

Конвергенција низова случајних величина

Дефиниција. Низ случајних величина (X_n) конвергира у вероватноћи ка случајној величини X ако важи

$$(\forall \varepsilon > 0) \lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|X_n - X| > \varepsilon\} = 0.$$

За конвергенцију у вероватноћи користи се ознака $X_n \xrightarrow{P} X, n \rightarrow \infty$.

Дефиниција. Низ случајних величина (X_n) конвергира скоро сигурно (са вероватноћом 1) ка случајној величини X ако важи

$$P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X\right\} = 1.$$

За скоро сигурну конвергенцију користи се ознака $X_n \xrightarrow{\text{C.C.}} X, n \rightarrow \infty$.

Дефиниција. Низ случајних величина (X_n) конвергира у средње квадратном ка случајној величини X ако важи

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(|X_n - X|^2) = 0.$$

За средње квадратну конвергенцију користи се ознака $X_n \xrightarrow{\text{C.K.}} X, n \rightarrow \infty$.

Дефиниција. Низ случајних величина (X_n) конвергира у расподели (или слабо конвергира) ка случајној величини X ако за сваку ограничену и непрекидну функцију $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ важи

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(f(X_n)) = E(f(X)).$$

За конвергенцију у расподели користи се ознака $X_n \xrightarrow{D} X, n \rightarrow \infty$.

Задатак 1. Нека је $\Omega = \{\omega_k | k \in N\}$ скуп елементарних исхода неког експеримента и $P\{\omega_k\} = \frac{6}{\pi^2 k^2}$. За сваки природан број n нека је $X_n(\omega_k) = \begin{cases} n, & k = n, \\ 0, & k \neq n, \end{cases}$ а $Y_n = 1 - \frac{X_n}{n^2}$. Испитати све четири врсте конвергенције низа случајних величина (X_n) , односно низа случајних величина (Y_n) .

Решење. Из закона расподеле

$$X_n : \left(\begin{array}{cc} 0 & n \\ 1 - \frac{6}{\pi^2 n^2} & \frac{6}{\pi^2 n^2} \end{array} \right)$$

очекујемо да ће низ случајних величина X_n конвергирати ка 0.

Испитајмо конвергенцију у вероватноћи и расподели низа (X_n) :

$$\begin{aligned} (\forall \varepsilon > 0) P\{|X_n - 0| > \varepsilon\} &= P\{X_n > \varepsilon\} \leq P\{X_n = n\} = \frac{6}{\pi^2 n^2} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty \\ \implies X_n &\xrightarrow{P} 0, n \rightarrow \infty \\ \implies X_n &\xrightarrow{D} 0, n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

Испитајмо скоро сигурну конвергенцију низа (X_n) :

$$(\forall \varepsilon > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P\{|X_n - 0| > \varepsilon\} \leq \sum_{n=1}^{\infty} P\{X_n = n\} = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{6}{\pi^2 n^2} < \infty \implies X_n \xrightarrow{\text{C.C.}} 0, n \rightarrow \infty$$

Из једнакости $E|X_n - 0|^2 = \frac{6}{\pi^2} \not\rightarrow 0, n \rightarrow \infty$, видимо да $X_n \xrightarrow{\text{C.K.}} 0, n \rightarrow \infty$. Испитајмо сада конвергенцију низа (Y_n) . Како је $Y_n = 1 - \frac{X_n}{n^2}$, очекујемо да ће низ Y_n конвергирати ка 1. Приметимо да

$$\begin{aligned} X_n \xrightarrow{\text{C.C.}} 0, n \rightarrow \infty &\iff P\{\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = 0\} = 1 \\ &\implies P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{n^2} = 0\right\} = 1 \\ &\iff P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{X_n}{n^2}\right) = 1\right\} = 1 \\ &\iff Y_n \xrightarrow{\text{C.C.}} 1, n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

Из претходног следи $Y_n \xrightarrow{P} 1, n \rightarrow \infty$ и $Y_n \xrightarrow{D} 1, n \rightarrow \infty$.

