

آمار و احتمالات مهندسی

دکتر نادر نعمت الهی
دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر نادر نعمت الهی
دانشگاه علامه طباطبائی

فهرست مطالب

صفحه	عنوان
۱.....	فصل اول - آمار توصیفی
۱.....	۱.۱ آمار چیست
۲.....	۲.۱ آمار توصیفی
۴.....	۳.۱ جدولهای آماری
۱۰.....	۴.۱ نمودارهای آماری
۱۳.....	۵.۱ خلاصه کردن داده‌ها در چند عدد
۲۳.....	۶.۱ تمرینات
۲۹.....	فصل دوم - احتمال
۲۹.....	۱.۲ مقدمه
۲۹.....	۲.۲ فضای نمونه و پیشامد
۳۴.....	۳.۲ احتمال
۳۷.....	۴.۲ چند قانون احتمال
۴۰.....	۵.۲ قواعد شمارش
۴۸.....	۶.۲ مدل احتمال روی فضای نمونه نامتناهی
۵۱.....	۷.۲ احتمال شرطی
۵۵.....	۸.۲ فرمول احتمال بیز و فرمول تفکیک احتمال
۵۹.....	۹.۲ مسائل حل شده
۷۷.....	۱۰.۲ تمرینات
۸۷.....	فصل سوم - متغیرهای تصادفی
۸۷.....	۱.۳ مفهوم متغیر تصادفی
۹۰.....	۲.۳ توزیع احتمالات گسسته
۹۶.....	۳.۳ توزیع احتمالات پیوسته
۱۰۰.....	۴.۳ توزیع احتمالات توأم دو متغیره
۱۱۱.....	۵.۳ توزیع احتمالات چند متغیره
۱۱۳.....	۶.۳ مسائل حل شده

۶.۶	توزیع نمونه‌ای نسبت واریانسهای نمونه	۲۴۴
۷.۶	تمرینات	۲۴۶
۲۵۱	فصل هفتم - نظریه برآوردیابی	
۱.۷	استنباط آماری	۲۵۱
۲.۷	برآورد پارامتر مجهول جمعیت	۲۵۲
۳.۷	برآورد میانگین جمعیت	۲۵۶
۴.۷	برآورد واریانس جمعیت	۲۶۰
۵.۷	برآورد تفاضل میانگین دو جمعیت	۲۶۲
۶.۷	برآورد نسبت واریانس دو جمعیت	۲۶۵
۷.۷	تمرینات	۲۶۷
۲۷۵	فصل هشتم - آزمون فرضهای آماری	
۱.۸	مفاهیم اولیه	۲۷۵
۲.۸	آزمونهای فرضهای آماری روی پارامترهای جمعیت	۲۸۱
۳.۸	آزمون برازندگی	۲۹۱
۴.۸	تمرینات	۲۹۶
۳۰۵	فصل نهم - رگرسیون خطی و همبستگی	
۱.۹	مقدمه	۳۰۵
۲.۹	رگرسیون ساده خطی	۳۰۶
۳.۹	استنباط آماری روی ضرایب رگرسیونی	۳۱۰
۴.۹	ضریب همبستگی خطی	۳۱۴
۵.۹	تمرینات	۳۱۸
۳۲۳	ضمیمه - جداول آماری	
I	جدول I: توزیع دو جمله‌ای	۳۲۴
II	جدول II: توزیع پواسون	۳۲۵
III	جدول III: توزیع نرمال	۳۲۸
IV	جدول IV: توزیع مربع - کای	۳۲۹
V	جدول V: توزیع t	۳۳۰
VI	جدول VI: توزیع F	۳۳۱
۳۳۷	مراجع	

۷.۳	تمرینات	۱۳۲
۱۴۱	فصل چهارم - امید ریاضی	
۱.۴	مفهوم و تعریف امید ریاضی	۱۴۱
۲.۴	امید ریاضی تابعی از یک یا چند متغیر تصادفی	۱۴۳
۳.۴	قوانین امید ریاضی	۱۴۷
۴.۴	امیدهای ریاضی خاص	۱۵۰
۵.۴	امید ریاضی و واریانس شرطی	۱۵۵
۶.۴	مسائل حل شده	۱۵۷
۷.۴	تمرینات	۱۷۱
۱۷۹	فصل پنجم - برخی توزیعهای احتمال	
۱.۵	مقدمه	۱۷۹
۲.۵	توزیع برنولی	۱۸۰
۳.۵	توزیع دو جمله‌ای	۱۸۱
۴.۵	توزیع فوق هندسی	۱۸۴
۵.۵	توزیع پواسون	۱۸۷
۶.۵	توزیع دو جمله‌ای منفی	۱۹۰
۷.۵	توزیع هندسی	۱۹۱
۸.۵	توزیع یکنواخت گسسته	۱۹۲
۹.۵	توزیع یکنواخت پیوسته	۱۹۳
۱۰.۵	توزیع نمایی	۱۹۴
۱۱.۵	توزیع نرمال	۱۹۷
۱۲.۵	مسائل حل شده	۲۰۴
۱۳.۵	تمرینات	۲۲۰
۲۳۱	فصل ششم - توزیعهای نمونه‌ای	
۱.۶	نمونه تصادفی و توزیع نمونه‌ای	۲۳۱
۲.۶	توزیع نمونه‌ای میانگین نمونه $\bar{X}$	۲۳۵
۳.۶	توزیع نمونه‌ای واریانس نمونه S^2	۲۳۷
۴.۶	توزیع نمونه‌ای $\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$	۲۳۹
۵.۶	توزیع نمونه‌ای اختلاف میانگین‌ها	۲۴۲

فصل اول

آمار توصیفی

۱.۱ آمار چیست

در اصطلاح عامیانه آمار به معنای ثبت و نمایش اطلاعات عددی در مورد یک موضوع، مثلاً ثبت و نمایش تعداد بیکاران، تعداد تصادفات رانندگی، میزان محصولات کشاورزی، میزان صدور نفت، جمعیت شهر تهران و غیره می‌باشد. ولی علم آمار امروزه دارای مفهومی بسیار وسیعتر از این کاربرد عامیانه است. مفاهیم عامیانه آمار زیر مجموعه‌ای از آمار مصطلح بین آماردانان است. از نقطه نظر علمی آمار به مجموعه روشهایی برای جمع آوری، تنظیم و خلاصه کردن اطلاعات عددی و غیر عددی و انجام استنباط و نتیجه‌گیری بوسیله تجزیه و تحلیل آنها، اطلاق می‌شود. در این اثر با چنین مفاهیمی مواجه هستیم. بحث خود را با آمار توصیفی آغاز می‌کنیم و با ارائه مطالبی از احتمالات به مبحث استنباط آماری می‌پردازیم.

در بررسی صفاتی از یک جمعیت به علت بزرگ بودن جمعیت، پرهزینه بودن بررسی و سایر معضلات، اغلب اوقات در بررسی تمامی اعضای جمعیت با مشکل مواجه می‌شویم. برای رفع این مشکل از نمونه استفاده می‌کنیم. یعنی از جمعیت اعضای مناسبی را انتخاب می‌کنیم و به مطالعه صفات مورد نظر در این اعضا می‌پردازیم. اگر نمونه‌گیری با دقت آماری کافی صورت پذیرد آنگاه نتایج حاصل برای نمونه به سادگی برای جمعیت قابل تعمیم است.

مثال ۱.۱.۱ در بررسی آماری کیفیت کالاهای تولیدی یک کارخانه با مشکل پرهزینه بودن، وقت گیر بودن، از بین رفتن کالای مورد بررسی و غیره مواجه هستیم. از این رو به جای بررسی

تک تک محصولات یک کارخانه فقط تعداد کمی از آنها را به تصادف انتخاب و مورد بررسی قرار می دهیم و با تعیین شاخصهایی در این نمونه به بررسی پارامترهای مورد نظر در تولید کل محصولات تولیدی می پردازیم. مثلاً اگر از تولیدات لامپ یک کارخانه لامپ سازی در یک روز ۱۰۰ لامپ را به طور تصادفی انتخاب کرده و مشاهده کنیم که ۵ عدد از آنها معیوب هستند، در این صورت ۵٪ لامپهای مشاهده شده معیوب هستند. هم اکنون این سؤال مطرح می شود که آیا از روی این مشاهدات می توان نتیجه گرفت که ۵٪ از کل لامپهای تولیدی این کارخانه معیوب می باشند؟ توسط روشهای آماری می توان به این سؤال و کلاً این نوع نتیجه گیریها پاسخ داد.

با توجه به مطالب گفته شده، در یک بررسی آماری با دو بخش آمار توصیفی و آمار استنباطی مواجه هستیم. در آمار توصیفی با تهیه، تنظیم و خلاصه کردن اطلاعات عددی و غیر عددی سروکار داریم و حال آنکه تجزیه و تحلیل و نتیجه گیری آماری به آمار استنباطی برمی گردد. برای اینکه بتوان از روی مشاهدات قسمتی از جمعیت یک نتیجه گیری و قضاوت منطقی و علمی در مورد کل جمعیت داشته باشیم از نظریه احتمالات استفاده می کنیم. بحث این فصل به آمار توصیفی اختصاص دارد.

۲.۱ آمار توصیفی

روشهایی که بوسیله آنها می توان اطلاعات جمع آوری شده را تنظیم، طبقه بندی و خلاصه نمود و آنها را بوسیله نمودارهایی نمایش داد به آمار توصیفی موسوم است. برای معرفی این روشها نیاز به برخی اصطلاحات داریم که در ذیل به معرفی آنها می پردازیم.

جمعیت مجموعه تمام افراد یا اشیایی که مطالعات آماری در مورد یک یا چند صفت آنها در یک مکان و زمان معین انجام می گیرد به جمعیت موسوم است. هر یک از این افراد یا اشیاء را یک عضو جمعیت می نامند و تعداد اعضای جمعیت را اندازه جمعیت می نامند.

برای مثال اگر بخواهیم معدل دانشجویان یک دانشکده در یک نیمسال را مورد بررسی قرار دهیم آنگاه جمعیت مورد نظر کلیه دانشجویان آن دانشکده می باشند و صفت مورد مطالعه معدل نیمسال تحصیلی آنها است. همین طور اگر بخواهیم میزان کالری موجود در غذاهای کنسرو شده در یک کارخانه کنسرو سازی در یک روز معین را مورد بررسی قرار دهیم آنگاه جمعیت مورد نظر

تمامی غذاهای کنسرو شده کارخانه در آن روز و صفت مورد مطالعه میزان کالری موجود در آنها می باشد.

چنانچه متذکر شدیم، مثلاً در بررسی میزان کالری موجود در غذاهای کنسرو شده، به علت هزینه زیاد، وقت گیر بودن، نداشتن امکانات کافی یا از بین رفتن برخی از محصولات تولیدی، مطالعه و بررسی کلیه محصولات تولیدی بسیار مشکل و برخی اوقات غیر ممکن است. بنابراین به جای مطالعه کل محصولات تولیدی کارخانه قسمتی از آن را به عنوان نمونه انتخاب می کنیم و به مطالعه آن می پردازیم.

نمونه زیر مجموعه ای از جمعیت که طبق یک قاعده و ضابطه خاصی برای مطالعه صفتی از جمعیت انتخاب می شود را یک نمونه گویند. تعداد اعضای نمونه به اندازه نمونه موسوم است.

در بررسیهای آماری سعی می کنند در انتخاب نمونه دقت کافی انجام گیرد تا با بررسی چنین نمونه مناسبی نتایج حاصله از آن را بتوان با دقت زیاد برای جمعیت تعمیم داد. در هر صورت بایستی نمونه انتخاب شده یک الگوی مناسب از جمعیت باشد. برای مثال اگر بخواهیم در مورد میزان درآمد افراد ساکن در یک شهر مطالعه ای را انجام دهیم، بایستی نمونه ما بگونه ای انتخاب شود که شامل افراد با درآمد کم، متوسط و زیاد به نسبت موجود در جمعیت باشد.

داده ها در یک بررسی آماری، بایستی صفت مورد مطالعه را به صورت اعداد و ارقام نمایش دهیم. اگر صفت مورد مطالعه کمی، مانند وزن، حجم، درجه حرارت و غیره باشد آنگاه این عمل به سادگی با اندازه گیری امکان پذیر است. اما اگر صفت مورد مطالعه کیفی، مانند گروه خون، شغل، رنگ چشم و غیره باشد آنگاه بایستی با یک قاعده معین این مسائل کیفی را با اعداد و ارقام نشان داد. در هر صورت این اعداد و ارقام را داده ها گویند که به دو صورت گسسته و پیوسته می باشند. داده های گسسته داده هایی هستند که بین دو مقدار متصور آنها هیچ عدد دیگری وجود نداشته باشد، مانند تعداد فرزندان یک خانواده که شامل مقادیر ۰، ۱، ۲، ... است و همچنین صفت شغل افراد که به آن مثلاً اعداد ۱، ۲، ۳، ... را نسبت می دهیم و بین این مقادیر عدد دیگری در رابطه با صفت مورد نظر وجود ندارد. داده های پیوسته داده هایی هستند که بین هر دو مقدار متصور آنها همواره عدد دیگری وجود دارد، مانند وزن افراد که بین دو نفر با وزنه های نزدیک به هم همواره می توان فردی را با وزنی بین وزن دو فرد یاد شده در جمعیت یافت. از جمله داده های گسسته می توان داده های

مربوط به صفات گروه خون، رنگ، نژاد، شغل، تعداد کالاهای تولیدی و غیره را برشمرد و از جمله داده‌های پیوسته می‌توان داده‌های مربوط به صفات وزن، طول قد، فشار گاز، قطر لوله تولیدی یک کارخانه و غیره را برشمرد.

در آمار بعد از جمع آوری داده‌ها به بررسی آماری بر روی آنها می‌پردازیم. در مرحله نخست با توجه به اهداف بررسی، داده‌ها را تنظیم، طبقه بندی و خلاصه می‌کنیم به طوری که بتوانیم اطلاعات مفیدی برای نیل به اهداف و نتایج مورد نظر به دست آوریم. انجام این کار در سه مرحله به شرح زیر صورت می‌پذیرد:

الف - تنظیم و طبقه بندی داده‌ها در یک جدول،

ب - ترسیم نمودارهای گوناگون از روی مقادیر ارائه شده در جدول،

ج - خلاصه کردن داده‌ها به یک یا چند عدد موسوم به شاخص یا آماره.

سه موضوع فوق از موضوعات اساسی بحث آمار توصیفی است که در ذیل به معرفی و بررسی آنها می‌پردازیم.

۳.۱ جدولهای آماری

نخستین گام در خلاصه کردن داده‌ها، طبقه بندی و تنظیم آنها در یک جدول موسوم به جدول آماری است. یک جدول آماری بایستی به نحوی تنظیم شود که بتوان از آن به راحتی اطلاعات نهفته در داده‌ها را استخراج کرد. متداولترین جدول آماری جدول فراوانی است که در آن داده‌ها، تعداد موجود از هر داده و درصد موجود از هر داده مشخص می‌شود. بنابراین یک جدول فراوانی شامل موارد زیر است

الف - فراوانی و فراوانی نسبی فرض کنید n داده از k نوع (k طبقه) داشته باشیم و تعداد این داده‌ها در این k طبقه به ترتیب $f_1, f_2, \dots, f_k$ باشند. به $f_1, f_2, \dots, f_k$ فراوانی‌های طبقات و به $r_1 = \frac{f_1}{n}, r_2 = \frac{f_2}{n}, \dots, r_k = \frac{f_k}{n}$ فراوانی‌های نسبی طبقات گوئیم. واضح است که

$$1 \leq f_i \leq n, \quad 0 \leq r_i \leq 1, \quad \forall i = 1, 2, \dots, k$$

$$f_1 + f_2 + \dots + f_k = \sum_{i=1}^k f_i = n, \quad r_1 + r_2 + \dots + r_k = \sum_{i=1}^k r_i = 1$$

ب - فراوانی تجمعی و فراوانی تجمعی نسبی اگر در هر طبقه فراوانی آن طبقه و طبقات قبل از

آن را با یکدیگر جمع کنیم فراوانی تجمعی آن طبقه به دست می‌آید و اگر در هر طبقه فراوانی نسبی آن طبقه و طبقات قبل از آن را با یکدیگر جمع کنیم فراوانی تجمعی نسبی آن طبقه حاصل می‌شود، یعنی

$$g_j = f_1 + f_2 + \dots + f_j = \sum_{i=1}^j f_i$$

$$s_j = r_1 + r_2 + \dots + r_j = \sum_{i=1}^j r_i$$

واضح است که $g_k = n$ و $s_k = 1$.

مثال ۱.۳.۱ اگر از ۱۰۰ کارمند یک اداره، ۵۰ نفر دارای حقوق کم، ۳۰ نفر دارای حقوق متوسط و ۲۰ نفر دارای حقوق زیاد باشند آنگاه فراوانی‌های سه طبقه حقوق کم، متوسط و زیاد در بین این کارمندان به ترتیب $f_1 = 50, f_2 = 30, f_3 = 20$ و با فراوانی‌های نسبی $r_1 = 0.5, r_2 = 0.3, r_3 = 0.2$ و فراوانی‌های تجمعی $g_1 = 50, g_2 = 80, g_3 = 100$ و فراوانی‌های تجمعی نسبی $s_1 = 0.5, s_2 = 0.8, s_3 = 1$ می‌باشد.

یک جدول فراوانی جدولی است که ستونهای آن شامل نوع داده‌ها (طبقات)، فراوانی، فراوانی نسبی، فراوانی تجمعی و فراوانی تجمعی نسبی داده‌ها باشد. در قسمتهای بعد این جدول را برای داده‌های گسسته و پیوسته به ترتیب تشکیل می‌دهیم.

۱.۳.۱ جدول فراوانی برای داده‌های گسسته

با ارائه مثالهای زیر نحوه تشکیل جدول فراوانی را برای داده‌های گسسته بیان می‌کنیم.

مثال ۲.۳.۱ صنعتگری چهار نوع قطعه A, B, C, D تولید می‌کند. اگر او در یک روز ۲۰ قطعه از این قطعات را به شرح زیر تولید کرده باشد

B, C, C, A, D, C, C, B, D, C, A, C, D, C, B, C, C, B, D, D

یک جدول فراوانی برای این قطعات تشکیل دهید.

حل ابتدا چهار نوع قطعه A, B, C, D را به ترتیب با اعداد ۱, ۲, ۳ و ۴ متناظر می‌کنیم. این اعداد تنها برای نامگذاری این قطعات است و نمی‌توان روی آنها چهار عمل اصلی حساب را انجام داد.

سپس بوسیله شمارش، فراوانی هر قطعه را محاسبه کرده و با محاسبه فراوانی نسبی، فراوانی تجمعی و فراوانی تجمعی نسبی، جدول فراوانی به صورت جدول ۱.۱ را به دست می آوریم.

S_i	G_i	r_i	f_i	x_i	نوع قطعه
۰/۱	۲	۰/۱	۲	۱	A
۰/۳	۶	۰/۲	۴	۲	B
۰/۷۵	۱۵	۰/۴۵	۹	۳	C
۱	۲۰	۰/۲۵	۵	۴	D
		۱/۰	۲۰		جمع

جدول ۱.۱ جدول فراوانی ۲۰ قطعه تولیدی صنعتگر در یک روز

از این جدول اطلاعات زیادی را می توان استخراج کرد. برای مثال عدد ۰/۲ در ستون فراوانی نسبی به معنای آن است که ۲۰٪ از قطعات تولیدی آن روز از نوع B می باشند و عدد ۰/۳ در ستون فراوانی تجمعی نسبی به معنای آن است که ۳۰٪ از قطعات تولیدی آن روز از نوع A یا B می باشند.

مثال ۳.۳.۱ تعداد قرص های سرما خوردگی که در ۵۰ خانواده در عرض یک ماه زمستان مصرف می شود عبارت اند از

۷, ۵, ۳, ۳, ۴, ۵, ۳, ۲, ۸, ۳, ۳, ۲, ۴, ۴, ۳, ۶, ۸, ۶, ۷, ۴, ۵, ۴, ۶, ۴, ۵

۲, ۳, ۴, ۲, ۷, ۳, ۵, ۴, ۶, ۲, ۲, ۳, ۴, ۵, ۴, ۸, ۴, ۳, ۲, ۲, ۶, ۴, ۵, ۷, ۸

یک جدول فراوانی برای این داده ها تشکیل دهید. چند درصد خانواده ها بیش از ۴ قرص در ماه مصرف می کنند؟

حل داده ها از طریق شمارش تعداد قرص های سرما خوردگی مصرف شده بوسیله اعداد ۲, ۳, ... و ۸ به دست آمده اند و روی آنها می توان چهار عمل اصلی حساب را انجام داد. همانند مثال قبل جدول فراوانی برای این داده ها را به صورت جدول ۲.۱ تشکیل می دهیم.

با توجه به عدد ۰/۶۰ در ستون فراوانی تجمعی نسبی، ۶۰٪ از خانواده ها حداکثر ۴ قرص در ماه مصرف می کنند و بنابراین ۴۰٪ از خانواده ها بیش از ۴ قرص در ماه مصرف می کنند.

S_i	G_i	r_i	f_i	x_i
۰/۱۶	۸	۰/۱۶	۸	۲
۰/۳۶	۱۸	۰/۲۰	۱۰	۳
۰/۶۰	۳۰	۰/۲۴	۱۲	۴
۰/۷۴	۳۷	۰/۱۴	۷	۵
۰/۸۴	۴۲	۰/۱۰	۵	۶
۰/۹۲	۴۶	۰/۰۸	۴	۷
۱/۰۰	۵۰	۰/۰۸	۴	۸
		۱/۰۰	۵۰	جمع

جدول ۲.۱ جدول فراوانی قرص های سرما خوردگی مصرف شده ۵۰ خانواده در یک ماه

۲.۳.۱ جدول فراوانی برای داده های پیوسته

با ارائه مثالهای زیر نحوه تشکیل جدول فراوانی برای داده های پیوسته را بیان می کنیم.

مثال ۴.۳.۱ وزنه های ۴۰ قالب کره که به نزدیکترین عدد صحیح گرد شده اند به قرار زیر است

۳۳ ۴۶ ۳۸ ۳۴ ۵۱ ۳۶ ۴۷ ۲۴ ۳۵ ۵۲

۴۰ ۴۲ ۴۰ ۴۱ ۳۴ ۴۷ ۵۰ ۳۸ ۳۶ ۴۷

۲۱ ۴۱ ۳۷ ۳۷ ۳۵ ۳۰ ۳۲ ۳۰ ۲۹ ۲۶

۴۳ ۳۴ ۳۱ ۴۳ ۲۳ ۴۵ ۳۵ ۲۶ ۳۰ ۳۱

یک جدول فراوانی برای این داده ها تشکیل دهید.

حل داده ها از نوع پیوسته می باشند. در این حالت داده ها را به تعدادی رده (فاصله) با طول مساوی تقسیم کرده و در هر رده فراوانی داده ها را می شماریم. روش به دست آوردن تعداد رده ها و طول هر رده به ترتیب در زیر آورده شده است.

۱- برای به دست آوردن تعداد رده ها یک قاعده عمومی وجود ندارد و معمولاً تعداد رده ها را بین ۵ تا ۲۵ رده اختیار می کنند. یک قاعده مفید استفاده از دستور استورگس (Sturges) است که در آن تعداد رده k از رابطه زیر محاسبه می شود

$$k = 1 + 3/322 \log_{10} n$$

که در آن n تعداد کل داده‌هاست. چون حاصل این عدد اعشاری است آن را به عدد صحیح بزرگتر از آن گرد می‌کنند. بنابراین در این مثال داریم که

$$k = 1 + 3/322 \log_{10} 40 = 6/322 \approx 7$$

۲- با توجه به اینکه وزن‌ها به نزدیکترین عدد صحیح گرد شده‌اند بنابراین عدد ۳۵ در داده‌ها در واقع عددی در فاصله (۳۴/۵-۳۵/۵) می‌باشد. عدد ۰/۵ را میزان تغییر پذیری مقادیر داده‌ها نامیده و به صورت زیر آن را محاسبه می‌کنیم

$$S = \frac{\text{واحد گرد شده داده‌ها}}{2} = \frac{1}{2} = 0/5$$

۳- کوچکترین، بزرگترین و دامنه واقعی داده‌ها را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم

$$\min = S - \text{کوچکترین داده} = 21 - 0/5 = 20/5$$

$$\max = S + \text{بزرگترین داده} = 52 + 0/5 = 52/5$$

$$R = \max - \min = 52/5 - 20/5 = 32$$

۴- طول هر رده را از تقسیم دامنه R بر تعداد رده k به دست می‌آوریم و عدد حاصل را که ممکن است دارای چند رقم اعشار باشد مطابق واحد گرد شده داده‌ها به عدد بالاتر گرد می‌کنیم. بنابراین

$$w = \frac{R}{k} = \frac{32}{7} = 4/5714 \approx 5$$

چون داده‌ها به عدد صحیح گرد شده‌اند و اولین عدد صحیح بزرگتر از ۴/۵۷۱۴ عدد ۵ می‌باشد پس طول رده به ۵ گرد شده است.

