

Capítulo 10

ANÁLISE DA MORTALIDADE POR CAUSA VIH/SIDA EM PORTUGAL CONTINENTAL

De acordo com o anteriormente exposto e perante os diversos condicionalismos ocorridos no acesso aos dados de notificação da infecção por VIH/SIDA à escala concelhia, decidiu-se construir um indicador de risco baseado no evento – *óbito por causa VIH/SIDA*, cuja informação anual era livremente disponibilizada pelo INE até ao ano 2000, pelo que a análise agora apresentada recai sobre os últimos dez anos publicados sem restrições: 1991-2000.

Após se ter procedido à recolha e tratamento da informação estatística, facto que só foi possível completar no final de 2002, verificou-se que os óbitos ocorridos por causa VIH/SIDA nas classes etárias <15 anos eram raros ou mesmo inexistentes, pelo que foram desprezados, centrando-se a análise nos óbitos verificados nas classes etárias compreendidas entre os 15 - 65+ anos, para a totalidade dos 278 concelhos existentes em Portugal continental.

Desde logo se observou que o evento investigado, do ponto de vista quantitativo, para muitas das áreas analisadas, constituía um evento raro, existindo anualmente um elevado número de concelhos que não registavam qualquer óbito atribuído à infecção por VIH/SIDA (Tabela 10.1).

Após ter sido observado em 1983 o primeiro caso de infecção por VIH em território nacional (CNLCS, 2004), os óbitos acumulados no quinquénio 1991-1995 perfazem um total de 2552 (15 – 65+ anos), distribuídos por 196 concelhos (70,5%) em Portugal continental, permanecendo 82 concelhos (29,5%) sem qualquer registo. No quinquénio subsequente, 1996-2000, a frequência de óbitos acumulados atinge os 4796 (15-65+ anos), distribuindo-se por 217 unidades concelhias (78,05%), permanecendo 61 concelhos (21,94%) sem registo de qualquer óbito por causa VIH/SIDA.

Tabela 10.1 – Distribuição anual dos óbitos por causa VIH/SIDA

	1991	1992	1993	1994	1995	Total
Óbitos	230	353	427	629	913	2552
Concelhos (<i>n</i>)	64	76	89	88	116	
Média	3,59	4,64	4,80	7,15	7,87	
	1996	1997	1998	1999	2000	
Óbitos	1084	953	831	993	935	4796
Concelhos (<i>n</i>)	142	110	92	108	123	
Média	7,63	8,66	9,03	9,19	7,60	

Fonte: dados INE

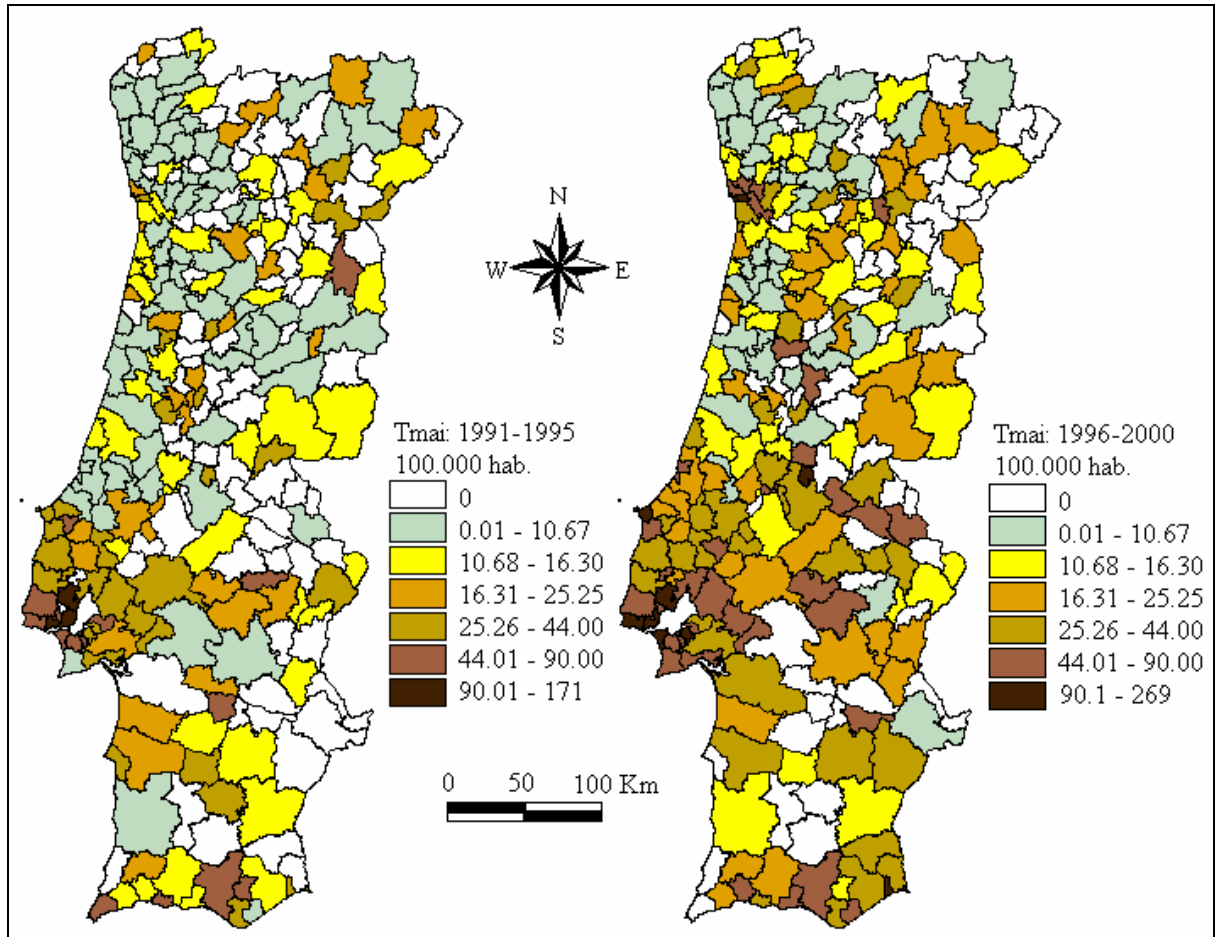
Neste contexto e procurando *a priori* minimizar os inconvenientes que vulgarmente se projectam sobre o calculo de indicadores de risco quando estão envolvidos eventos raros, facto particularmente pertinente quando estão envolvidas populações de pequena dimensão, onde vulgarmente emergem taxas associadas a valores extremos seguiu-se, numa primeira fase, a recomendação proposta por Gatrell (2002), ou seja, agrupar os eventos em intervalos trienais, quinquenais ou decenais, de modo a atenuar eventuais flutuações aleatórias. Assim sendo, optou-se por adicionar os óbitos por causa VIH/SIDA, constituindo dois intervalos de cinco anos consecutivos: 1991-1995 e 1996-2000.

Consequentemente e porque o evento analisado recai sobre populações com estruturas etárias particularmente diversas, o risco traduzido pelos indicadores a construir deveria ser objecto de um conjunto de metodologias conducentes ao “controlo” das desigualdades inerentes ás diferenças etárias patentes na composição das populações consideradas. Tendo presente o anteriormente discutido por Goldman e Brender (2000; ver Cap. 5), aplicou-se a padronização pelo *método indirecto*, tal como é apresentada por Stone *et al.* (1999), para alcançar o calculo da *Taxa de Mortalidade por VIH/SIDA Ajustada para a Idade (T_{mai}, método indirecto)*, expressa por 100.000 habitantes para os dois intervalos em estudo (Fig. 10.1).

Assim, procedeu-se ao cálculo de taxas de mortalidade específicas por idade para a população padrão, construídas com base nos *óbitos observados*, cujos resultados foram posteriormente projectados sobre as diversas populações em estudo com vista ao

apuramento dos *óbitos esperados* (Anexo I), admitindo um comportamento semelhante ao verificado na população padrão.

