1) Граф з умови задає таку матрицю перехідних ймовірностей:

$$P = egin{bmatrix} 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 \ 0.5 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \ 0 & 0 & 0.5 & 0.3 & 0.2 & 0 \ 0 & 0 & 0.3 & 0 & 0 & 0.7 \ 0 & 0 & 0.2 & 0 & 0.8 & 0 \ 0 & 0 & 0 & 0.7 & 0 & 0.3 \end{bmatrix}$$

- 2) Інваріантним розподілом цієї матриці буде розподіл $\pi = [0, 0, 0.25, 0.25, 0.25, 0.25]$
- 3) За допомогою реалізації алгоритму знаходження частот станів ланцюга розпочнемо рахувати частоти після часу m=1000, і тоді отримаємо такі результати для різних початкових розподілів μ та різної кількості N станів ланцюга:

N	X		
	1	3	4
50	[0. 0. 0.32 0.3 0.14 0.24]	[0. 0. 0.14 0.2 0.42 0.24]	[0. 0. 0.16 0.18 0.48 0.18]
250	[0. 0. 0.252 0.256 0.232 0.26]	[0. 0. 0.24 0.32 0.136 0.304]	[0. 0. 0.256 0.208 0.348 0.188]
500	[0. 0. 0.238 0.256 0.242 0.264]	[0. 0. 0.248 0.284 0.192 0.276]	[0. 0. 0.266 0.212 0.302 0.22]
1000	[0. 0. 0.254 0.247 0.257 0.242]	[0. 0. 0.245 0.275 0.206 0.274]	[0. 0. 0.262 0.224 0.288 0.226]
10000	[0. 0. 0.251 0.245 0.26 0.244]	[0. 0. 0.244 0.261 0.234 0.26]	[0. 0. 0.26 0.238 0.27 0.232]
100000	[0. 0. 0.248 0.253 0.243 0.256]	[0. 0. 0.251 0.25 0.249 0.25]	[0. 0. 0.25 0.248 0.255 0.247]

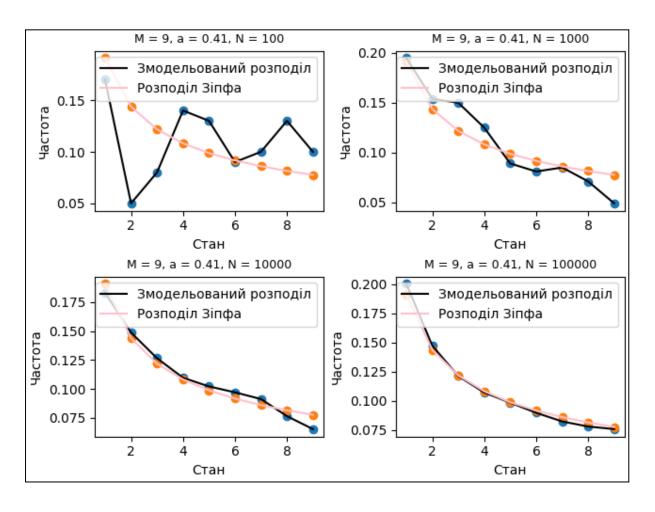
Висновок: оптимальним є вибір N в інтервалі [10000, 100000]. При таких значеннях N, частоти збігаються до інваріантного розподілу з достатньо малою похибкою. Вибір x_0 не має великого впливу на збіжність при достатньо великих N, тому можна обирати будь-яке можливе значення x_0 .

