

## *Scripta Nova*

REVISTA ELECTRÓNICA DE GEOGRAFÍA  
Y CIENCIAS SOCIALES

Universidad de Barcelona.

ISSN: 1138-9788

Depósito Legal: B. 21.741-98

Vol. XIX, núm. 509

15 de mayo de 2015



# Geografía de la unión libre en América Latina y el Caribe a comienzos del siglo XXI

Antonio López-Gay

Albert Esteve

Julián López-Colás

Iñaki Permanyer

Anna Turu

Ron Lesthaeghe

Centre d'Estudis Demogràfics<sup>1</sup>

## Geografía de la unión libre en América Latina y el Caribe a comienzos del siglo XXI (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 las características de este tipo de unión en América Latina lo hacen a escala nacional y son pocos los que han abordado esta cuestión a una escala más detallada. Este estudio moviliza más de 550 millones de registros individuales procedentes de los últimos datos censales publicados de 38 países de América Latina y el Caribe (2001-2012). En total se analizan los datos correspondientes a 17.000 unidades administrativas. El trabajo hace uso intensivo de los sistemas de información geográfica para gestionar la información, examinar la consistencia de los indicadores en áreas pequeñas, e identificar las áreas de influencia territorial de la unión libre y examinar la homogeneidad interna de los países.

**Palabras clave:** Estadística Espacial, Unión Libre, América Latina, Formación de la Unión.

---

<sup>1</sup> Antonio López-Gay, Centre d'Estudis Demogràfics ([tlopez@ced.uab.es](mailto:tlopez@ced.uab.es))

Albert Esteve, Centre d'Estudis Demogràfics ([aesteve@ced.uab.es](mailto:aesteve@ced.uab.es)).

Julián López-Colás, Centre d'Estudis Demogràfics ([jlopez@ced.uab.es](mailto:jlopez@ced.uab.es)).

Iñaki Permanyer, Centre d'Estudis Demogràfics ([ipermanyer@ced.uab.es](mailto:ipermanyer@ced.uab.es)).

Anna Turu, Centre d'Estudis Demogràfics ([aturu@ced.uab.es](mailto:aturu@ced.uab.es)).

Ron Lesthaeghe, Centre d'Estudis Demogràfics ([rllesthaeghe@yahoo.com](mailto:rllesthaeghe@yahoo.com)).

**Geography of the cohabitation in Latin America and the Caribbean at the beginning of XXI century (Abstract)**

Cohabitation has been part of the Latin American union formation system since colonial times. However, this type of union has been historically more extended in some areas than others. Most of the studies that have analyzed the characteristics of this type of union in Latin America use the national scale as a territorial unit of observation, and there are few that have studied this phenomenon from a more detailed approach. This paper compiles more than 550 million of person records from the latest population censuses released (2001-2012) corresponding to about 17,000 local entities of 38 countries. The study relies on Geographic Information Systems to manage the information, to examine the consistency of the local indicators used and to identify areas of territorial influence of cohabitation and the internal homogeneity of the countries.

**Keywords:** Spatial Statistics, Cohabitation, Latin America, Union Formation.

La unión libre<sup>2</sup> ha coexistido con el matrimonio en América Latina desde tiempos coloniales (Castro-Martín, 2002; Rodríguez Vignoli, 2005). 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) (Lesthaeghe, 2014). 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 (Cabella et al. 2004; Binstock 2008; Quilodrán, 2008-2010, Esteve et al. 2012, López-Gay y Esteve, 2014). 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 la mayoría de países a escala 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 interna 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 que sirvan de

---

<sup>2</sup> Por unión libre se entiende la convivencia con la pareja fuera del matrimonio, independientemente de que éste sea de naturaleza civil o religiosa. A lo largo del presente trabajo también se utiliza cohabitación como concepto equivalente al de unión libre. Otros autores también hablan de unión consensual.

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. 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 más recientes de 38 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.

## Los datos censales y la base cartográfica

### *Los datos censales*

Para construir una geografía de la unión libre se ha recabado información acerca de unas 17.000 unidades territoriales pertenecientes a 38 países o territorios diferentes. Se han utilizado los datos censales más recientes de cada país que están disponibles en la actualidad<sup>3</sup>. En la mayoría de casos, sobre todo para los países más poblados de América Central y del Sur, los datos proceden de la ronda censal de 2010. En otros países, la mayoría del Caribe, no se cuenta todavía con la publicación de los datos de esa ronda censal y por eso hemos utilizado los datos de la ronda censal de 2000<sup>4</sup>. En el contexto ya comentado de expansión de la unión libre en América Latina, es importante tener en cuenta la diversidad de fechas censales para la interpretación de los resultados.

El volumen total de registros individuales movilizados supera los 550 millones. La recopilación de toda esta información no hubiera sido posible sin la colaboración de distintas instituciones nacionales e internacionales (Cuadro 1). Muchos de los datos proceden directamente del 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. Además, CELADE también ha desarrollado el tabulador REDATAM, un sistema de tabulación de datos en línea, que muchos institutos nacionales de estadística de la región utilizan para difundir sus datos censales de forma agregada. Se ha acudido a esta herramienta de los propios organismos estadísticos de cada país en numerosas ocasiones, ya que en la mayoría de casos permite descender a un nivel geográfico muy detallado.

---

<sup>3</sup> La última revisión se ha realizado en enero de 2015.

