

ANÁLISIS ESPACIO-TEMPORAL BAYESIANO DEL EFECTO DE LA ESCOLARIDAD FEMENINA SOBRE LA FECUNDIDAD EN MUNICIPIOS DE MÉXICO, 1970-2020

BAYESIAN SPATIAL-TEMPORAL ANALYSIS OF THE EFFECT OF FEMALE SCHOOLING ON FERTILITY IN THE MUNICIPALITIES OF MEXICO, 1970-2020

Gerardo Núñez Medina¹

Recibido: 09/05/2022 · Aceptado: 20/10/2022

DOI: <https://doi.org/10.5944/etfvi.15.2022.33816>

Resumen

La finalidad de la investigación es analizar la evolución espacio-temporal de la tasa global de fecundidad (TGF) a partir del efecto generado por los cambios registrados en la escolaridad femenina durante el periodo 1970-2020, en los municipios de México. Se ajustaron seis modelos bayesianos en competencia utilizando el método de aproximación anidada integrada de Laplace, disponible en el paquete R-INLA, cuya finalidad es capturar el comportamiento espacio-temporal tanto de la escolaridad femenina como del efecto que alteraciones aleatorias espaciales y/o temporales han ejercido sobre la TGF. Los resultados muestran que el descenso de la fecundidad observado a lo largo del periodo analizado puede atribuirse al incremento en los niveles de escolaridad femenina, de acuerdo con lo establecido por diferentes teorías sobre análisis de la fecundidad. Sin embargo, el descenso ha incidido de manera más pronunciada en los municipios donde, al inicio del periodo de estudio, se registraron tasas de fecundidad por debajo del promedio nacional lo que afectó a la conformación de conglomerados con bajos niveles de fecundidad en zonas específicas del territorio nacional. La aplicación de los modelos espacio-temporales permitió identificar la formación de conglomerados espaciales con altas y bajas tasa de fecundidad y evidenció las diferencias entre el norte-centro y el sur-sureste de México en materia de fecundidad.

Palabras clave

Modelo bayesiano; INLA; evolución espacio-temporal; tasas de fecundidad.

1. Departamento de Estudios de Población (Colegio de la Frontera Norte, DEP-COLEF, México); gnunez@colef.mx; ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8038-091X>.

Abstract

The purpose of the research is to analyze the spatio-temporal evolution of the total fertility rate (TFR) from the effect generated by the changes in female schooling during the period 1970-2020, in the municipalities of Mexico. Six competing Bayesian models were fitted using the integrated nested Laplace approximation method available in the R-INLA package, whose purpose is to capture the spatio-temporal behavior of both female schooling and the effect that spatial and/or temporal random alterations have exerted on the TFR. The results show that the fertility decline observed throughout the period analyzed can be attributed to the increase in female schooling levels, in accordance with different theories on fertility analysis. However, the decline has had a more pronounced impact in the municipalities where, at the beginning of the study period, fertility rates were below the national average, which caused the formation of clusters with low fertility levels in specific areas of the national territory. The application of the spatio-temporal models made it possible to identify the formation of spatial clusters with high and low fertility rates and revealed the differences between the North-central and South-Southeastern regions of Mexico in terms of fertility.

Keywords

Bayesian model; INLA; spatio-temporal evolution; fertility rates.

.....

1. INTRODUCCIÓN

Los cambios experimentados en México, en materia de fecundidad, durante el medio siglo comprendido entre los años 1970 a 2020 siguieron el camino trazado por la teoría de la transición demográfica, lo que en términos cuantitativos representó un descenso de 5 hijos promedio por mujer, al pasar de una tasa global de fecundidad de 7.1 hijos en 1970 a una tasa global equivalente al nivel de reemplazo intergeneracional de 2.1 hijos por mujer, para el año 2020 (Mier y Teran, 1992:148). Si bien, los cambios en la fecundidad han sido profundos y han marcado una importante huella en la estructura por edad de la población mexicana, estos distan mucho de haberse producido en forma homogénea, tanto a lo largo del tiempo como entre los distintos espacios geográficos que integran el territorio nacional. Así, el trabajo tiene por objetivo analizar las variaciones espacio-temporales experimentadas por la fecundidad en los municipios de México, para el periodo 1970 a 2020, considerando el efecto de la escolaridad femenina. Se espera así, identificar la formación y/o disolución de conglomerados (conjunto de municipios) con niveles consistentemente altos (o bajos) de fecundidad producidos por variaciones en los años promedio de escolarización femenina en los municipios de México.

En general, las teorías demográficas orientadas al estudio de la fecundidad han servido para explicar la frecuencia, comportamientos y tendencias del número observado de nacimientos en una población, es decir, se han enfocado en modelar los niveles, la estructura y el calendario de la fecundidad, en distintas sociedades, para lo cual suelen incorporar una amplia variedad de factores o determinantes que afectan de manera directa o indirecta a los niveles experimentados de fecundidad. Por ejemplo, la teoría de la transición demográfica desarrollada a partir de la idea seminal propuesta por Notestein (1953) respecto de la voluntad de reducir el número de nacimientos como una respuesta racional al descenso previo experimentado en materia de mortalidad general e infantil, tenía como objetivo mantener un mismo tamaño de familia. No obstante, la reducción tanto de la mortalidad como de la natalidad, se asoció a mejoras generalizadas en los niveles de alimentación y salud de la población, al desarrollo económico de las sociedades y a los procesos de urbanización (Caldwell, 1982; Chesnais, 1992), donde el incremento asociado de los niveles educativos, en especial de las mujeres, tiene la capacidad de modificar el comportamiento reproductivo, sobre todo cuando se acompaña de cambios económicos y estructurales (Bongaarts, 1978; Caldwell et al., 2006). Dado que, la investigación tiene por objeto analizar el papel de la educación en la reducción de los niveles de fecundidad a lo largo del tiempo y en los distintos espacios geográficos, bajo la hipótesis de que la educación es un factor fundamental para entender los cambios asociados a la percepción, actitudes e ideas en relación con la formación de pareja y la concepción de hijos, se hizo una revisión conceptual de los efectos que la escolaridad femenina ejerce sobre los niveles de fecundidad en el marco de las principales teorías asociadas al análisis de la fecundidad.

Adicionalmente a la revisión de las principales teorías sobre fecundidad, el análisis de la evolución espacio-temporal de la fecundidad incluyó la aplicación de una serie de modelos estadísticos bayesianos denominados modelos gaussianos

latentes (Moraga, 2019), desarrollados a partir de la conformación de un campo aleatorio gaussiano markoviano que permite evaluar la probabilidad de ocurrencia de un evento, como la fecundidad, en términos de un proceso estocástico definido en un espacio multidimensional. La evolución espacio-temporal de la fecundidad municipal es ajustada por una serie de seis modelos gaussianos latentes en competencia; se selecciona el modelo que ajusta mejor los datos con base en el criterio de información de Akaike (Akaike, 1973). Los resultados permiten, entre otras cosas, comparar la evolución observada de las tasas globales de fecundidad municipal con las tasas estimadas por el modelo seleccionado, a la par que se estima la probabilidad de que un municipio alcance, en un punto específico del espacio-tiempo, un determinado nivel de fecundidad.

2. ANTECEDENTES

En los inicios del siglo veinte, México, se encontraba inmerso en una dinámica demográfica pretransicional, sujeto a elevadas tasas de mortalidad y fecundidad (Carlsson, 1966). A lo largo del mismo siglo, el país experimentó importantes transformaciones demográficas, económicas y sociales, lideradas por procesos de industrialización, urbanización y de transición demográfica, de forma que, para el año 2020, México se convirtió en un país de ingresos medios, mayoritariamente urbano y con tasas de fecundidad y mortalidad bajas y estables, producto de un acelerado proceso de urbanización y de transición demográfica. Se estima que la tasa global de fecundidad de México, durante la primera mitad del siglo veinte osciló entre los 6.0 y 6.5 hijos promedio por mujer (Zavala, 1992). Posteriormente, el aumento de la fecundidad, debido en parte al descenso de la mortalidad en la infancia, ocurrió después del año 1950 y alcanzó valores superiores a los 7 hijos promedio por mujer para el año de 1967. La reducción de la fecundidad inició poco antes del año de 1970 y se acompañó de comportamientos diferenciales, los cuales pueden ser asociados a factores culturales y socioeconómicos (Caldwell, 1968; Demeny, 1972). Por ejemplo, la teoría de la transición demográfica supone que la mejora de las condiciones socioeconómicas y sanitarias y de salud impulsaron la reducción de los índices de mortalidad provocando, eventualmente, una reducción en las tasas generales de fecundidad, de modo que el incremento en los niveles de escolaridad femenina y sus efectos asociados sobre la fecundidad son una externalidad producto de la mejora de las condiciones socioeconómicas (Maitra, 2004).

