

saúde em números

DEZEMBRO 92

VOL. 7 N.º 5

SUMÁRIO

- 33 DOENÇAS CÉREBRO-VASCULARES: QUANTAS MORTES FORAM EVITADAS DESDE 1981?
- 36 DOENÇAS TRANSMITIDAS POR VIA SEXUAL: QUAL A SUA INCIDÊNCIA?
- 37 FENÓMENOS RAROS, AMOSTRAS GRANDES; FENÓMENOS FREQUENTES, AMOSTRAS PEQUENAS: PORQUÊ?

DOENÇAS CÉREBRO-VASCULARES: QUANTAS MORTES FORAM EVITADAS DESDE 1981?

*Isabel Marinho Falcão**

Em Portugal, as doenças cérebro-vasculares são, desde há alguns anos, uma importante causa de morte. Nesse sentido, têm vindo a ser desenvolvidos esforços de prevenção primária e secundária bem como a melhoria das condições de diagnóstico e terapêutica daquelas doenças. A mortalidade neste grupo nosológico tem revelado uma tendência decrescente na última década, como se pode verificar comparando as taxas de mortalidade padronizadas pela idade (Quadro 1).

Quadro 1 — Taxas de mortalidade por doenças cérebro-vasculares padronizadas pela idade, em Portugal, no período 1981-1990 (/100000).

1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
245.6	226.6	231.4	225.8	217.2	204.4	200.1	196.9	182.0	194.0

(Método directo: população padrão europeia).

* Assistente de clínica geral — Divisão de Epidemiologia — DGCS.

Esta tendência decrescente das taxas de mortalidade não implica que haja menos óbitos por doenças cérebro-vascular. De facto, a variação do número de óbitos está directamente relacionada quer com o aumento do número total de habitantes quer com o aumento da proporção de indivíduos idosos, não significando, por isso, o seu aumento, um risco de morrer acrescido.

Este trabalho tem por objectivo converter a diminuição das taxas de mortalidade verificada nos últimos nove anos, em óbitos **evitados**.

MATERIAL E MÉTODOS

Simular-se-á a situação em que o risco de morrer em Portugal, por doenças cérebro-vasculares, nos anos compreendidos entre 1981 e 1990 é igual ao de 1981 (Quadro 2).



Assim, assumir-se-á que em cada um desses anos as taxas de mortalidade para cada sexo não se alteraram.

Quadro 2 — Taxas de mortalidade por doenças cérebro-vasculares (CID-29), por idade — Portugal 1981. (/100000)

idade	taxa H.	taxa M.
34-44	18.4	10.9
45-54	79.2	41.6
55-64	266.1	161.5
65-74	1130.1	807.6
75 E +	3875.2	3480.7

POPULAÇÃO EM RISCO

Utilizar-se-ão como populações em risco as estimativas da população residente, calculadas para o meio do ano (30 de Junho), de 1982 a 1990, por grupos etários, publicados pelo INE ao longo da década, com base no censo de 1981.

A população de 1981 é a do censo desse ano.

Só foram considerados idades superiores a 34 anos, porque nos grupos etários inferiores o número de óbitos por doenças cerebro-vasculares é muito reduzido.

CÁLCULO DO NÚMERO DE ÓBITOS ESPERADOS

Aplicando as taxas de mortalidade de 1981 às estimativas das populações dos anos em estudo obter-se-ão os óbitos esperados. Para cada um dos anos pode assim calcular-se o número de óbitos esperados, em cada um dos grupos etários e para cada sexo. O seu somatório permite obter o número total de óbitos esperados, em Portugal, nesse ano, por doenças cérebro-vasculares.

A diferença entre o número total de óbitos esperados e o número de óbitos que realmente se verificou representa o número de mortes que foram **evitadas**, se a mortalidade decresceu.

RESULTADOS

Se durante os anos de 1982 a 1990 a população portuguesa tivesse estado sujeita às taxas de mortalidade de 1981, o número de óbitos causados por

doenças cérebro-vasculares teria aumentado mais de 3000 por ano (Quadro 3: col 1).

Quadro 3 — Óbitos esperados e verificados e sua diferença em Portugal, de 1982 a 1990.

