



UNIVERSITÀ  
DEGLI STUDI DI TRIESTE



Dipartimento di scienze economiche,  
aziendali, matematiche e statistiche  
"Bruno de Finetti"

---

# Statistica e crimine: il caso di Kristen Gilbert

Francesco Pauli (DEAMS, Università di Trieste)

# Sommario

Verrà illustrato l'uso che è stato fatto dell'analisi statistica in un'investigazione criminale: un test d'ipotesi compariva tra gli elementi portati dall'accusa contro un'assassina seriale in Massachusetts nel 1996.

- 1 Il caso
- 2 I dati
- 3 Verifica d'ipotesi
- 4 Test di indipendenza
- 5 Causalità?
- 6 Conclusione

# Sommario

1 Il caso

2 I dati

3 Verifica d'ipotesi

4 Test di indipendenza

5 Causalità?

6 Conclusione

# I fatti

Tra il 1992 e il 1996 al *Leeds Veterans Affairs Medical Center* in Massachusetts si verifica un certo numero di decessi anomali.

È bene notare che in un ospedale è normale che le persone muoiano, in particolare nell'ospedale in questione sono ricoverate persone anziane e in condizioni di salute anche critiche, tuttavia alcuni elementi fanno propendere per la conclusione che alcune morti non siano naturali:

- i pazienti in questione passano da uno stato stabile all'arresto cardiaco senza ragione apparente;
- vi sono state mancanze di epinefrina, farmaco che può essere usato per provocare un attacco cardiaco.

Per questi decessi un gruppo di infermiere accusa, nel 1996, la collega Kristen Gilbert.

# L'infermiera Kristen Gilbert

## Kristen Gilbert

- nata Kristen Strickland il 13 novembre del 1967 a Fall River, Massachusetts;
- diplomata infermiera nel 1988 (Greenfield Community College);
- dal 1989 (22 anni) lavora, come infermiera, presso il reparto C del *Leeds Veterans Affairs Medical Center* in Massachusetts;



# Indizi

A carico di KG vi sono diversi indizi

- è sovente l'ultima operatrice ad avere accesso ai pazienti che decedono;

# Indizi

A carico di KG vi sono diversi indizi

- è sovente l'ultima operatrice ad avere accesso ai pazienti che decedono;
- è spesso la prima a rispondere alle emergenze;

*agisce in modo calmo ed efficiente, questo fatto è inizialmente considerato indice di professionalità ma le frutta poi il soprannome di angel of death (angelo della morte);*

# Indizi

A carico di KG vi sono diversi indizi

- è sovente l'ultima operatrice ad avere accesso ai pazienti che decedono;
- è spesso la prima a rispondere alle emergenze;
- testimone sull'epinefrina;

*un'infermiera in particolare testimonia sul fatto che, almeno in un'occasione, KG era in possesso di epinefrina senza motivo;*



# Indizi

A carico di KG vi sono diversi indizi

- è sovente l'ultima operatrice ad avere accesso ai pazienti che decedono;
- è spesso la prima a rispondere alle emergenze;
- testimone sull'epinefrina;
- movente: il collega;

*avrebbe un (futile) movente: 'fare colpo' sull'amante (un collega di lavoro, in particolare un addetto alla sicurezza che veniva chiamato durante le emergenze) e sui colleghi;*

# Indizi

A carico di KG vi sono diversi indizi

- è sovente l'ultima operatrice ad avere accesso ai pazienti che decedono;
- è spesso la prima a rispondere alle emergenze;
- testimone sull'epinefrina;
- movente: il collega;
- un numero sproporzionato di decessi avviene durante il suo turno;

# Indizi

A carico di KG vi sono diversi indizi

- è sovente l'ultima operatrice ad avere accesso ai pazienti che decedono;
- è spesso la prima a rispondere alle emergenze;
- testimone sull'epinefrina;
- movente: il collega;
- **un numero sproporzionato di decessi avviene durante il suo turno;**

I primi due elementi sono impressioni che difficilmente potranno avere un peso.

Testimonianza e movente sono tradizionali indizi che gli investigatori valuteranno con i consueti metodi.

Anche l'ultimo punto, così scritto, è una mera impressione, su esso tuttavia possiamo dire qualcosa di più dal punto di vista statistico.

## L'indizio e la statistica

- Si può rendere più precisa – e scientifica – l'affermazione secondo cui **un numero sproporzionato di decessi avviene durante il turno di KG?**
- È, cioè, un indizio? O può diventare una prova?
- Non c'è un numero 'giusto': che a ogni turno si verifichi un numero diverso di decessi è normale.
- Il numero di decessi per turno è un **numero aleatorio**.
- Dobbiamo perciò valutare se il numero osservato di decessi nei turni di KG è o meno **troppo diverso** da quello relativo agli altri turni.
- Troppo diverso: la discrepanza è difficilmente attribuibile al caso.

