

# 九州大学 工学部地球環境工学科 船舶海洋システム工学コース

海事統計学 第8回 (担当:木村)

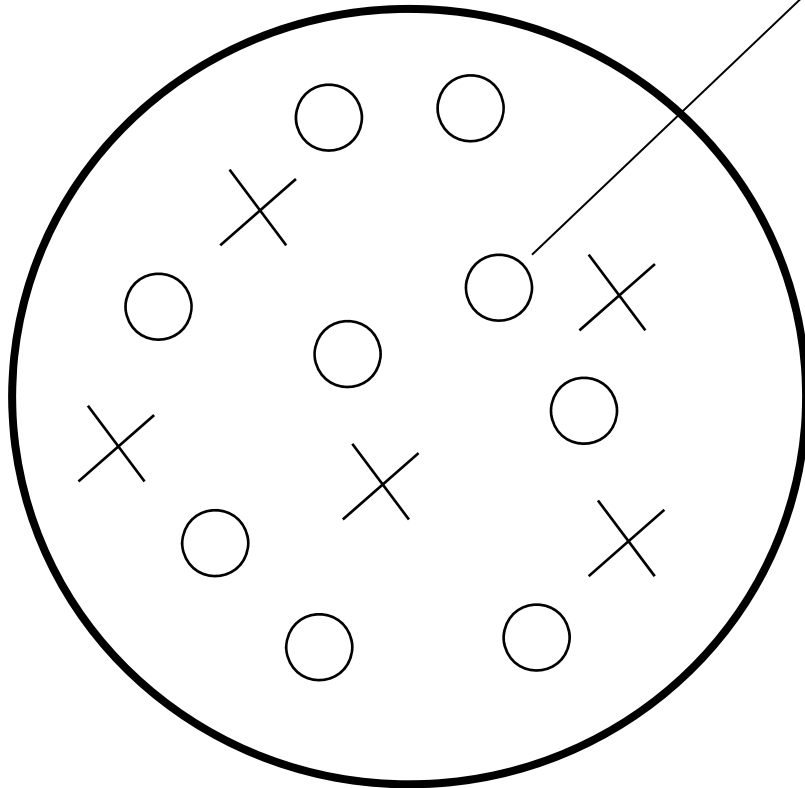
## 標本分布1

授業の資料および演習・例題等の解答は

<http://sysplan.nams.kyushu-u.ac.jp/gen/index.html>

# 母集団と標本

調べる対象となる全体の集団：  
**母集団** (population)



$x_1$

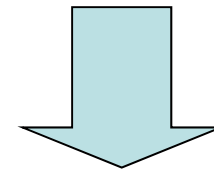
・母集団から無作為に抽出されたデータ：**標本** (sample)

・標本は、抽出する度に異なった値をとる → 「**標本**」=確率変数

・標本の確率分布 =



・母集団分布を特徴付けるパラメータ：  
(例：平均・分散・相関係数など)  
**母数** (population parameter)

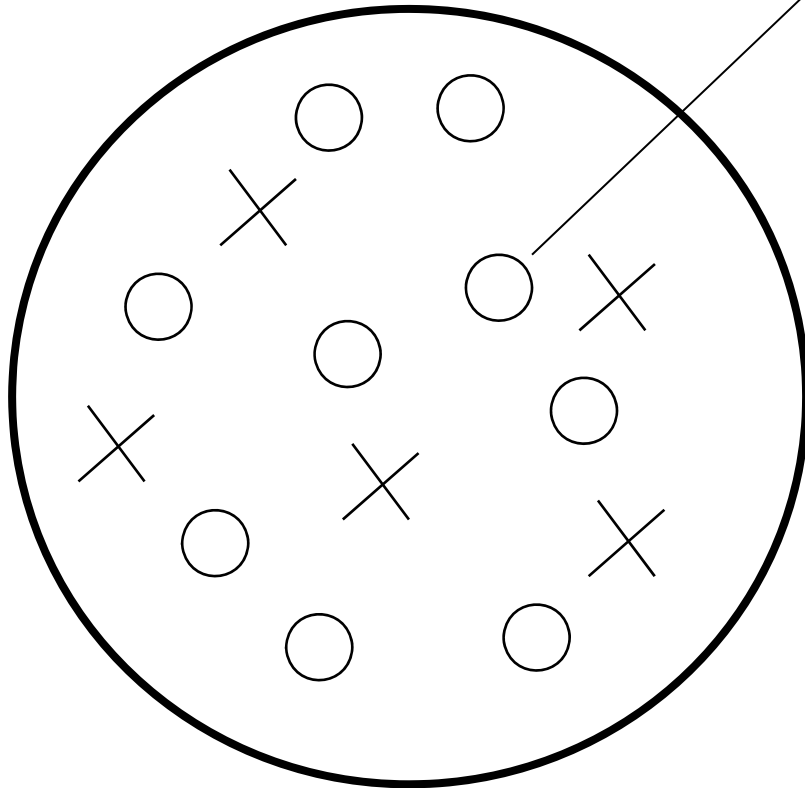


母数は、一般に未知  
多くの場面において、母数を知る必要有

母集団全体を調べれば良いが...

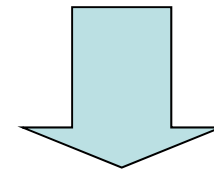
# 母集団と標本

調べる対象となる全体の集団：  
**母集団** (population)



$x_1$

- ・母集団から無作為に抽出されたデータ: **標本** (sample)
- ・標本は、抽出する度に異なった値をとる → 「**標本**」= **確率変数**
- ・標本の確率分布 = **母集団分布**
- ・母集団分布を特徴付けるパラメータ:  
(例: 平均・分散・相関係数など)  
**母数** (population parameter)

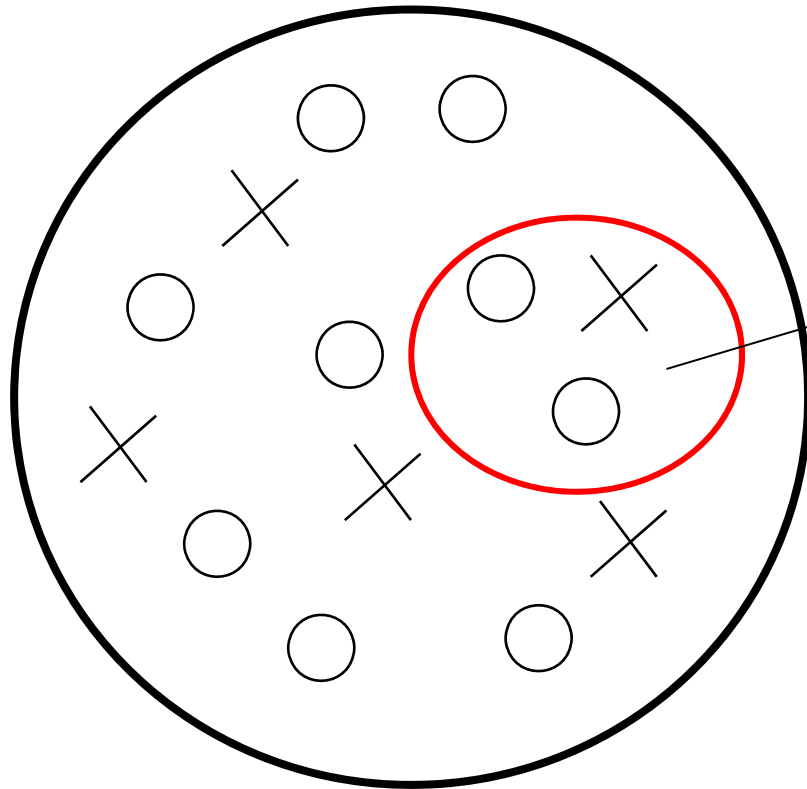


母数は、一般に未知  
多くの場面において、母数を知る必要有

母集団全体を調べれば良いが...

# 母集団と標本

調べる対象となる全体の集団：  
**母集団** (population)



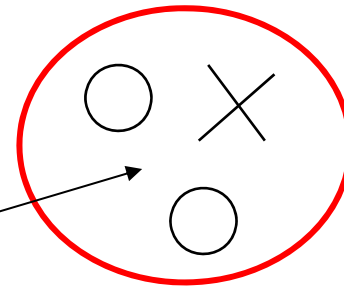
母集団のとある性質を示す  
パラメータ：母数  $p$

一般に、母集団全体を調べることは不可能

(例) 強度や寿命テスト、

これから発生するであろう未来の事象など

母集団の中から選ばれる一部分  
の集まり：**標本** (sample)



$x_1, x_2, \dots, x_n$

標本について調べる  
ことで、母数を推測  
→ 統計的推論  $\hat{p}$

標本から計算されるパラメータ：(標本)統計量

標本平均

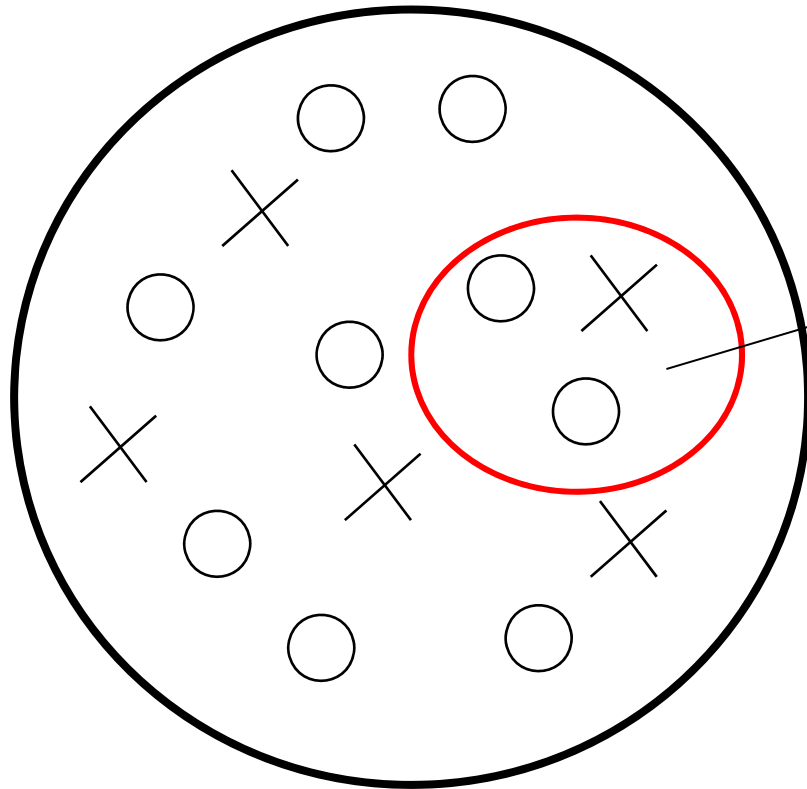
標本分散

不偏分散

統計量は、標本毎に異なる値をとる確率変数  
この統計量の分布を標本分布という

# 母集団と標本

調べる対象となる全体の集団：  
**母集団** (population)



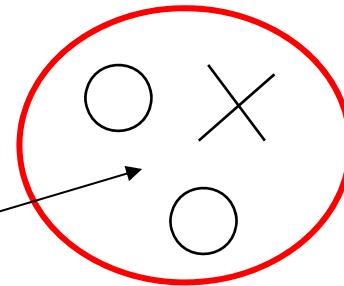
母集団のとある性質を示す  
パラメータ：母数  $p$

一般に、母集団全体を調べることは不可能

(例) 強度や寿命テスト、

これから発生するであろう未来の事象など

母集団の中から選ばれる一部分  
の集まり：**標本** (sample)



