



Población y Salud en Mesoamérica

ISSN: 1659-0201

Universidad de Costa Rica. Centro Centroamericano de Población

Medina, Gerardo Núñez

Modelación espacial bayesiana del riesgo de embarazo adolescente a través de la aproximación anidada integrada de Laplace en Chiapas, 2015

Población y Salud en Mesoamérica, vol. 17, núm. 1, 2019, Julio-Diciembre, pp. 95-115

Universidad de Costa Rica. Centro Centroamericano de Población

DOI: <https://doi.org/10.15517/psm.v17i1.37783>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44664663005>

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

UAEH [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



Población y Salud en Mesoamérica

PSM

Modelación espacial bayesiana del riesgo de embarazo adolescente a través de la aproximación anidada integrada de Laplace en Chiapas, 2015

Gerardo Núñez Medina

Cómo citar este artículo

Núñez, G. (2019). Modelación espacial bayesiana del riesgo de embarazo adolescente a través de la aproximación anidada integrada de Laplace en Chiapas, 2015. *Población y Salud en Mesoamérica*, 17(1). doi:10.15517/psm.v17i1.37783



Revista electrónica semestral
Centro Centroamericano de Población
Universidad de Costa Rica



ISSN-1659-0201
<http://ccp.ucr.ac.cr/revista/>

Modelación espacial bayesiana del riesgo de embarazo adolescente a través de la aproximación anidada integrada de Laplace en Chiapas, 2015

Bayesian spatial modeling of adolescent pregnancy risk through integrated nested Laplace approximation in Chiapas, 2015

Gerardo Núñez Medina ¹

RESUMEN: El **objetivo** del trabajo es analizar la distribución espacial de la fecundidad adolescente municipal en Chiapas durante 2015. **Método:** a partir de la utilización de modelos aditivos estructurales estimados mediante la aproximación anidada integrada de Laplace. **Resultados:** Un primer modelo identifica los patrones espaciales no aleatorios de la fecundidad, mientras un segundo modelo analiza el efecto que ejercen cofactores como: pobreza, marginación y analfabetismo, sobre la distribución espacial de la fecundidad adolescente. **Discusión:** Los resultados parecen confirmar que los espacios donde se registran mayores índices de marginación, analfabetismo y pobreza incrementan el riesgo de configurar un clúster donde las tasas de fecundidad adolescente observadas son en promedio mayores que las presentadas por los municipios vecinos.

Palabras Clave: Campo aleatorio de Gauss Markov, modelos lineales aditivos, marginación, pobreza, analfabetismo, INLA, México, Chiapas.

ABSTRACT: The **objective** of the study is to analyze the spatial distribution of adolescent municipal fertility in Chiapas during 2015. **Method:** from the use of estimated structural additive models through the integrated nested approach of Laplace. **Results:** A first model identifies the non-random spatial patterns of fertility, while a second model analyzes the effect of cofactors such as poverty, marginalization and illiteracy on the spatial distribution of adolescent fertility. **Discussion:** The results seem to confirm that the spaces where higher rates of marginalization, illiteracy and poverty are registered increase the risk of setting up a cluster where the adolescent fertility rates observed are on average higher than those presented by neighboring municipalities.

Key Words: Gaussian Markov Random Field, additive linear models, marginalization, poverty, illiteracy, INLA, México, Chiapas.

Recibido: 08/05/2018 | Corregido: 29/04/2019 | Aprobado: 12/04/2019

¹ Universidad Autónoma de Chiapas, MÉXICO. gerardo.nm1@gmail.com



1. Introducción

En los últimos años, se ha observado un crecimiento en el número de embarazos en adolescentes. Esta situación contradice las tendencias asociadas al acceso casi universal a métodos anticonceptivos, al aumento de los niveles educativos de la población femenina, la amplia implementación de políticas de planificación familiar y el descenso histórico de la tasa global de fecundidad (ver Figura 1). De manera que, el embarazo adolescente es un fenómeno que, si bien ha sido abordado desde la perspectiva de la salud pública, debe considerar otras implicaciones relevantes, como económicas, sociales, culturales y demográficas, que afectan los derechos reproductivos y humanos, además, aspectos relacionados con el nivel de bienestar y la calidad de vida de las personas.

Los determinantes del embarazo adolescente se relacionan con contextos de pobreza y marginación, condiciones que están fuertemente asociadas al género y edad de las adolescentes, lo que, en términos generales, produce importantes efectos en la vida de las madres, de sus familias y de su descendencia debido a que contribuye a reproducir el círculo vicioso de pobreza y la falta de oportunidades en el que muchas adolescentes se encuentran inmersas (Stern, 2004). Esto se relaciona con la reproducción de patrones socioculturales ligados a aspectos educativos, de ingresos, salud, costumbres, ciclos de violencia y abusos que coartan la libertad y el desarrollo de las adolescentes (Gómez de León y Hernández, 2002; Climent, 2003).

En general, no existe un consenso sobre las consecuencias sociales de los embarazos en adolescentes, debido principalmente a la multiplicidad de factores asociados, tales como: biológicos, culturales y sociales, pasando por los económicos y de contexto geográfico, donde la segregación espacial puede efectivamente tener un efecto importante sobre los niveles observados de embarazo durante la adolescencia (Molinatti, 2014).

Si bien, la mayor incidencia de embarazos adolescentes suele asociarse a grupos en condiciones socioeconómicas desventajosas y con bajos niveles educativos, esta situación ha dejado de ser exclusiva de ellos. Se ha observado un incremento de la maternidad adolescente entre mujeres con educación media y media superior en áreas urbanas; situación que en la actualidad puede ser explicada por la falta de oportunidades de desarrollo en otros ámbitos de la vida: “estudiar o terminar una carrera no garantiza más el reconocimiento social a través de un trabajo acorde con sus aspiraciones” (Welti, 2016, p.7) con lo que la maternidad continúa siendo un elemento socialmente valorado que compite con éxito contra actividades económicas y educativas.

La relación entre embarazo y pobreza se establece en el sentido de que el primero provoca un aumento de la feminización de la pobreza, dado que un embarazo adolescente suele, generalmente, traducirse en mayores niveles de deserción escolar, desempleo y, por tanto, menores ingresos (Rodríguez Vignoli, 2011). Sin embargo, también puede establecerse la relación en el sentido inverso, donde las condiciones de pobreza y marginación favorecen la incidencia de mayores niveles de embarazo adolescente, por causa de la falta de oportunidades de empleo, educación y acceso a servicios de salud.

Entre los factores culturales, puede destacarse, como un elemento clave, el analfabetismo debido a su capacidad para explicar las graves deficiencias generadas por las condiciones de exclusión cultural, social y económica que incluyen la falta de acceso a servicios de salud y educación que padece gran parte de la población de Chiapas. No hay duda de que la alfabetización mejora las condiciones de



igualdad entre individuos, ya que posibilita a las personas la comprensión de nueva información, mejora la capacidad para relacionarse y comunicarse y ejerce una poderosa influencia en la vida social (Carranza y González, 2006).