Моделювання ланцюга Маркова, для якого рівняння Зіпфа є інваріантним

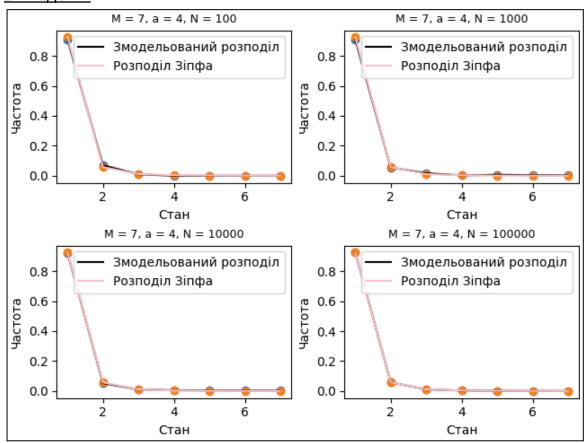
На графіках представлені результати для різних параметрів M, а та отримані після різної кількості ітерацій N. Для порівняння наведені графіки теоретичного розподілу Зіпфа.

У всіх випадках матриця Р, отримана за описаною побудовою по матриці пропозицій Q та отриманих α_{ij} , має вигляд одиничної матриці розміру [M × M].

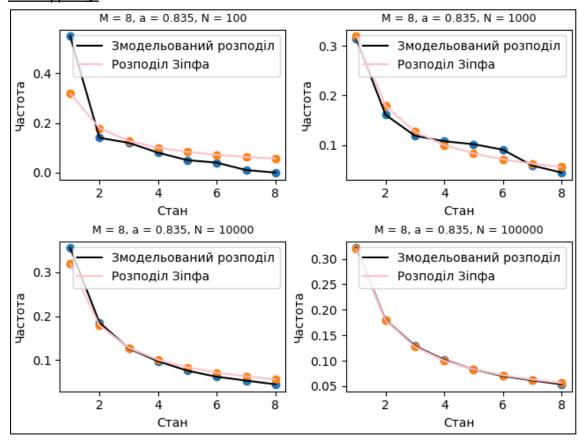
1) Випадок 1:



2) Випадок 2



3) Випадок 3:

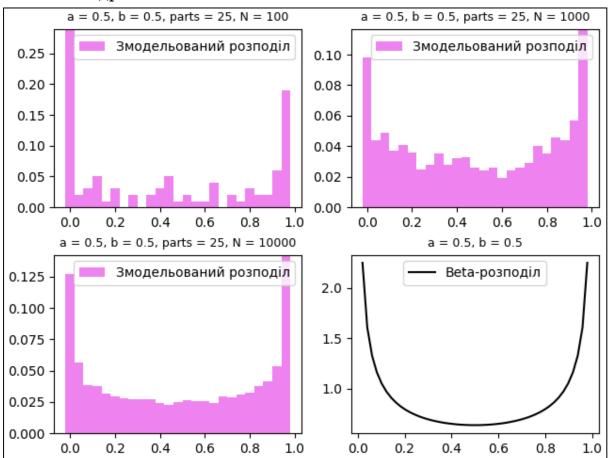


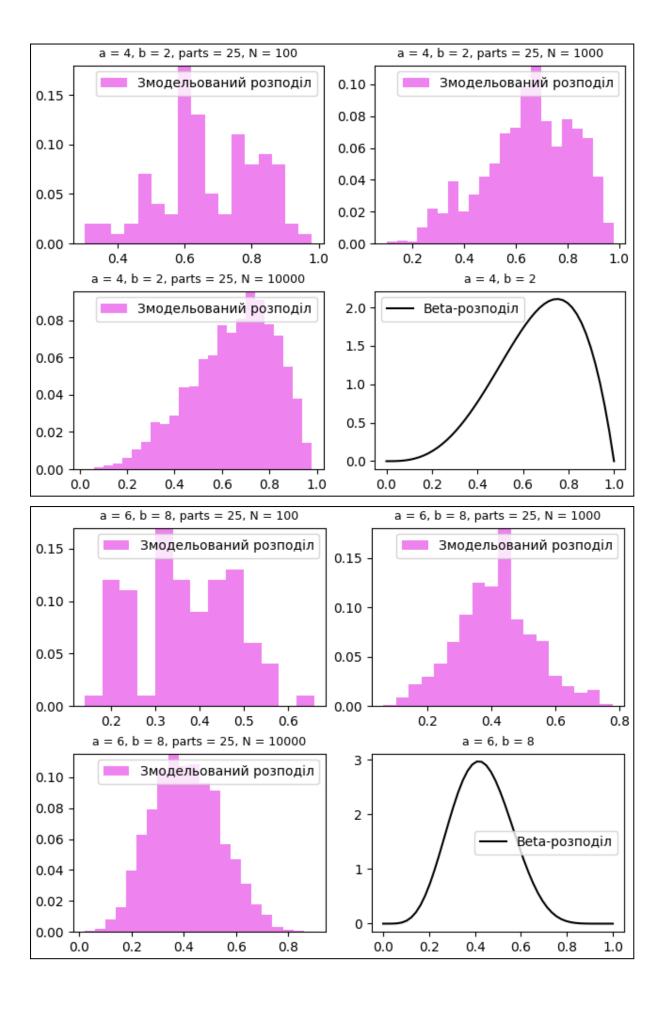
Висновок: Найкращий результат збіжності до теоретичного розподілу спостерігається, коли а – ціле число. При а \in (0, 1) збіжність до теоретичного розподілу спостерігається при великих N >= 10000.

Моделювання розподілу Beta(a, b)

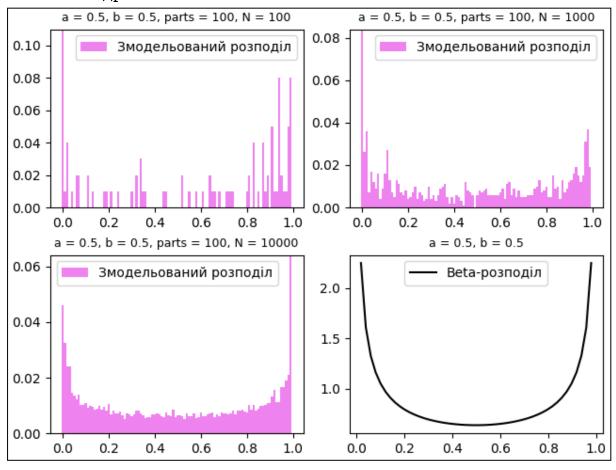
за допомогою алгоритма Метрополіса-Гастінгса Експеримент проводився для 3 пар значень параметрів (a, b), для різної кількості відрізків, на які ми ділимо x=[0, 1] та для різної кількості згенерованих елементів ланцюга N.

