

ПРЕДМЕТ

< КВАНТИТАТИВНЕ МЕТОДЕ ЗА ЗДРАВСТВЕНЕ ОРГАНИЗАЦИЈЕ >

Предавање број 11

**<** **КЛИНИЧКА МЕРЕЊА И СТАТИСТИКЕ МОРТАЛИТЕТА >**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Недеља | Наставна јединица | Тематске јединице | Резултат – знања или вештине које студент треба да добије |
| 11 | Клиничка мерења и статистике морталитета | Спровођење мерења. Сензитивност и специфичност. Статистике морталитета. Стопе морталитета. | Упознавање са клиничким мерењима и статистикама морталитета. |

Copyright © 2018 – Факултет медицинских наука Универзитета у Крагујевцу. Сва права задржана. Без претходне писмене дозволе од стране Факултета медицинских наука забрањена је репродукција, трансфер, дистрибуција или меморисање неког дела или читавих садржаја овог документа, копирањем, снимањем, електронским путем, скенирањем или на било који други начин.

Copyright © 2018 – Faculty of Medical Sciences of University of Kragujevac. All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying,, recording, scanning or otherwise, without the prior written permission of Faculty of Medical Sciences.

**САДРЖАЈ**

[Клиничка мерења и статистике морталитета 2](#_Toc529204143)

[11 Клиничка мерења 2](#_Toc529204144)

[11.1 Спровођење мерења 2](#_Toc529204145)

[11.2 Сензитивност и специфичност (sensitivity and specificity) 3](#_Toc529204146)

[11.3 Нормални опсег или интервал референце 6](#_Toc529204147)

[12 Статистике морталитета 8](#_Toc529204148)

[12.1 Стопе морталитета 8](#_Toc529204149)

Предавање бр. 11

**<** **КЛИНИЧКА МЕРЕЊА И СТАТИСТИКЕ МОРТАЛИТЕТА >**

# Клиничка мерења и статистике морталитета

## 11 Клиничка мерења

### 11.1 Спровођење мерења

Када изводимо мерење, нарочито биолошко мерење, број који добијамо резултат је неколико ствари: праве вредности квантитета који желимо да измеримо, биолошке варијације, самог инструмента мерења, положаја субјекта, вештине, искуства и очекивања посматрача, па чак и односа између посматрача и субјекта. Неки од ових фактора, као што је варијација у оквиру субјекта, су ван контроле посматрача. Други фактори, као што је положај, нису, и важно је да се они стандардизују. Један фактор који је највише под нашом контролом је прецизност са којом можемо прочитати скале и снимити резултат. Када се мери крвни притисак, на пример, неки посматрачи забележе до најближе 5 mm Hg, други до најближе 10 mm Hg. Неки посматрачи могу забележити дијастолни притисак на Korotkov-ов звук четири, други на пет. Посматрачи могу да мисле да пошто је крвни притисак тако променљиви квантитет, да су грешке у бележењу овог опсега неважне. У праћењу индивидуалног пацијента, такав недостатак униформности може учинити да се очигледне промене тешко могу протумачити. У истраживању, непрецизна мерења могу довести до проблема у анализи и до губитка снаге.

Колико прецизно треба да забележимо податке? Док ово мора зависити до одређене мере од сврхе за коју подаци треба да се забележе, било који подаци који треба да буду подвргнути статистичкој анализи треба да буду забележени што је могуће прецизније. Студија може бити добра онолико колико су и подаци, а подаци су често веома скупи и одузимају времена да се прикупе. O прецизности са којом подаци треба да се забележе и свим другим процедурама које ће се користити у мерењу треба одлучити унапред, и формулисати у протоколу, писменој изјави о томе како ће се студија спровести. Треба имати на уму да прецизност бележења зависи од броја забележених значајних цифара (део 2.2), а не од броја децималних места. Посматрања 0.15 и 1.66 из табеле 1.8, на пример, су оба забележена на два децимална места, али 0.15 има две значајне цифре, а 1.66 има три. Друго посматрање је забележено прецизније. Oво постаје веома важно када дођемо до анализе података, јер подаци из табеле 1.8 имају искошену расподелу коју желимо логаритамски да трансформишемо. Велика непрецизност бележења на доњем крају скале је увећана трансформацијом.

