

ALEJANDRO LÓPEZ-GONZÁLEZ^a
PAZ BENITO DEL POZO^b

DESIGUALDAD Y DEMOGRAFÍA EN ÁREAS METROPOLITANAS DE ESPAÑA

RESUMEN

La investigación se centra en el estudio de la desigualdad social en áreas metropolitanas españolas (estudios de caso: Barcelona, Madrid, Sevilla, Valencia) asumiendo la elasticidad del concepto y buscando, a partir de los datos ofrecidos por fuentes estadísticas oficiales, correlaciones entre la estructura demográfica, la desigualdad en ingreso y algunos fenómenos territoriales en auge, como son la gentrificación y la turistificación de las ciudades. Asimismo, se asume el reto metodológico de combinar indicadores como el coeficiente de Gini y la *Quantile ratio*, a la vez que en el plano de las relaciones territoriales se ensaya la aplicación del concepto de autocorrelación espacial para explicar la desigualdad observada, lo que implica el recurso a los modelos SARAR. Los resultados se muestran en tablas y mapas y se discuten en función de las hipótesis enunciadas, finalizando con las conclusiones y la bibliografía citada. Con este trabajo se espera avanzar en el conocimiento de la desigualdad en contextos metropolitanos y sus componentes espaciales.

PALABRAS CLAVE: desigualdad social; demografía urbana; áreas metropolitanas españolas; autocorrelación espacial.

1 Departamento de Geografía y Geología, Universidad de León. alejandro.lopez@unileon.es, <https://orcid.org/0000-0001-5515-5235>

2 Departamento de Geografía y Geología, Universidad de León. paz.benito@unileon.es, <https://orcid.org/0000-0001-5492-3677>

Fecha de recepción: 27-11-2022. Fecha de aceptación: 14-04-2023.

INEQUALITY AND DEMOGRAPHICS IN SPANISH METROPOLITAN AREAS

ABSTRACT

The analysis of social inequality in Spanish metropolitan areas is proposed (case studies: Barcelona, Madrid, Seville, Valencia) assuming the limitations of this concept and seeking, from the data offered by official statistical sources, correlations between the demographic structure, income inequality and some booming territorial phenomena such as gentrification and touristification of cities. Likewise, the methodological challenge of combining indicators such as the Gini coefficient and the Quantile ratio is assumed, while at the level of territorial relations the application of the concept of spatial autocorrelation is tested to explain inequality, which implies the resource to the SARAR models. The results are shown in tables and discussed based on the hypotheses, ending with the conclusions and the cited bibliography. This research is expected to advance in the knowledge of inequality in metropolitan contexts and its spatial components.

KEYWORDS: social inequality; urban demography; Spanish metropolitan areas; spatial autocorrelation.

INTRODUCCIÓN

La desigualdad se define en términos genéricos como la ausencia de homogeneidad en la distribución de un indicador (Charles-Coll, 2011). Asimismo, la desigualdad en ingreso o renta es uno de los indicadores más recurridos para establecer el alcance de los contrastes socioeconómicos por parte de muy diversos organismos internacionales y estatales; también este tipo de desigualdad es objeto de atención en la comunidad académica cuando se plantean problemas que afectan al bienestar (Patel et al., 2018; Spencer et al., 2019; Kim et al., 2020; Heimberger, 2020). Hay que recordar que la desigualdad no es algo nuevo ni específico de la globalización, sino que es un atributo propio de la sociedad capitalista, si bien está alcanzando unos niveles llamativos en los países desarrollados a causa de la progresiva erosión del llamado estado de bienestar desde la década de 1970, lo que resulta especialmente llamativo en los países europeos (Piketty, 2020). En el caso de España, la desigualdad económica ha adquirido una notable relevancia como consecuencia de la erosión de la renta de los hogares, experimentada por buena parte de la población como resultado de la recesión iniciada en 2008 (Geelhoedt et al., 2021), que ha cristalizado un tejido social frágil y vulnerable.

El objetivo de este trabajo es indagar en la relación entre desigualdad y estructuras demográficas en el marco metropolitano, concretamente en las cuatro áreas metropolitanas españolas más pobladas: Barcelona, Madrid, Sevilla y Valencia, con el objetivo de discutir los siguientes aspectos y demostrar dos hipótesis ligadas a estos:

- Hipótesis 1. Una parte sustancial de los individuos de entre 20 y 29 años carecen de ingresos o, cuando los poseen, son claramente insuficientes, por lo que partimos de la base de que la contribución a la desigualdad de este colectivo es positiva y estadísticamente

significativa; por su parte, el envejecimiento conduce a mayores cuotas de desigualdad, lo que nos lleva a suponer que un mayor porcentaje de población en los años finales de su trayectoria laboral (entre los 60 y los 69 años) incide positiva y significativamente en la desigualdad, porque allí se concentran tanto los salarios más altos como el grueso de los ingresos por capital.

- Hipótesis 2. En lo tocante a la población según su origen geográfico, derivado de su lugar de nacimiento, consideramos que la inmigración interior, formada en buena parte por jóvenes con elevado nivel de cualificación, tiene un impacto negativo y significativo sobre la desigualdad. En cambio, la inmigración extranjera comparte muchas características con los activos jóvenes: altas tasas de desempleo, bajos salarios y economía sumergida, junto a otras carencias específicas como son el elevado riesgo de pobreza y de exclusión social, lo que nos lleva a suponer que su impacto sobre la desigualdad es positivo y significativo. Por otra parte, al utilizar unidades espaciales de tamaño reducido, la proximidad espacial entre centroides es pequeña: en este contexto son esperables fenómenos de autocorrelación, con influencias mutuas entre unidades vecinas y la formación de clústeres espaciales a partir de características comunes.

La metodología aplicada se basa en el empleo de técnicas e indicadores cuantitativos a partir de datos ofrecidos por fuentes estadísticas oficiales y el recurso a los modelos SARAR.

CONSIDERACIONES SOBRE LA DESIGUALDAD EN INGRESO Y SU IMPACTO ESPACIAL

Las diferencias en la renta de los individuos, cuando alcanzan niveles extremos, generan tensiones sociales, en especial cuando esos contrastes tienen una incidencia en la vida cotidiana y el hecho es claramente percibido (García Castro et al., 2020); es decir, cuando los colectivos desfavorecidos aprecian que su vida es peor que la de quienes más ganan o ingresan y a partir de esta toma de conciencia se origina un descontento que puede derivar en movilizaciones y protestas más o menos organizadas y extensas. Está demostrado que el mercado laboral en las sociedades desarrolladas contribuye a una creciente desigualdad, pues cada vez es más heterogéneo y con una dispersión salarial más acusada (Yamada y Kawaguchi, 2015).

Tradicionalmente, la desigualdad en la sociedad española se veía mitigada por la acción de varios mecanismos, entre ellos: la generalización de la vivienda en régimen de propiedad (Anghel et al., 2018) y la existencia de redes de apoyo fundadas en estructuras familiares extensas (Moreno, 2017). Estos mecanismos compensatorios comenzaron a debilitarse por efecto de la crisis desencadenada en 2008 y con alcance hasta el 2015, cuando a la desigualdad en ingresos se unen la desigualdad de oportunidades (Suárez y López Menéndez, 2018), la temporalidad en el empleo y el incremento de los puestos de trabajo con bajas retribuciones. Por su parte, el impacto de la burbuja inmobiliaria ha convertido un activo inmobiliario como es la vivienda en propiedad en un pasivo para muchas familias, es decir, en una carga difícil de sobrellevar debido al coste de las hipotecas y los gastos corrientes de mantenimiento al alza.

A todo lo anterior se unen las dificultades financieras del sector público, que en estos años ha recortado de manera evidente el gasto social. El cuadro descrito desemboca en un crecimiento de la pobreza en sus distintas manifestaciones (García et al., 2020; Castaño-Rosa et al., 2020), con el resultado de que en la actualidad prácticamente la cuarta parte de los hogares españoles están en riesgo de pobreza o de exclusión social (Lacuesta y Anghel, 2020).

Las desigualdades en términos de ingreso se visibilizan en el espacio mediante varios fenómenos de interés geográfico. Los procesos de gentrificación y turistificación apreciados en las ciudades españolas son algunos de ellos (Piñeira-Mantiñán et al., 2018; Ardura et al., 2020; Angelovski et al., 2018; Antunes et al., 2020; Antolín-Iria y Fernández-Sobrado, 2020; Jover y Díaz-Parra, 2020; Salom-Carrasco y Pitarch, 2021; Checa y Nel-lo, 2022), y su impacto convierte a ciertos barrios antes populares en zonas inalcanzables para las familias de menor renta, sus originales ocupantes ahora desplazados. Los cascos históricos, ciertos barrios de origen industrial y ferroviario e incluso zonas portuarias son objeto de intervenciones de recualificación que los peatonalizan, rehabilitan edificios singulares y crean nuevos focos de interés cultural, comercial y/o recreativo con nuevas funcionalidades que aportan centralidad y atractivo turístico (Pascual y Benito del Pozo, 2017; Benito del Pozo y Diez, 2017).

