

Patrones espaciales de carencia alimentaria en Chiapas a través de una aproximación anidada integrada de Laplace

Spatial Patterns of Food Deprivation in Chiapas through an Integrated Nested Laplace Approximation

Gerardo Núñez Medina* y Gabriel Velázquez Castillejos**



Maya mujer street proveedor Chiapas, México/Roberto Gernaro/Getty Images

* Universidad Autónoma de Chiapas (UACH), gerardo.nm1@gmail.com

** UACH, gabriel.velazquez@unach.mx

Uno de los problemas históricos más importantes y arraigados de Chiapas es el hambre, donde 25% de la población sufre carencia alimentaria. El presente trabajo tiene el objetivo de analizar la distribución espacial de ésta en el estado a nivel municipal durante el 2015 a partir de la implementación de dos modelos gaussianos latentes, el primero busca identificar patrones espaciales no aleatorios y el segundo intenta analizar el efecto que ejercen las covariables de desigualdad socioeconómica y analfabetismo (como una variable que aproxima el nivel de acceso a la educación) sobre los niveles de carencia alimentaria municipal. Los resultados parecen confirmar la presencia de un patrón espacial de concentración de carencias alimentarias, sin embargo, no fue posible probar el impacto de las mencionadas covariables.

Palabras clave: campo aleatorio de Gauss Markov; modelos lineales aditivos; desigualdad económica; analfabetismo.

Recibido: 26 de abril de 2018.

Aceptado: 14 de octubre de 2018.

Introducción

El concepto de carencia por acceso a la alimentación fue acuñado por el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL) a partir de la noción de seguridad alimentaria desarrollado por la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO, por sus siglas en inglés) en el 2006. Ésta supone el acceso, en todo momento, a comida suficiente para llevar una vida activa y sana, lo que se asocia a conceptos de estabilidad, suficiencia y variedad de alimentos. La FAO la clasifica en cuatro categorías: inseguridad alimentaria severa, moderada y leve, así como la de seguridad. A partir de éstas, el CONEVAL define la carencia como la característica presente en los hogares con un grado moderado o severo.

Adicionalmente, explica la pobreza alimentaria como una dimensión de la medición de la pobreza por ingresos consistente en la incapaci-

One of the most important and deeply rooted historical problems in the state of Chiapas is hunger, where 25 percent of the population suffers from lack of food. The aim of this work is to analyze the spatial distribution of the municipal food-deprivation in Chiapas during 2015, from the implementation of two latent Gaussian models; the first one seeks to identify non-random spatial patterns of food deprivation, while the second one tries to analyze the effect that they exercise the covariables of socioeconomic inequality and illiteracy (as a variable that approximates the level of education access) on levels of municipal food-deprivation. The results seem to confirm the presence of a spatial pattern of concentrated food deprivation. However, it was not possible to prove the spatial effect of inequality and illiteracy on municipal food-deprivation.

Key words: Gaussian Markov random field; additive linear models; economic inequality; illiteracy.

dad (monetaria) para obtener una canasta básica, incluso si se hiciera uso de todo el ingreso disponible en el hogar para comprarla únicamente (CONEVAL, 2010). Aunque esta medición dejó de realizarse desde el 2010, sus resultados presentan una idea de la evolución del comportamiento de las carencias alimentarias en los municipios de Chiapas.

Las primeras estimaciones enfocadas a capturar los niveles de pobreza alimentaria se remontan a 1990; éstas señalan que 46.2% de los chiapanecos se encontraba en esa situación, la cual se incrementó hasta alcanzar 53.3% en el 2000; en el 2010, la cifra se redujo a 48.6%, lo cual indica que, en general, la mitad de los habitantes no contaba con los ingresos suficientes para adquirir la canasta básica alimentaria (CONEVAL, 2017), condición que no varió significativamente durante los 20 años en los que se realizó la medición.

Si bien la definición propia del concepto de carencia alimentaria incluye el acceso físico y económico a la alimentación, resulta evidente que el factor funda-

mental que explica los niveles observados de pobreza y carencia alimentarias en Chiapas es la falta de ingresos suficientes para adquirir una canasta básica (SAGARPA *et al.*, 2013). La escasez de dinero en grandes estratos de la población de la entidad es explicable por la presencia de importantes desigualdades económicas, las cuales son captadas a través del índice de Gini.¹

Las diferencias socioeconómicas surgen a partir de la reproducción de las formas de subordinación inducidas a través de una estructura social que privilegia, en el caso de Chiapas, la inserción de poblaciones blanca y mestiza a mejores posiciones en el mercado laboral, lo que, a su vez, les permite un acceso preferencial a los servicios de salud y educación, en detrimento de la gente pobre e indígenas. Esta situación ha privilegiado la creación de los mecanismos necesarios para que las clases dominantes se apoderen de los medios de producción y del control político del estado (Núñez, 2016).

En 1990, Chiapas ocupaba el quinto mayor nivel de desigualdad económica de México (Gini 0.54), solo un poco por debajo de la media nacional (0.56); en el 2010, estaba en el más desigual (0.51), por arriba de la media nacional (0.50), nivel que se mantuvo igual cinco años después (CONEVAL, 2017).

En general, el índice de Gini se ha reducido solo marginalmente; esto supondría la existencia de una mejor distribución del ingreso, en particular en municipios con altos niveles de carencias alimentarias; sin embargo, estos resultados, más que reflejar mejores condiciones de equidad económica, son el reflejo de altos niveles de pobreza alimentaria, presentes en casi todo el estado.

