

# Metodi Statistici per il Management

## Richiami di Inferenza Statistica



# Probabilità

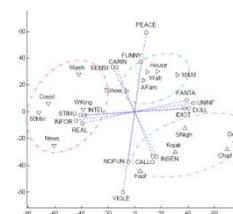
Siano dati i seguenti elementi:

- $\Omega$  un insieme, detto spazio campionario o fondamentale;
- $\mathfrak{S}$  una  $\sigma$ -algebra su  $\Omega$ . Indicheremo con  $E$  i suoi elementi, sottoinsiemi di  $\Omega$  detti *eventi*;
- $\mathbf{P}$  una funzione  $\mathbf{P}: \mathfrak{S} \rightarrow [0,1]$ .

## Definizione

Si dice che  $\mathbf{P}$  è una (*misura di*) *probabilità* se:

- $P(E) \geq 0$ ;
- $P(\Omega) = 1$ ;
- per ogni successione numerabile disgiunta di eventi  $E_i$ , cioè con  $E_i \cap E_j = \emptyset$ , vale la numerabile *additività*, cioè  $P\{\cup_i E_i\} = \sum_i P\{E_i\}$ .



# Probabilità

## Probabilità dell'unione

- $P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(E \cap F)$

## Probabilità della negazione

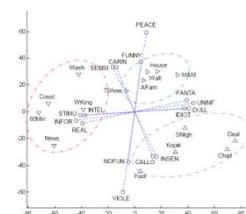
- $P(E^c) = 1 - P(E)$

## Probabilità condizionata

- $P(E|F) = P(E \cap F)/P(F)$

## Eventi indipendenti

- $P(E \cap F) = P(E)P(F)$





# Variabili casuali

## Definizione

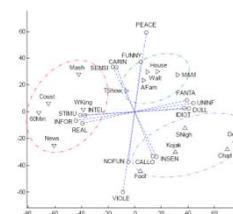
Siano dati i seguenti elementi:

- $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  uno spazio di probabilità;
- $(\mathcal{R}, \mathcal{R})$  l'insieme dei numeri reali e una  $\sigma$ -algebra  $\mathcal{R}$  definita su di esso;
- un'applicazione  $X: \Omega \rightarrow \mathcal{R}$ .

Se per ogni  $C \in \mathcal{R}$ ,  $X^{-1}(C) \in \mathfrak{F}$ , allora  $X$  è una *variabile casuale*.

La misura di probabilità  $\mathbf{P}_X$  indotta dalla variabile  $X$  è definita in modo naturale dalla misura di partenza  $\mathbf{P}$  mediante

$$\mathbf{P}_X(C) = \mathbf{P}\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in C\} = \mathbf{P}\{X^{-1}(C)\}, \text{ per ogni } C \in \mathcal{R}$$



