

Estimación de las matrices de insumo-producto por rama y sector de actividad económica de las entidades federativas de la región centro de México, 2013

Normand Eduardo Asuad Sanén, Esther Quiñones Luna, José Antonio Huitrón Mendoza y Krista Alondra Zafra García

Propuesta para el uso de bromeliáceas epífitas como bioindicadoras del efecto de cambio global en los ecosistemas de la península de Yucatán

Cassandra Reyes-García, Celene Espadas-Manrique, Manuela Tamayo-Chim, Juan Pablo Pinzón Esquivel, Nahlleli Chilpa-Galván, Manuel J. Cach-Pérez, José Luis Andrade y Roger Orellana

Análisis de las características de los eventos de lluvia de la temporada 2021 en una zona urbana, estudio de caso de Autlán de Navarro, Jalisco, México

Gerardo Núñez-González, Domingo Velázquez-Pérez, Pedro Barboza-Jiménez, Francisco Javier Pelayo-Cortés y Luis Isidro Aguirre Salas

Nowcasting del Consumo Privado en México: combinación de pronósticos para el caso mexicano

César Leonel García Pérez, Victoria de los Ángeles Díaz Solís, Cynthia Ocampo Castro, Venus Emperatriz Méndez Salazar y Edgar René Benavidez Maruri

Análisis econométrico para determinar la relación entre la confianza del consumidor y la actividad económica de la frontera norte de México

Genny Patricia Esparza Ruiz, Francisco de Jesús Corona Villavicencio y Edgar Jiménez Peña



AÑOS DE CONOCER
MÉXICO



Contenido

Estimación de las matrices de insumo-producto por rama y sector de actividad económica de las entidades federativas de la región centro de México, 2013 <i>Estimation of the Input-Output Matrices by Branch and Sector of Economic Activity of the States of the Central Region of Mexico, 2013</i> Normand Eduardo Asuad Sanén, Esther Quiñones Luna, José Antonio Huitrón Mendoza y Krista Alondra Zafra García	4
Propuesta para el uso de bromeliáceas epífitas como bioindicadoras del efecto de cambio global en los ecosistemas de la península de Yucatán <i>Proposal for the Use of Epiphytic Bromeliads as Bioindicators of the Effect of Global Change in the Yucatan Peninsula</i> Casandra Reyes-García, Celene Espadas-Manrique, Manuela Tamayo-Chim, Juan Pablo Pinzón Esquivel, Nahlleli Chilpa-Galván, Manuel J. Cach-Pérez, José Luis Andrade y Roger Orellana	26
Análisis de las características de los eventos de lluvia de la temporada 2021 en una zona urbana, estudio de caso de Autlán de Navarro, Jalisco, México <i>Analysis of the Characteristics of Rainfall Events of the 2021 Season in an Urban Area, a Case Study of Autlán de Navarro, Jalisco, Mexico</i> Gerardo Núñez-González, Domingo Velázquez-Pérez, Pedro Barboza-Jiménez, Francisco Javier Pelayo-Cortés y Luis Isidro Aguirre Salas	42
Nowcasting del Consumo Privado en México: combinación de pronósticos para el caso mexicano <i>Nowcasting of Private Consumption in Mexico: a Combination of Forecasts for the Mexican Case</i> César Leonel García Pérez, Victoria de los Ángeles Díaz Solís, Cynthia Ocampo Castro, Venus Emperatriz Méndez Salazar y Edgar René Benavidez Maruri	58
Análisis econométrico para determinar la relación entre la confianza del consumidor y la actividad económica de la frontera norte de México <i>Econometric Analysis to Determine the Relationship between Consumer Confidence and Economic Activity in the Northern Border of Mexico</i> Genny Patricia Esparza Ruiz, Francisco de Jesús Corona Villavicencio y Edgar Jiménez Peña	78
Colaboran en este número	92

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA

Presidencia del Instituto

Graciela Márquez Colín

Vicepresidencias

Paloma Merodio Gómez

Adrián Franco Barrios

Mauricio Márquez Corona

José Arturo Blancas Espejo

Direcciones generales de:

Estadísticas Sociodemográficas

Mauricio Rodríguez Abreu

Estadísticas de Gobierno, Seguridad Pública y Justicia

Dwight Daniel Dyer Leal

Estadísticas Económicas

Susana Pérez Cadena

Geografía y Medio Ambiente

Luis Gerardo Esparza Ríos

Integración, Análisis e Investigación

Rosa Isabel Islas Arredondo

Coordinación del Sistema Nacional de Información Estadística y Geográfica

Silvia Elena Meza Martínez

Comunicación, Servicio Público de Información y Relaciones Institucionales

Julietta Alejandra Brambila Ramírez

Administración

Ricardo Miranda Burgos

Contraloría Interna

Manuel Rodríguez Murillo

REALIDAD, DATOS Y ESPACIO REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA

Editor responsable

Gerardo Leyva Parra

Coordinación editorial

Virginia Abrín Batule y Mercedes Pedrosa Islas

Corrección de estilo

José Pablo Covarrubias Ordiales

Corrección de textos en inglés

Gerardo Hazael Piña Méndez

Diseño y formación

Eduardo Javier Ramírez Espino

Edición para internet

Ana Victoria Flores Flores y José Andrés Ortiz Domínguez

Indizada en: Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal Latindex Catálogo 2.0, Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades (CLASE) y Bibliografía Latinoamericana en Revistas de Investigación Científica y Social (BIBLAT).

REALIDAD, DATOS Y ESPACIO REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA, Vol. 14, Núm. 3, septiembre-diciembre, 2023, 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: Gerardo Leyva Parra. Reserva de Derechos al Uso Exclusivo del Título Núm. 04-2014-101310563200-203, e-ISSN Núm. 2395-8537, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Domicilio de la publicación: 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.

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

CONSEJO EDITORIAL

Mtra. Claudia Aburto Rancaño
Instituto Tecnológico Autónomo de México
México

Dr. Clemente Ruiz Durán
Universidad Nacional Autónoma de México
México

Dr. Emilio Cunjamá López
Instituto Nacional de Ciencias Penales
México

Dr. Fernando Cortés Cáceres
Profesor emérito de FLACSO PUED de la UNAM
México

Dra. Graciela Teruel Belismelis
Universidad Iberoamericana
Ciudad de México
México

Dra. Landy Sánchez Peña
El Colegio de México
México

Dra. Martha María Téllez Rojo Solís
Instituto Nacional de Salud Pública
México

Dr. Víctor Manuel Guerrero Guzmán
Instituto Tecnológico Autónomo de México
México



Esta obra está bajo la *Creative Commons Atribución 4.0 Internacional License*.

Offline Work

This work is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

Editorial

El contenido de este número se describe a continuación:

Estimación de las matrices de insumo-producto por rama y sector de actividad económica de las entidades federativas de la región centro de México, 2013 (Estimation of the Input-Output Matrices by Branch and Sector of Economic Activity of the States of the Central Region of Mexico, 2013). Los objetivos de este trabajo son mostrar la aplicación de la metodología RIISIO (*Regional Integral Information System of Input-Output*) a partir de la elaboración de cuadros de oferta y utilización, así como generar información estadística básica de insumo-producto a escala subnacional que no existe en el país.

En el artículo *Propuesta para el uso de bromeliáceas epífitas como bioindicadoras del efecto de cambio global en los ecosistemas de la península de Yucatán (Proposal for the Use of Epiphytic Bromeliads as Bioindicators of the Effect of Global Change in the Yucatan Peninsula)* se sugiere el monitoreo de la salud medioambiental en esa zona del sureste mexicano mediante la observación de las concentraciones de esa familia de plantas en cinco tipos de vegetación: matorral de duna costera, manglar chaparro y tres tipos de selva. Los resultados arrojan una distribución desigual de estas entre los sitios de estudio. Un análisis asoció la abundancia diferencial con variables ambientales relacionadas con la temperatura, el déficit de presión de vapor y la precipitación. Se propone utilizar estas mediciones como línea base y continuar su monitoreo a largo plazo para registrar los efectos del cambio global sobre los ecosistemas.

Análisis de las características de los eventos de lluvia de la temporada 2021 en una zona urbana, estudio de caso de Autlán de Navarro, Jalisco, México (Analysis of the Characteristics of Rainfall Events of the 2021 Season in an Urban Area, a Case Study of Autlán de Navarro, Jalisco, Mexico). Esta investigación tiene como objetivo analizar el comportamiento espacio-temporal de las precipitaciones en ese municipio de la Región Costa Sur de la entidad. El estudio puede servir como referencia para la planeación en materia de prevención y mitigación de riesgos de origen hidrometeorológico, así como para conocer la magnitud, duración, intensidad y tiempo al pico de estas, con lo cual es posible mejorar los procesos

de modelación lluvia-escorrentamiento a escala urbana y tener escenarios sobre la posible respuesta hidrológica de las ciudades.

En el trabajo *Nowcasting del Consumo Privado en México: combinación de pronósticos para el caso mexicano (Nowcasting of Private Consumption in Mexico: a Combination of Forecasts for the Mexican Case)* se evalúan cálculos mensuales de este indicador económico en el país mediante la aplicación de técnicas de selección de variables, reducción de dimensionalidad, información en frecuencias mixtas y combinación de pronósticos. La metodología presentada en este documento ofrece estimaciones oportunas, precisas y confiables, aproximadamente un mes antes de la publicación oficial del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), incluso en una economía emergente durante periodos volátiles e inciertos, como la crisis sanitaria por COVID-19.

Análisis econométrico para determinar la relación entre la confianza del consumidor y la actividad económica de la frontera norte de México (Econometric Analysis to Determine the Relationship between Consumer Confidence and Economic Activity in the Northern Border of Mexico) tiene como objetivo desentrañar la capacidad explicativa y predictiva del Indicador de Confianza del Consumidor (ICC) del INEGI respecto a las economías de las entidades de esa zona geográfica del país. Los resultados permiten concluir que el ICC puede ser usado como un elemento predictor de comportamiento en función de la correlación de este con el Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal de acuerdo con su nivel de variación.

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

Estimación de las matrices de insumo-producto por rama y sector de actividad económica de las entidades federativas de la región centro de México, 2013

Estimation of the Input-Output Matrices by Branch and Sector of Economic Activity of the States of the Central Region of Mexico, 2013

Normand Eduardo Asuad Sanén,* Esther Quiñones Luna,** José Antonio Huitrón Mendoza*** y Krista Alondra Zafra García*

Los principales propósitos de este trabajo son, por un lado, mostrar la aplicación de la metodología RIISIO (*Regional Integral Information System of Input-Output*) para la estimación de matrices de insumo-producto regionales y estatales (MIP_R y MIP_E) a partir de la elaboración de cuadros de oferta y utilización (COU_R y COU_E), desagregadas a nivel de 262 ramas y 20 sectores de actividad económica; por otro, generar información estadística básica de insumo-producto a escala subnacional que no existe en la estadística tradicional. Cabe mencionar, que el método empleado no se encuentra para el ámbito nacional ni internacional. El resultado de esta investigación dio lugar a la construcción de 36 COU_E , un COU_R , 34 MIP_E y dos MIP_R por rama y sector para el 2013 de las entidades federativas que integran la región centro (Ciudad de México,

The main purposes of this work are, on the one hand, to show the application of the RIISIO (Regional Integral Information System of Input-Output) methodology for the estimation of regional and state input-output matrices (MIP_R and MIP_E) from the elaboration of supply and use tables (COU_R and COU_E), disaggregated at the level of 262 branches and 20 sectors of economic activity; on the other hand, to generate basic statistical information of input-output at subnational scale that does not exist in traditional statistics. It is worth mentioning that the method used is not available at the national or international level. The result of this research led to the construction of 36 COU_E , one COU_R , 34 MIP_E and two MIP_R by branch and sector for 2013 for the states that make up the central region (Mexico City, Mexico, Hidalgo, Morelos, Puebla

* Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), nasuad@yahoo.com y economiazafra@gmail.com, respectivamente.

** Procuraduría Federal del Consumidor, equinonesl@profeco.gob.mx.

*** Facultad de Estudios Superiores Acatlán de la UNAM, jose_eco71@yahoo.com.mx.

Nota: el trabajo es parte de las actividades realizadas en el proyecto UNAM-PAPIIT con número de registro IN310319.

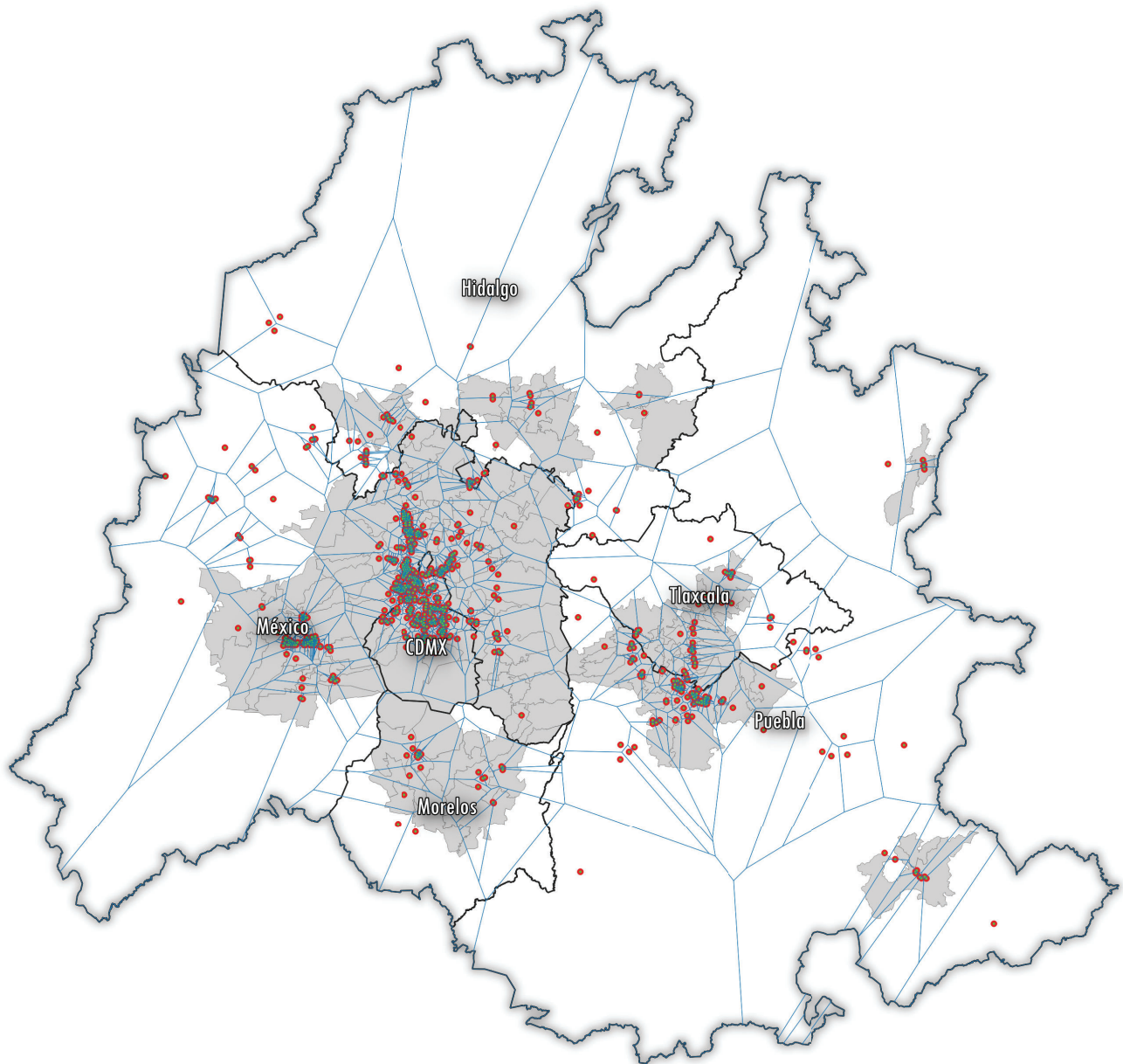
México, Hidalgo, Morelos, Puebla y Tlaxcala) y una tabla de COU y MIP agregadas del resto del país. Por último, cabe destacar que los datos estimados son consistentes con las cuentas nacionales y el error de eficiencia de la estimación arroja errores mínimos.

Palabras clave: cuadros de oferta y utilización estatales; matrices de insumo-producto estatal y regional; metodología RIISIO.

Recibido: 30 de septiembre de 2022.
Aceptado: 7 de febrero de 2023.

and Tlaxcala) and a table of COU and MIP added from the rest of the country. Finally, it should be noted that the estimated data are consistent with the national accounts and the estimation efficiency error yields minimal errors.

Key words: state supply and use tables; state input-output matrices; bottom-up methodology RIISIO.



Elaborado por José Antonio Htrón Mendoza.

1. Antecedentes

Las matrices de insumo-producto (MIP) son una herramienta que permite analizar de forma integral la estructura y el funcionamiento de la economía de un país, región, estado, municipio, zona y área. Este análisis, tradicionalmente, se realiza a partir del comportamiento de la producción al variar la demanda final (DF) y sus componentes: consumo privado, gasto de gobierno, inversión, exportaciones e importaciones. Esto hace posible evaluar los impactos económicos que se generan en la producción, el valor agregado (VA) y el destino del gasto. Ello ha sido elemental para los planteamientos de política económica que son sustento para la toma de decisiones gubernamentales y de las empresas. Su construcción a nivel nacional se realiza mediante la elaboración de las cuentas nacionales, en particular de los cuadros de oferta y utilización nacionales (COU_N) y a partir de estos se elabora la matriz nacional (MIP_N).

A nivel subnacional que corresponde al interior del país integrada por regiones económicas, la construcción de las matrices regionales (MIP_R) no sigue la metodología internacionalmente aceptada que se utiliza para el desarrollo de las nacionales. La principal razón que se argumenta en la literatura es la insuficiencia de datos estadísticos, lo que significa la no elaboración de las cuentas económicas regionales para que a partir de ellas se construyan las matrices de insumo-producto regionales como recomiendan los lineamientos de la ONU para la matriz nacional. Este problema ha sido planteado desde los trabajos pioneros de Leontief y Strout (1963), Miller y Blair (2022), Hewings (2020) y Martins *et al.* (2017), así como en el propio manual de EUROSTAT (2008). De hecho, en el ámbito mundial se carece de normatividad metodológica para la construcción de las tablas y matrices a escalas subnacional y regional, lo que ha reforzado la utilización de métodos indirectos, principalmente a través de coeficientes.

En consecuencia, en México y en general a nivel internacional, la construcción de MIP_R se ha llevado a cabo mediante el método de coeficientes

regionales para distribuir los datos de la MIP_N por regiones o áreas subnacionales de los países. En la literatura se le denomina regionalización de la matriz nacional y, para ello, se emplea una serie de coeficientes de participación representativos de la economía de las entidades federativas o áreas geográficas bajo estudio. A este procedimiento se le conoce como método de arriba hacia abajo para la construcción de las MIP_R y las estatales (MIP_E), las cuales se elaboran a partir de la nacional, bajo el supuesto de que las regiones con respecto al país solo varían en escala y composición productiva.

Una exposición detallada del cálculo de los coeficientes de localización se encuentra en Miller y Blair (2022, pp. 441-457). De estos métodos destaca la propuesta de Flegg *et al.* (1995), la cual consistió en incorporar a los coeficientes cruzados de compradores y vendedores regionales con respecto al país el tamaño económico de la región, representado por la letra λ , lo que se especificó como el coeficiente de localización de Flegg: $FLQ_{ij}^r = (\lambda) CILQ_{ij}^r$. En su estimación se utiliza como variable el empleo para calcular el tamaño relativo de la región, no obstante, surge el problema de especificar el valor de δ para obtener λ y no es claro cuál debe ser este, donde: $\lambda = \langle \log_2 [1 + x' / x^n] \rangle^\delta$, donde $0 < \delta < 1$.

El trabajo empírico sobre algunos casos de estudio ha arrojado para δ un valor de 0.3, no obstante, varias investigaciones posteriores han señalado que el apropiado de δ varía considerablemente entre regiones, por lo que es inadecuado fijarlo con anticipación en ese valor. Esto llevó a Flegg y asociados a modificar el Índice de Localización como respuesta a las críticas de su concepción y uso, propuestas que se presentan en Flegg y Weber (2000), Flegg y Tohmo (2013) y Kowalesnski (2015). En síntesis, modificaron el índice original eliminando el valor de δ e incorporaron el coeficiente de localización para crear el Índice Aumentado de Localización: $AFLQ_{ij}^r = \langle [\log_2 (1 + LQ_j^r)] \rangle FLQ_{ij}^r$. A partir de este se estiman los coeficientes tecnológicos regionales, de tal forma que si el de localización es mayor a 1, $LQ_j^r > 1$, el $AFLQ_{ij}^r$ se multiplica por los técnicos nacionales, a_{ij}^n y, en caso de que sea menor, $LQ_j^r < 1$, entonces FLQ_{ij}^r se multiplica por a_{ij}^n .

Sin embargo, como lo señalan Miller y Blair (2022, p. 452), la evidencia de estudios empíricos de la aplicación del nuevo coeficiente de Flegg no aporta ningún cambio considerable. Por último, cabe referir los trabajos de Pereira-López *et al.* (2020 y 2021), que muestran que los coeficientes de localización de Flegg y asociados no son adecuados para la construcción de matrices regionales, por lo que desarrollan otro método que denominan una metodología de coeficientes de localización de dos dimensiones *2D-LQ*; sus cálculos muestran tener un mayor nivel de precisión en las estimaciones de MIPR o modelos multirregionales en comparación con los que solo emplean coeficientes de localización basados en el método de Flegg. De ahí que podamos concluir que los coeficientes de localización aún están en debate, ya que su aplicación para la construcción de las MIP_R se considera ineficaz y sin soporte teórico.

No obstante, el problema más importante del uso de los coeficientes de localización no es su eficiencia, ya que en su aplicación no toman en cuenta la construcción de las cuentas regionales y su integración en los cuadros de oferta y utilización para la estimación de las matrices de insumo-producto, como lo señala la metodología internacional, por lo que su empleo para la elaboración de las MIP_R de hecho no considera las particularidades y tipo de transacciones económicas de las regiones, asumiendo que son semejantes a las nacionales, solo diferenciadas por el tamaño y la composición productiva, lo que implica igual tecnología y organización productiva.

De hecho, con la finalidad de comparar los resultados de la construcción de una matriz regional, la del estado de Sonora, mediante el método de coeficientes a través de la metodología de arriba hacia abajo con respecto a la de abajo hacia arriba, se llevaron a cabo dos investigaciones: Asuad, N y Sánchez, J. (2016 y 2018), cuyos resultados mostraron que la MIP construida de arriba hacia abajo es una versión reducida a escala de la nacional, ya que omitió sectores de actividad económica de la entidad cuya existencia se podría fácilmente constatar con datos censales y presentó encadenamientos

entre sectores económicos que no corresponden a los que en realidad se llevan a cabo a nivel subregional en ese estado.

Por el otro lado, la MIP de Sonora construida de abajo hacia arriba mediante la elaboración de matrices subregionales recoge de manera más fidedigna la actividad económica de la entidad al considerar las diferencias subregionales que se llevan a cabo. Bajo esta concepción se realizó la investigación que se encuentra descrita en Asuad (2020): *Modelo UNAM para construir desde abajo matrices de insumo-producto regionales por entidad federativa para México 2008*.

La metodología que se elaboró permitió la construcción de los COU_E y las matrices de insumo-producto para las 32 entidades federativas del país¹ considerando un modelo unirregional abierto al exterior y cerrado al interior del país, semejante al que se construye a nivel nacional. La desagregación de los datos fue a escala sectorial, lo que implicó considerar los 20 sectores de actividad económica considerados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Para ello, se utilizó la metodología RIISIO (*Regional Integral Information System of Input-Output*) que en esencia consiste en la elaboración del Sistema de Información Integral Regional de Insumo-Producto basado en la construcción de cuentas económicas estatales. Su concepción teórica corresponde a un enfoque económico espacial, por lo que a partir de este se elaboraron los COU_R y las MIP_R de abajo hacia arriba.

No obstante, el método elaborado es híbrido ya que los datos existentes de regiones y estados son insuficientes y se completan con información nacional. De ahí que la orientación metodológica se dirigiera a crear el sistema de información para la construcción de las cuentas regionales de manera semejante a la nacional. Los datos a niveles estatal y municipal se encuentran fragmentados en varios sistemas; además, las estadísticas oficiales a escala

¹ Esos resultados pueden ser consultados en Asuad (2020), que además hace referencia a las matrices obtenidas y que pueden ser consultadas y descargadas para su consulta y utilización de la red.

subnacional que se presentan en los censos Económicos y de Población y Vivienda del INEGI, y en los anuarios estadísticos por entidad federativa, son parciales y no coinciden al totalizarse con las cuentas nacionales de producción, ingreso y gasto.

La información económica censal es parcial, pues recoge fundamentalmente los datos económicos del sector privado y solo una parte de los gubernamentales; por esta razón no coincide con los totales de las cuentas económicas a escala nacional. Su diferencia es significativa ya que si se considera el valor agregado censal bruto total corresponde solo con 39 % del Producto Interno Bruto total del país, lo que, sin duda, dificulta aún más la elaboración de los COU y MIP a niveles regional y estatal.

De ahí la necesidad de crear un sistema de datos estadísticos integral con una perspectiva espacial de insumo-producto que tenga su origen, por un lado, en las unidades espaciales bajo estudio y, por otro, en la generación de información acorde con los requerimientos de las identidades contables (IC) de esos espacios para la construcción de los COU_E y las MIP_E.

A pesar de los avances de la metodología mencionados, el nivel de agregación analizado se ha hecho solo a 20 sectores de actividad económica, de ahí que el principal propósito de esta investigación sea la de aplicar la metodología RIISIO desagregando el análisis a 262 ramas de actividad económica y 20 sectores mediante la elaboración de los cuadros de oferta y utilización estatales que integran la región centro del país para la construcción de la matriz de insumo-producto de cada una de las entidades federativas y de esa región económica de México para el 2013. Además, se pretende poner a disposición de los interesados en el análisis insumo-producto información estadística básica que permita una comprensión más detallada del sistema económico estatal y regional con sus interdependencias y comportamiento en su conjunto.

El estudio comprende las siguientes entidades: Ciudad de México, México, Hidalgo, More-

los, Puebla y Tlaxcala; además, se construyen COU y MIP agregados de la región centro y del resto del país. Asimismo, se verificó la consistencia estadística de la estimación de los COU regional y estatal al totalizarlos y compararlos con los resultados de los COU_N para el 2013, que elaboró el INEGI, esto mediante la utilización de los índices tradicionalmente empleados en la literatura de insumo-producto para evaluar el error de estimación: Índice Desviación Media Porcentual e índices de Similitud de Isard-Romanoff y de Leontief Modificado.

En las siguientes secciones se presentan la metodología y sus etapas, precisando los detalles de cada una de estas con el fin de que se tenga una comprensión detallada de la elaboración tanto de las cuentas estatales como de los cuadros de oferta y utilización, y de las matrices de insumo-producto estatales y regional. El estudio se integra con el siguiente contenido: 1. *Antecedentes*, 2. *Estimación de los COU y MIP estatales y región centro*, 3. *Resultados empíricos* y 4. *Conclusiones y reflexiones finales*.

2. Estimación de los COU y las MIP estatales y región centro

La metodología RIISIO se aplica para su estimación y se sustenta en la concepción del modelo unirregional abierto al resto del mundo cerrado al interior del país, es decir, considerando el comercio exterior, de la misma manera en que está construida el MIP_N, sin considerar el comercio subnacional. Por esa razón, los datos de insumo-producto se estiman a precios básicos del 2013, ya que a los de comprador implicaría conocer el comercio intrarregional de la región centro que llevan a cabo los estados que la integran, y el que realiza esta con el resto del país. Además, se elabora una tabla y matriz de insumo-producto correspondiente al resto del país, que se calcula como la diferencia entre la MIP_R y la nacional agregada para el 2013. Las etapas establecidas para la elaboración de este trabajo se muestran en el cuadro 1.

Etapas de la metodología RIISIO

Etapa	Descripción del procedimiento
1	Análisis de la estructura productiva y funcionamiento de la región centro.
2	Estimación de las variables clave de demanda final y valor agregado por entidad y región centro a nivel rama.
3	Estimación y calibración del Sistema de Cuentas Regionales.
4	Transformación de los cuadros de oferta y utilización en matrices simétricas de insumo-producto.
5	Agregación a nivel sectorial de las matrices de insumo-producto a nivel rama.
6	Análisis de eficiencia de la estimación de los COU.

Fuente: elaboración propia con base en la metodología propuesta.

Etapa 1. Análisis de la estructura productiva y funcionamiento de la región centro 2008-2013²

Para ello, se aplicó la metodología del subsistema de Información de Unidades Económico-Funcionales (FERIS), que forma parte de la metodología RIISIO. En síntesis, primero se identificó y delimitó la región centro mediante el análisis comparado de la concentración económico espacial y los flujos de interacción, valor agregado, empleo, producción bruta total, por entidad y sector. Posteriormente, se comparó la composición de la estructura productiva por sector de actividad económica a nivel rama para ambos años, para lo cual se tomaron los datos de los Censos Económicos por entidad federativa del valor agregado de las 262 ramas de cada año.

Etapa 2. Estimación de las variables clave de la DF y VA por entidad y región centro a nivel rama del 2013

Esta se inicia con la evaluación y procesamiento de datos espaciales, bajo los lineamientos del FERIS del método RIISIO, que en esencia consiste en calcular estas variables y posteriormente, a partir de ellas, elaborar las identidades contables para la construcción de las cuentas estatales y de la región centro. Cabe aclarar que el VA y la DF, por ser componentes fundamentales de las IC, se consideran

como anclas, ya que sus valores integran el resto de las variables que forman las identidades. Además, otra distinción importante de su compilación y estimación es que su cálculo se realizó a partir de diversas fuentes de información estatales y de datos nacionales y, después, se hicieron consistentes con estos.

La estimación de estas variables es híbrida, ya que se realizó a partir de datos estatales, complementados con nacionales, sin embargo, su cálculo parte de información estatal, lo que la caracteriza como una estimación de abajo hacia arriba, es decir, de la región al país, a diferencia del enfoque tradicional de arriba hacia abajo, denominada en la literatura de insumo-producto como regionalización de los datos nacionales, que de manera breve consiste en la distribución regional de los valores nacionales. Para ello, se utiliza una variable representativa regional a nivel nacional, como puede ser el caso la aportación del empleo regional en el país, por lo cual se aplica el método de coeficientes de participación del empleo asumiendo por ejemplo que es representativo de la contribución del valor agregado bruto regional (VAB_r), por lo que se multiplica dicho porcentaje por el VAB nacional para obtener el regional (Miller y Blair, 2022, p. 67).

2.1. Estimación del VAB_E

La variable de valor agregado bruto estatal (VAB_E) no se puede tomar directamente de los Censos Económicos debido a que este indicador representa en promedio 38.3 % del total del Producto Interno

² Para un mayor detalle de este proceso, se recomienda ver el *Anexo 1* del trabajo de Asuad (2020).

Bruto Estatal (PIBE) reportado por el INEGI, por lo que fue necesario considerar diferentes fuentes de información a este nivel de análisis. Los datos del VAB_E fueron estimados a partir de diversas fuentes: Censos Económicos, Sistema Estatal y Municipal de Bases de Datos y Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM), del INEGI; Secretaría de Energía (SENER); y portal del Servicio de Información Agropecuaria y Pesquera (SIAP) de la Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (SADER).³ Esta estimación se realizó por entidad federativa de la región centro, compilando los datos de la Ciudad de México, el estado de México, Morelos, Hidalgo, Puebla, Tlaxcala y el resto del país para el 2013, a un nivel de desagregación de actividad económica de 262 ramas y 20 sectores a precios básicos y constantes del 2013.

El valor agregado se estimó a partir de la suma del pago a factores productivos mediante la siguiente identidad contable:⁴

$$va_r^e = rt_r^e + ins_r^e + ebo_r^e$$

donde e corresponde a entidad y r , a rama. De ahí que va_r^e sea el valor agregado; rt_r^e , las remuneraciones totales; ins_r^e , los impuestos netos de subsidios; y ebo_r^e , el excedente bruto de operación.

Los vectores de remuneraciones totales rt_r^e y los impuestos netos de subsidios ins_r^e son construidos a partir de las siguientes identidades contables:

$$rt_r^e = sa_r^e + su_r^e + cs_r^e \quad ins_r^e = t_r^e - sb_r^e$$

donde sa_r^e son los salarios; su_r^e , los sueldos; y cs_r^e , las contribuciones sociales; por su parte, t_r^e , los impuestos y sb_r^e , los subsidios.

El procedimiento de cálculo de cada una de las variables que conforman el valor agregado estatal a nivel rama para las entidades federativas de la re-

gión centro de México se realizó, primero, de manera preliminar y, posteriormente, definitiva.

La estimación preliminar del VAB_E y de sus componentes se hizo mediante la regionalización indirecta, es decir, a partir de cada variable estimada estatalmente, la cual se multiplicó por la variable nacional correspondiente, con excepción del excedente de explotación estatal, debido a que no se cuenta con ese dato en las entidades federativas. Además, la mayor parte del valor agregado corresponde a dicho rubro, por lo que se tuvo que estimar a partir de multiplicar la participación porcentual del VAB_E en el nacional multiplicado por el excedente de explotación nacional (ver *Anexo 2*). Después, se realizó el cálculo definitivo del valor agregado estatal; para ello, primero se compararon las diferencias de la estimación preliminar del VAB_E con la que se obtiene de la participación porcentual del PIBE a nivel rama debido a que contablemente deben ser iguales. Por ello, a partir de la diferencia del VAB_E estimado con la regionalización indirecta con respecto al VAB_E a partir del PIBE, se reestimaron los valores por rama que diferían, manteniendo la participación estatal de cada rama de acuerdo con el PIBE, pero con un nuevo valor absoluto de sus componentes (ver *Anexo 2*).

Además, se estableció como condición que las remuneraciones totales, impuestos netos de subsidios y excedente bruto de operación debían encontrarse dentro de los límites estimados del valor agregado con el fin de que exista congruencia entre la información de ramas de actividad de las entidades de cada componente y el total de valor agregado en términos de estructura económica y disponibilidad de la información de cada componente con el valor agregado total registrado. Finalmente, los valores obtenidos del VAB_E y de sus componentes se incorporaron en el sistema de tablas de oferta y utilización.

2.2. Estimación de la DF y sus componentes

Esta se realiza a partir del cómputo del total del consumo privado, el gasto de gobierno, la inversión, la

3 Ver en el *Anexo 1* el cuadro donde se describen las fuentes de información complementarias para la estimación del valor agregado bruto.

4 Esta metodología se considera en Asuad (2019, pp. 413-415), las diferencias radican en que al construir la información con un mayor nivel de desagregación de actividad económica es necesario conciliar más datos provenientes de otras fuentes.

variación de existencias y las exportaciones netas del COU_R de la economía total, como se expresa en la siguiente identidad:

$$df_r^{Te} = cp_r^{Te} + cg_r^{Te} + fbkf_r^{Te} + ve_r^{Te} + x_r^{Te}$$

donde df_r^{Te} es la demanda final total; cp_r^{Te} , el consumo privado total; cg_r^{Te} , el consumo de gobierno total; $fbkf_r^{Te}$, la formación bruta de capital fijo total; ve_r^{Te} , la variación de existencias total; y x_r^{Te} , las exportaciones totales.

Para la obtención del vector de consumo privado a niveles rama y entidad federativa, se consideró como fuente la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH).⁵ Cabe señalar que sus datos no son compatibles con el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), por lo que en esta parte del proceso de compilación de los datos se utilizó una equivalencia de acuerdo con cada uno de los productos, como se muestra a manera de ejemplo en el cuadro 2 para la rama de actividad de cultivo de otras hortalizas.

Después, se procedió a agrupar la información por estado. Sin embargo, dado que la suma del total de consumo privado de las entidades federativas por rama obtenido con la ENIGH no coincide con el total del vector de consumo privado nacio-

nal reportado en las tablas de oferta y utilización, se regionalizaron también de manera indirecta los datos para obtener el total nacional, de acuerdo con la siguiente expresión:

$$cp_r^{Te} = (cp_r^{e_enigh}/cp_r^{N_enigh}) cp_r^{TN}$$

donde cp_r^{Te} es el consumo privado total; cp_r^{TN} , el consumo total nacional de los cuadros de oferta y utilización; $cp_r^{e_enigh}$, el consumo privado por estado y rama de la ENIGH; y $cp_r^{N_enigh}$, el nacional por rama de la ENIGH.

En el caso del vector de consumo de gobierno, se tomó la información de gasto total por entidad federativa del SIMBAD y se regionalizó a rama, asumiendo la misma proporción sectorial a nivel nacional, por lo que el valor absoluto del consumo de gobierno estatal de cada rama dependerá del monto de gasto total registrado por cada entidad, en términos de la siguiente relación:

$$cg_r^{e0} = (cg_r^N/cg_i^N) cg_i^{e_sim}$$

donde cg_r^{e0} es el consumo de gobierno por entidad y nivel rama; $cg_i^{e_sim}$, el total por estado del SIMBAD; cg_r^N , el nacional a nivel rama; y cg_i^N , el total nacional.

Finalmente, para asegurar la coincidencia de los cálculos con el total de gasto de gobierno nacional registrado en las tablas de oferta y utilización, se realiza una regionalización de los datos

5 Programa estadístico del INEGI.

Cuadro 2

Ejemplo de conversión de la clasificación ENIGH al SCIAN

Producto ENIGH		Asignación SCIAN	
Clave	Actividad	Código	Actividad
A134	Leguminosas: frijol (bayo, flor de mayo, negro, etcétera).	111219	Cultivo de otras hortalizas.
A135	Leguminosas: garbanzo.		
A136	Leguminosas: haba (amarilla y verde).		
A 137	Leguminosas: lenteja.		
Microdatos		Datos agregados	

Fuente: elaboración propia.

por entidad federativa respecto al total nacional, como se muestra a continuación:

$$cg_r^{Te} = (cg_r^{e-sim} / \sum_{r=1}^n cg_r^{e-sim}) cg_i^N$$

donde cg_r^{Te} es el consumo de gobierno total por entidad (e) y rama (r); cg_i^{e-sim} , el total por entidad del SIMBAD; cg_r^N , el nacional y nivel rama; y cg_i^N , el total nacional de los COU.

El cálculo para los vectores de la formación bruta de capital fijo y variación de existencias se efectúa con información de los Censos Económicos, por lo que debe considerarse que en esta parte del procedimiento los datos solo permiten aproximar la estructura económica de cada entidad, es decir, únicamente la participación de cada uno de los sectores en las entidades y no su valor, ya que si se comparan los totales correspondientes al censo con los reportados en el SCNM, la información representa solo 15.17 por ciento.

Las diferencias metodológicas y el tamaño de la muestra son las principales causas de la brecha en las estimaciones, sin embargo, los Censos Económicos proporcionan datos relevantes sobre el comportamiento económico de una entidad federativa o un municipio, en sus distintos niveles de desagregación de actividad económica (sector, subsector, rama, subrama o clase). Con la información obtenida, estos componentes se expresan mediante la regionalización indirecta para ser consistentes con los datos nacionales de la siguiente forma:

$$fbfk_r^{Te} = fbk_r^N * (fbfk_r^{e-ce} / fbk_r^{N-ce})$$

$$ve_r^{Te} = ve_r^N * (ve_r^{e-ce} / ve_r^{N-ce})$$

donde $fbfk_r^{Te}$ es la formación bruta de capital fijo total por estado y a nivel rama; fbk_r^N , la del país; fbk_r^{e-ce} , la formación bruta de capital fijo por estado y rama de Censos Económicos; fbk_r^{N-ce} , la nacional a nivel rama de Censos; ve_r^{Te} , la variación de existencias por entidad federativa a nivel rama; ve_r^{e-ce} , la variación por estado y rama de Censos; ve_r^{N-ce} , la nacional a rama de Censos; y ve_r^N , la variación nacional a nivel rama de los COU.

En el caso de las exportaciones e importaciones a rama, como solo se cuenta con información a nivel sector y subsector del periodo del 2007 al tercer trimestre del 2019, fue necesario estimarlas, para lo cual se recurrió a los datos del *Atlas de complejidad económica* de la Secretaría de Economía.

Esta información es posible obtenerla a nivel estatal, no obstante, su sistema de clasificación corresponde al de la Tarifa de la Ley de los Impuestos Generales de Importación y de Exportación (TIGIE), por lo que se reclasificaron los sectores con el fin de hacerlos comparables con el SCIAN, procedimiento que a manera de ejemplo se muestra en el cuadro 3.

A continuación, se ordenaron las ramas por entidad federativa, y para hacerlas consistentes estadísticamente con los COU_N se regionalizaron de manera

Cuadro 3

Ejemplo de conversión de la clasificación TIGIE al SCIAN

Producto ENIGH		Asignación SCIAN	
Código	Actividad	Código	Actividad
7224.90.01	Piezas forjadas, reconocibles para la fabricación de juntas o uniones de elementos de perforación.	332110	Fabricación de productos metálicos forjados y troquelados.
7228.50.01	En aceros grado herramienta.	331220	Fabricación de otros productos de hierro y acero.
Microdatos		Datos agregados	

Fuente: elaboración propia.

indirecta; para ello, las exportaciones por entidad federativa se estimaron considerando su participación por rama a nivel nacional multiplicada por las nacionales por rama de la siguiente forma:

$$x_r^{Te} = (x_r^{e-a}/x_r^{N-a})x_r^N$$

donde x_r^{Te} son las exportaciones por entidad y rama; x_r^N , las nacionales por rama de los COU; x_r^{e-a} , las exportaciones por entidad y rama del *Atlas de complejidad económica*; y x_r^{N-a} , las exportaciones nacionales a nivel rama del *Atlas*. En el caso de las importaciones, si bien se cuenta con una primera estimación, esta es una de las variables que se modifican con la recalibración del Sistema de Cuentas Regionales que se explica posteriormente; de manera adicional, el valor de las exportaciones se valida con los datos reportados por el INEGI para los sectores de la industria manufacturera y de la minería.

Etapa 3. Estimación del Sistema de Cuentas Regionales y su calibración

La estimación del Sistema de Cuentas Económicas Estatales se inicia con los datos calculados del VA y la DF, a partir de los cuales se obtienen las identidades contables de los COU_E, por lo que una vez que se tienen los vectores de las IC estatales, se procedió a validar el equilibrio entre la oferta y la utilización por estado a través de su calibración y balanceo. Las cuentas económicas estatales se validan al cumplir con el equilibrio contable entre sí y el de las IC a nivel estatal con el total de las entidades federativas, que reflejan el agregado nacional.

El análisis se inicia a partir de las identidades contables de la oferta y demanda totales, consideradas en equilibrio, para lo cual se estiman los COU_E diferenciando las que corresponden a la economía total, doméstica e importada de las entidades federativas de la región centro. Se utilizan los vectores del valor agregado y la demanda final obtenidos anteriormente; para ello, se empieza con las IC de oferta y utilización en equilibrio, después se calcula la demanda intermedia a niveles domés-

tico, importado y total mediante la regionalización indirecta usando los coeficientes de mercado a partir de las ventas, es decir, por renglón o fila y se continúa a partir de considerar el equilibrio entre el consumo intermedio y la demanda al aplicar el mismo modelo que corresponde a los coeficientes de mercado, pero desde la perspectiva de las compras, esto es, por columna.

