

# RICHIAMI SU SIMULAZIONE E METODO MONTE CARLO

# Agenda

- introduzione alla simulazione e al metodo Monte Carlo
- tecniche di simulazione
  - ▷ generatore congruenziale lineare, variabili uniformi
  - ▷ metodo dell'inversa generalizzata
  - ▷ metodo di accettazione-rifiuto
  - ▷ metodi ad hoc
  - ▷ simulazione di v.a. multidimensionali
- analisi dei risultati

# Simulazione e Monte Carlo

- variabile aleatoria (v.a)  $X$ , o un evento  $E$ , **difficili** da osservare / non ripetibili
- simulare  $X$  o  $E \rightsquigarrow$  considerare un'altra v.a.,  $X'$ , o un  $E'$ , **facili** da osservare, osservarli e **far finta** (simulare) che le loro osservazioni siano quelle di  $X$  (o di  $E$ )
- il **procedimento** è **corretto** se le nuove variabili riproducono il **medesimo stato di incertezza** originario  $\rightsquigarrow X'$  deve avere la stessa distribuzione di probabilità di  $X \rightsquigarrow E$  ad  $E'$  devono avere la stessa probabilità

# Simulazione e Monte Carlo

- la simulazione di variabili aleatorie è estremamente efficace per
  - ▷ generare scenari
  - ▷ calcolare speranze matematiche di v.a. complesse tramite il metodo **Monte Carlo**
- applicazioni:
  - ▷ generare traiettorie future di variabili rilevanti per un assicuratore (rendimenti degli investimenti, esborsi e numeri di sinistri, ...)  $\rightsquigarrow$  **economic scenario generators**
  - ▷ probabilità di rovina  $\rightsquigarrow$  **solvency**
  - ▷ calcolare il prezzo di strumenti finanziari derivati
  - ▷ ...
- simulazione Monte Carlo
  - ▷ funziona bene in ambito **multidimensionale**
  - ▷ **elevato tempo di calcolo**

# Simulazione e Monte Carlo

- metodo Monte Carlo (**legge dei grandi numeri**):  $X$  v.a. con media finita,  $X_1, \dots, X_n, \dots$  i.i.d. con la stessa distribuzione di  $X$ , allora, con prob. 1,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = E[X]$$

- **Monte Carlo:**
  - ▷ simula  $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$  ( $n$  grande!)
  - ▷ approssima  $\theta = E[X]$  con

$$\hat{\theta}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

# Simulazione e Monte Carlo

- primissime applicazioni del metodo Monte Carlo: **calcolo di integrali multipli** di elevata dimensione:

$$\int_{a_1}^{b_1} \cdots \int_{a_m}^{b_m} f(y_1, \dots, y_m) dy_1 \cdots dy_m = [\text{sostituzione di variabili}]$$
$$= \int_0^1 \cdots \int_0^1 g(u_1, \dots, u_m) du_1 \cdots du_m = E[g(U_1, \dots, U_m)]$$

con  $U_1, \dots, U_m$  i.i.d. con distribuzione uniforme in  $[0, 1]$

# Simulazione e Monte Carlo

- le v.a.  $X_i$  simulate devono avere la stessa distribuzione di  $X$   
↔ simula prima  $U \sim U(0, 1)$ , poi **trasforma**  $U$  in modo da ottenere una v.a. con distribuzione come quella di  $X$
- due alternative per generare  $U(0, 1)$ :
  - ▷ procedimento **fisico** ↔ **veri** numeri casuali
  - ▷ computer ↔ sequenza **deterministica** che **sembra** casuale ↔ numeri **pseudocasuali**
- qualunque sia il metodo prescelto, deve essere statisticamente testato per
  - ▷ l'indipendenza
  - ▷ la distribuzione  $U(0, 1)$
- numeri pseudocasuali (computer) preferibili:
  - ▷ velocità
  - ▷ riproducibilità ↔ analisi di **sensibilità**, **statica comparata**
  - ▷ portabilità

# Numeri Pseudocasuali

- **numeri pseudocasuali** generati attraverso algoritmi deterministici
- la gran parte di questi algoritmi produce dapprima una sequenza ricorsiva  $s_1, \dots, s_n, \dots$  tramite
  - ▷  $s_0 = s \rightsquigarrow$  **seme** (assegnato)
  - ▷  $s_{n+1} = f_1(s_n), n = 0, 1, 2, \dots$

poi ricava  $u_1, \dots, u_n, \dots$  di numeri pseudocasuali (i.i.d.  $U(0, 1)$ ) tramite

$$u_n = f_2(s_n), n \geq 1$$

dove  $f_1$  e  $f_2$  sono funzioni reali, in particolare  $f_2$  prende valori nell'intervallo  $[0, 1]$

