

یک ویژگی مفید متغیرهای تصادفی

محمد امینی دهک^۱

چکیده

در این مقاله نخست یک ویژگی مفید متغیرهای تصادفی را معرفی می‌کنیم، سپس برخی از خواص و کاربرد آن را که در مرجع [۳] نیز مورد توجه قرار گرفته است، ارائه می‌دهیم. علاوه بر این لم بورل - کانتلی^۲ برای پیشامدهای وابسته منفی به یاری این ویژگی اثبات می‌شود.

۱. مقدمه و تعریف

فرض کنید X یک متغیر تصادفی با $E|X| < \infty$ و $P(X=0) < 1$ باشد. پتروف^۳، کمیت

$$\Pi(X) = \frac{E^r X}{EX^r}$$

را به عنوان یک ویژگی مفید متغیرهای تصادفی معرفی کرد، اگرچه این کمیت به سادگی از تعریف واریانس به دست می‌آید، ولی خواص جالب و کاربرد مفید آن در احتمال مورد توجه است. هدف از ارائه این مقاله بیان ویژگیهای $\Pi(\cdot)$ و کاربرد آن در احتمال است.

تعریف و قضیه زیر که در [۱] آمده است، برای اثبات نتایج مورد نیازند.

تعریف ۱-۱

الف) پیشامدهای تصادفی A_1, A_2, \dots, A_n به طور منفی وابسته اند، اگر توابع نشانگر آنها به طور منفی وابسته باشند.

ب) دنباله $\{A_n, n \geq 1\}$ از پیشامدهای تصادفی به طور منفی وابسته اند، اگر هر تعداد متناهی از آنها به طور منفی وابسته باشند.

تبصره ۵ - تعریف بالا برای پیشامدهای تصادفی دو به دو وابسته منفی

نیز درست است.

قضیه ۱-۱. دو پیشامد تصادفی A و B به طور منفی وابسته اند، اگر و تنها اگر: [۱]

$$P(A \cap B) \leq P(A).P(B)$$

قضیه ۱-۲. فرض کنید X یک متغیر تصادفی با $E|X|^r < \infty$ و $0 < r < s$ آنگاه: [۳]

$$\left[E|X|^r \right]^{\frac{1}{r}} \leq [P(X \neq 0)]^{\frac{1}{r-s}} \left[E|X|^s \right]^{\frac{1}{s}}$$

۲. ویژگیهای $\Pi(\cdot)$

فرض کنید X یک متغیر تصادفی با $E|X| < \infty$ و $P(X=0) < 1$ باشد. در این بخش ویژگیهای ۱، ۲، ۳ و ۴ را که در مرجع [۳] ذکر شده اند معرفی کرده، سپس قضایای ۱-۲، ۲-۲ و ۳-۲ که خواص مفید دیگری از $\Pi(\cdot)$ را معرفی می‌کنند، بیان و اثبات می‌کنیم. ویژگی ۱ - برای هر مقدار ثابت مخالف صفر C

^۲ Borel-Contelli

^۳ Petrov

^۱ گروه ریاضی، دانشکده علوم، دانشگاه سیستان و بلوچستان

$$\begin{aligned} E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)^r &= \sum_{k=1}^n EX_k^r + \sum_{i \neq j} E(X_i X_j) \\ &\leq \sum_{k=1}^n EX_k^r + \sum_{i \neq j} E(X_i) \cdot E(X_j) \\ &\leq \sum_{k=1}^n EX_k^r + \left(\sum_{k=1}^n EX_k\right)^r \end{aligned}$$

در نتیجه

$$\begin{aligned} \Pi\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) &= \frac{\left(\sum_{k=1}^n EX_k\right)^r}{E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)^r} \geq \\ &\frac{\left(\sum_{k=1}^n EX_k\right)^r}{\sum_{k=1}^n EX_k + \left(\sum_{k=1}^n EX_k\right)^r} \geq \frac{M}{1+M} \end{aligned}$$

نتیجه ۱-۲. تحت شرایط قضیه ۲-۲ اگر

$$\sum_{k=1}^n EX_k \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$$

$$\Pi\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$$

۳. نتایج اصلی

در این بخش، با استفاده از ویژگیها و قضایای بخش قبل، نخست کران پایینی برای احتمال اجتماع پیشامدهای تصادفی وابسته منفی در قضیه ۱-۳ به دست می آوریم، این کران پایین را با کران پایین بون فرونی مقایسه کرده و سپس لم بورل - کانتلی برای پیشامدهای تصادفی وابسته منفی را به یاری ویژگیهای $\Pi(\cdot)$ اثبات می کنیم.

