

Hacia una geografía de la unión libre en América Latina y el Caribe¹

Antonio López-Gay², Anna Turu³, Julián López-Colás⁴, Iñaki Permanyer⁵, Ron Lesthaeghe⁶, Albert Esteve⁷

Resumen

La unión libre ha formado parte de los sistemas nupciales de América Latina desde tiempos coloniales aunque su práctica ha estado históricamente más extendida en unas regiones que en otras. La mayoría de trabajos que aportan datos sobre la influencia de la unión libre en América Latina lo hacen a escala nacional. Son pocos los estudios que han investigado esta cuestión a una escala más detallada. Sin renunciar a la perspectiva de América Latina, este estudio moviliza más de 525 millones de registros individuales de la ronda censal de 2000 de 37 países repartidos en 16.500 subdivisiones locales con el objetivo de generar una geografía de la unión libre en América Latina que permita identificar las grandes áreas de influencia de este tipo unión y examinar la homogeneidad interna de los países. Los datos proceden principalmente de la base de datos censal de CELADE y están basados en el 100% de los registros. El trabajo hace uso intensivo de los sistemas geográficos de información y de la estadística espacial para gestionar la información, examinar la consistencia de los indicadores en áreas pequeñas, e identificar las áreas de influencia territorial de la unión libre sobre la base de criterios estadísticos bien definidos.

Palabras clave: Estadística Espacial, Unión Libre, América Latina.

¹ Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, del 23 al 26 de octubre de 2012.

² Antonio López-Gay, Centre d'Estudis Demogràfics (tlopez@ced.uab.es)

³ Anna Turu, Centre d'Estudis Demogràfics (aturu@ced.uab.es)

⁴ Julián López-Colás, Centre d'Estudis Demogràfics (jlopez@ced.uab.es)

⁵ Iñaki Permanyer, Centre d'Estudis Demogràfics (ipermanyer@ced.uab.es)

⁶ Ron Lesthaeghe, Centre d'Estudis Demogràfics (rlesthaeghe@yahoo.com)

⁷ Albert Esteve, Centre d'Estudis Demogràfics (aesteve@ced.uab.es)

1. Introducción

La unión libre ha coexistido con el matrimonio en América Latina desde tiempos coloniales. Históricamente, su presencia ha estado asociada a unos sectores determinados de la sociedad, normalmente a los estratos sociales más bajos y a la población indígena y negra que estuvo menos expuesta a la influencia de la iglesia católica y de los gobiernos durante la época colonial. En su conjunto, la unión libre es una seña de identidad de los sistemas nupciales en América Latina cuando se compara esta región con otras sociedades en la que ha aparecido recientemente (ej. Europa) o apenas existe (ej. Asia). Pero la presencia de la unión libre no es homogénea en la región. Los niveles más elevados de cohabitación se han observado históricamente en América central y el Caribe y los niveles más bajos en Argentina y Chile. En las últimas tres décadas, sin embargo, la explosión de la cohabitación ha sido de tal magnitud que las diferencias entre países se han acortado considerablemente. Los estudios comparativos en la región se han realizado desde una perspectiva nacional, comparando países entre sí, pero sin examinar las diferencias internas entre los mismos. Dada la extensión territorial de algunos estos países (ej. Brasil, México, Argentina, Colombia) y los cambios en las fronteras administrativas de los mismos en los últimos siglos, es de suponer que la distribución geográfica de la unión libre no será homogénea dentro de los países.

En este contexto, este artículo documenta el proceso de construcción de una geografía a escala regional, y en algunos países local, de la unión libre en América Latina con el objetivo de (i) identificar las principales áreas de influencia de este tipo de unión; (ii) examinar el grado de heterogeneidad internad de los países; y (iii) mostrar las continuidades territoriales que traspasan las fronteras nacionales. La construcción de esta geografía requiere de la obtención de datos, construcción y corrección de los indicadores, armonización de las bases cartográficas y examen de la heterogeneidad espacial dentro de cada país. El artículo no tiene como objetivo proporcionar un marco explicativo de las diferencias observadas sino hacerlas evidentes y sirvan de inspiración para futuras investigaciones. El detalle espacial con el que hemos abordado esta geografía de la unión libre y la cobertura geográfica de nuestro estudio, toda América Latina y el Caribe, no tienen precedentes en la historia de las ciencias sociales. Por esta razón, consideramos oportuna la necesidad de documentar todos los pasos seguidos en la construcción de la geografía de la unión libre.

El artículo se estructura siguiendo la secuencia lógica de las fases de construcción del mapa. Primero, presentamos las bases de datos y la construcción de la base cartográfica. Los datos

proceden de los censos de población de 46 países de la región. En la mayoría de casos, proceden de muestras de microdatos completas. La base cartográfica final ha resultado de la combinación de bases cartográficas nacionales y de su armonización con las divisiones administrativas disponibles en los censos. Segundo, presentamos el indicador para medir la unión libre y utilizamos la estadística espacial para corregir, si es preciso, el valor observado en aquellas unidades con un número reducido de casos. En tercer lugar, examinamos la distribución de la unión libre utilizando técnicas de asociación espacial a escala nacional y para el conjunto de América Latina.

2. Los datos censales y la base cartográfica

2.1. Los datos censales

Para construir una geografía de la unión libre se ha recabado información acerca de unas 17.000 unidades territoriales pertenecientes a 37 países o territorios diferentes. En todos los países, los datos proceden de la ronda censal de 2000⁸. El volumen total de registros individuales movilizados supera los 525 millones. La recopilación de toda esta información no hubiera sido posible sin la colaboración de distintas instituciones nacionales e internacionales. El principal proveedor de información ha sido el Centro Latinoamericano de Desarrollo (CELADE), institución que desde hace décadas realiza un importante trabajo de digitalización, conservación y difusión de los microdatos censales de buena parte de los países de América Latina y el Caribe. A través de CELADE se ha obtenido información para 19 de los 37 los países analizados (Tabla 1) y se han podido realizar tabulaciones específicas sobre el tipo de unión utilizando el 100% de los microdatos censales.

Para los 18 países no disponibles a través de CELADE, hemos acudido a diferentes instituciones. El Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) nos ha proporcionado los datos de Colombia. Los datos de Cuba provienen de una muestra del 10% de los microdatos censales de 2002 extraídos de la base de datos *Integrated Public Use of Microdata Series* de la Universidad de Minnesota (IPUMS-International). Para 13 países, la mayoría del Caribe la información se ha obtenido a través de las publicaciones del Caribbean Community (CARICOM)⁹. Por último, los datos tabulados para la Guayana Francesa, Martinica

⁸ 29 de los 37 países analizados de América Latina y el Caribe realizaron su operación censal en los años 2000, 2001 y 2002, pero hay algunas excepciones. Los datos de Uruguay y El Salvador proceden del censo de 1996 y de 2007 respectivamente. En los departamentos franceses de ultramar los datos son del año 2008.

⁹ En algunos casos como Surinam y las Islas Turcas y Caicos las tabulaciones no ofrecen información sobre la unión libre.

y Guadalupe proceden del *Institut National de la Statistique et des Études Économiques* de Francia (INSEE).

Por último, las divisiones administrativas utilizadas son diversas porque la organización territorial de los países y el detalle que proporcionan sus censos no son homogéneos. Los datos de la mayoría de las unidades administrativas analizadas pertenecen a un tercer nivel administrativo, que presenta diferente terminología: municipio (Brasil, Guatemala y República Dominicana), parroquia (Ecuador y Venezuela), distrito (Costa Rica y Perú) o corregimiento (Panamá). Sin embargo, para 9 países sólo se ha podido obtener información del primer o segundo nivel: provincia o departamento (Cuba, Argentina y Uruguay, por ejemplo). En otros casos, como en buena parte de las islas del Caribe no se ha podido obtener información con desagregación territorial.