# Sommario

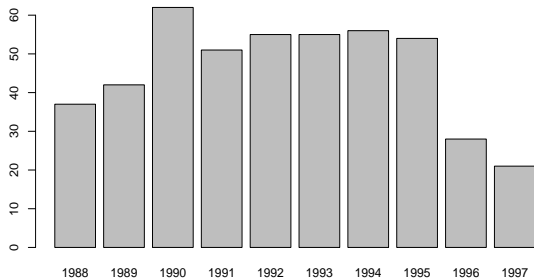
- 1 Il caso
- 2 I dati**
- 3 Verifica d'ipotesi
- 4 Test di indipendenza
- 5 Causalità?
- 6 Conclusione

## Guardiamo i dati: numero di decessi per anno e turno

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Tot
Giorno	15	13	22	9	11	9	15	6	10	5	115
Sera	11	12	10	31	27	30	23	38	11	9	202
Notte	11	17	30	11	17	16	18	10	7	7	144
Totale	37	42	62	51	55	55	56	54	28	21	461

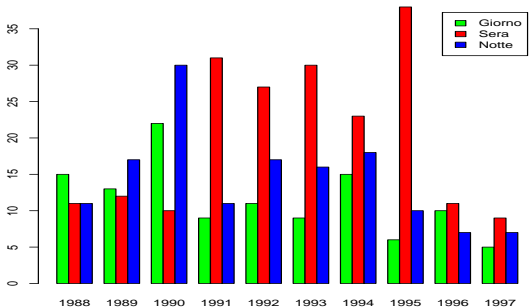
## Guardiamo i dati: numero di decessi per anno e turno

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Tot
Giorno	15	13	22	9	11	9	15	6	10	5	115
Sera	11	12	10	31	27	30	23	38	11	9	202
Notte	11	17	30	11	17	16	18	10	7	7	144
<b>Totale</b>	<b>37</b>	<b>42</b>	<b>62</b>	<b>51</b>	<b>55</b>	<b>55</b>	<b>56</b>	<b>54</b>	<b>28</b>	<b>21</b>	<b>461</b>



# Guardiamo i dati: numero di decessi per anno e turno

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Tot
Giorno	15	13	22	9	11	9	15	6	10	5	115
Sera	11	12	10	31	27	30	23	38	11	9	202
Notte	11	17	30	11	17	16	18	10	7	7	144
Totale	37	42	62	51	55	55	56	54	28	21	461













## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

Data	Turno	Decessi	KG è di turno
1 sett 1994	giorno		
1 sett 1994	sera		
1 sett 1994	notte		
2 sett 1994	giorno		
2 sett 1994	sera		
2 sett 1994	notte		
3 sett 1994	giorno		
3 sett 1994	sera		
3 sett 1994	notte		
⋮	⋮	⋮	⋮

## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

Data	Turno	Decessi	KG è di turno
1 sett 1994	giorno	uno o più	sì
1 sett 1994	sera		
1 sett 1994	notte		
2 sett 1994	giorno		
2 sett 1994	sera		
2 sett 1994	notte		
3 sett 1994	giorno		
3 sett 1994	sera		
3 sett 1994	notte		
⋮	⋮	⋮	⋮

## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

Data	Turno	Decessi	KG è di turno
1 sett 1994	giorno	uno o più	sì
1 sett 1994	sera		
1 sett 1994	notte		
2 sett 1994	giorno	zero	no
2 sett 1994	sera		
2 sett 1994	notte		
3 sett 1994	giorno	:	:
3 sett 1994	sera		
3 sett 1994	notte		
:	:	:	:

## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

Data	Turno	Decessi	KG è di turno
1 sett 1994	giorno		
1 sett 1994	sera	uno o più	sì
1 sett 1994	notte		
2 sett 1994	giorno	zero	no
2 sett 1994	sera		
2 sett 1994	notte	uno o più	no
3 sett 1994	giorno		
3 sett 1994	sera		
3 sett 1994	notte		
⋮	⋮	⋮	⋮



## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

Data	Turno	Decessi	KG è di turno
1 sett 1994	giorno		
1 sett 1994	sera	uno o più	sì
1 sett 1994	notte		
2 sett 1994	giorno	zero	no
2 sett 1994	sera		
2 sett 1994	notte	uno o più	no
3 sett 1994	giorno		
3 sett 1994	sera	zero	sì
3 sett 1994	notte		
⋮	⋮	⋮	⋮

## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

		Decessi nel turno		
		1+	0	Tot
KG in	sì	40	217	257
servizio	no	34	1350	1384
	Tot	74	1567	1641

## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

		Decessi nel turno		
		1+	0	Tot
KG in servizio	sì	40	217	257
	no	34	1350	1384
	Tot	74	1567	1641

$$\rightarrow p_0 = 74/1641 = 0.045$$

- In 74 dei 1641 turni presi in considerazione (4.5%) c'è stato almeno un decesso.