La oferta total estatal por rama $of_r^{t,e}$ es igual a la utilización total estatal $u_r^{t,e}$, que se integra por la oferta doméstica estatal por rama $ofd_r^{t,e}$ más las importaciones m_r^e , lo que se especifica como:

$$of_r^{t,e} = ofd_r^{t,e} + m_r^e \quad (1)$$

La $u_r^{t,e}$ por rama es igual a la suma de la demanda intermedia total estatal por estado por rama $di_r^{t,e}$ más la demanda final total estatal por rama ($df_r^{t,e}$), lo que se denota como:

$$u_r^{t,e} = di_r^{t,e} + df_r^{t,e} \quad (2)$$

Contablemente, las identidades de la oferta y utilización totales se consideran en equilibrio, que se expresa como:

$$of_r^{t,e} = u_r^{t,e} \quad (3)$$

La demanda intermedia doméstica estatal por rama $di_r^{d,e}$ se obtiene mediante la estimación de los coeficientes de mercado $\sum_j^n TD_{rj}^{d,e}$, lo que es igual a la participación del valor agregado estatal por rama va_j^e entre el valor agregado nacional de esa rama va_j^N , proporción que se multiplica por la demanda intermedia doméstica nacional $di_r^{d,N}$ y se formaliza de la siguiente manera:

$$di_r^{d,e} = \sum_j^n TD_{rj}^{d,e} = \left(\frac{va_j^e}{va_j^N}\right) di_r^{d,N} \quad (4)$$

La demanda final doméstica estatal por rama $df_r^{d,e}$ es función de la demanda final total estatal $df_r^{t,e}$ menos las importaciones totales m_r^e , lo que a su vez es igual a la oferta doméstica, que se especifica como:

$$df_r^{d,e} = df_r^{t,e} - m_r^e \quad (5)$$

$$df_r^{d,e} = cp_r^{de} + cg_r^{de} + fbk_f r^{de} + ve_r^{de} + x_r^{de} \quad (6)$$

$$m_r^e = di_r^{m,e} + df_r^{m,e} \quad (7)$$

De ahí que la demanda intermedia de las importaciones $di_r^{m,e}$ se obtenga a partir de los coeficientes de mercado de importación por estado y rama $TM_{rj}^{m,e}$, lo que se lleva a cabo utilizando la participación del valor agregado estatal por rama va_j^e en el nacional va_j^N y al multiplicarse dicha proporción por la demanda intermedia nacional por rama $di_r^{m,N}$, lo cual se expresa como:

$$di_r^{m,e} = \sum_j^n TM_{rj}^{m,e} = \left(\frac{va_j^e}{va_j^N}\right) x di_r^{m,N} \quad (8)$$

En el caso de las importaciones de la demanda final $df_r^{m,e}$, esta simplemente se obtiene por diferencia al restar de las importaciones estatales por rama $di_r^{t,e}$ las intermedias por estado y rama $di_r^{m,e}$, lo que se expresa como:

$$di_r^{t,e} = \sum_j^n T_{rj}^{t,e} = di_r^{d,e} + di_r^{m,e} \quad (9)$$

por lo que las importaciones de la demanda final estatal por rama $df_r^{m,e}$ se integran por las intermedias del estado por rama $di_r^{t,e}$ menos las finales $df_r^{d,e}$, expresada como:

$$df_r^{m,e} = di_r^{t,e} - df_r^{d,e} \quad (10)$$

En el caso de la demanda intermedia total estatal por rama $di_r^{t,e}$, se estima mediante los coeficientes de mercado totales estatales por rama $T_{rj}^{t,e}$, que son resultado de la suma de la demanda intermedia doméstica estatal por rama $di_r^{d,e}$ más la intermedia de importaciones estatal por rama $di_r^{m,e}$. La identidad se especifica como:

$$di_r^{t,e} = \sum_j^n T_{rj}^{t,e} = di_r^{d,e} + di_r^{m,e} \quad (11)$$

La demanda final total estatal por rama $df_r^{t,e}$ es la suma de la doméstica $df_r^{d,e}$ y la de importaciones estatales por rama $df_r^{m,e}$; a su vez, esa demanda se calcula al multiplicar la intermedia estatal por rama di_r^e por la participación de la intermedia nacional por rama di_r^N en el total de

la final nacional de las ramas df_r^N , lo que se denota como:

$$df_r^{t,e} = df_r^{d,e} + df_r^{m,e} \quad (12)$$

$$df_r^{m,e} = di_r^e x \left(\frac{di_r^N}{df_r^N}\right) \quad (13)$$

Para construir los cuadros de oferta, el modelo utilizado para su elaboración es similar al empleado para el caso del cuadro de utilización a través de los coeficientes de mercado. No obstante, su análisis se realizó desde la perspectiva de las compras, esto es, con base en los datos del valor agregado y la utilización. Su estimación parte de la igualdad del total de las variables del consumo intermedio doméstico estatal por rama $ci_j^{d,e}$ y el de la demanda intermedia estatal por rama $di_r^{d,e}$, expresada como:

$$\sum ci_j^{d,e} = \sum di_r^{d,e} \quad (14)$$

de tal forma que el consumo intermedio doméstico estatal por rama $ci_j^{d,e}$ se calcula a partir de los coeficientes de mercado doméstico de las entidades federativas por rama TD_{rj} , obtenidos a partir de las compras, es decir, al multiplicar la demanda intermedia estatal por rama, multiplicada por la sumatoria de las compras domésticas a nivel nacional por rama $tu_{rj}^{d,N}$ dividido entre el total de la demanda intermedia a escala nacional por rama (di_r^N), especificado como sigue:

$$ci_j^{d,e} = \sum_j^n TD_{rj} = \sum di_r^e x \sum_j^n \left(\frac{tu_{rj}^{d,N}}{di_r^N}\right) \quad (15)$$

El equilibrio de las variables entre el consumo intermedio $ci_j^{m,e}$ y la demanda intermedia de las importaciones $di_r^{m,e}$ se mantiene de la misma manera que en la expresión anterior, lo que se expresa como:

$$\sum ci_j^{m,e} = \sum di_r^{m,e} \quad (16)$$

$$ci_j^{m,e} = \sum di_r^{m,e} x \sum_r^n \left(\frac{tu_{rj}^{m,N}}{di_r^{m,N}}\right) \quad (17)$$

donde el consumo intermedio estatal de las importaciones por rama se integra por la diferencia del consumo intermedio total por estado y rama ci_j^{t-e} y el doméstico estatal por rama ci_j^{m-e} expresado como:

$$ci_j^{m-e} = ci_j^{t-e} - ci_j^{d-e} \quad (18)$$

La estimación del equilibrio del consumo intermedio y la demanda intermedia total estatal por rama sigue la misma lógica que el consumo intermedio doméstico y el de importación, expresados como:

$$\sum ci_j^{t-e} = \sum di_r^{t-e} \quad (19)$$

$$ci_j^{t-e} = \sum di_r^{t-e} \times \sum_r^n \left(\frac{tu_{rj}^{tN}}{di_r^{tN}} \right) \quad (20)$$

Así, el consumo intermedio estatal total por rama se integra por la suma del doméstico por estado y rama di_r^{d-e} y el doméstico importado estatal por rama ci_j^{m-e} , expresado como:

$$ci_j^{t-e} = ci_j^{d-e} + ci_j^{m-e} \quad (21)$$

Por último, dado el equilibrio e igualdad entre el total del producto bruto total por estado y rama $\sum pbt_j^e$ y el total de la oferta doméstica of_r^{d-e} y que el producto bruto total por entidad es igual al consumo intermedio total más los impuestos netos de subsidios y sumando también el valor agregado, cada uno por estado y rama, se procede a estimar los componentes del producto bruto total a partir de las siguientes expresiones:

$$\sum pbt_j^e = \sum of_r^{d-e} \quad (22)$$

$$pbt_j^e = ci_j^{t-e} + ins_j^{t-e} + va_j^e \quad (23)$$

sustituyendo el valor de ci_j^{t-e} a partir de la siguiente expresión:

$$ci_j^{t-e} = ci_j^{d-e} + ci_j^{m-e} \quad (24)$$

En el caso de los impuestos y el valor agregado, se estiman como:

$$ins_j^{t-e} = ci_j^{t-e} * \left(\frac{ins_j^{tN}}{ci_j^{tN}} \right) \quad (25)$$

$$va_r^e = rt_r^e + ins_r^e + ebo_r^e \quad (26)$$

A continuación, se valida el equilibrio de las cuentas estatales y en caso de desequilibrios se requiere aplicar un proceso de calibración⁶ a partir de la demanda intermedia doméstica considerando que, si el desequilibrio corresponde a la oferta o la utilización, la diferencia o incremento se ajusta reduciendo o aumentando la demanda intermedia doméstica, procediendo a su equilibrio según sea el caso, como se muestra a continuación:

$$SSI\ of_r^{d-e} < u_r^{d-e} \quad SSI\ of_r^{d-e} < u_r^{d-e}$$

donde:

donde:

$$u_r^{d-e} = di_r^{d-e} + df_r^{d-e} \quad u_r^{d-e} = di_r^{d-e} + df_r^{d-e}$$

$$\therefore di_r^{d-en} = di_r^{d-e0} - |of_r^{d-e} - u_r^{d-e}| \quad \therefore di_r^{d-en} = di_r^{d-e0} - |of_r^{d-e} - u_r^{d-e}|$$

El ajuste de la nueva demanda intermedia se integra como vector en los sistemas de cuentas estatales y regionales, lo que implica el reestimar el valor de la demanda final doméstica, observando que los valores no sean negativos y asegurar que la oferta doméstica sea igual a la utilización doméstica y la total:

$$of_r^{d-e} = u_r^{d-e}$$

$$of_r^{t-e} = u_r^{t-e}$$

La corrección se realiza cuando el error es mínimo y el sistema se encuentre completamente en equilibrio en todas sus identidades contables.

6 El método de calibración se utiliza para determinar los parámetros de un modelo económico que da lugar a una solución en equilibrio; por lo tanto, las identidades contables estatales se ajustan de acuerdo con el equilibrio teórico en su conjunto establecido para cada IC, teniendo en cuenta su secuencia e integración, por lo que, de darse el equilibrio, alimentarán el sistema de procesamiento de información para la estimación de las matrices que requiere la construcción de los COU.

Además del equilibrio de las cuentas estatales y regionales, al totalizarse los montos estos deben ser consistentes con los valores nacionales, ya que no deben arrojar cifras negativas, lo cual implicaría que los valores del vector estimado de las entidades federativas y la región centro están por arriba de lo reportado a nivel nacional. Los desequilibrios existentes de acuerdo con la metodología empleada provienen de una subestimación o sobrestimación de la demanda intermedia doméstica. Asimismo, se observó que el valor de los impuestos netos de subsidios fuera proporcional al ajuste realizado (para ver una síntesis de la metodología de calibración, se recomienda consultar el diagrama del Anexo 3).

Etapa 4. Transformación de las tablas de oferta y utilización en matrices simétricas de insumo-producto

Esta se inicia con la transformación de los COU_E en MIP_E a partir de la metodología sobre los modelos de EUROSTAT (2008). Además, para su construcción, se consideran los utilizados por el INEGI a nivel país, que corresponden a los modelos B y D, respectivamente, producto por producto e indus-

tria por industria; también se obtienen las matrices de coeficientes directos e indirectos.

El modelo de industria por industria asume ventas fijas de productos en los que cada uno tiene su propia estructura de ventas específica, independiente de la producción de la industria. Por otra parte, el de producto por producto supone que cada industria tiene su propia forma de producción específica, independiente de la combinación de bienes o servicios que produzca. Estos modelos permiten estimar la demanda intermedia, el valor agregado, la demanda final y la producción en formatos de producto por producto e industria por industria tanto en la economía total como en la doméstica y en la importada.

La transformación de los COU_R a MIP_R totales, domésticas e importadas se realizó con base en el modelo D sugerido por EUROSTAT (2008, pp. 347-357) que se describe como de industria por industria bajo el supuesto de que la estructura de ventas es fija y que cada producto tiene una específica, independientemente de la industria en la cual se produce. Los componentes necesarios para el modelo se consignan en el cuadro 4.

Cuadro 4

Componentes del método de transformación de COU en MIP

Matriz de transformación	$T = \text{diag}(g) * \text{inv}(V^T)$
Coefficientes de insumos intermedios	$A = T * U * \text{inv}[\text{diag}(g)]$
Coefficientes de valor agregado	$R = W * \text{inv}[\text{diag}(g)]$
Producto	$g = \text{inv}[I - T * U * \text{inv}(\text{diag}(g))] * T * y$
Insumos	$B = T * U$
Valor agregado	$W = W$
Demanda final	$F = T * Y$

Donde T es la matriz de transformación; A , los coeficientes de insumos intermedios; R , los coeficientes de valor agregado; g , el vector columna de la producción por industria; I , la matriz identidad; V^T , la transpuesta de la matriz de oferta (industria por producto); U , la matriz de usos intermedios (producto por industria); W , el valor agregado; Y , la matriz de demanda final (producto por categoría); B , la matriz de insumos intermedios (industria por industria); y , la demanda final. Los cálculos se elaboraron empleando un algoritmo en el *software* estadístico R.

Fuente: elaboración propia con base en EUROSTAT (2008, p. 349).

Etapas 5. Agregación a nivel sectorial de las MIP a escala rama para el 2013

Esta consiste en totalizar las relaciones a nivel rama (cuatro dígitos del SCIAN) para obtener al de sector los componentes de las matrices (dos dígitos SCIAN), de tal manera que, por ejemplo, para obtener cada uno de los elementos de la matriz de transacciones Z_{ij} a escala sector, se suman las transacciones entre las ramas que componen un sector i consigo mismo y de la misma forma se realiza el procedimiento para agregar las relaciones con respecto a los sectores j . Cabe mencionar que estas matrices coinciden con las que publica el INEGI.

Este procedimiento se llevó a cabo empleando un método informático con el paquete *ioanalysis* de R (Wade y Sarmiento-Barbieri, 2020, p. 4); la forma en la que está planteada la agregación se explica de manera detallada en Miller y Blair (2022, pp. 161-165).

Hasta este punto se ha presentado la manera en la que se recopilaron y estimaron los datos estadísticos para la construcción de los COU_R , identificando cuáles eran las necesidades de información adicional para las entidades de la región centro a nivel de rama. De la misma forma, se ha precisado cómo se construyó lo que denominamos el Sistema de Cuentas Regionales, el cual es un elemento necesario para conciliar estadísticamente la información, esto en dos sentidos: 1) que las cuentas de cada uno de los estados estén en equilibrio y 2) que los resultados sean consistentes con los COU_N . Por último, se estimaron las matrices de insumo-producto. Los resultados se comentan en el siguiente apartado.

Etapas 6. Análisis de eficiencia de la estimación de los COU_E ⁷

Cuando se estiman o construyen MIP_R mediante métodos híbridos, no es común realizar un análisis de eficiencia sobre su construcción debido a la falta de una matriz de referencia para su comparación. En

⁷ Un tratamiento más detallado del análisis de eficiencia en el error de estimación puede verse en Asuad (2019, pp. 428-432).

el caso de una MIP, actualizada o proyectada a partir de otra, existe una serie de índices que miden la eficiencia de su estimación y, en consecuencia, la magnitud del error en los datos, esto es, la diferencia que hay entre esta y la matriz de origen (Miller y Blair, 2022).

En estas investigaciones, usualmente se calcula una serie de índices que miden el error que puede haber en las estimaciones, como el Índice de Theil, la distribución de la chi-cuadrada, el Índice de Cambio Relativo, error porcentual total, diferencia de medias relativas, prueba no paramétrica de Wilcoxon, coeficiente de correlación y el análisis de regresión (Hewings, 1984).

En este trabajo se emplean las medidas tradicionales de eficiencia de la estimación al calcular el error cuando se comparan las matrices estimadas con las de referencia. La forma en la que se interpretan estos índices difiere debido al supuesto de la tecnología estatal, que se asume es diferente de la nacional. Los generalmente utilizados son el de MAPE propuesto por Butterfield y Mules (1980), el SIMISARD de Langford y Romanoff (1968) y, por último, el SIMIL.⁸ Además, se usa el Índice de Desviación Media Absoluta (MAD), no obstante, Lahr (1993) señala que no permite identificar los errores que pueden provenir de los valores extremos, por coeficientes muy altos o bajos; asimismo, menciona que la magnitud de la medida cambia con el número de sectores de las tablas de insumo-producto que se evalúan.

La interpretación de estos índices es semejante, ya que de manera simple corresponden a medidas de distancia entre los valores de la matriz estimada con respecto a la de referencia o matriz base. En el caso del MAPE, las discrepancias mínimas corresponden a valores cercanos a 0, mientras que en los índices de Similitud de Isard-Romanoff y Leontief Modificado, el 0 representa la máxima diferencia en tanto que el 1, la mínima. El MAPE se denota de la siguiente manera:

$$MAPE_j = \frac{1}{n^2} \sum_{ij} \left| \frac{a_{ij}^0 - \hat{a}_{ij}^1}{a_{ij}^0} \right|$$

⁸ Un referente amplio de estos procedimientos se encuentra en Imansyah (2000).

En este índice, la distancia entre los datos estimados y los de referencia corresponde al cociente de las diferencias entre la matriz base a_{ij}^0 y la estimada \tilde{a}_{ij}^1 , entre la matriz base multiplicada por $1/n^2$, donde n es el número de celdas en las matrices.

El Índice de Similitud mide el total de las diferencias de la matriz agrupando las celdas diferentes de 0, lo que indica el comportamiento general de los componentes de la matriz estimada con respecto a la de referencia. El valor del Índice fluctúa entre 0 y 1, donde 0 es la máxima diferencia y 1, la mayor similitud posible; la expresión se plantea como sigue:

$$SIM = 1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left| \frac{\tilde{a}_{ij}^1 a_{ij}^0}{\tilde{a}_{ij}^1 + a_{ij}^0} \right|$$

donde m es el número de pares coeficientes distintos de 0.

El Índice de Similitud de Leontief Modificado es semejante al de Isard-Romanoff (Isard *et al.*, 1968) y fue empleado por Schaffer y Chu (1969) en su estudio de Utah. Su aplicación se realiza celda por celda en las matrices a comparar:

$$S_{ij} = 1 - \left| \frac{a_{ij}^0 - \tilde{a}_{ij}^1}{(a_{ij}^0 + \tilde{a}_{ij}^1)} \right|$$

La interpretación es igual a los anteriores, por lo que el valor del Índice fluctúa entre 0 y 1, correspondiendo la máxima diferencia a 0 y 1 a la mínima en las celdas.

3. Resultados empíricos

3.1. Estructura y funcionalidad económica de la región centro

De acuerdo con los resultados basados en las matrices obtenidas, el patrón de funcionalidad económica de la región centro permanece sin cambios significativos en el 2013 con respecto al 2008, esto significa que la Ciudad de México se mantiene como un núcleo integrador que concentra gran parte de las principales actividades económicas de la región de estudio, en la que predominan los servicios. Por su parte, se encontró que en el estado de México sigue predominando la industria y es núcleo con mayor integración funcional después de la Ciudad de México. Sin embargo, se observan cambios relevantes en la composición de la estructura productiva por sector y rama. Los resultados derivados del análisis de los datos se pueden consultar el cuadro 5.

Cuadro 5

Principales resultados en torno a la estructura productiva de las entidades de la región centro que presentaron modificaciones

Entidad	Principales sectores identificados
Ciudad de México	A nivel sector: se incorpora el 22. <i>Generación, transmisión y distribución de energía eléctrica, suministro de agua y de gas por ductos al consumidor final</i> como uno de los más importantes de la producción. A nivel rama: la industria alimentaria y de las bebidas desplazó a la de productos farmacéuticos.
México	A nivel sector: se incorpora el 48-49. <i>Transporte, correos y almacenamiento</i> como uno de los más importantes de la estructura económica. A nivel rama: industrias como la de fabricación de automóviles, cemento y vidrio dejan de participar; son desplazadas por incrementos en la participación de ramas como la de molinera de granos.
Puebla	A nivel sector: se incorpora el 21. <i>Minería</i> , que desplaza al 22. <i>Generación, transmisión y distribución de energía eléctrica</i> . A nivel rama: se observa una reconversión hacia la fabricación de automóviles y camiones al aglomerar 49 % de su producción industrial, desplazando a otras industrias, como la fabricación de cemento, plástico y productos farmacéuticos.
Tlaxcala	A nivel sector: se observa un incremento relevante en la participación del comercio, que desplazó al sector 22. <i>Generación, transmisión y distribución de energía eléctrica</i> . A nivel rama: se observa una clara reconversión relevante de la fabricación de resinas, cemento y vidrio, hacia la de partes para vehículos y a la industria del papel y cartón.

Fuente: elaboración propia con base en los resultados de la investigación.

Con base en los cambios observados en el cuadro, puede afirmarse que no son suficientes para sostener la idea de que hay una modificación de estructura productiva en la región debido a que las matrices estimadas muestran que sectorialmente y por rama las economías estatales de la región centro mantienen sus actividades económicas tradicionales y estructura, lo cual indica también que su tecnología no ha variado de forma significativa.

3.2. Cuadros de oferta y utilización

La metodología empleada permitió la construcción de 36 COU_E a nivel rama de actividad económica, las cuales se presentan en el cuadro 6.

3.3. Matrices de insumo-producto

Se obtuvieron un total de 34 MIP, de las cuales 16 corresponden a la economía doméstica; nueve, a la economía importada; y nueve, a la economía total de las entidades federativas y región centro por sector y rama de actividad económica. En el cuadro 7 se enlistan de acuerdo con su nivel de desagregación sectorial, estatal y regional.

3.4. Matrices de indicadores

Se obtuvieron 18 matrices de las entidades de la región centro y del resto del país, de las cuales nueve son de coeficientes técnicos y las otras nueve, de directos e indirectos. Estas se enlistan en el cuadro 8.

Cuadro 6

Descripción de los COU obtenidos para la región centro y el resto del país

De oferta por rama de actividad a precios básicos.	Para cada entidad de la región centro (siete). Para la región centro del país (uno). Para el resto del país (uno)
De utilización doméstica por rama de actividad económica a precios básicos.	Para cada entidad de la región centro (siete). Para la región centro del país (uno). Para el resto del país (uno).
De utilización importada por rama de actividad económica a precios básicos.	Para cada entidad de la región centro (siete). Para la región centro del país (uno). Para el resto del país (uno).

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 7

Descripción de las MIP obtenidas para la región centro y el resto del país

MIP por nivel de actividad económica	MIP por desagregación espacial
Economía doméstica por sector y rama de actividad económica a precios básicos.	Industria por industria para cada entidad de la región centro (14). Industria por industria de la región centro (una). Industria por industria del resto del país (una).
Economía importada por rama de actividad económica a precios básicos.	Industria por industria para cada entidad de la región centro (siete). Industria por industria de la región centro (una). Industria por industria del resto del país (una).
Economía total por rama de actividad económica a precios básicos.	Industria por industria para cada entidad de la región centro (siete). Industria por industria de la región centro (una). Industria por industria del resto del país (una).

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 8

Descripción de las matrices de indicadores obtenidas

Coefficientes técnicos.	Para cada entidad de la región centro (siete). Para la región centro (una). Para la región resto del país (una).
Coefficientes técnicos directos e indirectos.	Para cada entidad de la región centro (siete). Para la región centro (una). Para la región resto del país (una).

Fuente: elaboración propia

Los resultados descritos en los apartados 3.2, 3.3 y 3.4 se pueden consultar en https://drive.google.com/drive/folders/1UfUSiqreXEO5Y_8JIRu3C2EQ-GLgIgzB-?usp=sharing.

3.5. Análisis del error de eficiencia de la estimación

Los resultados de los índices de eficiencia en el error de estimación de los COU_E y las MIP_E al totalizarse y compararse con los nacionales son favorables. En el caso del MAPE para los vectores de oferta total y los de utilización total, doméstica e importada son iguales a 0, lo cual indica que es una estimación eficiente. Una situación semejante arrojan los del SIMISARD, ya que no presentan diferencias entre las tablas nacional y estimadas, pues no hay discrepancias debido a que el valor del Índice en la oferta total y utilización es igual a 1. Por último, el SIMIL, salvo el valor de la oferta total, arroja diferencias, el resto es cercano a 0 y 1, lo cual indica que no se tiene una desigualdad significativa entre las tablas originales y las estimadas a partir de la suma de los cuadros de las entidades de la región centro y el resto del país, por lo que no son significativos, como se observa en el cuadro 9.

En el caso del análisis de las MIP_E totalizadas, es decir, de la producción, el consumo y la demanda intermedios comparadas con las nacionales, los MAPE son cercanos a 0 y los índices de similitud Isard-Romanoff y de Leontief Modificado se acercan a la unidad. El caso del SIMIL arroja un error poco importante en la producción de alrededor de 0.1, como se puede observar en el cuadro 10.

En general, los resultados que derivan de los cálculos de los índices de similitud aplicados a los COU_N obtenidos de la estimación realizada a partir de la metodología muestran que la eficiencia del error de estimación es adecuada, lo cual ayuda a validar la consistencia de la información que se ha elaborado.

En el caso de las MIP_E de la Ciudad de México, México, Hidalgo, Morelos, Puebla, Tlaxcala y el resto del país, los resultados del MAPE y SIMISARD son cercanos a 0 y 1, lo que indica sus mínimas diferencias con la matriz base de comparación. No obstante, este no es el caso del SIMIL, que arroja valores no aceptables con diferencias significativas, probablemente porque las discrepancias que compara son a nivel de celda considerando la existencia de valores en 0 a partir de la MIP_N que difieren de las matrices estatales y regionales,

Cuadro 9

Estimación de los coeficientes de error de los COU_N estimados respecto a los COU_N originales

Variable/Índices de estimación de error	MAPE	SIMISARD	SIMIL
Oferta total	0.000	1.000	-13.143
Utilización total	0.000	1.000	1.000
Utilización doméstica	0.000	1.000	1.000
Utilización importada	0.000	1.000	1.000

Fuente: elaboración propia con base en los resultados de la investigación y el COU_N publicado por el INEGI base 2013, a nivel rama de actividad económica.

Cuadro 10

Estimación de los coeficientes de error de los vectores de los COU_N estimados respecto a los de los COU_N originales

Variable/Índices de estimación de error	MAPE	SIMISARD	SIMIL
Producción	0.001	1.000	0.898
Oferta doméstica	0.000	1.000	1.000
Consumo intermedio	0.000	1.000	1.000
Demanda intermedia	0.000	1.000	1.000

Fuente: elaboración propia con base en los resultados de la investigación y el COU_N publicado por el INEGI base 2013, a nivel rama de actividad económica.

Cuadro 11

Estimación de los coeficientes de error de las MIP_N estimados respecto a los de las MIP originales

Variable/Índices de estimación de error	MAPE	SIMISARD	SIMIL
MIP total	0.176	0.963	-2514.349
MIP doméstica	0.164	0.966	-2289.892
MIP importada	0.066	0.979	-1425.558

Fuente: elaboración propia con base en los resultados de la investigación y la MIP del INEGI industria por industria 2013 a nivel rama.

incluyendo la del resto del país, totalizadas. En el cuadro 11 se presentan los resultados obtenidos.

De acuerdo con las tablas anteriores, al menos para el caso de los índices MAPE y de Isard-Romanoff, los COU_E y MIP_E obtenidas a partir de la estimación basada en la metodología propuesta y totalizadas para obtener las tablas y matrices nacionales arrojan errores mínimos de estimación si se comparan con las estimadas a nivel nacional, lo cual nos indica que sus resultados son aceptables.

4. Conclusiones y reflexiones finales

La aplicación de la metodología RIISIO para la elaboración de los COU_E y las MIP_E a nivel rama de actividad económica estatal y de la región centro han mostrado que se pueden obtener resultados con errores mínimos y consistentes con las tablas y matrices agregadas a escala nacional, con excepción del SIMIL. La validación de los índices MAPE y SIMISARD certifica nuestra estimación; la información generada y la metodología utilizada se considera una herramienta de análisis y producción de estadísticas que permiten analizar la relación entre la demanda y

oferta total a nivel de la economía de los estados y de su integración en forma de una región económica.

Esta información desde una perspectiva espacial permite el análisis de la estructura económica y su funcionamiento a escalas subnacional, regional y estatal, lo cual hace posible además llevar a cabo un estudio estructural sobre los cambios en la demanda final y sus repercusiones en la producción y relaciones de insumo-producto, entre la producción y el consumo, precisando la interdependencia y encadenamientos de las ramas y sectores de actividad económica, así como en el análisis de los multiplicadores de empleo y producción, solo por mencionar algunas de las aplicaciones más usuales de los instrumentos de insumo-producto.

La información resultante de este trabajo permite una mejor comprensión del funcionamiento estructural de la economía a niveles regional y estatal y abre la posibilidad de emplear esta herramienta para el análisis y la evaluación de la política económica de las regiones económicas y entidades federativas que las integran, sin la cual se carece de una orientación precisa y se dificulta la solución de problemas concretos.

Por último, cabe aclarar que, a pesar de los alcances y la importancia de esta herramienta analítica, su utilidad no solo permite obtener resultados a niveles estatal y regional comparables con las tablas y cuadros nacionales a través del modelo uniregional; asimismo, se puede utilizar como matriz base para estimar el comercio interestatal e interregional al interior del país e incluso extender su aplicación a escalas intrarregional, multirregional, urbana y local mediante el desarrollo de las aplicaciones y derivaciones metodológicas del método RIISIO que estamos desarrollando.

Fuentes

- Asuad, N. "Metodología y resultados de la construcción de matrices estatales de insumo-producto de abajo hacia arriba mediante la elaboración de cuadros de oferta y utilización estatales", en: *Realidad Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía*. 11(2), 2020, pp. 47-89.
- _____. *Insumo-producto regional. Teoría, metodologías, técnicas y estudios de caso*. Colección Economía Regional y Urbana. Volumen tercero. México, UNAM-Facultad de Economía, 2019.
- Asuad, N. y Sánchez, J. "A methodological proposal for the construction of a regional input-output matrix using a bottom-up approach and its statistical assessment", en: *Investigación Económica*. 75(298), 2016, pp. 3-76.
- _____. "Un análisis exploratorio y comparativo entre los enfoques de bottom-up y top-down para una construcción espacial de una matriz regional Input-Output", en: *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*. 13(2), 2018, pp. 137-174.
- _____. "An exploratory and comparative analysis between bottom-up and top-down approaches for a spatialized construction of a regional Input-Output matrix", en: *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*. 13(2), 2018b, pp. 137-174.
- Butterfield, M. y T. Mules. "A testing routine for evaluating cell by cell accuracy in short-cut regional input-output tables", en: *Journal of Regional Science*. 20(3), 1980, pp. 293-310.
- Dávila, A. "Matriz de insumo-producto de la economía de Coahuila e identificación de sus flujos intersectoriales más importantes", en: *Economía Mexicana*. Nueva Época. 11(1), 2002, pp. 79-162.
- EUROSTAT. *Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables*. Octava edición. Unión Europea, Eurostat Methodologies and Workingpapers, 2008. ISSN 1977-0375.
- Flegg, A., G. Lamonica, F. Chelli M. Recchioni y T. Tohmo. "A new approach to modelling the input-output structure of regional economies using non-survey methods.", en: *Economic Structures*. 10(12), 2021 (DE) <https://doi.org/10.1186/s40008-021-00242-8>.
- Flegg y Tohmo. "A Comm on Tobias Kronenberg's Construction of Regional Input-output Tables Using Nonsurvey Methods: The Role of Cross Hauling", en: *International Regional Science Review*. 36, 2013, pp. 235-257.
- Flegg, A. y C. Weber. (2000) "Regional size, regional specialization, and the FLQ formula", en *Regional Studies*. 34, 2000, pp. 563-569.
- _____. "On the appropriate use of location quotients in generating regional input-output tables: a reply", en: *Regional Studies*. 31, 1997, pp. 795-805.
- Flegg, A., C. Weber y M. Elliot. (1995) "On the appropriate use of location quotients in generating regional input-output tables", en: *Regional Studies*. 29, 1995, pp. 547-561.
- Fuentes, N. "Construcción de una matriz regional de insumo-producto", en: *Problemas del Desarrollo*. 36(140), 2005, pp. 89-112.
- Fuentes, N. y S. Martínez-Pellégrini. "Identificación de clústers y fomento a la cooperación empresarial: el caso de Baja California", en: *Revista Momento Económico*. 125, 2003, pp. 39-57.
- Fuentes, N. y M. Sastré. "Identificación empírica de sectores clave de la economía sudbajacaliforniana", en: *Frontera Norte*. 13(26), 2001, pp. 51-76.
- Fuentes, N., A. Brugués, M. Ángeles y J. Sermeño. *Estimación de una matriz de insumo-producto y encadenamientos intersectoriales para Baja California Sur*. Reporte técnico. La Paz, Baja California Sur, Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT), 1999.
- García, F., G. Walle y A. Galván. "Identificación de subsectores estratégicos y flujos intersectoriales a partir de la matriz insumo-producto del estado de Tamaulipas, México", en: *Análisis Económico*. 35(88), 2020, pp. 209-238.
- Germán-Soto, V. "El insumo-producto, diseño y uso en los análisis de economía regional: el caso de Nuevo León", en: *Estudios Económicos*. 15(2), 2000, pp. 281-309.
- Hewings, G. "The role of prior information in updating regional input-output models", en: *Socio-Economic Planning Sciences*. 18(5), 1984, pp. 319-336.
- _____. *Regional Input-Output Analysis*. Reimpresión. Editado por Grant, Ian, Thrall, Repositorio de Investigación WVU, 2020.
- Imansyah, M. "An Efficient Method for Constructing Regional Input-Output Table: A Horizontal Approach in Indonesia", en: *13th International Conference on Input- Output Techniques. Anexo A. Evaluation Methods*. Macerata, Italia, 2000.
- INEGI. *Sistema de Cuentas Nacionales de México: Fuentes y metodologías: año base 2013*. México, INEGI, 2018.
- Isard, W., T. Langford Jr. y E. Romanoff. *Philadelphia region input-output study*. Documento de trabajo núm. NASA-CR-95093, 1968.
- Jackson, R. "Regionalizing national commodity-by-industry accounts", en: *Economic Systems Research*. 10(3), 1998, pp. 223-238.

- Kowalesnski, Julia. "Regionalization of National Input-Output tables: Empirical Evidence on the Use of the FLQ Formula", en: *Regional Studies*. 49, 2015, pp. 240-250.
- Lahr, M. "A strategy for producing hybrid regional input-output tables", en: *12 Conferencia Internacional de Técnicas de Insumo-Producto*. Nueva York, 1998.
- _____ "A review of the literature supporting the hybrid approach to constructing regional input-output models", en: *Economic Systems Research*. 5(3), 1993, pp. 277-293.
- Leontief, W. y A. Strout. "Multiregional Input-Output Analysis", en: Barna, T. (ed.). *Structural Interdependence and Economic Development*. Londres, Palgrave-Macmillan, 1963 (DE) https://doi.org/10.1007/978-1-349-81634-7_8.
- Martínez-Alpañez, R., D. Buendía-Azorín y M. Sánchez-de-la-Vega. "A New Improvement Proposal to Estimate Regional Input-Output Structure Using the 2D-LQ Approach", en: *Economies*. 11(20), 2023 (DE) <https://doi.org/10.3390/economies11010020>.
- Martins, J., C. Gonçalves, J. Coelho, D. Imori y K. Ando. *Construção da Matriz Interregional de insumo-produto para o Brasil: Uma aplicação do TUPI*. Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo, The University of São Paulo Regional and Urban Economics Lab, 2017.
- Miller, R. y P. Blair. *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*. Tercera Edición, Cambridge, Nueva York, Cambridge University Press, 2022.
- Pereira-López, X., A. Carrascal-Incera y M. Fernández-Fernández. "A bidimensional reformulation of location quotients for generating input-output tables", en: *Spatial Economic Analysis*. 15, 2020, pp. 476-493 (DE) <https://doi.org/10.1080/17421772.2020.1729996>.
- Pereira-López, X, N. Sánchez-Chóez y M. Fernández-Fernández. "Performance of bidimensional location quotients for constructing input-output tables", en: *Journal of Economic Structures*. 10, 7, 2021 (DE) <https://doi.org/10.1186/s40008-021-00237-5>.
- Schaffer, W. y K. Chu. "Nonsurvey techniques for constructing regional interindustry models", en: *Papers of the Regional Science Association*. 23(1), 1969, pp. 83-101.
- Torre, L., J. Alvarado y M. Quiroga. *Matrices insumo-producto regionales: una aplicación al sector automotriz en México*. Documento de trabajo núm. 12, Banco de México, 2017 (DE) <https://www.econstor.eu/handle/10419/174465>.
- Wade, J. y I. Sarmiento-Barbieri. *Input-Output Analysis*. CRAN R Project, 2020 (DE) <https://cran.r-project.org/web/packages/ioanalysis/ioanalysis.pdf>.

Anexos

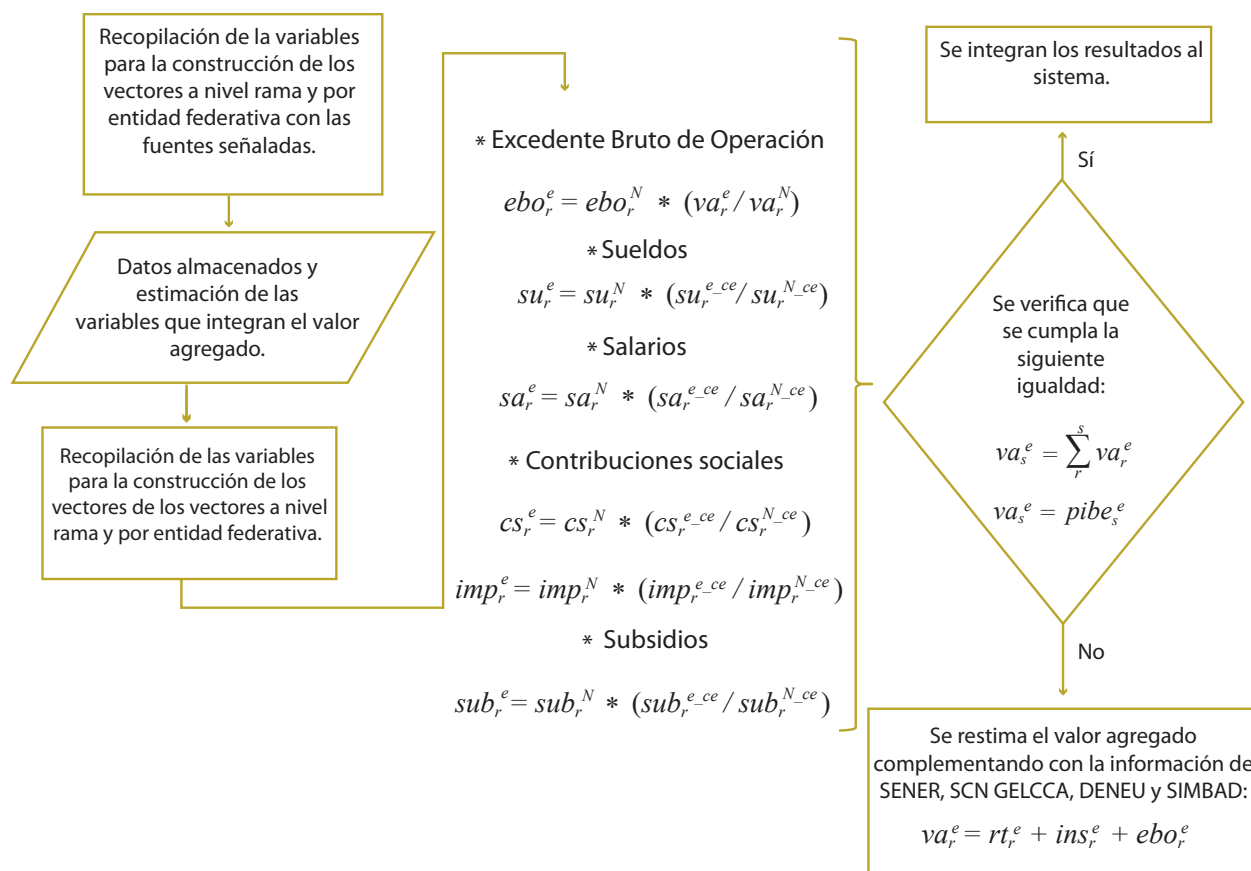
Anexo 1

Fuentes de información complementarias para la construcción del valor agregado bruto

Variable	Fuente
Producto Interno Bruto. Valor agregado censal bruto. Sueldos y salarios. Excedente bruto de operación. Impuestos netos. Contribuciones sociales.	INEGI: -Sistema de Cuentas Nacionales de México, por entidad federativa. -Sistema de Cuentas Nacionales de los Gobiernos Estatales, Gobiernos Locales, Cuentas Corrientes y de Acumulación. -Directorio Estadístico Nacional de Unidades Económicas (DENUE).
Capacidad efectiva (<i>megawatts</i>) Ventas de gas LP (toneladas) en plantas de distribución por medio de recipientes transportables.	SENER.
Volumen de la producción de carne en canal de gallináceas (toneladas). Volumen de la producción de carne en canal de guajolotes (toneladas). Valor de la producción forestal maderable (miles de pesos). Valor de la producción forestal no maderable (miles de pesos).	INEGI: -Sistema Estatal y Municipal de Bases de Datos.
Acervos de capital.	INEGI: -Sistema de Cuentas Nacionales de México.
Información de producción agroalimentaria.	SADER: -Servicio de Información Agropecuaria y Pesquera.
Valor agregado bruto a nivel nacional.	INEGI: -Sistema de Cuentas Nacionales de México 2013.

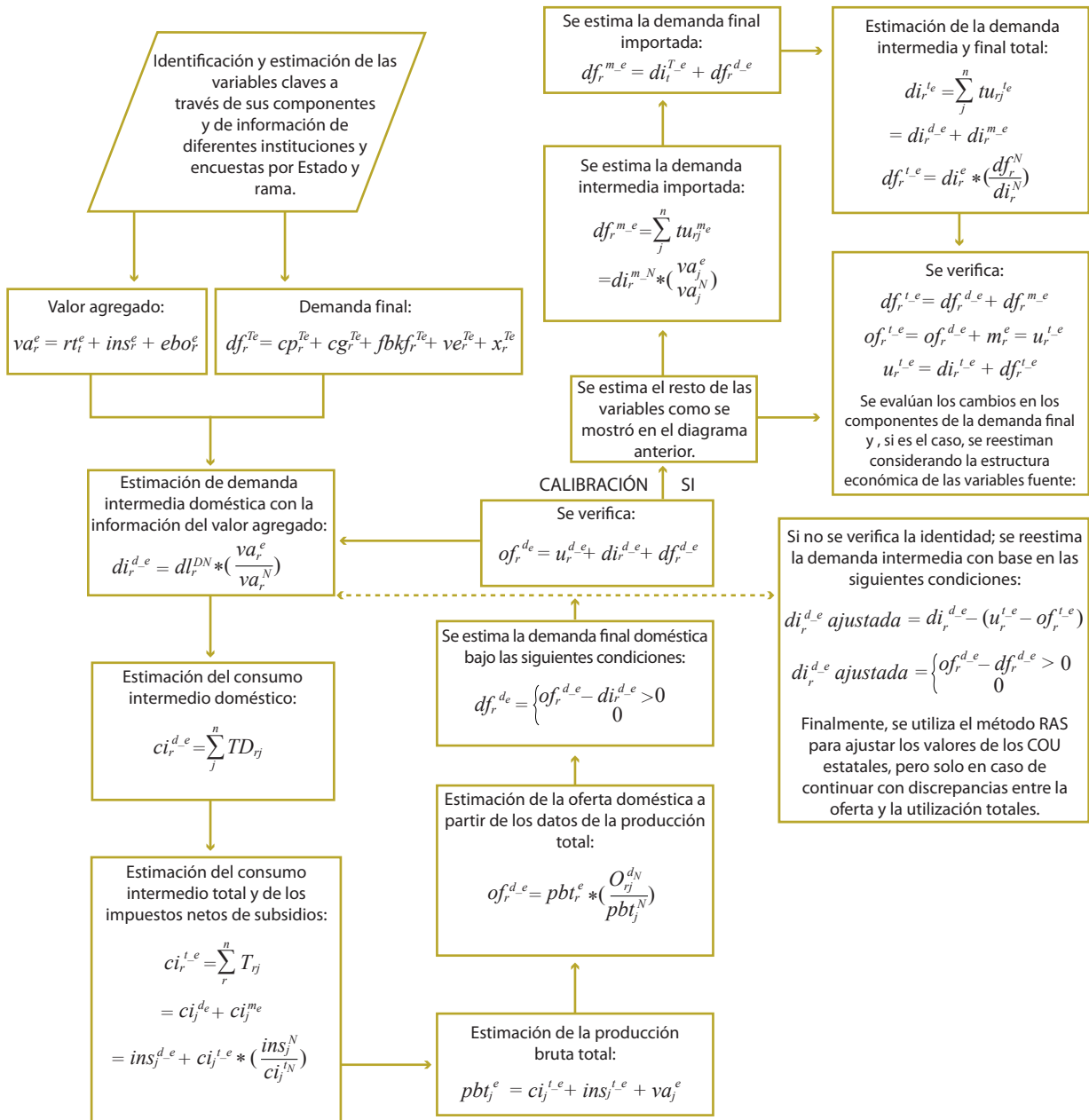
Fuente: elaboración propia con base en las fuentes de información de la investigación.

Fuentes de información complementarias para la construcción del valor agregado bruto



Fuente: elaboración propia con base en la metodología propuesta.

Metodología del ajuste de calibración



Propuesta para el uso de bromeliáceas epífitas

como bioindicadoras del efecto de cambio global en los ecosistemas de la península de Yucatán

Proposal for the Use of Epiphytic Bromeliads

as Bioindicators of the Effect of Global Change
in the Yucatan Peninsula

Cassandra Reyes-García,* Celene Espadas-Manrique,* Manuela Tamayo-Chim,* Juan Pablo Pinzón Esquivel,** Nahlleli Chilpa-Galván,* Manuel J. Cach-Pérez,*** José Luis Andrade* y Roger Orellana*

La península de Yucatán comprende el continuo de selva tropical más conservada de México y uno de los acuíferos de karst más extensos del mundo. En el presente trabajo proponemos monitorear la salud de los ecosistemas de esta zona geográfica utilizando los grupos funcionales (tanques CAM, C₃ y somero, así como nebulofitas y pseudobulbosas) de las bromeliáceas epífitas. Se muestrearon cinco tipos de vegetación: matorral de duna costera, manglar chaparro y tres tipos de selva. Encontramos una distribución desigual de los grupos entre los sitios de estudio. Un análisis asoció la abundancia diferencial de los grupos con variables ambientales

The Yucatan Peninsula has the largest continuous tropical forest of Mexico, and one of the most extensive karst aquifers in the world. We propose the use of the functional groups of epiphytic bromeliads to monitor ecosystem health in the region. We measured their abundance in five ecosystems of the peninsula, coastal sand dune scrub, mangrove and three types of tropical forests. We found an uneven distribution of the five functional groups (C₃ tank, CAM tank, shallow tank, nebulophyte and pseudobulbous) among the ecosystems. We related each group's distribution to local climatic variables related to temperature, vapor pressure deficit and rain. We

* Centro de Investigación Científica de Yucatán (CICY), creyes@cicy.mx, uhkin@cicy.mx, manuelatamayo@hotmail.com, nahlleli.civi@gmail.com y andrade@cicy.mx, rogeraaol@gmail.com, respectivamente.