El objetivo del trabajo es modelar la distribución espacial del riesgo de embarazo en adolescentes de forma directa y a través de factores explicativos como: la marginación, la pobreza y el analfabetismo. Se utilizan estos factores, por dos razones fundamentales: (1) se encuentran presentes en todos los municipios de Chiapas y (2) existen importantes relaciones teóricas entre estos y los niveles de embarazo adolescente.

El trabajo hace uso de datos publicados por el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL) y el Consejo Nacional de Población (CONAPO) con respecto a los niveles de pobreza y marginación, así como de datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) en relación con la incidencia de embarazos en adolescentes y las tasas de analfabetismo. En todos los casos, los datos hacen referencia a cifras municipales del estado de Chiapas y se centran en el año 2015.

2. Antecedentes

A nivel mundial, el Fondo de Población de Naciones Unidas (UNFPA, 2014) señala que ocurren dieciséis millones de partos entre adolescentes, es decir, una de cada cinco adolescentes es madre antes de cumplir los 18 años. Se estima que 95% de los embarazos adolescentes ocurren en países en vías de desarrollo y que, en las regiones más pobres, una de cada tres mujeres es madre durante su adolescencia, situación que se encuentra fuertemente correlacionada con la pobreza (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2011). De los dieciséis millones de nacimientos estimados, casi dos millones se presentan en niñas menores de 15 años. La región del mundo con el mayor aumento en el número de partos entre niñas menores de 15 años ocurre en América Latina y se prevé que su incremento se mantenga hasta el año 2030 (Banco Mundial, 2017).

En México, cada día mil adolescentes de entre 10 y 19 años se convierten en madres, según los datos del Subsistema de Información sobre Nacimientos (SINAC), lo que implica que en 2014 se registraron 374 mil nacimientos de madres adolescentes; 6 mil de ellos de mujeres menores de 14 años (Secretaría de Salud, 2014). Adicionalmente, la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) estimó que para el mismo año la Tasa de Fecundidad Adolescente (TFA) de mujeres entre 15 y 19 años, en México, fue de 69.5 nacimientos por cada mil mujeres (Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2014). A nivel mundial la tasa fue de 44.7 por cada mil mujeres (Banco Mundial, 2017).

Históricamente, la mayor cantidad de embarazos adolescentes en México se han presentado en los estados de Chiapas, Oaxaca, Guerrero y Puebla. De acuerdo con la ENADID 2014, Chiapas ocupa el tercer lugar en el número de embarazos en menores de 19 años, con una TFA de 93.25 por cada mil mujeres en 2014 (CONAPO, 2014, 2015b; INEGI, 2015), lo que equivale a un total de 7215 partos de adolescentes menores de 19 años e implica que 14% de las adolescentes en Chiapas había sido madre en 2014 (INEGI, 2014).

Aunque no existe una definición aceptada internacionalmente de adolescencia, la Organización de las Naciones Unidas establece que la adolescencia incluye el periodo de vida comprendido entre los 10 y los 19 años, es decir, la segunda década de la vida (Organización Mundial de la Salud, 2014; Dulanto, 2000; Breinbauer y Maddaleno, 2005; Fondo de Población de Naciones Unidas, 2013). Esta etapa se considera un periodo de tránsito en el desarrollo biológico, emocional y social del individuo. Adicionalmente, debería ser considerada una etapa clave en la vida de las personas y ser reconocida y atendida en esos términos.



Entre las principales causas asociadas a la incidencia de embarazo adolescente se pueden citar el matrimonio en menores de edad, el inicio temprano de una vida sexual activa sin el conocimiento o el uso adecuado de métodos de planificación familiar o la falta de información, conocimientos y acceso a métodos anticonceptivos (Stern, 2004). En general, el costo de un embarazo durante la adolescencia en un entorno de pobreza es alto en comparación con mujeres que se embarazan posteriormente, dado que estas tienen mayores posibilidades de ingresar al mercado laboral, de casarse con una persona con mayor nivel educativo y, por tanto, incrementan las probabilidades de pertenecer a un hogar con mejores condiciones socioeconómicas (Fondo de Población de Naciones Unidas [UNFPA], 2016).

En términos sociodemográficos, las madres adolescentes en México presentaron características educativas donde 35% tenía secundaria incompleta, 23% primaria completa y 17% primaria incompleta. El 72% de las jóvenes indicaron que su estado conyugal era el de casada o que vivían en unión libre, el 64% estaba afiliada al Seguro Popular y el 20% no contaba con ninguna afiliación. En Chiapas la edad mediana de la población se ubica en 21.2 años (la más baja del país) y se tiene una proporción del 22.5% de adolescentes de entre 10 y 19 años, de los cuales el 20.2% ha iniciado su vida sexual. Adicionalmente, Chiapas ocupa el primer lugar como la entidad con el menor uso de anticonceptivos en la primera relación sexual (Instituto Nacional de Salud Pública [INSP], 2012; CONAPO, 2014, 2015).

El Consejo Nacional de Evaluación de la Política Social (CONEVAL) define a las personas en condición de pobreza multidimensional como quienes "...no tienen garantizado el ejercicio de al menos uno de sus derechos para el desarrollo social, y sus ingresos son insuficientes para adquirir los bienes y servicios que requieren para satisfacer sus necesidades" (CONEVAL, 2017, p. 33). Para efectos de identificación y medición de población en pobreza, el CONEVAL analiza dos dimensiones: (1) el bienestar económico, medido en términos del ingreso corriente per cápita y (2) los derechos sociales, medidos en términos de acceso a educación, salud, seguridad social, alimentación y vivienda y sus servicios (CONEVAL, 2017).

Los niveles observados de pobreza³ en Chiapas son resultado de sus condiciones estructurales, donde 83.5% de la población se encontraba en situación de pobreza (5.21 millones de habitantes) y el 38.7% de los chiapanecos (2.04 millones de personas) se encontraba en situación de pobreza extrema al año 2015 (CONEVAL, 2017). A esta situación ha de agregarse que Chiapas es la entidad con uno los índices de marginación más altos del país. La marginación es un concepto construido para cuantificar el impacto producido por la falta de acceso a oportunidades, benefactores y servicios a nivel agregado (CONAPO, 2015a). Su finalidad es identificar los factores que obstruyen el desarrollo de las potencialidades humanas en cuatro dimensiones socioeconómicas básicas: educación, vivienda, ingresos monetarios y distribución espacial de población (Tuñón, 2006).

