Generatori di numeri casuali e metodi Montecarlo (parte 1)

Laboratorio Trattamento Numerico dei Dati Sperimentali

Prof. L. Carminati Università degli Studi di Milano

La Statale contro la violenza sulle donne

Sequenze di numeri casuali ☐ Cosa intendiamo per sequenze di numeri casuali ? (in generale se non c'è una specifica indicazione si intende numeri casuali equiprobabili) ☐ Immaginiamo un sistema meccanico costituito da un'urna chiusa contenente palle identiche ma numerate da 1 a N (non è possible vedere il numero dall'esterno) ☐ Estraiamo (a mano o in modo automatico) una palla alla volta (con re-inserimento delle palle estratte) e segnamo la seguenza dei numeri stampati sulle palle estratte ☐ La sequenza di numeri che otteniamo è una sequenza di numeri veramente casuali equiprobabili (uniformi): ☐ Il numero della palla estratta dopo n estrazioni <u>non è predicibile</u> in base alla conoscenza delle estrazioni precedenti ☐ Tutti i numeri tra 1 e N sono equiprobabili ☐ In generale per produrre sequenze di <u>veri</u> numeri casuali si utilizzano processi fisici : ☐ Estrazioni casuali di palline, lancio di monete, estrazioni di carte da un mazzo ☐ Misurazione del tempo tra due raggi cosmici che raggiungono la superficie terrestre, misura del rumore di un dispositivo elettronico, tempo tra due decadimenti radioattivi, misurazioni di fenomeni atmosferici

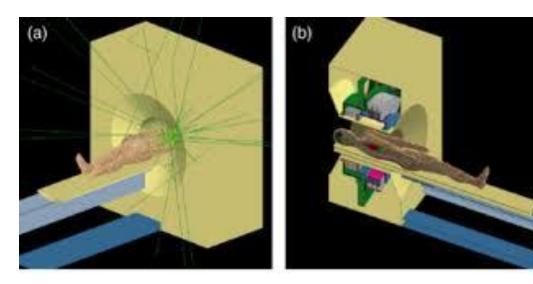
So what?

- Nonostante la cosa sembri piuttosto strana, avere a disposizione sequenze di numeri casuali (come vedremo bastano numeri casuali tra 0 e 1 distribuiti uniformemente) si presta ad un grande numero di applicazioni numeriche molto interessanti :
 - Metodi "MonteCarlo" per il calcolo di integrali
 - ☐ Simulazione di apparati sperimentali
 - ☐ Simulazione di sistemi fisici stocastici (o finanziari)
 - □ Algoritmi probabilistici (algoritmi genetici)
 - Videogames
 - Crittografia

So what?

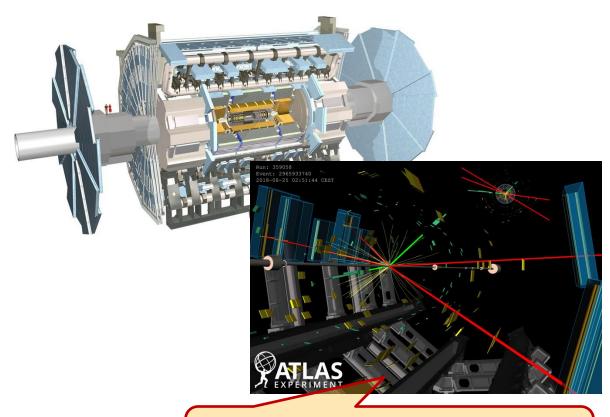
In questa lezione impareremo a scrivere algoritmi per generare numeri (pseudo) casuali che seguano densità di probabilità diverse (equiprobabili, gaussiane, esponenziali...)

- Curiosamente potremo usare la generazione di numeri casuali per calcolare integrali (con tecniche molto efficienti per integrazioni multidimensionali)
- ☐ Potremo studiare le incertezze relative a una misura simulando un gran numero di pseudo-misure
- ☐ Generare pseudo-dati complessi per studiare le caratteristiche di un fenomeno e ottimizzare apparati sperimentali



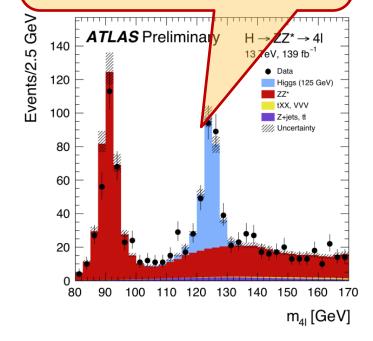
So what?

 Generare pseudo-dati complessi per studiare le caratteristiche di un fenomeno e ottimizzare apparati sperimentali



Un evento reale misurato nel rivelatore ATLAS di possible decadimento del bosone di Higgs in $2e2\mu$ in associazione ad un bosone Z che decade in due μ

In blu: una simulazione di cosa avrei dovuto vedere dall'analisi dei dati raccolti dal rivelatore ATLAS se esistesse un bosone di Higgs come predetto dalla teoria con una massa di 125 GeV.



L. Carminati

Montecarlo

5

So what? ☐ Nonostante la cosa sembri piuttosto strana, avere a disposizione sequenze di numeri casuali (come vedremo bastano numeri casuali tra 0 e 1 distribuiti uniformemente) si presta ad un grande numero di applicazioni numeriche molto importanti : ■ Metodi MC per il calcolo di integrali ☐ Simulazione di apparati sperimentali Simulazione di sistemi fisici stocastici □ Algoritmi probabilistici (algoritmi genetici) Videogames Crittografia ☐ Come produrre un numero <u>elevato</u> (Milioni ? Miliardi? Milioni di Miliardi?) di numeri casuali da utilizzare nei nostri algoritmi numerici? ☐ Pescare da tabelle o database (non molto efficiente per velcità e uso memoria) ☐ Interfacciare il calcolatore con sistemi fisici casuali (non molto pratico) ☐ Farli generare dal calcolatore stesso mediante opportuni algoritmi

So what? ☐ Nonostante la cosa sembri piuttosto strana, avere a disposizione sequenze di numeri casuali (come vedremo bastano numeri casuali tra 0 e 1 distribuiti uniformemente) si presta ad un grande numero di applicazioni numeriche molto importanti : ■ Metodi MC per il calcolo di integrali ☐ Simulazione di apparati sperimentali Simulazione di sistemi fisici stocastici □ Algoritmi probabilistici (algoritmi genetici) Videogames Crittografia ☐ Come produrre un numero <u>elevato</u> (Milioni ? Miliardi? Milioni di Miliardi?) di numeri casuali da utilizzare nei nostri algoritmi numerici? ☐ Pescare da tabelle o database (non molto efficiente per velcità e uso memoria) ☐ Interfacciare il calcolatore con sistemi fisici casuali (non molto pratico) ☐ Farli generare dal calcolatore stesso mediante opportuni algoritmi