Las cifras anteriores demuestran que la población de Chiapas sufre grandes desventajas sociales producto de altos niveles de desigualdad en la distribución del ingreso, lo cual genera a su vez las condiciones para que la entidad se encuentre en las primeras posiciones de pobreza alimentaria en México.

El analfabetismo es un factor clave para explicar las graves deficiencias generadas por las condiciones de exclusión cultural, social y económica que incluye, desde luego, las carencias alimentarias que padece gran parte de la población de Chiapas. No hay duda de que la alfabetización mejora las condiciones de igualdad entre individuos debido a que posibilita a las personas la comprensión de nueva información, mejora la capacidad para relacionarse y comunicarse, además de que ejerce una poderosa influencia en la vida social (Carranza y González, 2006).

De esta forma, el objetivo del trabajo es modelar la distribución espacial de la carencia alimentaria de manera directa y a través de factores explicativos, como las desigualdades de ingresos y los niveles de analfabetismo presentes en los municipios de Chiapas. Para ello, esta investigación hace uso de datos socioeconómicos publicados por el CONEVAL, así como de los recopilados por la Encuesta Intercensal 2015 del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2016) respecto al acceso a la educación. En ambos casos, éstos hacen referencia a cifras municipales del estado y están centrados en el 2015.

Carencia alimentaria, desigualdades y analfabetismo

El término de seguridad alimentaria fue definido en 1996 durante la Cumbre Mundial de la Alimentación como: "...existe seguridad alimentaria cuando todas las personas tienen en todo momento acceso físico y económico a suficientes alimentos inocuos y nutritivos para satisfacer sus necesidades alimenticias y sus preferencias en cuanto a los alimentos a fin de llevar una vida activa y sana..." (FAO, 1996).

¹ Es uno de los indicadores más utilizados para medir desigualdades en la distribución de los ingresos entre distintas sociedades o al interior; esto se debe a su capacidad para resumir en un solo número el nivel de concentración o distribución de la riqueza de todas las personas presentes en la sociedad (Ravallion y Chen, 2003). El índice mide la distancia entre la distribución del ingreso percibido por individuos u hogares y una distribución ideal que supone equidad perfecta al interior de una economía. Cuando el índice alcanza un nivel cercano a 0 significa que la distribución del ingreso en dicha economía se acerca a la igualdad perfecta, mientras que el cercano a 1 implica niveles de desigualdad perfectos (Ravallion y Datt, 1991).

El concepto también incorpora el acceso a los alimentos, su disponibilidad y la necesidad de una dieta sana que incluya no solo las calorías necesarias, sino los macro y micronutrientes esenciales (Cossío *et al.*, 2012).

Es multidimensional debido a los múltiples factores que inciden su definición, entre los que pueden destacarse: la producción agrícola, el comercio, los ingresos, la calidad de los alimentos y del agua, los servicios de saneamiento del agua, la gobernabilidad y la estabilidad política; sin embargo, éstos han podido ser reducidos a cuatro dimensiones: 1) la disponibilidad física de los alimentos; 2) el acceso económico y físico a éstos; 3) su utilización, absorción e higiene; y 4) la estabilidad en el tiempo de las tres dimensiones anteriores (CONEVAL, 2014). Si alguna de éstas falla, se considera que existe riesgo de inseguridad alimentaria. Adicionalmente, el CONEVAL define dos derechos fundamentales: el de no padecer hambre y el de tener acceso a una alimentación sana y nutritiva (FAO *et al.*, 2017).

El acceso a la alimentación para grandes segmentos de la población depende, en gran medida, de su nivel de ingreso, así como del grado de desigualdad socioeconómica y de marginación, lo que pone de manifiesto la importancia de la correlación existente entre la pobreza y el hambre como elementos que definen la diferencia entre la disponibilidad y el acceso a los alimentos; por ello, el concepto de seguridad alimentaria estaría, entre otros aspectos, enfocado a buscar condiciones de inclusión social y económica de los más pobres y a garantizar su derecho a la alimentación (Álvarez y Cárcamo, 2014).

En Chiapas, durante el 2015, 40% de la población careció de los ingresos necesarios para adquirir la canasta básica, 25% padeció de carencia alimentaria, más de 40% no tuvo los ingresos necesarios para efectuar gastos en salud y educación y más de 60% no contó con los recursos mínimos para acceder a satisfactores como vestido, vivienda y transporte (Núñez, 2016).

Los niveles observados de desigualdad en la entidad en ese año son resultado de las condiciones

estructurales que indicaron que del total de sus habitantes (5.21 millones), 83.5% se encontraba en situación de pobreza y 38.7% (2.04 millones de personas), en situación de pobreza extrema. Por lo tanto, resultan explicables los niveles de carencia alimentaria registrados en el estado, donde 25% de la población la padeció.

Junto con la desigualdad económica, la educación es un factor fundamental para comprender la trascendencia del consumo cotidiano de una dieta sana y variada, ya que se encuentra directamente relacionada con el conocimiento de aspectos tan relevantes como nutrición, higiene, cuidado y conservación de alimentos, elementos que resultan claves para la absorción adecuada de nutrientes (Aguirre, 2004). En general, es de esperarse que la educación incluya aspectos que permitan atenuar la importancia de agentes como el ingreso o la marginación. La formación académica capacita a los individuos para comprender lo necesario que es priorizar el acceso de alimentos de alto valor nutritivo sobre productos chatarra o de mucho contenido calórico. Debe orientar hábitos de alimentación que privilegien la ingesta cotidiana y suficiente de verduras, semillas, frutas, lácteos y oleaginosas y, en general, de comida rica en proteína. La implementación de prácticas educativas adecuadas sobre nutrición hace posible la adopción de técnicas de preparación que mejoran su calidad, diversifican la variedad de alimentos empleados e incrementan la higiene durante su manejo, preparación y consumo.

