

نیز های ساده
ایم که در جمعیه با شماره متناظر خودشان قرار گرفته اند) پاشد، مطلوب است
اعداد مهردهایی که در نظر گرفته شده اند را بیابید.

الف - احتمال اینکه دقیقاً یک جور داشته باشیم را بیابید.

ب - احتمال اینکه حداقل دو جور داشته باشیم را بیابید.

حل فهرست نقاط فضای نمونه که عبارت از قرار گرفتن سه مهره ۱، ۲ و ۳ در جمعیه‌ها می‌باشد و
منابدیری که متغیر تصادفی X به نقاط نسبت می‌دهد عبارت است از

S	۱۲۳	۱۳۲	۲۱۳	۲۳۱	۳۱۲	۳۲۱
x	۳	۱	۱	۰	۰	۱

بنابراین $\{1, 2, 3\} = S_X$ و در نتیجه.

$$P(X=1) = P(\{123, 213, 321\}) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$$

الف - $P(X=1)$ مورد سوال است پس

$$P(X \geq 2) = P(X=2) = P(\{123\}) = \frac{1}{6}$$

ب - $P(X \geq 2)$ مورد سوال است پس

مثال ۴.۱.۳ سکه‌ای که شانس مشاهده شیر در آن دو برابر خط است را آنقدر پرتاب می‌کنیم تا
یک خط مشاهده کنیم و سپس توقف می‌کنیم. اگر متغیر تصادفی M برابر تعداد پرتابهای لازم تا
رسیدن به یک خط باشد، احتمال اینکه حداقل ۴ پرتاب لازم باشد را بیابید.

حل فهرست نقاط فضای نمونه، مقادیری که متغیر تصادفی M به این نقاط
نسبت می‌دهد و احتمالات مربوطه عبارت است از

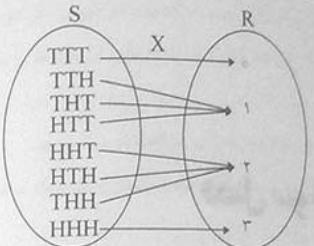
S	T	HT	HHT	$HHHT$
M	۱	۲	۳	۴
احتمالات	$\frac{1}{3}$	$(\frac{2}{3})(\frac{1}{3})$	$(\frac{2}{3})^2(\frac{1}{3})$	$(\frac{2}{3})^3(\frac{1}{3})$

در اینجا $\{1, 2, 3, 4, 5\}$ و $S_M = \{1, 2, 3, 4\}$ مورد سوال است بنابراین

$$P(M \geq 4) = P(M=4) + P(M=5) + \dots$$

$$= (\frac{2}{3})^3(\frac{1}{3}) + (\frac{2}{3})^4(\frac{1}{3}) + \dots = \frac{(\frac{2}{3})^3(\frac{1}{3})}{1 - \frac{2}{3}} = (\frac{2}{3})^3 = \frac{8}{27}$$

مثال ۴.۱.۳ از داخل دایره‌ای به شعاع R نقطه‌ای به تصادف انتخاب می‌کنیم و متغیر تصادفی Y



$$X : S \rightarrow R$$

$$X(THT) = 1$$

$$X(HTH) = 2$$

$$\vdots \quad \vdots$$

تعویف ۳ ایک متغیر تصادفی تابعی از نقاط نمونه به مجموعه اعداد حقیقی است به طوری که به
هر نقطه از فضای نمونه یک عدد حقیقی را نسبت می‌دهد) برای نمایش متغیر تصادفی از یکی از
حروف زیرگی مانند X, Y, Z ... استفاده می‌شود و برای نمایش یکی از مقادیری که متغیر تصادفی
اختیار می‌کند از حروف کوچک معادل آن یعنی x, y, z ... استفاده می‌شود. مجموعه مقادیر و یا برد
متغیر تصادفی X را با S_X نمایش می‌دهند و آن را تکیه گاه X گویند. $S_X = \{x | P(X=x) > 0\}$
با استفاده از متغیرهای تصادفی می‌توان کلیه مباحث احتمال که در فصل قبل بیان شد را به
نحو ساده‌تری بیان کرد و این مباحث را نیز تعمیم داد. برای مثال در مثال ۴.۱.۳ در صورتی که گفته
شود متغیر تصادفی X دارای مقدار ۲ است، که آن را با مجموعه $\{w \in S | X(w) = 2\}$ و یا به
طور ساده‌تر با نماد $(X=2)$ نمایش می‌دهند، به این معنی است که یکی از اعضای پیشامد
 $A = \{HHT, HTH, THH\}$ را مشاهده کرده‌ایم و بنابراین $(X=2)$ یک پیشامد است و
می‌توان احتمال آن را به صورت زیر محاسبه کرد. $P(X=2) = P(A) = \frac{3}{8}$. همچنین $(X \leq 1)$
معادل پیشامد $B = \{TTT, TTH, THT, HTT\}$ است و بنابراین $P(X \leq 1) = P(B) = \frac{4}{8} = \frac{1}{2}$
و یا $P(X \in (1/5, 2/5]) = P(X=2) = \frac{3}{8}$ و $P(X \in (1/5, 2/5]) = P(X=2) = \frac{3}{8}$ توجه ترجمه کرد که برای هر زیرمجموعه C از اعداد حقیقی منظور از $(X \in C)$ پیشامد این است که
مقادیر متغیر تصادفی X در مجموعه C قرار گیرند.

در زیر چند مثال از متغیرهای تصادفی معرفی می‌آوریم.

مثال ۴.۱.۳ سه مهره به شماره‌های ۱، ۲ و ۳ را در ۳ جعبه به شماره‌های ۱ و ۲ و ۳ به طور تصادفی
می‌ریزیم به گونه‌ای که هر جعبه تنها شامل یک مهره باشد. اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد جورها

را برابر فاصله نقطه انتخابی تا مرکز دایره در نظر می‌گیریم. احتمال اینکه فاصله نقطه انتخابی تا مرکز دایره کمتر از $\frac{R}{3}$ شعاع دایره باشد را باید محاسبه کنیم.

$$\text{حل در اینجا } P(Y < \frac{R}{3}) = P(S_Y < \frac{R}{3})$$

$$P(Y < \frac{R}{3}) = \frac{\pi \left(\frac{R}{3}\right)^2}{\pi R^2} = \frac{1}{9}$$

متغیرهای تصادفی گستته و پیوسته متغیر تصادفی که مجموعه مقادیر آن متناهی یا نامتناهی شارش باید را متغیر تصادفی گستته و متغیر تصادفی که مجموعه مقادیر آن یک فاصله عددی یا احتمال چند فاصله عددی باشد را متغیر تصادفی پیوسته می‌نامند. برای مثال، متغیرهای تصادفی مثلای ۲.۱.۳ و ۲.۱.۴ از نوع گستته و متغیر تصادفی مثال ۲.۱.۳ از نوع پیوسته می‌باشد.

در بخش‌های بعد توزیع احتمال هر یک از متغیرهای تصادفی گستته و پیوسته را می‌آوریم.

۲.۳ توزیع احتمالات گستته

در مثال ۲.۱.۳ (چون $X=x$) یک پیشامد است پس می‌توان احتمال این پیشامد را محاسبه کرد. مثلاً احتمال پیشامد $(X=0)$ برابر احتمال پیشامد $\{X=2\}$ است که برابر $\frac{2}{36}$ است. یعنی $P(X=0) = P(X=2) = \frac{2}{36}$. با به دست آوردن احتمالات دیگر مربوط به نقاط ۱ و ۳ از مجموعه مقادیر متغیر تصادفی X یعنی $\{0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12\}$ جدول زیر که به جدول توزیع احتمال متغیر تصادفی گستته X موسوم است را به دست می‌آوریم.

x	۰	۱	۲
$P(X=x)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

جدول فوق یک تابع از X به اعداد حقیقی در فاصله $[0, 12]$ بیان می‌کند که آن را با تابع $f_X(x)$ نمایش داده و به آن تابع احتمال متغیر تصادفی X گویند، بنابراین

$$f_X(x) = P(X=x)$$

این تابع یک تابع غیر منفی است و مجموع آن روی کلیه مقادیری که می‌تواند اختیار کند برابر ۱

است.
نحوه ۲.۳ تابع $f_X(x) = P(X=x)$ را تابع احتمال متغیر تصادفی X گویند هر گاه $f_X(x) \geq 0$.
اگرای هر $x \in R$ داشته باشیم که $\sum_{x \in R} f_X(x) = 1$.

برای محاسبه احتمال پیشامد C که Z زیر مجموعه‌ای از اعداد حقیقی است، به صورت زیر عمل می‌کنیم.

$$P(X \in C) = \sum_{x \in C} f_X(x) \quad (1.3)$$

مثال ۲.۳ دو تاس را با هم پرتاب می‌کنیم و متغیر تصادفی X را برابر مجموع اعداد روی دو تاس مشاهده شده در نظر می‌گیریم.
الف- تابع احتمال X را به دست آورید.

ب- احتمال اینکه مجموع اعداد روی دو تاس حداقل ۴ شود را باید محاسبه.

ج- احتمال اینکه مجموع اعداد روی دو تاس بین ۶ و ۹ شود را باید محاسبه.

حل الف- تکیه گاه X برابر $\{2, 3, 4, \dots, 12\}$ است و برای مثال $P(X=4) = P(\{(1,3), (2,2), (3,1)\}) = \frac{3}{36}$

با محاسبه احتمالات مربوط به نقاط دیگر S_X تابع احتمال X به صورت زیر به دست می‌آید.

x	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
$f_X(x) = P(X=x)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

مورد سوال است بنابراین از فرمول $P(X \leq x)$ که می‌دانیم که $P(X \leq 4) = f_X(2) + f_X(3) + f_X(4) = \frac{1}{36} + \frac{2}{36} + \frac{3}{36} = \frac{1}{6}$

با استفاده از فرمول $P(X > x) = 1 - P(X \leq x)$ داریم که $P(6 < X < 9) = f_X(7) + f_X(8) = \frac{6}{36} + \frac{5}{36} = \frac{11}{36}$

مثال ۲.۳ تابع زیر را در نظر بگیرید.

آمار و احتمالات مهندسی

$$f_Y(y) = k \left(\frac{1}{6}\right)^y, \quad y = 0, 1, 2, \dots$$

الف- مقدار k را چنان تعیین کنید که (y) تابع احتمال متغیر تصادفی Y باشد.

$$P(Y \leq \frac{5}{2}), \quad P(Y \geq \frac{11}{3})$$

حل الف- با توجه به تعریف ۲.۳ بایستی $k \geq 0$ و همچنین

$$\sum_{y=0}^{+\infty} f_Y(y) = \sum_{y=0}^{+\infty} k \left(\frac{1}{6}\right)^y = k \left[1 + \frac{1}{6} + \left(\frac{1}{6}\right)^2 + \dots\right] = k \left[\frac{1}{1 - \frac{1}{6}}\right] = k \left(\frac{6}{5}\right)$$

بنابراین بایستی $k = \frac{5}{6}$ باشد.

ب- با استفاده از فرمول (۱.۳) داریم که

$$P(Y \leq \frac{5}{2}) = f_Y(0) + f_Y(1) + f_Y(2) = \frac{5}{6} \left[1 + \frac{1}{6} + \frac{1}{36}\right] = \frac{5}{6} \times \frac{43}{36} = \frac{215}{216}$$

$$P(Y \geq \frac{11}{3}) = \sum_{y=4}^{+\infty} f_Y(y) = \sum_{y=4}^{+\infty} \left(\frac{5}{6}\right) \left(\frac{1}{6}\right)^y = \frac{\left(\frac{5}{6}\right)^4}{1 - \frac{1}{6}} = \left(\frac{5}{6}\right)^4 = \frac{1}{1296}$$

مثال ۳.۲.۳ فرمولی برای تابع احتمال تعداد شیر و قلت سکه‌ای را ۴ مرتبه پرتاب می‌کنیم به دست آورید.

حل در اینجا فضای تئوریه دارای $\Omega = \{(S) = 0, 1, 2, 3, 4\}$ عضو هم شانس است، اگر متغیر تصادفی X را برابر

تعداد شیرها مشاهده شده در ۴ مرتبه پرتاب سکه در نظر بگیریم در این صورت

$P(X=x) = S_x = \{0, 1, 2, 3, 4\}$ به این معنی است که در ۴ مرتبه پرتاب سکه می‌خواهیم X

شیر مشاهده کنیم که تعداد حالات مساعد آن برابر $\binom{4}{x}$ است بنابراین

$$f_X(x) = P(X=x) = \frac{\binom{4}{x}}{16}, \quad x = 0, 1, 2, 3, 4$$

تابع توزیع (تعصی)

تعريف ۳.۲.۴ اگر X یک متغیر تصادفی گسته با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد آنگاه تابع توزیع

(تعصی) $F_X(x)$ که بآناد $F_X(x)$ نیاش داده می‌شود، برای هر $x \in R$ به صورت زیر تعریف می‌شود

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{t \leq x} f_X(t) \quad (۳.۳)$$

اصل دقت از مولوی داشته باشد.

متغیرهای تصادفی

در مثال ۳.۲.۳ تابع توزیع متغیر تصادفی X را بدست آورید.

مثلاً در قسمت قبل دیدیم که تابع احتمال متغیر تصادفی مثال ۳.۲.۳ عبارت است از

X	0	1	2
$f_X(x)$	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$
	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$

برای محاسبه تابع توزیع ابتدا آن را در چند نقطه داخله محاسبه می‌کنیم.

$$F_X(\cdot/0) = P(X \leq \cdot/0) = \sum_{t \leq \cdot/0} f_X(t) = f_X(\cdot) = \frac{1}{2}$$

$$F_X(2/3) = P(X \leq 2/3) = \sum_{t \leq 2/3} f_X(t) = f_X(\cdot) + f_X(1) = \frac{2}{6} + \frac{3}{6} = \frac{5}{6}$$

$$\dots \text{و} F_X(x) = \frac{5}{6}, 0 \leq x < 1, x < 1, \dots \text{و} F_X(x) = 0 \text{ برای هر} x \in R$$

بنابراین با انجام محاسبات تابع توزیع X به صورت زیر به دست می‌آید.

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{5}{6} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{5}{6} & 1 \leq x < 2 \\ 1 & 2 \leq x \end{cases}$$

مثلاً در مثال ۳.۲.۳ تابع توزیع متغیر تصادفی X را بدست آورده و تابع احتمال و تابع

توزیع را رسم کنید.

حل فرم جدولی تابع احتمال مثال ۳.۲.۳ به صورت زیر می‌باشد.

X	0	1	2	3	4
$f_X(x) = P(X=x)$	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{16}$
	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{16}$
	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{16}$

بنابراین با انجام عملیات مشابه مثال قبل تابع توزیع متغیر تصادفی X به صورت زیر به دست

می‌آید.

د-تابع توزیع همواره از سمت راست پیوسته است یعنی

$$\lim_{x \rightarrow a^+} F_X(x) = F_X(a)$$

و، کنید که از روی تابع توزیع یک متغیر تصادفی گسته می‌توان تابع احتمال آن را نمودار

$$\checkmark f_X(x) = F_X(x) - F_X(x^-) \quad (3.3)$$

که در آن $F_X(x^-)$ حد سمت چپ تابع توزیع در نقطه x است یعنی

$$F_X(x^-) = \lim_{t \rightarrow x^-} F_X(t)$$

$$f_X(2) = F_X(2) - F_X(2^-) = \frac{11}{16} - \frac{5}{16} = \frac{6}{16}$$

$$f_X(1/5) = F_X(1/5) - F_X(1/5^-) = \frac{5}{16} - \frac{5}{16} = 0$$

و همچنان

میجین توجه کنید که هر نوع احتمالی را می‌توان توسط تابع توزیع از خرمولهای زیر محاسبه کرد:

$$\left\{ \begin{array}{l} P(a < X \leq b) = F_X(b) - F_X(a) \\ P(a < X < b) = F_X(b^-) - F_X(a) \end{array} \right. \quad -1$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P(a \leq X < b) = F_X(b^-) - F_X(a^-) \\ P(a \leq X \leq b) = F_X(b) - F_X(a^-) \end{array} \right. \quad -2$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P(X > a) = 1 - F_X(a) \\ P(X = b) = F_X(b) - F_X(b^-) \end{array} \right. \quad -3$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P(X > a) = 1 - F_X(a) \\ P(X = b) = F_X(b) - F_X(b^-) \end{array} \right. \quad -4$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P(X > a) = 1 - F_X(a) \\ P(X = b) = F_X(b) - F_X(b^-) \end{array} \right. \quad -5$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P(X > a) = 1 - F_X(a) \\ P(X = b) = F_X(b) - F_X(b^-) \end{array} \right. \quad -6$$

مثال ۵.۲.۳ یک کلاس آمار ۸ شاگرد دارد که ۵ نفر آنها ۱۹ ساله و ۳ نفر آنها ۲۱ ساله هستند. از

این کلاس ۲ شاگرد به تصادف و بدون جایگذاری انتخاب می‌کنیم و متغیر تصادفی X را برای

میانگین سن ۲ شاگرد انتخابی در نظر می‌گیریم. تابع احتمال و تابع توزیع متغیر تصادفی X را به

تست آورده و $P(19 < X < 21)$ را محاسبه کنید.

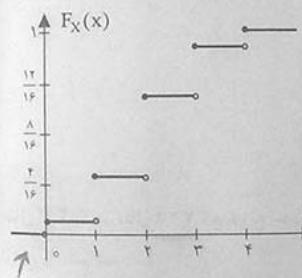
$$f_X(19) = P(X = 19) = \frac{\binom{5}{1} \binom{3}{1}}{\binom{8}{2}} = \frac{15}{28} \quad \text{و} \quad S_X = \{19, 20, 21\}$$

$$f_X(20) = P(X = 20) = \frac{\binom{5}{2} \binom{3}{1}}{\binom{8}{2}} = \frac{15}{28} \quad , \quad f_X(21) = \frac{\binom{5}{1} \binom{3}{2}}{\binom{8}{2}} = \frac{3}{28}$$

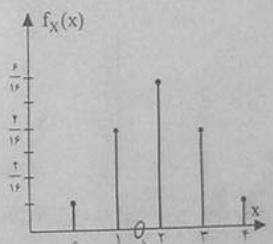
$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{16} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{5}{16} & 1 \leq x < 2 \\ \frac{11}{16} & 2 \leq x < 3 \\ \frac{15}{16} & 3 \leq x < 4 \\ 1 & 4 \leq x \end{cases}$$

نمودار تابع احتمال را به صورت یک نمودار مبله‌ای رسم می‌کنند و نمودار تابع توزیع یک

متغیر تصادفی گسته یک تابع پله‌ای است که این دو نمودار در زیر رسم شده‌اند.



نمودار پله‌ای تابع توزیع مثال ۵.۲.۳



نمودار مبله‌ای تابع احتمال مثال ۵.۲.۳

* خواص تابع توزیع باتوجه به تعریف تابع توزیع و همچنین باتوجه به نمودار بالا خواص زیر را در مورد تابع توزیع می‌توان بیان کرد.

✓ الف- بیرای هر $x \in \mathbb{R}$, $0 \leq F_X(x) \leq 1$.

✓ ب- تابع توزیع یک تابع غیرنیزولی است یعنی

$$\begin{aligned} x_1 < x_2 &\Rightarrow F_X(x_1) \leq F_X(x_2) \\ F_X(-\infty) &= \lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0 \\ F_X(+\infty) &= \lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1 \end{aligned}$$

-ج

برای هر دست اوردن نابغه حکمی احتمال یک متغیر تصادفی پیوسته معمولاً ابتدا تابع توزیع را به دست می‌آورند، زیرا تابع توزیع احتمال را در فواصل محاسبه می‌کند و محاسبه این احتمالات در حالت پیوسته امکان‌پذیر است. تابع توزیع یک متغیر تصادفی پیوسته X به صورت $F_X(x) = P(X \leq x)$ تعریف می‌شود. با توجه به آنکه در حالت گسته تابع توزیع به صورت $F_X(x) = P(X \leq x)$ محاسبه می‌شود، با قرار دادن نابغه حکمی احتمال به جای x احتمال و تبدیل مجموع به انتگرال می‌توان تابع توزیع در حالت پیوسته را به طور مشابه و به درستی محاسبه کرد:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt \quad (4.4)$$

(۴.۳) که در رابطه $F_X(x)$ صدق می‌کند را تابع چگالی احتمال و تابع $f_X(x)$ در این رابطه را توزیع متغیر تصادفی پیوسته X گویند. همچنین با توجه به قضیه اساس حساب از رابطه (۴.۳)

$$\checkmark \quad F'_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = f_X(x) \quad (5.2)$$

آن می توان تابع توزیع X را به دست آورد (جگال احتمال X را به دست آورد و بر عکس با داشتن تابع چگالی احتمال X و مشتق گرفتن از آن به راحتی می توان تابع توزیع X را به دست آورد) (۵.۳) نویزه به روابط (۴.۳) با داشتن تابع توزیع X و مشتق گرفتن از آن به راحتی می توان تابع

مثال ۲.۳.۳ در مثال ۱.۳.۳ تابع توزیع متفاوت تصادفی پیوسته X را به دست آورده و از روی آن نامه هجکار اختصار X ، احتمالات و میانگین دو تابع را درست کنید.



با توجه به نسدار روز و مفهوم تابع توزیع

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \frac{\text{طول فاصلة } [x, +\infty)}{\text{طول فاصلة } [x_1, +\infty)} = \frac{x - x_1}{x_2 - x_1} = \frac{x - x_1}{x_2 - x_1}$$

$$\text{اگر } x \geq 2, \text{ آنگاه } F_X(x) = P(X \leq x) = 1$$

x	19	20	21
$f_X(x)$	$\frac{1}{28}$	$\frac{10}{28}$	$\frac{17}{28}$

و نتیجه نایم توزیع X به صورت زیر به دست می آید

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x < 19 \\ \frac{x}{28} & 19 \leq x < 21 \\ \frac{20}{28} & 21 \leq x < 21 \\ 1 & x \geq 21 \end{cases}$$

^{۱۹} محاله $P(X < 21)$ به دو صورت زیر می‌توان عمل کرد.

$$P(19 < X < 21) = f_X(20) = \frac{1}{2}$$

$$P(19 < X < 21) = F_X(21^-) - F_X(19) = \frac{15}{28} - \frac{14}{28} = \frac{1}{28}$$

٣٠ توزيع احتمالات بیوسته

متغیر تصادفی که مجموعه مقادیر آن یک فاصله عددی یا اجتماع چند فاصله عددی باشد را متغیر تصادفی پیوسته گویند. در مورد متغیر تصادفی پیوسته باستی توجه کرد که احتمال اینکه یک متغیر تصادفی پیوسته بخواهد فقط یک مقدار بخصوص از مجموعه مقادیرش را بگیرد برابر صفر است. به مثال زیر توجه کنید.

