測度論的確率論 2018 S1S2

Homework 8

1 2.2.1

ここはちゃんとやるべき

$2 \quad 2.2.2$

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

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

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

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

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

である。K は n に依存しないので $\lim_{n \to \infty} \frac{1}{n^2} E[S_n^2] \le \epsilon$ 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。

$$P\left(\omega\in U_{1}^{-1}\left(f^{-1}(B)\right)\right)\times\cdots\times P\left(\omega\in U_{n}^{-1}\left(f^{-1}(B)\right)\right)=P\left(\omega\in\left(f\circ U_{1}\right)^{-1}\left(B\right)\right)\times\cdots\times P\left(\omega\in\left(f\circ U_{n}\right)^{-1}\left(B\right)\right)$$

$$\sharp\, \text{$\rlap{$\rlap{\sim}}$},$$

$$P\left(\omega\in U_{1}^{-1}\left(f^{-1}(B)\right),\cdots,\omega\in U_{n}^{-1}\left(f^{-1}(B)\right)\right)=P\left(\omega\in\left(f\circ U_{1}\right)^{-1}\left(B\right),\cdots,\omega\in\left(f\circ U_{n}\right)^{-1}\left(B\right)\right)$$

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、 $I_n \stackrel{p}{ o} \int_0^1 f(x) \mathrm{d}x$ 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 $\left\{u_i\right\}_{i=1}^n$ 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 $rac{1}{M}\sum_{m=1}^M 1\left(|I_n^m-ar{I_n}|>rac{a}{\sqrt{n}}
ight)$ が題意の推定をうまく行えることを以下で示す。

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

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

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

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

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

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。

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

 $k \geq 2$ 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。

$$\int_{2}^{\infty} \frac{1}{x \log x} dx = \int_{2}^{\infty} \frac{(\log x)'}{\log x} dx > \lim_{x \to \infty} \log \log x = \infty$$

これより確かに先の期待値は発散する。一方で、 $kP(|X_i|>k)\to 0$ as $k\to\infty$ は成立することが以下のようにして確認できる。

$$kP(|X_i| > k) = k \sum_{l=k+1}^{\infty} \frac{C}{l^2 \log l} \le Ck \int_k^{\infty} \frac{1}{x^2 \log x} dx$$
$$= Ck \int_{\log k}^{\infty} \frac{\exp(-z)}{z} dz \le C \frac{k}{\log k} \int_{\log k}^{\infty} \exp(-z) dz = C \frac{1}{\log k} \to 0 \text{ as } k \to \infty$$

従って Th2.2.12 が適用できて、

$$\mu_n = E[X_i 1(|X_i| \le n)] = \sum_{k=2}^n (-1)^k \frac{C}{k \log k}$$

とおくと、 $\frac{S_n}{n}-\mu_n\stackrel{p}{\to}0$ である。さらに「交項級数は各項の絶対値が単調減少で 0 に収束するなら収束する」ので、 μ_n がこの性質を満たすことから、 $\mu_n\to\mu$ なる μ が存在する。以上より $\frac{S_n}{n}-\mu\stackrel{p}{\to}0$ である。

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。

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

また同じくフビニの定理より、

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

を得る。