La reducción de la fecundidad en México, observada a principios de la década de los 70 coincide con la promulgación de la Ley General de Población de 1973 que sustituyó la anterior política demográfica poblacionista, en favor de una estrategia orientada a reducir los altos niveles de crecimiento demográfico experimentados durante las décadas anteriores (Palma, 2005). Así, el descenso de la fecundidad se inició en las zonas urbanas, en particular entre mujeres de estratos socioeconómicos altos y con elevados niveles educativos (Cleland y Wilson, 1987; Juárez et al., 1989). Si bien, en sociedades tradicionales los hijos son un activo para las familias, quienes los consideran parte de la fuerza laboral y un factor de seguridad durante la vejez;

en este caso, el proceso de desarrollo económico desdibujó dichos beneficios, de modo que la utilidad de los hijos en los mercados laborales se redujo notablemente debido a que los procesos de industrialización se acompañan del uso intensivo de tecnologías que demandan personas con mayores niveles de capacitación y de educación (Juárez y Quilodran, 1990).

En México, el mayor descenso de las tasas de fecundidad ocurrió durante la década de los 70, producto de la combinación del cambio en la política demográfica y la implementación (casi universal) de programas de planificación familiar. Posteriormente, durante la década de los 80, la reducción de los niveles de fecundidad avanzó a un ritmo mucho menor, debido al deterioro provocado por las crisis económicas recurrentes (Mier y Teran, 1992). No obstante, el descenso continuado de la fecundidad puede atribuirse al acelerado incremento en el acceso y uso de métodos anticonceptivos modernos. Por ejemplo, el uso de métodos anticonceptivos entre mujeres en unión pasó del 22 al 41% entre los años de 1976 a 1982 (Zavala, 2010:142).

Una de las teorías fundamentales para comprender la relación que existe entre el proceso de reducción de la fecundidad y un importante número de determinantes de tipo socioeconómico, fue establecida por Caldwell (1982), quien señala que la relación entre la oferta y demanda de hijos depende de la utilidad de los hijos, dado que son considerados un bien duradero. De manera que, la demanda de hijos, así como los costos asociados a su regulación son elementos que condicionan el uso de métodos anticonceptivos modernos (Easterlin y Crimmins, 1985). Los niveles de fecundidad están así, en función de los procesos de modernización económica y social, y por ende, la educación de la mujer es un factor que modifica la relación entre la oferta y la demanda de hijos a través de los costos asociados; por ejemplo, un mayor acceso por parte de las mujeres al mercado laboral eleva los costos asociados a la demanda de hijos (Bongaarts, 1978). La educación permite a las mujeres procesar y utilizar de mejor manera la información disponible en el entorno, lo que modifica las relaciones de poder y los procesos de toma de decisiones (Páez y Zavala, 2016).

La relación entre la oferta y demanda de hijos derivó en un enfoque costo-beneficio, donde un hijo es demandado (deseado) cuando su utilidad marginal en términos económicos, sociales y psicológicos es superior a su costo. El número de hijos que tendrá una familia está en función de un cálculo racional costo-beneficio, en el que un hijo (el primero y los subsecuentes) compite con un conjunto creciente de bienes de consumo duraderos ocasionando una tendencia a la nuclearización de las familias (Easterlin y Crimmins, 1985; Freedman, 1979). El incremento de la educación formal es un determinante fundamental en la definición del número de hijos, dado que opera sobre su oferta, a través de aspectos relacionados al cuidado de la salud reproductiva, pero también sobre la demanda; el aumento del ingreso medio de las mujeres en el mercado laboral eleva el costo relativo de los hijos. El incremento de los niveles de educación junto con una mayor regulación de la fecundidad son factores que usualmente modifican las normas culturales asociadas a la sexualidad y al uso de métodos anticonceptivos modernos (Lillard y Waite, 1993; Cacique, 2003).

La decisión de tener hijos basada en un análisis del costo-beneficio se fundamenta en los costos de crianza de los hijos, compitiendo con la realización personal y económica de las mujeres. Situación que representa un cambio radical para entender la reproducción humana, donde diferentes aspectos económicos, culturales y sociales modifican las relaciones de poder dentro de la pareja. Existe un vínculo estrecho entre el descenso de la fecundidad y la participación de la mujer en los mercados laborales, hecho que es impulsado por el incremento en los niveles de escolarización femenina, que tiene importantes implicaciones en la configuración de las relaciones al interior de las familias. Caldwell (1982) reconoce que la posición socioeconómica de las mujeres ejerce una fuerte influencia en la fecundidad, donde su nivel educativo y su grado de participación en los mercados laborales son dos variables vistas como indicadores de estratificación social cuyos efectos se expanden más allá del plano reproductivo, económico y de la salud (Chakiel y Schkolnik, 2004).

Sin embargo, el descenso de la fecundidad no es sólo resultado de decisiones racionales tomadas desde una perspectiva costo-beneficio, sino que éstas son económicamente racionales (Caldwell, 1982). Bajo un régimen de producción tradicional, donde la familia es vista como una unidad económica, los hijos representan un activo y los flujos de riqueza generados por los hijos benefician a los padres. La transición hacia un régimen de fecundidad moderno requiere de la inversión de los flujos de riqueza (de padres a hijos), lo que provoca la nuclearización de la familia (Kitson, 1992). La reducción del tamaño medio de las familias se origina básicamente por el proceso de industrialización donde la unidad de producción pasa de las familias a las fábricas, reduciendo el valor económico de los hijos (Lesthaeghe, 1983). La educación tiene un efecto indirecto, al exponer a las personas a nuevas ideas y valores que impulsan la reestructuración de las relaciones familiares. Un mayor nivel de escolarización de los padres reduce las probabilidades de que los hijos trabajen a temprana edad, lo que genera cambios culturales, y cambios en la manera de entender a los hijos. Los hijos son vistos a largo plazo como capital humano (y no únicamente como mano de obra), sin embargo, esto evidentemente, incrementa los costos de crianza (Páez y Zavala, 2016).

Los cambios asociados en la calidad esperada de los hijos, debido a su mayor costo de crianza, no siempre se refleja en mejores niveles salariales (para los hijos) o en una mejor calidad de vida para las familias. El cambio en el flujo intergeneracional de la riqueza, cuyo sentido va ahora de padres a hijos (en casi todas las sociedades occidentales modernas), provoca presiones crecientes en las mujeres y sus parejas debido al incremento de los costos asociados a su crianza (Caldwell et al, 2006). Tener un hijo es un evento más en competencia con el logro de metas educativas, personales, sociales, o económicas; lo que crea una desventaja competitiva para las mujeres con relación a los hombres, pero especialmente en relación con otras mujeres que decidieron no tener hijos. En este punto, es importante señalar que la reducción de los niveles de fecundidad, no es sólo resultado de las condiciones socioeconómicas prevalecientes en una sociedad, sino que éstos se han visto afectados por el surgimiento de innovaciones tecnológicas, en especial, por la introducción y difusión de métodos modernos de control natal en amplias capas de la población (Massey, 2002; Romo y Sánchez, 2009). La expansión del conocimiento

y uso de métodos anticonceptivos modernos se inicia como un proceso de difusión desde un grupo pionero, con un nivel socioeconómico alto y que presenta a su vez, bajos niveles de fecundidad, el cual «contagia» a diferentes sectores de la población, de manera que el concepto de difusión se sustenta en la existencia de mecanismos de interacción social, fundamentalmente en el flujo de información donde el efecto demostración y el surgimiento de cambios normativos impulsan la adopción de nuevos comportamientos, lo que acelera el proceso de difusión y de transición demográfica de la fecundidad, especialmente durante las primeras etapas (Casterline, 2001; Puyol, 1987).

