

تعداد مهره‌های سفید مشاهده شده در این ۳ مهره $X =$
 تعداد مهره‌های قرمز مشاهده شده در این ۳ مهره $Y =$

تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورده و $\rho(X, Y)$ را محاسبه کنید.

۳۵ تابع چگالی احتمال توأم X و Y به صورت زیر است

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} cxye^{-(x^2+y^2)} & x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقدار σ را تعیین کنید و $P(X < Y)$ و $COV(X, Y)$ را محاسبه کنید.

۳۶ اگر تابع چگالی احتمال توأم X و Y به صورت زیر باشد

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} kxy & x > 0, y > 0, x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقدار σ را تعیین کنید و $P(X \leq Y)$ و $Var(X | Y=y)$ را محاسبه کنید.

۳۷ اگر

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{k+a}{y} & 0 < x < y \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} 2y & 0 < y < k-a \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقادیر a و k را تعیین کنید و $E(Y | X=x)$ و ضریب همبستگی X و Y را محاسبه کنید.

۳۸ ظرف A شامل ۱ گلوله سفید و ۱ گلوله سیاه، ظرف B شامل ۲ گلوله سفید و ۲ گلوله سیاه است. به تصادف و با جایگزاری ۲ گلوله از A خارج می‌کنیم، اگر هم رنگ باشند ۱ گلوله سفید و اگر هم رنگ نباشند یک گلوله سیاه به ظرف B اضافه می‌کنیم و سپس به تصادف از B یک گلوله خارج می‌کنیم. فرض کنید X و Y به ترتیب تعداد گلوله‌های سفید خارج شده از A و B باشند. تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورده و $P(X+Y \leq 1)$ ، $P(X+Y=2)$ و $Var(X+Y-2)$ را محاسبه کنید.

۳۹ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1, x < y < x+1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

فصل پنجم

برخی توزیعهای احتمال

۱.۵ مقدمه

در فصل سوم در مورد به دست آوردن توزیع احتمال یک متغیر تصادفی بحث کردیم. در این فصل می‌خواهیم توزیع احتمال چند متغیر تصادفی بخصوص را به دست آوریم.

بعضی از متغیرهای تصادفی دارای یک الگوی خاص هستند و می‌توان برای آنها یک نوع توزیع احتمال را در نظر گرفت. برای مثال در انجام آزمایشات پرتاب یک تاس ۷ مرتبه و پرتاب یک نیزه به طرف هدف، فرض کنید که

$X =$ تعداد مشاهده عدد ۴ در ۷ مرتبه پرتاب تاس

$Y =$ تعداد برخورد به هدف نیزه در ۵ مرتبه پرتاب نیزه

همانطور که دیده می‌شود این دو متغیر تصادفی دارای یک شکل بخصوص هستند، در حقیقت هر دو تعداد موفقیتها در n آزمایش مستقل را بیان می‌کنند. حال اگر توزیع احتمال برای تعداد موفقیتها در n آزمایش مستقل را به دست آوریم آنگاه توزیع احتمال برای تعداد زیادی متغیر تصادفی مشابه با X و Y گفته شده در بالا را به دست آورده‌ایم.

در این فصل ابتدا چند توزیع احتمال گسسته خاص و سپس چند توزیع احتمال پیوسته خاص

$$X = \begin{cases} 1 & \text{اگر عدد ۴ مشاهده شود} \\ 0 & \text{در غیر اینصورت} \end{cases}$$

$$f_X(x) = \left(\frac{1}{6}\right)^x \left(\frac{5}{6}\right)^{1-x}, \quad x = 0, 1$$

$$E(X) = \frac{1}{6}, \quad \text{Var}(X) = \frac{1}{6} \left(\frac{5}{6}\right) = \frac{5}{36}$$

در این صورت $X \sim B(1, \frac{1}{6})$ و همچنین

۳.۵ توزیع دو جمله‌ای^(۱) $X \sim B(n, p)$

آزمایش تصادفی که از انجام چند آزمایش مستقل برنولی بوجود می‌آید را آزمایش دو جمله‌ای گویند. برای مثال انتخاب ۵ مهره با جایگذاری از ظرفی که دارای ۸ مهره سفید و ۶ مهره قرمز است و موفقیت برای ما مشاهده مهره قرمز است یک آزمایش دو جمله‌ای با احتمال موفقیت $\frac{6}{14}$ می‌باشد.

به طور کلی یک آزمایش دو جمله‌ای دارای خواص زیر است.

- ۱- آزمایش دو جمله‌ای از انجام n آزمایش مستقل برنولی بوجود آمده است.
- ۲- در آزمایشات برنولی احتمال موفقیت p (و شکست $q = 1-p$) می‌باشد که در تمام آزمایشات برنولی مقداری ثابت است.

مثال ۱.۳.۵ سکه‌ای که شانس مشاهده شیر در آن دو برابر خط است را ۴ مرتبه پرتاب می‌کنیم. اگر موفقیت مشاهده شیر باشد، در این صورت یک آزمایش دو جمله‌ای با پارامترهای $n=4$ و $p=\frac{2}{3}$ داریم.

مثال ۲.۳.۵ بسکتبالیستی ۶۰٪ از توپهایش گل می‌شود. اگر او ۵ پرتاب مستقل انجام دهد و موفقیت برای او گل شدن توپ باشد، در این صورت یک آزمایش دو جمله‌ای با پارامترهای $n=5$ و $p=0.6$ داریم.

تعریف ۱.۵ اگر متغیر تصادفی X به صورت زیر تعریف شود

$$X = \text{تعداد موفقیتها در } n \text{ آزمایش مستقل برنولی}$$

آنگاه X را یک متغیر تصادفی دو جمله‌ای گویند. اگر احتمال موفقیت در هر آزمایش برنولی p

۲.۵ توزیع برنولی^(۱)

آزمایشی را در نظر بگیرید که دارای دو نتیجه موفقیت با احتمال p و شکست با احتمال $q=1-p$ باشد. چنین آزمایشی را آزمایش برنولی گویند. برای مثال پرتاب یک سکه یک آزمایش برنولی است که در آن موفقیت مشاهده شیر با $p=\frac{1}{2}$ و مشاهده خط شکست با $q=\frac{1}{2}$ می‌باشد. همچنین در پرتاب یک تاس که در آن موفقیت مشاهده عدد ۴ با $p=\frac{1}{6}$ و مشاهده عدد غیر از ۴ شکست با $q=\frac{5}{6}$ است. اگر متغیر تصادفی X را به صورت زیر تعریف کنیم

$$X = \begin{cases} 1 & \text{اگر نتیجه آزمایش موفقیت باشد} \\ 0 & \text{اگر نتیجه آزمایش شکست باشد} \end{cases}$$

در این صورت متغیر تصادفی X را متغیر تصادفی برنولی گویند و آن را با نماد $X \sim B(1, p)$ نمایش داده و گویند. دارای توزیع برنولی با پارامتر p است (عدد ۱ نمایانگر انجام یک بار آزمایش است). تابع احتمال متغیر تصادفی برنولی به صورت زیر به دست می‌آید

x	0	1
$f_X(x) = P(X=x)$	$1-p$	p

که آن را می‌توان در فرمول زیر خلاصه کرد

$$f_X(x) = p^x (1-p)^{1-x}, \quad x = 0, 1 \quad (1.5)$$

در قضیه زیر امید ریاضی و واریانس این توزیع را به دست می‌آوریم.

قضیه ۱.۵ اگر $X \sim B(1, p)$ آنگاه $E(X) = p$ و $\text{Var}(X) = pq$

$$E(X) = (0)(1-p) + (1)(p) = p$$

$$E(X^2) = (0^2)(1-p) + (1^2)(p) = p$$

$$\text{Var}(X) = p - p^2 = p(1-p) = pq$$

مثال ۱.۲.۵ یک تاس را یک مرتبه پرتاب می‌کنیم و قرار می‌دهیم:

قضیه ۲.۵ اگر $X \sim B(n, p)$ آنگاه $E(X) = np$ و $Var(X) = npq$

اثبات با توجه به مطلب بالا داریم که $X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ که X_1, X_2, \dots, X_n از یکدیگر مستقل و هر یک دارای توزیع برنولی با پارامتر p هستند. بنابراین طبق خواص امید ریاضی و واریانس داریم که

$$E(X) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = \sum_{i=1}^n p = np$$

$$Var(X) = Var\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n Var(X_i) = \sum_{i=1}^n pq = npq$$

مثال ۴.۳.۵ یک تاس را ۵ بار پرتاب می‌کنیم.