Остаје још да се испита конвергенција у средње квадратном низа (Y_n) . Како је $E|Y_n - 1|^2 = E\left|\frac{X_n^2}{n^4}\right| = \frac{6}{\pi^2 n^4} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$, важи и $Y_n \xrightarrow{\text{C.K.}} 1, n \rightarrow \infty$. ✓

Задатак 2. За сваки природан број n случајна величина X_n има униформну $U[0, \frac{1}{n}]$ расподелу, а независно од ње случајна величина Y_n има закон расподеле $\begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{n} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$. Ако је $Z_n = X_n + Y_n$, испитати све четири врсте конвергенције низа случајних величина (Z_n) .

Решење. На основу датих расподела случајних величина X_n и Y_n видимо да можемо очекивати да ће оба низа (X_n) и (Y_n) конвергирати ка 0, као и низ (Z_n) .

Средње квадратну конвергенцију испитаћемо директним рачунањем:

$$E|Z_n|^2 = EX_n^2 + 2EX_nEY_n + EY_n^2 = \frac{4}{3n^2} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty \implies Z_n \xrightarrow{\text{C.K.}} 0, n \rightarrow \infty$$

Испитајмо скоро сигурну конвергенцију:

$$(\forall \varepsilon > 0) P\{|Z_n - 0| > \varepsilon\} \leq \frac{E|Z_n|^2}{\varepsilon^2} = \frac{4}{3\varepsilon^2 n^2}.$$

Како је $\sum_{n=1}^{\infty} P\{|Z_n - 0| > \varepsilon\} \leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{4}{3\varepsilon^2 n^2} < \infty$, закључујемо да $Z_n \xrightarrow{\text{C.C.}} 0, n \rightarrow \infty$, као и $Z_n \xrightarrow{P} 0, n \rightarrow \infty$, и $Z_n \xrightarrow{D} 0, n \rightarrow \infty$. ✓

Задатак 3. Дат је низ независних случајних величина чији општи члан X_n има униформну $U[0, n]$ расподелу. Ако је $Y_n = \min\{1, X_n\}$, испитати све четири врсте конвергенције низа случајних величина (Y_n) .

Решење. Како није очигледно шта ће бити гранична случајна величина низа (Y_n) , прво ћемо одредити функцију расподеле случајне величине Y_n :

$$\begin{aligned} F_{Y_n}(y) &= P\{Y_n \leq y\} = P\{\min\{1, X_n\} \leq y\} = 1 - P\{\min\{1, X_n\} > y\} \\ &= 1 - P\{1 > y, X_n > y\} = 1 - P\{X_n > y\} = P\{X_n \leq y\} \\ &= \frac{y}{n}, 0 \leq y < 1 \end{aligned}$$

$$\implies F_{Y_n}(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \frac{y}{n}, & 0 \leq y < 1 \\ 1, & y \geq 1 \end{cases} \rightarrow \begin{cases} 0, & y < 1 \\ 1, & y \geq 1 \end{cases} = F(y)$$

Функција $F(x)$ је функција расподеле (дегенерисане) случајне величине 1. Из претходног закључујемо да $Y_n \xrightarrow{D} 1, n \rightarrow \infty$, као и $Y_n \xrightarrow{P} 1, n \rightarrow \infty$.

Испитајмо скоро сигурну конвергенцију. Како је за $\varepsilon > 0$

$$P\{|Y_n - 1| \geq \varepsilon\} = P\{Y_n \leq 1 - \varepsilon\} = \begin{cases} 0, & \varepsilon > 1, \\ \frac{1-\varepsilon}{n}, & \varepsilon \in (0, 1], \end{cases}$$

видимо да постоји бар једно ε , на пример $\varepsilon = \frac{1}{2}$, за које је $\sum_{n=1}^{\infty} P\{|Y_n - 1| \geq \varepsilon\} = \infty$ и (Y_n) је низ независних случајних величина (јер је (X_n) низ независних случајних величина), одакле имамо да $Y_n \not\xrightarrow{C.C.} 1, n \rightarrow \infty$.

