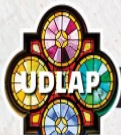


Cociente de Uniformes Temas Selectos I

Dr. Rubén Blancas Rivera

Universidad de las Américas Puebla

Otoño 2025



85 AÑOS DE EXCELENCIA ♦ 55 AÑOS EN PUEBLA

Content

Cociente de Uniformes

Exponencial

Distribución Normal

Método de Von Neumann: Caso Discreto

Método de Von Neumann: Caso Continuo

Cociente de Uniformes

- ▶ En algunos casos, la distribución de una variable aleatoria continua se puede representar como la distribución que se obtiene al tomar el cociente de dos variables aleatorias con distribución uniforme.
- ▶ Vamos a mostrar que la manera en la que esta representación, junto con el método de aceptación y rechazo, producen un algoritmo para la simulación de ciertas variables aleatorias.

Cociente de Uniformes

Este método fue propuesto por A. J. Kinderman y J. F. Monahan en 1977 y está basado en el siguiente resultado.

Teorema (Cociente de Uniformes)

Sea $h(x) \geq 0$ una función integrable, acotada y tal que:

1. $0 < \int_{-\infty}^{\infty} h(x) dx < \infty$.
2. $\sup_x |x| h(x) < \infty$.

Defina la región

$$S = \left\{ (u, v) : 0 < u < \sqrt{h(u/v)}, \frac{v}{u} \in \text{sop}(h) \right\} \subseteq \mathbb{R}^2,$$

en donde $\text{sop}(h) = \{x : h(x) > 0\}$ es el soporte de $h(x)$.

Si (U, V) es un vector aleatorio con distribución uniforme sobre la región S , entonces el cociente $\frac{V}{U}$ tiene función de densidad

$$f(x) = \frac{h(x)}{\int_{-\infty}^{\infty} h(t) dt}.$$

Cociente de Uniformes

- ▶ A partir de una función $h(x)$ con las características indicadas, se puede construir la función de densidad $f(x)$.
- ▶ Valores de esta distribución se pueden obtener a través del cociente $\frac{V}{U}$ de dos variables aleatorias con distribución uniforme sobre la región S .
- ▶ A su vez, valores de estas variables aleatorias uniformes pueden obtenerse mediante una transformación simple de la distribución $\text{Unif}(0, 1)$.

Área de la región S

El área de la región S es

$$|S| = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} h(x) dx.$$

Distribución Exponencial

Supongamos entonces que X tiene función de densidad

$$f(x) = e^{-x} I_{(0,\infty)}(x).$$

Tomaremos a $h(x)$ como la misma función $f(x)$. No es difícil verificar que se cumplen las condiciones

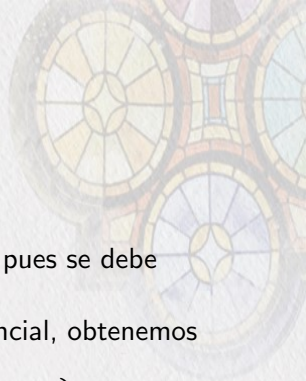
$$0 < \int_{-\infty}^{\infty} h(x) dx < \infty \quad \text{y} \quad \sup_{x \in \mathbb{R}} |x| h(x) < \infty.$$

Distribución Exponencial

Siguiendo el procedimiento explicado antes, se debe considerar la región

$$\begin{aligned} S &= \left\{ (u, v) : 0 < u < h\left(\frac{v}{u}\right), \frac{v}{u} \in \text{sop}(h) \right\} \\ &= \left\{ (u, v) : 0 < u < e^{-v/u}, \frac{v}{u} \in (0, \infty) \right\}. \end{aligned}$$

Distribución Exponencial



Puesto que $u > 0$, tenemos que también $v > 0$, pues se debe satisfacer que $\frac{v}{u} \in (0, \infty)$.

Colocando la raíz cuadrada dentro de la exponencial, obtenemos

$$S = \left\{ (u, v) : 0 < u < \exp\left(-\frac{v}{2u}\right), v > 0 \right\}.$$

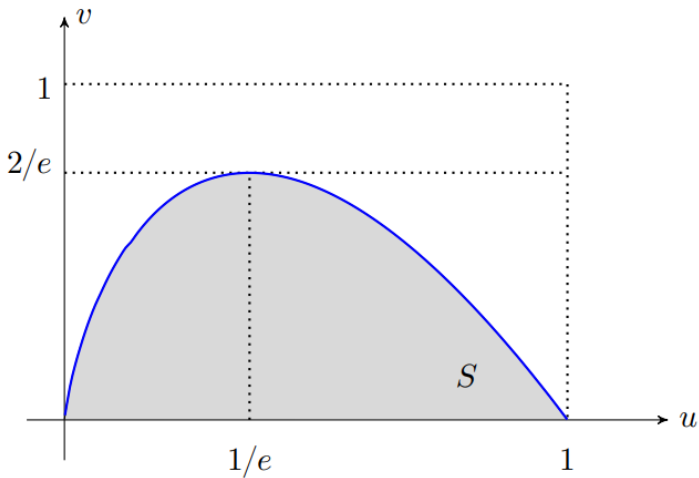
Distribución Exponencial

Ahora observamos que $-\frac{v}{2u}$ es negativo y, por lo tanto, el valor de la exponencial tiene a 1 como cota superior.

