



Proyecciones de Población de los municipios de Cantabria 2019-2039

*Autores: Francisco Parra Rodríguez
Lorena Campo Moreno*

DOC. Nº 3/2019
ISSN 2444 - 1627
Santander, Cantabria

ÍNDICE

I. INTRODUCCIÓN.....	2
2. METODOLOGÍA ESCALA REGIONAL.....	2
2.1.- Proyecciones de cada fenómeno demográfico.....	3
2.1.1.- Fecundidad.....	3
2.1.2.- Mortalidad.....	4
2.1.3.- Migraciones exteriores.....	6
2.1.4.- Migraciones interiores.....	9
2.2.- Cálculo Proyecciones para España.....	10
2.3.- Cálculo Proyecciones para Cantabria.....	11
3. METODOLOGÍA ESCALA MUNICIPAL.....	13
3.1.- Proyecciones de cada fenómeno demográfico a escala municipal.....	13
3.1.1.- Fecundidad.....	13
3.1.2.- Mortalidad.....	14
3.1.3.- Migraciones.....	14
3.1.4.- Procedimiento de estimación de los SalDOS Interiores	15
3.2.- Cálculo Proyecciones Municipios.....	20
4. BIBLIOGRAFÍA.....	22

I. INTRODUCCIÓN

Las proyecciones de población se han definido habitualmente como las "...estimaciones sobre el futuro de una población, deducidas del comportamiento de dicha población en materia de mortalidad, natalidad y de migraciones, o simplemente, de la evolución de su volumen de población o efectivos totales."¹

Estas pueden ser *previsiones* o *perspectivas*, dependiendo de su objetivo, así las primeras tienen como objetivo predecir como van a comportarse los diferentes componentes del crecimiento demográfico a partir de las hipótesis que se consideran más probables, mientras las segundas crean escenarios con la idea de mostrar como se comportarían los diferentes actores en caso de producirse ciertas hipótesis, independientemente de su grado de verosimilitud.

Dada la complejidad de cálculo de las previsiones ya que estas dependen de muchos más parámetros que los estrictamente demográficos, económicos, sociales, etc., las proyecciones para los municipios de Cantabria, cuya metodología se presenta en este documento, son perspectivas demográficas basadas en una simulación del comportamiento de los componentes del crecimiento poblacional, cuyas hipótesis de partida son la permanencia de las tendencias demográficas actuales.

Las proyecciones de población para España, como para las comunidades autónomas y provincias, a 1 de enero de cada año, las realiza periódicamente el Instituto Nacional de Estadística, sin embargo, hasta 2017 no existía ninguna proyección a escala municipal para Cantabria. Dada la necesidad de contar con estas estimaciones para planificaciones territoriales y debido a la demanda desde diferentes instituciones del Gobierno de Cantabria, el ICANE decidió en 2017 realizarlas para los 102 municipios de la región a partir de las Proyecciones de Población calculadas por el INE para Cantabria 2016-2031. En 2019 se han generado nuevas proyecciones a partir de la Población calculadas por el INE para Cantabria 2018-2033. En este documento se presenta la metodología empleada en esta segunda aproximación a las proyecciones municipales. Estas tienen como año de partida 2019, siendo el año horizonte 2039, es decir periodo de proyección de 20 años.

2. METODOLOGÍA ESCALA REGIONAL²

Las proyecciones de población para Cantabria de las que parte nuestro estudio son las realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y que están basadas en el Método de los Componentes, consistente en estimar los diferentes fenómenos responsables de la dinámica demográfica, es decir fecundidad, mortalidad, inmigración y emigración. Para cada uno de ellos se plantea una hipótesis sobre su incidencia futura, de acuerdo con un análisis retrospectivo de los mismos.

En este caso el INE establece hipótesis basadas en tasas específicas de fecundidad por generación, tasas específicas de mortalidad por sexo y generación, tasas específicas por sexo y generación de emigración exterior y de migraciones interiores interprovinciales, así como en flujos de inmigración exterior para cada sexo, generación y lugar de nacimiento.

¹ Reques Velasco, P. (2006): Geodemografía. Fundamentos conceptuales y Metodológicos. Santander, Servicio de Publicaciones, Universidad de Cantabria.

² INE (2019): Proyecciones de la Población de España 2018-2068.
https://www.ine.es/metodologia/t20/meto_propob_2018_2068.pdf

Las proyecciones a escala provincial se obtienen a partir de las proyecciones calculadas para el conjunto de España.

2.1.- Proyecciones de cada fenómeno demográfico

2.1.1.- Fecundidad

Para calcular la evolución de la fecundidad de las mujeres que residen en España, para cada año del periodo proyectado, se establecieron hipótesis sobre la evolución del Indicador Coyuntural de Fecundidad (ICF), también conocido como número medio de hijos por mujer, así como su distribución por edades, mediante la Edad Media a la Maternidad (EMM) y la Varianza de la Edad Media a la Maternidad (Var(EMM)), lo que permite, mediante el ajuste de una distribución Beta de dichos parámetros, calcular la Tasas de Fecundidad por Edades. Estas tasas tienen en cuenta el lugar de nacimiento de la madre, ya que el comportamiento de las mujeres frente a la maternidad varía entre las nacidas en España y en extranjero.

Para cada año del periodo se calcula la curva de fecundidad por edad y lugar de nacimiento de la madre, que se ajusta a una distribución de probabilidad beta de parámetros ICF, EMM y Var(EMM). Para este ajuste se realiza una interpolación lineal entre el último valor observado (provisionales 2017) y la media aritmética de los valores obtenidos por una encuesta realizada a expertos en 2018³, del ICF y EMM en España en los años 2032 y 2067, para mujeres nacidas en el país y nacidas en el extranjero separadamente. Para la varianza de la edad media se deja constante e igual al valor del último año observado.

De esa estimación se extrae el perfil de crecimiento anual que será aplicado como factor de corrección al último periodo observado para hacer que la transición entre este y el proyectado se lo más suave posible.

La tasa de fecundidad proyectada por año de nacimiento de la madre, se obtiene de la semisuma de las tasas proyectadas correspondientes a las dos edades que pueden tener cumplidas las mujeres de cada generación durante el año proyectado, bajo la hipótesis de distribución uniforme de los cumpleaños de los individuos a lo largo de un año de calendario.

Los nacimientos se desagregan por sexo del nacido de acuerdo a la ratio de masculinidad al nacimiento proyectada como promedio de dicha proporción en los últimos 10 años observados.

Para estimar las cifras de las provincias se genera una simulación de la intensidad de la fecundidad en cada una de ellas respecto al total nacional, así como la evolución actual de la edad mediana a la maternidad y el rango intercuartílico de las tasas de fecundidad de cada una de ellas. Se calculan las tasas de fecundidad por edad proyectada para cada provincia para cada año del periodo a corto plazo a partir del modelo *Brass-Gompertz Relational*, siguiendo la metodología propuesta por Zeng, y otros⁴.

³ En mayo de 2018 el INE realizó una encuesta a expertos en demografía para recabar su opinión sobre la evolución esperables de los parámetros de fecundidad, número medio de hijos por mujer, edad media a la maternidad, mortalidad, esperanza de vida al nacimiento, migraciones, niveles de futuros de inmigración y emigración del grupo de 15 a 50 años.

⁴ Zeng Yi, Wang Zhenglian, Ma Zhongdong y Chen Chunjun. (2000): "A simple method for projecting or estimating α and β : An extension of the Brass Relational Gompertz Fertility Model", *Population Research and Policy Review* 19. pp 525-549.

