

Simulación Estadística

Unidad 1: Generando números pseudo aleatorios

Francisco Plaza Vega

francisco.plaza.v@usach.cl

Ingeniería en Estadística



1 Simulación Estadística

1.1 ¿Qué es la simulación?

El acto de “*simular*”:

- Según el Diccionario de la Lengua Española de la RAE, “*simular*” significa representar algo, fingiendo o imitando lo que no es.
- De acuerdo con TheFreeDictionary, “*simular*” es hacer creer una cosa que no es verdad con palabras, gestos o acciones, y también se refiere a representar algo fingiendo lo que no es.
- WordReference define “*simular*” como representar una cosa fingiendo o imitando lo que no es.



de ChatGPT

Estas definiciones resaltan la idea de crear una apariencia o representación de algo que no es real o verdadero, ya sea mediante acciones, palabras o gestos. En un contexto más amplio, la simulación puede usarse en diversos campos, como la ciencia, la tecnología y el arte, para representar o modelar situaciones, procesos o sistemas de manera virtual o teórica.

El término "simular" proviene del latín "simulāre" y tiene varias definiciones que se centran en la idea de representación o imitación



La experimentación directa sobre la realidad puede tener muchos inconvenientes, entre otros:

- **Coste elevado**: por ejemplo cuando las pruebas son destructivas o si es necesario esperar mucho tiempo para observar los resultados.
- **Puede no ser ética**: por ejemplo la experimentación sobre seres humanos o la dispersión de un contaminante.
- **Puede resultar imposible**: por ejemplo cuando se trata de un acontecimiento futuro o una alternativa en el pasado.



1.2 Simulación estadística

- Para estadísticos e investigadores, el término '**simulación**' describe una gran cantidad de técnicas variadas y útiles, todas relacionadas con la imitación de las reglas de un modelo de algún tipo. Estas técnicas permiten a los investigadores y analistas estudiar y predecir el comportamiento del sistema bajo diferentes condiciones y escenarios sin necesidad de experimentos físicos o reales.
- En la simulación estadística, se emplean modelos probabilísticos para representar la incertidumbre y la variabilidad inherente a los fenómenos reales. Estos modelos pueden ser tan simples como distribuciones de probabilidad básicas o tan complejos como sistemas dinámicos y redes neuronales. Al ejecutar la simulación múltiples veces, se obtienen distribuciones de resultados que ayudan a comprender mejor el sistema y a evaluar riesgos, eficiencia, y otras métricas importantes.
- El objetivo es a menudo explorar "**qué pasaría si**" en situaciones donde los experimentos reales son impracticables, costosos, peligrosos o éticamente inviables.



Por ejemplo:

- En **ingeniería**, los estudios de simulación pueden usarse para predecir cómo se comportará una estructura bajo ciertas cargas sin tener que construirla físicamente.
- En **finanzas**, pueden ayudar a evaluar los riesgos de diferentes inversiones o estrategias de mercado.
- En **medicina**, se pueden utilizar para prever la progresión de enfermedades o la respuesta a distintos tratamientos.

Los estudios de simulación **dependen de la generación de datos y escenarios artificiales**, pero **buscan producir resultados que sean lo suficientemente precisos** y realistas como para informar decisiones o entender mejor un sistema o fenómeno.



Ejemplo práctico

Supongamos que comenzamos a colecciónar láminas para un álbum con $n = 75$ láminas, que se venden sobre con $m = 6$ láminas y cada sobre tiene un costo de \$800, y que estamos interesados en el número de sobres que hay que comprar para completar la colección, por ejemplo en su valor medio.

Podemos aproximar la distribución del número de sobres para completar la colección a partir de $nsim = 1000$ simulaciones de coleccionistas de láminas



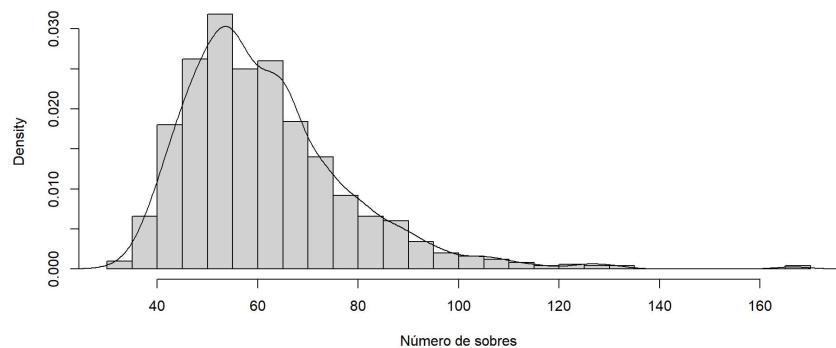
Código

```

1 # Parámetros
2 n <- 75 # Número total de láminas del álbum
3 m <- 6 # Número de láminas en cada sobre
4 repe <- TRUE # Láminas repetidas en cada sobre
5 # Número de simulaciones
6 nsim <- 1000
7 # Resultados simulación
8 nsobres <- numeric(nsim)
9 # evol <- vector("list", nsim)
10 # Fijar semilla
11 set.seed(1)
12 # Bucle simulación
13 for (isim in 1:nsim) {
14   # seed <- .Random.seed      # .Random.seed <-
15   album <- logical(n)
16   i <- 0 # Número de sobres
17   while(sum(album) < n) {
18     i <- i + 1
19     album[sample(n,m, replace = repe)] <- TRUE
20   }
21   nsobres[isim] <- i
22 }
23
24 hist(nsobres, breaks = "FD", freq = FALSE,
25       main = "", xlab = "Número de sobres")
26 lines(density(nsobres))

```

Histograma



Aproximación por simulación del número medio de sobres para completar la colección:

```
1 mean(nsobres)
[1] 61.775
```

Número mínimo de sobres para asegurar de que se completa la colección con una probabilidad del 95%:

```
1 quantile(nsobres, probs = 0.95)
```

95%
92

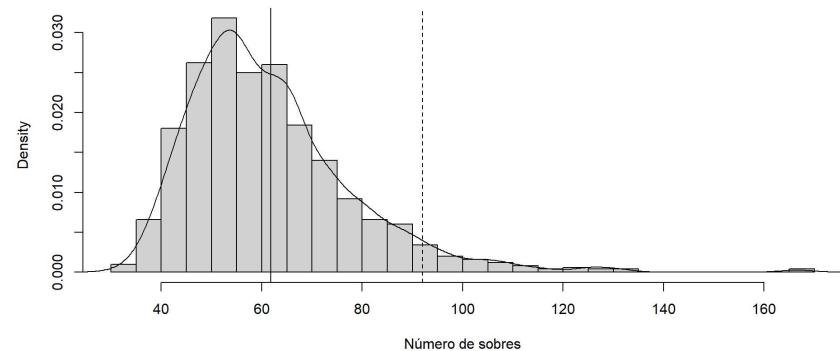
Reserva de dinero para poder completar la colección el 95% de las veces:

```
1 quantile(nsobres, probs = 0.95)*800
```

95%
73600

Aproximaciones por simulación de la distribución del número de sobres para completar la colección, de su valor esperado (línea vertical continua) y del cuantil 0.95 (línea vertical discontinua).

```
1 sol = mean(nsobres)
2 nmin = quantile(nsobres, probs = 0.95)
3 hist(nsobres, breaks = "FD", freq = FALSE,
4       main = "", xlab = "Número de sobres")
5 lines(density(nsobres))
6 abline(v = sol)
7 abline(v = nmin, lty = 2)
```



1.3 Aplicaciones de simulación

La simulación resulta de utilidad en multitud de contextos diferentes. Los principales campos de aplicación en estadística pueden ser:

- Muestreo, remuestreo...
- Aproximación de distribuciones (de estadísticos, estimadores...)
- Realización de contrastes, intervalos de confianza...
- Comparación de estimadores, contrastes...
- Validación teoría (distribución asintótica...)
- Inferencia Bayesiana



1.4 Tipos de números aleatorios

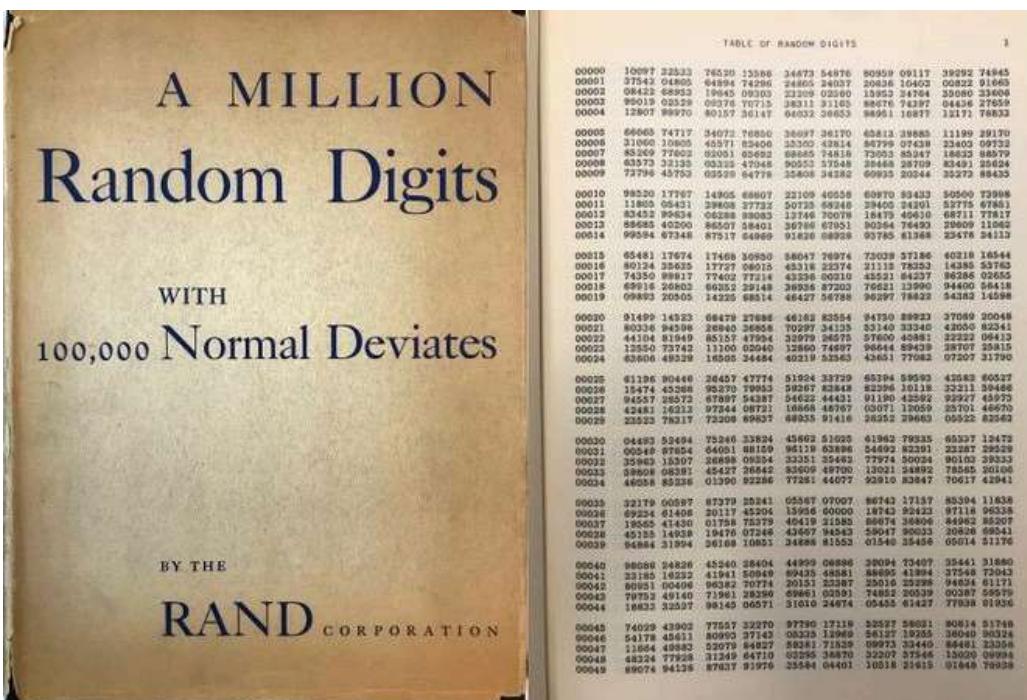
El primer requisito para poder realizar simulación estocástica sería disponer de números aleatorios. Se distingue entre tres tipos de secuencias:

- **números aleatorios puros (true random)**: se caracteriza porque no existe ninguna regla o plan que nos permita conocer sus valores.
- **números pseudo-aleatorios**: simulan realizaciones de una variable aleatoria (uniforme),
- **números cuasi-aleatorios**: secuencias deterministas con una distribución más regular en el rango considerado.



Números aleatorios puros

Normalmente son obtenidos por procesos físicos (loterías, ruletas, ruidos...) y, hasta hace una décadas, se almacenaban en tablas de dígitos aleatorios. Por ejemplo, en 1955 la Corporación RAND publicó el libro *A Million Random Digits with 100,000 Normal Deviates* que contenía números aleatorios generados mediante una ruleta electrónica conectada a una computadora



Portada del libro *A Million Random Digits with 100,000 Normal Deviates* (Hammersley 1955).



El procedimiento que se utilizaba para seleccionar de una tabla, de forma manual, números aleatorios en un rango de 1 a m era el siguiente:

- Se selecciona al azar un punto de inicio en la tabla y la dirección que se seguirá.
- Se agrupan los dígitos de forma que “cubran” el valor de m .
- Se va avanzado en la dirección elegida, seleccionando los valores menores o iguales que m y descartando el resto.