Por otra parte, la alfabetización puede entenderse como un proceso a través del cual los individuos adquieren la capacidad de comunicarse de forma escrita, lo que se constituye como un elemento que posibilita la adquisición continua de habilidades y destrezas de todo tipo; habilita a las personas para desarrollar ventajas que, de manera eventual, les permitirán mejorar sus condiciones de vida. La relación intrínseca entre la capacidad de leer y escribir adecuadamente, así como la posibilidad de obtener nuevas destrezas, juegan un papel esencial en la generación de crecimiento económico y en la reducción de desigualdades (UNESCO, 2008).

Uno de los problemas centrales para combatir la pobreza es el analfabetismo, el cual podemos asociar con los altos índices de desigualdad e importantes carencias socioeconómicas (Rivero, 2007). En general, la población analfabeta se concentra en los espacios donde es posible encontrar condiciones de desigualdad y carencias extremas que pueden, evidentemente, ser asociadas al entorno.

En Chiapas, 17.9% de sus habitantes eran analfabetas en 2010, en el país la cifra alcanzaba 6.9%; para el 2015, si bien los niveles de analfabetismo² en la entidad se redujeron considerablemente para llegar a 15% de la población de 15 años y más de edad, la brecha respecto al promedio nacional (6%) continúa siendo extrema (INEGI, 2016). Estos indicadores son similares si se analiza la escolaridad promedio; por ejemplo, para ese grupo etario en el estado alcanzó 7.3 años durante ese mismo año (que equivale a poco más del primer año de secundaria) y a nivel nacional era de 9.2 años (que significa poco más de la secundaria concluida).

El analfabetismo en personas de 18 años y más representa el máximo rezago asociado a la incapacidad de incorporar a la población al sistema educativo formal; los adultos analfabetos fueron niños excluidos, en su momento, de éste (Barquera, 2001). Es un fenómeno que se reproduce en la medida en que determinados sectores de la población infantil no pueden acceder al sistema educativo en la edad correspondiente, por lo que su atención requiere de estrategias dirigidas hacia adultos y a la incorporación de niñas y niños excluidos.

Los indicadores de rezago educativo en Chiapas han mostrado pocas variaciones a lo largo de los últimos 25 años: en 1990, 34 % de los chiapanecos mayores de 15 años de edad no había terminado la primaria, en el 2000 se incrementó a 50%, pero para el 2010 se redujo de nuevo a 37% y en el 2015 se mantuvo prácticamente igual con 37.3%, mientras

² El INEGI (2010) define como analfabeta a la población de 15 años o más de edad que declara no saber leer ni escribir un recado. Bajo este criterio se clasifica a los individuos como alfabetas o analfabetas. En contraparte, la población alfabetada será aquella que ha adquirido la capacidad básica de leer y escribir, es decir, que puede acceder a nuevos conocimientos, lo que hace posible mejorar sus posibilidades de integración social, de generación de riqueza y de acceso a servicios de salud y alimentación.

que la proporción de población de 6 años y más sin acceso al sistema educativo fue de 32.3 por ciento.

Fuente de datos

La información obtenida del CONEVAL y del INEGI fue concatenada a través de la clave de identificación municipal para Chiapas en el 2015.

El nivel de inseguridad alimentaria fue determinado por el CONEVAL al interior de los hogares a partir del indicador de acceso a la alimentación que se construye utilizando la Escala Mexicana de Seguridad Alimentaria (EMSA), formada a través de una batería de preguntas que incluye elementos como por falta de dinero u otros recursos, a partir de algunos reactivos, por ejemplo, ¿los hogares tuvieron una alimentación basada en muy poca variedad?, ¿las personas en dicho hogar dejaron de desayunar, comer o cenar?, ¿comieron menos de lo que piensan debían comer?, ¿se quedaron sin comida?, ¿sintieron hambre pero no comieron?, ¿comieron una vez al día o dejaron de comer todo un día? (CONEVAL, 2010).

Con la EMSA se identificó el grado de inseguridad alimentaria: un hogar se encuentra en estado de seguridad si no reportó haber experimentado ninguna de las situaciones descritas en la Escala; aquel que manifestó experiencias de pérdida de variedad y calidad en los alimentos consumidos como resultado de la falta de dinero u otros recursos se ubica en un nivel de inseguridad leve; el que presentó casos de disminución de la cantidad de alimentos consumidos o saltos de algunas comidas por falta de dinero u otros recursos está en grado moderado; y el que informó, además de lo anterior, haber sufrido hambre sin poder satisfacerla por falta de dinero u otros recursos tiene inseguridad alimentaria severa (CONEVAL, 2010).

Se consideran carentes por acceso a la alimentación a las personas que viven en hogares con inseguridad alimentaria moderada o severa y no carentes a quienes residen en hogares que se encuentran en grado leve o en seguridad alimentaria.

