Desigualdades espaciales de la mortalidad en la niñez por enfermedades de la pobreza y privación material en Argentina, 2017–2022

Fernando Longhi [1]
https://orcid.org/0000-0003-4616-8960

[1] Instituto Superior de Estudios Sociales (CONICET-UNT), General Paz 931. San Miguel de Tucumán, Argentina. E-mail: fernandolonghi@hotmail.com

Resumen

Objetivos: analizar las desigualdades socio-territoriales en la mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza en Argentina (2017–2022) y su relación con la privación material de los hogares (IPMH, Censo 2022), identificando territorios críticos mediante análisis espacial.

Métodos: estudio ecológico subnacional (n=527 departamentos/partidos). Se calcularon tasas MONEP en menores de 5 años y se estimaron autocorrelación espacial global (I de Moran), clústeres locales (LISA) y modelos espaciales (OLS/SAR/SEM/SDM).

Resultados: se observó autocorrelación espacial positiva y significativa para MONEP (I=0,568; p<0,001) e IPMH (I=0,824; p<0,001). El LISA bivariado identificó clústeres alto–alto (HH) en 40 departamentos (7,6%) y patrones disonantes HL (3,4%) y LH (8,7%). Se seleccionó el modelo SAR (AIC=4049,3); el IPMH mostró asociación positiva y significativa con la MONEP (β=0,060; p=0,022) y fuerte dependencia espacial (ρ=0,732; p<0,001). La descomposición de efectos reveló un spillover de 0,151, más del doble del efecto directo (0,072).

Conclusiones: la pobreza estructural se asocia con mayor mortalidad infantil por enfermedades de la privación, configurando clústeres críticos territorialmente concentrados. Los resultados destacan la utilidad del análisis espacial subnacional para orientar intervenciones focalizadas y fortalecer la planificación sanitaria basada en evidencia.

Palabras clave *Mortalidad infantil, Pobreza, Análisis espacial, Determinantes sociales de la salud, Argentina*

Este es un artículo publicado en Acceso Abierto bajo la licencia Creative Commons Attribution, que permite su uso, distribución y reproducción en cualquier medio, sin restricciones, siempre y cuando la obra original esté correctamente citada

https://doi.org/10.1590/1806-9304202600000163

Introducción

Las desigualdades en salud infantil constituyen una de las expresiones más persistentes e injustas de la inequidad social. Si bien la mortalidad en la niñez ha disminuido sostenidamente en América Latina durante las últimas décadas, los promedios nacionales tienden a enmascarar brechas subnacionales profundas que responden a determinantes estructurales históricamente sedimentados, tales como la pobreza, la fragmentación territorial y la desigualdad en el acceso a bienes y servicios esenciales.[1,2] Comprender estas desigualdades exige ir más allá de la descripción estadística y articular marcos teóricos que den cuenta de los mecanismos que las producen, las reproducen y las concentran en territorios específicos.

El punto de partida conceptual de este trabajo es la perspectiva de los determinantes sociales de la salud sistematizada por la Comisión de la OMS, según la cual las inequidades en salud son el producto evitable de condiciones sociales históricamente producidas y desigualmente distribuidas.[1] Sin embargo, este marco general requiere ser enriquecido con teorías de mediano alcance que especifiquen los mecanismos concretos mediante los cuales la estructura social se traduce en desigualdades sanitarias. Con ese objetivo, este trabajo articula dos perspectivas analíticas complementarias. La primera se apoya sobre la teoría de la *causa fundamental* (fundamental cause) de Link y Phelan,[3] que postula que la posición socioeconómica actúa como una causa de causas, y sostiene que su efecto sobre la salud persiste a lo largo del tiempo y a través de distintas enfermedades porque quienes tienen más recursos materiales, simbólicos y sociales siempre encuentran maneras de protegerse de los riesgos emergentes, cualquiera sea su naturaleza en cada momento histórico.[3] Esta teoría tiene una implicancia metodológica crucial, ya que el análisis de enfermedades específicamente vinculadas a la privación -las denominadas enfermedades de la pobreza- permite capturar con mayor precisión el efecto de la posición socioeconómica sobre la mortalidad.

La segunda tradición es la *geografía crítica de la salud*, que conceptualiza el territorio no como un contenedor neutral de fenómenos sociales, sino como un producto social que a su vez produce condiciones diferenciales de vida y muerte.[4] En esta línea, Harvey argumenta que el capitalismo produce activamente geografías desiguales; la acumulación de capital y la inversión diferencial en infraestructura, servicios y bienes públicos generan territorios con oportunidades radicalmente distintas de reproducción social y biológica.[5] Desde esta óptica, los departamentos con déficits estructurales acumulados en Argentina no son simplemente áreas rezagadas en un continuo de desarrollo, sino territorios cuya configuración actual refleja procesos históricos de inversión desigual y asignación diferencial de recursos públicos que han condicionado su infraestructura sanitaria, habitacional y educativa. Bajo esta perspectiva, los patrones espaciales de mortalidad infantil y pobreza reflejan procesos territoriales acumulativos que configuran exposiciones diferenciales al riesgo sanitario.

El presente trabajo analiza las desigualdades socio-territoriales en la mortalidad en la niñez por enfermedades de la pobreza en Argentina para el período 2017–2022, examinando su asociación con la incidencia departamental del Índice de Privación Material de los Hogares (IPMH), medido a partir del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas del año 2022. Mediante un enfoque subnacional y técnicas de autocorrelación espacial, se busca identificar territorios críticos donde la privación material y la mortalidad infantil asociada a pobreza se concentran espacialmente. A diferencia de estudios previos, este trabajo integra información reciente con indicadores censales del Censo 2022, combinando análisis LISA bivariado y modelización espacial multivariada a escala departamental/partido, desde un enfoque que articula la perspectiva de los determinantes sociales de la salud, la teoría de la causa fundamental y el análisis territorial de las desigualdades.

A partir de estos antecedentes y del marco conceptual adoptado, se plantearon dos hipótesis principales. En primer lugar, se espera que los departamentos/partidos con mayor incidencia de privación material presenten mayores tasas de mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza, en consonancia con la perspectiva de los determinantes sociales de la salud y la teoría de la causa fundamental. En segundo lugar, se conjetura que dicha asociación exhibirá dependencia espacial significativa, consistente con la naturaleza territorialmente estructurada de las desigualdades socio-sanitarias y con la existencia de dinámicas regionales compartidas que trascienden los límites administrativos locales.

Antecedentes

A escala regional, la literatura sobre desigualdades subnacionales en salud infantil en América Latina documenta patrones persistentes de concentración territorial que no se disuelven con el descenso de los promedios nacionales. Diversos estudios han evidenciado que las brechas entre regiones centrales y periféricas en mortalidad infantil y desnutrición se reproducen a través del tiempo, asociadas a gradientes de pobreza estructural, acceso diferencial a servicios de salud y condiciones ambientales y habitacionales deficitarias.[1,2] La PAHO señala que, pese a los avances regionales, las inequidades subnacionales en mortalidad en la niñez continúan

reflejando trayectorias históricas de desarrollo desigual, especialmente en áreas rurales y periféricas con menor integración económica y sanitaria.[2]

En el campo específico del análisis espacial de la salud infantil, trabajos desarrollados en Brasil, México y Colombia han incorporado técnicas de autocorrelación espacial y modelización georreferenciada para identificar clústeres de mortalidad infantil y su asociación con determinantes socioeconómicos subnacionales.[6,7,8] Estos estudios convergen en señalar que la dependencia espacial es un rasgo estructural de la distribución de la mortalidad infantil en contextos de alta desigualdad regional, y que su no consideración produce estimaciones sesgadas de la asociación entre pobreza y resultado sanitario. La incorporación de modelos espaciales -SEM (*Spatial Error Model*) y SAR (*Spatial Autoregressive Model*)- ha demostrado mejoras consistentes en el ajuste respecto a modelos de regresión ordinaria en este tipo de estudios ecológicos subnacionales.

