

Os comportamentos de risco dos jovens portugueses e a sua mortalidade

Pouco mais de trinta anos após a publicação do livro de John Graunt (1662) com que foram iniciados os estudos demográficos e onde eram dadas indicações acerca da lei da sobrevivência da população londrina (capítulo XI), a comunidade científica de finais do século XVII foi brindada com o estudo do matemático e astrónomo E. Halley (1693) sobre a mortalidade de Breslau, no qual figurava a primeira tábua de mortalidade baseada em dados de facto. Desde então nunca mais ela deixou de ser objecto de aperfeiçoamentos por parte de cientistas de relevo, desde Milne (1815) a Chiang (1984), passando por Lotka (1934) e Keyfitz (1977), para apenas mencionar alguns dos mais relevantes.

A mortalidade é, de todas as variáveis demográficas, a mais dependente das leis da natureza, embora nem sempre tenha havido consenso acerca do que a explica (Le Bourg, 2001). Não admira, pois, que os demógrafos tenham tentado encontrar modelos matemáticos para descrever a sua evolução, quer em termos sincrónicos, quer diacrónicos, de forma a encontrar a sua «lei» ou «força». Gompertz foi um dos que primeiro estudaram esta regularidade. Assinalando entre as suas causas a «deterioração» do corpo e o azar que ocorre sem que haja «prévia disposição para a morte», chega a uma lei que pode ser expressa na fórmula $y = ka^{b^x}$ (Gompertz, 1825, pp. 281-282). A partir de então, vários tipos de modelização foram propostos, entre outros, por Coale e Demeny (1966), Ledermann (1969), Keyfitz e Flieger (1971), Keyfitz (1977) e Brass (1974), os quais, ou aprofundaram as diferenças dos regimes de mortalidade, ou definiram algoritmos de verificação dessas constantes, ou estabeleceram as relações entre os diversos tipos de curvas. E, dada a importância crescente da mortalidade após os 80

* Faculdade de Ciências Humanas da Universidade Católica Portuguesa.

anos, autores como Thatcher *et al.* (1998) estenderam alguns modelos matemáticos a estas idades.

Este esforço de teorização da força da mortalidade refere-se essencialmente às causas «naturais» e remotas relacionadas com o envelhecimento e com outras circunstâncias aleatórias que interferem na sua evolução. A elas devem, porém, ser acrescentados os factores próximos que, decorrendo de atitudes e comportamentos voluntários, perturbam cada vez mais os modelos que anteriormente a descreviam quase perfeitamente.

Este trabalho parte da distinção entre estes dois tipos de causas e, com base nela, tenta estabelecer a importância dos factores exógenos na diferenciação entre a mortalidade masculina e feminina em Portugal entre 1960 e 2001. Mais especificamente, tenta definir a parte que os comportamentos de risco da população masculina têm nas suas taxas específicas de mortalidade por idades, enquanto estas se afastam das esperadas, em função dos modelos teóricos que lhes são aplicáveis e que nos propomos descobrir¹.

A QUESTÃO E O MÉTODO

A nível dos factos, pode dizer-se que, durante grande parte do século XX, a mortalidade portuguesa resultava da operação das leis da natureza ou de causas conjunturais. Tudo o que se relacionava com as atitudes e comportamentos era como que subsumido nas tendências gerais. O crescimento da mortalidade em função das idades, após a pré-adolescência, em ambos os sexos, era bastante regular. Mesmo as epidemias não alteravam de forma sensível este padrão, pois atingiam de forma aleatória toda a população em função da fragilidade e morbidade já consignadas nas taxas. Por outro lado, os comportamentos específicos indutores de maior mortalidade raramente tinham dimensão suficiente para serem notados nas estatísticas. O próprio suicídio — a única causa tradicional externa com distribuição etária não conforme com a mortalidade natural — não tinha dimensão suficiente para alterar a configuração tradicional das curvas de mortalidade.

Esta situação manteve-se até à década de 60, durante a qual se verificaram as maiores transformações da demografia portuguesa, não só no que diz respeito aos níveis e estrutura da mortalidade, como veremos, mas também da fecundidade. No que a esta diz respeito, quando estudada em termos das taxas líquidas de reprodução, verificamos que mantêm durante toda a década

¹ Para não tornar demasiado pesado o texto com informação pouco útil não são indicadas em pormenor as fontes utilizadas na feitura das figuras contidas neste trabalho. Bastará dizer que resultam de cálculos do autor sobre dados do INE, retirados quer de publicações em papel (*Recenseamentos de 1960, 1970 e 1981 e Estatísticas Demográficas de 1960-61, 1970-71, 1980-81, 1990-91 e 2000-01*), quer do CD dos *Censos de 2001*, quer ainda de <http://www.ine.pt> (*Biblioteca Digital e Estatísticas de Saúde*).

de 60 níveis ainda mais elevados do que quando a natalidade começou a decrescer, nos fins da década de 20. Pode, pois, dizer-se que, até então, o sistema demográfico estava auto-regulado nas suas componentes principais. A emigração da década de 60 não é mais do que uma manifestação do facto. A ruralidade dominante, com a sua insistência nos modelos tradicionais de comportamento, bem como o sistema social e político bloqueado, eram condicionantes suficientes para que se mantivesse este estado de coisas.

Uma das expressões destes factos e condicionamentos é a evolução das taxas de mortalidade de homens e mulheres por ocasião do censo de 1960, enquanto contrapostas às verificadas em 1980-1981, 1990-1991 e 2000-2001. No primeiro destes censos, com uma mortalidade quase exclusivamente atribuível a causas naturais, com uma fecundidade a níveis bastante elevados e com uma emigração reduzida, o sistema demográfico mantinha um certo potencial de crescimento.

Nos anos subsequentes começam, porém, a aparecer várias perturbações no equilíbrio do sistema, acompanhadas ou provocadas por outras mudanças profundas: em 1970 declaram-se os efeitos da emigração para a Europa e dos anos da guerra do ultramar nas estruturas da população e nos seus comportamentos; em 1981 torna-se visível o impacto da revolução política e da vinda dos retornados das ex-colónias; em 1991, com a consolidação da democracia e com a entrada de Portugal na União Europeia, as classes médias manifestam uma maior afluência; em 2001, o país, sem deixar de ter uma emigração significativa, assume-se como país de imigração. Assiste-se, pois, nestes quarenta anos, a grandes mudanças estruturais, acompanhadas de transformações culturais de peso semelhante, sendo os reflexos de tudo isto visíveis nos comportamentos dos portugueses, designadamente no que se refere à mortalidade diferencial de homens e mulheres.

Os efeitos destas mudanças nos fenómenos demográficos são profundos, o que pode ser especificado mediante algumas notas relativas às taxas de mortalidade por idades, que, enquanto reguladas pelas leis da natureza — período de 1920 a 1940 —, tinham uma configuração em *U* quase regular. De facto, em todo este período, a mortalidade infantil era quase tão elevada como a das pessoas com 80 e mais anos e só progressivamente se vão manifestando as suas diferenças. Mas só a partir de 1960 são verdadeiramente significativas. De facto, as diferenças entre a mortalidade infantil e a das pessoas de ambos os sexos com mais de 85 anos eram de 14,5% em 1920, de 28,9% em 1930, de 52,8% em 1940, de 125,5% em 1960 e de 259,9% em 1970. A configuração da curva da mortalidade por idades vai, pois, tendo cada vez mais uma configuração em *J* alongado característico da pós-transição demográfica, que Portugal atingiu nas décadas de 1990 e 2000. No entanto, a década das mudanças demográficas mais marcantes é a de 60.