$x_1, x_2, \dots, x_n$

標本について調べる  
ことで、母数を推測  
→ 統計的推論  $\hat{p}$

標本から計算されるパラメータ：(標本)統計量

標本平均

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$

標本分散

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

不偏分散

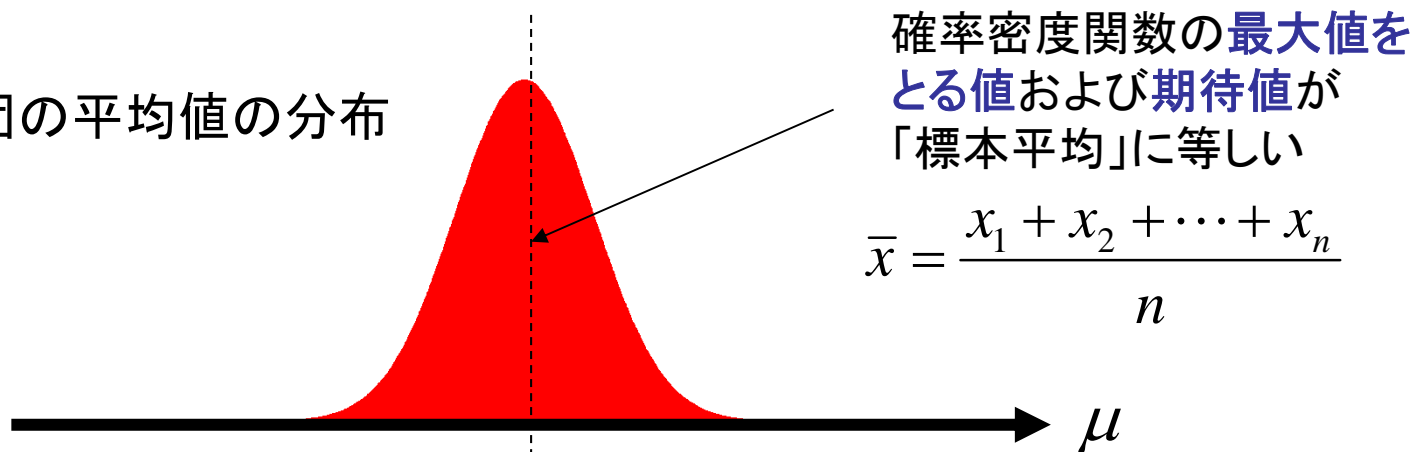
$$U^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

統計量は、標本毎に異なる値をとる確率変数  
この統計量の分布を標本分布という

# 補足：「標本分散」と「不偏分散」の違い

講義後半で詳しく述べるが、サンプルが与えられると、母数パラメータの考えられうる値は「確率(密度)分布」として得られる

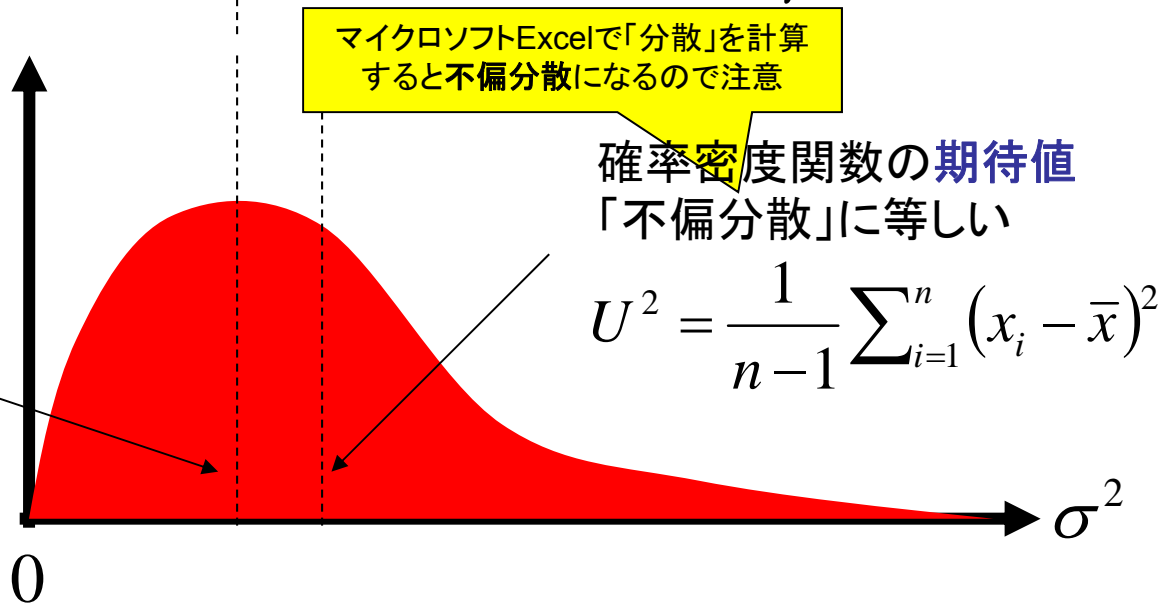
## 【例1】 母集団の平均値の分布



## 【例2】 母集団の分散の分布

確率密度関数が最大になる値「標本分散」に等しい

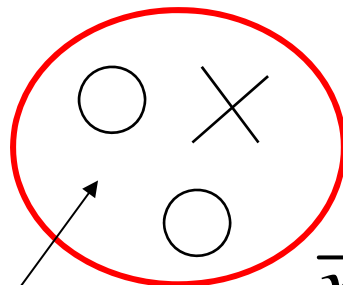
$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$



# 母集団と標本

標本 (sample)

$$x_1, x_2, \dots, x_n$$

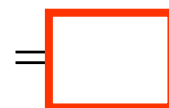


標本平均  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$

$\bar{X}$  を確率変数とした標本分布を考える

期待値  $E\{\bar{x}\} = E\left\{\frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)\right\}$

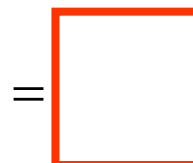
$$= \frac{1}{n}(E\{x_1\} + E\{x_2\} + \dots + E\{x_n\})$$



分散  $Var\{\bar{x}\} = Var\left\{\frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)\right\}$

$$= \frac{1}{n^2} Var\{x_1 + x_2 + \dots + x_n\}$$

$$= \frac{1}{n^2} (Var\{x_1\} + Var\{x_2\} + \dots + Var\{x_n\})$$



母集団 (population)

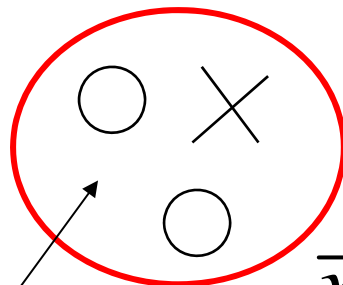
母集団の期待値  $\mu$   
 母集団の分散  $\sigma^2$   
 (これらは母数で、  
 一般に未知数)

平均値  $\mu$  分散  $\sigma^2$  の母集団からとられた  
 大きさ  $n$  の標本平均  $\bar{x}$  の  
 期待値は  
 分散は

# 母集団と標本

標本 (sample)

$$x_1, x_2, \dots, x_n$$



標本平均  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$

$\bar{X}$  を確率変数とした標本分布を考える

期待値  $E\{\bar{x}\} = E\left\{\frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)\right\}$

$$= \frac{1}{n}(E\{x_1\} + E\{x_2\} + \dots + E\{x_n\})$$

$$= \mu$$

分散  $Var\{\bar{x}\} = Var\left\{\frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)\right\}$

$$= \frac{1}{n^2} Var\{x_1 + x_2 + \dots + x_n\}$$

$$= \frac{1}{n^2} (Var\{x_1\} + Var\{x_2\} + \dots + Var\{x_n\})$$

$$= \frac{\sigma^2}{n}$$

サンプル数  $n$  が増えれば  
小さくなる

母集団 (population)

母集団の期待値  $\mu$   
母集団の分散  $\sigma^2$   
(これらは母数で、  
一般に未知数)

平均値  $\mu$  分散  $\sigma^2$  の母集団からとられた  
大きさ  $n$  の標本平均  $\bar{x}$  の  
期待値は  $\mu$   
分散は  $\frac{\sigma^2}{n}$



# 大数の法則

$x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  がそれぞれ確率変数で、

$$m_n = E\{x_1 + x_2 + \dots + x_n\} = E\{x_1\} + E\{x_2\} + \dots + E\{x_n\}$$

$$V_n = Var\{x_1 + x_2 + \dots + x_n\}$$

が存在し、 $\frac{V_n}{n^2} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$  が成立するならば、

$$\frac{(x_1 + x_2 + \dots + x_n) - m_n}{n}$$

は0に確率収束する。

(大数の弱法則)

つまり、

サンプルを多数とれば、  
得られる平均値は母平均(真の期待値)  
に近づく

# 大数の法則

$x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  がそれぞれ確率変数で、

$$m_n = E\{x_1 + x_2 + \dots + x_n\} = E\{x_1\} + E\{x_2\} + \dots + E\{x_n\}$$

$$V_n = Var\{x_1 + x_2 + \dots + x_n\}$$

が存在し、 $\frac{V_n}{n^2} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$  が成立するならば、

$$\frac{(x_1 + x_2 + \dots + x_n) - m_n}{n} \quad \text{は0に確率収束する。}$$

(大数の弱法則)

つまり、

サンプルを多数とれば、  
得られる平均値は母平均(真の期待値)  
に近づく

# 中心値極限定理

Central limit theorem

$x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  が互いに独立確率変数で、それらが全て

期待値  $\mu$  分散  $\sigma^2$  の  に従うとき、

平均値  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  の分布は  $n$  が大きくなると

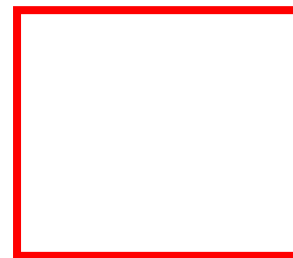
正規分布



に近づく

標準化

すなわち



は標準正規分布  $N(0,1)$  に近づく

---

$x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  が互いに独立確率変数で、それらが全て

期待値  $\mu$  分散  $\sigma^2$  の**正規分布**に従うとき、  
 **$n$  の大きさにかかわらず**上記の正規分布になる

# 中心値極限定理

Central limit theorem

$x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  が互いに独立確率変数で、それらが全て期待値  $\mu$  分散  $\sigma^2$  の **任意の分布** に従うとき、

平均値  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  の分布は  $n$  が大きくなると

正規分布  $N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$  に近づく

すなわち

$$z = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

標準化

は標準正規分布  $N(0,1)$  に近づく

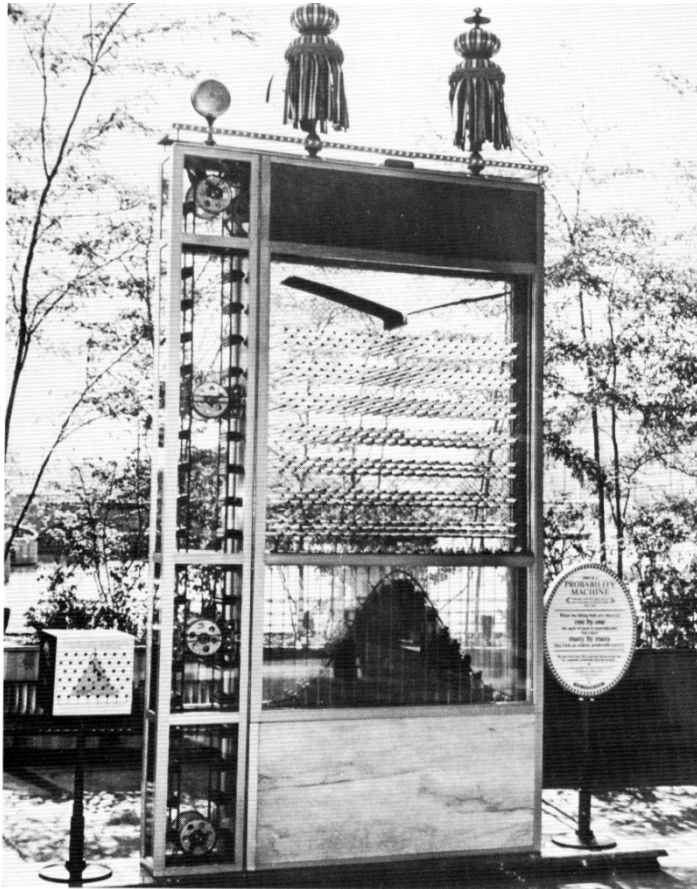
---

$x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  が互いに独立確率変数で、それらが全て

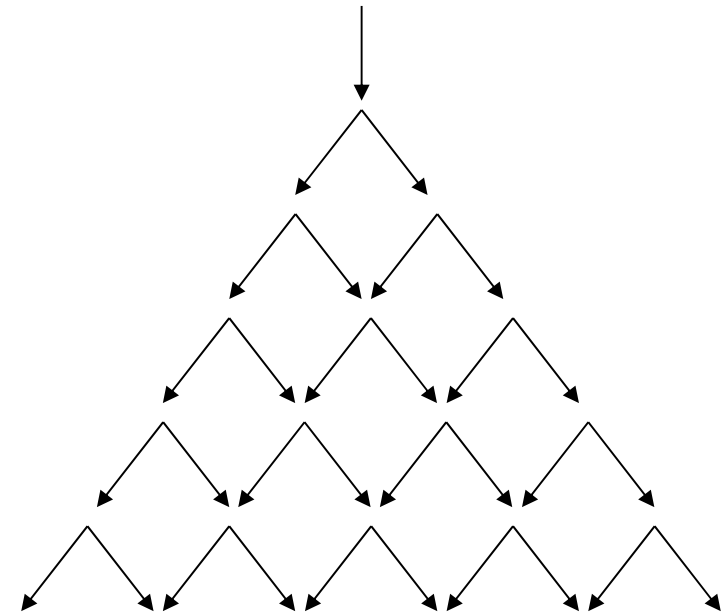
期待値  $\mu$  分散  $\sigma^2$  の **正規分布** に従うとき、  
 $n$  の大きさにかかわらず上記の正規分布になる

