

12

Anàlisi de la mortalitat per tumors malignes de mama i d'estómac a Catalunya

Projecte realitzat per: **Xavier Puig Oriol**
Dirigit per: **Josep Ginebra i Molins**

Les diferències en la distribució geogràfica de les causes de mortalitat són una informació de gran interès per lluitar contra elles. Les primeres hipòtesis sobre les causes de moltes malalties han estat establertes a partir de la identificació d'una major freqüència d'aparició en àmbits geogràfics on hi ha presència o absència de certs factors, siguin tipus d'hàbits, alimentació, exposicions ambientals o d'altres. A més, conèixer el patró de distribució geogràfica de qualsevol causa de mort ja té valor per ell mateix, ja que pot servir de base per a la presa de decisions en l'àmbit de la gestió sanitària i salut pública, mostrant les àrees on és més prioritari intervenir, així com avaluar l'efectivitat d'algunes intervencions o programes sanitaris implantats en les diferents àrees.

Per altra banda, conèixer l'evolució al llarg del temps de les causes de mortalitat aporta també una informació valuosa per identificar tendències, planificar recursos i, també, per avaluar els resultats de les accions que es van desenvolupant.

Introducció

L'objectiu del projecte era proporcionar una informació complementària als indicadors de mortalitat elaborats anualment pel Registre de Mortalitat de Catalunya, presentant una anàlisi temporal i una anàlisi espacial. En el projecte complert s'anàlitzaven els tumors malignes de pulmó i estómac tant en homes com en dones; i el de mama en dones. En aquest resum, però, s'il·lustraran alguns dels resultats de l'anàlisi temporal i espacial pel tumor maligne de mama en dones i pel tumor maligne d'estómac tant en homes com en dones.

Respecte als tumors que aquí s'anàlitzaven, el tumor maligne de mama femenina en el moment de l'estudi era la causa de mortalitat més freqüent per càncer entre les dones. A Catalunya, aquest tipus de càncer causa unes 1.000 morts anuals i les taxes de mortalitat eren de les més altes de l'estat espanyol. L'abordatge terapèutic del que està sent objecte durant els últims anys està tenint un impacte molt important en la supervivència, motiu pel qual l'anàlisi de la seva evolució temporal és de gran interès. S'ha investigat molt sobre la etiologia d'aquest tumor, encara que els factors de risc coneguts explicarien menys de la meitat dels casos observats. També s'ha descrit l'existència d'una susceptibilitat genètica (major freqüència en dones amb familiars afectades) i la relació amb diferents factors hormonals i reproductius (menopausa tardana o primer fill engendrat a edat avançada, entre d'altres). L'obesitat, l'alt consum de greixos i proteïnes animals, i el consum d'alcohol també s'associen a la major freqüència d'aparició d'aquest tumor.

La mortalitat per càncer d'estómac en homes va ocupar el quart lloc en les causes de mortalitat per càncer durant el període estudiat, després del càncer de pulmó, pròstata i colon. Els factors de risc del càncer d'estómac en les dones són els mateixos que en els homes: els hàbits alimentaris i el consum d'alcohol. Aquest darrer podria explicar part de la major freqüència d'aparició d'aquest càncer en els homes. Fins la realització del projecte, la dieta com a factor de risc havia tingut un clar patró espacial i per aquest motiu té un especial interès l'estudi de la distribució geogràfica d'aquesta malaltia.

Les dades

Les dades que calen per fer una anàlisi de la mortalitat són el nombre de defuncions i la grandària de la població. Tant les defuncions com la població es poden categoritzar d'acord amb el sexe, l'edat, l'any de defunció i la comarca de residència.

Les dades de defuncions provenen del Registre de Mortalitat de Catalunya del Departament de Salut. En aquesta anàlisi es consideren les defuncions de residents a Catalunya ocorregudes en aquest territori durant el període 1986-2000. No s'inclouen els residents a Catalunya morts fora del territori català, que representen aproximadament un 1% del total.

Les dades de població provenen de les estimacions intercensals i postcensals a 1 de juliol elaborades per l'Institut d'Estadística de Catalunya (IDESCAT) a partir dels censos i padrons dels anys 1986, 1991 i 1996. Les unitats geogràfiques seleccionades per a l'anàlisi han estat les 41 comarques catalanes.

Indicadors per l'anàlisi temporal

Taxa bruta de mortalitat

Existeixen diferents formes d'avaluar les taxes de mortalitat. Una d'elles és la "taxa bruta de mortalitat" (*TB*) que es calcula com el quocient entre el nombre de morts en un període de temps i la població en el mateix període. La *TB* expressada com a defuncions per 100.000 persones-any és:

$$TB = \frac{D}{P} \times 100.000$$

On,

D: és el nombre total de defuncions durant el període de temps determinat, i

P: són les persones-any del període

El valor del denominador, persones-any del període, s'obté com la suma de la població en risc de patir la malaltia (per exemple: només dones en el cas del càncer de mama) en cada un dels anys considerats. Aquest pot ser un valor controvertit i el criteri més acceptat és utilitzar la suma de les estimacions de la població a 1 de juliol de tots els anys que formen el període.

Taula 1: Taxes brutes per 100.000 habitants per càncer de mama a Catalunya

| | 1986-1990 | 1991-1995 | 1996-2000 |
|---------------|------------|------------|------------|
| Nº defuncions | 4.623 | 5.351 | 4.883 |
| Persones-any | 15.369.836 | 15.530.721 | 15.685.455 |
| Taxes brutes | 30,08 | 34,45 | 31,13 |

Aquesta taxa bruta de mortalitat ignora la distribució de la població per edat i, per tant, resulta poc útil a l'hora de fer comparacions. Així, si la incidència de la mortalitat és més elevada en les edats avançades, una àrea més envellida que una altra tindrà una *TB* superior. És conegut que l'edat és un factor determinant en el comportament de la mortalitat, però és un factor no modificable. Per comparar la mortalitat d'àrees amb diferents estructures de població és necessari eliminar l'efecte confusor de l'edat.

