

RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)

RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)

STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

INFECCIONS RESPIRATORIES AGUDES, PNEUMÒNIA I INFLUÈNCIA (IRA) -

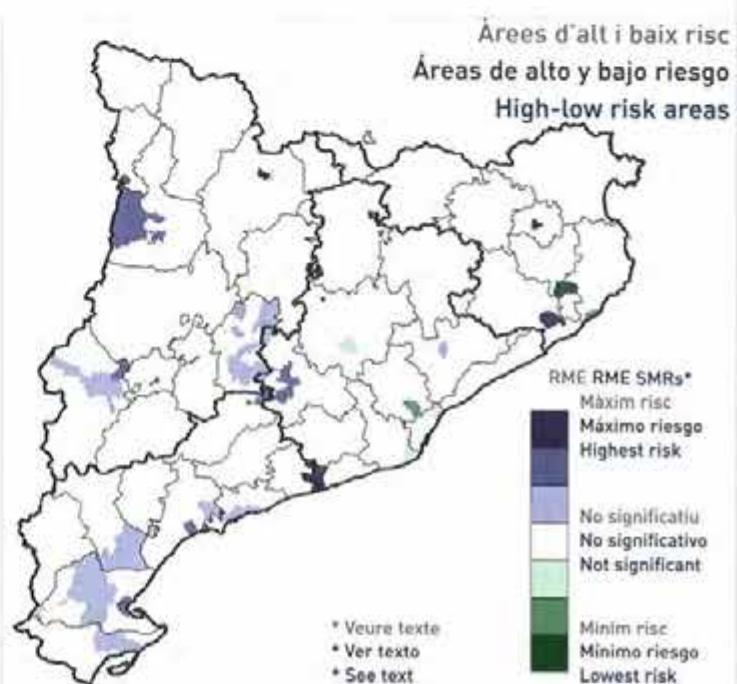
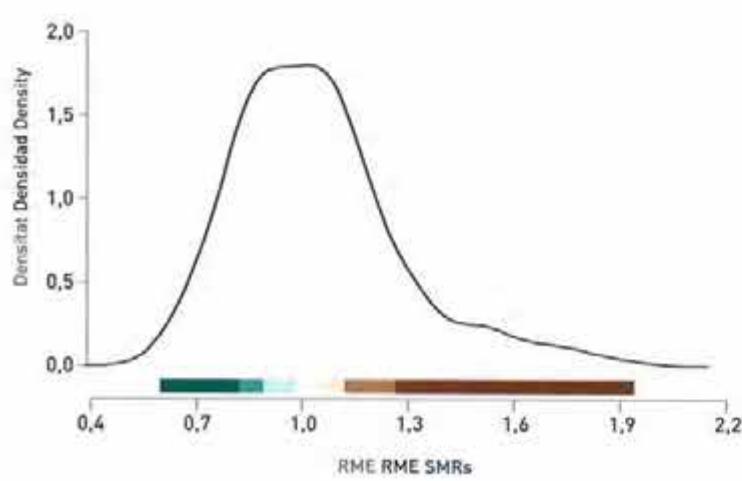
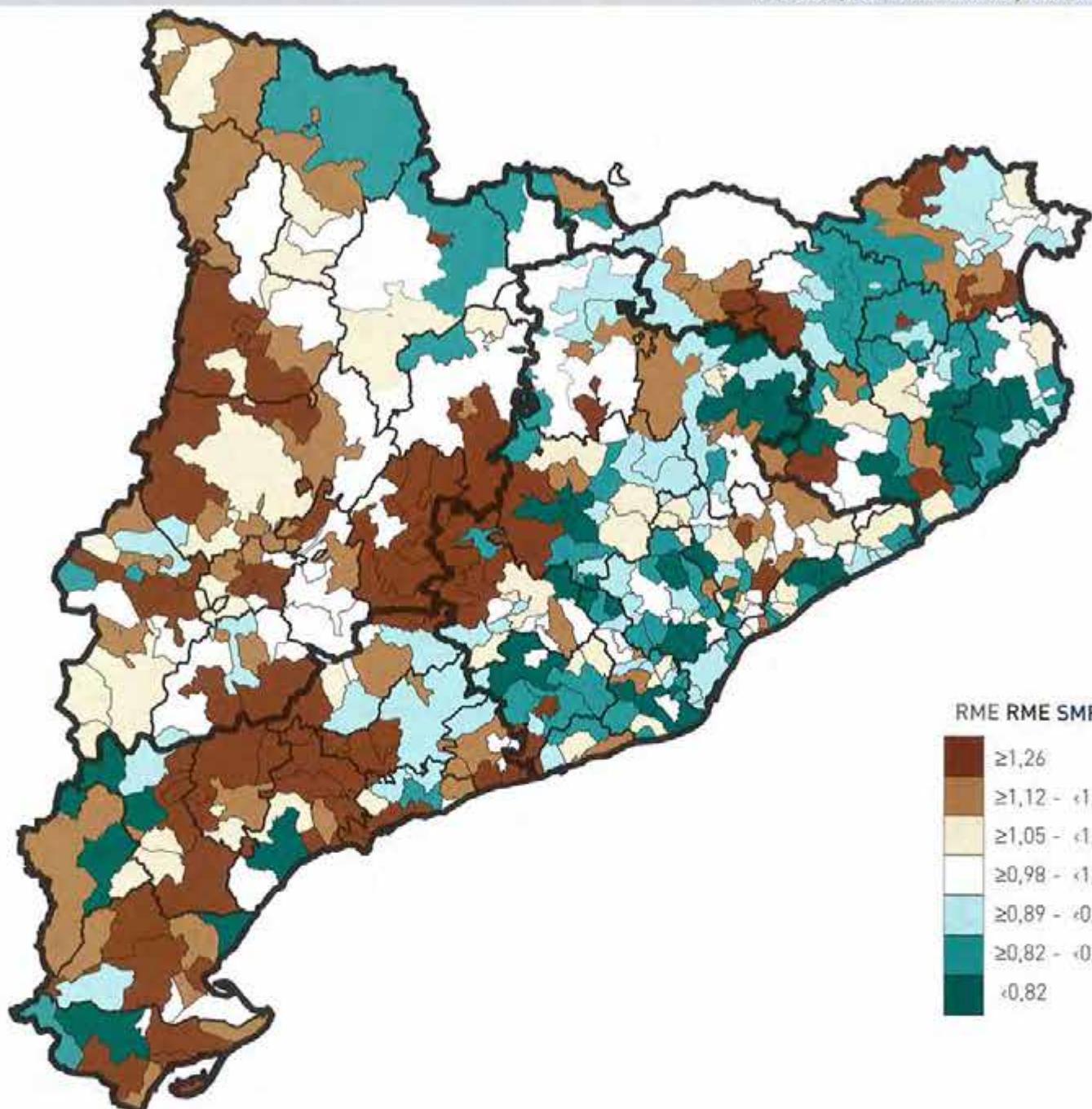
DONES (CIM-9: 460-466, 480-487)

INFECCIONES RESPIRATORIAS AGUDAS, NEUMONÍA E INFLUENZA (IRA) -

MUJERES (CIE-9: 460-466, 480-487)

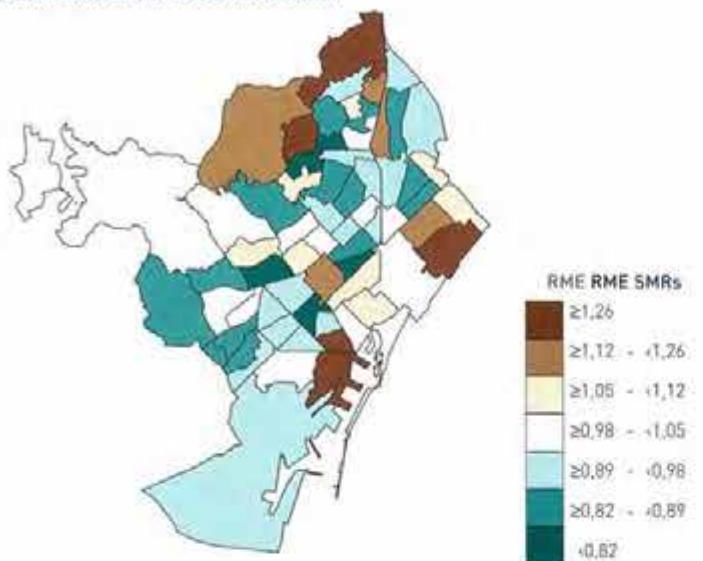
ACUTE RESPIRATORY INFECTIONS, PNEUMONIA AND INFLUENZA (ARI) -

WOMEN (ICD-9: 460-466, 480-487)



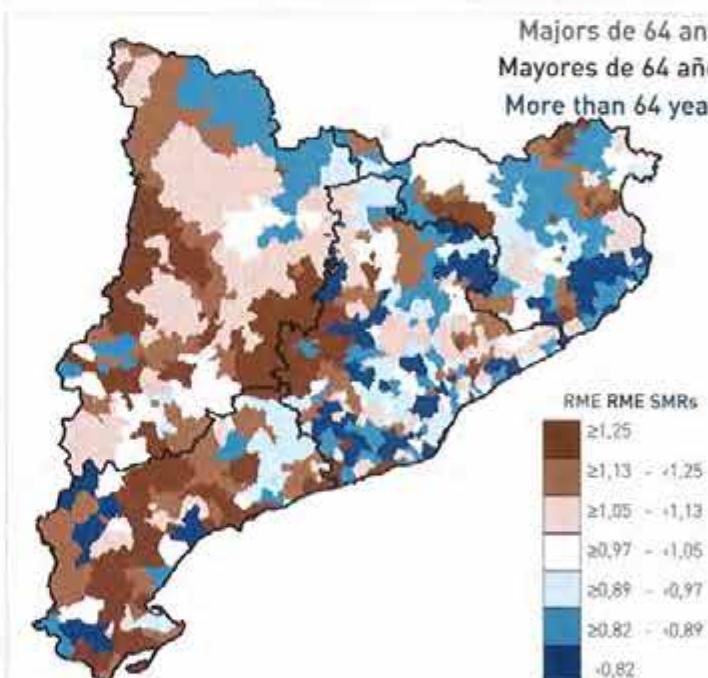
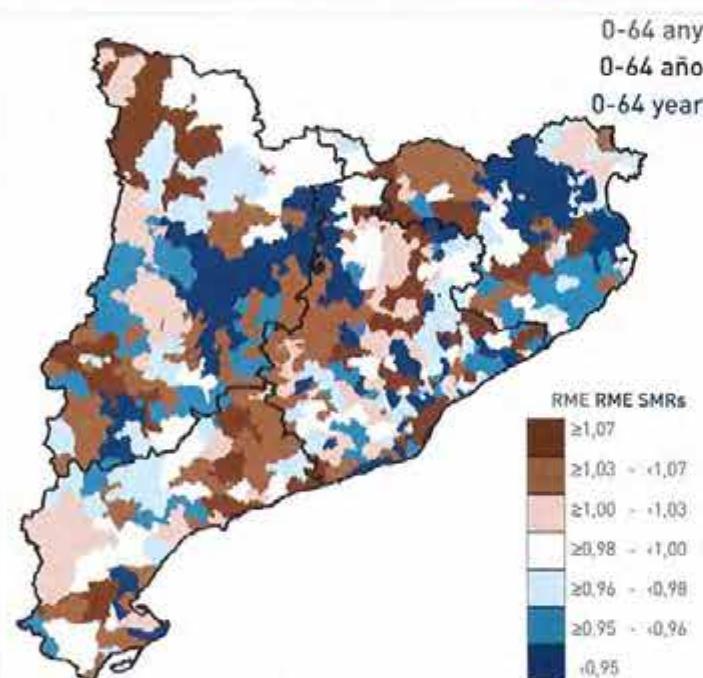
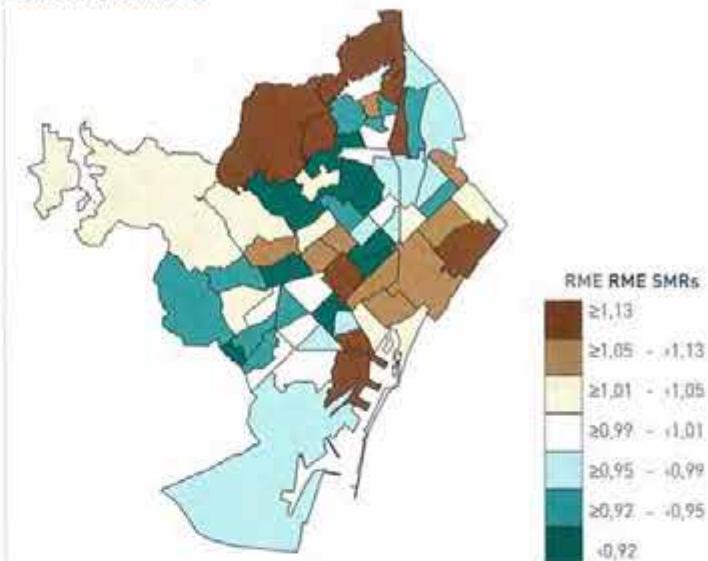
RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)  
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)  
STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

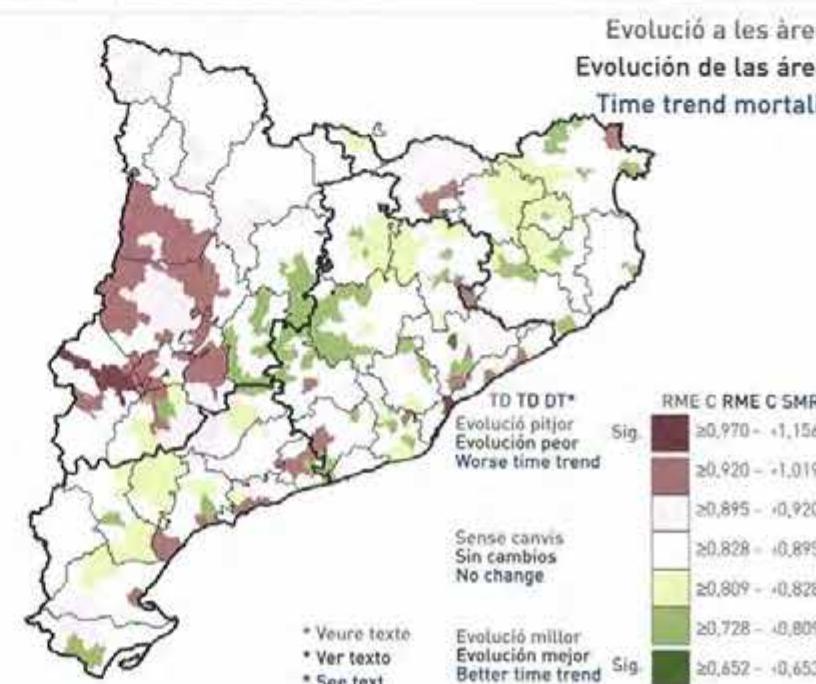
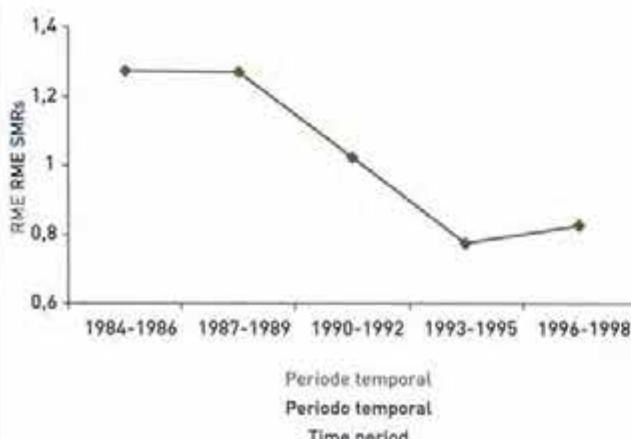


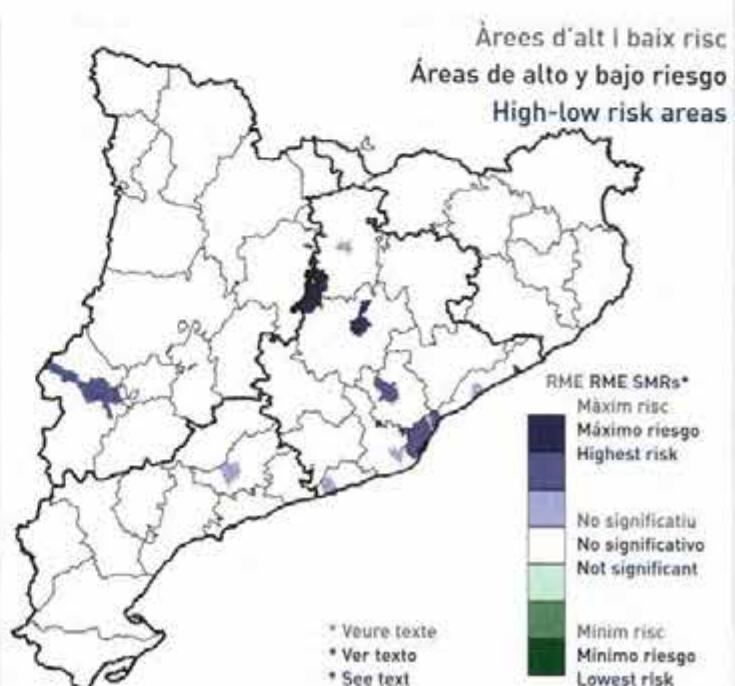
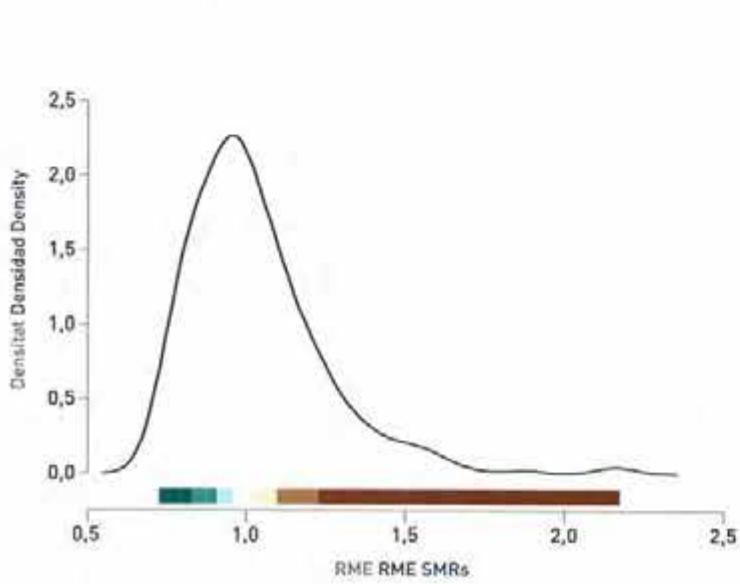
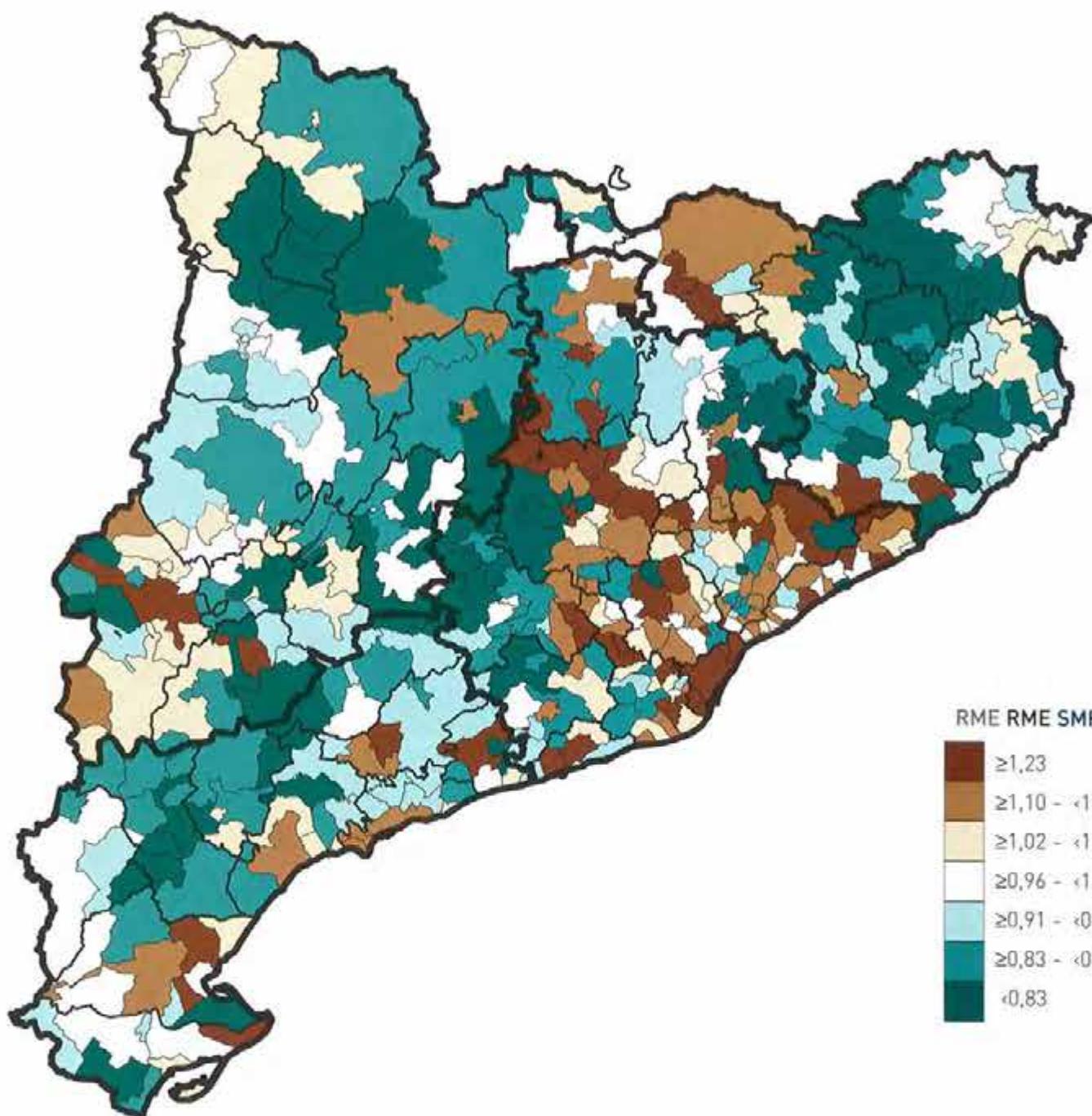
INFECCIONS RESPIRATORIES AGUDES, PNEUMÒNIA I INFLUÈNCIA (IRA) - DONES (CIM-9: 460-466, 480-487)  
INFECCIONES RESPIRATORIAS AGUDAS, NEUMONÍA E INFLUENZA (IRA) - MUJERES (CIE-9: 460-466, 480-487)  
ACUTE RESPIRATORY INFECTIONS, PNEUMONIA AND INFLUENZA (ARI) - WOMEN (ICD-9: 460-466, 480-487)

Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas



Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984 -1998]  
Evolución de la mortalidad en Cataluña [1984-1998]  
Catalonia time trend mortality [1984-1998]

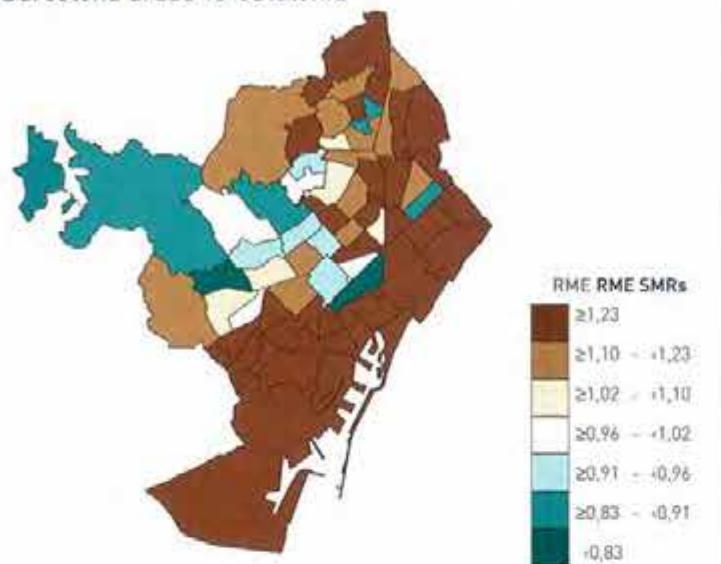




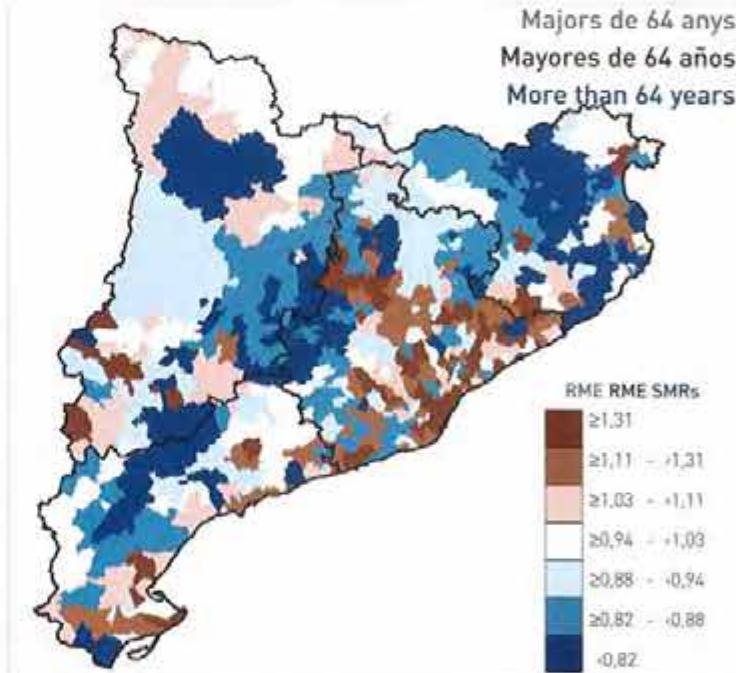
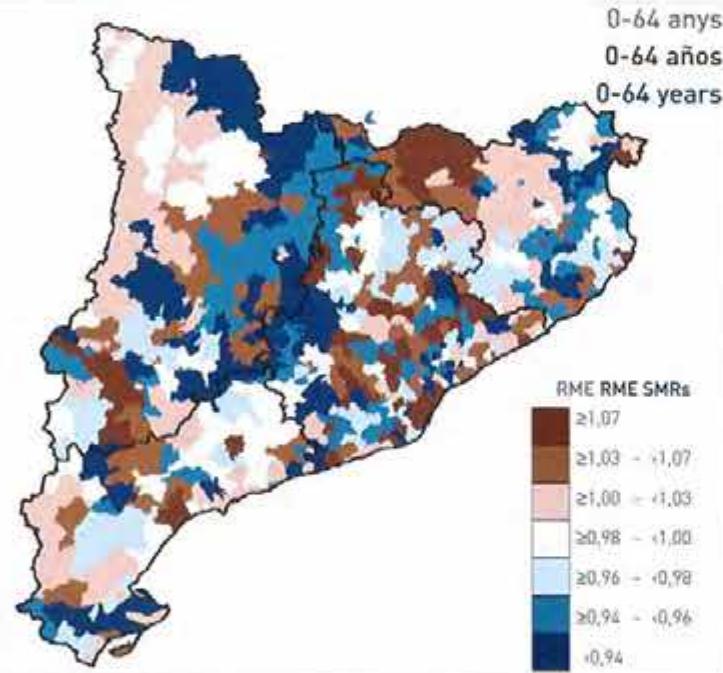
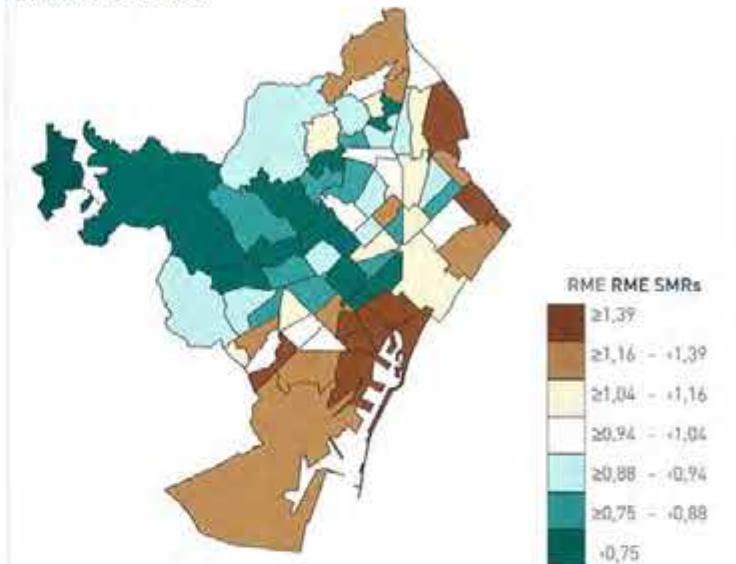
RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDITZADES (RME)  
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)  
STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

CIRROSI - DONES (CIM-9: 571)  
CIRROSIS - MUJERES (CIE-9: 571)  
CIRRHOsis - WOMEN (ICD-9: 571)

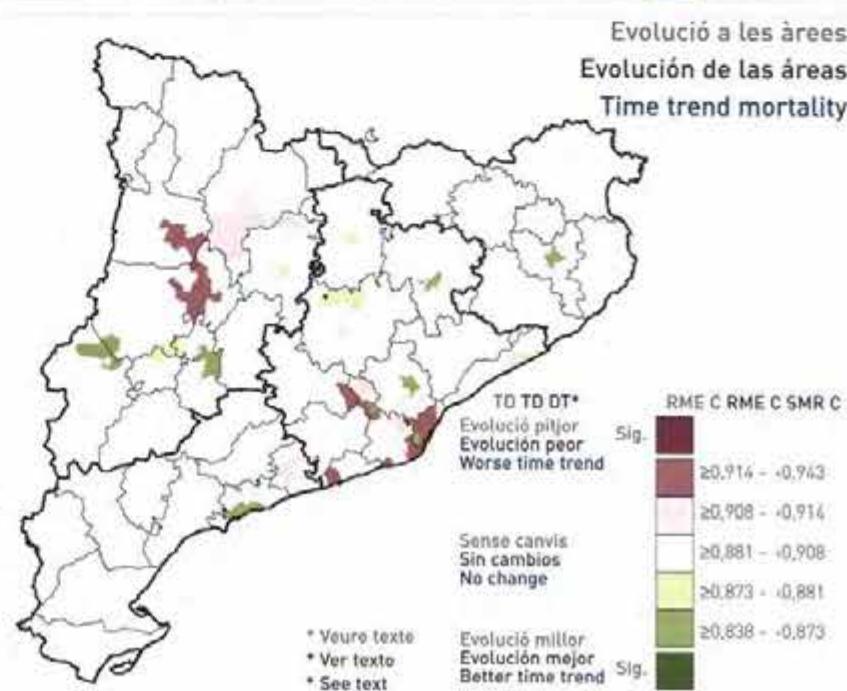
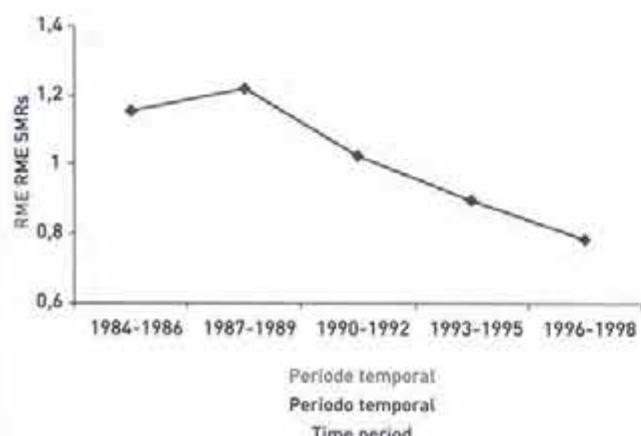
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

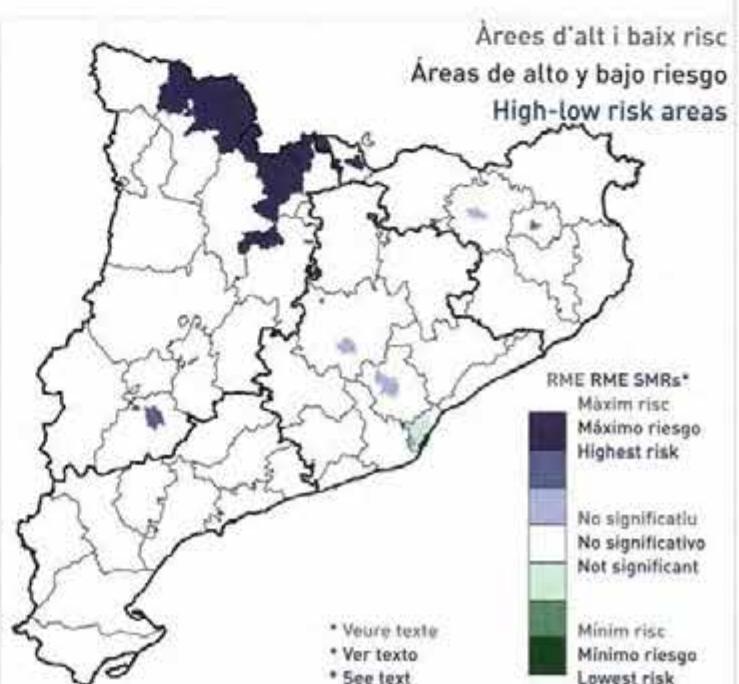
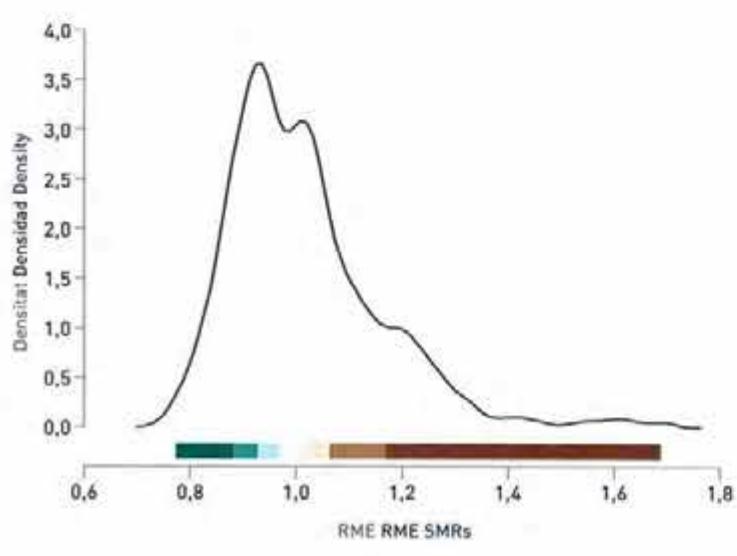
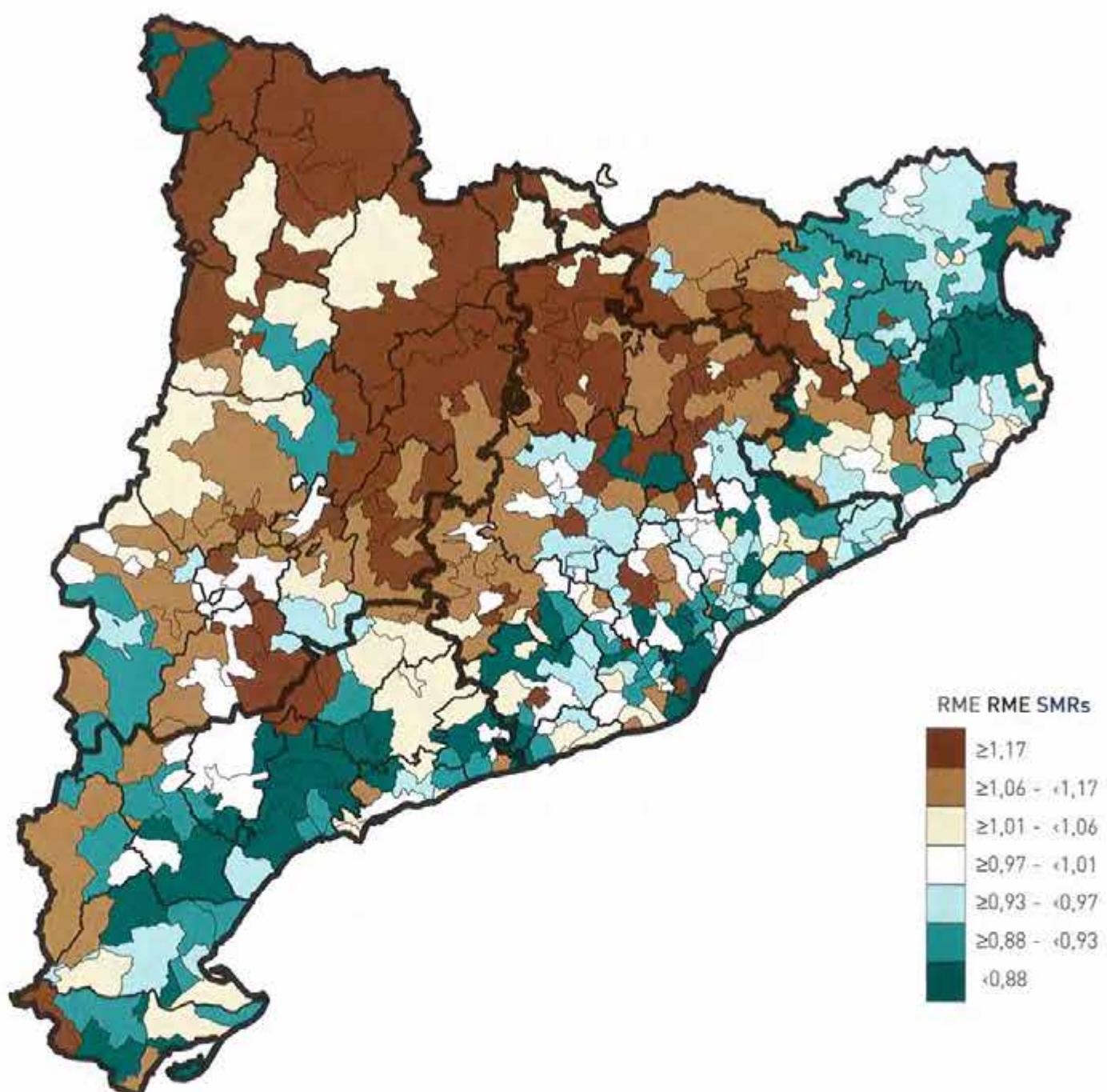


Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas

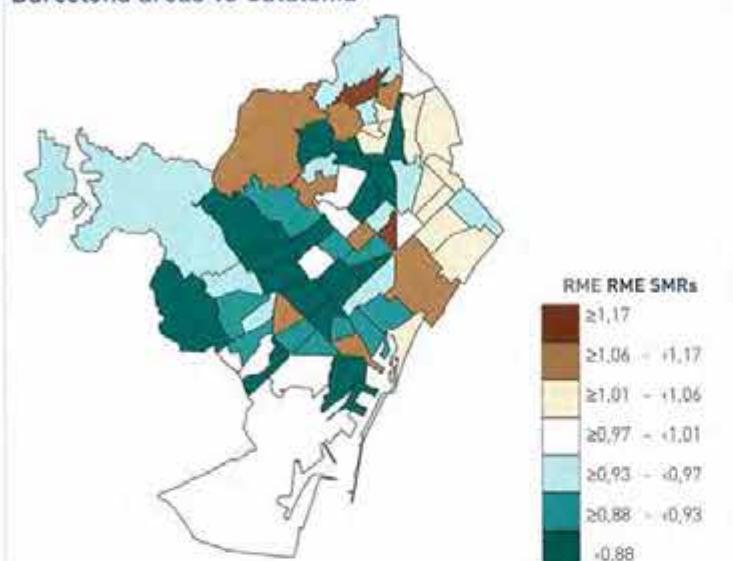


Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984 -1998]  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality (1984-1998)

