



# Statistična analiza opisnih spremenljivk

---

Farmacevtska informatika  
2011/2012, 1. letnik EMŠF

*Doc. dr. Igor Locatelli, mag. farm.*

Ljubljana, 20. 4. 2012

# Osnovni pojmi – opisne (atributivne) spremenljivke

---

- Razdelitev glede na število kategorij (skupin)
  - Dihotomne ali binarne spremenljivke, zajemajo samo dve vrednosti oz. kategoriji;  
npr. spol (M ali Ž), preživetje (živ ali mrtev).
  - Politomne spremenljivke; imajo več kategorij;  
npr. genotip *CYP2C9*, barva las, opisna ocena.
- Razdelitev glede na urejenost v zaporedje
  - Nominalne spremenljivke, niso urejene po logičnem zaporedju;  
npr. krvna skupina (A, B, AB, 0).
  - Ordinalne spremenljivke, so urejene v zaporedje;  
npr. stopnja bolečine (brez, blaga, zmerna, huda, zelo huda).
  - Starost?

# Urejanje opisnih spremenljivk

---

- Združevanje enot v skupine – kategorije:
  - Določitev števila enot v posamezni kategoriji (frekvenca)
- Spremenljivke z maloštevilnimi vrednostmi:  
enostavna razmejitev v kategorije  
Npr: spol, zakonski stan, krvne skupine (A, B, AB, 0),  
genotip *CYP2C9*.
- Spremenljivke z veliko vrednostmi in nejasnimi mejami  
Npr. barva las, barva oči
- Klasifikacije
  - Mednarodna klasifikacija bolezni (MKB),
  - anatomsko-terapevtska-kemična klasifikacija zdravil (ATC)

# Statistična analiza opisnih spremenljivk

---

- Z-test za deleže (aproksimacija binomske porazdelitve)
  - Chi-kvadrat test oz.  $\chi^2$  test
    - Kontingenčne tabele
    - Fisherjev natančni test
    - Razmerje obetov
  - Dva odvisna vzorca: McNemarjev test
  - Chi-kvadrat test za testiranje normalnosti porazdelitve oz. kakovosti prileganja
-

# Z-test za deleže (Two-sample test for binomial proportions)

---

- Proučevanje povezave med pojavnostjo raka dojk in starostjo mater pri prvem porodu.
- Rak dojk (prisoten ali ne)
- Starost mater ( $\leq 29$  ali  $\geq 30$ )
- 683 od 3220 mater z rakom dojk in 1498 od 10245 mater v kontrolni skupini je bilo od prvem porodu starih  $\Rightarrow 30$ .

# Verjetnosti..p

---

- $p_1$  = verjetnost za starost nad 30 let v skupini mater z rakom dojk
  - $p_1 = 683/3220 = 0,212$
- $p_2$  = verjetnost za starost nad 30 let v kontrolni skupini
  - $p_2 = 1498/10245 = 0,146$
- $H_0: p_1 = p_2 = p$
- $H_A: p_1 \neq p_2$
- Skupna verjetnost (p)

$$p = \frac{n_1 p_1 + n_2 p_2}{n_1 + n_2} = \frac{683 + 1498}{3220 + 10245} = 0,162$$

# Testna statistika – z

---

- Če je  $n_1p(1-p) \geq 5$  in  $n_2p(1-p) \geq 5$ , potem lahko uporabimo normalno aprosimacijo (z-test) binomski porazdelitvi
    - $n_1p(1-p) = 3220 \cdot 0,162 \cdot 0,838 = 437 \geq 5$
  - $$z = \frac{|p_1 - p_2| - \left(\frac{1}{2n_1} + \frac{1}{2n_2}\right)}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$
  - $z = 8,8$  ali  $p < 0,001$  oz.  $p \sim 1 \times 10^{-18}$
  - $H_0$  zavržemo in sprejmemo  $H_A$
-

# Chi-kvadrat test - kontingenčna tabela

---

Primer predstavljen v obliki kontingenčne tabele 2x2 z opazovanimi frekvencami.

Stanje	Starost pri prvem porodu		Skupaj
	$\leq 29$	$\geq 30$	
Rak dojk	2537	683	3220
Kontrola	8747	1498	10245
Skupaj	11284	2181	13465

Robne vrednosti stolpcev in vrstic.