Figura 10.1 – Distribuição espacial da Taxa de Mortalidade por VIH/SIDA Ajustada para a Idade (1991-1995; 1996-2000)

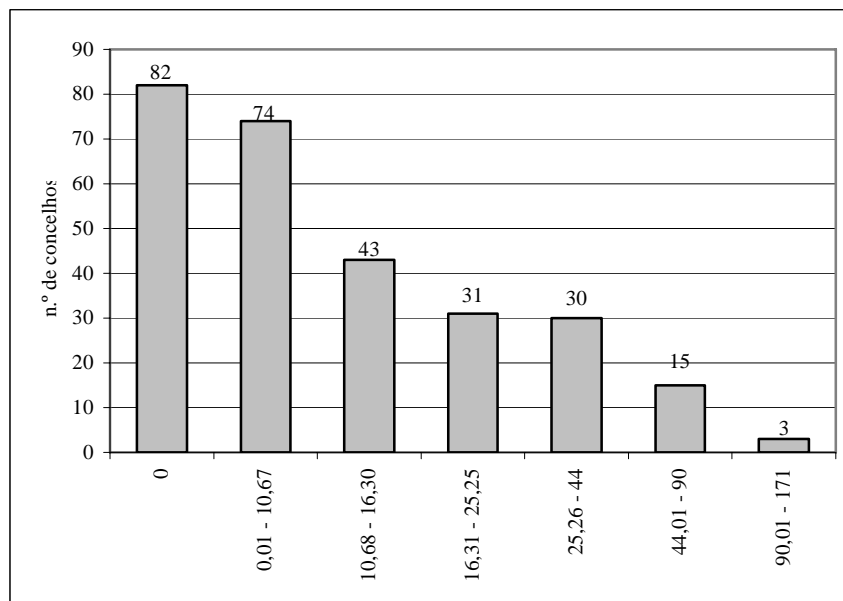


De acordo com o evidenciado na Figura 10.1, de um modo global, podemos verificar que os valores calculados para a *Tmai* 1991- 1995 variam entre 0 e 170,6 óbitos/100.000 habitantes, fixando-se os valores da média e da mediana respectivamente em 14,23 e 9,07 óbitos, com um desvio-padrão de 19,43.

Numa primeira abordagem, verifica-se que a distribuição espacial do indicador de risco envolvendo valores nulos [0] ocorre por um pouco todo o território continental, atingindo 82 concelhos (29,50%) (Fig. 10.2), seguindo-se uma distribuição igualmente dispersa de um conjunto de unidades concelhias com risco relativamente negligenciável ($n= 74$; 26,62%), colocadas no intervalo [0.01 – 10.67]. Com *risco extremo* e colocados no intervalo [90,01 – 171], encontramos os concelhos de Lisboa, Oeiras e Loures, ladeados por vizinhos que exibem *risco elevado* [44.01 – 90], como é

o caso dos concelhos de Almada, Amadora, Cascais, Barreiro e Seixal, originando uma mancha quase contínua, em forma de coroa, que envolve municípios onde o risco varia entre valores médios e extremos [25.26 – 171], com epicentro em Lisboa, sendo interrompida nos concelhos de Odivelas e Arruda dos Vinhos que, de uma forma isolada, apresentam valores nulos.

Figura 10.2 – Distribuição das Taxas de Mortalidade por VIH/SIDA Ajustadas para a Idade segundo as classes de risco formadas (1991-1995)



Todavia, uma observação mais atenta permite-nos constatar que na classe de risco elevado, compreendido entre [44.01 - 90] óbitos/100.00 habitantes, estão igualmente presentes um conjunto de outros concelhos que, apesar dos valores exibidos, detêm *frequências acumuladas de óbitos observados* que variam, por exemplo, entre 1 (Alvito) e 120 (Sintra) (Tabela 10.2), projectando uma noção distorcida do risco, cuja variação só é possível de alcançar em função do baixo número de efectivos populacionais existentes, oscilando entre 2140 habitantes no Alvito e os 39961 em Loulé, exceptuando Sintra com 227959 habitantes, onde a confiança na taxa alcançada não deve ser posta em causa.

Tal como é demonstrado na figura 10.3, os valores de risco para o intervalo [40-90] óbitos/100.00 habitantes têm na sua génese frequências acumuladas de óbitos observados que variam entre 1 e 120. Os valores mais baixos registados para o evento originam uma *flutuação aleatória* dos dados, fortemente influenciada pelos efectivos

populacionais colocados em denominador, onde pequenas variações no número de óbitos registados traduzem-se em grandes variações no risco calculado. A título de exemplo, bastava 1 óbito a menos nos municípios de Alvito, Sousel ou Vila do Bispo para que os valores de risco calculados para cada uma destas áreas decrescessem de 54,58; 47,94 e 45,76 óbitos/100.000 habitantes para 0, 23,97 e 22,89 óbitos/100.000 habitantes ou, caso ocorresse mais um óbito, atingir-se-iam valores extremos de 109,18; 71,93 e 68,66 óbitos /100.000 habitantes respectivamente.

Situação diversa ocorreria em Sintra onde o acréscimo de 1 óbito faria variar o valor do risco calculado de 48,58 para 48,99 óbitos /100.000 habitantes, o que atesta sobre a maior robustez do indicador alcançado.

Figura 10.3 – Variação da Taxa de Mortalidade por VIH/SIDA Ajustada para a Idade *versus* óbitos observados (1991-1995)

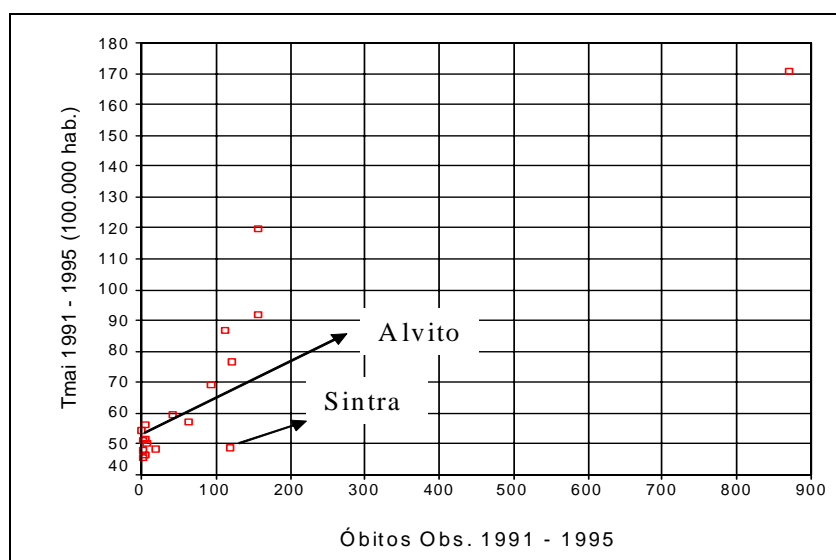


Tabela 10.2 – Elementos considerados na construção da Taxa de Mortalidade por VIH/SIDA Ajustada para a Idade (1991-1995)

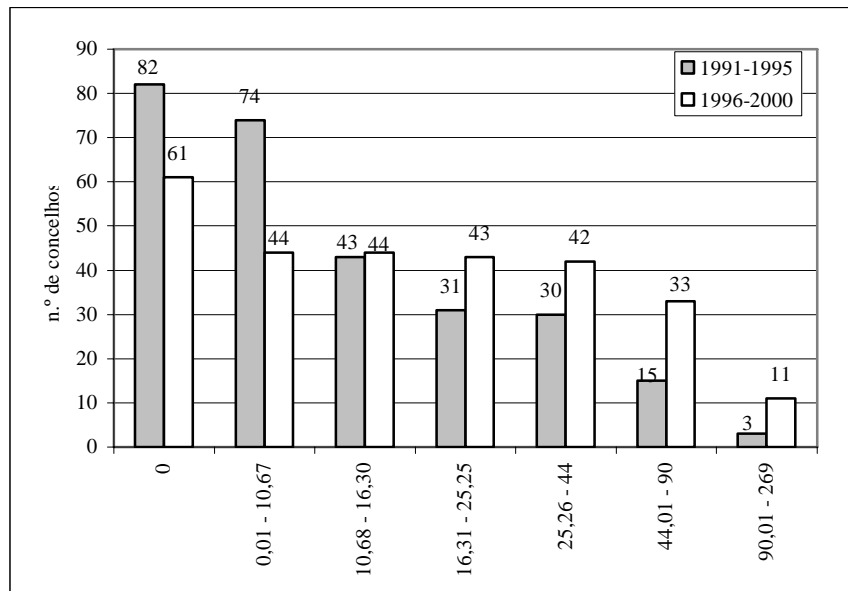
	População (15-65+)	Óbitos Observados	Óbitos Esperados	Tmai (1991-1995)
Alvito	2140	1	0,6	54,58
Vila do Bispo	4828	2	1,44	45,76
Sousel	5087	2	1,37	47,94
Sintra	227959	120	81,14	48,58

Situação semelhante é encontrada no quinquénio subsequente, 1996-2000, onde a *Tmai* varia entre 0 e 269 óbitos/100.000 habitantes, com os valores da média e da mediana

fixados, respectivamente, em 24,63 e 15, 13 óbitos /100.000 habitantes, com um desvio-padrão de 33.,11.