Además, resolviendo para v en la desigualdad que involucra a u y v conjuntamente, se encuentra finalmente la siguiente expresión de la región S :

$$S = \left\{ (u, v) : 0 < u < 1, 0 < v < -2u \ln(u) \right\}.$$

Distribución Exponencial



Distribución Exponencial

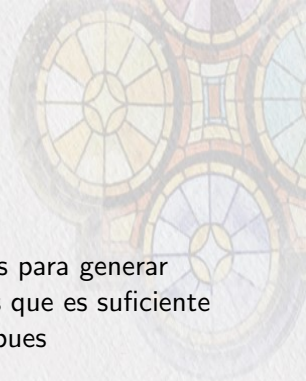
Puede comprobarse para este caso particular que el área de la región S es

$$|S| = \int_0^1 (-2u \ln u) du = - \int_0^1 \left(\frac{d}{du} u^2 \right) \ln u du = \frac{1}{2}.$$

Algoritmo

1. Generar $(u, v) \sim \text{Unif}(0, 1) \times \text{Unif}(0, 1)$.
2. Si $v < -2u \ln(u)$, aceptar (u, v) como un valor de $\text{Unif}(S)$; en caso contrario, regresar al paso 1.
3. Calcular $x = v/u$.
4. Sea $X = x/\lambda$.
5. Entonces $X \sim \text{Exp}(\lambda)$.

Distribución Normal



Aplicaremos el método del cociente de uniformes para generar valores de la distribución $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Recordemos que es suficiente obtener valores de X con distribución $\mathcal{N}(0, 1)$, pues

$$\mu + \sigma X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2).$$

Distribución Normal

Sea X con función de densidad

$$f(x) = (2\pi)^{-1/2} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right), \quad x \in (-\infty, \infty).$$

Podemos considerar a $h(x)$ como $f(x)$, pero por simplicidad en la determinación de la región S tomaremos

$$h(x) = \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right).$$

No es difícil verificar que se cumplen las condiciones

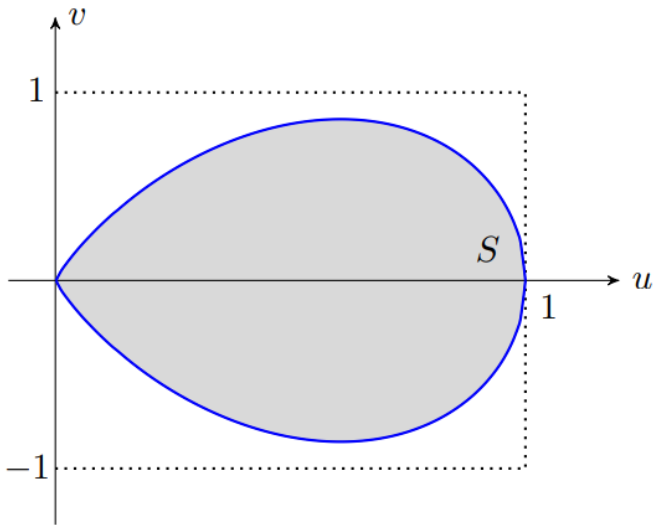
$$0 < \int_{-\infty}^{\infty} h(x) dx < \infty \quad \text{y} \quad \sup_{x \in \mathbb{R}} |x| h(x) < \infty.$$

Distribución Normal

Siguiendo el procedimiento explicado antes, se debe considerar la región

$$\begin{aligned} S &= \left\{ (u, v) : 0 < u < \sqrt{h\left(\frac{v}{u}\right)}, \frac{v}{u} \in \text{supp}(h) \right\} \\ &= \left\{ (u, v) : 0 < u < \sqrt{\exp\left(-\frac{v^2}{2u^2}\right)}, \frac{v}{u} \in (-\infty, \infty) \right\} \\ &= \left\{ (u, v) : 0 < u < \exp\left(-\frac{v^2}{4u^2}\right), v \in \mathbb{R} \right\} \\ &= \{(u, v) : 0 < u < 1, v^2 < -4u^2 \ln(u).\} \end{aligned}$$

Distribución Normal



Distribución Normal

Puede comprobarse para este caso particular que el área de la región S es

$$\begin{aligned}|S| &= 2 \int_0^1 \sqrt{-4u^2 \ln(u)} \, du \\&= 2 \int_0^1 2u \sqrt{\ln\left(\frac{1}{u}\right)} \, du \\&= 8 \int_0^\infty v^2 e^{-2v^2} \, dv, \quad v^2 := \ln\left(\frac{1}{u}\right).\end{aligned}$$

Distribución Normal

Además,

$$|S| = 4\sqrt{2\pi\sigma^2} \mathbb{E}[W^2], \quad W \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2), \quad \sigma^2 = \frac{1}{4}.$$

Por lo tanto,

$$|S| = \frac{1}{2}\sqrt{2\pi} = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} h(x) dx.$$

Distribución Normal

1. Generar $(u, v) \sim \text{Unif}(0, 1) \times \text{Unif}(-1, 1)$.
2. Verificar la condición: si $v^2 < -4u^2 \ln(u)$, aceptar (u, v) como un valor de $\text{Unif}(S)$; en caso contrario, regresar al paso 1.
3. Calcular el cociente $x = v/u$.
4. El valor x tiene distribución $\mathcal{N}(0, 1)$.
5. Finalmente, calcular $Y = \mu + \sigma x$, el cual tiene distribución $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.