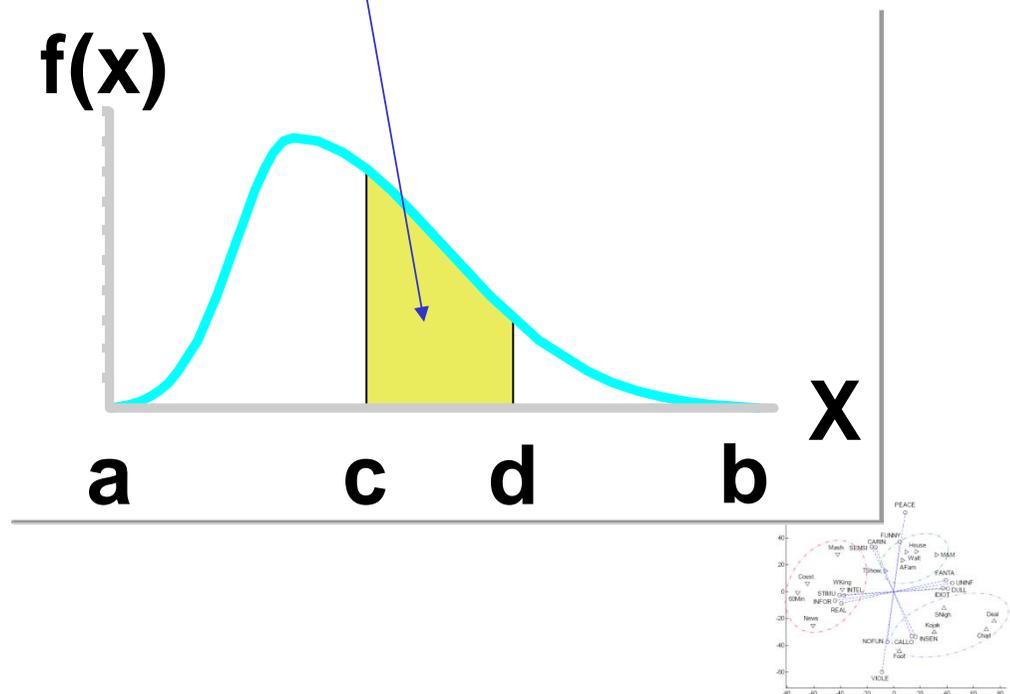
# Variabili casuali

## Definizioni

▪ Una variabile casuale  $X$  si dice **discreta** se assume valori in un insieme  $E$  di cardinalità **finita** o **numerabile**. La sua distribuzione di probabilità è descritta dalla funzione di probabilità (assegna la probabilità ad ogni possibile realizzazione).

▪ Una variabile casuale è detta (*assolutamente*) **continua** se assume valori in un intervallo dei reali. Le probabilità sono assegnate ad intervalli e non a singoli punti mediante la funzione di densità di probabilità (ogni punto ha probabilità zero!)

$$P(c \leq X \leq d) = \int_c^d f(x) dx$$



# Funzione di ripartizione di v.c.

**Definizione.** Data una variabile casuale  $X$ , la funzione

$$F: \mathfrak{R} \rightarrow [0,1], F(x) = \mathbf{P}_X \{ X \leq x \} = \mathbf{P} \{ X^{-1} (-\infty, x] \}$$

è detta funzione di ripartizione di  $X$ .

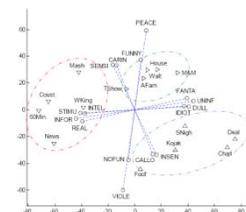
La funzione di ripartizione gode delle seguenti proprietà:

- monotona non decrescente;
- continua a destra;
- $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$ .

Per una variabile casuale  $X$ , la probabilità dell'intervallo  $[a,b]$  è data da:

$$\mathbf{P}_X \{ [a,b] \} = F(b) - F(a)$$

Tale proprietà è alla base della rilevanza operativa della funzione di ripartizione.

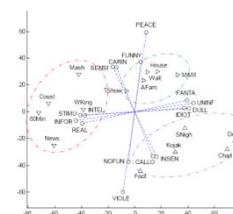




# Valore atteso di variabili casuali

## Esempio

Scenario (guadagno 1000 €)	x	Prob (x)	X · Prob(x)
-2		0.4	- 0.8
+6		0.4	+ 2.4
+12		0.2	+ 2.4
		<b>E(x) = <math>\sum x P(x)</math></b>	<b>+ 4.0</b>

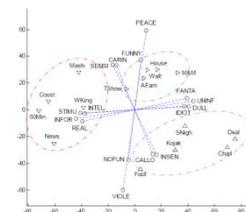


# Varianza di variabili casuali

## Definizione

È detta *varianza*, e si indica con  $\sigma^2$ , il valore atteso del quadrato dello scostamento della variabile casuale dalla sua media  $\mu$ ,  $\sigma^2 = E(X-\mu)^2$ :

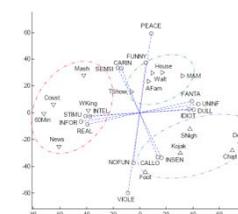
- $\sigma^2 = \sum_x (x-\mu)^2 P(X=x)$  se la v.c. è *discreta*;
- $\sigma^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 f(x) dx$  se la v.c. è *continua*.