Директним рачунањем испитујемо средње квадратну конвергенцију:

$$E|Y_n - 1|^2 = E(\min\{1, X_n\})^2 - 2E(\min\{1, X_n\}) + 1 = \frac{1}{3n} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$$

$$\implies Y_n \xrightarrow{C.K.} 1, n \rightarrow \infty.$$

✓

Теорема 1. (Коши-Шварцова неједнакост) За случајне величине X и Y иако да је $EX^2 < \infty$ и $EY^2 < \infty$ важи

$$|EXY| \leq \sqrt{EX^2EY^2}.$$

★

Задатак 4. Ако низ случајних величина (X_n) конвергира у средње квадратном смислу ка случајној величини X , онда $EX_n \rightarrow EX$ и $DX_n \rightarrow DX$ кад $n \rightarrow \infty$. Доказати.

Решење. Како низ случајних величина (X_n) конвергира у средње квадратном смислу ка случајној величини X , важи једнакост

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E|X_n - X|^2 = 0.$$

Како је

$$0 \leq |EX_n - EX| = |E(X_n - X)| \leq E|X_n - X| = \sqrt{(E|X_n - X|)^2} \leq \sqrt{E(X_n - X)^2} \rightarrow 0,$$

применом теореме о два полицајца следи да $EX_n \rightarrow EX, n \rightarrow \infty$.

Даље је

$$EX_n^2 = E(X_n - X + X)^2 = E(X_n - X)^2 + 2E(X(X_n - X)) + EX^2.$$

Видимо да први сабирак тежи 0, јер низ случајних величина (X_n) конвергира у средње квадратном смислу ка случајној величини X . Посматрајмо други сабирак:

$$0 \leq |E(X(X_n - X))| \leq E|X(X_n - X)| = \sqrt{(E|X(X_n - X)|)^2} \leq \sqrt{EX^2E(X_n - X)^2} \rightarrow 0.$$

Последња неједнакост је добијена применом Коши-Шварц неједнакости. Како је $EX_n \rightarrow EX$ и $EX_n^2 \rightarrow EX^2$, добијамо да $DX_n \rightarrow DX, n \rightarrow \infty$. ✓

Задатак 5. Општи члан X_n низа независних случајних величина има експоненцијалну $\mathcal{E}(1)$ расподелу. Ако је

$$Y_n = \frac{X_n}{X_n + X_{n+1}},$$

испитати сва четири типа конвергенције низа случајних величина $\left(\frac{Y_n}{n}\right)$.

Решење. Одредимо прво расподелу случајне величине Y_n :

$$\begin{aligned} P\{Y_n \leq y\} &= P\left\{\frac{X_n}{X_n + X_{n+1}} \leq y\right\} = P\left\{X_{n+1} \geq \frac{1-y}{y}X_n\right\} \\ &= \int_0^{+\infty} e^{-u} \int_{\frac{1-y}{y}u}^{+\infty} e^{-v} dv du = y, \quad y \in (0, 1) \end{aligned}$$

Добили смо да случајна величина Y_n има униформу $\mathcal{U}(0, 1)$ расподелу. Тада

$$P\left\{\frac{Y_n}{n} \leq y\right\} = P\{Y_n \leq yn\} = yn, \quad y \in \left(0, \frac{1}{n}\right),$$

односно $\frac{Y_n}{n}$ има униформу $\mathcal{U}(0, \frac{1}{n})$ расподелу. Очекујемо да ће низ $\left(\frac{Y_n}{n}\right)$ конвергирати ка 0.