Los pasos para el cálculo de este fenómeno por provincias son:

1. Proyección del Indicador de Coyuntura de Fecundidad por provincia y lugar de nacimiento para el periodo 2018-2032. Se calcula a partir del indicador nacional multiplicado por el coeficiente obtenido de la diferencia de intensidad en la fecundidad de cada provincia y lugar de nacimiento de la madre con España.
2. Proyección de la Edad Media a la Maternidad por provincia y lugar de nacimiento de la madre en el periodo 2018-2032 obtenido a partir de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de una modelización logarítmica de la evolución observada a lo largo de los últimos 10 años.
3. Proyección del Rango Intercuartílico de las tasas específicas de fecundidad por edad, provincia y lugar de nacimiento de la madre para el periodo 2018-2032, obtenido análogamente a partir de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios de una modelización logarítmica de la evolución a lo largo de los últimos 10 años. Así en la proyección de cada año es resultado de extrapolar al futuro del rango a partir del modelo.
4. Cálculo de las tasas de fecundidad por edad, provincia y lugar de nacimiento de la madre, proyectadas para cada año del periodo 2018-2032 a partir del modelo *Brass-Gompertz Relational*.

Una vez obtenidas las tasas específicas por edad proyectadas para cada año y cada provincia y lugar de nacimiento de la madre, se realiza un proceso de suavizado de medias móviles de orden 5, para introducir el menor ruido posible.

De dicha estimación de extrae el perfil de crecimiento anual que se aplica a partir del último periodo observado, para con ello introducir un factor de corrección que posibilite una transición suave entre este y el primero proyectado.

2.1.2.- Mortalidad

La hipótesis de proyección de la mortalidad no distingue parámetros entre nacidos en España y nacidos en el extranjero, consecuencia del bajo número de defunciones del segundo colectivo, lo que hace que nos encontremos con valores escasos e incluso nulos al desagregar por sexo, edad y provincia.

La proyección de la incidencia de la mortalidad en España se realiza a partir proyección en base al nivel sintetizado por la esperanza de vida al nacimiento y se derivan posteriormente tablas de mortalidad acordes con esos valores mediante el uso de tablas tipo.

Los pasos para el cálculo de este fenómeno para las provincias son:

1. Proyección de la esperanza de vida al nacimiento para cada uno de los años del periodo proyectado, mediante una regresión lineal de una función logística frente al tiempo o año de calendario, hasta un máximo teórico fijado en el infinito. Para ello se utiliza la función Logit recomendada por el Banco Mundial.
2. Elección del valor máximo de la esperanza de vida al nacimiento, aquel que permite que en el último año del periodo la esperanza sea igual a la media aritmética de las respuestas obtenidas en la encuesta de expertos.

3. Elección del valor mínimo de la esperanza de vida al nacimiento, el que proporcione el mejor ajuste en la función logit, con el valor máximo que se considere límite.
4. Se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios los parámetros del modelo lineal Logit, y a partir de la evolución de la función desde 1991, se estima la esperanza de vida al nacimiento para cada uno de los años proyectados.
5. Para afinar la proyección, se realiza una distribución progresiva de la diferencia obtenida entre la esperanza observada y la estimada en el último año observado, en 20 años, para las mujeres, y en 40 años, para los hombres.

Con ello se proyecta la tabla de mortalidad para cada año del periodo proyectado 2018-2067, adecuando el nivel de esperanza de vida al nacimiento mediante las Tablas Tipo de Mortalidad:

1. Obtención de los riesgos de muerte q_x para el último año del periodo proyectivo a largo plazo, año 2067, mediante la interpolación lineal entre las Tablas Tipo de Ansley Coale y Paul Demeny publicadas por Naciones Unidas, sector Este para hombres y oeste para mujeres, que determinan el intervalo de un año de amplitud e_x, e_{x+1} , donde e_x es la parte entera del nivel de esperanza de vida proyectada por la regresión logit para el último año del periodo establecido como la media aritmética de las respuestas de los expertos en la encuesta de 2018. El promedio de años vivos el último año de vida a_x para el último año proyectivo se calcula de la misma forma.
2. Cálculo de las series de q_x y a_x para cada año proyectado, por interpolación lineal entre las series del último año observado, 2017, y las proyectadas para el último proyectado a largo plazo, 2067. Se suavizan dos veces las series de q_x y a_x correspondientes a 2017, mediante proceso de medias móviles de orden 5.
3. Se derivan las restantes funciones biométricas de la tabla de mortalidad completa, supervivientes a cada edad exacta ($l_{s,x+1}$), defunciones entre cada dos edades exactas ($d_{s,x}$), años vividos con edad x ($L_{s,x}$), tasas de mortalidad por generación ($m_{s,g(t)}$), tiempo vivido desde la edad x ($T_{s,x}$), esperanza de vida a cada edad exacta x ($e_{s,x}$).

Para el cálculo de las proyecciones de mortalidad a escala provincial se sigue el método de los *logits de Brass*

Los pasos para el cálculo de este fenómeno a escala provincial son:

1. A partir de la serie de supervivencia por edad x y sexo S se las tablas de mortalidad anuales de cada provincia y de España desde 2008 a 2017, se aplica una transformación a la función de supervivientes para calcular los *logits* de cada provincia y de España.
2. Se ajusta un modelo lineal que relaciona la serie de supervivientes de cada provincia con la del total nacional y dos parámetros alfa y beta. Se emplean los valores de las series que van de los 40 a los 95 años debido a la gran inestabilidad en los primeros años de vida. Esta va corrigiendo al aumentar la edad y crecer el tamaño de la población.

3. Se establece una evolución logarítmica de los parámetros alfa y beta en cada provincia y sexo en función del tiempo que se estima por mínimos cuadrados ordinarios, que permite derivarlos para todo el periodo proyectado.
4. Se calculan los logit proyectados para cada provincia, sexo y edad a partir de la estimación alfa y beta, y del logit de los supervivientes por sexo y edad proyectada para el total nacional.
5. Se construyen las tablas de mortalidad proyectadas por sexo, edad y provincia, para cada año t del periodo proyectivo 2018-2032.

Para desagregar las cifras de defunciones proyectadas por sexo y edad, se aplica un factor de defunciones que determina como se reparten de una generación entre las edades que la constituyen. Este factor, es el cociente de las defunciones del triángulo inferior del paralelogramo de la generación que se trate en el año t entre las defunciones del paralelogramo de la generación en cuestión del año t para todas las edades de 1 a 98 años. La mortalidad infantil se identifica con 1 ya que es una única generación, y para el grupo abierto de 100 años y más el factor de reparto está referido a la edad 99 años de manera que el denominador incluye a los individuos de 99 años de la otra generación.

2.1.3.- Migraciones exteriores

Inmigración exterior

Las hipótesis de inmigración exterior distinguen entre las entradas de la población nacida en España y en el extranjero, ya que se trata de movimientos con una naturaleza y dinámica bien distintas.

Para ello se tiene en cuenta los flujos proyectados para cada año del periodo proyectado por sexo, generación y lugar de nacimiento. En el caso de las provincias se tienen en cuenta los 15 primeros años.

Se obtiene la intensidad de la inmigración global para cada año proyectado separada por lugar de nacimiento, y se desagregan por sexo, generación y provincia, flujos calculados mediante promedio de los últimos cinco años (2013-2017) de la Estadística de Migraciones, evitando así la variabilidad anual. Se obtiene una proyección para España de 50 años y provincial de 15 años.

1. La proyección del flujo de entrada por lugar de nacimiento se realiza en tres periodos:

Periodo 1 (2018-2021): mediante estimación now-cast para el año 2018 y extrapolación de la tendencia de los últimos años para 2019-2021.

Periodo 2 (2022-2032): interpolación lineal entre el valor obtenido para 2021 y el valor asignado para el año 2032 calculada como media aritmética de las respuestas de la encuesta de expertos de 2018.

Periodo 3 (2033-2067): interpolación lineal entre los valores asignados para los años 2032 y 2067, calculados como media aritmética de las respuestas de la encuesta de expertos.

Los valores proyectados en torno a los años de cambio de periodo se obtienen combinando las curvas adyacentes, donde la curva de la izquierda va perdiendo peso con el paso de los años para dar prioridad a la de la derecha.