# Numeri Pseudocasuali

- periodo  $\ell$ :

minimo  $\ell$  per cui esiste  $d$  tale che  $s_d = s_{d+\ell}$

$\rightsquigarrow$  la sequenza si ripete dopo  $\ell$  iterazioni

- noti  $(s, f_1, f_2)$   $\rightsquigarrow$  si può riprodurre l'intera sequenza  $(u_n)$
- esempio tipico, **generatore congruenziale lineare**:

$$s_{n+1} = f_1(s_n) = (A s_n + C) \bmod M, \quad u_n = f_2(s_n) = \frac{s_n}{M}$$

con  $A, C, M$  interi tali che  $A > 0, C \geq 0, M > 0$   $\rightsquigarrow$  il periodo non può superare  $M$

- i moderni calcolatori usano algoritmi più complessi ma basati su simili idee (es. Mersenne Twister, periodo  $2^{19937} - 1$ )
- come simulare variabili non uniformi?

## Metodo dell'Inversa

- si vuole simulare  $X$  con  $F_X$  funzione di ripartizione e inversa generalizzata (o pseudoinversa, o quantile,  $\dots$ ):

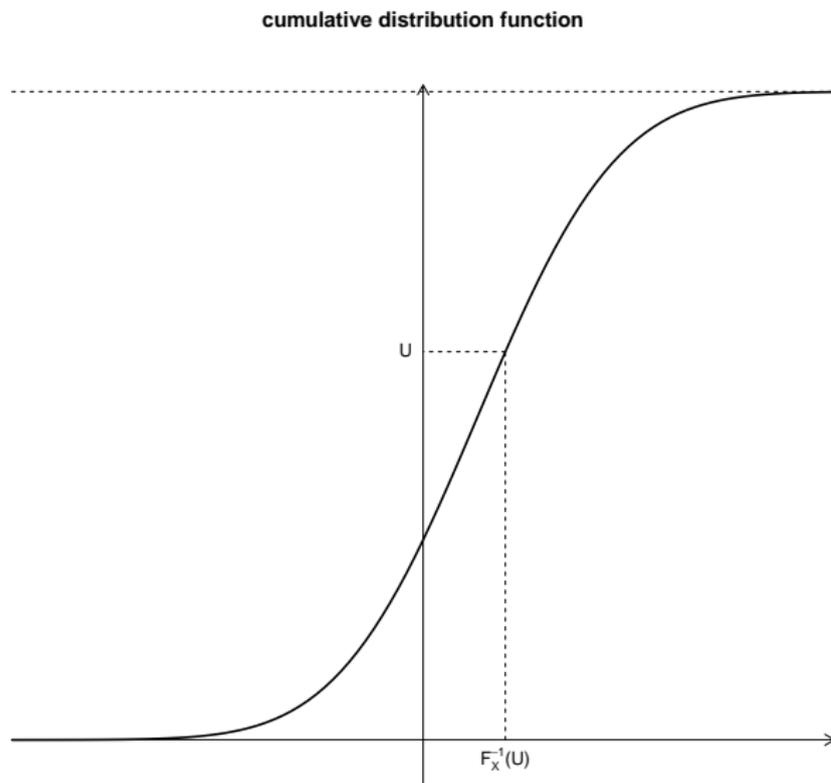
$$F_X^{-1}(p) = \inf\{x \in \mathbb{R} : F_X(x) \geq p\} \quad \text{per } 0 < p < 1$$

- $F_X$  è invertibile  $\rightsquigarrow F_X^{-1}$  usuale inversa
- Teorema:

se  $U \sim U(0, 1)$  allora  $F_X^{-1}(U)$  ha funzione di ripartizione  $F_X$

- Algoritmo:
  1. simula  $U \sim U(0, 1)$
  2. restituisci  $X' = F_X^{-1}(U)$

# Metodo dell'Inversa



## Metodo dell'Inversa

- ESEMPIO. Simula v.a. con distribuzione Weibull( $c, \gamma$ )

- ▷ funzione di ripartizione della Weibull( $c, \gamma$ ):

$$F_X(x) = 1 - \exp(-cx^\gamma), \quad x > 0, \quad \text{dove } c > 0, \gamma > 0$$