De forma a demonstrar a validade destes pressupostos no que se refere à mortalidade, procedemos ao cálculo das suas taxas específicas por idade,

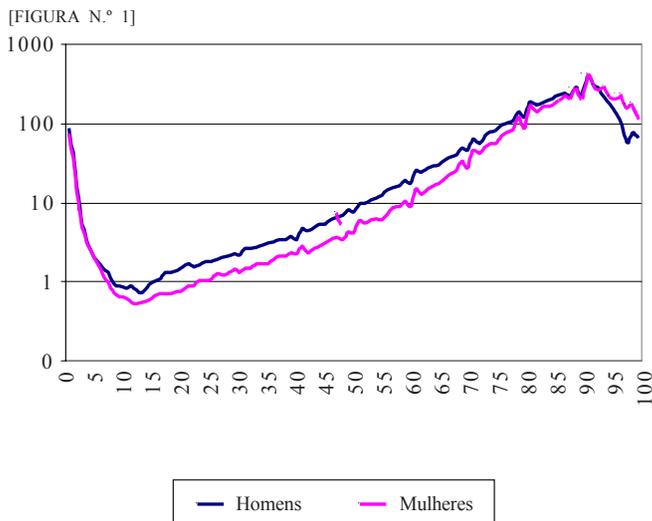
ano a ano, à volta dos anos censuais de 1960 a 2001. Nestes cálculos, a população foi corrigida pela fórmula do crescimento contínuo, de maneira a obter os efectivos no dia 31 de Dezembro do primeiro ano do biénio em causa: 1960-1961, 1970-1971, etc. No respeitante aos óbitos, foram utilizados os dados de cada idade — i — do biénio, mais metade dos óbitos de $i-1$ e metade dos óbitos de $i+1$, respectivamente do primeiro e segundo ano, de forma a ter em conta todas as pessoas que morreram com a mesma idade.

AS CONFIGURAÇÕES DA MORTALIDADE

Na apresentação destes resultados (figuras n.ºs 1-5) recorremos a gráficos em escala semilogarítmica, de maneira a mais facilmente identificar os fenómenos que nos interessam e visualizar a quase constância da taxa de crescimento da mortalidade em relação aos valores da idade imediatamente anterior, desde a pré-adolescência até às idades mais avançadas.

Quando olhamos para a figura n.º 1, referente a 1960-1961, notamos que tanto a curva da mortalidade do sexo masculino como a do feminino, após os 10-13 anos, têm uma configuração que parece próxima da do modelo proposto por Gompertz, já que os seus logaritmos têm uma ligeira curvatura. De facto, se não atendermos às pequenas variações locais, torna-se claro haver um ligeiro aumento no coeficiente de crescimento.

Portugal, 1960-1961 — taxas de mortalidade de homens e mulheres por anos de idade



Do gráfico também se deduz que há um quase paralelismo na evolução das curvas da mortalidade masculina e feminina entre os 20 e os 65 anos, tendo as mulheres valores mais baixos do que os homens, tal como acontece nos países onde a situação demográfica é regular, que as duas curvas começam a aproximar-se a partir dos 65 anos em diante, sendo quase idênticas por volta dos 90 anos, e que, a partir de então, é mais elevada a mortalidade feminina do que a masculina.

Não deixa de ser, por outro lado, evidente no gráfico que tanto a alta mortalidade infantil como as irregularidades na progressão das taxas nas idades mais avançadas configuram uma situação demográfica relativamente espontânea, o que quer dizer, em termos do nosso propósito, que, pelos meados do século xx, a mortalidade dependia fundamentalmente de condições naturais que atingiam de forma previsível e indiferenciada todas as coortes. De facto, em nenhum lado se notam grupos etários com bolhas de sobremortalidade que não possam se atribuídas a erros estatísticos.

A análise confirma, pois, a hipótese avançada: em 1960, o sistema demográfico ainda estaria auto-regulado. A alta mortalidade dos primeiros anos de vida está de acordo com tal pressuposto, pese embora o facto de vir a descer desde quase o início da década de 40 e de a natalidade ter acompanhado essa evolução desde finais da década de 20. Acontece, porém, que este efeito não se fazia sentir em virtude de as taxas líquidas de reprodução só começarem a descer verdadeiramente durante a década de 70.

A evolução da mortalidade por sexos, representada na figura n.º 2, referente a 1970-1971, é, no essencial, semelhante à anterior: o mesmo crescimento, quase paralelo, das duas curvas, a aproximação entre as mortalidades feminina e masculina por volta dos 90 anos e a maior mortalidade das mulheres relativamente aos homens após essa idade.

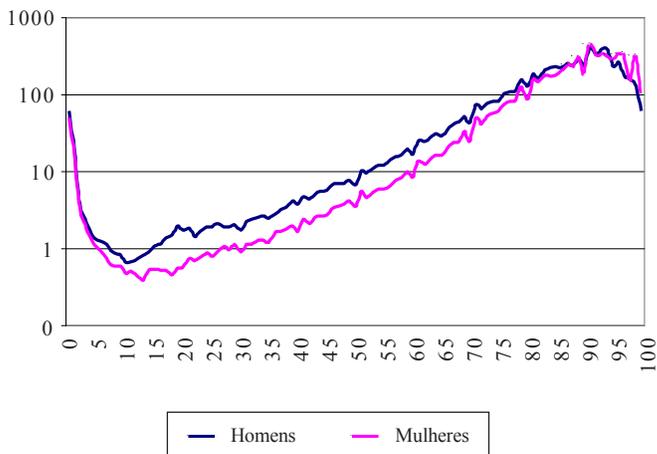
Duas realidades, no entanto, emergem do gráfico: uma menor mortalidade infantil em ambos os sexos e um ligeiro empolamento da mortalidade masculina entre os 16 e os 30 anos. Igualmente notório é que a mortalidade feminina descreve uma linha curva ascendente após os 12-13 anos de idade e que os factores condicionantes do aumento de mortalidade entre os jovens do sexo masculino não parecem afectar minimamente a mortalidade feminina.

Algumas destas observações são válidas para a mortalidade de 1980-1981 (figura n.º 3), com a diferença de que a sobremortalidade dos jovens do sexo masculino depois dos 16 anos se intensifica e de que esse efeito se prolonga até por volta dos 35 anos.

Outro facto menos evidente é que a mortalidade feminina entre as idades dos 16 e dos 30 anos regista valores que possivelmente não coincidem com os da tendência que parece desenhar-se entre os 31 e os 85 anos. Mas tais diferenças parecem muito pequenas. Por isso, só a sobremortalidade masculina merece ser explorada, o que não impede que aquela constatação deva ser tida em conta no cálculo das tendências, como se verá mais adiante.

