
- CEPAL y UNICEF. *Pobreza infantil en pueblos indígenas y afrodescendientes de América Latina*. Santiago de Chile, Naciones Unidas, 2012 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: <http://www.cepal.org/es/publicaciones/3981-pobreza-infantil-pueblos-indigenas-afrodescendientes-america-latina>
- Colín, A. R. *La desigualdad de género comienza en la infancia*. Ciudad de México, REDIM, 2013 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: http://derechosinfancia.org.mx/documentos/Manual_Desigualdad.pdf
- Comisión Interamericana de Derechos Humanos. *Violencia, niñez y crimen organizado*. 2015 (DE) consultado el 10 de noviembre de 2016 en: <http://www.oas.org/es/cidh/informes/pdfs/ViolenciaNinez2016.pdf>
- _____. "Relatoría sobre los derechos de la Niñez", en: *La infancia y sus derechos en el Sistema Interamericano de Protección de Derechos Humanos*. 2008 (DE) consultado el 10 de noviembre de 2016 en: <http://www.cidh.oas.org/countryrep/Infancia2sp/Infancia2intro.sp.htm>
- Comité de Derechos Humanos. *Observación general 17. Los derechos del niño*. 1989 (DE) consultado el 10 de noviembre de 2016 en: <http://www.acnur.org/t3/fileadmin/Documentos/BDL/2001/1402.pdf?view=1>
- Comité de los Derechos del Niño. *Observaciones finales sobre los informes periódicos cuarto y quinto consolidados de México*. México, ONU, 2015 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/mexico/spanish/CRC_C_MEX_CO_4-5.pdf
- Consejo Consultivo de UNICEF-México. (2005). *Índice de los derechos de la niñez mexicana (0 a 5 años)*. 2005 (DE) consultado el 7 de Noviembre de 2016 en: <https://>

- www.unicef.org/mexico/spanish/mx_resources_vigia_1.pdf
- Ferrajoli, L. *Los fundamentos de los derechos fundamentales*. Madrid, Trotta, 2001.
- Fuentes Alcalá, M. L. "Índice de los derechos de la niñez mexicana, 2012", en: *México Social* (64), 6-28, noviembre de 2015 (DE) consultado el 10 de noviembre de 2016 en: <http://www.mexicosocial.org/index.php/secciones/investigacionesespeciales/item/893-indice-de-los-derechos-de-la-ninez-mexicana-2012>
- González Contró, M. *Lo esencial no puede ser invisible a los ojos: pobreza e infancia en América Latina*. Ciudad de México, IJ-UNAM, FLACSO México, CROP, 2016.
- International Institute for Educational Planning; IPE-UNESCO; OEI. *Sistema de información sobre los derechos del niño en la primera infancia en los países de América Latina. Marco teórico y metodológico*. 2010 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: http://www.sipi.siteal.org/sites/default/files/sipi_publicacion/siteal_libros_digitales_01_0.pdf
- Observatorio Ciudadano de Políticas de Niñez, Adolescencia y Familia. *Informe Alternativo sobre la vigencia de los derechos humanos de la niñez y adolescencia en México dirigido al Comité de los Derechos de la Infancia*. México, 2005 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://www.crin.org/en/docs/Mexico_NGO_report_OCPNAF_SP.pdf
- OEA-Instituto Interamericano del Niño, la Niña y Adolescentes. *Lineamientos para la implementación y gestión de políticas públicas de protección integral dirigidas a la primera infancia*. 2012 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: <http://iin.oea.org/pdf-iin/Lineamientos-Gestion-Primera-Infancia.pdf>
- _____. *Responsabilidad penal. Una nueva mirada*. 2015 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://iin.oea.org/pdf-iin/responsabilidad_penal_nueva-mirada.pdf
- OEA-Instituto Interamericano del Niño, la Niña y Adolescentes, Oficina Regional para AL y el Caribe del Alto Comisionado de la ONU para los DDHH. *Políticas Públicas y Derechos Humanos del Niño, observaciones generales*. Montevideo. 2007 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://iin.oea.org/pdf-iin/2016/19Políticas_publicas_Derechos_Humanos_Nino.pdf
- Oficina del Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Derechos Humanos. *Convención sobre los Derechos del Niño*. 2016 (DE) consultado el 9 de noviembre de 2016 en: <http://www.ohchr.org/SP/ProfessionalInterest/Pages/CRC.aspx>
- REDIM. *La infancia cuenta en México, 2014*. Ciudad de México, REDIM, 2014 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://derechosinfancia.org.mx/documentos/ICM_Digital.pdf
- _____. *Informe Alternativo sobre la situación de garantía de derechos de niñas, niños y adolescentes en México*. Ciudad de México, 2014 (DE) consultado el 9 de noviembre de 2016 en: http://derechosinfancia.org.mx/documentos/Info_Alt_REDIM_Mexico.pdf
- Suprema Corte de Justicia de la Nación. (2016). *Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos*. Ciudad de México, 2016 (DE) consultado el 9 de noviembre de 2016 en: https://www.scjn.gob.mx/normativa/Constitucion/CPEUM_15082016.pdf
- UNICEF. *Del discurso a la acción: construyendo ciudadanía en México a través del desarrollo positivo adolescente*. Ciudad de México, 2011 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: [http://www.unicef.org/mexico/spanish/AdolescentesBAJA\(1\).pdf](http://www.unicef.org/mexico/spanish/AdolescentesBAJA(1).pdf)
- _____. *El estado mundial de la infancia de 2014 en cifras. Todos los niños y niñas cuentan*. Nueva York, UNICEF, 2014 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: https://old.unicef.es/sites/www.unicef.es/files/emi_2014_0.pdf
- _____. *El estado mundial de la infancia de 2015. Reimaginar el futuro*. Nueva York, UNICEF, 2015 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/spanish/publications/files/SOWC_2015_Summary_Spanish_Web.pdf
- _____. *Clear the air for children*. Nueva York, Estados Unidos de América, 2016 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: <http://www.unicef.org/environment/>
- _____. *Estado mundial de la infancia 2016. Una oportunidad para cada niño*. Nueva York, Estados Unidos de América, 2016 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/spanish/publications/files/UNICEF_SOWC_2016_Spanish.pdf
- _____. *Niñas y niños fuera de la escuela*. Ciudad de México, México, UNICEF, 2016 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/mexico/spanish/UNICEF_NFE_MX.pdf
- UNICEF y CONEVAL. *Pobreza y derechos sociales de niñas, niños y adolescentes en México, 2014*. Ciudad de México, A. Castillo, Ed. (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/mexico/spanish/MX_Pobreza_derechos.pdf
- UNICEF, IPE-UNESCO y OEI. *La inversión en la primera infancia en América Latina. Propuesta metodológica y análisis en países seleccionados de la región*. 2015 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/argentina/spanish/Monitoreo_ISPI_ConFichas_web.pdf
- UNICEF e INEGI. *Derecho a la identidad. La cobertura del registro de nacimiento en México en 1999 y 2009*. Ciudad de México, 2010 (DE) consultado el 7 de noviembre de 2016 en: [http://www.unicef.org/mexico/spanish/mx_registrodenacimiento\(3\).pdf](http://www.unicef.org/mexico/spanish/mx_registrodenacimiento(3).pdf)
- UNICEF y PNUD. *Informe sobre la equidad del gasto público en la infancia y la adolescencia en México*. Ciudad de México, 2015 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/mexico/spanish/UNICEF_PNUD_Equidad_Gasto_low.pdf
- UNICEF y SEGOB. *Diagnóstico de las y los adolescentes que cometen delitos graves en México*. Ciudad de México, 2015 (DE) consultado el 8 de noviembre de 2016 en: http://www.unicef.org/mexico/spanish/Diagnostico_adolescentes_web.pdf

Actualización del Sistema de Indicadores Cíclicos de México

Updating the Mexican System of Cyclical Indicators

Víctor Manuel Guerrero Guzmán* y Francisco de Jesús Corona Villavicencio**

En este trabajo se analiza la adecuación del método de estimación de los indicadores coincidente y adelantado, en el marco de análisis actual del Sistema de Indicadores Compuestos Coincidente y Adelantado del INEGI, y se asigna incertidumbre a los ciclos estimados para que sea más clara y objetiva la identificación de sus fases. La técnica se complementa con el uso de un modelo de factores dinámicos que apoya la propuesta que se hace. Como resultado de la investigación, se recomienda calcular los indicadores compuestos con un filtro diferente al que se usa en el INEGI, incluir en el indicador adelantado una variable adicional para mejorar su capacidad de adelanto, utilizar bandas de tolerancia para asignar incertidumbre a la estimación de los ciclos y regularizar el periodo de actualización del Sistema de Indicadores Compuestos para mantenerlo vigente al paso del tiempo.

Palabras clave: diferencia significativa; estado de la economía; estimación de tendencia; filtro de Hodrick-Prescott; modelo dinámico de factores.

We analyze the adequacy of the estimation method of the coincident and leading indicators within the context of the current INEGI's System of Composite Coincident and Leading Indicators. We propose a method to assign uncertainty to the cycle estimates in order to identify its phases more clearly and objectively. This work is complemented with the application of a Dynamic Factor Model whose results back up our proposal. As a result of this study, we recommend to calculate the indicators with the aid of a different filter from the current one at use in INEGI; we also recommend to include a new component variable in the leading indicator to improve its leading ability; to employ the tolerance bands here derived to appreciate the uncertainty of the cycle estimates; and to regularize the revising span of the System of Composite Indicators to keep it updated along time.

Key words: significant difference; state of the economy; trend estimation; Hodrick-Prescott filter; dynamic factor model.

Recibido: 24 de noviembre de 2017.

Aceptado: 4 de abril de 2018.

* Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM), guerrero@itam.mx

** Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), franciscoj.corona@inegi.org.mx

Nota: en primer lugar, se agradecen los comentarios y sugerencias de dos revisores anónimos. Este proyecto se llevó a cabo gracias al apoyo de los siguientes funcionarios del INEGI: E. Ordaz, G. Leyva, y Y. Yabuta. De igual forma, J. Martínez, y L. Montoya ayudaron a realizar el estudio al facilitar algunos programas de cómputo, documentos y archivos de datos que les fueron solicitados, así como por sus comentarios y sugerencias. También se agradece la participación de J. López en la parte final del proyecto para revisar los resultados numéricos y las conclusiones del estudio. V. M. Guerrero participó en este proyecto gracias a un periodo sabático otorgado por el ITAM y al apoyo de la Asociación Mexicana de Cultura, AC.

Introducción

El presente estudio está orientado hacia el análisis de ciclos de la economía mexicana desde la perspectiva de la revisión y justificación estadística de los métodos que se usan actualmente en el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para realizar el cálculo de los indicadores compuestos (coincidente y adelantado).

Para realizar un análisis econométrico basado en este tipo de indicadores, se parte del supuesto de que es factible descomponer una serie de tiempo en diversos elementos que subyacen en la misma y que le transfieren sus características específicas. Por ello, típicamente, se considera que las series de tiempo económicas están formadas por componentes que no son observables directamente (como la tendencia de largo plazo, el ciclo, la estacionalidad y otros efectos) que incluyen un elemento irregular de comportamiento aleatorio. La manera en la que los componentes se unen para formar la serie observada es por lo común mediante una suma ponderada —y lo mismo se hace en este trabajo— aunque en ocasiones alguna serie requiere ser transformada con la aplicación del logaritmo para que sus componentes puedan sumarse.

Algunas consideraciones sobre indicadores cíclicos en México

La construcción de los indicadores cíclicos inicia con la selección de variables potencialmente útiles para constituir el indicador compuesto. Para ello, se debe cumplir con los requisitos señalados por la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), según se indica en OECD (2012): (i) que la variable en cuestión tenga relevancia económica, en el sentido de que su relación con la variable indicadora de referencia admita interpretación económica clara y (ii) que su cobertura sectorial sea lo más amplia posible, para que represente alguna actividad económica en general. Asimismo, desde el punto de vista práctico, se requiere de la variable: a) que su periodicidad de observación sea mensual, b) que sus datos no estén sujetos a revisiones frecuentes, c) que su información se publique con oportunidad y d) que el registro de datos históricos de la serie tenga la longitud suficiente para poder apreciar en ella la evolución de los ciclos económicos.

En septiembre del 2014, el INEGI llevó a cabo un taller sobre el Sistema de Indicadores Cíclicos (SIC) de México para consultar a analistas especializados y conocer sus opiniones acerca de las series que deberían formar parte del mismo; de ahí sugirieron 67 variables que pudieran ser componentes de los indicadores compuestos. No todas las que se sugieran deben incluirse de manera automática, sino que tienen que ser sometidas a un proceso riguroso de análisis para determinar su utilidad como componente de alguno de los indicadores compuestos; realizar esta labor requiere de un gran esfuerzo y dedicación por personal especializado. Además, debe tenerse presente que el SIC cuenta con dos indicadores compuestos: el Coincidente (IC) y el Adelantado (IA). El primero permite observar el *estado general de la economía*, mientras que el segundo pretende anticipar la trayectoria que seguirá el IC en el corto plazo, en especial en lo que se refiere a los puntos de giro, es decir, a las crestas y los valles que forman los ciclos económicos.

El documento *Metodología para la construcción del Sistema de Indicadores Cíclicos* (INEGI, 2015) menciona que el indicador global de la actividad económica (IGAE) fue seleccionado como serie de referencia para definir los componentes del IC, que mide en forma aproximada el comportamiento cíclico de la economía agregada y sirve de referencia para seleccionar variables cuyas crestas

y valles coincidan con los del IGAE. Para esto, fue necesario trabajar con todas y cada una de las series propuestas, previamente ajustadas por estacionalidad y corregidas por valores atípicos. También se tuvo cuidado de mantener la interpretación del indicador respectivo, ya que algunas series muestran un comportamiento contrario al de la actividad económica en general, tal es el caso de la tasa de desocupación urbana (TDU), del tipo de cambio real (TCR) bilateral México-Estados Unidos de América (EE.UU.) y de la tasa de interés interbancaria de equilibrio (TIIE), por lo que estas series que son contracíclicas se pueden convertir en procíclicas al usar el inverso (el signo contrario) del indicador al momento de incorporarlas al indicador compuesto que les corresponde.

El IGAE se usa de referencia únicamente en la etapa inicial de construcción de los índices y, posteriormente, es uno más de los componentes del IC; esto se debe a que mide la producción económica, que es solo uno de los aspectos que interesa estudiar del estado de la economía. Otras situaciones se refieren a las ventas, al empleo y al ingreso real, las cuales también se ven afectadas cuando se presenta una recesión, que es el fenómeno fundamental que se quiere monitorear con el IC y anticipar con el IA. En el mencionado documento metodológico del INEGI (2015) se mencionan los cambios resultantes de la actualización del 2014 respecto al SIC establecido en el 2010 (ver Guerrero, 2013): el IC usa el IGAE en lugar del indicador de la actividad económica mensual que antes se utilizaba; en el IA se sustituyó el tipo de cambio real (multilateral) por el TCR bilateral, se incorporó el indicador de confianza empresarial: momento adecuado para invertir (CSAAM) del sector manufacturero y se excluyó exportaciones no-petroleras.

En consecuencia, el IC está compuesto actualmente por el IGAE, el indicador de la actividad industrial (IAI), el índice de ingresos por suministro de bienes y servicios al por menor (IISBS), asegurados trabajadores permanentes en el IMSS (ATPIMSS), la TDU e importaciones totales (IT). Por otra parte, al IA lo componen la tendencia del empleo en las manufacturas (TEM), el CSAAM, el índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores en términos reales (PONMB), el TCR bilateral, la TIIE y, finalmente, el índice *Standard & Poor's 500* (ISP500).

Aportaciones de este trabajo

Aquí se retoman los resultados obtenidos en el 2014 y se efectúa una nueva actualización enfocada en los métodos estadístico-econométricos utilizados por el INEGI para calcular los indicadores compuestos. Conviene recordar que existen dos enfoques básicos para el análisis de los ciclos económicos: el clásico de negocios y el de crecimiento, los cuales usan distintas definiciones de lo que es un ciclo. Por un lado, el del primero se refiere a los movimientos cíclicos, como los que ocurren cuando la actividad económica disminuye y después aumenta en relación con el nivel alcanzado; este enfoque lo utiliza el *Conference Board* de EE.UU., organismo que se encarga de calcular los *Business Cycle Indicators* de ese país de manera oficial. Por el otro lado, el ciclo de crecimiento mide la fluctuación cíclica como desviación respecto a la tendencia de largo plazo, lo cual implica estimarla como un paso fundamental del método, y es la visión que sigue la OCDE. Los dos enfoques están relacionados entre sí, como lo demuestran Anas y Ferrara (2004) y, por ello, los indicadores para el ciclo clásico se pueden obtener a partir del de crecimiento cuando se restaura la tendencia.

Uno de los principales resultados de los estudios previos es que el enfoque de ciclo de crecimiento es preferible al clásico, como lo señala Guerrero (2013). Por consiguiente, se mantiene la idea de aplicar el método de la OCDE, aunque se pone a prueba la estimación de tendencias con aplicación doble del filtro de Hodrick-Prescott (HP) para fijar el paso de banda de las frecuencias cíclicas. Por ello, se experimenta con diversas opciones para no usar, necesariamente, el paso de banda de frecuencia cíclica con longitud de uno a 10 años que utiliza la OCDE, la cual puede ser válida en diversos países de la OCDE, incluido México, aunque la *creencia popular* en nuestra nación es que la frecuencia de los ciclos es mayor y que su duración es menor a los 10 años; por ello, conviene dejar a los datos mismos que señalen el paso de banda más apropiado.

También se revisa la pertinencia de las series que integran los componentes cíclicos y se busca algún criterio estadístico para determinar en qué momento los indicadores IC e IA, al igual que sus componentes, se encuentran alejados de forma suficiente de la tendencia para afirmar que están significativamente arriba o debajo de la misma en términos estadísticos. Esto es en particular importante para el IA, pues contiene algunas variables financieras que son volátiles y tienden a brindar señales erráticas. Con la propuesta que resulta de este trabajo se busca evitar señales falsas y, en general, obtener indicadores con solidez estadística. Esto ayudará a los usuarios de la información a monitorear con más oportunidad los puntos de giro en el ciclo económico y tomar decisiones con mayor certeza.

En este artículo se presenta, en primera instancia, el método para estimar la tendencia de una serie de tiempo, donde se aprecia la posibilidad de asignar incertidumbre estadística a la estimación, lo cual hace factible construir bandas alrededor de la misma, y se muestra la manera de elegir el parámetro de suavizamiento en función del paso de banda para la frecuencia cíclica que se decida utilizar. Enseguida, se analiza la estabilidad del ciclo estimado en lo que toca a sus revisiones y se estudia la oportunidad del indicador para detectar puntos de giro, con lo cual se puede elegir las variables que deben incluirse o excluirse de los indicadores; como resultado de este análisis se encuentra que sí es necesario cambiar el paso de banda de la frecuencia cíclica, lo que produce nuevos indicadores cíclicos. Posteriormente se expone el método de factores dinámicos para la construcción de indicadores compuestos, que es válido si un solo factor resume bien la variabilidad de los datos observados, como ocurre en la presente aplicación empírica; el factor subyacente estimado complementa la información que brinda el indicador y, por ello, se propone combinarlos con el criterio estadístico de varianza mínima. Se muestran entonces los resultados numéricos de la aplicación de los métodos propuestos y se encuentra que el método en uso en el INEGI no requiere cambios de los componentes del IC, pero sí puede mejorarse al añadir un nuevo componente al IA. Además, la estimación del ciclo se acompaña ahora con una banda de tolerancia alrededor de la tendencia de largo plazo para distinguir los movimientos cíclicos de los de tendencia.

Estimación de la tendencia y de su varianza

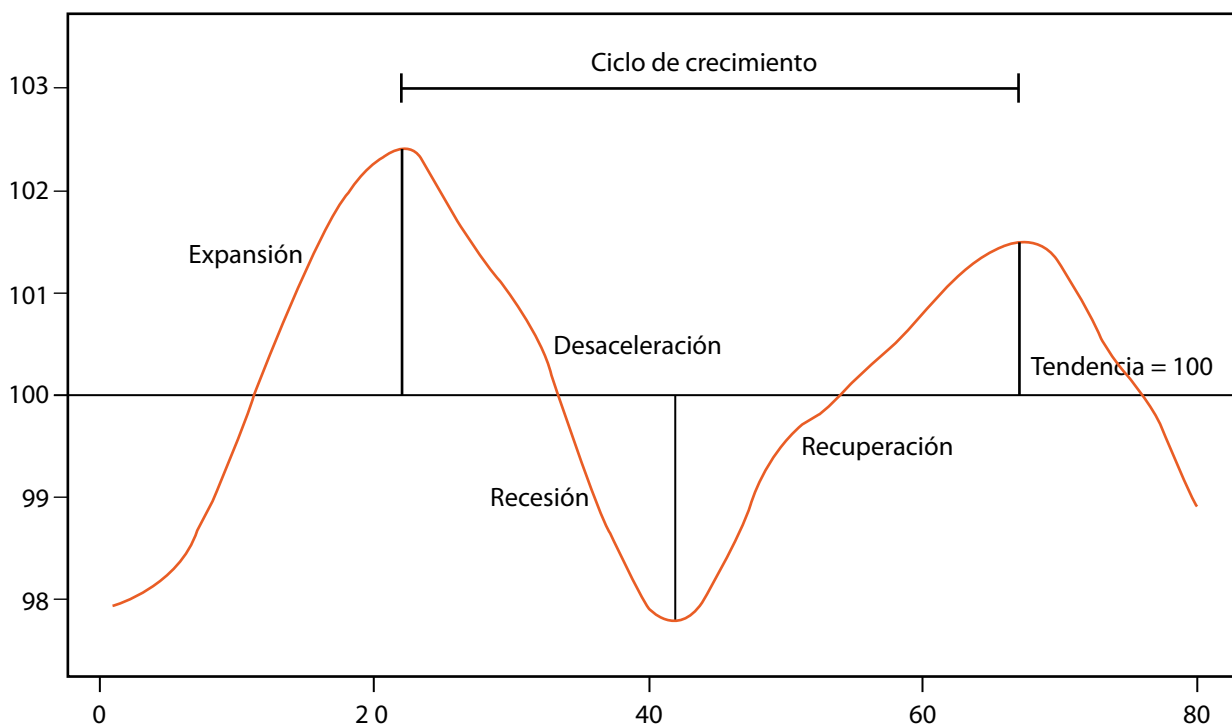
El método que utiliza la OCDE para estimar la tendencia de una serie de tiempo es el filtro HP doble, que consiste en dos aplicaciones sucesivas del de Hodrick y Prescott (1997). En el presente trabajo se ve a dicho filtro desde la perspectiva estadística propuesta por Guerrero (2007), la cual considera a la tendencia como una serie de tiempo no-observada que puede estimarse, al igual que su varianza, con los datos de la serie originalmente observada. Por ello, se puede calcular una franja o banda de tolerancia alrededor de la tendencia estimada, de manera que los valores

que se encuentren dentro de ella no se consideren distintos de la tendencia verdadera, es decir, que sean tolerables —o equivalentes— en términos estadísticos. En este sentido se hablará de tolerancia, sin asignar necesariamente un nivel de confianza o de probabilidad para la cobertura de valores dentro de ella. No es suficiente considerar el valor de la tendencia en cada momento de observación como una estimación puntual, sino que se podrá hacer mención a la estimación por intervalo. Esta idea se formaliza con el Teorema de Tchebysheff (ver Wackerly *et al.*, 2002, Ch. 4), que asigna probabilidad a los intervalos individuales para la tendencia verdadera, como se verá más adelante.

Con la franja sugerida se definen con mayor claridad algunos términos usados en el documento metodológico del INEGI (2015) en referencia a las cuatro fases del ciclo económico y cómo se les puede identificar mediante el IC. Las fases se determinan en términos del componente cíclico del indicador, que son: 1) expansión, si crece y se ubica por arriba de la tendencia de largo plazo (mostrada como una línea con valor 100); 2) desaceleración, si decrece y está arriba de la tendencia; 3) recesión, si decrece y está debajo de la tendencia; y 4) recuperación, si crece, pero se ubica debajo de la tendencia. La figura 1 ilustra el comportamiento cíclico de una variable hipotética, con sus cuatro fases, referidas al valor 100 de la tendencia.

Figura 1

Ilustración de un ciclo de crecimiento con sus cuatro fases



En lugar de usar un solo número para indicar el valor de referencia, se considerará una franja de valores alrededor del 100 como equivalentes en términos estadísticos. La banda es útil, también, para apoyar ideas como la de Bandholz y Funke (2003) en contra del argumento que se usa en EE.UU. para señalar que, cuando el producto interno bruto (PIB) decrece durante dos trimestres consecutivos, entonces la economía entra en recesión. De hecho, estos autores señalan que tiene

más sentido definir una recesión como el periodo durante el cual el PIB cae de manera *significativa* por debajo de su tendencia potencial. Desde luego, es preferible considerar el IC y no solo el PIB para llegar a esta conclusión. Por lo mismo, se debe considerar la tendencia estimada del IC y su varianza para construir la banda, la cual se puede utilizar para comparar cada uno de los ciclos estimados de las series que componen a los indicadores compuestos, al igual que los ciclos del IC y del IA mismos.

Filtro HP y varianza de la tendencia

Para estimar la varianza de la tendencia, se parte del método que sustenta al filtro HP, que es mínimos cuadrados penalizados (MCP), de manera que se considera el problema de minimizar una función cuadrática $M(\lambda)$ que depende de la constante de penalización λ , conocida como parámetro de suavizamiento; es decir, se debe resolver el problema:

$$\min_{\tau} M(\lambda) = (y - \tau)'(y - \tau) + \lambda \tau' K' K \tau \quad (1)$$

donde aparece el vector de datos observados $y = (y_1, \dots, y_N)'$ correspondientes a una serie de tiempo $\{y_t\}$, así como el vector de tendencia $\tau = (\tau_1, \dots, \tau_N)'$ que se asocia con la serie de tiempo $\{\tau_t\}$. La serie $\{y_t\}$ contiene las observaciones ajustadas por estacionalidad y valores atípicos de uno de los indicadores en consideración. Además, el apóstrofo indica transposición y K es una matriz de dimensión $(N - 2) \times N$, cuya diagonal central es una lista de valores -2 y las diagonales inferior y superior alrededor de la central contienen 1's.

La solución estándar se obtiene al derivar $M(\lambda)$ respecto a τ , igualar a 0 la derivada evaluada en $\tau = \hat{\tau}$ y resolver la ecuación resultante, lo cual da como resultado:

$$\hat{\tau} = (I_N + \lambda K' K)^{-1} y. \quad (2)$$

En la aplicación que hace la OCDE del filtro HP, éste es el único resultado que se utiliza. Sin embargo, se puede extraer información acerca de la incertidumbre en la estimación, ya que el mismo resultado se obtiene con un método de estimación más de carácter estadístico, que tiene en cuenta la aleatoriedad de la variable involucrada. En Guerrero (2008) se muestran otras maneras alternativas y equivalentes de obtener el resultado (2), las cuales se usan en relación con el filtro de Kalman o con el de Wiener-Kolmogorov.

Para incorporar la aleatoriedad, se usa el modelo de componentes no-observables que subyace en la aplicación del filtro HP, esto es, se introduce un vector de errores aleatorios $\eta = (\eta_1, \dots, \eta_N)'$ y se postula el siguiente modelo de tendencia más ciclo:

$$y = \tau + \eta \quad \text{con} \quad E(\eta) = \mathbf{0} \quad \text{y} \quad \text{Var}(\eta) = \sigma_{\eta}^2 I_N. \quad (3)$$

La descripción estadística de la tendencia usa el vector aleatorio $\varepsilon = (\varepsilon_3, \dots, \varepsilon_N)'$:

$$K\tau = \varepsilon \quad \text{con} \quad E(\varepsilon) = \mathbf{0}, \quad \text{Var}(\varepsilon) = \sigma_{\varepsilon}^2 I_{N-2} \quad \text{y} \quad E(\varepsilon\eta') = 0, \quad (4)$$

donde σ_η^2 y σ_ε^2 son las varianzas de los componentes cíclico y de error en la tendencia, respectivamente, que conducen al parámetro de suavizamiento $\lambda = \sigma_\eta^2 / \sigma_\varepsilon^2$.

Al aplicar el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG) a las ecuaciones (3) y (4) se obtiene el estimador con error cuadrático medio (ECM) mínimo:

$$\hat{\tau} = (\sigma_\eta^2 I_N + \sigma_\varepsilon^2 K'K)^{-1} \sigma_\eta^2 y = (I_N + \lambda K'K)^{-1} y, \quad (5)$$

que es el mismo del filtro HP, ver la expresión (2). Además, ahora se obtiene la matriz de ECM del estimador:

$$EMC(\hat{\tau}) = (\sigma_\eta^2 I_N + \sigma_\varepsilon^2 K'K)^{-1} = \sigma_\eta^2 (I_N + \lambda K'K)^{-1}, \quad (6)$$

con la que se puede medir la incertidumbre en la estimación. Para estimar el valor de σ_η^2 , se usa el estimador insesgado propuesto en Guerrero (2007):

$$\hat{\sigma}_\eta^2 = [\sum_{t=1}^N (y_t - \hat{\tau}_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^N (\hat{\tau}_t - 2\hat{\tau}_{t-1} + \hat{\tau}_{t-2})^2] / (N-2). \quad (7)$$

Esta expresión es útil en relación con el análisis de ciclos, pues proporciona una medida escalar de la incertidumbre asociada con el uso del filtro HP y se usa en este trabajo para generar una banda de tolerancia de $k \geq 1$ veces el error estándar de la estimación alrededor de la línea de tendencia.

Se dirá que un cierto valor τ_t puede tolerarse como representante de la tendencia en el tiempo t si se encuentra dentro del intervalo de $\hat{\tau}_t \pm k \hat{e}(\hat{\tau}_t)$, donde $\hat{e}(\hat{\tau}_t)$ representa el error estándar estimado de la tendencia estimada, que surge como raíz cuadrada del elemento t -ésimo en la diagonal de $EMC(\hat{\tau})$. Dicha tolerancia se asocia con un valor mínimo de probabilidad de ocurrencia mediante el Teorema de Tchebysheff, el cual establece que para un valor $k \geq 1$, se cumple que al menos una proporción $1 - 1/k^2$ caerá dentro de la banda de $\pm k$ errores estándar alrededor de la media. Esto se usa para afirmar que en cada momento de observación t se obtiene la probabilidad:

$$Pr[|\hat{\tau}_t - \tau_t| \leq k \hat{\sigma}_\eta (I_N + \lambda K'K)_{t,t}^{1/2}] \geq 1 - 1/k^2, \quad (8)$$

donde el subíndice t,t indica el elemento de la respectiva matriz, que corresponde a $\hat{e}(\hat{\tau}_t)$.

El valor producido por (8) es una probabilidad mínima ya que, por ejemplo, si fuera válido suponer normalidad para el estimador de la tendencia, el valor $1 - 1/k^2 = 3/4$ con $k = 2$ aumentaría a 95.4% y, si la distribución fuese uniforme, dicho valor sería 100% (ver Wackerly *et al.*, 2002). Por otro lado, debe recordarse que la serie $\{y_t\}$ a la que se aplica el filtro HP está ajustada por estacionalidad y valores atípicos, de manera que sus bandas de tolerancia no son apropiadas para juzgar el comportamiento de la serie original. En McElroy (2006) se hace mención a este hecho porque al analizar ciclos primero se ajusta la serie por estacionalidad, así que se debe tener cuidado con las conclusiones que se obtengan. Por este motivo, en este trabajo se usan las bandas de tolerancia obtenidas con (7) como una referencia un tanto burda de la variabilidad de la serie, que serían apropiadas para hacer análisis de ciclos en niveles —con enfoque de ciclo

clásico—; en cambio, para juzgar mejor el patrón del ciclo de crecimiento, es preferible usar el procedimiento que se muestra más adelante.

Elección del parámetro de suavizamiento

Como se puede apreciar en las expresiones (5) a (7), para aplicar el filtro HP al vector de datos y se requiere proporcionar el valor del parámetro λ . Para determinar este valor, se podría usar un argumento del dominio del tiempo, como en Guerrero (2007, 2008), donde se fija un porcentaje de suavidad deseado para la tendencia y se deduce el valor del parámetro, lo cual es válido cuando interesa estudiar la tendencia y no necesariamente el ciclo de las series en consideración; o bien, se puede emplear un argumento del dominio de frecuencias, como lo sugiere la OCDE (ver OECD, 2012) para analizar ciclos económicos, el cual se considera más apropiado para el presente estudio y, por tal motivo, la fórmula que se aplica de manera que el ciclo se complete en T meses es la siguiente:

$$\lambda = \frac{1}{4[1 - \cos(2\pi/T)]^2} . \tag{9}$$

En la primera aplicación del filtro HP se elige el punto de corte para las frecuencias con $T = 120$ meses, por lo que la constante que resulta para eliminar la tendencia y mantener las fluctuaciones que se repiten a lo más cada 120 meses es $\lambda = 133107.9$. En la segunda se usa el filtro para eliminar del componente cíclico las fluctuaciones de alta frecuencia, que son básicamente irregulares y no pertenecen propiamente al ciclo. Esto se logra al cortar frecuencias de $T = 12$ meses con $\lambda = 13.9$. Al aplicar el filtro HP de acuerdo con este método de la OCDE se obtiene entonces un filtro de paso de banda que retiene en la serie filtrada las fluctuaciones cíclicas, cuyas frecuencias cubren el periodo de 12 a 120 meses.

Análisis de estabilidad y confiabilidad de los ciclos

Como no es necesariamente cierto que el paso de banda de 12 a 120 meses sea adecuado para las series que forman el SIC de México, se decidió probar distintas longitudes de ciclos para elegir el apropiado según sus resultados empíricos. También se busca que el método sea robusto ante la inclusión de nuevos datos —lo cual conduce a revisar la estimación del ciclo— y que proporcione señales oportunas y estables al paso del tiempo, como señalan Nilsson y Gyomai (2008). Esto podría conducir a elegir nuevas variables para que ingresen al SIC y a descartar otras que ya se encuentren dentro del Sistema.

Evaluación de los ciclos: revisiones

La evaluación del comportamiento cíclico de las variables se debe realizar al echar a andar un sistema de indicadores como el SIC o cuando se actualiza el Sistema para que mantenga su relevancia y credibilidad, como sucedió en el 2014, al igual que en el presente caso en que ya está funcionando el SIC para México. Es la tarea más laboriosa y lenta del proceso, pues una vez

seleccionados los componentes y contruidos los indicadores compuestos, el mantenimiento del Sistema es relativamente simple. Los estadísticos que se utilizan en esta fase se refieren a la estimación del ciclo con diferentes cosechas de datos, es decir, para estimar el valor del ciclo en el tiempo t , se usan datos de la cosecha al tiempo $t + i$, con lo que se obtiene la estimación del ciclo $\hat{c}_{t,t+i}$, así se realiza la revisión de la estimación realizada con datos disponibles en el periodo $t + i - 1$, la cual está dada por la diferencia:

$$R_{i,t} = \hat{c}_{t,t+i} - \hat{c}_{t,t+i-1}. \quad (10)$$

Cada valor de $i = 1, \dots, n$ corresponde a una nueva cosecha de datos y de revisiones. También se considera el efecto acumulado de las revisiones:

$$R'_{i,t} = \hat{c}_{t,t+i} - \hat{c}_{t,t} \quad (11)$$

donde $\hat{c}_{t,t}$ indica la primera estimación que se realizó del ciclo. El análisis se basa en las siguientes medidas o estadísticos, agrupados en los bloques (A), (B) y (C), como lo sugirieron Nilsson y Gyomai (2008) (ver también Di Fonzo, 2005):

(A) Tamaño:

- Revisión absoluta media:

$$RAM = \sum_{t=1}^n |R_{i,t}|/n, \quad (12)$$

mide el tamaño de las revisiones sin importar signo e incluye sesgo potencial, por no estar centrada en la media.

- Desviación estándar de las revisiones:

$$DER = \hat{\sigma}_i = \sqrt{\sum_{t=1}^n (R_{i,t} - \hat{\mu}_i)^2 / (n - 1)}, \quad (13)$$

mide la dispersión global de las revisiones y corrige el sesgo potencial que pudiera existir, además de dar énfasis a los valores extremos.

- Revisión absoluta acumulada:

$$RAA = \sum_{t=1}^n |R'_{i,t}|/n, \quad (14)$$

mide la magnitud acumulada de las revisiones desde la primera estimación del ciclo y no tiene corrección por sesgo.

(B) Sesgo y autocorrelación:

- Revisión media:

$$RM = \hat{\mu}_i = \sum_{t=1}^n R_{i,t}/n, \quad (15)$$

refleja el sesgo en la estimación del ciclo, pero compensa revisiones de signos contrarios.

- Estadístico t corregido por heterocedasticidad y autocorrelación:

$$t_{HA} = \hat{\mu}_i / \hat{\sigma}_{HA} \quad (16)$$

con

$$\hat{\sigma}_{HA} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \left[\sum_{t=1}^n (R_{i,t} - \hat{\mu}_i)^2 + \frac{4}{3} \sum_{t=2}^n (R_{i,t} - \hat{\mu}_i)(R_{i,t-1} - \hat{\mu}_i) + \frac{2}{3} \sum_{t=3}^n (R_{i,t} - \hat{\mu}_i)(R_{i,t-2} - \hat{\mu}_i) \right]}$$

sirve para probar la hipótesis nula de que la media de las revisiones es 0 y tiene distribución asintótica normal estándar. La desviación estándar estimada incluye corrección de Newey y West (1987).

- Sesgo condicional:

$$SC = \sum_{t=1}^n \text{sgn}(\hat{c}_{t,t+i-1} - 100) R_{i,t} / n \quad (17)$$

con $\text{sgn}(\cdot)$ la función signo, asigna signo positivo a las revisiones por arriba de la tendencia y signo negativo a las revisiones por debajo de ella, así que valores positivos indican sesgo hacia la tendencia y negativos indican que las revisiones se alejan de ella.

- Autocorrelación de las revisiones:

$$ACR = \sum_{t=1}^n (R_{i,t} - \hat{\mu}_i)(R_{i,t-1} - \hat{\mu}_i) / (n\hat{\sigma}_i^2), \quad (18)$$

indica existencia de información desaprovechada en las revisiones pasadas, por lo cual un método con valores de ACR alejados de 0 se considera ineficiente.

(C) Señal contenida en el ciclo:

- Cambio de signo:

$$CS = \#\{\text{sgn}(\hat{c}_{t,t+i-1} - 100) \neq \text{sgn}(\hat{c}_{t-1,t+i-1} - 100)\} / (n-1), \quad (19)$$

con $\#\{\cdot\}$ el número de elementos del conjunto, es la fracción que determina las fases del ciclo, ya que cuenta las veces que la revisión de la estimación cambia de abajo hacia arriba de la tendencia y cuántas veces a la inversa.

- Cambio de dirección:

$$CD = \#\{\text{sgn}(\hat{c}_{t,t+i-1} - \hat{c}_{t-1,t+i-1}) \neq \text{sgn}(\hat{c}_{t,t+i} - \hat{c}_{t-1,t+i})\} / (n-1), \quad (20)$$

es la fracción del número de veces que el ciclo cambia de creciente a decreciente, y lo mismo en sentido contrario.

Resumen numérico de las revisiones

Las medidas del bloque (A) tienen las mismas unidades que las propias revisiones, por lo que están en el intervalo $[0, \infty)$ y, mientras más cercanas a 0 sean, es mejor el comportamiento de las revisiones. Del bloque (B), las de (15), (16) y (17) toman valores en $(-\infty, \infty)$, en tanto que (18) se encuentra dentro de $(-1, 1)$ y, de nuevo, cuanto más cercanas a 0 sean, el método es mejor. Por último, los estadísticos (19) y (20) son fracciones dentro del intervalo $(0, 1)$. Usualmente se presentan todas estas medidas numéricas de forma gráfica para cada uno de los métodos en consideración, ya que así se visualiza el comportamiento global de las revisiones para cada una de las medidas. Sin embargo, esta comparación es subjetiva, porque se basa en la apreciación visual de las gráficas de los estadísticos al paso del tiempo, como se hace en Guerrero (2013). De manera complementaria, se realiza el resumen numérico para decidir más específicamente cuál de los métodos es mejor. Para la comparación numérica se utiliza la mediana de los estadísticos (12) a (14) estandarizados —divididos entre sus desviaciones estándar muestrales— con el fin de evitar la influencia de su diferente variabilidad. Los estadísticos estandarizados permiten una comparación más objetiva, y en lo que sigue se mostrará una manera de resumirlos.

El estadístico t_{HA} indica significancia estadística de RM cuando sus valores se encuentran fuera del intervalo $(-2, 2)$; es decir, si el valor de t_{HA} para una cosecha es menor en valor absoluto que 2, entonces el de RM se considera igual a 0 y no existe sesgo en la revisión, por lo tanto, conviene solo considerar los valores de RM que sean significativamente distintos de 0 para hacer un promedio de los que tienen sesgo positivo, $RM(+)$, y otro promedio para el negativo, $RM(-)$, por separado. De igual forma, se considera el estadístico SC , para el cual se requiere de un indicador semejante a t_{HA} y, por ello, se usa la desviación estándar muestral de SC calculada como la $\hat{\sigma}_{HA}$ de (16), de manera que se puede asignar significancia a los valores de SC ; o sea, si el que corresponde al SC estandarizado está fuera de $(-2, 2)$, se considera significativamente diferente de 0 y se usa para calcular uno de los dos promedios de valores SC , el de positivos $SC(+)$ o el de negativos, $SC(-)$. De esta forma, los estadísticos (15) a (17) se resumen mediante dos promedios para RM y otros dos para SC , que producen dos estimaciones del sesgo de las revisiones en términos relativos. Esto es, se calculan los valores de sesgo estandarizado $[RM(+) + RM(-)] / [RM(+) - RM(-)]$ y $[SC(+) + SC(-)] / [SC(+) - SC(-)]$, que se suman para obtener un solo valor del sesgo estandarizado, el cual se define como:

$$SR = \frac{RM(+) + RM(-)}{RM(+) - RM(-)} + \frac{SC(+) + SC(-)}{SC(+) - SC(-)} \quad (21)$$

Los datos de los estadísticos (18), (19) y (20) son de naturaleza distinta a los anteriores y es preferible analizarlos por separado. En específico, el estadístico ACR debe ser cercano a 0 para considerar adecuado el método. Por ello, se sugiere resumir a ACR con la mediana de los valores que toma con las diferentes cosechas de datos, mientras que CS y CD surgen de conteos que idealmente deberían ser 0 y tan solo se puede saber en cuántos casos y de qué tamaño es la fracción de veces que son distintos de 0. Así que la manera de resumir a estos dos estadísticos es mediante el valor del número de casos (conteo denotado con el símbolo #) y el promedio de las fracciones distintas de 0 (prom).

Evaluación de los ciclos: puntos de giro

La tarea final para seleccionar un método como preferible para el cálculo de los indicadores compuestos consiste en validar el desempeño cíclico de cada una de las variables en consideración respecto a los puntos de giro (crestas y valles) de la serie de referencia. Para ello, se usan herramientas estadísticas que califican: (i) conformidad cíclica entre las variables en estudio y la de referencia, de manera que no se omitan ni se detecten ciclos adicionales a los de la serie de referencia, con el fin de brindar credibilidad a la detección de puntos de giro y evitar señales falsas y (ii) longitud y consistencia del adelanto medido en meses, donde la longitud se mide con la media de los adelantos y el error estándar del adelanto medio es una medida de su consistencia. Asimismo, el valor más alto de la función de correlación cruzada (FCC) entre la serie en consideración y la de referencia indica el tiempo aproximado del adelanto promedio. Un indicador es adelantado si brinda información confiable de los próximos puntos de giro y de la evolución de la serie de referencia; para ello, su adelanto promedio debe ser parecido al del pico más alto de la FCC.

El paquete de cómputo que la OCDE pone a disposición de los analistas se denomina Análisis de los Ciclos del Sistema de Indicadores Compuestos (CACIS, por sus siglas en inglés), y sirve para verificar la validez de los puntos de giro detectados mediante el uso de un algoritmo conocido como *Bry-Boschan*. Para aplicarlo, se definen: a) el lapso mínimo entre una cresta y un valle (para el SIC es nueve meses); b) la longitud mínima de un ciclo, o sea, la distancia mínima entre dos crestas o dos valles (21 meses en el SIC); y c) un intervalo dentro del cual el punto de inflexión es mínimo o máximo (ocho meses en el SIC), es decir, el mes en el que un indicador alcanza un valor mayor que el de los ocho meses anteriores y de los ocho meses posteriores se considera como fecha tentativa de una cresta y, análogamente, para la de un valle.

Cuando un valle se mantiene durante varios meses, se escoge el último mes como el del cambio, y si se identifican dos o más se elige el de valor más bajo; a la inversa se hace con las crestas; lo importante es que unas y otros se alternen. Adicionalmente, en el caso de los indicadores del ciclo de crecimiento del SIC, en México se usa el procedimiento de *Bry-Boschan* simplificado, ya que al aplicar el filtro HP doble se producen ciclos suavizados. Por ello, es suficiente con localizar de manera secuencial las crestas y los valles de la serie, de forma que se satisfagan las restricciones mencionadas de longitud entre dos puntos de giro y entre ciclos.

Evaluación del ciclo del IC y del IA

Con el fin de tener en cuenta la incertidumbre asociada con la estimación del ciclo para los estimadores compuestos IC e IA, se propone calcular la varianza de cada uno de ellos y obtener entonces bandas de tolerancia de dos y tres errores estándar alrededor de su respectiva tendencia de largo plazo (ubicada en el valor 100). Para ello, se utiliza el hecho de que la serie de cada uno de esos indicadores tiene media constante (por la forma en que se construyen, el valor medio de largo plazo es 100) y su varianza es también una constante. Ésta se calcula con la siguiente expresión, que incluye la corrección por heterocedasticidad y autocorrelación propuesta por Newey y West (1987), o sea:

$$\hat{\sigma}_{LHA}^2 = \frac{1}{N(N-1)} \left\{ \sum_{t=1}^N (I_t - 100)^2 + \right. \quad (22)$$
$$\left. + 2 \sum_{v=1}^q \left[\left(1 - \frac{v}{q+1}\right) \sum_{t=v+1}^N (I_t - 100)(I_{t-v} - 100) \right] \right\},$$

donde I_t representa el indicador compuesto respectivo en el mes t y se elige el valor $q = [0.75N^{1/3}]$, con $[.]$ la función valor entero, para tener en cuenta la posibilidad de autocorrelación de orden superior a 1 en la serie del indicador.

Al igual que con la propuesta para calcular la banda de tolerancia alrededor del componente de tendencia obtenido con el filtro HP, ahora se calculan intervalos de $\pm k$ errores estándar en torno de la tendencia de largo plazo del IC y del IA como $100 \pm k\hat{\sigma}_{I,HA}$, con $\hat{\sigma}_{I,HA}$ el error estándar estimado del indicador respectivo, para cada $t = 1, \dots, N$. De nuevo se aplica el Teorema de Tchebysheff para afirmar que, en cada momento de observación t , se cumple:

$$Pr[|I_t - 100| \leq k\hat{\sigma}_{I,HA}] \geq 1 - \frac{1}{k^2}, \quad (23)$$

donde k se elige igual a 2 para alcanzar una probabilidad mínima de 0.75 o como 3 para incrementar dicha probabilidad a 0.89.

Modelos de factores dinámicos (MFD)

Éstos se usan con la intención de reducir la dimensión de un grupo de series de tiempo correlacionadas a través de la extracción de factores subyacentes en ellas. En el análisis estadístico de fenómenos económicos, un MFD fue introducido por Geweke (1977), quien extrajo factores no-observables de un conjunto de variables del sector manufacturero. En la actualidad, estos modelos se emplean para pronosticar variables económicas de coyuntura, así como para realizar análisis de política económica. De hecho, se utilizan para construir indicadores compuestos con el fin de analizar relaciones entre variables subyacentes y específicas; también se emplean los factores resultantes como variables instrumentales, entre otros usos que se les puede dar en la práctica.

Además, los MFD se han popularizado debido a que los bancos de información económica han incrementado sus datos disponibles, tanto en número de series de tiempo como en la frecuencia de las observaciones que contienen, lo cual hace que la reducción de dimensión sea un tema de actualidad. Para más detalles acerca de estos modelos, se sugiere consultar la revisión realizada por Bai y Ng (2008).

El modelo

El MFD, para cada momento de observación $t = 1, \dots, N$, se expresa como:

$$Y_t = PF_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$\text{con } F_t = \phi F_{t-1} + \eta_t \text{ y } \varepsilon_t = \Gamma \varepsilon_{t-1} + a_t, \quad (25)$$

donde los vectores $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{kt})'$ y $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ son de dimensión $k \times 1$. Los factores comunes no-observables $F_t = (F_{1t}, \dots, F_{rt})'$ y el componente idiosincrático ε_t , siguen procesos de tipo vector autorregresivo de orden 1 en el presente caso, de acuerdo con Corona *et al.* (2017). Éstos explican la evolución del grupo de series de tiempo Y_t , mientras que el componente idiosincrático tiene

efectos sobre cada serie de manera individual. Los factores y el vector de errores aleatorios de media 0, η_t , son de tamaño $r \times 1$, con $r < k$. La matriz de cargas de los factores $P = (p_1, \dots, p_k)'$ es de dimensión $k \times r$, en tanto que φ y Γ son de dimensión $r \times r$ y $k \times k$, respectivamente, y cumplen las condiciones que garantizan la estacionariedad de los procesos a los que están asociadas (ver Lütkepohl, 2005).

Se define ahora la matriz de varianza-covarianza de los errores del factor como una matriz diagonal Σ_η que tiene elementos ordenados en forma descendente, o sea, $\sigma_{ii} > \sigma_{jj} > 0$ para $i < j$. Por su lado, los ruidos idiosincráticos se suponen no-correlacionados con las innovaciones de los factores para cada uno de los adelantos y rezagos, de tal forma que $E(\varepsilon_t \eta_{t-h}') = 0$ para toda h . Además, el vector de errores α_t es de dimensión $k \times 1$ y se comporta como ruido blanco con matriz de varianza-covarianza Σ_α positiva definida.

Estimación de cargas y factores

Para estimar P y F_t , se deben imponer restricciones de identificabilidad y en el contexto de componentes principales (CP) —ver Stock y Watson (2002)— se suele imponer la restricción $P'P = kI_r$ y FF' diagonal, donde $F = (F_1, \dots, F_N)$ es una matriz $r \times N$. De esta forma, se plantea el problema de minimización cuadrática:

$$V(\tilde{P}, \tilde{F}) = (kN)^{-1} \sum_{t=1}^N (Y_t - \tilde{P}\tilde{F}_t)' (Y_t - \tilde{P}\tilde{F}_t), \quad (26)$$

donde, hipotéticamente, los verdaderos factores y matriz de cargas son \tilde{F}_t y \tilde{P} . Entonces, al definir $Y = (Y_1, \dots, Y_N)'$ como una matriz $N \times k$, la solución de CP equivale a fijar \tilde{P} como \sqrt{k} veces los vectores propios asociados a los primeros r valores propios de la matriz $Y'Y$. Consecuentemente, el estimador de los factores que se obtiene por CP está dado por:

$$\hat{F} = k^{-1} Y' \hat{P}. \quad (27)$$

Si el componente idiosincrático está débilmente correlacionado entre variables, aunque sea autocorrelacionado y heterocedástico, los estimadores \tilde{P} y \hat{F} convergen a las verdaderas matrices P y F cuando k y N tienden al infinito, como lo demostró Bai (2003). De esta forma, los estimadores \tilde{P} y \hat{F} se utilizan debido a su flexibilidad y porque requieren de pocos supuestos para brindar estimaciones consistentes. Para refinar el estimador dado por la expresión (27), sobre todo en el caso de muestras pequeñas, Doz *et al.* (2011) propusieron reestimar la matriz F en una segunda etapa a través del suavizamiento de Kalman, en el supuesto de que su correspondiente dinámica esté dada por la expresión (25). Específicamente en el caso de muestras pequeñas, Poncela y Ruiz (2016) muestran que el estimador en dos etapas proporciona estimaciones más cercanas al verdadero factor que el obtenido al aplicar solo CP. En este trabajo, dado que el número de series de tiempo es pequeño, tanto para IC como para IA, se considera apropiado emplear el procedimiento en dos etapas, es decir, CP con suavizamiento de Kalman; cabe notar que éste consiste en estimar los valores pasados de los factores, dada toda la información disponible en la muestra; esto es contrario a lo que ocurre con la predicción, donde se estiman valores futuros al último dato observado, o con el proceso de filtrado, en el que se estima el valor para t dada la información disponible hasta el tiempo $t - 1$.

Aplicación para estimar el IC y el IA

Debido a que el presente trabajo busca actualizar el SIC de México, los resultados de la aplicación del modelo de factores dinámicos se tratarán como un complemento de la estimación que surge con el enfoque de la OCDE; es decir, lo esperable es que sean parecidos a los que produce la metodología de la OCDE, ya que en las dos situaciones se busca la combinación óptima de fuentes de información acerca de una variable latente, el estado de la economía para la OCDE, que es común a todas las variables que componen al IC. Por ello, se propone combinar los índices que surgen de las dos metodologías, de manera que se aproveche al máximo la información disponible pues, aunque en ambos casos se usan los mismos componentes, la forma de agregar su información es distinta y esto es lo que se desea aprovechar con la combinación de los dos índices: reducir la incertidumbre en la estimación para ver con más claridad el patrón cíclico.

Para que la combinación sea válida, los dos métodos deberían proporcionar indicadores que en términos estadísticos estimen lo mismo. Esto debe ser verificado mediante la validación de: 1) que los dos índices carezcan de tendencia, es decir, que sean estacionarios en nivel, para lo cual se usa una prueba de raíces unitarias del tipo Dickey-Fuller aumentada y 2) que fluctúen alrededor del mismo valor medio, ubicado en 100, que representa la tendencia de largo plazo para ambos índices. Esto se valida con una prueba tipo t , con corrección de la varianza estimada por heterocedasticidad y autocorrelación.

Una vez validadas las condiciones anteriores, se combinan los dos índices mediante un promedio ponderado que tenga en cuenta su variabilidad y covarianza. Las ponderaciones asociadas a cada uno de los índices, I_{1t} con varianza σ_1^2 e I_{2t} con varianza σ_2^2 , y con covarianza contemporánea σ_{12} , se obtienen al resolver el siguiente problema que busca el valor de la ponderación c en la expresión:

$$I_{0t} = cI_{1t} + (1-c)I_{2t} \quad \text{con } 0 < c < 1, \quad (28)$$

de forma tal que minimice la varianza del índice combinado, la cual está dada por:

$$\sigma_0^2 = c^2\sigma_1^2 + (1-c)^2\sigma_2^2 + 2c(1-c)\sigma_{12}. \quad (29)$$

Para lograr esto, se deriva esta expresión respecto a c , se iguala a 0 y se resuelve la ecuación resultante, con lo que se llega a:

$$c = (\sigma_2^2 - \sigma_{12}) / (\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}). \quad (30)$$

Por consiguiente, el índice que combina óptimamente a los dos índices, en el sentido de varianza mínima, es:

$$\tilde{I}_{0t} = [(\sigma_2^2 - \sigma_{12})I_{1t} + (\sigma_1^2 - \sigma_{12})I_{2t}] / (\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}), \quad (31)$$

el cual tiene la misma media que I_{1t} e I_{2t} y menor varianza que los índices individuales.

Aplicación empírica

Las series que se tuvieron en cuenta en este trabajo son las seis que forman el IC: IGAE, IAI, IISBS, ATPIMSS, TDU e IT. Las seis del IA: TEM, CSAAM, PONMB, TCR bilateral, TIIE e ISP500.

Se contempló la posibilidad de que alguna otra serie surgiera como indicador viable para integrar el IC o IA, por lo que se tuvieron en cuenta seis variables adicionales: horas-hombre trabajadas en la manufactura (HHMAN), índice de confianza del consumidor (ICC), producción de vehículos automotores (PROD_VA), índice de volumen físico de la construcción (CONS), precio promedio del petróleo crudo exportado (PPET) y base monetaria real (BMR). Éstas se eligieron por su representatividad de alguno de los bloques económicos definidos en el taller del SIC realizado en septiembre del 2014. Esto es, que fueran indicadores de: 1) demanda, 2) empleo y mercado laboral, 3) manufactura, 4) opinión, 5) sector externo y 6) monetario o financiero. Dicho criterio teórico se complementó con el empírico de que las series iniciaran, al menos, en enero del 2004.

Las series utilizadas tienen distinto mes inicial, pero para este trabajo todas terminan en noviembre del 2016. Los resultados numéricos fueron obtenidos, en buena medida, con los programas de cómputo disponibles en el área del INEGI encargada de dar mantenimiento al SIC, aunque hubo necesidad de modificar algunos de ellos para los fines específicos de esta investigación.

En este apartado se muestran los resultados que surgen al aplicar las técnicas de análisis a un par de series, IGAE y TDU. Los resultados de las aplicaciones a las otras 16 series se muestran en el reporte técnico de Guerrero y Corona (2017). En principio, se presentan los resultados del cálculo y respectivo análisis para decidir entre diferentes opciones de paso de banda para las frecuencias del ciclo: HP(12,120), HP(12,96) y HP(12,72), que corresponden a ciclos de entre uno y 10 años en el primer caso, entre uno y ocho en el segundo y entre uno y seis en el tercero. La primera opción es la que se usa en el INEGI, la tercera surge de la creencia generalizada de que en México los ciclos son sexenales (*e. g.*, Heath, 2000) y la segunda se consideró por ser intermedia entre las otras dos. El número de cosechas de datos por generar se fijó como la mitad de los datos de la serie en estudio, es decir, 50% de los del inicio de la serie fueron elegidos para realizar la estimación inicial del ciclo y el restante, para efectuar las revisiones.

Análisis de las revisiones

Ya que las primeras se realizan con menos datos que las subsecuentes —y por ende son muy inestables—, se dejó fuera de los cálculos a 20% de las revisiones iniciales. Asimismo, al final de la serie de cosechas hay mucha inestabilidad y, por ello, se decidió también eliminar 10% de éstas.

Las gráficas de las figuras 2 y 3 para el IGAE y la TDU presentan los diferentes estadísticos a lo largo de las cosechas de datos recortadas. En éstas, el eje horizontal indica las cosechas de datos y el vertical, los valores de los estadísticos respectivos. Las líneas de color negro corresponden al filtro HP(12,120); las rojas, al HP(12,96); y las verdes, al HP(12,72). Una característica que debe subrayarse es que el efecto del cambio de filtro no es lineal, de manera que aun cuando el HP(12,96) es intermedio entre los otros dos, su comportamiento en las revisiones no es necesariamente un efecto promedio de las revisiones de los otros filtros. No obstante, el valor de algunos estadísticos del HP(12,96), como los referidos al tamaño de las revisiones, sí tiende a encontrarse entre los valores de las revisiones obtenidas con los filtros HP(12,120) y HP(12,72).

Los resultados de las revisiones pueden compararse con el resumen de los estadísticos (12) a (17), según se muestra en el cuadro 1 para el IGAE y en el cuadro 2 para la TDU. Con el fin de asignar calificaciones a los resúmenes estadísticos en una escala del 1 al 3, donde 3 es mejor, se tuvo en cuenta la siguiente guía: (i) respecto al promedio de las medianas del bloque (A), si el mayor promedio difiere en 5% o más del que le sigue, se asigna calificación más alta al promedio de medianas más pequeño y, si no hay tal diferencia, se asigna la misma calificación a los dos promedios; (ii) las medidas de sesgo se evalúan de manera conjunta para RM y para SC , por lo que se usa el sesgo relativo SR definido por (21) que, mientras más pequeño sea, es mejor, y de nuevo se asigna la calificación en función del valor de SR y se consideran solo las diferencias relativas de al menos 5% —sin considerar signo—; y (iii) el estadístico ACR se resume con la mediana de los valores de las autocorrelaciones, y su puntaje se obtiene con una regla semejante a las usadas en (i) y (ii), esto es, si la mediana más grande difiere en 5% o más de la que le sigue en magnitud, se asigna calificación más baja a la mayor mediana ACR , y este criterio se aplica por parejas al comparar los valores del estadístico. El cuadro 1 muestra que el filtro HP(12,72) brinda mejores resultados para el IGAE y el cuadro 2 indica que HP(12,96) es preferible para la TDU.

El resumen general para todas las series en estudio se presenta en el cuadro 3, donde se aprecia que el mejor método para los indicadores del IC es HP(12,72), mientras que para los del IA son aceptables tanto HP(12,120) como HP(12,96) y para los otros es HP(12,72). De esta manera, aunque no se obtiene una decisión unánime para todos los indicadores, resulta preferible usar HP(12,72) y en segundo lugar, HP(12,96).

Análisis gráfico de los puntos de giro

Los resultados anteriores conducen a proponer el método HP(12,72) como el más adecuado para la estimación del ciclo, ya que produce revisiones más estables del ciclo estimado. No obstante, se debe revisar el comportamiento de los indicadores para detectar los puntos de giro, de acuerdo con la serie de referencia. Esto se realiza con el paquete de cómputo CACIS, con el que se generan las gráficas de las figuras 4, 5 y 6, donde se observa el ciclo de este indicador y se comparan los puntos de giro del IGAE y de la misma TDU, las cuales permiten comparar los puntos de giro detectados por el algoritmo con respecto a los que se hayan determinado para la serie de referencia. Con ello se detectan ciclos omitidos o adicionales en el ciclo estimado de la TDU.

