



Norteamérica

ISSN: 1870-3550

Universidad Nacional Autónoma de México, Centro de
Investigaciones sobre América del Norte

Núñez Medina, Gerardo; López Arévalo, Jorge Alberto
Análisis espaciotemporal bayesiano de las remesas y la inclusión financiera en municipios de México
Norteamérica, vol. 16, núm. 2, 2021, Julio-Diciembre, pp. 99-120
Universidad Nacional Autónoma de México, Centro de Investigaciones sobre América del Norte

DOI: <https://doi.org/10.22201/cisan.24487228e.2021.2.476>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=193771604004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Análisis espaciotemporal bayesiano de las remesas y la inclusión financiera en municipios de México

A Bayesian Spatial-temporal Analysis of Remittances
And Financial Inclusion in Mexican Municipalities

GERARDO NÚÑEZ MEDINA*

JORGE ALBERTO LÓPEZ ARÉVALO**

RESUMEN

El crecimiento continuado en el monto de las remesas enviadas por emigrantes mexicanos desde Estados Unidos revela la importancia de su estudio. El objetivo es analizar la distribución espaciotemporal de las remesas, así como cuantificar el efecto de la inclusión financiera en su distribución a lo largo de todos los municipios de México para el periodo 2015-2020. La metodología se sustenta en la implementación de una serie de modelos gaussianos latentes en competencia. Los resultados señalan que existe una relación importante entre inclusión financiera y las remesas per cápita recibidas a nivel municipal, donde el efecto de la vecindad geográfica es importante. La originalidad del trabajo radica en el uso de una metodología espacial bayesiana para el análisis de datos sobre remesas e inclusión financiera a nivel municipal.

Palabras clave: modelos gaussianos latentes, R-INLA, migración, Akaike.

ABSTRACT

The continuing growth in remittances sent from the United States by Mexican emigrants reveals how important it is to study them. This article analyzes the spatial-temporal distribution of remittances and quantifies the effect of financial inclusion in their distribution in all Mexican municipalities between 2015 and 2020. The authors' methodology is based on a series of latent Gaussian models for competition. Their results show that an important correlation exists between financial inclusion and per capita remittances received on a municipal level, where the effect of geographical proximity is important. This article's originality lies in the use of a Bayesian spatial methodology for analyzing remittance and financial inclusion data on a municipal level.

Key words: latent Gaussian models, R-INLA, migration, Akaike.

* Departamento de Estudios de Población, El Colegio de la Frontera Norte (El Colef), <gnunez@colef.mx>.

** Universidad Autónoma de Chiapas (Unach), <jorge.lopez@unach.mx>.

INTRODUCCIÓN

Este artículo presenta un estudio longitudinal cuyo objetivo es analizar la distribución espacial de las remesas en los municipios de México, considerando el efecto de los niveles de inclusión financiera. Las remesas fueron cuantificadas por el Banco de México en la balanza de pagos a partir de la distribución municipal de los ingresos por remesas familiares en series trimestrales, contabilizadas en millones de dólares, mientras que la inclusión financiera se cuantificó a partir de la total de sucursales bancarias reportadas por el Sistema de Información Económica del Banco de México dentro del módulo de información operativa de la banca comercial para cada uno de los municipios de México y para un periodo de seis años, comprendido entre enero de 2015 y diciembre de 2020.

Las bases teóricas para comprender la relación entre los niveles registrados de remesas y el acceso a instituciones financieras se fundamenta en la definición propuesta por la Global Partnership for Financial Inclusion (GPFI), en la que la inclusión financiera “se refiere a una situación en la que todos los adultos en edad de trabajar, incluidos aquellos actualmente excluidos del sistema financiero, tienen acceso efectivo a los siguientes servicios financieros provistos por las instituciones formales: crédito, ahorro (incluyendo cuentas corrientes), pagos y seguros” (Roa, 2013), mientras que los modelos espaciotemporales de cohorte bayesiano implementados en el paquete *r-INLA* (Rue, Martino y Chopin, 2009) constituyen una herramienta fundamental para el ajuste y la representación de las diferentes interacciones que configuran la estructura de relaciones de dependencia espaciotemporales entre las variables dependiente e independiente.

En las áreas rurales de los países de destino de las remesas, hay una baja penetración del sistema financiero, que al parecer se puede ir mejorando a partir de procesos de inclusión financiera, entre los que se cuenta el proyecto Banco del Bienestar, mismo que está siendo instrumentado por el gobierno del presidente Andrés Manuel López Obrador.

Las remesas se definen como transferencias transfronterizas recurrentes, de persona a persona, de valor relativamente bajo, enviadas por trabajadores migrantes a sus familiares desde sus países de origen (OECD, 2006). A pesar de que las transferencias individuales de los migrantes son de bajo valor, a nivel agregado representan una fuente significativa de capital, en especial para países en vías de desarrollo, lo cual las convierte en una de las principales fuentes de ingresos externos, al tiempo que tienen una representación importante en términos de la proporción relativa que ocupan, dado el tamaño de su economía. Algunos estudios sugieren que un aumento del 10 por ciento en la proporción de remesas respecto del producto interno bruto (PIB) de

un país, puede llevar a una disminución en la proporción de personas en pobreza de entre el 1.5 por ciento al 3.5 por ciento (UNCTAD, 2011; Aldasoro, 2020).

La Encuesta Nacional de Inclusión Financiera (ENIF) 2015 tiene por objetivo generar información estadística en materia de uso y acceso a servicios y productos financieros en México para personas entre dieciocho y setenta años de edad. La encuesta realizada bajo la coordinación de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV) y el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), señala que, en 2015, el 17.3 por ciento de la población mexicana declaró recibir remesas que correspondieron el 14.5 por ciento a la población urbana y el 22.6 por ciento a la población rural. Es decir, las remesas van preferentemente al área rural, la que tiene menor inclusión financiera, situación que puede llevar a que algunos municipios urbanos se encuentren sobrerepresentados en términos de captación de remesas y que, por tanto, una importante proporción de receptores de las zonas rurales acudan a cobrar sus remesas a las cabeceras municipales o regionales, asumiendo los gastos de transacción.

Estimar el destino exacto de los flujos municipales de remesas resulta complejo, ya que un porcentaje importante de transferencias se envía a municipios distintos de los municipios de origen de los migrantes y sus familias. Esto se debe a que sólo el 63.4 por ciento de los municipios en México, al año 2020, contaban con alguna institución financiera que pudiera hacer efectivas las transferencias (1558 municipios de los 2456 cuentan con alguna sucursal bancaria) y por lo tanto, los migrantes buscan enviarlas a cabeceras municipales o regionales que en ocasiones se encuentran fuera de sus municipios de origen, lo que incrementa el costo de transacción e incentiva los envíos informales.