الف- احتمال اینکه عدد ۴ دقیقاً ۳ بار مشاهده شود را بیابید؟

ب- احتمال اینکه عدد ۴ حداکثر ۲ بار مشاهده شود را بیابید؟

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد مشاهده شیر در ۵ بار پرتاب سکه باشد آنگاه $X \sim B(5, \frac{1}{2})$

است که تابع احتمال آن به صورت زیر می‌باشد

$$f_X(x) = \binom{5}{x} \left(\frac{1}{2}\right)^x \left(\frac{1}{2}\right)^{5-x}, \quad x = 0, 1, \dots, 5$$

بنابراین

$$P(X=3) = f_X(3) = \binom{5}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^3 \left(\frac{1}{2}\right)^{5-3} = 0.3125$$

الف-

$$P(X \leq 2) = \sum_{x=0}^2 f_X(x) = \binom{5}{0} \left(\frac{1}{2}\right)^0 \left(\frac{1}{2}\right)^5 + \binom{5}{1} \left(\frac{1}{2}\right)^1 \left(\frac{1}{2}\right)^4 + \binom{5}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \left(\frac{1}{2}\right)^3 = 0.96875$$

برای محاسبه احتمالات در توزیع دو جمله‌ای جدول (I) در ضمیمه ارائه گردیده است که در

این جدول $P(X \leq r)$ برای مقادیر $n = 5, 10, 15, 20$ و $p = 0.1, 0.2, 0.25, \dots, 0.9$

محاسبه گردیده است. برای مثال اگر $X \sim B(10, 0.3)$ باشد آنگاه از جدول (I)

$$P(X \leq 4) = 0.8497$$

داریم که

مثال ۵.۳.۵ یک آزمون انگلیسی شامل ۲۰ سؤال پنج گزینه‌ای است که در هر سؤال تنها یک

گزینه درست می‌باشد. شخصی که اصلاً انگلیسی نمی‌داند در این آزمون شرکت می‌کند و سؤالات

باشد. آنگاه گوییم که X دارای توزیع دو جمله‌ای با پارامترهای n و p است و آن را با نماد

$X \sim B(n, p)$ نمایش می‌دهیم.

برای به دست آوردن تابع احتمال توزیع دو جمله‌ای ابتدا مثال زیر را می‌آوریم.

مثال ۳.۳.۵ سکه‌ای که شانس مشاهده شیر در آن دو برابر خط است را ۴ مرتبه پرتاب می‌کنیم اگر تعداد شیرهای مشاهده شده در ۴ مرتبه پرتاب سکه $X =$

الف- $P(X=3)$ را محاسبه کنید.

ب- تابع احتمال X را به دست آورید.

حل با توجه به تعریف ۱.۵ داریم که $X \sim B(4, \frac{2}{3})$ بنابراین

الف- $P(X=3)$ بدین معنی است که در ۴ مرتبه پرتاب سکه می‌خواهیم ۳ شیر مشاهده کنیم که یک حالت خاص آن HHHH با احتمال $\left(\frac{2}{3}\right)^4$ است و تعداد حالات مشاهده ۳ شیر در ۴ مرتبه پرتاب سکه برابر $\binom{4}{3}$ است. بنابراین

$$P(X=3) = \binom{4}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^3 \left(\frac{1}{3}\right)^{4-3}$$

ب- با انجام عملیات مشابه قسمت الف تابع احتمال X به صورت زیر به دست می‌آید.

$$f_X(x) = P(X=x) = \binom{4}{x} \left(\frac{2}{3}\right)^x \left(\frac{1}{3}\right)^{4-x}, \quad x = 0, 1, 2, 3, 4$$

در حالت کلی اگر $X \sim B(n, p)$ آنگاه $P(X=x)$ بدین معنی است که در n آزمایش مستقل

برنولی x موفقیت و $n-x$ شکست داشته باشیم که در یک حالت خاص احتمال آن برابر

$p^x q^{n-x}$ است و تعداد حالاتی که می‌توان در n آزمایش x موفقیت مشاهده کرد برابر $\binom{n}{x}$ است و

بنابراین تابع احتمال X برابر است با

$$f_X(x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}, \quad x = 0, 1, 2, \dots, n \quad (2.5)$$

توجه کنید که توزیع برنولی یک حالت خاص توزیع دو جمله‌ای با پارامتر $n=1$ است. اگر

در n آزمایش برنولی مستقل، متغیر تصادفی X_i برابر نتیجه i -امین آزمایش باشد آنگاه

$X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ تعداد موفقیتها در این n آزمایش برنولی مستقل می‌باشد و

$X \sim B(n, p)$ است. در زیر امید ریاضی و واریانس توزیع دو جمله‌ای را به دست

الف- انتظار دارید که چند سوال را درست پاسخ دهد؟

ب- احتمال اینکه حداقل ۱۰ سوال را درست پاسخ دهد را بیابید.

ج- احتمال اینکه بین ۷ تا ۲ سوال را درست پاسخ دهد را بیابید.

د- احتمال اینکه دقیقاً ۹ سوال را درست پاسخ دهد را بیابید.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد سوالات درس پاسخ داده شده در بین ۲۰ سوال باشد آنگاه
 $X \sim B(20, 0.2)$ و بنابراین

$$\mu = E(X) = np = 20 \cdot (0.2) = 4$$

$$X \leq 9$$

الف- پس انتظار داریم ۴ سوال را درست پاسخ دهد.

ب- $P(X \geq 10) = 1 - P(X < 10) = 1 - P(X \leq 9) = 1 - 0.9974 = 0.0026$

ج- $P(2 < X < 7) = P(2 < X \leq 6) = P(X \leq 6) - P(X \leq 2) = 0.9133 - 0.2061$

$$= 0.7072$$

د- $P(X = 9) = P(X \leq 9) - P(X \leq 8) = 0.9974 - 0.9900 = 0.0074$

۴.۵ توزیع فوق هندسی^(۱)

در بخش قبل اگر آزمایشات برنولی تکرار شده، از یکدیگر مستقل نباشند آنگاه آزمایش به دست آمده دیگر آزمایش دو جمله‌ای نمی‌باشد. برای مثال در انتخاب ۵ مهره بدون جایگذاری از ظرفی که دارای ۸ مهره سفید و ۶ مهره قرمز است و موفقیت برای ما مشاهده مهره قرمز است، احتمال موفقیت در هر بار آزمایش تغییر می‌کند و دیگر آزمایش دو جمله‌ای نمی‌باشد. برای اینکه در حالت مستقل نبودن آزمایشات برنولی یا انتخاب بدون جایگذاری، نحوه انجام آزمایش و توزیع احتمال مربوطه را به دست آوریم به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱.۴.۵ از بین ۳ شیمی‌دان و ۴ فیزیک‌دان می‌خواهیم یک کمیته ۵ نفری را انتخاب کنیم. تابع احتمال برای تعداد شیمی‌دانهای انتخابی در کمیته را به دست آورید.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد شیمی‌دانهای انتخابی در کمیته ۵ نفری (تعداد موفقیتها در n

آزمایش غیر مستقل) باشد آنگاه بواسطه انتخاب بدون جایگذاری افراد، X مقادیر $S_X = \{1, 2, 3\}$ را می‌گیرد و

$$P(X=1) = \frac{\binom{2}{1} \binom{2}{1}}{\binom{5}{1}}, \quad P(X=2) = \frac{\binom{2}{2} \binom{2}{0}}{\binom{5}{2}}$$

$$P(X=3) = \frac{\binom{2}{3} \binom{2}{0}}{\binom{5}{3}}$$

$$f_X(x) = P(X=x) = \frac{\binom{2}{x} \binom{2}{5-x}}{\binom{5}{x}}, \quad x = 1, 2, 3$$

و بنابراین

در حالت کلی جمعیت مورد نظر ما به دو قسمت،

جمعیت موفقیت و جمعیت شکست تقسیم می‌شود که یکی

M نامی و دیگر $N-M$ نامی است که N اندازه کل جمعیت

است. می‌خواهیم n عضو از این جمعیت N نامی را بدون

جایگذاری انتخاب کنیم. چنین آزمایشی را آزمایش فوق هندسی گویند.