En Argentina, los antecedentes más directamente relevantes provienen de la línea de investigación de Longhi y colaboradores. Longhi, Bolsi y Paolasso documentaron la fragmentación socioterritorial y las condiciones de vida a escala subnacional, identificando regiones del norte -NOA y NEA- como las de mayor acumulación de desventajas estructurales.[9] Longhi *et al*.[10] analizaron la distribución territorial de la desnutrición infantil a escala regional, provincial y departamental, evidenciando brechas marcadas entre el norte y el sur del país que se superponen con indicadores de pobreza.[10] Longhi y Salazar Burgos[11] extendieron este análisis al período 2019–2020, confirmando la persistencia de configuraciones críticas donde la privación nutricional y la pobreza estructural convergen.[11] Sin embargo, estos trabajos no incorporaron análisis espacial explícito a escala departamental ni utilizaron el IPMH del Censo 2022 como indicador de exposición.

El presente estudio busca llenar este vacío. Analiza las desigualdades socio-territoriales en la mortalidad en la niñez por enfermedades de la pobreza en Argentina para el período 2017–2022, examinando su asociación con la incidencia departamental del IPMH (Censo 2022) mediante análisis LISA bivariado y modelización espacial multivariada a escala departamental/partido.

Metodos

Se realizó un estudio ecológico subnacional con enfoque cuantitativo y perspectiva demográfico-territorial. El reporte de los resultados se realizó siguiendo las recomendaciones de la guía STROBE para estudios observacionales.[12] Desde una perspectiva epistemológica, el diseño ecológico no constituye una limitación a tolerar, sino una opción metodológica coherente con la premisa de que las desigualdades en salud son fenómenos de nivel colectivo, producidos por estructuras sociales y territoriales que no pueden reducirse a atributos individuales.[13] En consecuencia, la pregunta de investigación es explícitamente territorial y poblacional, interesando la distribución espacial de la privación y la mortalidad infantil antes que la experiencia individual de cada niño o niña.

En este marco, la denominada "falacia ecológica" -esto es, el riesgo de inferir asociaciones individuales a partir de datos agregados- debe distinguirse rigurosamente del objetivo analítico del estudio, centrado en configuraciones socio-territoriales y no en relaciones causales individuales.[14] Esta distinción resulta fundamental para interpretar adecuadamente el alcance de los hallazgos y su pertinencia para el análisis de desigualdades estructurales en salud.[13,14]

El concepto de "enfermedades de la pobreza", sistematizado por McKeown, refiere a padecimientos históricamente vinculados a condiciones de privación material -infecciones respiratorias, diarreicas y desnutrición- diferenciándose de las "enfermedades de la riqueza" emergentes con la industrialización.[15] Desde este marco la pobreza no opera como causa directa de muerte, sino como condición estructural que modela entornos de exposición diferencial al riesgo.

En términos operativos, siguiendo la Clasificación Internacional de Enfermedades en su décima Revisión, la MONEP incluyó enfermedades infecciosas intestinales y diarreicas (A00–A09), infecciones respiratorias agudas (J00–J22), y el conjunto de deficiencias nutricionales y desnutrición (E40–E46, E50–E56, E58–E61, E63–E64), consideradas en la literatura epidemiológica como causas históricamente asociadas a contextos de privación material y vulnerabilidad socioambiental. Los microdatos agregados de mortalidad por causa básica, edad y departamento/partido de residencia fueron obtenidos de las bases de estadísticas vitales del Programa Nacional de Estadísticas de Salud (Ministerio de Salud de la Nación), correspondientes al período 2017–2022.

No se realizó redistribución ni imputación de defunciones clasificadas con causas mal definidas o códigos inespecíficos ("*garbage codes*"). El análisis incluyó exclusivamente defunciones de menores de cinco años cuya causa básica de muerte se encontraba codificada según la CIE-10 y resultaba compatible con la definición operativa de MONEP adoptada en el estudio. En consecuencia, las defunciones registradas en categorías de síntomas, signos y afecciones mal definidas fueron excluidas del numerador, con el propósito de preservar la especificidad epidemiológica del indicador analizado.

La unidad espacial de análisis fue el departamento/partido (n=527). El período de análisis de la mortalidad

corresponde a 2017–2022, definido por disponibilidad y consistencia de las estadísticas vitales en años recientes. Se utilizaron fuentes secundarias agregadas de acceso público. Las defunciones por causa y edad se obtuvieron de estadísticas vitales oficiales del Programa Nacional de Estadísticas de Salud. La estructura poblacional por edad y los indicadores de privación material se obtuvieron del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas del año 2022.

No obstante, el análisis espacial subnacional mediante unidades administrativas presenta limitaciones inherentes derivadas del denominado *Modifiable Areal Unit Problem* (MAUP), ampliamente discutido en la literatura de epidemiología espacial y geografía cuantitativa.[16] En el caso argentino, los departamentos/partidos exhiben una marcada heterogeneidad en tamaño poblacional, densidad y superficie, lo que puede afectar la estabilidad de las tasas y la identificación de patrones espaciales, especialmente en áreas de baja población. En consecuencia, los resultados deben interpretarse como configuraciones territoriales observadas a la escala administrativa utilizada y no como patrones invariantes independientes de la unidad espacial de agregación.

Se definió como variable dependiente la tasa de mortalidad en la niñez por enfermedades de la pobreza (MONEP), operacionalizada como una tasa subnacional para menores de cinco años, calculada como el cociente entre el promedio anual de defunciones de 0 a 4 años por causas asociadas a la pobreza -respiratorias, infecciosas y vinculadas a la desnutrición- durante el período 2017–2022, y la población censal de 0 a 4 años del Censo 2022, expresada por cada 100.000 niños y niñas. El uso de promedios anuales redujo la variabilidad aleatoria propia de eventos infrecuentes en áreas pequeñas; asimismo el denominador censal ofrece una base estable para el cálculo subnacional de la población expuesta al riesgo por las causas mencionadas.

Con el objetivo de evaluar la robustez de las estimaciones frente a la posible inconsistencia temporal entre numerador y denominador, se realizó un análisis de sensibilidad utilizando una especificación alternativa del denominador poblacional basada en una interpolación intercensal de la población de 0–4 años para el período 2019–2020. Las tasas obtenidas mediante ambas especificaciones fueron comparadas mediante análisis descriptivos y correlacionales.

Asimismo, como se mencionó anteriormente, se consideró la potencial inestabilidad de las tasas en áreas pequeñas derivada de la baja frecuencia de eventos y de las diferencias poblacionales entre departamentos/partidos. Con el objetivo de reducir la variabilidad aleatoria, la MONEP fue estimada utilizando promedios anuales de mortalidad para el período 2017–2022 en lugar de valores anuales individuales. Si bien no se aplicaron procedimientos de suavización bayesiana empírica o suavización espacial, estas estrategias constituyen una línea metodológica relevante para futuros estudios orientados a mejorar la estabilidad de las estimaciones en áreas de baja población.[17]

Considerando que el período analizado incluye los años de la pandemia COVID-19 (2020–2021), se realizó un análisis adicional de sensibilidad excluyendo dichos años del numerador de mortalidad, recalculando la MONEP utilizando únicamente las defunciones correspondientes a 2017–2019 y 2022. Las estimaciones obtenidas fueron comparadas con la especificación principal mediante análisis descriptivos, correlacionales y espaciales con el objetivo de evaluar la estabilidad de los patrones territoriales observados frente a posibles alteraciones del registro y de la dinámica sanitaria asociadas al contexto pandémico.

Como variable independiente se utilizó la incidencia del índice de privación material de los hogares (IPMH), un indicador de pobreza estructural a escala departamental/partido, operacionalizada como el porcentaje de hogares con cualquier tipo de privación material sobre el total de hogares del departamento/partido según el Censo 2022. La elección del IPMH frente a la línea de pobreza monetaria o el NBI se fundamenta en razones teóricas y operativas. El IPMH permite captar privaciones materiales estructurales del hogar vinculadas con condiciones habitacionales, saneamiento y acceso a servicios básicos, dimensiones estrechamente relacionadas con la exposición diferencial a enfermedades respiratorias, infecciosas y nutricionales. Asimismo, al derivarse del Censo 2022, garantiza cobertura exhaustiva y comparabilidad a escala departamental/partido. A diferencia de la pobreza monetaria, más sensible a fluctuaciones coyunturales del ingreso, el IPMH refleja condiciones materiales persistentes potencialmente relevantes para la distribución territorial de la MONEP.

