Gaceta Sanitaria 40 (2026) 102590

Original

COVID-19: estudio espacio-temporal en el gran área urbana de Madrid durante cinco periodos epidémicos

Helena Burggraaf-Sánchez de las Matas[a,b,*], David García-García[c,d], Enrique Alcalde-Cabero[c,e], Ayelén Rojas-Benedicto[a,c,d], Susana Monge[c,f], Marina Peñuelas Martínez[c,d], María Guerrero-Vadillo[c,d], Rebeca Ramis Prieto[c,d], Inmaculada León-Gómez[c,d] y Diana Gómez-Barroso[c,d]

[a] *Programa de Doctorado en Ciencias Biomédicas y Salud Pública, Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED), Madrid, España*
[b] *Servicio de Medicina Preventiva, Hospital Universitario Infanta Elena, Valdemoro (Madrid), España*
[c] *Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, España*
[d] *CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), España*
[e] *CIBER de Enfermedades Neurodegenerativas (CIBERNED), España*
[f] *CIBER de Enfermedades Infecciosas (CIBERINFEC), España*

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:
Recibido el 25 de agosto de 2025
Aceptado el 6 de febrero de 2026

Palabras clave:
COVID-19
Análisis espacial
Factores socioeconómicos
Incidencia
Hospitalización

R E S U M E N

Objetivo: Realizar un análisis espacio-temporal de la incidencia y la gravedad de la COVID-19 en los municipios pertenecientes a la gran área urbana (GAU) de Madrid durante cinco periodos epidémicos, evaluando el impacto de las variables demográficas y con el índice de privación como variable socioeconómica.
Método: Estudio ecológico y análisis espacio-temporal de la COVID-19 desde el 22 de junio de 2020 hasta el 28 de marzo de 2022, fechas que incluyen cinco periodos epidémicos. Se excluyó el primer periodo epidémico del análisis por no ser comparable. Las variables utilizadas fueron: población de los 52 municipios de la GAU de Madrid, por código postal y estratificada por sexo; casos totales diagnosticados y casos hospitalizados con COVID-19 notificados a la Red Nacional de Vigilancia Epidemiológica, e Índice de Privación 2011 de la Sociedad Española de Epidemiología. Se calcularon la razón de incidencia (RI) mediante el método de ajuste indirecto y los porcentajes de casos hospitalizados para cada código postal. Además, se calculó el Índice de Moran para las RI y se utilizaron modelos de regresión espacial para analizar la relación entre las variables socioeconómicas y demográficas, las RI y el porcentaje de hospitalizados.
Resultados: El riesgo de infección fue superior al nacional en el segundo y el cuarto periodos epidémicos (RI: 1,15 en hombres y 1,14 en mujeres en el segundo periodo, y 1,48 en hombres y 1,47 en mujeres en el cuarto periodo), con patrones espaciales heterogéneos en general. En el análisis espacial no se encontró un mayor riesgo de COVID-19 en las áreas con mayor privación social, pero sí se observó un mayor riesgo de hospitalización (valor de los coeficientes estadísticamente significativos, entre 0,87 y 4, en todos los periodos y en ambos sexos).
Conclusiones: La privación socioeconómica no se asoció con una mayor incidencia de COVID-19, pero sí con un mayor porcentaje de hospitalizaciones, en concordancia con estudios previos. Es necesario considerar los diferentes factores poblacionales y las medidas de salud pública para evaluar y encaminar la toma de decisiones ante la aparición de enfermedades emergentes.

© 2026 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

COVID-19: spatio-temporal study in the large urban area of Madrid during five epidemic periods

Keywords:
COVID-19
Spatial analysis
Socioeconomic factors
Incidence
Hospitalization

A B S T R A C T

Objective: To conduct a spatio-temporal analysis of the incidence and severity of COVID-19 in the municipalities comprising the large urban area of Madrid (GAU) across five epidemic periods, considering the impact of demographic, with the deprivation index included as the socioeconomic indicator.
Method: An ecological study and a spatio-temporal analysis of COVID-19 were conducted from June 22, 2020 to March 28, 2022, encompassing five epidemic periods. The first epidemic period was excluded from the analysis. The variables used were: the population of the 52 municipalities within the GAU of Madrid, disaggregated by postal code and stratified by sex; and total confirmed COVID-19 cases and hospitalizations among individuals with laboratory-confirmed COVID-19 reported to the National Network of Epidemiological Surveillance, and the 2011 Deprivation Index of the Spanish Society of Epidemiology.

* Autora para correspondencia.
Correo electrónico: helena9414@gmail.com (H. Burggraaf-Sánchez de las Matas).

https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2026.102590
0213-9111/© 2026 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

The incidence ratio (IR) was calculated using the indirect adjustment method and the percentages of hospitalised cases for each postcode. In addition, the Moran Index for IR was calculated and spatial regression models were used to analyse the relationship between socioeconomic and demographic variables and IR and percentage of hospitalised cases.

Results: The risk of infection exceeded the national average during the second and fourth epidemic periods (IR: 1,15 in men and 1,14 in women in the second period, and 1,48 in men and 1,47 in women in the fourth period) exhibiting generally heterogeneous spatial patterns. In the spatial analysis, no increased risk of COVID-19 infection was observed in areas with higher social deprivation; however, these areas showed a higher risk of hospitalization (statistically significant regression model coefficients ranging from 0,87 to 4 in all periods and for both sexes).

Conclusions: Socioeconomic deprivation was not associated with a higher incidence of COVID-19, but it was associated with a higher proportion of hospitalizations, consistent with previous studies. The study of different population determinants and public health factors is necessary to assess and guide decision-making in the face of emerging diseases.

© 2026 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Introducción

Desde la declaración de estado de alarma el 14 de marzo de 2020 hasta finales de marzo de 2022 se identificaron seis periodos epidémicos diferentes de COVID-19 en España. A partir de entonces, la estrategia de vigilancia cambió, centrándose en los casos en mayores de 60 años y hospitalizados de cualquier edad[1]. El Ministerio de Sanidad y el Instituto de Salud Carlos III elaboraron documentos actualizados según la evolución epidemiológica, el conocimiento de la enfermedad, el comportamiento del virus y la aparición de nuevas variantes[2–5].