Sequenze di numeri casuali e numeri pseudo-casuali

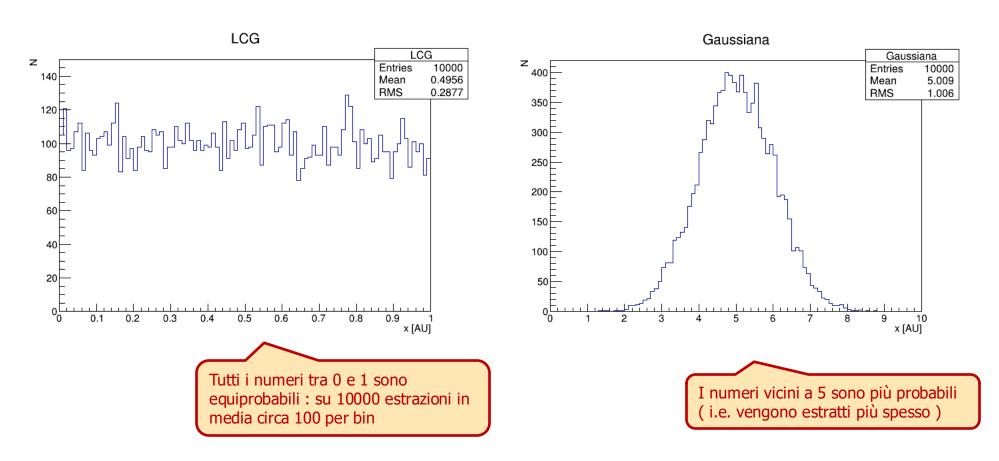
generate come quasi-casuali

	"Farli generare dal calcolatore stesso mediante opportuni algoritmi"
_	La frase è chiaramente difficile da digerire: come è possible far generare numeri casuali ad una macchina deterministica come il calcolatore ?
-	Le sequenze di numeri prodotte dal calcolatore vengono denominate <u>pseudo-casuali</u> : essendo prodotte da algoritmi deterministici (al contrario dei numeri "effettivamente" casuali) non solo sono esattamente prevedibili ma possono anche essere riprodotte in maniera identica semplicemente ripetendo il procedimento di calcolo.
	Il loro utilizzo viene giustificato dal fatto che non sono necessari numeri che soddisfino tutti i criteri formali di casualità ma numeri che abbiano le stesse proprietà di quelli casua (numeri che 'sembrino' casuali per gli scopi): non importa come siano stati generati, basta che, se sottoposti a verifica, risultino indistinguibili da quelli veramente casuali in termini di buon adattamento e indipendenza. Li considero casuali se non sono capace di rendermi conto che non lo sono!
	Test di randomness: esistono in letteratura numerosi test per valutare la bontà di un algoritmo di generazioni di numeri casuali.

☐ Se un algoritmo soddisfa i principali test di randomness possiamo considerare le sequenze

Generatori di numeri casuali

In questa lezione impareremo a scrivere degli algoritmi per generare sequenze di numeri (pseudo) casuali che seguano densità di probabilità diverse (equiprobabili, gaussiane, esponenziali...)



Outline:		
come al solito una rapida probabilità e statistica per	erve in 6 passi: cos'è una <u>variabile cas</u> carrellata dei punti formali principali (d r gli interessati) lassico lancio della moneta per introdurre gl	corsi e testi dedicati di
☐ Generatore uniforme : I	uali: teoria e implementazione (<u>Lezione</u> LCG (Linear Congruential Generator) casuali secondo una PDF generica : metodo	•
□ Calcolo di integrali con me□ Metodo hit-or-miss□ Metodo della media	etodi Montecarlo (<u>Lezione 11</u>):	
di numeri casuali (<u>Lezione</u>	perimentali : simulare misure sperimen e 12) lo-misure per capire il comportamento di ur	_
L. Carminati	Montecarlo	10

Punto 1 : spazio campionario e spazio degli eventi

Consideriamo un certo fenomeno la cui descrizione non è di tipo deterministico, ad es. il lancio di un dado, il risultato di un sondaggio, l'istante in cui decade un nucleo radioattivo rispetto ad un t_0 .

- Rappresenteremo matematicamente un esperimento tramite l'insieme Ω dei suoi possibili risultati $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \omega_3 ...\}$ detto spazio degli eventi elementari (o spazio campionario)
 - **□** Lancio di una monetina : eventi elementari sono $Ω = {T,C}$
 - **□** Lancio di un dado : eventi elementari sono $Ω = {1,2,3,4,5,6}$
 - **□** Tempo impiegato da un nucleo radioattivo a decadere Ω = [0, +∞)
- $lue{}$ Eventi: le collezioni di possibili risultati dell'esperimento che possiamo quindi rappresentare come un qualsiasi sottinsieme di Ω
 - □ Ad esempio nell'esperimento del lancio di un dado :
 - ☐ l'evento "esce il numero 2" è rappresentato dal sottinsieme {2}.
 - \square L'evento "esce un numero pari" è rappresentato dal sottoinsieme E = $\{2, 4, 6\}$
 - □ l'evento "esce un numero \leq 3" è rappresentato dall'insieme F = $\{1, 2, 3\}$.
 - □ Nell'esperimento sul decadimento del nucleo radioattivo l'evento "il nucleo decade dopo l'istante T1 e prima dell'istante T2" è rappresentato dall'insieme A = [T1, T2].

Punto 1 : spazio campionario e spazio degli eventi

- \square A partire dallo spazio campionario Ω costruiamo lo <u>spazio degli eventi</u> \mathbb{F} come l'insieme dei sottoinsiemi di Ω (eventi) tale che sia chiuso rispetto alle operazioni di unione e complemento ovvero rispetti le seguenti proprietà:
 - 1. L'insieme $\Omega \in \mathbb{F}$
 - 2. se $A \in \mathbb{F} \Longrightarrow \bar{A} \in \mathbb{F}$
 - 3. se $A, B \in \mathbb{F} \Longrightarrow A \cup B \in \mathbb{F}$
 - 1. $({E_n} \subset \mathbb{F} \Longrightarrow \bigcup_{n=1}^{\infty} E_N \in \mathbb{F})$

Una famiglia $\mathbb{F} \subseteq P(\Omega)$ di sottoinsiemi di Ω che verifica le proprietà 1, 2 e 3.1 viene detta σ -algebra.

- **□** Lancio di una monetina : $Ω = {T, C}$ e $𝔽 = {T, C, {T, C}, ∅}$
- \square Se $\Omega=\mathbb{R}$ allora \mathbb{F} contiene tutti i punti e gli intervalli della retta reale
- **D**ato un fenomeno casuale, la coppia $(Ω, \mathbb{F})$, dove Ω è lo spazio campionario e \mathbb{F} è la σ-algebra generata da Ω, è detta spazio misurabile.