<sup>4</sup> Un ejercicio anterior con los datos de la ronda censal de 2000 puede verse en López-Gay, Antonio, et al. (2014).

**Cuadro 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
<b>América del Sur</b>					
Argentina	2010	Provincias	1	23	INDEC
Bolivia	2012	Municipio	3	339	INE
Brasil	2010	Municipio	3	5.565	IBGE
Chile	2002	Comuna	3	342	CELADE
Colombia	2005	Municipio	2	1.113	DANE
Ecuador	2010	Parroquia	3	1.024	INEC
Guyana Francesa	2008	Única división	0	1	INSEE (FR)
Paraguay	2002	Distrito censal	2	241	CELADE
Perú	2007	Distrito	3	1.833	CELADE
Rep. de Guyana	2002	Única división	0	1	CARICOM
Uruguay	2011	Sección Censal	2	229	INE
Venezuela	2011	Parroquia	3	1.128	CELADE
<b>América Central</b>					
Belice***	2010	Distrito	1	6	SIB
Costa Rica	2011	Distrito	3	472	INEC
El Salvador	2007	Municipio	2	262	CELADE
Guatemala	2002	Municipio	3	331	CELADE
Honduras	2001	Municipio	2	298	CELADE
México	2010	Municipio	2	2.456	INEGI
Nicaragua	2005	Municipio	2	153	CELADE
Panamá	2010	Corregimiento	3	592	INEC
<b>Caribe</b>					
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	IPUMSI
Dominica***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Granada***	2001	Única división	0	1	CARICOM
Guadalupe**	2008	Única división	0	1	INSEE (FR)
Haití	2003	Arrondissement	2	42	IPUMSI
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	2010	Municipio o DM	3	386	ONE
San Cristóbal y Nieves***	2001	Única división	0	1	CARICOM
San Vicente y las Granadinas	2001	Única división	0	1	CARICOM
Santa Lucía***	2010	Única división	0	1	CSO
Trinidad y Tobago	2000	Parroquia	1	15	CELADE

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales. \*El fichero también contiene información de Puerto Rico, Las Islas Turcas y Caicos y Surinam, pero no incluye información sobre la unión libre. Para 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.

Se ha podido calcular el indicador sobre el tipo de unión utilizando el 100% de los datos censales en 35 de los 38 países recopilados. Sólo en tres casos, en Brasil, Cuba y Haití, se han tenido que utilizar muestras de los microdatos censales para poder obtener detalle geográfico. Los datos de Brasil proceden de una muestra de aproximadamente el 10% del censo de 2010 publicada por el Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mientras que los de Cuba y Haití proceden de una muestra del 10% de los microdatos de los censos de 2002 y 2003 respectivamente y que ha sido extraída de la base de datos *Integrated Public Use of Microdata Series* de la Universidad de Minnesota (IPUMS-International). Por otro lado, para 13 países, la mayoría del Caribe la información se ha obtenido a través de las publicaciones del Caribbean Community (CARICOM)<sup>5</sup>. Por último, los datos tabulados para la Guayana Francesa, Martinica 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 (Bolivia, 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 (Colombia, Cuba, México y Uruguay, por ejemplo). En Argentina, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) tan sólo disemina los datos del censo de 2010 referentes al estado civil de la población y la naturaleza de la unión a escala de provincia. En otros casos, como en buena parte de las islas del Caribe no se ha podido obtener información con desagregación territorial.

### ***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 más de media docena de los países para los que se suministró la información censal también se obtuvieron las bases cartográficas (Cuadro 2). Para Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, República Dominicana, Uruguay y Venezuela<sup>6</sup> la información cartográfica se ha obtenido a través de los propios institutos nacionales de estadística. Para el resto de países la información proviene del sitio web de Global

---

<sup>5</sup> En algunos casos como Surinam y las Islas Turcas y Caicos las tabulaciones no ofrecen información sobre la unión libre.

<sup>6</sup> En Costa Rica y Venezuela se han tenido que utilizar las bases cartográficas de los censos anteriores (2000 y 2001 respectivamente) porque no se han podido obtener las bases correspondientes a los nuevos censos de 2011. En ese periodo se crearon 13 nuevos municipios en el caso de Costa Rica (que se añadieron a los 459 ya existentes en 2000) y 12 nuevos municipios en el caso de Venezuela (que se han unido a los 1.116 existentes en 2001).

Administrative Areas (GADM), organización que proporciona de forma gratuita cartografía con las bases administrativas de todos los países del mundo<sup>7</sup>.

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 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 administrativo, y en El Salvador y Honduras del tercero.

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 16.879 unidades administrativas que corresponden a 38 países (15 de estos países, la mayoría en el Caribe, tienen una sola unidad).

En el Cuadro 2 se muestran 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, la República de Guyana y la Guyana Francesa, la población media de cada unidad oscila entre las 14.000 y las 45.000 personas. Ecuador, Perú y Uruguay 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 de unas 15.000 personas por unidad). A continuación aparecen Paraguay, Venezuela y Bolivia, divididas en unidades que tienen una media de 20.000 a 30.000 personas. Brasil Colombia y Chile cuentan con menos de 45.000 personas por unidad. En Argentina, al no haberse podido descender a un nivel de análisis inferior al provincial, la población media de cada unidad es notablemente superior a la del resto de países, y se sitúa por encima del millón de personas.

