

Métodos de Monte Carlo - EP 3

Felipe de Moura Ferreira, 9864702

Nicholas Gialluca Domene, 8543417

Instituto de Matemática e Estatística - Universidade de São Paulo

Analisaremos o efeito do uso de sequências quasi-aleatórias em quatro variantes do Método de Monte Carlo.

I. Introdução

Utilizaremos um gerador de números quasi-aleatórios e quatro variantes do Método de Monte Carlo: “**Crude**”, “**Hit-or-Miss**”, “**Importance Sampling**” e “**Control Variate**”, para calcular a integral

$$\gamma = \int_0^1 f(x)dx \quad (1)$$

da seguinte função em $[0, 1]$:

$$f(x) = e^{-\mathbf{a}x} \cdot \cos(\mathbf{b}x) \quad (2)$$

onde $\mathbf{a} = 0.\text{RG}$ e $\mathbf{b} = 0.\text{CPF}$. A fim de obter um erro relativo menor que 5%:

$$\frac{|\hat{\gamma} - \gamma|}{\gamma} < 0.0005 = \epsilon \quad (3)$$

Onde $\hat{\gamma}$ é a estimativa de f pelo método de Monte Carlo e γ que desconhecemos.

II. Implementação e Estratégia

Os algoritmos foram implementados na linguagem *Python*, organizado em um único arquivo: *ep3.py*.

A estratégia geral será tratar cada implementação como um projeto de experimento que usando as etapas definidas e também o n proposto, o resultado do experimento obtido dará uma estimativa para o valor verdadeiro da integral, γ , a um intervalo de confiança inferior a 0,0005% e o valor estimado com 95% de confiança.

Para os métodos **Crude**, **Importance Sampling** e **Control Variates**, como não há um meio de determinar n sem executar experimentos e verificar a variância obtida, definimos a função `run_experiment_increasing_n` que executa cada implementação com um n crescente dado até que n atinja uma estimativa de forma que o erro relativo seja menor do que o limiar 0.0005. A cada tentativa, n irá dobrar o seu valor, isto é, n será 2^i na i -ésima tentativa.

A. Crude

No método *Crude* consideramos as seguintes definições:

$$x_i \sim U_{[a,b]}, \quad \hat{\gamma}_c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(x_i) \quad (4)$$

$$E(\hat{\gamma}_c) = \gamma, \quad \sigma_c^2 = \frac{1}{n} \int_a^b [f(x) - \gamma]^2 dx \quad (5)$$

Na sua implementação, a função tem como parâmetro o número de pontos a ser gerado para estimar o valor desejado (integral de $f(x)$ em $[a, b]$) e retorna o $\hat{\gamma}$ que o valor estimado e uma variável booleana `is_error_below_threshold` que assume o valor `True` caso o erro relativo obtido é menor que o limiar e, `False`, caso contrário. O erro relativo com um intervalo de 95% de confiança é definido como:

$$\epsilon = \frac{1.65 \cdot \sqrt{\frac{\text{Var}(\hat{\gamma})}{n}}}{\hat{\gamma}} \quad (6)$$

B. Hit or Miss

No método *Hit or Miss* consideramos as seguintes definições:

$$h(x, y) = \mathbb{1}(y \leq f(x)), \quad \gamma = \int_0^1 \int_0^1 h(x, y) dx dy \quad (7)$$

$$\hat{\gamma}_h = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n h(x_i, y_i), \quad \sigma_h^2 = \frac{\gamma(1-\gamma)}{n} \quad (8)$$

$$\sigma_h^2 - \sigma_c^2 = \frac{1}{n} \cdot f(x) \cdot (1 - f(x)) dx > 0 \quad (9)$$

Como $f(x) \in [0, 1] \forall x \in [0, 1]$, $\int_0^1 f(x)$ pode ser interpretado como a probabilidade de qualquer ponto $(x_i, y_i) \in \mathbb{R}^2$ dado tal que $x_i, y_i \in [0, 1]$ caia sobre a curva $f(x)$. Portanto, isso pode ser interpretado como uma estimativa de probabilidade de um evento p acontecer e a distribuição Binomial é a que melhor se adequa ao contexto.