Taxes específiques de mortalitat

Les taxes específiques de mortalitat en lloc de prendre el conjunt de les defuncions i el conjunt de la població només consideren una part d'aquestes. En el nostre cas, es poden calcular taxes específiques per a cada tram d'edat. La seva expressió per 100.000 persones-any i pel grup d'edat x , serà:

$$m_x = \frac{d_x}{p_x} \times 100.000$$

On:

d_x : és el nombre total de defuncions en l'interval d'edat x ,

p_x : són les persones-any de l'interval d'edat x

Les taxes específiques també es poden donar per sexe, per causa de mortalitat o per comarca. A la Taula 2 es mostren les taxes específiques per grups d'edat quinquennals per càncer de mama durant els tres períodes. És clara l'existència d'un gradient que augmenta amb l'edat, exceptuant el primer grup que s'allunya d'aquest patró i que podrien tractar-se de casos mal codificats, bé de la causa o bé de l'edat. Les taxes brutes són una mitjana ponderada de les taxes específiques, on els pesos són la proporció de població en cada subgrup d'edat.

Taxes de mortalitat estandarditzades

La Taxa de Mortalitat Estandaritzada (*TME*) tracta de respondre a la pregunta: si les dues poblacions tinguessin una estructura d'edats igual, quina tindria una major mortalitat? És a dir, fa que la taxa de mortalitat sigui independent de les piràmides d'edats de les poblacions que es comparen.

La *TME* es calcula prenent com a referència l'estructura d'edats d'una població tipus. Una possibilitat és fer servir com a població tipus la població mundial, que permet realitzar comparacions internacionals, però aquesta població té una estructura molt jove i produeix una gran modificació de les taxes quan s'aplica a poblacions més

envellides. Una possibilitat alternativa és utilitzar altres poblacions estàndard com l'europea, o bé en el nostre cas la població catalana.

Taula 2: Taxes específiques de mortalitat per càncer de mama Catalunya

| EDAT | PERIODE | | | TOTAL |
|-------|-----------|-----------|-----------|--------|
| | 1986-1990 | 1991-1995 | 1996-2000 | |
| <1 | 4,29 | 0 | 0,73 | 1,70 |
| 1-4 | 0,00 | 0 | 0,00 | 0,00 |
| 5-9 | 0,00 | 0 | 0,00 | 0,00 |
| 10-14 | 0,00 | 0 | 0,13 | 0,03 |
| 15-19 | 0,00 | 0 | 0,10 | 0,03 |
| 20-24 | 0,26 | 0,25 | 0,16 | 0,22 |
| 25-29 | 1,59 | 1,01 | 0,65 | 1,07 |
| 30-34 | 5,12 | 4,71 | 3,00 | 4,24 |
| 35-39 | 15,19 | 10,96 | 8,13 | 11,29 |
| 40-44 | 22,01 | 26,04 | 18,58 | 22,15 |
| 45-49 | 35,99 | 37,49 | 28,21 | 33,72 |
| 50-54 | 48,50 | 50,44 | 36,87 | 44,85 |
| 55-59 | 60,80 | 60,32 | 47,41 | 56,49 |
| 60-64 | 64,98 | 72,24 | 58,26 | 65,31 |
| 65-69 | 73,55 | 76,95 | 63,34 | 71,07 |
| 70-74 | 85,78 | 89,31 | 89,09 | 88,21 |
| 75-79 | 103,15 | 111,2 | 101,61 | 105,15 |
| 80-84 | 123,04 | 146,03 | 122,32 | 130,59 |
| 85-89 | 154,58 | 176,92 | 151,36 | 160,78 |
| 90-94 | 184,69 | 223,04 | 234,78 | 219,81 |
| >94 | 222,46 | 244,1 | 263,41 | 248,24 |
| Total | 30,08 | 34,45 | 31,13 | 31,89 |

Hi ha diverses formes de calcular la *TME*, en aquest resum farem servir l'anomenada forma directa que, per 100.000 persones-any, es calcula amb la següent fórmula:

$$TME = \frac{\sum_{x=1}^J m_x \times \Pi_x}{\sum_{x=1}^J \Pi_x}$$

On,

m_x : és la taxa específica de mortalitat per 100.000 persones-any en l'interval d'edat x

Π_x : és la població tipus en l'interval d'edat x

J : és el nombre d'interval d'edat

A partir de les dades de la Taula 3 es pot determinar la *TME*. Per al període 1991-95 a Catalunya, prenent com a població de referència la de 1991, s'obté una *TME* de:

$$TME = \frac{184.848.870,4}{6.059.494} = 30,51$$

Taula 3: Càlculs per la determinació de la taxa de mortalitat estandarditzada per càncer de mama a Catalunya en el període 1991-95. Com a població de referència s'ha pres la de 1991