حال بایستی ۷ رده هر یک به طول ۵ را تشکیل دهیم. برای این منظور در جدول فراوانی یک ستون به نام رده‌ها ایجاد می‌کنیم و در آن اولین رده به طول ۵ را به صورت ۲۵/۵-۲۰/۵ (با شروع از $\min$ با طول w) در نظر گرفته و رده بعدی را به صورت ۳۰/۵-۲۵/۵ (شروع از انتهای رده قبل با طول w) در نظر می‌گیریم و این عمل را تا تشکیل ۷ رده ادامه می‌دهیم. برای شمارش فراوانی هر طبقه در جدول فراوانی از ستونی به نام خط و نشان استفاده می‌کنیم که در این ستون با خط زدن هر داده و مشخص کردن مکان آن در طبقه مربوطه بوسیله یک نشان، فراوانی داده‌ها در

طبقات مشخص می‌گردند. توجه کنید که اگر بوسیله انجام مراحل فوق آخرین رده دارای فراوانی صفر باشد، آن رده آخر را حذف می‌کنیم. در جدول فراوانی داده‌های پیوسته نقاط وسط رده‌ها را با x_i نمایش می‌دهیم و آن را نماینده رده می‌نامیم. با انجام عملیات گفته شده در بالا جدول فراوانی مربوط به وزن قالبهای کره به صورت جدول ۳.۱ به دست می‌آید

رده‌ها	خط و نشان	x_i	f_i	r_i	g_i	s_i
۲۰/۵-۲۵/۵		۲۳	۳	۰/۰۷۵	۳	۰/۰۷۵
۲۵/۵-۳۰/۵		۲۸	۶	۰/۱۵	۹	۰/۲۲۵
۳۰/۵-۳۵/۵		۳۳	۱۰	۰/۲۵	۱۹	۰/۴۷۵
۳۵/۵-۴۰/۵		۳۸	۸	۰/۲۰	۲۷	۰/۶۷۵
۴۰/۵-۴۵/۵		۴۳	۶	۰/۱۵	۳۳	۰/۸۲۵
۴۵/۵-۵۰/۵		۴۸	۵	۰/۱۲۵	۳۸	۰/۹۵
۵۰/۵-۵۵/۵		۵۳	۲	۰/۰۵	۴۰	۱/۰۰
جمع			۴۰	۱/۰۰		

جدول ۳.۱ جدول فراوانی وزنهای ۴۰ قالب کره

با استفاده از این جدول مشخص می‌شود که ۲۵٪ از قالبهای کره دارای وزنی بین ۳۰/۵-۳۵/۵ می‌باشند و ۴۷/۵٪ از قالبهای کره دارای وزنی کمتر از ۳۵/۵ می‌باشند. (چرا؟)

مثال ۵.۳.۱ داده‌های زیر یک نمونه ۵۰ تایی از اندازه نیروی پارگی نخهای کتان می‌باشد

۲۱/۲	۲۸/۳	۲۷/۱	۲۵/۰	۳۲/۷	۲۹/۵	۳۰/۲	۲۳/۹	۲۳/۰	۲۶/۴
۲۷/۳	۳۳/۷	۲۹/۴	۲۱/۹	۲۹/۳	۱۷/۳	۲۹/۰	۳۶/۸	۲۹/۲	۲۳/۵
۲۰/۶	۲۹/۵	۲۱/۸	۳۷/۵	۳۳/۵	۲۹/۶	۲۶/۸	۲۸/۷	۳۴/۸	۱۸/۶
۲۵/۴	۳۴/۱	۲۷/۵	۲۹/۶	۲۲/۲	۲۲/۷	۳۱/۳	۳۳/۲	۳۷/۰	۲۸/۳
۳۶/۹	۲۴/۶	۲۸/۹	۲۴/۸	۲۸/۱	۲۵/۴	۳۴/۵	۲۳/۶	۳۸/۴	۲۴/۰

یک جدول فراوانی برای این داده‌ها تشکیل دهید.

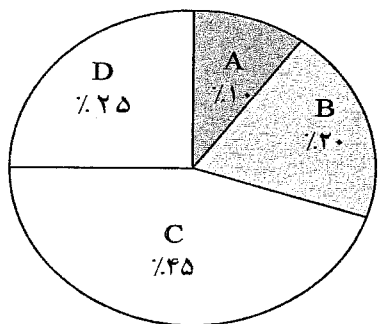
حل با توجه به روش گفته شده در مثال ۴.۳.۱، محاسبات زیر را برای این مثال انجام می‌دهیم

$$k = 1 + 3/322 \log_{10} 50 = 6/644 \approx 7$$

۱.۴.۱ نمودارهای آماری برای داده‌های گسسته

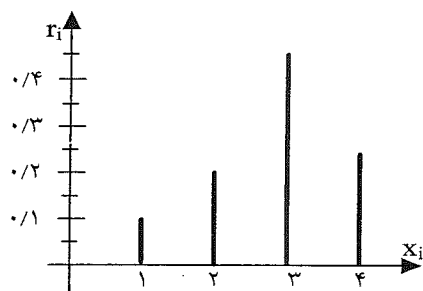
برای داده‌های گسسته دو نوع نمودار میله‌ای و دایره‌ای را در زیر معرفی می‌کنیم.

الف- نمودار میله‌ای در این نمودار دو محور عمود بر هم در نظر می‌گیریم و بر روی محور افقی مقادیر x_i ها و بر روی محور عمودی مقادیر فراوانی نسبی r_i را نمایش می‌دهیم. سپس در هر مقدار x_i میله‌ای به ارتفاع فراوانی نسبی r_i مربوط به آن طبقه رسم می‌کنیم. نمودار حاصله را نمودار میله‌ای داده‌ها گویند. برای مثال در شکل ۱.۱ نمودار میله‌ای داده‌های مثال ۲.۳.۱ رسم شده است. در این نمودار علاوه بر مشاهده اطلاعات جدول فراوانی، می‌توان مقایسه‌ای بین طبقات مختلف انجام داد.



شکل ۲.۱ نمودار دایره‌ای مربوط به ۲۰

قطعه تولیدی یک صنعتگر در یک روز



شکل ۱.۱ نمودار میله‌ای مربوط به ۲۰

قطعه تولیدی یک صنعتگر در یک روز

ب- نمودار دایره‌ای در این نمودار دایره‌ای را رسم کرده و این دایره را به تعداد طبقات جدول فراوانی به قطاعهایی تقسیم می‌کنیم، به طوری که اندازه هر قطاع متناسب با فراوانی نسبی طبقه مربوطه باشد. برای مثال، در مثال ۲.۳.۱ طبقه دوم (قطعه نوع B) دارای فراوانی نسبی 0.2 می‌باشد و برای این طبقه یک قطاع به اندازه $72^\circ = 360^\circ \times 0.2$ را در دایره در نظر می‌گیریم و این عمل را برای طبقات دیگر نیز تکرار می‌کنیم. شکل ۲.۱ نمودار دایره‌ای داده‌های مثال ۲.۳.۱ را نشان می‌دهد.

۲.۴.۱ نمودارهای آماری برای داده‌های پیوسته

برای داده‌های پیوسته سه نمودار را در زیر معرفی می‌کنیم

$$S = \frac{0.1}{2} = 0.05$$

$$\min = 17/3 - 0.05 = 17/25$$

$$\max = 38/4 + 0.05 = 38/45$$

$$R = 38/45 - 17/25 = 21/2$$

$$w = \frac{21/2}{\sqrt{v}} = 3/0.286 \approx 3/1$$

بنابراین بایستی ۷ رده هر یک به طول $3/1$ را تشکیل دهیم. جدول فراوانی حاصل در جدول ۴.۱ آورده شده است.

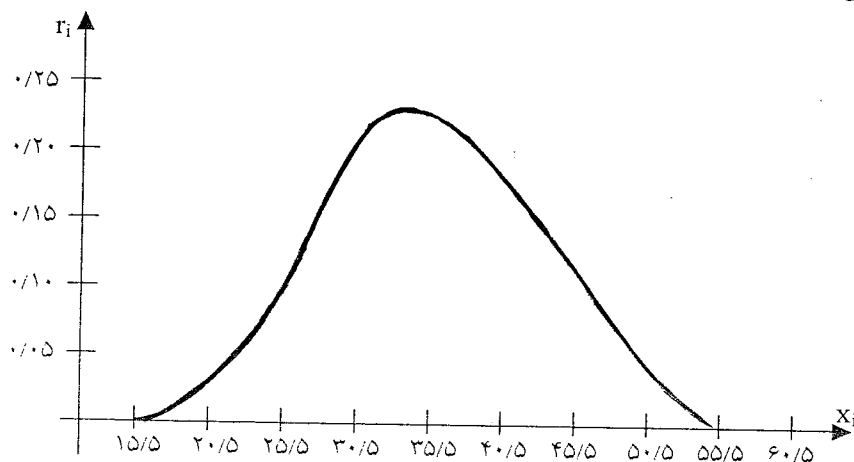
رده‌ها	خط و نشان	x_i	f_i	r_i	g_i	s_i
۱۷/۲۵-۲۰/۳۵		۱۸/۸	۲	۰/۰۴	۲	۰/۰۴
۲۰/۳۵-۲۳/۴۵		۲۱/۹	۷	۰/۱۴	۹	۰/۱۸
۲۳/۴۵-۲۶/۵۵		۲۵/۰	۱۰	۰/۲۰	۱۹	۰/۳۸
۲۶/۵۵-۲۹/۶۵		۲۸/۱	۱۷	۰/۳۴	۳۶	۰/۷۲
۲۹/۶۵-۳۲/۷۵		۳۱/۲	۳	۰/۰۶	۳۹	۰/۷۸
۳۲/۷۵-۳۵/۸۵		۳۴/۳	۶	۰/۱۲	۴۵	۰/۹۰
۳۵/۸۵-۳۸/۹۵		۳۷/۴	۵	۰/۱۰	۵۰	۱/۰۰
جمع			۵۰	۱/۰۰		

جدول ۴.۱ جدول فراوانی اندازه نیروی پارگی ۵۰ نخ کتان

۴.۱ نمودارهای آماری

دومین گام در خلاصه کردن داده‌ها تبدیل جدول فراوانی به نمودارهایی است که بوسیله این نمودارها بتوان اطلاعات نهفته در داده‌ها و جدول فراوانی را تا حدودی به طور عینی و بدون توضیح و تشریح اضافی دید. نمودارهای مختلف و گوناگونی در آمار وجود دارند که در این قسمت بعضی از آنها را برای داده‌های گسسته و پیوسته می‌آوریم.

مساحت زیر این منحنی یک واحد مربع است و به آن منحنی فراوانی گویند. در شکل ۴.۱ منحنی فراوانی تقریبی مربوط به داده‌های مثال ۴.۳.۱ رسم شده است.



شکل ۴.۱ نمودار منحنی فراوانی تقریبی مربوط به وزنه‌های ۴۰ قالب کره

۵.۱ خلاصه کردن داده‌ها در چند عدد

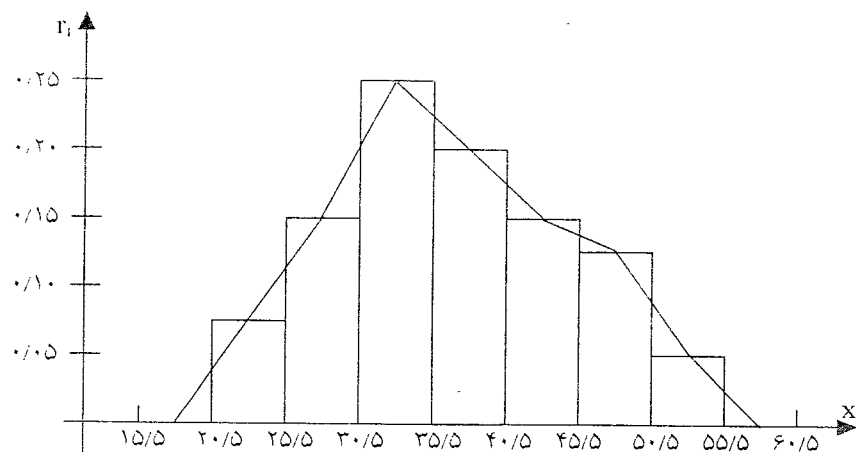
با تشکیل جدول فراوانی و رسم نمودارها می‌توان اطلاعات نهفته در داده‌ها را تا حدودی مشخص کرد. با این حال برای اینکه بتوانیم نتایج کلی درباره‌ی صفت مورد مطالعه به دست آورده و این نتایج را به سادگی گزارش کنیم، بهتر است که داده‌ها را در یک یا چند عدد خلاصه کنیم. چنین اعدادی را شاخص یا معیار گویند و به دو نوع، شاخص‌های تمرکز و شاخص‌های پراکندگی، موسوم‌اند. در این بخش این نوع شاخص‌ها را معرفی می‌کنیم.

۱.۵.۱ شاخص‌های تمرکز

شاخص‌های تمرکز مقادیری هستند که معمولاً در حوالی مرکز منحنی فراوانی قرار گرفته‌اند. مهمترین شاخص‌های تمرکز میانگین، میانه و نما می‌باشند که در این قسمت به شرح آنها می‌پردازیم.

الف- میانگین فرض کنید داده‌های $x_1, x_2, \dots, x_k$ به ترتیب دارای فراوانیهای $f_1, f_2, \dots$ و

الف- هیستوگرام (نمودار ستونی) هیستوگرام نموداری متشکل از تعدادی مستطیل است که تعداد این مستطیل‌ها برابر تعداد رده‌های جدول فراوانی می‌باشد. قاعده هر مستطیل روی محور افقی قرار دارد و طول آن برابر طول واقعی رده است، که هر چه باشد آن را یک واحد در نظر می‌گیریم و مرکز آن نماینده رده است. ارتفاع هر مستطیل برابر فراوانی نسبی مربوط به آن رده است. برای مثال هیستوگرام مربوط به مثال ۴.۳.۱ در شکل ۳.۱ رسم شده است. توجه کنید که چون عرض هر مستطیل برابر یک واحد در نظر گرفته شده و ارتفاع هر مستطیل برابر فراوانی نسبی رده مربوطه می‌باشد پس مجموع مساحت تمام مستطیل‌های هیستوگرام برابر یک واحد مربع است.



شکل ۳.۱ نمودار هیستوگرام و چندبر فراوانی مربوط به وزنه‌های ۴۰ قالب کره

ب- چندبر فراوانی اگر وسط قاعده‌های بالای مستطیل‌های هیستوگرام را بوسیله خطوط مستقیم به طور متوالی به یکدیگر وصل کرده و ابتدای آن را به وسط رده ماقبل و انتهای آن را به وسط رده مابعد مستطیل‌های هیستوگرام وصل کنیم یک چند ضلعی بوجود می‌آید که آن را چندبر فراوانی گویند و مساحت زیر این چندبر فراوانی نیز یک واحد مربع است. در شکل ۳.۱ چندبر فراوانی مربوط به مثال ۴.۳.۱ نمایش داده شده است.

ج- منحنی فراوانی اگر تعداد داده‌ها زیاد و طول رده‌ها کوچک باشند در این صورت تعداد رده‌ها زیاد شده و در نتیجه تعداد اضلاع چندبر فراوانی نیز زیاد می‌شود و به یک منحنی نزدیک می‌شود.

$$\sum_{i=1}^k f_i x_i = 1475 \Rightarrow \bar{x} = \frac{1475}{4} = 36/875$$

یعنی هر قالب کره به طور متوسط ۳۶/۸۷۵ وزن دارد.

ب- میانه اگر داده‌ها را به طور غیر نزولی مرتب کنیم آنگاه عدد m را میانه این داده‌ها گویند در صورتی که تقریباً نصف داده‌ها در سمت چپ و نصف داده‌ها در سمت راست این عدد قرار گیرند، روش محاسبه میانه برای داده‌های گسسته و پیوسته متفاوت می‌باشد و در زیر هر یک را به طور جداگانه بررسی می‌کنیم.

محاسبه میانه برای داده‌های گسسته فرض کنید $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)}$ شکل مرتب شده داده‌های $x_1, x_2, \dots, x_n$ به طور غیر نزولی باشند. اگر تعداد داده‌ها n فرد باشد آنگاه $m = x_{(\frac{n+1}{2})}$ ، یعنی داده‌ای که در وسط قرار دارد میانه محسوب می‌شود و اگر n زوج باشد، آنگاه $m = \frac{x_{(\frac{n}{2})} + x_{(\frac{n}{2}+1)}}{2}$ ، یعنی نصف مجموع دو داده‌ای که در وسط قرار دارند میانه محسوب می‌شود.

مثال ۳.۵.۱ میانه را برای داده‌های ۱۵، ۱۹، ۱۷، ۲۱، ۲۱، ۱۹، ۱۷، ۱۲، ۲۵، ۱۸، ۱۲ به دست آورید.

حل ابتدا داده‌ها را به طور غیر نزولی مرتب می‌کنیم یعنی ۱۲، ۱۵، ۱۷، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۱۹، ۲۱، ۲۱، ۲۵، ۱۲، ۱۲، چون تعداد داده‌ها $n=11$ فرد می‌باشد بنابراین $m = x_{(6)} = 18$.

مثال ۴.۵.۱ میانه را برای داده‌های ۵، ۷، ۳، ۳، ۲، ۱۱، ۹، ۸، ۱۲، ۲، ۲ به دست آورید.

حل داده‌های مرتب شده عبارت‌اند از ۲، ۲، ۳، ۳، ۵، ۷، ۸، ۹، ۱۱، ۱۲، ۹، ۲. چون تعداد داده‌ها $n=10$ زوج می‌باشد بنابراین $m = \frac{x_{(5)} + x_{(6)}}{2} = \frac{5+7}{2} = 6$.

مثال ۵.۵.۱ میانه را برای داده‌های مثال ۳.۳.۱ به دست آورید.

حل چون تعداد داده‌ها $n=50$ زوج می‌باشد بنابراین با توجه به ستون فراوانی جدول ۲.۱ داریم که $m = \frac{x_{(25)} + x_{(26)}}{2} = \frac{4+4}{2} = 4$.

یعنی تقریباً نیمی از خانواده‌ها حداکثر ۴ قرص و نیمی از خانواده‌ها حداقل ۴ قرص در ماه مصرف می‌کنند.

محاسبه میانه برای داده‌های پیوسته روش به دست آوردن میانه برای داده‌های پیوسته را

f_k باشند و تعداد کل این داده‌ها برابر n باشد. مجموع داده‌ها تقسیم بر تعداد داده‌ها را میانگین (حسابی) این داده‌ها گویند، یعنی

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k f_i x_i$$

در صورتی که داده‌ها پیوسته باشند، x_i ها را نماینده رده‌ها در نظر می‌گیریم. توجه کنید که میانگین به عنوان یک شاخص تمرکز برای داده‌های عددی مناسب می‌باشد.

مثال ۱.۵.۱ برای داده‌های مثال ۳.۳.۱، میانگین داده‌ها را به دست آورید.

حل با استفاده از جدول ۲.۱، برای محاسبه میانگین یک ستون $f_i x_i$ که از ضرب x_i (نماینده رده) در فراوانی طبقه حاصل می‌شود، به جدول اضافه می‌کنیم تا محاسبه میانگین به راحتی انجام گیرد. در جدول ۵.۱ این محاسبات انجام گرفته و میانگین این داده‌ها به صورت زیر به دست می‌آید

x_i	f_i	$f_i x_i$
۲	۸	۱۶
۳	۱۰	۳۰
۴	۱۲	۴۸
۵	۷	۳۵
۶	۵	۳۰
۷	۴	۲۸
۸	۴	۳۲
جمع	۵۰	۲۱۹

جدول ۵.۱ جدول محاسبه میانگین

$$\sum_{i=1}^k f_i x_i = 219 \Rightarrow \bar{x} = \frac{219}{50} = 4/38$$

یعنی هر خانواده به طور متوسط ۴/۳۸ قرص در ماه مصرف می‌کند.

مثال ۲.۵.۱ برای داده‌های مثال ۴.۳.۱، میانگین داده‌ها را به دست آورید.

حل با استفاده از جدول ۳.۱ و در نظر گرفتن x_i به عنوان نماینده رده در فرمول میانگین و تشکیل یک جدول همانند جدول ۵.۱ به سادگی دیده می‌شود که

مثال ۱۲.۵.۱ برای داده‌های مثال ۲.۳.۱ با توجه به جدول ۱.۱، قطعه نوع C فراوانی بیشتری نسبت به سایر قطعات دارد و بنابراین نما برابر $M=3$ و یا قطعه نوع C می‌باشد.

محاسبه نما برای داده‌های پیوسته در این حالت داده‌ها را در یک جدول فراوانی مرتب می‌کنیم و رده‌ای که فراوانی آن از سایر رده‌ها بیشتر است را به عنوان رده نمای اختیار می‌کنیم. حال می‌توان نماینده این رده یعنی x_i را به عنوان نما اختیار کرد و یا اگر بخواهیم نما را به طور دقیق‌تر در این رده محاسبه کنیم از فرمول زیر استفاده می‌کنیم

$$M = L_M + \left(\frac{D_1}{D_1 + D_2} \right) w$$

در این فرمول L_M کران پائین رده نمای، D_1 اختلاف فراوانی‌های نسبی رده نمای و رده قبل از آن، D_2 اختلاف فراوانی‌های نسبی رده نمای و رده بعد از آن و w طول رده می‌باشد.

مثال ۱۳.۵.۱ در مثال ۴.۳.۱ نمای داده‌ها را محاسبه کنید.

حل با توجه به جدول ۳.۱ رده نمای $30/5 - 35/5$ می‌باشد و بنابراین محاسبات برای یافتن عبارت‌اند از

$$L_M = 30/5, D_1 = 0/25 - 0/15 = 0/10, D_2 = 0/25 - 0/20 = 0/05, w = 5$$

بنابراین

$$M = 30/5 + \left(\frac{0/10}{0/10 + 0/05} \right) 5 = 30/5 + 3/333 = 33/833$$

مثال ۱۴.۵.۱ در مثال ۵.۳.۱ نمای داده‌ها را محاسبه کنید.

حل با توجه به جدول ۴.۱ رده نمای $26/55 - 29/65$ می‌باشد و بنابراین محاسبات برای یافتن نما عبارت‌اند از

$$L_M = 26/55, D_1 = 0/34 - 0/20 = 0/14, D_2 = 0/34 - 0/06 = 0/28, w = 3/1$$

بنابراین

$$M = 26/55 + \left(\frac{0/14}{0/14 + 0/28} \right) 3/1 = 26/55 + 1/033 = 27/583$$

۲.۵.۱ شاخص‌های پراکندگی

بوسیله شاخص‌های تمرکز می‌توان میزان تمرکز داده‌ها را در یک عدد خلاصه کرد. اما یک مسئله مهم در ارتباط با داده‌های آماری، میزان تغییرات و پراکندگی آنها است، بدین معنی که اندازه‌گیری تا چه اندازه از فردی به فرد دیگر تغییر می‌کند. در این قسمت شاخص‌های پراکندگی را به عنوان معیاری برای سنجش میزان تغییرات داده‌ها معرفی می‌کنیم. ابتدا به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱۵.۵.۱ نمرات ۱۰ دانش‌آموز در دو امتحان تستی درسهای ریاضی و زبان به صورت زیر است:

درس ریاضی: ۰,۴,۴,۱۲,۱۲,۱۲,۱۴,۱۶,۱۶,۲۰

درس زبان: ۸,۸,۹,۹,۱۲,۱۲,۱۲,۱۳,۱۳,۱۴

همان‌طور که دیده می‌شود در هر دو کلاس میانگین نمره $\bar{x} = 11$ ، میانه $m = 12$ و نما $M = 12$ می‌باشد، اما نحوه تغییر پذیری نمرات در دو درس نسبت به میانگین ۱۱ یا میانه و نمای ۱۲ متفاوت می‌باشد. در درس ریاضی پراکندگی نمرات زیاد ولی در درس زبان پراکندگی نمرات کمتر است.

با توجه به مثال بالا برای اینکه بتوانیم این دو درس را با یکدیگر مقایسه کنیم بایستی از شاخص‌های دیگری بنام شاخص‌های پراکندگی استفاده کنیم که در زیر مهمترین این شاخص‌ها را معرفی می‌کنیم.

الف- دامنه داده‌ها اگر $x_{(1)}$ کوچکترین داده و $x_{(n)}$ بزرگترین داده باشد آنگاه

$$R = x_{(n)} - x_{(1)}$$

را دامنه داده‌ها گویند. برای مثال در مثال ۱۵.۵.۱ دامنه نمرات دروس ریاضی و زبان به ترتیب $R_1 = 20 - 0 = 20$ و $R_2 = 14 - 8 = 6$ می‌باشد که نشان می‌دهد نمرات درس زبان دارای پراکندگی کمتری است.

با وجود اینکه این شاخص وسعت پراکندگی داده‌ها را معرفی می‌کند اما یک شاخص مناسب و کافی برای سنجش تغییر پذیری داده‌ها نیست زیرا تنها به کوچکترین و بزرگترین داده وابسته است.