Испитајмо средње квадратну конвергенцију низа случајних величина $\left(\frac{Y_n}{n}\right)$:

$$\begin{aligned} E\left(\frac{Y_n}{n}\right)^2 &= \frac{1}{n^2}E(Y_n)^2 = \frac{1}{3n^2} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty \\ &\implies \frac{Y_n}{n} \xrightarrow{\text{C.K.}} 0, \quad n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

Из претходног следи $\frac{Y_n}{n} \xrightarrow{P} 0, n \rightarrow \infty$ и $\frac{Y_n}{n} \xrightarrow{D} 0, n \rightarrow \infty$.

Испитајмо скоро сигурну конвергенцију:

$$(\forall \varepsilon > 0) P\left\{\left|\frac{Y_n}{n} - 0\right| > \varepsilon\right\} \leq \frac{E\left|\frac{Y_n}{n}\right|^2}{\varepsilon^2} = \frac{1}{3\varepsilon^2 n^2}.$$

Како је $\sum_{n=1}^{\infty} P\left\{\left|\frac{Y_n}{n} - 0\right| > \varepsilon\right\} \leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{3\varepsilon^2 n^2} < \infty$, закључујемо да $\frac{Y_n}{n} \xrightarrow{\text{C.C.}} 0, n \rightarrow \infty$. ✓

Задатак 6. Нека је (X_n) низ независних случајних величина са експоненцијалном $\mathcal{E}(1)$ расподелом и нека је $M_n = \min\{X_1, \dots, X_n\}$. У зависности од вредности реалног параметра α , где је $\alpha > 0$ и $\alpha \neq 1$, испитати све четири врсте конвергенције низа случајних величина $(n^\alpha M_n)$.

Решење. Одредимо прво расподелу случајне величине $n^\alpha M_n$.

$$\begin{aligned} P\{n^\alpha M_n \leq x\} &= P\left\{\min\{X_1, \dots, X_n\} \leq \frac{x}{n^\alpha}\right\} = 1 - P\left\{\min\{X_1, \dots, X_n\} > \frac{x}{n^\alpha}\right\} \\ &= 1 - \left(P\left\{X_1 > \frac{x}{n^\alpha}\right\}\right)^n = 1 - \left(e^{-\frac{x}{n^\alpha}}\right)^n = 1 - e^{-xn^{1-\alpha}}, \quad x \geq 0. \end{aligned}$$

Ако је $\alpha > 1$:

$$P\{n^\alpha M_n \leq x\} = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-xn^{1-\alpha}}, & x \geq 0 \end{cases} \rightarrow 0, \quad x \in \mathbb{R}.$$

С обзиром да гранична вредност није функција расподеле ниједне случајне величине, можемо закључити да у овом случају не важи конвергенција у расподели. Према томе, наведени низ неће конвергирати ни на остала три начина.

Ако је $\alpha < 1$:

$$P\{n^\alpha M_n \leq x\} = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-xn^{1-\alpha}}, & x \geq 0 \end{cases} \rightarrow \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1, & x \geq 0 \end{cases}$$

Према томе, $n^\alpha M_n \xrightarrow{D} 0, n \rightarrow \infty \implies n^\alpha M_n \xrightarrow{P} 0, n \rightarrow \infty$.

Испитајмо скоро сигурну конвергенцију:

$$(\forall \varepsilon > 0) P\{|n^\alpha M_n| > \varepsilon\} = P\left\{\min\{X_1, \dots, X_n\} > \frac{\varepsilon}{n^\alpha}\right\} = e^{-\varepsilon n^{1-\alpha}} = \left(\frac{1}{e^\varepsilon}\right)^{n^{1-\alpha}}.$$

Како је $\sum_{n=1}^{\infty} P\{|n^\alpha M_n| > \varepsilon\} < \infty$, закључујемо да $n^\alpha M_n \xrightarrow{C.C.} 0, n \rightarrow \infty$.

