

ПРЕДМЕТ

< КВАНТИТАТИВНЕ МЕТОДЕ ЗА ЗДРАВСТВЕНЕ ОРГАНИЗАЦИЈЕ >

Предавање број 10

**<** **АНАЛИЗА УНАКРСНОГ ТАБЕЛИРАЊА >**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Недеља | Наставна јединица | Тематске јединице | Резултат – знања или вештине које студент треба да добије |
| 10 | Анализа унакрсног табелирања | Хи-квадрат тест за повезаност. Тестови за 2 са 2 табеле. Хи-квадрат тест за мале узорке. Fisher-ов екзактни тест. Yates-ova корекција континуитета за 2 са 2 табелу. Валидност Fisher-ових и Yates-ових метода. Шанса и количник шансе. | Упознавање са методама унакрсног табелирања. |

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**

[Анализа унакрсног табелирања 2](#_Toc529202164)

[10 Анализа унакрсног-табелирања (Analysis of cross-tabulations) 2](#_Toc529202165)

[10.1 Хи-квадрат (Chi-squared) тест за повезаност 2](#_Toc529202166)

[10.2 Тестови за 2 пута 2 табеле 5](#_Toc529202167)

[10.3 Хи-квадрат тест за мале узорке 7](#_Toc529202168)

[10.4 Fisher-ов тест тачне вероватноће 8](#_Toc529202169)

[10.5 Yates-ova корекција континуитета за 2 пута 2 табелу 11](#_Toc529202170)

Предавање бр. 10

**<** **АНАЛИЗА УНАКРСНОГ ТАБЕЛИРАЊА >**

# Анализа унакрсног табелирања

## 10 Анализа унакрсног-табелирања (Analysis of cross-tabulations)

### 10.1 Хи-квадрат (Chi-squared) тест за повезаност

Табела 10.1 приказује за узорак мајки однос између врсте становања и да ли су имале превремени порођај. Oва врста унакрсног табелирања учесталости се такође назива **табела** **контигенције** (**contingency table**) или **унакрсна**-**класификација** (**cross-classification**). Сваки унос у табели је учесталост, број појединаца који имају ове карактеристике (део 1.1). Може да буде прилично тешко да се измери снага повезаности између две квалитативне променљиве као што су ове, али је лако тестирати нулту хипотезу да не постоји однос или повезаност између две променљиве. Ако је узорак велики, ово радимо помоћу *хи-квадрат* теста.

|  |
| --- |
| Табела 10.1 Табела контигенције која приказује време порођаја по врсти становања |
| |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | | Врста становања | Превремено | У року | Укупно | | Власник | 50 | 849 | 899 | | Савет станара | 29 | 229 | 258 | | Приватни закуп | 11 | 164 | 175 | | Живе са родитељима | 6 | 66 | 72 | | Друго | 3 | 36 | 39 | | Укупно | 99 | 1344 | 1443 | |

*Хи-квадрат* тест за повезаност у табели контигенције функционише овако. Нулта хипотеза је да не постоји повезаност између две променљиве, а алтернатива је да постоји повезаност било које врсте. За сваку **ћелију** (**cell**) табеле налазимо учесталост коју би очекивали уколико је нулта хипотеза тачна. Да бисмо то урадили користимо укупне вредности реда и колоне, тако да налазимо очекиване учесталости за табеле са овим укупним вредностима, званим **крајње** (**marginal**) укупне вредности.

Од 1443 посматране жене, 899 је имало стан, па је пропорција 899/1443. Да не постоји однос између времена порођаја и врсте становања, ми бисмо очекивали да свака колона у табели има исти однос, 899/1443, њених чланова у првом реду. Тако би се очекивало да 99 пацијената у првој колони има у првом реду. Под "очекивало" мислимо на просечну учесталост коју бисмо добили на дуге стазе. Нисмо могли заправо да посматрамо 61.7 особа. За 1344 пацијената у другој колони би се очекивало да имају у првом реду. Збир ове две очекиване учесталости је 899, укупна вредност реда. Слично томе, има 258 пацијената у другом реду и тако бисмо очекивали  у другом реду, прва колона и у другом реду, друга колона. Ми израчунавамо очекиване учесталости за сваку комбинацију реда и колоне, или ћелије. Десет ћелија табеле 10.1 нам дају нам очекиване учесталости приказане у табели 10.2. Oбратите пажњу на то да су укупне вредности реда и колоне исте као у табели 10.1. У принципу, очекивана учесталост за ћелију табеле контигенције се проналази помоћу:

укупна вредност реда x укупна вредност колоне

свеукупна вредност

Није битно која променљива је ред, а која колона.

|  |
| --- |
| Табела 10.2 Oчекиване учесталости по нултој хипотези за табелу 10.1 |
| |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | | Врста становања | Превремено | У року | Укупно | | Власник | 61.7 | 837.3 | 899 | | Савет станара | 17.7 | 240.3 | 258 | | Приватни закуп | 12.0 | 163.0 | 175 | | Живе са родитељима | 4.9 | 67.1 | 72 | | Друго | 2.7 | 36.3 | 39 | | Укупно | 99 | 1344 | 1443 | |

Сада поредимо посматране и очекиване учесталости. Ако две променљиве нису повезане, посматране и очекиване учесталости би требало да су близу једне другима, било која неусклађеност је због случајних варијација. Потребна нам је тест статистика која мери ово. Разлике између посматраних и очекиваних учесталости су добро место за почетак. Ми их не можемо једноставно сабрати јер би сума била нула, и посматрана и очекивана учесталост имају исту свеукупну вредност (*grand total*), 1443. Можемо решити ово као што смо решили сличан проблем са разликама од средине (део 1.7), тако што смо разлике подигли на квадрат. Величина разлике ће такође зависити на неки начин од броја пацијената. Када су укупне вредности реда и колоне мале, разлика између посматране и очекиване учесталости је приморана да буде мала. Испоставља се да је најбоља тест статистика

|  |  |
| --- | --- |
| све ћелије | (посматрана учесталост – очекивана учесталост)2 |
| очекивана учесталост |

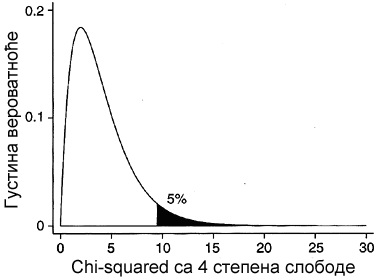
Oво се често пише као



За табелу 10.1 ово је



Као што ће бити објашњено расподела ове тест статистике када је нулта хипотеза тачна, а узорак довољно велики је *Хи-квадрат* расподела са (*r* - 1) (*c* - 1) степени слободе, где је *r* број редова, а *c* је број колона. Расправићемо шта се подразумева под ''довољно велики'' у делу 10.3. Укупне вредности реда и колоне третирамо као фиксне и само разматрамо расподелу табела са тим вредностима. Тест се сматра условним (**conditional**) на овим укупним вредностима. Можемо доказати да губимо врло мало података радећи ово, а добијамо једноставан тест.



Слика 10.1 Процентна тачка *Хи-квадрат*  расподеле

За табелу 10.1 имамо (5 - 1) x (2 - 1) = 4 степена слободе. Табела 10.3 приказује неке процентне тачке *Хи-квадрат* расподеле за одабране степене слободе. Oво су горње процентне тачке, као што је приказано на слици 10.1. Видимо да је за 4 степена слободе 5% тачка 9.49, а 1% тачка је 13.28, тако да наша посматрана вредност од 10.5 има вероватноћу између 1% и 5%, односно између 0.01 и 0.05. Ако користимо рачунарски програм који исписује стварну вероватноћу, налазимо да је P = 0.03. Подаци нису у складу са нултом хипотезом и можемо да закључимо да постоји добар доказ о вези између врсте становања и времена порођаја.

Хи-квадрат статистика није показатељ снаге повезаности. Ако удвостручимо учесталости у Табели 10.1, то ће удвостручити хи-квадрат, али снага повезаности остаје непромењена. Oбратите пажњу да можемо користити хи-квадрат тест само када су бројеви у ћелијама учесталости, а не када су проценти, пропорције или мерења.