América Central es quizá la región más homogénea porque se dispone de información detallada para todos los países, salvo para Belice en que sólo se ha podido descender al primer nivel administrativo, 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 Belice y de México tienen una media ligeramente superior a los 40.000 habitantes. Finalmente, en el Caribe los únicos países en los que se ha podido analizar la diversidad interna han sido Barbados, Cuba, Haití, República Dominicana y Trinidad y Tobago. La población media de cada unidad oscila entre las 23.000 personas de Barbados y República Dominicana hasta las

---

<sup>7</sup> Para más información véase la el sitio web de esta institución ([www.gadm.org](http://www.gadm.org)) .

más de 745.000 de las provincias cubanas, pasando por las 75.000 de las parroquias de Trinidad y Tobago y las 199.000 de Haití.

**Cuadro 2**  
**Descripción de las bases cartográficas utilizadas 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 <sup>2</sup> )
<b>América del Sur</b>						
Argentina	CELADE	Provincia	1	23	1.576.527	120.887
Bolivia	INE	Municipio	3	339	29.675	3.241
Brasil	IBGE	Municipio	3	5.565	34.278	1.530
Chile	CELADE	Comuna	3	342	44.200	2.220
Colombia	DANE	Municipio	2	1.113	36.995	994
Ecuador	INEC	Parroquia	3	1.024	14.144	277
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	1.833	14.955	702
Rep. de Guyana	GADM	Única división	0	1	751.230	209.739
Uruguay	INE	Sección censal	2	229	14.350	769
Venezuela	INE	Parroquia	3	1.116	24.138	812
<b>América Central</b>						
Belice	GADM	Distrito	1	6	41.486	3.828
Costa Rica	INEC	Distrito	3	459	9.372	111
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	INEGI	Municipio	2	2.456	45.739	800
Nicaragua	GADM	Municipio	2	153	33.609	787
Panamá	INEC	Corregimiento	3	592	4.793	126
<b>Caribe</b>						
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
Haití	GADM	Arrondissement	2	42	199.534	661
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	ONE	Municipio/D M	3	386	24.470	125
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

Fuente: Elaboración propia.

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

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.

## **El uso de la estadística espacial para la corrección de indicadores locales**

### ***El mapa de la unión libre en América Latina y el Caribe***

La Figura 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 pareja. Se trata, pues, del mapa que se extrae directamente de los resultados de la operación censal.

La mitad de las mujeres de 25 a 29 años de América Latina y el Caribe que viven con su pareja, lo hacen en unión libre (exactamente el 51,5%). La intensidad y la extensión del fenómeno son muy desiguales. Mientras que en países como Chile o México la unión libre sólo es mayoritaria en áreas muy acotadas, en otros como Costa Rica, Panamá, Perú, Uruguay o Venezuela las proporciones registradas son 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 pacífico hasta la llegada a Chile, el noreste brasileño, y Uruguay y Argentina que han experimentado un boom extraordinario de la cohabitación en los últimos años (Esteve et al., 2012).

Pero, además de la sobrerrepresentación visual de las unidades administrativas más extensas, el mayor problema del mapa es la consistencia estadística de los resultados. El 52,3% 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.

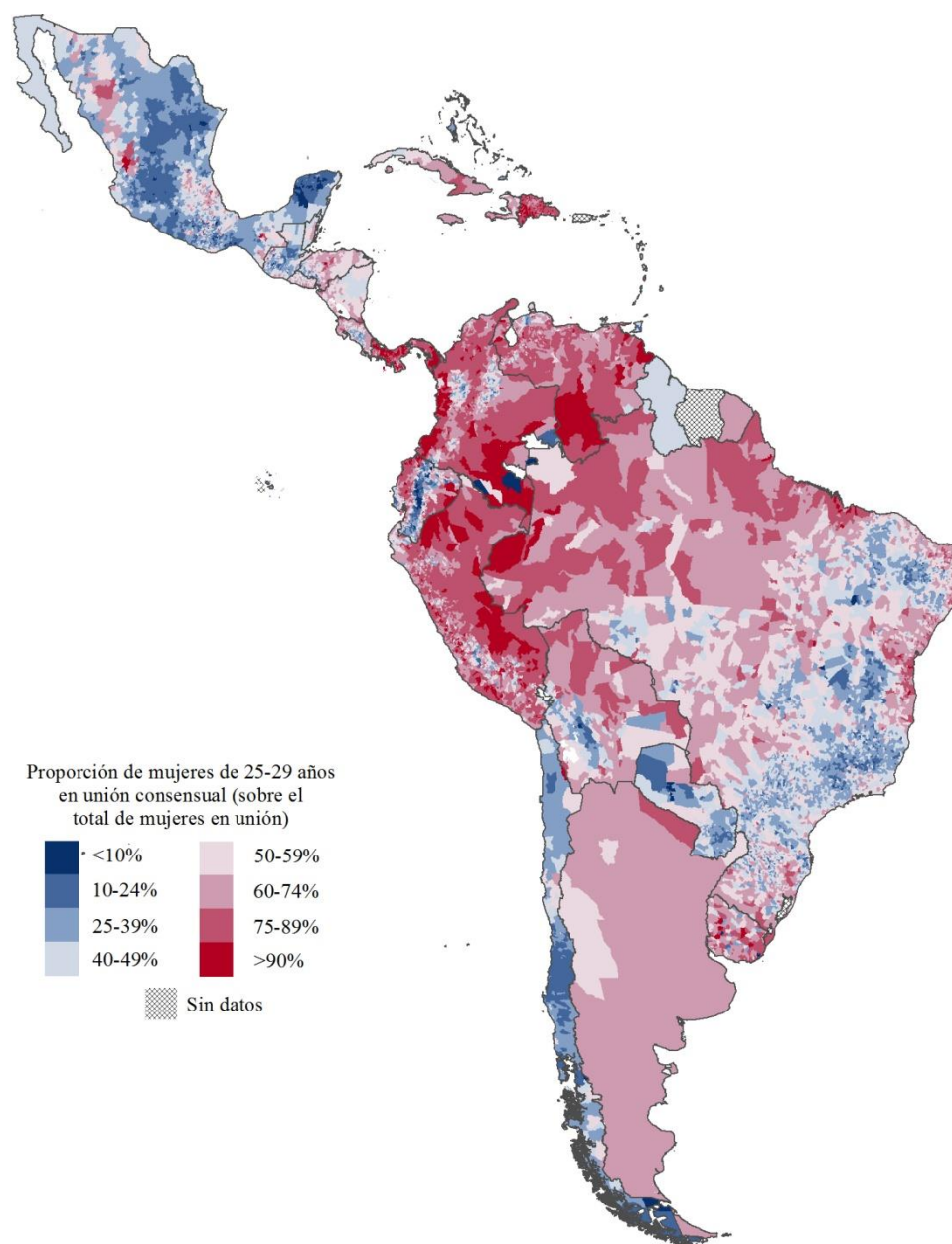
El Cuadro 3 muestra la distribución de los resultados según el tamaño del denominador, es decir, el número de mujeres de 25 a 29 años que viven en cualquier tipo de unión. Los resultados muestran claramente que cuando el denominador es pequeño existe un mayor número de unidades con resultados extremos 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 23% 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 entre 25 y 49 mujeres el número de unidades en esos grupos disminuye al 11%, al 8% cuando el denominador supera los 50 efectivos, y tan sólo al 1% cuando en 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 13% de los casos, todas ellas se unen de la misma manera, ya sea en cohabitación o en matrimonio. En cambio, apenas aparecen unidades de esas características cuando el 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<sup>8</sup>, no cabe ninguna duda que las unidades geográficas con pocos individuos están más expuestas a presentar valores extremos, determinadas por la aleatoriedad.