2. La distribución por sexo se realiza calculando el promedio de las proporciones por sexo para cada lugar de nacimiento observadas en los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones. Estas distribuciones se mantienen constantes todo el periodo.
3. El reparto generacional de los flujos por sexo y lugar de nacimiento, se obtenido a partir de la estructura promedio de los datos observados en los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones. Para las generaciones de 85 y más años a 31 de diciembre de cada año se les asigna un promedio de los valores de todas las edades. Estos resultados se someten a un procedimiento de suavizado mediante un triple proceso de medias móviles de cinco generaciones consecutivas.

La distribución por provincias de los flujos proyectados por lugar de nacimiento, sexo y generación, se realiza para los primeros 15 años proyectados, aplicando un coeficiente de reparto provincial constante durante todo el periodo.

La distribución por provincias se realiza:

1. Se obtienen dos flujos para cada uno de los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones, uno de inmigración por nacimiento, sexo y generación, y otro de esos mismos parámetros, pero desagregados por provincia, y ambos se someten a una transformación constante de las generaciones correspondientes a 85 y más a años a 31 de diciembre suavizadas posteriormente mediante triple proceso de medias móviles de cinco elementos.
2. Obtención del coeficiente de reparto para cada año mediante el cociente entre el flujo por provincia y el nacional. Para coeficiente de reparto provincial proyectado se promedian los coeficientes de reparto de los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones.
3. Obtención de la distribución provincial de los flujos de inmigración exterior proyectados constante para todo el periodo.

Emigración exterior

Al igual que con la inmigración exterior en las proyecciones de los movimientos hacia fuera de España se diferencia por nacidos en España y nacidos en el extranjero.

Se calculan para ello las tasas de emigración por generación, sexo y lugar de nacimiento para cada año del periodo proyectivo, así como las tasas por generación para cada sexo y nacimiento por provincia.

Se establecen flujos de emigración global para cada año del periodo proyectivo, por lugar de nacimiento, que se reparten por sexo a partir de los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones (2013-2017). La distribución por generación, calendario por generación, se obtiene a partir de los datos de los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones, para evitar la variabilidad propia de un mayor nivel de detalle.

Los flujos de emigración y el calendario proyectados se someten a un proceso de iteración a nivel nacional que permite derivar un Índice Sintético de Emigración para cada año consistente con ellos, lo que permite calcular tasas de emigración.

1. Proyección de flujos anuales de emigración exterior para cada lugar de nacimiento estableciendo la hipótesis de emigración en términos de flujo y proyección de forma variable para cada año trazando tres curvas para tres periodos:

Periodo 1 (2018-2021): mediante estimación now-cast para el año 2018 y extrapolación de la tendencia de los últimos años para 2019-2021.

Periodo 2 (2022-2032): interpolación lineal entre el valor obtenido para 2021 y el valor asignado para el año 2032 calculada como media aritmética de las respuestas de la encuesta de expertos de 2018.

Periodo 3 (2033-2067): interpolación lineal entre los valores asignados para los años 2032 y 2067, calculados como media aritmética de las respuestas de la encuesta de expertos.

Los valores proyectados en torno a los años de cambio de periodo se obtienen combinando las curvas adyacentes, donde la curva de la izquierda va perdiendo peso con el paso de los años para dar prioridad a la de la derecha.

2. La distribución por sexo se realiza calculando el promedio de las proporciones por sexo para cada lugar de nacimiento observadas en los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones. Estas distribuciones se mantienen constantes todo el periodo.
3. Cálculo de diferencial provincial de la intensidad de la emigración exterior en cada sexo y lugar de nacimiento para los primeros 15 años. Se obtiene a partir de los flujos de emigración exterior de los últimos años de la Estadística de Migraciones (2013-2017).

Se calculan los Índices Sintéticos de Emigración por sexo y lugar de nacimiento de cada provincia y del total nacional sumando las tasas específicas de emigración exterior por generación para cada sexo y lugar de nacimiento de cada provincia y del total nacional. A partir de estos se obtiene el diferencial como cociente del índice provincial y el índice nacional.

El diferencial provincial proyectado es el obtenido como promedio de los diferenciales de los últimos cinco años obtenidos a partir de la Estadística de Migraciones, para cada sexo y lugar de nacimiento.

4. Se proyecta el calendario de emigración por generación para cada sexo y lugar de nacimiento a partir de los flujos de emigración exterior de los últimos cinco años de la Estadística de Migraciones (2013-2017) que se mantiene constante para cada año del periodo. Para ello se obtiene las tasas específicas de la emigración al extranjero por generación para sexo y lugar de nacimiento para cada año del periodo 2013-2017. Al dividir estas tasas por la suma de todas ellas permite obtener el calendario por generación, sexo y lugar de nacimiento de cada año

Con el promedio de los calendarios de cada año se obtiene el calendario por generación promedio. Se hace constante para las generaciones de 85 y más

años a 31 de diciembre de cada año asignando un promedio de los valores de todas las edades. Estos resultados se someten a un procedimiento de suavizado mediante un triple proceso de medias móviles de cinco generaciones consecutivas.

2.1.4.- Migraciones interiores

La migración interior, movimientos interprovinciales en España, se realiza diferenciando los protagonizados por nacidos en España y en el extranjero, ya que presentan comportamientos distintos. Para proyectar la población a nivel provincial es necesario conocer las tasas específicas de migraciones internas por generación y para cada sexo y lugar de nacimiento desde una provincia a otra y para cada año del periodo.

Estas tasas se proyectan constante y se obtienen como producto de cuatro factores, la intensidad de la emigración al resto del país de cada grupo por lugar de nacimiento desde una provincia para un año cuantificada en el Índice Sintético de Emigración Interior de dicha provincia, una diferencia por sexo de dicha intensidad, el calendario por generación de emigración al resto de España y un coeficiente de reparto según la provincia de destino.

1. Para la simulación de la intensidad emigratoria al resto del país para cada lugar de nacimiento, se mide por el Índice Sintético de Emigración Interior (ISEint), calculado como promedio de los Índices Sintéticos de emigración Interior obtenidos para cada uno de los últimos tres años de los datos de migración interior de la Estadística de Migraciones obtenidos al sumar las tasas específicas por generación para cada lugar de nacimiento y provincia de origen.
2. El diferencial por sexos se proyecta para cada lugar de nacimiento de manera constante y como cociente entre el ISEInt por sexo, lugar de nacimiento y provincia de origen y el ISEint por lugar de nacimiento y provincia de origen. El diferencial será el promedio de las diferencias de los últimos cinco años (2013-2017) de la Estadística de Migraciones, para cada sexo, provincia y lugar de nacimiento.
3. El calendario por generación proyectado de residentes en cada provincia por sexo y lugar de nacimiento, es el resultado del cociente entre las tasas específicas de emigración al resto de España por edad a 31 de diciembre entre la suma de todas ellas (ISEint). Obteniéndose el calendario por generación promedio de estos calendarios. A partir de las generaciones de los 85 años y más años cumplidos a 31 de diciembre de cada año se les asigna el promedio de sus valores para obviar la extrema variabilidad en edades más avanzadas. El calendario provincial proyectado se mantiene constante para cada año del periodo proyectivo, mediante el suavizado mediante un triple proceso de medias móviles de cinco generaciones consecutivas.
4. El reparto por provincia se realiza por un coeficiente obtenido como cociente entre las tasas de emigración interior de origen-destino para cada generación, sexo y lugar de nacimiento, y las tasas de emigración interior desde cada provincia de origen al resto de España, aplicando en ambas la transformación de las generaciones correspondientes a 85 años y más a 31 de diciembre, y su posterior suavizado mediante medias móviles. Este coeficiente se mantendrá constante para cada año del periodo proyectivo, obtenido como promedio de los coeficientes correspondientes a los años 2013-2017.