## Guardiamo i dati: decessi e presenza di KG

Consideriamo i turni da settembre 1994 a febbraio 1996 (547 giorni, 1641 turni) per i quali ci sono le seguenti informazioni:

- numero di decessi nel turno;
- infermieri di turno, in particolare, se KG è di turno.

		Decessi nel turno			
		1+	0	Tot	
KG in	sì	40	217	257	$\rightarrow p_1 = 40/257 = 0.156$
servizio	no	34	1350	1384	
	Tot	74	1567	1641	$\rightarrow p_0 = 74/1641 = 0.045$

- Nei turni in cui è presente KG la percentuale sale al 15%.

# Sommario

- 1 Il caso
- 2 I dati
- 3 Verifica d'ipotesi**
- 4 Test di indipendenza
- 5 Causalità?
- 6 Conclusione

## Verifichiamo l'ipotesi

Abbiamo due ipotesi

**Ipotesi nulla:** nei turni con KG la probabilità di un decesso è la stessa che negli altri;

**Ipotesi alternativa:** nei turni con KG la probabilità di un decesso è più alta che negli altri.

In 40 dei 257 turni di KG si è verificato un decesso, se è vera l'ipotesi nulla sono troppi?

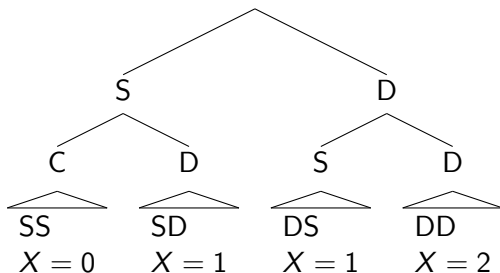
o, in altri termini,

Se è vera l'ipotesi nulla in quanti turni di KG si dovrebbero essere verificati decessi?

Occorre ragionare su come si comporta la variabile aleatoria numero di turni con decessi.

## Numero di turni con decessi su due turni

- Consideriamo due turni, ciascuno può avere uno o più decessi ( $D$ ) o nessuno ( $S$ )
- Definiamo  $X =$  numero di turni con decesso tra i due turni.
- Ragioniamo ritenendo i turni indipendenti e assumendo che la probabilità di avere almeno un decesso sia  $p_0$ , la stessa per tutti.
- $X$  è una v.a. discreta con valori possibili 0, 1, 2.
- Otteniamo la distribuzione di probabilità di  $X$  considerando i possibili esiti



## Numero di turni con decessi su due turni

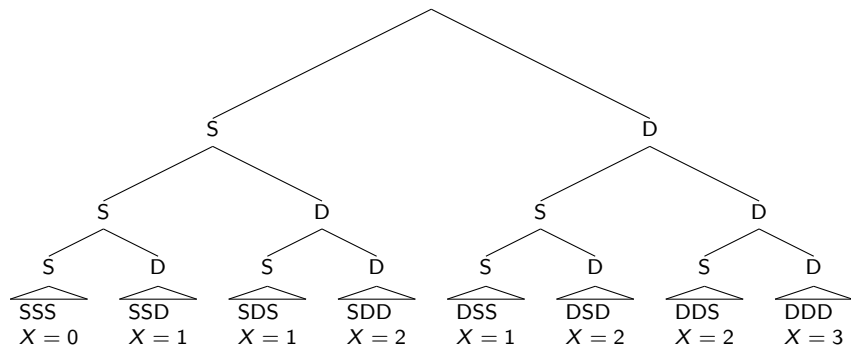
- Consideriamo due turni, ciascuno può avere uno o più decessi ( $D$ ) o nessuno ( $S$ )
- Definiamo  $X$  = numero di turni con decesso tra i due turni.
- Ragioniamo ritenendo i turni indipendenti e assumendo che la probabilità di avere almeno un decesso sia  $p_0$ , la stessa per tutti.
- $X$  è una v.a. discreta con valori possibili 0, 1, 2.
- Otteniamo la distribuzione di probabilità di  $X$  considerando i possibili esiti

Esiti	Pr	$X$	$X$	Pr
SS	$(1 - p_0)^2$	0	0	$P(SS) = (1 - p_0)^2$
SD	$p_0(1 - p_0)$	1	1	$P(SD \cup DS) = 2p_0(1 - p_0)$
DS	$p_0(1 - p_0)$	1		
DD	$p_0^2$	2	2	$P(DD) = p_0^2$



## Numero di turni con decessi su tre turni

- Con tre turni,  $X$  ha valori 0, 1, 2, 3.



## Numero di turni con decessi su tre turni

- Con tre turni,  $X$  ha valori 0, 1, 2, 3.