Punto 2 : definizione di probabilità di un evento

Definiamo la probabilità di un evento: ad ogni evento A in F assegnamo un numero, compreso tra 0 e 1 che esprime intuitivamente quanto è verosimile che l'evento si verifichi. Ci sono vari modi di farlo:

- Definizione assiomatica di Kolmogorov : dato uno spazio campionario Ω e una σ -algebra $\mathbb{F} \subseteq P(\Omega)$, una probabilità P su (Ω, \mathbb{F}) è un'applicazione P : $\mathbb{F} \to [0, 1]$ che assegna ad ogni evento A $\in \mathbb{F}$ un numero reale P (A), con le seguenti proprietà :
 - 1. $0 \le P(A) \le 1$
 - 2. $P(\Omega)=1$
 - 3. data una successione $\{A_n\}$ di eventi a due a due disgiunti (cioè tali che $A_i \cap A_j = \emptyset \ \forall i \neq j$) si ha che $P(\bigcup_n A_n) = \sum_n P(A_n)$.
 - ☐ Definizione a priori : se tutti gli elementi sono equiprobabili

$$P(A) = \frac{nr. eventi elementari in A}{nr. eventi elementari in \Omega}$$

□ Definizione a posteriori (frequentista) : eseguo N esperimenti e conto quante volte (N_A) esce un elemento di A

$$P(A) = \lim_{N \to \infty +} \frac{N_A}{N}$$

L. Carminati Montecarlo 13

Punto 3 : variabili aleatorie (o variabili casuali)

Dato uno <u>spazio probabilistico</u> (Ω, \mathbb{F}, P) una <u>variabile aleatoria (o casuale)</u> è una funzione che ad ogni evento elementare associa un numero reale, in simboli $X: \Omega \to \mathbb{R} (\omega \to X(\omega))$

- □ In parole semplici una variabile casuale è un modo di trasformare i punti campionari in numeri. Ci sono molti modi di fare questo. Il motivo di trasformare i punti campionari in numeri è semplice: lavorare sui numeri è molto più semplice che lavorare sui punti campionari, anche perché questi ultimi possono essere di natura assai diversa fra un esperimento casuale ed un altro.
- Essendo una corrispondenza tra eventi campionari (ai quali è associata una probabilità) e numeri reali, si può definire una probabilità anche per la variabile aleatoria.
- □ Dobbiamo definire i valori che la variabile aleatoria può assumere e quali sono le probabilità associate. Possiamo farlo in vari modi: distinguiamo il caso in cui la variabile casuale è discreta o continua
 - ☐ Le variabili aleatorie <u>discrete</u>, ovvero variabili aleatorie X che possono assumere solo un numero discreto di valori
 - □ variabili aleatorie <u>continue</u> ovvero variabili aleatorie che assumono valori all'interno di un insieme continuo.

Punto 4: probabilità e variabili aleatorie: caso discreto

- \square Consideriamo un esperimento i cui risultati $\Omega = \{\omega_i : i = 1, ..., N \}$ siano discreti con N finito o infinito.
- ☐ Costruiamo lo spazio degli eventi F e ad ogni evento in F assegnamo una probabilità
- \Box Indichiamo con X(ω) la variabile aleatoria che assegna a ciascun risultato $ω_i$ il numero reale $x_i = X(ω_i)$.
- La probabilità p_i che la variabile X(ω) assuma il valore x_i possiamo definirla naturamente come $p_i = P(\{ω_i | X(ω_i) = x_i\})$.
- ☐ Le probabilità così definite soddisfano le condizioni
 - \square $0 \le p_i \le 1 \ \forall i=i=1,...,N$
 - $\square \sum_{i=1}^{N} p_i = 1$
- Definiremo probabilità cumulativa P_n (con n<N) la probabilità che la variabile X assuma valori nell'insieme $\{x_1, x_2, \ldots, x_n\}$, cioe' $P_n = \sum_{i=1}^n p_i$

Punto 4 : probabilità e variabili aleatorie : caso discreto

- ☐ Consideriamo il caso semplice del lancio di una moneta :
- □ Spazio campionario $X = \{T, C\}$
- □ Spazio degli eventi : $F = \{\{T\}, \{C\}, \{T\}, C\}, \emptyset\}$
- □ Variabile aleatoria : $X = \begin{cases} X(T) = +1 \\ X(C) = 0 \end{cases}$
- □ Assegnamo una probabilità alla variabile aleatoria

$$P(X) = \begin{cases} P(+1) = P(\omega_i | X(\omega_i) = +1) = 0.5 \\ P(0) = P(\omega_i | X(\omega_i) = 0) = 0.5 \end{cases}$$

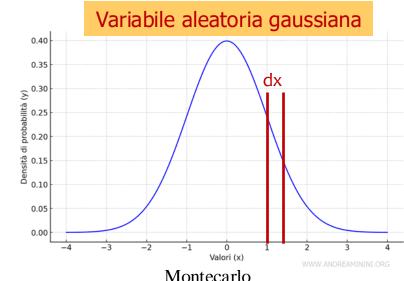
Non possiamo banalmente assegnare ad ogni elemento di Ω una probabilità, questa dovrebbe essere nulla (altrimenti $P(\Omega)$ sarebbe infinita e non 1). Possiamo farlo in due modi diversi, attraverso la <u>funzione di ripartizione</u> o la <u>funzione di densità</u>

Non possiamo banalmente assegnare ad ogni elemento di Ω una probabilità, questa dovrebbe essere nulla (altrimenti $P(\Omega)$ sarebbe infinita e non 1). Possiamo farlo in due modi diversi, attraverso la <u>funzione di ripartizione</u> o la <u>funzione di densità</u>

1. Definizione di <u>funzione di densità (di probabilità)</u>: sia X una variabile casuale continua che assume valori nell'intervallo (a, b): La funzione di densità di X è la funzione

$$f(x) = \lim_{dx \to 0} \frac{P(x < X < x + dx)}{dx}$$

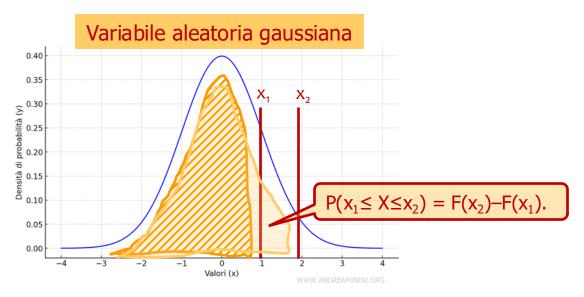
Il valore f(x)dx rappresenta la probabilità che la variabile X assuma valori tra x < X < x + dx



L. Carminati Montecarlo 18

Non possiamo banalmente assegnare ad ogni elemento di Ω una probabilità, questa dovrebbe essere nulla (altrimenti $P(\Omega)$ sarebbe infinita e non 1). Possiamo farlo in due modi diversi, attraverso la <u>funzione di ripartizione</u> o la <u>funzione di densità</u>

- 2. Definizione di funzione di ripartizione (o <u>funzione cumulativa</u>): data una variabile casuale X, la funzione di ripartizione di X è la funzione $F(\bar{x}) = P(X \le \bar{x})$ intesa come $P(\{\omega \in \Omega: X(\omega) \le \bar{x}\})$, dove \bar{x} è un qualsiasi numero reale.
 - conoscendo la funzione di ripartizione di X è possibile ricavare la probabilità che X assuma valori in un qualsiasi intervallo [x1, x2]. Infatti $P(x_1 \le X \le x_2) = P(X \le x_2) P(X \le x_1) = F(x_2) F(x_1)$.



