Metodo de la Trasformada Inversa

Curso: Temas Selectos I: O25 LAT4032 1

Profesor: Rubén Blancas Rivera

Equipo: Ximena Bravo, Heriberto Espino, Celeste Nuñez

Universidad de las Américas Puebla

Índice

Funciones para graficar

```
[1]: import numpy as np
       import matplotlib.pyplot as plt
       import seaborn as sns
       sns.set(style='whitegrid')
[2]: def histograma(muestras, montecarlo, bins=50):
           fig, ax = plt.subplots(figsize=(10, 6))
           n, _, _ = ax.hist(muestras, bins=bins, alpha=0.7)
           ax.axvline(montecarlo, color='r', linestyle='--',
                      linewidth=2, zorder=3, label=f'Monte Carlo {montecarlo:.4f}')
           xmin, xmax = ax.get_xlim()
           if montecarlo < xmin or montecarlo > xmax:
              ax.set_xlim(min(xmin, montecarlo), max(xmax, montecarlo))
           ax.set_title('Muestras')
           ax.set_xlabel('Valor')
           ax.set_ylabel('Frecuencia')
           ax.legend(facecolor='white', edgecolor='none')
           plt.tight_layout()
           plt.show()
[3]: def tlc(muestras, valor_verdadero=None):
           k = len(muestras)
           medias = np.cumsum(muestras) / np.arange(1, k + 1)
           plt.figure(figsize=(10, 6))
           plt.plot(medias)
           plt.xlabel('Número de simulaciones')
           plt.ylabel('Media acumulada')
           plt.title(f'Convergencia de la media Monte Carlo')
           plt.axhline(y=medias[-1], \ color='r', \ linestyle='--', \ label=f'Media \ final \ \{medias[-1]:.4f\}')
           if valor_verdadero is not None:
               plt.axhline(y=valor\_verdadero, color='g', linestyle='--', label=f'Valor verdadero \{valor\_verdadero:.4f\}')
           plt.legend(facecolor='white', edgecolor='none')
           plt.gca().yaxis.set_ticks_position('right')
           plt.gca().yaxis.set_label_position('right')
           plt.show()
```

EJERCICIO 1 3

Ejercicio 1

```
Si x_0=5 y x_n=2x_{n-1} \bmod 150. Encontrar x_1,\dots,x_{10}.
                                                          x_n = ax_{n-1} \bmod m
      $10 = 2.5 \mod 150
      20 = 10.5 \mod 150 \setminus
      40 = 20.5 \mod 150 \setminus
      80 = 40.5 \mod 150
      10 = 80.5 \mod 150
      □$$
[4]: pseudoaleatorios = []
       x0 = 5
       a = 2
       m = 150
       for i in range(10):
          xn = (a * x0) % m
           x0 = xn
           {\tt pseudoaleatorios.append(xn)}
       pseudoaleatorios
```

[4]: [10, 20, 40, 80, 10, 20, 40, 80, 10, 20]

Ejercicio 3

Sea

$$\int_0^1 \exp(e^x)\,dx$$

$$\theta = \int_0^1 \exp(e^x)\,dx.$$

Reescritura como valor esperado con $U \sim \mathrm{Unif}(0,1)$:

$$\theta = \mathbb{E}[\exp(e^U)] \ .$$

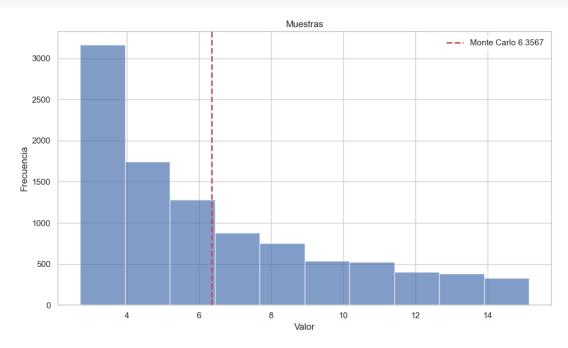
Estimador Monte Carlo con $u_1,\dots,u_K \stackrel{\mathrm{iid}}{\sim} \mathrm{Unif}(0,1)$:

$$\hat{\theta}_K = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \exp(e^{u_i}).$$

return np.exp(np.exp(u)) k = 10000u = np.random.random(k)muestras = h(u)montecarlo = muestras.mean() montecarlo

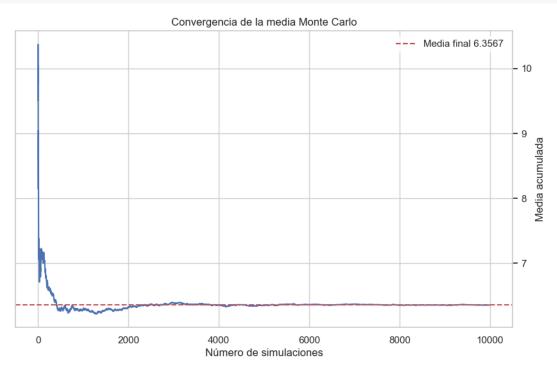
[5]: np.float64(6.35668829491894)

 $\verb|histograma(muestras, montecarlo, bins=10)|\\$



EJERCICIO 3 5

[7]: tlc(muestras)