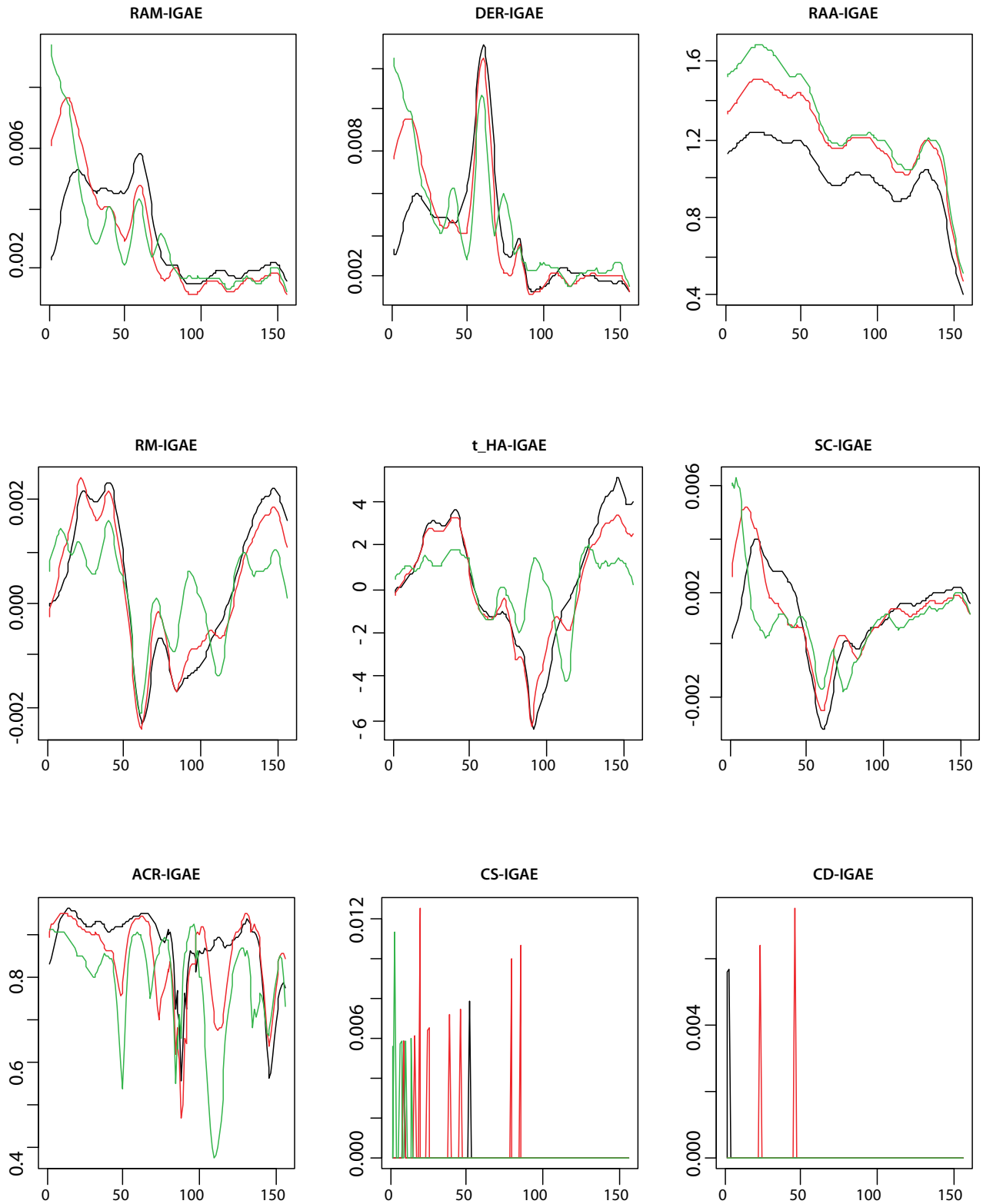
La figura 4 corresponde al filtro HP(12,120) y ahí se observa, a simple vista, que la sincronía de los ciclos de las dos series es buena, pero algunos puntos de giro son omitidos (líneas rojas de los meses 1998:06 y 1999:03). También, hay puntos de giro que la TDU detecta en forma adicional (líneas verdes de los meses 2002:02, 2002:12, 2006:01 y 2006:12). Esto es preferible cuantificarlo y presentarlo en forma resumida, como se muestra más adelante.

La figura 5 presenta los resultados para el filtro HP(12,96) y también muestra buena sincronía de los ciclos de las dos series, pero en más detalle se aprecia un punto de giro omitido (línea roja de 2000:07) y cinco adicionales (líneas verdes de 1999:09, 2002:01, 2002:12, 2006:01 y 2006:12).

Por su lado, la figura 6 corresponde al filtro HP(12,72), en la cual también se observa que los ciclos de las dos series se encuentran bien sincronizados, aunque se aprecia un punto de giro omitido en 2000:07, así como siete adicionales en los meses 1990:01, 1991:11, 1999:09, 2002:01, 2003:01, 2005:12 y 2007:01.

Figuras 2

Estadísticos de las revisiones para IGAE. Estimación inicial 1980:01-1998:11



Figuras 3

Estadísticos de las revisiones para la TDU. Estimación inicial 1987:01- 2001:11

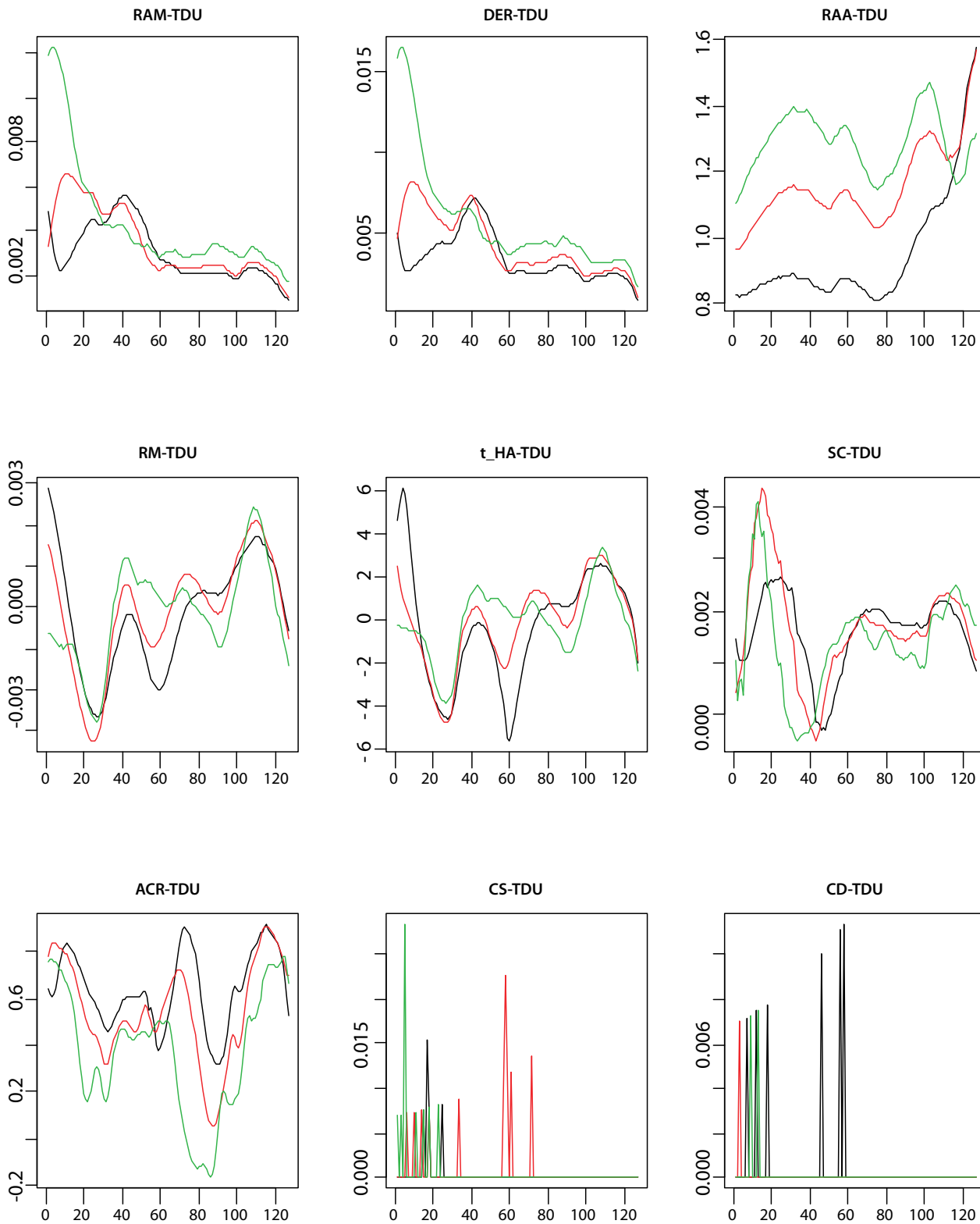


Figura 4

Componente cíclico de la TDU (negro) y del IGAE (azul), junto a los puntos de giro del IGAE (líneas rojas verticales) y de la TDU (líneas verdes), HP(12,120)

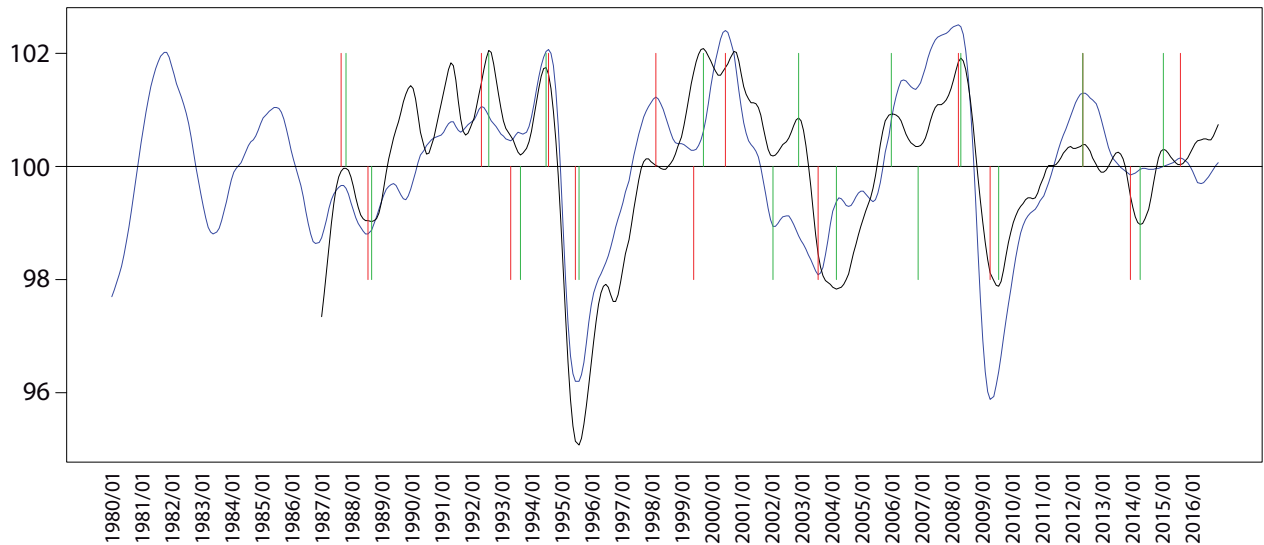
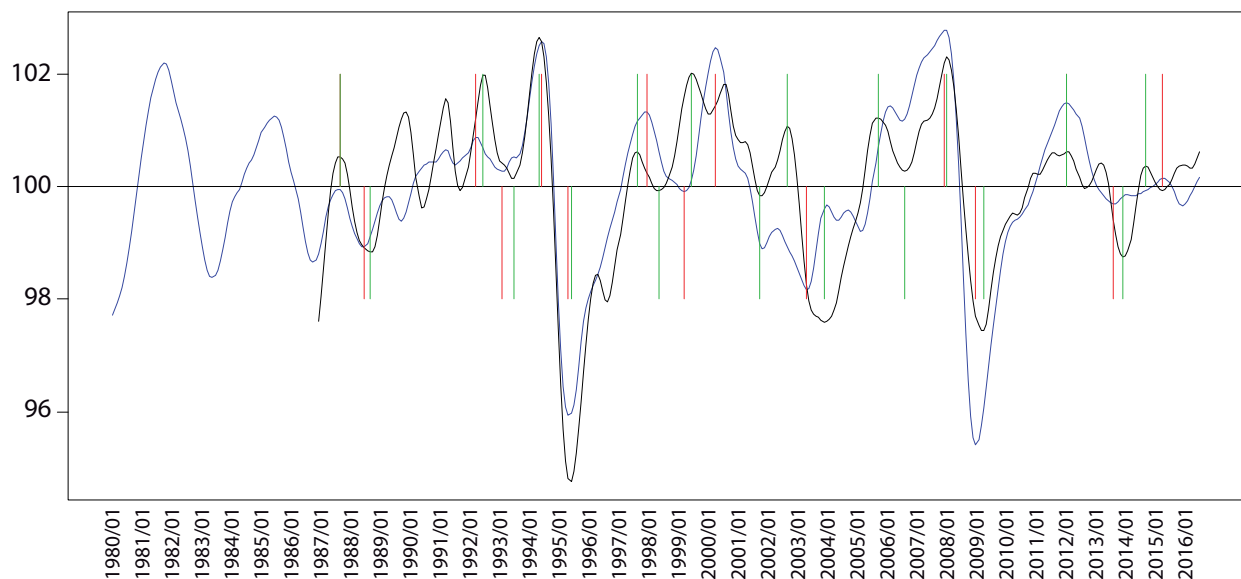


Figura 5

Componente cíclico de la TDU (negro) y del IGAE (azul), junto a los puntos de giro del IGAE (líneas rojas verticales) y de la TDU (líneas verdes), para HP(12,96)

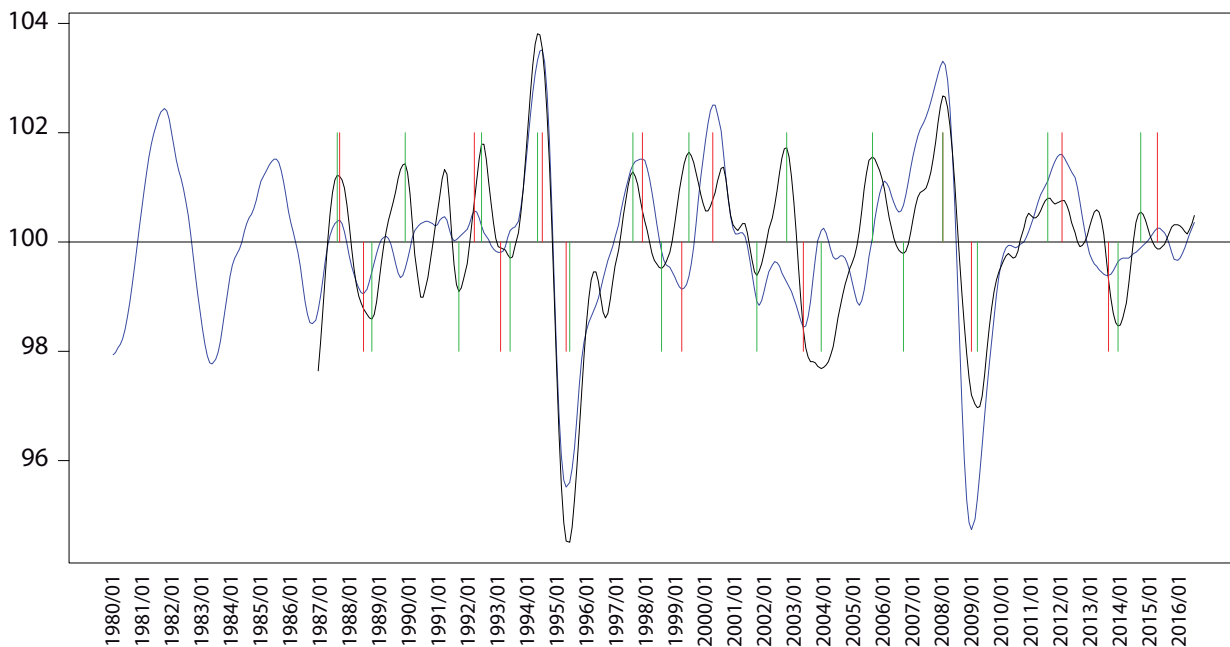


Análisis numérico de los puntos de giro

Otra herramienta estadística que interesa analizar es la FCC entre las distintas variables con la de referencia. Al considerar las tres opciones de filtro, con énfasis en la TDU, se observa un posible retraso del ciclo de la TDU respecto al del IGAE, pues las FCC para HP(12,120) y HP(12,96) tienen su pico más alto en -1. En contraste, el punto más elevado de la FCC con HP(12,72) se da en el retraso 0, lo cual brinda apoyo al uso de este método para extraer de la TDU informa-

Figura 6

Componente cíclico de la TDU (negro) y del IGAE (azul), junto a los puntos de giro del IGAE (líneas rojas verticales) y de la TDU (líneas verdes), para HP(12,72)



ción cíclica que sea compatible con la del IGAE. Asimismo, para cuantificar la concordancia de los puntos de giro entre un indicador y la serie de referencia se indican cuántos puntos de giro omite y cuántos adicionales detecta el patrón cíclico del indicador. Esta cuantificación se muestra en el cuadro 4 para la TDU, donde también se presenta el resultado de la medición de la longitud del adelanto respecto al IGAE y los valores de la FCC anteriormente comentados.

Los resultados del análisis de los puntos de giro presentados en el cuadro 5 para los demás indicadores en consideración mostraron que, en general, los métodos HP(12,120) y HP(12,96) hacen que los componentes del IC omitan más puntos de giro que el HP(12,72), excepto en el caso del IISBS. Asimismo, este último método se comporta de manera semejante a los otros dos al detectar puntos de giro adicionales. No obstante, el IC localiza uno más con HP(12,72) que con los otros dos filtros, lo cual no necesariamente es erróneo ni significa que este método extraiga señales espurias de los componentes del IC. En realidad, pudiera ser que los otros dos filtros no hayan revelado un punto de giro verdadero, que sí fue detectado por el HP(12,72).

Para el IA, el análisis que se realiza tiene como fin determinar el método que mejor adelante el patrón cíclico de la serie de referencia, de manera que solo se considera la longitud del adelanto mostrada en el cuadro 6 para las series que potencialmente servirían como adelantadas para el IC, como las del IA y las *otras series*. La longitud del adelanto es una herramienta que permite determinar el método, dentro de los tres considerados en este trabajo, que adelante el patrón cíclico del indicador que se considere coincidente y que al momento es el IGAE. Mientras no se haya decidido cuál es el IC que se va a utilizar, los resultados del cuadro 6 deben verse con cautela respecto a la longitud del adelanto y, por tal motivo, no se les da mayor relevancia por ahora.

Cuadro 1

Evaluación de los estadísticos (12) a (20) para IGAE

Estadístico	HP(12,120)	HP(12,96)	HP(12,72)
Prom. meds. (A)	0.7547 (1)	0.6502 (3)	0.7149 (2)
SR	0.0832 (2)	0.1651 (1)	0.0491 (3)
Mediana ACR	0.9033 (1)	0.8804 (1)	0.8350 (3)
CS	#2, prom 0.0069 (3)	#9, prom 0.0081 (1)	#6, prom 0.0068 (2)
CD	#2, prom 0.0057 (2)	#2, prom 0.0070 (1)	#0, prom 0.0000 (3)
Suma de puntos	(9)	(7)	(13)

Cuadro 2

Evaluación de los estadísticos (12) a (20) para la TDU

Estadístico	HP(12,120)	HP(12,96)	HP(12,72)
Prom. meds. (A)	0.7983 (1)	0.7863 (1)	0.7624 (1)
SR	0.3101 (1)	0.2300 (3)	0.2799 (2)
Mediana ACR	0.6249 (1)	0.5238 (2)	0.4303 (3)
CS	#4, prom 0.0098 (3)	#10, prom 0.0011 (1)	#7, prom 0.0105 (1)
CD	#6, prom 0.0092 (1)	#1, prom 0.0070 (3)	#2, prom 0.0074 (2)
Suma de puntos	(7)	(10)	(9)

Inclusión de nuevas variables

Como consecuencia del análisis previo, se determinó que el IC debe calcularse con el método HP(12,72), mientras que para el IA lo más natural es emplear el mismo filtro, de forma tal que los dos indicadores estén referidos al mismo paso de banda de las frecuencias cíclicas. Lo que falta es considerar la posibilidad de incluir alguno de los indicadores propuestos como adicionales, llamados *otras series*, o sustituir alguno de los indicadores que componen actualmente al IC y al IA. Las series potencialmente útiles para formar parte del IC son HHMAN y CONS, de acuerdo con la FCC del cuadro 6, pero CONS detecta muchos puntos de giro adicionales, lo cual condujo a desecharla. Al incorporar a HHMAN en forma adicional a las series componentes del IC actual, no se modificó la conformidad cíclica del IC y en la longitud del adelanto cambió el promedio de 0.5 a 0.3, mientras que el valor de la correlación en el pico 0 bajó de 0.93 a 0.92. Como no se observa una ventaja considerable respecto al IC actual, se prefirió no incluir a HHMAN.

De las cuatro variables restantes, ICC y PPET son potencialmente útiles como componentes del IA, de acuerdo con los resultados de la FCC en el cuadro 6, mientras que a la BMR se le descarta como posible componente del IC o del IA, ya que no es claro su patrón de adelanto y parece comportarse más como rezagada que como coincidente o adelantada. Sin embargo, estas comparaciones no son válidas, pues la comparación debe efectuarse con respecto al nuevo indicador coincidente que incorpora las mismas seis variables del IC, pero se calcula con el filtro HP(12,72) y será denotado como IC' de aquí en adelante.

Lo anterior se presenta en el cuadro 7, donde se observa que las variables que forman el IC' omiten algunos puntos de giro que captura el indicador compuesto y adicionan otros, pero esto es de esperar ya que tales variables no representan en sí mismas el estado de la economía, aunque sí forman

Cuadro 3

Resumen del puntaje de los estadísticos para las series del IC, del IA y otras

Variable	HP(12,120)	HP(12,96)	HP(12,72)
IGAE	9	7	13
IAI	9	8	11
IISBS	6	9	12
ATPIMSS	9	10	6
TDU	7	10	9
IT	8	11	10
Subtotal IC	48	55	61
TEM	8	11	10
CSAAM	7	8	8
PONMB	11	6	11
TCR	8	11	5
TIIE	7	8	6
ISP500	11	8	7
Subtotal IA	52	52	47
HHMAN	8	11	11
ICC	7	11	10
PROD_VA	10	9	8
CONS	8	7	10
PPET	7	10	10
BMR	7	8	13
Subtotal otras	47	56	62
Total de puntos	147	163	170

Cuadro 4

Resumen del análisis de los puntos de giro para la TDU en relación con el IGAE

Método	Conformidad cíclica (puntos de giro)			Longitud del adelanto		
	Posibles	Omitidos	Adicionales	Promedio	Desv. estándar	FCC: pico (valor)
HP(12,120)	15	2	4	1.23	6.15	-1 (0.79)
HP(12,96)	15	1	5	0.93	4.77	-1 (0.80)
HP(12,72)	15	1	7	1.50	4.58	0 (0.77)

Resumen del análisis de los puntos de giro en relación con el IGAE para los componentes potenciales del IC, con los métodos HP(12,120), HP(12,96) y HP(12,72)

Indicador	Conformidad cíclica (puntos giro) con los tres métodos		
	Posibles	Omitidos	Adicionales
IAI	19	2, 2, 1	2, 2, 1
IISBS	14	3, 1, 2	2, 2, 2
ATPIMSS	19	3, 4, 2	1, 4, 2
IT	19	4, 4, 2	2, 2, 2
IC	19	2, 2, 1	0, 0, 1
HHMAN	19	5, 3, 1	0, 0, 2
ICC	6	1, 1, 1	1, 3, 3
PROD_VA	18	6, 5, 7	3, 5, 9
CONS	19	3, 2, 2	3, 4, 6
PPET	19	6, 6, 4	4, 4, 6
BMR	15	3, 2, 2	6, 5, 8

parte de dicha variable no-observable. Además, en lo que toca al adelanto (o retraso) de las seis variables coincidentes, se aprecia que el promedio de adelanto se encuentra entre -0.2 y 1.7, lo que concuerda con los valores de los picos de la FCC, que van de -2 a 1, pero que no alcanzan el valor de ± 3 , que indicaría retraso o adelanto respecto al IC; según se indica en OECD (2010, pp.10 y 31).

Por otro lado, en este cuadro también se aprecia que todas las variables que actualmente integran el IA son útiles para adelantar el comportamiento del IC'. De igual forma, se observa que tanto el ICC como el PPET son indicadores potencialmente útiles para ese fin. Desde luego, la conformidad cíclica no es buena, pero lo que importa es la longitud del adelanto y su consistencia. En ambos casos se obtienen adelantos mayores o iguales a tres meses, pero el ICC presenta inconsistencia entre adelanto promedio (6.7) y pico de la FCC (3), con alta desviación estándar (7.4), mientras que el PPET es más consistente en los valores que brinda para estos dos conceptos (4.6 vs. 3) y su desviación estándar es menor (6.2); sin embargo, la correlación en el pico más alto favorece al ICC (0.75) respecto al PPET (0.38). De esta forma, con los datos del cuadro 7 no es claro qué variable es preferible.

Para dilucidar qué variable debe ingresar, si acaso, al nuevo IA, se obtuvieron los resultados del cuadro 8, que consideran cuatro opciones: 1) mantener el IA con las seis variables que actualmente lo componen, 2) incorporar en forma adicional la variable ICC, 3) incorporar la variable adicional PPET y 4) incorporar tanto al ICC como al PPET. Los resultados de este ejercicio indican que es preferible incorporar solo al ICC, porque con ello se mantiene la consistencia entre adelanto promedio y pico de la FCC, con menor desviación estándar. Con estos resultados se tiene evidencia para modificar la estructura de componentes del IA, de forma que el nuevo indicador adelantado incluye al ICC y se denota como IA'.

Cuadro 6

Resumen del análisis de los puntos de giro en relación con el IGAE para los componentes del IA y otras series, con HP(12,120), HP(12,96) y HP(12,72)

Indicador	Longitud del adelanto		
	Promedio	Desviación estándar	FCC: pico (valor)
TEM	4.2, 3.9, 4.4	1.8, 2.2, 2.4	6 (0.55), 5 (0.60), 5 (0.68)
CSAAM	8.0, 10.8, 11.3	5.7, 6.8, 6.8	4 (0.88), 4 (0.87), 3 (0.84)
PONMB	5.3, 5.3, 5.9	5.7, 5.7, 6.4	4 (0.46), 4 (0.49), 4 (0.51)
TCR	3.9, 5.0, 5.2	4.1, 4.7, 5.1	2 (0.63), 2 (0.63), 3 (0.64)
TIIE	4.9, 4.9, 4.1	3.9, 3.8, 3.7	5 (0.31), 5 (0.37), 4 (0.47)
ISP500	6.0, 7.3, 8.4	4.3, 4.5, 5.0	5 (0.63), 5 (0.59), 5 (0.51)
IA	6.7, 6.6, 6.7	4.4, 4.1, 4.3	5 (0.77), 4 (0.80), 4 (0.82)
HHMAN	1.1, 0.9, 0.8	5.8, 5.5, 6.5	0 (0.86), 0 (0.87), 0 (0.86)
ICC	2.0, 2.0, 2.0	8.3, 8.3, 8.4	2 (0.86), 2 (0.83), 2 (0.75)
PROD_VA	1.1, 1.2, 0.8	2.8, 3.1, 2.8	1 (0.73), 1 (0.72), 1 (0.70)
CONS	0.5, 0.9, 1.2	2.4, 2.8, 2.9	0 (0.83), 0 (0.83), 0 (0.83)
PPET	4.9, 3.9, 5.3	6.1, 5.7, 6.3	2 (0.38), 2 (0.38), 2 (0.41)
BMR	2.0, 1.2, 1.1	6.4, 6.6, 4.5	-6 (0.24), -4 (0.28), -4 (0.37)

Medición de la variabilidad del IC

Las franjas de tolerancia de ± 2 y ± 3 errores estándar para las variables IGAE y TDU usadas para ilustrar los resultados numéricos se muestran en las figuras 7 y 8. El patrón cíclico de la TDU es contrario al del estado de la economía, por lo que su componente cíclico se obtiene con el inverso de la variable TDU original. Figuras similares para las demás variables utilizadas en el cálculo del IC' y del IA' se presentan en Guerrero y Corona (2017). Debe notarse que en la gráfica de la parte superior de estas figuras aparece la tendencia estimada, junto con sus franjas de tolerancia, las cuales fueron calculadas con las expresiones (5) a (7).

Para calcular las franjas de tolerancia alrededor de la tendencia de largo plazo de los indicadores IC' e IA', se usó la expresión (22) para $\hat{\sigma}_{L,HA}^2$ con $q = 5$, porque el periodo en estudio cubre de enero de 1980 a noviembre del 2016, así que el número de meses es $N = 443$. Los resultados se muestran en la figura 9 para el IC' y en la figura 10 para el IA'.

Cuadro 7

**Resumen del análisis de los puntos de giro para todas las series, en relación con el IC'
calculado con el método HP(12,72)**

Indicador	Conformidad cíclica (puntos de giro)			Longitud del adelanto		
	Posibles	Omitidos	Adicionales	Promedio	Desv. estándar	FCC: pico (valor)
IGAE	20	2	1	0.9	4.7	0 (0.93)
IAI	20	2	1	0.8	2.6	0 (0.93)
IISBS	15	3	3	-0.2	2.2	-1 (0.79)
ATPIMSS	20	3	2	0.0	3.5	-2 (0.92)
TDU	16	1	6	1.7	5.3	0 (0.85)
IT	20	1	1	1.3	3.2	1 (0.85)
TEM	20	7	10	4.5	2.3	5 (0.75)
CSAAM	6	2	4	8.3	5.1	4 (0.87)
PONMB	19	2	6	6.8	5.8	5 (0.54)
TCR	20	6	6	3.6	4.5	3 (0.78)
TIIE	20	8	7	4.0	4.4	4 (0.48)
ISP500	20	7	7	7.6	5.7	7 (0.44)
HHMAN	20	3	3	-0.4	4.9	0 (0.92)
ICC	7	4	5	6.7	7.4	3 (0.75)
PROD_VA	19	6	8	1.6	5.0	2 (0.70)
CONS	20	1	5	1.0	3.2	0 (0.90)
PPET	20	3	5	4.6	6.2	3 (0.38)
BMR	16	2	8	1.0	6.5	-3 (0.40)

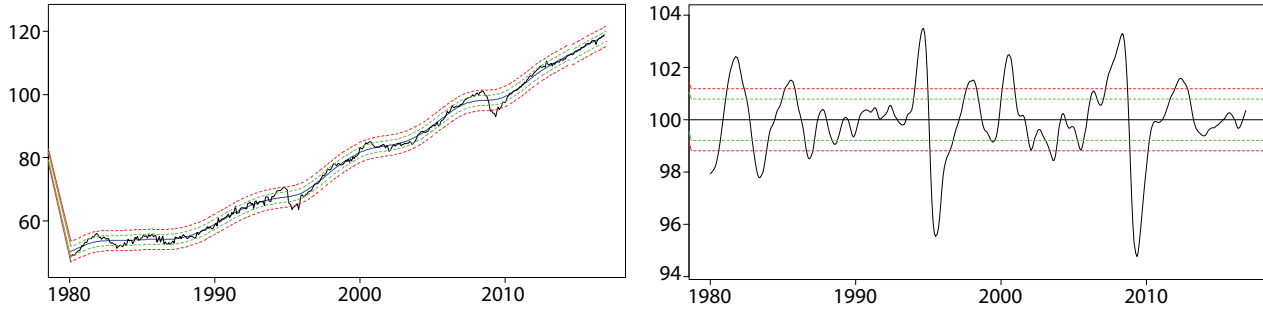
Cuadro 8

**Resultados de la incorporación de indicador potenciales, ICC y PPET,
en el cálculo del IA con respecto IC' y con el método HP(12,72)**

Indicador	Conformidad cíclica (puntos de giro)			Longitud del adelanto		
	Posibles	Omitidos	Adicionales	Promedio	Desv. estándar	FCC: pico(valor)
IA						
Sin ICC, ni PPET	20	2	5	6.1	4.3	5 (0.84)
Con ICC, sin PPET	20	2	5	5.0	3.3	5 (0.87)
Sin ICC, con PPET	20	1	5	5.4	4.3	5 (0.84)
Con ICC y PPET	20	1	3	5.3	4.4	5 (0.86)

Figuras 7

IGAE con sus componentes de tendencia (izquierda) y ciclo (derecha), con HP(12,72)



Figuras 8

TDU con sus componentes de tendencia (izquierda) y ciclo (derecha), con HP(12,72)

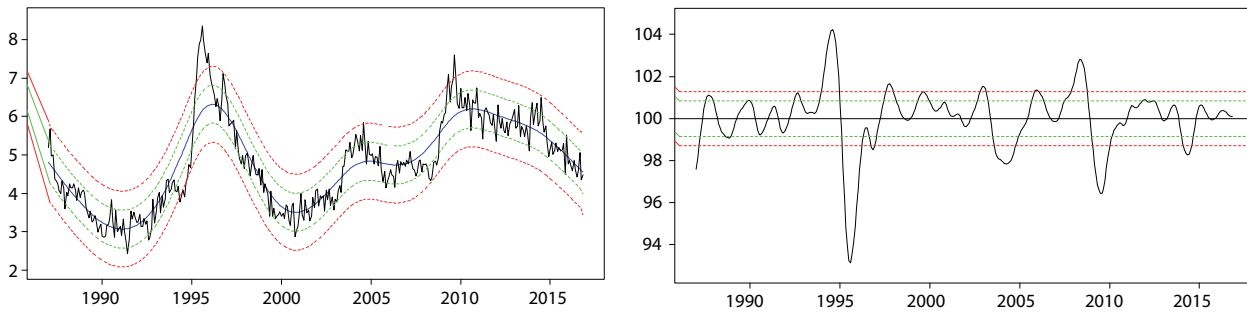


Figura 9

IC' con franjas de ± 2 y ± 3 errores estándar alrededor de la tendencia

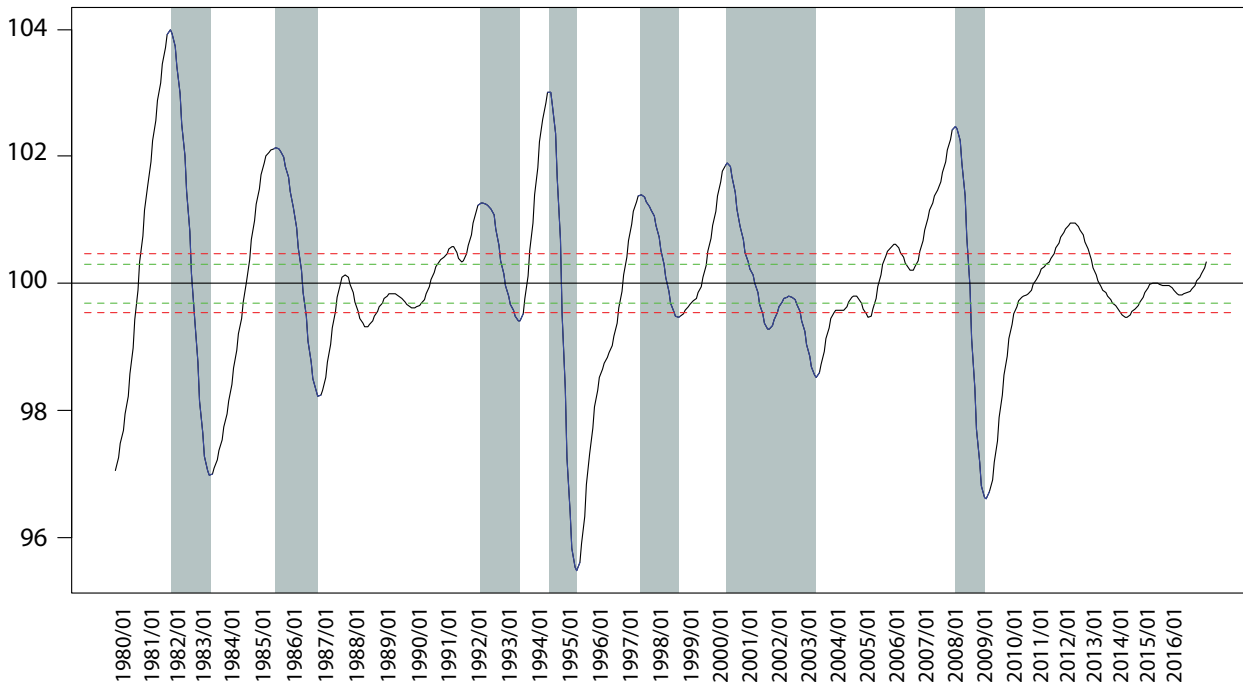
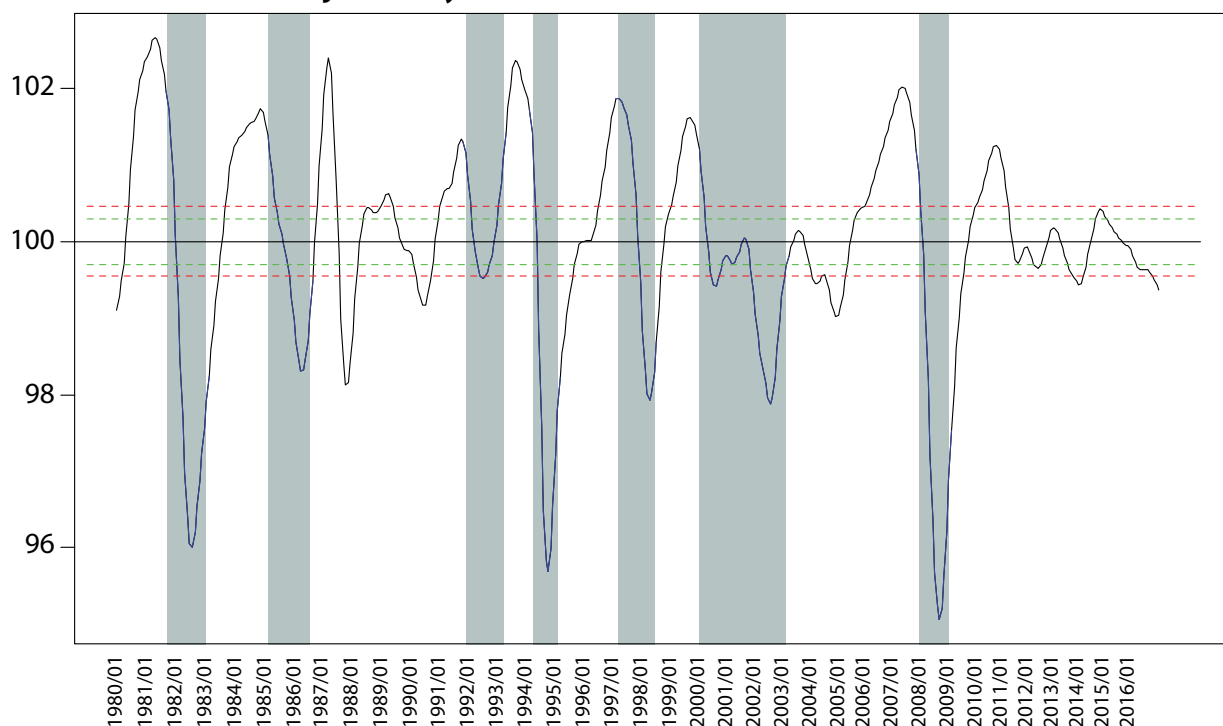


Figura 10

IA' con franjas de ± 2 y ± 3 errores estándar alrededor de la tendencia



Fechado de crestas y valles

Con base en la franja de ± 3 errores estándar se determinan fechas de crestas y valles razonablemente válidas —con probabilidad de, al menos, 0.89—, las cuales se presentan en el cuadro 9 para ambos indicadores, con el fin de realizar la comparación respectiva. La elección de un determinado mes como fecha de cresta o valle depende no solo de que el valor del indicador se salga de la franja de tres errores estándar, sino que, además, un valle sea precedido por una cresta, así como una cresta por un valle. De esta manera, una situación como la del IC' en los meses 2000:09 a 2002:02 y 2002:10 a 2003:09 solo indica una cresta en 2000:09 y un valle en 2003:09, porque 2002:02, que tiene un valle válido, no va seguido de una cresta válida, pues 2002:10 no se sale de la franja de tres errores estándar. También, debe notarse que la cresta de 2012:05 no va seguida de un valle todavía, por lo cual no se cierra todavía un ciclo al final del periodo de observación.

Respecto al IA', en el cuadro 9 también se observa que este indicador compuesto no reconoce la aparente cresta de 2004:03 y el aparente valle en 2005:05, ya que la cresta no alcanza a salir de la banda de tres errores estándar, aunque el valle sí lo haga, por lo cual solo se indica valle en el mes 2003:02 y cresta en 2007:10. Asimismo, se ve que el IA' identifica dos crestas y dos valles válidos en los meses 1987:07, 1988:04, 1989:09 y 1991:02, que corresponderían a ciclos detectados en forma adelantada, pero que no tienen su contraparte en el IC'. Por último, al final de la serie se presenta una situación en la que hay un aparente valle en 2016:01, el cual correspondería a la cresta de 2011:02, pero esto no es totalmente válido, ya que la fase de recuperación no se alcanza a apreciar todavía.

Cuadro 9

Comparación de las fechas de crestas y valles para IC' e IA'

IC'		IA'		Adelanto en meses	
Cresta	Valle	Cresta	Valle	Cresta	Valle
1981:11	1983:03	1981:05	1982:09	6	6
1985:06	1986:11	1985:02	1986:07	4	4
---	---	1987:07	1990:11	---	---
1992:05	1993:09	1992:03	1992:12	2	9
1994:09	1995:08	1994:02	1995:04	7	4
1997:10	1999:01	1997:10	1998:11	0	2
2000:09	---	2000:04	2001:03	5	---
---	2003:09	2002:03	2003:02	---	7
---	---	2004:02	2005:06	---	---
2008:05	2009:06	2007:10	2009:02	7	4
2012:05	---	2011:02	---	15	---
Mediana del adelanto				5.5	4

En lo que toca a la mediana de los adelantos, en el trabajo de Guerrero (2013) fue 6, tanto para crestas como para valles, dejando fuera del cálculo un negativo de cresta y otro de valle. En cambio, ahora es 5.5 para crestas y 4 para valles, pero no se presentan valores negativos —que implicarían retraso en lugar de adelanto del IA' respecto al IC'—, lo cual brinda más certeza al resultado de este trabajo. Otra comparación interesante es la de las fechas del cuadro 9 con las del SIC actual para los ciclos que pudieran considerarse *oficiales*, que son semejantes en la mayoría de los casos, aunque se excluyen algunas fechas, esto es, con datos a junio del 2017 para el IC y a julio del mismo año para el IA; en este cuadro se excluyen para el IC 1992:05-1993:09 y 1997:10-1999:01, mientras que para el IA no se considera 1992:03-1992:12. De esta manera, de acuerdo con el SIC actual, solo hay cinco bandas verticales de ciclos *oficiales* para el IC, en tanto que en este trabajo se detectaron siete para el IC', es decir, con el SIC actual del INEGI no se localizan las bandas verticales 3 y 5 que ahora aparecen en las figuras 10 y 11.

Resultados del MFD

En un primer ejercicio se estudió, tanto para las variables que forman el IC' como para las del IA', si un solo factor era estadísticamente apropiado. Dado que el número de variables no es grande, no se pueden utilizar los criterios tradicionales para determinar el número de factores, como el de Bai y Ng (2002) o el de Onatski (2010), que son válidos en el supuesto de muestras grandes.

Factor estimado coincidente

Primero se estudió el comportamiento de los valores propios de la matriz de varianza-covarianza muestral de las observaciones, denotada como $\hat{\Sigma}_Y$, y se vio que un solo factor explica prácticamente el total de la variabilidad observada, es decir, para el IC' se tuvieron los valores propios de $\hat{\Sigma}_Y$, $\lambda_1=59995.91$, $\lambda_2=2.19$, $\lambda_3=0.83$, $\lambda_4=0.45$, $\lambda_5=0.34$ y $\lambda_6=0.08$, así que usar $r = 1$ es apropiado.

La figura 11 muestra el indicador IC', el IC que calcula el INEGI —con datos a marzo de 2017—, del factor estimado en dos etapas \tilde{F}_{IC} , así como sus bandas de 95% de confianza y de la estimación combinada \tilde{I}_{IC} que se obtiene al ponderar con la constante $\tilde{c}=0.41$, por lo que asigna menos peso a \tilde{F}_{IC} que al indicador IC'. Las bandas de confianza solo fueron estimadas para el periodo en que se cuenta con información de todas las variables que componen al IC' (desde 1987:01). También se presentan las franjas de tolerancia de ± 2 y ± 3 errores estándar de la figura 9, alrededor del valor medio 100, que representa la tendencia de largo plazo del IC'. En la figura 11 se observa total concordancia entre los comportamientos de IC' y del \tilde{F}_{IC} , mientras que el IC muestra un comportamiento distinto, particularmente al final del periodo de análisis, ya que no muestra efectos significativos del ciclo, en tanto que el IC' y \tilde{F}_{IC} sí lo hacen.

De hecho, los indicadores IC', \tilde{F}_{IC} y su combinación indican la misma conformidad cíclica y la banda de confianza de \tilde{F}_{IC} cubre en 86% de los casos al IC'. Por consiguiente, se puede concluir que al utilizar el método HP(12,72) o el MFD se obtienen prácticamente las mismas conclusiones, de donde es claro que la combinación también indica lo mismo que los indicadores considerados por separado. En contraste, el IC que actualmente genera el INEGI sí muestra un patrón distinto, en particular al final de la serie, aunque en general se encuentra dentro de la banda de confianza del \tilde{F}_{IC} 58% de las veces.

Es necesario verificar que el IC' y \tilde{F}_{IC} no sean estadísticamente diferentes, para que a \tilde{I}_{IC} se le considere un indicador compuesto válido. Por ello, se verificó que la media de la serie de diferencias $IC' - \tilde{F}_{IC}$, corregida por autocorrelación, sea estadísticamente igual a 0, así como que la prueba de DFA conduzca a la conclusión de que el comportamiento es estacionario de segundo orden. En ambos casos, se obtienen los resultados deseados y el cuadro 10 los resume.

Factor estimado adelantado

La figura 12 muestra la gráfica de los resultados obtenidos con el IA', para el cual también se encontró que usar un solo factor es apropiado, pues con él se explica prácticamente el total de la variabilidad observada (los valores propios de la matriz de varianza-covarianza son $\lambda_1=70044.04$, $\lambda_2=4.29$,

Cuadro 10

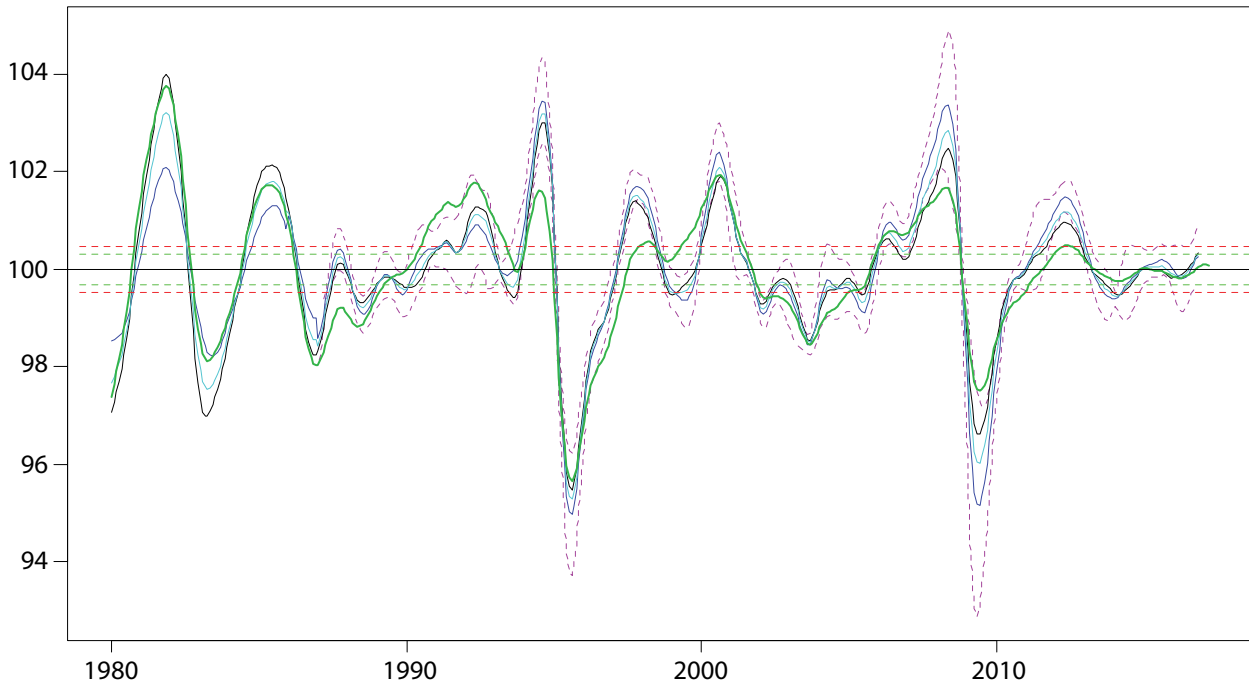
Pruebas de validez estadística para la combinación de el IC' y \tilde{F}_{IC}

Prueba de que la media del IC' - \tilde{F}_{IC} es 0, mediante una prueba t con varianza estimada corregida por autocorrelación y heterocedasticidad:
 $t = 0.0000$, p -valor = 0.9999

Prueba DFA para el IC' - \tilde{F}_{IC} : $t = -6.59$ con siete retrasos, p -valor = 0.01

Figura 11

a) IC' (negro) y franjas de ± 2 y ± 3 errores estándar (verde y roja punteadas),
 b) factor estimado \tilde{F}_{IC} (azul oscuro) y banda de confianza a 95% (rosa),
 c) combinado (azul claro) con $\tilde{c} = 0.41$ y d) IC (verde)
 del INEGI en marzo del 2017



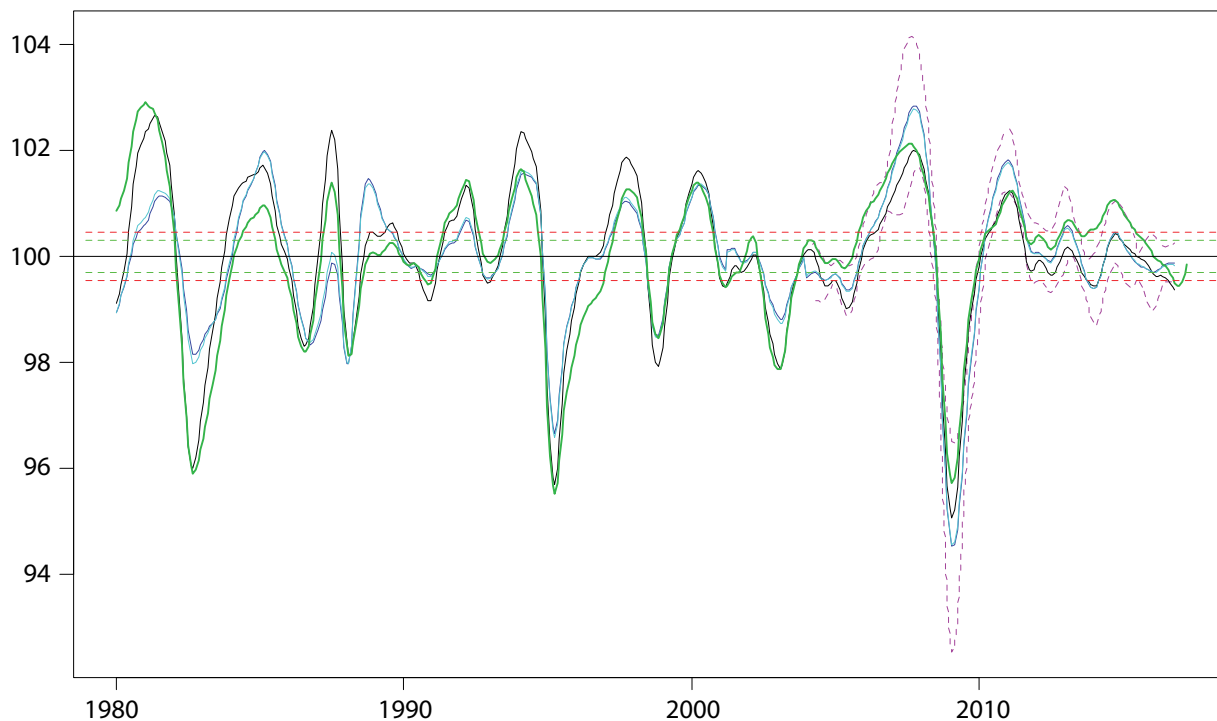
$\lambda_3=1.31$, $\lambda_4=0.64$, $\lambda_5=0.38$, $\lambda_6=0.28$ y $\lambda_7=0.06$). En este caso se pueden apreciar ciertas discrepancias entre el IA' y el $\tilde{F}_{IA'}$, ya que el IA' presenta crestas y valles más pronunciados entre 1980 y el 2005. Por otra parte, del 2005 en adelante, ambos indicadores muestran comportamientos similares, lo cual se nota con claridad en las bandas de confianza. En total, la banda de confianza de $\tilde{F}_{IA'}$ cubre 90% de los valores del IA', mientras que solo cubre 66% de los del IA del INEGI. Además, en este caso la ponderación tomó el valor $\tilde{c}=0.92$, por lo que $\tilde{F}_{IA'}$ e $\tilde{I}_{IA'}$ resultaron ser muy similares. Así como sucedió con IC' al compararlo con el IC del INEGI, ahora el IA' tiende a señalar un ciclo al final del periodo de análisis que el IA del INEGI no detecta.

Es importante señalar que la combinación de indicadores, tanto del IC' con el \tilde{F}_{IC} , como del IA' con el $\tilde{F}_{IA'}$, es óptima en términos estadísticos y, por ello, sería el indicador recomendado para utilizarse de manera rutinaria, de no ser porque la estimación de los factores dinámicos requiere que se cuiden varios detalles de la modelación involucrada, lo cual implicaría un mayor esfuerzo y dedicación de parte del personal encargado del mantenimiento del SIC en el INEGI, además de que no se obtiene una ganancia en explicación que amerite el trabajo adicional.

Igual que se hizo con el IC', también se verificó que el IA' y el $\tilde{F}_{IA'}$ no sean estadísticamente diferentes, con lo que se concluyó que la media de la diferencia IA' - $\tilde{F}_{IA'}$ es 0 y que su comportamiento es estacionario. En el cuadro 11 se presentan los resultados respectivos.

Figura 12

a) IA' (negro) y franjas de ± 2 y ± 3 errores estándar (verde y roja punteadas), b) factor estimado $\tilde{F}_{IA'}$ (azul oscuro) y banda de 95% de confianza (rosa), c) combinado (azul claro) con $\tilde{\epsilon} = 0.92$ y d) IA del INEGI (verde) en abril del 2017



Como apoyo a la recomendación de cambiar los indicadores IC e IA del INEGI por el IC' e IA', las figuras 13 presenta gráficas por parejas de indicadores con el tiempo desfasado cinco meses en los indicadores coincidentes para visualizar la concordancia de movimientos. Al retrasar las variables IC e IC' para compararlas con sus respectivos indicadores adelantados, se pueden calcular las correlaciones entre parejas de variables; para el IC(-5) e IA la resultante es 0.80 y para el IC'(-5) e IA' es 0.87, lo cual señala una mejoría en concordancia de movimientos. Además, visualmente se aprecia que los patrones de los indicadores propuestos son más compatibles entre sí que los de los otros dos indicadores, en especial al final del periodo de estudio, donde se observa un alejamiento entre los indicadores del INEGI, que no es tan marcado en los propuestos en este trabajo.

Conclusiones y recomendaciones

El trabajo que aquí se reporta se originó por la necesidad de actualizar el SIC que se mantiene en el INEGI con la idea de mejorar de alguna manera los resultados que surgen de dicho Sistema. Para ello, se probaron distintos métodos de filtrado del tipo HP doble para validar el método actualmente en uso en el INEGI y se hizo uso de las herramientas propuestas por la OCDE para comparar filtros alternativos que calculan tendencias y ciclos. Para el análisis de las revisiones del ciclo estimado, se diseñó un mecanismo estadístico que resume los resultados de las comparaciones de una manera más objetiva que la que comúnmente se usa. Se encontró que los indicadores presentan mejor conformidad cíclica al calcularlos con el filtro HP(12,72) y se decidió usarlo para

Cuadro 11

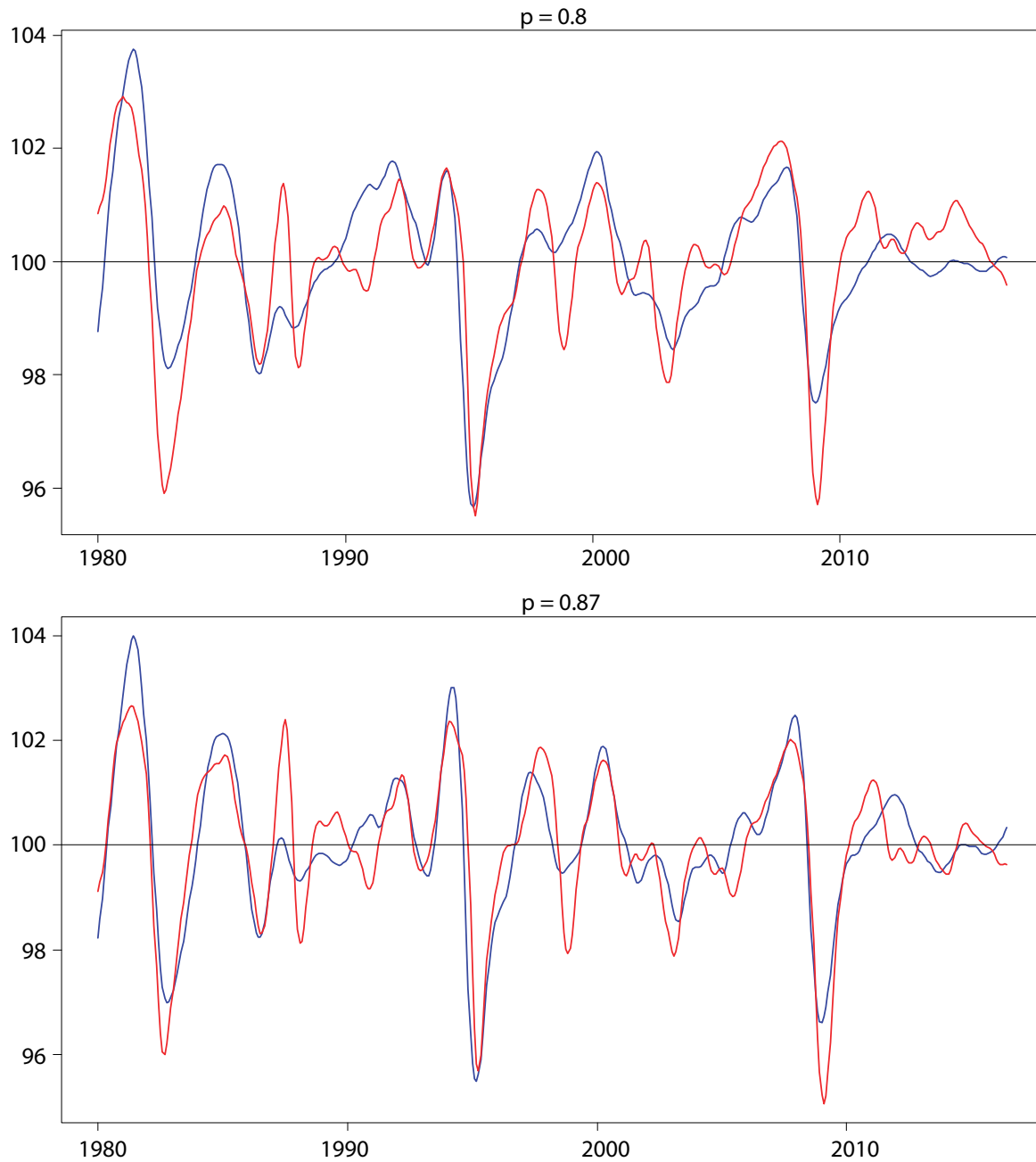
Pruebas de validez estadística para la combinación del IA y $\tilde{F}_{IA'}$

Prueba de que la media del IA - $\tilde{F}_{IA'}$ es 0, mediante una prueba t con varianza estimada corregida por autocorrelación y heterocedasticidad: $t = 0.0000$,
 p -valor = 0.9999

Prueba DFA para el IA - $\tilde{F}_{IA'}$: $t = -7.19$ con siete retrasos, p -valor = 0.01

Figuras 13

Panel superior IA (línea azul) e IC con cinco retrasos (línea roja) y correlación 0.80. Panel inferior IA' (línea azul) e IC' (línea roja) con cinco retrasos y correlación 0.87



calcular tanto el indicador coincidente como el adelantado, básicamente para mantener el mismo paso de banda de las frecuencias del ciclo en ambos indicadores.

Se consideró también la posibilidad de usar alguna variable adicional o sustituta de las 12 que actualmente se utilizan en el INEGI para construir los indicadores IC e IA que pudiera mejorar sus respectivos desempeños. Se encontró que el IC' no requiere cambio de las variables empleadas en la actualidad, mientras que para el IA' se determinó que sí es útil incluir al ICC como un componente adicional. Por otro lado, para distinguir lo que se puede considerar tendencia de lo que no lo es, se propusieron algunas técnicas estadísticas que conducen a lograr dicho objetivo. Con estas bandas se puede distinguir con más claridad, y basados en los datos disponibles, un efecto de carácter cíclico del de otro tipo que pudiera ser parte de la tendencia.

Este trabajo se orientó en el ciclo de crecimiento, que se aplica tanto en la OCDE como en el INEGI; no obstante, como en el INEGI también se usa el enfoque de ciclo clásico, conviene mencionar que a partir de los resultados aquí obtenidos se podría también realizar el cálculo de los respectivos indicadores que corresponden al enfoque de ciclo clásico, el cual no requiere de la cancelación de la tendencia y, por ello, lo que se podría hacer es, *simplemente*, restaurar la que se eliminó al momento de realizar los cálculos para generar los ciclos de crecimiento. Con esta operación se pueden regresar las series a sus niveles originales y hacer el análisis respectivo con éstas, a la manera clásica. Desde luego, éste es un ejercicio que convendría llevar a cabo como investigación futura para observar con detalle los patrones que se producen y obtener evidencia empírica que permita recomendar o no el uso de estos nuevos indicadores.

