

# Desigualdad socioeconómica y segregación residencial en Argentina. Niveles y tendencias recientes (1991-2001-2010)\*

Fecha de recepción: 5 de febrero de 2019 | Fecha de aprobación: 16 de julio de 2019 | Fecha de publicación: 29 de mayo de 2020

Gonzalo Martín Rodríguez

CEUR-CONICET, Argentina

ORCID: 0000-0003-2553-2073

gonzalo.ceur@gmail.com

**Resumen** Este trabajo se propone conocer los niveles y tendencias de la segregación residencial socioeconómica (SRS) en Argentina, a lo largo de dos décadas, comprendidas entre 1991-2001 (década neoliberal) y 2001-2010 (década redistributiva), que aproximadamente coinciden con dos períodos de signo político y económico distintos. Se propone como hipótesis que existe una correlación entre la desigualdad socioeconómica y la SRS: esta aumenta en períodos de concentración de la riqueza y disminuye en período de signo contrario. El estudio abarca 783 ciudades argentinas de todos los tamaños y mide el nivel de SRS en cada una de ellas, así como la distribución del ingreso en un conjunto más reducido de 34 ciudades. Se aplica una metodología innovadora para controlar el efecto distorsivo del PUEM sobre los índices de segregación. Los resultados obtenidos muestran evidencias parcialmente consistentes con la hipótesis. Por un lado, existe una correlación positiva y significativa entre la SRS y la desigualdad socioeconómica. Por otro lado, la SRS disminuyó durante la década redistributiva, aunque también se redujo levemente en la década neoliberal previa.

**Palabras clave** segregación residencial, desigualdad socioeconómica, renta del suelo, PUEM, Argentina

\* **Artículo de investigación científica**

Este artículo fue desarrollado en el ámbito de la línea de Desarrollo Urbano del CEUR-CONICET, Buenos Aires, Argentina, co-dirigida por la Dra. Beatriz Cuenya y el Dr. Pablo Elimbaum. El financiamiento del proyecto corresponde a la Carrera de Investigador Científico y Tecnológico (CIC) del CONICET.

Cómo citar este artículo: Cómo citar este artículo: Rodríguez, G. M. (2020). Desigualdad socioeconómica y segregación residencial en Argentina. Niveles y tendencias recientes (1991-2001-2010). *Cuadernos de Vivienda y Urbanismo*, 13. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.cvu13.dssr>

# Socioeconomic Inequality and Housing Segregation

Abstract in Argentina. Recent Trends and Levels (1991-2001-2010)

This work aims to know the levels and trends of socioeconomic housing segregation (SHS) in Argentina during two decades: 1991-2001 (neoliberal decade) and 2001-2010 (redistributive decade). They coincide approximately with two periods of different political and economic brand. The hypothesis herein is that there is a correlation between the socioeconomic inequality and the SHS, which increases when there is a wealth concentration and decreases when the opposite occurs. This study covers 783 Argentinian towns of all sizes; it measures the SHS level in each one as well as the income distribution in a smaller set of 34 towns. An innovative methodology is applied to control the distorting effect of the PUEM on the segregation indexes. The results provide some evidence partially consistent with the hypothesis. On one hand, there is a positive significant correlation between the SHS and the socioeconomic inequality. On the other hand, the SHS decreased during the redistributive decade, even though it had a slight decrease in the previous neoliberal decade.

Keywords **housing segregation, socioeconomic inequality, land rent, PUEM, Argentina**

## Desigualdade socioeconômica e segregação

residencial na Argentina. Níveis e tendências recentes (1991-2001-2010)

Resumo Este trabalho visa conhecer os níveis e tendências da segregação residencial socioeconômica (SRS) na Argentina, ao longo de duas décadas, compreendidas entre 1991 -2001 (década neoliberal) e 2001-2010 (década redistributiva), que aproximadamente coincidem com dois períodos de sinal político e econômico diferente. Propõe-se como hipótese que existe uma correlação entre desigualdade socioeconômica e SRS: ela aumenta em períodos de concentração da riqueza e diminui no período de sinal oposto. O estudo abrange 783 cidades argentinas de todos os tamanhos e mede o nível de SRS em cada uma delas, bem como a distribuição das rendas em um conjunto mais reduzido de 34 cidades. Uma metodologia inovadora para controlar o efeito distorcivo do PUEM sobre os índices de segregação foi aplicada. Os resultados obtidos mostram evidência parcialmente consistente com a hipótese. Por um lado, existe uma correlação positiva e significativa entre a SRS e a desigualdade socioeconômica. Por outro lado, a SRS diminuiu durante a década redistributiva, embora mesmo tenha se reduzido ligeiramente na década neoliberal anterior.

Palavras chave **segregação residencial, desigualdade socioeconômica, renda fundiária, PUEM, Argentina**

## Introducción

Las familias pertenecientes a diferentes grupos o estratos socioeconómicos tienden a localizar su residencia en diferentes áreas de la ciudad; en la sociología urbana, este fenómeno se conoce como *segregación residencial socioeconómica* (SRS). El estudio de este concepto es importante debido a los efectos negativos que se le atribuyen en cuanto a calidad de vida y estructura de oportunidades de personas de menores recursos, especialmente cuando las distancias espaciales son largas, cuando la escala de la segregación es amplia (extensas zonas residenciales socialmente homogéneas) y cuando la separación se ve reforzada por formas duras de fragmentación física del espacio, cuya máxima expresión son las urbanizaciones cerradas (Borsdorf, 2003; Groisman y Suárez, 2005; Kaztman, 1999; Sabatini, Cáceres y Cerdá, 2001; Sanhueza y Larrañaga, 2007).

El objetivo principal de este trabajo es conocer los niveles y tendencias de la SRS, en las últimas décadas, en Argentina. Dentro de este objetivo interesa particularmente examinar la relación entre la SRS y las desigualdades socioeconómicas; para ello, se cuenta con una excepcional oportunidad: los años de realización de los últimos tres censos (un insumo fundamental para medir la SRS), 1991, 2001 y 2010, coinciden de manera suficientemente aproximada con el desarrollo de dos etapas significativas para la vida política y económica del país. Por un lado, está la década neoliberal, iniciada en 1991 y finalizada dramáticamente con la crisis de diciembre del 2001. Posteriormente, la década que podríamos llamar de diferentes maneras (redistributiva, progresista, populista o simplemente *kirchnerista*), pero que

en esencia estuvo caracterizada por políticas redistributivas y ampliación de oportunidades, con pocos antecedentes en la historia del país (Arceo, Monsalvo, Schorr y Wainer, 2008; Cenda, 2010; Rofman y Blanco, 2011). Indicadores como desempleo, pobreza y distribución del ingreso empeoraron entre 1991 y 2001, y luego mejoraron notablemente entre 2003 y 2010 (Cepalstat. Comisión Económica para América Latina y el Caribe, s. f.; Banco Mundial, 2019; Da Peña, 2013).

De modo general, la hipótesis a estudiar plantea que, *ceteris paribus*, la SRS es mayor en las ciudades más desiguales del país. De esta forma, la SRS aumentaría en períodos de ampliación de la desigualdad socioeconómica, mientras que disminuiría en períodos de signo contrario, de reducción de la desigualdad.

El tipo de trabajo propuesto aquí tiene escasos antecedentes en América Latina. En primer lugar, por la magnitud del universo analizado, compuesto por 783 ciudades de todo el país. La mayoría de los estudios previos en la región se han enfocado en apenas una o pocas grandes ciudades, para un año puntual o un corto período. En segundo lugar, por la metodología utilizada, con el fin de reducir los efectos distorsivos del llamado *problema de la unidad espacial modificable* (PUEM) sobre los índices estadísticos de segregación. De no ser correctamente tratado, el PUEM puede invalidar cualquier resultado, especialmente en aquellos estudios cuantitativos que se proponen establecer comparaciones entre ciudades y tendencias de la SRS a lo largo del tiempo. Se recurre para ello al método de

restitución cartográfica (ReCar) al año base 1991, para el caso de radios censales que se hubiesen subdividido entre censo y censo.

En la primera parte del trabajo se expone el marco teórico, desarrollando el concepto de la SRS, hipótesis y antecedentes. Un segundo apartado explica en detalle la metodología utilizada para medir la SRS, la definición de *universo de estudio* y las técnicas para lidiar con el PUEM. En la tercera parte se presentan los resultados de la investigación, mientras que en el cuarto y último apartado se resumen las conclusiones.

## SRS y desigualdades socioeconómicas

El concepto de segregación residencial es polisémico y es referido a través de múltiples expresiones, tales como segregación espacial, urbana, territorial o socioespacial, entre otras. En este trabajo optamos por el adjetivo ‘residencial’, pues este sintetiza adecuadamente tanto la especificidad espacial en que se manifiesta la segregación como su correspondiente unidad de análisis: la vivienda y su localización.