2.2. La base cartográfica

La elaboración de la base cartográfica se ha realizado en dos fases. La primera ha consistido en recopilar la cartografía de todas las unidades territoriales por países, y la segunda en elaborar un mapa de toda la región.

La colaboración de CELADE en la primera fase ha sido capital, ya que para 13 de los países para los que se suministró la información censal también se obtuvieron las bases cartográficas (Tabla 2). Para Brasil y Venezuela la información cartográfica se obtuvo a través del Instituto Brasilerio de Geografia e Estadística (IBGE) y del Instituto Nacional de Estadística (INE) respectivamente. Para el resto de países la información proviene del sitio web de Global Administrative Areas (GADM), organización que proporciona de forma gratuita cartografía con las bases administrativas de todos los países del mundo¹⁰.

La segunda fase ha sido más ardua y laboriosa. La vinculación de los datos censales con las bases cartográficas ha sido relativamente fácil para los países en los que se obtuvo la información a través de CELADE o los organismos oficiales de estadística. En este caso tan sólo se han realizado ajustes menores, como crear o unir algunas unidades administrativas, para eliminar las discrepancias entre los datos censales y las bases cartográficas. En cambio, las dificultades han sido mayores con las bases cartográficas procedentes de fuentes no oficiales (gadm.org, por ejemplo). Cuando la fecha censal y la fecha de referencia de la base cartográfica no coinciden, hemos tenido que adaptar los límites administrativos de la base

¹⁰ Para más información véase la el sitio web de esta institución (www.gadm.org) .

cartográfica a las unidades administrativas disponibles en los datos censales. Otra dificultad surgida en esta segunda fase ha sido no poder disponer de una base cartográfica con el mismo detalle territorial que los datos censales, lo que ha obligado a renunciar a un nivel de desagregación administrativo para poder representar los resultados. Por ejemplo, en Bolivia y en Chile hemos renunciado al análisis de un cuarto nivel, y en El Salvador y Honduras de un tercer nivel.

El resultado final ha sido la elaboración de una base cartográfica que, salvo algunas excepciones como las Antillas Holandesas, incluye toda América Latina y el Caribe, y, lo más importante, permite representar la proporción de mujeres de 25 a 29 años que viven en unión libre para exactamente 16.835 unidades administrativas que corresponden a 37 países. 16 de estos países, la mayoría en el Caribe, tienen una sola unidad.

En la Tabla 2 muestra las divisiones administrativas seleccionadas para la elaboración de este trabajo. En América del Sur, se concentran 12.000 de las 17.000 unidades territoriales analizadas. En todos estos países, excepto en Argentina, Uruguay, la República de Guyana y la Guyana Francesa, la población media de cada unidad oscila entre las 12.000 y las 45.000 personas. Ecuador y Perú son los países que disponen de un mayor detalle geográfico si el número de unidades administrativas se pone en relación con la población del país (con una media entre 12.000 y 15.000 personas por unidad). A continuación aparecen Venezuela, Pargauay, Boliva y Brasil, divididas en unidades que tienen una media de 20.000 a 30.000 personas. Colombia y Chile cuentan con menos de 45.000 personas por unidad, mientras que en Argentina, y sobre todo en Uruguay, no se ha podido descender a un nivel de análisis inferior al departamental, con lo que la población media de cada unidad es notablemente superior al resto de países.

América Central es quizá la región más homogénea porque se dispone de información detallada para todos los países, salvo Belice, lo que explica en parte que el tamaño poblacional medio de las unidades administrativas no sea tan dispar. Las unidades son especialmente poco pobladas en Panamá y Costa Rica, con una población media inferior a las 10.000 personas. En cambio, los municipios de México tienen una media de casi 40.000 habitantes. Finalmente, en el Caribe los únicos países en los que se ha podido analizar la diversidad interna han sido Cuba, República Dominicana, Trinidad y Tobago y Barbados. La población media de cada unidad oscila entre las 23.000 personas de Barbados hasta las más de

745.000 de las provincias cubanas, pasando por las 38.000 de los municipios de la República Dominicana y las 75.000 de las parroquias de Trinidad y Tobago.

Pese a las diferencias del detalle territorial de los países y las disparidades de las unidades territoriales estudiadas, la gran cantidad de información recopilada es muy útil para los objetivos propuestos, que se tratan a continuación.

3.- El uso de la estadística espacial para la corrección de indicadores locales

3.1- El mapa de la unión libre en América Latina y el Caribe

El Mapa 1 muestra los resultados de cartografiar el indicador escogido para el análisis de la unión libre en América Latina, la proporción de mujeres de 25 a 29 años que viven en unión libre respecto al total de mujeres de esa edad que viven en unión. Se trata, pues, del mapa que se extrae directamente de los resultados de la operación censal.

Alrededor del año 2000, cuatro de cada diez mujeres de 25 a 29 años de edad unidas de América Latina y el Caribe vivían en unión libre, exactamente el 41%. La intensidad y la extensión del fenómeno era muy desigual. Mientras que en países como Chile o México la unión libre sólo era mayoritaria en áreas muy acotadas, en otros como Costa Rica, Panamá, Colombia o Perú en las proporciones registradas en superiores al 50% en la mayor parte de su territorio. A grandes rasgos, en el mapa se distinguen dos grandes áreas de unión libre, la región Amazónica y la del Caribe, a las que también habría que unir el litoral brasileño, aunque al tratarse de unidades territoriales de poca superficie, comparados con los amazónicos, apenas destacan.

Pero, además de la sobrerrepresentación de las unidades administrativas más extensas, el mayor problema del mapa es la consistencia estadística de los resultados. El 52% de las unidades administrativas analizadas cuentan con menos de 250 mujeres de entre 25 y 29 años de edad unidas. Dicho de otra manera, más de la mitad de las proporciones se han estimado con un denominador cuyo tamaño puede introducir cierta aleatoriedad en los resultados.

La Tabla 3 muestra la distribución de los resultados según el tamaño del denominador, es decir, el número de mujeres de 25 a 29 años que viven en cualquier tipo de unión. Los resultados muestran claramente que cuando el denominador es pequeño existe un mayor número de unidades con resultados extremos, en ambos lados de la distribución. En otras

palabras, cuanto menor es el número de mujeres del grupo de edad estudiado que vive en una localidad, mayor es la probabilidad de que se obtenga un resultado extremo en el indicador escogido, que en algunas ocasiones puede llegar a ser incluso del 0% o del 100%. Por ejemplo, el 25% de las unidades administrativas en las que se han censado menos de 25 mujeres del grupo de edad seleccionado, presentan una proporción de mujeres que viven con su pareja en forma de unión libre inferior al 10% o superior al 90%. En cuanto el tamaño del denominador aumenta ligeramente, el número de unidades en esos grupos extremos disminuye considerablemente: cuando en el denominador se contabilizan 25 o 49 mujeres el número de unidades en esos grupos disminuye al 20%, al 15% cuando el denominador supera los 50 efectivos, y tan sólo al 6% cuando el denominador se superan las 250 mujeres. El descenso es todavía más pronunciado entre los casos extremos. Cuando el total de mujeres de 25 a 29 años de una localidad no supera los 25 efectivos, en el 12,5% de los casos, todas ellas se unen de la misma manera, ya sea en cohabitación o en matrimonio. En cambio, apenas en el 2% de las unidades estudiadas existe el mismo comportamiento cuando del denominador se encuentra entre las 50 y las 99 mujeres. Más allá de un comportamiento diferencial de las mujeres en función del tamaño del municipio, que también puede existir, no cabe ninguna duda que las unidades geográficas con pocos individuos están más expuestas a presentar valores extremos, determinadas por la aleatoriedad.