تعریف ۲.۵ اگر متغیر تصادفی X به صورت زیر تعریف شود

تعداد موفقیتها در یک آزمایش فوق هندسی =

تعداد موفقیتها در n آزمایش غیر مستقل =

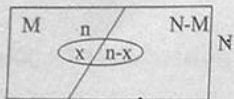
آنگاه X را یک متغیر تصادفی فوق هندسی گوئیم و آن را با نماد $X \sim HG(N, M, n)$ نشان می‌دهیم که در آن N برابر تعداد اعضای جمعیت، M برابر تعداد اعضای جمعیت موفقیت و n برابر تعداد اعضای نمونه انتخابی است.

برای به دست آوردن تابع احتمال توزیع فوق هندسی توجه کنید که $P(X=x)$ بدین معنی

است که در انتخاب n عضو از جمعیت N نامی (به $\binom{N}{n}$ طریق) می‌خواهیم x عضو از جمعیت موفقیت M نامی (به $\binom{M}{x}$ طریق) و مابقی از جمعیت شکست (به $\binom{N-M}{n-x}$ طریق) باشند.

$$P(X=x) = \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}}$$

بنابراین



تعداد N

تعداد n

تعداد M

تعداد x

تعداد $n-x$

تعداد $N-M$

تعداد $n-x$

حالت چون در ترکیب $\binom{M}{x}$ بایستی $0 \leq x \leq M$ و در ترکیب $\binom{N-M}{n-x}$ بایستی $\max(0, n-N+M) \leq x \leq \min(n, M)$ باشد پس نتیجه می شود که

$$f_X(x) = \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}}, \quad \max(0, n-N+M) \leq x \leq \min(n, M) \quad (3.5)$$

تابع احتمال توزیع فوق هندسی $X \sim HG(v, r, \delta) \quad (N, M, n)$ برای مثال در مثال (۱.۴.۵) داریم که

$$f_X(x) = \frac{\binom{r}{x} \binom{v-r}{\delta-x}}{\binom{v}{\delta}}, \quad \max(0, \delta-v+r) \leq x \leq \min(\delta, r) \Rightarrow 1 \leq x \leq 3$$

مثال ۳.۴.۵ در انتخاب ۵ قطعه از بین ۴۰ قطعه که ۳ تای آنها خراب است احتمال این را پیدا کنید که حداکثر یک قطعه انتخاب شده خراب باشد.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد قطعات خراب انتخاب شده در بین ۵ قطعه انتخابی باشد آنگاه $X \sim HG(40, 3, 5)$ بنابراین

$$P(X \leq 1) = f_X(0) + f_X(1) = \frac{\binom{r}{0} \binom{v-r}{\delta}}{\binom{v}{\delta}} + \frac{\binom{r}{1} \binom{v-r}{\delta-1}}{\binom{v}{\delta}} = 0.9635$$

در قضیه زیر امید ریاضی و واریانس توزیع فوق هندسی را بدون اثبات می آوریم.

قضیه ۳.۵ اگر $X \sim HG(N, M, n)$ آنگاه

$$E(X) = \frac{nM}{N}, \quad Var(X) = \frac{nM}{N} \left(1 - \frac{M}{N}\right) \left(\frac{N-n}{N-1}\right) \quad *$$

۱.۴.۵ تقریب توزیع فوق هندسی بوسیله توزیع دو جمله ای

اگر در آزمایش فوق هندسی n نسبت به N عدد کوچکی باشد آنگاه انتخاب اعضاء در مراحل مختلف دارای احتمالات تقریباً یکسان هستند یعنی انتخاب اعضاء را می توان تقریباً با جایگزینی در نظر گرفت و در نتیجه ما یک آزمایش دو جمله ای خواهیم داشت. در این حالت می توان توزیع فوق هندسی را با توزیع دو جمله ای تقریباً

اگر زمانی که M و N به سمت بی نهایت میل کنند، مقدار $\frac{M}{N} = p$ ثابت باشد آنگاه می توان نشان داد که

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}} = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

مثال ۳.۴.۵ در یک منطقه ۴۰۰۰ از ۱۰۰۰۰ رای دهنده با مالیات فروش مخالف می باشند. اگر هر فردی ۱۵ نفر از افرادی که می توانند رای دهند به طور تصادفی انتخاب شوند و از آنها در مورد عقیده شان سؤال شود، احتمال اینکه حداکثر ۷ نفر از آنها موافق مالیات فروش باشند را بیابید.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد رای دهندگان در بین ۱۵ نفر باشد که موافق مالیات فروش هستند، آنگاه $X \sim HG(10000, 6000, 15)$ و چون $n=15$ نسبت به $N=10000$ عدد کوچکی

است پس تقریباً $X \sim B(15, 0.6)$ که در آن $p = \frac{6000}{10000} = 0.6$ بنابراین با استفاده از جدول (I) داریم که

$$P(X \leq 7) \approx \sum_{x=0}^7 \binom{15}{x} (0.6)^x (0.4)^{15-x} = 0.2131$$

۵.۵ توزیع پواسون^(۱)

آزمایشی که تعداد موفقیتها در یک فاصله زمانی یا ناحیه مشخص را به دست دهد یک آزمایش پواسون نامیده می شود. این فاصله زمانی می تواند هر فاصله زمانی مانند ثانیه، دقیقه و... باشد و ناحیه مشخص نیز می تواند یک فاصله خطی یا مساحت یا حجم یا... باشد.

تعریف ۳.۵ اگر متغیر تصادفی X به صورت زیر تعریف شود

$$X = \text{تعداد موفقیتها در یک فاصله زمانی یا ناحیه مشخص}$$

آنگاه X را یک متغیر تصادفی پواسون گویند.

برای مثال اگر X تعداد تلفن هایی باشد که در یک ساعت به رئیس یک شرکت زده می شود و یا X تعداد غلظهای تایی در هر صفحه یک کتاب باشد و یا X تعداد تاکسی هایی باشد که در یک ساعت معین از یک چهار راه عبور می کنند، آنگاه X یک متغیر تصادفی پواسون است. یک آزمایش پواسون بایستی دارای خواص زیر باشد

۱- تعداد موفقیت‌هایی که در یک فاصله زمانی یا ناحیه مشخص اتفاق می‌افتد مستقل باشد.

۲- احتمال اینکه یک موفقیت در یک فاصله زمانی کوتاه یا ناحیه کوچک روی دهد متناسب با طول فاصله زمانی یا ناحیه مشخص باشد و بستگی به تعداد موفقیتها در خارج از فاصله زمانی یا ناحیه نداشته باشد.

۳- احتمال روی دادن بیش از یک موفقیت در یک فاصله زمانی کوتاه یا ناحیه مشخص کوچک قابل صرف نظر باشد.

توزیع احتمال یک متغیر تصادفی بواسون به پارامتر μ یعنی میانگین تعداد موفقیتها در فاصله زمانی یا ناحیه مورد نظر بستگی دارد. اگر X دارای توزیع بواسون با میانگین μ باشد آن را با نماد $X \sim P(\mu)$ نمایش می‌دهیم. در تعریف و قضیه زیر تابع احتمال و امید ریاضی و واریانس یک متغیر تصادفی بواسون را بدون اثبات می‌آوریم.

تعریف ۴.۵ اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد موفقیتها در یک فاصله زمانی یا ناحیه مشخص باشد آنگاه $X \sim P(\mu)$ و

تابع احتمال توزیع بواسون
$f_X(x) = \frac{e^{-\mu} \mu^x}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$
(۴.۵)

قضیه ۴.۵ اگر $X \sim P(\mu)$ $E(X) = \mu$ و $Var(X) = \mu$

مثال ۱.۵.۵ یک دستگاه چاپگر کامپیوتری به طور متوسط در هر ماه ۲ بار سرویس می‌شود.

الف- احتمال اینکه در یک ماه کمتر از ۲ بار سرویس شود را بیابید.

ب- احتمال اینکه در سه ماه این چاپگر حداقل ۲ بار سرویس شود را بیابید.

حل الف- اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد دفعاتی باشد که چاپگر در یک ماه سرویس می‌شود آنگاه $X \sim P(2)$ و بنابراین

$$P(X < 2) = f_X(0) + f_X(1) = \frac{e^{-2} 2^0}{0!} + \frac{e^{-2} 2^1}{1!} = 0.406$$

ب- اگر متغیر تصادفی Y برابر تعداد دفعاتی باشد که چاپگر در سه ماه سرویس می‌شود آنگاه طبق خاصیت دوم آزمایش بواسون $Y \sim P(6)$ و بنابراین

$$P(Y \geq 2) = 1 - P(Y < 2) = 1 - \{f_Y(0) + f_Y(1)\} = 1 - \left\{ \frac{e^{-6} 6^0}{0!} + \frac{e^{-6} 6^1}{1!} \right\} = 0.9826$$

برای محاسبه احتمالات در توزیع بواسون جدول (II) در ضمیمه ارائه گردیده است که در این جدول $P(X \leq r)$ برای مقادیر ۱۸، ۲، ۵، ۱، ۱/۵، ۰/۲، ۰/۱، μ محاسبه شده است.