# Varianza di variabili casuali

## Esempio

Scenario (guadagno 1000 €)	x	Prob (x)	$(x - \mu)^2 \text{Prob}(x)$
-2		0.4	14.4
+6		0.4	1.6
+12		0.2	12.8
		$\sigma^2 =$ $\sigma =$	<b>28.8</b> <b>5.367</b>

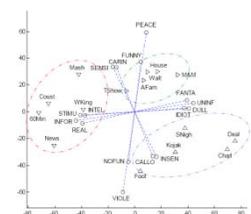




# Statistica descrittiva e inferenza

**STATISTICA: strumento conoscitivo atto ad analizzare in termini quantitativi un fenomeno collettivo.**

- **Statistica descrittiva:** Insieme di metodologie atte a descrivere, riassumere le caratteristiche della distribuzione di una o più variabili statistiche. L'obiettivo viene perseguito rilevando le variabili di interesse su di un collettivo (popolazione).
- **Statistica inferenziale:** Ha gli stessi obiettivi della statistica descrittiva ma tenta di perseguirli rilevando solo una "parte" della popolazione. La "parte" (campione) viene scelta casualmente. Questo implica (vantaggio) l'uso dello strumento matematico del calcolo delle probabilità.



# Le metodologie dell'inferenza

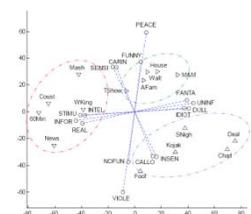
## Stima e stimatori

Sia  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  un campione di  $n$  osservazioni con funzione di massa o densità di probabilità  $f(\mathbf{x}; \theta)$  dipendente da uno o più parametri, non noti, oggetto dell'inferenza.

Il problema della stima consiste nel costruire una funzione  $T(x_1, x_2, \dots, x_n)$  che permette di stimare il parametro non noto  $\theta$ .

Va ricordato che lo stimatore, in quanto funzione di  $n$  variabili casuali, è esso stesso una variabile casuale, e andrebbe indicata in modo più appropriato con  $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , mentre rappresentiamo con  $t_n$  il risultato (detto appunto stima) su un campione particolare.

La deviazione standard dello stimatore è detta **standard error**.



# Le metodologie dell'inferenza

Proprietà auspicabili per uno stimatore

- **Correttezza o non distorsione**

$$E(T_n) = \theta \Leftrightarrow D(T_n) = E(T_n) - \theta = 0$$

- **Efficienza (errore quadratico medio minimo)**

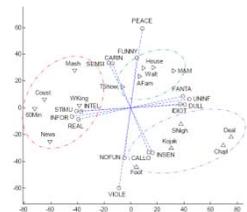
$$EQM(T_n) = E(T_n - \theta)^2 = V(T_n) + [D(T_n)]^2$$

- **Consistenza debole**

$$\lim_n \mathbf{P}\{|T_n - \theta| > \delta\} = 0 \text{ per ogni } \delta > 0.$$

- **Consistenza in media quadratica (implica quella debole)**

$$\lim_n EQM(T_n) = 0.$$



# Le metodologie dell'inferenza

## Strategie per la costruzione di stimatori

### ▪ *Analogia*

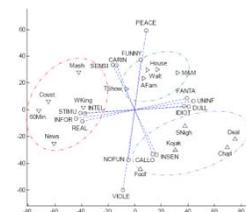
Le stime sono calcolate sul campione trattandolo in modo “analogo” alla popolazione.

### ▪ *Metodo dei momenti*

Le stime sono calcolate uguagliando i momenti della popolazione (media, varianza, etc.) con quelli del campione.

### ▪ *Massima verosimiglianza*

Le stime sono calcolate massimizzando la probabilità di ottenere il campione selezionato. Generalmente il metodo fornisce stimatori asintoticamente normali ed efficienti.



# Le metodologie dell'inferenza

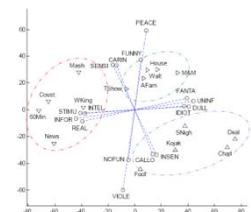
## La verifica delle ipotesi

Si deve capire sulla scorta del campione  $\mathbf{x}=(x_1, x_2, \dots, x_n)$  se una certa affermazione sul parametro  $\theta$  sia ragionevolmente vera o meno. In generale si ha:

- $\mathbf{X}$  un campione di  $n$  osservazioni con funzione di massa o densità di probabilità  $f(\mathbf{x}; \theta)$
- Un'affermazione sul parametro  $\theta$ , detta ipotesi *nulla*, indicata con  $H_0$ ;
- Una ipotesi *alternativa*, indicata con  $H_1$  ( $H_0$  falsa).