Las cifras sobre desigualdad en la distribución de ingresos se calcularon con el índice de Gini a partir de la base de datos sobre medición de la pobreza municipal 2015 publicada por el CONEVAL, y del INEGI se utilizaron los datos de población referentes a la condición de alfabetismo como una variable que aproxima el nivel de acceso a la educación.

Metodología

Los datos espaciales pueden definirse como la ejecución de un proceso estocástico espacialmente indexado de forma tal que:

$$Y(s) \equiv \{y(s) | s \in \mathbb{R}^2\},$$

donde $y(s)$ representa el valor medio de la carencia alimentaria en cada uno de los s municipios de Chiapas (Blangiardo *et al.*, 2013). La dependencia espacial se modela a través de la estructura de vecindades presente en éstos y se basa en la definición de vecino. Se dice que dos municipios son vecinos si comparten una frontera común, es decir, son de primer orden, y un municipio es vecino de segundo orden de otro cuando sus vecinos de primer orden comparten una frontera común.

Las tasas de carencia alimentaria (TCA) municipal se estimaron como el cociente del número observado de personas que padecen carencia alimentaria $y(s)$ y la población expuesta al riesgo de ésta, de forma que:

$$r_j = \frac{\sum_{i=1}^n y_j(s_i)}{\sum_{i=1}^n Pob_{ij}}$$

representa la TCA para cada municipio (Blangiardo y Cameletti, 2013), mientras que el número de casos esperados de carencia alimentaria municipal estará dado por:

$$E_j = \sum_{j=1}^J Pob_{ij} \times r_j.$$

La dependencia espacial será modelada a partir de:

$$Y_i \sim Poisson(\lambda_i),$$

donde:

$$\lambda_i = E_i \varrho_i \quad \log(\varrho_i) = \eta_i,$$

de forma que λ_i es definida en términos de una tasa ϱ_i y del número esperado de casos E_i , con lo que se especifica un modelo *log*-lineal a partir del predictor η_i :

$$\eta_i = \beta_0 + u_i + v_i \quad (1)$$

El parámetro β_0 cuantifica la tasa promedio de carencia alimentaria en el estado. La parte espacial no estructurada del modelo se representa por v_i , cuya distribución está dada por:

$$v_i \sim Normal(0, \sigma_v^2),$$

mientras que u_i representa la parte del modelo espacialmente estructurado condicional autorregresivo, cuya distribución es:

$$u_i | u_{-i} \sim N(\mu_i + \sum_{j=1}^n r_{ij}(u_j - \mu_j), s_i^2),$$

donde μ_i es la media del área i y σ_i , la desviación estándar (Rue *et al.*, 2009), misma que depende del número de vecinos:

$$s_i^2 = \frac{\sigma_u^2}{\#N_i}$$

σ_u controla la variación entre efectos aleatorios espacialmente estructurados, mientras que r_{ij} cuantifica la proximidad espacial (Bivand *et al.*, 2015).

Si además de modelar el efecto espacial de la carencia alimentaria se desea evaluar el efecto que distintas covariables ejercen sobre el riesgo analizado, basta con reformular el modelo (1) agregando efectos fijos, de forma que se obtiene el modelo:

$$\eta_i = \beta_0 + \sum_{m=1}^M \beta_m x_{mi} + u_i + v_i, \quad (2)$$

donde los *betas* representan la parte de efectos fijos del modelo. En su escala natural, pueden interpretarse como el riesgo relativo donde el incremento de una unidad de la covariable x_i se asocia con un incremento de *beta* en el riesgo de padecer carencia alimentaria.

Tanto el modelo (1) como el (2) son casos particulares de una forma general del modelo lineal aditivo:

$$\eta_i = \beta_0 + \sum_{m=1}^M \beta_m x_{mi} + \sum_{l=1}^L f_l(z_{ij}), \quad (3)$$

donde f es una colección de funciones definida en términos de covariables z . El vector de parámetros se representa por:

$$\theta = (\beta_0, \beta_i, f)$$

y el vector de hiperparámetros, por:

$$\psi = \{\tau_u, \tau_v\}.$$

Es importante señalar que la precisión se define como el inverso de la varianza $\tau = \frac{1}{\sigma^2}$.

Tal como se definió en la ecuación (3), θ forma un campo aleatorio gaussiano markoviano (GMRF), de manera que tendrá una distribución normal multivariada con media $\mathbf{0}$ y matriz de precisión $Q(\psi)$. Los componentes del campo gaussiano latente θ se suponen condicionalmente independientes, lo cual implicaría que $Q(\psi)$ es una matriz de precisión dispersa (Rue y Held, 2005). La dispersión de ésta genera beneficios computacionales importantes al momento de estimar el valor de los parámetros desconocidos del GMRF, con la ventaja adicional de que la distribución posterior conjunta de θ y ψ está dada por el producto de la densidad del GMRF y la distribución previa del vector de hiperparámetros ψ (Rue *et al.*, 2009).

Implementación del modelo

Una de las limitaciones más importantes a la hora de implementar los métodos bayesianos reside en su costo computacional, donde algoritmos

como la cadena de Markov Monte Carlo (MCMC), *Metropolis-Hasting* y *Gibbs Sampling* son utilizados cotidianamente para obtener la distribución posterior de distintos parámetros desconocidos, esto a pesar de su alto costo computacional. De manera reciente se ha desarrollado una alternativa, a los métodos tipo MCMC, cuya principal ventaja es ser computacionalmente eficiente; esta alternativa se conoce como aproximación anidada integrada de Laplace o INLA (Rue *et al.*, 2009; Martino y Rue, 2010), la cual genera soluciones analíticas eficientes, implementadas de forma numérica, cuya finalidad es aproximar la distribución posterior de los parámetros de modelos gaussianos latentes.