Cuando, como en este caso, se calculan proporciones de cohabitantes para poblaciones tan dispares uno de los problemas es la inestabilidad de la varianza por el uso de numeradores y denominadores pequeños. Para solucionar este problema existen herramientas de estadística espacial que son explicadas a continuación.

3.2.- Aplicación de las técnicas de estadística espacial para aumentar la consistencia de los resultados en las unidades pequeñas

Una manera de corregir la inestabilidad del indicador es realizar una suavización espacial, método que, a diferencia de las suavizaciones que no tienen en cuenta la diversidad del territorio, tiende a poner el énfasis en las tendencias subregionales (Anselin, Florax y Rey, 2003). Para ello existen una variedad de métodos y técnicas que, en esencia, consisten en tomar los valores de las unidades territoriales de las zonas vecinas a la observación para con diferentes métodos de ponderación calcular el indicador. Dicho con otras palabras, el

indicador se suaviza y en consecuencia se estabiliza tomando prestado la consistencia de otras unidades territoriales.

La suavización espacial de la proporción de mujeres de cohabitantes de entre 25 y 29 años de edad se ha realizado mediante el programa GeoDa. Y entre los diferentes procedimientos que ofrece este programa se ha optado por el denominado Spatial Empirical Bayes (en adelante SEB) porque es uno de los métodos espaciales más eficaces cuando los tamaños poblacionales analizados son muy dispares (Haining, 2003).

El primer paso para la suavización espacial de las proporciones en los diferentes procedimientos que ofrece el programa GeoDa es la selección de los vecinos para crear el ponderador. Tal selección puede realizarse según diferentes criterios: de distancia, de vecindad más próxima o de contigüidad. Para este análisis los vecinos han sido elegidos siguiendo el criterio de contigüidad, en concreto por el denominado método “Queen” de nivel 1, lo que significa que cada unidad territorial tiene como vecinas a las unidades con las que comparte una frontera o un vértice. Sin duda, los resultados de las técnicas de suavización espacial son muy sensibles a la elección de los vecinos. En este caso, se ha optado por el método “Queen” con un nivel 1 de contigüidad, porque se ha considerado que en un territorio tan vasto, con unidades administrativas y proporciones de unión libre tan dispares, es un método de ponderación más adecuado que los de distancia o vecindad más próxima.

Definido el criterio vecindad, el programa crea una matriz de pesos binaria $W=(w_{ij})$ en la que cada elemento w_{ij} nos indica si la unidad administrativa ‘i’ es vecina con la unidad administrativa ‘j’ (en cuyo caso el peso toma el valor 1) o no (en cuyo caso el peso toma el valor 0). Más sintéticamente:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si 'i' y 'j' son vecinos} \\ 0 & \text{si 'i' y 'j' no son vecinos} \end{cases}$$

El siguiente paso es la suavización de las proporciones aplicando el método SEB. Dicho método, utilizando la matriz de pesos, compara el tamaño de la unidad territorial observada respecto a los parámetros de las de sus vecinos, de forma que la proporción suavizada es producto del promedio ponderado de la tasa observada y de la media de la subregión, de los vecinos. El procedimiento es básicamente el mismo que utilizan los métodos no espaciales como el mismo Empirical Bayes, pero a diferencias de éstos que tendrían en cuenta las

observaciones de todo el continente, los métodos espaciales realizan la ponderación utilizando criterios de vecindad o distancia.

Para la aplicación del método SEB se parte de las observaciones siguientes: ‘ m ’ es la unidad territorial que estamos estudiando, p_m la proporción de mujeres cohabitantes de entre 25 y 29 años de edad que queremos estimar y \hat{p}_m la proporción muestral sujeta a los problemas de inestabilidad. Para la suavización de dichas proporciones se utilizan indicadores del tipo

$$\tilde{p}_m = (1 - S_m)\hat{p}_m + S_mE(\hat{p}_{N(m)})$$

donde S_m es un factor de ajuste que toma valores entre 0 y 1 y $E(\hat{p}_{N(m)})$ es el valor de la proporción muestral cuando ésta se calcula para las unidades territoriales que vecinas de ‘ m ’ ($N(m)$ designa el conjunto de vecinos de ‘ m ’). El factor S_m se aproxima hacia 0 cuando el tamaño muestral en ‘ m ’ se hace grande y se aproxima hacia 1 cuando el tamaño muestral en ‘ m ’ se reduce. Algunos autores se refieren a dicho factor como “factor de contracción” (o “shrinkage factor” en inglés (Assunção *et. al.* 2005). De este modo, el estimador \tilde{p}_m otorga más credibilidad a la proporción muestral \hat{p}_m cuando el tamaño muestral en ‘ m ’ es grande y se basa más en el promedio local de los valores de \hat{p} aplicado a los vecinos de ‘ m ’ cuando la muestra es pequeña.

El mapa de la proporción suavizada de mujeres de 25 a 29 años viviendo en unión libre (Mapa 2) a simple vista presenta pocas diferencias respecto al observado (Mapa 1) por un problema de visualización¹¹. Pero, si la comparación se realiza para las unidades administrativas con pocos efectivos poblacionales se comprueba que las diferencias son significativas. Con el indicador suavizado las proporciones más extremas, el 0% y el 100%, prácticamente no tienen ninguna importancia relativa en las unidades con menos de 250 mujeres unidas (Tabla 4). La única excepción la conforman el exiguo 0,3% de las unidades con un denominador inferior a las 25 mujeres que registran proporciones del 100%. Esto resultados contrastan con los observados que se veían en el apartado anterior (Tabla 3) donde, por ejemplo, casi el 6% de las unidades de menos de 25 mujeres presentaban proporciones del 100%.

¹¹ En este sentido, es preciso señalar que el proyecto en el que se inscribe esta investigación contempla la difusión de los resultados en soportes que permitan una mejor visualización.

En síntesis, el efecto de la aplicación del método SEB en las unidades con menos efectivos territoriales es doble. Por un lado, la corrección es mayor en las unidades administrativas que registran las proporciones en unión libre más extremas. Y por otro, la corrección es menor conforme aumenta el tamaño poblacional.

Los resultados de esta técnica de corrección en función del tamaño del denominador queda reflejada en la Figura 1. En ella se aprecia claramente como el grado de corrección de los valores observados varía en función del tamaño población. La corrección es las unidades pequeñas. La variación generada por esta técnica de suavización es relativamente importante hasta que los denominadores están compuestos por 100 mujeres. Por debajo de esta cifra, es relativamente frecuente encontrar unidades que han variado hasta 20 puntos porcentuales tras la corrección del indicador. Por encima de esta cifra, es muy poco habitual que las unidades se corrijan en más de 10 puntos porcentuales. A partir de un denominador compuesto por 500 efectivos, aproximadamente, el indicador apenas experimenta variación.

En definitiva, el resultado final es un indicador con unos valores menos fluctuantes, a partir de los cuales es posible desarrollar un análisis estadístico espacial de la unión libre en América Latina y el Caribe.

4.- Una interpretación geográfica de la unión libre en América Latina a través del uso de la estadística espacial

Para examinar la homogeneidad interna de los países e identificar las continuidades territoriales de la unión libre en América Latina y el Caribe, también se utilizan las herramientas y los indicadores de la estadística espacial que permiten expresar tales relaciones.