Adicionalmente, se empleó un MFD, que tiene una base de teoría estadística muy sólida para calcular los indicadores. Con este modelo se encontró que un solo factor es suficiente para capturar el comportamiento de las variables latentes asociadas con el estado de la economía y su adelanto respectivo, que es a lo que se refieren el IC' y el IA'. El objetivo principal de utilizar el MFD fue complementar la información que brindan los indicadores IC' e IA', no sustituirlos, por lo cual se demostró que el IC' y el factor respectivo son indistinguibles, en términos estadísticos, lo cual brinda sustento al cálculo que se realiza con el HP(12,72). Para el IA', los resultados que produce este filtro y el factor son también muy parecidos, en especial al final del periodo muestral, donde se detecta el inicio de una posible fase de recuperación —la salida de un valle— que el IA del INEGI no alcanza a distinguir. Una manera de complementar los enfoques de la OCDE y del factor dinámico es mediante una combinación de los indicadores compuestos y los factores. Con ello se obtiene un promedio ponderado de los estimadores en los dos casos —coincidente y adelantado— con ponderación que da prioridad al IC' en el primer caso y que desfavorece al IA' en el segundo. Lo más relevante de haber aplicado esta técnica estadística radica en que sus resultados brindan apoyo al uso de los nuevos IC' e IA' y desacreditan al IC e IA.

Las recomendaciones que surgen de este trabajo son: 1) modificar el cálculo de los indicadores compuestos para utilizar ahora los indicadores IC' e IA'; 2) tener en cuenta el nuevo fechado de ciclos —crestas y valles— para el nuevo IC' que aquí se presenta, el cual surgió del análisis convencional que se realiza con el método de la OCDE, complementado por las bandas de tolerancia con las que se detectan comportamientos más cercanos a la tendencia que al ciclo; 3) regularizar la periodicidad de las actualizaciones, ya que del 2010 al 2014 fue necesario cambiar algunas variables componentes de los indicadores, mientras que del 2014 al 2017 fue pertinente modificar el método de estimación de la tendencia, así como incorporar algunas innovaciones de carácter

metodológico-estadístico para mejorar la interpretación de los resultados. Por ello, sería apropiado no dejar pasar más de cuatro años entre una actualización del SIC y la siguiente, como ocurrió en las ocasiones anteriores, y estar alerta ante la posibilidad de que la actualización se requiera con mayor frecuencia debido a cambios en el entorno económico del país.

Fuentes

- Anas, J. y L. Ferrara. "Detecting Cyclical Turning Points: The ABCD Approach and Two Probabilistic Indicators", en: *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*. OECD Publishing, CIRET - 2, 2004, pp. 193-225.
- Bai, J. "Inferential theory for factor models of large dimensions", en: *Econometrica*, 71(1), 2003, pp. 135-171.
- Bai, J. y S. Ng. "Determining the number of factors in approximate factor models", en: *Econometrica*, 70(1), 2002, pp. 191-221.
- _____. "Large dimensional factor analysis" en: *Foundations and Trends in Econometrics*, 3(2), 2008, pp. 89-163.
- Bandholz, H. y M. Funke. "In Search of Leading Indicators of Economic Activity in Germany", en: *Journal of Forecasting*, 22(4), 2003, pp. 277-297.
- Corona, F., P. Poncela y E. Ruiz. "Determining the number of factors after stationary univariate transformations", en: *Empirical Economics*, 53, 2017, pp. 351-372.
- Di Fonzo, T. The OECD project on revision analysis. First elements for discussion. Paper prepared for the OECD Short-term Economic Statistics Expert Group. Paris, OECD, 2005.
- Doz, C., D. Giannone y L. Reichlin. "A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering", en: *Journal of Econometrics*, 164(1), 2011, pp. 188-205.
- Geweke, J. "The dynamic factor analysis of economic time series", en: Aigner, D. J. y A. S. Goldberger (eds.). *Latent Variables in Socio-Economic Models*. Amsterdam, North-Holland, 1977.
- Guerrero, V. M. "Time series smoothing by penalized least squares", en: *Statistics & Probability Letters*, 77, 2007, pp. 1225-1234.
- _____. "Estimating trends with percentage of smoothness chosen by the user", en: *International Statistical Review*, 76(2), 2008, pp. 187-202.
- _____. "Capacidad predictiva de los índices cíclicos compuestos para los puntos de giro de la economía mexicana", en: *Economía Mexicana*. Nueva época, XXII (1), 2013, pp. 47-99.
- Guerrero, V. M. y F. Corona. *Actualización del sistema de indicadores cíclicos de México. Reporte técnico*. Ciudad de México, Dirección General Adjunta de Investigación, INEGI, 2017.
- Heath, J. *La maldición de los ciclos sexenales. Sucesiones presidenciales y crisis económicas en el México moderno*. México, Grupo Editorial Iberoamericana, 2000.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott. "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation", en: *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1997, pp. 1-16.
- INEGI. *Metodología para la construcción del sistema de indicadores cíclicos*. Aguascalientes, México, INEGI, 2015.
- Lütkepohl, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Germany, Springer-Verlag, 2005.
- McElroy, T. "The error in business cycle estimates obtained from seasonally adjusted data", en: *Research Report Series - Statistics #2006-11*. US Census Bureau, 2006.
- Newey, W. y K. West. "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", en: *Econometrica*, 55, 1987, pp. 703-708.
- Nilsson, R. y G. Gyomai. *Cycle Extraction. A comparison of the Phase-Average Trend method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald filters*. Technical Report. Paris, OECD, 2008.
- OECD. *OECD Cyclical Analysis and Composite Indicators System (CACIS). USER'S GUIDE*. Paris, OECD, 2010.
- _____. *OECD System of Composite Leading Indicators*. Paris, OECD, 2012.
- Onatski, A. "Determining the number of factors from empirical distribution of eigenvalues", en: *The Review of Economics and Statistics*, 92(4), 2010, pp. 1004-1016.
- Poncela, P. y E. Ruiz. "Small versus big data factor extraction in dynamic factor models: An empirical assessment in dynamic factor models", en: Hildebrand, E. y S. J. Koopman (eds.). *Advances in Econometrics*, 35, 2016, pp. 401-434.
- Stock, J. H. y M. W. Watson. "Forecasting using principal components from a large number of predictors", en: *Journal of the American Statistical Association*, 97(1), 2002, pp. 1169-1179.
- Wackerly, D., W. Mendenhall III y R. L. Scheaffer. *Mathematical Statistics with Applications*. Sixth ed. Thomson/Brooks-Cole, 2002.

Identificación de la vegetación urbana de la Ciudad de México; evaluación de cuatro métodos para la determinación de umbrales en el índice normalizado de diferencias de vegetación y de la clasificación supervisada

Identification of Urban Vegetation in Mexico City; Assessment of Four Methods of Threshold Determination at Normalized Difference Vegetation Index and Supervised Classification

Enrique De Nova Vázquez, Germán Castro Ibarra y Humberto Ramos Ramos*

* Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), enrique.nova@inegi.org.mx, germancastro.ibarra@inegi.org.mx y humberto.ramos@inegi.org.mx, respectivamente

Hotel area view of Polanco skyline © fitopardo.com/Getty Images



En este trabajo se evalúan cuatro métodos de estratificación, dos criterios de determinación de umbrales en el índice normalizado de diferencias de vegetación y la clasificación supervisada (CS) en la identificación de la vegetación urbana de la Ciudad de México. Con el análisis exploratorio de datos (AED) y los algoritmos de estratificación Dalenius y Hodges (DH), Jenks y K-Medias (K-M) se obtuvieron umbrales cuyas precisiones totales fueron mayores a 96% al aplicar el criterio del promedio, más o menos una desviación estándar. Con el de cercanía al umbral obtenido por el AED (cuya precisión fue de 98.2% y un índice de Kappa de 0.962), los algoritmos DH y K-M tuvieron precisiones muy similares al anterior. Con el último, tanto la CS como el umbral identificado con el algoritmo de Jenks tuvieron diferencias significativas ($p \leq 0.05$) en la cuantificación de la vegetación urbana con respecto al AED, DH y K-M.

Palabras clave: segmentación; análisis exploratorio de datos; Dalenius y Hodges; Jenks; K-Medias.

In this paper, four methods and two criteria of threshold determination were evaluated, as well as supervised classification, in order to identify urban vegetation in Mexico City. NDVI Thresholds were determined with Exploratory Data Analysis (EDA), Dalenius and Hodges (DH), Jenks and K-Means (K-M) algorithms and their total accuracies in urban vegetation identification were above 96% with the mean minus and plus a standard deviation criterion. With criterion of proximity to the threshold determined by EDA, which total accuracy was 98.2% and a Kappa Index of 0.962, DH and K-M algorithm accuracies were similar to previous criterion. With this last criterion, both supervised classification and the threshold defined with Jenks algorithm had significant differences ($p \leq 0.05$) at identification and computation of urban vegetation with respect to EDA, DH and K-M.

Key words: segmentation; exploratory data analysis; Dalenius and Hodges; Jenks; K-Means.

Recibido: 20 de diciembre de 2017.

Aceptado: 19 de abril de 2018.

Introducción

Importancia de la vegetación urbana

En México, ocho de cada 10 personas viven en espacios urbanos. Procurar su bienestar requiere del entendimiento de distintos factores sociales y ambientales que pueden incidir en la salud de la población —como el acceso a los servicios públicos, de salud y a áreas verdes urbanas (Vlahov y Galea, 2002)—, de modo que sea posible diseñar medidas preventivas e intervenciones eficaces. Las áreas verdes urbanas (AVU) no son la panacea, pero sí parte sustantiva de un ambiente saludable. Su diseño, distribución, tamaño y accesibilidad influyen en el bienestar de la gente; además, existe evidencia empírica amplia que sostiene que la relación población-AVU propicia bienestar social, físico y psicológico. En suma, ofrecen diversos servicios ecosistémicos (Ayala, 2016; Sorensen *et al.* 1988).

Las AVU se han asociado al bienestar de la población urbana mediante varios mecanismos (Ayala, 2016; WHO, 2016; Ekkel y de Vries, 2017) como: mejoramiento de la calidad del aire, amortiguamiento del ruido y control de la temperatura, reducción del estrés, mejora de la actividad física y estímulo de beneficios sociales. Respecto al último, Meza y Moncada (2010) señalan que, además del esparcimiento y la recreación, las AVU ayudan en la reproducción cultural y al fortalecimiento de las relaciones sociales, refuerzan la identidad de barrios y colonias, además de que propician la tolerancia entre grupos y comportamientos diversos.

En contrapartida, las medidas preventivas e intervenciones deben considerar posibles efectos adversos asociados a las AVU (WHO, 2016); por ejemplo: el incremento de la exposición a la contaminación atmosférica, pesticidas y herbicidas; riesgos de alergias y asma; vectores de enfermedades e infecciones zoonóticas; radiación excesiva por exposición a los rayos ultravioleta; y vulnerabilidad ante delitos.

Todo lo anterior plantea el reto de crear y administrar un sistema de gestión integrado de las AVU con un enfoque de manejo de cuencas hidrográficas que contemplen parques públicos con componentes recreacionales y ecológicos, árboles en residencias y calles, proyectos de agricultura urbana y cinturones verdes (Sorensen *et al.*, 1988). Considérese que la Ciudad de México (CDMX) padece desde hace tiempo la pérdida de áreas verdes, ya sea por reconversión a usos urbanos y agrícolas, malas prácticas y falta de vigilancia asociadas, además, a un seguimiento deficiente de las políticas ambientales y programas de ordenamiento territorial (Benítez, 1986). Núñez y Romero (2016) recomiendan el establecimiento de un sistema de monitoreo en el que se integre un inventario actualizado y homologado de las AVU con alcance metropolitano. Esto ya ha sido planteado con anterioridad; de hecho, la idea tiene más de 30 años sin que a la fecha se haya logrado su desarrollo.

Mapeo de la vegetación urbana utilizando percepción remota

La percepción remota satelital es una forma práctica y económica para estudiar la cubierta vegetal y sus cambios. Permite obtener observaciones sistemáticas en varias escalas espaciales, considerando distintos periodos. En un sentido amplio, la clasificación por medio de imágenes de satélite es un proceso a través del cual se extraen clases diferenciadas o categorías de uso del suelo a partir del procesamiento matemático de aquellas (Xie *et al.* 2008).

Desde finales de la década de los 70, existen dos enfoques básicos para el procesamiento de imágenes satelitales con fines de clasificación (Roller, 1977). El primero, al que se denomina *análisis de imágenes*, incluye las técnicas de determinación de umbrales y segmentación de niveles para segregar una o varias categorías mediante la identificación de uno o varios umbrales a partir del nivel de intensidad de la radiación electromagnética registrada en una banda espectral.¹ También se incluye en este enfoque la obtención de una banda cociente (*ratioining*) como producto de la división entre dos bandas espectrales cuyas reflectancias se correlacionan, por lo general, de manera negativa. Posteriormente, a la banda cociente se le determina un umbral o varios para identificar a las clases o categorías de interés.

¹ Se le denomina así a cada uno de los segmentos en los que se organiza el espectro electromagnético "...en función de su longitud de onda (...) en donde la radiación electromagnética manifiesta un comportamiento similar (...) Comprende (...) desde las longitudes de onda más cortas (rayos gamma, rayos X), hasta las kilométricas (telecomunicaciones)..." (Chuvieco, 1995, p. 48).

El segundo enfoque, llamado *análisis numéricamente orientado*, incluyó los métodos de clasificación no supervisada y supervisada, considerados por Xie *et al.* (2008) como los tradicionales para clasificar imágenes multiespectrales. Estos autores añaden al procesamiento los llamados métodos mejorados, que son algoritmos nuevos generados para resolver algunos problemas, ya sea de identificación de rasgos específicos o para reducir algunos efectos que generan determinados factores de confusión tanto tecnológicos como ambientales.

Los índices de vegetación (IV) pueden ser considerados como una derivación del primer enfoque propuesto por Roller (1977), ya que se generan con operaciones aritméticas (cocientes, diferencias o diferencias normalizadas) entre dos o más bandas espectrales (Ji *et al.*, 2009; Muñoz, 2013). De manera similar a lo considerado por Xie *et al.* (2008) sobre los métodos tradicionales y mejorados de clasificación, los IV son clasificados como básicos o mejorados, es decir, estos últimos se han adecuado para resolver problemas específicos (Xue y Su, 2017). El uso de los IV requiere considerar las características propias del ambiente en el que se aplican, de ahí la existencia de una gran cantidad de ellos. Cada uno tiene su expresión de vegetación verde, es idóneo de acuerdo con los usos específicos para los que se creó y presenta ciertas limitantes.

Con los IV que combinan las longitudes de onda del espectro visible con el infrarrojo cercano se ha mejorado significativamente la detección de la vegetación y, aun cuando hay muchas consideraciones sobre las complicaciones que representa su uso, la construcción de un IV simple puede ser una herramienta efectiva para medir el estado de la vegetación (Xue y Su, 2017).

Debido sobre todo a la fotosíntesis y al contenido de humedad, las plantas presentan un comportamiento contrastante con respecto a la interacción que tienen con las longitudes de onda del infrarrojo cercano y del rojo: mientras que la primera la reflejan en mayor medida, absorben la mayor parte de la segunda (Xie *et al.*, 2008). Esta interacción fue la que aprovecharon Rouse *et al.* (1974) en la combinación de las bandas espectrales 7 y 5 del sensor MSS de *Landsat* para detectar biomasa verde y proponer al índice normalizado de diferencias de vegetación (NDVI, por sus siglas en inglés) como parte de un sistema de monitoreo de vegetación. En la actualidad, éste es el IV más utilizado por su alta capacidad para detectar vegetación incluso en áreas con poca cobertura, aunque sea sensible a los efectos del brillo y color del suelo, a los atmosféricos, de las nubes y sus sombras, así como a las sombras que provoca el dosel. El NDVI se calcula con la siguiente ecuación:

$$NDVI = (IRc - R) / (IRc + R)$$

donde:

NDVI = índice normalizado de diferencias de vegetación.

IRc = longitud de onda del infrarrojo cercano.

R = longitud de onda del rojo.

El uso del NDVI involucra la determinación de un umbral (o varios) para identificar los rasgos de interés, lo cual es un paso crítico que requiere de un criterio sólido que permita segmentar la imagen de manera satisfactoria (Chuvienco, 2002), y es un procedimiento común en la estratificación y agrupación de datos. Se busca clasificar dos o más grupos de manera que exista cohesión al interior

del grupo y cierto aislamiento entre ellos; en otras palabras, por medio de los cientos de métodos de agrupación que hay se pretende estructurar los datos de tal manera que sea posible su clasificación. Dado lo anterior, la aplicación de estas técnicas debe incluir siempre la evaluación de su eficacia (Milligan y Cooper, 1987).

Las estimaciones de vegetación con el NDVI son consideradas como una forma de medir la disponibilidad de áreas verdes que tiene la población en zonas urbanas (WHO, 2016). En este sentido, se han realizado diversos estudios para incorporar a este IV en la investigación de la relación vegetación urbana-bienestar social. Desafortunadamente, los investigadores rara vez reportan los métodos de determinación de umbrales e, incluso, los umbrales mismos. Menos aún se reporta la eficacia de ellos en la detección de vegetación (Moreira y Zerda, 1999; Peña *et al.*, 2008; Rhew *et al.*, 2011; Amoly *et al.*, 2014, Ekkel y de Vries, 2017). También es frecuente que éstos se reporten de manera muy general, sin consideraciones respecto a la forma en la que ello afecta a los errores de omisión o comisión que pueden verse incrementados (Chuvieco, 2002), lo cual repercute en el cálculo del área de vegetación detectada.

Con el empleo de los estadígrafos básicos de un grupo de datos y de técnicas básicas de despliegue de los mismos, el AED permite detectar cambios sutiles definidos como umbrales. Con esto se incrementa la capacidad para reconocer patrones (Huber, 2016). Los detectados con el AED pueden ser confirmados (Church, 1979) con algún otro método de agrupación o estratificación, de preferencia que sea accesible, como es el caso de los algoritmos de Jenks, Dalenius y Hodges y K-Medias.

Los objetivos del presente estudio fueron: a) generar un procedimiento de determinación de umbrales que incluya dos criterios de elección de los mismos, utilizando los valores del NDVI y empleando el análisis exploratorio de datos (AED) y tres algoritmos de estratificación (Jenks, Dalenius y Hodges y K-Medias) y b) evaluar los umbrales de segmentación del NDVI determinados en la identificación, cuantificación y mapeo de la vegetación urbana de la Ciudad de México.

Metodología

Área de estudio

La Ciudad de México se localiza entre las coordenadas extremas 19° 35' 34" y 19° 2' 54" de latitud Norte y -98° 56' 25" y -99° 21' 54" de longitud Oeste (ver imagen 1). Su altitud media es de 2 311 metros sobre el nivel del mar (m.s.n.m.) y la máxima corresponde al cerro de la Cruz del Marqués con 3 930 m.s.n.m.

De acuerdo con la clasificación de los climas de Köppen modificada por Enriqueta García (2004), el dominante es el templado subhúmedo con lluvias en verano en casi 60% de la superficie de la entidad, seguido del semifrío subhúmedo, presente en 33.5% del territorio en las partes altas de la zona sur-suroeste. El semiseco templado corresponde a una pequeña porción al noreste del estado. La temperatura media anual, dependiendo de los tipos de clima, oscila entre los 9.7 y los 16.9 grados Celsius. La precipitación total anual varía entre 609 y 1 259.9 milímetros.

Los principales grupos de vegetación presentes son los bosques templados de coníferas y latifoliadas, predominantes al sur; pastizales y áreas de cultivos anuales en la zona sur y sureste, así como matorrales

en algunos relictos de la Sierra de Guadalupe al norte y en la Reserva del Pedregal por el centro (INEGI, 2016). Las áreas cubiertas de vegetación natural o inducida (áreas verdes) incluyen bosques urbanos, parques, jardines, plazas con jardines, árboles o jardineras, zonas de la vía pública y azoteas con cubierta vegetal, alamedas, arboledas y otras áreas análogas (PAOT, 2014)

El estudio se realizó sobre el área urbana principal de la Ciudad de México, cuyos límites se ajustaron visualmente a partir del archivo vectorial obtenido del *Marco Geoestadístico Urbano* del 2016 (INEGI, 2017). Con este ajuste se descartaron las áreas correspondientes a distintas zonas con cobertura vegetal densa y sin presencia de rasgos urbanos; se eliminaron de la evaluación esos espacios para enfocarse en la detección de la vegetación mezclada con áreas urbanas (ver imagen 1). La mancha urbana delimitada incluye las zonas centro y norte, y representa poco menos de 50% de la superficie de la Ciudad de México. El resto es prácticamente suelo de conservación con poco o nada de urbanización.

Imagen 1

Área urbana principal de la Ciudad de México

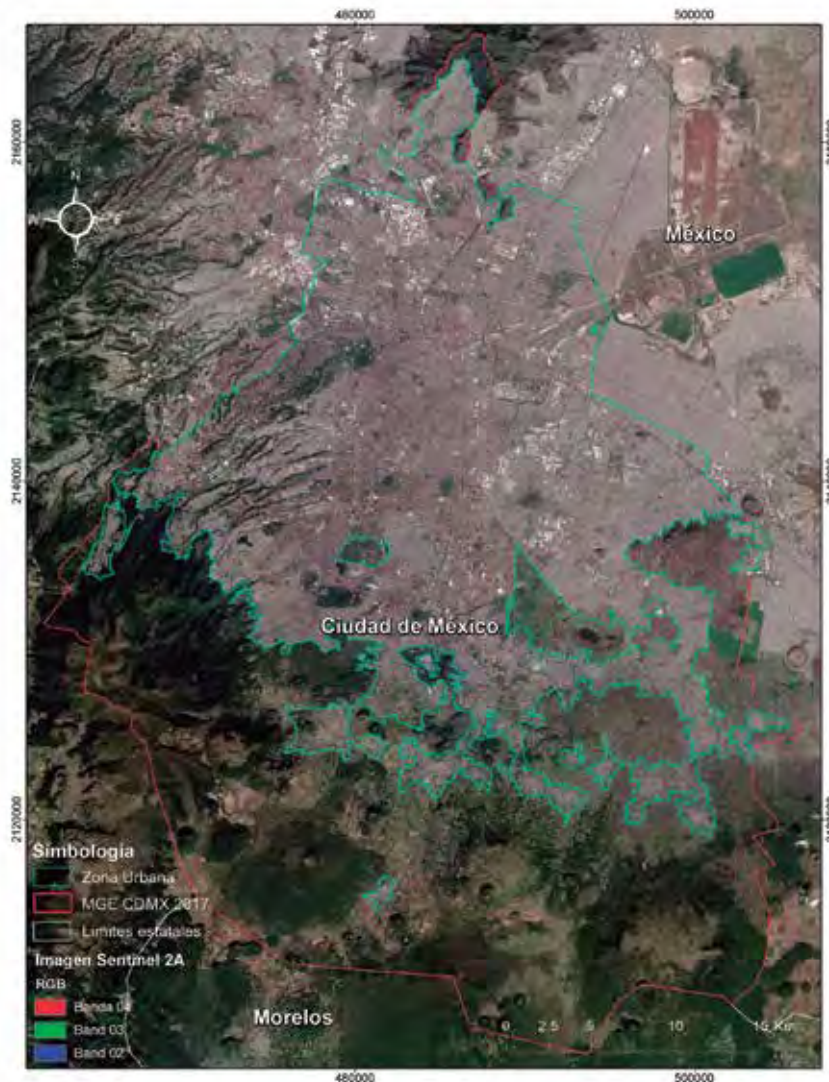


Imagen de satélite y software

La imagen que se utilizó para el proceso de clasificación es una *Sentinel 2A*, con un nivel de procesamiento 1C, el cual proporciona información ortorrectificada en cuadros o *Tiles* de 100 x 100 km² con proyecciones UTM-WGS84 por zona (Baillarin *et al.*, 2012). La toma se realizó el 28 de noviembre de 2016 a las 17:06:42 horas, con el identificador de los datos GS2A_20161128T170642_007502_N02.04 en formato JPEG2000 y resolución espacial de 10 metros por pixel para las bandas espectrales 2, 3, 4 y 8; 20 metros para las 5, 6, 7, 8A, 11 y 12; y 60 metros para las 1, 9 y 10 (ver tabla 1). La imagen es un producto tipo S2MSI1C con una cobertura de nubes de 0.2% que no abarcan el área de estudio.

Tabla 1

Características de las bandas espectrales de *Sentinel 2A*

Detalles técnicos de la imagen S2A_OPER_MSI_L1C_TL_MTI_20161128T220448_A007502_T14QMG_N02.04				
Banda	Resolución espacial (m)	Longitud de onda (nm)		
		Mínimo	Máximo	Central
B01 (aerosol)	60	430	457	443.9
B02 (azul)	10	440	530	496.6
B03 (verde)	10	537	582	560
B04 (rojo)	10	646	684	664.5
B05 (infrarrojo cercano-NIR)	20	694	713	703.9
B06 (infrarrojo cercano-NIR)	20	731	749	740.2
B07 (infrarrojo cercano-NIR)	20	769	797	782.5
B08 (infrarrojo cercano-NIR)	10	760	908	835.1
B08A (infrarrojo cercano-NIR)	20	848	881	864.8
B09 (vapor de agua)	60	932	958	945
B10 (cirrus)	60	1 337	1 412	1 373.5
B11 (infrarrojo lejano-SWIR)	20	1 539	1 682	1 613.7
B12 (infrarrojo lejano-SWIR)	20	2 078	2 320	2 202.4

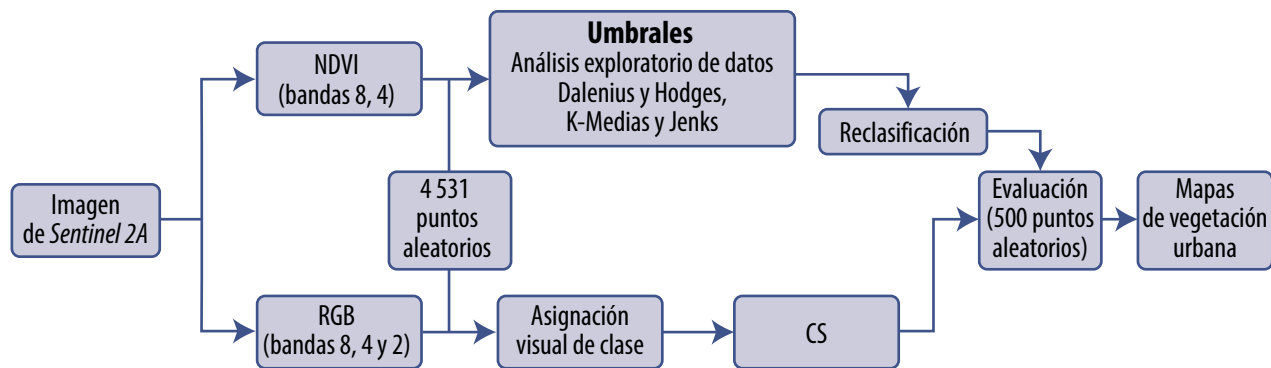
La imagen se descargó del sitio web de la Agencia Espacial Europea *Copernicus Open Access Hub* (<https://scihub.copernicus.eu/dhus/#/home>). El procesamiento de los datos se realizó con *ArcGIS Desktop 10.5*, *Mapa Digital de México 6.3.0* y *Excel*.

Diagrama de flujo para mapear la vegetación urbana utilizando imágenes de *Sentinel 2A*

El trabajo de investigación siguió dos vertientes: 1) considerando al NDVI y los distintos métodos de determinación de umbrales y 2) tomando en cuenta la imagen compuesta con las bandas espectrales 8, 4 y 2 y la clasificación supervisada (CS). Ambas confluyeron en las evaluaciones con muestras independientes para cada método (ver diagrama).

Diagrama

Vertientes de investigación



Determinación de umbrales y CS

Análisis exploratorio de datos (AED)

Con apoyo de la imagen compuesta por las bandas espectrales 8, 4 y 2 (que corresponden al infrarrojo cercano, al rojo y al azul, respectivamente) se identificaron en 4 531 puntos rasgos urbanos, agua y vegetación. Los primeros agruparon al suelo desnudo, espacios pavimentados, techos de edificios, áreas industriales y habitacionales, así como vialidades. Dentro de la categoría de vegetación se agrupó la zona boscosa del suelo de conservación, el arbolado urbano, los pastos y herbáceas, jardines y vegetación hidrófila. En el rasgo agua se identificaron visual y estadísticamente dos tipos: uno correspondiente al agua como tal y otro al agua con florecimientos. La agrupación se realizó con base en los estadígrafos de los valores del NDVI de cada rasgo (ver tabla 2). Los correspondientes al agua con florecimientos fueron muy altos y, por lo tanto, se ubicaron entre los valores de vegetación. Este grupo de cuerpos de agua se compone por los lagos Nabor Carrillo y Chalco, así como por las lagunas de Xico, que se ubican fuera del área de estudio (ver imagen 1). Por esta misma razón, el lago menor de Chapultepec y el lago del Parque Tezozómoc (ambos se encuentran dentro del área urbana principal) fueron identificados como vegetación.

Tabla 2

Estadígrafos de los valores de NDVI para algunos de los rasgos individuales detectados de la CDMX

Estadígrafo	Agua	Agua con florecimientos	Suelo desnudo	Urbano	Vegetación arbórea urbana	Vegetación bosque	Vegetación herbácea
Media	-0.31334725	0.490931061	0.090121711	0.00456138	0.591065854	0.801189236	0.627638267
Mediana	-0.272222221	0.489451468	0.085962147	0.00556353	0.600000024	0.815621018	0.664912283
Moda	-0.295373678	-	0.06926883	0	0.411764711	0.769230783	0.624262869
Desviación estándar	0.338181199	0.130697171	0.044427565	0.66677411	0.14213704	0.111059215	0.178054929
Mínimo	-0.975308657	0.151515156	0.005479452	-0.47368422	0.223529413	0.320224732	0.196365476
Máximo	0.177142859	0.791565955	0.208521619	0.22131148	0.899431586	0.985148489	0.905387044

A cada uno de los 4 531 puntos se les asignó el valor correspondiente del NDVI para realizar tanto el AED como la determinación de umbrales con los diferentes métodos. Se revisaron los datos atípicos y se ajustaron los valores al intervalo $-1 > NDVI < 1$. El AED se realizó con el análisis visual de la gráfica de dispersión, lo cual permitió detectar 24 puntos cuyos valores se encontraban entre los rasgos urbanos, del agua y la vegetación; con estos valores se generaron los estadígrafos correspondientes al AED de la tabla 3. Dado que el fin último del trabajo fue la identificación de la vegetación urbana y que el AED permitió agrupar a los valores de NDVI de los distintos rasgos, la determinación de umbrales se realizó específicamente para separar a los rasgos urbanos de la vegetación.

Determinación de umbrales con los algoritmos de clasificación-estratificación

Se empleó la clasificación de campos numéricos para la simbología graduada (clasificación-estratificación) en la determinación de los umbrales de los mismos puntos analizados en el AED, pero empleando los algoritmos de Jenks del programa *ArcGIS* y K-Medias y Dalenius y Hodges (DH) del programa *Mapa Digital de México*.

Se estratificaron los 4 531 puntos con cada uno de los algoritmos, realizando desde dos hasta 20 estratificaciones, para tener valores con los cuales estimar los estadígrafos correspondientes de la tabla 3, considerando que la identificación de categorías o estratos tiene sentido interpretativo hasta una cantidad de 15. De los estratos se eligieron los valores de clase más próximos al determinado por el AED para la generación de los estadígrafos. Estos valores fueron útiles en la determinación de los umbrales del NDVI que separan a los rasgos de vegetación de los urbanos.

Se determinaron los umbrales considerando dos criterios: uno fue el promedio, más o menos una desviación estándar; el segundo consistió en identificar el valor de los estadígrafos más cercano al determinado con el AED. Con éste, para el algoritmo de Jenks, se determinó el valor medio y para el algoritmo de K-Medias se consideró el mínimo de los estadígrafos.

Clasificación supervisada

Se realizó con el algoritmo de máxima verosimilitud (MLC, por sus siglas en inglés) del programa *ArcGIS* considerando los 4 531 puntos aleatorios y solamente dos clases (urbano y vegetación) con el fin de comparar los métodos de segmentación con este método, que es el que se emplea con más frecuencia. Una vez aplicada la CS considerando la imagen compuesta (bandas espectrales 8, 4 y 2) y determinados los umbrales en los valores del NDVI con los cuatro métodos, se aplicó una

Tabla 3

Estadígrafos obtenidos al estratificar el NDVI con el AED y tres métodos de estratificación

Estadígrafo	AED	DH	Jenks	K-Medias
Media	0.2201806	0.2224500	0.2003745	0.2463389
Desviación estándar	0.0060702	0.0097839	0.0280749	0.0117804
Rango	0.01885	0.034	0.113689	0.0559031
Mínimo	0.210909	0.2056	0.133139	0.2116666
Máximo	0.229759	0.2396	0.246828	0.2675698

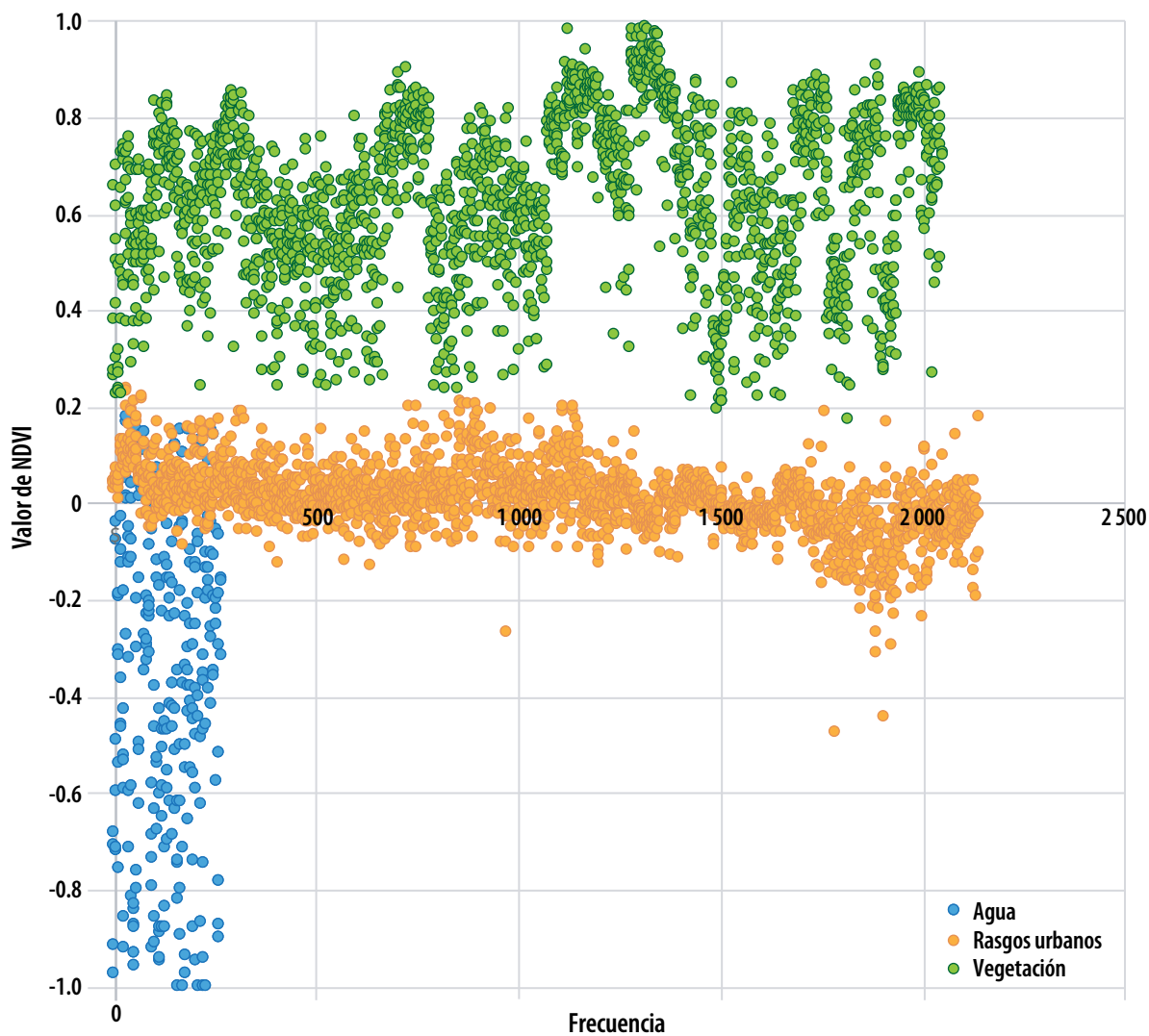
reclasificación con el programa de *ArcGIS*, de manera que solo se representaran pixeles urbanos o de vegetación en los mapas generados.

Matrices de error y coeficiente de Kappa

A los archivos obtenidos en los que se identificaron la vegetación y los rasgos urbanos, tanto por la CS como por los umbrales determinados con los cuatro métodos, se les evaluó su precisión con matrices de error y con el estadístico de Kath, el cual es una estimación del de Kappa. El primero se calcula con:

$$\hat{K} = N \sum_{i=1}^r x_{ii} - \sum_{i=1}^r (x_{i+} * x_{+i}) \Big/ N^2 - \sum_{i=1}^r (x_{i+} * x_{+i})$$

Gráfica de dispersión de valores de NDVI para agua, vegetación y rasgos urbanos presentes en el área urbana de la CDMX



Las matrices son un arreglo de hileras y columnas que expresan el número de unidades de muestreo (píxeles) asignados a una categoría en particular y en relación con la categoría real verificada en el terreno o con otros métodos, como el uso de imágenes de mayor resolución espacial. Las columnas representan a los datos de referencia, mientras que las hileras señalan a los datos obtenidos con la clasificación (Congalton, 1991).

Con las matrices de error se obtiene la precisión total del productor (errores de omisión) y la del usuario (errores de comisión). La primera se calcula dividiendo la suma total de los datos correctos, es decir, la suma de los valores de la diagonal mayor de la matriz entre el número de píxeles de la matriz de error. En la segunda se consideran las columnas, dividiendo la magnitud observada de la categoría entre el número total de esa categoría, es decir, el total de la columna. La tercera se determina con los datos de las hileras, dividiendo la cantidad correcta de esa categoría entre el total de la hilera. En este caso, los datos para la matriz se generaron con la contabilidad de las categorías vegetación y urbano, definidas en función de los umbrales de cada método de segmentación en el NDVI y cotejadas en la imagen compuesta con las bandas 8, 4 y 2, donde la vegetación se resalta en rojo y sobre 500 puntos aleatorios generados por prueba, es decir, a partir de muestras independientes.

Además de ser una medida de precisión de la identificación de rasgos, el estadístico de Kath es también una técnica robusta que proporciona información acerca de una matriz e igual permite la comparación estadística de matrices (análisis de Kappa). Así, se realizaron pruebas de significancia estadística del valor de Kath mediante el análisis Kappa para identificar diferencias entre los distintos métodos y umbrales evaluados de acuerdo con Cohen (1960) y Fleiss *et al.* (1979). Se evaluó la concordancia entre la clasificación de rasgos urbanos y vegetación generada con los distintos métodos y umbrales determinados. Estas pruebas fueron posibles dado que el estadístico de Kath se distribuye normalmente. La ecuación para la comparación de índices de Kappa es:

$$\frac{\hat{K}_1 - \hat{K}_2}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2}} \sim Z$$

Resultados y discusión

Umbrales identificados considerando el criterio del promedio, más o menos una desviación estándar y el criterio de cercanía al valor determinado por el AED

Tomando en cuenta el criterio del promedio, más o menos una desviación estándar, el cual es empleado con mayor frecuencia para determinar umbrales (Chuvienco, 2002) y que se calculó a partir de los estadígrafos básicos de la tabla 3, se observa (ver tabla 4) que los cuatro métodos permitieron una determinación de umbrales del NDVI muy similar, es decir, que presentan diferencias mínimas entre sí. Todos los umbrales pueden considerarse satisfactorios, dado que la precisión total de la clasificación fue de 98.2% para el AED, 97.8% para el algoritmo DH y mayor de 96% para los algoritmos de Jenks y K-Medias.

Dada la alta precisión en la clasificación por parte del AED, se consideró el criterio de la cercanía al valor determinado por este método como valor de referencia para elegir los umbrales con

Tabla 4

Umbral determinado con los dos criterios aplicados

Criterio	AED	DH	Jenks	K-Medias
Media, más o menos una desviación estándar	0.214110437	0.212666045	0.228449477	0.23455855
Cercanía al valor del AED	0.214110437	0.212666045	0.20037453	0.21166667

los algoritmos de DH, de Jenks y K-Medias. Para el DH, el valor fue el mismo, pero no para el de Jenks ni para el de K-Medias (ver tabla 4), cuyos valores fueron el promedio y el valor mínimo, respectivamente. Los umbrales determinados con este criterio fueron satisfactorios para los algoritmos DH y K-Medias, ya que la exactitud en la clasificación fue de 98.2 y 95.2, en ese orden, pero no fue igual de satisfactorio para el de Jenks, dado que se obtuvo una precisión total de la clasificación de 89.6% (ver tabla 6).

Tabla 5

Áreas estimadas con los distintos métodos de mapeo de la vegetación urbana de la CDMX

Método	Área estimada (hectáreas)
CS	30 169.5
Dalenius y Hodges	29 225.4
AED	29 108
K-Medias	29 306.4
Jenks	30 243.7

Tabla 6

Matrices de error de los distintos métodos de identificación de la vegetación urbana de la Ciudad de México utilizando el criterio de cercanía al umbral determinado por el AED

Método	Rasgo	Exactitud (<i>Accuracy</i>) (porcentaje)		
		Productor (omisión)	Usuario (comisión)	Total
MLC	Urbano	86.9	98.3	90.2
	Vegetación	96.9	78.3	
DH	Urbano	97.2	98.9	97.8
	Vegetación	98.6	96.4	
Jenks	Urbano	85.5	99.0	89.6
	Vegetación	98.2	76.5	
K-Medias	Urbano	93.5	98.7	95.2
	Vegetación	97.9	90.4	
AED	Urbano	97.4	99.6	98.2
	Vegetación	99.5	96.1	

Mapeo de la vegetación urbana

La vegetación estimada (considerando el umbral determinado por los distintos métodos y el criterio del valor más cercano al AED) se observa en la tabla 5. Considerando la superficie identificada con el umbral del AED, las AVU representan $38.8\% \pm 1.3\%$ del área urbana de la Ciudad de México. El valor de 1.3% significa la diferencia de casi mil hectáreas que se detectaron con la CS y el umbral determinado con el algoritmo de Jenks, en comparación con el AED, DH y K-Medias.

La sobreestimación de las superficies de vegetación por la CS y el algoritmo de Jenks se observa en la imagen 2. Con la primera, ésta sucedió de manera zonal (comparación AED vs. MLC), en tanto que con el algoritmo se presentó de manera difusa y homogénea en toda el área de estudio (comparación DH vs. Jenks).

Evaluación de los umbrales identificados con el criterio de cercanía al umbral determinado por el AED

Con los distintos umbrales del NDVI de la tabla 4 (segundo criterio), más la CS (con el algoritmo de MLC) y su cotejo con la clasificación visual, se generaron las matrices de error que se anotan en la tabla 6. Los valores relativamente altos de exactitud total de la clasificación alcanzada por todos los métodos y sus umbrales podrían considerarse como satisfactorios y muy satisfactorios. No obstante, para el caso de la CS y el algoritmo de Jenks, los errores de omisión y de comisión señalan que, aunque 96.9 y 98.2% (exactitud del productor) de las áreas de vegetación han sido identificadas por estos métodos, solamente 78.3 y 76.5% (exactitud del usuario), respectivamente, de esas áreas corresponden en realidad a vegetación urbana, lo que significa una disminución en la identificación del rasgo de interés del estudio.

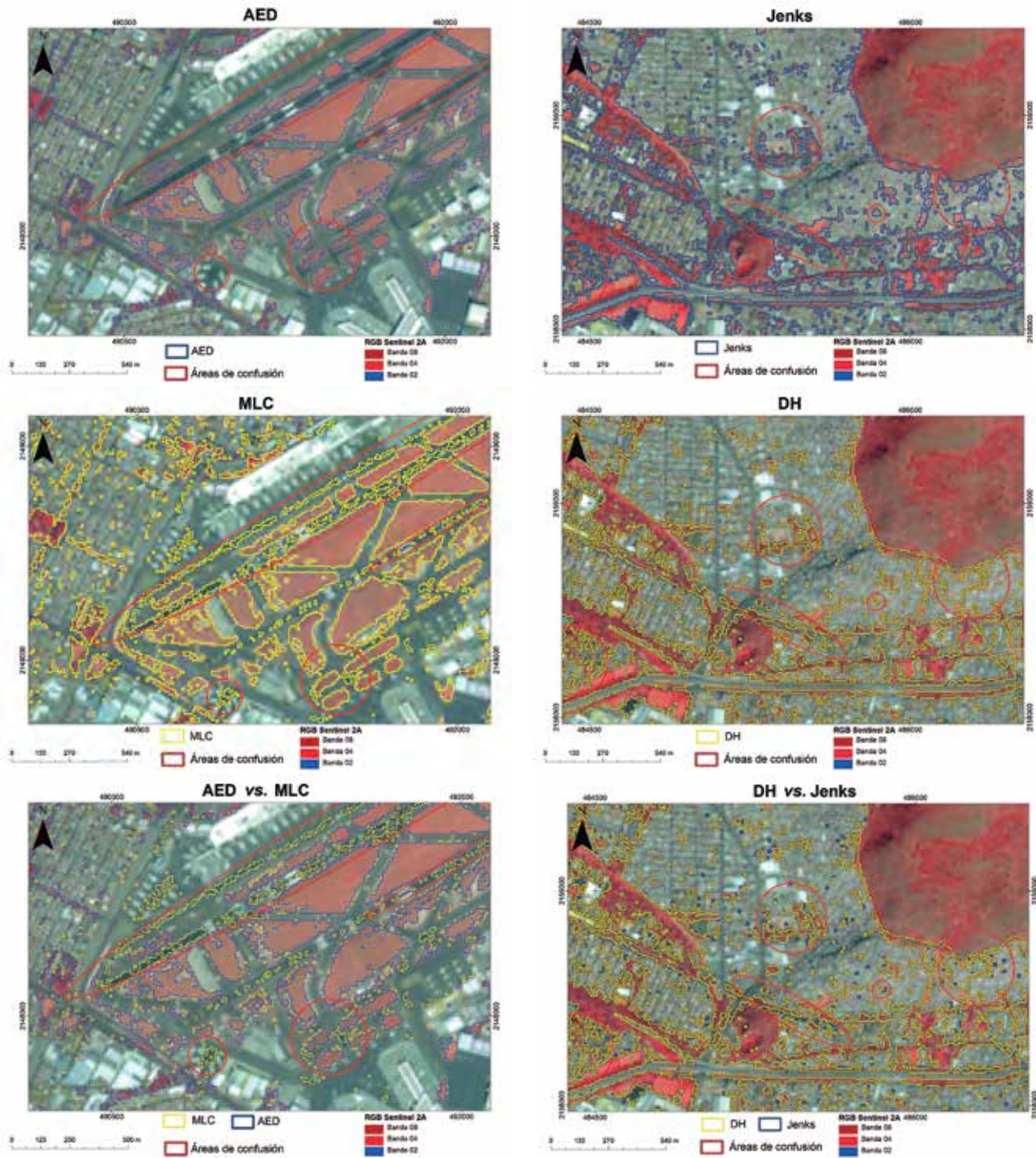
De acuerdo con Congalton (1991), la exactitud del productor indica la probabilidad de que un pixel de referencia sea clasificado correctamente y la del usuario señala la probabilidad de que un pixel clasificado en la imagen en realidad represente a la categoría en el terreno. Dado que con el resto de las técnicas se obtuvieron diferencias porcentuales relativamente pequeñas entre sus correspondientes exactitudes de productor y de usuario, y que los valores fueron mayores a 95% para la mayoría de los métodos en ambos tipos de exactitud, se puede decir que éstos clasificaron muy bien a la vegetación; en otras palabras, el AED y los algoritmos DH y K-Medias la identificaron de una manera muy confiable.

El estadístico de Kath (ver tabla 7) confirma lo asentado en el párrafo que antecede: es otra medida de la exactitud de la clasificación y señala la posibilidad de que lo observado haya ocurrido o no por azar. En ese sentido, el AED, los algoritmos DH y K-Medias aplicados al NDVI concordaron en más de 93% con la clasificación realizada visualmente, y la concordancia de la CS y el algoritmo de Jenks fue menor de 80 por ciento.

La comparación de las matrices de error mediante el índice de Kappa utilizando su estimador, que es el estadístico de Kath (ver tabla 8), indica que la CS y el algoritmo de Jenks identificaron de manera similar a la vegetación urbana de la Ciudad de México y que esta identificación fue significativamente diferente a los otros métodos utilizados, los cuales también tuvieron, en cuanto a la clasificación, un resultado similar entre sí.

Imagen 2

Comparación de los umbrales determinados por cuatro métodos en la identificación del área verde urbana de la CDMX



Las diferencias observadas de los distintos métodos con respecto a la CS tal vez se deban a que el algoritmo de MLC requiere que los datos presenten una distribución normal, y esto no fue así, de acuerdo con el análisis del histograma de los datos utilizados para la clasificación. Además, incluye iteraciones en las que se afinan las firmas espectrales con el fin de aumentar la precisión en la identificación de rasgos y eso no se realizó en este trabajo.

Tabla 7

Estadístico de Kath de los distintos umbrales y métodos utilizados en la identificación de la vegetación de la Ciudad de México

Método	Estadístico de Kath	Varianza
AED	0.962	0.0001535
MLC	0.790	0.00078492
DH	0.955	0.00017691
K-Medias	0.933	0.00027237
Jenks	0.779	0.00080595

Tabla 8

Resultados del análisis de Kappa sobre la comparación de las matrices de error obtenidas con los distintos métodos y umbrales empleados en la clasificación de la vegetación urbana de la CDM

Comparación	Estadístico de Z	Resultado ^a
AED vs. MLC	5.620	S
AED vs. DH	0.411	NS
AED vs. K-M	1.428	NS
AED vs. Jenks	5.91	S
MLC vs. DH	5.310	S
MLC vs. K-M	4.38	S
MLC vs. Jenks	0.276	NS
DH vs. K-M	1.04	NS
DH vs. Jenks	5.6	S
K-M vs. Jenks	4.68	S

^a Nivel de confianza a 95 por ciento.
S = significativo, NS = no significativo.

Las diferencias observadas por los distintos métodos se reflejaron en el área estimada de la vegetación (ver tabla 5). Con la CS y el algoritmo de Jenks se sobreestimaron alrededor de mil hectáreas con respecto a las demás técnicas y, dado que estos dos métodos tuvieron los mayores errores de usuario, se puede afirmar que las mil hectáreas fueron mal identificadas.

Discusión general

El proceso para determinar umbrales en este trabajo siguió una ruta mixta, como lo sugieren Schiwe (2002) y Khan (2014). Por un lado, con el AED se calculó el del NDVI de manera supervisada como parte de un enfoque derivado de la imagen (Dey *et al.*, 2010), es decir, considerando los estadígrafos de los 4 531 puntos aleatorios y, por el otro, la identificación de los umbrales por las técnicas de Dalenius y Hodges, Jenks y K-Medias representa una segmentación no supervisada también sugerida por los datos y la lógica de agrupación de cada uno de los métodos.

El criterio de elección del valor más cercano al determinado por el AED también fue adecuado cuando los umbrales fueron generados con los algoritmos de Dalenius y Hodges y K-Medias, no así cuando fue elegido con el de Jenks. Lo anterior refuerza la necesidad de evaluar tanto a los umbrales como a los algoritmos con métodos como las matrices de error y el estadístico de Kath (Havasova *et al.*, 2015) lo que, a su vez, permite elegir umbrales óptimos y al algoritmo más adecuado al aplicar al análisis de Kappa.

Los umbrales determinados del NDVI muestran diferencias sutiles que se reflejan en la identificación y estimación del área de vegetación. Esto sugiere que, además de un criterio sólido de segmentación, también se requiere de un método sólido de segmentación en el que se incluya al AED y la evaluación de los umbrales determinados. Además de la pequeña diferencia observada entre los valores de los umbrales, es probable que el número de dígitos empleados también influya en la identificación y estimación del área de vegetación, tal como lo señalan Xie *et al.* (2010), quienes en la identificación de la vegetación de cuerpos de agua (oasis) en China con diferentes métodos de segmentación encontraron que "...un ligero cambio en el valor del umbral resulta en cambios abruptos inesperados..." en la detección de vegetación.

De acuerdo con Tilton *et al.* (2015), no existe una teoría general para la segmentación de imágenes, y la mayoría de los enfoques son *ad hoc* por naturaleza. Además, no hay un algoritmo general que funcione bien para todas las imágenes; ello, tal vez, porque el resultado de la segmentación tiene una dependencia multifactorial (Khan, 2014). Lo anterior permite confirmar que en el uso del NDVI para identificar vegetación urbana es crucial la determinación de umbrales óptimos y que las recomendaciones de umbrales determinados habrá que evaluarlas y no darlas por sentado.

Conclusiones

El AED y el algoritmo de Dalenius y Hodges no presentaron diferencias estadísticas significativas en la determinación de umbrales del NDVI considerando los dos criterios señalados: el promedio, más o menos una desviación estándar y la cercanía al valor determinado por el AED. Tomando en cuenta los porcentajes de las matrices de error, con ambos métodos de determinación de umbrales se obtuvieron resultados muy satisfactorios en la identificación y cuantificación del área de la vegetación urbana de la Ciudad de México. También se obtuvieron resultados muy satisfactorios con los algoritmos de clasificación K-Medias y Jenks, considerando el criterio del promedio, más o menos la desviación estándar. Los diferentes métodos empleados más el criterio de la cercanía al umbral determinado por el AED arrojaron resultados diferentes. Así pues, el criterio de cercanía al umbral determinado por el AED debe tomarse con precaución.

El procedimiento identificado para determinar umbrales puede seguir los pasos que se enuncian a continuación:

- 1) AED de puntos aleatorios a los que se les ha asignado el valor del NDVI correspondiente.
- 2) Identificación de umbral de separación de la vegetación con respecto a los rasgos urbanos mediante el mismo AED y con las estadísticas básicas de los valores límites de clase de los estratos identificados con los algoritmos de Dalenius y Hodges, Jenks y K-Medias, más o menos una desviación estándar.
- 3) Evaluación de los umbrales de segmentación con matrices de error y el índice de Kappa.

Con este procedimiento se puede realizar un monitoreo general y apoyar en la creación de un sistema de información geográfica de áreas verdes urbanas que facilite la gestión de las mismas en la Ciudad de México. Para identificar con más detalle la fisonomía de los diferentes tipos de vegetación, es recomendable seguir ensayando con distintos índices de vegetación y con distintos umbrales.

Fuentes

- Amoly, E., D. Payam, J. Forn, M. López-Vicente, X. Basagaña, J. Julvez, M. Álvarez-Pedrerol, M. Nieuwenhuijsen and J. Sunyer. "Green and blue spaces and behavioral development in Barcelona schoolchildren: The Breathe Project", en: *Environmental Health Perspectives*. Vol. 122 (12). EE.UU., Editorial EHP, 2014, pp. 1351-1358 (DE) <https://ehp.niehs.nih.gov/1408215/#tab2>, consultado el 15 de agosto de 2017.
- Ayala, C. "Extrañarás los árboles", en: *Nexos*. México, junio 28 de 2016 (DE) <https://labrujula.nexos.com.mx/?p=857>, consultado el 17 de junio de 2017.
- Baillarin, S., A. Meygret, C. Dechoz, B. Petrucci, S. Lacherade, T. Tremas, C. Isola, P. Martimort and F. Spoto. "Sentinel-2 Level 1 Products and Image Processing Performances", en: *International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences*. XXII ISPRS Congress Volume XXXIX-B1. Australia, 2012, pp. 197-202 (DE) <https://www.int-arch-photogramm-remote-sens-spatial-inf-sci.net/XXXIX-B1/197/2012/isprsarchives-XXXIX-B1-197-2012.pdf>, consultado el 3 de junio de 2017.
- Benítez, B. "Áreas verdes en una ciudad en explosión: el caso de la Ciudad de México", en: *Seminario Internacional sobre el Uso del Suelo, Tratamiento y Gestión del Verde Urbano*. España, MAB-UNESCO, 1986, pp. 101-110.
- Cohen, J. "A coefficient of agreement for nominal scales", en: *Educational and Psychological Measurement*. Vol XX., no. 1, 1960, pp. 37-46.
- Congalton, R. "A review of assessing the accuracy of classifications of remotely sensed data", en: *Remote Sensing of Environment*. 37, 1991, pp. 35-46 (DE) <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/003442579190048B>, consultado el 5 abril de 2017.
- Chuvieco, E. *Teledetección ambiental*. España, Editorial Ariel Ciencia, 2002, 447 p.
- _____. *Fundamentos de teledetección espacial*. Madrid, España, Ediciones Rialp, SA, 1995, 449 p.
- Church, R. "How to look at data: A review of John W. Tukey's exploratory data analysis", en: *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*. 31(3). EE.UU., Brown University, 1979, pp. 433-440 (DE) <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1332871/pdf/jeabehav00088-0140.pdf> consultado el 13 de mayo de 2017.
- Dey, V., Y. Zhang and M. Zhong. "A review on image segmentation techniques with remote sensing perspective", en: Wagner, W. y B. Székely (eds.). *ISPRS TC VII Symposium: 100 Years ISPRS*. Vienna, Austria, July 5-7, 2010, IAPRS, Vol. XXXVIII, Part 7A, ISPRS Technical Commission (DE) http://www.isprs.org/proceedings/XXXVIII/part7/a/proceedings_partAweb.pdf, consultado el 6 de abril de 2018.
- Ekkel, E. and S. de Vries. "Nearby green space and human health: evaluating accessibility metrics", en: *Landscape and Urban Planning*. 2017, pp. 2014-2020 (DE) <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169204616301153>, consultado el 20 de junio de 2017.
- ESRI. *ArcGIS Desktop 10.5*. Redlands, CA, Environmental Systems Research Institute, 2016.
- Fleiss, J., J. Cohen and B. Everitt. "Large sample standard errors of Kappa and weighted Kappa", en: *Psychological Bulletin*. Vol. 72(5), 1969, pp. 323-327 (DE) https://www.researchgate.net/publication/200656845_Large_Sample_Standard_Errors_of_Kappa_and_Weighted_Kappa, consultado el 23 de mayo de 2017.

- García, E. *Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen (para adaptarlo a las condiciones de la República Mexicana)*. Serie Libros, Quinta Edición, Instituto de Geografía-UNAM, 2004, 90 p.
- Havasova, M., T. Bucha, J. Ferencik and R. Jakus. "Applicability of a vegetation indices-based method to map bark beetle outbreaks in the High Tatra Mountains", en: *Annals of Forest Research*. 58(2). Rumania, Ilfov, 2015, pp. 295-310 (DE) <http://www.afjournal.org/index.php/afj/search/searchs>, consultado el 6 de abril de 2018.
- INEGI. *Marco Geoestadístico*. México, Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2017 (DE) http://www.inegi.org.mx/geo/contenidos/geoestadistica/m_geoestadistico.aspx, consultado el 1 de septiembre de 2017.
- _____. *Anuario estadístico y geográfico de la Ciudad de México*. México, Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2016, 514 p.
- _____. *Mapa Digital de México para escritorio 6.3.0*. INEGI, Aguascalientes, México, 2017.
- Huber, G. "La aportación de la estadística exploratoria al análisis de datos cualitativos", en: *Perspectiva Educativa. Formación de Profesores*. Chile, 2016, 24 p. (DE) <http://www.perspectivaeducacional.cl/index.php/peeducacional/article/viewFile/611/264>, consultado el 15 de octubre de 2017.
- Ji, L., L. Zhang and B. Wylie. "Analysis of dynamic thresholds for the normalized difference water index", en: *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*. Vol. 75, no. 11. American Society for Photogrammetry and Remote Sensing, 2009, pp. 1307-1317 (DE) <http://docserver.ingentaconnect.com/deliver/connect/asprs/00991112/v75n11/s4.pdf?expires=1519848216&id=0000&titleid=72010567&checksum=E6F775090A9B178C7C0B2404C109B628>, consultado el 1 de septiembre de 2017.
- Khan M.W. "Image Segmentation Techniques: A survey", en: *Journal of Image and Graphics*. Vol. 1, no. 4, December 2013 (DE) https://s3.amazonaws.com/academia.edu.documents/38482575/20131226051740869.pdf?AWSAccessKeyId=AKIAIWOWYYGZ2Y53UL3A&Expires=1523468709&Signature=rK4ahc9IFgFMAuji7odbZIHVPtk%3D&response-content-disposition=inline%3B%20filename%3DImage_Segmentation_Techniques_A_Survey.pdf, consultado el 6 de abril de 2018.
- Meza, M. y J. Moncada. "Las áreas verdes de la ciudad de México. Un reto actual", en: *Scripta Nova. Geocrítica Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*. Vol. XIV, núm. 331 (56). España, Universidad de Barcelona, 2010, s/p (DE) <http://www.ub.edu/geocrit/sn/sn-331/sn-331-56.htm>, consultado el 8 de agosto de 2017.
- Milligan, G. and M. Cooper. "Methodology review: Clustering methods", en: *Applied Psychological Measurement*. Vol. 11(4). EE.UU., Digital Conservancy at the University of Minnesota, 1987, pp. 329-354 (DE) <https://conservancy.umn.edu/bitstream/handle/11299/104069/v11n4p329.pdf?sequence=1>, consultado el 6 de agosto de 2017.
- Moreira, M. y H. Zerda. "Mapeo de áreas verdes en ambientes urbanos mediante datos SPOT e índices de vegetación", en: *1.ªs jornadas de SIG para la Evaluación de Recursos Naturales, el Agroambiente y la Planificación Rural*. Argentina, INTA-UNSE, Santiago del Estero, 1999, pp. 18-19 (DE) http://ecaths1.s3.amazonaws.com/sigfct/1289685271.MAPEO%20DE%20AMBIENTES%20URBANOS%20MEDIANTE%20DATOS%20SPOT%20E%20INDICES%20DE%20VEGETACION_Moreira-Zerda-INTA1999.PDF, consultado el 3 de agosto de 2017.
- Muñoz, A. *Apuntes de teledetección: Índices de Vegetación*. Chile, CIREN, 2013 (DE) <http://bibliotecadigital.ciren.cl/bitstream/handle/123456789/26389/Tema%20Indicess%20de%20vegetaci%C3%B3n%2C%20Pedro%20Mu%C3%B3z%20A.pdf?sequence=1&isAllowed=y>, consultado el 12 de agosto de 2017.
- Núñez, J. y M. Romero. "Imperativos para una ciudad sustentable: áreas arboladas y planeación territorial", en: Mohar, A. (coord.). *Tendencias territoriales determinantes del futuro de la Ciudad de México*. México, CentroGeo, 2016, pp. 311-339.
- Peña, O., G. Ostertag, R. Gandullo y A. Campo. "Comportamiento de la vegetación de un humedal (Mallín) entre periodos húmedos y secos mediante análisis meteorológico y espectral", en: *Boletín Geográfico*. Año XXX, núm. 31, edición especial: *VII Jornadas Patagónicas de Geografía*. Argentina, Departamento de Geografía, Universidad Nacional del Comahue, 2008, pp. 93-105 (DE) <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5017736.pdf>, consultado el 5 de agosto de 2017.
- Procuraduría Ambiental y del Ordenamiento Territorial. *Áreas verdes urbanas del Distrito Federal: elementos básicos*. México, PAOT, 2014, 134 p. (DE) http://centro.paot.org.mx/documentos/paot/estudios/Areas_Verdes.pdf, consultado el 26 de agosto de 2018.
- Rhew, L., S. Vander, A. Kearney, N. Smith and M. Dunbar. "Validation of the normalized difference vegetation index as a measure of neighborhood greenness" en: *Ann Epidemiol*. Vol. 21, no. 12. EE.UU., National Institutes of Health, 2011, pp. 946-952 (DE) <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3225119/>, consultado el 21 de agosto de 2017.
- Roller, N. *Remote sensing of wetlands*. EE.UU., ERIM, NASA, 1977, 168 p.
- Rouse, J., R. Haas, J. Schell and D. Deering. *Monitoring Vegetation Systems in the Great Plains with ERTS*. EE.UU., Remote Sensing Center, Texas A&M University, College Station, Texas, 1974, pp. 309-317 (DE) <https://ntrs.nasa.gov/archive/nasa/casi.ntrs.nasa.gov/19740022614.pdf>, consultado el 17 de agosto de 2017.

