Probabilità III

Variabili casuali continue

- Definizioni principali.
- Valore atteso e Varianza.
- V.C. Notevoli: uniforme, gaussiana, X²
- Teorema del limite centrale.
- Principio ristretto di equivalenza in variabilità.
- · Convergenza in legge.

l

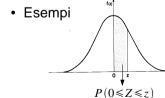
Variabile casuale continua X

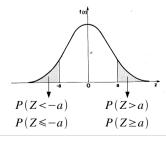
Definita univocamente dalla densità di probabilità (d.d.p).

• <u>Densità di probabilità</u> f(x): funzione reale di numeri reali la cui area sottesa fra due punti a e b, corrisponde alla probabilità che la v.c. X sia compresa fra a e b.

$$f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$$

$$\int_{a}^{b} f(x) dx = P(a \le X \le b)$$





Variabile casuale continua: osservazioni

- Osservazione: una v.c. continua può assumere infinite osservazioni (o realizzazioni).
- Conseguenza: se ogni osservazione fosse equiprobabile la probabilità di una realizzazione sarebbe infinitesima.

$$P(X=x_i)\approx 0$$

• Per v. c. continue si preferisce definire la probabilità che la realizzazione cada in un intervallo.

$$P\left(x_{inf} \le X \le x_{sup}\right)$$

- Osservazione:se i # reali sono tanti, gli intervalli sono di più.
- Conseguenza: difficile definire una v.c. continua mediante le probabilità, meglio un suo "parente stretto" (da cui ricavare le probabilità che interessano).

Densità di probabilità: proprietà

• L'area sottesa da tutta la curva deve essere unitaria

$$P(-\infty < X < +\infty) = 1 \Rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

• Se è continua, la d.d.p. deve essere sempre positiva

$$f(x) \ge 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Dimostrazione per assurdo.
 Supponiamo che esista un intervallo [a ;b] in cui la d.d.p. è negativa. Allora si avrebbe

$$\int_{a}^{b} f(x) dx < 0 \quad \Rightarrow \quad P(a \le X \le b) < 0$$

Valore atteso E[.] e Varianza Var[.]

- Anche per le v.c. Continue valgono gli stessi concetti indicati da valore atteso e varianza.
- Valore atteso E[X]
 - v.c. discreta $E[X] = \sum_{i=1}^{M} p(x_i) x_i$
 - v.c. continua $E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) x dx$
- Varianza Var[X]
 - v.c. discreta $Var[X] = \sum_{i=1}^{M} p(x_i)(x_i E[X])^2$
 - v.c. continua $Var[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)(x-E[X])^2 dx$
- Osservazione: nel calcolo si sostituisce la sommatoria con l'integrale e la distribuzione di probabilità con la densità di probabilità.

5

7

V.c. uniforme

• V.c. continua X le cui modalità appartengono all'intervallo I=[a;b].

$$P(X < a) = P(X > b) = 0 \Leftrightarrow f(x) = 0 \quad \forall x \notin I$$

• Tutte le modalità sono equiprobabili

$$f(x)=k \quad \forall x \in I$$

- calcoliamo l'integrale fra a e b

$$\int_a^b f(x) dx = \int_a^b k dx = (b-a)k$$

- l'area sottesa da una d.d.p. è sempre unitaria

$$\int_{a}^{b} f(x) dx = 1 \quad \Leftrightarrow \quad (b-a)k = 1 \quad \Leftrightarrow \quad k = \frac{1}{b-a}$$

- Noti gli estremi la d.d.p è definita.
 - Si dice che

$$X \sim Unif(a,b)$$

E[.] e Var[.]: proprietà

- Le proprietà del valore atteso e della varianza restano invariate anche per le v.c. continue.
- Variabili affini: Y = a X + b

-
$$E[Y] = aE[X] + b$$

-
$$Var[Y] = a^2 Var[X]$$

• Combinazione lineare di vv. cc. indipendenti $Y = \sum_{i=1}^{K} c_i X_i$

$$E[Y] = \sum_{i=1}^{K} c_i E[X_i]$$

$$- Var[Y] = \sum_{i=1}^{K} c_i^2 Var[X_i]$$

- Teorema di Bienaymé Čebičev

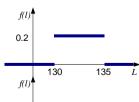
$$P(|X - E[X]| > \varepsilon) \le \frac{Var[X]}{\varepsilon^2}$$

V.c. uniforme: esempio

Una macchina produce barre di acciaio la cui lunghezza oscilla fra 130 e 135 cm con egual probabilità. Calcolare la probabilità che si produca una barra compresa fra 132 cm e 134 cm

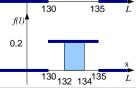
- La v.c. L: lunghezza della barra prodotta
 - Si ha che $L \sim Unif (130, 135)$
 - La d.d.p. di L è la seguente

$$f(x) = \begin{cases} 0 & L < 130 \\ \frac{1}{135 - 130} & 130 \le L \le 135 \\ 0 & L > 135 \end{cases}$$



· La probabilità richiesta è data da:

$$P(132 \le L \le 134) = \int_{132}^{134} f(x) dx = 2 \cdot \frac{1}{5} = 0.40$$



V.c. uniforme: valore atteso e varianza

Valore atteso di
$$X \sim Unif(a,b)$$
: $E[X] = \frac{a+b}{2}$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^{a} 0 dx + \int_{b}^{a} + \frac{1}{b-a} x dx + \int_{b}^{+\infty} 0 dx$$

$$E[X] = \frac{1}{b-a} \int_{a}^{b} x dx = \frac{1}{b-a} \left[\frac{x^{2}}{2} \right]_{a}^{b} = \frac{1}{b-a} \frac{b^{2}-a^{2}}{2} = \frac{1}{b-a} \frac{(b-a)(b+a)}{2}$$

• Varianza di
$$X \sim Unif(a,b)$$
: $Var[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$

• Varianza di
$$X \sim Unif(a,b)$$
: $Var[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$

$$- \text{ dim.}$$

$$Var[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)(x - E[X])^2 dx = \frac{1}{b-a} \int_{b}^{a} (x - \frac{b+a}{2})^2 dx = \frac{1}{b-a} \left[\frac{\left(x - \frac{b+a}{2}\right)^3\right]_{a}^{b}}{3} \right]_{a}^{b}$$

$$Var[X] = \frac{1}{3(b-a)} \left[\left(\frac{2x-b+a}{2} \right)^{3} \right]_{a}^{b} = \frac{1}{3(2^{3})(b-a)} \left[(2x-b-a)^{3} \right]_{a}^{b} = \frac{2(b-a)^{3}}{24(b-a)}$$

V.c. Gaussiana (o normale): proprietà

- La trasformazione affine di una gaussiana è ancora una gaussiana
- · Esempio: date

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$Y = a X + b$$

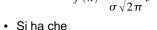
- Si ha che
 - E[X] = u
 - $Var[X] = \sigma^2$
 - $Y \sim N(a \mu + b, a^2 \sigma^2)$
- Osservazione: Il terzo punto non è scontato: esistono infinite d.d.p. che condividono lo stesso valore atteso e la stessa varianza.

11

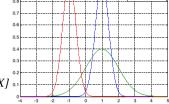
V.c. Gaussiana (o normale)

- V.c. continua X le cui modalità appartengono a tutto l'asse reale
- La d.d.p. è nota e dipende da due parametri μ e σ .

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}}$$



- $-E[X]=\mu$
- $Var[X] = \sigma^2$
- X è simmetrica rispetto a E/X)



· Si dice che:

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

• La d.d.p. normale non può (ad oggi) essere integrata in maniera esatta; si può solo calcolare integrali approssimati (come per π).¹⁰

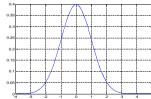
V.c. Gaussiana (o normale) standardizzata

- Così importante da avere un "nome proprio": Z.
- V.c. Gaussiana in cui si fissano

$$- E[Z] = \mu = 0$$

$$- Var[Z] = \sigma^2 = 1$$

- $Z \sim N(0;1)$.
- Z non ha parametri.



- Gli eventi descritti da una v.c. $X \sim N(\mu; \sigma^2)$ possono essere riferiti a Z. (Processo di standardizzazione)
 - dimostrazione: data $X \sim N(\mu; \sigma^2)$ si consideri $Y = (X \mu)/\sigma$.

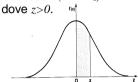
$$- Y \sim N(E[Y]; Var[Y])$$

$$-E[Y] = (E[X] - \mu)/\sigma = (\mu - \mu)/\sigma = 0.$$
 Y ~ Z

$$- Var[Y] = Var[X]/\sigma^2 = \sigma^2/\sigma^2 = 1.$$

Normale Standardizzata: probabilità

- Gli integrali della d.d.p. di Z son tabulati in tutti i libri di statistica.
- Si conosce P(0 < Z < z)



Ricordando che Z è simmetrica, si ottiene

$$- P(0 < Z < z) = P(-z < Z < 0).$$

$$- P(Z < z) = 0.5 + P(0 < Z < z).$$

$$-P(Z>z) = 1 - P(Z$$

$$-P(Z<-z) = 1 - P(Z$$

-
$$Dati z_1 < z_2$$
; $P(Z < z_1 U Z > z_2) = P(Z < z_1) + P(Z > z_2)$.

V.c. normale: calcolo probabilità - II

- Obiettivo: dato p, calcolare x: P(X < x) = p dove $X \sim N(\mu; \sigma^2)$.
- Strategia:
 - Calcolo (uso le tavole) e trovo z: P(Z < z) = p.
 - P(Z < z) insiste sullo stesso evento descritto da P(X < x) quindi P(Z < z) = P(X < x).
 - Ricavo x da z mediante la trasformazione inversa.
- Esempio: calcolare x : P(X < x) = 0.3 dove $X \sim N(10;4)$.
 - Poiché 0.3 < 0.5 si ha che z < 0 0.3 = 0.5 - P(0 < Z < -z)P(0 < Z < -z) = 0.2 dalle tavole ottengo -z = 0.525
 - De-standardizzo la modalità z.

$$Z = \frac{X - E[X]}{\sqrt{Var[X]}} \Leftrightarrow X = \sqrt{Var[X]}Z + E[X] \Rightarrow x = \sqrt{Var[X]} \cdot z + E[X] = 8.525$$

V.c. normale: calcolo probabilità - I

- Obiettivo: dato x, calcolare P(X < x) dove $X \sim N(\mu; \sigma^2)$.
- Strategia:
 - Standardizzo la modalità x. => $z = (x-\mu)/\sigma$
 - Calcolo (uso le tavole) e trovo P(Z < z).
 - P(Z < z) insiste sullo stesso evento descritto da P(X < x) quindi P(Z < z) = P(X < x).
- Esempio: calcolare P(X < 8) dove $X \sim N(10;4)$.
 - Standardizzo la modalità x. => z = (8-10)/2 = -1

$$-P(Z<-1)=0.5-P(0$$

$$-P(X<8) = P(Z<-1) = 15.87\%$$

14

Teorema del limite centrale

• Teorema: Date n vv.cc. X_i i.i.d. con $E[X_i] = \mu$ e $Var[X_i] = \sigma^2$, si ha che la v.c.

$$\overline{X_n} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$$

al crescere di *n* tende a distribuirsi come $N(\mu : \sigma^2/n)$.

$$\lim_{n\to\infty}\overline{X_n}\sim N\left(\mu,\frac{\sigma^2}{n}\right)$$

- Osservazione: il teorema non impone il tipo di vv. cc. che vengono mediate, si richiede solo che siano i.i.d. (l'avere lo stesso valore atteso e la stessa varianza è una mera consequenza).
- Osservazione: si può desumere che, non importa che d.d.p. abbia una v.c., se ne prendo <u>abbastanza</u>, la media sarà simile ad una gaussiana.

V.c. chi-quadro

- V.c. continua X le cui modalità sono strettamente positive
- D.d.p.
 - nota (ma complessa)
 - nulla per x≤0.
 - 1 parametro ν∈IN⁺ (gradi di libertà).
- · Si ha che
 - -E[X]=v
 - Var[X] = 2v
 - X è asimmetrica rispetto a E[X]
- Si dice che: $X \sim \chi^2(\nu)$

17

19

Principio di equivalenza ristretta di Pearson

- Osservazione: Spesso calcolare gli integrali delle d.d.p. è difficile o possibile solo in via numerica.
- Idea: sarebbe bello poter approssimare una d.d.p. ad una di facile integrazione (oppure di integrazione nota).
- Pearson propose il seguente principio:

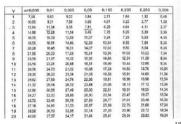
Due vv. cc. si dicono <u>equivalenti in variabilità</u> se i loro indici di forma (simmetria e curtosi) sono uguali.

 Osservazione: quindi se due variabili sono equivalenti in variabilità posso usare la più semplice per il calcolo delle probabilità con un errore trascurabile.

V.c. chi-quadro: d.d.p.

- d.d.p. Asimmetrica, pertanto non c'è una d.d.p. di riferimento.
- Si usa indicare la d.d.p in funzione
 - dei gradi di libertà ν∈IN⁺
 - della probabilità presente nella coda (p-value)



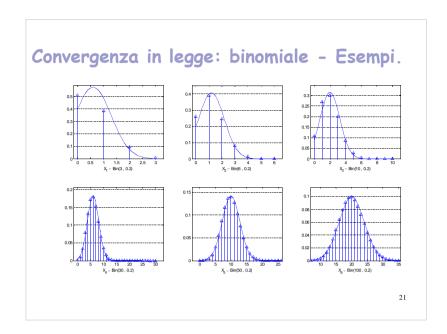


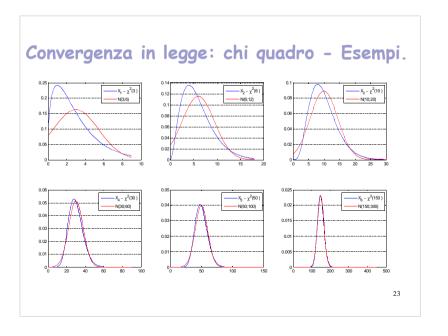
Convergenza in legge: binomiale.

- Si dimostra che una v.c. binomiale al crescere di n
 "assomiglia" ad una normale con lo stesso valore
 atteso e varianza.
- Convergenza in legge: il fatto che al divergere di uno o più dei parametri di una d.d.p., essa tenda a sovrapporsi ad un altra
- Distribuzione limite: distribuzione a cui tende una v.c. al crescere di uno (o più) dei suoi parametri.

Sia
$$X \sim Bin(n;p)$$
; se $n \to \infty$, $\Rightarrow X \approx N(np;npq)$

- Osservazione: quanto deve essere grande n perché l'equivalenza valga?
 - Alcuni autori richiedono che n > 20.
 - Alcuni autori richiedono che np > 5 e nq > 5.





Convergenza in legge: chi quadro.

• La v.c. chi quadro converge in legge ad una normale con lo stesso valore atteso e varianza.

$$\operatorname{Sia} X \sim \chi^2(\nu)$$
; se $\nu \to \infty$, $\Rightarrow X \approx N(\nu; 2\nu)$

- Osservazione: quanto deve essere grande v perché l'equivalenza valga?
 - Alcuni autori richiedono che v > 30.
 - Alcuni autori richiedono che v > 50.

22

Ricapitolando - I

- Densità di probabilità f(x) di una v.c. X: $P(a \le X \le b) = \int_a^b f(x) dx$
- Valore atteso: $E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_i) x dx$
- Varianza: $Var[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)(x E[X])^2 dx$
- Variabili affini: Y = aX + b
 - E[Y]=aE[X]+b
 - $Var[Y] = a^2 Var[X]$
- Combinazione lineare di vv. cc. indipendenti $Y = \sum_{i=1}^{K} c_i X_i$ $= E[Y] = \sum_{i=1}^{K} c_i E[X_i]$ $= Var[Y] = \sum_{i=1}^{K} c_i^2 Var[X_i]$
- Teorema di Bienaymé Čebičev

$$P(|X - E[X]| > \varepsilon) \le \frac{Var[X]}{\varepsilon^2}$$

Ricapitolando - II

- Uniforme X~Unif(a;b).
 - d.d.p. Simmetrica.
 - E[X] = (a+b)/2; Var[X] = (b-a)/12.
- Normale $X \sim N(\mu; \sigma^2)$.
 - d.d.p. Simmetrica.
 - $E[X] = \mu; \quad Var[X] = \sigma^2.$
- Normale standardizzata *X*~*N*(0;1).
- Standardizzazione di $X\sim N(\mu;\sigma^2) => Z = (X-\mu)/\sigma$.
- Chi quadrato. $X \sim \chi^2(\nu)$
 - d.d.p. assimmetrica.
 - E[X] = v.; Var[X] = 2v.

25

Ricapitolando - III

- Teorema del limite centrale: $\operatorname{date} n \text{ vv.cc. } X_i \text{ i.i.d.} => \lim_{n \to \infty} \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$
- Equivalenti in variabilità: equivalenza indici di forma.
- Convergenza in legge:
 - $X \sim Bin(n;p)$; se $n \to \infty$, $\Rightarrow X \approx N(np;npq)$
 - $-X \sim \chi^2(\nu)$;se $\nu \to \infty$, => $X \approx N(\nu; 2\nu)$