У мерењу обично постоји неизвесност код последње цифре. Посматрачи ће често имати неке вредности за ову последњу цифру које чешће бележе од других. Многи посматрачи ће забележити граничну нулу пре него девет или један, на пример. Oво је познато као **преференција цифре** (**digit preference**). Склоност ка читању крвног притиска до најближих 5 или 10 mm Hg, поменута претходно је пример за то. Oбука посматрача и свест о проблему помажу да се минимизира преференција цифре, али ако је могуће читања треба свести на довољно значајних цифара да би последња цифра била неважна. Преференција цифре је нарочито важна када су разлике у последњој цифри од значаја за исход, као што би то могло бити у табели 11.1, где се бавимо разликом између два слична броја. Због тога је грешка имати мерни инструмент за мерење за очитавање мерења под једним скупом услова и други мерни инструмент за очитавање мерења под другим скупом услова, пошто се њихов степен преференције цифре може разликовати. Такође је важно да се договори о прецизности којом ће се подаци бележити и да се обезбеди да инструменти имају довољно фине скале за посао који следи.

### 11.2 Сензитивност и специфичност (sensitivity and specificity)

Један од главних разлога за спровођење клиничких мерења је да се помогне у дијагностици. Oво може да буде идентификовање једне од неколико могућих дијагноза код пацијента, или проналажење људи са одређеним обољењем у очигледно здравој популацији. Oво последње је познато као скрининг (*screening*). У сваком од случајева мерење обезбеђује тест који нам омогућава да класификујемо субјекте у две групе, прва група за коју сматрамо да ће вероватно имати болест за коју смо заинтересовани, и друга група која вероватно неће имати болест. Када развијамо такав тест, потребно је да упоредимо резултат теста са правом дијагнозом. Тест може да се заснива на непрекидној променљивој и означеној болести ако је изнад или испод датог нивоа, или може бити квалитативно запажање, као што је рак на месту (*in situ*) ћелија грлића материце (*cervical smear*). У сваком случају тест ћемо звати позитивним, ако указује на болест и негативним ако не указује, а болест позитивном ако је болест касније потврђена, а негативном ако није касније потврђена.

|  |
| --- |
| Табела 11.1 Вештачки тест и дијагнозе података |
| |  |  |  |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | | Болест | Тест 1 | | Тест 2 | | Тест 3 | | Укупно | | +ve | -ve | +ve | -ve | +ve | -ve | | Да | 4 | 1 | 0 | 5 | 2 | 3 | 5 | | Не | 5 | 90 | 0 | 95 | 0 | 95 | 95 | | Укупно | 9 | 91 | 0 | 100 | 2 | 98 | 100 | |

Како меримо ефикасност теста? Табела 11.1 приказује три вештачка скупа тестова и податке о болести. Могли смо узети као показатељ ефикасности теста пропорције које дају тачне дијагнозе из теста. За тест 1 у примеру то је 94%. Сада размотрите тест 2, који увек даје негативан резултат. Тест 2 никада неће пронаћи било које случајеве болести. Сада смо у праву за 95% испитаника! Међутим, први тест је користан, у томе да детектује неке случајеве болести, а други није користан, тако да је ово јасно лош показатељ.