2.2.- Cálculo Proyecciones para España

Partiendo de la población residente en España a 1 de enero de un año determinado la proyección de población se calcula a partir de las siguientes expresiones:

Total de Población ($P_{S,x+1}^{1+t}$)

$$P_{S,x+1}^{1+t} = \frac{[1 - 0,5 \cdot (m_{S,x}^t + e_{S,x}^t)] \cdot p_{S,x}^t + IM_{S,x}^t}{[1 - 0,5 \cdot (m_{S,x}^t + e_{S,x}^t)]}$$

$m_{S,x}^t$ Tasa de mortalidad en el año t de la generación de individuos de sexo S y edad x a 1 de enero del año t.

$e_{S,x}^t$ Tasa de emigración exterior en el año t de la generación de individuos de sexo S y edad x a 1 de enero del año t.

Nacidos durante el año en curso t ($P_{S,0}^{1+t}$)

$$P_{S,0}^{1+t} = \frac{[1 - 0,5 \cdot (m_{S,-1}^t + e_{S,-1}^t)] \cdot N_S^t + IM_{S,-1}^t}{[1 - 0,5 \cdot (m_{S,-1}^t + e_{S,-1}^t)]}$$

$m_{S,-1}^t$ Tasa de mortalidad en el año t de la generación de individuos de sexo S nacidos durante el año t.

$e_{S,-1}^t$ Tasa de emigración exterior en el año t de la generación de individuos de sexo S y nacidos durante el año t.

N_S^t Nacidos en España durante el año t.

$$N_S^t = r \cdot \sum_{x=14}^{49} \left(\frac{P_{M,x}^t + P_{M,x+1}^{t+1}}{2} \right) \cdot f_x^t$$

r Ratio de masculinidad al nacimiento.

$P_{M,x}^t$ Población de mujeres de edad x a 1 de enero del año t

f_x^t Tasa de fecundidad de la generación de mujeres que tienen edad x a 1 de enero del año t

$IM_{S,-1}^t$ Flujo de inmigración del extranjero de nacidos de sexo S en el año t.

Grupos de edad abierto de 100 o más ($P_{S,100}^{1+t}$)

$$P_{S,100}^{1+t} = \frac{[1 - 0,5 \cdot (m_{S,99+}^t + e_{S,99+}^t)] \cdot (P_{S,99+}^t + P_{S,100+}^t) + IM_{S,99+}^t}{[1 - 0,5 \cdot (m_{S,99+}^t + e_{S,99+}^t)]}$$

$P_{S,99+}^t$ Población residente de sexo S y edad 99 años a 1 de enero del año t

$P_{S,99+}^t$ Población residente de sexo S y de 100 o más años a 1 de enero del año t

$m_{S,99+}^t$ Tasa de mortalidad de la generación de sexo S de 99 y + a 1 de enero del año t

$e_{S,99+}^t$ Tasa de emigración exterior de la generación de sexos S de 99 o más años a 1 de enero del año t.

$IM_{S,99+}^t$ Flujo de inmigración procedente del extranjero de individuos de sexo S y edad 99 o + a 1 de enero del año t

2.3.- Cálculo Proyecciones para Cantabria

Para cada provincia de las 52 provincias españolas (h), la proyección se realiza mediante la resolución de un sistema de 52 ecuaciones y 52 incógnitas para cada sexo y generación.

Total de Población en la provincia h más ($P_{h,s,x+1}^{1+t}$)

$$P_{h,s,x+1}^{1+t} = \frac{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,x+1}^t + e_{h,s,x}^t)] \cdot P_{h,s,x}^t + IM_{h,s,x}^t}{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,x}^t + e_{h,s,x}^t)]} +$$

$$+ \frac{\sum_{k \neq h} ei_{s,x,k,h}^t \cdot \left(\frac{P_{k,s,x}^t + P_{k,s,x+1}^{t+1}}{2} \right) - \sum_{k \neq h} ei_{s,x,h,k}^t \cdot \left(\frac{P_{h,s,x}^t + P_{h,s,x+1}^{t+1}}{2} \right)}{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,x}^t + e_{h,s,x}^t)]}$$

$m_{h,s,x+1}^t$ Tasa de mortalidad en el año t de los individuos de la provincia h , sexo S y edad $x+1$ de enero del año t .

$e_{h,s,x}^t$ Tasa de emigración exterior en el año t de los individuos de la provincia h de sexo S y edad $x+1$ de enero del año t .

$IM_{h,s,x}^t$ Flujo de inmigración procedente del extranjero que llega a h en el año t de los individuos de sexo S y edad $x+1$ de enero del año t .

$ei_{s,x,h,k}^t$ Tasa de emigración de la provincia h a la k de individuos de sexo S y edad $x+1$ de enero del año t .

Nacidos durante el año en curso t en la provincia h ($P_{h,s,0}^{1+t}$)

$$P_{h,s,0}^{1+t} = \frac{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,-1}^t + e_{h,s,-1}^t)] \cdot N_{h,s}^t + IM_{h,s,-1}^t}{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,-1}^t + e_{h,s,-1}^t)]} +$$

$$+ \frac{\sum_{k \neq h} ei_{s,-1,k,h}^t \cdot \left(\frac{N_{k,s}^t + P_{k,s,0}^{t+1}}{2} \right) - \sum_{k \neq h} ei_{s,-1,h,k}^t \cdot \left(\frac{N_{h,s}^t + P_{h,s,0}^{t+1}}{2} \right)}{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,-1}^t + e_{h,s,-1}^t)]}$$

$m_{h,s,-1}^t$ Tasa de mortalidad en el año t de los residentes de sexo S en la provincia h nacidos durante dicho año.

$e_{h,s,-1}^t$ Tasa de emigración exterior en el año t de residentes de la provincia h de sexo S nacidos durante el año t .

$IM_{h,s,-1}^t$ Flujo de inmigración procedente del extranjero que llega a h en el año t de los individuos de sexo S nacidos el año t .

$ei_{s,x,h,k}^t$ Tasa de emigración de la provincia h a la k durante t de individuos de sexo S nacidos a lo largo del año t .

$N_{h,s}^t$ Nacidos en la provincia h durante el año t.

$$N_{h,s}^t = r \cdot \sum_{x=14}^{49} \left(\frac{P_{h,M,x}^t + P_{h,M,x+1}^{t+1}}{2} \right) \cdot f_{h,x}^t$$

r Ratio de masculinidad al nacimiento.

$P_{h,M,x}^t$ Población de mujeres de la provincia h de edad x a 1 de enero del año t

$f_{h,x}^t$ Tasa de fecundidad de las mujeres de h que tienen edad x a 1 de enero del año t

Grupos de edad abierto de 100 o más de la provincia h ($P_{h,s,100+}^{1+t}$)

$$P_{h,s,100+}^{1+t} = \frac{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,99+}^t + e_{h,s,99+}^t)] \cdot (P_{h,s,99}^t + P_{h,s,100+}^t) + IM_{h,s,99+}^t}{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,99+}^t + e_{h,s,99+}^t)]} +$$

$$+ \frac{\sum_{k \neq h} ei_{s,99+,k,h}^t \cdot \left(\frac{P_{k,s,99}^t + P_{k,s,100+}^t + P_{k,s,100+}^{t+1}}{2} \right) - \sum_{k \neq h} ei_{s,99+,h,k}^t \cdot \left(\frac{P_{h,s,99}^t + P_{h,s,100+}^t + P_{h,s,100+}^{t+1}}{2} \right)}{[1 - 0,5 \cdot (m_{h,s,99+}^t + e_{h,s,99+}^t)]}$$

$P_{h,s,99}^t$ Población residente en la provincia h de sexo S y edad 99 años a 1 de enero del año t

$P_{h,s,100+}^t$ Población residente en h de sexo S y de 100 o más años a 1 de enero del año t

$m_{h,s,99+}^t$ Tasa de mortalidad en el año t de los individuos de sexo S de la provincia h de la generación que tiene 99 o más años a 1 de enero del año t

$e_{h,s,99+}^t$ Tasa de emigración exterior en el año t de los individuos de sexo S residentes en h de de 99 o más años a 1 de enero del año t.