El proceso de difusión reconoce que el desarrollo económico multiplica los canales de interacción social, al tiempo que las diferencias sociales que afectan los niveles de desarrollo inciden sobre el grado de heterogeneidad de los canales de flujo de información. Hecho que eventualmente mejora el proceso de difusión y genera, por tanto, un círculo virtuoso. El efecto sobre la fecundidad asociado a la relación entre la teoría de la difusión y la educación gira en el sentido de que las personas más educadas tienen mayor movilidad geográfica y social, lo que amplía la extensión de sus redes de interacción y, por tanto, facilita la difusión de nuevas ideas, mientras que por el contrario, personas con un nivel bajo de instrucción tiene menor apertura al intercambio de bienes, ideas e información lo que las expone a un mayor riesgo de presentar altas tasas de fecundidad, de manera que la existencia de bajos niveles de fecundidad en ciertas regiones debiera conducir a una baja de fecundidad en regiones vecinas o entre los estratos poblacionales que cohabitan en una misma región (Puyol, 1987; Lillard y Waite, 1993).

En el mismo sentido que la introducción de innovaciones, la implementación de acciones de gobierno, en países con bajo o nulo crecimiento económico, buscan impulsar importantes descensos de fecundidad como resultado de la aplicación de políticas concretas orientadas a proporcionar servicios de salud, educación y apoyos económicos a hogares pobres. Algunas políticas implementadas por los Estados tienen como finalidad modificar la estructura de oportunidades, definida y condicionada por el estatus socioeconómico existente, generando opciones de acceso más equitativas para un amplio conjunto de bienes y servicios, a través de una serie de medios institucionales cuya finalidad es influenciar la decisión de las parejas en relación con el número de hijos que deben tener y por tanto regular la fecundidad (Norton, 1983; González et al, 2007).

En general, el efecto que ejerce la educación sobre la fecundidad es cognitivo, dado que modifica la percepción, actitudes e ideas en relación con el entorno (Mier y Teran y Partida, 2001:173). La educación permite la asimilación, uso, socialización y generación de conocimientos, actitudes y valores que impulsan la creación de nuevos paradigmas respecto de la sexualidad, el matrimonio y los hijos. A partir de la década de los 60 México inicia un proceso de masificación de la educación, donde la decisiva intervención del estado permitió lograr que la educación básica fuera laica, universal, gratuita y obligatoria (Welti, 1998; Romo y Sánchez, 2009). La figura 1 presenta la evolución de los niveles de escolaridad femenina promedio alcanzados durante los últimos 50 años, así como la evolución de las tasas globales de fecundidad observadas para el mismo periodo.

Si bien, existe una muy amplia variedad de estudios enfocados al análisis histórico de los niveles y tendencias de la fecundidad en México, así como dedicados a investigar el efecto que los niveles de educación femenina han provocado sobre el comportamiento de los niveles de fecundidad en México (Núñez, 2022), en general, y en distintas regiones en particular (Sollova-Manenova, 2022; Medina, 2012; Mesa et al., 2012), hasta donde se tiene conocimiento este es uno de los primeros trabajos que analiza la interacción espacio-temporal de la educación y la fecundidad a nivel municipal.

En la figura 1 se muestra que el descenso de los niveles de fecundidad se ha visto acompañado del incremento sostenido de los niveles de escolaridad femenina, de modo que podría inferirse que la educación ha jugado un papel central en la transición de la fecundidad en México. El proceso de transición de la fecundidad ha ocurrido de forma simultánea al proceso de escolarización, lo que ha permitido a buena parte de la población el acceso a conocimientos relacionados con nuevas pautas reproductivas, proceso que, como se ha mencionado con anterioridad, se inició entre mujeres con altos niveles de escolaridad y en zonas urbanas (Zavala, 1992).

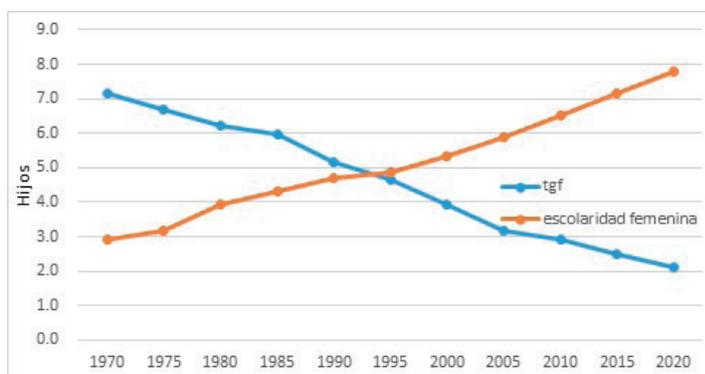


FIGURA 1. EVOLUCIÓN DE LA TGF Y LA ESCOLARIDAD MEDIA FEMENINA EN MÉXICO DE 1970-2020. Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI y la Secretaría de Educación Pública

3. DATOS

Los datos utilizados fueron obtenidos de dos fuentes de información distintas: Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y el Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) dependiente de la Secretaría de Salud de México. La serie de datos correspondiente al nivel medio de escolaridad femenina municipal se recopiló de los censos y conteos de población y vivienda relativos a los años 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 y 2020 (<https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/>), mientras que las tasas globales de fecundidad fueron estimadas de manera directa (con correcciones mínimas, respecto a la preferencia de dígitos para las edades de las madres) haciendo uso de las series de información sobre nacimientos ocurridos y registrados disponibles en las estadísticas vitales del Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) (<https://datos.gob.mx/busca/dataset/nacimientos-ocurridos>). También se obtuvo información sobre población femenina municipal de

entre 12 y 49 años de edad, interpolada a mitad de año, a partir de la información censal señalada.

4. METODOLOGÍA

Para modelar adecuadamente la evolución de las tasas globales de fecundidad a nivel municipal para el periodo 1970-2020, éstas deben referenciarse geográficamente, de manera que su localización espacial sea explícita y pueda definirse, por tanto, un proceso estocástico como una sucesión indexada de la forma:

$$Y(i,t) = \{y(i,t) \mid (i,t) \in \mathfrak{R}^2 \times \mathfrak{R}\} \quad (1)$$

donde cada $y(i,t)$ represente la TGF observada en el municipio ubicado en las coordenadas $i \in \mathfrak{R}^2$ al tiempo t (Blangiardo y Cameletti, 2015: 173). De manera que $Y(i,t)$ represente una sucesión discreta del número medio de hijos que se espera tenga una mujer al completar su vida reproductiva. La sucesión, que es aproximada por la tasa estandarizada de fecundidad (TEF), es definida como el cociente del número medio de hijos observados y el número medio de hijos esperados:

$$TEF(i,t) = \frac{Y(i,t)}{E(i,t)} \quad (2)$$

de modo que la dependencia espacial entre municipios es capturada a través de la implementación de un modelo poisson definido como:

$$Y(i,t) \sim Poisson(\lambda_i) \quad \lambda_i = E_i \rho_i \quad \eta_i = \log(\rho_i) \quad (3)$$

donde la frecuencia media de eventos λ_{st} es modelada por una distribución poisson representada como el producto del número esperado de nacimientos E_{it} y la tasa de estandarizada de fecundidad (Moraga, 2019). E_{it} estima los nacimientos que se esperarían observar si la población del municipio i siguiera el mismo comportamiento reproductivo que la población estándar, por lo que, al utilizar el método de estandarización indirecta, se tiene:

$$E(i,t) = r(\bullet,t) \times n(i,t) \quad (4)$$

la TGF de la población estándar está dada por $r(\bullet,t)$, mientras que la población femenina total de 15 a 49 años del municipio i , es representada por el término $n(i,t)$. En ambos casos t hace referencia al año lectivo (Gómez, 2020). La definición de los modelos espacio-temporales comprende el uso de un predictor construido a partir de relaciones lineales fundamentadas en los modelos lineales generalizados donde:

$$\eta_i = E[G(Y(i,t))] = \ln(Y(i,t)). \quad (5)$$

En general, el logaritmo natural es la función de enlace utilizada para modelar distribuciones poisson (Wang, et al., 2018), lo que ayuda a reducir posibles problemas generados por diferencias en la magnitud de las tasas. El predictor lineal η_{it} define los modelos espacio-temporales de la forma paramétrica clásica como:

$$\eta_i = \beta_0 + u_i + v_i + (\beta + \delta_i)t \quad (6)$$

El intercepto β_0 representa la tasa estandarizada de fecundidad promedio para todos los municipios del país, el componente espacial estructurado es definido por u_i y el componente espacial no estructurado por v_i , el término $(\beta_0 + u_i + v_i)$ representa el intercepto espacial de cada municipio, mientras que el término $(\beta + \delta_i)$ es la pendiente de la tendencia temporal (Blangiardo y Cameletti, 2015). Los parámetros a estimar están dados por los vectores $\theta = \{\beta_0, u, v, \beta, \delta\}$ y $\psi = \{\tau v, \tau u, \tau \delta\}$.

