



酔歩と中心極限定理

モデリングとシミュレーション特論

2019年度

只木進一

©只木進一 (佐賀大学)

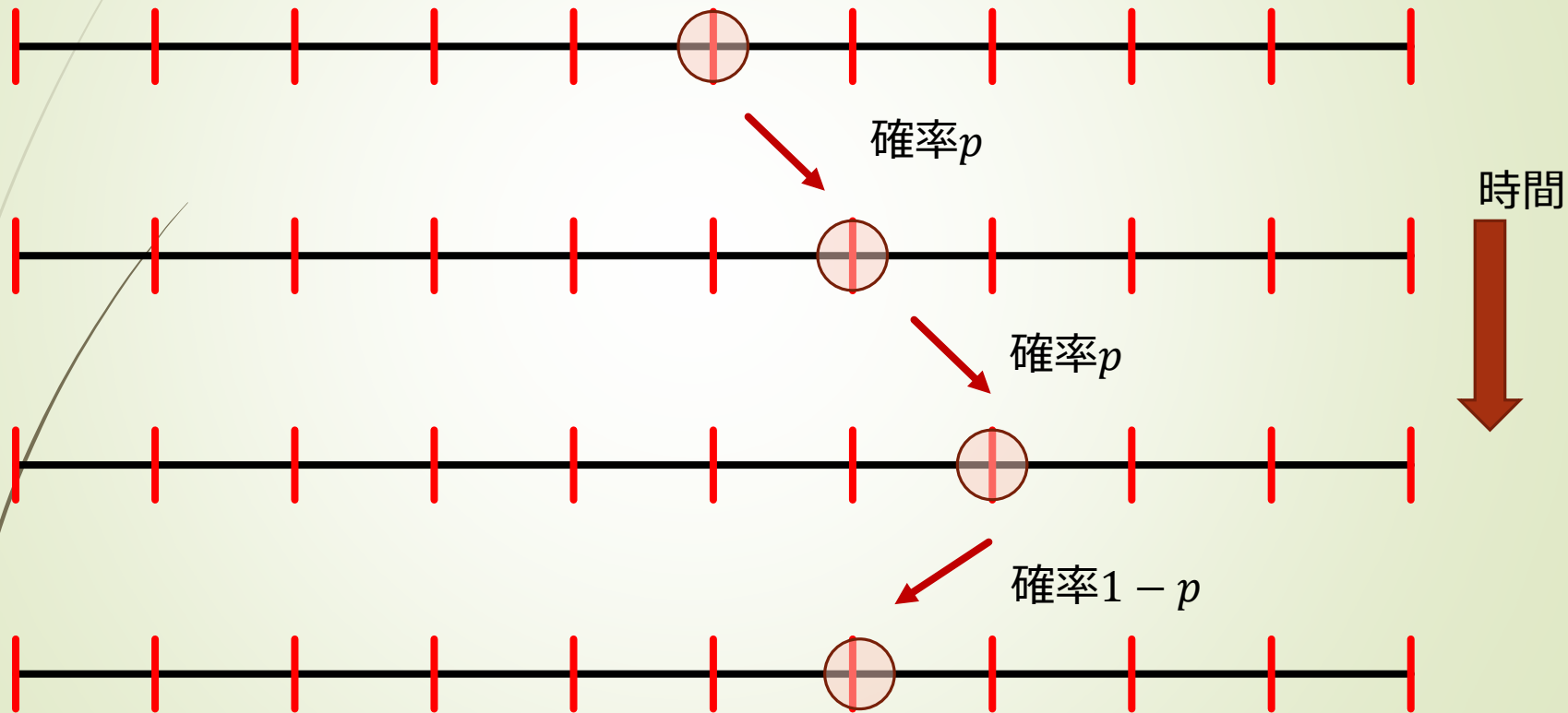
確率過程

Stochastic Process

- ➡ 確率過程：系の時間発展が非決定的
 - ➡ 確率的に時間発展する
- ➡ 酔歩 (random walk)
 - ➡ 確率過程の標準モデル
 - ➡ 一次元格子
 - ➡ 各時刻で、確率 p で右に、 $1 - p$ で左に移動