# Chi-kvadrat test kontingenčna tabela: deleži

		stanje * starost Crosstabulation		Total	
		starost			
		<b>≤29</b>	<b>≥30</b>		
rak dojk	Count	2537	683	3220	
	% within stanje	78,8%	21,2%	100,0%	
	% within starost	22,5%	31,3%	23,9%	
	% of Total	18,8%	5,1%	23,9%	
kontrola	Count	8747	1498	10245	
	% within stanje	85,4%	14,6%	100,0%	
	% within starost	77,5%	68,7%	76,1%	
	% of Total	65,0%	11,1%	76,1%	
Total	Count	11284	2181	13465	
	% within stanje	83,8%	16,2%	100,0%	
	% within starost	100,0%	100,0%	100,0%	
	% of Total	83,8%	16,2%	100,0%	

# Chi-kvadrat test - kontingenčna tabela: pričakovane frekvence

Stanje	Starost pri prvem porodu		Skupaj
	$\leq 29$	$\geq 30$	
Rak dojk	2537 $n_1 - x_1$	683 $x_1$	3220 $n_1$
Kontrola	8747 $n_2 - x_2$	1498 $x_2$	10245 $n_2$
Skupaj	11284	2181 $x_1 + x_2$	13465 $n_1 + n_2$

$$p = \frac{n_1 p_1 + n_2 p_2}{n_1 + n_2} = \frac{x_1 + x_2}{n_1 + n_2}$$

$$p_1 = 683/3220 = 0,212$$

$$p_2 = 1498/10245 = 0,146$$

$$E_{x_1} = n_1 p = \frac{n_1(x_1 + x_2)}{n_1 + n_2} = 3220 \times 2181 / 13465 = 521,6$$

$$E_{x_2} = n_2 p = \frac{n_2(x_1 + x_2)}{n_1 + n_2} = 10245 \times 2181 / 13465 = 1659,4$$

# Chi-kvadrat test - kontingenčna tabela: pričakovane frekvence

---

Pričakovane frekvence -> Expected count

		<b>stanje * starost Crosstabulation</b>		Total
		starost		
		<b>≤29</b>	<b>≥30</b>	
rak dojk	Count	2537	683	3220
	Expected Count	<b>2698,4</b>	<b>521,6</b>	
kontrola	Count	8747	1498	10245
	Expected Count	<b>8585,6</b>	<b>1659,4</b>	
Total		11284	2181	13465

# Chi-kvadrat test - ničelna in alternativna hipoteza

---

- Ničelna in alternativna hipoteza:
  - $H_0$ : spremenljivki sta neodvisni ali  $p_1 = p_2$ ;  
pričakovane frekvence ( $f_p$ ) so enake opazovanim ( $f_o$ )
  - $H_A$  spremenljivki sta odvisni ali  $p_1 \neq p_2$ ;  
pričakovane frekvence ( $f_p$ ) niso enake opazovanim ( $f_o$ )
- Izračunamo eksperimentalni chi-kvadrat oz.  
Pearsonov chi-kvadrat:

$$\chi_{\text{exp}}^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_o - f_p)^2}{f_p}$$

**2x2 kontingenčna tabela**

**Yatesova korektura ali  
Yates's continuity correction**

- k....število celic  
4 za 2x2, 6 za 2x3, itd.

# Chi-kvadrat test - Yatesova korektura

---

- Namen je popraviti preveliko oceno, ki jo v primeru 2x2 kontingenčne tabele naredimo s Pearsonovim chi-kvadratom.
- Protiargument:
  - Popravek je prevelik in zato morda ni smiseln.

$$\chi^2_{\text{exp},\text{corr}} = \sum_{i=1}^k \frac{(|f_o - f_p| - 0,5)^2}{f_p}$$

# Chi-kvadrat test - izračun s korekturo

---

$$\begin{aligned} X^2 &= \frac{(|683 - 521.6| - .5)^2}{521.6} + \frac{(|2537 - 2698.4| - .5)^2}{2698.4} \\ &\quad + \frac{(|1498 - 1659.4| - .5)^2}{1659.4} + \frac{(|8747 - 8585.6| - .5)^2}{8585.6} \\ &= \frac{160.9^2}{521.6} + \frac{160.9^2}{2698.4} + \frac{160.9^2}{1659.4} + \frac{160.9^2}{8585.6} \\ &= 49.661 + 9.599 + 15.608 + 3.017 = 77.89 \sim \chi_1^2 \text{ under } H_0 \end{aligned}$$