El modelo dinámico no paramétrico permite estimar tanto el efecto temporal global (β) como la tendencia espacial diferencial (δ_i) de manera no lineal, debido a que introduce una forma de estimación dinámica para los efectos temporales estructurados ρ_t y no estructurados φ_t (Bivand et al., 2015) por lo que toma la forma:

$$\eta_i = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t \quad (7)$$

donde, la tendencia temporal estructurada ρ_t se modela como una caminata aleatoria de orden uno (rw(1)) dada por

$$\rho_t | \rho_{t-1} \sim N(\rho_{t-1}, \sigma^2) \quad (8)$$

y la tendencia temporal no estructurada φ_t se modela como una distribución gaussiana $N(0, 1/\tau \varphi)$ (Schrödle y Held, 2011); los parámetros restantes β_0, u_i y v_i se definen de igual forma que en el modelo (7), y los vectores a estimar están dados por $\theta = \{\beta_0, u, v, \rho, \varphi\}$ y $\psi = \{\tau u, \tau v, \tau \rho, \tau \varphi\}$.

La interacción espacio-temporal es capturada al incluir al modelo anterior el término γ_{it} , de interacción con lo que se tiene:

$$y_{it} = \eta_i = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_{it} \quad (9)$$

donde el término γ_{it} define cuatro interacciones espacio - temporales que especifican cuatro clases de modelos:

MODELO	EFFECTO ESPACIAL	EFFECTO TEMPORAL
Tipo I	no estructurado v_i	no estructurado ρ_t
Tipo II	no estructurado v_i	estructurado φ_t
Tipo III	estructurado u_i	no estructurado ρ_t
Tipo IV	estructurado u_i	estructurado φ_t

El término γ_{it} sigue una distribución $Normal(0, 1/\tau \gamma)$ con matriz de precisión definida como: $\tau \gamma R_\gamma$, dado que los términos espacial y temporal son separables, por

definición del modelo (9), por lo que la matriz de covarianzas puede escribirse como el producto de una matriz de efectos espaciales y una matriz de efectos temporales (Martino y Rue, 2008). Los parámetros restantes se definen igual que en el modelo (7) (Sharafifi et al., 2018). Los parámetros a estimar están dados por los vectores $\theta = \{\beta_0, u, v, \rho, \varphi, \gamma\}$ y $\psi = \{\tau u, \tau v, \tau \rho, \tau \varphi, \tau \gamma\}$. Los efectos espaciales estructurados son definidos por el componente u_i quien sigue una distribución:

$$u_i | u_{-i} \sim N\left(\frac{1}{\#N(i)} \sum_{j=s}^n c_j u_j, \sigma_i^2\right) \quad (10)$$

donde el término c_{ij} captura el criterio de vecindad; $c_{ij} = 1$ siempre que i y j sean vecinos, en otro caso $c_{ij} = 0$, mientras que la varianza $\sigma_i^2 = \sigma_u^2 \# N(i)$ es ponderada por el número de vecinos $N_{(i)}$. Cuando el componente espacial estructurado u_i sigue una distribución dada por (10) se dice que modela un efecto condicional autorregresivo intrínseco ICAR(1) (Rue et al., 2009). Si el componente espacial no estructurado v_i se modela a través de una distribución *Normal* ($0, \sigma_v^2$) con media cero y varianza σ_v^2 (Riebler et al., 2016) y u_i sigue la especificación definida por (10) se dice que el modelo espacio-temporal toma la forma Besag–York–Mollié (BYM) que captura dos efectos aleatorios: el primero recoge la dependencia espacial estructurada y el otro la heterogeneidad espacial no estructurada.

Dado que a lo largo de esta sección se han propuesto diferentes modelos para ajustar un mismo fenómeno, es importante definir un criterio estadístico que permita elegir de manera imparcial al modelo «más adecuado». En nuestro caso particular se utilizó el criterio de información Akaike o AIC (Akaike Information Criterion) (Akaike, 1973), el cual es el modelo que ajusta de mejor manera el comportamiento de los datos observados al tiempo que penaliza el número de parámetros utilizados por el modelo.

5. RESULTADOS

Las estimaciones posteriores de los parámetros de los seis modelos espacio-temporales propuestos, que incluye la estimación de los efectos fijos y aleatorios, se realizaron con el paquete INLA, el cual se encuentra disponible para su implementación en lenguaje R (R Core Team, 2016). El objetivo del paquete INLA es proporcionar un método sencillo y rápido para ajustar modelos gaussianos latentes (LGM) además de variantes como: modelos lineales generalizados (GLM), series de tiempo y modelos espacio-temporales, entre otros. El algoritmo en el que se basa INLA comprende una combinación de métodos de integración numérica y métodos de aproximación de Laplace, cuyo objetivo es obtener estimaciones marginales posteriores para los parámetros del modelo (no estima en principio la distribución conjunta), criterios de selección del modelo y diagnósticos predictivos (Rue et al. 2009).

El resultado del ajuste de las estimaciones posteriores, de los efectos fijos, para los modelos bayesianos espacio-temporales pueden verse en la tabla 1, donde se presentan estimaciones para la media, desviación estándar y primero, segundo y tercer cuartil. En general, el efecto fijo asociado al parámetro β_0 representa el logaritmo

natural de la tasa global de fecundidad media de los municipios de México para el periodo analizado. Para el caso del modelo clásico no paramétrico, el parámetro β_0 estimado para la TGF es del orden de 7.7 hijos promedio por mujer equivalente a ($\exp(2.048)$), para el periodo 1970-2020; en contraste, la tasa global de fecundidad promedio observada para los municipios de México para el mismo periodo fue de 4.3 hijos por mujer, lo que resulta una clara sobre estimación del modelo. El parámetro de escolaridad femenina (*esc*) se interpreta en el mismo sentido que el coeficiente de un modelo de regresión lineal, por lo que el incremento de un año de escolaridad femenina tendría como efecto la reducción de 0.84 puntos porcentuales de la TGF (estimación cercana a la presentada por el modelo de interacción tipo II).

TABLA 1: ESTIMACIONES POSTERIORES DE EFECTOS FIJOS, MODELOS ESPACIO TEMPORALES

Modelo	Parámetro	Media	D.E.1	Q12	Q22	Q32
clásico paramétrico	β_0	1.149	0.018	1.114	1.149	1.185
	escolaridad	-0.175	0.004	-0.184	-0.175	-0.167
	tiempo	0.27	0.004	0.263	0.27	0.278
clásico no paramétrico	β_0	2.048	0.02	2.009	2.048	2.087
	escolaridad	-0.174	0.002	-0.179	-0.174	-0.169
interacción tipo I	β_0	2.14	0.063	2.016	2.139	2.268
	escolaridad	-0.182	0.007	-0.195	-0.182	-0.168
interacción tipo II	β_0	0.501	0.054	0.395	0.501	0.607
	escolaridad	-0.053	0.007	-0.067	-0.053	-0.039
interacción tipo III	β_0	0.531	0.053	0.426	0.531	0.635
	escolaridad	-0.071	0.005	-0.081	-0.071	-0.061
interacción tipo IV	β_0	2.055	52.162	-100.358	2.053	104.382
	escolaridad	-0.174	0.002	-0.179	-0.174	-0.17

Fuente: elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA

1 D.E. Desviación Estándar

2 Q1, Q2 y Q3 se refiere a los cuantiles 0.05, 0.5 y 0.95 respectivamente

La densidad posterior del efecto fijo beta asociado a la covariable de escolaridad femenina para el modelo tipo II, puede verse en la figura 2, mientras que la estimación puntual del mismo parámetro se presenta en la tabla I. Los resultados comprueban que el efecto de la covariable es significativo, debido a que el cero se encuentra fuera del límite derecho del intervalo de confianza de la densidad presentada en la figura 2. Adicionalmente, la estimación del parámetro asociado a la covariable de escolaridad femenina del modelo de interacción espacio-temporal tipo II, presenta una media posterior igual a -0.053, lo que significa que un aumento de un año de escolaridad femenina municipal conduciría a una reducción media de la tasa global de fecundidad del orden de $\exp(-0.053) = 0.94$ por ciento (es decir, poco menos de un punto porcentual). Adicionalmente, en la figura 3 se presenta, la

distribución espacio-temporal de las tasas globales de fecundidad observadas para todos los municipios de México y para el periodo analizado, de manera que se hace evidente la reducción generalizada de la fecundidad en México. En la figura 3, en 1970 prácticamente todos los municipios de México se dibujaban en tonos de naranja a rojo, mientras que en el año 2020 son pocos los municipios que alcanzan tonos naranja a amarillo y ningún municipio se presenta en color rojo.