* مثال ۱۳.۳ نظرهای را به تصادف از فاصله اعداد حقیقی $[0, 2]$ انتخاب می‌کنیم و متغیر تصادفی X را برابر نظره انتخاب شده در فاصله $[0, 2]$ در نظر می‌گیریم. در این صورت X یک متغیر تصادفی پیزست است و برای $x \in [0, 2]$ $P(X = x) = 0$. زیرا بین نقاط 0 و 2 بی‌نهایت نقطه وجود دارد و احتمال انتخاب یک نقطه بخصوص بسیار ناجیز است.

در حالت کلی اگر η هر عدد حقیقی و X هر متغیر تصادفی پیوسته باشد آنگاه

$$P(X=h) = P(a < X \leq b) = P(a < X < b) + P(X=h) = P(a < X < b)$$

بنابراین توزیع احتمال یک متغیر تصادفی پیوسته را نمی‌توان به صورت یک جدول تابیش داد.

این حالت توزیع احتمال متغیر تصادفی پیوسته X را به صورت یک تابع $f_X(x)$ تابیش داده و آن را

مثال ۳.۴ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{c}{x^2} & 1 < x < 10 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف- مقدار c را تعیین کنید.

ب- تابع توزیع X را به دست آورید.

ج- احتمالات زیر را محاسبه کنید

$$P(X > 2), \quad P(1 < X \leq 5), \quad P([X] = 3)$$

حل الف- با توجه به خواص تابع چگالی احتمال بایستی $c \geq 0$ و همچنین

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = \int_{-\infty}^1 f_X(x) dx + \int_1^{\infty} f_X(x) dx + \int_{10}^{+\infty} f_X(x) dx \\ &= + \int_1^{\infty} \frac{c}{x^2} dx + 0 = \frac{-c}{x} \Big|_1^{\infty} = -\frac{c}{10} + c = \frac{9}{10}c \end{aligned}$$

پس بایستی $c = \frac{10}{9}$ باشد

ب- اگر $1 < x < 10$ آنگاه $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = 0$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^1 f_X(t) dt + \int_1^x f_X(t) dt = + \int_1^x \frac{10}{9t} dt = \frac{-10}{9} \ln t \Big|_1^x = \frac{-10}{9} \ln x + \frac{10}{9}$$

و اگر $x \geq 10$ آنگاه

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^1 f_X(t) dt + \int_1^{10} f_X(t) dt + \int_{10}^x f_X(t) dt = +1 + 0 = 1$$

بنابراین

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 1 \\ \frac{10}{9} \left(1 - \frac{1}{x}\right) & 1 \leq x < 10 \\ 1 & x \geq 10 \end{cases}$$

ج- پارهه به رابطه (۶.۳) داریم که

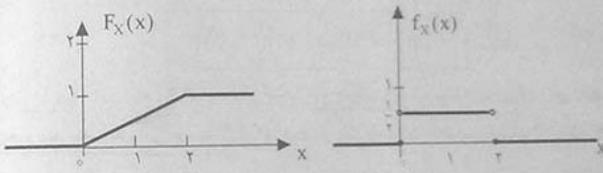
$$\begin{aligned} P(X > 2) &= \int_2^{+\infty} f_X(x) dx = \int_2^{10} \frac{10}{9x^2} dx = \frac{-10}{9x} \Big|_2^{10} = \frac{-10}{9} + \frac{5}{9} = \frac{4}{9} \\ P(1 < X \leq 5) &= F_X(5) - F_X(1) = \frac{10}{9} \left(1 - \frac{1}{5}\right) - 0 = \frac{8}{9} \end{aligned}$$

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x < 1 \\ \frac{x}{10} & 1 \leq x < 10 \\ 1 & x \geq 10 \end{cases}$$

$$f_X(x) = F'_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} & 1 < x < 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

و در نتیجه

نمودار این دو تابع در زیر رسم شده است. همان طور که دیده می شود نمودار تابع توزیع یک متغیر تصادفی پیوسته یک نمودار پیوسته است



خواص تابع چگالی احتمال و تابع توزیع با توجه به روابط (۴.۳) و (۵.۳) بین تابع چگالی احتمال و تابع توزیع می توان خواص زیر را برای تابع چگالی احتمال $f_X(x)$ بیان کرد.

الف- برای هر $x \in R$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$$

همچنین نامی خواص گفته شده برای تابع توزیع یک متغیر تصادفی گسته در بخش ۲.۳، برای تابع توزیع یک متغیر تصادفی پیوسته برقرار است و علاوه بر آن در حالت پیوسته این تابع همواره پیوسته است

(برای محاسبه احتمالات مربوط به یک متغیر تصادفی پیوسته می توان از رابطه زیر استفاده کرد)

$$P(a < X \leq b) = \int_a^b f_X(x) dx = F_X(b) - F_X(a) \quad (6.3)$$

که در آن a می تواند $-\infty$ و b می تواند $+\infty$ باشد.

آمار و احتمالات مهندسی

$$P([X]=3) = P(3 \leq X < 4) = F_X(4) - F_X(3) = \frac{1}{4}(1 - \frac{1}{e}) - \frac{1}{4}(1 - \frac{1}{e^2}) = \frac{5}{4} e^{-2}$$

مثال ۴.۳.۳ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع جگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} cx^2 e^{-cx} & x > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف- مقدار ۵ را تعیین کنید.

ب- تابع توزیع X را به دست آورید و $P(X > 5)$ را محاسبه کنید.

حل الف- با توجه به خواص تابع جگالی بایستی $c \geq 0$ و همچنین با استگال گیری به روش جزء به جزء داریم که

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = c \int_0^{+\infty} x^2 e^{-cx} dx = c \left[-\frac{1}{c} x^2 - \frac{1}{c^2} x - \frac{1}{c^3} \right] e^{-cx} \Big|_0^{+\infty} \\ &= 0 - \left(-\frac{c}{4} \right) = \frac{c}{4} \end{aligned}$$

بنابراین بایستی $c = 4$ باشد (توجه کنید که برای هر عدد طبیعی n و هر عدد حقیقی $a > 0$) داریم که

$$\dim_{x \rightarrow +\infty} x^n e^{-cx} = 0$$

ب- اگر $x < 0$ آنگاه $F_X(x) = 0$ و اگر $x \geq 0$

$$\begin{aligned} F_X(x) &= \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_0^x 4t^2 e^{-ct} dt = 4 \left[-\frac{1}{c} t^2 - \frac{1}{c^2} t - \frac{1}{c^3} \right] e^{-ct} \Big|_0^x \\ &= 1 - (2x^2 + 2x + 1)e^{-cx} \end{aligned}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - (2x^2 + 2x + 1)e^{-cx} & x \geq 0 \end{cases}$$

$$P(X > 5) = 1 - P(X \leq 5) = 1 - F_X(5) = 1 - e^{-10} = 0.999$$

۴.۳ توزیع احتمالات نوام دو متغیره

در پخش های قابل ملاحظه ای متغیرهای تصادفی مورد مطالعه یک بعدی بودند. در بعضی از مسائل ممکن است که تابعی از چندین متغیر تصادفی را به طور همزمان لازم داشته باشیم. به مثال زیر توجه کنید.

نمونه ۱۴.۳ فرض کنید سکه ای را ۳ مرتبه پرتاب کنیم و قرار دهیم.

تعداد شیرهای مشاهده شده در ۳ مرتبه پرتاب سکه

تعداد شیرهای مشاهده شده در پرتاب سکه

حال پیشامدهای $(X=1)$ و $(Y=1)$ را در نظر بگیرید. اگر وقوع این دو پیشامد در یکدیگر تأثیری نداشته باشد آنگاه دانستن تابع احتمال $f_{X,Y}(x,y) = P(X=x \text{ و } Y=y)$ به تهابی نام اطلاعات را در مورد متغیرهای تصادفی X و Y به ما می دهد. اما همانطور که دیده می شود رفع در یک از این دو پیشامد در یکدیگر تأثیر می گذارد و شاید این نیاز به دانستن اطلاعاتی در مورد وقوع همزمان این دو پیشامد داریم.

- ✓ اگر X و Y دو متغیر تصادفی باشند توزیع احتمال برای وقوع همزمان آنها به صورت تابع $f_{X,Y}(x,y)$ نشان داده می شود و معمولاً آن را توزیع احتمال توأم X و Y گویند (اگر X و Y گویند).
- ✓ ۲- متغیرهای تصادفی گسته باشند این تابع به فرم زیر تعریف می شود.

$$f_{X,Y}(x,y) = P(X=x, Y=y) \quad (7.3)$$

بنابراین $f_{X,Y}(x,y)$ احتمال این است که تابع X و Y به طور همزمان اتفاق بیفتد. مثلاً در مثال ۱۴.۳ یعنی $f_{X,Y}(x,y) = P(X=1, Y=1) = P(X=1)P(Y=1)$ به معنای احتمال این است که در ۳ مرتبه پرتاب سکه دقیقاً در پرتاب سوم یک شیر مشاهده کنیم که این احتمال برابر $\frac{1}{8}$ است. با توجه به زایده (۷.۳) تعریف زیر را داریم.

نحوی ۴.۳ تابع $f_{X,Y}(x,y)$ را یک تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی گسته X و Y گویند

$$\begin{aligned} &\text{الف- برای هر } x \text{ و } y \text{ داشته باشیم } f_{X,Y}(x,y) \geq 0 \\ &\text{ب- } \sum_x \sum_y f_{X,Y}(x,y) = 1 \end{aligned}$$

برای محاسبه احتمال قرار گرفتن (X,Y) در یک ناحیه A در صفحه XY به صورت زیر عمل می کنیم.

$$P((X,Y) \in A) = \sum_{(x,y)} \sum_{(x,y) \in A} f_{X,Y}(x,y) \quad (8.3)$$

مثال ۲۴.۳ در مثال ۱۴.۲ تابع احتمال توانم X و Y را به دست آورید و $P((X,Y) \in A)$ را محاسبه کنید که در آن $A = \{(x,y) \mid x \leq y\}$

$$\text{حل توجه کنید که } S_Y = \{+, 1, 2, 3\} \text{ و } S_X = \{+, 1, 2, 3\}$$

$$f_{X,Y}(+,+) = P(X=+, Y=+) = P(\{TTT\}) = \frac{1}{8}$$

$$f_{X,Y}(+,1) = P(X=+, Y=1) = 0$$

$$f_{X,Y}(1,+) = P(X=1, Y=+) = P(\{HTT, THT\}) = \frac{2}{8}$$

با محاسبه احتمالات مربوط به نقاط دیگر جدول توزیع احتمالات توانم X و Y به صورت زیر به

موسوم است به دست می آوریم

	x	+	1	2	3
y	+	$\frac{6}{36}$	$\frac{12}{36}$	$\frac{3}{36}$	
1	+	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$		
2	+	$\frac{1}{36}$			

$$\sum_{x=+, 1, 2} \sum_{y=+, 1, 2} f_{X,Y}(x,y) = 1$$

توجه کنید که

چون $\{(x,y) \mid x \leq y\} = \{(+,+), (+,1), (1,1)\}$ بنا بر این با توجه به رابطه $(A.3)$ داریم که

$$P(X \leq Y) = f_{X,Y}(+,+) + f_{X,Y}(+,1) + f_{X,Y}(1,1) = \frac{1}{8} + \frac{8}{36} + \frac{1}{8} = \frac{1}{4}$$

مثال ۳۴.۳ از داخل جعبه‌ای که شامل ۳ توب آبی، ۲ توب قرمز و ۴ توب سبز است، دو توب به تصادف یک به یک و بدون جایگذاری انتخاب می‌کنیم و قرار می‌دهیم

تعداد توبهای آبی مشاهده شده در ۲ توب انتخابی

تعداد توبهای قرمز مشاهده شده در ۲ توب انتخابی

الف- تابع احتمال توانم (X, Y) را به دست آورید.

ب- $(1, Y+1)$ را محاسبه کنید.

حل الف- توجه کنید که $\{+, 1, 2\} = S_Y$ و برای مثال $f_{X,Y}(+,1) = S_X$ به معنای احتمال این است که در ۲ توب انتخابی ماهیج توب آبی، هیچ توب قرمز و ۲ توب سبز داشته باشیم که احتمال آن

$$f_{X,Y}(+,+) = P(X=+, Y=+) = \frac{\binom{3}{0} \binom{3}{0} \binom{3}{0}}{\binom{6}{3}} = \frac{6}{36}$$

$$f_{X,Y}(+,1) = P(X=+, Y=1) = \frac{\binom{3}{0} \binom{3}{1} \binom{3}{1}}{\binom{6}{3}} = \frac{8}{36}$$

$$f_{X,Y}(1,+) = P(X=1, Y=+) = \frac{\binom{3}{1} \binom{3}{0} \binom{3}{0}}{\binom{6}{3}} = \frac{12}{36}$$

با محاسبه احتمالات مربوط به نقاط دیگر جدول توزیع احتمالات توانم X و Y به صورت زیر به

	x	+	1	2	
y	+	$\frac{6}{36}$	$\frac{12}{36}$	$\frac{3}{36}$	
1	+	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$		
2	+	$\frac{1}{36}$			

جدول ۱۰.۳ جدول توزیع احتمالات توانم

توجه کنید که تابع احتمال توانم X و Y را به صورت زیر نیز می‌توان نوشت

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{\binom{x}{0} \binom{y}{0} \binom{3-x-y}{3}}{\binom{6}{3}}, \quad x, y = +, 1, 2, \quad + \leq x+y \leq 2$$

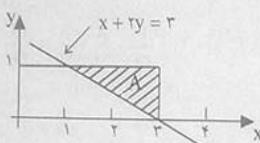
$$\text{ب-} \text{ توجه به رابطه (A.3) داریم که} \\ P(X+Y \leq 1) = f_{X,Y}(+,+) + f_{X,Y}(+,1) + f_{X,Y}(1,+) = \frac{6}{36} + \frac{8}{36} + \frac{12}{36} = \frac{26}{36}$$

برای متغیرهای تصادفی پیوسته تعريف زیر را داریم

نoufif ۵.۰.۳ تابع $f_{X,Y}(x,y)$ را یک تابع چگالی احتمال توانم متغیرهای تصادفی پیوسته X و Y کویند هرگاه

$$= \frac{1}{\theta} [y + y^2]^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{\theta} \times \frac{3}{4} = \frac{1}{8}$$

برای محاسبه $P(X+2Y \geq 3)$ ابتدا بایستی ناحیه $\{(x,y) \mid x+2y \geq 3\}$ را مشخص کنیم.



از جدید به نمودار زیر داریم که

$$\begin{aligned} A &= \{(x,y) \mid 1 \leq x \leq 3, \frac{3-x}{2} \leq y \leq 1\} \\ &= \{(x,y) \mid 3-2y \leq x \leq 3, 0 \leq y \leq 1\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(X+2Y \geq 3) &= \int_{-1}^1 \int_{3-2y}^3 \frac{1}{\theta} x (1+2y) dx dy = \frac{1}{\theta} \int_{-1}^1 (1+2y) \left[\frac{1}{2} x^2 \right]_{3-2y}^3 dy \\ &= \frac{1}{\theta} \int_{-1}^1 (1+2y)(2y - y^2) dy \\ &= \frac{1}{\theta} \left[\frac{2}{3} y^3 + \frac{5}{2} y^2 - \frac{1}{3} y^4 \right]_0^1 = \frac{2}{\theta} \times \frac{8}{3} = \frac{16}{\theta} \end{aligned}$$

توزيع احتمالات حاشیه‌ای (کناری)
باداشتن تابع احتمال (چگالی احتمال) توان متغیرهای تصادفی X و Y می‌توان تابع احتمال اجکالی احتمال X به تنهایی و Y به تنهایی را محاسبه کرد که به آنها تابع احتمال (چگالی احتمال) حاشیه‌ای گویند. اگر X و Y متغیرهای تصادفی گسته باشند، تابع احتمال حاشیه‌ای X و تابع احتمال حاشیه‌ای Y به صورت زیر به دست می‌آیند.

$$f_X(x) = \sum_y f_{X,Y}(x,y) \quad , \quad f_Y(y) = \sum_x f_{X,Y}(x,y) \quad (10.3)$$

و اگر X و Y متغیرهای تصادفی پیوسته باشند، تابع چگالی احتمال حاشیه‌ای X و تابع چگالی

احتمال حاشیه‌ای Y به صورت زیر به دست می‌آیند.

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dy \quad ; \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dx \quad (11.2)$$

به سادگی می‌توان نشان داد که توابع به دست آمده در (۱۰.۳) و (۱۱.۲) تابع خواص تابع احتمال

تابع چگالی احتمال متغیرهای تصادفی X و Y را دارند.

الف- برای هر x و y از داشته باشیم

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dx dy = 1$$

برای محاسبه احتمال قرار گرفتن (X,Y) در یک ناحیه A در صفحه XY به صورت زیر عمل

$$P((X,Y) \in A) = \iint_A f_{X,Y}(x,y) dx dy \quad (9.3)$$

مثال ۹.۴.۳ تابع زیر را در نظر بگیرید.

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} cx(1+2y) & 0 < x < 3, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف- مقدار c را به گونه‌ای تعیین کنید که این تابع یک تابع چگالی احتمال توانم متفاوت X و Y باشد.

$$P(X+2Y \geq 3) = \int_{-1}^1 \int_{3-2y}^3 cx(1+2y) dx dy$$

حل الف- با توجه به خواص تابع چگالی احتمال توانم، بایستی $0 \leq c \leq 1$ و همچنین

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_{-1}^1 \int_{-\infty}^{\infty} cx(1+2y) dx dy$$

$$= c \int_{-1}^1 (1+2y) \left[\int_{-\infty}^{\infty} x dx \right] dy = c \int_{-1}^1 (1+2y) \left[\frac{1}{2} x^2 \right] dy$$

$$= \frac{9}{4} c \int_{-1}^1 (1+2y) dy = \frac{9}{4} c [y + y^2] \Big|_{-1}^1 = 9c$$

بنابراین b بایستی $c = \frac{1}{9}$ باشد.

ب- با توجه به رابطه (۹.۳) داریم که

$$P(1 < X < 2, 0 < Y < \frac{1}{9}) = \int_1^2 \int_{-\infty}^{\frac{1}{9}} \frac{1}{9} x (1+2y) dx dy$$

$$= \frac{1}{9} \int_1^2 (1+2y) \left[\frac{1}{2} x^2 \right] dy = \frac{1}{9} \times \frac{7}{2} \int_1^2 (1+2y) dy$$

آمار و احتمالات مهندسی

✓ مثال ۳.۴.۳ در مثال ۳.۴.۲ تابع احتمال حاشیه‌ای X و تابع احتمال حاشیه‌ای Y را بدست آورید.حل با توجه به اینکه $S_X = S_Y = \{0, 1, 2\}$ نتایج با توجه به جدول ۱۳ و رابطه (۱۲.۳)

داریم که

$$f_X(\cdot) = \sum_{y=0}^2 f_{X,Y}(\cdot, y) = f_{X,Y}(0,0) + f_{X,Y}(0,1) + f_{X,Y}(0,2) = \frac{9}{36} + \frac{8}{36} + \frac{1}{36} = \frac{18}{36}$$

$$f_X(1) = \sum_{y=0}^2 f_{X,Y}(1, y) = \frac{12}{36} + \frac{6}{36} + 0 = \frac{18}{36}$$

$$f_X(2) = \sum_{y=0}^2 f_{X,Y}(2, y) = \frac{3}{36} + 0 + 0 = \frac{3}{36}$$

نتایج تابع احتمال حاشیه‌ای X عبارت است از

	0	1	2
$f_X(x)$	$\frac{15}{36}$	$\frac{18}{36}$	$\frac{3}{36}$

به قسم ترتیب تابع احتمال حاشیه‌ای Y به صورت زیر بدست می‌آید.

	0	1	2
$f_Y(y)$	$\frac{21}{36}$	$\frac{14}{36}$	$\frac{1}{36}$

من توان عملیات فرق را در جدول توزیع احتمالات توأم به صورت زیر خلاصه کرد

	0	1	2	$f_Y(y)$
x				
0	$\frac{6}{36}$	$\frac{12}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{21}{36}$
1	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$	0	$\frac{14}{36}$
2	0	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$

توزیع احتمالات شرطی

در فصل دوم احتمال شرطی را به صورت زیر تعریف کردیم

۱۷۷ تغییرهای تصادفی

$$P(A | B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}, \quad P(B) \neq 0.$$

اگر X و Y متغیرهای تصادفی گسته باشند و قرار دهیم $A \equiv (X=x)$ و $B \equiv (Y=y)$ در این

$$P(X=x | Y=y) = \frac{P(X=x, Y=y)}{P(Y=y)} = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}, \quad f_Y(y) \neq 0.$$

به سادگی می‌توان نشان داد که تابع $\frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}$ به عنوان تابع انتوای از x برای ثابت، تعاملی شرایط یک تابع احتمال دارد که آن تابع احتمال شرطی X به شرط $Y=y$ گویند و آن را بانعاد زیر تعریف می‌دهند.

$$\text{و } P(X=x | Y=y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}, \quad f_Y(y) \neq 0. \quad (12.3)$$

به قسم ترتیب تابع احتمال شرطی Y به شرط $X=x$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)}, \quad f_X(x) \neq 0. \quad (13.3)$$

اگر X و Y متغیرهای تصادفی پیوسته باشند، به طور مشابه تابع چگالی احتمال شرطی X به شرط $Y=y$ توسط رابطه (۱۲.۳) و تابع چگالی احتمال شرطی Y به شرط $X=x$ توسط رابطه (۱۲.۳) تعریف می‌شوند. همچنین برای محاسبه احتمالات شرطی از رابطه زیر استفاده می‌کنیم:

$$P(a < X < b | Y=c) = \begin{cases} \sum_{a < x < b} f_{X|Y}(x | c) & \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ گسته باشند} \\ \int_a^b f_{X|Y}(x | c) dx & \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ پیوسته باشند} \end{cases} \quad (14.3)$$

مثال ۳.۴.۳ در مثال ۳.۴.۲ تابع احتمال شرطی X به شرط $Y=y$ را بدست آورده و $P(X \leq 1 | Y=0)$ را محاسبه کنید.

