Estatísticas de saúde. Certificados de óbito.

A maior parte da informação que obtemos sobre os óbitos vem dos certificados de óbito (ver anexo da aula prática). Por acordo internacional, os óbitos são codificados de acordo com a causa subjacente, que é definida como "uma doença ou lesão que iniciou o comboio de eventos mórbidos levando directamente ou indirectamente à morte ou às circunstâncias do acidente ou violência que produziram a lesão fatal". Por exemplo, um doente com SIDA que morra de pneumonia, vê descrito no seu relatório (que é o que vai depois contar para as estatísticas) que a causa de morte foi a SIDA, embora a causa directa, tenha sido a pneumonia. A causa subjacente da morte exclui portanto "informação pertencente à causa imediata da morte, causas contributárias e aquelas causas que intervêm entre a causa subjacente e a causa imediata da morte". Assim, a contribuição total de uma dada causa de morte pode não estar reflectida nos dados de mortalidade como geralmente relatado. Isto pode aplicar-se com uma maior extensão a algumas doenças do que a outras.

Diferentes países e regiões variam muito na qualidade dos dados dos seus certificados de óbito. Estudos de validade de certificados de óbito comparados com registos hospitalares e de autópsias geralmente encontram uma maior validade para algumas doenças, como cancros, do que para outras.

Os óbitos são codificados de acordo com a *International Classification of Diseases* (ICD), que foi já submetida a várias revisões. Como as categorias e os regulamentos variam de uma revisão para outra, qualquer estudo das tendências ao longo do tempo na mortalidade que abranjam mais de uma revisão do ICD têm de examinar a possibilidade de que as mudanças observadas podem ser devidas inteiramente ou em parte a mudanças no ICD. Assim, sempre que vemos uma tendência no tempo de um aumento ou diminuição da mortalidade relativamente a uma determinada doença, a primeira coisa que temos de perguntar é "Será real?". Especificamente, sempre que virmos estas tendências, temos de nos perguntar se terão ocorrido mudanças nos certificados de óbito durante o período que estamos a examinar que possam ter contribuído para as mudanças na mortalidade. Por exemplo, em 1949 verificou-se uma diminuição dramática das taxas de mortalidade por diabetes (ver figura 1). A análise posterior desta diminuição concluiu-se que esta ocorreu devido a uma mudança dos critérios do ICD da 7ª para a 8ª revisão. Antes de 1949, qualquer certificado de óbito que

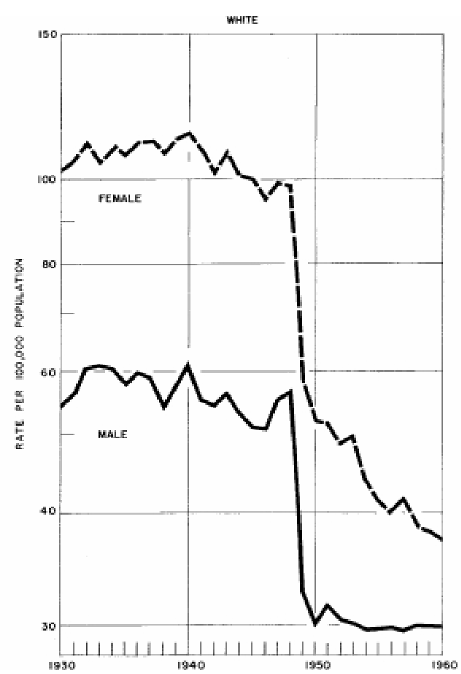


Figura 1 Diminuição das taxas de mortalidade para diabetes nos homens e mulheres entre os 55 e 64 anos de idade, EUA, 1930-1960, devido a mudanças na codificação do ICD.

mencionasse a existência de diabetes era codificado como morte por diabetes. Depois de 1949, apenas os certificados de óbito nos quais a causa subjacente de morte estivesse listada como diabetes eram codificados como morte por diabetes. Assim, o declínio observado era artefactual.

Mudanças na definição da doença também podem ter um impacto significativo no número de casos de doenças que são relatados ou que são relatados e subsequentemente classificados como indo de encontro aos critérios de diagnóstico para a doença. Por exemplo, no início de 1993 foi introduzida uma nova definição de SIDA, do que resultou num aumento acentuada no número de casos relatados (figura 2)