No que diz respeito aos concelhos que exibem valores de risco nulo [0], estão agora em menor número (n= 61; 21,94%) (Fig. 10.4), seguindo-se 44 concelhos (15.83%) inseridos na classe [0,01–10,67], verificando-se uma diminuição de -40,54% quando comparado com o período anterior, sendo esta classe mais persistente na parte norte do território. Simultaneamente, verifica-se um acréscimo de unidades concelhias nas classes de risco superior, atingindo-se em alguns casos aumentos >50%, como o ocorrido na classe [44,01-90] onde figuram agora 33 concelhos (11,87%).

Figura 10.4 – Distribuição comparativa das Taxas de Mortalidade por VIH/SIDA Ajustadas para a Idade segundo as classes de risco formadas (1991-1995; 1996-2000)



Com risco extremo [90,01–269] vamos encontrar neste intervalo (1996-2000) 11 concelhos (3,96%): Lisboa, Almada, Amadora, Oeiras, Loures, Cascais, Porto, Moita, Peniche, Sardoal e Vila Real de St.º António. Se compararmos com o quinquénio anterior, vemos que aos concelhos de Lisboa, Oeiras e Loures, todos com população >100.000 habitantes (15-65+), juntam-se agora os municípios de Almada, Amadora, Cascais e o Porto que se desloca do intervalo [25,26-44], em 1991-1995, para a classe de risco extremo em 1996-2000, tendo triplicado em cinco anos a frequência acumulada de óbitos observados, passando de 106 óbitos (1991-1995) para 334 óbitos (1996-2000) por causa VIH/SIDA. Deve também notar-se que o aumento do risco não

atinge, neste período, o município do Porto de uma forma isolada, observando-se um incremento do valor das taxas num conjunto de municípios vizinhos, situados a Este e a Norte - Gondomar, Maia, e Valongo, que no período transacto estavam posicionados em intervalos de risco inferiores, exceptuando-se Matosinhos que se colocava numa classe intermédia [16,31-25,25].

Figuram ainda na classe de risco extremo [90,01-268] 4 concelhos com população <60.000 habitantes, oscilando entre os 53456 habitantes do concelho da Moita e os 21553 do concelho de Peniche, até aos 12151 de Vila Real de St.º António ou os 3729 habitantes do Sardoal, variando os óbitos observados entre um mínimo de 3 (Sardoal) e um máximo de 53 (Moita). A Sul, no Algarve, para além de Vila Real de St.º António, o município de Loulé posiciona-se, nos dois períodos, na classe de risco elevado [44,01-90], sendo acompanhado, em 1996-2000, pelos vizinhos de Albufeira e Olhão.

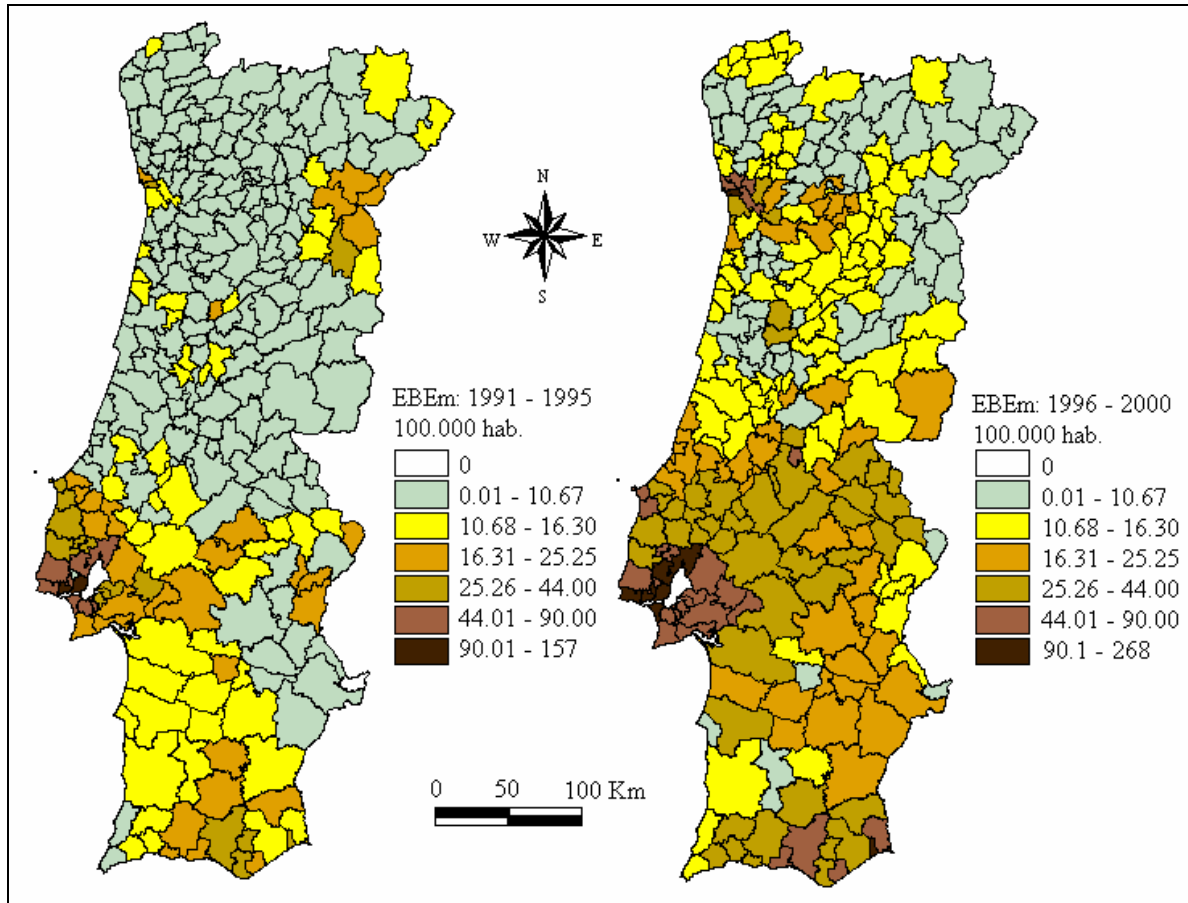
Tal como foi anteriormente descrito, também neste quinquénio alguns municípios evidenciam níveis de risco ponto consistentes, como é o caso dos concelhos de Tabuaço, Vila de Rei ou Sardoal, colocados nos intervalos [44,01-90] e [90-268], variando os óbitos observados entre um mínimo de 2 e um máximo de 3, o que recoloca a questão da confiança nos indicadores alcançados nas unidades concelhias com reduzido número de efectivos populacionais.

Tendo-se verificado que a agregação dos óbitos em intervalos de 5 anos é insuficiente para “controlar” a flutuação aleatória do evento, resultando numa inevitável inconsistência do risco atribuído a unidades de menor dimensão populacional, prosseguiu-se esta análise aplicando o sugerido por Bailey e Gatrell (1995) e por Assunção (2001), recorrendo à aplicação do *Estimador Bayesiano Empírico Local* (EBEL).

Tal como já foi indicado (Cap. 5), o EBEL entra em linha de conta com o princípio básico da análise espacial admitindo, *a priori*, que áreas vizinhas tendem a ser mais parecidas do que áreas mais distantes. Assim, no processo de estimação local do risco, o modelo *combina uma distribuição apriorística* baseada nos valores obtidos pela taxa média local das áreas vizinhas e na variância, com a *taxa bruta observada*, modelada pelo *peso*, ou factor de ajustamento, alcançado em função do tamanho da população e da variância, produzindo um indicador significativamente mais realista, uma vez que *ajusta* ou *suaviza* os valores observados em áreas com menores efectivos populacionais, por isso mais sujeitos à aleatoriedade dos eventos raros, conferindo maior consistência ao indicador (Bailey e Gatrell, 1995).

Após a aplicação do EBEL, obtivemos então a *Estimativa Bayesiana Empírica de Mortalidade por VIH/SIDA (EBEm)* para os dois intervalos (1991-1995 e 1996-2000), à qual corresponde a distribuição espacial representada na figura 10.5.