El uso de modelos espaciotemporales permite describir la formación de patrones geográficos generados por una distribución no uniforme de capacidades y recursos desplegados por parte de las instituciones financieras a lo largo del territorio mexicano, y consolidados al paso del tiempo. Los modelos espaciales más utilizados son los modelos lineales generalizados mixtos (*generalized linear mixed models, GLMM*), que suponen el uso de una función liga y un conjunto pequeño de covariables que pueden ser controlados (fijos) o que pueden no serlo (aleatorios). La ventaja que aporta el uso de un enfoque de tipo bayesiano sobre la aproximación clásica estriba en su capacidad para estimar la distribución marginal posterior de los parámetros (en lugar de la distribución conjunta), con lo que se forma una imagen completa sobre el comportamiento de los parámetros.

ANTECEDENTES

Se entiende que las remesas familiares son envíos unidireccionales generalmente recurrentes, de dinero, que realizan emigrantes mexicanos en el extranjero, particularmente de Estados Unidos, cuyo destino final son sus hogares en México, hogares con los que tienen un vínculo familiar (Banxico, 2021). Existen básicamente dos canales para el envío de remesas: los formales, que utilizan el sistema bancario internacional para hacer transferencias, y los canales informales, conformados por una serie de intermediarios (parientes, conocidos, coyotes, traficantes, etc.) que realizan la transferencia de dinero entre el remitente y el destinatario de mano en mano (Demirgüç-Kunt *et al.*, 2011). La decisión entre el uso de uno u otro se basa en un análisis costos / beneficios que pondera entre los costos, la confianza y los riesgos asociados al uso de cada canal. En cualquier caso, el registro de los envíos realizados a través de canales formales es hecho por el Banco de México, a partir de un sistema que cuantifica los recursos transferidos entre personas físicas en el extranjero hacia personas físicas en México; no obstante, se estima que el monto de las remesas contabilizadas en canales formales es un 50 por ciento menor a las remesas enviadas por canales informales (Moretti Langford, 2014, cit. en Aldasoro, 2020).

La preferencia por el uso de canales informales puede explicarse porque ofrecen precios más bajos, mayor afinidad cultural y ausencia de trámites burocráticos, pero, sobre todo, se explica por la carencia de infraestructura financiera en las localidades de destino de las remesas (Tuirán *et al.*, 2006). En general, la presencia de sucursales bancarias, en países en desarrollo como México, se limita a centros urbanos, mientras que se busca cubrir la ausencia de infraestructura bancaria con instituciones de microfinanzas que ofrecen servicios financieros básicos, con una mayor distribución espacial de sucursales, en un mayor número de poblaciones rurales (Cortina *et al.*, 2005). En este sentido, la dispersión geográfica de servicios financieros, junto con una mayor inclusión financiera dirigida especialmente a poblaciones de zonas rurales generará los incentivos necesarios para reducir el flujo de remesas por canales informales. Blanca Aldasoro nos explica a través de otros investigadores:

En términos de tendencias de inclusión financiera, se ha demostrado que los hogares que reciben remesas tienden a tener una mayor propensión a ahorrar que los hogares no receptores y mayores cantidades de ahorro en valor absoluto: alrededor del 57 por ciento de los hogares receptores ahorran una parte de sus remesas, frente a un 41 por ciento de los hogares no receptores (Orozco, 2016). Debido a que los hogares receptores de remesas están excluidos o tienen acceso limitado al sistema financiero formal, ahorran a través de canales informales que los exponen a riesgos de fraude, robo o extravío y mayores costos

de transacción. Se estima que sólo el 23 por ciento de los hogares receptores ahorra en las instituciones financieras y en los hogares no receptores el porcentaje es mucho menor: un 9 por ciento (Fondo Internacional de Desarrollo Agrícola —FIDA—, 2017) (Aldasoro, 2020: 29).

El Banco Mundial afirma que la inclusión financiera significa, para personas físicas y empresas, el tener acceso a productos financieros útiles y asequibles que satisfagan sus necesidades transacciones, pagos, ahorro, crédito y seguro, prestadas de manera responsable y sostenible (Angeletti, 2019: 4). Esta autora, Camila Angeletti, por ejemplo, centra su reflexión sobre los programas de transferencias condicionadas (PTC) y el papel que pueden jugar en la inclusión financiera, teniendo en cuenta la posibilidad de disminuir los costos de transacción. Señala que la banca formal debe diseñar productos financieros acordes a los requerimientos y que sean capaces de cubrir las necesidades de los usuarios.

En relación con lo anterior, se debe tener presente que los PTC son transferencias públicas y tiene una similitud alta con las remesas, que son transferencias privadas. El problema para los receptores de remesas es que en muchos municipios rurales, que conforman la mayor parte de los municipios de origen de los migrantes, no cuentan con sucursales bancarias en las que puedan recibir remesas, al igual que los destinatarios de PTC en las zonas rurales; así, la implementación por parte de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público de México del programa de bancarización, a través de Bancos del Bienestar, tiene como objetivo proteger el ingreso de los mexicanos incluida población migrante, mediante una estrategia que busca reducir los costos y riesgos asociados a las transferencias de remesas, ampliando la cobertura de servicios financieros.

El Banco del Bienestar parece ser una opción dirigida a llenar ese hueco que conspira con la recepción de remesas en las zonas rurales y que eleva los costos de transacción asociados a esta recepción. El programa Banco del Bienestar busca bancarizar a los migrantes mexicanos en Estados Unidos y a sus familiares en México ofreciendo acceso a 2393 puntos de atención, entre sucursales de este banco, sociedades financieras populares y cooperativas de ahorro y préstamo (CNBV, 2019).

Los canales formales para la transferencia de remesas comprenden proveedores de servicios financieros, entre los que se encuentran bancos y empresas remesadoras internacionales que incluyen instituciones financieras, operadores de transferencias de dinero, así como servicios postales. El uso de canales formales garantiza la seguridad de las transferencias para los emisores, para los receptores y para el sistema económico; sin embargo, la existencia de regulaciones excesivas y el cumplimiento de requisitos dirigidos a prevenir el lavado de dinero incrementan los costos y tiempos de las transacciones (Aldasoro, 2020).

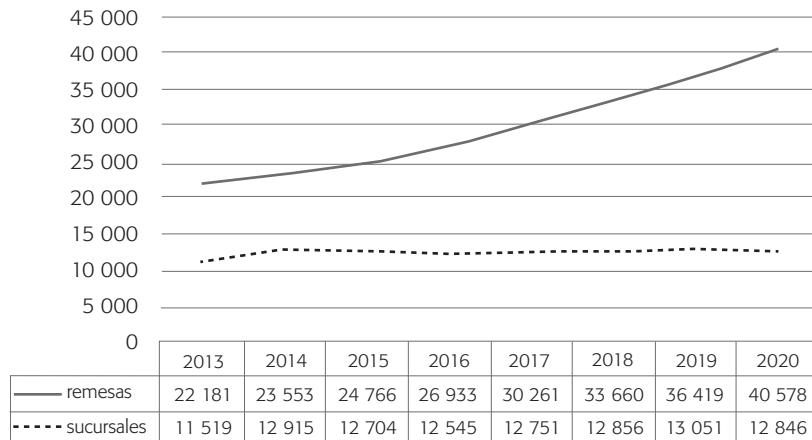
En términos generales, se percibe un problema que tiene que ver con la ausencia de al menos una sucursal en el 51 por ciento de los municipios del país, en donde se ubica el 92 por ciento de la población, según la CNBV (Cárdenas Jr. y Espinosa, 2020). Es decir, el 49 por ciento de los municipios del país no cuenta con al menos una sucursal bancaria. En este sentido, la Política Nacional de Inclusión Financiera (PNIF) no sólo se estructura para cumplir los cuatro elementos clásicos de esta inclusión (acceso, uso, educación financiera y protección al usuario), sino que se enfoca en incidir en la salud financiera de la población mexicana y, con ello, coadyuvar a la disminución de la pobreza y desigualdad. Para 2024, la PNIF tiene la meta de alcanzar los niveles promedios actuales de alfabetización financiera del G20 y reducir la brecha urbana-rural a 7.5 puntos porcentuales (Cárdenas Jr. y Espinosa, 2020).