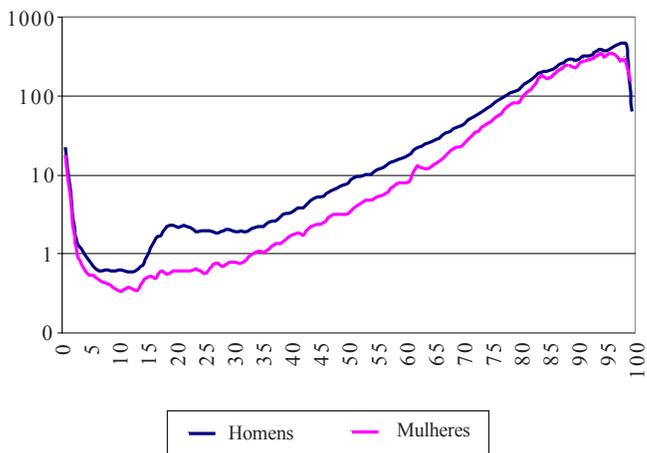
Portugal, 1970-1971 — taxas de mortalidade de homens e mulheres por anos de idade

[FIGURA N.º 2]



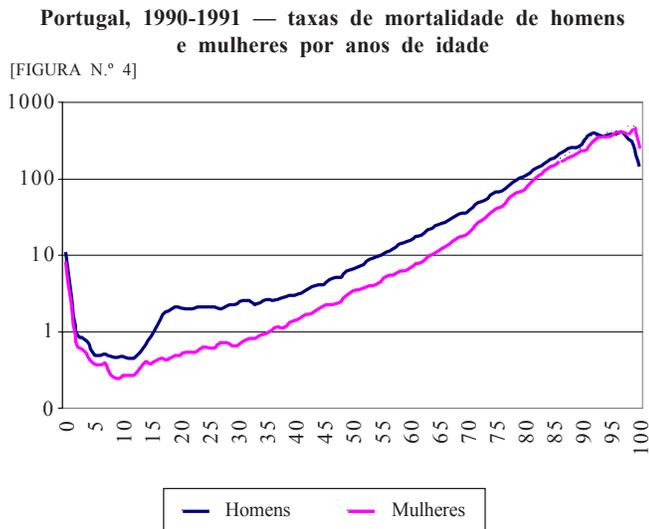
Portugal, 1980-1981 — taxas de mortalidade de homens e mulheres por anos de idade

[FIGURA N.º 3]



A evolução das curvas da mortalidade referente aos anos de 1990-1991 (figura n.º 4) deixa-nos a impressão de que os comportamentos dos jovens do sexo masculino de 16 e mais anos seguem o mesmo padrão de sobremortalidade de 1980-1981, com uma diferença significativa: os factores

que a determinam parecem prolongar-se por muito mais tempo — até cerca dos 50 anos de idade.



O ligeiríssimo aumento de mortalidade feminina entre os 16 e os 30 anos, já notado em 1980-1981, parece não ter desaparecido em 1990-1991: dos 15 aos 30 anos as raparigas parecem sofrer um ligeiro acréscimo de mortalidade, embora muito mais pequeno do que o dos rapazes.

A mesma leitura poderá ser feita acerca dos dados da mortalidade feminina de 2000-2001, já que na figura n.º 5 parece existir um ligeiro excesso de mortalidade entre os 16 e os 25 anos. Mas o padrão não é idêntico: entre os 26 e os 30 a sobremortalidade converte-se em submortalidade.

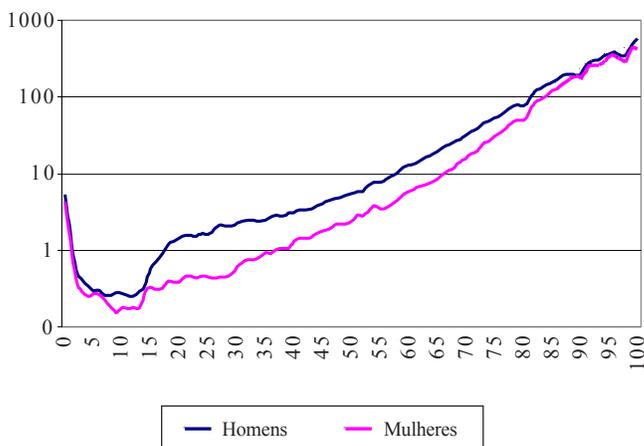
Estas irregularidades, bem como as das duas figuras anteriores, são tão pequenas que bem pode acontecer não serem significativas. A sua constância ao longo destas três décadas obriga, no entanto, a referir a possibilidade de dependerem do mesmo género de causas que afectaram a sobremortalidade masculina.

Seja como for, o aumento de mortalidade das mulheres na adolescência e juventude não pode ser comparado ao dos homens, quer por este ser muito maior, quer por ser mais prolongado em anos de idade. Um exame atento das curvas de 2000-2001 mostra, com efeito, o forte surto de mortalidade do sexo masculino entre os 14 e os 22 anos, prolongado, de certa maneira, até aos 50. Ou seja: os comportamentos que levaram ao aparecimento da sobremortalidade na década de 80 continuam a afectar os homens até à meia-idade, sendo de presumir que decorrem de culturas grupais que cada

vez se estendem mais no tempo. O que era um pequeno excesso de mortalidade em 1970 desdobrou-se, pois, em intensidade e extensão. A figura n.º 5 mostra ainda que tanto o início como o final das curvas referentes a homens e mulheres se distinguem de todas as que foram representadas anteriormente no que se refere à diminuta mortalidade infantil e ao crescimento constante das taxas de mortalidade até aos 100 anos.

Portugal, 2000-2001 — taxas de mortalidade de homens e mulheres por anos de idade

[FIGURA N.º 5]



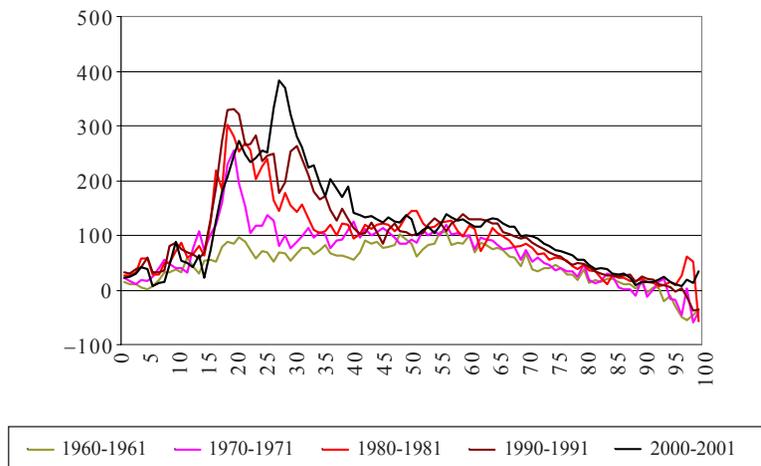
Deste conjunto de observações deduz-se que a sobremortalidade da população masculina não é circunstancial. Tem, sim, características estruturais, pois subsiste nas coortes que a experimentaram em 1980-1981 e 1990-1991. A consistência dos factos não permite afirmar outra coisa. Por outro lado, os ligeiros excessos de sobremortalidade do sexo feminino, embora possivelmente decorrentes das mesmas causas, não sendo tão demarcados, não podem ser interpretados no sentido de provirem do mesmo conjunto de factores.

