

STATISTICA

Il test di bontà d'adattamento

Esercizio 1 (prosecuzione dalla lezione precedente)

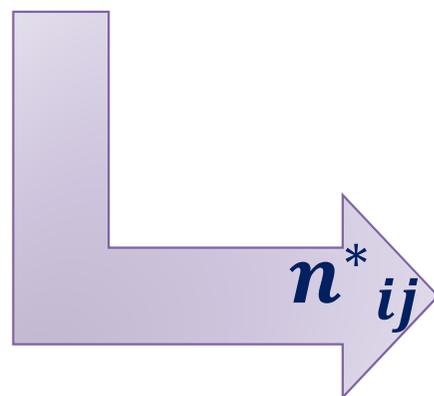
Per il lancio di una nuova pubblicità di una grande azienda d'abbigliamento viene estratto un campione casuale di 1000 unità e viene chiesto di scegliere tra 3 nuovi manifesti stradali (A, B e C) quello preferito. Nella tabella sottostante le risposte sono distinte per fasce d'età:

Età	A	B	C
18 + 25	60	10	90
25 + 35	115	60	95
35 + 45	120	125	75
45 + 60	120	90	40

c'è abbastanza evidenza nei dati per sostenere che **la preferenza sui manifesti dipenda dall'età?**

Esercizio 1

Età	A	B	C	$n_{i.}$
18 + 25	60	10	90	160
25 + 35	115	60	95	270
35 + 45	120	125	75	320
45 + 60	120	90	40	250
$n_{.j}$	415	285	300	1000



H_0 : indipend. ($\chi^2 = 0$)

H_1 : associaz. ($\chi^2 > 0$)

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - n^*_{ij})^2}{n^*_{ij}}$$

	A	B	C
	66.40	45.60	48.00
	112.05	76.95	81.00
	132.80	91.20	96.00
	103.75	71.25	75.00

Esercizio 1

Età	A	B	C	$n_{i.}$
18 + 25	60	10	90	160
25 + 35	115	60	95	270
35 + 45	120	125	75	320
45 + 60	120	90	40	250
$n_{.j}$	415	285	300	1000

H_0 : indipendenza

H_1 : associazione

$$\chi^2 = 113.56$$

$$\chi^2(3 \times 2)_{1-\alpha}$$

$$\chi^2(3 \times 2)_{0.0005} = 24.1028$$

P -valore < 0.0005

C'E' UNA FORTE
EVIDENZA
CONTRO
L'IPOTESI DI
INDIPENDENZA

103.75 71.25 75.00

Esercizio 1

Età	A	B	C	$n_{i.}$
18 + 25	60	10	90	160
25 + 35	115	60	95	270
35 + 45	120	125	75	320
45 + 60	120	90	40	250
$n_{.j}$	415	285	300	1000

H_0 : indipendenza

H_1 : associazione

	A	B	C
	66.40	45.60	48.00
	112.05	76.95	81.00
	132.80	91.20	96.00
	103.75	71.25	75.00

P -valore < 0.0005

Esercizio 1

Età	A	B	C	$n_{i.}$
18 + 25	60	10	90	160
25 + 35	115	60	95	270
35 + 45	120	125	75	320
45 + 60	120	90	40	250
$n_{.j}$	415	285	300	1000

H_0 : indipendenza

H_1 : associazione

A	B	C
66.40	45.60	48.00
112.05	76.95	81.00
132.80	91.20	96.00
103.75	71.25	75.00

P -valore < 0.0005

Esercizio 1

Età	A	B	C	$n_{i.}$
18 + 25	60	10	90	160
25 + 35	115	60	95	270
35 + 45	120	125	75	320
45 + 60	120	90	40	250
$n_{.j}$	415	285	300	1000

H_0 : indipendenza

H_1 : associazione

A	B	C
66.40	45.60	48.00
112.05	76.95	81.00
132.80	91.20	96.00
103.75	71.25	75.00

P -valore < 0.0005

Esercizio 1

Età	A	B	C	$n_{i.}$
18 + 25	60	10	90	160
25 + 35	115	60	95	270
35 + 45	120	125	75	320
45 + 60	120	90	40	250
$n_{.j}$	415	285	300	1000

H_0 : indipendenza

H_1 : associazione

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - n^*_{ij})^2}{n^*_{ij}}$$

$$\chi^2 = 113.56$$

$$\tilde{\chi}^2 = \frac{\chi^2}{n \times \min(h-1, k-1)} = \frac{113.56}{1000 \times 2}$$

$$\tilde{\chi}^2 = 0.057$$

	A	B	C
	66.40	45.60	48.00
	112.05	76.95	81.00
	132.80	91.20	96.00
	103.75	71.25	75.00

Esercizio 5

L'apnea ostruttiva del sonno (OSA) è una condizione comune in cui ci sono limitazioni parziali intermittenti (cioè, ipopnee) e complete (cioè apnea) nella respirazione durante il sonno. Poiché la polisonnografia, il test standard per la diagnosi, è costosa sono stati sviluppati questionari per identificare le persone con OSA, tra cui il questionario di Berlino (BQ). Un campione casuale di 733 individui è stato classificato secondo la patologia ed il BQ:

	OSA	Non OSA
BQ=low risk	79	294
BQ=high risk	73	287

Sottoporre a verifica l'ipotesi che la patologia e il BQ siano indipendenti al livello di significatività del 2.5%.