Asimismo, el IPMH capta privaciones que clausuran directamente la capacidad de vivir una vida saludable; el hacinamiento limita la posibilidad de aislamiento ante infecciones; la ausencia de agua corriente y cloacas incrementa la carga de enfermedades entéricas; y la precariedad habitacional amplifica la exposición a variaciones climáticas que favorecen enfermedades respiratorias.

El análisis se desarrolló en cuatro etapas: (a) análisis descriptivo y cartográfico de la distribución territorial de MONEP e IPMH; (b) autocorrelación espacial global (I de Moran) para evaluar si la distribución difiere de un patrón aleatorio; (c) identificación de clústeres locales mediante indicadores locales de asociación espacial (*Local Indicators of Spatial Association* - LISA) univariados y bivariados, siguiendo la formulación propuesta por Anselin[18] para detectar territorios con valores altos o bajos agrupados espacialmente y delimitar áreas críticas;

y (d) modelización estadística multivariada para evaluar la asociación entre MONEP e IPMH, incorporando modelos espaciales según el resultado del diagnóstico de autocorrelación residual.

Con el propósito de cuantificar el alcance territorial del efecto del IPMH sobre la MONEP, se estimaron los efectos directos, indirectos y totales derivados del modelo SAR seleccionado, siguiendo la descomposición propuesta por LeSage y Pace.[19] El efecto directo captura el impacto de un incremento en la incidencia del IPMH sobre la MONEP del propio departamento; el efecto indirecto o spillover espacial cuantifica el impacto sobre la MONEP de los departamentos vecinos, como resultado de la estructura de dependencia espacial captada por el parámetro ρ; y el efecto total representa la suma de ambas dimensiones. Los efectos fueron estimados mediante simulación con 1.000 réplicas a partir de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo, obteniéndose intervalos de confianza al 95% por el método de percentiles de la distribución simulada. Este procedimiento permite evaluar si el impacto territorial de la privación material sobre la mortalidad en la niñez se limita a las unidades donde se localiza o si, por el contrario, se propaga hacia territorios contiguos, con implicancias sustantivas para la comprensión multiescalar de las desigualdades sanitarias y para el diseño de intervenciones de política pública territorialmente informadas.

Dado que el modelo incluye únicamente el IPMH como covariable, sin ajuste por potenciales confundidores como acceso a servicios de salud, ruralidad o región geográfica, los efectos directos, indirectos y totales estimados deben interpretarse como asociaciones no ajustadas en el marco de la econometría espacial, y no como efectos causales en sentido estricto.

La estructura espacial se definió mediante una matriz de contigüidad tipo *queen*, estandarizada por filas (*row-standardized)*. Los análisis LISA se estimaron con el paquete *spdep* en R y se replicaron exploratoriamente en GeoDa mediante permutaciones Monte Carlo (999 simulaciones), observándose patrones consistentes.

Tras la estimación del modelo de regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), se evaluó la presencia de autocorrelación espacial en los residuos mediante el estadístico I de Moran. Dado que se identificó dependencia espacial significativa, se estimaron modelos espaciales alternativos con el propósito de controlar la estructura espacial y evaluar la dependencia espacial del proceso analizado y evitar estimaciones ineficientes derivadas de la autocorrelación espacial.[18]

Se estimaron modelos de rezago espacial (*Spatial Autoregressive Model* - SAR), de error espacial (*Spatial Error Model* - SEM) y modelos Durbin espaciales (*Spatial Durbin Model* - SDM), utilizando la misma matriz de contigüidad *queen* estandarizada por filas empleada en los análisis exploratorios. La selección del modelo se realizó mediante comparación de criterios de información de Akaike (AIC), pruebas Rao's Score/Lagrange Multiplier y evaluación de la significación de los parámetros espaciales. Todos los análisis se realizaron en R utilizando los paquetes *spdep* y *spatialreg*.

El presente estudio utiliza exclusivamente datos secundarios agregados de acceso público, provenientes de estadísticas vitales oficiales y del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022, sin posibilidad de identificación individual de las personas. De acuerdo con la normativa vigente para investigaciones en salud en Argentina, este tipo de estudios se considera exento de evaluación por un Comité de Ética en Investigación. El autor declara que se respetaron los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki.

Resultados

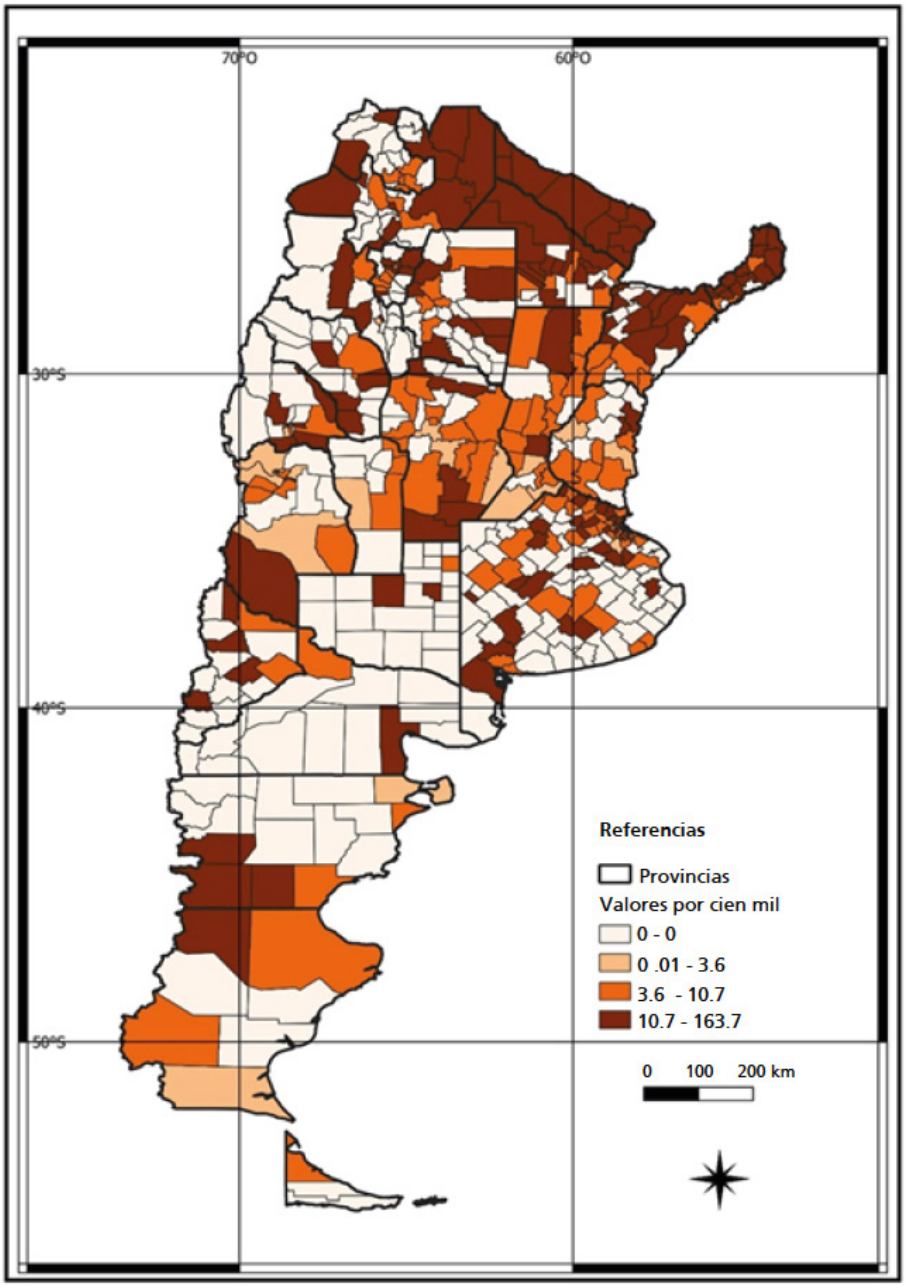
La distribución territorial de la MONEP mostró marcada heterogeneidad subnacional, con áreas de mayor concentración relativa que contrastan con extensas zonas de valores bajos o cercanos a cero (Figura 1). La incidencia de pobreza estructural presentó un patrón territorial fuertemente regionalizado, con diferencias espaciales nítidas entre departamentos/partidos (Figura 2). La MONEP tuvo una mediana de 3,60 y un promedio de 7,94 por 100.000 niños/as de 0–4 años; la incidencia de pobreza estructural presentó una mediana de 38,6% y un promedio de 42,4%, indicando distribuciones asimétricas y elevada dispersión subnacional.