- ▷ inversa: risolvere l'equazione  $F_X(x) = p$  con  $0 < p < 1$ ,  $\rightsquigarrow$  si ottiene

$$x = F_X^{-1}(p) = \left( -\frac{1}{c} \log(1-p) \right)^{1/\gamma}$$

- ▷ simulare Weibull( $c, \gamma$ )  $\rightsquigarrow$  simula  $U \sim U(0, 1)$  poi calcola

$$X' = \left( -\frac{1}{c} \log U \right)^{1/\gamma}$$

- ▷  $\gamma = 1 \rightsquigarrow \text{Exp}(c)$

## Metodo dell'Inversa

- ESEMPIO. Sia  $T_x$  durata residua di vita di un individuo di età  $x$ 
  - ▷ la sua funzione di ripartizione è ( $\mu$  = intensità di mortalità)

$$F_{T_x}(t) = \Pr[T_x \leq t] = {}_tq_x = 1 - {}_tp_x = 1 - \exp\left(-\int_0^t \mu(x+v)dv\right),$$

- ▷ se  $\mu$  è una Gompertz,  $\mu(z) = \alpha \exp(\beta z)$  con  $\alpha, \beta > 0$

$$F_{T_x}^{-1}(p) = \frac{1}{\beta} \log \left[ 1 - \frac{\beta}{\alpha} e^{-\beta x} \log(1-p) \right],$$

- ▷ simula  $T_x$  con

$$T'_x = \frac{1}{\beta} \log \left[ 1 - \frac{\beta}{\alpha} e^{-\beta x} \log(U) \right]$$

## Metodo dell'Inversa

- v.a. discrete, funzione di ripartizione **costante a tratti** (non invertibile)
- se  $X$  ha valori  $x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  con probabilità  $\Pr[X = x_i] = p_i$ ,
  - ▷ la funzione di ripartizione di  $X$  è

$$F_X(x) = \sum_{i: x_i \leq x} p_i$$

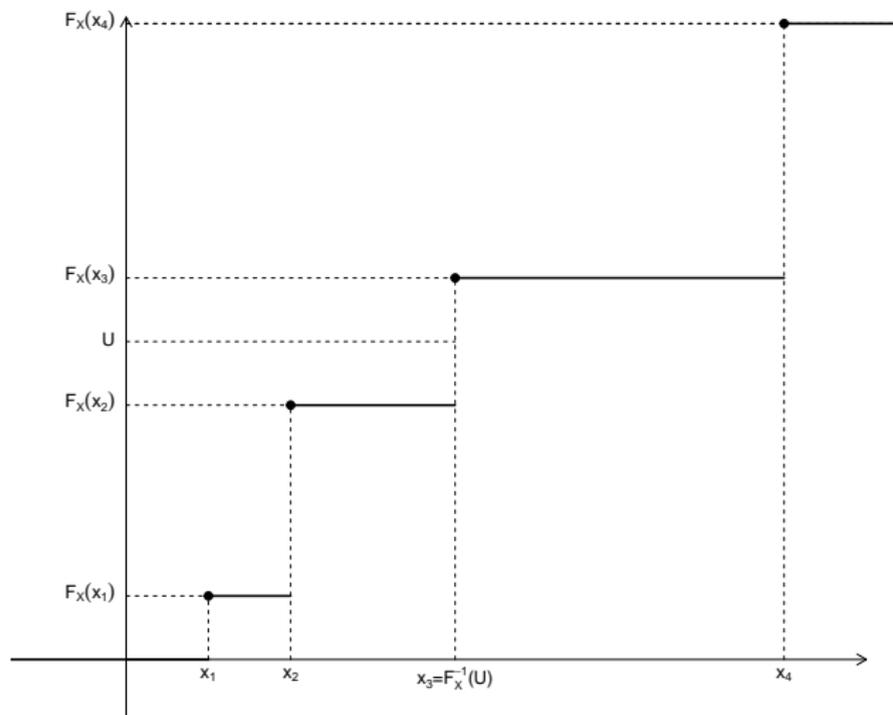
$p_i$  = il salto di tale funzione in  $x_i$

- ▷ inversa generalizzata:

$$F_X^{-1}(p) = \min_i \left\{ x_i : F_X(x_i) = \sum_{j=1}^i p_j \geq p \right\}$$

# Metodo dell'Inversa

cumulative distribution function



# Metodo dell'Inversa

- Algoritmo nel caso discreto:
  1. simula  $U \sim U(0, 1)$
  2. trova  $i$  tale che  $F_X(x_{i-1}) < U \leq F_X(x_i)$
  3. restituisci  $X' = x_i$
- per calcolare  $X' = x_j$ :
  - ▷ una ricerca sequenziale
  - ▷ una ricerca binaria
  - ▷ approccio specifico alla distribuzione data (Poisson, binomiale, ...)