$IM_{h,s,99+}^t$ Flujo de inmigración procedente del extranjero durante t en la provincia h de individuos de sexo S y edad 99 o + a 1 de enero del año t

$ei_{s,99+,h,k}^t$ Tasa de emigración de la provincia h a la k de individuos de sexo S y edad 99 o más años a 1 de enero del año t.

Una vez realizados estos procesos se calculan las cifras por edad de cada fenómeno demográfico bajo la hipótesis de distribución uniforme entre las edades exactas que los individuos de cada generación tendrán en algún momento del año. Este cálculo de la proyección conlleva un proceso iterativo de comprobación de consistencia y ajuste de los resultados nacionales de poblaciones y eventos demográficos obtenidos de la proyección total nacional y de la agregación de resultados por provincias, introduciendo sucesivos factores de corrección provinciales en cada generación, sexo, lugar de nacimiento, las tasas específicas de fecundidad, mortalidad y emigración al extranjero hasta conseguir la completa consistencia interterritorial de stocks poblacionales y eventos demográficos proyectados.

3. METODOLOGÍA ESCALA MUNICIPAL

Una vez que se cuentan con las hipótesis y resultados para la comunidad autónoma de Cantabria, planteamos a partir de ellos estimar las proyecciones para cada uno de los 102 municipios de Cantabria.

Para este cálculo se ha optado en un primer momento por realizar una proyección consistente en aplicar el modelo multirregional del INE para Cantabria al fichero de entrada municipal, configurando para ello los parámetros necesarios.

Este modelo da como resultados las cifras de población proyectada por sexo, año de nacimiento, edad y estima las cifras de nacimientos, defunciones y movimientos migratorios para cada año del periodo proyectado, cada sexo y generación, siendo en este caso coherente con los flujos y stocks totales.

3.I.- Proyecciones de cada fenómeno demográfico a escala municipal

3.1.1.- Fecundidad

Para obtener los nacidos estimados en cada municipio, se aplica cada tasa de fecundidad por generación de la madre de las proyecciones para Cantabria, a las cifras de población de mujeres residentes por sexo y año de nacimiento, comenzando con la cifra del Padrón Municipal de Habitantes a 1 de enero de 2018, y la ratio por sexo de los nacidos proyectados a lo largo del periodo para Cantabria.

$$N_{mu,s}^t = \sum_{mu} f_{h,x}^t P_{mu,s,x}^{t-1} R_{h,s}^t$$

$N_{mu,s}^t$ Nacidos vivos por municipio y sexo durante el año t.

$f_{h,x}^t$ Tasa específica de fecundidad de mujeres de la provincia h (Cantabria) de edad x a 1 de enero del año t.

$P_{mu,x}^{t-1}$ Mujeres residentes en el municipio mu y generación x a 1 de enero del año t-1.

$R_{h,s}^t$ Ratio nacidos vivos por sexo de la provincia h (Cantabria) durante el año t.

Ya que la proyección INE para la región llega hasta 2033, y las necesidades de varios organismos del gobierno de Cantabria requerían ampliar el horizonte hasta 2039, para calcular la tasa de fecundidad desde 2034 en adelante se procedió a calcular una tendencia lineal para cada sexo y generación de la madre, consistente en ajustar una recta, calculada con el método de mínimos cuadrados, en donde las variables a explicar son las tasas de fecundidad de 2019 a 2032 y la explicativa es un índice temporal correspondiente a los años 2019 y 2032.

$$f_{h,x}^t = a + \beta_t + e^t$$

$f_{h,x}^t$ Tasa específica de fecundidad de mujeres de la provincia h (Cantabria) de edad x a 1 de enero del año t.

e^t Error aleatorio manualmente distribuido.

3.1.2.- Mortalidad

Con las defunciones estimadas para Cantabria por sexo y generación, se obtienen las tasas específicas de mortalidad para cada uno de los sexos y generación, calculadas como el cociente del número de defunciones estimado cada año y sexo, respecto a la población media proyectada para cada año y generación.

$$m_{h,s,x}^t = \frac{D_{h,s,x}^t}{(P_{h,s,x}^t + P_{h,s,x}^{t+1}) \cdot 0,5}$$

$m_{h,s,x}^t$ Tasa de mortalidad de la provincia h (Cantabria) del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t.

$P_{h,s,x}^t$ Población proyectada de la provincia h (Cantabria) del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t.

$P_{h,s,x}^{t+1}$ Población proyectada de la provincia h (Cantabria) del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t+1.

$D_{h,s,x}^t$ Defunciones proyectadas en la provincia h (Cantabria) de sexo s que tienen edad x a 1 de enero del año t.

Para obtener las defunciones estimados en cada municipio por sexo y generación, se aplica cada tasa específica de mortalidad a las cifras de población de residentes por sexo y año de nacimiento del año, comenzando con la cifra del Padrón Municipal de Habitantes a 1 de enero de 2018.

$$D_{mu,s,x}^t = m_{h,s,x}^t \cdot P_{mu,s,x}^{t-1}$$

$D_{mu,s,x}^t$ Defunciones de residentes en el municipio mu, de sexo s y edad x durante el año t.

$m_{h,s,x}^t$ Tasa de mortalidad de la provincia h (Cantabria) del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t.

$P_{mu,s,x}^{t-1}$ Población del municipio mu del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t-1.

Al igual que con las tasas de fecundidad, las de mortalidad desde 2033 se calculan mediante una tendencia lineal para cada sexo y generación.

$$m_{h,s,x}^t = a + \beta_t + e^t$$

3.1.3.- Migraciones

A partir de los movimientos migratorios proyectados se calcula la Tasa de Migración de Cantabria para cada generación y sexo. Para calcular dicha tasa se obtienen los saldos de migración para cada sexo y generación sumando por un lado las migraciones internas con las inmigraciones externas, y por otro lado sumando las emigraciones hacia el resto de España con aquellas con destino al extranjero.

$$SM_{h,s,x}^t = IM_{h,s,x}^t - EM_{h,s,x}^t = (II_{h,s,x}^t + IE_{h,s,x}^t) - (EI_{h,s,x}^t + EE_{h,s,x}^t)$$

$SM_{h,s,x}^t$ Saldo migratorio proyectado de la provincia h (Cantabria) para el sexo s y de edad x a 1 de enero del año t.

$IM_{h,s,x}^t$ Inmigración total a la provincia h (Cantabria) de sexo s que tienen edad x a 1 de enero del año t.

$EM_{h,s,x}^t$ Emigración total desde la provincia h (Cantabria) de sexo s que tienen edad x a 1 de enero del año

t.

$II_{h,s,x}^t$ Inmigración interna a la provincia h (Cantabria) de sexo s que tienen edad x a 1 de enero del año t.

$IE_{h,s,x}^t$ Inmigración externa a la provincia h (Cantabria) de sexo s que tienen edad x a 1 de enero del año t.

$EI_{h,s,x}^t$ Emigración interna desde la provincia h (Cantabria) de sexo s que tienen edad x a 1 de enero del año t.

$EE_{h,s,x}^t$ Emigración externa desde la provincia h (Cantabria) de sexo s que tienen edad x a 1 de enero del año t.

Con el saldo se calcula las tasas específicas de migración como el cociente de este respecto a la población media proyectada para cada generación por sexo.

Una vez calculado la tasa de migración para cada sexo y generación, se obtiene el saldo de cada municipio aplicando dichas tasas a la población por sexo y año de nacimiento procedente del padrón municipal de habitantes a 1 de enero 2018.

$$mi_{h,s,x}^t = \frac{SM_{h,s,x}^t}{(P_{h,s,x}^t + P_{h,s,x}^{t+1}) \cdot 0,5}$$

$SM_{h,s,x}^t$ Saldo migratorio proyectado de la provincia h (Cantabria) para el sexo s y de edad x a 1 de enero del año t.