El contrapunto vendría dado por las consecuencias de la inmigración: la reciente explosión del número de extranjeros procedentes de países pobres ha llevado a que se concentren en determinados sectores urbanos (Leal y Sorando, 2016), muchos de los cuales son barrios dominados por la pobreza, e incluso la marginalidad, que se consolidan y expanden en la trama urbana, lo que en sí mismo es un hecho geográfico relevante.

Por lo anterior, la ciudad se convierte en soporte de procesos que expulsan, atraen y reubican, según los casos, a población de diferente nivel de renta, que pasa a significar determinados barrios o zonas donde las tensiones no están ausentes, precisamente porque el espacio no es mero contenedor, sino acumulador de factores relevantes en el hecho mismo de la desigualdad.

METODOLOGÍA

Fuentes y datos

Construimos una base de datos a partir de informaciones publicadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en el Atlas de distribución de la renta de los hogares y el Padrón municipal de habitantes. El primero recopila datos facilitados por la Agencia Tributaria a partir de las declaraciones del impuesto de la renta de las personas físicas; el segundo ofrece datos recabados por los municipios y gestionados por el propio INE. La información sobre rentas ilustra sobre la renta media bruta y neta por hogar e individuo, así como la renta mediana por unidad de consumo (medida estandarizada construida a partir de distintos coeficientes atribuidos a cada individuo según su posición relativa dentro de cada hogar). En relación con los individuos y hogares, desconocemos cualquier parámetro que haga referencia a la forma de la distribución; mayor información sobre este aspecto aporta la unidad de consumo, métrica definida por la OCDE y que pondera a cada individuo según su posición dentro de los núcleos familiares

(sustentador principal, otros adultos y menores de 13 años), pues está disponible una aproximación de la distribución –porcentaje de población en tramos de renta por unidad de consumo, delimitados por porcentajes por encima y por debajo de la mediana–, si bien con resultados no demasiado confiables al carecer de referencias en los extremos de esa distribución. Las tablas 1 y 2 incluyen, respectivamente, la descripción de las variables utilizadas en este trabajo y los correspondientes estadísticos descriptivos. A este respecto, cabe indicar que se ha tomado la delimitación de áreas urbanas sugerida por el Ministerio de Fomento (2019).

Tabla 1. Descripción de las variables

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Fuente</i>	<i>Rango</i>
Gini	Índice de Gini	Atlas de la renta	0,000 a 1,000
Ratio entre quintiles	Veces que contiene el límite inferior del quintil superior de renta al límite superior del quintil inferior	Atlas de la renta	Valores iguales o superiores a cero
Salario	Porcentaje de la renta originado por salarios	Atlas de la renta	0,00 a 100,00
Social	Porcentaje de la renta originado por salarios por pensiones y subsidios sociales	Atlas de la renta	0,00 a 100,00
Capital	Porcentaje de la renta originado por rendimientos del capital	Atlas de la renta	0,00 a 100,00
20-29 años	Porcentaje de la población con edades entre 20 y 29 años	Padrón municipal de habitantes	0,00 a 100,00
60-69 años	Porcentaje de la población con edades entre 60 y 69 años	Padrón municipal de habitantes	0,00 a 100,00
Extranjeros	Porcentaje de población nacida en el extranjero	Padrón municipal de habitantes	0,00 a 100,00
Nacidos en otras regiones	Porcentaje de la población nacida en otras comunidades autónomas	Padrón municipal de habitantes	0,00 a 100,00
Ratio renta hogar 2019/2015*	Razón entre la renta media del hogar en 2019 y la de 2015, actualizada esta última a valores de 2019	Elaboración propia	Valores iguales o superiores a cero

* Para la estimación de la renta para 2015 se deflataron estos valores respecto a 2019 empleando el índice general del IPC para las cuatro comunidades autónomas a las que pertenecen las áreas metropolitanas. Andalucía: 93,538 y 97,157; Cataluña: 92,899 y 97,568; Comunidad Valenciana: 93,690 y 97,200; Madrid: 93,721 y 97,683.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

	Secciones censales	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
<i>Barcelona</i>					
Índice de Gini	3.211	0,297	0,042	0,203	0,452
Ratio entre quintiles	3.211	2,59	0,41	1,8	4,6
Renta disponible en el hogar	3.211	47.774,32	17.595,78	20.181,00	129.750,00
Renta personal disponible	3.211	18.315,16	6.485,25	5.546,00	46.204,00
Nacidos en el extranjero	3.211	19,14	11,07	2,40	75,63
Nacidos en otras CC. AA.	3.211	18,58	6,41	4,68	50,20
20-29 años	3.211	10,71	2,24	4,29	32,87
60-69 años	3.211	10,73	2,89	2,61	27,22
Ratio renta hogar 2019/2015	3.175	1,11	0,06	0,60	1,58
<i>Madrid</i>					
Índice de Gini	4.139	0,308	0,047	0,203	0,452
Ratio entre quintiles	4.139	2,71	0,50	1,80	4,60
Renta disponible en el hogar	4.139	51.670,61	24.828,48	14.479,00	129.750,00
Renta personal disponible	4.139	19.388,65	8.847,71	4.292,00	46.204,00
Nacidos en el extranjero	4.139	20,28	10,52	2,47	59,84
Nacidos en otras CC. AA.	4.139	25,96	6,76	7,47	59,08
20-29 años	4.139	10,98	2,67	1,97	26,62
60-69 años	4.139	10,86	4,33	1,20	32,63
Ratio renta hogar 2019/2015	4.056	1,10	0,07	0,67	1,58
<i>Sevilla</i>					
Índice de Gini	917	0,298	0,036	0,225	0,452
Ratio entre quintiles	917	2,62	0,45	1,90	4,60

	Secciones censales	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Renta disponible en el hogar	917	37.642,37	15.896,17	14.479,00	129.750
Renta personal disponible	917	13.866,95	5.572,60	4.292,00	40.087,00
Nacidos en el extranjero	917	6,67	5,07	0,51	51,88
Nacidos en otras CC. AA.	917	7,30	3,49	1,22	19,77
20-29 años	917	10,63	2,48	2,98	22,41
60-69 años	917	10,69	3,99	1,00	25,92
Ratio renta 2019/2015	900	1,11	0,07	0,38	1,54
<i>Valencia</i>					
Índice de Gini	1.080	0,306	0,036	0,229	0,452
Ratio entre quintiles	1.080	2,68	0,41	2,00	5,10
Renta disponible en el hogar	1.080	39.370,55	15.135,45	14.479,00	129.750,00
Renta personal disponible	1.080	15.386,27	5.652,01	4.653,0	46.204,00
Nacidos en el extranjero	1.080	15,22	7,33	2,16	53,43
Nacidos en otras CC. AA.	1.080	17,61	4,87	3,71	38,32
20-29 años	1.080	10,42	1,90	4,38	18,12
60-69 años	1.080	11,32	3,15	1,78	27,73
Ratio renta 2019/2015	1.079	1,14	0,06	0,77	1,45

Fuente: elaboración propia.

Las secciones censales marcan el número de observaciones, alrededor del millar en Sevilla y Valencia, por encima de los tres millares en Barcelona y de los cuatro millares en Madrid. Claramente, se contraponen las más ricas, Madrid y Barcelona, frente a las más pobres, Sevilla y Valencia, si bien la gama de valores no se manifiesta fielmente en los extremos de la distribución, ya que el Atlas de distribución de la renta de los hogares trunca los datos de las secciones a partir de ciertos topes máximo y mínimo. Como se puede apreciar, los datos se expresan en valores medios, por lo que cada observación corresponde a un hogar representativo de cada sección censal; no ocurre lo mismo con los valores del índice de Gini y la relación entre quintiles extremos, que se construyen a partir de observaciones de los declarantes con domicilio censal en cada sección, si bien son dados, con lo que se desconocen las distribuciones

particulares que permiten estimar ambas variables. Este punto concreto tiene cierta incidencia sobre el análisis empírico, ya que, al contrario de otros tópicos socioeconómicos, en el análisis de la desigualdad tienen bastante relevancia las distribuciones a partir de percentiles; este hecho, a nuestro juicio, no refuta este trabajo, únicamente impide captar con más precisión el problema de la desigualdad.