حل با توجه به رابطه (۱۲.۳) داریم که

$$f_{X|Y}(x | \cdot) = \frac{f_{X,Y}(x, \cdot)}{f_Y(\cdot)} = \frac{f_{X,Y}(x, \cdot)}{\frac{21}{36}} \quad x = 0, 1, 2$$

$$f_{X|Y}(x|y) = f_X(x) \Rightarrow \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = f_X(x) \Rightarrow f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

نحوه ۳۶ فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی با تابع احتمال (چگالی احتمال) توأم $f_{X,Y}(x,y)$ را داشت. متغیرهای تصادفی X و Y را از لحاظ آماری مستقل گویند اگر و فقط اگر

$$\checkmark f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y) \quad x, y \in \mathbb{R} \quad (15.3)$$

برای مثال متغیرهای تصادفی مثال ۴.۴.۳ از یکدیگر مستقل هستند زیرا برای آنها رابطه $P(X < 1 | Y < 1) = P(X < 1)P(Y < 1)$ برقرار است (مثال ۷.۴.۳ را ملاحظه کنید) ولی متغیرهای تصادفی مثال ۴.۴.۳ از یکدیگر

مستقل نیستند زیرا در این مثال داریم که

$$f_X(\cdot) = \frac{15}{36}, \quad f_Y(\cdot) = \frac{21}{36}, \quad f_{X,Y}(\cdot, \cdot) = \frac{6}{36}$$

$$f_{X,Y}(\cdot, \cdot) \neq f_X(\cdot)f_Y(\cdot)$$

مثال ۸.۴.۳ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند.

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} cxy & 0 < y < 2x^2, \quad 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب - $P(X + Y < 1)$ را محاسبه کنید.

$$P(X + Y < 1) = P(0 < Y < \frac{1}{2} | X = \frac{1}{2}) = \frac{1}{3}$$

ج - آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

حل الف - در این مثال کران متغیرهای X و Y به یکدیگر وابسته است و ناحیه‌ای را که می‌توان

روی آن انتگرال گرفت عبارت است از

$$B = \{(x,y) \mid 0 < x < 1, 0 < y < 2x^2\} = \{(x,y) \mid \int_0^{2x^2} dy < x < 1, 0 < y < 2\}$$

$$\begin{aligned} \text{ثابتان بایستی } 0 &\leq C \leq \text{همجنین} \\ 1 &= \int_0^1 \int_0^{2x^2} cxy dy dx = c \int_0^1 x \left[\frac{1}{2}y^2 \right]_{0}^{2x^2} dx = 2c \int_0^1 x^5 dx \\ &= \frac{2}{3}x^6 \Big|_0^1 = \frac{2}{3} \quad \Rightarrow \quad c = \frac{3}{2} \end{aligned}$$

x	*	۱	۲
$f_{X Y}(x 1)$	$\frac{6}{21}$	$\frac{12}{21}$	$\frac{3}{21}$
$f_{X Y}(x 2)$			

بنابراین با توجه به جدول ۱.۳ داریم که

$$P(X \leq 1 | Y = 1) = \sum_{x=1}^2 f_{X|Y}(x|1) = \frac{6}{21} + \frac{12}{21} = \frac{6}{7}$$

مثال ۷.۴.۳ در مثال ۴.۴.۳ تابع چگالی احتمال (x, f_X) و (y, f_Y) را به دست آورده و $P(X < 1 | Y = 1)$ را محاسبه کنید.

حل با توجه به رابطه (۱۱.۳) داریم که

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dy = \int_0^1 \frac{1}{9}x(1+2y) dy = \frac{1}{9}x[y+2y^2] \Big|_0^1 = \frac{1}{9}x$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dx = \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{1}{9}x(1+2y) dx = \frac{1}{9}(1+2y)\left[\frac{1}{2}x^2\right] \Big|_0^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{9}(1+2y)$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{9}x & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{9}(1+2y) & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

همجنین از رابطه (۱۲.۳) داریم که

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{\frac{1}{9}x(1+2y)}{\frac{1}{9}(1+2y)} = \frac{x}{1}$$

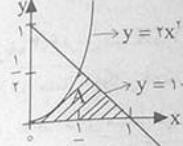
$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{1}{9}x & 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

و با توجه به رابطه (۱۴.۳) داریم که

$$P(1 < X < 2 | Y = \frac{1}{2}) = \int_1^2 f_{X|Y}(x|\frac{1}{2}) dx = \int_1^2 \frac{1}{9}x dx = \frac{1}{9}x^2 \Big|_1^2 = \frac{1}{3}$$

متغیرهای تصادفی مستقل (در مثال ۷.۴.۳) دارای دیده می‌شود که $f_{X|Y}(x|y)$ به y بستگی نداشت و در حقیقت $f_{X|Y}(x|y) = f_X(x)$ در این حالت متغیر تصادفی Y تأثیری روی متغیر تصادفی X ندارد و گویند این دو متغیر تصادفی از یکدیگر مستقل هستند (در این حالت داریم که

ب- برای محاسبه احتمال باست ناحیه $\{(x,y) | x+y < 1\}$ را معین کنیم. با توجه به نمودار زیر داریم که



$$A = \{(x,y) | \sqrt{\frac{y}{2}} < x < 1-y, 0 < y < \frac{1}{2}\}$$

پابراين

$$\begin{aligned} P(X+Y < 1) &= \int_0^{\frac{1}{2}} \int_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{1-y} rxy \, dx \, dy = \int_0^{\frac{1}{2}} y \left[\frac{1}{2}x^2 \right]_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{1-y} \, dy \\ &= \frac{3}{4} \int_0^{\frac{1}{2}} y \left(1 - \frac{5}{4}y + y^2 \right) \, dy \\ &= \frac{3}{4} \left[\frac{1}{2}y^2 - \frac{5}{8}y^3 + \frac{1}{4}y^4 \right]_0^{\frac{1}{2}} = \frac{7}{128} \end{aligned}$$

ج- ابتدا توابع چکالی احتمال حاشیه‌ای و شرطی را به دست می‌آوریم (به حدود انتگرال‌ها و توابع توجه کنید).

$$f_X(x) = \int_x^{\infty} rxy \, dy = \frac{3}{2}x \left[y^2 \right]_x^{\infty} = 3x^5$$

$$f_Y(y) = \int_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{\infty} rxy \, dx = \frac{3}{2}y \left[x^2 \right]_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{\infty} = \frac{3}{2}y \left(1 - \frac{y}{2} \right)$$

پابراين

$$f_X(x) = \begin{cases} 3x^5 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{2}y \left(1 - \frac{y}{2} \right) & 0 < y < 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

پابراين

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{rxy}{\frac{3}{2}y \left(1 - \frac{y}{2} \right)} = \frac{2x}{y - \frac{1}{2}}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{rxy}{3x^5} = \frac{y}{3x^4}$$