La modelación espacial de la carencia alimentaria municipal se realizó a través de la implementación de los modelos:

$$\eta_i = \beta_0 + u_i + v_i \quad (4)$$

y

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u_i + v_i. \quad (5)$$

Los modelos (4) y (5) fueron implementados en R-INLA en términos de: η_i que representa la carencia alimentaria municipal; x_1 , el índice de desigualdad de Gini; x_2 , el porcentaje de población sin primaria concluida; los *betas* son la parte de efectos fijos del modelo; v_i , los efectos espaciales no estructurados; y u_i , la parte espacialmente estructurada del modelo.

Los parámetros estimados se especificaron a través de los vectores de parámetros e hiperparámetros. Los primeros están dados por:

$$\theta = \{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \xi_i, u\}.$$

Es importante señalar que para fines de interpretación del modelo INLA re-parametriza ξ_i como (Martins *et al.*, 2012):

$$\xi_i = u_i + v_i.$$

El valor predeterminado por *default* para la distribución previa de los parámetros es un vector con una distribución gaussiana (Blangiardo *et al.*, 2013), donde se especifica la media y el inverso de la varianza (precisión). La especificación previa del vector de hiperparámetros dado por $\psi = \{\tau_u, \tau_v\}$ se realizó a través del logaritmo de la precisión de los efectos no espacialmente estructurados como:

$$\log(\tau_v) \sim \log\text{Gamma}(1, 0.0005)$$

y el logaritmo de la precisión de los efectos espacialmente estructurados como:

$$\log(\tau_u) \sim \log\text{Gamma}(1, 0.0005).$$

El objetivo de las especificaciones presentadas para los modelos (4) y (5) es definir distribuciones *a priori* no informativas para los parámetros e hiperparámetros estimados.

Resultados

La especificación del modelo (4) permite conocer la distribución espacial del riesgo de padecer carencias alimentarias. La estimación al 2015 del efecto fijo β_0 se presenta en el cuadro 1, he implica que, en promedio, 15% de los municipios del estado de Chiapas se encuentra expuesto al riesgo de sufrirlas, esto, una vez que el parámetro ha sido transformado a escala natural. Es importante recordar que todos los parámetros estimados se encuentran en escala logarítmica, por lo que es conveniente transformarlos antes de su interpretación.

Por su parte, el modelo (5) tiene como finalidad evaluar el efecto de la desigualdad socioeconómica y el analfabetismo sobre el riesgo de carencia alimentaria municipal. Los efectos fijos estimados pueden verse en el cuadro 2. Los resultados indican que el incremento relativo de un punto porcentual en el índice de Gini implicaría un crecimiento de 5% sobre dicho riesgo, mientras que el aumento de un punto porcentual de población analfabeta implicaría alrededor de 4 por ciento.

Cuadro 1

Efectos fijos estimados del modelo lineal aditivo (4)

	mean	sd	0.025quant	0.5quant	0.975quant
β_0	-0.145	0.049	-0.242	-0.145	-0.048

Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA.

Adicionalmente, los efectos aleatorios estimados contienen información, a nivel municipal, de los efectos espaciales tanto estructurados como no estructurados, mismos que son recogidos por el vector ξ , el cual representa el riesgo relativo espacial expresado como:

$$\zeta_i = \exp(\xi) = \exp(u_i + v_i)$$

mismo que representa el riesgo residual relativo de cada municipio (comparado con la totalidad del estado) una vez considerados los factores de desigualdad económica (x_1) y el analfabetismo (x_2).

El mapa 1a muestra la media posterior del riesgo relativo de padecer carencias alimentarias ζ en comparación con la totalidad del estado de Chiapas (Schrödle y Held, 2011). Los efectos aleatorios observados en este mapa permiten ver un patrón espacial de carencia alimentaria donde los municipios que se encuentran dentro de la región hidrológica del Grijalva (INEGI-INE-CONAGUA, 2015) presentan mayor riesgo de padecerlas, en comparación con los restantes.

La diferenciación espacial que se muestra en el mapa 1a hizo evidente la importancia que tiene la

Cuadro 2

Efectos fijos estimados del modelo lineal aditivo (5)

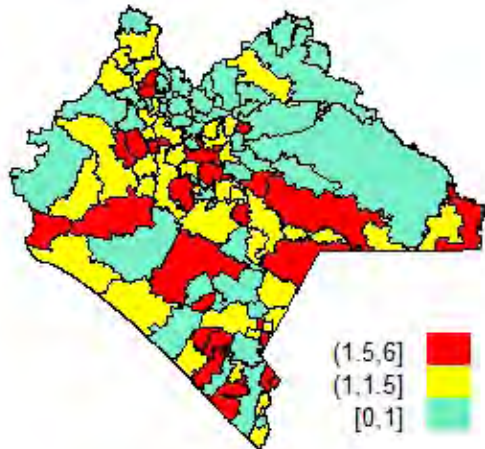
	mean	sd	0.025quant	0.5quant	0.975quant
β_0	-3.053	0.583	-4.204	-3.051	-1.912
β_1 gini	0.049	0.013	0.025	0.049	0.074
β_2 analfab	0.041	0.007	0.027	0.041	0.055

Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA.