El análisis de sensibilidad mostró una consistencia estructural elevada entre la especificación principal y la alternativa del denominador poblacional. Las tasas obtenidas mediante el Censo 2022 presentaron un valor medio ligeramente superior al obtenido mediante población interpolada (7,94 *vs*. 7,28 por 100.000). A pesar de este desplazamiento en la magnitud absoluta, se mantuvo una correlación territorial prácticamente perfecta entre ambas especificaciones (Pearson=0,997). Los cambios en el ordenamiento departamental fueron marginales, lo que confirma la robustez de los patrones espaciales observados independientemente del denominador demográfico utilizado.

El análisis de sensibilidad excluyendo los años pandémicos mostró un aumento en la magnitud media de la tasa MONEP (9,92 *vs* 7,94 por 100000), consistente con una menor frecuencia registrada de defunciones por estas causas durante 2020–2021. Sin embargo, la estructura territorial de las tasas se mantuvo elevada y positivamente correlacionada con la especificación principal (Pearson=0,975), lo que sugiere que los patrones espaciales observados son robustos frente a la exclusión de los años pandémicos.

Figura 1

Distribución territorial de la tasa de mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza (MONEP) en Argentina, 2017–2022.



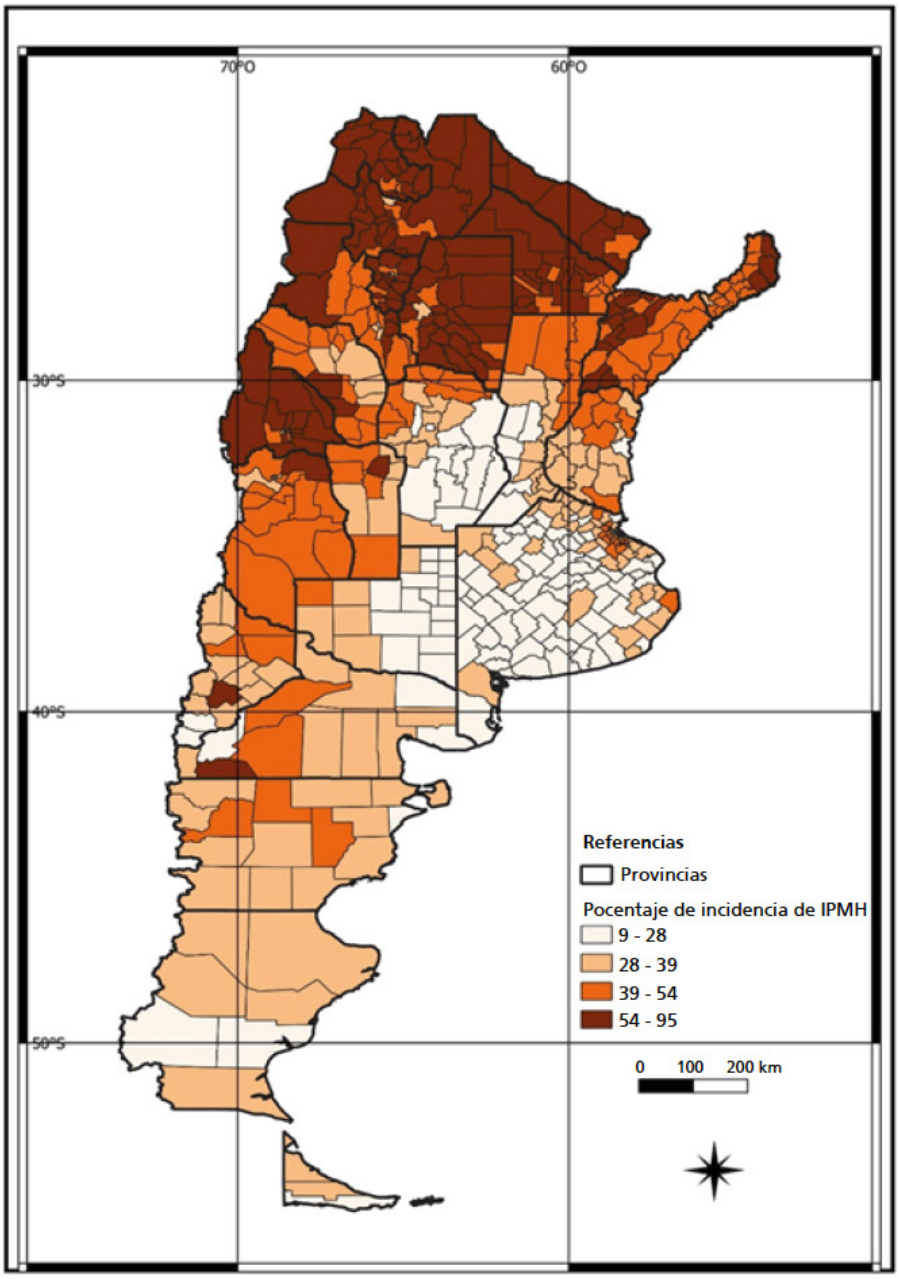
Fuente: Programa Nacional de Estadísticas de Salud y Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022.

El análisis global evidenció autocorrelación espacial positiva significativa tanto para la MONEP (I de Moran=0,568; p<0,001) como para la incidencia del IPMH (I=0,824; p<0,001), indicando que ambas variables presentan patrones territoriales no aleatorios. La diferencia en la magnitud de los índices - considerablemente mayor para el IPMH - sugiere que la regionalización de la pobreza estructural es sustancialmente más intensa que la de la mortalidad en la niñez, lo que es coherente con la hipótesis que sostiene que entre privación y resultado sanitario operan factores mediadores de diversa naturaleza que introducen heterogeneidad local.

En el nivel local, el LISA univariado para MONEP identificó clústeres significativos Bajo-Bajo (3,4%), Alto-Alto (2,5%) y Alto-Bajo (1,5%), con predominio de áreas no significativas (92,6%). El cuadrante Bajo-Alto no registró unidades significativas (0,0%), lo que indica ausencia de departamentos con baja mortalidad rodeados de alta mortalidad en la escala analizada (Figura 3). Para el IPMH se observaron clústeres Bajo-Bajo (20,3%) y Alto-Alto (16,3%), con una proporción menor de áreas no significativas (63,2%), confirmando la mayor regionalización espacial de la pobreza estructural respecto de la mortalidad en la niñez.

Figura 2

Distribución territorial de la incidencia del Índice de Privación Material de los Hogares (IPMH) en Argentina según el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022.