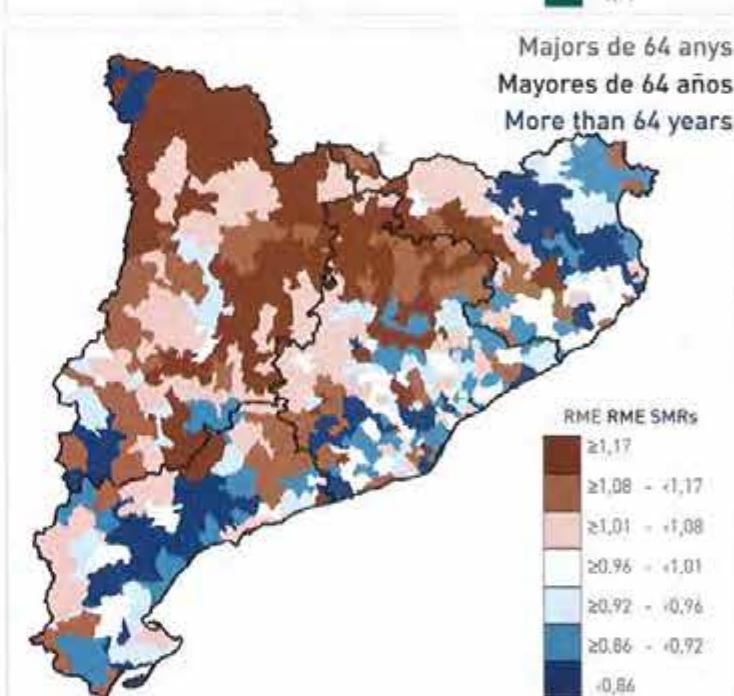
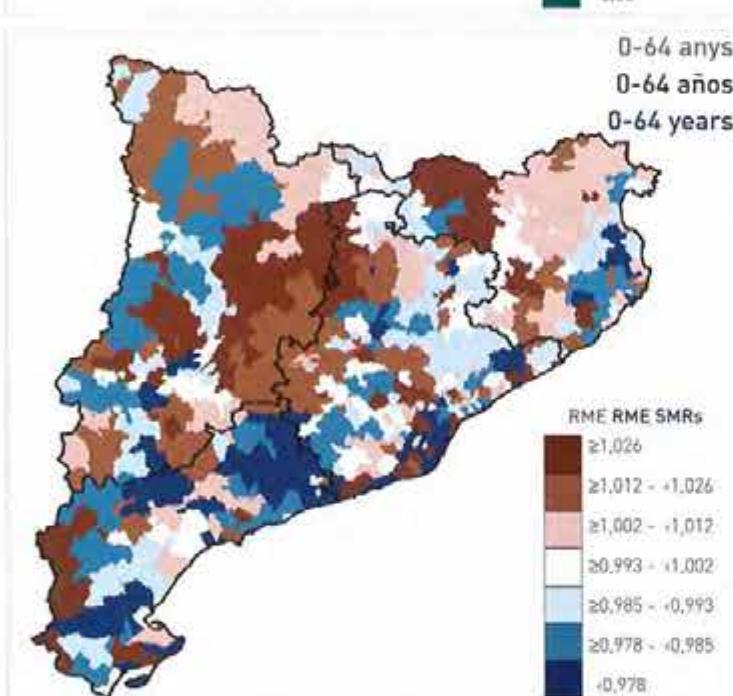
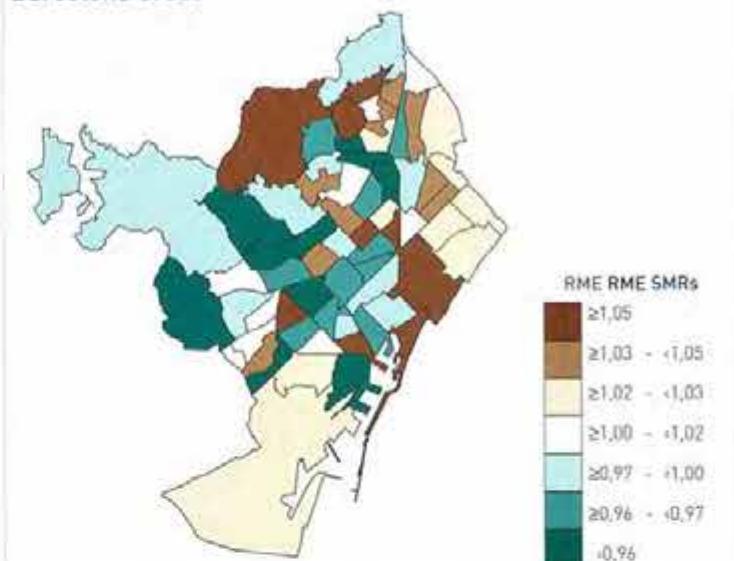




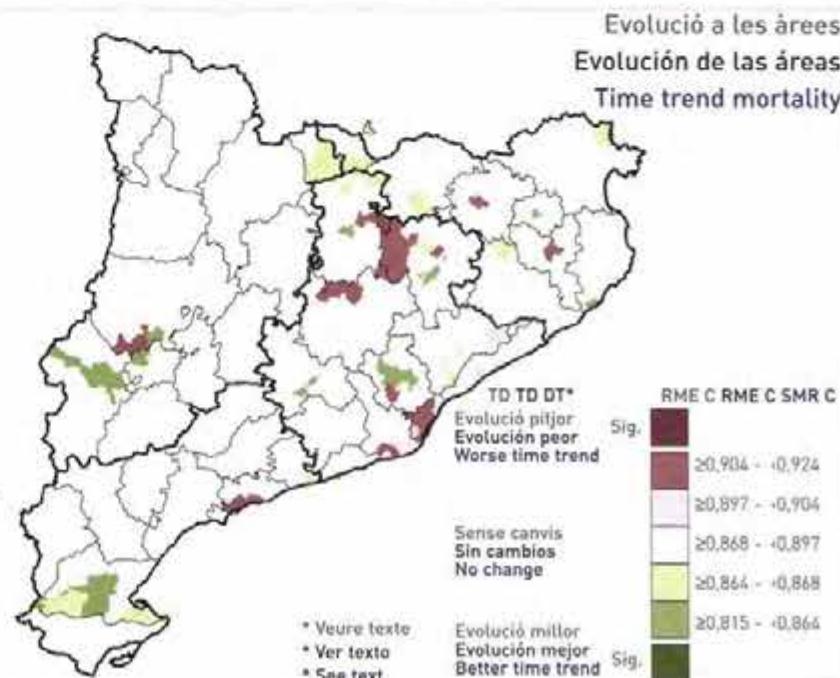
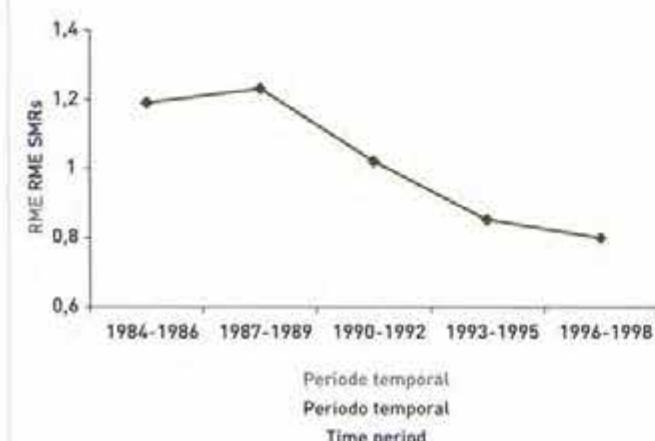
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

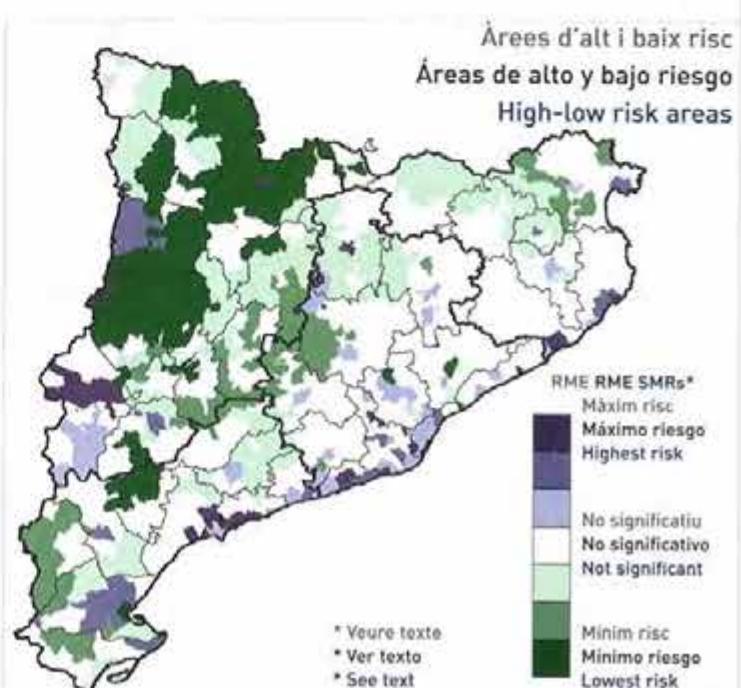
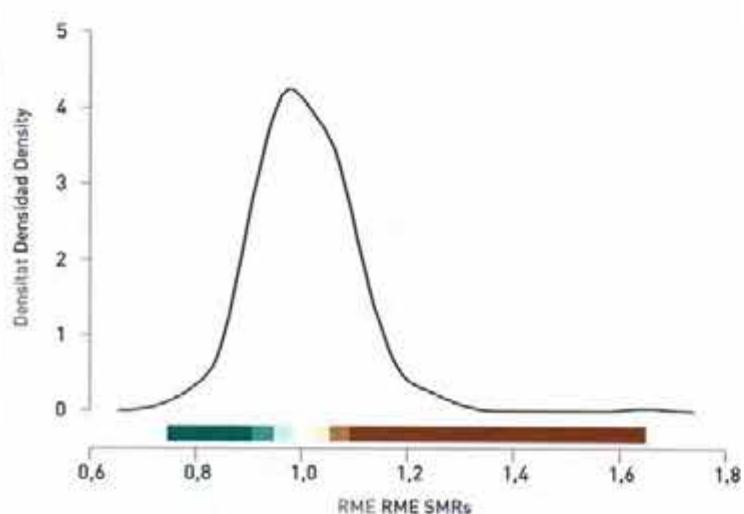
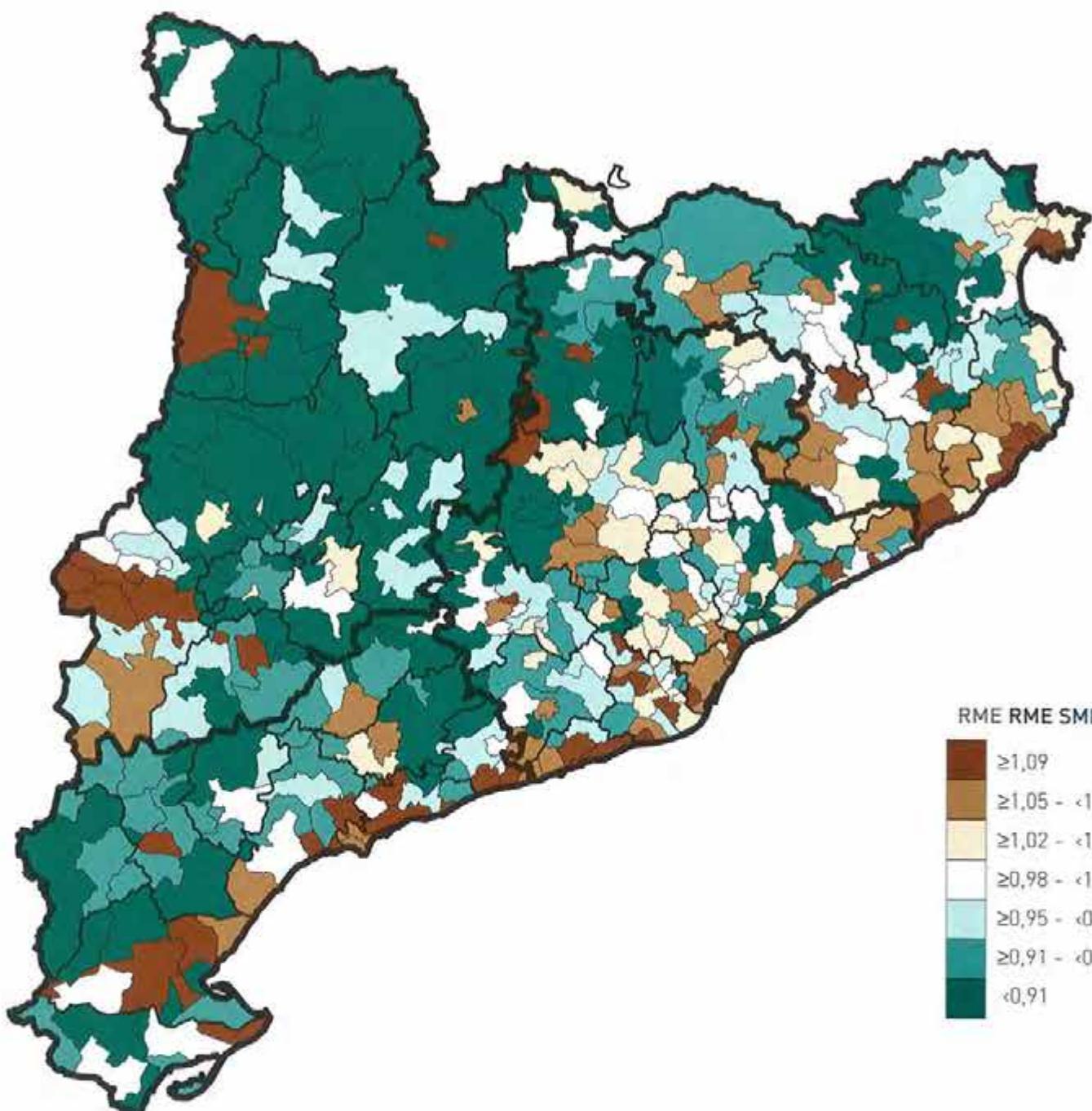


Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas

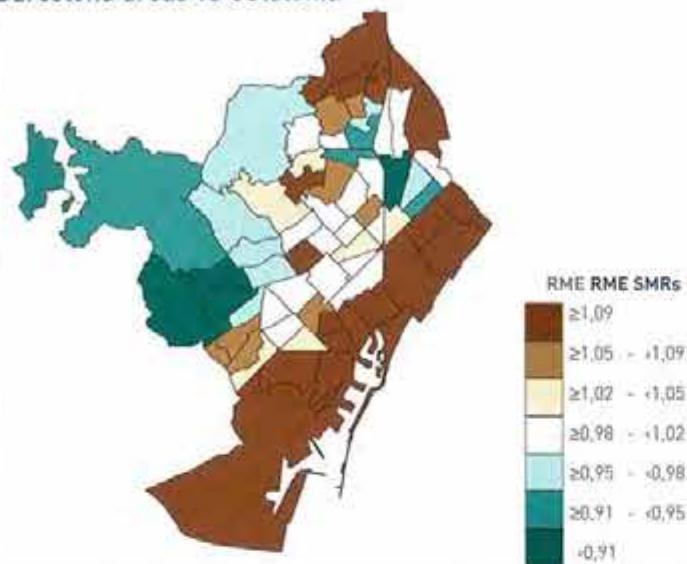


Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984 - 1998)  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality (1984-1998)

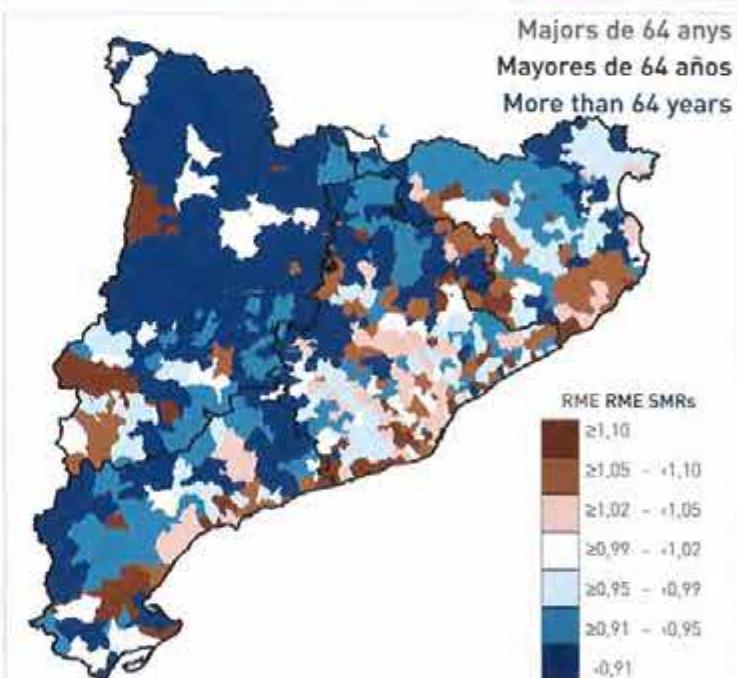
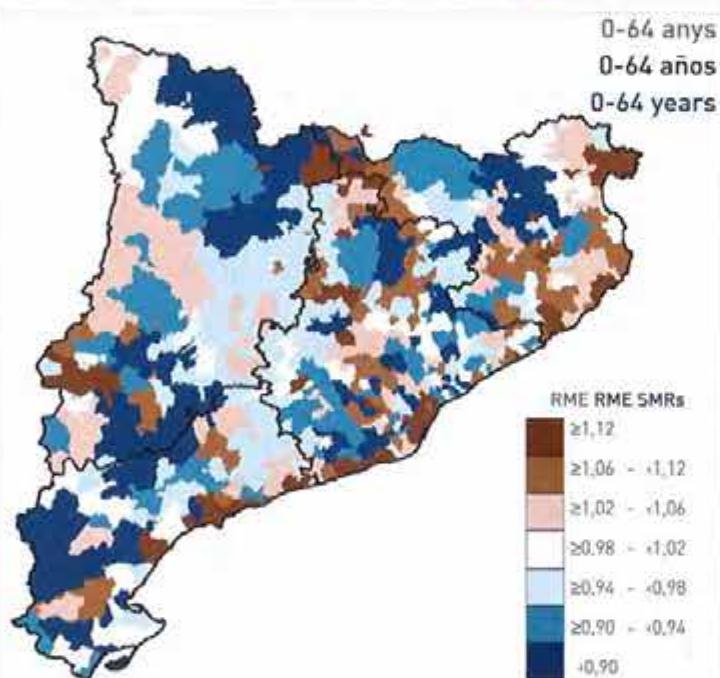
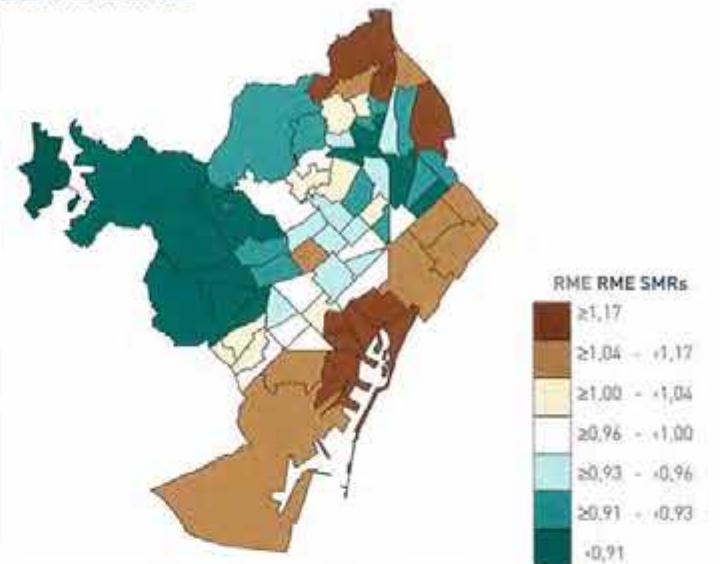




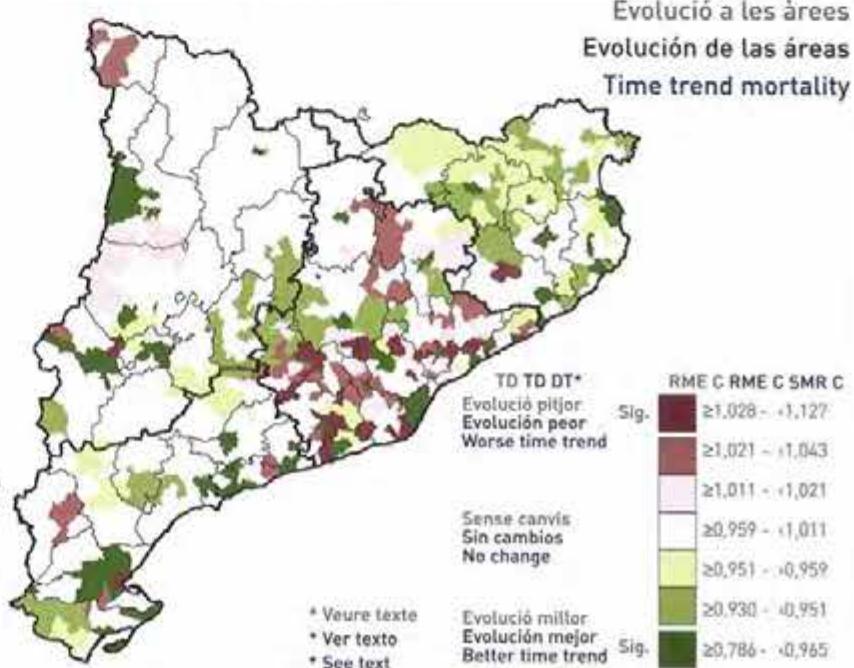
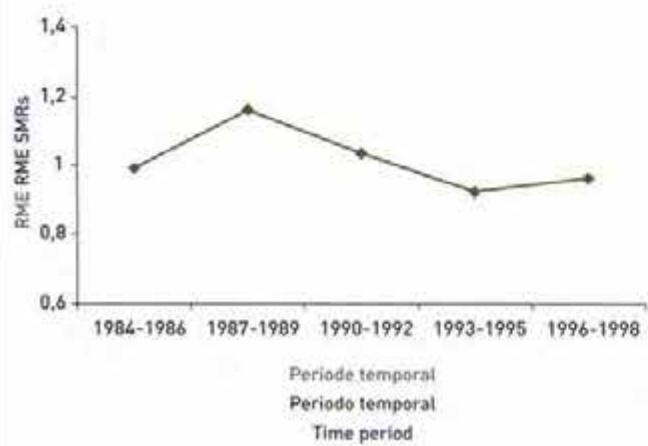
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
 Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
 Barcelona areas vs Catalonia

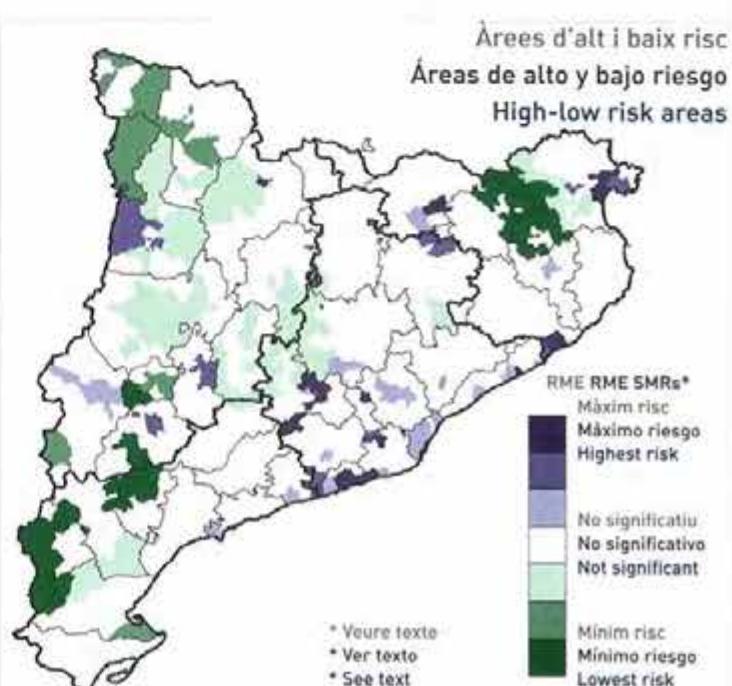
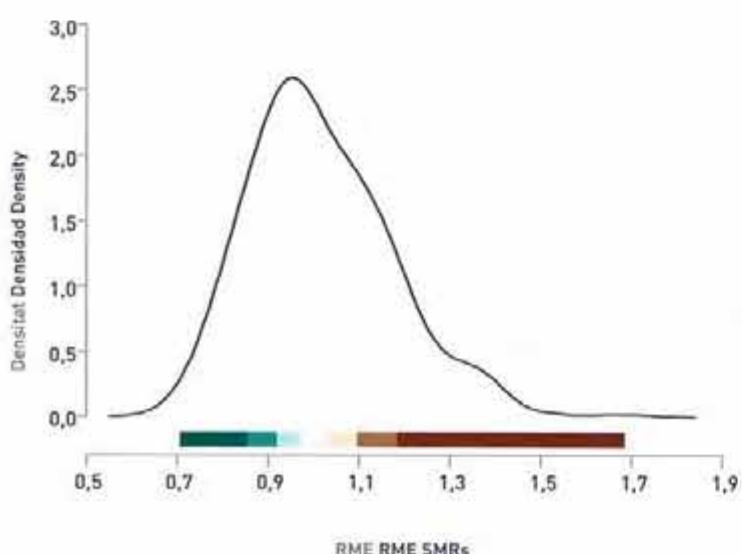
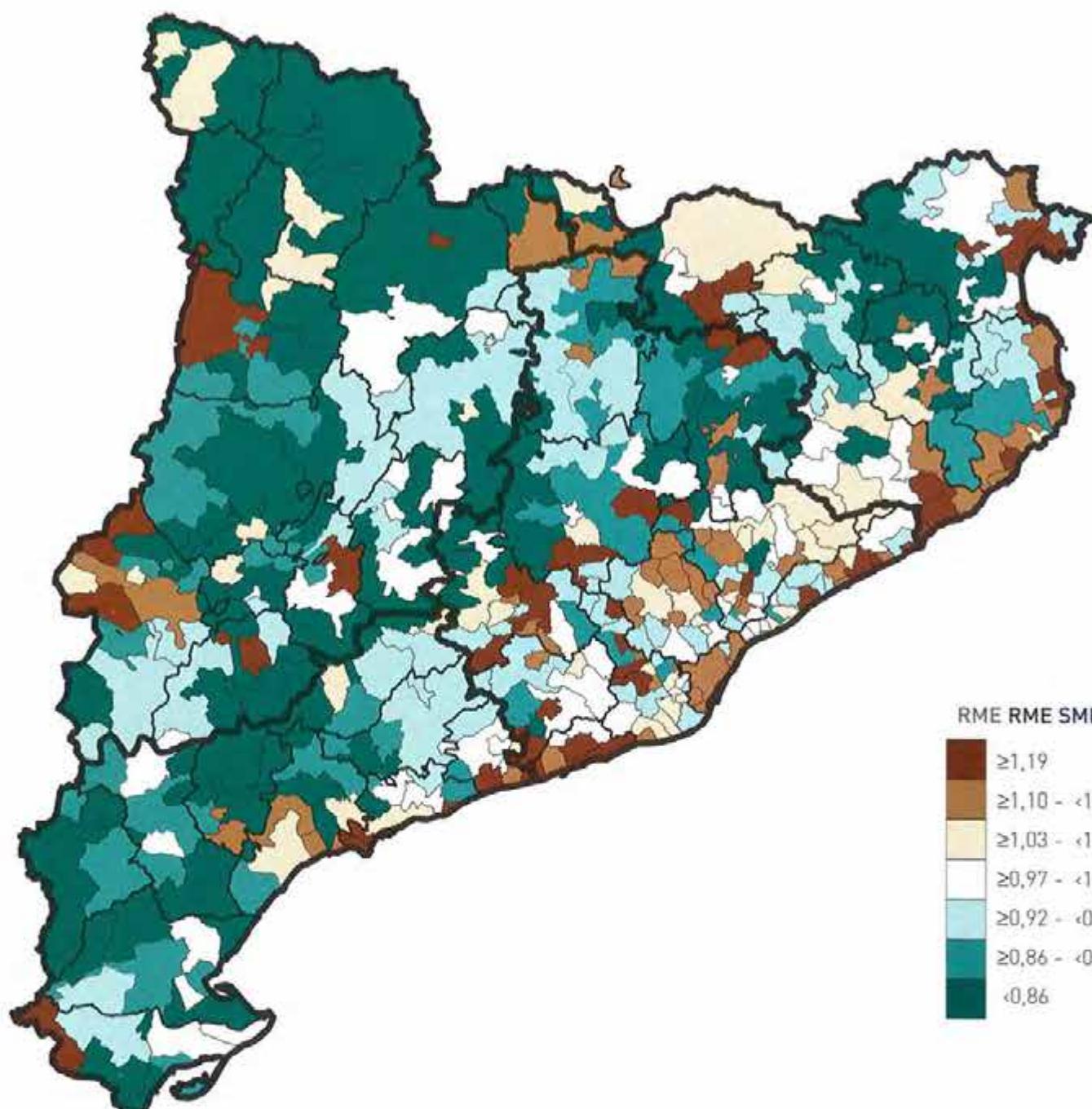


Àrees de Barcelona  
 Áreas de Barcelona  
 Barcelona areas

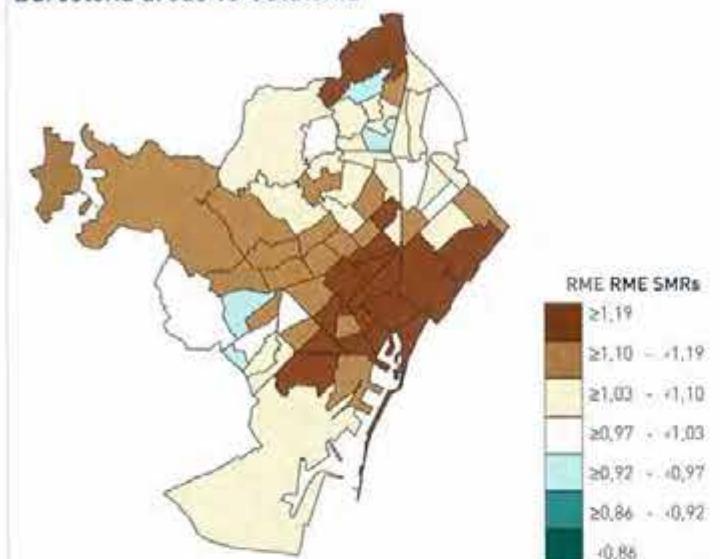


Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984 -1998)  
 Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
 Catalonia time trend mortality (1984-1998)

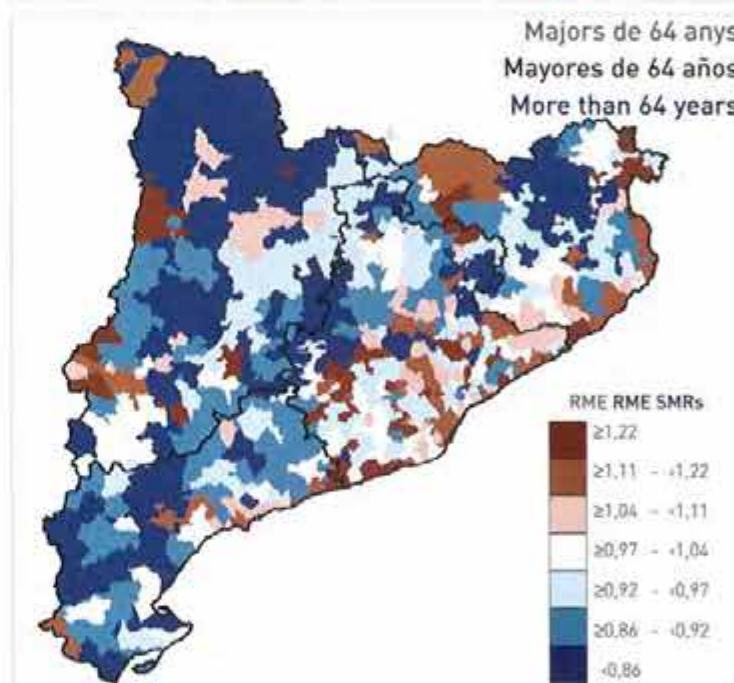
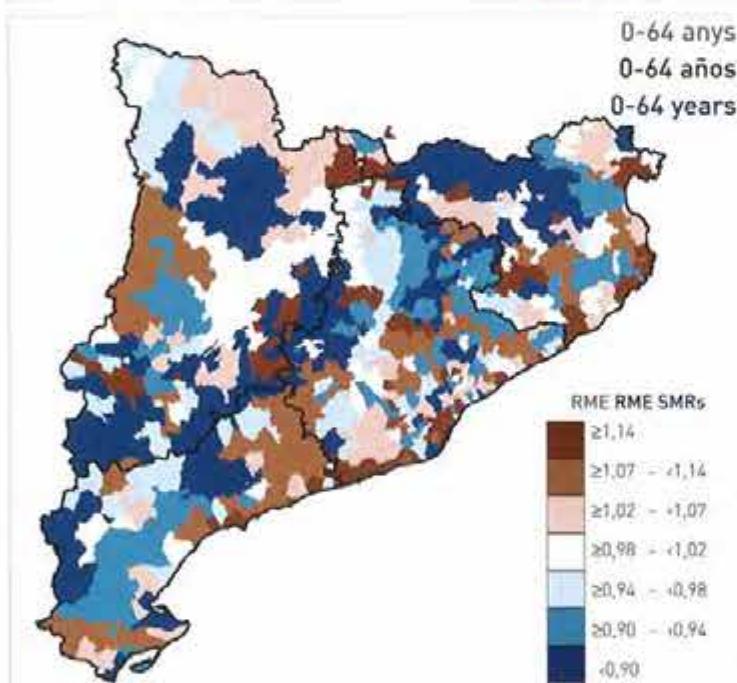
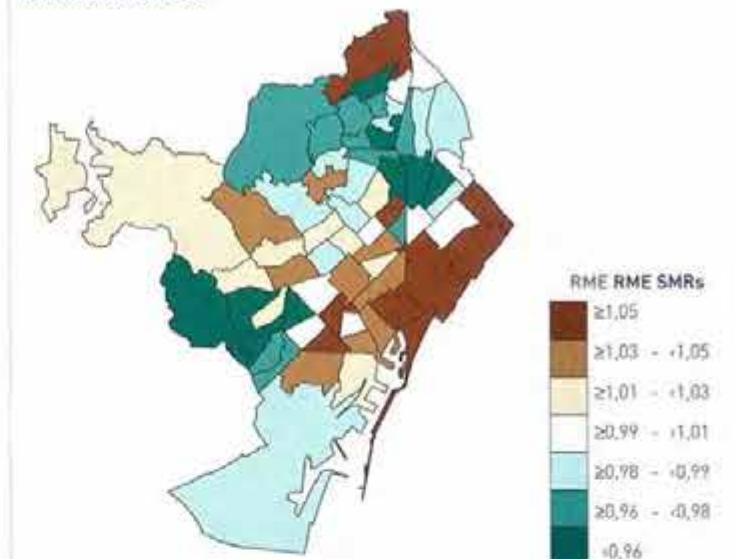




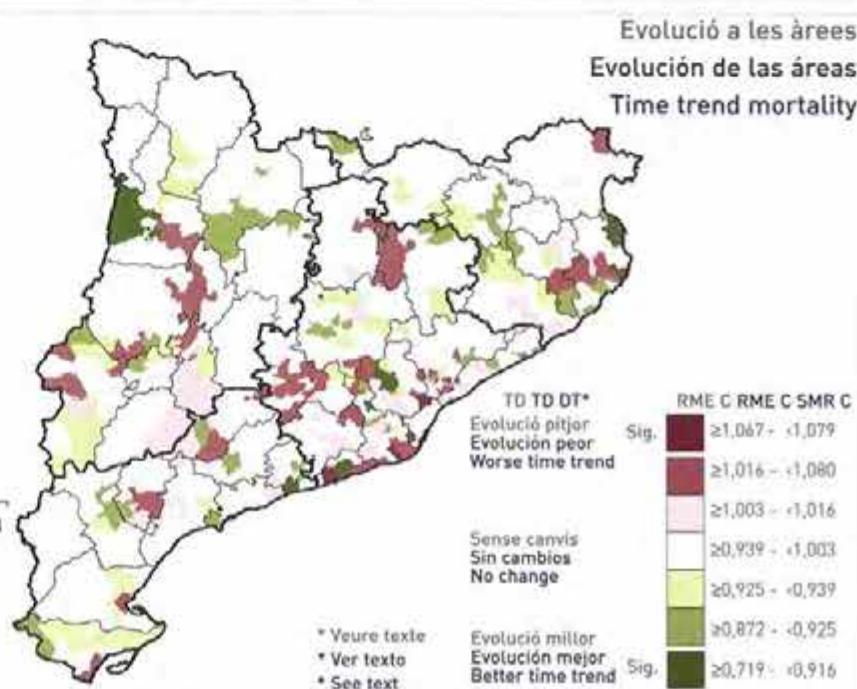
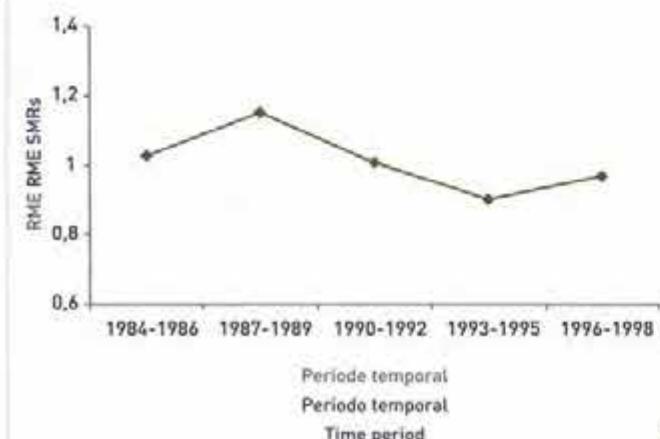
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

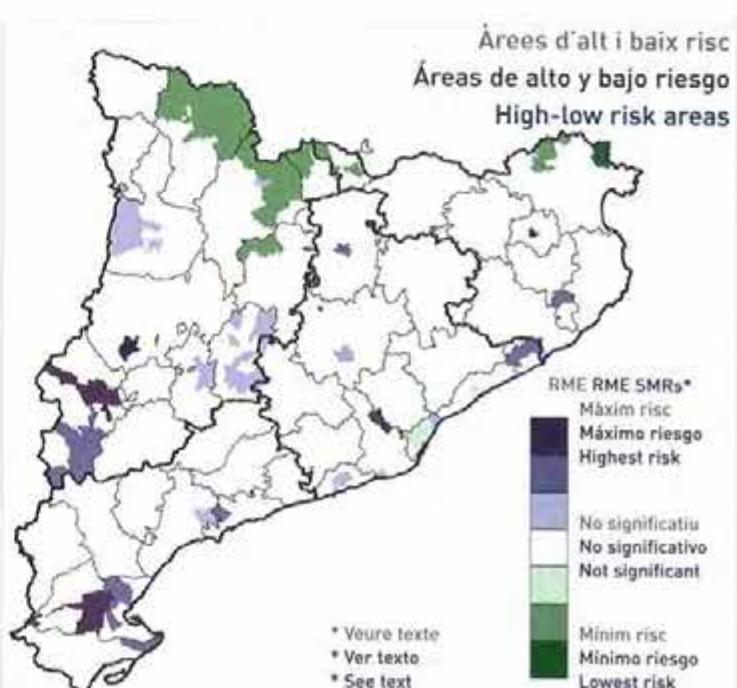
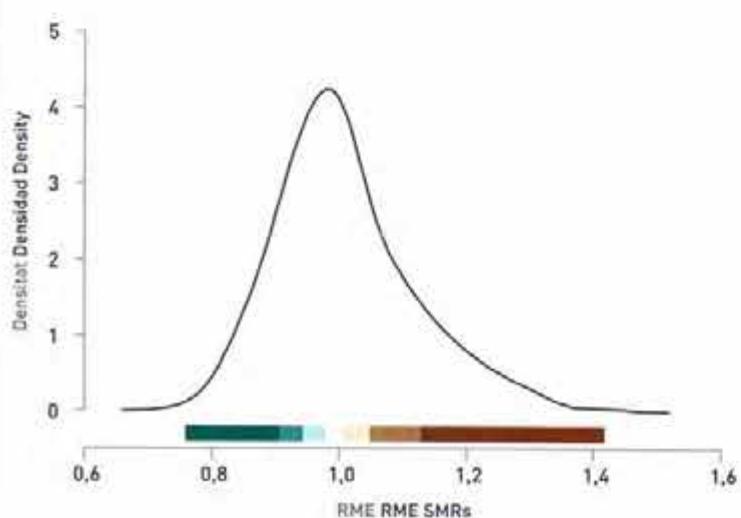
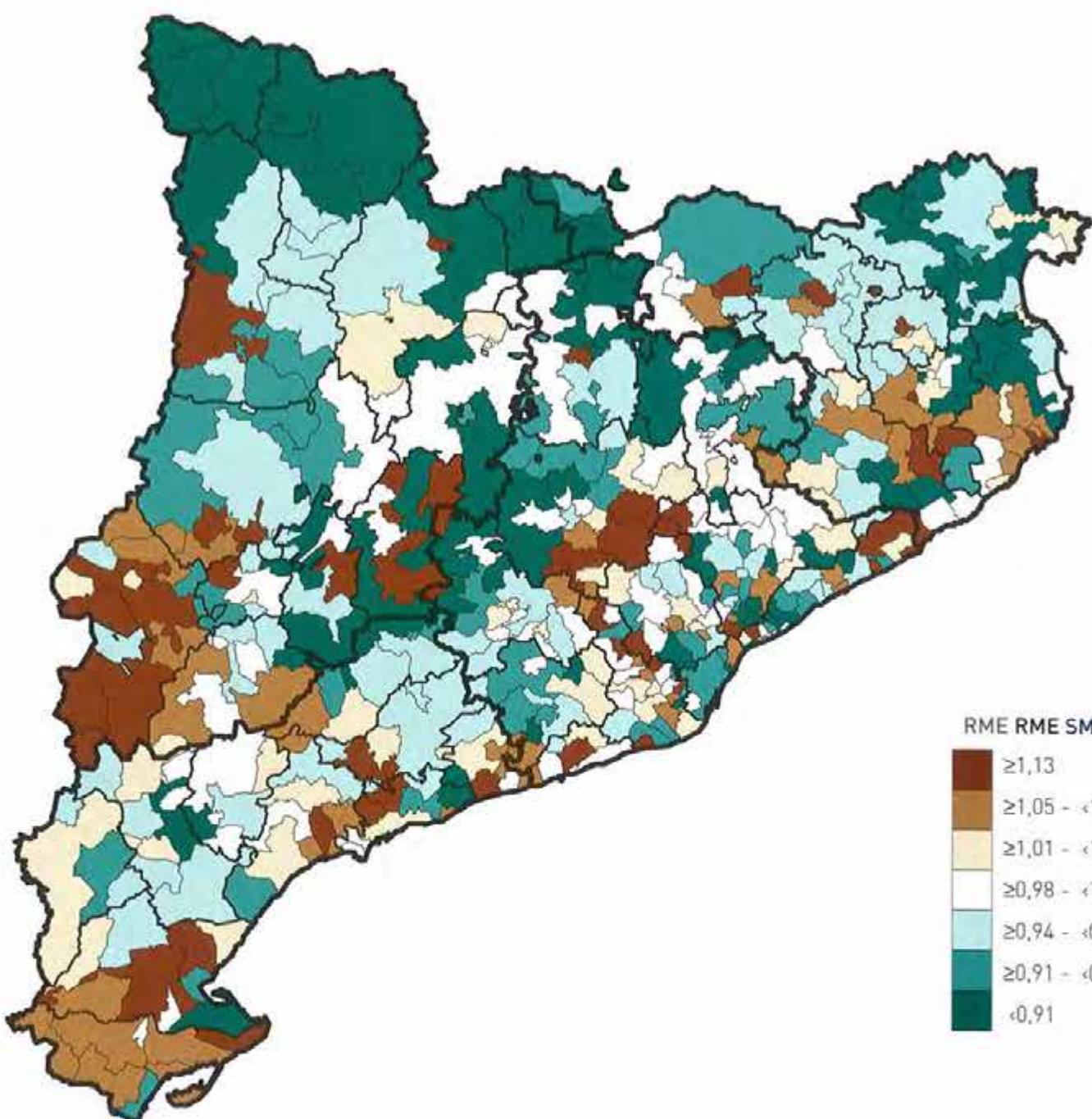


Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas



Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984 -1998)  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality (1984-1998)

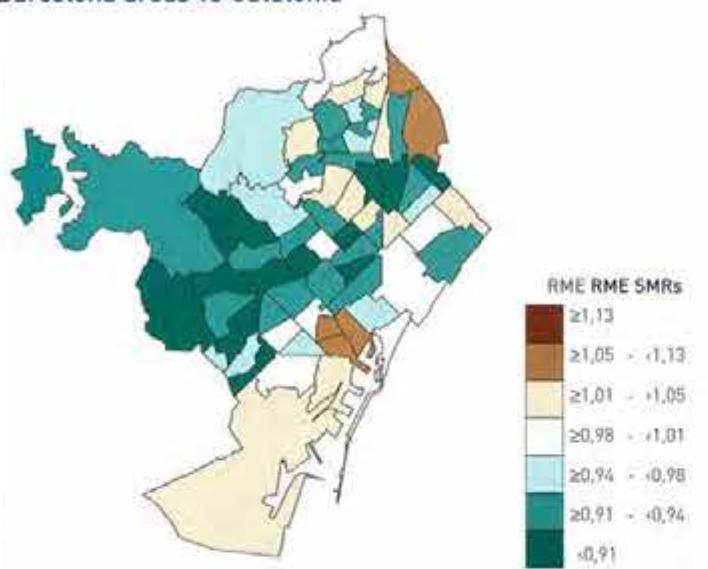




Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya

Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña

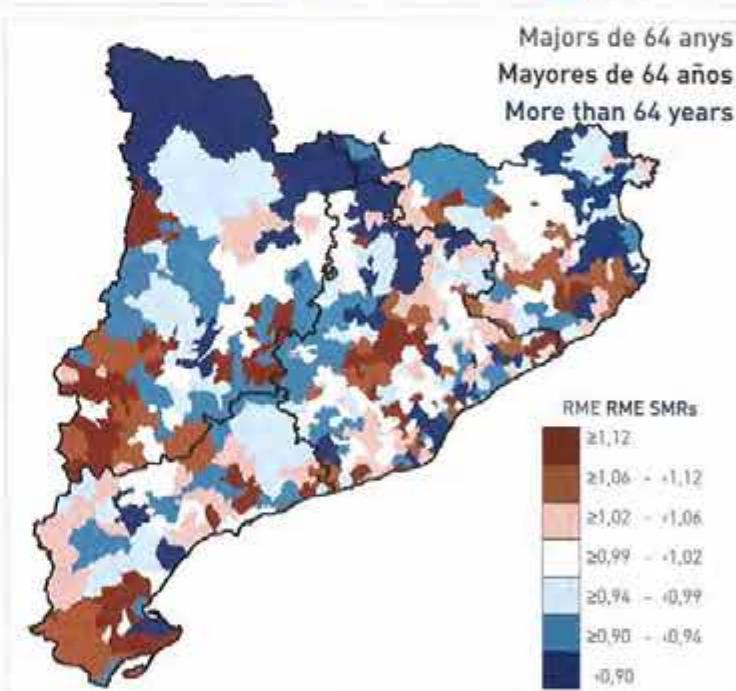
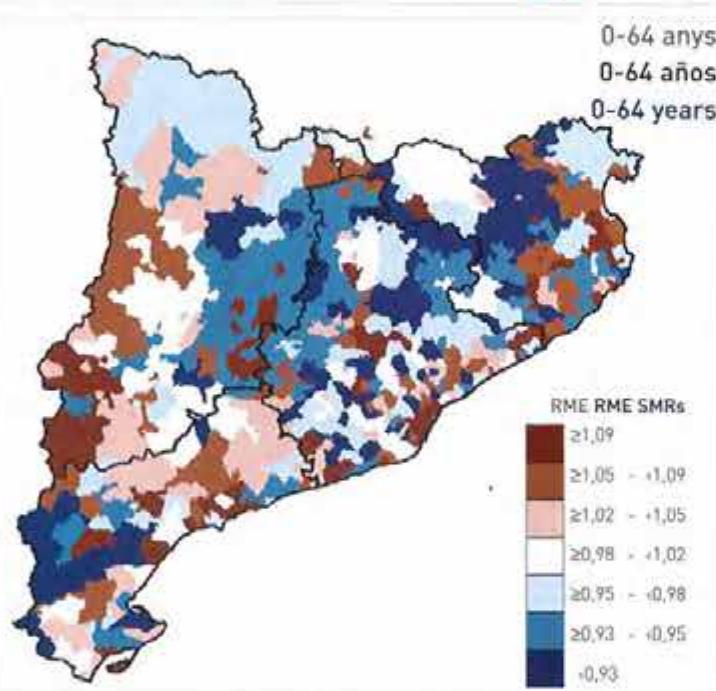
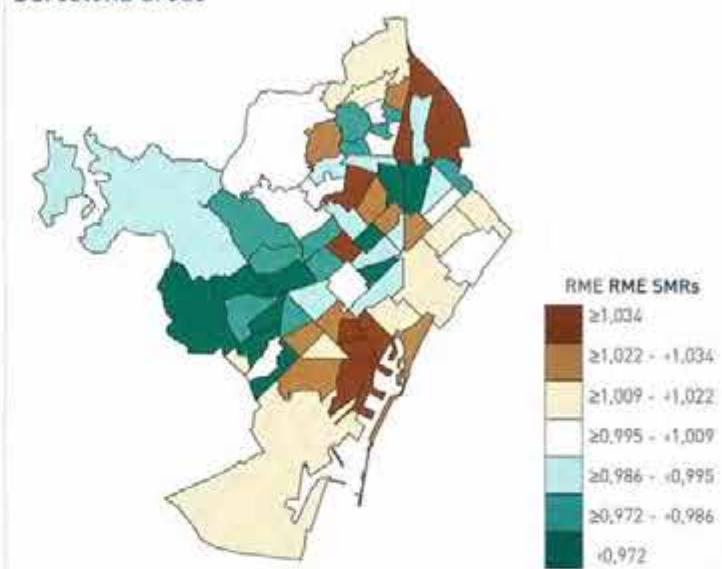
Barcelona areas vs Catalonia



Àrees de Barcelona

Áreas de Barcelona

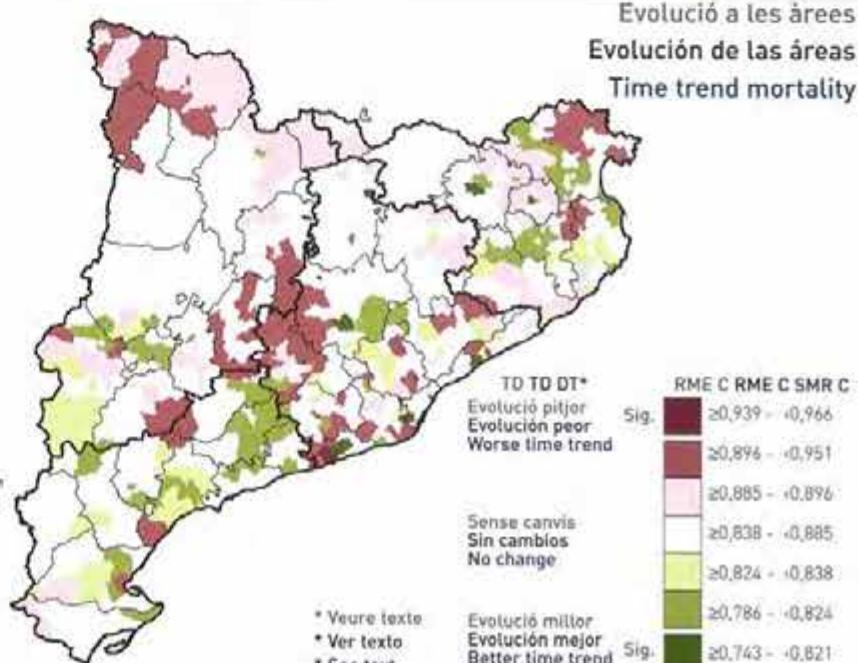
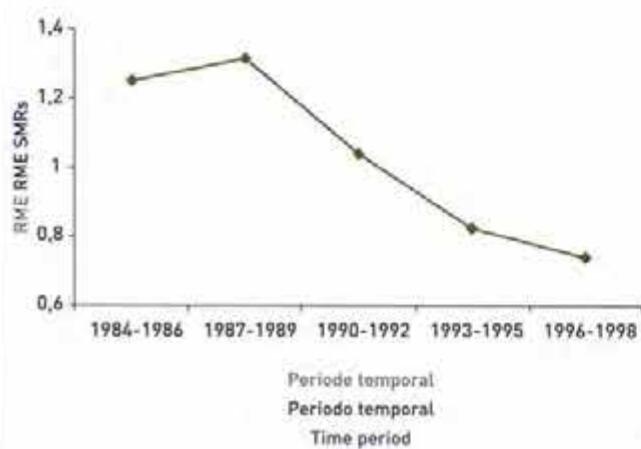
Barcelona areas

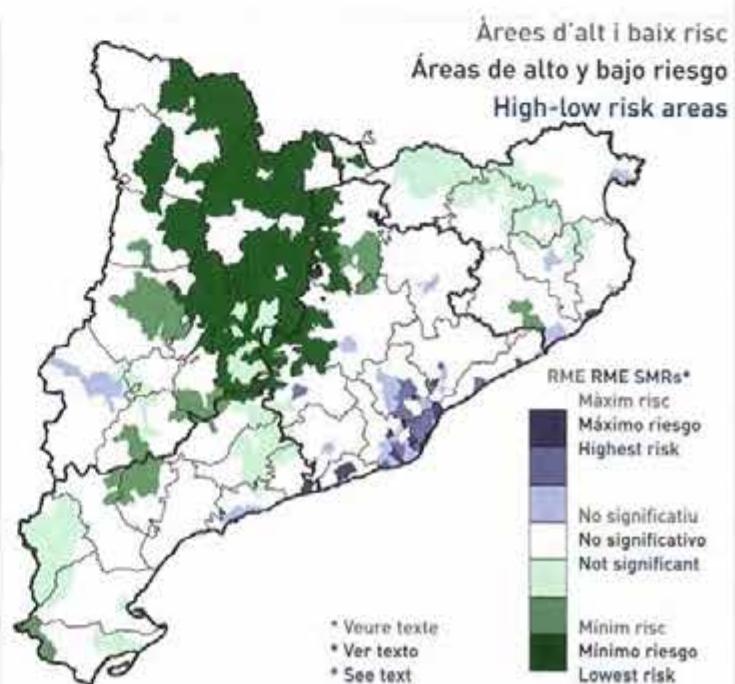
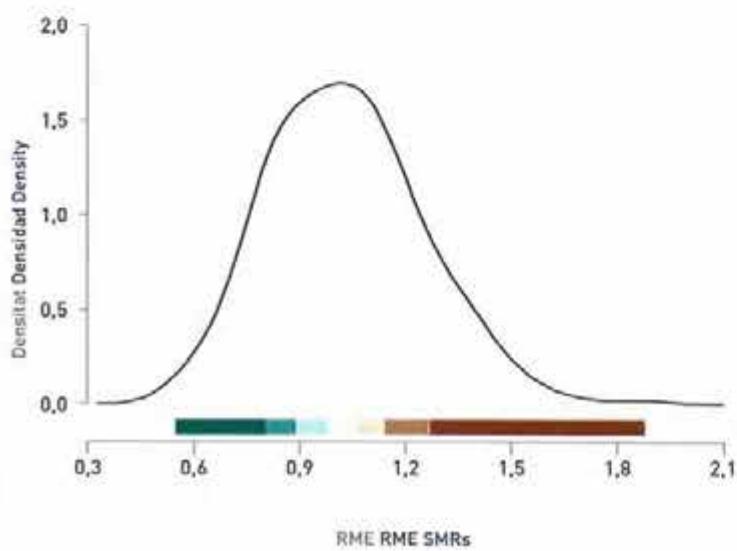
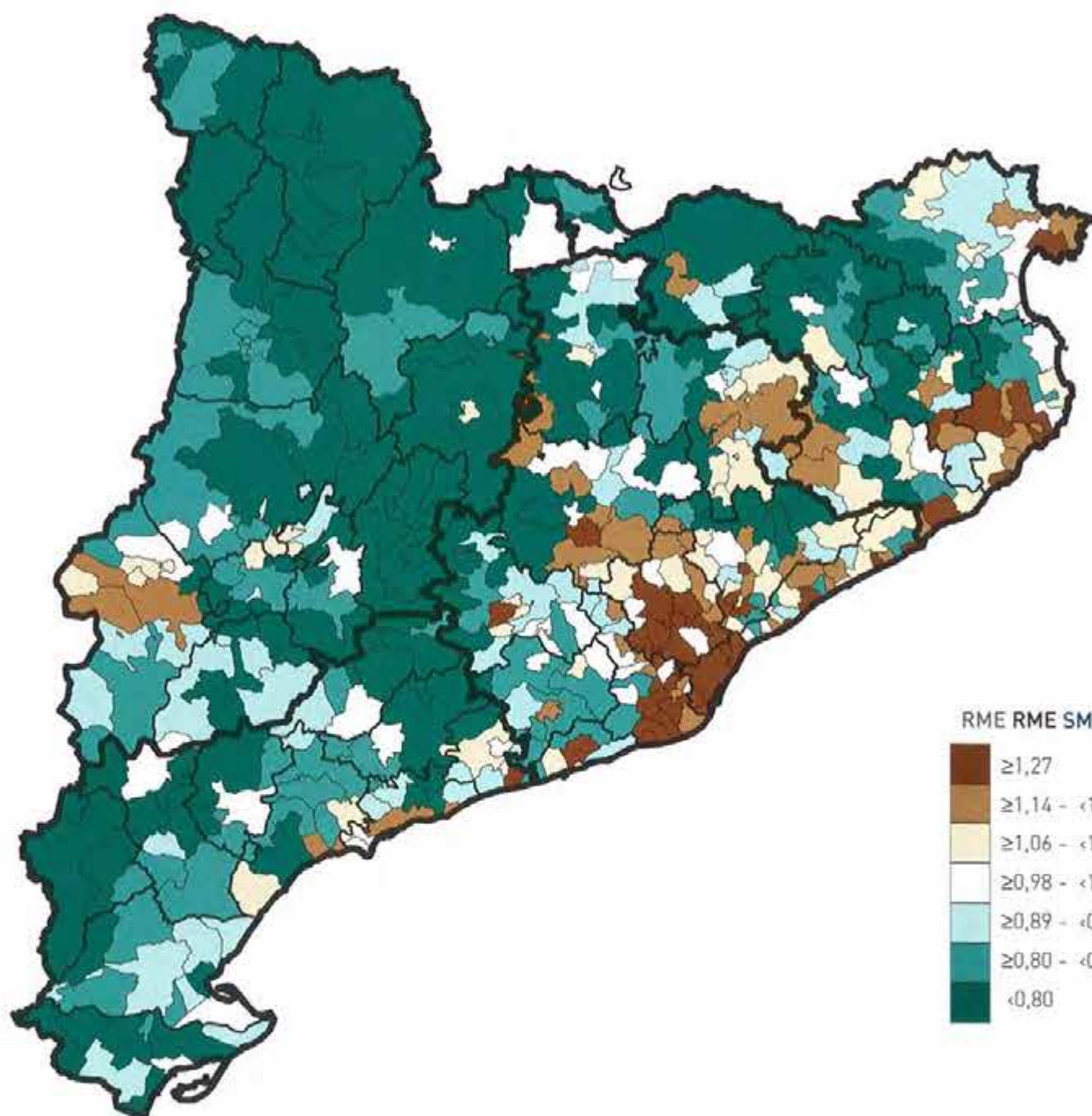


Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984-1998)

Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)

Catalonia time trend mortality [1984-1998]

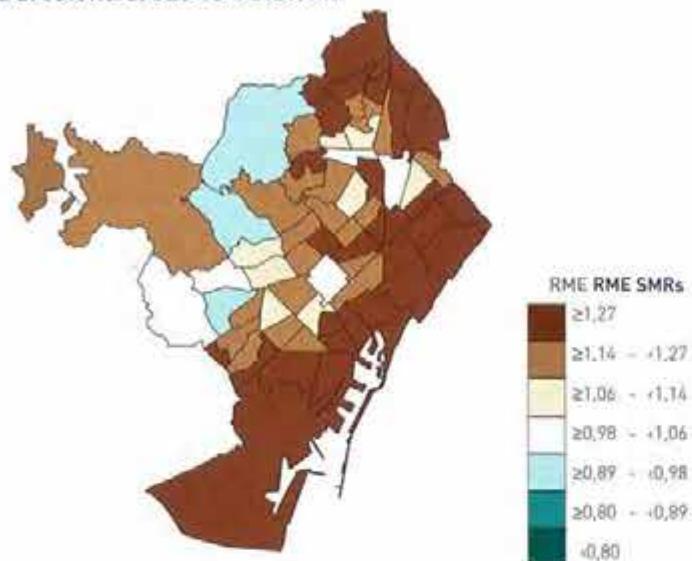




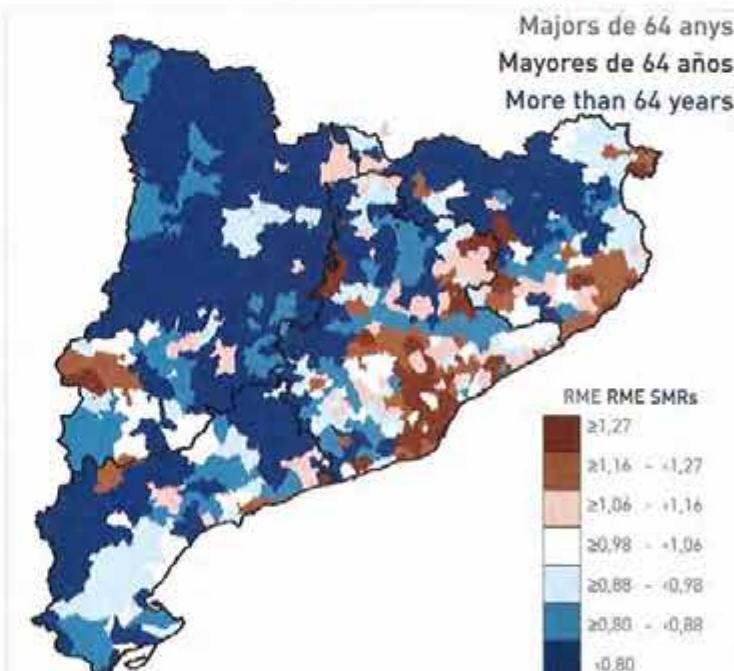
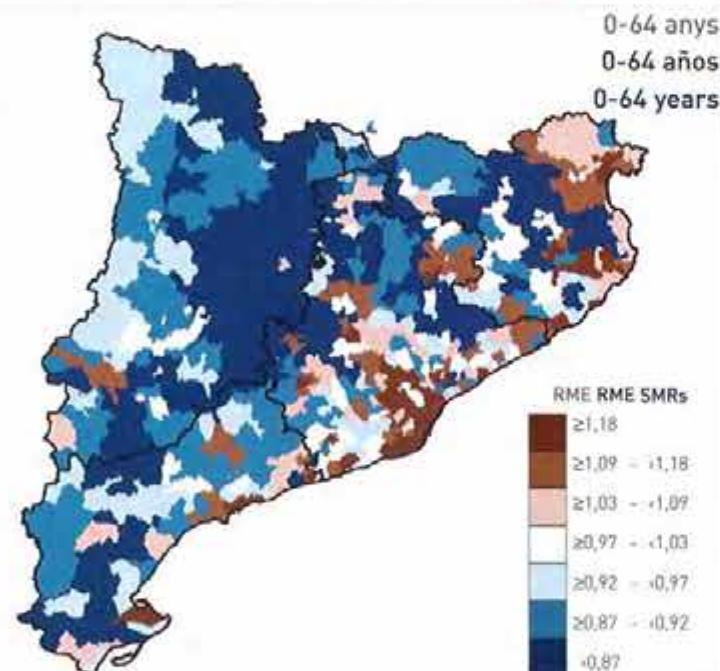
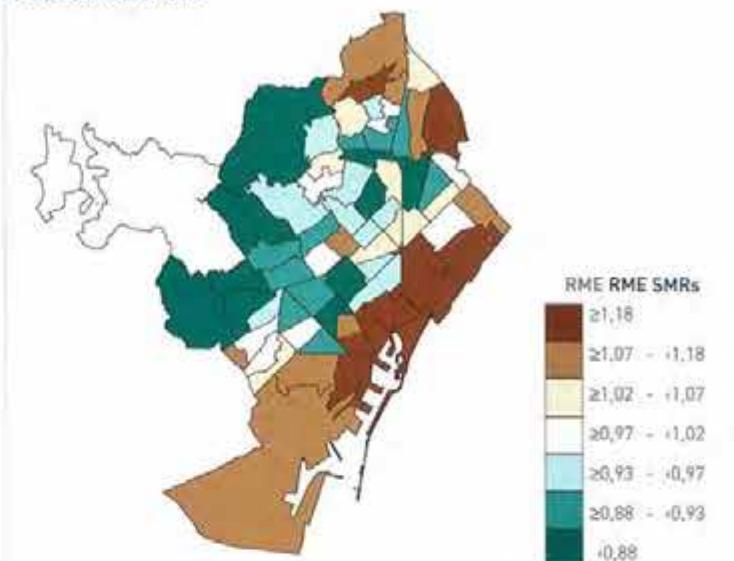
RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)  
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)  
STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

CÀNCER DE PULMÓ - HOMES (CIM-9: 162)  
CÁNCER DE PULMÓN- HOMBRES (CIE-9: 162)  
LUNG CANCER - MEN (ICD-9: 162)

Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

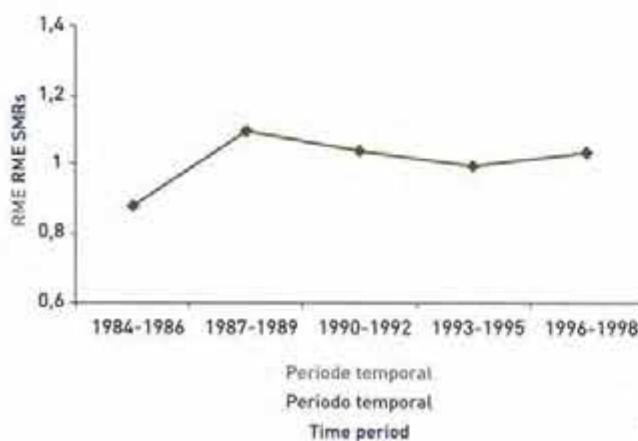


Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas



Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984 -1998]  
Evolución de la mortalidad en Cataluña [1984-1998]  
Catalonia time trend mortality [1984-1998]

Evolució a les àrees  
Evolución de las áreas  
Time trend mortality



RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDITZADES (RME)

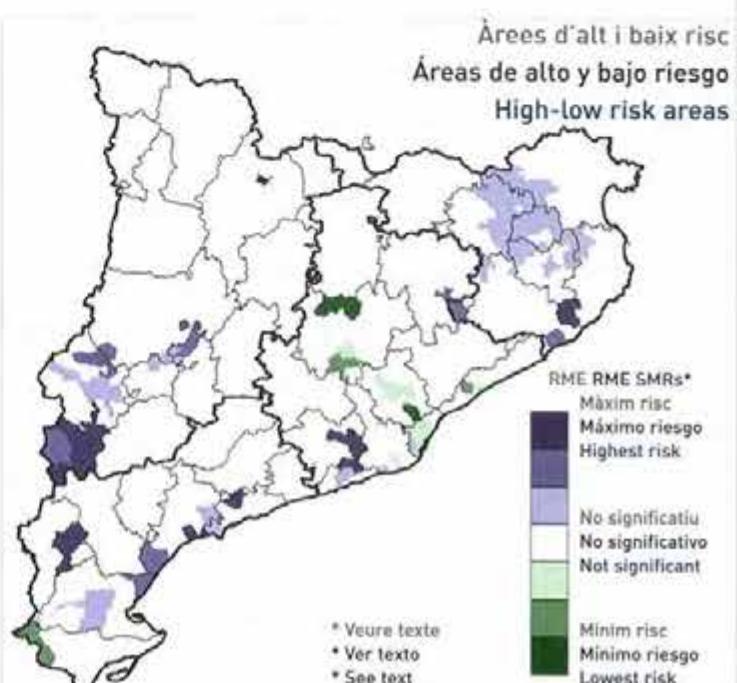
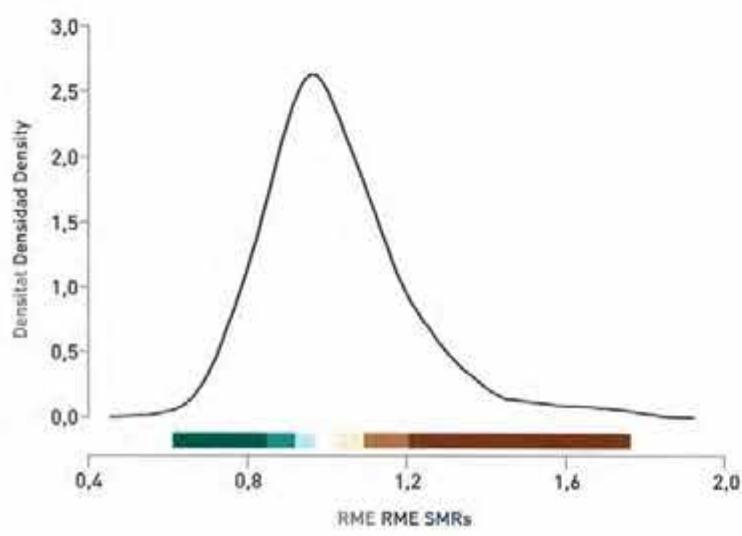
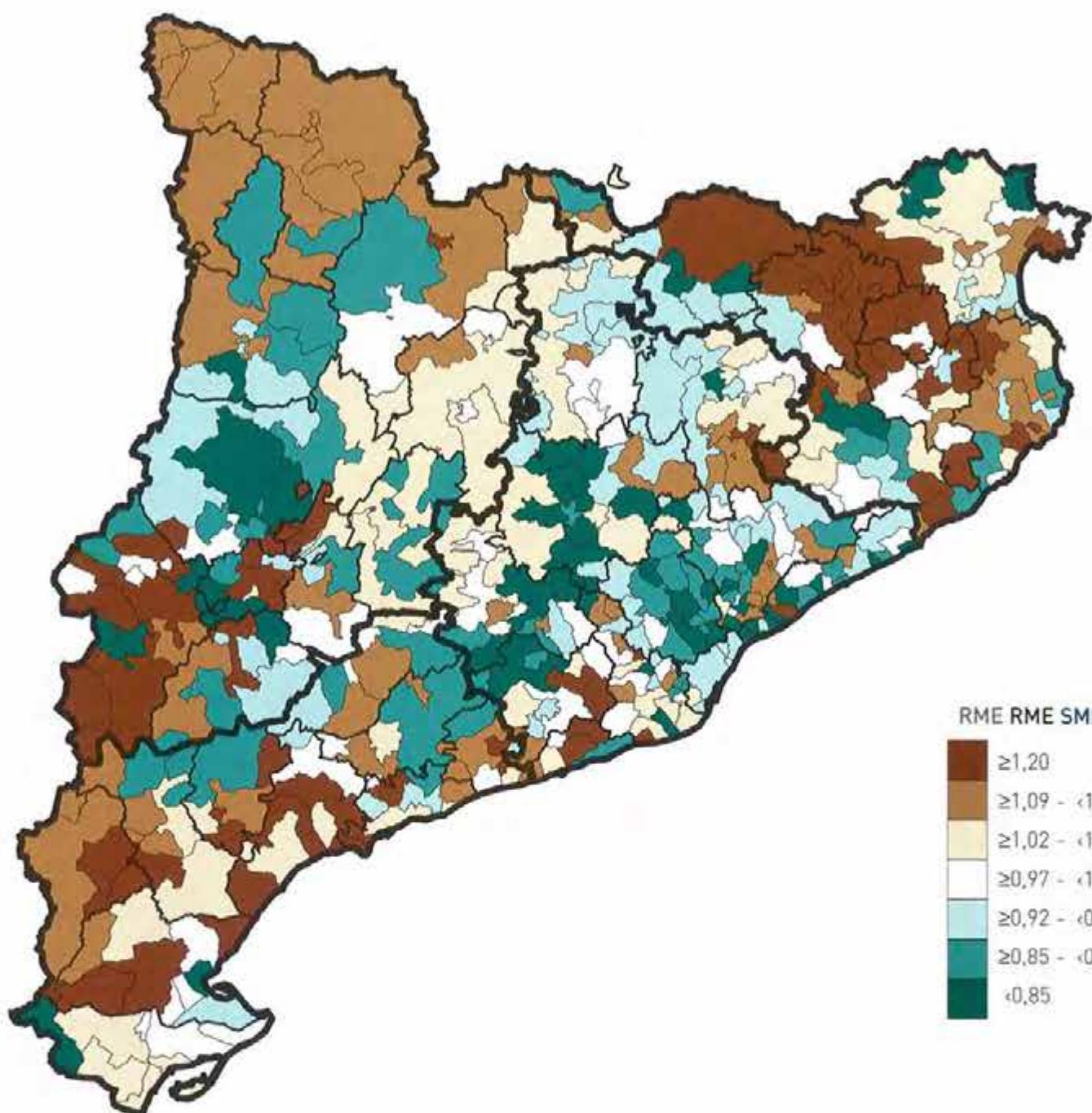
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)

STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

ALTRES MALALTIES DEL COR - HOMES (CIM-9: 415-429)

OTRAS ENFERMEDADES DEL CORAZÓN - HOMBRES (CIE-9: 415-429)

ALL OTHER HEART DISEASES - MEN (ICD-9: 415-429)



\* Veure texte

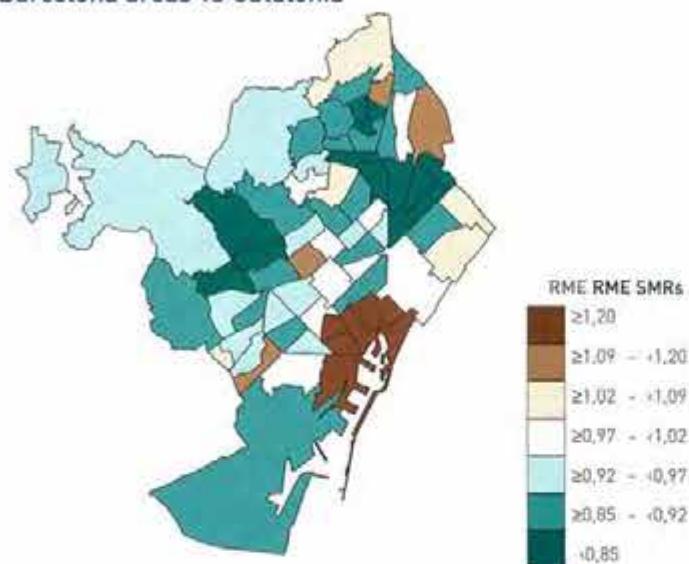
\* Ver texto

\* See text

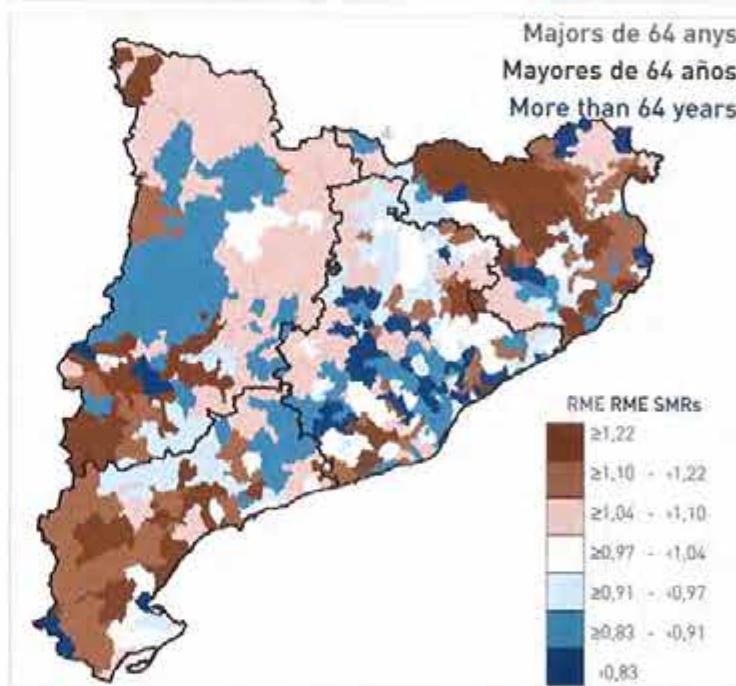
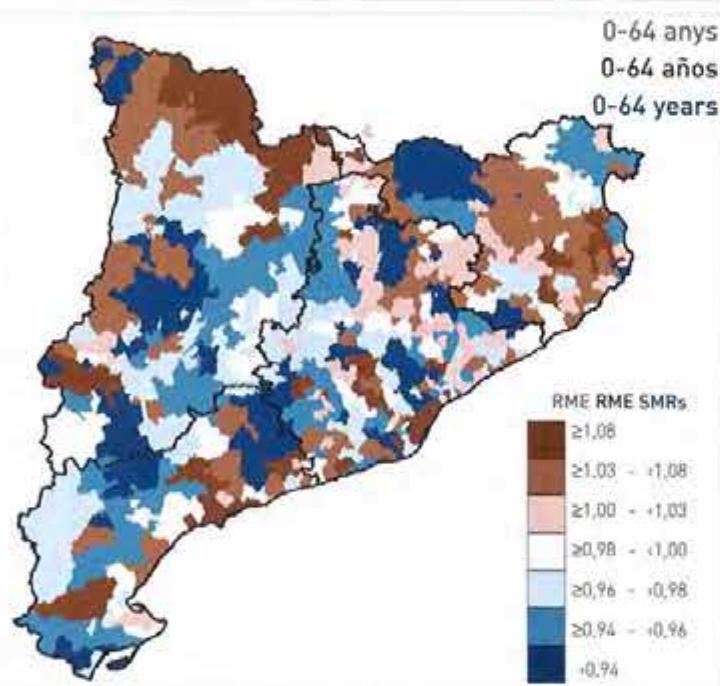
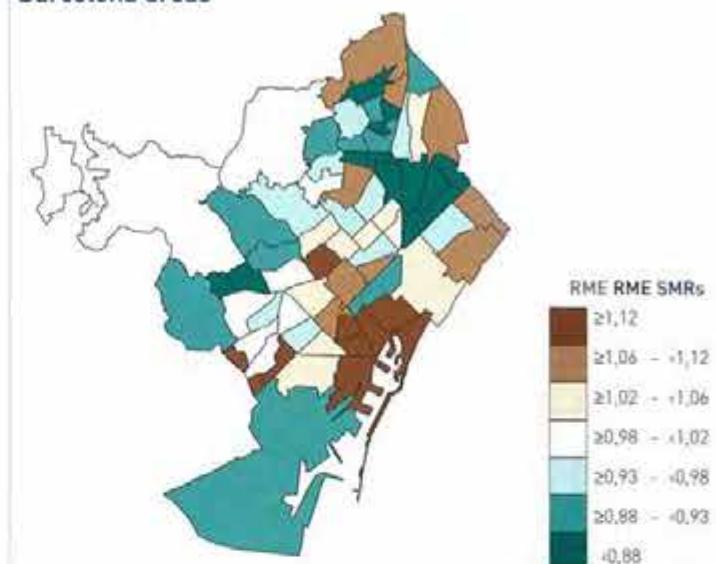
RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDITZADES (RME)  
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)  
STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

ALTRES MALALTIES DEL COR - HOMES (CIM-9: 415-429)  
OTRAS ENFERMEDADES DEL CORAZÓN - HOMBRES (CIE-9: 415-429)  
ALL OTHER HEART DISEASES - MEN (ICD-9: 415-429)

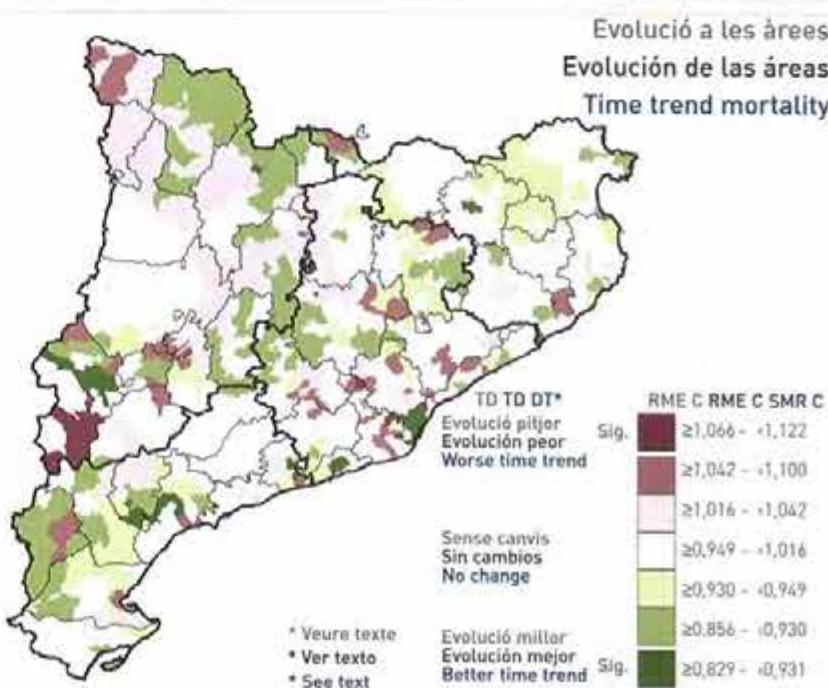
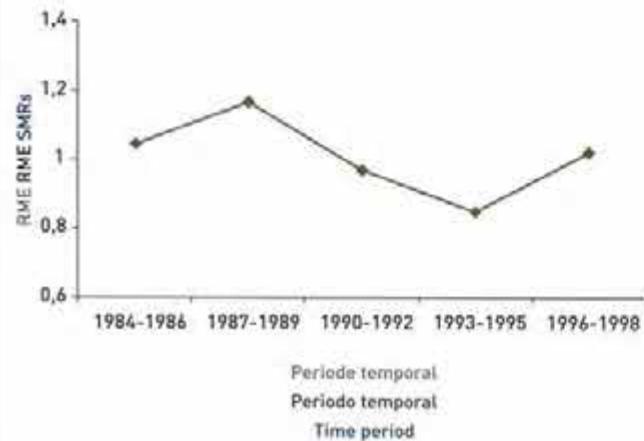
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia



Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas



Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984-1998)  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality [1984-1998]



RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)