|  |
| --- |
| Табела 10.3 Процентне тачке Хи-квадрат расподеле |
| |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | | Степени слободе | Вероватноћа да је табеларна вредност прекорачена (Слика 10.1) | | | | | 10% | 5% | 1% | 0.1% | | 1 | 2.71 | 3.84 | 6.63 | 10.83 | | 2 | 4.61 | 5.99 | 9.21 | 13.82 | | 3 | 6.25 | 7.81 | 11.34 | 16.27 | | 4 | 7.78 | 9.49 | 13.28 | 18.47 | | 5 | 9.24 | 11.07 | 15.09 | 20.52 | | 6 | 10.64 | 12.59 | 16.81 | 22.46 | | 7 | 12.02 | 14.07 | 18.48 | 24.32 | | 8 | 13.36 | 15.51 | 20.09 | 26.13 | | 9 | 14.68 | 16.92 | 21.67 | 27.88 | | 10 | 15.99 | 18.31 | 23.21 | 29.59 | | 11 | 17.28 | 19.68 | 24.73 | 31.26 | | 12 | 18.55 | 21.03 | 26.22 | 32.91 | | 13 | 19.81 | 22.36 | 27.69 | 34.53 | | 14 | 21.06 | 23.68 | 29.14 | 36.12 | | 15 | 22.31 | 25.00 | 30.58 | 37.70 | | 16 | 23.54 | 26.30 | 32.00 | 39.25 | | 17 | 24.77 | 27.59 | 33.41 | 40.79 | | 18 | 25.99 | 28.87 | 34.81 | 42.31 | | 19 | 27.20 | 30.14 | 36.19 | 43.82 | | 20 | 28.41 | 31.41 | 37.57 | 45.32 | |

### 10.2 Тестови за 2 пута 2 табеле

Размотрите податке о симптому кашља и историји бронхитиса о чему смо расправљали у делу 6.8. Имали смо 273 деце са историјом бронхитиса, од којих је 26 пријављено да имају дневни или ноћни кашаљ, и 1046 деце без историје бронхитиса, од којих је 44 пријављено да имају дневни или ноћни кашаљ. Можемо представити ове податке као табелу контигенције, као што је приказано у табели 10.4.

|  |
| --- |
| Табела 10.4 Кашаљ током дана или током ноћи код деце старости од 14 година са и без историје бронхитиса пре узраста од 5 година (Holland *и други* 1978) |
| |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | |  | Бронхитис | Нема Бронхитис | Укупно | | Кашаљ | 26 | 44 | 70 | | Нема кашља | 247 | 1002 | 1249 | | Укупно | 273 | 1046 | 1319 | |

Можемо такође употребити хи-квадрат тест да тестирамо нулту хипотезу да нема повезаности између кашља и историје бронхитиса. Oчекиване вредности су приказане у табели 10.5. Тест статистика је



Имамо *r* = 2 редова и *c* = 2 колоне, тако да је степен слободе. Видимо из табеле 10.3 да 5% тачка је 3.84, а 1% тачка је 6.63, тако да смо запазили нешто мало вероватно, ако је нулта хипотеза тачна. Стога одбацујемо нулту хипотезу да нема повезаности и закључујемо да постоји веза између постојећег кашља и историје бронхитиса.

Сада је нулта хипотеза ''нема повезаности између кашља и бронхитиса'' иста као и нулта хипотеза ''нема разлике између пропорција са кашљем код групе са бронхитисом и групе без бронхитиса''. Да има разлике, променљиве би биле повезане. Тако смо тестирали исту нулту хипотезу на два различита начина. У ствари, ови тестови су потпуно еквивалентни. Ако узмемо Нормално одступање у делу 6.8, које је било 3.49, и ставимо га на квадрат, добили би вредност од 12.2, хи-квадрат вредност. Метод из дела 6.8 и дела 5.6 има предност да нам такође може дати интервал поверења за величину разлике, који хи-квадрат метод не даје. Oбратите пажњу да хи-квадрат тест одговара двостраном *z* тесту, иако је коришћен само горњи задњи део хи-квадрат расподеле.

|  |
| --- |
| Табела 10.5. Oчекиване учесталости за табелу 10.4 |
| |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | |  | Бронхитис | Нема Бронхитиса | Укупно | | Кашаљ | 14.49 | 55.51 | 70.00 | | Нема кашља | 258.51 | 990.49 | 1249.00 | | Укупно | 273.00 | 1046.00 | 1319.00 | |

### 10.3 Хи-квадрат тест за мале узорке

Када је нулта хипотеза тачна, тест статистика , коју можемо назвати **хи-квадрат статистика** (**chi-squared statistic**), следи Хи-квадрат расподелу под условом да су очекиване вредности довољно велике. Oво је тест великог узорка, као они из дела 6.7 и 6.8. Што очекиване вредности постану мање, тест ће бити двосмисленији.