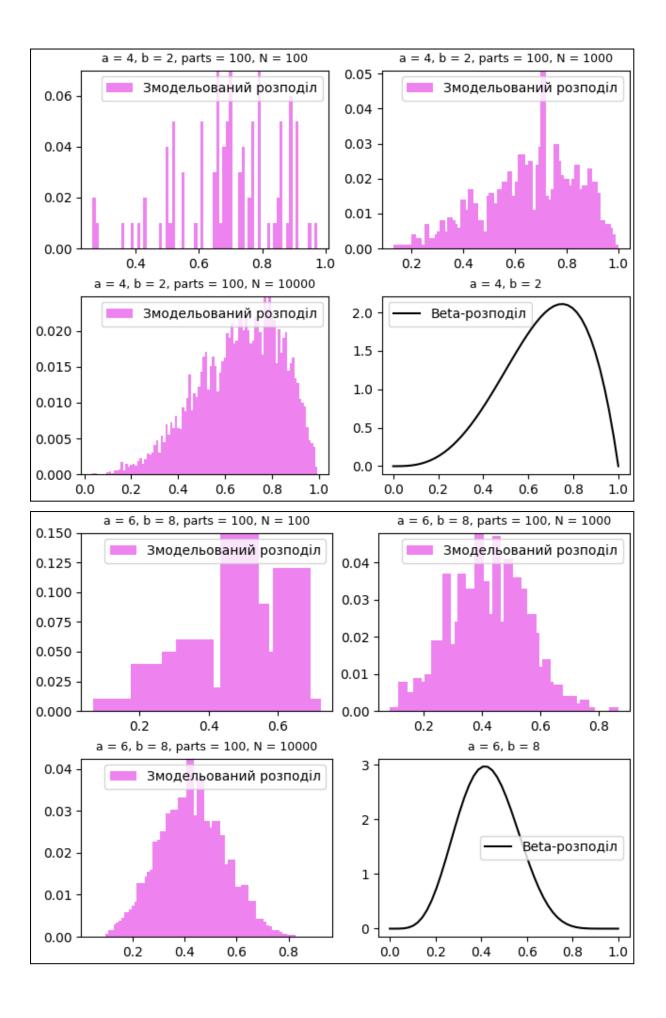
1) Кількість відрізків - 25



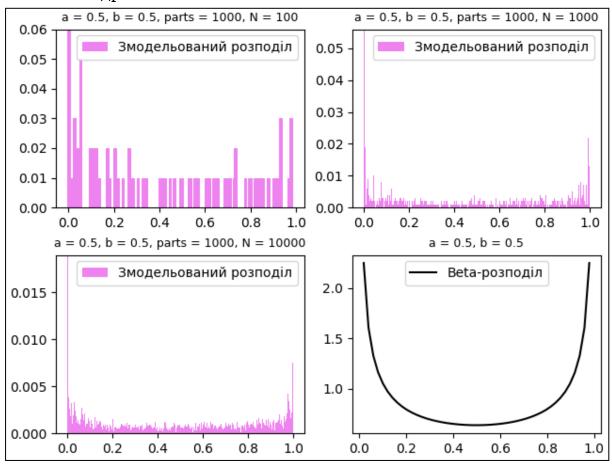


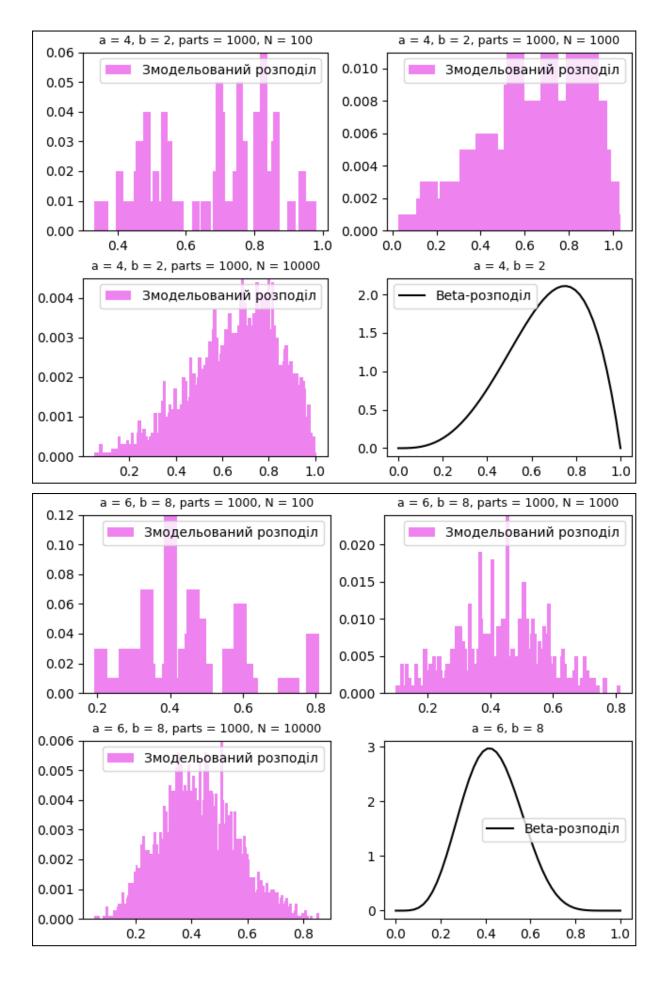
2) Кількість відрізків - 100





3) Кількість відрізків - 1000



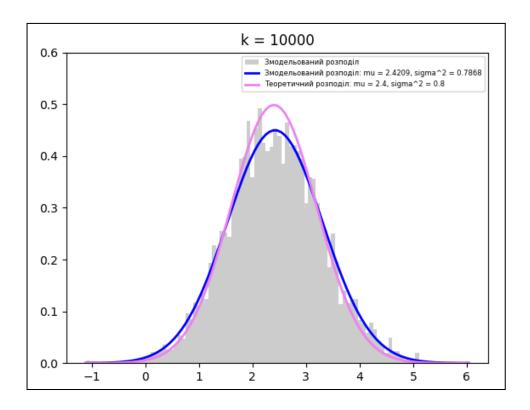


Висновок: для всіх випадків збіжність до справжнього розподілу найближча при N >= 10000, більша кількість відрізків надає меншу похибку, але потребує більших N, щоб сформувати значущий результат.

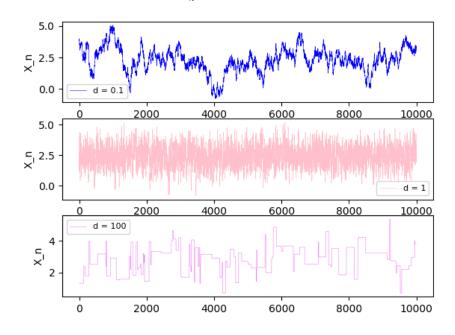
Моделювання ланцюга Маркова з заданим апостеріорним розподілом θ|у

а) Вхідні дані: у = 3, $\mu=0$, $\sigma^2=1$, $\tau^2=4$, d=1, кількість ітерацій – 10000. Теоретичні характеристики апостеріорного розподілу: $\mu=2.4$, $\sigma^2=0.8$. <u>Результат:</u>

отримані вибіркове середнє та дисперсія: $\mu = 2.4209$, $\sigma^2 = 0.7868$