Esercizio 5

L'apnea ostruttiva del sonno (OSA) è una condizione comune in cui ci sono limitazioni parziali intermittenti (cioè, ipopnee) e complete (cioè apnea) nella respirazione durante il sonno. Poiché la polisonnografia, il test standard per la diagnosi, è costosa sono stati sviluppati questionari per identificare le persone con OSA, tra cui il questionario di Berlino (BQ). Un campione casuale di 733 individui è stato classificato secondo la patologia ed il BQ:

	OSA	Non OSA	tot
BQ=low risk	79	294	373
BQ=high risk	73	287	360
tot	152	581	733

$$n^*_{ij} : \frac{373 \times 152}{733} = 77.3; \quad \frac{373 \times 581}{733} = 295.7$$

$$\frac{360 \times 152}{733} = 74.7; \quad \frac{360 \times 581}{733} = 285.3$$

Esercizio 5

L'apnea ostruttiva del sonno (OSA) è una condizione comune in cui ci sono limitazioni parziali intermittenti (cioè, ipopnee) e complete (cioè apnea) nella respirazione durante il sonno. Poiché la polisonnografia, il test standard per la diagnosi, è costosa sono stati sviluppati questionari per identificare le persone con OSA, tra cui il questionario di Berlino (BQ). Un campione casuale di 733 individui è stato classificato secondo la patologia ed il BQ:

	OSA	Non OSA	tot
BQ=low risk	79 / 77.3	294 / 295.7	373
BQ=high risk	73 / 74.7	287 / 285.3	360
tot	152	581	733

$$\chi^2 = \frac{(79 - 77.3)^2}{77.3} + \frac{(294 - 295.7)^2}{295.7} + \frac{(73 - 74.7)^2}{74.7} + \frac{(287 - 285.3)^2}{285.3} = 0.096$$

Esercizio 5

L'apnea ostruttiva del sonno (OSA) è una condizione comune in cui ci sono limitazioni parziali intermittenti (cioè, ipopnee) e complete (cioè apnea) nella respirazione durante il sonno. Poiché la polisonnografia, il test standard per la diagnosi, è costosa sono stati sviluppati questionari per identificare le persone con OSA, tra cui il questionario di Berlino (BQ). Un campione casuale di 733 individui è stato classificato secondo la patologia ed il BQ:

	OSA	Non OSA	tot
BQ=low risk	79 / 77.3	294 / 295.7	373
BQ=high risk	73 / 74.7	287 / 285.3	360
tot	152	581	733

$$\chi^2 = \frac{(79 - 77.3)^2}{77.3} + \frac{(294 - 295.7)^2}{295.7} + \frac{(73 - 74.7)^2}{74.7} + \frac{(287 - 285.3)^2}{285.3} = 0.096$$

$$\alpha = 0.025$$

➔ $\chi(1)^2_{0.975} = 5.02389$ **non** possiamo rifiutare l'ipotesi di indipendenza