El enfoque clásico de la segregación residencial la define como la simple distribución desigual del espacio o la separación de los grupos sociales en el espacio residencial (Massey y Denton, 1988; White, 1983). Se asume que la segregación es mayormente voluntaria y se da entre grupos, sin importar el criterio y variable de segmentación utilizada (ricos y pobres, negros y blancos, jóvenes y adultos u hombres y mujeres). Cualquier grupo, estrato o categoría social desigualmente distribuido en el espacio es un grupo segregado (Sabatini et al., 2001)

Una extensa crítica al enfoque clásico ha sido desarrollada por (Rodríguez Merkel, 2014). Argumenta que, en términos sociológicos, la

segregación residencial es antes que nada una relación social de poder, mientras que la distribución desigual de los grupos en el espacio no es en sí misma segregación, sino su resultado, su objetivación en el espacio. Puede así definirse como

el proceso mediante el cual los grupos sociales de mayor poder restringen, condicionan o limitan —a través de distintos mecanismos, y de manera no siempre consciente e intencional— las oportunidades de acceso al suelo urbano a los grupos de menor poder, resultando en su distribución desigual u otras formas de separación en el espacio físico de la ciudad. (Rodríguez Merkel, 2014, p. 15)

De esta manera, cuando hablamos de segregación residencial socioeconómica asumimos que la distribución desigual de grupos con menor poder económico no es (o es poco) resultado de la libre elección individual, sino de restricciones de acceso al suelo que los estratos de mayor poder adquisitivo les imponen. La segregación no se reduce a sus manifestaciones espaciales más evidentes y sensibles a la opinión pública, como pueden ser las urbanizaciones cerradas en un extremo y los barrios precarios en el otro; la SRS se despliega en todo el territorio de una ciudad e involucra a todos los estratos socioeconómicos, incluyendo las clases medias.

En la sociedad capitalista contemporánea las restricciones de localización que dan lugar a la SRS se construyen principalmente a través de la renta del suelo, aquella que determina los diferentes precios para las distintas ubicaciones y las oportunidades de acceso a ellas. Desde su formulación más temprana, por parte de David Ricardo y Marx para el suelo agrícola, hasta la actualidad, la teoría de la renta intenta explicar la paradoja de por qué el suelo puede tener un precio que no depende de su coste de producción (pues no lo tiene). La renta se define de modo general como la porción del producto social que el propietario de un terreno está en condiciones de

reclamar para sí a cambio de cederlo a un tercero, ya sea en forma de venta o alquiler. Puede pensarse como la ventaja económica que cada localización ofrece respecto a otras.

En su teoría de la renta del suelo urbano, Jaramillo (2003, 2009) explica que existen distintos tipos de rentas y estas se pueden superponer unas con otras. Unas son las rentas primarias, que tienen que ver con la constructibilidad del terreno y la edificación en altura. Las rentas secundarias, en cambio, están vinculadas con el uso (comercial, industrial, residencial, etc.). La capitalización de la sumatoria de estas rentas es la que determina el precio total del suelo. En el caso del uso residencial, nos interesan principalmente dos clases de renta por ser las determinantes de la SRS.

La primera es la Renta Secundaria de Monopolio de Segregación (RSMS). Esta tiene que ver con el gasto conspicuo, es decir, “aquellos consumos que hacen los individuos no para satisfacer una necesidad natural, sino para hacer evidente que se tiene el ingreso necesario para incurrir en esos gastos. Es la manifestación de pertenencia a determinado grupo social” (Jaramillo, 2003, p. 41). Este gasto conspicuo adopta la forma de renta, un “sobrepeso, especie de impuesto privado por la diferenciación social” (Jaramillo, 2003, p. 41) del que se apropia el propietario. La importancia de la RSMS es grande en las ciudades contemporáneas, pues esta representa “el rango social de los barrios [...] uno de los factores que están más estrechamente asociados estadísticamente a la diferenciación de los precios del suelo urbano” (Jaramillo, 2003, p. 42).

Un segundo tipo es la Renta Secundaria Diferencial de Vivienda (RSDV). La vivienda cumple una función básica que es contribuir al proceso de reproducción de la fuerza de trabajo, en virtud de lo cual necesita “estar enlazada espacialmente con una serie de valores de uso inmobiliarios que

le son complementarios: el lugar de trabajo, los sitios de aprovisionamiento, de esparcimiento, de educación, etc.” (Jaramillo, 2003, p. 39). Dado que no todos los terrenos tienen la misma accesibilidad a estos valores de uso, las mejores localizaciones beneficiarían a sus ocupantes con un ahorro diferencial en el costo de la reproducción de su fuerza de trabajo, principalmente en términos de tiempo y movilidad. Pero aquí interviene nuevamente el propietario (generalmente a través de intermediarios inmobiliarios), quien vendrá a reclamar para sí, en forma de renta, la totalidad o casi totalidad de este ahorro diferencial.

Según Rodríguez Merkel (2014) la RSDV no generaría segregación si y solo si el ahorro diferencial fuese el mismo para todos los estratos socioeconómicos, por ejemplo, si todo el mundo utilizara el mismo medio de transporte. Pero en realidad ocurre que también la movilidad está influenciada por la condición socioeconómica (Secretaría de Transporte de la Nación [STN], 2010). Las clases populares usan transportes más baratos, mientras que las clases medias y altas tienden a utilizar medios más caros (tales como el auto particular, remis, Uber, etc.). Dicho de otro modo, los más ricos tienden a gastar en términos absolutos en transporte más que los pobres. En consecuencia, “la magnitud del ahorro diferencial entre un mismo punto de origen y otro de destino tenderá a variar en función del nivel socioeconómico, siendo el ahorro diferencial de las clases más altas el que determine, en cada localización, la magnitud de la renta” (Rodríguez Merkel, 2014)

Una forma sencilla de pensar la diferencia entre las dos rentas es que en la RSMS “lo que interesa a las personas es la composición socioeconómica del vecindario en el que viven o quieren vivir” (Rodríguez Merkel, 2014). En cambio, la RSDV es, en teoría, independiente de la composición

socioeconómica del barrio. Lo que interesa en esta renta

es la accesibilidad a los valores de uso complementarios [...]. Si bien la separación también es impuesta [...] es el efecto no deseado e inintencional que se deriva de la competencia —en condiciones desiguales— por el acceso a valores de uso complementarios que, en la ciudad capitalista, son insuficientes y desigualmente distribuidos en el espacio. (Rodríguez Merkel, 2014)

La teoría de la renta contribuye al estudio de la SRS en la medida en que esta aporta los fundamentos teóricos para la formulación de hipótesis: cuanto menor sea la distancia socioeconómica entre los diferentes grupos, más difícil será que un grupo de mayor poder adquisitivo consiga restringir las opciones de localización a otros de menor poder. De allí que 1) la separación espacial entre grupos sociales tienda a ser más grande en ciudades donde las desigualdades socioeconómicas son mayores, principalmente en términos de poder adquisitivo, y que 2) cambios en la distribución de la riqueza produzcan, *ceteris paribus*, cambios concomitantes en la SRS.

No todos los especialistas concuerdan con esta hipótesis. Sabatini (2003) sugiere que las grandes distancias sociales tienden a asociarse, más bien, con cortas distancias espaciales. El ejemplo más elocuente sería la relación espacial entre amo y esclavo, en los tiempos de la esclavitud (Park, 1914; White, 1983). Algo similar sucedería en las ciudades latinoamericanas: al estar caracterizadas por “grandes diferencias sociales, bajos niveles de movilidad social y relaciones jerárquicas entre grupos y clases”, las ciudades estarían, al mismo tiempo, “más abiertas a la mezcla social en el espacio” (Sabatini, 2003, p. 17). Tenemos así que “las menores diferencias sociales [podrían] estimular más segregación; y las mayores diferencias, menos segregación” (Sabatini y Brain, 2008, p. 7).

Existen antecedentes de estudios donde se ha propuesto examinar los niveles SRS a la luz de los niveles de desigualdad socioeconómica. Sin pretender una enumeración exhaustiva, interesa mencionar algunos.

En la literatura anglosajona, los trabajos de Reardon y Bischoff (2011), Marshall y Jiobu (1975), Wilson (2011), Watson (2009) y Lobmayer y Wilkinson (2002) reportan de diferentes modos una correlación positiva y significativa entre los niveles de desigualdad económica y la SRS, en ciudades de los EE. UU. Entre las virtudes de estos trabajos, se destaca la gran cantidad de casos analizados y la consecuente posibilidad de generalización estadística. Kawachi (2002), por ejemplo, considera que existen suficientes evidencias de la relación causal entre ambas variables. La principal debilidad de estos estudios es, sin embargo, su fundamentación teórica que ignora la función de la renta del suelo. En general, se asume que la conversión de desigualdad socioeconómica en desigualdades espaciales se reduce simplemente a que los ricos están dispuestos a pagar más (*willing to pay, outbid*) que los pobres en la subasta por las mejores localizaciones (Jargowsky, 1996; Schwirian, Hankins y Ventresca, 1990; Watson, 2009).