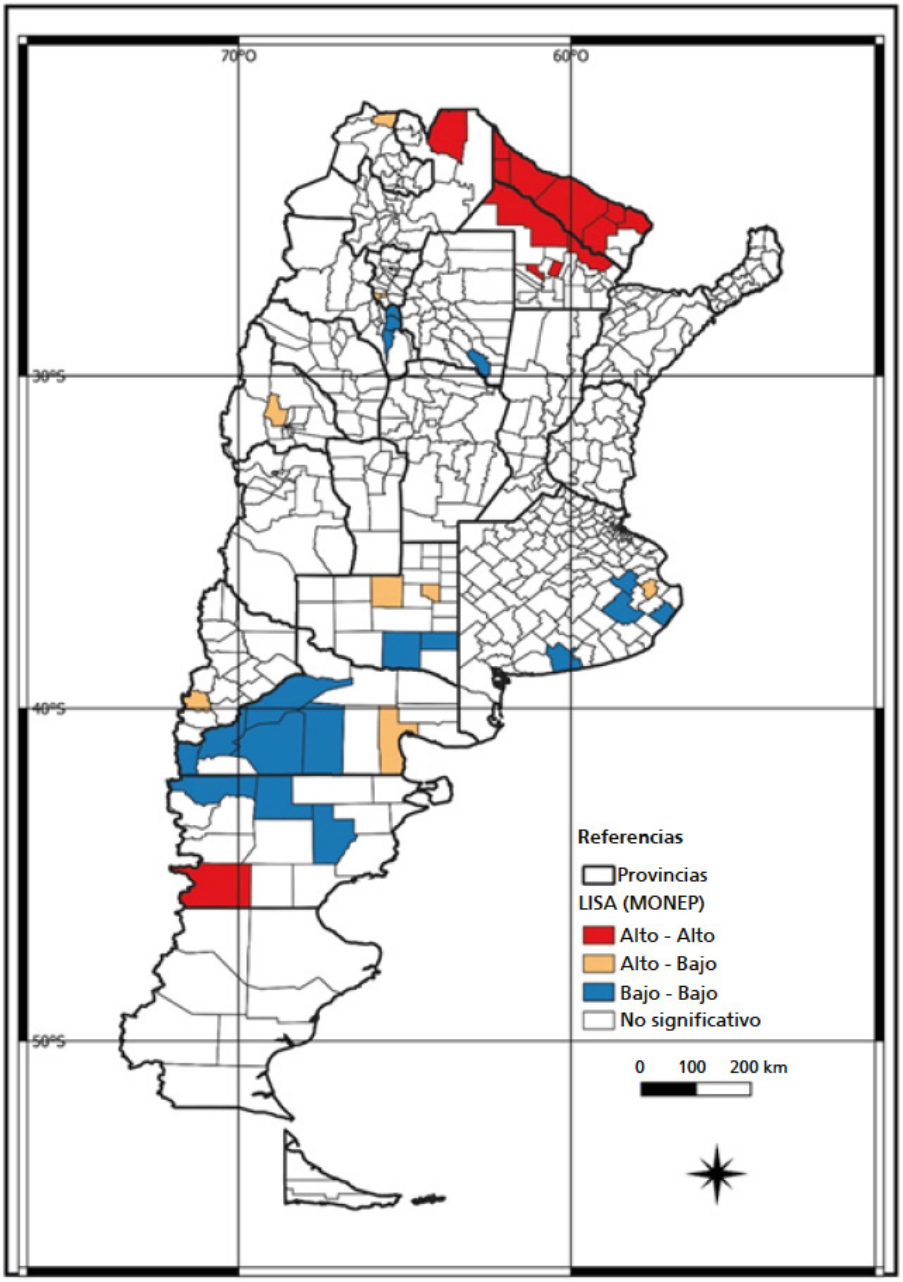
Fuente: Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022.

El análisis LISA bivariado reveló que el 64,3% de los departamentos/partidos no presentó asociaciones locales estadísticamente significativas entre MONEP e IPMH. Entre las unidades significativas, predominaron los clústeres Bajo-Bajo (84 departamentos, 15,9%) -territorios con baja MONEP en entornos de baja privación- y los clústeres Bajo-Alto (46 departamentos, 8,7%), que representan áreas con baja mortalidad relativa rodeadas de alta pobreza estructural. Los clústeres Alto-Alto -convergencia de privación elevada y alta MONEP, configurando territorios críticos donde se acumulan desventajas estructurales y resultados sanitarios adversos- comprenden 40 departamentos (7,6%). Los clústeres Alto-Bajo representaron el 3,4% de las unidades (18 departamentos) (Figura 4, Tabla 1).

Se observaron asimismo configuraciones disonantes de frecuencia no despreciable: 18 departamentos con patrón Alto-Bajo (3,4%) -alta MONEP en contextos de menor pobreza relativa- y 46 con patrón Bajo-Alto (8,7%) -baja MONEP pese a elevada privación estructural-. Lejos de ser casos aislados, estas configuraciones sugieren la operación de factores territoriales moderadores no capturados por el IPMH, cuya identificación constituye una línea de indagación relevante para futuros estudios.

Figura 3

Clústeres espaciales locales (LISA univariado) de la mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza (MONEP) en Argentina (α=0,05).

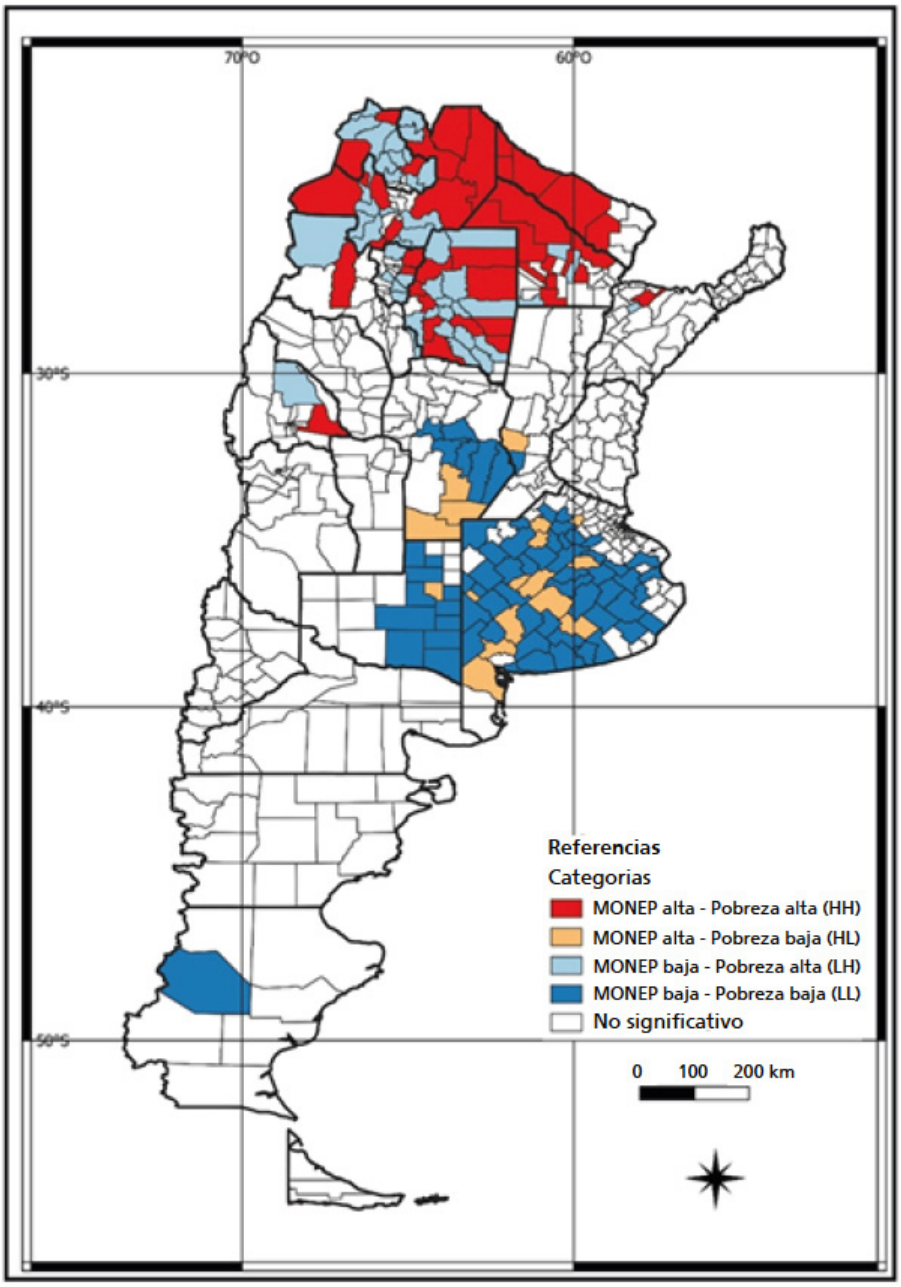


Fuente: Programa Nacional de Estadísticas de Salud y Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022.