Todo parece indicar que en el gobierno actual se están tomando medidas para incrementar los niveles de inclusión financiera que se expresan en la PNIF y en la creación del Banco del Bienestar, que se ha anunciado abrirá 2 393 sucursales en todo el país, mismas que esperan concretar en 2022 (Caso, 2020). Entre los objetivos establecidos por el Banco del Bienestar está participar en la recepción de remesas, si bien el uso de canales formales parece verse restringido, al menos desde el punto de vista teórico, por regulaciones excesivas, el pago de comisiones y el pago “potencial” de impuestos. Las regulaciones gubernamentales, asociadas al envío de remesas entre México y Estados Unidos, son bastante débiles; los controles implican el registro (no obligatorio) de una identificación oficial del beneficiario cuando la remesa rebasa los tres mil dólares y no se verifica el vínculo familiar entre el remitente y el receptor, por lo que el problema del bajo uso de canales formales podría estar asociado al cobro de comisiones o la falta de inclusión financiera.

DATOS

Los datos utilizados para el desarrollo de esta investigación fueron obtenidos de los tabulados generados por el Sistema de Información Económica desarrollado por el Banco de México y disponible en su sitio web (Banxico, 2021); en particular, se procesaron las variables relativas a los ingresos por remesas familiares y el total de sucursales bancarias. En ambos casos, las variables estaban disponibles a nivel municipal y para el periodo comprendido entre los años 2014 a 2020. Es importante señalar que los datos analizados representan las remesas familiares recibidas a través de canales formales, según cifras de Banco de México. Las remesas internacionales registraron a lo largo de todo el periodo analizado una tendencia creciente, con lo que alcanzaron un total de 40 578 000 000 de dólares al año 2020 (véase la gráfica 1).

Gráfica 1
EVOLUCIÓN DE REMESAS Y SUCURSALES BANCARIAS. MÉXICO, 2013-2020
 (remesas en millones de dólares)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Banxico (2021).

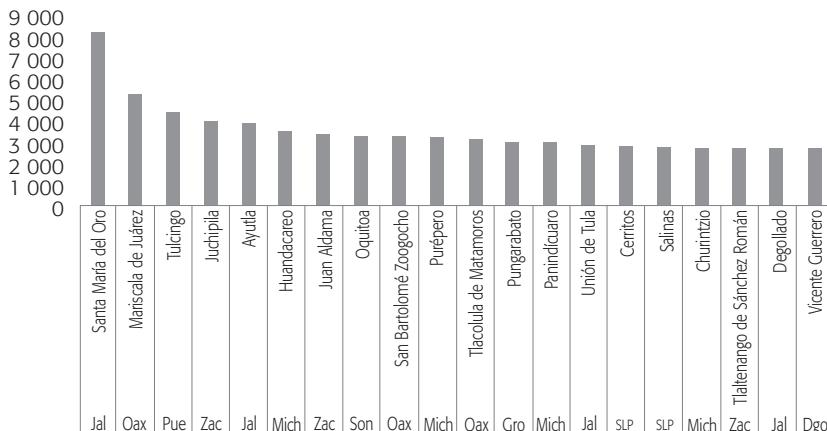
Los datos relativos a la infraestructura financiera, en concreto, la información operativa de la banca comercial por entidad federativa y municipio, que comprende el número total de sucursales fueron recabadas por el reporte regulatorio R24, que integra la información sectorizada proporcionada por la banca a partir del catálogo que solicita la Comisión Nacional Bancaria y de Valores, misma que es proporcionada al Banco de México para su procesamiento y publicación. La información fue recabada con cohorte 31 de diciembre de 2020.

REMESAS E INCLUSIÓN FINANCIERA EN MÉXICO

De acuerdo con el Banco Mundial (2018), la inclusión financiera impacta en siete de los diecisiete Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) señalados por el grupo G-20 (Romero *et al.*, 2020). “Especificamente, el grado de inclusión financiera de México es bajo en comparación con otras economías en desarrollo. Demirgürç-Kunt *et al.* (2015) señalan que solamente alrededor del 39 por ciento de la población adulta en México posee una cuenta en un banco u otro tipo de institución financiera, un porcentaje más bajo que el promedio de la región de América Latina y el Caribe, que es de aproximadamente el 51 por ciento” (Carabarin *et al.*, 2018: 409). Los municipios de origen de los migrantes mexicanos se han extendido más allá de las entidades tradicionales de emigración internacional, que hasta la década de los años ochenta del siglo xx se

encontraban encapsulados en algunas entidades federativas como Zacatecas, Jalisco y Michoacán, y que hoy día abarcan prácticamente todos los rincones de México, como se puede apreciar en la dispersión espacial de los municipios de destino de las remesas municipales, que son la contraparte de los flujos migratorios (véase el conjunto de mapas 1). Lo mismo se puede decir de los lugares de destino de los migrantes mexicanos, que hoy día abarcan toda la geografía de la Unión Americana; no se encuentran circunscritos al conjunto de entidades tradicionales de la migración de mexicanos a Estados Unidos.

Gráfica 2
REMESAS PER CÁPITA A NIVEL MUNICIPAL, SEGUNDO SEMESTRE DE 2020
(remesas per cápita en dólares)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Banxico y los Censos de Población y Vivienda, INEGI.

Los montos de las remesas captadas a nivel municipal nos permiten tener una idea de la dispersión del fenómeno a lo largo y ancho del país, ya que en casi todos los municipios, en el periodo 2015-2020, son receptores de remesas, con excepción de veintitrés municipios de Oaxaca, dos de Yucatán, uno de Sonora y uno de Tlaxcala, en los que no hay ni remesadoras, ni cajeros, y mucho menos sucursales bancarias donde cobrar las remesas, por lo que éstas se dirigen a los municipios aledaños (Banxico, 2020). En relación con el flujo de remesas per cápita a nivel municipal, en 2020, se observa que en municipios dispersos o con poca población se recibe un mayor número de remesas, lo que puede ser un indicador de la existencia de una mayor proporción de su población (originaria de dichas localidades) laborando en Estados Unidos; así, tenemos que Santa María del Oro, Jalisco, es el municipio que mayor monto de remesas

per cápita recibe, con una cantidad media de 8269 dólares anuales por persona; le seguirían Mariscala de Juárez, Oaxaca, y Tulcingo, Puebla, con 5349 y 4430 dólares, respectivamente. En suma, tenemos, dentro de los primeros veinte municipios que más dólares reciben, cuatro municipios de Jalisco, cuatro de Michoacán, tres de Oaxaca, tres de Zacatecas, dos de San Luís Potosí y uno de Puebla, Sonora, Guerrero y Durango, respectivamente (véase la gráfica 2).