Las investigaciones realizadas han descrito cómo las desigualdades sociales afectan en la distribución y la evolución de las enfermedades infecciosas, así como su papel en situaciones de pandemia[6–8]. En este contexto, se han publicado estudios sobre su influencia en las tasas de incidencia y de mortalidad de la COVID-19[9,10], principalmente en grandes ciudades y durante los primeros periodos epidémicos[11,12]. En Madrid, un estudio evidenció una mayor incidencia en la zona sureste de la ciudad, donde la situación socioeconómica es más desfavorable[13]. No obstante, en los estudios realizados por Gullón et al.[14] y por Martínez-Beneito et al.[15] en las ciudades de Madrid y Barcelona, respectivamente, a lo largo de distintos periodos epidémicos, se observó un efecto dinámico en el tiempo de las desigualdades socioeconómicas en la incidencia de la infección, de modo que la relación entre mayor privación social y mayor incidencia no fue constante, presentando en algunos periodos una inversión del patrón.

Ciertos factores, como núcleos de convivencia numerosos, uso de transporte público, hacinamiento, convivencia intergeneracional, dificultades para mantener el distanciamiento social, menor acceso a medidas de higiene o limitado conocimiento en salud, se han asociado con un mayor impacto de la enfermedad[16,17]. Asimismo, las grandes ciudades, las capitales y las zonas de alta movilidad muestran una incidencia superior[11,18,19]. Por último, disponer de menos ingresos económicos podría relacionarse con una mayor probabilidad de infectarse[13,20].

Durante las primeras semanas de la pandemia, la incidencia estuvo ligada al contacto entre viajeros y a áreas con mayor desarrollo económico; con el tiempo, factores como la densidad de población, el tamaño de la ciudad y el nivel educativo cobraron mayor relevancia[21,22].

Los estudios espacio-temporales acerca del impacto de las desigualdades sociales y de otros factores asociados al riesgo de infección permiten identificar poblaciones vulnerables, analizar el comportamiento de los agentes infecciosos y orientar la toma de decisiones frente a nuevas infecciones y su evolución[16,23].

El objetivo de este estudio fue realizar un análisis espacio-temporal de la incidencia de COVID-19 por código postal de los municipios pertenecientes a la gran área urbana (GAU) de Madrid[24]. Se representan cartográficamente las razones de incidencia y las hospitalizaciones por código postal, y se analiza el impacto de los factores demográficos y socioeconómicos en la propagación de la enfermedad.

Método

Se realizó un estudio observacional analítico, ecológico y retrospectivo con análisis espacio-temporal de la evolución de la COVID-19 en la GAU de Madrid desde el segundo hasta el sexto periodo epidémico.

De acuerdo con la definición del Ministerio de Transportes, Movilidad y Agenda Urbana, se definen como GAU de España aquellas con más de 50.000 habitantes. Las GAU están constituidas, a su vez, por grandes ciudades y aglomeraciones urbanas, y engloban un total de 755 municipios en todo el país[25]. La GAU de Madrid consta de 52 municipios, que suman un total de 178 códigos postales[24].

Nuestro estudio se centra en todos los casos de COVID-19 declarados al sistema de la Red Nacional de Vigilancia Epidemiológica (RENAVE) entre el 22 de junio de 2020 y el 28 de marzo de 2022, intervalo de tiempo que comprende cinco periodos epidémicos. Los intervalos seleccionados para cada periodo epidémico son los definidos en los documentos elaborados por el Centro Nacional de Epidemiología del Instituto de Salud Carlos III[1]:

- Segundo periodo: del 22 de junio de 2020 al 6 de diciembre de 2020.
- Tercer periodo: del 7 de diciembre de 2020 al 14 de marzo de 2021.
- Cuarto periodo: del 15 de marzo de 2021 al 19 de junio de 2021.
- Quinto periodo: del 20 de junio de 2021 al 13 de octubre de 2021.
- Sexto periodo: del 14 de octubre de 2021 al 27 de marzo de 2022 (momento de entrada en vigor de la nueva estrategia de vigilancia y control de la COVID-19).

Durante el primer periodo, el acceso a pruebas diagnósticas fue muy limitado, por lo que la información disponible puede estar sesgada, y por ello se decidió no incluirlo en el estudio. A partir del 28 de marzo de 2022 se produjo un cambio en la estrategia de vigilancia y cesó la vigilancia universal de la COVID-19, por lo que se decidió no incluir los periodos posteriores en el análisis.

La población asciende a 6.061.682 habitantes (3.141.807 mujeres y 2.919.875 hombres), que representan un 12,79% del total nacional.

Los datos de población empleados para el análisis y el cálculo de las tasas son los recogidos en el padrón a fecha 1 de enero de 2021 por secciones censales[26], y la información de los códigos postales

se obtuvo de Correos[27]. La población media por código postal fue de 33.491 habitantes (rango intercuartílico: 12.665-46.000).

Se incluyeron los casos confirmados de COVID-19 y los casos hospitalizados (representados como porcentaje de hospitalizados). Como fecha del caso se utilizó la de inicio de los síntomas o, en su defecto, la de diagnóstico restando 3 días. En aquellos casos en los que no se disponía de la fecha de inicio de los síntomas ni la de diagnóstico, se empleó la fecha de consulta[28]. Estos datos quedan recogidos en la plataforma electrónica del Sistema de Vigilancia en España (SiViEs) y son gestionados por el Centro Nacional de Epidemiología.

A partir del número de casos hospitalizados con COVID-19 se obtuvo el porcentaje de hospitalizados entre los casos de infección por código postal, sexo y periodo, para la población total y para los menores de 70 años.

Se consideró el índice de privación (IP) de 2011 de la Sociedad Española de Epidemiología. Este índice es una medida del grado de privación o de carencia socioeconómica de la población, representada por secciones censales. Fue elaborado a partir de seis indicadores socioeconómicos[29–31]. Se trata de un índice estandarizado con media de 0 y desviación estándar de 1, de manera que los valores cercanos a 0 indican un grado de privación similar al del total nacional, los valores negativos indican menor privación respecto a la media de España, y los valores positivos corresponden a una mayor privación.

Se calculó la media de los valores del IP en todas aquellas secciones censales que se incluyesen dentro de un mismo código postal. De esta manera, se obtuvo el valor medio correspondiente al código postal.