La medición de la autocorrelación espacial: los modelos SARAR

La autocorrelación es un fenómeno surgido de la interrelación mutua entre observaciones próximas, ya sea en el tiempo como en el espacio. La tradición en el análisis de estos procesos está extendida en el análisis de series temporales, en gran medida por las inercias temporales que llevan a que las observaciones de periodos inmediatamente anteriores condicionen las observaciones presentes y, a su vez, estas últimas mediaten a las futuras. Pero en las estructuras de datos de sección cruzada, también en las de panel, también aparece la autocorrelación, consecuencia esta de la proximidad entre sujetos, ya sea de carácter espacial o por otros atributos como la semejanza entre determinadas características. Se pretende controlar el impacto de la autocorrelación espacial debido a la pequeña superficie de las unidades geográficas tomadas como base de análisis, todo lo cual implica fuertes vínculos entre secciones censales fruto de la vecindad entre estas. En este caso, se ha escogido un modelo en el que se ha controlado la autocorrelación espacial tanto provocada en la variable dependiente como en los errores. Este modelo, conocido como Kelejian-Prucha (Kelejian y Prucha, 2010), tiene como notación matricial la siguiente:

$$\begin{cases} \mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \lambda\mathbf{X}\mathbf{y} + \mathbf{u} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} = \rho\mathbf{M}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \end{cases} \quad (\text{ec1})$$

Donde \mathbf{y} es un vector $n \times 1$ formado por la variable dependiente, \mathbf{X} es una matriz $n \times k$ constituida por observaciones no estocásticas de los regresores exógenos, \mathbf{W} y \mathbf{M} son sendas matrices espaciales ponderadas $n \times n$ no estocásticas cuyos valores no nulos se corresponden a pares de unidades territoriales vecinas espacialmente, \mathbf{u} es un vector $n \times 1$ que representa a los errores, mientras que $\boldsymbol{\varepsilon}$ es otro vector $n \times 1$ de innovaciones que suponemos heteroscedásticos, independientes e idénticamente distribuidos. Finalmente, $\boldsymbol{\beta}$ son parámetros por estimar que recogen el efecto respuesta de la variable dependiente ante variaciones unitarias, *ceteris paribus*, en cada uno de los regresores exógenos; mientras que λ y ρ son los parámetros SAR que miden, respectivamente, el efecto de la autocorrelación espacial sobre la variación en la variable dependiente y en los residuos. La (ec1) tiene una expresión reducida en la que $\mathbf{Z}_n = [\mathbf{X}_n, \mathbf{W}_n\mathbf{y}_n]$ y $\boldsymbol{\delta} = [\boldsymbol{\beta}', \lambda']'$.

Especificación del modelo

Se han planteado varias especificaciones a partir de un modelo SARAR (1,1), al emplear una matriz espacial ponderada binomial con un rezago. Esto significa que tomamos en consideración autocorrelaciones de orden 1, lo que implica que las interacciones espaciales se plantean únicamente entre sujetos colindantes. El estimador utilizado es GS2SLS (estimador espacial generalizado obtenido por mínimos cuadrados en dos etapas), empleando la expresión formal sugerida por Badinger y Eggers (2011):

$$\begin{cases} \ln y_i = \alpha_i + \beta'_k d_{ki} + \gamma'_r n_{ri} + \delta' \ln \left(\frac{y_i^{2018}}{y_i^{2015}} \right)_i + \lambda_s \mathbf{M}_s q r_i + u \\ u = \rho_r \mathbf{M}_s u + e_i \end{cases} \quad (\text{ec2})$$

$$\begin{cases} \ln g_i = \alpha_i + \beta'_k d_{ki} + \gamma'_r n_{ri} + \delta' \ln \left(\frac{y_r^{2018}}{y_r^{2015}} \right)_i + \lambda_s \mathbf{M}_s q r_i + u \\ u = \rho_r \mathbf{M}_s u + e_i \end{cases} \quad (\text{ec3})$$

$$\begin{cases} \ln q r_i = \alpha_i + \beta'_k d_{ki} + \gamma'_r n_{ri} + \delta' \ln \left(\frac{y_r^{2018}}{y_r^{2015}} \right)_i + \lambda_s \mathbf{M}_s q r_i + u \\ u = \rho_r \mathbf{M}_s u + e_i \end{cases} \quad (\text{ec4})$$

La primera (ec2) tiene como objeto estimar la contribución de cada cohorte demográfica en la variación entre secciones censales de la renta bruta de los hogares, como en el resto de las especificaciones se ha controlado la variación de renta real desde 2015; el cometido de esta es constatar si algún grupo en concreto se asocia a un eventual efecto de pobreza o riqueza. La segunda (ec3) se centra en la cuestión de la desigualdad, concretamente la mensurable mediante el coeficiente de Gini. La tercera (ec4) hace lo propio, pero con el indicador que establece la relación entre los ingresos de los más ricos y los más pobres. Las tres especificaciones utilizan logaritmos para las variables dependientes y para el regresor que indica la variación de la renta entre 2015 y 2019; por el contrario, los porcentajes relativos a los grupos de interés (edades y origen según lugar de nacimiento) se expresan en niveles. En términos de notación y , g y qr indican, respectivamente, rentas, coeficiente de Gini y ratio entre los percentiles 80 y 20, correspondientes a i secciones censales ($i = 1, \dots, j$); d se refiere a porcentajes de las k cohortes de edad ($k = 1, 2$); n se refiere al porcentaje de nacidos en r entornos geográficos ($r = 1, 2$). \mathbf{M} es una matriz cuadrada de distancias ponderadas, u y e recogen los errores del modelo, la primera respecto a las especificaciones generales y la segunda respecto a la parte no explicada de estos mismos errores una vez controlada la autocorrelación espacial. Por último, α , β , y γ son parámetros que miden el impacto de las variables de interés (el primero es el término constante, mientras que el segundo y el tercero cuantifican la influencia, respectivamente, de los grupos de edad y lugar de nacimiento); λ y ρ son los coeficientes que miden el efecto de la autocorrelación espacial asociados a la variable dependiente y los errores del modelo. El estimador utilizado se obtiene por mínimos cuadrados generalizados en dos etapas (GS2SLS), tratando los errores bajo el supuesto de la heteroscedasticidad (se parte de la base de que no poseen varianza constante).

Mediciones de la desigualdad: aplicación combinada del índice de Gini y las métricas basadas en percentiles

Los estudios sobre desigualdad emplean de manera generalizada el índice de Gini (Abdullah et al., 2015), si bien en bastantes ocasiones lo complementan con métricas a partir de estadísticos descriptivos (ratios entre percentiles, coeficientes de variación) o con otros indicadores (índices de Theil y Atkinson). El índice de Gini es un indicador numérico derivado de la curva de Lorenz, que sintetiza la discrepancia

entre la función acumulada por estratos de renta observada frente a un escenario ideal en el que existiese equidistribución de ingresos; por tanto, es un indicador que tiene presente la participación de los distintos grupos sociales en función de su poder adquisitivo. En cambio, la relación entre percentiles toma como referentes dos grupos de ingresos extremos, pobres y ricos según distintos criterios, y mide las veces en las que la cota inferior del colectivo de los más ricos contiene la cota superior de los más pobres.

En la tabla 3 se incluyen las contribuciones académicas que, entre otros indicadores, utilizan simultáneamente Gini y relaciones percentiles, condicionados por la estructura de datos de la fuente empleada, pues solo permite de ambos indicadores (en lo relativo a las ratios de percentiles, únicamente la relación entre el valor del percentil 80 y el percentil 20). Las variables utilizadas son distribuciones de ingresos familiares o salariales, sin mostrar diferencias sustanciales entre ellas. *A priori* se podría pensar en que los ingresos familiares fueran consistentemente más desiguales que los salarios, al incluir fuentes de renta que tienden a concentrarse en los grupos más acomodados (e. g., rentas de capital); pero también debemos considerar la existencia de ingresos compensatorios (beneficios sociales, subsidios por desempleo), que, unidos a una creciente distancia entre salarios de los empleos de “cuello blanco” (ejecutivos, profesionales asalariados) respecto a los sueldos de los empleos de “cuello azul” (obreros, trabajadores manuales), incide en atenuar las eventuales diferencias en el uso de ambas masas de ingresos.