En términos absolutos, el municipio de Tijuana, en 2020, es el que mayor monto de remesas recibe, con 626.3 millones de dólares; le sigue Guadalajara, con 531.4; Puebla, con 527.1 y Morelia, con 474.6 millones de dólares. En todo el país, en 2020, solamente cuarenta y tres municipios no recibieron remesas (por canales formales): treinta y uno de Oaxaca, cuatro de Sonora, dos cada uno de Tlaxcala, Veracruz, Yucatán, y uno de Chihuahua, y eso tiene que ver con la exclusión financiera.

MODELACIÓN ESPACIOTEMPORAL BAYESIANA

La variable Y_{it} representa una sucesión indexada de la forma $Y(i, t) = \{y(i, t) \mid (i, t) \in \mathbb{N}^2 \times \mathbb{R}\}$ misma que define un proceso estocástico donde cada punto $y(i, t)$ de la sucesión hace referencia al total de remesas recibidas por el municipio $i = 1, \dots, 2456$, al tiempo $t = 2015, \dots, 2020$ (Lindgren y Rue, 2015: 235). De tal modo que la variable aleatoria Y_{it} se modela usando una distribución de gaussiana dada por $Y_{it} \sim N(\eta_{it}, \sigma^2_{ei})$ donde η_{it} representa el valor medio esperado de las remesas para el municipio i al año t y σ^2 representa la varianza del error, conocida como efecto *nugget*, con media cero y donde cada e_i se supone independiente de e_j cuando $i \neq j$.

Los modelos espaciotemporales con formulación paramétrica clásica definen un predictor lineal η_{it} de la forma:

$$\eta_{it} = \alpha_0 + u_i + v_i + (\alpha + \delta_i) t + \beta_i x_{it} \quad (1)$$

donde α_0 representa el flujo medio de remesas recibidas en todos los municipios del país, u_i representa el efecto aleatorio espacial estructurado y v_i el efecto espacial no estructurado, donde los parámetros definen un campo aleatorio gaussiano. Cada unidad espacial tiene un intercepto dado por $(\alpha_0 + u_i + v_i)$ y una pendiente $(\alpha + \delta_i)$ que representa la tendencia temporal (Lindgren y Rue, 2015). β representa los efectos fijos relacionados con las covariables socioeconómicas. Los parámetros e hiperparámetros del modelo se definen a partir de los vectores $\theta = \{\alpha_0, u, v, \alpha, \beta, \delta\}$ y $\psi = \{\tau v, \tau \delta\}$ respectivamente.

El modelo dinámico no paramétrico define al predictor lineal η_{it} a partir de una formulación que elimina las limitaciones impuestas por el modelo paramétrico en relación con el comportamiento lineal global del efecto temporal (α) y la tendencia diferencial espacial (δs) (Bivand *et al.*, 2015):

$$\eta_{it} = \alpha_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \beta_{1it} x_{1it} \quad (2)$$

En este modelo, las tendencias temporales son modeladas dinámicamente a través de los parámetros de efectos temporales estructurados ρ_t y no estructurados φ_t . La tendencia temporal estructurada ρ_t se modela con una caminata aleatoria de orden uno (rw(1)) dada por $\rho_t \mid \rho_{t-1} \sim N(\rho_{t-1}, \sigma^2)$ mientras que la tendencia temporal no estructurada φ_t sigue una distribución gaussiana $N(0, 1/\tau\varphi)$ intercambiable (Schrödle y Held, 2011). Los parámetros restantes α , β , u_i y v_i se definen como en el modelo clásico paramétrico. Los parámetros e hiperparámetros son determinados por los vectores $\theta = \{\alpha, \beta, u, v, \rho, \varphi\}$ y $\psi = \{\tau u, \tau v, \tau \rho, \tau \varphi\}$ respectivamente.

La especificación del predictor lineal del modelo de interacción espaciotemporal definido por:

$$\eta_{it} = \alpha_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \beta_{1it} x_{1it} \quad (3)$$

captura la interacción entre espacio y tiempo al introducir el término γ_{it} de interacción espaciotemporal que sigue una distribución *Normal* $(0, 1/\tau_\gamma)$, con matriz de precisión $\tau_\gamma R_\gamma$ (Sharafifi *et. al.*, 2018), cuya estructura resulta ser dispersa. La matriz R_γ de estructura permite además identificar el tipo de dependencia espaciotemporal que categoriza el modelo (Lindgren y Rue, 2015: 241).

Las interacciones espaciotemporales se definen a partir del término γ_{it} quien especifica cuatro tipos de modelos espaciales de interacción: tipo I con efecto espacial y temporal no estructurado v_i y φ_t . Tipo II con efecto espacial no estructurado v_i y efecto temporal estructurado φ_t . Tipo III con efecto espacial estructurado u_i y con efecto temporal no estructurado φ_t y finalmente la interacción tipo IV con efecto espacial y temporal estructurado u_i y φ_t respectivamente (Blangiardo y Cameletti, 2015: 241). Los restantes parámetros del modelo se definen de igual manera que en el modelo no paramétrico. El vector de parámetros esta dado por $\theta = \{\alpha, \beta, u, v, \rho, \varphi, \gamma\}$, y el vector de hiperparámetros por $\psi = \{\tau u, \tau v, \tau \rho, \tau \varphi, \tau \gamma\}$.

El efecto espacial estructurado u_i sigue una distribución dada por:

$$u_i \mid u_{-i} \sim N\left(\mu_i + \sum_{j=1}^n d_{ij}(u_j - \mu_j), S_i^2\right) \quad (3)$$

conocida como modelo autorregresivo condicional (CAR), donde μ_i representa la media del área i y s_i la desviación estándar (Rue, Martino y Chopin, 2009) definida en términos del número de vecinos. $s_i^2 = \sigma_u^2 / \#N_i$. σ_u controla la variación entre efectos aleatorios espacialmente estructurados y d_{ij} pondera la proximidad espacial (Bivand *et al.*, 2015). El efecto espacial no estructurado v_i representa la parte del modelo que captura los efectos espaciales aleatorios cuya distribución está dada por $v_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_v^2)$.

El vector de parámetros θ , define, en cada caso, un campo aleatorio latente (GF), con una función de distribución previa $P(\theta | y)$ asociada, de forma que la dependencia entre dos observaciones de un campo aleatorio puede modelarse utilizando una función de covarianza. De manera que un modelo gaussiano latente se define a partir del anidamiento de un vector de parámetros, un predictor lineal y una función de verosimilitud. La verosimilitud captura la distribución marginal de los datos definida a partir de una familia exponencial, la cual se determina a partir de una función de enlace $\eta = g(E(Y | \theta))$ donde η es el predictor lineal definido por el modelo gaussiano latente, g es la función de enlace y Y es la variable respuesta.