El modelo OLS evidenció autocorrelación residual espacial positiva y estadísticamente significativa (I de Moran=0,528; p<0,001), lo que justificó la estimación de modelos espaciales. Las pruebas de Rao Score confirmaron la pertinencia del modelo de rezago espacial (RSlag significativo; adjRSerr no significativo, p=0,938), orientando la selección hacia el SAR. La comparación por AIC indicó un ajuste levemente superior del SDM (AIC = 4048,4), seguido muy de cerca por el SAR (AIC=4049,3) y el SEM (AIC=4053,7), todos con desempeños sustancialmente superiores al OLS (AIC=4327,8). Dado que la diferencia entre SDM y SAR es de apenas un punto de AIC y que los tests LM señalan al proceso de rezago como fuente de dependencia espacial, se seleccionó el SAR como modelo principal por su mayor parsimonia. En el modelo SAR, la incidencia del IPMH mantuvo una asociación positiva y estadísticamente significativa con la MONEP (β=0,060; p=0,022), mientras que el parámetro de dependencia espacial resultó elevado y significativo (ρ=0,732; p<0,001), indicando una marcada concentración territorial de la mortalidad en la niñez por encima de lo explicado por la pobreza estructural.

Figura 4

Clústeres espaciales locales bivariados (LISA) entre mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza (MONEP) e incidencia del Índice de Privación Material de los Hogares (IPMH) en Argentina (α=0,05).



Fuente: Programa Nacional de Estadísticas de Salud y Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022.

Tabla 1

Clústeres LISA bivariados entre MONEP e incidencia del IPMH (α=0,05).

Clúster	N (unidades departamentales)	% de departamentos	% de hogares 2022*
MONEP alto - Pobreza alta (HH)	40	7,6	4,06
MONEP alto - Pobreza baja (HL)	18	3,4	2,37
MONEP bajo - Pobreza alta (LH)	46	8,7	2,69
MONEP bajo - Pobreza baja (LL)	84	15,9	17,30
No significativo	339	64,3	73,58

IPMH= Índice de Privación Material de los Hogares.
*% de hogares 2022: porcentaje de hogares particulares del país correspondiente a los departamentos/partidos de cada categoría, calculado sobre el total de hogares relevado por el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022 (n total=15.932.302 hogares).
Fuente: Programa Nacional de Estadísticas de Salud; Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022.

Tabla 2

Efectos directos, indirectos y totales del IPMH sobre la MONEP — Modelo SAR.

Efecto	Estimación	Error estándar	IC95%	*p*
Directo	0,072	0,031	0,011 – 0,131	0,018
Indirecto	0,151	0,067	0,027 – 0,289	0,023
Total	0,222	0,096	0,037 – 0,413	0,019

IPMH= Índice de Privación Material de los Hogares.
* Nota: efectos estimados mediante simulación con 1.000 réplicas; IC= intervalo de confianza por percentiles de la distribución simulada.
Fuente: Programa Nacional de Estadísticas de Salud; Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022.

La descomposición de los efectos espaciales del modelo SAR reveló que el impacto de la privación material sobre la mortalidad en la niñez excede considerablemente el efecto local directo. El efecto directo del IPMH sobre la MONEP fue de 0,072 (IC95%=0,011–0,131; p=0,018), indicando que un incremento de un punto porcentual en la incidencia de privación material se asocia con un aumento de 0,072 casos por 100.000 niños y niñas en el propio departamento. El efecto indirecto o spillover espacial ascendió a 0,151 (IC95%=0,027–0,289; p=0,023), más del doble del efecto directo, evidenciando que la privación estructural de un departamento impacta también sobre la mortalidad de los departamentos vecinos. El efecto total, que integra ambas dimensiones, alcanzó 0,222 (IC95%=0,037–0,413; p=0,019). Los tres efectos resultaron estadísticamente significativos, con intervalos de confianza al 95% que no incluyen el cero (Tabla 2).

Discusión

Los resultados del presente estudio aportan evidencia empírica sobre la naturaleza territorializada de las desigualdades en mortalidad infantil en Argentina, mostrando que la MONEP no se distribuye aleatoriamente en el espacio, sino que se articula con configuraciones espaciales de privación material estructural. Esta constatación es coherente con los postulados de la CSDH, al sostener que las inequidades en salud son el producto evitable de condiciones históricamente producidas.[1] Pero más allá de confirmar la asociación entre privación y mortalidad, los resultados permiten interrogar la forma específica en que dicha asociación se territorializa, se concentra y se reproduce.

La diferencia en la magnitud de la autocorrelación espacial entre el IPMH (I=0,824) y la MONEP (I=0,568) merece una lectura desde la teoría de la causa fundamental. Si la posición socioeconómica fuera el único determinante relevante de la mortalidad infantil, cabría esperar que su distribución espacial se trasladara proporcionalmente a la de la MONEP. La diferencia entre ambos coeficientes sugiere, sin embargo, que la regionalización de la pobreza estructural es considerablemente más intensa que la observada para la MONEP. Aunque la mortalidad infantil asociada a enfermedades de la pobreza presenta una estructuración territorial significativa, su patrón espacial resulta menos compacto y homogéneo que el de la privación material, lo que indica la intervención de factores mediadores y contextuales que modulan territorialmente el impacto de la pobreza sobre los resultados sanitarios. Desde Link y Phelan[3], estos mediadores son precisamente los mecanismos a través de los cuales la causa fundamental opera, logrando que cuando los mediadores disponibles mejoran, los grupos con más recursos encuentran antes y mejor la manera de aprovecharlos, reproduciendo el gradiente social incluso cuando cambian los mecanismos específicos.

La identificación de 40 departamentos en clústeres HH -donde convergen privación estructural elevada y alta MONEP- es el hallazgo de mayor relevancia sanitaria del estudio. Estos territorios concentran condiciones materiales desfavorables asociadas a una mayor exposición a enfermedades respiratorias, infecciosas y vinculadas a la desnutrición, incluyendo déficits de saneamiento, hacinamiento y precariedad habitacional. La concentración espacial de estas desventajas sugiere que la mortalidad infantil asociada a enfermedades de la pobreza no responde únicamente a características individuales u hogareñas, sino también a configuraciones territoriales persistentes de desigualdad en infraestructura, acceso a servicios y condiciones de vida. Desde Harvey,[5] estos clústeres no son accidentales sino el resultado de procesos históricos de inversión diferencial en infraestructura, servicios y bienes públicos que han producido configuraciones territoriales persistentes de desventaja. La evidencia presentada es consistente con la idea de que la concentración territorial de la privación material y sus consecuencias sanitarias responde a dinámicas estructurales de largo plazo en la asignación de recursos entre regiones.

Los patrones disonantes merecen un análisis diferenciado. Los departamentos HL -alta MONEP en contextos de pobreza relativa menor- podrían reflejar heterogeneidades en el registro estadístico, la presencia de poblaciones con características epidemiológicas específicas no capturadas por el IPMH (comunidades rurales con exposición diferencial), o limitaciones en el acceso geográfico a servicios de salud. Los departamentos LH -baja MONEP pese a privación elevada- sugieren la operación de factores de *resiliencia territorial*, lo

cual podría incluir sistemas de atención primaria con mayor capacidad resolutiva o programas de atención materno-infantil con cobertura efectiva. Identificar estos mecanismos específicos constituye una agenda de investigación cualitativa y mixta de alto valor, principalmente porque dichos mecanismos de resiliencia territorial observados en estos departamentos LH pueden contener lecciones de política replicables en los HH.