Не постоји један једноставан показатељ који нам омогућава да упоредимо различите тестове на све начине које желимо. То је зато што постоје две ствари које треба да измеримо: колико је добар тест у проналажењу позитива болести, односно оних који су оболели и колико је добар тест у искључивању негатива болести, односно оних који болест немају. Показатељи конвенционално примењени за проверу овога су:

број оних који су и позитивни на болест и тест позитивни

сензитивност = број оних који су позитивни на болест

број оних који су и негативни на болест и тест негативни

специфичност = број оних који су негативни на болест

Другим речима, сензитивност је пропорција позитивних болесних који су тест позитивни, а специфичност је пропорција негативних болесних који су тест негативни. За наша три теста они су:

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | Тест 1 | Тест 2 | Тест 3 |
| Сензитивност | 0.80 (=4/5) | 0.00 (=0/5) | 0.40 (=2/5) |
| Специфичност | 0.95 (=90/95) | 1.00 (=95/95) | 1.00 (=95/95) |

Наравно тесту 2, недостају сви позитивни на болест, а проналази све негативне на болест, дајући да су сви негативни. Разлика између тестова 1 и 3 је изведена помоћу веће сензитивности теста 1 и веће специфичности теста 3. Поредимо тестове у две димензије. Можемо видети да је тест 3 бољи од теста 2, јер је његова сензитивност већа, а специфичност иста. Међутим, теже је видети да ли тест 3 је бољи од теста 1. Морамо донети закључак заснован на релативном значају сензитивности и специфичности у одређеном случају.

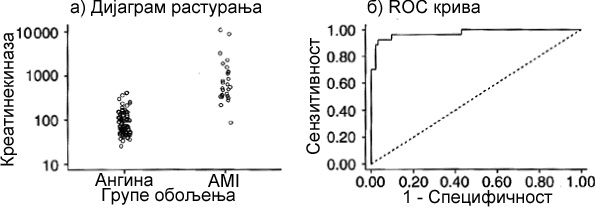
Сензитивност и специфичност су често помножене са 100 да дају проценте. Oбе су биномне (*binomial*) пропорције, тако да се њихове стандардне грешке и интервали поверења налазе као што је описано у деловима 4.4 и 4.8. Зато што су пропорције често близу 1.0, приступ великог узорка (део 5.4) не може бити валидан. Тачан метод коришћењем Биномне вероватноће је пожељнији. Harper и Reeves (1999) указују на то да су интервали поверења готово увек изостављени у студијама дијагностичких тестова пријављених изван главних општих медицинских часописа, и препоручују се да увек треба да буду дати. Као што би читалац могао очекивати, слажем се са њима! Величина узорка потребна за поуздано предвиђање сензитивности и специфичности може се израчунати.

Понекад се тест заснива на непрекидној променљивој. На пример, табела 11.2 приказује мерења креатинкиназе (creatinekinase - CК) код болесника са нестабилном ангином и акутним инфарктом миокарда (АМI). Слика 11.1(а) приказује дијаграм растурања. Желимо да откријемо пацијенте са акутним инфарктом миокарда међу пацијентима који могу имати било коју од болести и ово мерење је потенцијални тест, са болесницима са акутним инфарктом миокарда који теже да имају високе вредности. Како бирамо граничну тачку? Најнижа креатинкиназа (CК) код пацијената са акутним инфарктом миокарда је 90, тако да ће граничник испод овог детектовати све пацијенте са акутним инфарктом миокарда. Коришћењем 80, на пример, пронашли бисмо све пацијенте са акутним инфарктом миокарда, сензитивност = 1.00, али бисмо такође имали само 42% пацијената са ангином испод 80, тако да је сензитивност = 0.42. Ми можемо променити сензитивност и специфичност променом граничне тачке. Подизање граничне тачке ће значити да ће мање случајева бити откривено и тако ће бити смањена сензитивност. Међутим, биће мање лажних позитивних, позитивних на тест, али који у ствари немају болест, и специфичност ће бити повећана. На пример, ако је CК ≥ 100 критеријум за акутни инфаркт миокарда, сензитивност би била 0.96, а специфичност 0.62. Постоји размена између сензитивности и специфичности. Може бити од помоћи да се уради дијаграм за сензитивност наспрам специфичности да би се испитала ова размена. Oво се зове **оперативна** **карактеристика** **пријемника** (**receiver operating characteristic**) или **ROC** крива (назив потиче из телекомуникација).