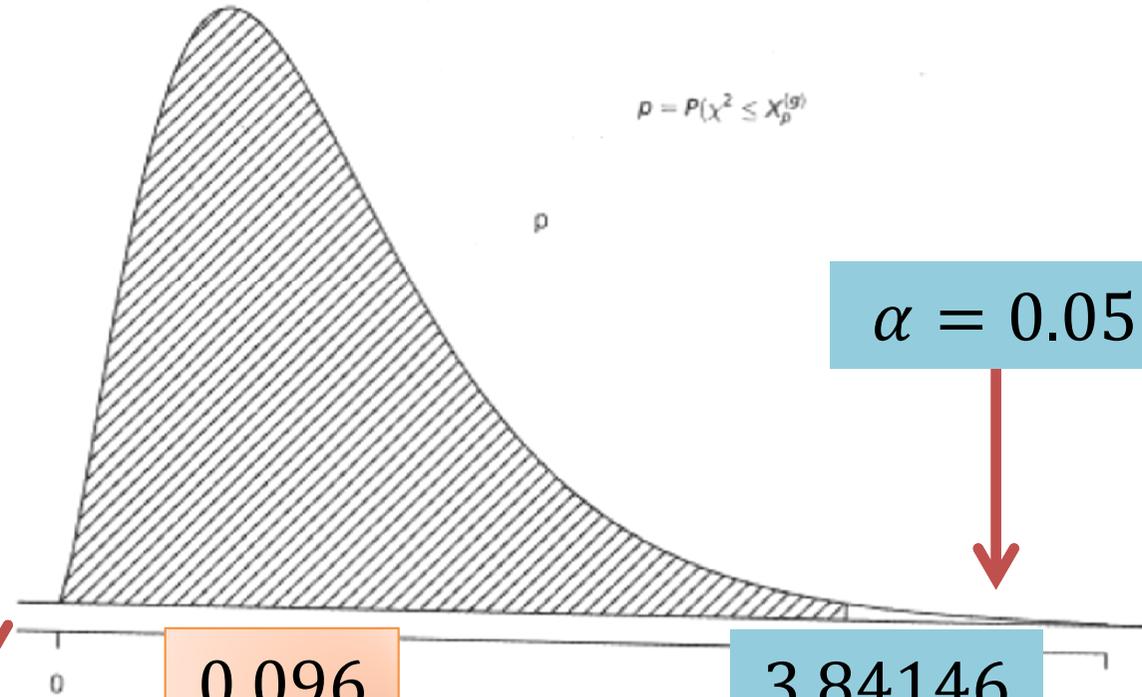
Esercizio 5

L'apnea ostruttiva del sonno (OSA) è una condizione comune in cui ci sono limitazioni parziali intermittenti (cioè, ipopnee) e complete (cioè apnea) nella respirazione durante il sonno. Poiché la polisonnografia, il test standard per la diagnosi, è costosa sono stati sviluppati questionari per identificare le persone con OSA, tra cui il questionario di Berlino (BQ). Un campione casuale di 733 individui è stato classificato secondo la patologia ed il BQ:

	OSA	Non OSA	tot
BQ=low risk	79 / 77.3	294 / 295.7	373
BQ=high risk	73 / 74.7	287 / 285.3	360
tot	152	581	733

$$\chi^2 = \frac{(79 - 77.3)^2}{77.3} + \frac{(294 - 295.7)^2}{295.7} + \frac{(73 - 74.7)^2}{74.7} + \frac{(287 - 285.3)^2}{285.3} = 0.096$$

$$\alpha = 0.05 \Rightarrow ???$$



$1 - \alpha$

ρ	0.750	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	0.9995
1	1.32330	2.70554	3.84146	5.02389	6.63490	7.87944	12.11567
2	2.77259	4.60517	5.99146	7.37776	9.21034	10.59663	15.20180
3	4.10834	6.25139	7.81473	9.34840	11.34487	12.83816	17.73000
4	5.38527	7.77944	9.48773	11.14329	13.27670	14.86026	19.99735
5	6.62568	9.23636	11.07050	12.83250	15.08627	16.74960	22.10533
6	7.84080	10.64464	12.59159	14.44938	16.81189	18.54758	24.10280
7	9.03715	12.01704	14.06714	16.01276	18.47531	20.27774	26.01777
8	10.21885	13.36157	15.50731	17.53457	19.97953	21.95461	27.15347

$\nu = 1, \text{ g.d.l.}$

$\alpha = 0.05$

0.096

3.84146

$p\text{-value} > 0.25$

$\alpha = 0.25$

$\nu = 1, \text{g.d.l.}$

$1 - \alpha$

0.096

1.32330

p	0.750	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	0.9995
1	1.32330	2.70554	3.84146	5.02389	6.63490	7.87944	12.11567
2	2.77259	4.60517	5.99146	7.37776	9.21034	10.59663	15.20180
3	4.10834	6.25139	7.81473	9.34840	11.34487	12.83816	17.73000
4	5.38527	7.77944	9.48773	11.14329	13.27670	14.86026	19.99735
5	6.62568	9.23636	11.07050	12.83250	15.08627	16.74960	22.10533
6	7.84080	10.64464	12.59159	14.44938	16.81189	18.54758	24.10280
7	9.03715	12.01704	14.06714	16.01276	18.47531	20.27774	26.01777
8	10.21885	13.36157	15.50731	17.53457	19.99270	22.02777	27.87841

Esercizio 5

L'apnea ostruttiva del sonno (OSA) è una condizione comune in cui ci sono limitazioni parziali intermittenti (cioè, ipopnee) e complete (cioè apnea) nella respirazione durante il sonno. Poiché la polisonnografia, il test standard per la diagnosi, è costosa sono stati sviluppati questionari per identificare le persone con OSA, tra cui il questionario di Berlino (BQ). Un campione casuale di 733 individui è stato classificato secondo la patologia ed il BQ:

	OSA	Non OSA	tot
BQ=low risk	79 / 77.3	294 / 295.7	373
BQ=high risk	73 / 74.7	287 / 285.3	360
tot	152	581	733

$$\chi^2 = \frac{(79 - 77.3)^2}{77.3} + \frac{(294 - 295.7)^2}{295.7} + \frac{(73 - 74.7)^2}{74.7} + \frac{(287 - 285.3)^2}{285.3} = 0.096$$

p – value > 0.25

 **non** possiamo rifiutare l'ipotesi di indipendenza a **nessun livello!**

Esercizio

Nel nostro campione il BQ **non** è utile per fare previsione sulla presenza della sindrome

L'apnea o le limitazioni parziali nella respirazione durante il sonno. Poiché la polisonnografia, il test standard per la diagnosi, è costosa **sono stati sviluppati questionari per identificare le persone con OSA, tra cui il questionario di Berlino (BQ).** Un campione casuale di 733 individui è stato classificato secondo la patologia ed il BQ:

	OSA	Non OSA	tot
BQ=low risk	79 / 77.3	294 / 295.7	373
BQ=high risk	73 / 74.7	287 / 285.3	360
tot	152	581	733

$$\chi^2 = \frac{(79 - 77.3)^2}{77.3} + \frac{(294 - 295.7)^2}{295.7} + \frac{(73 - 74.7)^2}{74.7} + \frac{(287 - 285.3)^2}{285.3} = 0.096$$

p - value > 0.25

 **non** possiamo rifiutare l'ipotesi di indipendenza a **nessun livello!**

Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai proprio clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

	Tempo all'intervento		
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min
8-12	80	78	5
12-16	75	40	85
16-20	0	32	105

- Calcolare le distribuzioni marginali e il tempo medio di intervento;
- Guardando alle informazioni contenute nella tabella possiamo trarre un'indicazione riguardo all'omogeneità del servizio?
- Verificare con un opportuno test statistico quanto indicato al punto b).

Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai proprio clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

	Tempo all'intervento			
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min	tot
8-12	80	78	5	163
12-16	75	40	85	200
16-20	0	32	105	137
tot	155	150	195	500

a) Calcolare le distribuzioni marginali e il tempo medio di intervento;

Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai proprio clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

	Tempo all'intervento			
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min	
8-12	80	78	5	163
12-16	75	40	85	200
16-20	0	32	105	137
tot	155	150	195	500



a) Calcolare le distribuzioni marginali e il tempo medio di intervento;

Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai propri clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

	Tempo all'intervento			
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	10-20 min	tot
tot	155	150	195	500

$$\bar{x}_n = \sum_i x^*_{i} f_i = 2.5 \times \frac{155}{500} + 7.5 \times \frac{150}{500} + 15 \times \frac{195}{500} = 8.875$$

a) Calcolare le distribuzioni marginali e il tempo medio di intervento;

Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai propri clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

	Tempo all'intervento		
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min
8-12	80	78	5
12-16	75	40	85
16-20	0	32	105

- b) Guardando alle informazioni contenute nella tabella possiamo trarre un'indicazione riguardo all'omogeneità del servizio?

Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai proprio clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

	Tempo all'intervento		
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min
8-12	80	78	5
12-16	75	40	85
16-20	0	32	105

c) Verificare con un opportuno test statistico quanto indicato al punto b).

H_0 : indipendenza (i.e., omogeneità) vs H_1 : associazione

Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai proprio clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

	Tempo all'intervento			
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min	tot
8-12	80 50.53	78 48.90	5 63.57	163
12-16	75 62	40 60	85 78	200
16-20	0 42.47	32 41.10	105 53.43	137
tot	155	150	195	500

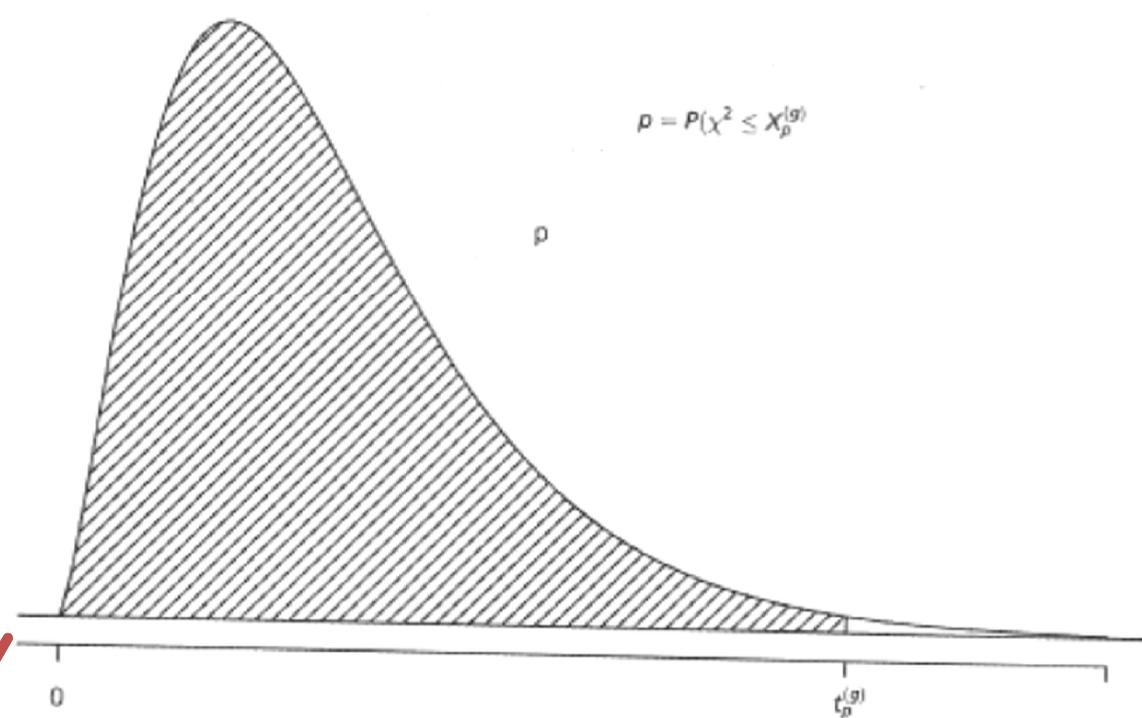
Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai proprio clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

$$\chi^2 = 192.75$$

$$\chi^2(4)_{1-\alpha}$$

	Tempo all'intervento			
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min	tot
8-12	80 50.53	78 48.90	5 63.57	163
12-16	75 62	40 60	85 78	200
16-20	0 42.47	32 41.10	105 53.43	137
tot	155	150	195	500