En el ámbito latinoamericano, los estudios son más limitados, principalmente porque se han enfocado en apenas uno o pocos casos, o no analizan series históricas. Telles (1995) fue pionero en el tema al aportar evidencias para 40 ciudades brasileras, con más de 200 mil habitantes, en el año 1980. Rodríguez (2011) también encontró una correlación entre distribución del ingreso y la SRS, en los años 1991 y 2001, aunque solo para un conjunto reducido de 19 ciudades argentinas. Rodríguez (2016) mostró que en la Aglomeración Gran Buenos Aires (AGBA) la SRS aumentó en la década neoliberal de 1991-2001, y disminuyó consistentemente durante la década posterior de

2001-2010, con la mejora en la distribución del ingreso, al igual que los indicadores de empleo y pobreza. Marengo y Elorza (2014) establecieron una relación similar para la ciudad de Córdoba, entre 2001 y 2008. En Colombia, Mayorga, Villamizar Santamaría, Álvarez Rivadulla y Rodríguez Garavito (2010) encontraron evidencias de la relación entre niveles de segregación y diversos indicadores de desigualdad socioeconómica, en 12 ciudades. Un trabajo posterior, de Mayorga, García y Hernández (2017), encontró una fuerte correlación entre los precios del suelo y las condiciones de vida de los hogares en Bogotá. Finalmente, Vázquez Sosa (2018) halló evidencias consistentes con nuestra hipótesis para el caso de Montevideo, al demostrar que los niveles de la SRS acompañaron muy de cerca la evolución de la distribución del ingreso en seis cortes temporales, comprendidos entre los años 2006 y 2016.

## Metodología

Medir la segregación residencial en una ciudad consiste, básicamente, en determinar el grado en el que la distribución de los grupos sociales se aparta de una hipotética distribución perfectamente igualitaria. Esto requiere clasificar los hogares de acuerdo con alguna variable de estratificación social, conocer la cantidad de hogares que existen de cada grupo en cada unidad espacial (zona censal) en que se divide una ciudad, y aplicar una fórmula matemática determinada, un índice de segregación.

En este trabajo se utiliza el llamado *índice de segregación* (IS), muy similar al popular índice de disimilitud, de Duncan y Duncan (1955a, 1955b). El IS puede adoptar cualquier valor de 0 a 1, y su interpretación es sencilla: es la proporción (o porcentaje) de miembros de un grupo que debería cambiar su unidad espacial de residencia, de tal manera que el porcentaje del grupo en cada unidad sea igual a su porcentaje en la ciudad en

su conjunto. Supongamos que el porcentaje del grupo en la ciudad es 50%. Si el índice es igual a cero, significa que no hay segregación (existen en todas y cada una de las zonas 50% de miembros del grupo); si el índice es 30%, este es el porcentaje del total de miembros del grupo que deberían relocalizarse, a fin de que en todas las zonas haya el mismo porcentaje que en la ciudad; y si es igual a 100%, significa que todos deberían mudarse (máxima segregación).

Respecto a la variable de estratificación social, y al atender a las características propias del censo en Argentina (que, por ejemplo, no releva información sobre ingresos), se emplea aquí el Máximo Nivel de Instrucción del Jefe de Hogar (MNIJ) como *proxy* de poder adquisitivo. A partir de la variable MNIJ se definen dos grupos: 1) nivel socioeconómico bajo (NSB), que incluye a los jefes de hogar sin estudios o con hasta nivel primario completo, y 2) nivel socioeconómico alto (NSA), que incluye a los jefes de hogar con nivel de estudio secundario completo o superior.

Los radios censales son las unidades espaciales más pequeñas para las cuales existe información censal desagregada en Argentina. Su trazado obedece al único criterio de facilitar el operativo censal, y contiene un número aproximado (aunque muy variable) de 300 viviendas. Normalmente, su delimitación permanece constante a lo largo del tiempo, excepto aquellos que se subdividen entre un censo y el siguiente, producto de la densificación. A partir de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec), se obtuvo para 1991, 2001 y 2010 un listado completo de radios censales de todo el país, con su respectivo código de radio, cantidad de hogares NSB y NSA, y código de localidad censal. Esta información fue luego georreferenciada, utilizando los tres mosaicos (archivos *shapefile*) completos de polígonos de radios censales de cada año.

Para los fines estrictos del presente estudio, se asume el término *ciudad* como equivalente a localidad censal, tal como es definida por el Indec: una concentración espacial suficientemente grande de edificios conectados entre sí por una red de calles (Indec, 1998; Vapñarsky, 1984). Sobre el universo original de 3183 localidades censales existentes al año 2010, se realizaron sucesivos descartes: 1) en su gran mayoría, localidades que —en cualquiera de los tres censos— no tuvieran al menos dos radios censales; 2) localidades inexistentes o no identificadas por el Indec, en alguno de los dos censos previos a 2010; 3) localidades con radios que contuvieran parcialmente más de una localidad; y 4) localidades que contuvieran radios mal codificados, al no ser posible vincularlos con su respectivo registro en la base datos. El universo quedó finalmente compuesto por 783 localidades censales.

Los niveles y tendencias de la SRS se analizan para el conjunto de ciudades en general y estas son clasificadas en seis categorías, de acuerdo con su tamaño (cantidad de hogares). Para algunos análisis, la cantidad absoluta de hogares es transformada a su base logarítmica (log), con el fin de aproximar la correlación lineal. Al presentarse los resultados por tamaño, el lector deberá tener en cuenta que:

- › El subconjunto de ciudades más pequeñas tiende a reducirse entre censo y censo, debido a que algunas ciudades crecen de tamaño y se incorporan a la categoría siguiente (al tiempo

que no se incorporan casos nuevos a la categoría más baja). Y viceversa: tienden a incrementarse los casos en las categorías más grandes.

- › Al analizar los cambios de la SRS entre censos, hemos adoptado el criterio de clasificar las ciudades según su tamaño en el año cero. Así, para los períodos 1991-2001 y 1991-2010 se ha tomado como base el tamaño de cada ciudad en 1991, mientras que para el período 2001-2010 se consideró el tamaño de cada ciudad en 2001.

Se utilizan tres criterios para analizar los niveles de SRS puntuales por año y/o su desempeño nacional en cada período. Ninguno de estos criterios parece en sí mismo mejor que otro, pero si encontramos que todos ellos producen resultados similares, podremos tener una idea bastante aproximada sobre lo que ocurrió con la SRS “en el país”.

De acuerdo con la hipótesis, el vínculo entre desigualdades socioeconómicas y la SRS se estudia de dos maneras. Por un lado, se analiza la correlación entre distribución del ingreso (variable independiente) y la SRS, para una muestra reducida de casos, compuesta por las 34 ciudades donde se aplicó la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), en el año 2010. La EPH es el relevamiento oficial periódico más extenso que existe sobre ingresos en Argentina. Las bases de datos de cada relevamiento son de acceso libre y fueron utilizadas para el cálculo del Coeficiente de Gini, sobre la base del ingreso total familiar

Tabla 1. Criterios para establecer las tendencias nacionales de la SRS

Finalidad	Criterio 1	Criterio 2	Criterio 3
Estimar nivel nacional de la SRS puntuales por año	-	SRS media nacional (promedio de los niveles de SRS de todas las ciudades)	SRS media nacional ponderada (se calcula ponderando el valor de cada ciudad según su cantidad de hogares)
Estimar cambios en la SRS por período	Porcentaje de ciudades que bajaron su nivel de SRS	Variación porcentual de la SRS media nacional	Variación porcentual de la SRS media nacional ponderada

Fuente: elaboración propia

(ITF) en cada ciudad. Por el otro lado, para el universo de 783 ciudades, asumiendo cada contexto político y económico (década neoliberal, década redistributiva) como variable independiente. Esperamos hallar que la SRS aumentó significativamente en el período 1991-2001 y disminuyó en el de 2001-2010.

La metodología incluye dos procedimientos específicos, con el objetivo de lidiar con el llamado *Problema de la Unidad Espacial Modificable* (Openshaw, 1984). Brevemente, el PUEM consiste en que el valor de cualquier índice de segregación se verá afectado —en algún grado incierto— por el tamaño y forma de las unidades espaciales utilizadas en la agregación de datos.

Respecto al tamaño, unidades espaciales más grandes tienden naturalmente a contener mayor diversidad. En un extremo, si agrupamos a todos los habitantes de una ciudad en una sola unidad espacial, la segregación sería cero; en el otro extremo, si la misma ciudad se dividiera en tantas unidades espaciales como viviendas, la segregación sería máxima o cercana a 1. De allí que el valor de un índice de segregación puede resultar tan alto o tan bajo como la cantidad de unidades espaciales en que la ciudad se divide. Ciudades con unidades más pequeñas (generalmente ciudades más densas) tenderán a aparecer como más segregadas que aquellas con unidades más grandes.