Ayala y Cantó (2018) utilizan datos de ingresos familiares para medir las tendencias subyacentes al incremento de la desigualdad consecuencia de la Gran Recesión que castigó a la sociedad española desde 2008 hasta 2012. Sus datos sugieren una moderada desigualdad en términos del índice de Gini, así como una concentración de las desigualdades en los tramos inferiores de renta. En el caso de Eslovaquia, los autores Vallusová y Lacová (2019) también utilizan ingresos disponibles, lo que muestra en todo caso niveles de desigualdad menores que los españoles. En el ejemplo de Italia, los resultados correspondientes al periodo anterior a la crisis de 2008 son estructuralmente semejantes, si bien con menores niveles de desigualdad (aunque no aportan datos más recientes, dado el menor desempleo entre la población italiana podemos inferir una sociedad menos desigual).

Entre los autores que emplean salarios, Madariaga et al. (2019) restringen el estudio a tres ámbitos locales: las ciudades medias catalanas, el municipio de Barcelona y su área metropolitana. Dado que en nuestro estudio incluimos el área metropolitana barcelonesa, presentamos sus resultados para este último entorno territorial; en sus resultados ofrecen un retrato sensiblemente diferente al que aportan Ayala y Cantó (2018), pues la mayor desigualdad se da entre los que tienen salarios superiores a la mediana. Por su parte, Islam y Safavi (2020) utilizan salarios/hora para el caso canadiense, con niveles de desigualdad sustancialmente inferiores a los barceloneses; la secuencia de ratios entre percentiles, aunque más detallada, no permite una fácil comparativa con los ejemplos españoles, si bien los resultados sugieren una mayor homogeneidad salarial.

Tabla 3. Contribuciones científicas recientes en las que se emplean simultáneamente el índice de Gini y métricas a partir de percentiles

Contribución: autores/año	Fuente / variable / país / periodo temporal	Medición de la desigualdad	Resultados (Gini, ratio entre percentiles)
Ayala y Cantó, 2018	Encuesta estructura salarial / Renta disponible de los hogares / España / 1973-2015	Índice de Gini Ratio entre percentiles (90/50, 50/10, 90/10)	Última observación: 2013 Gini: 0,350 (35,0) 90p/10p: 5,4 90p/50p: 2,1 50p/10p: 2,5
Fiorio, 2011	Encuesta de presupuestos familiares / Ingresos familiares netos / Italia / 1997- 2004	Desviación respecto a la media logarítmica Índice de Theil Índice de Gini Coeficiente de Variación Relación entre percentiles (90/10, 95/5, 90/50, 50/10)	Última observación: 2004 Gini: 0,316 90p/10p: 4,286 95p/5p: 7,091 90p/50p: 1,999 50p/10p: 2,145
Herault y Azpitarte, 2016	Encuesta de ingresos y hogares / Renta disponible / Australia / 2000 y 2008	Índice de Gini Relación entre percentiles (90/10, 90/50, 50/10)	Última observación: 2008 Gini: 0,304 90p/10p: 3,86 90p/50p: 1,94 50p/10p: 1,99
Islam y Safavi, 2020	Encuesta sobre empleo/ salario hora / Canadá / 2006 y 2009	Índice de Gini Relación entre percentiles (90/10, 90/50, 10/50, 75/25, 75/50, 25/50)	Última observación: 2019 Gini: 0,260 (0,26) 90p/10p: 3,31 90p/50p: 1,93 75p/25p: 2,05 75p/50p: 1,46
Madariaga et al., 2019	Encuesta sobre estructura salarial / salarios / España / 2001 y 2011	Índice de Gini Relación entre percentiles (50/10, 90/50)	Última observación: 2011 Gini: 0,330 (0,33) 90p/50p: 2,25 50p/10p: 1,72
Vallusová y Licová, 2019	Estudio sobre ingresos Luxemburgo / ingresos anuales disponibles / Eslovaquia / 2017	Índice de Gini Índice de Aktinson Relación entre percentiles (90/10, 90/50, 80/20)	Última observación: 2017 Gini: 0,278 90p/10p: 3,420 90p/50p: 1,759 80p/20p: 2,038

Fuente: elaboración propia.

RESULTADOS

La estructura de la fuente empleada es rígida en cuanto a sección censal (las observaciones se dan a este nivel de desagregación geográfica, dando el valor del coeficiente de Gini que se ha reescalado para obtener el índice homónimo; y el valor numérico de la relación entre los percentiles 80 y 20, no los valores correspondientes a esos percentiles concretos). En cuanto a área metropolitana, para lo que la fuente no ofrece datos, se ha procedido a realizar estimaciones a partir de los valores medios de cada sección (tabla 4). Este proceder, obligado por la disponibilidad de datos, introduce tres sesgos: el primero

se debe a que trabajamos con el promedio de cada sección, no sobre la base de los datos de cada hogar, por lo que los resultados están suavizados y atenúan la desigualdad real (véase la comparativa entre indicadores intrasección y los intersección); en segundo lugar, los datos originales están truncados, pues establecen niveles máximos y mínimos y, por debajo y por encima de estos niveles, los valores se retrotraen al rango establecido (posiblemente, para evitar el impacto de los atípicos); finalmente, en cumplimiento de las normas de protección de datos y secreto estadístico, no se ofrecen datos de las secciones más pequeñas demográficamente, si bien se puede considerar el impacto de esta omisión como inapreciable en la práctica.

La tabla 4 relaciona los valores del coeficiente de Gini y distintas mediciones de la relación entre percentiles, tanto en el nivel intrasección (valores medios de las observaciones ofrecidas por el INE) como en el intersección, procediéndose a calcular el coeficiente de Gini y el valor de los percentiles sobre la base de los guarismos de cada sección (en el nivel intrasección los resultados se calculan a partir de los datos de cada hogar y que nos son totalmente desconocidos).

Tabla 4. Coeficientes de Gini y relación entre percentiles. Renta de los hogares

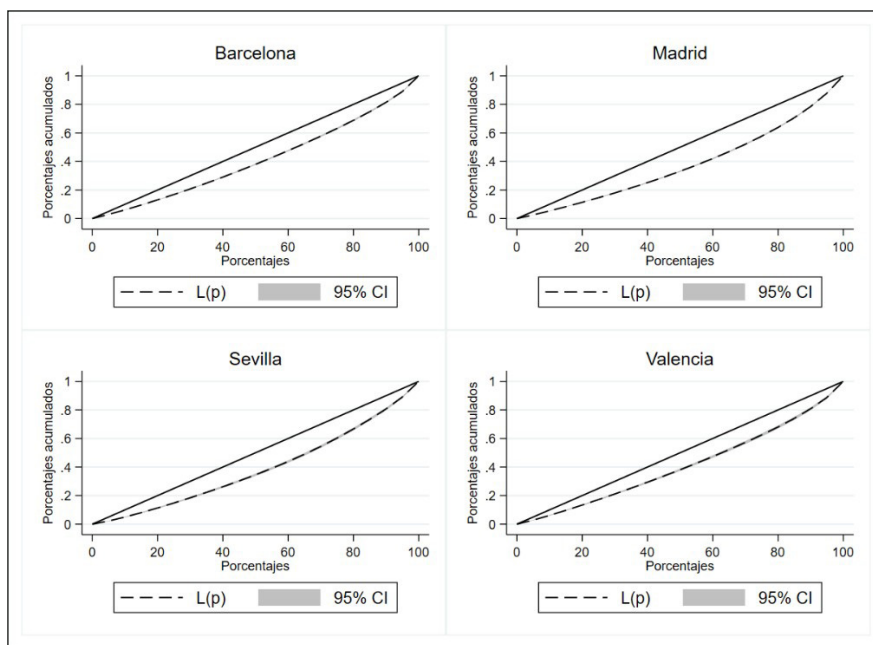
Áreas metropolitanas	Barcelona	Madrid	Sevilla	Valencia
Indicadores intersección				
Coeficiente de Gini	0,297	0,308	0,298	0,306
Ratio entre percentiles 80 y 20	2,59	2,71	2,62	2,68
Indicadores intrasección				
Coeficiente de Gini. Renta de los hogares	0,179	0,245	0,221	0,181
Ratio entre percentiles 90 y 10	2,05	2,88	2,41	1,88
Ratio entre percentiles 80 y 20	1,56	2,00	1,81	1,44
Ratio entre percentiles 90 y 50	1,49	1,99	1,78	1,51
Ratio entre percentiles 50 y 10	1,38	1,45	1,35	1,25

Fuente: elaboración propia a partir del Atlas de la distribución de la renta de los hogares del INE.