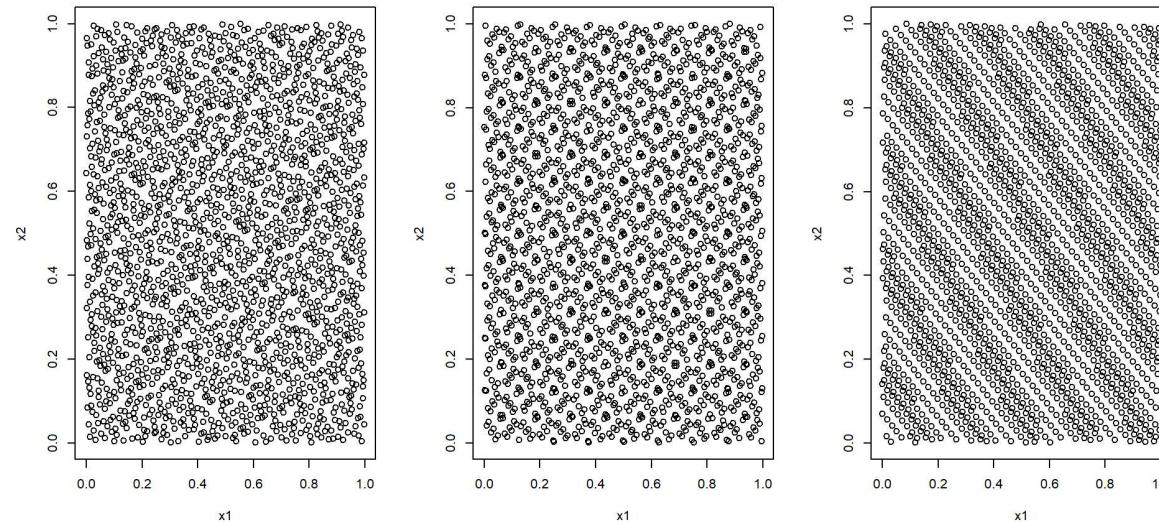
Números cuasi-aleatorios

Algunos problemas, como la integración numérica (que veremos más adelante en este curso), no dependen realmente de la aleatoriedad de la secuencia. Para evitar generaciones poco probables, se puede recurrir a secuencias **cuasi-aleatorias**, también denominadas sucesiones de baja discrepancia (hablaríamos entonces de métodos cuasi-Monte Carlo, por ejemplo). La idea sería que la proporción de valores en una región cualquiera sea siempre aproximadamente proporcional a la medida de la región (como sucedería en media con la distribución uniforme, aunque no necesariamente para una realización concreta).



Por ejemplo, el paquete `randtoolbox` de R implementa métodos para la generación de secuencias cuasi-aleatorias

```
1 library(randtoolbox)
2 n <- 2000
3 par.old <- par(mfrow = c(1, 3))
4 plot(halton(n, dim = 2), xlab = 'x1', ylab = 'x2')
5 plot(sobol(n, dim = 2), xlab = 'x1', ylab = 'x2')
6 plot(torus(n, dim = 2), xlab = 'x1', ylab = 'x2')
```



Secuencias cuasi-aleatorias bidimensionales obtenidas con los métodos de Halton (izquierda), Sobol (centro) y Torus (derecha).



Números pseudo-aleatorios

La mayoría de los métodos de simulación se basan en la posibilidad de **generar números pseudo-aleatorios** que imiten las propiedades de valores independientes de la distribución $U \sim (0,1)$, es decir, que imiten las propiedades de una muestra aleatoria simple¹ de esta distribución.

El procedimiento habitual para obtener estas secuencias es emplear un algoritmo recursivo denominado generador:

$$x_i = f(x_{i-1}, x_{i-2}, \dots, x_{i-k})$$

donde: k es el orden del generador y $(x_0, x_1, \dots, x_{k-1})$ es la semilla (estado inicial).

El periodo o longitud del ciclo es la longitud de la secuencia antes de que vuelva a repetirse. Lo denotaremos por p .

Los números de la sucesión son predecibles, conociendo el **algoritmo** y la **semilla**. Sin embargo, si no se conociesen, no se debería poder distinguir una serie de números pseudoaleatorios de una sucesión de números verdaderamente aleatoria (utilizando recursos computacionales razonables).

En caso contrario esta predecibilidad puede dar lugar a algunos problemas. Acá se muestran algunos artículos que ejemplifican esta situación:

- [Cryptanalysis of the Random Number Generator of the Windows Operating System.](#)
- [Attacks on Pseudo Random Number Generators Hiding a Linear Structure.](#)
- [Potential Weaknesses In Pseudorandom Number Generators.](#)
- [Security problems for a pseudorandom sequence generator based on the Chen chaotic system.](#)



- Como regla general, por lo menos mientras se está desarrollando un código o análisis particular, interesa fijar la semilla de aleatorización.
- Permite la reproducibilidad de los resultados.
- Facilita la depuración del código.

Tarea:

Revisar artículo *A search for good pseudo-random number generators: Survey and empirical studies* (Bhattacharjee y Das 2022).



La Semilla

Los computadores son máquinas determinísticas, capaces de seguir solamente reglas predeterminadas. La solución es emplear **números pseudo aleatorios**, que como esquema general, funcionan de la siguiente manera:

- Se inicia una secuencia arbitraria de **bytes**. Los **bits** de esa secuencia son interpretados como los dígitos de un número aleatorio $Uniforme(0,1)$, expresado de forma binaria hasta una cantidad fija de lugares decimales.
- Luego se aplica una compleja función matemática (de forma determinística) que transforma el arreglo (o matriz) de bytes en un nuevo arreglo de bytes. El nuevo arreglo de bytes es técnicamente una función determinista del anterior, pero en la práctica no se parece mucho al arreglo original.
- Voltear un solo bit en la matriz de bytes original podría cambiar los bits en cualquier parte de la salida. La nueva matriz se trata como una nueva variable $Uniforme(0,1)$, y así sucesivamente.



Una **ventaja del uso de números pseudo aleatorios** es que puede configurar manualmente la matriz de bytes inicial al comienzo de un programa. Esto se denomina la **semilla**. Lo anterior tiene algunos usos:

- Si hay un error en algún programa aleatorio que sólo ocurre algunas veces, puede hacerse perfectamente reproducible y averiguar qué está pasando.
- Si se necesita que los resultados de los análisis sean exactamente reproducibles, se puede establecer la semilla en la secuencia de comandos.
- Cuando escribe pruebas, puede establecer la semilla y asegurarse de que el resultado sea exactamente el esperado.



En Python

```
1 import random  
2 random.seed(10)  
3 print(random.random())
```

0.5714025946899135

En R

```
1 set.seed(10)  
2 print(runif(1))
```

[1] 0.5074782



Generando números aleatorios en *R*

La generación de números pseudo-aleatorios en R es una de las mejores disponibles en paquetes estadísticos. Entre las herramientas implementadas en el paquete base de R podemos destacar:

- `set.seed(entero)`: permite establecer la semilla (y el generador).
- `RNGkind()`: selecciona el generador.
- `r_distribución(n,...)`: genera valores aleatorios de la correspondiente distribución. Por ejemplo, `runif(n, min = 0, max = 1)`, generaría n valores de una uniforme. Se puede acceder al listado completo de las funciones disponibles en el paquete `stats` mediante el comando `?distributions`.
- `sample()`: genera muestras aleatorias de variables discretas y permutaciones.
- `simulate()`: genera realizaciones de la respuesta de un modelo ajustado.



La Semilla

- La semilla se almacena en `.Random.seed`:
- Inicialmente no existe. La recomendación es establecerla con `set.seed()`, en caso contrario se generará a partir del reloj del sistema cuando se necesite.
- Se almacena como un objeto oculto en el entorno de trabajo (o entorno global `.GlobalEnv`). Con las opciones por defecto de R, si al terminar una sesión almacenamos el entorno (en un fichero `.RData`), al iniciar una nueva sesión se restaurará también la semilla (y se podría continuar con las simulaciones).
- Es un vector de enteros cuya estructura depende del tipo de generador, por lo que no debería ser modificado manualmente.
- Puede ser recomendable almacenar (el objeto completo) antes de generar simulaciones, e.g. `seed <- .Random.seed`. Esto permite reproducir los resultados y facilita la depuración de posibles errores.



1.5 Práctica: Variables aleatorias Bernoulli

Monedas al aire: Variables aleatorias Bernoulli

Uno de los **modelos probabilísticos más intuitivos** es simplemente lanzar una moneda (equilibrada o no).

- Digamos que la probabilidad de obtener **cara** es p , por lo tanto, la probabilidad de obtener **sello** es $1 - p$.
- En términos probabilísticos podríamos decir que el lanzamiento de esta moneda corresponde a una **Variable aleatoria Bernoulli**. También denotado por $Bernoulli(p)$.

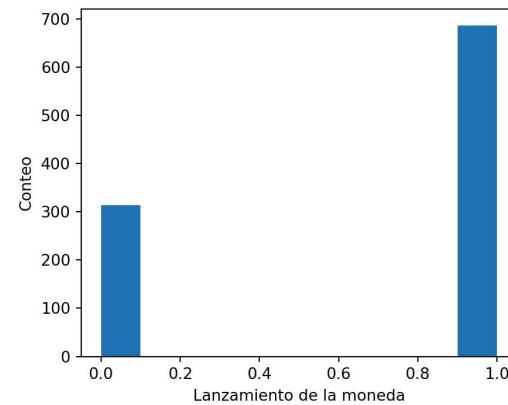
Probemos generando el experimento de manera computacional:

Python R

```

1 # importando librerías
2 import matplotlib.pyplot as plt
3 from scipy.stats import bernoulli
4
5 #Datos
6 p= 0.7 #Probabilidad de ocurrencia
7 n = 1000 #Tamaño de la muestra
8 muestras = bernoulli.rvs(p,size=n)
9 plt.figure(figsize=(5,4))
10 plt.hist(muestras);
11 plt.xlabel('Lanzamiento de la moneda')
12 plt.ylabel('Conteo');
13 plt.show()

```



- La asignación de $p = 0.7$ a la probabilidad de obtener '*cara*' y a $1 - p = 0.3$ la probabilidad de obtener '*sello*', es denominado la función de masa de probabilidad, para esta variable aleatoria en particular.
- Es conveniente describir la variable aleatoria en términos de números en vez de lados de una moneda. Por convención denominamos *cara* = 1 y *sello* = 0.

Ejemplo

Dos amigos efectúan una apuesta a partir de lanzamiento de una moneda. Un amigo le dice al otro:

Te daré 5 por cada cara que salga y tu me pagarás 2 por cada sello que aparezca.

- El pago promedio entonces será:

$$\mathbb{E}(\text{pago}) = 0.7 \times 5 + 0.3 \times (-2) = 2.9$$

- Entonces, si lanzamos la moneda N veces, donde N es un número muy grande, el pago final será de aproximadamente $(2.9 \times N)$.

Podemos observar cómo una variable aleatoria **Bernoulli**, podría generalizarse a algo como el lanzamiento de un dado, donde la función de masa de probabilidad asignaría una probabilidad a los números $0 - 5$. En este caso, denotamos como p_i la probabilidad del i -ésimo resultado. Además:

- Todos los p_i son no negativos, y
- $\sum_{i=0}^n p_i = 1$, con $n = 5$.

Una variable de tipo **Bernoulli** es denominada una **variable aleatoria discreta**. Esto significa que:

- Tiene un número finito de resultados posibles o
- Todos sus posibles resultados pueden ser listados.

1.6 Variables aleatorias Uniformes

Lanzando dardos: Variables aleatorias Uniformes

Lo opuesto a las variables aleatorias discretas, son las **variables aleatorias continuas**, que pueden tomar cualquier valor entre un rango de números.

- La variable aleatoria continua más simple para simular es la denominada **Uniforme**, denotada por $Uniforme(a, b)$.
- Una v.a. $Uniforme(a, b)$, siempre se encontrará entre los números a y b con una probabilidad igual de estar en cualquier lugar dentro de ese rango.



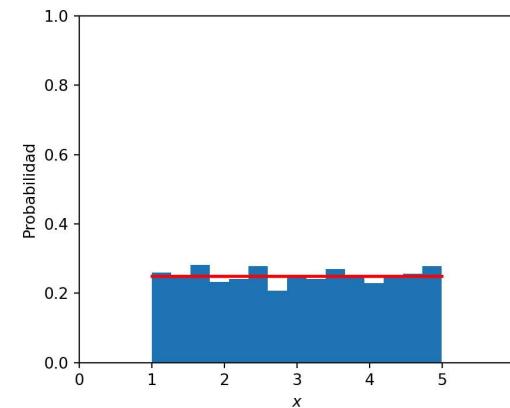
Probemos generando una v.a. $Uniforme(1,5)$, de manera computacional:

Python R

```

1 import numpy as np
2 import matplotlib.pyplot as plt
3
4 a, b = 1,5 #Rango
5 n = 1000 #Tamaño de la muestra
6 muestras = np.random.uniform(low = a, high = b)
7 plt.figure(figsize=(5,4))
8 count, bins, ignored = plt.hist(muestras, bins
9 plt.plot(bins, np.ones_like(bins)/(b-a), linewidth=2)
10 plt.xlim([0, 6]); plt.ylim([0, 1])
11 plt.xlabel('x')
12 plt.ylabel('Probabilidad');
13 plt.show()

```



Para v.a. discretas, la función de masa de probabilidad asigna una probabilidad finita a cada resultado posible. Para v.a. continuas, cada resultado exacto, tiene probabilidad 0, pero ciertos rangos tienen mayor probabilidad que otros. Denominamos a esta función la **función de densidad de probabilidad** (pdf, por su sigla en inglés: *probability density function*). En el caso de la v.a. Uniforme, su pdf es:

Un recordatorio...