| j | Segments d'edat | Població de referència, Π_x | Taxa específica per segment d'edat, m_x | Producte $m_x \times \Pi_x$ |
|-------|-----------------|---------------------------------|---|-----------------------------|
| 1 | 0-4 | 280.083 | 0 | 0,0 |
| 2 | 5-9 | 337.829 | 0 | 0,0 |
| 3 | 10-14 | 458.366 | 0 | 0,0 |
| 4 | 15-19 | 512.091 | 0 | 0,0 |
| 5 | 20-24 | 487.215 | 0,25 | 121.803,8 |
| 6 | 25-29 | 469.141 | 1,01 | 473.832,4 |
| 7 | 30-34 | 446.777 | 4,71 | 2.104.319,7 |
| 8 | 35-39 | 412.802 | 10,96 | 4.524.309,9 |
| 9 | 40-44 | 407.726 | 26,04 | 10.617.185,0 |
| 10 | 45-49 | 367.460 | 37,49 | 13.776.075,4 |
| 11 | 50-54 | 320.004 | 50,44 | 16.141.001,8 |
| 12 | 55-59 | 357.360 | 60,32 | 21.555.955,2 |
| 13 | 60-64 | 335.329 | 72,24 | 24.224.167,0 |
| 14 | 65-69 | 296.938 | 76,95 | 22.849.379,1 |
| 15 | 70-74 | 215.013 | 89,31 | 19.202.811,0 |
| 16 | 75-79 | 168.887 | 111,2 | 18.780.234,4 |
| 17 | 80-84 | 112.547 | 146,03 | 16.435.238,4 |
| 18 | 85-89 | 54.548 | 176,92 | 9.650.632,2 |
| 19 | 90-94 | 16.061 | 223,04 | 3.582.245,4 |
| 20 | >94 | 3.317 | 244,1 | 809.679,7 |
| Total | | 6.059.494 | | 184.848.870,4 |

L'avantatge d'aquest indicador és que concentra en un sol número la taxa de mortalitat prenent en consideració l'estructura d'edats i permetent, per tant, comparar dades provinents de diferents tipus de població (sempre i quan es calculin agafant la mateixa població de referència).

Però presenta una limitació quan es treballa amb poblacions petites, com passa en algunes comarques, ja que hi ha poques defuncions i això fa que les *TME* presentin una variabilitat elevada que dificulta la seva interpretació. Una forma de contemplar

aquesta situació és considerar que el nombre de defuncions és una variable aleatòria (concretament, una Poisson), i a partir de les dades disponibles estimar la seva variabilitat, el que permet calcular intervals de confiança per la *TME* tal com es presenten a la Taula 4.

Taula 4: *TME per 100.000 habitants a Catalunya, amb els seus intervals de confiança del 95%*

| Període | <i>TME</i> | Interval de confiança del 95% |
|-------------|------------|-------------------------------|
| 1986-1990 | 28,81 | (27,98 - 29,65) |
| 1991-1995 | 30,51 | (29,68 - 31,33) |
| 1996 - 2000 | 25,29 | (24,25 - 26,02) |

Anàlisi temporal pel càncer de mama en dones

La primera impressió visual de l'evolució de la mortalitat per càncer de mama, Figura 1, ja suggereix que l'efecte de l'any de defunció no ha estat lineal, sinó més aviat quadràtic amb un increment important de les taxes de mortalitat fins l'any 1991, i a continuació un descens. Per tant, fa sospitar la necessitat d'introduir un terme quadràtic per l'any de defunció en l'ajust del model, per tal de recollir aquest efecte paràbola, tal com s'ha fet en l'ajust que es presenta.

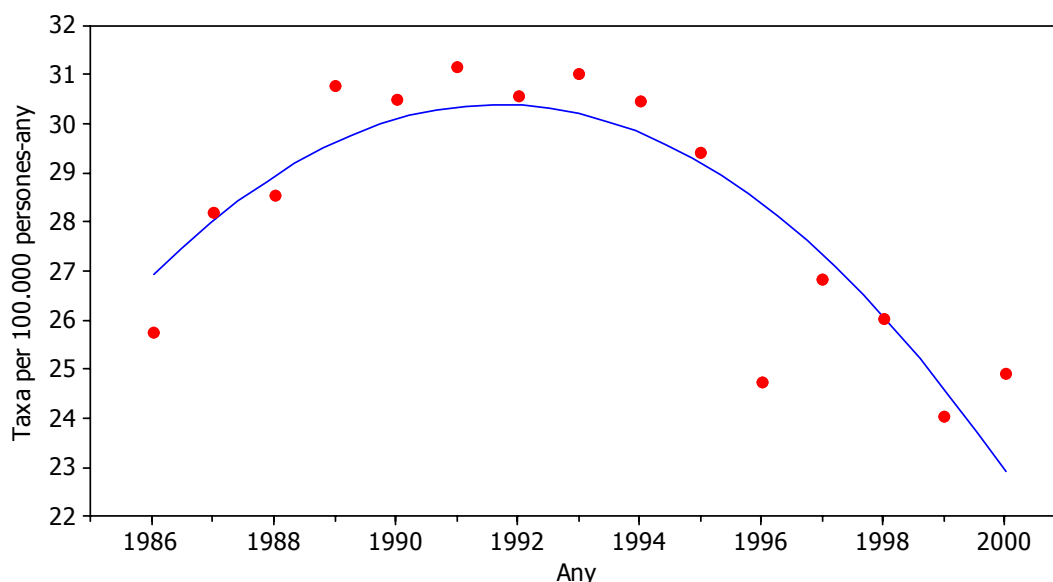


Figura 1: *Taxes ajustades de mortalitat per càncer de mama a Catalunya durant el període 1986-2000 prenent com a referència la població de Catalunya del cens de 1991*

El que plantegem seguidament és si l'evolució és similar pels diferents grups d'edat. En observar el gràfic de les taxes específiques per edat (Figura 2) és clar que hi ha un gradient de les taxes amb l'edat, és a dir, que a major edat les taxes són més altes. El que no s'observa tan clarament (només observant els punts i no les línees) és si hi ha efecte quadràtic, però això és difícil de valorar gràficament.

