

.....5.2.....

収束のモード

定義 5.1 $\{X_n\}_{n=1}^n$ は確率変数列とし, X を確率変数とする. $n \rightarrow \infty$ のとき, $\{X_n\}_{n=1}^n$ が X に分布収束するとは,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n \leq x) = P(X \leq x) = F_X(x)$$

が成立することである. ただし, x は $F_X(x)$ の連続点とする. これを $X_n \xrightarrow{d} X$ または $X_n \xrightarrow{L} X$ と記すことにする.

定義 5.2 $\{X_n\}_{n=1}^n$ は確率変数列とし, X を確率変数とする. $n \rightarrow \infty$ のとき, $\{X_n\}_{n=1}^n$ が X に確率収束するとは, 任意の $\epsilon (\epsilon > 0)$ に対して,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| > \epsilon) = 0$$

が成立することである. これを $X_n \xrightarrow{P} X$ と記すことにする.

定義 5.3 $\{X_n\}_{n=1}^n$ は確率変数列, X を確率変数とする. $n \rightarrow \infty$ のとき, $\{X_n\}_{n=1}^n$ が X に概収束するとは,

$$P(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X) = 1$$

が成立することである. これを $X_n \xrightarrow{a.s.} X$ と記すことにする.

例 5.1 X_1, X_2, \dots, X_n は独立同一に一様分布 $f_X(x) = I_{(0,1)}(x)$ に従うとし,

$$M_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

とおく.

まず, $M_n \xrightarrow{P} 1$ を示そう. M_n の累積分布関数は

$$F_{M_n}(x) = P(M_n \leq x) = x^n I_{(0,1)}(x) + I_{[1,\infty)}(x)$$

となることに注意する. これより, $0 < \epsilon < 1$ に対して, $P(M_n > 1 + \epsilon) = 0$ に注意すれば, $n \rightarrow \infty$ のとき

$$P(|M_n - 1| > \epsilon) = P(\epsilon + 1 < M_n \text{ または } M_n < 1 - \epsilon) = P(M_n < 1 - \epsilon) = (1 - \epsilon)^n \rightarrow 0$$

となる. したがって, $M_n \xrightarrow{P} 1$ がわかる.

つぎに, $n(1 - M_n)$ の分布収束先を求めよう. $x > 0$ に対して, $n \rightarrow \infty$ のとき

$$P(n(1 - M_n) \leq x) = P(M_n \geq 1 - x/n) = 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n \rightarrow 1 - e^{-x}$$

となる. $M_n < 1$ より, 明らかに $x \leq 0$ に対しては $P(n(1 - M_n) \leq x) = 0$ となる. したがって, $n(1 - M_n)$ は指数分布 $f_X(x) = e^{-x}I_{(0, \infty)}(x)$ に分布収束する.

定理 5.5 $X_n \xrightarrow{P} c$ となるための十分条件は

$$\mathbb{E}(X_n - c)^2 \rightarrow 0, \quad (n \rightarrow \infty) \quad (5.59)$$

である.

証明 与えられたどんな正の数 $\epsilon > 0$ に対しても

$$P(|X_n - c| \geq \epsilon) \leq \frac{1}{\epsilon^2} \mathbb{E}(X_n - c)^2$$

となり, $n \uparrow \infty$ とすれば,

$$P(|X_n - c| \geq \epsilon) \rightarrow 0$$

を得る. □

注意 5.2 (5.61) が成立するとき, X_n は c に 2 次平均収束するという.

例 5.2 $\epsilon_1, \dots, \epsilon_n$ を成功する確率が p の独立な n 回のベルヌーイ試行とし, $S_n = \sum_{i=1}^n \epsilon_i$ とおく. $n \uparrow \infty$ のとき,

$$\mathbb{E} \left(\frac{S_n}{n} - p \right)^2 = \text{VAR} \left(\frac{S_n}{n} \right) = \frac{p(1-p)}{n} \rightarrow 0$$

となるので,

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} p$$

となることがわかる.

定理 5.6 X_1, \dots, X_n は独立同一の分布に従い, その平均と分散は $\mathbb{E}(X_1) = \xi$ と $\text{VAR}(X_1) = \sigma^2 < \infty$ で与えられるとする. このとき,

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \dots + X_n)$$

とおけば,

$$\bar{X}_n \xrightarrow{P} \xi$$

が成立する.