- Similar a las funciones de masa de probabilidad, las restricciones de la pdf f son:
 - $f(x)$ no es nunca negativa, y
 - El área total bajo la curva de $f(x)$ es igual a 1.
- Cualquier f que cumple estos requisitos, es una pdf válida.
- Relacionado con la pdf, está la **Función de distribución acumulada** (cdf, por su sigla en inglés: *cumulative distribution function*). Por convención, se utiliza la minúscula $f()$ para denotar a la pdf, y la mayúscula $F()$ para denotar a la cdf.
- $F(x)$ es la probabilidad de que el valor de una variable aleatoria sea $\leq x$. Así, $F(x)$ es una función no decreciente que se approxima a cero cuando $x \rightarrow -\infty$ y se approxima a uno cuando $x \rightarrow \infty$.

Distribución Uniforme y los números pseudo-aleatorios

La distribución **Uniforme** es una de las más sencillas de entender y constituye la base para construir distribuciones más complejas, en términos teóricos y matemáticos.

Por ejemplo:

- Si se quiere simular una v.a. $Bernoulli(p)$, se puede simular una variable aleatoria u desde una distribución $Uniforme(0,1)$. Si $u < p$, se establece $B = \text{cara}$. Si no, $B = \text{sello}$.
- Si se quiere simular el lanzamiento de un dado, se puede dividir el rango $[0.0, 1.0]$ en seis regiones, donde la i -ésima región corresponde a la i -ésima cara del dado. Luego, se extrae un valor u desde la distribución $Uniforme(0,1)$. La cara del dado corresponderá a la región $[0.0, 1.0]$ en que u caiga.
- Si queremos simular una v.a. $Exponencial$ (que veremos más adelante), se extrae u desde una distribución $Uniforme(0,1)$, Luego se calcula $-\log(u)$.

Digamos que conocemos la cdf $F_X()$ de una v.a., y que además, podemos computar la inversa de la cdf $F_X^{-1}(u)$, entonces:

- Entonces $F_X^{-1}(u)$ será una muestra de X si u es extraída desde una distribución *Uniforme*.
- Las librerías computacionales que simulan v.a. usualmente muestrean desde la distribución *Uniforme* como su operación fundamental.



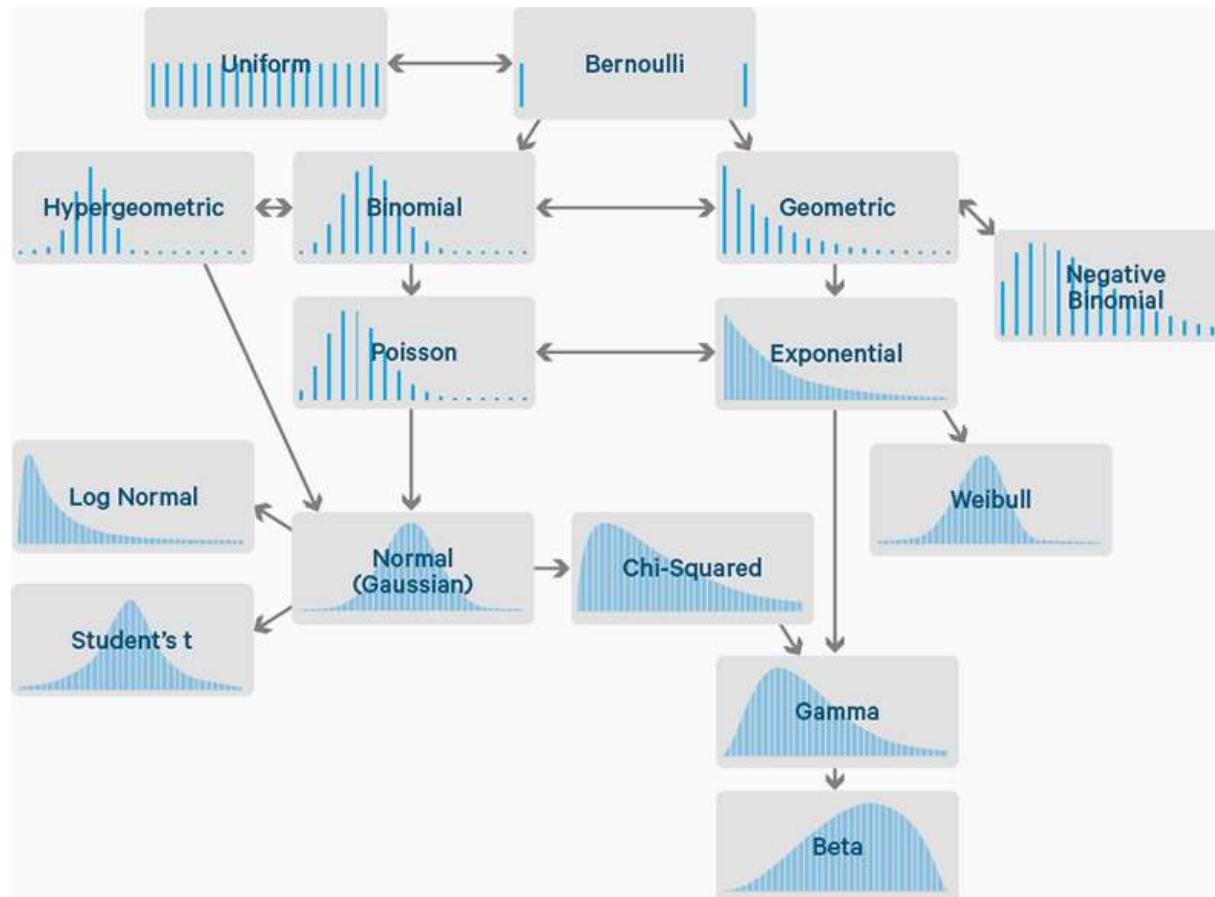
Ejercicios

Probar simulando distribuciones a partir de números pseudo-aleatorios, graficar los resultados y comprobar con el generador de distribuciones:

- Simular 1000 números aleatorios a partir de una distribución exponencial, con $\lambda = 0.5$ (fijarse en la parametrización del código).
- Simular 1000 números aleatorios a partir de una distribución normal, con $\mu = 10$, y $\sigma^2 = 3$.
- Simular 1000 números aleatorios a partir de una distribución chi-cuadrado, considere que el cuadrado de una distribución normal estándar se distribuye chi cuadrado con 1 grado de libertad.



Transformación de variables y relación entre distribuciones



Ejemplo de algunas relaciones entre distribuciones univariadas



Enlaces con información más detallada:

- [Diagrama de relaciones entre distribuciones](#)
- [Un diagrama un poco más detallado](#)



2 Generación de números pseudo-aleatorios

2.1 Contexto

- En los **primeros días** de la simulación, la aleatoriedad se generaba mediante **técnicas manuales**:
 - lanzamiento de monedas
 - lanzamiento de dados
 - barajada de cartas
 - giro de la ruleta
- Más tarde, se conectaron dispositivos físicos, como diodos de ruido y contadores Geiger, a las computadoras con el mismo propósito.
- La creencia predominante sostenía que solo los dispositivos mecánicos o electrónicos podían producir secuencias verdaderamente aleatorias.

- Aunque los dispositivos mecánicos todavía son de utilidad en el juego y las loterías, estos métodos ya no son empleados en aplicaciones computacionales y de análisis por varios motivos:
 - Los métodos mecánicos eran demasiado lentos para uso general,
 - las secuencias generadas no pueden ser reproducidas y,
 - se ha encontrado que los números generados exhiben tanto sesgo como dependencia.

Aunque ciertos métodos físicos de generación modernos son rápidos y pasarian la mayoría de las pruebas estadísticas de aleatoriedad (por ejemplo, aquellos basados en la radiación de fondo universal o en el ruido de un chip de PC), su principal desventaja sigue siendo su falta de reproducibilidad



- La mayoría de los generadores de números aleatorios de hoy en día no se basan en dispositivos físicos, sino en algoritmos simples que se pueden implementar fácilmente en una computadora.
- Son métodos rápidos, requieren poco espacio de almacenamiento y pueden reproducir fácilmente una secuencia dada de números aleatorios.

Es importante destacar que un buen generador de números aleatorios captura todas las propiedades estadísticas importantes de las secuencias aleatorias verdaderas, aunque la secuencia se genere mediante un algoritmo determinista. Por esta razón, a estos generadores a veces se les llama pseudorandom.



El componente fundamental de un estudio de simulación es la capacidad de **generar números aleatorios**, donde un número aleatorio representa el **valor de una variable aleatoria distribuida uniformemente en $(0,1)$** .

Mientras que originalmente los números aleatorios se generaban manual o mecánicamente, utilizando técnicas como girar ruedas, lanzar dados o barajar cartas, el enfoque moderno es utilizar computación para generar sucesivamente números pseudo aleatorios. Estos números pseudo aleatorios constituyen una secuencia de valores que, aunque se generan de manera determinista, tienen todas las apariencias de ser variables aleatorias uniformes independientes $(0,1)$.



2.2 Métodos Congruenciales

Consideremos la siguiente **secuencia de 100 números**, generada en R, parecen ser aleatorios, ¿cierto?:

```
[1] 0.50000000 0.40810728 0.58342256 0.19995311 0.61707744 0.18960591
[7] 0.20656207 0.75336388 0.42318121 0.65187749 0.56721709 0.73441689
[13] 0.83104986 0.45814651 0.44273811 0.61666370 0.77680949 0.72995251
[19] 0.80450243 0.83649141 0.25332014 0.96528698 0.31478070 0.29105900
[25] 0.59410869 0.54647416 0.32911075 0.60207293 0.33499109 0.88276385
[31] 0.55832126 0.35890085 0.58913651 0.71756336 0.97617735 0.88747819
[37] 0.75549994 0.88394823 0.11250067 0.87996813 0.89692892 0.26651384
[43] 0.79663157 0.33197375 0.68261844 0.91709167 0.35257423 0.85665304
[49] 0.75645357 0.98427681 0.57663485 0.68933159 0.12133686 0.86093372
[55] 0.23784003 0.77707536 0.04337541 0.73695267 0.69647589 0.84394413
[61] 0.62048056 0.59188530 0.38397178 0.68232607 0.60448698 0.70890958
[67] 0.42190796 0.62456833 0.69495839 0.19879479 0.89549425 0.35971429
[73] 0.20010115 0.70937298 0.93135996 0.84816307 0.95432161 0.80084249
[79] 0.40745700 0.06738798 0.27926031 0.45948509 0.56740071 0.90814229
[85] 0.26360899 0.84046038 0.23310057 0.69491270 0.14929459 0.98018450
[91] 0.65912623 0.10144566 0.72397223 0.10739251 0.02506461 0.42364202
[97] 0.02403674 0.90719104 0.98491985 0.50861252 0.01697735
```

Los números pseudo aleatorios tienen la *apariencia* de ser aleatorios. Sin embargo son generados de una manera muy poco aleatoria. Tomemos por ejemplo la siguiente fórmula recursiva

$$x_{i+1} = \text{parte fraccional de } (\pi + x_i)^5 \quad \text{para } i \geq 0$$

donde x_0 es un número dado que se encuentra en el rango $0 < x_0 < 1$

Tarea:

Replicar la secuencia de números presentada anteriormente (en *R* y/o *Python*).