پابراين

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{rx}{2-y} & 0 < y < 2, 0 < x < \sqrt{\frac{y}{2}} \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{y}{2x^4} & 0 < x < 1, 0 < y < 2x^2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

با توجه به این توابع، احتمالات مورد نظر به صورت زیر به دست می‌آیند.

$$P(0 < Y < \frac{1}{2} | X = \frac{1}{2}) = \int_{\frac{1}{2}}^1 f_{Y|X}(y | \frac{1}{2}) dy = \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{1}{2} dy = \frac{1}{2} - \frac{1}{4} = \frac{1}{4}$$

$$P(\frac{1}{2} < X < 1 | Y = \frac{1}{2}) = \int_{\frac{1}{2}}^1 f_{X|Y}(x | \frac{1}{2}) dx = \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{2}{5} x dx = \frac{2}{5} x^2 \Big|_{\frac{1}{2}}^1 = \frac{9}{20}$$

د- چون $f_{X,Y}(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ پس X و Y از یکدیگر مستقل نیستند. در ضمن چون حدود متغیرهای تصادفی X و Y به یکدیگر وابسته است پس X و Y از یکدیگر مستقل نیستند.

۵.۳ توزیع احتمالات چند متغیره

تمام بحث پخش قبل در مورد توزیع احتمالات توأم و متغیر تصادفی را می‌توان به n متغیر تصادفی تعمیم داد. فرض کنید (X_1, X_2, \dots, X_n) تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی گستره $[0, 1]$ باشد. تابع احتمال حاشیه‌ای X_1 و تابع احتمال توأم حاشیه‌ای X_1 و X_2 به صورت زیر به دست می‌آیند.

$$f_{X_1}(x_1) = \sum_{x_2} \sum_{x_3} \dots \sum_{x_n} f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \sum_{x_3} \sum_{x_4} \dots \sum_{x_n} f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

همچنین اگر $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ تابع چکالی احتمال توأم متغیرهای X_1, X_2, \dots, X_n باشد، تابع چکالی احتمال حاشیه‌ای X_1 و تابع چکالی احتمال توأم حاشیه‌ای X_1, X_2, \dots, X_n به صورت زیر به دست می‌آیند.

$$f_{X_1}(x_1) = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, \dots, x_n) dx_2 dx_3 \dots dx_n$$

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} f(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

همچنین تابع احتمال (چگالی احتمال) توأم شرطی X_1, X_2 و X_3, \dots, X_n به شرط $X_4 = x_4, \dots, X_n = x_n$ به صورت زیر به دست می‌آید.

$$f_{X_1, X_2, X_3, \dots, X_n}(x_1, x_2, x_3 | x_4, \dots, x_n) = \frac{f(x_1, x_2, x_3, x_4, \dots, x_n)}{f_{X_4, \dots, X_n}(x_4, \dots, x_n)}$$

تعريف ۶.۳ را می‌توان برای استقلال n متغیر تصادفی به صورت زیر تعیین کرد.

تعريف ۶.۴ فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی با تابع احتمال (چگالی احتمال) توأم $f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ و تابع احتمال (چگالی احتمال) حاشیه‌ای $f_{X_1}(x_1), f_{X_2}(x_2), \dots, f_{X_n}(x_n)$ باشند. متغیرهای تصادفی X_1, X_2, \dots, X_n را دو به دو از لحاظ آماری مستقل گویند اگر فقط اگر برای هر x_1, x_2, \dots, x_n

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(x_2) \dots f_{X_n}(x_n)$$

مثال ۱۵.۳ فرض کنید متغیرهای تصادفی X_1, X_2 و X_3 دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

$$f(x_1, x_2, x_3) = \begin{cases} c & \text{برای } x_1 < x_2 < x_3 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب - تابع چگالی احتمال حاشیه‌ای X_2 را به دست آورید.

ج - تابع چگالی احتمال توأم X_1 و X_2 را به دست آورید و $P(X_1 < X_2)$ را محاسبه کنید.

د - تابع چگالی احتمال شرطی X_1 به شرط $(X_2, X_3) = (x_2, x_3)$ را به دست آورید.

حل الف -

$$\begin{aligned} 1 &= c \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_3} dx_1 dx_2 dx_3 = c \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{x_2} x_3 dx_2 dx_3 \\ &= c \int_{-\infty}^{\infty} x_3^2 dx_3 = \frac{c}{6} x_3^3 \Big|_{-\infty}^{\infty} = \frac{c}{6} \end{aligned}$$

بنابراین $c = 6$

ب -

$$f_{X_1}(x_1) = \int_{x_1}^{\infty} \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_3} f(x_1, x_2, x_3) dx_3 dx_2 dx_1 = \int_{x_1}^{\infty} 6x_1(1-x_1)^2 dx_1 = 6x_1(1-x_1)^2 \Big|_{x_1=0}^{x_1=\infty} = 6x_1(1-x_1)^2$$

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} f(x_1, x_2) dx_2 dx_1 \quad \text{برای } x_1 < x_2 < 1$$

$$\begin{aligned} P(2X_1 < X_2) &= \int_{-\infty}^{\frac{x_2}{2}} \int_{-\infty}^{x_2} f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 = \int_{-\infty}^{\frac{x_2}{2}} \left[x_1 x_2 - \frac{1}{4} x_1^2 \right]_{-\infty}^{x_2} dx_2 \\ &= \frac{3}{4} \int_{-\infty}^{\frac{x_2}{2}} x_2^2 dx_2 = \frac{3}{4} x_2^3 \Big|_{-\infty}^{\frac{x_2}{2}} = \frac{3}{4} \end{aligned}$$

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \quad \text{برای } x_1 < x_2 < 1$$

$$f_{X_1, X_2, X_3}(x_1, x_2, x_3) = \frac{f(x_1, x_2, x_3)}{f_{X_1, X_2}(x_2, x_3)} = \frac{6}{6x_2} = \frac{1}{x_2} \quad \text{برای } x_1 < x_2 < x_3 < 1$$

۶.۳ مسائل حل شده

مثال ۱۶.۳ تابع احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر داده شده است. مقدار k را پیدا کنید.

$$f_X(x) = \frac{k}{x^4} \quad x = 1, 2, 3, 4$$

$$\text{حل پاسخ: } k \geq 0 \text{ و همچنین} \\ 1 = \sum_{x=1}^4 f_X(x) = \sum_{x=1}^4 \frac{k}{x^4} = k \left(1 + \frac{1}{2^4} + \frac{1}{3^4} + \frac{1}{4^4} \right) = k \left(\frac{256}{256} \right) = k \left(\frac{1}{16} \right)$$

$$\text{بنابراین } k = \frac{16}{256} = \frac{1}{16}$$

مثال ۱۶.۴ فروشگاهی ۶ دستگاه تلویزیون دارد که ۲ دستگاه آن معیوب است. هلتی ۳ دستگاه آن را به طور تصادفی خریداری می‌نماید. اگر X تعداد تلویزیونهای معیوب باشد که توسط هتل خریداری شده است. تابع احتمال X را به دست آورید.

$$\text{حل در اینجا: } \{0, 1, 2\} = S_X \text{ و بنابراین} \\ f_X(\cdot) = P(X = \cdot) = \frac{\binom{3}{0} \binom{3}{0}}{\binom{6}{3}} = \frac{1}{20} = \frac{1}{5}$$

$$f_X(1) = P(X = 1) = \frac{\binom{3}{1} \binom{3}{2}}{\binom{6}{3}} = \frac{12}{20} = \frac{3}{5}$$