A lo largo del trabajo, se presentan seis formulaciones de modelos espaciotemporales en competencia: 1) un modelo paramétrico clásico, 2) un modelo dinámico no paramétrico y 3) cuatro modelos no paramétricos de interacción espaciotemporal del tipo I al tipo IV, los cuales son planteados en términos del logaritmo natural de las remesas per cápita municipales y el logaritmo del número total de sucursales bancarias reportadas por municipio a lo largo del periodo analizado; esto, con la finalidad de reducir los problemas derivados de la sobredispersión de datos crudos.

RESULTADOS

La estimación de los seis modelos gaussianos latentes se realizó empleando el paquete INLA (aproximación anidada integrada de Laplace), disponible en lenguaje de programación R (Rue *et al.*, 2009). INLA aprovecha la estructura dispersa de la matriz de precisión y las propiedades de independencia condicional de los parámetros que conforman el campo aleatorio gaussiano markoviano para obtener cálculos rápidos y confiables. Los resultados de las estimaciones de los modelos se presentan en el cuadro 2. La forma de seleccionar el mejor modelo se basa en el criterio de bondad de ajuste Akaike.

Para el caso de los modelos ajustados, los resultados señalan que el modelo que presentó el AIC mínimo resultó ser el modelo de interacción espaciotemporal tipo I, con la covariable de número de sucursales bancarias por municipio. El modelo alcanzó un AIC de 53 493 (véase el cuadro 1) y por lo tanto representa la mejor opción para

modelar el comportamiento espaciotemporal de las remesas per cápita municipales, en términos de los niveles observados de inclusión financiera. Es importante señalar que la diferencia de 1 674 puntos de AIC respecto del modelo más cercano (modelo tipo III) hace evidente que la aportación de la interacción de los efectos temporales no estructurados y los efectos espaciales no estructurados resulta significativa, al momento de explicar la distribución espaciotemporal de las remesas en los municipios de México en el periodo analizado.

El conjunto de mapas 1 presenta la evolución espaciotemporal del logaritmo natural de las remesas per cápita municipales, a lo largo del periodo estudiado. En el mismo puede verse un incremento continuado en la llegada de remesas a todos los municipios de México, mientras en el año 2015, 768 municipios no recibieron remesas (de un total de 2 456 municipios); para el año 2020, la cantidad de municipios que no recibieron remesas fue de tan sólo 43. El incremento en el número de municipios receptores de remesas creció de la mano del número de sucursales bancarias por municipio y del monto promedio per cápita de las remesas (véase el cuadro 2).

La especificación del modelo de interacción tipo I permite conocer la distribución de las remesas per cápita municipales, a la par que evalúa el efecto que ejercen los niveles de inclusión financiera. El efecto fijo α del modelo de interacción tipo I estima que las remesas per cápita recibidas en los municipios de México alcanzaron un monto de 13.9 dólares por persona al año, a lo largo de todo el periodo analizado (véase el cuadro 2), cifra que subestima de manera importante el promedio general del país, que fue de 33.9 dólares per cápita anuales para el periodo señalado, esto según cifras del Banco de México. Este efecto de subestimación es producto de la ponderación espacial entre municipios con altos y bajos niveles de recepción de remesas, lo que se atribuye al hecho de que la parte del modelo condicional autorregresiva (icar) que ajusta el efecto espacial estructurado del predictor lineal pondera la estimación de un municipio con información relativa al comportamiento de los municipios vecinos, información que toma “prestada” y que utiliza además para reducir sustantivamente la varianza (véase el conjunto de mapas 2).

El efecto del parámetro β del modelo de interacción espaciotemporal tipo I indica la existencia de una relación positiva entre los niveles de inclusión financiera y los montos per cápita de las remesas recibidas, donde el incremento relativo de un punto en los niveles de inclusión financiera municipales implicaría un incremento de 1.8 ($\exp(0.063)$) dólares en las remesas per cápita municipales.

El conjunto de mapas 1 muestra la distribución espaciotemporal de las remesas recibidas por los municipios de México durante los años 2015 a 2020, misma que puede contrastarse con las estimaciones obtenidas del modelo de interacción espaciotemporal tipo I, que se presentan en el conjunto de mapas 2, donde se observa el

efecto del suavizado realizado por el modelo. En el conjunto de mapas 2 se muestra la media posterior (estimada en términos del total nacional) de las remesas per cápita asociados a los niveles observados de inclusión financiera municipales.

Cuadro 1 AKAIKE Y ESTIMACIONES POSTERIORES DE EFECTOS FIJOS. MODELOS ESPACIOTEMPORALES							
Modelo	AIC	Par	mean	sd	Q1	Q2	Q3
Paramétrico	56 448.53	α	0.721	0.098	0.529	0.721	0.913
		β	0.103	0.027	0.049	0.103	0.156
		year	0.56	0.006	0.549	0.56	0.571
No paramétrico	58 168.26	α	2.613	0.071	2.589	2.643	2.876
		β	0.061	0.025	0.011	0.062	0.123
Tipo I	53 493.47	α	2.633	0.073	2.489	2.633	2.776
		β	0.063	0.026	0.012	0.063	0.113
Tipo II	57 353.83	α	2.064	1038.734	-2036.081	2.071	2042.163
		β	0.01	0.029	-0.065	0.01	0.045
Tipo III	55 922.09	α	18.948	1064.138	-2156.117	15.304	2209.868
		β	0.09	0.025	0.041	0.09	0.139
Tipo IV	58 167.07	α	2.647	52.125	-99.698	2.645	104.909
		β	0.061	0.026	0.01	0.061	0.111

Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA.

El cuadro 2 presenta las estimaciones posteriores de los efectos aleatorios del modelo de interacción espaciotemporal de tipo I. En el caso del modelo de interacción tipo I, la media de la densidad posterior del efecto espacial estructurado u_i es un 60 por ciento más pequeña que la media estimada para el efecto espacial no estructurado v_i , lo que muestra que el efecto de la dispersión espacial de las remesas entre municipios es baja y depende relativamente poco de las distancias y de la estructura espacial. Por el contrario, el valor medio estimado para los efectos temporales no estructurados en el modelo de interacción espaciotemporal tipo I, resultó ser muy significativa en relación con el efecto temporal estructurado y con ambos efectos espaciales (estructurados y no estructurados), lo que refleja el incremento sostenido de remesas a lo largo de todo el periodo analizado y hace evidente la mayor importancia

relativa del tiempo en relación con el espacio, como factor explicativo para modelar la evolución del envío de remesas en los municipios de México.

La magnitud de la diferencia observada entre los efectos temporal y espacial (estructurados y no estructurado), implica que la capacidad explicativa del modelo de interacción espaciotemporal debe tomar en cuenta la interacción entre ambos efectos (espaciales y temporales) (Schrödle y Held, 2011). Cuando las variaciones entre efectos espaciales (estructurados y no estructurado) y las variaciones entre efectos temporales son relativamente pequeñas, en comparación con la variación estimada entre efectos espaciales y temporales (véase el cuadro 2), la estimación del término de interacción espaciotemporal γ_{it} resulta en relación con las estimaciones de los efectos temporales y espaciales de menor magnitud (Martins *et al.*, 2012); no obstante, el término de interacción es capaz de modelar la dependencia espaciotemporal, hecho que se ve reflejado en la bondad de ajuste del modelo.