Uno de los enfoques más comunes para generar números pseudo aleatorios comienza con un valor inicial x_0 , llamado la **semilla**, y luego calcula recursivamente los valores sucesivos x_i , para $i \geq 1$, dejando que

$$x_{i+1} = ax_i + b \mod m \quad (1)$$

donde a (multiplicador), b (incremento) y m (módulo) son constantes enteras positivas dadas, y donde lo anterior significa que $ax_i + b$ se divide por m y el resto se toma como el valor de x_{i+1} . Así, cada x_i es $0, 1, \dots, m-1$ y la cantidad $\frac{x_i}{m}$, llamada **número pseudo aleatorio**, se toma como una aproximación al valor de la variable aleatoria uniforme $(0,1) \sim U(0,1)$.



Método Congruencial Aditivo

$$x_i = (x_{i-1} + b) \pmod{m}$$

Método Congruencial Multiplicativo

$$x_i = ax_{i-1} \pmod{m}$$

Método Congruencial Mixto

$$x_i = (ax_{i-1} + b) \pmod{m}$$



Ejemplos:

Probemos algunas combinaciones de parámetros y sus resultados:

- $x_0 = 89, a = 1573, b = 19, m = 10^3$.
- $b = 0, a = 2^{16} + 3$ y $m = 2^{31}$, generador *RANDU* de IBM. Este generador tiene varios problemas, que pueden ser descritos [acá](#). [Wolfram.com](#) entrega una visualización referente a este mismo problema.
- $b = 0, a = 7^5$ y $m = 2^{31} - 1$, el primo de Mersenne, empleado por librerías IMSL (*International Mathematics and Statistics Library*) y NAG (*Numerical Algorithms Group Ltd.*), propuesto por Park y Miller ([1988](#)).
- $b = 0, a = 48271$ y $m = 2^{31} - 1$, actualización del anterior, propuesta por Marsaglia et al. ([1993](#)).



Algunas consideraciones

- La elección de las constantes a, b y m tiene un razonamiento que considera varios objetivos. Para empezar, se quiere que la aritmética sea eficiente. Los seres humanos hacen aritmética en base 10, así que si la Ecuación 1 se operara manualmente, usando lápiz y papel, sería sensato que m fuera alguna potencia entera positiva de 10.
- Si uno calcula naturalmente en base numérica r , entonces la operación de división por m es más eficiente si $m = r^k$ para algún entero positivo k .
 - Para la mayoría de los computadores, esto implica establecer $m = 2^k$, donde k se selecciona para que m sea “grande” y los números involucrados estén dentro de la precisión de la máquina.

Definición:

El generador de la [Ecuación 1](#) no puede producir más de m números diferentes antes de que el ciclo se repita. Sea p el período de una secuencia, cuando p es igual a su máximo, es decir, $p = m$. Decimos que el generador de números aleatorios **tiene un período completo**.

Teorema: Hull-Dobell (Generador de período completo)

Sea el Generador Congruencial Lineal (GCL) de la forma:

$$x_i = (ax_{i-1} + b) \pmod{m}$$

Para $b > 0$, el GCL tiene un período completo si y solo si se cumplen las siguientes tres condiciones:

- i. El único entero positivo que divide exactamente tanto a m como a b es 1.
 - ii. Si q es un número primo (divisible solo por sí mismo y 1) que divide a m , entonces q divide a $(a - 1)$. Es decir, $a \equiv 1 \pmod{q}$, para todo factor primo q de m .
 - iii. Si 4 divide a m , entonces 4 divide a $(a - 1)$. Es decir, $a \equiv 1 \pmod{4}$, si m es múltiplo de 4.
- Si $m = 2^k$, la relación (iii) implicaría que $a = 4b + 1$ para b entero positivo, lo cual también satisface la relación (ii).
 - Cuando $m = 2^n$, la relación (i) se logra fácilmente estableciendo b como cualquier constante positiva impar.

2.3 Propiedades de los generadores congruenciales

Se podría esperar que los números resultantes del generador congruencial mixto ([Ecuación 1](#)) tengan dependencias inusuales, y esto puede ser ilustrado en lo siguiente:

- Sea $x_{i+1} = 5x_i \pmod{m}$
- Aquí, $x_{i+1} = 5x_i - h_im$, donde h toma uno de los valores 0, 1, 2, 3, 4.

Por lo tanto, los pares de valores sucesivos (x_i, x_{i+1}) representan las coordenadas cartesianas de puntos que se encuentran en una de las cinco rectas dadas por la ecuación, y cuanto mayor es m , más larga será la secuencia de números generados que permanecerá en una de estas líneas antes de pasar a otra.



Ejemplo:

Si $x_1 = 1$ y $m = 11$, entonces:

$$x_1 = 5, x_2 = 3, x_3 = 4, x_4 = 9, x_5 = 1$$

y la línea utilizada cambia con cada iteración.

Sin embargo, si $x_1 = 1$ y $m = 1000$, entonces:

$$x_1 = 5, x_2 = 25, x_3 = 125, x_4 = 625, x_5 = 125$$

y la secuencia de x_1 a x_4 se obtiene de la línea $x_{i+1} = 5x_i$, tras lo cual la secuencia degenera en una alternancia simple. Pares de valores sucesivos dan puntos que yacen en un número limitado de líneas rectas, tríos de valores sucesivos se encuentran en un número limitado de planos, etc.

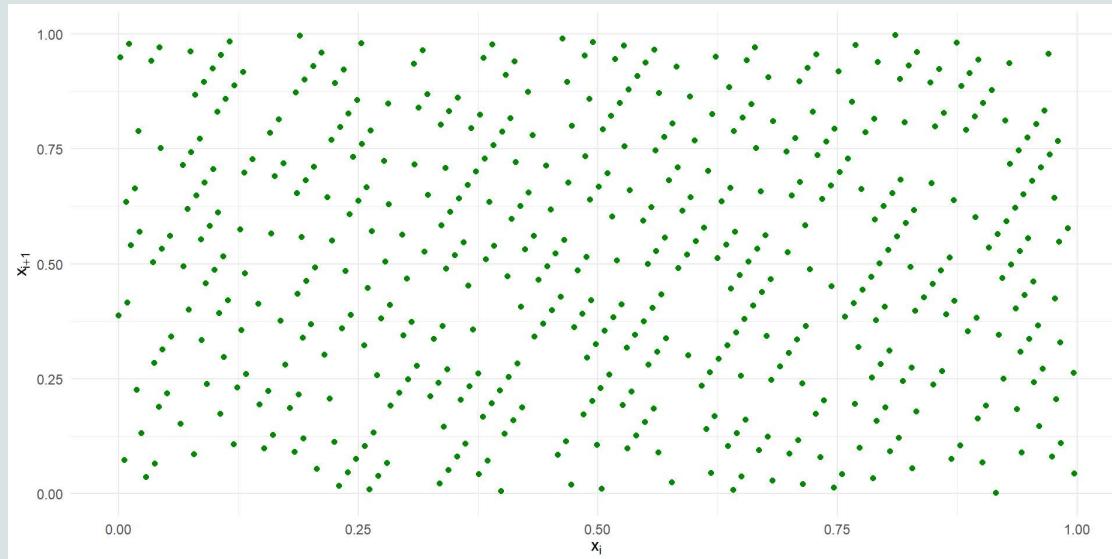


Ejemplo:

Si tomamos el generador congruencial dado por:

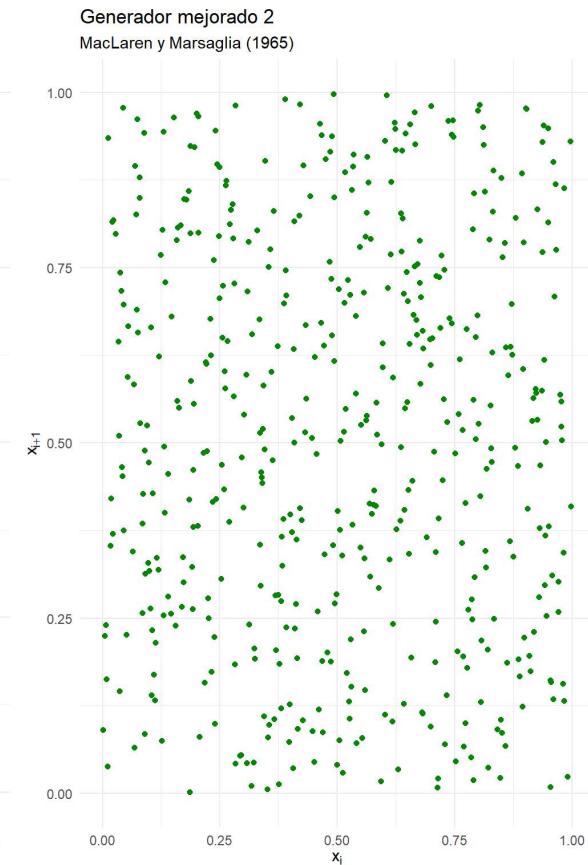
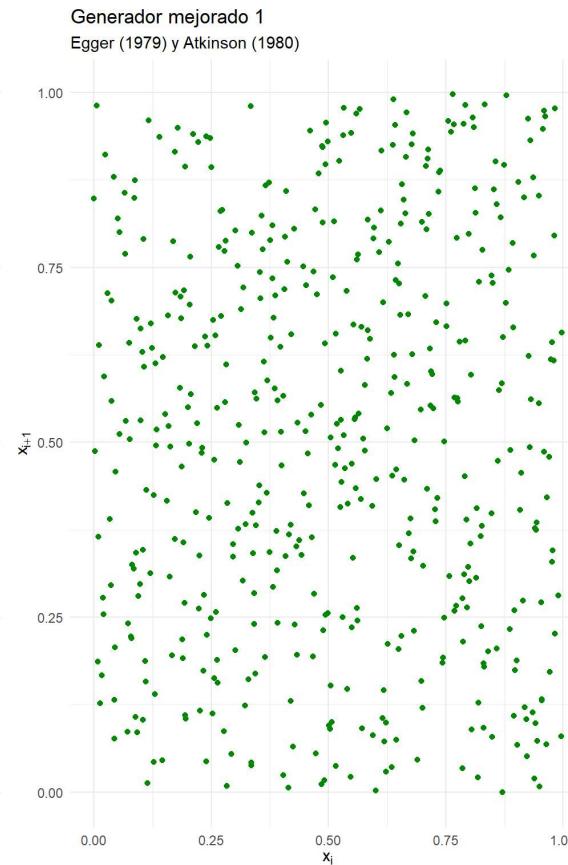
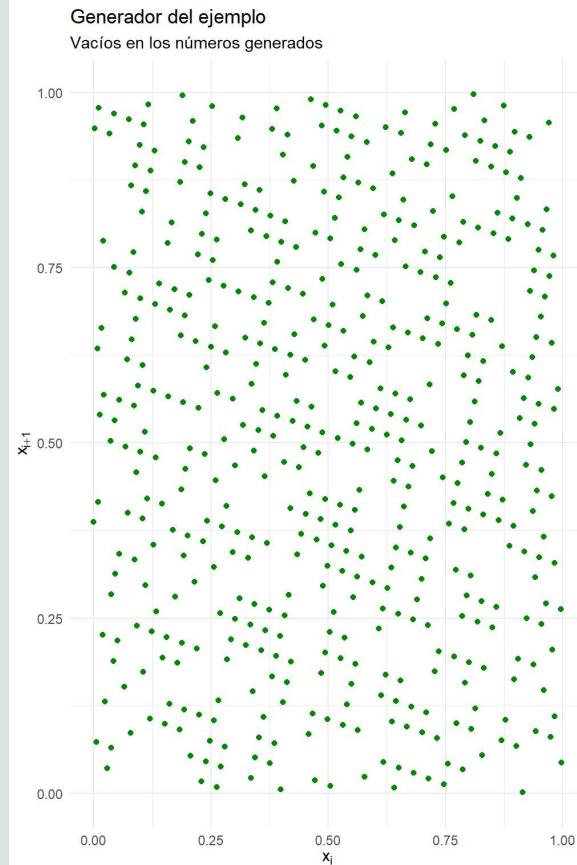
$$x_{n-1} = 781x_n + 387 \pmod{1000}$$

con $u_i = x_i/1000$, para $0 \leq i \leq 999$.