# Chi-kvadrat test - tabelarični chi-kvadrat

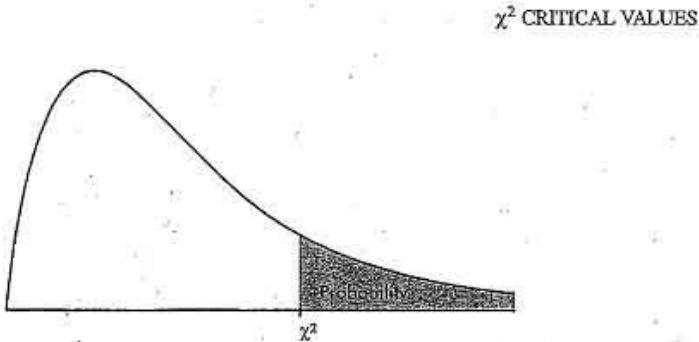


TABLE C:  $\chi^2$  CRITICAL VALUES

df	Tail probability $p$										
	.25	.20	.15	.10	.05	.025	.02	.01	.005	.0025	.001
1	1.32	1.64	2.07	2.71	3.84	5.02	5.41	6.63	7.88	9.14	10.83
2	2.77	3.22	3.79	4.61	5.99	7.38	7.82	9.21	10.60	11.98	13.82
3	4.11	4.64	5.32	6.25	7.81	9.35	9.84	11.34	12.84	14.32	16.27
4	5.39	5.99	6.74	7.78	9.49	11.14	11.67	13.28	14.86	16.42	18.47
5	6.63	7.29	8.12	9.24	11.07	12.83	13.39	15.09	16.75	18.39	20.51
6	7.84	8.56	9.45	10.64	12.59	14.45	15.03	16.81	18.55	20.25	22.46
7	9.04	9.80	10.75	12.02	14.07	16.01	16.62	18.48	20.28	22.04	24.32
8	10.22	11.03	12.02	13.36	15.51	17.53	18.17	20.00	21.94	23.80	26.51

$$\chi^2_{tab(df=1;\alpha=0,05)} = 3,84$$

Stopinje prostosti:

$$df = (s-1)(v-1)$$

s: število stolpcev  
v: število vrstic

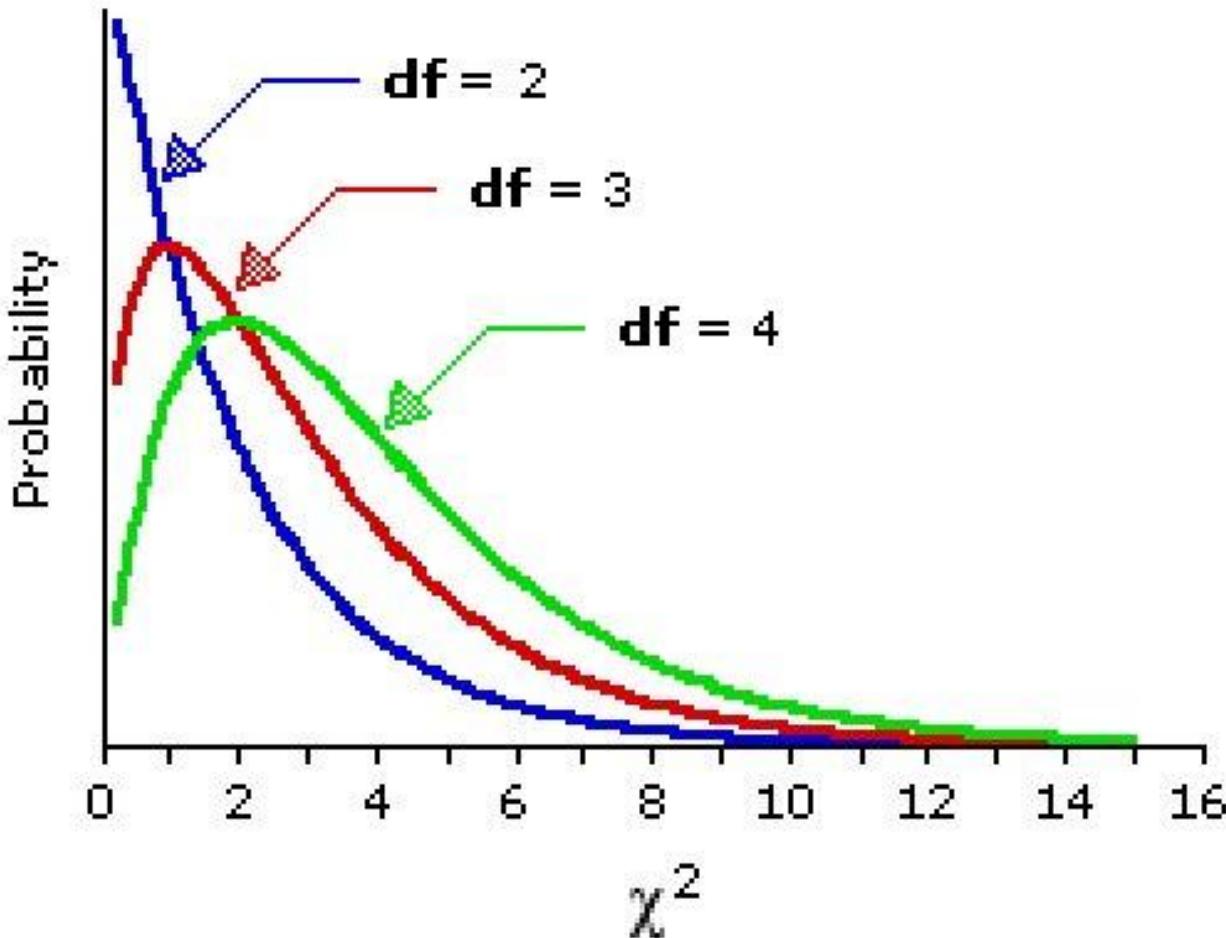
**Enostranski ali dvostranski?**

Glej na zgornji meji

df	.995	...	.95	.05	.025	.01
1	...	...	0.004	3.841	5.024	6.635
2	0.010	...	0.103	5.991	7.378	9.210

# Hi kvadrat porazdelitev

---



Stopinje prostosti:

$$df = (s-1)(v-1)$$

s: število stolpcev  
v: število vrstic

# Chi-kvadrat test - sklep

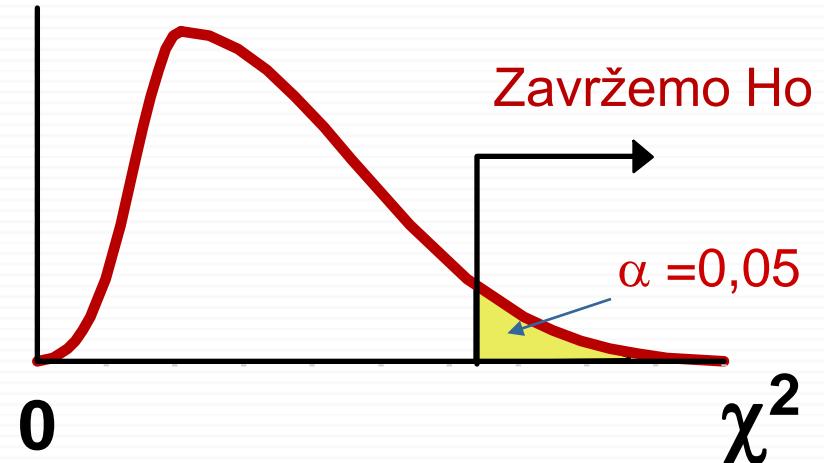
$H_0$ : med spremenljivkama ni povezave

$H_A$ : med spremenljivkama je povezava

$$\chi_{\text{exp}}^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(|f_o - f_p| - 0,5)^2}{f_p}$$

$$\chi_{\text{exp}}^2 = 77,89$$

$$\chi_{\text{tab}}^2(df=1; \alpha=0,05) = 3,84$$



$$p < \alpha; \alpha=0,05$$

$$\chi_{\text{exp}}^2 > \chi_{\text{tab}}^2$$

$H_0$  zavržemo  $\rightarrow H_A$  sprejmemo  
pojavnost raka dojk je statistično značilno povezana  
s starostjo matere pri prvem porodu

# Chi-kvadrat test - SPSS output

---

Chi-Square Tests					
	Value	df	Asymp. Sig. ( 2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	78,370 <sup>a</sup>	1	8,54E-19		
Continuity Correction <sup>b</sup>	77,885	1	1,09E-18		
Likelihood Ratio	74,604	1	5,75E-18		
Fisher's Exact Test				2,89E-18	5,48E-19
N of Valid Cases	13465				