La superioridad de los modelos espaciales respecto al OLS confirmó la presencia de dependencia espacial sustantiva en la distribución territorial de la MONEP. Entre las especificaciones estimadas, el modelo SAR presentó el mejor ajuste relativo (AIC=4049,3), seguido muy de cerca por el SDM y el SEM, todos claramente superiores al modelo lineal clásico. La significación y magnitud del parámetro rho (ρ=0,732; p<0,001) indican que parte importante de la variabilidad territorial de la mortalidad infantil asociada a enfermedades de la pobreza se encuentra espacialmente estructurada. Esta dependencia espacial sustantiva puede interpretarse, desde la geografía crítica de la salud, como evidencia de que los procesos que configuran la mortalidad en la niñez por enfermedades de la pobreza exceden los límites administrativos departamentales y responden a dinámicas regionales más amplias vinculadas con la organización desigual de la infraestructura sanitaria, la accesibilidad territorial y la disponibilidad diferencial de recursos y servicios. Esta dimensión territorial de la desigualdad es consistente con el planteamiento de los determinantes sociales de la salud sobre la importancia de las estructuras sociales y contextuales en la configuración de los resultados sanitarios.

La descomposición de los efectos espaciales del modelo SAR aporta uno de los hallazgos más relevantes del estudio desde la perspectiva de las políticas públicas. El efecto indirecto o spillover espacial (0,151; IC95%=0,027–0,289) más que duplica al efecto directo (0,072; IC95%=0,011–0,131), lo que indica que el impacto de la privación material sobre la mortalidad en la niñez no se circunscribe al departamento donde se localiza, sino que se propaga hacia las unidades territoriales vecinas. Este resultado es coherente con la naturaleza relacional y multiescalar de los determinantes sociales de la salud, donde las condiciones de infraestructura deficitaria, el acceso limitado a servicios sanitarios y la precariedad habitacional no respetan los límites administrativos formales, sino que configuran entornos de riesgo que trascienden las fronteras departamentales y operan a escala regional. Desde Harvey,[5] esta propagación espacial no es azarosa, sino que refleja la organización territorial desigual de recursos e inversiones que históricamente ha concentrado las carencias en regiones periféricas, creando configuraciones de desventaja que se refuerzan entre territorios contiguos. El efecto total del IPMH sobre la MONEP (0,222; IC95%=0,037–0,413) es considerablemente mayor que el coeficiente puntual del modelo, diferencia que resulta estadísticamente significativa y que subraya la subestimación sistemática a la que conduce el análisis de los efectos de la pobreza sin considerar su dimensión espacial.

Cabe señalar que, en tanto modelo bivariado no ajustado, estas estimaciones capturan la asociación bruta entre privación material y mortalidad en la niñez en su dimensión espacial directa e indirecta; la cuantificación de efectos causales requeriría ajuste por confundidores territoriales como accesibilidad a servicios de salud, ruralidad y región, lo que constituye una extensión analítica relevante para estudios futuros.

Los resultados también pueden leerse en clave de los antecedentes nacionales. Longhi *et al*.[9] documentaron brechas territoriales persistentes en la desnutrición infantil en Argentina, con regiones del norte -NOA y NEA- concentrando los peores indicadores; Longhi y Salazar Burgos[11] confirmaron la persistencia de estas configuraciones en el período 2019–2020. Los clústeres HH identificados en el presente estudio son consistentes con esa trayectoria histórica. Podemos sostener, en tal sentido, que los territorios que acumulan privación estructural no son nuevos ni emergentes, sino que expresan procesos de largo aliento de marginalización que se reproducen y consolidan a través de mecanismos que operan simultáneamente en el nivel del hogar (privación material), del territorio (infraestructura deficitaria), de la región (dinámicas económicas periféricas) y del Estado (capacidad institucional diferencial). Este carácter multidimensional y multifuncional de las desigualdades refuerza la necesidad de intervenciones integradas que articulen simultáneamente distintos niveles de política.

En términos de implicancias para la política pública, los hallazgos sugieren que las intervenciones universales -aunque necesarias- resultan insuficientes para reducir las brechas territoriales identificadas si no se complementan con estrategias focalizadas en los clústeres HH. Estas estrategias deberían articular, de manera integrada, mejoras en infraestructura de saneamiento y habitabilidad, fortalecimiento de la atención primaria de la salud materno-infantil, y programas de protección social orientados a reducir la inseguridad alimentaria y la privación material. Queda claro entonces que la incorporación de herramientas de análisis espacial en los sistemas de información sanitaria puede contribuir a mejorar la asignación de recursos y monitorear la evolución de las brechas.

No obstante, el estudio presenta limitaciones inherentes al análisis ecológico espacial. En particular, la heterogeneidad poblacional y territorial entre

departamentos/partidos argentinos puede introducir variabilidad diferencial en la estabilidad de las tasas, especialmente en áreas de baja población. Asimismo, los patrones identificados se encuentran condicionados por la escala administrativa utilizada, en línea con las implicancias metodológicas del MAUP descritas en la literatura de geografía cuantitativa y epidemiología espacial. Aunque la utilización de promedios anuales y la evaluación de sensibilidad contribuyeron a reducir parcialmente estos problemas, futuros trabajos podrían incorporar estrategias de suavización bayesiana y modelización jerárquica espacial para mejorar la robustez de las estimaciones subnacionales.

Debe considerarse asimismo que el período analizado incluye los años de la pandemia COVID-19, durante los cuales pudieron haberse producido alteraciones en la dinámica de atención sanitaria, accesibilidad territorial a servicios y calidad del registro de defunciones. Aunque los análisis de sensibilidad mostraron una elevada estabilidad de los patrones territoriales generales al excluir los años pandémicos, no puede descartarse completamente la existencia de subregistro diferencial o modificaciones en la clasificación de algunas causas de muerte asociadas a enfermedades respiratorias, infecciosas y nutricionales.

En conjunto, los hallazgos del presente estudio muestran que la mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza en Argentina presenta una configuración territorial claramente desigual y espacialmente estructurada. La identificación de clústeres críticos donde convergen privación material elevada y mayores niveles de MONEP refuerza la importancia de abordar las desigualdades sanitarias desde una perspectiva territorial y multiescalar, reconociendo que las condiciones de vida, la infraestructura social y la accesibilidad diferencial a recursos y servicios configuran entornos de riesgo desigualmente distribuidos. En este sentido, el análisis espacial subnacional no solo permite identificar territorios prioritarios para la intervención sanitaria, sino también contribuir a una planificación basada en evidencia capaz de integrar dimensiones sociales, territoriales y epidemiológicas en el diseño de políticas públicas orientadas a reducir las inequidades en salud infantil.

El presente estudio evidencia que las desigualdades en la mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza en Argentina presentan una configuración socio-territorial significativa, caracterizada por la coexistencia de territorios críticos donde convergen altos niveles de privación material y mayor riesgo sanitario. La pobreza estructural mostró una fuerte regionalización espacial, mientras que la MONEP reveló patrones más heterogéneos, consistentes con la idea de que los resultados sanitarios emergen de la interacción entre condiciones socioeconómicas estructurales, dinámicas territoriales específicas y factores contextuales que median o moderan el impacto de la privación.

Estas desigualdades no constituyen el resultado de déficits individuales ni de distribuciones aleatorias del riesgo, sino que expresan configuraciones territoriales persistentes de privación material y acceso desigual a recursos protectores de la salud. Desde la perspectiva de los determinantes sociales y la teoría de la causa fundamental, la pobreza estructural opera como un mecanismo persistente de producción de desigualdades sanitarias, cuyos efectos se territorializan de manera diferencial según las condiciones contextuales de cada región. Los patrones disonantes identificados sugieren, además, la posible existencia de factores territoriales de resiliencia o vulnerabilidad específica que requieren investigación adicional. Avanzar hacia mejoras equitativas y sostenibles en salud infantil en Argentina y en la Región de las Américas requiere reconocer la dimensión territorial y estructuralmente producida de estas desigualdades.

La descomposición de los efectos espaciales del modelo SAR revela que el impacto de la privación material sobre la mortalidad en la niñez posee una dimensión territorial que excede ampliamente los límites del departamento donde se localiza. El efecto indirecto o spillover espacial más que duplica al efecto directo, de modo que el efecto total del IPMH sobre la MONEP es considerablemente mayor que el coeficiente que surge del análisis puntual. Este hallazgo tiene implicancias directas para el diseño de políticas, ya que intervenciones focalizadas exclusivamente en los departamentos con peores indicadores pueden subestimar el alcance necesario de las acciones si no contemplan la dinámica regional que conecta esos territorios con sus entornos. Reducir la mortalidad en la niñez por enfermedades asociadas a la pobreza requiere, por tanto, no solo intervenir en los clústeres críticos HH sino también en las configuraciones territoriales más amplias que los rodean y los reproducen.