برای مثال اگر $X \sim P(5)$ آنگاه از این جدول به دست می‌آوریم که $P(X \leq 2) = 0.2650$
مثال ۲.۵.۵ به طور متوسط در هر ده دقیقه ۶ مشتری به پای صندوق پرداخت یک فروشگاه می‌رسند.

الف- احتمال اینکه در ده دقیقه حداکثر ۴ مشتری به پای صندوق برسند را بیابید.

ب- احتمال اینکه در پنج دقیقه حداقل ۲ مشتری به پای صندوق برسند را بیابید.

حل الف- اگر تعداد مشتریانی که در ده دقیقه به پای صندوق می‌رسند $X =$ آنگاه $X \sim P(6)$ و

ب- اگر تعداد مشتریانی که در پنج دقیقه به پای صندوق می‌رسند $Y =$ آنگاه $Y \sim P(3)$ و $P(Y \geq 2) = 1 - P(Y < 2) = 1 - P(Y \leq 1) = 1 - 0.1991 = 0.8009$

۱.۵.۵ تقریب توزیع دو جمله‌ای بوسیله توزیع بواسون

اگر در آزمایش دو جمله‌ای n عدد بزرگی باشد و p به صفر نزدیک باشد آنگاه می‌توان توزیع دو جمله‌ای را با توزیع بواسون با پارامتر $\mu = np$ تقریب زد. در حقیقت زمانی که $n \rightarrow \infty$ و

$$p \rightarrow 0, \quad \mu = np \text{ مقداری ثابت باشد آنگاه می‌توان نشان داد که}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} = \frac{e^{-\mu} \mu^x}{x!}$$

همچنین اگر p به یک نزدیک باشد می‌توان در آزمایش دو جمله‌ای مفاهیم موفقیت و شکست را با یکدیگر عوض کنیم و در نتیجه تقریب بالا را در این مورد هم بکار ببریم.

مثال ۳.۵.۵ اطلاعات یک شرکت بیمه نشان می‌دهد که ۰/۰۰۱ جمعیت در هر سال از نوع معینی تصادف می‌یورند. احتمال اینکه این شرکت مجبور باشد برای بیشتر از ۱۵ نفر از ۱۶۰۰۰ بیمه‌گذار

شرکتش در مقابل خطرات چنین تصادف‌هایی در سال مفروض غرامت بردارد را بیابید.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد بیمه‌گزارانی در بین ۱۰۰۰۰ نفر باشد که در سال از تصادفی

معین می‌یورند آنگاه $X \sim B(10000, 0.001)$ است که چون n عددی بزرگ و p به صفر نزدیک

است پس تقریباً $X \sim P(10)$ که در آن $\mu = np = 10000 \cdot (0.001) = 10$ بنابراین

$$P(X > 15) = 1 - P(X \leq 15) \approx 1 - 0.9513 = 0.0487$$

۶.۵ توزیع دو جمله‌ای منفی^(۱)

آزمایشی را در نظر بگیرید که دارای خواص آزمایش دو جمله‌ای باشد با این تفاوت که آزمایشات مستقل برنولی را آنقدر تکرار می‌کنیم تا به یک تعداد معینی از موفقیتها دست یابیم. چنین آزمایشی را آزمایش دو جمله‌ای منفی گویند. برای اینکه در این حالت نحوه انجام آزمایش و توزیع احتمال مربوطه را به دست آوریم به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱۶.۵ یک تیرانداز ۷۰٪ از تیرهای خود را به هدف می‌زند. احتمال اینکه در ششمین پرتاب چهارمین تیر او به هدف بخورد را بیابید.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد تیرهای پرتاب شده تا رسیدن به چهارمین برخورد به هدف تیرها باشد آنگاه احتمال مورد نظر برابر $P(X=6)$ است. احتمال $P(X=6)$ بدین معنی است که در پرتاب ششم تیر به هدف برخورد کند (یعنی موفقیت یا S داشته باشیم) و در ۵ پرتاب اولیه ۳ تیر به هدف برخورد کرده و ۲ تیر به هدف برخورد نکند (یعنی شکست یا F داشته باشیم). یک حالت خاص برای وقوع چنین پشامدی SFSSFS می‌باشد که احتمال آن برابر است با

$$(0.7)(0.3)(0.7)(0.7)(0.3)(0.7) = (0.7)^4 (0.3)^2$$

و تعداد حالتی که می‌توان در ۵ پرتاب اولیه ۳ برخورد به هدف داشته باشیم برابر $\binom{5}{3}$ است و

$$P(X=6) = \binom{5}{3} (0.7)^4 (0.3)^2 = \binom{5-1}{3-1} (0.7)^{4-2} (0.3)^{2-2}$$

بنابراین

تعریف ۶.۵ اگر متغیر تصادفی X به صورت زیر تعریف شود

$$X = \text{تعداد آزمایشات مستقل برنولی تا رسیدن به } r \text{ موفقیت}$$

آنگاه X را یک متغیر تصادفی دو جمله‌ای منفی گویند. اگر احتمال موفقیت در هر آزمایش برنولی p باشد آنگاه X دارای توزیع دو جمله‌ای منفی با پارامترهای r و p است و آن را نماد

برخی توزیعهای احتمالات هندسی
 $X \sim NB(r, p)$ نمایش می‌دهیم.

برای به دست آوردن تابع احتمال توزیع دو جمله‌ای منفی توجه کنید که $P(X=x)$ بدین معنی است که در x امین آزمایش ما یک موفقیت داشته باشیم و در $(x-1)$ آزمایش اولیه ما $(r-1)$ موفقیت و $(x-r)$ شکست داشته باشیم که احتمال آن برابر است با $p^{r-1} q^{x-r} p$. بنابراین

$$\text{تابع احتمال توزیع دو جمله‌ای منفی}$$

$$f_X(x) = \binom{x-1}{r-1} p^r q^{x-r}, \quad x = r, r+1, r+2, \dots \quad (5.5)$$

قضیه ۵.۵ اگر $X \sim NB(r, p)$ آنگاه $E(X) = \frac{r}{p}$ و $Var(X) = \frac{rq}{p^2}$

مثال ۶.۵ فرض کنید که ۴۰٪ از ماهیهای یک دریاچه از نوع بخصوصی باشند. اگر هر بار یک ماهی گرفته و نوع آن را مشخص کرده و دوباره به دریاچه برگردانیم.

الف- انتظار دارید که در چندمین صید ماهی، چهارمین ماهی از نوع فوق مشاهده شود؟

ب- احتمال اینکه در دهمین بار، چهارمین ماهی از نوع فوق مشاهده شود را بیابید.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد صید ماهی تا رسیدن به چهارمین ماهی نوع بخصوص باشد

آنگاه $X \sim NB(4, 0.4)$ و در نتیجه

$$E(X) = \frac{r}{p} = \frac{4}{0.4} = 10 \quad \text{الف-}$$

پس انتظار داریم در دهمین صید، چهارمین ماهی از نوع فوق صید شود.

$$P(X=10) = f_X(10) = \binom{10-1}{4-1} (0.4)^4 (0.6)^{10-4} = 0.103 \quad \text{ب-}$$

۷.۵ توزیع هندسی^(۱)

اگر در توزیع دو جمله‌ای منفی $r=1$ باشد آنگاه یک توزیع احتمال برای تعداد آزمایشات تا رسیدن به یک موفقیت را به دست می‌آوریم. این نوع آزمایش را آزمایش هندسی گویند و توزیع مربوطه را توزیع هندسی گویند. برای مثال پرتاب یک سکه تا رسیدن به یک شیر یک آزمایش هندسی است.