En cuanto a la forma de las unidades espaciales —incluso manteniendo constante el tamaño—, esta puede afectar el valor de los índices según si las unidades son delimitadas de manera independiente o no de la composición socioeconómica. En algunos países, como EE. UU., está establecido que las unidades espaciales (*census tracts*) deben contener la máxima homogeneidad social posible; en otros, como Argentina, dicho criterio no se aplica, al menos no como regla. Si se

contemplara el criterio de la homogeneidad, el índice resultante sería evidentemente más alto.

El principal problema que presentan los radios censales (y esto no es exclusivo de Argentina) para medir la segregación residencial y establecer comparaciones y tendencias en muchas ciudades es la dificultad para especificar la escala de medición utilizada en cada ciudad y año. Los radios censales difieren mucho entre sí, en su tamaño, en tres sentidos. En primer lugar, *dentro* de cada ciudad los radios más céntricos y densos tienden a ser más pequeños que los periféricos o menos densos. En segundo lugar, también difieren *entre* ciudades, donde unas ciudades tienen (por diversos motivos, entre ellos, la densidad) en promedio radios más grandes o pequeños que otras. Y finalmente, presentan variaciones a través del tiempo, generalmente como producto de la subdivisión (por densificación), pero también, en ocasiones, por la alteración arbitraria de sus límites.

Como consecuencia, al comparar los índices de segregación obtenidos en diferentes ciudades, aquellas con radios censales más pequeños tendrán un “plus” de segregación que no será necesariamente producto de que los grupos sociales en ella se encuentren más distanciados. Del mismo modo, al observar la evolución del índice de segregación de una misma ciudad a lo largo del tiempo, podemos obtener la falsa imagen de una segregación que aumenta, simplemente porque la ciudad se ha densificado y algunos radios se subdividieron, volviéndose más homogéneos en sí y heterogéneos entre sí.

El PUEM no existiría como problema si los investigadores tuviéramos a nuestra disposición los datos censales totalmente desagregados, con cada hogar georreferenciado a coordenadas precisas en el espacio. De esta manera, definiríamos la escala a la que deseamos medir la segregación y agruparíamos los datos según una grilla de polígonos

(todos de igual forma y superficie, por ejemplo, hexágonos), aleatoriamente superpuesta sobre la ciudad. Si replicamos este procedimiento en diferentes ciudades, podemos estar seguros de obtener la medida exacta y comparable de la segregación a cada escala, en cada ciudad y a través del tiempo. Pero de momento, nada de esto es posible, producto de la vigencia del llamado *secreto estadístico*.

Existen formas que —sin llegar a resolver el problema— permiten lidiar con el PUEM y minimizar sus distorsiones. Rodríguez (2013) propuso el método de Desagregación y Reagrupamiento de Datos (DRD). El DRD consiste en tomar los datos ya agrupados por radios censales y descomponerlos, asumiendo su distribución homogénea dentro de cada radio censal. A partir de allí, es posible reagruparlos en nuevas unidades de forma y superficie iguales. Este procedimiento contribuye a reducir las distorsiones, permitiendo además especificar la escala de medición y establecer comparaciones más confiables entre ciudades.

Un segundo método para contrarrestar las distorsiones del PUEM —propuesto en este trabajo— es la Restitución Cartográfica (ReCar). Mediante la ReCar, todos aquellos radios de 2001 y 2010 que resultaron de una o sucesivas subdivisiones son restituidos a su delimitación original del censo 1991 (año base); se adicionan, asimismo, sus respectivos atributos (cantidad de hogares pertenecientes a cada grupo NSB y NSA). Si bien el ReCar no supone ninguna ventaja en términos de comparabilidad entre ciudades, su virtud es controlar el efecto que la subdivisión de

los radios pudiera tener sobre el valor de los índices de segregación.

Adicionalmente a la ReCar, hemos recurrido a la mencionada DRD, aunque solo para las ciudades de Buenos Aires y Ushuaia, en el año 2010; ambas redibujaron por completo sus radios censales aquel año. La DRD se aplicó para restituir los datos de 2010 a su distribución espacial aproximada, según la cartografía de 1991.

## Resultados

### Niveles y tendencias generales de la SRS, entre 1991-2010

La tabla 2 muestra los niveles y tendencias de la SRS en el universo de las 783 ciudades argentinas, entre los años censales 1991, 2001 y 2010, aplicando el método de ReCar. Adicionalmente, la tabla 3 (en el anexo) permite comparar estos valores con los que se obtienen sin aplicar el método, es decir, utilizando los mosaicos de radios censales originales, sin ninguna restitución al año base 1991.

Al cabo de los veinte años transcurridos, la SRS disminuyó de manera visible, cualquiera sea el criterio considerado para evaluar el desempeño nacional. Según el criterio 1, el 79% de las ciudades bajaron su nivel de SRS; de acuerdo con el criterio 2 (variación de la media nacional), la SRS disminuyó un 20,7%. Y según el criterio 3 (variación de la media nacional ponderada), la SRS disminuyó un 7,7%.

Tabla 2. Niveles y variación de la SRS en Argentina, 1991-2001-2010

Tamaño de la ciudad (hogares)		Año			Variación		
		1991	2001	2010	1991-2001	2001-2010	1991-2010
Total	Casos	783	783	783	783	783	783
	Ciudades donde bajó la SRS				69%	74%	79%
	SRS Media	0,223	0,204	0,177	-8,70%	-13,20%	-20,70%
	SRS media (ponderada)	0,384	0,374	0,354	-2,50%	-5,30%	-7,70%
Menos de 1000	Casos	271	199	140	271	199	271
	Ciudades donde bajó la SRS				61%	67%	71%
	SRS Media	0,162	0,138	0,11	-14,60%	-20,60%	-32,20%
	SRS media (ponderada)	0,162	0,14	0,111	-13,60%	-20,80%	-31,60%
1000 a 1999	Casos	211	223	218	211	223	211
	Ciudades donde bajó la SRS				68%	71%	81%
	SRS Media	0,209	0,175	0,136	-16,10%	-22,50%	-35,00%
	SRS media (ponderada)	0,209	0,176	0,137	-15,80%	-21,70%	-34,10%
2000 a 4999	Casos	160	189	225	160	189	160
	Ciudades donde bajó la SRS				77%	78%	88%
	SRS Media	0,256	0,22	0,179	-14,30%	-18,40%	-30,10%
	SRS media (ponderada)	0,261	0,226	0,185	-13,40%	-18,30%	-29,30%
5000 a 9999	Casos	74	90	103	74	90	74
	Ciudades donde bajó la SRS		0	0	80%	84%	89%
	SRS Media	0,303	0,272	0,238	-10,20%	-12,60%	-21,50%
	SRS media (ponderada)	0,302	0,272	0,24	-9,80%	-11,70%	-20,40%
10.000 a 19.999	Casos	30	35	44	30	35	30
	Ciudades donde bajó la SRS				77%	86%	87%
	SRS Media	0,322	0,3	0,255	-6,90%	-15,10%	-21,00%
	SRS media (ponderada)	0,323	0,302	0,256	-6,40%	-15,30%	-20,70%
20.000 o más	Casos	37	47	53	37	47	37
	Ciudades donde bajó la SRS				73%	72%	73%
	SRS Media	0,375	0,352	0,333	-6,30%	-5,30%	-11,20%
	SRS media (ponderada)	0,421	0,415	0,398	-1,50%	-4,00%	-5,40%

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

Se observa que cuanto más grandes son las ciudades, estas tienden a presentar niveles de SRS más altos, lo que indica que existe una muy alta correlación entre ambas variables (figura 1). Para todos los años, la SRS promedio en ciudades de más de 20 mil hogares es casi 2,5 veces mayor al

nivel promedio en pequeñas ciudades de menos de mil hogares.

La reducción más importante de la SRS parece haber ocurrido en las ciudades de tamaño intermedio, aunque con diferencias según el criterio

que se utilice. De acuerdo con el criterio 1, fue en el rango de 5000 a 9999 hogares donde casi el 90% de las ciudades bajaron su SRS (figura 2). Los criterios 2 y 3, en cambio, ubican la reducción más significativa en el rango de 1000 a 1999 hogares, con variaciones del 35% y 34%, respectivamente (figuras 3 y 4). Esto significa que las ciudades intermedias grandes que bajaron su SRS fueron proporcionalmente más que las pequeñas, pero las bajas fueron en promedio (tanto simple como ponderado) menos importantes.

