

Chapter 8

Curs 8

8.1 Legea tare a numerelor mari

Teorema 8.1.1 *Fie X_1, X_2, \dots variabile aleatoare independente două câte două și identic distribuite cu $M(|X_1|) < \infty$. Atunci*

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu,$$

unde $S_n = X_1 + \dots + X_n$ și $\mu = M(X_1)$.

Pentru demonstrație, avem nevoie demonstrăm mai întâi următoarele două leme:

Demonstrație. Deoarece X_n^+ și X_n^- verifică ipotezele teoremei, și $X_n = X_n^+ - X_n^-$, fără a restrânge generalitatea, putem presupune că $X_n \geq 0$, $n \geq 1$.

Să arătăm mai întâi că pentru a demonstra concluzia teoremei, este suficient să arătăm că

$$\frac{T_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu,$$

unde $T_n = Y_1 + \dots + Y_n$ și $Y_k = X_k 1_{\{|X_k| \leq k\}}$, $k, n \geq 1$.

Pentru aceasta, să observăm că

$$\sum_{k=1}^{\infty} P(|X_k| > k) = \sum_{k=1}^{\infty} P(|X_1| > k) \leq \int_0^{\infty} P(|X_1| > t) dt = M(|X_1|) < +\infty,$$

și deci din Lema Borel-Cantelli obținem

$$P(X_k \neq Y_k \text{ i.o.}) = P(|X_1| > k \text{ i.o.}) = 0.$$

Rezultă deci că pentru aproape toți $\omega \in \Omega$ avem

$$|S_n(\omega) - T_n(\omega)| \leq R(\omega) < +\infty, \quad n = 1, 2, \dots,$$

de unde rezultă

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{S_n}{n} - \frac{T_n}{n} \right) = 0 \quad a.s.,$$

și deci pentru a demonstra concluzia teoremei este suficient să arătăm că $\frac{T_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu$.

În continuare, să arătăm că pentru a demonstra că $\frac{T_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu$ este suficient să arătăm că această convergență are loc pentru un subșir convenabil ales, adică

$$\frac{T_{n_k}}{n_k} \xrightarrow{a.s.} \mu,$$

unde $n_k = [\alpha^k]$, $k = 1, 2, \dots$ și $\alpha > 1$.

Într-adevăr, deoarece variabilele aleatoare X_n sunt ne-negative, rezultă că $Y_n = X_n 1_{\{|X_n| \leq n\}} \geq 0$, $n \geq 1$, și deci avem:

$$\frac{T_{n_k}}{n_{k+1}} \leq \frac{T_n}{n} \leq \frac{T_{n_{k+1}}}{n_k},$$

oricare ar fi $n_k \leq n \leq n_{k+1}$, $k = 1, 2, \dots$

Trecând la limită cu $k \rightarrow \infty$, și observând că $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{n_{k+1}}{n_k} = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{[\alpha^{k+1}]}{[\alpha^k]} = \alpha$, avem

$$\frac{1}{\alpha} \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{T_{n_k}}{n_{k+1}} \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{T_n}{n} \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{T_n}{n} \leq \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{T_{n_{k+1}}}{n_k} = \alpha \mu,$$

oricare ar fi $\alpha > 1$, de unde trecând la limită cu $\alpha \searrow 1$ obținem

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{T_n}{n} = \mu \quad a.s.$$

Rămâne deci să arătăm că $\frac{T_{n_k}}{n_k} \xrightarrow{a.s.} \mu$, unde $n_k = [\alpha^k]$.

Pentru $\alpha > 1$ și $\varepsilon > 0$ arbitrar fixați, din inegalitatea lui Cebâșev avem:

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{\infty} P \left(\left| \frac{T_{n_k}}{n_k} - \mu \right| > \varepsilon \right) &= \sum_{k=1}^{\infty} P (|T_{n_k} - \mu n_k| > \varepsilon n_k) \\ &\leq \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(T_{n_k})}{\varepsilon^2 n_k^2} \\ &= \varepsilon^{-2} \sum_{k=1}^{\infty} n_k^{-2} \sum_{m=1}^{n_k} \sigma^2(Y_m), \end{aligned}$$

deoarece variabilele aleatoare Y_1, Y_2, \dots sunt independente. Din teorema Fubini, obținem:

$$\begin{aligned}
\sum_{k=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{T_{n_k}}{n_k} - \mu\right| > \varepsilon\right) &= \varepsilon^{-2} \sum_{m=1}^{\infty} \sigma^2(Y_m) \sum_{k: n_k = [\alpha^k] \geq m} n_k^{-2} \\
&\leq \varepsilon^{-2} \sum_{m=1}^{\infty} \sigma^2(Y_m) \sum_{k: \alpha^k \geq m} \alpha^{-2k} \\
&\leq \varepsilon^{-2} \sum_{m=1}^{\infty} \sigma^2(Y_m) m^{-2} \frac{1}{1 - \alpha^{-2}} \\
&= \frac{1}{\varepsilon^2 (1 - \alpha^{-2})} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_m)}{m^2}.
\end{aligned}$$

Să arătăm acum că

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2} \leq 4M(|X_1|) < +\infty.$$

Pentru aceasta, să observăm că

$$\sigma^2(Y_k) \leq M(Y_k^2) = \int_0^{\infty} 2xP(|Y_k| > x) dx \leq \int_0^k 2xP(|X_1| > x) dx,$$