- a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5.  
The minimum expected count is 521,56.
  - b. Computed only for a 2x2 table.
-

# Chi-kvadrat test - razmerje verjetij; likelihood ratio

---

Tudi razmerje verjetij se porazdeljuje po Chi-kvadrat statistiki, zato bodo tabelarične vrednosti enake. Eksperimentalne pa:

$$L\chi^2 = 2 \left[ \sum_{i=1}^k f_o \ln \frac{f_o}{f_p} \right]$$

Tak način je primeren za majhne vzorce.

---

# Chi-kvadrat test

---

- Uporaben pri testiranju povezanosti dveh kategoričnih spremenljivk (npr. podatki podanih v kontingenčni tabeli: RxC)
- Ni uporaben pri ponavljajočih se načrtih: statistična enota (npr. pacient) se lahko pojavi samo enkrat.
- Pričakovane frekvence ne smejo biti nižje kot 5 (rešitev združevanje kategorij ali uporaba Fisherjevega natančnega testa)
  - Če je kontingenčna tabela večja, potem je ta omejitev omejena na 80% celic, pri ostalih mora biti pričakovana frekvenca vsaj nad 1.

# Kontingenčna tabela 2x2

---

- Ali kava iz avtomata ohranja študente budne?
- Opazovane frekvence:

Placebo

	<b>Kava brez kofeina</b>	<b>Kava s kofeinom</b>	
<b>Budni</b>	2	23	25
<b>Nebudni</b>	5	30	35
	7	53	60

# Kontingenčna tabela 2x2

---

- Pričakovane frekvence, če ni učinka:

	Placebo	Placebo	
	<b>Kava brez kofeina</b>	<b>Kava s kofeinom</b>	
<b>Budni</b>	?	?	25
<b>Nebudni</b>	?	?	35
	7	53	60

# Kontingenčna tabela 2x2

- Pričakovane frekvence, če ni povezave (učinka):

	Placebo	Placebo	
	<b>Kava brez kofeina</b>	<b>Kava s kofeinom</b>	
<b>Budni</b>	$\frac{25 \times 7}{60} = 2,92$	$\frac{25 \times 53}{60} = 22,08$	25
<b>Nebudni</b>	$\frac{35 \times 7}{60} = 4,08$	$\frac{35 \times 53}{60} = 30,92$	35
	7	53	60

Pričakovane frekvence z vrednostjo manjšo od 5!  
Kateri test uporabiti?

# Fisherjev natančni test verjetnosti

---

- $p_1 = 2/7 = 0,29$  verjetnost, da ostanemo budni, če spijemo placebo
  - $p_2 = 23/53 = 0,43$  verjetnost da ostanemo budni, če spijemo kavo
  - $H_0: p_1 = p_2 = p$
  - $H_A: p_1 \neq p_2$
- |         | Kava brez kofeina | Kava s kofeinom | Skupaj     |
|---------|-------------------|-----------------|------------|
| Budni   | <b>a</b>          | <b>b</b>        | <b>a+b</b> |
| Nebudni | <b>c</b>          | <b>d</b>        | <b>c+d</b> |
| Skupaj  | <b>a+c</b>        | <b>b+d</b>      | <b>n</b>   |

- $$p_{(a,b,c,d)} = \frac{(a+b)!(c+d)!(a+c)!(b+d)!}{n!a!b!c!d!}$$
  - Postopek: spreminjamo frekvenco v polju a od 0 od vrednosti a, pri čemer fiksiramo robne vrednosti
-

# Fisherjev natančni test verjetnosti

---

- ☐ Tabelo preuredimo tako da v celico (1,1) imamo najmanjšo frekvenco.

Enumeration of all possible tables with fixed margins and their associated probabilities, based on the hypergeometric distribution for Example 10.19

---

0	25
7	28

.017

1	24
6	29

.105

2	23
5	30

.252

3	22
4	31

.312

4	21
3	32

.214

5	20
2	33

.082

6	19
1	34

.016

7	18
0	35

.001

The question now is: What should be done with these probabilities to evaluate the significance of the results? The answer depends on whether a one-sided or a two-sided alternative is being used. In general, the following method can be used.