Figura 10.5 – Estimativa Bayesiana Empírica da mortalidade por VIH/SIDA (1991-1995; 1996-2000)



Numa primeira análise podemos mencionar que o processo *EBEm* agora aplicado gerou, naturalmente nos dois quinquênios, uma diminuição da amplitude do risco, mais visível no primeiro quinquénio, bem como nas medidas de centralidade e dispersão anteriormente calculadas, mercê de uma maior confiança colocada nos eventos ocorridos em áreas de maior base populacional, ajustando o impacto causado pela presença de flutuações aleatórias de óbitos por causa VIH/SIDA (Tabela 10.3).

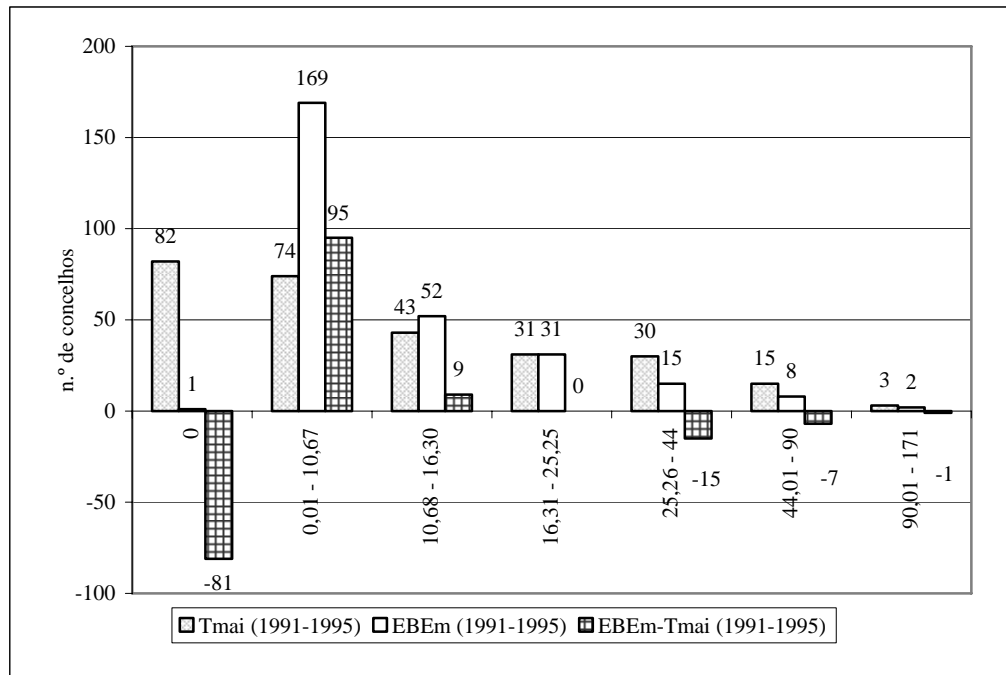
Tabela 10.3 – Comparação entre Taxas de Mortalidade Ajustadas para a Idade e Estimativas Bayesianas Empíricas de Mortalidade por causa VIH/SIDA (1991-1995; 1996-2000)

	<i>Tmai</i> (1991-1995)	<i>EBEm</i> (1991-1995)	<i>EBEm-Tmai</i> (1991-1995)	<i>Tmai</i> (1996-2000)	<i>EBEm</i> (1996-2000)	<i>EBEm-Tmai</i> (1996-2000)
<i>mínimo</i>	0	0	0	0	2,69	2,69
<i>máximo</i>	170,6	156,2	-14,4	269	267,9	-1,1
<i>média</i>	14,23	13,47	-0,76	24,63	25,59	0,96
<i>mediana</i>	9,07	9,14	0,07	15,13	14,63	-0,5
<i>desvio-padrão</i>	19,43	15,28	-4,15	33,11	29,81	-3,3

Consequentemente, procurámos notar quais as alterações mais significativas verificadas no risco atribuído aos concelhos após a aplicação do processo de *EBEm* no primeiro quinquénio, 1991-1995, comparando-o com os valores da *Tmai* para o mesmo intervalo (Fig. 10.6). Como seria de esperar, observou-se uma forte contracção do número de concelhos colocados na classe de risco nulo [0] (-98,78%), aumentado o número de concelhos situados na classe de risco [0,01–10,67] (+128,38%), e na classe [10,68-16.30] (+20,93%), o que se deve, fundamentalmente, à consideração do valor da taxa média observada nas áreas vizinhas.

Nas restantes classes, o processo de movimentação dos concelhos é nulo para o intervalo [16,31-25,25] onde permanecem 11,15% dos concelhos nacionais, verificando-se uma diminuição gradual do número de concelhos colocados nas classes de risco mais elevadas, reposicionando-se 23 concelhos (8,27%) em classes de risco inferior, ajustando deste modo o processo de flutuação aleatória (Fig. 10.7). Os concelhos de Alvito, Sousel e Vila do Bispo, que serviram de base ao exemplo anteriormente apresentado sobre a inconsistência do risco, todos colocados na classe [44,01-90], encontram-se agora distribuídos pelas classes [0,01-10,67] (Vila do Bispo); [10,68-16,30] (Sousel) e [16,31-25,25] (Alvito).

Figura 10.6 – Variação da distribuição concelhia por intervalos de risco em função da Taxa de Mortalidade Ajustada para a Idade vs Estimação Bayesiana Empírica da Mortalidade por causa VIH/SIDA (1991-1995)



Ou seja, 22 concelhos (7,91%) sofreram *decréscimos elevados* no risco apresentado [-38 - -15] em consequência do ajustamento produzido (*EBEm - Tmai*), 48 concelhos (17,27%) exibiram *decréscimos moderados* [-14,99 - -5], 128 concelhos (46,04%) sofreram *pequenos ajustes* [-4,99 - 5], 70 concelhos (25,18%) apresentaram *acréscimos moderados* [5,01 - 15] e 10 concelhos (3,6%) sofreram *acréscimos elevados* (Fig. 10.7).

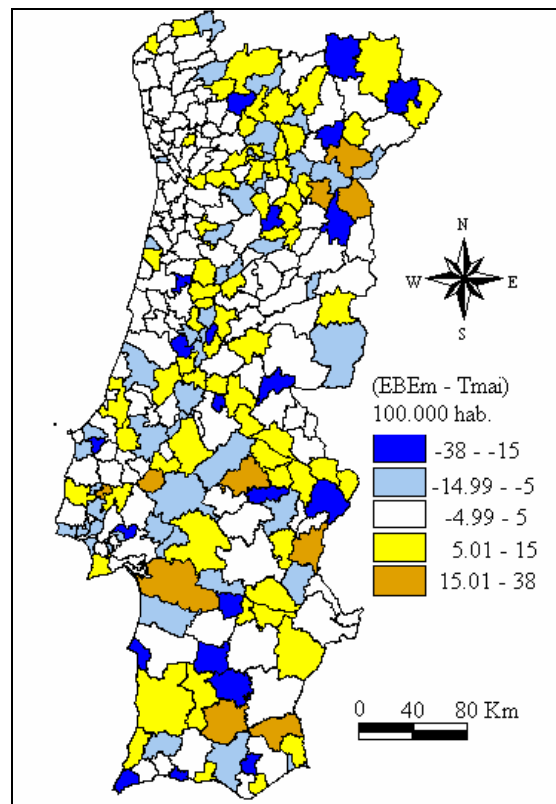


Figura 10.7 – Diferença de magnitude entre a Estimação Bayesiana Empírica da Mortalidade por causa VIH/SIDA e a Taxa de Mortalidade Ajustada para a Idade (1991-1995)