Debido a las circunstancias apuntadas, los datos obtenidos a partir de las secciones (intersección) son bastante inferiores a los promedios obtenidos como medias de datos primitivos: por poner un ejemplo, Madrid tiene un Gini promedio de 0,245, pero si se recalcula el índice tomando los valores medios de cada sección, este asciende hasta 0,308; si se toman los ratios entre el percentil 80 y el 20, la estimación de estos valores en términos de secciones refleja que el primero multiplica al segundo por un factor igual a 2,71; tomando los percentiles en función de la distribución de secciones, esta cifra cae hasta 2,00. A la misma conclusión se llega si, en vez de centrarnos en la fuente, se procede a comparar los resultados de otros investigadores (ver tabla 3), los cuales, por lo general, utilizan microdatos de encuestas sobre presupuestos familiares y obtienen valores mucho más altos que en los valores obtenidos en este artículo. Una muestra más de la infraestimación de la desigualdad en función únicamente de

los promedios por sección es la figura 1, donde la superficie que separa la recta de equidistribución de la curva de Lorenz es extremadamente pequeña, realidad que no concuerda con los valores del coeficiente de Gini sección a sección.

Figura 1. Curvas de Lorenz a partir de los valores de renta de los hogares por sección



Fuente: elaboración propia.

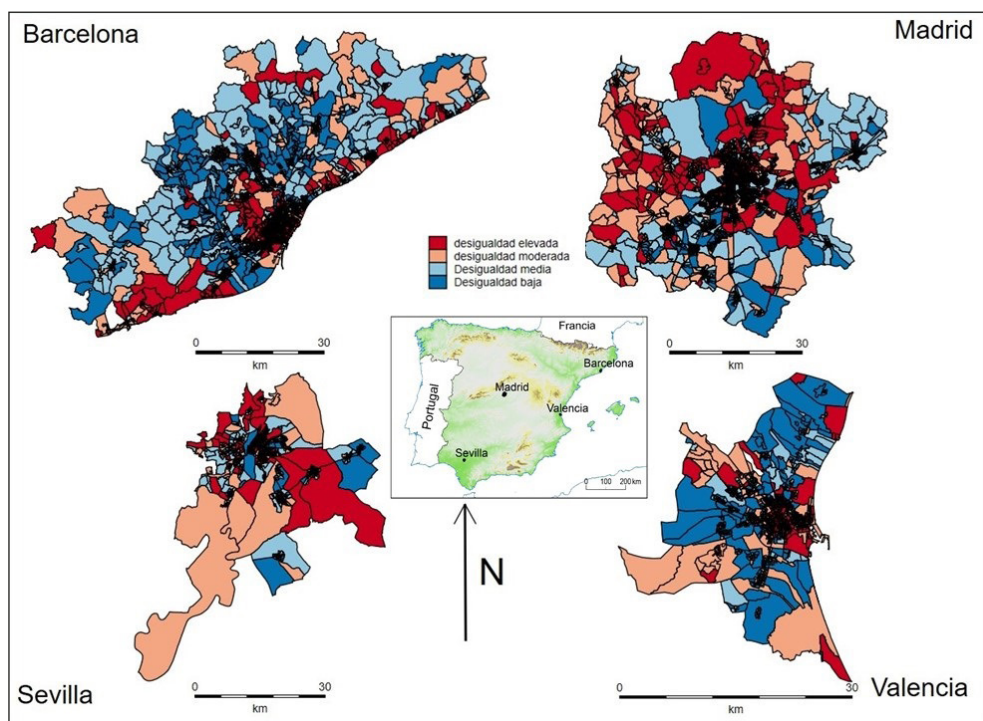
Independiente de los inevitables sesgos, sí se puede establecer una comparación entre áreas metropolitanas que, a grandes rasgos, respeta las posiciones reveladas por los promedios. En nuestros estudios de caso, la desigualdad es, con diferencia, más acusada en Madrid, seguida a cierta distancia por Sevilla; el coeficiente de Gini es de 0,245 y los más ricos casi triplican a los más pobres (un hogar situado en el percentil 90 obtiene ingresos anuales 2,88 veces el de un hogar sito en el percentil 10), y es llamativa la mayor dispersión de ingresos en el rango entre los percentiles 90 y 50 frente a la existente entre los percentiles 50 y 10 (en el primer caso la ratio es 1,99 y en el segundo es 1,45). En una posición próxima a Madrid, aunque no tan exacerbada, se encuentra Sevilla, con un coeficiente de Gini de 0,227 y relaciones entre percentiles sustancialmente menores (por ejemplo, los hogares situados en el percentil 90 multiplican 2,41 veces la renta del percentil 10).

Las dos metrópolis mediterráneas aquí estudiadas poseen menos diferencias entre secciones censales. Barcelona y Valencia tienen coeficientes de Gini equiparables (la primera 0,181, la segunda 0,179) y presentan ratios más modestas: en Barcelona las familias situadas en el percentil 90 tienen rentas que

duplican a las del percentil 10 (2,05 veces) y en Valencia ni siquiera la llegan a doblar (1,88). Del mismo modo, si observamos las discrepancias dentro de los hogares de clase media-alta (razón entre percentiles 90 y 50) y los de media-baja (entre los percentiles 50 y 10), se llega a la conclusión de que no hay grandes disparidades. El caso de Barcelona es notorio: una familia muy acomodada solo multiplica por 1,44 al hogar mediano, en cambio este solo multiplica por 1,38 a una familia realmente pobre (sita en el décimo percentil).

Los indicadores, convenientemente cartografiados (figura 2), permiten clasificar el territorio en áreas según su grado de desigualdad. La ratio entre el quintil de hogares más rico y el más pobre es la base de una clasificación en cuartiles: un primer cuartil de desigualdad baja, un segundo cuartil de desigualdad media, el tercero de desigualdad moderada y el cuarto de desigualdad elevada. Ello nos permite identificar los entornos metropolitanos más desiguales, que, por lo general, suelen coincidir con los más ricos; buena muestra de ello son Barcelona y Madrid, donde la mayoría de las secciones con gran desigualdad tienden a concentrarse en la ciudad central y, respectivamente, en la orla costera y la mitad septentrional del área metropolitana. En Sevilla, la mayor desigualdad se da en el entorno capitalino y en una franja que se dispone de noroeste a sudeste (eje Camas-Dos Hermanas-Alcalá de Guadaira). En Valencia, vuelve a

Figura 2. Desigualdad medida por la ratio entre quintiles en las áreas de estudio



Fuente: elaboración propia.

ser la ciudad central un entorno dominado por la inequidad, amén del sector entre Paterna y Moncada, en el noroeste del área metropolitana.

Se estiman tres modelos que miden el impacto de varios regresores de interés sobre dos tipos de indicadores, renta y desigualdad; respecto a lo primero, los resultados se recogen en la tabla 5, mientras que respecto a lo segundo, en la tabla 6. Asimismo, la tabla 5 tiene una utilidad complementaria, pues permite evaluar si las variables independientes están vinculadas de alguna manera con el poder adquisitivo de las unidades familiares, al menos en promedio. La tabla 6, por su parte, se centra en la temática principal de este trabajo, evaluando el impacto de edad y origen y las dos métricas de desigualdad aquí planteadas.

Tabla 5. Coeficientes especificación renta

	Barcelona Renta hogar	Madrid Renta hogar	Sevilla Renta hogar	Valencia Renta hogar
20 a 29 años de edad	-0,0244 (0,0037) [0,000]	0,0013 (0,0019) [0,490]	-0,0009 (0,0040) [0,824]	-0,0260 (0,0052) [0,000]
60 a 69 años de edad	0,0217 (0,0018) [0,000]	-0,0012 (0,0012) [0,311]	0,0083 (0,0019) [0,000]	0,0072 (0,0030) [0,016]
Nacidos en otra comunidad	-0,0005 (0,0000) [0,000]	0,0012 (0,0000) [0,0000]	0,0039 (0,0002) [0,000]	0,0006 (0,0001) [0,000]
Nacido en el extranjero	-0,0001 (0,0000) [0,000]	-0,0009 (0,0000) [0,000]	-0,0013 (0,0002) [0,000]	-0,0007 (0,0001) [0,000]
Variación renta hogar	0,1237 (0,1155) [0,284]	0,1337 (0,0825) [0,105]	0,0462 (0,1153) [0,689]	-0,3431 (0,2106) [0,103]
intercepto	10,9545 (0,0412) [0,000]	10,9430 (0,0343) [0,000]	10,0840 (0,0553) [0,000]	10,9261 (0,0718) [0,000]
	0,0026 (0,0018) [0,163]	-0,0280 (0,0022) [0,000]	0,0026 (0,0033) [0,434]	-0,0082 (0,0051) [0,112]
	2,7774 (0,0596) [0,000]	2,7878 (0,0517) [0,0000]	3,2963 (0,3780) [0,000]	3,2444 (0,2584) [0,000]
Observaciones	3.175	4.056	900	1.079
Pseudo-R ²	0,1592	0,2194	0,5983	0,0310

Fuente: elaboración propia.

