



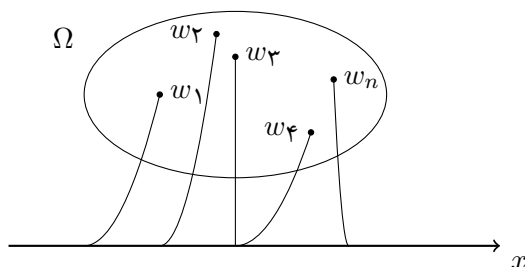
جلسه‌ی ۱۰: متغیر تصادفی

نگارنده: شراره عزت‌نژاد و شیوا بناسازنوری

مدّرس: دکتر شهرام خزائی

۱ مقدمه

یک بادکنک پر از هوا را در نظر بگیرید. اگر مجموع مولکول‌های گاز داخل بادکنک را به عنوان فضای نمونه‌ای در نظر بگیریم، می‌توانیم کمیت‌های مختلفی از قبیل جرم، سرعت، انرژی جنبشی و اندازه حرکت به آنها نسبت دهیم. اما آیا مقدار این کمیت‌ها به‌ازای تمام مولکول‌ها ثابت است؟ به‌وضوح مقدار این کمیت‌ها برای هر مولکول متفاوت از مولکول دیگر است. یا به‌طور مثال دانش‌آموزان یک کلاس را به‌عنوان فضای نمونه‌ای در نظر بگیرید. می‌توان کمیت‌های قد، وزن و سن را به آنها نسبت داد که از فردی به فرد دیگر متفاوت است. در واقع مقدار عددی این کمیت‌ها به‌عضوی که از فضای نمونه‌ای انتخاب می‌کنیم، بستگی دارد. به هرکدام از این کمیت‌ها متغیر تصادفی گسسته می‌گوییم که به هر یک از برآمدهای فضای نمونه‌ای، یک عدد حقیقی نسبت می‌دهد.



۲ متغیر تصادفی گسسته

تعریف ۱ متغیر تصادفی گسسته تابعی است مانند  $X : \Omega \rightarrow R$  که به هر عضو از فضای نمونه‌ای گسسته  $\Omega$  یک عدد حقیقی نسبت می‌دهد.

نکته ۱ معمولاً متغیر تصادفی را با حروف بزرگ نمایش می‌دهند. به‌طور مثال در مورد مولکول‌های گاز، متغیر تصادفی سرعت را با  $V$  نشان می‌دهیم. در مورد مثال دانش‌آموزان کلاس، متغیرهای تصادفی قد (برحسب اینچ) و وزن (برحسب کیلوگرم) را می‌توان با  $H$  و  $W$  نشان داد. همچنین می‌توان متغیرهای تصادفی جدیدی

مانند قد برحسب سانتی متر و نسبت قد به وزن را برحسب متغیرهای تصادفی قبل به صورت  $2/54H$  و  $\frac{H}{W}$  تعریف کرد.

می توانیم با استفاده از متغیرهای تصادفی، پیشامدهایی بدین گونه تعریف کنیم، که  $I \subseteq R$ :

$$\{X \in I\} = \{\omega \in \Omega | X(\omega) \in I\}$$

به عنوان مثال داریم:

$$\{X = x\} = \{\omega \in \Omega | X(\omega) = x\}$$

$$\{a \leq X \leq b\} = \{\omega \in \Omega | a \leq X(\omega) \leq b\}$$

با این نمادگذاری، عباراتی مانند  $\Pr\{X \in I\}$  و  $\Pr\{X = x\}$  و  $\Pr\{a \leq X \leq b\}$  معنا پیدا می کنند. حال که مفاهیم تاحدودی روشن شده است، به بررسی چند مثال می پردازیم.