Uma parte desta análise visual ganha precisão na figura n.º 6, onde são comparadas as diferenças percentuais da sobremortalidade masculina relativamente à feminina.

Por ser uma medida que toma a mortalidade feminina como base de cálculo, dela não consta qualquer indicação sobre a eventual sobremortalidade das mulheres. Mas o que ela indica é ilustrativo do que deduzimos antes. E dela resulta que são tanto mais longos os períodos de sobremortalidade masculina quanto mais recente é a década a que se referem e que, mesmo após os 50 anos de idade, as diferenças entre as mortalidades, em termos de sexo, aumentam de década para década.

Portugal, 1960-2001 — percentagens de sobremortalidade masculina relativamente à feminina

[FIGURA N.º 6]



OS MODELOS DE MORTALIDADE

A análise feita até aqui, com base na observação visual dos gráficos, é, obviamente, imprecisa. Permite-nos, no entanto, identificar os anos em que se verificou a sobremortalidade e definir os que podem ser utilizados na descoberta da lei que os descreveria a todos.

A informação acerca dos anos a excluir das linhas de tendência entre os 10 e os 85 anos de idade está compendiada no quadro n.º 1. Ao que dela consta apenas se deve acrescentar que, no que se refere à mortalidade feminina de 2000-2001, também foram excluídos os dados relativos aos 10-13 anos por os seus valores estarem muito distantes dos demais.

Anos retirados das séries entre os 10 e os 85 anos de idade para o cálculo das linhas de tendência

[QUADRO N.º 1]

Ano	Homens	Mulheres
1960-1961	Nenhum	Nenhum
1970-1971	16-30 anos	Nenhum
1980-1981	16-35 anos	16-30 anos
1990-1991	16-40 anos	16-30 anos
2000-2001	16-50 anos	16-30 anos

Uma questão se coloca, porém, antes de prosseguirmos com o estudo: será legítimo e correcto utilizar os valores referentes aos 10-15 anos de idade no cálculo do modelo, sobretudo quando os hiatos entre os seus valores e os seguintes se estendem por trinta e cinco anos, como em 2000-2001? Não estaremos, assim, a condicionar demasiado os seus parâmetros?

É evidente que a resposta a esta questão não pode ser dada em termos teóricos. A única garantia que temos é que o modelo de Gompertz, ou outro semelhante, descreve com fidelidade um grande número de curvas de mortalidade quando não afectadas por causas estranhas à mortalidade «natural». Neste pressuposto se baseia este trabalho. E os resultados parecem justificar a escolha, já que as linhas de tendência passam claramente através dos valores das idades mais jovens, mas também pelo centro das taxas das idades em que a curva é retomada.

Resolvida esta dúvida, ensaiámos diversos modelos matemáticos sobre os logaritmos das taxas de mortalidade de cada uma das figuras n.^{os} 1-5. Deste estudo resultou que a fórmula de Gompertz não era a que melhor os descrevia, ou tinha valores mais consistentes, tanto para os homens como para as mulheres, mas sim a quadrática, na forma $y = exp(a+bx+bx^2)$. Os parâmetros encontrados, assim como os coeficientes de correlação de cada uma das séries, são os que constam do quadro n.º 2, composto de duas partes, uma referente aos homens e a outra às mulheres.

Portugal, 1960-2001 — parâmetros de linhas de tendência quadrática e coeficientes de correlação

[QUADRO N.º 2]

	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>r</i>
Homens				
1960-1961	-0,49901089	0,02910677	0,000483769	0,9985
1970-1971	-0,74333272	0,03484749	0,000462175	0,9985
1980-1981	-0,88454447	0,03644544	0,000436156	0,9991
1990-1991	-1,1796197	0,04109228	0,000404022	0,9992
2000-2001	-1,8932206	0,05573344	0,000299316	0,9988
Mulheres				
1960-1961	-0,65173182	0,0075301	0,000737366	0,9979
1970-1971	-0,99741797	0,01186806	0,000744759	0,9979
1980-1981	-1,1792562	0,01049599	0,000753838	0,9990
1990-1991	-1,4380643	0,01531817	0,000703245	0,9991
2000-2001	-1,2719919	0,00480531	0,000767006	0,9986

Nele se mostra que os coeficientes de correlação são sempre muito elevados e significativos e que, se o valor da curvatura — *c* — tem vindo a decrescer sucessiva e consistentemente no que se refere aos homens, o mesmo não acontece com as mulheres, para as quais, excluído o ano de 1990-

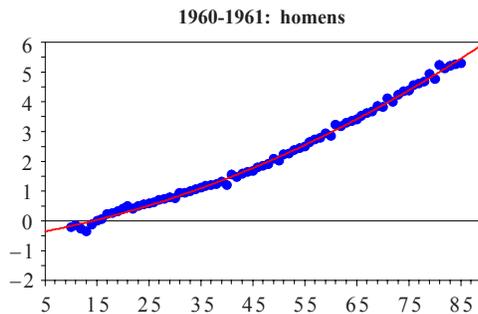
-1991, cresce regularmente, embora ligeiramente. O valor da curvatura tem vindo, assim, a aumentar. Por outro lado, os valores referentes aos homens são bastante inferiores aos do sexo feminino. As duas séries têm, pois, dinâmicas distintas.

Nas figuras n.ºs 7 e 8 apresentamos os dados originais e as linhas de tendência dos logaritmos naturais de cada uma das séries de mortalidade, segundo a expressão $\ln(y) = a+bx+cx^2$, mostrando graficamente o que está contido no quadro n.º 2.

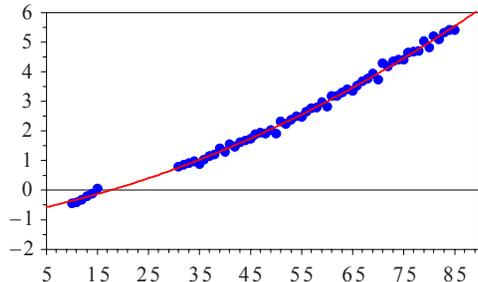
No que se refere à mortalidade masculina (figura n.º 7.1) relativa no ano de 1960-1961, o modelo comprova os resultados da análise visual: nessa data, de acordo com a hipótese, a mortalidade masculina não registava alterações resultantes de comportamentos anómalos. E, relativamente a 1970-1971, a exclusão da mortalidade de algumas idades contribuiu para que a tendência desposasse com rigor os dados restantes. Afirmações semelhantes podem ser feitas a propósito dos gráficos relativos a 1980-1981, 1990-1991 e 2000-2001.