**Figura 1**  
**Proporción observada de mujeres de 25 a 29 años**  
**que viven en unión libre. América Latina y el Caribe.**



Fuente: Elaboración propia.

<sup>8</sup> La literatura nos indica que en los municipios más poblados las posibilidades de vivir en unión matrimonial son más elevadas (López-Gay, Esteve, 2014)

**Cuadro 3**  
**Peso relativo de las proporciones extremas**  
**según el tamaño de la unidad administrativa. América Latina y el Caribe.**

Mujeres 25-29 años, en unión	Unión libre <10% (% de entidades)	Unión libre >90% (% de entidades)	Unión libre = 0% (% de entidades)	Unión libre = 100% (% de entidades)
0-24	4,5%	18,4%	2,2%	10,7%
25-49	2,0%	9,3%	0,1%	1,2%
50-99	1,5%	6,3%	0%	0,2%
100-249	1,0%	2,9%	0%	0,1%
>250	0,2%	0,8%	0%	0,0%

Fuente: Elaboración propia.

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 corregir este problema existen herramientas de estadística espacial que se explican a continuación.

***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 et al., 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 calcular el indicador con diferentes métodos de ponderación. 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 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 se han elegido siguiendo el criterio de contigüidad, en concreto a través del 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 de tamaño tan heterogéneo, es un método de ponderación más

adecuado que los de distancia o vecindad más lejana. Es importante señalar que el criterio de contigüidad no entiende de fronteras administrativas entre países, es decir, todas las unidades contiguas son vecinas, incluso las que son de otro país. Esto permite identificar si un determinado comportamiento se extiende en el territorio más allá de las fronteras administrativas.

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 utiliza la matriz de pesos para comparar 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