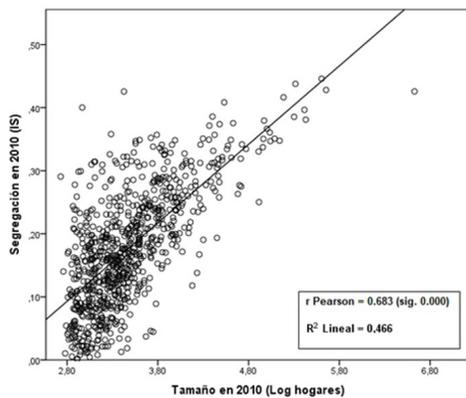


Figura 1. Correlación entre la SRS y el tamaño de las ciudades en Argentina, año 2010

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

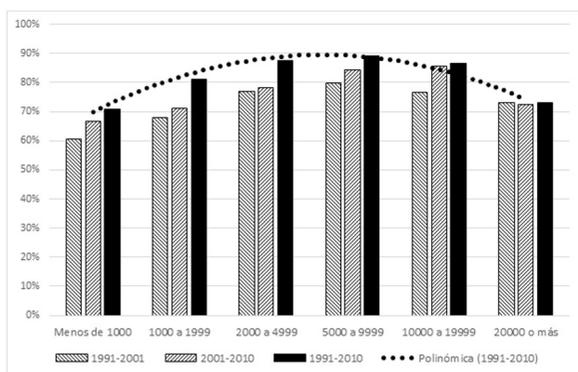


Figura 2. Cambios en la SRS en ciudades argentinas (porcentaje de ciudades que bajaron su SRS) según tamaño, 1991-2001-2010

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

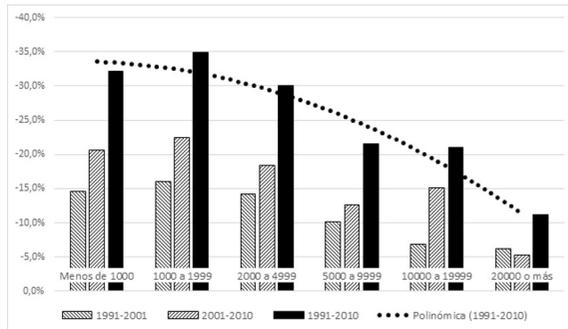


Figura 3. Cambios en la SRS en ciudades argentinas (variación de la media nacional) según tamaño, 1991-2001-2010

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

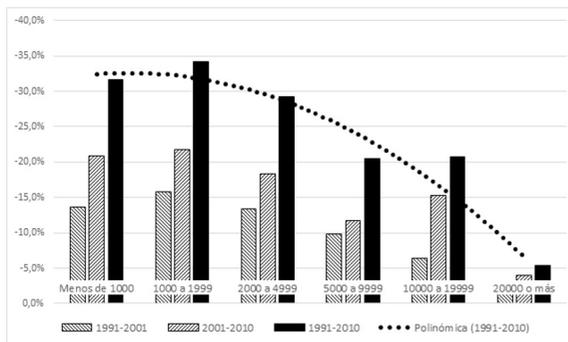


Figura 4. Cambios en la SRS en ciudades argentinas (variación de la media nacional ponderada) según tamaño, 1991-2001-2010

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

Los valores de la SRS presentan un grado de dispersión muy acentuado en las ciudades más pequeñas, que va disminuyendo a medida que aumenta el tamaño de la ciudad (véase la figura 1). Es decir que, si bien entre las pequeñas predominan valores de SRS muy bajos, también aparecen registros llamativamente elevados. La explicación para este fenómeno podría ser estrictamente metodológica y vinculada al PUEM. Ciudades muy pequeñas con apenas dos radios censales pueden presentar valores de segregación tan altos o tan bajos, según como dichos radios fueron originalmente delimitados.

El problema se puede ilustrar fácilmente a través de un ejemplo (figura 5). Los Frentones (provincia del Chaco) y Santa Clara de la Buena Vista (provincia de Santa Fe) son dos ciudades muy similares: pequeños pueblos ferroviarios

atravesados por el (y estructurados a partir del) ferrocarril, con un área central más consolidada, ubicada a un lado de las vías, y un sector más pobre ubicado hacia la periferia y al otro lado de las vías. Sin embargo, del total de 783 ciudades en 1991, los Frentones presenta el valor más alto de SRS (52,2%) y Santa Clara el más bajo de todos (apenas 8,3%). Es poco probable que esta diferencia en los niveles de SRS tenga que ver con la distribución espacial de los grupos NSB y NSA, sino más bien con el trazado de los radios censales. En el caso de Los Frentones, un primer radio contiene el área más céntrica y un segundo radio delimita la periferia del pueblo (conteniendo en

sí, incluso, un área extensa claramente rural). En Santa Clara, en cambio, observamos que la delimitación es mucho más compacta (no contiene nada rural) y que los dos radios censales en que se divide cortan transversalmente la localidad, sin respetar centro y periferia, ni vías del F. C. La probabilidad de que ocurran este tipo de situaciones evidentemente se diluye cuanto más grandes son las ciudades y mayor la cantidad de radios. En ciudades grandes con muchos radios censales es prácticamente imposible que la delimitación resulte en un mosaico de zonas que, ya sea, maximicen o minimicen el nivel de segregación.



Figura 5. El efecto de la delimitación sobre el valor de la SRS en ciudades pequeñas. Los Frentones y Santa Clara, año 1991

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

## SRS y desigualdades socioeconómicas

Se examina a continuación la hipótesis que vincula las desigualdades socioeconómicas con los

niveles de la SRS. Concretamente, interesa saber si 1) los niveles de la SRS y la distribución del ingreso en Argentina tienen correlación estadísticamente significativa, y si 2) los niveles de la SRS aumentaron durante la década neoliberal 1991-2001, y disminuyeron luego en la década redistributiva 2001-2010.

Al considerar las 34 ciudades donde se llevó a cabo la EPH, en el año 2010, los niveles de la SRS y desigualdad del ingreso (Gini) mantienen, en efecto, una correlación positiva y significativa (figura 6): a mayor desigualdad mayor segregación. El coeficiente  $r$  de Pearson entre ambas variables alcanza un valor de 0,497 (significativo al nivel de 0,003) y un coeficiente de regresión  $R^2$  de 0,247.

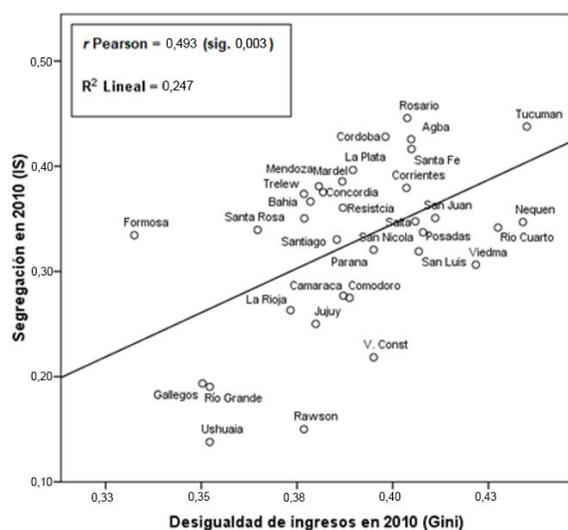


Figura 6. Correlación entre la SRS y la distribución del ingreso en 34 ciudades de Argentina, año 2010

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

Al observar los cambios dentro de cada período, encontramos que la SRS disminuyó tanto en el período de 1991-2001 como en el de 2001-2010 (tabla 2). Este hecho no sería del todo compatible con la hipótesis propuesta. Nótese que, sin embargo, la reducción de la SRS fue bastante más intensa durante el período redistributivo, respecto al anterior período neoliberal. El 69% de las ciudades argentinas redujeron su SRS entre 1991-2001, y 74% lo hicieron entre 2001-2010. La diferencia entre ambos períodos también es significativa si atendemos a los criterios 2 y 3, que informan respectivamente disminuciones del -8,7% y -2,5% en la década neoliberal, y del -13,2% y -5,3% en la década siguiente.

No tenemos de momento una explicación clara de por qué la SRS puede haber disminuido también entre 1991 y 2001. El ingreso es un factor que incide en las oportunidades de localización de las familias, pero sin dudas no es el único, así como los cambios en el ingreso familiar tampoco se traducen mecánicamente en cambios de residencia. Factores como el apego al vecindario, las estrategias de reproducción cotidiana, o el costo económico y de tiempo implicados en una mudanza pueden demorar o postergar indefinidamente cualquier intención al respecto. Dicho de otro modo, si un hogar mejora sus ingresos no se mudará a un “barrio mejor” automáticamente, y viceversa, cuando los ingresos bajan, podrá sacrificar otros gastos familiares a cambio de mantenerse en el lugar.