** Universidad Autónoma de Yucatán (UADY), juan.pinzon@correo.uady.mx.

*** El Colegio de la Frontera Sur, Unidad Villahermosa, mcach@ecosur.mx.

Nota: dedicado a la memoria del Biól. Arturo Victoria Hernández†, colaborador del proyecto, el cual fue financiado por CONACYT-INEGI 290916 y el CICY; asimismo, se agradece tanto a la Reserva de la Biósfera Calakmul-CONANP, INAH-Campeche, INAH-Yucatán, Reserva Biocultural Kaxil-Kiuc y Reserva de la Biósfera Celestún como el apoyo de Roberth Us Santamaría, Luis Simá Gómez, Filogonio May-Pat, José L. Tapia-Muñoz, Agatha Rosado-Calderón, Evert Pat, Stephany Peniche, Harry Moreno, Kiyoco Moreno, Susana Dzib, Guillermo Sánchez, David-Pérez, Karen Solís, Jazmín Cervera, José Carlos Rosas-Mejía y Alfredo Dorantes-Euan.

relacionadas con la temperatura, el déficit de presión de vapor y la precipitación. Proponemos utilizar estas mediciones como línea base y continuar su monitoreo a largo plazo para registrar los efectos del cambio global sobre los ecosistemas.

Palabras clave: bioindicadores; *Bromeliaceae*; grupos funcionales; neblina; rocío.

Recibido: 24 de febrero de 2022.

Aceptado: 9 de marzo de 2023.

propose the use of the epiphyte distribution data generated as a baseline to study possible ecosystem alteration due to global change.

Key words: bioindicators; *Bromeliaceae*; dew; functional groups; fog.



Nahleli Chilpa Gaván.

Introducción

En la península de Yucatán se localiza la selva tropical más conservada de México y la segunda más extensa a nivel continental, después de la Amazonía (Hansen *et al.*, 2013; SEMARNAT, 2019; UNESCO, 2021). Además de este ecosistema, posee 60 % del total del área de manglar presente en el país (Velázquez-Salazar *et al.*, 2021).

Manglares, selvas y matorrales de duna costera son hogares temporales de cerca de la mitad de las aves migratorias que cruzan el continente, siendo la península un punto importante de confluencia tras cruzar el Golfo de México (La Sorte *et al.*, 2016). Estos ecosistemas regulan el clima de la región, manteniendo a uno de los acuíferos kársticos más extensos del planeta (Bauer Gottwein *et al.*, 2011; GEY, 2013). Por estas razones, es muy relevante contar con un sistema para monitorear su salud.

El cambio global comprende las alteraciones de los procesos fundamentales que definen el funcionamiento del planeta derivados de la actividad humana, incluyendo el cambio climático y el uso de suelo que destruye los ecosistemas. Los ecosistemas naturales de la península de Yucatán son vulnerables a las modificaciones en el clima derivadas del calentamiento mundial, lo que puede exacerbar las temperaturas altas y la estacionalidad de las lluvias características de la zona (Orellana *et al.*, 2009), así como la intensidad y frecuencia de huracanes y tormentas (GEY, BID, SEMARNAT, INECC, 2014). Además, los ecosistemas se encuentran sujetos a fuertes presiones debido al cambio de uso de suelo y la fragmentación originadas por la urbanización, la ganadería y el turismo, entre otras actividades (García Quintanilla *et al.*, 2022), por lo que su degradación o los cambios ambientales repercutirán sobre la supervivencia y el desempeño de las especies localizadas en estos.

Para monitorear la salud de los ecosistemas, una metodología es el uso de especies indicadoras, también llamadas bioindicadores, que se caracterizan por reaccionar sensiblemente a los cambios en los parámetros que se desea dar seguimiento, como el

régimen de precipitación o la temperatura (Siddig *et al.*, 2016; Markert *et al.*, 2003). De esta manera, el monitoreo de las poblaciones de bioindicadores a través del tiempo o espacio constituye un marcador efectivo de modificaciones en las variables de estudio. Las plantas de hábito epífita han sido propuestas para este propósito (Cach-Pérez *et al.*, 2014; Krömer *et al.*, 2014; Cristofolini *et al.*, 2008; Davies *et al.*, 2007). Las epífitas se definen como aquellas especies vegetales que llevan a cabo todo su ciclo de vida sobre una planta, la cual les sirve de sostén, sin tener contacto directo con los haces vasculares de esta, es decir, sin parasitarla (Zotz, 2016). Su función como bioindicadoras se propone debido a su desconexión con el suelo y, en consecuencia, a su acoplamiento con la atmósfera y con los pulsos de precipitación, que son su principal aporte de humedad, lo que las hace sensibles a cambios sutiles en el clima (Gignac, 2001; Zotz y Bader, 2009; Cach-Pérez *et al.*, 2013).

Un ejemplo del uso de organismos con hábitos epífitos como bioindicadores es el empleo de líquenes para detectar la concentración de amonio atmosférico en ecosistemas mediterráneos (Pinho *et al.*, 2011). En dicho estudio se clasificaron sus especies en grupos funcionales según su tolerancia a altas cantidades de nitrógeno. Al evaluar la distribución de sus poblaciones se encontró que aquellos cercanos a una fuente de amonio eran nitrofiticos, es decir, que soportan altas cantidades de ese elemento químico, mientras que sitios lejanos estaban dominados por los oligotróficos, para los que su exceso es tóxico. Esta distribución en el espacio se correlacionó con las mediciones de concentración de nitrógeno atmosférico. Dado que el conteo de los líquenes no requirió de sensores especializados, este se realizó con mayor cobertura y densidad de muestras, permitiendo tener un mapeo más detallado de la dispersión del nitrógeno en el espacio a partir de la fuente original. Lo anterior demuestra la ventaja del uso del marcador biológico sobre la utilización de sensores.

En el caso de las plantas epífitas de la familia *Bromeliaceae*, segunda de las angiospermas con mayor número de especies epífitas (Zotz, 2016) y compuesta por 3 709 de estas (Gouda *et al.*, 2022), ocurre

algo similar al ejemplo anterior. Las bromeliáceas han sido clasificadas en grupos funcionales que reflejan la interacción con su ambiente (Pittendrigh, 1948; Benzing, 2000; Reyes-García *et al.*, 2022b).

En una clasificación reciente de Reyes-García y colaboradores (2022b), estas se dividen en cinco de acuerdo con su forma y en relación con su intercepción y uso de agua: 1) tanque C₃, que se refiere a las especies con menor resistencia a la sequía (frecuentes en bosques lluviosos y de montaña) y presentan un tanque que se forma entre sus hojas dispuestas en una roseta, las cuales son no suculentas y con tamaños de medios a grandes (entre 0.2-1 m); 2) tanque CAM, en el que tienen receptáculos de tamaños grandes con una capacidad mayor a 61 ml, hojas gruesas y metabolismo ácido de las crasuláceas (CAM, por sus siglas en inglés), y se encuentran en sitios con lluvia intermedia (bosques de húmedos a estacionalmente secos); 3) tanque somero, la mayoría con fotosíntesis CAM, las cuales cuentan con tanques de baja capacidad y alta cobertura de tricomas foliares; 4) pseudobulbosas, que no presentan tanques, tienen una talla reducida y hojas suculentas que en su base forman un pseudobulbo, el cual puede albergar hormigas; y 5) nebulofitas, grupo donde las especies presentan hojas aciculares (muy delgadas y alargadas), no hay receptáculos y tienen alta cobertura de tricomas foliares.

Se han encontrado asociaciones entre los grupos funcionales de las bromeliáceas epífitas y los ecosistemas que habitan (Reyes-García *et al.*, 2022b): las que presentan tanques profundos suelen estar en sitios más lluviosos y con menor demanda evaporativa; en contraste, las incluidas en tanque somero, pseudobulbosas y nebulofitas son más resistentes a la sequía, asociándose las primeras al uso de rocío, en particular durante la temporada seca (Andrade, 2003; Chávez Sahagún *et al.*, 2019) y las últimas, al de la neblina (Martorell y Ezcurra, 2007; Reyes-García *et al.*, 2008a; González *et al.*, 2011; Reyes-García *et al.*, 2012), mientras que las pseudobulbosas utilizan el agua almacenada en sus tejidos suculentos para sobrevivir a las sequías (Chávez-Sahagún *et al.*, 2019).

Se espera que el uso de las bromeliáceas epífitas como bioindicadores, considerando los cinco grupos funcionales descritos, ayude a caracterizar elementos importantes del clima local, como la frecuencia de eventos de neblina o rocío, que favorecen a las nebulofitas o a las de tanque somero, respectivamente. Trabajos previos han encontrado una mayor cantidad de especies clasificadas como atmosféricas (que comprenden a tanque somero, pseudobulbosas y nebulofitas) en los sitios más calientes, secos y a menor elevación, en comparación con las de tipo tanque (comprendiendo a las C₃ y CAM; Pittendrigh, 1948; Smith *et al.*, 1986; Mejía-Chang *et al.*, 2021). Estas investigaciones se han llevado a cabo en gradientes de precipitación elevada y zonas montañosas. Sin embargo, faltan estudios en partes bajas, con mucha más restricción de lluvia, como las que se encuentran en la mayoría de la República Mexicana y donde abundan los grupos funcionales nebulofitas y tanque somero.

Chilpa-Galván y colaboradores (2013) encontraron que, para una selva baja en la península de Yucatán, la abundancia de bromeliáceas epífitas se correlaciona con la disponibilidad de agua del subsuelo. En esa investigación, cambios muy sutiles en la humedad atmosférica, medidos con sensores localizados al interior del dosel en los sitios de estudio, resultaron en modificaciones sustanciales en la presencia de las bromeliáceas, resaltando la sensibilidad de estas especies.

El presente trabajo tiene como objetivo obtener una línea base de la presencia y abundancia de especies epífitas, su agrupación en grupos funcionales y la relación de estos con las variables ambientales de cinco ecosistemas de la península de Yucatán: manglar chaparro (MAN), matorral de duna costera (MDC), selva baja caducifolia (SBC), selva mediana subcaducifolia (SMSC) y selva alta subperennifolia (SMSP), que se distribuyen en zonas de baja altitud, pero que representan un gradiente de precipitación anual que va de 712 a 1236 mm anuales (<https://www.worldclim.org/data/worldclim21>). Se espera que esta línea base pueda servir como referencia en años futuros para evaluar los cambios ambientales en los ecosistemas.

Metodología

Sitios de estudio

Se llevaron a cabo muestreos de las poblaciones de bromeliáceas epífitas a lo largo de un gradiente de precipitación en la península de Yucatán, con una marcada estación seca (marzo a mayo), donde la mayoría de los árboles pierde sus hojas, seguida por una de lluvias (junio a octubre) y una seca temprana denominada nortes (noviembre a febrero), caracterizada por lluvias escasas y la formación de rocío (Orellana, 1999). Se eligieron los cinco tipos de vegetación (clasificación de Miranda y Hernández-Xolocotzi, 1963) arriba mencionados. Los sitios seleccionados presentan relativamente un buen estado de conservación y pertenecen a algún régimen de protección, con excepción del matorral de duna.

El MAN se localiza en la Reserva de la Biósfera Ría Celestún (20°59'47"N y 90°14'23"O); tiene un clima cálido y de transición entre el menos seco de los semiáridos BS1 (h') w i y el menos húmedo de los subhúmedos Awo (i') gw" (Orellana *et al.*, 1999 y 2010). El sitio de estudio se encuentra en un área protegida de 81 432 ha, con una elevación de 3 metros sobre el nivel del mar (m s. n. m.) y una precipitación media anual de 675 mm; la altura promedio de dosel es entre 1.5 y 2.5 m (Cach-Pérez *et al.*, 2013).

El MDC se ubica en la costa norte del estado de Yucatán, localidad de San Benito (21°19'21"N, 89°26'48"O), donde se presentan el subtipo climático BSo (h') x' i, o el más seco de los semiáridos, cálido, con lluvias intermedias o irregulares (Orellana *et al.*, 1999 y 2010). En la vegetación de dunas costeras de la península de Yucatán se ha documentado la existencia de 271 especies vasculares, de las cuales 19 son endémicas de esa región (Durán García *et al.*, 2010). El matorral conservado, donde se encuentra el sitio de estudio, está conformado por arbustos y árboles de poca altura (< 5 m).

La SBC se localiza en el Parque Nacional Dzibilchaltún (21°5'33.72"N y 89°36'0.36"O); tiene un clima

Awo (i') gw" o cálido, el más seco de los subhúmedos, con precipitaciones en verano y bajo porcentaje de lluvia invernal (Orellana *et al.*, 1999 y 2010). El sitio de estudio se encuentra en una selva de vegetación secundaria regenerada, con una elevación de 10 m s. n. m. y una precipitación media anual de 838 a 1128 mm (SEMARNAT-CONANP, 2016). Esta vegetación está dominada por árboles, principalmente de la familia Fabaceae (leguminosas; González-Iturbe *et al.*, 2002), de los cuales la mayoría pierde sus hojas durante la temporada de sequía; su estrato arbóreo no rebasa los 12 m de altura y la mayoría de los árboles pierde sus hojas durante la temporada de sequía.

La SMSC está en la Reserva Biocultural Kaxil Kiuic (20°5'22"N, 89°32'4"O); presenta el subtipo climático Ax' (wo) (i') gw o cálido subhúmedo, el más seco, con precipitaciones en verano y alto porcentaje de lluvia invernal (Orellana *et al.*, 1999 y 2010). Esta selva, dominada por vegetación secundaria de diferentes edades, se extiende por 1 650 ha a 79 m de elevación, con una precipitación media anual de 1 150 mm; el dosel alcanza una altura promedio entre 10 y 15 m, y en la temporada seca de 50 a 75 % de sus árboles dejan caer sus hojas; se desarrolla sobre suelos pedregosos, pero que contienen una delgada capa de materia orgánica (Flores-Guido *et al.*, 2010).

La SMSP se ubica en la Reserva de la Biósfera Calakmul (18°36'43"N; 89°32'53"O); tiene un subtipo climático Ax' (w1) w" o cálido subhúmedo intermedio, con precipitaciones uniformemente repartidas y tendencia a que sean en verano, con alto porcentaje de lluvia invernal y canícula (Orellana *et al.*, 1999 y 2009); es un área de conservación de 713 185 ha., con una elevación de 230-380 m s. n. m. y una precipitación media anual de 1 500 mm; la altura del dosel es de 15 a 20 m y al menos 25 % deja caer sus hojas en la época seca (Cach-Pérez *et al.*, 2013).

Muestreos

En el presente trabajo mostramos los datos poblacionales de las bromeliáceas epífitas obtenidos en el 2015 mediante muestreos dirigidos en parcelas

permanentes de 10 × 10 m (Bakker *et al.*, 1996; Reyes-García *et al.*, 2008b; Corral-Rivas *et al.*, 2013). Debido a que las epífitas pueden ubicarse en parches definidos dentro de la vegetación, muestreos aleatorios pueden no ser muy efectivos para cuantificar su riqueza y abundancia en los sitios de estudio.

Para solventar esta situación, se realizaron recorridos para ubicar zonas donde las bromeliáceas fueran de abundantes a muy abundantes (> 15 % en los árboles que cuentan con éstas; CONAFOR, 2012). En estas áreas se establecieron cuadrantes de 10 × 10 m, dentro de los cuales se muestrearon todos los árboles y palmas (hospederos potenciales), limitándose en el caso de las selvas a ejemplares con un diámetro a la altura del pecho (DAP) mínimo de 4 cm para descartar plantas de talla pequeña. En el caso del manglar y la duna costera no hubo un tamaño mínimo de hospedero, ya que en estos sitios la mayoría de las plantas tienen una talla pequeña.

Se aseguró que los cuadrantes incluyeran a todas las especies que habían sido encontradas en exploraciones previas del sitio y mencionadas en la literatura local (Ramírez *et al.*, 2004). Si bien es deseable que el número de parcelas sea igual en los diferentes tipos de vegetación, el esfuerzo de muestreo por parcela es diferencial, ya que en algunos tipos estas pueden contener mayor cantidad de hospederos y epífitas. Por lo anterior, el número de parcelas fue el mínimo posible para tener una buena representación de las comunidades de hospederos y epífitas, que se define usando curvas de acumulación de especies, en las cuales se buscó llegar a su asíntota (ver Cach-Pérez *et al.*, 2013).

El número de cuadrantes¹ por sitio fue de tres en el manglar, tres en el matorral de duna costera, 11 en la selva baja caducifolia, 13 en la mediana subcaducifolia y seis en la mediana subperennifolia. Dentro de estos se marcaron todos los hospederos potenciales con etiquetas metálicas para facilitar el muestreo subsecuente. Las especies se identificaron con taxónomos y parataxónomos especialistas en

¹ Las coordenadas de los cuadrantes permanentes pueden ser solicitadas a la autora para la correspondencia si van a ser utilizados con fines de investigación.

el área y con ejemplares colectados para comparar con muestras depositadas en el Herbario del Centro de Investigación Científica de Yucatán (CICY).

Dentro de cada parcela y para cada hospedero marcado se censaron a simple vista todas las bromeliáceas epífitas, y en algunos casos con la ayuda de binoculares, por la altura de estas. Para su identificación, se utilizaron guías y ejemplares colectados para comparar con muestras del Herbario CICY (Ramírez *et al.*, 2004). Los grupos funcionales se asignaron de acuerdo con Reyes-García y colaboradores (2022b).

El estadio de desarrollo en el que se encuentra la bromeliácea es importante dado que las plántulas muy pequeñas tienen altas tasas de mortalidad (Chilpa-Galván *et al.*, 2017) y gran variación anual en sus poblaciones, siendo también una gran fuente de error durante el muestreo por ser poco visibles en estratos altos, así como en su identificación o agrupación por grupo funcional debido a que no hay desarrollo de un tanque o de toda la succulencia.

Por lo anterior, en el presente análisis solo se tomaron en cuenta las plantas maduras o adultas que ya han desarrollado su morfología funcional, aun cuando no sean reproductivas, lo que podría llevar varios años y puede derivar en la muerte del individuo o del *ramet* (hijuelo). Debido a que no se escalaron los árboles, las bromeliáceas no se marcaron individualmente, pero se registró, para cada una, la especie y el grupo funcional al que corresponde, su altura en el hospedero y el número de este para facilitar su ubicación en muestreos subsecuentes.

Variables ambientales

Para caracterizar el clima de los sitios de estudio, se obtuvieron de *worldclim*² (Fick y Hijmans, 2017) los promedios mensuales del periodo 1970-2000 de: presión de vapor de agua; precipitación total; temperaturas promedio, máxima y mínima; radiación

² <https://www.worldclim.org/data/worldclim21.html>.

solar; y velocidad del viento; así como los valores de altitud de los sitios de estudio. Si bien esta base de datos puede ser menos precisa que la información tomada en campo, permite acceder a datos de un largo periodo que caracterizan las condiciones atmosféricas, no disponibles para todos los lugares de interés en mediciones locales. Además, dichos datos se generan de interpolaciones de las estaciones climatológicas oficiales (CONAGUA) presentes en la zona, las cuales están distribuidas en toda la península de Yucatán agregando solidez a estos.

Análisis estadísticos

Para examinar si la abundancia de individuos de cada grupo funcional se distribuyó de manera aleatoria entre todos los sitios de estudio, se realizó una tabla de contingencia para obtener los datos esperados (e) que se compararon con los resultados de la tabla de datos observados (o) para conseguir un valor de χ^2 por medio de la fórmula $\sum (o-e)^2/e$. Debido a que la cantidad de cuadrantes entre sitios fue diferente, no se utilizaron los números totales, sino el promedio de estos de cada lugar para la prueba.

La relación entre las variables ambientales y la abundancia de los grupos funcionales se exploró usando un análisis no métrico de escalada multidimensional (*nonmetric multidimensional scal-*

ing, NMDS) empleando el paquete *vegan* para R versión 3.4.0 (Oksanen *et al.*, 2022). Este es útil al comparar datos con diferentes escalas y donde las relaciones entre ellos no son necesariamente lineales. La salida del NMDS se correlacionó con las variables ambientales de cada sitio para conocer su influencia sobre la abundancia de especies acorde con su grupo funcional; se utilizó la función *envifit* del mismo paquete *vegan*.

Resultados y discusión

El clima de los cinco sitios de estudio se diferenció principalmente por el monto de precipitación anual que se incrementa de manera progresiva del matorral de duna y el manglar hacia las selvas, siendo el gradiente de 712 a 1 236 mm anuales (cuadro 1). Las diferencias en la precipitación total anual se reflejaron también en el déficit hídrico climático (CWD, por sus siglas en inglés), revelando que los lugares más secos también presentan mayor déficit de precipitación-*evapotranspiración*, lo que representa un reto para la supervivencia de la mayoría de las plantas. La SMSP de Calakmul fue la menos expuesta a la sequía de los sitios de estudio. Esta selva también destacó por ser la que se encuentra a mayor altitud de estos (250 m s. n. m.). Tanto la radiación total como las temperaturas presentaron poca variabilidad entre sitios, aunque la temperatura mínima, importante para la condensación de agua atmosférica, fue menor en las SMSC y SMSP.

Cuadro 1

Valores climáticos (promedio de 1970-2000) y de altitud de los cinco sitios de estudio en la península de Yucatán

Sitio	CWD (mm a-1)	Elev. (m)	Presión de vapor (kPa)	Pp. anual (mm)	Temperatura (°C)			Vel. del viento (m/s)	Radiación total (MJm ⁻²)
					Mín	Prom	Máx.		
MDC	-885.13	1	2.58	712	20.5	25.9	31.2	3.8	17 991
MAN	-761.66	3	2.59	738	20.7	26.5	32.2	4.05	17 909
SBC	-747.95	8	2.54	877	19.7	25.9	32.1	3.21	17 698
SMSC	-601.12	101	2.44	1 090	18.3	25.4	32.5	2.38	18 032
SMSP	-454.54	250	2.41	1 236	18.7	25.4	32.2	2.08	18 455

Elev., elevación; Pp., precipitación; Mín., mínima; Máx., máxima; Prom., promedio; Vel., velocidad.

La diversidad de hospederos aumentó junto con el incremento en precipitación, del manglar más seco, donde 90 % de las epífitas se encuentran en *Rhizophora mangle* L. (la especie dominante en la zona), hasta las selvas medianas que presentaron, en ambos casos, siete especies de árboles como los hospederos principales. La preferencia por ciertas especies de hospederos puede observarse en el MDC, ya que de 14 especies reportadas (entre árboles, palmeras y arbustos; Cach-Pérez *et al.*, 2013) solo cuatro albergaron a 90 % de las epífitas. En las selvas, entre cinco y ocho especies de árboles alojaban a 90 % de las epífitas, de un total de 27 a 31 especies de hospederos potenciales (cuadro 2). Además, destaca la gran cantidad de epífitas que se encontraron en *Malpighia glabra* L. y *Phyllos-*

tylon brasiliense Schüch Capan. ex Benth. & Hook. f. para la SBC, *Thouinia paucidentata* Radlk. en la SMSC y *Melicoccus oliviformis* Kunth subsp. *oliviformis* en la SMSP.

Esta distribución desigual puede deberse a características como la rugosidad de la madera donde se anclan las epífitas (Hietz y Hietz-Seifert, 1995), la apertura del dosel (Reyes-García *et al.*, 2008a), a la cantidad de superficie disponible en ramas y troncos para la colonización (Cascante-Marín *et al.*, 2006; Chilpa-Galván *et al.*, 2013), a su fenología foliar (Zotz, 2016), entre otros factores. Es importante conocer las asociaciones hospedero-epífita, ya que los patrones poblacionales de los hospederos principales tendrán mayor

Cuadro 2

Especies de hospedero que albergaron 90 % de las bromeliáceas epífitas en cinco tipos de vegetación de la península de Yucatán

Vegetación	Especie hospedera	Número de epífitas	Número de árboles
Manglar chaparro	<i>Rhizophora mangle</i> L.	357	–
Matorral de duna costera	<i>Enriquebeltrania crenatifolia</i> (Miranda) Rzed.	21	2
	<i>Gymnanthes lucida</i> Sw.	12	5
	<i>Coccoloba uvifera</i> (L.) L.	11	2
	<i>Gymnopodium floribundum</i> Rolfe	5	1
Selva baja caducifolia	<i>Malpighia glabra</i> L.	107	4
	<i>Phyllostylon brasiliense</i> Schüch Capan. ex Benth. & Hook. f.	101	16
	<i>Pithecellobium dulce</i> (Roxb.) Benth.	32	4
	<i>Gymnopodium floribundum</i> Rolfe	20	7
	<i>Chloroleucon mangense</i> (Jacq.) Britton & Rose	13	1
Selva mediana subcaducifolia	<i>Thouinia paucidentata</i> Radlk.	43	3
	<i>Caesalpinia mollis</i> (Kunth) Spreng.	27	1
	<i>Diospyros anisandra</i> S.F. Blake	19	3
	<i>Luehea candida</i> (DC.) Mart.	11	3
	<i>Gymnopodium floribundum</i> Rolfe	7	5
	<i>Caesalpinia gaumeri</i> Greenm.	6	3
	<i>Cordia alliodora</i> (Ruiz & Pav.) Cham.	6	1
Selva mediana subperennifolia	<i>Melicoccus oliviformis</i> Kunth subsp. <i>oliviformis</i>	323	14
	<i>Drypetes lateriflora</i> (Sw.) Krug. & Urb.	80	9
	<i>Brosimum alicastrum</i> Sw.	73	7
	<i>Platymiscium yucatanum</i> Standl.	58	3
	<i>Pseudolmedia spuria</i> (Sw.) Griseb.	27	1
	<i>Thouinia paucidentata</i> Radlk.	19	4
	<i>Lonchocarpus yucatanensis</i> Pittier	18	1

Nota: se muestra el número total de epífitas y de árboles contabilizado por sitio; en el manglar no se contaron los árboles; las especies se verificaron con el Servicio de Resolución de Nombres Taxonómicos (<http://tnrs.iplantcollaborative.org/>) y se estandarizaron con *The Plant List* (<http://www.theplantlist.org/>).

repercusión sobre las poblaciones de las epífitas que las de hospederos potenciales donde no se encuentran estas con frecuencia.

En cuanto a la riqueza de bromeliáceas epífitas, se encontró que el lugar más húmedo, la selva mediana subperennifolia, obtuvo el mayor número de especies (10), mientras que el manglar, con menor precipitación anual, tuvo la menor diversidad (dos) (cuadro 3), lo cual coincide con lo reportado para epífitas y otros grupos de plantas (Gentry y Dodson, 1987; Adler y Levine, 2007; Kluge y Kessler, 2010). En los sitios de estudio de SMSC se registró un menor número de especies comparado con los de las SBC y SMSP, aun cuando esta selva tuvo una precipitación intermedia. La lista de especies revela que en la SMSC no se encuentran a las especies que requieren más lluvias, de hojas no suculentas, como *Catopsis nutans* (Sw.) Griseb., *Tillandsia variabilis* Schltdl. o *T. polystachia* (L.) L., pero también están ausentes las adaptadas a lugares con mayor radiación, como *Tillandsia yucatanana*. La SBC, la más seca en cuanto a precipitación, presenta un mayor aporte de vientos húmedos y temperaturas mínimas debido a su cercanía a la costa, lo que puede promover la conden-

sación de agua atmosférica, favoreciendo el establecimiento de un mayor número de epífitas. La SMSC representa parches de diferentes edades en regeneración, por lo que las especies reflejan las diferentes condiciones ecológicas de este heterogéneo ecosistema, donde se ha visto afectada la estructura de la comunidad arbórea, las condiciones ambientales y la disponibilidad de recursos que determinan el establecimiento de los grupos funcionales, y de cada especie de manera particular (Peterson, 1998).

Si bien esta investigación presenta la desventaja de tener un número desigual de cuadrantes en los tipos de vegetación comparados, las curvas de acumulación de especies demostraron que, para todos los sitios excepto el de la SMSC, se contabilizaron de 76 a 99 % de las especies, lo cual se considera óptimo (Jiménez-Valverde y Hortal, 2003; las curvas pueden consultarse en Cach-Pérez *et al.*, 2013). En el caso de la SMSC, la curva de acumulación estimó que aún no se habían encontrado todas las especies. Sin embargo, dicha selva constituye un sitio intensivo de trabajo (ej. Saenz-Pedroza *et al.*, 2020) por lo que se ha explorado extensivamente sin registrarse otras especies de bromeliáceas.

Cuadro 3

Especies por grupo funcional en las comunidades de bromeliáceas epífitas de cinco tipos de vegetación de la península de Yucatán

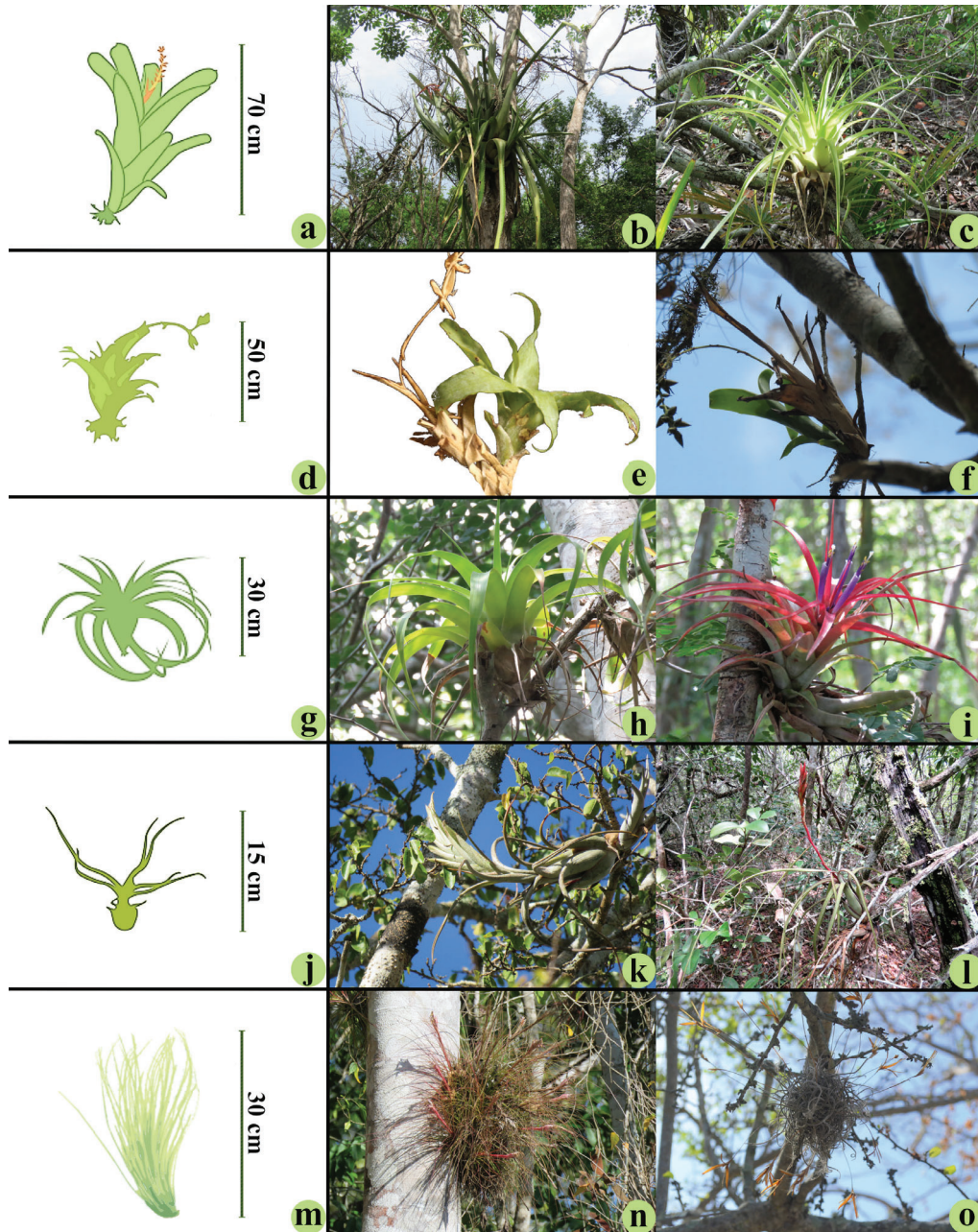
Tipos funcionales	Especie	Sitio				
		MAN	MDC	SBC	SMSC	SMSP
Tanque C ₃	<i>Catopsis nutans</i> (Sw.) Griseb.					X
Tanque CAM	<i>Aechmea bracteata</i> (Sw.) Griseb.			X	X	X
	<i>Tillandsia dasyliriifolia</i> Baker	X	X			
	<i>Tillandsia utriculata</i> L.		X			
Tanque somero	<i>Tillandsia elongata</i> Kunth var. <i>subimbricata</i> (Baker) L. B. Sm.			X	X	
	<i>Tillandsia polystachia</i> (L.)					X
	<i>Tillandsia variabilis</i> Schltdl.			X	X	X
	<i>Tillandsia brachycaulos</i> Schltdl.			X	X	X
	<i>Tillandsia fasciculata</i> Sw.			X	X	X
Pseudobulbosas	<i>Tillandsia balbisiana</i> Schult. f.		X	X	X	X
	<i>Tillandsia yucatanana</i> (Baker)	X	X	X		
Nebulofitas	<i>Tillandsia recurvata</i> (L.) L.			X		
	<i>Tillandsia juncea</i> (Ruiz & Pav.) Poir					X
	<i>Tillandsia schiedeana</i> Steud.			X	X	X
	<i>Tillandsia usneoides</i> (L.) L.					X

En la península se encontraron especies representantes de los cinco grupos funcionales, teniendo ejemplos de cada uno en la figura 1. Solamente las tanque CAM (representado con tres especies) se distribuyeron en los cinco tipos de vegetación; las tanque somero y las nebulofitas, que se restringie-

ron a las selvas, presentaron el mayor número de especies (cinco y cuatro, respectivamente; cuadro 3). El grupo menos representado en los sitios fue el tanque C₃, el cual tuvo una sola especie (*Catopsis nutans*) y se ubicó solo en la selva más húmeda, la SMSP.

Figura 1

Grupo funcional, talla promedio y representantes encontrados en los sitios de la península de Yucatán



(a) esquema de tanque CAM, (b) *Aechmea bracteata*, (c) *Tillandsia uticulata*, (d) esquema de tanque C₃, (e) y (f) *Catopsis nutans*, (g) esquema de tanque somero, (h) *Tillandsia elongata* var. *subimbricata*, (i) *Tillandsia brachycaulos*, (j) esquema de pseudobulbosa, (k) *Tillandsia yucatanana*, (l) *Tillandsia balsiana*, (m) esquema de nebulofita, (n) *Tillandsia juncea*, (o) *Tillandsia recurvata*.

El análisis de las abundancias de los grupos por sitio encontró que la distribución no es al azar, siendo el valor de X^2 obtenido de 247.3, el cual es mayor al de tablas de X^2 $\alpha = 0.05$, g.l. = 16, 26.3 (cuadro 4). La SMSP fue la que presentó mayor número de individuos por cuadrante, así como de especies y representantes de los cinco grupos funcionales. Además de ser el único tipo de vegetación donde se observó una especie tanque C_3 , también se presentó el mayor número de especies del grupo nebulofitas. A diferencia de la SMSP, este grupo solo estuvo escasamente presente en las otras selvas, donde tuvo números muy bajos y estuvieron asociadas solo a ciertos cuadrantes.

El análisis con la técnica NMDS permitió conocer la asociación de las especies en grupos funcionales, así como su afinidad con las variables ambientales estudiadas. Arrojó un factor de *Stress* de 0.046, lo cual indica que el ajuste fue muy bueno. Las bromeliáceas del grupo nebulofitas son las más cercanas a las de tanque C_3 , el cual fue el más distante de los cinco (figura 2). Ambos grupos se relacionan con una mayor precipitación anual y elevación, y también negativamente con el déficit de presión de vapor mínimo (VPD_{min}). La mayor elevación favorece la formación de neblina, y este fenómeno sucede cuando el VPD se acerca a cero. En un trabajo a lo largo de un gradiente de elevación se observó que las nebulofitas se limitan a altitudes muy específicas (Martorell y Ezcurra, 2002).

Tanque somero fue el grupo más abundante en las selvas de la península (cuadro 4), representando 87, 94 y 65 % de los individuos en las SBC, SMSC y SMSP, respectivamente (figura 3). Este grupo se ha identificado con los ambientes de altas temperaturas (Reyes-García *et al.*, 2022b), lo cual concuerda con lo encontrado en el presente estudio, donde se asocia de manera positiva con las temperaturas máximas (T_{max} , figura 2). Esta resistencia al elevado calor, que puede ser estresante para otras especies, podría explicar su abundancia en las selvas de esta área geográfica.

Las especies del grupo tanque somero se asociaron con el uso de rocío en la SBC de Dzibilchaltún (Andrade, 2003; Chávez-Sahagún *et al.*, 2019), ya que sus receptáculos no almacenan grandes cantidades de agua y poseen una alta densidad de tricomas, en comparación con las de tanque CAM o C_3 , lo que les permite absorber eficientemente dicha condensación de agua sobre sus hojas. Es posible que esto, combinado con la transpiración nocturna característica de la fotosíntesis CAM, las haga menos susceptibles a la pérdida de agua por evaporación del tanque o por transpiración diurna. En los receptáculos con capacidades mayores, típicos de las bromeliáceas tanque CAM o C_3 , la evaporación del agua puede constituir un problema latente (Mejía-Chang *et al.*, 2021). Por otro lado, las de tanque somero se relacionaron de forma negativa con la temperatura mínima (T_{min} , figura 2), siendo

Cuadro 4

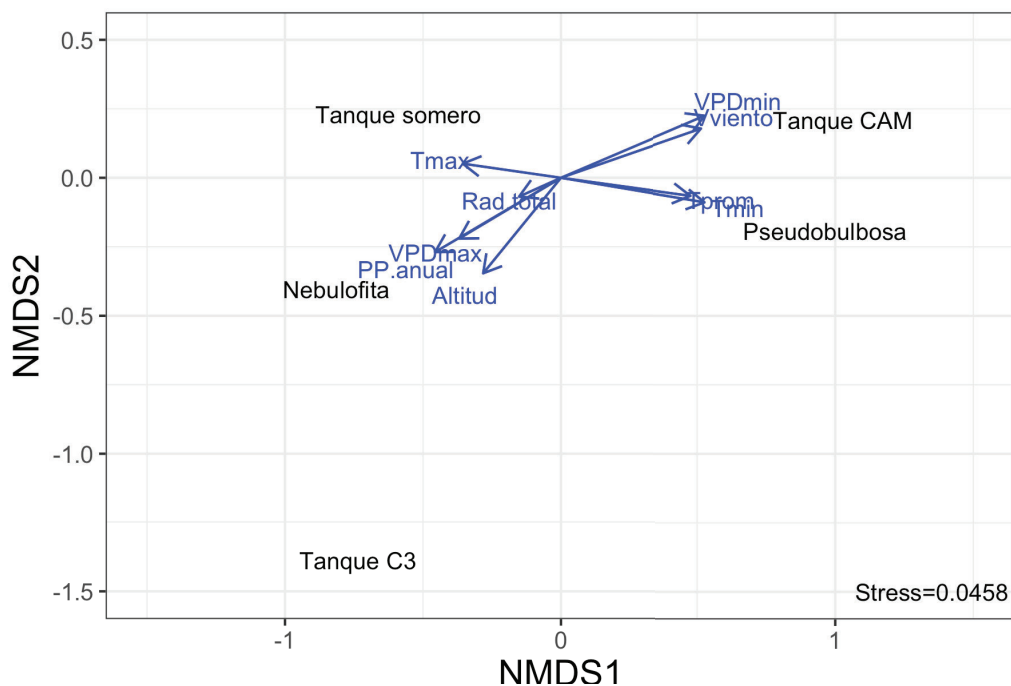
Abundancia por grupo funcional de las bromeliáceas epífitas dentro de cinco tipos de vegetación en la península de Yucatán

Sitio	Tanque C_3	Tanque CAM	Tanque somero	Pseudobulbosas	Nebulofitas	Total
MAN (3)	0.0	8.3 ± 2.2	0.0	25.7 ± 1.7	0.0	34.0
MDC (3)	0.0	10.3 ± 2.6	0.0	13.7 ± 4.3	0.0	24.0
SBC (7)	0.0	1.3 ± 0.9	36.3 ± 16	2.6 ± 1	1.6 ± 0.6	41.7
SMSC (4)	0.0	2.0 ± 1.6	32.8 ± 15	0.0	0.0	34.8
SMSP (6)	1.7 ± 0.8	0.3 ± 0.2	70.0 ± 9.4	1.0 ± 0.6	35.2 ± 18	108.2
Total	1.7	22.3	139.0	42.9	36.7	242.6

Nota: los números entre paréntesis representan el número de cuadrantes muestreados por sitio; los valores son promedio de los cuadrantes ± error estándar.

Figura 2

NMDS relaciona las variables ambientales con la distribución de los grupos



Abreviaturas: temperatura máxima (Tmax) y mínima (Tmin), precipitación anual (PP.anual), radiación total (Rad.total), déficit de presión de vapor mínimo (VPDmin) y máximo (DPVmax), velocidad del viento (Vviento).

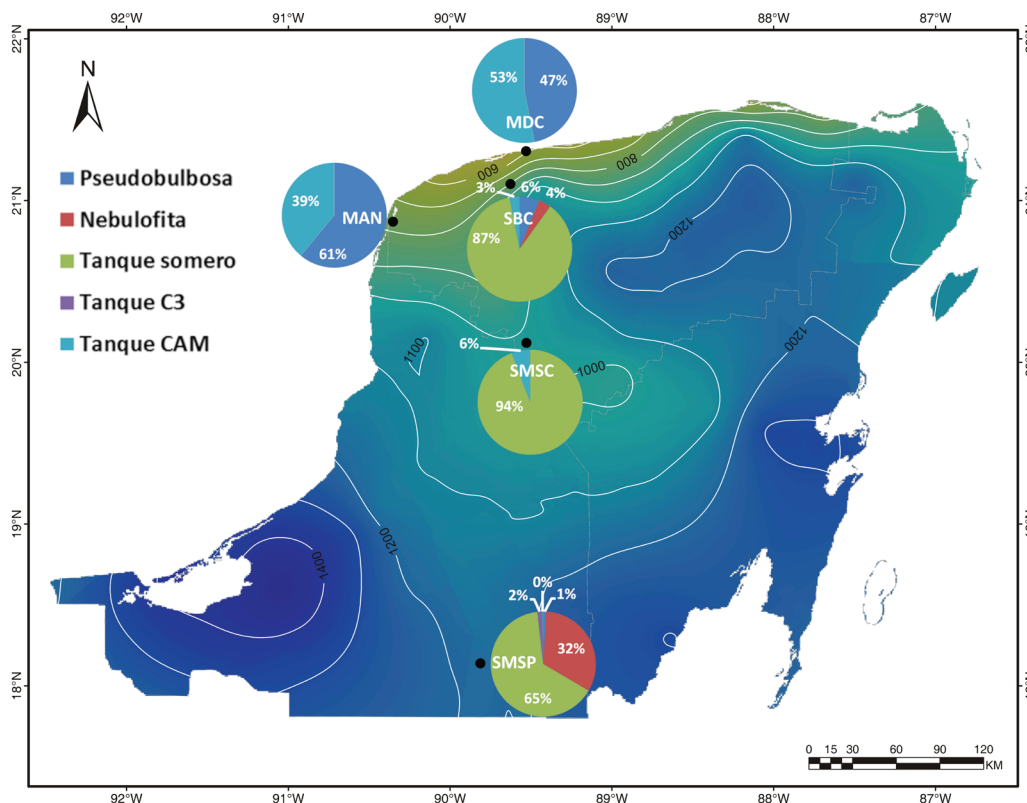
que las bajas temperaturas nocturnas y la alta humedad relativa del aire al amanecer favorecen la condensación de rocío (Andrade 2003; Chávez-Sahagún *et al.*, 2019).