酔歩：イメージ

Image of random walk



理論的解析

Theoretical analysis

- 原点から出発した粒子の位置 x
- 時刻 t で位置 x に至るためには $m = (t + x)/2$ 回右に移動
 - 左右の移動順序の可能な組み合わせの数に注意
- 時刻 t で位置 x に至る確率
 - 二項分布 (binomial distribution)

$$P(x) = \binom{t}{\frac{t+x}{2}} p^{(t+x)/2} q^{(t-x)/2}, \quad q = 1 - p$$

確率母関数を使う

Using generating function

➡ x に対する確率から m に対する確率へ

$$P(x): x = 2m - t, m \in [0, t]$$

⇓

$$Q(m): m = \frac{x+t}{2}, m \in [0, t]$$

➡ 対応する確率母関数

$$G(z) = \sum_{m=0}^t Q(m) z^m$$

確率母関数：一般論：復習

Probability generating functions

$$G(1) = \sum_{m=0}^t Q(m) = 1$$

$$G'(z) = \sum_{m=1}^t mQ(m)z^{m-1}$$

$$G'(1) = \sum_{m=0}^t mQ(m) = \langle m \rangle$$

$$G''(z) = \sum_{m=2}^t m(m-1)Q(m)z^{m-2}$$

$$G''(1) = \sum_{m=0}^t m(m-1)Q(m) = \langle m^2 \rangle - \langle m \rangle$$

二項分布 $Q(m) = \binom{t}{m} p^m q^{t-m}$
に対して：復習

$$G(z) = \sum_{m=0}^t \binom{t}{m} p^m q^{t-m} z^m = (zp + q)^t$$

$$G(1) = 1$$

$$G'(z) = tp(zp + q)^{t-1}$$

$$G'(1) = tp$$

$$\langle m \rangle = tp$$

$$\langle x \rangle = \langle 2m - t \rangle = 2tp - t = t(2p - 1)$$

$$G''(z) = t(t-1)p^2(zp+q)^{t-2}$$

$$G''(1) = \langle m^2 \rangle - \langle m \rangle = t(t-1)p^2$$

$$\begin{aligned}\sigma^2 &= \langle x^2 \rangle - \langle x \rangle^2 = \langle 4m^2 - 4mt + t^2 \rangle - \langle x \rangle^2 \\ &= 4(\langle m^2 \rangle - \langle m \rangle) + 4\langle m \rangle(1-t) + t^2 - \langle x \rangle^2 \\ &= 4G''(1) + 4\langle m \rangle(1-t) + t^2 - \langle x \rangle^2 \\ &= 4tp^2(t-1) + 4tp(1-t) + t^2 - t^2(4p^2 - 4p + 1) \\ &= 4tp(1-p)\end{aligned}$$