قضیه ۱-۳

الف) هرگاه $\{A_n, n \geq 1\}$ یک دنباله از پیشامدهای تصادفی باشد، آنگاه

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \geq \frac{\left(\sum_{k=1}^n P(A_k)\right)^r}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j)} \quad (1)$$

ب) فرض کنید $\{A_n, n \geq 1\}$ دنباله ای از پیشامدهای تصادفی دو به دو وابسته منفی باشد، آنگاه

$$\Pi(cX) = \Pi(X)$$

ویژگی ۲- برای هر دو متغیر تصادفی X و Y با $E|X| < \infty$ ، $E|Y| < \infty$ ، $P(Y=0) < 1$ ، $P(X=0) < 1$ داریم:

$$\Pi(X+Y) \geq \min\{\Pi(X), \Pi(Y)\}$$

ویژگی ۳- هرگاه X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی نامنفی با $\Pi(X_k) \geq t$ باشند، آنگاه

$$\Pi\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) \geq t; \forall t > 0$$

ویژگی ۴- هرگاه X یک متغیر تصادفی نامنفی با $E|X| < \infty$ و $P(X=0) < 1$ آنگاه $P(X \neq 0) \leq \Pi(X)$.
اثبات - در قضیه ۲-۱ قرار می دهیم $s=2$ و $r=1$.

قضیه ۱-۲. فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل با $E|X_i| < \infty$ و $P(X_i=0) < 1$ باشند، آنگاه

$$\Pi\left(\prod_{i=1}^n X_i\right) = \prod_{i=1}^n \Pi(X_i)$$

اثبات - بنا به تعریف $\Pi(\cdot)$ داریم

$$\Pi\left(\prod_{i=1}^n X_i\right) = \frac{E\left(\prod_{i=1}^n X_i\right)^r}{E\left(\prod_{i=1}^n X_i\right)^r}$$

$$\frac{\left(\prod_{i=1}^n EX_i\right)^r}{\prod_{i=1}^n EX_i^r} = \prod_{i=1}^n \Pi(X_i)$$

قضیه ۲-۲. فرض کنید $\{X_n, n \geq 1\}$ دنباله ای از متغیرهای تصادفی ۱ و ۰ دو به دو به طور منفی وابسته با $\sum_{k=1}^n EX_k \geq M$ باشند، هرگاه M یک عدد حقیقی مثبت باشد، آنگاه

$$\Pi\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) \geq \frac{M}{1+M}$$

اثبات - چون X_k ها متغیرهای تصادفی ۱ و ۰ هستند، برای هر $m \geq 1$ $EX_k = EX_k^m$ و از این که دو به دو وابسته منفی هستند، داریم:

$$E(X_i X_j) \leq E(X_i) \cdot E(X_j); \forall i \neq j$$

بنابراین

$$p \leq \prod \left(\sum_{k=1}^n X_k \right) = \frac{\left(\sum_{k=1}^n P(A_k) \right)^r}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j)}$$

تبصره - فرض کنید $\{A_n, n \geq 1\}$ دنباله ای از پیشامدهای تصادفی باشد. بنا به نابرابری بون فرونی داریم:

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \geq \sum_{k=1}^n P(A_k) - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j) \quad (2)$$

نابرابری (۱) که به یاری ویژگیهای $\prod(\cdot)$ به دست آمده است، کرانی دقیق تر از کران بون فرونی برای $P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right)$ می دهد زیرا

$$\frac{\left(\sum_{k=1}^n P(A_k) \right)^r}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j)} - \left(\sum_{k=1}^n P(A_k) - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j) \right) = \frac{\left(\sum_{k=1}^n P(A_k) \right)^r}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j)} + \frac{\left(\sum_{k=1}^n P(A_k) \right)}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j)} \times \left(\sum_{k=1}^n P(A_k) - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j) \right) \geq 0$$

لم بورل - کانتلی در احتمال و مخصوصا در اثبات قضایای حدی قوی، مفید و مورد توجه است. این لم برای پیشامدهای دو به دو وابسته منفی توسط بزرگ نیا و تیلور [۲] تعمیم داده شده است، در این مقاله با استفاده از ویژگیهای $\prod(\cdot)$ ، اثبات جدیدی برای قسمت ب ی لم ارائه می دهیم.