# 正規分布による二項分布の近似

二項分布  $B(n, p)$  は  $n$  が大きくなるとき、  
正規分布  $N(np, np(1-p))$  に近づく

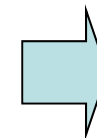


各段において、右または左へ  
 $1/2$ の確率で落ちていく



どこに落ちるかは二項分布に従う

独立なベルヌーイ分布の確率変数の足し合わせ = 二項分布



正規分布へ

## 【復習】 二項分布

1回の試行で、ある事象の起こる確率が  $p$   
この試行を  $n$  回行う

ベルヌイ試行  
ベルヌイ分布

確率変数  $x$  : 事象の起こった回数  
確率分布  $P(x)$  → 二項分布  $B(n, p)$

(例) 3回サイコロを投げたときの1の目が出る回数

$x$	0	1	2	3
$P(x)$	$\left(\frac{5}{6}\right)^3 = \frac{125}{216}$	$3\left(\frac{1}{6}\right)\left(\frac{5}{6}\right)^2 = \frac{75}{216}$	$3\left(\frac{1}{6}\right)^2\left(\frac{5}{6}\right) = \frac{15}{216}$	$\left(\frac{1}{6}\right)^3 = \frac{1}{216}$

一般に、確率  $p$  を持つ事象が  $n$  回の試行中  $x$  回起こることを考えると、

このときの確率は  $p^x (1-p)^{n-x}$

$\underbrace{\text{○ ○ … ○}}_{x \text{ 回}} \quad \underbrace{\text{× × … ×}}_{n-x \text{ 回}}$

$n$  回の試行中に  $x$  回起こるパターンの組合せ (combination) は、

$${}_n C_x = \frac{n!}{x!(n-x)!} \quad \text{よって} \quad P(x) = {}_n C_x p^x (1-p)^{n-x} = \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x}$$

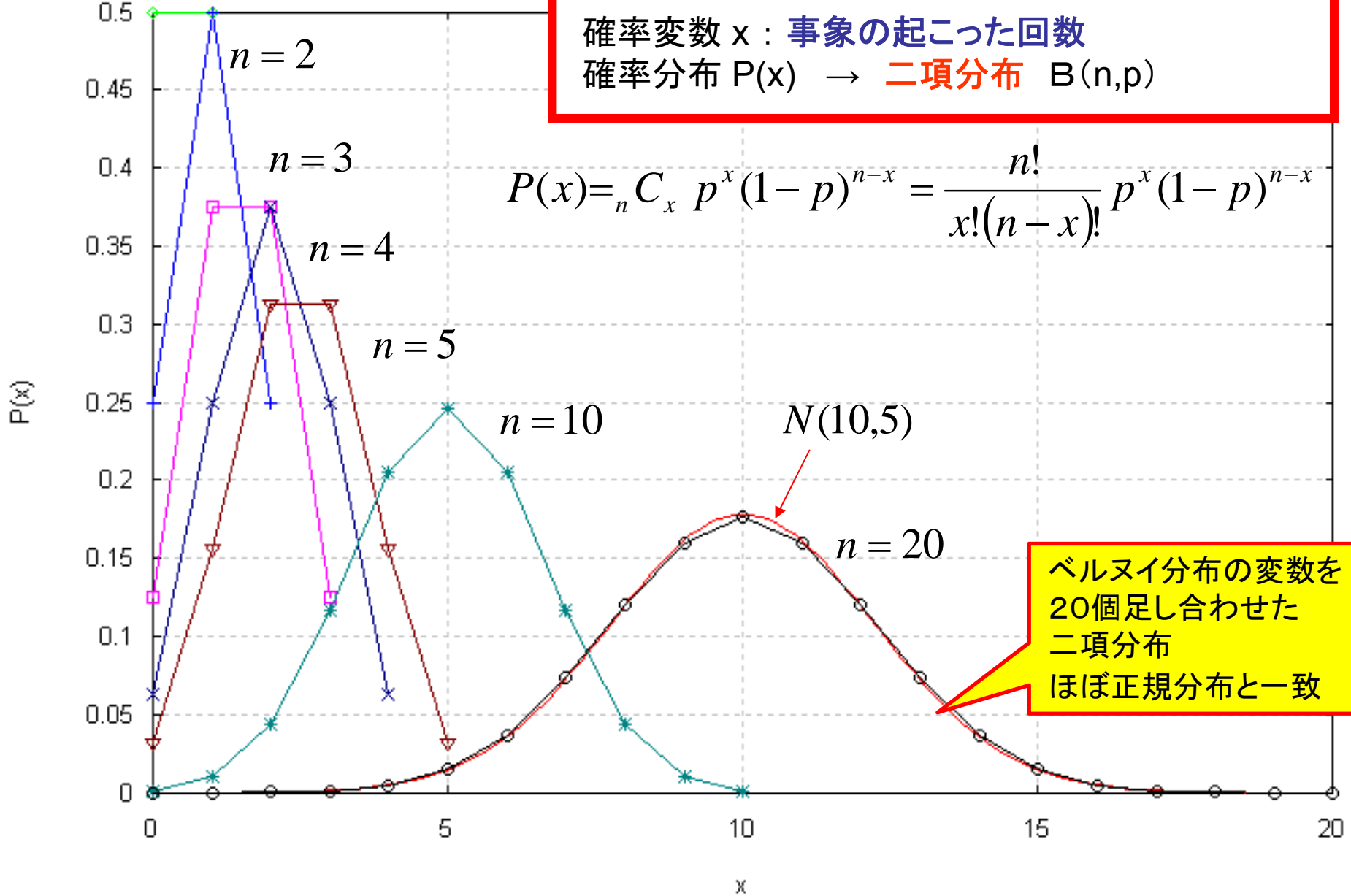
# 【復習】 二項分布の極限

$n = 1$        $p = 0.5$

1回の試行で、ある事象の起こる確率が  $p$   
 この試行を  $n$  回足し合わせる       $\searrow$  ベルヌイ試行

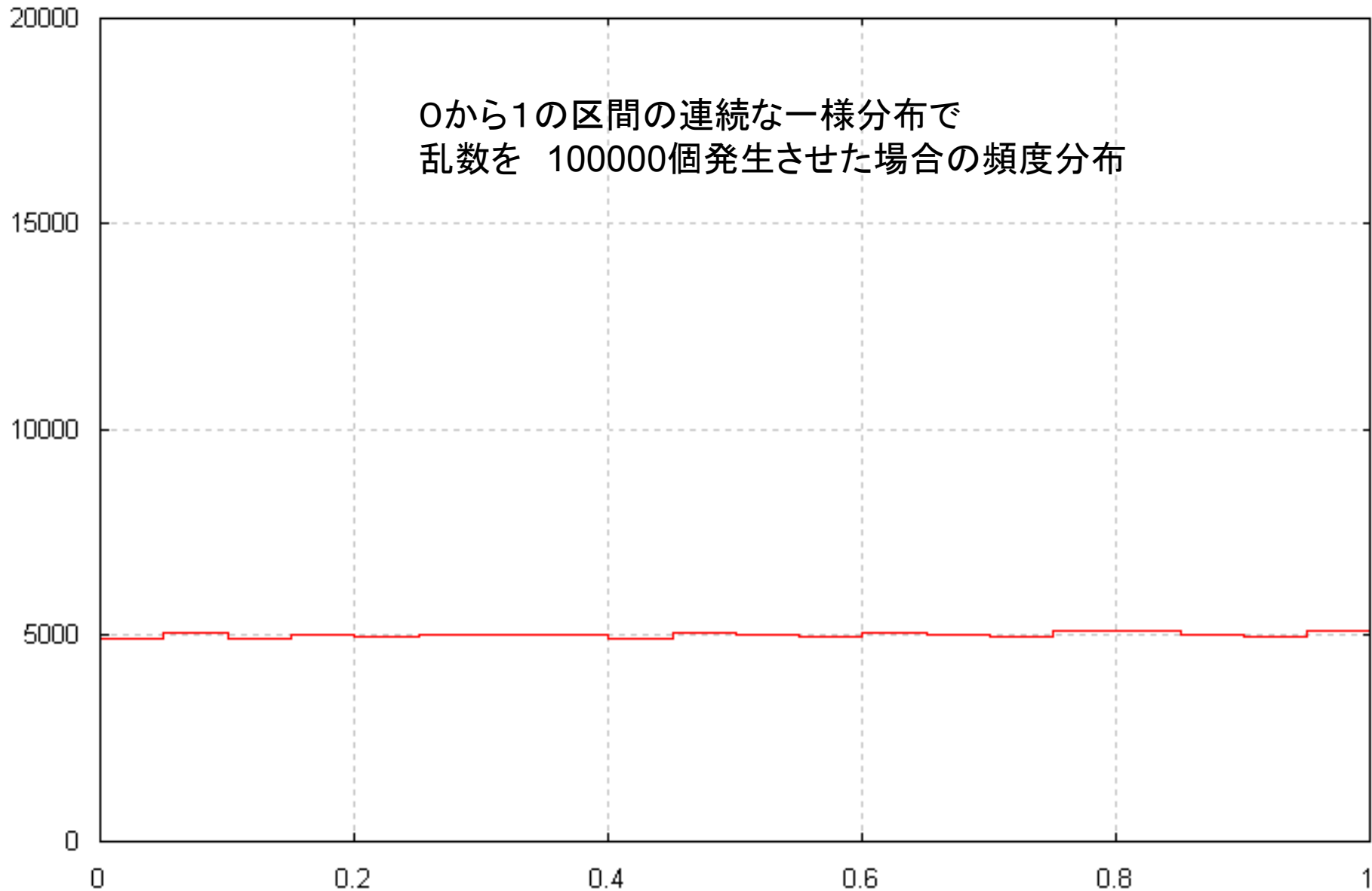
確率変数  $x$  : 事象の起こった回数  
 確率分布  $P(x)$   $\rightarrow$  二項分布  $B(n,p)$

$$P(x) = {}_n C_x p^x (1-p)^{n-x} = \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x}$$