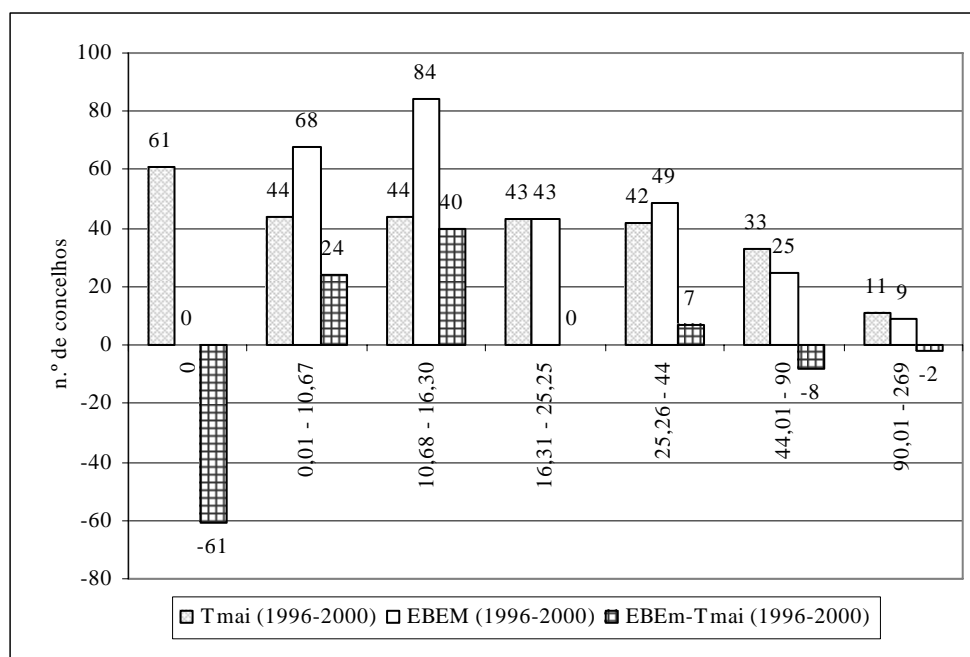
Releva do processo de *EBEm* aplicado neste intervalo a generalização nas regiões Centro e Norte da classe risco inferior [0,01-10,67], permanecendo a sul 1 único concelho com risco nulo [0], Barrancos. Digno de registo nas classes de risco intermédias [16,31-25,25] e superiores [25,26-44] é a distribuição do evento encontrada a nordeste, junto à fronteira, uma mancha constituída por 5 concelhos – Torre de Moncorvo, Freixo de Espada à Cinta, Vila Nova de Foz Côa, Figueira de Castelo Rodrigo e Pinhel, cuja importância se dilui no quinquénio seguinte e à qual podem não ser alheios, nesta fase inicial, fenómenos de difusão por realocização, envolvendo movimentos populacionais característicos de áreas transfronteiriças, ou mesmo o retorno de indivíduos que acumulam percursos migratórios, cujo regresso pode servir como estratégia de ocultação da patologia face às comunidades de destino onde estavam inseridos (Nossa, 2001).

No Algarve, posicionados na classe [25,26-44] encontramos uma pequena mancha contínua composta por 3 concelhos - Faro, Loulé e São Brás de Alportel, que alastra regionalmente no intervalo seguinte.

A sul, destaca-se uma mancha centrada nos concelhos de Lisboa e Oeiras, que contém valores extremos de mortalidade por causa VIH/SIDA [90,01-157], alargando-se de forma quase contínua aos concelhos limítrofes [44,01-90]: Almada, Seixal, Barreiro (margem sul); Cascais, Sintra, Amadora, Loures e Vila Franca (margem norte); exceptuando-se Odivelas que, neste intervalo, ainda exhibe baixos valores de risco [0,01-10,67]. Por último, a norte, destacam-se os concelhos do Porto [25,26-44] e de Matosinhos [16,31-25,25], cuja tendência para agravamento do risco será confirmada no intervalo seguinte.

Da análise do quinquénio 1996-2000 observa-se, tal como era esperado, um reposicionamento concelhio nas respectivas classes, não existindo agora qualquer concelho para o qual seja estimado risco nulo [0] (Fig. 10.8). Consequentemente, na classe [0,01-10,67] figuram agora 68 concelhos (+54,55%), acontecendo o mesmo na classe [10,68-16,30] onde estão agora colocados 84 concelhos (+90,9%).

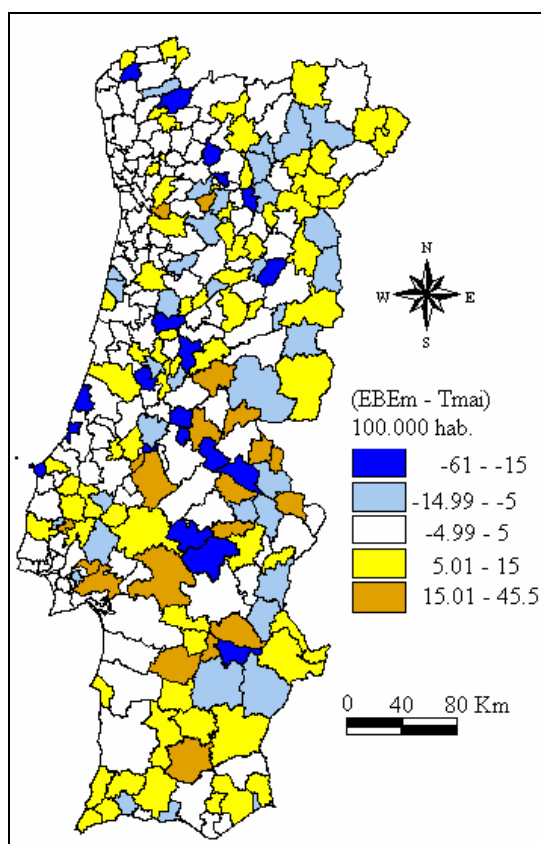
Figura 10.8 – Variação da distribuição concelhia por intervalos de risco em função da Taxa de Mortalidade Ajustada para a Idade vs Estimação Bayesiana Empírica da Mortalidade por causa VIH/SIDA (1996-2000)



Nas duas classes seguintes [16,31 – 25,25] e [25,26-44], o movimento de concelhos é particularmente reduzido, existindo um acréscimo de 7 concelhos (+11,36%) na última classe. Comportamento diferente é esperado nas classes de risco elevado e extremo, respectivamente [44,01-90] e [90,01-269], onde ocorre o reposicionamento de 10 concelhos, diminuindo 8 concelhos (-24,24%) na classe [44,01-90] e 2 concelhos (-18,19%) na classe de risco extremo.

Assim, após a aplicação da *EBEM* verificamos que 20 concelhos (7,19%) sofrem *decréscimos elevados* [-61 - -15] em relação ao risco fixado pela *T mai* para o mesmo período, 37 concelhos (13,31%) apresentam *decréscimos moderados*, 129 concelhos (46,40%) sofrem *pequenos ajustamentos* [-4,99 – 5], 72 concelhos (25,90%) apresentam *acréscimos moderados* e 20 concelhos (7,19%), o dobro do verificado no período anterior, sofrem *acréscimos elevados* (Fig. 10.9).

Figura 10.9 – Diferença de magnitude entre a Estimação Bayesiana Empírica da Mortalidade por causa VIH/SIDA e a Taxa de Mortalidade Ajustada para a Idade (1996-2000)



Ao mesmo tempo que a epidemia progride, aumentando o número total de óbitos observados (4796; 1996-2000), dispersando-se por um maior número de concelhos (216 concelhos; 1996-2000), as áreas estimadas com risco de óbito nulo [0] por causa VIH/SIDA desaparecem, consolidando-se, maioritariamente, as tendências de risco esboçadas no anterior quinquénio.

Assim, figura como digno de registo, a sul, a confirmação de uma importante mancha quase concêntrica, composta por valores extremos [90,01-268], centrada em Lisboa e que se *expande em continuo* pelos concelhos da Amadora, Oeiras, Cascais, Loures e Almada (margem sul), desdobrando-se a sul do Tejo pelos concelhos do Seixal, Barreiro, Moita, Montijo, Alcochete, Benavente, Palmela, Setúbal e Sesimbra, todos contidos na classe [44,01-90] sobrepondo-se, grosso modo, à margem sul da área metropolitana de Lisboa. Acrescenta-se ainda, a norte da capital, partilhando a mesma classe de risco elevado, os concelhos de Sintra, Odivelas, Arruda dos Vinhos e Sobral de Monte Agraço. Adicionalmente, a noroeste, e no que poderá também ser um provável processo de realocização do risco, talvez condicionado por hábitos