L. Carminati

Le due formulazioni sono chiaramente equivalenti : sia X una v.a. continua che assume valori nell'intervallo (a, b) (eventualmente a può essere $-\infty$ e b $+\infty$). Allora per ricavare la funzione di densità dalla funzione di ripartizione e viceversa possiamo utilizzare

$$f(x) = \lim_{dx \to 0} \frac{P(x < X < x + dx)}{dx} = \lim_{dx \to 0} \frac{F(x + dx) - F(x)}{dx} = F'(x)$$
$$F(\bar{x}) = \int_{-\infty}^{\bar{x}} f(x) dx$$

Punto 6 : valore di aspettazione e varianza di una variabile aleatoria

- ☐ In generale tenderemo poi a concentrarci sulla distribuzione della variabile aleatoria di fatto dimenticandoci dello spazio degli eventi da cui proviene
- ☐ Spesso non è necessario conoscere nel dettaglio la densità di probabilità di una variabile aleatoria ma può bastare conoscere alcuni suoi parametri fondamentali

1. Valore di aspettazione
$$\mu(x) = \begin{cases} \sum_{i} x_{i} f(x_{i}) & (caso \ vc \ discreta) \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx & (caso \ vc \ continua) \end{cases}$$

2. Varianza
$$\sigma^2 = \mu(x - \mu(x))^2 = \begin{cases} \sum_i (x_i - \mu)^2 f(x_i) & (caso \ vc \ discreto) \\ \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu(x))^2 f(x) dx & (caso \ vc \ continua) \end{cases}$$

1. Deviazione Standard : $\sqrt{\sigma^2}$

Esempi di distribuzioni discrete (modelli per descrivere fenomeni casuali)

☐ Binomiale: consideriamo come esperimento n lanci di una moneta truccata dove p è la probabilità che esca testa e (1-p) la probabilità che esca croce. La probabilità di ottenere k successi in n lanci vale

$$f(X = k) = \frac{n!}{k! (n - k)!} p^k (1 - p)^{n - k}$$
$$\mu(X) = np$$
$$\sigma^2(X) = p(1 - p)n$$

- \square <u>Poisson</u>: essa descrive la probabilità che si verifichino n eventi di un tipo sapendo che in media se ne verificano λ in un intervallo (tempo, area o lunghezza o altro).
 - □ La distribuzione di Poisson è anche conosciuta come distribuzione degli eventi rari in quanto approssima la distribuzione binomiale per probabilità molto basse di accadimento.

$$f(X = n) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}$$
$$\mu(X) = \lambda$$
$$\sigma^2(X) = \lambda$$

Esempi di distribuzioni continue

Distribuzione uniforme :
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in [a,b] \\ 0 & x \notin [a,b] \end{cases} \Rightarrow \frac{\mu(x) = \frac{a+b}{2}}{\sigma^2 = \frac{(b-a)^2}{12}}$$

□ Distribuzione esponenziale :
$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \ge 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \mu(x) = \frac{1}{\lambda} \\ \sigma^2(x) = \frac{1}{\lambda^2} \end{cases}$$

□ Distribuzione normale :
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \Rightarrow \frac{\mu(x) = \mu}{\sigma^2(x) = \sigma^2}$$

Generatori congruenti lineari (distribuzione uniforme)

Per generare numeri causali al calcolatore possiamo usare dei semplice algoritmi (e quindi implicitamente accettando il fatto che i numeri generati sono pseudo-casuali ossia perfettamente predicibili)

$$x_{i+1} = (ax_i + c)mod(m)$$

- ☐ Linear Congruential Generator (LCG): sfruttiamo il resto di una divisione tra interi. Se il divisore è m allora il resto sara' distribuito tra 0 e m-1
- ☐ È un algoritmo iterativo: occorre fornire un numero di partenza (detto <u>seme</u>). Stesso seme, stessa sequenza. (dovremo poi verificare l'indipendenza dal seme)
- ☐ È un algorimo : il nuovo numero è <u>correlato</u> al precedente!
- ☐ Un generatore di numeri casuali : una classe con un metodo che restituisce un numero pseudo-casuale quando viene invocato

Generatori congruenti lineari (distribuzione uniforme)

Consideriamo a titolo di esempio un generatore LCG con a = 3; c = 5; m = 11;

 \square Seme del generatore $x_0 = 3$:

$$\Box$$
 $x_1 = (3x3+5) \mod (11) = 3$

Non particolarmente interessante : generatore che restituisce sempre 3

 \square Seme del generatore $x_0 = 1$:

$$\Box$$
 $x_1 = (3+5) \mod (11) = 8$

$$\Box$$
 $x_2 = (8x3+5) \mod (11) = 7$

$$\Box$$
 $x_3 = (7x3+5) \mod (11) = 4$

$$\Box$$
 $x_4 = (4x3 + 5) \mod(11) = 6$

$$\Box$$
 $x_5 = (6x3+5) \mod(11) = 1$

$$\Box$$
 $x_6 = (1x3+5) \mod(11) = 8$

$$\Box$$
 $x_7 = (8x3+5) \mod (11) = 7$

┛

Meglio: generatore che restituisce 5 numeri diversi poi la sequenza si ripete identica

Da questo punto la sequenza riparte sempre identica!

Generatori congruenti lineari (distribuzione uniforme): Goodman-Miller

☐ Il numero massimo di numeri diversi (<u>periodo</u>) che si possono ottenere da un generatore LCG è proprio m per una scelta opportuna dei parametri a e c

$$\begin{cases}
 m = 2^{31} \\
 a = 1664525 \\
 c = 1013904223
\end{cases}$$

$$x_{i+1} = (ax_i + c)mod(m)$$

Escludiamo 1 per evitare problemi in future con la generazione di una distribuzione esponenziale

☐ Se poi vogliamo generare numeri uniformemente distribuiti in [0,1)

$$r_i = \frac{x_i}{m}$$

☐ Per generare numeri distribuiti uniformemente in [a,b) :