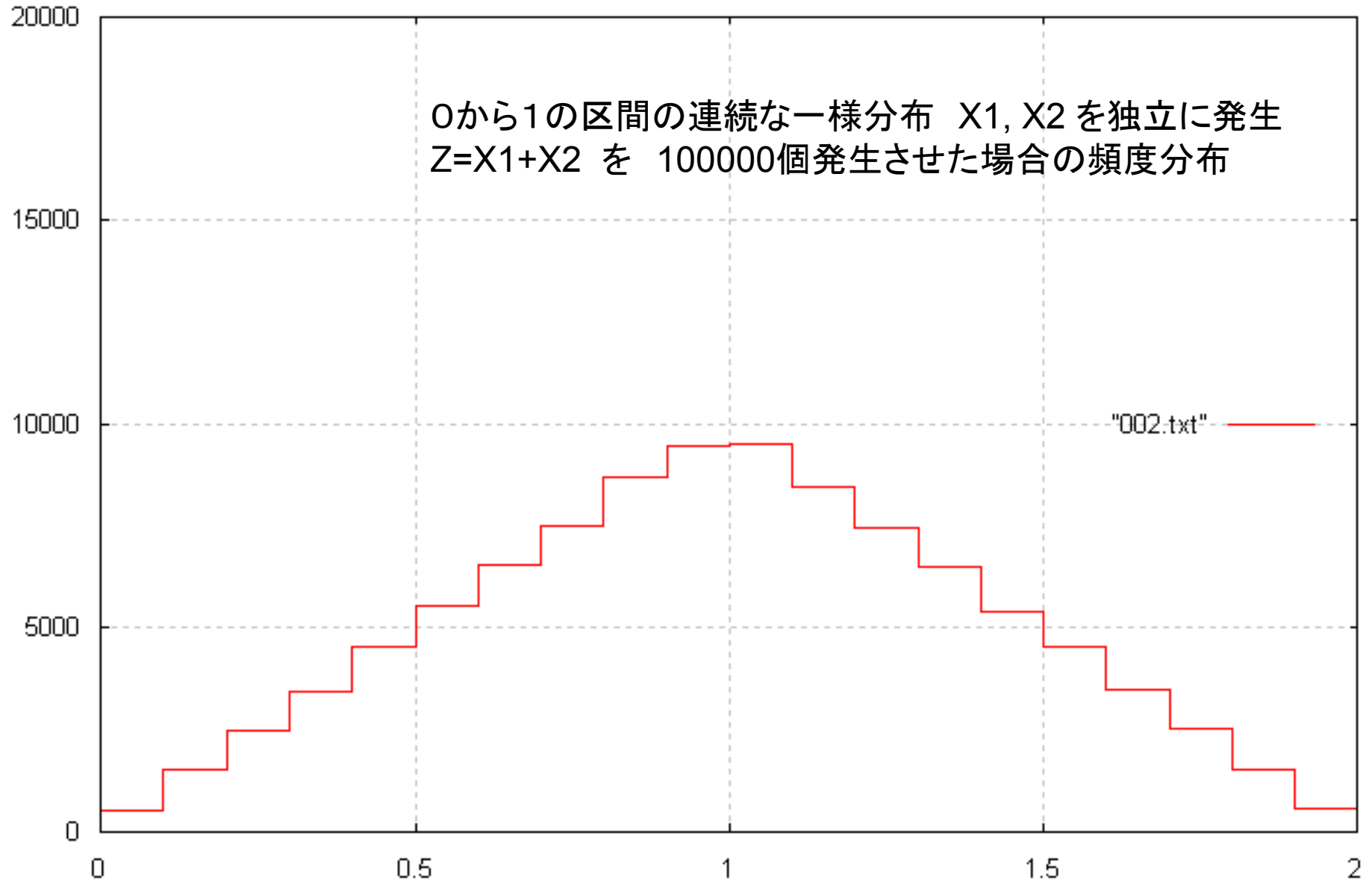
ベルヌイ分布の変数を  
 20個足し合わせた  
 二項分布  
 ほぼ正規分布と一致

# 独立な確率変数の和の分布例(一様分布)

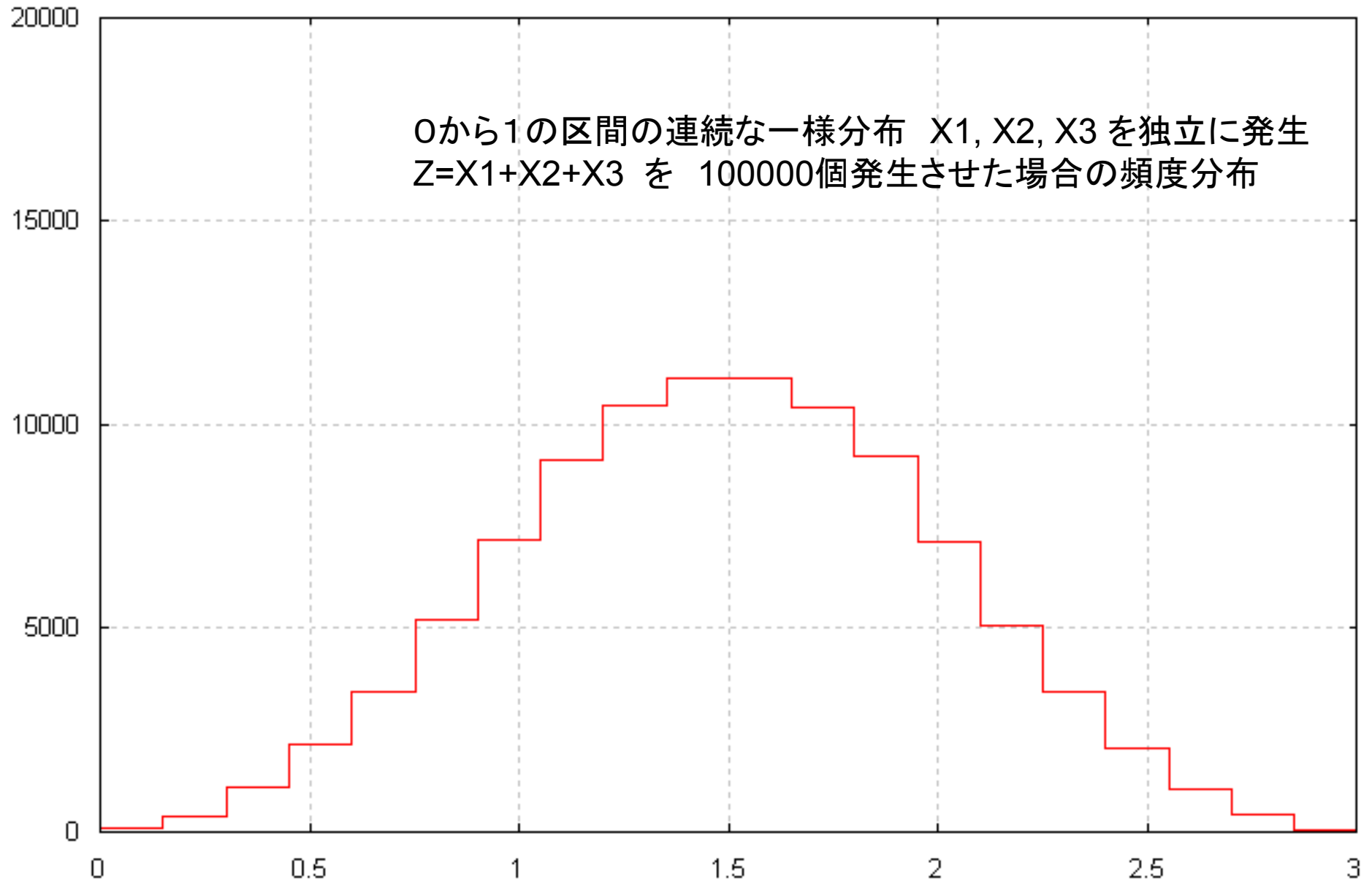




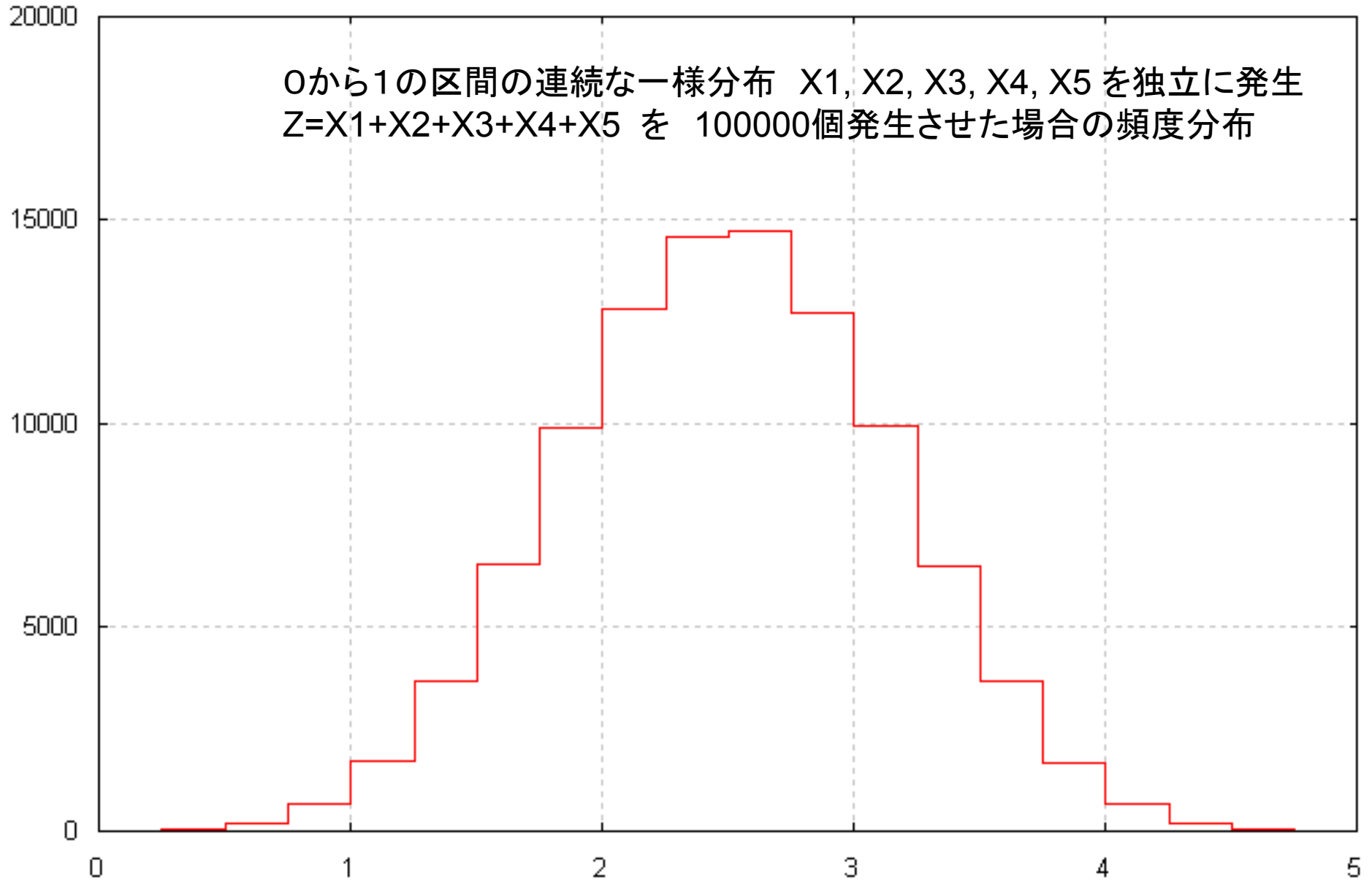
# 独立な確率変数の和の分布例(一様分布)