Portugal, 1960-2001 — homens: tendências dos logaritmos da mortalidade segundo a função quadrática

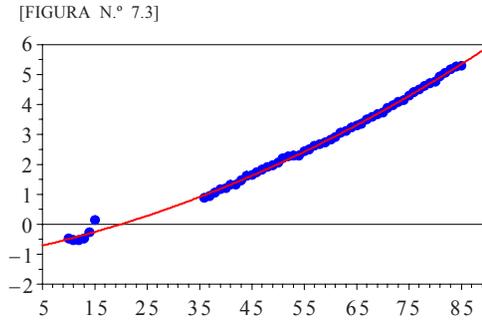
[FIGURA N.º 7.1]



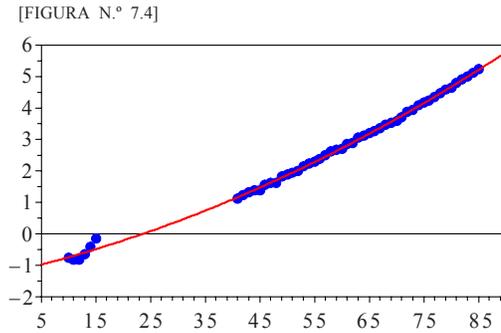
[FIGURA N.º 7.2]



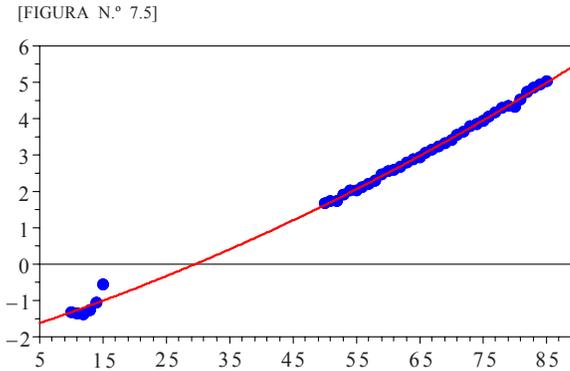
1980-1981: homens



1990-1991: homens



2000-2001: homens



Não deixa, no entanto, de ser patente em todos estes gráficos que a mortalidade aos 15 anos de idade, sem pôr em causa o ajustamento da linha geral de tendência, se afasta do que seria de esperar, o que mostra que os factores que determinam a sobremortalidade dos anos consignados no qua-

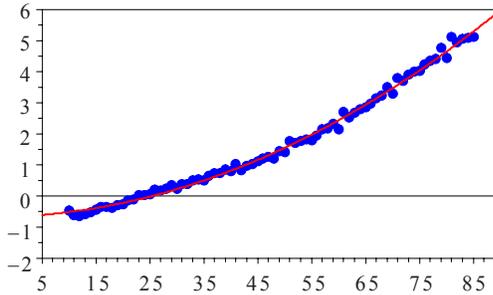
dro n.º 1 já estão em acção naquelas datas. O facto é tanto mais claro quanto mais nos aproximamos da actualidade.

Utilizando os mesmos procedimentos para a mortalidade feminina nas idades que não constam do quadro n.º 1, e representando-os graficamente (figura n.º 8), verificamos que em todas as décadas a linha de tendência se situa bem no centro dos valores reais. Mas os dados referentes a 1960-1961 e 1970-1971 têm maior variância do que os das décadas subsequentes, o que se deve a erros de declaração de idade, quer nos óbitos, quer na população. Sabe-se, com efeito, que nestas datas os erros eram muito maiores do que nas três posteriores, como se deduz do índice de Wipple da população feminina, que, nos dois primeiros censos, teve cerca de 10 pontos a mais de erros do que nos três últimos. De qualquer maneira, tanto em 1960-1961 como em 1970-1971 não se constata nenhuma sobremortalidade notória e consistente relativamente ao modelo.

**1960-2001 — mulheres: tendências
dos logaritmos da mortalidade segundo
a função quadrática**

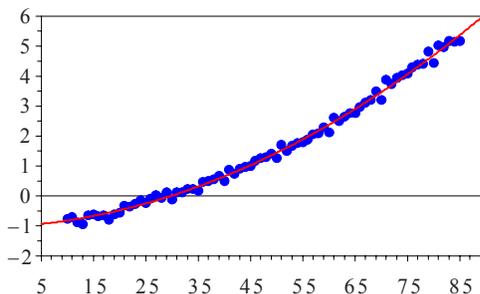
1960-1961: mulheres

[FIGURA N.º 8.1]



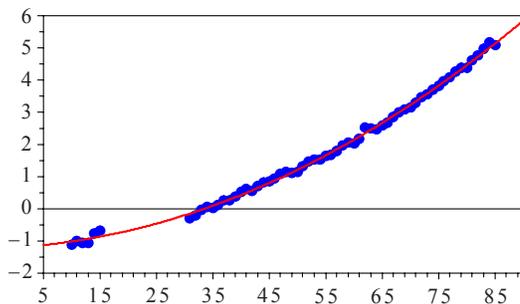
1970-1971: mulheres

[FIGURA N.º 8.2]



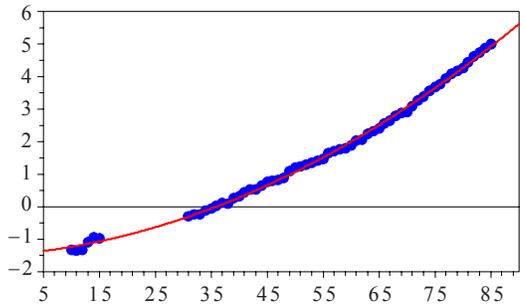
1980-1981: mulheres

[FIGURA N.º 8.3]



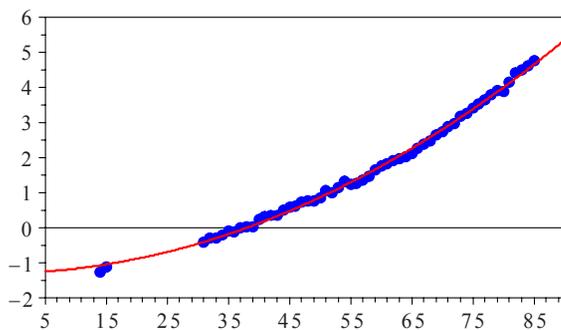
1990-1991: mulheres

[FIGURA N.º 8.4]



2000-2001: mulheres

[FIGURA N.º 8.5]



Em termos sintéticos, as figuras n.ºs 7 e 8 indicam que a exponencial da função quadrática se ajusta perfeitamente aos dados das mortalidades mascu-

lina e feminina, mesmo nos casos em que são utilizadas todas as taxas entre os 10 e os 85 anos. Por outro lado, o facto de ser esta a fórmula que, de entre todas as ensaiadas, melhor minimiza, e de maneira uniforme, os desvios em relação ao modelo garante que nele se encontra a «lei» da mortalidade portuguesa na segunda metade do século xx. É legítimo, por isso, concluir que tudo o que se afaste dos valores esperados a partir da respectiva fórmula concreta só pode derivar de comportamentos que se não inscrevem nas causas naturais ou aleatórias de mortalidade.

OS DESVIOS DAS TAXAS REAIS RELATIVAMENTE ÀS MODELIZADAS

De forma a quantificar as diferenças entre as taxas reais e as esperadas, procedemos ao cálculo dos desvios daquelas em relação às do modelo. Os resultados estão representados, em valores percentuais, na figura n.º 9, desde os 13 aos 49 anos.