## Metodo dell'Inversa

- ESEMPIO. Simula evento  $A$  con  $\Pr[A] = p \Leftrightarrow$  simula l'indicatore di  $A$

$$I_A = \begin{cases} 1 & \text{se } A \text{ è vero} \\ 0 & \text{se } A \text{ è falso} \end{cases}$$

Algoritmo:

1. simula  $U$  da  $U(0, 1)$
2. se  $U > 1 - p$  allora  $A'$  (evento sostituto di  $A$ ) è VERO, altrimenti  $A'$  è FALSO

## Metodo dell'Inversa

- ESEMPIO. Sia  $K_x = \lfloor T_x \rfloor$  durata residua di vita troncata di un individuo di età  $x$   
( $K_x = i \Leftrightarrow i \leq T_x < i + 1, \quad i = 0, 1, 2, \dots$ )
  - ▷ data una tavola di mortalità ( $q_y$ )
  - ▷  $\Pr[K_x = i] = {}_i|q_x = {}_i p_x q_{x+i} \rightsquigarrow F_{K_x}(i) = {}_{i+1}q_x$

Algoritmo:

1. simula  $U \sim U(0, 1)$
2. trova  $i$  tale che  ${}_i q_x < U \leq {}_{i+1} q_x$
3. restituisci  $K'_x = i$

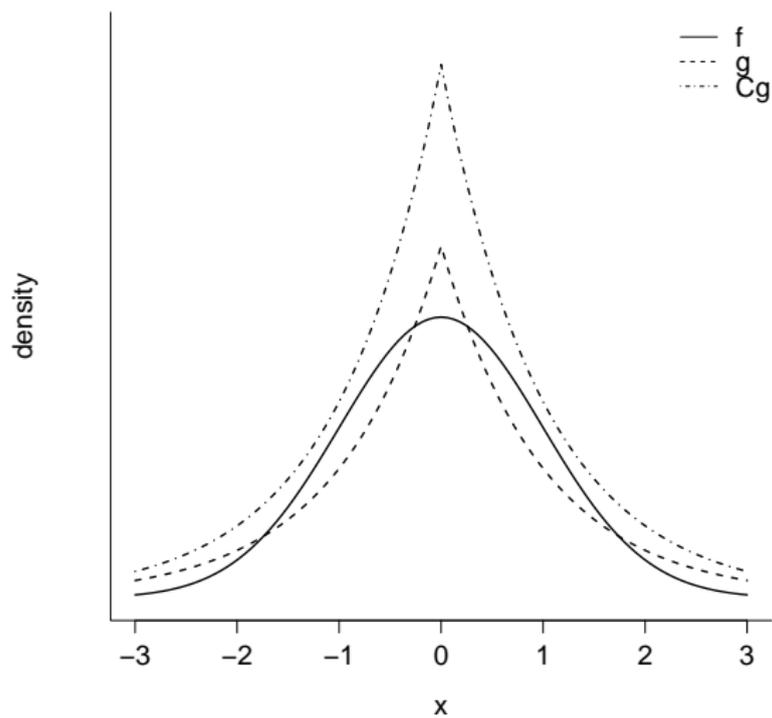
## Metodo di Accettazione-Rifiuto

- si vuole simulare una v.a.  $X$  con densità  $f$ , e si sa simulare una v.a. con densità  $g$  per cui esiste  $C > 1$  tale che

$$f(x) \leq C \cdot g(x) \text{ per ogni } x \in \mathbb{R}$$

- ▷ il grafico di  $g$  può essere 'gonfiato' in modo da dominare quello di  $f$
- ▷ la scelta di  $g$  è vincolata alla forma di  $f$
- si sceglie a caso un punto  $(Z_1, Z_2)$  sotto la curva  $C \cdot g$ ; se il punto cade anche sotto la curva  $f$  allora l'ascissa  $Z_1$  viene accettata come valore simulato di  $X$ , altrimenti viene rifiutata (e si ritenta con un nuovo punto)
- tale procedimento genera una v.a.  $X'$  con densità  $f$

# Metodo di Accettazione-Rifiuto



# Metodo di Accettazione-Rifiuto

- Algoritmo:

1. simula  $Z_1 \sim g$
2. simula  $Z_2 \sim U(0, C \cdot g(Z_1)) \sim C \cdot g(Z_1) \cdot U$  con  $U \sim U(0, 1)$
3. se  $Z_2 \leq f(Z_1)$  allora **accetta**  $X' = Z_1$ , altrimenti **rifiuta** e torna al passo 1.