$\nu = 1, \text{ g.d.l.}$

$1 - \alpha$

n	p	0.750	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	0.9995
1		1.32330	2.70554	3.84146	5.02389	6.63490	7.87944	12.11567
2		2.77259	4.60517	5.99146	7.37776	9.21034	10.59663	15.20180
3		4.10834	6.25139	7.81473	9.34840	11.34487	12.83816	17.73000
4		5.38527	7.77944	9.48773	11.14329	13.27670	14.86026	19.99735
5		6.62568	9.23636	11.07050	12.83250	15.08627	16.74960	22.10533
6		7.84080	10.64464	12.59159	14.44938	16.81189	18.54758	24.10280
7		9.03715	12.01704	14.06714	16.01276	18.47531	20.27774	26.01777
8		10.21885	13.36157	15.50731	17.53457	19.53281	21.78222	27.15319



Esercizio 6

Un'azienda vuole verificare se l'assistenza fornita via web ai proprio clienti sia omogenea lungo l'intera giornata (8-20). Per questo seleziona un campione di 500 richieste e le classifica per fascia oraria di ricevimento e tempo fino all'intervento:

$$\chi^2 = 192.75$$

$$\chi^2(4)_{1-\alpha}$$

	Tempo all'intervento			
Fascia oraria	< 5 min.	5-10 min	> 10 min	tot
8-12	80 50.53	78 48.90	5 63.57	163
12-16	75 62	40 60	85 78	200
16-20	0 42.47	32 41.10	105 53.43	137
tot	155	150	195	500

rifiutiamo
l'ipotesi
nulla a
qualunque
livello di
significatività
=>
l'assistenza
non è
omogenea

Un altro uso del test del chi-quadrato

Il test del chi-quadrato, II

Lanciamo 120 volte un dado ottenendo la distribuzione di frequenza seguente:

Esito	1	2	3	4	5	6
Fr. n_j	20	30	20	25	15	10

Sottoporre a verifica l'ipotesi che il dado sia equilibrato al livello dell'1%

Il test del chi-quadrato, II

Esito	1	2	3	4	5	6
Fr. n_j	20	30	20	25	15	10

Se il dado è equilibrato in 120 lanci, ci aspettiamo:

p_j	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6
Fr. att. n_j^*	20	20	20	20	20	20

$$n_j^* = np_j$$

Il test del chi-quadrato, II

Esito	1	2	3	4	5	6
Fr. n_j	20	30	20	25	15	10

Se il dado è equilibrato in 120 lanci, ci aspettiamo:

p_j	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6
Fr. att. n_j^*	20	20	20	20	20	20

$$n_j^* = np_j$$

Rifiutiamo al livello α l'ipotesi che il dado sia equilibrato se

$$\sum_{j=1}^c \frac{(n_j^* - n_j)^2}{n_j^*} > \chi^2(c-1)_{1-\alpha}$$



Il test del chi-quadrato, II

Esito	1	2	3	4	5	6
Fr. n_j	20	30	20	25	15	10

Se il dado è equilibrato in 120 lanci, ci aspettiamo:

p_j	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6
Fr. att. n_j^*	20	20	20	20	20	20

Rifiutiamo al livello α l'ipotesi che il dado sia equilibrato se

H_0 : il dado è equilibrato, H_1 : il dado **non** è equilibrato

Il test del chi-quadrato, II

Esito	1	2	3	4	5	6
Fr. n_j	20	30	20	25	15	10

Se il dado è equilibrato in 120 lanci, ci aspettiamo:

p_j	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6
Fr. att. n_j^*	20	20	20	20	20	20



$$\frac{(20 - 20)^2}{20} + \frac{(20 - 30)^2}{20} + \frac{(20 - 20)^2}{20} + \frac{(20 - 25)^2}{20} + \frac{(20 - 15)^2}{20} + \frac{(20 - 10)^2}{20} = 12.5$$

$$> \chi^2(5)_{0.99} = 15.08627$$

Il test del chi-quadrato, II

Esito	1	2	3	4	5	6
Fr. n_j	20	30	20	25	15	10

Se il dado è equilibrato in 120 lanci, ci aspettiamo:

p_j	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6
Fr. att. n_j^*	20	20	20	20	20	20



$$\frac{(20 - 20)^2}{20} + \frac{(20 - 30)^2}{20} + \frac{(20 - 20)^2}{20} + \frac{(20 - 25)^2}{20} + \frac{(20 - 15)^2}{20} + \frac{(20 - 10)^2}{20} = 12.5$$