En lo que respecta a la homogeneidad interna de los países, el indicador *I* de Moran global permite diferenciar si la distribución de la unión libre es aleatoria o si existe autocorrelación espacial entre las unidades territoriales estudiadas. La aleatoriedad o independencia indica que las unidades se comportan sin ninguna semejanza a como lo hacen sus vecinos. En cambio, la autocorrelación espacial indica que el comportamiento de las unidades administrativas está asociado al de sus vecinas. El indicador expresa la medición con valores que oscilan entre -1 y 1, donde los valores negativos indican un conglomerado espacial de unidades territoriales con valores de análisis distintos y valores positivos indican un conglomerado espacial de unidades territoriales con valores de análisis similares. Los valores cercanos a 0 indican la

falta de relación espacial entre los valores de análisis. Cabe observar que los valores de estos coeficientes en ningún caso han de interpretarse como una mayor o menor intensidad de la unión libre, sino como una medida de la intensidad de autocorrelación entre grupos de unidades territoriales.

Los resultados del indicador *I* de Moran global (Tabla 5) revelan que el comportamiento en términos de unión libre de las mujeres de América Latina de 25 a 29 años sí que está autocorrelacionado espacialmente. El nivel de semejanza de las entidades de Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador, Costa Rica, Panamá y Cuba, es especialmente elevado. Este resultado no implica forzosamente que en el país no haya diferencias en los niveles de cohabitación entre diferentes regiones, sino que indica que las unidades con niveles de unión libre elevados se rodean de otras entidades con valores similares, mientras que las entidades con niveles de cohabitación más bajas, también se rodearían de vecinos con un comportamiento similar. En todos los países existen unos niveles de autocorrelación espacial notablemente elevados, excepto en Uruguay, donde probablemente esté incidiendo el hecho de estar trabajando con pocas unidades territoriales

Los resultados, pues, no implican que no existan fuertes contrastes regionales en la intensidad de la unión libre en los diferentes países. Tales diferencias pueden observarse en el diagrama de caja de las proporciones de mujeres en unión libre suavizadas (Figura 2), que complementan los resultados del indicador *I* de Moran global. Un primer aspecto a destacar del citado diagrama es la intensidad y difusión territorial de la unión libre. En casi la mitad de los países analizados la mitad de las unidades territoriales registran proporciones de cohabitantes superiores al 50%, mientras que en otros países la mediana apenas supera el 20%. Un segundo aspecto a destacar es la dispersión, tanto si se observa el segundo y tercer cuartil o los valores máximos y mínimos (la amplitud de la caja y los bigotes respectivamente), las proporciones más contrastadas se producen entre las unidades administrativas de Ecuador, y las que menos entre las de Barbados y Uruguay.

Para identificar las continuidades territoriales de la unión libre en América Latina y el Caribe, se han utilizado algunas herramientas de la estadística espacial. En concreto, el indicador *I* de

Moran local proporciona una medida de la asociación espacial *de cada una* de las unidades administrativas con sus vecinos¹².

Para realizar este análisis se utiliza la misma matriz de pesos que en el suavizado de las proporciones y en el cálculo del indicador *I* de Moran global; el criterio de vecindad utilizado vuelve a ser el “Queen” con nivel 1 de contigüidad. Sin embargo en este caso, para ampliar la panorámica se ha estimado oportuno realizar el mismo análisis utilizando también en nivel 2 de contigüidad, o lo que es lo mismo: considerar vecinas aquellas unidades que son limítrofes con las primeras unidades.

El indicador *I* de Moran local dibuja cuatro tipos de asociación espacial posibles entre la unidad administrativa y sus vecinas. Estas agrupaciones se han representado en dos mapas (Mapa 3), uno para cada una de las dos matrices de pesos utilizadas, y se comentan de forma somera a continuación:

- **Alto-Alto.** Estas son entidades en las que la práctica de la unión libre es elevada, y que además están rodeadas significativamente de vecinos con valores también altos. Son diversas las zonas de América Latina que pertenecen a este grupo de entidades. Una gran zona se dibuja en el oeste de la región, extendiéndose desde la costa de Venezuela, Colombia, Ecuador y Perú hasta el interior de Brasil. Queda excluida de esta área la franja del altiplano andino de Ecuador, en la que los valores de cohabitación son más bajos, y algunas zonas del altiplano andino colombiano.

En Brasil, se dibuja este tipo de conglomerado de valores elevados, rodeado por vecinos de valores también elevados, en el estado de Pará así como en una fina franja de la costa oriental, entre las localidades de Recife y Salvador. También en el norte de Argentina, así como en el noroeste de Bolivia se identifican este tipo de zonas.

En América Central aparece una amplia franja de la misma tipología que atraviesa desde Panamá hasta El Salvador, con una clara zona de ruptura en Costa Rica y que no tiene continuidad ni en Guatemala ni en México. En el Caribe, la mitad oriental de Cuba pertenece a este grupo, así como la práctica totalidad de municipios de la República Dominicana.

¹² Mientras el indicador global *I* está definido a nivel nacional, los indicadores locales *I_i* están definidos a nivel de cada unidad administrativa ‘*i*’. Los detalles sobre la construcción de dichos indicadores pueden encontrarse en Anselin (1995).

- **Bajo–Bajo.** Estas son entidades en las que la práctica de la unión libre es baja, y que está rodeada significativamente por otras zonas con niveles de cohabitación bajos. En América del Sur las áreas de baja intensidad de la unión libre se localizan principalmente en el centro de Chile, alrededor de la Metrópolis de Santiago de Chile, en una zona que se prolonga también hacia el interior de Argentina, en dirección a Córdoba. Al norte de Chile también se dibuja otra de estas regiones que atraviesan límites de países, esta vez hacia el sur de Bolivia. En el oeste, Uruguay se dibuja completamente como zona con niveles de cohabitación baja¹³. La práctica totalidad del sur de Brasil pertenece también a este tipo de áreas, así como también la zona de los estados de Piauí y Ceará. En la costa este, tan sólo la zona del altiplano andino ecuatoriano aparece como zona de cohabitación.

En América Central, aparecen valores de unión libre bajos en la costa pacífica de Costa Rica y en su prolongación hacia el interior hasta llegar a San José. Finalmente, casi la totalidad México dibuja una gran zona de valores bajos de cohabitación, a excepción del noroeste del país, el estado de Veracruz, y el estado de Chiapas.

- **Bajo–Alto.** Se trata de unidades con valores de cohabitación bajos que están rodeadas significativamente por unidades con valores elevados. Este tipo de unidades son menos frecuentes, lo que demuestra la fuerte determinación territorial del indicador. Puede identificarse este tipo de zonas en algunas áreas en el interior de Colombia, alrededor de Medellín y en el Altiplano Boyacense, en la zona fronteriza entre Colombia y Brasil, así como en la zona de Huancavelica, en el interior de Perú, y en otras de transición entre valores de cohabitación elevados y bajos del interior de Brasil.

- **Alto–Bajo.** En este caso se tratan de unidades con valores de cohabitación altos que están rodeadas significativamente por unidades con valores bajos. Este tipo de unidades son todavía menos frecuentes que las anteriores. Tan sólo se dibujan pequeñas áreas en zonas de transición del sureste de Brasil, y en otras localizadas en interior del estado de Bahía.

Por último, las unidades sin una asociación significativa entre sus áreas vecinas se localizan sobre todo en el suroeste de Brasil y en la prolongación con el norte de Bolivia y de Paraguay.