- probabilità di accettazione

$$\Pr \left[ U \leq \frac{f(Z_1)}{C \cdot g(Z_1)} \right] = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{f(y)}{C \cdot g(y)} g(y) dy = \frac{1}{C},$$

$\rightsquigarrow$  numero atteso di tentativi prima di ottenere un'accettazione =  $C \rightsquigarrow$  valore **ottimo** di  $C$ :

$$C^* = \max_{x \in \mathbb{R}} \frac{f(x)}{g(x)}$$

( $C \cdot g$  più **vicino** possibile a  $f$ )

## Metodo di Accettazione-Rifiuto

- ESEMPIO.  $T_x$  durata residua di vita di un individuo di età  $x$  con intensità di mortalità Makeham,  $\mu(z) = \gamma + \alpha \exp(\beta z)$ . Simulare  $T_x$  usando come densità dominante quella di una Gompertz ( $\gamma = 0$ )
  - ▷ densità di  $T_x$ : (posto  $B = e^{\beta x}$ )

$$f(t) = (\gamma + \alpha B e^{\beta t}) \exp \left\{ -\gamma t - \frac{\alpha B}{\beta} (e^{\beta t} - 1) \right\}$$

- ▷ costante ottima:

$$C^* = 1 + \frac{\gamma}{\alpha B}$$

- Algoritmo:
  1. simula  $Z_1 \sim \text{Gompertz}$
  2. simula  $U \sim U(0, 1)$
  3. se

$$U \leq \frac{\gamma e^{-\beta Z_1} + \alpha B}{\gamma + \alpha B} e^{-\gamma Z_1},$$

**accetta**  $T'_x = Z_1$ , altrimenti **rifiuta** e ritorna a 1.

## Metodi ad hoc - Distribuzione Normale

- alcuni metodi ad hoc possono essere usati per simulare v.a. in situazioni particolari, sfruttando la loro specifica struttura; alcuni semplici esempi:

- ▷ simulare v.a.  $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ : simula normale standard  $X$  e poi calcola  $Y' = \mu + \sigma X$
- ▷ simulare v.a.  $Y$  lognormale: simula normale  $X$  e poi calcola  $Y' = \exp(X)$
- ▷ simulare una v.a.  $Y$  binomiale di parametri  $(n, p)$ : simula  $n$  eventi indipendenti  $A_i, i = 1, \dots, n$  con  $\Pr[A_i] = p$  e poi calcola

$$Y' = I_{A_1} + \dots + I_{A_n}$$

- ▷ simulare una v.a.  $Y$  chi quadrato con  $n$  gradi di libertà ( $n$  intero): simula  $n$  normali standard  $X_1, \dots, X_n$  e poi calcola  $Y' = X_1^2 + \dots + X_n^2$ , oppure ( $n$  pari) simula  $n/2$  esponenziali standard  $Z_1, \dots, Z_{n/2}$  e poi calcola  $Y' = 2(Z_1^2 + \dots + Z_{n/2}^2)$

# Metodi ad hoc - Distribuzione Normale

- per simulare v.a. **normali standard** esistono vari **procedimenti ad hoc**, oltre a quelli generali di inversione della cdf (lo standard in  $\mathbf{R}$ ) e di A/R
- **Teorema del limite centrale**:
  - ▷  $X_1, \dots, X_n$  v.a. i.i.d. con media  $\theta$  e varianza  $\tau^2$  finite, allora

$$\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \theta}{\tau/\sqrt{n}} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\theta}{\tau\sqrt{n}} \rightarrow N(0, 1) \text{ in distribuzione}$$

- ▷ scelta più semplice:  $X \sim U(0, 1) \rightsquigarrow \theta = 1/2$  e  $\tau^2 = 1/12$
- ▷ numero **"magico"**:  $n = 12$ . Algoritmo:
  1. simula  $U_1, \dots, U_{12}$  da  $U(0, 1)$
  2. calcola  $X' = \sum_{i=1}^{12} U_i - 6$
- ▷ malgrado  $n$  sia molto piccolo, il procedimento supera bene i test di normalità ed è molto rapido da utilizzare