تعریف ۶.۵ اگر متغیر تصادفی X به صورت زیر تعریف شود

تعداد آزمایشات مستقل برنولی تا رسیدن به یک موفقیت $X =$

آنگاه X را یک متغیر تصادفی هندسی گویند. اگر احتمال موفقیت در هر آزمایش برنولی p باشد آنگاه گوئیم X دارای توزیع هندسی با پارامتر p است و آن را با نماد $X \sim G(p)$ نمایش می‌دهیم و تابع احتمال آن عبارت است از

$$f_X(x) = pq^{x-1}, \quad x = 1, 2, 3, \dots \quad (۶.۵)$$

مثال ۱.۷.۵ فرض کنید احتمال قبولی یک نفر در امتحان رانندگی 0.7 باشد. احتمال اینکه این شخص در امتحان رانندگی (الف) در مرتبه سوم، (ب) حداکثر در سومین بار قبول شود را بیابید. حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد امتحانهای رانندگی شخص تا قبول شدن باشد آنگاه $X \sim G(0.7)$ بنابراین

الف- $P(X=3) = f_X(3) = (0.7)(0.3)^{3-1} = 0.063$

ب- $P(X \leq 3) = 1 - P(X > 3) = 1 - \sum_{x=4}^{\infty} (0.7)(0.3)^{x-1} = 1 - \frac{(0.7)(0.3)^3}{1-0.3} = 1 - (0.3)^3 = 0.973$

قضیه ۶.۵ اگر $X \sim G(p)$ آنگاه

$$E(X) = \frac{1}{p}, \quad Var(X) = \frac{q}{p^2}, \quad P(X \leq r) = 1 - q^r$$

۸.۵ توزیع یکنواخت گسسته^(۱)

ساده‌ترین توزیع احتمال گسسته توزیعی است که در آن متغیر تصادفی گسسته X تمام مقادیرش را با احتمالات یکسان اختیار کند. چنین توزیع احتمالی را توزیع یکنواخت گسسته گویند. **تعریف ۸.۵** اگر متغیر تصادفی X مقادیر x_1, x_2, \dots, x_K را با احتمالات یکسان $\frac{1}{K}$ اختیار کند، آنگاه گوئیم X دارای توزیع یکنواخت گسسته با پارامتر K است و آن را با نماد $X \sim DU(K)$ نمایش می‌دهیم و تابع احتمال آن عبارت است از

تابع احتمال توزیع یکنواخت گسسته

$$f_X(x) = P(X=x) = \frac{1}{K}, \quad x = x_1, x_2, \dots, x_K \quad (۷.۵)$$

قضیه ۷.۵ اگر $X \sim DU(K)$ آنگاه

$$\mu = E(X) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K x_i$$

$$Var(X) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K (x_i - \mu)^2$$

اثبات چون X مقادیر x_1, x_2, \dots, x_K را با احتمالات یکسان $\frac{1}{K}$ اختیار می‌کند بنابراین از تعریف امید ریاضی و واریانس نتیجه به راحتی به دست می‌آید.

مثال ۱.۸.۵ یک صفحه هدف زنی دایره‌ای شکل به ۱۵ قطاع مساوی تقسیم شده و با شماره‌های ۱ تا ۱۵ متمایز گردیده است. اگر X برابر عددی باشد که تیر در قطاع مربوط به آن اصابت می‌کند، توزیع احتمال X را به دست آورده و میانگین و واریانس X را محاسبه کنید. احتمال اینکه تیر در قطاع با شماره کمتر از ۱۰ برخورد کند را بیابید.

حل $X \sim DU(15), \quad f_X(x) = \frac{1}{15}, \quad x = 1, 2, \dots, 15$

$$\mu = E(X) = \frac{1}{15} \sum_{x=1}^{15} x = \frac{15(15+1)}{2 \times 15} = 8, \quad \sigma^2 = \frac{1}{15} \sum_{x=1}^{15} (x-8)^2 = \frac{56}{3}$$

$$P(X < 10) = \sum_{x=1}^9 f_X(x) = \frac{9}{15}$$

۹.۵ توزیع یکنواخت پیوسته^(۱)

در بخشهای قبل توزیع احتمال چند متغیر تصادفی گسسته خاص را مورد بررسی قرار دادیم. از این بخش به بعد چند توزیع احتمال پیوسته خاص را مورد بررسی قرار خواهیم داد. ساده‌ترین توزیع احتمال پیوسته توزیع یکنواخت (پیوسته) است که در زیر آن را تعریف می‌کنیم.

تعریف ۸.۵ گوئیم متغیر تصادفی X دارای توزیع یکنواخت در فاصله (a,b) است و آن را با نماد

تعریف ۹.۵ گوئیم متغیر تصادفی X دارای توزیع نمایی با پارامتر θ است و آن را با نماد $X \sim E(\theta)$ نمایش می‌دهیم، هرگاه تابع چگالی احتمال آن به صورت زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} & x > 0, \theta > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases} \quad (9.5)$$

تابع چگالی احتمال توزیع نمایی

معمولاً اگر متغیر تصادفی X نمایانگر طول عمر یک قطعه باشد آنگاه می‌توان X را متغیر تصادفی نمایی در نظر گرفت، توزیع نمایی در آمار کاربرد فراوان دارد. از جمله کاربردهای آن در نظریه اعتماد، نظریه صف و زمان انتظار می‌باشد. در قضیه زیر امید و واریانس این توزیع را به دست می‌آوریم.

قضیه ۹.۵ اگر $X \sim E(\theta)$ آنگاه $E(X) = \theta$ و $Var(X) = \theta^2$

$$E(X) = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx = \left[(-x - \theta) e^{-x/\theta} \right]_0^{+\infty} = \theta \quad \text{اثبات}$$

$$E(X^2) = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx = \left[(-x^2 - 2x\theta - 2\theta^2) e^{-x/\theta} \right]_0^{+\infty} = 2\theta^2$$

$$Var(X) = 2\theta^2 - \theta^2 = \theta^2$$

مثال ۱.۱۰.۵ فرض کنید متغیر تصادفی X نشانگر طول عمر نوعی لاستیک برحسب ساعت باشد که دارای توزیع نمایی با میانگین ۵۰۰ ساعت است. اگر بدانیم که طول عمر یک لاستیک از این نوع از ۷۰۰ ساعت کمتر بوده است، احتمال اینکه طول عمر آن از ۳۰۰ ساعت بیشتر باشد را بیابید.

حل می‌دانیم که $X \sim E(500)$ بنابراین

$$P(X > 300 | X < 700) = \frac{P(X > 300, X < 700)}{P(X < 700)} = \frac{P(300 < X < 700)}{P(X < 700)}$$

$$= \frac{\int_{300}^{700} \frac{1}{500} e^{-x/500} dx}{\int_{0}^{700} \frac{1}{500} e^{-x/500} dx} = \frac{0.3022}{0.7534} = 0.4011$$

مثال ۱.۱۰.۵ طول عمر هر دستگاه کامپیوتر دارای توزیع نمایی با میانگین ۱۷۰۰ ساعت

برگاه دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases} \quad (10.5)$$

تابع چگالی احتمال توزیع یکنواخت

تابع توزیع متغیر تصادفی یکنواخت بصورت زیر به دست می‌آید.

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & a \leq x < b \\ 1 & b \leq x \end{cases}$$

قضیه ۱۰.۵ اگر $X \sim U(a, b)$ آنگاه $E(X) = \frac{a+b}{2}$ و $Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$

$$E(X) = \int_a^b x \frac{1}{b-a} dx = \frac{x^2}{2(b-a)} \Big|_a^b = \frac{a+b}{2} \quad \text{اثبات}$$

$$E(X^2) = \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx = \frac{x^3}{3(b-a)} \Big|_a^b = \frac{a^3 + ab^2 + b^3}{3}$$

$$Var(X) = \frac{a^3 + ab^2 + b^3}{3} - \left(\frac{a+b}{2} \right)^2 = \frac{(a-b)^2}{12}$$

مثال ۱.۹.۵ فرض کنید B عددی تصادفی از فاصله $[-3, 3]$ باشد. احتمال اینکه معادله درجه دوم $x^2 + Bx + 1 = 0$ حداقل یک ریشه حقیقی داشته باشد را بیابید؟

حل $B \sim U(-3, 3)$ و تابع احتمال آن عبارت است از

$$f_B(b) = \frac{1}{6}, \quad -3 < b < 3$$

برای اینکه معادله فوق حداقل یک ریشه حقیقی داشته باشد بایستی $\Delta = B^2 - 4 \geq 0$ ، بنابراین

$$P(B^2 - 4 \geq 0) = P(B^2 \geq 4) = P(|B| \geq 2) = 1 - P(-2 < B < 2) = 1 - \int_{-2}^2 \frac{1}{6} dx = 1 - \frac{4}{6}$$

$$= \frac{1}{3}$$

۱۰.۵ توزیع نمایی طول عمر ماشین

توزیع نمایی یکی از توزیعهای مهم آماری است که در زیر آن را معرفی می‌کنیم.

