

測度論的確率論 2018 S1S2

Homework 8

経済学研究科現代経済コース修士1年 / 池上 慧 (29186009) / sybaster.x@gmail.com

June 24, 2018

1 2.2.1

ここはちゃんとやるべき

2 2.2.2

$$E \left[\left(\frac{S_n}{n} \right)^2 \right] = \frac{1}{n^2} \sum_{1 \leq i, j \leq n} E[X_i X_j]$$

である。コーシーシュワルツの不等式より、 $E[X_i X_j] \leq (E[X_i^2] E[X_j^2])^{\frac{1}{2}} = r(0)$ である。また仮定より、

$$\forall \epsilon > 0, \exists K > 0 \text{ s.t. } k \geq K \Rightarrow r(k) < \epsilon$$

である。これより、 $|i - j| \leq K$ に対しては $E[X_i X_j] \leq r(0)$ とし、 $|i - j| > K$ に対しては $E[X_i X_j] \leq \epsilon$ で抑えられる。すなわち、

$$\frac{1}{n^2} \sum_{1 \leq i, j \leq n} E[X_i X_j] \leq \frac{1}{n^2} (n(2K - 1)r(0) + n^2 \epsilon) = \frac{2K + 1}{n} r(0) + \epsilon$$

である。 K は n に依存しないので $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n^2} E[S_n^2] \leq \epsilon$ である。従って 0 に L^2 収束するので 0 に確率収束する。

3 2.2.3

Th2.2.14 の条件を満たすことを確認する。 U_i が一様分布に従うことより以下が成立。

$$E[I_n] = E[f(U_i)] = \int f(x) dx$$

さらに、 B を \mathbb{R} 上の可測集合とすると、 f が可測関数であることより以下が成立する。

$$P(\omega \in U_1^{-1}(f^{-1}(B))) \times \cdots \times P(\omega \in U_n^{-1}(f^{-1}(B))) = P(\omega \in (f \circ U_1)^{-1}(B)) \times \cdots \times P(\omega \in (f \circ U_n)^{-1}(B))$$

また、

$$P(\omega \in U_1^{-1}(f^{-1}(B)), \cdots, \omega \in U_n^{-1}(f^{-1}(B))) = P(\omega \in (f \circ U_1)^{-1}(B), \cdots, \omega \in (f \circ U_n)^{-1}(B))$$

である。 $\{U_i\}$ は独立であることより上二つの左辺は等しい。従って右辺も等しくなり、 $\{f(U_i)\}$ も独立な確率変数である。以上で Th2.2.14 の条件が成立することが確認されたので、 $I_n \xrightarrow{P} \int_0^1 f(x) dx$ である。

次に $P\left(|I_n - I| > \frac{a}{\sqrt{n}}\right)$ を推定するために一様分布の実現値 $\{u_i\}_{i=1}^n$ を M セット発生させる。この時得られた I_n を I_n^m と記し、 $\bar{I}_n = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M I_n^m$ とする。

$$P\left(|I_n - I| > \frac{a}{\sqrt{n}}\right) = E\left[1\left(|I_n^m - I| > \frac{a}{\sqrt{n}}\right)\right]$$

であるので、右辺のサンプル表記である $\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M 1 \left(|I_n^m - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right)$ が題意の推定をうまく行えることを以下で示す。

$$\begin{aligned} E \left[1 \left(|I_n^m - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right] &= P \left(|(I_n^m - I) + (I - \bar{I}_n)| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \\ &\leq P \left(|I_n^m - I| + |I - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \\ &\leq P \left(|I_n^m - I| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) + P \left(|I - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \end{aligned}$$

M 個のサンプルは独立に生成され、上より可積分なので WLLN より、

$$\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M 1 \left(|I_n^m - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \xrightarrow{p} E \left[1 \left(|I_n^m - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right]$$

である。さらに、チェビシェフの不等式より

$$\begin{aligned} \|E \left[1 \left(|I_n^m - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right] - P \left(|I_n^m - I| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right)\| &\leq P \left(|I - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \\ &\leq \frac{n}{a^2} E \left[(I_n - I)^2 \right] \\ &= \frac{n}{Ma^2} \text{Var} (I_n^m) \\ &= \frac{1}{a^2 M} \text{Var} (f(U_i)) \end{aligned}$$

を得る。従って $M \rightarrow \infty$ で $E \left[1 \left(|I_n^m - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right] \rightarrow P \left(|I_n^m - I| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right)$ である。ここで「 $a_n \xrightarrow{p} b_n \rightarrow b \Rightarrow a_n \xrightarrow{p} b$ 」であることより

$$\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M 1 \left(|I_n^m - \bar{I}_n| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) \xrightarrow{p} P \left(|I_n^m - I| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right) = P \left(|I_n - I| > \frac{a}{\sqrt{n}} \right)$$

であり、題意が示された。

4 2.2.4

まず絶対値の期待値が発散することを確認する。

$$E[|X_i|] = \sum_{k=2}^{\infty} k \frac{C}{k^2 \log k} = C \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{k=2}^N \frac{1}{k \log k}$$

$k \geq 2$ において $\frac{1}{k \log k}$ が単調減少であることより積分判定法が使える。

$$\int_2^{\infty} \frac{1}{x \log x} dx = \int_2^{\infty} \frac{(\log x)'}{\log x} dx = \lim_{x \rightarrow \infty} \log \log x$$

5 2.2.5

6 2.2.6

フビニの定理より $E[X]$ は以下のように変形できる。

$$E[X] = E \left[\sum_{n=1}^{\infty} 1(X \geq n) \right] = \sum_{n=1}^{\infty} E[1(X \geq n)] = \sum_{n=1}^{\infty} P(X \geq n)$$

また同じくフビニの定理より、

$$E[X^2] = E \left[2 \sum_{n=1}^X n - X \right] = E \left[\sum_{n=1}^{\infty} (2n - 1) 1(X \geq n) \right] = \sum_{n=1}^{\infty} (2n - 1) P(X \geq n)$$

を得る。