- Schiewe, J. "Segmentation of high-resolution remotely sensed data. Concepts, applications and problems", en: *Symposium on Geospatial Theory Processing and Applications*. Ottawa, 2002 (DE) <http://www.isprs.org/proceedings/XXXIV/part4/pdfpapers/358.pdf>, consultado el 6 de abril de 2018.
- Sorensen, M., V. Barzetti, K. Keipi y J. Williams. *Manejo de las áreas verdes urbanas. Documento de buenas prácticas*. Washington, DC, BID, 1998, 81 p.
- Tilton, J. C., S. Aksoy and Y. Tarabalka. "Image Segmentation Algorithms for Land Categorization", en: P. S. Thenkabail (ed.). *Remote Sensing Handbook*. Taylor and Francis, 2015, pp. 317-342 (DE) <http://www.cs.bilkent.edu.tr/~saksoy/publicationsDate.html>, consultado el 6 de abril de 2018.
- Vlahov, D. and S. Galea. "Urbanization, Urbanicity, and Health", en: *Journal of Urban Health: Bulletin of the New York Academy of Medicine*. Vol. 79, no. 4, Supplement 1. EE.UU., New York Academy of Medicine, 2002, 12 p. (DE) https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3456615/pdf/11524_2006_Article_97.pdf, consultado el 19 de agosto de 2017.
- WHO. *Urban Green Spaces and Health, A review of evidence*. Copenhagen, Denmark, World Health Organization Regional Office for Europe, 2016, 92 p.
- Xie, Y., Z. Sha and M. Yu. "Remote sensing imagery in vegetation mapping", en: *Journal of Plant Ecology*. Vol. 1., no.1. Reino Unido, Oxford Academic, 2008, pp. 9-23 (DE) <https://academic.oup.com/jpe/article/1/1/9/1132900>, consultado el 24 de agosto de 2017.
- Xie, Y., H. Wang, L. Li y X. Zhao. "The application of threshold methods for image segmentation in oasis vegetation extraction", en: *18th International Conference on Geoinformatics: GIScience in Change, Geoinformatics, 2010*. Pekin University, Beijing, China, June 10-20 (DE) <https://www.researchgate.net/publication/220697282>, consultado el 6 de abril de 2018.
- Xue, J. and B. Su. "Significant remote sensing vegetation indices: a review of development and applications", en: *Journal of Sensors*. Vol. 2017. EE.UU., Hindawi, 2017, pp. 1-17 (DE) <https://www.hindawi.com/journals/js/2017/1353691/>, consultado el 27 de agosto de 2017.

Ajuste estacional de series de tiempo económicas en México

Seasonal Adjustment of Mexican Economic Time Series

Víctor Manuel Guerrero Guzmán,* Jesús López-Pérez** y Francisco de Jesús Corona Villavicencio***

La intención de este trabajo es brindar al usuario de series de tiempo económicas ajustadas por estacionalidad las herramientas que le permitan usarlas de forma adecuada, para poder tomar decisiones mejor informadas. Por ello, se describe la metodología, se enfatizan algunos aspectos de carácter técnico y se brindan algunas recomendaciones que podrían mejorar la calidad del ajuste. Asimismo, se presenta un ejemplo ilustrativo del ajuste estacional de una serie relevante para México. Los resultados aportan elementos al usuario para elegir el paquete *X-13ARIMA-SEATS* como el mejor en la actualidad para realizar este procedimiento. Además, se resalta la importancia de comprender mejor las herramientas que dan soporte a los procesos considerados automáticos para interpretar en forma apropiada los resultados que se obtienen.

Palabras clave: ajuste directo e indirecto; calendario mexicano; días hábiles; observaciones anómalas; Semana Santa; *X-13ARIMA-SEATS*.

The aim of this work is to provide the user of seasonally adjusted economic time series with the tools that allow her/him to interpret those series adequately in order to make better-informed decisions. To that end, we describe the seasonal adjustment methodology, emphasize some technical aspects and make some recommendations that may help improving the quality of the adjustment. We also present an illustrative example of a relevant series for Mexico. The results are useful to understand that the *X-13 package* is the best one we can use nowadays to deseasonalize a time series. Furthermore, we address the need of acquiring a deep knowledge of the tools underlying the so-called automatic processes, so that their output can be better understood.

Key words: direct and indirect adjustment; mexican calendar; trading days; outliers; Easter; *X-13ARIMA-SEATS*.

Recibido: 22 de enero de 2018.

Aceptado: 21 de mayo de 2018.

* Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM), guerrero@itam.mx

** Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), jesus.lopezp@inegi.org.mx

*** INEGI, franciscoj.corona@inegi.org.mx

Nota: los autores agradecen los comentarios y sugerencias de cuatro dictaminadores anónimos que contribuyeron a mejorar la presentación de este documento; este trabajo se pudo llevar a cabo gracias al apoyo de Enrique Ordaz, Gerardo Leyva y Yuriko Yabuta, funcionarios del INEGI; de igual forma, Juan Martínez y Laura Montoya facilitaron la realización del proyecto al poner al alcance de los autores algunos documentos y archivos de datos que les fueron solicitados. La participación de Víctor M. Guerrero en este proyecto fue posible gracias a un periodo sabático otorgado por el Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM) y a la Cátedra de Análisis de Series de Tiempo y Pronóstico en Econometría, asignada por la Asociación Mexicana de Cultura, AC.



Simpleificado hombre buscar la verdad/vuifah/Getty Images

Introducción

El documento tiene como objetivo presentar algunos aspectos que se consideran relevantes en relación con el ajuste estacional de series de tiempo económicas, también conocido como *desestacionalización*, que se realiza en México y, en particular, en el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) de manera regular y sistemática desde la década de los 90, en concordancia con lo que se hace en las agencias oficiales de estadística (AOE) a nivel mundial.

Las series de tiempo económicas se desestacionalizan porque es más fácil entender el comportamiento de las variables sin el efecto que ocasionan los fenómenos estacionales, los cuales generan movimientos de naturaleza no económica que influyen sobre el comportamiento de la serie. La información que aquéllas proveen debe ser útil para realizar análisis económicos sin la influencia de efectos estacionales que tienden a ser regulares y, por lo mismo, pueden anticiparse y cancelarse en forma relativamente sencilla. De hecho, los analistas de información macroeconómica ya están acostumbrados a recibirla de manera desestacionalizada, sin embargo, también los especialistas pueden beneficiarse de un mejor entendimiento de la metodología de desestacionalización.

Los avances de los métodos computacionales han hecho tan ágiles los procesos que llegan a ser considerados como *cajas negras*, aun por algunos usuarios expertos. En México, es común que la prensa y algunos analistas malinterpreten las cifras desestacionalizadas, lo cual puede originar escepticismo, por ejemplo, acerca de la discrepancia entre el ajuste directo de una serie agregada y el indirecto que se obtiene al ajustar por separado a las componentes que forman dicha serie, o suspicacia sobre el impacto de los días hábiles y su interacción con los feriados del país. Por ello, es conveniente hacer un recuento del surgimiento de esta metodología en México, de los métodos estadísticos que respaldan el ajuste estacional y sus alcances, así como de la interpretación de los resultados de éste, además de otros temas específicos, como es la elección del método (directo o indirecto).

La desestacionalización de series de tiempo empezó a aplicarse de manera masiva en el *Census Bureau* de Estados Unidos de América (EE.UU.) en la década de los 50 con el *Census Method II*, variante *X-11*; posteriormente, se popularizó a nivel mundial el uso del paquete llamado *X-11*, cuyo enfoque sigue vigente en la actualidad; Ladiray y Quenneville (2000-2001) presentaron la cronología de dicho enfoque y en el país fue en 1983 cuando el Banco de México (BM) puso en marcha un proyecto formal y sistemático, según se relata en documentos de trabajo publicados años después (ver Guerrero, 1983a, 1983b, 1990 y 1992). En la actualidad, la desestacionalización oficial de series en México se realiza de manera consensuada entre el INEGI, el BM y las secretarías de Hacienda y Crédito Público y de Economía con el paquete *X-13ARIMA-SEATS* (denotado *X-13* de aquí en adelante), por lo que un grupo de funcionarios de estas instituciones se reúnen de forma regular para establecer acuerdos sobre la aplicación más adecuada de la metodología.

Lo que resta de este documento está organizado como sigue: la segunda sección introduce la notación y presenta el estado del arte del ajuste estacional; en la siguiente se hace énfasis en los ajustes previos a la desestacionalización; la cuarta muestra un resumen de los pasos a seguir para realizar un ajuste estacional; la quinta sección detalla la aplicación de los métodos descritos para el caso del indicador global de la actividad económica (IGAE); y en la última se elaboran algunas conclusiones y recomendaciones que subrayan aspectos de particular importancia acerca de los resultados obtenidos.

Estado del arte del ajuste estacional

El *Census Bureau* utiliza como definición de estacionalidad la componente de la serie que se asocia con las "...fluctuaciones periódicas que ocurren cada año, aproximadamente en las mismas fechas y con la misma intensidad, y lo más importante es que pueden medirse y eliminarse de la serie de tiempo en consideración..." (Guerrero, 1990). Además, la estacionalidad es causada por fuerzas no-económicas que quienes toman decisiones no pueden controlar; de hecho, Granger (1978) señala que hay al menos cuatro causas de las fluctuaciones estacionales: 1) el calendario mismo, 2) las instituciones que fijan fechas para realizar ciertas actividades, 3) el clima y 4) las expectativas de fluctuaciones estacionales.

Con el fin de realizar un ajuste estacional, se considera que la serie de tiempo que será sometida al proceso, $\{Y_t\}$, es mensual o trimestral y está compuesta por los siguientes componentes principales: la tendencia-ciclo $\{T_t\}$, que incluye la tendencia de largo plazo y los movimientos cíclicos; la estacionalidad, $\{E_t\}$, que se supone es fundamentalmente estable aunque puede mostrar ligera movilidad con el paso del tiempo; y la irregularidad, $\{I_t\}$, que a su vez incluye los efectos de observaciones anómalas.

Esta manera de caracterizarlos concuerda con Bloem *et al.* (2001), donde además se menciona que la componente irregular debe ser considerada como el error aleatorio que aparece en los modelos estadísticos. Al hablar de una serie de tiempo se usa la notación $\{Y_t\}$ para indicar que se trata de un conjunto de variables observadas en los momentos $t = 1, \dots, N$, o sea, $\{Y_1, \dots, Y_N\}$, mientras que Y_t corresponde a una de tales observaciones.

Las formas que por lo general se adoptan para ligar las componentes en cada momento de observación $t = 1, \dots, N$, son la descomposición aditiva:

$$Y_t = T_t + E_t + I_t \quad (1)$$

y la multiplicativa:

$$Y_t = T_t \times E_t \times I_t \quad (2)$$

De forma adicional, el paquete *X-11-ARIMA* (ver Dagum, 1980) incluyó la opción *log-aditiva*:

$$\log(Y_t) = \log(T_t) + \log(E_t) + \log(I_t) \quad (3)$$

lo cual equivale a la descomposición multiplicativa después de aplicar logaritmos en ambos lados de la ecuación (2). La diferencia entre las expresiones (2) y (3) no radica en la forma de expresión, sino en la manera como el programa *X-11-ARIMA* efectúa la estimación de las componentes, mediante promedios aritméticos móviles en (2) —al igual que en (1)— y con promedios geométricos móviles en (3) (ver Guerrero, 1990 para más detalle). Asimismo, en la literatura sobre el tema se han considerado otras opciones híbridas, por ejemplo, del tipo señalado por Ladiray y Quenneville (2000-2001):

$$Y_t = T_t \times (1 + E_t) \times (1 + I_t) \quad (4)$$

o del considerado pseudoaditivo en el paquete *X-12-ARIMA* (Findley *et al.*, 1998):

$$Y_t = T_t \times (E_t + I_t - 1) \quad (5)$$

que es útil en particular para series que contienen valores iguales a cero.

El uso del modelo aditivo implica que la estacionalidad se considera estable e independiente de la componente de tendencia durante todo el periodo de estudio de la serie, mientras que al usar las opciones (2) o (3), el supuesto implícito es que la estacionalidad depende del nivel que tenga la tendencia. Este último supuesto es intuitivamente más razonable que el de independencia entre estacionalidad y tendencia debido al comportamiento que muestra la mayoría de las series económicas, por lo que el modelo multiplicativo tiende a ser usado con mayor frecuencia.

Es importante recalcar que en el proceso de desestacionalización es transcendental seleccionar de manera correcta el tipo de transformación que se realizará a la serie; esto no es trivial, pues depende de supuestos distribucionales que deben ser validados por los datos; para una discusión sobre el tema, ver Guerrero (1993). Ahora, dentro del entorno del *X-13*, dicha transformación depende directamente de la determinación de si se efectuará una desestacionalización de tipo aditivo o multiplicativo, es decir, si no se realizará transformación a la serie o si se usará el logaritmo. Esta discusión no será

abordada a detalle aquí, ya que representa una línea de investigación muy importante a retomar en el futuro y el objetivo del trabajo no trata de esclarecer este punto. No obstante, es importante comentar que dentro de la especificación del modelo de series de tiempo de tipo autorregresivo integrado y de promedios móviles (ARIMA, por sus siglas en inglés) como fase del proceso de desestacionalización, la comparación entre dos modelos iguales cuando la variable dependiente es diferente debe ser tratada con cautela, pues los criterios de información que se usan dependen del supuesto distribucional de los datos y para modelos con la misma forma funcional. De hecho, la comparación de modelos utilizando criterios de información permite analizar el intercambio existente entre disminuir la suma de los residuos al cuadrado y penalizar por agregar más parámetros al modelo, pero no sirve para seleccionar la forma funcional entre modelos similares.

Las técnicas para cancelar el efecto estacional son variadas (tanto por sus enfoques como por su complejidad de cálculo) y van desde la simple comparación de tasas de crecimiento anual (que cancelan los efectos estacionales estables), hasta procedimientos iterativos del tipo del *X-11*, que requieren forzosamente del uso de computadoras, según lo señalan Lefrancois y Mamay (2004). Los enfoques más empleados en las AOE son básicamente de dos tipos: 1) el basado en la estimación del modelo ARIMA, seguido de la estimación de los factores estacionales por extracción de señal; esto es lo que hace el programa *TRAMO-SEATS* (*Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing observations and Outliers-Signal Extraction in ARIMA Time Series*) que se usa en varias AOE europeas, en especial en el Banco de España, donde fue desarrollado y 2) el que aplica filtros de promedios móviles de manera recursiva para estimar las componentes de la serie, sin hacer referencia explícita a un modelo formal de series de tiempo (ver Wright, 2013). Este último se usa en las AOE norteamericanas, como el *Census Bureau* y el *Bureau of Labor Statistics* de EE.UU., en *Statistics Canada* y en el INEGI.

En este trabajo se hace referencia a modelos ARIMA como se realiza por tradición en la literatura de series de tiempo, donde se entiende que la serie, posiblemente diferenciada hasta que ésta sea estacionaria, puede ser modelada a través de sus retrasos y, también, por valores pasados de su respectivo término de error. Aunque el programa *X-11-ARIMA* menciona un modelo ARIMA, éste solo se usa para extender los dos extremos de la serie, sin que se utilice para realizar la desestacionalización en sí (ver Ladiray y Quenneville, 2000-2001). De igual forma, el *X-12-ARIMA* introdujo mejoras sustanciales en la etapa de los ajustes previos mediante un modelo llamado *regARIMA*, que se aplica antes de realizar la desestacionalización. El tema de los ajustes previos requiere atención especial, según lo señala Guerrero (1992) y, por ello, será tratado a detalle en la sección siguiente de este documento.

Al tener acceso a dos opciones metodológicas (*X-12-ARIMA* y *TRAMO-SEATS*) se presenta el dilema de tener que decidir la que sea preferible para un cierto tipo de series; esto ha conducido a realizar investigaciones específicas dentro de algunas AOE, como se indica en Tiller *et al.* (2007). Incluso, algunos autores (e. g. Hylleberg, 2006) recomiendan aplicar los dos métodos de ajuste estacional a la misma serie y decidir cuál ajuste es mejor de forma empírica, ya sea con herramientas estadísticas formales o con la mera inspección visual de los resultados obtenidos. Por ello, es útil el programa *Demetra* elaborado en Eurostat (la AOE de la Unión Europea) para realizar el ajuste con ambos métodos, el cual evolucionó hasta el actual *JDemetra+* (ver Grudkowska, 2015) que en febrero del 2015 fue recomendado por Eurostat y el Banco Central Europeo como el paquete a utilizar para realizar ajuste estacional de estadísticas oficiales en la Unión Europea.

Otra ruta para hacer uso eficiente de las dos metodologías es la que se siguió para producir el paquete *X-13* (ver US Census Bureau, 2016), en el cual se busca integrar las ventajas de cada una de ellas y evitar sus posibles desventajas, de manera que constituye una opción unificadora que no requiere decidir cuál de las dos es preferible. Este paquete se encuentra ya en uso en toda América del Norte desde el 2017 y, por ello, el resto de este documento se enfoca en su utilización. De manera adicional, existen otras metodologías para desestacionalizar series de tiempo, como la desestacionalización temporal de series de tiempo por *Loess* (Cleveland *et al.*, 1990).

Ajustes previos

Éstos deben realizarse porque la desestacionalización se basa en la aplicación repetida de promedios móviles, es decir, de filtros lineales que son sensibles a la presencia de efectos ajenos a la estacionalidad. La etapa de ajustes previos considera efectos atribuibles a la estacionalidad estable (EE), al número de días hábiles (TD, *Trading Days*) que cambian de un año a otro para el mismo mes o trimestre, a otros efectos del calendario (OC), como los de año bisiesto y la longitud de los meses, además de las festividades movibles, como la Semana Santa (SS), la cual ocurre algunos años en marzo y otros en abril, de manera que para la descomposición aditiva se obtiene la igualdad:

$$E_t = EE_t + TD_t + OC_t + SS_t \quad (6)$$

y expresiones semejantes se pueden obtener para las descomposiciones (2) a (5).

Para el caso del efecto irregular, éste contiene los efectos cuya causa y aparición son impredecibles y que se consideran como errores aleatorios (IA) con características deseables, por ejemplo, media 0 en el modelo aditivo y media 1 en el multiplicativo. También, contempla el efecto de observaciones anómalas (A), que pueden tener distintas causas, como equivocaciones en el registro de los datos o intervenciones cuyas causas y fechas de aparición de efectos son conocidas. Las formas que pueden tomar estos efectos son: aditivos (AO, *Additive Outlier*), que tienen efecto momentáneo sobre la serie y su presencia es capturada con una función de pulso; de cambio permanente de nivel (LS, *Level Shift*), cuyo efecto se mantiene una vez que aparecen y se representan mediante una función de escalón; de cambio transitorio (TC, *Transitory Change*), que una vez que ocurren muestran un patrón de absorción en la serie y desaparecen a la larga; y de efecto rampa (RP, *Ramp*), que se acumulan en forma de línea recta y producen un cambio permanente después de varios periodos. De esta manera se obtienen las igualdades:

$$I_t = IA_t + A_t = IA_t + (AO_t + LS_t + TC_t + RP_t), \quad (7)$$

que son válidas en específico para el modelo aditivo, aunque expresiones semejantes para los casos de los modelos (2) a (5) pueden obtenerse sin mayor dificultad.

Para estimar los efectos de los casos mencionados (TD, SS, OC, AO, LS, TC y RP), se hace uso del modelo *regARIMA*, incluido en el paquete *X-13*, que se expresa como:

$$Y_t = \mu_t + Z_t \quad (8)$$

donde Y_t es la variable que da origen a la serie por desestacionalizar, tal vez expresada en logaritmos o con alguna transformación potencia del tipo *Box-Cox* (ver Guerrero, 1993). Cabe señalar que el paquete *X-13* recomienda utilizar el criterio de información de Akaike —corregido— (AICC, por sus siglas en inglés) para decidir de manera automática entre utilizar los datos de la variable con o sin transformación logarítmica, aunque esto no es del todo apropiado. De hecho, el criterio AICC indica qué tan adecuada es la distribución normal para representar la distribución verdadera de los datos. Entonces, al utilizar una transformación logarítmica se supone de forma implícita que la variable original tiene distribución *Log-normal* y si no se usa el logaritmo, el supuesto es que la variable original tiene distribución normal. Como la variable original y la variable con transformación logarítmica no pueden tener ambas una distribución normal, calcular el AICC con y sin transformación logarítmica no es sensato. Es necesario que la selección de la transformación de la variable se acompañe de un minucioso análisis gráfico o de la aplicación de otro método, como el que propone Guerrero (1993).

La media de la variable Y_t es:

$$\mu_t = E(Y_t) = \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it} \quad (9)$$

la cual está explicada por un modelo de regresión con efectos fijos asociados a $r \geq 1$ variables regresoras x_{1t}, \dots, x_{rt} , del tipo considerado necesario para capturar los efectos de ajustes previos recién mencionados. Por su lado, la variable aleatoria Z_t se supone que tiene media 0 y su comportamiento se representa mediante un modelo ARIMA multiplicativo estacional (ver Guerrero, 2009, para una introducción al uso de estos modelos), o sea:

$$\phi(B) \Phi(B^{12}) \nabla^d \nabla_{12}^D Z_t = \theta(B) \Theta(B^{12}) a_t \quad (10)$$

donde B es el operador de retraso tal que $BZ_t = Z_{t-1}$; $\nabla = 1 - B$ es el operador de diferencia regular; $\nabla_{12} = 1 - B^{12}$ es el operador de diferencia estacional, con periodo estacional 12; $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ es un polinomio autorregresivo regular de orden p ; $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^{12p}$ es un polinomio autorregresivo estacional de orden P ; $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ es un polinomio de promedios móviles regular de orden q ; $\Theta(B) = 1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_Q B^{12Q}$ es un polinomio de promedios móviles estacional de orden Q ; $\{a_t\}$ son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas como una normal con media 0 y varianza σ^2 ; d y D son los órdenes de diferencia regular y estacional, respectivamente. Los parámetros β_i , $i = 1, \dots, r$ del modelo de regresión, así como los ϕ , Φ , θ , Θ y σ^2 del modelo ARIMA son estimados de manera simultánea por el método de máxima verosimilitud.

Ajuste por días hábiles

Éste es necesario en particular para series de tiempo mensuales que se obtienen como agregados de flujos diarios, en las que puede haber cierta periodicidad para los diferentes días de la semana, el cual se transmite a la serie agregada mensual; por ejemplo, podría suceder que la actividad económica de un mes que tenga un domingo más o uno menos que lo usual se vea afectada de manera significativa y que algún sector económico lo resienta más que otro. Es importante señalar que en este trabajo se considera el término *días hábiles* como sinónimo de frecuencia de *días calendario*; lo anterior radica en que los días calendario menos los días festivos fijos, *i.e.*, días hábiles, están correlacionados con la composición misma del calendario. Siguiendo a Young (1965):

“...cada vez que la Navidad cae en lunes, diciembre empieza en viernes y contiene cinco viernes, sábados y domingos...”. En consecuencia, para tener en cuenta estos efectos, es relevante saber que hay 22 tipos de meses dependiendo del tipo de días de la semana que tengan (ver cuadro 1).

En el cuadro se observa que existe un patrón en el calendario que es repetitivo a lo largo del tiempo. Esto es lo que se trata de aprovechar al definir seis variables regresoras como diferencias del número de veces que en el mes aparece cada día de la semana, menos el número de domingos (a lo cual se le conoce como contrastes), o sea, se define para cada mes t , $d_{1t}=(\#Lunes)_t, \dots, d_{7t}=(\#Domingos)_t$, con # que denota el número, entonces:

$$x_{1t} = d_{1t} - d_{7t}, \dots, x_{6t} = d_{6t} - d_{7t} \quad (11)$$

mientras que una séptima variable regresora se utiliza para tener en cuenta la longitud del mes, la cual se considera explícitamente en el apartado siguiente, o sea:

$$x_{7t} = (Longitud\ del\ mes)_t \quad (12)$$

Al estimar los parámetros β de la ecuación (9) se estiman de manera indirecta los efectos de cada día de la semana.

Ajuste por año bisiesto y longitud de los meses (otros efectos de calendario)

La longitud de los meses podría considerarse como un efecto estacional estable, ya que no cambia de un año a otro, excepto en febrero cuando es año bisiesto. De esta forma se tiene que $\nabla_{12} x_{7t} = 0$ excepto cuando la diferencia involucra a un febrero de año bisiesto, en cuyo caso se tiene que

Cuadro 1

Clasificación de los meses en función de los días de la semana que contienen

Categoría	Días del mes	Día inicial del mes	Días que ocurren cinco veces en el mes
1	31	Lunes	Lunes, martes y miércoles
2	31	Martes	Martes, miércoles y jueves
...
7	31	Domingo	Domingo, lunes y martes
8	30	Lunes	Lunes y martes
9	30	Martes	Martes y miércoles
...
14	30	Domingo	Domingo y lunes
15	29	Lunes	Lunes
16	29	Martes	Martes
...
21	29	Domingo	Domingo
22	28	Cualquiera	Ninguno

Fuente: elaboración propia con base en Guerrero (1983b) siguiendo a Young (1965).

$\nabla_{12}x_{7t}=-1$ si t corresponde a febrero de año bisiesto y $\nabla_{12}x_{7t}=1$ si $t - 12$ corresponde a febrero de año bisiesto. Debido a que los años bisiestos ocurren cada cuatro años, se define la variable *Leap* (LP) que toma los valores:

$$LP_t = \begin{cases} 0.75 & \text{si } t \text{ es febrero de año bisiesto} \\ -0.25 & \text{si } t \text{ es febrero de año no bisiesto} \\ 0 & \text{si } t \text{ no corresponde a febrero} \end{cases} \quad (13)$$

Lo importante de esta definición es que las variables desestacionalizadas son iguales, es decir, $\nabla_{12}x_{7t}=\nabla_{12}LP_t$, por lo cual, en modelos que hagan uso de la diferencia estacional, el utilizar x_{7t} o LP_t produce los mismos resultados; pero esta última variable es más fácil de construir e interpretar, por lo que se prefiere su uso en la práctica. Una manera equivalente de tener en cuenta el efecto de año bisiesto, en el caso de la descomposición multiplicativa, consiste en ponderar los datos de febrero aplicando el factor $28.25/x_{7t}$ cuando $t = \text{febrero}$, donde 28.25 es la longitud promedio de ese mes. Para una serie de saldos, el uso de las variables anteriores no es apropiado y, en su lugar, se deben utilizar las variables definidas en el manual del paquete *X-13* (ver US Census Bureau, 2016, p. 32).

Ajuste previo por SS (festividad móvil)

Para tener en cuenta el efecto de Semana Santa, se usa el hecho de que esta festividad religiosa está fija dentro del calendario lunar y, por ello, no es regular en el calendario gregoriano que comúnmente se utiliza. Se fija de acuerdo con la regla de que el Domingo de Pascua (o de Resurrección) debe ocurrir después del primer plenilunio que sigue al equinoccio de primavera; de esta manera, se sabe que acaece entre el 22 de marzo, en caso de que el 21 fuese sábado de plenilunio (la última vez que esto ocurrió fue en 1818 y la siguiente será en 2285, según Ladiray y Quenneville, 2000-2001) y el 25 de abril, como caso extremo en el que se fija esta fecha para evitar la coincidencia con la pascua judía. Al calcular cuántas veces el Domingo de Pascua ocurre en marzo y cuántas en abril de 1900 al 2099, se encuentra que en 78% de las veces sucede en abril, de forma que lo extraño es que ocurra en marzo y, por eso, el efecto de Semana Santa se mide en referencia a que haya ocurrido en ese mes.

Por otro lado, mientras más tardía sea la aparición del Domingo de Pascua en abril, menor será el efecto de adelanto de actividad económica en marzo, al grado de que el efecto de esta festividad tiende a desaparecer de marzo y a formar parte entonces de la estacionalidad de abril, lo cual fue verificado de forma empírica por Dagum y Cholette (2006, p. 35). Esto hace que el efecto de Semana Santa se mida en función del número de días previos al Domingo de Pascua que pudo haber afectado su ocurrencia; desde luego, no pueden ser más de 25 días debido a la fecha más tardía en que acaece éste. Así se define la variable *Easter* para flujos, dada por la expresión:

$$E(w)_t = (\#Días \text{ anteriores a Pascua en el mes } t)/w, \quad (14)$$

que será 0 en todos los meses, excepto en abril, marzo y febrero (en este mes solo si $w > 22$). Debe subrayarse que la dinámica de los efectos de Semana Santa se debe decidir en forma empírica y que es difícil estimar adecuadamente tales efectos, porque aparecen solo una vez al año, de manera que hay pocas observaciones involucradas para hacer la estimación.

Ajuste por observaciones anómalas (*outliers*) e intervenciones

En ocasiones se presentan efectos asociados con eventos que afectan al valor de la variable en un mes en particular y cuya causa puede o no ser conocida. Si lo es, se habla de un efecto de intervención y si no, se le considera como una atipicidad en los datos. Para los fines de limpiar la serie de efectos indeseables, que básicamente distorsionan la dinámica de ésta, no importa si se conoce o no la causa de tales efectos. Éstos pueden ser de los siguientes tipos:

$$AO(t_0)_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t = t_0 \\ 0 & \text{si } t \neq t_0 \end{cases} \quad (15)$$

que corresponde a una función de pulso que cambia en el mes t_0 en el que aparecen los efectos;

$$LS(t_0)_t = \begin{cases} -1 & \text{si } t < t_0 \\ 0 & \text{si } t \geq t_0 \end{cases} \quad (16)$$

que señala un escalón en el mes t_0 ;

$$TC(t_0, \alpha)_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < t_0 \\ \alpha^{t-t_0} & \text{si } t \geq t_0 \end{cases} \quad (17)$$

que muestra un decaimiento de magnitud $0 < \alpha < 1$, hacia el nivel previo al del mes t_0 ; y:

$$RP(t_0, t_1)_t = \begin{cases} t_0 - t_1 & \text{si } t \leq t_0 \\ t - t_1 & \text{si } t_0 < t < t_1 \\ 0 & \text{si } t \geq t_1 \end{cases} \quad (18)$$

que toma la forma de una rampa entre los meses t_0 y t_1 .

En este contexto, la determinación de qué valores son anómalos se relaciona con los de los residuos provenientes del modelo ARIMA que sobrepasan los umbrales dados en, por ejemplo, US Census Bureau (2016). Después de tener en cuenta los ajustes previos a la serie, se aplica la desestacionalización con la descomposición que se haya decidido emplear; acto seguido, se decide la subrutina computacional que se desea utilizar, ya sea la del *X-11* o la de *SEATS* (o ninguna, si solo se aplican los ajustes previos). En ambos casos, se usan filtros de promedios móviles para efectuar la estimación de las componentes de la serie; la diferencia estriba en que los filtros en el primer caso ya están predefinidos y el usuario decide cuáles emplear, de manera que este enfoque se puede considerar no-paramétrico, mientras que en el segundo los filtros surgen de los modelos para la tendencia-ciclo, estacionalidad e irregularidad, que se deducen del modelo ARIMA.

Al tener estimados los efectos de la estacionalidad, se obtiene la serie estimada $\{\hat{E}_t\}$ y se deduce entonces la serie ajustada por estacionalidad como:

$$AE(Y_t) = Y_t - \hat{E}_t = (\widehat{T}_t + I_t) \quad (19)$$

en el caso de la descomposición aditiva, y como:

$$AE(Y_t) = Y_t / \hat{E}_t = (\widehat{T}_t \times I_t) \quad (20)$$

en la descomposición multiplicativa, con expresiones semejantes para otro tipo de descomposición. De manera similar, si se aplican ajustes previos a la serie, lo que se obtiene es una serie nueva que en la descomposición aditiva será del tipo:

$$AC(Y_t) = Y_t - \widehat{TD}_t - \widehat{OC}_t - \widehat{SS}_t = (T_t + \widehat{EE}_t + I_t), \quad (21)$$

mientras que en la descomposición multiplicativa se obtendrá:

$$AC(Y_t) = Y_t / (\widehat{TD}_t \times \widehat{OC}_t \times \widehat{SS}_t) = (T_t \times \widehat{EE}_t \times I_t), \quad (22)$$

donde el ajuste se refiere a los efectos del calendario (que típicamente incluyen efectos por días hábiles y por Semana Santa).

Ajuste directo vs. ajuste indirecto

En la práctica del ajuste estacional se presenta una situación disyuntiva cuando se consideran conjuntos de series que están ligadas contablemente con otras, que surgen como agregados de las primeras —digamos como sumas o promedios— y entonces puede hacerse la desestacionalización de manera directa o indirecta; es decir, se podría ajustar por estacionalidad la serie agregada de forma independiente de sus componentes o hacer el ajuste de las series que constituyen el agregado individualmente y agregar —por suma o promedio— las series desestacionalizadas para obtener la agregada desestacionalizada de manera indirecta.

Las discrepancias surgen sobre todo debido a que los patrones estacionales de cada una de las series componentes y del agregado suelen ser distintos. Adicionalmente, puede ser que el modelo para la descomposición sea aditivo para unas series y multiplicativo para otras. De esta forma, no se espera que los resultados directos e indirectos sean iguales y, para decidir entre las dos opciones, conviene conocer las características más sobresalientes del ajuste indirecto, que son: 1) las series que componen el agregado se desestacionalizan individualmente, por lo que se pueden ajustar por estacionalidad de la mejor manera posible; 2) las relaciones que ligan a las series componentes con el agregado se mantienen al agregar las series desestacionalizadas; 3) no se tienen en cuenta las características estacionales específicas de la serie agregada y podría suceder que el ajuste indirecto deje efectos estacionales en la serie desestacionalizada; y 4) los factores estacionales no se estiman, sino que se deducen de forma implícita al contrastar la serie original con la desestacionalizada. Las primeras dos favorecen la aplicación del método indirecto respecto al directo; las otras, al directo.

Las características 1 y 3 son las más relevantes desde el punto de vista de la metodología estadística, y sus detalles deben cuidarse para que la desestacionalización sea exitosa. Por su lado, la 2 es primordial desde la perspectiva de interpretación de resultados en el contexto económico que corresponda, por lo que es deseable cumplir con ella. Por último, la 4 se puede considerar como un subproducto del uso del método indirecto, sin que sea de mayor importancia.

Desde luego, mantener la *optimalidad* de la desestacionalización aplicada de forma individual a todas y cada una de las series, y satisfacer, al mismo tiempo, las restricciones contables impuestas por la agregación, no siempre es posible. Los analistas de la situación económica tienden a estar de acuerdo en que la opción indirecta es preferible (e. g. Heath, 2015); esta visión es compartida

por Otranto y Triacca (2002) para evitar las incongruencias entre los agregados de series con y sin ajuste estacional, lo cual facilita el análisis que realizan los usuarios de la información; sin embargo, no hay argumentos que se consideren definitivos para favorecer una u otra opción y la decisión depende de cada caso en estudio.

Por otro lado, en el trabajo de Hood y Findley (2003) se muestran algunos puntos que conviene tener en cuenta al evaluar el desempeño de los dos enfoques; en él se buscan indicios de posibles inadecuaciones del ajuste con series agregadas y se presentan algunas medidas que permiten diagnosticar los resultados obtenidos en casos específicos. Otranto y Triacca (2002) enfatizan el hecho de que solo en caso de que haya una gran discrepancia entre los resultados habría que decidirse de manera formal, pues de otro modo es indistinto el método a usar.

Respecto a la decisión de cuál enfoque utilizar, en la guía elaborada por Eurostat para el Sistema de Estadísticas Europeas (ver Eurostat, 2015, p. 34) se mencionan las siguientes opciones de aplicación: a) lo mejor es usar el ajuste directo por su claridad, en particular cuando las series muestren patrones de estacionalidad similares, mientras que el indirecto sería adecuado en otro caso, aunque se debe verificar que la serie ajustada no contenga estacionalidad residual ni efectos de calendario, y también podría convenir aplicar el ajuste directo hasta un cierto nivel de agregación y el indirecto de ese nivel para arriba; b) es aceptable utilizar el enfoque directo junto con alguna técnica de ajuste de tipo *benchmarking* para hacer que se cumpla la restricción contable que liga a las componentes con el agregado o usar el indirecto cuidando que no queden efectos residuales de estacionalidad o efectos de calendario; y c) se debe evitar la aplicación de cualquiera de los dos enfoques sin una justificación para ello.

En la literatura sobre el tema han aparecido diversas propuestas que buscan mantener un equilibrio entre la optimalidad del proceso de ajuste y la satisfacción de restricciones contables de agregación, y que obligan a las series componentes ajustadas en forma directa a sumar a los valores desestacionalizados de manera directa del agregado. Se pueden citar al respecto los trabajos de Quenneville y Rancourty (2005), de Di Fonzo y Marini (2005) y de Quenneville y Fortier (2012); sin embargo, la manera más adecuada para conciliar los dos criterios conduce a un tema de investigación actual, que es la desestacionalización de series multivariadas en forma conjunta (ver McElroy, 2015 y Findley *et al.*, 1990). En ese contexto se busca una respuesta al problema, que conduce al uso de otros enfoques para el ajuste estacional, como pudiera ser el de modelos estructurales (e. g. Birrell *et al.*, 2011), y mientras no se tenga la solución completa del mismo, sería preferible usar el método directo —lo que implica que no se cumplan las restricciones contables— o el indirecto.

Pasos para realizar el ajuste estacional

Para que sea exitoso, se requiere que la serie original a la que se le aplique tenga estacionalidad, que la estimación del efecto sea confiable y que no haya estacionalidad remanente en la serie ajustada. Si al aplicar la validación del ajuste de una serie se encuentra que alguna de estas condiciones no se cumple, Tiller y Evans (2016) aconsejan no desestacionalizarla porque los resultados no serán válidos. Por estos motivos, se debe revisar que se cumplan las siguientes recomendaciones, expuestas en detalle en el documento de McDonald-Johnson *et al.* (2010):

- Visualizar los datos de forma gráfica para tratar de detectar patrones evidentes de estacionalidad y de posibles anomalías en los datos (series muy cortas, datos faltantes y atípicos).
- Verificar la presencia de estacionalidad en la serie y que ésta sea razonablemente estable con el paso del tiempo; de no ser así, decidir si otros ajustes pudieran ser necesarios para facilitar el estudio de la serie. La estabilidad del efecto estacional es un requisito indispensable para poder identificarla y estimarla de forma adecuada (Wright, 2013).
- Elegir la expresión más adecuada para la variable, de manera que el modelo estadístico subyacente en el ajuste estacional sea apropiado.
- Determinar el tipo de ajustes previos que requiere la serie para incorporarlos como parte de un modelo de regresión lineal, que se aplique antes de la desestacionalización.
- Decidir las opciones que se consideren más adecuadas para los filtros que se usan con el fin de estimar las componentes de la serie, de manera que el ajuste estacional sea exitoso.
- Para el caso de un conjunto de series interrelacionadas, elegir si deberá aplicarse el ajuste indirecto o el directo al agregado de las mismas.
- Verificar que no haya efectos estacionales en la serie ajustada por estacionalidad ni en la irregular.
- Verificar la ausencia de efectos del calendario en las series ajustada e irregular y, de no ser así, modificar el modelo de regresión usado para capturar los efectos correspondientes.
- Validar los supuestos de los modelos de re-gresión y de series de tiempo respectivos.
- Evaluar la estabilidad del ajuste estacional y de las revisiones.

Desde luego, se requiere evaluar cada uno de los puntos enunciados con el mayor detalle y formalidad posible para generar confianza, así como brindar credibilidad a los resultados del ajuste estacional. Por ello, es importante reconocer que existen criterios y pruebas estadísticas formales que sirven para validar, por ejemplo, la construcción de modelos de regresión, como se muestra en el texto de Guerrero (2009), donde se indica de manera detallada cómo llevar a cabo la verificación de supuestos de un modelo ARIMA y presenta, entre otros procedimientos, transformaciones estabilizadoras de la varianza, el uso de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial para la especificación de modelos ARIMA, pruebas de raíces unitarias, métodos tanto para la estimación de parámetros como para la identificación y estimación de efectos exógenos, además de pruebas para la detección de autocorrelación residual.

Ilustración empírica

En esta sección se muestra un ejemplo utilizando el IGAE con cifras mensuales de enero de 1993 a agosto del 2017 (último dato disponible al momento de hacer este ejercicio, por lo cual se utilizaron 296) y año base = 2013. Primero se presentan los resultados por el método directo; enseguida, los del indirecto y, finalmente, se expone un ejercicio para evaluar la interacción de los efectos que se emplean en la parte de ajustes previos.

Método directo

En primer lugar, a través de la prueba F de estacionalidad estable se corrobora la hipótesis de presencia de estacionalidad, con un p -valor de 0.00, por lo que es procedente hacer el ajuste estacional.

La descomposición empleada es de tipo multiplicativo, así que se usa la transformación logarítmica y se consideran los siguientes efectos del calendario: días hábiles, año bisiesto y Semana Santa. El modelo ARIMA estacional para la parte regular tiene los órdenes (0,1, [1,4,7]) y para la parte estacional, los (0,1,1), donde se incluyen parámetros para capturar los efectos de tres anomalías: AO (oct. de 1995), LS (feb. de 1995) y LS (ene. del 2009). Los resultados de la estimación del modelo *regARIMA* para los ajustes previos, junto con la estructura estocástica del error se muestran en los cuadros 2 y 3 para la parte de regresión y en el 4 para el modelo ARIMA complementario. En ellos se observa que todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos, de manera que se podría decir que no hay parámetros que estén de sobra.

La interpretación de los resultados del cuadro 2 es interesante porque, al estar la serie expresada en logaritmos, los parámetros estimados representan cambios relativos en la producción económica global, por ejemplo, de 1.28% cada año bisiesto y de -2.85% por Semana Santa. En las gráficas 1 se presentan los resultados del ajuste por efectos del calendario para la serie en niveles y para sus variaciones porcentuales anuales; se puede apreciar que las series ajustadas tienen menos variabilidad *indeseable*.

Cuadro 2

Estimación del modelo de regresión para la serie del IGAE en logaritmos

Variable	Parámetro estimado	Error estándar	Estadístico <i>t</i>
Año bisiesto (LP)	0.0128	0.00237	5.39***
Días hábiles (TD)			
Lunes	0.0009	0.00075	1.25
Martes	0.0034	0.00077	4.42
Miércoles	0.0022	0.00076	2.90
Jueves	0.0011	0.00078	1.45
Viernes	0.0028	0.00078	3.58
Sábado	-0.0028	0.00079	-3.62
Domingo	-0.0076	0.00078	-9.75
Semana Santa (<i>Easter</i> (4))	-0.0285	0.00153	-18.57***
Observaciones anómalas			
LS(1995.Feb)	-0.0720	0.00707	-10.18***
AO(1995.Oct)	-0.0345	0.00575	-5.99***
LS(2009.Ene)	-0.0354	0.00690	-5.13***

Cuadro 3

Pruebas *Ji-cuadradas* por grupos de regresores

Efecto de regresión	<i>df</i>	<i>Ji-cuadrada</i>	<i>p</i> -valor-
Regresores de días hábiles	6	416.46	0.00
Regresores de días hábiles y año bisiesto	7	442.57	0.00

Cuadro 4

Resultados de la estimación del modelo ARIMA para el IGAE

Modelo ARIMA (0, 1, [1, 4, 7]) x (0, 1, 1)			
Parámetro	Estimación	Error estándar	Estadístico <i>t</i>
Parte regular			
MA(1)	0.1910	0.05387	3.55***
MA(4)	-0.1808	0.05361	3.37***
MA(7)	0.3022	0.05308	5.69***
Parte estacional (orden 12)			
MA(1)	0.4604	0.05246	8.78***
Varianza del error	0.000081	0.000007	---

*** Significativo al 1 por ciento.

De manera semejante, en las gráficas 2 se presentan los resultados de la desestacionalización; se aprecia reducción en las fluctuaciones periódicas respecto a la serie previamente ajustada por efectos del calendario, sobre todo en la serie en niveles; ahora no se nota un cambio muy notorio en las variaciones anuales de la serie.

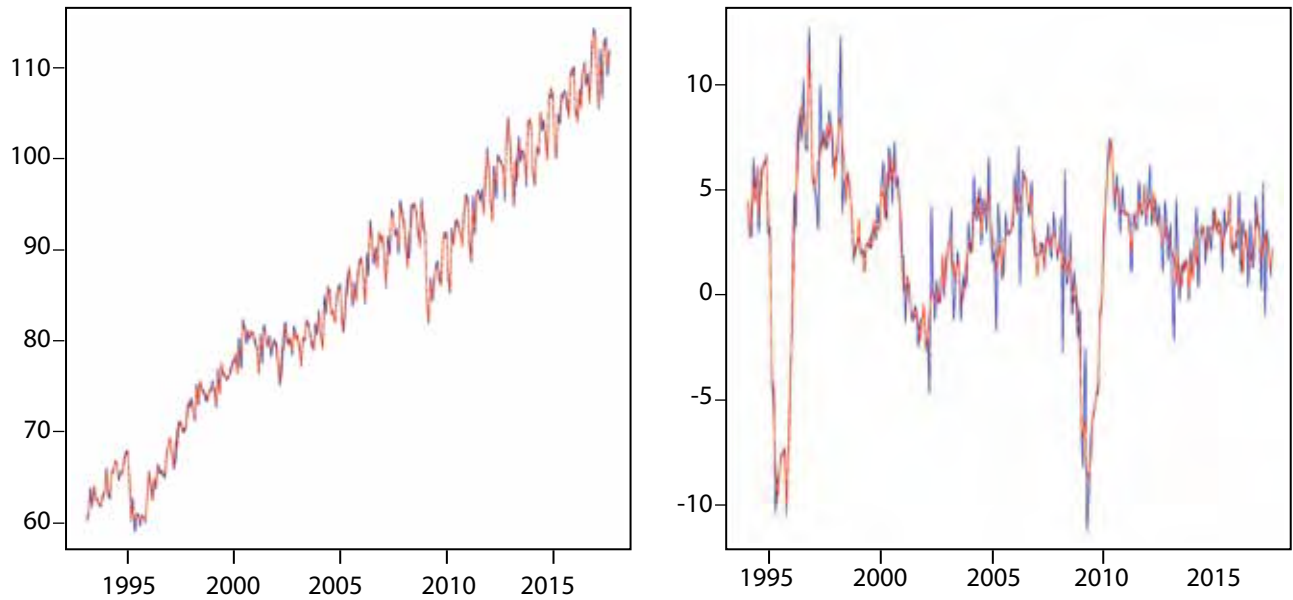
Las gráficas 3 muestran la estimación de los factores estacionales, primero en forma cronológica y después agrupados por mes. En el panel derecho se presentan, además, los factores de tipo IS que miden la razón del efecto irregular al efecto estacional. Es deseable que los factores sean pequeños, así la estimación del efecto estacional es más clara.

En las gráficas 4 se ve el resultado del ajuste estacional y la estimación de la componente de tendencia-ciclo, que difieren debido a la presencia de irregularidad en la primera y que se elimina en la segunda. Esta distinción hace que la serie ajustada por estacionalidad sea útil para análisis de corto plazo, mientras que la otra, para uno de largo plazo.

Una forma conveniente de apreciar la magnitud de cada componente de la serie es como se muestra en las gráficas 5: en las de la serie original, de la ajustada por estacionalidad y de la tendencia-ciclo se observa que mantienen la escala de la variable original; en cambio, los efectos del calendario, los factores estacionales y la componente irregular se expresan en términos relativos debido al uso del modelo multiplicativo. Se puede evaluar la calidad del ajuste mediante el estadístico Q_1 , el cual es aceptable en este caso con un nivel de 0.34. Además, el estadístico QS permite confirmar que ya no hay presencia de estacionalidad; mediante la autocorrelación positiva en el periodo estacional arroja un p -valor de 0.18.

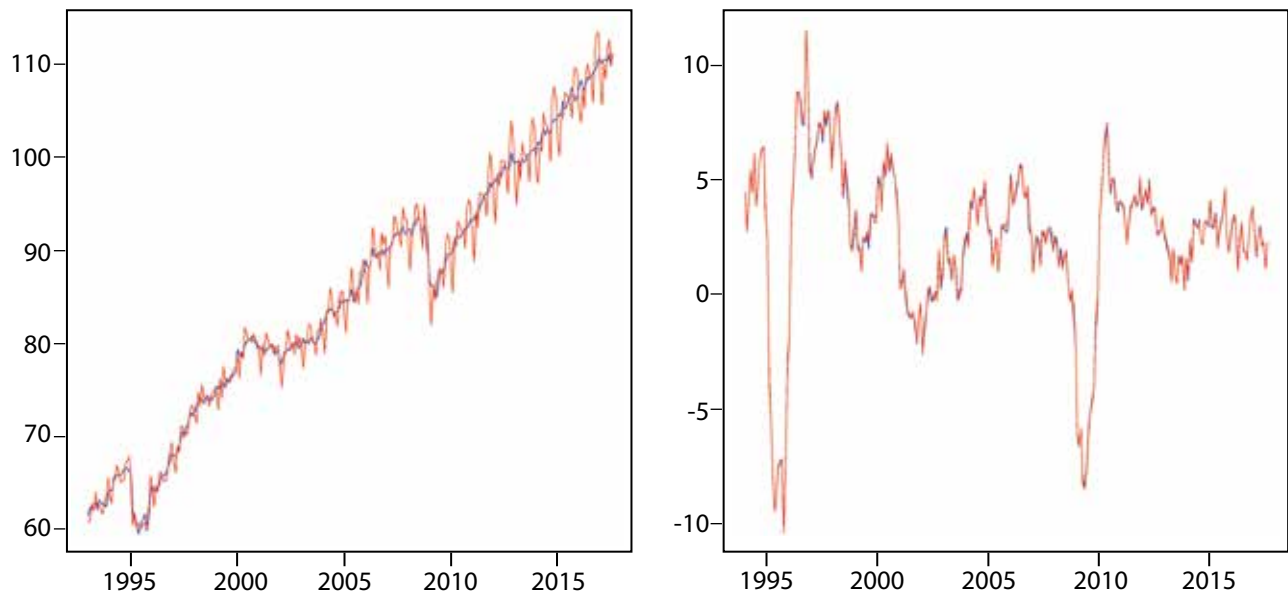
Gráficas 1

Panel izquierdo, serie original IGAE (azul) y serie corregida por efectos del calendario (roja). Panel derecho, variaciones porcentuales de ambas series (mismos colores, respectivamente)



Gráficas 2

Panel izquierdo, serie original IGAE corregida por efectos del calendario (roja) y serie desestacionalizada (azul). Panel derecho, variaciones porcentuales de ambas series (mismos colores, respectivamente)

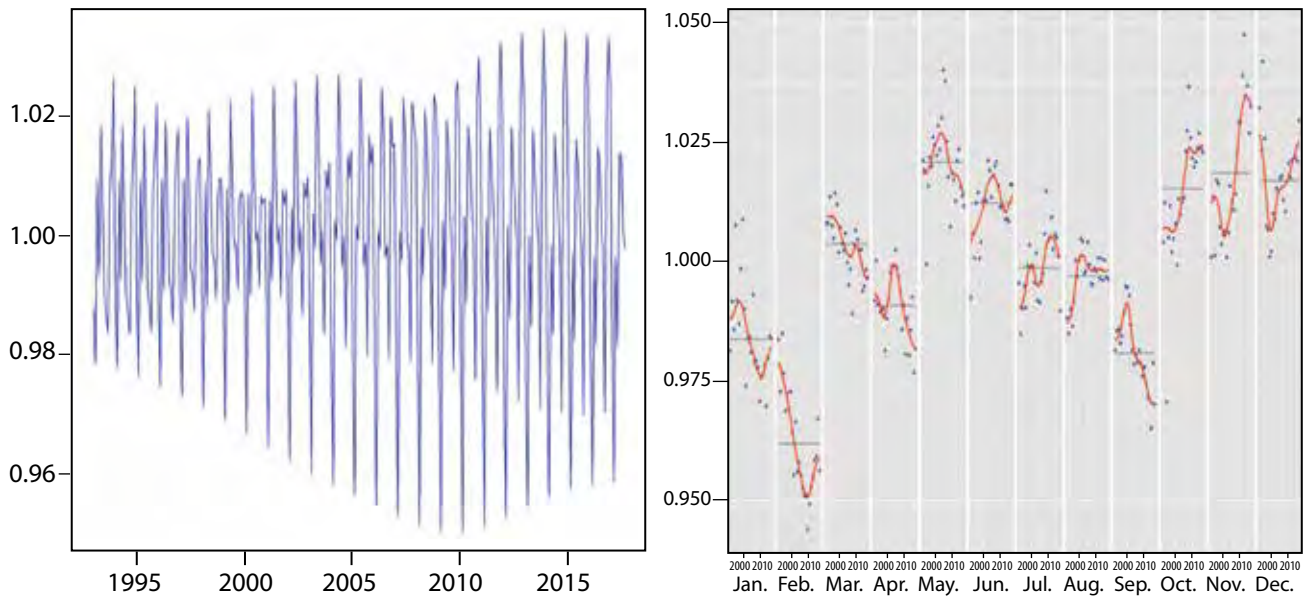


Método indirecto

El ajuste realizado hasta aquí se puede considerar completo y permite realizar análisis con los resultados logrados; no obstante, cuando se considera a la serie como un agregado y se analiza junto con sus componentes lo apropiado es realizar también el ajuste indirecto. Para este caso, se

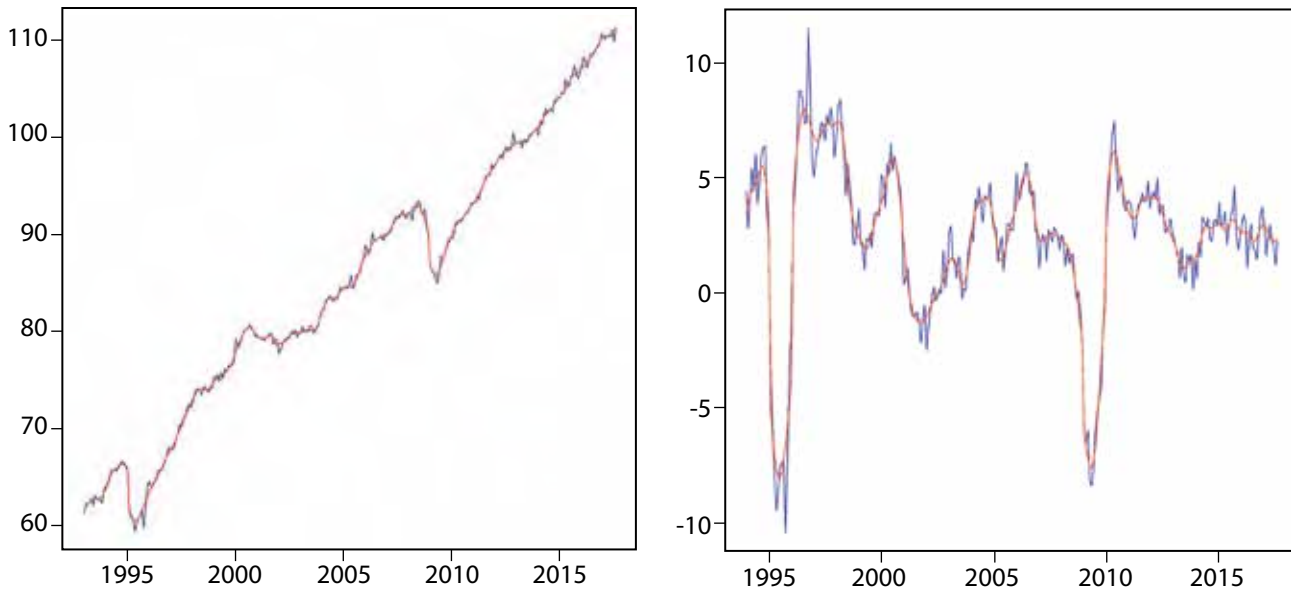
Gráficas 3

Panel izquierdo, serie de efectos estacionales. Panel derecho, factores estacionales y cocientes tipo IS para cada mes



Gráficas 4

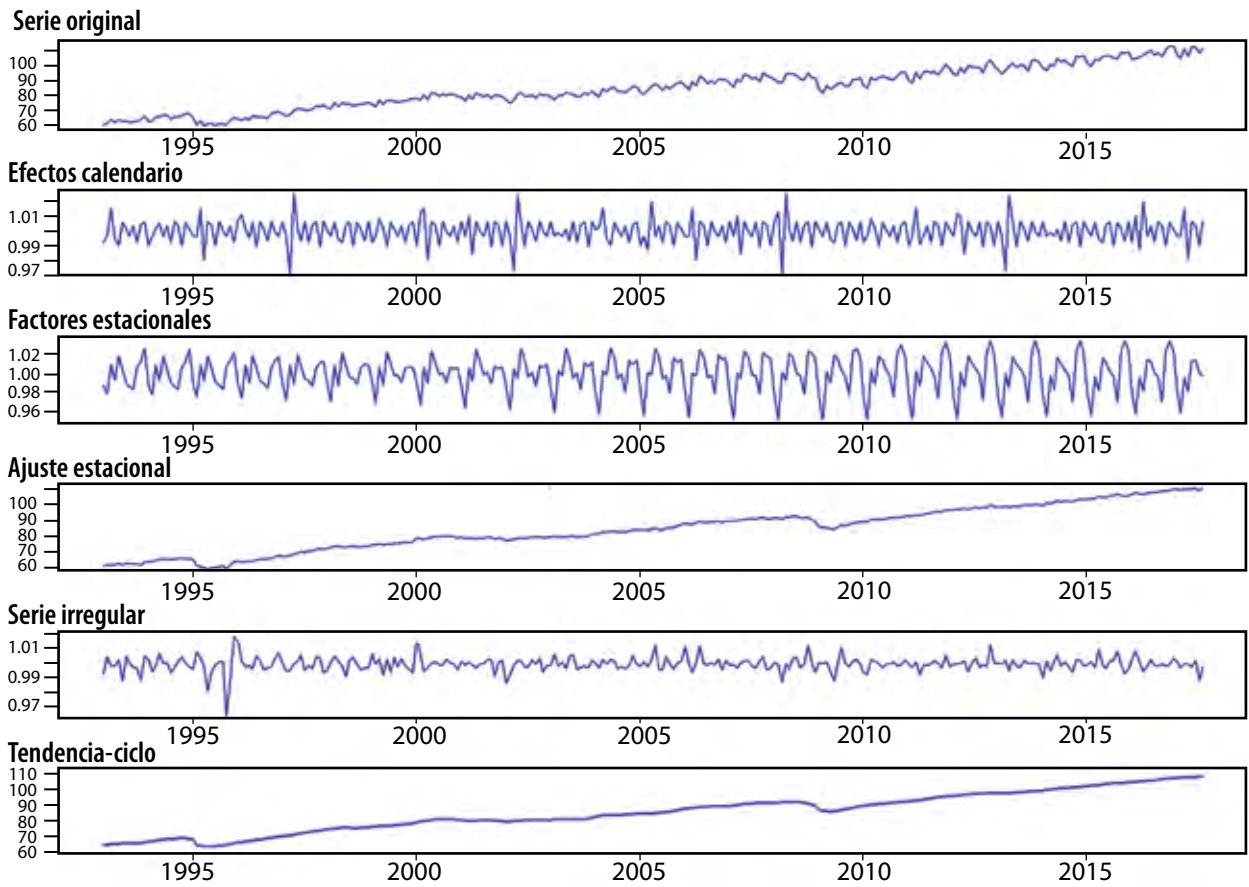
Panel izquierdo, serie del IGAE desestacionalizada (azul) y serie de tendencia-ciclo (roja). Panel derecho, variaciones porcentuales de ambas series (mismos colores, respectivamente)



obtendrá la desestacionalización primero de las series componentes por gran actividad económica del IGAE: primaria (GA1), secundaria (GA2) y terciaria (GA3). El resultado del ajuste estacional de la primera se muestra, junto con los factores estacionales, en las gráficas 6. Debe anotarse que en este caso no hay ajustes previos del calendario porque este tipo de actividad económica no lo requiere.