A análise do gráfico de 1960-1961 torna evidente que a mortalidade de homens e mulheres se aproxima dos valores do modelo, os quais se situam, sem desvios erráticos consistentes, entre 0 e $\pm 20\%$. O que neles se encontra pode, portanto, ser atribuído à imperfeição das estatísticas, potenciada pelo facto de os fenómenos terem, nestas idades, uma dimensão restrita. Pode, por isso, dizer-se que os desvios registados são, no essencial, compatíveis com uma mortalidade natural ou puramente accidental. Nenhum surto se observa que deva ser relacionado com decisões ou comportamentos voluntários que envolvam risco de vida. E, se algum houve, tão pouco expressivo foi que ficou subsumido nos outros factores. Desta sorte, as curvas têm uma evolução regular.

Não surpreende igualmente que os dados referentes ao sexo feminino, em 1970-1971, onde também se não encontra nenhum surto de mortalidade consistente, obriguem a concluir que ela se explica por factores endógenos ou aleatórios que afectam todas as idades de forma proporcional aos acontecimentos «naturais». De facto, a variabilidade acrescida dos valores de 1970-1971 relativamente aos de 1960-1961 pode ser atribuída a uma maior imperfeição do recenseamento de 1970, já que os números populacionais publicados pelo INE foram calculados com base numa amostra de 20% de todos os recenseados. E isso reflectiu-se no índice de Wipple das mulheres, que passou de 109,9% em 1960 para 112,4% em 1970.

No que se refere ao gráfico de 1980-1981, exprime-se nele de forma inequívoca o que estava apenas indiciado em 1970-1971: que entre os 16 e os 30 anos os valores da mortalidade masculina são muito mais elevados do que os do modelo. Acontece mesmo que a média da sobremortalidade entre

os 16 e os 22 anos, inclusive, ascende a 112% e que aos 18 anos se regista um pico que atinge os 145%. Após os 30 anos, porém, os desvios reportados no gráfico aproximam-se do que era de esperar, não havendo nenhum surto assinalável que deva ser atribuído a outras causas que não sejam os normais erros estatísticos.

Portugal, 1960-2001 — percentagens de desvio das taxas reais de homens e mulheres relativamente às do modelo

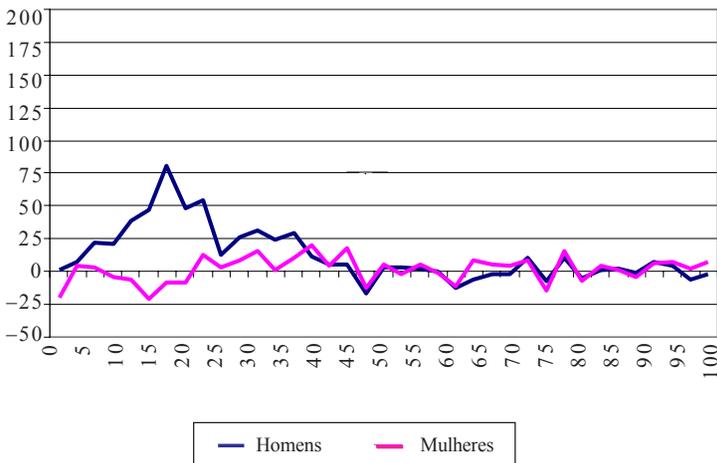
1960-1961

[FIGURA N.º 9.1]



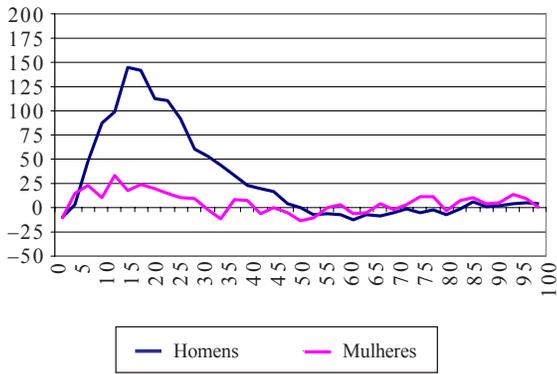
1970-1971

[FIGURA N.º 9.2]



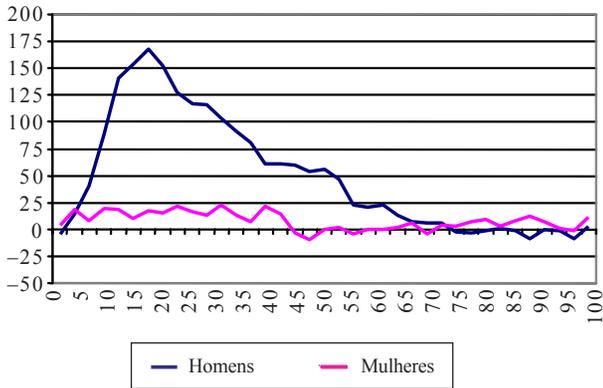
1980-1981

[FIGURA N.º 9.3]



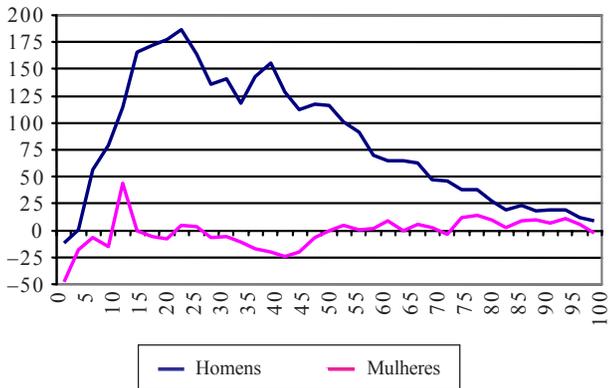
1990-1991

[FIGURA N.º 9.4]



2000-2001

[FIGURA N.º 9.5]



No gráfico de 1990-1991, as diferenças entre a mortalidade real e a modelizada, embora reproduzindo o padrão de 1980-1981, estão muito reforçadas e atingem, aos 19 anos, valores muito altos: 168%. E, se fizermos a média dos excedentes de mortalidade masculina dos 16-22 anos nesta data, verificamos que a média do desvio atinge os 135%. O fenómeno, como se vê, acentuou-se relativamente à década anterior. De resto, tal como se supunha, as diferenças positivas em relação aos valores da tendência prolongam-se por muitos mais anos do que as encontradas no gráfico referente a 1970-1971, havendo desvios notórios até aos 36 anos de idade.

A análise do gráfico referente a 2000-2001 documenta uma situação de ainda maior extensão e reforço destes factos: as diferenças em relação aos valores da tendência da mortalidade masculina prolongam-se ainda mais — pelo menos até aos 42 anos — e o surto é muito mais acentuado. De facto, a moda da distribuição verifica-se aos 21 anos de idade, com 186% de desvio, caindo as percentagens das diferenças muito lentamente até aos 45-50 anos. Desta maneira, a média da percentagem de desvio positivo entre os 16 e os 22 anos sobe para 151%, ou seja, mais 16 pontos percentuais do que em 1990-1991.

Ao longo destas cinco décadas, a mortalidade feminina aproxima-se muito dos valores dos modelos respectivos. As únicas excepções em que poderá ser visto um ligeiríssimo reflexo do que acontece na mortalidade masculina referem-se a 1980-1981 e 1990-1991, no primeiro caso havendo quase 25% de sobremortalidade em relação ao modelo entre os 14 e os 21 anos e no segundo quase 16% entre os 14 e os 27 anos.