	óbitos esperados (1)	óbitos verificados (2)	diferença (1-2)
1982	24808.3	22888	1920.3
1983	25499.2	24030	1469.2
1984	26186.4	24113	2073.4
1985	27032.2	23967	3065.2
1986	27931.5	23304	4627.5
1987	28767.8	23587	5180.8
1988	29567.7	23879	5688.7
1989	30369.9	22732	7637.9
1990	307145.3	24818	5927.3
Total	250908.3	213318	37590.3

Desde 1982 o número de óbitos verificados tem sido sempre inferior ao número de óbitos esperados. O número de óbitos "evitados" (Quadro 3, col. 3) apresenta, desde 1983, valores progressiva e consistentemente maiores ao longo do período atingindo o valor máximo de 7637.9 em 1989, verificando-se em 1990 um ligeiro decréscimo, com o valor de 5927.3.

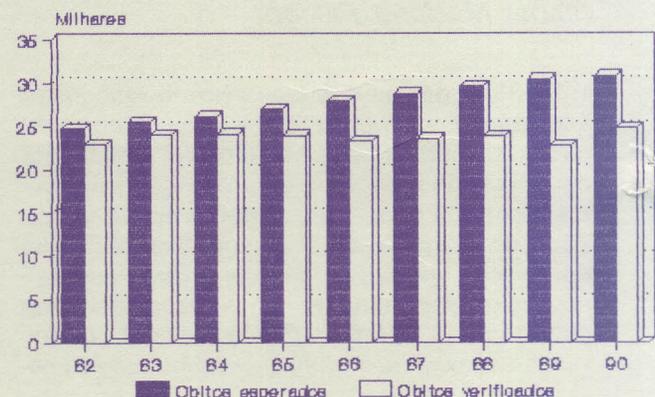


Fig. 1 — Óbitos observados e verificados por doenças cérebro-vasculares em Portugal, no período de 1982 a 1990.

Assim, pode estimar-se que, na totalidade do período 1982-1990, o número de mortes "evitadas" foi de 37590.

Analisando o número de óbitos "evitados" por doença cérebro-vascular, por sexo, observa-se que no sexo feminino aquele valor é quase sempre mais elevado do que no sexo masculino (quadro 4).

Quadro 4 — Número de vidas "poupadas" no período de 1982-1990, por doenças cérebro-vasculares, no sexo masculino.

	óbitos esperados	óbitos verificados	diferença
1982	11033.7	10203	830.7
1983	11338.1	10763	575.1
1984	11645.7	10584	1061.7
1985	12018.5	10534	1484.5
1986	12421.3	10386	2035.3
1987	12799.6	10235	2564.6
1988	13152.7	10710	2442.7
1989	13494.4	9975	3519.4
1990	13666.5	10689	2977.5
Total	111570.5	94079	17491.5

Quadro 5 — Números de vidas "poupadas" no período 1982-1990, por doenças cerebro-vasculares, no sexo feminino.

	óbitos esperados	óbitos verificados	diferença
1982	13774.6	12685	1089.6
1983	14161.1	13267	894.1
1984	14540.7	13529	1011.7
1985	15013.7	13433	1580.7
1986	15510.2	12918	2592.2
1987	15968.2	13352	2616.2
1988	16415.0	13169	3246.0
1989	16875.5	12757	4118.5
1990	17078.8	14129	2949.8
Total	139337.8	119239	20098.8

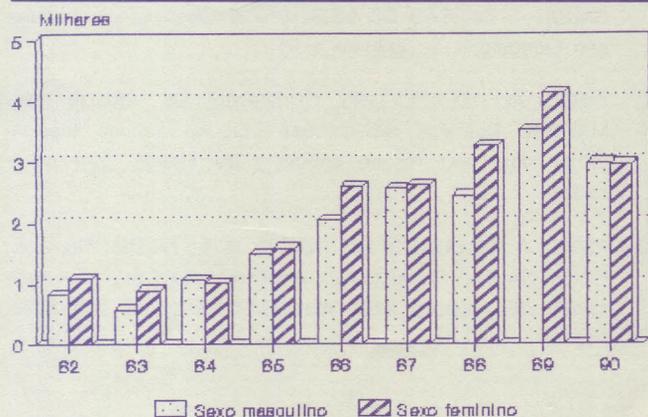


Fig. 2 — Número de vidas "poupadas" por doenças cérebro-vasculares, em Portugal, e sua distribuição por sexo, de 1982 a 1990.