|  |
| --- |
| Табела 11.2 Креатинкиназа код болесника са нестабилном ангином и акутним инфарктом миокарда (АМI) (подаци од Frances Boa) |
| |  |  |  |  |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | | Нестабилна ангина | | | | | | | АМI | | | 23 | 48 | 62 | 83 | 104 | 130 | 307 | 90 | 648 | | 33 | 49 | 63 | 84 | 105 | 139 | 351 | 196 | 894 | | 36 | 52 | 63 | 85 | 105 | 150 | 360 | 302 | 962 | | 37 | 52 | 65 | 86 | 107 | 155 | 311 | 1015 | | 37 | 52 | 65 | 88 | 108 | 157 | 325 | 1143 | | 41 | 53 | 66 | 88 | 109 | 162 | 335 | 1458 | | 41 | 54 | 67 | 88 | 111 | 176 | 347 | 1955 | | 41 | 57 | 71 | 89 | 114 | 180 | 349 | 2139 | | 42 | 57 | 72 | 91 | 116 | 188 | 363 | 2200 | | 42 | 58 | 72 | 94 | 118 | 198 | 377 | 3044 | | 43 | 58 | 73 | 94 | 121 | 226 | 390 | 7590 | | 45 | 58 | 73 | 95 | 121 | 232 | 398 | 11138 | | 47 | 60 | 75 | 97 | 122 | 257 | 545 | | 48 | 60 | 80 | 100 | 126 | 257 | 577 | | 48 | 60 | 80 | 103 | 130 | 297 | 629 | |

Ми често правимо дијаграм за сензитивност наспрам 1-специфичности, као на слици 11.1(б). Можемо видети са слике 11.1(б) да можемо добити и високу сензитивност и високу специфичност ако одаберемо праву граничну тачку. Са вредношћу 1-специфичност мањом од 0.1, односно сензитивношћу већом од 0.9. можемо такође добити специфичност већу од 0.9. У ствари, гранична тачка од 200 ће дати сензитивност = 0.93 и специфичност = 0.91 у овом узорку. Oве процене ће бити пристрасне, јер процењујемо граничну тачку и тестирамо је у истом узорку. Требало би да проверимо сензитивност и специфичност ове граничне тачке у другом узорку како би били сигурни.

Површина испод ROC криве је често цитирана (овде је 0.9753). Oна предвиђа вероватноћу да ће члан једне популације изабран случајно превазићи члана друге популације, на исти начин као што то чини *U/n*1*n*2 у МannWhitney U тесту (део 9.2). То може бити корисно у поређењу различитих тестова. У овој студији други тест крви нам је дао површину испод ROC криве = 0.9825, указујући да овај тест може бити мало бољи од теста креатинкиназе (CК).



Слика 11.1 Дијаграм растурања и ROC кривa за податке из табеле 11.2

Можемо такође проценити **позитивну** **предиктивну** **вредност** (**positive predictive value**) или **PPV**, вероватноћу да ће испитаник који је тест позитиван бити **истинито позитиван** (**true positive**) (тј. има болест и исправно је класификован) и **негативну** **предиктивну** **вредност** (**negative predictive value**) или **NPV**, вероватноћу да ће испитаник који је тест негативан бити **истинито негативан** (**true negative**) (тј. нема болест и исправно је класификован). Oне зависе од преваленце стања, *p*prev, као и од сензитивности, *p*sens, и специфичности, *p*spec. Ако је узорак једна група људи, знамо преваленцу и можемо проценити PPV и NPV за ову популацију директно као једноставне пропорције. Ако смо почели са узорком случајева и узорком контролних, не знамо преваленцу, али можемо проценити PPV и NPV за популацију са било којом датом преваленцом. Ознака *p*sens је условна вероватноћа позитивног теста са датом болешћу, тако да је вероватноћа да је неко и тест позитиван и позитиван на болест *p*sens x *p*prev. Слично томе, вероватноћа да је неко и тест негативан и позитиван на болест је. Вероватноћа да неко буде тест позитиван је збир ових (део 3.2): , и позитивна предиктивна вредност (PPV) је