Este conjunto de observações pode ser resumido nas proposições seguintes:

1. A sobremortalidade começa a afectar a população masculina portuguesa em 1970-1971, estando o fenómeno então circunscrito aos 17-21 anos;
2. O fenómeno acentua-se progressivamente nas décadas ulteriores, com percentagens de desvio cada vez mais elevadas nos sete anos de idade (16-22) que têm sobremortalidade mais expressiva: 44% em 1970-1971, 112% em 1980-1981, 135% em 1990-1991 e 151% em 2000-2001;
3. A sobremortalidade masculina estende-se a cada vez maior número de anos de idade: em 1970-1971 apenas se registava tal fenómeno em cinco anos; em 1980-1981 esse número sobe para quinze anos, em 1990-1991 para, pelo menos, dezoito e em 2000-2001 para cerca de vinte e seis;
4. Ao contrário da população masculina, as taxas de mortalidade das mulheres não registam desvios notórios de sobremortalidade, embora se possa ver uma imagem diminuída desses comportamentos em 1980-1981 e 1990-1991. Não está, no entanto, totalmente excluído que, pelo menos, uma parte dessas diferenças não resulte de uma subestimação do parâmetro a do modelo;

AS RAZÕES DOS FACTOS

Os factores que explicam estes comportamentos não se deduzem das causas que determinam a evolução da curva nas outras idades. Devem, por isso, provir de comportamentos indutores de mortalidade com duas características: serem exógenos e distribuídos não aleatoriamente em função da probabilidade de morte segundo as idades. Entre eles estão o consumo de drogas, o suicídio e os acidentes de viação.

No que se refere aos óbitos resultantes do consumo de drogas, os dados existentes não permitem demonstrar a possível relação existente entre os dois fenómenos, pois nem são exactos nem estão suficientemente discriminados. Os que pudemos recolher no INE são os que figuram no quadro n.º 3 e referem-se a 2000-2001 (quadro n.º 3). A sua agregação não permite qualquer confirmação de pormenor entre o efeito das drogas e o aumento da mortalidade global.

Portugal, 2000-2001 — óbitos relacionados com o consumo de drogas

[QUADRO N.º 3]

Anos		15-34	35-64	65 e +	Total
2000	H	36	16	2	54
	M	5	7	9	21
Anos		20-29	30-49	50 e +	Total
2001	H	18	32	5	55
	M	3	2	1	6

A demonstração estaria, de resto, prejudicada pelo facto de os critérios de classificação terem mudado, como, aliás, é frequente nas publicações do INE, de um ano para o outro sem outra justificação que não seja a procura quase sistemática da incoerência. Todavia, se estes dados não permitem comprovar a hipótese, parecem orientar no sentido de dizer que alguma da sobremortalidade masculina nas idades em que ela mais se manifestou também tem um contributo dos óbitos devidos ao consumo de drogas.

Uma outra eventual causa de diferenciação sexual perante a morte é o suicídio. No entanto, não existem dados para todos os biénios estudados, apenas tendo sido encontrados alguns, referentes a 1970-1971, 1990-1991 e 2000-2001. Mas a sua não discriminação em termos de idade, ano a ano, não permite determinar com clareza a parte que nas estatísticas da mortalidade é atribuível a este factor.

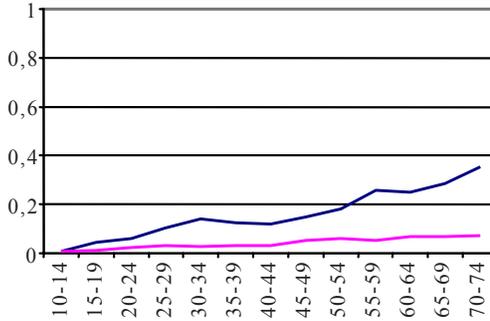
De qualquer maneira, das taxas reportadas na figura n.º 10, diferenciadas em termos de sexo, apenas podemos retirar que não são explicativas dos fenómenos detectados anteriormente. De facto, se há um padrão comum a estes gráficos — ligeiros surtos de suicídios masculinos aos 30-34 e aos 55-59 anos —, o seu contributo para a mortalidade não é grande. Não é, por isso, de crer que se tenham reflectido visivelmente nessas estatísticas. E de

forma nenhuma podem ter contribuído para a sobremortalidade na adolescência, antes pelo contrário.

Portugal, 1990-1991 a 2000-2001 — taxas de mortalidade de homens e mulheres por suicídio segundo a idade

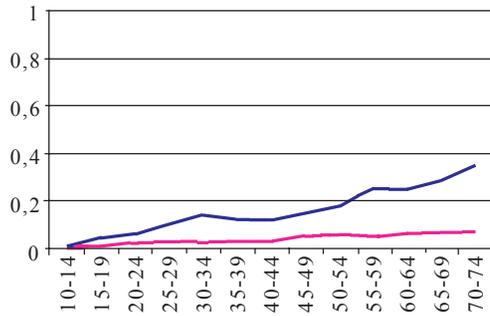
1970-1971

[FIGURA N.º 10.1]



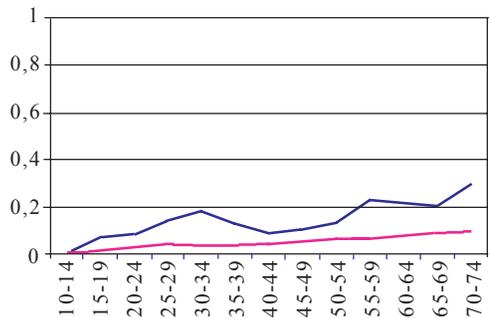
1990-1991

[FIGURA N.º 10.2]



2000-2001

[FIGURA N.º 10.3]

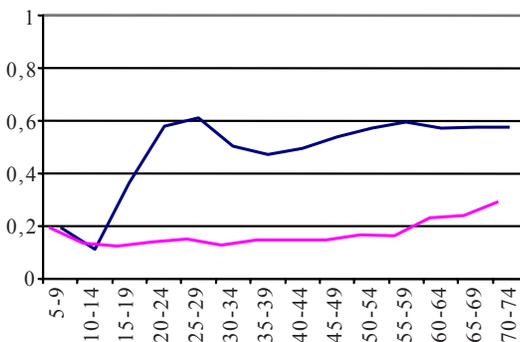


O mesmo se não poderá dizer dos acidentes de viação. Os valores registados na figura n.º 11, em termos de taxas de mortalidade diferencial

Portugal, 1970-1971 a 2000-2001 — taxas de mortalidade de homens e mulheres em acidentes de viação segundo a idade

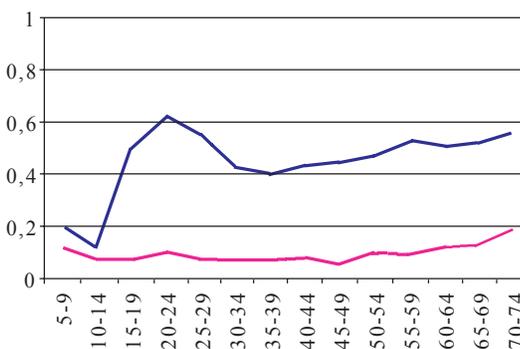
1970-1971

[FIGURA N.º 11.1]



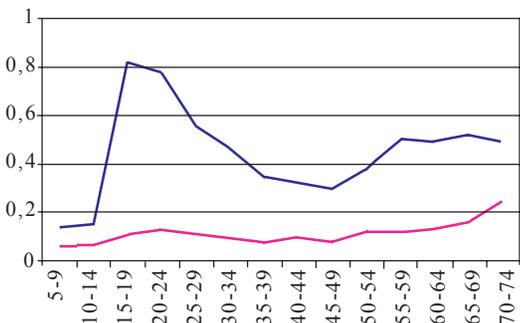
1990-1991

[FIGURA N.º 11.2]



2000-2001

[FIGURA N.º 11.3]



entre homens e mulheres, mostram que os comportamentos de risco de adolescentes e jovens do sexo masculino sobrelevam em muito os das suas contrapartes femininas das mesmas idades.