مثال ۱ فرض کنید یک سکه ی سالم را آن قدر پرتاب کنیم تا شیر بیاید. اگر در این آزمایش  $X$  تعداد پرتاب ها باشد، آنگاه  $X$  یک متغیر تصادفی گسسته است. اگر برآمد شیر آمدن سکه را با  $H$  و برآمد خط بودن را با  $T$  نشان دهیم، آنگاه تابع  $X$  به صورت زیر خواهد بود:

$$\Omega = \{H, TH, TTH, \dots, \underbrace{TT \dots T}_{i-1}H, \dots\}$$

$$X(H) = ۱, X(TH) = ۲, \dots, X(\underbrace{TT \dots T}_{i-1}H) = i$$

احتمال های متناظر با این مقادیر به صورت زیر مقایسه می شوند:

$$\Pr\{X = ۱\} = \frac{1}{۲}$$

$$\Pr\{X = ۲\} = \left(\frac{1}{۲}\right)\left(\frac{1}{۲}\right) = \frac{1}{۴}$$

$$\Pr\{X = i\} = \left(\frac{1}{۲}\right)^i$$

مثال ۲ آزمایشی را در نظر بگیرید که در آن ۲ سکه ی سالم را پرتاب می کنیم. اگر در این آزمایش  $X$  را تعداد شیرهای رو آمده در نظر بگیریم، مقادیر  $X$  به ازای برآمدهای آزمایش و احتمال هر یک به صورت زیر خواهد بود:

$$\Omega = \{TT, TH, HT, HH\}$$

$$X(TT) = ۰, X(TH) = ۱, X(HT) = ۱, X(HH) = ۲$$

به وضوح  $X$  فقط می تواند مقادیر ۰، ۱ و ۲ را به خود اختصاص دهد.

$$\Pr\{X = ۰\} = \frac{1}{۴}$$

$$\Pr\{X = ۱\} = \frac{1}{۲}$$

$$\Pr\{X = ۲\} = \frac{1}{۴}$$

مثال ۳ آزمایشی را در نظر بگیرید که در آن دو تاس سالم را می‌ریزیم. متغیر تصادفی  $X$  را مجموع برآمدها در نظر می‌گیریم. مشخص است که  $X$  می‌تواند مقادیری از ۲ تا ۱۲ داشته باشد؛ یعنی:  $2 \leq X \leq 12$ . تابع احتمال برای این آزمایش به صورت زیر است:

$$\Pr\{X = k\} = \frac{6 - |k - 7|}{36}, \quad k = 1, 2, 3, \dots, 12$$

|                |                |                |                |                |                |                |                |                |                |                |                |
|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| $k$            | ۲              | ۳              | ۴              | ۵              | ۶              | ۷              | ۸              | ۹              | ۱۰             | ۱۱             | ۱۲             |
| $\Pr\{X = k\}$ | $\frac{1}{36}$ | $\frac{2}{36}$ | $\frac{3}{36}$ | $\frac{4}{36}$ | $\frac{5}{36}$ | $\frac{6}{36}$ | $\frac{5}{36}$ | $\frac{4}{36}$ | $\frac{3}{36}$ | $\frac{2}{36}$ | $\frac{1}{36}$ |

مثال ۴ در آزمایش قبل اگر  $X$  را ماکسیمم برآمد دو تاس در نظر بگیریم، تابع احتمال به صورت زیر است:

$$\Pr\{X = k\} = \frac{2k - 1}{36}, \quad 1 \leq k \leq 6$$

|                |                |                |                |                |                |                 |
|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| $k$            | ۱              | ۲              | ۳              | ۴              | ۵              | ۶               |
| $\Pr\{X = k\}$ | $\frac{1}{36}$ | $\frac{3}{36}$ | $\frac{5}{36}$ | $\frac{7}{36}$ | $\frac{9}{36}$ | $\frac{11}{36}$ |

مثال ۵ از یک دسته کارت، سه کارت انتخاب می‌کنیم. اگر متغیر تصادفی  $S$  را تعداد پیک‌ها در نظر بگیریم، تابع احتمال به صورت زیر خواهد بود:

اگر  $s$  را نمایانگر یک خال پیک و  $n$  را نمایانگر بقیه کارت‌ها در نظر بگیریم، فضای نمونه‌ای به شکل زیر است:

$$\Omega = \{sss, ssn, sns, nss, snn, nss, nns, nnn\}$$

حالت اول: انتخاب کارت‌ها با جایگذاری

$$\Pr\{S = 0\} = \left(\frac{3}{4}\right)^3$$

$$\Pr\{S = 1\} = 3 \left(\frac{3}{4}\right)^2 \left(\frac{1}{4}\right)$$

$$\Pr\{S = 1\} = 3 \left(\frac{3}{4}\right) \left(\frac{1}{4}\right)^2$$

$$\Pr\{S = 3\} = \left(\frac{1}{4}\right)^3$$

حالت دوم: انتخاب کارت‌ها بدون جایگذاری

$$\Pr\{S = k\} = \frac{\binom{13}{k} \binom{39}{3-k}}{\binom{52}{3}} \quad k = 0, 1, 2, 3$$

### ۳ تابع جرم احتمال

باتوجه به مثال‌های قبل، می‌توان به هر متغیر تصادفی گسسته  $X$  یک تابع حقیقی مقدار  $p_X : R \rightarrow R$  تخصیص دهیم که به صورت  $p_X(x) = \Pr\{X = x\}$  تعریف می‌شود. به‌عنوان نمونه در مثال ۴ این تابع

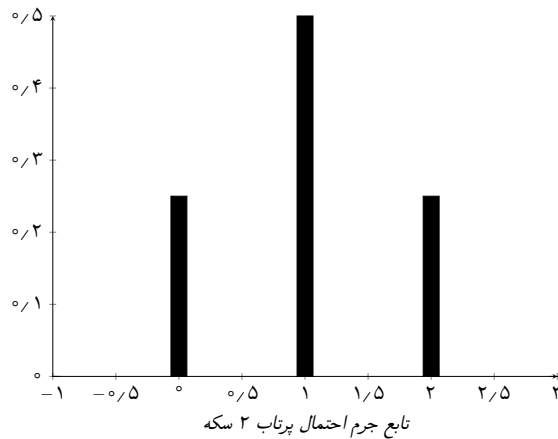
$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{2x-1}{36} & x \in \{1, 2, \dots, 6\} \\ 0 & x \notin \{1, 2, \dots, 6\} \end{cases}$$

بود. این تابع را تابع جرم احتمال<sup>۱</sup> می‌نامند و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

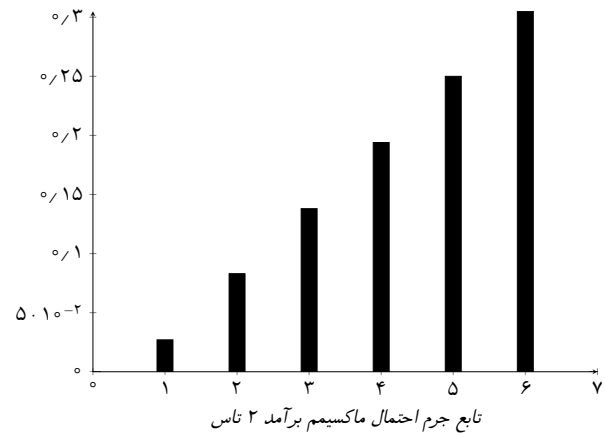
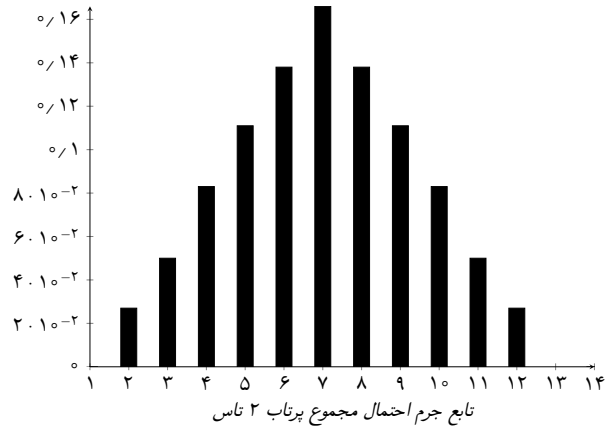
تعریف ۲  $p_X$  تابع جرم احتمال متغیر تصادفی  $X$ ، که مجموعه‌ی مقادیر ممکن آن  $\{x_1, x_2, \dots\}$  می‌باشد، تابعی است از  $R$  به  $R$  با ویژگی‌های زیر:  
 الف)  $p_X(x) = 0$  اگر  $x \notin \{x_1, x_2, \dots\}$   
 ب)  $p_X(x_i) = \Pr\{X = x_i\}$  و  $p_X(x_i) \geq 0$   
 پ)  $\sum_{i=1}^{\infty} p_X(x_i) = 1$

می‌توان برای تابع جرم احتمال هر متغیر تصادفی نمودار رسم کرد.