Se realizó el cálculo de la razón de incidencia (RI) estratificada por sexo mediante el método de ajuste indirecto para cada uno de los códigos postales pertenecientes a la GAU de Madrid [32]. Las RI se obtuvieron con el cociente de los casos observados entre los casos esperados.

Para el cálculo de los casos esperados se tomaron como referencia las tasas brutas de la población española para cada sexo. Un valor de RI = 1 indicaría que el riesgo de aparición de nuevos casos en la unidad geográfica en estudio sería el mismo que el de referencia (España).

El porcentaje de casos hospitalizados se calculó dividiendo el número de casos hospitalizados entre el número total de casos por código postal y para cada uno de los periodos epidémicos. El análisis se llevó a cabo para los diferentes periodos por separado.

Se calculó el índice de Moran para detectar la autocorrelación de las variables RI y porcentaje de hospitalizados entre códigos postales vecinos[33]. Por otra parte, se realizaron modelos de regresión espacial para estudiar la relación entre las variables epidemiológicas (RI y porcentaje de hospitalizados) y el IP. Cada periodo se analizó por separado.

Se representaron en mapas las RI y los porcentajes de hospitalizados por código postal para cada sexo.

El análisis y la representación de los datos se llevaron a cabo con los programas QGIS (versión 3.28.0), *software* estadístico R (versión 4.2.0) y Geoda.

Resultados

Casos de COVID-19

En la tabla 1 se detallan el total de casos y las tasas nacionales por periodos y sexo, y el total de casos y las RI por periodos y sexo en la GAU de Madrid. La población en la GAU de Madrid se divide en 2.919.875 hombres y 3.141.807 mujeres.

Las tasas más altas en el ámbito nacional se observaron en el sexto periodo, mientras que las RI más elevadas en la GAU de Madrid correspondieron al segundo y el cuarto periodos.

Por código postal, los valores que toman las RI son bastante heterogéneos. El cuarto periodo presenta las mayores RI, tanto en los hombres como en las mujeres. No se observan grandes diferencias en la distribución de las RI según el sexo (Fig. 1).

Casos hospitalizados

El número de hospitalizados por periodos en la GAU de Madrid puede verse en la tabla 2. Los porcentajes de hospitalizados disminuyeron a lo largo de los periodos estudiados, excepto en el cuarto. Además, se observa un mayor porcentaje en los hombres que en las mujeres, así como un porcentaje menor de hospitalizados, cuando se estudian los casos en menores de 70 años. Por código postal, los porcentajes de hospitalizados son bastante heterogéneos (Figs. 2 y 3).

Factores socioeconómicos

Los valores que toma el IP en la GAU de Madrid muestran, en general, un valor negativo respecto al nacional, con un gradiente noroeste-sureste bastante marcado, adquiriendo valores más cercanos a 0 en la zona sureste.

A la vista de los resultados del índice de Moran encontramos que las RI presentan una autocorrelación espacial, de manera que el aumento de la incidencia en una zona suele ir acompañado de un aumento en las zonas vecinas. Según se observa en el porcentaje de hospitalizaciones, el efecto es de menor magnitud en las mujeres, mientras que en los hombres no parece estar presente (Tabla 3).

En cuanto a los resultados del modelo de regresión espacial, observamos que, a mayor privación, se observa una menor RI entre el tercer y el sexto periodos, aunque con un efecto muy suave. En las hospitalizaciones sí se observa un efecto más marcado, de manera que las zonas con mayor IP tuvieron un mayor porcentaje de hospitalizaciones por caso, con resultados estadísticamente significativos y consistentes en todos los periodos (Tabla 3).

Discusión

Según los resultados obtenidos, no se observó un mayor riesgo de COVID-19 en aquellas áreas con mayor privación social, pero sí se halló un mayor riesgo de hospitalización[34].

El riesgo de contraer COVID-19 en la GAU de Madrid fue superior al nacional en el segundo y el cuarto periodos epidémicos, llegando a ser casi 1,5 veces mayor tanto para los hombres como para las mujeres en el cuarto periodo. Esta tendencia coincide con la reportada en un estudio del primer periodo en Madrid, en el que se hacía referencia a una incidencia incluso de más del doble que la observada en el ámbito nacional[13]. El tercer y el quinto periodos muestran unas incidencias similares a las nacionales, con valores de RI muy cercanos a 1. Por el contrario, en el sexto periodo el riesgo fue menor, con valores de 0,71 para los hombres y 0,73 para las mujeres. Los resultados fueron similares en ambos sexos.

Mientras que el estudio de Díaz-Olalla et al.[13] con datos del primer periodo describió una mayor incidencia en la zona sureste de la ciudad (donde la situación socioeconómica es más desfavorecida), nuestros resultados indican que esta zona registró una menor incidencia que el resto en los periodos posteriores.

En un estudio realizado en Barcelona por Malmusi et al.[35] se observó que el análisis del impacto de los factores socioeconómicos sobre la incidencia y la toma de medidas preventivas, como la realización de cribados masivos, no eliminó las desigualdades sociales, pero evitó que fuesen mayores, reduciéndose en los siguientes periodos epidémicos.

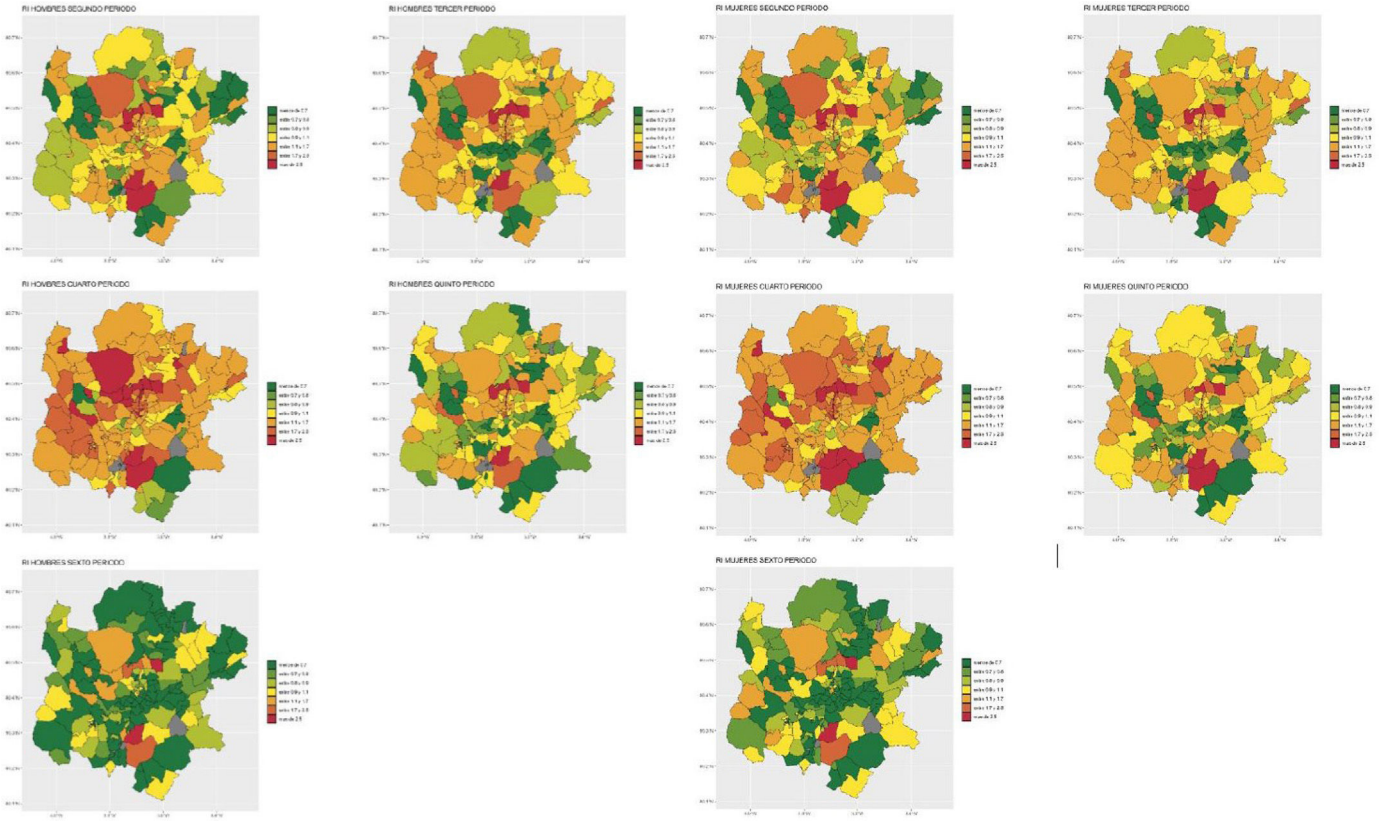


Figura 1. Representación de las razones de incidencia (RI) por sexo, periodos y código postal.

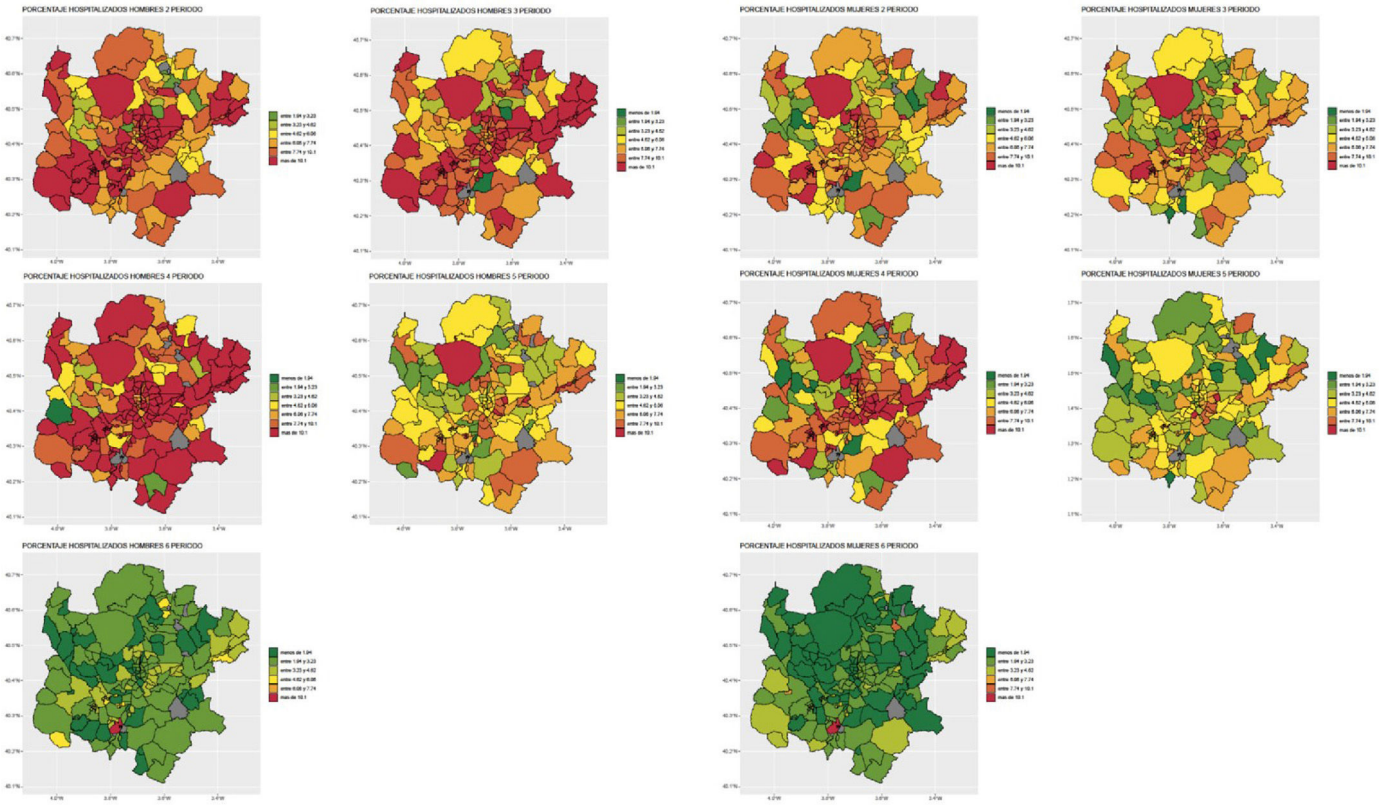


Figura 2. Representación del porcentaje de hospitalizados por sexo, periodos y código postal.

Tabla 1
Casos y tasas nacionales, y casos y razones de incidencia en la gran área urbana de Madrid desde el segundo hasta el sexto periodos de pandemia

	Nacional					GAU de Madrid				
	Casos			Tasas (casos por 100.000 hab.)		Casos			RI (IC95%)	
Periodo	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Segundo	836.847	922.851	1.759.698	3.604	3.819	121.845	136.829	258.674	1,15 (1,14-1,16)	1,14 (1,13-1,15)
Tercero	768.453	829.606	1.598.059	3.309	3.433	102.889	111.360	214.249	1,07 (1,06-1,08)	1,03 (1,01-1,05)
Cuarto	279.077	282.198	561.275	1.202	1.168	51.829	54.074	105.903	1,48 (1,47-1,49)	1,47 (1,46-1,48)
Quinto	600.307	609.722	1.210.029	2.585	2.523	75.759	79.432	155.191	1 (0.99-1.01)	1 (0,99-1,01)
Sexto	3.043.067	3.546.123	6.589.190	13.104	14.676	270.090	339.103	609.193	0,71 (0,7-0,72)	0,73 (0,73-0,73)
Total	5.527.751	6.190.500	11.718.251			622.412	720.798	1.343.210		

GAU: gran área urbana; IC95%: intervalo de confianza del 95%; RI: razón de incidencia.

Tabla 2
Casos de hospitalizados por sexo y periodo en la gran área urbana de Madrid

	GAU de Madrid							
	Hospitalizados				Hospitalizados < 70 años			
Periodo	Hombres (n)	%	Mujeres (n)	%	Hombres (n)	%	Mujeres (n)	%
Segundo	12.712	10	10.743	8	7.916	7	5.751	5
Tercero	10.606	10	8.339	7	6.280	7	4.079	4
Cuarto	6.203	12	4.745	9	4.694	10	3.218	6
Quinto	4.909	6	4.401	6	3.387	5	2.728	4
Sexto	7.665	3	7.382	2	4.003	2	3.727	1
Total	42.095	7	35.610	5	26.280	5	19.503	3

GAU: gran área urbana.

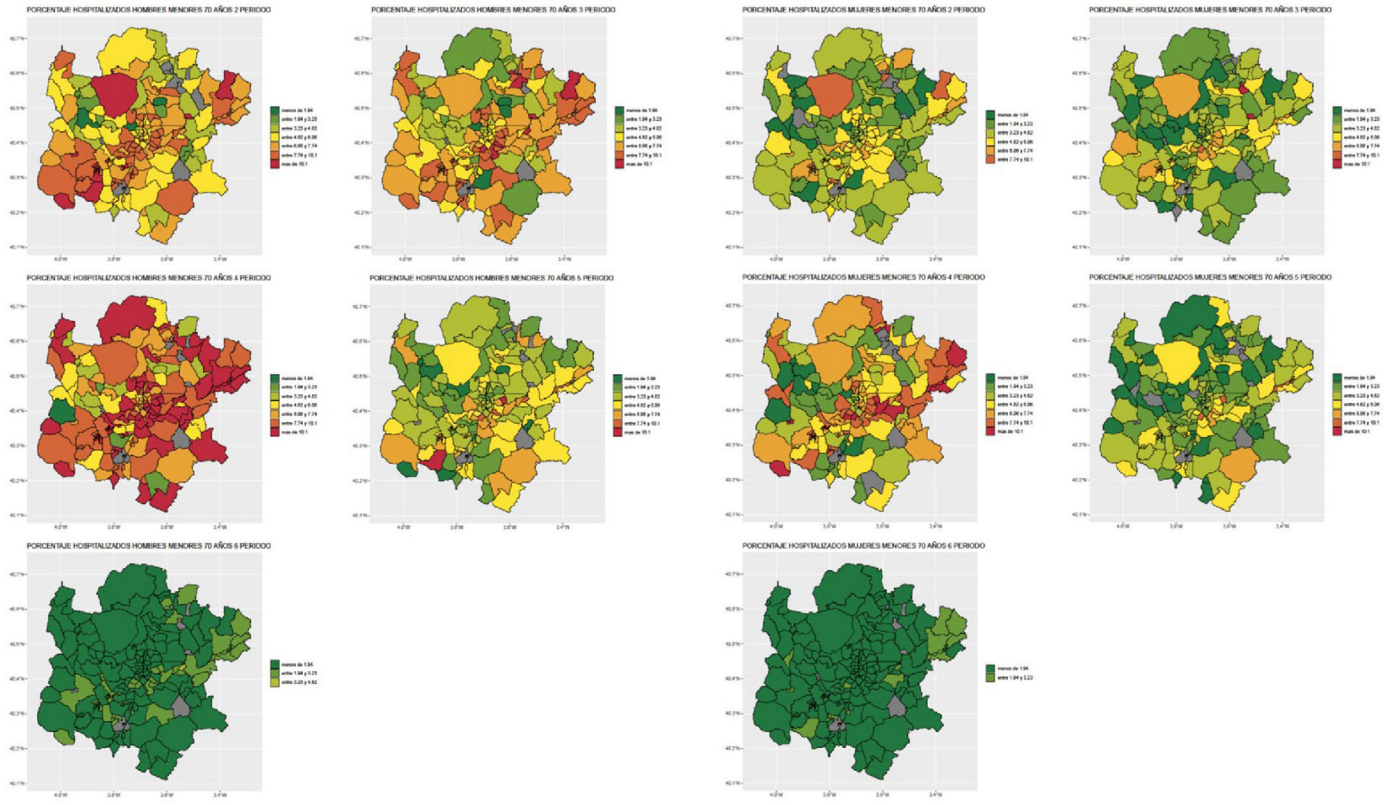


Figura 3. Representación del porcentaje de hospitalizados en menores de 70 años por sexo, periodos y código postal.

En nuestro estudio se ha tenido en cuenta el IP como factor socioeconómico. En la GAU de Madrid, los datos muestran que en casi la totalidad de los códigos postales el IP se encuentra por debajo de 0, lo que sugiere una menor privación con respecto al valor nacional[31]. No obstante, vemos una división en dos zonas, con una que incluye el noroeste y gran parte del núcleo urbano de la ciudad, con menor IP respecto a la zona sur y este. Teniendo en cuenta esta variable, se encontraron resultados diferentes de los esperados según los estudios realizados previamente. En anteriores investigaciones sobre desigualdades sociales, centradas

Tabla 3
Resultados del índice de Moran y coeficiente del modelo de regresión espacial

	Hombres						Mujeres					
	RI		Porcentaje hospitalizaciones (población total)		Porcentaje hospitalizaciones (<70 años)		RI		Porcentaje hospitalizaciones (población total)		Porcentaje hospitalizaciones (<70 años)	
Periodo	Moran	Coeficiente	Moran	Coeficiente	Moran	Coeficiente	Moran	Coeficiente	Moran	Coeficiente	Moran	Coeficiente
Segundo	0,194	0,076	0,173	3,267	0,114	2,307	0,175	0,132	0,167	2,121	0,158	1,517
	(p = 0,000)	(p = 0,400)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,011)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,126)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,000)
Tercero	0,217	−0,232	0,102	3,231	0,095	2,29	0,162	−0,181	0,107	2,459	0,086	1,444
	(p = 0,000)	(p = 0,008)	(p = 0,018)	(p = 0,000)	(p = 0,028)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,041)	(p = 0,013	(p = 0,000)	(p = 0,047)	(p = 0,000)
Cuarto	0,235	−0,412	0,055	4,003	0,068	3,563	0,211	−0,324	0,236	2,624	0,252	2,299
	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,172)	(p = 0,000)	(p = 0,105)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,005)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,000)
Quinto	0,192	−0,146	0,08	2,508	0,031	1,808	0,14	−0,071	0,085	2,295	0,114	1,823
	(p = 0,000)	(p = 0,048)	(p =0,065)	(p = 0,000)	(p = 0,395)	(p = 0,000)	(p = 0,001)	(p = 0,338)	(p = 0,048)	(p = 0,000)	(p = 0,011)	(p = 0,000)
Sexto	0,129	−0,159	−0,032	1,594	0,258	0,642	0,126	−0,125	0,025	0,872	0,166	0,507
	(p = 0,003)	(p = 0,021)	(p = 0,633)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,003)	(p = 0,060)	(p = 0,452)	(p = 0,000)	(p = 0,000)	(p = 0,000)

RI: razón de incidencia.

en los primeros periodos de la pandemia de COVID-19, se hace referencia a una relación entre incidencia y poblaciones más desfavorecidas[6–8,11,12,36]. Por el contrario, en nuestros resultados no se observa esta relación, sino que las poblaciones más desfavorecidas mostraron una menor incidencia. No obstante, existen estudios que están en consonancia con lo encontrado en el nuestro[14,15]. Además, Saarinen et al.[37], en un estudio en población finlandesa, indican una asociación entre un bajo nivel socioeconómico y una mayor incidencia de COVID-19 en individuos extranjeros, mientras que señalan que puede no ser un factor de riesgo independiente para los resultados de incidencia de la COVID-19 en las poblaciones nativas. También encontramos estudios más recientes y con un periodo de análisis más largo, como el realizado por Satorra y Tebé[34], en el cual se describe un efecto limitado de las variables socioeconómicas en la incidencia de COVID-19 que también podría relacionarse con la realización de un menor número de pruebas diagnósticas en determinadas poblaciones[38], lo que sugiere que el infradiagnóstico podría constituir una fuente de sesgo en la interpretación de los datos de incidencia.

En cuanto a las hospitalizaciones, los resultados obtenidos nos muestran una tendencia similar a la descrita en los estudios anteriormente citados. Estos sugieren una mayor gravedad de los casos en las zonas más desfavorecidas socioeconómicamente. Teniendo en cuenta el análisis por código postal de nuestro estudio, observamos que un aumento del IP se relaciona con un incremento del porcentaje de hospitalizados, tanto en general como en los menores de 70 años. Así mismo, se encontró que el porcentaje de hospitalizados era más bajo cuando se analizó la población de menos de 70 años. Se observó, además, que el aumento en los hombres era mayor que en las mujeres e iba disminuyendo a lo largo de los periodos. Esta tendencia puede relacionarse con la información obtenida durante el curso de la pandemia, con una menor gravedad a medida que el virus fue evolucionando, teniendo en cuenta las diferentes variantes, así como las distintas medidas de prevención tomadas y el comienzo de la vacunación. Si bien la incidencia de la infección puede estar sujeta a sesgos, como puede ser el infradiagnóstico[38], nuestros resultados sobre hospitalizaciones proporcionan una medida más robusta de la gravedad real de la enfermedad y ofrecen una perspectiva más sólida para interpretar las desigualdades entre áreas.

Tras analizar nuestros resultados, parece que la privación socioeconómica podría constituir un determinante más robusto para explicar la gravedad de la enfermedad que la dinámica espacial de la enfermedad a escala de GAU. Fernández-Martínez et al.[10] también señalan en su estudio que la magnitud de la asociación entre bajo nivel socioeconómico y COVID-19 aumenta con la gravedad de la enfermedad.

Al analizar la incidencia de una enfermedad es importante tener en cuenta diversos factores. Según el estudio nacional de seroepidemiología de la infección por SARS-CoV-2 en España[22], se observa que en las primeras rondas del estudio (entre el 27 de abril y el 22 de junio de 2020) la Comunidad de Madrid, junto con Castilla-La Mancha, fueron las comunidades con una mayor seroprevalencia. Por otra parte, a lo largo del curso de la pandemia se vio que la infección podía generar inmunidad durante un periodo de tiempo, aspecto que puede influir al analizar los resultados y ver cómo el comportamiento de la infección varía a lo largo de los meses.

Nuestro estudio tiene una serie de limitaciones. Por una parte, no disponemos de los datos de población por edades en los códigos postales, por lo que no se ha podido estratificar por grupo etario. Tampoco disponemos de la causa de hospitalización, por lo que algunas de las hospitalizaciones podrían no estar relacionadas con la COVID-19. No se han analizado el proceso de vacunación ni otras medidas de salud pública tomadas en el curso de la pandemia. La aceptación o la realización de pruebas diagnósticas para la COVID-19 puede haber diferido según las zonas. No se han podido tener

en cuenta aspectos como los flujos de población, la movilidad o las restricciones, lo que supone otra limitación. Madrid presenta una gran movilidad con el resto de España, de manera que la detección de casos por épocas del año podría verse afectada. Finalmente, están las limitaciones propias de los datos recogidos y declarados durante la vigilancia, debido a que los datos de los que disponemos son aquellos notificados a la RENAVE. En relación con las pruebas diagnósticas, la realización de autotest en los últimos periodos puede conllevar una infraestimación del número de casos notificados, tanto en el ámbito nacional como en el área de Madrid.