Esiti	Pr	$X$
SSS	$(1 - p_0)^3$	0
SSD	$p_0(1 - p_0)^2$	1
SDS	$p_0(1 - p_0)^2$	1
DSS	$p_0(1 - p_0)^2$	1
SDD	$p_0^2(1 - p_0)$	2
DDS	$p_0^2(1 - p_0)$	2
DSD	$p_0^2(1 - p_0)$	2
DDD	$p_0^3$	3

$X$	Pr
0	$(1 - p_0)^3$
1	$3p_0(1 - p_0)^2$
2	$3p_0^2(1 - p_0)$
3	$p_0^3$

## Numero di turni con decesso su $n$ turni

- $X$  ha valori possibili  $0, 1, 2, \dots, n$ .
- Gli esiti possibili, del tipo

*DSDDSDD...DS*

sono  $2^n$ .

- Ciascun esito ha probabilità  $p_0^{\#D}(1 - p_0)^{n-\#D}$
- Per trovare  $P(X = x)$  basta contare quanti ce ne sono con  $x$  decessi, si trova che sono

$$\binom{n}{x} = \frac{n!}{x!(n-x)!}$$

- Si ha allora

$$P(X = x) = \binom{n}{x} p_0^x (1 - p_0)^{n-x}.$$

## Parentesi: il coefficiente binomiale $\binom{n}{x}$

- Con questo simbolo si indica il numero di possibili sottoinsiemi di  $x$  elementi da un insieme di  $n$ .

# Parentesi: il coefficiente binomiale $\binom{n}{x}$

- Con questo simbolo si indica il numero di possibili sottoinsiemi di  $x$  elementi da un insieme di  $n$ .
- Ad esempio se l'insieme di  $n = 5$  elementi è  $\{a, b, c, d, e\}$  ha senso chiedersi quanti sono i sottoinsiemi di 0, 1, 2, 3, 4, 5 elementi, li si elenca nel seguito

0	1	2	3	4	5
$\emptyset$	<i>a</i>	<i>ab</i>	<i>abc</i>	<i>abcd</i>	<i>abcde</i>
	<i>b</i>	<i>ac</i>	<i>abd</i>	<i>abce</i>	
	<i>c</i>	<i>ad</i>	<i>abe</i>	<i>abde</i>	
	<i>d</i>	<i>ae</i>	<i>acd</i>	<i>acde</i>	
	<i>e</i>	<i>bc</i>	<i>ace</i>	<i>bcde</i>	
		<i>bd</i>	<i>ade</i>		
		<i>be</i>	<i>bcd</i>		
		<i>cd</i>	<i>bce</i>		
		<i>ce</i>	<i>bde</i>		
		<i>de</i>	<i>cde</i>		
$\binom{5}{0} = 1$	$\binom{5}{1} = 5$	$\binom{5}{2} = 10$	$\binom{5}{3} = 10$	$\binom{5}{4} = 5$	$\binom{5}{5} = 1$

## Parentesi: il coefficiente binomiale $\binom{n}{x}$

- Con questo simbolo si indica il numero di possibili sottoinsiemi di  $x$  elementi da un insieme di  $n$ .
- In generale è

$$\binom{n}{s} = \frac{n!}{s!(n-s)!}$$

dove

$$n! = n(n-1)(n-2) \cdot \dots \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1$$

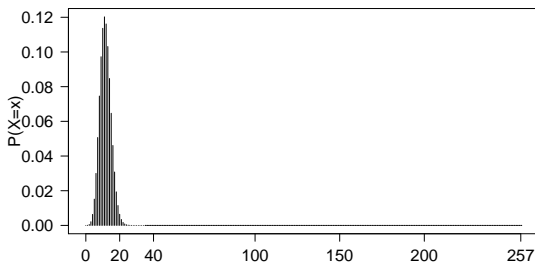
- Alcuni esempi
  - Il numero di coppie che si possono formare in un gruppo di 15 individui è  $\binom{15}{2} = 105$ .
  - Il numero di cinquine che possono essere estratte al lotto (su 90 numeri) è  $\binom{90}{5} = 43\,949\,268$

## Numero aleatorio di turni con decessi su 257

- Se i turni sono 257, quanti quelli osservati;
- $X$  ha valori da 0 a 257,
- la probabilità la calcoliamo in base all'ipotesi nulla:
  - la stessa per tutti i 1641 turni considerati;
  - $p_0 = 74/1641 = 0.045$ .