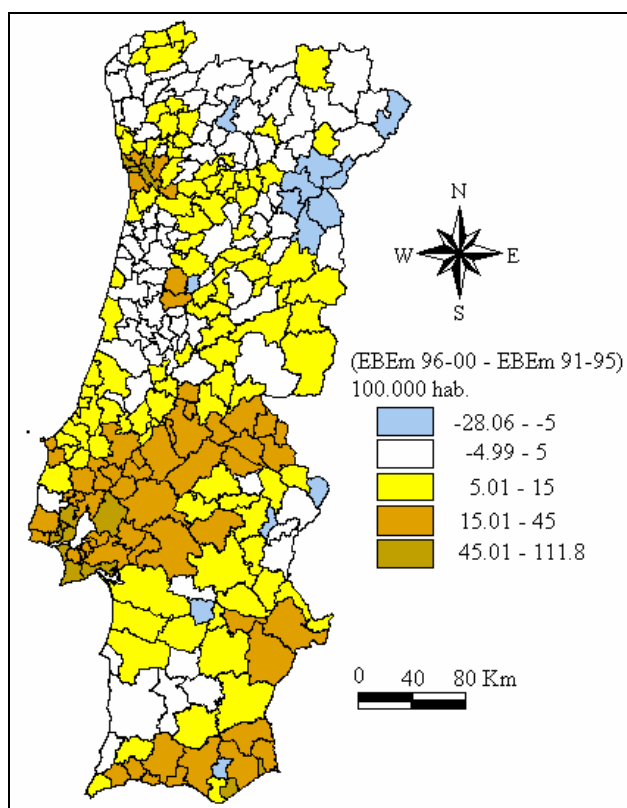
toxicodependentes, encontramos dois outros concelhos, Peniche e Lourinhã, que exibem valores de risco igualmente levados. Formando um segundo anel externo, expandindo-se também em contínuo, podemos observar a existência de um vasto conjunto de concelhos colocados na classe de risco imediatamente abaixo [25,25-44] que envolvem por completo o núcleo principal, anteriormente mencionado, prolongando-se a oeste, quase ininterruptamente até ao limite fronteiriço.

Mais a sul, no Algarve, destaca-se com risco extremo, sob a linha de fronteira, o concelho de Vila Real de St.º António, para além de outros 4 concelhos com risco elevado: Loulé, Albufeira, Olhão e Castro Marim. Deve também merecer atenção o facto de os restantes concelhos da região aparecerem posicionados numa classe de risco mais moderada [25,26-44], excepção feita aos concelhos de Aljezur e Vila do Bispo que apresentam valores francamente inferiores. Estamos pois a mencionar uma área do país que sazonalmente recebe elevados fluxos de população veraneante, nacional e estrangeira, mantendo por esta via elevada conectividade com diversos centros urbanos nacionais e europeus, à qual pode ser acrescentada a procura de sexo comercial de modo informal ou organizado.

A norte, encontramos valores de risco extremo no concelho do Porto, rodeado concentricamente por 5 concelhos, dos quais 4 exibem risco elevado [44,01-90] - Matosinhos, Maia, Gondomar e Valongo; colocando-se Vila nova de Gaia na classe imediatamente inferior.

As tendências aqui esboçadas, podem ser corroboradas pela observação da variação das *EBEm* verificadas entre os dois quinquénios (Fig. 10.10), onde as três áreas de risco agora identificadas, emergem de uma forma particularmente evidente.

Figura 10.10 – Variação das *EBEm* (1996-2000 e 1991-1995)



Para além da aplicação da metodologia de *EBE*, procurando alcançar medidas de risco mais consistentes, seria também recomendável averiguar o modo como o evento óbitos por causa VIH/SIDA se distribuía, validando nas diferentes áreas do território a existência de um comportamento aleatório ou espacialmente dependente. Para este fim utilizou-se como medida de autocorrelação espacial univariada o *Índice Global de Moran* (*I de Moran*), cujos valores variam entre 1 e -1.

Assim, assinala-se *dependência espacial* quando *I* é *positivo*, com os valores das áreas vizinhas (primeira ordem) a evidenciarem *similaridade entre si*. Quando o valor de *I* é 0 ou próximo de 0, verificamos que não existe qualquer autocorrelação espacial, ou seja que as variáveis são *espacialmente independentes*. Se *I* obtém valores *negativos*, existe *dependência espacial* mas, neste caso os valores das áreas vizinhas são *dissemelhantes*, autocorrelação negativa.

Pra além da mensuração do valor de *I*, a construção de uma *Gráfico de Dispersão de Moran* (*GD Moran*) permite-nos observar de forma mais impressiva a distribuição do atributo em causa comparando-a com a média dos valores dos atributos dos vizinhos, distribuindo-os por quadrantes:

A₁ – valores altos com médias de vizinhos altas (*alto-alto*); **A₂** – valores baixos com médias de vizinhos baixas (*baixo-baixo*); detectando por esta via uma determinada localização cuja vizinhança tem valores idênticos (Anselin, 1995).

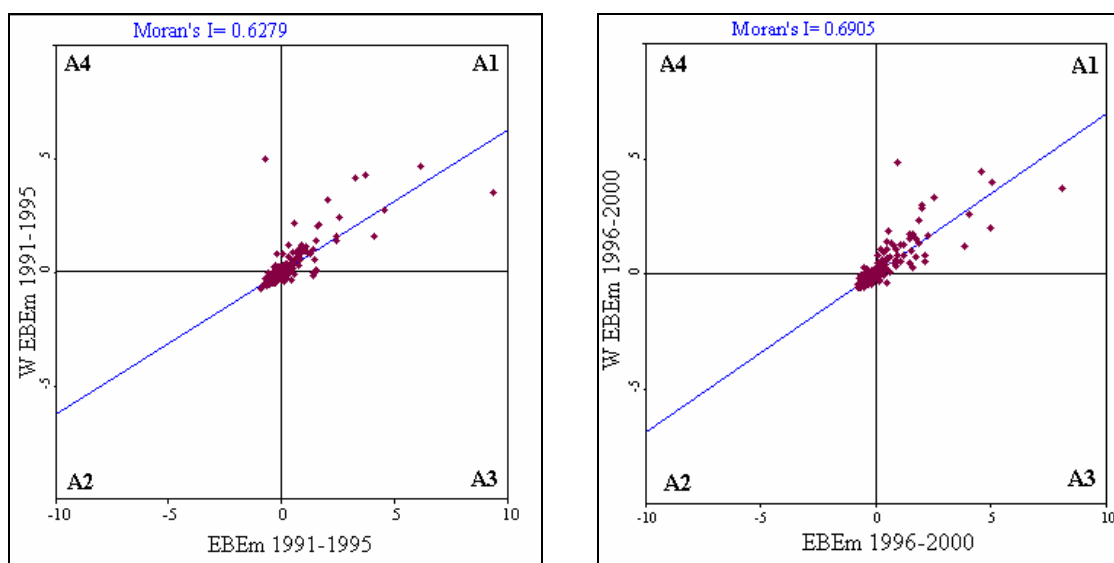
Nos restantes quadrantes evidenciam-se associações espaciais negativas, ou seja, localizações com valores de vizinhança dissemelhantes. **A₃** – valores altos com médias de vizinhos baixas (*alto-baixo*); **A₄** – valores baixos com médias de vizinhos altas (*baixo-alto*).

Assim, para os dois quinquênios foram calculados os respectivos *I de Moran* bem como a representação dos atributos nos respectivos *GD Moran* (Fig. 10.11).

Como se pode verificar para os dois intervalos o valor do *I de Moran* não é particularmente elevado, respectivamente $I = 0,63$ para 1991-1995 e $I = 0,69$ para 1996-2000, o que significa uma fraca dependência espacial da variável observada.

Da observação do *GD Moran* correspondente ao primeiro intervalo (Fig. 10.11), verifica-se uma levada concentração de pontos na proximidade de 0, com fraca dispersão de alguns concelhos pelo quadrante **A₁**, sinalizando, todavia, a presença de áreas que exibem valores altos, sendo as médias dos vizinhos de primeira ordem igualmente altas, correspondendo, seguramente, à mancha anteriormente descrita em torno de Lisboa e Oeiras e que se alargava em contínuo a 8 concelhos limítrofes.