## Metodi ad hoc - Distribuzione Normale

- Algoritmo di **Box-Muller**:
  1. simula  $U_1, U_2$  da  $U(0, 1)$
  2. calcola

$$Z_1 = \sqrt{-2 \log U_1} \cos(2\pi U_2)$$

$$Z_2 = \sqrt{-2 \log U_1} \sin(2\pi U_2)$$

$(Z_1, Z_2)$  sono una coppia di **normali standard indipendenti**

- idea: se il punto del piano  $(Z_1, Z_2)$  ha coordinate normali standard indipendenti, la sua distanza dall'origine  $R = \sqrt{Z_1^2 + Z_2^2}$  e l'angolo  $\beta = \arctan \frac{Z_2}{Z_1}$  sono indipendenti con distribuzione  $\text{Exp}(1/2)$  e  $U(0, 2\pi)$
- svantaggio: bisogna calcolare funzioni 'speciali' come sin, cos

## Metodi ad hoc - Distribuzione Normale

- Algoritmo di **Polar-Marsaglia** (variante di Box-Muller):
  1. simula  $U_1, U_2$  da  $U(0, 1)$
  2. calcola  $V_1 = 2U_1 - 1, V_2 = 2U_2 - 1$  e  $S = V_1^2 + V_2^2$
  3. se  $S > 1$  **rifiuta** e torna al passo 1., altrimenti **accetta** restituendo

$$Z_1 = \sqrt{\frac{-2 \log S}{S}} V_1$$

$$Z_2 = \sqrt{\frac{-2 \log S}{S}} V_2$$

$(Z_1, Z_2)$  sono una coppia di normali standard indipendenti

- idea: il punto  $(V_1, V_2)$  appartiene al quadrato di vertici  $(\pm 1, \pm 1)$  ed è rigettato se non appartiene al cerchio unitario  
↪ probabilità di accettazione è  $\frac{\pi}{4} \approx 0.78$

## Simulazione di V.A. Multidimensionali

- simulare un vettore di v.a.  $(X_1, X_2, \dots, X_m)$  (e.g. che potrebbe rappresentare, ad es., **la traiettoria di un processo stocastico**) si procede come segue:
  - 1. simula  $X'_1 = x_1$  dalla distribuzione marginale  $F_{X_1}$ ,
  - 2. simula  $X'_2 = x_2$  dalla distribuzione condizionata  $F_{X_2|X_1=x_1}$
  - $\vdots$
  - m. simula  $X'_m$  dalla distribuzione condizionata  $F_{X_m|X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_{m-1}=x_{m-1}}$
- Metodi ad-hoc in cui ci si riconduce a variabili indipendenti (e.g. moto Browniano, processo di Poisson, ...)

## Metodo Monte Carlo: Analisi dei Risultati

- $X_1, X_2, \dots, X_n$  i.i.d. con media finita  $\theta$ , allora

$$\hat{\theta}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \approx \theta$$

- se inoltre la varianza delle  $X_i$  è  $\tau^2$  finita, allora  $(\hat{\theta}_n - \theta)/(\tau/\sqrt{n}) \approx N(0, 1)$  (in distribuzione)  $\rightsquigarrow$  accuratezza della stima:

$$\hat{\theta}_n \approx \theta + \frac{\tau}{\sqrt{n}} N(0, 1)$$

$\rightsquigarrow$  tasso di convergenza è dell'ordine di  $\sqrt{n}$   $\rightsquigarrow$  per aumentare la precisione di una cifra decimale bisogna aumentare  $n$  di un fattore pari a 100

## Analisi dei Risultati

- si può ottenere un intervallo di confidenza per  $\theta$  nel modo usuale:

$$\Pr \left[ \hat{\theta}_n - z_{1-\alpha/2} \frac{\tau}{\sqrt{n}} \leq \theta \leq \hat{\theta}_n + z_{1-\alpha/2} \frac{\tau}{\sqrt{n}} \right] = 1 - \alpha$$

dove  $z_p : \Phi(z_p) = p$  ( $\Phi$  f. di ripartizione della normale standard),  $\alpha$  piccolo, e.g.. 1%, o 5%

- stimatore di  $\tau^2$ :

$$\hat{\tau}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{\theta}_n)^2$$

- intervallo di confidenza:

$$\left( \hat{\theta}_n - z_{1-\alpha/2} \text{SE}, \hat{\theta}_n + z_{1-\alpha/2} \text{SE} \right)$$

**standard error:**  $\text{SE} = \frac{\hat{\tau}_n}{\sqrt{n}}$