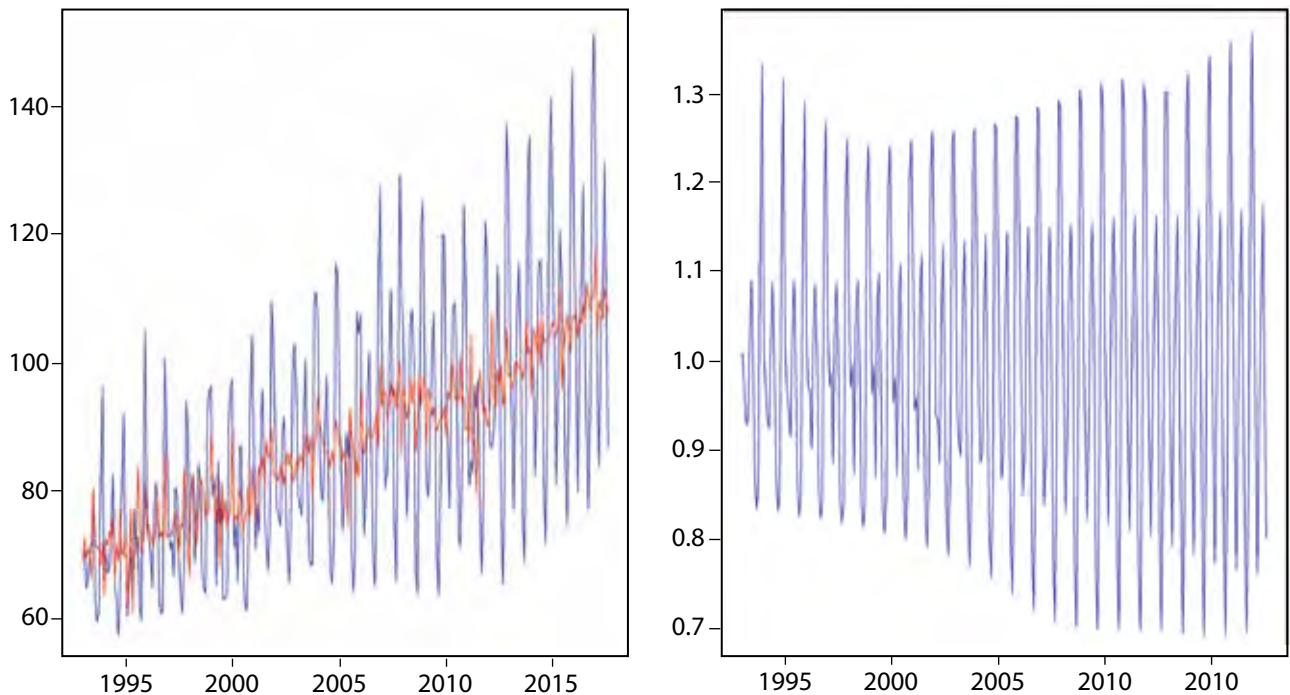
Gráficas 5

Descomposición multiplicativa del IGAE



Gráficas 6

Panel izquierdo, serie GA1 original (azul) y serie desestacionalizada (roja). Panel derecho, serie de efectos estacionales



En las gráficas de las series desestacionalizadas para GA2 y para la GA3 (ver gráficas 7 y 8) sí se realizó el ajuste por efectos del calendario. Se puede observar que los efectos estacionales siguen patrones dinámicos distintos para cada una de las tres GA y eso pudiera usarse como argumento en favor de preferir el método indirecto.

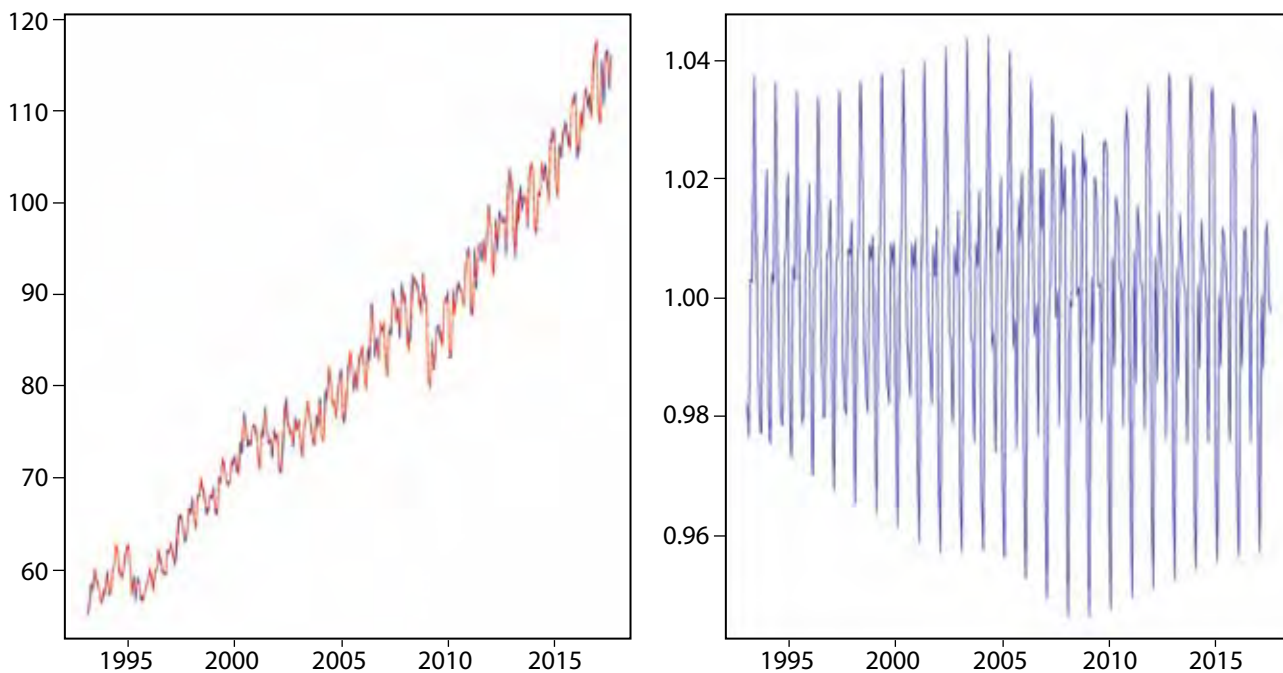
Al agregar las series desestacionalizadas de cada una de las GA se obtiene la serie del IGAE ajustada por estacionalidad de manera indirecta. Nótese que los pesos asociados (de tal forma que se cumpla con la restricción de que una combinación lineal de las GA sea el IGAE) vienen dados por la solución de un sistema de ecuaciones tal que $IGAE_t = \beta_1 GA1_t + \beta_2 GA2_t + \beta_3 GA3_t$. En el panel izquierdo de las gráficas 9 se observa que la serie desestacionalizada en forma indirecta se comporta de manera muy similar a la obtenida con el directo. De igual manera, en el panel derecho se aprecia que las variaciones anuales que se obtienen para ambos métodos son muy parecidas. Por estos motivos, es indistinto usar el directo o el indirecto; sin embargo, dado que las componentes tienen patrones estacionales diferentes, sería mejor usar el indirecto; además, se mantiene así la congruencia con los resultados de la desestacionalización por componentes.

Análisis de las variables explicativas incluidas como ajustes previos

En el 2016 ocurrieron tres efectos del calendario muy cercanos: el 21 de marzo (día de asueto oficial en México) ocurrió el lunes previo al Domingo de Pascua, por lo que en esa semana laboral se suspendieron actividades en tres de los cinco días; además, febrero tuvo 29 días por ser año bisiesto. Por ello, se busca identificar si existió algún efecto de interacción entre estos tres factores que pudieron haber afectado las cifras del IGAE ajustadas por estacionalidad: días hábiles, Semana Santa y año bisiesto.

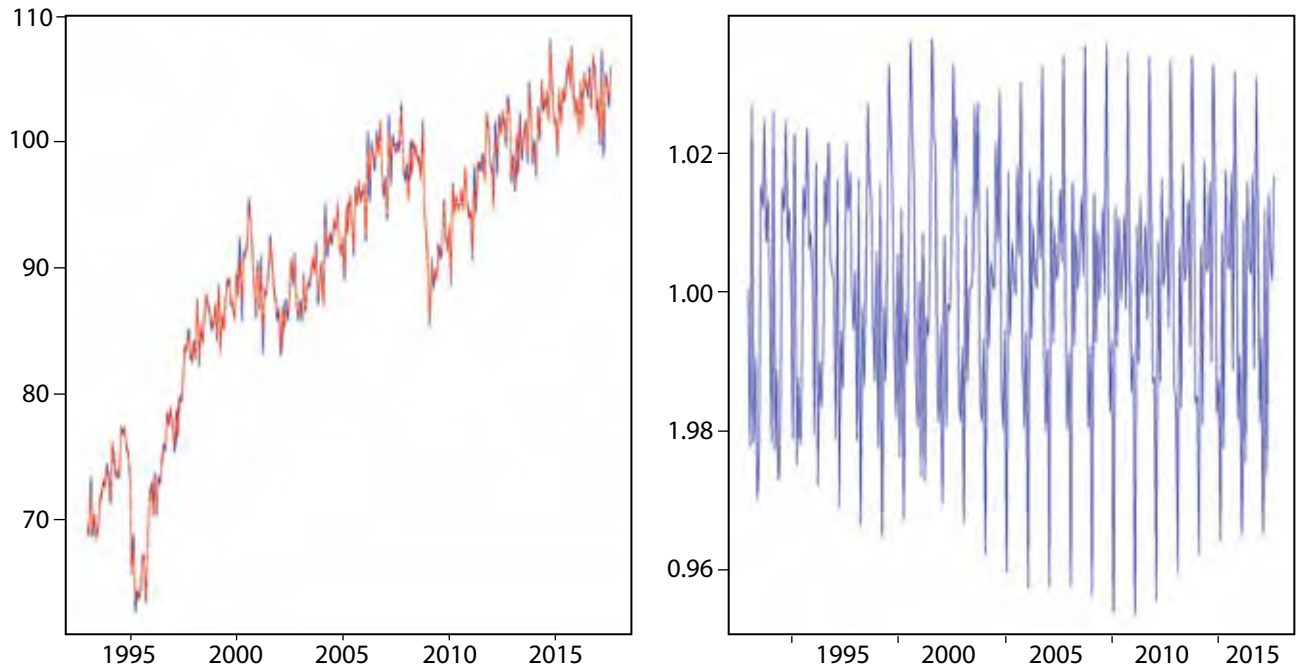
Gráficas 7

Panel izquierdo, serie GA2 original (azul) y serie desestacionalizada (roja).
Panel derecho, serie de efectos estacionales



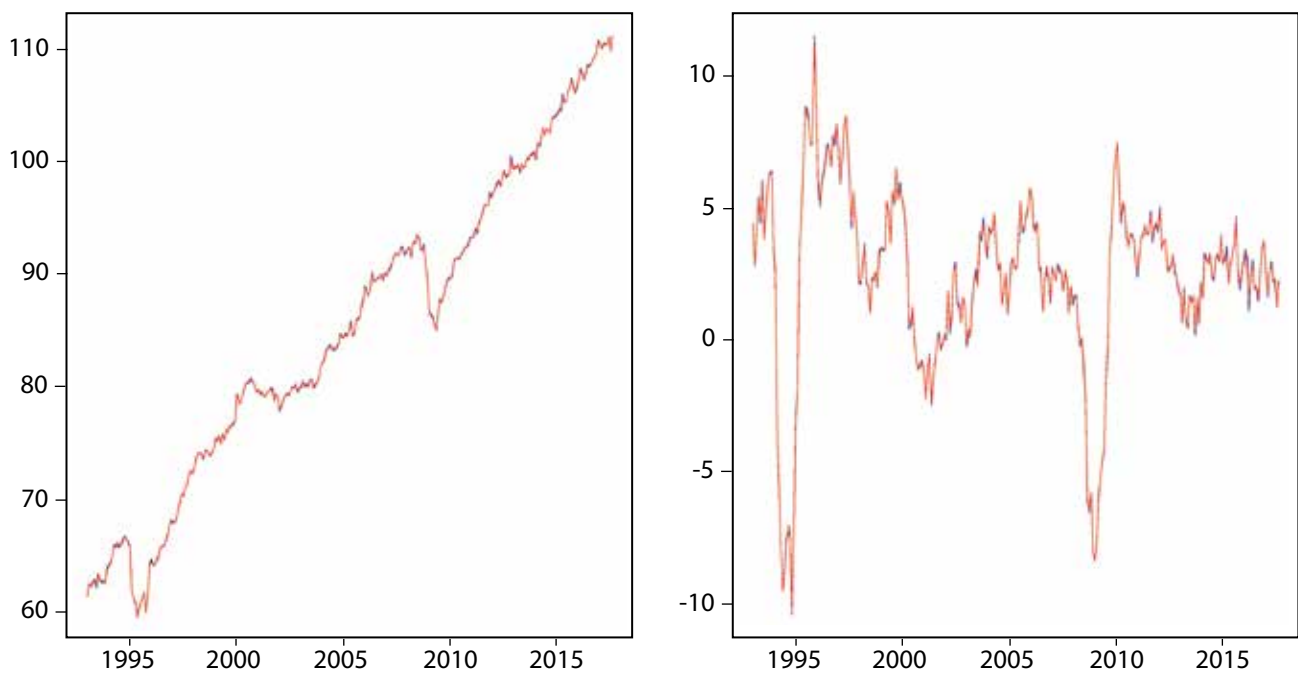
Gráficas 8

**Panel izquierdo, serie GA3 original (azul) y serie desestacionalizada (roja).
Panel derecho, serie de efectos estacionales**



Gráficas 9

**Serie IGAE ajustada por estacionalidad, con método directo (azul) y con indirecto (roja).
Panel derecho, variaciones porcentuales de las series**



Es cierto que, por construcción, la interacción entre días hábiles y Semana Santa no captará efectos específicos de México, pero de resultar significativo nos daría indicios estadísticos de que puede resultar conveniente incorporar un calendario de días hábiles específico para México, dado que los días calendario interactúan con la Semana Santa.

Con un enfoque de diseño de experimentos, se utilizó un diseño factorial que consta de 16 diferentes modelos, siendo éstos todas las combinaciones posibles entre unos con y sin las variables de días hábiles, año bisiesto y Semana Santa, así como la interacción de días hábiles-Semana Santa. Lo anterior, para analizar la variable de respuesta $\nabla_{12} \log(IGAE_{it}) - \nabla_{12} \log(\widehat{IGAE}_{it})$, donde \widehat{IGAE}_{it} es el IGAE ajustado por estacionalidad, $t = 1, \dots, 12$ es el mes e $i = 1, \dots, 16$ es el modelo ajustado y ∇_{12} es el operador en diferencias $(1 - B)^{12}$, donde $Bx_t = Bx_{t-12}$. Se escogió esta variable dado que es de interés observar el efecto introducido al realizar el ajuste estacional respecto a la serie original, aunado a que ésta es estacionaria, lo que hace válidos los resultados obtenidos en los ejercicios de regresión provenientes del análisis experimental. Además, al analizar las diferencias porcentuales, se puede responder a diferentes cuestionamientos, por ejemplo, determinar las causas de por qué es mayor/menor el crecimiento de la serie desestacionalizada con respecto a la original. Para ejemplificar dicha variable, las gráficas 10 muestran los resultados de la diferencia utilizando como modelo ajustado el que se obtuvo en la ilustración empírica.

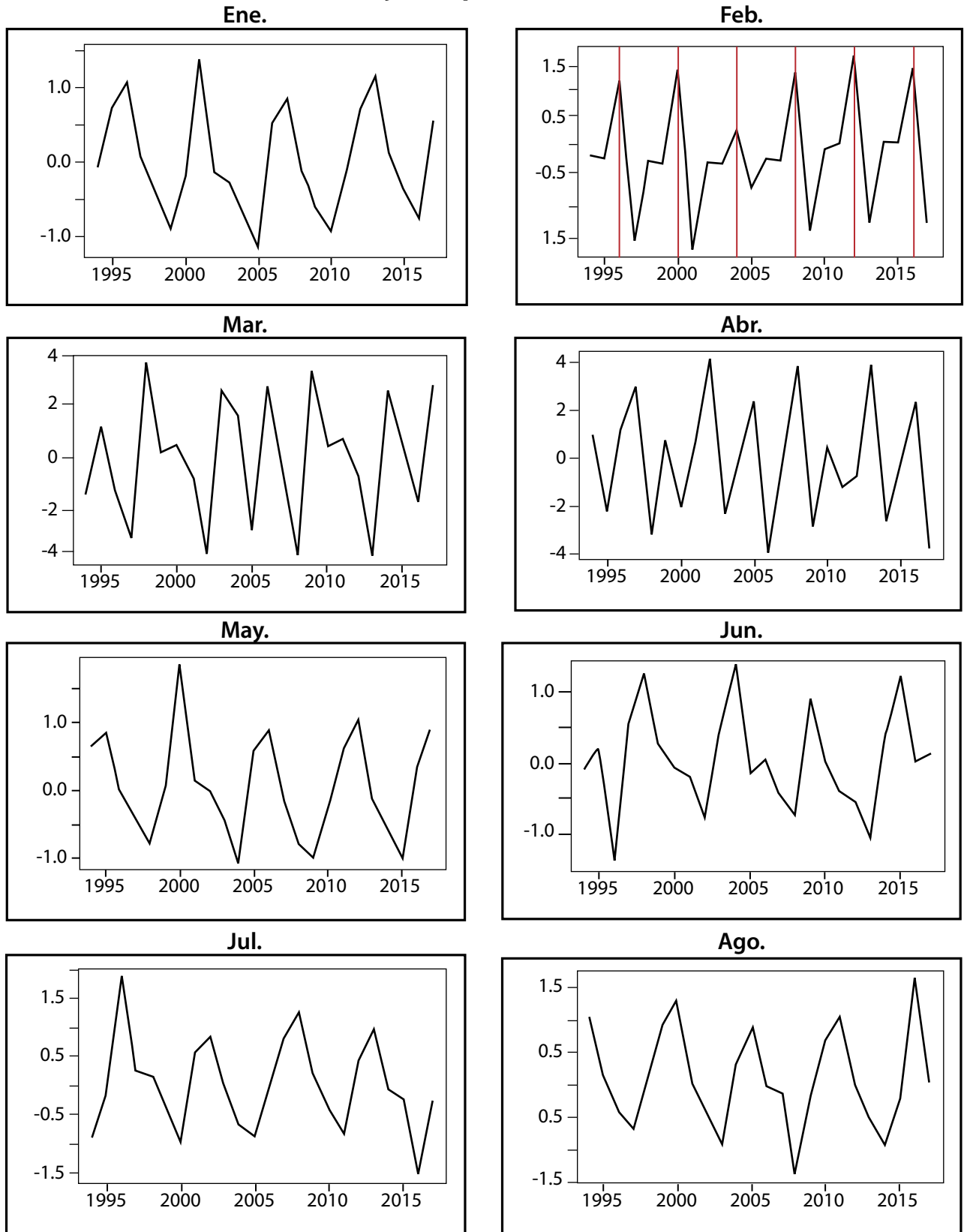
Se puede apreciar de manera visual que el comportamiento es estacionario y, por ejemplo, el crecimiento de la serie original en febrero es mayor en los años bisiestos respecto al crecimiento de la serie desestacionalizada. Para resumir el comportamiento de cada mes y estimar el diseño experimental propuesto, se tomó la mediana de cada mes, esto debido a que al observar las densidades empíricas, las distribuciones no mostraron simetría. De esta forma, el modelo que representa la modelación de todos los efectos es el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta \widehat{IGAE}_t = & \beta_1 + \beta_2 \cdot td_t + \beta_3 \cdot leapyear_t + \beta_4 \cdot easter_t \\ & + \beta_5 \cdot td_t \cdot easter_t + error_t, \end{aligned}$$

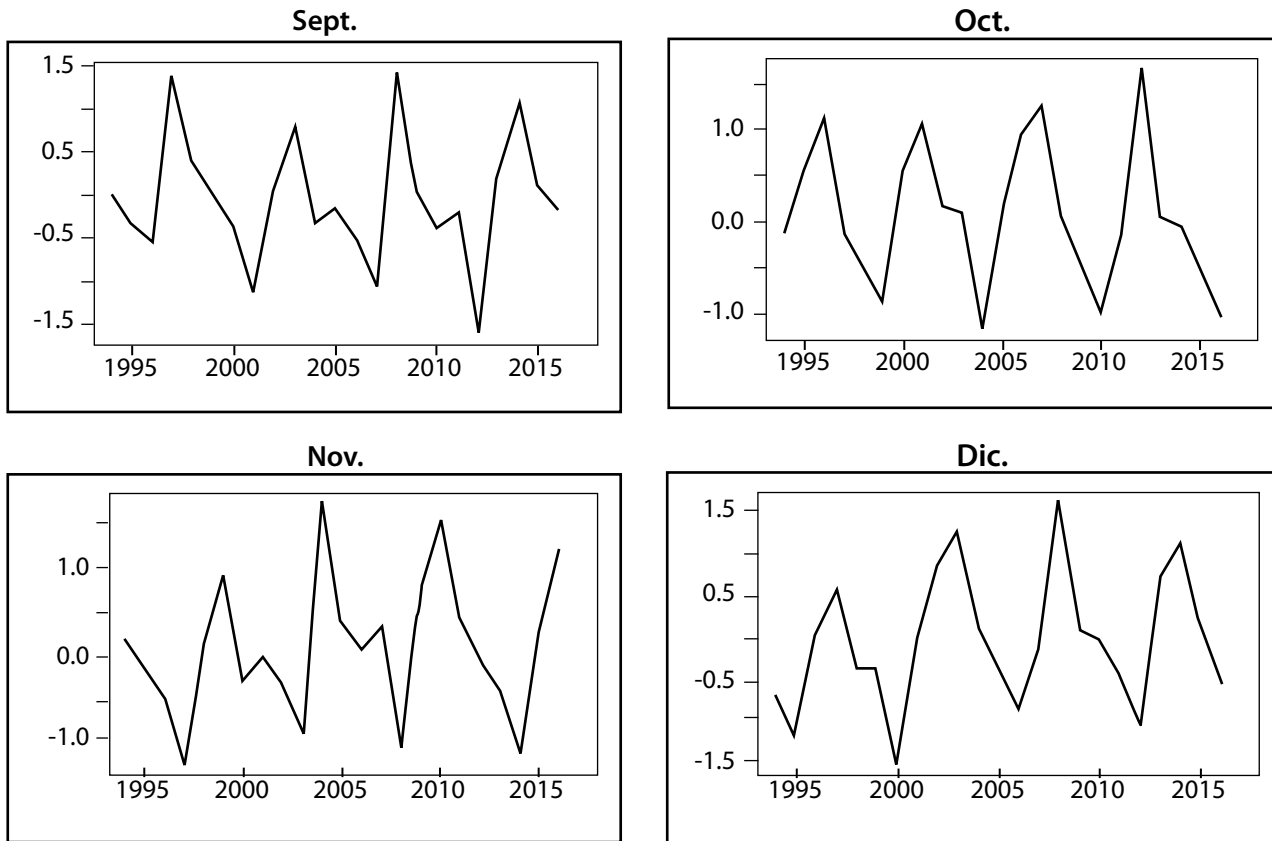
donde $\Delta \widehat{IGAE}_t$ es la mediana de $\nabla_{12} \log(IGAE_{1t}) - \nabla_{12} \log(\widehat{IGAE}_{1t})$ para el modelo 1 (que incluye todos los efectos), β_1 es el intercepto que representa el valor medio de la variable, β_2 , β_3 y β_4 son coeficientes asociados con los efectos principales de días hábiles (td), año bisiesto ($leap year$) y Semana Santa ($easter$), respectivamente. Al considerar que puede existir efecto de interacción td - $easter$ se incluye la variable asociada con el coeficiente β_5 . Nótese que la interacción de días hábiles con año bisiesto puede considerarse, pero ésta no se puede estimar debido a problemas de singularidad en el modelo *regARIMA*. La interacción Semana Santa con año bisiesto es irrelevante y no se incluye. Las gráficas 11 muestran resultados del análisis experimental a través de los *Half-Normal Scores* para cada mes, donde se indican los efectos estadísticamente significativos.

Los meses de interés son febrero, marzo y abril, donde puede haber interacciones. Para febrero, como se esperaba, resultó significativa la variable de año bisiesto. Para marzo, los efectos aislados de días hábiles y Semana Santa resultaron significativos, no así la interacción entre ellos, lo cual podría deberse a que se toman en cuenta los días calendario y no un calendario de días hábiles mexicano que descuenta los festivos (como el lunes más cercano al 21 de marzo). Para abril, los días hábiles y Semana Santa son significativos y también su interacción. Esto implica que los efectos individuales no pueden interpretarse por separado. Al analizar los resultados por completo, se podría considerar un modelo de ajuste estacional que, además, incluya la interacción de días hábiles con Semana Santa. Para ver las diferencias entre éste y el modelo sin interacción, la gráfica 12 muestra los resultados expresados en cambios porcentuales.

Resta de las diferencias logarítmicas del IGAE versus las del modelo para IGAE ajustado por estacionalidad



Resta de las diferencias logarítmicas del IGAE versus las del modelo para IGAE ajustado por estacionalidad

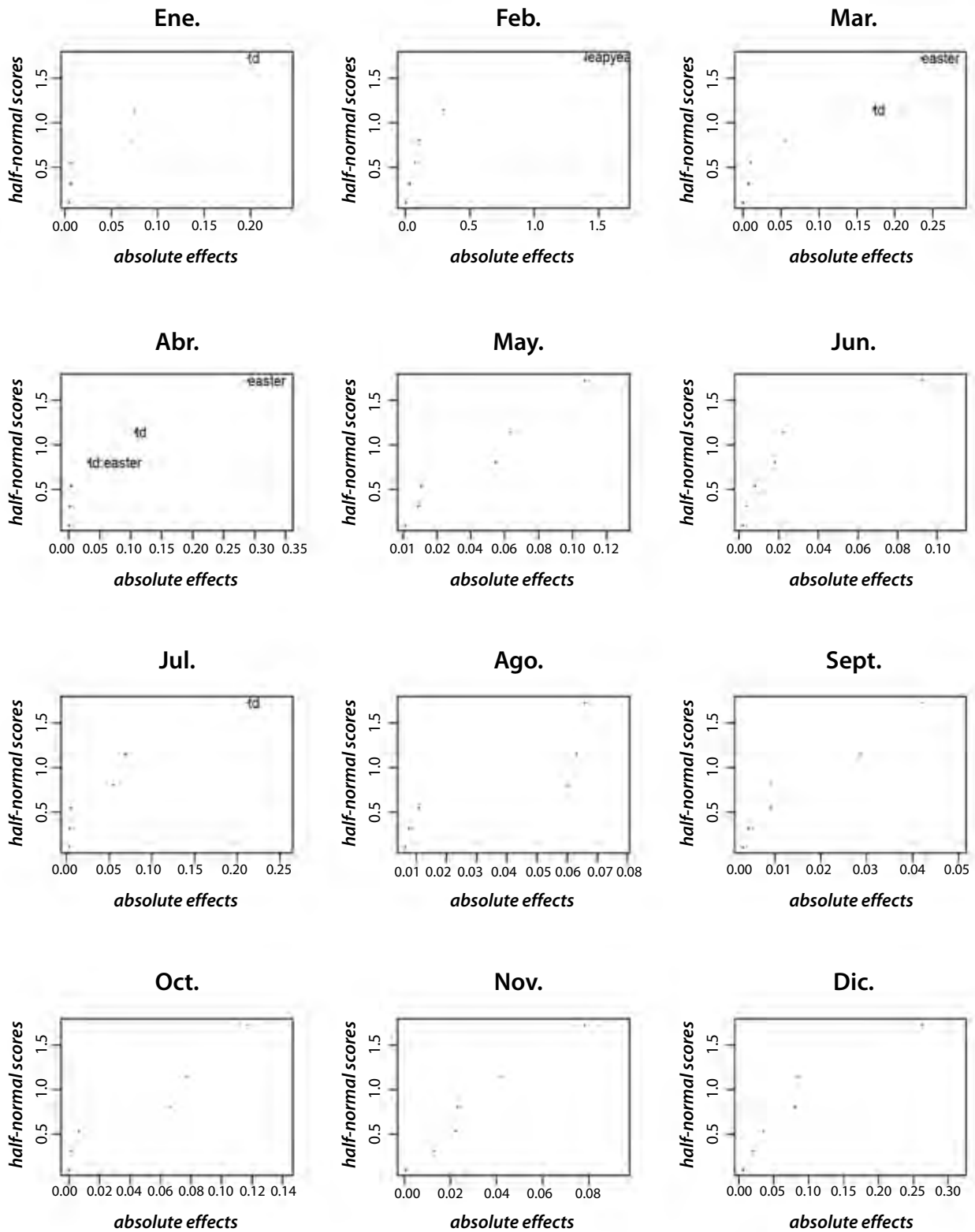


En la gráfica 12 se puede observar que el modelo que incluye la interacción genera una serie *más suave* que el modelo sin interacción. Este resultado puede ser analizado bajo diferentes enfoques: 1) visualmente, donde notamos la presencia de menos *picos* en la serie que incluye la interacción, lo que, por lo general, se busca en el proceso de desestacionalización y 2) estadísticamente, donde el análisis de residuos y estacionalidad residual hace casi indistinguible qué modelo es mejor. Se agregó un tercer criterio más objetivo: realizar una prueba de hipótesis a través de razones de verosimilitud (LRT) para evaluar de forma estadística si las interacciones son en conjunto significativas; con éste se determinó que no se rechaza la hipótesis nula con un p -valor = 0.13, es decir, las interacciones no son necesarias en el modelo. Este resultado no es del todo concluyente, pues visualmente sí se sugiere introducir la interacción, por lo que ésta pudiera ser relevante para algunas series de tiempo económicas mexicanas. Al enfatizar este punto, es evidente que el lunes más cercano al 21 de marzo sí interactúa con la Semana Santa. Por ello, una línea futura de investigación sería observar cómo se da ese proceso de interacción, si a través de los días hábiles, descontando feriados, o bien, modelando los feriados como variables tipo festivas, para todo el calendario mexicano.

Conclusiones

En el presente documento se mostraron diferentes enfoques y herramientas utilizados para realizar el ajuste estacional de series de tiempo económicas en México. Es importante conocer los avances en la literatura especializada en la materia tanto de carácter computacional como de los temas de

Half Normal plot para los meses del año



Gráfica 12

Cambios porcentuales anuales de la serie desestacionalizada que incluye interacción (línea azul) y cambios porcentuales anuales de la serie desestacionalizada que no incluye interacción (línea roja)



investigación sobre asuntos pendientes; sin embargo, se requiere aplicar estos conceptos desde una perspectiva nacional, acorde con el entorno actual. Las recomendaciones aquí presentadas apoyan la decisión de utilizar el procedimiento de ajuste del paquete *X-13* y que el método directo es preferible para series que son resultado de agregación cuando el énfasis está puesto en la parte de teoría estadística, pero la aplicación del indirecto es recomendable cuando el interés es la interpretación práctica —y de carácter contable— de los resultados desestacionalizados.

Desde el punto de vista de la metodología, la práctica estándar de seleccionar la transformación logarítmica para decidir entre un modelo aditivo y uno multiplicativo (o *log*-aditivo) con base en el AICC no tiene buen respaldo de teoría estadística y hace falta considerar otros métodos para elegir de forma adecuada. También, debe subrayarse que entre los pendientes de solución teórica se encuentra el desarrollo de un método para estimar la varianza de los efectos estacionales y de la serie desestacionalizada.

El ejemplo que aquí se presentó, junto con el ejercicio estadístico de diseño de experimentos, contribuye a que el usuario conozca a detalle el proceso de ajuste estacional y no se conforme con los resultados automáticos de los paquetes computacionales. En especial, esta aplicación permitió identificar que sí existen efectos de interacción entre días hábiles y Semana Santa en abril, la cual resultó ser significativa, de modo que al incluirla en el modelo, se obtiene una serie más suave que con el modelo sin interacción. Lo anterior da cabida a considerar relevante la modelación de efectos específicos del calendario mexicano y sus respectivas interacciones. Una primera idea sería construir el calendario de días hábiles, donde se descuenten festivos fijos y movibles, de tal forma que la interacción entre días hábiles y Semana Santa rescate sus particularidades, como la ocurrida en marzo del 2016. De igual manera, los feriados movibles pueden modelarse como variables de días festivos y analizar también su interacción con otras, como los días hábiles y la Semana Santa.

Fuentes

- Birrell, C. L., D. G. Steel y Y-X Lin. "Seasonal Adjustment of an Aggregate Series Using Univariate and Multivariate Basic Structural Models", en: *Journal of Statistical Theory and Practice*. 5 (2). 2011, pp. 179-205.
- Bloem, A. M., R. J. Dippelsman y N. O. Maehle. *Manual de cuentas nacionales trimestrales. Conceptos, fuentes de datos y compilación*. Fondo Monetario Internacional, Washington, DC, 2001.
- Cleveland, R. B., W. S. Cleveland, J. E. McRae e I. Terpenning. "STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess", en: *Journal of Official Statistics*. 6. 1990, pp. 3-73.
- Dagum, E. B. *The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*. Catalogue 12-564E. Statistics Canada, Ottawa, Canada, 1980.
- Dagum, E. B. y P. A. Cholette. "Benchmarking, Temporal Distribution, and Reconciliation Methods for Time Series", en: *Lecture Notes in Statistics 186*. Springer-Verlag, New York, 2006.
- Di Fonzo, T. y M. Marini. "Benchmarking Systems of Seasonally Adjusted Time Series", en: *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*. 2 (1). 2005, pp. 89-123.
- Eurostat. *ESS guidelines on seasonal adjustment*. Eurostat, Luxembourg, 2015.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto y B-Ch. Chen. "New capabilities and methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program", en: *Journal of Business and Economic Statistics*. 16 (2). 1998, pp. 127-152.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, H. B. Shulman y M. G. Pugh. "Sliding-Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments", en: *Journal of the American Statistical Association*. 85. 1990, pp. 345-355.
- Granger, C. W. "Seasonality: causation, interpretation, and implications", en: *Seasonal analysis of economic time series*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 1979, pp. 33-56.
- Grudkowska, S. *JDemetra+ User Guide*. Department of Statistics, Narodowy Bank Polski, Polonia, 2015.
- Guerrero, V. M. "Desestacionalización de series de tiempo: una introducción a la metodología", en: *Documento de Investigación núm. 54*. Subdirección de Investigación Económica, Banco de México, México, 1983a.
- _____ "Desestacionalización de series de tiempo económicas: ajustes previos", en: *Documento de Investigación núm. 55*. Subdirección de Investigación Económica, Banco de México, México, 1983b.
- _____ "Desestacionalización de series de tiempo: una introducción a la metodología", en: *Comercio Exterior*. 40 (11). 1990, pp. 1035-1046.
- _____ "Desestacionalización de series de tiempo económicas: ajustes previos", en: *Comercio Exterior*. 42 (11). 1992, pp. 1042-1053.
- _____ *Análisis estadístico y pronóstico de series de tiempo económicas*. Just in Time Press, México, 2009.
- Heath, J. *Directo o indirecto (DE) blog* consultado en <http://jonathanheath.net/directo-o-indirecto/Arena> Pública el 24 de abril de 2015.
- Hood, C. y D. F. Findley. "Comparing direct and indirect seasonal adjustments of aggregate series", en: M., Manna y R. Peronaci (eds.). *Seasonal Adjustment*. European Central Bank, Frankfurt am Main, Germany, 2003, pp. 9-21.
- Hylleberg, S. "Seasonal Adjustment" (Working Paper No. 2006-4), en: *New Palgrave Dictionary of Economics*. 2nd ed. Department of Economics, School of Economics and Management-University of Aarhus, Denmark, 2006.
- Ladiray, D. y B. Quenneville. "Desestacionalizar con el método X-11", en: *Methodologica*. Núm. 8-9. Université Libre de Bruxelles, Bruxelles, Belgique, 2000-2001.
- Lefrançois, B. y C. Mamay. *Presentation of Seasonally Adjusted Series (Working Paper)*. Short-term Economic Statistics Expert Group (STESeg): Task Force on Data Presentation and Seasonal Adjustment. OECD, Paris, 2004.
- McDonald-Johnson, K. M., B. Monsell, R. Fescina, R. Feldpausch, H. C. C. Harvill y M. Wroblewski. "Census Bureau Guideline. Seasonal Adjustment Diagnostics Checklists", en: *Supporting Document A*. US Census Bureau, Department of Commerce, Washington, DC, 2010.
- McElroy, T. "Multivariate Seasonal Adjustment, Economic Identities, and Seasonal Taxonomy", en: *Research Report Series, Statistics #2015-01*. US Census Bureau, Department of Commerce, Washington, DC, 2015.
- Otranto, E. y U. Triacca. "Measures to evaluate the discrepancy between direct and indirect model-based seasonal adjustment", en: *Journal of Official Statistics*. 18. 2002, pp. 511-530.
- Quenneville, B. y E. Rancourty. "Simple methods to restore the additivity of a system of time series. Statistics Canada", en: *Workshop on Frontiers in Benchmarking Techniques and Their Application to Official Statistics*. Luxembourg, Eurostat, 2005.
- Quenneville, B. y S. Fortier. "Restoring accounting constraints in time series. Methods and software for a Statistical Agency", en: Bell, W. R., S. H. Holan y T. S. McElroy (eds.). *Economic Time Series: Modelling and Seasonality*. CRC Press, Taylor and Francis Group, Boca Raton, Florida, 2012.

- Tiller, R., D. Chow y S. Scott. *Empirical Evaluation of X-11 and Model-based Seasonal Adjustment Methods (Working Paper)*. Washington, DC, Bureau of Labor Statistics, 2007.
- Tiller, R. B. y T. D. Evans. "Methodology for Seasonally Adjusting National Household Survey Labor Force Series with Revisions for 2016", en: *Current Population Survey (CPS) Technical Documentation*. Bureau of Labor Statistics, Washington, DC, 2016.
- US Census Bureau. *X-13ARIMA-SEATS, Reference Manual. Version 1.1*. Center for Statistical Research and Methodology, Washington, DC, 2016.
- Wright, J. H. "Unseasonal seasonals?", en: *Brookings Papers on Economic Activity* (con discusión). 2013, pp. 65-126.
- Young, A. H. "Estimating Trading-Day variation in monthly economic series", en: *Technical Paper No. 12*. Washington, DC, US Bureau of the Census, 1965.

Retropolación hasta 1980 del PIB trimestral de México por entidad federativa y gran actividad económica

Retropolation up to 1980 of quarterly Mexican GDP by State and Grand Economic Activity

Víctor Manuel Guerrero Guzmán* y Francisco de Jesús Corona Villavicencio**

* Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM), guerrero@itam.mx

**Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), franciscoj.corona@inegi.org.mx

Nota: se agradecen los valiosos comentarios y sugerencias que brindaron Gerardo Leyva, Francisco Guillén, Lourdes Mosqueda y Jesús López, así como el apoyo brindado por Enrique Ordaz, todos ellos funcionarios del INEGI, durante el desarrollo de este trabajo. Víctor M. Guerrero agradece al Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM) el otorgamiento de un año sabático que le permitió incorporarse como investigador invitado al INEGI para realizar el proyecto aquí descrito. Asimismo, agradece a la Asociación Mexicana de Cultura, AC por su apoyo mediante la Cátedra de Análisis de Series de Tiempo y Pronósticos en Econometría.

Diferentes tipos de gráficos y tablas en papel blanco/studioaspeir/Getty Images



En este trabajo se *retropol*a el producto interno bruto estatal de México de 1980 a 1992 por gran actividad económica a partir de los datos oficiales disponibles para el público. El documento consta de seis etapas: 1) desagregación trimestral de la base de datos anual del 2003 al 2015, por estado; 2) conversión de la base de datos estatal y anual, de años base 1993 al 2008; 3) *retropolación* restringida de 1993 al 2002 con datos desagregados por estado que satisfacen restricciones temporales; 4) reconciliación de cifras estatales previamente *retropoladas* con los datos a nivel nacional; 5) *retropolación* restringida de 1980 a 1992 de la base ya reconciliada, por gran actividad económica, de manera que la suma de los estados produce el total nacional y, por último, 6) cambio de año base del 2008 al 2013, actualizando la información al 2016. Los resultados empíricos se validan tanto estadística como económicamente y se ilustran con datos de la Ciudad de México.

Palabras clave: conversión de series de tiempo; desagregación temporal; modelos AR y VAR; pronósticos restringidos; reconciliación de cifras; reconstrucción de valores pasados.

In this paper, we *retropolate* the Mexican Gross Domestic Product (GDP) by State and Economic Activity from 1980 to 1992 using all the official databases currently available. We apply 6 steps: i) temporal disaggregation of the state-annual database for years 2003-2015, ii) conversion of the state-annual database from base year 1993 to 2008, iii) restricted *retropolation* from 1993 to 2002 with the state-disaggregated database, satisfying temporal restrictions, iv) reconciliation of the *retropolated* quarterly data with the national database, v) restricted *retropolation* of the reconciliated database from 1980 to 1992 by Economic Activity, so that the sum of the state data yields the national figure; and finally, vi) change of base year from 2008 to 2013, with information updated to 2016. The empirical results are verified both statistically and econometrically, and illustrated with Mexico City's data.

Key words: time series conversion; temporal disaggregation; AR and VAR models; restricted forecasts; reconciliation; reconstruction of past values.

Recibido: 7 de diciembre de 2017.

Aceptado: 28 de junio de 2018.

Introducción

Este trabajo parte del reconocimiento de que, en México, el producto interno bruto (PIB) dentro de una cierta ventana temporal (digamos de 1993 al 2015), a precios constantes del año base 2008 —como aparece en el Banco de Información Económica (BIE) del INEGI— constituye una base de datos que se denota aquí como $PIB(Nac, Tri, Sub + Ram; 93-15)_{08}$ (el subíndice indica el año base), la cual indica la cobertura geográfica nacional (*Nac*), la periodicidad trimestral de los datos (*Tri*), la cobertura a nivel de subsectores —aunque en algunos casos alcanza el nivel de rama de actividad económica (*Sub + Ram*)— y el periodo de cobertura (93-15). A partir de las cifras trimestrales se pueden generar, mediante promedios, los datos anuales. De manera similar, con los datos de subsectores y ramas se pueden calcular, por suma, los datos de los sectores que, a su vez, se agregan en las tres grandes actividades (GA) económicas (primarias, secundarias y terciarias).

El INEGI presenta la base de datos del PIB estatal desagregada a nivel sector y por 12 grupos de subsectores manufactureros, donotada como $PIB(Est, Anu, Sec + Sub; 03-15)_{08}$. Asimismo, en la base $PIB(Est, Anu, GDiv + Div; 93-06)_{93}$ se presentan los datos del PIB de acuerdo con la Clasificación Internacional Industrial Uniforme (CIIU) de todas las actividades económicas (ver ONU, 1990), mientras que en México se usa desde 1997 el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), que tiene categorías comparables con el nivel de dos dígitos de la CIIU, Rev. 3 (según se describe en INEGI, 2007). Además, se cuenta con el indicador trimestral de la actividad económica estatal (ITAAE), que se denota como $ITAAE(Est, Tri, GA; 03-15)_{08}$. Las bases de datos mencionadas se encuentran en formatos de hojas de cálculo, mientras que la siguiente se encuentra en uno de texto (ver INEGI, 1998), y a ésta se le denota como $PIB(Nac, Tri, GDiv + Div; 80-98)_{93}$ porque extiende la cobertura temporal hasta 1980, aunque con año base 1993. Además, a partir de octubre del 2017 se tienen disponibles también las bases $PIB(Est, Anu, Sec + Sub; 03-16)_{13}$, $ITAAE(Est, Tri, GA; 03-16)_{13}$ y $PIB(Nac, Tri, Sub + Ram; 83-16)_{13}$, que corresponden al cambio de año base del 2008 al 2013.

Una vez conocidos los insumos de datos oficiales a los que se tiene acceso, se establecen los siguientes objetivos del estudio:

- Utilizar las tres bases de datos estatales — $PIB(Est, Anu, GDiv + Div; 93-06)_{93}$, $ITAAE(Est, Tri, GA; 03-15)_{08}$ y $PIB(Est, Anu, Sec + Sub; 03-15)_{08}$ — para estimar la base de datos $PIB(Est, Tri, GA; 93-15)_{08}$, o sea, una base homogénea que contenga datos a nivel estatal y trimestral por GA , para el periodo 1993-2015 y con año base 2008.
- Complementar la base obtenida en el objetivo anterior con los de la base de datos nacional $PIB(Nac, Tri, Sub + Ram; 93-15)_{08}$, para tener en cuenta toda la información disponible del periodo 1993-2002 y mejorar, con ello, la estimación de la base $PIB(Est, Tri, GA; 93-15)_{08}$.
- Incorporar los datos de la base $PIB(Nac, Tri, GDiv + Div; 80-98)_{93}$ para extender los resultados de la estimación obtenida en el segundo objetivo, con el fin de estimar la base de datos $PIB(Est, Tri, GA; 80-15)_{08}$.
- Tener en cuenta el cambio de año base más reciente (del 2008 al 2013), así como los datos del 2016, para generar la base de datos actualizada $PIB(Est, Tri, GA; 80-16)_{13}$.

El tema de ampliar la longitud de las series con valores de periodos pasados y homogeneizar bases de datos se menciona en la literatura como *cálculo retrospectivo*, *reconstrucción histórica*, *estimación de valores pasados*, *retropolación*, *pronóstico hacia atrás*, *conversión o empalme de series de tiempo* (ver al respecto Correa *et al.*, 2003; Ponce, 2004; Caporin y Sartore, 2005; Roulin y Eidmann, 2007; Yuskavage, 2007; James, 2008; Buiten *et al.*, 2009; Hellberg, 2010; Arbués y López, 2011; DANE, 2013 y Gallegos-Rivas, 2015). Para estimar datos con mayor frecuencia de observación que la de los datos originales, se hace referencia a la *desagregación temporal de series*, tanto en versión univariada (ver Guerrero, 1990 y 2003 y Nieto, 1998) como multivariada (Guerrero y Nieto, 1999). También, se habla del ajuste de valores obtenidos con alta frecuencia de observación (comúnmente con poca exactitud, pero oportunos) a valores totales de baja frecuencia (más confiables, pero poco oportunos); a esta situación se le conoce como *ajuste a valores de referencia (benchmarking)*, como lo mencionan Dagum y Cholette (2006), quienes también consideran la *reconciliación de datos*, al igual que Di Fonzo y Marini (2005). Una metodología adicional que se utiliza es la de *pronósticos con restricciones*, según el enfoque multivariado de Guerrero y Nieto (1999). La idea general de los métodos empleados es combinar de manera eficiente las fuentes de información, como señalan Guerrero y Peña (2003).

Es importante señalar que existen trabajos previos para el caso mexicano, por ejemplo el de Puig y Hernández (1989), quienes aplican la metodología de Chow-Lin para desagregar el PIB anual nacional de 1970 a 1988 utilizando como variables auxiliares las series estatales de la captación en la banca comercial, o sea, los depósitos en cuentas de cheques, ahorro y a plazo. También, se cuenta con el trabajo de German-Soto (2005) quien, a partir tanto de datos oficiales como no oficiales, genera series retropoladas del PIB anual por entidad federativa de 1940 a 1992; en éste se obtienen estimaciones preliminares a través del uso de regresiones lineales ajustando el movimiento del PIB de cada entidad con ayuda del nacional. Posteriormente, las cifras así obtenidas se ajustan mediante un método de conciliación transversal.

La diferencia principal de esta investigación, con respecto a lo realizado en la literatura previa para el caso de México, es que la metodología de retropolación restringida que se propone aquí es óptima en términos estadísticos, como lo demuestran Guerrero y Peña (2003). También, es importante señalar que se realiza la estimación a nivel trimestral y que se tienen diversas ventajas que validan el uso de esta metodología como, por ejemplo, que se hace uso exclusivamente de información oficial, además de que se realiza la validación empírica de los modelos estadísticos utilizados.

Así, el objetivo de este trabajo radica en explicar a detalle el proceso de retropolación restringida óptima para el PIB trimestral de México, por entidad federativa, por gran actividad económica (de 1980 al 2016) y con el año base más reciente, que es el 2013.

Lo que resta de este documento está organizado como sigue: la segunda sección menciona los métodos a usar en las diferentes etapas del estudio; en la tres se introduce la notación y se describen formalmente los métodos utilizados en este trabajo; la siguiente presenta con detalle la aplicación de los métodos propuestos para el caso de la Ciudad de México, visto como un estado que se elige a manera de ilustración; por último, en la sección cinco se elaboran algunas conclusiones y recomendaciones que subrayan algunos aspectos de particular importancia acerca de la metodología utilizada y de los resultados alcanzados.

Propuesta metodológica

Los métodos que se utilizan en este trabajo siguen el enfoque de *macrodatos* e incluyen fases de conversión, desagregación temporal, retropolación restringida y reconciliación de cifras.

Método 1. Para combinar las bases de datos estatales de 1993 al 2002

A partir de $PIB(Est, Anu, Sec + Sub; 03-15)_{08}$ se obtiene, por agregación de los datos de sectores y subsectores a GA, la base de datos $PIB(Est, Anu, GA; 03-15)_{08}$; luego, se da la base $PIB(Est, Anu, GA; 93-06)_{93}$, expresada a nivel de GA, al aplicar una fase de conversión, ya que originalmente está clasificada en grandes divisiones y divisiones industriales. Esto se logra al encadenar las variaciones porcentuales obtenidas con los datos empalmados del 2003 provenientes de las dos bases de datos involucradas. Así, se llega a series de tiempo por estado que producen la base de datos convertida $\overline{PIB}(Est, Anu, GA; 93-02)_{08}$. Con ésta, unida a la de las observaciones generadas por cálculo directo de las fuentes básicas, se obtiene una homogénea que cubre el periodo completo 1993-2015, o sea, $\overline{PIB}(Est, Anu, GA; 93-15)_{08}$.

Enseguida, se aplica la desagregación univariada a la base $PIB(Est, Anu, GA; 03-15)_{08}$, con los datos de $ITAE(Est, Tri, GA; 03-15)_{08}$ usados como variables auxiliares. Con ello, se obtiene una estimación preliminar del PIB trimestral y estatal expresado en valores, a la cual se le debe hacer un ajuste para que satisfaga las restricciones lineales impuestas por el segmento temporal de la base de datos convertida, $\widehat{PIB}(Est, Anu, GA; 03-15)_{08}$. De esta forma, se logra la base estatal estimada $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 03-15)_{08}$, con lo cual se tienen los dos insumos para la fase de retropolación restringida que se esquematiza en la figura 1, en la cual se puede apreciar cómo, con los datos desagregados, se pronostican irrestrictamente los PIB por GA hasta 1993, ejemplificados con las líneas azules que portan triángulos, cuadrados y círculos, los cuales, a su vez, están en color rojo, azul y negro, de forma respectiva. Estas series, a su vez, se ajustan a los valores de las series convertidas, representadas por la línea azul con círculos negros.

Las series de tiempo de la base anual $\widehat{PIB}(Est, Anu, GA; 93-02)_{08}$ se utilizan como restricciones temporales que deben satisfacer cada una de las GA, de manera que el promedio de los valores trimestrales de cada año sea igual al respectivo valor anual en cada uno de los estados durante la fase de retropolación restringida que sigue, la cual usa una estimación preliminar de las series que surge de la base $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 03-15)_{08}$ al pronosticar hacia atrás. Así, las series pronosticadas del 2002 a 1993 determinan la dinámica simultánea de las series de tiempo de las GA. La retropolación restringida usa dichos pronósticos trimestrales de las tres GA en cada estado como series preliminares, las cuales deben ajustarse para cumplir con la restricción temporal impuesta por los datos anuales.

La estimación múltiple es tentativa porque satisface la restricción anual (que es un requisito contable), pero no necesariamente cumple con el criterio estadístico de optimalidad, o sea, no requiere alcanzar el error cuadrático medio (ECM) mínimo. Por tal motivo, a partir de la estimación tentativa se genera la definitiva, que es óptima en el sentido mencionado, con lo cual se produce la base de datos estimada $\widehat{PIB}_1(Est, Tri, GA; 93-02)_{08}$. Una vez logrado esto se completa dicha base con la de los datos desagregados $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 03-15)_{08}$ para obtener la base del periodo completo que interesa, o sea, $\widehat{PIB}_1(Est, Tri, GA; 93-15)_{08}$ con lo cual se consigue el primer objetivo. El subíndice 1 se usa para indicar que este cálculo puede mejorarse al incorporar la información disponible de carácter nacional.

Método 2. Para combinar información nacional y estatal (1993-2002)

Después de aplicar el método previo a cada estado se utiliza la base de datos con cifras a nivel nacional $PIB(Nac, Tri, Sub + Ram; 93-15)_{08}$ para realizar una reconciliación de datos, que consiste en compatibilizar los resultados obtenidos de forma previa con los de esta nueva base; este segundo método complementa al anterior, pues utiliza información más agregada y considera a $\widehat{PIB}_1(Est, Tri, GA; 93-02)_{08}$ como una base estimada que se puede mejorar en términos estadísticos. Para ello, a esta última se le aplica el método de reconciliación para que cumpla con las restricciones contemporáneas impuestas por los datos de $PIB(Nac, Tri, GA; 93-15)_{08}$ con lo cual se alcanza el segundo objetivo. De manera esquemática, se tiene la situación mostrada en la figura 2, donde se combinan las 32 bases de datos trimestrales estatales estimadas con la nacional, que provee las restricciones de la reconciliación, ejemplificadas en dicha figura por la línea negra.

Nótese que la reconciliación dentro del proceso de la retropolación restringida es una etapa que consiste en *conciliar* los datos retropolados de forma estatal (que satisfacen restricciones temporales)

Figura 1

Bases de datos estatales para la retropolación restringida del 2002 a 1993

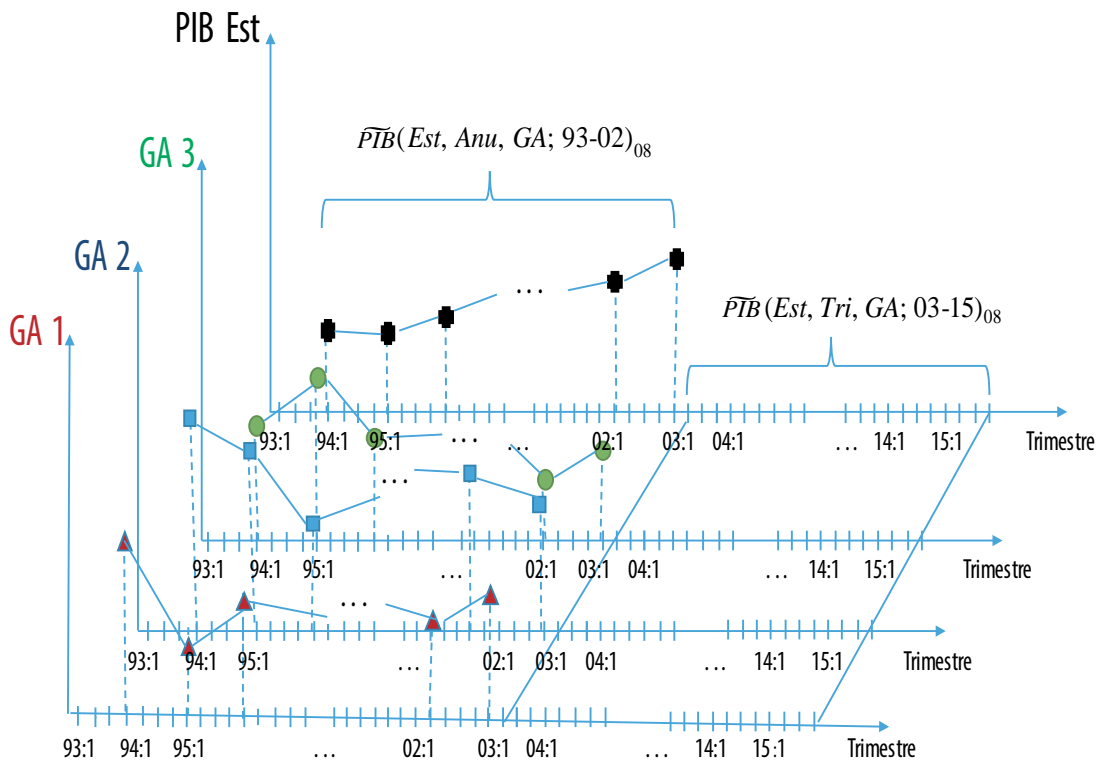
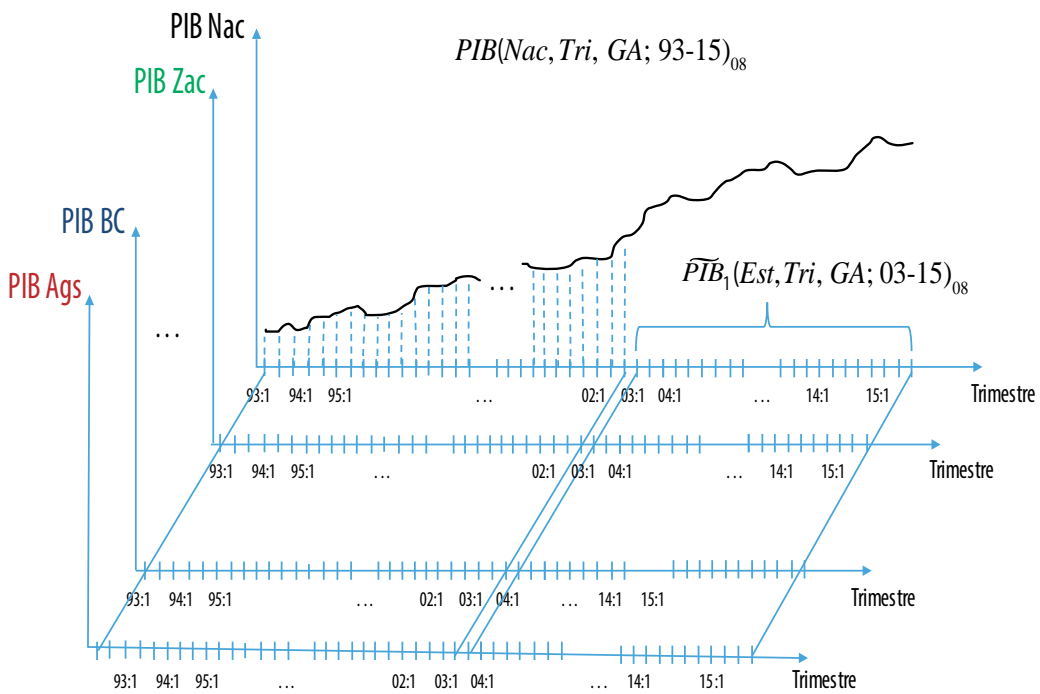


Figura 2

Bases de datos requeridas para la reconciliación de 1993 al 2002



con los valores contemporáneos de la base de datos nacional y que esta discrepancia es una regularidad empírica, pues los datos que satisfacen restricciones de carácter temporal son de un nivel de agregación mayor y la suma de cada periodo puede o no coincidir con el total nacional; es decir, ya que las restricciones temporales impuestas provienen de una fase de conversión, donde el proceso de empalme impone estructuras no necesariamente coincidentes con las observables de carácter estatal (y desconocidas), es necesario ajustar las cifras retropoladas de manera estatal, con los datos nacionales observados.

Método 3. Para retropolar de 1992 a 1980

Para alcanzar el tercer objetivo, se usan los datos disponibles en la base $PIB(Nac, Tri, GDiv + Div; 80-98)_{93}$ clasificados de acuerdo con la CIIU y con los que se genera la base de datos nacional del $PIB(Nac, Tri, GA; 80-92)_{93}$, de manera semejante a como se indicó antes para obtener $PIB(Est, Anu, GA; 93-02)_{93}$. Para trabajar con estas bases, primero se aplica una fase de conversión para generar datos con año base 2008, es decir, $\widehat{PIB}(Nac, Tri, GA; 80-92)_{08}$, los cuales sirven como el conjunto de restricciones lineales por satisfacer al aplicar la retropolación restringida. De hecho, con la base de datos $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 93-02)_{08}$ se pueden construir tres modelos para series múltiples de dimensión 32, de manera que se incorporen los datos de todos los estados en el modelo de cada una de las tres GA.

Con esos modelos se pronostican hacia atrás los datos trimestrales de 1992 a 1980 y se usa la base $\widehat{PIB}(Nac, Tri, GA; 80-92)_{08}$ para restringir el comportamiento de los pronósticos; de esa forma, se produce la base de datos estimada $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 80-92)_{08}$ que satisface la restricción de que la suma de los valores de todos los estados produce el PIB nacional para cada una de las GA. Al unir esta base de datos con la obtenida anteriormente se tiene $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 80-15)_{08}$, con lo cual se alcanza el tercer objetivo.

Método 4. Para cambiar el año base al 2013 e incorporar los datos del 2016

El cuarto objetivo se consigue al aplicar primero una fase de conversión que utiliza las bases de datos $PIB(Est, Anu, GDiv + Div; 93-02)_{93}$ y $PIB(Est, Anu, Sec + Sub; 03-15)_{13}$ para generar la base $\widehat{PIB}(Est, Anu, GA; 93-15)_{13}$. Acto seguido, se realiza la fase de desagregación univariada en la base $PIB(Est, Anu, GA; 03-15)_{13}$ con apoyo en $ITAE(Est, Tri, GA; 03-15)_{13}$, cuyas series son usadas como estimaciones preliminares, lo que conduce a la base estimada $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 03-15)_{13}$. Enseguida, se realiza la etapa de retropolación restringida, que usa 32 modelos de vectores autorregresivos (VAR, por sus siglas en inglés) trivariados para pronosticar hacia atrás la base de datos estimada en la fase anterior y que impone como restricciones temporales las obtenidas en la etapa de conversión, $\widehat{PIB}(Est, Anu, GA; 93-15)_{13}$, lo cual brinda como resultado la base $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 93-15)_{13}$. Asimismo, se realiza una fase de conversión trimestral que emplea las bases de datos $\widehat{PIB}(Nac, Tri, Sub + Ram; 93-16)_{08}$ y $PIB(Nac, Tri, GA; 80-98)_{08}$ para generar la $\widehat{PIB}(Nac, Tri, GA; 80-16)_{13}$.