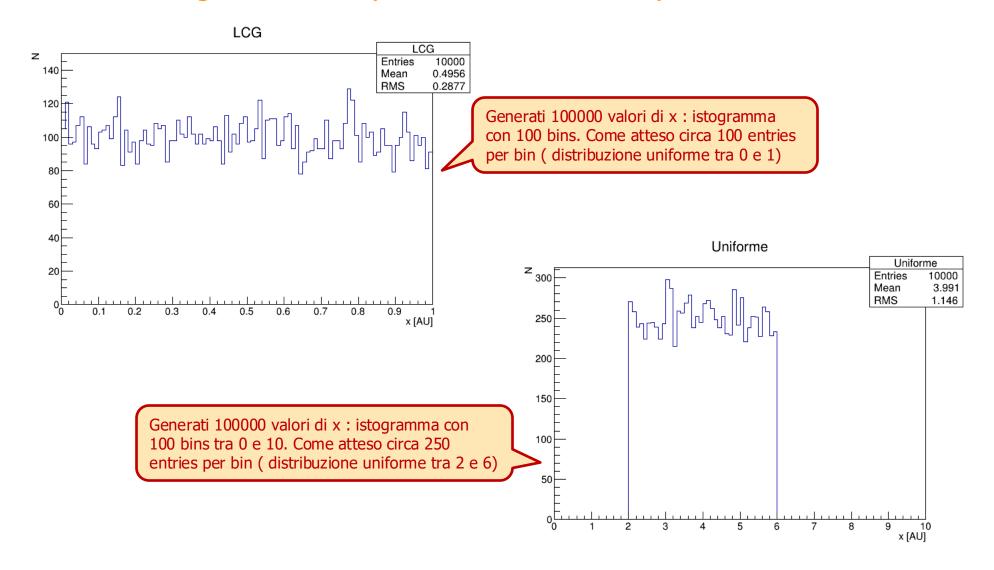
$$y = a + (b - a) r$$

RandomGenerator

```
#ifndef __RANDOMGEN_H__
#define __RANDOMGEN_H__
class RandomGen {
                            Costruttore : inizializza le
                            costanti a,c,m
public:
  RandomGen(unsigned int);
                                            Possibilità di cambiare (
  void SetA(unsigned int a) {m_a=a;}
                                            eventualmente!) i
  void SetC(unsigned int c) {m_c=c;}
                                            parametri del generatore
 void SetM(unsigned int m) {m_m=m;}
  double Rand( );
                                                 // distribuzione uniforme tra 0 e 1
  double Unif(double xmin, double xmax);
                                                 // distribuzione uniforme tra xmin e xmax
  double Exp(double lambda);
                                                 // distribuzione esponenziale con costante lambda
  double Gaus(double mean, double sigma);
                                                 // distribuzione gaussiana (Box-Muller)
 double GausAR(double mean, double sigma, ...); // distribuzione gaussiana (Accept-Reject)
 private:
                                           Un metodo specifico per
 unsigned int m_a, m_c, m_m;
                                           ogni tipo di distribuzione
 unsigned int m_seed;
                                            che voglio simulare
#endif
```

```
#include "TApplication.h"
#include "TCanvas.h"
#include "TH1F.h"
#include "TAxis.h"
#include <iostream>
#include "RandomGen.h"
int main() {
  TApplication app("app",0,0);
  RandomGen myGen(1);
  int nmax = 10000;
  TH1F unif("Uniforme", "Uniforme", 100,4,11);
  for ( int k = 0 ; k < nmax ; k++ ) {
    unif.Fill( myGen.Unif(5,10) );
  TCanvas can2("Uniforme", "Uniforme");
  can2.cd();
  unif.GetXaxis()->SetTitle("x [AU]"):
  unif.GetYaxis()->SetTitle("N");
  unif.Draw();
  app.Run();
```

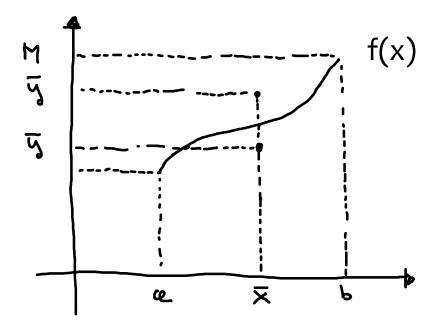
Generatori congruenti lineari (distribuzione uniforme):



L. Carminati

Dalla distribuzione uniforme a una distribuzione qualunque, come fare ?

□ Supponiamo di voler generare una sequenza di numeri pseudo-casuali in [a,b] che segua una densità di probabilità f(x) non necessariamente uniforme: possiamo usare un algoritmo <u>Accept/Reject</u>



- $lue{}$ Estraggo un numero casuale \bar{x} uniformemente distribuito tra a e b
- Estraggo un numero casuale \bar{y} uniformemente distribuito tra 0 e M (massimo della f(x))
- Se $\bar{y} < f(\bar{x})$ accetto il punto \bar{x} e lo restituisco
- □ Se $\bar{y} > f(\bar{x})$ ci riprovo

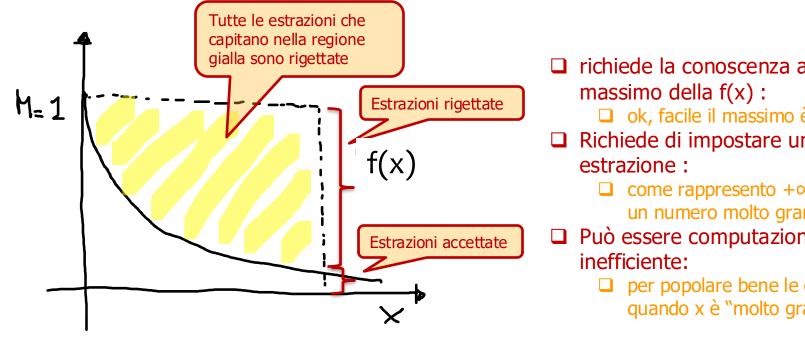
In pratica per ogni \bar{x} estratto (uniformemente in [a,b]) decido se tenerlo o meno in base a quanto vale $f(\bar{x})$! Se $f(\bar{x})$ è grande \bar{x} verrà statisticamente restituito più volte

Tecnica molto semplice e si applica con facilità ad ogni f(x) ma :

- \square Richiede la conoscenza a priori del massimo della f(x)
- \square Richiede di impostare un intervallo di estrazione (a e b, se lo volessi fino a $+\square$?)
- ☐ può essere computazionalmente inefficiente in particolare nelle code di una distribuzione

Dalla distribuzione uniforme a una distribuzione qualunque

Supponiamo di voler generare numeri casuali secondo una distribuzione esponenziale tra $[0,+\infty)$ con il metodo Accept/Reject:



- ☐ richiede la conoscenza a priori del
 - □ ok, facile il massimo è 1
- ☐ Richiede di impostare un intervallo di
 - \square come rappresento $+\infty$? Dovrò mettere un numero molto grande (quanto ?)
- Può essere computazionalmente
 - per popolare bene le code (specialmente quando x è "molto grande"

Teorema della funzione inversa

Consideriamo una variabile aleatoria x con densità di probabilità f(x). Se f(x) è integrabile e la sua cumulativa F(x) è continua e strettamente crescente (quindi invertibile) allora la variabile aleatora $y=F^{-1}(u)$ con u uniformemente distribuito in [0,1] è distribuita secondo f

- \Box Voglio generare x distribuita come una generica f(x)
- ☐ Calcolo analiticamente (se possible) F e poi F-1
- Genero un numero casuale uniformemente distribuito in [0,1]
- \Box y=F⁻¹(u) è distribuito secondo f !!
- \square Per dimostrare che y è distribuita come f dobbiamo mostrare che $P(y < \bar{x}) = F(\bar{x})$

Se la F è monotona crescente posso applicarla ad entrambi
$$= P(FF^{-1}(u) < \bar{x})$$

$$= P(FF^{-1}(u) < F(\bar{x}))$$

$$= P(u < F(\bar{x})) = F(\bar{x})$$

Se u è distribuita uniformemente tra 0 e 1 le probabilita' che sia minore di k è proprio k

L. Carminati

Montecarlo

31

Esempio: generatore esponenziale

☐ Consideriamo la densità di probabilità che vogliamo ottenere (esponenziale)

$$f(y) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda y} & y \ge 0\\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

■ Possiamo calcolare facilmente la funzione cumulativa :

$$F(\bar{y}) = \int_{-\infty}^{\bar{y}} \lambda e^{-\lambda y} dy = \int_{0}^{\bar{y}} \lambda e^{-\lambda y} dy = 1 - e^{-\lambda \bar{y}}$$