---

# Fisherjev natančni test verjetnosti

- ☐ Tabelo preuredimo tako da v celico (1,1) imamo najmanjšo frekvenco.

## Fisher's Exact Test: General Procedure and Computation of *p*-Value

To test the hypothesis  $H_0: p_1 = p_2$  vs.  $H_1: p_1 \neq p_2$ , where the expected value of at least one cell is <5 when the data are analyzed in the form of a  $2 \times 2$  contingency table, use the following procedure:

- (1) Enumerate all possible tables with the same row and column margins as the observed table, as shown in Equation 10.10.
- (2) Compute the exact probability of each table enumerated in step 1, using either the computer or the formula in Equation 10.7.
- (3) Suppose the observed table is the  $a$  table and the last table enumerated is the  $k$  table.
  - (a) To test the hypothesis  $H_0: p_1 = p_2$  vs.  $H_1: p_1 \neq p_2$ , the *p*-value =  $2 \times \min[Pr(0) + Pr(1) + \dots + Pr(a), Pr(a) + Pr(a+1) + \dots + Pr(k), .5]$ .
  - (b) To test the hypothesis  $H_0: p_1 = p_2$  vs.  $H_1: p_1 < p_2$ , the *p*-value =  $Pr(0) + Pr(1) + \dots + Pr(a)$ .

# Fisherjev natančni test verjetnosti končni izračun

---

- Vsota verjetnosti na levi strani od dejanskih frekvenc ( $p(2)$ ):
  - $p(0)+p(1)+p(2)=0,017+0,105+0,252=0,375$
- Vsota verjetnosti na desni strani od dejanskih frekvenc ( $p(2)$ ):
  - $p(2)+p(3)+p(4)+p(5)+p(6)+p(7)=$   
 $=0,252+0,312+0,214+0,082+0,016+0,001=0,878$
- p-vrednost testa =  $2 \times \min(0,375 \text{ in } 0,878) =$   
 $2 \times 0,375 = 0,750$
- $H_0$  ne moremo zavreči.

# Vpliv števila oseb na rezultat

---

- Ali kava iz avtomata ohranja študente budne?
- Opazovane frekvence:

Placebo

	Kava brez kofeina	Kava s kofeinom	
Budni	20	230	250
Nebudni	50	300	350
	70	530	600

# Primer 10x večjega vzorca

---

- $p_1 = 20/70=0,29$  verjetnost, da ostanemo budni, če spijemo placebo.
- $p_2 = 230/530=0,43$  verjetnost da ostanemo budni, če spijemo kavo.

$$H_0: p_1 = p_2 = p$$

$$H_A: p_1 \neq p_2$$

Opazovane frekvence:

	Kava brez kofeina	Kava s kofeinom	
Budni	20	230	250
Nebudni	50	300	350
	70	530	600

# Primer 10x večjega vzorca

---

- $H_0$ : spremenljivki sta neodvisni ali  $p_1 = p_2$ ; pričakovane frekvence so enake opazovanim
- $H_A$  spremenljivki sta odvisni ali  $p_1 \neq p_2$ ; pričakovane frekvence niso enake opazovanim.

			stanje * napitek Crosstabulation		Total	
			napitek			
			placebo	kava		
stanje	budni	Count	20	230	250	
		Expected Count	29,2	220,8		
	zaspali	Count	50	300	350	
		Expected Count	40,8	309,2		
Total		Count	70	530	600	

# Primer 10x večjega vzorca

- $H_0$ : spremenljivki sta neodvisni ali  $p_1 = p_2$ ;  
pričakovane frekvence so enake opazovanim
- $H_A$  spremenljivki sta odvisni ali  $p_1 \neq p_2$ ;  
pričakovane frekvence niso enake opazovanim.

Chi-Square Tests					
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	5,591 <sup>a</sup>	1	,018		
Continuity Correction <sup>b</sup>	4,998	1	,025		
Likelihood Ratio	5,811	1	,016		
Fisher's Exact Test				,020	,012

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 29,17.

b. Computed only for a 2x2 table

$$p < \alpha; \alpha=0,05$$

$H_0$  zavрžemo  $\rightarrow H_A$  sprejmemo

Zaspanost je statistično značilno povezana s izbiro napitka.