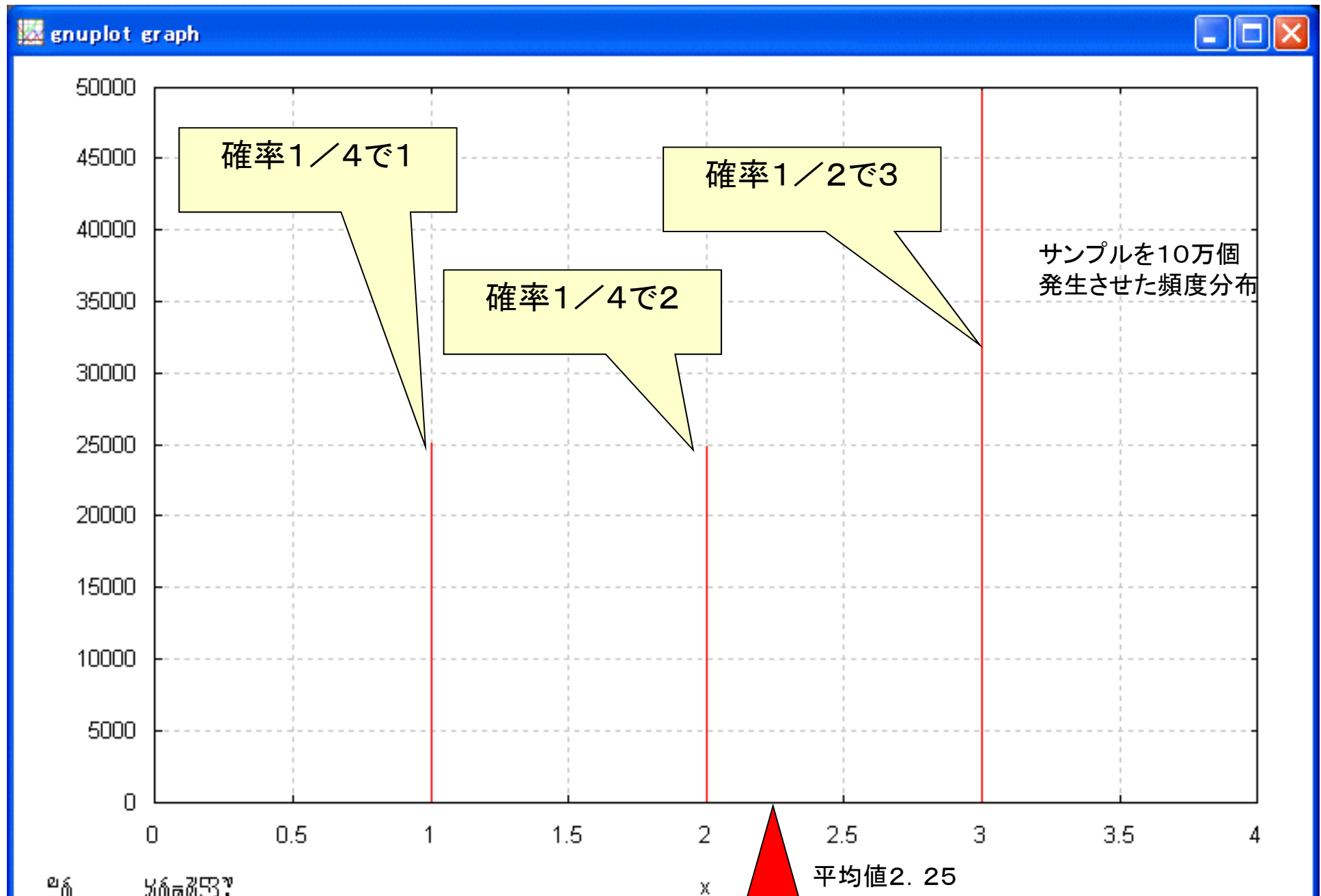
# 独立な確率変数の和の分布例(一様分布)



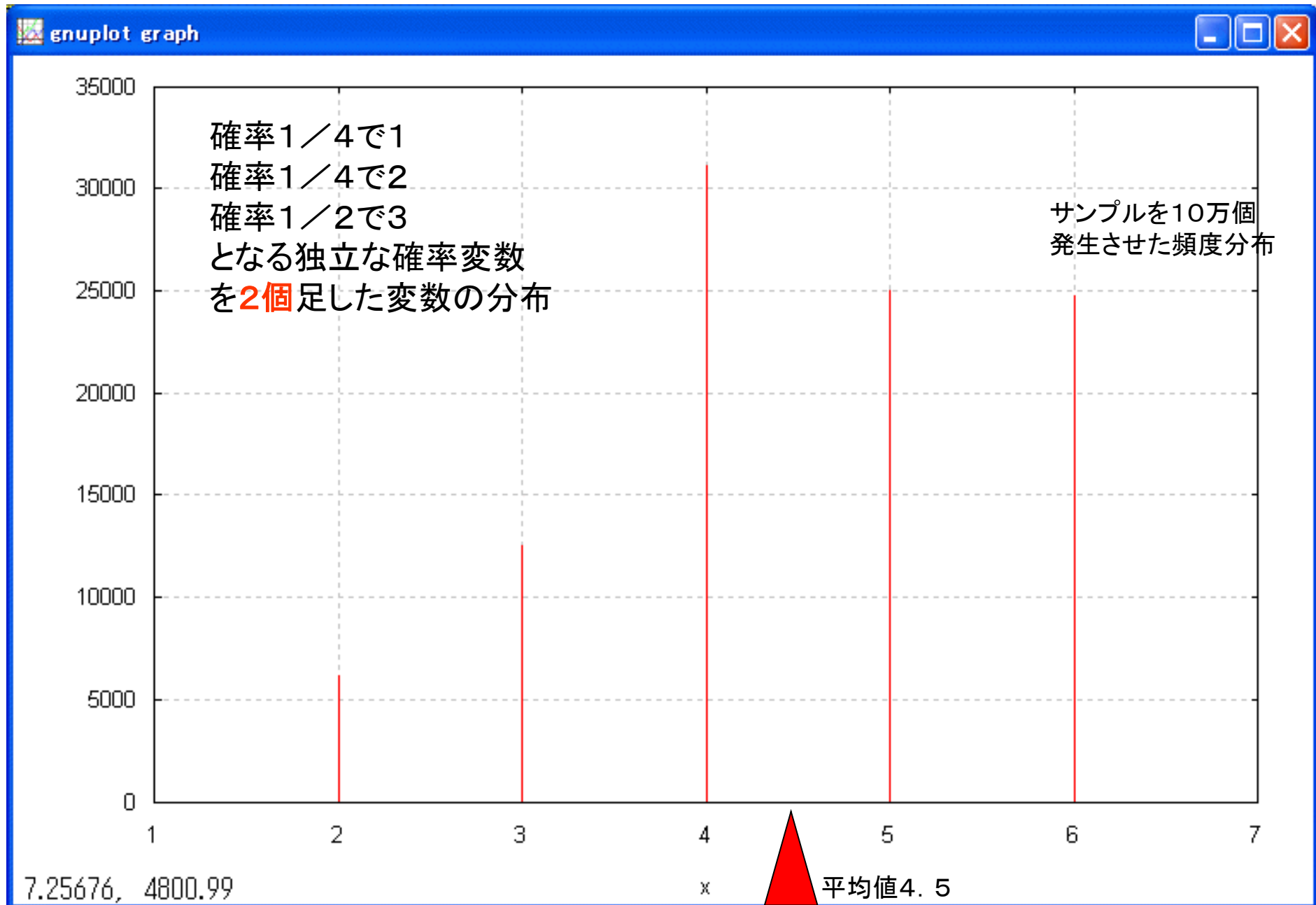
# 独立な確率変数の和の分布例(一様分布)



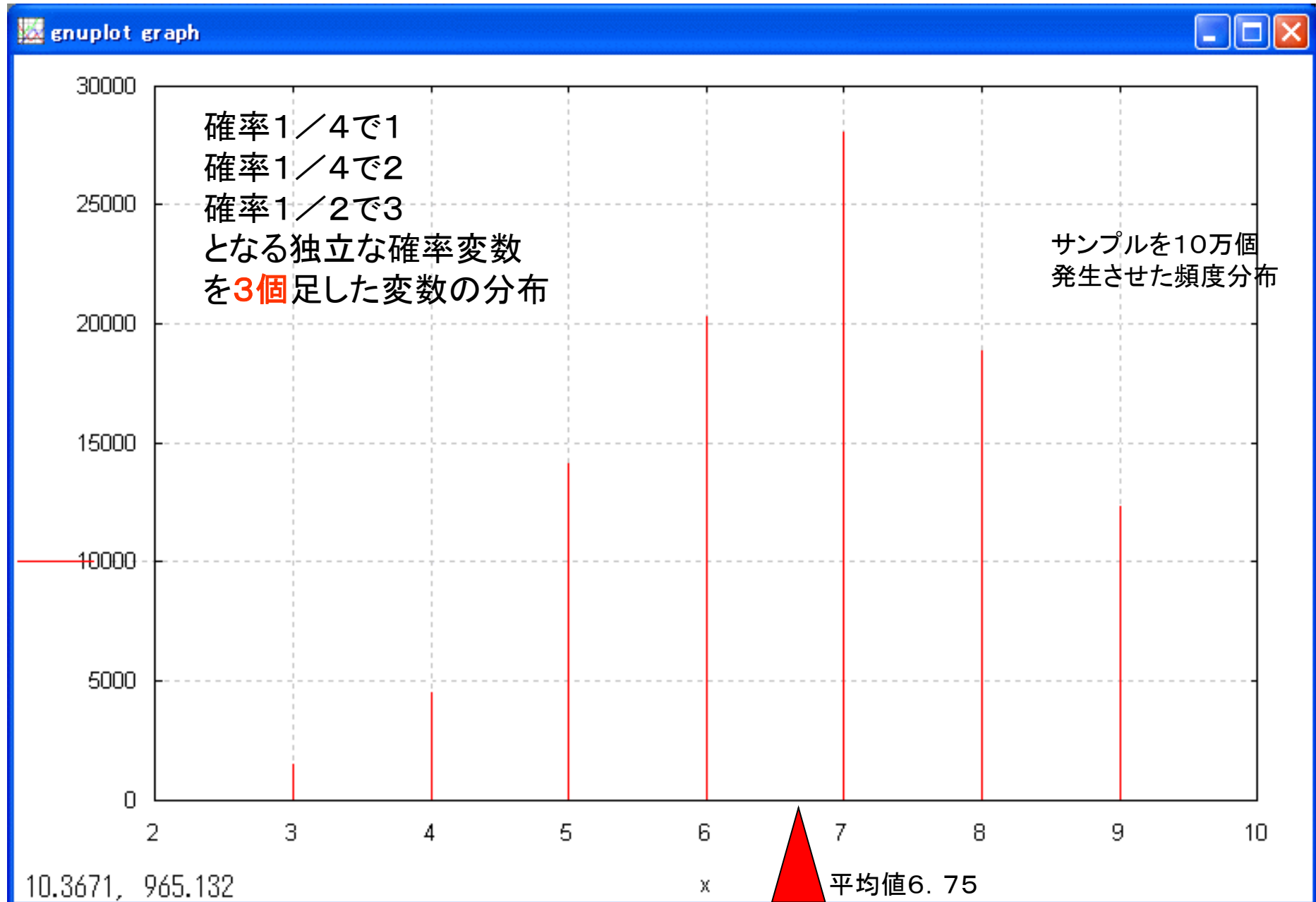
# 独立な確率変数の和の分布例(偏った離散分布)



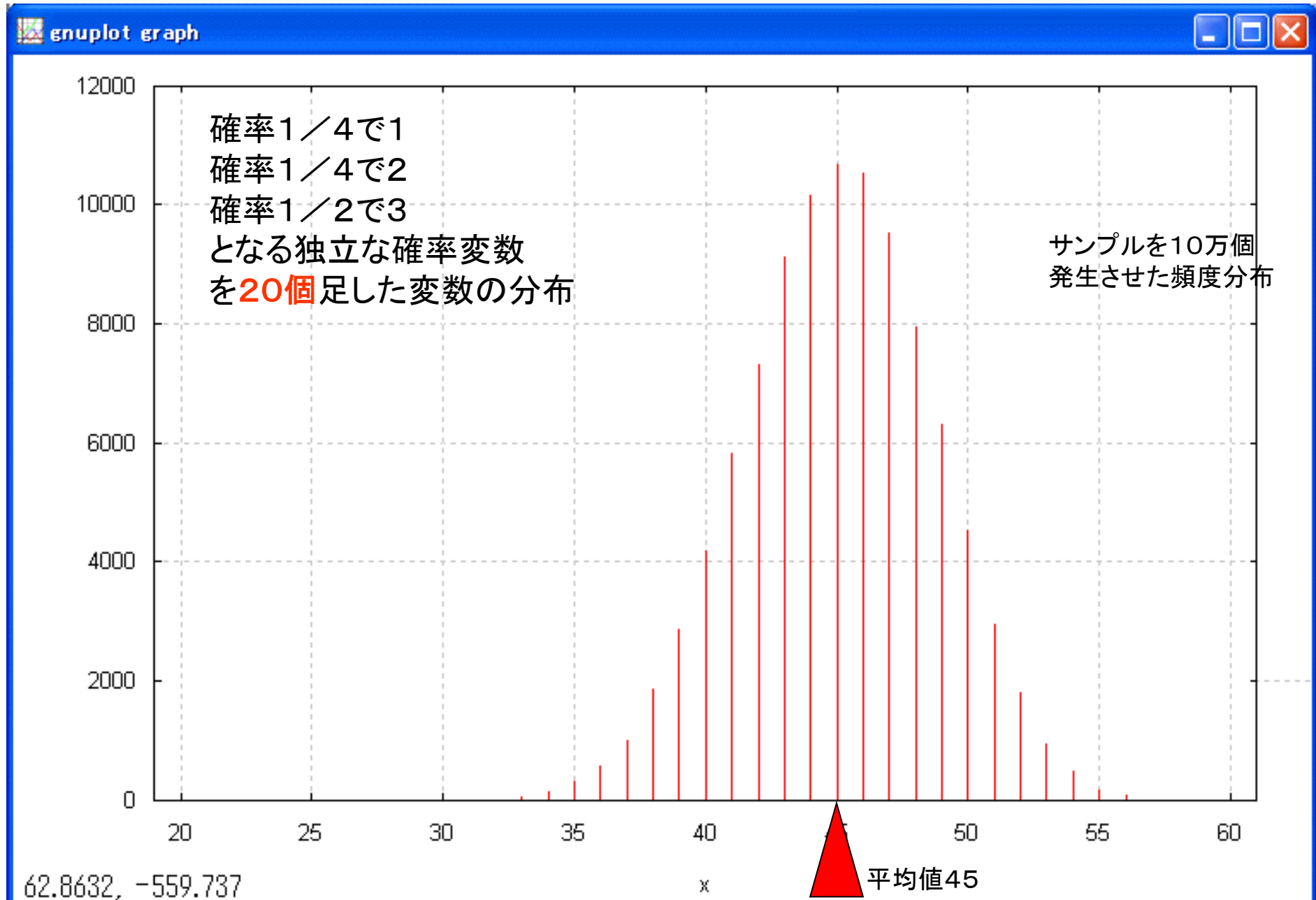
# 独立な確率変数の和の分布例(偏った離散分布)