■ Invertiamo la funzione cumulativa

$$U = 1 - e^{-\lambda \bar{y}} \Longrightarrow U - 1 = -e^{-\lambda \bar{y}} \Longrightarrow 1 - U = e^{-\lambda \bar{y}} \Longrightarrow$$
$$y = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - U)$$

L. Carminati

Esempio: metodo di Box-Muller

 \square Consideriamo la densità di probabilità che vogliamo ottenere (gaussiana μ =0 e σ =1)

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

☐ La gaussiana non è integrabile analiticamente proviamo ad aggirare il problema costruendo la probabilita' combinata di due variabili aleatorie distribuite gaussianamente

$$f(x_{1}, x_{2}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x_{1}^{2}}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x_{2}^{2}}{2}} = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{(x_{1}^{2} + x_{2}^{2})}{2}}$$

$$F(\overline{x_{1}}, \overline{x_{2}}) = \int_{-\infty}^{\infty} dx_{1} \int_{-\infty}^{\infty} dx_{2} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{(x_{1}^{2} + x_{2}^{2})}{2}} x'_{1} = r\cos(\theta)$$

$$x'_{2} = r\sin(\varphi)$$

$$F(\bar{\vartheta}, \bar{r}) = \int_{0}^{\bar{\vartheta}} d\theta \int_{-\infty}^{\bar{r}} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{(r^{2})}{2}} rdr = \frac{\bar{\vartheta}}{2\pi} \left(1 - e^{-\frac{\bar{r}^{2}}{2}}\right) = F(\bar{\vartheta})F(\bar{r})$$

L. Carminati Montecarlo 33

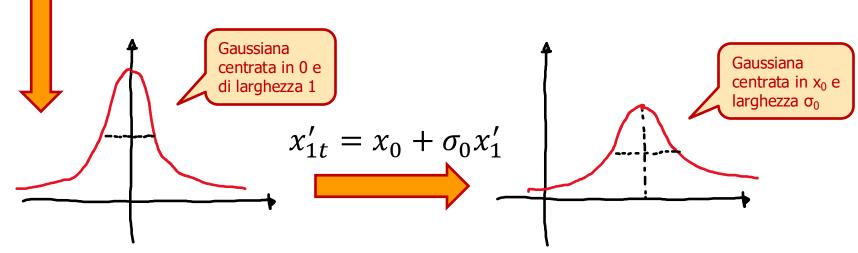
Metodo di Box-Muller

$$t \in [0,1]$$
 $t = \frac{\theta}{2\pi} \Longrightarrow \theta = 2\pi t$
 $s \in [0,1]$ $s = \left(1 - e^{-\frac{r^2}{2}}\right) \Longrightarrow r = \sqrt{-2\ln(1-s)}$

$$x'_{1} = \sqrt{-2\ln(1-s)}\cos(2\pi t)$$

$$x'_{2} = \sqrt{-2\ln(1-s)}\sin(2\pi t)$$

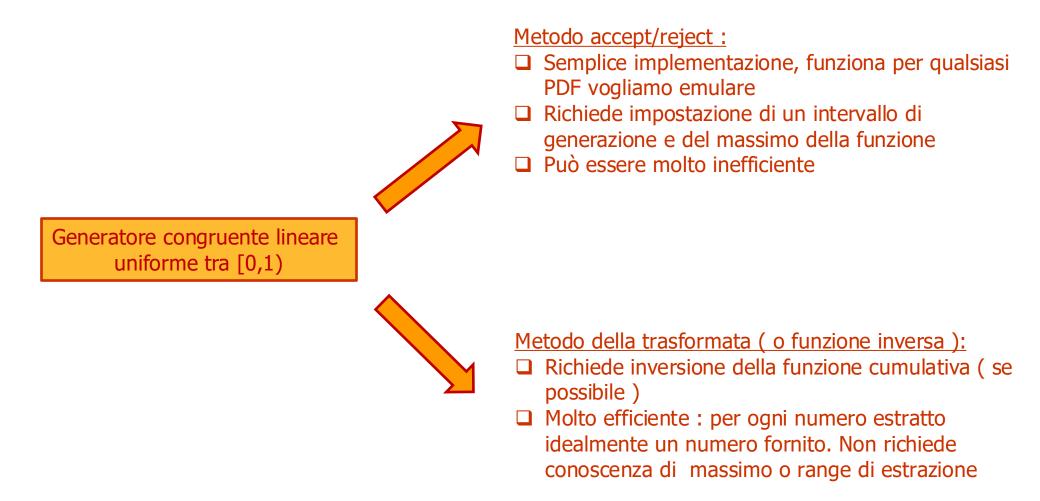
Prendi due numeri casuali u ed s uniformemente distribuiti tra 0 e 1, allora x_1' x_2' sono distribuiti come una gaussiana centrata in zero e di larghezza 1 !!

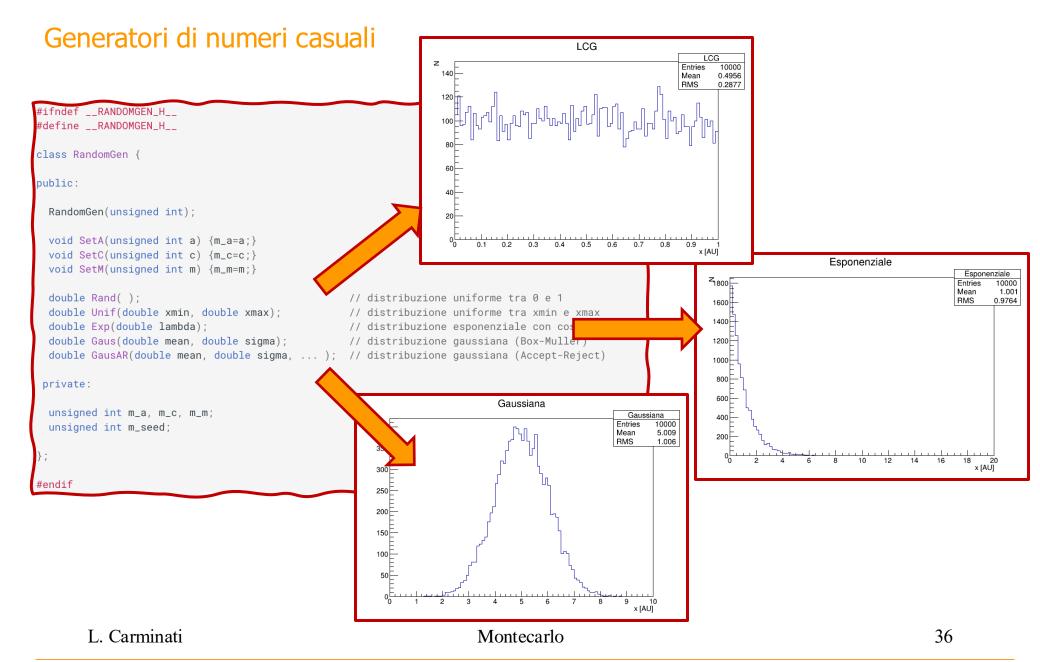


L. Carminati

Montecarlo

Generare variabili aleatorie con PDF diverse





Legge dei grandi numeri e teorema del limite centrale

Sia x una variabile aleatoria distribuita secondo una densità di probabilità f(x) qualunque

$$\mu = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \quad (\sum x_i f_i) \qquad \text{Caso discreto}$$