La distribuzione di  $X$  è

$$P(X = x) = \binom{257}{x} p_0^x (1 - p_0)^{257-x}.$$

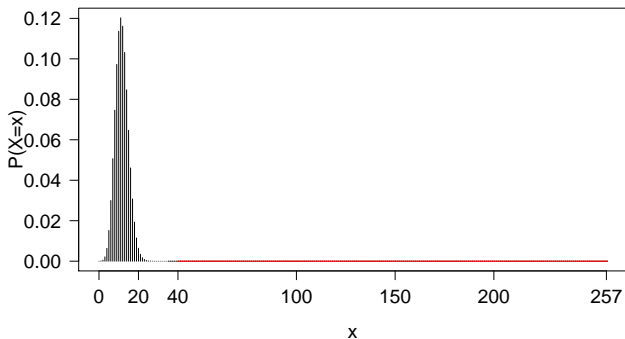






## Il valore $p$

La distribuzione di probabilità del numero  $X$  di turni con decessi sui 257 in cui opera KG è, se è vera l'ipotesi nulla, una binomiale,



$$P(X = x) = \binom{257}{x} p_0^x (1 - p_0)^{257-x}.$$

Allora la probabilità di osservare 'per caso' 40 o più decessi è

$$P(X \geq 40) = \sum_{x=40}^{257} \binom{257}{x} p_0^x (1 - p_0)^{257-x} = 2.680078 \times 10^{-12}.$$

## Il valore $p$

- Questa misura dell'attendibilità dell'ipotesi nulla è detta valore  $p$ .
- Il valore  $p$  è la probabilità di osservare un campione che si discosta dall'ipotesi nulla quanto o più del campione osservato.
- (Confrontiamo quello che si è osservato con quello che ci si aspettava di osservare secondo un dato modello matematico.)
- Più è basso il valore  $p$  meno crediamo all'ipotesi nulla, valori inferiori a 0.001 sono già considerati una forte evidenza contraria.

# Sommario

- 1 Il caso
- 2 I dati
- 3 Verifica d'ipotesi
- 4 Test di indipendenza**
- 5 Causalità?
- 6 Conclusione

## Una visione alternativa

Quello visto non è l'unico modo di formalizzare e affrontare la questione, consideriamo queste altre ipotesi

**Ipotesi nulla:** il fatto che KG sia presente in un turno e il fatto che in quel turno si verifichi un decesso sono fatti indipendenti

**Ipotesi alternativa:** le due circostanze non sono indipendenti.

- Prima abbiamo confrontato il numero osservato di turni con decessi col numero che ci si sarebbe atteso nell'ipotesi nulla.
- Qui confrontiamo l'intera tabella osservata con quella attesa nell'ipotesi di indipendenza.
- Costruiamo una distanza tra le due, che ci si attende essere bassa se è vera l'ipotesi nulla.

## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì	40	217	257
	no	34	1350	1384
Tot		74	1567	1641

## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì	40/1641	217/1641	257/1641
	no	34/1641	1350/1641	1384/1641
Tot		74/1641	1567/1641	1641/1641

Passo alle frequenze relative, cioè divido per il totale.

## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì	0.024	0.132	0.157
	no	0.0207	0.823	0.843
Tot		0.0451	0.955	1

Passo alle frequenze relative, cioè divido per il totale.

## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì			0.157
	no			0.843
Tot		0.0451	0.955	1

Calcoliamo la tabella indipendente.



## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì	$0.157 \times 0.0451$	$0.157 \times 0.955$	0.157
	no	$0.843 \times 0.0451$	$0.843 \times 0.955$	0.843
Tot		0.0451	0.955	1

Calcoliamo la tabella indipendente.

## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì	0.00706	0.150	0.157
	no	0.03800	0.805	0.843
Tot		0.0451	0.955	1

Calcoliamo la tabella indipendente.

## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì	$0.00706 \times 1641$	$0.150 \times 1641$	$0.157 \times 1641$
	no	$0.03800 \times 1641$	$0.805 \times 1641$	$0.843 \times 1641$
Tot		$0.0451 \times 1641$	$0.955 \times 1641$	$1 \times 1641$

Ritorniamo ai valori assoluti, moltiplicando per il totale.

## Una visione alternativa: test di indipendenza

L'indipendenza corrisponde al prodotto delle frequenze (probabilità).

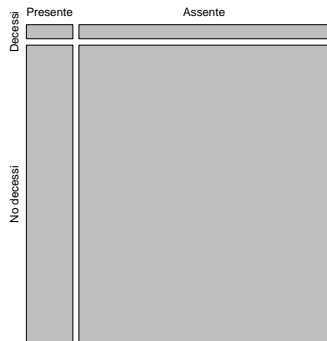
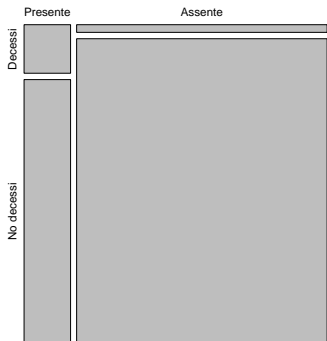
Cioè: se c'è indipendenza in una tabella la frequenza relativa della cella è il prodotto delle frequenze marginali.