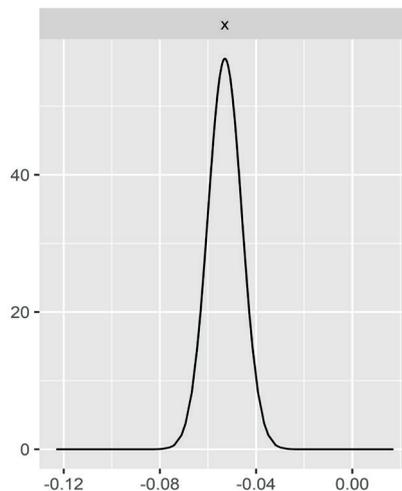


FIGURA 2. DENSIDAD POSTERIOR DEL PARÁMETRO DE ESCOLARIDAD FEMENINA, MODELO TIPO II. Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA

Una vez estimados los modelos, es fundamental cuantificar su calidad de ajuste, lo que se hace a través de criterios de información que buscan ponderar entre la complejidad y la capacidad predictiva de cada modelo. Concretamente se utilizó el criterio de Akaike Information Criterion (AIC), que es una medida de bondad de ajuste basada en la combinación de la función de máxima verosimilitud y el número de parámetros del modelo. La primera es una medida de información y la segunda una medida de complejidad. El criterio pondera la capacidad del modelo para ajustar los datos y el número de parámetros utilizados, con lo que el AIC se calcula como: $AIC = -2\ln(\hat{L}) + 2k$, donde \hat{L} representa la función de verosimilitud del modelo y k el número de parámetros (Moraga, 2019).

El uso del criterio AIC permitió seleccionar el modelo que ajusta mejor el comportamiento espacio-temporal de los datos analizados con el menor número de parámetros, de entre los seis modelos en competencia. El criterio selecciona el modelo con el AIC más pequeño. Los resultados de las estimaciones del AIC para los seis modelos, pueden verse en la tabla 2, donde el modelo no paramétrico de interacción espacio-temporal tipo II presenta el mejor ajuste de las tasas de globales de fecundidad para los municipios de México en el periodo 1970-2020, en relación con la totalidad de modelos en competencia presentados.

TABLA 2: CRITERIOS DE INFORMACIÓN AKAIKE DE LOS MODELOS (1) A (6)

	MODELO	AIC
(1)	$y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + (\beta + \delta_i)t$	162 562.052
(2)	$y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t$	257 132.517
TI	$y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_t$	107 322.634
TII	$y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_t$	106 001.880
TIII	$y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_t$	107 185.683
TIV	$y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_t$	257 130.000

Fuente: elaboración propia con base en estimaciones de R-INLA

La tabla 3 presenta las estimaciones de la media, desviación estándar y primero, segundo y tercer cuartil para los parámetros correspondientes a los efectos espaciales y temporales, estructurados y no estructurados, del modelo seleccionado, es decir, del modelo de interacción espacio-temporal tipo II. Las estimaciones, presentadas en la tabla 3, confirman la importancia de los efectos estructurados, dado que tienen un peso relativo significativamente mayor al alcanzado por los efectos no estructurados; en particular, el peso del efecto espacial estructurado es al menos tres veces superior al peso del efecto temporal estructurado y superior al alcanzado por los efectos no estructurados, lo que pone de relieve la importancia de la estructura especial al momento de explicar las variaciones observadas en los niveles de fecundidad municipales.

TABLA 3: ESTIMACIONES POSTERIORES DE LOS EFECTOS ALEATORIOS, MODELO ESPACIO-TEMPORAL TIPO II

Modelo tipo II	Media	D.E.1	Q12	Q22	Q32
Ui Efecto espacial estructurado	526.409	617.313	67.963	341.622	2116.751
Vi Efecto espacial no estructurado	32.170	23.630	9.856	25.284	94.814
Pt Efecto temporal estructurado	145.845	177.989	19.201	92.539	598.969
Φt Efecto temporal no estructurado	3.119	2.373	0.575	2.503	9.341
Γit Efecto int. espacio-temporal	6.575	0.101	6.375	6.576	6.774

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

1 D.E. Desviación Estándar

2 Q1, Q2 y Q3 se refiere a los cuantiles 0.05, 0.5 y 0.95 respectivamente

En el modelo estimado de interacción espacio-temporal tipo II, las medias de las densidades posteriores de los efectos estructurados espacial u_i y temporal ρ_t , son mucho mayores que las alcanzadas por los efectos no estructurados tanto espacial v_i como temporal φ_t , situación que implica que los efectos estructurados asociados a las relaciones espaciales de vecindad y al calendario ejercen un efecto mucho mayor sobre el comportamiento de la fecundidad que el que pudieran ejercer variaciones aleatorias no capturadas por las estructuras espaciales o temporales.

Las variaciones estimadas entre los efectos espaciales y temporales (estructurados y no estructurados), donde la media de la densidad posterior de los efectos espaciales es relativamente mayor que la estimada para los efectos temporales, implica que la capacidad explicativa del modelo debe incluir un parámetro de interacción de efectos espacio-temporales (Schrödle y Held, 2011). Cuando las variaciones entre efectos espaciales son relativamente pequeñas comparadas con la variación entre efectos temporales (ver tabla 3), el término de interacción espacio-temporal γ_{it} permite modelar el efecto de la interacción, por lo que su estimador resulta ser mayor en relación con las medias estimadas para los efectos temporal y espacial (Gómez-Rubio, 2020), de modo que el modelo tipo II captura adecuadamente la dependencia espacial y la evolución temporal de las tasas de globales de fecundidad.

En la figura 3 podemos observar el comportamiento de la tasa global de fecundidad de los municipios de México durante el periodo 1970-2020. En el año de 1970 existe una alta proporción de municipios con niveles de fecundidad por encima de los 4 hijos promedio por mujer, con tonalidades rojas y amarillas, mientras que para el año 2020, una importante cantidad de municipios presentaron tasas globales de fecundidad por debajo de los 4 hijos promedio, con tonalidades que van del verde al azul.

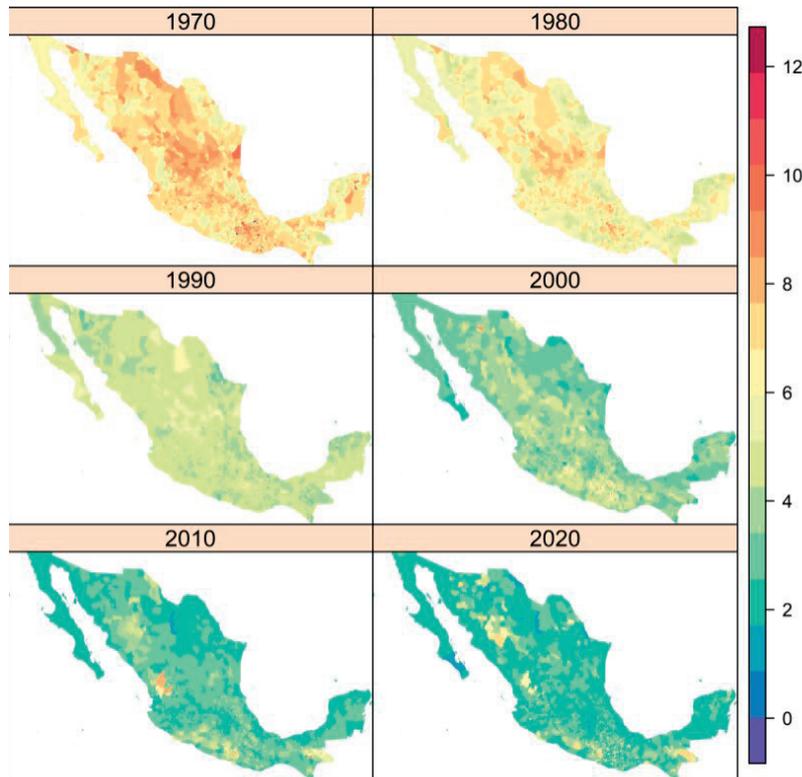


FIGURA 3. TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD MUNICIPAL OBSERVADA EN MÉXICO. 1970-2020.
Fuente: Nuñez Medina (2021)

La figura 3 presenta las tasas de fecundidad observadas, mientras que la figura 4 presenta la media posterior estimada a partir del ajuste del modelo de interacción