- La **marcada tendencia de vacíos** en el plano se debe al pequeño valor de m utilizado, lo que también permite observar el tipo de patrón que puede aparecer. Por lo tanto, en muchos casos, **se sugiere modificar la salida de los generadores congruenciales** antes de ser utilizada, lo cual siempre implica una revisión.
- Una manera de modificar la salida es **tomar los números en grupos de tamaño g , para luego mezclarlos** mediante una permutación, antes de ser utilizados.
 - Andrews et al. (1972) utiliza $g = 500$.
 - Egger (1979) y Atkinson (1980) proponen $g = 100$.
- Un enfoque alternativo, propuesto por MacLaren y Marsaglia (1965), es tener un conjunto de g números almacenados, a partir de generador congruencial, y elegir cuál de estos números usar a continuación mediante un dígito indicador aleatorio del rango 1 a g , obtenido, por ejemplo, por un generador congruencial separado. El lugar que dejó el número utilizado del conjunto es reemplazado entonces con el siguiente número del generador original, y así sucesivamente.

Ejemplo:



2.4 Método de los Cuadrados Medios

Otra alternativa para generar números pseudo-aleatorios es utilizar el **Método de los Cuadrados Medios**. Este método tiene la desventaja de que en general resulta en un período corto. Al aplicarlo repetidamente, el método **tiende a producir el mismo número de manera recurrente o entra en un ciclo**, repitiendo una secuencia de números anterior, lo que resulta en un bucle infinito. Esto limita su efectividad para generar secuencias de números aleatorios confiables y variados.



Método de los cuadrados medios

Se inicia con un número entero positivo de cuatro dígitos x_0 , posteriormente se debe seguir la siguiente secuencia:

1. Elevar al cuadrado x_0 para obtener un entero de hasta ocho dígitos; si es necesario, añadir ceros a la izquierda para que tenga exactamente ocho dígitos.
2. Tomar los cuatro dígitos del medio de este número de ocho dígitos como el siguiente número de cuatro dígitos x_1 .
3. Colocar un punto decimal a la izquierda de x_1 para obtener el primer **número aleatorio** $u_1 \sim U(0,1)$.
4. Repetir los pasos 1 a 3 n veces para generar un vector de números aleatorios de largo n .

3 Analizando la calidad de los números pseudo aleatorios

Para verificar si un generador tiene las propiedades estadísticas deseadas hay disponibles una gran cantidad de test de hipótesis y métodos gráficos, incluyendo métodos genéricos (de bondad de ajuste y aleatoriedad) y contrastes específicos para generadores aleatorios. Se trata principalmente de contrastar si las muestras generadas son i.i.d. $U(0,1)$.

Hay que destacar algunas diferencias entre el uso de este tipo de métodos en inferencia y en simulación.

- Si empleamos un test de hipótesis del modo habitual, desconfiamos del generador si la muestra (secuencia) no se ajusta a la distribución teórica ($p\text{-valor} \leq \alpha$).
- En simulación, además, también se sospecha si se ajusta demasiado bien a la distribución teórica ($p\text{-valor} \geq 1 - \alpha$), lo que indicaría que no reproduce adecuadamente la variabilidad.

3.1 Métodos de bondad de ajuste

A partir de x_1, \dots, x_n m.a.s. de X con función de distribución F , establecemos un test de hipótesis de la forma

$$\begin{cases} H_0 : F = F_0 \\ H_1 : F \neq F_0 \end{cases}$$



Histograma

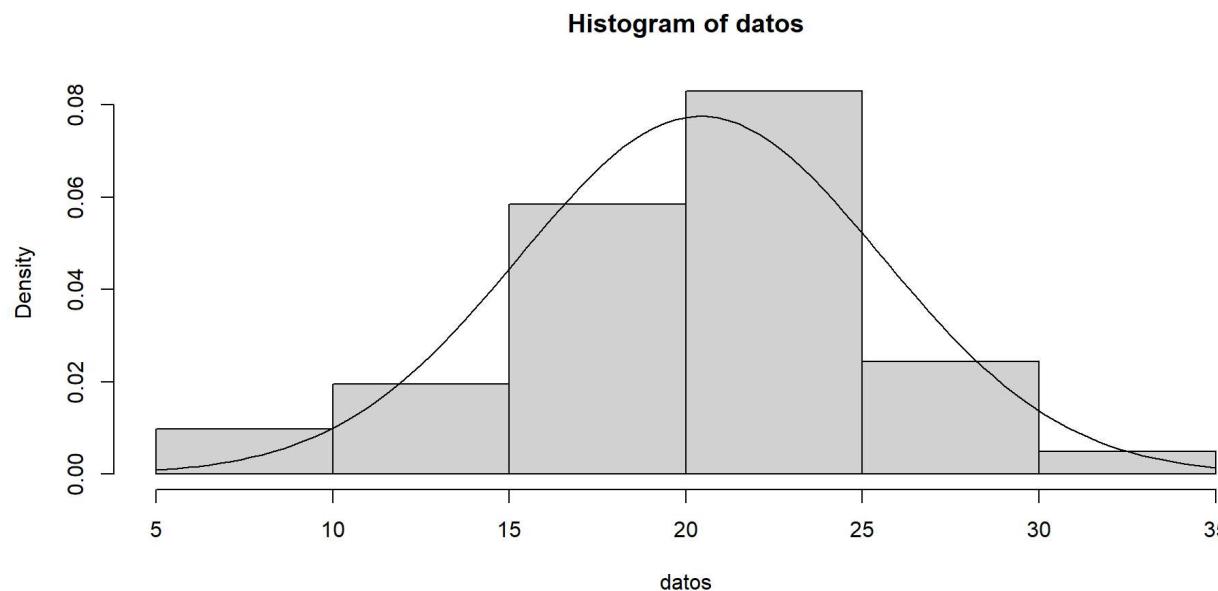
Agrupando los datos en intervalos $I_k = [L_{k-1}, L_k)$ con $k = 1, \dots, K$ y a cada intervalo se le asocia un valor (altura de la barra) igual a la frecuencia absoluta de ese intervalo $n_k = \sum_{i=1}^n \mathbf{1}(X_i \in [L_{k-1}, L_k))$, si la longitud de los intervalos es constante, o proporcional a dicha frecuencia (de forma que el área coincida con la frecuencia relativa y pueda ser comparado con una función de densidad):

$$\hat{f}_n(x) = \frac{n_i}{n(L_k - L_{k-1})}$$



Ejemplo:

```
1 datos <- c(22.56,22.33,24.58,23.14,19.03,26.76,18.33,23.10,
2 21.53,9.06,16.75,23.29,22.14,16.28,18.89,27.48,10.44,
3 26.86,27.27,18.74,19.88,15.76,30.77,21.16,24.26,22.90,
4 27.14,18.02,21.53,24.99,19.81,11.88,24.01,22.11,21.91,
5 14.35,11.14,9.93,20.22,17.73,19.05)
6 hist(datos, freq = FALSE)
7 curve(dnorm(x, mean(datos)), sd(datos)), add = TRUE)
```



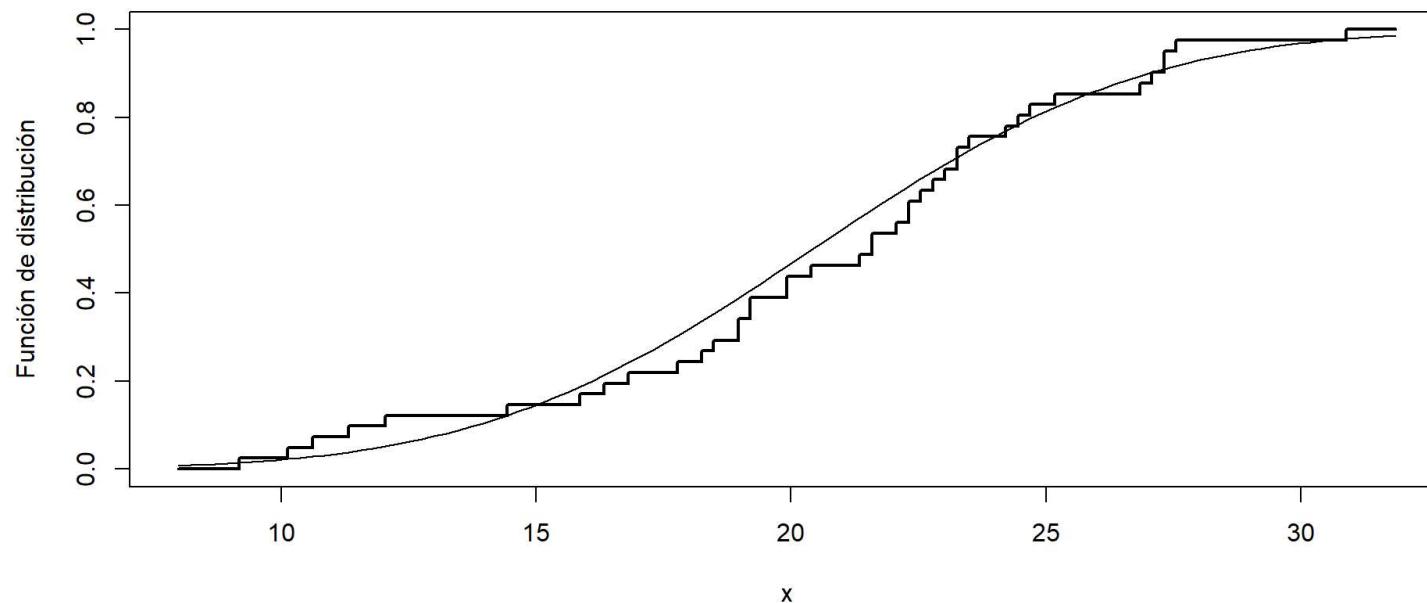
Función de distribución empírica

La función de distribución empírica $F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}(X_i \leq x)$ asigna a cada número real x la frecuencia relativa de observaciones menores o iguales que x . Para obtener las frecuencias relativas acumuladas, se ordena la muestra $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ y

$$F_n(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x > X_{(1)} \\ \frac{i}{n} & \text{si } x > X_{(i)} \leq x \leq X_{(i+1)} \\ 1 & \text{si } X_{(n)} \leq x \end{cases}$$

Ejemplo

```
1 fn <- ecdf(datos)
2 curve(ecdf(datos)(x), xlim = extendrange(datos), type = 's',
3        ylab = 'Función de distribución', lwd = 2)
4 curve(pnorm(x, mean(datos), sd(datos)), add = TRUE)
```



Prueba Chi cuadrado

La **prueba chi cuadrado de bondad de ajuste** es adecuada en términos de probar si existe diferencia significativa entre un número observaciones clasificado en distintas categorías y su valor esperado. Por lo anterior, puede ser utilizada para comprobar si la muestra sigue algún tipo de distribución determinado.

Este test de hipótesis desarrollado inicialmente para variables categóricas. En el caso general, podemos pensar que los datos están agrupados en k clases C_1, \dots, C_n .

- Si la variable es categórica o discreta, cada clase se puede corresponder con una modalidad. Si la variable es continua habrá que categorizarla en intervalos.
- Si la hipótesis nula es simple, cada clase tendrá asociada una probabilidad $p_i = P(X \in C_i)$ bajo H_0 .
- Si por el contrario es compuesta, se trabajará con una estimación de dicha probabilidad (y habrá que correguir la distribución aproximada del estadístico del contraste).

| Clases | Discreta | Contínua | H_0 simple | H_0 compuesta |
|------------------------|-----------------|------------------|--------------------------------|-----------------------------------|
| C_1 | x_1 | $[L_0, L_1)$ | p_1 | \hat{p}_1 |
| \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots |
| C_k | x_k | $[L_{k-1}, L_k)$ | p_k | \hat{p}_k |
| $\sum_{i=1}^k p_i = 1$ | | | $\sum_{i=1}^k \hat{p}_i = 1$ | |

Hipótesis

Sea $F(x)$ la distribución verdadera, pero desconocida de X y sea $F^*(x)$ una distribución hipotética, especificada completamente.

$H_0 : F(x) = F^*(x)$ La función de distribución de la v.a. es $F^*(x)$.

$H_1 : F(x) \neq F^*(x)$ La función de distribución de la v.a. es distinta de $F^*(x)$.