		Decessi nel turno		Tot
		1+	0	
KG	sì	11.59	245.41	257
	no	62.41	1321.59	1384
Tot		74	1567	1641

Ritorniamo ai valori assoluti, moltiplicando per il totale.

# Una visione alternativa: test di indipendenza

È possibile un confronto grafico.



## Una visione alternativa: test di indipendenza

Osservata			Attesa (indipendenza)		
	1+	0		1+	0
sì	40	217	sì	11.59	245.41
no	34	1350	no	62.41	1321.59

- Si misura la distanza tra le due con

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \frac{(40 - 11.59)^2}{11.59} + \frac{(217 - 245.41)^2}{245.41} + \frac{(34 - 62.41)^2}{62.41} + \frac{(1350 - 1321.59)^2}{1321.59} \\ &= 83.46 \end{aligned}$$

- Pure da questo otteniamo un valore  $p$ : la probabilità di osservare un valore almeno altrettanto elevato della distanza sopra.
- Nel caso specifico il valore  $p$  è inferiore a  $2.2 \times 10^{-16}$ .

# Sommario

- 1 Il caso
- 2 I dati
- 3 Verifica d'ipotesi
- 4 Test di indipendenza
- 5 Causalità?**
- 6 Conclusione





## Di fronte alla corte distrettuale

L'accusa sostiene la rilevanza sulla base del fatto che

*the evidence of a perceived rise in the number of emergencies in Ward C is straightforward intrinsic evidence tending to prove causation.*

(il percepito aumento del numero di emergenze è un elemento che, direttamente e intrinsecamente, tende a provare la causalità)

Dall'altra parte KG sostiene che esso dev'essere escluso in quanto

*it lacks a proper foundation, calls for speculative opinions, and is more prejudicial than probative.*

(tale elemento manca di una vera base, porta a opinioni speculative ed è più indiziario che probatorio.)

## Di fronte alla corte distrettuale

L'accusa sostiene la rilevanza sulla base del fatto che

*the evidence of a perceived rise in the number of emergencies in Ward C is straightforward intrinsic evidence tending to prove causation.*

(il percepito aumento del numero di emergenze è un elemento che, direttamente e intrinsecamente, tende a provare la causalità)

Dall'altra parte KG sostiene che esso dev'essere escluso in quanto

*it lacks a proper foundation, calls for speculative opinions, and is more prejudicial than probative.*

(tale elemento manca di una vera base, porta a opinioni speculative ed è più indiziario che probatorio.)

La corte (di primo grado) dà ragione a KG,

*The district court excluded this evidence under Rule 403 as impressionistic, lacking an objective basis, and thus posing a substantial risk of unfair prejudice.*

(La corte distrettuale non ammise questo indizio in quanto approssimativo, mancante di una base oggettiva e quindi pregiudizievole.)

la corte ritenne cioè che non si sarebbe dovuta presentare alla giuria la questione del numero di decessi in quanto questa l'avrebbe probabilmente mal interpretata.

## Di fronte alla corte d'appello

L'accusa si appella contro questa decisione

*the government renews its argument that testimony from members of Ward C's staff as to a noticeable increase in the number of codes beginning in the fall of 1995 through mid-February 1996 should be admitted to prove the truth of the matter asserted and, by inference, causation.*

(l'accusa rinnova la richiesta di includere nel processo le testimonianze in questione in quanto probatorie della veridicità di quanto sostenuto [dall'accusa] e, per inferenza, della causalità)

## Di fronte alla corte d'appello

L'accusa si appella contro questa decisione

*the government renews its argument that testimony from members of Ward C's staff as to a noticeable increase in the number of codes beginning in the fall of 1995 through mid-February 1996 should be admitted to prove the truth of the matter asserted and, by inference, causation.*

(l'accusa rinnova la richiesta di includere nel processo le testimonianze in questione in quanto probatorie della veridicità di quanto sostenuto [dall'accusa] e, per inferenza, della causalità)

La corte d'appello conferma la decisione della corte distrettuale, asserendo che

*As direct evidence of causation, this inherently speculative evidence is at best cumulative of the government's toxicological evidence and Gilbert's two admissions to Perrault.*

(Come prova diretta di rapporto causa-effetto, gli elementi addotti sono speculativi e, al più cumulativi con le prove tossicologiche e le ammissioni di colpa di KG)

## Chi ha ragione dal punto di vista scientifico?

- Dal punto di vista strettamente scientifico la corte ha ragione:
- è vero infatti che i numeri mostrano un'associazione che non è attribuibile al caso tra i turni di KG e i decessi;
- non è vero che questo mostra che la causa dei decessi è KG, cioè l'associazione non è una prova di causalità;
- spiegazioni alternative sono infatti altrettanto compatibili con i dati: ad esempio, banalmente, che un altro operatore che condivide i turni di KG sia il vero responsabile.