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

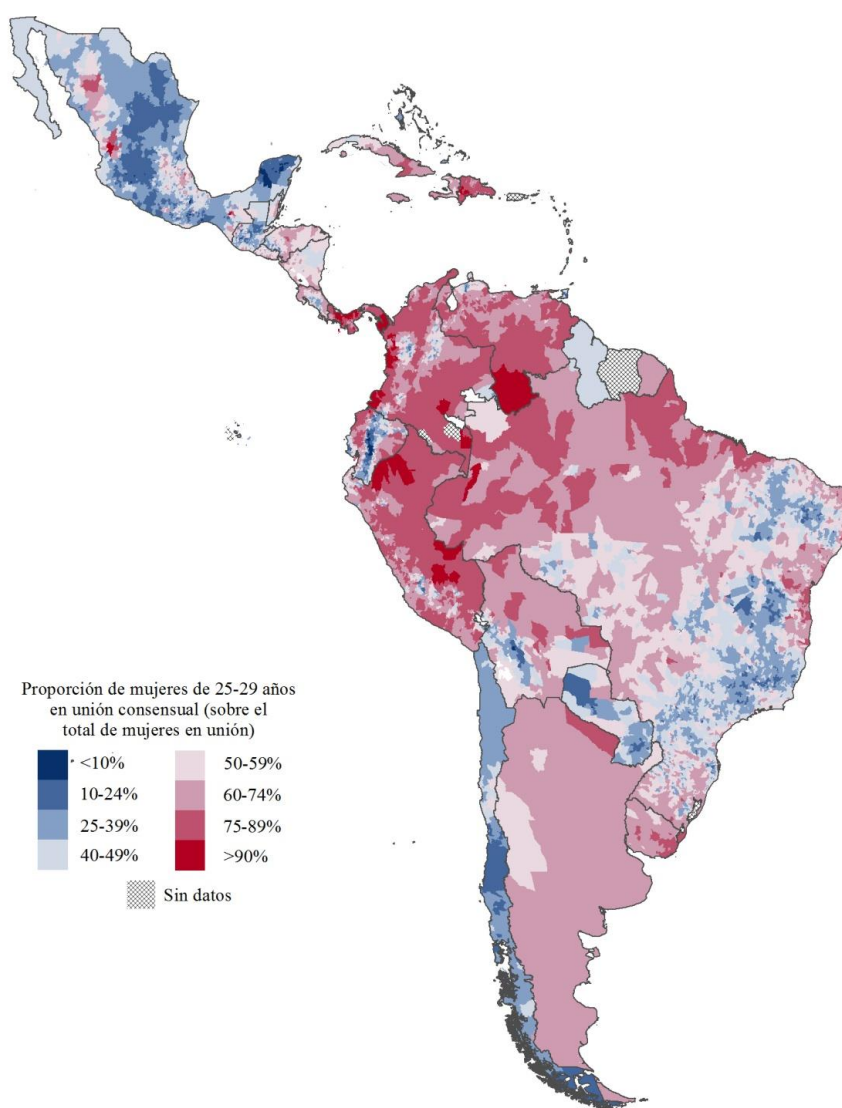
donde  $S_m$  es un factor de ajuste que toma valores entre 0 y 1 y  $E(\hat{p}_{N(m)})$  es el valor de la proporción muestral cuando ésta se calcula para las unidades territoriales que vecinas de 'm' ( $N(m)$  designa el conjunto de vecinos de 'm'). El factor  $S_m$  se aproxima hacia 0 cuando el tamaño 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 (Figura 2) a simple vista presenta pocas diferencias respecto al observado (Figura 1) por un problema de visualización<sup>9</sup>. 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, por debajo del 10% y por encima del 90%, experimentan un significativo

<sup>9</sup> 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.

retroceso en los municipios menos poblados (Cuadro 4) en comparación con los que observados en el apartado anterior (Cuadro 3). Mientras que el valor observado del 25% de las unidades territoriales con menos de 25 mujeres unidas de 25 a 29 años se encontraba en ese rango extremo, una vez corregidas, sólo el 5% de las unidades se encuentra en esa situación. 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.

**Figura 2**  
**Proporción corregida de mujeres de 25 a 29 años**  
**que viven en unión libre\*. América Latina y el Caribe.**



Fuente: Elaboración propia.

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

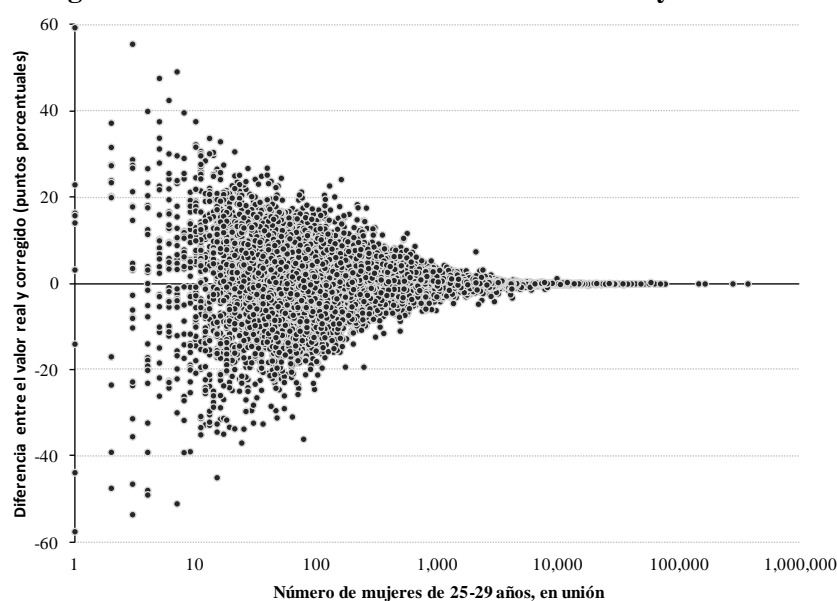
**Cuadro 4**  
**Peso relativo de las proporciones extremas suavizadas según**  
**el tamaño de la unidad administrativa. América Latina y el Caribe**

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	0,3%	4,3%	0,0%	0,0%
25-49	0,3%	3,6%	0,0%	0,0%
50-99	0,5%	2,9%	0,0%	0,0%
100-249	0,6%	1,3%	0,0%	0,0%
>250	0,3%	0,4%	0,0%	0,0%

Fuente: Elaboración propia

Los resultados de esta técnica de corrección en función del tamaño del denominador quedan reflejados en la Figura 3. En ella se aprecia claramente como el grado de corrección de los valores observados varía en función del tamaño población. La corrección se manifiesta más intensamente en las unidades pequeñas. La variación generada por esta técnica de suavización es relativamente importante hasta que los denominadores están compuestos por 100 o más 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, 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.