Non possiamo rifiutare l'ip., nulla che il dado sia equilibrato, all'1% di significatività

$$> \chi^2(5)_{0.99} = 15.08627$$

Il test del chi-quadrato, II

Campione *casuale* X_1, \dots, X_n i. i. d

$H_0 : X_i \sim F$, discreta $H_1 : \text{un'altra qualunque, } \neq F$

Si rifiuta l'ipotesi nulla se:

$$\sum_{j=1}^c \frac{(n_j^* - n_j)^2}{n_j^*} > \chi^2(c-1)_\alpha$$

Test di buon adattamento (*goodness of fit test*)

Esercizio 1

In una certa regione, l'84% degli automobilisti in un anno non ha nessun incidente, il 14% ne ha uno solo, il 2% ne ha due o più. Su un campione casuale di 400 avvocati, 308 non hanno avuto alcun incidente nell'ultimo anno, 66 ne hanno avuto uno solo e 26 ne hanno avuti due o più. Sulla base di questi dati è possibile affermare che gli avvocati non abbiano lo stesso profilo di incidenti del resto della popolazione?

Esercizio 1

In una certa regione, l'84% degli automobilisti in un anno non ha nessun incidente, il 14% ne ha uno solo, il 2% ne ha due o più. Su un campione casuale di 400 avvocati, 308 non hanno avuto alcun incidente nell'ultimo anno, 66 ne hanno avuto uno solo e 26 ne hanno avuti due o più. Sulla base di questi dati è possibile affermare che gli avvocati non abbiano lo stesso profilo di incidenti del resto della popolazione?

Esito	0	1	≥ 2
Fr. n_j	308	66	26
p_j	0.84	0.14	0.02
Fr. att.	336	56	8

$$n^*_j = 400 \times 0.84; 0.14; 0.02$$

Esercizio 1

Esito	0	1	≥ 2
Fr. n_j	308	66	26
p_j	0.84	0.14	0.02
Fr. n_j^*	336	56	8

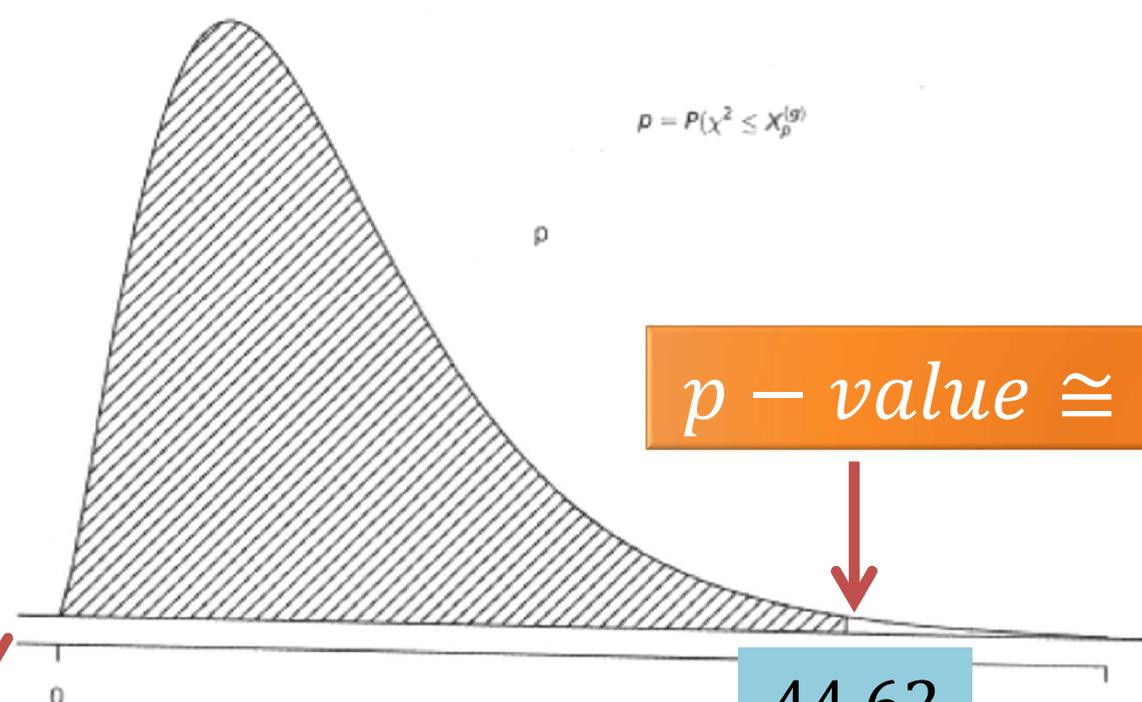
$H_0 : n_j = n_j^*$ per ogni j

$H_1 : n_j \neq n_j^*$ per almeno un j

$$\sum_{i=1}^c \frac{(n_j - n_j^*)^2}{n_j^*} > \chi^2(c-1)_{1-\alpha}$$

$$\frac{(308 - 336)^2}{336} + \frac{(66 - 56)^2}{56} + \frac{(26 - 8)^2}{8} = 44.62$$

$$\alpha = 1\% \Rightarrow \chi^2(2)_{1-0.01} = 9.21$$



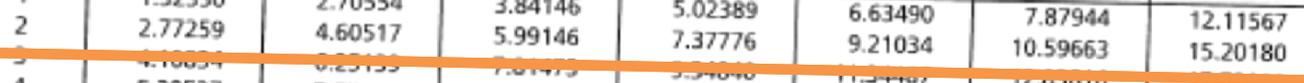
$\nu = 2$, g.d.l.