مثال ۶ نمودار توابع چگالی احتمال مثال‌های ۲ و ۳ و ۴ در زیر آمده است:



<sup>۱</sup>probability mass function



## ۴ تابع توزیع تجمعی احتمال

می توان تابع حقیقی مقدار دیگری بر روی متغیرهای تصادفی تعریف کرد به طوری که که  $F_X(t) = \Pr\{X \leq t\}$  در واقع این تابع مشخص کننده ی مجموع توابع جرم احتمال به ازای  $x_i \leq t$  است.

تعریف ۳ اگر  $X$  یک متغیر تصادفی باشد، آنگاه تابع  $F_X$ ، که روی بازه ی  $(-\infty, +\infty)$  به صورت  $F_X(t) = \Pr\{X \leq t\}$  تعریف می شود را تابع توزیع تجمعی<sup>۲</sup> متغیر تصادفی  $X$  می نامند.

نکته ۲ وقتی ابهامی در مورد متغیر تصادفی نداشته باشیم، به جای  $p_X(\cdot)$  و  $F_X(\cdot)$  از  $p(\cdot)$  و  $F(\cdot)$  استفاده می کنیم.

قضیه ۱ تابع توزیع تجمعی دارای خواص زیر است:

۱.  $F$  غیر نزولی است.

<sup>۲</sup> Cumulative Distribution Function (CDF)

۲.  $F$  در  $\infty$  و  $-\infty$  به ترتیب به ۱ و ۰ میل می‌کند؛ یعنی:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} F(t) = 1$$

$$\lim_{t \rightarrow -\infty} F(t) = 0$$

۳.  $F$  از سمت راست پیوسته است.

برهان.

۱. برای اثبات غیرنزولی بودن، دو پیشامد  $\{X \leq m\}$  و  $\{X \leq n\}$  را در نظر بگیرید بطوری که  $m < n$  باشد. در اینصورت وقوع پیشامد  $\{X \leq m\}$ ، وقوع پیشامد  $\{X \leq n\}$  را نتیجه می‌دهد. پس  $\{X \leq m\} \subseteq \{X \leq n\}$  و در نتیجه  $\Pr\{X \leq m\} \leq \Pr\{X \leq n\}$ . این نامساوی نتیجه می‌دهد  $F(m) \leq F(n)$  که این همان شرط غیرنزولی بودن یک تابع است.

۲. فرض کنید  $t_1, t_2, \dots$  یک دنباله صعودی از اعداد حقیقی همگرا به  $\infty$  باشد. از خاصیت پیوستگی تابع احتمال (که در جلسات قبل مطرح شده است) می‌توانیم نتیجه بگیریم که پیشامدهای  $\{X \leq t_n\}$  تشکیل یک دنباله‌ی صعودی از پیشامدها را می‌دهند که به پیشامد  $\{X < \infty\}$  همگراست. یعنی، بنابراین

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr\{X \leq t_n\} = \Pr\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \{X \leq t_n\}\right) = \Pr\{X < \infty\} = 1,$$

یا به عبارت دیگر

$$\lim_{t \rightarrow \infty} F(t) = 1$$

برای  $-\infty$  هم می‌توان به طریق مشابه اثبات کرد که آن را به عهده‌ی خواننده می‌گذاریم.