**Figura 3**  
**Diferencia entre la proporción en unión libre observada y la corregida**  
**según tamaño del denominador. América Latina y el Caribe**



Fuente: Elaboración propia.

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.

### **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 vecinas. 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, es decir, que los valores de las unidades están distribuidos territorialmente de forma aleatoria. 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 (Cuadro 5), que se han calculado para todos los países en los que se dispone de detalle geográfico, 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 en todos los países excepto en Argentina y Belice. El nivel autocorrelación espacial de las entidades de Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Cuba, Ecuador, Costa Rica y Panamá es especialmente elevado. Este resultado no implica forzosamente que en cada 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 Argentina y Belice, donde está incidiendo el hecho de estar trabajando con pocas unidades territoriales<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> El resultado del mismo indicador calculado para los 532 departamentos de Argentina en el censo de 2000 es de 0,8309.

**Cuadro 5**  
**Indicador Global Moran's I de las proporciones**  
**en unión libre corregidas. América Latina y el Caribe**

País	Indicador Global Moran's I	País	Indicador Global Moran's I
<b>América del Sur</b>			
Argentina	0,0214	Belice	-0,1460
Bolivia	0,8200	Costa Rica	0,8485
Brasil	0,7901	El Salvador	0,4160
Chile	0,8123	Guatemala	0,4805
Colombia	0,8175	Honduras	0,7535
Ecuador	0,8808	México	0,6504
Paraguay	0,6506	Nicaragua	0,6102
Perú	0,7611	Panamá	0,7904
Uruguay	0,7722	<b>Caribe</b>	
Venezuela	0,6933	Cuba	0,8206
		Haití	0,6566
		República Dominicana	0,7712

Fuente: Elaboración propia.

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 4), 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 13 de los 23 países analizados (para los que disponemos datos con detalle geográfico) la mitad de las unidades territoriales registran proporciones de cohabitantes superiores al 50%, mientras que en los países con los valores de unión libre más bajos la mediana se sitúa entre el 20 y el 40%. Un segundo aspecto a destacar es la dispersión, tanto si se observa el segundo cuartil, el tercero o los valores máximos y mínimos (la amplitud de la caja y los bigotes respectivamente). Ejemplos de gran dispersión entre las unidades administrativas de más alta y más baja cohabitación se observan en Bolivia, Brasil, Ecuador y México, mientras que en Uruguay y en los países de América Central la dispersión entre unidades es notablemente menor.

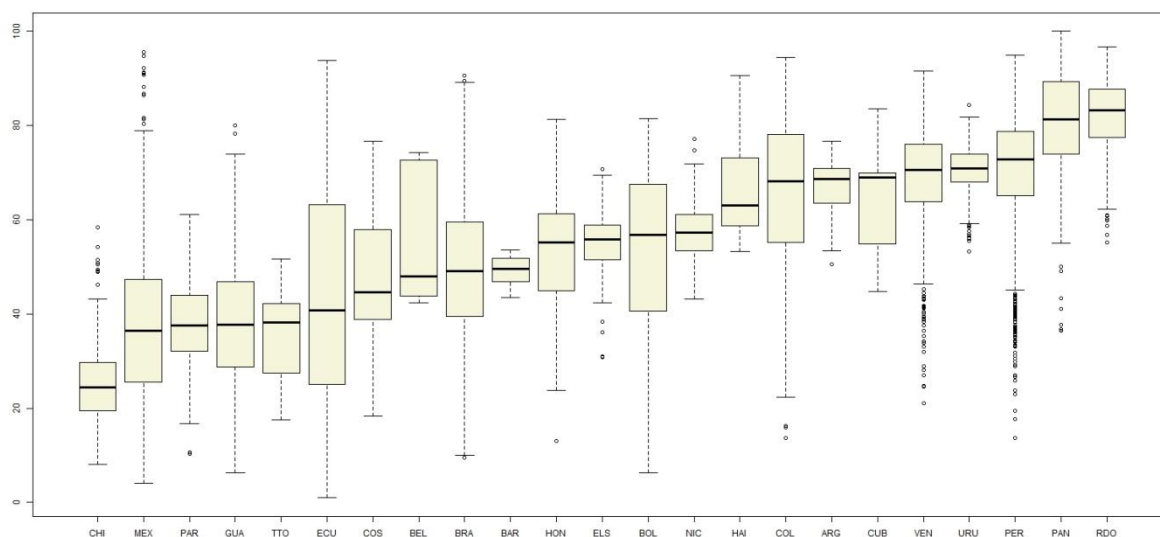
Para identificar las continuidades territoriales de la unión libre en América Latina y el Caribe, se han utilizado algunas herramientas de la estadística espacial. En concreto, el indicador *I* de Moran local proporciona una medida de la asociación espacial de cada una de las unidades administrativas con sus vecinos<sup>11</sup>.

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

<sup>11</sup> Mientras el indicador global *I* está definido a nivel nacional, los indicadores locales *I<sub>i</sub>* están definidos a nivel de cada unidad administrativa '*i*'. Los detalles sobre la construcción de dichos indicadores pueden encontrarse en Anselin (1995).

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 el nivel 2 de contigüidad, o lo que es lo mismo: considerar vecinas aquellas unidades que son limítrofes con las primeras unidades.

**Figura 4**  
**Diagrama de la proporción corregidas de mujeres de 25 a 29 años**  
**que viven en unión libre. América Latina y el Caribe**



Fuente: Elaboración propia.