¹³ Es necesario recordar que los datos de Uruguay son los más antiguos entre todos los países de América Latina y el Caribe, y que por tanto no están mostrando la expansión de la cohabitación que sí que recogen los de los países con datos más recientes (Esteve, Lesthaeghe, López-Gay, 2012).

5.- Conclusiones

En este trabajo hemos documentado el proceso de construcción de una geografía de la unión libre en América Latina que permitiera identificar las grandes áreas de influencia de este tipo de unión, las diferencias dentro de los países, y las continuidades que superan los límites de los países. Todo ello a un nivel de detalle sin precedentes en los estudios en ciencias sociales y para los que ha sido necesario utilizar datos censales de 37 países, más de 525 millones de registros individuales y la construcción de una base cartográfica de más de 16.500 unidades.

En las últimas décadas han sido muchos los estudios que se han aproximado al estudio de las formas de unión en los países de América Latina, al análisis de los altos niveles de cohabitación tradicionales y a la expansión de la cohabitación moderna, pero nunca se había profundizado tanto en la escala territorial como se ha presentado en este artículo. La labor de instituciones como CELADE o IPUMS, que resguardan los microdatos censales, la existencia de unos equipos informáticos capaces de almacenar y gestionar bases de datos extraordinariamente grandes, así como el desarrollo de las herramientas de cartografía digital y de la estadística espacial permiten en la actualidad realizar este tipo de aproximación.

Profundizar hasta un nivel de detalle geográfico equivalente al municipio es una tarea compleja. Por un lado, es necesario disponer de los microdatos de todos los individuos censados. De otra manera, los datos no serían lo suficientemente significativos para poder calcular indicadores de unidades administrativas poco pobladas. Y por el otro lado, es indispensable disponer de una base cartográfica de todos los países que se corresponda con la fecha del censo. La diversa disponibilidad de estos dos elementos ha determinado que este trabajo analice finalmente un total de 37 países y más de 16.500 unidades administrativas para la ronda censal del año 2000. El indicador elegido para el análisis de la formación de la unión es el de la proporción de mujeres de 25 a 29 años que residen en unión libre respecto al total de mujeres en unión de la misma edad.

La aproximación territorial ha permitido explorar las potencialidades de las herramientas de la estadística espacial en un fenómeno de naturaleza demográfica como la formación de la unión. En primer lugar, se ha utilizado el método del Spatial Empirical Bayes para evitar la aleatoriedad del indicador en las unidades administrativas con menos población. Así, este método ha permitido suavizar los valores extremos de algunas de esas unidades pequeñas en función del comportamiento de sus vecinos más próximos. En segundo lugar, y una vez

resuelto el problema de la aleatoriedad del comportamiento en unidades más pequeñas, se han utilizado dos indicadores, el *I* de Moran global, y el *I* Moran local, para interpretar los resultados. El primero tiene el objetivo de analizar la autocorrelación espacial interna de los países analizados; en otras palabras, averiguar si la población de las unidades administrativas de cada país se comporta con o sin semejanza a cómo lo hacen sus vecinos. El segundo indicador proporciona medidas de la asociación espacial para cada una de las unidades, y permite dibujar áreas territoriales en función de los niveles de la unión libre y de la autocorrelación con sus vecinos.

Los resultados permiten afirmar en primer lugar que el comportamiento de la población en términos del tipo de unión está asociado a la forma en que sus vecinos también se unen. Esto es especialmente cierto en algunos países como Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador, Costa Rica, Panamá y Cuba, lugares en los que las unidades administrativas están rodeadas por vecinos con valores muy similares. En lo que respecta a la interpretación de las zonas con mayor o menor niveles de cohabitación mediante el indicador local, destacan las áreas que se dibujan de valores altos en el oeste de la región, desde la costa de Venezuela hasta la de Perú, que penetra hacia el interior hasta llegar al oeste de Brasil. También en Brasil, destacan el interior y alrededores del estado de Pará y el sector litoral entre Recife y Salvador como áreas de valores de cohabitación elevados. También en el norte de Brasil, noroeste de Bolivia, y América Central, entre Panamá y el Salvador, con la excepción de Costa Rica. Finalmente en el Caribe, los niveles de cohabitación acostumbran a ser elevados en la gran mayoría de unidades. En el otro lado de la distribución, áreas de valores de cohabitación bajos con vecinos con valores bajos, aparecen zonas del Cono Sur, como los alrededores de Santiago de Chile y el interior central de Argentina, además de Uruguay. También aparecen zonas con niveles bajos de cohabitación en el tercio oriental de Brasil, en la frontera entre Chile y Bolivia, donde la similitud de comportamientos traspasa fronteras, en el altiplano andino de Ecuador y en la práctica totalidad de México, exceptuando el estado de Veracruz y zonas limítrofes a este.

La aproximación territorial al fenómeno de la formación de la unión, pues, aporta novedosos resultados a este campo de estudio. El futuro de esta investigación pasa principalmente por la búsqueda de mejores plataformas para la presentación de los resultados cartográficos y por la interpretación más exhaustiva de los comportamientos a escala local.

Bibliografía

L. Anselin (1995), “Local indicators of spatial association-LISA”, *Geographical Analysis* 27: 93 –115.

L. Anselin, R. Florax, S. Rey (2004): *Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications*, Springer, Berlin.

R. Assunção, C.P. Schmertman, J.E. Potter, S. Cavenaghi (2005), “Empirical Bayes estimation of demographic schedules for small areas”, *Demography* 42(3): 537-558).

G. Binstock (2008): “Cambios en la formación de la familia en Argentina: cuestión de tiempo o cuestión de forma ?” *Paper presented at the third Congress of the Latin American Population Association (ALAP)*, Cordoba, Argentina, September 24-26.

W. Cabella, A. Peri, M. C. Street (2004): “Dos orillas y una transición ? La segunda transición demográfica en Buenos Aires y Montevideo en perspectiva biográfica.” *Paper presented at the first Congress of the Latin American Population Association (ALAP)*, Caxambu MG, Brazil, September 18-20.

A. Esteve, R. Lesthaeghe, A. López-Gay (2012): “The Latin American Cohabitation Boom”, *Population and Development Review*, 38: 55-81.

R. Haining (2003): *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*, Cambridge University Press, Cambridge.

Minnesota Population Center (2011). *Integrated Public Use Microdata Series International: Version 6.1*. [Machine-readable database] Minneapolis: University of Minnesota.

J. Quilodran (2008): “Hacia la instalación de un modelo de nupcialidad post transicional en América Latina?” *Paper presented at the third Congress of the Latin American Population Association (ALAP)*, Cordoba, Argentina, September 24-26.

J. Rodríguez Vignoli (2005): *Unión y cohabitación en América Latina: modernidad, exclusión, diversidad?* CELADE, División de Población de la CEPAL and UNFPA, Serie Población y Desarrollo 57, Santiago de Chile.