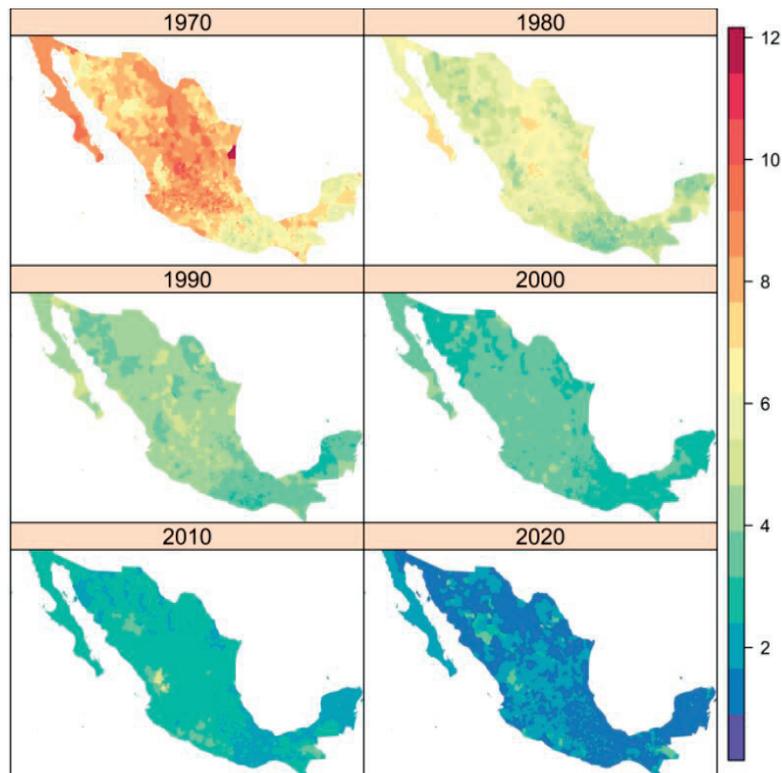


FIGURA 4. MEDIA POSTERIOR ESTIMADA DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD SEGÚN MODELO TIPO II.
Fuente: Nuñez Medina (2021)

espacio-temporal tipo II, de las tasas globales de fecundidad para los municipios de México para el periodo 1970-2020. Es importante señalar que las estimaciones que entrega la función INLA corresponden a las tasas estandarizadas de fecundidad en escala logarítmica, tal y como se especifica en el apartado correspondiente a la metodología. De manera que las tasas estandarizadas fueron nuevamente transformadas, aplicando la función antilogaritmo, para hacerlas comparables con las mediciones mostradas en la figura 3.

Las tasas estimadas por el modelo de interacción espacio-temporal tipo II muestran un claro efecto de sobre ajuste de la tendencia temporal, en especial para los años 2000, 2010 y 2020. Esto puede verse con claridad al contrastar las figuras 3 y 4 donde el modelo tipo II subestima los niveles de fecundidad, lo cual que puede deberse al efecto ejercido por la covariable años de escolaridad femenina promedio o a una sobre estimación del efecto temporal estructurado. La tendencia estimada por el modelo de interacción tipo II relativa al parámetro asociado al efecto temporal estructurado ρ_t (y no estructurado ϕ_t) presenta una tendencia creciente desde el año de 1980 hasta el año 2020, tendencia menor a la observada en el periodo 1970-1980 (ver figura 5). Esto puede implicar que la variación temporal estructurada está asociada al sobre ajuste de las tasas de fecundidad, dado que ejerce un efecto importante sobre la evolución de los niveles de fecundidad municipales.

La figura 5 presenta el efecto temporal estructurado del modelo de interacción espacio-temporal tipo II, donde se observa un cambio en el ritmo de descenso de

los niveles de fecundidad ocurrido en la década de los 80, cuando el aumento en los niveles de acceso y uso de métodos anticonceptivos provocaron un importante descenso de la fecundidad, sin embargo, la crisis económica de 1982 parece haber disminuido la velocidad de descenso de la fecundidad, de manera que mientras la tasa global de fecundidad descendió en promedio 1.1 hijos entre 1977 y 1982, para el periodo comprendido entre 1982 y 1988 el descenso fue de 0.65 hijos (Menkes y Hernández, 2005:148), hecho que fue captado como un efecto temporal estructurado por el parámetro ρ_t .

El análisis espacio-temporal de la fecundidad considera adicionalmente la covariable asociada a los niveles de escolaridad femenina. Los efectos aleatorios ajustados a través de modelos bayesianos espacio-temporales representan factores de riesgo desconocidos y su estimación, mediante la distribución posterior, ayuda a detectar y cuantificar las causas subyacentes asociadas. Los efectos de la escolaridad sobre la fecundidad establecidos en el modelo de interacción espacio-temporal tipo II indican que el aumento de un año de escolaridad femenina municipal promedio conduciría a una reducción media de la tasa global de fecundidad de 0.94 puntos, es decir, de casi un punto porcentual. En términos teóricos, los efectos asociados a los niveles de escolaridad femeninos en relación con el comportamiento reproductivo señalan que las mujeres con menores niveles de escolaridad presentan un mayor riesgo de ser madres a temprana edad y de tener una fecundidad superior al promedio (Welti, 1980; Zavala 2010).

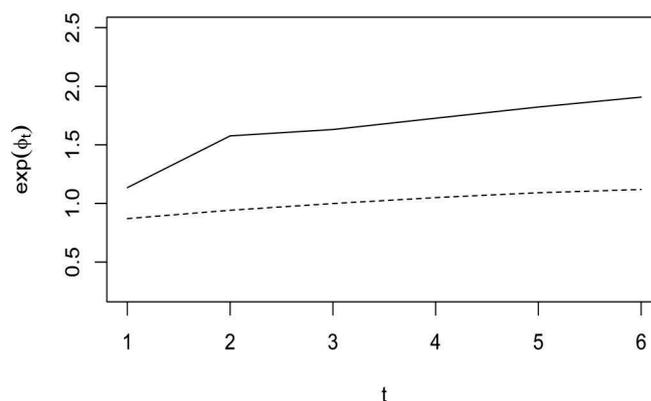


FIGURA 5. EFECTO TEMPORAL ESTRUCTURADO DEL MODELO DE INTERACCIÓN ESPACIO-TEMPORAL TIPO II, DONDE LA LÍNEA CONTINUA CORRESPONDE CON EL EFECTO TEMPORAL NO ESTRUCTURADO Y LA LÍNEA DISCONTINUA CON EL EFECTO TEMPORAL ESTRUCTURADO. Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEGI

La figura 6 muestra la distribución posterior del exceso de riesgo asociado a que un municipio determinado alcance un nivel de fecundidad por arriba de la tasa global de fecundidad promedio nacional, es decir, en el mapa se visualiza $p(\zeta_i > 1 | y)$. La distribución posterior se obtienen al aplicar una transformación exponencial a los componentes de ξ , utilizando la función `inla.pmarginal()` contenida en el paquete INLA. Los resultados muestran que, en general, se espera que los municipios ubicados en el sur, sureste y península de Yucatán presenten niveles de fecundidad por encima del promedio nacional con probabilidades superiores a 0.6, en contraste con los

municipios localizados al centro del país, donde la probabilidad de que presenten tasas por encima del promedio nacional no excede del 0.2.

En general, el modelo de interacción espacio-temporal tipo II rompe con los supuestos básicos de independencia entre observaciones establecidos por la mayoría de modelos de regresión tradicionales, al considerar que la existencia de datos correlacionados puede originarse por la cercanía geográfica, dado que la distancia es una fuente de correlación. Así, la tasa global de fecundidad en un municipio determinado variará en términos de los niveles observados en los municipios vecinos y, por tanto, formará un patrón espacial, el cual es aproximado al promediar los valores de las tasas observadas en municipios contiguos, bajo el principio establecido en la primera Ley de Tobler (1970) que dice: «*todo está relacionado con todo, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las cosas distantes*». Los modelos espaciales empleados utilizan la autocorrelación espacial para interpolar linealmente la TGF de cada municipio ponderando los valores observados en municipios vecinos, de modo que posteriormente no es posible aislar el comportamiento específico de un municipio.