La tabla 5, como se ha dicho, es un complemento para los objetivos del trabajo, ya que no se centra en la desigualdad, sino en el impacto de las variables de interés sobre las diferencias observadas en la renta del hogar entre las secciones censales. La bondad de ajuste de la especificación nos la dicta el

pseudo- R^2 , que es muy buena en el caso de Sevilla, buena en el de Barcelona y Madrid, y manifiestamente mejorable en el de Valencia. El componente dinámico de la especificación, la relación entre las rentas de los hogares entre 2015 y 2019, no es significativo estadísticamente. En cambio, los grupos de edad y el lugar de nacimiento ofrece resultados que implican un impacto apreciable sobre los ingresos familiares, salvo en el caso de Madrid, donde la edad no parece ser un componente sustancial en las diferencias de renta. Las variaciones en la proporción de los jóvenes tienen un impacto negativo en la renta sustancial en el caso de Valencia y Barcelona, y prácticamente inapreciable en Sevilla.

En lo relativo al colectivo con edades comprendidas entre los 60 y los 69 años, ocurre justamente lo contrario, de tal modo que mayor proporción de este colectivo implica en promedio mayores rentas, especialmente en Barcelona. El impacto del lugar de nacimiento, reflejo de migraciones pasadas, es estadísticamente significativo en las cuatro áreas metropolitanas, si bien es menos marcado que los regresores asociados a la edad: el cambio en la proporción de nacidos en comunidades autónomas diferentes a la que pertenece cada área es casi siempre positivo, en especial en Sevilla; por el contrario, en el caso de Barcelona augura variaciones promedio levemente negativas. Los nacidos en el extranjero inciden en cambios negativos en todas las metrópolis, destacando de nuevo Sevilla y siempre con un impacto menor aún que en el caso de los naturales de otras regiones. La autocorrelación espacial en lo relativo a la variable dependiente no es estadísticamente significativa, y no se detectan desbordes desde secciones vecinas salvo en el caso de Madrid, donde se registran autocorrelaciones negativas (el comportamiento de la renta de las secciones vecinas sigue sendas diferentes). Por el contrario, los errores manifestados por el modelo mantienen una autocorrelación espacial positiva y estadísticamente significativa.

La desigualdad es el núcleo central de este trabajo, por lo que se dedican dos especificaciones distintas que toman, respectivamente, al coeficiente de Gini y a la razón entre el valor de los percentiles 80 y 20 como variables dependientes. La bondad del ajuste es buena para el primer indicador, en especial para las dos áreas metropolitanas situadas en la orilla del Mediterráneo (Madrid y Sevilla tienen pseudo- R^2 en la banda de 0,2000-02999, mientras que en el caso de Barcelona y Valencia se sitúan en la vecindad de 0,4000).

Centrándonos en la especificación que toma como variable dependiente al coeficiente de Gini, no parece ser importante el efecto de la dinámica del crecimiento de la renta a lo largo de la segunda mitad de los años 2010, pues el coeficiente asociado a ese indicador no es estadísticamente significativo. En lo relativo a la edad, los más jóvenes tampoco tienen una incidencia reseñable en Barcelona y Valencia, pero sí la poseen en Madrid y Sevilla; en ambos casos contribuyen positivamente al incremento de la desigualdad medida por el coeficiente de Gini. En lo relativo al grupo de edad más avanzada, el impacto es significativo en todos los casos, pero se ha detectado divergencia entre lo que ocurre en Barcelona y Valencia y el resto. En las primeras, el impacto es positivo (acentúan la desigualdad); en cambio, en Madrid y Sevilla la atenúan al obtener valores negativos. En lo relativo al lugar de nacimiento, se observan impactos modestos, pero casi siempre significativos: comenzando por el peso específico de los nacidos en otras regiones, se observa que atenúan levemente la desigualdad, pues los valores son siempre negativos excepción hecha de Madrid, donde su incidencia no es estadísticamente significativa. En lo relativo a los nacidos en el extranjero, el resultado es el opuesto al caso anterior, los coeficientes son significativos, esta vez en todos los casos, y siempre positivos. El impacto de la autocorrelación espacial

asociada a la variable dependiente es significativo solo en Madrid y Sevilla, y se observan correlaciones negativas, por lo que los comportamientos de secciones censales vecinas respecto a alguna sección i tomada como referencia difieren. En lo relativo a la autocorrelación espacial propiciada por los errores, esta existe y apunta a correlaciones positivas, por lo que los comportamientos son los mismos entre una sección censal y sus vecinas.

Tabla 6. Coeficientes especificaciones desigualdad

	Barcelona Gini	Madrid Gini	Sevilla Gini	Valencia Gini	Barcelona 80p/20p	Madrid 80p/20p	Sevilla 80p/20p	Valencia 80p/20p
20 a 29 años de edad	0,0023 (0,0012) [0,053]	0,0093 (0,0008) [0,000]	0,0103 (0,0016) [0,000]	0,0031 (0,0016) [0,050]	0,0058 (0,0015) [0,000]	0,0117 (0,0010) [0,000]	0,0153 (0,0023) [0,000]	0,0082 (0,0021) [0,000]
60 a 69 años de edad	0,0050 (0,0010) [0,000]	-0,0017 (0,0005) [0,000]	-0,0035 (0,0009) [0,002]	0,0029 (0,0011) [0,010]	0,0020 (0,0011) [0,058]	-0,0021 (0,0005) [0,064]	-0,0055 (0,0012) [0,000]	0,0008 (0,0014) [0,579]
Nacidos en otra comunidad autónoma	-0,0004 (0,0000) [0,000]	-0,0001 (0,0000) [0,000]	-0,0000 (0,0001) [0,464]	-0,0005 (0,0000) [0,000]	-0,0004 (0,0000) [0,000]	-0,0001 (0,0000) [0,000]	-0,0002 (0,0001) [0,0071]	-0,0005 (0,0000) [0,000]
Nacidos en el extranjero	0,0003 (0,0000) [0,000]	0,0002 (0,0000) [0,000]	0,0004 (0,0001) [0,000]	0,0005 (0,0000) [0,000]	0,0003 (0,0000) [0,000]	0,0003 (0,0000) [0,000]	0,0005 (0,0001) [0,000]	0,0005 (0,0000) [0,000]
Variación renta hogar	0,0363 (0,0430) [0,399]	0,0549 (0,0332) [0,098]	-0,0567 (0,0721) [0,432]	-0,1105 (0,0653) [0,091]	-0,1201 (0,0418) [0,774]	-0,0156 (0,0397) [0,696]	-0,1197 (0,0983) [0,223]	-0,2796 (0,0723) [0,000]
Intercepto	-1,2388 (0,0161) [0,000]	-1,13422 (0,0141) [0,000]	-1,338 (0,0278) [0,000]	-1,2277 (0,0246) [0,000]	0,8739 (0,0174) [0,000]	0,7778 (0,0166) [0,000]	0,7507 (0,0202) [0,000]	0,9129 (0,0303) [0,000]
λ	-0,0114 (0,0069) [0,099]	-0,0494 (0,0077) [0,000]	-0,0309 (0,0141) [0,029]	-0,0133 (0,0137) [0,329]	0,0264 (0,0090) [0,004]	0,0971 (0,0101) [0,000]	0,01091 (0,0202) [0,000]	0,0490 (0,0206) [0,018]
ρ	3,0077 (0,1027) [0,000]	2,8392 (0,0829) [0,000]	3,2864 (0,5298) [0,000]	3,5291 (0,4602) [0,000]	3,0993 (0,2267) [0,000]	3,0148 (0,1711) [0,0000]	3,5277 (0,5646) [0,000]	3,6092 (0,8114) [0,000]
Obs.	3.175	4.056	900	1.079	3.175	4.056	900	1.079
Pseudo-R ²	0,4112	0,2621	0,2223	0,3895	0,4338	0,3276	0,2527	0,4329

Fuente: elaboración propia.