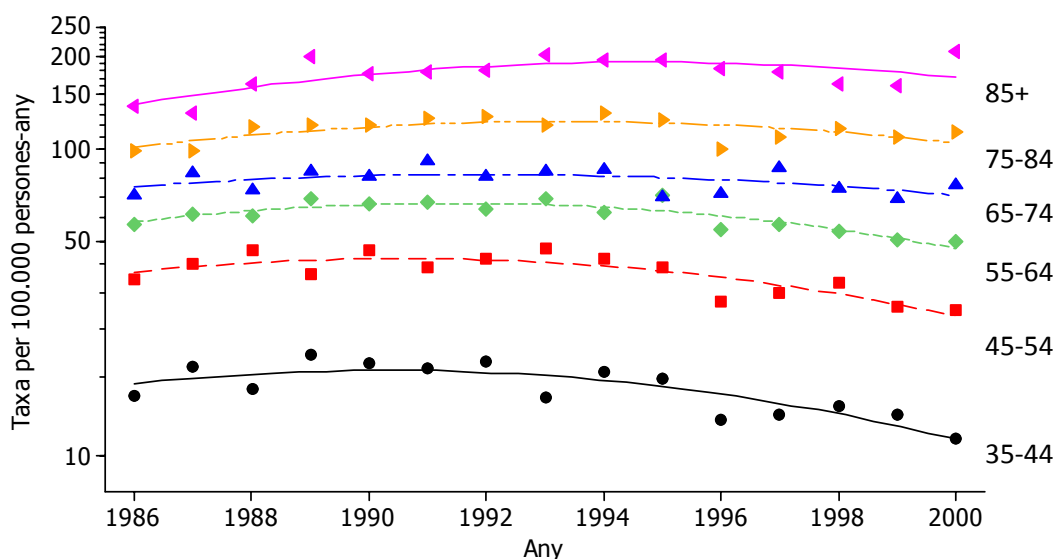


Figura 2: Taxes de mortalitat específiques per edat, observades i estimades pel model ajustat de càncer de mama a Catalunya durant el període 1986-2000

Tant a l'hora d'escollir el model estadístic més adequat com a l'hora de validar la bondat d'ajust s'han usat criteris estadístics. El millor model serà el més simple d'entre els possibles que representi *prou bé* la realitat. Un cop aplicades les eines estadístiques s'ha conclòs que el model que representa millor la realitat és el model que conté com a variables explicatives de la mortalitat per càncer de mama: *edat*, *període*, *període²* i *edat·període*. El fet de tenir *període²* ens indica que el model tindrà curvatura. Per altra banda, observem que l'edat interacciona amb el període, per tant voldrà dir que el valor d'una variable dependrà del valor que prengui l'altra. Aquest model ens indica que una mateixa paràbola amb la mateixa curvatura serveix per explicar l'evolució de tots els grups d'edat però, això sí, traslladada a diferents punts per a cada grup d'edat, cosa que a simple vista no érem capaços de determinar amb seguretat.

A partir del model ajustat amb les dades es pot estimar l'any en què s'assoleix la taxa màxima per cada grup d'edat, i el valor de la taxa predit. Aquests valors estimats es presenten a la Taula 5.

Taula 5: Estimació de l'any en què s'assoleix la taxa màxima de mortalitat, i valors predits de la taxa màxima de mortalitat per grups d'edat en dones amb càncer de mama a Catalunya en el període 1986-2000

| Grup d'edat | Any en què s'assoleix la taxa màxima de mortalitat | Valors predits de les taxes màximes de mortalitat per 100.000 persones-any |
|-------------|--|--|
| 35-44 | 1989 | 18,824 |
| 45-54 | 1990 | 43,591 |
| 55-64 | 1991 | 65,861 |
| 65-74 | 1992 | 84,836 |
| 75-84 | 1993 | 123,923 |
| >84 | 1994 | 192,248 |

És interessant veure com l'any en què s'assoleix el màxim varia gradualment amb l'edat, així l'inici en el descens experimentat en la mortalitat s'observa de forma més tardana a mesura que incrementa l'edat. A més, les taxes de mortalitat per càncer de mama són molt majors en grups d'edats més avançats.

Anàlisi temporal pel càncer d'estómac en homes

A Catalunya, la mortalitat per càncer d'estómac ha seguit la mateixa tendència descendent observada en tots els països desenvolupats, tant en els homes com en les dones. El descens observat a la Figura 3 es repeteix a la Figura 4, que representen l'evolució de les taxes específiques per grups d'edat. A la Figura 4, en la qual es tenen en compte els grups d'edat, s'observa que les taxes més altes de mortalitat per càncer d'estómac en homes es donen en els grups d'edat més avançades.