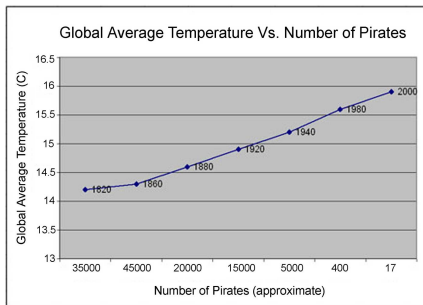


## Un esempio meno serio

Negli ultimi due secoli

- è aumentata la temperatura media del pianeta;
- è diminuito il numero di pirati;
- esiste cioè una correlazione (negativa) statisticamente significativa tra il numero di pirati e la temperatura media globale.

### STOP GLOBAL WARMING: BECOME A PIRATE



WWW.VENGANZA.ORG

Possiamo mitigare il riscaldamento globale incoraggiando la pirateria?

# Sommario

- 1 Il caso
- 2 I dati
- 3 Verifica d'ipotesi
- 4 Test di indipendenza
- 5 Causalità?
- 6 Conclusioni**



## Epilogo

- Quella che secondo l'accusa era una 'prova statistica' viene dunque declassata a semplice indizio.
- In particolare, è significativo che
  - viene usata per giustificare l'incriminazione,
  - ma non nel processo vero e proprio (per stabilire la colpevolezza).
- Anche senza tale elemento, comunque la giuria ritenne KG colpevole di tre omicidi di I grado e uno di II grado oltre a due tentati omicidi;
- l'infermiera fu condannata all'ergastolo senza libertà su parola nel 2001;
- è attualmente detenuta.

# Fonti

- Cobb G.W. e Gehlbach *Statistics in the Courtroom: United States v. Kristen Gilbert*, <http://statweb.calpoly.edu/bchance/stat512/hw/CobbGehlbach.pdf>
- Sentenza della corte d'appello Nos. 00-1810, 00-1893, 00-1902 <http://www.ca1.uscourts.gov/cgi-bin/getopn.pl?OPINION=00-1810.01A>
- Braun, W.J. *Statistics in the Courtroom*, Course notes, [www.stats.uwo.ca/faculty/braun/ss1023/notes/courtroom.ppt](http://www.stats.uwo.ca/faculty/braun/ss1023/notes/courtroom.ppt)
- About.com, <http://crime.about.com/od/serial/p/kristengilbert.htm>
- CBS, <http://www.cbsnews.com/stories/2001/03/26/national/main281605.shtml>
- Forensic Nurse Magazine, <http://www.forensicnursemag.com/webx/391webx1.html>
- Commento al processo scritto dal giudice della corte distrettuale, apparso su Daily Hampshire Gazette, August 22, 2002, <http://www-unix.oit.umass.edu/~leg485/ponsor.htm>
- <http://law.jrank.org/pages/3844/Kristen-Gilbert-Trial-2000-01.html>
- Devlin K. e Lorden G. *The Numbers Behind Numb3rs: Solving Crime With Mathematics*, Penguin 2007 (trad. it. *Il matematico e il detective*, Longanesi 2008)

## Esperimento casuale

- Un esperimento casuale è un esperimento il cui risultato non può essere previsto con certezza.

## Esperimento casuale

- Un esperimento casuale è un esperimento il cui risultato non può essere previsto con certezza.
- Ad esempio,
  - estraggo una carta da un mazzetto di 10 di cui 5 rosse e 5 nere;
  - gli esiti possibili sono carta Rossa e carta Nera;
  - non c'è modo di prevedere il risultato.

## Esperimento casuale

- Un esperimento casuale è un esperimento il cui risultato non può essere previsto con certezza.
- Ad esempio,
  - estraggo una carta da un mazzetto di 10 di cui 5 rosse e 5 nere;
  - gli esiti possibili sono carta Rossa e carta Nera;
  - non c'è modo di prevedere il risultato.
- Il fatto di non poter prevedere con certezza (predire) il risultato non significa che non possiamo dire nulla;

## Esperimento casuale

- Un esperimento casuale è un esperimento il cui risultato non può essere previsto con certezza.
- Ad esempio,
  - estraggo una carta da un mazzetto di 10 di cui 5 rosse e 5 nere;
  - gli esiti possibili sono carta Rossa e carta Nera;
  - non c'è modo di prevedere il risultato.
- Il fatto di non poter prevedere con certezza (predire) il risultato non significa che non possiamo dire nulla;
- Consideriamo un altro esempio,
  - per 4 volte, estraggo una carta da un mazzetto di 10 di cui 5 rosse e 5 nere;
  - conto il numero di rosse;
  - gli esiti possibili sono cinque: 0, 1, 2, 3, 4;
  - se dovessi fare una previsione direi 3, non è detto che sia così ma ha senso, perchè?