El otro indicador de desigualdad tiene un alcance limitado a dos grupos situados en el extremo de la escala social: el 20 % más rico y el 20 % más pobre; este apunte es necesario, pues el coeficiente de Gini mide la desigualdad teniendo presentes los distintos segmentos de renta existente en la función acumulada de probabilidad. La bondad del ajuste es aún mejor que en el caso del coeficiente de Gini, excepción hecha de Sevilla, donde cae levemente. La variación de la renta entre 2015 y 2019 no es tampoco un componente influyente en el modelo, salvo en Valencia, donde sí lo es, lo que indica que

las mejoras en la renta no se corresponden con una menor desigualdad, sino lo contrario. La proporción de individuos de entre 20 y 29 años tiene un impacto significativo y positivo sobre la desigualdad, por lo que a mayor importancia relativa de jóvenes, mayor distancia entre ricos y pobres. Los más veteranos no tienen un impacto apreciable, salvo en Sevilla, donde atenúan levemente la diferencia entre poder adquisitivo de los grupos extremos.

Como en el caso de Gini, el impacto sobre la distancia que separa a ricos y pobres no se ve, al menos cuantitativamente, demasiado perturbada por la presencia de personas con nacimiento fuera de la región. Para el caso de los que proceden de otras comunidades autónomas, el impacto es significativo, excepción hecha de Sevilla, y negativo, por lo que aligeran las inequidades entre muy ricos y pobres allí donde el número de inmigrantes es elevado. En lo que atañe a los nacidos fuera de España, el impacto es significativo y levemente positivo, lo que implica que las diferencias de renta son algo más visibles en aquellas secciones donde son más numerosos. Atendiendo a este indicador encontramos autocorrelación positiva y estadísticamente significativa en la variación de la relación entre quintiles extremos a lo largo de las distintas secciones censales; este hecho es patente en el caso de Madrid, por lo que parece existir, de manera general, una coincidencia entre el comportamiento de este indicador entre secciones censales vecinas. En lo relativo a la autocorrelación espacial de los errores, se aprecian resultados bastante semejantes a los apuntados en las especificaciones antes comentadas.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En relación con el estado de la cuestión, se verifica que el paro alcanza cotas elevadas entre los activos más jóvenes (Verd et al., 2019) y que, como demuestran otros autores, existe correlación positiva entre jóvenes, desempleo y desigualdad (Méndez y Prada-Trigo, 2014). La teoría económica apunta a que el envejecimiento conduce a mayores cuotas de desigualdad (Dolls et al., 2019), pero en los casos analizados hay ambigüedad en los resultados. Asimismo, al considerar la inmigración interior, formada en buena parte por jóvenes con elevado nivel de cualificación, se coincide con lo demostrado en los estudios sobre la denominada *segunda despoblación* en las regiones interiores españolas (Sánchez-Moral et al., 2018; González-Leonardo y López-Gay, 2019), pues se aprecia un impacto negativo y significativo sobre la desigualdad. En cambio, la inmigración extranjera comparte muchas características con los activos jóvenes: altas tasas de desempleo, bajos salarios y economía sumergida, junto a otras carencias específicas como son el elevado riesgo de pobreza y de exclusión social (González-Ferrer y Moreno, 2017).

En la introducción se plantearon varias hipótesis que es conveniente retomar una vez comentados los resultados. Se ha partido del supuesto (hipótesis 1) de que la mayor presencia de jóvenes en la estructura demográfica de las áreas metropolitanas potencia la desigualdad y también que un mayor peso de las personas con edades en torno a la jubilación supone un incremento de la desigualdad. Estas presunciones son lógicas si se piensa, en lo que atañe a los efectivos entre 20 y 29 años, en las dificultades que tienen para obtener su primer trabajo y en las situaciones de precariedad laboral que padecen durante los primeros años de empleo; entre los individuos de 60 a 69 años, los factores que se supone que condicionan son, por una parte, que los salarios suelen ser más altos entre ellos y, por otra, la menor incidencia del desempleo en

este colectivo. La hipótesis 1 se puede considerar validada en lo que respecta a los jóvenes y la desigualdad, pues salvo en el caso de Barcelona y Valencia, en lo que se refiere al índice de Gini, se obtienen resultados significativos y positivos; sin embargo, en la parte del enunciado referido a los mayores, nuestra hipótesis no se ha podido demostrar de manera concluyente debido a que cuando los resultados tienen p-valores por debajo del 0,05 se verifican resultados ambiguos: en algunos casos sí cumplen con los presupuestos de partida, la desigualdad se acrecienta (Barcelona y Valencia) en relación con el coeficiente de Gini; sin embargo, en Madrid y Sevilla el valor es negativo y significativo (vid. tabla 6).

En relación con la hipótesis 2 sobre el lugar de nacimiento, se partió de la base de que una mayor presencia de los nacidos en otras regiones españolas paliaría la desigualdad. Los resultados, aunque cuantitativamente modestos, apuntan en esa dirección: cuanto mayor es la proporción de nacidos en otras comunidades autónomas, menores valores promedio para el coeficiente de Gini y para la distancia que separa a los más ricos de los más pobres. Del mismo modo, se planteaba la posibilidad de que la mayor proporción de nacidos en el extranjero, la mayoría extranjeros desde la perspectiva de la nacionalidad, implicaba una mayor desigualdad y, de nuevo, los resultados obtenidos lo corroboran, si bien en niveles cuantitativamente bastante bajos. Finalmente, respecto a la formación de clústeres, la hipótesis de partida no parece confirmarse por los valores de autocorrelación existente, en este caso la provocada por la distribución espacial de las magnitudes de las variables dependientes. En nuestro estudio no es una cuestión de existencia o no de este fenómeno, pues en la mayoría de las regresiones se ven refrendados por niveles de significación aceptables en ciencias sociales (p-valor por debajo del 0,05), sino por el signo del parámetro: la autocorrelación es negativa, por lo que tienden a obtenerse valores disimilares entre secciones censales vecinas.

En las áreas metropolitanas de Madrid, Barcelona, Sevilla y Valencia la desigualdad de renta es un fenómeno evidente y en crecimiento, y la estructura demográfica desempeña un papel significativo en el sentido siguiente: el mayor envejecimiento de la población puede atenuar la desigualdad (como ocurre en Madrid y Sevilla), mientras que la brecha entre ricos y pobres se ve incrementada sin excepción a medida que crece el porcentaje de jóvenes que buscan empleo o tienen uno precario, en particular cuando aumenta el peso de la cohorte de 20-29 años. Las áreas metropolitanas con mayor desigualdad en promedio son Valencia y Madrid, y esta es menor en Sevilla y Barcelona.

El componente migratorio también es un factor que incide en la desigualdad metropolitana: esta es menor si predominan los inmigrantes internos, es decir, procedentes de otras comunidades autónomas del país (salvo en Sevilla), mientras que una mayor presencia de inmigrantes extranjeros, de otras nacionalidades, refuerza la desigualdad en todos los casos.

Por último, desde el punto de vista espacial, los entornos metropolitanos más desiguales suelen coincidir con los barrios más ricos: en las áreas metropolitanas de Barcelona y Madrid las mayores desigualdades tienden a concentrarse en la ciudad central y, respectivamente, en la orla costera barcelonesa y la mitad septentrional madrileña; en Sevilla, la mayor desigualdad se da en el entorno capitalino y en una franja que se dispone de noroeste a sudeste (eje Camas-Dos Hermanas-Alcalá de Guadaíra); en Valencia también es el centro de la ciudad la zona de mayor inequidad, además del sector entre Paterna y Moncada, en el noroeste del área metropolitana.