۳. برای اثبات پیوستگی از راست، دنباله‌ای نزولی از اعداد حقیقی مانند  $a_n$  را در نظر بگیرید که به  $a$  همگرا باشد. بنابراین پیشامدهای  $\{X \leq a_n\}$  تشکیل یک دنباله‌ی نزولی می‌دهند که به پیشامد  $\{X \leq a\}$  همگراست. پس با توجه به خاصیت پیوستگی تابع احتمال،

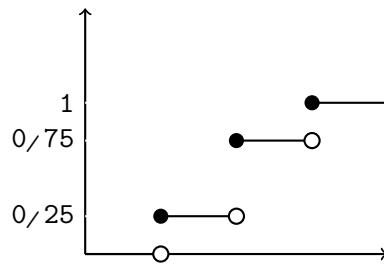
$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr\{X \leq a_n\} = \Pr\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \{X \leq a_n\}\right) = \Pr\{X \leq a\}$$

بنابراین

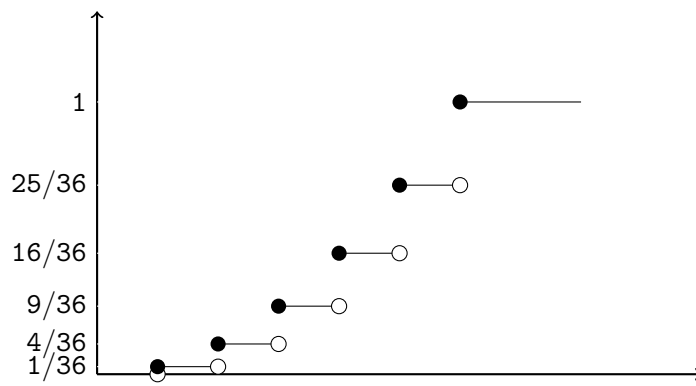
$$\lim_{n \rightarrow \infty} F(a_n) = F(a)$$

و این به این معناست که برای هر مقدار  $a \in R$ ،  $F(a^+) = F(a)$  که این به معنای پیوستگی از راست تابع  $F$  است.

■



شکل ۱: تابع توزیع تجمعی پرتاب دو سکه



شکل ۲: تابع توزیع تجمعی ماکسیمم برآمد دو تاس

مثال ۷ نمودار توابع توزیع تجمعی متغیرهای تصادفی مثال‌های ۲ و ۴ به صورت زیر است:

نکته ۳ با توجه به تعریف  $F$ ، می‌توان  $\Pr\{X < t\}$  را محاسبه کرد. دنباله‌ی پیشامدهای  $\{X \leq t - (\frac{1}{n})\}$  را که یک دنباله‌ی صعودی است و به  $\bigcup_{n=1}^{\infty} \{X \leq t - \frac{1}{n}\} = \{X < t\}$  همگرا است، در نظر بگیرید. بنابر خاصیت پیوستگی تابع احتمال،

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr\{X \leq t - \frac{1}{n}\} = \Pr\{\bigcup_{n=1}^{\infty} \{X \leq t - \frac{1}{n}\}\} = \Pr\{X < t\}$$

یعنی،

$$\Pr\{X < t\} = \lim_{n \rightarrow \infty} F(t - \frac{1}{n})$$

و این بدین معناست که

$$\Pr\{X < t\} = F(a^-)$$

حال با استفاده از تابع توزیع تجمعی و نکته بالا می‌توان احتمال بسیاری از پیشامدهای مطلوب را به صورت زیر بدست آورد:

$$\Pr\{X = a\} = F(a) - F(a^-)$$

$$\Pr\{X \leq a\} = F(a)$$

$$\Pr\{X > a\} = 1 - F(a)$$

$$\Pr\{a < X \leq b\} = F(b) - F(a)$$

$$\Pr\{X \geq a\} = 1 - F(a^-)$$

$$\Pr\{a \leq X < b\} = F(b^-) - F(a^-)$$

$$\Pr\{a < X < b\} = F(b^-) - F(a)$$

مثال ۸ فرض کنید درون کیسه‌ای،  $N$  نوع تمبر (و از هر نوع به تعداد نامتناهی) وجود دارد و شما  $n$  بار از کیسه تمبر برداشته‌اید. احتمال اینکه از تمام  $N$  نوع، در میان تمبرهایی که بیرون کشیده‌اید وجود داشته باشد، چه قدر است؟

پاسخ متغیر تصادفی  $T$  را به شکل زیر تعریف می‌کنیم.