$P_{h,s,x}^t$ Población proyectada de la provincia h (Cantabria) del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t.

$P_{h,s,x}^{t+1}$ Población proyectada de la provincia h (Cantabria) del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t+1.

Con las tasas calculadas se obtienen los saldos migratorios de cada municipio aplicándolas a la población residente comenzando con la de 1 de enero de 2018 en cada municipio.

$$M_{mu,s,x}^t = mi_{h,s,x}^t \cdot P_{mu,s,x}^{t-1}$$

$M_{mu,s,x}^t$ Migraciones en el municipio mu, de sexo s y edad x durante el año t.

$mi_{h,s,x}^t$ Tasa de migraciones de la provincia h (Cantabria) para personas de sexo s y edad x a 1 de enero del año t.

$P_{mu,s,x}^{t-1}$ Población residente en municipio mu del sexo s y de edad x a 1 de enero del año t-1.

Esta primera aproximación a las migraciones presenta un problema que obvia una dinámica ya conocida, los cambios de residencia entre municipios de la región. Estos flujos que ofrece la estadística de variaciones residenciales, establecen una distribución territorial de la inmigración y la emigración muy desigual, por ello a partir del estudio de los movimientos de los últimos años se ha pretendido afinar las proyecciones de los municipios con un proceso propio de cálculo.

3.1.4.- Procedimiento de estimación de los Saldos Interiores

Dada la clara asociación espacial observada en los flujos de cambios de residencia entre los municipios de Cantabria, se ha optado por el uso de la Econometría espacial para la proyección de los movimientos interiores de la región. La econometría espacial consistente en modelos teóricos basados en parámetros estimados por análisis de regresión, donde se incluye la interacción entre las diferentes entidades, en este caso municipios, estos modelos incorporan la Autocorrelación Espacial, es decir entender

el grado en que un objeto es similar a otros objetos cercanos, establecer la relación existente entre lo que ocurre en unos lugares y en otros, o el efecto vecindario.

Los métodos de Regresión Espacial toman en cuenta las observaciones realizadas en ciertas regiones, en este caso los municipios, estableciendo que estas no son independientes, si no que presentan una dependencia, es decir que las observaciones de un municipio van a tender a presentar valores similares a observaciones cercanas geográficamente.

Esta dependencia espacial, se define como la relación funcional que existe entre lo que sucede en un punto del espacio, y lo que sucede en otro lugar, concepto va muy ligado a la conocida como primera ley de la geografía "*..todo está relacionado con todo lo demás, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las cosas distantes...*" establecida por Waldo R. Tobler⁵

Moran (1948)⁶ y Geary (1954)⁷ son los pioneros en análisis espacial, que se populariza con el trabajo de A. D. Cliff and Ord (1973)⁸. En estos estudios la autocorrelación espacial extiende la idea de autocorrelación de series de tiempo a una estructura geográfica topológica más general, de donde deviene el adjetivo espacial. Los valores de un mapa pueden ser vistos como una muestra de tamaño 1 con medidas repetidas y cercanamente correlacionadas. Estas medidas son tratadas como observaciones, tal que n es el número de posiciones en un mapa. La estructura geográfica topológica general se puede operativizar con una tabla $n \times n$ de variables indicadoras binarias 0-1, para cada posición en un mapa. Las celdas son igual a 1 si la fila y la columna de la tabla se definen como vecinos, y son 0 en otro caso. De tal manera, que dos áreas serán vecinas si comparten un borde de longitud no nula. Así es como se construye la matriz de vecindades.

En la proyección de saldos interiores de los municipios de Cantabria, la población municipal obtenida de los padrones municipales va a ser la población observada, esta población resultado de la dinámica natural y social de la población de cada municipio es la que se va a proyectar mediante las tasas demográficas (tasa de natalidad por edades, tasas de mortalidad por edades, tasas de migración por edades). Se trataría de una población esperada que, como resultado de los movimientos residenciales en el interior de la región, va a diferir en cada municipio de la población real o empadronada. Las diferencias entre ambas poblaciones medias en los años 2005-2018, tendrán lógicamente una correlación espacial, derivada de los movimientos de población entre municipios limítrofes, asociados a los procesos de urbanización y descongestión de los centros urbanos.

Estas correlaciones espaciales, estudiadas con metodología de econometría espacial, servirán para pronosticar los saldos migratorios entre municipios asociados a las proyecciones que se hagan de la población regional.

Modelo de dependencia espacial

La dependencia espacial, específicamente la autocorrelación espacial mide el grado en que un fenómeno de interés se correlaciona consigo mismo en el espacio (Cliff y Ord (1973)). En otras palabras, cuando valores similares aparecen próximos entre sí, o agrupados, en el espacio, tendremos autocorrelación espacial positiva o, por el contrario, cuando los valores vecinos son diferentes, tendremos autocorrelación espacial negativa.

⁵ TOBLER W.R. (1970): A computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. Economic Geography 46. pp 234-240.

⁶ MORAN, P. (1948): The Interpretation of Statistical Maps. Journal of the Royal Statistical Society, 10. pp 243-251.

⁷ GEARY, R.C. (1954) The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. The Incorporated Statistician, 5. pp 115-145.

⁸ CLIFF, A.D. and ORD J.K. (1973): Spatial autocorrelation. London: Pion.

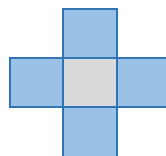
La autocorrelación espacial nula indica que el patrón espacial es aleatorio. Siguiendo a Anselin y Bera (1998)⁹, se puede expresar la existencia de autocorrelación espacial con la siguiente condición de momento:

$$Cov(y_i, y_j) \neq 0 \text{ for } i \neq j$$

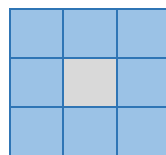
Donde y_i y y_j son observaciones en una variable aleatoria en las ubicaciones i y j . El problema aquí es que necesitamos estimar los términos de covarianza de $N \times N$ directamente para las observaciones de N . Para superar este problema imponemos restricciones sobre la naturaleza de las interacciones. Un tipo de restricción es definir para cada punto de datos un "conjunto de vecindad" relevante. En la econometría espacial, esto se hace operativo a través de la matriz de ponderaciones espaciales. La matriz generalmente denotada por W es una matriz $N \times N$ positiva y simétrica que denota para cada observación (fila) aquellas ubicaciones (columnas) que pertenecen a su conjunto de vecindad como elementos distintos de cero (Anselin y Bera, 1998; Arbia, 2014¹⁰).

La especificación del conjunto vecino es bastante arbitraria y hay una amplia gama de sugerencias en la literatura. Los criterios más usados son:

- Criterio de torre (rook criterium): dos unidades están cerca una de la otra si comparten un lado.



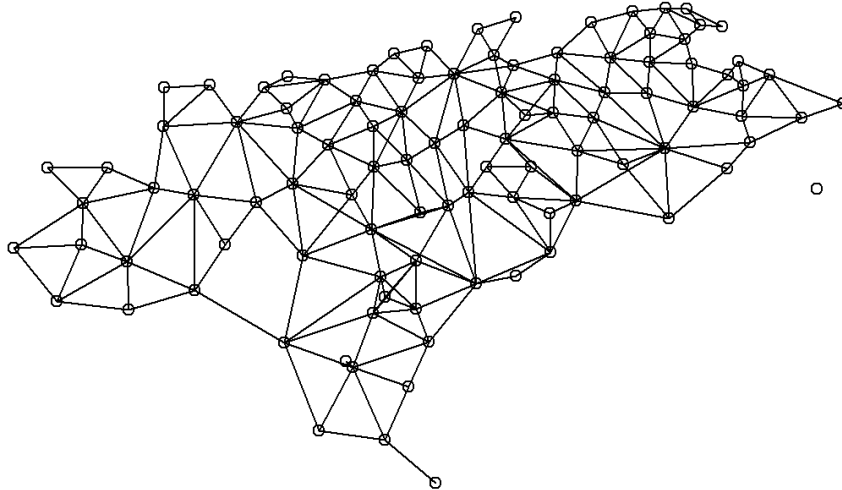
- Criterio de reina (queen criterium): dos unidades están cerca si comparten un lado o un borde.