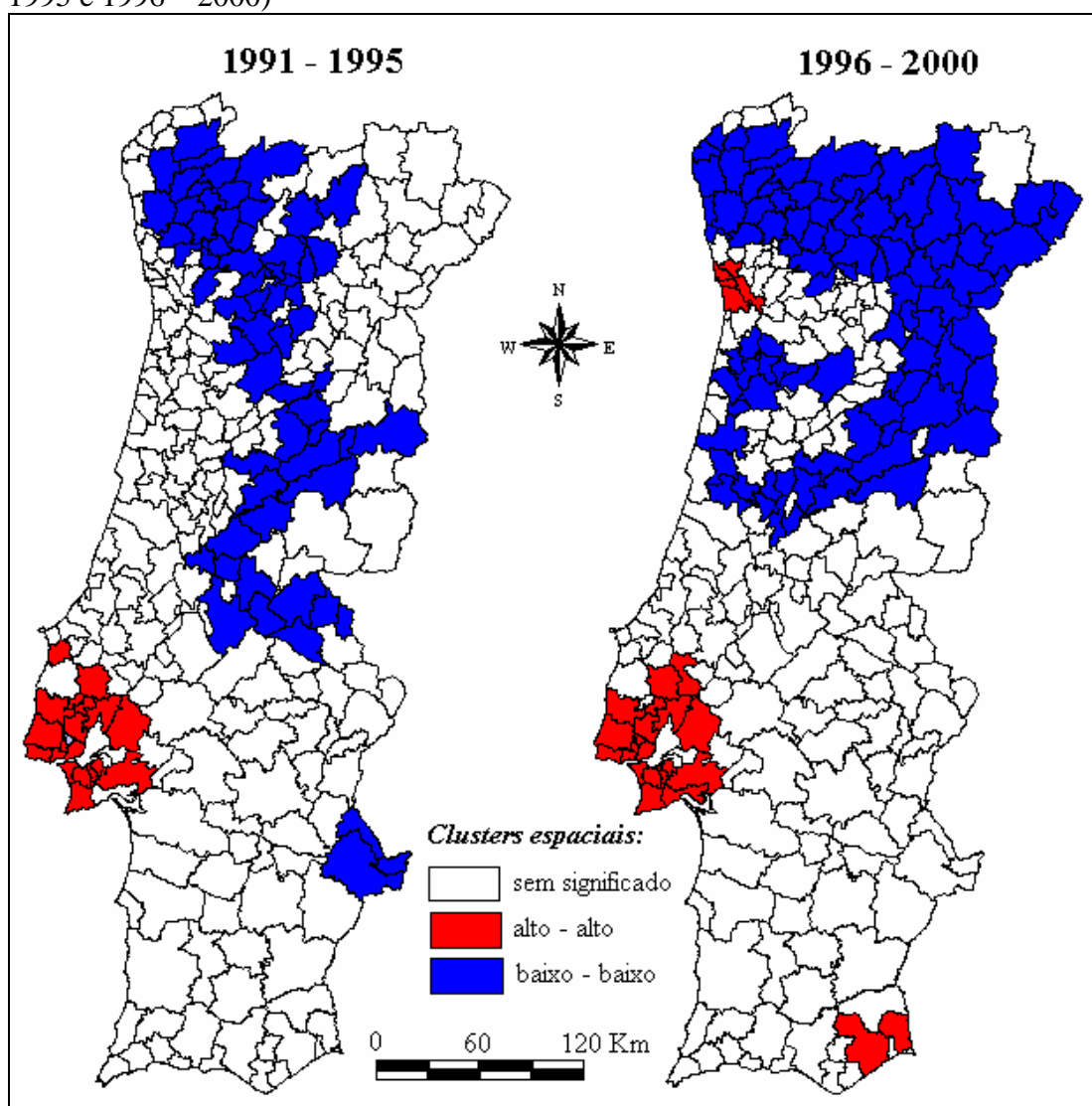
Figura 10.11 – *I de Moran* e *GD Moran* para *EBEm* (1991 - 1995 e 1996 – 2000)



No período seguinte, 1996-2000, embora o valor de I sofra um ligeiro aumento, a distribuição das variáveis pelos quadrantes é relativamente semelhante à anterior, verificando-se no entanto um maior número de pontos que no quadrante A_1 (*alto-alto*) se distanciam da origem.

Porque I de Moran corresponde a uma medida global de autocorrelação, procurou-se averiguar, através da aplicação de *indicadores locais de autocorrelação*, se existiriam no território continental sub-regiões com dependência espacial significativa. Para este fim recorreu-se o *Índice Local de Associação Espacial (LISA)*, permitindo-nos construir um índice de autocorrelação espacial para cada área, com o objectivo de identificar *clusters* territoriais onde a associação espacial é estatisticamente significativa, segundo os quadrantes do *GD Moran* (Fig. 10.12).

Figura 10.12 – Mapa de *clusters* LISA para a *EBEm* por causa VIH/SIDA (1991 – 1995 e 1996 – 2000)



De acordo com o demonstrado na figura 10.12, os *clusters* detectados através da avaliação significância do indicador local de autocorrelação, validam, agora com maior precisão, a análise anteriormente feita sobre áreas com elevado risco de óbito por causa VIH/SIDA para os dois intervalos.

Assim, no primeiro período, 1991-1995, a nossa atenção fixa-se a sul, na área de Lisboa, numa mancha que se expande de forma quase contínua, composta por 19 concelhos, que *evidenciam uma dependência espacial entre si para o fenómeno investigado*, exibindo de uma forma quase homogénea valores de risco alto (exceptuam-se os concelhos de Odivelas, Moita e Montijo [margem sul]), estando rodeados por vizinhos de primeira ordem cuja média é igualmente elevada: Lisboa, Oeiras, Amadora, Cascais, Sintra, Mafra, Lourinhã, Alenquer, Arruda dos Vinhos, Sobral de Monte Agraço, Loures, Vila Franca de Xira, Benavente (margem norte); Almada, Seixal, Barreiro, Moita, Palmela e Sesimbra (margem sul).

No período seguinte, 1996-2000, para além do *cluster* anteriormente identificado e que apresenta agora ligeiras alterações, emergem mais duas outras áreas, uma a norte envolvendo o Porto, e outra a sul, na região do Algarve, onde dois concelhos sinalizam dependência espacial com valores altos: Castro Marim e Tavira, não tendo este último sido ainda assinalado, o que sugere uma agudização regional do fenómeno no segundo quinquénio, facto testemunhado pelo comportamento dos indicadores de risco estimados.

No caso do *cluster* localizado na área de Lisboa, a sua morfologia mantém-se idêntica, ocorrendo alguma movimentação de concelhos que evidenciam dependência espacial e valores altos. Assim, deixam de estar assinalados em relação ao período anterior os concelhos de Lourinhã e Sobral de Monte Agraço (margem norte), e são agora incluídos os concelhos de Odivelas e Azambuja.

Na região norte, destaca-se neste período um *cluster* composto por 5 concelhos que evidenciam dependência espacial para o fenómeno investigado, exibindo valores altos, tendo adjacentes médias dos vizinhos igualmente altas: Porto, Vila Nova de Gaia, Matosinhos, Maia e Gondomar.

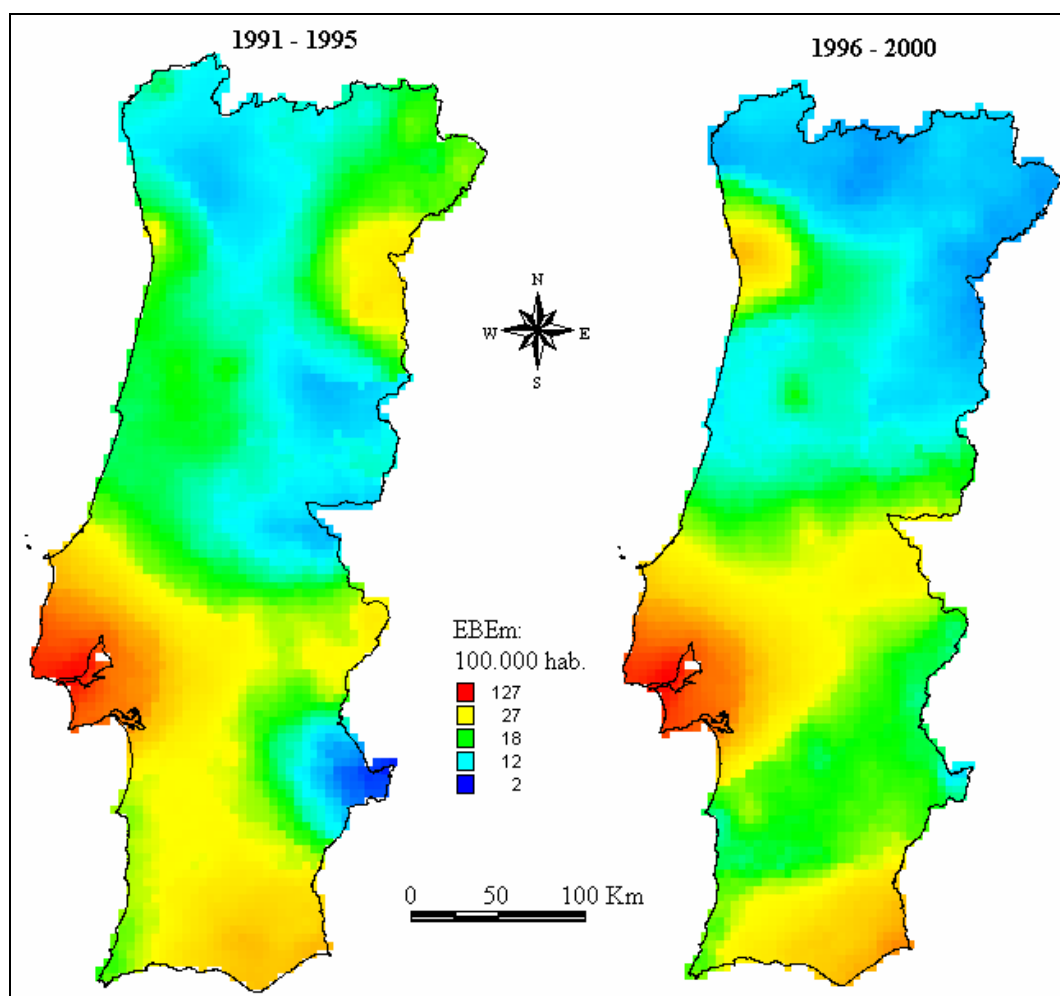
Por último decidiu-se estimar a intensidade do evento óbitos por causa VIH/SIDA, desprezando os limites concelhios até aqui impostos, tomado a distribuição do fenómeno no espaço de forma contínua, abandonando, conseqüentemente, a leitura do