ب- میانگین انحرافات اختلاف مثبت داده x_i از میانگین یعنی $|x_i - \bar{x}|$ را انحراف از میانگین داده x_i گویند و میانگین تمام انحرافات یعنی $|x_i - \bar{x}|$ را $D = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k f_i$ میانگین

x_i	f_i	$f_i x_i$	$f_i x_i^2$
۲۳	۳	۶۹	۱۵۸۷
۲۸	۶	۱۶۸	۴۷۰۴
۳۳	۱۰	۳۳۰	۱۰۸۹۰
۳۸	۸	۳۰۴	۱۱۵۵۲
۴۳	۶	۲۵۸	۱۱۰۹۴
۴۸	۵	۲۴۰	۱۱۵۲۰
۵۳	۲	۱۰۶	۵۶۱۸
جمع	۴۰	۱۴۷۵	۵۶۹۶۵

جدول ۶.۱ جدول محاسبه واریانس

روش تبدیل داده‌ها اگر داده‌ها بزرگ باشند محاسبات مربوط به واریانس مشکل می‌شود. در این حالت می‌توان برای محاسبه واریانس از روش تبدیل داده‌ها استفاده کرد. در این روش داده‌های $x_1, x_2, \dots, x_k$ را بوسیله تبدیل زیر به داده‌های $y_1, y_2, \dots, y_k$ تبدیل می‌کنیم

$$y_i = \frac{x_i - a}{b} \quad i = 1, 2, \dots, k$$

که در آن اعداد a و b مقادیر ثابتی هستند و به ترتیب برای تغییر مبدأ و تغییر واحد اندازه‌گیری داده‌ها به کار برده می‌شوند. معمولاً در داده‌های پیوسته a را برابر نماینده رده‌نمایی و b را برابر طول رده یعنی w می‌گیرند. سپس میانگین و واریانس داده‌های جدید $y_1, y_2, \dots, y_k$ را محاسبه کرده و به سادگی می‌توان میانگین و واریانس داده‌های اصلی $x_1, x_2, \dots, x_k$ را از فرمولهای زیر به دست آورد.

$$\bar{x} = a + b\bar{y}, \quad S_x^2 = b^2 S_y^2, \quad S_x = b S_y$$

مثال ۱۷.۵.۱ در مثال ۵.۳.۱ میانگین، واریانس و انحراف استاندارد داده‌ها را از روش تبدیل داده‌ها محاسبه کنید.

حل با استفاده از جدول ۴.۱ و قرار دادن $a = 28/1$ و $b = 3/1$ جدول ۷.۱ را برای محاسبه میانگین، واریانس و انحراف استاندارد تشکیل می‌دهیم. با استفاده از این جدول می‌توان محاسبات

انحرافات گویند. میانگین انحرافات یک شاخص مناسب برای سنجش تغییر پذیری داده‌ها است، زیرا به تمامی داده‌ها و انحرافات آنها وابسته است. اما روش محاسبه آن مشکل می‌باشد و به دلیل وجود قدر مطلق در فرمول آن، نمی‌توان آن را ساده کرد تا محاسبات آن ساده شوند و به جای آن از شاخص مناسب زیر استفاده می‌کنیم.

ج- واریانس و انحراف استاندارد میانگین مجذور انحرافات را واریانس می‌نامند و با نماد S_b^2 نمایش می‌دهند، یعنی

$$S_b^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k f_i (x_i - \bar{x})^2$$

در مبحث استنباط آماری واریانس را از مجموع مجذور انحرافات داده‌ها تقسیم بر $n-1$ به دست می‌آورند و آنرا با نماد S^2 نمایش می‌دهند، یعنی

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^k f_i (x_i - \bar{x})^2$$

دلیل آماری این کار در مبحث استنباط آماری مشخص خواهد شد. در این کتاب هر جا صحبت از واریانس می‌کنیم منظور S^2 می‌باشد. جذر واریانس یعنی $S = \sqrt{S^2}$ را انحراف استاندارد گویند و انحراف استاندارد شاخص مناسبی برای سنجش پراکندگی می‌باشد. در قضیه زیر روش ساده‌ای برای محاسبه واریانس می‌آوریم.

قضیه ۱.۱ واریانس را می‌توان از فرمول زیر محاسبه کرد

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^k f_i x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^k f_i x_i \right)^2 \right]$$

اثبات این قضیه در تمرین ۱۳ از متعلمین خواسته شده است.

مثال ۱۶.۵.۱ در مثال ۴.۳.۱ واریانس و انحراف استاندارد داده‌ها را محاسبه کنید.

حل با استفاده از جدول ۳.۱، جدول ۶.۱ را برای محاسبه واریانس و انحراف استاندارد تشکیل می‌دهیم. با استفاده از این جدول و قضیه ۱.۱ داریم

$$S^2 = \frac{1}{39} \left[56965 - \frac{(1475)^2}{40} \right] = 66/0096, \quad S = \sqrt{66/0096} = 8/12$$

۶.۱ تمرینات

۱ چه تفاوتی بین آمار توصیفی و آمار استنباطی وجود دارد؟

۲ در هر یک از موارد زیر جمعیت، نمونه و صفت مربوطه را مشخص کنید.

الف- آموزگاری می خواهد میانگین نمرات درس ریاضی کلاس پنجم دبستان را، در دو منطقه آموزشی مقایسه کند.

ب- مدیر یک فروشگاه زنجیره ای می خواهد میانگین فروش روزانه محصول جدیدی را در یکی از فروشگاهها برآورد کند.

ج- یک شرکت اتومبیل سازی می خواهد میزان مصرف بنزین در صد کیلومتر اتومبیلهای تولیدی شرکت در سال گذشته را برآورد کند.

۳ کدام یک از داده های زیر گسسته و کدام یک پیوسته هستند؟

الف- میزان بارندگی بر حسب سانتی متر، در یک شهر در طول ماههای سال.

ب- تعداد دانشجویان ورودی به دانشگاه در سالهای مختلف.

ج- طول عمر لامپهای تلویزیونی که توسط یک کارخانه تولید می شود.

د- اندازه طول ۱۰۰۰ گلوله تولید شده در یک کارخانه اسلحه سازی.

ه) تعداد سهام فروخته شده در بازار بورس در هر روز.

۴ تعداد اتومبیلهای تولید شده توسط یک شرکت اتومبیل سازی در ۱۸ روز کاری به شرح زیر می باشد

۱۱ ۱۲ ۱۴ ۱۳ ۱۲ ۱۵ ۱۶ ۱۱ ۱۲

۱۴ ۱۰ ۱۲ ۱۵ ۱۲ ۱۲ ۱۳ ۱۱ ۱۷

یک جدول فراوانی برای این داده ها تشکیل دهید و نمودار میله ای داده ها را رسم کنید.

۵ کاشی های تولیدی یک کارخانه کاشی سازی از نظر کیفیت در سه گروه درجه یک، درجه ۲ و درجه ۳ طبقه بندی می شوند. جدول زیر توزیع کاشی های تولیدی این کارخانه را در هفته گذشته نشان می دهد.

کیفیت	درجه ۱	درجه ۲	درجه ۳
تعداد بر حسب هزار جعبه	۲۰	۱۱	۹

زیر را انجام داد

x_i	f_i	$y_i = \frac{x_i - 28/1}{3/1}$	$f_i y_i$	$f_i y_i^2$
۱۸/۸	۲	-۳	-۶	۱۸
۲۱/۹	۷	-۲	-۱۴	۲۸
۲۵/۰	۱۰	-۱	-۱۰	۱۰
۲۸/۱	۱۷	۰	۰	۰
۳۱/۲	۳	۱	۳	۳
۳۴/۳	۶	۲	۱۲	۲۴
۳۷/۴	۵	۳	۱۵	۴۵
جمع	۵۰		۰	۱۲۸

جدول ۷.۱ محاسبه واریانس به روش تبدیل داده ها

$$\bar{y} = \frac{0}{50} = 0, S_y^2 = \frac{1}{49} \left[128 - \frac{(0)^2}{50} \right] = 2/6122$$

$$\bar{x} = 28/1 + 3/1(0) = 28/1, S_x^2 = (3/1)^2 (2/6122) = 25/103, S_x = 5/01$$

د- ضریب تغییر واریانس و انحراف استاندارد به واحد اندازه گیری داده ها بستگی دارند. برای مقایسه دو سری داده بایستی از شاخص هایی استفاده کنیم که به واحد اندازه گیری داده ها بستگی نداشته باشند. یکی از این شاخص ها ضریب تغییر می باشد که به صورت $CV = \frac{S}{\bar{x}}$ تعریف می شود و معمولاً بر حسب درصد بیان می شود.

مثال ۱۸.۵.۱ کارخانه ای دو نوع لامپ تولید می کند. لامپ نوع اول دارای میانگین طول عمر ۲۰۰ ساعت با انحراف استاندارد ۱۱ ساعت و لامپ نوع دوم دارای میانگین طول عمر ۲۴۰ ساعت با انحراف استاندارد ۱۲ ساعت است. کدام نوع لامپ بهتر است؟

حل $\bar{x}_1 = 200, S_1 = 11, CV_1 = \frac{11}{200} = 0/055 \Rightarrow CV_1 = 5/5\%$
 $\bar{x}_2 = 240, S_2 = 12, CV_2 = \frac{12}{240} = 0/05 \Rightarrow CV_2 = 5\%$

بنابراین لامپ نوع دوم بهتر است زیرا دارای میانگین طول عمر بیشتر و ضریب تغییر کمتری است.

یک نمودار دایره‌ای برای این داده‌ها رسم کنید.

۶ زمانهای شعله‌ور شدن نوعی از مواد پارچه‌ای که در معرض شعله آتش قرار گرفته‌اند به نزدیکترین صدم ثانیه گرد شده‌اند و به صورت زیر داده شده‌اند.

۲/۵۸	۴/۷۹	۵/۵۰	۶/۷۵	۲/۶۵	۶/۶۰	۱۱/۲۵	۳/۷۸	۴/۹۰	۵/۲۱
۲/۵۱	۶/۲۰	۵/۹۲	۵/۸۴	۷/۸۶	۸/۷۹	۳/۹۰	۳/۷۵	۳/۴۹	۱/۷۶
۴/۰۴	۱/۵۲	۴/۵۶	۸/۸۰	۴/۷۱	۵/۹۲	۵/۳۳	۳/۱۰	۶/۷۷	۹/۲۰
۶/۴۳	۱/۳۸	۲/۴۶	۷/۴۰	۶/۲۵	۹/۶۵	۸/۶۴	۶/۴۳	۵/۶۲	۱/۲۰
۱/۵۸	۳/۸۷	۶/۹۰	۴/۷۲	۹/۴۵	۵/۰۹	۷/۴۱	۱/۷۰	۹/۷۰	۶/۸۵
۴/۳۲	۴/۵۴	۱/۴۷	۳/۶۲	۱۲/۸۰	۴/۱۱	۷/۹۶	۶/۴۰	۵/۱۱	۲/۸۰
۲/۲۰	۵/۱۲	۲/۱۱	۲/۴۶	۱/۴۲	۶/۳۷	۱۰/۶۰	۳/۲۴	۴/۵۰	۷/۳۵
۴/۱۹	۵/۱۵	۲/۳۲	۸/۷۵	۱/۹۲	۵/۴۰	۳/۸۱	۱/۷۹	۲/۵۰	۱۱/۷۵

الف - یک جدول فراوانی برای این داده‌ها تشکیل دهید.

ب - هیستوگرام و چندبر فراوانی را برای این داده‌ها رسم کنید.

۷ در ۱۵۰۰ اندازه‌گیری، کوچکترین و بزرگترین عددهای به دست آمده به ترتیب ۱۰/۸ و ۱۱/۹ سانتیمتر بوده‌اند. برای تشکیل جدول فراوانی برای این داده‌ها، طول رده مناسب را پیدا کنید.

۸ در یک مرکز کامپیوتر دانشگاهی، در مدت ۶۰ روز، تعداد توقفهای ناشی از اشتباه ماشین در هر روز ثبت شده‌اند و داده‌های زیر به دست آمده‌اند

۱	۸	۵	۰	۰	۴	۳	۶	۰	۲	۰	۳	۱	۱	۰	۱	۰	۱	۰
۲	۲	۰	۰	۰	۱	۲	۱	۲	۰	۰	۱	۶	۴	۳	۳	۱	۲	۴
۰	۳	۱	۲	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۲	۰	۲	۴	۴	۰	۲

الف - جدول فراوانی را برای این داده‌ها تشکیل دهید.

ب - نمودار میله‌ای و نمودار دایره‌ای را برای این داده‌ها رسم کنید.

ج - در چه نسبتی از روزها تعداد توقفها بیشتر از ۳ بار بوده است.

۹ شرکتی دارای ۵۰ اتومبیل است که بیمه بدنه شده‌اند. تعداد مراجعات به شرکت بیمه برای دریافت خسارت این اتومبیلها در سال گذشته به صورت زیر بوده است

تعداد خسارتها	۰	۱	۲	۳	۴	۵	۶
تعداد اتومبیلها	۲۱	۱۳	۵	۴	۲	۳	۲

الف - میانگین، میانه و نمای تعداد خسارتها را محاسبه کنید.

ب - واریانس و انحراف استاندارد خسارتها را محاسبه کنید.

۱۰ فراوانی رده‌های نامساوی ۱۰/۵-۱۳/۵، ۱۳/۵-۱۷/۵، ۱۷/۵-۱۹/۵، ۱۹/۵-۲۴/۵ و ۲۴/۵-۱۹/۵ به ترتیب ۵، ۷، ۲ و ۶ می‌باشد. با استفاده از رابطه

فراوانس نسبی رده = عرض مستطیل × طول رده

هیستوگرام را به گونه‌ای رسم کنید که مساحت تمام مستطیل‌های هیستوگرام یک واحد مربع شود.

۱۱ اگر میانگین یک سری داده‌های m تایی برابر $\bar{x}$ و میانگین یک سری داده‌های n تایی برابر $\bar{y}$ باشد، ثابت کنید که میانگین آمیخته این دو سری از داده‌ها برابر $\frac{m\bar{x} + n\bar{y}}{m+n}$ است.

۱۲ اگر بر روی داده‌های $x_1, x_2, \dots, x_k$ با فراوانیهای $f_1, f_2, \dots, f_k$ و f_k تبدیل $y_i = \frac{x_i - a}{b}$ را انجام دهیم، نشان دهید که رابطه بین میانگین و واریانس y_i ها و x_i ها به صورت زیر می‌باشد

$$\bar{y} = \frac{\bar{x} - a}{b} \quad , \quad S_y^2 = \frac{S_x^2}{b^2}$$

۱۳ قضیه ۱.۱ را اثبات کنید.

۱۴ داده‌های زیر قطر ۵۰ بلبرینگ ساخته شده توسط یک کارخانه بر حسب اینچ می‌باشد

۰/۷۳۱	۰/۷۳۸	۰/۷۴۳	۰/۷۴۰	۰/۷۳۶	۰/۷۴۱	۰/۷۳۵	۰/۷۲۶	۰/۷۲۹	۰/۷۳۷
۰/۷۳۶	۰/۷۲۸	۰/۷۳۷	۰/۷۳۶	۰/۷۳۵	۰/۷۲۴	۰/۷۳۳	۰/۷۴۲	۰/۷۳۹	۰/۷۳۵
۰/۷۳۳	۰/۷۴۵	۰/۷۳۶	۰/۷۴۲	۰/۷۴۰	۰/۷۲۸	۰/۷۳۸	۰/۷۳۵	۰/۷۳۴	۰/۷۳۲
۰/۷۳۹	۰/۷۳۳	۰/۷۳۰	۰/۷۳۲	۰/۷۳۹	۰/۷۳۰	۰/۷۳۴	۰/۷۳۸	۰/۷۲۷	۰/۷۳۵
۰/۷۴۱	۰/۷۳۵	۰/۷۳۲	۰/۷۳۵	۰/۷۲۷	۰/۷۳۴	۰/۷۳۲	۰/۷۳۶	۰/۷۳۶	۰/۷۴۴

الف - یک جدول فراوانی برای این داده‌ها تشکیل دهید و هیستوگرام و چندبر فراوانی

داده‌ها را رسم کنید.

ب - میانگین، میانه و نما و انحراف استاندارد داده‌ها را محاسبه کنید.

ج- چند درصد داده‌ها در فاصله $(\bar{x}-s, \bar{x}+s)$ و چند درصد داده‌ها در فاصله $(\bar{x}-2s, \bar{x}+2s)$ قرار دارند؟

۱۵ نشان دهید که ضریب تغییر به واحد اندازه‌گیری داده‌ها بستگی ندارد، یعنی اگر داده‌ها را در عدد ثابت b ضرب کنیم، ضریب تغییر ثابت می‌ماند.

۱۶ تعداد گل‌های به ثمر رسیده توسط دو تیم A و B در طول یک دوره مسابقات به صورت زیر است. کدام تیم وضع بهتری دارد؟

تعداد گل‌ها در مسابقه	۰	۱	۲	۳	۴
تعداد بازیهای تیم A	۵۴	۱۸	۱۶	۱۰	۸
تعداد بازیهای تیم B	۳۴	۱۸	۱۲	۱۰	۶

۱۷ جدول زیر جدول فراوانی مربوط به وزن تعدادی از دانش‌آموزان یک دبیرستان را نشان می‌دهد

رده‌ها	x_i	f_i	r_i	g_i	s_i
۳۰/۵-۳۵/۵			۰/۰۶		
۳۵/۵-۴۰/۵		۷			
				۱۹	
					۰/۶۴
			۰/۱۶		
				۴۶	
جمع		۵۰	۱/۰۰		

الف- جدول را کامل کنید.

ب- میانگین، میانه، نما و انحراف استاندارد را محاسبه کنید.

۱۸ عدد Q_p که $0 < p < 1$ را چندک مرتبه p ام داده‌ها گویند هرگاه تقریباً $100p\%$ داده‌ها قبل از آن قرار گیرند. در حالت خاص $Q_1 = Q_{.۲۵}$ و $Q_2 = Q_{.۵}$ و $Q_3 = Q_{.۷۵}$ را به ترتیب چارکهای اول و دوم و سوم داده‌ها گویند.

الف- نشان دهید که برای داده‌های گسسته $Q_p = (1-w)x_{(r)} + wx_{(r+1)}$ که در آن $x_{(1)} \dots x_{(n)}$ داده‌های مرتب شده به طور غیر نزولی، $r = [(n+1)p]$ و $w = (n+1)p - r$ می‌باشد.

ب- نشان دهید که برای داده‌های پیوسته $Q_p = L_p + \frac{(np - g_p)w}{f_p}$ که در آن L_p کران پائین رده‌ای است که فراوانی تجمعی نسبی آن بزرگتر یا مساوی p است که به آن رده Q_p گوئیم، g_p فراوانی تجمعی رده قبل از رده Q_p ، f_p فراوانی رده Q_p و w طول رده می‌باشد.

۱۹ در تمرین ۴، میانه و چارک اول داده‌ها را محاسبه کنید.

۲۰ در تمرین ۶، میانگین، انحراف استاندارد، میانه و چارک سوم داده‌ها را محاسبه کنید.

۲۱ در تمرین ۸، چارک دوم و $Q_{.۹}$ را محاسبه کنید.

فصل دوم

احتمال

۱.۲ مقدمه

چنانچه در فصل اول مشاهده شد در یک بررسی آماری از جمعیت مورد نظر نمونه‌ای انتخاب می‌کنیم و به کمک روشهای آمار توصیفی به بررسی مشخصات اصلی نهفته در این نمونه می‌پردازیم. هدف اصلی در این بررسی آماری، تجزیه و تحلیل اطلاعات حاصل از نمونه به منظور به دست آوردن نتایج و انجام استنباط‌هایی در مورد جمعیت مورد مطالعه است. چون نمونه شامل قسمتی از اطلاعات موجود در جمعیت است، پس نمی‌توان به درستی نتایج به دست آمده از روی آن به طور قطع اطمینان داشت. بنابراین نیاز به روشهایی داریم که میزان درستی نتایج حاصل را بتوان بوسیله آنها سنجید. به کمک نظریه احتمال می‌توان به چنین روشهایی دست یافت. در این فصل مفاهیم اساسی احتمال را بررسی می‌کنیم.

۲.۲ فضای نمونه و پیشامد

در مسائل علمی اغلب اوقات با آزمایشهایی مواجه می‌شویم که اگر تحت شرایط مشابهی تکرار شوند نتایج مختلفی را به دست می‌دهند، که نشانگر تأثیر یک عامل اتفاقی در نتیجه آزمایش است. برای مثال در بررسی طول عمر لامپهای تولیدی یک کارخانه و یا بررسی میزان تأثیر یک داروی جدید روی بیماران و... با چنین آزمایشهایی مواجه می‌شویم که به آنها آزمایشهای تصادفی گویند.

تعریف ۱.۲ آزمایشی که تحت شرایط یکسان بتوان آن را تکرار کرد و نتیجه آن قبل از انجام آزمایش قابل تعیین نبوده ولی کلیه نتایج ممکن آن قابل تعیین باشد را یک آزمایش تصادفی گویند.

مثال ۱.۲.۲ هر کدام از موارد زیر یک آزمایش تصادفی است.

الف- پرتاب یک سکه

ب- پرتاب یک تاس

ج- پرتاب متوالی یک سکه تا مشاهده یک شیر

د- اندازه گیری درجه حرارت بدن یک بیمار در یک شبانه روز

ه- اندازه گیری طول عمر یک لامپ

در هر یک از آزمایشهای مثال ۱.۲.۲ نتیجه آزمایش از قبل قابل تعیین نیست ولی کلیه نتایج آزمایش قابل تعیین می باشند. مثلاً در پرتاب یک تاس یکی از اعداد ۱، ۲، ۳، ۴، ۵ یا ۶ ظاهر می شود ولی قبل از انجام آزمایش نمی توان گفت که کدام عدد رخ می دهد.

تعریف ۲.۲ مجموعه تمام نتایج یک آزمایش تصادفی را فضای نمونه گویند و آن را با نماد S نمایش می دهند.

مثال ۲.۲.۲ در مثال ۱.۲.۲ فضای نمونه آزمایشهای تصادفی عبارت اند از

الف- در پرتاب یک سکه داریم $S = \{H, T\}$ که در آن H نمایانگر رخداد "شیر" و T نمایانگر رخداد "خط" است و در پرتاب دو سکه داریم $S = \{HH, HT, TH, TT\}$

ب- در پرتاب یک تاس داریم $S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$

همینطور فضای نمونه حاصل از پرتاب دو تاس عبارت است از

$$S = \{(1,1), (1,2), \dots, (6,6)\} = \{(x,y) \mid x, y = 1, 2, \dots, 6\}$$

ج- فضای نمونه حاصل از پرتاب یک سکه تا مشاهده یک شیر عبارت است از

$$S = \{H, TH, TTH, TTTH, \dots\}$$

د- اگر درجه حرارت بدن یک بیمار در یک شبانه روز را اندازه گیری کنیم آنگاه فضای نمونه عبارت است از $S = [35, 42]$ که یک فاصله بسته است.

ه- اگر طول عمر لامپ تولیدی یک کارخانه که حداکثر ۱۰۰۰۰ ساعت طول عمر دارد را اندازه گیری کنیم آنگاه فضای نمونه فاصله $S = [0, 10000]$ است.

مثال ۳.۲.۲ از خط تولید یک کارخانه ۳ محصول را به طور تصادفی انتخاب می کنیم. این محصولات ممکن است خراب یا سالم باشند.

الف- اگر خراب بودن محصول را با D و سالم بودن آن را با N نمایش دهیم، آنگاه فضای نمونه مورد نظر عبارت است از

$$S_1 = \{NNN, NND, NDN, DNN, DDN, DND, NDD, DDD\}$$

ب- اگر به تعداد قطعات خراب در بین ۳ قطعه انتخابی توجه کنیم آنگاه فضای نمونه عبارت است از $S_2 = \{0, 1, 2, 3\}$

مثال ۳.۲.۲ نشان می دهد که در یک آزمایش تصادفی، ممکن است بیش از یک فضای نمونه داشته باشیم و جنبه مورد نظر از آزمایش تصادفی است که فضای نمونه را تعیین می کند. همچنین با توجه به مثالهای بالا می توان فضاهای نمونه را به طور کلی به دو گروه زیر تقسیم نمود

۱- فضای نمونه گسسته که شامل دو حالت زیر است

الف- فضای نمونه متناهی که تعداد اعضای آن متناهی است، مانند فضای نمونه در مثال ۲.۲.۲(الف) و (ب).

ب- فضای نمونه نامتناهی شمارش پذیر که یک مجموعه نامتناهی اما شمارش پذیر است، مانند مثال ۲.۲.۲(ج).

۲- فضای نمونه پیوسته که اعضای آن به صورت یک فاصله از اعداد حقیقی یا یک سطح در فضای دو بعدی یا... است، مانند مثال ۲.۲.۲(د) و (ه).

در ادامه نخست بیشتر در مورد فضای نمونه متناهی بحث می کنیم و سپس در مورد فضاهای نمونه دیگر در طول فصل بحث می کنیم.

تعریف ۳.۲ در یک فضای نمونه متناهی، هر زیر مجموعه از فضای نمونه را یک پیشامد می نامند. پیشامدی که تنها دارای یک عضو باشد به پیشامد ساده موسوم است و پیشامدی با تعداد اعضای بیشتر از یک عضو را پیشامد مرکب گوئیم. اگر پیشامدی دارای هیچ عضوی نباشد آن را پیشامد محال یا تهی می نامیم و پیشامدی که برابر فضای نمونه S باشد به پیشامد حتمی موسوم است.