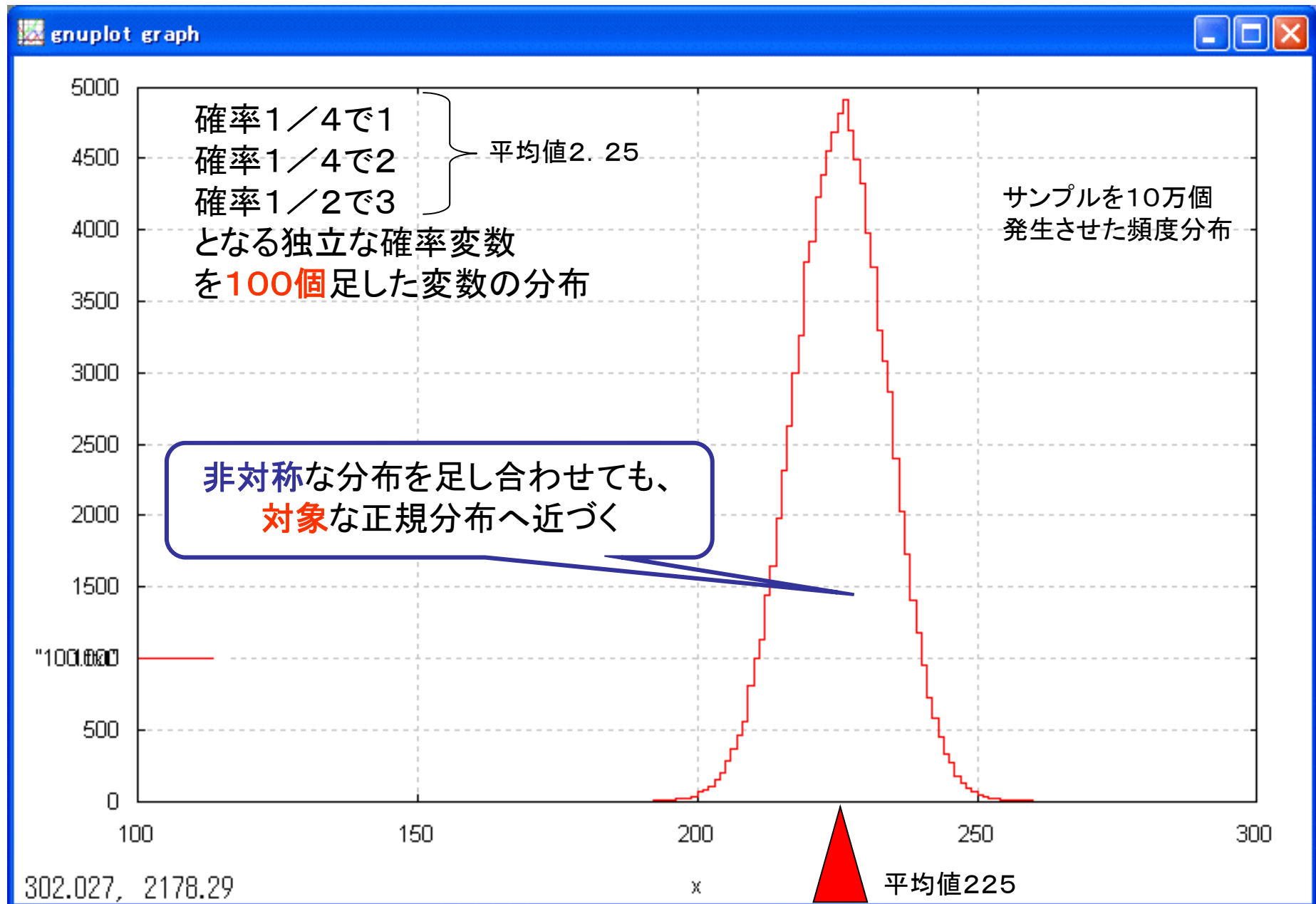
# 独立な確率変数の和の分布例(偏った離散分布)



# 独立な確率変数の和の分布例(偏った離散分布)



# 独立な確率変数の和の分布例(偏った離散分布)





# 【復習】2つの独立な確率変数の和の分布(一般型)

確率密度関数  $f_1(x)$       信号  
 $f_2(y)$                       ノイズ

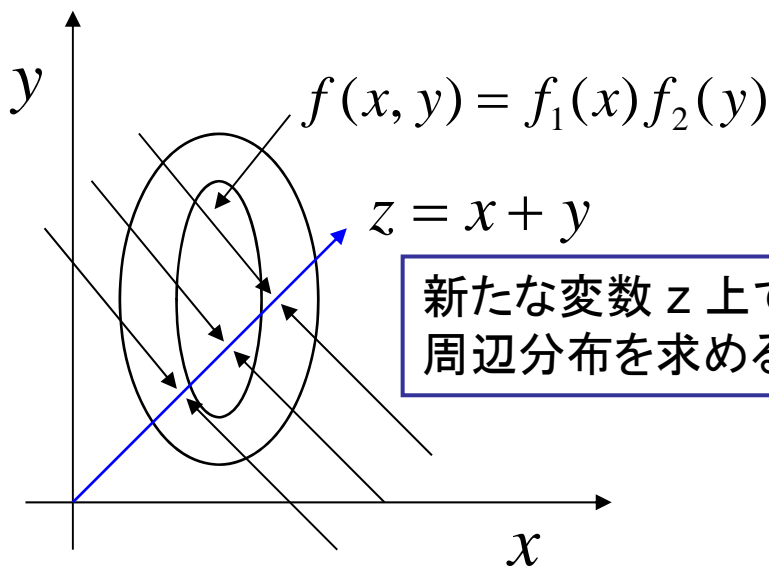
$$E\{x + y\} = E\{x\} + E\{y\}$$

独立な確率変数の和の期待値は、それぞれの期待値の和に等しい

$$\text{Var}\{x + y\} = \text{Var}\{x\} + \text{Var}\{y\}$$

独立な確率変数の和の分散は、それぞれの分散の和に等しい

確率変数  $z = x + y$  の確率密度分布関数は？



新たな変数  $z$  上での  
周辺分布を求める

一般には  $f_1(x)$   $f_2(y)$  とは  
全く違う密度関数になる

$$f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(x) f_2(z - x) dx$$

たたみこみ積分 (convolution integral)

# 2つの独立な確率変数の和の分布(正規分布)

確率変数  $X_1, X_2$  がそれぞれ確率密度関数  $f_1(x) = N(\mu_1, \sigma_1^2)$   $f_2(x) = N(\mu_2, \sigma_2^2)$  に従うとき、これらの和  $Z = X_1 + X_2$  の確率密度関数は

$$f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(x) f_2(z-x) dx = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(z-x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2} - \frac{(x-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}} dx$$

たたみこみ積分

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} e^{-\frac{(z-\mu_1-\mu_2)^2}{2(\sigma_1^2+\sigma_2^2)}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1(\sigma_1^2+\sigma_2^2)}{2\sigma_1^2\sigma_2^2} \left(x - \frac{\sigma_2^2(z-\mu_1)+\sigma_1^2\mu_2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}\right)^2} dx$$

分散 =  $\frac{\sigma_1^2\sigma_2^2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}$   
の正規分布  
を積分 = 1

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} e^{-\frac{(z-\mu_1-\mu_2)^2}{2(\sigma_1^2+\sigma_2^2)}} \sqrt{2\pi} \sqrt{\frac{\sigma_1^2\sigma_2^2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}}$$

$$\frac{\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1(\sigma_1^2+\sigma_2^2)}{2\sigma_1^2\sigma_2^2} \left(x - \frac{\sigma_2^2(z-\mu_1)+\sigma_1^2\mu_2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}\right)^2} dx}{\sqrt{2\pi} \sqrt{\frac{\sigma_1^2\sigma_2^2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} e^{-\frac{(z-(\mu_1+\mu_2))^2}{2(\sigma_1^2+\sigma_2^2)}}$$

期待値  $\mu_1 + \mu_2$  分散  $\sigma_1^2 + \sigma_2^2$   
の正規分布  
正規分布は特別な性質を持つ

$x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$  が互いに独立確率変数で、それらが全て期待値  $\mu$  分散  $\sigma^2$  の **任意の分布** に従うとき、

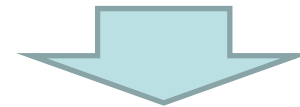
平均値  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  の分布は  $n$  が大きくなると

正規分布  $N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$  に近づく

分散

標準偏差  $\frac{\sigma}{\sqrt{N}}$

「1回の計測の誤差」=  $\pm 2\sigma$   
誤差を  $1/10$  にするには？



$$\frac{2\sigma}{10} = \frac{2\sigma}{\sqrt{100}}$$

すなわち100回計測して平均をとれば誤差が  $1/10$  になる

# 母比率の区間推定(大標本の場合)

調べる対象となる全体の集団:

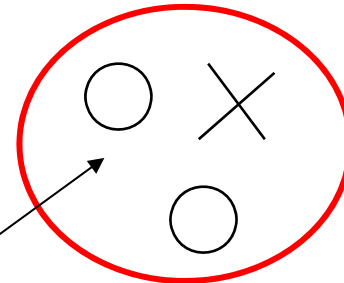
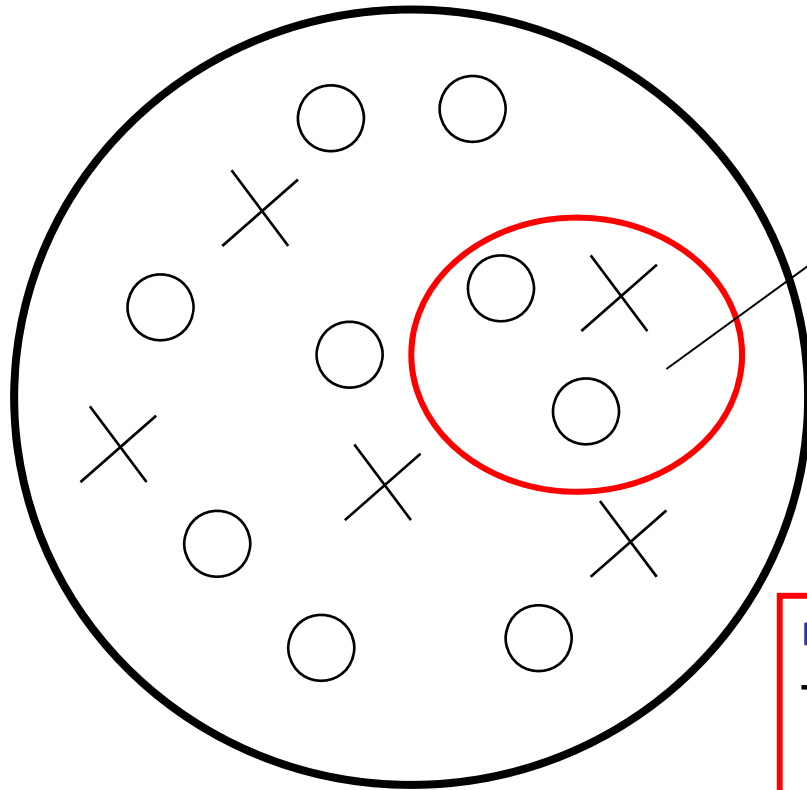
**母集団** (population)