En 2015, Chiapas ocupó el segundo lugar en marginación a nivel nacional con un índice del 2.41, solo superado por Guerrero (2.56). La población en situación de alta y muy alta marginación alcanzó un total de 3.47 millones de habitantes, lo que representó el 66% de la población e implicó que 103 de los 118 municipios se encontraran viviendo bajo los niveles de marginación señalados. (Ver Tabla 1).



Tabla 1

Grado de marginación municipal, Chiapas 2015.

| GM | Freq. | Percent | Cum. |
|----------|-------|---------|-------|
| Muy alto | 34 | 28.81 | 28.8 |
| Alto | 69 | 58.47 | 87.3 |
| Medio | 11 | 9.32 | 96.6 |
| Bajo | 3 | 2.54 | 99.1 |
| Bajo | 1 | 0.85 | 100.0 |

Fuente: elaboración propia con datos de CONAPO, 2015.

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 construcción continua de habilidades y destrezas, permite a las personas desarrollar ventajas que eventualmente le harán tomar mejores decisiones sobre su vida en general y sobre su reproducción en particular. Existe una relación intrínseca entre la capacidad de leer y escribir adecuadamente y la capacidad para adquirir nuevas destrezas, lo que juega un papel esencial en la generación de crecimiento económico y en la toma de decisiones para una mejor vida (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura [UNESCO], 2008).

El analfabetismo en adultos representa el máximo rezago educativo, se asocia a la incapacidad de incorporar a la población en el sistema educativo formal. Los adultos analfabetos fueron niños excluidos del sistema educativo (Barquera, Rivera y Gasca, 2001). El analfabetismo es un fenómeno que se reproduce en la medida en que determinados sectores de la población infantil no pueden acceder al sistema educativo a la edad correspondiente.

En Chiapas los niveles de analfabetismo se han reducido de forma importante a lo largo de los últimos 25 años: mientras en 1990 el 31% de los chiapanecos de quince años o más eran analfabetas; en 1995 ese porcentaje alcanzó el 27.4% y el 24.18% en 2000; pasó del 22.27% al 18.63% entre el 2005 y el 2010, y alcanzó un 15.6% en 2015, año en que la media nacional fue del 5.6% (CONAPO, 2015a).

3. Datos y fuentes de información

La estimación de la TFA para los municipios de Chiapas se realizó con datos obtenidos de la Encuesta Intercensal 2015 levantada por el INEGI, de donde además se compiló información sobre población total y población analfabeta a nivel municipal. La encuesta garantiza representatividad a nivel municipal, en especial en municipios marginados y con un alto porcentaje de localidades rurales dispersas, sobre temas como: población total, estructura por edad y sexo, fecundidad y acceso a servicios de salud y educación (INEGI, 2015). Los datos de la Encuesta Intercensal 2015 permitieron estimar de manera indirecta las tasas específicas de fecundidad (TEF) y la tasa de fecundidad adolescente para el grupo 10-19 a nivel municipal para Chiapas.



Los datos sobre pobreza a nivel municipal fueron obtenidos de las bases de datos publicadas por CONEVAL para el año 2015, mientras que los datos referentes a la marginación municipal fueron tomados del Índice de Marginación por Entidad Federativa y Municipio 2015, publicados por el Consejo Nacional de Población, institución oficial que estima y publica las cifras sobre marginación en México.

Es importante señalar que el índice de marginación es un indicador multidimensional que resume información de nueve variables agrupadas en cuatro dimensiones: educación, vivienda, distribución espacial de la población e ingresos monetarios. El índice de marginación mide la intensidad de la segregación social y espacial a través de variables que captan la carencia de servicios en la vivienda, el nivel de hacinamiento y características educativas. La dimensión económica se mide a partir del porcentaje de población con ingresos de hasta dos salarios mínimos y la segregación espacial se estima cuantificando el porcentaje de población que reside en localidades menores de cinco mil habitantes (CONAPO, 2015a).

Los datos referentes a la condición de alfabetismo fueron recolectados de la encuesta Intercensal 2015, levantada por el INEGI. En la misma se define como analfabeta a la población de 15 años o más que declara no saber leer ni escribir un recado (INEGI, 2015). Bajo este criterio se clasifica a las personas como alfabetizadas o analfabetas. Es decir, la población analfabeta será aquella que no ha adquirido la capacidad básica de leer y escribir al menos un recado, por lo que le podría resultar muy complicado acceder a nuevos conocimientos, lo cual dificulta sus posibilidades de integración social, de generación de riqueza y de acceso a servicios de salud y educación.

3.1 Estimación de la fecundidad adolescente

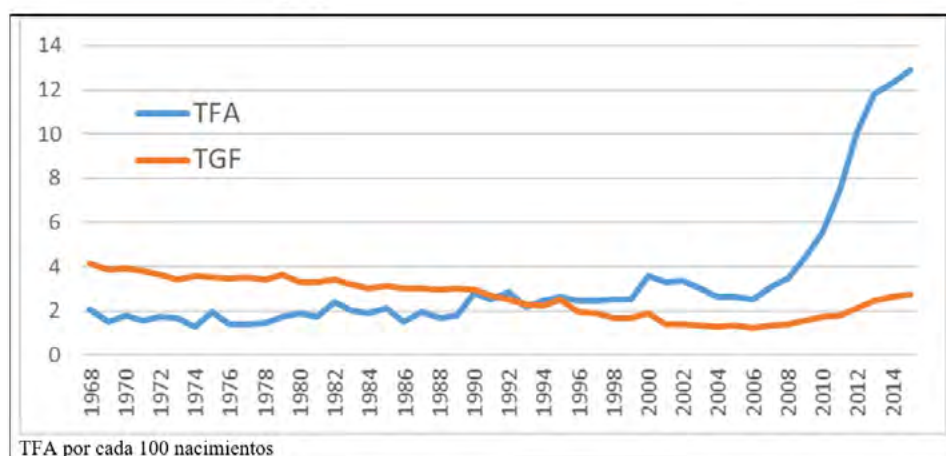
En México existe un importante subregistro del número de embarazos en adolescentes, especialmente en mujeres menores a 15 años, por esta razón se decidió utilizar datos indirectos para realizar una estimación más consistente de la TFA para los municipios de Chiapas. Así, a partir de la aplicación del método de estimación propuesto por el UNFPA en el documento "Direct estimation of fertility from survey data containing birth histories" (UNFPA, 2014) a los datos de la encuesta Intercensal levantada por el INEGI, fue posible contar con estimaciones robustas sobre el comportamiento histórico de la TFA. Las tasas se estimaron analizando la historia de embarazos de mujeres de 10 años y más, lo que hizo posible contar con estimaciones desde el año de 1970 hasta el 2015.