Tabla 1. Descripción de los datos censales para el análisis de la unión libre. América Latina y el Caribe*

País	Año	Nivel administrativo inferior	Nivel administrativo	Número de unidades	Suministrador de los datos
América del Sur					
Argentina	2000	Departamento	2	532	CELADE
Bolivia	2001	Cantón	4	1384	CELADE
Brasil	2000	Municipio	3	5507	CELADE
Chile	2002	Distrito	4	2881	CELADE
Colombia	2005	Municipio	2	1031	DANE
Ecuador	2001	Parroquia	3	995	CELADE
Guyana Francesa	2008	Única división	0	1	INSEE (FR)
Paraguay	2002	Disitrito censal	2	241	CELADE
Perú	2007	Distrito	3	1833	CELADE
Rep. de Guyana	2002	Única división	0	1	CARICOM
Uruguay	1996	Departamento	1	19	CELADE
Venezuela	2001	Parroquia	3	1114	CELADE
América Central					
Belice***	2000	Única división	0	1	CARICOM
Costa Rica	2000	Distrito	3	459	CELADE
El Salvador	2007	Cantón	3	2270	CELADE
Guatemala	2002	Municipio	3	331	CELADE
Honduras	2001	Aldea	3	3727	CELADE
México	2000	Municipio	2	2456	CELADE
Nicaragua	2005	Municipio	2	153	CELADE
Panamá	2000	Corregimiento	3	592	CELADE
Caribe					
Anguilla***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Antigua y Barbuda***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Bahamas***	2000	Única división	0	1	CARICOM
Barbados	2000	Parroquia	1	11	CELADE
Cuba	2002	Provincia	1	15	IPUMS
Dominica***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Granada***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Guadalupe**	2008	Única división	0	1	INSEE (FR)
Islas Vírgenes Británicas***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Jamaica***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Martinica	2008	Única división	0	1	INSEE (FR)
Montserrat***	2001	Única división	0	1	CARICOM
República Dominicana	2002	Municipio	3	225	CELADE
San Cristóbal y Nieves***	2001	Única división	0	1	CARICOM
San Vicente y las Granadinas	2001	Única división	0	1	CARICOM
Santa Lucía***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Trinidad y Tobago	2000	Parroquia	1	15	CELADE

* El fichero también contiene información de Puerto Rico, Las Islas Turcas y Caicos y Surinam, pero no incluye información sobre la unión libre. Para Haití, Islas Caimán, Islas Vírgenes de los Estados Unidos y las Antillas Holandesas no existe o no ha sido posible obtener información.

** Incluye los resultados la Isla de San Martín y San Bartolomé

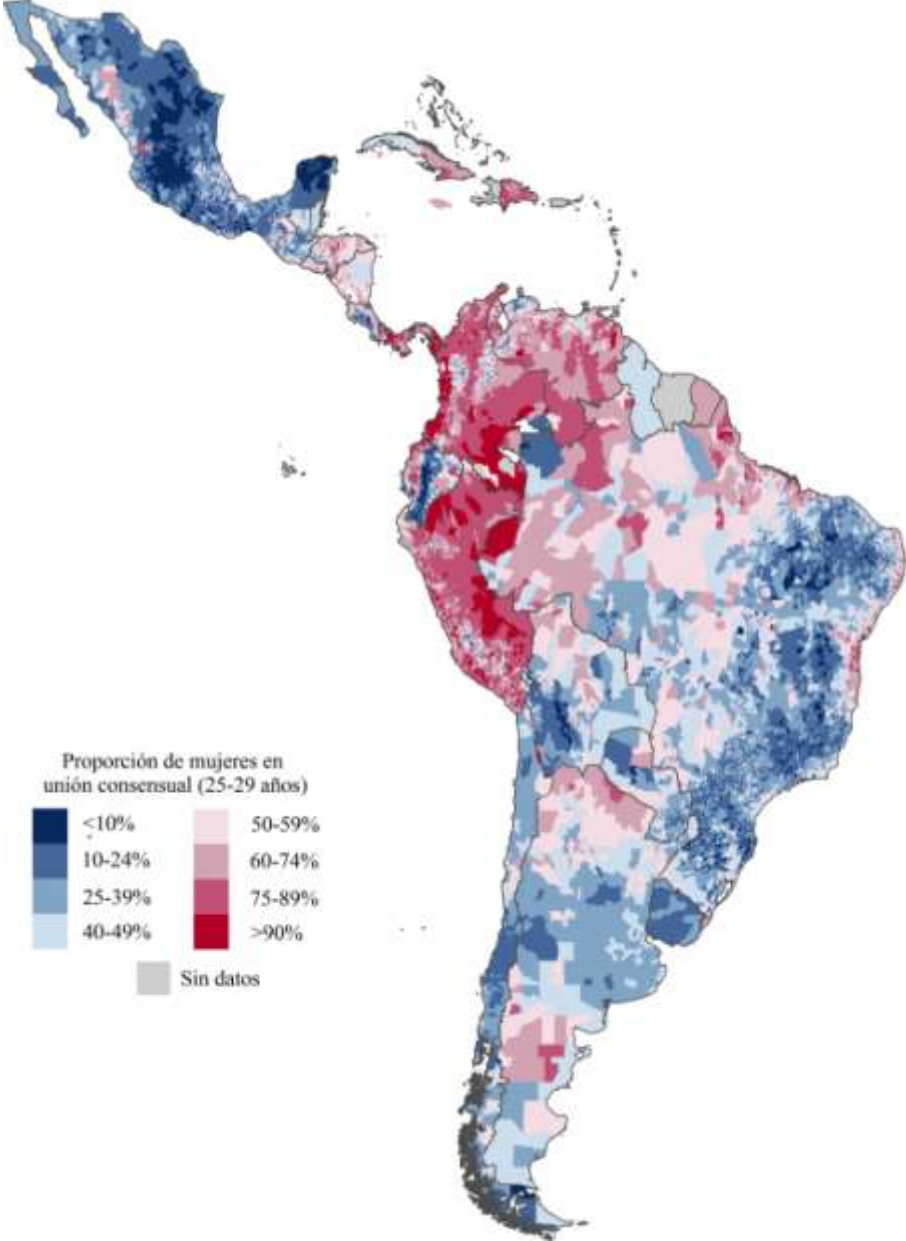
*** Incluye las uniones visitantes.

Tabla 2. Descripción de los datos censales y las bases cartográficas utilizados para el análisis de la unión libre. América Latina y el Caribe

País	Suministrador cartografía*	Denominación	Nivel administrativo	Número de unidades	Población media	Superficie media (km ²)
América del Sur						
Argentina	GADM	Departamento	2	532	68.158	5.223
Bolivia	CELADE	Sección	3	314	26.351	3.442
Brasil	IBGE	Municipio	3	5507	30.847	1.543
Chile	CELADE	Comuna	3	342	44.200	2.220
Colombia	DANE	Municipio	2	1113	36.995	994
Ecuador	CELADE	Parroquia	3	995	12.218	255
Guyana Francesa	GADM	Única división	0	1	219.266	83.299
Paraguay	CELADE	Distrito censal	2	241	21.424	1.655
Perú	CELADE	Distrito	3	1833	14.955	702
Rep. de Guyana	GADM	Única división	0	1	751.230	209.739
Uruguay	GADM	Departamento	1	19	166.514	9.340
Venezuela	INE	Parroquia	3	1116	20.658	830
América Central						
Belice	GADM	Única división	0	1	232.111	21.989
Costa Rica	CELADE	Distrito	3	459	8.301	112
El Salvador	CELADE	Municipio	2	262	21.924	77
Guatemala	CELADE	Municipio	3	331	33.949	327
Honduras	GADM	Municipio	2	298	20.392	377
México	CELADE	Municipio	2	2443	39.711	803
Nicaragua	GADM	Municipio	2	153	33.609	787
Panamá	CELADE	Corregimiento	3	592	4.793	126
Caribe						
Anguilla	GADM	Única división	0	1	11.430	83
Antigua y Barbuda	GADM	Única división	0	1	63.863	436
Bahamas	GADM	Única división	0	1	303.611	13.388
Barbados	CELADE	Parroquia	1	11	22.728	74
Cuba	GADM	Provincia	1	15	745.845	7.382
Dominica	GADM	Única división	0	1	69.775	754
Granada	GADM	Única división	0	1	103.137	360
Guadalupe	GADM	Única división	0	1	401.784	1.731
Islas Vírgenes Británicas	GADM	Única división	0	1	23.161	169
Jamaica	GADM	Única división	0	1	2.607.635	11.000
Martinica	GADM	Única división	0	1	397.693	1.118
Montserrat	GADM	Única división	0	1	4.303	101
República Dominicana	CELADE	Municipio	3	225	38.056	212
San Cristóbal y Nieves	GADM	Única división	0	1	46.325	267
San Vicente y las Granadinas	GADM	Única división	0	1	106.253	398
Santa Lucía	GADM	Única división	0	1	156.741	614
Trinidad y Tobago	CELADE	Parroquia	1	15	74.318	344

* La base cartográfica también incluye Haití, Islas Turcas y Caicos, y las Islas Vírgenes de los Estados Unidos.