Estos hallazgos refuerzan la idea de que el territorio no constituye un mero soporte geográfico donde ocurren los procesos de salud y enfermedad, sino una dimensión activa en la producción y reproducción de las desigualdades sanitarias. El lugar donde se nace, las condiciones materiales en las que transcurre la infancia y las características territoriales del entorno —infraestructura, acceso a servicios de salud, saneamiento, conectividad y condiciones habitacionales— condicionan diferencialmente las oportunidades de supervivencia, crecimiento y desarrollo desde los primeros años de vida. En este sentido, la persistencia de patrones espaciales significativos y la superioridad de los modelos espaciales respecto de las especificaciones clásicas sugieren que la mortalidad infantil asociada a enfermedades de la pobreza no puede comprenderse únicamente a partir de

atributos individuales o familiares aislados, sino como el resultado de configuraciones territoriales complejas y espacialmente estructuradas. La capacidad del modelo SAR -seleccionado como especificación principal por su parsimonia y el respaldo de los tests de diagnóstico espacial, y corroborado por especificaciones alternativas (SEM, SDM)- para capturar dependencia espacial y relaciones entre territorios vecinos aporta evidencia consistente de que las desigualdades socio-sanitarias poseen una dimensión relacional y regional que excede los límites administrativos formales. De este modo, el análisis espacial no solo constituye una herramienta metodológica sofisticada, sino también una vía para visibilizar cómo las desigualdades sociales se inscriben territorialmente y condicionan de manera concreta los procesos de salud y enfermedad en la niñez. Incorporar esta perspectiva resulta fundamental para orientar políticas públicas más sensibles a la heterogeneidad territorial y fortalecer estrategias de planificación sanitaria basadas en evidencia en contextos de marcada desigualdad socioespacial.

Contribuciones del autor

Longhi F: Conceptualización; Metodología; Análisis formal; Investigación; Curación de datos; Redacción – borrador original; Redacción – revisión y edición; Visualización. El autor declara no tener conflictos de interés.

Agradecimientos

El autor agradece los intercambios académicos y técnicos mantenidos en distintos espacios de investigación vinculados a desigualdades socio-territoriales y salud infantil, que contribuyeron indirectamente a la maduración conceptual y metodológica de este trabajo. Asimismo, agradece las observaciones y sugerencias realizadas durante el proceso de evaluación editorial. No obstante, todas las decisiones analíticas, interpretativas y de redacción final son responsabilidad exclusiva del autor.

Disponibilidad de datos

Los datos secundarios utilizados en este estudio provienen de fuentes de acceso público (Programa Nacional de Estadísticas de Salud e INDEC). El script de procesamiento en R, la base de datos departamental, el diccionario de variables, los materiales suplementarios y las tablas de resultados se encuentran depositados en Zenodo: https://doi.org/10.5281/zenodo.20626885

Uso de inteligencia artificial

El autor declara que las decisiones conceptuales, metodológicas, analíticas e interpretativas del estudio fueron realizadas íntegramente bajo su responsabilidad. Durante el proceso de preparación del manuscrito se utilizó el asistente de inteligencia artificial Claude (Anthropic) como herramienta de apoyo en las siguientes tareas de naturaleza instrumental: depuración y documentación del script de procesamiento en R, revisión de consistencia entre los resultados del análisis y los valores reportados en el texto, apoyo en la redacción y corrección de estilo de secciones del manuscrito, y asistencia en la búsqueda y cotejo de referencias bibliográficas contra sus fuentes primarias. El autor confirma expresamente que ningún contenido científico -incluyendo citas, valores estadísticos y referencias bibliográficas- fue incorporado al manuscrito sin verificación individual frente a la fuente primaria correspondiente. Todas las decisiones sustantivas relativas a la formulación de hipótesis, construcción teórica, diseño del análisis, interpretación de resultados y elaboración del contenido científico fueron adoptadas por el autor. Esta declaración se realiza en conformidad con las recomendaciones actualizadas de COPE sobre el uso de herramientas de IA en la producción científica.

Referencias

1. World Health Organization (WHO); Commission on Social Determinants of Health (CSDH). Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. Geneva: WHO; 2008. [*Internet*]. [acceso en 2026 Abr 5]. Disponible en: https://www.who.int/publications/i/item/WHO-IER-CSDH-08.1
2. Pan American Health Organization (PAHO). 2024 Annual report of the Pan American Health Organization: advancing health for regional security across the Americas. Washington (DC): PAHO; 2024. [acceso en 2026 Abr 5]. Disponible en: https://www.paho.org/pub/en/annual-report-2024/
3. Link BG, Phelan J. Social conditions as fundamental causes of disease. J Health Soc Behav. 1995; 35 (Extra Issue): 80-94. doi: https://doi.org/10.2307/2626958
4. Lefebvre H. The production of space. Oxford: Blackwell; 1991.
5. Harvey D. Justice, nature and the geography of difference. Oxford: Blackwell; 1996.
6. Ruiz-Santacruz JS, Durán-Gil CA. Análisis espacial multitemporal de la tasa de mortalidad infantil municipal en Colombia. Revista IB. 2014; 3 (1): 84-104.
7. Rodrigues NCP, Monteiro DLM, Lino VTS, Andrade MKN. Spatial and temporal patterns of infant mortality and its components in Rio de Janeiro. Saúde em Debate. 2023; 47 (138): 531-45. doi: https://doi.org/10.1590/0103-1104202313812

8. Moreira JM. Spatial linear regression models in the infant mortality analysis. Multi-Science Journal. 2018; 1(13): 39-44. doi: https://doi.org/10.33837/msj.v1i13.625

9. Longhi F, Bolsi A, Paolasso P. Fragmentación socioterritorial y condiciones de vida en la Argentina en los albores del siglo XXI. Rev Latinoam Poblac. 2013; 7 (12): 99-131

10. Longhi F, Gómez A, Zapata ME, Paolasso P, Olmos F, Ramos Margarido S. La desnutrición en la niñez argentina en los primeros años del siglo XXI: un abordaje cuantitativo. Salud Colect. 2018; 14 (1) 33-50. doi: https://doi.org/10.18294/sc.2018.1176

11. Longhi F, Salazar Burgos RJ. Pobreza, desigualdades y déficit nutricional de la infancia argentina en perspectiva regional (2019–2020). Folia Hist Nor. 2024; (50): 123-48. doi: https://doi.org/10.30972/fhn.50507648

12. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. Int J Surg. 2014; 12(12): 1495-9. doi: https://doi.org/10.1016/j.ijsu.2014.07.013

13. Diez Roux AV. The study of group-level factors in epidemiology: rethinking variables, study designs, and analytical approaches. Epidemiol Rev. 2004; 26: 104-11. https://doi.org/10.1093/epirev/mxh006

14. Schwartz S. The fallacy of the ecological fallacy: the potential misuse of a concept and the consequences. Am J Public Health. 1994; 84 (5): 819-24. doi: https://doi.org/10.2105/AJPH.84.5.819

15. McKeown T. Los orígenes de las enfermedades humanas. Barcelona: Editorial Crítica; 1988.

16. Openshaw S. The modifiable areal unit problem. Norwich: Geo Books; 1984.

17. Marshall RJ. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. J Royal Statistical Soc Series C: Applied Statistics. 1991; 40 (2): 283-94. doi: https://doi.org/10.2307/2347593

18. Anselin L. Local indicators of spatial association—LISA. Geogr Anal. 1995; 27 (2): 93-115. doi: https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x

19. LeSage JP, Pace RK. Introduction to spatial econometrics. Boca Raton: CRC Press/Taylor & Francis; 2009. https://doi.org/10.1201/9781420064254

Recibido el 27 de Abril de 2026
Versión final presentada el 10 de Junio de 2026
Aprobado el 11 de Junio de 2026

Editora Asociada: Melania Amorim