# McNemarjev test

---

- Testiranje povezanosti dveh opisnih spremenljivk, pri ponavljačih se poskusih (repeated measure experiments)
  - Neko opisno spremenljivko spremljamo v dveh časovnih točkah.
  - Neko opisno spremenljivko merimo na dva načina (npr. primerjava dveh diagnostičnih testov).

# McNemarjev test: procedura

**Table 24.2** Observed frequencies of pairs in which the characteristic is present or absent.

Circumstance 2	Circumstance 1		Total no. of pairs
	Present	Absent	
Present	$w$	$x$	$w + x$
Absent	$y$	$z$	$y + z$
Total	$w + y$	$x + z$	$m = w + x + y + z$

## 1 Define the null and alternative hypotheses under study

$H_0$ : the proportions with the characteristic are equal in the two groups in the population

$H_1$ : these population proportions are not equal.

## 2 Collect relevant data from two samples

## 3 Calculate the value of the test statistic specific to $H_0$

$$\chi^2 = \frac{(|x - y| - 1)^2}{x + y}$$

which follows the Chi-squared distribution with 1 degree of freedom.

# McNemarjev test: karies

1  $H_0$ : the two methods of assessment identify the same percentage of teeth with cavities in the population

$H_1$ : these percentages are not equal.

2 The frequencies for the matched pairs are displayed in the table:

		Radiographic diagnosis		
		Cavities absent	Cavities present	Total
Diagnosis on section				
Cavities absent	45	4		49
Cavities present	17	34		51
Total	62	38		100

3 Test statistic,  $\chi^2 = \frac{(|17 - 4| - 1)^2}{17 + 4} = 6.86$

# McNemarjev test: karies

1  $H_0$ : the two methods of assessment identify the same percentage of teeth with cavities in the population

$H_1$ : these percentages are not equal.

2 The frequencies for the matched pairs are displayed in the table:

Diagnosis on section	Radiographic diagnosis		
	Cavities absent	Cavities present	Total
Cavities absent	45	4	49
Cavities present	17	34	51
Total	62	38	100

3 Test statistic,  $\chi^2 = \frac{(|17 - 4| - 1)^2}{17 + 4} = 6.86$

Chi-kvadrat (tab) = 3.84 in je manjši od eksperimentalnega  
 $p < \alpha$ ;  $\alpha=0,05$

$H_0$  zavrzemo  $\rightarrow H_A$  sprejmemo

Metodi ne dajeta enakih rezultatov, z radiografsko metoda vedno ne odkrijemo kariesa, kadar je ta prisoten.

# Prilagajanje normalne porazdelitve empirični porazdelitvi

---

- Normalno porazdelitev (z vsemi karakteristikami) prilagoditi tako, da sta povprečna vrednost in standardni odklon enaka tistima, ki ju ima empirična porazdelitev
  - Še vedno veljajo omejitve Chi-kvadrat testa:
    - Pričakovane frekvence ne smejo biti nižje kot 5
-

# Testiranje normalnosti

---

- Normalno porazdelitev prilagajamo frekvenčni
- Test temelji na Chi-kvadrat statistiki

$$\chi^2_{\text{exp}} = \sum_{i=1}^k \frac{(f_o - f_p)^2}{f_p}$$

- $\chi^2_{\text{tab}}$  iz tabel, stopinje prostosti:  $m = k - r - 1$ 
  - $k = \text{št. razredov}$
  - $r = \text{št. preizkušanih parametrov porazdelitve}$   
( $r=2$ , povprečna vrednost in standardni odklon)