Cuadro 2
ESTIMACIONES POSTERIORES DE EFECTOS ALEATORIOS,
MODELO INTERACCIÓN ESPACIOTEMPORAL TIPO I

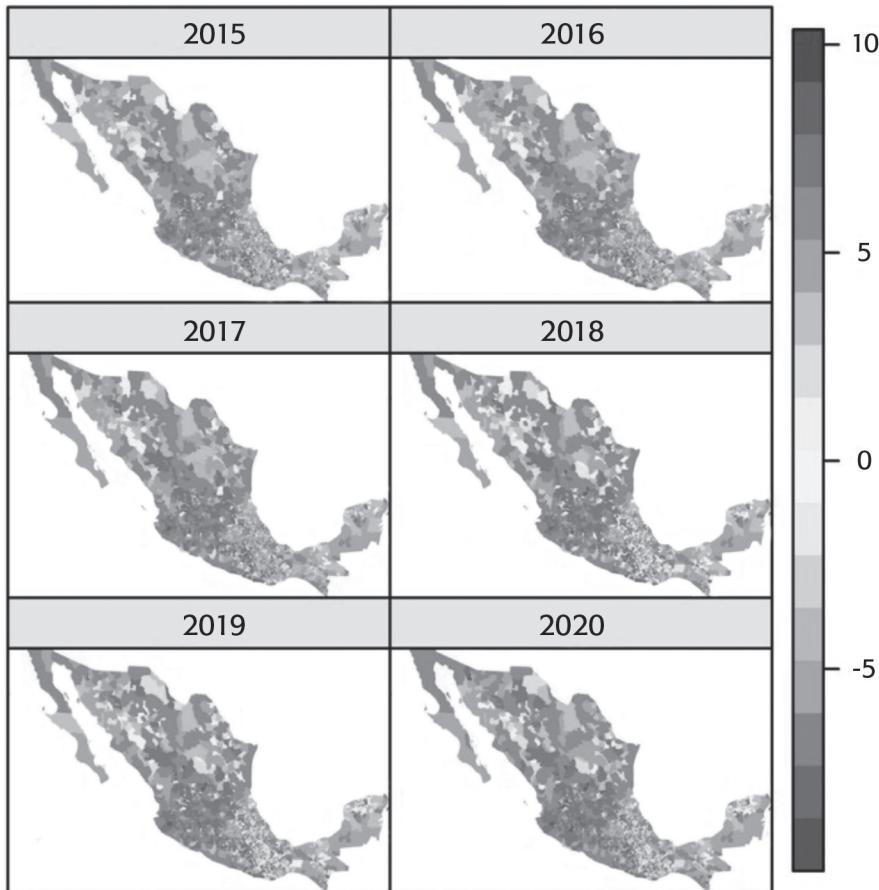
Modelo clásico paramétrico	mean	sd	Q1	Q2	Q3
ui Efecto espacial estructurado	0.096	0.004	0.088	0.096	0.105
vi Efecto espacial no estructurado	0.155	0.029	0.101	0.155	0.215
ρ_t Efecto temporal estructurado	3.3	1.752	0.843	3.006	7.479
φ_t Efecto temporal no estructurado	18213.74	18268.553	1255	12805.244	66300.788
γ_{it} Efecto int. espaciotemporal	0.784	0.078	0.641	0.78	0.95

Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA.

El modelo de interacción tipo I permitió estimar los efectos aleatorios espaciales y temporales no estructurados de las variaciones en las remesas per cápita municipales. El conjunto de mapas 2 presenta la media posterior de las remesas per cápita municipales estimadas en términos del campo espacial y del efecto asociado a los niveles observados de inclusión financiera en México, el cual se expresa en términos del logaritmo natural, para reducir los niveles de sobredispersión de ambas variables. En el mismo puede verse que los municipios en tonos más claros presentan niveles de

recepción de remesas por abajo de la media nacional, mientras que los municipios en colores más oscuros tienen niveles de remesas por encima de la media.

Conjunto de mapas 1
DISTRIBUCIÓN ESPACIOTEMPORAL DE LAS REMESAS
PER CÁPITA MUNICIPALES, MÉXICO, 2015 A 2020

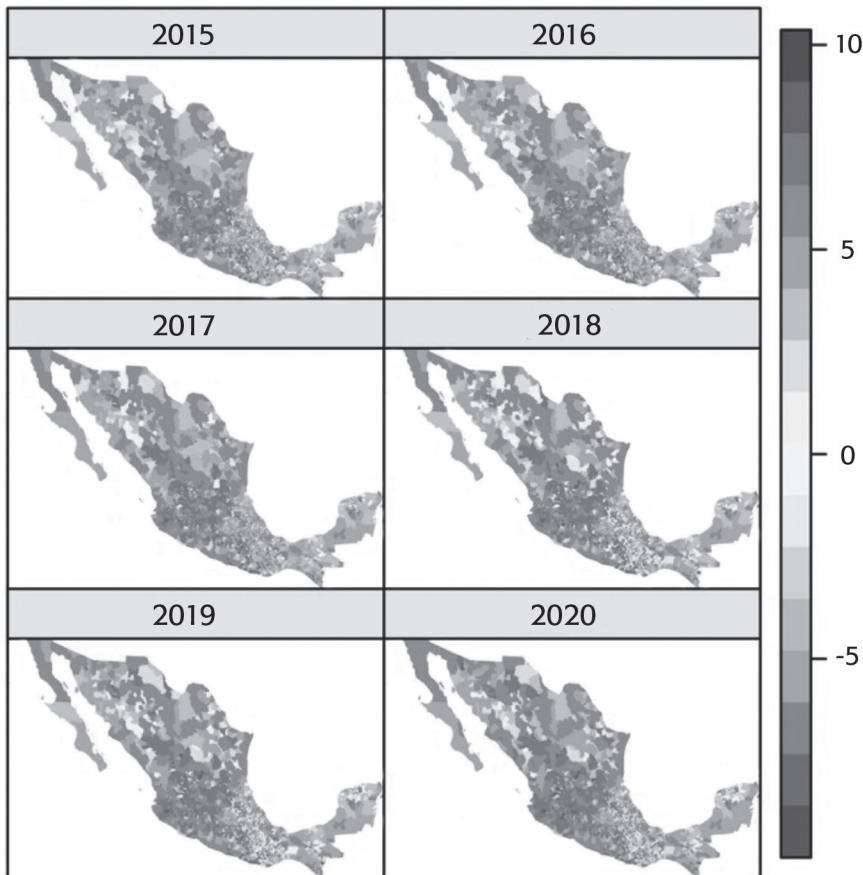


Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA.

El modelo de interacción espaciotemporal tipo I genera la distribución posterior completa de las remesas municipales para el periodo analizado dado el nivel de inclusión financiera observado, por lo que es posible construir un mapa de probabilidad en términos del riesgo relativo asociado a un nivel específico de remesas per cápita municipal, el cual puede establecerse a partir de un umbral determinado. Así,

el mapa 3 presenta la probabilidad condicional posterior de que el logaritmo natural de la distribución de las remesas per cápita municipales sea superior a 2.6 (es decir, que el municipio presente una captación media de remesas por encima del promedio global nacional), lo que se define como $P(c_i > 2.6 | y)$.