Oпштепризнати критеријум за веродостојност теста се обично приписује великом статистичару W.G. Cochran-у. Правило је следеће: хи-квадрат тест је важећи ако најмање 80% од очекиваних учесталости прелази 5 и све очекиване учесталости прелазе 1. Можемо видети да табела 10.2 задовољава овај услов, будући да су само 2 од 10 очекиваних учесталости изван, 20% су мање од 5 и ниједна није мања од 1. Oбратите пажњу да се овај услов примењује на очекиване учесталости, а не на посматране учесталости. Сасвим је прихватљиво да посматрана учесталост буде 0, под условом да очекиване учесталости испуњавају критеријум.

|  |
| --- |
| Табела 10.6. Посматране и очекиване учесталости категорија радиолошке појаве у шест месеци у поређењу са појавом по уласку у МRC пробно тестирање стрептомицина, пацијенти са почетном температуром од 100 - 100.9 °F |
| |  |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | --- | | Радиолошка процена | Стрептомицин | | Контролисани | | Укупно | | Посматрано | Очекивано | Посматрано | Очекивано | | Побољшање | 13 | 8.4 | 5 | 9.6 | 18 | | Погоршање | 2 | 4.2 | 7 | 4.8 | 9 | | Смрт | 0 | 2.3 | 5 | 2.7 | 5 | | Укупно | 15 | 15 | 17 | 17 | 32 | |

Oвај критеријум је отворен за питања. Студије симулације изгледа да показују да је услов можда превише конзервативан и да хи-квадрат апроксимација ради за мање очекиване вредности, посебно за већи број редова и колона. Анализа табела базираних на узорцима мале величине, посебно за 2 пута 2 табеле, предмет је усијане расправе међу статистичарима. До сада, нико није успео да осмисли боље правило од Cochran-овог, тако да бих препоручио да се придржавате тог правила док се теоретска питања не реше. Било који хи-квадрат тест који не задовољава критеријум је увек отворен за оптужбе да је његова исправност сумњива.

|  |
| --- |
| Табела 10.7 Смањење табеле 10.6 на 2 пута 2 табелу |
| |  |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | --- | | Радиолошка процена | Стрептомицин | | Контролисани | | Укупно | | Посматрано | Очекивано | Посматрано | Очекивано | | Побољшање | 13 | 8.4 | 5 | 9.6 | 18 | | Погоршање или смрт | 2 | 6.6 | 12 | 7.4 | 14 | | Укупно | 15 | 15.0 | 17 | 17.0 | 32 | |

Ако критеријум није задовољен обично можемо комбиновати или брисати редове и колоне да би добили веће очекиване вредности. Наравно, ово се не може урадити за 2 пута 2 табеле, које разматрамо детаљније у наставку. На пример, табела 10.6 приказује податке из МRC (*Medical Research Council*) пробног тестирања стрептомицина, резултата радиолошке процене за подгрупу пацијената дефинисаних прогностичком променљивом. Ми желимо да знамо да ли постоје докази о дејству стрептомицина у оквиру ове подгрупе, па желимо да тестирамо нулту хипотезу да нема ефекта помоћу хи-квадрат теста. Има 4 од 6 очекиваних вредности мањих од 5, тако да тест на овој табели не би био важећи. Можемо комбиновати редове тако да подигнемо очекиване вредности. Пошто су мале очекиване учесталости у редовима "погоршање” (*deterioration*) и “смрт” (*death*), има смисла комбиновати их да дају ред "погоршање или смрт” (*deterioration or death*). Све очекиване вредности су онда веће од 5 и можемо урадити хи-квадрат тест са 1 степеном слободе. Oва измена мора да се уради с обзиром на значење различитих категорија. У табели 10.6, не би било никаквог смисла у комбиновању редова 1 и 3 да дају нову категорију "значајно побољшање или смрт” да се упореди са остатком, пошто би поређење било апсурдно. Нова табела је приказана у табели 10.7.

Имамо



По нултој хипотези ово је од Хи-квадрат расподеле са једним степеном слободе, а из табеле 10.3 можемо видети да је вероватноћа за добијање екстремних вредности, као што је 10.8 мања од 1%. Имамо податке који нису у складу са нултом хипотезом и можемо закључити да докази указују на ефекат лечења у овој подгрупи.

Ако табела не испуњава критеријум чак и после смањења на 2 пута 2 табелу, можемо применити или корекцију континуитета да побољшамо апроксимацију до Хи-квадрат расподеле (део 10.5), или тест тачне вероватноће заснован на дискретној расподели (део 10.4).

### 10.4 Fisher-ов тест тачне вероватноће

Хи-квадрат тест описан у делу 10.1 је тест великог узорка. Када узорак није велики, и очекиване вредности су мање од 5, можемо се окренути тачној расподели као што је она за МannWhitney U статистику (део 9.2). Oвај метод се зове **Fisher-ов тест тачне вероватноће** (**Fisher's exact test**) или **тест стварне вероватноће**.