La Figura 1, muestra las estimaciones de la tasa global de fecundidad y la tasa de fecundidad adolescente para los años 1970 a 2015. Como se puede apreciar en la figura, el comportamiento de la tasa global de fecundidad hasta el año 2004 presentaba una tendencia decreciente, situación que cambio debido a la implementación de una nueva política pública que modificó la aplicación de los programas de planificación familiar y salud maternoinfantil aplicados a partir del año 2000. Si bien, durante las décadas de los ochenta y noventa se observó una importante reducción en los niveles de fecundidad general y un desplazamiento progresivo de la fecundidad hacia la tercera década de la vida, la fecundidad en adolescentes comenzó a cobrar importancia a partir del año 2000, en el que se observa un repunte sostenido de los niveles de fecundidad adolescente, con el inicio de la etapa reproductiva desde edades tan tempranas como los 10 años. Es importante señalar que en la última década la fecundidad adolescente ha crecido en importancia, en especial en mujeres menores de 17 años.



Figura 1

Tasas de fecundidad municipal, Chiapas 1970-2015



Fuente: elaboración propia con datos del conteo Intercensal 2015, INEGI. 2015.

4. Metodología

El análisis bayesiano de datos espaciales define la ejecución de un proceso estocástico espacialmente indexado como

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

Donde $Y(s)$ representa el valor medio de embarazos adolescentes en cada uno de los s municipios del estado de Chiapas (Blangiardo, Cameletti, Gianluca y Rue, 2013).

La dependencia espacial se modela a través de la estructura de vecindades presente en los municipios del estado y se basa en la definición de vecino. Se dice que dos municipios son vecinos si comparten una frontera común, lo que se conoce como vecinos de primer orden.

Además, se dice que un municipio es vecino de segundo orden de otro, cuando sus vecinos de primer orden comparten una frontera común.

La tasa de riesgo de embarazo adolescente municipal se estima como el cociente del número observado de nacimientos cuya madre es adolescente $y(s)$ y la población adolescente femenina, de forma que

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

Representa la tasa de fecundidad adolescente para cada municipio (Blangiardo y Cameletti, 2013), mientras que el número de nacimientos esperados producto de un embarazo adolescente municipal estará dado por

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



La dependencia espacial será modelada a partir de

$$Y_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i)$$

donde

$$\lambda_i = E_i r_i \quad \text{y} \quad \log(r_i) = \eta_i$$

De forma que λ_i es definida en términos de la tasa r_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 fecundidad adolescente en el estado. La parte espacial no estructurada del modelo se representa por v_i , cuya distribución está dada por $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ mientras que u_i representa la parte del modelo espacialmente estructurado condicional autoregresivo, cuya distribución es

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

Donde μ_i es la media del área i y σ_i es la desviación estándar (Rue, Martino y Chopin, 2009), misma que depende del número de vecinos:

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

donde σ_u^2 controla la variación entre efectos aleatorios espacialmente estructurados, mientras que ρ_{ij} cuantifica la proximidad espacial (Bivand, Gómez-Rubio y Rue, 2015).

Si además de modelar el efecto espacial de la TFA, 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 siguiente modelo:

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

Donde las 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 embarazo adolescente.

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

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



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 conforma un campo aleatorio gausseano 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 que implicaría que $Q(\psi)$ es una matriz de precisión dispersa (Rue y Held, 2005).

La dispersión de la matriz de precisión 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).

4.1 Implementación del modelo

Una de las limitaciones más importantes al momento de implementar los métodos bayesianos reside en su costo computacional. 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 a pesar de su alto costo computacional. Recientemente 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, 2008). Debido a su implementación en R, INLA presenta una gran flexibilidad para ajustar modelos y generar soluciones analíticas capaces de aproximar eficientemente la distribución posterior de los parámetros presentes en diferentes versiones de modelos gaussianos latentes.

La modelación espacial del riesgo de embarazo adolescente municipal se realizó a través de la implementación de dos modelos:

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

y

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + u_i + v_i \quad (5)$$

Los modelos (4) y (5) fueron implementados en R-INLA, en los siguientes términos: que representa la TFA municipal, x_1 el porcentaje de población analfabeta, x_2 el porcentaje de población en pobreza, x_3 el índice de marginación municipal, los betas representan 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. El vector de parámetros está dado por



$$\theta = \{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \xi_i, u\}$$

Para fines de interpretación del modelo, se debe señalar que INLA re-parametriza ξ_i de la siguiente forma:

$$\xi_i = u_i + v_i \quad (6)$$

El valor predeterminado en el paquete R-INLA para la distribución previa de los parámetros es un vector con una distribución gaussiana (Blangiardo et al, 2013), definido a partir de los valores de la media y la precisión (inverso de la varianza). Mientras que la especificación previa del vector de hiperparámetros $\psi = \{\tau_u, \tau_v\}$ se realizó a través del logaritmo de la precisión de los efectos espacialmente no estructurados como $\log(\tau_v) \sim \log\text{Gamma}(1, 0.0005)$ y el logaritmo de la precisión de los efectos espacialmente estructurados como $\log(\tau_u) \sim \log\text{Gamma}(1, 0.0005)$. Las especificaciones previas fueron las mismas para ambos modelos, su objetivo fue el de definir distribuciones a priori no informativas para cada uno de los parámetros e hiperparámetros estimados.

5. Resultados

La estimación del efecto fijo β_0 del modelo (4) se presenta en la Tabla 2, he implica que en promedio 33% de las adolescentes del estado de Chiapas se encuentran expuestas al riesgo de tener un embarazo durante su adolescencia a lo largo del 2015. Este porcentaje se obtiene 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 necesario transformarlos antes de su interpretación. Adicionalmente, la especificación del modelo (4) permite estimar la distribución espacial del riesgo de tener un embarazo adolescente, la cual puede observarse en la Figura 2(a).

Tabla 2

Efectos fijos estimados del modelo lineal aditivo (4)