La evolución de las tasas globales de fecundidad presentada en la figura 3 en el año 2020 muestra la existencia de algunos conglomerados de alta fecundidad en el sureste y noreste de México, en particular en los estados de Guerrero, Oaxaca, Chiapas, Sonora y Durango, además de un conglomerado de baja fecundidad ubicado en la zona metropolitana de la Ciudad de México. En general, puede concluirse que, en México, la reducción de los niveles de fecundidad se ha presentado de forma casi homogénea a lo largo de todo el territorio nacional, con algunas excepciones producto de diferencias (iniciales) asociadas al acceso privilegiado a servicios de educación de mujeres residentes de zonas urbanas (Zavala, 1992; Mier y Terán 1992).

6. DISCUSIÓN

El uso de tasas globales de fecundidad hace comparables los niveles de fecundidad entre municipios y a lo largo del tiempo. La secuencia presentada de mapas muestra las variaciones espacio-temporales de las tasas globales de fecundidad (ver figura 3 y 4) y hace evidente cómo algunos municipios del norte de México, que en el año de 1970 presentaban altas tasas de fecundidad, especialmente en el norte de Chihuahua y Coahuila, para el final del periodo analizado (año 2020) alcanzaron tasas de fecundidad bajas. Esto contrasta con lo observado en algunos municipios de los estados de Oaxaca y Chiapas que, al igual que los municipios del norte, presentaban al inicio del periodo elevadas tasas de fecundidad, pero en el año 2020 continuaron mostrando tasas de fecundidad por encima del promedio nacional, esto no significa que los municipios señalados (de Oaxaca y Chiapas) no hayan reducido sus niveles de fecundidad, sino que la reducción ocurrió a un ritmo mucho menor que el mostrado en los municipios del norte de México. Así, la reducción de los niveles de fecundidad en los municipios de México ocurrió de manera heterogénea y en contextos muy dispares. Mientras que los municipios del sur-sureste de México presentan elevados porcentajes de población que vive en condiciones de pobreza y pobreza extrema,

acompañados de altos niveles de subempleo y empleo informal, en los municipios del norte, en especial de estados como Nuevo León y Coahuila, se observan bajos porcentajes de población que vive en condiciones de pobreza y tiene elevadas tasas de empleo formal (Welti, 1998; Zavala, 2010).

Se utilizaron una serie de modelos espacio-temporales bayesianos en competencia que permitieron ajustar la evolución de las tasas globales de fecundidad de los municipios de México entre 1970 y 2020, utilizando la escolaridad femenina como variable predictora. Con base en el criterio AIC se seleccionó el modelo que mejor ajustó el comportamiento espacial de las tasas globales de fecundidad, lo que permitió inferir las probabilidades predictivas posteriores asociadas a los niveles de fecundidad observados, así como identificar la formación de conglomerados en municipios donde se concentran, espacial y temporalmente, las tasas de fecundidad más altas o más bajas. En particular, el modelo de interacción espacio-temporal tipo II, permitió cuantificar el impacto que ejerce la escolaridad femenina sobre la evolución de las tasas de fecundidad municipales en México a lo largo del periodo estudiado.

La covariable de escolaridad femenina presenta resultados que apoyan lo señalado por las teorías relativas al análisis de la fecundidad, donde se confirma que la carencia de acceso al sistema educativo por parte de las mujeres incrementa sus niveles de fecundidad. Resulta evidente que la falta de un mayor número de covariables, que desde el punto de vista teórico permitirían explicar de mejor forma el comportamiento de la fecundidad, como la proporción de mujeres usuarias de método anticonceptivos modernos o el porcentaje de población económicamente activa femenina municipal, por citar sólo algunas, podría haber mejorado significativamente el nivel de ajuste y la capacidad explicativa de los modelos propuestos. Sin embargo, debe señalarse que los datos asociados a la evolución temporal y espacial de dichas variables no se encuentran disponibles para los años y/o para el nivel de desagregación geográfica requerido por esta investigación, razón por la cual no pudieron ser incluidos.

Si bien, la figura 4 presenta las tasas globales de fecundidad estimadas por el predictor lineal del modelo de interacción tipo II, la ponderación de efectos espacio-temporales entre municipios vecinos ocasiona problemas de sobre ajuste en algunas áreas y durante algunos periodos de tiempo (Gómez-Rubio, 2020); no obstante, el modelo tipo II logra capturar adecuadamente el comportamiento general de la fecundidad para el periodo analizado. La variación estimada entre los efectos estructurados y los efectos no estructurados muestra que la densidad posterior media de la precisión de los efectos temporales es significativamente mayor que la estimada para los efectos espaciales, por lo que el modelo debe incluir el término de interacción de efectos espacio-temporales (Schrödle y Held, 2011), dado que la interacción entre efectos temporales es relativamente mayor a la presentada por los efectos espaciales (ver tabla 3). En general, los efectos estructurados, espaciales y temporales, ejercen una fuerte influencia sobre la evolución de las tasas de fecundidad en relación con los efectos no estructurados, situación que implica que la estructura geográfica y el tiempo ejercen una fuerte influencia sobre el comportamiento de la fecundidad, lo que puede asociarse a la transferencia de conocimientos y comportamientos reproductivos entre municipios vecinos a lo largo del tiempo.

La fecundidad ha alcanzado niveles de reemplazo, es decir, una TGF de 2.1 hijos promedio por mujer en el año 2020 en una importante cantidad de municipios urbanos, cuyas condiciones socioeconómicas les han permitido disfrutar de un acceso privilegiado a servicios de educación: en contraste, diversos municipios ubicados en áreas rurales especialmente dispersas sufren de un gran número de carencias, en especial de acceso a servicios de educación formal, situación que se ve agudizada por la existencia de importantes diferencias culturales y lingüísticas (Bongaarts y Watkins, 1996), que han llevado a dichos municipios a presentar importantes rezagos en materia de reducción de su fecundidad. En el mismo sentido, los municipios dibujados en tonos rojos y amarillos (alta fecundidad) presentados en la figura 3, correspondientes al año de 1970, alcanzaron una tasa global de fecundidad superior a 4 hijos promedio por mujer; esto son 1,831 municipios, de un total de 2,456 municipios. Sin embargo, el rápido descenso de la fecundidad observado durante el periodo analizado implicó que para el año 2020 el número de municipios con una tasa global de fecundidad por encima de 4 hijos promedio por mujer fuera de tan sólo 233 y la tasa global de fecundidad nacional en el año 2020, alcanzará el nivel de reemplazo (2.1 hijos promedio por mujer).

7. CONCLUSIONES

Las estimaciones presentadas por el modelo de interacción espacio-temporal tipo II, modelo que basado en el análisis de la interacción de efectos espaciales no estructurados con los efectos temporales estructurados, permite sostener la validez de la hipótesis inicialmente planteada respecto que el incremento en los niveles de escolaridad femenina permiten explicar en buena medida las variaciones observadas en los niveles de fecundidad entre municipios tanto a lo largo del tiempo como entre espacios geográficos.

Así, los patrones de distribución espacio-temporal de la fecundidad en los municipios de México presentados en las figuras 3 y 4 (la primera para las tasas observadas y la segunda derivada de las estimaciones posteriores del modelo de interacción espacio-temporal tipo II) permiten identificar la formación de conglomerados espaciales con altas y bajas tasa de fecundidad. En particular, hace evidente las desigualdades en fecundidad respecto de la probabilidad de que un municipio determinado alcance una TGF superior a la tasa promedio nacional y pone en relieve las diferencias entre el norte-centro y el sur-sureste de México, diferencias sustentadas también en términos de los años promedio de escolaridad femenina observadas. Finalmente, la elección relativa al uso de métodos bayesianos deriva en su capacidad para integrar conocimientos previos a través de un proceso que agrega en cada iteración nueva evidencia proveniente de los datos observados, al tiempo que permite obtener estimaciones rápidas y precisas, incluso cuando se enfrenta a modelos complejos, como los seis modelos espacio-temporales ajustados.