Tanto las especies pseudobulbosas como las de tanque CAM se asociaron a las zonas costeras, siendo más abundantes en el matorral de duna costera, en comparación con las selvas (cuadro 4). Las de tanque CAM fueron dominantes en el matorral, representando 54 % de los individuos (figura 3). Al estar asociadas a la costa, presentan una correlación positiva con la velocidad del viento (V_{viento}) y el VPD_{min} , así como una relación negativa con el VPD_{max} , lo cual favorecerá la baja evaporación del agua del receptáculo. Estas se asocian a sitios de baja elevación y de menor precipitación. Resalta que, en un estudio de especies de toda América tropical y subtropical, las especies de tanque CAM se asocian a una alta precipitación media anual, solo superada por

las de C_3 (Reyes-García *et al.*, 2022b), lo cual puede respaldarse con listados de bosques de montaña, como los de Veracruz de Ignacio de la Llave, donde hay una alta presencia de especies de tanque CAM (Krömer *et al.*, 2013). Sin embargo, ante la alta estacionalidad de la península de Yucatán y la baja precipitación en general, la baja evaporación del agua del receptáculo parece ser un elemento climático más relevante que la cantidad de lluvia. En un estudio comparativo de la especie de tanque CAM *Tillandsia utriculata* L., Rosado-Calderón y colaboradores (2020) encontraron que los individuos del MDC de Yucatán presentaban receptáculos más pequeños y menos abiertos que los ejemplares de la misma especie que habitan bosques de Chiapas, donde la lluvia es mayor y la evaporación menor. Estas modificaciones al tanque podrían contribuir a disminuir la disipación del agua almacenada, y la plasticidad en estos caracteres resalta su importancia en la prevención de la evaporación.

Figura 3

Porcentaje de distribución de los grupos funcionales de las bromeliáceas epífitas a lo largo de un gradiente de precipitación en la península de Yucatán



Nota: el mapa muestra las isoyetas de precipitación (en mm anuales); los gráficos de pie muestran el porcentaje por grupo funcional; ver abreviaturas en el cuadro 1; (●) indican los sitios de trabajo.

Por último, las especies del grupo pseudobulbosas fueron dominantes en el manglar con 61 % de los individuos (figura 3). Estas no se han asociado al uso de neblina ni rocío, sino que utilizan el agua de sus tejidos suculentos para subsistir cuando hay ausencia de lluvia (Chávez-Sahagún *et al.*, 2019; Reyes-García *et al.*, 2022b). Se encontraron asociadas a mayores temperaturas mínimas y medias, en comparación con las especies de los demás grupos. Si bien las de pseudobulbosas fueron escasas en las selvas, un estudio dentro de la misma reserva de Calakmul, donde muestreamos la SMSP, encontró que este grupo puede ser dominante en parches de selva secundaria (Reyes-García *et al.*, 2022a).

Si bien la radiación total explica poco la distribución de los grupos, por su baja variación, esta variable representa el flujo de energía que llega arriba del dosel. La radiación incidente dentro de los

microambientes de las copas de los árboles puede ser muy variable entre tipos de vegetación, con mayor radiación en los sitios más secos y abiertos (Cach-Pérez *et al.*, 2013). En este caso, la SMSP de Calakmul es el lugar con más microhábitats sombreados dentro del estudio, lo cual puede no ser favorable para la mayoría de las bromeliáceas de pseudobulbosas, que se han asociado a sitios con alta radiación, mientras que los de selva secundaria donde las reportan llegan a ser muy abiertos.

Nuestros datos muestran una asociación entre el clima de cinco tipos de vegetación de la península de Yucatán, y los grupos funcionales, en concordancia con lo publicado previamente (Reyes-García *et al.*, 2022b). Por esto, proponemos que el monitoreo a mediano y largo plazo de las abundancias de las epífitas, clasificadas dentro de los grupos funcionales, puede proveer valiosa información de cambios

en los sistemas, no solo tomando en cuenta el clima local, sino la estructura y el grado de conservación del dosel (Reyes-García *et al.*, 2022a).

Sugerimos que esta metodología podría ser utilizada en muchos ambientes más a lo largo de la República Mexicana donde las bromeliáceas son abundantes, incluyendo sitios más húmedos en los que las especies pueden ser más diversas. Por ejemplo, en los bosques húmedos de Los Tuxtlas, Veracruz de Ignacio de la Llave, que presentan una precipitación mayor a los 2 000 mm anuales, las especies listadas pertenecían en su mayoría al grupo tanque C₃ (61 %), seguidas por las del CAM (13 %), mientras que los tres grupos restantes tuvieron entre 8 y 9 % de las especies (Krömer *et al.*, 2013).

De acuerdo con lo anterior, puede apreciarse que al incrementar la precipitación cambian las especies presentes. Cabe resaltar que Higuera y Wolf (2010) encontraron que la riqueza de especies epífitas podría ser resiliente ante ciertos grados de disturbio antropogénico dentro de bosques de montaña, si bien sus datos demuestran que las abundancias de éstas están fuertemente influenciadas por esa perturbación. Por lo anterior, sería deseable que los estudios de los grupos se basaran en abundancias y no solo en la riqueza de especies.

Concluimos que la abundancia de las bromeliáceas epífitas y sus grupos funcionales pueden ser utilizados en la península de Yucatán para caracterizar los ambientes naturales. Al asociarse con variables climáticas y de forma potencial con variables estructurales del dosel, las abundancias pueden seguirse a través del tiempo como bioindicadores para evaluar si los ecosistemas locales han sido fuertemente transformados, ya sea por el cambio climático o por el de uso de suelo y la fragmentación, o si continúan siendo resilientes.

Fuentes

Adler, P. B. y J. M. Levine. "Contrasting relationships between precipitation and species richness in space and time", en: *Oikos*. 116(2), 2007, pp. 221-232.

Andrade, J. L. "Dew deposition on epiphytic bromeliad leaves: an important event in a Mexican tropical dry deciduous forest", en: *Journal of tropical ecology*. 19(5), 2003, pp.479-488.

Bakker, J. P., H. Olff, J. H. Willems y M. Zobel. "Why do we need permanent plots in the study of long term vegetation dynamics?", en: *Journal of Vegetation Science*. 7(2), 1996, pp.147-156.

Bauer Gottwein, P., B. Gondwe, G. Charvet, L. E. Marín, M. Rebolledo Vieyra y G. Merediz-Alonso. "The Yucatán Peninsula karst aquifer, Mexico", en: *Hydrogeology Journal*. 19(3), 2011, pp. 507-524.

Benzing, D. H. *Bromeliaceae: Profile of an adaptive radiation*. Cambridge, Reino Unido, Cambridge University Press, 2000, p. 710.

Cach-Pérez, M. J., J. L. Andrade, N. Chilpa-Galvan, M. Tamayo-Chim, R. Orellana y C. Reyes-García. "Climatic and structural factors influencing epiphytic bromeliad community assemblage along a gradient of water-limited environments in the Yucatan Peninsula, Mexico", en: *Tropical Conservation Science*. 6, 2013, pp. 282-302.

Cach-Pérez, M. J., J. L. Andrade, y C. Reyes-García. "La susceptibilidad de las bromeliáceas epífitas al cambio climático", en: *Botanical Sciences*. 92(2), 2014, pp.157-168.

Cascante-Marín, A., J. H. Wolf, J. G. B. Oostermeijer, J. C. M. Den Nijs, O. Sanahuja y A. Durán-Apuy, "Epiphytic bromeliad communities in secondary and mature forest in a tropical premontane area", en: *Basic and Applied Ecology*. 7(6), 2006, pp. 520-532.

Chávez-Sahagún, E., J. L. Andrade, G. Zotz y C. Reyes-García. "Dew can prolong photosynthesis and water status during drought in some epiphytic bromeliads from a seasonally dry tropical forest", en: *Tropical Conservation Science*. 12, 2019, pp. 1-11.

Chilpa-Galván, N., M. Tamayo-Chim, J. L. Andrade y C. Reyes-García. "Water table depth may influence the asymmetric arrangement of epiphytic bromeliads in a tropical dry forest", en: *Plant Ecology*. 214(8), 2013, pp. 1037-1048.

Chilpa Galván, N., G. Zotz, G. J. Sánchez Fuente, C. Espadas Manrique, J. L. Andrade y C. Reyes García. "Drought, post dispersal seed predation, and the establishment of epiphytic bromeliads (*Tillandsia* spp.)", en: *Biotropica*. 49(6), 2017, pp. 770-773.

Comisión Nacional Forestal (CONAFOR). *Inventario Nacional Forestal y de Suelos, Manual y procedimientos para el muestreo de campo Re-muestreo 2011*. Jalisco, México, CONAFOR, 2012, pp. 1-140.

Corral-Rivas, J. J., B. Vargas-Larreta, C. Wehenkel, O. A. Aguirre-Calderón y F. Crecente-Campo. *Guía para el Establecimiento, Seguimiento y Evaluación de Sitios Permanentes de Monitoreo en Paisajes Productivos Forestales*. México, CONAFOR-CONACYT, 2013, p.1-82.

Cristofolini, F., P. Giordani, E. Gottardini y P. Modenesi. "The response of epiphytic lichens to air pollution and subsets of ecological predictors: A case study from the Italian Prealps", en: *Environmental Pollution*. 151, 2008, pp. 308-317.

Davies, L., J. W. Bates, J. N. B. Bell, P. W. James y O. W. Purvis. "Diversity and sensitivity of epiphytes to oxides of nitrogen in London", en: *Environmental Pollution*. 146, 2007, pp. 299-310.

- Durán García R., W. M. Torres Avilez y I. Espejel Carvajal. "Vegetación de dunas costeras", en: *Durán García R y M. Méndez* (eds.). *Biodiversidad y desarrollo humano en Yucatán*. Mérida, México, CICY, PPD-FMAM, CONABIO, SEDUMA, 2010, pp-136-137.
- Fick, S. E. y R. J. Hijmans. "WorldClim 2: new 1 km spatial resolution climate surfaces for global land areas", en: *International Journal of Climatology*. 37(12), 2017, pp. 4302-4315.
- Flores-Guido, J. S., R. Durán-García y J. J. Ortiz Díaz. "Comunidades vegetales terrestres", en: *Durán R. y M. Méndez* (eds). *Biodiversidad y desarrollo humano en Yucatán*. Mérida, México, CICY, PPD-FNAM, CONABIO, SEDUMA, 2010, pp. 125-129.
- García Quintanilla, A., M. F. López Barreto, C. Espadas-Manrique, M. J. Cach-Pérez, J. A. Caballero Vázquez, C. Hernández Zepeda y C. Reyes-García. "Impact of the Tren Maya Megaproject on the Biocultural Heritage of the Mayan Area in Mexico's Best Conserved Tropical Forest", en: *Int J Environ Sci Nat Res*. 31(3), 2022, pp. 1-5.
- Gentry, A. y C. Dodson. "Diversity and biogeography of neotropical vascular epiphytes", en: *Annals of the Missouri Botanical Garden*. 74, 1987, pp. 205-233.
- Gignac, L. D. "Bryophytes as Indicators of Climate Change", en: *The Bryologist*. 104, 2001, pp. 410-420.
- Gobierno del Estado de Yucatán (GEY). "Decreto 117. Decreto que establece el Área Natural Protegida denominada Reserva Estatal Geohidrológica del Anillo de Cenotes", en: *Diario Oficial del Gobierno del Estado de Yucatán* (DOGEY). Yucatán, GEY, 2013 (DE) https://www.yucatan.gob.mx/docs/diario_oficial/diarios/2013/2013-10-28_2.pdf consultado el 10/11/2022.
- GEY, BID, SEMARNAT, INECC. "Programa Especial de Acción ante el Cambio Climático del Estado de Yucatán", en: *Diario Oficial del Gobierno del Estado de Yucatán*. Gobierno del Estado de Yucatán, 26 de abril de 2014.
- González, A. L., J. M. Fariña, R. Pinto, C. Pérez, K. C. Weathers, J. J. Armesto y P. A. Marquet. "Bromeliad growth and stoichiometry: responses to atmospheric nutrient supply in fog-dependent ecosystems of the hyper-arid Atacama Desert, Chile", en: *Oecologia*. 167(3), 2011, pp. 835-845.
- González-Iturbe, J. A., I. Olmsted y F. Tun-Dzul. "Tropical dry forest recovery after long term Henequen (sisal, *Agave fourcroydes* Lem.) plantation in northern Yucatan, Mexico", en: *Forest Ecology and Management*. 167(1-3), 2002, pp. 67-82.
- Gouda, E. J., D. Butcher y C. S. Gouda. *Encyclopaedia of Bromeliads, Versión 4*. Utrecht, Países Bajos, Botanic Gardens, University Utrecht, 2022 (actualizado continuamente) (DE) <http://bromeliad.nl/encyclopedia/>, consultado el 28/04/2022.
- Hansen, M. C., P.V. Potapov, R. Moore, M. Hancher, S. A. Turubanova, A. Tyukavina, D. Thau, S. V. Stehman, S. J. Goetz, T. R. Loveland, A. Kommareddy, A. Egorov, L. Chini, C. O. Justice y J. R. G. Townshend. "High-Resolution Global Maps of 21st-Century Forest Cover Change", en: *Science*. 342, 2013, pp. 850-853.
- Hietz, P. y U. Hietz Seifert. "Composition and ecology of vascular epiphyte communities along an altitudinal gradient in central Veracruz, Mexico", en: *Journal of Vegetation Science*. 6(4), 1995, pp. 487-498.
- Higuera, D. y J. H. Wolf. "Vascular epiphytes in dry oak forests show resilience to anthropogenic disturbance, Cordillera Oriental, Colombia", en: *Caldasia*. 32(1), 2010, pp. 161-174.
- Jiménez-Valverde, A. y J. Hortal. "Las curvas de acumulación de especies y la necesidad de evaluar la calidad de los inventarios biológicos", en: *Revista Ibérica de Aracnología*. 8, 2003, pp.151-161.
- Kluge, J. y M. Kessler. "Phylogenetic diversity, trait diversity and niches: species assembly of ferns along a tropical elevational gradient", en: *Journal of Biogeography*. 38, 2010, pp. 394-405.
- Krömer, T., J. G. García-Franco y T. Toledo-Aceves. "Epifitas vasculares como bioindicadores de la calidad forestal: impacto antrópico sobre su diversidad y composición", en: González-Zuarth, C. A., A. Vallarino, J. C. Pérez-Jimenez y A. M. Low-Pfeng (eds.). *Bioindicadores: guardianes de nuestro futuro ambiental*. San Cristóbal de Las Casas, México, El Colegio de la Frontera Sur, Instituto Nacional de Ecología y Cambio Climático, 2014, pp. 605-623.
- Krömer, T., A. Acebey, J. Kluge y M. Kessler. "Effects of altitude and climate in determining elevational plant species richness patterns: a case study from Los Tuxtlas, Mexico", en: *Flora-Morphology, Distribution, Functional Ecology of Plants*. 208(3), 2013, pp. 197-210.
- La Sorte, F. A., D. Fink, W. M. Hochachka y S. Kelling. "Convergence of broad-scale migration strategies in terrestrial birds", en: *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*. 283(1823), 2016, pp. 1-9.
- Markert, B. A., A. M. Breure y H. G. Zechmeister. "Definitions, strategies and principles for bioindication/biomonitoring of the environment", en: Markert, B. A., A. M. Breure y H. G. Zechmeister (eds.). *Bioindicators & Biomonitoring: Principles, Concepts and Applications*. Vol. 6. Oxford, Elsevier Science, 2003, pp. 3-39.
- Martorell, C. y E. Ezcurra. "Rosette scrub occurrence and fog availability in arid mountains of Mexico", en: *Journal of Vegetation Science*. 13, 2002, pp. 651-662.
- _____ "The narrow-leaf syndrome: a functional and evolutionary approach to the form of fog-harvesting rosette plants", en: *Oecologia*. 151, 2007, pp. 561-573.
- Mejia-Chang, M., C. Reyes-García, U. Seibt, J. Royles, M. T. Meyer, G. D. Jones, K. Winter, M. Arnedo y H. Griffiths. "Leaf water $\delta^{18}O$ reflects water vapour exchange and uptake by C3 and CAM epiphytic bromeliads in Panama", en: *Functional Ecology*. 48(7), 2021, pp. 732-742.
- Miranda, F. y E. Hernández-Xolocotzi. "Los tipos de vegetación de México y su clasificación", en: *Botanical Sciences*. 28, 1963, pp. 29-179.
- Oksanen, J., G. L. Simpson, F. Guillaume, R. Kindt, P. Legendre, P. R. Minchin, R. B. O'Hara, P. Solymos, M. H. H. Stevens, E. Szoecs, H. Wagner, M. Barbour, M. Bedward, B. Bolker, D. Borcard, G. Carvalho, M. Chirico, M. De Caceres, S. Durand, H. B. Antoniazzi-Evangelista, R. FitzJohn, M. Friendly, B. Furneaux, G. Hannigan, M. O. Hill, L. Lahti, D. McGlenn, M. H. Ouellette, E. Ribeiro-Cunha, T. Smith, A. Stier, C. J. F. Ter Braak y J. Weedon. *Vegan: Community Ecology Package*. R package version 3.4.0. 2022 (DE) <https://cran.r-project.org/web/packages/vegan/>, consultado el 11/11/2022.

- Orellana, R., C. Espadas y F. Nava. "Climas", en: Durán, R. y M. Mendez (eds.). *Biodiversidad y desarrollo humano en Yucatán*. Mérida, México, CICY, PPD-FNAM, CONABIO, SEDUMA, 2010, pp. 10-11 (DE) <https://www.cicy.mx/documentos/cicy/sitios/biodiversidad/pdfs/cap1/03%20climas.pdf>.
- Orellana, R., C. Espadas, C. Conde y C. Gay. *Atlas escenarios de cambio climático en la península de Yucatán*. Mérida, México, CICY, 2009, p. 111.
- Orellana, R., E. García de Miranda, I. Bañuelos, M. Balam, J. A. González-Iturbe, F. Herrera y J. Vidal. "Climatología de la península de Yucatán (1961-1993)", en: Chico-Ponce de León, P. y A. García de Fuentes (eds.). *Atlas de procesos territoriales de Yucatán*. Mérida, México, Universidad Autónoma de Yucatán, 1999, pp.163-182.
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO, por sus siglas en inglés). *Ancient Maya city and protected tropical forests of Calakmul, Campeche*. México, UNESCO, 2021 (DE) <https://whc.unesco.org/en/list/1061/>, consultado el 10/11/2022.
- Peterson, G., C. R. Allen y C. S. Holling. "Ecological resilience, biodiversity, and scale", en: *Ecosystems*. 1, 1998, pp. 6-18.
- Pinho, P., T. Dias, C. Cruz, Y. Sim Tang, M. A. Sutton, M. A. Martins Loução y C. Branquinho. "Using lichen functional diversity to assess the effects of atmospheric ammonia in Mediterranean woodlands", en: *Journal of Applied Ecology*. 48(5), 2011, pp. 1107-1116.
- Pittendrigh, C. S. "The bromeliad-Anopheles-malaria complex in Trinidad. I- The bromeliad flora", en: *Evolution*. 2, 1948, pp. 58-89.
- Ramírez, I., G. Carnevali y F. Chi. *Guía ilustrada de las Bromeliaceae de la porción mexicana de la península de Yucatán*. Mérida, México, CICY, 2004, p. 124.
- Reyes-García, C., C. Espadas Manrique, A. Dorantes, M. J. Cach-Pérez, N. A. Pereira-Zaldívar, R. Orellana y J. P. Pinzón-Esquivel. "Las bromeliáceas epífitas, ¿una fuente adicional de agua para vertebrados en selvas estacionales?" en: *Desde el Herbario CICY*. 14, 2022a, pp. 51-56.
- Reyes-García, C., N. A. Pereira-Zaldívar, C. Espadas-Manrique, M. Tamayo-Chim, N. Chilpa-Galván, M. J. Cach-Pérez, M. Ramírez-Medina, A. M. Benavides, P. Hietz G. Zotz, J. L. Andrade, C. Cardelús, R. de Paula Oliveira, H. J. R. Einzmann, V. Guzmán Jacob, T. Krömer, J. P. Pinzón, J. Sarmento Cabral, W. Wanek y C. Woods. "New proposal of epiphytic Bromeliaceae functional groups to include nebulophytes and shallow tanks", en: *Plants*. 11(22), 2022b, pp. 1-24.
- Reyes García, C., M. Mejía-Chang, H. Griffiths, G. D. Jones y H. Griffiths. "Water vapour isotopic exchange by epiphytic bromeliads in tropical dry forests reflects niche differentiation and climatic signals", en: *Plant, Cell & Environment*. 31(6), 2008a, pp. 828-841.
- Reyes García, C., H. Griffiths, E. Rincón y P. Huante. "Niche differentiation in tank and atmospheric epiphytic bromeliads of a seasonally dry forest", en: *Biotropica*. 40(2), 2008b, pp.168-175.
- Reyes García, C., M. Mejía-Chang y H. Griffiths. "High but not dry: diverse epiphytic bromeliad adaptations to exposure within a seasonally dry tropical forest community", en: *New Phytologist*. 193(3), 2012, pp. 745-754.
- Rosado Calderón, A. T., M. Tamayo Chim, E., de la Barrera, I. M. Ramírez Morillo, J. L. Andrade, O. Briones y C. Reyes García. "High resilience to extreme climatic changes in the CAM epiphyte *Tillandsia utriculata* L.(Bromeliaceae)", en: *Physiologia Plantarum*. 168(3), 2020, pp.547-562.
- Saenz-Pedroza, I., R. Feldman, C. Reyes-García, J. A. Meave, L. M. Calvo-Irabien, F. May-Pat y J. M. Dupuy. "Seasonal and successional dynamics of size-dependent plant demographic rates in a tropical dry forest", en: *PeerJ*. 8, 2020, p. e9636.
- Secretaría del Medio Ambiente y Recursos Naturales (SEMARNAT). *Informe de la situación del medio ambiente en México, edición 2018*. México, SEMARNAT, 2019, p. 487.
- SEMARNAT-Comisión Nacional de Áreas Protegidas (CONANP). *Programa de Manejo Parque Nacional Dzibilchaltún*. México, CONANP, 2016, p. 176.
- Siddig, A. A. Ellison, A. M. Ochs, A. C. Villar-Leeman y M. K. Lau. "How do ecologists select and use indicator species to monitor ecological change? Insights from 14 years of publication in Ecological Indicators", en: *Ecological Indicators*. 60, 2016, pp. 223-230.
- Smith, J. A. C., H. Griffiths y U. Lüttge. "Comparative ecophysiology of CAM and C3 bromeliads. I. The ecology of the Bromeliaceae in Trinidad", en: *Plant, Cell & Environment*. 9(5), 1986, pp. 359-376.
- Velázquez-Salazar, S., M. T. Rodríguez-Zúñiga, J. A. Alcántara-Maya, E. Villeda-Chávez, L. Valderrama-Landeros, C. Troche-Souza, B. Vázquez-Balderas, I. Pérez-Espinosa, M. I. Cruz-López, R. Ressler, D. V. G. De la Borbolla, O. Paz, V. Aguilar-Sierra, F. Hruba y J. H. Muñoa-Coutiño. *Manglares de México. Actualización y análisis de los datos 2020*. CDMX, México, CONABIO, 2021, p. 168.
- Zotz, G. *Plants on plants: the biology of vascular epiphytes*. Basel, Switzerland, Springer Springer International Publishing, 2016, p. 272.
- Zotz G. y M. Y. Bader. "Epiphytic plants in a changing world-global: Change effects on vascular and non-vascular epiphytes", en: *Progress in Botany*. 70, 2009, pp.147-170.

Análisis de las características de los eventos de lluvia

de la temporada 2021 en una zona urbana, estudio de caso de Autlán de Navarro, Jalisco, México

Analysis of the Characteristics of Rainfall Events

of the 2021 Season in an Urban Area, a Case Study of Autlán de Navarro, Jalisco, Mexico

Gerardo Núñez-González, Domingo Velázquez-Pérez, Pedro Barboza-Jiménez, Francisco Javier Pelayo-Cortés y Luis Isidro Aguirre Salas*

Conocer las características de los eventos de lluvia en las zonas urbanas es importante, ya que esta información se considera insumo básico en la planeación para la prevención y/o mitigación de riesgos de origen hidrometeorológico. En este trabajo se analizan las características de aquellos ocurridos durante la temporada 2021 en Autlán de Navarro, Jalisco, México, ciudad que en el último censo poblacional superó los 50 mil habitantes. El objetivo de esta investigación consistió en analizar el comportamiento espacio-temporal de los eventos de lluvia a partir de observaciones a nivel subhorario. Los resultados muestran magnitudes entre 1 y 100 mm de precipitación pluvial, duraciones de 0.5 a 45 horas, intensidades medias entre 0.2 y 28 mm/h e intensidades

It is important to know the characteristics of rainfall events in urban areas, since this information is considered a basic input in planning for the prevention and/or mitigation of hydrometeorological risks. This paper analyzes the characteristics of those occurring during the 2021 season in Autlán de Navarro, Jalisco, Mexico, a city that in the last population census exceeded 50 thousand inhabitants. The objective of this research was to analyze the spatio-temporal behavior of rainfall events from sub-hourly observations. The results show magnitudes between 1 and 100 mm of rainfall, durations from 0.5 to 45 hours, mean intensities between 0.2 and 28 mm/h and instantaneous intensities from 1 to 200 mm/h; they also presented some notable differences in

* Universidad de Guadalajara (UdeG), gerardo.nunezg@academicos.udg.mx, domingo.velazquez@academicos.udg.mx, pedro.barboza@academicos.udg.mx, javier.pelayo@academicos.udg.mx, isidro.aguirre@academicos.udg.mx, respectivamente.

instantáneas de 1 a 200 mm/h; asimismo, presentaron algunas diferencias notables en cuanto a su desarrollo, haciendo evidente que, en el caso de áreas geográficas pequeñas, la lluvia puede presentar un grado de heterogeneidad importante tanto en el espacio como en el tiempo, justificando su estudio a nivel de evento en las áreas urbanas.

Palabras clave: precipitación; lluvia extrema; precipitación subhoraria; Jalisco.

Recibido: 17 de agosto de 2022.

Aceptado: 27 de marzo de 2023.

terms of their development, making it evident that, in the case of small geographic areas, rainfall can present an important degree of heterogeneity both in space and time, justifying its study at the event level in urban areas.

Key words: rainfall; precipitation extremes; sub-hourly precipitation; Jalisco.



Lizeth Méndez Gálvez.

Introducción

En la literatura se ha reconocido que el crecimiento de las zonas urbanas y el cambio de uso de suelo tienen un impacto importante en los volúmenes de escurrimiento superficial, como lo señalan Esposito *et al.* (2018) y Gutiérrez-López *et al.* (2019), además de considerarse como un factor que contribuye a la formación de encharcamientos, inundaciones y caos en las ciudades (Vera y López, 2010).

De acuerdo con Vera y López (2010), entre las principales causas que pueden generar inundaciones en las zonas urbanas se encuentra la distribución espacial heterogénea de la precipitación, así como su intensidad y duración, además de factores como las condiciones topográficas del terreno y la infraestructura existente para el desalojo de las aguas de lluvia. En este sentido, la disponibilidad de información climática de calidad es importante para el desarrollo de investigación en el área de la hidrometeorología e impactos de eventos extremos en centros poblacionales (Leal-Nares *et al.*, 2010). De hecho, una de las vertientes que están cobrando relevancia en este campo se enfoca en el análisis de las características de los eventos de lluvia, así como en los patrones temporales que impulsa el ciclo hidrológico. Sin embargo, para poder realizar este tipo de estudios, es imprescindible tener series temporales de alta resolución temporal que ayuden a una valoración adecuada (Barbosa *et al.*, 2018; Dunkerley, 2019).

A la fecha, pocos estudios se han enfocado en el análisis de eventos de lluvia extrema a escala horaria o subhoraria debido, principalmente, a la carencia de series de precipitación que cubran largos periodos y que, además, cuenten con registros de alta resolución temporal (Dunkerley, 2019). Lo anterior puede ser considerado como una limitante cuando se busca realizar análisis de riesgo, pues dentro de la literatura se considera que los eventos observados a escala subhoraria son problemáticos para el manejo urbano de las aguas pluviales (Haacke y Paton, 2021; Papagiannaki *et al.*, 2017). Esto, de acuerdo con Westra *et al.*

(2014) y Guzmán *et al.* (2018), se debe a que la intensidad de la precipitación presenta cambios importantes cuando se analiza a escalas subdiarias, en especial a las horarias y subhorarias. En este sentido, estos investigadores mencionan que los análisis con datos de precipitación con una mayor resolución temporal son necesarios para prevenir el peligro que podrían generar las condiciones climáticas futuras. La necesidad de observaciones de este tipo es porque, hoy en día, la estimación del riesgo y la vulnerabilidad requieren exámenes probabilísticos más detallados para enfrentar la ocurrencia en tiempo y espacio de fenómenos extremos cada vez más severos (Gutiérrez-López *et al.*, 2019) ya que, como lo señalan Papagiannaki *et al.* (2017), las inundaciones repentinas en zonas urbanas responden a lluvias de corta duración, lo cual, de acuerdo con Dunkerley (2019), se debe a que las intensidades de lluvia alcanzadas en periodos de 10 a 30 minutos tienen más poder explicativo que los datos registrados a nivel horario o intervalos mayores.

México, por su ubicación geográfica, se encuentra expuesto a fenómenos hidrometeorológicos, como depresiones tropicales, tormentas y huracanes (García, 2003; Méndez *et al.*, 2008) provenientes tanto del océano Pacífico como del Atlántico. Para prevenir posibles riesgos derivados de estos, es necesario el monitoreo continuo de las variables climatológicas. Aunque se cuenta con más de 3 mil estaciones meteorológicas distribuidas en todo el país para dar seguimiento al comportamiento del tiempo a escala diaria, algunos investigadores, como Leal-Nares *et al.* (2010), mencionan que es necesario mejorar la cobertura espacial y temporal de los datos. En este sentido, el Servicio Meteorológico Nacional (SMN) comenzó a finales de la década de los 90 con la instalación de estaciones meteorológicas automáticas (EMAS) tratando de mejorar la resolución temporal de los datos (SMN, 2022a), sin embargo, la cobertura espacial lograda con este tipo de infraestructura aún es baja.

Por otro lado, Vera y López (2010) señalan que las inundaciones son eventos naturales y recurrentes que se producen en las planicies o en las áreas

bajas como resultado de lluvias intensas o continuas que, al sobrepasar la capacidad de retención del suelo y de los cauces, terminan desbordando e inundando los terrenos aledaños a los cursos de agua. En la actualidad, se estima que, a nivel mundial, la cantidad de desastres relacionados con el clima ha aumentado considerablemente (Conforti *et al.*, 2018; Byakatonda *et al.* 2020). De acuerdo con Hoyois y Guha-Sapir (2012), citado por De Risi *et al.* (2020), se estima que, en las décadas recientes, entre 70 y 90 % del número de desastres registrados en el mundo están relacionados con el clima.

Debido a lo anterior, en México se han realizado algunas investigaciones enfocadas al análisis de las inundaciones. Estos trabajos se han centrado, principalmente, en el análisis de la frecuencia y extensión de estas, como lo muestran González-Aguirre *et al.* (2016), Perevochtchikova y Lezama (2010) y Vera y López (2010), por ejemplo. Por otro lado, en algunos estudios se ha dado mayor énfasis al comportamiento de la precipitación alrededor de centros urbanos, como es el caso de los de Sigala *et al.* (2017) y Gutiérrez-López *et al.* (2019).

En la ciudad de Autlán de Navarro, Jalisco, México, que recientemente superó los 50 mil habitantes, se han observado eventos hidrometeorológicos importantes, como es el caso del huracán Jova, el cual, en el 2011, causó desbordamientos y daños en las zonas urbana y agrícola debido a que, durante este evento, cayeron 330 mm de lluvia en un periodo de 18 horas (Olguín-López *et al.*, 2012), mientras que en el 2015, durante Patricia se registraron precipitaciones máximas en 24 horas de alrededor de 280 mm (Molina *et al.*, 2019).

La ocurrencia de este tipo de eventos muestra la necesidad de analizar las características de la precipitación a escalas temporales menores y así contar con información que ayude a la prevención de riesgos relacionados con fenómenos hidrometeorológicos extremos, en especial en las ciudades en crecimiento donde el cambio de uso de suelo se ha vuelto importante.

En este sentido, con el propósito de tener datos de los eventos de lluvia con mayor resolución temporal y espacial a nivel urbano, durante el 2021 se instalaron seis estaciones meteorológicas automatizadas al interior de Autlán de Navarro, lo anterior tratando de atender en parte el aspecto número dos señalado por Jiménez-Cisneros (2015) dentro de las acciones que propone la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO, por sus siglas en inglés) en materia de desastres hídricos y cambios hidrológicos, donde se plantea la adquisición de datos y validación en campo, así como apoyar los análisis relacionados con el efecto de las ciudades en la cantidad, estructura y frecuencia de la precipitación, ya que, como lo señalan Lorenz *et al.* (2019) en la literatura, todavía no se llega a un consenso al respecto.

Así el objetivo del presente trabajo consiste en analizar las características de los eventos de precipitación ocurridos durante la temporada de lluvias 2021 en la zona urbana de Autlán de Navarro en función de que estos presentan características similares a las observadas durante los huracanes *Jova* y *Patricia*, así como estudiar el comportamiento espacial de aquellos considerados como extremos.

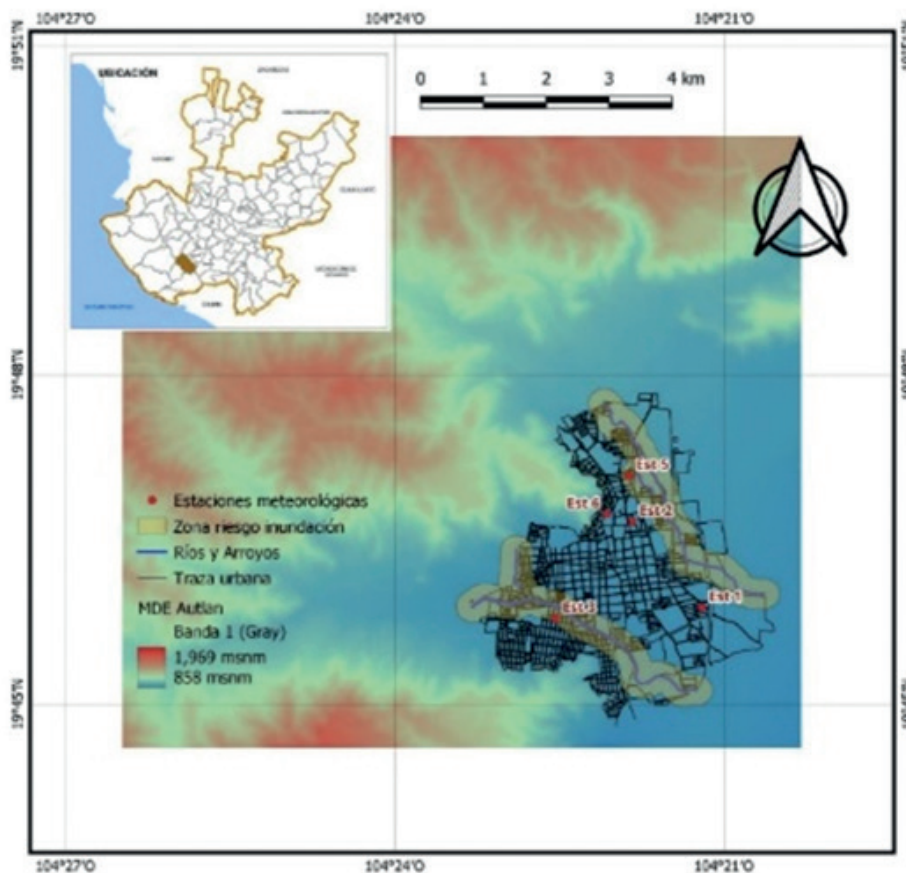
Metodología

Área de estudio

Autlán de Navarro se localiza al suroeste del estado de Jalisco, México, entre las coordenadas 19° 45' a 19° 48' de latitud Norte y 104° 20' a 104° 24' de longitud Oeste (figura 1), a una altitud promedio sobre el nivel del mar de 920 metros. Se ubica dentro de la cuenca del río Armería. Por la ciudad cruzan los arroyos El Cangrejo y El Coajinque, los cuales forman su caudal durante la época de lluvias. El clima en la zona es de tipo semiseco con una temperatura media anual de 21.2 °C y una precipitación media anual de 635.7 mm (IIEG, 2021). Es cabecera del municipio del mismo nombre, y cuenta con una población de 52 019 habitantes (INEGI, 2021).

Figura 1

Localización del área de estudio y de las estaciones meteorológicas



Fuente: elaboración propia con información del Instituto de Información Estadística y Geográfica de Jalisco.

En la figura 1 se muestran las zonas que se consideran en riesgo de inundación ante eventos de precipitación extrema. La norte, por donde fluye el arroyo El Cangrejo, es un lugar con baja población donde residen 1 211 personas en viviendas de reciente construcción; aunque se encuentra catalogada como un área con Índice de Marginación (IM) bajo (CONAPO, 2023), cuenta con un hospital y centro universitario. Caso contrario, en la zona sureste, donde se encuentra El Coajinque, se tiene una alta concentración de población (8 737 habitantes) en la parte registrada como de riesgo por inundaciones; además, el IM está clasificado entre medio y muy alto (CONAPO, 2023) debido a la condición socioeconómica de la mayoría de las perso-

nas que ahí viven; al igual que en la zona norte, en el área de riesgo del arroyo se tiene infraestructura importante, como dos escuelas (primaria y secundaria), un campus de la Universidad Pedagógica Nacional y un centro de salud.

Datos

Las seis EMAS instaladas en la zona urbana de la cabecera municipal están equipadas con pluviómetros de balancín, los cuales tienen una resolución de 0.2 mm (DAVIS, 2021). Sin embargo, debido a problemas con la conexión en tiempo real, la estación número cuatro no permitió una serie continua

de registros, por lo que en los análisis presentados en este trabajo quedó excluida. La resolución temporal utilizada en los registros de lluvia fue de 10 minutos.

Métodos

La definición de los eventos de lluvia puede realizarse de distintas maneras. En este trabajo, esta se basó en las siguientes condiciones: 1) que la lámina total de lluvia del suceso fuera superior a 1 mm y 2) que el tiempo entre eventos fuera igual o mayor a seis horas, tiempo recomendado por Dunkerley (2008 y 2021) para la diferenciación entre estos. Aquellos cuya lámina fue menor a 1 mm no se incluyeron en los análisis. Una vez clasificados los episodios de lluvia, se determinaron los siguientes parámetros para cada uno de los eventos: lámina total de precipitación, duración, e intensidades máxima instantánea y media.

En los casos de la duración e intensidades, se tomaron en cuenta dos criterios: para la primera, se consideró como la total del evento al tiempo transcurrido desde el primer pulso de lluvia hasta el que presentara una permanencia igual o mayor a seis horas del siguiente (Dunkerley, 2008), sin embargo, como señala ese autor (2021), cuando se cuantifica de esta manera la duración de la lluvia, no se incluye la intermitencia, lo cual puede afectar la magnitud de la intensidad media de la precipitación, por lo que en este trabajo se tomó como duración relativa del evento a la suma del tiempo durante el cual se observaron pulsos de lluvia; en el mismo sentido, se calcularon las intensidades medias tomando como referencia el periodo total del evento y también una intensidad media en la cual se consideró la duración relativa de la precipitación. Los parámetros mencionados fueron sometidos a un análisis estadístico descriptivo a través de la plataforma estadística R.

Para la definición de los eventos extremos a escalas horaria y subhoraria, se utilizó en primera instancia el criterio propuesto por Haacke y Paton (2021), quienes explican que son aquellos donde se registran 20 mm de precipitación en una hora en

el primer caso y 10 mm en un periodo de 10 minutos en el segundo. En un siguiente momento, se les consideró como los que mostraron una lámina de lluvia importante y una duración superior a 24 horas ya que, como lo señalan Vera y López (2010), las inundaciones pueden ser producto tanto de las lluvias intensas como de las continuas.

Finalmente, para conocer la similitud de los eventos registrados en las diferentes estaciones, se calculó la distancia euclidiana de las características de estos, la cual ya ha sido utilizada para propósitos semejantes por Burn (1990) y Campos (2008), basándose en la siguiente fórmula:

$$DE_{jk} = \left[\sum_{i=1}^p W_i (C_j^i - C_k^i)^2 \right]^{1/2} \quad (1)$$

donde j representa el sitio analizado respecto a una estación base k ; p , los atributos o parámetros utilizados para el cálculo de la distancia euclidiana; W_i , la ponderación asignada a cada atributo; y C_j^i y C_k^i , las magnitudes de los atributos pertenecientes a las estaciones j y k tomados en cuenta en la estimación de la distancia euclidiana. Siguiendo la recomendación de Campos (2008) en el caso de que se trate de una primera aproximación, se puede tomar un factor de ponderación (W_i) igual para todas las variables.

Los parámetros incluidos para el cálculo de la similitud entre eventos fueron la lámina total de precipitación, duración, intensidades máxima y media, así como tiempo al pico. Para la estimación de las distancias euclidianas, los valores utilizados fueron estandarizados de acuerdo con la recomendación de Campos (2008).

Resultados

Descripción de los eventos de lluvia

De acuerdo con el procedimiento utilizado para la definición de estos y los registros de la temporada 2021 en la ciudad de Autlán de Navarro en cada una de las cinco estaciones, se observaron

entre 37 y 45 eventos de lluvia y de 13 a 20 sucesos donde la lámina total de precipitación fue menor a 1 mm; los meses durante los cuales ocurrió la lluvia fueron de junio a octubre y aquellos con la mayor cantidad de precipitación acumulada, julio y agosto (gráfica 1A); por otro lado, en los que se presentó la mayor cantidad de episodios fueron julio y septiembre (gráfica 1B); durante junio, julio y agosto se apreciaron las diferencias más importantes respecto de la cantidad de precipitación observada en cada una de las estaciones meteorológicas.

Características de los eventos de lluvia: su magnitud

El cuadro 1 muestra los estadísticos descriptivos de los episodios clasificados como eventos de lluvia de acuerdo con el criterio establecido en este trabajo. Se puede apreciar que la magnitud de los más pequeños es de apenas 1 mm de lluvia. Sin embargo, los eventos llegaron hasta 115.8 y 125 mm en las estaciones 6 y 5, respectivamente. Estas cantidades de precipitación representan la mitad de la acumulada durante julio y agosto.

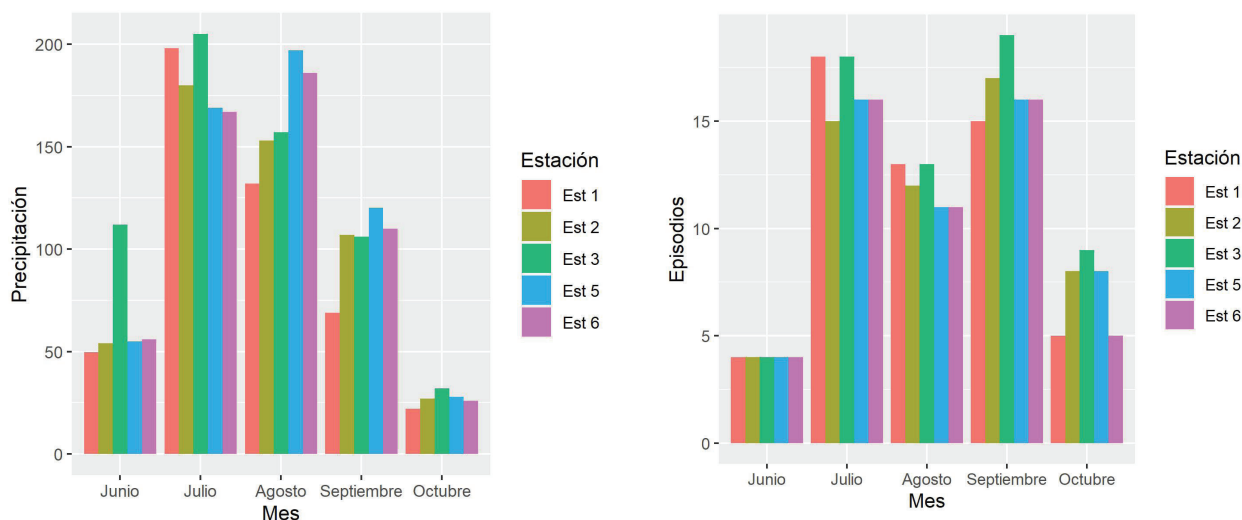
De manera general, la mediana se encuentra alrededor de los 7 mm con excepción de la EMA número 5, la cual se encuentra ubicada al norte de la ciudad y que registra 8 mm de lluvia. Por otro lado, el rango intercuartílico sugiere una dispersión similar en cuanto a la magnitud de la precipitación observada entre estaciones. A su vez, si se comparan los valores del primer y tercer cuartil respecto de la mediana, se observa que los eventos de baja magnitud tienden a estar más concentrados que los de mayor tamaño, lo que resulta en una asimetría positiva de los datos. De acuerdo con el percentil 90, se aprecia que la mayoría de los sucesos tienen una dimensión inferior a los 33 mm de lluvia.

Duración de los eventos de lluvia

Tomando como referencia los criterios señalados en la metodología de este trabajo, se calculó su duración total, así como la relativa, cuyos resultados obtenidos se presentan en la gráfica 2. En cuanto a la duración total de los eventos, se encontró que va desde los 30 minutos hasta las 45.5 horas, mientras que la relativa mostró una reducción significativa, ya que, bajo estas

Gráficas 1

Magnitud y cantidad de episodios de lluvia registrados durante la temporada de lluvias 2021 en Autlán de Navarro, Jalisco



Fuente: elaboración propia con información de las estaciones meteorológicas.