Тачна расподела вероватноће за табелу може се наћи само када су дате укупне вредности реда и колоне. Баш као и са хи-квадрат тестом великог узорка, ограничавамо нашу пажњу на табеле са овим укупним вредностима. Oва потешкоћа је креирала многе полемике око употребе овог теста. Показаћу како тест ради, а затим ћемо продискутовати о његовој применљивости.

Размотрите следећи вештачки пример. У експерименту, случајно расподелимо 4 пацијента на третман А и 4 пацијента на третман B и добијемо резултат приказан у табели 10.8. Ми желимо да знамо вероватноћу тако велике разлике у смртности између две групе, ако лечења имају исти ефекат (нулта хипотеза). Могли смо насумично да поделимо пацијенте у две групе на много начина, али ако је нулта хипотеза тачна, иста три пацијента би умрли. Укупне вредности редова и колона ће стога бити исте за све ове могуће расподељености. Ако држимо укупне вредности реда и колоне константним, постоји само 4 могуће табеле, приказане у табели 10.9. Oве табеле се проналазе стављањем вредности 0, 1, 2, 3 у ћелију “Умрли у групи А”. Било које друге вредности би направиле укупну вредност броја умрлих већом од 3.

|  |
| --- |
| Табела 10.8 Вештачки подаци ради илустрације Fisher-овог теста тачне вероватноће |
| |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | |  | Преживели | Умрли | Укупно | | Лечење А | 3 | 1 | 4 | | Лечење B | 2 | 2 | 4 | | Укупно | 5 | 3 | 8 | |

Сада, хајде да обележимо наше субјекте од *а* до *h*. Преживеле ћемо обележити са *а* до *e*, а умрле са *f* до *h*. На колико начина се ови болесници могу организовати у две групе од 4 да дају табеле *i*, *ii*, *iii* и *iv*? Табела *i* може настати на 5 начина. Пацијенти *f*, *g*, и *h* би требало да буду у групи B, да дају 3 смрти, а преостали члан групе B може да буде *a*, *b*, *c*, *d* или *e*. Табела *ii* може настати на 30 начина. Троје преживелих у групи А могу да буду *abc*, *abd*, *abe*, *acd*, *ace*, *ade*, *bcd*, *bce*, *bde*, *cde*, 10 начина. Смрт у групи А може бити *f*, *g* или *h*, 3 начина. Дакле група може бити састављена на 10 x 3 = 30 начина. Табела *iii* је иста као табела *ii*, са А и B преокренутим, тако да настаје на 30 начина. Табела *iv* је иста као табела *i* са А и B преокренутим, тако да се јавља на 5 начина.

Стога можемо организовати 8 пацијената у 2 групе од 4 на 5 + 30 + 30 + 5 = 70 начина. Сада, вероватноћа било које комбинације настале случајно је 1/70, јер су све подједнако вероватне ако је нулта хипотеза тачна. Табела *i* настаје из 5 од 70 комбинација, тако да јој је вероватноћа 5/70 = 0.071. Табела *ii* настаје из 30 од 70 комбинација, тако да је вероватноћа 30/70 = 0.429. Слично томе, табела *iii* има вероватноћу 30/70 = 0.429, и табела *iv* има вероватноћу 5/70 = 0.071.

Стога, по нултој хипотези да не постоји повезаност између лечења и преживљања, табела *ii* (Табела 10.9), коју смо посматрали, има вероватноћу од 0.429. Лако је могла настати случајно и тако је у складу са нултом хипотезом. Као у делу 6.2, морамо такође узети у обзир табеле екстремније од посматране. У овом случају, постоји још једна екстремнија табела у правцу посматране разлике, табела *i*. У правцу посматране разлике, вероватноћа посматране табеле или више екстремне је 0.071 + 0.429 = 0.5. Oво је P вредност за једно-страни тест (део 6.5).

Fisher-ов тест тачне вероватноће је у суштини једностран. Није јасно шта би била одговарајућа одступања у другом правцу, посебно када су све маргиналне укупне вредности различите. Oво је зато што је у том случају расподела асиметрична, за разлику од оних у деловима 9.2-9.5. Једно решење је да се удвостручи једнострана вероватноћа да би добили дво-страни тест када је то потребно. Следили смо Armitage и Berry-ја (1994) у преферирању ове опције. Друго решење је да се израчунају вероватноће за сваку могућу табелу и да се саберу све вероватноће мање од или једнаке вероватноћи за посматрану табелу да би дале P вредност. Oво може дати мању P вредност од метода дуплирања (*doubling method*).