$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx \quad (\sum (x_i - \mu)^2 f_i) < + \infty$$
Caso discreto

Caso discreto

Allora se costruiamo la variabile

$$Y_N = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_N}{N}$$

Si ha che (se la varianza σ^2 è finita) :

$$\square Y_N \to \mu \text{ per } N \to +\infty$$

$$\square Y_N \to \mu \text{ per } N \to +\infty$$

$$\square \sigma_{Y_N}^2 \to \frac{\sigma^2}{N} \text{ per } N \to +\infty$$

Il teorema del limite centrale inoltre afferma che la Y_N tende ad una distribuzione gaussiana

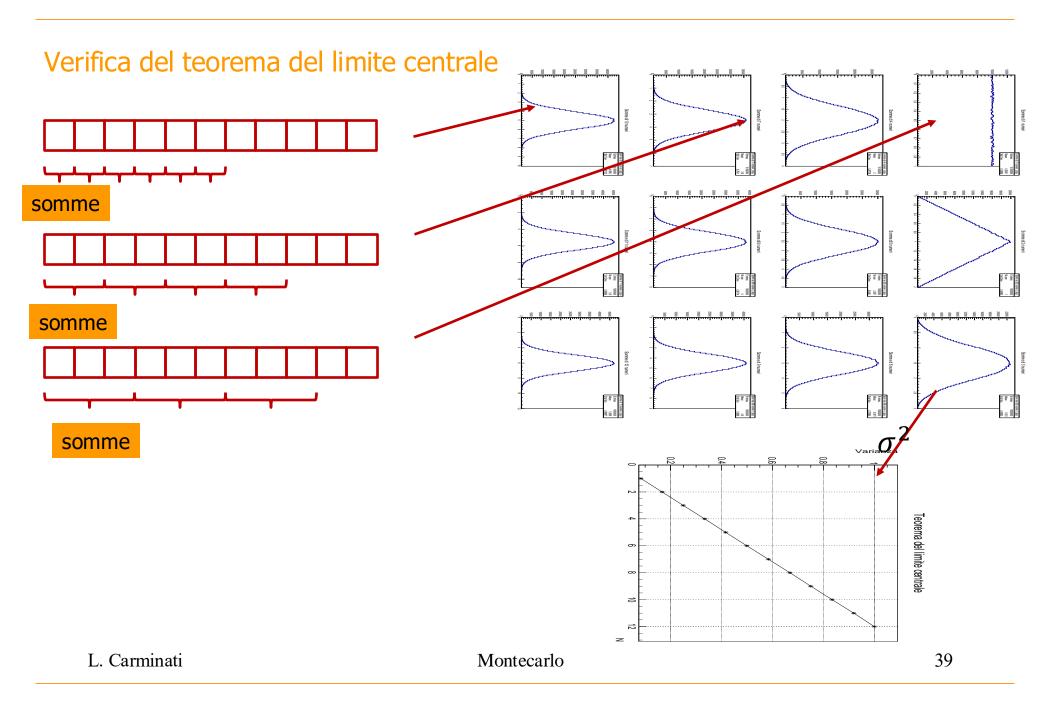
$$f(Y_N) \to \frac{1}{\sqrt{2\pi \left(\frac{\sigma^2}{N}\right)}} e^{-\frac{2\left(\frac{\sigma^2}{N}\right)}{N}} \quad per N \to +\infty$$

L. Carminati

Verifica del teorema del limite centrale

Generare una serie di numeri casuali uniformemente distribuiti in [0,1] e calcolare la somma eseguita su un numero \mathbf{n} di elementi consecutivi della serie generata. Calcolare la varianza della serie di numeri generata e della serie delle somme. Verificare che questa scala con \mathbf{n} .

- □ Passare da riga di comando sia il numero di elementi della serie di partenza (10000 può essere un buon numero) ed il numero di elementi su cui fare la somma. Creare due istogrammi che contengano la distribuzione dei numeri generata e la distribuzione delle somme. Verificare come cambia la distribuzione delle somme al variare di n.
- □ Scrivere un codice che faccia il ciclo in modo automatico : ciclo esterno fissa **n** crescente (diciamo da 1 a 12). Ciclo interno genero 1000 somme di **n** numeri generati uniformemente. Fare un grafico della varianza della distribuzione delle 1000 somme in funzione di **n**



Test di randomness per generatori di numeri casuali

"The art of computer programming", D. E. Knut

- Quando viene ideato un generatore di numeri casuali, è necessario verificarne le proprietà. Come specificato precedentemente ci concentriamo sul generatore uniforme in [0,1) (le altre distribuzioni nascono in modo semplice da questa). Le due proprietà che più ci interessano sono:
 - ☐ Uniformità della distribuzione dei numeri generati
 - ☐ Indipendenza del numero estratto dai precedenti
- ☐ Esistono tipicamente due tipologie di tests che possono essere utilizzati :
 - ☐ TEST EMPIRICI: esaminano un campione di uscita del generatore per identificare quanto il suo comportamento devia dalla casualità: test di frequenza, test seriale, test del gap e test del poker ...
 - □ TEST TEORICI: test 'a priori': risultati teorici che ci dicono in anticipo quanto bene verranno fuori quei test. Tali risultati teorici sono specifici per ogni tipo di generatore ma ci danno una comprensione più approfondita sui metodi di generazione rispetto ai risultati empirici.

Test di randomness empirici : il test di ipotesi

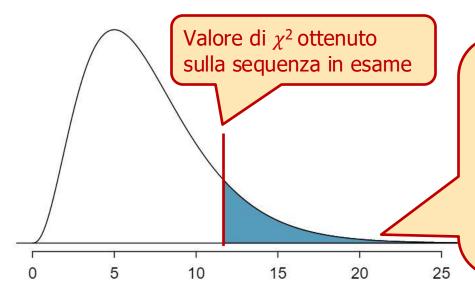
Gli algoritmi per testare un generatore di numeri casuali si basano sul concetto di <u>test di</u> <u>ipotesi</u>: utilizziamo come esempio il test di uniformità.

- □ Partiamo due ipotesi, una dice che il generatore di numeri casuali è effettivamente distribuito uniformemente. La chiamiamo H_0 (<u>ipotesi nulla</u>).
- □ L'altra ipotesi dice che il generatore di numeri casuali non è distribuito uniformemente. La chiamiamo H₁ (<u>ipotesi alternativa</u>).
- □ Il test di ipotesi consiste nel cercare di rigettare H_0 : provare che un generatore è davvero uniforme è complicato, meglio cercare almeno una evidenza di non-uniformità per concludere che il generatore non è uniforme («Uniforme fino a prova contraria»).