Después, se lleva a cabo otra etapa de retropolación restringida, ahora mediante tres modelos VAR de dimensión 32 (uno para cada GA), en los cuales se verifica la validez de la regionalización mediante la idea de cointegración entre series de tiempo (ver Johansen, 1991). De esta forma, se usa $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 93-15)_{13}$ y, como restricciones contemporáneas, los datos de la base \widehat{PIB}

$(Nac, Tri, GA; 80-16)_{13}$, con lo que se genera $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 80-15)_{13}$. Es claro que, aunque existan relaciones de cointegración entre las entidades que forman cada una de las regiones no implica que esto valide algún concepto teórico de regionalización o, en su caso, que ésta sea la única forma de regionalizar (ver, por ejemplo, la propuesta por Bassols-Batalla, 1983). No obstante, en conceptos de series de tiempo, la presencia de cointegración sí garantiza que existen relaciones empíricas predictibles, es decir, que no es espurio pronosticar el PIB de cada estado en función de las otras entidades pertenecientes a la región; además, que cada una esté cointegrada valida que se puedan expresar modelos VAR en niveles para cada región y, así, realizar los pronósticos irrestrictos (ver Lütkepohl, 2005).

Por último, para obtener la base estimada $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 80-16)_{13}$, se utilizan las restricciones contemporáneas que surgen de $PIB(Nac, Tri, Sub + Ram; 93-16)_{08}$ junto con los resultados de un ejercicio de regresión lineal simple para relacionar las series anuales de $PIB(Est, Anu, GA; 03-15)_{13}$ con las de $ITAE(Est, Anu, GA; 03-15)_{13}$; con ello, se produce la base de datos trimestral $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 16)_{13}$ a partir de los datos de $ITAE(Est, Tri, GA; 16)_{13}$. Por lo tanto, la unión de $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 80-15)_{13}$ y $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 16)_{13}$ genera finalmente la base estimada $\widehat{PIB}(Est, Tri, GA; 80-16)_{13}$.

Descripción técnica de los métodos estadísticos

Los métodos se presentan de manera compacta y uniforme con la siguiente notación: para cada uno de los estados, $Z_{i,4(T-1)+q}$ denota la observación de la GA i , con $i = 1, 2, 3$, donde $T = 1, \dots, n$ indica años y $q = 1, \dots, 4$ señala trimestres, o sea, el año $T = 1$ incluye los trimestres $t = 1, \dots, 4$, $T = 2$ considera a $t = 5, \dots, 8$ y así, sucesivamente, hasta $T = n$, que incluye los trimestres $t = 4(n-1) + 1, \dots, 4n$. De igual forma, las observaciones anuales correspondientes se escriben como $Y_{i,T}$, con $i = 1, 2, 3$ y $T = 1, \dots, n$, que están relacionadas con las observaciones trimestrales mediante promedios anuales, o sea, como:

$$Y_{i,T} = \sum_{q=1}^4 Z_{i,4(T-1)+q} / 4 \text{ para } i=1, 2, 3 \text{ y } T = 1, \dots, n. \quad (1)$$

Conversión

Aquí se usa el método proporcional (conocido también como de *empalme* de series de tiempo) con dos vertientes: anual y trimestral. En ambos casos, cuando el clasificador cambia de CIU a SCIAN, se aplica la técnica al nivel de desglose de actividades económicas más detallada posible (ver Roulin y Eidmann, 2007), que en el presente caso corresponde al de sectores, o sea, a dos dígitos de la clasificación del SCIAN. Si el clasificador no cambia a nivel de GA (lo cual ocurre del SCIAN 2007 al SCIAN 2013), no hay necesidad de utilizar mayor desglose que el de gran actividad, al que se requieren los resultados (ver Castillo, 2013).

La técnica consiste en asignarle a la serie de tiempo con año base más nuevo el crecimiento temporal (anual, trimestral, mensual, etc., según sea el caso) de la serie de tiempo con año base más viejo. Para el anual, $Y_{i,T,j}$ denota la observación del PIB de la GA i en el año T , a precios constantes del año base j , con $j = 0, 1$, donde $j = 0$ denota la base antigua y $j = 1$, la más reciente. El método que se usa se conoce como *primer periodo común* —o, en equivalencia, *primer año común*, porque la serie es anual—; para

más detalles, ver Parrot y McKenzie (2003). Se calcula un coeficiente de conversión, c_i , que relaciona las dos series involucradas, como cociente de los valores registrados el primer año de empalme de las series, o sea:

$$c_i = Y_{i,e,1} / Y_{i,e,0} \quad (2)$$

donde e denota el año inicial del empalme de las dos bases de datos del PIB. Dicho coeficiente es una constante de proporcionalidad que se aplica a toda la serie de datos con año base 0, para obtener la nueva serie expresada con año base 1, o sea:

$$Y_{i,T,1} = c_i \times Y_{i,T,0} \quad \text{para } T = 1, \dots, e \quad (3)$$

Para apreciar el efecto del cambio de año base propuesto sobre las tasas de variación, se considera la tasa de variación anual del PIB en el año T , con año base j , que está dada por:

$$R_{i,T,j} = \frac{Y_{i,T,j} - Y_{i,T-1,j}}{Y_{i,T-1,j}} = \frac{Y_{i,T,j}}{Y_{i,T-1,j}} - 1, \quad \text{para } j = 0, 1. \quad (4)$$

Al aplicar la conversión se tiene que:

$$R_{i,T,1} = \frac{c_i \times Y_{i,T,0}}{c_i \times Y_{i,T-1,0}} - 1 = \frac{Y_{i,T,0}}{Y_{i,T-1,0}} - 1 = R_{i,T,0}, \quad (5)$$

para $T = 1, \dots, e,$

de manera que las tasas de variación de la serie con año base 0 son las mismas al convertir la serie al año base 1. En cambio, la tasa de variación para el año $e + 1$, con año base 1, o sea:

$$R_{i,e+1,1} = \frac{Y_{i,e+1,1}}{Y_{i,e,1}} - 1 = \frac{Y_{i,e+1,1}}{c_i \times Y_{i,e,0}} - 1, \quad (6)$$

es diferente de $R_{i,e+1,0}$ excepto si se cumple que $Y_{i,e,1} = c_i \times Y_{i,e,0}$, lo cual ocurriría si el año de empalme no se afecta por el cambio de año base (lo cual no es razonable que ocurra). En general, las tasas de variación $R_{i,2,0}, R_{i,3,0}, \dots, R_{i,e-1,0}$ y $R_{i,e,1}, R_{i,e+1,1}, \dots, R_{i,N,1}$, con N siendo la última observación registrada con año base 1 se mantienen inalteradas y la única que registra el cambio es la del año de empalme, $R_{i,e,0}$; por ello, se afirma que se preserva el movimiento.

Para el trimestral, se supone que hay datos del PIB en algún trimestre de empalme para los dos años base, $i = 0, 1$. En este caso, la constante de conversión se calcula como cociente de los valores del primer trimestre en común del año de empalme, o sea:

$$c_i = Z_{i,4(e-1)+1,1} / Z_{i,4(e-1)+1,0} \quad (7)$$

Con este coeficiente se realiza el cálculo de la serie antigua, con año base 0, convertida al año base 1, como sigue:

$$Z_{i,4(T-1)+q,1} = c_i \times Z_{i,4(T-1)+q,0} \text{ para } T=1, \dots, e$$

$$\text{y } q = 1, \dots, 4, \quad (8)$$

lo cual, como se hizo notar en el caso anual, modifica el nivel del PIB trimestral con año base 0, de acuerdo con el nivel del PIB trimestral con año base 1. No obstante, el PIB con año base 0 mantiene su evolución histórica (su crecimiento) tanto anual como trimestral durante los años que abarca el periodo de conversión, $T = 1, \dots, e$, mientras que el PIB trimestral con año base 1 no modifica su comportamiento.

Desagregación univariada

La desagregación puede efectuarse con el método de Denton-Cholette (ver Dagum y Cholette, 2006), que es recomendado por organismos multinacionales (e. g. IMF, 2014) por ser automático. Por lo mismo, tiene opciones que se deciden de manera subjetiva, como la inclusión de un parámetro autorregresivo con valor 0.99³. Aquí se usa el método de Nieto (1998), el cual surge de un modelo que debe ser validado con los datos y, por ello, es menos subjetivo. La validación de los supuestos ha sido reconocida por otros autores, entre los que destacan Bikker *et al.* (2013). La desagregación, al igual que la retropolación restringida, pueden ser de tipo multivariado o univariado (ver Guerrero y Peña, 2003). El método univariado usa el vector $Y=(Y_1, \dots, Y_n)'$ que contiene los datos anuales y $Z=(Z_1, \dots, Z_{4n})'$, los trimestrales, donde el apóstrofo indica transposición. Con estas definiciones, las restricciones temporales se escriben como:

$$Y = (I_n \otimes c') \begin{pmatrix} Z_1 \\ \vdots \\ Z_{4n} \end{pmatrix} = CZ \text{ con } c' = \frac{1}{4} (1, 1, 1, 1), \quad (9)$$

donde I_n denota la matriz identidad de dimensión n , mientras que \otimes , el producto Kronecker. También, se usa el vector de estimaciones preliminares $W=(W_1, \dots, W_{4n})'$.

La representación que se postula es que la serie por estimar es una preliminar más un ruido aleatorio $Z = W + S$, con S siendo el ruido que es un proceso estacionario con media 0 y que sigue un modelo autorregresivo y de promedios móviles (ARMA, por sus siglas en inglés). Estos son los supuestos del método de Guerrero (2003), y en Nieto (1998) se supone que las series trimestrales $\{Z_t\}$ y $\{W_t\}$ se representan con el mismo modelo AR, aunque con distintas varianzas de los errores aleatorios. La no *estacionariedad*, ya sea en la tendencia o en la estacionalidad, se captura por los elementos determinísticos del modelo. De hecho, la expresión que liga al vector por estimar con la estimación preliminar es $\pi(Z-W)=e$, con e siendo un vector aleatorio de tamaño $4n$ asociado a un proceso de ruido blanco con media 0, de forma que $E(e|W)=0$ y $E(ee'|W)=\sigma_e^2 I_{4n}$. En esta expresión aparece la matriz π formada por los parámetros AR del modelo para la serie $\{W_t\}$, que se considera conocida.

Así, dados los vectores W y Y , el estimador lineal con ECM mínimo está dado por:

$$\hat{Z} = W + A(Y - CW),$$

donde $A = \pi^{-1}\pi^{-1}'C'(C\pi^{-1}\pi^{-1}'C')^{-1}$. (10)

La matriz de ECM de este estimador está dada por:

$$MSE(\hat{Z} | W, Y) = \sigma_e^2(I_{4n} - AC)\pi^{-1}\pi^{-1}'. \quad (11)$$

En estas condiciones, la aplicación de (10) se realiza después de estimar el modelo AR para la serie preliminar, de tal forma que se cuenta con los coeficientes del modelo y se pueden calcular las matrices $\hat{\pi}$ y \hat{A} , con las cuales se obtiene \hat{Z} . Además, para estimar la matriz (11), se requiere de un estimador de la varianza de la serie de discrepancias entre la estimación recién obtenida y la preliminar $\{e_t\}$. El estimador factible que obtuvo Nieto (1998) es:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \hat{e}'\hat{e}/tr[(\hat{\pi}\hat{A}C\hat{\pi}^{-1})'], \quad (12)$$

donde $tr(\cdot)$ denota la traza de una matriz y el vector estimado de discrepancias es:

$$\hat{e} = \hat{\pi}\hat{A}(Y - CW). \quad (13)$$

La verificación de que el procedimiento empleado produce resultados óptimos ocurre si el modelo AR para la serie preliminar es adecuado. Para ello, se debe cumplir que: a) los errores del modelo sean estacionarios y b) se comporten como si fueran generados por un proceso de ruido blanco, con media 0. La estacionariedad se cumple si las raíces de la ecuación característica del polinomio AR están fuera del círculo unitario (en el plano complejo). La no-autocorrelación de los errores se verifica con el estadístico de Ljung-Box y se rechaza el supuesto cuando el estadístico produce un p -valor menor a 5 por ciento. Si eso ocurre, habrá que modificar el modelo hasta que dicho valor sea mayor o igual que ese umbral.

Nótese que se propone desagregar las series utilizando un enfoque univariado (Nieto, 1998) debido a que la calidad de las series preliminares (en este caso el ITAEE) puede considerarse una excelente aproximación oficial del PIB estatal. Por citar un ejemplo, el ITAEE para la Ciudad de México tiene una cobertura de 71.5, 100 y 79.5%, respectivamente, para cada una de las GA. De forma alternativa, pueden proponerse técnicas multivariadas, como la de Guerrero y Nieto (1999); sin embargo, otro de los objetivos de este trabajo es comparar los resultados de metodología de Nieto (1998) con respecto a otros utilizados en el campo de la estadística oficial, como es el de Denton-Cholette.

Retropolación restringida

Se presenta el método multivariado, ya que el univariado se obtiene al reducir la dimensión de $k \geq 1$ variables en general, a solo $k = 1$. Se denota a los datos trimestrales (no-observados y por estimar) de cada estado, como el siguiente vector que incluye las tres GA:

$$\mathbf{Z}_{4(T-1)+q} = (Z_{1,4(T-1)+q}, Z_{2,4(T-1)+q}, Z_{3,4(T-1)+q})'$$

para $T = 1, \dots, n$ y $q = 1, \dots, 4$. (14)

También, se puede escribir ese vector como:

$$\mathbf{Z}_t = (Z_{1,t}, Z_{2,t}, Z_{3,t})' \text{ para } t = 1, \dots, 4n \quad (15)$$

y, al apilar estos vectores, se obtiene todo el conjunto de observaciones, expresado como:

$$\mathbf{Z} = ((Z_{1,1}, Z_{2,1}, Z_{3,1}), \dots, (Z_{1,4n}, Z_{2,4n}, Z_{3,4n}))' = (\mathbf{Z}'_1, \dots, \mathbf{Z}'_{4n})'. \quad (16)$$

Los datos anuales de las tres GA de cada estado, son:

$$\mathbf{Y}_T = (Y_{1,T}, Y_{2,T}, Y_{3,T})' \text{ para } T = 1, \dots, n \quad (17)$$

y al apilar estos datos anuales, se obtiene el vector:

$$\mathbf{Y}^T = (Y'_1, \dots, Y'_n)'. \quad (18)$$

Se define ahora la matriz de restricciones temporales:

$$C_0 = \frac{1}{4}(I_3, I_3, I_3, I_3), \quad (19)$$

donde I_3 es la matriz identidad de dimensión 3 x 3. Entonces, las restricciones temporales pueden expresarse como:

$$\mathbf{Y}^T = \begin{pmatrix} C_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & C_0 & \dots & 0 \\ & & \ddots & \\ 0 & 0 & \dots & C_0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{Z}_1 \\ \mathbf{Z}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Z}_{4n} \end{pmatrix} = (I_n \otimes C_0) \mathbf{Z}. \quad (20)$$

Por otro lado, las restricciones contemporáneas para cada uno de los trimestres son tales que la suma de las cifras de las GA es igual que el total del PIB estatal; es decir, el total del estado sirve para imponer la restricción contemporánea en forma de suma, o sea:

$$Y_i^C = \sum_{t=1}^3 Z_{i,t} = \mathbf{b}' \mathbf{Z}_t \text{ con } \mathbf{b}' = (1, 1, 1). \quad (21)$$

Tales sumas forman entonces el vector de restricciones contemporáneas:

$$\mathbf{Y}^C = (Y_1^C, \dots, Y_{4n}^C)' = \begin{pmatrix} \mathbf{b}' & \mathbf{0}' & \dots & \mathbf{0}' \\ \mathbf{0}' & \mathbf{b}' & \dots & \mathbf{0}' \\ & & \ddots & \\ \mathbf{0}' & \mathbf{0}' & \dots & \mathbf{b}' \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_{1,1} \\ Z_{2,1} \\ Z_{3,1} \\ \dots \\ Z_{1,4n} \\ Z_{2,4n} \\ Z_{3,4n} \end{pmatrix} = (I_{4n} \otimes \mathbf{b}') \mathbf{Z}. \quad (22)$$

Como consecuencia, los dos conjuntos de restricciones se expresan de la siguiente forma:

$$Y = \begin{pmatrix} Y^T \\ Y^C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_n \otimes C_0 \\ I_{4n} \otimes b' \end{pmatrix} Z = CZ. \quad (23)$$

Éste es, en esencia, el planteamiento que hacen Guerrero y Nieto (1999) en el contexto de desagregación temporal y contemporánea de series de tiempo múltiples. En cambio, ahora se hace mención al problema de retroprolación restringida, que difiere de la desagregación tan solo en la manera como se genera la estimación preliminar. El vector de estimación preliminar de Z se define como:

$$W = (W'_1, \dots, W'_{4n})' \text{ con } W_t = (W_{1,t}, W_{2,t}, W_{3,t})' \\ \text{para } t = 1, \dots, 4n. \quad (24)$$

Para la desagregación se obtiene mediante el uso de variables auxiliares, mientras que en la retroprolación restringida se utilizan pronósticos hacia atrás en el tiempo; o sea, el vector de estimación preliminar es el pronóstico irrestricto de un VAR de dimensión tres, estimado con los datos de la base estatal y trimestral de las tres GA, con el tiempo invertido.

Los vectores W y Y se consideran conocidos al aplicar los procedimientos y en lo que sigue se supondrá que $Z_t = W_t + S_t$, donde $\{S_t\}$ es un proceso estacionario vectorial que admite la misma representación VAR de $\{W_t\}$, como se justifica en el trabajo de Guerrero y Nieto (1999). Ahora, la matriz Π corresponde a la representación VAR para la serie múltiple $\{W_t\}$ que permite escribir $\Pi(Z-W)=a$ donde a es un vector de dimensión $12n$ tal que $E(a|W)=0$ y $E(aa'|W)=P \otimes \Sigma_a$ con $\Sigma_a = E(a_t a_t' | W)$. Entonces, como se cumple el conjunto de restricciones, $Y = CZ$ y W es el estimador preliminar (el pronóstico irrestricto en su caso) de Z ; el mejor estimador lineal e insesgado de Z , basado en W y Y , está dado por:

$$\hat{Z} = W + A(Y - CW) \\ \text{con } A = \Pi^{-1}(P \otimes \Sigma_a) \Pi^{-1} C' [C \Pi^{-1}(P \otimes \Sigma_a) \Pi^{-1} C']^+ \quad (25)$$

y su correspondiente matriz de varianza-covarianza es:

$$Cov(\hat{Z} - Z | W, Y) = (I_{12n} - AC) \Pi^{-1}(P \otimes \Sigma_a) \Pi^{-1}, \quad (26)$$

donde el supraíndice $+$ denota la inversa generalizada de Moore-Penrose.

Los resultados (25) y (26) son válidos si el supuesto de que la serie de tiempo múltiple de las diferencias $\{\hat{Z}_t - W_t\}$ se comporta como ruido blanco, es decir, no presenta estructura de autocorrelación, lo que se traduce en que $P = I_{4n}$. De otra manera, no se obtiene el estimador óptimo, ya que existe otro con $P \neq I_{4n}$ que sí es óptimo porque minimiza el ECM. Para obtenerlo, Guerrero y Nieto (1999) aplican un método bietápico del tipo de mínimos cuadrados generalizados (MCG) factibles: en la primera etapa se usa el resultado previo, en el supuesto tentativo $P = I_{4n}$, y se verifica si las diferencias entre las series estimada y preliminar se comportan como ruido blanco; si esto se cumple, el procedimiento

termina y la estimación resultante es óptima. De no ser así, en la segunda fase se incorpora la estructura de autocorrelación y se aplica el procedimiento anterior, pero con la matriz P deducida de los datos de las diferencias de la primera etapa; el estimador de ésta se denomina tentativo y se mejora al construir el modelo VAR para las discrepancias.

Finalmente, la verificación de los supuestos de los modelos VAR involucrados en la retroprolación restringida se realiza como en la desagregación univariada. En principio, debe verificarse la estacionariedad mediante el cálculo de las raíces de las matrices de los polinomios asociados con las ecuaciones determinantes de tales modelos. Enseguida, se debe probar que no existe estructura de autocorrelación con la prueba de Ljung-Box apropiada para el caso multivariado.

Reconciliación de cifras estatales y nacionales

Para realizar esta acción, se escriben los datos de la variable en cada trimestre τ , con orden inverso en el tiempo (del 2002:4 a 1993:1), como sigue:

$$\mathbf{Z}^\tau = \mathbf{W}^\tau + \mathbf{D}^\tau, \quad (27)$$

donde, $\mathbf{Z}^\tau = (Z_1^\tau, \dots, Z_{32}^\tau)'$, es el vector de datos estatales por estimar en el trimestre τ , con \mathbf{W}^τ y \mathbf{D}^τ de forma semejante. Estos vectores corresponden a la estimación preliminar (que surge de la retroprolación restringida con los datos estatales) y a la discrepancia entre información estatal y nacional, respectivamente. La restricción contemporánea que se debe cumplir cada trimestre proviene de la base de datos nacional y está dada por:

$$Y^\tau = \mathbf{c}_\tau \mathbf{Z}^\tau, \quad (28)$$

donde se usa el vector $\mathbf{c}_\tau = (1, 1, \dots, 1)$ de dimensión 1×32 , de manera que se satisfaga la restricción de que la suma de valores de todos los estados para la GA correspondiente sea igual que el valor nacional de esa gran actividad.

En lugar de usar la misma ponderación para todos los estados para distribuir la discrepancia entre el dato nacional Y^τ (observado) y la suma de los valores estatales $\mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau$ (estimados) que es lo que implica usar $\frac{1}{32} \mathbf{c}'_\tau$, se utiliza un promedio ponderado por la proporción de GA de cada estado en el total nacional. Esto se logra al definir las ponderaciones:

$$p_{j,\tau} = W_{j,\tau} (\mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau)^{-1} \text{ para } j=1, \dots, 32, \quad (29)$$

donde $W_{j,\tau}$ es el valor de la GA en el estado j y el trimestre τ , proveniente de la base de datos estatal estimada por retroprolación restringida, mientras que $\mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau = \sum_{j=1}^{32} W_{j,\tau}$ es el total nacional estimado de la gran actividad. Por ello, en la expresión anterior se sustituye al vector $\frac{1}{32} \mathbf{c}'_\tau = (\frac{1}{32}, \dots, \frac{1}{32})'$ por $\mathbf{p}_\tau = (p_{1,\tau}, \dots, p_{32,\tau})' = \mathbf{W}^\tau (\mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau)^{-1}$, con lo que se obtiene:

$$\hat{\mathbf{Z}}^\tau = \mathbf{W}^\tau + \mathbf{p}_\tau (Y^\tau - \mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau), \quad (30)$$

que cumple con la restricción contable, o sea, $\mathbf{c}_\tau \hat{\mathbf{Z}}^\tau = \mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau + \mathbf{c}_\tau \mathbf{p}_\tau (Y^\tau - \mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau) = Y^\tau$, ya que $\mathbf{c}_\tau \mathbf{p}_\tau = \sum_{j=1}^{32} W_{j,\tau} (\mathbf{c}_\tau \mathbf{W}^\tau)^{-1} = 1$.

Aplicación empírica de los métodos

Para ilustrar los resultados que surgen de los métodos descritos, en este apartado se muestran los que se obtuvieron para la Ciudad de México, cuya proporción de actividad terciaria es la más alta e importante del país (86% en el 2013), expresados en millardos de pesos, a precios constantes del 2008. Una versión más amplia y detallada de este artículo aparece en el documento de investigación del INEGI, que considera los 32 estados del país (ver Guerrero y Corona, 2017).

Conversión de año base 1993 a 2008

Los datos de esta fase se muestran en la figura 3, donde aparecen las series generadas de manera indirecta por agregación de los sectores a GA y las que se obtienen por conversión directa de las grandes actividades. La apropiada es la indirecta, cuyos resultados fueron considerados razonables por funcionarios del INEGI a cargo del Sistema de Cuentas Nacionales de México.

Desagregación temporal univariada de cada GA y del total

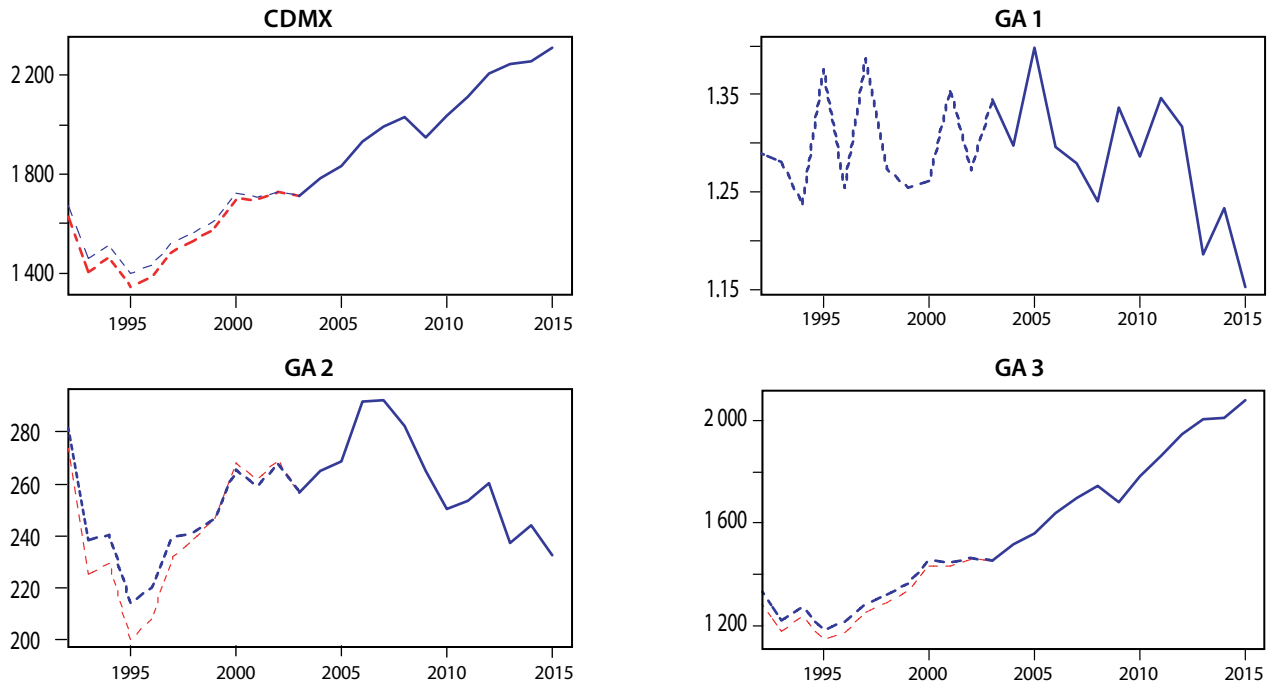
Ésta se aplicó a cada una de las GA en forma individual y al sumar sus resultados se obtuvo la desagregación del total estatal. El método aplicado se basa en modelos estadísticos y, por ende, se requiere validar los supuestos que los sustentan. De manera específica, los imprescindibles son: estacionariedad del modelo (que se valida si las raíces del polinomio AR están fuera del círculo unitario y no-autocorrelación del error, que se verifica con la prueba de Ljung-Box) y el de no-correlación cruzada entre residuos del modelo para la serie preliminar con las discrepancias entre las series preliminar y desagregada. De no cumplirse este supuesto, lo que se debe hacer es buscar un mejor modelo para la preliminar o sustituirla. Sin embargo, si ya se verificó que el modelo para esta serie se justifica de forma empírica, se debería buscar una preliminar alternativa, lo cual en este caso no es posible, porque solo existe la de la base de datos oficial.

La figura 4 muestra las series desagregadas para la Ciudad de México, donde se observan resultados muy parecidos con los métodos de desagregación de Nieto y de Denton-Cholette, excepto en el caso de GA 1. Para ésta, se ven discrepancias de mayor magnitud entre las series preliminar y desagregada con el segundo método, por lo que se prefiere el método de Nieto para la desagregación univariada, pues preserva mejor el movimiento de la serie preliminar. Al sumar los resultados por trimestre, de cada una de las GA se obtiene la serie desagregada por trimestre del total de la actividad económica del estado.

Para los modelos AR de las series preliminares de las GA de la Ciudad de México, se obtuvieron los resultados del cuadro 1; en él se aprecia que se cumple el supuesto de estacionariedad, pues todas las raíces de los modelos AR están fuera del círculo unitario. También, se cumple el supuesto de no-autocorrelación del error y todos los coeficientes son significativamente distintos de 0 al compararlos con sus respectivos errores estándar. De esta forma, se concluye que estos modelos son válidos de forma razonable (desde el punto de vista de la teoría estadística) y sus resultados tienen soporte empírico. Por su lado, la validación del método de Nieto indica verificar ausencia de correlación entre los residuos del modelo para las series preliminar y de discrepancias entre la desagregada y la preliminar: GA 1, $Q = 7.43$, p -valor = 0.96; GA 2, $Q = 5.49$, p -valor = 0.99; GA 3, $Q = 7.48$, p -valor = 0.96, que no muestran significancia y brindan soporte empírico al método.

Figura 3

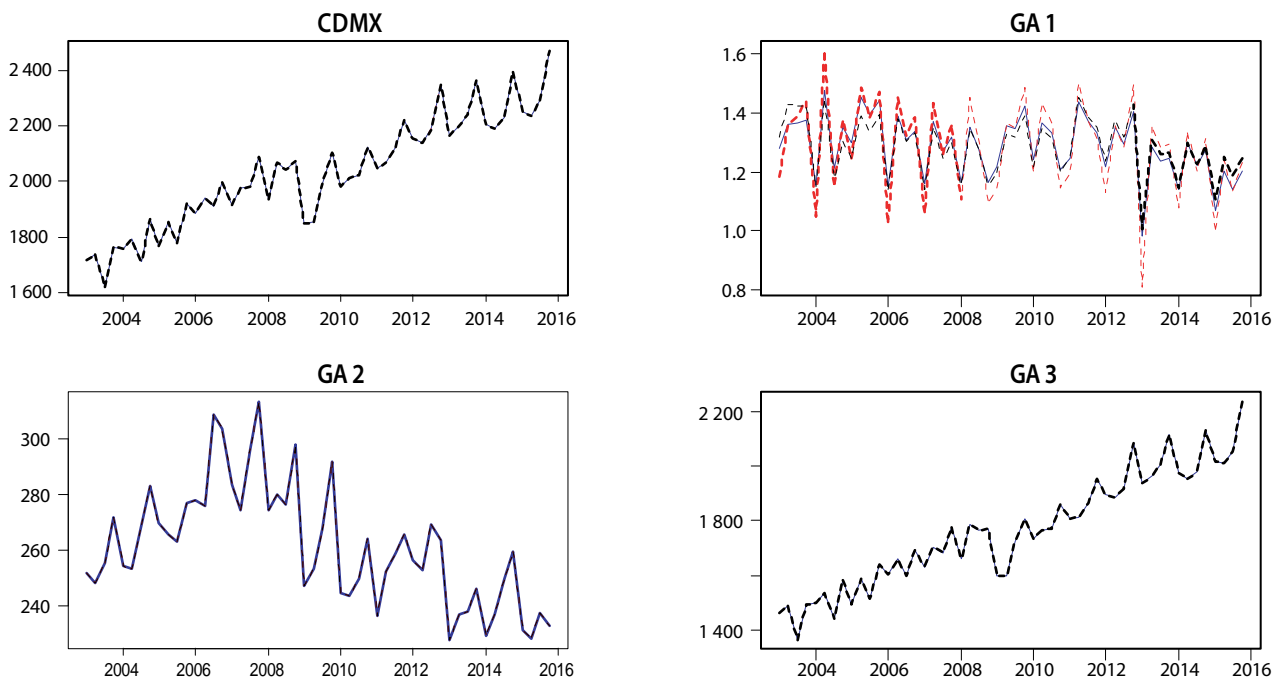
Conversión por grandes actividades para la Ciudad de México



Nota: datos originales con base 2008 (línea azul sólida), serie convertida en forma directa (línea roja) y serie convertida en forma indirecta (línea azul punteada)

Figura 4

Desagregación por gran actividad para la Ciudad de México



Nota: preliminar (línea negra), Denton-Cholette (línea roja) y Nieto (línea azul).

Retropolación restringida hasta 1993

Los datos desagregados se usan para construir modelos VAR trivariados que generen pronósticos hacia atrás, del cuarto trimestre del 2002 al primero de 1993, con origen en el trimestre I del 2003. Para ello, se consideran las tres GA de manera simultánea; lo primero que se hace es transformar los datos mediante la aplicación del logaritmo natural a cada una de las series que entran al modelo, lo cual se hace con el fin de evitar que los pronósticos tomen valores negativos y porque, al transformar de esta manera, también se mejora la estabilidad de la varianza del error involucrado. Después de obtener los pronósticos en la escala logarítmica, se retransforman a la escala original de las GA con el antilogaritmo.

Luego, se elige el orden del modelo VAR, para lo cual se usa el paquete de Pfaff (2008), que se basa en aplicar los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Después, se especifica la parte determinística del modelo, es decir, si lleva constante, tendencia, ambas o ninguna y si se deben incluir variables artificiales para capturar la estacionalidad de los datos. El modelo VAR estimado para cada estado se somete a la verificación de estacionariedad y no-autocorrelación residual.

El cuadro 2 muestra los resultados de la estimación del modelo VAR de orden 1 que produce los pronósticos irrestrictos. Éste incluye constante y variables artificiales para la estacionalidad, que son significativas para explicar a cada una de las tres GA. El efecto estacional es básicamente lo que hace que el coeficiente R^2 ajustado por grados de libertad sea tan alto en las tres ecuaciones. A GA 1 la explica de forma adicional GA 3, y GA 2 es explicada por sí misma, mientras que GA 3 no lo es por ninguna de las otras, lo cual indica que se comporta de manera prácticamente exógena. Por otro lado, los supuestos de estacionariedad y no-autocorrelación del error tienen soporte empírico y el modelo puede considerarse estadísticamente válido.

La prueba para verificar que la serie múltiple de discrepancias entre valores estimados y preliminares se comporta como ruido blanco brindó como resultado: valor de la Ji -cuadrada = 362.61, con 135 grados de libertad, lo que produjo el p -valor = 0.00, por lo que se decidió aplicar la segunda etapa. En ésta se produjeron los resultados de la estimación del modelo VAR(1) para las discrepancias, que se muestran en el cuadro 3. El modelo resumido en él cumple con los supuestos de estacionariedad y de no-autocorrelación del error, por lo que se le considera estadísticamente válido. Además, los pronósticos irrestrictos y restringidos se muestran en la figura 5, donde se aprecia el beneficio de incorporar las restricciones, ya que los pronósticos irrestrictos solo marcan la tendencia y la estacionalidad de las respectivas series de GA y carecen de credibilidad.

Reconciliación con las cifras trimestrales nacionales 1993-2002

La reconciliación de las bases de datos estimadas mediante retropolación restringida se aplica a cada una de las GA para incorporar la información de la base de datos nacional. Como resultado, se obtiene un ajuste de los datos retropolados tal que la suma de valores de cada trimestre brinda el total de las tres grandes actividades de la entidad respectiva. De igual forma, se obtiene el promedio de los valores trimestrales para cada una de las GA. Lo importante a reconocer aquí es que el patrón de las series obtenidas con la retropolación restringida sufre algunas modificaciones, como puede apreciarse en las gráficas de la figura 6.

Cuadro 1

Validación de modelos AR para series preliminares

GA 1	$\hat{W}_{1,t} = 1.32 + 0.34W_{1,t-2} - 0.14d_{1,t} + 0.05d_{2,t} - 0.02d_{3,t}$
	(0.02) (0.14) (0.03) (0.02) (0.03)
	con $\hat{\sigma}_{W,1}^2 = 0.005$, raíces: 1.72, -1.72
	$Q(16) = 16.20$, p -valor = 0.44
GA 2	$\hat{W}_{2,t} = 271.48 + 0.87W_{2,t-1} - 24.21d_{1,t} - 22.16d_{2,t} - 10.67d_{3,t}$
	(9.88) (0.07) (2.71) (3.06) (2.64)
	con $\hat{\sigma}_{W,2}^2 = 104.8$, raíz: 1.15
	$Q(16) = 24.24$, p -valor = 0.08
GA 3	$\hat{W}_{3,t} = 1\ 870.66 + 0.84W_{3,t-1} + 0.56W_{3,t-4} - 0.41W_{3,t-5} - 98.30d_{1,t} - 84.16d_{2,t} - 108.20d_{3,t}$
	(280.49) (0.09) (0.13) (0.14) (24.03) (27.23) (23.70)
	con $\hat{\sigma}_{W,3}^2 = 2\ 062$, raíces: 1.01, -1.17, 0.02-1.17i, 1.49, 0.02+1.17i
	$Q(16) = 11.14$, p -valor = 0.80

Cuadro 2

Resultados de la estimación del modelo VAR(1) para generar pronósticos irrestrictos (estimaciones preliminares)

Variable explicada	Significancia de pruebas F para explicar variabilidad				R^2 ajustada
	GA 1	GA 2	GA 3	Estacionalidad	
GA 1	0.46	0.24	0.01	0.00	0.95
GA 2	0.39	0.00	0.63	0.00	1.00
GA 3	0.48	0.69	0.31	0.00	1.00

Raíces de la ecuación determinante para estacionariedad: 0.75, 0.34, 0.08.

Prueba de no-autocorrelación: Ji -cuadrada (135) = 142.12, p -valor = 0.32.

Cuadro 3

Resultados de la estimación del modelo VAR(1) para la serie múltiple de discrepancias (segunda fase de MCG)

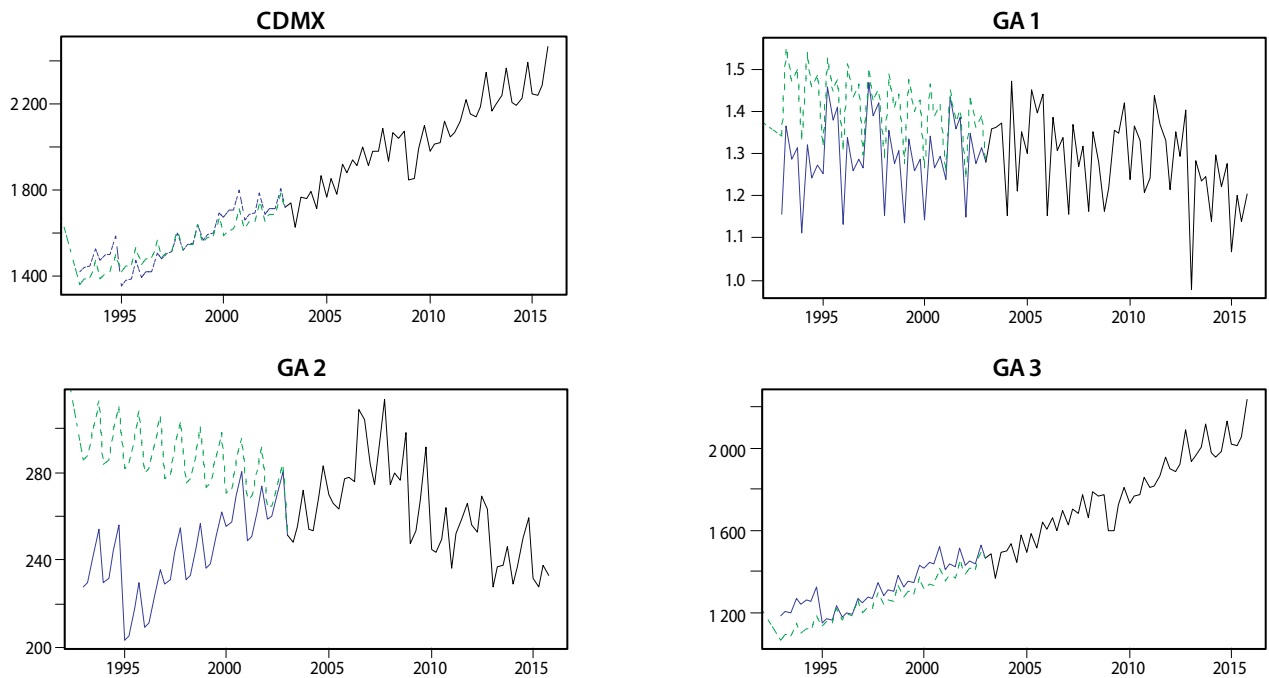
Discrep. explicada	Pruebas F de significancia para explicar variabilidad				R^2 ajustada
	Disc(GA 1)	Disc(GA 2)	Disc(GA 3)	Estac.	
Disc(GA 1)	0.01	0.38	0.33	0.44	0.48
Disc(GA 2)	0.14	0.01	0.52	0.20	0.92
Disc(GA 3)	0.25	0.37	0.41	0.60	0.64

Raíces de la ecuación determinante para estacionariedad: 0.81, 0.81, 0.65.

Prueba de no-autocorrelación: Ji -cuadrada (135) = 102.55, p -valor = 0.98.

Figura 5

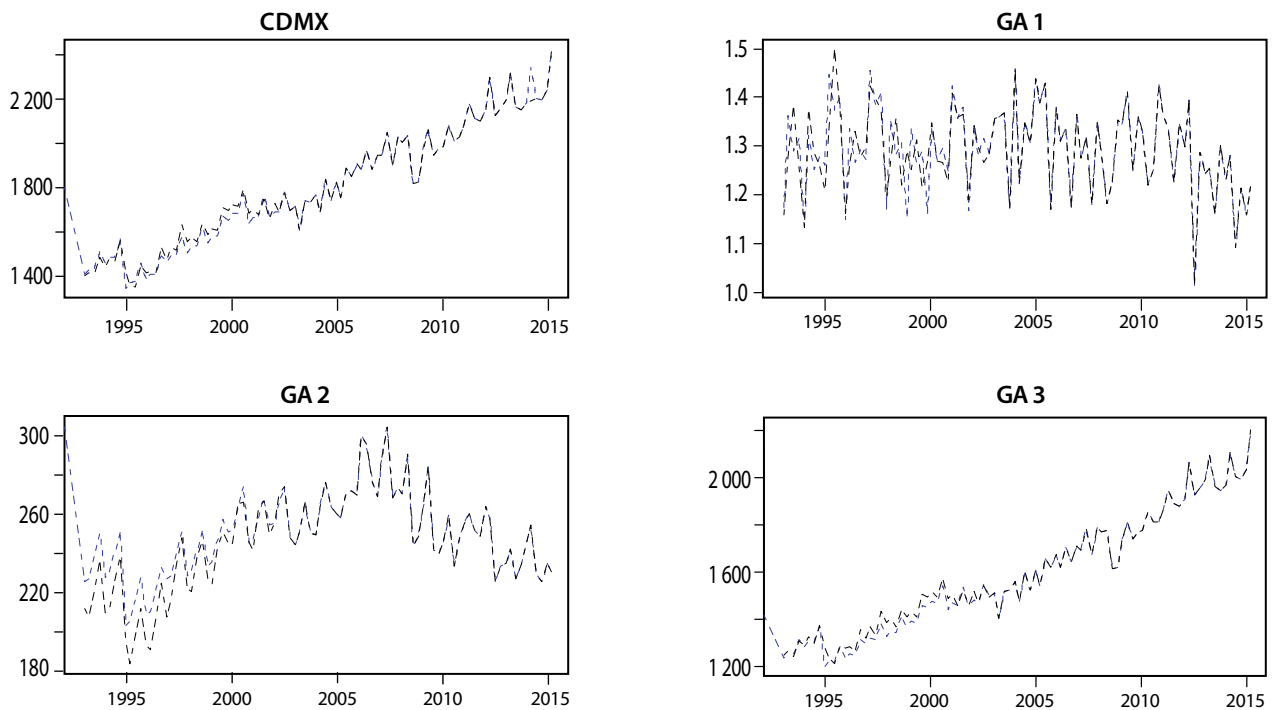
Retropolación restringida multivariada: GA y total de la Ciudad de México



Nota: desagregada (línea negra), pronósticos irrestrictos (línea verde) y restringidos (línea azul).

Figura 6

Reconciliación de cifras estatales y nacionales: GA y total de la Ciudad de México



Nota: retropolada (línea azul punteada) y reconciliada (línea negra).

La misma figura 6 muestra series más creíbles, ya que su patrón dinámico no se observa extraño en algún sentido, además de que satisfacen la restricción de que la suma de todos los estados es el total del país. Por otro lado, cabe destacar el hecho de que la GA 1 se ve alterada muy poco (en términos relativos) al aplicar la reconciliación. En cambio, la GA 2 es la que (de nuevo, en términos relativos) se ve más afectada al reconciliar los datos de cada una de las tres entidades con los datos de la base nacional. Para enfatizar el hecho de que las cifras reconciliadas cumplen con la restricción contable de que la suma de valores de las tres GA brinda el PIB total del estado de cada trimestre (excepto por redondeos en la presentación de las cifras), se presenta el cuadro 4. Algo que debe resaltarse es que el promedio anual sigue la dinámica del PIB estatal anual convertido de año base 1993 a 2008. Además, la suma de valores de las GA por entidad es igual al total de la base de datos nacional.

El total del país se obtiene como suma de los resultados estatales de las respectivas GA excepto para la 1. En consulta directa con los funcionarios encargados de calcular el PIB de manera oficial en México, se mencionó que: "En los datos base 2008 coinciden 733 de las 734 actividades económicas con las que se integran los cálculos del PIB, a excepción de la agricultura, que en el ITAEE se mide por *año calendario*; en el PIB por entidad federativa se mide por *año agrícola* y en el PIB trimestral por *año calendario*, por ello no debe coincidir el ITAEE con el PIB del estado..." (Lourdes Mosqueda, 2017, comentario hecho de manera personal a los autores). El *año agrícola* que se usa en el subsector de agricultura se refiere al hecho de que la producción (desde la preparación de la tierra hasta el levantamiento de la cosecha) abarca más de un año calendario y el valor agregado de los cultivos se considera proporcional al costo de los insumos empleados en la producción, como la fuerza de trabajo y los insumos intermedios, lo cual conduce a distribuir el valor total de la producción en proporción a los costos incurridos cada trimestre (ver INEGI, 2013). Por ello, las series reconciliadas de la GA 1 para cada estado se pueden ajustar para satisfacer el criterio usado en el INEGI durante el periodo 1993-2002 y obtener valores referidos al *año agrícola*.

Retropolación restringida hasta 1980

Para la retropolación trimestral hasta 1980 se usa la base de datos que surge de la reconciliación para 1993-2002, como se indica en el apartado anterior. Ahora, se utiliza la base de datos nacional $PIB(Nac, Tri, GDiv + Div; 80-98)_{93}$ que emplea la clasificación del CIIU de 1993 para obtener por conversión la base $\widetilde{PIB}(Nac, Tri, GA; 80-92)_{08}$. Esta última brinda las restricciones lineales por satisfacer (la suma de los valores de los 32 estados en cada una de las GA debe ser el total nacional de la gran actividad respectiva) cuando se aplica la retropolación restringida, de manera semejante a lo que se muestra en el esquema de la figura 2. Las series a nivel país obtenidas por conversión directa se muestran en las gráficas de la figura 7, para cada una de las tres GA y el total.

Los pronósticos irrestrictos se obtienen mediante tres modelos VAR de dimensión 32, uno para cada GA, en los que se introduce la estructura regional utilizada en el INEGI para dividir a México en cinco regiones. De esta forma, lo que se obtiene es una estructura de modelo VAR por bloques, constituidos por las regiones del país, la cual sirve para que solo las variables de los estados dentro de una región puedan tener efecto sobre las de la misma zona. El empleo de la regionalización equivale a trabajar con cinco modelos VAR para cada una de las GA, sin embargo, para introducir la restricción de que la suma de los valores estatales de cada gran actividad produzca el total nacional, se requiere usar un solo VAR de dimensión 32 para cada GA; es por ello que se mantiene la referencia a un modelo VAR por gran actividad. La estimación de

Reconciliación de cifras trimestrales para años seleccionados de 1993 al 2002

Actividad	Trimestre de 1993				Prom. anual	...	Trimestre del 2002				Prom. anual
	1	2	3	4			1	2	3	4	
GA 1	1.2	1.3	1.4	1.3	1.3		1.2	1.4	1.3	1.3	1.3
GA 2	212.8	208.4	222.3	239.4	220.7		253.9	261.0	276.1	280.6	267.9
GA 3	1 195	1 215	1 192	1 260	1 216		1 425	1 490	1 436	1 516	1 467
Total	1 409	1 425	1 416	1 501	1 438		1 680	1 752	1 714	1 798	1 736

los tres VAR que contienen a las GA de la región centro (constituida por la Ciudad de México y el estado de México) produce los resultados del cuadro 5, que se deben interpretar como ecuaciones individuales por fila, de manera que la primera indica que la ecuación de la GA 1 de la Ciudad de México emplea dos retrasos de las variables y se explica de forma significativa por las GA 1 de ella misma y del estado de México, así como por efectos estacionales, con el valor de R^2 ajustada de 100 por ciento. Lo mismo ocurre con las grandes actividades 2 y 3 de la Ciudad de México.

Dicho cuadro muestra, también, que el supuesto de no-autocorrelación del error se satisface razonablemente bien en los tres casos. Por su lado, la verificación de estacionariedad de los modelos se realiza con las raíces de la ecuación determinante para cada uno de los cinco VAR de cada GA. Esta verificación se resume en los valores del cuadro 6 para las tres GA. En todos los casos, las raíces son menores que la unidad, lo cual valida la estacionariedad del modelo respectivo.

Después de validar los supuestos fundamentales de cada ecuación, se les considera instrumentos útiles para capturar las regularidades empíricas de los datos; la inspección visual de los pronósticos, irrestrictos y restringidos les brinda credibilidad empírica. El resultado final de este ejercicio se resume con las gráficas de las series retropoladas en forma restringida, junto con sus intervalos de predicción de dos errores estándar, que aparecen en la figura 8.

Cambio de año base a 2013 y actualización de datos al 2016

En todos los estados del país se aplicaron las mismas herramientas de análisis y se obtuvieron resultados semejantes a los que aquí se muestran para la Ciudad de México. En particular, se impuso la restricción de que la agregación de dichos resultados proporcionara los valores que se obtuvieron por conversión de las bases de datos con año base 1993 al nuevo 2013, para el total nacional. Las figuras 9 y 10 presentan los resultados de la retropolación restringida para la Ciudad de México, considerando el cambio de año base de 2008 a 2013 y la actualización de la información al 2016, los cuales se dan en niveles (millardos de pesos), así como en variaciones porcentuales anuales, para observar tendencias y crecimientos anuales, de manera respectiva. La figura 9 permite observar que la GA 3 se comporta de manera más irregular e independiente de las otras, mientras que la 1 muestra un patrón estacional muy marcado, pero consistente para todos los años considerados. Por su lado, la figura 10 presenta patrones de fluctuaciones parecidos para todo el periodo y cada una de las grandes actividades.

Cuadro 5

Resultados de la estimación de modelos VAR(2) para GA 1, VAR(3) para GA 2 y VAR(3) para GA 3 usados en la retopología restringida

Variable explicada	Significancia de las pruebas <i>F</i> para explicar variabilidad con las GA			<i>R</i> ² ajustada
	CDMX	Méx.	Estac.	
GA 1	0.00	0.00	0.00	1.00
Ljung-Box <i>Q</i> (16) = 24.60, <i>p</i> -valor = 0.08				
GA 2	0.00	0.00	0.00	1.00
Ljung-Box <i>Q</i> (16) = 16.76, <i>p</i> -valor = 0.40				
GA 3	0.00	0.00	0.00	1.00
Ljung-Box <i>Q</i> (16) = 20.27, <i>p</i> -valor = 0.21				

Cuadro 6

Raíces de la ecuación determinante de los modelos VAR para la región centro: dos raíces por cada ecuación y estado para GA 1, tres para GA 2 y tres para GA 3

Actividad	Raíces de la ecuación determinante					
	GA 1	0.95	0.62	0.57	0.42	
GA 2	0.96	0.93	0.47	0.37	0.27	0.27
GA 3	0.99	0.76	0.69	0.69	0.31	0.31

Figura 7

Conversión de año base 1993 a 2008, de los datos trimestrales a nivel nacional para las tres GA y el total de la actividad económica durante 1980-1992

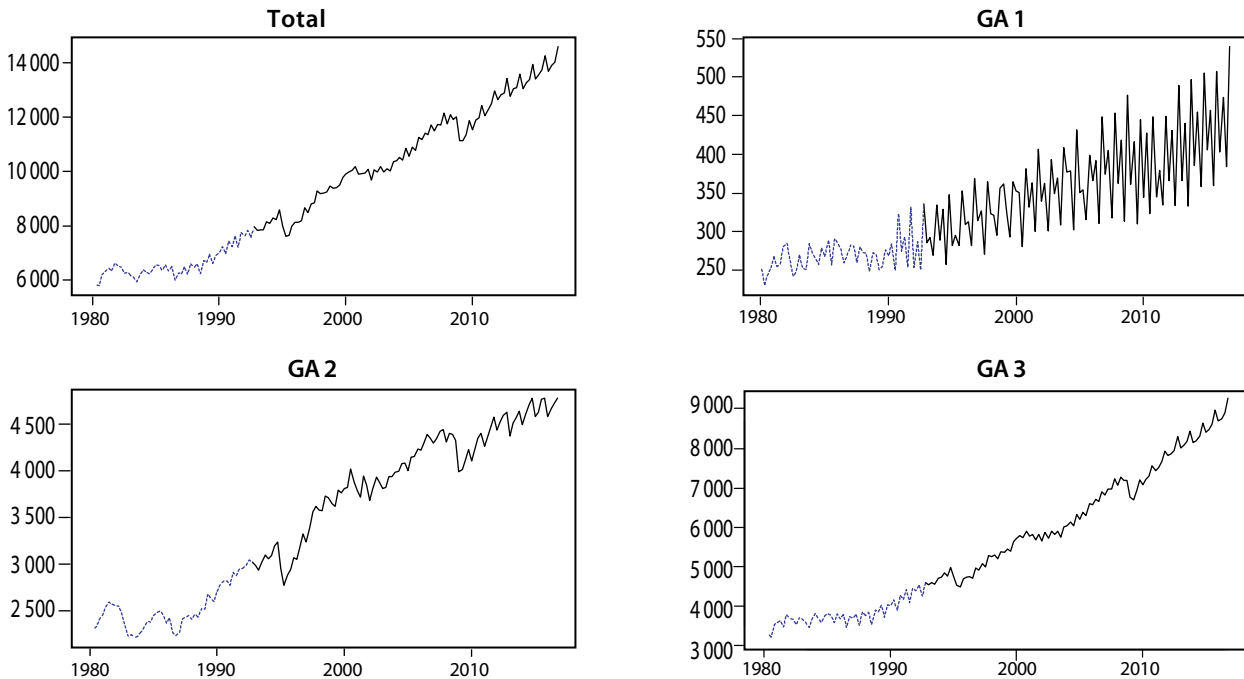
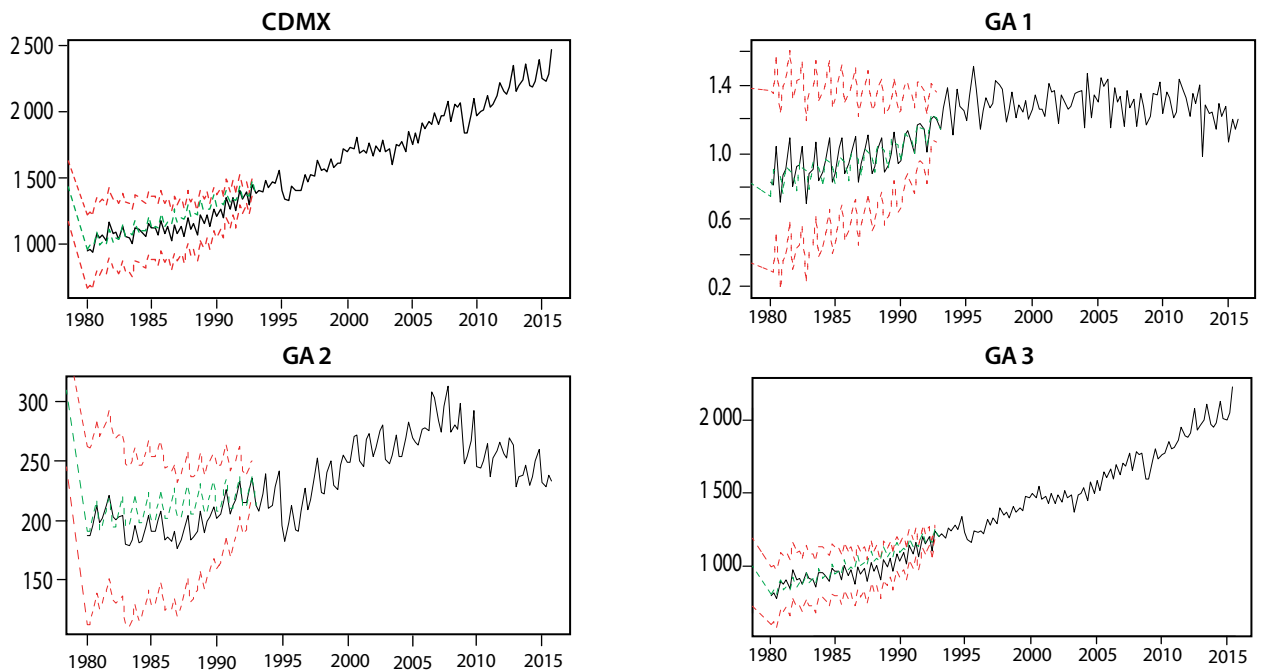


Figura 8

Retropolación hasta 1980 por GA y total



Nota: restringida (línea negra sólida), con intervalos e irrestricta (líneas punteadas).

Figura 9

Retropolación hasta 1980 por GA y total para la Ciudad de México (millardos de pesos del 2013)

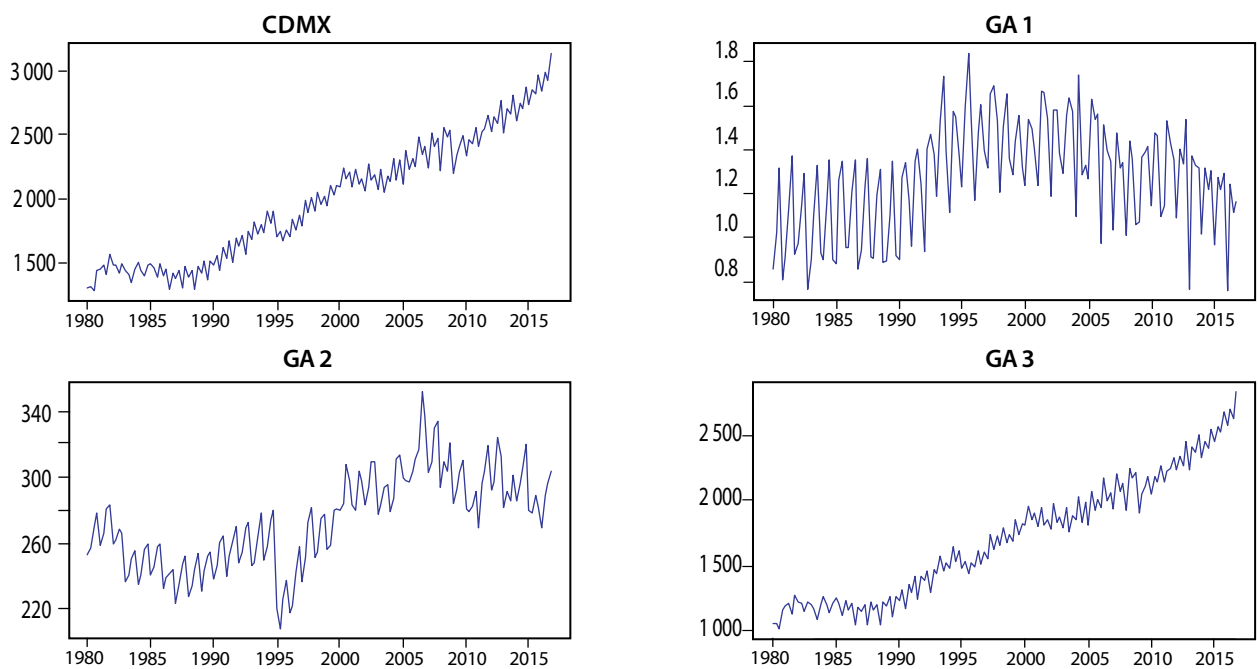
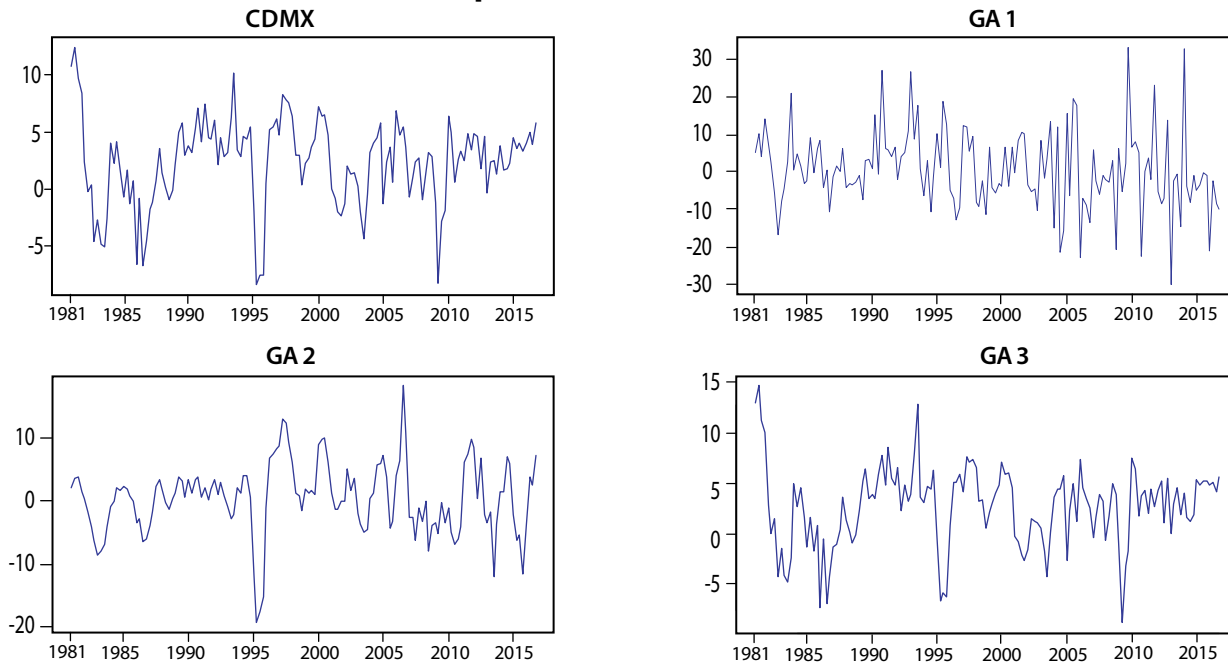


Figura 10

Retropolación hasta 1980 por GA y total para la Ciudad de México. Variaciones porcentuales anuales, año base 2013



En términos de la interpretación económica, los resultados fueron validados de forma exitosa realizando un análisis que relaciona el comportamiento de las series retropoladas con acontecimientos relevantes para México y la entidad, como pueden ser crisis petroleras o financieras, devaluaciones de la moneda, implementación de políticas económicas y desastres naturales, entre otros. En específico, se evaluó que el año donde sucedieron dichos acontecimientos tuviesen una relación económicamente directa con las fechas de las crestas o valles que presentan los cambios porcentuales de las series retropoladas.