Cuadro 1

Estadísticos descriptivos de la magnitud de los eventos de precipitación

Estadístico	Est. 1	Est. 2	Est. 3	Est. 5	Est. 6
Mínimo (mm)	1.2	1.0	1.0	1.0	1.0
Máximo (mm)	84.6	109.6	91.8	125.0	115.8
Mediana (mm)	7.2	7.0	7.3	8.0	7.4
1.º cuartil (mm)	3.2	2.6	2.6	2.6	3.7
3.º cuartil (mm)	14.6	15.3	14.1	17.8	15.9
Rango intercuartílico (mm)	11.4	12.7	11.5	15.2	12.2
Percentil 90 (mm)	33.2	31.2	28.4	28.2	28.3
Coefficiente de asimetría	2.5	3.4	2.9	3.8	3.4

Fuente: elaboración propia con datos de las estaciones meteorológicas.

condiciones, el rango oscila entre los 30 minutos y las 20.5 horas. Las duraciones al igual que la magnitud de la precipitación muestran asimetría positiva. De acuerdo con los valores observados para el tercer cuartil, se aprecia que, en 75 % de los casos, la duración fue menor a seis horas tomando como referencia la duración total del evento, mientras que para la relativa, en 75 % de los casos fue menor a tres horas.

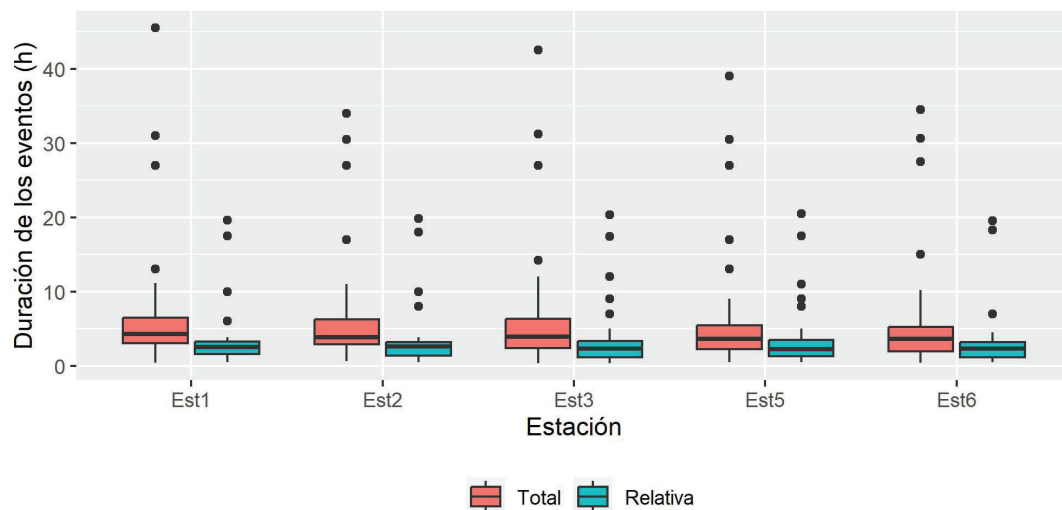
Intensidad de los eventos de lluvia

La media de la precipitación fue calculada de manera global y de forma relativa. En los resulta-

dos mostrados en la gráfica 3 se aprecian algunas diferencias al tomar en cuenta los dos tipos de duración del evento en el cálculo de la intensidad media. Sus rangos de variación van desde 0.2 mm/h hasta 28.2 mm/h, mientras que, en el caso de la intensidad relativa, oscilan entre 1.2 mm/h y 28.6 mm/h; las diferencias observadas en los rangos de variación de las intensidades a nivel de evento y relativa son mínimas. Sin embargo, si se comparan las medianas bajo las dos condiciones, se aprecian discrepancias importantes ya que, mientras que la mediana de la intensidad del evento es de 2 mm/h, la relativa es de 3 mm/h de lluvia.

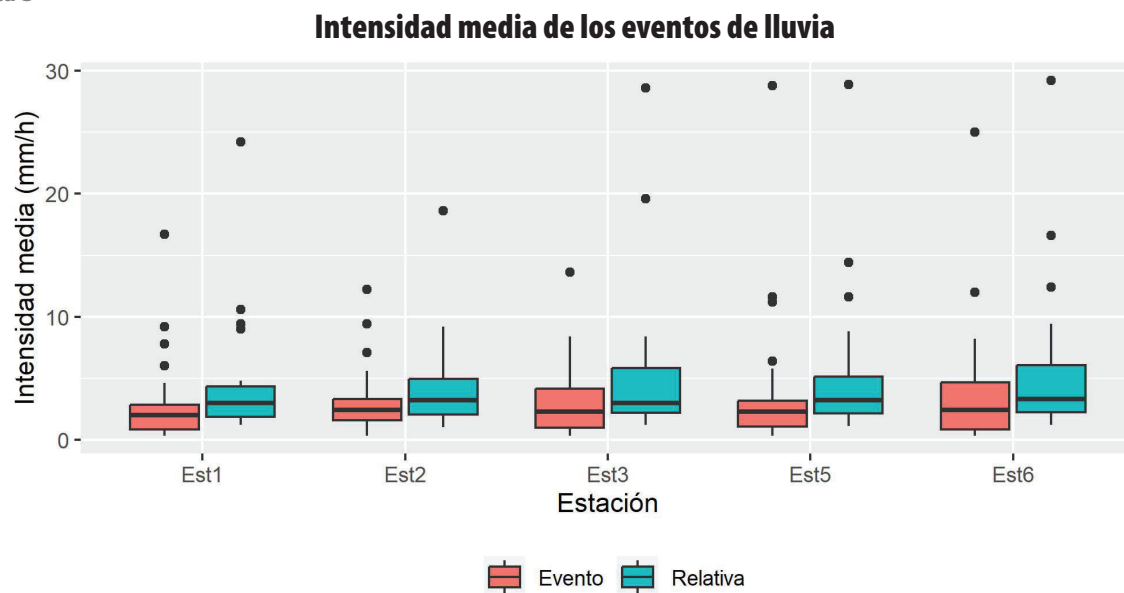
Gráfica 2

Duración de los eventos de lluvia registrados durante la temporada 2021



Fuente: elaboración propia con información de las estaciones meteorológicas.

Gráfica 3



Fuente: elaboración propia con información de las estaciones meteorológicas.

Por otro lado, las intensidades máximas observadas en intervalos de 10 minutos (cuadro 2) muestran un rango de variabilidad muy grande para las instantáneas, ya que pueden llegar a estar entre 1.2 y 201.6 mm/h en el caso más extremo. No obstante, de acuerdo con los valores de la mediana, es posible inferir que durante la temporada de lluvias 2021 los eventos extremos debidos a una lámina de precipitación mayor a 10 mm en un periodo de 10 minutos fueron menos de 50 por ciento.

Comportamiento de los eventos de precipitación extrema

De acuerdo con la definición de Haacke y Paton (2021), durante la temporada de lluvias 2021 se registraron seis eventos que pueden considerarse como extremos: tres de ellos fueron durante julio; uno, en agosto; y dos más, en septiembre. De estos, solo uno cumplió con las dos condiciones de clasificación como evento extremo en las cinco estaciones,

Cuadro 2

Estadísticos descriptivos de la intensidad máxima observada en 10 minutos

Estadístico	Est. 1	Est. 2	Est. 3	Est. 5	Est. 6
Mínimo (mm/h)	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2
Máximo (mm/h)	144.0	115.2	134.4	201.6	130.8
Mediana (mm/h)	8.4	9.6	10.8	10.8	9.6
1er cuartil (mm/h)	4.8	4.2	2.4	4.8	4.8
3er cuartil (mm/h)	18.0	30.6	19.2	30.9	31.8
Rango intercuartílico (mm/h)	13.2	26.4	16.8	26.1	27.0
Percentil 90 (mm/h)	31.9	39.8	38.9	48.6	48.2
Coefficiente de asimetría	3.4	2.5	3.7	3.5	2.5

Fuente: elaboración propia con datos de las estaciones meteorológicas.

el cual sucedió casi a finales de julio (día 21). En el caso de los restantes, se observó que las condiciones de clasificación se cumplían únicamente en una parte de las estaciones, por ejemplo, uno de los ocurridos en septiembre cumplió el criterio de registro de 10 mm de lluvia en un periodo de 10 minutos solo en tres estaciones. En el resto, alguno de los dos criterios se cumplió solo en una estación, aunque en la mayor parte de los casos estuvo cerca de satisfacerse en otra de las EMAS vecinas.

El comportamiento de los eventos extremos muestra que la precipitación también puede presentar alta variabilidad espacial, incluso en regiones pequeñas, sobre todo si se toma en cuenta que la separación máxima entre estaciones es de alrededor de 2 kilómetros (figuras 2 y 3). Dentro de la definición, se decidió incluir dos eventos de precipitación que, si bien no cumplen con los criterios propuestos por Haacke y Paton (2021), es necesario considerarlos como extremos debido a la cantidad de lluvia observada y a su duración, los cuales, incluso, fueron de los eventos de mayor magnitud. El primero de ellos estuvo asociado al huracán Enrique (González, 2021) y el segundo, a Nora (Baca, 2021), ambos de categoría 1. En cuanto a la precipitación asociada a Enrique, se observaron láminas entre 57 y 80 mm, dependiendo de la zona de la ciudad (figura 2) e intensidades máximas en un periodo de 10 minutos, las cuales oscilaron desde 18 hasta 26 mm/h (figura 3), mientras que en el caso de la precipitación asociada a Nora, las láminas fueron mayores, observándose en el rango de 86 a 123 mm

(figura 2) con intensidades instantáneas entre 27 y 45 mm/h (figura 3).

En el mismo sentido, en las figuras 2 y 3 se presentan la distribución espacial de la magnitud de los eventos de lluvia considerados como extremos y las intensidades instantáneas observadas en un periodo de 10 minutos. En la figura 2 se aprecian dos patrones de concentración espacial de la precipitación, el primero de ellos sobre la zona este de la ciudad y el segundo hacia el norte. En cuanto al comportamiento de las intensidades instantáneas (figura 3), se da una predominancia a que estas sean mayores en el área este, aunque no se descartan algunas fuertes sobre la norte.

El cuadro 3 presenta un resumen con las distancias euclidianas para los ocho eventos considerados como extremos. Se puede apreciar que las menores (0.1 y 0.6) se dieron durante los ocurridos el 19 de julio y el 27 de junio entre las estaciones 2 y 5 y 2 y 6, respectivamente, EMAS que, de manera general, muestran la mayor similitud entre sucesos, y se encuentran ubicadas en la zona norte de Autlán de Navarro, lo cual sugiere la tendencia de un patrón geográfico de ocurrencia de los eventos de lluvia sobre esta parte de la ciudad.

Discusión

La ocurrencia de los eventos de lluvia en Autlán de Navarro coincide con el periodo observado por

Cuadro 3

Distancia euclidiana observada para los eventos extremos

Fecha	E1-E2	E1-E3	E1-E5	E1-E6	E2-E3	E2-E5	E2-E6	E3-E5	E3-E6	E5-E6
19 jul.	5.4	4.4	5.4	4.2	3.2	0.1	1.3	3.1	2.6	1.2
21 jul.	5.3	2.7	5.4	3.9	3.6	2.9	3.3	2.8	1.3	1.8
31 jul.	2.6	2.8	5.1	3.4	4.2	3.1	2.3	5.1	3.3	2.0
8 ago.	5.6	4.5	4.5	2.6	1.8	2.3	1.1	1.1	2.2	3.0
14 sept.	3.8	0.9	4.9	5.1	2.9	1.2	2.6	4.0	4.4	2.6
19 sept.	2.4	2.1	2.1	1.6	1.4	1.5	1.1	1.0	1.5	1.7
27 jun.	2.5	5.4	2.9	2.4	5.0	1.1	0.6	4.3	5.3	1.6
27 ago.	4.1	4.2	4.0	5.0	3.8	1.5	1.6	3.9	3.2	1.9

Fuente: elaboración propia con datos de las estaciones meteorológicas.

Gutiérrez-López *et al.* (2019) en la ciudad de Querétaro y con lo presentado a nivel nacional por Méndez *et al.* (2008). Los meses con la mayor cantidad de lluvia coinciden con la tendencia mostrada por las normales climatológicas calculadas con base en datos diarios para el periodo 1981-2010 (SMN, 2022b). El comportamiento de la precipitación en los meses de verano evidencia la ausencia durante el 2021 de la sequía de medio verano (canícula), la cual se registra en julio y agosto en el estado de Jalisco (Peralta *et al.*, 2008) aunque, como señalan Alcalá *et al.* (2005), esta es más característica durante los años que se presenta el fenómeno de *El Niño*.

De manera general, las magnitudes de los eventos observados coinciden con lo reportado por Barbosa *et al.* (2018) en las regiones de Aiuaba y Guaraira en Brasil y la tendencia central de estos con lo encontrado por Dunkerley (2021) en Australia. Aunque en la zona en estudio el tamaño de los sucesos de lluvia puede considerarse como bajo, en los últimos años se ha vuelto recurrente la presencia de eventos de magnitud importante, como los del 2021, donde uno de ellos alcanzó los 100 mm, cantidad que representa la mitad de la precipitación acumulada en julio o agosto y alrededor de un tercio de la registrada durante los huracanes *Jova* y *Patricia* de acuerdo con lo reportado por Olguín-López *et al.* (2012) y Molina *et al.* (2019).

Adicionalmente, los valores máximos observados durante el 2021 son muy cercanos a la precipitación máxima diaria determinada en las normales climatológicas para el periodo 1981-2010 dentro de la zona de estudio (SMN, 2022b). La ocurrencia de este tipo de eventos pone en riesgo al centro urbano ya que, ante acontecimientos de dicha magnitud, la infraestructura para el desalojo de las aguas de lluvia se ve comprometida de acuerdo con su capacidad actual.

Por otro lado, en Autlán de Navarro se encontró que las duraciones son mayores a lo reportado por Barbosa *et al.* (2018) en Brasil y por Dunkerley (2021) en la estación de investigación de zonas áridas de Fowlers Gap, pero menores a lo observado por ese mismo investigador (2021) en la región de Millaa Millaa, en Australia.

Por una parte, las discrepancias observadas se pueden atribuir a la diferencia de criterios utilizados para la definición de los eventos de lluvia en el caso de la investigación de Barbosa *et al.* (2018) y, de manera general, a las disparidades geográficas y climáticas presentes en los sitios bajo estudio, así como al tamaño de la muestra de datos empleada en los análisis de cada uno de los trabajos; y por otra parte, el comportamiento de la duración indica que la intermitencia durante los eventos es muy importante, que respalda lo señalado por Dunkerley (2021) a partir de observaciones de acontecimientos de precipitación en Australia. Los de duración prolongada fueron pocos y, de forma general, se consideran atípicos. Los eventos de larga duración pueden relacionarse con la actividad ciclónica del Pacífico (Baca, 2021; González, 2021), mientras que las duraciones más cortas están involucradas con la actividad convectiva de la temporada de lluvias.

En el mismo sentido, la variabilidad observada en la intensidad de la lluvia es muy importante, lo cual refuerza lo señalado por Westra *et al.* (2014) y Guzmán *et al.* (2018) en el sentido de que las intensidades a escalas subhorarias presentan cambios de consideración respecto a las temporales mayores. En cuanto a la prevención del riesgo, las intensidades bajas no representan una situación problemática, sin embargo, de acuerdo con Haacke y Paton (2021), los eventos donde se aprecia una lámina de precipitación igual o mayor a los 10 mm en un periodo de 10 minutos (60 mm/h) pueden considerarse como extremos. En términos generales, los rangos de variación observados para la intensidad en la ciudad de Autlán de Navarro se encuentran por debajo de lo registrado en Brasil por Barbosa *et al.* (2018), mientras que los valores de tendencia central son muy aproximados a los encontrados por Dunkerley (2021) en Australia.

Haacke y Paton (2021) definen a los eventos de precipitación extrema a escalas subhorarias como aquellos donde se registran 20 mm de precipitación en una hora, o bien, 10 mm en un periodo de 10 minutos. Sin embargo, de acuerdo con las observaciones, se encontró que los de larga duración también pueden considerarse dentro de los extremos según la cantidad de precipitación que generan, así como a

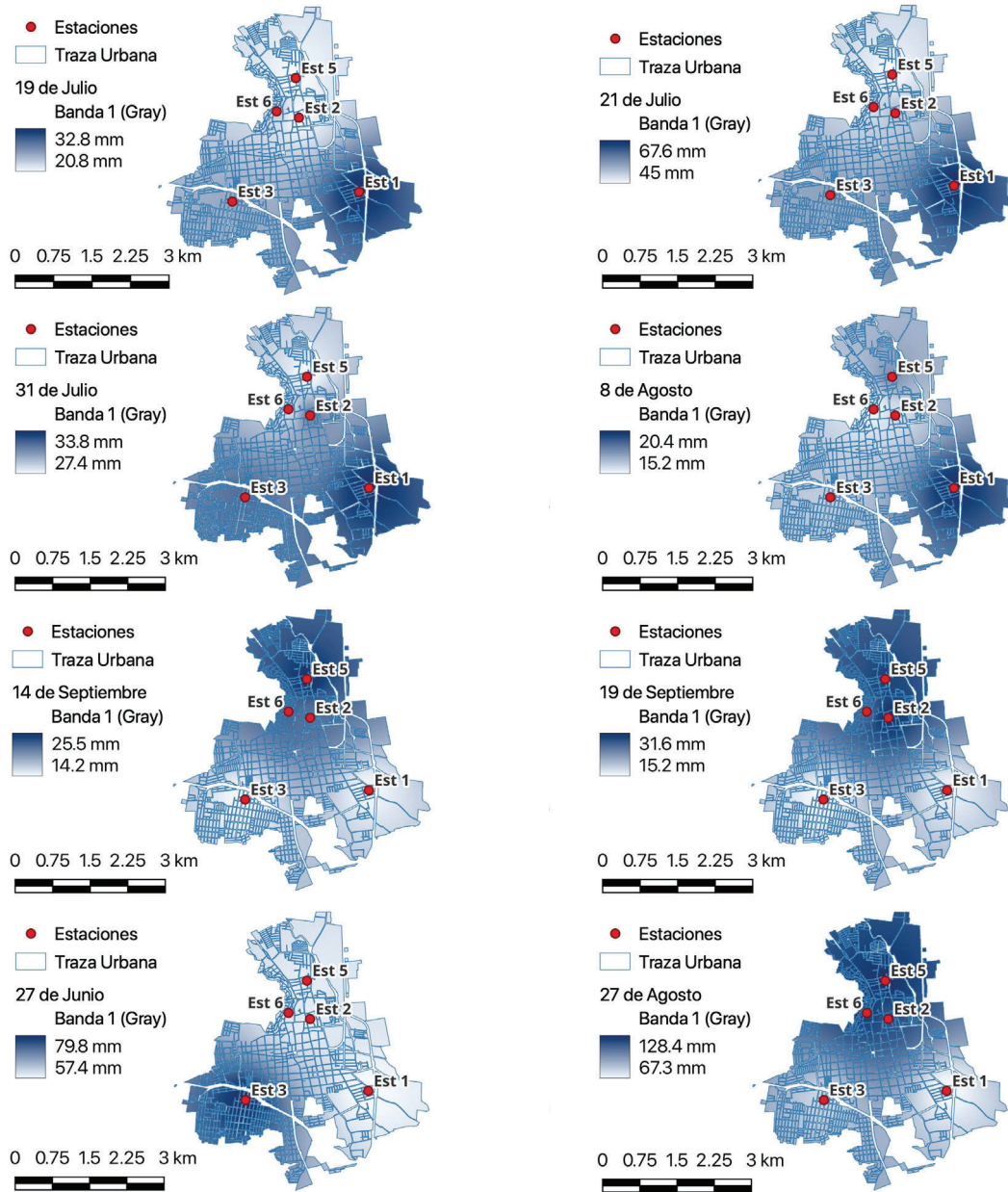
la magnitud de las intensidades instantáneas observadas, las cuales, si bien no cumplen con el criterio propuesto por estos investigadores, si están cerca de ello, con lo cual se predisponen las condiciones que suelen originar las inundaciones (Vera y López, 2010).

Los eventos que ocurren sobre la zona norte de Autlán de Navarro son los que representan una ma-

yor exposición al riesgo de inundaciones, ya que la pendiente de gran parte de la ciudad corre de ahí hacia el centro, donde la inclinación disminuye considerablemente. Además, sobre la zona norte se está dando gran parte de la expansión urbana, lo cual pudiera incrementar los niveles de exposición al riesgo ya que, como señalan Gutiérrez-López *et al.* (2019), el crecimiento de las áreas urbanas

Figura 2

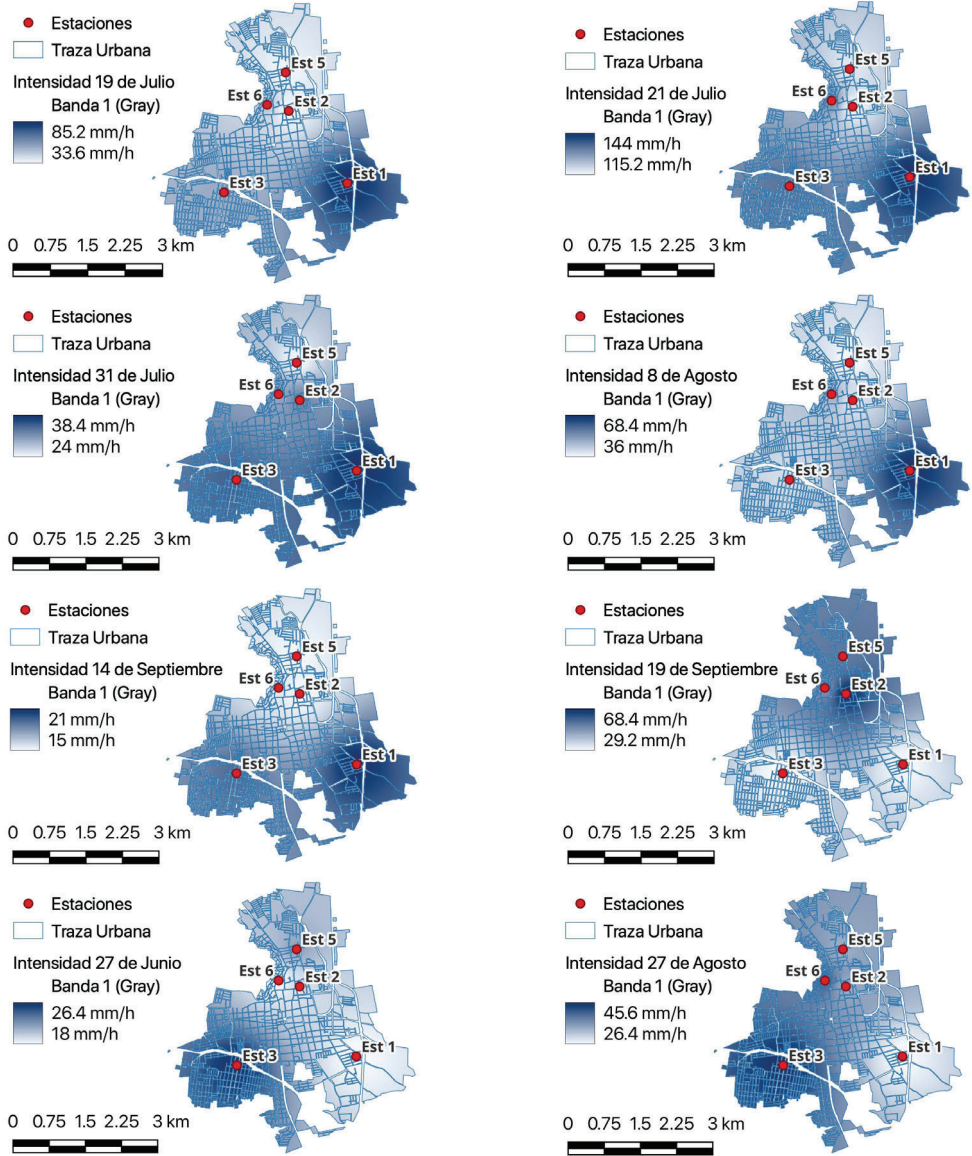
Magnitud de los eventos de lluvia considerados como extremos



Fuente: elaboración propia con datos de las estaciones meteorológicas.

Figura 3

Intensidad máxima instantánea de los eventos de lluvia extrema



Fuente: elaboración propia con datos de las estaciones meteorológicas.

genera un cambio de uso de suelo que favorece el incremento de los escurrimientos superficiales. Por otro lado, los eventos que se concentran en mayor medida en la parte oeste de la ciudad también suelen representar una condición de peligro notoria, sobre todo en el caso de los eventos de larga duración, ya que esta zona se caracteriza por la presencia de pendientes importantes que además funcionan como *parteaguas* de una de las cuencas que drenan sus escurrimientos a través de un arroyo que corre por el oeste.

La distancia euclidiana es una herramienta que permite identificar la similitud estadística de los eventos de lluvia a partir del comportamiento de los valores de sus principales características (Campos, 2008). El parecido de los sucesos entre las estaciones estudiadas parece mostrar un patrón donde la semejanza de estos disminuye conforme aumenta la distancia que separa las EMAS, lo cual ya ha sido señalado en Gutiérrez-López *et al.* (2019) de acuerdo con el comportamiento de la precipitación en la zona urbana de Querétaro, México. Aunque también

se dan similitudes estadísticas de consideración entre estaciones con una separación importante, e incluso se encuentran en polos opuestos de la ciudad, lo cual podría ser resultado de la ocurrencia de eventos de carácter local, así como de aquellos asociados a los patrones de circulación general, los cuales suelen cubrir mayores porciones geográficas. De esta manera, se observa que la precipitación muestra un nivel de heterogeneidad temporal y espacial notable en zonas geográficas pequeñas, lo que confiere relevancia para su estudio a estas escalas.

Si bien las observaciones de un temporal de lluvias no proporcionan la información suficiente para llegar a conclusiones generales sobre el comportamiento de la precipitación a escalas horarias y sub-horarias, sí puede considerarse como un avance ya que, como se ha señalado en la literatura (Haacke y Paton, 2021), en la actualidad se carece de series de calidad para largos periodos de monitoreo, lo que, de acuerdo con Westra *et al.* (2014), limita la imagen que se tiene del patrón de la lluvia a escalas temporales más finas.

El estudio de la precipitación a escalas subhorarias es importante porque se ha observado que los eventos extremos bajo estas condiciones pueden causar fallas parciales o totales de los sistemas de drenaje urbano (Fletcher *et al.*, 2013; Haacke y Paton, 2021). Las ciudades en crecimiento representan un área de estudio toral debido a que a nivel mundial se está dando una tendencia a que la población se concentre más en las zonas urbanas que en las rurales, con lo cual se favorece el cambio de uso de suelo y, por lo tanto, se generan cambios significativos en la hidrología del área urbana (Fletcher *et al.*, 2013; Gutiérrez-López *et al.*, 2019). En este sentido, en el sitio de estudio se han observado algunos efectos adversos de la urbanización ante la ocurrencia de sucesos de precipitación extrema, como fue el caso de los huracanes Jova y Patricia en el 2011 y 2015, respectivamente (Olguín-López *et al.*, 2012; Molina *et al.*, 2019). La preocupación por la modificación de las condiciones hidrológicas dentro de este entorno urbano aumenta si tomamos en cuenta que, de acuerdo con Sánchez-Crispín y Propin (2001), las urbes medias

de la vertiente pacífica mexicana crecieron de forma extraordinaria en los últimos años del siglo XX.

Conclusiones

El análisis de las características de los eventos de lluvia dentro de los centros urbanos puede servir como referencia dentro de los procesos de planeación en materia de prevención y mitigación de riesgos de origen hidrometeorológico, ya que a través de este tipo de estudio se puede conocer la magnitud, duración, intensidades media y máxima instantánea, así como tiempo al pico de las precipitaciones, con lo cual se pueden mejorar los procesos de modelación lluvia-escurrimiento a escala urbana y así contar con escenarios sobre la posible respuesta hidrológica de las zonas urbanas durante la época de lluvias.

Los resultados de los análisis de las características de los eventos de lluvia en la ciudad de Autlán de Navarro mostraron que la mayor parte de los ocurridos durante el 2021 fueron de magnitud baja, aunque en 10 % de los casos fue superior a los 30 mm, llegando incluso a valores por arriba de los 100 mm cuando estuvieron relacionados con la actividad ciclónica del océano Pacífico. Las duraciones de los eventos presentaron dos patrones bien definidos: duraciones cortas asociadas a los sucesos convectivos y largas para el caso de los de tipo ciclónico.

La intensidad media de los acontecimientos de lluvia del 2021 mostró que puede subestimar el comportamiento real del evento, ya que en la mayor parte de los casos está por debajo de los 5 mm/h, mientras que al analizarse la instantánea para un periodo de 10 minutos es posible encontrar intensidades superiores a los 100 mm/h, lo que podría impactar de manera significativa la producción de escurrimientos debido a las condiciones de la superficie de las cuencas urbanas y comprometer así la capacidad de los sistemas de drenaje pluvial.

Durante la temporada de lluvias analizada se encontró que los eventos extremos representaron entre 17 y 22 % de los sucesos de precipitación

ocurridos. Para la definición de los extremos, resultó importante utilizar un criterio basado en el comportamiento de la intensidad instantánea, el cual es en mayor medida recomendable para aquellos de origen convectivo, además de la magnitud y duración del evento, la cual resultó útil en el caso de los acontecimientos de carácter ciclónico.

Por otra parte, los resultados mostraron que en el caso de áreas geográficas pequeñas la precipitación puede mostrar un grado de heterogeneidad importante tanto en el espacio como en el tiempo. El análisis de dicha heterogeneidad puede llegar a mejorarse utilizando técnicas más avanzadas de la geostatística.

Fuentes

- Alcalá, J. B., E. García, O. H. Ramírez, A. R. Meulenert y M. García. "Sequía de medio verano (canícula) durante la presencia de 'El Niño/Oscilación del Sur' (ENOS) en el estado de Jalisco", en: *XI Congreso Latinoamericano e Ibérico de Meteorología*. Cancún, Quintana Roo, México, 2005.
- Baca, C. A. *Ciclones tropicales 2021: huracán Nora del océano Pacífico*. México, Servicio Meteorológico Nacional, 2021 (DE) <https://smn.conagua.gob.mx/tools/DATA/Ciclones%20Tropicales/Ciclones/2021-Nora%20.pdf>.
- Barbosa, R. L., A. C. Neves, C. V. H. Rabelo, F. E. Silva, G. C. Oliveira y J. C. Araújo. "Sub-hourly rainfall patterns by hyetograph type under distinct climate conditions in Northeast Brazil: a comparative inference of their key properties", en: *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*. Núm. 23, 2018, p. e46 (DE) <https://doi.org/10.1590/2318-0331.231820180076>.
- Burn, D. H. "An appraisal of the region of influence approach to flood frequency analysis", en: *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 35, 2-4, 1990, pp. 149-165 (DE) <https://doi.org/10.1080/02626669009492415>.
- Byakatonda, J., B. P. Parida, D. B. Moalafhi, P. K. Kenabatho y D. Lesolle. "Investigating relationship between drought severity in Botswana and ENSO", en: *Natural Hazards*. 100, 2020, pp. 255, 278 (DE) <https://doi.org/10.1007/s11069-019-03810-1>.
- Campos, A. D. F. "Estudio de la precipitación máxima diaria anual en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa) con base en distancias euclidianas", en: *Investigaciones Geográficas*. Núm. 65, 2008, pp. 56-67 (DE) <http://www.investigacionesgeograficas.unam.mx/index.php/rig/article/view/17974/17115>.
- Campos, F. S. y F. J. Abarca. "Emplazamiento y localización en las CM andaluzas", en: *Cuadernos Geográficos*. Núm. 52, 2013, pp. 288-317 (DE) <https://revistaseug.ugr.es/index.php/cuadgeo/article/view/935/1086>.
- Conforti, P., S. Ahmed, G. Markova. *Impact of disasters and crises in agricultura and food security 2017*. Rome, Italy, FAO, 2018.
- Consejo Nacional de Población (CONAPO). *Índices de marginación por entidad federativa y municipio 2020*. Consejo Nacional de Población, 2023. (DE) <https://www.gob.mx/conapo/articulos/indice-de-marginacion-por-entidad-federativa-y-municipio-2020-271404?idiom=es>.
- DAVIS. *Manual de instalación: estación Davis Vantage Pro 2+*. Davis Instruments, 2021, 58 pp. (DE) <https://www.davisinstruments.com/collections/vantage-pro2>.
- De Risi, R., F. Jalayer, F. De Paola, S. Carozza, N. Yonas, M. Giugni y P. Gasparini. "From flood risk mapping toward reducing vulnerability: the case of Addis Ababa", en: *Natural Hazards*. 100, 2020 pp. 387-415 (DE) <https://doi.org/10.1007/s11069-019-03817-8>.
- Dunkerley, D. "Identifying individual rain events from pluviograph records: a review with analysis of data from Australian dryland site", en: *Hydrological Processes*. Núm. 22, 2008, pp. 5024-5036 (DE) <https://doi.org/10.1002/hyp.7122>.
- _____ "Rainfall intensity bursts and the erosion of soils: an analysis highlighting the need for high temporal resolution rainfall data for research under current and future climates", en: *Earth Surface Dynamics*. 7, 2019, pp. 345-360 (DE) <https://doi.org/10.5194/esurf-7-345-2019>.
- _____ "Intermittency of rainfall at sub-daily timescales: New quantitative indices based on the number, duration, and sequencing of interruptions to rainfall", en: *Atmospheric Research*. Núm. 253, 2021, art. 105475, pp. 1-12, (DE) <https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2021.105475>.
- Espósito, G., F. Matano, G. Scepi. "Analysis of increasing flash flood frequency in the densely urbanized coastline of the Campi Flegrei volcanic area, Italy", en: *Frontiers in Earth Science*. 6, 2018, pp. 1-17 (DE) <https://doi.org/10.3389/feart.2018.00063>.
- Fletcher, T. D., H. Andrieu y P. Hamel (2013). "Understanding, management and modelling of urban hydrology and its consequences for receiving Waters: A state of the art", en: *Advances in Water Resources*. Núm. 51, 2013, pp. 261-279 (DE) <https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2012.09.001>.
- García, E. "Distribución de la precipitación en la República Mexicana", en: *Investigaciones Geográficas*. 50, 2003, pp. 67-76.
- González-Aguirre, J., M. E. Vázquez-Cendón y J. Alavez-Ramírez. "Simulación numérica de inundaciones en Villahermosa, México, usando el código IBER", en: *Ingeniería del Agua*. Núm. 20(4), 2016, pp. 201-216 (DE) <https://doi.org/10.4995/ia.2016.5231>.
- González, V. L. *Ciclones tropicales 2021: huracán Enrique del océano Pacífico*. México, Servicio Meteorológico Nacional, 2021 (DE) <https://smn.conagua.gob.mx/tools/DATA/Ciclones%20Tropicales/Ciclones/2021-Enrique.pdf>.
- Gutiérrez-López, A., T. Lebel, I. Ruíz, L. Descroix, y M. Duhne. "Prediction of hydrological risk for sustainable use of water in Northern Mexico", en: S. Setegn y M. Donoso. *Sustainability of Integrated Water Resources Management*. Springer Publishing, 2015, pp. 245-271 (DE) <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-12194-9>.

- Gutiérrez-López, A., M. Fortanell Trejo, N. I. Albuquerque González y F. Bravo Prado. "Análisis de la variabilidad espacial en la precipitación en la zona metropolitana de Querétaro empleando ecuaciones de anisotropía", en: *Investigaciones Geográficas*. 99, 2019, p. e59757 (DE) <http://www.investigacionesgeograficas.unam.mx/index.php/rig/article/view/59757/53323>.
- Guzmán, J. A., M. L. Chu, J. L. Steiner y P. J. Starks. "Assessing and quantifying changes in precipitation patterns using event-driven analysis", en: *Journal of Hydrology: Regional Studies*. Núm. 15, 2018, pp. 1-15 (DE) <https://doi.org/10.1016/j.ejrh.2017.11.006>.
- Haacke, N. y E. N. Paton. "Analysis of diurnal, seasonal, and annual distribution of urban sub-hourly to hourly rainfall extremes in Germany", en: *Hydrology Research*. Núm. 52(2), 2021, pp. 478-491 (DE) <https://doi.org/10.2166/nh.2021.181>.
- Hoyois, P. y D. Guha-Sapir. *Measuring the human and economic impact of disasters*. Report 297. Center for Research and Epidemiology of Disaster, 2012.
- Instituto de Información Estadística y Geográfica de Jalisco (IIEG). *Autlán de Navarro. Diagnóstico del municipio*. Instituto de Información Estadística y Geográfica de Jalisco, 2021, 52 pp. (DE) <https://iieg.gob.mx/ns/wp-content/uploads/2022/01/Autlan-de-Navarro-1.pdf>.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). *Censo de Población y Vivienda 2020*. Microdatos. México, INEGI, 2021 (DE) <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Microdatos>.
- Jiménez-Cisneros, B. "Seguridad hídrica: retos y respuestas, la fase VIII del Programa Hidrológico Internacional de la UNESCO (2014-2021)", en: *Revista Aqua-LAC*. Núm. 7(1), 2015, pp. 20-27 (DE) <https://doi.org/10.29104/phi-aqualac/2015-v7-1-03>.
- Leal-Nares, O. A., M. E. Mendoza y G. E. Carranza. "Análisis y modelamiento espacial de información climática en la cuenca de Cuitzeo, México", en: *Investigaciones Geográficas*. Núm. 72, 2010, pp. 49-67 (DE) <http://www.investigacionesgeograficas.unam.mx/index.php/rig/article/view/59226/52240>.
- Lorenz, J. M., R. Kronenberg, C. Bernhofer y D. Niyogi. "Urban rainfall modification: observational climatology over Berlin, Germany", en: *Atmospheres*. Núm. 124(2), 2019, pp. 731-746 (DE) <https://doi.org/10.1029/2018JD028858>.
- Méndez, J., J. Nívar y V. González. "Análisis de tendencias de precipitación (1920-2004) en México", en: *Investigaciones Geográficas*. 65, 2008, pp. 38-55 (DE) <http://www.investigacionesgeograficas.unam.mx/index.php/rig/article/view/17973/17114>.
- Molina, A. J. P., L. A. Gutiérrez, P. I. M. Cruz, O. A. F. Nolasco y T. D. M. González. "Huracán Patricia: análisis multivariado temporal de variables meteorológicas durante su evolución", en: *Revista Nthe*. Núm. 30, 2019, pp. 70-82 (DE) http://nthe.mx/NTHE_v2/pdfArticulos/PDF_Articulo20200721215241.pdf.
- Olguín-López, J. L., R. D. Guevara-Gutiérrez, R. J. M. Ramírez y R. M. R. Álvarez. "Los efectos de Jova en el municipio de Autlán de Navarro, Jalisco, México: un caso histórico", en: *Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*. Núm. 2(4), 2012, pp. 1-19 (DE) <http://ride.org.mx/index.php/RIDE/article/view/44>.
- Papagiannaki, K., V. Kotroni y K. Lagouvardos. "Urban area response to flash flood-triggering rainfall, featuring human behavioral factors: the case of 22 October 2015", en: *Attica, Greece. Weather, Clim Society*. 9, 2017, pp. 621-637 (DE) <https://doi.org/10.1175/WCAS-D-16-0068.1>.
- Pavia, E. G., F. Graef y J. Reyes. "PDO-ENSO effects in the climate of Mexico", en: *Journal of Climate*. 19, 2006, pp. 6433-6438.
- Peralta-Hernández, A. R., L. R. Barba-Martínez, V. O. Magaña-Rueda, A. D. Matthias y J. J. Luna-Ruiz, "Temporal and spatial behavior of temperature and precipitation during the canícula (midsummer drought) under El Niño conditions in central México", en: *Atmósfera*. Núm. 21(3), 2008, pp. 265-280 (DE) <https://www.revistascca.unam.mx/atm/index.php/atm/article/view/8605>.
- Perevochtchikova, M. y T. J. L. Lezama. "Causas de un desastre: Inundaciones del 2007 en Tabasco, México", en: *Journal of Latin American Geography*. Núm. 9(2), 2010, pp. 73-98 (DE) <https://www.jstor.org/stable/25765308>.
- Servicio Meteorológico Nacional (SMN). *Estaciones meteorológicas automáticas (EMAS)*. México, SMN, 2022a (DE) <https://smn.conagua.gob.mx/es/observando-el-tiempo/estaciones-meteorologicas-automaticas-ema-s->
 _____ *Normales climatológicas por estado*. México, SMN, 2022b (DE) <https://smn.conagua.gob.mx/es/informacion-climatologica-por-estado?estado=jal>.
- Sánchez-Crispín, A. y F. E. Propin. "Cambios en la orientación funcional de las ciudades medias del trópico mexicano", en: *Cuadernos Geográficos*. Núm. 32, 2001, pp. 69-85 (DE) <https://revistaseug.ugr.es/index.php/cuadgeo/article/view/1943/2120>.
- Sigala, D. R., M. G. G. Pérez y Y. A. Lara. "Eventos ciclónicos y potencial de precipitación en los cabos, México: efectos urbanos", en: *Tecnogestión: Una Mirada al Ambiente*. Núm. 14(1), 2017, pp. 115-126 (DE) <https://revistas.udistrital.edu.co/index.php/tecges/article/view/12637>.
- Vera, P. M. y B. J. López. "Evaluación de amenazas por inundaciones en el centro de México: el caso de Iztapalapa, Distrito federal (1998-2005)", en: *Investigaciones Geográficas*. Núm. 73, 2010, pp. 22-40 (DE) <http://www.investigacionesgeograficas.unam.mx/index.php/rig/article/view/59448/52669>.
- Westra, S., H. J. Fowler, J. P. Evans, L. V. Alexander, P. Berg, F. Johnson, E. J. Kendon, G. Lenderink y N. M. Roberts. "Future changes to the intensity and frequency of short-duration extreme rainfall", en: *Reviews of Geophysics*. Núm. 52, 2014, pp. 522-555 (DE) <https://doi.org/10.1002/2014RG000464>.

Nowcasting del Consumo Privado en México: **combinación de pronósticos para el caso mexicano**

Nowcasting of Private Consumption in Mexico: **a Combination of Forecasts for the Mexican Case**

César Leonel García Pérez, Victoria de los Ángeles Díaz Solís, Cynthia Ocampo Castro, Venus Emperatriz Méndez Salazar y Edgar René Benavidez Maruri*

En este trabajo se evalúan estimaciones mensuales del Consumo Privado en México mediante el uso de modelos de *nowcasting*. Con el objetivo de preservar la parsimonia, se aplican técnicas de selección de variables, reducción de dimensionalidad, información en frecuencias mixtas y combinación de pronósticos. Se utilizan modelos de regresión con errores ARMA, de regularización (*Elastic Net* y *Ridge*), Muestreo de Datos Mixtos (MIDAS, por sus siglas en inglés) y Factores Dinámicos Jerárquicos (DHFM, por sus siglas en inglés). Los resultados indican que la capacidad predictiva del promedio de los ocho modelos evaluados es estadísticamente superior para la estimación anticipada del Consumo Privado en comparación con la selección de sólo uno de ellos, según la prueba de Diebold-Mariano.

Palabras clave: Consumo Privado; factores dinámicos; métodos de penalización; frecuencia mixta; combinación de pronósticos.

Recibido: 25 de octubre de 2022.

Aceptado: 17 de marzo de 2023.

This paper evaluates monthly estimates of Private Consumption in Mexico using nowcasting models. In order to preserve parsimony, techniques for variable selection, dimensionality reduction, mixed-frequency information, and forecast combination are applied. Regression models with ARMA errors, penalized linear regression (*Elastic Net* and *Ridge*), Mixed-data Sampling (MIDAS), and Dynamic Hierarchical Factors (DHFM) are used. The results indicate that the predictive ability of the average of the eight evaluated models is statistically superior for the early estimation of Private Consumption compared to selecting only one of them, according to the Diebold-Mariano test.

Key words: private consumption; dynamic factors; penalized methods; mixed frequency; combination of forecasts.

* Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), leonel.garcia@inegi.org.mx, angeles.solis@inegi.org.mx, cynthia.ocampo@inegi.org.mx, venus.mendez@inegi.org.mx y edgar.benavidez@inegi.org.mx, respectivamente.



Supermarket Shopping Rise/sefa.ozel/Getty Images.

1. Introducción

Las decisiones que realizan los formuladores de políticas públicas requieren información oportuna sobre la situación actual de la economía. Esto es más relevante durante periodos volátiles e inciertos, como la crisis del COVID-19, que subraya la importancia de las señales tempranas como auspicios de la dinámica económica. Una de las estimaciones más importantes de la actividad productiva se refiere al principal componente de la Demanda Final (DF): el Consumo Privado (CP).