قبل از ۱۷۰۰ ساعت خراب شوند را بیابید.

طول عمر یک دستگاه کامپیوتر برحسب ساعت $X =$
حل قرار می دهیم
تعداد دستگاههای کامپیوتر در بین ۲۰ دستگاه که دارای طول عمر کمتر از ۱۷۰۰ ساعت هستند $Y =$

در این صورت $X \sim E(1700)$ و $Y \sim B(20, p)$ که در آن

$$p = P(X < 1700) = \int_0^{1700} \frac{1}{1700} e^{-\frac{x}{1700}} dx = 1 - e^{-1} = 0.6321$$

بنابراین احتمال مورد نظر برابر است با

$$P(Y \geq 2) = 1 - P(Y < 2) = 1 - \{f_Y(0) + f_Y(1)\}$$

$$= 1 - \left\{ \binom{20}{0} (0.6321)^{20} (0.3679)^0 + \binom{20}{1} (0.6321)^{19} (0.3679)^1 \right\} = 0.9999$$

۱.۱۰.۵ رابطه توزیع نمایی و توزیع بواسون

در بخش ۵ دیدیم که یک آزمایش بواسون یک مدل مناسب برای توزیع تعداد اتفاقات (موفقیتها) در یک زمان معین می باشد. در این بخش می خواهیم نشان دهیم که در یک آزمایش بواسون توزیع زمان طی شده تا وقوع اولین اتفاق و یا توزیع زمان طی شده بین دو اتفاق متوالی از یک توزیع نمایی پیروی می کند.

در یک آزمایش بواسون با پارامتر μ ، که μ میانگین تعداد اتفاقات در یک واحد زمانی است، قرار می دهیم:

$$X = \text{تعداد اتفاقات در فاصله زمانی } [0, t]$$

$$Y = \text{زمان تا رسیدن به اولین اتفاق}$$

در این صورت طبق خاصیت دوم آزمایش بواسون $X \sim P(\mu t)$ و همچنین

$$P(Y > t) = P(X = 0) = e^{-\mu t}$$



$$F_Y(t) = P(Y \leq t) = 1 - e^{-\mu t}$$

$$f_Y(t) = F_Y'(t) = \mu e^{-\mu t} \quad t > 0$$

پس $Y \sim E\left(\frac{1}{\mu}\right)$ یعنی در یک آزمایش بواسون با میانگین μ زمان تا رسیدن به اولین اتفاق دارای توزیع نمایی با پارامتر $\frac{1}{\mu}$ است. این مطلب را می توان برای زمان بین دو اتفاق متوالی به طور مشابه اثبات کرد.

مثال ۳.۱۰.۵ به طور متوسط تعداد ۵ تلفن در یک ساعت زده می شود.

الف- احتمال اینکه در یک ساعت حداقل ۲ تلفن زده شود را بیابید.

ب- احتمال اینکه تلفن بعدی لااقل بعد از ۱۵ دقیقه زده شود را بیابید.

ج- احتمال اینکه تلفن بعدی قبل از ۱۰ دقیقه زده شود را بیابید.

حل الف- اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد تلفنهایی باشد که در یک ساعت به شرکت زده می شود.

$$P(X \geq 2) = 1 - P(X \leq 1) = 1 - 0.404 = 0.596$$

ب- اگر متغیر تصادفی Y برابر زمان بین دو تلفن متوالی برحسب ساعت باشد آنگاه $Y \sim E\left(\frac{1}{5}\right)$ و

بنابراین احتمال مورد نظر برابر است با

$$P\left(Y > \frac{1}{4}\right) = \int_{\frac{1}{4}}^{+\infty} 5e^{-5y} dy = e^{-\frac{5}{4}} = 0.2865$$

$$P\left(Y < \frac{1}{6}\right) = \int_0^{\frac{1}{6}} 5e^{-5y} dy = 1 - e^{-\frac{5}{6}} = 0.5654$$

۱۱.۵ توزیع نرمال

مهمترین توزیع پیوسته در آمار و احتمال توزیع نرمال است. نمودار این توزیع در شکل

(۱۱.۵) رسم شده است و کاملاً نسبت به یک حد متوسط μ متقارن است و به آن منحنی نرمال گوئیم.

اغلب متغیرهای تصادفی پیوسته در طبیعت و

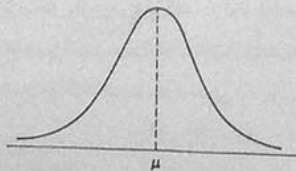
صنعت دارای نمودار توزیع به فرم فوق

می باشند. نمودار منحنی نرمال بستگی به دو

پارامتر μ و σ^2 دارد و در زیر خواهیم دید که

μ میانگین توزیع و σ^2 واریانس توزیع

می باشد.



شکل ۱۱.۵ منحنی نرمال

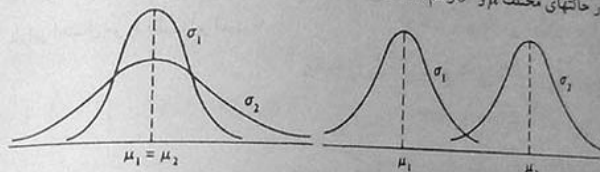
تعریف ۱۱.۵ گوئیم متغیر تصادفی X دارای توزیع نرمال یا میانگین μ و واریانس σ^2 است و آن را

با نماد $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ نمایش می دهیم. هر گاه تابع چگالی احتمال آن به صورت زیر باشد

تابع چگالی احتمال توزیع نرمال

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2} \quad -\infty < x < +\infty, \mu \in R, \sigma > 0 \quad (10.5)$$

متحنی نرمال کاملاً بوسیله مقادیر μ و σ^2 مشخص می شود. با افزایش σ^2 پراکندگی متحنی افزایش می یابد و با افزایش μ متحنی به سمت راست انتقال پیدا می کند. در شکل ۲.۵ متحنی نرمال در حالت های مختلف μ و σ^2 رسم شده است.



شکل ۲.۵ - ب متحنی های نرمال با

شکل ۲.۵ - الف متحنی های نرمال با

$$\mu_1 = \mu_2, \sigma_1 < \sigma_2$$

$$\mu_1 < \mu_2, \sigma_1 = \sigma_2$$

خواص متحنی نرمال با استفاده از فرم تابع چگالی نرمال و همچنین نمودار آن خواص زیر را در مورد متحنی نرمال می توان بیان و اثبات کرد (اثبات به عنوان تمرین)

۱- متحنی تنها دارای یک نقطه ماکزیمم در نقطه $x = \mu$ است.

۲- متحنی دارای دو نقطه عطف در نقاط $x = \mu \pm \sigma$ است.

۳- متحنی نسبت به خط $x = \mu$ متقارن است، یعنی $f_X(\mu - a) = f_X(\mu + a)$

۴- در دو طرف حد متوسط μ متحنی به مجانب خود یعنی محور x ها نزدیک می شود، یعنی

$$\lim_{x \rightarrow \pm\infty} f_X(x) = 0$$

سطح محصور بین متحنی و محور طولها برابر یک واحد است، یعنی $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$

۱.۱۱.۵ توزیع نرمال استاندارد

توزیع نرمالی که میانگین آن صفر و واریانس آن یک باشد را توزیع نرمال استاندارد می نامند و آن را با نماد $Z \sim N(0, 1)$ نمایش می دهند. تابع چگالی احتمال توزیع نرمال استاندارد را با $\phi(z)$ و تابع توزیع آن را با $\Phi(z)$ نمایش می دهند بنابراین

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2}, \quad -\infty < z < +\infty, \quad \Phi(z) = P(Z \leq z) = \int_{-\infty}^z \phi(t) dt$$

در زیر خواص این توزیع و رابطه آن با توزیع های نرمال غیر استاندارد را بررسی می کنیم.