位置の分布の近似

中心付近の分布

$$P(x) \propto \exp\left[-\frac{(x - \langle x \rangle)^2}{2\sigma^2}\right]$$

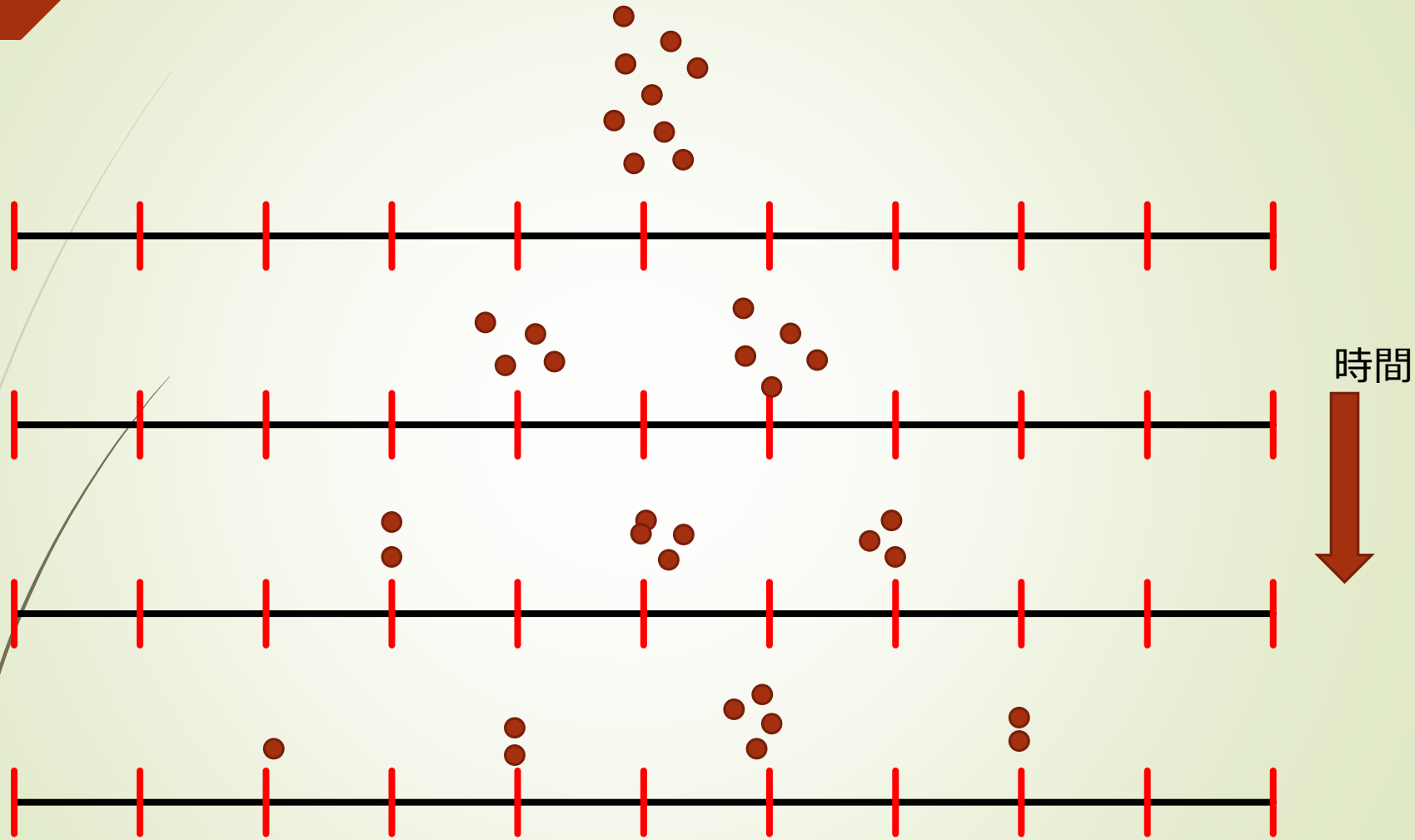
$$\sigma^2 = 4tp(1-p)$$

正規分布

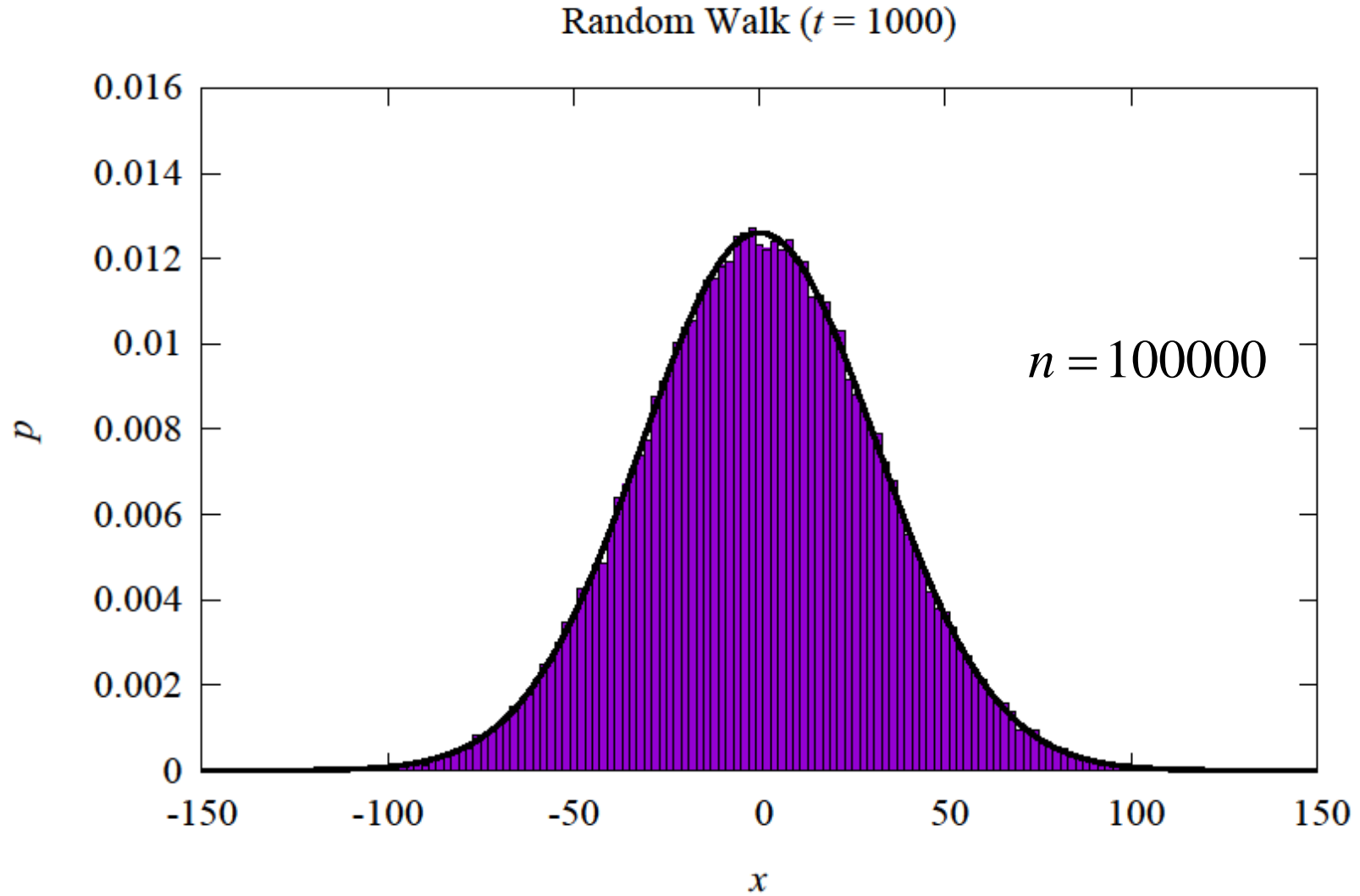
正規分布になるのは一般的なのか？

酔歩シミュレーションイメージ

10



各walkerは独立に移動



一次元酔歩の別の見方

Another view to random walk

➡ 確率 $p(x)$ に従う確率変数の列 $\{X_k\}$

$$p(x) = \begin{cases} p & x = 1 \\ 1 - p & x = -1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$S_0 = 0$$