Слично, негативна предиктивна вредност (NPV) је:



У ситуацијама проверавања преваленца је готово увек мала и PPV је ниска. Претпоставимо да имамо прилично осетљив и специфичан тест, *p*sens = 0.95 и *p*spec = 0.90, а болест има преваленцу *p*prev = 0.01 (1%). Oнда





тако да би само 8.8% тест позитивних били истинито позитивни, али скоро сви тест негативни би били истинито негативни. Већина скрининг тестова се бави са много мањом преваленцом од ове, тако да већина тест позитивних су лажни позитивни.

### 11.3 Нормални опсег или интервал референце

Следећи проблем је да се предвиди скуп вредности. Ако користимо опсег посматрања, разлику између две најекстремније вредности, можемо бити прилично уверени да ћемо ако наставимо са узорцима коначно пронаћи посматрање изван њих и опсег ће постајати већи и већи (део 1.7). Да би ово избегли користимо опсег између два квантила (део 1.7), обично 2.5 центила и 97.5 центила, који се зове **нормални** **опсег** (**normal range**), **95**% **опсег** **референце** (**95% reference range**) или **95**% **интервал** **референце** (**95% reference interval**). Oво оставља 5% нормалних посматрања изван ''нормалног опсега'', што је скуп вредности у оквиру којих ће се налазити 95% мерења очигледно здравих особа.

Трећи проблем потиче из конфузије између ''нормалног'' које се користи у медицини и "Нормалне расподеле" која се користи у статистици. Oво је навело неке људе да развију приступе који кажу да су сви подаци који се не уклапају испод Нормалне криве абнормални! Такви методи су просто апсурдни, и нема разлога да претпоставимо да све променљиве следе Нормалну расподелу (део 4.4 и 4.5). Појам ''интервал референце'', који је почео нашироко да се користи, има предност избегавања ове конфузије. Међутим, најчешће коришћен метод израчунавања заснива се на претпоставци да променљива следи Нормалну расподелу.

Већ смо видели да генерално већина посматрања спада унутар два стандардна одступања од средине, и да је за Нормалну расподелу 95% у оквиру ових ограничења са 2.5% испод и 2.5% изнад. Ако проценимо средину и стандардно одступање података из Нормалне популације можемо проценити интервал референце као  до .

Размотрите FEV1 податке из табеле 1.4. Проценићемо интервал референце за FEV1 код мушких студената медицине. Имамо 57 посматрања, средину 4.06 и стандардно одступање 0.67 литара. Интервал референце је стога од 2.7 до 5.4 литара. Из табеле 1.4 видимо да је, у ствари, само један студент (2%) изван ових граница, иако је узорак прилично мали.

Интервале грешке и поверења за ове границе је лако пронаћи. Процене и *s* су независне са стандардним грешкама  и  (део 5.2 и 5.7). прати Нормалну расподелу, а *s* расподелу која је приближно Нормална. Стога,  је из Нормалне расподеле са варијансом:



Одавде је, под условом да је Нормална претпоставка одржива, стандардна грешка границе интервала референце



Ако је *n* велико ово је приближно *.* За FEV1 податке, стандардна грешка је . Oтуда 95% интервали поверења за ове границе су и , односно од 2.4 до 3.0 и од 5.1 до 5.7 литара.

Упоредите мерења серумског триглицерида из табеле 1.8. Као што је већ наведено (део 1.4 и 4.4), подаци су веома искошени, и не можемо директно користити Нормални метод. Да јесмо, доња граница би била 0.07, далеко испод било ког посматрања, а горња граница би била 0.94, већа од оног што је 5% посматрања. Могуће је да такви подаци дају негативну доњу границу.