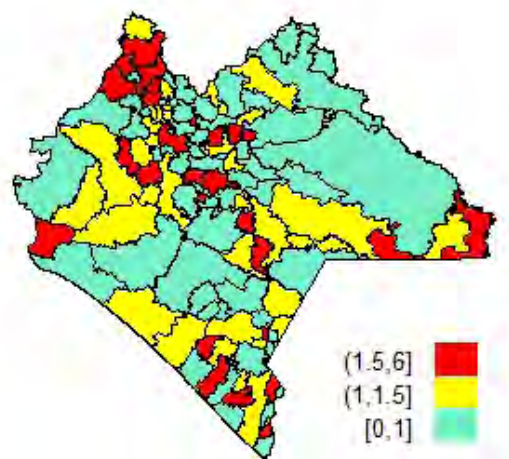
Mapas 1

Patrón espacial de riesgo de carencia alimentaria municipal

a Modelo (4)



b Modelo (5)



Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA.

ubicación territorial al momento de determinar los municipios con mayor probabilidad de sufrir carencias alimentarias. En éste resulta claro que algunos de los ubicados en la selva de Chiapas (Ocosingo, Altamirano, Oxchuc y Huixtán) presentaran un riesgo relativamente bajo de carencia alimentaria en relación con el resto de municipios del estado de Chiapas, lo cual se explica básicamente por la explotación de alimentos provenientes de la selva.

En el mapa 1b se observa la diferenciación espacial generada por la inequitativa distribución

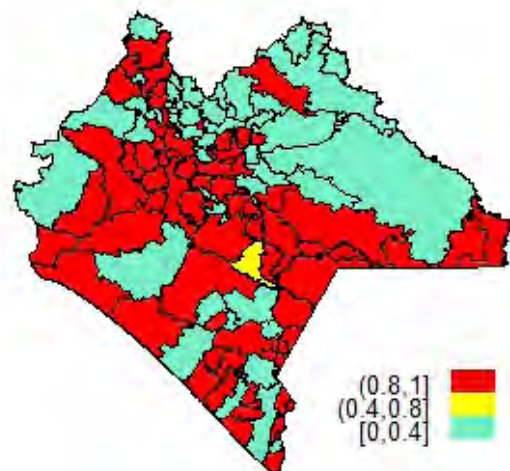
del ingreso y las diferencias en los niveles de alfabetización como elementos que favorecen a algunos municipios, mientras que afectan a otros, en términos de la probabilidad estimada de sufrir de carencias alimentarias; por ejemplo, La Concordia, Arriaga y Villaflores (en color rojo) presentaron un alto riesgo de padecerla.

Los resultados que se aprecian en el mapa 1a presentan las estimaciones de los efectos espaciales calculados para el modelo (4); no obstante, el patrón observado resulta ser, en términos genera-

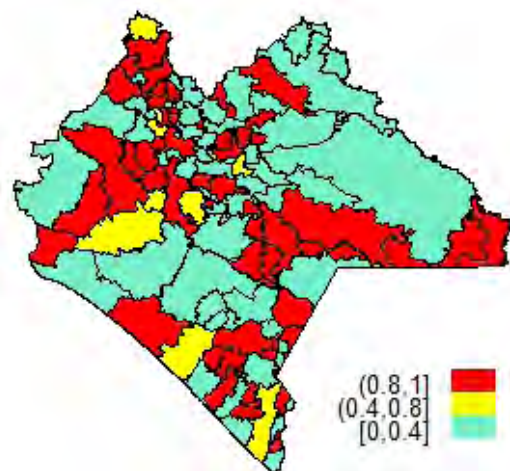
Mapas 2

Probabilidad del efecto espacial de la carencia alimentaria municipal

a Modelo (4)



b Modelo (5)



Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA.

les, similar al mostrado en el mapa 1b, obtenido al estimar el modelo (5), por lo que pudiera inferirse que las covariables no aportan información relevante sobre el comportamiento espacial de la carencia alimentaria municipal.

Los mapas 2a y b representan la medida posterior de probabilidad condicional:

$$P(\zeta_i > 1 | y) \sim P(\xi_i > 0 | y)$$

que cuantifica el riesgo excesivo de padecer carencia alimentaria en el municipio i . El mapa de riesgos relativos específicos de cada municipio y su probabilidad posterior se muestra en el mapa 2a para las estimaciones del modelo (4), mientras que el 2b presenta las del modelo (5).

El mapa 2a muestra un patrón de exceso de riesgo sobre prácticamente todos los municipios ubicados a lo largo de la región hidrológica de los ríos Chixoy y Grijalva, con excepción de Aldama, Cintalapa, Tecpatán y Villa Corso. También, es posible distinguir un área de riesgo excesivo sobre los que están en la costa. En contraparte, llama la atención que los que están dentro de la región hidrológica del río Lacantún, donde se encuentran municipios tan emblemáticos como Ocosingo y Chilón, presenten bajos niveles de riesgo relativo de padecer carencia alimentaria.

Debe tenerse en cuenta que el riesgo relativo residual para cada municipio (en comparación con la totalidad de municipios de Chiapas) una vez considerados los cofactores x_1 y x_2 (Martins *et al.*, 2012) mostrados en el mapa 2b presenten un patrón muy similar al del 2a, con algunas excepciones, como La Concordia y Venustiano Carranza, por lo que se procederá a estimar la calidad de ajuste de cada modelo y a aplicar criterios estadísticos de comparación entre los mismos.