Директним рачунањем испитајмо средње квадратну конвергенцију:

$$E(n^\alpha M_n)^2 = \frac{2}{n^{2(1-\alpha)}} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty \implies n^\alpha M_n \xrightarrow{C.K.} 0, n \rightarrow \infty.$$

✓

Задатак 7. За густину расподеле општег члана низа случајних величина (X_n) важи да је

$$f_{X_n}(x) = \frac{e^{-x}}{(1 + e^{-x})^2}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Ако је $Y_n = \frac{1}{n(1+e^{-X_n})}$, испитати сва четири типа конвергенције низа случајних величина (Y_n) .

Решење. За функцију расподеле низа случајних величина X_n имамо да је

$$F_{X_n}(x) = \int_{-\infty}^x \frac{e^{-t}}{(1 + e^{-t})^2} dt.$$

Ако уведемо смену $u = 1 + e^{-t}$, добијамо да је

$$F_{X_n}(u) = \int_{+\infty}^w (-1) \frac{(u-1)}{u^2(u-1)} du = \int_w^{+\infty} \frac{du}{u^2} = \frac{1}{w}$$

где је $w = 1 + e^{-x}$, па је

$$F_{X_n}(x) = \frac{1}{1 + e^{-x}}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Приметимо да је сада

$$nY_n = F(X_n),$$

па је

$$F_{nY_n}(y) = P\{nY_n \leq y\} = P\{F(X_n) \leq y\} = P\{X_n \leq F^{-1}(y)\} = F(F^{-1}(y)) = y, \quad y \in (0, 1).$$

Дакле, добијамо да је $nY_n \in \mathcal{U}(0, 1)$, па је

$$P\{Y_n \leq y\} = P\{nY_n \leq ny\} = ny, \quad y \in \left(0, \frac{1}{n}\right),$$

односно следи $Y_n \in \mathcal{U}\left(0, \frac{1}{n}\right)$. Покажимо да ће низ Y_n конвергирати ка 0.

За конвергенцију у средње квадратном важи

$$E(Y_n)^2 = DY_n + (EY_n)^2 = \frac{1}{n^2} \left(\frac{1}{12} + \frac{1}{4} \right) = \frac{1}{3n^2} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty.$$

Према томе, закључујемо да низ Y_n конвергира у средње квадратном ка нули, па следствено томе важи $Y_n \xrightarrow{P} 0$ и $Y_n \xrightarrow{D} 0$ када $n \rightarrow \infty$. У циљу испитивања скоро сигурне конвергенције приметимо да је

$$(\forall \varepsilon > 0) P\{|Y_n - 0| \geq \varepsilon\} \leq \frac{E|Y_n|^2}{\varepsilon^2} = \frac{1}{3\varepsilon^2 n^2}.$$

На основу претходног следи да ред $\sum_{n=1}^{\infty} P\{|Y_n - 0| \geq \varepsilon\}$ конвергира јер конвергира ред $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{3\varepsilon^2 n^2}$. Одавде следи да низ (Y_n) конвергира скоро сигурно ка нули. ✓

Задатак 8. Испитати све четири врсте конвергенције низа независних случајних величина $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ ако је карактеристична функција φ_n општег члана тог низа дата са

$$\varphi_n(t) = \frac{e^{\frac{it}{n}}}{2024 - 2023 \cdot e^{\frac{it}{n}}}.$$

Решење. Приметимо да је

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_n(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{e^{\frac{it}{n}}}{2024 - 2023 \cdot e^{\frac{it}{n}}} = 1,$$

па на основу теореме о непрекидности закључујемо

$$\varphi_n(t) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1,$$

односно

$$X_n \xrightarrow{D} 0.$$

Како је $X_n \xrightarrow{D} 0$, то важи и $X_n \xrightarrow{P} 0$. У циљу испитивања средње квадратне конвергенције рачунамо $E(X_n^2)$. Имамо да је редом

$$\begin{aligned} \varphi_n'(t) &= \frac{\frac{i}{n} e^{\frac{it}{n}} \cdot (2024 - 2023 \cdot e^{\frac{it}{n}}) + e^{\frac{it}{n}} \cdot 2023 \frac{i}{n} e^{\frac{it}{n}}}{(2024 - 2023 \cdot e^{\frac{it}{n}})^2} = \frac{2024 i e^{\frac{it}{n}}}{n(2024 - 2023 \cdot e^{\frac{it}{n}})^2}. \\ \varphi_n''(t) &= \frac{-2024 e^{\frac{it}{n}} (2024 + 2023 \cdot e^{\frac{it}{n}})}{n^2 (2024 - 2023 \cdot e^{\frac{it}{n}})^3}. \end{aligned}$$