risco em função de áreas administrativas, passando a ser feita em função das superfícies consideradas em cada *pixel*.

Para este fim, tornou-se necessário recorrer a métodos de interpolação espacial de modo a que, partindo de pontos amostrais, que neste caso correspondem aos centroides dos 278 concelhos considerados, pudéssemos prever os valores de risco para qualquer área contida no território continental.

Tirando partido de uma ferramenta disponibilizada pelo *software* – *MapInfo Professional 6.0*, submetemos os valores da *EBEm* a actuação de um *interpolador inexacto de distância inversa*, para que se estimasse para cada *pixel* (1 km²) o valor de risco, sabendo que para a construção destes indicadores seriam considerados os pontos amostrais encontrados num raio de busca fixado em 50 km, variando o valor estimado para cada ponto na razão inversa da distância aos respectivos pontos amostrais encontrados (centroides) (Fig. 10.13).

Figura 10.13 – Superfície de densidade para *EBEm* (1991-1995 e 1996 – 2000) a partir da aplicação de um *Interpolador Inexacto de Distância Inversa*



Tal como seria expectável, ainda que partindo de um registo diferente, tomando agora o espaço em contínuo, emergem impressivamente nos dois períodos as mesmas áreas de risco anteriormente assinaladas permitindo-se, desta feita, uma observação mais fluida e dinâmica sobre as tendências de expansão do fenómeno no espaço e no tempo.

No primeiro intervalo, facilmente se confirma que o risco se encontra centrado na área da capital, fluindo para sul através da construção de um corredor quase vertical de risco intermédio, até ao Algarve, onde volta a ganhar dinamismo a sueste, junto ao litoral, confinando com a linha de fronteira. Destaca-se ainda a existência de três manchas isoladas que podem, genericamente, corresponder a processos de difusão hierárquica e/ou por realocização:

- A sul, na raia alentejana emerge uma zona de risco intermédio, expandindo-se de Campo Maior até Estremoz, não coalescendo completamente com o núcleo principal centrado a oeste;
- A norte, posiciona-se também uma zona de risco intermédio, abrangendo de igual modo uma região fronteira, num triângulo composto por Freixo de Espada à Cinta, Almeida e Pinhel;
- Por último, observa-se uma pequena eclosão no litoral noroeste, sinalizando a emergência de uma zona de risco a níveis igualmente moderados no eixo Porto, Vila Nova de Gaia e Matosinhos.

Da observação do segundo intervalo, consolidam-se, maioritariamente, as tendências espaciais anteriormente esboçadas:

- A norte, em torno do Porto, o evento óbitos por causa VIH/SIDA consolida o processo de expansão anteriormente sinalizado e iniciado, alargando significativamente a sua influência num raio de vizinhança próximo dos 50 Km;
- Na área de Lisboa o processo de expansão mantém a sua progressão, reposicionado todavia a sua orientação, evoluindo agora na direcção Ésnordeste, no sentido dos concelhos raianos de Nisa, Castelo de Vide e Marvão, ao mesmo tempo que interrompe a linha de continuidade que mantinha a sul com o Algarve, interpondo-se agora em toda a largura do território uma faixa de risco inferior.

Em termos interpretativos, o que releva é a ocorrência de um processo de expansão do risco de mortalidade por VIH/SIDA que ocorre de forma mais intensa nos concelhos com maior número de efectivos populacionais que compõe as duas áreas metropolitanas de maior dimensão nacional, ancorados nas cidades de Lisboa e Porto, ou a Sul em alguns concelhos algarvios, o que não surpreende em absoluto em termos geográficos e epidemiológicos.

De acordo com o conceptualizado pelo “modelo de gravidade”, reconhece-se que os maiores aglomerados populacionais tendem a estabelecer interações mais intensas entre si, embora em termos preditivos se tenha a clara percepção que o curso da epidemia não segue territorialmente o *ranking* da hierarquia urbana. Tal como adverte Gould (1993), o processo de difusão do VIH/SIDA beneficia largamente da elevada conectividade que se estabelece entre diferentes centros urbanos, permitindo o fluxo mais ou menos intenso de pessoas. Todavia, a compreensão dos processos de contágio hierárquico, mais do que o contágio regional por expansão, deve ser interpretado na lógica de um espaço que é estruturado pela presença humana onde, para além da conectividade física, estão presentes outros factores de atracção e de risco que se assumem como diferenciadores: a oferta turística, territórios de moral mais ou menos liberal¹, a facilidade de aquisição e consumo de drogas, o anonimato facilitado pelas urbes de maior dimensão, as bolsas de pobreza, o sexo comercial.

É pois no interior de alguns destes “lugares” que emergem verdadeiros epicentros da infecção por VIH/SIDA, em territórios onde se conjugam as condições apontadas por Singer (1994; ver Cap. 8) como estruturadoras do denominado “*perfil sindémico*”, cuja actuação cumulativa gera “situações de alto risco” gerando, em alguns casos, padrões epidemiológicos atípicos em relação às demais áreas circundantes.

Assim, a observação do risco, tal como anteriormente foi exposto, não deve ser apartada de uma explicação geográfica e social. O risco de mortalidade está presente de uma forma mais intensa nas franjas dos grandes aglomerados urbanos onde encontramos com maior frequência territórios de exclusão, para onde afluem e se instalam segmentos populacionais detentores de baixos rendimentos, privação múltipla e fracos recursos. Não raro estabelecem-se espaços de precariedade e clandestinidade urbana, marcados por uma economia informal e por redes de solidariedade grupal e étnica que são simultaneamente de ajuda e de ocultação, interpretando de forma passiva ou até mesmo

¹ Ex.: roteiros turísticos ou cidades com a designação “*gay friendly*”.

solidária comportamentos de risco que advêm da oferta e procura de sexo comercial, da violência doméstica e da prática de sexo coercivo, do consumo de substâncias ilícitas, de situações de grave pobreza e indigência, da vulnerabilidade latente na condição de imigração ilegal, que se conjuga com a incapacidade de se exercitarem direitos, seja por desconhecimento seja por ausência de poder.

Peso o facto de as situações de vulnerabilidade sanitária e social não serem exclusivas destes territórios, não podendo nem devendo ser generalizadas à totalidade dos seus ocupantes, sob pena de incorreremos numa indesejável falácia ecológica, é absolutamente inegável que reúnem um conjunto de “*handicaps*” que condicionam de forma mais ou menos severa a existência destas populações ao nível dos estilos de vida, das relações sociais, da cultura de valores, das motivações e aspirações, da auto-estima e do projecto de vida.

Não sendo possível actuar com total sucesso a montante da doença e reconhecendo falibilidade nas políticas específicas de prevenção primária, interessa pois averiguar quais os recursos disponíveis e como se comporta a procura e a oferta de cuidados de saúde, especificamente ao nível dos cuidados de saúde diferenciados orientados para a patologia VIH/SIDA.