REFERENCIAS

- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In 2nd International Symposium on Information Theory, 1973 (pp. 267-281). Akademiai Kiado.
- Bivand, R., Gómez-Rubio, V. & Rue, H. (2015). Spatial Data Analysis with R-INLA with Some Extensions. *Journal of Statistical Software*, 63(20), 1 - 31. <https://doi.org/10.18637/jss.v063.i20>
- Bongaarts, J. (1978). A framework for analyzing the proximate determinants of fertility. *Population and Development Review*, 4(1), 105-132. <https://doi.org/10.2307/1972149>
- Bongaarts, J., & Watkins, S. C. (1996). *Social interactions and contemporary fertility transitions. Population and development review*, 22(4), 639-682. <https://doi.org/10.2307/2137804>
- Blangiardo, M. & Cameletti, M. (2015). *Spatial and Spatio-Temporal Bayesian Models with R-INLA*. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Cacique, I. (2003). Uso de anticonceptivos en México: ¿Qué diferencia hacen el poder de decisión y la autonomía femenina?. *Papeles de Población*, México, 9(35) 209-232.
- Caldwell, J., (1968). *Population Growth and Family Change in Africa: The New Urban Elite in Ghana*. Australian National University Press.
- Caldwell, J. C. (1982). *Theory of fertility decline*. Academic Press.
- Caldwell, J., Caldwell, P., McDonald, P. F., & Schindmayr, T. (2006). *Demographic transition theory*. Springer.
- Carlsson, G. (1966). The decline of fertility: Innovation or adjustment process. *Population Studies*, (20), 149-179.
- Casterline, J. B. (2001). *Diffusion Processes and Fertility Transition: selected perspectives*. Washington, D.C.: Division of Behavioral and Social Sciences and Education. National Research Council.
- Chakiel, J. & Schkolnik, S. (2004). *América Latina: los sectores rezagados en la transición de la fecundidad*. En CEPAL, La fecundidad en América Latina: ¿transición o revolución?, Serie: Serie Seminarios y Conferencias – CEPAL, -LC/L. 2097-P-2004-36, pp. 51-73.
- Chesnais, J.C. (1992). *The demographic transition: Stages, patterns, and economic implications*. Oxford University Press.
- Cleland, J. & C. Wilson. (1987). Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View. *Population Studies* (41), 5-30.
- Demeny, P. (1972). Early fertility decline in Austria-Hungary: A lesson in demographic Transition. En Glass, DV. & Revelle, R. (eds). *Population and Social Change*. E. Arnold, London. 157-172.
- Easterlin, R. A., & Crimmins, E. N. (1985). *The fertility revolution: A demand-supply analysis*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Freedman, R. (1979). Theories of fertility decline: A reappraisal. *Social Forces*, 58(1), 1-17. <https://doi.org/10.2307/2577781>
- González, G., Palma, Y., & Montes, M. D. L. (2007). Análisis regional de los determinantes próximos de la fecundidad en México. *Papeles de población*, 13(51), 213-245.
- Gómez-Rubio, V. (2020). *Bayesian Inference with INLA*. Chapman & Hall/CRC Press.
- Juárez, F, Quilodrán, J. (1990). Mujeres pioneras del cambio reproductivo en México, *Revista Mexicana de Sociología*, IISUNAM, 52(1), 33-49.

- Juárez, F., Quilodrán, J. & Zavala de Cosío, M. (1989). De una fecundidad natural a una controlada: México 1950-1980. *Estudios Demográficos y Urbanos*, El Colegio de México, 4(1), 5-51.
- Kitson, G. C. (1992). *Portrait of divorce: Adjustment to marital breakdown*. Guilford Press.
- Lesthaeghe, R. (1983). A century of demographic and cultural change in Western Europe: An exploration of underlying dimensions. *Population and Development Review*, 9, 411-435.
- Lillard, L. A. & Waite, L. J. (1993). A joint model of childbearing and marital disruption. *Demography*, 30, 653-681
- Maitra, P. (2004). Effect of socioeconomic characteristics on age at marriage and total fertility in Nepal. *Journal of health, Population and Nutrition*, 22 (1), 84-96.
- Martino, S. & Rue, H. (2008). Implementing Approximate Bayesian Inference using Integrated Nested Laplace Approximation: A manual for the inla program. *Department of Mathematical Sciences, NTNU, Norway*.
- Massey, D. S. (2002). A brief history of human society: The origin and role of emotions in social life. *American Sociological Review*, 67(1), 1-29. <https://doi.org/10.2307/3088931>
- Medina Hernández, E. J. (2012). Diferenciales regionales de la fecundidad según el nivel educativo de las mujeres colombianas en edad fértil. *Sociedad y economía*, (23), 205-234.
- Menkes Bancet y Héctor Hernández Bringas (2005). *Población, crisis y perspectivas demográficas en México*. CRIM-UNAM.
- Mesa, A. F. A., Rodríguez, D. L., & Garavito, S. F. (2012). Determinantes de la fecundidad en el Departamento de Antioquia. *Criterio Libre*, 10(17), 25-52.
- Mier y Terán, M. (1992). Descenso de la fecundidad y participación laboral femenina en México. *Notas de Población*, 20 (56), 143-171.
- Mier y Terán, M. y Partida, B. (2001). Niveles, tendencias y diferenciales de la fecundidad en México, 1930-1997, en José Gómez de León Cruces y Cecilia Rabell Romero (coords.), *La población de México. Tendencias y perspectivas sociodemográficas hacia el siglo XXI*, México, Consejo Nacional de Población / Fondo de Cultura Económica, pp. 168-203.
- Moraga, P. (2019). *Geospatial Health Data: Modeling and Visualization with R-INLA and Shiny*. Chapman and Hall/CRC Biostatistics Series.
- Norton, R. (1983). Measuring marital quality: A critical look at the dependent variable. *Journal of Marriage and the Family*, 45, 141-151. <https://doi.org/10.2307/351302>
- Notestein, F. (1953). Economic problem of population change. In *Proceedings of the Eighth International Conference of Agricultural Economics*. London: Oxford University Press, pp. 13-31.
- Núñez Medina, G. (2021). Análisis espacio-temporal de la evolución de los niveles de fecundidad en los municipios de México, 1970-2020. *Notas de Población*, 113, 39-60.
- Páez, O. & Zavala, M. (2016). Tendencias y determinantes de la fecundidad en México: las desigualdades sociales. En Coubès, M.; Solís, P. y Zavala, M. (coords.) *Generaciones, curso de vida y desigualdad social en México*. El Colegio de México y El Colegio de la Frontera Norte.
- Palma, Y. (2005). Políticas de población y planificación familiar. *DemoS*. (16), 24-25. <https://doi.org/10.22201/%256798>
- Puyol R. (1987). El uso de los modelos de difusión espacial de innovaciones en el estudio geográfico de la fecundidad. *Anales de Geografía de la Universidad Complutense*. (7), 185-191.
- R Core Team. (2016). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna.: R Foundation for Statistical Computing.
- Riebler, A., Sørbye, S.H., Simpson, D. & Rue, H. (2016). An intuitive Bayesian spatial model for disease mapping that accounts for scaling. *Statistical Methods in Medical Research*, 25(4), 1145-1165. <https://doi.org/10.1177/0962280216660421>

- Romo, R. & Sánchez, M. (2009). El Descenso de la Fecundidad en México, 1974-2009: a 35 años de la puesta en marcha de la nueva política de población. CONAPO. *La situación demográfica de México 2009: 35 años de la política de población*. Distrito Federal, México: Consejo Nacional de Población.
- Rue, H., Martino, S. & Chopin, N. (2009). Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 71(2), 319-392.
- Schrödle, B. & Held L. (2011). Spatio-temporal disease mapping using INLA. *Environmetrics*. 22 (6), 725-734. <https://doi.org/10.1002/env.1065>
- Sharafifi, Z., Asmarián, N., Hoorang, S. & Mousavi, A. (2018). Bayesian spatio-temporal analysis of stomach cancer incidence in Iran, 2003-2010. *Stoch Environ Res Risk Assess*. (32), 2943-2950. <https://doi.org/10.1007/s00477-018-1531-3>
- Solova-Manenova, V. (2022). Fecundidad, trabajo y educación de la mujer en el Estado de México, 1990. *Papeles de Población*, 4(15), 127-144.
- Tobler, W.R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(Supplement): 234-240.
- Wang, X., Yue, Y. R., & Faraway, J. J. (2018). *Bayesian Regression Modeling with INLA*. UK: Chapman and Hall/CRC.
- Welti, C. (1980). Estimación del cambio en el nivel de fecundidad de la población del área metropolitana de la ciudad de México entre 1964 y 1976. *Investigación demográfica en México-1980*. 297-311.
- Welti, C. (1998) Determinantes próximos de la fecundidad. *Demografía II. Programa Latinoamericano de Actividades en Población, IIS-UNAM, México*.
- Zavala de Cosío, M. (1992). *Cambios de fecundidad en México y políticas de población*. México: Fondo de Cultura Económica USA.
- Zavala de Cosío, M. (2010). Las variables determinantes de la fecundidad. Métodos clásicos, Avances recientes, perspectivas. *X Reunión Nacional de Investigación Demográfica en México*. (1). 1-15.