**標本** (sample)

$x_1, x_2, \dots, x_n$

票を入れた場合1、  
そうでなければ0を  
とるような確率変数

$x_i$  ベルヌイ分布  
期待値  $p$   
分散  $p(1-p)$



標本から計算される  
パラメータ: (標本)統計量

標本平均  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  の

期待値は  分散

母集団 ある候補者に票を入れる  
有権者の割合  $p$

これは母数  で、  
一般に未知数

中心値極限定理より、  
サンプル数  $n$  が大きい場合、標本平均  $\bar{x}$  の示す  
分布は、正規分布  と見なせる

この性質を利用して標本より真の割合  $p$  の  
範囲を推定する → **母比率の区間推定**

# 母比率の区間推定(大標本の場合)

調べる対象となる全体の集団:

**母集団** (population)

**標本** (sample)

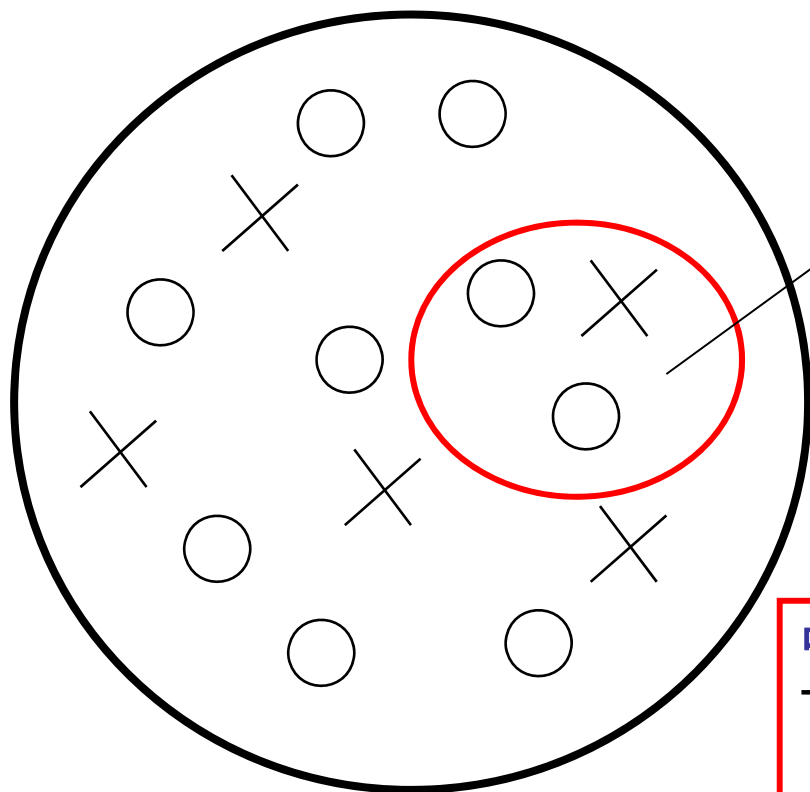
$x_1, x_2, \dots, x_n$

票を入れた場合1、  
そうでなければ0を  
とるような確率変数

$x_i$  ベルヌイ分布

期待値  $p$

分散  $p(1-p)$



標本から計算される  
パラメータ: (標本)統計量

標本平均  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  の

**標本比率**

期待値は  $p$  分散

$\frac{p(1-p)}{n}$

母集団 ある候補者に票を入れる  
有権者の割合  $p$

中心値極限定理より、

サンプル数  $n$  が大きい場合、標本平均  $\bar{x}$  の示す

分布は、正規分布  $N(p, \frac{p(1-p)}{n})$  と見なせる

これは母数 **母比率** で、  
一般に未知数

この性質を利用して標本より真の割合  $p$  の  
範囲を推定する → **母比率の区間推定**

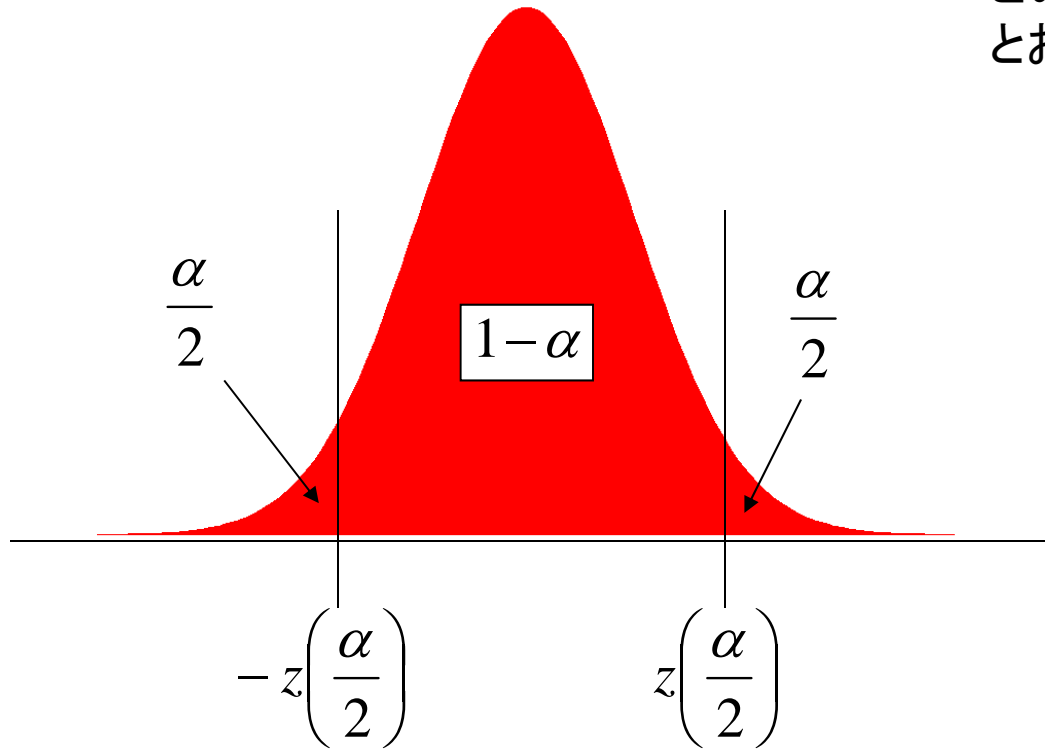
標本平均  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  の分布は、期待値  $p$  標準偏差  $\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$  の正規分布

標準化



の分布は  $N(0, 1)$  の標準正規分布 → 正規分布表を利用

信頼係数を  $1 - \alpha$   
 この信頼係数を満たす区間の上界をとくと、 $z\left(\frac{\alpha}{2}\right)$



$$P\left(-z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \leq \boxed{\phantom{x}} \leq z\left(\frac{\alpha}{2}\right)\right) = 1 - \alpha$$

が成り立つ。この不等式

$$-z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \leq \boxed{\phantom{x}} \leq z\left(\frac{\alpha}{2}\right)$$

は、以下のように書き換えられる:

$$(\bar{x} - p)^2 \leq \left(z\left(\frac{\alpha}{2}\right)\right)^2 \frac{p(1-p)}{n}$$

標本平均  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  の分布は、期待値  $p$  標準偏差  $\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$  の正規分布

標準化

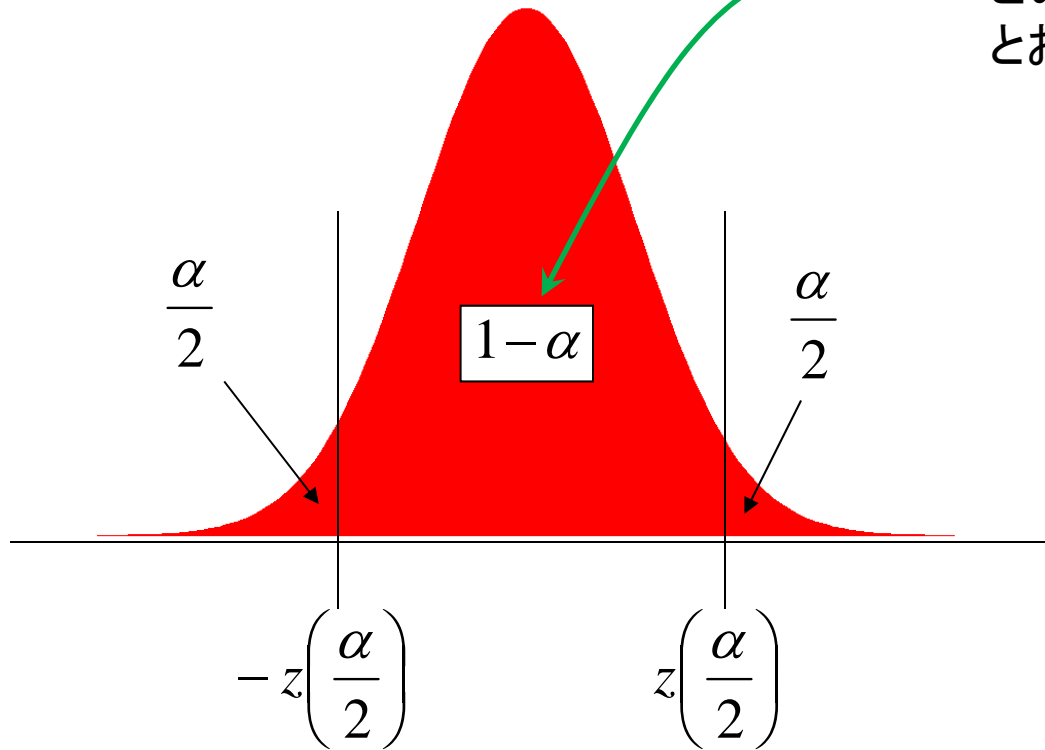
$$z = \frac{\bar{x} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$$

の分布は  $N(0, 1)$  の標準正規分布 → 正規分布表を利用

信頼係数を  $1 - \alpha$

この信頼係数を満たす区間の上界をとくと、

$$z\left(\frac{\alpha}{2}\right)$$



$$P\left(-z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \leq \frac{\bar{x} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \leq z\left(\frac{\alpha}{2}\right)\right) = 1 - \alpha$$

が成り立つ。この不等式

$$-z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \leq \frac{\bar{x} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \leq z\left(\frac{\alpha}{2}\right)$$

は、以下のように書き換えられる:

$$(\bar{x} - p)^2 \leq \left(z\left(\frac{\alpha}{2}\right)\right)^2 \frac{p(1-p)}{n}$$

$$(\bar{x} - p)^2 \leq \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2 \frac{p(1-p)}{n}$$

この式は以下のように変形できる:

$$\boxed{\phantom{(\bar{x} - p)^2 \leq \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2 \frac{p(1-p)}{n}}} \leq 0$$

下に凸のpに関する  
2次関数が負になる  
範囲を求めればよい

$$p_1 \leq p \leq p_2 \quad \text{ただし}$$

$$p_1 = \frac{\bar{x} + \frac{\left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}{2n} - \frac{z \left( \frac{\alpha}{2} \right)}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{x}(1-\bar{x}) + \frac{1}{4n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}}{1 + \frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}$$

$$p_2 = \frac{\bar{x} + \frac{\left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}{2n} + \frac{z \left( \frac{\alpha}{2} \right)}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{x}(1-\bar{x}) + \frac{1}{4n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}}{1 + \frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}$$

標本数 n が大きいとき、

$\frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2$  を0として無視すると





$$(\bar{x} - p)^2 \leq \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2 \frac{p(1-p)}{n} \quad \text{この式は以下のように変形できる:}$$

$$\left( 1 + \frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2 \right) p^2 - \left( 2\bar{x} + \frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2 \right) p + \bar{x}^2 \leq 0$$

下に凸のpに関する  
2次関数が負になる  
範囲を求めればよい

$$p_1 \leq p \leq p_2 \quad \text{ただし}$$

$$p_1 = \frac{\bar{x} + \frac{\left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}{2n} - \frac{z \left( \frac{\alpha}{2} \right)}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{x}(1-\bar{x}) + \frac{1}{4n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}}{1 + \frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}$$