EJERCICIO 5 6

Ejercicio 5

 $\int_{-2}^{2} e^{x+x^2} \, dx$

Sea

$$\theta = \int_{-2}^{2} e^{x+x^2} \, dx.$$

Cambio de variable a ([0,1]):

$$u = \frac{x - (-2)}{2 - (-2)} = \frac{x + 2}{4}, \qquad x = -2 + 4u, \qquad dx = 4 du.$$

Entonces

$$\theta = \int_0^1 4 \, \exp[(-2 + 4u) + (-2 + 4u)^2] \, du.$$

Forma de valor esperado con $U \sim \text{Unif}(0, 1)$:

$$\theta = \mathbb{E}[g(U)]\,, \qquad g(u) = 4\,\exp\bigl[(-2+4u)+(-2+4u)^2\bigr].$$

Estimador Monte Carlo:

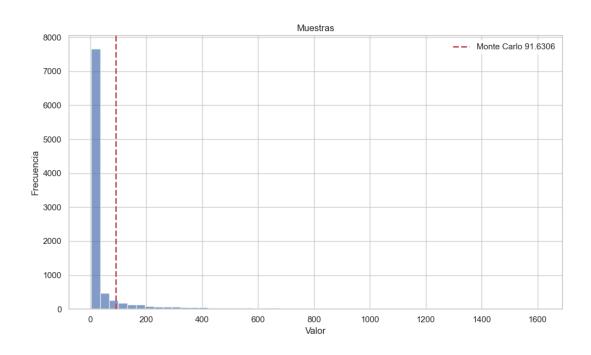
$$\hat{\theta}_K = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K g(u_i), \qquad u_i \overset{iid}{\sim} \mathrm{Unif}(0,1).$$

```
[8]: def h(u):
    return (b-a)*np.exp(a+(b-a)*u + (a+(b-a)*u)**2)

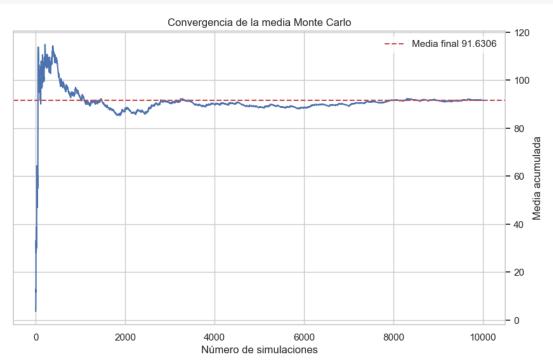
k = 10000
a = -2
b = 2
u = np.random.random(k)

muestras = h(u)
montecarlo = muestras.mean()
montecarlo
```

- [8]: np.float64(91.6305599447782)
- [9]: histograma(muestras, montecarlo)



[10]: tlc(muestras)



Ejercicio 7

$$\int_0^\infty \frac{x}{(1+x^2)^2} \, dx$$

Estimación Monte Carlo

Sea:

$$\theta = \int_0^\infty \frac{x}{(1+x^2)^2} \, dx.$$

Cambio:

$$y = \frac{1}{x+1}, \qquad dy = -\frac{dx}{(x+1)^2} = -y^2\,dx.$$

Entonces:

$$\theta = \int_0^1 h(y) \, dy, \qquad h(y) = \frac{g\left(\frac{1}{y} - 1\right)}{y^2}, \quad g(x) = \frac{x}{(1 + x^2)^2}.$$

Forma de esperanza con $U \sim \text{Unif}(0,1)$:

$$\theta = \mathbb{E}[\,h(U)\,].$$

Estimador Monte Carlo:

$$\hat{\theta}_K = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K h(u_i), \quad u_i \stackrel{\mathrm{iid}}{\sim} \mathrm{Unif}(0,1).$$

```
full: def g(x):
    return x / (1 + x**2)**2

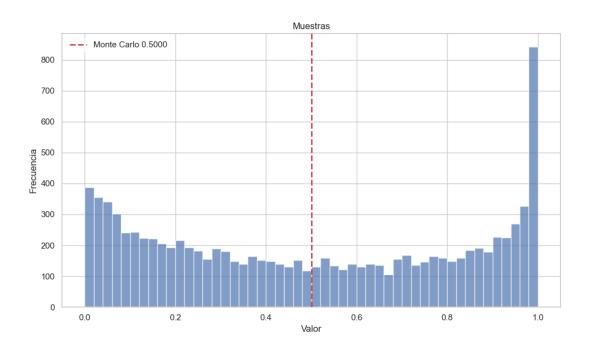
def h(u):
    return g(1/u-1)/u**2

k = 10_000

u = np.random.random(k)
muestras = h(u)
montecarlo = muestras.mean()
montecarlo
```

[11]: np.float64(0.5000219155164649)

[12]: histograma(muestras, montecarlo)



Calculo analítico

Sea

$$\theta = \int_0^\infty \frac{x}{(1+x^2)^2} \, dx.$$

Integral impropia:

$$\theta = \lim_{b \to \infty} \int_0^b \frac{x}{(1+x^2)^2} \, dx.$$

Sustitución $u=1+x^2\Rightarrow du=2x\,dx$: cuando $x=0\Rightarrow u=1$, cuando $x=b\Rightarrow u=1+b^2$. Entonces

$$\int_0^b \frac{x}{(1+x^2)^2} \, dx = \frac{1}{2} \int_1^{1+b^2} u^{-2} \, du.$$