$T$ : تعداد تمبرهایی که باید جمع‌آوری شوند تا از تمام  $N$  نوع، داشته باشیم.

$$p_T(n) = \Pr\{T = n\} = \begin{cases} 0 & n < N \\ \frac{n!}{N^n} & n = N \\ \text{we should find} & n > N \end{cases}$$

هنگامی که تعداد تمبرهای جمع‌آوری شده از تعداد انواع موجود کمتر باشد، این احتمال صفر است. در حالتی که به تعداد انواع، تمبر بیرون کشیده باشیم، این احتمال برابر  $\frac{n!}{N^n}$  می‌باشد زیرا حالت مطلوب زمانی رخ می‌دهد که  $n$  تمبری که برداشته‌ایم، متمایز باشند که  $n!$  حالت دارد؛ همچنین هر کدام از تمبرهایی که برداشته‌ایم  $N$  حالت



دارند، پس کل حالات با  $N^n$  برابر می‌شود. اما برای حالت سوم نمی‌توان به این سادگی احتمال را محاسبه کرد. اولین گام برای محاسبه‌ی این احتمال، تعریف یک پیشامد به شکل زیر است:  
 $A_j$ : پیشامد اینکه، تمبر  $j$ ام، در بین  $n$  تمبر جمع آوری شده نباشد. ( $1 \leq j \leq N$ ).  
 داریم:

$$\begin{aligned} \Pr\{\bigcup_{j=1}^N A_j\} &= \Pr\{T > n\} \\ &= \sum_{j=1}^N \Pr\{A_j\} - \sum_{j_1 < j_2} \Pr\{A_{j_1} A_{j_2}\} \\ &\quad + \dots + (-1)^{k+1} \sum_{j_1 < \dots < j_k} \Pr\{A_{j_1} \dots A_{j_k}\} + \dots \\ &\quad + (-1)^{N+1} \Pr\{A_1 \dots A_N\} \end{aligned}$$

همچنین داریم:

$$\begin{aligned} \Pr\{A_j\} &= \left(\frac{N-1}{N}\right)^n \\ \Pr\{A_{j_1} A_{j_2}\} &= \left(\frac{N-2}{N}\right)^n \\ \Pr\{A_{j_1} \dots A_{j_k}\} &= \left(\frac{N-k}{N}\right)^n \end{aligned}$$

بنابراین:

$$\Rightarrow \Pr\{T > n\} = \sum_{i=1}^{N-1} \binom{N}{i} \left(\frac{N-i}{N}\right)^n (-1)^{i+1}$$

که از جایگذاری عبارت بالا در تساوی زیر احتمال مورد نظر بدست خواهد آمد.

$$\Pr\{T = n\} = \Pr\{T > n\} - \Pr\{T > n-1\}$$

## ۵ متغیرهای تصادفی در حالت کلی

حال که با مفهوم متغیر تصادفی گسسته آشنا شدید، قصد داریم تعریف کلی از متغیرهای تصادفی بیان کنیم که به دلیل پیچیدگی، از بازگو کردن آن در ابتدای بخش سرباز زدیم. ابتدا به این نکته توجه کنید.  
 نکته ۴ متغیر تصادفی، یک تابع حقیقی مقدار است. هر تابع حقیقی مقدار روی یک فضای نمونه‌ای شمارا، یک متغیر تصادفی است. در مورد فضای نمونه‌ای شمارا، این عبارت لزوماً درست نیست. برای اینکه تابع حقیقی مقدار روی فضای نمونه‌ای، متغیر تصادفی باشد، باید معکوس آن تابع روی هر بازه‌ی حقیقی از  $R$  یک پیشامد از فضای نمونه‌ای باشد.

تعریف ۴ فرض کنید  $\Omega$  فضای نمونه‌ای یک آزمایش است. تابع حقیقی مقدار  $X: \Omega \rightarrow R$  را یک متغیر تصادفی آن آزمایش می‌گوییم هرگاه برای هر بازه‌ی  $I \subseteq R$ ، مجموعه‌ی  $\{\omega: X(\omega) \in I\}$  یک پیشامد باشد.