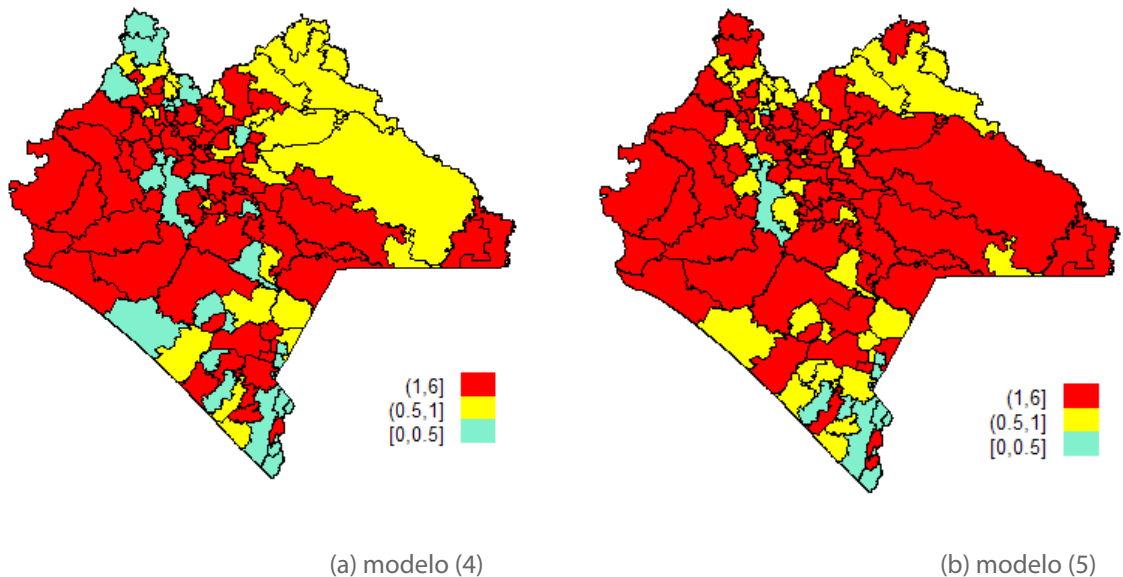
| | mean | Sd | 0.025quant | 0.5quant | 0.975quant |
|----|--------|-------|------------|----------|------------|
| B0 | -0.444 | 0.092 | -0.625 | -0.444 | -0.264 |

Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA. 2015



Figura 2

Patrón espacial de riesgo de embarazo adolescente municipal, Chiapas 2015



Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA, 2015

El modelo (5) tiene como finalidad evaluar el efecto del analfabetismo, la pobreza y la marginación sobre el riesgo de presentar un embarazo durante la adolescencia. Los efectos fijos estimados para el modelo (5) pueden verse en la Tabla 3, mientras que los efectos espaciales pueden verse en la Figura 2(a). Los resultados indican que un incremento relativo de un punto porcentual del analfabetismo provocaría un crecimiento medio de 2% sobre el riesgo de embarazo en la población adolescente. El incremento de un punto porcentual en los niveles de pobreza implicaría un crecimiento medio de 5% en el riesgo de embarazo de la población adolescente y un punto de crecimiento en los niveles de marginación implicaría un aumento del 1.4% en el riesgo de embarazo de la población adolescente.

Tabla 3

Efectos fijos estimados del modelo lineal aditivo (5)

| | mean | Sd | 0.025quant | 0.5quant | 0.975quant |
|-------------------|--------|-------|------------|----------|------------|
| B0 | -5.709 | 0.587 | -6.857 | -5.712 | -4.55 |
| B1 analfab | 0.021 | 0.010 | 0.002 | 0.021 | 0.04 |
| B2 pobreza | 0.052 | 0.009 | 0.034 | 0.052 | 0.07 |
| B3 margina | 0.014 | 0.003 | 0.008 | 0.014 | 0.02 |

Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA. 2015.



Por su parte, el vector de efectos aleatorios estimados contiene información de los efectos espaciales estructurados y no estructurados, mismos que son recogidos por el parámetro ξ . El vector ξ representa el riesgo relativo, expresado de la siguiente forma:

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

el cual cuantifica el riesgo residual relativo de embarazo adolescente de cada municipio (comparado con la totalidad del estado) una vez considerados los factores de analfabetismo(x1), pobreza (x2) y marginación (x3).

La figura 2(a) muestra la media posterior del riesgo relativo de presentar un embarazo durante la adolescencia ζ en comparación con la totalidad del estado de Chiapas (Schrödle y Held, 2011). Los efectos aleatorios observados en la figura 2(a) muestran un patrón espacial para el embarazo adolescente, donde los municipios en color rojo tienen un mayor riesgo de presentar altas tasas de fecundidad adolescente, en comparación con los municipios restantes.

La diferenciación espacial presentada en la figura 2(a) hace evidente la importancia de la distribución territorial al momento de determinar los municipios con mayores riesgos de presentar altas tasas de embarazos en adolescentes. Por su parte la figura 2(b) presenta la misma diferenciación espacial, pero considerando los niveles de alfabetización, pobreza y marginación como elementos que favorecen a algunos municipios, mientras que afectan a otros, en términos del riesgo de presentar embarazos en adolescentes, por ejemplo: los municipios de Tuxtla Gutiérrez y Chapa Corso conforman una zona de bajo riesgo, al igual que el municipio de Tapachula y algunos de sus vecinos, mientras que los municipios restantes presentaron un riesgo alto, en relación con la totalidad del estado de Chiapas. Los resultados observados en la Figura 2(a) presentan las estimaciones de los efectos espaciales del modelo (4); no obstante, el patrón observado resulta ser, en términos generales, distinto al presentado por el mapa 1(b), obtenido al estimar el modelo (5), por lo que pudiera inferirse que las covariables aportan información relevante sobre el comportamiento espacial del riesgo de presentar un embarazo adolescente en los municipios de Chiapas al 2015.

La Figura 2(a) y la Figura 2(b) presentan la medida de la probabilidad posterior condicional

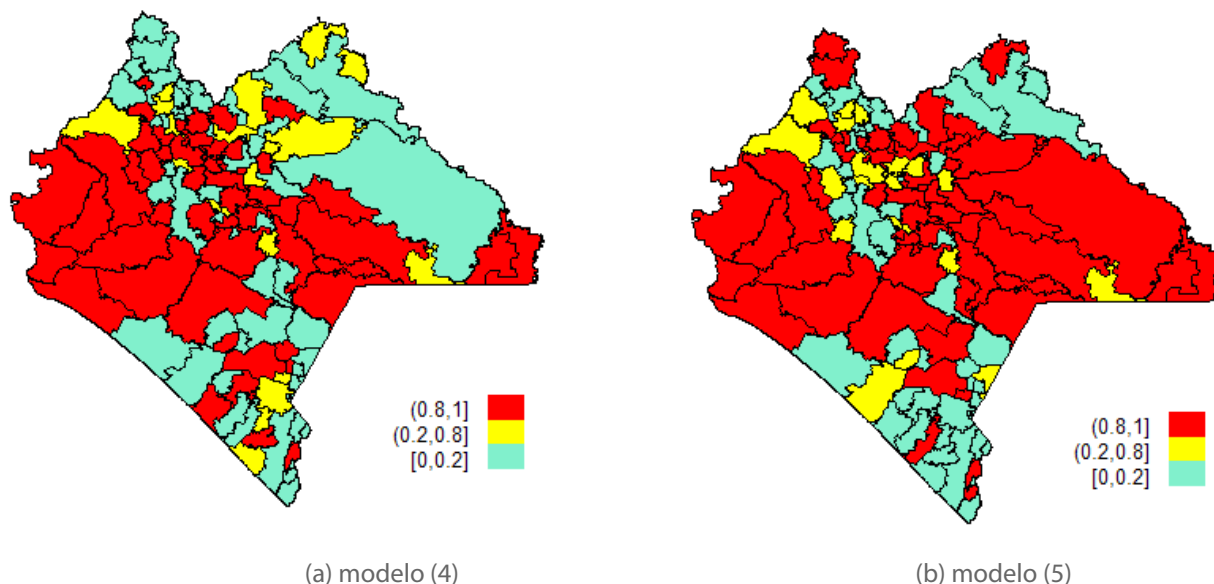
$$P(\zeta_i > 1 | y) \sim P(\xi_i > 0 | y)$$

que cuantifica el riesgo excesivo de embarazo en adolescentes para el municipio i . La Figura 3(a) presenta los riesgos relativos específicos de cada municipio y su probabilidad posterior de acuerdo con las estimaciones del modelo (4), mientras que en la Figura 3(b) se muestran las estimaciones del modelo (5).