En México, desde el 2013 hasta el 2021, el CP creció 1.5 % por año. Representa 49 % de la DF y ha contribuido un promedio de 0.8 % a su crecimiento anual. De esta manera, el gasto realizado por los hogares en bienes y servicios de consumo final juega un papel destacado, reflejando la salud de la economía. Sin embargo, como parte del Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM), el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) da a conocer los resultados trimestrales

aproximadamente 79 días después de concluido el trimestre de referencia a través de los indicadores trimestrales de la Oferta y Demanda, así como un seguimiento mensual mediante el Indicador Mensual del Consumo Privado en el Mercado Interior, base 2013 (IMCPMI) aproximadamente 66 días después de concluido el mes de referencia.

Dada la brecha de oportunidad de seguimiento del IMCPMI, es necesario explorar otras fuentes de información para evaluar la dinámica del consumo de los hogares en el país de manera oportuna. De ahí que este trabajo tiene como objetivo evaluar estimaciones mensuales del CP a través de un conjunto de modelos de *nowcasting* para ganar oportunidad en la publicación del dato oficial en aproximadamente 30 días. El ejercicio consiste en una estimación puntual del IMCPMI en cifras originales, identificado de ahora en adelante en el documento como Consumo Privado. Los resultados se reportan para cifras originales y desestacionalizadas junto con sus intervalos a un nivel de 95 % de confianza.

Nowcasting es una técnica de estimación que se utiliza para predecir el estado actual o de corto plazo de la economía en tiempo real. Se basa en la combinación de datos recientes y modelos estadísticos para hacer cálculos precisos sobre el crecimiento económico, inflación, consumo, entre otros indicadores, sin esperar a que se publiquen las cifras oficiales. Su objetivo es proporcionar una visión actualizada y exacta de la situación económica en comparación con los métodos tradicionales de estimación.

Para la elaboración del *nowcasting* del Consumo Privado, se evalúan diferentes modelos basados en investigaciones originadas para pronosticar el Producto Interno Bruto (PIB) trimestral con datos mensuales (Stock y Watson, 2002; Ghysels *et al.*, 2004; Eickmeier y Ng, 2011; Doz y Fuleky, 2020). Los evaluados en este trabajo son: tres de regresión con errores ARMA¹ —el primero con un componente principal con selección *Lasso* (ARMA_PCA), el segundo con un factor dinámico de dos etapas con selección *Lasso* (ARMA_DFM2S) y el tercero con un factor dinámico con selección por mínimos cuadrados parciales (ARMA_DFM)—, dos de regresión lineal con penalización (*Elastic Net* y *Ridge*), dos de regresión de muestreo de datos mixtos (MIDAS, por sus siglas en inglés) y, por último, uno de Factores Dinámicos Jerárquicos (DHFM, por sus siglas en inglés).

Los resultados de la prueba Diebold-Mariano para la evaluación dentro de la muestra indican que la combinación de los ocho modelos estimados, a partir del promedio simple, ayudó a reducir significativamente los estadísticos de error de predicción —Error Absoluto Medio (MAE, por sus siglas en inglés) y la Raíz del Error Cuadrático Medio (RMSE, por sus siglas en inglés)— frente a la alternativa de solo quedarse con un único modelo. Con base en estos hallazgos, se concluye que el promedio de dichos modelos es el mejor enfoque para generar estimaciones oportunas del Consumo Privado.

¹ *Autoregressive Moving Average*, por sus siglas en inglés.

La estructura de este trabajo es la siguiente: en la sección dos se presenta la revisión de la literatura; en la tres se muestran los datos utilizados y su tratamiento; en la cuatro se resume la metodología empleada; en la cinco se exhiben los principales resultados; y, por último, en la seis se dan las conclusiones.

2. Revisión de literatura

El uso generalizado de los sistemas de pagos electrónicos ha proporcionado nuevas fuentes de datos para el seguimiento de la actividad económica, en especial los recopilados en los de bajo valor. Dichos datos se consideran oportunos, libres de errores de medición y abarcan cheques, transferencias electrónicas de fondos, domiciliaciones y tarjetas bancarias que permiten a los consumidores pagar sus compras al transferir de inmediato fondos desde la cuenta bancaria del titular.

Algunos trabajos empíricos, realizados por los bancos centrales, han presentado evidencia de la utilidad de los sistemas de pagos electrónicos para reducir los errores de previsión del consumo al combinarlo con indicadores tradicionales. Ya sea a través de ecuaciones puente (Galbraith y Tkacz, 2007; Esteves, 2009), regresiones MIDAS (Verbaan *et al.*, 2017) o la comparación de estas con modelos factoriales (Duarte *et al.*, 2017), las investigaciones enfatizan el potencial de esta fuente de datos para la previsión a corto plazo de la tasa de crecimiento interanual del Consumo Privado.

Aunado a los sistemas de pagos electrónicos, el progreso tecnológico ha permitido el desarrollo de otras fuentes de datos utilizables para el seguimiento y la previsión de la actividad económica en tiempo real, en particular, de las decisiones de Consumo Privado, como las tendencias de búsqueda en *Google*. Al respecto, Gil *et al.* (2018) hacen uso de un conjunto extendido de indicadores tradicionales, datos de pagos en cajeros automáticos y tendencias de búsqueda en *Google* para realizar predicciones a corto y mediano plazo del CP español. En línea con otros estudios, estos encuentran que tales datos son

indicadores valiosos y que los modelos de frecuencia mixta superan el rendimiento de los que emplean un enfoque de la misma frecuencia.

En México, Corona *et al.* (2021) han propuesto modelos de *nowcasting* para estimar el CP y otros indicadores. Gálvez-Soriano *et al.* (2022) también trabajaron en uno macroeconómico y probaron la hipótesis de que las personas con consumo predecible están en situación de pobreza o trabajan en la informalidad. En este artículo se utilizan datos similares a los empleados por Corona *et al.* (2020). Sin embargo, se diferencia por incluir información sobre los montos operados con tarjetas en el sistema de pagos de bajo valor y por proponer el uso de regresiones tanto con penalización como MIDAS y factores dinámicos jerárquicos para generar estimaciones mensuales oportunas del Consumo Privado, mientras que el enfoque de combinación de pronósticos se aproxima al propuesto por Gálvez-Soriano (2020) que estima las variaciones trimestrales desestacionalizadas del PIB trimestral.

De acuerdo con la literatura presentada, la principal aportación de este trabajo es la incorporación de información en diferentes frecuencias y la aplicación de un enfoque de combinación de pronósticos para la estimación anticipada del dato oficial del Consumo Privado del INEGI.

3. Datos

Para generar estimaciones oportunas mensuales del Consumo Privado, se analizaron variables económicas que tienen mayor oportunidad que este indicador y que, además, se relacionan con él a través de la teoría económica y de manera estadística. La selección del conjunto de variables se realizó con base en el análisis preliminar de la matriz de correlación y de la causalidad en sentido de Granger, lo cual reveló un conjunto de variables potenciales para estimar anticipadamente el CP (ver *Anexo*).

Las variables utilizadas en los modelos de *nowcasting* se describen en el cuadro 1. Se incorpo-

raron tanto tradicionales como no tradicionales, de frecuencias mensuales y diarias. El periodo de muestra comprende desde enero del 2013 hasta julio del 2021.

En este trabajo se hace uso de los montos operados a través de tarjetas de débito del sistema de pagos de bajo valor del Banco de México (BANXICO), los cuales ayudan a explicar el consumo realizado por los hogares a partir de sus ingresos disponibles y de los montos operados a través de tarjetas de crédito contribuyendo así a explicar el consumo de los hogares a cuenta de ingresos futuros, ello debido a que el avance tecnológico y la mayor accesibilidad a servicios financieros ha permitido que sea más frecuente poder hacer pagos a través de medios electrónicos. Según la Encuesta Nacional de Inclusión Financiera 2021,² 78 % de la población adulta del país cuenta, o ha contado, con al menos un instrumento financiero. Además, el porcentaje de aquella que tiene más de uno se ha incrementado, lo cual sugiere que la población incluida en el sistema está presentando un mayor uso de estos servicios.

En línea con lo anterior, Jallath y Negrín (2001) afirman que se ha reducido la importancia de los medios de pago tradicionales, mientras que los electrónicos han ganado relevancia y las tarjetas de débito han experimentado un fuerte crecimiento gracias al desarrollo de la red de cajeros automáticos y su aceptación como medio de pago en los puntos de venta. De acuerdo con Campos y Esquivel (2020), el desembolso realizado a través de estos medios no refleja todo el gasto en la economía, pero tampoco es insignificante y puede ayudar a entender los cambios en los patrones de consumo. De esta manera, se enfatiza la importancia del uso de estas variables en este trabajo. Además de la información de los montos operados con tarjetas, se usan variables tradicionales que consisten en datos de la actividad económica publicados mensualmente.

² Programa de información llevado a cabo por la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV) y el INEGI.

Cuadro 1

Variables

ID	Definición variable	Fuente
Tradicionales (mensuales)		
ANTAD	Ventas reales de la Asociación Nacional de Tiendas de Autoservicio y Departamentales (ANTAD).	ANTAD
ASA	Número de pasajeros transportados por la aviación comercial en Aeropuertos y Servicios Auxiliares (ASA).	ASA
CARTERA_CREDITO	Cartera vigente otorgada al sector privado no bancario destinada al consumo.	BANXICO
CFE_CRE	Ventas de la Comisión Federal de Electricidad (CFE).	INEGI
CUARTOS	Ocupación de cuartos en hoteles y moteles.	SECTUR
DIESEL	Demanda nacional de diésel.	SENER
ENOPEA	Población Económicamente Activa (PEA).	INEGI
ENOE_PO	Población Ocupada.	BANXICO
GASOLINA	Demanda nacional de gasolina.	SENER
IATM	Indicador Agregado de Tendencia para la Manufactura.	INEGI
ICC	Indicador de Confianza del Consumidor.	INEGI
IMAI	Indicador Mensual de la Actividad Industrial.	INEGI
IMP_BCO	Importaciones de bienes de consumo de la Balanza Comercial de Mercancías de México (BCMM).	BANXICO
IMP_BIN	Importaciones de bienes intermedios de la BCMM.	BANXICO
IMSS	Número de trabajadores registrados en el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS).	IMSS
IPB51100N	Producción industrial de EE. UU.: índice total.	FRED
IPM	Índice de Pedidos Manufactureros.	INEGI
ITCR	Índice de Tipo de Cambio Real Bilateral con EE. UU.	BANXICO
RAIAVL_P	Producción de vehículos ligeros del <i>Registro administrativo de la industria automotriz de vehículos ligeros</i> (RAIAVL).	INEGI
REM_M	Ingresos por remesas.	BANXICO
TIIE	Tasas de Interés Interbancaria a 28 días.	BANXICO
TURBOSINA	Demanda nacional de turbosina.	SENER
VMRC_VNTA	Ventas de vehículos de motor registrados en circulación.	INEGI
No tradicionales (mensuales)		
MOVGGGO	Índice de Movilidad de <i>Google</i> en Tiendas y Ocio	GOOGLE
Tradicionales de alta frecuencia (diarias)		
MONTO_T	Monto real total operado a través de tarjetas.	BANXICO
MONTO_C	Monto real operado a través de tarjetas de crédito.	BANXICO
MONTO_D	Monto real operado a través de tarjetas de débito.	BANXICO

Aunque el enfoque tradicional para hacer pronósticos emplea variables desestacionalizadas, este señala que el componente estacional de cada variable es necesariamente idiosincrático, por lo que al quitarlo se podría generar pérdida de información útil. Por su parte, el uso de las no ajustadas por estacionalidad es recomendable cuando se trabaja con aquellas que presentan interacciones entre la estacionalidad y el ciclo económico. Ejemplo de lo anterior es el Consumo Privado, ya que ajustar los datos de manera estacional podría incurrir en alguna omisión de detalles relevantes sobre la tendencia y los efectos inmediatos de una política pública o un evento inusual que afecte a la economía (Guidetti *et al.*, 2009).

Sobre este último caso, algunos análisis han enfatizado que *shocks* económicos, como los ocasionados por la contingencia sanitaria del COVID-19, pueden distorsionar el componente irregular de la desestacionalización, provocando sesgos en las variables estacionales (ABS, 2009). Con base en lo anterior, este trabajo se distingue por el uso de series no ajustadas por estacionalidad.

La utilización de variables no ajustadas por estacionalidad se debe, en primer lugar, a la dificultad de adecuar los datos de los montos operados con tarjetas, ya que los métodos actuales de ajuste estacional automático no son aplicables a variables diarias. De acuerdo con Ollech (2021), los métodos empleados por los productores de estadísticas oficiales no facilitan el ajuste estacional y de calendario de series temporales diarias a pesar de que hay un número disponible cada vez mayor de estas; de esta manera, señala que, en la actualidad, no existe un método recomendado oficialmente para ello.

En segundo lugar, aunque se realizaron estimaciones con variables ajustadas estacionalmente (excepto las diarias), se tuvieron errores de predicción más grandes que los obtenidos con las no ajustadas por estacionalidad. Esto podría ser resultado de la combinación de variables mensuales ajustadas y diarias sin ajustar. Por lo tanto, con el objetivo de preservar la robustez de los resultados, se decidió utilizar de manera uniforme los datos, es

decir, con variables no ajustadas por estacionalidad o, en otras palabras, en cifras originales.

Por otra parte, los modelos empleados en este trabajo requieren de variables no estacionarias. Para ello, se utilizaron tres tipos de pruebas de raíz unitaria: Dickey-Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en inglés), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (ver *Anexo*). Con base en los resultados de estas, las variables no estacionarias se transformaron a primeras diferencias.

4. Metodología

En esta sección se describe cómo generar el *nowcasting* del Consumo Privado. Primero, se detallan cada una de las metodologías empleadas para la selección de variables: regresión *Lasso* (*Least Absolute Shrinkage and Selection Operator*) y la de mínimos cuadrados parciales (PLSR, por sus siglas en inglés). Enseguida, se exponen los métodos de reducción de dimensionalidad: Análisis de Componentes Principales (PCA, por sus siglas en inglés) y los Modelos de Factores Dinámicos de una y dos etapas (DFM y DFM2S, por sus siglas en inglés, respectivamente). Después, se describen los ocho modelos utilizados para producir estimaciones oportunas del CP, los cuales son: tres con errores ARMA, dos con regularización (*Elastic Net* y *Ridge*), dos MIDAS y, por último, un DHFM. La estimación oportuna consiste en una combinación de los pronósticos de estos a través de un promedio simple.

4.1. Metodologías para la selección de variables y reducción de dimensionalidad

4.1.1. Regresión *Lasso*

Esta, introducida por Tibshirani (1996), es un método de selección de variables que incorpora penalizaciones en los coeficientes obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios con los objetivos de evitar sobreajuste, reducir varianza y minimizar la influencia de las variables menos relevantes. Estima los parámetros

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_N$, donde N indica el número de variables independientes, que minimizan la suma del cuadrado de los errores.

Los coeficientes del modelo *Lasso* $\hat{\beta}_\lambda^L$ son aquellos que minimizan:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 - \lambda \sum_{j=1}^N |\beta_j| \quad (1)$$

donde λ es el término de penalización, la cual tiene el efecto de igualar a 0 algunos de los coeficientes estimados para ciertos valores de λ . Al conseguir que algunos coeficientes sean exactamente 0, *Lasso* descarta los predictores que no son importantes para el modelo o aquellos cuyos efectos son menos influyentes.

La regresión *Lasso* se usa para seleccionar las variables utilizadas en la construcción de un componente principal y un factor dinámico de dos etapas. Por otro lado, dado que el monto total operado a través de tarjetas de crédito y débito se integra por 30 variables en su interior según el tipo de establecimiento donde se realizan los pagos con dichos instrumentos (ver *Anexo*), este método también se emplea para reducir el número mínimo de dimensiones capaces de expresar el máximo de información contenida en los montos operados mediante tarjetas, para la construcción del factor estático utilizado en uno de los modelos MIDAS.

4.1.2. PLSR

La regresión por mínimos cuadrados parciales, introducida por Herman Wold (1975), contiene un enfoque de selección de variables que busca una combinación lineal de las que estén más correlacionadas con la respuesta y elimina aquellas que contribuyen poco o nada, lo cual permite explicar de manera más eficiente la varianza en la variable de respuesta.

La regresión por mínimos cuadrados parciales se puede expresar algebraicamente como:

$$X = TP' + E_X \quad (2a)$$

$$Y = UQ' + E_Y \quad (2b)$$

Sea $k \leq \min \{ N, M, K \}$ el número de variables a determinar:

1. Las matrices $T_{N \times k}$ y $U_{N \times k}$ son componentes de X y Y . Además, T y U son combinaciones lineales de X y Y .
2. Las matrices $P_{M \times k}$ y $QM_{k \times k}$ son las matrices de cargas de X y Y .
3. E_X y E_Y son las matrices residuales de X y Y .

Una vez que se han seleccionado las variables, estas se utilizan para construir un factor dinámico.

4.1.3. PCA

Técnica que permite reducir N variables predictoras en una cantidad menor de las construidas como combinaciones lineales de las originales.

Sea $X_t = (X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{N,t})$ con $1 \leq t \leq T$, el conjunto de N variables predictoras, las cuales han sido estandarizadas utilizando su media y desviación estándar. Se consideran N combinaciones lineales de X_t como:

$$\begin{aligned} PC_{1,t} &= w_1 X_t = \sum_{k=1}^N w_{k,1} x_{k,t} \\ &\vdots \\ PC_{N,t} &= w_p X_t = \sum_{k=1}^N w_{k,N} x_{k,t} \end{aligned} \quad (3)$$

lo que resulta en N variables a las que se les llama componentes principales de X . A los coeficientes W_k ($1 \leq k \leq N$) se les conoce como cargas (o *loadings*) porque determinan qué tanto contribuye la variable x_{it} para describir a cada uno de los componentes. El PCA satisface tres condiciones: i) cada uno de los componentes principales tiene la mayor varianza posible, ii) la correlación entre cada uno de estos es igual a 0 y iii) cada una de las cargas tiene norma igual a 1.

Una vez que se ha estimado el componente principal, este se incorpora en el modelo de regresión con errores ARMA.

4.1.4. DFM

Introducido por Geweke (1977), Sargent y Sims (1977), y desarrollado para variables económicas por Watson y Engle (1983), Stock y Watson (1988) y Giannone *et al.* (2008). El DFM expresa al vector X_t de variables observadas como un conjunto de factores no observados o latentes y un término idiosincrático de media 0, donde los primeros están por lo general correlacionados de manera serial (Stock y Watson, 2016). En ellos se recopila información acerca de un conjunto amplio de variables para obtener los factores comunes que explican la varianza de estas, generalmente por el procedimiento de Onatsky (2010), y utilizándolos como regresores para predecir en tiempo real la tasa de crecimiento de la variable objetivo.

Sea $X_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{N,t})$, con $i \leq n$, el conjunto de N variables predictoras observadas que satisfacen el supuesto de estacionariedad débil. La especificación general del Modelo de Factores Dinámicos es:

$$X_t = Af_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$f_t = \sum_{i=1}^p A_i f_{t-1} + Bu_t, \quad u_t \sim i.i.d.N(0, I_q) \quad (5)$$

donde A es la matriz de cargas y su i -ésima entrada es la carga de la serie X_{it} . La segunda ecuación impone una estructura de proceso $Var(p)$ para los factores f_t . Tanto como ε_t son u_t son normales y se asume que no están correlacionados para ningún rezago, es decir, $E[\varepsilon_t, u_{t-k}] = 0$, para todo k . Por su parte, B es la matriz $[I_q, 0_{q \times (r-q)}]'$, que hace que el modelo dependa de un subconjunto de r factores en vez de los q iniciales y , de esta manera, evitar sobreajuste. En el caso en que el término idiosincrático esté correlacionado de manera serial, el modelo no está completamente especificado, por lo cual se supone que cada ε_{it} sigue una autorregresión univariada mediante la siguiente:

$$\varepsilon_{it} = \delta_i(L) \varepsilon_{it-1} + v_{it} \quad (6)$$

donde v_{it} no está serialmente correlacionado.

4.1.5. DFM2S

En el primer paso, los estimadores preliminares de los factores y los parámetros del modelo se calculan a partir de un análisis de componentes principales. En el segundo, se tiene en cuenta la heterocedasticidad de los componentes idiosincráticos: la dinámica de los factores comunes. Los valores verdaderos de los parámetros ahora se reemplazan por sus estimaciones, y la dinámica de los factores se calcula a partir de las aproximaciones preliminares asociadas de estos. Una vez estimado el componente principal, este se incorpora en el modelo de regresión con errores ARMA.

4.2. Modelos para el *nowcasting* del Consumo Privado

4.2.1. Modelos de regresión lineal con penalización

Ridge

Esta añade una penalización sobre la suma de los parámetros de la regresión al cuadrado (Hoerl, 1970). Los coeficientes de *Ridge* son aquellos que minimizan:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 - \lambda \sum_{j=1}^N \beta_j^2 \quad (7)$$

donde $\lambda \geq 0$ es un parámetro de ajuste que se determina de forma separada. Cuando $\lambda = 0$, el término de penalización, $\lambda \sum_{j=1}^N \beta_j^2$, no tiene efecto y *Ridge* se reduce a regresión lineal por mínimos cuadrados. Sin embargo, cuando λ tiende al infinito, el impacto de la penalización crece y los coeficientes estimados se aproximan a 0. A diferencia de los mínimos cuadrados, que solo generan una única estimación, *Ridge* produce una $\hat{\beta}_\lambda^R$ para cada λ , por lo que la selección adecuada de λ es crucial para obtener una buena estimación, lo cual se logra mediante la validación cruzada o al elegir el valor que minimice el error de predicción en un conjunto de datos de prueba independiente.

Elastic Net (Red Elástica)

Esta regresión, desarrollada por Lever *et al.* (2016) y Zou y Hastie (2005), supera algunas de las limitaciones de *Lasso* y, al mismo tiempo, aprovecha las bondades de *Ridge*, dando como resultado una combinación de ambas regresiones.

En este caso, los coeficientes $\hat{\beta}_\lambda^{Elastic\ Net}$ son aquellos que minimizan:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 - \lambda_1 \sum_{j=1}^N |\beta_j| - \lambda_2 \sum_{j=1}^N \beta_j^2 \quad (8)$$

o, equivalentemente, con $\alpha = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$ y $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$.

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 - \lambda \left(\alpha \sum_{j=1}^N |\beta_j| - (1-\alpha) \sum_{j=1}^N \beta_j^2 \right) \quad (9)$$

El grado en que influye cada una de las penalizaciones está controlada por el parámetro α , que está comprendido en el intervalo (0, 1). Nótese que si $\alpha = 0$, es una regresión *Ridge* y si $\alpha = 1$, es una *Lasso*. La determinación del parámetro λ se realizó a través de la validación cruzada de ventana móvil.

4.2.2. Modelos de regresión con errores ARMA

Se utilizan tres tipos de estos modelos y_t para definidos de la siguiente manera:

$$y_t = \beta_{x_t} + \frac{\theta(L)}{\varphi(L)} z_t \quad (10)$$

donde x_t es una variable predictora que está construida a partir de los métodos de reducción de variables utilizados (componentes principales y factores dinámicos), por lo que difiere para cada modelo; β , su coeficiente; y z_t , un proceso de ruido blanco.

4.2.3. DHFM

Si un panel de datos se puede organizar en bloques utilizando información *a priori*, entonces la variación entre estos y dentro de los mismos en los datos puede ser capturada por el marco del

Modelo de Factor Dinámico Jerárquico. Cada bloque se puede dividir en subbloques para llegar a un modelo multinivel. Su característica principal es que las ecuaciones de transición para los factores en cada nivel tienen intersecciones variables en el tiempo, las cuales dependen de los factores en el siguiente nivel superior. Dichas ecuaciones fueron consideradas por Gamerman y Mignon (1993).

La serie i , en un bloque b , en cada momento t es:

$$X_{ibt} = \lambda_{g_{ib}}(L) g_{bt} + e_{X_{ibt}} \quad (11)$$

$$g_{bt} = A_{f_b}(L) f_t + e_{g_{bt}} \quad (12)$$

$$\Phi(L) f_t = u_t \quad (13)$$

donde la variable X_{ibt} dentro de un bloque b está correlacionada debido a los factores comunes f_t o los choques específicos del bloque $e_{g_{bt}}$, pero las correlaciones entre bloques solo son posibles a través de f_t , mientras que $\lambda_{g_{ib}}(L)$ y $\Phi(L)$ son rezagos distribuidos de cargas en g_{bt} y en f_t respectivamente, y A_{f_b} es una matriz triangular inferior con unos en su diagonal. Algunas de las X_{it} pueden no pertenecer a un bloque y podrían verse afectados los factores comunes de manera directa. Además, se puede permitir que los componentes idiosincrásicos sigan procesos autorregresivos estacionarios:

$$\Phi_{X_{ib}}(L) e_{X_{ibt}} = \varepsilon_{X_{ibt}} \quad (14)$$

$$\Phi_{g_b}(L) e_{g_{bt}} = \varepsilon_{g_{bt}} \quad (15)$$

Este modelo es especialmente útil para monitorear en tiempo real la actividad económica, ya que se filtra el ruido en la medida que llegan datos de forma escalonada. La organización en bloques se realiza utilizando la fecha de publicación de los datos.

4.2.4. Modelos MIDAS

En línea con el objetivo de este trabajo, se buscó estimar con base en la información de los montos operados a través de tarjetas de crédito y débito disponible en los sistemas de pago de bajo valor

de BANXICO. Debido a que esta se encuentra en frecuencia diaria, en lugar de sincronizar los datos de los montos de tarjetas con los del CP agregándolos temporalmente a una frecuencia mensual, se utiliza un enfoque de regresión de muestreo de datos mixtos para solucionar este problema.

La regresión MIDAS (Ghysels *et al.*, 2004, 2007) es una técnica de estimación que permite que los datos muestreados a diferentes frecuencias se utilicen en la misma regresión, la cual permite la estimación de ecuaciones que explican una variable dependiente de baja frecuencia por variables de alta y sus rezagos, de una manera parsimoniosa y flexible.

MIDAS con Monto Total

Siguiendo el estudio referido de Ghysels *et al.* (2004, 2007), el modelo MIDAS considera al Consumo Privado como variable dependiente y conceptualiza algunas de las variables tradicionales mostradas en el cuadro 1 como independientes y el monto total operado a través de tarjetas de crédito y débito como variable independiente de alta frecuencia.

Sea Y_t^M el Consumo Privado y $X_{m,t}^D$ el monto operado en tarjetas; donde M representa la frecuencia mensual; D , la diaria; y m , el número de transacciones diarias en el mes. Un pronóstico del CP en h periodos en el futuro ha de seguir la forma:

$$\begin{aligned}
 Y_{t+h}^{M,h} &= \mu^h + \sum_{j=0}^{p_Y^M-1} \rho_{j+1}^h Y_{t-j}^M \\
 &+ \beta^h \sum_{j=0}^{q_X^D-1} \sum_{i=0}^{m-1} w_{i+j*m}^{\theta^h} X_{m-1,t-j}^D \\
 &+ \varepsilon_{t+h}^h \quad (16)
 \end{aligned}$$

Este modelo tiene una constante, el tradicional término AR con p_Y^M rezagos mensuales de la variable dependiente Y_t^M y un término que incorpora q_X^D veces m rezagos diarios para la variable independiente. El término que multiplica a la variable diaria $w_{i+j*m}^{\theta^h}$ merece una atención especial; es el esquema de ponderación que reducirá el número

de parámetros a estimar y conducirá a un modelo más parsimonioso en lugar de tener que calcular un coeficiente para cada rezago de alta frecuencia.

Para evitar la proliferación de parámetros, la regresión MIDAS utiliza métodos de ponderación de los coeficientes rezagados para imponer restricciones en la ponderación de la agregación temporal. Lo anterior permite reducir el número de parámetros a estimar, independientemente de la cantidad de rezagos utilizados en el Modelo. Como señalan Ghysels *et al.* (2004, 2007), existen varios esquemas de ponderación que son útiles para reducir el número de parámetros a estimar; entre estos se incluye: la función de probabilidad Beta normalizada, el polinomio de retardo de Almon y el de Almon exponencial normalizado, las funciones escalonadas y el MIDAS no restringido.

MIDAS con un Factor Estático

Una segunda propuesta metodológica se refiere al modelo MIDAS aumentado con selección de variables. Como se mencionó en la sección 4.1.1, se utiliza la regresión *Lasso* con el objetivo de reducir el número de variables que integran el monto total operado por tarjetas; posteriormente, con aquellas que se han elegido, se construye un factor estático, lo que en suma es una combinación de lo planteado en la sección anterior. El Factor Estático (FE) es una combinación lineal de las variables determinadas por medio de la regresión *Lasso* que explica la mayor cantidad posible de la varianza total de los datos. La expresión algebraica para un FE puede escribirse como $F = XA$, donde F es el factor; X , la matriz de variables originales; y A , la matriz de cargas factoriales.

Este esfuerzo por combinar la selección de variables y la regresión MIDAS se debe a que, de acuerdo con Marsilli (2014), una elección adecuada de variables explicativas, independientemente de sus frecuencias de muestreo, tiene un impacto importante en el rendimiento del método de pronóstico. De esta manera, hacerlo en frecuencias mixtas se basa en la idea de que el uso de predictores bien

depurados ayuda a mejorar de forma significativa la calidad de las estimaciones.

Así, es posible formalizar el Modelo de la siguiente manera: sea Y_t^M el Consumo Privado y $F_{m,t}^D$ el factor de los montos operados en tarjetas; donde M representa la frecuencia mensual; D , la frecuencia diaria; y m , el número de observaciones diarias en el mes. Un pronóstico del CP en h periodos en el futuro adopta la estructura:

$$Y_{t+h}^{M,h} = \mu^h + \sum_{j=0}^{p_Y^{M-1}} \rho_{j+1}^h Y_{t-j}^M + \beta^h \sum_{j=0}^{q_F^{D-1}} \sum_{i=0}^{m-1} W_{i+j*m}^{\theta^h} F_{m-1,t-j}^D + \varepsilon_{t+h}^h \quad (17)$$

donde $F_{m-1,t-j}^D$ corresponde al factor de alta frecuencia que explica la mayor variación de todo el conjunto de variables en el que se desglosan los montos operados.

5. Resultados

Para los modelos de penalización, *Ridge* y *Elastic Net*, se seleccionó un subconjunto de variables del cuadro 1, de manera que se conservara la mayor cantidad de información distinta entre ellas y la elección fuese lo más adecuada posible. Posteriormente, para cada modelo, se determinó la λ óptima y, con ello, se ponderó cada variable. Para ambos, se utilizó la validación cruzada de ventana móvil y varias iteraciones para refinar el parámetro λ . Por último, una vez determinados los parámetros α y λ , la estimación de β para *Ridge* y *Elastic Net* se realizó mediante el Método de Máxima Verosimilitud Penalizada a través de técnicas de optimización convexa (Friedman *et al.*, 2010).

Para el caso de los modelos de regresión con errores ARMA, se construyeron tres a partir de la generación de tres variables explicativas diferentes obtenidas con las metodologías de reducción de dimensionalidad (uno con un componente principal, uno con factor dinámico y otro más con factor dinámico en dos etapas), obteniendo ARMA_PCA,

ARMA_DFM y ARMA_DFM2S. La identificación de los valores de p y q se realizó con base en el criterio de información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés).

Por su parte, para la estimación del DHFM, se inició con un panel balanceado con las variables del cuadro 1. Estas se organizan utilizando datos previos sobre su estructura en tres bloques de información, variando la clasificación de cada una de las variables de manera que se logre el mejor ajuste en cada mes. Cabe señalar que este modelo utilizó la información disponible en el Índice de Movilidad de *Google* con el objetivo de modelar el impacto en el Consumo Privado que provocaron las medidas de contención de movilidad implementadas durante la contingencia por COVID-19 en México, a la cual se le estableció un valor constante de 100 al periodo anterior a la pandemia.

Respecto a los modelos MIDAS, se realizó la estimación usando la variable de monto total operado en tarjetas y el factor estático construido a partir de las variables que componen al monto total, por lo que se obtienen los MIDAS_MT y MIDAS_FE, respectivamente. Como se mencionó en la sección 4, se consideraron diferentes funciones de ponderación para los modelos MIDAS. En el caso del MIDAS_MT, las Beta y Almon se desempeñaron de manera consistente, mientras que el rendimiento de la función escalonada fue más errático. Sin embargo, fue la ponderación de Almon la sobresaliente en comparación con el resto al presentar menores errores de predicción. Para el caso de MIDAS_FE, se observó que los resultados varían de forma mínima entre funciones de ponderación empleadas. No obstante, el modelo que se destacó del resto fue el que se ajustó con la función Almon exponencial. El número de rezagos óptimos para ambos MIDAS fue seleccionado con base en el SIC.

5.1. Estimaciones oportunas del CP dentro de la muestra

Para evaluar el desempeño relativo de los ocho modelos de *nowcasting* y generar estimaciones

oportunas del Consumo Privado, se realizó un ejercicio de cálculo recursivo dentro de la muestra permitiendo agregar una nueva observación cada nuevo mes a estimar. El periodo de evaluación dentro de esta abarca desde enero del 2019 hasta julio del 2021, lo que corresponde a 31 meses estimados. Siguiendo la literatura relacionada, se considera como referencia el Modelo Autorregresivo Integrado de Media Móvil Estacional (SARIMA).

Para la evaluación de las estimaciones dentro de la muestra, los ocho modelos antes mencionados se estiman y prueban empíricamente con el fin de evaluar su desempeño para estimar valores conocidos del Consumo Privado. Siguiendo la sugerencia de Kennedy (2008) sobre cómo la combinación de pronósticos de diferentes modelos produce, en general, un mejor pronóstico, se aplicó un cálculo de promedio ponderado con pesos iguales, también se tomó la mediana de los ocho modelos para mejorar la precisión de los resultados, los cuales se consideran como estimaciones adicionales.

Para evaluar la capacidad predictiva de cada modelo, se utilizó la prueba Diebold-Mariano bajo el enfoque de Harvey-Leybourne-Newbold (HLN) para muestras pequeñas (Harvey *et al.*, 1997). Adi-

cionalmente, se utilizan los índices estadísticos MAE y RMSE como criterio de evaluación de los modelos de *nowcasting* del Consumo Privado.

El cuadro 2 resume los valores p obtenidos por la prueba Diebold-Mariano respecto al SARIMA, el cual sirve para contrastar los resultados de la prueba, que muestran que se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5 % de igual desempeño para ARMA_DFM, ARMA_DFM2S y MIDAS_FE, mientras que el resto de los modelos tienen un desempeño similar en términos de su capacidad predictiva, ya que no existe suficiente evidencia para afirmar que uno es significativamente mejor que el otro, según la prueba HLN. Es importante señalar que las estimaciones generadas por el promedio y la mediana mostraron mejor desempeño que cualquier otro modelo de *nowcasting* en cada uno de los criterios de evaluación. En particular, el resultado obtenido a través del promedio de los ocho modelos registra un error absoluto medio más pequeño (MAE = 0.62) frente al del de referencia (MAE = 2.92). Mientras tanto, al observar la gráfica 1, los intervalos a 95 % de confianza, obtenidos para las estimaciones dentro de la muestra, lograron capturar 94 % de las variaciones anuales observadas del CP, esto es, 29 de los 31 meses. Con

Cuadro 2

Prueba Diebold-Mariano (enero del 2019-julio del 2021)

	Diebold-Mariano (HLN)	MAE	RMSE
SARIMA		2.92	5.04
ARMA_PCA	0.00	0.97	1.19
ARMA_DFM	0.45	1.07	1.27
ARMA_DFM2S	0.41	1.00	1.24
DHFM	0.00	1.44	1.73
ELASTIC NET	0.02	0.90	1.23
RIDGE	0.01	0.95	1.18
MIDAS_MT	0.00	1.09	1.30
MIDAS_FE	0.27	0.89	1.17
MEDIANA	0.00	0.75	0.89
PROMEDIO	0.00	0.62	0.81

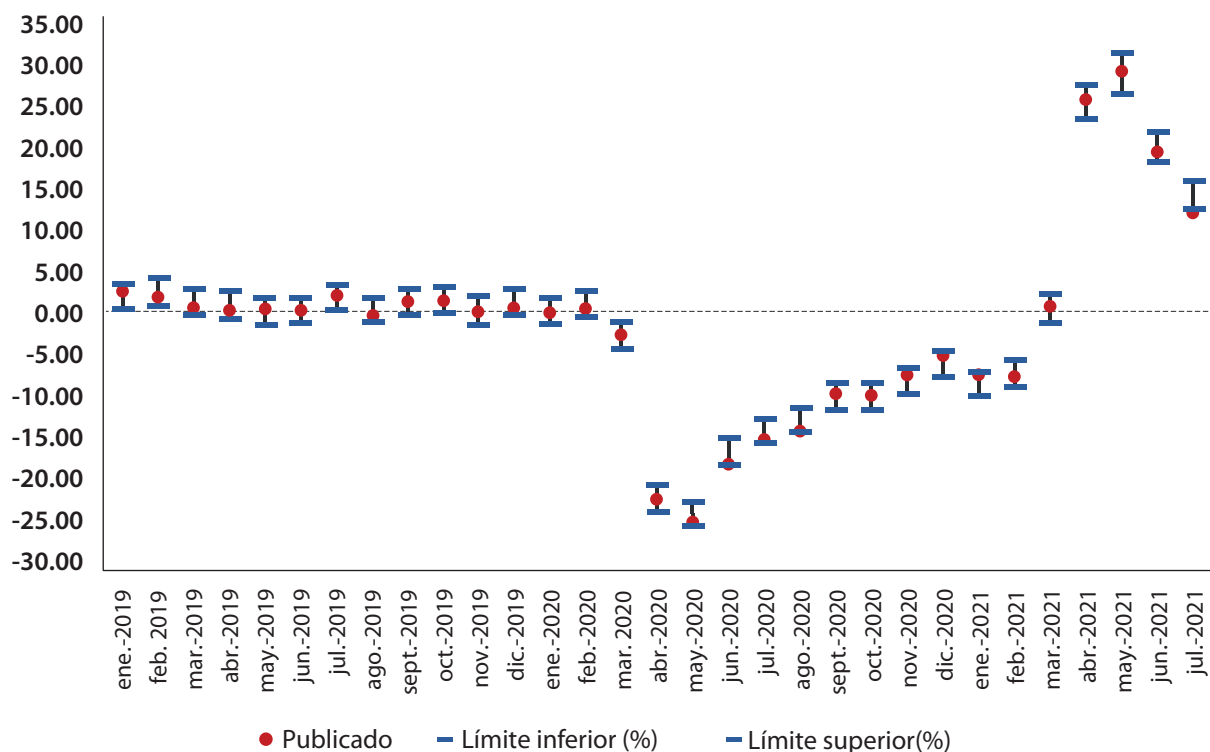
Hipótesis nula: las diferencias observadas entre el desempeño de los modelos no son significativas.

Hipótesis alternativa: las diferencias observadas entre el desempeño de los modelos son significativas.

Gráfica 1

Estimación oportuna del Consumo Privado, intervalos de confianza

(variaciones % respecto al mismo mes del año anterior, cifras originales)



base en estos resultados, se concluye que el promedio de los ocho modelos evaluados es estadísticamente superior para la estimación anticipada del Consumo Privado en comparación con la selección de solo uno de ellos.

5.2 Nowcasting del Consumo Privado en tiempo real (fuera de la muestra)

De acuerdo con los resultados obtenidos de la evaluación dentro de la muestra en la sección anterior, se verifica que el enfoque de combinación de pronósticos, a partir del promedio simple de los ocho modelos, provee resultados más precisos del Consumo Privado que el resto de los modelos individuales analizados. Por lo tanto, se realizaron estimaciones en tiempo real para el periodo comprendido entre agosto y diciembre del 2021. Es importante señalar que todos los resultados en esta

sección se basaron en una fecha de corte actualizada del CP hasta diciembre del año en mención. Esta consideración resulta relevante debido a que el INEGI realiza revisiones periódicas de sus indicadores mensuales.

El cuadro 3 presenta los pronósticos en tiempo real del Consumo Privado en variaciones anuales originales para los últimos cinco meses del 2021, así como sus intervalos a un nivel de confianza de 95 por ciento. Para los resultados en cifras originales, se sigue el enfoque mencionado anteriormente: para cada mes se obtienen los pronósticos de los ocho modelos descritos en secciones anteriores y, después, se promedian. Debido a que los residuos de todos los modelos presentan ruido blanco y una distribución normal (ver Anexo), el intervalo de confianza para cada uno está dado por:

$$\hat{y}_i \pm t_{\alpha/2} SE(\hat{y}_i) \tag{18}$$

Posteriormente, los ocho pares de intervalos se promedian para obtener los intervalos a 95 % de confianza de la estimación oportuna.

El cuadro 4 muestra la estimación oportuna, pero en variaciones anuales ajustadas por estacionalidad. Para los resultados en cifras desestacionalizadas, se emplea el mismo procedimiento utilizado por el INEGI para el IMCPMI. En este sentido, se realiza con el paquete estadístico X-13ARIMA-SEATS aplicando la metodología de promedios móviles y modelos RegARIMA. La especificación del ajuste estacional puede cambiar conforme se van incluyendo nuevas observaciones, por lo que los parámetros de este son reestimados, actualizando de esta forma la serie desestacionalizada.

La estimación oportuna de las variaciones anuales del Consumo Privado obtenidas para los últimos cinco meses del 2021 responde a la baja base de comparación en relación con el 2020 que

resultó de las distorsiones en los patrones de consumo provocadas por la pandemia de COVID-19. De acuerdo con las estimaciones oportunas del CP en cifras desestacionalizadas presentadas en el cuadro 4, se experimentó una recuperación durante los últimos cinco meses del 2021, ya que agosto, septiembre, octubre, noviembre y diciembre arrojaron variaciones anuales moderadas de 10.71, 7.29, 8.32, 5.55 y 6.79 %, respectivamente, lo que se tradujo en crecimientos mensuales (0.04, 0.03, 1.47, 0.60 y 1.16 %, en ese mismo orden). Lo anterior, indica que el Consumo Privado se vio favorecido por una mayor apertura de actividades económicas y un relajamiento de las restricciones a la movilidad de las personas por la tendencia descendente del número de contagios por COVID-19, la recuperación del empleo y la mayor llegada de remesas familiares.

Si bien la recuperación del Consumo Privado a finales del 2021 exhibe señales del fortalecimiento

Cuadro 3

Nowcasting del Consumo Privado en cifras originales
(variaciones porcentuales respecto al mismo mes del año anterior)

Fecha	Observado	Estimación oportuna*	Intervalo de confianza a 95 %	
			Límite inferior (%)	Límite superior (%)
Ago. 2021	10.47	11.27	9.13	12.96
Sept. 2021	7.97	7.17	5.58	8.88
Oct. 2021	5.70	7.26	5.76	8.81
Nov. 2021	7.41	6.97	5.24	8.30
Dic. 2021	7.73	6.96	5.38	8.42

* Promedio de los ocho modelos evaluados en la subsección anterior.

Cuadro 4

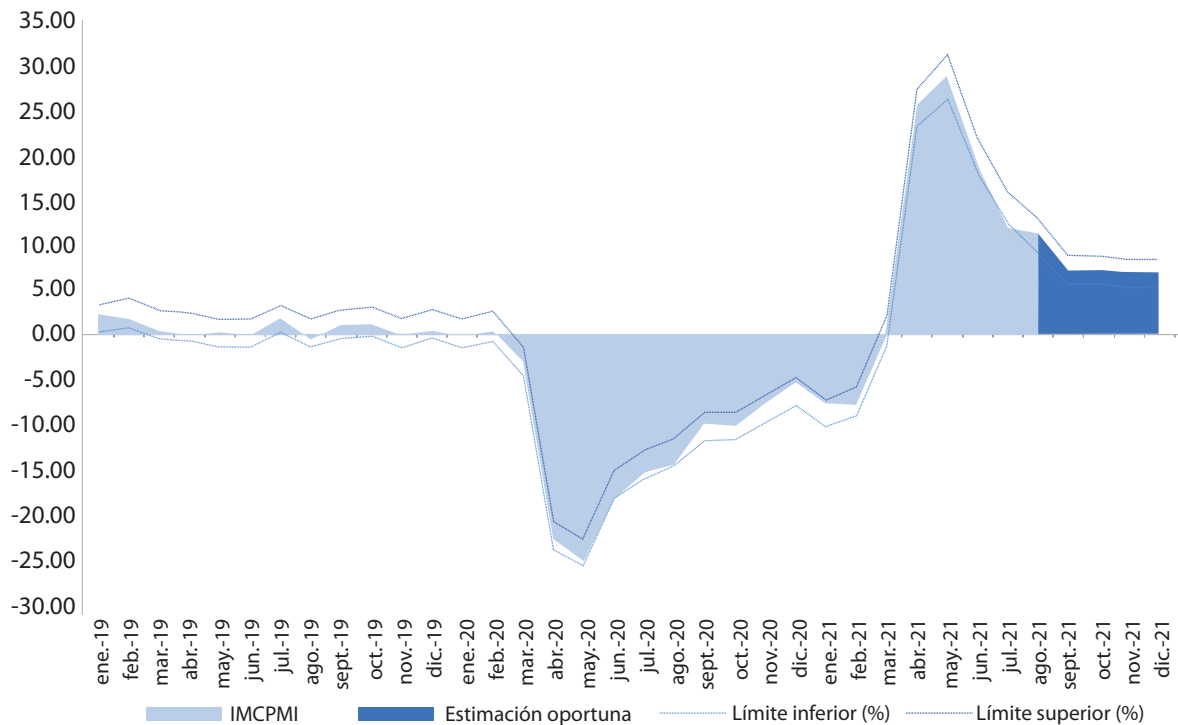
Nowcasting del Consumo Privado en cifras desestacionalizadas
(variaciones porcentuales respecto al mismo mes del año anterior)

Fecha	Observado	Estimación oportuna*	Intervalo de confianza a 95 %	
			Límite inferior (%)	Límite superior (%)
Ago. 2021	9.89	10.71	8.65	12.30
Sept. 2021	8.10	7.29	5.75	8.91
Oct. 2021	6.89	8.32	6.89	9.82
Nov. 2021	6.09	5.55	3.96	6.75
Dic. 2021	7.47	6.79	5.38	8.07

* Promedio de los ocho modelos evaluados en la subsección anterior.