Esistono due importanti e distinte tipologie di errore:

- **Errore del I tipo:** Rifiutare  $H_0$ , quando è vera. La sua probabilità si indica con  $\alpha$ ;
- **Errore del II tipo:** Rifiutare  $H_1$ , quando è vera. La sua probabilità si indica con  $\beta$ .



# Test Z

- Ipotesi nulla  $H_0: \vartheta = \vartheta_0$

Quando non altrimenti specificato, assumeremo che i parametri possano assumere qualsiasi valore reale. L'ipotesi alternativa è quindi sempre semplicemente la negazione dell'ipotesi nulla.

- Statistica test

$$z_{\text{oss}} = (\hat{\vartheta} - \vartheta_0) / (\text{Std. Err. } \hat{\vartheta}) \sim N(0,1) \text{ se } H_0 \text{ vera}$$

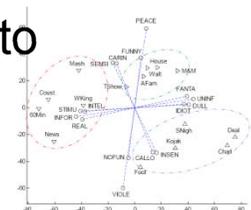
- Regola di rifiuto (probabilità di errore del primo tipo pari ad  $\alpha$ )

$$|z_{\text{oss}}| > z_{\alpha/2}$$

- P-value

$$2\Pr\{Z > |z_{\text{oss}}|\}$$

E' la probabilità di osservare un valore "più estremo" di quello osservato calcolato assumendo  $H_0$  vera. Varia tra 0 e 1 e può essere interpretato come un indice di coerenza tra dati e ipotesi nulla.



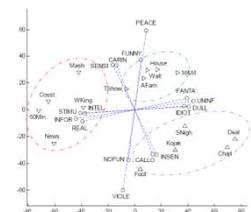
# Le metodologie dell'inferenza

## Intervalli di confidenza

Lo stimatore del parametro  $\vartheta$ , in quanto variabile casuale, produce stime con un margine di errore. Al fine di fornire un'idea circa questo margine, è utile ricercare per il parametro  $\vartheta$  un **intervallo**. Tale intervallo è funzione dei dati campionari e quindi aleatorio. Detto  $I_{\vartheta}$  tale intervallo, si chiede dunque che sia verificata la proprietà  $P\{\vartheta \in I_{\vartheta}\} \geq c$ . La costante  $c$  è detta livello di confidenza.

Di solito i livelli richiesti per  $c$  sono 95%, 99%, e 99.9%. La costruzione dell'intervallo di confidenza, generalmente parte da uno **stimatore** opportuno  $T_n$ .

Un intervallo di confidenza si può definire **ottimale** se, a parità di confidenza, risulta ragionevolmente **“piccolo”**



# Intervalli di confidenza Z

Se esiste la variabile aleatoria

$$Z = \frac{\hat{\vartheta} - \vartheta}{se(\hat{\vartheta})} \sim N(0,1)$$

possiamo scegliere  $z_{\alpha/2}$  in modo tale che

$$\Pr\{ Z > z_{\alpha/2} \} = \alpha/2 \Rightarrow \Pr\{ -z_{\alpha/2} < Z < z_{\alpha/2} \} = 1-\alpha$$

$$\Rightarrow \Pr\{ -z_{\alpha/2} < \frac{\hat{\vartheta} - \vartheta}{se(\hat{\vartheta})} < z_{\alpha/2} \} = 1-\alpha$$

$$\Rightarrow \Pr\{ \hat{\vartheta} - z_{\alpha/2}se(\hat{\vartheta}) < \vartheta < \hat{\vartheta} + z_{\alpha/2}se(\hat{\vartheta}) \} = 1-\alpha$$

In questo modo costruiamo un intervallo aleatorio

$$I_{\vartheta} = [\hat{\vartheta} - z_{\alpha/2}se(\hat{\vartheta}), \hat{\vartheta} + z_{\alpha/2}se(\hat{\vartheta})]$$

che con probabilità  $1-\alpha$  “copre” il vero valore del parametro