Una de las formas más utilizadas para medir el ajuste de un modelo *log*-lineal aditivo es mediante la proporción de varianza explicada por el componente espacial estructurado ui (que representa

la variabilidad explicada a partir del componente condicional autorregresivo), y dado que la varianza marginal del componente espacial no estructurado v_i no es directamente comparable (Rue *et al.*, 2009), resulta necesario obtener una estimación empírica de la varianza marginal posterior de los efectos estructurados, la cual suele aproximarse a partir de:

$$s_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2}{n - 1}$$

donde \bar{u} es el promedio de las u_i , la cual debe contrastarse con la varianza marginal posterior de los efectos no estructurados dada por la aproximación:

$$Frac_s = \frac{s_u^2}{s_u^2 + \sigma_v^2}$$

La estimación se realiza a través de una simulación de muestras tomadas de las distribuciones marginales posteriores. El procedimiento se encuentra implementado en R-INLA (Martino y Rue, 2010); en nuestro caso, se hizo una simulación a partir de 10 mil muestras extraídas de las distribuciones marginales de τ_v y τ_u para cada uno de los municipios.

La proporción de varianza espacial explicada resultó ser de 0.34 y 0.26 para los modelos (4) y (5), en ese orden, lo cual sugiere que, aproximadamente, la tercera parte de la variabilidad es aclarada por la estructura espacial. Dado que la varianza explicada por el modelo (5) es inferior a la del (4), es de suponer que las covariables aportan 8% de capacidad espacial explicativa, lo cual implicaría que el modelo (5) es relativamente superior al (4); sin embargo, al analizar la calidad de ajuste de cada modelo en relación con los datos —con lo que se busca identificar el modelo que tenga la mayor capacidad explicativa con el menor grado de complejidad (parsimonia) por medio del criterio de información DIC (*Deviance Information Criterion* o su traducción criterio de desviación de información)—, se observó que el modelo (5), con cofactores, presentó un DIC de 1498.428, prácticamente el mismo valor DIC del (4), que fue de 1498.452, lo cual hace evidente la limitada apor-

tación de las covariables para esclarecer la distribución espacial del riesgo de carencia alimentaria en Chiapas.

Era de esperar que al aumentar el número de covariables del modelo (4), la capacidad explicativa del (5) se incrementara sustancialmente y esto se viera reflejado en una importante disminución del valor del DIC, lo cual no ocurrió.

Conclusiones

El paquete R-INLA se ha convertido en una herramienta accesible y de fácil uso que ofrece la posibilidad de estimar modelos aditivos *log*-lineales, como los presentados en este trabajo. El éxito de la estimación de los modelos señalados se debe, en gran medida, a la aproximación integrada anidada de Laplace implementada en el paquete INLA, la cual proporciona ventajas computacionales que le permiten competir eficientemente con alternativas presentes en paquetes basados en métodos MCMC.

La aplicación de modelos aditivos espaciales bayesianos a la distribución del riesgo de padecer carencia alimentaria en los municipios de Chiapas permitió la identificación de distorsiones territoriales provocadas por una excesiva concentración de riesgos en las áreas identificadas en los mapas 1a y 2a, y demostró que 34% de la variabilidad puede ser explicada por efectos espaciales estructurados y no estructurados. Adicionalmente, el trabajo ofrece una primera aproximación a la modelación espacial que los efectos de la desigualdad económica y el analfabetismo ejercen sobre la distribución espacial de la carencia alimentaria en municipios de la entidad.

Si bien la teoría señala que las desigualdades económicas y el analfabetismo impactan directamente sobre el riesgo de padecer carencia alimentaria, dicha afirmación parece no afectar su distribución espacial, al menos para los municipios de Chiapas en el 2015, con lo que el efecto de las covariables señaladas podría expresarse en términos tempora-

les. También, es importante señalar que la presencia de infraestructura como carreteras y sistemas de transporte podría estar modificando el efecto espacial de las covariables analizadas, dado que la distribución espacial del riesgo de carencia alimentaria puede verse alterada por los tiempos, costes y posibilidades de distribución territorial de alimentos, cambiando así los espacios de exclusión alimentaria.

En el caso chiapaneco, es posible concluir que la carencia alimentaria es un fenómeno que se expresa de manera territorial, donde algunas de las causas del hambre pueden atribuirse a: la falta de mecanismos de distribución que permitan llevar comida de forma suficiente y oportuna, en especial a localidades con altos niveles de marginación, a la incapacidad económica de la población para adquirir los alimentos necesarios o a una producción local insuficiente, lo cual está asociado a la presencia de problemas estructurales de acceso y distribución de éstos.

Es importante señalar que se trata de un trabajo de cohorte transversal, cuyo objetivo es modelar el comportamiento espacial de la carencia alimentaria en los municipios de Chiapas en el 2015 con la finalidad de identificar municipios altamente expuestos a carencias alimentarias. En este sentido, la estructura espacial ha podido capturar 34% de la variabilidad del fenómeno, por lo que es importante reconocer que se trata de un evento multicausal de carácter estructural, cuya distribución depende no solo de la estructura espacial, sino de una variedad mucho más amplia de factores explicativos.