Generación de valores de variables aleatorias multivariadas

- ▶ Vamos a estudiar el método de von Neumann, y de aceptación y rechazo, para generar valores de vectores aleatorios, tanto en el caso discreto como continuo. Estos procedimientos son similares al caso unidimensional.

Proposición

Sea $f(x, y)$ una función de probabilidad bivariada con soporte el conjunto finito $S = \{x_1, \dots, x_n\} \times \{y_1, \dots, y_m\}$. Sea (X, Y) una variable con distribución uniforme sobre S e independiente de $U \sim \text{Unif}(0, 1)$. Entonces, se cumple que

$$\mathbb{P}(X = x, Y = y \mid U \leq f(X, Y)) = f(x, y), \quad \text{para } (x, y) \in S.$$

Método de Von Neumann

- ▶ Si tienes una función de probabilidad bivariada $f(x, y)$ con soporte finito S ,
- ▶ puedes construir un procedimiento que, a partir de una distribución uniforme sobre S y un número uniforme independiente $U \sim \text{Unif}(0, 1)$,
- ▶ genere una pareja (X, Y) que efectivamente sigue la distribución $f(x, y)$.

Método de Von Neumann

La igualdad

$$\mathbb{P}(X = x, Y = y \mid U \leq f(X, Y)) = f(x, y), \quad (x, y) \in S,$$

nos dice que, al condicionar en el evento de aceptación $U \leq f(X, Y)$, el par (X, Y) termina distribuyéndose exactamente según la ley deseada $f(x, y)$.

Método de Von Neumann

Demostración.

Sea $(x, y) \in S$. Observemos primero que

$$\mathbb{P}(X = x, Y = y) = \frac{1}{nm},$$

y además

$$\mathbb{P}(U \leq f(X, Y) \mid X = x, Y = y) = \mathbb{P}(U \leq f(x, y)) = f(x, y).$$

Método de Von Neumann

or definición de probabilidad condicional:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X = x, Y = y \mid U \leq f(X, Y)) &= \frac{\mathbb{P}(X = x, Y = y, U \leq f(X, Y))}{\mathbb{P}(U \leq f(X, Y))} \\&= \frac{\mathbb{P}(U \leq f(X, Y) \mid X = x, Y = y) \mathbb{P}(X = x, Y = y)}{\sum_{(u,v) \in S} \mathbb{P}(U \leq f(X, Y) \mid X = u, Y = v) \mathbb{P}(X = u, Y = v)} \\&= \frac{f(x, y) \frac{1}{nm}}{\sum_{(u,v) \in S} f(u, v) \frac{1}{nm}} \\&= f(x, y).\end{aligned}$$

Ejemplo

Sea el soporte

$$S = \{0, 1\} \times \{0, 1\},$$

y definamos la función de probabilidad bivariada

$$f(x, y) = \begin{cases} 0.4 & \text{si } (x, y) = (0, 0), \\ 0.1 & \text{si } (x, y) = (0, 1), \\ 0.2 & \text{si } (x, y) = (1, 0), \\ 0.3 & \text{si } (x, y) = (1, 1). \end{cases}$$

Algoritmo

El procedimiento del método de von Neumann es el siguiente:

1. Generamos un candidato (X, Y) uniforme sobre S . Cada punto tiene probabilidad $\frac{1}{4}$.
2. Generamos $U \sim \text{Unif}(0, 1)$.
3. Aceptamos el candidato (x, y) si $U \leq f(x, y)$.

Proposición.

Sea $f(x, y)$ una densidad bivariada con soporte $(a, b) \times (c, d)$, acotada por $M > 0$. Sean $U_1, U_2, U_3 \sim \text{Unif}(0, 1)$ independientes y definamos

$$X = a + (b - a)U_1, \quad Y = c + (d - c)U_2, \quad U = MU_3.$$

Entonces, la distribución de (X, Y) condicionada a $\{U \leq f(X, Y)\}$ es $f(x, y)$.

Método de Von Neumann

Demostración.

Sea $f(x, y)$ una densidad bivariada con soporte $(a, b) \times (c, d)$, acotada por $M > 0$. Sean $U_1, U_2, U_3 \sim \text{Unif}(0, 1)$ independientes y definamos

$$X = a + (b - a)U_1, \quad Y = c + (d - c)U_2, \quad U = MU_3.$$

Entonces, la distribución de (X, Y) condicionada a $\{U \leq f(X, Y)\}$ es $f(x, y)$.