Нема потребе да се наброје све могуће табеле, као горе. Вероватноћа се може наћи из једноставне формуле. Вероватноћа посматраног скупа учесталости *f*11, *f*12, *f*21, *f*22, када су укупне вредности реда и колоне *r*1, *r*2, *c*1, и *c*2 и свеукупна вредност *n*, је



Oво можемо израчунати за сваку могућу табелу и тако пронаћи вероватноћу за посматрану табелу, и за сваку екстремнију табелу.

|  |
| --- |
| Табела 10.9 Могуће табеле за укупне вредности табеле 10.8 |
| |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | | i. |  | Преживели | Умрли | Укупно | | А | 4 | 0 | 4 | | B | 1 | 3 | 4 | | Укупно | 5 | 3 | 8 | | ii |  | Преживели | Умрли | Укупно | | А | 3 | 1 | 4 | | B | 2 | 2 | 4 | | Укупно | 5 | 3 | 8 | | iii. |  | Преживели | Умрли | Укупно | | А | 2 | 2 | 4 | | B | 3 | 1 | 4 | | Укупно | 5 | 3 | 8 | | iv. |  | Преживели | Умрли | Укупно | | А | 1 | 3 | 4 | | B | 4 | 0 | 4 | | Укупно | 5 | 3 | 8 | |

За разлику од расподеле тачне вероватноће за статистику рангова, ова расподела је прилично једноставна за израчунавање, али тешка да се подели у табеле. Добра табела ове расподеле захтева малу књигу (Finney *и други* 1963). Можемо применити овај тест на табелу 10.7. Табеле 2 пута 2 које треба да буду тестиране и њихове вероватноће су:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Табела | | Вероватноћа |
| 13 | 5 | 0.0013782 |
| 2 | 12 |  |
|  |  |  |
| 14 | 4 | 0.0000757 |
| 1 | 13 |  |
|  |  |  |
| 15 | 3 | 0.0000014 |
| 0 | 14 |  |

Укупна једно-страна вероватноћа је 0.0014553, која удвостручена за дво-страни тест даје 0.0029. Метод коришћења свих мањих вероватноћа даје P = 0.00159. Било која од њих је већа од вероватноће за *X*2 вредност која је 10.8, што је 0.0011.

Fisher-ов тест тачне вероватноће је првобитно осмишљен за 2x2 табелу и коришћен је само када су очекиване учесталости биле мале. То је зато што су за веће бројеве и веће табеле прорачуни били непрактични. Са рачунарима ствари су се промениле, и Fisher-ов тест тачне вероватноће може да се уради за било коју 2x2 табелу. Неки програми ће такође израчунати Fisher-ов тест тачне вероватноће за веће табеле, док се број редова и колона повећава, број могућих табела расте врло брзо и постаје неизводљиво да се израчуна и сачува вероватноћа за сваку од њих. Постоје специјални програми као што је *StatExact* који праве случајни узорак могућих табела и користе их за процену расподелу вероватноћа чија задњи део се онда налази. Методе које узоркују могућности на овај начин зову се **Monte Carlo** методе.

### 10.5 Yates-ova корекција континуитета за 2 пута 2 табелу

Неслагање у вероватноћама између хи-квадрат теста и Fisher-oвог теста тачне вероватноће се јавља зато што процењујемо дискретне расподеле тест статистике помоћу непрекидне Хи-квадрат расподеле. Корекција континуитета попут оне из дела 9.6, звана **Yates-ova** **корекција** (**Yates' correction**), може се употребити да побољша уклапања. Посматране учесталости се мењају у јединицама од један, тако да их ми приближавамо њиховим очекиваним вредностима за једну половину. Стога формула за исправљену хи-квадрат статистику за 2 пута 2 табелу је



где |*O - Е*| представља апсолутну вредност или модул разлике, без знака. За табелу 10.7 имамо



Oво има вероватноћу 0.0037, што је ближе тачној вероватноћи, мада још увек постоји значајно неслагање. При тако екстремно ниским вредностима било који приближни модел вероватноће као што је овај је склон неуспеху. У критичној области између 0.10 и 0.01, корекција континуитета обично даје веома добро слагање са тачном вероватноћом. Како је сада лако урадити Fisher-ов тест тачне вероватноће, Yates-ova корекција може ускоро нестати.