Conclusiones

La más importante es, desde luego, que se logró combinar de manera óptima en términos estadísticos todas las bases de datos oficiales disponibles y se generó, así, una sola base *completa y homogénea* con cifras compatibles entre sí por estados, trimestres, actividades económicas y año base, por lo que se cumplió también con las restricciones impuestas por la contabilidad nacional. Con esto se considera que el trabajo fue exitoso y sus resultados se podrían dar a conocer al público que requiere de este tipo de información para elaborar análisis macroeconómicos de diversos tipos, ya sea históricos, regionales, etcétera.

Los métodos utilizados en esta investigación producen resultados que reflejan, en esencia, la información que contiene los datos usados como insumos, mientras que los modelos estadísticos que respaldan a las metodologías se conciben como herramientas que permiten a aquéllos expresarse con libertad. Los datos empleados provienen de las fuentes oficiales disponibles, de manera que, si se modifican éstas por revisiones o actualizaciones del tipo que sea, deberán alterarse también las cifras estimadas que aquí se reportan y las metodologías mostradas podrían usarse para ese fin.

Como línea futura de estudio se propone el empleo de metodologías que usen modelos no estacionarios, para lo cual se puede utilizar, por ejemplo, la de Guerrero (1990) en la desagregación temporal y los modelos de vectores con corrección de error (VEC) para la retropolación multivariada. Asimismo, ya que el objetivo de este trabajo fue retropolar de manera restringida con ayuda solo de información oficial, se pueden incorporar los resultados de German-Soto (2005) como restricciones de carácter temporal para obtener series estatales y retropoladas de forma restringida hasta 1940. Esto coadyuvaría para tener información regional en periodos anteriores a 1992. Por último, se podrían utilizar también variables exógenas en la fase de realización de pronósticos irrestrictos.

Fuentes

- Arbués I. y N. López. *On the error of backcast estimates using conversion matrices under a change of classification (working papers 02/2011)*. España, Instituto Nacional de Estadística, 2011.
- Bassols-Batalla, Á. *México, formación de regiones económicas. Influencias, factores y sistemas*. México, Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones Económicas, 1983.
- Bikker, R., J. Daalman and N. Mushkudiani. "Benchmarking large accounting frameworks: A generalized multivariate model", en: *Economic Systems Research*. Vol. 25, 2013, pp. 390-408.
- Buiten, G., J. Kampen, A. Neef y S. Vergouw. *Producing historical time series for STS-statistics in NACE Rev. 2: Theory with an application in industrial turnover in the Netherlands (1995-2008) (discussion paper 09001)*. Statistics Netherlands, 2009.
- Caporin, M. y D. Sartore. *Methodological aspects of time series back-calculation (Eurostat Working Papers and Studies)*. Luxembourg, Eurostat, 2005.
- Castillo, N. E. "El Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), ¿un traje hecho a la medida?", en: *Realidad, Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía*. Vol. 4, núm. 3, 2013, pp. 74-89.
- Correa, S. V., A. A. Escandón, P. R. Luengo y M. J. Venegas. "Empalme de series anuales y trimestrales del PIB", en: *Economía Chilena*. Vol. 6, núm. 1, 2003, pp. 77-86.
- Dagum, E. B. y P. A. Cholette. "Benchmarking, Temporal Distribution, and Reconciliation Methods for Time Series", en: *Lecture Notes in Statistics 186*. New York, Springer-Verlag, 2006.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). *Documento metodológico y resultados de la retropolación 1975-2005. Base 2005*. Bogotá, Colombia, DANE, 2013.
- Di Fonzo, T. y M. Marini. *Benchmarking a system of time series: Denton's movement preservation vs. a data based procedure (Eurostat Working Papers and Studies)*. Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities, 2005.
- Gallegos-Rivas, A. E., I. Santacruz-Villaseñor y G. Tapia-Tovar. "Aspectos metodológicos de estudios del PIB en series de tiempo largas", en: *Mundo Siglo XXI*. México, CIECAS-IPN. Vol. XI (37), 2015, pp. 89-96.
- German-Soto, V. "Generación del producto interno bruto mexicano por entidad federativa, 1940-1992", en: *El Trimestre Económico*. Vol. 72 (287), 2005, pp. 617-653.
- Guerrero, V. M. "Temporal Disaggregation of Time Series: An ARIMA-based Approach", en: *International Statistical Review*. Vol. 58, no. 1, 1990, pp. 29-46.
- _____. "Monthly Disaggregation of a Quarterly Time Series and Forecasts of Its Unobservable Monthly Values", en: *Journal of Official Statistics*. Vol. 19, no. 3, 2003, pp. 215-235.
- Guerrero, V. M. y F. Corona. *Retropolación óptima de series de tiempo de las tres grandes actividades económicas de México, por estado y trimestre, a precios constantes de 2013, para 1980-2016 (documento de investigación)*. DGAI-DGIAI, 17-02. Ciudad de México, INEGI, 2017.
- Guerrero, V. M. y F. H. Nieto. "Temporal and contemporaneous disaggregation of multiple economic time series", en: *Test*. Vol. 8, 1999, pp. 459-489.
- Guerrero V. M. y D. Peña. "Combining multiple time series predictors: A useful inferential procedure", en: *Journal of Statistical Planning and Inference*. Vol. 116, 2003, pp. 249-276.
- Hellberg, O. *Backcasting Swedish Industrial Production (paper presented during the Workshop on Survey Sampling Theory and Methodology)*. Lithuania, Vilnius, 2010.
- IMF. "Chapter 6. Benchmarking and reconciliation", en: *Quarterly National Accounts Manual: Concepts, Data Sources and Compilation (update)*. Washington, International Monetary Fund, 2014.
- INEGI. *Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte, México (SCIAN) 2007*. Aguascalientes, México, INEGI, 2007.

- _____. *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Series históricas del producto interno bruto trimestral, 1980.I a 1998.I. Base 1993*. Aguascalientes, México, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 1998.
- _____. *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Indicador trimestral de la actividad económica estatal. Fuentes y metodologías*. Aguascalientes, México, Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2013.
- James, G. *Backcasting, for use in Short Term Statistics*. UK Office for National Statistics, 2008.
- Lütkepohl, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Germany, Springer-Verlag, 2005.
- Nieto, F. H. "Ex-post and Ex-ante Prediction of Unobserved Economic Time Series: A Case Study", en: *Journal of Forecasting*. Vol. 17, 1998, pp. 35-58.
- ONU. "Clasificación Internacional Industrial Uniforme de todas las actividades económicas (CIIU)", en: *Informes estadísticos. Serie M, número 4, revisión 3*. New York, ONU, 1990.
- Ponce, J. "Una nota sobre empalme y conciliación de series de cuentas nacionales", en: *Revista de Economía*. Segunda época. Vol. XI, núm. 2, 2004, pp. 178-210.
- Parrot, F. y R. McKenzie. "Linking factors for gross and seasonally adjusted series", en: *Note, Short Term Economic Statistics Division*. OECD, 2003.
- Pfaff, B. "VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars", en: *Journal of Statistical Software*. 27, no. 4, 2008.
- Roulin, E. y U. Eidmann. *Back Casting Handbook*. Luxembourg, Eurostat, 2007.
- Yuskavage, R. E. *Converting historical industry time series data from SIC to NAICS (paper prepared for the Federal Committee on Statistical Methodology 2007 Research Conference)*. Arlington, VA, EE.UU., 2007.

Suelo agrícola en México: Retrospección y Prospectiva para la Seguridad Alimentaria

Agricultural Soil in Mexico: Retrospection and Prospective for Food Security

Felipe Torres Torres* y Agustín Rojas Martínez**

* Instituto de Investigaciones Económicas (IIEc), Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), felipet@unam.mx

** IIEc, UNAM, arojas@iiec.unam.mx

Farmer harvesting sugar canes in a field, Tamasopo, San Luis Potosi, Mexico/Glow Images/Getty Images



El objetivo es mostrar la prospectiva de la seguridad alimentaria en México hacia el 2030 considerando la disponibilidad requerida de alimentos para satisfacer el consumo interno. El supuesto es que el suelo agrícola es un recurso natural limitado, con tendencia al deterioro y baja en fertilidad debido a sobreexplotación y disponibilidad de superficie, que inhibe sus capacidades productivas y compromete la seguridad alimentaria interna. Para ello, aplicamos la metodología de Vectores Autorregresivos con datos de variables seleccionadas que tienen representatividad para explicar esas posibilidades. Los resultados muestran que este recurso natural en México tiene las capacidades para alcanzar la seguridad alimentaria interna mediante el incremento sustancial de los rendimientos por hectárea, o bien, a través de la ampliación de la frontera agrícola.

Palabras clave: suelo agrícola; frontera agrícola; demanda alimentaria; producción alimentaria; seguridad alimentaria.

The objective is to show the prospect of food security in Mexico by 2030, considering the required availability of food to meet domestic consumption. It is generally assumed that agricultural soil is a limited natural resource, prone to deterioration and low fertility due to overexploitation and surface availability, which inhibits its productive capacities and compromises internal food security. For this, we apply an Autoregressive Vectors methodology with selected-variables data that are representative to explain these possibilities. The results show that agricultural soil in Mexico has the capacity to achieve internal food security through a substantial yields increase per hectare, or through the expansion of the agricultural frontier.

Key words: agricultural soil; agricultural frontier; food demand; food production; food security.

Recibido: 18 de marzo de 2018.

Aceptado: 7 de agosto de 2018.

Introducción

Hoy en día, la mayoría de los alimentos que se consumen en el mundo se producen directa o indirectamente en el suelo. Si bien se cuenta con el volumen suficiente para alimentar a toda la población —incluso se desperdicia alrededor de la tercera parte del total— con el crecimiento demográfico se prevé que la producción deberá duplicarse en los próximos 30 años. En consecuencia, el hambre y la inseguridad alimentaria se presentan por problemas de acceso económico ante las restricciones de ingreso de las personas u hogares y no por baja disponibilidad de alimentos. Sin embargo, no hay más superficie disponible y constantemente se pierden tierras agrícolas para otros usos, el suelo fértil está disminuyendo y el cambio climático ya afecta la producción.

Estos factores dificultarán garantizar la seguridad alimentaria de las naciones en el futuro. Por lo tanto, el suelo agrícola, además de un medio de producción, constituye un factor estratégico para la seguridad alimentaria interna desde la dimensión de la disponibilidad. La suficiencia de este recurso y su capacidad en función de la fertilidad natural de la tierra o de la incorporación de tecnología determinan el volumen de alimentos. Una estrategia de seguridad alimentaria que busque atender la disponibilidad interna debe reconocer la importancia que tienen las capacidades del sustrato agrícola.

Las condiciones físicas imperantes en México lo hacen complejo. Pese a ello, durante la vigencia del modelo de industrialización por sustitución de importaciones se alcanzó la autosuficiencia y logró un balance favorable en la relación producción-consumo de los bienes básicos (Fujigaki, 2004). Desde la década de los 80 del siglo XX, en contraste, en el contexto del modelo de economía abierta, el país perdió esa condición y pasó de exportador a importador. Esto se explica, entre otros factores, por la nula expansión de la frontera agrícola, el deterioro de las tierras ya empleadas en la producción y un menor rendimiento por hectárea cultivada (Luiselli, 2017).

Para México, de esta manera, la pertinencia de conformar una oferta alimentaria que responda al crecimiento demográfico y permita reducir la dependencia del exterior se convierte en un imperativo para la seguridad alimentaria y la nacional. Aun cuando el suelo agrícola enfrenta amenazas por restricciones en las capacidades de los recursos naturales —que se expresan sobre todo en la inestabilidad de rendimiento de los cultivos, la dotación de agua y los límites para su expansión, entre otros—, la suficiencia de este recurso y su rendimiento establecen el volumen de producción, la capacidad exportadora y los niveles adecuados de aseguramiento de la oferta interna.

El objetivo de este trabajo consiste en establecer, con base en la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR), la capacidad real y potencial del espacio agrícola en México para mantener un nivel suficiente de producción, ya sea mediante la expansión de la superficie, o bien, con el incremento en el rendimiento que permita cubrir el nivel de consumo por lo menos hacia las próximas dos décadas, garantizar la seguridad alimentaria interna y reducir la dependencia, considerando que el suelo es un recurso limitado, presenta un alto grado de deterioro regional y pudiera no responder a las expectativas de la demanda de alimentos futura debido a problemas como la salinización o pérdida de capa arable.

Partimos de la hipótesis de que con el crecimiento demográfico en México, al margen de las transformaciones del patrón alimentario interno, aumentará la demanda de productos básicos. Se requiere, así, la expansión de la superficie agrícola, la incorporación de tecnologías sustentables para el incremento de la productividad, la restauración gradual del suelo, la adición de cultivos acorde con las modificaciones que ya presenta el consumo debido a cambios en la estructura social y territorial, de hábitos y de las presiones urbanas. De lo contrario, la estabilidad como garante de la seguridad alimentaria no podrá lograrse, comprometiendo con ello la seguridad nacional.

Breve caracterización sobre el suelo y el espacio agrícola

El suelo es un recurso esencial para la reproducción de la vida en el planeta, pues proporciona nutrientes, agua y minerales para el desarrollo de plantas y árboles, almacena carbono y es hogar de miles de animales; más aún, es el asiento natural para la producción de alimentos y materias primas de los cuales depende la sociedad y el espacio donde se desarrollan actividades socioeconómicas (FAO, 2009b, 2010; Porta *et al.*, 2015). Debido a que su formación toma cientos de miles de años, se considera un recurso finito y no renovable (Bautista *et al.*, 2004).

Como resultado del proceso de formación, los suelos se diferencian por sus características físicas, químicas y biológicas. Las primeras determinan el uso que se les da (textura, estructura y porosidad), las segundas describen el comportamiento de los componentes que lo integran (materia

orgánica y nutrientes) y las terceras condicionan la presencia de materia orgánica y de formas de vida animal que constituyen la microfauna. Las características de cada suelo dependen, a su vez, de varios factores, entre los cuales destacan el tipo de roca que los originó, su antigüedad, el relieve, el clima, la vegetación y los animales que viven en él, además de las modificaciones causadas por la actividad humana, las cuales pueden afectar su calidad y fertilidad (FAO, 2009b).

Esta última es prioridad para los ecosistemas y sistemas agroecológicos porque lo que ofrece potencialidad no es solo su contenido de nutrientes, sino todas aquellas características físicas, químicas y biológicas que hacen posible la disponibilidad y accesibilidad de la planta a éstos. El uso eficiente del agua, la energía y otros recursos disponibles, además del buen balance de nutrientes, son condiciones importantes para garantizar la fertilidad del suelo, y sostenerla implica protegerlo de fenómenos como la degradación (FAO, 2009b), la cual refiere los procesos que disminuyen su productividad, así como su capacidad actual o futura para sostener la vida humana; resulta de la interacción de factores ambientales —como el tipo de suelo, la topografía y el clima— y humanos —como la deforestación, el sobrepastoreo y el uso excesivo de recursos naturales— (Bautista *et al.*, 2004).

En el caso de la alimentación, la degradación del suelo es considerada el mayor problema ambiental que amenaza la producción mundial de alimentos debido a que la tierra agrícola es el medio y objeto de trabajo del sector agropecuario, además de proveedor de la riqueza material, elemento constitutivo de las fuerzas productivas y espacio estratégico que define la localización de empresas, sobre todo agroindustriales, y actividades económicas.

Como principal medio de producción del sector agrícola, el suelo presenta una serie de particularidades. A diferencia de otros sustratos para producir que pueden moverse en el espacio, el suelo agrícola únicamente puede ser utilizado donde está localizado. Este aspecto de ubicación provoca disparidades en calidad y rendimientos que se manifiestan en el volumen de cosecha por unidad de superficie sembrada, pero que también se ve influenciado por el grado de fertilidad de la tierra y el nivel de desarrollo de la agricultura y la tecnología aplicada.

Si bien el suelo es un medio de producción no reproducible, ya que en la Naturaleza está limitado espacialmente y no puede ser ampliado, en la agricultura se puede intensificar su uso mediante la adhesión de tierras hasta donde la frontera agrícola lo permite, el incremento de rendimientos en suelos ya dedicados a la producción a partir de la incorporación de tecnología o su restauración, así como el aumento de su productividad con la aplicación eficiente de fertilizantes, métodos biológicos y mecanización de procesos, regulando los regímenes de agua-aire y nutrición, entre otros.

Por todos esos atributos mencionados, los cuales definen sus ventajas competitivas para la atracción de inversión, de población, para la formación de mercados y que, al mismo tiempo, determinan su precio y posición estratégica dentro de las actividades productivas, el suelo agrícola es considerado uno de los recursos naturales más importantes para el proceso de desarrollo económico y la acumulación de capital, pues constituye el factor fundamental para la producción de alimentos y, además, para alcanzar la seguridad alimentaria.

Suelo agrícola y seguridad alimentaria

La definición generalmente aceptada de seguridad alimentaria refiere el acceso de todas las personas a una alimentación inocua y nutritiva que les permita llevar en todo momento una vida sana; además, se integra por cuatro dimensiones: acceso, disponibilidad, estabilidad del suministro y óptima utilización biológica (FAO, 2009a).

En el contexto actual de economías abiertas, sin embargo, la seguridad alimentaria de cada país presenta nuevas especificidades que tienen relación con los cambios en el consumo, la estructura demográfica, la distribución y concentración de la población, la organización territorial o las especializaciones del trabajo agrícola, las relaciones comerciales o el deterioro y la restricción de capacidades productivas sustentables de recursos naturales.

Debido a ello, el entorno agrícola se encuentra cada vez más limitado para garantizar niveles de oferta que permitan atender el consumo futuro de la población mundial tomando como base el criterio de la disponibilidad, el cual exige contar con alimentos en cantidades suficientes y de calidad adecuada, con fácil acceso y de manera estable, lo que obliga a que la oferta de éstos, suministrada a través de producción interna o de importaciones, supere la demanda.

Producir alimentos depende del uso que se les dé a las tierras. Se estima que, en la actualidad, 95% de los que se consumen a nivel mundial se generan directa o indirectamente en el suelo. Para garantizar la seguridad alimentaria, la producción agrícola debe provenir de sustratos sanos, que son aquellos que no tienen limitaciones físicas, químicas o biológicas con una productividad sostenible y con un mínimo de deterioro ambiental (Burbano-Orjuela, 2016; FAO, 2015).

Cerca de la tercera parte de la superficie terrestre se dedica a la agricultura; no obstante, el crecimiento demográfico, que se espera llegue a 9 mil millones de personas en el 2050, ejerce una presión cada vez mayor sobre los suelos. Éstos deberán producir suficientes alimentos para una población que hoy reside en mayor medida en ciudades, y que en el 2015 pasó a ocupar dos terceras partes de los centros urbanos, con el agravante de que debe comprar casi todos los alimentos que requiere. Así, un tercio de los habitantes en el mundo, dedicados a la agricultura, deberá responder por la producción y abastecimiento mundial (Burbano-Orjuela, 2016).

Por otra parte, en los últimos 50 años, los avances en la tecnología agrícola, derivados de la Revolución Verde, llevaron a un salto cualitativo en la producción de alimentos e impulsaron la seguridad alimentaria mundial. Hoy en día se produce suficiente para todos, incluso, se desperdicia aproximadamente 30% del total. El hambre y la inseguridad alimentaria se presentan sobre todo por problemas de acceso a los alimentos, pero con el aumento de la población y su creciente demanda se espera que la producción tenga que duplicarse en los próximos 30 años (FAO-IFAD-WFP, 2015).

Muchos países, por efecto de una producción intensiva, han empobrecido sus suelos y comprometido las demandas futuras de alimentos. Esto se hace aún más complejo porque, hoy en día, no hay más suelo disponible y, constantemente, se pierden tierras agrícolas para otros usos. Asimismo, la cantidad de suelo fértil está disminuyendo, y también los problemas con el agua y el cambio climático ya afectan la producción agrícola, sobre todo con los fenómenos climáticos extremos, que ya tienen sus repercusiones en la disponibilidad y reservas alimentarias a escala mundial. Estos factores van a dificultar que en el futuro se garantice la seguridad alimentaria global.

En tal escenario, los alcances internos de la seguridad alimentaria en muchos países, de acuerdo con el enfoque convencional de la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO, por sus siglas en inglés) en cuanto al criterio de la disponibilidad, deben complementarse con suministros externos que se ven supeditados a los vaivenes de la oferta internacional y manipulación de precios, aunque también por una accesibilidad social diferenciada a los alimentos, además de una estabilidad inalcanzable si se ve por el lado de las restricciones de la productividad del suelo agrícola o su deterioro que no alcanza ya para garantizar una oferta agrícola acorde con el volumen y cambios en las necesidades de consumo que presenta ahora su población.

Esto resulta relevante si se considera que ya están presentes otros componentes que se agregan para evaluar los alcances de la seguridad alimentaria, como la inocuidad de los alimentos, su calidad, desperdicio o la obesidad, que además de impactar en la estructura del sistema alimentario, llevan a la conformación de nuevos paradigmas que deben considerarse para las proyecciones de la seguridad alimentaria interna y sus retos.

Algunas naciones cuentan con límites de superficie agrícola que les impiden alcanzar niveles adecuados de seguridad alimentaria de manera autoconcentrada. Otras buscan resolver sus problemas en este renglón mediante compras directas de tierras a otros que pueden poseerla, la subutilicen, no la consideren estratégica dentro de sus políticas agrícolas y como forma de mitigar los efectos del cambio climático en la agricultura y la inestabilidad de los mercados mundiales, entre otras acciones (Liberti, 2014; Sassen, 2015).

Esto forma una gran preocupación mundial, ya que China, India, los países árabes y otros compran actualmente grandes superficies en otras naciones para salvaguardar su seguridad alimentaria futura; sin embargo, esta situación se convierte en una doble amenaza: por un lado, pone en riesgo la soberanía nacional, independientemente de las formas que asuma la contratación o su compra y, por otro, incide hacia una mayor vulnerabilidad alimentaria ante restricciones en el uso del suelo agrícola para prioridades nacionales de los países vendedores.

Así, la disponibilidad de suelo, pero sobre todo su ubicación y ventajas de fertilidad que se reflejen en la formación de una superficie agrícola viable y sustentable, se convierte en el sustrato de la seguridad alimentaria y la nacional, más allá de la incidencia negativa que pudiesen provocar los efectos climáticos en la disponibilidad mundial de alimentos o de las transformaciones de las estructuras de consumo alimentario. Además, representa un factor de competencia entre naciones por los mercados globales que también inhiben a las políticas de seguridad alimentaria de cada país.

En México, una opción para enfrentar los nuevos retos presentes en esta materia consistiría en ubicar la problemática y las posibilidades que cada componente de la producción requiere para, de esa manera, atenuar la vulnerabilidad que se tiene con el modelo actual que garantiza la disponibilidad a costa de una creciente dependencia externa, su accesibilidad en condiciones de desigualdad y pobreza, así como de la calidad con claras repercusiones en el beneficio físico de los consumidores, junto con los problemas de salud pública que incide. En tal caso, saber hasta dónde alcanza la superficie agrícola para atender las demandas actuales y futuras es un imperativo de diagnóstico y para las políticas alimentarias.

Capacidad del espacio agrícola en México para lograr la seguridad alimentaria

En este contexto de escasez global determinada en buena medida por los rendimientos decrecientes del suelo y el fin de la frontera agrícola, junto con la necesidad de producir para satisfacer una demanda creciente con las tierras disponibles, surgen dos elementos estratégicos para la seguridad alimentaria en México: a) los alimentos deben producirse al interior para alcanzar la autosuficiencia o más y b) el país debe estar dispuesto a pagar el costo de producirlos internamente, cualquiera que éste sea (Trápaga, 2012). Si bien en México hay cerca de 27.5 millones de hectáreas de tierra arable, la frontera agrícola casi está agotada sin que se produzcan los alimentos necesarios que demanda el crecimiento de la población (INEGI, 2014).

Pese a que este desbalance entre capacidades productivas y necesidades de consumo ha permeado en varios momentos, se ha logrado la autosuficiencia alimentaria. En la década de los 30 del siglo pasado, el control de la tierra por las haciendas condicionó que el equilibrio de mercado se lograra con una oferta limitada y precios elevados, en beneficio de los terratenientes. Esto último y las demandas sociales derivadas de la Revolución Mexicana motivaron a que ocurriera el mayor reparto de tierras en la historia de México y la subsecuente ampliación de la frontera agrícola. El gobierno Cardenista repartió cerca de 18 millones de hectáreas, acción que permitió sembrar en terrenos no explotados e introducir nuevos cultivos debido a la expansión de los ejidos y los apoyos concedidos (Fujigaki, 2004).

Así, como resultado del reparto de tierras, aunado a la inversión en el campo e investigación agrícola, a las semillas mejoradas y los fertilizantes, entre otros, que permitieron aumentar el nivel de oferta de productos básicos, a partir de la década de los 40 México se insertó en un proyecto de industrialización por sustitución de importaciones (1940-1975/1980) que buscó edificar un sector industrial para satisfacer las necesidades del mercado interno con producción nacional, estimulando la demanda agregada como mecanismo de crecimiento económico. La estrategia de desarrollo demandó la intervención activa del Estado dentro del entorno económico del país. La política económica protegió y fortaleció a las empresas nacionales mediante la fijación de aranceles a la importación, precios de garantía, subsidios a la agricultura, apoyos fiscales y de instituciones para la atención de problemáticas sectoriales.

En el caso del sector agropecuario, de 1940 a 1965 se definió una fase extensiva que alcanzó una tasa promedio anual de crecimiento de 6%, lo que permitió garantizar la estabilidad de la oferta de alimentos y materias primas, así como el abasto suficiente, pero ante todo la autosuficiencia. A partir de 1965, el sector presentó dificultades, principalmente por el proceso de desarticulación entre la agricultura y la industria que implicó la sustitución de insumos naturales por sintéticos y el crecimiento de algunas ramas de la industria alimentaria. Como resultado de la pérdida del dinamismo económico, se registraron diversos desequilibrios que redujeron la tasa promedio de crecimiento del sector a 1.7% entre 1965 y 1980 (Fujigaki, 2004).

Esto obligó al Estado a impulsar políticas de modernización del campo para garantizar la seguridad alimentaria, las cuales implicaron un cambio en la forma tradicional de producción: ahora, la agricultura incorporó elementos técnico-científicos (como el uso intensivo de agroquímicos, semillas mejoradas, maquinaria y equipo) y tuvo un control eficiente del agua y de los factores naturales (Hewitt, 1978). Se transitó de la *fase extensiva* a la *intensiva* de la producción alimentaria, pero los resultados fueron limitados y se agudizaron aún más los desequilibrios internos.

Entre estos últimos destaca el creciente rezago del sector agropecuario frente al resto de la economía nacional: mientras en 1940 contribuyó con 19.4% del producto interno bruto (PIB), en 1965 y 1980 lo hizo tan solo con 13.9 y 5.1%, respectivamente. La falta de respuesta de la producción agropecuaria interna ante el propio crecimiento demográfico (que pasó de 45.3 millones a 66.8 millones de personas en el periodo) y los cambios ocurridos en la estructura del consumo, el deterioro de la balanza comercial agrícola y alimentaria, así como los continuos incrementos de las importaciones de productos primarios, llevaron al estancamiento del campo (Gómez, 1996).

La pérdida del dinamismo de las actividades agrícolas se expresó también en la disminución de la superficie cosechada. Entre 1965 y 1980, los terrenos de temporal bajaron su participación en la superficie cosechada de 84 a 71%; aunque los de riego aumentaron de 16 a 29%, no resultó proporcionalmente significativo. Así, el estancamiento experimentado por el sector agrícola visto por la superficie cosechada obedeció, básicamente, a la disminución de las tierras de temporal, siendo más afectados los cultivos básicos, asociados a este tipo de tierra. Esta pérdida continua de autosuficiencia obligó a realizar importaciones crecientes (Romero, 2002).

La contracción del crecimiento del sector agropecuario también se debió a cambios en la estructura entre agricultura y ganadería. Se modificó la demanda final de productos agropecuarios, lo que elevó el consumo de lácteos y carnes en zonas urbanas, sobre todo en los estratos de mayores ingresos, estrechamente vinculados a la expansión de empresas transnacionales en la industria alimentaria. El ritmo de desarrollo pecuario fue superior al agrícola (Fujigaki, 2004; Romero, 2002). Esto último evidenció el avance de las tierras ganaderas a costa de las agrícolas: su área aumentó de 56.3 millones de hectáreas en 1940 a 78.6 millones en 1980 (Fujigaki, 2004).

No obstante, al inicio de la década de los 80, la economía nacional padeció fuertes daños que desembocarían en el estancamiento de la tasa de crecimiento del PIB total y del PIB del sector primario. Concretamente, en 1982, cuando el desarrollo económico en México parecía encontrar sostén en los recién descubiertos recursos petroleros, el país experimentó una severa crisis económica resultado de la caída de los precios del hidrocarburo y de una creciente deuda externa.

Esta crisis produjo un adeudo impagable que provocó la pérdida de la autonomía económica, la reorientación de la política económica y la adopción de un programa de estabilización macroeconómica y ajuste estructural diseñado por organismos internacionales, cuyos objetivos eran controlar el proceso inflacionario, subsanar el déficit de cuenta corriente, nivelar la balanza de comercio exterior y ajustar la paridad cambiaria para recuperar los niveles de crecimiento previos a la gran crisis energética de la década de los 70 del siglo XX. Junto a esto, ocurrió una considerable liberalización del régimen comercial, de las reglas para la inversión extranjera y de las regulaciones internas.

A estas medidas correctivas de *estabilización* siguieron otras de corte estructural con el propósito de refuncionalizar y reducir la participación del Estado mexicano en las actividades económicas con el fin de permitir la regulación de la economía a través del libre mercado de capital, de bienes y servicios, tierras y mano de obra. Como resultado de ello, se suscitó un programa de privatización de empresas públicas y se redefinieron las funciones y alcances del Estado dentro de la economía, su responsabilidad y la naturaleza de su intervención, lo que limitó su capacidad para actuar en la redistribución del ingreso y lo incapacitó para fomentar el desarrollo económico y social, principalmente a través del gasto social como mecanismo corrector de las fallas del mercado.

De esta manera, se adoptó un modelo de desarrollo de economía abierta caracterizado por la apertura tanto económica como comercial, el cual posicionó al mercado como el medio de asignación de los recursos del país, privatizando la mayor parte de sus activos y haciendo depender el proceso de crecimiento de la inversión extranjera y del comercio internacional. La aplicación de esta nueva política económica de mercados abiertos, sin embargo, provocó caídas secuenciales en el PIB, las cuales contrajeron el crecimiento económico, una mayor concentración del ingreso, retrocesos en los niveles de consumo, una ampliación de las condiciones de rezago social de la población y una crisis estructural que agudizó las disparidades a lo largo del territorio nacional y afectó principalmente la dimensión alimentaria.

Todavía más, desde mediados de la década de los 90, a partir de la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), se desmantelaron paulatinamente las políticas agrícolas y alimentarias, lo que provocó el estancamiento de la producción interna y la contracción de la participación promedio del producto interno bruto agropecuario en el PIB total, la cual en las últimas cuatro décadas no rebasó 4%; esta situación imposibilitó al país para producir la cantidad de alimentos que su población demandaba y que amplios sectores de ésta presentaran problemas de subconsumo (Torres, 2017).

Aunque la importación compensa la insuficiente producción, esto refleja el ahondamiento de los problemas estructurales en la agricultura y evidencia el deterioro de las capacidades competitivas de recursos como el suelo, que deben ser la base de la seguridad alimentaria en una nueva dimensión global. Por ello, es importante conocer las capacidades actuales de extensión o restauración de la frontera agrícola, así como sus condiciones de degradación, para lograr una producción que brinde seguridad en el 2030.

Es un hecho que las condiciones físicas imperantes en México no son favorables para las actividades agrícolas: el relieve es abrupto y, además, la calidad de los suelos y las características del clima limitan la disponibilidad natural de las zonas aptas para el desarrollo de esta actividad. Pese a ello, la superficie del territorio mexicano es de 198 millones de hectáreas. Se considera que 14% (27.4 millones) tiene vocación agrícola, mientras que 58% (115 millones) es de agostadero, o sea, para la producción ganadera; además, los bosques y selvas cubren 23% (45.5 millones). De la superficie agrícola total, donde la modalidad de riego abarca 20.3% (5.5 millones) y la de temporal, 79.7% (21.9 millones), solo se alcanzan a sembrar 22 millones. De la superficie sembrada, 72% corresponde a cultivos anuales o cíclicos y 28%, a perennes. De los cíclicos, 76% son del de primavera/verano y 24%, de otoño/invierno. Seis cultivos ocupan 58% de la superficie sembrada: maíz grano blanco, 6.7 millones; sorgo grano, 2.2 millones; frijol, 1.9 millones; y café, caña de azúcar y trigo grano, 762 mil, 752 mil y 695 mil hectáreas, respectivamente (SAGARPA, 2008; INEGI, 2014).

Si bien algunos autores consideran que la frontera agrícola podría ampliarse a 31 millones de hectáreas (Turrent *et al.*, 2012), no presentan evidencia de cuál podría ser el soporte económico de ello ni el impacto ambiental. Esto último es importante porque las causas de la degradación de los suelos en México involucran distintas actividades: 35% de la superficie nacional degradada se asocia a las actividades agrícolas y pecuarias (17.5% cada una de ellas) y 7.4%, a la pérdida de la cubierta vegetal; el resto se divide entre urbanización, sobreexplotación de la vegetación y actividades industriales. Pese a la diversidad de suelos en el país, 63% de ellos presenta algún grado de deterioro, solo el restante no padece degradación aparente y mantiene actividades productivas sustentables;

la categoría ligera representa 24.2%; la moderada, 27.2%; la severa, 10.1%; y la extrema, 1.6% (CONAFOR-UACH, 2013).

La degradación es un factor que, actualmente, pone en riesgo la producción alimentaria en distintos espacios del territorio nacional, lo que compromete la seguridad alimentaria interna. En estas condiciones, es necesario determinar cuáles son las capacidades productivas del suelo agrícola en México para garantizar la seguridad alimentaria interna actual y futura desde la dimensión de la disponibilidad de alimentos.

Prospectiva de la oferta y demanda de productos agropecuarios para la seguridad alimentaria en México, 2016-2030

Metodología

Algunos trabajos previos han proyectado las necesidades de producción y consumo de alimentos básicos en México,¹ sin embargo, no incorporan el problema de la seguridad alimentaria interna ni las capacidades del suelo agrícola para atender el incremento en la demanda. En esta investigación, realizamos una prospectiva hacia el 2030 desde la dimensión de la disponibilidad tomando como criterio la capacidad que tiene el suelo agrícola para lograr el volumen de alimentos que satisfaga la demanda interna.

En la selección de variables, consideramos como de alto poder explicativo: PIB, población, consumo nacional, exportaciones, importaciones, superficie cosechada, rendimiento, consumo per cápita, precio por kilogramo, valor de la producción y ganado en pie, cuyos datos provienen de fuentes como el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI); el Consejo Nacional de Población (CONAPO); la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA); la FAO; y los informes presidenciales de México.

Para la estimación empírica de los modelos, se construyeron series de datos anuales del periodo 1980-2015, el cual comprende dos momentos de crisis de la economía mexicana y, además, registra los efectos que la apertura comercial y el TLCAN han tenido sobre la estructura productiva del sector agropecuario. Se recurrió a instrumental econométrico para obtener un pronóstico de la oferta y demanda de productos estratégicos seleccionados: empleamos la metodología VAR, pues representa una herramienta muy útil para el pronóstico de series de tiempo debido a que su estructura forma un sistema de variables de series de tiempo interrelacionadas que se explican en gran parte por sus propios valores pasados (Luetkepohl, 2011). Para cada producto seleccionado, elaboramos un modelo de VAR para la producción y otro para el consumo, los cuales arrojan valores del volumen de oferta y demanda para el periodo 2016-2030.

Las estimaciones parten de distintos supuestos: a) a lo largo de la proyección se presentan condiciones climáticas sin cambios, b) no existen choques externos al entorno macroeconómico y para el sector agroalimentario, c) no hay incorporación abrupta de tecnología agrícola que incremente

¹ Ejemplo de ello son Concheiro, Alonso y Graciela Mejía. *Una prospectiva del sector alimentario mexicano y sus implicaciones para la ciencia y la tecnología*. México, Centro de Estudios Prospectivos, Fundación Javier Sierra, CONACYT, 1988; González Pacheco, Cuauhtémoc y Felipe Torres Torres (coordinadores). *Los retos de la soberanía alimentaria en México*. Volumen II (Proyecciones 1992-2000). Instituto de Investigaciones Económicas-Juan Pablo Editor, 1993; SAGARPA. *Escenario base 09-18. Proyecciones para el sector agropecuario de México*. México, SAGARPA, 2009; SAGARPA. *Perspectivas de largo plazo para el sector agropecuario de México 2011-2020*. México, Subsecretaría de Fomento a los Agronegocios, SAGARPA, 2011.

sustancialmente los niveles de productividad y d) la actual política sectorial de la SAGARPA se mantiene sin cambios independientemente de la renegociación del TLCAN.

La forma reducida del modelo VA es:

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_\rho Y_{t-\rho} + \beta X_t + \varepsilon_t$$

donde:

Y_t es un vector de variables endógenas. $\alpha_1, \dots, \alpha_\rho, \beta$ son matrices de coeficientes a ser estimados.

ρ es el número de retardos incluidos en el VAR.

X_t es un vector de variables exógenas (variables de intervalo y nominal).

ε_t es un vector de términos de errores normal e independientemente distribuidos.

Por medio de la metodología de lo general a lo particular (Hendry, 2000) se consiguió la correcta especificación de los 38 modelos VAR.² Algunos de éstos consideran la incorporación de un solo rezago o hasta cuatro de las variables.³ Las tablas con los resultados de las diversas pruebas de diagnóstico garantizan la obtención de los mejores estimadores lineales insesgados (MELI) (ver los cuadros A y B del anexo). Una vez obtenidos los estimadores y validado el modelo, fue posible llevar a cabo los pronósticos de las series para las funciones de producción y consumo de los diversos productos agropecuarios, resultados que se presentan en la siguiente sección.

Resultados y discusión

Las proyecciones de producción y consumo para una serie de productos agropecuarios que fueron seleccionados debido a la posición estratégica que han tenido en las estructuras internas del consumo en el periodo 2016-2030 plantean una perspectiva adversa para la seguridad alimentaria del país debido a que en la mayoría de ellos la demanda, que llegará a 138 millones de personas, superará la oferta resultante de la producción nacional. Los datos de consumo nacional aparente per cápita muestran la importancia estratégica de dichos productos en la dieta nacional (ver cuadro 1).

Los resultados de las proyecciones de oferta y demanda realizadas para los productos agrícolas seleccionados se presentan en el cuadro 2.

En los granos básicos se da el mayor problema para la seguridad alimentaria del país, sobre todo en el maíz. Dada su importancia en el consumo interno, este grano representa el punto vulnerable debido a que la producción interna en el 2030 solo podrá satisfacer 60% de la demanda. La situación empeora considerablemente para el arroz, ya que para ese mismo año la producción nacional únicamente podrá aportar 21.3% del consumo; para el trigo, 40%; y para el frijol, casi 93% de la demanda esperada. Esta situación muestra que México continuará con un nivel elevado de dependencia alimentaria en granos básicos. Por su parte, la producción interna de cebada, grano de uso industrial, abastecerá 55.3% del consumo nacional en el 2030.

2 Se empleó el software OxMetrics para realizar las estimaciones de los modelos econométricos.

3 En los modelos VAR, cada variable se estima por medio de una regresión lineal contra el mismo número de rezagos de cada una de las variables consideradas; sin embargo, es muy común que se obtengan muchos coeficientes no significativos y que, por lo tanto, éstos pierdan precisión, por lo que en algunas ecuaciones se consideró la estructura de un modelo VAR asimétrico, la cual permite que cada ecuación tenga las mismas variables explicativas y que cada variable cuente con un número de rezagos distintos en ese sistema, permitiendo así una mayor flexibilidad en el modelamiento de los sistemas dinámicos (Keating, 2000).

Cuadro 1

México: consumo aparente de productos seleccionados, 2015 (kilogramos y litros)

Productos/variable	Consumo aparente per cápita
Arroz	9.1
Frijol	10.4
Maíz	309.9
Trigo	60.1
Cebada	9.0
Aguacate	7.2
Manzana	5.0
Naranja	38.3
Piña	6.3
Plátano	19.7
Cebolla	12.0
Jitomate	12.4
Soya	34.9
Papa	17.0
Carne de ave	30.2
Carne de bovino	15.5
Carne de porcino	18.2
Leche	112.6
Huevo	22.5

Fuente: Peña Nieto, Enrique. *IV Informe de Gobierno, 2016*.

En el caso de las frutas seleccionadas, la manzana y piña presentarán un déficit. El volumen de producción en la primera logrará satisfacer 75% del consumo esperado, mientras que en la segunda alcanzará 95%; por su parte, la naranja, el plátano y el aguacate tendrán un superávit, aunque cabe destacar que la producción de este último podrá cubrir tres veces la demanda interna. Para el resto de los productos seleccionados, la soya presentará saldo deficitario porque cubrirá tan solo 19.4 por ciento. Si bien la cebolla, el jitomate y la papa reportarán un saldo positivo, es relevante que el jitomate tendrá la posibilidad de satisfacer 3.5 veces la demanda nacional.

Debido a su importancia en el consumo de la población mexicana, también se realizaron proyecciones para los productos pecuarios. Para el 2015, la composición de valor de la producción de la actividad ganadera del país se presentó de la siguiente manera: la de carne de ave aportó 26% y la de bovino, 22.9%; en tanto, la de leche de bovino, huevo y carne de porcino contribuyeron con 18.8, 15.5 y 14%, respectivamente. Los resultados de las proyecciones de oferta y demanda de estos productos se observan en el cuadro 3.

México: producción y consumo de productos agrícolas seleccionados en el 2030 (toneladas)

Productos/variables	Producción	Consumo	Saldo
Arroz	269 554	1 263 755	-994 202
Frijol	1 097 167	1 183 166	-85 999
Maíz	29 991 624	50 397 007	-20 405 383
Trigo	3 604 175	8 756 110	-5 151 935
Cebada	768 640	1 389 510	-620 870
Aguacate	2 162 828	785 241	1 377 587
Manzana	833 690	1 115 371	-281 681
Naranja	5 547 590	5 356 520	191 070
Piña	1 137 333	1 190 060	-52 727
Plátano	2 409 268	2 132 896	276 371
Cebolla	1 973 192	1 559 054	414 138
Jitomate	4 459 749	1 300 548	3 159 201
Papa	2 185 338	2 065 050	51 187
Soya	799 119	4 110 550	-3 311 430

Fuente: elaboración propia con base en los valores proyectados de los modelos VAR.

En el 2030, solo la carne de ave presentará déficit, pues la producción interna cubrirá 80.2% del consumo nacional; la de bovino podrá abastecer 1.5 veces, mientras que la de porcino lo hará en poco más de 100%, al igual que en el caso de la leche. Finalmente, la producción de huevo podrá satisfacer 1.8 veces la demanda interna.

Si bien la proyección de la oferta y demanda de productos agrícolas brinda un panorama de la situación futura de la seguridad alimentaria, no resulta suficiente para determinar si el suelo agrícola en México tiene la capacidad de alcanzar el volumen de producción requerido para cubrir el incremento de la demanda interna de alimentos, que resulta del natural crecimiento de la población, y que reduzca la dependencia del exterior, es decir, saber si este recurso natural es o no un factor estratégico para alcanzar la seguridad alimentaria, pero a la luz de la autosuficiencia.

Para responder a ello, con los resultados de las proyecciones provenientes del modelo econométrico se mide indirectamente la capacidad del suelo agrícola mediante un ejercicio aritmético. Al dividir el volumen del déficit de producción entre el rendimiento promedio por hectárea del periodo pronosticado se obtienen las hectáreas necesarias para cubrir en el 2030 la demanda de alimentos para cada uno de los productos seleccionados. Los resultados sugieren que deben incorporarse

Cuadro 3

México: producción y consumo de productos pecuarios seleccionados en el 2030 (toneladas y litros)

Productos/variables	Producción	Consumo	Saldo
Carne de ave	1 813 931	2 261 422	-447 491
Carne de bovino	4 421 555	2 868 424	1 553 131
Carne de porcino	2 677 705	2 532 567	145 138
Leche	17 784 027	16 487 113	1 296 914
Huevo	7 030 808	3 814 279	3 216 529

Fuente: elaboración propia con base en los valores proyectados de los modelos VAR.

Cuadro 4

México: superficie cosechada adicional necesaria para cubrir la demanda interna de productos agrícolas seleccionados en el 2030

Productos/variables	Déficit (toneladas)	Rendimiento promedio del periodo 2016-2030	Superficie cosechada necesaria para el 2030 (déficit/rendimiento promedio)
Arroz	994 202	5.4	184 111
Cebada	620 870	2.6	238 796
Frijol	85 999	0.7	122 856
Maíz	20 405 383	4.0	5 101 346
Manzana	281 681	13.4	21 021
Piña	52 727	47.6	1 108
Trigo	5 151 935	4.9	1 051 415
Soya	3 311 430	1.7	1 947 900
Total			8 668 553

Fuente: elaboración propia con base en los valores proyectados de los modelos VAR.

8 668 553 hectáreas. Los tres productos que ocupan la mayor parte son el maíz, la soya y el trigo (ver cuadro 4).

Como ya se mencionó, en la actualidad se emplean 22 millones de hectáreas para actividades agrícolas, aunque la superficie total con esta vocación podría alcanzar 27.4 millones. Más aún, la frontera agrícola podría expandirse a cerca de 31 millones. En ese sentido, dadas las condiciones actuales, la superficie cosechada necesaria para cubrir la demanda en el 2030 asciende a 8 668 553 hectáreas. Si a esta última cifra se suman 22 millones de hectáreas dedicadas hoy en día, el total requerido para alcanzar la autosuficiencia asciende a 30 668 553 hectáreas, es decir, a la extensión total de la frontera agrícola (ver cuadro 5).

No obstante, en la medida en que el suelo enfrenta procesos de degradación que vulneran la producción alimentaria, históricamente se han buscado mecanismos para incrementar la productividad, pero manteniendo la sostenibilidad y las capacidades productivas de éste; los avances científicos generados durante el siglo XX (como el fitomejoramiento, la biotecnología, la ingeniería genética y el control enzimático) lo han hecho posible.

Cuadro 5

México: superficie cosechada total requerida para cubrir la demanda interna de productos agrícolas seleccionados en el 2030 (hectáreas)

Productos	Superficie cosechada requerida por producto (hectáreas)
Arroz	184 111
Cebada	238 796
Frijol	122 856
Maíz	5 101 346
Manzana	2 1021
Piña	1 108
Trigo	1 051 415
Soya	1 947 900
Superficie cosechada requerida en el 2030	8 668 553
Superficie agrícola empleada actualmente	22 000 000
Superficie cosechada total requerida en el 2030	30 668 553

Fuente: elaboración propia con base en los valores proyectados de los modelos VAR.

Cuadro 6

México: superficie cosechada necesaria para alcanzar seguridad alimentaria a partir de la incorporación de tecnología (hectáreas)

Productos/variables	Superficie cosechada necesaria en el 2030	Superficie cosechada necesaria con incremento de rendimientos por vía de la tecnología			
		Incremento 25% rendimiento	Incremento 50% rendimiento	Incremento 75% rendimiento	Incremento 100% rendimiento
Arroz	184 111	147 289	122 741	105 207	92 056
Cebada	238 796	191 037	159 197	136 455	119 398
Frijol	122 856	98 285	81 904	70 203	61 428
Maíz	5 101 346	4 081 077	3 400 897	2 915 055	2 550 673
Manzana	21 021	16 817	14 014	12 012	10 510
Piña	1 108	886	738	633	554
Trigo	1 051 415	841 132	700 944	600 809	525 708
Soya	1 947 900	1 558 320	1 298 600	1 113 086	973 950
Total	8 668 553	6 934 843	5 779 035	4 953 460	4 334 227
Superficie empleada	22 000 000	22 000 000	22 000 000	22 000 000	22 000 000
Superficie cosechada necesaria	30 668 553	28 934 843	27 779 035	26 953 460	26 334 227

Fuente: elaboración propia con base en los valores proyectados de los modelos VAR.

Si se aplicarán nuevas tecnologías a la producción agrícola actual del país que incrementen los rendimientos por hectárea, por ejemplo las técnicas para optimizar el uso de nutrientes en las plantas o el Sistema Milpa Intercalada con Árboles Frutales (MIAF), en el 2030 se podría reducir la superficie cosechada necesaria para alcanzar la seguridad alimentaria, considerando los efectos de la degradación del suelo y las implicaciones que tendría emplear el total de extensión apta para labores agrícolas. Así, si se incrementara el rendimiento de los cultivos seleccionados en 25% se requerirían 28 934 843 hectáreas; en el caso de que mejorase 50%, la superficie necesaria sería de 27 779 035; y en el supuesto de que mediante una política agrícola activa se aumentara 75% o se duplicara, se demandarían 26 953 460 y 26 334 227, respectivamente (ver cuadro 6).

De esta manera, los resultados de las estimaciones muestran que el suelo agrícola en México cuenta con la capacidad para producir los alimentos necesarios para atender la creciente demanda de la población en el 2030, lo cual hace posible alcanzar la seguridad alimentaria interna por medio de la disponibilidad suficiente.

Anexo

Cuadro A

Modelos de producción de bienes seleccionados

Variables/ producto	Coeficiente																		
	Arroz	Frijol	Maíz	Trigo	Cebada	Aguate	Manzana	Naranja	Piña	Plátano	Cebolla	Jito- mate	Soya	Papa	Came de ave	Came de bovino	Came de porcino	Leche	Huevo
Exportaciones	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	(2) -3.280 [0.009]	-----	-----	-----	-----	-----	(2) -2.680 [0.000]	(3) -5.106 [0.045]	-----
Importaciones	(1) 4.810 [0.078]	-----	(3) -0.597 [0.031]	-----	-----	-----	(1) -1.870 [0.031]	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	9.610 [0.0064]	-----	(3) -1.143 [0.014]	(3) -1.143 [0.014]	(3) 7.698 [0.019]
Producción	(2) -1.510 [0.056]	(2) 3.931 [0.007]	(2) 0.555 [0.026]	(3) -1.529 [0.123]	(1) 239 [0.153]	(1) 1.645 [0.040]	(2) -1.266 [0.013]	(3) -0.323 [0.066]	(1) 0.710 [0.000]	(5) -2.663 [0.040]	(3) 1.993 [0.0385]	(4) -3.870 [0.003]	(3) -1.110 [0.075]	(4) 2.305 [0.008]	(1) 0.976 [0.000]	(1) 2.368 [0.003]	(1) 0.973 [0.000]	(1) 0.0694 [0.000]	(1) 0.812 [0.000]
Superficie sembrada	-----	-----	-----	(3) 6.270 [0.098]	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Superficie cosechada	(2) 6.880 [0.028]	(2) -2.601 [0.007]	(3) -0.441 [0.446]	-----	(2) 0.300 [0.570]	(1) -10.964 [0.154]	(2) 4.160 [0.004]	(1) 1.080 [0.000]	(3) -9.440 [0.024]	(5) 79.395 [0.020]	(3) -42.700 [0.031]	(4) 0.0009 [0.004]	(3) 2.401 [0.049]	(4) -49.998 [0.007]	-----	-----	-----	-----	-----
Rendimiento	(2) 141.711 [0.072]	(2) -7.570 [0.002]	(3) -5.750 [0.022]	(3) 1.420 [0.067]	(2) 179717 [0.012]	(1) -163898 [0.019]	(2) 89553.9 [0.001]	(1) 53962.1 [0.000]	(3) 1432.74 [0.049]	(5) 1.780 [0.062]	(3) -98824.7 [0.037]	(4) 2.978 [0.001]	(3) -1.840 [0.000]	(4) -160533 [0.016]	-----	-----	-----	-----	-----
Valor de la producción	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	(3) -7.050 [0.012]	(2) 1.870 [0.004]	(3) 8.590 [0.000]	(1) 3.690 [0.002]	(3) 0.0007 [0.084]
Ganado en pie	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	(1) -0.950 [0.019]	-----	-----	-----
Tendencia	-18.480 [0.004]	-----	5.280 [0.002]	-----	-----	21399.6 [0.000]	8.250 [0.000]	4.240 [0.000]	1.000 [0.005]	1.930 [0.0001]	57039.2 [0.017]	-----	-----	30024.2 [0.013]	-----	-----	-----	-----	-----
Constante	-----	8.240 [0.000]	-----	-2.650 [0.586]	-----	1.580 [0.016]	-----	-----	-----	-----	2.640 [0.009]	-----	-----	4.290 [0.001]	6.500 [0.088]	4.860 [0.004]	-----	2.040 [0.006]	221349 [0.014]
Estadísticos de la estimación																			
R2	0.999975	0.750753	0.999995	0.938549	0.988422	0.978882	0.999909	0.99993	0.99943	0.999993	0.999137	0.999981	0.996485	0.976398	0.999831	0.998718	0.999959	0.999057	0.995991
Estadístico F	F(32,79) =41.131 [0.000]	F(18,65) =2.309 [0.007]	F(36,69) =49.211 [0.000]	F(27,56) =3.324 [0.000]	F(9,65) =33.661 [0.000]	F(12,66) =18.256 [0.000]	F(20,83) =65.135 [0.000]	F(12,69) =207.827 [0.000]	F(12,71) =94.634 [0.000]	F(27,59) =128.325 [0.000]	F(32,79) =14.260 [0.000]	F(18,65) =165.565 [0.000]	F(12,69) =42.964 [0.000]	F(28,73) =16.588 [0.000]	F(9,65) =252.451 [0.000]	F(12,69) =65.583 [0.000]	F(12,71)= 266.055 [0.000]	F(9,65) =120.762 [0.000]	F(9,63) =61.015 [0.000]
Pruebas de diagnóstico																			
Autocorre- lación 1-2	[0.103]	[0.335]	[0.303]	[0.071]	[0.151]	[0.112]	[0.858]	[0.174]	[0.503]	[0.292]	[0.132]	[0.071]	[0.920]	[0.061]	[0.042]	[0.197]	[0.149]	[0.355]	[0.079]
Normalidad	[0.179]	[0.948]	[0.568]	[0.317]	[0.163]	[0.010]	[0.291]	[0.136]	[0.417]	[0.014]	[0.115]	[0.817]	[0.639]	[0.057]	[0.379]	[0.212]	[0.263]	[0.326]	[0.571]
Hetero- cedasticidad	[0.089]	[0.017]	[0.024]	[0.213]	[0.536]	[0.204]	[0.367]	[0.088]	[0.005]	[0.234]	[0.089]	[0.673]	[0.020]	[0.842]	[0.050]	[0.547]	[0.952]	[0.148]	[0.024]

Nota: los paréntesis indican el número de rezagos y los corchetes, los *p-values*.

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

La mayoría de los productos que consumimos se producen directa o indirectamente en el suelo. Este último ha experimentado transformaciones profundas en sus propiedades físicas, químicas y biológicas, las cuales han conducido a un desgaste de la capa superficial (erosión), a la pérdida de sus propiedades químicas originales (materia orgánica y nutrientes) y a una reducción de la fuente energética esencial para el desarrollo de los microorganismos transformadores de los residuos orgánicos.

Cuadro B

Modelos de consumo de bienes seleccionados

Variables/ producto	Coeficiente																			
	Arroz	Frijol	Maíz	Trigo	Cebada	Aguacate	Manzana	Naranja	Piña	Plátano	Cebolla	Jito- mate	Soya	Papa	Carne de ave	Carne de bovino	Carne de porcino	Leche	Huevo	
Consumo aparente	(1) -0.504 [0.05]	(1) -0.069 [0.6922]	(4) -0.109 [0.452]	(3) -0.410 [0.022]	(2) 0.259 [0.096]	(3) 0.379 [0.0595]	(3) -0.362 [0.079]	(4) 0.347 [0.007]	(3) -0.248 [0.008]	(1) 0.287 [0.098]	(1) 0.357 [0.027]	(4) 0.401 [0.061]	(1) 3.760 [0.011]	(5) 0.318 [0.059]	(1) 0.609 [0.001]	(3) -1.313 [0.012]	(1) 0.915 [0.000]	(1) 0.493 [0.001]	(1) 0.872 [0.000]	
Consumo per cápita	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	(2) 38210.9 [0.010]	(3) -1.120 [0.010]	(4) -14641.1 [0.065]	-----	(1) 1.380 [0.103]	
PIB	(4) -7.240 [0.1185]	(3) -0.0003 [0.010]	(2) 0.002 [0.000]	(3) 0.0004 [0.001]	(1) 41.972 [0.000]	(3) -118.1 [0.0106]	-----	(4) -4.900 [0.000]	(3) 4.130 [0.000]	(1) -98.004 [0.364]	(3) 45.369 [0.000]	(2) 301.844 [0.003]	(4) -5.690 [0.008]	(5) -129.899 [0.025]	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Población total	-----	-----	-----	-----	-----	(1) 0.005 [0.3487]	-----	-----	-----	(1) 0.005 [0.3487]	-----	-----	(1) 0.005 [0.3487]	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
INPC	(2) -19206.8 [0.027]	-----	-----	(1) 0.201 [0.214]	-----	(2) 5698.67 [0.0443]	-----	(3) 4.620 [0.040]	(1) 3.350 [0.016]	(3) 25140.9 [0.059]	(4) -14701.6 [0.006]	(5) -16223.8 [0.007]	(2) -88877.8 [0.007]	(5) -9975.430 [0.011]	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Exportaciones	-----	-----	-----	-----	-----	-----	(2) -1.570 [0.007]	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	(2) -22.59 [0.394]	-----	-----	-----	(1) -4.43 [0.169]	-----
Importaciones	(1) 0.633 [0.018]	(2) -1.310 [0.034]	(3) -0.539 [0.020]	-----	(3) 1.029 [0.004]	-----	(1) -307.316 [0.001]	-----	-----	-----	-----	(5) 6.520 [0.076]	(2) 0.097 [0.249]	-----	(3) -4.000 [0.210]	(1) 5.310 [0.002]	(2) 2.140 [0.174]	(1) -0.912 [0.000]	(3) 5.169 [0.112]	
Precio por kilogramo	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	(2) 1.920 [0.002]	-----	-----	-----	-----	-----
Tendencia	-----	11267.1 [0.648]	272249 [0.005]	-----	-----	-----	3.850 [0.000]	131816 [0.000]	1.220 [0.115]	-----	-----	-----	-----	30213 [0.033]	-----	56422 [0.002]	-----	135874 [0.000]	-----	
Constante	1.250 [0.0005]	1.380 [0.011]	-----	3.440 [0.000]	-----	803605 [0.0595]	3.240 [0.000]	-----	-----	2.070 [0.024]	-----	-1.460 [0.074]	4.580 [0.002]	1.640 [0.000]	-----	-----	2.830 [0.024]	4.340 [0.001]	-----	
Estadísticos de la estimación																				
R2	0.999574	0.996507	0.999572	0.986636	0.999616	0.99994	0.951215	0.999999	0.999998	0.999563	0.999987	0.998058	0.999751	0.999538	0.999994	0.999997	0.989508	0.980737	0.999993	
Estadístico F	F(20,73) =34.676 [0.000]	F(18,65) =23.264 [0.000]	F(12,69) =102.216 [0.000]	F(9,65) =35.427 [0.000]	F(9,68) =184.493 [0.000]	F(12,66) =106.1 [0.000]	F(12,66) =11.801 [0.000]	F(21,66) =408.917 [0.000]	F(15,69) =550.241 [0.000]	F(12,69) =101.381 [0.000]	F(12,66) =381.516 [0.000]	F(28,73) =12.214 [0.000]	F(20,73) =41.438 [0.000]	F(28,73) =19.472 [0.000]	F(16,77) =240.272 [0.000]	F(15,72) =427.848 [0.000]	F(9,63) =38.793 [0.000]	F(12,69) =19.85 [0.000]	F(9,65) =366.05 [0.000]	
Pruebas de diagnóstico																				
Autocorrección 1-2	[0.064]	[0.446]	[0.373]	[0.494]	[0.171]	[0.0536]	[0.563]	[0.142]	[0.103]	[0.137]	[0.054]	[0.396]	[0.486]	[0.388]	[0.104]	[0.086]	[0.293]	[0.063]	[0.872]	
Normalidad	[0.122]	[0.034]	[0.450]	[0.243]	[0.093]	[0.012]	[0.236]	[0.176]	[0.825]	[0.049]	[0.097]	[0.952]	[0.571]	[0.873]	[0.669]	[0.147]	[0.211]	[0.922]	[0.386]	
Pruebas de diagnóstico																				
Heterocedasticidad	[0.380]	[0.278]	[0.421]	[0.808]	[0.645]	[0.3066]	[0.131]	[0.020]	[0.063]	[0.276]	[0.022]	[0.058]	[0.885]	[0.110]	[0.750]	[0.734]	[0.328]	[0.034]	[0.164]	

Nota: los paréntesis indican el número de rezagos y los corchetes, los *p-values*.

Fuente: elaboración propia.

La dimensión de la disponibilidad de la seguridad alimentaria exige a una nación tener con alimentos en cantidades suficientes y de calidad, con fácil acceso físico y de manera estable para satisfacer las necesidades alimentarias de la población. Desde la década de los 80 del siglo XX, sin embargo, México no ha logrado producir el volumen de alimentos necesarios para satisfacer el consumo de su población y reducir la dependencia y vulnerabilidad alimentaria del exterior, principalmente en productos básicos. La demanda de alimentos en el 2030, que provendrá de 138 millones de personas, exige que el país desarrolle nuevas prácticas y tecnologías productivas que permitan incrementar el volumen de producción en aquellos productos que reportan una alta dependencia de suministros externos con el fin de alcanzar un nivel cercano a la autosuficiencia alimentaria sin el deterioro de la calidad del suelo.

Los resultados de las proyecciones muestran que si bien México tiene restricciones de suelo, la superficie agrícola tiene la capacidad para cubrir la demanda interna de los productos en los cuales se prevé un déficit, lo que permitiría garantizar la seguridad alimentaria desde la dimensión de la disponibilidad más allá de resolver las condiciones de acceso. Esto se podría lograr a través de incrementar los rendimientos por hectárea a partir de incorporar tecnología que sea sustentable, principalmente de aquellos cultivos que presentan déficit, bajo distintos escenarios, ampliar la frontera agrícola en 8.6 millones de hectáreas manteniendo el mismo rendimiento que se ha observado en el periodo analizado, o bien, a partir de combinar ambos mecanismos.

Fuentes

- Bautista, A., J. Etchevers, R. F. Del Castillo y C. Gutiérrez. "La calidad del suelo y sus indicadores", en: *Ecosistemas*. España, Asociación Española de Ecología Terrestre-Universidad Rey Juan Carlos, pp. 90-97, 2004.
- Burbano-Orjuela, H. "El suelo y su relación con los servicios ecosistémicos y la seguridad alimentaria", en: *Ciencias Agrícolas*. Universidad de Nariño, 2016, pp. 117-124.
- Comisión Nacional Forestal (CONAFOR)-Universidad Autónoma Chapingo (UACH). *Línea base nacional de degradación de tierras y desertificación. Informe final*. México, Jalisco, 2013.
- FAO. *Declaración de la Cumbre Mundial sobre la Seguridad Alimentaria*. Italia, FAO, Roma, 2009a.
- _____. *Guía para la descripción de suelos*. Italia, FAO, Roma, 2009b.
- _____. *El suelo como factor para la seguridad alimentaria y la adaptación y mitigación del cambio climático*. Italia, FAO, Roma, 2010.
- _____. *Healthy soils are the basis for healthy food production*. Italy, FAO, Rome, 2015.
- FAO-IFAD-WFP. *The State of Food Insecurity in the World. Meeting the 2015 international hunger targets: taking stock of uneven progress*. Italy, FAO, Rome, 2015.
- Fujigaki, E. *La agricultura, siglos XVI al XX*. Vol. 9. México, Dirección General de Publicaciones y Fomento Editorial de la UNAM-Océano, 2004.
- Gómez, L. "El papel de la agricultura en el desarrollo de México", en: *Estudios Agrarios*. México, Procuraduría Agraria, pp. 33-84, 1996.
- Hendry, D. *Econometrics: Alchemy or Science? Essays in Econometric Methodology*. USA, Oxford University Press, New York, 2000.
- Hewitt, C. *La modernización de la agricultura mexicana, 1940-1970*. México, Siglo XXI Editores, 1978.
- Keating, J. "Macroeconomic modeling with asymmetric vector autoregressions", en: *Journal of Macroeconomics*. USA, Louisiana State University Press, pp. 1-28, 2000.
- Liberti, S. *Los nuevos amos de la tierra*. México, Taurus, 2014.
- Luetkepohl, H. "Vector Autoregressive Models", en: *EUI Working Papers*. Italy, European University Institute, pp. 1-56, 2011.
- Luiselli, C. *Agricultura y alimentación en México*. México, Programa Universitario de Estudios del Desarrollo-UNAM, 2017.
- Porta, J., M. López-Acevedo y C. Roquero. *Edafología para la agricultura y el medio ambiente*. España, Ediciones Mundi Prensa, 2015.
- Romero, E. *Un siglo de agricultura en México*. México, UNAM-Miguel Ángel Porrúa, 2002.
- SAGARPA. *El suelo agrícola y la producción agropecuaria*. México, SAGARPA, 2008 (DE) <http://www.sagarpa.gob.mx/desarrolloRural/Documents/El%20suelo%20y%20la%20produccion%20agropecuaria.pdf>
- INEGI. *Encuesta Nacional Agropecuaria 2014*. México, INEGI, 2014.
- Sassen, S. *Expulsiones. Brutalidad y complejidad en la economía global*. Argentina, Katz, Buenos Aires, 2015.
- Trápaga, Y. "El fin de la frontera agrícola y el acaparamiento de tierras en el mundo", en: *Investigación Económica*. México, UNAM, pp. 71-92, 2012.
- Torres, F. "La seguridad alimentaria en la estructura del desarrollo económico de México", en: *Implicaciones regionales de la seguridad alimentaria en la estructura del desarrollo económico de México*. México, Instituto de Investigaciones Económicas de la UNAM, pp. 119-176, 2017.
- Turrent, A., T. Wise y E. Garvey. *Achieving Mexico's Maize Potential*. USA, Global Development and Environment Institute-Tufts University, Medford MA, 2012.

Una historia breve pero entrañable

A brief but intimate story

Coyle, Diane.

El producto interno bruto.

Una historia breve pero entrañable.

México, Fondo de Cultura Económica, Colección Breviarios, 2017, 204 pp.



Reseña

Fernando J. Chávez Gutiérrez*

Diariamente, los medios de comunicación de todo tipo se refieren con frecuencia al término económico producto interno bruto (PIB) para dar cuenta de las tendencias de la economía en el corto plazo. El gran público —sin incluir en éste a los economistas y *especies afines*— oye, lee e interpreta los datos de este rey de los indicadores macroeconómicos como puede y Dios le da a entender. Esto no es reprochable en sí mismo; después de todo, nadie tiene la obligación de entender la jerga de los economistas o astrónomos, plomeros o de cualquier otro oficio gremial o grupo profesional. Lo que siempre se intuye acerca de los movimientos del PIB, con sus eternos sube y baja, es que, si pasa lo primero, las cosas van bien y, si sucede lo segundo, las cosas van mal.

El libro que ahora comento —de la autoría de la profesora Diane Coyle (británica ubicable en la Universidad de Manchester, de la Gran Bretaña)— es, para empezar, motivante desde su mismo título, aunque sus lectores potenciales tienen que ser estudiantes de Economía y, claro, los economistas y, repito, de otras *especies afines* involucradas en la ardua tarea de medir la riqueza económica

de las naciones a través del PIB. Se trata de una publicación breve, pero ambiciosa, que consta de seis capítulos, una introducción y un apartado de conclusiones que ayudan al lector a saber o confirmar su entendimiento sobre las tesis e ideas que esta autora sostiene acerca de este indicador macroeconómico, cuya historia es muy breve en la historia de las ideas en general y, por supuesto, en la misma historia del pensamiento económico.

Pero se debe decir también que el subtítulo del libro, *Una historia breve pero entrañable*, refleja un par de concepciones discutibles: 1) que puede haber una historia larga de este concepto, lo cual es erróneo; como ella misma lo señala de manera correcta, éste nace apenas en la cuarta década del siglo XX, precisamente con el surgimiento mismo de la Macroeconomía como una parte relevante de la Economía y 2) que se puede calificar la historia del PIB como *entrañable*, lo cual supone que ésta puede caer en el terreno de las emociones, los afectos y los sentimientos; se trata de una visión un poco cursi y, por ello mismo, hasta impropia.

Los optimistas escriben, entre muchas otras cosas, libros porque tienen la convicción de que este mundo tiene remedio, después de todo lo problemática que es o pudiera ser nuestra vida cotidiana. Esta idea la leí hace algún tiempo en un texto de la legendaria Joan Robinson, polémica economista inglesa del siglo XX, y estoy de acuerdo con esto. Así que se debe reconocer y agradecer este opúsculo que nos ofrece la profesora Coyle, independientemente de que su trabajo deba pasar por la criba de la crítica, siempre necesaria en el campo de las ciencias —duras o sociales— con lo cual no se quitan ni regatean los méritos de su trabajo, que los tiene.

El libro cuenta con el mérito de poner en alerta a quienes ven o entienden el PIB como una construcción teórica intachable o inmejorable. Es bueno y útil para medir el crecimiento económico, pero prácticamente poco o nada para medir el bienestar económico. Ella, de muchas maneras (reiterativas), lo muestra y demuestra con buenos argumentos. Es curioso o extraño que vea al PIB como un *invento*, tal como podemos referirnos al fuego, la rueda o la electricidad. Me parece que está fuera de contexto esta concepción del PIB. En la heurística de los economistas no hay inventos, en el sentido usado en la ciencia y la tecnología. Lo que hay allí son conceptualizaciones formales y abstractas que contribuyen a representar la realidad, lo cual puede llegar —no necesariamente— a medir algunas de sus partes componentes. Lo ideal en Economía, sin embargo, es que lo teórico tenga una dimensión empírica. Así que en esta disciplina no hay inventores. Ni Adam Smith, ni Paul Samuelson, por ejemplo, son *inventores* como sí lo fueron Eurípides o Benjamín Franklin.

Vamos ahora a señalar un mérito formidable del trabajo de Diane Coyle. El concepto PIB ha reforzado el desarrollo y la consolidación de la historia económica, pues sin éste sería imposible entender su origen y desarrollo en el siglo XX como esta importante rama de la Historia (con mayúscula). Las estadísticas económicas, en particular las del PIB y otras que dependen de éste, han permitido aproximarse a la reconstrucción de muchos episodios históricos, nacionales e internacionales, donde los hechos económicos tienen una centralidad fuera de discusión; pero es necesario decir enfáticamente que la Historia (con mayúscula) de la humanidad reconoce que hay muchos más factores explicativos de su devenir, no nada más que los que proporciona la Economía. Cuidado con este determinismo económico, lo cual termina en un reduccionismo monista que simplifica de manera errada la visión retrospectiva de la realidad social.

La profesora es reiterativa en la tesis de que el bienestar económico no es medido con el PIB, donde el lector es informado de algunos conceptos y autores que asumen la necesidad de no quedarse solo

en la medición del crecimiento económico. Esto ha llevado a muchos economistas a formalizar y naturalizar la medición del bienestar económico que, finalmente, es lo que le da sentido, por ejemplo, al análisis económico, cualquiera que sea el enfoque que se tenga o adopte. Así, ella explica el origen y la aportación que tiene el índice del desarrollo humano (IDH) y, por ello mismo, nos remite a los trabajos (luminosos) del distinguido economista indio Amartya Sen, por ejemplo. Este enfoque que hay en el IDH, subrayo, abona el terreno para reconocer la insuficiencia del PIB en este sentido y, en consecuencia, convoca a explorar otros instrumentos conceptuales y estadísticos, los cuales permiten tener una aproximación a los resultados de los ciclos económicos en el bienestar social y la felicidad humana.

Un buen inventario —no exhaustivo— de nombres de economistas asociados al origen y desarrollo del concepto PIB, netamente macroeconómico, ayuda al lector a elucidar el PIB como una construcción teórica y empírica de naturaleza colectiva o colegiada. Así, ella le hace justicia a muchos ilustres miembros del gremio de economistas que contribuyeron de manera fundacional a insertarlo en el análisis macroeconómico: A. Marshall, J. M. Keynes, S. Kuznets, C. Clark, R. Stone, W. Baumol, A. Madisson, W. Phillips, V. Leontief, J. Meade, W. Nordhause, R. Harrod, E. Domar, W. Mitchel, R. C. Geary, S. H. Khamis, I. Kravis, M. Gilbert, J. Stiglitz, J. Tinbergen, J. Tobin, R. Solo y algunos otros más que contribuyeron al mejor cálculo y uso. Sea un lector novicio o experto, dicho listado en el libro de la profesora Coyle contribuye a motivar no solo el entendimiento de la muy breve historia del PIB, sino de otros temas económicos —teóricos y empíricos— afines y que se derivan del estudio de este indicador.

Por razones obvias, Diane Coyle pone los ejemplos de los problemas del cálculo del PIB solo considerando al mundo anglosajón, en particular a Estados Unidos de América y Gran Bretaña. Me parece que aquí hay una insuficiencia del libro. Las agencias u organismos estadísticos de cada país cuentan con arsenales estadísticos y recursos humanos que son diversos y, sobre todo, desiguales. En este sentido, son muy notorias las diferencias internacionales en el cálculo del PIB. Hay naciones que publican con una frecuencia ejemplar y, con cierta confiabilidad, las cifras de su PIB, y otros muchos, a duras penas, logran presentar sus datos macroeconómicos de mayor relieve. En todo caso, queda claro que el análisis del pulso económico de corto plazo —con la información estadística alcanzada— hoy tiene niveles inimaginables en relación con los que se podía hacer hace 30 años.

El libro no hace mención alguna de la importancia del PIB y sus indicadores complementarios en el seguimiento de los ciclos económicos, tema crucial en los análisis macroeconómicos de corto plazo. Hoy en día, los gobiernos, empresarios, sindicatos, académicos, consultores económicos, por mencionar algunos actores, hacen uso de esta información del Sistema de Cuentas Nacionales y de una variedad de indicadores económicos oportunos para preparar diagnósticos y pronósticos sensatos de la trayectoria de la economía en el corto plazo. Esta omisión es preocupante en un trabajo que quiere aclarar, entre otros aspectos, los usos del PIB en el estudio de la realidad económica. Revisar el pasado y asomarse un poquito al futuro con un seguimiento de las tendencias cíclicas ahora es posible gracias a todo lo relacionado con las estimaciones periódicas del PIB de las naciones y del mismo PIB global.

En su exploración acerca de la historia del PIB se incurre en ciertas contradicciones o incongruencias, las cuales desconciertan y, quizá, hasta confundan al lector. En la introducción, ella se pregunta "... si el PIB en sí mismo es todavía una medida suficientemente buena del desempeño económico, y

concluyo que no...” (p. 19). Esta visión dura y desconfiada del tema le permite tejer muchos argumentos en este sentido a lo largo de su libro, lo cual justifica el trabajo que se tomó en escribirlo; pero, al mismo tiempo, en el último renglón de la publicación esta tesis parece diluirse, hasta cierto punto, cuando afirma con convicción que: “El PIB, con todos sus defectos, aún es una luz brillante que resplandece a través de la niebla...” (p. 192). Esta postura final no deja de sorprender ya que, a lo largo y ancho del texto, la autora encauzó sus filosos comentarios y críticas implacables al cálculo convencional contemporáneo de este concepto macroeconómico.

No se puede dejar de reconocer que en este último aspecto se pueden encontrar con frecuencia pretensiones vacuas y mucha fanfarronería, en especial cuando se quiere tener precisión y oportunidad en el análisis económico, tanto de corto como de largo plazo, sea prospectivo o retrospectivo. Ilustro primero el caso que surge de manera cotidiana con los pronósticos del PIB —públicos o privados— de largo plazo, donde nos quieren vender la posibilidad de saber con exactitud, por ejemplo, cómo sería una economía nacional en las siguientes dos décadas o, más temerariamente, intentando anticipar su situación en los siguientes 100 años: la modelación econométrica puesta con impunidad al servicio de magos y videntes modernos, disfrazados de científicos serios y rigurosos.

Asimismo, es pertinente y oportuno mencionar, por otro lado, el caso de los que crean bases de datos históricos del PIB de dudosa credibilidad científica. ¿En verdad los problemas y dificultades en la construcción de indicadores de la producción de corto plazo desaparecen o son mínimos cuando se hacen los de largo plazo para revisar la historia económica milenaria de algún país o de cierta región del planeta? Nada más se deben ver y leer los conocidos trabajos de historia económica del célebre académico inglés Angus Madisson (1926-2010); aquí hay un dilema: aceptar o no la posibilidad de recibir su información estadística arqueológica, ¡de siglos y milenios!; frente a los muchos datos de su obra multicitada, es razonable ponerse a la defensiva o quedarse en un franco escepticismo intelectual y científico: sus discutibles datos macroeconómicos basados en el cálculo en un PIB hipotético para reconstruir la historia secular o milenaria de algunos países y regiones tienen que verse con mucha precaución y con un lente crítico.

Con toda razón, la profesora Coyle reprocha que hay o hubo dos cuestiones descuidadas en el cálculo convencional del PIB: los costos ambientales del crecimiento económico y el desdén o minimización de la importancia del trabajo femenino en los hogares en el valor del PIB. Por fortuna, en una buena cantidad de países, estos dos temas se han tomado con la debida seriedad que ameritan en sí mismos, aunque temo que todavía estamos en una etapa pionera o inicial en ambos casos. Los ambientalistas y el movimiento feminista nos han hecho ver, con toda la razón del mundo, que las omisiones e insuficiencias que hay en el cálculo del PIB sobre estos dos tópicos tiene que tener una solución. En México, por ejemplo, el INEGI ha publicado sus investigaciones paralelas a las del PIB en las llamadas cuentas satélite (siete hasta ahora), que “...subrayan la necesidad de ampliar la capacidad analítica de la contabilidad nacional a determinadas áreas de interés social de una manera flexible y sin sobrecargar o distorsionar el sistema central...” Así, en esa sección encontramos las cuentas satélite *Económicas y ecológicas* y *Trabajo no remunerado en los hogares*.¹

Otro asunto revisado por Diane Coyle, y que no está debidamente incorporado en el cálculo del PIB o quizá de manera muy parcial, es el que tiene que ver con el impacto del cambio tecnológico. Esto es de suyo complejo, así se percibe y no se ignora entre los expertos en este tema, pero

¹ <http://www.inegi.org.mx>

hasta ahora resulta casi imposible valorar dicho impacto en la productividad y en la calidad de los bienes y servicios medidos en el PIB. Los argumentos de la autora enfatizan que este tópico refleja una debilidad u omisión que tiene que ser explicada en forma abierta por los técnicos que hacen periódicamente los cálculos, y tiene mucha razón en este punto.

Y en relación con esto, ella plantea de manera atinada que la medición del PIB convencional tiende a generar dos problemas cruciales en los estudios macroeconómicos: se tiende a subestimar el crecimiento económico y a sobrestimar la medición de la inflación. Los argumentos que sostienen esta tesis están en que, en lo general, hay cierta proclividad a no considerar o subestimar los efectos del cambio tecnológico y, asimismo, a dejar fuera muchos bienes y servicios por errores conceptuales. Creo que también, en estos dos temas, los expertos deben advertir a los usuarios de este indicador sobre las restricciones que hay al respecto, aunque en términos prácticos no las resuelvan todavía.

Las economías modernas tienen en el sector terciario su motor más importante y es, precisamente, allí donde existen los llamados servicios intangibles, cuya medición todavía deja mucho que desear. Las observaciones críticas que hay en este libro sobre este tema son, sin duda alguna, motivantes y equilibradas. De pasada, señalo que hay en este tópico un problema de traducción cuando uno se encuentra —pocas veces— con la expresión *servicios e intangibles (sic.)*, cuando lo correcto es escribir y razonar sobre los que representan los *servicios intangibles* en la economía moderna. Se debe recordar, así sea muy levemente, que todos los servicios tienen la propiedad específica de consumirse cuando se producen, hecho que dificulta su medición y efecto en el cálculo del PIB.

El libro contiene otras historias interesantes, obviamente relacionadas con el PIB. Destaco en especial la del *PIB ajustado por la paridad del poder de compra de cada país* (estimado en la actualidad por el Banco Mundial), la cual no está exenta de problemas conceptuales y empíricos, como la autora lo señala de forma correcta. La metodología —relativamente reciente— para hacer comparaciones económicas internacionales con este concepto genera serias dudas entre economistas, y sospecho que su cabal entendimiento es todavía un poco frágil en este gremio y ya no digamos entre otro tipo de lectores alejados del manejo cotidiano de este indicador.

Comento aquí el tema problemático de la economía informal en el cálculo del PIB, el cual aborda la autora con una buena dosis de eurocentrismo, bastante objetable por cierto. Descubre el hilo negro cuando plantea que hay un cúmulo significativo de bienes y servicios en la actividad económica informal que no se consideran en dicho cálculo. Por definición, esto no es posible ya que, hasta ahora, no pueden existir registros, datos censales o de encuestas confiables y oportunos sobre los resultados que tienen grandes y poderosos grupos de actividad económica informal. En nuestro país, por ejemplo, hay ideas muy presuntuosas, pero impresionantes, acerca del supuesto valor bruto del tráfico de drogas y armas, así como de la trata de mujeres, niños y niñas. Medir lo informal e ilegal al mismo tiempo es una tarea casi insoluble hasta ahora. Basta conformarnos con las estimaciones gruesas que se tienen al respecto.

Los libros, como tantas cosas en la vida, nacen y luego su futuro se torna incierto. El éxito o fracaso de cada obra escrita depende de muchos factores, y sus autores deben esperar pacientemente el veredicto final que surge de los lectores. Deseo y espero que la primera edición en español de los 5 200 ejemplares de esta publicación —con el que su autora ganó en el 2015 el tercer lugar en el *Axiom Business Book Award in Economics*— sea acogida con beneplácito por la comunidad académica hispanohablante de las ciencias sociales, en particular por los estudiantes y profesores universitarios de Economía.

Hacer el mal queriendo hacer el bien

Doing evil while wanting to do good



Levy, Santiago.

Esfuerzos mal recompensados.

La elusiva búsqueda de la prosperidad en México.

Washington, DC, Banco Interamericano de Desarrollo, 2018, pp. 364.

Reseña

Gerardo Leyva Parra*

Idea general

El Mefistófeles de Fausto se describe a sí mismo como parte de aquel poder que "...siempre quiere el mal y siempre obra el bien...". En *Esfuerzos mal recompensados*, Santiago Levy nos muestra que nos hemos dado un marco institucional y legal que, en ocasiones, es como un Mefistófeles al revés, es decir, que queriendo hacer el bien termina obrando mal.

Pese a que se ha logrado una valiosa estabilidad macroeconómica y una economía abierta al comercio exterior, además de haber establecido importantes reformas para promover la competitividad y la eficiencia en sectores clave, la tasa de crecimiento medio anual del producto interno bruto (PIB)

* Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), gerardo.leyva@inegi.org.mx

per cápita de México en los últimos 20 años ha sido de apenas 1.2%, al mismo tiempo que 1%¹ de los hogares con mayores ingresos concentra alrededor de una quinta parte del ingreso corriente total de los hogares y que los indicadores de pobreza no muestran mejoras notables. En otras palabras, no solo tenemos una economía que casi no crece, sino permanecemos atrapados en niveles de pobreza y desigualdad escandalosos.

A México le urge tener una economía que crezca a tasas aceleradas, pero de forma incluyente, de modo que nadie se rezague. *Esfuerzos mal recompensados* nos muestra que no todas las rutas para incluir a los individuos y los negocios menos aventajados son igualmente favorables para el crecimiento de la economía y que, de hecho, algunas pueden resultar contrarias a éste. Inclusión y crecimiento deberían ser objetivos concurrentes y complementarios. La idea de tener inclusión sin crecimiento es autolimitativa y la de tener crecimiento sin inclusión es una bomba de tiempo.

El nuevo libro de Levy enseña cómo algunas políticas públicas, que en principio parecen justas y loables, terminan generando incentivos perversos que promueven una asignación ineficiente del capital y del trabajo, minando la productividad y saboteando el crecimiento de la economía. Plantea con lucidez la manera en la cual los elementos del entorno normativo e institucional han favorecido un uso subóptimo de los recursos disponibles que explica, en buena medida, por qué el país no ha sido capaz de generar la cantidad de empleos bien remunerados y de calidad que necesita. Presenta evidencia empírica sólida que deja ver la forma en que la baja productividad ha sido promovida y la alta, desalentada. Al hacer esto, el autor rescata la relevancia de los incentivos y destaca la importancia de alinear las acciones micro con los objetivos macro.

En buena medida, este actuar mefistofélico resulta de la falta de conciencia y de cuidado de los actores a cargo del diseño de las leyes y la implementación de las políticas económicas y sociales respecto a los canales de transmisión que vinculan temas como la seguridad social, legislación laboral, política impositiva y calidad del cumplimiento de la ley con la productividad de la economía en general.

Fuentes de información

Santiago Levy ofrece un análisis que parte de un sólido fundamento empírico. No exagero si digo que él es el usuario más intensivo de los resultados de los Censos Económicos (CE) que produce el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Su analista, Óscar Fentanes, pasó más de cinco años trabajando en el Laboratorio de Microdatos del INEGI. El trabajo implicó usar la totalidad de los registros de manufacturas, comercio y servicios, es decir, casi toda la información de los CE, establecimiento por establecimiento y empresa por empresa, de varios levantamientos censales. Es un esfuerzo realmente enorme y, también, un examen muy exigente para los Censos Económicos. Santiago y Óscar están entre los sinodales más acuciosos y exigentes que han tenido estos operativos del INEGI en toda su larga historia.

¹ Las cifras de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) subestimaron la desigualdad en la distribución del ingreso corriente de los hogares. El dato que aquí se reporta proviene de una versión corregida de dicha encuesta, tal como se reporta en: Santaella, Julio, Gerardo Leyva y Alfredo Bustos. "¿Quién se lleva los frutos del éxito en México? Una discusión sobre la verdadera distribución del ingreso", en: *Nexos*. 28 de agosto de 2017 (DE) <https://www.nexos.com.mx/?p=33425> y en Bustos, Alfredo y Gerardo Leyva. "Towards a more realistic estimate of the income distribution in Mexico", en: *Latin American Policy*. Vol. 8, núm. 1, junio de 2017 (DE) <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/lamp.12114>

Si bien el grueso del análisis se basa en los CE, el libro también hace uso de información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) la cual, al ser en hogares, permite darse una idea de lo que ocurre con las unidades económicas que quedan fuera de la frontera conceptual y operativa de los Censos Económicos, los cuales cubren 981 de las 1 051 clases de actividad a seis dígitos que reporta el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), por lo que no incluyen todas las actividades económicas. Además, los CE solo reportan información sobre las unidades económicas fijas o semifijas, por lo que los negocios de naturaleza ambulante o los que para su realización no requieren de algún establecimiento no son objeto de cobertura. La información de la ENOE permite darse cuenta del número de unidades económicas en los sectores de interés que quedan fuera del levantamiento censal, así como de su tamaño medio aproximado. El uso complementario de los CE y la ENOE le otorga al análisis de Levy un nivel de exhaustividad que solo refuerza su solidez.

Tener datos, en especial de buena calidad, es fundamental. “Sin datos, cualquiera que haga algo es libre de reclamar éxito...”, nos dice Angus Deaton en *El gran escape*. Pero una vez que se tienen éstos se debe saber usarlos, y cito de nuevo a Deaton: “...a menos que entendamos cómo es que se acopian los datos y qué significan, corremos el riesgo de ver problemas donde no los hay, de soslayar necesidades urgentes que se pueden solucionar, de experimentar ira ante meras fantasías al tiempo que soslayamos horrores reales, y de recomendar políticas fundamentalmente equivocadas...”. Al respecto, debo decir que Santiago y su equipo realmente conocen los datos a profundidad y no solo eso, sino que también, de manera generosa, han compartido con el INEGI algoritmos de *matching* que le podrían servir para extender la comparabilidad empresa por empresa, más allá de los Censos Económicos 2009 y 2014, para incorporar también los de 1994, 1999 y 2004.

Esfuerzos mal recompensados es un ejemplo del impacto social que conlleva el disponer de recursos institucionales como el Laboratorio de Microdatos del INEGI, y muestra cómo es que los esfuerzos por ofrecer esta alternativa a los investigadores sí pueden estar bien recompensados. En la dialéctica entre disponibilidad de información y nuestros modelos de la realidad, el uso cuidadoso y extensivo de fuentes como los CE abre la puerta a la realización de análisis más sofisticados y también más realistas sobre nuestro entorno. Los grandes teóricos del desarrollo de la primera mitad del siglo XX hubieran querido tener las herramientas analíticas y de información que están disponibles para los investigadores hoy en día. Los datos de que hoy disponemos, y su accesibilidad sin precedentes, nos ofrecen la posibilidad de indagar a profundidad en la búsqueda de patrones novedosos que nos revelen aspectos relevantes y sorprendentes de la realidad.

Taxonomía utilizada

La línea argumental básica del libro es que los elementos del entorno legal e institucional establecen reglas del juego a partir de las cuales los individuos y los negocios toman decisiones en materia de asignación de recursos materiales y humanos que inciden en la productividad de las unidades económicas y, a través de ella, en la del conjunto del aparato productivo. Levy emplea una taxonomía de unidades económicas que cuenta con la doble ventaja de que es operacionalizable desde las bases de datos de los CE y tienen un significado relevante.

A diferencia de lo que ocurre con la matriz de Hussmans empleada por el INEGI para la identificación del sector del trabajo informal² —la cual usa un doble criterio que considera, por una parte, la disponibilidad de seguridad social por la vía de la relación laboral (para identificar trabajo informal fuera de ese sector) y, por otra, una *proxy* del registro ante la autoridad fiscal (para identificar al trabajo que participa en las unidades económicas del sector informal)—, en el análisis de Levy se sigue la propuesta de Ravi Kanbur de usar un único criterio que, en este caso, es el de la disponibilidad de seguridad social por la vía de la relación laboral. A partir de esto, el autor genera una taxonomía que consiste en: a) empresas plenamente formales (con trabajo asalariado contratado de conformidad con la ley), b) empresas mixtas (con trabajadores asalariados y no asalariados), c) empresas informales sin trabajo asalariado (legales) y d) empresas informales con trabajo asalariado no protegido (ilegales). Ésta transita de forma transversal a lo largo de casi toda la obra y resulta clave para establecer los principales hechos estilizados. Santiago muestra que, en términos gruesos, las empresas plenamente formales son las más productivas y las informales legales, las menos. Hechas sándwich entre estas dos, las mixtas son, en promedio, más productivas que las informales ilegales.

Modelo Hsieh y Klenow

El diagnóstico de las distorsiones en la asignación de factores que merman la productividad de la economía mexicana se alimenta del artículo de Hsieh y Klenow (publicado en el *Quarterly Journal of Economics* de noviembre del 2009) y que parte de un modelo de optimización microeconómica de competencia monopolista, la cual permite reflejar los efectos de las decisiones de las unidades económicas individuales en la productividad factorial total y el nivel del valor agregado generado por la industria a la que pertenecen y luego por el de las industrias, hasta llegar al agregado de la economía en su conjunto.

La propuesta de Hsieh y Klenow no solo es elegante y relevante, sino que es operacionalizable para la medición empírica de la mayor o menor presencia de distorsiones en las decisiones óptimas de las unidades económicas respecto a cuánto producir, así como cuánto trabajo y capital incorporar. Ellos muestran que, al interior de una actividad económica definida de manera muy detallada (como podría ser una clase de actividad económica a seis dígitos de los CE), la ausencia de distorsiones supondría que el valor de la productividad factorial total —es decir, el resultado de multiplicarla por el precio de mercado del producto— sea igual para todas las unidades al interior de esa clase de actividad. Dicho de otra manera, la presencia de distorsiones se refleja cuando hay dispersión en las cifras del valor de la productividad factorial total. Mientras más dispersos estén los valores correspondientes, mayor es la presencia de distorsiones.

Nótese que dada la estructura de mercado que se supone en el modelo (competencia monopolista), las industrias altamente concentradas con muy pocos participantes no se prestan con naturalidad a este análisis, por lo que, a mi juicio, las clases de actividad con mayor nivel de concentración deberían ser excluidas. Por otra parte, el modelo sirve muy bien para ver si hay mucha o poca presencia de distorsiones, pero no para identificar sus causas ni la contribución relativa de cada una de aquéllas. Es por esto que la selección de los elementos sospechosos de estar detrás de esas distorsiones requiere de una muy desarrollada intuición económica, un conocimiento profundo

² Ver Negrete, Rodrigo. "El concepto estadístico de informalidad y su integración bajo el esquema del Grupo de Delhi", en: *Realidad, Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía*. Vol. 2, núm. 3, septiembre-diciembre de 2011 (DE) <http://www.inegi.org.mx/rde/2011/09/04/el-concepto-estadistico-de-informalidad-y-su-integracion-bajo-el-esquema-del-grupo-de-delhi/>

del ambiente de los negocios en México y de la disponibilidad de sólidos elementos analíticos e informativos que permitan articular las fuentes posibles de distorsiones con la evidencia empírica de su presencia.

No son los sospechosos de siempre...

Dado que las distorsiones en la asignación de factores son elementos que hacen que una cierta dotación de factores, capitales físico y humano rinda menos valor agregado del que rendiría sin distorsiones, es claro entonces que la fuente de éstas no son los factores, lo cual significa que la explicación del bajo nivel de desempeño del aparato productivo nacional ofrecida por Santiago Levy no gravita en la necesidad de fortalecer la educación y la salud o en la de incrementar la inversión en maquinaria y equipo e infraestructura; tampoco se enfoca en la innovación y el desarrollo tecnológico al estilo de la explicación tradicional del residual de Solow. Sin dejar de reconocer la fundamental importancia de estos elementos, Levy enfoca sus baterías en aspectos del entorno empresarial, legal e institucional que median entre los elementos que se incorporan en el proceso productivo y el valor agregado resultante.

Así las cosas, el libro es también una advertencia en el sentido de que ignorar el papel de las distorsiones para identificar sus fuentes y atacarlas de manera prioritaria parece ser una receta muy adecuada para frustrar las altas expectativas que, en distintos momentos, han sido depositadas en iniciativas tales como lograr una mayor apertura e integración comercial, mantener la estabilidad macroeconómica, reformar las reglas del juego en sectores económicos clave, fortalecer la cobertura y la calidad de la educación o invertir masivamente en infraestructura.

Ignorar el papel de las distorsiones que el entorno normativo e institucional inflige sobre el nivel de eficiencia de la economía en su conjunto implica un gran peligro de cometer errores de atribución al momento de buscar identificar lo que no funciona para hacerlo a un lado. Desde estos errores de atribución seríamos incapaces de separar las causas que provocan los efectos deseados de las que generan los efectos no deseados; esto implica el grave riesgo de que se ejerzan acciones *correctivas* que terminen debilitando las causas de los efectos deseados y se dejen intactas o, incluso, se fortalezcan las de los no deseados; es decir, hacer el mal queriendo hacer el bien: otra vez, ¡Mefistófeles al revés!

Los sospechosos de Levy

Desde su perspectiva, los principales sospechosos del entorno legal e institucional son: 1) la política fiscal, 2) la protección social, 3) la política laboral y 4) el cumplimiento de los contratos. Un sistema impositivo que cobra tasas más bajas a los negocios más pequeños es un sistema que castiga el crecimiento de los negocios, evita la formación de economías de escala y promueve la baja productividad. Uno de seguridad social que es pagado por el sector formal, pero ofrece cobertura a los trabajadores del informal, impone costos operativos a las unidades económicas formales que les hace perder cuota de mercado frente a las informales menos eficientes, lo cual castiga la formalidad y promueve la ineficiencia. Un entorno de condiciones del mercado donde no se confíe en el cumplimiento de los contratos favorece que las empresas se mantengan en el ámbito familiar y evita que adopten

formas organizacionales más complejas, pero también más eficientes. Éstos son sospechosos bastante plausibles, y la argumentación del autor para justificarlos es muy sólida. Sin embargo, podría valer la pena probar si temas como la corrupción, la inseguridad y la tramitología, entre otros, podrían también calificar para integrar la lista de sospechosos.

Costo de oportunidad

Esfuerzos mal recompensados es un libro que se aleja de afirmaciones categóricas simplistas. No sataniza a las unidades económicas informales ni a los micronegocios, al contrario, reconoce que muchas unidades de producción informales o pequeñas pueden ser altamente eficientes y que, incluso, tendrían un lugar en el entramado de un aparato productivo con mínimas distorsiones. Sin embargo, también muestra de manera convincente —y basada en evidencias— que el tamaño promedio de las unidades económicas en México está por debajo del óptimo, que en conjunto el país destina una proporción demasiado grande de los capitales físico y humano disponibles a unidades económicas ineficientes cuya abrumadora mayoría consiste de empresas pequeñas e informales y que el costo de oportunidad de no atender tales distorsiones es enorme.

Para dar un ejemplo estrictamente indicativo, usando la información de los CE del 2014 y la metodología de Hsieh y Klenow, en el área de investigación del INEGI hemos estimado que el valor agregado que resultaría de usar el mismo capital y trabajo, pero en un México sin distorsiones, permitiría lograr un PIB manufacturero 18% más alto y uno de servicios 56% más elevado. Si bien, como lo reconoce Santiago en su libro, un mundo aséptico de distorsiones es un ideal inalcanzable, estas cifras resultan, sin duda, sugerentes. Un escenario más asequible resulta de ver lo que pasaría si las distorsiones de las manufacturas presentes en el 2013 ya no se eliminaran sino que solo se redujeran a lo que eran en el 2008, en cuyo caso, nuestros cálculos indican que el PIB de la economía en su conjunto habría sido 1.5% mayor de lo que se reportó para el 2013.

Dinámica del crecimiento

El doctor Levy nos habla de un proceso antischumpeteriano de *creación destructiva*. Con esto nos quiere decir que nuestro aparato productivo sufre de una especie de bipolaridad, pues mantiene al interior de los mismos sectores a unidades económicas altamente productivas conviviendo con otras bastante menos eficientes; uno pensaría que éstas tenderían a desaparecer a expensas de las otras, pero eso no es lo que ocurre. Usando el panel de los CE 2009 y 2014, Santiago nos muestra que las probabilidades de sobrevivencia de las más productivas son apenas un poco más grandes que las de las menos. Considerando que estas últimas se reproducen a mayor velocidad (las salidas se reponen rápidamente con nuevas entradas), se entiende que entre el 2008 y el 2013 (años de referencia de los Censos Económicos 2009 y 2014) la distribución de la productividad se haya hecho un poco más pesada en las colas, con algunas empresas altamente productivas más, pero también con muchas más que son poco productivas. El resultado es que la productividad en su conjunto se mantuvo estancada. En este proceso, del 2008 al 2013, las empresas de alta productividad disminuyeron su participación en el total del capital (de 21.5 a 17.2%) y del trabajo (de 29.1 a 27.5%). Así las cosas, seguimos destinando una fracción muy alta de nuestro capital y trabajo hacia las de baja productividad; continuamos echándole dinero malo al bueno. ¿Cómo podríamos esperar que el PIB creciera a mayores tasas bajo estas circunstancias?

Al final todo repercute en la gente

La mala asignación de factores significa que la economía produce menos de lo que podría producir en un entorno con menos distorsiones. Supone, también, que mucha gente termina en empleos peor remunerados, más inseguros y, en general, de menor calidad de los que tendría de otra manera. En el caso del capital humano implica que: a) hay muchas personas que podrían ser más productivas y ganar más como trabajadores asalariados que como miniempresarios; b) hay mayor cantidad de empleados de los que debería haber con trabajos no asalariados vinculados a unidades económicas pequeñas e informales; c) se tiene mucha más gente empleada en sectores de actividad hechos prósperos artificialmente a causa de las distorsiones en el entorno; y d) hay más trabajadores ocupados en negocios en los que su capital humano no es usado plenamente, lo que, a su vez, conduce al decrecimiento del premio a la educación, desincentivando la acumulación más acelerada de capital humano. Asimismo, Levy nos dice que la idea de que "...la calidad del capital humano es la principal limitación para el aumento de la productividad en México no está respaldada por la evidencia empírica...". Sin duda, *Esfuerzos mal recompensados* es una lectura obligada para los legisladores y los hacedores de políticas públicas interesados en que sus esfuerzos por hacer el bien no redunden en manifiestos mefistofélicos, sino que realmente resulten en el bien para la gente.

Las propuestas de política

El doctor Levy propone siete lineamientos (que se presentan a la letra) de política orientados a mejorar la eficiencia en la asignación de factores y, con ello, promover el mayor crecimiento de la productividad y el PIB de México:

1. "La seguridad social no debe discriminar entre trabajadores asalariados y no asalariados".
2. "La protección común a todos los trabajadores debe financiarse a partir de la misma fuente de ingresos, y la cobertura y calidad de los servicios deberán ser iguales para todos".
3. "La protección contra riesgos específicos de los trabajadores asalariados deberá financiarse a partir de una fuente de ingresos específica a los contratos asalariados".
4. "Las regulaciones sobre el despido deben ser reemplazadas por un seguro de desempleo moderno y los trabajadores desempleados en todo momento deben tener acceso a los beneficios comunes de la seguridad social".
5. "Las empresas deben poder ajustar flexiblemente su fuerza laboral ante *shocks* de demanda o cambios tecnológicos".
6. "Los regímenes fiscales especiales deben reconsiderarse y los impuestos corporativos no deben discriminar entre empresas de diferentes tamaños; en paralelo se deben eliminar las exenciones del IVA al mismo tiempo que se compensa a los hogares de bajos ingresos por la pérdida de ingreso real".
7. "El balance entre impuestos a la nómina y otros tributos debe inclinarse hacia estos últimos".

Una breve historia para terminar

Cuando el INEGI preparaba los CE 2009 viajé a varias ciudades, incluida Oaxaca, para supervisar las actividades de capacitación. Acompañé a entrevistadores durante sus prácticas de aplicación de los cuestionarios censales. Hubo dos casos que se me quedaron grabados en especial: el de

un párroco gruñón que se indignó cuando el entrevistador se refirió a su parroquia como *su unidad económica* y el de la dueña de una tienda de ropa en un pequeño centro comercial de establecimientos bonitos y modernos que vendían productos y servicios de marcas reconocidas. Me enfoco en este segundo caso: estuvimos esperando a la dueña por un rato para entrevistarla hasta que la dependienta se apiadó de nosotros y nos indicó dónde encontrarla; caminamos no más de tres cuadras y llegamos a un parque público donde había un tianguis. La dueña de la tienda que queríamos censar también tenía puestos de venta de ropa ahí; claramente, en éste había más clientela que en el centro comercial; por diversas razones, ella prefería estar atendiendo de manera personal sus negocios en el tianguis que los de su establecimiento formal. Supongo que esos motivos tenían mucho que ver con lo que Santiago Levy nos revela en su nuevo libro que, por cierto, vale mucho la pena leer con gran detenimiento.

Colaboran en este número

Saúl Arellano Almanza

Mexicano; licenciado en Ciencias de la Comunicación por la Facultad de Ciencias Políticas y Sociales de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) cuenta con la Especialidad en Estadística por la Universidad Nacional de Córdoba, Argentina, y el grado de Experto en Análisis de la Información en Contextos Socioeducativos por la Universidad de Barcelona, España; es maestro en Sociología por la Universidad para el Desarrollo del estado de Puebla y candidato a doctor en Economía, Pobreza y Desarrollo Social por la Universidad de Baja California. Es académico de la UNAM director editorial de *México Social Multimedia*, así como colaborador del *Huffington Post en Español* y del periódico *La Crónica de Hoy*.

Contacto: saularellano1@gmail.com

Víctor Manuel Guerrero Guzmán

Mexicano de nacimiento. Es actuario por la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y tiene la maestría y el doctorado en Estadística por la Universidad de Wisconsin-Madison. Es profesor de tiempo completo en el Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM) y ha sido investigador invitado del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) durante tres años sabáticos otorgados por el ITAM (2004, 2010 y 2017); en el más reciente realizó varios proyectos de investigación, uno de los cuales condujo a la elaboración del artículo aparecido en esta revista. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, con Nivel III, y sus intereses de investigación cubren temas dentro del área del análisis de series de tiempo y pronósticos en econometría, con datos de estadística oficial.

Contacto: guerrero@itam.mx

Francisco de Jesús Corona Villavicencio

De nacionalidad mexicana. Es licenciado en Economía por la Universidad Autónoma de Baja California (UABC), maestro en Estadística Aplicada por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM) y doctor en Economía y Métodos Cuantitativos por la Universidad Carlos III de Madrid (UC3M). Actualmente, es investigador del INEGI y sus líneas de investigación están relacionadas con el análisis econométrico y pronóstico de series de tiempo, así como en *Sport Analytics*, temas que ha publicado en revistas de circulación internacional. Asimismo, es miembro del *International Institute of Forecasters*.

Contacto: franciscoj.corona@inegi.org.mx

Enrique De Nova Vázquez

De nacionalidad mexicana. Es licenciado y maestro en Geografía por la UNAM. Fungió como enlace de campo en el proyecto Detección y Cuantificación de Terrenos y Áreas Cultivadas de Nopal en la Delegación Milpa Alta a partir de la Clasificación Supervisada de Imágenes de Satélite *Rapid Eye*. Ha participado en coloquios y congresos de posgrado de la UNAM y colaborado en proyectos de investigación relaciona-

dos con el monitoreo, conservación y manejo de recursos naturales con investigadores del Herbario Isidro Palacios de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí, así como en el sector privado en empresas dedicadas al análisis geoespacial. Actualmente, labora en el INEGI como técnico para la clasificación de imágenes espectrales en la Subdirección de Supervisión y Validación de Información Geográfica en el proyecto de Detección de Crecimientos Urbanos para la Base Cartográfica Única Urbana con la Utilización de Algoritmos de Clasificación de Imágenes Satelitales.

Contacto: enrique.nova@inegi.org.mx

Germán Castro Ibarra

De nacionalidad mexicana. Es sociólogo y doctor en Letras por la UNAM, con 30 años de experiencia en materia de generación de información estadística y geográfica. Inició su trabajo en el INEGI —donde elaboró el *Informe metodológico del Censo de Población y Vivienda 1980*— y ha ocupado diversos cargos en esta institución (director general adjunto de Difusión, director regional Centro-Sur, director de Comunicación de Cartografía Catastral y subdirector Documental de Censos Nacionales). Desde el 2007, es director de Geografía en la Dirección Regional Centro del mismo Instituto. Ha publicado narrativa y ensayo; además, ha editado títulos y publicaciones periódicas para el INEGI, la Universidad Autónoma de Aguascalientes (UAA), la Academia Nacional de Ciencias de la Computación y la Mapoteca Manuel Orozco y Berra, entre otras organizaciones; asimismo, ha coordinado la realización de más cien desarrollos multimedia y sitios web (INEGI, Consulta Mitofksy, Berumen y Asociados, Instituto Nacional de Antropología e Historia, Centro de Estudios Económicos del Sector Público, etcétera). Colabora en periódicos, suplementos y revistas. Como docente, ha trabajado en el Instituto Politécnico Nacional, la UAA y la UNAM.

Contacto: germancastro.ibarra@inegi.org.mx

Humberto Ramos Ramos

De nacionalidad mexicana. Es maestro en Ciencias por el Colegio de Postgraduados e ingeniero agrónomo egresado de la Universidad Autónoma Chapingo. Ha sido asistente de investigación en el Centro de Ecología (ahora Instituto de Ecología de la UNAM) y del Centro de Investigación y Docencia Económicas. Labora desde hace 13 años en el INEGI como jefe de departamento en el área de Cartografía Temática y Climática, donde se generan distintas cartas sobre uso del suelo y vegetación, hidrología superficial, edafología y climatología. Ha participado en distintos foros ambientales y sobre recursos naturales, como el Grupo de Trabajo de Adaptación al Cambio Climático de la Comisión Interinstitucional de Cambio Climático, la Convención de Diversidad Biológica y el Comité Nacional de Humedales, entre otros, en representación del INEGI.

Contacto: humberto.ramos@inegi.org.mx

Jesús López-Pérez

De nacionalidad mexicana, es licenciado en Economía por el ITESM y maestro en Estadística Aplicada por la misma institución. En la actualidad, es subdirector de investigación en el INEGI en temas relacionados con el análisis econométrico de series de tiempo. Anteriormente, ocupó diversos cargos en áreas de administración y análisis de riesgo crédito en instituciones financieras de los sectores público y privado.

Contacto: jesus.lopezp@inegi.org.mx

Felipe Torres Torres

Mexicano. Es licenciado en Trabajo Social, maestro en Sociología y doctor en Economía por la UNAM. A partir del 2003, se desempeña como investigador titular C de tiempo completo en la UNAM, adscrito al Instituto de Investigaciones Económicas (IIEc). Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores con Nivel II. Sus líneas de investigación son el abasto, la distribución de alimentos y las dinámicas de desarrollo de las regiones de México. Entre otros premios que ha obtenido se encuentran: Distinción Universidad Nacional para Jóvenes Académicos 1990 y Premio Universidad Nacional en Investigación Económica 2011, así como el Premio Maestro Jesús Silva Herzog de Investigación Económica, en cinco ediciones. También, fue distinguido como profesor de la cátedra extraordinaria Maestros en el Exilio Español de la Facultad de Filosofía y Letras. Es autor de más de 50 artículos científicos, de ocho libros individuales y coautor de otros 10, junto con tres libros de texto; ejemplos de algunas de sus publicaciones son *La ola biotecnológica y los retos de la producción agroalimentaria en México y América Latina*, *La segunda fase de la modernización agrícola en México*, *Los circuitos urbanos de la tortilla* y *El Mercado Internacional de la Agricultura Orgánica*.

Contacto: felipet@unam.mx

Agustín Rojas Martínez

Nació en México. Es licenciado y maestro en Economía por la UNAM. Tiene el cargo de académico asociado de tiempo completo en el IIEc de la UNAM, en las unidades de investigación de Economía Urbana y Regional y de Economía del Sector Agroalimentario. Obtuvo el Premio de Economía Agrícola Dr. Ernest Feder 2017. Sus líneas de investigación son: economía de la alimentación y el desarrollo regional, seguridad alimentaria, pobreza y desigualdad social. Entre sus publicaciones recientes destacan, como coautor, los artículos "Política económica y política social en México: desequilibrio y saldos" (*Problemas del Desarrollo*), "Expectativas de la distribución electrónica de alimentos en México" (*Estudios Sociales. Revista de Alimentación Contemporánea y Desarrollo Regional*) y "Obesidad y salud pública en México: transformación del patrón hegemónico de oferta-demanda de alimentos" (*Problemas del Desarrollo*).

Contacto: arojas@iiec.unam.mx

**Fernando J. Chávez
Gutiérrez**

De nacionalidad mexicana. Es economista por la UNAM, maestro en Economía por el Centro de Investigación y Docencia Económicas y candidato a doctor en Historia por la Universidad Iberoamericana. Sus temas de investigación son: banca central, política monetaria, remesas, federalismo fiscal y análisis macroeconómico de corto plazo. Es académico, titular C de tiempo completo del Departamento de Economía en la Universidad Autónoma Metropolitana (UAM)-Unidad Azcapotzalco.

Contacto: fcg@correo.azc.uam.mx

Gerardo Leyva Parra

Nació en México en 1967. Es licenciado en Economía por la Universidad Autónoma de Aguascalientes y tiene una maestría en la misma disciplina por el ITAM y otra en Ciencia Regional por la *Cornell University*, donde también obtuvo el Doctorado con Especialización en Crecimiento y Desarrollo Económicos; además, cuenta con el Diplomado en Psicología Positiva por la Universidad Iberoamericana. En el ámbito laboral, ha impartido cursos de Teoría Económica en varias universidades y tiene 22 años de experiencia profesional en el INEGI; ha sido analista, asesor de tres presidentes de esta institución, director de Censos Económicos, director general adjunto de Estadísticas Económicas y, a partir del 2009, director general adjunto de Investigación, desde donde ha impulsado la incorporación de diversas innovaciones temáticas y metodológicas relacionadas con la medición del bienestar subjetivo, la distribución del ingreso, la productividad, el equilibrio general computable, los indicadores de difusión y la generación de información a partir de *big data*, entre otras. Fue integrante del Grupo de Expertos en Medición de la Pobreza de la ONU (conocido como Grupo de Río) y del Comité Técnico para la Medición de la Pobreza en México. Es miembro del Comité de Estudios Económicos del Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas (IMEF), del Comité del Indicador IMEF del Entorno Económico Empresarial y del Comité de Coyuntura de la Asociación Nacional de Tiendas de Autoservicio y Departamentales (ANTAD), así como del Consejo Asesor Técnico del Centro de Estudios Económicos del Sector Privado (CEESP). Participa en los consejos editoriales de las revistas *Políticas Públicas* de la Escuela de Graduados en Administración Pública y Política Pública (EGAP) del ITESM, *Coyuntura Demográfica* de la Sociedad Mexicana de Demografía (SOMEDE) e *Investigación Económica* de la UNAM y es editor técnico de *Realidad, Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía* del INEGI.

Contacto: gerardo.leyva@inegi.org.mx

Política y lineamientos editoriales

REALIDAD, DATOS Y ESPACIO REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA es una publicación cuatrimestral que sirve de enlace entre la generación de la información estadística y geográfica oficial y la investigación académica para compartir el conocimiento entre especialistas e instituciones con propósitos similares.

Se publicarán sólo artículos inéditos y originales relacionados con la situación actual del uso y aplicación de la información estadística y geográfica a nivel nacional e internacional.

Es una revista técnico-científica, bilingüe, cuyos trabajos son arbitrados por pares (especialistas), bajo la metodología doble ciego, con los siguientes criterios de evaluación: trabajos inéditos, originalidad, actualidad y oportunidad de la información, claridad en la definición de propósitos e ideas planteadas, cobertura de los objetivos definidos, estructura metodológica adecuada y congruencia entre la información contenida en el trabajo y las conclusiones.

El resultado del proceso de dictaminación se comunica por correo electrónico y contempla tres variantes: recomendado ampliamente (con modificaciones menores), recomendado (pero condicionado a modificaciones sugeridas) y no recomendado (rechazado). Dos dictámenes aprobados, se notifica al autor que se publica y se envía a corrección de estilo; un aprobado y uno rechazado, se le solicita realizar cambios; y dos rechazados, se notifica la no publicación.

Indizaciones y registros

- LATINDEX Catálogo (Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal).
- CLASE (Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades).
- REDIB (Red Iberoamericana de Innovación y Conocimiento Científico).

Lineamientos para publicar

Se publicarán trabajos en español e inglés: artículos de investigación, revisión y divulgación; ensayos; metodologías; informes técnicos; comunicaciones cortas; reseñas de libros; revisiones bibliográficas y estadísticas, entre otros.

1. El artículo —o cualquier otro tipo de escrito de los mencionados— deberá entregarse con una carta dirigida al editor responsable de REALIDAD, DATOS Y ESPACIO. REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA en la que se proponga el texto para su publicación, que se declare que es inédito y que no ha sido postulado de manera paralela en otro medio. Asimismo, deben incluirse los datos completos del(os) autor(es), nacionalidad(es), institución(es) de adscripción y cargo(s) que ocupa(n), domicilio(s) completo(s), correo(s) electrónico(s) y teléfono(s). Esto debe dirigirse a la atención de la M. en C. Virginia Abrín Batule, virginia.abrin@inegi.org.mx (tel. 5278 10 00, ext. 1161).
2. El trabajo se debe presentar en versión electrónica (formato *Word* o compatible) con: a) extensión no mayor de 20 cuartillas; b) letra Helvética, Arial o Times de 12 puntos y c) interlineado de 1.5 líneas. El material adicional al texto se requiere por separado: a) las imágenes, con resolución de 300 ppp y un tamaño no menor a 17 centímetros de base (ancho) en formato JPG o TIF —no remuestrear (ampliar) imágenes de menor resolución—; si son líneas o mapas, deben entregarse en formato vectorial (EPS o Ai), en caso de incluirse imágenes en mapa de bits, incrustarlas o enviarlas con el nombre con el cual se creó el vínculo (conservando los requerimientos de resolución y tamaño estipulados); y para fotografías, éstas no deben ser menores a 5 megapíxeles; b) las fórmulas o expresiones matemáticas tienen que elaborarse con el editor de ecuaciones propio de *Microsoft*[™], pero en caso de usar *software* de terceros, incluir en la entrega PDF testigo en el cual figuren exactamente cómo deben representarse; c) las

gráficas, que incluyan el archivo en *Excel* con el cual se desarrollaron o, en su defecto, la imagen JPG legible, de origen, en alta resolución; y d) los cuadros, que sean editables, no se deben insertar como imagen.

3. La colaboración debe incluir: título del trabajo (en español e inglés o viceversa); resúmenes del trabajo en español e inglés (que no excedan de un párrafo de 10 renglones); palabras clave en español e inglés (mínimo tres, máximo cinco); bibliografía u otras fuentes; así como breve(s) semblanza(s) del(os) autor(es) que no exceda(n) de un párrafo de cinco renglones y que incluya(n) nacionalidad(es), grado(s) académico(s), principal(es) experiencia(s) profesional(es), adscripción(es) laboral(es) actual(es) y dirección(es) electrónica(s) de contacto.
4. Las referencias bibliográficas u otras fuentes deberán presentarse al final del artículo de la siguiente manera: nombre(s) del(os) autor(es) comenzando por el(los) apellido(s); título de la publicación con cursivas (si se trata de un artículo, debe estar entrecomillado, seguido de coma y la preposición en con dos puntos y, enseguida, el título de la revista o libro donde apareció publicado, con cursivas); país de origen; editorial; lugar y año de edición; página(s) consultada(s). En el caso de las fuentes electrónicas (páginas *web*) se debe seguir el mismo orden que en las bibliográficas, pero al final se pondrá entre paréntesis DE (dirección electrónica), la fecha de consulta y la liga completa. Se tienen que omitir aquellas que se mencionen como notas a pie de página. Si se aplica la opción de incluir en cuerpo de texto la referencia de nombre de autor y año de la fuente consultada entre paréntesis, sí deben aparecer todas las referencias mencionadas.

Página electrónica: <http://rde.inegi.org.mx>

Editorial Guidelines and Policy

REALITY, DATA AND SPACE INTERNATIONAL JOURNAL OF STATISTICS AND GEOGRAPHY is a four-monthly publication that connects statistics and geographic official information with academic research in order to share knowledge among specialists and institutions with similar aims.

We will publish only original and unpublished articles related to the current use and appliance of statistical and geographical information at both national and international levels.

It is a technical-scientific and bilingual magazine, with articles previously peer-reviewed by specialists under a double-blind methodology with the following evaluation criteria: unpublished works, originality, information related to opportunity and current affairs, we expect clarity in the definition of aims and ideas stated, defined objectives coverage, accurate methodological structure and coherence between the information of the paper as well as its conclusions.

The result of the paper-assessment process is delivered by email, and it involves three possibilities: fully recommended (with slight modifications), recommended (on condition of suggested modifications) and not recommended (i.e. rejected). When there are two reports of approval, the author gets notified that his/her paper will be published and it is sent to a style editing process. When one report approves the paper for publication and another one rejects it, the author is requested to make some changes for the text to be published. If the text submitted receives two non-favourable reports, the author is notified that the text will not be published.

Index and Registers

- LATINDEX Catalogue (Online Regional Information System for Scientific Journals from Latin America, the Caribbean, Spain and Portugal).
- CLASE (Latin American Quotations in Humanities and Social Sciences)

- REDIB (Latin American Net of Innovation and Scientific Knowledge)

Publishing Guidelines

Articles will be published in Spanish or English: research, revision and scientific-spreading articles; methodologies; technical reports; short texts; book reviews; and bibliographical and statistical revisions, among others.

1. The article —or any other kind of text from those aforementioned— must be delivered with an attached letter addressed to the chief editor of Reality, Data and Space. International Statistics and Geography Magazine in which the text intended for publication will be submitted. There it must be stated that the text has not been published, and that it has not been submitted for publication in any other media. The names in full of the authors must be included, as well as their nationalities, adscription institutions, position in those institutions, postal address, e-mail address, and telephone numbers. This must be addressed to MSc Virginia Abrin Batule, Virginia.abrin@inegi.org.mx (tel (+52) (55) 52.78.10.00, extension 1161.
2. The article must be submitted in an electronic version (a Microsoft Word file or a compatible one) with the following format: a) the text should not exceed the 20 pages of length; b) typography must be Helvetic, Arial or Times (12 points); and c) there should be a 1.5 line spacing in each paragraph. Additional material to the text will be delivered separately: a) images with a resolution of 300 ppp and no smaller than 17 cm width will be delivered in format JPG or TIF —please do not amplify images with lower resolution—. If the added materials are lines or maps, these must be delivered in vectorial format (EPS or Ai). If there are images in bits map, these must be embedded or attached with the name of the original file with which the link was created (keeping the resolution and size requirements above stated). As regards to photographs, these should not be inferior as 5 megapixels; b) mathematical expressions or formulae have to be created with the equations editor by Microsoft™, but in case of using third-parties software, please attach a witness PDF in which the exact representation of mathematical formulae or expressions is contained; c) graphics must include the Excel file in which they were created or a legible image in the original JPG format in high resolution; and d) charts must be editable, and must not be inserted as images.
3. The text must include the following: the article's title (both in English and Spanish); the abstract of the article—both in English and Spanish (not longer than a 10-line paragraph); key words—both in English and Spanish (three as minimum and five as maximum); bibliography and other sources; as well as brief biographical sketches of the authors not exceeding a five-line paragraph each including nationalities, academic titles, main professional experiences, current work-related affiliations, and electronic addresses for the authors to be contacted.
4. Bibliographical references and other sources must be included at the end of the article in the following way: author's name (Surname first), and publication's title (in italics). If it is an article, the title must be in quotation marks followed by a coma and the preposition "en" with semicolon (in Spanish), then it should appear the title of the book or magazine in which the article was published (in italics); country of origin; publishing house, edition year, and consulted pages. As regards to electronic sources (web pages) the same order of the bibliographical references must be followed, but at the end the word "EA" (as for Electronic Address) ("DE" in Spanish) must be added within parenthesis followed by consultation date and the complete reference link. Those web links referred previously as footnotes, must be omitted in this section. However, if the name of the author and the year of the consulted source were included in the main body of the text within parenthesis, all these must be included as part of the bibliographical references.

Webpage: <http://rde.inegi.org.mx>

Si buscas conocer más a México

Utiliza los más de 9 mil recursos de datos abiertos que ofrece el INEGI en diferentes temas:

- Indicadores de la economía nacional
- Características de la población y los hogares del país
- Víctimas de delitos y percepción de inseguridad
- Crecimiento de la mancha urbana en México
- Empleo
- Discriminación

Información de calidad, pertinente, veraz y oportuna que coadyuva al desarrollo nacional.

Conociendo
México

01 800 111 46 34

www.inegi.org.mx

atencion.usuarios@inegi.org.mx



INEGI Informa



**INSTITUTO NACIONAL
DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA**