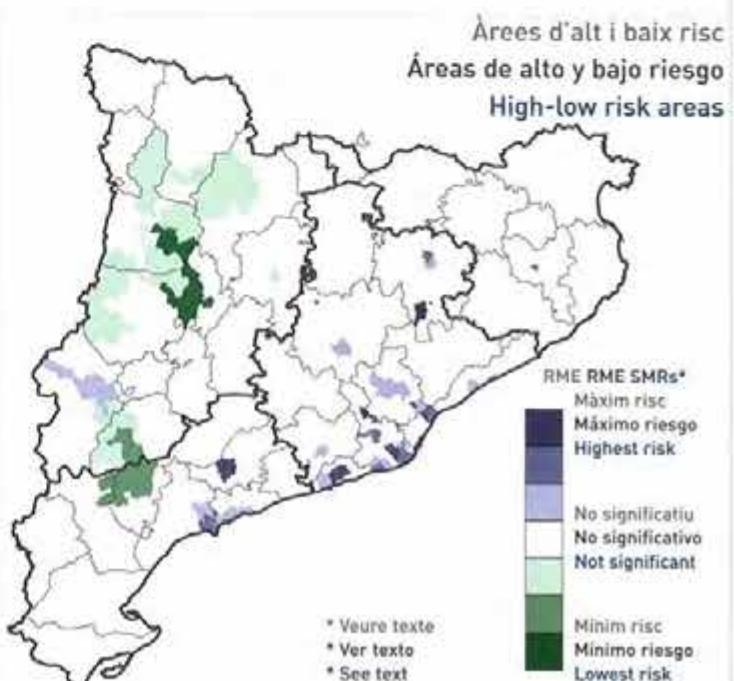
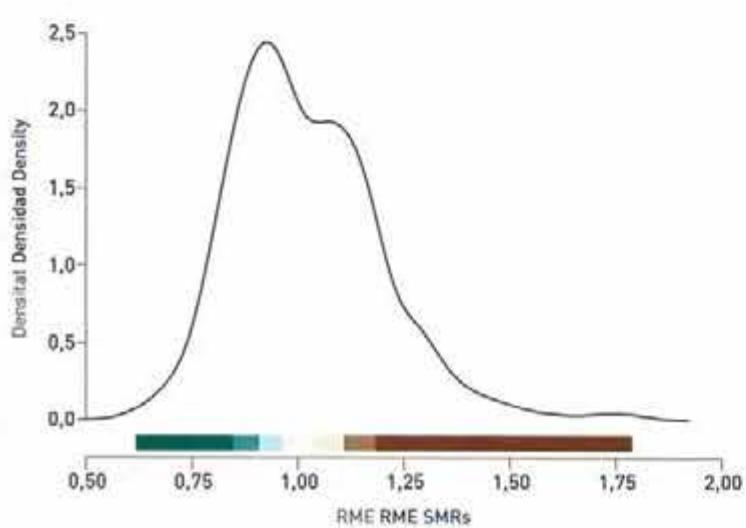
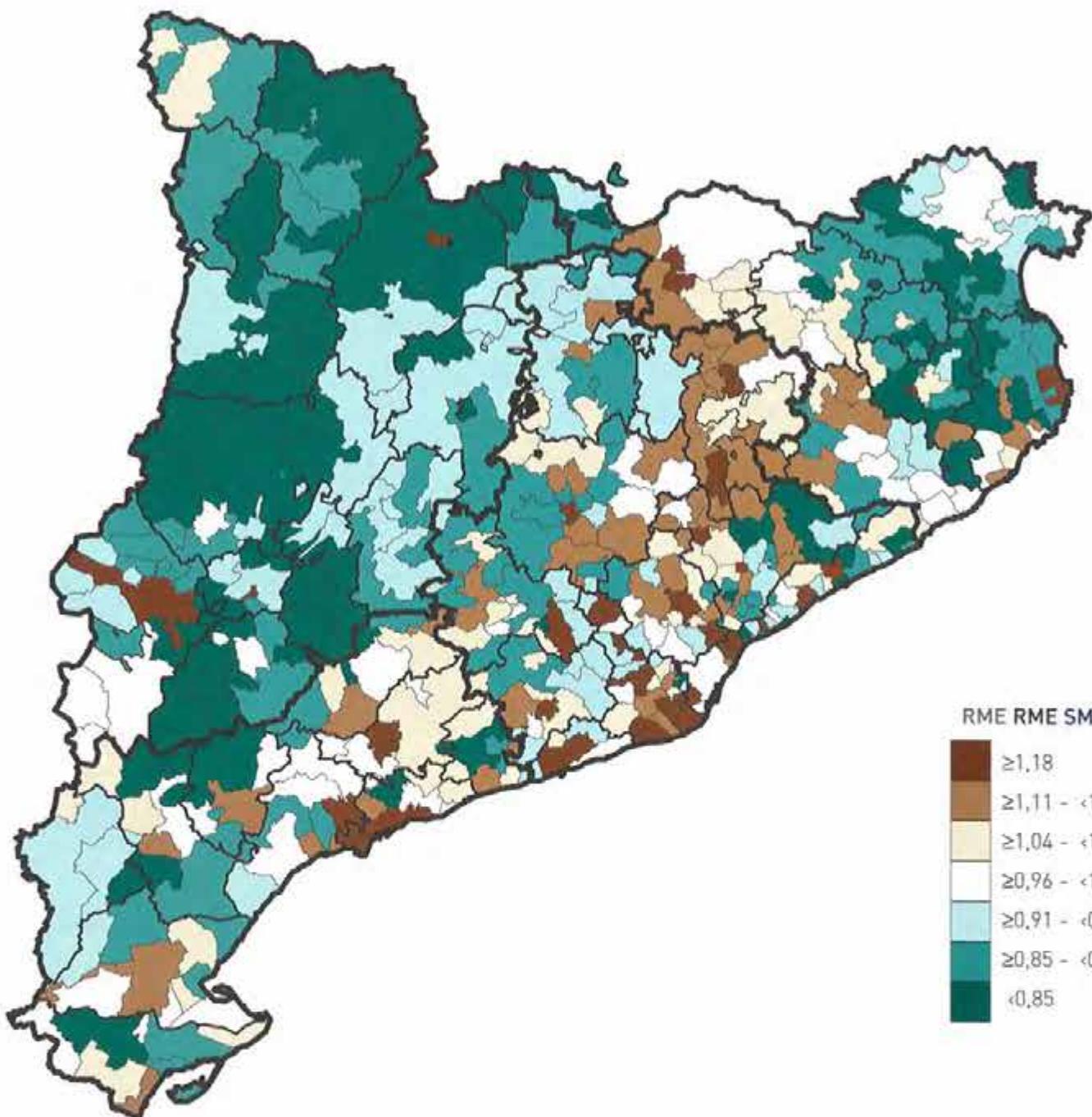
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)

STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

MALALTIA PULMONAR OBSTRUCTIVA CRÒNICA (MPOC) - HOMES (CIM-9: 490-496)

ENFERMEDAD PULMONAR OBSTRUCTIVA CRÓNICA (EPOC) - HOMBRES (CIE-9: 490-496)

CHRONIC OBSTRUCTIVE PULMONARY DISEASES (COPD) - MEN (ICD-9: 490-496)



RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)

RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)

STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

MALALTIA PULMONAR OBSTRUCTIVA CRÒNICA (MPOC) - HOMES (CIM-9: 490-496)

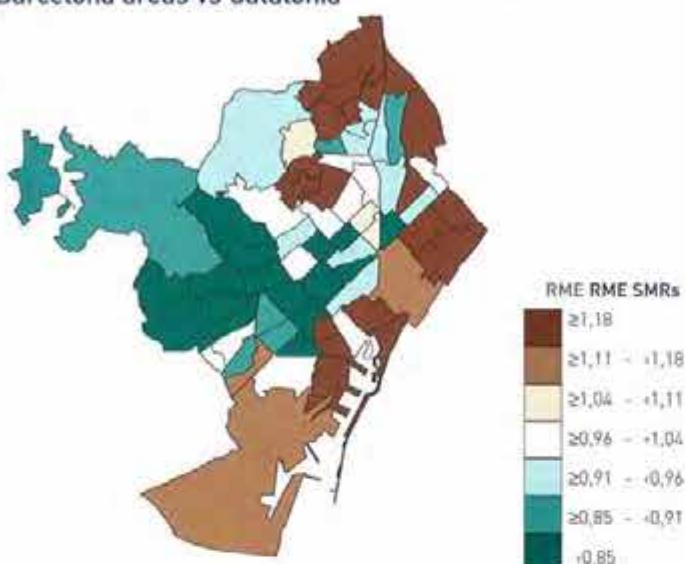
ENFERMEDAD PULMONAR OBSTRUCTIVA CRÓNICA (EPOC) - HOMBRES (CIE-9: 490-496)

CHRONIC OBSTRUCTIVE PULMONARY DISEASES (COPD) - MEN (ICD-9: 490-496)

Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya

Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña

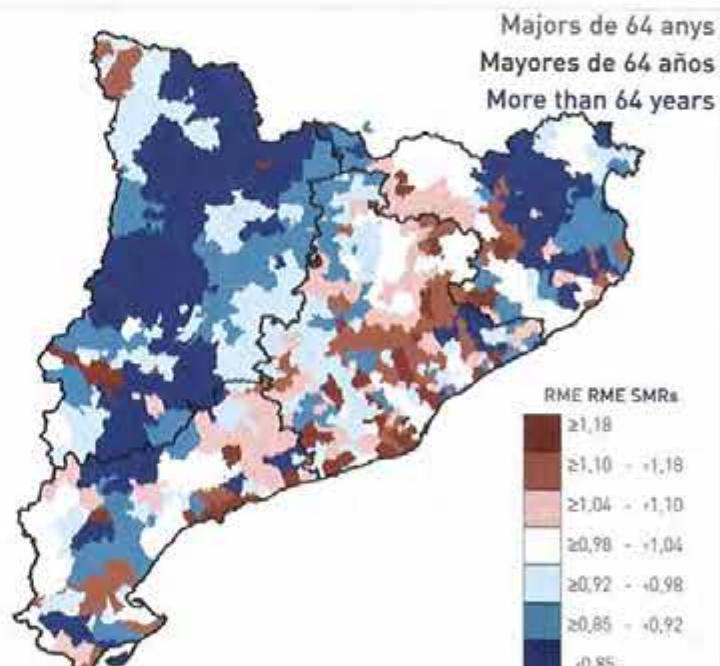
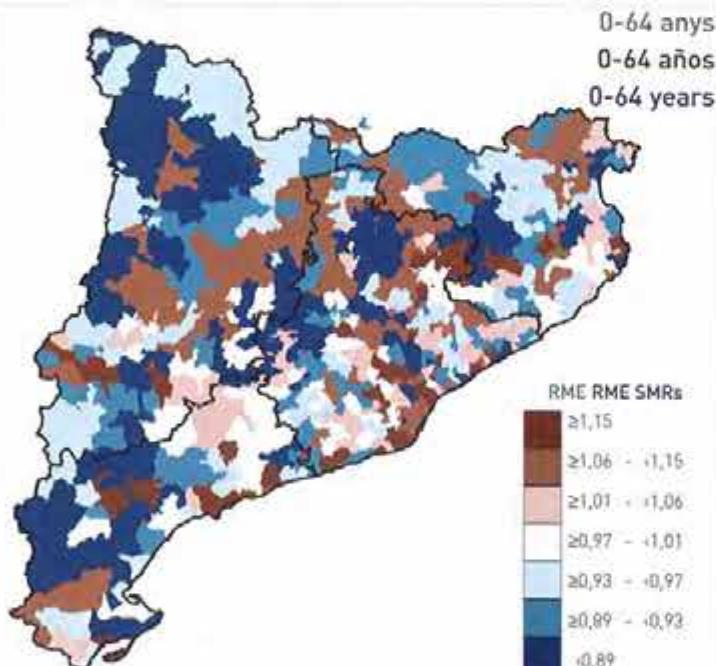
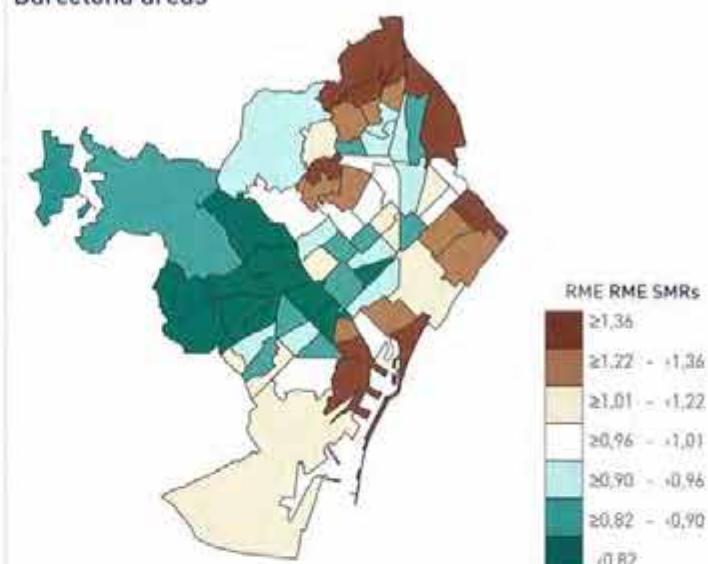
Barcelona areas vs Catalonia



Àrees de Barcelona

Áreas de Barcelona

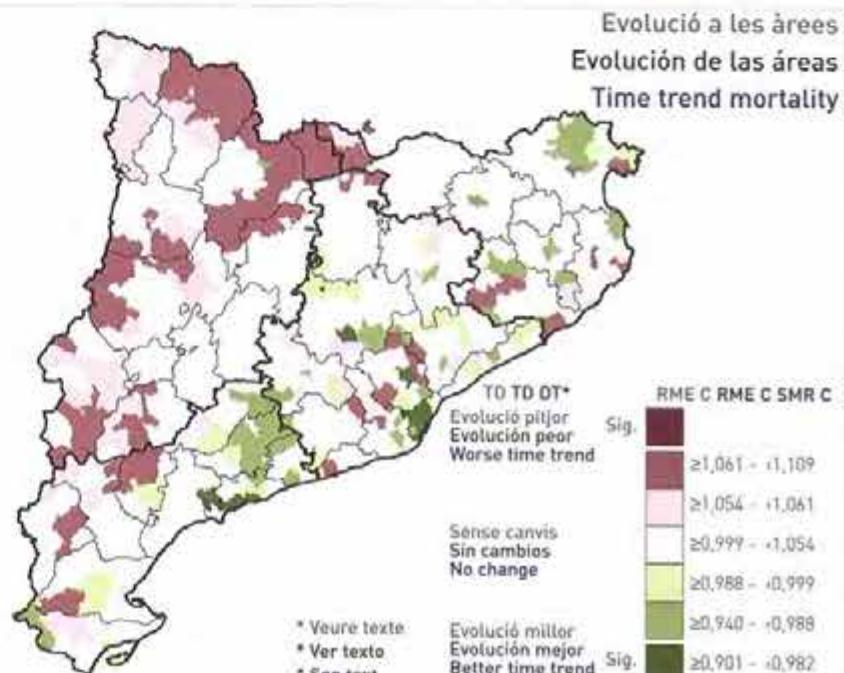
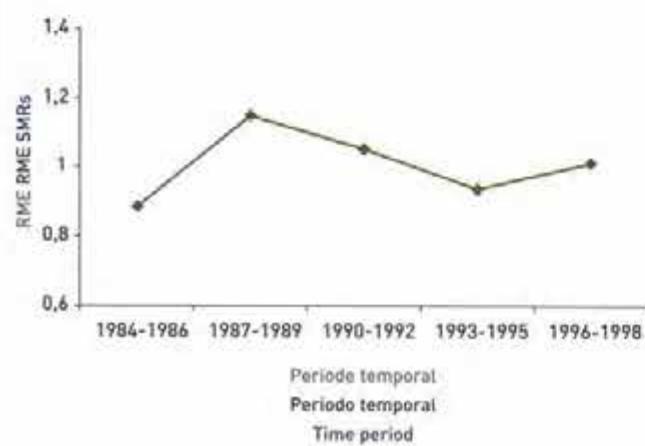
Barcelona areas

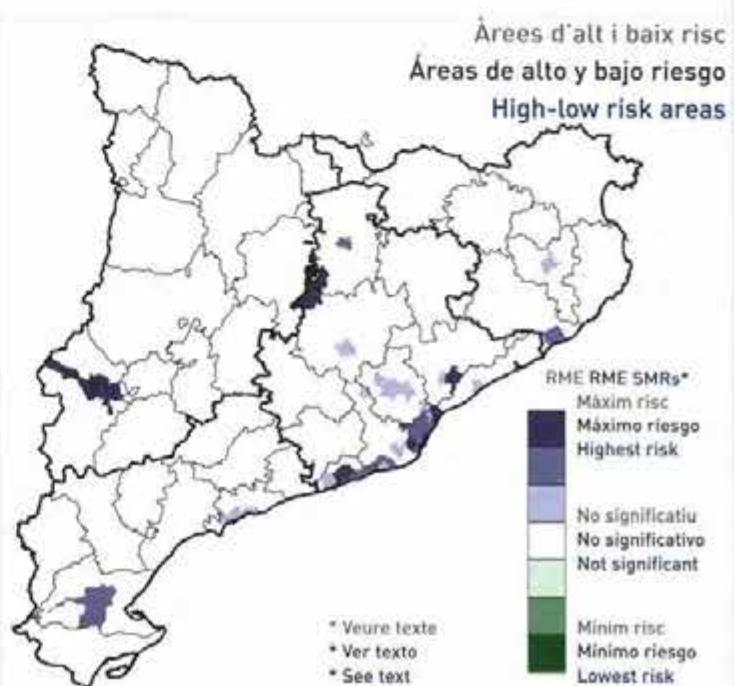
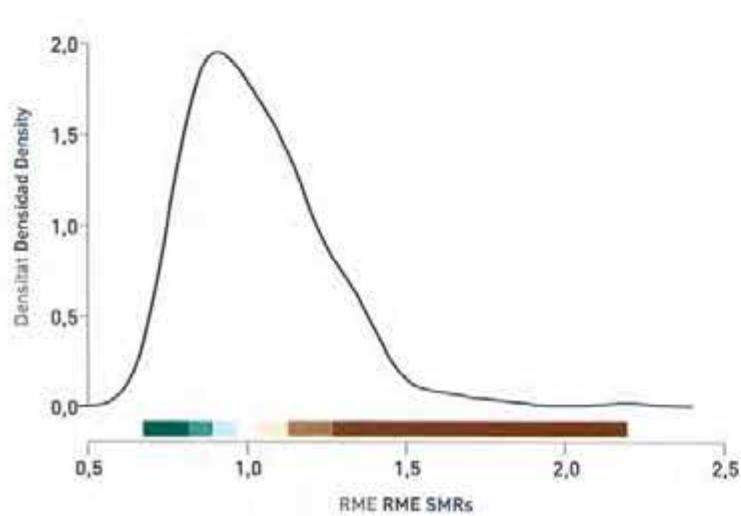
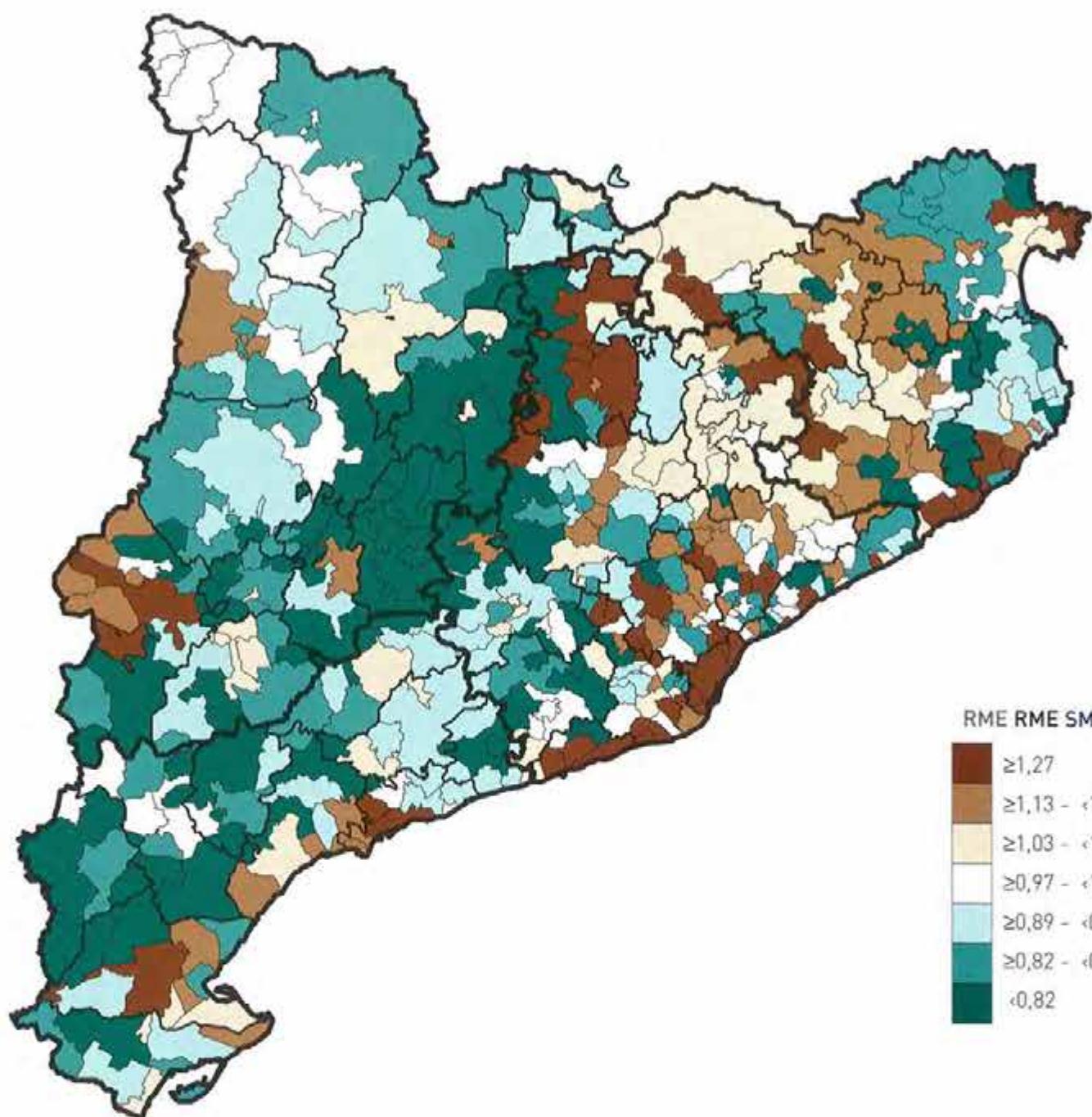


Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984-1998]

Evolución de la mortalidad en Cataluña [1984-1998]

Catalonia time trend mortality [1984-1998]

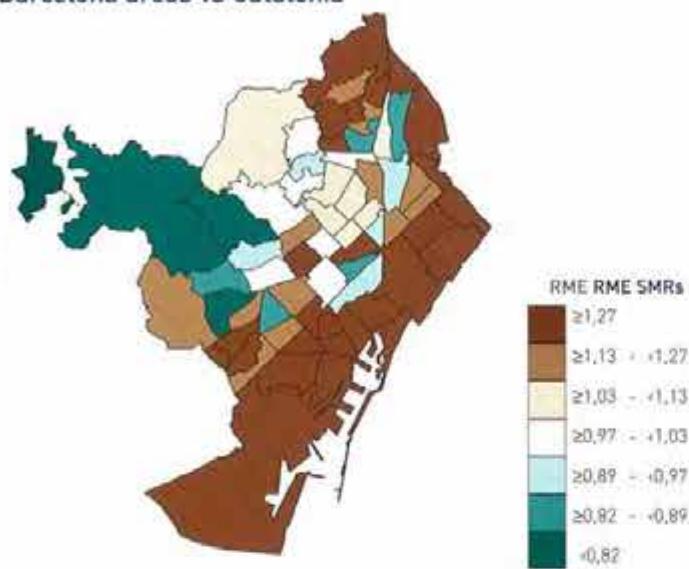




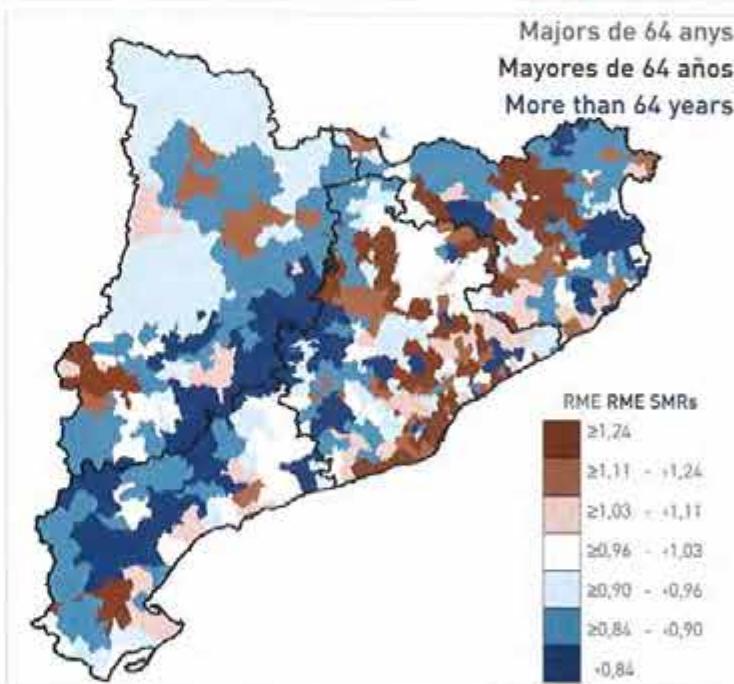
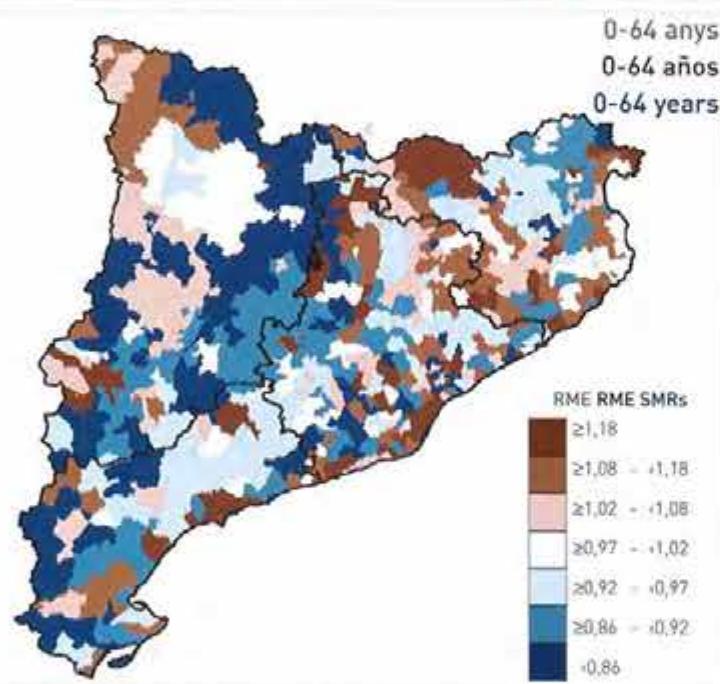
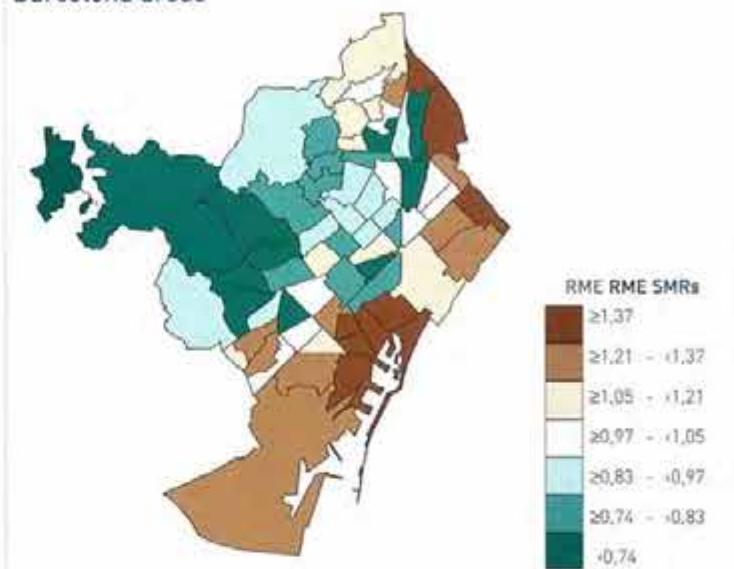
RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)  
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)  
STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

CÍRROSI - HOMMES (CIM-9: 571)  
CIRROSIS - HOMBRES (CIE-9: 571)  
CIRRHOsis - MEN (ICD-9: 571)

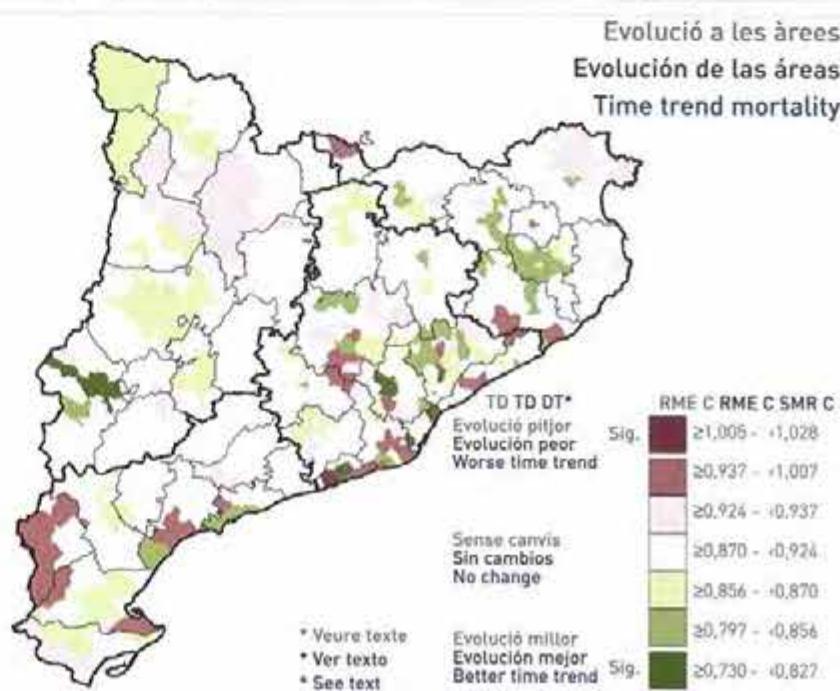
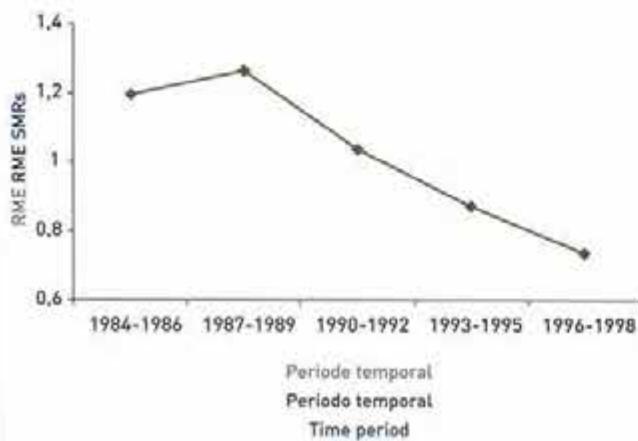
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

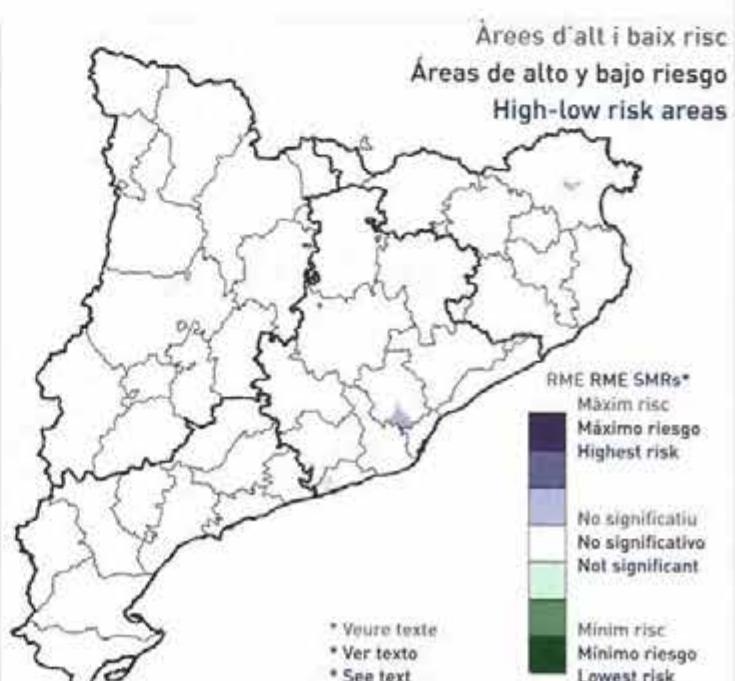
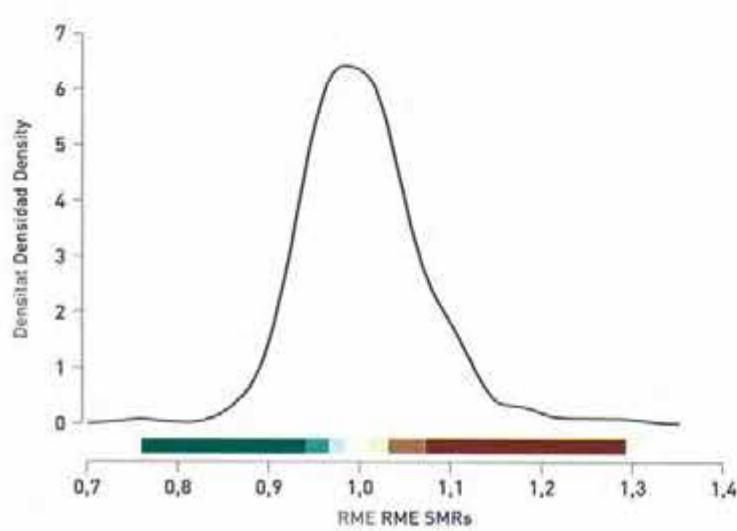
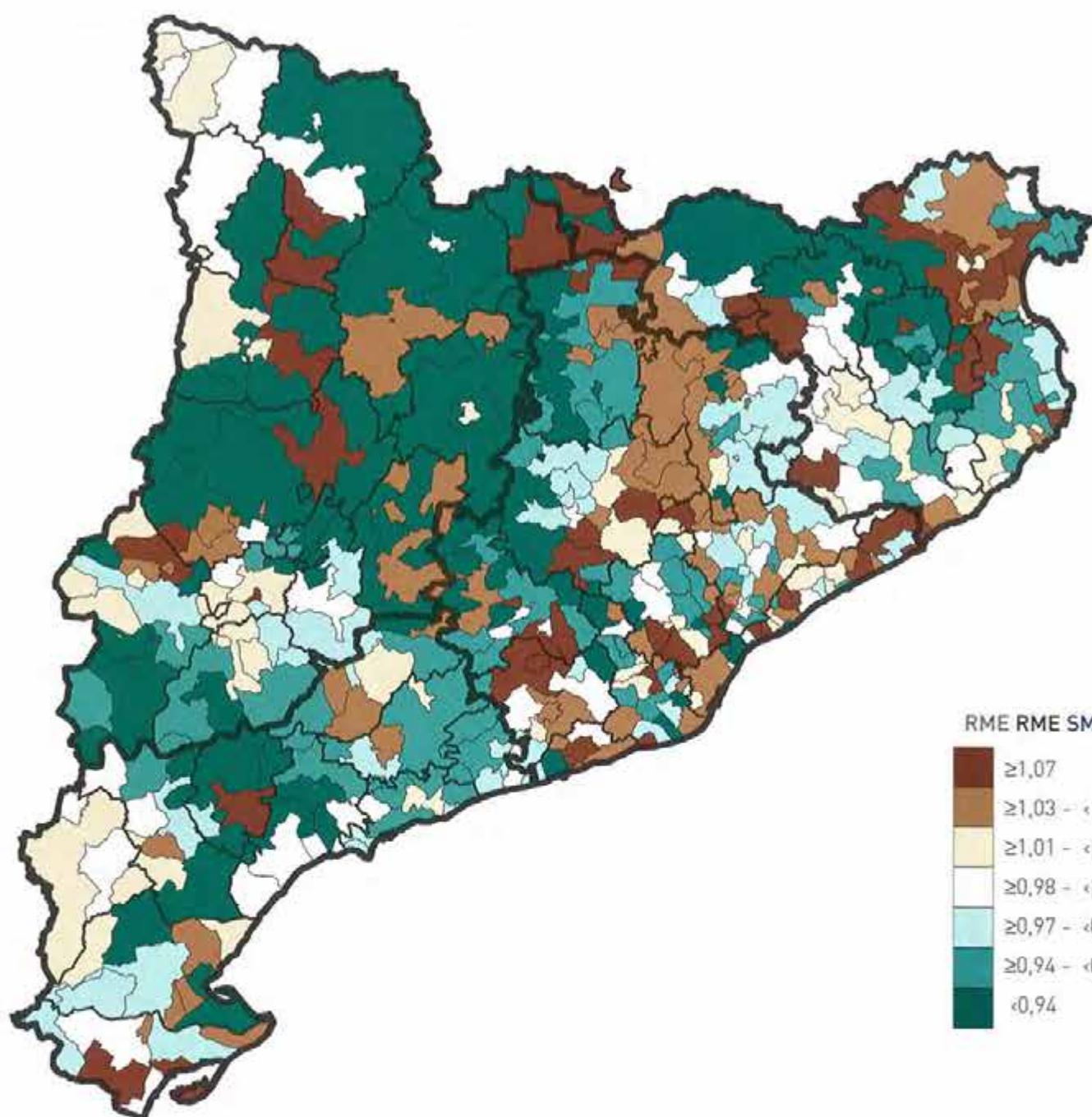


Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas

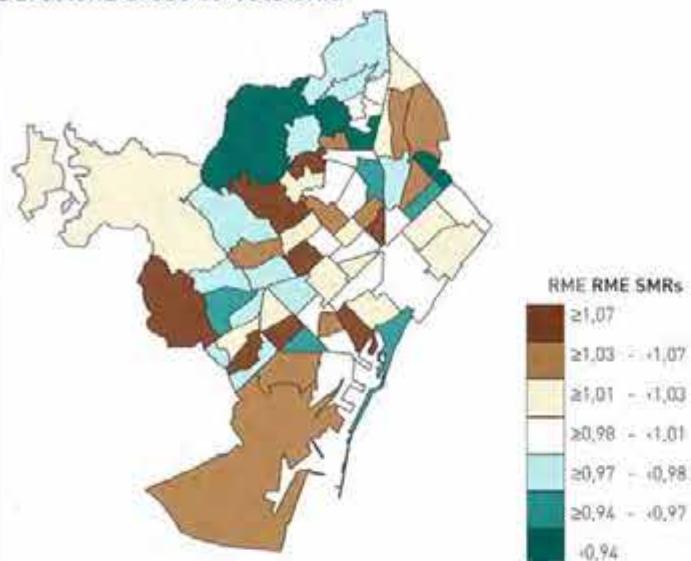


Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984 -1998]  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality [1984-1998]

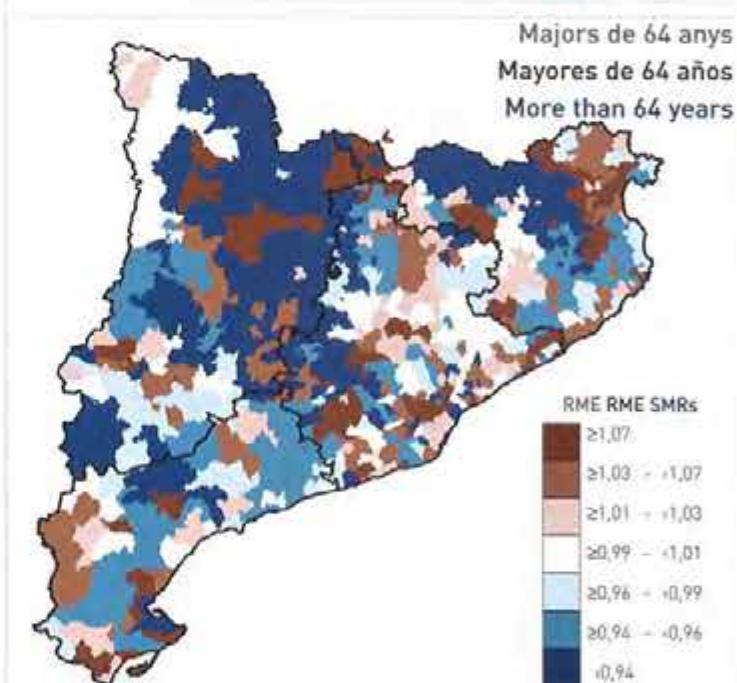
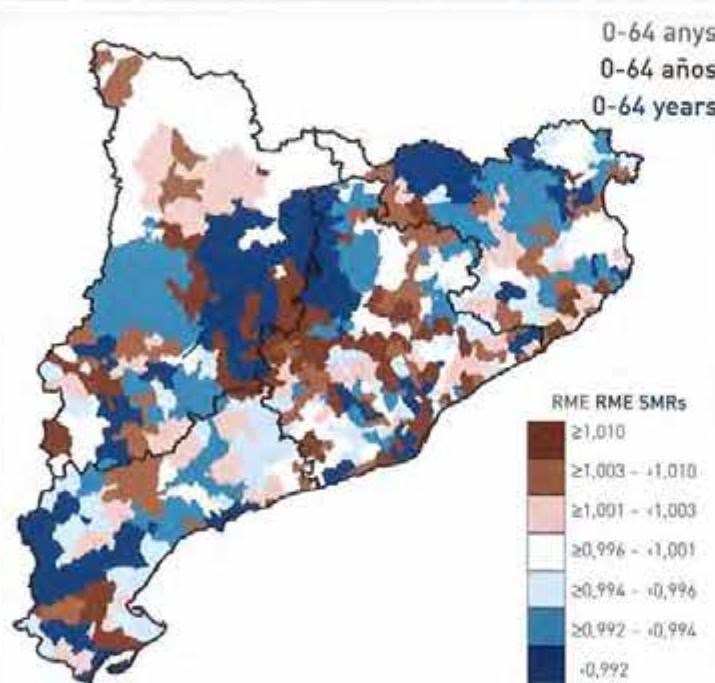
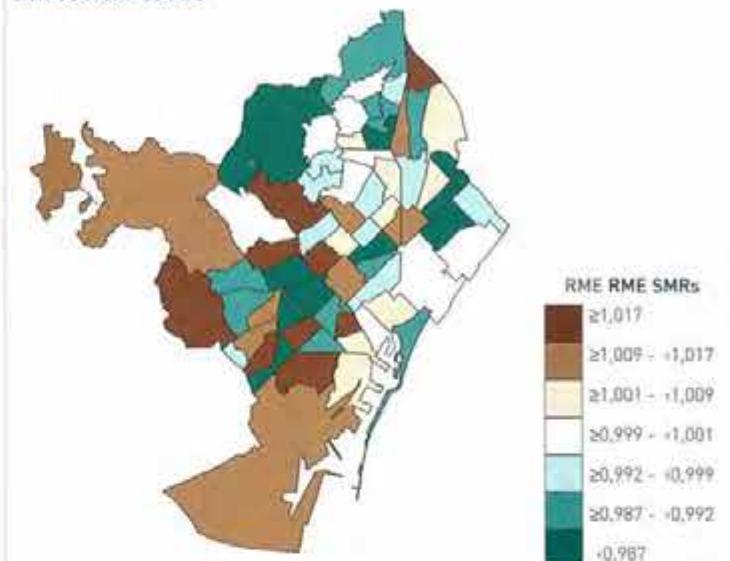




Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
 Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
 Barcelona areas vs Catalonia