قضیه ۱۰.۵ اگر $Z \sim N(0, 1)$ آنگاه $E(Z) = 0$ و $Var(Z) = 1$

$$E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz = -\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} \Big|_{-\infty}^{+\infty} = 0 - 0 = 0$$

اثبات

با استفاده از روش جزء به جزء داریم که

$$E(Z^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} z^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[-ze^{-\frac{1}{2}z^2} \Big|_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz \right] = 0 + 1 = 1$$

بنابراین $Var(Z) = 1 - (0)^2 = 1$

قضیه ۱۱.۵ اگر $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ آنگاه $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \leq z\right) = P(X \leq \mu + \sigma z) = F_X(\mu + \sigma z)$$

اثبات

$$f_Z(z) = \frac{d}{dz} F_Z(z) = \frac{d}{dz} F_X(\mu + \sigma z) = \sigma f_X(\mu + \sigma z)$$

بنابراین

$$f_Z(z) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mu + \sigma z - \mu)^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} = \phi(z)$$

یعنی

در نتیجه $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ و در نتیجه $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ و در نتیجه $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$

قضیه ۱۲.۵ اگر $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ آنگاه $E(X) = \mu$ و $Var(X) = \sigma^2$

اثبات طبق قضیه ۱۱.۵ داریم که $X = \mu + \sigma Z$ که $Z \sim N(0, 1)$ بنابراین طبق خواص امید

$$E(X) = E(\mu + \sigma Z) = \mu + \sigma E(Z) = \mu$$

ریاضی و واریانس داریم که

$$Var(X) = Var(\mu + \sigma Z) = \sigma^2 Var(Z) = \sigma^2$$

۲.۱۱.۵ سطح زیر متحنی نرمال

همانگونه که در فصل سوم مشاهده کردیم در توزیع های پیوسته احتمال قرار گرفتن متغیر تصادفی پیوسته X در یک فاصله (a, b) برابر سطح زیر متحنی تابع چگالی احتمال $f_X(x)$ از a تا

نکته: با توجه به صورت زیر محاسبه می شود

$$P(a < X < b) = \int_a^b f_X(x) dx$$

در توزیع نرمال به واسطه پیچیده بودن فرم تابع چگالی احتمال، نمی توان به روشهای معمول این انتگرال را محاسبه کرد. به این منظور در توزیع نرمال استاندارد این نوع انتگرالها بوسیله روشهای محاسبات عددی محاسبه و در جدولی ارایه می گردد و سپس با استفاده از قضیه ۱۱.۵ این مساحتها در هر توزیع نرمالی محاسبه می گردند.

برای محاسبه احتمالات در توزیع نرمال استاندارد جدول (III) در ضمیمه ارایه گردیده است که در این جدول $\Phi(z) = P(Z \leq z) = P(\Phi(z))$ برای مقادیر z در $-\infty < z < \infty$ محاسبه شده است. برای مثال از جدول (III) احتمالات زیر را به دست می آوریم.

$$P(Z \leq 2/35) = \Phi(2/35) = 0.9906$$

$$P(Z > -1/4) = 1 - P(Z \leq -1/4) = 1 - \Phi(-1/4) = 1 - 0.0808 = 0.9192$$

$$P(-0.55 < Z \leq 1/7) = P(Z \leq 1/7) - P(Z \leq -0.55)$$

$$= \Phi(1/7) - \Phi(-0.55) = 0.9554 - 0.2912 = 0.6642$$

حال اگر $X \sim N(\mu, \sigma)$ باشد آنگاه طبق قضیه ۱۱.۵، $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ و بنابراین از این رابطه می توان برای محاسبه احتمالات در هر توزیع نرمالی استفاده کرد. به مثالهای زیر توجه کنید.

مثال ۱۱.۱۱.۵ اگر $X \sim N(10, 16)$ باشد $P(8 < X \leq 15)$ را محاسبه کنید.

حل در اینجا $\mu = 10$ و $\sigma = 4$ است. با کم کردن مقدار μ از سه طرف نامساوی درون پرانتز تقسیم سه طرف بر عدد مثبت σ داریم که

$$P(8 < X \leq 15) = P\left(\frac{8-10}{4} < \frac{X-\mu}{\sigma} \leq \frac{15-10}{4}\right) = P\left(-\frac{1}{2} < Z \leq \frac{5}{4}\right)$$

$$= P(Z \leq 5/4) - P(Z \leq -1/2) = \Phi(5/4) - \Phi(-1/2)$$

$$= 0.8944 - 0.3085 = 0.5859$$

مثال ۲.۱۱.۵ قطر داخلی پیستونهای که توسط یک کارخانه ساخته می شود، دارای توزیع نرمال با میانگین ۳۰ میلیمتر و انحراف معیار ۰.۰۲ میلیمتر است. احتمال اینکه قطر داخلی یک پیستون بیش از ۲۹/۹۸ میلیمتر باشد را بیابید.



حل اگر متغیر تصادفی X اندازه قطر داخلی پیستون برحسب میلیمتر باشد آنگاه $X \sim N(30, 0.02)$ و بنابراین

$$P(X > 29/98) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{29/98 - 30}{0.02}\right) = P(Z > -1)$$

$$= 1 - P(Z \leq -1) = 1 - 0.1587 = 0.8413$$

مثال ۳.۱۱.۵ یک کارگاه تولید لوله، لوله هایی را تولید می کند که طول این لوله ها دارای توزیع نرمال با میانگین ۸ و انحراف معیار ۰/۵ متر می باشد. مطلوب است

الف - چند درصد لوله ها دارای طولی بین ۷/۵ تا ۹ متر هستند؟
ب - اگر در یک روز این کارگاه ۲۰۰ لوله تولید کند، چه تعداد از این لوله ها طولی بیش از ۹/۲ متر دارند؟

ج - ۹۷/۵٪ از لوله های تولید شده در این کارگاه طولشان از چه مقداری کمتر است؟
د - اگر در یک روز بدانیم که طول لوله های تولید شده در این کارگاه حداقل ۷/۸ متر بوده است، چند درصد لوله های تولید شده در این روز طولی کمتر از ۸/۴ متر دارند.
ه - اگر ۵ لوله را یک به یک و با جایگزینی انتخاب کرده و اندازه گیری کنیم احتمال اینکه حداکثر یک عدد از آنها دارای طولی بیش از ۹ متر باشد را بیابید.

حل اگر متغیر تصادفی X را برابر طول لوله تولید شده برحسب متر در نظر بگیریم آنگاه $X \sim N(8, 0.5)$ و بنابراین

الف - برای محاسبه درصد بایستی احتمال مورد نظر را در ۱۰۰٪ ضرب کنیم، بنابراین

$$P(7/5 < X < 9) = \left(\frac{7/5 - 8}{0.5} < \frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{9 - 8}{0.5}\right) = P(-1 < Z < 2)$$

$$= \Phi(2) - \Phi(-1) = 0.9772 - 0.1587 = 0.8185$$

بنابراین درصد مورد نظر برابر است با ۸۱/۸۵٪ (۰.۸۱۸۵)

ب - برای محاسبه تعداد بایستی احتمال مورد نظر را در تعداد ۲۰۰ لوله ضرب کنیم، بنابراین

$$P(X > 9/2) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{9/2 - 8}{0.5}\right) = P(Z > 2/4) = 1 - P(Z \leq 2/4)$$

$$= 1 - 0.9918 = 0.0082$$

معمولاً اگر $n \geq 30$ باشد و یا مقدار p به $\frac{1}{4}$ نزدیک باشد، تقریب توزیع دو جمله‌ای بر سبیل توزیع نرمال یک تقریب مناسب می‌باشد. همچنین چون توزیع دو جمله‌ای یک توزیع گسسته و توزیع نرمال یک توزیع پیوسته است، در موقع تقریب زدن بایستی در محاسبه احتمالات از عمل تصحیح پیوستگی به صورت زیر استفاده کنیم.

$$P(X=K) = P(K - \frac{1}{2} < X < K + \frac{1}{2}) \quad , \quad P(X \leq K) = P(X < K + \frac{1}{2})$$

مثال ۳.۱۱.۵ اگر $X \sim B(20, 0.6)$ باشد، احتمال $P(10 \leq X \leq 14)$ را به صورت دقیق و تقریبی محاسبه کنید.

حل با استفاده از جدول (I) مقدار دقیق برابر است با

$$P(10 \leq X \leq 14) = P(X \leq 14) - P(X \leq 9) = 0.8724 - 0.1275 = 0.7449$$

همچنین چون $\mu = npq = 20(0.6)(0.4) = 4.8$ و $\sigma^2 = np = 20(0.6) = 12$ پس مقدار تقریبی با استفاده از عمل تصحیح پیوستگی به صورت زیر به دست می‌آید.

$$P(10 \leq X \leq 14) = P(9.5 < X < 14.5) = P\left(\frac{9.5 - 12}{\sqrt{4.8}} < \frac{X - np}{\sqrt{npq}} < \frac{14.5 - 12}{\sqrt{4.8}}\right) \\ \approx P(-1/14 < Z < 1/14) = \Phi(1/14) - \Phi(-1/14) \\ = 0.8729 - 0.1271 = 0.7458$$

که اختلاف این دو مقدار ۰.۰۰۱۱ می‌باشد.