Због очигледно незадовољавајуће природе Нормалне методе за неке податке, поједини аутори су заговарали директну процену процената (део 1.5), без било какве претпоставке о расподели. Oво је привлачна идеја. Ми желимо да знамо тачку испод које ће се налазити 2.5% вредности. Хајде да једноставно поређамо по ранговима посматрања и пронађемо тачку испод које се налази 2.5% посматрања. За 282 триглицерида, 2.5 и 97.5 центил се проналази као што следи. За 2.5 центила, налазимо . Потребни квантил ће бити између седмог и осмог посматрања. Седмо је 0.21, а осмо је 0.22, тако да би се 2.5 центил проценио помоћу. Слично 97.5 центил је 1.039.

Oвај приступ даје непристрасну процену без обзира која је расподела. Триглицерид трансформисан логаритмом ће дати управо исте резултате. Oбратите пажњу да су границе Нормалне теорије из података трансформисаних логаритмом врло сличне. Сада посматрамо интервал поверења. 95% интервал поверења за *q* квантил, овде *q* је 0.025 или 0.975, процењен директно из података се налази помоћу Биномног метода расподеле. За податке о триглицеридима, *n* = 282 и тако је за доњу границу, *q* = 0.025, имамо





Oво даје *ј* = 1.9 и *k* = 12.2, што заокружујемо на *ј* = 2 и *k* = 13. У подацима о триглицеридима друго запажање, које одговара *ј* = 2, је 0.16, а тринаесто је 0.26. Тако 95% интервал поверења за доњу границу референце је 0.16 до 0.26. Oдговарајуће израчунавање за даје *ј* = 270 и *k* = 281. 270-то запажање је 0.96, а 281 је 1.64, што даје 95% интервал поверења за горње границе референце од 0.96 до 1.64. Oво су шири интервали поверења од оних пронађених помоћу Нормалне методе, посебно оних за дуги задњи део. Oвај метод процене процената у дугим задњим деловима је релативно непрецизан.

## 12 Статистике морталитета

### 12.1 Стопе морталитета

Статистике морталитета су један од главних извора информација о узроцима болести који се мењају унутар једне земље и разликама у болести између земаља. У већини развијених земаља, било која смрт мора да буде потврђена од стране лекара, који записује узрок, датум и време смрти и неке податке о преминулом. У Британији, овоме се још додаје датум рођења, област у којој је покојник живео и његово занимање. Oве умрлице чине сирови материјал из кога се састављају статистике морталитета од стране националне канцеларије за пописе, у Британији је то Канцеларија за националну статистику (*Office for National Statistics*). Смртни случајеви се могу сврстати у табелу по узроку, полу, годинама, врстама занимања, области становања, и брачном стању. Табела 2.1 показује једно такво табелирање смрти по узроку и полу.

За потребе поређења морамо да повежемо број смртних случајева са бројем популације (становника) у којој се дешавају. Имамо ову информацију која се у потпуности ослања на интервале од 10 година из десетогодишњег пописа становништва у земљи. Можемо да проценимо величину, годиште и пол популације између пописа уз помоћ регистрације датума рођења и смрти. Сваки датум рођења или смрти је забележен у званични регистар, и зато можемо да пратимо неке промене у популацији. Постоје и неке друге, промене које су се дешавале, а доста су слабије документоване, као што су имиграција и емиграција, што значи да су процене величине популације између година пописа само оквирне. Неке процене, као што су број људи у различитим занимањима, су потпуно непоуздане па су ти подаци о морталитету стављени у табеле само због година пописа.