Basta algumas manipulações algébricas na aproximação Normal da distribuição Binomial, podemos encontrar o n :

$$\begin{aligned} Z_{score} &= \frac{mdd}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \\ Z_{score} \cdot \frac{\sqrt{\sigma^2}}{\sqrt{n}} &= mdd \\ \frac{Z_{score} \cdot \sqrt{\sigma^2}}{mdd} &= \sqrt{n} \\ n &= \frac{Z_{score}^2 \cdot \sigma^2}{mdd^2} \end{aligned} \quad (10)$$

onde mdd é a “Minimal Detectable Difference” que neste caso é 0.0005%, significa que o pior caso possível será 0.0005 (se $\int_0^1 f(x)dx = 1$). Considerando o cenário de pior caso, temos:

$$mmd = 0.0005, \quad Z_{score} = 1.65, \quad \sigma^2 = 0.25 \quad (11)$$

$$n = \frac{1.65^2 \cdot 0.25}{0.0005^2} = 2722500 \quad (12)$$

Na sua implementação, a função tem como parâmetro o número de pontos a ser gerado para estimar o valor desejado (integral de $f(x)$ em $[a, b]$) e retorna o $\hat{\gamma}$ que o valor estimado e uma variável booleana `is_error_below_threshold` que assume o valor `True` caso o erro relativo obtido é menor que o limiar e, `False`, caso contrário.

C. Importance Sampling

No método *Importance Sampling* consideramos as seguintes definições:

$$\gamma = \int_a^b f(x)dx = \int \frac{f(x)}{g(x)}dx, \quad x_i \sim g(x) \quad (13)$$

$$\hat{\gamma}_s = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{f(x_i)}{g(x_i)}, \quad \sigma_s^2 = \frac{1}{n} \int \left(\frac{f(x)}{g(x)} - \gamma \right)^2 g(x)dx \quad (14)$$

$$\sigma^2(x) = E(x^2) - E^2(x) \quad (15)$$

Na sua implementação, a função tem como parâmetro o número de pontos a ser gerado para estimar o valor desejado (integral de $f(x)$ em $[a, b]$) e retorna o $\hat{\gamma}$ que o valor estimado e uma variável booleana `is_error_below_threshold` que assume o valor `True` caso o erro relativo obtido é menor que o limiar e, `False`, caso contrário. O erro relativo com um intervalo de 95% de confiança é definido como:

$$\epsilon = \frac{1.65 \cdot \sqrt{\frac{Var(\hat{\gamma})}{n}}}{\hat{\gamma}} \quad (16)$$

Por inspeção de tentativa-erro, escolhemos a função de aproximação Beta com os parâmetros $\alpha = 1$ e $\beta = 1$, dessa forma, cada ponto aleatório retornado irá seguir $X_i \sim \beta(1, 1)$.

D. Control Variates

No método *Control Variates* escolhemos a função polinomial $\phi(x) = g(x) = 1 - \frac{2}{5}x$ pela sua facilidade de integração e porque aproxima $f(x)$ razoavelmente bem.

$$\int_0^1 g(x)dx = \int_0^1 1 - \frac{2}{5}x dx = \left[x - \frac{2x^2}{10} \right]_0^1 = \frac{4}{5} \quad (17)$$

Tomando as seguintes definições para a estimativa $\hat{\gamma}$: Seja $\varphi(x)$ ser uma variável de controle

$$\gamma = \int [f(x) - \varphi(x)] dx, \quad \gamma' = \int \varphi(x) dx \quad (18)$$

$$\hat{\gamma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [f(x_i) - \varphi(x_i) + \gamma'] \quad (19)$$

$$\begin{aligned} Var(\hat{\gamma}) &= \frac{1}{n} [\sigma^2(f(x)) + \sigma^2(\varphi(x)) - 2\rho(f(x), \varphi(x)) \\ &\quad \cdot \sigma(f(x)) \cdot \sigma(\varphi(x))] \end{aligned} \quad (20)$$

Onde ρ é a correlação de Pearson entre as variáveis, σ é o desvio padrão de cada variável e σ^2 é a variância de cada variável. Nós utilizamos $\varphi(x) = g(x) = 1 - \frac{2}{5}x$, então $\gamma' = \int g(x)dx = \frac{4}{5}$, portando

$$\hat{\gamma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [f(x_i) - \varphi(x_i)] \quad (21)$$

Na sua implementação, a função tem como parâmetro o número de pontos a ser gerado para estimar o valor desejado (integral de $f(x)$ em $[a, b]$) e retorna o $\hat{\gamma}$ que o valor estimado e uma variável booleana `is_error_below_threshold` que assume o valor `True` caso o erro relativo obtido é menor que o limiar e, `False`, caso contrário. O erro relativo com um intervalo de 95% de confiança é definido como:

$$\epsilon = \frac{1.65 \cdot \sqrt{\frac{Var(\hat{\gamma})}{n}}}{\hat{\gamma}} \quad (22)$$

III. Resultados

Para fins de referência, calculamos a integral desejada no Wolfram Alpha:

$$\int_0^1 f(x)dx = 0.804542 \quad (23)$$

Caso queira verificar, utilize o seguinte endereço:
<https://www.wolframalpha.com/input/?i=integrate+exp%28-0.384850546x%29cos%280.45361387819x%29+from+0+to+1>

O método que apresentou a melhor performance foi o **Control Variate**, possivelmente porque utiliza de toda a informação da função, como também a informação obtida pela covariância entre a função original e a auxiliar.

Esperávamos que o método mais lento a convergir seria o **Hit or Miss**, pois este utiliza menos informação, considerando apenas a informação binária acima ou abaixo da função, portanto seria esperado uma maior quantidade de sorteios para atintir o erro estimado. Entretanto, observamos o contrário, sua performance foi superior ao Importance Sampling.

Tabela I: Pseudo-random

	Método Aproximação	Erro	Tempo
Crude	8.04702e-01	0.00273e-01	0:00:01.578226
Hit-or-miss	8.04408e-01	0.002988e-01	0:00:17.151086
Importance S.	8.04539e-01	0.00286e-01	0:00:53.361164
Control Variate	8.04635e-01	0.00188e-01	0:00:00.001425

É curioso notar que o método **Importance Sampling** foi o mais lento a convergir em ambos os geradores, possivelmente por um distanciamento significativo das caudas em relação à função original.

Tabela II: Quasi-random

	Método Aproximação	Erro	Tempo
Crude	8.04542e-01	0.00273e-01	0:00:00.770283
Hit-or-miss	8.04560e-01	0.002988e-01	0:00:04.187210
Importance S.	8.04542e-01	0.00286e-01	0:00:31.834178
Control Variate	8.04489e-01	0.00213e-01	0:00:00.000936

De modo geral, observa-se que a convergência para o valor real da integral se realiza mais rapidamente com o gerador quasi-aleatório do que com o gerador pseudo-aleatório, isso se deve ao fato de que as sequências quasi-aleatórias são mais homogêneas e evitam a formação de clusters, nos apresentando informação menos redundante para a estimação, como pode ser notado pelas figuras 1 e 2.

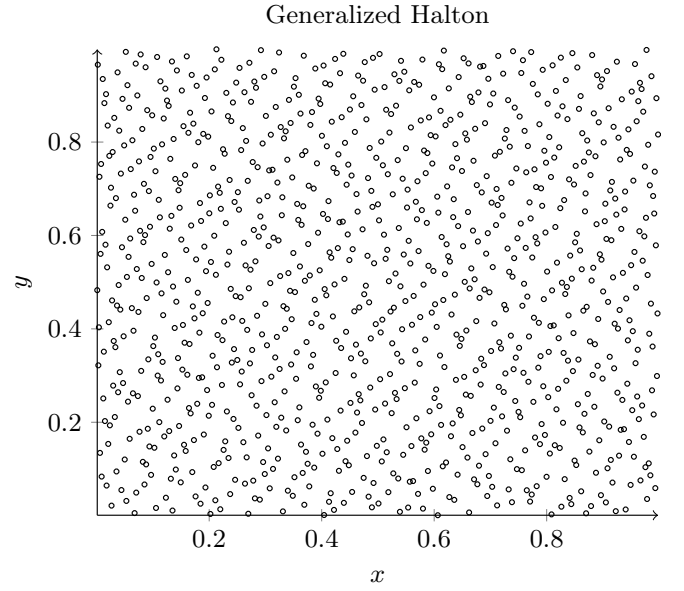


Figura 1: 1000 números quasi-aleatórios gerados com a sequência de Halton.

Note como os pontos gerados pela distribuição Uniforme são relativamente próximos, e em alguns casos “colidem”.

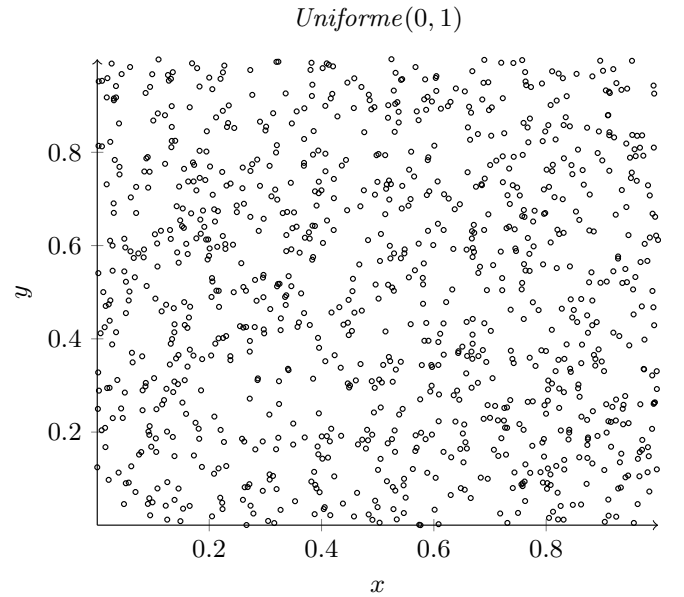


Figura 2: 1000 números pseudo-aleatórios gerados com a distribuição *Uniform(0, 1)*.