## Esperimento casuale

- L'esperimento è: per 4 volte, estraggo una carta da un mazzetto di 10 di cui 5 rosse e 5 nere;
- l'esito è il numero di rosse;

## Esperimento casuale

- L'esperimento è: per 4 volte, estraggo una carta da un mazzetto di 10 di cui 5 rosse e 5 nere;
- l'esito è il numero di rosse;
- Questo è una **variabile aleatoria**, perchè non lo prevedo con certezza;



## Esperimento casuale

- L'esperimento è: per 4 volte, estraggo una carta da un mazzetto di 10 di cui 5 rosse e 5 nere;
- l'esito è il numero di rosse;
- Questo è una **variabile aleatoria**, perchè non lo prevedo con certezza;
- ed è distribuita secondo una **binomiale**, non lo prevedo ma conosco le probabilità dei possibili esiti.

## Effettuiamo l'esperimento

- 1 Formare coppie di studenti.
- 2 Ciascuna coppia di studenti ha un mazzo di 10 carte, metà rosse, metà nere
- 3 Si ripete per 4 volte l'estrazione di una carta dal mazzo di 10 (quindi la carta estratta viene reimmessa nel mazzo ogni volta, ovviamente può essere estratta più d'una volta).
- 4 A ogni estrazione si annota se la carta uscita è rossa o nera.
- 5 Alla fine, si conta il numero di rosse osservato.

Mettiamo insieme i risultati e vediamo cosa è successo.

## Distribuzione binomiale

Le frequenze “limite” per il numero  $R$  di rosse ottenute effettuando 4 estrazioni (con rimpiazzo) da un mazzo di 10 carte con 5 rosse e 5 nere sono

$$P(R = r) = \binom{4}{r} \left(\frac{1}{2}\right)^4$$

## Distribuzione binomiale

Le frequenze “limite” per il numero  $R$  di rosse ottenute effettuando 4 estrazioni (con rimpiazzo) da un mazzo di 10 carte con 5 rosse e 5 nere sono

$$P(R = r) = \binom{4}{r} \left(\frac{1}{2}\right)^4$$

$r$	0	1	2	3	4
$P(R = r)$	0.0625	0.2500	0.3750	0.2500	0.0625

## Distribuzione binomiale

Le frequenze “limite” per il numero  $R$  di rosse ottenute effettuando 4 estrazioni (con rimpiazzo) da un mazzo di 10 carte con 5 rosse e 5 nere sono

$$P(R = r) = \binom{4}{r} \left(\frac{1}{2}\right)^4$$

Questo è un caso particolare, che si può generalizzare per due aspetti

## Distribuzione binomiale

Le frequenze “limite” per il numero  $R$  di rosse ottenute effettuando 4 estrazioni (con rimpiazzo) da un mazzo di 10 carte con 5 rosse e 5 nere sono

$$P(R = r) = \binom{4}{r} \left(\frac{1}{2}\right)^4$$

Questo è un caso particolare, che si può generalizzare per due aspetti

- se effettuo  $n$  estrazioni,  $R$  può valere un intero da 0 a  $n$  e la legge è

$$P(R = r) = \binom{n}{r} \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

## Distribuzione binomiale

Le frequenze “limite” per il numero  $R$  di rosse ottenute effettuando 4 estrazioni (con rimpiazzo) da un mazzo di 10 carte con 5 rosse e 5 nere sono

$$P(R = r) = \binom{4}{r} \left(\frac{1}{2}\right)^4$$

Questo è un caso particolare, che si può generalizzare per due aspetti

- se effettuo  $n$  estrazioni,  $R$  può valere un intero da 0 a  $n$  e la legge è

$$P(R = r) = \binom{n}{r} \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

- se nel mazzo ci sono  $M$  carte, di cui  $m$  rosse (e non metà)

$$P(R = r) = \binom{n}{r} \left(\frac{m}{M}\right)^r \left(1 - \frac{m}{M}\right)^{n-r}$$

## Distribuzione binomiale

Infine, per dare la scrittura più generale possibile, diciamo  $p = m/M$  e allora

$$P(R = r) = \binom{n}{r} p^r (1 - p)^{n-r}$$

$p$  può essere qualunque numero tra 0 e 1.



## Numero aleatorio di turni con decessi

- Ciascun turno è un'estrazione;
- “rosso” è il fatto che si verifichi almeno un decesso;
- la probabilità la calcoliamo in base all'ipotesi nulla:
  - la stessa per tutti i 1641 turni considerati;
  - $p_0 = 74/1641 = 0.045$ .

(estraiamo da un mazzo di 1641 carte di cui 74 rosse).