$$S_n = S_{n-1} + X_{n-1} = \sum_{k=0}^{n-1} X_k$$

- ➡ S_n は、時刻 n における一つのwalkerの位置
- ➡ S_n の分布は、時刻 n におけるwalkerの位置の分布

一次元酔歩の拡張

Extended random walk

- 確率密度 $f(x)$ に従う確率変数の列 $\{X_k\}$

$$S_0 = 0$$

$$S_n = S_{n-1} + X_{n-1} = \sum_{k=0}^{n-1} X_k$$

- 連続的位置をとることに注意

一次元酔歩の拡張

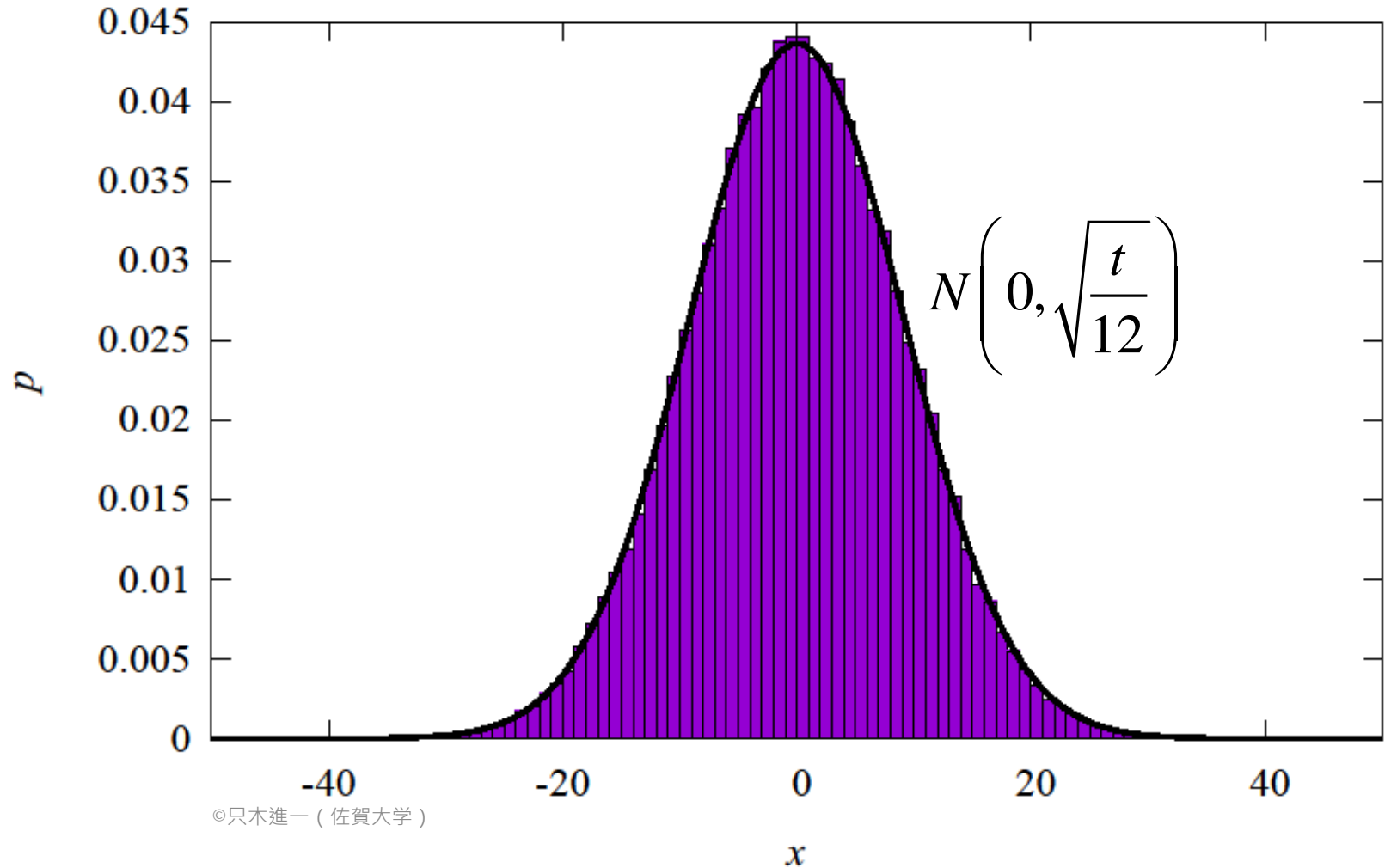
簡単な例：一様分布

$$f(x) = \begin{cases} 1 & -\frac{1}{2} \leq x < \frac{1}{2} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\langle x \rangle = \int_{-1/2}^{1/2} x f(x) dx = \int_{-1/2}^{1/2} x dx = \left[\frac{1}{2} x^2 \right]_{-1/2}^{1/2} = 0$$