Gráfica 2

Estimación oportuna del Consumo Privado con intervalos de confianza (variaciones porcentuales respecto al mismo mes del año anterior, cifras originales)



de la demanda interna, al comparar los resultados para diciembre del 2021 con el nivel en enero del 2020, previo al inicio de la pandemia en el país, se observa que el consumo todavía se encontraba rezagado en poco más de un punto porcentual. Con esto se concluye que en el 2021 no se logró una recuperación completa para este indicador.

Por último, en la gráfica 2 se muestran las estimaciones oportunas correspondientes a los últimos cinco meses del 2021 (sombreado con azul oscuro) y sus intervalos de confianza a 95 % para cada mes (líneas punteadas).

6. Conclusiones

Este trabajo busca generar estimaciones mensuales del Consumo Privado en México con el objetivo de tener información oportuna acerca del componente más grande de la Demanda Agregada. En línea con dicho objetivo se evalúan los resultados de

los ocho modelos de *nowcasting* para un periodo dentro de la muestra comprendido entre enero del 2019 y julio del 2021 con el fin de compararlos frente a valores publicados del IMCPMI. Siguiendo a la literatura, se incluye un modelo SARIMA a manera de referencia.

Cabe destacar que el periodo de evaluación dentro de la muestra contempla la emergencia sanitaria por COVID-19, lo cual constituye un desafío para los pronósticos que pone a prueba el contenido informativo de las variables utilizadas, así como la capacidad predictiva de cada modelo en un contexto de volatilidad en la economía mexicana.

Previo a la estimación, se priorizó el uso de variables correlacionadas de manera teórica y estadística con el Consumo Privado, las cuales se caracterizan por estar relacionadas con el gasto en bienes y servicios de consumo de los hogares, mientras que se aprovecha la información disponible en otro conjunto de variables no tradicionales y

de alta frecuencia, como los montos operados con tarjetas y el Índice de Movilidad de *Google*.

Debido a que este documento analiza el uso de diferentes modelos de *nowcasting* con el objetivo de aprovechar la información que está altamente correlacionada con el Consumo Privado en México, se emplearon técnicas de selección de variables (*Lasso* y PLSR), reducción de dimensionalidad (componentes principales y factores dinámicos y estáticos), información de alta frecuencia (montos operados con tarjetas e Índice de Movilidad de *Google*), además de combinación de pronósticos.

Los modelos evaluados en este trabajo fueron: tres regresiones con errores ARMA —el primero con un componente principal con selección *Lasso* (ARMA_PCA), el segundo con un factor dinámico de dos etapas con selección *Lasso* (ARMA_DFM2S) y el tercero con un factor dinámico con selección por mínimos cuadrados parciales (ARMA_DFM)—, dos de regresión lineal con penalización (*Elastic Net* y *Ridge*), dos de regresión de muestreo de datos mixtos (MIDAS_MT y MIDAS_FE) y, por último, un DHFM.

Los resultados de la prueba Diebold-Mariano indican que los modelos que generan menores criterios de evaluación son ARMA_PCA, *Ridge* y MIDAS_FE. Asimismo, se encontró que la combinación de los pronósticos de los ocho modelos evaluados, a partir del promedio simple, ayudó a reducir significativamente los estadísticos de error de predicción MAE y RMSE frente a la alternativa de solo quedarse con un único modelo. Con base en estos resultados, se concluye que el promedio de los ocho modelos, en relación con las metodologías aplicadas, es el mejor enfoque para generar estimaciones oportunas mensuales del Consumo Privado.

Finalmente, se realiza un ejercicio de pronósticos en tiempo real del Consumo Privado para el periodo comprendido entre agosto y diciembre del 2021. En general, los resultados obtenidos para el análisis demostraron ser robustos y el poder predictivo acertado. De esta manera, se advierte que

la metodología presentada en este documento ofrece estimaciones oportunas, precisas y confiables del CP un mes antes de la publicación oficial del INEGI, incluso en una economía emergente durante periodos volátiles e inciertos, como la crisis sanitaria por COVID-19.

Fuentes

- Australian Bureau of Statistics (ABS). "When it's not business-as-usual: Implications for ABS time series", en: *Australian Economic Indicators*; Australian Bureau of Statistics. Australia, 2009, pp. 3-13. (DE): [https://www.ausstats.abs.gov.au/ausstats/subscriber.nsf/0/CC2B096CCBE87B91CA257603001AAC8F/\\$File/13500_aug%202009.pdf](https://www.ausstats.abs.gov.au/ausstats/subscriber.nsf/0/CC2B096CCBE87B91CA257603001AAC8F/$File/13500_aug%202009.pdf).
- Campos-Vázquez, R. M. y G. Esquivel. "Niveles y patrones de consumo en la era del COVID-19", en: *Revista Nexos en Línea*. 2020 (DE) <https://www.nexos.com.mx/?p=48034>.
- Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV). *Encuesta Nacional de Inclusión Financiera (ENIF) 2021: Reporte de resultados*. 2022 (DE) bit.ly/ENIFCNBV.
- Corona, F., G. González-Farías y J. López-Pérez. *A nowcasting approach to generate timely estimates of Mexican economic activity: An application to the period of COVID-19*. 2020 (DE) arXiv preprint arXiv:2101.10383.
- Corona, F., J. López-Pérez y P. Orraca. "Estimaciones oportunas para algunas variables relevantes de la coyuntura económica de México: implicaciones de corto plazo", en: *Realidad, Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía*. 12(3), México, 2021, pp. 28-49.
- Doz, C. y P. Fuleky. "Dynamic Factor Models", en: *Macroeconomic forecasting in the era of big data*. 2020, pp. 27-64.
- Duarte, C., P. M. Rodrigues y A. Rua. "A mixed frequency approach to the forecasting of private consumption with ATM/POS data", en: *International Journal of Forecasting*. 33(1), Portugal, 2017, pp. 61-75.
- Eickmeier, S. y T. Ng. "Forecasting national activity using lots of international predictors: An application to New Zealand", en: *International Journal of Forecasting*. 27(2), Nueva Zelanda, 2011, pp. 496-511.
- Esteves, P. *Are ATM/POS data relevant when nowcasting private consumption?* Working Papers w200925. Banco de Portugal, Economics and Research Department, 2009.
- Friedman, J., T. Hastie y R. Tibshirani. "Regularization Paths for Generalized Linear Models", en: *Journal of Statistical Software*. 33(1), 2010, pp. 1-22.
- Galbraith, J. y G. Tkacz. "Electronic transactions as high-frequency indicators of economic activity", en: *Staff Working Papers*. 7(58), Bank of Canada, 2007.
- Gálvez-Soriano, O. D. J. "Nowcasting Mexico's quarterly GDP using factor models and bridge equations", en: *Estudios Económicos*. 35(2), 2020, pp. 213-265.

- Gálvez-Soriano, O. D. J., M. Ramírez-Loyola y D. Vega Valdivia. "Informalidad, pobreza y consumo en México: Evidencia empírica entre 1993 y 2019", en: *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*. 17(2), 2022.
- Gamerman, D. y H. S. Mignon. "Dynamic Hierarchical Models", en: *Journal of Royal Statistical Society Series B55*. 1993, pp. 629-642.
- Geweke, J. "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series Models Latent Variables", en: *Socioeconomic Models*. North Holland, 1977, pp. 365-83.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara y R. Valkanov. "The MIDAS touch: Mixed data sampling regression models", en: *University of North Carolina and UCLA*. Discussion Paper. 2004.
- Ghysels, E., A. Sinko y R. Valkanov. "MIDAS Regressions: Further Results and New Directions", en: *Econometric Reviews*. 26(1), 2007, pp. 53-90.
- Giannone, D., L. Reichlin y D. Small. "Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data", en: *Journal of Monetary Economics*. 2008, pp. 665-676.
- Gil, M., J. J. Pérez, A. J. Sánchez Fuentes y A. Urtasun. *Nowcasting private consumption: traditional indicators, uncertainty measures, credit cards and some internet data*. Working Paper No. 1842. Banco de España, 2018.
- Guidetti, E., G. Gyomai y F. Spinelli. "Is it necessary to seasonally adjust business and consumer confidence series?", en: *Leading Indicators draft OCDE*. 2009 (DE) <https://www.oecd.org/sdd/leading-indicators/43858762.pdf>.
- Harvey, D., S. Leybourne y P. Newbold. "Testing the equality of prediction mean squared errors", en: *International Journal of forecasting*. 13(2), 1997, pp. 281-291.
- Hoerl, A. "Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems", en: *Technometrics*. 12(1), 1970, pp. 55-67.
- Jallath, E. y J. Negrín. *Evolución y estructura de los medios de pago distintos al efectivo en México*. BANXICO, 2021 (DE) DOI:10.36095/banxico/di.2001.04.
- Kennedy, P. *A guide to econometrics*. John Wiley & Sons, 2008.
- Lever, J., M. Krzywinski y N. Altman. "Regularization", en: *Nat Methods*. 13(10), 2016, pp. 803-805.
- Marsilli, C. "Mixed-Frequency Modeling and Economic Forecasting", en: *Université de Franche-Comté*. 2014.
- Moench, E. "Dynamic Hierarchical Factor Models", en: *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*. 412, 2009.
- Ollech, D. "Seasonal Adjustment of Daily Time Series", en: *Journal of Time Series Econometrics*. 13(2), 2021, pp. 235-264 (DE) <https://doi.org/10.1515/jtse-2020-0028>.
- Onatsky, A. "Determining the number of factors from empirical distribution of eigenvalues", en: *The Review of Economics and Statistics*. 92(4), 2010, pp. 1004-1016.
- Sargent, T. y C. Sims. "Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory", en: *New methods in business cycle research*. 1977, pp. 145-168.
- Stock, J. y M. Watson. *A Probability Model of the Coincident Economic Indicators*. 1988. _____ "Macroeconomic forecasting using diffusion indexes", en: *Journal of Business & Economic Statistics*. 20(2), 2002, pp. 147-162. _____ "Factor Models and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics", en: *Taylor, J. y H. Uhlig* (eds.). *Handbook of Macroeconomics 2*. Elsevier, 2016.
- Tibshirani, R. "Regression shrinkage and selection via the Lasso", en: *Journal of the Royal Statistical Society*. 58(1), 1996, pp. 267-288.
- Verbaan, R., W. Bolt y C. van der Crujisen. *Using debit card payments data for nowcasting Dutch household consumption*. Nederlandsche Bank Working Paper No. 571. 2017.
- Watson, M. W. y R. F. Engle. "Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, mimic and varying coefficient regression models", en: *Journal of Econometrics*. 23(3), 1983, pp. 385-400.
- Wold, Herman. "Path models with latent variables: The NIPALS approach", en: *Quantitative sociology*. Academic Press, 1975, pp. 307-357.
- Zou, H. y T. Hastie. "Regularization and variable selection via the Ridge", en: *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*. 67(2), 2005, pp. 301-320.

Anexo

Apartado A

Continúa

Matriz de correlaciones de las variables

ID variable	Coefficiente de correlación lineal con el Consumo Privado	Prueba de causalidad en sentido de Granger con el Consumo Privado	ID variable	Coefficiente de correlación lineal con el Consumo Privado	Prueba de causalidad en sentido de Granger con el Consumo Privado
CONSUMO PRIVADO	1.00	1.00	IMP_BIN	0.65***	3.11**
ANTAD	0.43***	2.82**	IMSS	0.40***	3.09***
ASA	0.86***	4.15***	IPB51100N	0.57***	3.46**
CARTERA_CREDITO	0.34**	3.49***	IPM	0.71***	2.93**

Matriz de correlaciones de las variables

ID variable	Coefficiente de correlación lineal con el Consumo Privado	Prueba de causalidad en sentido de Granger con el Consumo Privado	ID variable	Coefficiente de correlación lineal con el Consumo Privado	Prueba de causalidad en sentido de Granger con el Consumo Privado
CFE_CRE	0.35**	3.20**	ITCR	-0.45***	8.77***
CUARTOS	0.82***	3.17***	RAIAVL_P	0.72***	2.99**
DIESEL	0.60***	2.93**	REM_M	0.47***	3.50***
ENOEPEA	0.73***	2.84**	TIIE	0.45***	4.45***
ENOE_PO	0.72***	2.63**	TURBOSINA	0.81***	3.55***
GASOLINA	0.71***	3.57***	VMRC_VNTA	0.73***	4.20***
IATM	0.71***	4.53**	MONTO_T	0.63***	4.68***
ICC	0.69***	3.65**	MONTO_C	0.68***	4.42***
IMAI	0.87***	3.02***	MONTO_D	0.51***	3.13**
IMP_BCO	0.84***	2.87**			

Notas: las correlaciones y la prueba de causalidad de Granger se realizaron a las variables en diferencias logarítmicas para el periodo de enero del 2013 a julio del 2021; los montos operados fueron mensualizados para realizar las pruebas.

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1 por ciento.

Pruebas de raíz unitaria

Hipótesis nula	La serie tiene una raíz unitaria						La serie no tiene una raíz unitaria	
	Dickey-Fuller Aumentada			Phillips-Perron			KPSS	
Prueba	Con constante	Con constante y tendencia	Sin constante y tendencia	Con constante	Con constante y tendencia	Sin constante y tendencia	Con constante	Con constante y tendencia
CONSUMO PRIVADO	-13.44***	-13.38***	-13.47***	-17.44***	-17.63***	-16.51***	0.30	0.26***
ANTAD	-3.48**	-3.47**	-3.04***	-19.68***	-19.28***	-18.04***	0.17	0.16**
ASA	-8.69***	-8.65***	-8.73***	-10.1***	-10.03***	-10.08***	0.09	0.09
CARTERA_CREDITO	-1.74	-2.51	-1.71*	-7.60***	-8.08***	-7.52***	0.62**	0.07
CFE_CRE	-7.39***	-7.589***	-8.63***	-11.09***	-11.02***	-9.75***	0.06	0.04
CUARTOS	-8.68***	-8.64***	-8.72***	-9.50***	-9.42***	-9.59***	0.07	0.08
DIESEL	-11.01***	-11.00***	-11.00***	-21.27***	-23.87***	-18.15***	0.24	0.16**
ENOEPEA	-10.43***	-10.38***	-10.42***	-11.80***	-11.75***	-11.48***	0.06	0.06
ENOE_PO	-10.21***	-10.16***	-10.20***	-11.69***	-11.62***	-11.55***	0.06	0.06
GASOLINA	-9.87***	-9.82***	-9.92***	-19.99***	-19.75***	-20.03***	0.18	0.18**
IATM	-3.41**	-3.39*	-3.34***	-87.90***	-89.39***	-40.36***	0.10	0.1
ICC	-9.72***	-9.71***	-9.76***	-9.75***	-9.76***	-9.79***	0.10	0.04
IMAI	-6.71***	-6.70***	-6.75***	-31.71***	-42.81***	-32.04***	0.24	0.20**

Pruebas de raíz unitaria

Hipótesis nula	La serie tiene una raíz unitaria						La serie no tiene una raíz unitaria	
	Dickey-Fuller Aumentada			Phillips-Perron			KPSS	
Prueba	Con constante	Con constante y tendencia	Sin constante y tendencia	Con constante	Con constante y tendencia	Sin constante y tendencia	Con constante	Con constante y tendencia
ID variable								
IMP_BCO	-11.53***	-11.48***	-11.57***	-13.37***	-13.28***	-13.39***	0.08	0.07
IMP_BIN	-11.06***	-11.03***	-11.05***	-28.93***	-37.31***	-23.35***	0.20	0.20**
IMSS	-2.53	-3.01	-1.65*	-8.26***	-8.32***	-7.90***	0.28	0.06
IPB51100N	-4.67***	-4.65***	-9.43***	-28.98***	-29.55***	-26.23***	0.24	0.19**
IPM	-9.77***	-9.73***	-9.82***	-32.36***	-32.57***	-31.26***	0.5**	0.5***
ITCR	-8.76***	-8.79***	-8.67***	-7.61***	-7.66***	-7.57***	0.12	0.06
RAIAVL_P	-9.23***	-9.19***	-9.28***	-33.92***	-35.52***	-34.15***	0.26	0.26***
REM_M	-8.79***	-10.46***	-1.08***	-30.58***	-35.98***	-19.77***	0.20	0.22***
TIIE	-3.38**	-3.37*	-3.38***	-4.44***	-4.42***	-4.46***	0.16	0.16**
TURBOSINA	-9.17***	-9.12***	-9.21***	-10.43***	-10.32***	-10.38***	0.08	0.08
VMRC_VNTA	-10.09***	-4.42***	-10.13***	-13.82***	-16.02***	-13.83***	0.21	0.12*
MONTO_T	-2.95**	-2.91	-1.72*	-20.74***	-20.55***	-11.37***	0.22	0.16**
MONTO_C	-3.01***	-2.98	-2.45**	-16.55***	-16.42***	-15.17***	0.08	0.07
MONTO_D	-3.77***	-3.92***	-1.66*	-23.17***	-23.09***	-13.67***	0.14	0.11

Notas: las pruebas de raíz unitaria se realizaron a las variables en diferencias logarítmicas para el periodo de enero del 2013 a julio del 2021; los montos operados fueron mensualizados para realizar las pruebas de raíz unitaria.

* Significativo a 10 %; ** Significativo a 5 %; *** Significativo a 1 por ciento.

Apartado C

Series de tiempo para estimar el factor estático en el modelo MIDAS FE

Sistemas de pago de bajo valor. Monto operado a través de tarjetas en:		
1. Agencias de viajes.	11. Gasolineras	21. Peaje
2. Agregadores.	12. Gobierno.	22. Refacciones y ferretería.
3. Aseguradoras.	13. Grandes superficies.	23. Renta de autos.
4. Beneficencia.	14. Guarderías.	24. Restaurantes.
5. Colegios y universidades.	15. Hospitales.	25. Salones de belleza.
6. Comida rápida.	16. Hoteles.	26. Supermercados.
7. Educación básica.	17. Misceláneos.	27. Telecomunicaciones.
8. Entretenimiento.	18. Médicos y dentistas.	28. Transporte aéreo.
9. Estacionamientos.	19. No definido.	29. Transporte terrestre de pasajeros.
10. Farmacias.	20. Otros.	30. Ventas al detalle (<i>Retail</i>).

Fuente: elaboración propia con información del BANXICO.

Apartado D

Estadísticos

Estadístico	Fórmula
Error absoluto medio	$MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i - \hat{y}_i $
Raíz del error cuadrático medio	$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}$

N: número de periodos pronosticados.

Apartado E

Pruebas de residuos de los modelos

	Hipótesis nula: <i>Los residuos tienen una distribución normal</i>	Hipótesis nula: <i>Los residuos tienen una raíz initaria</i>
	<i>Jarque–Bera</i>	<i>Dickey–Fuller Aumentada</i>
ARMA_PCA	1.03	-9.63***
ARMA_DFM	1.54	-9.30***
ARMA_DFM2S	1.67	-8.50***
DHFM	1.27	-8.45***
ELASTIC NET	3.35	-14.09***
RIDGE	0.83	-9.70***
MIDAS_MT	0.79	-8.77***
MIDAS_FE	1.54	-9.30***

Nota: las pruebas se realizaron a los residuos de los modelos el periodo de enero del 2013 a diciembre del 2021.

* Significativo a 10 %; ** Significativo a 5 %; *** Significativo a 1 por ciento.

Análisis econométrico

para determinar la relación entre la confianza del consumidor y la actividad económica de la frontera norte de México

Econometric Analysis

to Determine the Relationship between Consumer Confidence and Economic Activity in the Northern Border of Mexico

Genny Patricia Esparza Ruiz,* Francisco de Jesús Corona Villavicencio* y Edgar Jiménez Peña**

En este trabajo se realiza un análisis econométrico para determinar la relación existente entre el Indicador de Confianza del Consumidor (ICC) con respecto a la actividad económica de la frontera norte del país, lo anterior con el objetivo de desentrañar la capacidad explicativa y predictiva del ICC con respecto a las economías de las entidades de esa zona geográfica. Para lo anterior, primero se determina qué tipo de transformación del Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal (ITAE) maximiza la correlación con respecto al ICC, se analizan las propiedades estocásticas de las series y se estima un vector autorregresivo, concluyendo que el ICC está relacionado de manera significativa con los ITAE respectivamente y, asimismo, es causal en el sentido de Granger. En este contexto, los resultados permiten concluir que el ICC puede ser usado como un elemento predictor de la variación anual del ITAE para esas entidades.

Palabras clave: causalidad en el sentido de Granger; Indicador de Confianza del Consumidor; Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal; transformaciones; vectores autorregresivos.

Recibido: 21 de febrero de 2023.

Aceptado: 23 de mayo de 2023.

In this paper an econometric analysis is carried out to determine the relationship between the Consumer Confidence Indicator (CCI) with respect to the economic activity of the northern border of the country, with the objective of unraveling the explanatory and predictive capacity of the CCI with respect to the economies of the above-mentioned entities. First, we determine what type of transformation of the Quarterly Indicator of State Economic Activity (ITAE) maximizes the correlation with respect to the CCI, analyze the stochastic properties of the series and estimate an autoregressive vector, concluding that the CCI is significantly related to the respective ITAE and, likewise, is causal in the Granger sense. In this context, the results allow us to conclude that the CCI can be used as a predictor of the annual variation of the ITAE for these entities

Key words: granger causality; Consumer Confidence Indicator; Quarterly Indicator of State Economic Activity; transformations; autoregressive vector.

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

** Centro de Investigación en Matemáticas, A. C. (CIMAT), ejimenez@ciimat.mx.



Pago de monedas a vendedores del mercado: concepto de intercambio.

1. Introducción

El uso de indicadores económicos en México tiene diferentes fines, por ejemplo, explicar alguna relación estructural entre variables o bien predecir el comportamiento de un fenómeno macroeconómico. En consecuencia, es sabido que nuestra economía está muy sincronizada con la de Estados Unidos de América (EE. UU.), motivo por el cual se suele explicar las variaciones del Producto Interno Bruto (PIB) del país en función de la variabilidad del PIB de EE. UU. (ver, por ejemplo, Herrera, 2004). También, el Indicador Oportuno de la Actividad Económica (IOAE) se basa en construir un factor dinámico altamente correlacionado con

el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE), ambos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), de tal forma que, usando una vasta cantidad de información de aspectos económicos, financieros y fuentes no tradicionales, se predice de manera oportuna el comportamiento del IGAE (ver Corona *et al.*, 2022). Estos ejemplos son aplicaciones comunes en el campo de la econometría de las series de tiempo, pero existen otras muchas relaciones empíricas que son provechosas de analizar.

En este contexto, una pregunta de interés en la coyuntura económica de México es desentrañar qué tipo información otorgan los indicadores de

difusión, principalmente el Indicador de Confianza del Consumidor (ICC), que genera el INEGI, el cual surge de la Encuesta Nacional sobre Confianza del Consumidor (ENCO),¹ que fue creada con el objetivo general de producir información estadística, cualitativa y cuantitativa, para obtener indicadores sobre la percepción actual y las expectativas a futuro que tiene la población acerca de su situación económica, la de su familia y la del país (INEGI, 2016); de las posibilidades de compra de bienes de consumo duradero y efímero; además de otras variables de tipo económico que son importantes, como el empleo, la inflación y el ahorro; por ello, el ICC puede ser usado, al menos desde una perspectiva empírica, para predecir en el corto plazo el comportamiento de la economía.

Sin embargo, a la fecha, no son muchos los trabajos que se orienten en estudiar si el ICC tiene capacidad explicativa o predictiva con respecto a indicadores económicos tradicionales, como pudiesen ser el IGAE o el Consumo Privado. En López-Pérez *et al.* (2022) se realiza un estudio que tiene como objetivo utilizar las componentes del ICC para generar un indicador alternativo que esté altamente correlacionado con estos dos últimos mediante el uso de mínimos cuadrados parciales encontrando, también, la ventana temporal en la cual se maximiza la correlación entre el ICC con las variables de interés. Otra investigación relevante es la de Leyva *et al.* (2016), donde se estudia cómo se conforma el ICC, concluyendo que es más apropiado utilizar las componentes de este como indicadores de balance en lugar de índices para tener una mejor capacidad interpretativa.

Para otras economías, Deés y Soares-Brinca (2011) analizan cómo la confianza del consumidor puede ser usada para predecir el gasto de consumo tanto para la economía de EE. UU. como para la zona Euro. También Lahiri *et al.* (2016) estudian su capacidad predictiva para pronosticar, en tiempo real, el gasto en consumo en nuestro vecino del norte dentro del contexto de modelos de factores dinámicos, concluyendo que el uso de este indica-

dor disminuye el error de estimación. Nótese que estos resultados discrepan, en cierto sentido, con lo obtenido por Loría y Brito (2004), quienes determinan que, para la economía de Estados Unidos de América, el ICC no está cointegrado con la inversión privada y el consumo y que, además, no es causal en el sentido de Granger, sin embargo, sí se ve afectado en el corto plazo por las variaciones de estos. Otro trabajo interesante es Malovaná *et al.* (2021), quienes encuentran que variables relacionadas con el entorno macroeconómico de los hogares están altamente relacionadas con los ICC publicados de manera oficial por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE).

Aunque estas investigaciones son importantes para entender algunas de las utilidades del ICC en el contexto macroeconómico de México y otras economías, ninguno de ellos profundiza de forma puntual sobre cuál es su capacidad explicativa y predictiva relativo a economías específicas. En consecuencia, en el presente trabajo se plantea una metodología econométrica con la finalidad de dar respuesta a este cuestionamiento. Específicamente, el objetivo de nuestro estudio es determinar la utilidad del ICC para explicar y predecir el comportamiento de la economía de la frontera norte del país. Nos enfocamos en las entidades federativas de esa zona geográfica, ya que representan 26 % del total del PIB nacional (INEGI, 2022), a la par de que son economías con particularidades de interés, como ser altamente industriales y dependientes de Estados Unidos de América. Nótese que el ICC es un indicador de *sentimientos*, pues recaba estados de ánimos sobre la situación actual y futura. Esto hace atractivo también su uso para explicar y predecir las variaciones de la economía fronteriza de México.

Con el fin de cumplir con este objetivo, proponemos realizar lo siguiente: i) determinar qué tipo de transformación (ninguna, variación trimestral o anual) del Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal de cada entidad maximiza la correlación con el ICC, ii) analizar las propiedades estocásticas de las series, iii) estimar un vector autorregresivo (VAR), iv) analizar las propiedades de los residuales y v) usar el modelo VAR con fines estructurales y predictivos.

¹ Programa estadístico del INEGI.

Con lo anterior se desprende un objetivo transversal de interés, es decir, evaluar en qué entidades de la frontera norte del país el ICC tiene menor/mayor capacidad explicativa y predictiva, validada por la estimación de modelos consistentes desde una perspectiva estadística.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera: en la sección II se presenta la metodología y el plan de acción, en la III se muestran la memoria de cálculo y los resultados y, finalmente, en la IV se concluye y se describen las recomendaciones.

2. Metodología

En esta sección se presenta la notación, la metodología y el resumen técnico que se emplean para cumplir con los objetivos planteados.

2.1. Transformación óptima

Definamos al ICC_t e $ITAE_t = (BC_t, Son_t, Chih_t, Coah_t, NL_t, Tam_t)$ para $t = 1, \dots, T$; por lo tanto, la transformación óptima del ITAEE que maximiza la correlación con el ICC se especifica de la siguiente manera:

$$ITAE^* = \{ ITAE \mid \max Cor(f(ITAE), ICC) \} \quad (1)$$

donde $ITAE = (ITAE_1, \dots, ITAE_T)$ e $ICC = (ICC_1, \dots, ICC_T)'$. En palabras, la expresión (1) indica que se busca una matriz del ITAEE, la cual se obtiene como aquella que maximiza la correlación entre una forma funcional de este con respecto al vector que contiene los elementos del ICC. En específico, las formas funcionales a probar son: ninguna, variación trimestral y variación anual.

2.2. Pruebas de raíces unitarias: aumentada de Dickey-Fuller (ADF)

Para cada una de las variables del modelo, $Y_t = (ITAE_t, \dots, ICC_t)$, se estima la regresión ADF (ver,

por ejemplo, Banerjee *et al.*, 1993) con el fin de estimar el estadístico que permite concluir sobre la posible presencia de raíces unitarias. Esta se especifica como sigue:

$$\Delta y_t = C_0 + C_1 t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde y_t representa una variable en particular de Y_t , c_0 es la constante de la regresión, t es una tendencia determinística, c_1 , β y γ_i son coeficientes asociados de cada uno de los regresores, p es un operador del rezago máximo a considerar y ε_t es un error que se asume ruido blanco. Si la serie no tiene raíz unitaria, podemos concluir que es estacionaria y esto ocurre cuando rechazamos la hipótesis nula definida como $H_0: \beta = 0$. Cabe mencionar que los rezagos óptimos se pueden seleccionar usando el criterio de Akaike (AIC) o Schwarz (SC) considerando hasta siete rezagos posibles y se estima la prueba Ljung-Box a los residuales de la regresión ADF para asegurarnos de que los errores no tienen correlación serial.

2.3. Vectores autorregresivos

El modelo VAR(p) se especifica como sigue:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde ε_t es un término de error con comportamiento de ruido blanco y las matrices de coeficientes, A_j , son de dimensión 7×7 .

Asumiendo que el modelo básico (3) es estacionario en covarianza, supuesto que tomamos como dado, dicha expresión se puede escribir como modelos de regresión lineal de la siguiente forma:

$$y_i = Z A_i + e_i, \quad i = 1, \dots, K, \quad (4)$$

donde y_i es un vector $T \times 1$ de i de observaciones en la ecuación i . La matriz Z tiene la forma de (3) en Y_{t-1} siendo de dimensión $T \times Kp$, A_i , es un vector de $Kp \times 1$ parámetros y e_i es un vector de $T \times 1$, que contiene los términos de error con matrices de covarianzas $\sigma_i I_T$. De esta forma, cada ecuación puede ser estimada por mínimos cuadrados ordinarios

(MCO) de manera separada sin perder eficiencia respecto a mínimos cuadrados generalizados. Nótese que en este caso $K=7$.

El rezago óptimo, p , se determina usando los siguientes criterios de información:

$$IC(p) = \ln \hat{\Sigma}(p) + C_T \varphi(k, p), \quad (5)$$

donde $\hat{\Sigma}(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$ y $C_T \varphi(k, p)$ es el factor de penalización por el número de observaciones y parámetros. En la práctica se suelen utilizar los criterios AIC, SC y Hannan-Quinn (HQ), cuyas penalizaciones son, respectivamente, $(\frac{2}{T})pK^2$, $(\frac{\ln T}{T})pK^2$ y $(\frac{2 \ln \ln T}{T})pK^2$.

Para verificar que los errores no están autocorrelacionados, se utiliza la prueba Portmanteau-Breusch-Godfrey, que se especifica como sigue:

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr}(\hat{C}_j \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1}), \quad (6)$$

donde $\hat{C}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}'$. El estadístico se encuentra distribuido aproximadamente como una $\chi^2(K^2(h-p))$, donde h es el rezago máximo por probar y la hipótesis nula denota la no presencia de errores autocorrelacionados. Por último, para evaluar la posible presencia de efecto ARCH, se utiliza la siguiente expresión:

$$ARCH_{LM}(q) = \frac{1}{2} TK(K+1)R_m^2, \quad (7)$$

donde $R_m^2 = 1 - \frac{2}{k(k+1)} \text{tr}(\hat{\Omega} \hat{\Omega}_0^{-1})$ y $\hat{\Omega}$ es la matriz de covarianza de los errores del modelo VAR para $v_t = \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$. El estadístico se distribuye como $\chi^2(qK^2(k+1)^2/4)$, donde la hipótesis nula indica la no existencia del efecto ARCH. Para más detalles metodológicos sobre estas técnicas, ver, por ejemplo, Lütkepohl (2006).

2.4. Pruebas de causalidad de Granger

Para ejemplificar el uso de estas (Granger, 1969), supongamos un modelo VAR(p) bivariado donde si bajo hipótesis nula queremos probar que ICC_t no es causal en el sentido de Granger, tendríamos entonces que especificar el siguiente modelo VAR:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} ITAEE_t \\ ICC_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} a_{11}^1 & 0 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ITAEE_{t-1} \\ ICC_{t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^p & 0 \\ a_{21}^p & a_{22}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ITAEE_{t-p} \\ ICC_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (8)$$

Lo anterior puede generalizar esta idea para modelos VAR(p) de dimensión k , lo cual es equivalente a probar si los coeficientes A_j son estadísticamente equivalentes a 0 para las variables posiblemente no causales.

2.5. Pronósticos

Para pronosticar valores futuros de Y_t , podemos utilizar la *cadena de pronóstico* como sigue:

$$Y_{t+h|t} = A_1 Y_{t+h-1|t} + \dots + A_p Y_{t+h-p|t}, \quad (9)$$

donde $Y_{t+h|t} = Y_{t+h}$ para $h \leq 0$. Se puede mostrar que h el error de pronóstico viene dado por:

$$Y_{T+h} - Y_{T+h|T} = \sum_{s=0}^{h-1} \Psi_s \varepsilon_{T+h-s}, \quad (10)$$

donde las matrices Ψ_s son determinadas por recursión de la siguiente manera:

$$\Psi_s = \sum_{j=1}^{p-1} \Psi_{s-j} A_j, \quad (11)$$

Con $\Psi_0 = I_k$ y $A_j = 0$ para $j > p$. Entonces, la matriz de covarianza del error de pronóstico viene dada por:

$$\sum(h) = \text{MSE}(Y_{T+h} - Y_{T+h|T}) = \sum_{s=0}^{h-1} \Psi_s \sum \Psi_s'. \quad (12)$$

Puede mostrarse que el mejor predictor de Y_{t+h} es $Y_{t+h|t}$, el cual se obtiene al estimar \hat{A}_j a través de MCO de tal forma que la estimación de $\sum(h)$ es como sigue:

$$\hat{\Sigma}(h) = \sum_{s=0}^{h-1} \hat{\Psi}_s \hat{\Sigma} \hat{\Psi}_s', \quad (13)$$

donde $\hat{\Psi}_s = \sum_{j=1}^{p-1} \hat{\Psi}_{s-j} \hat{A}_j$. Finalmente, el intervalo de confianza asintótico $(1-\alpha)100\%$ se especifica como:

$$\left[Y_{t+h|t} - C_{1-\frac{\alpha}{2}} \hat{\sigma}_t(h), Y_{t+h|t} + C_{1-\frac{\alpha}{2}} \hat{\sigma}_t(h) \right], \quad (14)$$

donde $C_{1-\alpha/2}$ es el $(1-\alpha/2)$ cuantil de la distribución normal y $\sigma_i(h)$ el i -ésimo elemento de la diagonal de $\Sigma(h)$.

2.6. Resumen técnico: paso a paso

A continuación, se mencionan las fases de la rutina empírica empleada en el paquete estadístico R, los cuales tienen como finalidad satisfacer los objetivos planteados en esta investigación:

1. Se *trimestraliza* el ICC promediando los valores mensuales que nos generan la frecuencia de cada tres meses (se usa la función *ta* de la librería *tempdisagg*).
2. Se evalúa qué forma funcional del ITAEE maximiza la correlación con el ICC. Se prueban los niveles, variación trimestral y la variabilidad anual de las series. Las trimestrales y anuales son calculadas usando el logaritmo natural de las series aplicando el operador en diferencias con uno y cuatro rezagos, respectivamente. Seleccionamos aquella variación que, en promedio, genera el valor más alto.
3. Se realizan pruebas de raíces unitarias ADF de manera individual a cada una de las series para verificar si estas son estacionarias o no. Se consideran todas las especificaciones en la prueba ADF: ninguna, constante, así como constante y tendencia (se usa la función *adf*).
4. Se determina el rezago óptimo utilizando el criterio SC (se utiliza *VARselect* de la librería *vars*).
5. Se estima el modelo VAR empleando una variable exógena atribuible al segundo trimestre del 2020 que aísla el efecto de la pandemia de la COVID-19 (se usa la función VAR de la librería *vars*).
6. Se realiza el análisis de residuales al modelo VAR (se emplean *serial.test* y *arch.test* de la librería *vars*).
7. Se lleva a cabo el análisis estructural del modelo: gráficos de ajuste y pruebas de causalidad de *Granger* (se usa la función *causality* de la librería *vars*).

8. Se realizan predicciones con el modelo VAR y los ARIMA (se utiliza *predict* de la librería *vars* en el caso de VAR y las funciones *auto.arima* y *forecast* de la librería *forecast* para el caso de modelos ARIMA).

3. Resultados

En esta sección se presentan y describen los obtenidos.

3.1. Transformación óptima

Las series del ICC con la que realizamos el análisis comienzan a partir de abril del 2001 y finalizan en enero del 2022, mientras que para el ITAEE las tenemos a partir del primer trimestre de 1980 hasta el tercero del 2021. Ambas se trabajan de manera desestacionalizada, obtenidas así de la fuente oficial proveída por el INEGI. Una vez definida su longitud, estas se empatan en temporalidad de tal forma que tengamos un conjunto de datos homogéneo que permita hacer el análisis; es decir, en este caso, nuestro panel de información consta de siete variables observadas para 82 trimestres, de 2001/T2 a 2021/T3. Los datos fueron extraídos del *Banco de Información Económica (BIE)* del INEGI.

Hecho esto, como se mencionó en la sección anterior, el siguiente paso corresponde a encontrar la forma funcional en la que el ITAEE maximiza la correlación con el ICC, lo anterior mediante el uso de la expresión (1). El cuadro 1 resume los resultados.

Cuadro 1
Transformaciones ITAEE (correlaciones)

ITAEE	Nivel	VT	VA
BC	0.03	0.03	0.23
Son.	-0.15	-0.15	0.16
Chih.	-0.11	-0.11	0.35
Coah. de Z.	-0.10	-0.10	0.26
NL	-0.16	-0.16	0.38
Tamps.	-0.16	-0.16	0.41

Nivel: nivel de la serie; VT: variación trimestral; y VA: variación anual.

Se puede apreciar que los mejores resultados se obtienen al expresar al ITAEE en variaciones anuales; caso contrario, nótese que, incluso, se consiguen correlaciones negativas, lo cual es contraintuitivo debido a que esperaríamos que el ICC lo haga de manera positiva con las variaciones de la actividad económica. Una explicación del porqué las correlaciones son más altas cuando usamos la transformación anual es que el ICC es un indicador de difusión expresado en estos términos, pues muchas de las preguntas que lo conforman (ver *Apéndice*) corresponden a expectativas y/o comparaciones anuales, capturando, en cierto sentido, la evolución anual de la actividad económica. Las gráficas 1 resumen los comportamientos a través del tiempo al utilizar dicha transformación.

Los resultados gráficos corroboran lo obtenido en el cuadro 1. Nótese que, para el caso de Nuevo León y Tamaulipas, el ICC y los ITAEE están mayormente relacionados a través del tiempo, mientras que para Sonora se obtiene una relación más dé-

bil. Es interesante hacer ver que el ICC explica de manera coherente las crisis del 2009 y la más reciente atribuible a la pandemia de la COVID-19. También, es importante denotar que las series parecen moverse alrededor de un promedio, es decir, dan indicios de ser estacionarias, sin embargo, se requiere evaluar esto de manera formal, por lo que la siguiente sección muestra los resultados al utilizar la prueba ADF para los niveles de las series.

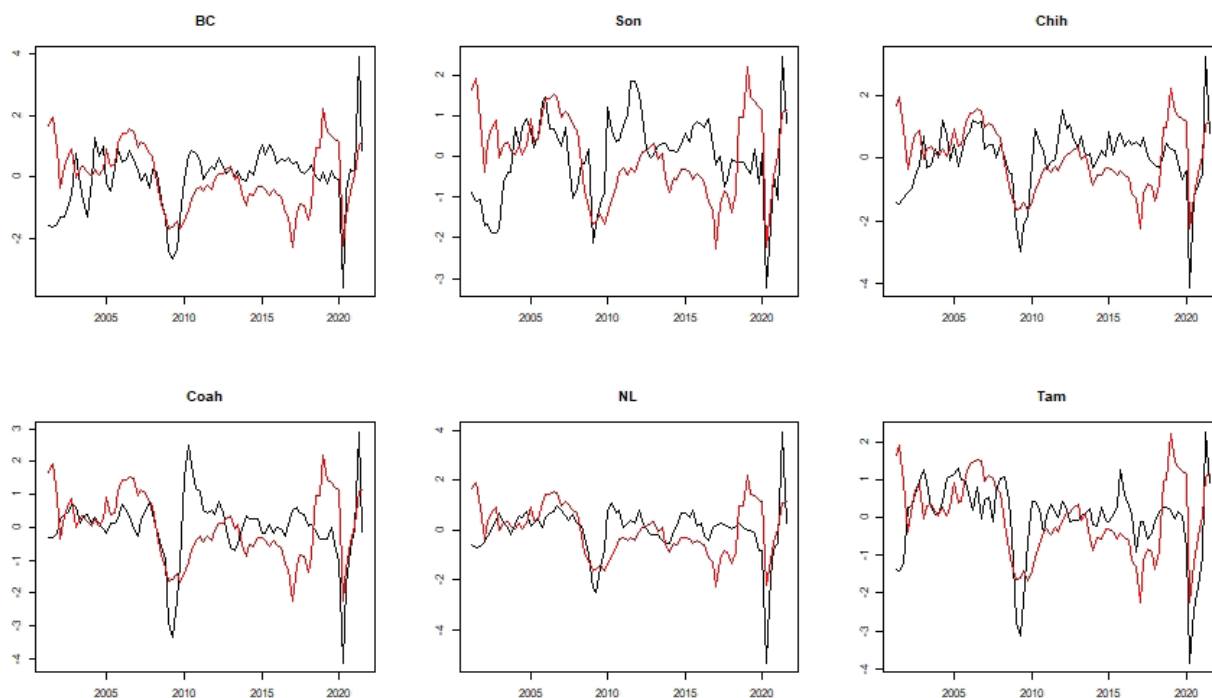
3.2. Prueba de raíces unitarias

Con el objetivo de analizar las propiedades estocásticas de las series presentadas en las gráficas 1, el cuadro 2 resume los resultados de la prueba ADF para los niveles de las series usando las tres especificaciones posibles.

Se puede apreciar que, cuando la prueba ADF se precisa sin especificación alguna, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de no estacionarie-

Gráficas 1

Comportamiento del ICC (línea roja) e ITAEE (negra) a través del tiempo



Cuadro 2

Prueba ADF para los niveles de las series (*p*-valores)

Variable	Especificación prueba ADF		
	Ninguna	Constante	Constante y tendencia
BC	0.01	0.03	0.10
Son.	0.03	0.10	0.36
Chih.	0.03	0.03	0.14
Coah. de Z.	0.01	0.06	0.15
NL	0.04	0.04	0.07
Tamps.	0.01	0.06	0.05
ICC	0.59	0.04	0.16

dad, con excepción del ICC. Cuando se utiliza una constante en la especificación, se rechaza en todos los casos con 10 % de significancia, mientras que, si usamos constante y tendencia, en muchos casos no rechazamos la hipótesis nula. Sin embargo, dado que en dos de las tres especificaciones tendemos a rechazar la hipótesis nula, a la par de que las gráficas 1 parecen indicarnos que las series de tiempo se mueven alrededor de un promedio, podemos concluir que las variables son estacionarias.

3.3. Vector autorregresivo

Una vez verificado el orden de integración de las series, se determina el rezago óptimo en el modelo VAR, concluyendo que, según el criterio SC, dicho rezago es cuando $p = 1$. En consecuencia, los cuadros 3 y 4 resumen los resultados de la estimación del VAR por MCO.

Se observan situaciones interesantes en la estimación del modelo VAR, donde varios coeficientes son relevantes. Por ejemplo, para Baja California, su rezago es significativo al igual que el de Coahuila de Zaragoza, Nuevo León y la variable del ICC, lo cual quiere decir que cuando las economías de estas entidades y el Indicador se incrementan en el trimestre anterior, la de Baja California se mueve en la dirección de los coeficientes. También, en todos los casos, la bondad de ajuste es superior a 54 % y la variable *dummy* de la COVID-19 siempre resulta significativa.