Test di randomness empirici : il test di ipotesi ☐ Come si dichiara il risultato di un test? \square Dobbiamo definire un test statistico (per esempio uno dei più utilizzati è il χ^2) e soprattutto conoscere la distribuzione statistica del test che stiamo considerano □ Calcoliamo il p-valore p, l'integrale della distribuzione del test statistico -∞ al valore osservato, probabilità di ottenere un valore del test statistico maggiore di quello osservato \square Decidiamo un livello di significatività statistica α (probabilità di rigettare H_0 mentre H_0 è vero che posso tollerare): se p < α rigettiamo l'ipotesi nulla, il generatore NON è davvero uniforme. I valori tipici per α sono 0.01 (1%) o 0.05 (5%). ☐ In generale si applicano si generano più sequenze di numeri casuali e si applica più di un test per rafforzare la confidenza nel risultato ☐ Esistono diverse suite di test codificati : Dieharder e TestU01

Esempio di test epirico di uniformità : test del χ^2

- \square Si chiede al generatore da mettere alla prova un set di numeri generati u_1 ... u_n in [0,1) supposti essere distribuiti uniformemente
- \Box Se si effettuano n estrazioni il valore atteso in ciascun intervallo e' $\bar{f}_s = n/k$
- \square Possiamo allora costruire la variabile aleatoria $V = \sum_{s=i}^k \frac{(f_s \bar{f_s})^2}{\bar{f_s}}$ che è distribuita come un χ^2 con k-1 gradi di libertà



p-valore (area azzurra): probabilità di ottenere un valore di χ^2 maggiore di quello osservato sulla sequenza in esame.

- ☐ Se questa numero è < 0.05 diciamo che il generatore NON è veramente uniforme (rigettiamo l'ipotesi nulla)
 - Equivalentemente possiamo dire che è poco probabile che sia uniforme

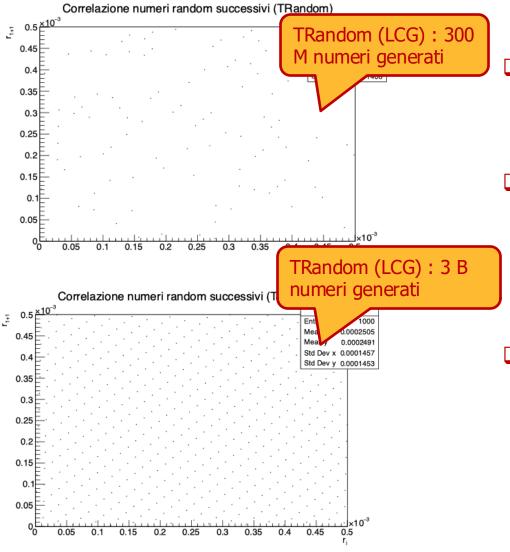
Esempi di test empirici di indipendenza \square Test del gap: questo test viene applicato a sottosequenze U_i , U_{i+1} , ..., U_{i+r} e osserva la lunghezza del gap tra due successivi numeri pseudocasuali compresi in un determinato intervallo $[\alpha,\beta]$ con $0 \le \alpha < \beta \le 1$. \square Si genera una sequenza di numeri casuali U_0 U_N . □ La sottosequenza U_{i-1} , U_{i} ,..., U_{i+r-1} , U_{i+r} , di r+2 numeri, con U_{i-1} e U_{i+r} ∈ [a,β] mentre tutti gli $U_{i},...,U_{i+r-1}$ non appartengono a I, è chiamata gap di lunghezza r. \Box Dati α,β si conta il numero di gap di lunghezza 0, 1,..., t-1 e >t-1 nella sequenza originale \Box Un test di χ^2 può essere definito sulla frequenza dei gaps di lunghezza i e di conseguenza può essere definito un livello di confidenza ☐ Test dei run: il test delle sequenze esamina la disposizione dei numeri in una sequenza per testare l'ipotesi di indipendenza. ☐ Si calcola numero di run nella sequenza di numeri generati : un <u>up-run</u> è una sotto-sequenza di numeri ciascuno dei quali è seguito da un numero maggiore; un down-run è una sottosequenza di numeri ciascuno dei quali è seguito da un numero più piccolo ☐ Se una seguenza di numeri ha troppe poche seguenze, è improbabile che si tratti di una vera sequenza casuale (es 0.08, 0.18, 0.23, 0.36, 0.42, 0.55, 0.63, 0.72, 0.89, 0.91) ☐ Se una sequenza di numeri ha troppe sequenze, è improbabile che si tratti di una vera sequenza casuale (es 0,08, 0,93, 0,15, 0,96, 0,26, 0,84, 0,28, 0,79, 0,36, 0,57). ☐ Un test statistico opportuno puo' essere definito sul numero di runs e di conseguenza puo' essere definito un livello di confidenza

Montecarlo

44

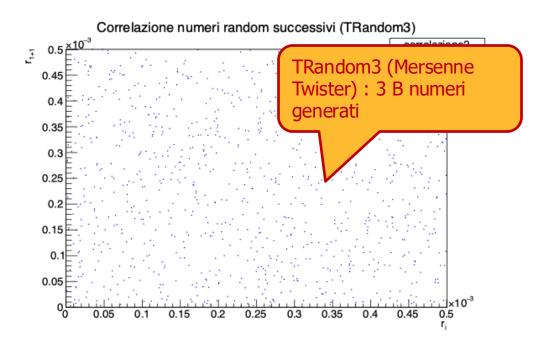
L. Carminati

Esempio di test teorico: spectral test



- □ Se consideriamo coppie (n-uple) di punti successivi generati con un LCG notiamo che si dispongono su rette parallele (iperpiani)
- ☐ Di per se non è un problema, granularità minima del nostro generatore (teoricamente indistinguibile da un set di numeri veramente random troncati con questa granuliarità)
- ☐ Si può calcolare la minima distanza tra due rette (iperpiani) e costruire un test che verifiche se questa è costante con il numero di dimensioni

Esempio di test teorico: spectral test



- □ Se consideriamo coppie (n-uple) di punti successivi generati con un LCG notiamo che si dispongono su rette parallele (iperpiani)
- □ Di per se non è un problema, granularità minima del nostro generatore (teoricamente indistinguibile da un set di numeri veramente random troncati con questa granuliarità)
- Si può calcolare la minima distanza tra due rette (iperpiani) e costruire un test che verifiche se questa è costante con il numero di dimensioni

Esempi di distribuzioni discrete: binomiale

Consideriamo come esperimento n lanci di una moneta truccata dove p è la probabilità che esca testa e (1-p) la probabilità che esca croce

- \square Lo spazio degli eventi elementari è dato dalle n-uple $\Omega = \{l_1, l_2, ... l_n\}$ con l_i che possono essere T (successo) o C (insuccesso)
- Assegnamo ad ogni elemento di Ω una probabilità : la probabilità di avere k successi (T) su n lanci e' $p^k(1-p)^{n-k}$.
- ☐ Introduciamo la variabile aleatoria $X = \{l_1, l_2, ... l_n\} = \#T$ (numero di successi)
- Assegnamo una distribuzione di probabilità alla variabile aleatoria X: la probabilità $p^k(1-p)^{n-k}$ andrà moltiplicata per il numero di possibili n–ple (ω_1 , ω_2 , ..., ω_n) contenenti k volte T e n k volte C, cioe' $\frac{n!}{k!(n-k)!}$. Quindi la probabilità di ottenere k successi in n lanci vale

$$f(X = k) = \frac{n!}{k! (n - k)!} p^k (1 - p)^{n - k}$$
$$\mu(X) = np$$
$$\sigma^2(X) = p(1 - p)n$$
Montecarlo