Primitiva:

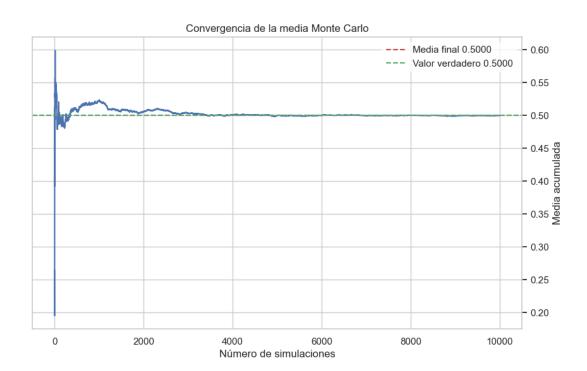
$$\int u^{-2} \, du = -u^{-1} + C.$$

Evaluación:

$$\frac{1}{2} \Big[- u^{-1} \Big]_1^{1+b^2} = \frac{1}{2} \Big(-\frac{1}{1+b^2} + 1 \Big) \,.$$

Límite:

$$\theta = \lim_{b\to\infty} \frac{1}{2} \bigg(1 - \frac{1}{1+b^2}\bigg) = \frac{1}{2}.$$



Ejercicio 9

 $\int_0^1 \int_0^1 e^{(x+y)^2} \, dy \, dx$

Sea:

$$\theta = \int_0^1\!\int_0^1 e^{(x+y)^2}\,dy\,dx.$$

Entonces:

$$\theta = \int_0^1\!\!\int_0^1 g(x_1,x_2)\,dx_1\,dx_2, \qquad g(x_1,x_2) = e^{(x_1+x_2)^2}.$$

Sabemos que:

$$\theta = \mathbb{E}[g(U_1, U_2)], \quad U_1, U_2 \overset{iid}{\sim} \mathrm{Unif}(0, 1).$$

Estimador Monte Carlo:

$$\hat{\theta}_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k g(u_{i1}, u_{i2}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \exp \bigl((u_{i1} + u_{i2})^2 \bigr), \quad (u_{i1}, u_{i2}) \stackrel{iid}{\sim} \mathrm{Unif}(0, 1).$$

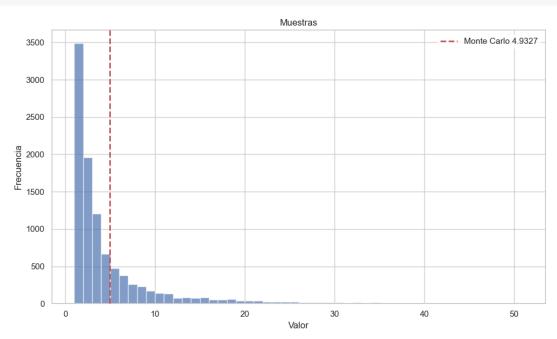
[14]: def h(u1, u2): return np.exp((u1 + u2)**2)

k = 10000

u1 = np.random.random(k)
u2 = np.random.random(k)
muestras = h(u1, u2)
montecarlo = muestras.mean()
montecarlo

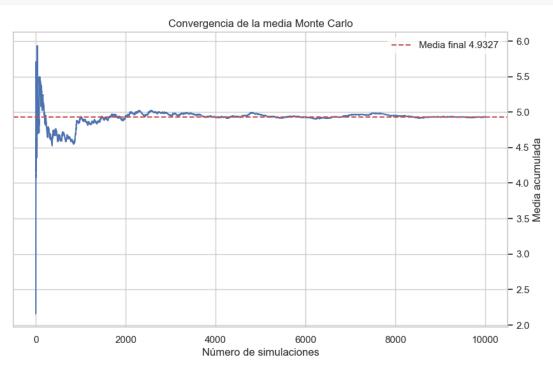
[14]: np.float64(4.932739519320463)

[15]: histograma(muestras, montecarlo)



EJERCICIO 9 12

[16]: tlc(muestras)



Ejercicio 11

Usar simulación para aproximar $\mathrm{Cov}(U,e^U)$, donde $U\sim\mathcal{U}(0,1)$. Comparar con la respuesta exacta. Por definición,

$$\mathrm{Cov}(X,Y) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}X)(Y - \mathbb{E}Y)].$$

Expansión lineal:

$$\mathrm{Cov}(X,Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \; \mathbb{E}[Y].$$

Aplicando a X = U y $Y = e^U$:

$$\mathrm{Cov}(U,e^U) = \mathbb{E}[Ue^U] - \mathbb{E}[U] \; \mathbb{E}[e^U].$$

Estimación Monte Carlo

Sea $u_1,\dots,u_K \stackrel{iid}{\sim} \mathrm{Unif}(0,1).$ Entonces

$$\widehat{\mu}_U = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K u_i, \qquad \widehat{\mu}_e = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K e^{u_i}, \qquad \widehat{m} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K u_i e^{u_i}.$$

Entonces:

$$\widehat{\mathsf{Cov}}^{(MC)} = \widehat{m} - \widehat{\mu}_{U}\,\widehat{\mu}_{a}$$

Cálculo analítico

 $\mathbb{E}[U]$

$$\int_0^1 u \, du = \left[\frac{u^2}{2} \right]_0^1 = \frac{1^2}{2} - \frac{0^2}{2} = \frac{1}{2}.$$

 $\mathbb{E}[e^U]$

$$\int_0^1 e^u du = [e^u]_0^1 = e^1 - e^0 = e - 1.$$

 $\mathbb{E}[Ue^U]$ (por partes)

$$\begin{split} \int_0^1 x \, e^x \, dx, & \begin{cases} u = x & \Rightarrow du = dx, \\ dv = e^x \, dx & \Rightarrow v = e^x. \end{cases} \\ & \int_a^b u \, dv = \left[u \, v \right]_a^b - \int_a^b v \, du. \\ & \left[x \, e^x \right]_0^1 - \int_0^1 e^x \, dx = (1 \cdot e - 0 \cdot 1) - \left[e^x \right]_0^1 = e - (e - 1) = 1. \end{split}$$

Covarianza

$$\mathrm{Cov}(U, e^U) = \mathbb{E}[Ue^U] - \mathbb{E}[U]\mathbb{E}[e^U] = 1 - \frac{1}{2}\left(e - 1\right) = \frac{3 - e}{2} = 0.140859086$$

```
[17]: def valor_esperado_1(u):
    return u * np.exp(u)

def valor_esperado_2(u):
    return u

def valor_esperado_3(u):
    return np.exp(u)

k = 1000000

u = np.random.random(k)

montecarlo = valor_esperado_1(u).mean() - valor_esperado_2(u).mean() * valor_esperado_3(u).mean()

[18]: montecarlo

[18]: np.float64(0.14075041201920013)

[19]: 1 - 1/2*(np.e -1)

[19]: 0.14085908577047745
```

Ejercicio 13

Para variables aleatorias uniformes U_1, U_2, \dots definir

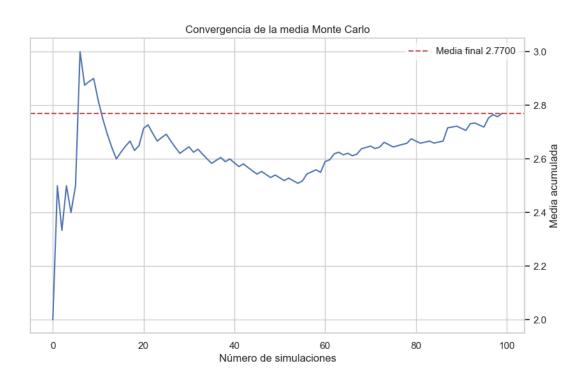
$$N = \min \left\{ n : \sum_{i=1}^n U_i > 1 \right\}.$$

```
Estimar \mathbb{E}[N] por simulación con: a) 100 valores, b) 1000 valores, c) 10000 valores, d) Discutir el valor esperado.
```

```
def minimo_N(k):
    lista_contadores = []
    for _ in range(k):
        suma = 0
        contador = 0
        while suma < 1:
            contador += 1
            suma += np.random.random()
        lista_contadores.append(contador)
    return lista_contadores</pre>
```

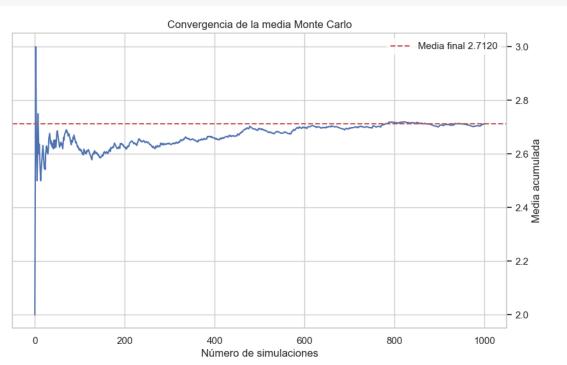
100 valores

```
[21]: tlc(minimo_N(100))
```



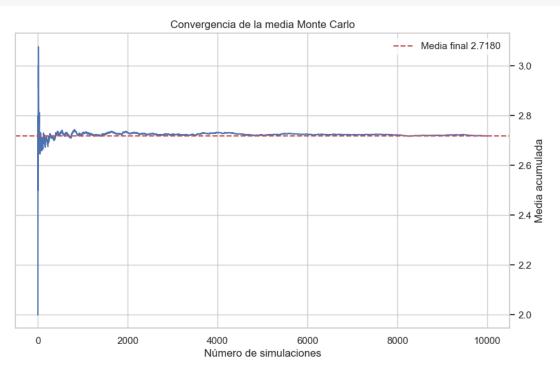
1000 valores

[22]: tlc(minimo_N(1000))



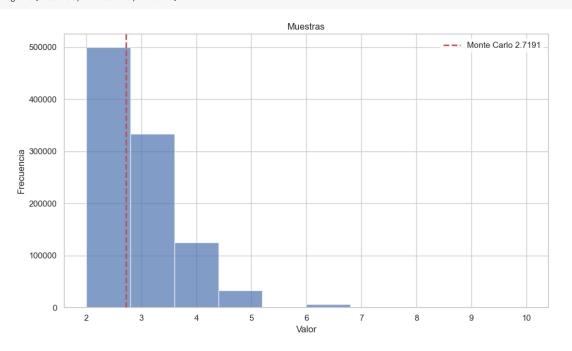
10000 valores

[23]: tlc(minimo_N(10000))



Discución de n

[24]: muestras = minimo_N(1000000)
montecarlo = np.mean(muestras)
histograma(muestras, montecarlo, bins=10)



[25]: np.e

[25]: 2.718281828459045

Ejercicio 2

```
Si x_0=3 y x_n=(5x_{n-1}+7) \bmod 200. Encontrar x_1,\dots,x_{10}.
                                                         x_n = ax_{n-1} \bmod m
       $22 = (5.3 + 7) \mod 200
       117 = (22.3 + 7) \mod 200
       192 = (117 \cdot 3 + 7) \mod 200
       167 = (192.3 + 7) \mod 200
       42 = (167 \cdot 3 + 7) \mod 200
       17 = (42.3 + 7) \mod 200
       92 = (17.3 + 7) \mod 200
       67 = (92.3 + 7) \mod 200
       142 = (67 \cdot 3 + 7) \mod 200
       117 = (142 \cdot 3 + 7) \mod 200
       □$$
[26]: pseudoaleatorios = []
        x0 = 3
        a = 5
        m = 200
        c = 7
        for i in range(10):
           xn = (a * x0 + c) % m
            x0 = xn
            {\tt pseudoaleatorios.append(xn)}
```

[26]: [22, 117, 192, 167, 42, 17, 92, 67, 142, 117]

EJERCICIO 4 20

Ejercicio 4

$$\int_0^1 (1-x^2)^{3/2} \, dx.$$

def h(u):
 return (1-u**2)**(3/2)

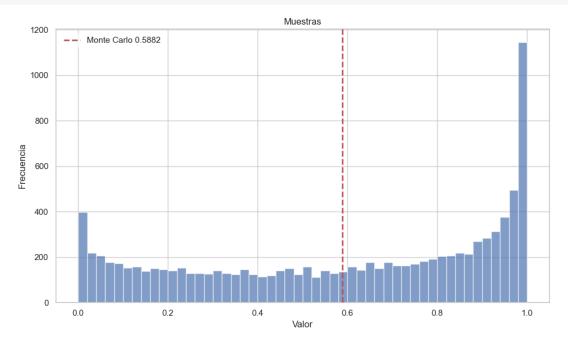
k = 10000

u = np.random.random(k)

muestras = h(u)
montecarlo = muestras.mean()
montecarlo

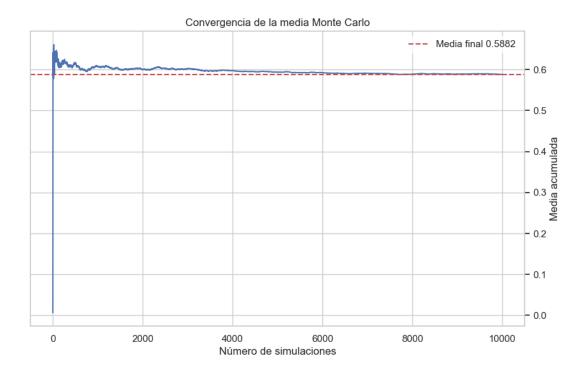
[27]: np.float64(0.5882433134915226)

[28]: histograma(muestras, montecarlo)



[29]: tlc(muestras)

EJERCICIO 4 21



EJERCICIO 6 22

Ejercicio 6

$$\int_0^\infty e^{-x} \, dx.$$

Integrando es la densidad Exp(1), por lo que el valor exacto es 1.

Estimación Monte Carlo

Sea:

$$\theta = \int_0^\infty e^{-x} \, dx.$$

Cambio:

$$y = \frac{1}{x+1}$$
, $dy = -\frac{dx}{(x+1)^2} = -y^2 dx$.

Entonces:

$$\theta = \int_0^1 h(y)\,dy, \qquad h(y) = \frac{g\left(\frac{1}{y}-1\right)}{y^2}, \quad g(x) = e^{-x}.$$

Forma de esperanza con $U \sim \mathrm{Unif}(0,1)$:

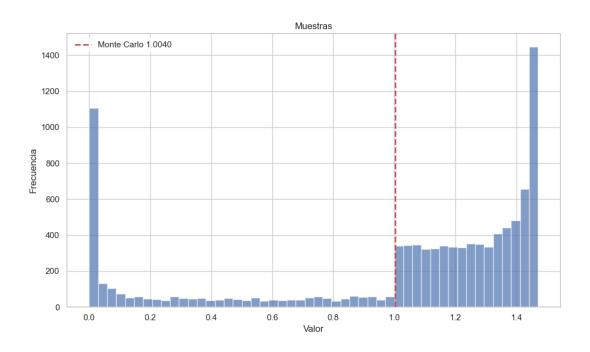
$$\theta = \mathbb{E}[\,h(U)\,].$$

Estimador Monte Carlo:

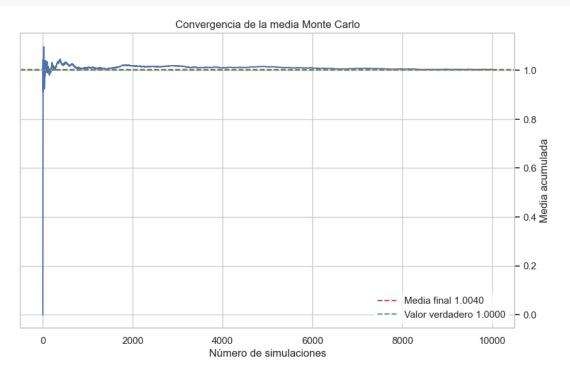
$$\hat{\theta}_K = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K h(u_i), \quad u_i \overset{\mathrm{iid}}{\sim} \mathrm{Unif}(0,1).$$

[30]: np.float64(1.003981922206577)

[31]: histograma(muestras, montecarlo)



[32]: tlc(muestras, 1)



EJERCICIO 8 24

Ejercicio 8

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} \, dx.$$

Integrando, el valor exacto es $\sqrt{\pi}$ (Lo vimos en análisis II).

Estimación Monte Carlo

Sea:

$$\theta = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} \, dx.$$

Como tiene símetria par, g(x) = g(-x):

$$\theta = 2 \int_0^\infty e^{-x^2} \, dx.$$

Cambio:

$$y = \frac{1}{x+1}, \qquad dy = -\frac{dx}{(x+1)^2} = -y^2 dx.$$

Entonces:

$$\theta = 2 \int_0^1 h(y) \, dy, \qquad h(y) = \frac{g\left(\frac{1}{y} - 1\right)}{y^2}, \quad g(x) = e^{-x^2}.$$

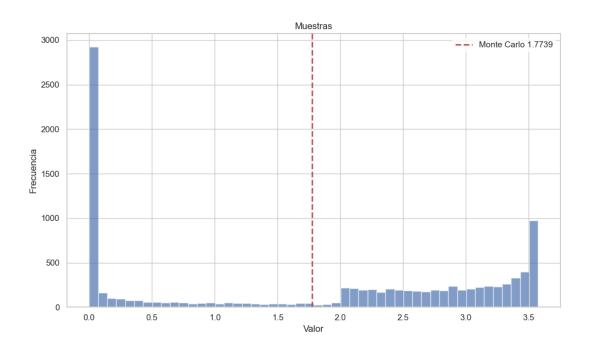
Forma de esperanza con $U \sim \text{Unif}(0, 1)$:

$$\theta = 2\mathbb{E}[h(U)].$$

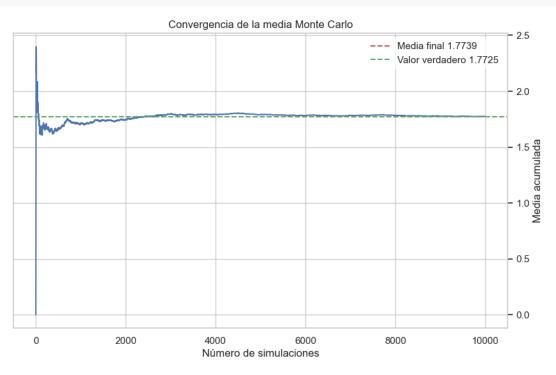
Estimador Monte Carlo:

$$\hat{\theta}_K = 2 \cdot \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K h(u_i), \quad u_i \stackrel{\mathrm{iid}}{\sim} \mathrm{Unif}(0,1).$$

- [33]: np.float64(1.7739489326465634)
- [34]: verdadero = np.sqrt(np.pi)
- np.float64(1.7724538509055159)
- [35]: histograma(muestras, montecarlo)



[36]: tlc(muestras, verdadero)



EJERCICIO 10 26

Ejercicio 10

$$\int_0^\infty \int_0^x e^{-(x+y)}\,dy\,dx.$$

Solución analítica

$$\int_0^\infty \! \int_0^x e^{-(x+y)} \, dy \, dx = \int_0^\infty e^{-x} \! \left(\int_0^x e^{-y} \, dy \right) dx.$$

Integrando a $y \operatorname{con} x$ fijo:

$$\int_0^x e^{-y} \, dy = \left[-e^{-y} \right]_0^x = 1 - e^{-x}.$$

Sustituyendo:

$$\int_0^\infty e^{-x} (1 - e^{-x}) \, dx = \int_0^\infty e^{-x} \, dx - \int_0^\infty e^{-2x} \, dx.$$

Evaluando ambas integrales impropias:

$$\int_0^\infty e^{-x}\,dx = \big[-e^{-x}\big]_0^\infty = 1, \qquad \int_0^\infty e^{-2x}\,dx = \big[-\tfrac{1}{2}e^{-2x}\big]_0^\infty = \tfrac{1}{2}.$$

Restando:

$$1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}.$$

Estimación Monte Carlo

Sea:

$$\theta = \int_0^\infty \! \int_0^x e^{-(x+y)} \, dy \, dx.$$

Entonces:

$$\theta = \int_0^\infty \! \int_0^\infty \mathbf{1} \{x_2 \le x_1\} \, e^{-(x_1 + x_2)} \, dx_2 \, dx_1, \qquad g(x_1, x_2) = \mathbf{1} \{x_2 \le x_1\}.$$

Sabemos que:

$$\theta = \mathbb{E}\big[g(X_1, X_2)\big], \quad X_1, X_2 \overset{iid}{\sim} \operatorname{Exp}(1).$$

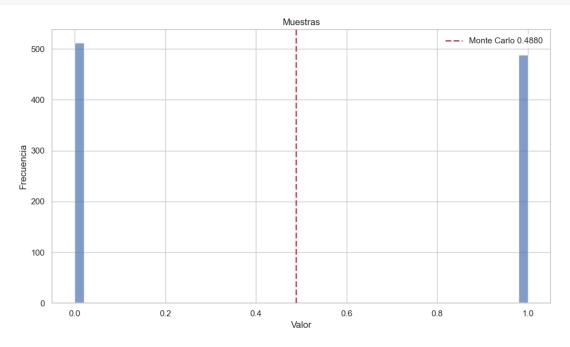
Estimador Monte Carlo:

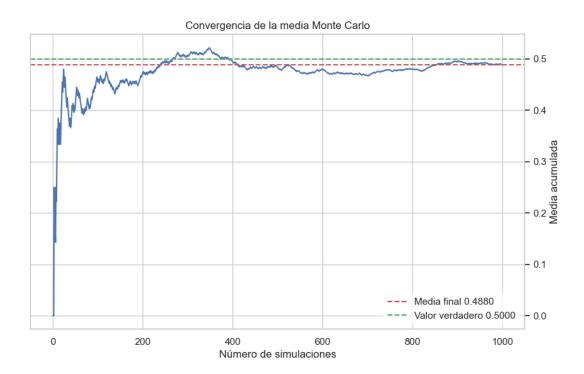
$$\hat{\theta}_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k g(x_{i1}, x_{i2}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \mathbf{1} \{ x_{i2} \le x_{i1} \}, \quad (x_{i1}, x_{i2}) \overset{iid}{\sim} \mathrm{Exp}(1).$$

(Para simular x_{ij} : $x_{ij} = -\ln(1-u_{ij})$, $u_{ij} \overset{iid}{\sim} \mathrm{Unif}(0,1)$, con el método de la transformada inversa).

[37]: np.float64(0.488)

[38]: histograma(muestras, montecarlo)





EJERCICIO 12 29

Ejercicio 12

Sea $U \sim \mathcal{U}(0,1)$. Aproximar por simulación:

- (a) Corr $(U, \sqrt{1 U^2})$,
- (b) Corr $(U^2, \sqrt{1-U^2})$.

Covarianza

$$\mathrm{Cov}(X,Y) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}X)(Y - \mathbb{E}Y)].$$

Expansión lineal:

$$\mathrm{Cov}(X,Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \; \mathbb{E}[Y].$$

Aplicando a X = U y $Y = e^U$:

$$\mathrm{Cov}(U,\sqrt{1-U^2}) = \mathbb{E}[U\sqrt{1-U^2}] - \mathbb{E}[U] \; \mathbb{E}[\sqrt{1-U^2}].$$

Correlación

$$\hat{\rho} = \frac{\widehat{\text{Cov}}}{\sqrt{s_U^2 \, s_Y^2}}.$$

Varianza

$$\mathrm{Var}(X) = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2.$$

Estimación Monte Carlo

Sea $u_1, \dots, u_K \stackrel{iid}{\sim} \text{Unif}(0, 1)$. Entonces

$$\hat{\mu}_U = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K u_i, \qquad \hat{\mu}_{\sqrt{1-U^2}} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \sqrt{1-U^2}, \qquad \widehat{m} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K u_i \sqrt{1-U^2}.$$

Entonces:

$$\widehat{\mathrm{Cov}}^{(MC)} = \widehat{m} - \widehat{\mu}_U \, \widehat{\mu}_e$$

A

```
def valor_esperado_1(u):
    return u * np.sqrt(1-u**2)

def valor_esperado_2(u):
    return u

def valor_esperado_3(u):
    return np.sqrt(1-u**2)

k = 1000000

u = np.random.random(k)
```

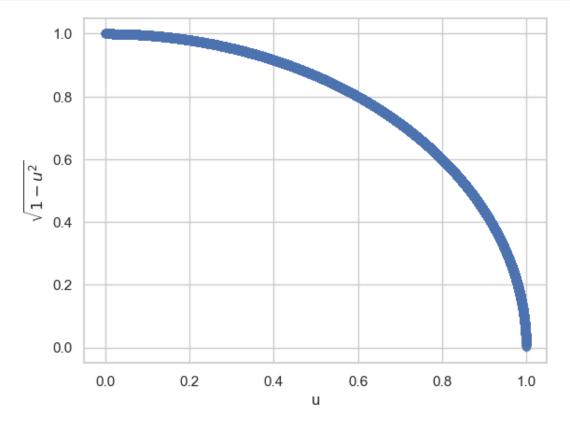
```
cov = valor_esperado_1(u).mean() - valor_esperado_2(u).mean() * valor_esperado_3(u).mean()
cov
[40]:
```

[41]: def varianza(u):
 return (u**2).mean() - u.mean()**2

corr = cov / np.sqrt(varianza(u) * varianza(np.sqrt(1-u**2)))
 corr

[41]: np.float64(-0.9213938620284924)

```
plt.scatter(u, np.sqrt(1-u**2), alpha=0.1)
plt.xlabel("u")
plt.ylabel("$\\sqrt{1-u^2}$")
plt.show()
```



В

```
def valor_esperado_1(u):
    return u**2 * np.sqrt(1-u**2)

def valor_esperado_2(u):
    return u**2

def valor_esperado_3(u):
    return np.sqrt(1-u**2)

k = 1000000
```

```
u = np.random.random(k)
cov = valor_esperado_1(u).mean() - valor_esperado_2(u).mean() * valor_esperado_3(u).mean()
cov
```

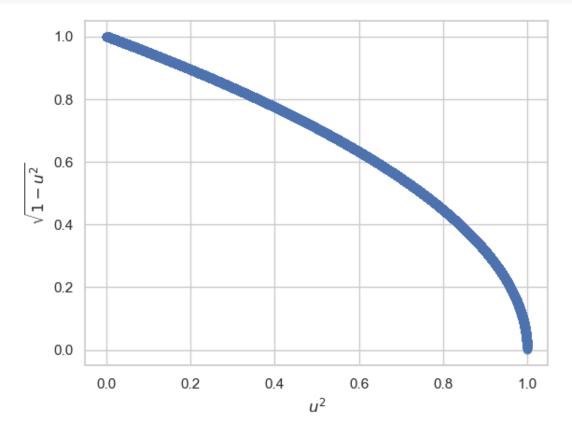
[43]: np.float64(-0.06548312826910846)

```
[44]: def varianza(u):
    return (u**2).mean() - u.mean()**2

corr = cov / np.sqrt(varianza(u**2) * varianza(np.sqrt(1-u**2)))
    corr
```

[44]: np.float64(-0.9835397769788468)

```
[45]: plt.scatter(u**2, np.sqrt(1-u**2), alpha=0.1)
plt.xlabel("$u^2$")
plt.ylabel("$\\sqrt{1-u^2}$")
plt.show()
```



EJERCICIO 14 32

Ejercicio 14

Sea $U_i \sim \mathcal{U}(0,1)$ i.i.d. Definir

$$N = \max \Big\{ n : \prod_{i=1}^n U_i \ge e^{-3} \Big\}, \quad \operatorname{con} \ \prod_{i=0}^0 U_i = 1.$$

```
a) Estimar \mathbb{E}[N] por simulación.
```

```
b) Estimar \mathbb{P}[N=i] para i=0,1,2,3,4,5,6.
```

A

```
ENTRADA: k

SALIDA: E_hat

acumulado \leftarrow 0

PARA r \leftarrow 1 HASTA k HACER:
   S \leftarrow 0
   n \leftarrow 0

MIENTRAS S \leq 3 HACER:
   u \leftarrow UNIFORME(0,1)
   S \leftarrow S + (-log u)
   SI S \leq 3 ENTONCES:
   n \leftarrow n + 1
   acumulado \leftarrow acumulado + n

E_hat \leftarrow acumulado / k

RETORNAR E_hat
```

```
def estimar_E_N(k, seed=None):
    rng = np.random.default_rng(seed)
    total = 0
    for _ in range(k):
        S = 0.0
        n = 0
        while S <= 3.0:
        S += -np.log(rng.random())
        if S <= 3.0:
            n += 1
        total += n
    return total / k</pre>
```

[47]: estimar_E_N(10000)

[47]: 3.0137

В

```
ENTRADA: k SALIDA: p\_hat[0..6] p\_hat[0..6] \leftarrow 0 PARA \ r \leftarrow 1 \ HASTA \ k \ HACER: S \leftarrow 0
```

```
n \,\leftarrow\, 0
             MIENTRAS S ≤ 3 HACER:
                  u \leftarrow UNIFORME(0,1)
                  S \leftarrow S + (-log u)
                  SI S ≤ 3 ENTONCES:
                       n \,\leftarrow\, n\,+\,\mathbf{1}
             SI 0 ≤ n ≤ 6 ENTONCES:
                  p_hat[n] \leftarrow p_hat[n] + 1
       PARA i \leftarrow 0 HASTA 6 HACER:
             p\_hat[i] \leftarrow p\_hat[i] \ / \ k
       RETORNAR p hat
[48]: def estimar_pmf_N(k, seed=None):
            rng = np.random.default_rng(seed)
            counts = np.zeros(7, dtype=int)
            for _ in range(k):
               S = 0.0
                n = 0
                while S <= 3.0:
                   S += -np.log(rng.random())
                    if S <= 3.0:
                     n += 1
                if 0 <= n <= 6:
                   counts[n] += 1
            return counts / k
[49]: for i in range(7):
           print(f"Estimación de P(N={i}): {estimar_pmf_N(10000)[i]:.4f}")
       Estimación de P(N=0): 0.0479
       Estimación de P(N=1): 0.1475
       Estimación de P(N=2): 0.2253
       Estimación de P(N=3): 0.2321
       Estimación de P(N=4): 0.1740
       Estimación de P(N=5): 0.0974
       Estimación de P(N=6): 0.0493
```