Por outro lado, resulta evidente destes gráficos que, quer o súbito aumento das taxas de mortalidade por acidentes viários desde a adolescência, quer o prolongamento desse efeito por mais anos à medida que nos aproximamos da actualidade, corresponde exactamente às características da sobremortalidade masculina identificadas anteriormente. Não restam, pois, dúvidas de que o principal contributo para as diferenças entre as taxas de mortalidade de homens e mulheres se deve aos comportamentos de risco dos jovens do sexo masculino na estrada, sendo de supor que uma parte importante deste factor se deva a acidentes em veículos de duas rodas.

Estas conclusões podem ser quantificadas vendo a correlação entre as taxas de mortalidade masculina em acidentes de viação em 1970-1971, 1990-1991 e 2000-2001, reportadas na figura n.º 11, e as percentagens de sobremortalidade masculina da figura n.º 9 nos mesmos anos. Os parâmetros da regressão linear entre estas duas medidas e o seu coeficiente de correlação estão expressos no quadro n.º 4.

**Portugal, 1970-1971 a 2000-2001 — regressão linear entre
as percentagens de sobremortalidade geral
e de acidentes de viação entre os 10 e os 74 anos
por grupos etários quinquenais**

[QUADRO N.º 4]

Ano	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>r</i>
1970-1971	288,55	0,3838	0,6875
1990-1991	209,34	1,2608	0,6439
2000-2001	279,38	1,6264	0,6509

O quadro mostra que, nos três biénios considerados, entre 41,4% e 47,2% da mortalidade geral são «explicados» pela mortalidade em acidentes viários.

CONCLUSÃO

Os comportamentos analisados não são específicos da população portuguesa. Também a canadiana conhece a sobremortalidade masculina na década de 50 entre os 20 e os 29 anos de idade e nas de 60 e 70 entre os 10 e os 29 anos. Também ali a sobremortalidade masculina foi mais prolongada (entre os 10 e os 39 anos) nas duas décadas seguintes (Andreev, 2000, quadro n.º 1), sendo estes factos tanto mais significativos quanto a mortalidade masculina era inferior à feminina nas décadas anteriores a 1940.

Da mesma maneira, podemos referir que na Suécia há fenómenos semelhantes, como refere Hannerz (2001), o qual liga o aumento dos óbitos após os 15 anos ao que chama *manhood trials*, comparando as diferenças de mortalidade masculina e feminina.

Quer da análise dos dados da demografia portuguesa, quer dos de outras nações — e apenas referimos dois estudos para não sobrecarregar inutilmente a demonstração (cf. também Waldron *et al.*, 2005) —, somos levados a concluir que, se a sobremortalidade masculina se deve fundamentalmente às tentativas de afirmação pessoal, cada vez mais condicionadas pelos meios que uma sociedade, em vias de ser afluente, põe nas mãos de jovens que querem demonstrar a sua coragem e ousadia, tal não poderia ter ocorrido quando os meios de rápida locomoção estavam limitados a algumas famílias privilegiadas. A democratização do automóvel e da moto, o insuficiente controlo por parte dos pais e da comunidade relativamente a jovens que, à falta de outros desafios, querem mostrar serem «homens» e terem perícia na condução, aliado à natural imprevidência destas idades, têm contribuído para que a mortalidade masculina nas idades jovens exceda em muito a das raparigas, que, neste aspecto, continuam a pautar os seus comportamentos por modelos que os antigos diriam próprios do seu sexo.

Não se deixe de notar, por fim, que este exercício de análise demográfica mostra quanto ela pode servir para detectar comportamentos significativos. E os resultados são tanto mais interessantes quanto se baseiam na variável que, à partida, menos sujeita está a variações sociológicas: a mortalidade.

BIBLIOGRAFIA

- ANDREEV, KIRILL (2000), «Sex differentials in survival in the Canadian population, 1921-1997. A descriptive analysis with focus on age-specific structure», in *Demographic Research*, 3 (Dezembro), s. p. (artigo 12).
- BRASS, W. (1974), «Perspectives in population prediction, illustrated by the statistics of England and Wales», in *Journal of the Royal Statistical Society*, série A, 137 (4), pp. 532-570.
- CHIANG, C. L. (1984), *The Life Table and its Applications*, Malabar, Fl., Robert E. Krieger.
- COALE, A. J., e DEMENY, P. (1966), *Regional Life-Tables and Stable Populations*, Princeton, Princeton University Press.
- GOMPERTZ, B. (1825), «On the nature of the the function expressive of the law of human mortality», in *Philosophical Transactions*, vol. 17; cf. extracto in D. Smith e N. Keyfitz (1977), pp. 21-26.
- HALLEY, E. (1693), «An estimate of the degrees of the mortality of mankind», in *Philosophical Transactions*, vol. 27; cf. extracto in D. Smith e N. Keyfitz (1977), pp. 21-26.
- HANNERZ, HARALD (2001), «Manhood trials and the law of mortality», in *Demographic Research*, 4 (Maio), pp. 183-202.
- KEYFITZ, N. (1977), *Introduction to the Mathematics of Population*, Reading, Mass., Addison-Wesley.
- KEYFITZ, N., e FLIEGER, W. (1971), *Population, Facts and Methods of Demography*, San Francisco, W. H. Freeman.

- LE BOURG, E. (2001), «A mini-review of the evolutionary theories of aging. Is it the time to accept them?», in *Demographic Research*, 4 (Fevereiro), pp. 1-28.
- LEDERMANN, S. (1969), *Nouvelles tables-types de mortalité*, Paris, PUF.
- LOTKA, A. (1998 (1934)), *Analytical Theory of Biological Populations*, Nova Iorque, Plenum Press.
- MILNE, J. (1977), «A treatise on the valuation of annuities and assurances on lives and survivors»; cf. extracto in D. Smith e N. Keyfitz, pp. 27-34.
- SMITH, D., e KEYFITZ, N. (1977), *Mathematical Demography*, Berlim, Springer-Verlag.
- THATCHER, A. R., KANNISTO, V., e VAUPEL, J. W. (1998), *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*, Odense, Odense University Press.
- WALDRON, INGRID, MCCLOSKEY, CHRISTOPHER, e EARLE, INGA (2005), «Trends in gender differences in accidents mortality: relationships to changing gender roles and other societal trends», in *Demographic Research*, 13 (Novembro), pp. 415-454.