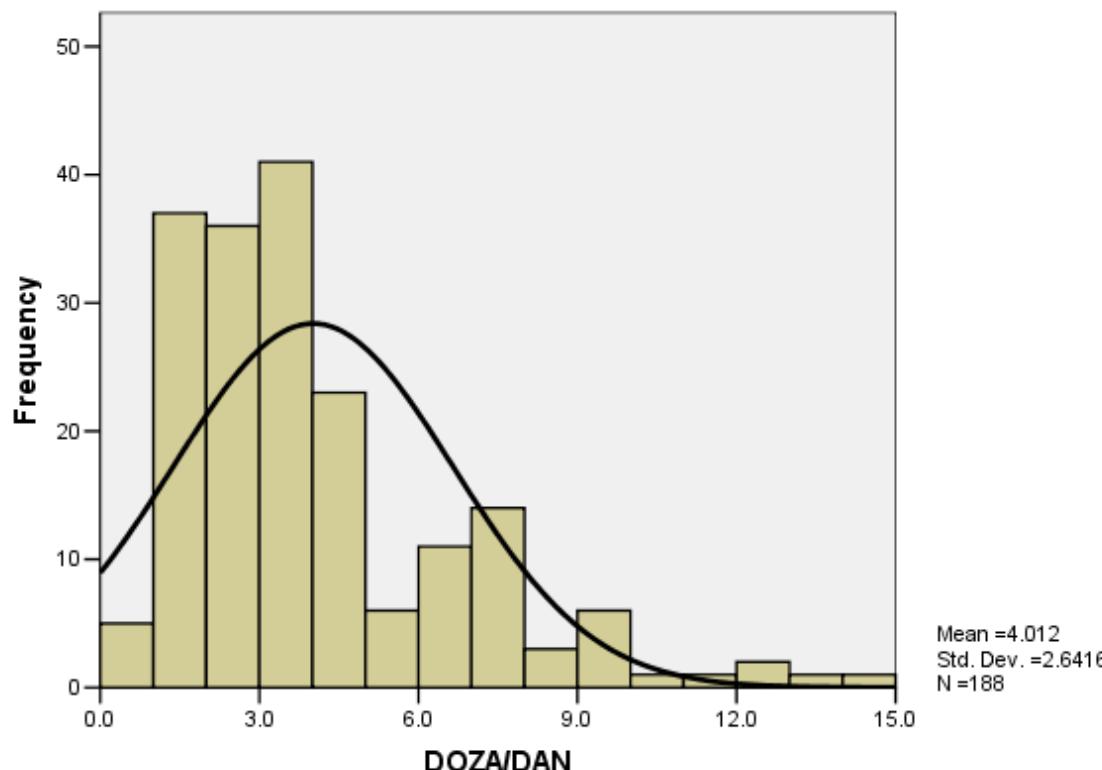
# Primer s podatki o odmerkih varfarina

---

$H_0$ : frekvenčna porazdelitev se porazdeljuje normalno

$H_A$ : frekvenčna porazdelitev se ne porazdeljuje normalno

Histogram



spodnja meja	zgornja meja	opazovane frekv. ( $f_o$ )	z-vrednosti	kumulat.	pričakov.	$(f_o - f_p)^2$	$(f_o - f_p)^2/f_p$
0	1	5	-1,14	12,7%	12,7%	357,0	14,9
1	2	37	-0,76	22,3%	9,6%	358,9	19,9
2	3	36	-0,38	35,1%	12,8%	143,9	6,0
3	4	41	0,00	49,8%	14,7%	176,8	6,4
4	5	23	0,37	64,6%	14,8%	22,6	0,8
5	6	6	0,75	77,4%	12,8%	328,6	13,6
6	7	11	1,13	87,1%	9,7%	52,0	2,9
7	8	14	1,51	93,4%	6,3%	4,3	0,4
8	15	15	4,16	100,0%	6,6%	7,2	0,6

povprečje 4,012  
 stdev 2,6416  
 n 188

vsota 65,4

$\chi^2$  eks

stopinje prostosti:  $m = k - r - 1 = 9 - 2 - 1 = 6$

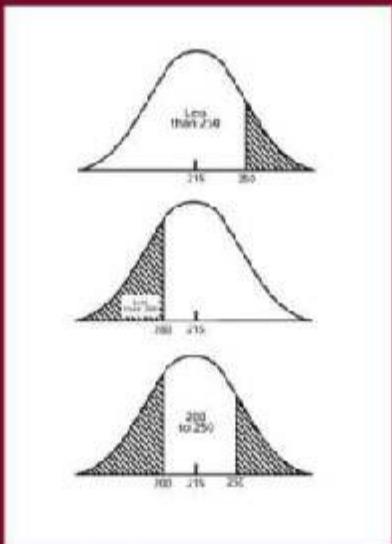
$$\chi^2_{\text{tab}}(\text{d.f.} = 6; \alpha = 0,05) = 12,6 < \chi^2_{\text{eks}}; p < 0,05 \rightarrow$$

$H_0$  zavrhemo in sprejmemo  $H_A$ ; frekvenčna porazdelitev se ne porazdeljuje normalno

# Pharmaceutical Statistics

## Practical and Clinical Applications

Fourth Edition, Revised and Expanded



Sanford Bolton  
Charles Bon



Še vedno poglavje 15!