Otro enfoque utilizado es denotar dos observaciones como vecinas si están dentro de una cierta distancia. Para nuestro análisis municipal, nos centraremos en utilizar el criterio de reina, construyendo una lista de vecinos.

⁹ ANSELIN, L. and BERA, A.K. (1998) Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. Statistics: Textbooks and Monographs, 155. pp 237-289.

¹⁰ ARBIA G. (2014): A Primer for Spatial Econometrics: With Applications in R. Palgrave Macmillan.



La existencia de dependencia espacial se ha comprobado mediante las pruebas de diagnóstico, Coeficiente de Moran (MC) y el Test múltiple de Lagrange.

Pruebas de diagnóstico de dependencia espacial

Coeficiente de Moran (MC)

El coeficiente de Moran o I de Moran es una medida de autocorrelación espacial en términos de error, desarrollada por Patrick Alfred Pierce Moran (1948) que se aplica a los residuos de regresión y se formula:

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2}$$

N es el número de unidades espaciales indexadas por i y j

X es la variable de interés

w_{ij} es una matriz de pesos espaciales

Los valores negativos indican negativo de autocorrelación espacial y los positivos autocorrelación positiva. Estos pueden oscilar entre -1 (indicando dispersión perfecta) y 1 (correlación perfecta). Un valor de cero indica un patrón espacial aleatoria. Para las pruebas de hipótesis estadísticas, los valores de Moran I pueden ser transformados a la Z-score en el que los valores superiores a 1,96 o menor que -1.96 indican autocorrelación espacial significativa al nivel del 5%. Para realizar la prueba I de Moran la función requiere un modelo de regresión lineal y como objeto espacial la matriz de vecindades. En nuestro caso los resultados establecen que sí existe dependencia espacial como se aprecia a continuación.

Global Moran I for regression residuals

Moran I statistic standard deviate = 4.8066, p-value = 7.675e-07
 alternative hypothesis: greater
 sample estimates:

Observed Moran I	Expectation	Variance
0.299662849	-0.011429029	0.004188891

Prueba de multiplicadores de Lagrange

Aunque la prueba I de Moran tiene un gran poder frente a una amplia gama de alternativas (Anselin y Bera ,1998), no guía en la selección de modelos alternativos, ya que dicho contraste no presenta una hipótesis alternativa. Basado en el principio de máxima verosimilitud, la prueba del multiplicador de Lagrange especifica la hipótesis alternativa que nos ayudará con la tarea. Las pruebas LM para la dependencia espacial incluyen como alternativa la presencia de un retraso espacial y/o la presencia de un retraso espacial en el término de error.

Los resultados también muestran la existencia de dependencia espacial:

Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence

LMerr = 20.536, df = 1, p-value = 5.851e-06

LMlag = 65.186, df = 1, p-value = 6.661e-16

RLMerr = 19.793, df = 1, p-value = 8.632e-06

RLMlag = 64.442, df = 1, p-value = 9.992e-16

SARMA = 84.979, df = 2, p-value < 2.2e-16

SAR Models

La estimación del modelo SAR se puede abordar asumiendo la normalidad del término de error y usar la máxima probabilidad. Para su cálculo se ha utilizado la estimación del modelo de regresión espacial de retardo, que proporciona la estimación de máxima verosimilitud del retraso autorregresivo espacial simultáneo y los modelos espaciales de Durbin (mixtos) de la forma:

$$y = \rho W y + X \beta + u$$

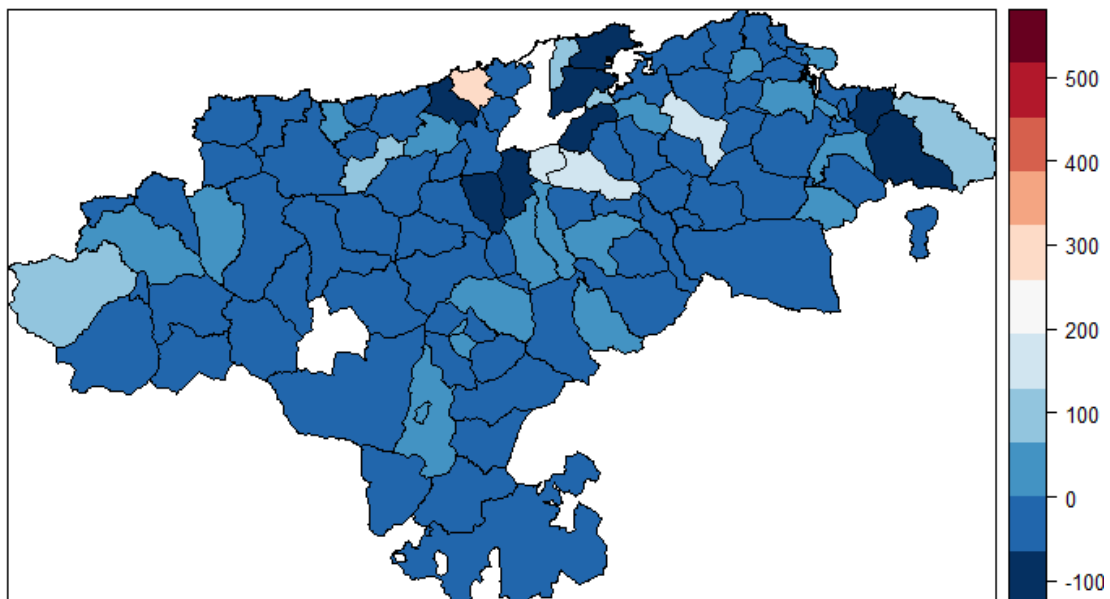
y vector de la dependiente

W matriz de vecindades

X matriz de explicativas

u vector de errores aleatorios normalmente distribuidos

Análisis gráfico de los residuos del modelo SAR



La presencia de la matriz de ponderaciones espaciales hace que los efectos marginales sean más ricos y ligeramente más complicados que en el modelo OLS "tradicional".

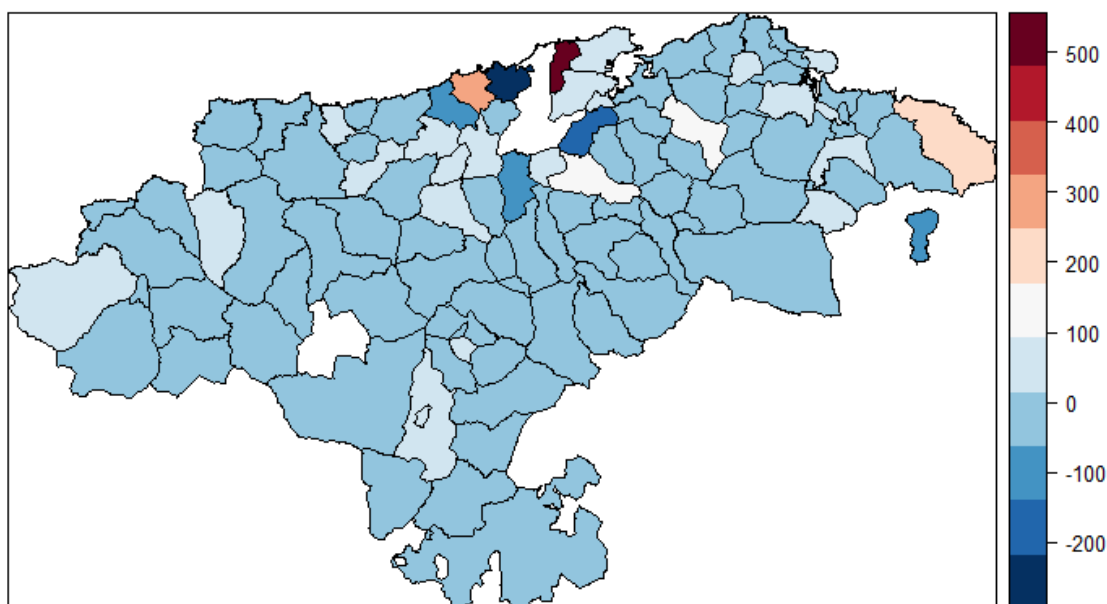
Modelo SEM (Modelo con rezago espacial en el término del error)

Ya que el modelo SAR puede presentar sesgo por variables omitidas, el modelo SEM incluye en su estructura la dependencia espacial del error, por lo que puede presentar mejor ajuste.