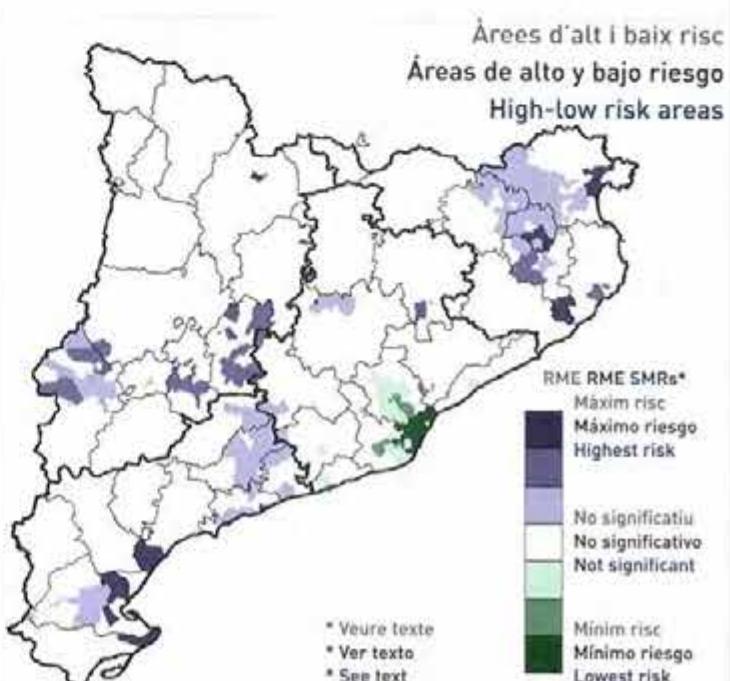
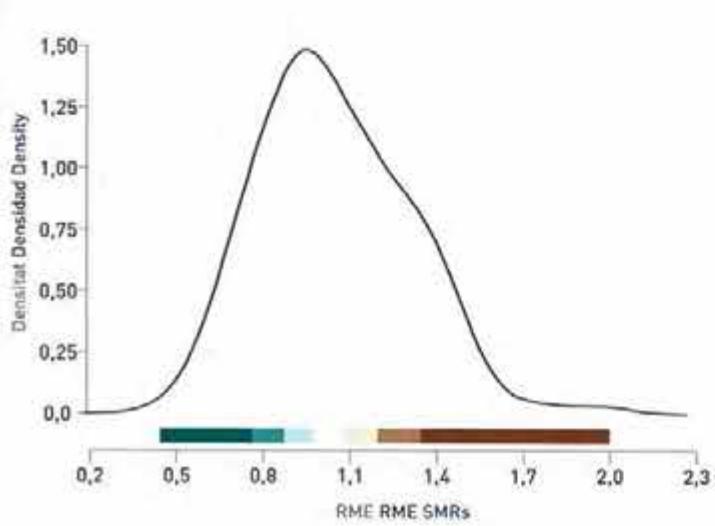
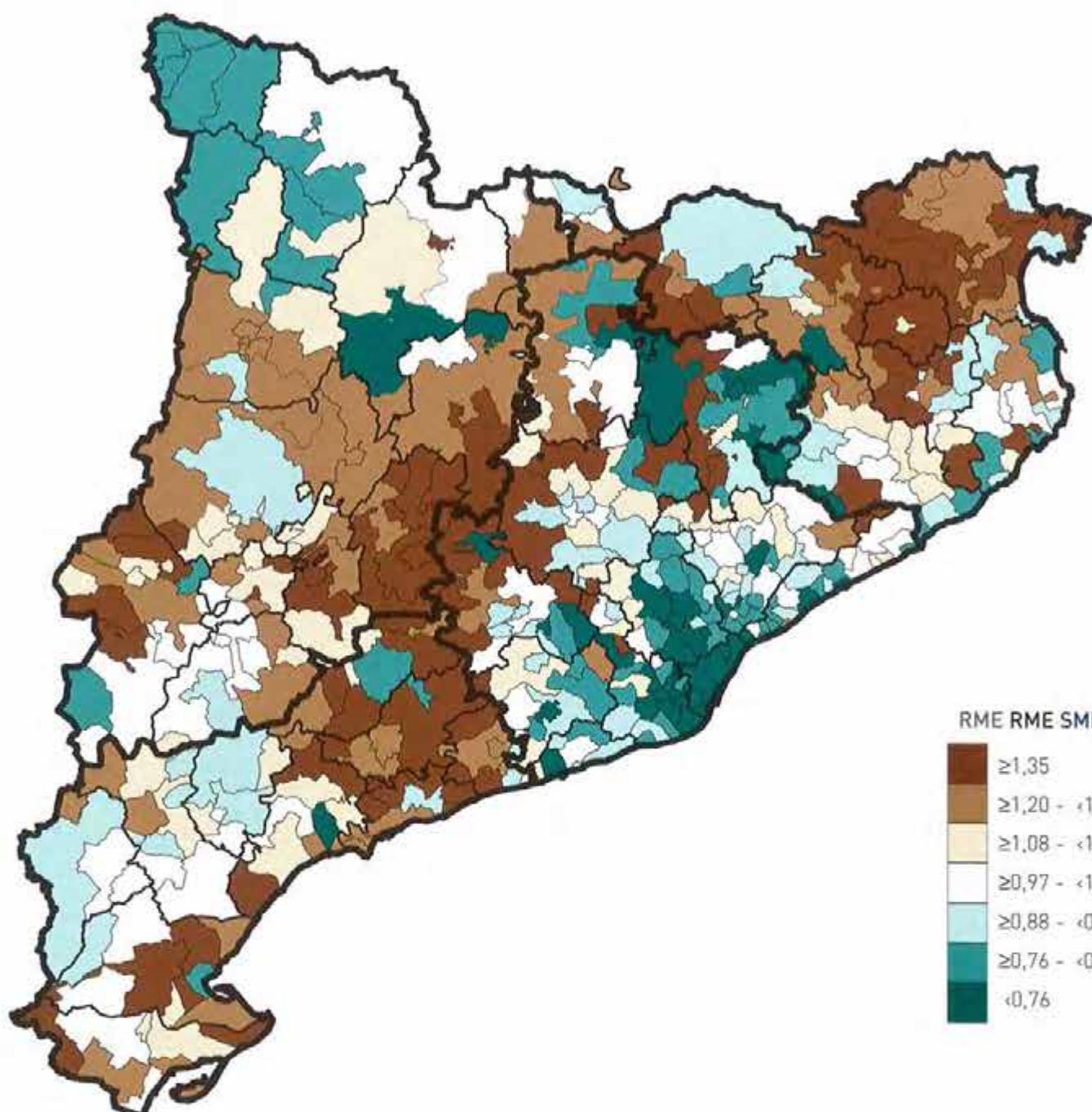


Àrees de Barcelona  
 Áreas de Barcelona  
 Barcelona areas

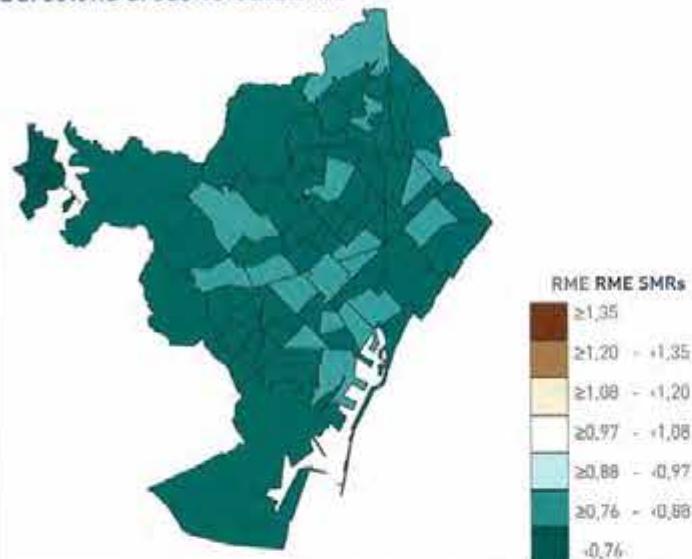


Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984 - 1998]  
 Evolución de la mortalidad en Cataluña [1984-1998]  
 Catalonia time trend mortality [1984-1998]

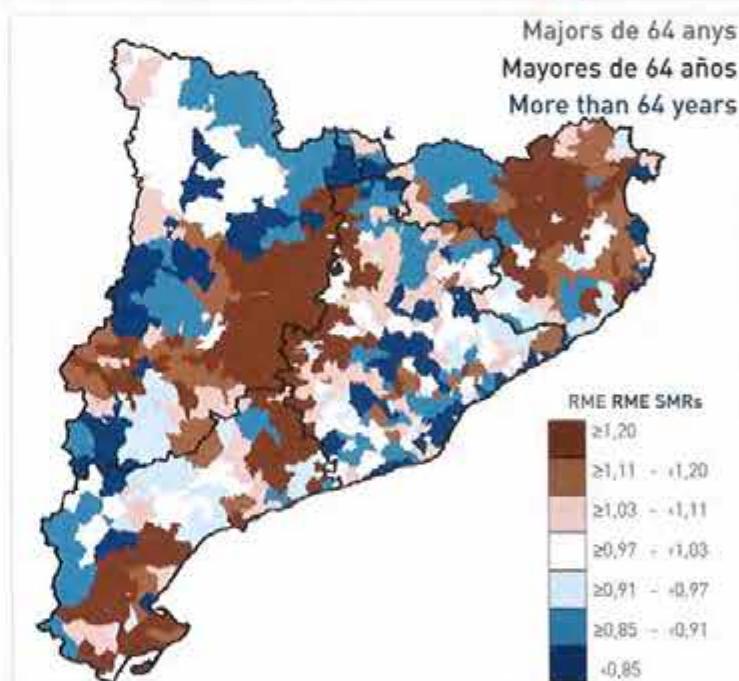
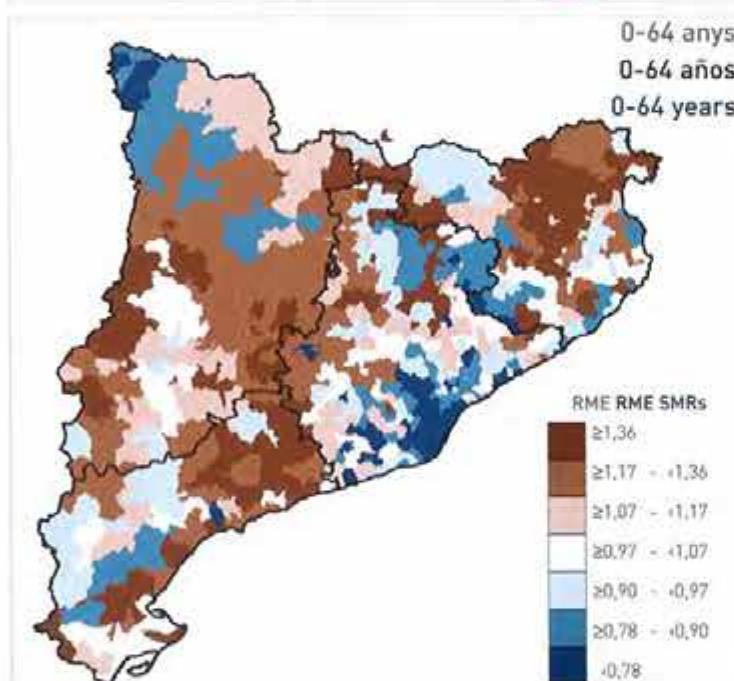
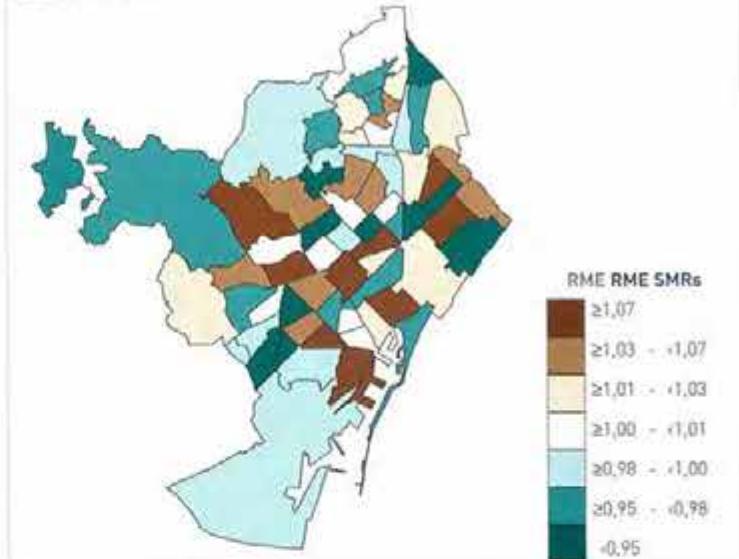




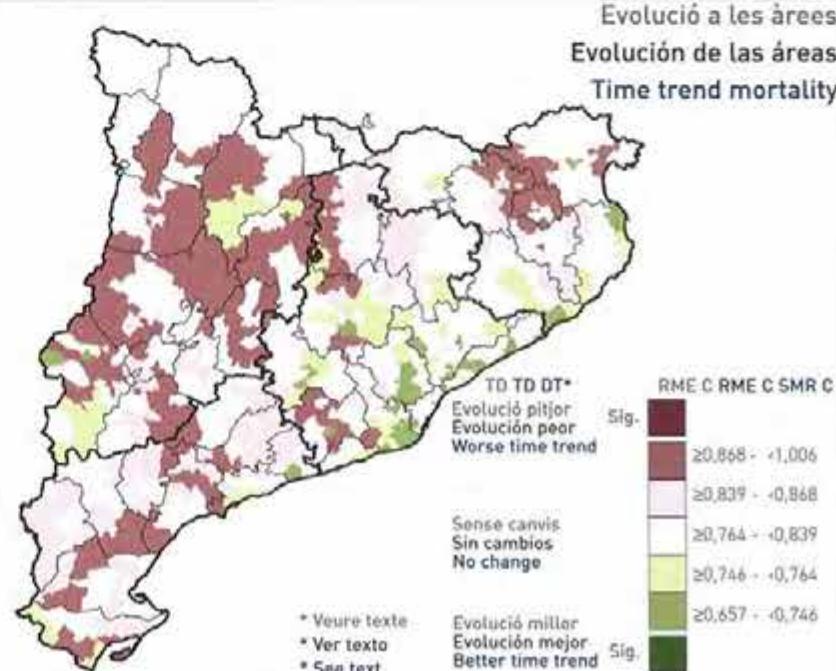
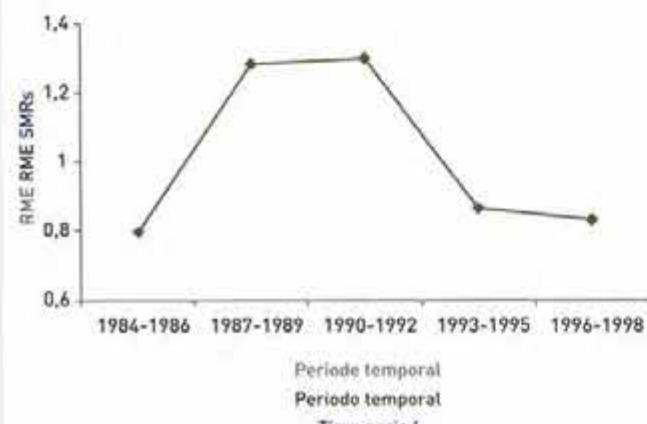
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia



Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas

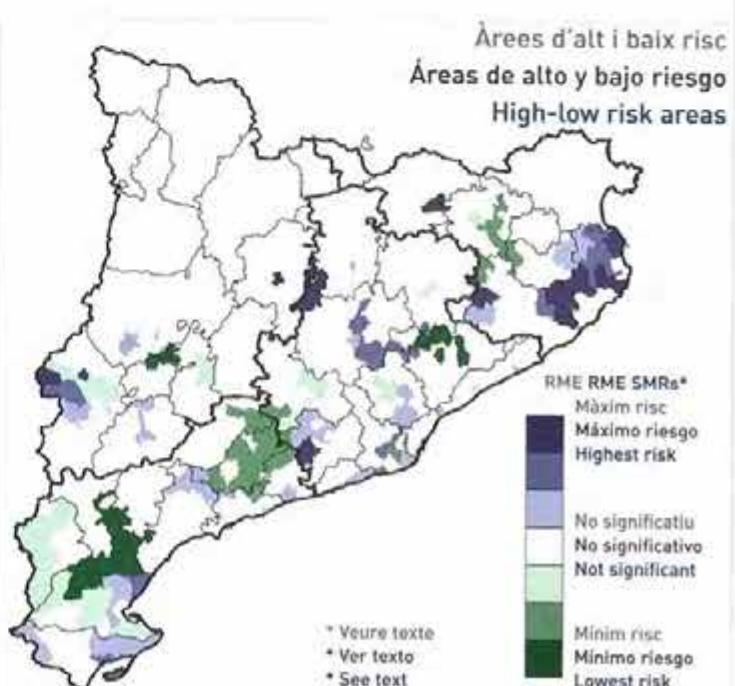
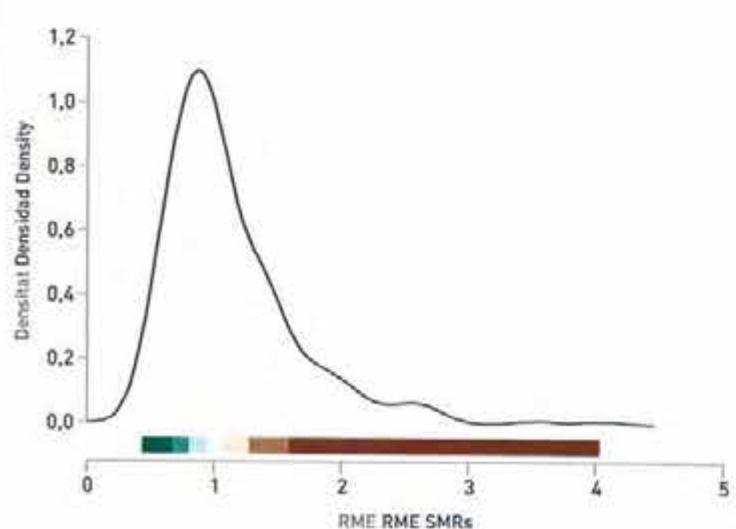
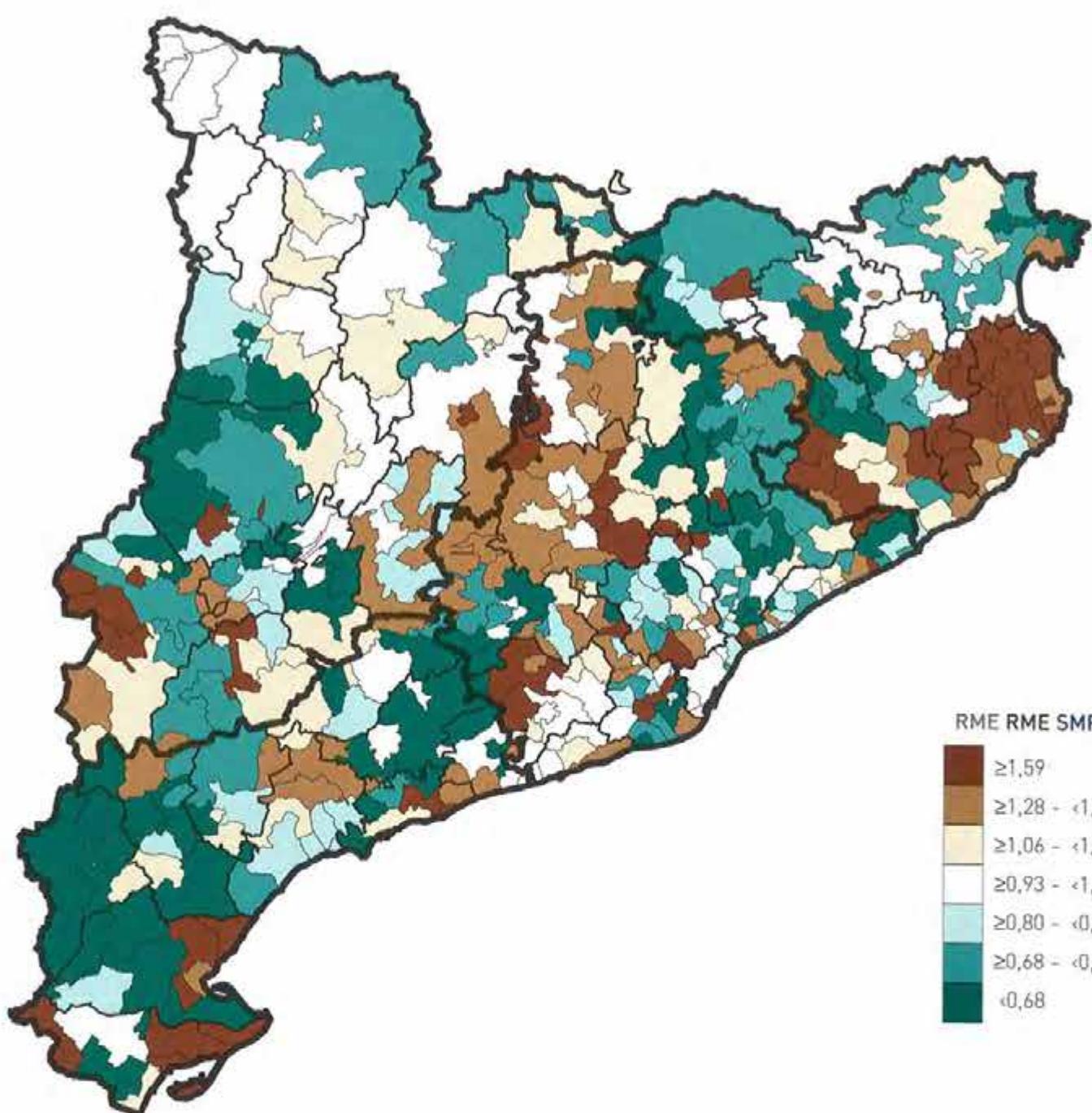


Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984-1998)  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality (1984-1998)

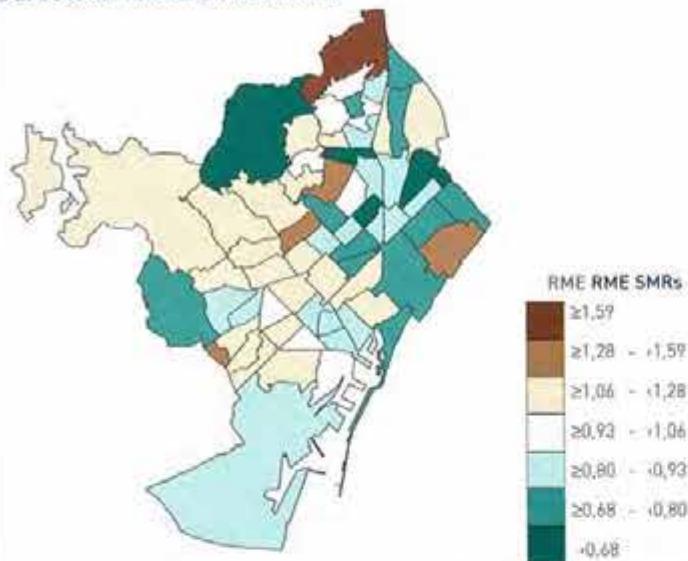


RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)  
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)  
STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

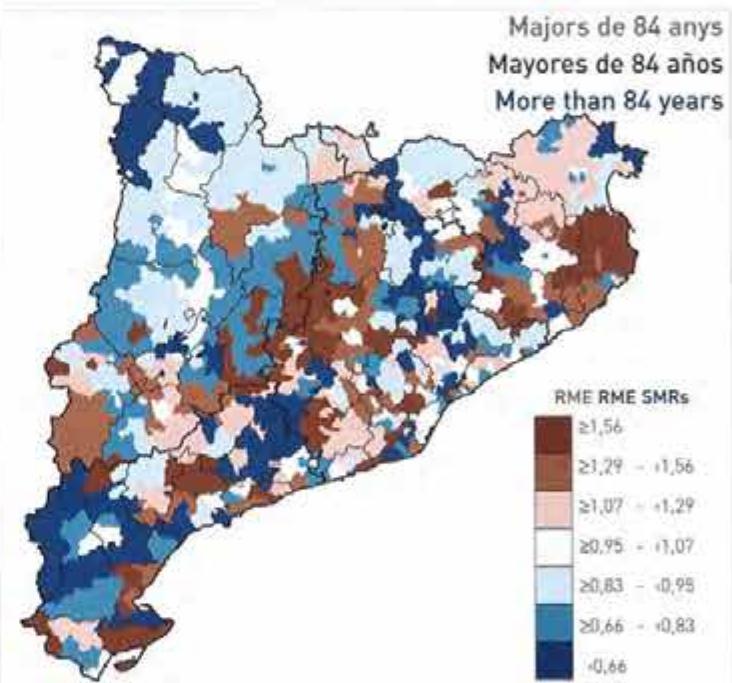
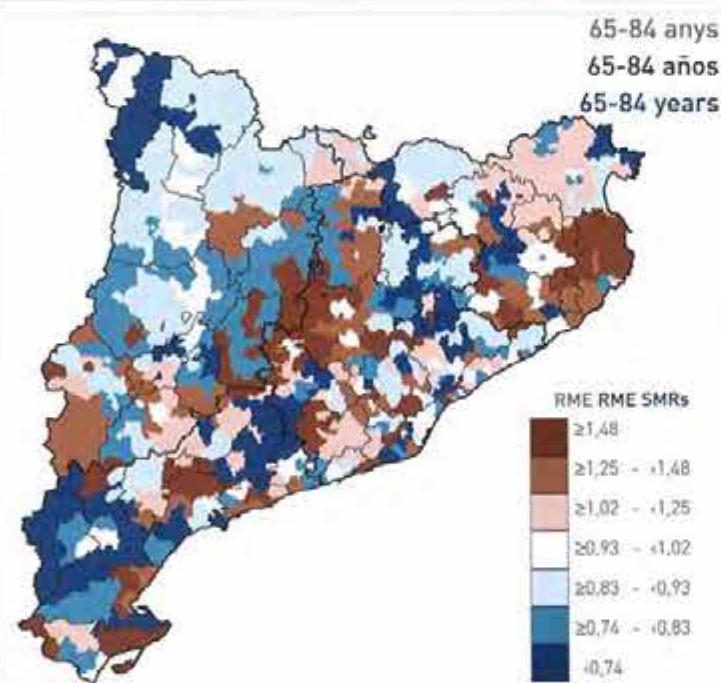
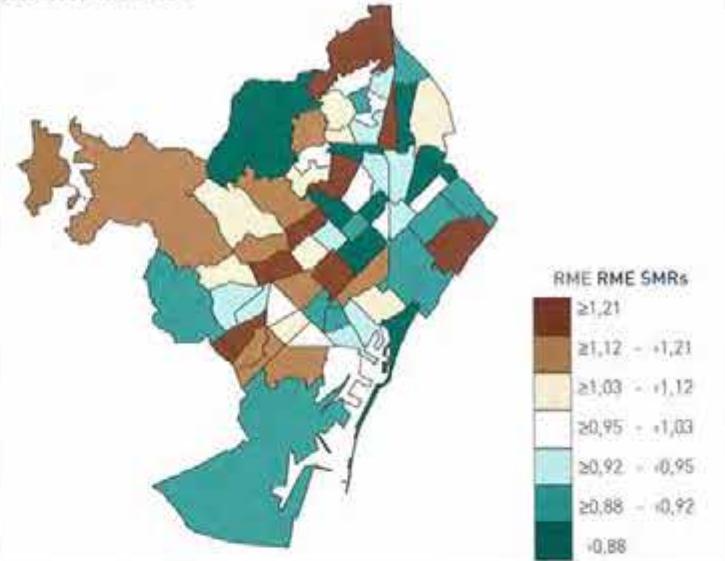
ATEROSCLEROSI - HOMES (CIM-9: 440)  
ATEROSCLEROSIS - HOMBRES (CIE-9: 440)  
ATHEROSCLEROSIS - MEN (ICD-9: 440)



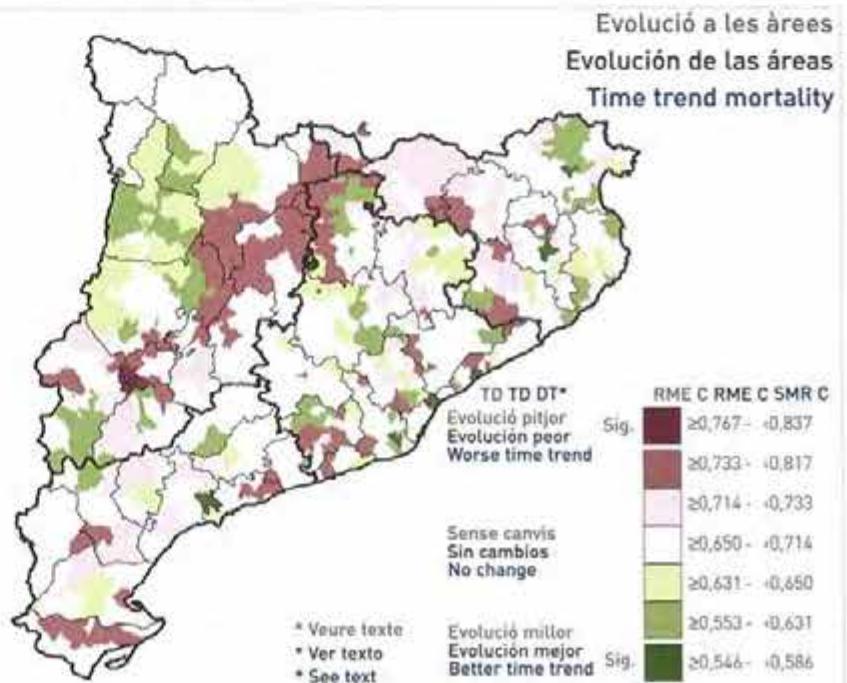
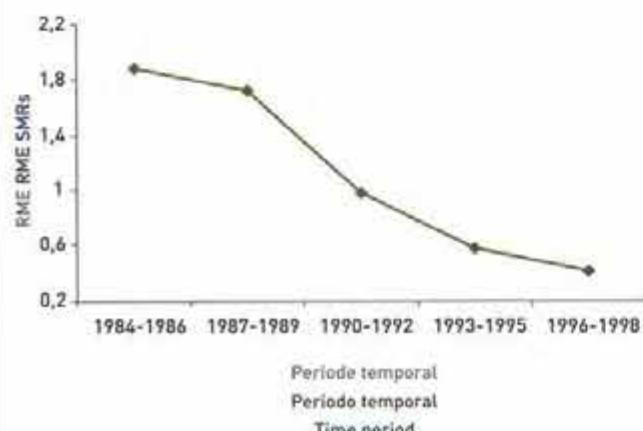
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

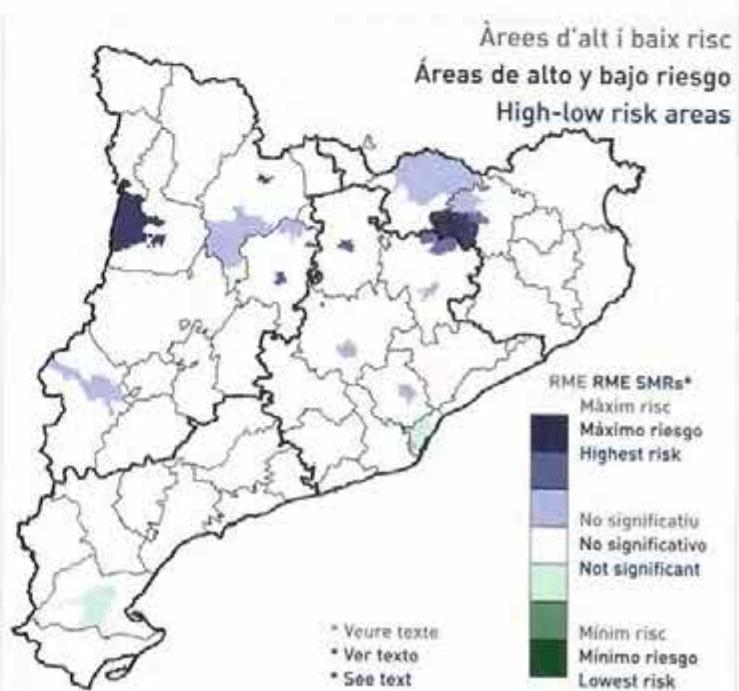
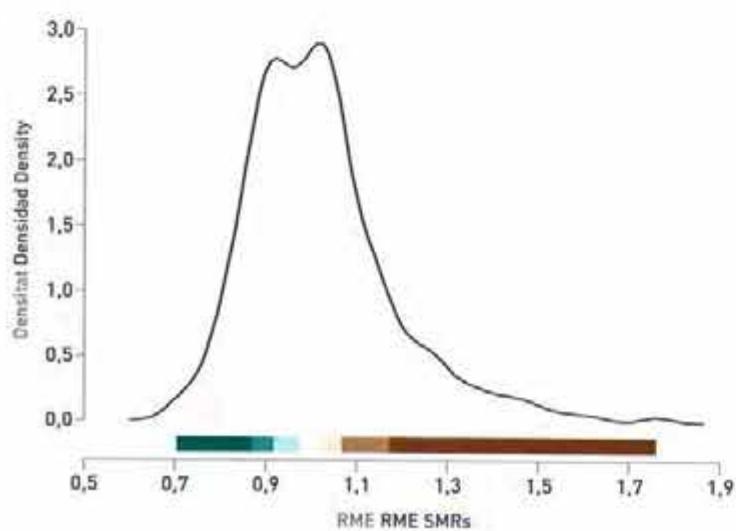
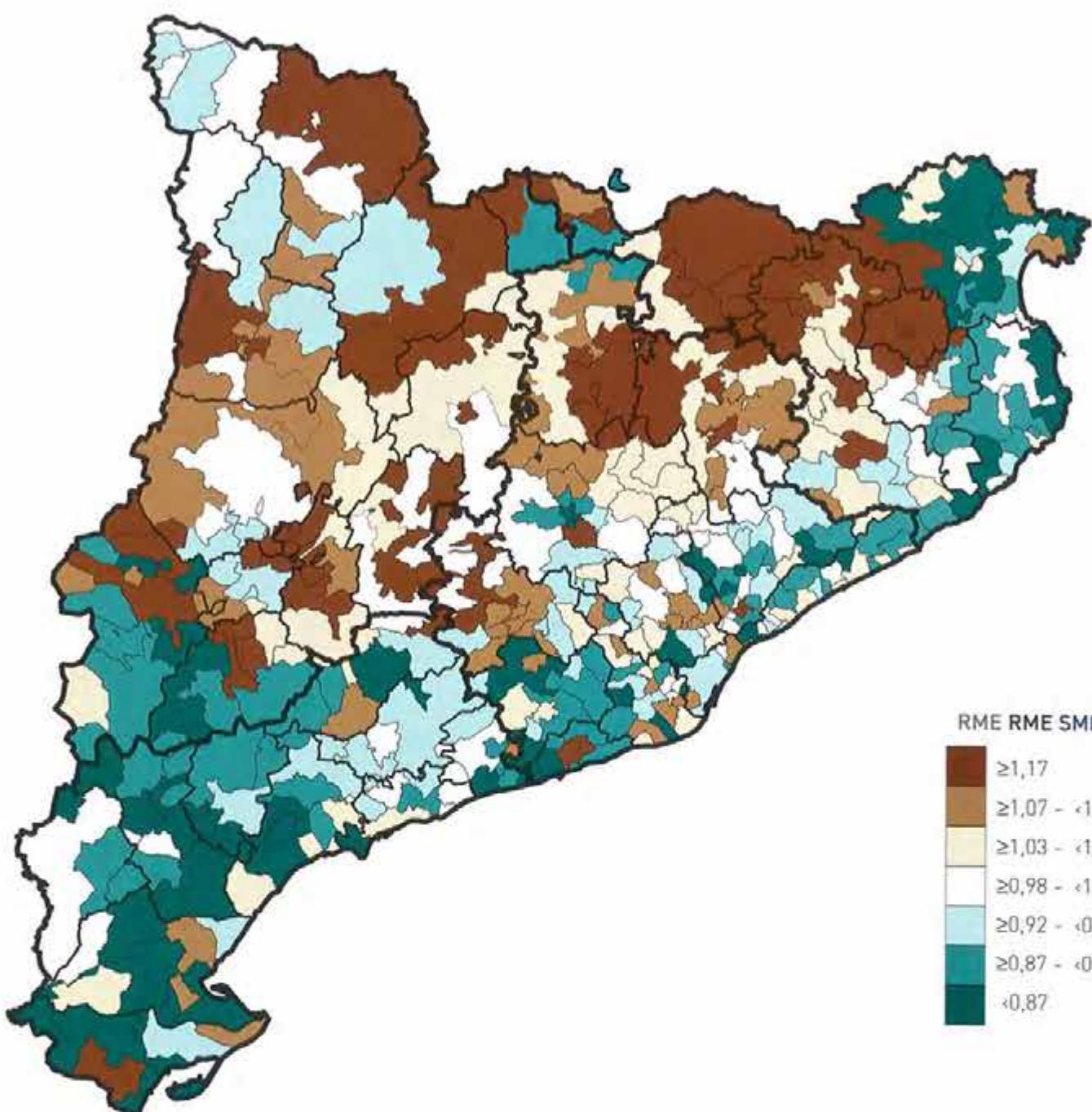


Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas

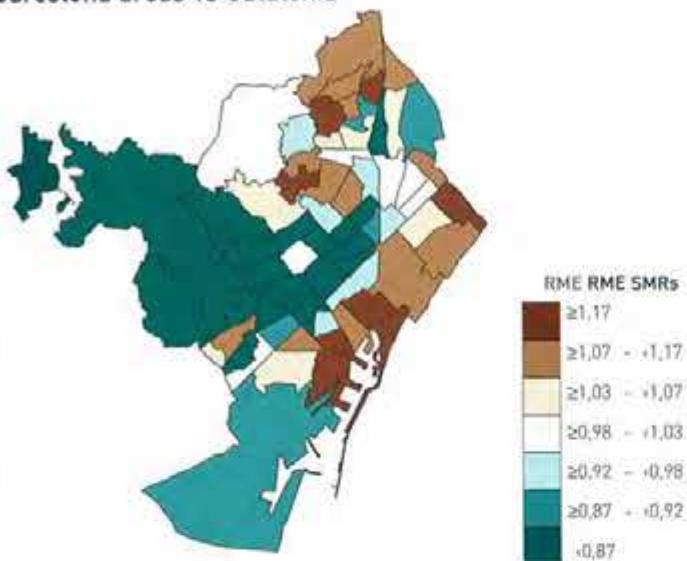


Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984 -1998)  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality [1984-1998]

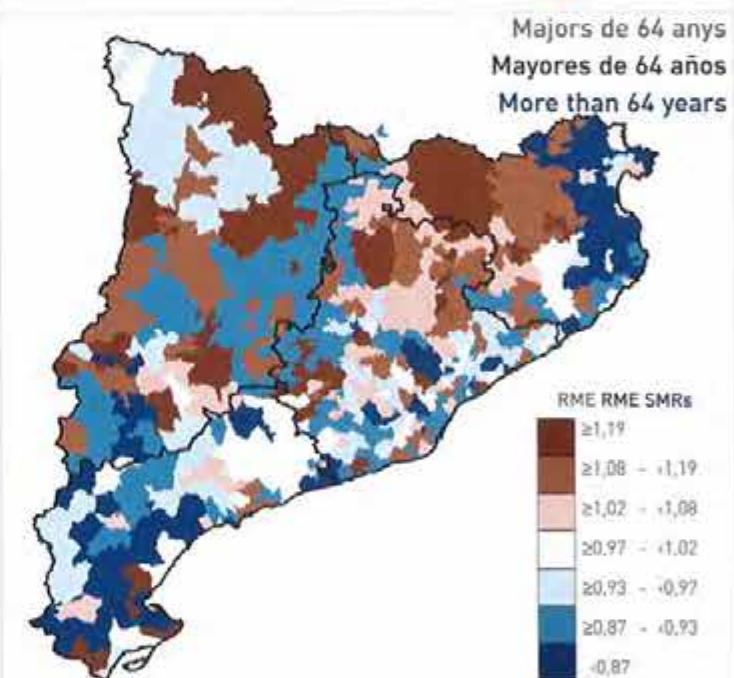
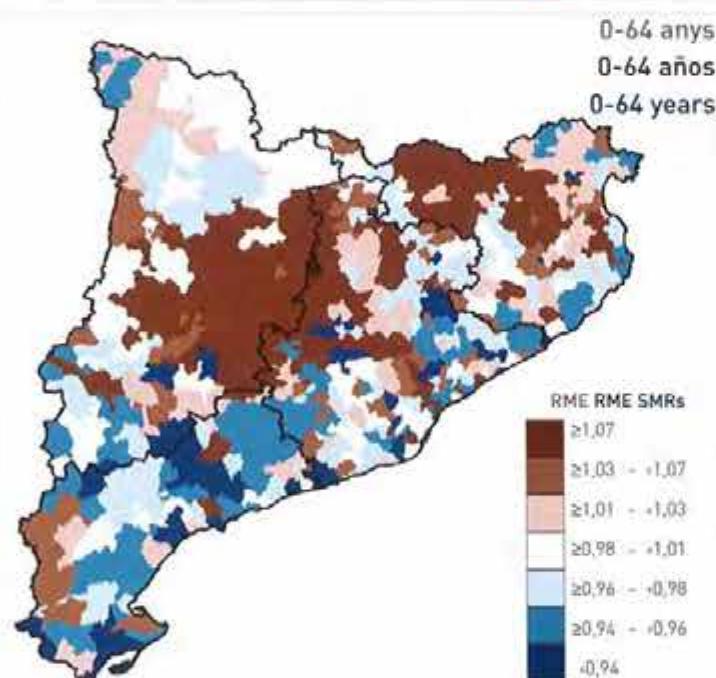
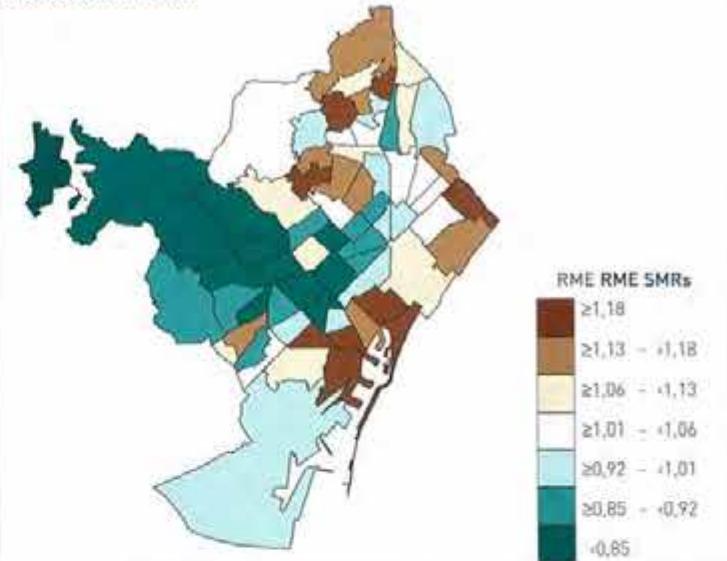