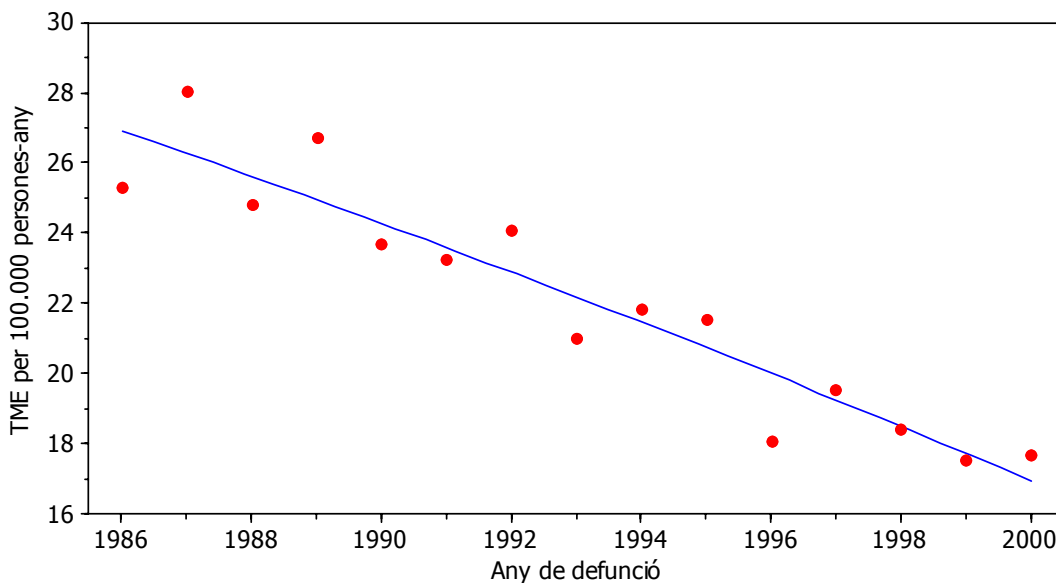


Figura 3: Evolució de la taxa de mortalitat estandarditzada, segons la població de Catalunya del cens de 1991 per càncer d'estómac en homes a Catalunya durant el període 1986-2000

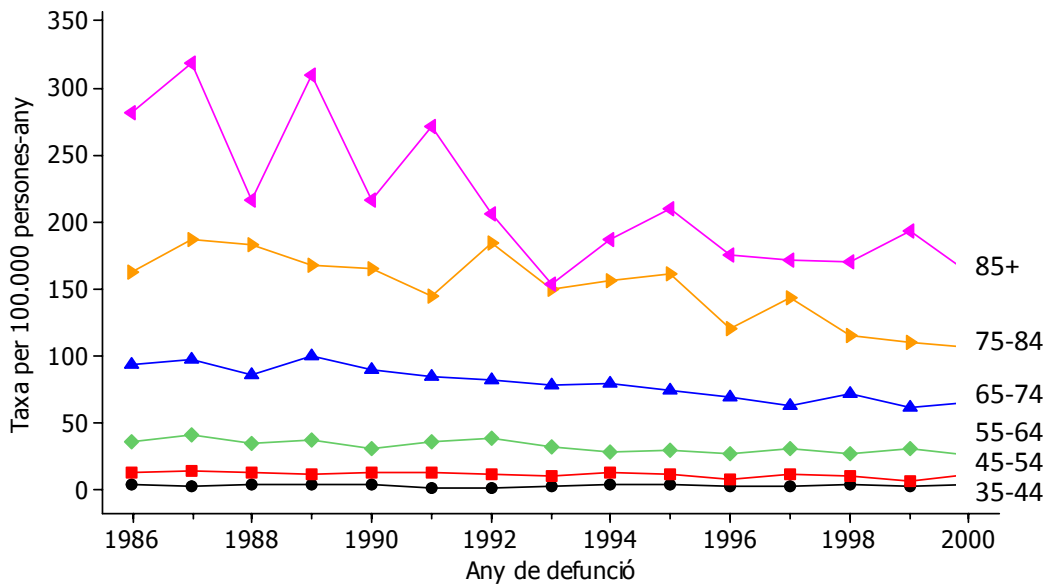


Figura 4: Evolució de les taxes específiques per edat i any de defunció per càncer d'estómac en homes a Catalunya durant el període 1986-2000

Tot i que les taxes més elevades corresponen al grup d'edat «85 i més», aquests en nombre absolut representaven tan sols els 8,4% dels casos l'any 1986, i el 10,5% l'any

2001. Això podria explicar part de la variabilitat en les taxes observades en aquest grup d'edat.

Fent determinades hipòtesis sobre el comportament de les dades¹ s'ha arribat a la conclusió de que el millor model per explicar el valor esperat del nombre de defuncions per edat i any és de tipus log-lineal (el logaritme de la variable resposta s'explica a través d'una funció lineal). A partir d'aquest model es pot deduir que el valor esperat pel percentatge de canvi anual és del -3,13%. És a dir, hi ha una tendència a la disminució de la mortalitat per aquesta causa.

Anàlisi temporal pel càncer d'estómac en dones

Igual que succeïa amb els homes, la mortalitat per càncer d'estómac en les dones ha seguit la mateixa tendència decreixent observada a la resta de països europeus.

Tal com podem observar a la Figura 6 les taxes són més altes a més edat, i el descens global de la mortalitat observat a la Figura 5 es repeteix per tots els grups d'edat, si bé per les edats més joves no s'aprecia amb claredat, bàsicament per una qüestió d'escala.

De la mateixa manera que succeïa en el cas dels homes, ha augmentat la proporció de casos en els majors de 85 anys al llarg de tot el període observat. No obstant, aquesta concentració de casos és molt més accentuada en les dones. L'any 2000 el nombre de morts per aquesta causa en les dones del grup d'edat més gran representava el 22% dels casos (recordem que en els homes era del 10,5%).

¹ Bàsicament que el nombre de morts esperats per any i segment d'edat correspon a una variable aleatòria amb distribució de Poisson.