Consiste en la estimación por máxima verosimilitud de un modelo de errores autorregresivos espaciales simultáneos que se formula:

$$y = X\beta + u, u = \lambda W u + e$$

Análisis gráfico de los residuos del modelo SEM



Pronóstico movimientos

El pronóstico de los movimientos de cambio de residencia entre municipios de Cantabria, se realiza utilizando el modelo SEM ajustado al objeto ráster correspondiente a la cartografía de límites municipales de la región.

3.2.- Cálculo Proyecciones Municipios

Una vez estimados los diferentes parámetros de la ecuación compensadora para cada uno de los 102 municipios de Cantabria, se obtiene una cifra de población para cada municipio en horizonte de proyección.

En primer lugar, se calculan los nacidos para cada año que sobreviven al nacimiento y continúan su residencia en el municipio, y posteriormente los residentes de 1 año o más proyectados para cada sexo y generación.

Nacidos durante al año t+1 en el municipio i ($P_{i,S,0}^{t+1}$)

El numero de nacidos para cada año se realiza multiplicando cada generación de mujeres por su tasa de fecundidad estimada, a este primer dato de nacimientos se les resta la mortalidad infantil estimada a partir de la mortalidad registrada para la región, se les añade el saldo migratorio también estimado con los parámetros provinciales, y el saldo interior entre municipios.

$$P_{i,S,0}^{t+1} = \left(\sum_i f_{h,S,x}^{t+1} \cdot P_{i,S,x}^t \cdot r_{h,S}^{t+1} \right) - \left(\sum_i f_{h,S,x}^{t+1} \cdot P_{i,S,x}^t \cdot \sum_i m_{h,S,0}^{t+1} \right) + \left(\sum_i f_{h,S,x}^{t+1} \cdot P_{i,S,x}^t \cdot \sum_i mi_{h,S,0}^{t+1} \right) + si_{i,S,0}^{t+1}$$

$f_{h,S,x}^{t+1}$ Tasa específica de fecundidad de mujeres de la provincia h (Cantabria) de edad x a 1 de enero del año t+1.

$m_{h,S,0}^{t+1}$ Tasa de mortalidad infantil de la provincia h (Cantabria) de sexo x 1 de enero del año t+1.

$P_{i,S,x}^t$ Población residente en el municipio i de sexo s y edad x a 1 de enero del año t.

$mi_{h,S,0}^{t+1}$ Tasa de migración infantil de la provincia h (Cantabria) para personas de sexo s a 1 de enero del año t+1.

$si_{i,S,0}^{t+1}$ Saldo interior del municipio i de nacidos de sexo s a 1 de enero del año t+1.

Una vez que ya se dispone de los nacimientos se proyecta el resto de la población.

Población sin nacidos por municipio i en el año t+1 ($P_{i,S,x+1}^{t+1}$)

La población para cada sexo y generación, a excepción de los nacidos, en cada municipio, es el resultado de restar a la población de una generación en el año anterior, t, las defunciones estimadas para ese sexo y generación, y de sumarle el saldo migratorio total estimado y el saldo interior estimado para el año t+1.

$$P_{i,S,0}^{t+1} = P_{i,S,x+1}^t - (P_{i,S,x}^t \cdot m_{h,S,x}^{t+1}) + (P_{i,S,x}^t \cdot mi_{h,S,x}^{t+1}) + si_{i,S,x}^{t+1}$$

$m_{h,S,x}^{t+1}$ Tasa de mortalidad de la provincia h (Cantabria) de personas de edad x a 1 de enero del año t+1.

$P_{i,S,x}^t$ Población residente en el municipio i de sexo s y edad x a 1 de enero del año t.

$mi_{h,S,x}^{t+1}$ Tasa de migraciones de la provincia h (Cantabria) para personas de sexo s y edad x a 1 de enero del año t+1.

$si_{i,S,x}^{t+1}$ Saldo interior del municipio i de personas de sexo s y edad x a 1 de enero del año t+1.

Población total municipio i en el año t+1 ($P_{i,S,x+1}^{t+1}$)

La cifra total para cada municipio se obtiene sumando las proyecciones para cada sexo y generación, con el número de nacidos de cada sexo proyectado para cada año del periodo proyectivo.

$$P_{i,x+1}^{t+1} = \sum_i P_{i,s,x}^{t+1} + P_{i,s,0}^{t+1}$$

4. BIBLIOGRAFÍA

Anselin, Luc. 2003. "An Introduction to Spatial Regression Analysis in R." Available at: https://Geodacenter.asu.edu/Drupal_files/Spdepintro.pdf.

Anselin, Luc, and Anil K Bera. 1998. "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics." Statistics Textbooks and Monographs 155. MARCEL DEKKER AG: 237-90.

Arbia, Giuseppe. 2014. A Primer for Spatial Econometrics: With Applications in R. Palgrave Macmillan.

Bivand, Roger, and Nicholas Lewin-Koh. 2016. Maptools: Tools for Reading and Handling Spatial Objects. <https://CRAN.R-project.org/package=maptools>.

Cheng, Joe, and Yihui Xie. 2015. Leaflet: Create Interactive Web Maps with the Javascript 'Leaflet' Library. <http://rstudio.github.io/leaflet/>.

Cliff, Andrew David, and J Keith Ord. 1973. Spatial Autocorrelation. Vol. 5. Pion London.

ESRI, Environmental Systems Research Institute. 1998. "ESRI Shapefile Technical Description." Available at: <https://www.esri.com/Library/Whitepapers/Pdfs/Shapefile.pdf>.

Geary, R.C. (1954) The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. The Incorporated Statistician, 5, 115-145. <https://doi.org/10.2307/2986645>.

INE (2019). Proyecciones de la Población de España 2018-2068.

https://www.ine.es/metodologia/t20/meto_propob_2018_2068.pdf

Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía. Memoria Técnica de la Actividad "Sistema de proyecciones de población".

<https://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/proyecciones/metodologia/MT010106.pdf>

Moran, P. 1948. The Interpretation of Statistical Maps. Journal of the Royal Statistical Society, 10, 243-251.

Neuwirth, Erich. 2014. RColorBrewer: ColorBrewer Palettes. <https://CRAN.R-project.org/package=RColorBrewer>.

Reques Velasco, P. (2006). Geodemografía. Fundamentos conceptuales y Metodológicos. Santander, Servicio de Publicaciones, Universidad de Cantabria.

Vinuesa, J., Zamora, F., Gènova, R., Serrano, P., Recaño, J. (1994). 9. Demografía. Análisis y proyecciones. Madrid, Editorial Síntesis, S.A. 366 pp.

Sarmiento, I: An Introduction to Spatial Econometrics in R. <https://www.r-bloggers.com/an-introduction-to-spatial-econometrics-in-r/>

Zeng Yi, Wang Zhenglian, Ma Zhongdong y Chen Chunjun. (2000). "A simple method for projecting or estimating α and β : An extension of the Brass Relational Gompertz Fertility Model", Population Research and Policy Review 19. pp 525-549.