Figura 3

probabilidad del efecto espacial de embarazo adolescente municipal, Chiapas 2015



Fuente: elaboración propia a partir de estimaciones realizadas con R-INLA, 2015

Específicamente, la Figura 3(a) presenta un patrón de exceso de riesgo sobre los municipios ubicados a lo largo de la región oriente y la zona fronteriza del estado de Chiapas. En la región oriente, destacan municipios como Cintalapa, Ocozocoautla, Arriaga y Tonalá, mientras que en la región fronteriza se ubican municipios como Las Margaritas, La Trinitaria, Benemérito de las Américas y Márquez de Comillas, en los que se concentra un alto riesgo de embarazo adolescente en relación con el presentado por municipios vecinos. También es posible distinguir un área de bajo riesgo en la franja fronteriza con Tabasco y en la zona centro donde se ubica el municipio de Tuxtla Gutiérrez.

El riesgo relativo residual de cada municipio, en comparación con la totalidad de municipios de Chiapas, una vez considerados los cofactores x_1 , x_2 y x_3 (Thiago, Simpson, Lindgren y Rue, 2013) que fueron presentados en la Figura 3(b), presenta un patrón distinto al de la Figura 3(a): municipios como Ocosingo, Chilón y Tila, en la región selva, alcanzan una alta probabilidad de presentar altos niveles de embarazo adolescente en la Figura 3(b), lo que no ocurre en la Figura 3(a). Las diferencias observadas entre los modelos hacen necesario estimar su calidad de ajuste y aplicar criterios estadísticos de comparación.

Una de las formas más utilizadas para medir la calidad de ajuste de un modelo log-lineal aditivo es mediante la proporción de varianza explicada, la cual se obtiene al dividir la varianza del componente espacial estructurado u_i (que representa la variabilidad explicada a partir del componente condicional autoregresivo) con la varianza marginal del componente espacial no estructurado v_i . Aunque ambas varianzas no son directamente comparables (Rue et al., 2009) es posible obtener una estimación empírica de la varianza marginal posterior de los efectos estructurados a partir de la aproximación dada por

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

donde \bar{u} es el promedio de las u_i , la cual se contrasta con la varianza marginal posterior de los efectos no estructurados, obtenida por la aproximación σ_v , de forma que la fracción de varianza explicada está dada por

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

La estimación se realiza a través de una simulación que emplea muestras tomadas de las distribuciones marginales posteriores. El procedimiento se encuentra implementado en R-INLA (Martino y Rue, 2018), en nuestro caso se realizó 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 del 0.57% y 39.25% para el modelo (4) y el modelo (5) respectivamente, lo que sugiere que más de la tercera parte de la variabilidad del riesgo de embarazo adolescente puede ser explicada a través de la estructura espacial capturada por el modelo (5). Dado que la varianza explicada por el modelo (5) es muy superior a la del modelo (4) es de suponer que las covariables aportan una parte importante de la capacidad espacial explicativa, lo que implicaría que se debería elegir el modelo (5).

Otra manera de analizar la calidad de un modelo es a través de su capacidad para ajustar los datos observados, por lo que se debe elegir el modelo con la mayor capacidad explicativa y el menor grado de complejidad (parsimonia). Para estimar lo anterior, se optó por utilizar el criterio de información DIC (Deviance Information Criterion). DIC utiliza la función de verosimilitud completa para obtener la devianza en términos de: $-2 \ln[p(y|\theta_k)]$, de forma que el DIC se define como el promedio de la devianza de los k parámetros menos el número efectivo de parámetros. El número efectivo de parámetros se calcula como la diferencia entre el promedio de la devianza del modelo y la devianza promedio de los parámetros. Debe elegirse el modelo con el menor DIC, debido a que, si bien la medida de bondad de ajuste busca maximizar la probabilidad de los datos dado el modelo, al multiplicar por -2 la función se hace decreciente, de forma que, cuando la verosimilitud ajusta mejor los datos, el DIC tiende a un valor pequeño.

En este caso, se observó que el modelo (5) con cofactores presentó un DIC de 923.14, el cual es inferior al alcanzado por el modelo (4) cuyo DIC fue de 928.25. Esta diferencia hace evidente la importancia del aporte de las covariables para explicar la distribución espacial del riesgo de embarazo adolescente en Chiapas. Como era de esperarse al incrementar el número de covariables del modelo su capacidad explicativa se incrementó sustancialmente, lo cual se reflejó en una importante disminución del valor del DIC.

6. Discusión

La aplicación de modelos aditivos log-lineales espaciales bayesianos a la distribución del riesgo de embarazo adolescente en municipios de Chiapas permitió la identificación de patrones territoriales generados por la concentración y dispersión del riesgo en las áreas identificadas en las Figuras 1(a) y 2(a). Si bien, los modelos de mapeo son ampliamente utilizados para el análisis de datos espaciales, estos generalmente se formulan bajo un enfoque clásico a través de modelos de regresión espacial. La diferencia fundamental radica en que los modelos bayesianos ofrecen un mayor conocimiento sobre la distribución de los parámetros desconocidos, sin embargo, el costo en términos de programación y tiempo de cómputo suele ser un factor crítico. Esta situación cambió a partir del desarrollo e implementación de la aproximación anidada integrada de Laplace (INLA) que se utiliza como una herramienta eficaz para la inferencia bayesiana.



La implementación del paquete R-INLA ofrece una alternativa versátil a los métodos de cadena de Markov Monte Carlo (MCMC) a la vez que proporciona resultados precisos en tiempos de cálculo razonablemente cortos (Thiago et al., 2013), lo que permite centrarse en aspectos como la interpretación de resultados, los criterios de elección del modelo y el análisis de su capacidad explicativa.