مثال ۴.۲.۲ اگر یک جفت تاس را یک بار پرتاب کنیم، آنگاه فضای نمونه آن عبارت است از $S = \{(x,y) \mid x, y = 1, 2, \dots, 6\}$

الف- اگر E_1 پیشامد این باشد که مجموع اعداد روی دو تاس کمتر از ۳ باشد آنگاه E_1 یک پیشامد ساده است و

$$E_1 = \{(1, 1)\}$$

ب- اگر E_2 پیشامد این باشد که مجموع اعداد روی دو تاس بیش از ۱۰ باشد آنگاه E_2 یک پیشامد مرکب است و

$$E_2 = \{(5, 6), (6, 5), (6, 6)\}$$

ج- اگر E_3 پیشامد این باشد که مجموع اعداد روی دو تاس حداقل ۱۳ باشد آنگاه E_3 یک پیشامد محال است و

$$E_3 = \emptyset$$

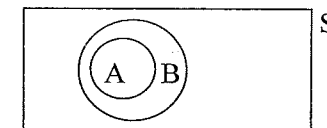
د- اگر E_4 پیشامد این باشد که مجموع اعداد روی دو تاس حداکثر ۱۲ باشد آنگاه E_4 یک پیشامد حتمی است و

$$E_4 = S$$

وقوع یک پیشامد گوئیم پیشامد A به وقوع پیوسته است هرگاه نتیجه آزمایش تصادفی منجر به مشاهده عضوی از پیشامد A گردد. برای مثال در مثال ۴.۲.۲ اگر در پرتاب دو تاس نتیجه $(6, 5)$ را مشاهده کنیم آنگاه گوئیم پیشامد E_2 به وقوع پیوسته و پیشامد E_1 رخ نداده است.

۱.۲.۲ اعمال روی پیشامدها

چون پیشامدها زیر مجموعه‌ای از فضای نمونه هستند پس می‌توان همانند مجموعه‌ها اعمال جبری را روی آنها انجام داد. در این حالت فضای نمونه مجموعه مرجع می‌باشد و توسط نمودار ون می‌توان پیشامدها و فضای نمونه را به صورت شکل ۱.۲ نمایش داد. بعضی از اعمال روی پیشامدها عبارت‌اند از



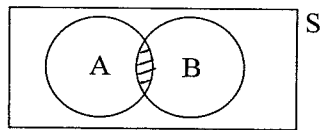
شکل ۱.۲ $A \subset B$

الف- زیر پیشامد پیشامد A را زیر پیشامد، پیشامد B گوئیم هرگاه وقوع A ، وقوع B را نتیجه دهد (شکل ۱.۲) و آنرا با نماد $A \subset B$ نمایش می‌دهیم.

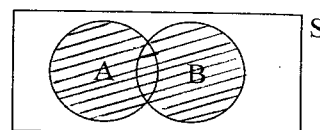
ب- دو پیشامد مساوی دو پیشامد A و B را مساوی گوئیم هرگاه وقوع یکی وقوع دیگری را نتیجه دهد، یعنی

$$A=B \Leftrightarrow (A \subset B, B \subset A)$$

پ- اجتماع دو پیشامد پیشامد $A \cup B = \{x \mid x \in A \text{ یا } x \in B\}$ را اجتماع دو پیشامد A و B گوئیم و وقوع $A \cup B$ به معنای وقوع حداقل یکی از دو پیشامد A یا B است (شکل ۲.۲).



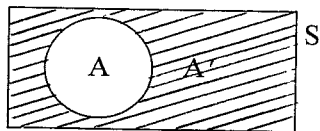
شکل ۲.۲ پیشامد $A \cap B$



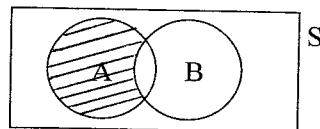
شکل ۲.۲ پیشامد $A \cup B$

ت- اشتراک دو پیشامد پیشامد $A \cap B = \{x \mid x \in A \text{ و } x \in B\}$ را اشتراک دو پیشامد A و B گوئیم و وقوع $A \cap B$ به معنای وقوع همزمان هر دو پیشامد A و B است (شکل ۳.۲).

ث- تفاضل دو پیشامد پیشامد $A - B = \{x \mid x \in A, x \notin B\}$ را تفاضل پیشامد B از A گوئیم و وقوع $A - B$ به معنای وقوع «فقط A و نه B » است (شکل ۴.۲).



شکل ۵.۲ پیشامد A'



شکل ۴.۲ پیشامد $A - B$

ج- متمم یک پیشامد پیشامد $A' = \{x \mid x \in S, x \notin A\}$ را متمم پیشامد A گوئیم و وقوع A' به معنای عدم وقوع پیشامد A است (شکل ۵.۲).

اشتراک و اجتماع بیش از دو پیشامد نیز به نحو مشابهی تعریف می‌گردد. اجتماع پیشامدهای $A_1, A_2, \dots, A_m$ شامل اعضای است که حداقل به یکی از A_i ها متعلق باشد و اشتراک آنها شامل اعضای است که در همه پیشامدهای $A_1, A_2, \dots, A_m$ باشند. یعنی

$$\bigcup_{i=1}^m A_i = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_m \quad \bigcap_{i=1}^m A_i = A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_m$$

تعریف ۴.۲ دو پیشامد A و B را ناسازگار (جدا) گوئیم هرگاه $A \cap B = \emptyset$ ، یعنی دو پیشامد را ناسازگار گوئیم هرگاه هر دو نتوانند همزمان اتفاق بیفتند.

مثال ۵.۲.۲ در پرتاب یک تاس اگر A پیشامد مشاهده عدد زوج و B پیشامد مشاهده عدد فرد باشد آنگاه

$$A = \{2, 4, 6\}, \quad B = \{1, 3, 5\}, \quad A \cap B = \emptyset$$

پیشامد ناسازگار

بنابراین A و B ناسازگار هستند.

تعریف ۵.۲ پیشامدهای $A_1, A_2, A_3, \dots$ را دو به دو ناسازگار گوئیم هر گاه به ازای هر $i \neq j$

$$A_i \cap A_j = \emptyset$$

کاربرد: موارد عملی (کار)

۳.۲ احتمال

احتمال وقوع یک پیشامد به معنای شانس وقوع آن پیشامد در انجام یک آزمایش تصادفی است. برای محاسبه احتمال تغییرهای مختلفی از جمله فراوانی نسبی، هم شانس و شخصی وجود دارد که هر کدام از این تعبیرها می تواند برای بکارگیری احتمال در مسایل عملی مفید باشند ولی به هر کدام انتقادهایی وارد است. در زیر ابتدا روش محاسبه احتمال به طریق فراوانی نسبی را می آوریم و سپس تعریف ریاضی احتمال که بر اساس اصول موضوع احتمالات قرار دارد را می آوریم.

فرض کنید یک آزمایش تصادفی را n مرتبه تحت شرایط یکسان تکرار کنیم و تعداد دفعاتی که در این n آزمایش پیشامد A بوقوع پیوسته را با $f_n(A)$ نمایش دهیم. بنابراین $r_n(A) = \frac{f_n(A)}{n}$ فراوانی نسبی وقوع پیشامد A می باشد و انتظار داریم که با زیاد شدن تعداد آزمایشات $r_n(A)$ به یک عدد ثابتی نزدیک شود که این عدد ثابت را احتمال وقوع پیشامد A گوئیم و آن را با $P(A) = \lim_{n \rightarrow +\infty} r_n(A)$ نمایش می دهیم یعنی

اما انجام آزمایش تصادفی به تعداد دفعات زیاد ممکن است عملی نباشد و یا ممکن است $r_n(A)$ به یک عدد ثابت نزدیک نشود. با این وجود در بیشتر موارد عملی از این تعبیر احتمال برای محاسبه احتمال استفاده می شود و این تعبیر با اصول موضوع احتمال که در زیر ارائه می شوند، نیز سازگاری دارد. برای مثال اگر سکه ای را ۱۰۰۰ مرتبه پرتاب کنیم و مشاهده کنیم که ۴۹۵ مرتبه شیر و ۵۰۵ مرتبه خط مشاهده شده است در این صورت فراوانی نسبی مشاهده شیر و خط به ترتیب ۰/۴۹۵ و ۰/۵۰۵ می باشد و می توان احتمال وقوع هر کدام از این دو پیشامد را $\frac{1}{2} = 0.5$ در نظر گرفت.

تعریف ریاضی تابع احتمال تابع احتمال تابعی از فضای نمونه S به داخل مجموعه اعداد حقیقی R به صورت $P: S \rightarrow R$ است. به عبارت دقیقتر احتمال تابعی مانند P است که به هر پیشامد A از فضای نمونه S عدد حقیقی $P(A)$ را به گونه ای نسبت می دهد که در ۳ اصل موضوع زیر صدق

کند

$$P(S) = 1$$

$$P(A) \geq 0, S \text{ در } A \text{ پیشامد}$$

۳- اگر $A_1, A_2, A_3, \dots$ پیشامدهای دو به دو ناسازگار باشند آنگاه

$$P(A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup \dots) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) + \dots$$

در ادامه تابع احتمال را روی هر یک از فضاهای نمونه گسسته و پیوسته به دست می آوریم.

۱.۳.۲ مدل احتمال روی فضای نمونه متناهی

فرض کنید $S = \{e_1, e_2, \dots, e_n\}$ یک فضای نمونه متناهی غیرتهی باشد. یک مدل احتمال روی این فضای نمونه عبارت است از نسبت دادن اوزان (احتمالات) نامنفی $p_1, p_2, \dots, p_n$ و p_n به نقاط فضای نمونه S به طوری که مجموع تمام این اعداد برابر یک شود یعنی

S	e_1	e_2	...	e_n
احتمال	p_1	p_2	...	p_n

$$0 \leq p_i \leq 1, i = 1, 2, \dots, n, \quad \sum_{i=1}^n p_i = 1$$

این اعداد متضمن ارزیابی وقوع پیشامدهای ساده یک آزمایش تصادفی می باشند و بایستی به گونه ای نسبت داده شوند که پیشامد ساده ای که شانس وقوع آن کمتر است عدد نسبت داده شده به صفر نزدیکتر و پیشامد ساده ای که شانس وقوع آن بیشتر است عدد نسبت داده شده به یک نزدیکتر باشد. اگر در یک فضای نمونه پیشامدهای ساده شانس یکسان برای اتفاق افتادن داشته باشند در این صورت بایستی اعداد (احتمالات) یکسان به این نقاط نسبت داده شود. برای مثال در پرتاب یک تاس مدل احتمال برابر است با

S	۱	۲	۳	۴	۵	۶
احتمال	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

حال اگر A یک پیشامد در فضای نمونه S باشد، احتمال پیشامد A برابر مجموع تمام

احتمالات نسبت داده شده به پیشامدهای ساده تشکیل دهنده A در نظر گرفته می شود، یعنی

$$A = \{e_1, e_2, \dots, e_m\} \subset S \Rightarrow P(A) = p_1 + p_2 + \dots + p_m = \sum_{i=1}^m p_i$$

$$P(A) = \frac{m}{n} = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{\text{تعداد حالات مطلوب}}{\text{تعداد کل حالات}} = \frac{\text{تعداد اعضای پیشامد A}}{\text{تعداد اعضای فضای نمونه S}}$$

این مدل احتمال را مدل احتمال یکنواخت گویند.

مثال ۳.۳.۲ یک جفت تاس را پرتاب می‌کنیم. احتمال آوردن مجموع هفت را به دست آورید.

حل در این آزمایش فضای نمونه دارای $n(S) = 6^2 = 36$ عضو است که همگی دارای شانس یکسان برای به وقوع پیوستن هستند. حال اگر A پیشامد مشاهده مجموع هفت باشد آنگاه

$$A = \{(1,6), (2,5), \dots, (6,1)\}$$

$$P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}$$

و $n(A) = 6$ بنابراین

مثال ۴.۳.۲ جعبه‌ای شامل ۳ توپ سفید، ۴ توپ سیاه و ۵ توپ قرمز است. یک توپ به تصادف از این جعبه خارج می‌کنیم

الف- احتمال اینکه توپ انتخابی قرمز باشد را بیابید.

ب- احتمال اینکه توپ انتخابی سفید باشد را بیابید.

حل در این آزمایش فضای نمونه دارای $n(S) = 12$ عضو می‌باشد که شانس انتخاب هر توپ با یکدیگر مساوی است.

$$P(R) = \frac{n(R)}{n(S)} = \frac{5}{12} \quad \text{الف- اگر } R \text{ پیشامد مشاهده توپ قرمز باشد آنگاه } n(R) = 5 \text{ و}$$

$$P(W) = \frac{n(W)}{n(S)} = \frac{3}{12} = \frac{1}{4} \quad \text{ب- اگر } W \text{ پیشامد مشاهده توپ سفید باشد آنگاه } n(W) = 3 \text{ و}$$

تذکر توجه کنید که اگر بتوان احتمالات مساوی را به نقاط فضای نمونه نسبت داد، بایستی از طریق تجربه و آزمایش ضرایب وزنی w را به نقاط فضای نمونه نسبت داده و مدل احتمال را تعیین کنیم.

۴.۲ چند قانون احتمال

با استفاده از ۳ اصل احتمال می‌توان نتایج زیر را که برای محاسبه احتمالات مفید می‌باشند،

به دست آورد.

$$P(\emptyset) = 0 \quad \text{قضیه ۱.۲}$$

به راحتی می‌توان نشان داد که تعریف فوق در ۳ اصل احتمال صدق می‌کند.

مثال ۱.۳.۲ سکه‌ای را دو بار پرتاب می‌کنیم احتمال آوردن حداقل یک شیر را بیابید.

حل فضای نمونه حاصل از این آزمایش برابر است با $S = \{TT, TH, HT, HH\}$

اگر سکه سالم باشد آنگاه شانس رخداد شیر یا خط با هم برابر است و در نتیجه به هر کدام از نقاط فضای نمونه شانس یکسان w را نسبت می‌دهیم و بنابراین $4w = 1$ و یا $w = \frac{1}{4}$. پس مدل احتمال برای این آزمایش عبارت است از

S	TT	TH	HT	HH
احتمال	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

حال اگر A پیشامد مشاهده حداقل یک شیر باشد آنگاه $A = \{TH, HT, HH\}$ و در نتیجه

$$P(A) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

مثال ۲.۳.۲ یک تاس به شکلی است که احتمال آوردن عدد زوج در آن دو برابر عدد فرد می‌باشد. احتمال آوردن عدد بیشتر از ۳ در پرتاب این تاس را بیابید.

حل فضای نمونه حاصل از این آزمایش برابر است با $S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$

اگر به اعداد فرد شانس w و به اعداد زوج شانس $2w$ را نسبت دهیم، چون بایستی جمع احتمالات برابر یک شود پس بایستی $w = \frac{1}{9}$ باشد و بنابراین مدل احتمال برای این آزمایش تصادفی عبارت است از

S	۱	۲	۳	۴	۵	۶
احتمال	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$

حال اگر B پیشامد مشاهده عدد بیشتر از ۳ باشد آنگاه $B = \{4, 5, 6\}$ و در نتیجه

$$P(B) = \frac{2}{9} + \frac{1}{9} + \frac{2}{9} = \frac{5}{9}$$

برای حالتی که شانس وقوع برای همه یکنواخت باشد، مدل احتمال یکنواخت در مثالهای بالا ضرایب وزنی w در حکم احتمال پیشامدهای ساده می‌باشند. با مقایسه دو مثال ۱.۳.۲ و ۲.۳.۲ مشاهده می‌شود که اگر نقاط فضای نمونه $S = \{e_1, e_2, \dots, e_n\}$ دارای شانس مساوی برای انتخاب شدن باشند آنگاه احتمال وقوع هر

پیشامد $A = \{e'_1, e'_2, \dots, e'_m\}$ در S عبارت است از

قضیه ۴.۲ اگر A و B دو پیشامد دلخواه باشند آنگاه

$$P(B - A) = P(B) - P(A \cap B) \quad (۳.۲)$$

نتیجه ۲.۲ اگر A و B دو پیشامد باشند که $A \subseteq B$ آنگاه

$$P(B - A) = P(B) - P(A) \quad \text{الف}$$

$$P(A) \leq P(B) \quad \text{ب-}$$

نتیجه ۳.۲ برای هر پیشامد A داریم که $0 \leq P(A) \leq 1$

قضیه ۵.۲ اگر A و B دو پیشامد دلخواه باشند آنگاه

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) \quad (۴.۲)$$

مثال ۳.۴.۲ در یک زندان معین معلوم شده است که $\frac{2}{5}$ از زندانیها دارای سن کمتر از ۲۵ سال و $\frac{3}{5}$ از زندانیها مرد و $\frac{5}{8}$ از زندانیها زن یا دارای سن حداقل ۲۵ سال می باشند. احتمال اینکه یک زندانی که به طور تصادفی انتخاب شده است زنی با حداقل سن ۲۵ سال باشد را بیابید.

حل اگر M پیشامد این باشد که زندانی انتخاب شده مرد باشد و A پیشامد این باشد که زندانی انتخاب شده دارای سن کمتر از ۲۵ سال باشد آنگاه

$$\begin{aligned} P(A) &= \frac{2}{5}, & P(A') &= 1 - \frac{2}{5} = \frac{3}{5} \\ P(M) &= \frac{3}{5}, & P(M') &= 1 - \frac{3}{5} = \frac{2}{5} \\ P(M' \cup A') &= \frac{5}{8}, & P(M' \cap A') &= ? \end{aligned}$$

بنابراین با استفاده از فرمول (۴.۲) داریم که

$$P(M' \cap A') = P(M') + P(A') - P(M' \cup A') = \frac{2}{5} + \frac{3}{5} - \frac{5}{8} = \frac{13}{40}$$

مثال ۴.۴.۲ احتمال آنکه یک هواپیمای جدید، تأیید طراحی را به دست آورد برابر با $0/16$ ، کارآیی استفاده از مواد را کسب کند برابر با $0/24$ و هر دو را کسب کند $0/11$ است.

الف - احتمال آنکه حداقل یکی از دو تأیید را به دست آورد را بیابید.

ب - احتمال آنکه فقط یکی از دو تأیید را به دست آورد را بیابید.

حل اگر A پیشامد تأیید طراحی و B پیشامد کارآیی استفاده از مواد باشند آنگاه

$$P(A) = 0/16, \quad P(B) = 0/24, \quad P(A \cap B) = 0/11$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 0/16 + 0/24 - 0/11 = 0/29 \quad \text{الف-}$$

اثبات با قرار دادن $A_1 = S$ و $A_2 = A_3 = \dots = \emptyset$ در اصل ۳ احتمال قضیه به سادگی اثبات می شود.

قضیه ۲.۲ اگر $B_1, B_2, \dots, B_n$ پیشامدهای دو به دو ناسازگار باشند آنگاه

$$P(B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n) = P(B_1) + P(B_2) + \dots + P(B_n)$$

اثبات با قرار دادن $A_1 = B_1, A_2 = B_2, \dots, A_n = B_n$ و $A_i = \emptyset \quad \forall i > n$ در اصل ۳ احتمال قضیه به سادگی اثبات می شود.

نتیجه ۱.۲ اگر A و B دو پیشامد ناسازگار باشد آنگاه

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) \quad (۱.۲)$$

مثال ۱.۴.۲ یک جفت تاس را پرتاب می کنیم احتمال آوردن مجموع هفت یا مجموع بیش از ده را بیابید.

حل در این آزمایش $n(S) = 6^2 = 36$ و اگر A پیشامد مشاهده مجموع هفت باشد آنگاه $n(A) = 6$ و $P(A) = \frac{6}{36}$ و اگر B پیشامد مشاهده مجموع بیش از ده باشد آنگاه $n(B) = 3$ و $P(B) = \frac{3}{36}$ چون $A \cap B = \emptyset$ پس A و B ناسازگار هستند و بنابراین

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) = \frac{6}{36} + \frac{3}{36} = \frac{1}{4}$$

قضیه ۳.۲ اگر A یک پیشامد و A' متمم آن باشد $(A \cup A' = S)$ آنگاه

$$P(A) + P(A') = 1 \quad \text{یا} \quad P(A') = 1 - P(A) \quad (۲.۲)$$

اثبات چون $A \cup A' = S$ و $A \cap A' = \emptyset$ پس با قرار دادن $B = A'$ در نتیجه ۱.۲ قضیه اثبات می شود.

مثال ۲.۴.۲ اگر سکه ای را ۶ بار پرتاب کنیم آنگاه احتمال آوردن حداقل یک شیر را بیابید.

حل در این آزمایش $n(S) = 2^6 = 64$ و اگر A پیشامد مشاهده حداقل یک شیر باشد آنگاه $A' = \{TTTTTT\}$ یعنی هیچ شیر است یعنی $n(A') = 1$ و در نتیجه $P(A') = \frac{1}{64}$ و بنابراین

$$P(A) = 1 - P(A') = 1 - \frac{1}{64} = \frac{63}{64}$$

با استفاده از نتیجه ۱.۲ اصول احتمال می توان نتایج زیر را به سادگی اثبات کرد. اثبات این

نتایج را به خواننده واگذار می کنیم.

ب- پیشامد مورد نظر $(A \cap B) - (A \cap B) = (A \cup B) - (A \cap B)$ می باشد. بنابراین با توجه به نتیجه ۲.۲ (الف) داریم که

$$P((A \cup B) - (A \cap B)) = 0.29 - 0.11 = 0.18$$

۵.۲ قواعد شمارش

چنانچه در بخش قبل مشاهده شد برای محاسبه احتمال وقوع یک پیشامد نیاز به محاسبه تعداد اعضای آن و تعداد اعضای فضای نمونه داریم. اغلب اوقات شمارش اعضای یک مجموعه کار دشواری است و برای انجام این کار نیاز به شناسایی برخی از اصول و قوانین داریم که در ذیل به معرفی آنها می پردازیم.

اصل ضرب فرض کنید که یک کار را بتوان با دو عمل پیایی A و B انجام داد. اگر عمل A به m طریق و به دنبال آن عمل B بتواند به n طریق انجام پذیرد آنگاه این کار به mn طریق انجام می پذیرد.

مثال ۱.۵.۲ با ارقام ۰، ۱، ۲ و ۳ چند عدد دو رقمی می توان نوشت در صورتی که

الف - تکرار ارقام مجاز باشد. ب - تکرار ارقام مجاز نباشد.

حل نوشتن یک عدد دو رقمی شامل دو عمل، انتخاب رقم دهگان (A) و انتخاب رقم یکان (B) می باشد. بنابراین

الف - رقم دهگان می تواند یکی از ارقام ۰، ۱، ۲ یا ۳ و رقم یکان یکی از ارقام ۰، ۱، ۲ یا ۳ به ۴ طریق باشد، بنابراین

$$\begin{matrix} A & B \\ \boxed{3} & \times \boxed{4} \end{matrix} = 12$$

ب - رقم دهگان می تواند یکی از ارقام ۰، ۱، ۲ یا ۳ به ۳ طریق و رقم یکان می تواند رقم ۰ یا یکی از دو رقم باقی مانده از ارقام ۰، ۱، ۲ یا ۳ باشد، بنابراین

$$\begin{matrix} A & B \\ \boxed{3} & \times \boxed{3} \end{matrix} = 9$$

اصل جمع فرض کنید یک کار را بتوان با دو عمل A یا B انجام داد. اگر عمل A به m طریق و عمل B به n طریق انجام پذیرند و این دو عمل نتوانند همزمان اتفاق بیفتند آنگاه این کار به m+n طریق انجام می پذیرد.

مثال ۲.۵.۲ به چند طریق می توان از بین ۴ دانشجوی کامپیوتر و ۵ دانشجوی ریاضی، دو دانشجو را انتخاب کرد به طوری که نفر اول به عنوان سرگروه و نفر دوم به عنوان دستیار باشد و هر دو نفر از یک رشته باشند.

حل طبق اصل ضرب دو دانشجو از رشته کامپیوتر به $4 \times 3 = 12$ طریق یا از رشته ریاضی به $5 \times 4 = 20$ طریق انتخاب می شوند. بنابراین طبق اصل جمع این دو نفر را می توان به $12 + 20 = 32$ طریق انتخاب کرد.

اصول جمع و ضرب را می توان برای بیش از دو عمل، مثلاً k عمل $A_1, A_2, \dots, A_k$ و نیز گسترش داد.

مثال ۳.۵.۲ یک تاس سالم را ۴ بار به طور مستقل پرتاب می کنیم. احتمال اینکه در هیچکدام از پرتابها عدد مضرب ۳ مشاهده نشود را بیابید؟

حل در این آزمایش $n(S) = 6 \times 6 \times 6 \times 6 = 6^4$ و اگر A پیشامد این باشد که عدد مضرب ۳ مشاهده نشود آنگاه در هر پرتاب ۴ حالت ۰، ۱، ۲ و ۴ و ۵ مورد نظر ما می باشد، بنابراین $n(A) = 4 \times 4 \times 4 \times 4 = 4^4$ و در نتیجه

$$P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{4^4}{6^4} = \frac{16}{81}$$

مثال ۴.۵.۲ تحت هر یک از شرایط زیر تعداد اعداد ۳ رقمی بدون تکرار ارقام که با ارقام ۰، ۱، ۲، ۳ و ۴ می توان ساخت را به دست آورید.

الف - اعداد فرد باشند.

ب - اعداد بزرگتر از عدد ۳۳۰ باشند.

پ - اعداد زوج باشند.

حل الف - در این حالت ابتدا رقم یکان به ۳ طریق (ارقام ۰، ۱، ۳ و ۵) انتخاب می شود. سپس رقم صدگان که به غیر از صفر و رقم یکان انتخاب شده می باشد به ۴ طریق انتخاب شده و در آخر رقم دهگان نیز به ۴ طریق انتخاب می شود و بنابراین تعداد طریق انتخاب $4 \times 4 \times 3 = 48$ است.