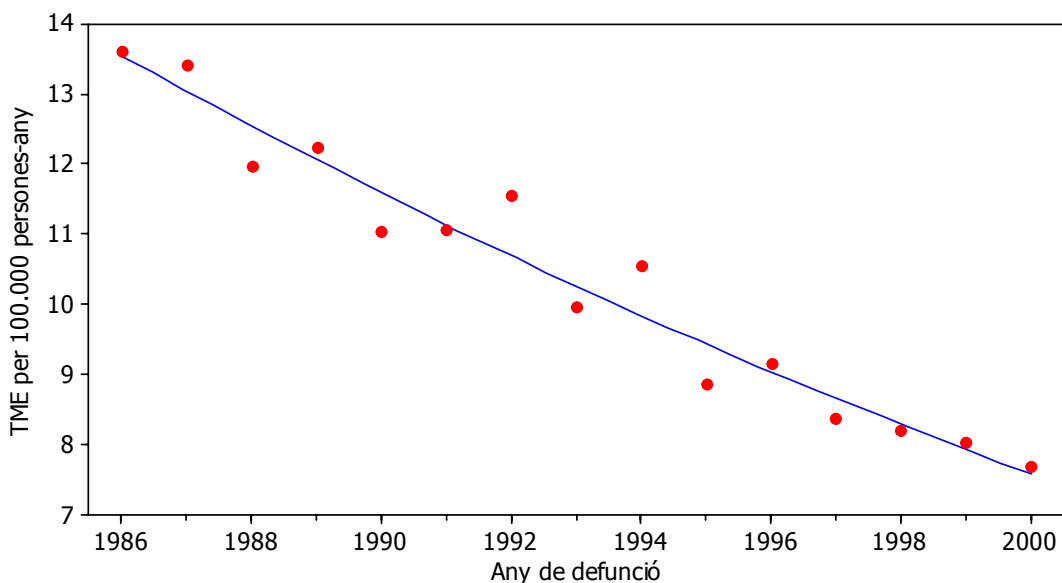


Figura 5: Evolució de la taxa de mortalitat estandarditzada, segons la població de Catalunya del cens de 1991 per càncer d'estómac en dones a Catalunya durant el període 1986-2000

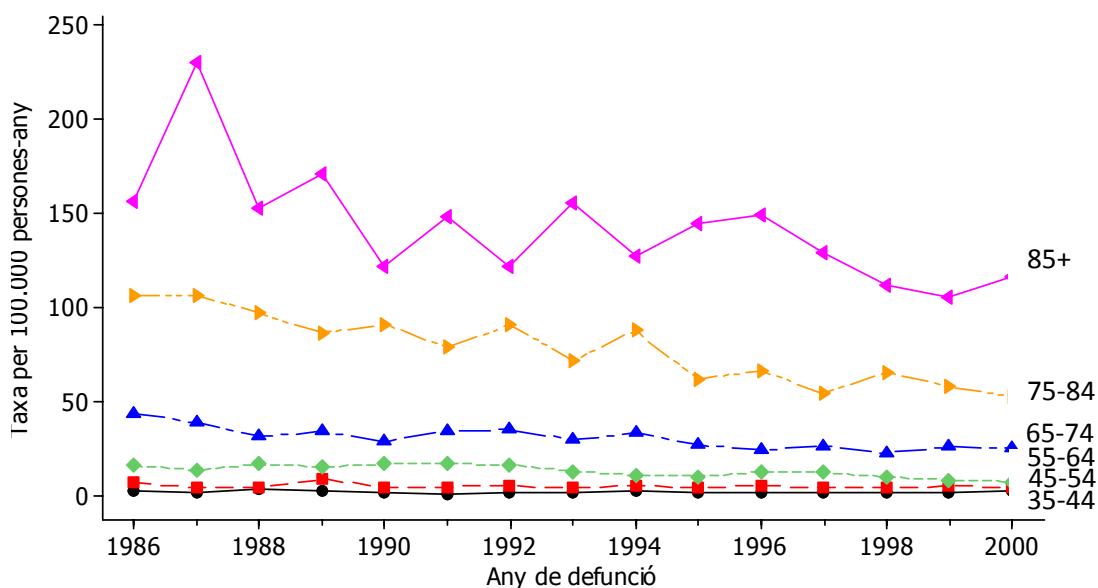


Figura 6: Evolució de les taxes específiques per edat i any de defunció per càncer d'estómac en dones a Catalunya durant el període 1986-2000

El model que millor ajusta aquestes dades també és de tipus log-lineal i el percentatge de canvi anual és del $-3,91\%$, així doncs la reducció de la mortalitat ha estat lleugerament més marcada en les dones que en els homes (recordem que aquests presentaven una reducció del $3,13\%$).

Anàlisi espacial

L'anàlisi espacial té com a finalitat representar els indicadors mitjançant mapes. L'avantatge dels mapes sobre les taules és que aporten una informació suplementària sobre la contigüitat, proximitat o llunyania entre les àrees amb el que s'aconsegueix una visualització i integració espacial de la informació.

L'indicador a seleccionar per representar és preferible que sigui una mesura global, com podria ser la *TME*. No obstant, i seguint el criteri de la gran majoria de treballs al respecte, s'usarà la raó de mortalitat estandarditzada (denotada *RME*), ja que és més fàcil d'interpretar i presenta major estabilitat.