Mapa 1. Proporción observada de mujeres de 25 a 29 años que viven en unión libre. América Latina y el Caribe. Ronda censal de 2000



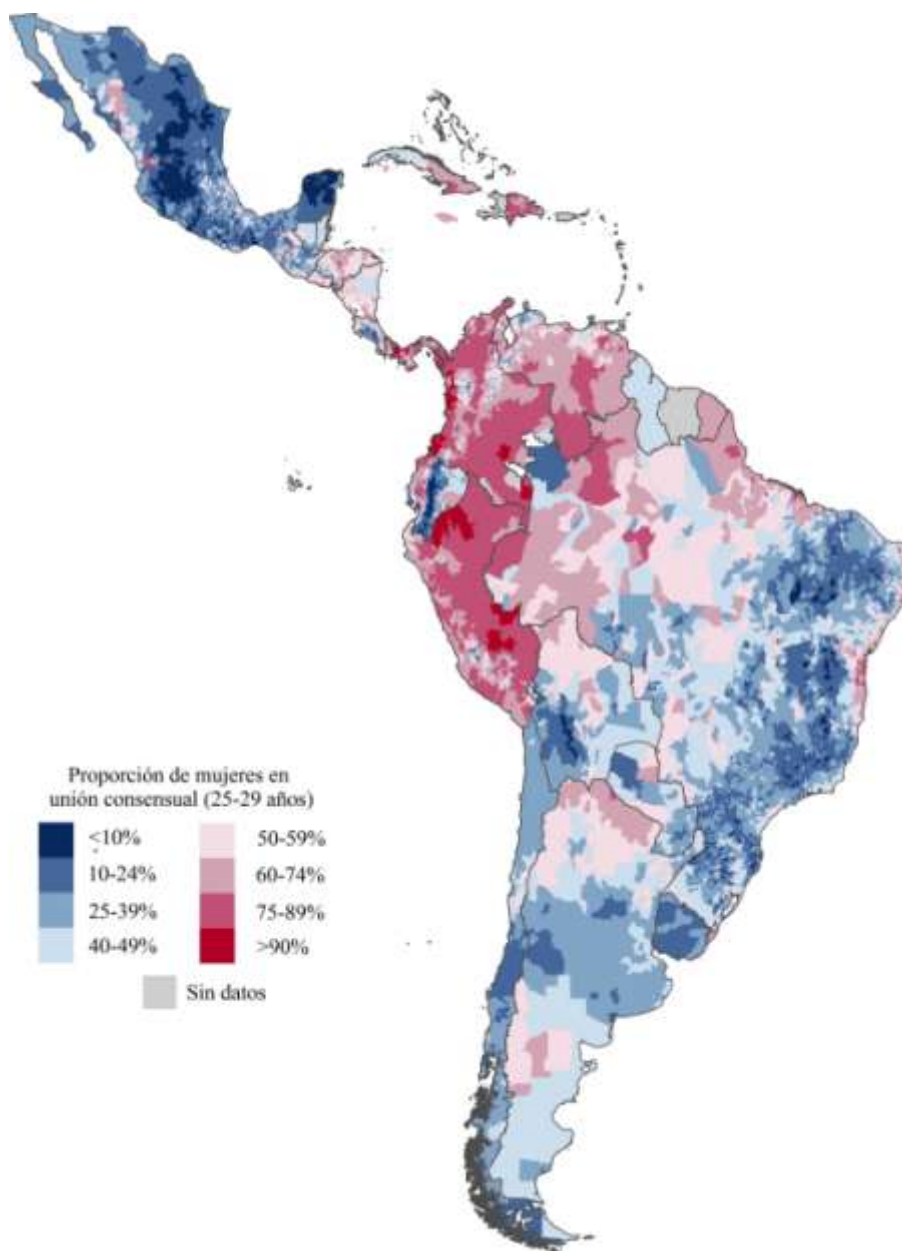
Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3. Peso relativo de las proporciones extremas según el tamaño de la unidad administrativa. América Latina y el Caribe. Ronda censal de 2000

Mujeres 25-29 años, en unión	Unión libre <10% (% de entidades)	Unión libre >90% (% de entidades)	Unión libre = 0% (n° de entidades)	Unión libre = 100% (n° de entidades)
0-24	12,9%	10,4%	6,8%	5,7%
25-49	12,6%	6,2%	4,3%	0,8%
50-99	13,1%	2,5%	2,1%	0,1%
100-249	8,2%	1,3%	0,4%	0,0%
>250	5,2%	0,6%	0,1%	0,0%

Fuente: Elaboración propia

Mapa 2. Proporción corregidas de mujeres de 25 a 29 años que viven en unión libre*. América Latina y el Caribe. Ronda censal de 2000



Fuente: Elaboración propia.

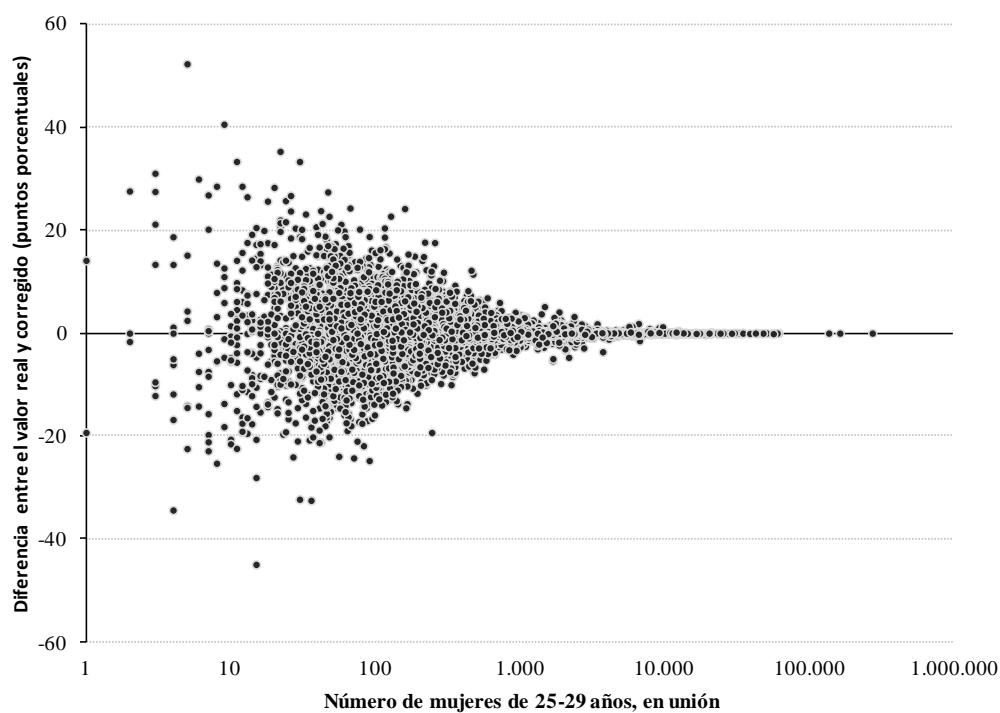
* Para los territorios sin vecinos con contigüidad territorial como las islas se ha representado la proporción observada.