ب - این اعداد به دو صورت می باشند. اعدادی که رقم صدگان آنها ۴ یا ۵ است که تعداد طریق انتخاب آنها $40 = 4 \times 5 \times 2$ است، یا اعدادی که رقم صدگان آنها ۳ است که تعداد طریق انتخاب آنها

۸=۴×۲×۱ است. پس طبق اصل جمع تعداد طریق‌های انتخاب برابر ۴۸=۸+۴۰ است.

پ- چون تعداد اعداد زوج متمم تعداد اعداد فرد است و تعداد کل اعداد بدون تکرار ارقام ۱۰۰=۴×۵×۵ است پس تعداد اعداد زوج ۵۲=۴۸-۱۰۰ است. آیا می‌توانید تعداد اعداد زوج را به طور مستقیم محاسبه کنید؟

جایگشتها در بعضی از مسایل می‌خواهیم تعداد طریق قرار گرفتن ۶ نفر در یک صف و یا تعداد طریق انتخاب ۲ نفر از بین ۶ نفر را به دست آوریم. برای این منظور می‌توان از اصول شمارش و مفهوم جایگشت استفاده کنیم.

تعریف ۶.۲ ترتیبی را که می‌توان اشیاء یک مجموعه را در کنار یکدیگر قرار داد یک جایگشت گویند.

مثال ۵.۵.۲ جایگشتها و تعداد جایگشتهای مختلف سه حرف a, b و c را به دست آورید.

حل جایگشتهای مختلف این ۳ حرف عبارت‌اند از abc-acb-bac-bca-cab-cba. برای به دست آوردن تعداد جایگشتها، این ۳ حرف را می‌خواهیم در ۳ مکان قرار دهیم. مکان اول به ۳ طریق و مکان دوم به دو طریق و مکان سوم به یک طریق می‌توانند اشغال شوند بنابراین تعداد کل جایگشتها برابر ۳!=۳×۲×۱ می‌باشد.

در حالت کلی داریم که

اگر n عنصر متمایز را بخواهیم در یک صف کنار یکدیگر قرار دهیم تعداد جایگشتهای مختلف این عناصر برابر است با $n(n-1)(n-2)\dots(2)(1)=n!$

مثال ۶.۵.۲ چهار پزشک و پنج مهندس می‌خواهند در یک صف کنار یکدیگر قرار گیرند.

الف- احتمال اینکه مهندس‌ها در یک طرف صف و پزشک‌ها در طرف دیگر صف قرار گیرند را بیابید.

ب- احتمال اینکه پزشک‌ها و مهندس‌ها یک در میان در صف قرار گیرند را بیابید.

ج- احتمال اینکه دو مهندس بخصوص همواره کنار یکدیگر قرار گیرند را بیابید.

د- احتمال اینکه دو مهندس بخصوص هیچگاه کنار یکدیگر قرار نگیرند را بیابید.

حل در این حالت $n(S)=9!$ یعنی تعداد کل حالات قرار گرفتن این ۹ نفر در صف می‌باشد.

الف- اگر A پیشامد قرار گرفتن پزشک‌ها در یک طرف صف (به ۴! طریق) و مهندس‌ها در طرف

دیگر صف (به ۵! طریق) باشد، چون شروع صف می‌تواند با پزشک‌ها یا مهندس‌ها باشد پس

$$n(A)=2!4!5! \text{ و در نتیجه } P(A)=\frac{n(A)}{n(S)}=\frac{2!4!5!}{9!}$$

ب- اگر B پیشامد قرار گرفتن پزشک‌ها و مهندس‌ها یک در میان در صف باشد آنگاه مهندس‌ها به ۵! طریق در صف قرار می‌گیرند و پزشک‌ها به ۴! طریق در بین مهندس‌ها قرار می‌گیرند پس

$$P(B)=5!4! \text{ و در نتیجه } P(B)=\frac{n(B)}{n(S)}=\frac{4!5!}{9!}$$

ج- اگر C پیشامد قرار گرفتن دو مهندس بخصوص در کنار یکدیگر باشد، این دو مهندس به ۲! طریق کنار یکدیگر قرار می‌گیرند و با در نظر گرفتن این دو مهندس به عنوان یک عنصر، در کل ۸

عنصر داریم که می‌توانند در صف قرار گیرند پس $n(C)=8!2!$ و در نتیجه

$$P(C)=\frac{n(C)}{n(S)}=\frac{8!2!}{9!}=\frac{2}{9}$$

د- پیشامد مورد نظر متمم C یعنی C' است، در نتیجه $P(C')=1-P(C)=1-\frac{2}{9}=\frac{7}{9}$

مثال ۷.۵.۲ به چند طریق می‌توان با حروف a, b, c, d, e کلمات دو حرفی ساخت در صورتی که **الف**- تکرار حروف مجاز نباشد. **ب**- تکرار حروف مجاز باشد.

حل الف- حالت‌های مختلف ساختن کلمات دو حرفی بدون تکرار در شکل ۶.۲ مشاهده می‌گردد. با استفاده از اصل ضرب این تعداد به صورت زیر محاسبه می‌شود

ab	ac	ad	ae
ba	bc	bd	be
ca	cb	cd	ce
da	db	dc	de
ea	eb	ec	ed

$$5 \times 4 = \frac{(5 \times 4) \times (3 \times 2 \times 1)}{(3 \times 2 \times 1)} = \frac{5!}{3!} = \frac{5!}{(5-2)!}$$

شکل ۶.۲ تبدیلات ۲ عنصر از ۵ عنصر

این مقدار را تبدیل ۲ از ۵ گوئیم و با نماد P_5^2 نمایش می‌دهیم.

ب- با استفاده از اصل ضرب این تعداد برابر $5 \times 5 = 5^2$ است.

در حالت کلی داریم که

اگر از بین n عنصر متمایز بخواهیم r عنصر را انتخاب کرده و در یک صف قرار دهیم در این صورت

الف - اگر تکرار عناصر مجاز نباشد آنگاه تعداد راه‌های، ممکن برابر است با

$$P_r^n = \frac{n!}{(n-r)!}$$

ب - اگر تکرار عناصر مجاز باشد آنگاه تعداد راه‌های ممکن برابر است با

به P_r^n تبدیل r از n گویند و بایستی همواره $0 \leq r \leq n$ باشد. چون $0! = 1$ پس $P_n^n = n!$ است.

مثال ۸.۵.۲ کلمه COMPUTER را در نظر بگیرید.

الف - تعداد کلمات ۸ حرفی بدون تکرار حروف که از حروف این کلمه می‌توان ساخت برابر

$$P_8^8 = 8!$$

ب - تعداد کلمات ۵ حرفی بدون تکرار حروف که از حروف این کلمه می‌توان ساخت برابر

$$P_8^5 = \frac{8!}{(8-5)!} = \frac{8!}{3!}$$

پ - تعداد کلمات ۵ حرفی با مجاز بودن تکرار حروف که از حروف این کلمه می‌توان ساخت

برابر است با 8^5 .

مثال ۹.۵.۲ تعداد جایگشتها مختلف حروف کلمه BALL را به دست آورید.

حل در اینجا با عوض کردن جای دو حرف L در کلمه تغییری ایجاد نمی‌شود و جایگشتهای مختلف

این حروف عبارت‌اند از

BALL - BLAL - BLLA - LBLA - LBAL - LLBA

ABLL - ALBL - ALLB - LALB - LABL - LLAB

که تعداد آنها ۱۲ است. اگر این ۴ حرف متمایز می‌بودند آنگاه تعداد جایگشتها $4! = 24$ می‌شد اما در

هر یک از جایگشتهای بالا اگر جای دو حرف L را که به ۲! انجام می‌پذیرد، عوض کنیم تغییری در

کلمات بوجود نمی‌آید و بنابراین تعداد جایگشتهای حاصل برابر $12 = \frac{4!}{2!}$ است.

مثال ۱۰.۵.۲ تعداد جایگشتهای مختلف حروف کلمه PEPPER را به دست آورید.

حل در اینجا ۳ حرف P یکسان و ۲ حرف E یکسان و ۱ حرف R داریم. بنابراین تعداد

$$\text{جایگشتهای مختلف حروف این کلمه برابر } 60 = \frac{6 \times 5 \times 4}{3! 2! 1!} = \frac{6!}{3! 2! 1!} \text{ است.}$$

در حالت کلی داریم که

اگر n عنصر وجود داشته باشند که n_1 تای آنها از نوع اول و n_2 تای آنها از نوع دوم

و ... و n_r تای آنها از نوع r ام باشند که $n_1 + n_2 + \dots + n_r = n$ آنگاه تعداد

$$\text{جایگشتهای این عناصر برابر است با } \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_r!}$$

مثال ۱۱.۵.۲ می‌خواهیم ۳ کتاب ریاضی عمومی ۱، ۵ کتاب معادلات دیفرانسیل و ۴ کتاب آمار

مهندسی را در کنار یکدیگر در یک قفسه قرار دهیم. احتمال اینکه هر ۳ کتاب ریاضی عمومی ۱

پهلوی هم قرار گیرند را بیابید.

حل در اینجا ۳ کتاب ریاضی عمومی ۱ مانند ۳ حرف M، ۵ کتاب معادلات مانند ۵ حرف E و ۴

کتاب آمار مانند ۴ حرف S می‌باشند پس تعداد طریق قرار گرفتن آنها در یک قفسه

$$n(S) = \frac{12!}{3! 5! 4!}$$

$$n(A) = \frac{10!}{1! 5! 4!}$$

آنگاه $n(A)$ زیرا ۳ کتاب ریاضی عمومی ۱ در حکم یک گروه متصل MMM می‌باشند. بنابراین

$$P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{10!}{1! 5! 4!} \times \frac{3! 5! 4!}{12!} = \frac{3! 10!}{12!} = \frac{1}{22}$$

ترکیب اگر در قرار دادن اعضای یک مجموعه در کنار یکدیگر (و یا انتخاب اعضا از یک

مجموعه) ترتیب قرار گرفتن اعضا در کنار یکدیگر (ترتیب انتخاب اعضا) مهم نباشد، در این

صورت جایگشت حاصله را ترکیب گویند.

مثال ۱۲.۵.۲ حروف a, b, c, d, e را در نظر بگیرید

الف - از این حروف چند کلمه دو حرفی بدون تکرار حروف می‌توان ساخت به طوری که

ترتیب قرار گرفتن حروف مهم نباشد.

ب - از این حروف چند کلمه هفت حرفی می‌توان ساخت به طوری که ترتیب قرار گرفتن

حروف مهم نباشد.

حل الف - این مثال همانند مثال ۷.۵.۲ است با این تفاوت که ترتیب قرار گرفتن حروف مهم

نیست، یعنی از دو حالت ab و ba فقط بایستی یکی را انتخاب کرد و ... بنابراین تعداد کل حالات از

تقسیم P_5^5 بر $2!$ (تعداد جایگشتهای دو حرف انتخابی) به دست می‌آید یعنی

$$\text{تعداد کلمات} = \frac{P_5^5}{2!} = \frac{5!}{2!(5-2)!} = 10$$

این تعداد را با $\binom{5}{2}$ یا C_2^5 نمایش داده و آن را ترکیب ۲ از ۵ گویند.

ب- در شکل ۷.۲- الف بعضی از کلمات ۷ حرفی مورد نظر مشخص شده‌اند. این حالات را می‌توان به صورت دیگری همانند شکل ۷.۲- ب نمایش داد که در آن تعداد xهای سمت چپ خط اول نمایانگر تعداد حرف a، تعداد xهای بین دو خط اول و دوم از سمت چپ نمایانگر تعداد حرف b و...

a a b b c d e	x x x x x x x
a b b c d e e	x x x x x x x
b c c d e e e	x x x x x x x
a b d d d e e	x x x x x x x
a a b c c e e	x x x x x x x
c c c c e e e	x x x x x x x

الف

ب

شکل ۷.۲ ترکیبات با تکرار

بنابراین تعداد کلمات مختلف از قرار دادن ۷ حرف x و چهار خط | به دست می‌آید که این تعداد برابر با $\frac{11!}{7!4!}$ و یا $\binom{5+7-1}{7} = \frac{11!}{7!4!}$ است. در حالت کلی داریم که

اگر از بین n عنصر متمایز بخواهیم r عنصر را انتخاب کنیم به طوری که ترتیب انتخاب مهم نباشد در این صورت

الف- اگر تکرار عناصر مجاز نباشد آنگاه تعداد راه‌های ممکن برابر است با

$$\binom{n}{r} = \frac{n!}{r!(n-r)!}$$

ب- اگر تکرار عناصر مجاز باشد آنگاه تعداد راه‌های ممکن برابر است با

$$\binom{n+r-1}{r}$$

به $\binom{n}{r}$ ترکیب r از n گویند و همواره بایستی $0 \leq r \leq n$ باشد.

مثال ۱۳.۵.۲ از بین ۴ پزشک و ۲ پرستار می‌خواهیم یک کمیته ۴ نفری تشکیل دهیم.

الف- احتمال اینکه اعضای کمیته شامل ۲ پزشک و ۲ پرستار باشد را بیابید.

ب- احتمال اینکه اعضای کمیته شامل حداقل ۲ پرستار باشد را بیابید.

حل چون در انتخاب افراد ترتیب مهم نیست، بنابراین تعداد انتخاب ۴ نفر از این ۷ نفر برابر $n(S) = \binom{7}{4}$ است.

الف- انتخاب ۲ پزشک به $\binom{4}{2}$ و انتخاب ۲ پرستار به $\binom{3}{2}$ طریق انجام می‌شود بنابراین اگر A پیشامد انتخاب ۲ پزشک و ۲ پرستار باشد آنگاه $n(A) = \binom{4}{2} \binom{3}{2}$ و در نتیجه

$$P(A) = \frac{\binom{4}{2} \binom{3}{2}}{\binom{7}{4}}$$

ب- انتخاب حداقل ۲ پرستار به معنای انتخاب ۲ یا ۳ پرستار است، بنابراین اگر B پیشامد انتخاب

حداقل ۲ پرستار باشد آنگاه طبق اصل جمع $n(B) = \binom{3}{2} \binom{4}{2} + \binom{3}{3} \binom{4}{1}$ است و در

نتیجه

$$P(B) = \frac{\binom{3}{2} \binom{4}{2} + \binom{3}{3} \binom{4}{1}}{\binom{7}{4}}$$

مثال ۱۴.۵.۲ از جعبه‌ای که شامل ۵ مهره آبی، ۳ مهره سفید و ۴ مهره قرمز است، ۶ مهره به تصادف یک به یک و بدون جایگذاری انتخاب می‌کنیم.

الف- احتمال اینکه ۲ مهره آبی و ۱ مهره سفید انتخاب شوند را بیابید.

ب- احتمال اینکه از هر رنگ به تعداد مساوی مهره انتخاب شود را بیابید.

حل در اینجا ترتیب انتخاب مهره‌ها مهم نیست، پس $n(S) = \binom{12}{6}$

الف- اگر A پیشامد انتخاب ۲ مهره آبی و ۱ مهره سفید باشد آنگاه

$$P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{\binom{5}{2} \binom{3}{1} \binom{4}{2}}{\binom{12}{6}}$$

ب- اگر B پیشامد انتخاب از هر رنگ به تعداد مساوی باشد آنگاه

$$P(B) = \frac{n(B)}{n(S)} = \frac{\binom{5}{2} \binom{3}{2} \binom{4}{2}}{\binom{12}{6}}$$

مثال ۱۵.۵.۲ تعداد جوابهای صحیح و غیرمنفی معادله $x_1 + x_2 + \dots + x_n = r$ که در آن

$x_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, n$ را به دست آورید

حل مساله مانند این است که بخواهیم I مهره را در Π جعبه قرار دهیم بطوریکه تکرار مهره‌ها در جعبه‌ها مجاز و ترتیب قرار گرفتن مهره‌ها مهم نباشد. بنابراین با توجه به مثال ۱۲.۵.۲ (ب) تعداد حالات ممکن برابر $\binom{n+r-1}{r}$ می‌باشد. توجه کنید که با مقایسه با مثال ۱۲.۵.۲ (ب) مهره‌ها همان x ها و دیواره‌های وسط جعبه‌ها همان خطوط ۱ می‌باشند.

مثال ۱۶.۵.۲ مدیر یک شرکت خصوصی می‌خواهد ۵ سکه بهار آزادی را به عنوان پاداش بین ۳ کارمند A و B و C تقسیم کند احتمال اینکه به کارمند A حداقل ۲ سکه پاداش دهد را بیابید.

حل تعداد کل حالات پاداش دادن از حل معادله $x_1 + x_2 + x_3 = 5$ $x_i \geq 0$ دست می‌آید پس $n(S) = \binom{3+5-1}{5}$ اگر A پیشامد این باشد که کارمند A حداقل ۲ سکه دریافت کند آنگاه تعداد راههای ممکن از حل معادله $x_1 + x_2 + x_3 = 5$ ، $x_1 \geq 2$ ، $x_2, x_3 \geq 0$ و یا حل معادله $y_1 + x_2 + x_3 = 3$ ، $y_1 = x_1 - 2 \geq 0$ ، $x_2, x_3 \geq 0$ $n(A) = \binom{3+3-1}{3}$ در نتیجه

$$P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{\binom{5}{2}}{\binom{5}{5}} = \frac{10}{21}$$

۶.۲ مدل احتمال روی فضای نمونه نامتناهی

در بخشهای قبل در مورد محاسبه احتمال در فضای نمونه متناهی بحث کردیم. در این قسمت در مورد محاسبه احتمال در فضاهای نمونه نامتناهی شمارش‌پذیر و پیوسته بحث می‌کنیم.

۱.۶.۲ فضای نمونه نامتناهی شمارش‌پذیر

در این حالت فضای نمونه به صورت یک مجموعه نامتناهی شمارش‌پذیر مانند $S = \{e_1, e_2, e_3, \dots\}$ است که به هر یک از نقاط e_i احتمالات $0 \leq p_i \leq 1$ را به گونه‌ای نسبت می‌دهیم که $\sum_{i=1}^{+\infty} p_i = 1$. در این فضا هر پیشامد زیرمجموعه‌ای از فضای نمونه است و احتمال هر پیشامد را همانند حالت فضای نمونه متناهی محاسبه می‌کنیم.

مثال ۱.۶.۲ سکه‌ای را آنقدر پرتاب می‌کنیم تا یک شیر مشاهده کنیم و سپس توقف می‌کنیم.

الف - احتمال اینکه تعداد فردی پرتاب لازم باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه حداقل ۷ پرتاب لازم باشد را بیابید.

حل فضای نمونه و احتمالات نسبت داده شده به نقاط فضای نمونه به صورت زیر می‌باشد

S	H	TH	TTH	$TTTH$	
احتمال	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{16}$	

توجه کنید که مجموع کل احتمالات برابر ۱ می‌شود زیرا با توجه به اینکه این مجموع یک سری هندسی را تشکیل می‌دهد داریم که

$$\sum_{i=1}^{+\infty} P_i = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{8} + \frac{1}{16} + \dots = \frac{\frac{1}{2}}{1 - \frac{1}{2}} = 1$$

الف - اگر e_i نمایانگر تعداد i پرتاب تا رسیدن به شیر باشد و A پیشامد تعداد فردی پرتاب باشد آنگاه $A = \{e_1, e_3, e_5, \dots\}$ و در نتیجه

$$P(A) = \frac{1}{2} + \frac{1}{8} + \frac{1}{32} + \dots = \frac{\frac{1}{2}}{1 - \frac{1}{4}} = \frac{2}{3}$$

ب - اگر B پیشامد حداقل ۷ پرتاب باشد آنگاه $B = \{e_7, e_8, e_9, \dots\}$ و در نتیجه

$$P(B) = \left(\frac{1}{2}\right)^7 + \left(\frac{1}{2}\right)^8 + \left(\frac{1}{2}\right)^9 + \dots = \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^7}{1 - \frac{1}{2}} = \left(\frac{1}{2}\right)^6 = \frac{1}{64}$$

تذکر توجه کنید که در این حالت نمی‌توان یک مدل احتمال یکنواخت روی فضای نمونه نامتناهی

شمارش‌پذیر پیاده کرد. زیرا اگر $p_i = p \quad \forall i = 1, 2, 3, \dots$ در این صورت

$$\sum_{i=1}^{+\infty} p_i = \sum_{i=1}^{+\infty} p = +\infty$$

۲.۶.۲ فضای نمونه پیوسته

در یک حالت خاص فضای نمونه پیوسته را می‌توان به صورت یک فاصله کراندار $S = [a, b]$ از اعداد حقیقی (یا یک سطح محدود شده در فضای دو بعدی یا ...) در نظر گرفت. در این حالت هر پیشامد می‌تواند به صورت یک زیرفاصله یا اجتماع از زیرفاصله‌ها (یا یک زیرسطح در فضای دو بعدی یا ...) باشد و اگر کل احتمال را به عنوان یک واحد جرم که به طور پیوسته و یکنواخت روی فاصله (یا سطح یا ...) توزیع شده است، در نظر بگیریم آنگاه احتمال هر پیشامد A در این فضا را می‌توان به صورت زیر محاسبه می‌کرد

$$P(A) = \frac{\text{مساحت ناحیه A}}{\text{مساحت ناحیه S}} \quad (\text{یا} = \frac{\text{طول زیر فاصله A}}{\text{طول فاصله S}})$$

تذکر فضای نمونه پیوسته و همچنین پیشامدها و محاسبه احتمال در این فضا دارای مفاهیمی وسیعتر از موارد گفته شده در بالا می باشند. این مفاهیم در کتابهای پیشرفته احتمال مورد بررسی قرار می گیرند.

مثال ۲.۶.۲ عددی را به تصادف از فاصله اعداد حقیقی $[1, 4]$ انتخاب می کنیم.

الف - احتمال اینکه عدد انتخابی در فاصله $[2, 3/5]$ باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه عدد انتخابی دقیقاً ۲ باشد را بیابید.

حل الف - در اینجا $S = [1, 4]$ و $A = [2, 3/5]$ بنابراین

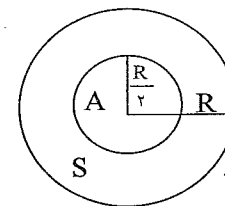
$$P(A) = \frac{\text{طول فاصله A}}{\text{طول فاصله S}} = \frac{3/5 - 2}{4 - 1} = \frac{1/5}{3} = \frac{1}{15}$$

ب - چون در فاصله $[1, 4]$ بی نهایت عدد وجود دارد و انتخاب یک عدد بخصوص در بین این اعداد غیر ممکن است پس $P(\{2\}) = 0$

تذکر با توجه به مثال بالا، احتمال هر پیشامد تک عضوی در هر فضای نمونه پیوسته صفر می باشد.

مثال ۳.۶.۲ از داخل دایره ای به شعاع R نقطه ای را به تصادف انتخاب می کنیم. احتمال اینکه فاصله نقطه انتخابی تا مرکز دایره کمتر از فاصله آن تا محیط دایره باشد را بیابید.

حل با توجه به شکل ۸.۲ فضای نمونه S شامل کلیه نقاط درون دایره است و نقاطی که درون دایره به شعاع $R/2$ باشند فاصله اشان تا مرکز کمتر از فاصله اشان تا محیط دایره است و بنابراین پیشامد A مورد نظر ما را تشکیل می دهند. در نتیجه



شکل ۸.۲

$$P(A) = \frac{\text{مساحت ناحیه A}}{\text{مساحت ناحیه S}} = \frac{\text{مساحت دایره به شعاع } R/2}{\text{مساحت دایره به شعاع } R} = \frac{\pi \left(\frac{R}{2}\right)^2}{\pi R^2} = \frac{1}{4}$$

۷.۲ احتمال شرطی

در بعضی از مسایل نیاز به محاسبه احتمال رخداد پیشامد B را داریم مشروط بر اینکه پیشامد A اتفاق افتاده باشد. برای درک این موضوع به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱.۷.۲ یک تاس را که شانس رخداد عدد زوج در آن دو برابر عدد فرد می باشد را یک بار پرتاب می کنیم.

الف - احتمال رخداد یک عدد زوج را بیابید.

ب - اگر بدانیم عدد حاصل از پرتاب تاس از ۳ بزرگتر بوده است، احتمال رخداد یک عدد زوج را بیابید.

حل الف - مدل احتمال در این آزمایش تصادفی عبارت است از

S	۱	۲	۳	۴	۵	۶
احتمالات	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$

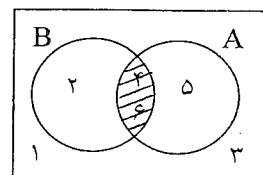
اگر B پیشامد رخداد عدد زوج باشد در این صورت $B = \{2, 4, 6\}$ و بنابراین $P(B) = \frac{6}{9} = \frac{2}{3}$

ب - بر اساس اطلاع داده شده فضای نمونه جدید عبارت است از $A = \{4, 5, 6\}$ که چون شانس مشاهده عدد زوج دو برابر عدد فرد است، پس مدل احتمال روی این فضای نمونه جدید عبارت

A	۴	۵	۶
احتمالات	$\frac{2}{5}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{2}{5}$

بنابراین احتمال وقوع پیشامد B به شرط آنکه پیشامد A به وقوع پیوسته باشد برابر $\frac{4}{5}$ است که آن را با نماد $P(B | A) = \frac{4}{5}$ نمایش می دهند.