La distribución y la evolución de las enfermedades infecciosas depende de múltiples factores. Es necesario estudiar otros elementos para entender, evaluar y encaminar la toma de decisiones ante la aparición de nuevas infecciones.

Conclusiones

El estudio a pequeña escala de la evolución de la incidencia y la gravedad de la COVID-19 permite realizar un análisis más detallado. No se observa una mayor incidencia de COVID-19 en poblaciones con mayor privación socioeconómica. En cambio, las poblaciones más desfavorecidas socioeconómicamente mostraron una mayor gravedad de los casos, con un porcentaje más alto de hospitalizados con COVID-19. Se observa una autocorrelación espacial en la distribución de las RI por códigos postales, mientras que la privación socioeconómica podría ser más útil que la dinámica espacial de la población para explicar la gravedad de enfermedad. Consideramos importante el análisis de otros factores de riesgo para ayudar a comprender mejor la evolución y los resultados del estudio, así como para facilitar la toma de decisiones futuras y la elaboración de políticas en salud pública.

¿Qué se sabe sobre el tema?

Según los estudios publicados, las desigualdades socioeconómicas influyeron negativamente en la incidencia y la gravedad de la COVID-19 durante la pandemia, condicionando la efectividad de las medidas de salud pública.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Este estudio amplía el análisis de la incidencia y las hospitalizaciones con COVID-19 en Madrid, considerando factores socioeconómicos y datos por código postal, y revela una mayor hospitalización en zonas desfavorecidas, pero sin relación con la incidencia.

¿Cuáles son las implicaciones de los resultados obtenidos?

Los resultados destacan la importancia de considerar los determinantes sociales en la vigilancia, la prevención y las políticas equitativas de salud pública frente a enfermedades infecciosas.

Disponibilidad de bases de datos y material para réplica

La solicitud de datos puede realizarse al Sistema de Vigilancia de la Red Nacional de Vigilancia Epidemiológica (vigilancia.cne@isciii.es).

Editora responsable del artículo

Vanessa Santos.

Declaración de transparencia

La autora principal (garante responsable del manuscrito) afirma que este manuscrito es un reporte honesto, preciso y transparente del estudio que se remite a Gaceta Sanitaria, que no se han omitido aspectos importantes del estudio, y que las discrepancias del estudio según lo previsto (y, si son relevantes, registradas) se han explicado.

Contribuciones de autoría

La concepción y el diseño del estudio fueron realizados conjuntamente por H. Burggraaf-Sánchez de las Matas y D. Gómez-Barroso, quienes definieron los objetivos y la metodología empleada. El análisis de los datos lo realizaron de forma colaborativa H. Burggraaf-Sánchez de las Matas, D. Gómez-Barroso y D. García-García. A. Rojas-Benedicto participó en la gestión de datos. La redacción inicial del texto estuvo a cargo de H. Burggraaf-Sánchez de las Matas, integrando los hallazgos y las conclusiones del trabajo. Todas las personas firmantes participaron activamente en la revisión crítica del contenido, aportando sugerencias y mejoras, y contribuyeron a la discusión de los resultados y la aprobación de la versión definitiva.

Financiación

Este proyecto ha sido financiado por «Ayudas Fundación BBVA a proyectos de investigación científica 2021».

Conflictos de intereses

Ninguno.

Bibliografía

1. Instituto de Salud Carlos III. Informe n.º 174: Situación actual de COVID-19 en España a 31 de marzo de 2023. (Consultado el 4-4-2023.) Disponible en: https://www.isciii.es/QueHacemos/Servicios/VigilanciaSaludPublicaRENAVE/EnfermedadesTransmisibles/Documents/INFORMES/Informes%20COVID-19/INFORMES%20COVID-19%202023/Informe%20n%C2%BA%20174%20Situaci%C3%B3n%20actual%20de%20COVID-19%20en%20Espa%C3%B1a%20a%2031%20de%20marzo%20de%202023.pdf.
2. Ministerio de la Presidencia, Relaciones con las Cortes y Memoria Democrática. Real Decreto 463/2020, de 14 de marzo, por el que se declara el estado de alarma para la gestión de la situación de crisis sanitaria ocasionada por el COVID-19. Sec. 1, Real Decreto 463/2020 mar 14, 2020. p. 25390-400. Disponible en: https://www.boe.es/eli/es/rd/2020/03/14/463.
3. Centers for Disease Control and Prevention. Clasificaciones y definiciones de las variantes del SARS-CoV-2. CDC; 2020. (Consultado el 19-7-2022.) Disponible en: https://espanol.cdc.gov/coronavirus/2019-ncov/variants/variant-classifications.html.
4. Ministerio de Sanidad. Actualización de la situación epidemiológica de las variantes SARS-CoV-2 en España. (Consultado el 22-7-2024.) Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/areas/alertasEmergenciasSanitarias/alertasActuales/nCov/documentos/COVID19_Actualizacion_variantes_20230703.pdf.
5. Ministerio de Sanidad. Áreas. Documentos técnicos para profesionales. Coronavirus. (Consultado el 22-7-2024.) Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/areas/alertasEmergenciasSanitarias/alertasActuales/nCov/documentos.htm.
6. Farmer P. Social inequalities and emerging infectious diseases. Emerg Infect Dis. 1996;2:259–69.
7. Semenza JC, Giesecke J. Intervening to reduce inequalities in infections in Europe. Am J Public Health. 2008;98:787–92.
8. Bambra C, Riordan R, Ford J, et al. The COVID-19 pandemic and health inequalities. J Epidemiol Community Health. 2020;74:964–8.
9. Bacigalupe A, Martín U, Franco M, et al. Desigualdades socioeconómicas y COVID-19 en España. Informe SESPAS 2022. Gaceta Sanitaria. 2022;36 (Supl 1):S13–21.