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 (Figura 5), uno para cada una de las dos matrices de pesos utilizadas, y se comentan de forma sintética 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. Este conglomerado penetra hacia América Central a través de Panamá pero se trunca cuando llega a Costa Rica, donde se registran valores de cohabitación más bajos.

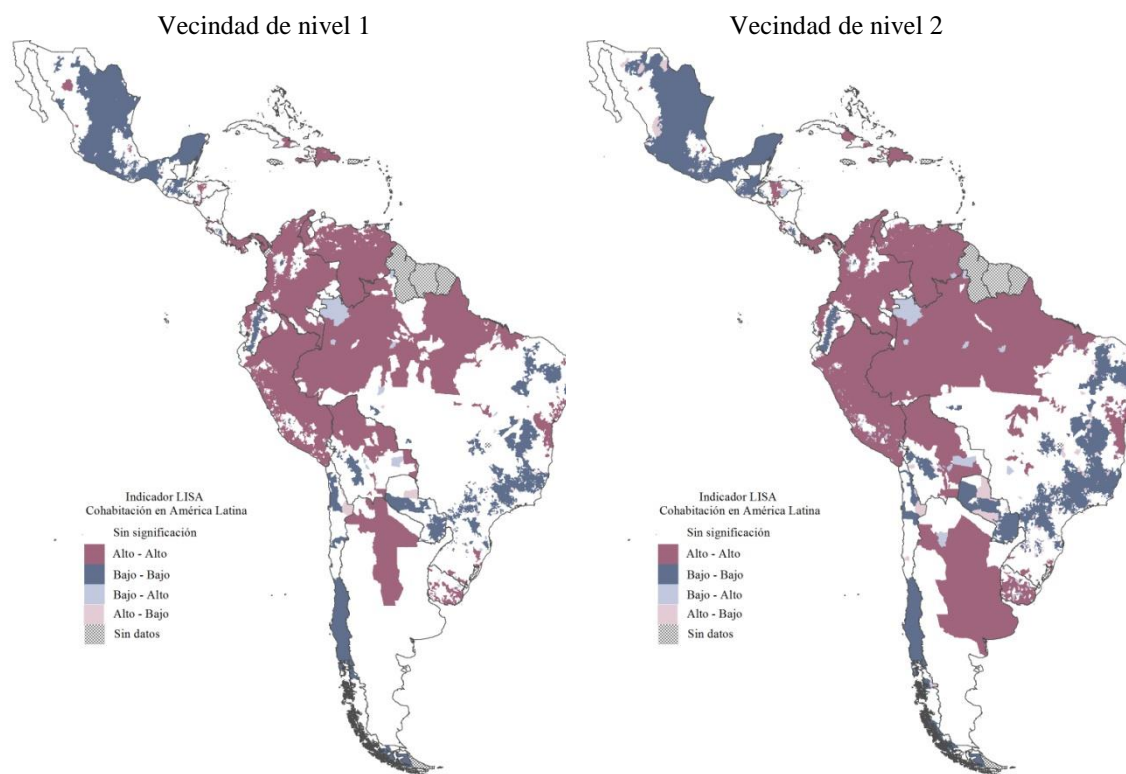
En Brasil, se dibuja este tipo de conglomerado de valores elevados, rodeado por vecinos de valores también elevados, al norte, en los estados de Amapá, Pará y Maranhão, así como en una fina franja de la costa oriental, entre las localidades de Recife y Salvador. También en el norte de Argentina y mitad meridional de Uruguay, 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 y el suroeste de Haití.

**Figura 5**  
**Indicadores locales de autocorrelación espacial (LISA).**  
**América Latina y el Caribe**



Fuente: Elaboración propia.

- **Bajo-Bajo.** Estas son entidades en las que la práctica de la unión libre es baja, y que están rodeadas significativamente por otras zonas con niveles de cohabitación bajos. En América del Sur se dibujan áreas de baja intensidad de la unión libre, pero son de una extensión mucho menor que las zonas de alta intensidad. En Chile, se observan estas áreas alrededor de la Metrópolis de Santiago de Chile, así como en el norte del país. En el resto de la costa este, el altiplano andino dibuja algunas zonas de cohabitación baja. Así sucede en el interior de Ecuador y de Bolivia, donde se observa a la perfección el efecto andino, que genera áreas en las que el matrimonio prevalece por encima de la unión libre. En el resto de países por donde cruza la cordillera no se crean unidades de autocorrelación espacial de este tipo, pero sí que se dibujan áreas de ruptura de los valores altos-altos. En el oeste de la región suramericana, se observan zonas de baja cohabitación al suroeste de Brasil, en el interior de los estados más densamente poblados y urbanos: São Paulo, Minas Gerais y la capital, Brasília. En el noreste, el interior de los estados de Piauí y Ceará también pertenece a este tipo de asociación espacial. Finalmente, en Paraguay se identifican también zonas autocorrelacionadas espacialmente con baja cohabitación en el sureste y oeste del país.

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, alrededor de la Sierra Madre Occidental, del estado de Veracruz, y del 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 al norte de Argentina y Chile, y en otras áreas de transición entre valores altos y bajos localizadas entre los estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro y 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.