Conjunto de mapas 2
MEDIA POSTERIOR DE LAS REMESAS PER CÁPITA MUNICIPALES
SEGÚN ESTIMACIONES DEL MODELO DE INTERACCIÓN TIPO I



Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA.

El mapa 3 presenta la distribución espacial de la probabilidad condicional posterior, relativa a las remesas per cápita municipales de México, donde los municipios entre la gradación 0.8 y 1.0 muestran una alta probabilidad de recibir remesas por arriba

del promedio nacional, mientras que los municipios en tonos entre la gradación 0.0 y 0.2 presentan una baja probabilidad de obtener remesas por encima del promedio nacional, lo que dibuja un claro patrón espacial. En general, los municipios entre grado 0.0 y 0.2 se encuentran ubicados en el sur-sureste de México e incluyen zonas como la Selva Lacandona, el Istmo de Tehuantepec en Oaxaca, y la Península de Yucatán.

Mapa 3
PROBABILIDAD CONDICIONAL POSTERIOR $P(\varsigma_i > \chi | y)$



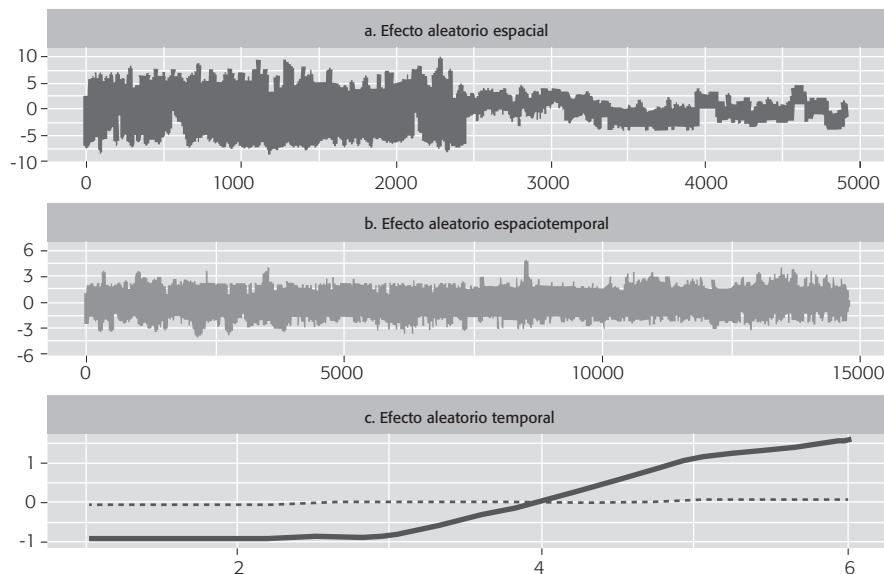
Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA.

La exploración de patrones espaciales permite identificar conglomerados donde se observan regiones de alta recepción de remesas, que en teoría corresponden a regiones con altas tasas históricas de expulsión de migrantes hacia Estados Unidos; regiones donde, si bien, se presentan importantes niveles de bienestar económico, también enfrentan serios problemas asociados a desequilibrios demográficos y sociales. Los hogares que reciben remesas se encuentran con mayores posibilidades de mejorar la calidad de su alimentación y las condiciones de sus viviendas, de mejorar sus niveles de escolaridad y de acceso a servicios de salud, lo que en algunos casos va en detrimento de los hogares que no reciben remesas, al incrementar los costos relativos de los bienes y servicios disponibles en el municipio. Estos contrastes se observan con claridad a lo largo de todo el mapa 3.

La gráfica 3 presenta la tendencia posterior de los efectos espaciales y temporales estructurados y no estructurados, además del parámetro de interacción espaciotemporal

para el modelo tipo I. En la gráfica 3.a se presenta la tendencia del efecto espacial no estructurado a lo largo de las primeras 2456 observaciones; posteriormente se dibuja la tendencia de los efectos espaciales estructurados (las últimas 2456 observaciones). La gráfica 3.b presenta la evolución del efecto de interacción espaciotemporal, a lo largo de las 14 736 (2456 x 6) estimaciones. La gráfica 3.c muestra la tendencia en la línea continua del efecto temporal estructurado, y la línea punteada, la tendencia del efecto temporal no estructurado.

Gráfica 3
EFECTOS ALEATORIOS ESPACIOTEMPORALES ESTRUCTURADOS
DEL MODELO DE INTERACCIÓN TIPO I



Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA.

CONCLUSIONES

Esta investigación contribuye al análisis de la distribución espaciotemporal de las remesas en los municipios de México, y aporta elementos cuantitativos fundamentales para evaluar la importancia de la inclusión financiera en la dispersión territorial de remesas y en el papel que desempeña la vecindad entre municipios rurales y urbanos donde, por ejemplo, la probabilidad de que un municipio ubicado en la Sierra Madre Occidental reciba montos de remesas por arriba de la media nacional es baja,

mientras que la probabilidad de municipios ubicados en la vecindad de los mismos es mayor (véase el mapa 3). Los flujos de remesas son una fuente fundamental de ingresos para un número creciente de municipios de México; sin embargo, existen importantes desigualdades producto de su distribución espacial.

El efecto positivo estimado para la variable inclusión financiera sobre la recepción de remesas municipales muestra la importancia de impulsar estrategias destinadas a incluir a los migrantes y a sus familias al sistema financiero nacional; en especial, muestra la relevancia de la estrategia impulsada por la Política Nacional de Inclusión Financiera, que tiene por objeto incidir en la salud financiera de la población mexicana a través del programa de bancarización orientado a población migrante, con el que se busca reducir los costos y riesgos asociados a las transferencias de remesas, así como ampliar su cobertura a todos los municipios del país.

Si se analiza una vez más al año 2020, la distribución de remesas en cuanto a su monto (sin considerar su distribución per cápita), son precisamente los municipios más poblados de México los que reciben la mayor cantidad: Tijuana, Guadalajara, Puebla, Morelia y Álvaro Obregón, mientras que en grandes regiones del sur-sureste del país se dispersan pequeñas cantidades; sin embargo, éstas son fundamentales para su sobrevivencia y desarrollo. El análisis estadístico espaciotemporal pone en relieve la relevancia de la inclusión financiera sobre el problema de distribución de las remesas a lo largo y ancho de todos los municipios de México. Los resultados muestran la conformación de conglomerados espaciales (a lo largo de los años analizados) de municipios donde se concentra la recepción de remesas, en perjuicio de sus municipios vecinos.

La inclusión financiera es un factor relevante para explicar la distribución espaciotemporal de las remesas. La expectativa es que la inclusión de un mayor número de migrantes y de sus familias al sistema financiero impulse el uso de canales formales para los envíos, lo cual reducirá la incertidumbre y los riesgos asociados al uso de canales informales, para hacer posible la recepción en un mayor número de municipios. El crecimiento continuo en los flujos de remesas es muestra de la importancia de la mano de obra mexicana en el mercado laboral de Estados Unidos; sin embargo, la reducción del flujo de migrantes en los últimos años obliga a reevaluar la dependencia de las remesas, en especial en los municipios donde se registran altos niveles de pobreza y marginación.