$$\langle x^2 \rangle = \int_{-1/2}^{1/2} x^2 f(x) dx = \int_{-1/2}^{1/2} x^2 dx = \left[\frac{1}{3} x^3 \right]_{-1/2}^{1/2} = \frac{1}{3} \left(\frac{1}{8} + \frac{1}{8} \right) = \frac{1}{12}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{12}$$

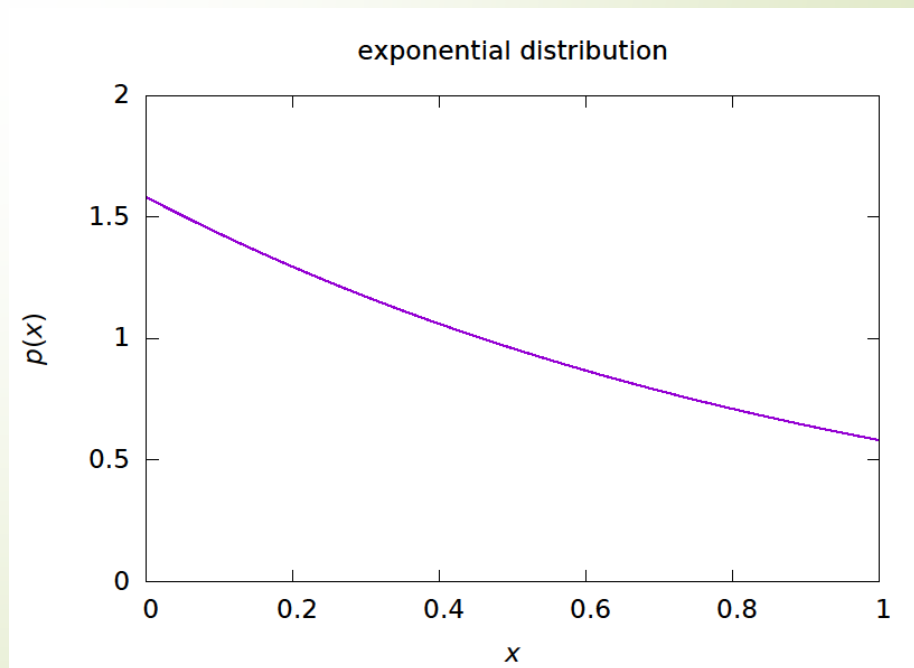
Random Walk ($t = 1000$)