احتمال شرطی $P(B | A)$ را می توان از همان فضای نمونه اولیه به صورت زیر محاسبه کرد. با توجه به شکل ۹.۲ داریم که $P(B | A) \propto P(A \cap B)$ و در نتیجه



شکل ۹.۲ احتمال شرطی

$$P(B | A) = k P(A \cap B) \quad \text{اما همواره داریم که } P(A | A) = 1$$

$$1 = P(A | A) = k P(A \cap A) = k P(A)$$

$$\text{و اگر } P(A) \neq 0 \text{ باشد آنگاه } k = \frac{1}{P(A)} \text{ و بنابراین}$$

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

برای مثال در مثال ۱.۷.۲ داریم که

$$A = \{۴, ۵, ۶\} \Rightarrow P(A) = \frac{۵}{۹}$$

$$A \cap B = \{۴, ۶\} \Rightarrow P(A \cap B) = \frac{۴}{۹}$$

$$\frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{\frac{۴}{۹}}{\frac{۵}{۹}} = \frac{۴}{۵} = P(B | A)$$

در نتیجه

که با مقدار به دست آمده از مثال فوق مطابقت دارد.

تعریف ۷.۲ احتمال شرطی پیشامد B به شرط وقوع پیشامد A که آن را با نماد $P(B | A)$ نمایش می‌دهند، به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$P(B | A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}, \quad P(A) \neq 0 \quad (۵.۲)$$

مثال ۲.۷.۲ جعبه‌ای شامل ۳ مهره سفید و ۴ مهره سیاه و ۲ مهره قرمز است. از این جعبه یک مهره به تصادف خارج می‌کنیم اگر این مهره سفید نباشد احتمال اینکه این مهره سیاه باشد را بیابید. **حل** اگر B پیشامد سیاه بودن مهره و W' پیشامد سفید نبودن مهره باشد آنگاه احتمال مطلوب عبارت است از

$$P(B | W') = \frac{P(B \cap W')}{P(W')} = \frac{P(B)}{P(W')} = \frac{\frac{۴}{۹}}{\frac{۶}{۹}} = \frac{۲}{۳}$$

مثال ۳.۷.۲ جدول زیر تعداد قطعات سالم و معیوب تولیدی توسط دو کارخانه ۱ و ۲ را نشان می‌دهد. اگر یک قطعه به طور تصادفی انتخاب شود و این قطعه سالم باشد، احتمال اینکه از کارخانه ۱ انتخاب شده باشد را بیابید.

	کارخانه ۱	کارخانه ۲	جمع
معیوب	۱۵	۵	۲۰
سالم	۴۵	۳۵	۸۰
جمع	۶۰	۴۰	۱۰۰

حل اگر A پیشامد انتخاب قطعه سالم و B پیشامد انتخاب قطعه از کارخانه ۱ باشد در این صورت

$$P(B | A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{\frac{۴۵}{۱۰۰}}{\frac{۸۰}{۱۰۰}} = \frac{۴۵}{۸۰}$$

قانون ضرب احتمال از رابطه (۵.۲) نتیجه زیر به دست می‌آید.

نتیجه ۴.۲ اگر A و B دو پیشامد باشند که بتوانند همزمان اتفاق بیفتند آنگاه

$$P(A \cap B) = P(A) P(B | A), \quad P(A) \neq 0 \quad (۶.۲)$$

این فرمول را قانون ضرب احتمال گویند.

مثال ۴.۷.۲ در مثال ۲.۷.۲ اگر دو مهره به تصادف یک به یک و بدون جایگذاری از جعبه خارج کنیم، مطلوب است

الف - احتمال اینکه مهره انتخابی اول سفید و دومی سیاه باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه مهره انتخابی اول سیاه و دومی قرمز باشد را بیابید.

حل اگر قرار دهیم

W_i = پیشامد اینکه مهره انتخابی iام سفید باشد

B_i = پیشامد اینکه مهره انتخابی iام سیاه باشد $i=1, 2$

R_i = پیشامد اینکه مهره انتخابی iام قرمز باشد

در این صورت $P(W_1)$ به معنای احتمال انتخاب اولین مهره سفید و $P(B_1 | W_1)$ به معنای احتمال انتخاب دومین مهره سیاه به شرط آنکه بدانیم اولین مهره انتخابی سفید بوده است. بنابراین

$$P(W_1 \cap B_1) = P(W_1) P(B_1 | W_1) = \frac{۳}{۹} \times \frac{۴}{۸} = \frac{۱}{۶} \quad \text{الف -}$$

$$P(B_1 \cap R_1) = P(B_1) P(R_1 | B_1) = \frac{۴}{۹} \times \frac{۱}{۸} = \frac{۱}{۱۸} \quad \text{ب -}$$

نتیجه ۴.۲ را می‌توان به حالت کلی‌تر زیر تعمیم داد.

نتیجه ۵.۲ اگر $A_1, A_2, \dots, A_k$ پیشامدهایی باشند که بتوانند همزمان اتفاق بیفتند آنگاه

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3 \cap \dots \cap A_k) = P(A_1) P(A_2 | A_1) P(A_3 | A_1 \cap A_2) \dots P(A_k | A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{k-1}) \quad (۷.۲)$$

مثال ۵.۷.۲ در مثال ۲.۷.۲ فرض کنید ۳ مهره یک به یک و بدون جایگذاری از جعبه خارج کنیم. مطلوب است

الف - احتمال اینکه مهره انتخابی اول قرمز، دومی سفید و سومی قرمز باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه دو مهره قرمز و یک سفید انتخاب شوند را بیابید.

حل الف - با توجه به پیشامدهای معرفی شده در مثال ۴.۷.۲ داریم که

ب- در این حالت ترتیب انتخاب مهره‌ها مهم نیست. اگر A پیشامد انتخاب ۲ مهره قرمز و یک مهره سفید از جعبه باشد در این صورت

$$P(R_1 \cap W_2 \cap R_3) = P(R_1)P(W_2 | R_1)P(R_3 | R_1 \cap W_2) = \frac{2}{9} \times \frac{3}{8} \times \frac{1}{7} = \frac{1}{84}$$

پیشامدهای مستقل در مثال ۴.۷.۲ فرض کنید پس از انتخاب مهره اول آن را به جعبه بازگردانده و سپس مهره دوم را انتخاب کنیم. در این صورت انتخاب مهره اول تأثیری در انتخاب مهره دوم ندارد و داریم که

$$P(B_2 | W_1) = P(B_2) = \frac{4}{9} \Rightarrow \frac{P(W_1 \cap B_2)}{P(W_1)} = P(B_2)$$

و یا در این حالت پیشامدهای فوق را از یکدیگر مستقل گویند.

تعریف ۸.۲ دو پیشامد A و B را از یکدیگر مستقل گویند اگر و فقط اگر

$$P(A \cap B) = P(A)P(B) \quad (۸.۲)$$

مثال ۶.۷.۲ یک ایستگاه آتش نشانی دارای دو ماشین آتش نشان است که به طور مستقل کار می‌کنند و احتمال اینکه یک ماشین آتش نشان در موقع نیاز موجود باشد ۰/۹۹ است. احتمال اینکه موقع نیاز حداقل یکی از این دو ماشین موجود باشند را بیابید.

حل اگر $i = 1, 2$, A_i پیشامد این باشد که ماشین i ام موقع نیاز موجود باشد. آنگاه $P(A_1) = P(A_2) = 0/99$ و A_1 و A_2 از یکدیگر مستقل هستند، بنابراین

$$\begin{aligned} P(A_1 \cup A_2) &= P(A_1) + P(A_2) - P(A_1 \cap A_2) \\ &= P(A_1) + P(A_2) - P(A_1)(A_2) = 0/99 + 0/99 - (0/99)^2 = 0/9999 \end{aligned}$$

استقلال سه پیشامد سه پیشامد A، B و C را مستقل گوئیم اگر و فقط اگر روابط زیر برقرار باشند

$$۱- P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

$$۲- P(A \cap C) = P(A)P(C)$$

$$۳- P(B \cap C) = P(B)P(C)$$

$$۴- P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C)$$

سه رابطه اول می‌گویند که A و B و C بایستی دو به دو از یکدیگر مستقل باشند.

رابطه استقلال و ناسازگاری دو پیشامد همان طور که در قسمتهای قبل مشاهده کردیم دو پیشامد در صورتی ناسازگار هستند که نتوانند همزمان اتفاق بیفتند و دو پیشامد در صورتی مستقل هستند که بتوانند همزمان اتفاق بیفتند اما تأثیری روی یکدیگر نداشته باشند. حال اگر دو پیشامد بخواهند هم ناسازگار و هم مستقل باشند آنگاه بایستی $P(A \cap B) = 0$ باشد.

مثال ۷.۷.۲ یک جفت تاس را دو مرتبه پرتاب می‌کنیم. احتمال آنکه مجموع اعداد روی دو تاس ۱۰ و ۱۱ شود را بیابید.

حل اگر قرار دهیم

A_i = پیشامد اینکه در پرتاب i ام مجموع ۵ شود

B_i = پیشامد اینکه در پرتاب i ام مجموع ۱۰ شود $i = 1, 2$

در این صورت احتمال مطلوب عبارت است از

$$\begin{aligned} P((A_1 \cap B_2) \cup (B_1 \cap A_2)) &= P(A_1 \cap B_2) + P(B_1 \cap A_2) \quad (\text{به دلیل ناسازگاری}) \\ &= P(A_1)P(B_2) + P(B_1)P(A_2) \quad (\text{به دلیل استقلال}) \\ &= \frac{4}{36} \times \frac{3}{36} + \frac{3}{36} \times \frac{4}{36} = \frac{1}{54} \end{aligned}$$

۸.۲ فرمول احتمال بیز و فرمول تفکیک احتمال

یکی از فرمولهای مهم احتمال فرمول احتمال بیز می‌باشد که ابتدا آن را با ذکر یک مثال تشریح می‌کنیم.

مثال ۱.۸.۲ فرض کنید ۴۰٪ افراد یک شهر را مردان و ۶۰٪ آنان را زنان تشکیل دهند. همچنین فرض کنید ۵۰٪ از مردان و ۳۰٪ از زنان سیگاری باشند. اگر شخصی از بین افراد سیگاری به تصادف انتخاب شود احتمال اینکه این شخص مرد باشد را بیابید.

حل اگر پیشامدهای زیر را تعریف کنیم

M = پیشامد اینکه شخص انتخابی مرد باشد

پیشامد اینکه شخص انتخابی زن باشد $W =$

پیشامد اینکه شخص انتخابی سیگاری باشد $A =$

در این صورت از مفروضات مسأله داریم که

$$P(M) = 0/40$$

$$P(W) = 0/60$$

$$P(A|M) = 0/50$$

$$P(A|W) = 0/30$$

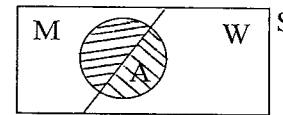
و می‌خواهیم $P(M|A)$ را محاسبه کنیم. برای این منظور داریم که

$$P(M|A) = \frac{P(M \cap A)}{P(A)} = \frac{P(M)P(A|M)}{P(A)} \quad (9.2)$$

$$A = (A \cap M) \cup (A \cap W)$$

برای محاسبه $P(A)$ با توجه به شکل ۱۰.۲ داریم که

بنابراین



شکل ۱۰.۲

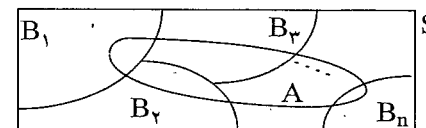
$$\begin{aligned} P(A) &= P(A \cap M) + P(A \cap W) \\ &= P(M)P(A|M) + P(W)P(A|W) \end{aligned}$$

که با توجه به مفروضات مسأله $P(A)$ قابل محاسبه است. این فرمول را فرمول تفکیک احتمال گوئیم زیرا با تفکیک پیشامد A به دو پیشامد مجزا، $P(A)$ را قابل محاسبه کردیم. با قرار دادن این مقدار $P(A)$ در فرمول (۹.۲) فرمول زیر که به فرمول احتمال بیز معروف است به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} P(M|A) &= \frac{P(M)P(A|M)}{P(M)P(A|M) + P(W)P(A|W)} \\ &= \frac{(0/40)(0/50)}{(0/40)(0/50) + (0/60)(0/30)} \approx 0/53 \end{aligned}$$

برای به دست آوردن فرمول احتمال بیز در حالت کلی، فرض کنید $B_1, B_2, \dots, B_n$ و B_n پیشامدهایی باشند که دو به دو ناسازگار بوده و اجتماع تمام آنها برابر فضای نمونه S باشد.

یعنی



شکل ۱۱.۲ تفکیک پیشامدها

$$\begin{aligned} B_i \cap B_j &= \emptyset \quad \forall i \neq j \\ S &= \bigcup_{i=1}^n B_i \end{aligned}$$

اصطلاحاً پیشامدهای $B_1, B_2, \dots, B_n$ را یک افراز برای فضای نمونه S گویند و یا گویند فضای نمونه S به پیشامدهای $B_1, B_2, \dots, B_n$ افراز یا تفکیک شده است. حال اگر A پیشامدی با احتمال مثبت باشد داریم که

$$A = A \cap S = A \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i \right) = (A \cap B_1) \cup (A \cap B_2) \cup \dots \cup (A \cap B_n)$$

که در آن پیشامدهای $(A \cap B_1), (A \cap B_2), \dots, (A \cap B_n)$ دو به دو ناسازگار هستند. بنابراین

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A \cap B_1) + P(A \cap B_2) + \dots + P(A \cap B_n) \\ &= P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) + \dots + P(B_n)P(A|B_n) \quad (10.2) \\ &= \sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i) \end{aligned}$$

فرمول فوق را فرمول تفکیک احتمال (و یا فرمول احتمال کل) گویند. همچنین

$$P(B_j|A) = \frac{P(B_j \cap A)}{P(A)} = \frac{P(B_j)P(A|B_j)}{\sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i)} \quad j=1, 2, \dots, n \quad (11.2)$$

فرمول فوق را فرمول احتمال بیز گویند.

مثال ۲.۸.۲ دو جعبه وجود دارند که جعبه اول شامل ۲ مهره سفید و ۳ مهره قرمز است و جعبه دوم شامل ۳ مهره سفید و ۴ مهره قرمز است. از جعبه اول یک مهره چشم بسته انتخاب کرده و به داخل جعبه دوم می‌اندازیم و سپس از جعبه دوم به تصادف یک مهره خارج می‌کنیم. مطلوب است الف- احتمال اینکه مهره خارج شده از جعبه دوم سفید باشد را بیابید.

ب- اگر مهره خارج شده از جعبه دوم قرمز باشد، احتمال اینکه مهره خارج شده از جعبه اول سفید بوده باشد را بیابید.

حل اگر پیشامدهای زیر را تعریف کنیم

$W_i =$ پیشامد اینکه از جعبه i ام مهره سفید خارج شود

$R_i =$ پیشامد اینکه از جعبه i ام مهره قرمز خارج شود $i=1, 2$

در این صورت

الف- $P(W_2)$ مورد سؤال است که از فرمول تفکیک احتمال داریم که

$$P(W_2) = P(W_2 \cap W_1) + P(R_1 \cap W_2)$$

$$= P(W_1)P(W_r | W_1) + P(R_1)P(W_r | R_1)$$

$$= \frac{2}{5} \times \frac{4}{8} + \frac{3}{5} \times \frac{3}{8} = \frac{17}{40}$$

ب- $P(W_1 | R_r)$ مورد سؤال است که از فرمول احتمال بیز داریم که

$$P(W_1 | R_r) = \frac{P(W_1)P(R_r | W_1)}{P(W_1)P(R_r | W_1) + P(R_1)P(R_r | R_1)}$$

$$= \frac{\frac{2}{5} \times \frac{4}{8}}{\frac{2}{5} \times \frac{4}{8} + \frac{3}{5} \times \frac{3}{8}} = \frac{8}{23}$$

مثال ۳.۸.۲ فرض کنید که سه صندوق وجود دارد که هر کدام دارای دو کشو است. در هر یک از کشوهای صندوق اول یک سکه طلا وجود دارد و در یکی از کشوهای صندوق دوم یک سکه طلا و در کشو دیگر آن یک سکه نقره وجود دارد و در هر یک از کشوهای صندوق سوم یک سکه نقره وجود دارد. یکی از صندوقهای را به تصادف انتخاب می‌کنیم و یکی از کشوهای آن را باز می‌کنیم، اگر سکه داخل این کشو طلا باشد احتمال اینکه کشوی دیگر این صندوق نیز شامل سکه طلا باشد را بیابید.

حل اگر قرار دهیم

$$B_i = \text{پیشامد اینکه صندوق } i \text{ ام انتخاب شود} \quad i=1,2,3$$

$$A = \text{پیشامد اینکه سکه طلا مشاهده گردد}$$

در این صورت

$$P(B_1) = P(B_2) = P(B_3) = \frac{1}{3}, \quad P(A | B_1) = 1, \quad P(A | B_2) = \frac{1}{2}, \quad P(A | B_3) = 0$$

و $P(B_1 | A)$ مورد سؤال است. بنابراین از فرمول احتمال بیز داریم که

$$P(B_1 | A) = \frac{P(B_1)P(A | B_1)}{\sum_{i=1}^3 P(B_i)P(A | B_i)} = \frac{\frac{1}{3} \times 1}{\frac{1}{3} \times 1 + \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{3} \times 0} = \frac{2}{3}$$

مثال ۴.۸.۲ یک موسسه مشاوره‌ای ماشینهای مورد نیازش را از سه آژانس با احتمالهای ۲۰٪ از D، ۲۰٪ از E و ۶۰٪ از F کرایه می‌کند. اگر ۱۰٪ ماشینهای آژانس D، ۱۲٪ ماشینهای آژانس E و ۴٪ از ماشینهای آژانس F لاستیک خراب داشته باشند، مطلوب است

الف- احتمال آنکه موسسه یک ماشین با لاستیک خراب کرایه کرده باشد را بیابید.

ب- اگر ماشین کرایه شده بوسیله موسسه دارای لاستیک خراب باشد احتمال آنکه از آژانس F کرایه کرده باشد را بیابید.

حل اگر قرار دهیم

$$B_i = \text{پیشامد اینکه موسسه از آژانس نوع } i \text{ ام ماشین کرایه کند} \quad i=D, E, F$$

$$A = \text{پیشامد اینکه ماشین کرایه شده توسط موسسه دارای لاستیک خراب باشد}$$

در این صورت

$$P(A) = P(B_D \cap A) + P(B_E \cap A) + P(B_F \cap A) \quad \text{الف- (فرمول تفکیک احتمال)}$$

$$= P(B_D)P(A | B_D) + P(B_E)P(A | B_E) + P(B_F)P(A | B_F)$$

$$= (0/20)(0/10) + (0/20)(0/12) + (0/60)(0/04) = 0/068$$

$$P(B_F | A) = \frac{P(B_F)P(A | B_F)}{P(A)} = \frac{(0/60)(0/04)}{0/068} = \frac{6}{17} \quad \text{ب- (فرمول بیز)}$$

۹.۲ مسائل حل شده

مثال ۱.۹.۲ سکه‌ای را یک بار پرتاب می‌کنیم اگر شیر آمد آن سکه را یک بار دیگر پرتاب می‌کنیم و اگر خط آمد یک تاس را پرتاب می‌کنیم. فضای نمونه حاصل از این آزمایش را معین کنید و پیشامد A مربوط به مشاهده عدد کمتر از ۴ در پرتاب تاس را مشخص کنید.

$$S = \{(H, T), (H, H), (T, 1), (T, 2), \dots, (T, 6)\} \quad \text{حل}$$

$$A = \{(T, 1), (T, 2), (T, 3)\}$$

مثال ۲.۹.۲ فرض کنید A و B و C سه پیشامد باشند. پیشامدهای زیر را برحسب این سه پیشامد یا متمم‌های آنها بنویسید

الف- فقط A اتفاق بیفتد.

ب- حداکثر دو تا از این سه پیشامد اتفاق بیفتد.

ج- حداقل دو تا از این سه پیشامد اتفاق بیفتد.

د- دقیقاً دو تا از این سه پیشامد اتفاق بیفتد.

حل الف- $A - (B \cup C) = A \cap (B' \cap C')$

ب- $(A \cap B \cap C)' = A' \cup B' \cup C'$

ج- $(A \cap B) \cup (A \cap C) \cup (B \cap C)$

د- $[(A \cap B) \cup (A \cap C) \cup (B \cap C)] - (A \cap B \cap C)$

مثال ۳.۹.۲ فضای نمونه هر یک از آزمایشهای تصادفی زیر را مشخص کنید و تعیین کنید که کدام یک متناهی، نامتناهی شمارش پذیر یا پیوسته هستند.

الف- پاسخ دادن به یک آزمون تستی ۴ جوابه که شامل ۲۰ سوال است.

ب- تعداد تلفات حوادث رانندگی یک شهر معین در سال آینده.

ج- مدت زمانی که یک تلویزیون رنگی بدون آنکه عیبی پیدا کند و بدون تعمیر به کار ادامه دهد.

حل الف- فضای نمونه متناهی

$$S = \{(x_1, x_2, \dots, x_{20}) \mid x_i = A, B, C, D; i = 1, 2, \dots, 20\}$$

ب- فضای نمونه نامتناهی شمارش پذیر

$$S = \{0, 1, 2, 3, \dots\}$$

ج- فضای نمونه پیوسته

$$S = [0, +\infty)$$

مثال ۴.۹.۲ چهار نفر برای ریاست یک شورا کاندید شده اند. شانس کاندید A دو برابر کاندید B،

شانس کاندید B دو برابر کاندید C و شانس کاندید C و D یکی است. مطلوب است

الف- احتمال اینکه کاندید A یا B انتخاب شوند را بیابید.

ب- احتمال اینکه کاندید A انتخاب نشود را بیابید.

حل در این مساله مدل احتمال برابر است با

S	A	B	C	D
احتمالات	$\frac{4}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$

الف- $P(A \cup B) = P(A) + P(B) = \frac{4}{8} + \frac{2}{8} = \frac{3}{4}$

ب- $P(A') = 1 - P(A) = 1 - \frac{4}{8} = \frac{4}{8} = \frac{1}{2}$

مثال ۵.۹.۲ در آزمایشی سکه ناریبی را دو بار می اندازیم. اگر هر دو بار شیر بیاید آزمایش را

پایان می دهیم و در غیر اینصورت سکه را یک بار دیگر انداخته و آزمایش را پایان می دهیم. احتمال اینکه یک خط مشاهده شود را بیابید.

حل مدل احتمال برابر است با

S	HH	HTT	HTH	THT	THH	TTT	TTH
احتمالات	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$

اگر A پیشامد مشاهده یک خط باشد در این صورت $A = \{HTH, THH\}$ و بنابراین $P(A) = \frac{1}{4}$

مثال ۶.۹.۲ شخصی که در جایگاه بنزین توقف می کند، بازمینی لاستیکهای ماشین را با احتمال $\frac{1}{12}$ و بازمینی روغن ماشین را با احتمال $\frac{1}{29}$ و بازمینی هر دو را با احتمال $\frac{1}{7}$ تقاضا می کند.

الف- احتمال اینکه این شخص درخواست بازمینی لاستیک یا روغن ماشینش داشته باشد را بیابید.

ب- احتمال اینکه این شخص هیچکدام از بازمینی ها را درخواست نکند را بیابید.

حل اگر A پیشامد بازمینی لاستیک ماشین و B پیشامد بازمینی روغن ماشین باشد در این صورت

الف- $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = \frac{1}{12} + \frac{1}{29} - \frac{1}{7} = \frac{1}{34}$

ب- $P(A' \cap B') = P((A \cup B)') = 1 - P(A \cup B) = 1 - \frac{1}{34} = \frac{33}{34}$

مثال ۷.۹.۲ اگر A و B و C سه پیشامد دلخواه باشند ثابت کنید که

$$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

حل $P(A \cup B \cup C) = P(A \cup (B \cup C)) = P(A) + P(B \cup C) - P(A \cap (B \cup C))$

$$= P(A) + [P(B) + P(C) - P(B \cap C)] - P((A \cap B) \cup (A \cap C))$$

$$= P(A) + P(B) + P(C) - P(B \cap C) - [P(A \cap B) + P(A \cap C) - P(A \cap B \cap C)]$$

$$= P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

مثال ۸.۹.۲ سه نفر به طور مستقل در کشف پیام های رمز کار می کنند. احتمال کشف رمز بر حسب تجربه ای که از کار آنها داریم به ترتیب $\frac{1}{3}$ ، $\frac{1}{4}$ و $\frac{1}{5}$ است. احتمال آنکه پیام رمز توسط آنها کشف شود را بیابید.

حل اگر A، B و C به ترتیب پیشامد این باشد که نفر اول، دوم و سوم پیام رمز را کشف کنند در

این صورت A، B و C از یکدیگر مستقل هستند و بنابراین

$$P(A) = \frac{1}{5}, \quad P(B) = \frac{1}{4}, \quad P(C) = \frac{1}{3}$$

$$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

$$= P(A) + P(B) + P(C) - P(A)P(B) - P(A)P(C) - P(B)P(C) + P(A)P(B)P(C)$$

$$= \frac{1}{5} + \frac{1}{4} + \frac{1}{3} - \frac{1}{20} - \frac{1}{15} - \frac{1}{12} + \frac{1}{60} = \frac{36}{60} = \frac{3}{5}$$

مثال ۹.۹.۲ یک مدار شامل سه فیوز است و به گونه‌ای طراحی شده است که اگر حداقل ۲ فیوز سالم باشد آنگاه مدار متصل خواهد بود و در غیر این صورت مدار قطع می‌گردد. اگر این سه فیوز به طور مستقل عمل کنند و احتمال سالم ماندن آنها به ترتیب $\frac{1}{2}$ ، $\frac{2}{3}$ و $\frac{3}{4}$ باشد، احتمال اینکه مدار متصل باشد را بیابید.