## Conclusiones

En este trabajo hemos documentado el proceso de construcción de una geografía de la unión libre en América Latina que permite 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 el que ha sido necesario utilizar datos censales de 38 países, más de 550 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 datos de 38 países y exactamente 16.879 unidades administrativas que proceden del último censo de población

disponible (elaborados entre 2001 y 2012). 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 Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Cuba, Ecuador, Costa Rica y Panamá, 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 a través de la zona Amazónica hasta llegar al oeste de Brasil. También en Brasil, destacan las áreas que se dibujan en el norte, en Amapá, Pará y Maranhão y en el sector litoral entre Recife y Salvador como conglomerados con valores de cohabitación elevados. La mitad septentrional argentina, así como la mayoría de entidades uruguayas, el noroeste de Bolivia, y Panamá, también aparecen como áreas con elevada autocorrelación de valores de cohabitación altos. 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 algunos sectores chilenos, como los alrededores de Santiago de Chile y el norte del país. También aparecen zonas con niveles bajos de cohabitación en el tercio oriental de Brasil, sobre todo en el interior de los estados de São Paulo, Minas Gerais y Bahía y en el sureste y oeste paraguayos. El altiplano andino dibuja zonas de cohabitación baja a su paso por Ecuador y Bolivia. El efecto de los Andes en la reducción de la cohabitación es visible también en Colombia y Perú, ya que crean espacios de ruptura entre áreas de cohabitación alta. También aparece un conglomerado de cohabitación baja en casi la totalidad de México, a excepción de los estados de Veracruz, Chiapas y del noroeste del país, alrededor de la Sierra Madre Occidental.

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

ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, 1995, vol. 27, p. 93-115.

ANSELIN, Luc; FLORAX, Raimond y REY, Sergio. *Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications*. Berlín: Springer, 2004. 513 p.

ASSUNÇÃO, Renato; C.P. SCHMERTMAN, Carl; POTTER, Joseph y CAVENAGHI, Suzana. Empirical Bayes estimation of demographic schedules for small areas, *Demography*, 2005, vol. 42, núm. 3, p. 537-558.

BINSTOCK, Georgina. Cambios en la formación de la familia en Argentina: ¿cuestión de tiempo o cuestión de forma? *Artículo presentado en la conferencia de Población Latinoamericana (ALAP)*, Córdoba: Argentina, 2008.

CABELLA, Wanda; PERI, Andrés y STREET, María Constanza. ¿Dos orillas y una transición? La segunda transición demográfica en Buenos Aires y Montevideo en perspectiva biográfica *Trabajo presentado en el I Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP)*, Caxambu MG: Brazil, 2004.

CASTRO-MARTIN, Teresa. Consensual unions in Latin America: the persistence of a dual nuptiality system, *Journal of Comparative Family Studies*, 2002, vol. 33, núm. 1, p. 35-55.

ESTEVE, Albert; LESTHAEGHE, Ron y LÓPEZ-GAY, Antonio. The Latin American Cohabitation Boom. *Population and Development Review*, 2012, vol. 38, p. 55-81.

HAINING, Robert. *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*. Cambridge: University Press, 2003.

LESTHAEGHE, Ron. The second demographic transition: a concise overview of its development, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2014, vol. 111, núm. 51, p. 18112-18115.

LÓPEZ-GAY; Antonio y ESTEVE, Albert. El auge de la cohabitación y otras transformaciones familiares en América Latina. In WONG, Laura et al. (ed) *Cairo+20 Perspectivas de la agenda de población y desarrollo sostenible después de 2014*. Rio de Janeiro: ALAP editora, 2014, p. 113-125.

LÓPEZ-GAY; Antonio, ESTEVE, Albert; LÓPEZ-COLÁS, Julián; PERMANYER, Iñaki; TURU, Anna; KENNEDY, Sheela; LAPLANTE, Benoît y LESTHAEGHE, Ron. Towards a Geography of Unmarried Cohabitation in the Americas. *Demographic Research*, 2014, vol. 30, núm. 59, p. 1621-1638.

MINNESOTA POPULATION CENTER. *Integrated Public Use Microdata Series International: Version 6.1*. [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, 2011.

QUILODRAN, Julieta. ¿Hacia la instalación de un modelo de nupcialidad post transicional en América Latina?. *Trabajo presentado en el III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP)*, Córdoba: Argentina, 2008.

QUILODRÁN, Julieta Atisbos de cambios en la formación de las parejas conyugales a fines de milenio, *Papeles de Población*, 2010, vol. 6, núm. 25, p. 9-19.

RODRIGUEZ VIGNOLI, Jorge. *Unión y cohabitación en América Latina: ¿modernidad, exclusión, diversidad?* CELADE, División de Población de la CEPAL y UNFPA, Serie Población y Desarrollo, núm. 57. Santiago de Chile: Chile, 2005.

© Copyright Antonio López-Gay, Añbert Esteve, Julián López-Colás, Iñaki Permanyer, Anna Turu y Ron Lesthaege, 215.

© Copyright *Scripta Nova*, 2015.

Ficha bibliográfica:

LÓPEZ-GAY, Antonio; ESTEVE, Albert; LÓPEZ-COLÁS, Julián; PERMANYER, Iñaki; TURU, Anna; LESTHAEGE, Ron. Geografía de la unión libre em América Latina y El Caribe a comienzos del siglo XXI. *Scripta Nova. Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*. [En línea]. Barcelona: Universidad de Barcelona, 15 de mayo de 2015, vol. XIX, nº 509. <<http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-509.pdf>>. ISSN: 1138-9788.