Por otro lado, es preciso tener en cuenta que la década del 90 vio surgir dos fenómenos característicos de la desigualdad urbana contemporánea: el aumento exponencial de las urbanizaciones cerradas periféricas (muchas veces limítrofes con asentamientos populares) y las llamadas *casas tomadas*, ubicadas en o próximas a las áreas centrales de las ciudades, en directa vecindad con hogares de clase media y alta. Ambos fenómenos configuran lo que Rodríguez Merkel (2014) llama *falsa mixidad*: una proximidad entre clases sociales que puede inducir a la baja en los índices de segregación. Ahora bien, estos dos fenómenos son característicos principalmente de las grandes ciudades, mientras que los datos muestran que la baja de la SRS ocurrió en todos los rangos de ciudades, incluso en las más pequeñas.

Sería preciso entonces explorar otras hipótesis que expliquen la baja de la SRS en ciudades de todos los tamaños, aun en un contexto de aumento de la desigualdad, tal como fue la década del noventa. No se puede descartar que la explicación esté relacionada con la variable de estratificación social, utilizada como *proxy* de poder económico (nivel de educación del jefe de hogar).

Si, por ejemplo, las credenciales educativas guardasen una correlación cada vez menor con el ingreso, ello podría inducir a la baja de la SRS.

### El mapa de la segregación

La figura 7 muestra cómo se distribuye espacialmente la SRS, según las diferentes provincias de Argentina en relación con el tamaño medio de sus respectivas ciudades. Se puede observar la existencia de un patrón regional bastante definido, donde las provincias con mayor SRS configuran dos grandes agrupamientos: por un lado, Chubut, Neuquén y Río Negro en el norte patagónico; por el otro, Misiones, Corrientes, Chaco y Entre Ríos en la región noreste y mesopotámica. Y viceversa, las provincias con menores niveles de SRS conforman prácticamente un único continuo bien marcado (La Pampa, Mendoza, San Juan, La Rioja, Catamarca y Santiago del Estero) que atraviesa varias regiones del país, principalmente la región de Cuyo y noroeste. El caso más disonante es la provincia de San Luis, que presenta un alto nivel de SRS en relación con sus provincias vecinas.

Es interesante anotar que los niveles de SRS a nivel provincial no parecen tener relación con el tamaño medio de sus ciudades. Provincias con ciudades más grandes, como Mendoza y Tierra del Fuego, tienen niveles de SRS relativamente bajos. Y viceversa, provincias como Misiones y Río Negro combinan ciudades más pequeñas con niveles de SRS altos. Futuros estudios podrán abordar este tema, examinando cuáles son las particularidades regionales (topográficas, productivas, históricas, etc.) que pudieran explicar estos patrones.

Finalmente, se ha elaborado un *ranking* de la SRS (anexo b) que muestra que la ciudad con mayor SRS del país, en 2010, es el Gran Rosario. Esta ciudad venía de ocupar el puesto 18 en 1991 y

6 en 2001. Le siguen Gran San Miguel de Tucumán, Gran Córdoba y Gran Buenos Aires, en el segundo, tercer y cuarto puesto, respectivamente. En quinto lugar, aparece la pequeña localidad de Villa Berthet (Chaco), siendo este un caso interesante para analizar en términos cualitativos a futuro.

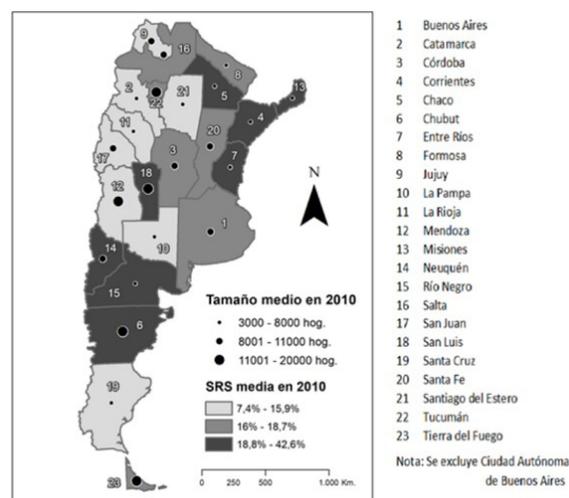


Figura 7. Niveles de SRS y tamaño de las ciudades por provincia, 2010

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

### Método ReCar

La aplicación de la metodología de restitución cartográfica de los radios censales de 2001 y 2010, a los del año base 1991, con el objetivo de lidiar con el PUEM, arroja resultados que no son radicalmente distintos a los que se obtienen sin la aplicación del método (anexo a). Con la ReCar, los niveles de segregación son menores y las bajas más pronunciadas (o menos pronunciados los aumentos, según el caso).

Pero hay algunas excepciones interesantes. Según la variación media ponderada —y sin la aplicación del método— se concluiría que, entre 1991 y 2001, la baja de la SRS fue casi insignificante (apenas un -0,4%), es decir, que no hubo una reducción generalizada de la SRS en la década

neoliberal. Por mucho que ello sería un resultado más acorde con la hipótesis, no hay motivo para considerarlo válido, ya que seguramente este aumento de la SRS fue inducido por la subdivisión de radios censales, ocurrida entre los censos de 1991 y 2001. Algo similar ocurre con el rango de ciudades más grandes, donde sin la ReCar se registraría incluso un aumento de la SRS (igualmente insignificante) del 0,05%, en el mismo período.

## Conclusiones

La segregación residencial socioeconómica (SRS) en Argentina tuvo una tendencia general a la baja, en el conjunto del período 1991-2010. De las 783 ciudades analizadas, el 79% bajaron su nivel de segregación, especialmente las ciudades medianas con entre 5 mil y 10 mil hogares (o 15 mil y 30 mil habitantes, aproximadamente), donde la reducción alcanzó casi el 90%. La misma tendencia se manifiesta cuando evaluamos el desempeño nacional, utilizando como criterio la variación de la SRS media nacional (ya sea simple o ponderada), aunque en este caso las que más redujeron su SRS fueron las ciudades intermedias más pequeñas (1000 a 1999 hogares).

Los niveles de SRS en Argentina mantienen una importante correlación con el tamaño de las ciudades, confirmándose la tendencia ya detectada en países donde se han realizado estudios similares. Futuras investigaciones deberán buscar explicaciones más precisas para esta relación entre SRS y tamaño, una deuda pendiente en la literatura. Posibles explicaciones son que las ciudades más grandes tienden a ser también más densas, lo que afecta el tamaño de las unidades espaciales y, en consecuencia, se trataría de una simple correlación espuria (Krupka, 2007); o bien, que las ciudades más grandes tienden a ser más desiguales (Baum-Snow y Pavan, 2013). Y en efecto, tamaño y desigualdad en Argentina mantienen una correlación positiva, aunque poco significativa en

términos estadísticos, tomando como base la escasa cantidad de ciudades para las cuales el Indec releva información sobre ingresos. En este sentido, sería recomendable que a futuro el Indec extienda la EPH a una muestra mayor de ciudades, incluyendo ciudades pequeñas; o bien, que incluya la variable ingresos en futuros censos, tal como se hace en otros países.

El hallazgo principal del trabajo es que, dentro de cada década, los niveles de SRS tuvieron un comportamiento diferencial, parcialmente compatible con lo anticipado en nuestra hipótesis que —basada en la teoría de la renta del suelo urbano— vincula desigualdades socioeconómicas y segregación. Si bien la SRS disminuyó ligeramente durante la década neoliberal de 1991 y 2001 (contrariamente a lo esperado) lo hizo de manera más intensa durante la década redistributiva de 2001-2010. También en sintonía con la hipótesis, los datos muestran que (para la muestra reducida de ciudades EPH, en 2010) existe una correlación positiva entre SRS y distribución del ingreso. Las ciudades más desiguales tienen mayor segregación. De esta manera, y aunque sin la contundencia esperada, estos resultados sugieren que una de las múltiples causas de la baja en la SRS entre 2001-2010 pudo haber sido la reducción de las desigualdades socioeconómicas.

A pesar de lo anterior, no podemos soslayar que los niveles de SRS en Argentina siguen siendo altos, lo que puede ser fácilmente corroborado —más allá de lo que indiquen nuestras estadísticas— por una simple recorrida por cualquier ciudad del país, especialmente las más grandes. Cualesquiera sean los niveles de SRS que consideremos mínimamente “aceptables”, no son los que existen en la actualidad. La SRS no solo parece elevada, sino que continúa consolidándose mediante otras formas de separación en el espacio, como las urbanizaciones cerradas que se

agregan a las ya conocidas formas de hábitat precario, como las villas y asentamientos informales.

En perspectiva, el próximo censo a realizarse en 2020 aportará datos actualizados para continuar examinando la relación entre desigualdades socioeconómicas y SRS. Los datos más recientes del Indec dan cuenta de una ampliación sistemática de las desigualdades a partir del año 2016, con la vuelta de un nuevo gobierno de signo neoliberal. Sería posible anticipar un aumento de la SRS entre 2010 y 2020 (o en su defecto, una disminución menos intensa a la registrada entre 2001 y 2010).