Si H_0 es cierta, la frecuencia relativa f_i de la clase C_i es una aproximación de la probabilidad teórica, $f_i \approx p_i$. Equivalentemente, las frecuencias observadas $n_i = n\dot{f}_i$ deberían ser próximas a las esperadas $e_i = np_i$ bajo H_0 , sugiriendo el estadístico del contraste (Pearson 1900):

$$T = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - e_i)^2}{e_i} \sim \chi^2_{k-r-1} \quad \text{Si se cumple } H_0$$

donde k el número de clases y r el número de parámetros estimados del test de hipótesis compuesto.

| Clases | n_i observadas | p_i bajo H_0 | e_i bajo H_0 | $\frac{(n_i - e_i)^2}{e_i}$ |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|--|
| C_1 | n_1 | p_1 | e_1 | $\frac{(n_1 - e_1)^2}{e_1}$ |
| \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots |
| C_k | n_k | p_k | e_k | $\frac{(n_k - e_k)^2}{e_k}$ |
| Total | $\sum_{i=1}^k n_i = n$ | $\sum_{i=1}^k p_i = 1$ | $\sum_{i=1}^k e_i = n$ | $T = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - e_i)^2}{e_i}$ |

con p_i^* la probabilidad que una observación cualquiera de X pertenezca a la clase i . Bajo el supuesto de que $F^*(x)$ es la función de distribución de X . Siendo e_i la esperanza de las observaciones de la clase i bajo el supuesto de que H_0 es verdadero.

Décima de hipótesis

Rechazamos H_0 con un nivel α de significancia, si

$$\sum_{i=1}^k \frac{(n_i - e_i)^2}{e_i} \geq \chi_{k-r-1, 1-\alpha}^2$$

Si se efectúa el contraste a partir del p-valor o nivel crítico

$$p = P \left(\chi_{k-r-1}^2 \geq \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - e_i)^2}{e_i} \right)$$

se rechaza H_0 si $p \leq \alpha$ y se aceptará H_0 si $p > \alpha$.

Ejemplo

Un ejemplo empleando la función `chisq.test` en R, para el caso discreto. Probaremos evaluar el generador de números aleatorios de R:

```
1 # En el caso discreto
2 x <- trunc(6 * runif(100))+1
3 table(x)

x
 1 2 3 4 5 6
16 13 15 14 18 24
1 chisq.test(table(x))
```

Chi-squared test for given probabilities

```
data: table(x)
X-squared = 4.76, df = 5, p-value = 0.4459
```



Algunas consideraciones para el caso continuo:

- El tamaño muestral debe ser suficientemente grande (e.g. $n > 30$).
- La muestra debe ser una muestra aleatoria simple.
- Los parámetros deben estimarse (si es necesario) por máxima verosimilitud.
- Las frecuencias esperadas $e_i = n \cdot p_i$ deberían ser todas ≥ 5 .

```

1 # En el caso continuo, agrupamos las observaciones en percentiles.
2 x = runif(100)
3 quant = quantile(x = x, probs = c(seq(from=0, to=1, by=(1/6))))
4 quant

```

```

0%   16.66667% 33.33333%      50%   66.66667% 83.33333%
0.006246689 0.130709554 0.300613914 0.461148495 0.730929349 0.901319154
100%
0.999931238

```

```
1 table(cut(x, quant))
```

| Intervalo | Conteo |
|------------------|--------|
| (0.00625, 0.131] | 16 |
| (0.131, 0.301] | 17 |
| (0.301, 0.461] | 16 |
| (0.461, 0.731] | 17 |
| (0.731, 0.901] | 16 |
| (0.901, 1] | 17 |

```
1 chisq.test(table(cut(x, quant)))
```

Chi-squared test for given probabilities

```

data: table(cut(x, quant))
X-squared = 0.090909, df = 5, p-value = 0.9999

```

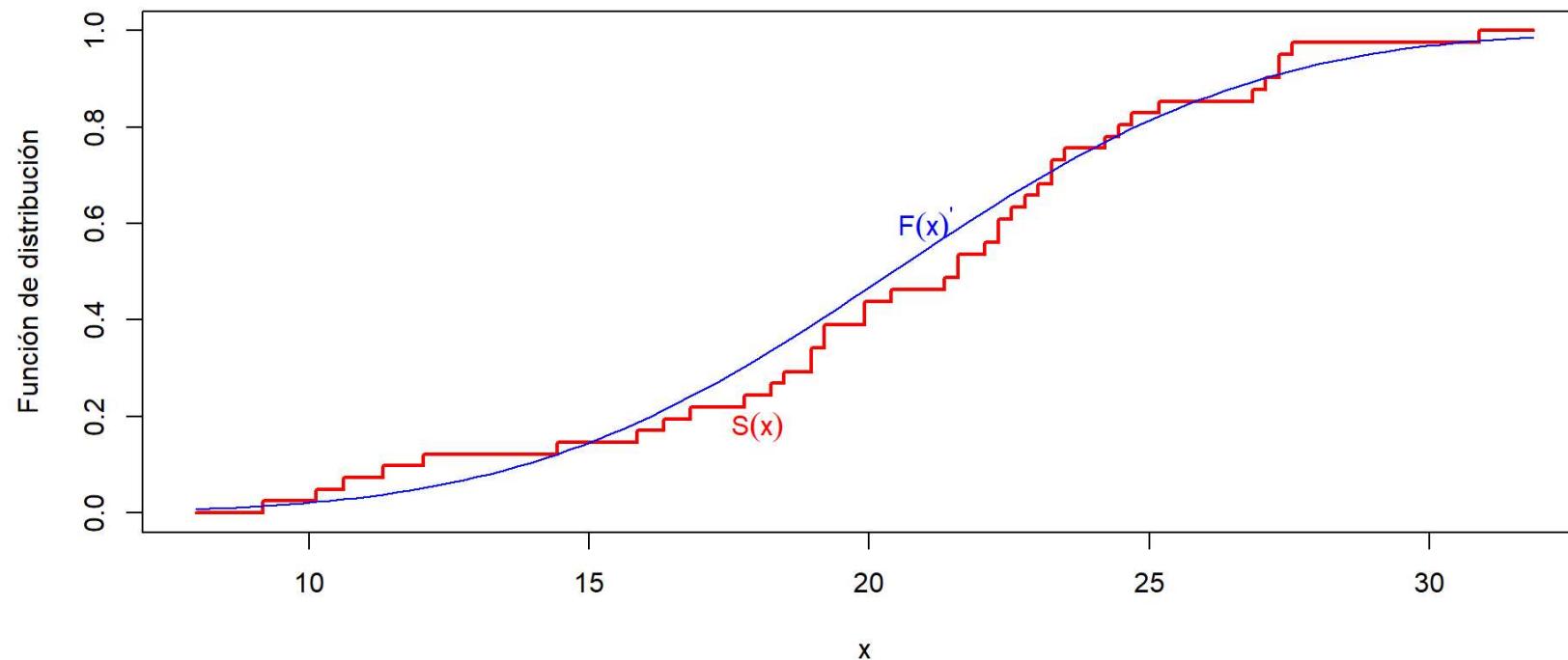


Prueba de Kolmogorov-Smirnov

Prueba que mide el grado de acuerdo entre distribución de un conjunto de valores muestreados (observaciones) y alguna distribución teórica específica.

- Sea X_1, X_2, \dots, X_n una muestra aleatoria. La función de distribución empírica $S(x)$ (o también denominada FDE) es una función de x , que iguala la fracción de los X_i s que son menores que , o iguales a x , para cada x , $-\infty < x < \infty$. La FDE es siempre una función del tipo escalón, que aumenta en $\frac{1}{n}$ en cada valor de la muestra.
- Una forma de comparar la muestra aleatoria, con la distribución $F^*(x)$, especificada completamente, es a través de la FDE $S(x)$.
- $S(x)$ es de ayuda en la estimación de $F(x)$, la distribución desconocida de los X_i s. Entonces, podemos comparar la FDE $S(x)$ con una función de distribución hipotética $F(x)'$, y evaluar su ajuste.

El test de Kolmogorov-Smirnov evalúa la distancia más grande entre $S(x)$ y $F(x)'$ asociados a los valores de la muestra



Ejemplo de la FDE $S(x)$ vs una función de distribución conocida $F(x)'$ para una muestra.

Sea una muestra aleatoria X_1, X_2, \dots, X_n de tamaño n y asociada a alguna distribución desconocida denotada por $F(x)$.

Estadístico de prueba:

Sea $S(x)$ la FDE basada en la muestra aleatoria X_1, X_2, \dots, X_n , definida anteriormente. El estadístico de prueba T , denotado por el supremo de la diferencia entre $S(x)$ y $F^*(x)$, se define para la hipótesis de dos colas de la siguiente manera:

$$T = \sup_x |F(x)' - S(x)|$$



Hipótesis para dos colas:

Sea $KS_{1-\alpha}$ el cuantil $1 - \alpha$ de la distribución del estadístico T .

$$H_0 : F(x) = F^*(x) \quad \forall x \in]-\infty, \infty[$$

$$H_1 : F(x) \neq F^*(x) \quad \text{Para al menos un valor de } x$$

Si $T > KS_{(1-\alpha)}$, rechazar H_0 , si no, no rechazar.

Ejemplo: Sean los siguientes datos generados por un generador de números aleatorios con distribución $X \sim N(\mu = 20, \sigma = 5)$.

```
1 datos <- c(22.56,22.33,24.58,23.14,19.03,26.76,18.33,23.10,
2           21.53,9.06,16.75,23.29,22.14,16.28,18.89,27.48,10.44,
3           26.86,27.27,18.74,19.88,15.76,30.77,21.16,24.26,22.90,
4           27.14,18.02,21.53,24.99,19.81,11.88,24.01,22.11,21.91,
5           14.35,11.14,9.93,20.22,17.73,19.05)
6 ks.test(datos, pnorm, mean = 20, sd = 5) # Una muestra
```

```
Asymptotic one-sample Kolmogorov-Smirnov test
```

```
data: datos
D = 0.13239, p-value = 0.4688
alternative hypothesis: two-sided
```



4 Aplicación: Uso de RNG para evaluar integrales

4.1 Caso univariado

Una de las aplicaciones más intuitivas de los generadores de números aleatorios es la aproximación de integrales. Sea $g(x)$ una función y supongamos que queremos calcular θ donde

$$\theta = \int_0^1 g(x)dx$$

Para calcular el valor de θ podemos emplear U , que se encuentra distribuido uniformemente entre $(0, 1)$. Entonces podemos escribir θ como

$$\theta = \mathbb{E}[g(U)]$$



Si U_1, \dots, U_k son variables aleatorias i.i.d Uniformes en $(0, 1)$, la transformación de las variables aleatorias $g(U_1), \dots, g(U_k)$ son también variables aleatorias i.i.d con media θ . Entonces por la **Ley Fuerte de los Grandes Números** se tiene que con probabilidad 1

$$\sum_{i=1}^k \frac{g(U_i)}{k} \rightarrow \mathbb{E}[g(U)] = \theta \quad \text{cuando } k \rightarrow \infty$$

Entonces, es posible aproximar θ al generar una gran cantidad de números aleatorios u_i y considerarlos como una aproximación al valor esperado de $g(u_i)$. Este enfoque para aproximar integrales es conocido como el **Método Monte Carlo**.



Si se quiere efectuar una estimación de una integral de la siguiente forma

$$\int_a^b g(x)dx$$

Podemos hacer la sustitución de $u = \frac{x-a}{b-a}$ cuando $x \rightarrow a$, entonces cuando $x \rightarrow b$, $u \rightarrow 1$.

Además tenemos que $du = \frac{dx}{b-a}$, lo que implica que $x = (b-a)u + a$, y $dx = (b-a)du$.

Entonces, podemos escribir la integral de la siguiente manera

$$\int_0^1 g((b-a)u + a)(b-a)du = \int_0^1 h(u)du$$

con $h(u) = (b-a)g(a + (b-a)u)$



4.2 Caso multivariado

Digamos que ahora g es una función con argumento n -dimensional y estamos interesados en el cálculo de la siguiente integral multivariada

$$\theta = \int_0^1 \int_0^1 \cdots \int_0^1 g(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \cdots dx_n$$

La aproximación de Monte Carlo para estimar θ puede expresarse como el valor esperado:

$$\theta = \mathbb{E}[g(U_1, U_2, \dots, U_n)]$$

donde U_1, U_2, \dots, U_n son v.a. i.i.d. uniformes en $(0, 1)$.