10. Fernández-Martínez NF, Ruiz-Montero R, Gómez-Barroso D, et al. Socioeconomic differences in COVID-19 infection, hospitalisation and mortality in urban areas in a region in the South of Europe. BMC Public Health. 2022;22:2316.
11. López-Mendoza H, Montañés A, Moliner-Lahoz FJ. Disparities in the evolution of the COVID-19 pandemic between Spanish provinces. Int J Environ Res Public Health. 2021;18:5085.
12. Ramón-Dangla R, Rico-Gómez ML, Issa-Khozouz R. Mortalidad por COVID-19 en España durante la primera oleada de la pandemia. Aproximación a través del gasto público sanitario por comunidades autónomas. Rev Esp Salud Publica. 2021;95:10.
13. Díaz-Olalla JM, Blasco-Novalbos G, Valero-Otero I. Incidencia de COVID-19 en distritos de Madrid y su relación con indicadores socioeconómicos y demográficos. Rev Esp Salud Publica. 2021;95:14.
14. Gullón P, Cuesta-Lozano D, Cuevas-Castillo C, et al. Temporal trends in within-city inequities in COVID-19 incidence rate by area-level deprivation in Madrid, Spain. Health Place. 2022;76:102830.
15. Martínez-Beneito MA, Marí-Dell'Olmo M, Sánchez-Valdivia N, et al. Socioeconomic inequalities in COVID-19 incidence during the first six waves in Barcelona. Int J Epidemiol. 2023;52:1687–95.
16. Aguilar-Palacio I, Maldonado L, Malo S, et al. COVID-19 inequalities: individual and area socioeconomic factors (Aragón, Spain). Int J Environ Res Public Health. 2021;18:6607.
17. Morante-García W, Zapata-Boluda RM, García-González J, et al. Influence of social determinants of health on COVID-19 infection in socially vulnerable groups. Int J Environ Res Public Health. 2022;19:1294.
18. Politi J, Martín-Sánchez M, Mercuriali L, et al. Epidemiological characteristics and outcomes of COVID-19 cases: mortality inequalities by socio-economic status, Barcelona, Spain, 24 February to 4 May 2020. Euro Surveill. 2021;26:2001138.
19. Burström B, Tao W. Social determinants of health and inequalities in COVID-19. Eur J Public Health. 2020;30:617–8.
20. Baena-Díez JM, Barroso M, Cordeiro-Coelho SI, et al. Impact of COVID-19 outbreak by income: hitting hardest the most deprived. J Public Health. 2020;42:698–703.
21. Wang Y, Wang Z, Wang J, et al. Evolution and control of the COVID-19 pandemic: a global perspective. Cities. 2022;130:103907.
22. Pollán M, Pérez-Gómez B, Pastor-Barriuso R, et al. Prevalence of SARS-CoV-2 in Spain (ENE-COVID): a nationwide, population-based seroepidemiological study. Lancet. 2020;396:535–44.
23. Pérez-Segura V, Caro-Carretero R, Rua A. Multivariate analysis of risk factors of the COVID-19 pandemic in the community of Madrid, Spain. Int J Environ Res Public Health. 2021;18:9227.
24. Ministerio de Transportes, Movilidad y Agenda Urbana, Gobierno de España. Atlas Digital de las Áreas Urbanas de España - Indicadores: mapas, datos y gráficos. (Consultado el 12-6-2023.) Disponible en: https://atlasau.mitma.gob.es/#bbox=-623411,5055927,453044,284653&c=indicator&selcodgeo=01&view=map5.
25. Ministerio de Transportes y Movilidad Sostenible. Áreas urbanas en España, 2021 [Internet]. Madrid: Dirección General de Vivienda y Suelo; 2021. Disponible en: https://publicaciones.transportes.gob.es/areas-urbanas-en-espana-2021
26. Instituto Nacional de Estadística. INEbase. Demografía y población. (Consultado el 27-7-2022.) Disponible en: https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/categoria.htm?c=Estadistica_P&cid=1254734710984.
27. Códigos postales. (Consultado el 31-7-2024.) Disponible en: https://www.codigospostales.com/mapfus.html.
28. Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III. COVID-19. Documentación y datos. (Consultado el 31-7-2024.) Disponible en: https://cnecovid.isciii.es/covid19/#documentaci%C3%B3n-y-datos.
29. Índice de privación 2011 de la Sociedad Española de Epidemiología. Manual de uso. Mayo de 2019 (actualización: Febrero 2020). SEE; 2020. (Consultado el 28-7-2022.) Disponible en: https://www.seepidemiologia.es/documents/dummy/ManualIP2011.pdf.
30. Sociedad Española de Epidemiología. Determinantes sociales de la salud. (Consultado el 2-8-2022.) Disponible en: https://seepidemiologia.es/determinantes-sociales-de-la-salud/.
31. Duque I, Domínguez-Berjón MF, Cebrecos A, et al. Índice de privación en España por sección censal en 2011. Gac Sanit. 2021;35:113–22.
32. Epidat 4: Ayuda de Ajuste de tasas. Octubre 2014. (Consultado el 14-11-2022.) Disponible en: https://www.sergas.es/Saude-publica/Documents/1895/Ayuda_Epidat_4_Ajuste_de_tasas_Octubre2014.pdf.
33. Moraga P. Spatial statistics for data science: theory and practice with R. Boca Raton, London, New York: CRC Press; 2024.
34. Satorra P, Tebé C. Bayesian spatio-temporal analysis of the COVID-19 pandemic in Catalonia. Sci Rep. 2024;14:4220.
35. Malmusi D, Pasarín MI, Marí-Dell'Olmo M. et al. Multi-level policy responses to tackle socioeconomic inequalities in the incidence of COVID-19 in a European urban area. Int J Equity Health. 2022;21:28.
36. Mariné Barjoan E, Chaarana A, Festraëts J, et al. Impact of social and demographic factors on the spread of the SARS-CoV-2 epidemic in the town of Nice. BMC Public Health. 2023;23:1098.
37. Saarinen S, Moustgaard H, Remes H, et al. Income differences in COVID-19 incidence and severity in Finland among people with foreign and native background: a population-based cohort study of individuals nested within households. PLoS Med. 2022;19:e1004038.
38. Troppy S, Wilt GE, Whiteman A, et al. Geographic associations between social factors and SARS-CoV-2 testing early in the COVID-19 pandemic, February–June 2020, Massachusetts. Public Health Rep. 2021;136:765–73.