مثال ۳.۱۱.۵. احتمال اینکه یک قطعه الکترونیکی در کمتر از ۱۰۰۰ ساعت استفاده مداوم از کار بیفتد، برابر ۰.۲۵ است. احتمال اینکه در بین ۲۰۰ عدد از این قطعات کمتر از ۴۵ قطعه در کمتر از ۱۰۰۰ ساعت استفاده مداوم از کار بیفتند را بیابید.

حل اگر X تعداد قطعات الکترونیکی در بین ۲۰۰ قطعه باشد که در کمتر از ۱۰۰۰ ساعت استفاده مداوم از کار می‌افتند، آنگاه $X \sim B(200, 0.25)$ و بنابراین

$$P(X < 45) = P(X < 44.5) = P\left(\frac{X - np}{\sqrt{npq}} < \frac{44.5 - 50}{\sqrt{37.5}}\right) \approx P(Z < -0.9) = 0.1841$$

بنابراین

پس تقریباً ۲ لوله دارای طولی بیش از ۹/۲ متر هستند.

ج- فرض کنید مقدار مورد نظر a باشد بنابراین بایستی $P(X < a) = 0.975$ و در نتیجه

$$0.975 = P(X < a) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{a - \lambda}{0.5}\right) = P\left(Z < \frac{a - \lambda}{0.5}\right) = \Phi\left(\frac{a - \lambda}{0.5}\right)$$

بنابراین با استفاده از جدول (III) داریم که

$$\frac{a - \lambda}{0.5} = 1.96 \Rightarrow a = \lambda + 0.5(1.96) = 8.98$$

$$P(X < 8.98 | X \geq 7.8) = \frac{P(7.8 \leq X < 8.98)}{P(X \geq 7.8)} = \frac{P(-0.4 \leq Z < 0.8)}{P(Z \geq -0.4)}$$

$$= \frac{\Phi(0.8) - \Phi(-0.4)}{1 - \Phi(-0.4)} = \frac{0.7881 - 0.3446}{1 - 0.3446} = 0.6767$$

بنابراین درصد مورد نظر برابر است با ۶۷/۶۷٪ (۰.۶۷۶۷).

ه- اگر متغیر تصادفی Y برابر تعداد لوله‌هایی در بین ۵ لوله باشد که دارای طولی بیش از ۹ متر باشد آنگاه $Y \sim B(5, p)$ که در آن

$$p = P(X > 9) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{9 - \lambda}{0.5}\right) = P(Z > 2) = 1 - P(Z \leq 2) = 1 - 0.9772 = 0.0228$$

بنابراین احتمال مورد نظر برابر است با

$$P(Y \leq 1) = f_Y(0) + f_Y(1) = \binom{5}{0} (0.0228)^0 (0.9772)^5 + \binom{5}{1} (0.0228)^1 (0.9772)^4 = 0.995$$

۳.۱۱.۵ تقریب توزیع دو جمله‌ای بوسیله توزیع نرمال

احتمالات مربوط به توزیع دو جمله‌ای را به راحتی می‌توان از تابع احتمال توزیع دو جمله‌ای و یا به وسیله جدول (I) محاسبه کرد. اما اگر n عدد بزرگی باشد، دیگر نمی‌توان از این جدول استفاده کرد. برای n های بزرگ می‌توان توزیع دو جمله‌ای را بوسیله توزیع نرمال توسط قضیه زیر تقریب زد.

قضیه ۳.۱۱.۵ اگر X یک متغیر تصادفی دو جمله‌ای با میانگین $\mu = np$ و واریانس $\sigma^2 = npq$ باشد آنگاه توزیع حدی $Z = \frac{X - np}{\sqrt{npq}}$ متغیری است که $n \rightarrow +\infty$ یک توزیع نرمال استاندارد است.

۴.۱۱.۵ توزیع مجموع متغیرهای تصادفی نرمال

در بعضی مسایل نیاز به محاسبه توزیع مجموعی از چند متغیر تصادفی نرمال مستقل داریم که این توزیع در فئیه زیر آورده شده است.

فئیه ۱۴.۵ اگر X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل باشند و

$$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

و قرار دهیم $Y = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n$ در این صورت

$$Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2\right) \quad (14.5)$$

مثال ۶.۱۱.۵ نمره یک درس در امتحان میان ترم دارای میانگین ۵ و انحراف معیار ۳ و در امتحان پایان ترم دارای میانگین ۶ و انحراف معیار ۴ می باشد. فرض کنید نمرات دو امتحان از یکدیگر مستقل بوده و هر یک دارای توزیع نرمال باشند. شخصی در این درس قبول می شود که ۲ برابر نمره میان ترم او بعلاوه ۲ برابر نمره پایان ترم او از ۱۸ کمتر نباشد. اگر در این درس ۵۰ نفر ثبت نام کرده باشند، چند نفر آنها رد می شوند؟

حل اگر متغیرهای تصادفی X_1 و X_2 به ترتیب نمرات امتحان شخص در میان ترم و پایان ترم باشد و Y نمره کل او باشد آنگاه

$$X_1 \sim N(5, 3^2) \quad X_2 \sim N(6, 4^2)$$

$$Y = 2X_1 + 2X_2 \sim N(2(5) + 2(6), 2^2(3^2) + 2^2(4^2))$$

بنابراین $Y \sim N(22, 100)$ و در نتیجه

$$P(Y < 18) = P\left(\frac{Y - \mu}{\sigma} < \frac{18 - 22}{10}\right) = P(Z < -0.4) = 0.3446$$

بنابراین تعدادی که در این درس رد می شوند برابر است با $0.3446 \times 50 = 17.23 \approx 17$

۱۲.۵ مسائل حل شده

مثال ۱۲.۵.۱ یک تولیدکننده قطعات کوچک، اجناس خود را در بسته های ۲۰ تایی برای مصرف

کنندگانش می فرستد. فرض کنید هر بسته ۲۰ قطعه یا معیوب است و یا سالم و احتمال معیوب بودن هر قطعه 0.05 می باشد.

الف- به طور متوسط در هر بسته چند قطعه معیوب وجود دارد؟

ب- احتمال اینکه بسته دلخواهی شامل هیچ قطعه معیوبی نباشد را بیابید.

حل اگر X برابر تعداد قطعات معیوب در بین ۲۰ قطعه یک بسته باشد آنگاه $X \sim B(20, 0.05)$ و بنابراین

$$\mu = E(X) = np = 20(0.05) = 1 \quad \text{الف-}$$

$$P(X=0) = f_X(0) = \binom{20}{0} (0.05)^0 (0.95)^{20} = 0.358 \quad \text{ب-}$$

مثال ۲.۱۲.۵ احتمال آنکه شدت نسبی احساس صوت یک تقویت کننده بیشتر از ۲ دسیبل (dB) باشد برابر 0.05 است. احتمال اینکه در بین ۱۰ عدد از این تقویت کننده ها که به طور مستقل انتخاب شوند

الف- یک تقویت کننده دارای شدت نسبی احساس صوت بیش از ۲ دسیبل باشد؟

ب- حداکثر ۲ تقویت کننده دارای شدت نسبی احساس صوت بیش از ۲ دسیبل باشند؟

ج- حداقل ۲ تقویت کننده دارای شدت نسبی احساس صوت بیش از ۲ دسیبل باشند؟

حل اگر X برابر تعداد تقویت کننده هایی در بین ۱۰ تقویت کننده باشد که دارای شدت نسبی احساس صوت بیش از ۲ دسیبل باشد آنگاه $X \sim B(10, 0.05)$ و بنابراین

$$P(X=1) = f_X(1) = \binom{10}{1} (0.05)^1 (0.95)^9 = 0.315 \quad \text{الف-}$$

$$P(X \leq 2) = \sum_{x=0}^2 f_X(x) = \sum_{x=0}^2 \binom{10}{x} (0.05)^x (0.95)^{10-x} = 0.9885 \quad \text{ب-}$$

$$\begin{aligned} P(X \geq 2) &= 1 - P(X < 2) = 1 - \sum_{x=0}^1 f_X(x) \\ &= 1 - \sum_{x=0}^1 \binom{10}{x} (0.05)^x (0.95)^{10-x} = 0.0861 \quad \text{ج-} \end{aligned}$$

مثال ۳.۱۲.۵ فرض کنید 80% لامپهای ساخته شده توسط یک کارخانه معیوب باشد. اگر ۱۵ عدد از لامپها، به تصادف انتخاب شوند، احتمال اینکه