Entonces, generando k conjuntos independientes, cada uno de n v.a. independientes uniformes $(0, 1)$

$$\begin{matrix} U_{11} & U_{12} & \cdots & U_{1n} \\ U_{21} & U_{22} & \cdots & U_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ U_{k1} & U_{k2} & \cdots & U_{kn} \end{matrix}$$

Dado que $g(U_{i1}, U_{i2}, \dots, U_{in})$ para $i = 1, \dots, k$, son todas v.a. i.i.d. con media θ , podemos estimar θ como

$$\theta \approx \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k g(U_{i1}, U_{i2}, \dots, U_{in})$$

4.3 Ejemplos

Ejemplo 1

Ejemplo 1:

Aproximar la siguiente integral por el Método de Monte Carlo

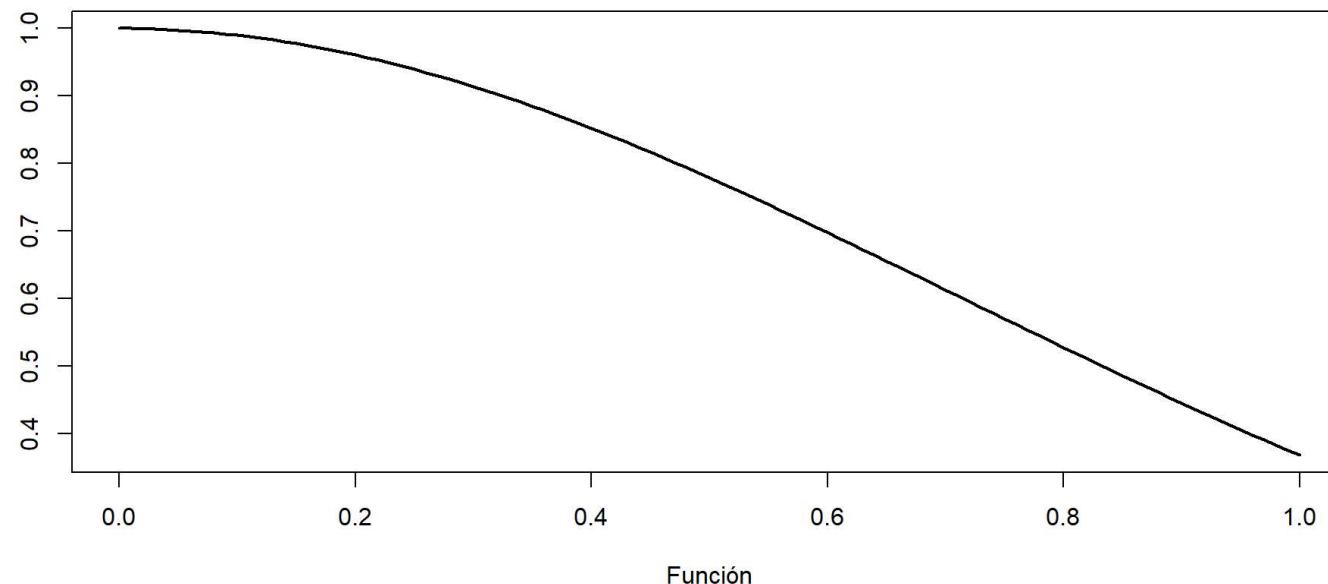
$$\int_0^1 e^{-x^2} dx$$



Solución:

Primero escribimos la función, y evaluamos su forma gráficamente

```
1 g = function(x) {  
2   exp(-x^2)  
3 }  
4 curve(g,xlab="Función",ylab="",lwd=2)
```



Luego, generamos 1000 números aleatorios en el intervalo (0,1), evaluamos cada valor de la secuencia generada y computamos la media de los resultados.

```
1 set.seed(2024)
2 U = runif(10000)
3 head(U)

[1] 0.8369425 0.3208675 0.6803633 0.6981731 0.4570092 0.7014203

1 # Estimación de la integral
2 mean(g(U))

[1] 0.7472925
```

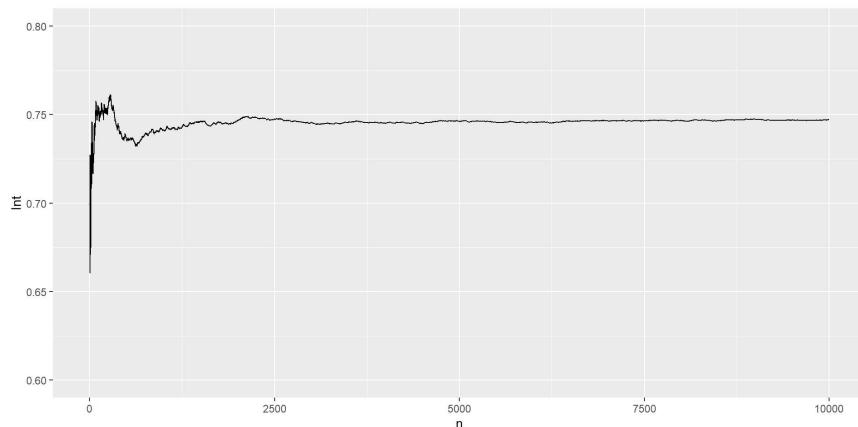


Podemos evaluar gráficamente la convergencia de nuestra aproximación de la integral

```

1 library(tidyverse)
2 library(ggplot2)
3 n = 1:10000
4 sim = data.frame(n, Int = cumsum(g(U))/n)
5 sim %>%
6   ggplot(aes(x=n, y=Int)) +
7   geom_line() +
8   ylim(c(0.6, 0.8))

```



Además, comparamos con la estimación que efectúa R directamente

```

1 integrate(g, lower = 0, upper = 1)
0.7468241 with absolute error < 8.3e-15

```



Ejemplo 2

Ejemplo 2:

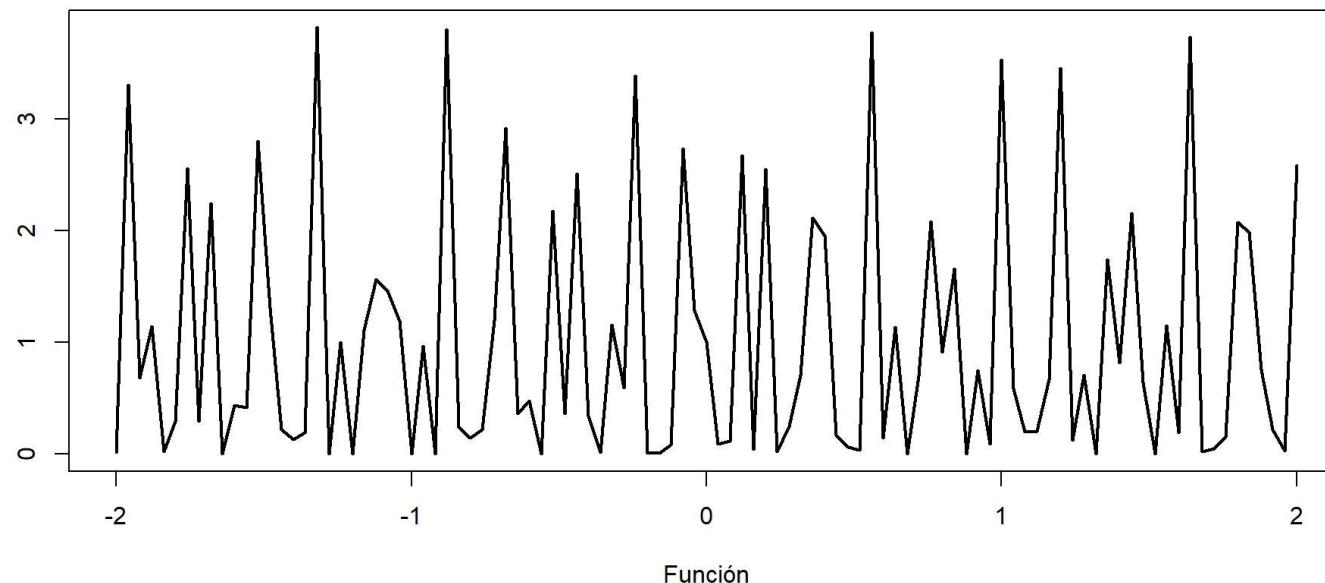
Aproximar la siguiente integral por el Método de Monte Carlo

$$\int_{-2}^2 [\cos(50x) + \sin(20x)]^2 dx$$

Solución:

Primero escribimos la función, y evaluamos su forma gráficamente

```
1 g = function(x){  
2   (cos(50*x)+sin(20*x))^2  
3 }  
4 curve(g,from= -2,to = 2,xlab="Función",ylab="",lwd=2)
```



Generamos una secuencia suficientemente larga de números aleatorios en el intervalo $(0,1)$. Luego evaluamos cada valor de U con la sustitución $h(u) = (b - a)g(a + (b - a)u)$ y promediamos los resultados.

```
1 set.seed(2024)
2 U =runif(10000)
3 head(U)
```

```
[1] 0.8369425 0.3208675 0.6803633 0.6981731 0.4570092 0.7014203
```

```
1 a = -2
2 b = 2
3 h = (b-a)*g((b-a)*U+a)
4 mean(h)
```

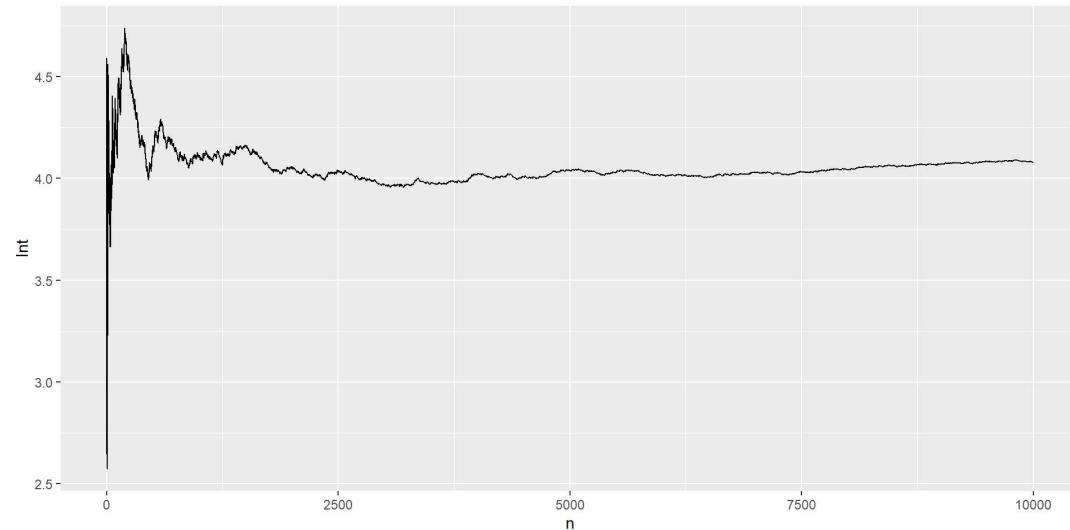
```
[1] 4.079631
```



También podemos evaluar gráficamente la convergencia de nuestra aproximación de la integral y comparamos con el valor estimado de la integral en R.

```
1 library(tidyverse)
2 library(ggplot2)
3 n = 1:10000
4 sim = data.frame(n, Int = cumsum(g((b-a)*U+a)*(b-a))/n)
5 sim %>%
6   ggplot(aes(x=n, y=Int)) +
7   geom_line()
1 integrate(g, lower = -2,upper = 2)
```

4.016114 with absolute error < 5.8e-10



Ejemplo 3

Ejemplo 2:

Aproximar la siguiente integral multivariada por el Método de Monte Carlo

$$\int_0^1 \int_0^1 (x_1^2 + x_2^2) dx_2 dx_1$$



Solución:

Siguiendo el procedimiento, consideramos $X = [x_1, x_2]$, generamos la función y luego simulamos valores de $U = [u_1, u_2]$ en el intervalo $(0, 1)$.

```

1 g = function(X) {
2   X[1]^2+X[2]^2
3 }
4
5 set.seed(2024)
6 U1 = runif(10000)
7 U2 = runif(10000)
8 U = cbind(U1,U2)
9 head(U)

      U1        U2
[1,] 0.8369425 0.7541860
[2,] 0.3208675 0.4017094
[3,] 0.6803633 0.5151423
[4,] 0.6981731 0.3301014
[5,] 0.4570092 0.1025579
[6,] 0.7014203 0.6809831