Одавде добијамо да је

$$EX_n^2 = \frac{\varphi_n''(0)}{i^2} = \frac{2024 \cdot (2024 + 2023)}{n^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0,$$

па имамо да низ (X_n) конвергира средње квадратно. За скоро сигурно конвергенцију на основу чебишевљево неједнакости важи

$$P\{|X_n| > \varepsilon\} \leq \frac{E|X_n|^2}{\varepsilon^2} = \frac{2024 \cdot (2024 + 2023)}{n^2 \varepsilon^2}.$$

Следи

$$\sum_{n=1}^{\infty} P\{|X_n| > \varepsilon\} \leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{2024 \cdot (2024 + 2023)}{n^2 \varepsilon^2},$$

те низ (X_n) конвергира скоро сигурно ка нули. ✓

Задатак 9. Дат је низ независних случајних величина чији општи члан X_n има $\left(\frac{-1}{2^n}, \frac{1}{2^n}\right)$ расподелу и нека је $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$. Доказати да низ случајних величина (S_n) конвергира у расподели ка случајној величини S_∞ , где S_∞ има униформну $U[-1, 1]$ расподелу.

Решење. Показаћемо да $\varphi_{S_n}(t) \rightarrow \varphi_{S_\infty}(t)$, $n \rightarrow \infty$, $\forall t \in \mathbb{R}$, где су $\varphi_{S_n}(t)$ и $\varphi_{S_\infty}(t)$ карактеристичне функције одговарајућих случајних величина. Ако покажемо додатно да је $\varphi_{S_\infty}(t)$ непрекидна у 0, на основу теореме непрекидности ће следити тражени резултат. Приметимо да је

$$\varphi_{S_\infty}(t) = E(e^{itS_\infty}) = \int_{-1}^1 e^{itx} \frac{1}{2} dx = \begin{cases} 1, & t = 0, \\ \frac{e^{it} - e^{-it}}{2it} = \frac{\sin t}{t}, & t \neq 0. \end{cases}$$

Видимо да је $\varphi_{S_\infty}(t)$ непрекидна у 0. Даље,

$$\begin{aligned} \varphi_{S_n}(t) &= \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(t) = \prod_{k=1}^n E(e^{itX_k}) \\ &= \prod_{k=1}^n \left(\frac{1}{2} e^{-it \frac{1}{2^k}} + \frac{1}{2} e^{it \frac{1}{2^k}} \right) \\ &= \prod_{k=1}^n \cos\left(\frac{t}{2^k}\right). \end{aligned}$$

Према томе,

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_{S_n}(t) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \cos\left(\frac{t}{2}\right) \cos\left(\frac{t}{2^2}\right) \cdots \cos\left(\frac{t}{2^n}\right) \\ &= \begin{cases} 1, & t = 0 \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sin\left(\frac{t}{2^n}\right)} \cos\left(\frac{t}{2}\right) \cos\left(\frac{t}{2^2}\right) \cdots \sin\left(\frac{t}{2^n}\right) \cos\left(\frac{t}{2^n}\right), & t \neq 0 \end{cases} \\ &= \begin{cases} 1, & t = 0 \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sin\left(\frac{t}{2^n}\right)} \frac{1}{2^n} \sin t = \frac{\sin t}{t}, & t \neq 0. \end{cases} \end{aligned}$$

Дакле, $S_n \xrightarrow{D} S_\infty$, кад $n \rightarrow \infty$. ✓