$1 - \alpha$

n	p	0.750	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	0.9995
1		1.32330	2.70554	3.84146	5.02389	6.63490	7.87944	12.11567
2		2.77259	4.60517	5.99146	7.37776	9.21034	10.59663	15.20180
3		4.10834	6.25139	7.87944	9.34840	11.34487	12.83816	17.75957
4		5.38527	7.77944	9.48773	11.14329	13.27670	14.86026	19.99735
5		6.62568	9.23636	11.07050	12.83250	15.08627	16.74960	22.10533
6		7.84080	10.64464	12.59159	14.44938	16.81189	18.54758	24.10280
7		9.03715	12.01704	14.06714	16.01276	18.47531	20.27774	26.01777
8		10.21885	13.36157	15.50731	17.53455	19.97953	22.02777	27.87913

$p - value \approx 0!!$

44.62

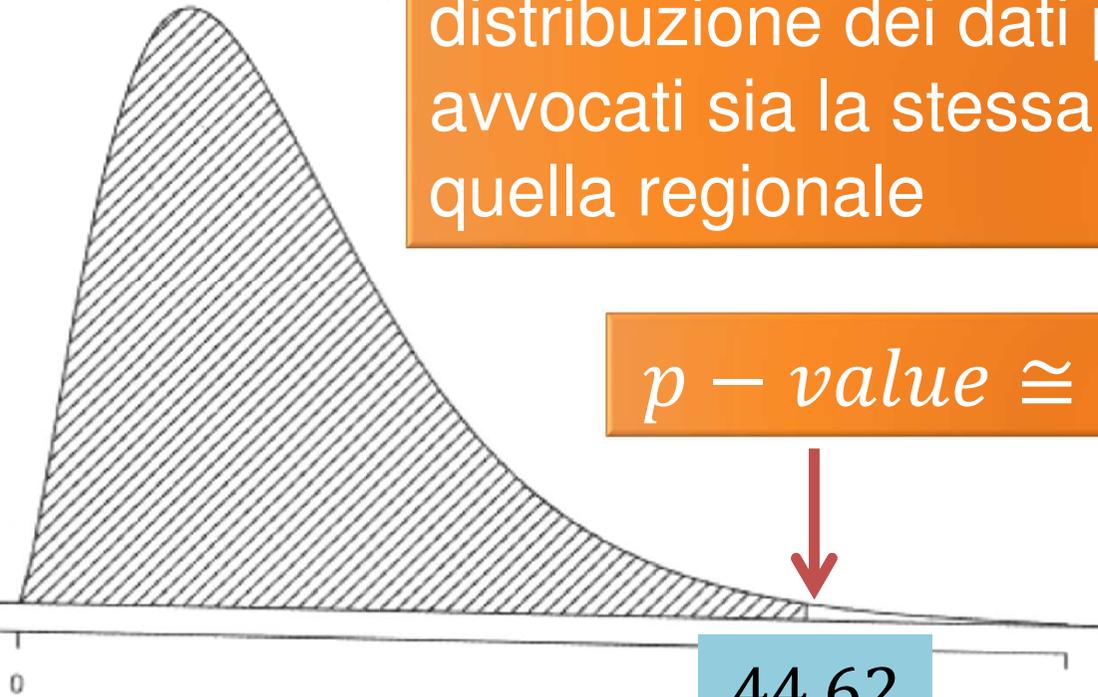


C'è un'evidenza molto forte **contro** l'ipotesi che la distribuzione dei dati per gli avvocati sia la stessa di quella regionale

$p - value \cong 0!!$

$\nu = 2$, g.d.l.

$1 - \alpha$



	p	0.750	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	0.9995
1	n	1.32330	2.70554	3.84146	5.02389	6.63490	7.87944	12.11567
2		2.77259	4.60517	5.99146	7.37776	9.21034	10.59663	15.20180
3		4.10834	6.25139	7.87944	9.34840	11.34487	12.83816	17.75957
4		5.38527	7.77944	9.48773	11.14329	13.27670	14.86026	19.99735
5		6.62568	9.23636	11.07050	12.83250	15.08627	16.74960	22.10533
6		7.84080	10.64464	12.59159	14.44938	16.81189	18.54758	24.10280
7		9.03715	12.01704	14.06714	16.01276	18.47531	20.27774	26.01777
8		10.21885	13.36157	15.50731	17.53455	19.97953	22.02632	27.87913

44.62

Esercizio 2

La seguente tabella riporta la ripartizione per fasce d'età delle donne americane non sposate con figli nel 1986 (U.S. National Center for Health Statistics, *Vital Statistics of the United States*):

Fascia d'età	%
≤ 14	1.1
15- 19	32.0
20- 24	36.0
25- 29	18.9
≥ 30	12.0

Da un recente campione di 1000 nati da donne non sposate risulta che 42 delle madri hanno 14 anni o meno, 403 tra i 15 ed i 19 anni, 315 tra 20 e 24 anni, 150 tra 25 e 29 anni e 90 ne hanno almeno 30. Si può sostenere che la distribuzione sia variata?