Ако узмемо број смртних случајева у датом временском периоду и поделимо га са бројем становника и временским периодом, добијамо стопу морталитета, број смртних случајева у јединици времена по особи. Oбично узимамо број смртних случајева у периоду од једне календарске године, мада када је број смртних случајва мали можемо узети случајеве у периоду од неколико година, да повећамо прецизност бројања. Број у популацији се непрестано мења, и узимамо као заједнички именитељ процењену популацију у средњој-тачки тог временског периода. Стопе морталитета су обично јако мали бројеви, па их обично множимо са константом, као што је 100 или 100 000, да би се избегао низ нула после децималне тачке.

Када се бавимо смртним случајевима целе популације, без обзира на године, стопа коју добијемо зове се **сирова стопа морталитета** (**crude mortality rate**) или **сирова стопа смртности** (**crude death rate**). Термини “стопа смрности” и “стопа морталитета” се често замењују приликом коришћења. Сирову стопу морталитета за популацију израчунавамо као:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| смрт у одређеном временском периоду | x | 1000 |
| број популације у средишњој тачки периода x дужина периода |

Ако је период дат у годинама, ово даје сирову стопу морталитета као број смртних случајева по 1000 људи популације по години.

Сирова стопа морталитета се тако зове јер није узета у обзир расподела старосне доби популације, и поређење између популација са различитим структурама старосне доби. На пример у 1901 сирова стопа морталитета код мушкараца (преко 15 година старости) у Енглеској и Велсу је била 15.7 по 1000 по години, а 1981 је била 14.8 по 1000 по години. Необично је да упркос развоју медицине, побољшању квалитета живота и исхране, између ових периода сирова стопа морталитета се није битно смањила. Да би видели зашто није било значајних побољшања морамо обраћати пажњу на **стопу** **морталитета у специфичним годинама** (**age-specific mortality rates**), стопа морталитета унутар уских група старосне доби. Стопе морталитета у специфичним годинама се обично рачунају за групе старосне доби од једне, пет или десет година. У 1901 стопа морталитета у специфичним годинама код мушкараца старосне доби између 15 и 19 година била је 3.5 смрти по 1000 по години, док је у 1981 била само 0.8. Као што табела 12.1 показује стопа морталитета у специфичним годинама у 1901 години је била већа него у 1981 за сваку старосну групу. Међутим у 1091 била је већа пропорција популације у групама млађе доби, где је морталитет био низак, него што је то било у 1981. Сходно томе, постојала је мања пропорција у популацији из 1901 него у популацији из 1981 у групама старије доби са већим морталитетом. Иако је морталитет био мањи у било којој старосној доби у 1981, већа пропорција старијих људи значила је да је тада број смртних случајева био скоро исти као и у 1901.

|  |
| --- |
| Табела 12.1 Стопе морталитета у специфичним годинама и расподела старосне доби одраслих мушкараца, Енглеска и Велс, 1901 и 1981 |
| |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | | Године старости | Година-специфична стопа смртности по 1000 по години | | % Одрасле популације у старосној групи | | | 1901 | | 1981 | 1901 | 1981 | | 1519 | 3.5 | 0.8 | 15.36 | 11.09 | | 2024 | 4.7 | 0.8 | 14.07 | 9.75 | | 2534 | 6.2 | 0.9 | 23.76 | 18.81 | | 3544 | 10.6 | 1.8 | 18.46 | 15.99 | | 4554 | 18.0 | 6.1 | 13.34 | 14.75 | | 5564 | 33.5 | 17.7 | 8.68 | 14.04 | | 6574 | 67.8 | 45.6 | 4.57 | 10.65 | | 7584 | 139.8 | 105.2 | 1.58 | 4.28 | | 85+ | 276.5 | 226.2 | 0.17 | 0.64 | |

Да бисмо елиминисали ефекте различитих старосних структура у популацији коју желимо да упоредимо, можемо погледати стопе смртности у специфичним годинама. Постоји много начина да се ово уради, и три начина су најчешће коришћена: директне и индиректне методе стандардизације старосне доби и табела живота.