Finalmente, de la totalidad de municipios chiapanecos analizados, el porcentaje de personas que padecía carencia alimentaria en el 2015 alcanzó a 25% de la población. Dada la complejidad del fenómeno, resulta evidente que el comportamiento espacial de ésta no ha podido ser capturado por las dos variables explicativas presentadas (analfabetismo y desigualdad), y aunque en teoría sería recomendable utilizar variables asociadas al ingreso familiar como un *proxi* para mediar la capacidad para adquirir una canasta básica, como puede ser

el salario mínimo. Al ajustar dicha covariable, ésta no alcanzó un nivel de significancia suficiente debido a que, como puede verse en el mapa 2a, los municipios con menores ingresos, en general, no presentan los mayores niveles de pobreza alimentaria como resultado de la autoproducción de traspatio y la recolección de alimentos de la selva, bosques o mar.

Fuentes

- Aguirre, Patricia. *Ricos flacos y gordos pobres. La alimentación en crisis*. Buenos Aires, Capital Intelectual, 2004.
- Álvarez, A. y R. Cárcamo. "La seguridad alimentaria y las políticas públicas. Una visión conceptual", en: *Sociedades Rurales, Producción y Medio Ambiente*. Vol. 14, núm. 46. México, Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Xochimilco, 2014.
- Barquera, Simón, Juan Rivera-Donmarco y Alejandra Gasca-García. "Políticas y programas de alimentación y nutrición en México", en: *Salud Pública de México*, 43(5), 2001, pp. 464-477.
- Bivand, Roger, Virgilio Gómez Rubio, & Håvard Rue. "Spatial Data Analysis with R-INLA with Some Extensions", en: *Journal of Statistical Software*. 63, 2015, pp. 1-31.
- Blangiardo, M. y Michela Cameletti. *Bayesian Spatio and Spatio-Temporal Models with R-INLA*. Wiley, 2013.
- Blangiardo, M., Michela Cameletti, Baio Gianluca, and Håvard Rue. "Spatial and Spatio-Temporal Models with R-INLA", en: *Spatial and Spatio-Temporal Epidemiology*, Volume 4, 2013, pp. 33-49.
- Carranza Palacios, José Antonio y René González Cantú. *Alfabetización en México. Análisis cuantitativo y propuestas de política*. México, Limusa, 2006.
- CONEVAL. *Dimensiones de la seguridad alimentaria: Evaluación estratégica de nutrición y abasto*. México, 2010.
- _____. *Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México*. Segunda edición. México, 2014.
- _____. *Metodología para la medición de la pobreza en los municipios de México*, 2015. México, 2017.
- Cossío, P. de L. et al. "Dimensiones de la seguridad alimentaria desde la óptica nutricional", en: *Salud Pública y Nutrición*. Vol. 13, núm. 3, julio-septiembre de 2012.
- FAO. *Declaración de Roma sobre la seguridad alimentaria mundial y Plan de acción*. Cumbre Mundial sobre la Alimentación. Roma, FAO, 1996.
- FAO, FIDA, OMS, PMA y UNICEF. *El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2017. Fomentando la resiliencia en aras de la paz y la seguridad alimentaria*. Roma, FAO, 2017.
- INEGI. *Censo de Población y Vivienda 2010*. México, INEGI, 2010.
- _____. *Encuesta Intercensal 2015. Principales resultados*. México, INEGI, 2016 (DE) http://www.beta.inegi.org.mx/contenidos/proyectos/enchogares/especiales/intercen_sal/2015/doc/eic_2015_presentacion.pdf
- INEGI-INE-CONAGUA. "Mapa de cuencas hidrográficas de México (escala 1: 250 000)", en: *Cuencas hidrográficas de México, escala 1:250 000*. México, CONAGUA, 2015.
- Martino, S., H. Rue. *Implementing Approximate Bayesian Inference using Integrated Nested Laplace Approximation: a manual for the inla program*. 2010.
- Martins, G., D. Simpson, F. Lindgren y H. Rue. "Bayesian computation with INLA: new features", en: *Norwegian University of Science and Technology Report*. 2012.
- Núñez Medina, G. "Gasto social y pobreza en municipios de Chiapas, un análisis de datos panel espacial", en: *Realidad, Datos y Espacio Revista Internacional de Estadística y Geografía*. Vol. 7, Núm. 3. México, INEGI, 2016.
- Rivero, J. "Lectura crítica y propositiva sobre la alfabetización latinoamericana", en: *La Piragua*. Vol. I, Núm. 25, 2007, pp. 20-31.
- Ravallion, Martin & G. Datt. "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures", en: *Papers 83, World Bank - Living Standards Measurement*. 1991.
- Ravallion, Martin and Shaohua Chen. "Measuring Pro-Poor Growth", en: *Economics Letters*, 78(1), 2003, pp. 93-99.
- Rue, H. y L. Held. *Gaussian Markov Random Fields. Theory and Applications*. Chapman & Hall, 2005.
- Rue, H., S. Martino y N. Chopin. "Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations", en: *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 71 (2), 2009, pp. 1-35.
- SAGARPA, SEDESOL, FAO, INSP. "Estado del acceso a los alimentos", en: *Panorama de la Seguridad Alimentaria y Nutricional en México 2012*. FAO. México, SAGARPA, SEDESOL, FAO, INSP, 2013, pp. 73-124.
- Schrödle, B. y L. Held. "Spatio-temporal disease mapping using INLA", en: *Environmetrics*, 22 (6), 2011, pp. 725-734.
- UNESCO. *Programa de evaluación y monitoreo de la alfabetización (LAMP)*. 2008.