REFERENCIAS

- Abdullah, A., Doucouliagos, H., & Manning, E. (2015). Does education reduce income inequality? A meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys*, 29(2), 301-316. <https://doi.org/10.1111/joes.1256>
- Angelovsky, I., Connolly, J. C. T., Massip, L., & Pearsall, H. (2018). Assessing green gentrification in historically disenfranchised neighborhoods: An longitudinal and spatial analysis of Barcelona. *Urban Geography*, 39(3), 458-491. <https://doi.org/10.1080/02723638.2017.1349987>
- Anghel, B., Basso, H., Bover, O., Casado, J. M., Hospido, L., Izquierdo, M., Kataryniuk, I. A., Lacuesta, A., Montero, J. M., & Vozmediano, E. (2018). Income, consumption and wealth inequality in Spain. *SERIEs*, 9, 351-387. <https://doi.org/10.1007/s13209-018-0185-1>
- Antolín-Iria, J. E. & Fernández-Sobrado, J. M. (2020). Segregación residencial, políticas de vivienda y rentas familiares en épocas de transformación urbana: Bilbao 1991-2011. *Ciudad y Territorio. Estudios Territoriales*, LII(205), 529-544. <https://doi.org/10.37230/CyTET.2020.205.06>
- Antunes, B., March, H., & Connolly, J. J. T. (2020). Spatializing gentrification *in situ*: A critical cartography of resident perceptions of neighbourhood change in Vallarca, Barcelona. *Cities*, 97, 102521. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102521>
- Ardura Urquiaga, Á., Llorente-Riverola, I., & Ruiz Sánchez, J. (2020). Platform-mediated short-term rentals and gentrification in Madrid. *Urban Studies*, 57(15), 3095-3115. <https://doi.org/10.1177/0042098020918154>
- Ayala, L. & Cantó, O. (2018). The driving forces of rising inequality in Spain: Is there more to it than a deep worsening of low income households' living standards? En Nolan, B. (ed.). *Inequality and inclusive growth in rich countries: Challenges and contrasting fortunes* (pp. 250-295). Oxford: Oxford University Press.
- Badinger, H. & Egger, P. (2011). Estimation of higher-order spatial autorregressive cross-section models with heteroscedasticity. *Papers in Regional Science*, 90(1), 213-236. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2010.00323.x>
- Benito del Pozo, P. & Diez Vizcaíno, F. (2017). Estrategias de renovación de barrios industriales en ciudades españolas. La experiencia de León. *Scripta Nova*, 21(560). <https://doi.org/10.1344/sn2017.21.18142>
- Castaño-Rosa, R., Solís-Guzmán, J., & Marrero, M. (2020). Energy poverty goes south? Understanding the cost of energy poverty with the index of vulnerable homes in Spain. *Energy Research & Social Science*, 60, 101325. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2019.101325>
- Charles-Coll, J. A. (2011). Understanding income inequality: concept, causes and measurement. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 1(3), 17-28.
- Checa, J. & Nel-lo, O. (2021). Residential segregation and living conditions. An analysis of social inequalities in Catalonia from four social perspectives. *Urban Science*, 5, 45. <https://10.3390/urbansci5020045>
- Dolls, M., Doorley, K., Paulus, A., Schneider, H., & Sommer, E. (2019). Demographic change and the European income distribution. *The Journal of Economic Inequality*, 17, 337-357. <https://doi.org/10.1007/s10888-019-09411-z>

- García-Castro, J. D., Rodríguez-Bailón, R., & Willis, G. B. (2020). Perceiving economic inequality in everyday life decreases tolerance to inequality. *Journal of Experimental Social Psychology*, 90, 104019. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2020.104019>
- Geelhoed, F., Royuela, V., & Castells-Quintana, D. (2021). Inequality and employment resilience: An analysis of Spanish municipalities during the Great Recession. *International Regional Science Review*, 44(1), 113-141. <https://doi.org/10.1177/0160017620957056>
- González-Ferrer, A. & Moreno-Fuentes, J. (2017). Back to the suitcase? Emigration during the Great Recession in Spain. *South European Society and Politics*, 22(4), 447-471. <https://doi.org/10.1080/13608746.2017.1413051>
- González-Leonardo, M. & López-Gay, A. (2019). El nuevo paradigma de las migraciones internas en España: Migrantes urbanos, más móviles y cualificados. El caso de Castilla y León. *Scripta Nova*, XXIII(609). <https://doi.org/10.1344/sn2019.23.21615>
- Heimberger, P. (2020). Does economic globalization affect income inequality? A meta-analysis. *The World Economy*, 43, 2960-2982. <https://doi.org/10.1111/twec.13007>
- Islam, S. & Safavi, M. (2020). Wage inequality, firm size and Gender: The case of Canada. *Archive of Business research*, 8(2), 27-37. <https://doi.org/10.14738/abr.82.7804>
- Jover, J. & Díaz-Parra, I. (2020). Gentrification, transnational gentrification and touristification in Seville, Spain. *Urban Studies*, 57(15), 3044-3059. <https://doi.org/10.1177/0042098019857585>
- Kelejian, H. H. & Prucha, I. R. (2010). Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, 157, 53-67. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>
- Kim, B., Seo, C., & Hong, Y.-O. (2020). A systematic review and meta-analysis of income inequality and crime in Europe: Do places matter? *European Journal on Criminal Policy and Research*. <https://doi.org/10.1007/s10610-020-09450-7>
- Lacuesta, A. & Anghel, B. (2020). Population at risk of poverty of social exclusion in Spain, according to the European Council definition. *Analytical Articles. Economic Bulletin Banco de España*, 1.
- Leal, J. & Sorando, D. (2016). Economic crisis, social change and segregation processes in Madrid. En Tamaru, T., Marcińczak, S., Van Ham, M., & Musterd, S. (eds.). *Socio-economic segregation in european capital cities: East meets west* (pp. 214-237). Abingdon: Routledge.
- Madariaga, R., Martori, J. C., & Oller, R. (2019). Wage income inequality in Catalonian second-rank cities. *The Annals of Regional Science*, 62, 285-304. <https://doi.org/10.1007/s00168-019-00896-0>
- Ministerio de Fomento (2019). *Áreas urbanas en España*. Madrid: Ministerio de Fomento. <https://www.mitma.gob.es/AtlasAU>
- Méndez, R. & Prada-Trigo, J. (2014). Crisis, desempleo y vulnerabilidad en Madrid. *Scripta Nova*, XVIII(474). <https://revistes.ub.edu/index.php/ScriptaNova/article/view/15059>
- Moreno Mínguez, A. (2017). Understanding the impact of economic crisis on inequality, household structure, and family support from a comparative perspective. *Journal of Poverty*, 21(5), 454-481. <https://doi.org/10.1080/10875549.2017.1348422>

- Pascual, H. & Benito del Pozo, P. (2017). Territoires et paysages de la désindustrialisation en Espagne: de la crise à la recherche d'opportunités. *Revue Géographique de l'Est*, 57(1-2). <http://journals.openedition.org/rge/6330>
- Patel, V., Burns, J. K., Dhingra, M., Tarver, L., Kohrt, B. A., & Lund, C. (2018). Income inequality and depression: a systematic review and meta-analysis of the association and a scoping review of mechanism. *World Psychiatry*, 17(1), 76-89.
- Piñeira-Mantiñán, M. J., Durán-Villa, F., & Taboada-Failde, J. (2018). Urban vulnerability in Spanish medium-size cities during the post-crisis period (2009-2016). The cases of A Coruña and Vigo (Spain). *Urban Science*, 2(37). <https://doi.org/10.3390/urbansci2020037>
- Piketty, T. (2020). *Capital and Ideology*. Cambridge: Harvard University Press.
- Salom-Carrasco, J. & Pitarch Garrido, M. D. (2021). Cambios económicos, movilidad residencial y gentrificación en la ciudad de Valencia. *Documents d'Anàlisi Geogràfica*, 67(3), 521-560. <https://doi.org/10.5565/rev.dag.661>
- Sánchez-Moral, S., Arellano, A., & Díez-Pisonero, R. 2018. Interregional mobility of talent in Spain: The role of job opportunities and qualities of places during the recent economic crisis. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 50(4), 789-808. <https://doi.org/10.1177/0308518X18761151>
- Spencer, C. M., Mendez, M., & Stith, S. M. (2019). The role of income inequality on factors associated with male physical intimate partner violence penetration: A meta-analysis. *Aggression and Violent Behavior*, 48, 116-123. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2019.08.010>
- Suárez Álvarez, A. & López-Menéndez, M. J. (2018). Assessing changes over time in inequality of opportunity: The case of Spain. *Social Indicators Research*, 139, 989-1014. <https://doi.org/10.1007/s11205-017-1759-1>
- Vallusová, A. & Lacová, Z. (2019). Adding unpaid work value to income inequality measures in Slovakia. *Atlantis Studies in Uncertainly Modelling*, 2, 140-147.
- Verd, J. M., Barranco, O., & Bolibar, M. (2019). Youth unemployment and employment trajectories in Spain during the great recession: What are the determinants? *Journal for Labour Market Research*, 53(4). <https://doi.org/10.1186/s12651-019-0254-3>
- Yamada, K. & Kawaguchi, D. (2015). The changing and unchanged nature of inequality and seniority in Japan. *Journal of Economic Inequality*, 13, 129-153. <https://doi.org/10.1007/s10888-014-9295-6>

Cómo citar este artículo:

López-González, A. & Benito del Pozo, P. (2023). Desigualdad y demografía en áreas metropolitanas de España. *Cuadernos de Geografía*, 110, 187-208.

<https://doi.org/10.7203/CGUV.110.25622>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 4.0 Internacional.