標本数 n が大きいとき、

$\frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2$  を0として無視すると

$$p_2 = \frac{\bar{x} + \frac{\left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}{2n} + \frac{z \left( \frac{\alpha}{2} \right)}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{x}(1-\bar{x}) + \frac{1}{4n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}}{1 + \frac{1}{n} \left( z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \right)^2}$$

$$p_1 = \bar{x} - z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}}$$

$$p_2 = \bar{x} + z \left( \frac{\alpha}{2} \right) \sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}}$$

# 母比率の大標本区間推定(まとめ)

調べる対象となる全体の集団:

**母集団** (population)

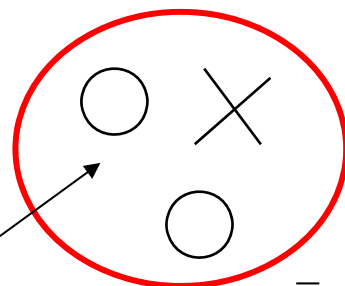
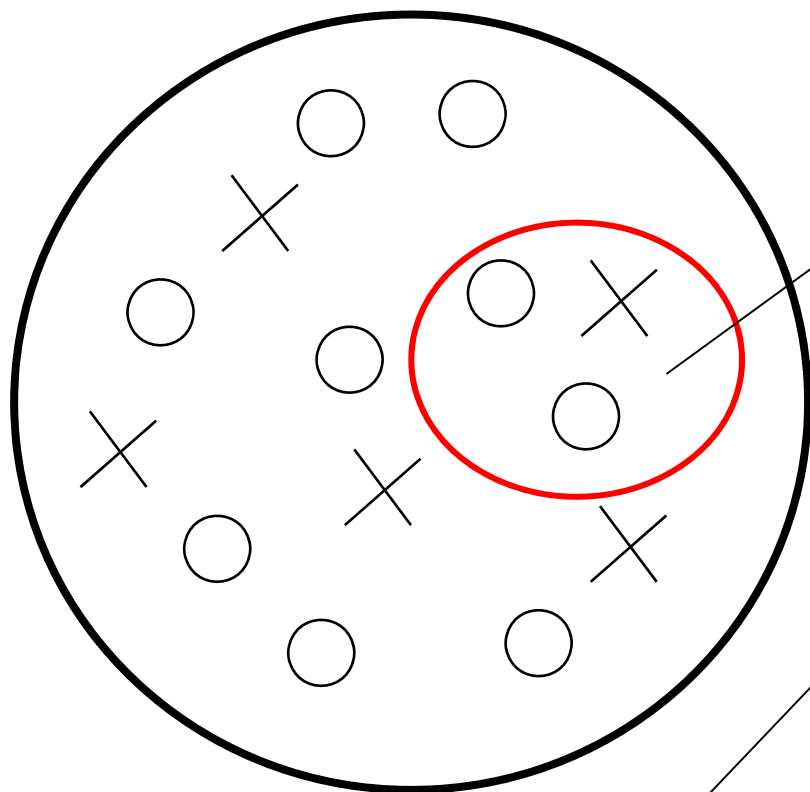
**標本** (sample)

$$x_1, x_2, \dots, x_n$$

ただし  $n$  は大きな数

標本平均 (**標本比率**)

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$



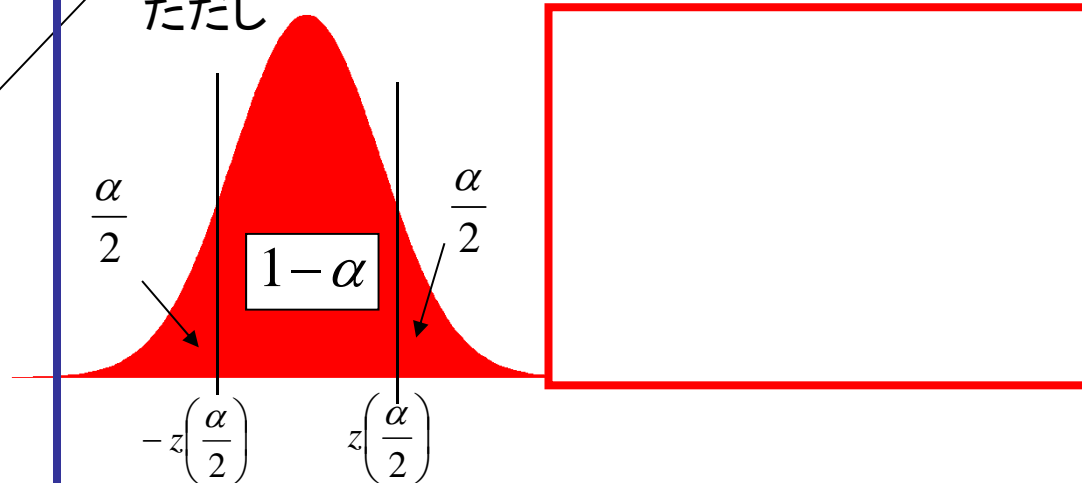
$$z = \frac{\bar{x} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$$

の分布は  $N(0, 1)$   
(標準正規分布)

母集団 ある候補者に票を入れる  
有権者の割合  $p$

これは母数 (**母比率**) で、  
一般に未知数

よって真の割合  $p$  の範囲は信頼係数  $1 - \alpha$   
のとき  $p_1 \leq p \leq p_2$   
ただし



# 母比率の大標本区間推定(まとめ)

調べる対象となる全体の集団:

**母集団** (population)

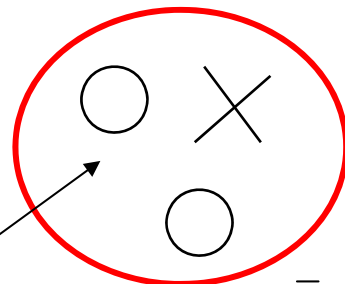
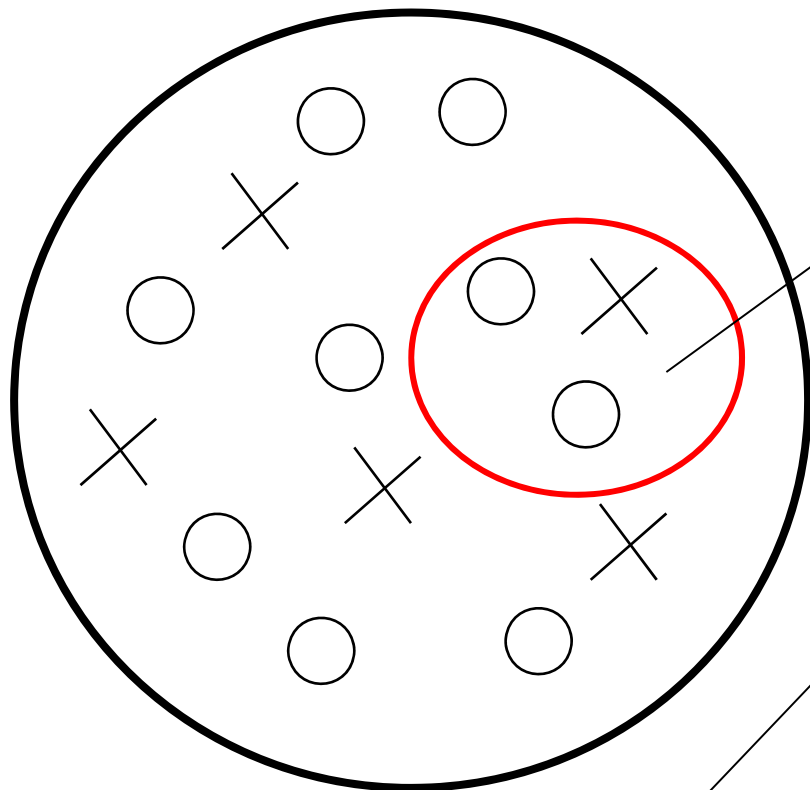
**標本** (sample)

$$x_1, x_2, \dots, x_n$$

ただし  $n$  は大きな数

標本平均 (**標本比率**)

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$



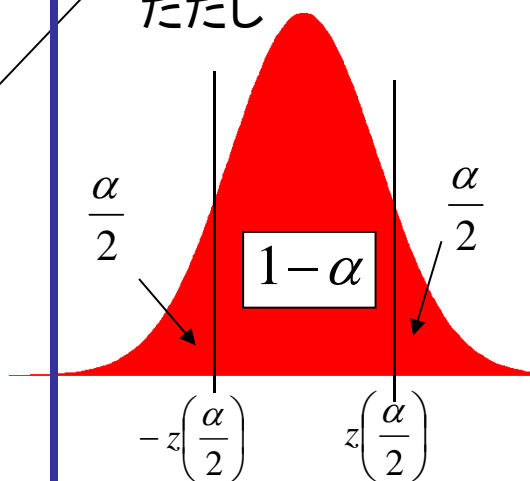
$$z = \frac{\bar{x} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$$

の分布は  $N(0, 1)$   
(標準正規分布)

母集団 ある候補者に票を入れる  
有権者の割合  $p$

これは母数 (**母比率**) で、  
一般に未知数

よって真の割合  $p$  の範囲は **信頼係数**  $1 - \alpha$   
のとき  $p_1 \leq p \leq p_2$   
ただし



$$p_1 = \bar{x} - z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}}$$

$$p_2 = \bar{x} + z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}}$$

# 母比率の大標本区間推定

補足

**【注意】** 標本数  $n$  は大きな数でなければならない

実用上は  $np > 5$  and  $n(1-p) > 5$  のとき正規分布に近似できる

ただし  $p$  は母比率

**【練習問題】**

- (1) 内閣の支持率の世論調査のため、無作為に2500人を選んだら、内閣の支持者が500人だった。このとき、内閣の支持率  $p$  の95%信頼区間を求めよ。

【練習問題】

- (1) 内閣の支持率の世論調査のため、無作為に2500人を選んだら、内閣の支持者が500人だった。このとき、内閣の支持率  $p$  の95%信頼区間を求めよ。

$$\bar{x} = \frac{500}{2500} = \frac{1}{5} \quad \text{正規分布表より } 1 - \alpha = 0.95 \quad \text{となるような } z\left(\frac{\alpha}{2}\right) = ?$$



【練習問題】

- (1) 内閣の支持率の世論調査のため、無作為に2500人を選んだら、内閣の支持者が500人だった。このとき、内閣の支持率  $p$  の95%信頼区間を求めよ。

$$\bar{x} = \frac{500}{2500} = \frac{1}{5} \quad \text{正規分布表より } 1 - \alpha = 0.95 \quad \text{となるような } z\left(\frac{\alpha}{2}\right) = 1.96$$

$$\left[ \bar{x} - 1.96 \times \sqrt{\frac{\bar{x}(1 - \bar{x})}{2500}}, \quad \bar{x} + 1.96 \times \sqrt{\frac{\bar{x}(1 - \bar{x})}{2500}} \right] = [0.184, \quad 0.216]$$



【演習問題】

2018.05.08

学籍番号

氏名

---

[問] 母比率  $p$  を標本比率  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_n}{n}$  から信頼係数95%で推定したい。

- (1) すべての  $\bar{x}$  の値に対して  $\bar{x}(1 - \bar{x}) \leq 0.25$  が成り立つことを示せ。
- (2) 信頼区間の幅を 0.04 以下にするには、標本の大きさ  $n$  をいくら以上にとれば良いか。(1)の式を利用して導け。

【演習問題】

学籍番号

氏名

---

[問] 母比率  $p$  を標本比率  $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$  から信頼係数95%で推定したい。

(1) すべての  $\bar{x}$  の値に対して  $\bar{x}(1 - \bar{x}) \leq 0.25$  が成り立つことを示せ。

$\bar{x}(1 - \bar{x})$  は0と1を通り上に凸な2次関数で、 $\bar{x} = \frac{1}{2}$  のとき最大値  $1/4$

(2) 信頼区間の幅を 0.04 以下にするには、標本の大きさ  $n$  をいくら以上にとれば良いか。

信頼区間の幅は、 $2 \times z\left(\frac{\alpha}{2}\right) \sqrt{\frac{\bar{x}(1 - \bar{x})}{n}} \leq 0.04$

よって

$$2 \times 1.96 \sqrt{\frac{0.25}{n}} \leq 0.04$$

式変形すると

$$2401 \leq n$$

正規分布表より  $1 - \alpha = 0.95$  となるような  $z\left(\frac{\alpha}{2}\right) = 1.96$