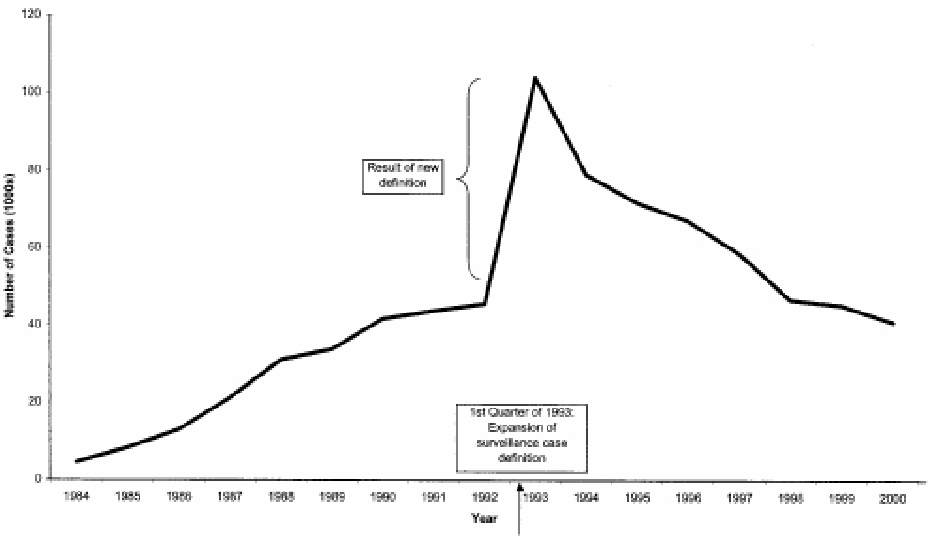


Figura 2 – casos de SIDA, EUA, 1984.2000

Resolução dos exercícios:

1)

- Instituto nacional de estatísticas (INE)
- Direcção geral de saúde (DGS)
- Registos hospitalares

2)

Baixo peso à nascença = peso inferior a 2500g

a) *(ver tabela da pág 8G)*

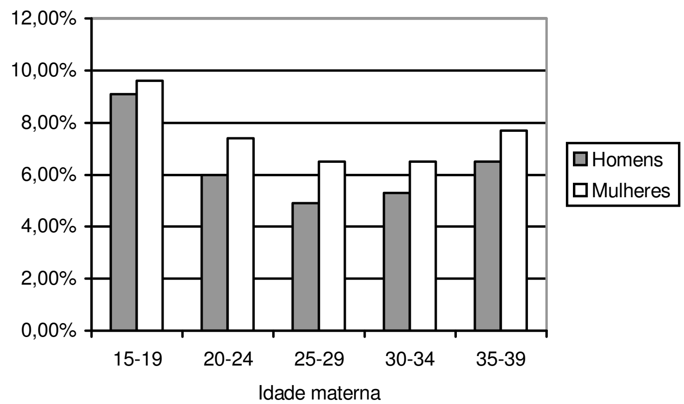
Prevalência bruta de baixo peso (P) = Nº de casos / Pop. Total

$$P = \frac{1+313+578+1257+4902}{110363-359} = 6{,}4\%$$

Temos de retirar o "ignorado" ao total porque não sabemos o peso

b)

15-19 anos: $P_H=\frac{18+35+71+244}{4036-10}=9{,}1\%$ $P_M=\frac{14+26+60+255}{3726-16}=9{,}6\%$	*20-24 anos:* $P_H=\frac{41+73+129+567}{13539-51}=6\%$ $P_M=\frac{48+61+156+653}{12466-30}=7{,}4\%$
25-29 anos: $P_H=\frac{44+94+169+642}{19506-56}=4{,}9\%$ $P_M=\frac{32+75+195+868}{17986-36}=6{,}5\%$	*30-34 anos:* $P_H=\frac{34+66+136+518}{14277-45}=5{,}3\%$ $P_M=\frac{37+56+174+586}{13153-42}=6{,}5\%$
35-39 anos: $P_H=\frac{19+33+68+204}{4984-27}=6{,}5\%$ $P_M=\frac{18+36+62+242}{4669-24}=7{,}7\%$	



3)

a)

A prevalência de baixo peso é maior nas classes etárias extremas e para recém-nascidos do sexo feminino.

b)

15-19 → questões sociais, factores comportamentais e psicológicos (gravidez indesejada, esconder gravidez, má alimentação); acesso mais tardio a cuidados de saúde.

35-39 → idade materna avançada (factor fisiológico); maior número de doenças associadas (HTA, diabetes)

c)

O problema não era propriamente o baixo peso mas a idade gestacional.

Idade gestacional curta → partos pré-termo → aumento da probabilidade de ter baixo peso.

Seria necessário fazer uma investigação própria acerca da idade gestacional, uma vez que não existem dados estatísticos relativamente ao cruzamento de dados do peso neonatal e a idade gestacional. (*como não há estatísticas que cruzem todas as variáveis – idade gestacional + idade materna + peso RN – recorrer-se-ia aos questionários).*

4)

Estudo ecológico:
- Observacional
- A unidade de observação não é o indivíduo, é um grupo
- Têm uma validade muito baixa

a)

É também nos grupos extremos que o baixo peso tem maior prevalência.

Os valores são mais baixos do que no estudo do INE; no entanto, esta amostra é mais pequena, estando mais sujeita a factores aleatórios. Para além disso este estudo é só relativo a casos internados em hospitais, não tem os casos associados a maior risco, como aqueles que nascem em casa. (*Se a pessoa recorre ao hospital poderá significar que teve maiores cuidados ao longo da gravidez do que uma pessoa que simplesmente decide ter o filho em casa).*

b)

Para respondermos a estas perguntas precisamos de recorrer a um teste estatístico.

p = probabilidade de as diferenças que encontramos serem devidas ao acaso **ou** probabilidade de obtermos resultados idênticos ou ainda mais extremos se a hipótese nula for verdade.

Hipótese nula = não há diferenças estatisticamente significativas entre as duas amostras (as diferenças são devidas ao acaso).

A nossa hipótese nula é que os dois estudos fazem parte da mesma população ou que ambas as populações são iguais.

Variáveis contínuas (variáveis que podem assumir qualquer valor num intervalo) **– Teste de T student**

Variáveis categóricas (os valores que as variáveis assumem podem ser considerados categorias – ordinais ou nominais) **– Teste do Qui-quadrado (X^2)**

$$\boxed{X^2 = \sum \frac{(\textbf{Observados} - \textbf{Esperados})^2}{\textbf{Esperados}}}$$

No nosso caso temos variáveis categóricas – usar teste do Qui-quadrado.

Com duas amostras independentes / relacionadas de indivíduos queremos saber se na população as proporções de indivíduos com determinada característica em cada grupo são iguais.

O qui-quadrado não é mais do que uma comparação dos valores observados na tabela com os valores esperados se não existisse relação entre as duas variáveis, ou seja, se a hipótese nula fosse verdadeira. A partir do qui-quadrado pode-se então calcular a probabilidade de se obter a diferença entre os valores observados e esperados, ou uma diferença superior, se a Hipótese Nula fosse verdadeira (valor p). Como em todos os testes de hipótese, é com base nesta probabilidade que decidimos se rejeitamos ou aceitamos a Hipótese Nula.

Note-se que o teste de qui-quadrado apenas é válido se aplicado aos números reais das várias categorias, isto é, nunca deve ser aplicado a tabelas que mostrem apenas proporções ou percentagens!

1 valores observados

Idades	**Estudo nacional**	**INE**	**Total**
15 – 19	12	723	735
20 – 24	24	1728	1752
25 – 29	11	2119	2130
30 – 34	15	1608	1623
35 – 39	8	682	690
Total	70	6860	6930

$$\text{Valores esperados} = \frac{\text{(total da coluna x total da linha)}}{\text{total}}$$

2 valores esperados

	Estudo nacional	**INE**
15 – 19	*A*	*F*
20 – 24	*B*	*G*
25 – 29	*C*	*H*
30 – 34	*D*	*I*
35 – 39	*E*	*J*

A = (735 x 70) / 6930 = 7,4
B = (1752 x 70) / 6930 = 17,7
C = (2130 x 70) / 6930 = 21,5
D = (1623 x 70) / 6930 = 16,4
E = (690 x 70) / 6930 = 7,0

F = (735 x 6860) / 6930 = 727,6
G = (1752 x 6860) / 6930 = 1734,3
H = (2130 x 6860) / 6930 = 2108,5
I = (1623 x 6860) / 6930 = 1606,6
J = (690 x 6860) / 6930 = 683,0

X^2 = 10,6 *(usar a fórmula indicada acima)*

Quanto maiores as diferenças entre os valores esperados e os observados, maior será o Qui-quadrado (maiores as diferenças entre as duas populações) e mais baixo será o p.
Com este valor (10,6) vamos à tabela da pág 8H.
Para vermos qual é o valor de p, temos primeiro de saber os graus de liberdade (degrees of freedom – d.f.)

Graus de liberdade = (nº de colunas – 1) x (nº de linhas – 1)
A nossa tabela tem 2 colunas e 5 linhas, ou seja, graus de liberdade = (2-1) x (5-1) = 4

Temos, portanto, 4 graus de liberdade.

Consultando a tabela da página 8H (*d.f. = 4; X^2 =10,6)*, podemos verificar que

$0,025 < p < 0,05$

Rejeita-se a hipótese nula ⇨ Com 95% de confiança, podemos afirmar que as amostras não são iguais; as diferenças entre elas não se devem ao acaso; as diferenças entre as populações são estatisticamente significativas. (*bla bla bla, intromed again)*

<u>Nota</u>: Se $p > 0{,}05\%$ <u>não</u> quer dizer que não há associação entre os factos, nem que as diferenças são devidas ao acaso! Quer dizer que <u>nós não conseguimos provar que as duas populações são diferentes.</u>

Pela forma como calculamos o Qui-quadrado, as células que têm um pequeno número de elementos fazem pouco ao X^2 e as células com um grande número de elementos aumentam o X^2.

Logo…

↓ elementos ⇨ ↑ p

↑ elementos ⇨ ↓ p

Ou seja, para podermos provar que as diferenças são estatisticamente significativas temos de ter um bom tamanho amostral.