Es importante señalar que, en todos los casos, el ICC es significativo con excepción de la economía

Cuadro 3

Estimación del modelo VAR por MCO, entidades de Baja California, Sonora, Chihuahua y Coahuila de Zaragoza

Variable	BC		Son.		Chih.		Coah. de Z.	
	Est	<i>p</i> -valor	Est	<i>p</i> -valor	Est	<i>p</i> -valor	Est	<i>p</i> -valor
BC(t-1)	<u>0.8157</u>	<u>0.0000</u>	0.4030	0.0109	<u>0.3002</u>	<u>0.0435</u>	0.1559	0.4700
Son(t-1)	-0.0140	0.9144	<u>0.6617</u>	<u>0.0000</u>	0.1229	0.2496	0.0818	0.6005
Chih(t-1)	0.0158	0.9478	-0.3337	0.1116	0.1883	0.3405	-0.5184	0.0763
Coah(t-1)	<u>0.2680</u>	<u>0.0334</u>	-0.0295	0.7822	<u>0.1804</u>	<u>0.0770</u>	<u>0.9541</u>	<u>0.0000</u>
NL(t-1)	<u>-0.5979</u>	<u>0.0203</u>	-0.1915	0.3795	<u>-0.3441</u>	<u>0.0975</u>	-0.2930	0.3340
Tam(t-1)	-0.0740	0.6669	0.1287	0.3850	0.0981	0.4837	-0.0664	0.7467
ICC(t-1)	<u>0.0005</u>	<u>0.0020</u>	<u>0.0004</u>	<u>0.0107</u>	<u>0.0005</u>	<u>0.0001</u>	<u>0.0005</u>	<u>0.0064</u>
COVID	<u>-0.2216</u>	<u>0.0000</u>	<u>-0.1909</u>	<u>0.0000</u>	<u>-0.2064</u>	<u>0.0000</u>	<u>-0.2724</u>	<u>0.0000</u>
<i>R</i> ²	0.5440		0.6048		0.6312		0.6125	

Nota: los valores del contenido en negritas y subrayados representan significancia a 5 % y los que están en negritas y cursivas, 10 por ciento.

Cuadro 4

Estimación del modelo VAR por MCO, entidades de Nuevo León, Tamaulipas e ICC

Variable	NL		Tamps.		ICC	
	Est	p-valor	Est	p-valor	Est	p-valor
BC(t-1)	0.2286	0.1511	0.1598	0.2086	18.6106	0.0185
Son(t-1)	-0.0482	0.6740	-0.1710	0.0649	-0.1956	0.9722
Chih(t-1)	-0.1786	0.4014	-0.2057	0.2279	-17.2888	0.0997
Coah(t-1)	0.2250	0.0415	0.0173	0.8426	4.6860	0.3808
NL(t-1)	0.1452	0.5135	0.2379	0.1824	-11.8926	0.2759
Tam(t-1)	-0.0235	0.8761	0.5491	0.0000	-0.4257	0.9541
ICC(t-1)	0.0006	0.0000	0.0002	0.1255	1.0116	0.0000
COVID	-0.2722	0.0000	-0.1556	0.0000	-12.2590	0.0000
R²	0.6529		0.6578		0.9980	

Nota: los valores del contenido en negritas y subrayados representan significancia a 5 % y los que están en negritas y cursivas, 10 por ciento.

de Tamaulipas, y aunque los coeficientes que genera el Indicador son bajos, la interpretación debe realizarse con cautela, ya que, mientras los ITAEE están expresados en escala logarítmica y diferenciada, el ICC se encuentra en niveles de balance. En conclusión, se considera apropiado estimar las elasticidades para visualizar correctamente, la magnitud (y signo) de los coeficientes estimados en los modelos VAR. Por dar tan solo un ejemplo, si se desea calcular la elasticidad que genera el ICC para Baja California, tenemos que $\epsilon = \hat{\beta} \left(\frac{ICC}{BC} \right) = 1.362$. En este sentido, el cuadro 5 muestra todas las elasticidades que produce el Indicador.

Cuadro 5

Elasticidades económicas que genera el ICC

Entidad	Elasticidad
Baja California	1.362
Sonora	0.917
Chihuahua	0.950
Coahuila de Z.	1.193
Nuevo León	0.908
Tamaulipas	0.520

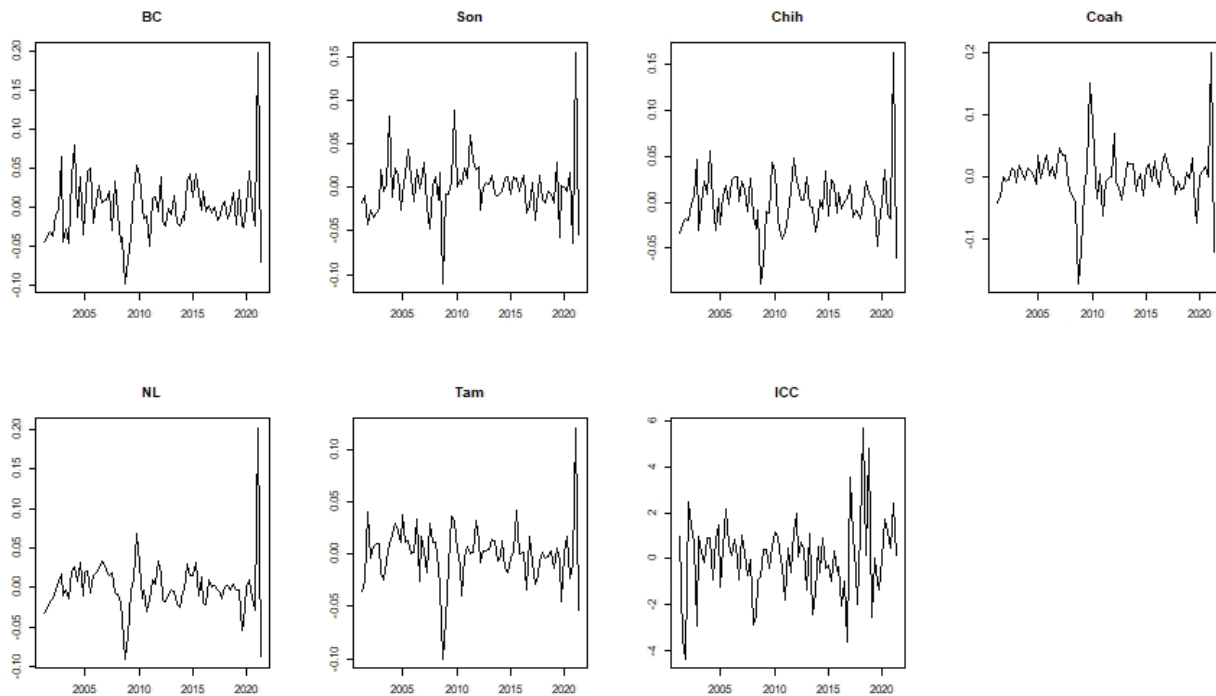
Se aprecia que en todos los casos es superior a 0.90 %, con excepción de la economía de Tamaulipas, donde a priori encontramos que el ICC no es significativo. En términos del ajuste que generan los modelos VAR para cada variable del vector Y_t , las gráficas 2 muestra los resultados.

Se puede observar que el mejor ajuste es para la ecuación del ICC, y ello implica que el Indicador también se ve afectado por el comportamiento de las economías fronterizas, lo cual resulta coherente, ya que, conforme dichas economías de las entidades muestren mejor actuación, habrá una destacada percepción del presente y futuro y, por ende, el ICC tenderá a verse impactado. En general, que los ajustes sean relativamente altos, implica que: i) hay dependencias regionales entre las entidades de la frontera norte, ii) el ICC influye en la variación anual de la economía y iii) el ICC se ve también afectado por el comportamiento económico, es decir, la representación VAR modela de manera correcta las endogeneidades presentes.

Resulta importante corroborar que los residuales estén correctamente comportados, motivo por el cual, en primera instancia, realizamos un análisis gráfico que se presenta en las gráficas 3.

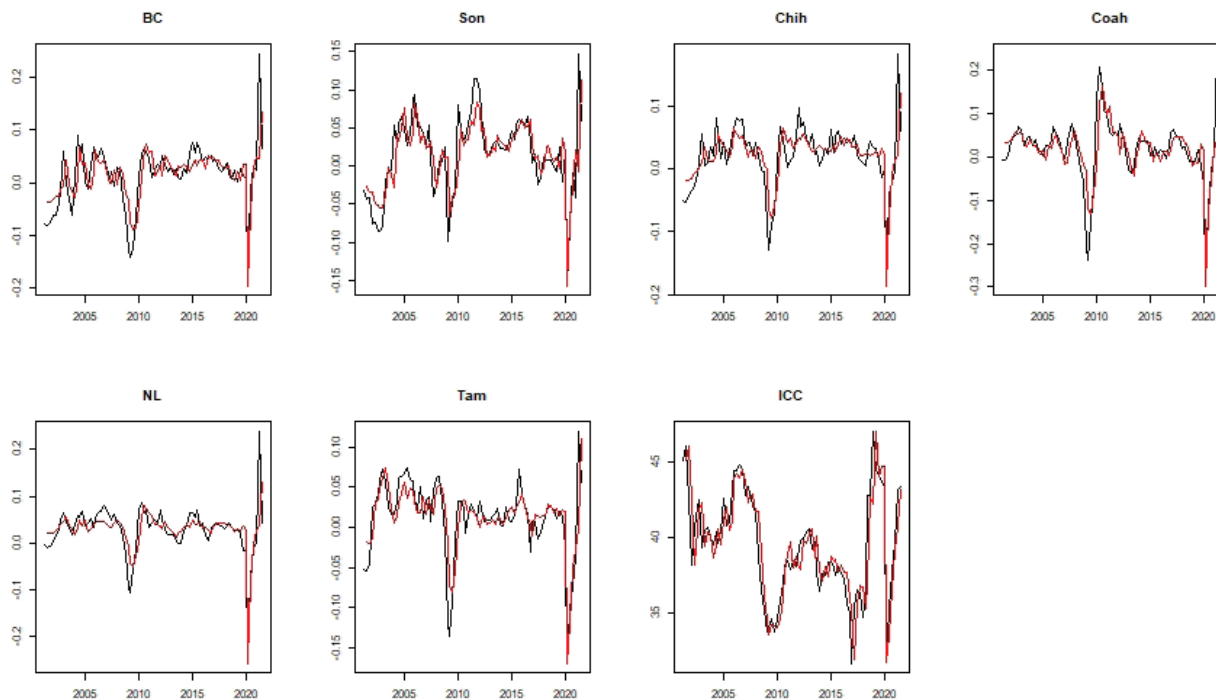
Gráficas 2

Ajuste del modelo VAR



Gráficas 3

Residuales del modelo VAR



Los residuales tienden a comportarse sin un patrón específico, con excepción de unas ligeras caídas presentadas en las crisis del 2009 y 2020, sin embargo, parecen no mostrar comportamiento autocorrelacionado ni una variabilidad que dependa del tiempo. Realizando las pruebas de las ecuaciones (6) y (7), es decir, las comprobaciones de autocorrelación y efecto ARCH, podemos concluir que los residuales no presentan dichos problemas al obtener p -valores de 0.1637 y 0.999, en ese orden. En este sentido, los coeficientes mostrados en los cuadros 3 y 4 están adecuadamente estimados y la interpretación del modelo es correcta y se prosigue a continuar con el análisis estructural de este y, también, predicciones individuales de las series.

3.4. Causalidad en el sentido de Granger

Con el objetivo de complementar el análisis estructural presentado en la subsección anterior, con el modelo mostrado en los cuadros 3 y 4 se realizan pruebas de causalidad de Granger para determinar si cada una de las variables tiene capacidad predictiva dentro del contexto del modelo. El cuadro 6 resume los resultados.

Cuadro 6

Prueba de causalidad de Granger (p -valores)

Variable	p -valor
BC	0.03
Son.	0.00
Chih.	0.04
Coah. de Z.	0.02
NL	0.00
Tamps.	0.37
ICC	0.00

Es interesante observar que, con excepción de Tamaulipas, el resto de las variables, incluido el ICC, son causales en el sentido de Granger. Esto corrobora lo observado en la estimación del modelo VAR, ya que, si nos centramos en el renglón asociado a esa entidad, solo afecta a su economía y no al resto de las variables. Esta conclusión es potente

desde un contexto econométrico, pues indica que corrobora que hay dependencias regionales en la frontera norte del país, excepto en Tamaulipas, la cual parece tener otra dinámica económica. También se concluye que el ICC es relevante para explicar y/o predecir el comportamiento de esa zona geográfica y este, a su vez, se ve afectado por el movimiento económico. Nótese que estos resultados son diferentes a los obtenidos por Loría y Brito (2004) para la economía de Estados Unidos de América, donde los autores encuentran que el Indicador no es causal para algunos componentes del PIB, como el consumo y la inversión privada.

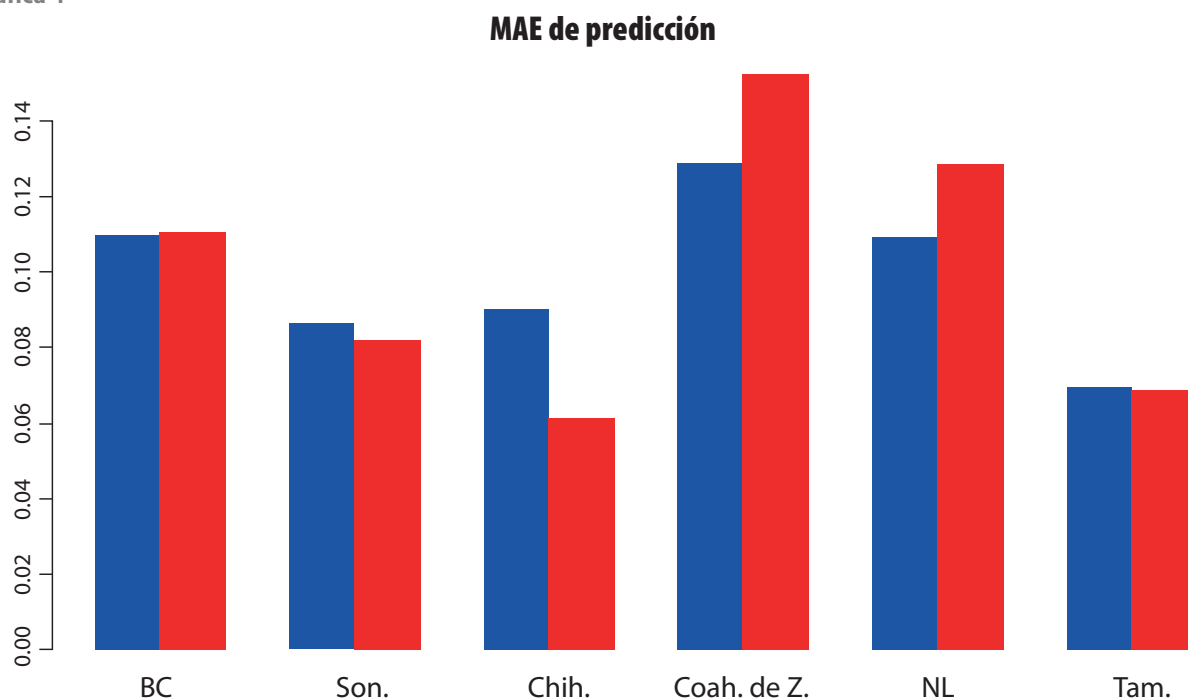
3.5. Pronósticos

Con el objetivo de fortalecer el análisis de causalidad de Granger, se realizan predicciones en los siguientes sentidos (la gráfica 4 resume los resultados):

1. Modelos VAR: predecir los anteriores siete trimestres (desde el 2020 al tercero del 2021), por pasos, con la especificación del modelo VAR obtenida en este trabajo. Nótese que este periodo abarca el de la COVID-19, lo cual es interesante para evaluar el funcionamiento con respecto a modelos univariados.
2. Modelos ARIMA: predecir los anteriores siete trimestres, por pasos, con modelos univariados automáticos.
3. Computar los errores absolutos de predicción (MAE, por sus siglas en inglés) para las entidades federativas y obtener el promedio.

Se puede observar que, en términos puntuales, ambos modelos generan errores de predicción muy similares aunque, si consideramos el promedio de todas las entidades analizadas, tenemos que el MAE del VAR es ligeramente menor con respecto al obtenido por los ARIMA (0.098 vs. 0.100) aun cuando, claramente, la prueba de Diebold y Mariano (1995) no permite rechazar la hipótesis nula de igualdad de pronóstico conjunto al obtener un p -valor de 0.3083. Sin embargo, dado los resultados del modelo VAR, donde concluimos que

Gráfica 4



La barra azul corresponde a modelos VAR y la roja, a los ARIMA.

existen dependencias económicas regionales y la valía del ICC, lo cual se corrobora con la estimación de las pruebas de causalidad de Granger, se concluye también que, para fines de predicción, el VAR mostrado en este trabajo que tiene como artífice la presencia del Indicador resulta atractivo para predecir la actividad económica, en este caso, de la frontera norte del país. En este sentido, nuestros resultados son similares a los obtenidos por Deés y Soares-Brinca (2011) y Lahiri *et al.* (2016), quienes encuentran que el ICC tiene capacidad predictiva para pronosticar variables relevantes de la coyuntura económica de la zona Euro y los Estados Unidos de América.

4. Conclusiones y líneas futuras

Este trabajo se orientó en estudiar la relación empírica que existe entre el ICC y la actividad económica de la frontera norte de México medida a través de los ITAEE de las respectivas entidades federativas, lo anterior, mediante un marco metodológico econométrico. Específicamente, se de-

terminó cuál es la transformación óptima del ITAEE que maximiza la correlación con el ICC, concluyendo que la mejor es la variación anual. Después, se corroboró la estacionariedad de las series a través de pruebas ADF y se especificó y estimó un VAR, concluyendo que: i) hay dependencias regionales entre las entidades de la frontera norte, ii) el ICC influye en la variación anual de las economías y iii) el Indicador se ve también afectado por el comportamiento económico. Asimismo, el modelo VAR no presentó problemas de autocorrelación serial y efecto ARCH, lo cual hace válidos los resultados desde una perspectiva estadística.

Las pruebas de causalidad de Granger permiten corroborar lo obtenido por el modelo VAR, concluyendo que hay dependencias regionales en la frontera norte del país, con excepción de Tamaulipas. Asimismo, el ICC tiene también capacidad explicativa y predictiva dentro del contexto del modelo.

Por último, se realizaron pronósticos para los siete trimestres anteriores incluyendo el tercero del 2021, concluyendo que el error de predicción

disminuye ligeramente cuando se utiliza el ICC en comparación con modelos ARIMA.

Una posible interpretación estructural e importante de estos resultados puede ser que la percepción que tienen los agentes económicos se encuentra vinculada con la actividad económica, permitiendo describir, así como explicar y predecir, en este caso, el comportamiento de la economía de las entidades de la frontera norte del país. Lo anterior es trascendente también en términos de desarrollo económico, ya que esta parte del territorio mexicano se encuentra conectada con EE. UU., lo que conlleva a plantear una línea futura de trabajo, en este caso, incluir, el PIB de nuestro país vecino en el modelo VAR, entendiendo cómo es el comportamiento de la economía fronteriza a través de variables domésticas y de Estados Unidos de América.

Otra línea futura de interés es la de estimar un modelo de factores dinámicos, donde se usen conjuntamente las 32 economías y las 15 variables de la ENCO que componen al ICC, de tal forma que se analice la composición de los factores y sus propiedades estocásticas para, por último, evaluar la capacidad predictiva de estos con respecto a economías específicas. También, se considera hacer un análisis retrospectivo que abarque una mayor cantidad de trimestres, esto, para estimar de mejor forma la facultad de pronóstico de los modelos que se utilicen.

Fuentes

- Banerjee, A., J. J. Dolado, J. W. Galbraith y D. F. Hendry. *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford, Oxford University Press, 1993.
- Corona, F., G. González-Farías y J. López-Pérez. "Timely estimates of the monthly Mexican economic activity", en: *Journal of Official Statistics (JOS)*. 38(3), 2022, pp. 733-765.
- Deés, S. y P. Soares-Brinca. *Consumer confidence as a predictor of consumption spending: Evidence for the United States and the Euro Area*. Working Papers No. 1349, European Central Bank, 2011.
- Diebold, F.X. and Mariano, R.S. (1995) Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.

- Granger, C. W. J. "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods"; en: *Econometrica*. 37, 1969, pp. 424-438.
- INEGI. *Encuesta Nacional sobre Confianza del Consumidor 2015. Documento metodológico*. Aguascalientes, México, INEGI, 2016.
- _____. *Banco de Información Económica (BIE)*. Aguascalientes, México, INEGI, 2022.
- Herrera, J. "Business Cycles in Mexico and the United States: Do they Share common movements"; en: *Journal of Applied Economics*. 7(2), 2004, pp. 303-323.
- Lahiri, K., G. Monokroussos e Y. Zhao. "Forecasting Consumption: The Role of Consumer Confidence in Real Time with many Predictors"; en: *Journal of Applied Econometrics*. 31(7), 2016, pp. 1254-1275
- Leyva, G., O. Páez y S. M. Esperanza. "Un umbral empírico y otras recomendaciones para el reporte de la confianza del consumidor en México"; en: *Realidad, Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía*. 7(1), 2016, pp. 112-121.
- López-Pérez, J., F. Corona y J. M. Lecuanda. "Propuesta de indicadores alternativos para medir la confianza del consumidor"; en: *Realidad, Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía*. 13(2), 2022, pp. 108-121.
- Loría, E. y L. Brito. "Is the Consumer Confidence Index a Sound Predictor of the Private Demand in the United States?"; en: *Estudios de Economía Aplicada*. 22(3), 2004, pp. 795-809.
- Lütkepohl, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York, Springer, 2006.
- Malovaná, S., M. Hodula y J. Frait. "What Does Really Drive Consumer Confidence?"; en: *Social Indicators Research*. 155, 2021, pp. 885-913 (DE) <https://doi.org/10.1007/s11205-021-02626-6>.

Apéndice

Preguntas de la ENCO que componen al ICC

1. Comparada con la situación económica que los miembros de este hogar tenían hace 12 meses, ¿cómo cree que es su situación en este momento?
2. ¿Cómo considera usted que será la situación económica de los miembros de este hogar dentro de 12 meses, respecto a la actual?
3. ¿Cómo considera usted la situación económica del país hoy en día comparada con la de hace 12 meses?
4. ¿Cómo considera usted que será la condición económica del país dentro de 12 meses, respecto de la situación actual?

5. Comparando la situación económica actual con la de hace un año, ¿cómo considera en el momento actual las posibilidades de que usted o alguno de los integrantes de este hogar realice compras tales como muebles, televisor, lavadora, otros aparatos electrodomésticos, etc.?
6. ¿Cómo describe usted su situación económica comparada con la de hace 12 meses?
7. ¿Y cómo cree usted que será su situación económica dentro de 12 meses, respecto de la actual?
8. ¿En este momento tiene usted mayores posibilidades de comprar ropa, zapatos, alimentos, etc., que hace un año?
9. ¿Considera usted que durante los próximos 12 meses usted o alguno de los integrantes de este hogar tendrán posibilidades económicas para salir de vacaciones?
10. ¿Actualmente usted tiene posibilidades de ahorrar alguna parte de sus ingresos?
11. ¿Cómo considera usted que serán sus condiciones económicas para ahorrar dentro de 12 meses comparadas con las actuales?
12. Comparando con los 12 meses anteriores, ¿cómo cree usted que se comporten los precios en el país en los siguientes 12 meses?
13. ¿Cree usted que el empleo en el país en los próximos 12 meses (aumentará, permanecerá igual, disminuirá...)?
14. ¿Algún miembro de este hogar o usted están planeando comprar un automóvil nuevo o usado en los próximos dos años?
15. ¿Algún miembro de este hogar o usted están planeando comprar, construir o remodelar una casa en los próximos dos años?

Colaboran en este número

Normand Eduardo Asuad Sanén

De nacionalidad mexicana. Tiene estudios de Licenciatura en Economía y Maestría en Geografía, ambas por la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM); obtuvo la Licenciatura en Economía en la Facultad de Economía (FE) de la UNAM; cuenta con el Diplomado en Planeación del Desarrollo Regional y Urbano del ILPES-CEPAL; es maestro en Estudios de Desarrollo con Especialidad en Planeación Regional por el Instituto de Estudios Sociales de la Haya, Holanda, y doctor en Economía por la FE-UNAM. En el ámbito laboral, es maestro de tiempo completo de carrera titular C en la FE-UNAM desde 1994 y profesor del posgrado en la Especialidad de Economía Regional y Urbana y en la Licenciatura de Economía de esa misma casa de estudios; también, ha sido profesor invitado en instituciones académicas externas (Ecuador y Colombia) y en otras del país (destacan la Universidad Autónoma de Aguascalientes y la de Yucatán), así como del Colegio de Puebla, de la Benemérita Universidad Autónoma de Puebla y de la Universidad Autónoma del Estado de México, además de asesor de la Maestría en Administración del Desarrollo Regional.

Contacto: nasuad@yahoo.com.

Esther Quiñones Luna

De nacionalidad mexicana. Es maestra en Economía Urbana y Regional, con Licenciatura en Economía por la UNAM. Ha participado en estudios sobre modelos econométricos, análisis de impacto económico a través de la matriz de insumo-producto regional, clústeres industriales y regionalización económica de México, así como en investigaciones acerca de temas de finanzas públicas y análisis económico e institucional de las asociaciones público-privadas. Actualmente, trabaja en la Procuraduría Federal del Consumidor en el análisis económico de precios.

Contacto: equinonesl@profeco.gob.mx.

José Antonio Huitrón Mendoza

De nacionalidad mexicana. Es licenciado y maestro en Economía por la UNAM y cuenta con el Diplomado en Geomática por el Instituto de Geografía de esa misma casa de estudios. En la actualidad, es profesor del área de métodos cuantitativos e investigación de la Licenciatura en Economía de la Facultad de Estudios Superiores (FES) Acatlán de la UNAM; técnico académico Titular A en la División de Estudios del Posgrado en Economía de esa misma institución académica.

mica; coordinador de investigación del Centro de Estudios de Desarrollo Regional y Urbano Sustentable (CEDRUS-UNAM) y especialista en análisis geoespacial y sistemas de información geográfica (SIG).

Contacto: jose_eco71@yahoo.com.mx.

Krista Alondra Zafrá García

De nacionalidad mexicana. Es licenciada en Economía por la UNAM y estudiante de la Maestría en Planeación Espacial por el CentroGeo CONACYT. Actualmente, es ayudante de profesor de asignatura en la FE-UNAM. Desde el 2015, ha colaborado en múltiples proyectos y conferencias nacionales e internacionales relacionados con economía regional y urbana, así como en la incorporación de SIG como herramienta de análisis económico.

Contacto: economiazafra@gmail.com.

Casandra Reyes-García

De nacionalidad mexicana. Es doctora en Ecofisiología Vegetal por la Universidad de Cambridge, Reino Unido. Labora desde el 2008 en el Centro de Investigación Científica de Yucatán, A. C. (CICY), en Mérida, México, como profesora-investigadora; su grupo de colaboradores se orienta en los efectos del cambio climático sobre la vegetación, y lleva más de 10 años trabajando con las bromeliáceas epífitas como bioindicadores.

Contacto: creyes@cicy.mx.

Celene Espadas-Manriquez

Mexicana. Es doctora en Ciencias y Biotecnología de Plantas por el CICY, lugar donde labora en la actualidad. Se especializa en temas de análisis espacial relacionados con la distribución de especies, clima y cambio climático; entre los proyectos que realiza están el monitoreo a mediano plazo de las bromeliáceas epífitas de la península de Yucatán.

Contacto: uhkin@cicy.mx.

Manuela Tamayo-Chim

De nacionalidad mexicana. Es maestra en Ciencias Biológicas por el CICY. Ha trabajado por más de 10 años en el apoyo de diversos proyectos de investigación en el CICY y El Colegio de la Frontera Sur, incluidos estudios de bromeliáceas epífitas como bioindicadores, estableciendo y siguiendo cuadrantes permanentes en ecosistemas estacionales en Yucatán.

Contacto: manuelatamayo@hotmail.com.

Juan Pablo Pinzón Esquivel

Mexicano. Es doctor en Ciencias y Biotecnología de Plantas por el CICY. Labora en el Campus de Ciencias Biológicas y Agropecuarias de la Universidad Autónoma de Yucatán (UADY) desde el 2013 como profesor-investigador; su línea de trabajo se enfoca en la taxonomía y sistemática filogenética de la familia *Bromeliaceae* con énfasis en la subfamilia *Tillandsioideae* de México.

Contacto: juan.pinzon@correo.uady.mx.

Nahlleli Chilpa-Galván

De nacionalidad mexicana. Es doctora en Ciencias Biológicas por el CICY. Estudió la ecofisiología vegetal de las semillas, germinación y crecimiento de las bromeliáceas epífitas. Actualmente, es posdoctorante CONACYT adscrita al Centro de Investigación Científica de Yucatán.

Contacto: nahlleli.civi@gmail.com.

Manuel J. Cach-Pérez

Mexicano. Es doctor en Ciencias Biológicas por el CICY. Se desempeña como investigador titular en El Colegio de la Frontera Sur; su principal línea de investigación es la ecofisiología vegetal, particularmente en la respuesta de plantas cultivadas y bromeliáceas epífitas ante la variación ambiental producto de modificaciones en su manejo, uso del suelo y cambio climático.

Contacto: mcach@ecosur.mx.

José Luis Andrade

De nacionalidad mexicana. Es doctor en Biología por la Universidad de California, Los Ángeles. Trabaja en el CICY desde 1999; ha realizado estudios sobre la fisiología de plantas tropicales asociada a los servicios ambientales y, actualmente, sobre árboles de selvas, manglar y urbanos.

Contacto: andrade@cicy.mx.

Roger Orellana

Mexicano. Tiene el Doctorado en Ecología por la Universidad de Sevilla. Trabajó en el CICY, desde su fundación, durante 33 años, lugar donde investigó aspectos de los recursos naturales de la región, incurrido en climatología y cambio climático, cuestiones ecológicas y funcionales, así como de uso de grupos, por ejemplo, agaváceas y arecáceas, entre otros.

Contacto: rogeraaol@gmail.com.

Gerardo Núñez-González

De nacionalidad mexicana. Es ingeniero en Obras y Servicios por la Universidad de Guadalajara (UdeG), así como maestro en Ciencias y doctor en Ingeniería por la Universidad Autónoma de Querétaro (UAQ). En la actualidad, se desempeña como profesor de tiempo completo en el Centro Universitario de la Costa Sur (CUCSur) de la UdeG. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores (SNI) con nivel I; cuenta con reconocimiento por el Programa para el Desarrollo Profesional Docente (PRODEP) de la Secretaría de Educación Pública (SEP); ha realizado numerosas investigaciones en temas de hidrología.

Contacto: gerardo.nunezg@academicos.udg.mx.

Domingo Velázquez-Pérez

De nacionalidad mexicana. Es ingeniero en Electrónica y maestro en Ingeniería Electrónica por el Instituto Tecnológico de Cd. Guzmán y doctor en Planeación Estratégica y Dirección de Tecnología por la Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla (UPAEP). En la actualidad, se desempeña como profesor de tiempo completo en el CUCSur de la UdeG. Cuenta con reconocimiento por el PRODEP de la SEP; ha realizado investigación en el área de sistemas de monitoreo.
Contacto: domingo.velazquez@academicos.udg.mx.

Pedro Barboza-Jiménez

De nacionalidad mexicana. Es ingeniero en Obras y Servicios por la UdeG y maestro en Ingeniería Electrónica por el Instituto Tecnológico de Cd. Guzmán. En la actualidad, se desempeña como profesor de tiempo completo en el CUCSur de la UdeG. Cuenta con reconocimiento por el PRODEP de la SEP; ha realizado investigación en el área de sistemas de monitoreo.
Contacto: pedro.barboza@academicos.udg.mx.

Francisco Javier Pelayo-Cortés

De nacionalidad mexicana. Es ingeniero mecánico eléctrico y maestro en Ingeniería de Proyectos por la UdeG, así como doctor en Planeación Estratégica y Dirección de Tecnología por la UPAEP. En la actualidad, se desempeña como profesor de tiempo completo en el CUCSur de la UdeG. Cuenta con reconocimiento por el PRODEP de la SEP; ha realizado investigación en el área de sistemas de monitoreo.
Contacto: javier.pelayo@academicos.udg.mx.

Luis Isidro Aguirre Salas

De nacionalidad mexicana. Es ingeniero electrónico en computación, así como maestro y doctor en Ingeniería Eléctrica por el Centro de Investigación y Estudios Avanzados del Instituto Politécnico Nacional (IPN). En la actualidad, se desempeña como profesor de tiempo completo en el CUCSur de la UdeG. Cuenta con reconocimiento por el PRODEP de la SEP; ha realizado investigación en el área de sistemas de monitoreo y modelado.
Contacto: isidro.aguirre@academicos.udg.mx.

César Leonel García Pérez

Economista mexicano, es Licenciado en Economía por la Universidad Autónoma Metropolitana (UAM), con Maestrías en Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y en Análisis Estadístico y Computación del Centro de Investigación en Matemáticas (CIMAT). Ocupa el cargo de Subdirector de Estimaciones Oportunas del PIB Trimestral en el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), donde se enfoca en el análisis de datos económicos y series temporales, además de aplicar modelos econométricos y técnicas de ciencia de datos para la interpretación de información económica. Posee diplomados en Econometría Aplicada por el Instituto Politécnico Nacional (IPN) y en Análisis de Datos por el Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE). Ha brindado asesorías técnicas internacionales y ejercido la docencia en diversas instituciones académicas.
Contacto: leonel.garcia@inegi.org.mx.

Victoria de los Ángeles Díaz Solís	<p>De nacionalidad mexicana. Es licenciada en Economía egresada de la Universidad Veracruzana (UV) y maestra en Economía Aplicada por El Colegio de la Frontera Norte. Se desempeña como enlace de coordinación con mandos en el INEGI.</p> <p>Contacto: angeles.solis@inegi.org.mx.</p>
Cynthia Ocampo Castro	<p>De nacionalidad mexicana. Es licenciada en Economía egresada de la UV y maestra en Economía Aplicada por El Colegio de la Frontera Norte. Se desempeña como enlace de vinculación estadística en el INEGI.</p> <p>Contacto: cynthia.ocampo@inegi.org.mx.</p>
Venus Emperatriz Méndez Salazar	<p>De nacionalidad mexicana. Es licenciada en Actuaría y Matemáticas por la UNAM y maestra en Ingeniería de Sistemas en esa misma casa de estudios. Se desempeña como enlace de vinculación estadística en el INEGI.</p> <p>Contacto: venus.mendez@inegi.org.mx.</p>
Edgar René Benavidez Maruri	<p>De nacionalidad mexicana. Es licenciado en Economía por la UV y maestro en Ingeniería de Sistemas por la UNAM. Actualmente, se desempeña como Subdirector de Investigación en el INEGI, con especialidad en análisis de series temporales y modelado econométrico. Además, cursa una maestría en Análisis Estadístico y Computación en el CIMAT.</p> <p>Contacto: edgar.benavidez@inegi.org.mx.</p>
Genny Patricia Esparza Ruiz	<p>Mexicana. Es licenciada en Informática por la Universidad Autónoma de Aguascalientes (UAA) y maestra en Análisis Estadístico y Computación por el CIMAT. Actualmente, es jefa del Departamento de Desarrollo de Sistemas en el INEGI. Ha contribuido en el desarrollo de proyectos informáticos de realidad virtual, así como para la difusión de la información estadística de distinta índole y aportado en el desarrollo e innovación de sistemas informáticos para el manejo de información empresarial; asimismo, ha impartido cátedra sobre tecnologías informáticas orientadas al manejo de la información estadística.</p> <p>Contacto: genny.ruiz@inegi.org.mx.</p>
Francisco de Jesús Corona Villavicencio	<p>Mexicano. 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); fue mérito académico en sus estudios de licenciatura, recibió la beca excelencia para realizar su maestría y la calificación Sobresaliente Cum Laude en sus estudios de doctorado. Actualmente es Investigador del INEGI. Sus líneas de investigación están relacionadas con el análisis econométrico, pronóstico de series de tiempo y analítica del deporte. Ha publicado diversos trabajos en diferentes revistas arbitradas de circulación internacional y nacional. Pertenece al SNI del CONACYT, nivel I.</p> <p>Contacto: franciscoj.corona@inegi.org.mx.</p>

Edgar Jiménez Peña

Mexicano. Es ingeniero físico industrial y maestro en Estadística Aplicada por el ITESM, así como doctor en Ciencias con Orientación en Matemáticas por la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Actualmente, es investigador en la Unidad Monterrey del CIMAT bajo el programa Investigadores por México. Sus líneas de investigación se relacionan con el desarrollo de algoritmos y modelos matemáticos para procesos complejos y de alto volumen de datos; así como los factores para la permanencia de personas en tratamiento para padecimientos crónico-degenerativos. Ha publicado artículos en revistas arbitradas de circulación internacional.

Contacto: ejimenez@cimat.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.

Solo se aceptarán trabajos 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.

Registros

- LATINDEX Catálogo 2.0 (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).
- BIBLAT (Bibliografía Latinoamericana en Revistas de Investigación Científica y Social).

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.

Para que el trabajo sea sometido a dictaminación, es necesario que se reciban todos los elementos solicitados.

1. 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 (la Revista se reserva el derecho de verificar la originalidad de los trabajos con un *software* de similitud) y que no ha sido postulado de manera paralela en otro medio (incluir datos completos del(de los) autor(es), institución(es) de adscripción y cargo(s) que ocupa(n), domicilio(s), correo(s) electrónico(s) y teléfono(s). Esta debe dirigirse a la atención de la M. en C. Virginia Abrin Batule, virginia.abrin@inegi.org.mx (tel. 55 5278 10 00, ext. 1069).
2. Título del trabajo (en español e inglés o viceversa); resúmenes de este en ambos idiomas (que no excedan de 10 renglones); palabras clave en español e inglés (mínimo tres, máximo cinco, separadas por punto y coma); bibliografía u otras fuentes.
3. Breve(s) semblanza(s) del(de los) autor(es) que no exceda(n) de un párrafo de cinco renglones y que incluya(n) nacionalidad(es), grado(s) académico(s) y su(s) institución(es); principal(es) experiencia(s) profesional(es); adscripción(es) laboral(es) actual(es); y dirección(es) electrónica(s) de contacto.
4. Los artículos publicados en REALIDAD, DATOS Y ESPACIO REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA se distribuyen bajo una licencia CC BY-NC-4.0, por lo cual es libre de compartir: copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato; así como adaptar: remezclar, transformar y construir a partir del material. Por ello, el(los) autor(es) deberá(n) remitir la autorización de uso de obra debidamente requisitada y firmada.
5. El trabajo se debe presentar en formato *Word* o compatible, con: a) extensión no mayor de 25 cuartillas incluyendo cuadros, gráficas, bibliografía y fotos; b) tipografía Helvética, Arial o Times en 12 puntos; y c) interlineado de 1.5. 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), y en caso de incluir 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); para fotografías, estas no deben ser menores a 5 megapíxeles; b) las fórmulas o expresiones matemáticas tienen que elaborarse con el editor de ecuaciones propio de *Microsoft*; 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. En todos los casos, incluir en la entrega un PDF testigo en el cual figuren exactamente dónde deben incluirse estos elementos.
6. De acuerdo con el formato de citación APA, las referencias bibliográficas deberán presentarse al final del artículo de la siguiente manera: nombre(s) del(de los) autor(es) comenzando por el(los) apellido(s); título de la publicación con cursivas (si se trata de un artículo, debe estar entrecorinado, seguido de coma y la preposición en con dos puntos y, enseguida, el título de la revista 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 corta, que esté verificada y activa. 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.

Una vez cumplidos estos requisitos, la coordinación editorial enviará el trabajo a un grupo de expertos en el tema, quienes recomendarán o no su publicación.

El resultado del proceso de dictaminación se comunicará por correo electrónico, contemplando tres variantes: publicable con cambios menores, publicable con cambios mayores, y rechazado. El trabajo será publicado si, al menos, tiene dos dictámenes que así lo indiquen y después de que atienda las observaciones de los evaluadores; el trabajo no será publicado si dos evaluadores lo rechazan (la decisión final de su publicación es de la coordinación editorial de la Revista). Tras recibir el total de los dictámenes, se sugiere que el(los) autor(es) envíe(n) la nueva versión en un plazo no mayor a seis semanas.

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

Editorial Guidelines and Policy

REALITY, DATA AND SPACE INTERNATIONAL JOURNAL OF STATISTICS AND GEOGRAPHY is a quarterly publication that serves as a link between the generation of official statistical and geographic information and academic research to share knowledge among specialists and institutions with similar purposes.

Only unpublished and original papers related to the current situation of the use and application of statistical and geographic information at national and international level will be accepted.

It is a technical-scientific, bilingual journal, whose papers are peer-reviewed, under the double-blind methodology, with the following evaluation criteria: unpublished papers, originality, relevance and timeliness of the information, clarity in the definition of purposes and ideas proposed, coverage of the defined objectives, adequate methodological structure and consistency between the information contained in the paper and the conclusions.

Registrations

- LATINDEX Catálogo 2.0 (Regional Online Information System for Scientific Journals of Latin America, the Caribbean, Spain and Portugal).
- CLASE (Latin American Citations in Social Sciences and Humanities).
- BIBLAT (Latin American Bibliography of Scientific and Social Research Journals).

Publishing Guidelines

Papers will be published in Spanish and English: research, review and dissemination articles; essays; methodologies; technical reports; short communications; book reviews; bibliographic and statistical reviews; among others.

For the work to be submitted for review, it is necessary to receive all requested elements:

1. A letter addressed to the editor in charge of REALIDAD, DATOS Y ESPACIO REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA, proposing the text for publication; stating that it is unpublished and that it has not been submitted simultaneously in another medium (include complete data of the author(s), institution(s) of assignment and position(s) held, address(es), e-mail(s) and telephone number(s). This should be addressed to M.Sc. Virginia Abrin Batule, virginia.abrin@inegi.org.mx (tel. 55 5278 10 00, ext. 1161).
2. Title of the paper (in Spanish and English); abstracts in both languages (not exceeding 10 lines); keywords in Spanish and English (minimum three, maximum five, separated by semicolons); bibliography or other sources.
3. Brief biographical sketch(es) of the author(s), not to exceed one paragraph of five lines, including nationality, academic degree(s) and institutions; main professional experience(s); current job assignment(s); and contact e-mail address(es).
4. The articles published in REALITY, DATA AND SPACE INTERNATIONAL JOURNAL OF STATISTICS AND GEOGRAPHY are distributed under a CC BY-NC-4.0 license, so it is free to share, copy, and redistribute the material in any medium or format, as well as adapt: remix, transform and build from the material. Therefore, the authors must submit the authorization of use of the work duly completed and signed by each of them.
5. The work must be presented in Word or compatible format with: a) no more than 25 pages including tables, graphs, bibliography and photos; b) Helvetica, Arial or Times font in 12 points; and c) 1.5 line spacing. Additional material to the text is required separately: a) images, with a resolution of 300 dpi and a size of no less than 17 centimeters base (width) in JPG or TIF format —do not resample (enlarge) images of lower resolution—; if they are lines or maps, they must be delivered in vector format (EPS or Ai), and in case bitmap images are included, embed them or send them with the name with which the link was created (keeping the resolution and size requirements stipulated); for photographs, these must not be smaller than 5 megapixels; b) formulas or mathematical expressions must be elaborated with Microsoft's own equation editor, but in case of using third party software; c) graphs must include the Excel file with which they were developed or, failing that, the legible JPG image, in high resolution; and d) tables, which are editable, must not be inserted as an image. In all cases, include in the submission a witness PDF showing exactly where these elements should be included.
6. According to the APA citation format, bibliographical references should be presented at the end of the article as follows: name(s) of the author(s) beginning with the last name(s); title of the publication in italics (if it is an article, it should be in quotation marks, followed by a comma and the preposition "in" with a colon, and then the title of the journal where it was published, in italics); country of origin; publisher; place and year of publication; page(s) consulted. In the case of electronic sources (web pages), the same order should be followed as in the bibliographic sources, but at the end, EA (electronic address), the date of consultation and the short link, which is verified and active, should be placed in parentheses. Those mentioned as footnotes should be omitted. If the option to include in the body of the text the reference of the author's name and year of the source consulted in parentheses is applied, all the references mentioned must appear.

Once these requirements have been met, the editorial coordination will send the work to a group of experts on the subject, who will recommend or not its publication.

The result of the review process will be communicated by e-mail, contemplating three variants: publishable with minor changes, publishable with major changes, or rejected. The work will be published if it has at least two opinions indicating this and after the observations of the evaluators have been addressed; the work will not be published if it is rejected by two evaluators. After receiving all assessments, we encourage the author to submit the new version within a term no longer than six weeks.

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