El procediment de càlcul de la *RME* es coneix com estandardització indirecte. El concepte és el mateix que el de la directa però en aquest cas s'apliquen una sèrie de taxes específiques de mortalitat a les diferents estructures de població per grups d'edat de les àrees a estudiar, amb el que s'obté, també, un nombre de defuncions esperades. La *RME* sorgeix del quocient entre les defuncions observades i les defuncions esperades, i la seva expressió és:

$$RME_i = \frac{\text{Observats en l'àrea } i}{\text{Esperats en l'àrea } i} = \frac{\sum_{x=1}^J d_{x,i}}{\sum_{x=1}^J s_x \cdot p_{x,i}}$$

on:

$d_{x,i}$: és el nombre de defuncions a l'interval d'edat x de l'àrea i

$p_{x,i}$: són les persones-any per edat a l'interval d'edat x de l'àrea i

s_x : és la taxa específica estàndard a l'interval d'edat x

J : és el nombre d'interval d'edat

Les taxes específiques estàndard són les estimades a partir del conjunt de les poblacions que es pretenen comparar, en el nostre cas Catalunya. D'aquesta manera la *RME* s'interpreta com un risc relatiu respecte la mitjana de les poblacions a comparar (en aquest cas comarques). Tot i ser una mesura relativa, la *RME* és de fàcil interpretació com indicador de risc, ja que quan la RME_i és més gran que 1 vol dir que la mortalitat a la comarca i -èsima és superior a la de la mitjana de totes les comarques, mentre que quan és més petit que 1 vol dir que la mortalitat és inferior.

Per malalties poc freqüents i/o àrees petites, la variabilitat que presenten les dades dintre de l'àrea pot ser tan gran que no permet considerar com a significatives les diferències que es puguin observar. Per solucionar aquests problemes el projecte

planteja diferents alternatives metodològiques. Els resultats que aquí es comenten corresponen a l'enfocament denominat bayesià, que l'autor considera més adequat, i que permet que les àrees veïnes comparteixin informació.

Anàlisi espacial pel càncer de mama en dones

En el cas del tumor maligne de mama en dones l'anàlisi espacial no posa de manifest diferències significatives entre comarques. La notícia seria, doncs, que la incidència és similar en totes les comarques. Concretament, pel període 1986-1990 totes les comarques tenen una *RME* amb valors entre 0,9 i 1,1; tret d'algunes excepcions. En el període 1991-1995 només se separa d'aquest resultat general la comarca del Maresme, amb una *RME* a la categoria que va de 0,7 a 0,9. En el període 1996-2000 el Baix Empordà i la Vall d'Arán apareixen amb un indicador lleugerament superior (entre 1,1 i 1,3) i el Vallès Occidental està entre 0,7 i 0,9. Però aquests resultats no permeten afirmar l'existència de patrons de comportament ni distribucions d'incidència consolidades.

Anàlisi espacial pel càncer d'estómac

El càncer d'estómac, malgrat la tendència decreixent de la mortalitat, segueix essent una causa de mort molt freqüent. El nombre de defuncions anuals per càncer d'estómac en dones són prop de 200 casos menys que les observades en els homes i les taxes estandarditzades de mortalitat en les dones són aproximadament la meitat que les observades en els homes. A la Figura 7 es representa per cada sexe la raó de mortalitat estandarditzada per edat (*RME*) de cada comarca suavitzada amb el model bayesià. Aquelles comarques amb valors de la *RME* superiors a la unitat presenten riscos de mortalitat superiors a les del conjunt de Catalunya, considerat com estàndard.