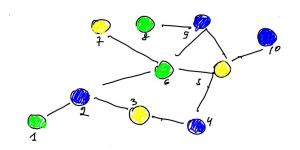
б) Графіки залежності $X_{_{n}}$ від ${\bf n}$ при різних ${\bf d}$: 0.1, 1, 100.



Оцінка кількості розфарбовок графа

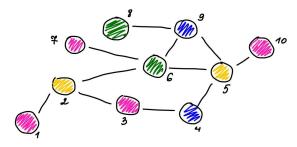
Граф: n = 10 вершин. Побудувати частоту появи кожного стану розфарбовки графу та знайти кількість різних станів - розфарбовок при наступній кількості кольорів за N = 10000 ітерацій:

1) Кількість кольорів - 3 Граф має вигляд:

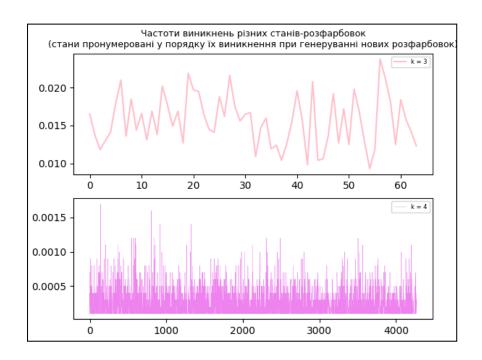


Результат: кількість різних розфарбовок - 64

2) Кількість кольорів - 4 Граф має вигляд:



Результат: кількість різних розфарбовок - 4267



Обчислення оцінки р' для М(р | X = x) як вибіркового середнього вибірки Гіббса

Вхід: $\lambda = 10$, a = b = 1, x = 7. Кількість ітерацій: 10000

<u>Результат:</u> р = 0.687312. Отримані графіки апостеріорних розподілів:

