

FINORA ABBIAMO INTRODOTTI I CONCETTI DI

- SPAZIO DI PROBABILITÀ (Ω, \mathcal{A}, P)
- VARIABILE ALEATORIA $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$
- DISTRIBUZIONE $P_X: \mathcal{B}(\mathbb{R}) \rightarrow [0, 1]$ di X
- INDIPENDENZA TRA VARIABILI ALEATORIE

LE DEFINIZIONI DATE ERANO GENERALI, ANCHE SE FINORA CI SIAMO CONCENTRATI SULLE V.A. DISCRETE, CIOÈ CHE ASSUMONO SOLO UN NUMERO FINITO O NUMERABILE DI VALORI. ANCHE PER GLI SPAZI DI PROBABILITÀ, L'INSIEME Ω È STATO QUASI SEMPRE FINITO.

VEDIAMO ORA DI INTRODURRE UN'ALTRA CLASSE DI VARIABILI ALEATORIE. PER QUESTA CLASSE DAREMO LA CONTROPARTE DI CONCETTI VISTI PER LE VARIABILI ALEATORIE DISCRETE.

- DENSITÀ
- VALORE MEDIO
- VARIANZA
- COVARIANZA

NONCHÉ UN ELENCO DELLE DENSITÀ PIÙ UTILIZZATE

(COME LO SONO LE DENSITÀ BINOMIALE, GEOMETRICA, IPERGEOMETRICA E POISSON TRA LE DENSITÀ DI V.A. DISCRETE).

DEFINIZIONE Sia (Ω, \mathcal{A}, P) uno spazio di probabilità.

Una v.a. $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ si dice ASSOLUTAMENTE CONTINUA se esiste una funzione $f: \mathbb{R} \rightarrow [0, +\infty)$ integrabile su \mathbb{R} tale che

$$P\{X \in B\} = \int_B f dx \quad \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \quad (*)$$

DOVE RICORDO CHE $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ È LA σ -ALGEBRA DI BOREL SU \mathbb{R} (LA FAMIGLIA DEGLI INSIEMI "DECENTI"). EQUIVALENTEMENTE

$$P_X(B) = \int_B f dx \quad \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$$

DOVE P_X È LA DISTRIBUZIONE DI X .

IN TAL CASO LA FUNZIONE f È DETTA DENSITÀ DI X (OPPURE SI DICE CHE X AMMETTE f COME DENSITÀ).

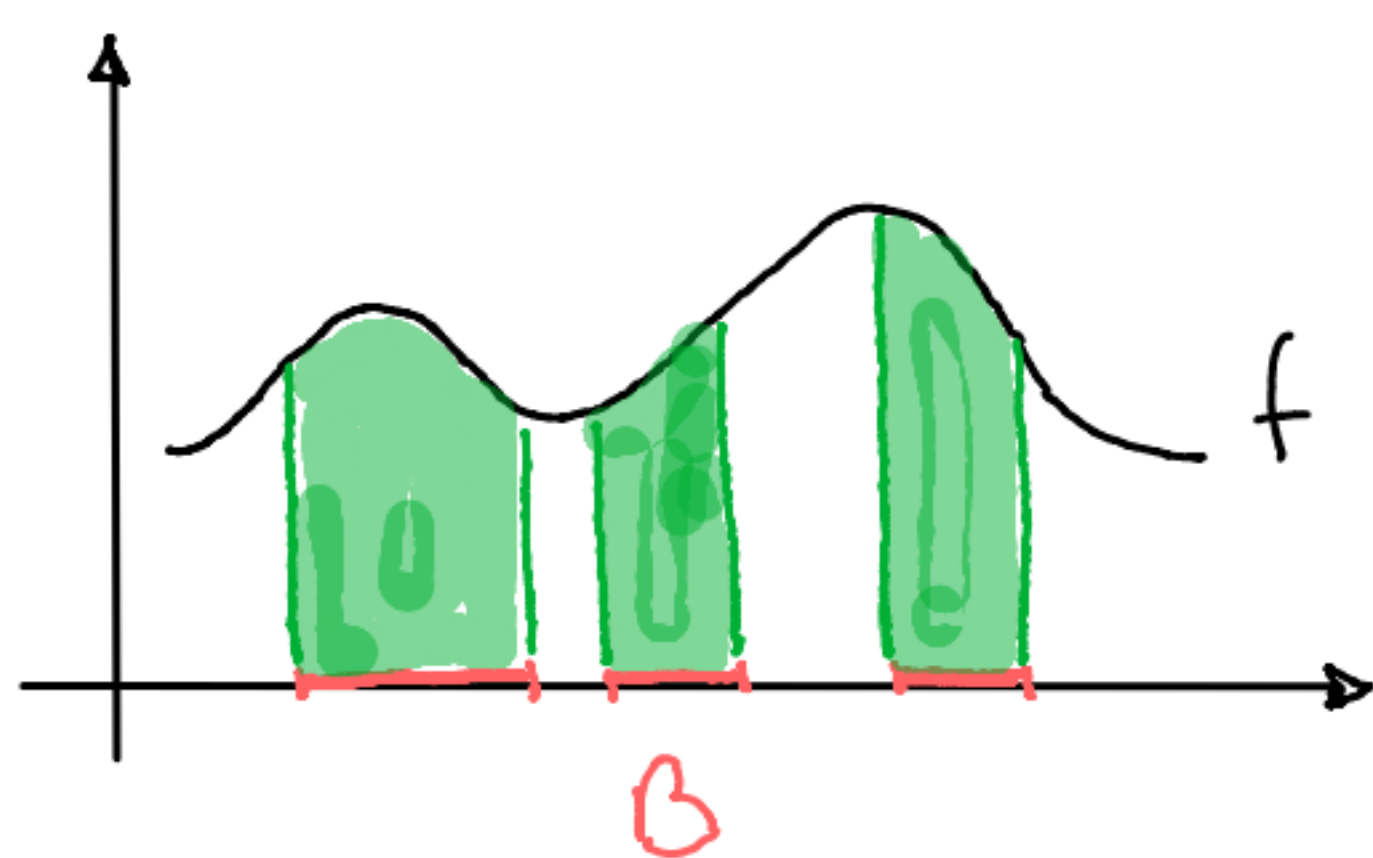
NOTA AFFINCHÉ UNA FUNZIONE f SIA V.A. BASTA VERIFICARE CHE $\{X \in B\}$ È UN EVENTO QUANDO $B = (a, b)$ $\forall a, b \in \mathbb{R}$, OPPURE $B = (-\infty, a)$ $\forall a \in \mathbb{R}$. SIMILMENTE, AFFINCHÉ f SIA UNA DENSITÀ PER X BASTA VERIFICARE CHE $(*)$ VALE QUANDO $B = (a, b)$ OPPURE $B = (-\infty, a)$.

NOTA DI LAVORO: ASSUNO CHE CONOSCIATE I CONCETTI DI INTEGRALE GENERALIZZATO DI UNA FUNZIONE SU UN INTERVALLO NON LIMITATO.

NOTA TECNICA Mentre è chiaro il concetto di misura di un intervallo (a, b) (ovviamente $b - a$), così come vi è noto il concetto di $\int_a^b f dx$, estendere il concetto di misura agli insiemi decenti $B \in \mathcal{B}$ così come dare un significato a $\int_B f dx$ richiede uno sforzo tecnico.

Non approfondiamo: per i nostri scopi B sarà al massimo una unione di intervalli.

Dal punto di vista geometrico visualizzate $\int_B f dx$ come l'area del sottografico di f con base B



NOTA TECNICA Cambiando il valore di f su un insieme finito di punti, l'integrale in (*) non cambia. Quindi in generale la densità di una v.a. assolutamente continua non è unica. Volendo essere più precisi, due densità f_1 ed f_2 associate alla stessa v.a. X possono differire al più su un insieme di misura nulla (per esempio su un numero finito o numerabile di punti). Quindi la densità è unica a meno di cambiamenti irrilevanti.

OSSERVAZIONE MENTRE PER UNA V.A. DISCRETA ABBIAMO CHE LA DENSITÀ q SODDISFA $\sum_{x \in \mathbb{R}} q(x) = 1$, E QUINDI $q(x) \in [0, 1] \quad \forall x \in \mathbb{R}$, PER UNA DENSITÀ f DI UNA V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUA ABBIAMO

$$\int_{\mathbb{R}} f dx = P\{X \in \mathbb{R}\} = P(\Omega) = 1$$

QUESTO PERÒ NON SIGNIFICA CHE $f(x) \in [0, 1] \quad \forall x \in \mathbb{R}$.

NOTARE ANCHE CHE PER UNA V.A. DISCRETA $P\{X=x\} = q(x)$

MENTRE PER UNA V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUA $P\{X=x\} = 0$

INTUITIVAMENTE, UNA V.A. DISCRETA HA DENSITÀ CHE SI CONCENTRA SU UN NUMERO AL PIÙ NUMERABILE DI PUNTI (I VALORI DI X), MENTRE IN UNA V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUA LA DENSITÀ È DIFFUSA. CONVIENE INTRODURRE IL SEGUENTE CONCETTO

DEFINIZIONE DATA UNA V.A. X , CHIAMEREMO FUNZIONE

DI RIPARTIZIONE DI X LA FUNZIONE $F: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$

DEFINITA DA

$$F(t) := P\{X \leq t\} \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

PER LA PROPRIETÀ DI MONOTONIA DELLA PROBABILITÀ

ABBIAMO CHE F È CRESCENTE. INOLTRE PER LE PROPRIETÀ

DI CONTINUITÀ DELLA PROBABILITÀ

$$\lim_{t \rightarrow -\infty} F(t) = 0$$

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} F(t) = 1$$

NEL CASO DI UNA V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUA X CON DENSITÀ f LA FUNZIONE DI RIPARTIZIONE RISULTA ESSERE

$$F(t) = \int_{-\infty}^t f dx$$

PER IL TEOREMA FONDAMENTALE DEL CALCOLO INTEGRALE,

SE f È CONTINUA ALLORA F È DERIVABILE E $F' = f$.

LA COSA SI GENERALIZZA UN POCO: SE f È CONTINUA

CON ECCEZIONE DI UN NUMERO FINITO DI PUNTI $x_1 < \dots < x_m$

ALLORA F È DERIVABILE IN (x_k, x_{k+1}) , $k=1, \dots, m-1$, E

LI $F' = f$. PER ESEMPIO

$$f(x) = \begin{cases} 1/2 & \text{SE } x \in (0, 2) \\ 0 & \text{ALTRIMENTI} \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0 & \text{SE } x \in (-\infty, 0] \\ x/2 & \text{SE } x \in (0, 2) \\ 1 & \text{SE } x \in [2, +\infty) \end{cases}$$

VICIEVERSA, CONDIZIONE SUFFICIENTE AFFINCHÉ UNA V.A.

X CON FUNZIONE DI RIPARTIZIONE F SIA ASSOLUTAMENTE

CONTINUA È CHE F SIA C^1 A TRATTI, CIÒ È

- F SIA CONTINUA
- F SIA DERIVABILE OVUNQUE, TRAMME AL PIÙ UN NUMERO FINITO DI PUNTI x_1, \dots, x_m

IN QUESTO CASO LA DENSITÀ DI X È $f = F'$ (DEFINITA IN MODO ARBITRARIO SUI PUNTI $\{x_i\}$, IL COME È IRILEVANTE)

DATI UNO SPAZIO DI PROBABILITÀ (Ω, \mathcal{F}, P) , UNA V.A. $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$
E UNA FUNZIONE $\psi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, POSSIAMO CONSIDERARE LA
COMPOSIZIONE $Y = \psi \circ X$.

SE X È DISCRETA, ALLORA Y SARÀ A SUA VOLTA UNA V.A.
DISCRETA. IN GENERALE PERÒ VA VERIFICATO CHE $\{Y \in B\}$
SIA UN EVENTO PER OGNI INSIEME DECENTE $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$.

UNA CONDIZIONE SUFFICIENTE È CHE ψ SIA CONTINUA.

SE PERÒ X È UNA V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUA,
AFFINCHÉ LO SIA ANCHE Y VANNO FATTE RICHIESTE PIÙ
STRINGENTI SULLA ψ .

PROPOSIZIONE Sia f UNA DENSITÀ PER X . SUPPONIAMO
CHE ψ SIA STRETTAMENTE MONOTONA E REGOLARE.

ALLORA Y È ASSOLUTAMENTE CONTINUA CON DENSITÀ

$g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ DATA DA

$$g(x) = f(\psi^{-1}(x)) |\psi'(\psi^{-1}(x))|^{-1}$$

PROOF OMESSA. BASTA COMunque TENER CONTO CHE ψ È
INVERTIBILE ED UTILIZZARLA PER UN CAMBIO DI VARIABILE.

ESEMPIO Sia $\psi(x) = ax + b$, con $a, b \in \mathbb{R}$ e $a \neq 0$. SE X
È UNA V.A. ASS. CONTINUA, ALLORA ANCHE $Y = aX + b$ LO È, E
SUA DENSITÀ È $g(x) = f\left(\frac{x-b}{a}\right) \frac{1}{|a|}$

DEFINIZIONE Una v.a. ASSOLUTAMENTE CONTINUA X con densità f si dice ammettere valore medio finito se

$$\int_{\mathbb{R}} |x| f(x) dx < \infty$$

In tal caso si chiama VALORE MEDIO la quantità

$$E[X] := \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx$$

Questa definizione assomiglia molto a quella che abbiamo visto per una v.a. DISCRETA X con densità q :

$$E[X] := \sum_{x \in \mathbb{R}} x q(x)$$

POSSIAMO DARE UNA DEFINIZIONE DI VALORE MEDIO CHE ABBA SENSU PER OGNI V.A. E CHE INCLUDA LE DUE PRECEDENTI?

DEFINIZIONE Sia X una v.a. NON NEGATIVA. Si definisce VALORE MEDIO di X la quantità

$$E[X] := \sup \left\{ E[Y] : Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R} \text{ è una v.a. DISCRETA} \right. \\ \left. \text{TALE CHE } 0 \leq Y \leq X \right\}$$

ANZÌSSO CHE SIA FINITA.

PER UNA V.A. X QUALUNQUE, SE ENTRAMBE

$$X^+ := \max\{X, 0\} \quad X^- := -\min\{X, 0\}$$

HANNO VALORE MEDIO FINITO DIREMO CHE X AMMETTE VALORE MEDIO FINITO. IN TAL CASO SI DEFINISCE

$$E[X] := E[X^+] - E[X^-]$$

QUESTA DEFINIZIONE RESTITUISCE SIA QUELLA PER LE V.A. DISCRETE (OVVIAMENTE) SIA QUELLA PER LE V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUE (ANDANDOLE A CONCENTRARE).

CONVINCIAMOCI DI QUEST'ULTIMA AFFERMAZIONE.

SIA X UNA V.A. NON NEGATIVA E ASSOLUTAMENTE CONTINUA, E SIA f LA SUA DENSITÀ. SUPPONIAMO PER SEMPLICITÀ CHE $f=0$ FUORI DA UN INTERVALLO COMPATTO $[a, b]$.

RISCALANDO E TRASLANDO POSSIAMO ANCHE SUPPORRE CHE $[a, b] = [0, 1]$ (CI DA SOLO IL VANTAGGIO DI POTER DESCRIVERE PIÙ FACILMENTE LA SUDDIVISIONE IN INTERVALLINI).

FISSIAMO $m \in \mathbb{N}$ E CONSIDERIAMO LE DUE V.A. DISCRETE

$$\underline{Y}(\omega) = \begin{cases} k/m & \text{SE } \omega \in \left\{ \frac{k}{m} \leq X < \frac{k+1}{m} \right\} \quad k=0, \dots, m-1 \\ 0 & \text{ALTRIMENTI} \end{cases}$$

$$\bar{Y}(\omega) = \begin{cases} \frac{k+1}{m} & \text{se } \omega \in \left\{ \frac{k}{m} < X \leq \frac{k+1}{m} \right\} \quad k=0, \dots, m-1 \\ 0 & \text{ALTRIMENTI} \end{cases}$$

Abbiamo $\underline{Y} \leq X \leq \bar{Y}$, inoltre \underline{Y} ha densità

$$\underline{q}(x) = \begin{cases} p\left\{ \frac{k}{m} \leq X \leq \frac{k+1}{m} \right\} & \text{se } x = \frac{k}{m} \quad k=0, \dots, m-1 \\ 0 & \text{ALTRIMENTI} \end{cases}$$

mentre \bar{Y} ha densità

$$\bar{q}(x) = \begin{cases} p\left\{ \frac{k}{m} \leq X \leq \frac{k+1}{m} \right\} & \text{se } x = \frac{k+1}{m} \quad k=0, \dots, m-1 \\ 0 & \text{ALTRIMENTI} \end{cases}$$


Per come abbiamo costruito $\underline{q} \leq \bar{q}$

$$\begin{aligned} E[\underline{Y}] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} x \underline{q}(x) = \sum_{k=0}^{m-1} \frac{k}{m} p\left\{ \frac{k}{m} \leq X \leq \frac{k+1}{m} \right\} \\ &= \sum_{k=0}^{m-1} \frac{k}{m} \int_{\frac{k}{m}}^{\frac{k+1}{m}} f(x) dx \leq \sum_{k=0}^{m-1} \int_{\frac{k}{m}}^{\frac{k+1}{m}} x f(x) dx = \int_0^1 x f(x) dx \\ &= E[X] = \sum_{k=0}^{m-1} \int_{\frac{k}{m}}^{\frac{k+1}{m}} x f(x) dx \leq \sum_{k=0}^{m-1} \frac{k+1}{m} \int_{\frac{k}{m}}^{\frac{k+1}{m}} f(x) dx \\ &= \sum_{k=0}^{m-1} \frac{k+1}{m} p\left\{ \frac{k}{m} \leq X \leq \frac{k+1}{m} \right\} = \sum_{x \in \mathbb{R}} x \bar{q}(x) = E[\bar{Y}] \end{aligned}$$

INOLTRE

$$E[X] - E[Y] \leq E[\bar{Y}] - E[Y] = \sum_{x \in \mathbb{R}} x (\bar{q}(x) - \underline{q}(x))$$

$$= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{1}{n} P\left\{\frac{k}{n} \leq X \leq \frac{k+1}{n}\right\} = \frac{1}{n}$$

QUESTO PROVA CHE POSSIAMO APPROSSIMARE DAL BASSO
BENE QUANTO VOGLIAMO $E[X]$ CON IL VALORE MEDIO
DI UNA V.A. DISCRETA Y TALE CHE $0 \leq Y \leq X$ 

MOLTI DEI RISULTATI VISTI PER IL VALORE MEDIO DI V.A.
DISCRETE SONO VALIDI IN QUESTO AMBITO PIÙ GENERALE.

- LINEARITÀ: SE X_1 ED X_2 HANNO VALORE MEDIO
FINITO E $c_1, c_2 \in \mathbb{R}$, ALLORA $X = c_1 X_1 + c_2 X_2$ HA
VALORE MEDIO FINITO E

$$E[X] = c_1 E[X_1] + c_2 E[X_2]$$

- MONOTONIA: SE X_1 ED X_2 HANNO VALORE MEDIO
FINITO E $X_1 \leq X_2$, ALLORA

$$E[X_1] \leq E[X_2]$$

- SE X_1 ED X_2 HANNO VALORE MEDIO FINITO, E SONO
INDIPENDENTI, ALLORA $X = X_1 X_2$ HA VALORE MEDIO
FINITO E

$$E[X] = E[X_1] E[X_2]$$

IL TEOREMA VISTO PER LE V.A. DISCRETE, RELATIVO ALLA COMPOSIZIONE CON APPLICAZIONI, VALE ANCHE PER V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUE. LO VEDIAMO SOLO IN VERSIONE SCALARE

TEOREMA SIA X UNA V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUA CON DENSITÀ f , E SIA $\psi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ UNA APPLICAZIONE CONTINUA. CONSIDERIAMO LA V.A. $Y = \psi \circ X$. LA Y HA VALORE MEDIO FINITO SE E SOLO SE

$$\int_{\mathbb{R}} |\psi(x)| f(x) dx < \infty$$

IN TAL CASO

$$E[Y] = \int_{\mathbb{R}} \psi(x) f(x) dx$$

PROOF OMESSA

OSSERVAZIONI

- IL FATTO CHE ψ SIA CONTINUA ASSICURA CHE Y SIA EFFETTIVAMENTE UNA V.A. QUESTA IPOTESI PUÒ ESSERE INDEBOLITA (PER ESEMPIO BASTA CHE ψ SIA CONTINUA TRAMME AL PIÙ IN UN NUMERO FINITO DI PUNTI).
- IN GENERALE NON POSSIAMO AFFERMARE CHE Y SIA ASSOLUTAMENTE CONTINUA. PER ESEMPIO SE $\psi(x) = c$ ALLORA Y È UNA V.A. COSTANTE, DUNQUE DISCRETA.

POSSIAMO DEFINIRE IL CONCETTO DI VARIANZA ANCHE PER LE V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUE.

DEFINIZIONE Sia X una V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUA con densità f . DIREMO CHE X HA MOMENTO SECONDO FINITO SE X^2 HA VALORE MEDIO FINITO, CIOÈ (PER IL TEOREMA PRECEDENTE) SE

$$\int_{\mathbb{R}} x^2 f(x) dx < \infty$$

IN TAL CASO CHIAMIAMO VARIANZA DI X LA QUANTITÀ

$$\text{VAR } X := E[X^2] - E[X]^2$$

QUESTA DEFINIZIONE È BEN POSTA PERCHÈ (SIMILMENTE A QUANTO VISTO NEL CASO DISCRETO)

MOMENTO SECONDO FINITO \Rightarrow VALORE MEDIO FINITO

INOLTRE $\text{VAR } X = E[(X - E[X])^2]$: COME NEL CASO DISCRETO QUESTO SEGUE DALLA LINEARITÀ DEL VALORE MEDIO. LA VARIANZA MISURA QUINDI, ANCHE IN QUESTO CASO, COME IN MEDIA X SI DISTRIBUISCE INTORNO AL SUO VALORE MEDIO.

MOLTE DELLE PROPRIETÀ DELLA VARIANZA VISTE PER LE V.A.

DISCRETE RIMANGONO CONFERMATE PER LE V.A. ASS. CONTINUE

- $\text{VAR}(cX) = c^2 \text{VAR } X$
 - $\text{VAR}(X+c) = \text{VAR } X$
- $\forall c \in \mathbb{R}$

DEFINIZIONE DATE DUE V.A. ASSOLUTAMENTE CONTINUE X E Y , ENTRAMBE AVENTI MOMENTO SECONDO FINITO, CHIAMEREMO COVARIANZA DELLE DUE LA QUANTITÀ

$$\text{cov}(X, Y) := E[XY] - E[X]E[Y]$$

DIREMO CHE X E Y SONO SCORRELATE SE $\text{cov}(X, Y) = 0$.

SE X, Y SONO INDIPENDENTI ALLORA SONO SCORRELATE.

ANCHE PER LA COVARIANZA RIMANGONO CONFERMATE LE PROPRIETÀ VISTE NEL CASO DI V.A. DISCRETE.

- LA COVARIANZA GODE DELLE PROPRIETÀ DI SIMMETRIA E BILINEARITÀ: SE X, Y, Z SONO TRE V.A. ASS. CONTINUE E $a, b \in \mathbb{R}$ ALLORA

$$\text{cov}(X, Y) = \text{cov}(Y, X)$$

$$\text{cov}(aX + bY, Z) = a \text{cov}(X, Z) + b \text{cov}(Y, Z)$$

- LA COVARIANZA E LA VARIANZA SONO LEGATE DALLA RELAZIONE

$$\text{VAR}(X + Y) = \text{VAR } X + \text{VAR } Y + 2 \text{cov}(X, Y)$$

COME GIÀ OSSERVATO, LA COVARIANZA FORNISCE UN INDICE DELL'INDIPENDENZA TRA DUE V.A. IN TERMINI DI VALORI MEDI.