証明 $n \uparrow \infty$ のとき,

$$\mathbb{E}(\bar{X}_n - \xi)^2 = \text{VAR}(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n} \rightarrow 0$$

となることから, 定理 5.5 を使えば, 定理は証明される. □

以下に確率変数列の収束に関する重要な結果を証明なしで述べる。

定理 5.7

- (i) $X_n \xrightarrow{a.s.} X$ ならば, $X_n \xrightarrow{P} X$
(ii) $X_n \xrightarrow{P} X$ ならば, $X_n \xrightarrow{d} X$

定理 5.8 $g(x)$ を実数値連続関数とする。このとき,

- (i) $X_n \xrightarrow{P} X$ ならば, $g(X_n) \xrightarrow{P} g(X)$
(ii) $X_n \xrightarrow{a.s.} X$ ならば, $g(X_n) \xrightarrow{a.s.} g(X)$
(iii) $X_n \xrightarrow{d} X$ ならば, $g(X_n) \xrightarrow{d} g(X)$

定理 5.9 確率変数列 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ と $\{Y_n\}_{n=1}^{\infty}$ および定数 c は定数に対して, $X_n \xrightarrow{d} X$ と $Y_n \xrightarrow{P} c$ が成立するとする。このとき,

- (i) $X_n + Y_n \xrightarrow{d} X + c$ が成立する。
(ii) $X_n Y_n \xrightarrow{d} cX$ が成立する。

定理 5.10 確率変数列 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$, 数列, 確率変数 Z , 確率変数列 $\{a_n\}_{n=1}^{\infty}$ および定数 c に対して

$$a_n(X_n - c) \xrightarrow{d} Z$$

が成立するとする。このとき, $g(x)$ は $x = c$ で微分 $\dot{g}(c)$ を持つ¹ならば,

$$a_n(g(X_n) - g(c)) \xrightarrow{d} \dot{g}(c)Z$$

が成立する。

記号: (i) $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ と $\{\epsilon_n\}_{n=1}^{\infty}$ を確率変数列とする。

$$\frac{X_n}{\epsilon_n} \xrightarrow{P} 0 \quad n \rightarrow \infty$$

のとき, $X_n = o_P(\epsilon_n)$ と書く。特に, $X_n \xrightarrow{P} 0$ のとき,

$$X_n = o_P(1)$$

と記す。

(ii) どんな $\delta > 0$ に対してもある $M = M(\delta) > 0$ と正数 $n_0 = n_0(\delta) > 0$ が存在して, どんな $n > n_0$ に対しても

$$P(|X_n| \leq M|\epsilon_n|) \geq 1 - \delta$$

¹⁾ $g(x)$ が $x = c$ で連続微分可能でなくともこの定理は成立することに注意する。

が成立するとき，

$$X_n = O_P(\epsilon_n)$$

と書く．特に， $P(|X_n| \leq M) \geq 1 - \delta$ ならば， $X_n = O_P(1)$ と書く．

(iii) どんな $\delta > 0$ に対しても，ある $0 < m(\delta) = m < M(\delta) = M < \infty$ と $n_0 = n_0(\delta)$ が存在し，
 どんな $n > n_0$ に対しても

$$P\left(m < \left|\frac{X_n}{\epsilon_n}\right| < M\right) \geq 1 - \delta$$

が成立するとき， $X_n \asymp_P \epsilon_n$ (同じオーダー) と記す．

o_P と O_P の性質をまとめる：

(i) $X_n = o_P(\epsilon_n)$ かつ $Y_n = o_P(\epsilon_n)$ ならば， $X_n \pm Y_n = o_P(\epsilon_n)$ である．

(ii) $X_n = o_P(\epsilon_n)$ かつ $Y_n = O_P(\delta_n)$ ならば， $X_n Y_n = o_P(\delta_n \epsilon_n)$ である．

(iii) 特に，

$$o_P(1) + o_P(1) = o_P(1)$$

$$o_P(1) + O_P(1) = O_P(1)$$

$$O_P(1)o_P(1) = o_P(1)$$

$$(1 + o_P(1))^{-1} = O_P(1)$$

$$o_P(\epsilon_n) = \epsilon_n o_P(1)$$

$$o_P(1)(O_P(1)) = o_P(1)$$

である．