Finalmente, hemos visto que el método utilizado de restitución cartográfica (ReCar) produce resultados similares, pero no idénticos, a los que se arribaría sin su aplicación. Por un lado, a nivel general, la baja en la SRS entre 1991 y 2010 resulta ser más intensa con el método ReCar que sin el método. A nivel de períodos, en cambio, hay excepciones donde la no aplicación del método nos hubiera llevado a conclusiones divergentes. En cualquier caso, confiamos en que el método implementado permite lidiar satisfactoriamente con el PUEM, disminuyendo las distorsiones, especialmente cuando se trata de determinar tendencias de la SRS a lo largo del tiempo. Pero más allá de las virtudes de la ReCar y otras técnicas, sería importante que a corto o mediano plazo los organismos de estadística nacionales debatieran cuál es —en el mundo actual— el sentido y la utilidad del secreto estadístico. Sin necesidad de eliminarlo, se podría pensar en redefinir sus alcances, a fin de poner a disposición de los usuarios datos censales con mayor grado de desagregación espacial.

## Referencias

Arceo, N., Monsalvo, A., Schorr, M., y Wainer, A. (2008). *Empleo y salarios en la Argentina. Una*

*visión de largo plazo*. Buenos Aires: Editorial Capital Intelectual.

Banco Mundial. (2019). *Desempleo, total (% de la población activa total) (estimación modelado OIT)*. Recuperado de <https://datos.bancomundial.org/indicador/sl.uem.totl.zs>

Baum-Snow, N., y Pavan, R. (2013). Inequality and City Size. *The Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1535-1548. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00328](https://doi.org/10.1162/REST_a_00328)

Borsdorf, A. (2003). Cómo modelar el desarrollo y la dinámica de la ciudad latinoamericana. *EURE*, 29(86), 37-49. <https://doi.org/10.4067/S0250-71612003008600002>

Cenda. (2010). *La anatomía del nuevo patrón de crecimiento y la encrucijada actual. La economía argentina en el período 2002-2010*. Buenos Aires: Editorial Cara o Ceca.

Cepalstat. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (s. f.). *Argentina: perfil nacional económico*. Recuperado de [http://interwp.cepal.org/cepalstat/Perfil\\_Nacional\\_Economico.html?pais=ARG&idioma=spanish](http://interwp.cepal.org/cepalstat/Perfil_Nacional_Economico.html?pais=ARG&idioma=spanish)

Da Peña, P. (2013). *Distribución del ingreso en Argentina* (tesis para Licenciatura en Economía). Universidad del Aconcagua, Mendoza.

Duncan, O. D., y Duncan, B. (1955a). A Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review*, 20(2), 210-217. <https://doi.org/10.2307/2088328>

Duncan, O. D., y Duncan, B. (1955b). Residential Distribution and Occupational Stratification. *The American Journal of Sociology*, 60(5), 493-503. <https://www.jstor.org/stable/2772537>

Groisman, F., y Suárez, A. L. (2005, 1.º y 2 de diciembre). Segregación urbana en el Gran Buenos Aires. En *Presentación a las Cuartas Jornadas sobre Mercado de Trabajo y Equidad en Argentina*, Universidad de Gral. Sarmiento, Argentina.

Indec. (1998). *El concepto de localidad: Definición, estudios de caso y fundamentos teórico-metodológicos para el Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991*. Buenos Aires: Editorial Indec.

Jaramillo, S. (2003). *Los fundamentos económicos de la participación en plusvalías*. Bogotá: Editorial CEDE, Universidad de Los Andes y Lincoln Institute of Land Policy. Recuperado de [http://institutoestudiosurbanos.info/dmdocuments/cendocieu/Especializacion\\_Mercados/Documentos\\_Cursos/Fundamentos\\_Economicos\\_Participacion-Jaramillo\\_Samuel-2003.pdf](http://institutoestudiosurbanos.info/dmdocuments/cendocieu/Especializacion_Mercados/Documentos_Cursos/Fundamentos_Economicos_Participacion-Jaramillo_Samuel-2003.pdf)

Jaramillo, S. (2009). *Hacia una teoría de la renta del suelo urbano*. Bogotá: Editorial CEDE - Uniandes.

Jargowsky, P. A. (1996). Take the Money and Run: Economic Segregation in U.S. Metropolitan Areas. *American Sociological Review*, 61(6), 984-998. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2096304>. DOI: 10.2307/2096304

Kawachi, I. (2002). Income inequality and economic residential segregation. *Epidemiol Community Health*, (56), 165-166. <https://doi.org/10.1136/jech.56.3.165>

Katzman, R. (1999). El vecindario también importa. En R. Katzman (ed.) *Activos y estructura de oportunidades: estudio sobre las raíces de la vulnerabilidad social* (pp. 263-307). Montevideo: Editorial Cepal.

Krupka, D. J. (2007). Are big cities more segregated? Neighbourhood scale and the measure

of segregation. *Urban Studies*, 44(1), 187-197. <https://doi.org/10.1080/00420980601023828>

Lobmayer, P., y Wilkinson, R. G. (2002). Inequality, residential segregation by income, and mortality in US cities. *Epidemiol Community Health*, 56(3), 183-187. <https://doi.org/10.1136/jech.56.3.183>

Marengo, C., y Elorza, A. L. (2014). Tendencias de segregación residencial socioeconómica: el caso de Córdoba (Argentina) en el período 2001-2008. *EURE*, 40(120), 111-133. <https://doi.org/10.4067/S0250-71612014000200006>

Marshall, H., y Jiobu, R. (1975). Residential Segregation in United States Cities: A Causal Analysis. *Social Forces*, 53(3), 449-460. <https://doi.org/10.2307/2576587>

Massey, D. S., y Denton, N. A. (1988). The Dimensions of Residential Segregation. *Social Forces*, 67(2), 281-315. <https://doi.org/10.2307/2579183>

Mayorga, J. M., García, D. M., y Hernández, L. (2017). Calidad de vida y su correlación con los precios del suelo: aproximación a la segregación residencial en Bogotá. *Cuadernos de Vivienda y Urbanismo*, 10(19), 22-40. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.cvu10-19.cvcv>

Mayorga, N. D., Villamizar Santamaría, M., Álvarez Rivadulla, J., y Rodríguez Garavito, C. (2010). Raza y vivienda en Colombia: la segregación residencial y las condiciones de vida en las ciudades. *Centro de Estudios de Derecho, Justicia y Sociedad*, (8). Recuperado de [https://www.dejusticia.org/wp-content/uploads/2017/04/fi\\_name\\_recurso\\_595.pdf](https://www.dejusticia.org/wp-content/uploads/2017/04/fi_name_recurso_595.pdf)

Ministerio de Justicia y Derechos Humanos. (1968). *Ley n.º 17.622. Será modernizado y*

- racionalizado el servicio estadístico. *Créase el Instituto Nacional de Estadística y Censos*. Buenos Aires, Argentina. Recuperado de <http://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet/anejos/20000-24999/24962/texact.htm>
- Openshaw, S. (1984). *The modifiable areal unit problem*. CATMOG 38. Norwich: GeoBooks.
- Park, R. E. (1914). Racial Assimilation in Secondary Groups with Particular Reference to the Negro. *American Journal of Sociology*, 9(5), 606-623. <https://www.jstor.org/stable/pdf/2763128.pdf>
- Reardon, S. F., y Bischoff, K. (2011). Income Inequality and Income Segregation. *American Journal of Sociology*, 116(4), 1092-1153. <https://doi.org/10.1086/657114>
- Rodríguez, G. (2013). El uso de zonas censales para medir la segregación residencial: contraindicaciones, propuesta metodológica y un estudio de caso: Argentina 1991-2001. *EURE*, 39(118), 97-122. <http://dx.doi.org/10.4067/S0250-71612013000300005>
- Rodríguez, G. M. (2011). Desigualdades socioeconómicas y segregación residencial en la Argentina durante la década del noventa. *I Congreso Latinoamericano de Estudios Urbanos*, Universidad Nacional de General Sarmiento, Los Polvorines, Buenos Aires. Recuperado de [http://www.ceur-conicet.gov.ar/archivos/publicaciones/Ponencia-\\_Gonzalo\\_Rodriguez\\_Merkel.pdf](http://www.ceur-conicet.gov.ar/archivos/publicaciones/Ponencia-_Gonzalo_Rodriguez_Merkel.pdf)
- Rodríguez, G. M. (2016). Desigualdades socioeconómicas y segregación residencial en dos décadas de signo político y económico opuesto. La aglomeración Gran Buenos Aires entre 1991 y 2010. *Cuaderno Urbano*, 21(21), 5-28. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5962299.pdf>
- Rodríguez Merkel, G. M. (2014). Qué es y qué no es segregación residencial. Contribuciones para un debate pendiente. *Revista Bibliográfica de Geografía y Ciencias Sociales*, XIX(1079).
- Rofman, A., y Blanco, J. M. V. (2011). Al cierre del Bicentenario. Dos modelos en disputa. En S. Fraschina y J. M. V. Blanco (eds.), *Aportes de la economía política en el Bicentenario* (pp. 23-50). Buenos Aires: Editorial Prometeo Libros.
- Sabatini, F. (2003). La segregación social del espacio en las ciudades de América Latina. *Documentos del Instituto de Estudios Urbanos y Territoriales*, (35), 1-64. <https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/La-segregaci%C3%B3n-social-del-espacio-en-las-ciudades-de-Am%C3%A9rica-Latina.pdf>
- Sabatini, F., Cáceres, G., y Cerdá, J. (2001). Segregación residencial en las principales ciudades chilenas: Tendencias de las tres últimas décadas y posibles cursos de acción. *EURE*, 27(82), 21-42. <https://doi.org/10.4067/S0250-71612001008200002>
- Sabatini, F., y Brain, I. (2008). La segregación, los guetos y la integración social urbana: mitos y claves. *EURE*, 34(103), 5-26. <https://doi.org/10.4067/S0250-71612008000300001>
- Sanhueza, C., y Larrañaga, O. (2007). Residential Segregation Effects on Poor's Opportunities in Chile. Series Documento de Trabajo n.º 259 de la Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile.
- Schwirian, K. P., Hankins, F. M., y Ventresca, C. A. (1990) The Residential Decentralization of Social Status Groups in American Metropolitan Communities, 1950-1980. *Social Forces*, 68(4), 1143-1163. <https://doi.org/10.2307/2579138>