```

Se evalúa cada valor de U en la función g y se extrae la media

```

1 I = apply(U,1,g)
2 mean(I)

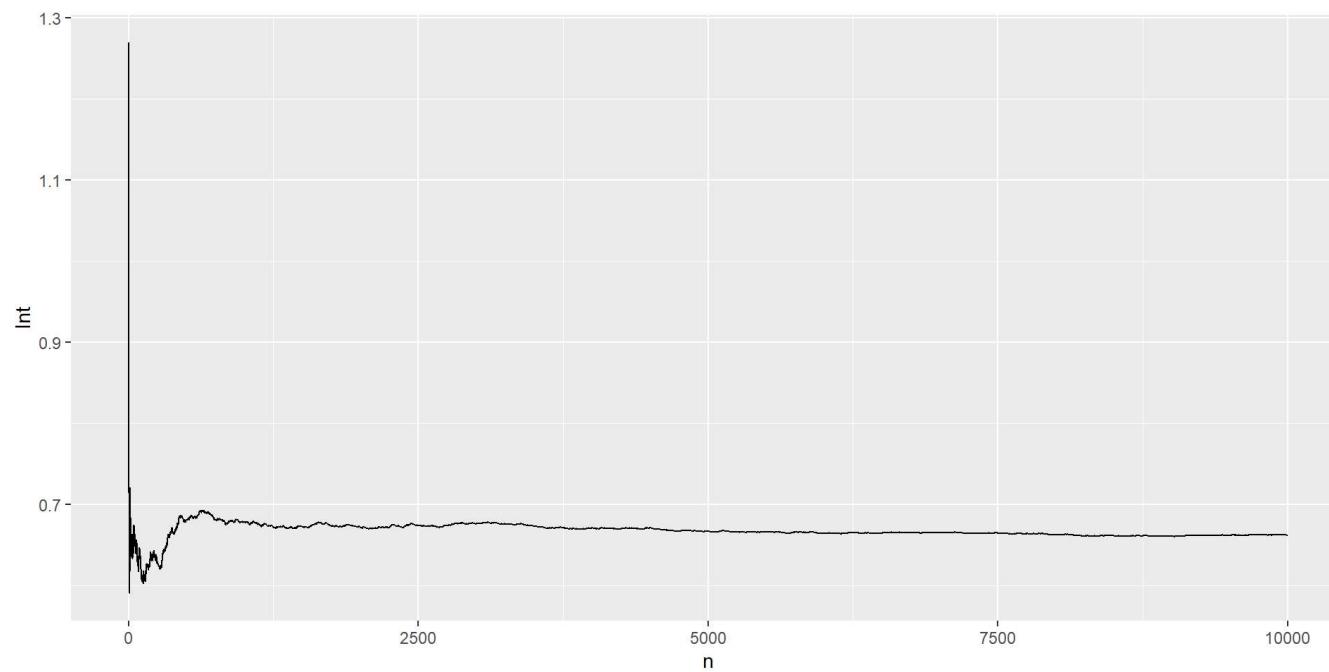
[1] 0.6621755

```



Evaluamos la convergencia de la estimación de la integral

```
1 library(tidyverse)
2 library(ggplot2)
3 n = 1:10000
4 sim = data.frame(n, Int = cumsum(I)/n)
5 sim %>%
6   ggplot(aes(x=n, y=Int)) +
7   geom_line()
```

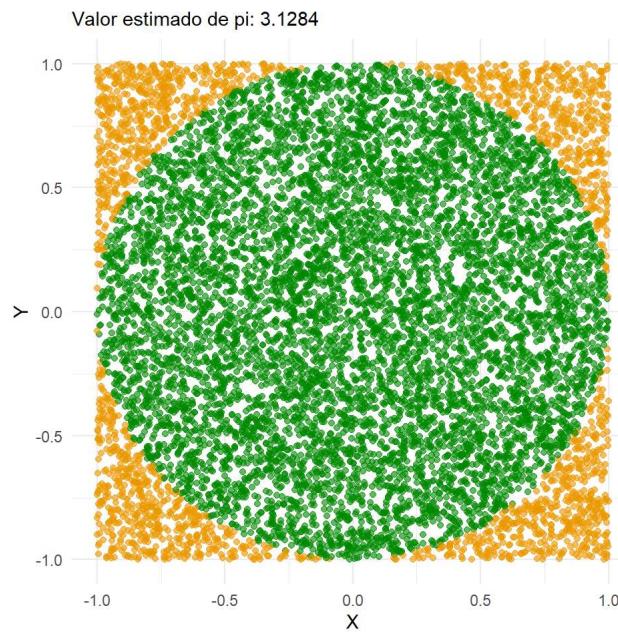


Evaluando de manera analítica la integral

$$\begin{aligned}\theta &= \int_0^1 \int_0^1 (x_1^2 + x_2^2) dx_2 dx_1 \\&= \int_0^1 \left(\frac{1}{3}x_2^3 + x_1^2 x_2 \right) \Big|_{x_2=0}^{x_2=1} dx_1 \\&= \int_0^1 \left(x_1^2 + \frac{1}{3} \right) dx_1 \\&= \left(\frac{1}{3}x_1^3 + \frac{1}{3}x_1 \right) \Big|_{x_1=0}^{x_1=1} \\&= \frac{1}{3} + \frac{1}{3} = \frac{2}{3} = 0.6666667\end{aligned}$$

4.4 Estimando el valor de π

La idea detrás de esta simulación es generar puntos aleatorios uniformes (x, y) dentro del dominio. Al estimar π , el dominio es el sistema de coordenadas cartesianas bidimensional del cuadrado delimitador de un círculo. Para cada punto generado calculamos la distancia al origen para determinar si la coordenada simulada cae dentro del círculo. Luego agregamos los resultados y aproximamos el valor de π tomando la relación de puntos que caen dentro del círculo y el número total de puntos y multiplicando por 4.



El área de un círculo está dada por $\pi \cdot r^2$, y el área del cuadrado que lo delimita corresponde a $(2r)^2 = 4r^2$. Dividiendo ambas áreas resulta

$$\frac{\text{área del círculo}}{\text{área del cuadrado}} = \frac{\pi \cdot r^2}{4 \cdot r^2} = \frac{\pi}{4}$$

A partir de lo cual, podemos estimar π usando la siguiente fórmula

$$\pi \approx 4 \cdot \frac{\text{puntos simulados en el círculo}}{\text{puntos simulados totales}}$$

Al simular números aleatorios dentro de este cuadrado, obtenemos valores aproximados para el área del círculo y el área del cuadrado. Por lo tanto, podemos estimar π tomando la proporción de puntos simulados que caen dentro del círculo y el número total de puntos simulados, y multiplicar por 4.

Para identificar qué puntos caen dentro del círculo usamos la ecuación del círculo: $(x - a)^2 + (y - b)^2 = r^2$, donde (a, b) es el centro del círculo. En nuestro ejemplo, el centro del círculo es $(0, 0)$ y el radio es 1, así que los puntos simulados que satisfacen $\sqrt{x^2 + y^2} \leq 1$ están dentro del círculo.

Práctica 1:

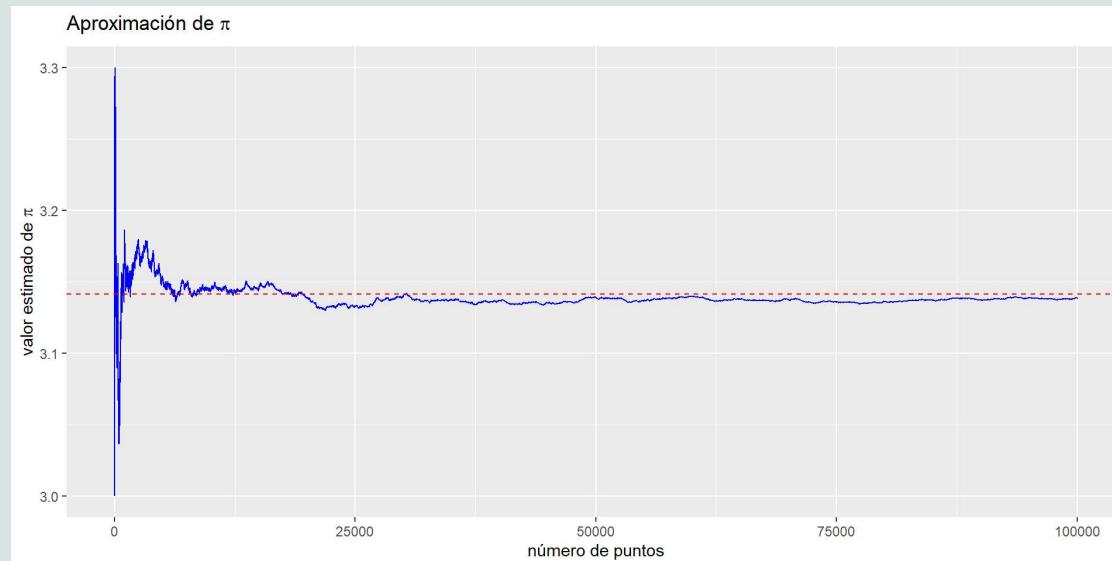
Programar una **Función para la Simulación** que deberá tomar dos argumentos, **semilla** para la reproducibilidad e **iteraciones** para poder escoger cuántos puntos simulados se quiere generar.

La función deberá seguir los siguientes pasos:

1. Establecer la semilla.
2. Generar el número elegido de puntos aleatorios de la distribución uniforme, los valores mínimos y máximos se establecen a los límites de nuestro dominio, aquí -1 y 1. Estos números aleatorios se almacenan en dos vectores, uno para las coordenadas x y otro para las coordenadas y .
3. Calcula $\sqrt{x^2 + y^2}$ para cada punto (x, y) y los almacena en un vector.
4. Calcula cuántos puntos caen dentro del círculo evaluando $\sqrt{x^2 + y^2} \leq 1$.
5. Estima π multiplicando 4 con la proporción de puntos dentro del círculo y el número total de puntos.
6. Devuelve el valor de π estimado.

Práctica 2:

Generar una función en R que permita analizar la convergencia al valor verdadero de π en la medida que $n \rightarrow \infty$.



5 Ejercicios

1. Si $x_0 = 5$ y $x_n = 3x_{n-1} \pmod{150}$, generar x_1, \dots, x_{100} . Visualizar la secuencia generada en un histograma de frecuencias y comentar los resultados.
2. Si $x_0 = 3$ y $x_n = (5x_{n-1} + 7) \pmod{200}$, generar x_1, \dots, x_{1000} . Visualizar la secuencia generada en un histograma de frecuencias y comentar los resultados.

6 Referencias

- Andrews, DF, PJ Bickel, FR Hampel, PJ Huber, WH Rogers, y JW Tukey. 1972. «Robust estimates of location, Princeton Univ». Princeton University Press, Princeton.
- Atkinson, AC. 1980. «Tests of pseudo-random numbers». *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)* 29 (2): 164-71.
- Bhattacharjee, Kamalika, y Sukanta Das. 2022. «A search for good pseudo-random number generators: Survey and empirical studies». *Computer Science Review* 45: 100471.
- Egger, Marlene J. 1979. «Power transformations to achieve symmetry in quantal bioassay». *Tech. Report* 47.
- Hammersley, JM. 1955. «A Million Random Digits with 100,000 Normal Deviates». Wiley Online Library.
- MacLaren, M Donald, y George Marsaglia. 1965. «Uniform random number generators». *Journal of the ACM (JACM)* 12 (1): 83-89.
- Marsaglia, George, Stephen J Sullivan, Stephen K Park, Keith W Miller, y Paul K Stockmeyer. 1993. «Technical correspondence.» *Communications of the ACM* 36 (7): 105-11.
- Park, Stephen K., y Keith W. Miller. 1988. «Random number generators: good ones are hard to find». *Communications of the ACM* 31 (10): 1192-1201.
- Pearson, Karl. 1900. «X. On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling». *The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science* 50 (302): 157-75.