Tabla 4. Peso relativo de las proporciones extremas suavizadas según el tamaño de la unidad administrativa. América Latina y el Caribe. Ronda censal de 2000

Mujeres 25-29 años, en unión	Unión libre <10% (% de entidades)	Unión libre >90% (% de entidades)	Unión libre = 0% (n° de entidades)	Unión libre = 100% (n° de entidades)
0-24	5,1%	1,5%	0,0%	0,3%
25-49	8,0%	1,3%	0,0%	0,0%
50-99	7,8%	1,1%	0,0%	0,0%
100-249	6,2%	0,3%	0,0%	0,0%
>250	4,9%	0,3%	0,0%	0,0%

Fuente: Elaboración propia

Figura 1. Diferencia entre la proporción en unión libre observada y la corregida según tamaño del denominador. América Latina y el Caribe. Ronda censal de 2000



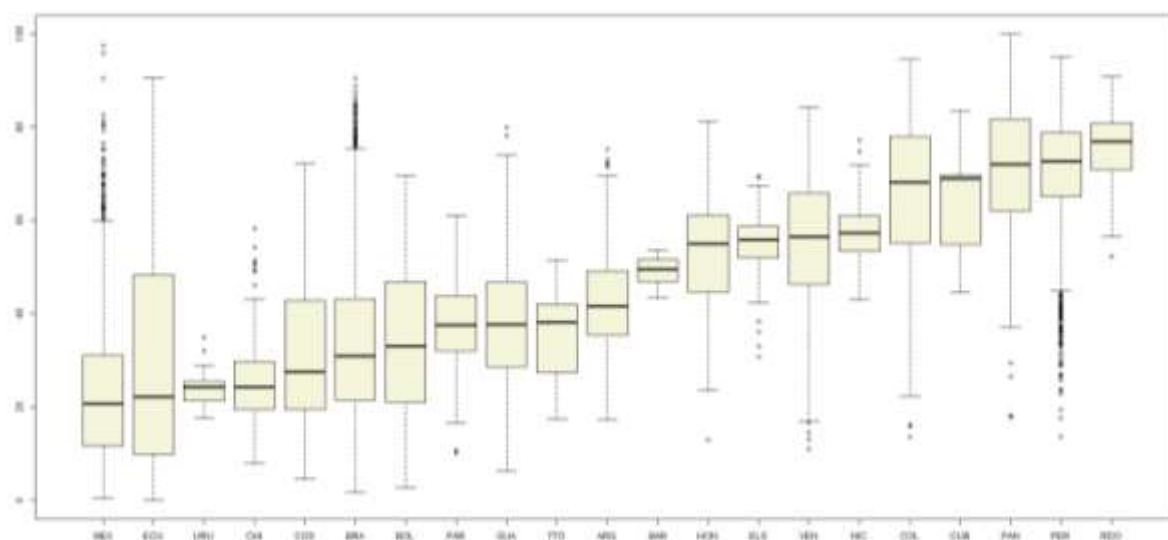
Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5. Indicador Global Moran's I de las proporciones en unión libre corregidas. América Latina y el Caribe. Ronda censal de 2000

País	Indicador Global Moran's I	País	Indicador Global Moran's I
América del Sur		América Central	
Argentina	0,8309	Costa Rica	0,8197
Bolivia	0,8153	El Salvador	0,4160
Brasil	0,7794	Guatemala	0,4805
Chile	0,8123	Honduras	0,7535
Colombia	0,8175	México	0,6504
Ecuador	0,9228	Nicaragua	0,6102
Paraguay	0,6506	Panamá	0,8319
Perú	0,7611	Caribe	
Uruguay	0,2270	Cuba	0,8206
Venezuela	0,7509	República Dominicana	0,6842

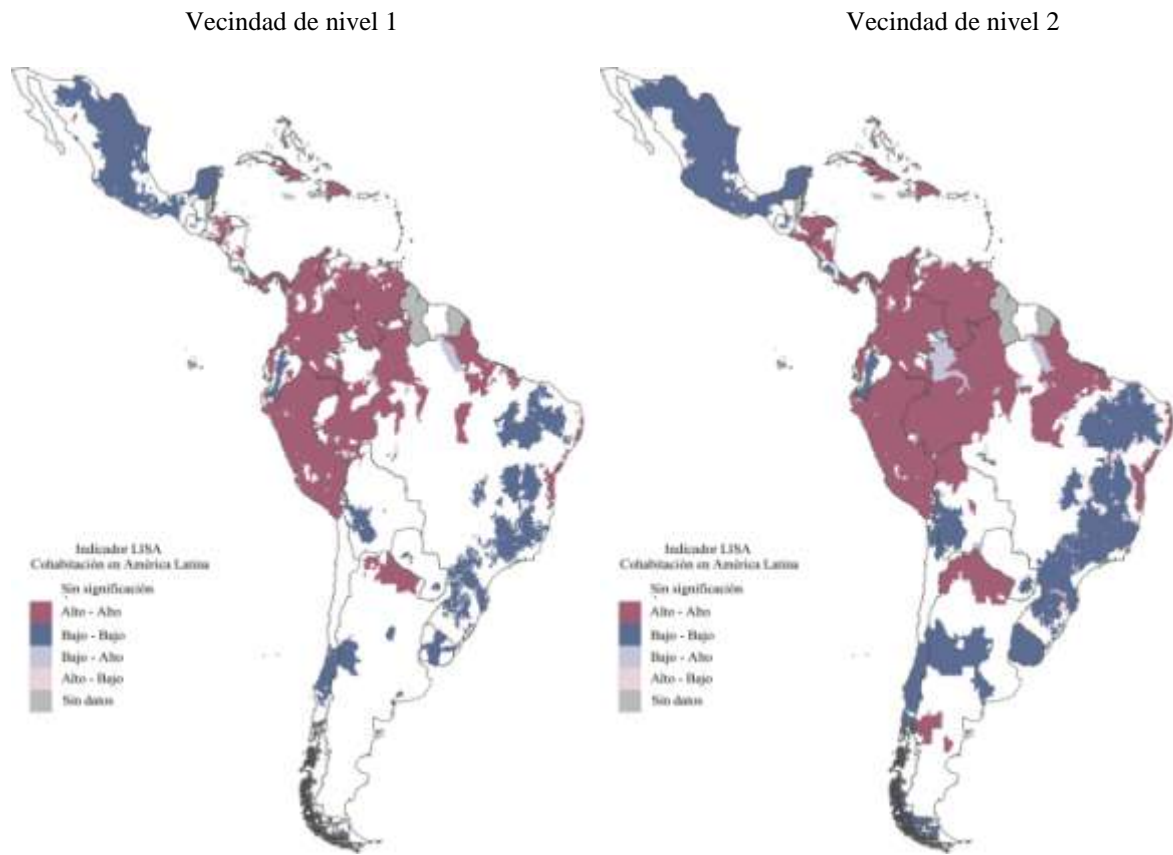
Fuente: Elaboración propia.

Figura 2. Diagrama de la proporción corregidas de mujeres de 25 a 29 años que viven en unión libre. América Latina y el Caribe. Ronda censal 2000.



Fuente: Elaboración propia.

Mapa 3. Indicadores locales de autocorrelación espacial (LISA). América Latina y el Caribe. Ronda censal de 2000



Fuente: Elaboración propia.