۴. لم بورل - کانتلی

فرض کنید $\{A_n, n \geq 1\}$ یک دنباله از پیشامدهای تصادفی باشد
الف) اگر $\sum_n P(A_n) < \infty$ ، آنگاه $P(A_n i: 0) = 0$ ^۴

^۴ $[A_n i: 0] = [\limsup A_n] = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_n$ ، Infinity often = i:0

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \geq \frac{\sum_{k=1}^n P(A_k)}{1 + \sum_{k=1}^n P(A_k)}$$

اثبات - الف) تعریف می کنیم $X_k = I_{A_k}$ ، $1 \leq k \leq n$. بنا به

ویژگی ۴ داریم:

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \geq P\left[\sum_{k=1}^n X_k \neq 0\right] \geq \prod\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) \geq \frac{\left(\sum_{k=1}^n EX_k\right)^r}{E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)^r} = \frac{\left(\sum_{k=1}^n P(A_k)\right)^r}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j)}$$

ب) بنا به قضیه ۲-۲، تعریف ۱-۱، و قسمت الف داریم:

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \geq \frac{\left(\sum_{k=1}^n EX_k\right)^r}{E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)^r} = \frac{\sum_{k=1}^n EX_k}{1 + \sum_{k=1}^n EX_k} = \frac{\sum_{k=1}^n P(A_k)}{1 + \sum_{k=1}^n P(A_k)}$$

قضیه ۲-۳. فرض کنید $\{A_n, n \geq 1\}$ دنباله ای از پیشامدهای تصادفی با $P(A_n) > 0$ برای هر $n \geq 1$ باشد، آنگاه $0 < p \leq 1$ وجود دارد به طوری که

$$\frac{\left(\sum_{k=1}^n P(A_k)\right)^r}{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(A_i \cap A_j)} \geq p \quad ; \quad \forall n \geq 1$$

اثبات: تعریف می کنیم $X_n = I_{A_n}$ ، $n \geq 1$ ، داریم

$$\prod(X_n) = \frac{E^r X_n}{EX_n^r} = \frac{P^r(A_n)}{P(A_n)} = P(A_n) > 0$$

بنابراین $0 < p < 1$ وجود دارد به طوری که برای هر $n \geq 1$ ، داریم $P(A_n) \geq p > 0$. در نتیجه بنا به ویژگی ۳ و قضیه ۱-۳ الف،

ب) اگر $\sum_n P(A_n) = \infty$ و دنباله $\{A_n, n \geq 1\}$ دو به دو مستقل در نتیجه

باشند، آنگاه $P(A_n i : 0) = 1$.

۵. تعمیم لم بورل - کانتلی

فرض کنید $\{A_n, n \geq 1\}$ دنباله ای از پیشامدهای دو به دو وابسته منفی باشد، اگر $\sum_n P(A_n) = \infty$ ، آنگاه $P(A_n i : 0) = 1$.

اثبات - تعریف می کنیم $X_n = I_{A_n}$ ، $n \geq 1$ ، بنا به قضیه ۱-۳ ب، برای هر $m > n$ داریم:

$$P\left(\bigcup_{k=n}^m A_k\right) \geq \limsup \frac{\sum_{k=n}^m P(A_k)}{1 + \sum_{k=n}^m P(A_k)} = \frac{\sum_{k=n}^{\infty} P(A_k)}{1 + \sum_{k=n}^{\infty} P(A_k)}$$

و از این که $\sum_n P(A_n) = \infty$ ، داریم:

$$P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) \geq 1$$

بنابراین

$$P(A_n i : 0) = \lim P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = 1$$

$$P\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) \geq P\left(\bigcup_{k=n}^m A_k\right) \geq \frac{\sum_{k=n}^m P(A_k)}{1 + \sum_{k=n}^m P(A_k)}$$

مراجع

[۱] امینی، محمد، ۱۳۷۹، برخی ویژگیهای متغیرهای تصادفی وابسته، اندیشه آماری، سال پنجم شماره دوم، پاییز و زمستان ۱۳۷۹، صفحات ۲۹ - ۲۴.

[2] Bozorgnia, A. Patherson, R. F. and Taylor, R. L., 1996, *Limit Theorems for Dependent Random Variables World Congres Nonlinear Analysis*, 92 P. 1639-1650.

[3] Petrov, V., 1995, *Limit Theorems of Probability Theory, Sequence of Independent Random Variables*, Oxford.