一次元酔歩の拡張

簡単な例2：指数分布

$$f(x) = Ae^{-x}, (0 \leq x < 1)$$

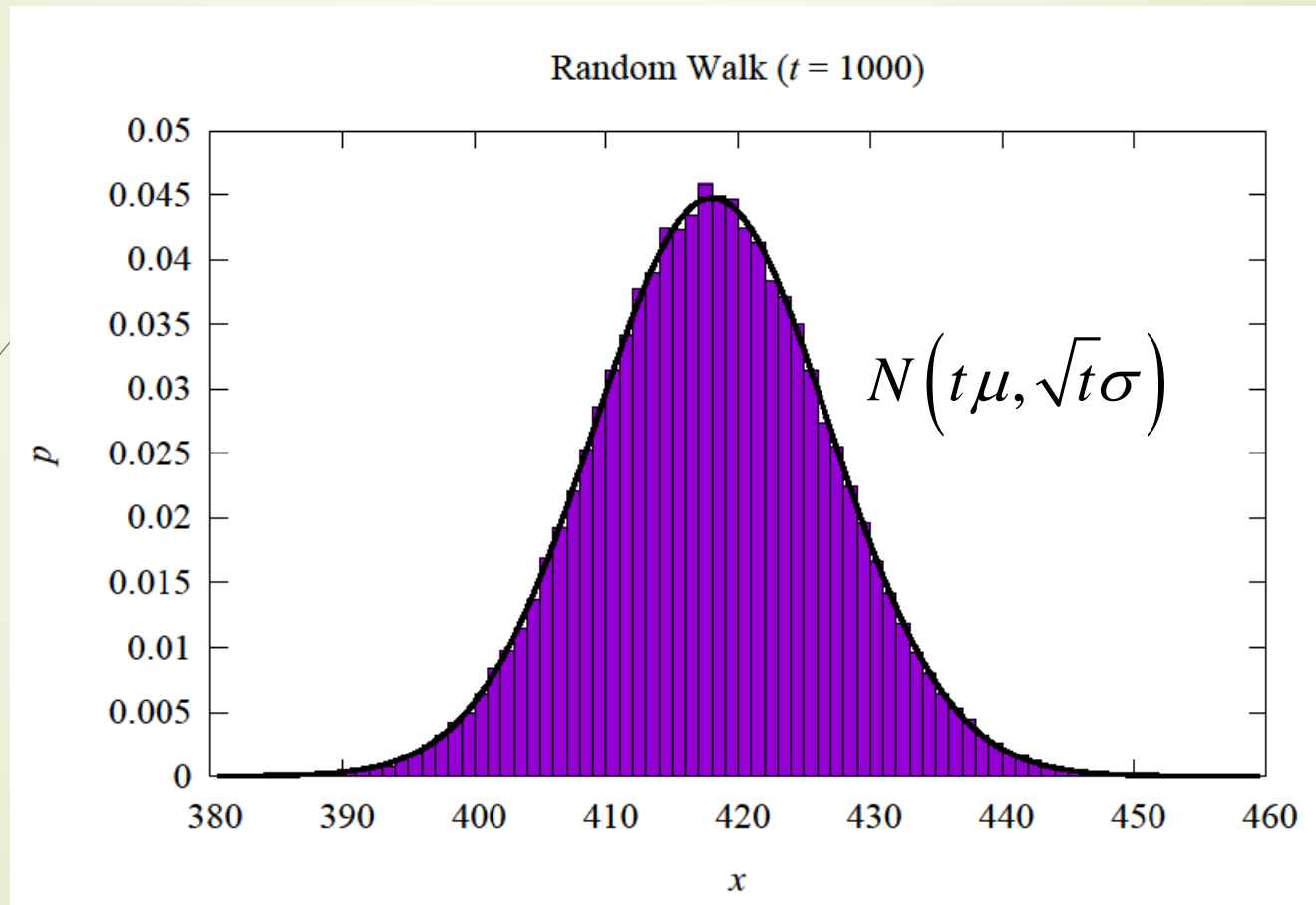
$$A = \frac{e}{e-1}$$



$$\begin{aligned}\langle x \rangle &= \int_0^1 A x e^{-x} dx = \int_0^1 A e^{-x} dx - A \left[x e^{-x} \right]_0^1 \\ &= 1 - \frac{e}{e-1} e^{-1} = \frac{e-2}{e-1}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\langle x^2 \rangle &= \int_0^1 A x^2 e^{-x} dx = 2 \int_0^1 A x e^{-x} dx - A \left[x^2 e^{-x} \right]_0^1 \\ &= 2 \frac{e-2}{e-1} - \frac{e}{e-1} e^{-1} = \frac{2e-5}{e-1}\end{aligned}$$

$$\sigma^2 = \langle x^2 \rangle - \langle x \rangle^2 = \frac{e^2 - 3e + 1}{(e-1)^2}$$



中心極限定理

Central limiting theorem

- ➡ $\{X_k\}$ を、平均 μ 、分散 σ^2 の同一分布に従う独立な確率変数とする

$$S_n = \sum_{k=1}^n X_k$$

$$S_n^* = \frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(S_n^* \leq a^*) = \int_{-\infty}^{a^*} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$$

- ➡ つまり、 n が十分大きいとき、 S_n^* は標準正規分布 $N(0,1)$