DISCUSSÃO

A diminuição da mortalidade por doenças cérebro-vasculares registada em Portugal de 1982 a 1990 está, muito provavelmente, relacionada com os esforços de prevenção primária e secundária que têm sido feitos ao longo desse período.

Importa, no entanto, ter presente que há outros factores que podem explicar aquele fenómeno. São de destacar:

ERRO NA ESTIMATIVA DA POPULAÇÃO RESIDENTE

O denominador para o cálculo das taxas de mortalidade é a estimativa da população residente. Como o censo em que as estimativas se fundamentaram foi realizado em 1981, há o risco de que tais estimativas sejam pouco exactas.

Assim, se a população residente estiver a ser sobrestimada nos grupos etários mais elevados, a diminuição da mortalidade será, em parte, artificial.

MELHORIA DAS CONDIÇÕES DE DIAGNÓSTICO E TERAPÊUTICA

Ao serem diagnosticadas doenças associadas às doenças cerebro-vasculares, pode haver transferência das causas de óbito destas para aquelas, diminuindo, assim, a mortalidade por doenças cerebro-vasculares.

Apesar das possibilidades de erro enunciadas atrás, julga-se que dificilmente eles explicarão totalmente a descida das taxas demonstradas. É altamente provável que os esforços de prevenção e a melhoria das condições de diagnóstico e terapêutica tenham contribuído decisivamente para tal descida.

BIBLIOGRAFIA

- 1 — Risco de morrer em Portugal: 1984-1990, DGCS.
- 2 — Saúde em Números, DGCS, vol. 3 n.º 4, 29-31, 1986.

DOENÇAS TRANSMITIDAS POR VIA SEXUAL — Qual a sua incidência?

Fátima Pereira*

As doenças transmitidas por via sexual (DTS), constituem um problema de saúde pública conhecido desde há bastante tempo. Mas a existência de múltiplos factores, que influenciam a incidência e a prevalência das DTS, nomeadamente socio-culturais, económicos, demográficos ou microbiológicos, evoluindo e modificando-se ao longo do tempo contribuem para dificultar o conhecimento exacto da sua extensão e tornam também difícil a sua prevenção.

A blenorragia, a sífilis, a úlcera mole e o linfogranuloma venéreo são de notificação obrigatória no nosso país. A incidência anual por 100000 habitantes, baseada nos casos notificados (1) é baixa. O quadro I mostra a incidência em 1990 e 1991.

Quadro I — Incidência Anual/100000 casos notificados

	Blenorragia	Sífilis	Úlcera mole	Linfogranuloma venéreo
1990	2,5	1,8	0,24	0,08
1991	2,4	2,2	0,49	0,08

Num inquérito realizado durante 1 semana, em 1991, nos serviços de urgência e consultas de dermatovenereologia e DTS dos estabelecimentos de saúde oficiais do concelho de Lisboa os valores encontrados foram mais elevados (2).

Num estudo satélite feito no âmbito do Projecto Médicos-Sentinela em 1992, durante 8 semanas, os valores encontrados foram também mais elevados (3).

O quadro II mostra a estimativa das taxas de incidência referentes a estes dois estudos.

Quadro II — Estimativa da taxa de incidência anual/100000, por diagnóstico

	S. urgência, C. Dermatologia e DTS concelho de Lisboa 1991 ^{a,b}	Projecto Médicos-Sentinela 1992 ^c
Blenorragia	125.1	136.4
Sífilis	31.3	58.4
Úlcera Mole	50.0	9.7
Herpes Genital	18.8	19.5
Verrugas Genitais	18.8	19.5
Uretrite não Gonocócica	55.5	102.9
Linfogranuloma Venéreo	6.3	—

a — Foram retirados os casos ocorridos em residentes fora do concelho de Lisboa.

b — Denominador: população do concelho de Lisboa (INE 31/12/89).

c — Denominador: população inscrita nos médicos participantes.

(*) Especialista em Dermatologia — Hospital Curry Cabral.

Estes dois estudos abrangeram populações diferentes: no primeiro, a população do concelho de Lisboa; no segundo, o conjunto de indivíduos e inscritos em 54 médicos de família de 17 distritos (Castelo Branco não foi abrangido) que participaram.

As estimativas de incidência obtidas nestes dois estudos foram superiores às baseadas nos dados do sistema de declaração obrigatória.

Saliente-se que em qualquer das três fontes de dados referidas (Doenças de Declaração Obrigatória, estudo no concelho de Lisboa, e Projecto "Médicos-Sentinela"), muitos dos casos que ocorreram nas populações consideradas não foram identificados. Embora em diferentes graus, as taxas de incidência de qualquer dos estudos estarão certamente subestimadas.

Uma origem conjugada e alargada de dados — clínica geral, serviços de urgência, consultas de especialidade — de todos os serviços de saúde seria mais adequada e proporcionaria estimativas de incidência mais reais.

REFERÊNCIAS

1. DIRECÇÃO GERAL DOS CUIDADOS DE SAÚDE PRIMÁRIOS. DIRECÇÃO DE SERVIÇOS DE INFORMAÇÃO DE SAÚDE — DIVISÃO DE ESTATÍSTICA. Doenças de Declaração Obrigatória — 1986/90 e 91.
2. DIRECÇÃO GERAL DOS CUIDADOS DE SAÚDE PRIMÁRIOS. Doenças transmitidas por via sexual. Inquérito de uma semana no concelho de Lisboa (não publicado).
3. PEREIRA. F.; LOURO M.; INÁCIO M.R.; MEDEIROS J.H.; FONSECA J.B.; RICARDO J.; MARINHO FALCÃO J. — Incidência de doenças transmitidas por via sexual (em publicação).

FENÓMENOS RAROS, AMOSTRAS GRANDES: FENÓMENOS FREQUENTES, AMOSTRAS PEQUENAS: PORQUÊ?

José Carlos Figueiras Marinho Falcão*

É comum a realização de estudos epidemiológicos descritivos com a finalidade de estimar a prevalência de uma doença ou de um factor de risco, numa determinada população.

A quase totalidade dos estudos desse tipo são conduzidos sobre amostras e não sobre populações completas. Nas fases iniciais do seu planeamento é costume o investigador intuir sobre a dimensão da amostra a utilizar, com base numa regra que pode ser descrita pela frase

"estimar a prevalência de uma doença RARA exige uma amostra MAIOR do que estimar a prevalência de uma doença FREQUENTE"

Tal regra é, no essencial, correcta. Contudo, ela afigura-se tão intuitiva e é tão correntemente enunciada que muitos, porventura, esqueceram o seu fundamento. Recordê-mo-lo, pois.

LEMBRA-SE COMO SE CALCULA A DIMENSÃO DA AMOSTRA?

Caso não se lembre, aqui ficam os fundamentos do cálculo, num estudo descritivo de prevalência.

Imaginemos uma população de 100 000 indivíduos dos quais 1 950 são hipertensos, ou seja, a verdadeira proporção de hipertensos é 0.195 (19.5%). Suponhamos que essa proporção é desconhecida e se pretende estimá-la.

Para tal, pode estudar-se uma amostra aleatória simples com a dimensão de, por exemplo, 100 indivíduos. Suponhamos ainda que, no estudo, 20 desses indivíduos se revelam hipertensos.

A nossa melhor estimativa da verdadeira proporção de hipertensos na população de interesse é, pois, 20 / 100 (20%) ou seja

$$p = 0.20$$

Nada nos garante, porém, que a verdadeira proporção na população de interesse seja rigorosamente essa (de facto, ela é 0.195!).

É, de facto, quase certo que se repetíssemos o estudo com uma nova amostra de 100 indivíduos o valor encontrado não seria exactamente $p = 0.20$

mas outro ligeiramente diferente (talvez, 0.19 ou 0.21 ou 0.23 ou outro valor da mesma ordem de grandeza).

Sendo assim o problema que se põe é o de determinar entre que limites é que o verdadeiro valor de p na população variará quando, na amostra estudada se encontrou, por exemplo, $p = 0.20$.

Relembremos que, em amostras aleatórias, o erro amostral pode ser estimado através do erro padrão. Em amostras aleatórias simples, o erro padrão é calculado por

$$ep = \frac{pq}{n} \quad (1)$$

em que

p é a proporção determinada na amostra (neste exemplo, 0.20)

$q = 1 - p$ (neste exemplo, 0.80)

n é o número de indivíduos observados (neste exemplo, 100).

Por outro lado, é sabido que os limites de confiança (por exemplo, a 95%) da proporção estimada p podem ser determinados por

$$\text{limite superior (LC}_s\text{)} = p + 2^a ep \quad (2)$$

$$\text{ou seja } LC_s = p + 2 \frac{pq}{n} \quad (2a)$$

$$\text{limite inferior (LC}_i\text{)} = p - 2 ep \quad (3)$$

$$\text{ou seja } LC_i = p - 2 \frac{pq}{n} \quad (3a)$$

Então, por transformação directa de qualquer dessas equações (escolhamos 2a) obtém-se

$$n = \frac{4 pq}{(LC_s - p)^2} \quad (4)$$

Através da fórmula (4) é possível identificar os 2^o parâmetros necessários ao cálculo da dimensão da amostra: p e LC_s .

(a) Em rigor o valor não é 2, mas sim 1.96. Para efeitos práticos, a diferença é irrelevante.
(b) De facto, o investigador ainda tem que decidir sobre um terceiro parâmetro: Que grau de confiança (0.95? 0.99?) deseja para esses limites? Para facilidade de compreensão das fórmulas foi assumido que tinha escolhido um grau de confiança de 0.95.

* Divisão de Epidemiologia.

Para tal o investigador tem que tomar decisões sobre o seu valor, ou seja

1. Qual é o valor de p que espera encontrar (0.20, 0.19, 0.15)?

Note que p representa a proporção que vai ser determinada, como resultado do estudo: o investigador tem, de facto, que estimar (adivinhar!!!) a sua ordem de grandeza para calcular a dimensão da amostra.

2. Ao encontrar esse valor de p na amostra, entre que limites de confiança (LCs e LCi) pretende que o verdadeiro p da população se situe?

LC depende da vontade (da necessidade) do investigador: ele decide que grau de incerteza pode aceitar para a estimativa final de p ou, por outras palavras, entre que valores aceita que o verdadeiro valor de p na população se situe, se encontrar um dado valor de p , na amostra.

Como $q = 1 - p$

A equação (4) pode ser resolvida e n calculado.

AFINAL: DOENÇA RARA, AMOSTRA PEQUENA?

A observação da fórmula (4) mostra que a dimensão da amostra é *DIRECTAMENTE* proporcional ao produto pq . Ora para prevalências até 0.50 este produto é tanto *mais pequeno* quanto *menor* for p (relembre-se que p e q não podem ser superiores a 1 e, por isso, o valor máximo desse produto é $0.5 * 0.5 = 0.25$).

Por outras palavras, de acordo com esta fórmula, "estimar a prevalência de uma doença *RARA* exige uma amostra *MENOR* do que estimar a prevalência de uma doença *FREQUENTE*".

Como se vê esta afirmação é contrária à do 2.º parágrafo deste texto: "... uma doença rara exige uma amostra *MAIOR* do que..." e ao que a intuição sugere.

LEMBREM-SE, PORÉM, QUE A PRECISÃO DA ESTIMATIVA TAMBÉM INTERVÉM!

Então qual das duas afirmações é incorrecta? A intuição engana-nos?

Com efeito, não! Embora aparentemente contraditórias ambas as afirmações estão correctas!!!

A aparente contradição surge por se não ter em conta, na afirmação inicial, o 2.º parâmetro sobre o qual se tem de decidir antes de determinar a dimensão da amostra: o grau de precisão que o investigador exige.

Como a fórmula (4) mostra claramente, a dimensão da amostra é directamente proporcional à frequência (p) do fenómeno, *DESDE QUE O GRAU DE PRECISÃO DA ESTIMATIVA SEJA CONSTANTE*.

Ora, na prática, o investigador é obrigado a fazer depender o grau de precisão da própria frequência do fenómeno que estuda.

Se a prevalência é baixa, o grau de precisão deve ser grande. De facto faz pouco sentido que uma prevalência de 0.05 seja estimada, por exemplo, com um grau de precisão equivalente a limites de confiança de $p + ou - 0.04$ (ou seja, 0.09, 0.01).

Pelo contrário, se a frequência é mais elevada o grau de precisão da estimativa de p pode diminuir, sem grande prejuízo. Com efeito, se a prevalência do fenómeno for 0.40 pode ser aceitável um grau de precisão semelhante ao indicado atrás ($p + ou - 0.04$) ou mesmo maior (talvez, $p + ou - 0.08$, ou seja 0.48 - 0.32).

Assim, embora o numerador da fórmula (4) seja mais pequeno em situações de prevalência baixa, o denominador (que inclui 1/2 do intervalo de confiança) tem que ser também mais pequeno.

Afinal, a dimensão da amostra (n) recebe uma influência *menor* do numerador do que do denominador (que inclui um *quadrado*) e que dele depende.

Então,

"estimar a prevalência de uma doença *RARA* exige, em regra, uma amostra *MAIOR* do que estimar a prevalência de uma doença *FREQUENTE*", como estava expresso na afirmação inicial.

Mas é assim não porque a prevalência (p) é baixa mas porque com prevalência baixa a exigência de precisão da estimativa $(LC - p)^2$ é maior.

SE DESCONFIA, VERIFIQUE QUE É VERDADE!!!

Os valores do quadro 1 permitem verificar o que foi descrito.

Quadro 1 — Dimensão da amostra em estudos de prevalência, com vários valores de p e vários graus de precisão. (representados por $2 \times ep^a$)

$2 \times ep$	p					
	0.01	0.05	0.10	0.20	0.40	0.50
0.01	396	1900	3600	6400	9600	10000
0.02	..	475	900	1600	2400	2500
0.04	..	119	225	400	600	625
0.05	144	256	384	400
0.10	36	64	96	100

.. não calculado por corresponder a um grau de precisão inadequadamente baixo para o valor da estimativa de p.
 $a - 2 \times ep = 2 \times \text{erro-padrão}$.

Pode verificar-se que, **PARA UM MESMO GRAU DE PRECISÃO** (mesmo valor de $2 \times ep$) a dimensão da amostra é tanto **MAIOR** quanto **MAIOR** for a prevalência (p) da doença.

Por outro lado, como é esperável, a dimensão da amostra é tanto **MAIOR** quanto **MENOR** for o valor de $2 \times ep$ (ou seja quanto **MAIOR** for a precisão da estimativa).

Finalmente, saliente-se que a dimensão da amostra diminui quando a prevalência (p) aumenta se,

como é, em regra, necessário, o grau de precisão (representado por $2 \times ep$) aumentar simultaneamente e for, por exemplo, uma fracção constante dessa prevalência (digamos, $2 \times ep = 10\%$ da prevalência).

Este facto, pode ser verificado no quadro 2, que extrai do Quadro 1 apenas as dimensões da amostra correspondentes a quatro valores de prevalência em que os valores de $2 \times ep$ são 10% das respectivas prevalências.

Quadro 2 — Dimensão da amostra para quatro valores de prevalência e valores de $2 \times ep$ iguais a 10% de p.

$2 \times ep$	p			
	0.10	0.20	0.40	0.50
0.01	3600			
0.02		1600		
0.04			600	
0.05				400

BIBLIOGRAFIA

Statistics in Medicine — Theodore Colton, Little, Brown and Company, Boston — 1974.

DIRECÇÃO-GERAL DOS CUIDADOS DE SAÚDE PRIMÁRIOS
SERVIÇO DE INFORMAÇÃO DE SAÚDE

Alameda D. Afonso Henriques, 45
1056 LISBOA Codex

Tel. 352 45 15
Fax: 57 14 55

COMPOSIÇÃO E IMPRESSÃO:
PENTAEDRO, PULICIDADE E ARTES GRÁFICAS, LDA.
PTA. DA REPÚBLICA, LOJA B, PÓVOA STO. ADRIÃO — 2675 ODIVELAS
DEZEMBRO/92
2000 EXEMPLARES
DEPÓSITO LEGAL 59272/92
ISSN 0871-0813

*As opiniões expressas pelos autores são da sua exclusiva responsabilidade
e não reflectem necessariamente os pontos de vista da D.G.C.S.P.*

*Autorizada a reprodução total ou parcial de figuras e texto sem autorização
prévia, desde que sejam referidas a fonte e o autor*