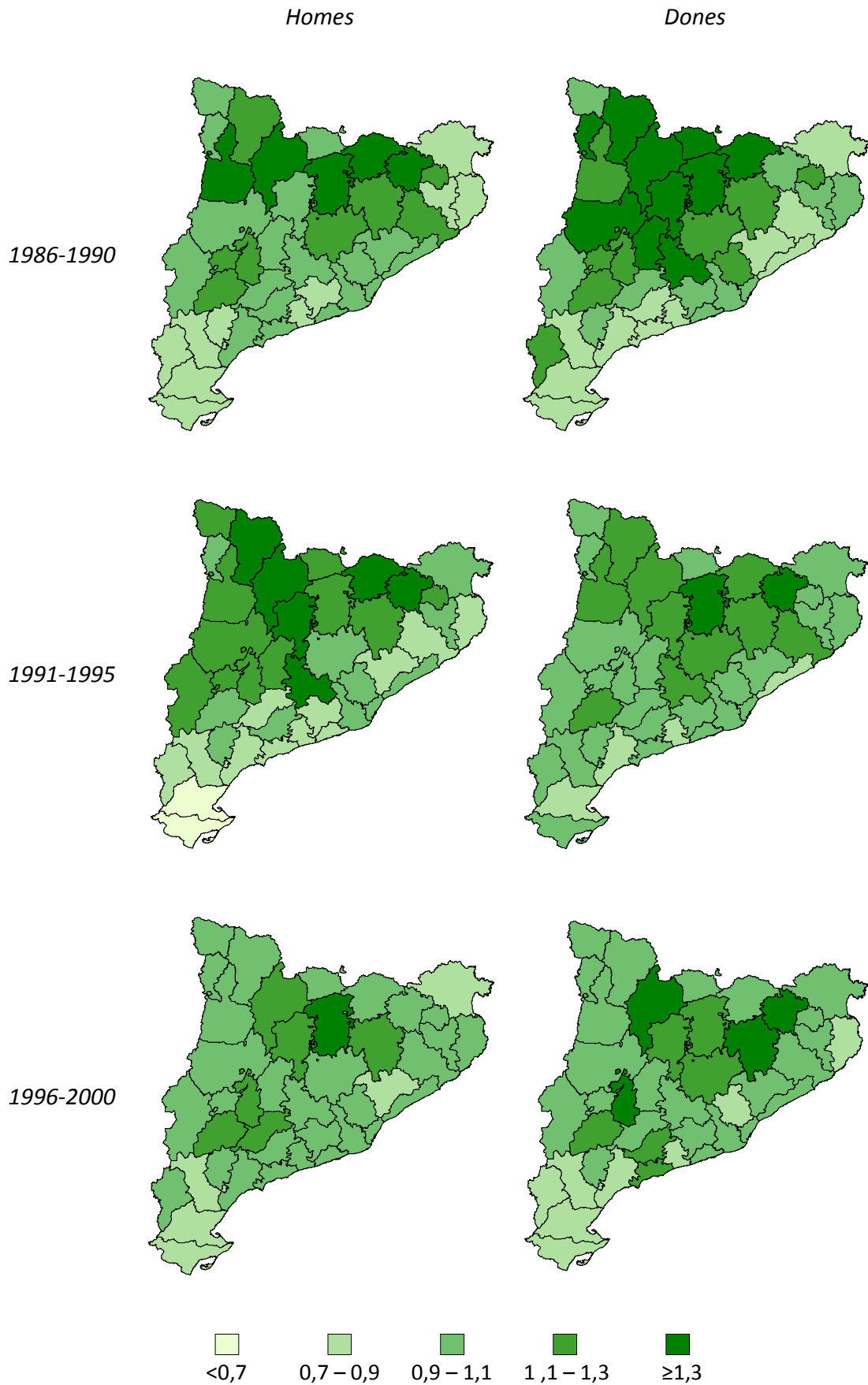


Figura 7: RME per càncer d'estómac per comarques a Catalunya durant el període 1986-2000

En l'anàlisi espacial s'observa un clar patró de distribució amb un gradient "costa-interior" pels dos sexes: en els dos primers períodes estudiats, les zones amb més baix risc es troben al litoral, i el risc va augmentant cap a l'interior i cap a les comarques pirenaïques. El nombre de zones amb un risc més elevat que el conjunt (les més fosques) descendeixen en l'últim període, sobretot en el cas dels homes, cosa que fa que el patró de distribució espacial es torni més homogeni.

Conclusions

Els resultats de l'evolució de la mortalitat per càncer de mama mostren un increment importat en la dècada dels anys vuitanta així com una reducció en els últims anys, compatible amb les tendències observades en altres estudis de l'entorn. L'any de canvi ha estat diferent entre els diversos grups d'edat. No és estrany pensar que l'efecte beneficiós de les intervencions sanitàries, terapèutiques i assistencials afectin de manera diferent als diversos grups d'edat, i, en particular, que els primers beneficiats siguin els grups d'edat més joves.

La distribució geogràfica "costa-interior" observada en la mortalitat pel càncer d'estómac és molt peculiar i no es presenta en altres causes de mortalitat. Aquest patró característic també ha estat descrit pel conjunt d'Espanya i es repeteix en estudiar zones més petites, com en el nostre cas. En aquest estudi, la mortalitat de la zona litoral és inferior a la de les zones de l'interior i nord de Catalunya, de forma molt consistent per ambdós sexes. Destaca, a més, que aquest patró s'ha anat difuminant en el temps, i encara que persisteixen algunes zones amb una mortalitat superior a la del conjunt, la tendència es mostra clarament cap a la uniformitat. Aquesta diferència pot ser deguda a variacions en els hàbits alimentaris i de consum entre la població de la zona costanera (més urbana) i la de la zona interior (més rural) associats al càncer d'estómac (o a la protecció contra ell), així com una menor accessibilitat a les tècniques que faciliten un diagnòstic precoç oportunista (endoscòpia digestiva alta per processos simptomàtics) i al tractament, en les zones més allunyades dels hospitals amb major tecnologia. Per altra banda, la generalització dels hàbits dietètics així com un millor accés a l'assistència sanitària en tot el territori, molt probablement han contribuït a la reducció i homogeneïtzació observada en la mortalitat.

Que la mortalitat per càncer d'estómac hagi disminuït de forma important en quasi tot el territori de Catalunya és una molt bona notícia. No obstant, la persistència encara d'algunes zones amb una mortalitat superior ha de ser un crit d'atenció pels dispositius assistencials i de planificació. La modificació del patró de mortalitat en altres àrees

geogràfiques significa que, en les zones de mortalitat alta, persisteixen espais on és possible la intervenció, tant des del punt de vista assistencial com des del punt de vista de la prevenció.

(Projecte de la Llicenciatura d'Estadística, presentat el juny de 2003 amb el títol "Anàlisi de la mortalitat a Catalunya, 1986-2000. Evolució temporal i distribució espacial")

Es indubtable l'interès d'aquest tipus d'estudis. Molt sovint és l'estadística la que va obrint el camí als avenços en el món de medicina i la salut pública, la que diu cap on s'ha de mirar, on pot estar la causa... A partir dels resultats d'aquest treball també s'han publicat articles en revistes especialitzades:

- *Xavier Puig; Rosa Gispert; Josep Ginebra; Josep Bisbe. (2006): "Mortalidad por cáncer de estómago en Cataluña: distribución geográfica y evolución temporal entre 1986 y 2000". Medicina Clínica , 126 (13). Pàgines 481-484*
- *Xavier Puig; Rosa Gispert; Josep Ginebra. (2005). "Estudio de la evolución temporal de la mortalidad mediante modelos lineales generalizados". Gaceta Sanitaria , 19 (6). Pàgines 481-485.*



Xavier Puig va cursar la Diplomatura d'Estadística a la Universitat Autònoma de Barcelona i després va fer la Llicenciatura a la UPC. Mentre estudiava la llicenciatura va treballar com a becari a l'Institut Català d'Oncologia i després es va incorporar al Departament de Salut de la Generalitat de Catalunya. Diu que va arribar a l'estadística per casualitat, i que fins al tercer any de la diplomatura no es va adonar de que li agradava. Ara s'hi dedica del tot, ensenya a d'altres i continua estudiant. És professor d'estadística a la UPC i està realitzant la seva tesi doctoral.