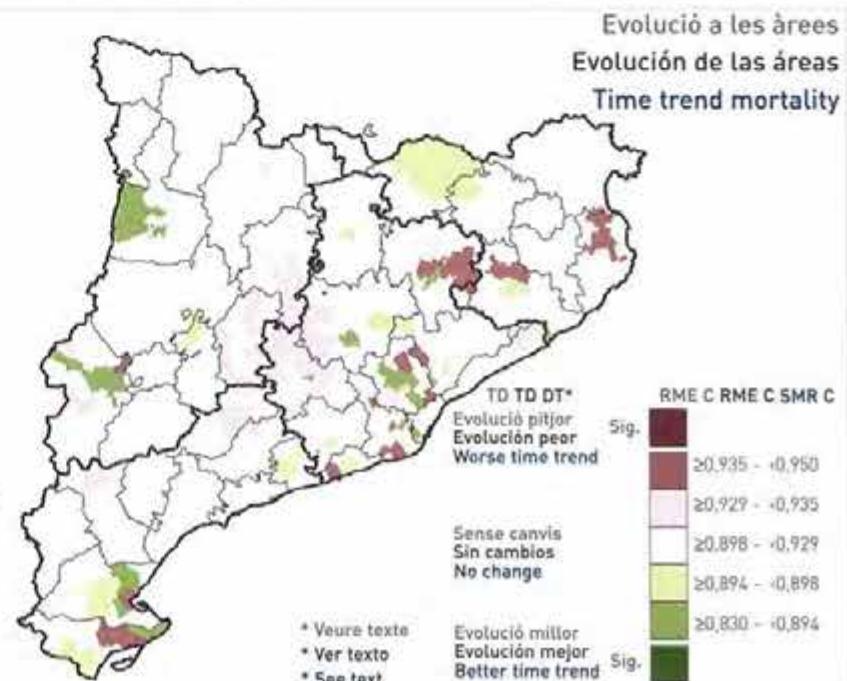
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia

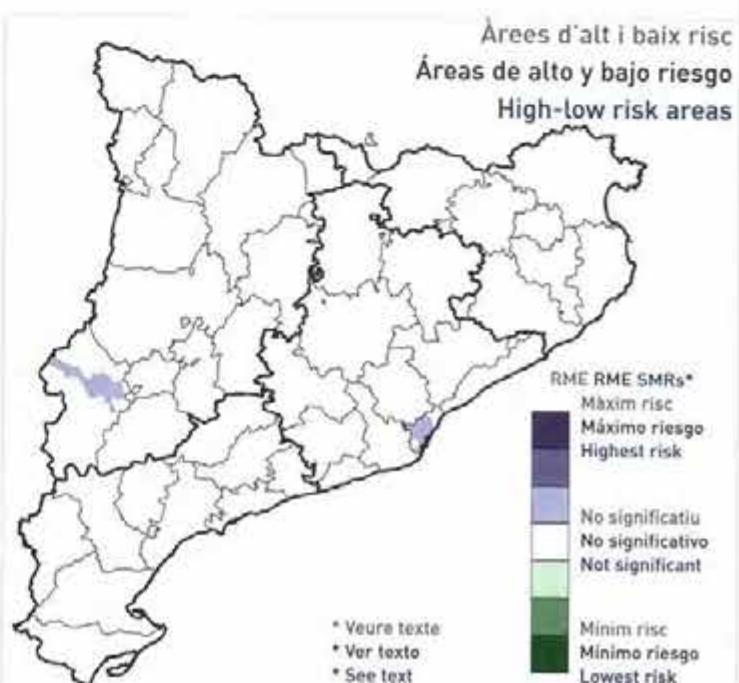
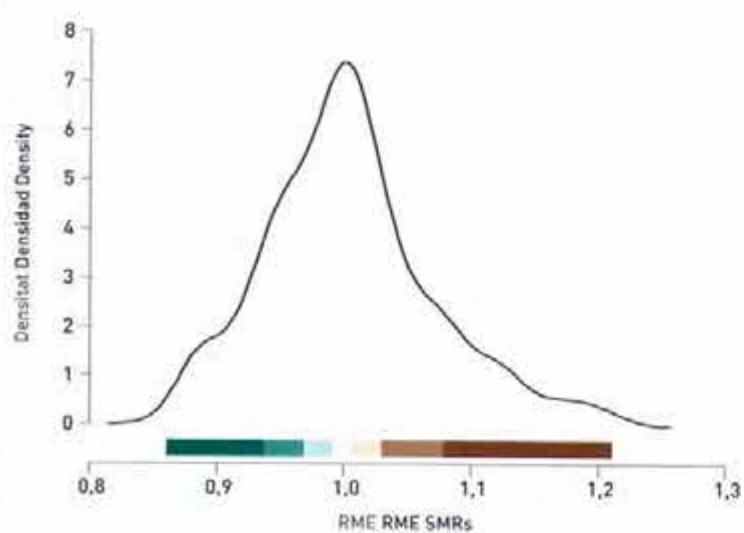
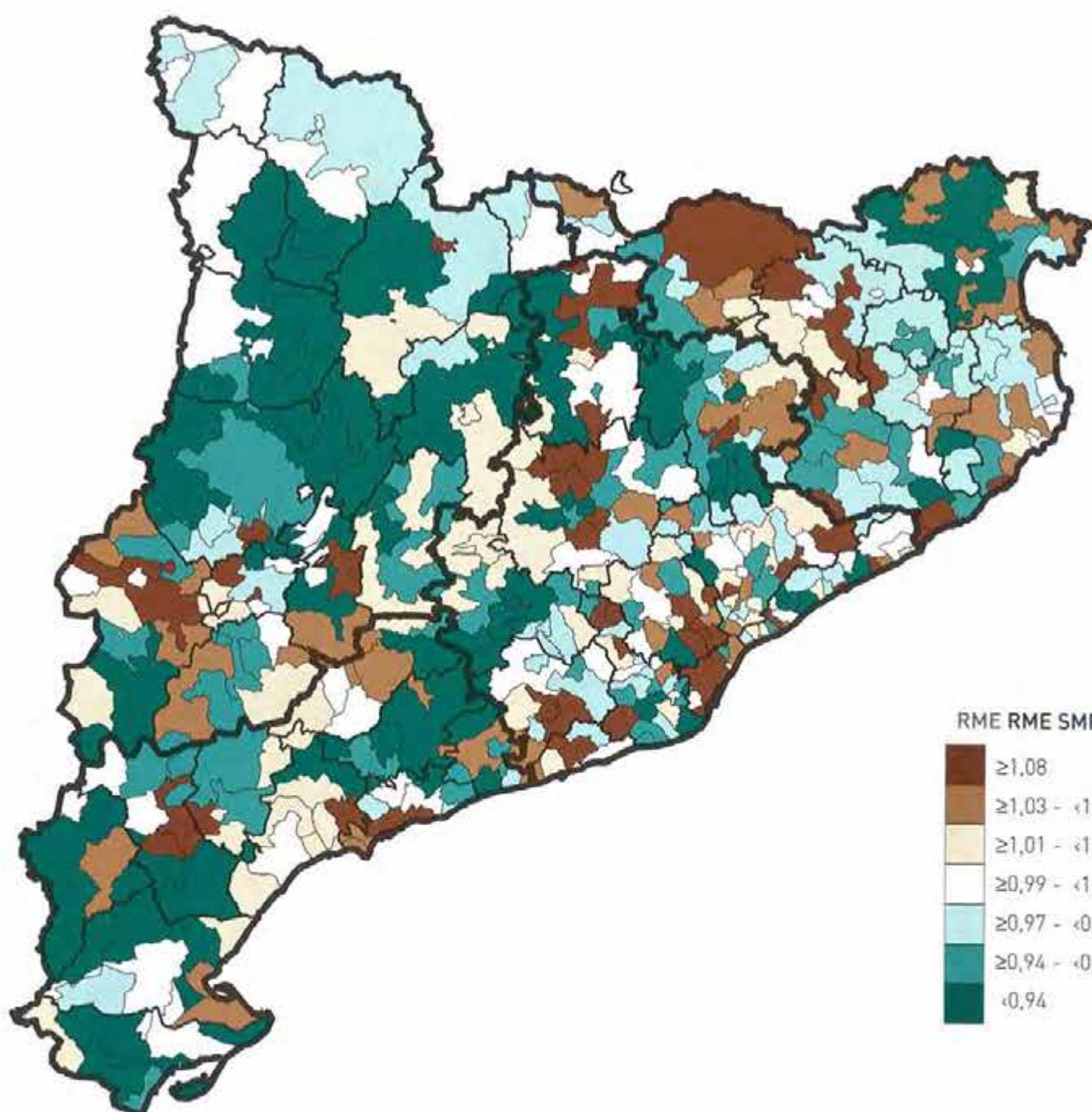


Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas

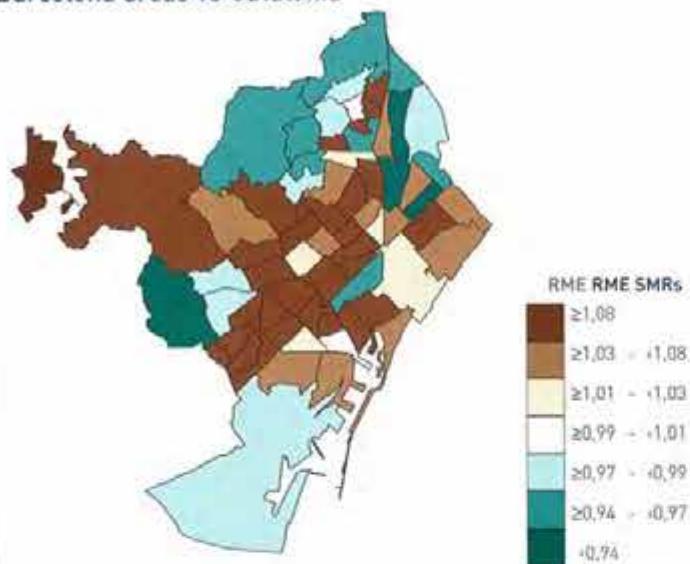


Evolució de la mortalitat a Catalunya (1984 - 1998)  
Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)  
Catalonia time trend mortality (1984-1998)

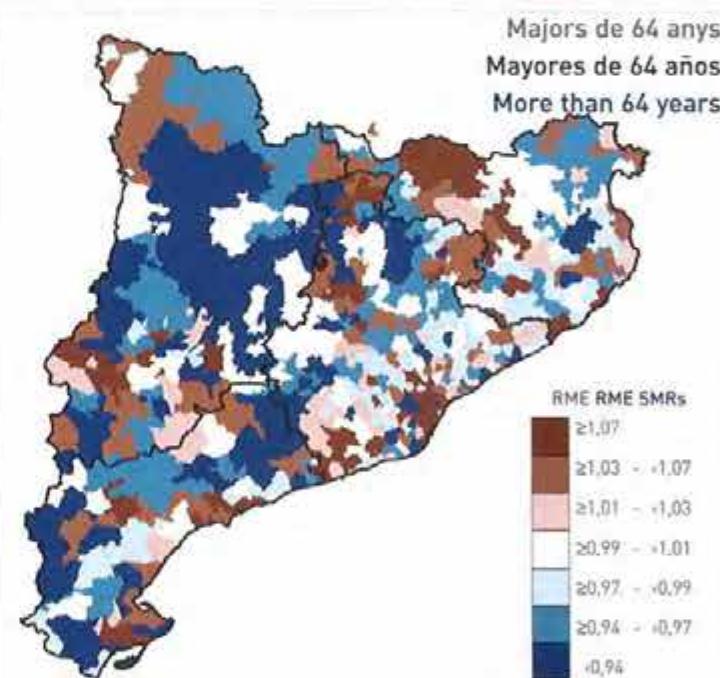
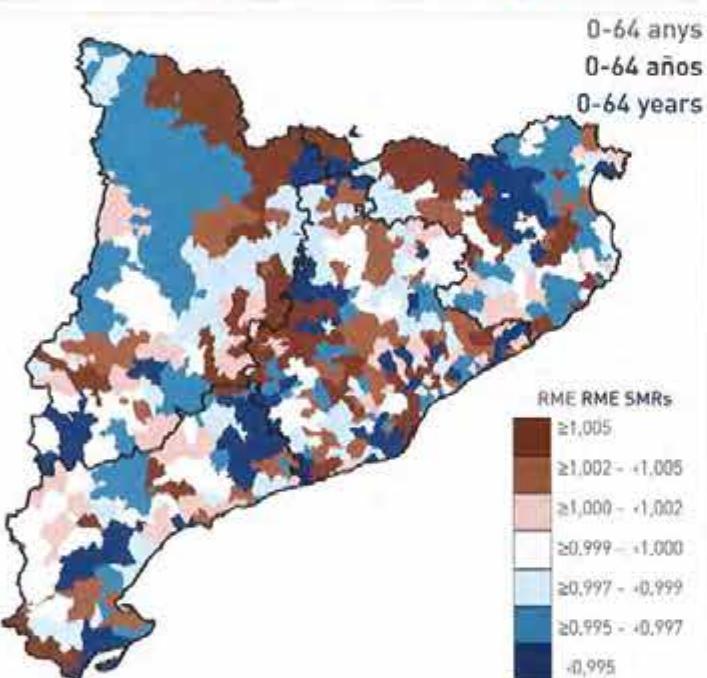
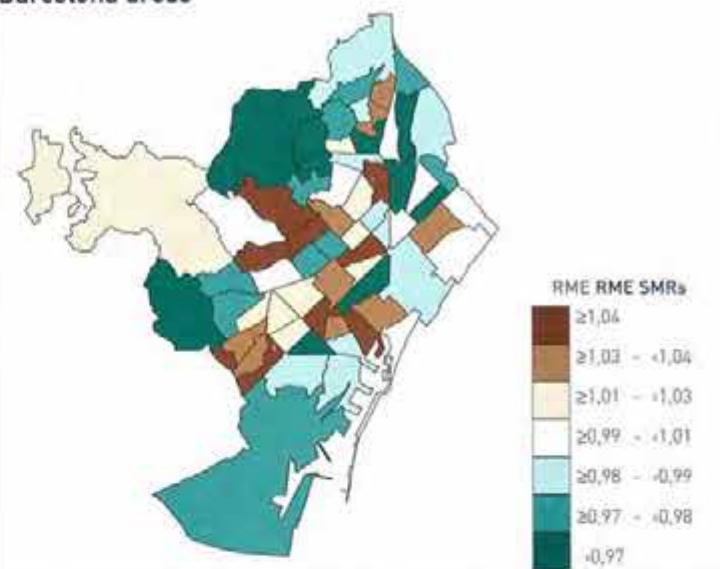




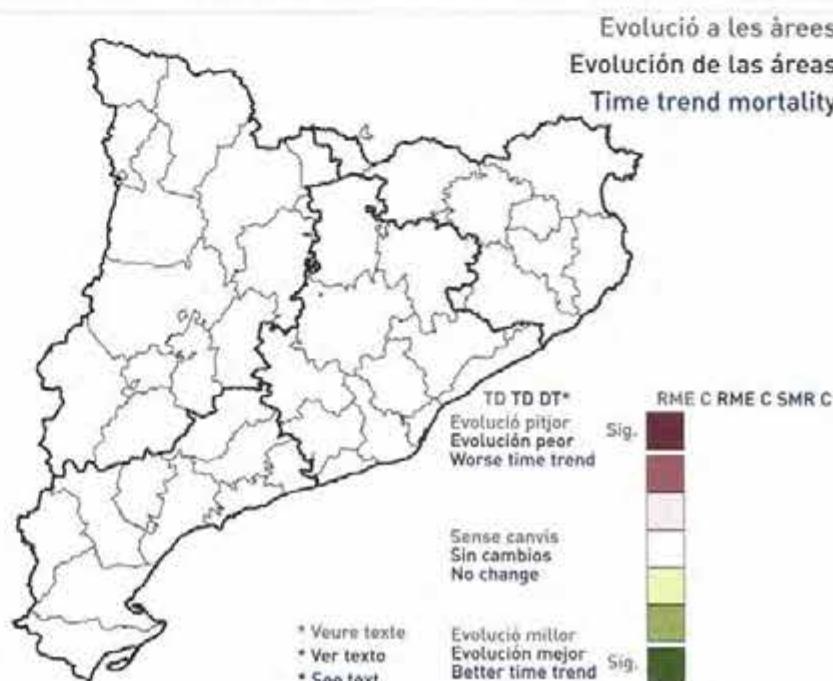
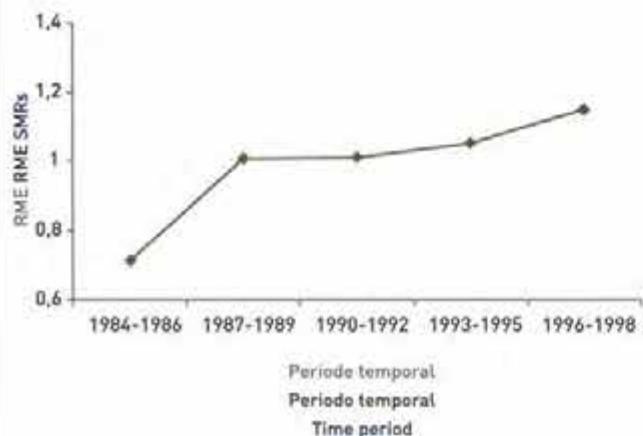
Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya  
Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña  
Barcelona areas vs Catalonia



Àrees de Barcelona  
Áreas de Barcelona  
Barcelona areas



Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984-1998]  
Evolución de la mortalidad en Cataluña [1984-1998]  
Catalonia time trend mortality [1984-1998]



RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDITZADES (RME)

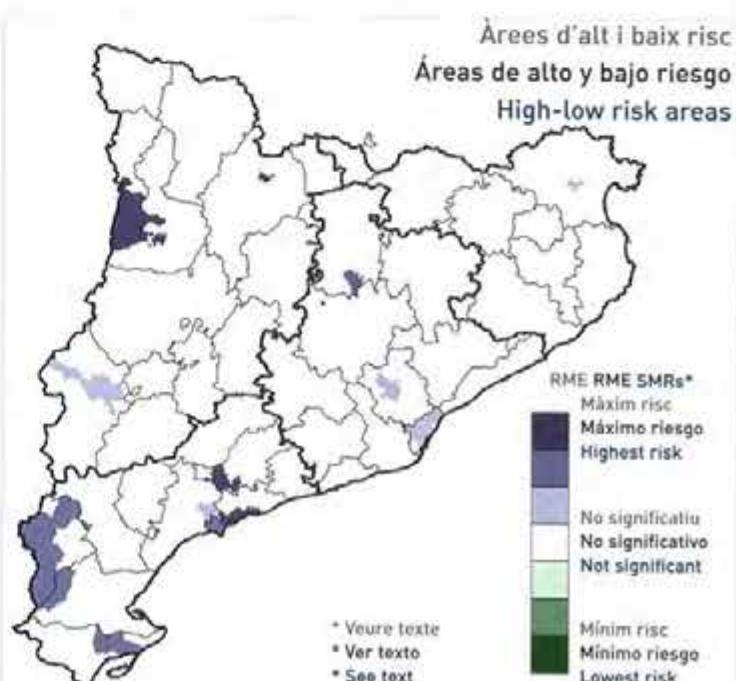
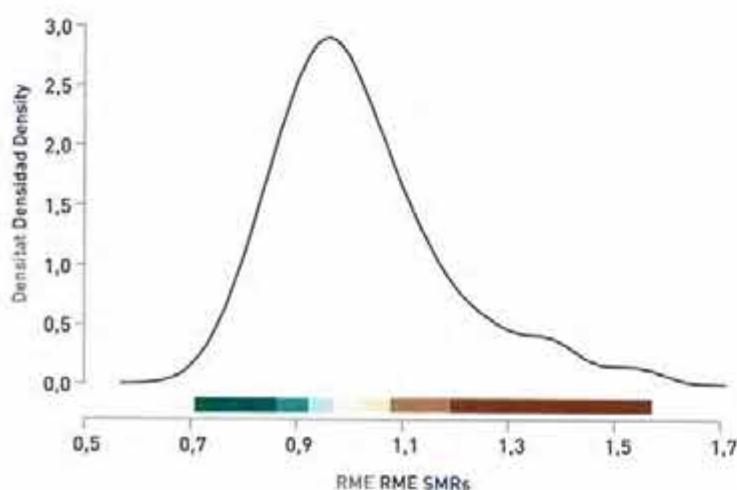
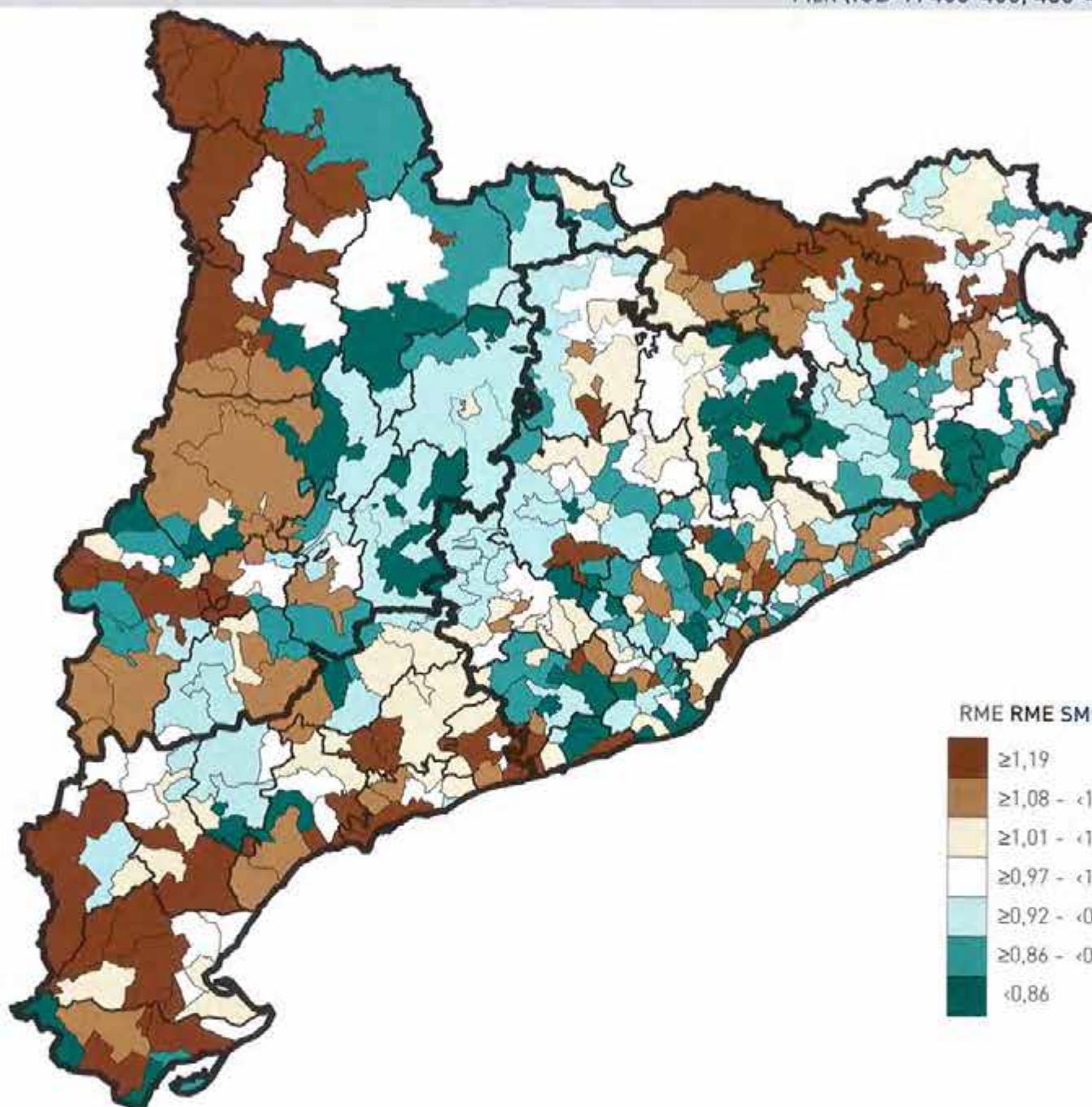
RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)

STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

INFECCIONS RESPIRATORIES AGUDES, PNEUMÒNIA I INFLUENZA (IRA) -  
HOMES (CIM-9: 460-466, 480-487)

INFECCIONES RESPIRATORIAS AGUDAS, NEUMONÍA E INFLUENZA (IRA) -  
HOMBRES (CIE-9: 460-466, 480-487)

ACUTE RESPIRATORY INFECTIONS, PNEUMONIA AND INFLUENZA (ARI) -  
MEN (ICD-9: 460-466, 480-487)



## RAONS DE MORTALITAT ESTANDARDIZADES (RME)

## RAZONES DE MORTALIDAD ESTANDARIZADAS (RME)

## STANDARDISED MORTALITY RATIOS (SMRs)

## INFECCIONS RESPIRATORIES AGUDES, PNEUMÒNIA I INFLUENZA [IRA] -

HOMES (CIM-9: 460-466, 480-487)

## INFECCIONES RESPIRATORIAS AGUDAS, NEUMONÍA E INFLUENZA (IRA) -

HOMBRES (CIE-9: 460-466, 480-487)

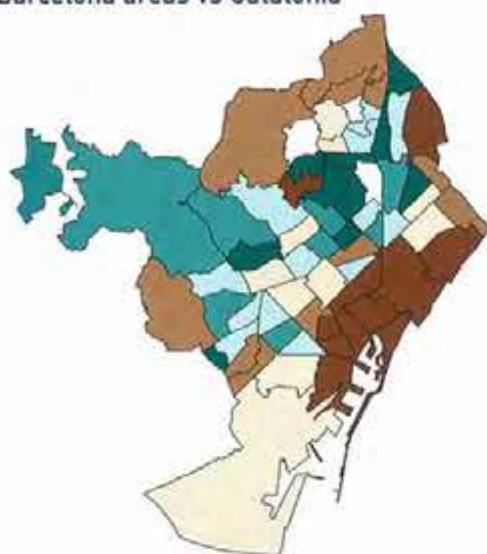
## ACUTE RESPIRATORY INFECTIONS, PNEUMONIA AND INFLUENZA (ARI) -

MEN (ICD-9: 460-466, 480-487)

Àrees de Barcelona en comparació amb Catalunya

Áreas de Barcelona en comparación con Cataluña

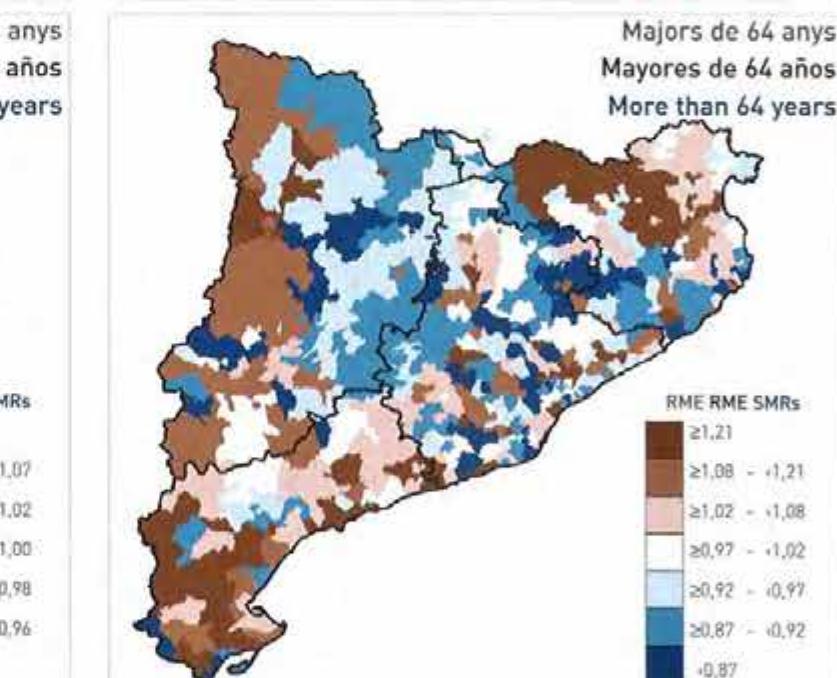
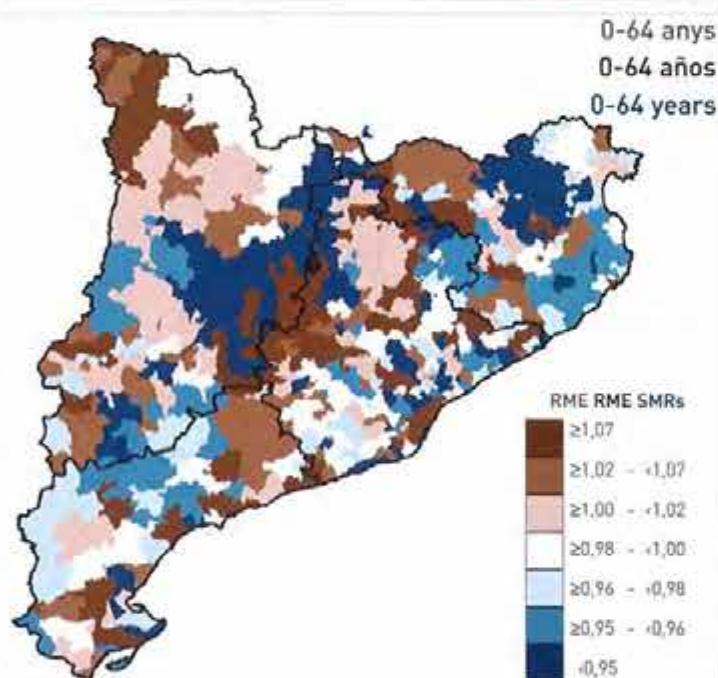
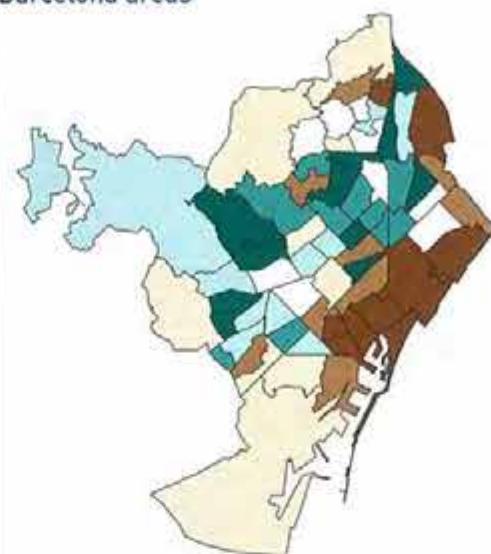
Barcelona areas vs Catalonia



Àrees de Barcelona

Áreas de Barcelona

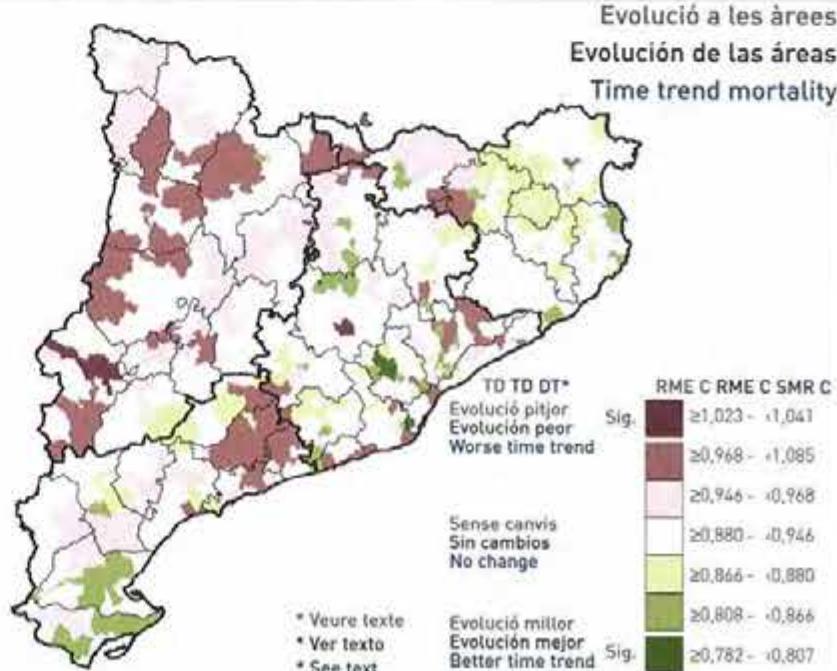
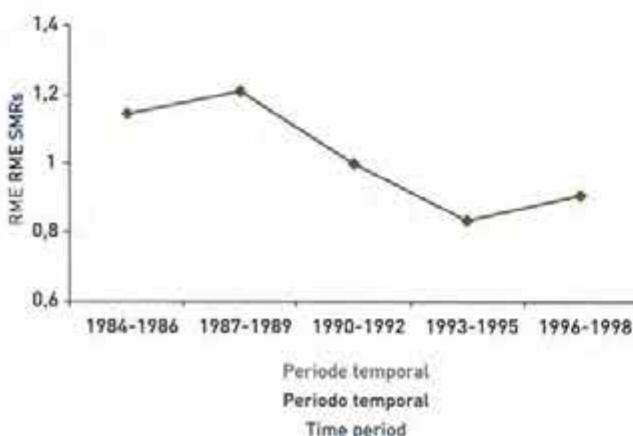
Barcelona areas



Evolució de la mortalitat a Catalunya [1984-1998]

Evolución de la mortalidad en Cataluña (1984-1998)

Catalonia time trend mortality (1984-1998)





# **ANNEXOS**

## **ANEXOS**

## **APPENDICES**

## ANNEX I. CONSTRUCCIÓ DE LES UNITATS GEOGRÀFIQUES

### ANEXO I. CONSTRUCCIÓN DE LAS UNIDADES GEOGRÁFICAS

#### APPENDIX I. CONSTRUCTION OF GEOGRAPHIC UNITS

##### Objectiu

L'objectiu va ser construir àrees petites o zones ben definides, amb una grandària de població adequada i el màxim nivell d'homogeneïtat social. En la realització d'aquest Atles s'han utilitzat els resultats prèviament obtinguts a l'Atles de Mortalitat a Espanya [10].

##### Criteris

Per a la construcció de les zones es van tenir en compte tres característiques: la disponibilitat d'informació, la grandària de la població i l'homogeneïtat social de les àrees [41] [42].

1) La disponibilitat d'informació. A Espanya, per raons de confidencialitat, les dades de mortalitat a nivell municipal només es troben disponibles en àrees de 10.000 o més habitants, encara que la informació es troba disponible per a les àrees més petites (almenys amb 3.500 habitants) quan les dades de mortalitat s'agreguen per un període de tres o més anys.

2) La grandària de població. Els municipis espanyols són molt heterogenis quant a les seves característiques socioeconòmiques i grandària de població. Per exemple, més del 80 % dels municipis tenen menys de 3.500 habitants. Per obtenir una adequada estimació de les taxes de mortalitat, les àrees havien de tenir una grandària mínima.

3) L'homogeneïtat social. Les àrees adjacents sovint són semblants quant a les seves característiques socials. A partir dels criteris de contigüitat i de les seves característiques socioeconòmiques, va ser possible agregar els municipis amb menys de 3.500 habitants en àrees més grans.

##### Mètodes

Per a la construcció de les zones es van utilitzar com a base els municipis més petits d'Espanya (menys de 3.500 habitants). L'Institut Geogràfic Nacional va aportar la informació amb les dades i les línies geogràfiques dels municipis. A cada zona se li va assignar un indicador compost aproximadament de nivell de riquesa [43]. Les zones es van agrregar automàticament o manualment segons criteris específics [20]. Així, l'agregació automàtica d'àrees es va realitzar utilitzant un algoritme creat amb un sistema d'informació geogràfic. Es van seguir els següents passos: 1) es van seleccionar els municipis petits de cada comunitat autònoma; 2) es va classificar el nivell estimat de riquesa dels municipis en quatre categories: A = "ingressos baixos", nivell de riquesa menor de 700.001 ptes.; B = "ingressos relativament baixos", nivell de riquesa major o igual a 700.001 fins 880.000 ptes.; C = "ingressos relativament alts", nivell de riquesa major o igual a 880.001 ptes. fins a 1.100.000; i D = "ingressos alts", nivell de riquesa major o igual a 1.100.001 ptes., i 3) es van afegir automàticament les àrees petites adjacents amb un nivell d'ingressos similar mitjançant la utilització d'un SIG fins a aconseguir un mínim nivell de població de 3.500 persones.

Les zones restants es van afegir manualment utilitzant regles específiques modificades de les regles proposades per Haining [42]. Els tres criteris principals utilitzats van ser:

1) El criteri "de l'illa": un municipi petit amb un nivell de riquesa determinat, completament envoltat per un municipi amb un altre nivell de riquesa és absorbit per l'àrea que l'envolta si aquesta àrea té menys de 10.000 habitants. Si la grandària de la població del municipi que l'envolta és major de 10.000 habitants, l'àrea més petita serà unida utilitzant "el criteri de nivell de riquesa i proximitat".

2) El criteri de "veïnatge": els municipis més petits es poden unir als més grans (excepte quan són majors de 10.000 habitants) que tinguin nivells de riquesa semblants.

3) El criteri "de nivell de riquesa i proximitat": els municipis del tot envoltats per altres municipis amb més de 10.000 habitants queden units a àrees no adjacents mitjançant la utilització dels nivells de riquesa i proximitat més grans.

## Objetivo

El objetivo fue construir áreas pequeñas o zonas bien definidas, con un tamaño de población adecuado y el máximo nivel de homogeneidad social. En la realización de este Atlas se han utilizado los resultados previamente obtenidos en el Atlas de Mortalidad en España [10].

## Criterios

Para la construcción de las zonas se tuvieron en cuenta tres características: la disponibilidad de información, el tamaño de la población y la homogeneidad social de las áreas [41] [42].

1) La disponibilidad de información. Debido a razones de confidencialidad, en España los datos de mortalidad a nivel municipal sólo se hallan disponibles en áreas de 10,000 o más habitantes. Sin embargo, la información se encuentra disponible para áreas más pequeñas (con al menos 3.500 habitantes) cuando los datos de mortalidad se agregan por un periodo de tres o más años.

2) El tamaño de población. Los municipios españoles son muy heterogéneos en términos de sus características socio-económicas y tamaño de población. Por ejemplo, más del 80% de los municipios tienen menos de 3.500 habitantes. Así, para obtener una adecuada estimación de las tasas de mortalidad, las áreas tenían que tener un mínimo tamaño.

3) La homogeneidad social. Las áreas adyacentes son a menudo parecidas en términos de sus características sociales. A partir de los criterios de contigüidad y de sus características socio-económicas, fue posible agregar los municipios con menos de 3.500 habitantes en áreas mayores.

## Métodos

Para la construcción de las zonas se utilizaron como base a los municipios más pequeños de España (menores de 3.500 habitantes). El Instituto Geográfico Nacional aportó la información con los datos y las líneas geográficas de los municipios. A cada zona se le asignó un indicador compuesto aproximado de nivel de riqueza [43]. Las zonas fueron agregadas automáticamente o manualmente siguiendo criterios específicos [20]. Así, la agregación automática de áreas se realizó utilizando un algoritmo creado con un sistema de información geográfico. Se siguieron los siguientes pasos: 1) se seleccionaron los municipios pequeños de cada comunidad autónoma; 2) se clasificó el nivel estimado de riqueza de todos los municipios en cuatro categorías: A = "ingresos bajos", nivel de riqueza menor a 700.001 pts.; B = "ingresos relativamente bajos", nivel de riqueza mayor o igual a 700.001 hasta 880.000 pts.; C = "ingresos relativamente altos", nivel de riqueza mayor o igual a 880.001 pts. hasta 1.100.000; y D = "ingresos altos", nivel de riqueza mayor o igual a 1.100.001 pts.; y 3) se agregaron automáticamente las áreas pequeñas adyacentes con un nivel de ingresos similar mediante la utilización de un SIG hasta alcanzar un mínimo nivel de población de 3.500 personas.

Las zonas restantes fueron agregadas manualmente utilizando reglas específicas modificadas de las reglas propuestas por Haining [42]. Los tres criterios principales utilizados fueron:

1) El criterio "de la isla": un municipio pequeño con un nivel de riqueza determinado, completamente rodeado por un municipio con otro nivel de riqueza es absorbido por el área que le rodea si la misma tiene menos de 10.000 habitantes. Si el tamaño de la población del municipio que la envuelve es mayor de 10.000 habitantes, el área más pequeña será unida utilizando "el criterio de nivel de riqueza y proximidad".

2) El criterio de "vecindad": los municipios más pequeños pueden unirse a los municipios mayores (excepto cuando son mayores de 10.000 habitantes) que tengan niveles de riqueza similares.

3) El criterio "de nivel de riqueza y proximidad": los municipios totalmente rodeados por otros municipios con más de 10.000 habitantes quedan unidos a áreas no adyacentes mediante la utilización de los niveles de riqueza y proximidad mayores.

## Objective

The goal was to construct well-defined contiguous small-areas or zones, with an appropriate population size and the maximum level of social homogeneity. This Atlas has used the results previously obtained in the Atlas of Mortality in Spain [10].

## Criteria

Three important features had to be taken into account in order to construct small-areas: availability of information, population size and social homogeneity of the areas [41] [42].

1) Availability of information. In Spain, for confidentiality reasons, annual mortality data at the municipal level are available only for areas of 10,000 people or greater. However, information was available for smaller areas (i.e., at least 3,500 inhabitants) if the mortality data were aggregated for a period of three or more years.

2) Population size. Spanish municipalities are heterogeneous in terms of their socio-economic characteristics and population size. For example, regarding their population size, more than 80% of the municipalities have fewer than 3,500 inhabitants. Thus, in order to yield reliable estimates of mortality rates, areas had to have a minimum population size.

3) Social homogeneity. Adjacent areas are often similar in terms of their social characteristics. It was possible to group municipalities with less than 3,500 inhabitants into bigger homogeneous areas based on criteria of contiguity and socio-economic characteristics.

## Methods

The smallest municipalities of Spain (municipalities fewer than 3,500 inhabitants) were used as the geographical building blocks to construct the zones. Information of data and demarcation lines of municipalities was provided by the Spanish Geographic National Institute. An available proxy of income level was assigned to each zone [43]. The zones were aggregated automatically or by hand according to specific criteria [20]. Thus, areas were aggregated automatically using an algorithm developed with a Geographic Information System program. The three specific steps followed were: 1) Small municipalities were selected for each Spanish Autonomous Community; 2) Estimated income level of all municipalities were classified into four categories: A = "Low income". Income level less than 700,001 pts, B = "Relatively low income". Income level from 700,001 to 880,000 pts, C = "Relatively high income". Income level from 880,001 to 1,100,000 pts, D = "High income". Income level more or equal than 1,100,001 pts; and 3) contiguous small areas with similar income level categories were merged automatically by using the GIS system to reach a minimum population size of 3,500 people.

Remaining areas were aggregated by hand using specific rules modified from the criteria proposed by Haining [42]. The three main criteria followed were:

1) The "Island" criterion: A small municipality of one income category, entirely surrounded by a different municipality with a different income category, was absorbed into the surrounding area if that surrounding municipality had less than 10,000 people. If the population size of the surrounding municipality was greater than 10,000, the smaller area was joined using "Income level and proximity criteria".

2) The "Neighborhood" criterion: Small municipalities can be joined with those larger neighbouring municipalities (except when they are larger than 10,000 people) having similar income levels.

3) The "Income level and proximity" criterion: Municipalities entirely surrounded by other municipalities with more than 10,000 people are joined with non-adjacent areas using the most similar income level and proximity criteria.

## ANNEX II. MÈTODES ESTADÍSTICS

### ANEXO II. MÉTODOS ESTADÍSTICOS

### APPENDIX II. STATISTICAL METHODS

#### Estimació de la població per a l'any central entre els censos de població

Sigui  $P_{ijk}$  la població a risc en dones [homes] en l'àrea i-èsima, j-èsim grup quinquennal d'edat i k-èsim any, on  $i=1, \dots, 289$ ,  $j=1, \dots, 18$ , i  $k=1, \dots, 20$ . Per il·lustrar el mètode d'estimació de la població utilitzat es considera l'estimació per a un dels anys 1986 o 1996, que va permetre realitzar la comparació amb les dades reals del padró dels anys 1986 i 1996, respectivament. En particular, es realitzarà l'estimació de la població per a l'any 1986. Aquest enfocament és generalitzable a qualsevol any central entre els censos dels anys 1981 i 1991, o 1991 i 2001. En el procés d'estimació, s'assumeix que la immigració es compensa amb l'emigració.

		ANY		
		1981	1986	1991
EDAT	j-1	$P_{ij-1}$		
	j		$P_{ij}$	
j+1				$P_{ij+1}$

Es parteix de les dades expressades en la taula anterior. Es pot observar que el 1981 hi ha  $P_{ij-1}$  individus en el grup d'edat j-1, dels quals segueixen vius  $P_{ij}$  el 1986 i passen al grup d'edat j, i el 1991 segueixen vius  $P_{ij+1}$  i passen al grup d'edat j+1. D'aquesta manera, en el període entre l'any 1981 i 1986 moren  $P_{ij-1} - P_{ij}$  habitants, i entre 1986 i 1991 moren  $P_{ij} - P_{ij+1}$  habitants.

Denotem  $S_{ijk}$  la probabilitat de passar del grup d'edat j l'any k al grup d'edat j' l'any k'. Considerant que aquesta probabilitat es descriu mitjançant una distribució Exponencial, es defineix la probabilitat al passar del grup j-1 el 1981 al grup j el 1986, i del grup j el 1986 al grup j+1 el 1991, respectivament com:

$$S_{j-1,j,k} = e^{-\lambda_{j-1,j,k}} \quad i \quad S_{j,j+1,k} = e^{-\lambda_{j,j+1,k}} \quad [1]$$

on  $\lambda_{j-1,j,k}$  i  $\lambda_{j,j+1,k}$  són els riscos de mortalitat al passar del grup j-1 el 1981 al grup j el 1986 i del grup j el 1986 al grup j+1 el 1991, respectivament.

Mitjançant [1] s'obté la probabilitat de passar del grup j-1 el 1981 al grup j+1 l'any 1991:

$$S_{j-1,j+1,k} = e^{-\lambda_{j-1,j,k}} \cdot e^{-\lambda_{j,j+1,k}}$$

Considerant riscos proporcionals, amb  $\kappa$  una constant de proporcionalitat,

$$\lambda_{j,j+1,k} = \kappa \lambda_{j-1,j,k}$$

s'obté

$$S_{j-1,j+1,k} = e^{-(1+\kappa)\lambda_{j-1,j,k}} \quad [2]$$

També es pot obtenir una estimació de la probabilitat al passar del grup j-1 el 1981 al grup j+1 el 1991, mitjançant [44]

$$S_{j-1,j+1,k} \text{ estimada} = P_{ij+1,10} / P_{ij,11} \quad [3]$$

Igualant les expressions [2] i [3] es calcula l'estimació de  $\lambda_{j-1,j,k}$  per a un valor  $\kappa$  fix:

$$\lambda_{j-1,j,k} \text{ estimat} = -\log(P_{ij+1,10} / P_{ij,11}) / (1+\kappa) \quad [4]$$

Substituint l'estimació de  $\lambda_{j-1,j,k}$  a l'expressió  $S_{j-1,j,k}$  definida a [1] s'obté:

$$S_{j-1,j,k} \text{ estimada} = e^{-\lambda_{j-1,j,k} \text{ estimat}} \quad [5]$$

Per altra banda, de forma anàloga a l'obtenció de l'expressió definida a [3], també es pot calcular una estimació de  $S_{j-1,j,k}$  com a:

$$S_{j-1,j,k} \text{ estimada} = P_{ij,6} / P_{ij,11} \quad [6]$$

Igualant les expressions [5] i [6] s'obté l'estimació de la població el 1986 per al grup d'edat j, amb  $j=2, \dots, 17$ :

$$P_{ij,6} \text{ estimada} = P_{ij,11} (P_{ij+1,10} / P_{ij,11})^{1/(1+\kappa)}$$

A continuació es detalla el procés d'estimació de la població per als grups de 0-4 i  $\geq 85$  anys. Per estimar la població de 1986 al grup de 0-4 anys, es suposa que el risc de mortalitat al passar de 0-4 anys el 1981 al grup 5-9 el 1986 [ $\lambda_{1,1,2,6}$ ], és igual al risc de mortalitat al passar del grup de 0-4 anys el 1986 al grup 5-9 anys el 1991 [ $\lambda_{1,5,9,10}$ ]. Per altra banda, per estimar la població de 1986 al grup  $\geq 85$  anys, es suposa que el risc de mortalitat al passar del grup de 80-84 anys el 1981 al grup  $\geq 85$  el 1986 [ $\lambda_{17,1,18,6}$ ] és el mateix que el risc de mortalitat al passar del grup de 80-84 anys el 1986 al grup  $\geq 85$  el 1991 [ $\lambda_{17,6,18,10}$ ]. Sota aquest supòsit i seguint passos similars als descrits anteriorment per als grups d'edat  $j=2, \dots, 17$ , es calculen les estimacions de la població per als grups 0-4 i  $\geq 85$  anys:

$$P_{ij,6} \text{ estimada} = P_{ij+1,10} (P_{ij,11} / P_{ij,2,10})^{1/(1+\kappa)} \quad j=1$$

$$P_{ij,6} \text{ estimada} = P_{ij,11} (P_{ij,10} / P_{ij,2,11})^{\kappa/(1+\kappa)} \quad j=18$$

Per a un valor de  $\kappa$  igual a 1 s'obtenen estimacions de la població del 1986 més similars a les dades del padró del 1986 millorant el mètode basat en la interpolació entre censos per al mateix grup d'edat (anàlogament per a l'estimació de població del 1996 respecte al padró del mateix any). Per aquesta raó, es va utilitzar el valor de  $\kappa$  igual a 1 per estimar la població en la resta dels anys entre censos.

### Estimación de la población para un año central entre los censos de población

Sea  $P_{ijk}$  la población a riesgo en mujeres [hombres] en el área  $i$ -ésima,  $j$ -ésimo grupo quinquenal de edad y  $k$ -ésimo año, donde  $i=1, \dots, 289$ ,  $j=1, \dots, 18$  y  $k=1, \dots, 20$ . Para ilustrar el método de estimación de la población utilizado se considera la estimación para uno de los años 1986 o 1996, que permitió realizar la comparación con los datos reales del padrón de 1986 y 1996, respectivamente. En particular, se realizará la estimación de la población para el año 1986. Este enfoque es generalizable a cualquier año central entre los censos de 1981 y 1991, ó 1991 y 2001. En el proceso de estimación, se asume que la inmigración se compensa con la emigración.

EDAD	AÑO		
	1981	1986	1991
	j-1	$P_{ij-11}$	$P_{ij-6}$
j			
j+1			$P_{ij+1-10}$

Se parte de los datos expresados en la tabla anterior. Se puede observar que en 1981 hay  $P_{ij-11}$  individuos en el grupo de edad  $j-1$ , de los cuales siguen vivos  $P_{ij-6}$  en 1986 pasando al grupo de edad  $j$ , y en 1991 siguen vivos  $P_{ij+1-10}$  pasando al grupo de edad  $j+1$ . De este modo, en el periodo entre el año 1981 y 1986 mueren  $P_{ij-11} - P_{ij-6}$  habitantes y entre 1986 y 1991 mueren  $P_{ij-6} - P_{ij+1-10}$  habitantes.

Denotamos  $S_{j,k,j,k}$  a la probabilidad de pasar del grupo de edad  $j$  en el año  $k$  al grupo de edad  $j'$  en el año  $k'$ . Considerando que dicha probabilidad se describe a partir de una distribución Exponencial, se define la probabilidad al pasar del grupo  $j-1$  en 1981 al grupo  $j$  en 1986, y del grupo  $j$  en 1986 al grupo  $j+1$  en 1991, respectivamente como:

$$S_{j-1,1,j,6} = e^{-\lambda_{j-1,1,j,6}} \quad \text{y} \quad S_{j,6,j+1,10} = e^{-\lambda_{j,6,j+1,10}} \quad [1]$$

donde  $\lambda_{j-1,1,j,6}$  y  $\lambda_{j,6,j+1,10}$  son los riesgos de mortalidad al pasar del grupo  $j-1$  en 1981 al grupo  $j$  en 1986 y del grupo  $j$  en 1986 al grupo  $j+1$  en 1991, respectivamente.

A partir de [1] se obtiene la probabilidad de pasar del grupo  $j-1$  en 1981 al grupo  $j+1$  en el año 1991:

$$S_{j-1,1,j+1,10} = e^{-\lambda_{j-1,1,j,6}} e^{-\lambda_{j,6,j+1,10}}$$

Considerando riesgos proporcionales, con  $\kappa$  una constante de proporcionalidad,

$$\lambda_{j,6,j+1,10} = \kappa \lambda_{j-1,1,j,6}$$

se obtiene

$$S_{j-1,1,j+1,10} = e^{-(1+\kappa)\lambda_{j-1,1,j,6}} \quad [2]$$

También se puede obtener una estimación de la probabilidad al pasar del grupo  $j-1$  en 1981 al grupo  $j+1$  en 1991, mediante [44]

$$S_{j-1,1,j+1,10} \text{ estimada} = P_{ij+1-10} / P_{ij-11} \quad [3]$$

Igualando las expresiones [2] y [3] se calcula la estimación de  $\lambda_{j-1,1,j,6}$  para un valor  $\kappa$  fijo:

$$\lambda_{j-1,1,j,6} \text{ estimado} = -\log(P_{ij+1-10} / P_{ij-11}) / (1+\kappa) \quad [4]$$

Sustituyendo la estimación de  $\lambda_{j-1,1,j,6}$  en la expresión de  $S_{j-1,1,j,6}$  definida en [1] se obtiene:

$$S_{j-1,1,j,6} \text{ estimada} = e^{-\lambda_{j-1,1,j,6} \text{ estimado}} \quad [5]$$

Por otro lado, de forma análoga a la obtención de la expresión definida en [3], también se puede calcular una estimación de  $S_{j-1,1,j,6}$  como:

$$S_{j-1,1,j,6} \text{ estimada} = P_{ij-6} / P_{ij-11} \quad [6]$$

Igualando las expresiones [5] y [6] se obtiene la estimación de la población en 1986 para el grupo de edad  $j$ , con  $j=2, \dots, 17$

$$P_{ij-6} \text{ estimada} = P_{ij-11} (P_{ij+1-10} / P_{ij-11})^{1/(1+\kappa)}$$

A continuación se detalla el proceso de estimación de la población para los grupos de 0-4 y  $\geq 85$  años. Para estimar la población de 1986 en el grupo de 0-4 años, se supone que el riesgo de mortalidad al pasar de 0-4 años en 1981 al grupo 5-9 en 1986 ( $\lambda_{1,1,2,6}$ ), es igual al riesgo de mortalidad al pasar del grupo de 0-4 años en 1986 al grupo 5-9 años en 1991 ( $\lambda_{1,6,2,10}$ ). Por otro lado, para estimar la población de 1986 en el grupo  $\geq 85$  años, se supone que el riesgo de mortalidad al pasar del grupo de 80-84 años en 1981 al grupo  $\geq 85$  en 1986 ( $\lambda_{17,1,18,6}$ ), es el mismo que el riesgo de mortalidad al pasar del grupo de 80-84 años en 1986 al grupo  $\geq 85$  en 1991 ( $\lambda_{17,6,18,10}$ ). Bajo este supuesto y siguiendo pasos similares a los descritos anteriormente para los grupos de edad  $j=2, \dots, 17$ , se calculan las estimaciones de la población para los grupos 0-4 y  $\geq 85$  años:

$$P_{ij-6} \text{ estimada} = P_{ij-11} (P_{ij-11} / P_{ij-2,10})^{1/(1+\kappa)} \quad j=1$$

$$P_{ij-6} \text{ estimada} = P_{ij-11} (P_{ij-10} / P_{ij-2,11})^{\kappa/(1+\kappa)} \quad j=18$$

Para un valor de  $\kappa$  igual a 1 se obtienen estimaciones de la población de 1986 más similares a los datos del padrón de 1986 mejorando al método basado en la interpolación entre censos para un mismo grupo de edad (análogamente para la estimación de población de 1996 respecto al padrón del mismo año). Por lo tanto, se utilizó el valor de  $\kappa$  igual a 1 para estimar la población en el resto de años entre censos.

### Estimation of the population for the central year between two national population censuses

Let  $P_{ijk}$  be the female [male] population at risk in the  $i$ th area,  $j$ th 5-year age-group, and  $k$ th year, where  $i=1, \dots, 289$ ,  $j=1, \dots, 18$  and  $k=1, \dots, 20$ . In order to illustrate the estimation approach used, we present the estimation process for one of the years 1986 or 1996, which we carried out in order to compare results with real data from the municipal censuses for those years. Specifically, we will estimate the 1986 population. The approach is generalizable to any central year between the national censuses of 1981 and 1991, or 1991 and 2001. We assume for the purposes of estimation that immigration and emigration cancel each other out.

AGE	YEAR		
	1981	1986	1991
	j-1	$P_{ij-11}$	$P_{ij-6}$
j			
j+1			$P_{ij+1-10}$

Consider the above table. This table indicates that in 1981 there are  $P_{ij-11}$  individuals in age group  $j-1$ , of whom  $P_{ij-6}$  remain alive in 1986, moving into age group  $j$ , and in 1991  $P_{ij+1-10}$  remain alive, and pass into age group  $j+1$ . Thus, in the period between 1981 and 1986 we see that  $P_{ij-11} - P_{ij-6}$  inhabitants die, while between 1986 and 1991,  $P_{ij-6} - P_{ij+1-10}$  inhabitants die.

Let  $S_{j,k,j,k}$  be the probability of passing from age group  $j$  in year  $k$  to age group  $j'$  in year  $k'$ . Assuming this probability follows an Exponential distribution, we define the probability of passing from age group  $j-1$  in 1981 to age group  $j$  in 1986, and passing from age group  $j$  in 1986 to age group  $j+1$  in 1991, respectively as

$$S_{j-1,1,j,6} = e^{-\lambda_{j-1,1,j,6}} \quad \text{and} \quad S_{j,6,j+1,10} = e^{-\lambda_{j,6,j+1,10}} \quad [1]$$

where  $\lambda_{j-1,1,j,6}$  and  $\lambda_{j,6,j+1,10}$  are mortality hazards for passing from age group  $j-1$  in 1981 into age group  $j$  in 1986, and passing from age group  $j$  in 1986 to age group  $j+1$  in 1991, respectively.

From [1] we obtain the probability of passing from group  $j-1$  in 1981, to group  $j+1$  in 1991:

$$S_{j-1,1,j+1,10} = e^{-\lambda_{j-1,1,j,6}} e^{-\lambda_{j,6,j+1,10}}$$

Assuming proportional hazards, and  $\kappa$  a proportionality constant,

$$\lambda_{j,6,j+1,10} = \kappa \lambda_{j-1,1,j,6}$$

we obtain

$$S_{j-1,1,j+1,10} = e^{-(1+\kappa)\lambda_{j-1,1,j,6}} \quad [2]$$

It is also possible to obtain another estimate of the probability of passing from group  $j-1$  in 1981 to group  $j+1$  in 1991, as follows [44]

$$S_{j-1,1,j+1,10} \text{ estimated} = P_{ij+1-10} / P_{ij-11} \quad [3]$$

Equating expressions [2] and [3] yields the estimate of  $\lambda_{j-1,1,j,6}$  for some fixed  $\kappa$ :

$$\lambda_{j-1,1,j,6} \text{ estimated} = -\log(P_{ij+1-10} / P_{ij-11}) / (1+\kappa) \quad [4]$$

Now, by substituting the estimation of  $\lambda_{j-1,1,j,6}$  into the expression for  $S_{j-1,1,j,6}$  defined in [1] we obtain:

$$S_{j-1,1,j,6} \text{ estimated} = e^{-\lambda_{j-1,1,j,6} \text{ estimated}} \quad [5]$$

Also, another estimate for  $S_{j-1,1,j,6}$  may be obtained by a procedure analogous to that used to obtain expression [3]:

$$S_{j-1,1,j,6} \text{ estimated} = P_{ij-6} / P_{ij-11} \quad [6]$$

Equating expressions [5] and [6] we obtain the population estimate for the year 1986, age group  $j$ , with  $j=2, \dots, 17$

$$P_{ij-6} \text{ estimated} = P_{ij-11} (P_{ij+1-10} / P_{ij-11})^{1/(1+\kappa)}$$

We now describe the process of estimating the population for the groups aged 0-4 years and  $\geq 85$  years. In order to estimate the population in 1986 for the group aged 0-4 years, we assume that the mortality hazard in passing from group 0-4 years in 1981 to group 5-9 years in 1986 ( $\lambda_{1,1,2,6}$ ), is the same as that for passing from the group 0-4 in 1986 to that aged 5-9 in 1991 ( $\lambda_{1,6,2,10}$ ). Similarly, in order to estimate the 1986 population in the group aged  $\geq 85$  years, we again assume that the mortality hazards for passing from the group aged 80-84 years in 1981 to that aged  $\geq 85$  in 1986 ( $\lambda_{17,1,18,6}$ ), is the same as for passing from the 80-84 year group in 1986 to the groups aged  $\geq 85$  in 1991 ( $\lambda_{17,6,18,10}$ ). Under this assumption, and following the same steps described above, for the age groups  $j=2, \dots, 17$ , we calculate the population estimates for the groups aged 0-4 and  $\geq 85$  years:

$$P_{ij-6} \text{ estimated} = P_{ij-11} (P_{ij-11} / P_{ij-2,10})^{1/(1+\kappa)} \quad j=1$$

$$P_{ij-6} \text{ estimated} = P_{ij-11} (P_{ij-10} / P_{ij-2,11})^{\kappa/(1+\kappa)} \quad j=18$$

With  $\kappa$  equal to 1 we obtained population estimates very close to the true figures from the 1986 municipal census, representing an improvement over the approach based on interpolation between national census data for the same age group (and likewise for our estimates of the 1996 population, compared to the 1996 municipal census). Therefore, we used a value of  $\kappa$  equal to 1 to estimate the population for all other intercensal years.

## Estimació de la població per a cada any entre els censos de població

Per obtenir l'estimació de la població per al j-èsim grup d'edat del k-èsim any entre dos censos, s'ha utilitzat un procediment similar a l'expressat amb anterioritat. Per a  $\kappa$  igual a 1 (valor considerat com a òptim en l'estimació de la població a l'apartat anterior), i definint  $T$  com la diferència en anys entre l'any k-èsim i el cens inferior,  $L$  la diferència en anys entre el cens superior i el cens inferior, i

$$f = T/L = (\text{Any k-èsim} - \text{Cens inferior}) / (\text{Cens superior} - \text{Cens inferior})$$

es pot demostrar que les estimacions de la població per al j-èsim grup d'edat de l'any k-èsim són les següents:

$$P_{ij6} \text{ estimada} = P_{ij-1,1} (P_{ij+1,10} / P_{ij-1,1})^f \quad j=2, \dots, 17$$

$$P_{ij6} \text{ estimada} = P_{ij+1,10} (P_{ij-1,1} / P_{ij+2,10})^{1-f} \quad j=1$$

$$P_{ij6} \text{ estimada} = P_{ij-1,1} (P_{ij,10} / P_{ij-2,1})^f \quad j=18$$

## Càlcul de les taxes de referència específiques per edat i nombre de casos esperats de mort

Siguin  $D_{ijt}$  i  $P_{ijt}$  el nombre de morts en dones [homes] degudes a una causa específica d'interès i la grandària de la població en dones [homes] de la i-èsima àrea, j-èsim grup quinquennal d'edat i t-èsim trienni temporal, on  $i = 1, \dots, 289$  (o 66 a Barcelona),  $j = 1, \dots, 18$  i  $t = 1, \dots, 5$ . La suma de  $D_{ijt}$  i  $P_{ijt}$  als 5 grups de temps es va denotar  $D_{ij}$  i  $P_{ij}$ , respectivament.

El model de regressió de Poisson GEE (Generalised Estimating Equation) presenta la següent mitjana log-lineal:

$$\log [E[D_{ij}] / P_{ij}] = \alpha_j$$

on  $\alpha_j$  són els paràmetres de l'efecte de l'edat. Per representar la sobredispersió i la correlació interna de les àrees als 18 grups d'edat, es va considerar l'estructura de segon ordre:

$$\text{Var}[D_{ij}] = \phi E[D_{ij}] \quad \text{i} \quad \text{Corr}[D_{ij}, D_{ik}] = \rho$$

Es pot consultar l'article de Liang i Zeger per aprofundir en aspectes teòrics sobre els models de regressió GEE [27]. La taxa de referència específica per edat per a Catalunya al j-èsim grup d'edat s'obté mitjançant l'exponencial de l'estimació del paràmetre  $\alpha_j$ .

El nombre esperat de morts per a una causa específica d'interès,  $E_{ijt}$ , de la i-èsima àrea, j-èsim grup d'edat i t-èsim trienni temporal ve donat per:

$$E_{ijt} = P_{ijt} e^{\alpha_j \text{ estimat}}$$

La suma de  $E_{ijt}$  en els 18 grups d'edat es va indicar mitjançant  $E_{it}$ .

## Estimació bayesiana empírica

Siguin  $D_{it}$  i  $E_{it}$  el nombre i els casos esperats de mort en dones [homes] deguts a una causa específica d'interès, a la i-èsima àrea i t-èsim trienni temporal, on  $i = 1, \dots, 289$  (o 66 a Barcelona) i  $t = 1, \dots, 5$ . Es considera una distribució de Poisson sobre  $D_{it}$  |  $\beta_i, \delta_i$  amb la següent mitjana log-lineal:

$$\log [E[D_{it}] / E_{it}] = \beta_i + \delta_i (t-3) + \delta_{it-3}$$

on  $\beta_i$  i  $\delta_i$  són efectes aleatoris independents amb distribució Normal de mitjana 0 i variança  $\sigma^2$  i  $\tau^2$  respectivament, és a dir

$$\beta_i \sim \text{Normal}(0, \sigma^2) \quad \text{i} \quad \delta_i \sim \text{Normal}(0, \tau^2)$$

En aquest model  $\beta$  és el logaritme del risc relatiu mitjà sobre totes les àrees,  $\beta_i$  és el logaritme del risc relatiu mitjà de l'àrea i-èsima,  $\delta$  és un efecte que quantifica la tendència lineal mitjana del risc relatiu sobre totes les àrees i  $(\delta + \delta_i)$  quantifica la tendència lineal en el risc relatiu de l'àrea i-èsima.

D'aquesta manera,  $\delta_i$  representa la diferència entre la tendència específica de l'àrea i-èsima i la tendència mitjana global de totes les àrees. Quan  $\delta_i < 0$  l'àrea i-èsima presenta una evolució millor en el seu risc relatiu que la tendència de totes les àrees, al contrari, si  $\delta_i > 0$  la tendència específica de l'àrea presenta una evolució pitjor al seu risc relatiu que la tendència de totes les àrees. Per altra banda, si  $(\delta + \delta_i) > 0$ , la tendència específica de l'àrea és creixent, i si  $(\delta + \delta_i) < 0$ , la tendència específica de l'àrea és decreixent. Es denominarà la  $\delta_i$  tendència diferencial de l'àrea i-èsima (TD). Per altra banda, es denominarà la  $(\delta + \delta_i)$  tendència global de l'àrea i-èsima. Com van fer Bernardinelli i altres s'ha considerat el centre del període d'estudi com a origen temporal [24]. Es pot consultar el treball d'aquests autors per obtenir més detalls sobre el model espaciotemporal descrit.

Per realitzar l'estimació bayesiana empírica dels efectes aleatoris d'aquest model lineal generalitzat mixt s'ha utilitzat el procediment NLMIXED del programa SAS 8.0 [45]. S'ha considerat el mètode Adaptive Gaussian Quadrature per al procés d'aproximació de la versemblança marginal dels efectes fixos i l'algoritme Trust Region per a la posterior optimització. Per a més detalls sobre el procediment d'estimació es pot consultar el manual del procediment NLMIXED i els articles de Pinheiro i Bates [46], i Booth i Hobert [47].

Una vegada obtingudes les estimacions bayesianes empíriques dels efectes aleatoris s'obté el risc relatiu mitjà ajustat per edat per a l'àrea i-èsima, denotat  $EB\theta_i$ , mitjançant

$$EB\theta_i = e^{\beta_i}$$

### Estimación de la población para cada año entre los censos de población

Para obtener la estimación de la población para el  $j$ -ésimo grupo de edad del  $k$ -ésimo año entre dos censos, se ha utilizado un procedimiento similar al expresado con anterioridad. Para  $\kappa$  igual a 1 [valor considerado como óptimo en la estimación de la población en el apartado anterior] y definiendo  $T$  como la diferencia en años entre el año  $k$ -ésimo y el censo inferior,  $L$  la diferencia en años entre el censo superior y el censo inferior, y

$$t=T-L=[\text{Año } k\text{-ésimo} - \text{Censo inferior}] / [\text{Censo superior} - \text{Censo inferior}]$$

se puede demostrar que las estimaciones de la población para el  $j$ -ésimo grupo de edad del año  $k$ -ésimo son las siguientes:

$$P_{j,k} \text{ estimada} = P_{j+1,1} (P_{j+1,10} / P_{j+1,1})^{\kappa} \quad j=2, \dots, 17$$

$$P_{j,k} \text{ estimada} = P_{j+1,10} (P_{j+1,1} / P_{j+2,10})^{1-\kappa} \quad j=1$$

$$P_{j,k} \text{ estimada} = P_{j+1,11} (P_{j+1,10} / P_{j+2,11})^{1-\kappa} \quad j=18$$

### Cálculo de las tasas de referencia específicas por edad y número de casos esperados de muerte

Sean  $D_{ij}$  y  $P_{ij}$  el número de muertes en mujeres [hombres] debidas a una causa específica de interés y el tamaño poblacional en mujeres [hombres] de la  $i$ -ésima área,  $j$ -ésimo grupo quinquenal de edad y  $t$ -ésimo trienio temporal, donde  $i=1, \dots, 289$  [o 66 para Barcelona],  $j=1, \dots, 18$  y  $t=1, \dots, 5$ . La suma de  $D_{ij}$  y  $P_{ij}$  en los 5 grupos de tiempo se denotó  $D_{it}$  y  $P_{it}$ , respectivamente.

El modelo de regresión de Poisson GEE (Generalised Estimating Equation) presenta la siguiente media log-lineal:

$$\log(E[D_{it}]/P_{it}) = \alpha_i$$

donde  $\alpha_i$  son los parámetros del efecto de la edad. Para representar la sobredispersión y la correlación interna de las áreas en los 18 grupos de edad, se consideró la estructura de segundo orden:

$$\text{Var}[D_{it}] = \phi E[D_{it}] \quad \text{y} \quad \text{Corr}[D_{it}, D_{it'}] = \rho$$

Se puede consultar el artículo de Liang y Zeger para profundizar en aspectos teóricos sobre los modelos de regresión GEE [27]. La tasa de referencia específica por edad para Cataluña en el  $j$ -ésimo grupo de edad se obtiene a partir de la exponencial de la estimación del parámetro  $\alpha_j$ .

El número esperado de muertes para una causa específica de interés,  $E_{ijt}$ , de la  $i$ -ésima área,  $j$ -ésimo grupo de edad y  $t$ -ésimo trienio temporal viene dado por:

$$E_{ijt} = P_{ijt} e^{\alpha_j \text{ estimado}}$$

La suma de  $E_{ijt}$  en los 18 grupos de edad se indicó mediante  $E_{it}$ .

### Estimación bayesiana empírica

Sean  $D_{it}$  y  $E_{it}$  el número y los casos esperados de muerte en mujeres [hombres] debidas a una causa específica de interés, en la  $i$ -ésima área y  $t$ -ésimo trienio temporal, donde  $i=1, \dots, 289$  [o 66 para Barcelona] y  $t=1, \dots, 5$ . Se considera una distribución de Poisson sobre  $D_{it}$  |  $\beta_i, \delta_i$  con la siguiente media log-lineal:

$$\text{Log}(E[D_{it}]/\beta_i, \delta_i) / E_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} + \delta_{i1}(t-3) + \delta_{i2}(t-3)$$

donde  $\beta_i$  y  $\delta_i$  son efectos aleatorios independientes con distribución Normal de media 0 y varianza  $\sigma^2$  y  $\tau^2$  respectivamente, es decir

$$\beta_i \sim \text{Normal}(0, \sigma^2) \quad \text{y} \quad \delta_i \sim \text{Normal}(0, \tau^2)$$

En este modelo  $\beta$  es el logaritmo del riesgo relativo promedio sobre todas las áreas,  $\beta_i$  es el logaritmo del riesgo relativo promedio del área  $i$ -ésima,  $\delta$  es un efecto que cuantifica la tendencia lineal promedio del riesgo relativo sobre todas las áreas y  $(\delta+\delta_i)$  cuantifica la tendencia lineal en el riesgo relativo del área  $i$ -ésima.

De este modo,  $\delta$  representa la diferencia entre la tendencia específica del área  $i$ -ésima y la tendencia promedio global de todas las áreas. Cuando  $\delta > 0$  el área  $i$ -ésima presenta una evolución mejor en su riesgo relativo que la tendencia de todas las áreas, mientras que si  $\delta < 0$  la tendencia específica del área presenta una evolución peor en su riesgo relativo que la tendencia de todas las áreas. Por otro lado, si  $(\delta+\delta_i) > 0$ , la tendencia específica del área es creciente, y si  $(\delta+\delta_i) < 0$ , la tendencia específica del área es decreciente. Se denominará tendencia diferencial del área  $i$ -ésima (TD) a  $\delta_i$ . Por otro lado, se denominará tendencia global del área  $i$ -ésima a  $(\delta+\delta_i)$ . Como hicieron Bernardinelli et al. se ha considerado el centro del periodo de estudio como el origen temporal [24]. Se puede consultar el trabajo de estos autores para más detalles sobre el modelo espacio-temporal descrito.

Para realizar la estimación bayesiana empírica de los efectos aleatorios de este modelo lineal generalizado mixto se ha utilizado el procedimiento NLMIXED del programa SAS 8.0 [45]. Se ha considerado el método Adaptive Gaussian Quadrature para el proceso de aproximación de la verosimilitud marginal de los efectos fijos y el algoritmo Trust Region para la posterior optimización. Para más detalle sobre el proceso de estimación se puede consultar el manual del procedimiento NLMIXED y los trabajos de Pinheiro y Bates [46], y Booth y Hobert [47].

Una vez obtenidas las estimaciones bayesianas empíricas de los efectos aleatorios se obtiene el riesgo relativo promedio ajustado por edad para el área  $i$ -ésima, denotado  $EB\theta_i$ , mediante

$$EB\theta_i = e^{\beta_i}$$

### Population estimates for each intercensal year

In order to obtain estimates of the population in the  $j$ -th age group for the  $k$ -th year between two given national censuses, we used a procedure similar to that described above. Taking  $\kappa$  equal to 1 [value considered optimum as shown above], using  $T$  to denote the years of difference between the  $k$ -th year and the preceding national census, and  $L$  the years between the preceding and following national census years, and:

$$t=T-L=[\text{k-th year} - \text{preceding census}] / [\text{following census} - \text{preceding census}]$$

it can be shown that the population estimates for the  $j$ -th age group in the  $k$ -th year are as follows:

$$P_{j,k} \text{ estimated} = P_{j+1,1} (P_{j+1,10} / P_{j+1,1})^{\kappa} \quad j=2, \dots, 17$$

$$P_{j,k} \text{ estimated} = P_{j+1,10} (P_{j+1,1} / P_{j+2,10})^{1-\kappa} \quad j=1$$

$$P_{j,k} \text{ estimated} = P_{j+1,11} (P_{j+1,10} / P_{j+2,11})^{1-\kappa} \quad j=18$$

### Calculation of age-specific reference rates, and expected counts of deaths

Let  $D_{it}$  and  $P_{it}$  be the number of deaths in female [male] due to a specific cause of interest, and the population of female [male] of the  $i$ -th area,  $j$ -th 5-year age group and  $t$ -th 3-year-time-period, where  $i=1, \dots, 289$  [or 66 for Barcelona city],  $j=1, \dots, 18$  and  $t=1, \dots, 5$ . We denote the sum of  $D_{it}$  and  $P_{it}$  across the 5 time periods by  $D_{it}$  and  $P_{it}$ , respectively.

The GEE (Generalised Estimating Equation) Poisson regression model presents the following log-linear mean:

$$\log(E[D_{it}]/P_{it}) = \alpha_i$$

where the  $\alpha_i$  are the age-effect parameters. To account for overdispersion and within-area correlation in the 18 5-year age groups, we considered the second order structure:

$$\text{Var}[D_{it}] = \phi E[D_{it}] \quad \text{and} \quad \text{Corr}[D_{it}, D_{it'}] = \rho$$

See Liang and Zeger [1986] for the theory of GEE models [27]. The age-specific reference rate for Catalonia in the  $j$ -th 5-year age group is given by the exponent of the estimate for the parameter  $\alpha_j$ .

The expected count of deaths from the specific cause of interest,  $E_{ijt}$ , of the  $i$ -th area,  $j$ -th 5-year age group and  $t$ -th time period is given by:

$$E_{ijt} = P_{ijt} e^{\alpha_j \text{ estimated}}$$

The sum of  $E_{ijt}$  across all 18 age groups is denoted by  $E_{it}$ .

### Empirical Bayes estimation

Let  $D_{it}$  and  $E_{it}$  be the count and expected count of deaths in female [male] due to a specific cause of interest in the  $i$ -th area and the  $t$ -th 3-year time period, where  $i=1, \dots, 289$  [66 for Barcelona city] and  $t=1, \dots, 5$ . We assume a Poisson distribution on  $D_{it} | \beta_i, \delta_i, \delta$ , with the following log-linear mean:

$$\text{Log}(E[D_{it}]/\beta_i, \delta_i) / E_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} + \delta_{i1}(t-3) + \delta_{i2}(t-3)$$

where  $\beta_i$  and  $\delta_i$  are independent random effects following a Normal distribution with mean 0 and variances  $\sigma^2$  and  $\tau^2$  respectively, i.e.

$$\beta_i \sim \text{Normal}(0, \sigma^2) \quad \text{and} \quad \delta_i \sim \text{Normal}(0, \tau^2)$$

In this model  $\beta$  is the logarithm of the mean relative risk over all areas,  $\beta_i$  the logarithm of the mean relative risk for the  $i$ -th area,  $\delta$  an effect quantifying the mean linear trend in relative risk over all areas, while  $(\delta+\delta_i)$  quantifies the linear trend in relative risk for the  $i$ -th area.

Thus,  $\delta$  represents the difference between the specific trend of the  $i$ -th area and the global mean trend of all areas. When  $\delta > 0$  the evolution of the  $i$ -th area is better than that of all areas, whereas if  $\delta < 0$  the specific area presents a worse evolution than that of all areas. If  $(\delta+\delta_i) > 0$ , the trend in the specific area is increasing, while if  $(\delta+\delta_i) < 0$ , it is decreasing. We will refer to the differential trend (DT) of the  $i$ -th area as  $\delta$ , while  $(\delta+\delta_i)$  will refer to the global trend of the  $i$ -th area. Following Bernardinelli et al. we also consider the centre of the study period as the origin of the time axis [24]. See the work of these authors for more detail on the space-time model employed.

In order to perform the empirical Bayes estimation of the random effects in this generalized linear mixed model, we used the NLMIXED procedure of SAS 8.0 [45]. An adaptive Gaussian quadrature method has been used for approximate the marginal likelihood of the fixed effects, and the trust region algorithm for the subsequent optimization. For more details of the estimation procedure, see the manual for the NLMIXED procedure, and the articles by Pinheiro and Bates [46], and Booth and Hobert [47].

Once the empirical Bayes estimates have been obtained for the random effects, we proceed to obtain the age-adjusted mean relative risk for the  $i$ -th area,  $EB\theta_i$ , from:

$$EB\theta_i = e^{\beta_i}$$

## Determinació de les àrees d'alt i baix risc de mortalitat

S'han definit les àrees d'alt risc [baix risc] si  $EB\theta_i > 1$  [ $< 1$ ] i per a un nivell de significació del 5% es rebutja la hipòtesi nul·la,  $\beta_i=0$ , mitjançant el valor P associat a l'efecte aleatori  $\beta_i$ .

Per al conjunt d'àrees d'alt risc, es calcula la distribució de  $\{EB\theta_i\}$  definint les àrees amb "màxim" risc i amb el risc "elevat" com aquelles que tenen  $EB\theta_i$  al quartil major i per sobre de la mediana de la distribució de  $EB\theta_i$ , respectivament. Al conjunt d'àrees de baix risc es van definir les àrees amb el risc "mínim" i "baix" de forma similar.

## Estudi de l'evolució del risc relatiu de mortalitat

Per estudiar l'evolució del risc relatiu de mortalitat s'han classificat les àrees en funció de la seva TD. S'han definit les àrees amb una evolució pitjor [millor] que la tendència global de totes les àrees si  $\delta_i \geq 0,01$  [ $\leq -0,01$ ]. S'ha optat per aquests punts de tall per a no considerar àrees en les quals la TD fos mínima.

Dintre de les àrees amb evolució pitjor s'han creat tres grups. El primer grup està format per les àrees amb una TD significativa per a un nivell de significació del 5%. Per al conjunt d'àrees amb una TD no significativa s'ha calculat la distribució de  $\{\delta_i\}$  i s'ha definit el segon i tercer grup com aquelles àrees amb  $\delta_i$  en el quartil major i per sobre de la mediana de la distribució de  $\delta_i$ . En el conjunt d'àrees amb una evolució millor s'ha utilitzat un procediment similar, considerant un grup format per les àrees amb una TD significativa i dos grups addicionals formats per les àrees no significatives del quartil menor i per sota de la mediana de la distribució de  $\delta_i$ .

El canvi produït en el risc relatiu de cada àrea per cada trienni temporal, denotat  $C\theta_i$ , i utilitzat per mostrar el rang de valors de les àrees amb evolució pitjor i millor, s'ha obtingut mitjançant

$$C\theta_i = e^{\delta_i + \delta_0}$$

D'aquesta manera, si  $C\theta_i > 1$  la tendència global de l'àrea i-èsima és creixent i si  $C\theta_i < 1$  la tendència global de l'àrea és decreixent.

## Obtenció de l'esperança de vida

Per obtenir l'esperança de vida a l'àrea i-èsima es va considerar un enfocament proposat per Congdon [28]. Sigui  $O_{ij}$  i  $N_{ij}$  el nombre de morts per totes les causes en dones [homes] en un període temporal determinat (1987-1992 o 1993-1998) i la població a risc en dones [homes] de la i-èsima àrea i j-èsim grup quinquennal d'edat, on  $i=1,...,289$  i  $j=1,...,18$ . S'assumeix una distribució de Poisson sobre  $O_{ij} | \mu_{ij}$  amb mitjana:

$$E[O_{ij} | \mu_{ij}] = \mu_{ij} N_{ij}$$

on  $\mu_{ij}$  és la taxa específica de mortalitat de l'àrea i-èsima i j-èsim grup d'edat. Aquesta es defineix mitjançant la següent relació log-lineal:

$$\text{Log}[\mu_{ij}] = \beta_0 + \beta_i + \alpha_j$$

on  $\beta_i$  són efectes aleatoris independents amb distribució Normal de mitjana 0 i variança  $\sigma^2$ , que representen l'efecte de l'àrea i-èsima i  $\alpha_j$  són efectes fixos que representen l'efecte del j-èsim grup d'edat.

Una vegada estimats  $\beta_0$ ,  $\beta_i$  i  $\alpha_j$  mitjançant el procediment NL MIXED, s'obté una estimació de  $\mu_{ij}$ . Amb aquesta estimació, es calcula l'esperança de vida en el j-èsim grup d'edat mitjançant el procediment de càlcul habitual per a una taula de vida abreujada [28] [29].

## Determinación de las áreas de alto y bajo riesgo de mortalidad

Se definen las áreas de alto riesgo [bajo riesgo] si  $EB\theta_i > 1$  [ $< 1$ ] y para un nivel de significación del 5% se rechaza la hipótesis nula,  $\beta_i=0$ , a partir del valor P asociado al efecto aleatorio  $\beta_i$ .

Para el conjunto de áreas de alto riesgo, se calcula la distribución de  $\{EB\theta_i\}$  definiendo a las áreas con el riesgo "máximo" y con el riesgo "elevado" como aquellas que tienen  $EB\theta_i$  en el cuartil mayor y por encima de la mediana de la distribución de  $EB\theta_i$ , respectivamente. En el conjunto de áreas de bajo riesgo se definieron las áreas con el riesgo "mínimo" y "bajo" de forma similar.

## Estudio de la evolución del riesgo relativo de mortalidad

Para estudiar la evolución del riesgo relativo de mortalidad se han clasificado a las áreas en función de su TD. Se han definido a las áreas con una evolución peor [mejor] que la tendencia global de todas las áreas si  $\delta_i \geq 0.01$  [ $\leq -0.01$ ]. Se ha optado por estos puntos de corte para no considerar áreas en las cuales su TD fuera mínima.

Dentro de las áreas con evolución peor se han creado tres grupos. El primer grupo está formado por las áreas con una TD significativa para un nivel de significación del 5%. Para el conjunto de áreas con una TD no significativa se ha calculado la distribución de  $\{\delta_i\}$  y se ha definido el segundo y tercer grupo como aquellas áreas con  $\delta_i$  en el cuartil mayor y por encima de la mediana de la distribución de  $\delta_i$ . En el conjunto de áreas con una evolución mejor se ha utilizado un procedimiento similar, considerando un grupo formado por las áreas con una TD significativa y dos grupos adicionales formados por las áreas no significativas del cuartil menor y por debajo de la mediana de la distribución de  $\delta_i$ .

El cambio producido en el riesgo relativo de cada área por cada trienio temporal, denotado  $C\theta_i$ , y utilizado para mostrar el rango de valores de las áreas con evolución peor y mejor, se ha obtenido mediante:

$$C\theta_i = e^{\delta_i + \theta_i}$$

De esta forma, si  $C\theta_i > 1$  la tendencia global del área i-ésima es creciente y si  $C\theta_i < 1$  la tendencia global del área es decreciente.

## Obtención de la esperanza de vida

Para obtener la esperanza de vida en el área i-ésima se consideró el enfoque propuesto por Congdon [28]. Sea  $O_{ij}$  y  $N_{ij}$  el número de muertes por todas las causas en mujeres [hombres] en un periodo temporal determinado [1987-1992 o 1993-1998] y la población a riesgo en mujeres [hombres] de la i-ésima área y j-ésimo grupo quinquenal de edad, donde  $i=1, \dots, 289$  y  $j=1, \dots, 18$ . Se asume una distribución de Poisson sobre  $O_{ij} | \mu_{ij}$  con media:

$$E[O_{ij} | \mu_{ij}] = \mu_{ij} N_{ij}$$

donde  $\mu_{ij}$  es la tasa específica de mortalidad del área i-ésima y j-ésimo grupo de edad. Esta se define mediante la siguiente relación log-lineal:

$$\log(\mu_{ij}) = \beta_0 + \beta_i + \alpha_j$$

donde  $\beta_i$  son efectos aleatorios independientes con distribución Normal de media 0 y varianza  $\sigma^2$ , que representan el efecto del área i-ésima y  $\alpha_j$  son efectos fijos que representan el efecto del j-ésimo grupo de edad.

Una vez estimados  $\beta_0$ ,  $\beta_i$  y  $\alpha_j$  mediante el procedimiento NL MIXED, se obtiene una estimación de  $\mu_{ij}$ . A partir de dicha estimación, se calcula la esperanza de vida en el j-ésimo grupo de edad mediante el procedimiento de cálculo habitual para una tabla de vida abreviada [28] [29].

## Determination of the areas of high and low mortality risk

The areas of high [low] risk are defined according to whether  $EB\theta_i > 1$  [ $< 1$ ] and for a significance level of 5%, we reject the null hypotheses that  $\beta_i=0$ , depending on the p-value associated with the random effect  $\beta_i$ .

For the set of all high risk areas, the distribution of  $\{EB\theta_i\}$  is calculated, defining areas having a "very high" risk, or "high" risk according to whether their  $EB\theta_i$  falls in the upper quartile of the distribution, or in that above the median of the distribution, respectively. The sets of low risk areas were classified as "very low", or "low" in a similar manner.

## Study of the evolution of relative risk of mortality

In order to study the evolution in relative risk of mortality, the areas were classified according to their DT. Areas considered to have worse [better] evolution than the global trend for all areas were defined as those where  $\delta_i \geq 0.01$  [ $\leq -0.01$ ]. We opted for these cut off points in order to exclude areas having a minimal DT.

Within the areas having worse evolution, three groups were created. The first group consists of those areas with a significant DT at the 5% level. For the areas with non-significant DT the distribution  $\{\delta_i\}$  was calculated and the second and third groups defined as those areas having  $\delta_i$  in the upper quartile, and above the median, respectively. For the set of areas with a better evolution a similar procedure was used, with the areas with significant DT in one group, and the remaining two groups being composed of non-significant areas having DT in the lower quartile, or below the median of the distribution of  $\delta_i$ , respectively.

The change occurring in the relative risk of each area over each 3-year time-period, denoted by  $C\theta_i$  and used to show the range of values for areas with worse and better evolution has been obtained using:

$$C\theta_i = e^{\delta_i + \theta_i}$$

Thus, if  $C\theta_i > 1$  the global trend of the i-th area is increasing, and if  $C\theta_i < 1$  it is decreasing.

## Life expectancy

To obtain life expectancy in the i-th area, the approach proposed by Congdon [28] was used. Let  $O_{ij}$  and  $N_{ij}$  be, respectively, the count of all deaths among female [male] in a period of time [1987-1992 or 1993-1998] and the female [male] population at risk, in the i-th area, and j-th 5-year age group, where  $i=1, \dots, 289$  and  $j=1, \dots, 18$ . We assume a Poisson distribution on  $O_{ij} | \mu_{ij}$  with mean:

$$E[O_{ij} | \mu_{ij}] = \mu_{ij} N_{ij}$$

where  $\mu_{ij}$  is the specific mortality rate of the i-th area and j-th age group. This is defined by means of the following log-linear relationship:

$$\log(\mu_{ij}) = \beta_0 + \beta_i + \alpha_j$$

where  $\beta_i$  are independent random effects with a Normal distribution having mean 0 and variance  $\sigma^2$ , which represent the effect of the i-th area, and  $\alpha_j$  are fixed effects, representing the effect of the j-th age group.

Once  $\beta_0$ ,  $\beta_i$  and  $\alpha_j$  have been estimated using the NL MIXED procedure, we may obtain an estimate for  $\mu_{ij}$ . Based on this estimate, the life expectancy in the j-th age group is obtained by the usual calculation procedure for an abridged life table [28] [29].

## ANNEX III. MAPES COMPLEMENTARIS

## ANEXO III. MAPAS COMPLEMENTARIOS

## APPENDIX III. SUPPLEMENTAL MAPS

En aquest annex es presenten diversos mapes complementaris amb dades de mortalitat, demogràfiques i socials en àrees petites.

Com a indicador de mortalitat es presenta l'esperança de vida en les dones i els homes per als anys 1987-1992 i 1993-1998 respectivament. L'esperança de vida al néixer és un dels indicadors de salut i qualitat de vida més utilitzats.

Quant als indicadors socials es mostren dos indicadors: l'atur (percentatge d'aturats en la població entre 15 i 64 anys d'edat) i la manca d'educació (percentatge de persones analfabetes i sense estudis entre els qui tenen més de 10 anys el 1991 i els qui tenen més de 15 anys el 2001) per als anys 1991 i 2001 respectivament.

Amb relació als indicadors demogràfics es presenten dos mapes amb la població de 65 o més anys d'edat i la distribució de la població.

En este anexo se presentan diversos mapas complementarios con datos de mortalidad, demográficos y sociales en áreas pequeñas.

Como indicador de mortalidad se presentan la esperanza de vida en las mujeres y los hombres en los años 1987-1992 y 1993-1998 respectivamente. La esperanza de vida al nacer es uno de los indicadores de salud y calidad de vida más utilizados.

En cuanto a los indicadores sociales se muestran dos indicadores: el desempleo (porcentaje de desempleados en la población entre 15 y 64 años de edad), la falta de educación (porcentaje de personas analfabetas y sin estudios en quienes tienen más de 10 años en 1991 y quienes tienen más de 15 años en 2001) para los años 1991 y 2001 respectivamente.

En relación a los indicadores demográficos se presentan dos mapas con la población mayor de 65 o más años de edad y la distribución de la población.

This appendix presents some small-area supplemental maps with additional mortality, demographic and social data.

Life expectancy is presented as an indicator of mortality among women and men for the years 1987-1992 y 1993-1998 respectively. Life expectancy at birth is one of the most used indicators of health and quality of life.

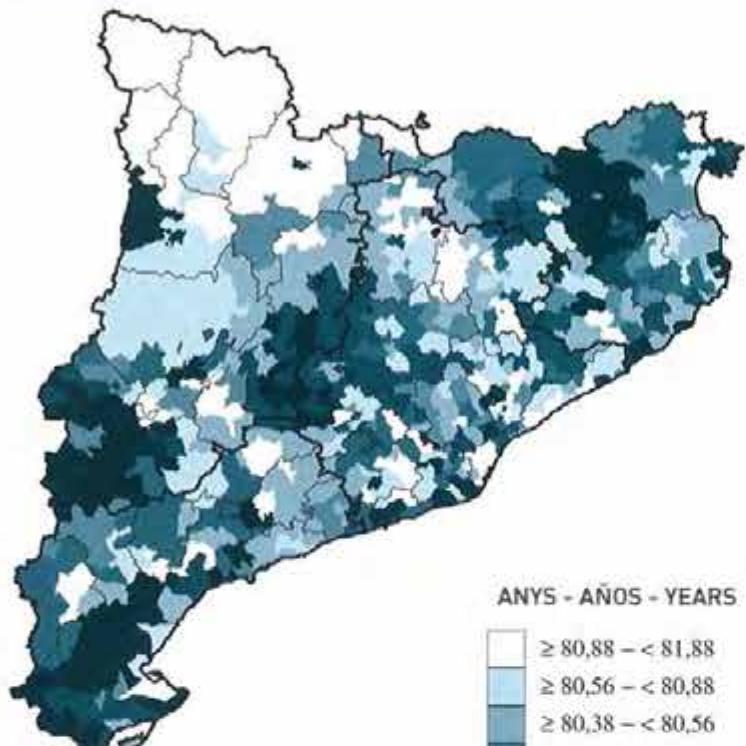
Two social indicators are also shown: unemployment (percentage of unemployed aged 15 to 64 years), and lack of education (percentage of illiterate people and those without studies over age 10 years in 1991 and over age 15 years in 2001) in 1991 and 2001 respectively.

Two other demographic indicators are presented: population of 65 years of age or over and the population distribution.

Esperança de vida. Dones, 1987-1992

Esperanza de vida. Mujeres, 1987-1992

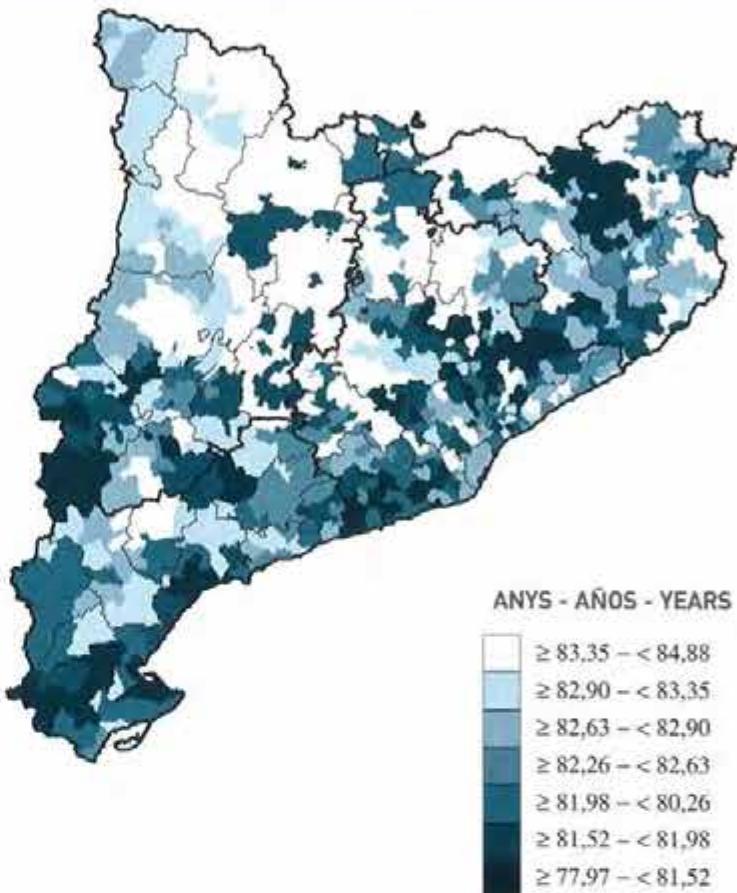
Life expectancy in women, 1987-1992



Esperança de vida. Dones, 1993-1998

Esperanza de vida. Mujeres, 1993-1998

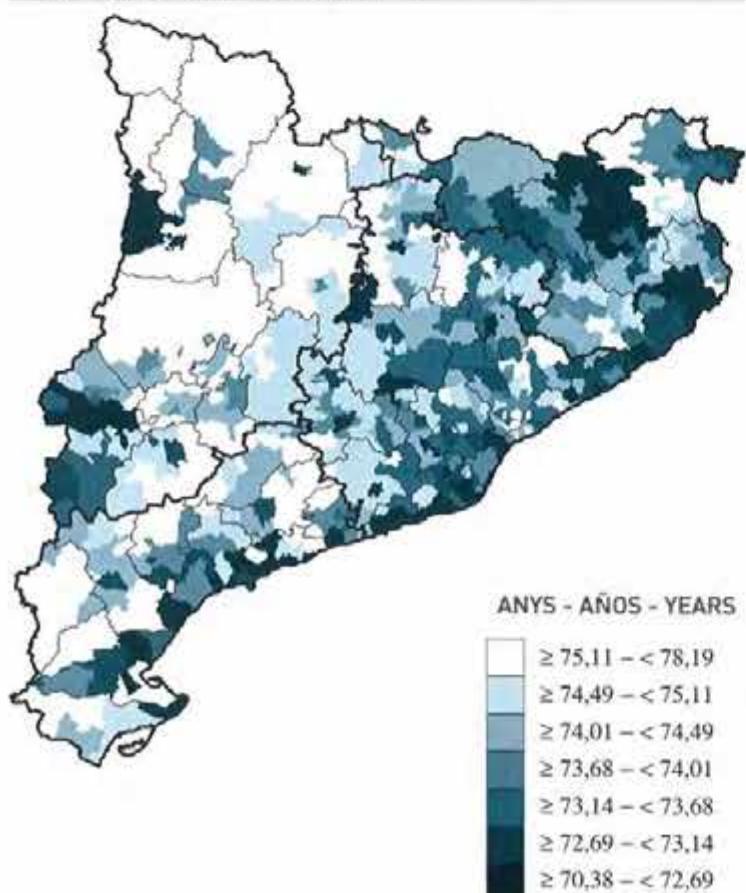
Life expectancy in women, 1993-1998



Esperança de vida. Homes, 1987-1992

Esperanza de vida. Hombres 1987-1992

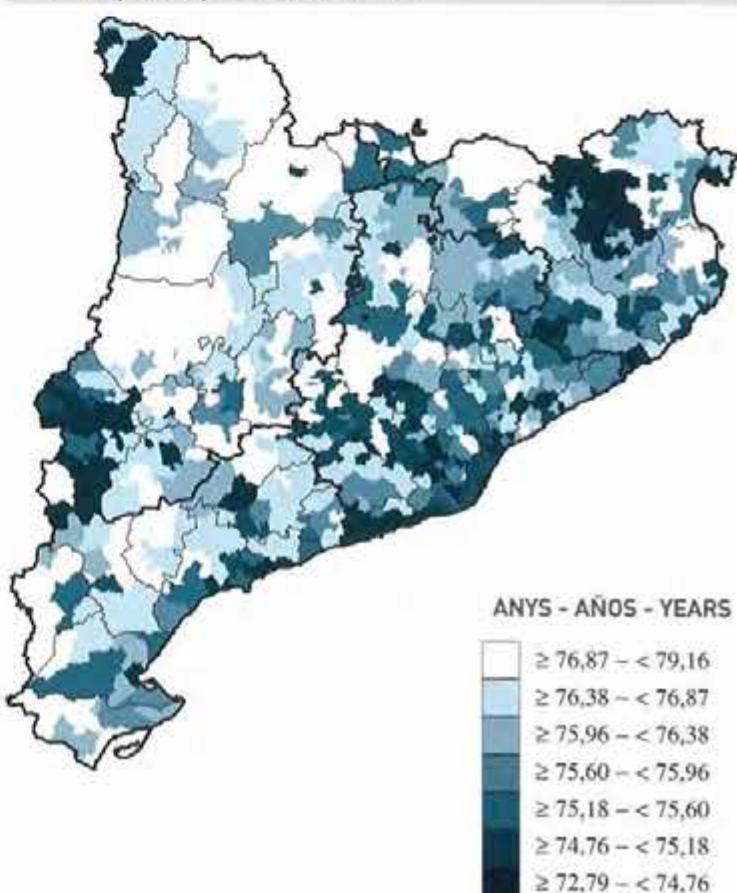
Life expectancy in men, 1987-1992



Esperança de vida. Homes, 1993-1998

Esperanza de vida. Hombres 1993-1998

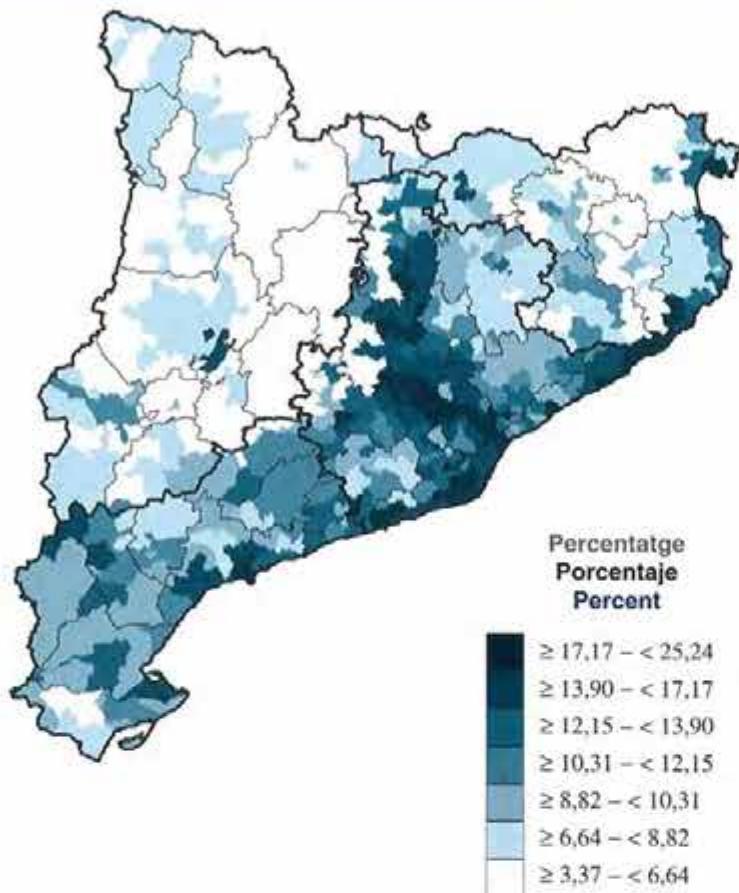
Life expectancy in men, 1993-1998



Atur, 1991

Desempleo, 1991

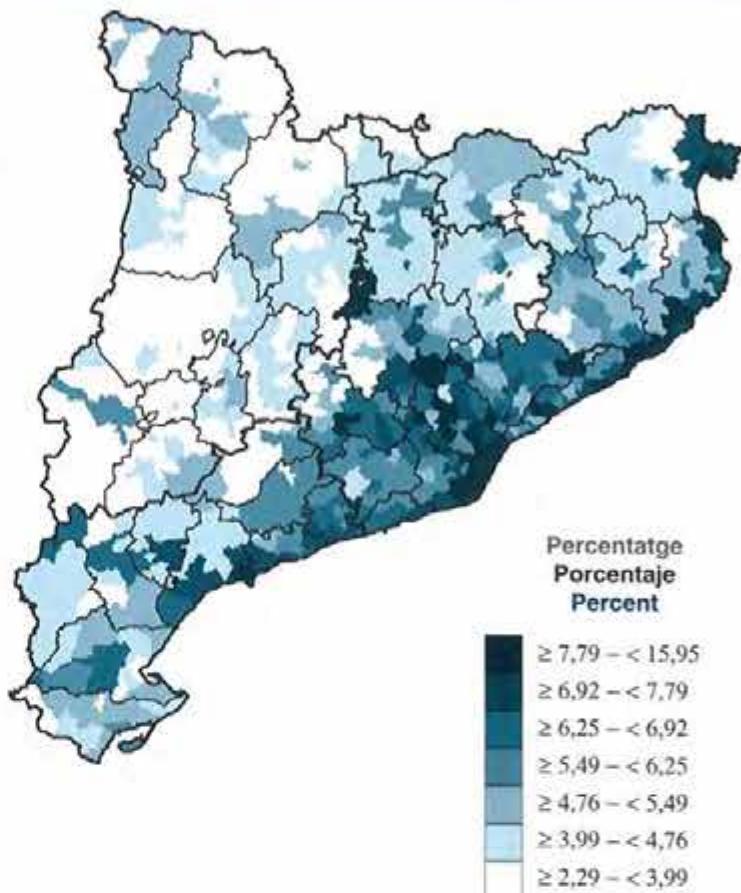
Unemployment, 1991



Atur, 2001

Desempleo, 2001

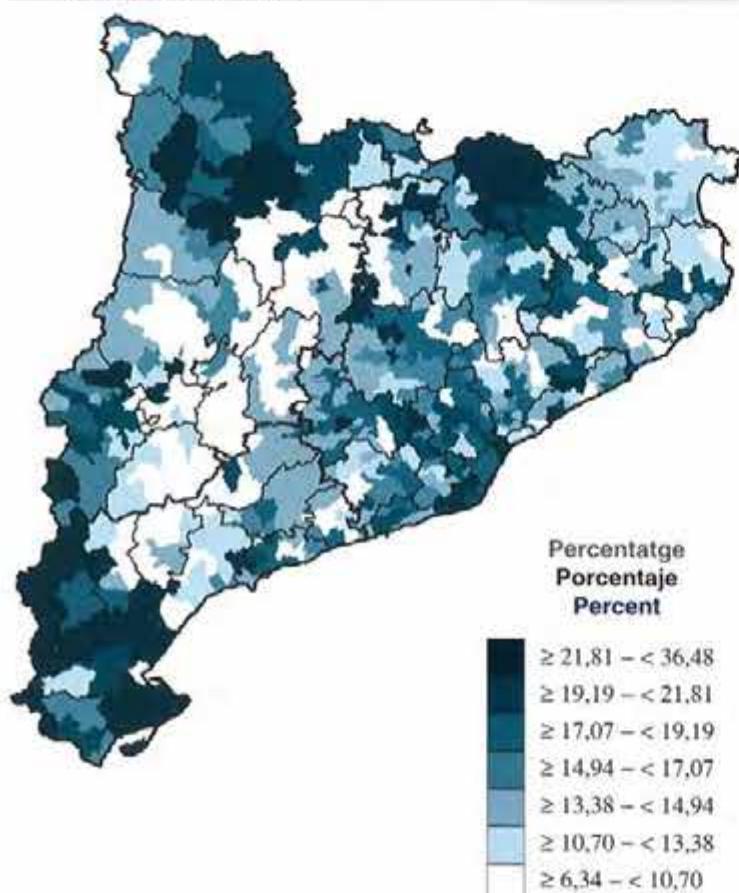
Unemployment, 2001



Manca d'educació, 1991

Falta de educación, 1991

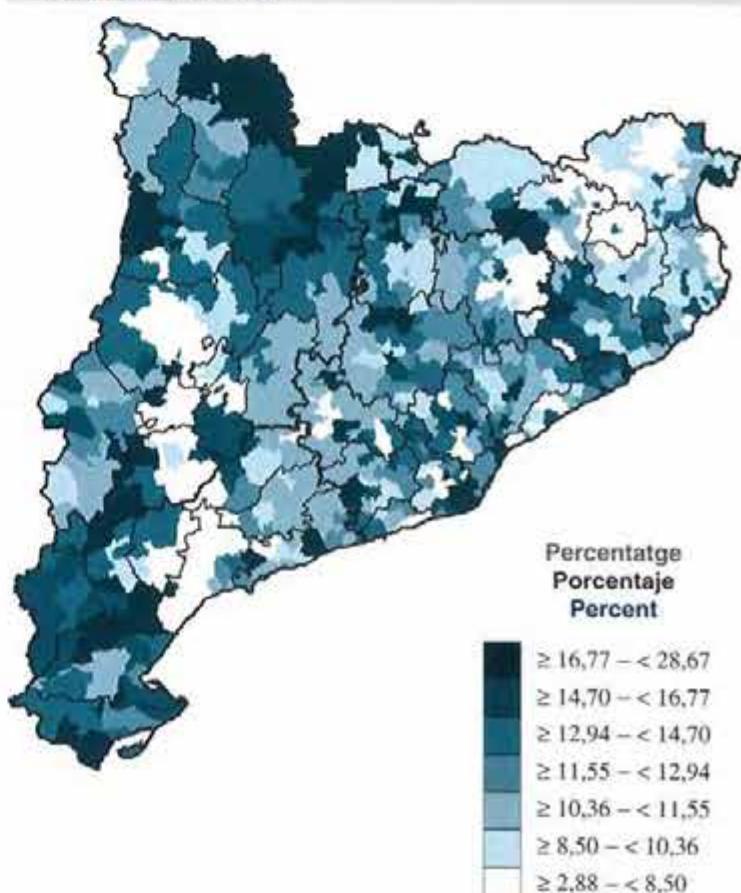
Lack of education, 1991



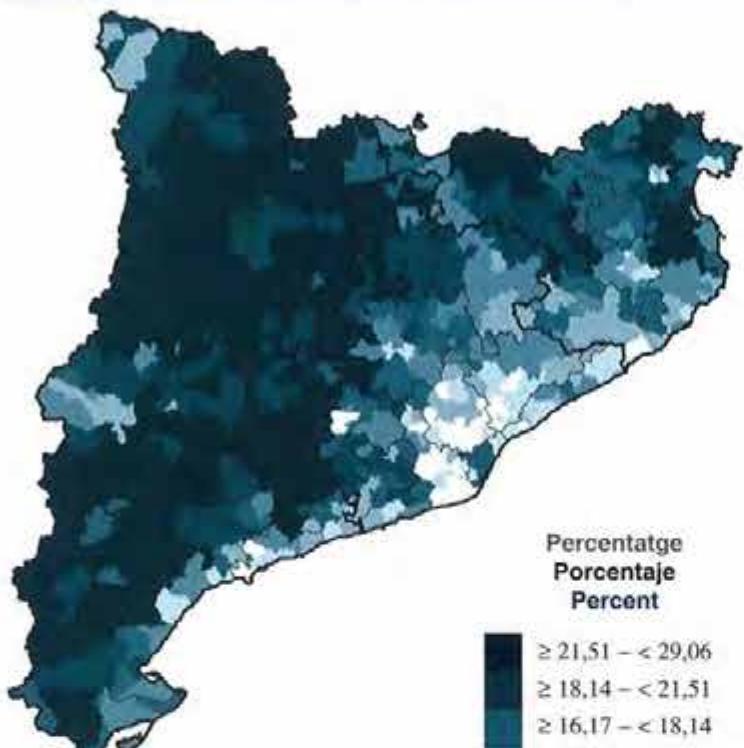
Manca d'educació, 2001

Falta de educación, 2001

Lack of education, 2001



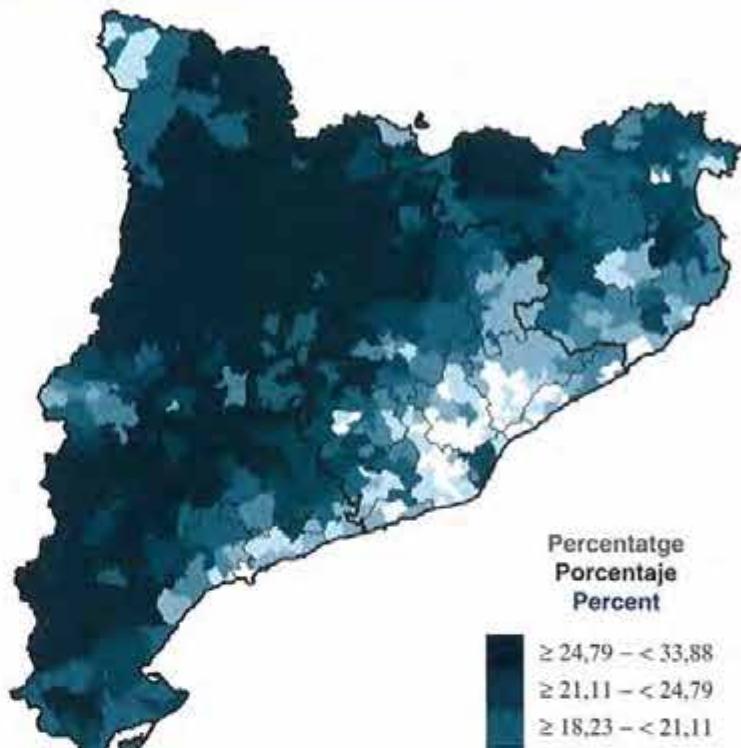
Població igual o més gran de 65 anys, 1991  
Población igual o mayor de 65 años, 1991  
People of 65 years or over, 1991



Percentatge  
Porcentaje  
Percent

≥ 21,51 – < 29,06
≥ 18,14 – < 21,51
≥ 16,17 – < 18,14
≥ 14,32 – < 16,17
≥ 12,56 – < 14,32
≥ 10,22 – < 12,56
≥ 7,01 – < 10,22

Població igual o més gran de 65 anys, 2001  
Población igual o mayor de 65 años, 2001  
People of 65 years or over, 2001

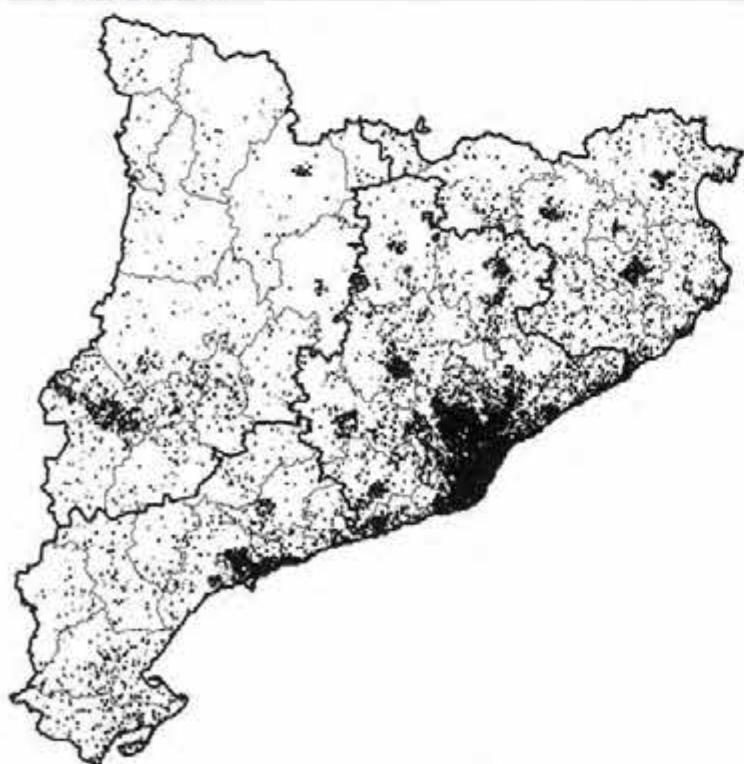


Percentatge  
Porcentaje  
Percent

≥ 24,79 – < 33,88
≥ 21,11 – < 24,79
≥ 18,23 – < 21,11
≥ 16,63 – < 18,23
≥ 14,86 – < 16,63
≥ 12,23 – < 14,86
≥ 8,64 – < 12,23

Població, 1991  
Población, 1991  
Population, 1991

Població, 2001  
Población, 2001  
Population, 2001



1 punt = 300 habitants  
1 punto = 300 habitantes  
1 dot = 300 inhabitants



1 punt = 300 habitants  
1 punto = 300 habitantes  
1 dot = 300 inhabitants

# BIBLIOGRAFIA

## BIBLIOGRAFÍA

### REFERENCES

- 11 Lloyd OII, Williams FLR, Berry WG, Florey C du V. *An Atlas of Mortality in Scotland*. London: Crom Helm, 1987.
- 2 Snow J. *On the mode of communication of cholera*, 2 ed. New York: The Commonwealth Fund, 1855.
- 3 Walter SD. Disease mapping: a historical perspective. En: Elliott P, Wakefield JC, Best NB, Briggs DJ, eds. *Spatial epidemiology. Methods and Applications*. Oxford: Oxford University Press, 2000:223-39.
- 4 Gundersen L. Mapping out: using atlases to detect patterns in health care, disease, and mortality. *Ann Intern Med* 2000;133(2):161-164.
- 5 Pickle L. Prólogo. En: Benach et al. *Atlas de mortalidad en áreas pequeñas en España*. Barcelona: UPF/MSD, 2001.
- 6 Gatrell AC, Loytönen M (eds). *GIS and health*. London: Taylor & Francis, 1998.
- 7 Pickle LW, Mungiole M, Jones GK, White AA. *Atlas of United States mortality*. Hyattsville: National Center for Health Statistics, 1996.
- 8 Gislahi C, Luppi G, Camnasio M, Benedetti G, Covezzi I. *L'Atlante italiano di mortalità a livello comunale*. Epid Prey, 1995.
- 9 Tufte ER. *The Visual Display of Quantitative Information*. Cheshire, Connecticut: Graphic Press, 1983.
- 10 Benach J, Yasui Y, Borrell C, Rosa E, Pasarín M<sup>a</sup>, Benach N, Español E, Martínez JM, Daponte A. *Atlas de mortalidad en áreas pequeñas en España*. Barcelona: UPF/MSD, 2001.
- 11 Dirección General de Ordenación Sanitaria. *Atlas de Cáncer de la provincia de Cádiz, 1975-1979*. Junta de Andalucía, Consejería de Salud y Servicios Sociales, 1989.
- 12 Abellán JJ, Vanaclocha H, Zurriaga O, Melchor I, Calabuig J, Ferrández J, López A, Sanmartín P. *Atlas de mortalidad por Enfermedades del Aparato Circulatorio en la Comunidad Valenciana, 1987-1996*. Accesible en: <http://dgsp.san.gva.es/isum/> [página visitada 19-10-04].
- 13 Cayuela Domínguez A, Vioque López J. *Atlas de mortalidad por cáncer en la comunidad valenciana (1976-1984)*. Monografías sanitarias: 24. Generalitat Valenciana, 1992.
- 14 Abellán J, Ferrández J, Guallar E, López A, Martínez MA, Melchor I, Torrella A, Vanaclocha H. *Atlas de mortalidad por cáncer en la comunidad valenciana (1987-1996)*. Accesible en: <http://dgsp.san.gva.es/isum/> [página visitada 19-10-04].
- 15 Consejería de Servicios Sociales. Dirección Regional de Salud Pública. *Atlas de Mortalidad por Cáncer en Asturias, 1987-1994*. Consejería de Servicios Sociales y Servicio de Publicaciones del Principado de Asturias, 1997.
- 16 Puig X, Gispert, Ginebra J. *Distribución espacial de la mortalidad por cáncer de estómago en Cataluña, 1986-2000*. Accesible en: [http://www.uv.es/~gudo/resumen\\_Puig.pdf](http://www.uv.es/~gudo/resumen_Puig.pdf) [página visitada 19-10-04].
- 17 Alba Aguado M. *Mapas de mortalidad por cáncer en sectores sanitarios de Cataluña: 1983-93*. Trabajo de Investigación. Master de Metodología en Ciencias de la Salud, Universidad Autónoma de Barcelona, 1993.
- 18 Benach J, Martínez JM, Borrell C, Pasarín M<sup>a</sup>, Yasui Y. Desigualdades geográficas en áreas pequeñas. En: Borrell C, Benach J (coords). *Les desigualdats en la salut a Catalunya*. 2003:55-90.
- 19 Ayllón S, Mercader M, Ramos X. *La pobreza a Catalunya. Informe 2003*. La Fundació Un Sol Men, Caixa de Catalunya, Fundació Jaume Bofill, 2003.
- 20 Benach J, García MD, Donado-Campos J. GIS for Mapping Mortality Inequalities in Spain and its Socioeconomic Determinants. Constructing Regions using Small Areas. En: *Proceedings of the International Symposium on Computer Mapping in Epidemiology and Environmental Health*. 1995. Tampa, Florida (EE.UU.) 1997:314-22.
- 21 Benavides FG, Bolumar F, Peris R. Quality of death certificates in Valencia, Spain. *Am J Public Health*. 1989;79:1352-4.
- 22 Reginor E. La calidad de la causa básica de muerte del Boletín Estadístico de Defunción. España, 1985. *Gaceta Sanitaria*. 1993;34:12-20.
- 23 Martínez MV, Llacer A. Mortalidad en España 1995. Mortalidad general y principales causas de muerte y de años potenciales de vida perdidos. *Boletín epidemiológico semanal*. 1998;6:105-116.
- 24 Bernardinelli L, Clayton D, Pascutto C, Montomoli C, Ghislandi M, Songini M. Bayesian analysis of space-time variation in disease risk. *Statistics in Medicine* 1995;14:2433-2443.
- 25 Clayton D, Kaldor J. Empirical bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics* 1987; 43:671-681.
- 26 Clayton D, Bernardinelli L. Bayesian methods for mapping disease risk. En: Elliott P, Cuzick J, English D, Stern R, eds. *Geographical and environmental epidemiology: methods for small area studies*. Oxford: Oxford University Press, 1992:205-220.
- 27 Liang K-Y, Zeger SL. Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika* 1986;73:13-22.
- 28 Congdon P. A life table approach to small area health need profiling. *Statistical Modelling* 2002;2:63-88.
- 29 Jagger C, Hauet E, Brouard N. *Health expectancy calculation by the Sullivan Method: A practical Guide*. European Concerted Action on the Harmonization of Health Expectancy Calculations in Europe (EURO-REVES), 1997.
- 30 Feinleib M. The use of Computer Mapping in monitoring the Nation's Health. Proceedings of the International Symposium on Computer Mapping in Epidemiology and Environmental Health. Tampa (Florida). World Computer Graphics Foundation and the University of South Florida, 1997:1-3.
- 31 Pickle LW, Hermann D, Mungiole M, White AA. Design of the New US Mortality Atlas. Proceedings of the International Symposium on Computer Mapping in Epidemiology and Environmental Health. Tampa (Florida). World Computer Graphics Foundation and the University of South Florida, 1997:4-9.
- 32 Pickle LW, Mungiole M, Jones GK, White AA. Exploring Spatial patterns of mortality: The new Atlas of United States mortality. *Statistics in Medicine* 1999;18:3211-3220.
- 33 Brewer CA, MacEachren AM, Pickle LW. Evaluation of Map color schemes for the NCHS Mortality Atlas. In: Proceedings of the International Symposium on Computer Mapping in Epidemiology and Environmental Health. Tampa (Florida), 1995. World Computer Graphics Foundation and the University of South Florida, 1997:14-20.
- 34 Pickle LW, Mungiole M, Jones GK, White AA. Statistical analysis and graphical design for the new U.S. Mortality Atlas. Proceedings of the Biometrics Section, 1995. Annual meeting of the American Statistical Association, Orlando, FL, 1996: 473-8.
- 35 Townsend P, Phillipson P, Beattie A. *Health and deprivation. Inequality and the North*. London: Routledge, 1988.
- 36 Carstairs V, Morris R. *Deprivation and health in Scotland*. Aberdeen: Aberdeen University Press, 1991.
- 37 Benach J, Yasui Y. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *J Epidemiol Community Health* 1999;53:423-31.
- 38 Benach J, Yasui Y, Borrell C, Saez M, Pasarín M<sup>a</sup>. Material deprivation and leading causes of death: evidence from a nation-wide small-area study. *J Epidemiol Community Health* 2001;55:239-245.
- 39 Benach J, Yasui Y, Borrell C, Pasarín M<sup>a</sup>, Martínez JM, Daponte A. The public health burden of material deprivation: excess mortality in leading causes of death in Spain. *Prev Medicine*. 2003; 36: 300-308.
- 40 Anàlisi de la mortalitat de Catalunya, 2002. Barcelona: Servei d'informació i Estudis. Direcció general de Recursos Sanitaris, Departament de Salut. Barcelona 2004. [www.gen.cat.net/salut/depsan/units/sanitat/pdf/evomor02.pdf](http://www.gen.cat.net/salut/depsan/units/sanitat/pdf/evomor02.pdf).
- 41 Reading RF, Openshaw S, Jarvis SN. Measuring child health inequalities using aggregations of Enumeration Districts. *Journal of Public Health Medicine*. 1990;12:160-167.
- 42 Haining R, Wise S, Blake M. Constructing regions for small area analysis: material deprivation and colorectal cancer. *Journal of Public Health Medicine*. 1994;16:429-438.
- 43 Banesto (Banco Español de Crédito). *Anuario del Mercado español*. Madrid: Banesto, 1993.
- 44 Dos Santos Silva I. *Cancer Epidemiology: Principles and Methods*. 1999. International Agency for Research on Cancer: Lyon.
- 45 Procedure NLINMIXED. SAS® version 8. SAS/STAT User's Guide. SAS Institute Inc., Cary, NC 1999.
- 46 Pinheiro JC, Bates DM. Approximations to the Log-likelihood Function in the Nonlinear Mixed-effects Model. *Journal of computational and Graphical Statistics*; 4, 12-35. 1996.
- 47 Booth JG, Hobert JP. Standard Errors of Prediction in Generalized Linear Mixed Models. *Journal of the American Statistical Association*. 93: 262-272. 1998







FUNDACIÓ  
JAUME  
BOFILL  
Bofill



Editorial Mediterrània

ISBN 84-8334-603-6

A standard linear barcode representing the ISBN number 9788483346037.

9788483346037