حل اگر A، B و C به ترتیب پیشامد این باشد که فیوز اول، دوم و سوم سالم باشند در این صورت با استفاده از مثالهای ۲.۹.۲ (پ) و ۷.۹.۲ داریم که

$$P((A \cap B) \cup (A \cap C) \cup (B \cap C))$$

$$= P(A \cap B) + P(A \cap C) + P(B \cap C) - 2P(A \cap B \cap C)$$

$$= P(A)P(B) + P(A)P(C) + P(B)P(C) - 2P(A)P(B)P(C)$$

$$= \frac{1}{3} + \frac{2}{8} + \frac{1}{2} - 2\left(\frac{1}{4}\right) = \frac{17}{24}$$

مثال ۱۰.۹.۲ چهار زوج برای یک تئاتر ۸ بلیط در یک ردیف خریداری کرده‌اند.

الف- احتمال اینکه هر زوج پهلوی یکدیگر بنشینند را بیابید.

ب- احتمال اینکه تمام مردها پهلوی هم و در سمت راست زن‌ها باشند را بیابید.

حل الف- اگر A پیشامد این باشد که هر زوج پهلوی یکدیگر بنشینند در این صورت

$$n(S) = 8! \quad , \quad n(A) = 4!(2!)^4 \Rightarrow P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{4!(2!)^4}{8!} = \frac{1}{105}$$

ب- اگر B پیشامد این باشد که تمام مردها پهلوی هم و در سمت راست زن‌ها باشند در این صورت

$$n(B) = 4!4! \Rightarrow P(B) = \frac{n(B)}{n(S)} = \frac{4!4!}{8!} = \frac{1}{70}$$

مثال ۱۱.۹.۲ سه نفر شیرازی، دو نفر تهرانی و چهار نفر اصفهانی می‌خواهند در یک صف

پهلوی هم قرار گیرند. به فرض آنکه هم شهریها از هم متمایز نباشند، احتمال اینکه دو تهرانی در دو سر صف قرار بگیرند را بیابید.

حل چون هم شهریها از یکدیگر متمایز نیستند پس $n(S) = \frac{9!}{3!2!4!}$ و اگر A پیشامد این باشد که دو تهرانی در دو سر صف بایستند آنگاه $n(A) = \frac{7!}{3!4!}$ و بنابراین $P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{2!7!}{9!} = \frac{1}{36}$

مثال ۱۲.۹.۲ ده صندلی در یک ردیف قرار گرفته‌اند و ۲ نفر می‌خواهند روی این صندلیها بنشینند.

الف- احتمال اینکه این دو نفر پهلوی هم قرار گیرند را بیابید.

ب- احتمال اینکه بین این دو نفر یک صندلی قرار بگیرد را بیابید.

حل الف- اگر A پیشامد قرار گرفتن دو نفر پهلوی هم باشد، چون به ۹ طریق می‌توان دو صندلی پهلوی هم را انتخاب کرد پس

$$n(S) = P_7^{10} = \frac{10!}{8!} = 90 \quad , \quad n(A) = 9 \times 2! = 18 \Rightarrow P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{18}{90} = \frac{1}{5}$$

ب- اگر B پیشامد این باشد که بین این دو نفر یک صندلی قرار بگیرد، چون به ۸ طریق می‌توان این دو صندلی را انتخاب کرد پس

$$n(B) = 8 \times 2! = 16 \Rightarrow P(B) = \frac{n(B)}{n(S)} = \frac{16}{90} = \frac{8}{45}$$

مثال ۱۳.۹.۲ یک کشتی دارای یک چوب پرچم است که سه موضع مختلف دارد که در هر یک از آنها می‌توان یک پرچم برافراشت. فرض کنید که کشتی برای علامت دادن، چهار پرچم (از چهار نوع مختلف) داشته باشد و یک پرچم وقتی در موضعهای مختلف افراشته شود علامتهای متفاوت نشان دهد. چند علامت مختلف می‌توان ساخت؟

حل اگر قرار دهیم $i = 0, 1, 2, 3$ علامتهایی که با i پرچم می‌توان ساخت $A_i =$

$$\text{در این صورت} \quad n(A_0) = 1 \quad , \quad n(A_1) = \binom{3}{1} P_1^4 = 3 \times 4 = 12$$

$$n(A_2) = \binom{3}{2} P_2^4 = 3 \times 4 \times 3 = 36 \quad , \quad n(A_3) = \binom{3}{3} P_3^4 = 4 \times 3 \times 2 = 24$$

بنابراین تعداد علامتهای مختلف برابر است با

$$\sum_{i=0}^3 n(A_i) = 1 + 12 + 36 + 24 = 73$$

مثال ۱۴.۹.۲ احتمال اینکه روزهای تولد یک خانواده ده نفری در سال، تمام روزهای هفته را

شامل شوند را بیابید.

حل تعداد کل راه‌هایی که ده نفر می‌توانند در روزهای مختلف هفته متولد شوند از حل معادله زیر به دست می‌آید.

$$x_1 + x_2 + \dots + x_7 = 10, \quad x_i \geq 0$$

و بنابراین $n(S) = \left[\begin{matrix} 7+10-1 \\ 10 \end{matrix} \right] = \left[\begin{matrix} 16 \\ 10 \end{matrix} \right]$ اگر A پیشامد این باشد که روزهای تولد این ۱۰ نفر تمام روزهای هفته را شامل شود در این صورت $n(A)$ از حل معادله زیر به دست می‌آید

$$x_1 + x_2 + \dots + x_7 = 10, \quad x_i \geq 1$$

و یا با قرار دادن $y_i = x_i - 1 \geq 0$ داریم که

$$y_1 + y_2 + \dots + y_7 = 3, \quad y_i \geq 0$$

بنابراین $n(A) = \left[\begin{matrix} 7+3-1 \\ 3 \end{matrix} \right] = \left[\begin{matrix} 9 \\ 3 \end{matrix} \right]$ و در نتیجه

$$P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{\left[\begin{matrix} 9 \\ 3 \end{matrix} \right]}{\left[\begin{matrix} 16 \\ 10 \end{matrix} \right]} = \frac{3}{286}$$

مثال ۱۵.۹.۲ به چند طریق می‌توان π مهره نامتمایز را در k جعبه قرار داد بطوریکه هر جعبه شامل حداقل ۲ مهره باشد ($n \geq 2k$).

حل مساله مانند حل معادله زیر است

$$x_1 + x_2 + \dots + x_k = n, \quad x_i \geq 2$$

و یا با قرار دادن $y_i = x_i - 2 \geq 0$ داریم که

$$y_1 + y_2 + \dots + y_k = n - 2k$$

بنابراین تعداد راه‌های ممکن برابر است با $\left[\begin{matrix} k+n-2k-1 \\ n-2k \end{matrix} \right] = \left[\begin{matrix} n-k-1 \\ n-2k \end{matrix} \right]$

مثال ۱۶.۹.۲ می‌خواهیم ترتیب حروف کلمه TALLAHASSEE را عوض کنیم

الف - احتمال اینکه هر سه حرف A پهلوی هم قرار گیرند را بیابید.

ب - احتمال اینکه هیچکدام از سه حرف A پهلوی هم قرار نگیرند را بیابید.

حل **الف** - اگر A پیشامد این باشد که هر سه حرف A پهلوی هم قرار گیرند در این صورت

$$n(S) = \frac{11!}{11!2!1!1!2!2!}, \quad n(A) = \frac{9!}{11!2!1!1!2!2!} \Rightarrow P(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{9!3!}{11!} = \frac{3}{55}$$

ب - توجه کنید که اگر B پیشامد این باشد که هیچکدام از سه حرف A پهلوی هم قرار نگیرند

آنگاه B متمم پیشامد A نیست. برای محاسبه $n(B)$ ابتدا حروف غیر از A یعنی TLLHSSEE

را به $\frac{8!}{11!2!1!1!2!2!}$ مرتب می‌کنیم و سپس سه حرف A را می‌توان به $\left[\begin{matrix} 9 \\ 3 \end{matrix} \right]$ طریق در بین و انتهای این حروف قرار داد به طوری که هیچ حرف A پهلوی هم نباشد بنابراین

$$n(B) = \left[\begin{matrix} 9 \\ 3 \end{matrix} \right] \times \frac{8!}{11!2!1!1!2!2!}$$

و در نتیجه

$$P(B) = \frac{n(B)}{n(S)} = \left[\begin{matrix} 9 \\ 3 \end{matrix} \right] \frac{8!3!}{11!} = \frac{56}{110} = \frac{28}{55}$$

مثال ۱۷.۹.۲ یک تاس سالم را آنقدر پرتاب می‌کنیم تا برای اولین بار عدد شش بیاید. مطلوب

است

الف - احتمال اینکه تعداد پرتابهای لازم مضرب ۳ باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه حداقل ۳ پرتاب لازم باشد را بیابید.

حل اگر e_k نمایانگر این باشد که در k امین پرتاب برای اولین بار عدد شش بیاید در این صورت مدل احتمال برای این مساله عبارت است از

S	e_1	e_2	e_3	e_4	
احتمالات	$\frac{1}{6}$	$\left(\frac{5}{6}\right)\left(\frac{1}{6}\right)$	$\left(\frac{5}{6}\right)^2\left(\frac{1}{6}\right)$	$\left(\frac{5}{6}\right)^3\left(\frac{1}{6}\right)$	

الف - اگر A پیشامد این باشد که تعداد پرتابهای لازم مضرب ۳ است در این صورت

$$A = \{e_3, e_6, e_9, \dots\} \Rightarrow P(A) = \left(\frac{5}{6}\right)^2\left(\frac{1}{6}\right) + \left(\frac{5}{6}\right)^5\left(\frac{1}{6}\right) + \dots = \frac{\left(\frac{5}{6}\right)^2\left(\frac{1}{6}\right)}{1 - \left(\frac{5}{6}\right)^3} = \frac{25}{91}$$

ب - اگر B پیشامد این باشد که حداقل ۳ پرتاب لازم است در این صورت

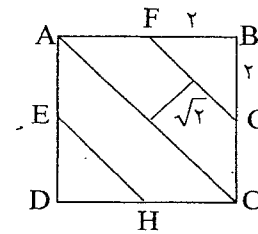
$$B = \{e_3, e_4, e_5, \dots\} \Rightarrow P(B) = \left(\frac{5}{6}\right)^2\left(\frac{1}{6}\right) + \left(\frac{5}{6}\right)^3\left(\frac{1}{6}\right) + \dots = \frac{\left(\frac{5}{6}\right)^2\left(\frac{1}{6}\right)}{1 - \frac{5}{6}} = \frac{25}{36}$$

مثال ۱۸.۹.۲ نقطه‌ای را به تصادف از داخل مربع ABCD به ضلع ۴ واحد انتخاب می‌کنیم.

احتمال اینکه فاصله نقطه انتخابی از قطر AC کمتر از $\sqrt{2}$ باشد را بیابید.

حل با توجه به شکل ۱۲.۲ اگر A پیشامد این باشد که فاصله نقطه انتخابی از قطر AC کمتر از $\sqrt{2}$

باشد، در این صورت



شکل ۱۲.۲

$$P(A) = \frac{S_{AEHCGF}}{S_{ABCD}} = 1 - \frac{2S_{BFG}}{S_{ABCD}}$$

$$= 1 - \frac{2(\frac{1}{2} \times 2 \times 2)}{4 \times 4} = 1 - \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

مثال ۱۹.۹.۲ خانواده‌ای ۳ فرزند دارد. اگر فرزند اول و آخر از یک جنس باشد، احتمال همجنس بودن تمام فرزندان را بیابید.

حل اگر قرار دهیم

$A = \{BBB, GGG\}$ پیشامد همجنس بودن تمام فرزندان خانواده

$B = \{BBB, BGB, GBG, GGG\}$ پیشامد اینکه فرزند اول و آخر از یک جنس باشند

در این صورت

$$P(A) = \frac{2}{8}, \quad P(B) = \frac{4}{8}, \quad P(A \cap B) = \frac{2}{8}$$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{2/8}{4/8} = \frac{1}{2}$$

و $P(A|B)$ مورد سؤال است. بنابراین

مثال ۲۰.۹.۲ از جعبه‌ای محتوی ۹ کارت با شماره‌های ۱ تا ۹، ۲ کارت را به تصادف بیرون می‌آوریم، اگر بدانیم که مجموع دو عدد زوج است، احتمال اینکه هر دو عدد فرد باشند را بیابید.

حل اگر قرار دهیم

$A =$ پیشامد اینکه مجموع اعداد روی دو کارت زوج باشد

$B =$ پیشامد اینکه اعداد روی دو کارت هر دو فرد باشند

در این صورت $B \subset A$ و بنابراین

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{P(B)}{P(A)} = \frac{2/36}{20/36} = \frac{2}{20} = \frac{1}{10}$$

مثال ۲۱.۹.۲ احتمال اینکه مرد متأهلی نمایش مخصوصی از تلویزیون را تماشا کند $0/4$ و احتمال اینکه همسر او همان نمایش را تماشا کند $0/5$ و احتمال اینکه این مرد برنامه‌ای را تماشا

کند که همسر او در حال تماشای آن است $0/7$ می‌باشد. مطلوب است

الف- احتمال اینکه هر دو نفر برنامه را تماشا کنند را بیابید.

ب- احتمال اینکه این خانم برنامه‌ای را تماشا کند که شوهرش در حال تماشای آن است را بیابید.

ج- احتمال اینکه حداقل یک نفر از این زوج برنامه را تماشا کنند را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

$M =$ پیشامد اینکه مرد برنامه تلویزیونی را تماشا کند

$W =$ پیشامد اینکه همسر او برنامه تلویزیونی را تماشا کند

در این صورت

$$P(M) = 0/4, \quad P(W) = 0/5, \quad P(M|W) = 0/7$$

$$P(M \cap W) = P(W)P(M|W) = 0/5 \times 0/7 = 0/35$$

الف-

$$P(W|M) = \frac{P(M \cap W)}{P(M)} = \frac{0/35}{0/4} = \frac{7}{8}$$

ب-

$$P(M \cup W) = P(M) + P(W) - P(M \cap W) = 0/4 + 0/5 - 0/35 = 0/55$$

ج-

مثال ۲۲.۹.۲ در یک طرح الکترونیکی، به تجربه دیده شده است که اگر یک کارگر جدید به برنامه‌های کارآموزی شرکت توجه کند، با احتمال $0/86$ از تولید سهم خواهد برد و احتمال متناظر برای کارگر جدیدی که به برنامه‌های کارآموزی شرکت توجه نداشته باشد برابر با $0/35$ است. اگر $0/80$ همه کارگران جدید به برنامه‌های کارآموزی شرکت توجه داشته باشند، احتمال آنکه یک کارگر جدید از تولید سهم ببرد را بیابید.

حل اگر قرار دهیم

$A =$ پیشامد اینکه کارگر جدید به برنامه‌های کارآموزی شرکت توجه کند

$B =$ پیشامد اینکه کارگر جدید از تولید سهم ببرد

در این صورت

$$P(B|A) = 0/86, \quad P(B|A') = 0/35, \quad P(A) = 0/80$$

و $P(B)$ مورد سؤال است از فرمول تفکیک احتمال داریم که

$$P(B) = P(A \cap B) + P(A' \cap B) = P(A)P(B|A) + P(A')P(B|A') \\ = (0/80)(0/86) + (0/20)(0/35) = 0/758$$

مثال ۲۳.۹.۲ اگر A، B و C سه پیشامد مستقل باشند، ثابت کنید که

الف - A' و B' از یکدیگر مستقل هستند.

ب - A' و C از یکدیگر مستقل هستند.

ج - A ∪ B و C از یکدیگر مستقل هستند.

حل الف - با استفاده از تمرین ۵.۱۰.۲ داریم که

$$P(A' \cap B') = P((A \cup B)') = 1 - P(A \cup B) = 1 - [P(A) + P(B) - P(A \cap B)] \\ = 1 - [P(A) + P(B) - P(A)P(B)] = [1 - P(B)] - P(A)[1 - P(B)] \\ = [1 - P(B)][1 - P(A)] = P(B')P(A')$$

بنابراین A' و B' از یکدیگر مستقل هستند

$$P(A' \cap C) = P(C - A) = P(C) - P(A \cap C) = P(C) - P(A)P(C) \\ = P(C)[1 - P(A)] = P(C)P(A')$$

ب -

بنابراین A' و C از یکدیگر مستقل هستند.

ج -

$$P((A \cup B) \cap C) = P((A \cap C) \cup (B \cap C)) = P(A \cap C) + P(B \cap C) - P(A \cap B \cap C) \\ = P(A)P(C) + P(B)P(C) - P(A)P(B)P(C) \\ = P(C)[P(A) + P(B) - P(A)P(B)] \\ = P(C)[P(A) + P(B) - P(A \cap B)] = P(C)P(A \cup B)$$

بنابراین A ∪ B و C از یکدیگر مستقل هستند.

مثال ۲۴.۹.۲ سه تیرانداز هر کدام یک تیر به یک هدف شلیک می کنند. احتمال آنکه تیرانداز

اول به هدف بزند ۰/۴ است و همین احتمال برای تیراندازهای دوم و سوم به ترتیب ۰/۵ و ۰/۷ است. احتمال اینکه دو تیر به هدف بخورد و یک تیر به خطا برود را بیابید.

حل اگر قرار دهیم $i=1,2,3$ پیشامد اینکه تیرانداز iام به هدف بزند A_i

در این صورت پیشامدهای A_1, A_2 و A_3 از یکدیگر مستقل هستند و به سادگی دیده می شود که

A_1, A_2, A_3 و همچنین A_1, A_2, A_3 از یکدیگر مستقل هستند و $P(A_1) = 0/4, P(A_2) = 0/5, P(A_3) = 0/7$

بنابراین احتمال مورد نظر برابر است با

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3') + P(A_1 \cap A_2' \cap A_3) + P(A_1' \cap A_2 \cap A_3) = \\ P(A_1)P(A_2)P(A_3') + P(A_1)P(A_2')P(A_3) + P(A_1')P(A_2)P(A_3) = \\ (0/4)(0/5)(0/3) + (0/4)(0/5)(0/7) + (0/6)(0/5)(0/7) = 0/41$$

مثال ۲۵.۹.۲ احتمال اینکه مردی تا ۲۰ سال دیگر زنده باشد ۰/۶ و همین احتمال برای همسر او

۰/۹ است. مطلوب است محاسبه احتمال اینکه

الف - هیچکدام از آنها تا ۲۰ سال دیگر زنده نباشند.

ب - فقط همسر تا ۲۰ سال دیگر زنده باشد.

حل اگر قرار دهیم پیشامد اینکه مرد تا ۲۰ سال دیگر زنده باشد $M =$

پیشامد اینکه زن تا ۲۰ سال دیگر زنده باشد $W =$

در این صورت M و W از یکدیگر مستقل هستند و $P(M) = 0/6$ و $P(W) = 0/9$ بنابراین

$$P(M' \cap W') = P(M')P(W') = (0/4)(0/1) = 0/4 \quad \text{الف -}$$

$$P(W \cap M') = P(W)P(M') = (0/9)(0/4) = 0/36 \quad \text{ب -}$$

مثال ۲۶.۹.۲ سرایداری یک دسته کلید ۸ تایی برای بازکردن در ۸ اتاق را دارد که هر کلید تنها

در یک اتاق را باز می کند. اگر در ۴۰ درصد از این اتاقها قفل نباشند و او ۳ کلید را به طور تصادفی

همراه آورده باشد، احتمال اینکه او بتواند وارد اتاقی شود را بیابید.

حل اگر قرار دهیم پیشامد اینکه در اتاق باز باشد $A =$

پیشامد اینکه سرایدار بتواند وارد اتاق شود $B =$

در این صورت $P(B)$ مورد سؤال است که یک مساله تفکیک احتمال است. بنابراین

$$P(B) = P(A \cap B) + P(A' \cap B) = P(A)P(B|A) + P(A')P(B|A') \\ = (0/40)(1) + (0/60)(\frac{3}{8}) = 0/625$$

مثال ۲۷.۹.۲ یک آزمایش تشخیص سرطان با احتمال ۹۹ درصد برای بیماران سرطانی پاسخ

مثبت می دهد. و با احتمال ۵ درصد برای بیماران غیرسرطانی پاسخ مثبت می دهد. از بین بیماران

یک بیمارستان که ۷ درصد آنها سرطانی هستند بیماری را به تصادف انتخاب کرده و آزمایش فوق برای وی پاسخ مثبت داده است. احتمال اینکه این بیمار سرطانی باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

پیشامد اینکه بیمار مبتلا به سرطان باشد $C =$

پیشامد اینکه آزمایش برای بیمار پاسخ مثبت دهد $A =$

در این صورت

$$P(A|C) = 0/99, \quad P(A|C') = 0/05, \quad P(C) = 0/07$$

و بنابراین $P(C|A)$ مورد سؤال است که یک مساله بیز است، در نتیجه

$$P(C|A) = \frac{P(C)P(A|C)}{P(C)P(A|C) + P(C')P(A|C')} = \frac{(0/07)(0/99)}{(0/07)(0/99) + (0/93)(0/05)} = 0/598$$

مثال ۲۸.۹.۲ جعبه‌ای شامل ۲ توپ سفید و ۳ توپ سیاه می‌باشد و همچنین ۳ کارت وجود دارد که روی آنها شماره‌های ۱، ۲ و ۳ یادداشت گردیده است. یک کارت به تصادف از بین این ۳ کارت انتخاب و به تعداد عدد روی کارت مشاهده شده از جعبه به تصادف توپ انتخاب می‌کنیم.

الف - احتمال اینکه تمامی توپهای انتخاب شده از جعبه سفید باشند را بیابید.

ب - اگر تمامی توپهای انتخاب شده از جعبه سفید باشند احتمال اینکه روی کارت عدد ۲ مشاهده شده باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

$B_i =$ پیشامد اینکه کارت شماره i انتخاب شود $i=1,2,3$

$W =$ پیشامد اینکه تمامی توپهای انتخابی سفید باشند

الف - از فرمول تفکیک احتمال داریم که

$$P(W) = P(B_1 \cap W) + P(B_2 \cap W) + P(B_3 \cap W) = \sum_{i=1}^3 P(B_i)P(W|B_i) \\ = \frac{1}{3} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{5}{2}} + \frac{1}{3} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{5}{2}} + \frac{1}{3} \times 0 = \frac{5}{30} = \frac{1}{6}$$

ب - از فرمول بیز داریم که

$$P(B_2|W) = \frac{P(B_2)P(W|B_2)}{P(W)} = \frac{\frac{1}{3} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{5}{2}}}{\frac{1}{6}} = \frac{1}{5}$$

مثال ۲۹.۹.۲ دو تهیه کننده A و B برای یک شرکت تولیدی یک قطعه معین را تهیه می‌کنند. در گذشته ۵ درصد از قطعات تهیه شده بوسیله A و ۹ درصد از قطعات تهیه شده بوسیله B معیوب بوده‌اند. A چهار برابر B از قطعه مذکور را تهیه می‌کند. فرض کنید یک قطعه تهیه شده باشد و مشاهده شود که سالم است. احتمال اینکه این قطعه بوسیله A تهیه شده باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

$A =$ پیشامد اینکه قطعه بوسیله A تهیه شود

$B =$ پیشامد اینکه قطعه بوسیله B تهیه شود

$C =$ پیشامد اینکه قطعه سالم باشد

در این صورت

$$P(A) = \frac{4}{5}, \quad P(B) = \frac{1}{5}, \quad P(C|A) = 0/95, \quad P(C|B) = 0/91$$

بنابراین

$$P(A|C) = \frac{P(A)P(C|A)}{P(A)P(C|A) + P(B)P(C|B)} = \frac{\frac{4}{5} \times 0/95}{\frac{4}{5} \times 0/95 + \frac{1}{5} \times 0/91} = 0/807$$

مثال ۳۰.۹.۲ فروشگاه‌ای ۱۰۰ دستگاه کامپیوتر از چهار عرضه کننده A, B, C و D خریداری کرده است. تعداد دستگاههای سالم و معیوب هر عرضه کننده در جدول زیر آمده است.

	D	C	B	A	
سالم	۲۹	۱۹	۱۶	۲۱	
معیوب	۶	۴	۳	۲	

الف - اگر یک دستگاه به تصادف از میان کامپیوترها انتخاب شود احتمال اینکه این دستگاه معیوب باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه دستگاه معیوبی که به تصادف انتخاب شده است متعلق به عرضه کننده A باشد را بیابید.

ج - احتمال اینکه دستگاه انتخاب شده یا سالم باشد یا متعلق به عرضه کننده A نباشد را

بیابید.