La elección de los modelos gaussianos latentes para representar conceptualmente a los modelos espaciotemporales facilitó su conceptualización; sin embargo, esto no hace menos compleja la fase de resolución o estimación de parámetros, razón por la que resulta fundamental la implementación de los modelos basada en INLA, con un enfoque de inferencia bayesiano que consiste en estimar los parámetros

marginales posteriores del modelo. El uso de un algoritmo basado en INLA representa una importante ventaja al momento de hacer inferencias estadísticas. El uso del paquete INLA proporciona importantes ventajas computacionales respecto de otros paquetes basados en algoritmos como la cadena de Markov de Monte Carlo (MCMC, por sus siglas en inglés), donde la diferencia en tiempo de procesamiento suele ser de horas e incluso días.

FUENTES

ALDASORO, BLANCA

2020 *Mejores prácticas sobre iniciativas para promover la inclusión financiera de receptores de remesas en el ámbito rural*, México, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal).

ANGELETTI, CAMILA

2019 “Programa de transferencias monetarias condicionadas e inclusión financiera: el caso de Argentina”, tesis de maestría en Administración y Políticas Públicas, Universidad de San Andrés, Departamento de Ciencias Sociales, Buenos Aires.

BANCO DE MÉXICO (BANXICO)

2021,

2020 “Sistema de información económica”, en <<https://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=1&accion=consultarCuadro&idCuadro=CE166&locale=es>>, consultada el 20 de febrero de 2020 y el 10 de enero de 2021.

BIVAND, ROGER, VIRGILIO GÓMEZ RUBIO y HÄVARD RUE

2015 “Spatial Data Analysis with R-INLA with Some Extensions”, *Journal of Statistical Software*, vol. 63, no. 20, pp. 1-31.

BLANGIARDO, MARTA y MICHELA CAMELETTI

2013 *Bayesian Spatio and Spatio-temporal Models with R-INLA*, Wiley.

BLANGIARDO, MARTA, MICHELA CAMELETTI, G. BAIO y H. RUE

“Spatial and Spatio-temporal Models with R-INLA”, *Spatial and Spatio-temporal Epidemiology*, vol. 4, marzo, pp. 33-49, doi: 10.1016/j.sste.2012.12.001, epub 2013 Jan 2, PMID: 23481252

CARABARÍN, M., ADRIÁN DE LA GARZA, JUAN PEDRO GONZÁLEZ y ANTONIO POMPA

- 2018 “Corresponsales bancarios e inclusión financiera en México”, en María José Roa García y Diana Mejía, eds., *Decisiones financieras de los hogares e inclusión financiera: evidencia para América Latina y el Caribe*, México, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (Cemla), pp. 407-447.

CÁRDENAS JR., GUILLERMO y LUIS A. ESPINOSA

- 2020 “Perspectivas de inclusión y educación Financiera en 2020”, Observatorio “Perspectivas de inclusión y educación financiera”, México, BBVA.

CASO, DIEGO

- 2020 “Sucursales del Banco del Bienestar iniciarán operaciones en junio de 2021: AMLO”, *El Financiero*, 4 de diciembre, en <<https://www.elfinanciero.com.mx/economia/sucursales-del-banco-del-bienestar-iniciarán-operaciones-en-junio-de-2021-amló>>.

COMISIÓN NACIONAL BANCARIA Y DE VALORES (CNBV)

- 2019 “Panorama anual de inclusión financiera”, México, CNBV.

CORTINA, JERÓNIMO, RODOLFO DE LA GARZA y ENRIQUE OCHOA REZA

- 2005 “Remesas. Límites al optimismo”, *Foreign Affairs en Español*, vol. 5, no. 3, julio-septiembre, pp. 27-36.

DEMIRGÜÇ-KUNT, ASLI, L. KLAPPER, D. SINGER y P. VAN OUDHEUSDEN

- 2015 *The Global Findex Database 2014: Measuring Financial Inclusion Around the World*, Policy Research Working Paper no. 7255, Washington, D.C., World Bank.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA (INEGI)

- 2021 “Población”, *Banco de Información Económica-INEGI*, en <<https://www.inegi.org.mx/temas/estructura/>>, consultada el 10 de enero de 2021.

LINDGREN, FINN y HÅVARD RUE

- 2015 “Bayesian Spatial and Spatiotemporal Modelling with R-INLA”, *J. Stat. Softw.* 63.

MARTINS, G., D. SIMPSON, F. LINDGREN y H. RUE

- 2012 “Bayesian Computation with INLA: New Features”, Norwegian University of Science and Technology Report.

ROA, M. J.

- 2013 “Inclusión financiera en América Latina y el Caribe: acceso, uso y calidad”, *Boletín del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos* (Cemla), julio-septiembre, pp. 121-148, cit. en Li Ng, J.J., J.C. Sánchez Salinas, C. del C. Hoyo Martínez y T. Ramírez García, “¿La recepción de remesas tiene efectos sobre la inclusión financiera en México?”, *Sobre México. Temas de economía*, vol. 1, 2015, en <https://sobremexicorevista.ibero.mx/index.php/Revista_Sobre_Mexico/article/view/15>.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD)

- 2006 *International Migration Outlook: Système d'observation Permanente des Migrations* (Sopemi) 2006, París, OECD Publishing.

ROMERO-ÁLVAREZ, Y., W. NIEBLES-NÚÑEZ y L. NIEBLES-NÚÑEZ

- 2020 “La inclusión financiera analizada desde una técnica de reducción de dimensiones”, *Desarrollo Gerencial*, vol. 12, no. 1, pp. 1-17.

RUE, HÅVARD, S. MARTINO y N. CHOPIN

- 2009 “Approximate Bayesian Inference for Latent Gaussian Models by Using Integrated Nested Laplace Approximations”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 71, no. 2, pp. 1-35.

SCHRÖDLE, B. y L. HELD

- 2011 “Spatio-temporal Disease Mapping Using INLA”, *Environmetrics*, vol. 22, no. 6, pp. 725-734.

SHARAFIFI, Z., N. ASMARIAN, S. HOORANG y A. MOUSAVI

- 2018 “Bayesian Spatio-temporal Analysis of Stomach Cancer Incidence in Iran, 2003-2010”, en <<https://www.springer.com/journal/477>>, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, vol. 32, pp. 2943-2950.

TUIRÁN GUTIÉRREZ, RODOLFO, JORGE SANTIBÁÑEZ ROMELLÓN y RODOLFO CORONA VÁZQUEZ

- 2006 “El monto de las remesas familiares en México: ¿mito o realidad?”, *Papeles de población*, vol. 12, no. 50, pp. 147-169.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT (UNCTAD)

- 2011 “Cómo maximizar la contribución de las remesas al desarrollo”, Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo, Reunión de Expertos de UNCTAD, Ginebra, 14 y 15 de febrero de 2011.