Secretaría de Transporte de la Nación (STN). (2010). *Encuesta de Movilidad Domiciliaria 2009-2010: Movilidad en el Área Metropolitana de Buenos Aires*. Recuperado de <http://datar.noip.me/dataset/encuesta-de-movilidad-domiciliaria-2009-2010-amba>

Telles, E. (1995). Structural Sources of Socioeconomic Segregation in Brazilian Metropolitan Areas. *The American Journal of Sociology*, 100(5), 1199-1223. <https://doi.org/10.1086/230636>

Vapñarsky, C. A. (1984). *Aportes teórico-metodológicos para la determinación censal de localidades*. Buenos Aires: Centro de Estudios Urbanos y Regionales.

Vázquez Sosa, L. (2018). Segregación residencial en Montevideo. ¿Cuál fue su evolución en un contexto de recuperación económica, mejoras distributivas y crecimiento del ingreso real? DOCPLAYER. Recuperado de <https://docplayer.es/94394269-Segregacion-residencial-en-montevideo.html>

Watson, T. (2009). Inequality and the measurement of residential segregation by income in american neighborhoods. *Review of Income and Wealth*, 55(3), 820-844. <https://doi.org/10.3386/w14908>

White, M. J. (1983). The Measurement of Spatial Segregation. *The American Journal of Sociology*, 88(5), 1008-1018. <https://doi.org/10.1111/j.0081-1750.2004.00150.x>

Wilson, R. E. (2011). Visualizing Racial Segregation Differently: Exploring Geographic Patterns in Context. *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research*, 13(3), 212-223. <https://www.jstor.org/stable/41426683>

## Anexos

### Anexo A. Niveles y variación de la SRS en Argentina, 1991-2001-2010. Radios censales originales sin ReCar

Tamaño de la ciudad (hogares)		Año			Variación		
		1991	2001	2010	1991-2001	2001-2010	1991-2010
Total	Casos	783	783	783	783	783	783
	Ciudades donde bajó la SRS				59%	62%	63%
	SRS Media	0,22	0,22	0,21	-2%	-5%	-7%
	SRS media (ponderada)	0,38	0,38	0,37	0%	-3%	-4%
Menos de 1000	Casos	271	199	140	271	199	271
	Ciudades donde bajó la SRS				53%	49%	52%
	SRS Media	0,16	0,15	0,15	-5%	-5%	-10%
	SRS media (ponderada)	0,16	0,16	0,15	-4%	-3%	-7%
1000 a 1999	Casos	211	223	218	211	223	211
	Ciudades donde bajó la SRS				57%	60%	62%
	SRS Media	0,21	0,19	0,17	-8%	-10%	-17%
	SRS media (ponderada)	0,21	0,19	0,17	-8%	-9%	-16%

2000 a 4999	Casos	160	189	225	160	189	160
	Ciudades donde bajó la SRS				67%	65%	74%
	SRS Media	0,26	0,23	0,21	-9%	-11%	-20%
	SRS media (ponderada)	0,26	0,24	0,21	-9%	-12%	-19%

Tamaño de la ciudad (hogares)		Año			Variación		
		1991	2001	2010	1991-2001	2001-2010	1991-2010
5000 a 9999	Casos	74	90	103	74	90	74
	Ciudades donde bajó la SRS				70%	77%	81%
	SRS Media	0,30	0,29	0,26	-5%	-9%	-13%
	SRS media (ponderada)	0,30	0,29	0,26	-5%	-8%	-13%
10.000 a 19.999	Casos	30	35	44	30	35	30
	Ciudades donde bajó la SRS				57%	83%	63%
	SRS Media	0,32	0,32	0,28	-2%	-11%	-13%
	SRS media (ponderada)	0,32	0,32	0,28	-1%	-11%	-12%
20.000 o más	Casos	37	47	53	37	47	37
	Ciudades donde bajó la SRS				57%	68%	68%
	SRS Media	0,38	0,36	0,35	-3%	-3%	-6%
	SRS media (ponderada)	0,42	0,42	0,41	0%	-3%	-3%

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec

## Anexo B. Ciudades con mayor SRS en 2010, con al menos cinco radios censales

Ciudad	Capital provincial	Provincia	Hogares	Puesto 1991	Puesto 2001	Puesto 2010	IS 2010 (%)
Gran Rosario		Santa Fe	401.860	18	6	1	44,6%
Gran San Miguel de Tucumán	0	Tucumán	209.215	3	1	2	43,8%
Gran Córdoba	0	Córdoba	449.010	17	8	3	42,8%
Gran Buenos Aires	0	Bs. As. - CABA	4.245.908	8	4	4	42,6%
Villa Berthet		Chaco	2669	77	9	5	42,6%
Gran Santa Fe	0	Santa Fe	152.006	28	20	6	41,6%
Bariloche		Río Negro	34.461	2	3	7	40,8%
Gran La Plata	0	Buenos Aires	258.319	43	27	8	39,6%
Roque Sáenz Peña		Chaco	25.081	35	16	9	38,6%
Mar del Plata		Buenos Aires	200.397	73	33	10	38,5%
Gran Mendoza	0	Mendoza	268.868	24	25	11	38,1%
Gran Corrientes	0	Corrientes	93.425	21	26	12	37,9%
Concordia		Entre Ríos	42.456	11	18	13	37,5%
Trelew		Chubut	30.225	25	17	14	37,4%
Puerto Madryn		Chubut	23.623	50	7	15	37,1%
Bahía Blanca		Buenos Aires	100.292	72	47	16	36,6%
Gran Resistencia	0	Chaco	108.317	14	21	17	36,1%

Ciudad	Capital provincial	Provincia	Hogares	Puesto 1991	Puesto 2001	Puesto 2010	IS 2010 (%)
Bernardo de Irigoyen		Misiones	2212	42	23	18	35,8%
San Vicente		Misiones	6464	20	2	19	35,7%
General Roca		Río Negro	25.611	60	36	20	35,7%

Ciudad	Capital provincial	Provincia	Hogares	Puesto 1991	Puesto 2001	Puesto 2010	IS 2010 (%)
Demás capitales provinciales							
Gran San Juan	0	San Juan	122.327	41	45	23	35,1%
Santiago Del Estero - La Banda	0	Santiago del Estero	91.995	19	32	24	35,0%
Gran Salta	0	Salta	139.351	198	37	29	34,8%
Neuquén - Plottier- Cipolletti	0	Neuquén – Río Negro	108.146	54	35	30	34,7%
Gran Santa Rosa	0	La Pampa	37.396	87	81	37	34,0%
Gran Posadas	0	Misiones	89.310	40	43	39	33,7%
Formosa	0	Formosa	59.342	39	53	41	33,4%
Gran Paraná	0	Entre Ríos	81.476	53	95	46	33,0%
Gran San Luis	0	San Luis	48.592	76	109	56	31,9%
Viedma - Carmen De Patagones	0	Río Negro / Bs. As.	22.263	110	91	78	30,6%
Gran San Salvador de Jujuy	0	Jujuy	81.426	107	125	156	25,0%
Río Gallegos	0	Santa Cruz	28.366	250	235	282	19,4%
Rawson	0	Río Negro	7735	244	365	397	15,0%

Fuente: elaboración propia sobre datos del Indec