și din teorema Fubini obținem

$$\begin{aligned}
\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2} &\leq \sum_{k=1}^{\infty} k^{-2} \int_0^k 2xP(|X_1| > x) dx \\
&= \sum_{k=1}^{\infty} k^{-2} \int_0^{\infty} 1_{\{x < k\}} 2xP(|X_1| > x) dx \\
&= \int_0^{\infty} 2xP(|X_1| > x) \sum_{k=1}^{\infty} k^{-2} 1_{\{x < k\}} dx \\
&\leq \int_0^{\infty} 2xP(|X_1| > x) \sum_{k=[x]+1}^{\infty} k^{-2} dx.
\end{aligned}$$

Să observăm că pentru $x \geq 1$, avem:

$$2x \sum_{k=[x]+1}^{\infty} k^{-2} \leq 2x \int_{[x]}^{\infty} y^{-2} dy = \frac{2x}{[x]} \leq 4,$$

iar pentru $0 \leq x < 1$ avem

$$2x \sum_{k=[x]+1}^{\infty} k^{-2} \leq 2 \sum_{k=1}^{\infty} k^{-2} = 2 + 2 \sum_{k=2}^{\infty} k^{-2} \leq 4,$$

și deci obținem

$$\begin{aligned}
\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2} &\leq \int_0^{\infty} 2x \sum_{k=[x]+1}^{\infty} k^{-2} P(|X_1| > x) dx \\
&\leq 4 \int_0^{\infty} 2x P(|X_1| > x) dx \\
&= 4M(X_1) < +\infty.
\end{aligned}$$

Am arătat deci că

$$\sum_{k=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{T_{n_k}}{n_k} - \mu\right| > \varepsilon\right) \leq \frac{4M(X_1)}{\varepsilon^2(1 - \alpha^{-2})} < +\infty,$$

oricare ar fi $\varepsilon > 0$ și $\alpha > 1$.

Din lema Borel-Cantelli, rezultă că $P\left(\left|\frac{T_{n_k}}{n_k} - \mu\right| > \varepsilon \text{ i.o.}\right) = 0$, și cum $\varepsilon > 0$ a fost arbitrar ales, rezultă că

$$\frac{T_{n_k}}{n_k} \xrightarrow{a.s.} \mu,$$

încheiând demonstrația. ■

Observația 8.1.2 *Se poate arăta (a se vedea exercițiile) că legea tare a numerelor mari are loc mai general, și atunci când media $M(X_i)$ există și este infinită (adică atunci când $M(X_i^+)$, $M(X_i^-)$ există, una din valori fiind $+\infty$ iar cealaltă valoare fiind finită).*

EXERCIIII

Exercițiul 8.1.1 Să se arate că dacă X_1, X_2, \dots sunt variabile aleatoare independente și identic distribuite, cu $M(X_i^+) = +\infty$ și $M(X_i^-) < +\infty$, atunci

$$\frac{S_n}{n} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \infty$$

Exercițiul 8.1.2 Fie X_1, X_2, \dots variabile aleatoare independente și identic distribuite, cu $0 < X_i < \infty$, $i \geq 1$ și $\mu = M(X_1) \leq \infty$. Să se arate că

$$\frac{N_t}{t} \xrightarrow{a.s.} \frac{1}{\mu},$$

unde $N_t = \sup \{n : S_n \leq t\}$ și $S_n = X_1 + \dots + X_n$, $t > 0$ și $n \geq 1$.

Indicație: se folosește faptul că $S_{N_t} \leq t \leq S_{N_t+1}$ și legea slabă a numerelor mari.

Exercițiul 8.1.3 Fie X_1, X_2, \dots și Y_1, Y_2, \dots două șiruri de variabile aleatoare independente, fiecare șir având aceeași distribuție, și având medii finite. Să se arate că

$$\frac{R_t}{t} \xrightarrow{a.s.} \frac{M(X_1)}{M(X_1) + M(Y_1)},$$

unde $R_t = \sup \{X_1 + \dots + X_n : X_1 + \dots + X_n + Y_1 + \dots + Y_{n-1} \leq t\}$, $t > 0$. (mai precis suma lui X_i cuprinsă pentru care suma $X_i + Y_i$ este cuprinsă în intervalul $[0, t]$)

Exercițiul 8.1.4 (Teorema Glivenko-Cantelli) Fie X_1, X_2, \dots variabile aleatoare independente și identic distribuite având funcția de distribuție F , și fie

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{m=1}^n 1_{\{X_m \leq x\}}, \quad x \in \mathbb{R},$$

frecvența observată a valorilor ce sunt mai mici sau egale cu x (funcția de distribuție empirică/observată a variabilelor aleatoare X_1, X_2, \dots). Să se arate că

$$\sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x) - F(x)| \xrightarrow{a.s.} 0,$$

adică funcția de distribuție empirică F_n converge uniform a.s. la funcția de distribuție F a variabilelor aleatoare X_1, X_2, \dots .

Indicație: se consideră variabilele aleatoare Y_1, Y_2, \dots , $Y_n = 1_{\{X_n \leq x\}}$, $n \geq 1$, și se aplică legea slabă a numerelor mari.

Exercițiul 8.1.5 (Teorema lui Shannon) Fie X_1, X_2, \dots variabile aleatoare discrete independente și identic distribuite, cu valori în $\{1, 2, \dots, r\}$, $P(X_i = k) = p(k)$, $k = 1, \dots, r$. Să se arate că

$$-\frac{1}{n} \log P(X_1 \dots X_n = c_1 \dots c_n) \xrightarrow{a.s.} H = -\sum_{k=1}^r p(c_k) \log p(c_k),$$

unde $c_1, \dots, c_k \in \{1, 2, \dots, r\}$ (constantă H se numește **entropia** cuvântului $c = c_1 c_2 \dots c_k$, și este o măsură a caracterului aleatoriu al acestuia).

Indicație: se consideră $Y_i = P(X_i = c_i)$ și se aplică legea tare a numerelor mari.