En general, la literatura señala que, a mayor escolaridad, las mujeres tienden a posponer y reducir su fecundidad y que las mayores tasas de fecundidad se observan entre mujeres analfabetas, por lo que es de esperar que los niveles de analfabetismo impacten en la distribución de la fecundidad adolescente en los municipios estudiados (Cárdenas, De Hoyos y Székely, 2015; Gasparini y Marchionni, 2015). Del mismo modo, es de esperarse que los patrones espaciales de fecundidad adolescente respondan a cambios en los niveles de marginación y pobreza, por lo que se refuerza la importancia de analizar diferentes aspectos socioculturales relacionados con la dispersión espacial del fenómeno. En especial, resulta importante profundizar en el análisis de las relaciones de género y en el papel, el significado y la conceptualización de la maternidad con la finalidad de modelar de mejor manera el contexto socio-cultural en que ocurren los embarazos en la adolescencia.

Es importante señalar que el índice de marginación emplea en su cálculo la escolaridad promedio y que esta pudiera estar correlacionada con los niveles de analfabetismo, sin embargo, el analfabetismo y la escolaridad son conceptos que, aunque pudieran parecer similares, distan mucho de serlo. El analfabetismo se entiende por la incapacidad para leer y escribir un recado, mientras que la escolaridad tiene que ver con el acceso y permanencia en el sistema educativo. En estricto sentido la asistencia al sistema escolar no garantiza la alfabetización ni viceversa.

7. Conclusiones

Es importante señalar que, si bien el objetivo de la investigación es detectar la presencia de patrones municipales espaciales de fecundidad adolescente en Chiapas, esto implicó el uso de una estrategia basada en el análisis estadístico de datos espaciales, con la que se identificaron conglomerados de alta y baja fecundidad adolescente durante el año 2015 (ver figuras 1(b) y 2(b)). Tales conglomerados reflejan la existencia de zonas donde las tasas fecundidad adolescente son mayores; sin embargo, lo preocupante de esta situación resulta de dos hechos: 1) las tasas de fecundidad adolescente en Chiapas lejos de reducirse presentan, desde el año 2000, una tendencia creciente y 2) las zonas donde se concentran las mayores tasas de fecundidad adolescente parecen ubicarse en los mismos municipios donde se registraron los mayores niveles de marginación, analfabetismo y pobreza.

El modelo (5) establece y cuantifica con claridad tanto el efecto de los cofactores analizados (analfabetismo, pobreza y marginación) como de los efectos fijos (o puramente espaciales) sobre la distribución del embarazo adolescente en los municipios de Chiapas al 2015. Los resultados presentados en la Tabla 3 cuantifican los incrementos relativos del analfabetismo, la pobreza y la marginación sobre el riesgo de embarazo de la población adolescente y ponen de manifiesto su importancia al momento de modelar la segregación espacial del fenómeno.

La ubicación geográfica de los conglomerados con alto y bajo riesgo relativo de presentar un embarazo durante la adolescencia, en comparación con la totalidad del estado de Chiapas, puede verse en la Figura 2(a), Figura 2(b), Figura 3(a) y Figura 3(b). Estas muestran un patrón espacial para el embarazo adolescente, bajo dos modelos en competencia. En todos los casos, los municipios en color rojo tienen un mayor riesgo de presentar altas tasas de fecundidad adolescente, en comparación con los municipios restantes, lo que permite comparar el riesgo relativo que representa para un residente vivir en un municipio determinado, en comparación con los municipios vecinos.



Un aporte importante del trabajo consiste en identificar espacialmente diferentes conglomerados de municipios con altas o bajas tasas de fecundidad adolescente, lo que puede eventualmente llevar a la detección de patrones espaciales que permitan responder interrogantes asociadas a la formación de determinadas áreas de segregación social, económica o geográfica, o que permitan probar hipótesis relacionadas con los efectos que diferentes patrones de asociación espacial entre municipios vecinos pueden ejercer sobre componentes demográficos, conductas reproductivas o estructuras económicas. Finalmente, el trabajo contrasta con éxito dos modelos en competencia con lo que se logra mostrar la importancia de la marginación, la pobreza y el analfabetismo como factores capaces de estructurar patrones municipales de distribución espacial del embarazo adolescente en Chiapas para el 2015. En particular, el modelo (5) fue capaz de ajustar adecuadamente 34% de la variabilidad total explicada a partir de los efectos espaciales estructurados y no estructurados. De manera general, el trabajo ofrece una primera aproximación a la modelación espacial del embarazo adolescente, a la vez que incorpora los efectos de la marginación, la pobreza y el analfabetismo.

8. Referencias

- Banco Mundial. (2017). *División de Población de las Naciones Unidas. Tasa de fecundidad en adolescentes (nacimientos por cada 1000 mujeres entre 15 y 19 años de edad)* [Base de datos]. Recuperado de <http://datos.bancomundial.org/indicador/SP.ADO.TFRT>.
- Barquera, S., Rivera, J. y Gasca A. (2001). Políticas y programas de nutrición en México, *Salud Pública de México*, 43(5), 25-47.
- Breinbauer, C. y Maddaleno, M. (2005). *Youth, Choice and Change. Promoting healthy behaviors in adolescents*. Washington, D.C.: PAHO.
- Bivand, R., Gómez-Rubio, V. y Rue, H. (2015). Spatial Data Analysis with R-INLA with Some Extensions. *Journal of Statistical Software*, 63(20), 1-31. doi: <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v063.i20>
- Blangiardo, M. y Cameletti, M. (2013). *Bayesian Spatio and Spatio-Temporal Models with R-INLA*. West Sussex, Reino Unido: Wiley.
- Blangiardo, M., Cameletti, M., Gianluca B. y Rue, H. (2013). Spatial and spatio-temporal models with R-INLA. *Spatial and Spatio-temporal Epidemiology*, 4(1), 33-49.
- Cárdenas, M., De Hoyos, R., y Székely, M. (2015). Out-of-School and Out-of-Work Youth in Latin America: A Persistent Problem in a Decade of Prosperity. *Economía*, 16(1), 1-40.
- Carranza, J. A. y González C. (2006). *Alfabetización en México. Análisis cuantitativo y propuestas de política*. México: Limusa.
- Consejo Nacional de Población. (2014). *Salud sexual y reproductiva*. Chiapas. México: Autor. Recuperado de http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Panorama_de_la_salud_sexual_y_reproductiva_2014
- Consejo Nacional de Población. (2015a). *Datos Abiertos Índice de Marginación. Índice de marginación por entidad federativa 1990-2015*. México: Autor. Recuperado de http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Datos_Abiertos_del_Indice_de_Marginacion



- Consejo Nacional de Población. (2015b). *Estrategia nacional para la prevención del embarazo en adolescentes*. México: Gobierno de la República. Recuperado de http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/ESTRATEGIA_NACIONAL_PARA_LA_PREVENCION_DEL_EMBARAZO_EN_ADOLESCENTES
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2017). *Metodología para la medición de la pobreza en los municipios de México, 2015* (1ra edición). México: Autor.
- Climent, G. (2003). La maternidad adolescente, una expresión de la cuestión social. El interjuego entre la exclusión social, la construcción de la subjetividad y las políticas públicas". *Revista Argentina de Sociología*, 1(1). 77-93.
- Dulanto, E. (2000). *El adolescente*. México: McGraw-Hill Interamericana.
- Fondo de Población de Naciones Unidas. (2013). *Maternidad en la niñez. Enfrentar el reto del embarazo en adolescentes. Estado de la población mundial 2013*. Nueva York: Autor.
- Fondo de Población de Naciones Unidas. (2014). *Estado de la población mundial 2014. El poder de 1800 millones. Los adolescentes, los jóvenes y la transformación del futuro*. Nueva York: Autor.
- Fondo de Población de Naciones Unidas. (2016). *Direct estimation of fertility from survey data containin gbirth histories*. Nueva York: Autor. Recuperado de <http://demographicestimation.iussp.org/content/direct-estimation-fertility-survey-data-containing-birth-histories>
- Gasparini, L. y Marchionni M. (Eds.) (2015). *Bridging Gender Gaps? The Rise and Deceleration of Female Labor Force Participation in Latin America*. La Plata, Argentina: CEDLAS.
- Gómez de León, J. y Hernández, D. (2002). Pobreza y métodos anticonceptivos en México rural. En Rabell C. y Cosío-Zavala M.E., (Comps.), *La fecundidad en condiciones de pobreza. Una visión internacional* (pp. 213-229). México: Instituto de Investigaciones Sociales-UNAM.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2014). *Encuesta nacional de la dinámica demográfica 2014*. México: Autor.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2015). *Encuesta intercensal 2015*. Síntesis metodológica y conceptual. México: Autor.
- Instituto Nacional de Salud Pública. (2012). *Encuesta nacional de salud y nutrición 2012*, Resultados Nacionales. Cuernavaca, México: Autor.
- Martino, S. y Rue, H. (2008). *Implementing Approximate Bayesian Inference using Integrated Nested Laplace Approximation: a manual for the inla program*. Recuperado de <http://www.bias-project.org.uk/GMRFCourse/inla-program.pdf>
- Molinatti, F. (2014). Efectos de la segregación residencial socioeconómica sobre la reproducción adolescente. Ciudad de Córdoba, 2001. *Población y Salud en Mesoamérica*, 12(1), 44-67. Doi: 10.15517/psm.v12i1.15136
- Organización Mundial de la Salud. (2011). *"Prevenir el embarazo precoz y los resultados reproductivos adversos en adolescentes en los países en desarrollo: las evidencias"*. Ginebra, Suiza: Autor. Recuperado de http://www.who.int/maternal_child_adolescent/documents/preventing_early_pregnancy/es/.



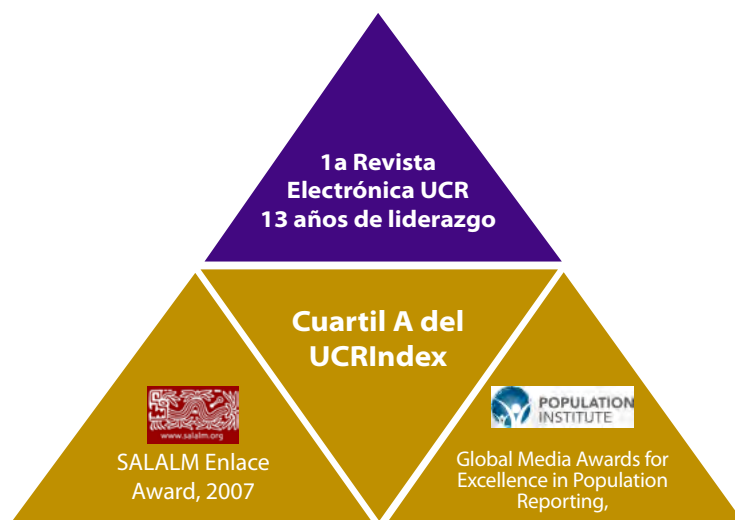
- Organización Mundial de la Salud. (2014). *Salud, de la madre, el recién nacido, del niño y del adolescente*. Ginebra, Suiza: Autor. Recuperado de http://www.who.int/maternal_child_adolescent/topics/adolescence/dev/es/
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. (2008). *Programa de evaluación y monitoreo de la alfabetización (LAMP): Marco para la evaluación de las habilidades que integran la lectura*. Montreal, Canadá: Autor.
- Rodríguez Vignoli, J. (2011). *La reproducción en la adolescencia y sus desigualdades en América Latina. Introducción al análisis demográfico, con énfasis en el uso de microdatos censales de la ronda de 2010*. Santiago, Chile: CEPAL.
- Rue, H. y Held, L. (2005). *Gaussian Markov Random Fields: Theory and Applications*. Maryland, Estados Unidos: Chapman & Hall.
- Rue, H., Martino, S., y Chopin, N. (2009). Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations. *Journal of the Royal Statistical Society*, 71(2), 1-35. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9868.2008.00700.x>
- Stern, C. (2004). Vulnerabilidad social y embarazo adolescente en México. *Papeles de Población*, 10(39), 129-158.
- Schrödle, B. y Held L. (2011). Spatio-temporal disease mapping using INLA. *Environmetrics*, 22(6), 725-734.
- Thiago, G. M., Simpson, D., Lindgren, F. y Rue, H. (2013). Bayesian computation with INLA: new features. *Computational Statistics & Data Analysis*, 67(C), 68-83.
- Tuñón, E. (2006). Embarazo en adolescentes del sur-sureste de México. *Papeles de Población*, 12(48), 141-154.
- Walti, C. (11 de mayo de 2016). En México, cada año 400 mil nacimientos de madres adolescentes. *El Sol de México*. Recuperado de <http://www.elsoldemexico.com.mx/mexico/220060-en-mexico-cada-ano-400-mil-nacimientos-de-madres-adolescentes>



Población y Salud en Mesoamérica PSM

¿Desea publicar en PSM?
Ingresa **aquí**

O escribanos: revista@ccp.ucr.ac.cr



Núñez Medina

Población y Salud en Mesoamérica (PSM) es la revista electrónica que cambió el paradigma en el área de las publicaciones científicas electrónicas de la UCR. Logros tales como haber sido la primera en obtener sello editorial como revista electrónica la posicionan como una de las más visionarias.

Revista PSM es la letra delta mayúscula, el cambio y el futuro

Indexada en los catálogos más prestigiosos.
Para conocer la lista completa de índices, ingrese **aquí**



[Revista Población y Salud en Mesoamérica](http://revista@ccp.ucr.ac.cr)

Centro Centroamericano de Población
Universidad de Costa Rica