Esercizio 2

La seguente tabella riporta la ripartizione per fasce d'età delle donne americane non sposate con figli nel 1986 (U.S. National Center for Health Statistics, *Vital Statistics of the United States*):



Fasce a d'età	%	n^*_j	n_i
≤ 14	1.1	11	42
15- 19	32.0	320	403
20- 24	36.0	360	315
25- 29	18.9	189	150
≥ 30	12.0	120	90

Da un recente **campione di 1000 nati** da donne non sposate risulta ...

Esercizio 2

La seguente tabella riporta la ripartizione per fasce d'età delle donne americane non sposate con figli nel 1986 (U.S. National Center for Health Statistics, *Vital Statistics of the United States*):

Fasce a d'età	%	n^*_j	n_i
≤ 14	1.1	11	42
15- 19	32.0	320	403
20- 24	36.0	360	315
25- 29	18.9	189	150
≥ 30	12.0	120	90

Da un recente campione di 1000 nati da donne non sposate risulta ...

$$H_0 : n_j = n^*_j \text{ per ogni } j$$

$$H_1 : n_j \neq n^*_j \text{ per almeno un } j$$

$$\sum_{i=1}^c \frac{(n_j - n^*_j)^2}{n^*_j} > \chi^2(c-1)_{1-\alpha}$$

Esercizio 2

La seguente tabella riporta la ripartizione per fasce d'età delle donne americane non sposate con figli nel 1986 (U.S. National Center for Health Statistics, *Vital Statistics of the United States*):



Fasce a d'età	%	n^*_j	n_i
≤ 14	1.1	11	42
15- 19	32.0	320	403
20- 24	36.0	360	315
25- 29	18.9	189	150
≥ 30	12.0	120	90

$$\begin{aligned} & \frac{(42 - 11)^2}{11} + \frac{(403 - 320)^2}{320} + \\ & \frac{(315 - 360)^2}{360} + \frac{(150 - 189)^2}{189} \\ & + \frac{(90 - 120)^2}{120} \\ & = 130.06 \end{aligned}$$

C'è un'evidenza molto forte **contro** l'ipotesi che la distribuzione dei dati sia quella indicata per il 1986

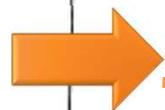
$p - value \cong 0!!$

$\nu = 4$, g.d.l.

$1 - \alpha$

n	p	0.750	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	0.9995
1		1.32330	2.70554	3.84146	5.02389	6.63490	7.87944	12.11567
2		2.77259	4.60517	5.99146	7.37776	9.21034	10.59663	15.20180
3		4.10834	6.25139	7.81473	9.34840	11.34487	12.83816	17.73000
4		5.38527	7.77944	9.48773	11.14329	13.27670	14.86026	19.99735
5		6.62568	9.23636	11.07050	12.83250	15.08627	16.74960	22.10533
6		7.84080	10.64464	12.59159	14.44938	16.81189	18.54758	24.10280
7		9.03715	12.01704	14.06714	16.01276	18.47531	20.27774	26.01777
8		10.21885	13.36157	15.50731	17.53457	20.09024	22.02632	27.87943

130.06



Esercizio 2

La seguente tabella riporta la ripartizione per fasce d'età delle donne americane non sposate con figli nel 1986 (U.S. National Center for Health Statistics, *Vital Statistics of the United States*):



Fasce a d'età	%	n^*_j	n_i
≤ 14	1.1	11	42
15- 19	32.0	320	403
20- 24	36.0	360	315
25- 29	18.9	189	150
≥ 30	12.0	120	90

$$\begin{aligned} & \frac{(42 - 11)^2}{11} + \frac{(403 - 320)^2}{320} + \\ & \frac{(315 - 360)^2}{360} + \frac{(150 - 189)^2}{189} \\ & + \frac{(90 - 120)^2}{120} \\ & = 130.06 \end{aligned}$$

Esercizio 4, di compito

Da un recente campione di 1000 nati da donne non sposate risulta che 42 delle madri hanno 14 anni o meno, 403 tra i 15 ed i 19 anni, 315 tra 20 e 24 anni, 150 tra 25 e 29 anni e 90 ne hanno almeno 30.

Fascia d'età	n_i
< 15	42
[15, 20)	403
[20, 25)	315
[25, 30)	150
≥ 30	90

- Rappresentare graficamente la distribuzione di frequenza dell'età al primo parto nel campione.
- Calcolare l'età media al primo parto, e la varianza nel campione.
- Calcolare i quartili e disegnare il boxplot