حل قرار می‌دهیم

 $B_i =$ پیشامد اینکه دستگاه کامپیوتر از عرضه کننده i خریداری شود $i=A, B, C, D$ $E =$ پیشامد اینکه دستگاه کامپیوتر خریداری شده معیوب باشد

در این صورت

الف -

$$P(E) = \sum_{i=A}^D P(B_i)P(E|B_i) = \frac{23}{100} \times \frac{2}{23} + \frac{19}{100} \times \frac{3}{19} + \frac{23}{100} \times \frac{4}{23} + \frac{35}{100} \times \frac{6}{35} = 0.15$$

ب -

$$P(B_A|E) = \frac{P(B_A)P(E|B_A)}{P(E)} = \frac{\frac{23}{100} \times \frac{2}{23}}{0.15} = \frac{2}{15}$$

ج -

$$P(E' \cup B_A') = P((E \cap B_A)') = 1 - P(E \cap B_A) = 1 - P(B_A)P(E|B_A) = 1 - \frac{23}{100} \times \frac{2}{23} = 1 - 0.02 = 0.98$$

مثال ۳۱.۹.۲ ظرفی محتوی ۳ مهره آبی و ۷ مهره سفید است. مهره‌ای به تصادف انتخاب می‌کنیم. اگر رنگ این مهره سفید باشد آن را دوباره در ظرف قرار می‌دهیم و دو مهره سفید دیگر به ظرف اضافه می‌کنیم. اگر مهره استخراجی آبی باشد آن را در ظرف قرار نداده و مهره دیگری نیز در ظرف قرار نمی‌دهیم. سپس برای بار دوم دو مهره از ظرف بیرون می‌آوریم.

الف - احتمال اینکه دو مهره انتخاب شده در بار دوم سفید باشند را بیابید.

ب - اگر دو مهره انتخاب شده در بار دوم آبی باشند، احتمال اینکه مهره انتخاب شده بار اول سفید باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

 $B_1 =$ پیشامد اینکه مهره انتخابی در بار اول آبی باشد $W_1 =$ پیشامد اینکه مهره انتخابی در بار اول سفید باشد $B_2 =$ پیشامد اینکه دو مهره انتخابی در بار دوم آبی باشند $W_2 =$ پیشامد اینکه دو مهره انتخابی در بار دوم سفید باشند

در این صورت

الف -

$$P(W_2) = P(B_1 \cap W_2) + P(W_1 \cap W_2) = P(B_1)P(W_2|B_1) + P(W_1)P(W_2|W_1)$$

$$= \frac{3}{10} \times \frac{\binom{7}{2}}{\binom{9}{2}} + \frac{7}{10} \times \frac{\binom{9}{2}}{\binom{12}{2}} = \frac{7}{40} + \frac{21}{55} = \frac{1225}{2200} = \frac{49}{88}$$

ب -

$$P(W_1|B_2) = \frac{P(W_1)P(B_2|W_1)}{P(W_1)P(B_2|W_1) + P(B_1)P(B_2|B_1)}$$

$$= \frac{\frac{7}{10} \times \frac{\binom{7}{2}}{\binom{12}{2}}}{\frac{7}{10} \times \frac{\binom{7}{2}}{\binom{12}{2}} + \frac{3}{10} \times \frac{\binom{7}{2}}{\binom{9}{2}}} = \frac{42}{53}$$

مثال ۳۲.۹.۲ جعبه A شامل ۴ توپ قرمز، ۲ توپ سفید و ۶ توپ سیاه است و جعبه B شامل ۳ توپ قرمز و ۵ توپ سفید است. یک تاس متعادل پرتاب می‌شود، اگر ۱ یا ۶ ظاهر شود یک توپ از ظرف A و در غیر این صورت یک توپ از ظرف B خارج می‌کنیم.

الف - احتمال اینکه یک توپ سفید استخراج شود را بیابید.

ب - اگر یک توپ قرمز به تصادف خارج شود احتمال اینکه در پرتاب تاس ۱ یا ۶ ظاهر شده باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

 $A =$ پیشامد اینکه در پرتاب تاس عدد ۱ یا ۶ ظاهر شود $W =$ پیشامد اینکه یک توپ سفید از جعبه خارج شود $R =$ پیشامد اینکه یک توپ قرمز از جعبه خارج شود

در این صورت

الف -

$$P(W) = P(A \cap W) + P(A' \cap W) = P(A)P(W|A) + P(A')P(W|A')$$

$$= \frac{2}{6} \times \frac{2}{12} + \frac{4}{6} \times \frac{5}{8} = \frac{17}{36}$$

$$P(A|R) = \frac{P(A)P(R|A)}{P(A)P(R|A) + P(A')P(R|A')} = \frac{\frac{2}{6} \times \frac{4}{12}}{\frac{2}{6} \times \frac{4}{12} + \frac{4}{6} \times \frac{2}{8}} = \frac{4}{13} \quad \text{ب-}$$

مثال ۳۳.۹.۲ شخصی به تصادف یکی از اعداد صحیح ۱، ۲ و ۳ را انتخاب می‌کند و سپس به تعداد عدد انتخاب شده یک تاس را پرتاب می‌کند.

الف - احتمال اینکه مجموع ۵ بیاورد را بیابید.

ب - اگر این شخص مجموع ۴ آورده باشد، احتمال اینکه عدد انتخاب شده ۲ باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

B_i = پیشامد اینکه شخص عدد i را انتخاب کرده باشد $i=1,2,3$

A = پیشامد اینکه شخص مجموع ۵ بیاورد

C = پیشامد اینکه شخص مجموع ۴ بیاورد

در این صورت

$$A|B_1 = \{5\}$$

$$A|B_2 = \{(1,4), (2,3), (3,2), (4,1)\}$$

$$A|B_3 = \{(1,1,3), (1,3,1), (3,1,1), (1,2,2), (2,1,2), (2,2,1)\}$$

بنابراین

$$P(A) = \sum_{i=1}^3 P(B_i)P(A|B_i) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{6} + \frac{1}{3} \times \frac{4}{36} + \frac{1}{3} \times \frac{6}{216} = \frac{11}{108}$$

$$C|B_1 = \{4\} \quad \text{ب- داریم که}$$

$$C|B_2 = \{(1,3), (2,2), (3,1)\}$$

$$C|B_3 = \{(1,1,2), (1,2,1), (2,1,1)\}$$

بنابراین از فرمول بیز داریم که

$$P(B_2|C) = \frac{P(B_2)P(C|B_2)}{\sum_{i=1}^3 P(B_i)P(C|B_i)} = \frac{\frac{1}{3} \times \frac{3}{36}}{\frac{1}{3} \times \frac{1}{6} + \frac{1}{3} \times \frac{3}{36} + \frac{1}{3} \times \frac{3}{216}} = \frac{6}{19}$$

مثال ۳۴.۹.۲ یک ظرف شامل ۳ مهره قرمز و ۷ مهره سفید است. یک مهره از ظرف خارج می‌کنیم و هر رنگی که باشد مهره دیگری از رنگ مخالف آن در ظرف قرار می‌دهیم. سپس مهره دیگری از ظرف خارج می‌کنیم. اگر این مهره با مهره قبلی که به دست آمده بود هم رنگ باشد،

احتمال اینکه هر دو سفید باشند را بیابید.

حل پیشامدهای زیر را در نظر می‌گیریم

R_i = پیشامد اینکه در بار i ام مهره قرمز خارج شود $i=1,2$

W_i = پیشامد اینکه در بار i ام مهره سفید خارج شود

A = پیشامد اینکه هر دو مهره انتخاب شده هم رنگ باشند

در این صورت $W_1 \cap W_2 \subset A$ و $P(W_1 \cap W_2 | A)$ مورد سؤال است. بنابراین

$$P(W_1 \cap W_2 | A) = \frac{P(W_1 \cap W_2 \cap A)}{P(A)} = \frac{P(W_1 \cap W_2)}{P(W_1 \cap W_2) + P(R_1 \cap R_2)}$$

$$= \frac{P(W_1)P(W_2 | W_1)}{P(W_1)P(W_2 | W_1) + P(R_1)P(R_2 | R_1)} = \frac{\frac{7}{10} \times \frac{6}{10}}{\frac{7}{10} \times \frac{6}{10} + \frac{3}{10} \times \frac{2}{10}} = \frac{7}{8}$$

مثال ۳۵.۹.۲ جعبه A شامل ۳ مهره سفید و ۵ مهره قرمز و جعبه B شامل ۶ مهره سفید و ۲ مهره قرمز می‌باشد. یک جعبه را به تصادف انتخاب کرده و یک مهره از آن خارج می‌کنیم و بدون توجه به رنگ در جعبه سوم C قرار می‌دهیم که خود شامل ۳ مهره سفید و ۳ مهره قرمز است. سپس از جعبه C یک مهره خارج می‌کنیم. احتمال قرمز بودن این مهره را بیابید.

حل پیشامدهای زیر را در نظر می‌گیریم

W_i = پیشامد اینکه از جعبه i ام مهره سفید خارج شود $i=A, B, C$

R_i = پیشامد اینکه از جعبه i ام مهره قرمز خارج شود

A = پیشامد اینکه جعبه A در بار اول انتخاب شود

B = پیشامد اینکه جعبه B در بار اول انتخاب شود

در این صورت $P(R_C)$ مورد سؤال است. بنابراین

$$P(R_C) = P(A)P(R_C|A) + P(B)P(R_C|B) = \frac{1}{4}P(R_C|A) + \frac{1}{4}P(R_C|B)$$

اما از طرفی داریم که

$$P(R_C|A) = P(R_A \cap R_C) + P(W_A \cap R_C)$$

$$= P(R_A)P(R_C|R_A) + P(W_A)P(R_C|W_A) = \frac{5}{8} \times \frac{4}{7} + \frac{3}{8} \times \frac{3}{7} = \frac{29}{56}$$

$$P(R_C|B) = P(R_B \cap R_C) + P(W_B \cap R_C)$$

$$= P(R_B)P(R_C | R_B) + P(W_B)P(R_C | W_B) = \frac{2}{8} \times \frac{4}{7} + \frac{6}{8} \times \frac{3}{7} = \frac{26}{56}$$

$$P(R_C) = \frac{1}{2} \times \frac{29}{56} + \frac{1}{2} \times \frac{26}{56} = \frac{55}{112}$$

بنابراین

مثال ۳۶.۹.۲ سه جعبه را در نظر بگیرید به طوری که جعبه اول شامل ۴ مهره سفید و ۲ مهره قرمز و جعبه دوم شامل ۴ مهره سفید و ۸ مهره قرمز و جعبه سوم شامل ۳ مهره سفید و ۱ مهره قرمز باشد. اگر یک مهره به تصادف از هر جعبه انتخاب شود، احتمال اینکه مهره انتخاب شده از جعبه اول سفید باشد به شرط آنکه دقیقاً ۲ مهره سفید انتخاب شده باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

W_i = پیشامد اینکه از جعبه i ام یک مهره سفید انتخاب شود $i=1,2,3$

R_i = پیشامد اینکه از جعبه i ام یک مهره قرمز انتخاب شود

A = پیشامد اینکه دقیقاً ۲ مهره سفید انتخاب شود

در این صورت $P(W_1 | A)$ مورد سؤال است. چون انتخاب مهره از جعبه‌ها بطور مستقل انجام می‌گیرد، بنابراین

$$P(W_1 | A) = \frac{P(W_1 \cap A)}{P(A)} = \frac{P(W_1 \cap W_2 \cap R_3) + P(W_1 \cap R_2 \cap W_3)}{P(W_1 \cap W_2 \cap R_3) + P(W_1 \cap R_2 \cap W_3) + P(R_1 \cap W_2 \cap W_3)}$$

$$= \frac{P(W_1)P(W_2)P(R_3) + P(W_1)P(R_2)P(W_3)}{P(W_1)P(W_2)P(R_3) + P(W_1)P(R_2)P(W_3) + P(R_1)P(W_2)P(W_3)}$$

$$= \frac{(\frac{4}{6} \times \frac{4}{12} \times \frac{1}{4}) + (\frac{4}{6} \times \frac{8}{12} \times \frac{3}{4})}{(\frac{4}{6} \times \frac{4}{12} \times \frac{1}{4}) + (\frac{4}{6} \times \frac{8}{12} \times \frac{3}{4}) + (\frac{2}{6} \times \frac{4}{12} \times \frac{3}{4})} = \frac{112}{136} = \frac{14}{17}$$

مثال ۳۷.۹.۲ جعبه A شامل ۳ مهره سفید و ۴ مهره قرمز و جعبه B شامل ۳ مهره قرمز و ۲ مهره سفید می‌باشند. یکی از جعبه‌ها را به تصادف انتخاب کرده مهره‌ای به تصادف از آن خارج می‌کنیم و در جعبه بعدی قرار می‌دهیم. سپس از این جعبه ۲ مهره بدون جایگذاری خارج می‌کنیم. اگر این ۲ مهره سفید باشند احتمال اینکه مهره‌ای که منتقل شده است قرمز باشد را بیابید.

حل قرار می‌دهیم

W_i = پیشامد اینکه در بار اول از جعبه i ام مهره سفید خارج شود

R_i = پیشامد اینکه در بار اول از جعبه i ام مهره قرمز خارج شود $i=A, B$

WW_i = پیشامد اینکه در بار دوم از جعبه i ام دو مهره سفید خارج شود

A = پیشامد اینکه در بار اول جعبه A انتخاب شده باشد

B = پیشامد اینکه در بار اول جعبه B انتخاب شده باشد

D = پیشامد مورد نظر مسئله

در این صورت

$$P(D) = P(A \cap D) + P(B \cap D) = P(A)P(D | A) + P(B)P(D | B)$$

اما از طرفی $P(A) = P(B) = \frac{1}{2}$ و

$$P(D | A) = P(R_A | WW_B) = \frac{P(R_A)P(WW_B | R_A)}{P(R_A)P(WW_B | R_A) + P(W_A)P(WW_B | W_A)}$$

$$= \frac{\frac{4}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{6}{2}}}{\frac{4}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{6}{2}} + \frac{2}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{6}{2}}} = \frac{4}{13}$$

$$P(D | B) = P(R_B | WW_A) = \frac{P(R_B)P(WW_A | R_B)}{P(R_B)P(WW_A | R_B) + P(W_B)P(WW_A | W_B)}$$

$$= \frac{\frac{3}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{8}{2}}}{\frac{3}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{8}{2}} + \frac{2}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{8}{2}}} = \frac{9}{21}$$

$$P(D) = \frac{1}{2} \times \frac{4}{13} + \frac{1}{2} \times \frac{9}{21} = \frac{201}{546} = \frac{67}{182}$$

بنابراین

۱۰.۲ تمرینات

۱ در هر یک از حالات زیر فضای نمونه آزمایش تصادفی را معین کنید.

الف- پرتاب یک سکه ۳ مرتبه

ب- پرتاب یک تاس ۳ مرتبه

ج- جواب دادن به یک آزمون تستی ۴ جوابه شامل ۲۰ سؤال

د- تعداد ذرات رادیواکتیو که از یک شمارنده در یک ساعت عبور می‌کنند

ه- یک تاس را پرتاب می‌کنیم اگر عدد زوج آمد تاس را دو مرتبه پرتاب می‌کنیم و در غیر اینصورت یک سکه را پرتاب می‌کنیم

و- زمان ملاقات دو نفر در بین ساعات یک تا دو بعد از ظهر

ز- انتخاب یک نقطه درون مربعی به ضلع ۴ سانتیمتر که اضلاع آن روی محورهای مختصات و در ناحیه اول باشد

ح- پرتاب متوالی یک تاس تا مشاهده یک عدد مضرب ۳.

۲ در آزمایشهای تمرین ۱ نوع فضای نمونه را از لحاظ متناهی یا نامتناهی شمارش‌پذیر و یا پیوسته معین کنید.

۳ در هر یک از قسمتهای تمرین ۱ پیشامدهای زیر را معین کنید.

الف- مشاهده حداکثر یک شیر

ب- مشاهده مجموع ۵ در پرتاب ۳ مرتبه تاس

ج- تنها ۵ سؤال اول صحیح پاسخ داده شوند

د- حداکثر ۲۰ ذره رادیواکتیو از شمارنده عبور کنند

ه- مشاهده شیر در پرتاب سکه

و- زمان ملاقات در بین ساعات ۱/۳۰ تا ۱/۴۵ باشد

ز- نقطه انتخابی درون مربعی به ضلع ۲ سانتیمتر و یک رأس روی مبدأ مختصات باشد

ح- حداقل ۵ پرتاب برای مشاهده عدد مضرب ۳ لازم باشد.

۴ سکه‌ای را چهار مرتبه پرتاب می‌کنیم. فرض کنید E پیشامد مشاهده شیر در بار اول و آخر و F پیشامد شیر در بار دوم و سوم باشد. پیشامدهای زیر را مشخص کنید

$$E, F, E \cup F, E \cap F, F - E$$

۵ ثابت کنید برای هر دو پیشامد E و F داریم که

$$(E \cap F)' = E' \cup F', \quad (E \cup F)' = E' \cap F'$$

این قوانین به قوانین دمرگان معروف هستند. این قوانین را به بیش از دو پیشامد تعمیم دهید.

۶ چهار کارت به شماره‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ وجود دارند که شانس انتخاب شماره ۴ دو برابر انتخاب شماره ۲ و شانس انتخاب شماره‌های فرد ۳ برابر انتخاب شماره ۴ می‌باشد. مدل احتمال برای انتخاب یک کارت از بین این کارتها را معین کنید. احتمال اینکه عدد انتخاب شده مربع کامل باشد را بیابید.

۷ فرض کنید که یک تاس طوری ساخته شده باشد که در آن احتمال آمدن هر عدد متناسب با خود آن عدد باشد. مدل احتمال برای پرتاب یک بار این تاس را معین کنید و با استفاده از آن احتمال آمدن یک عدد زوج و احتمال آمدن یک عدد بزرگتر از ۴ را حساب کنید.

۸ فرض کنید که یک تاس طوری ساخته شده باشد که در آن احتمال آمدن هر عدد متناسب با عکس خود آن عدد باشد. مدل احتمال برای پرتاب یک بار این تاس را معین کنید و با استفاده از آن احتمال آمدن یک عدد فرد و احتمال آمدن یک عدد کمتر از ۴ را حساب کنید.

۹ با فرض $P(A) = 0/6$, $P(B) = 0/7$ و $S = A \cup B$ مطلوب است محاسبه

$$P(A \cap B), \quad P(B - A), \quad P(B' - A')$$

۱۰ فرض کنید A و B دو پیشامد ناسازگار باشند و $P(A) = 0/3$ و $P(B) = 0/4$ مطلوب است محاسبه

$$P(A \cup B), \quad P(A - B), \quad P(A' - B')$$

۱۱ احتمال اینکه به بیماری که به دکتر مراجعه کرده، قرص داده شود ۰/۳۷ و احتمال اینکه به وی آمپول داده شود ۰/۲۸ است و احتمال اینکه به وی هم قرص و هم آمپول داده شود ۰/۱۵ است. احتمال اینکه به وی قرص یا آمپول و یا هر دو داده شود را بیابید.

۱۲ فرض کنید A و B دو پیشامد باشند به طوری که $P(A) = \frac{3}{8}$, $P(B) = \frac{1}{4}$ و $P(A \cap B) = \frac{1}{4}$ مطلوب است محاسبه

۱۳ اگر پلاک اتومبیلها از ۵ شماره غیرصفر و یک حرف الفبای فارسی تشکیل شود، تعداد اتومبیلهایی را که می‌توان شماره کرد را تعیین کنید.

۱۴ به چند طریق می‌توان ۶ کتاب ریاضی مختلف و ۵ کتاب فیزیک مختلف را در یک قفسه قرار داد به طوری که کتابهای یک رشته در کنار هم قرار گیرند و کتابهای ریاضی سمت چپ کتابهای فیزیک

باشند؟

۱۵ به چند طریق می توان ۹ کتاب را در یک قفسه در کنار هم قرارداد به طوری که سه تایی آنها همیشه پهلوی هم قرار گیرند؟

۱۶ چند عدد سه رقمی از ارقام ۱، ۲، ۴، ۶، ۸ و ۹ می توان نوشت به طوری که

الف - محدودیتی نداشته باشیم

ب - اعداد زوج باشند.

ج - اعداد مضرب ۵ باشند.

د - اعداد کوچکتر از ۴۰۰ باشند.

۱۷ دوازده زن و ده مرد در یک محل زندگی می کنند که از بین آنها سه زن و دو مرد با هم خواهر و برادر هستند. به چند طریق این عده می توانند با هم ازدواج کنند؟

۱۸ تعداد جایگشت های مختلف حروف کلمه STATISTICS را به دست آورید.

۱۹ به چند طریق می توان ۱۲ نفر را به کمیته های ۵، ۳ و ۴ نفره تقسیم نمود؟

۲۰ از یک گروه شامل ۹ مرد و ۳ زن می خواهیم یک کمیته ۴ نفره تشکیل دهیم

الف - احتمال اینکه کمیته شامل فقط یک زن باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه کمیته شامل حداقل یک زن باشد را بیابید.

ج - احتمال اینکه کمیته شامل هم مرد و هم زن باشد را بیابید.

۲۱ ۱۲ بسته محتوی جوایز در دست داریم که قرار است به دانش آموزی یکی از این ۱۲ بسته به عنوان جایزه داده شود. دانش آموز نمی داند که در ۳ بسته کیف بغلی، در ۵ بسته دفترچه و در ۴ بسته خودکار وجود دارد.

الف - اگر دانش آموز یک بسته را به تصادف انتخاب کند، احتمال اینکه جایزه او کیف بغلی باشد را بیابید.

ب - اگر دانش آموز دو بسته را به تصادف انتخاب کند، احتمال اینکه جایزه او کیف بغلی باشد را بیابید.

۲۲ ده مهره غیر متمایز را به چند طریق می توانید در چهار جعبه متمایز قرار دهید در صورتی که بخواهیم در هر جعبه لااقل یک مهره قرار گیرد؟

۲۳ یک خانواده ۳ نفری پنجشنبه یا جمعه متولد شده اند. احتمال اینکه هم پنجشنبه و هم جمعه جشن تولد داشته باشند را بیابید.

۲۴ با فرض $r \leq n$ ثابت کنید که

$$\binom{n}{r} = \binom{n-1}{r} + \binom{n-1}{r-1}, \quad \binom{n}{r} = \binom{n}{n-r}$$

۲۵ بیست اتومبیل در مسابقه ای شرکت می کنند. هشت مردس بنز، هفت پژو و بقیه شورلت می باشند. هرگاه فقط کارخانه سازنده اتومبیل در نظر گرفته شود، مطلوب است

الف - احتمال اینکه یکی از اتومبیل های مردس بنز مقام اول را به دست آورد را بیابید.

ب - احتمال اینکه مقام های اول و دوم توسط اتومبیل های مردس بنز به دست آیند را بیابید.

۲۶ یک آسانسور از طبقه هم کف با ۸ نفر حرکت می کند، به طوری که در طبقه ششم هیچکس در آسانسور باقی نمی ماند. به چند طریق این افراد می توانند از آسانسور پیاده شوند؟ اگر افراد شامل ۵ مرد و ۳ زن بوده باشند، جواب چیست؟

۲۷ فروشگاه ۵۰ دستگاه ضبط صوت را از تولید کننده ای دریافت می کند. چهار دستگاه به طور تصادفی انتخاب شده و آزمایش می شوند. اگر هر چهار دستگاه سالم باشند فروشگاه محموله را قبول می کند و در غیر این صورت ۵۰ دستگاه را عودت می دهد. فرض کنید محموله حاوی ۵ دستگاه نقص دار است.

الف - احتمال اینکه محموله توسط فروشگاه پذیرفته شود را بیابید.

ب - احتمال اینکه دو دستگاه آزمایش شده اول دارای نقص و دو دستگاه بعدی بدون نقص باشند را بیابید.

۲۸ جعبه ای شامل ۳ مهره قرمز و ۷ مهره سیاه است. افراد A و B مهره ها را به ترتیب یکی یکی و بدون جایگذاری خارج می کنند تا اینکه یک مهره قرمز انتخاب شود. احتمال اینکه مهره قرمز توسط A انتخاب شود را بیابید.

۲۹ محموله ای شامل ۱۰ جفت کفش است. اگر ۸ لنگه کفش از این محموله به تصادف انتخاب شود، مطلوب است

الف - احتمال اینکه هیچکدام از این ۸ لنگه کفش جفت نباشند را بیابید.

ب - احتمال اینکه دقیقاً دو تا از این ۸ لنگه کفش جفت باشند را بیابید.

۳۰ اگر $A_1, A_2, A_3, \dots, A_n$ پیشامدهای دلخواهی باشند ثابت کنید که

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j>i}^n P(A_i \cap A_j) + \sum_{i=1}^{n-2} \sum_{j>i}^{n-1} \sum_{k>j}^n P(A_i \cap A_j \cap A_k) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n)$$

۳۱ صد مهره وجود دارد که از شماره ۱ تا ۱۰۰ شماره گذاری شده‌اند و صد جعبه وجود دارد که آنها نیز از شماره ۱ تا ۱۰۰ شماره گذاری شده‌اند. هر مهره را به تصادف تنها در یکی از این جعبه‌ها قرار می‌دهیم به طوری که هر جعبه تنها شامل یک مهره شود. احتمال اینکه حداقل شماره یک مهره با شماره جعبه آن یکی باشد را بیابید.

۳۲ شما به طرف هدفی آنقدر تیراندازی می‌کنید تا به هدف برخورد کند. فرض کنید که در هر تیراندازی احتمال اینکه شما به هدف بزنید $0/9$ است و تیراندازیها از یکدیگر مستقل هستند. احتمال این را به دست آورید که

الف - بیش از دو تیراندازی لازم باشد.

ب - تعداد تیراندازیهای لازم مضربی از ۳ باشد.

۳۳ حسن امتحان کتبی گواهی نامه رانندگی را آنقدر می‌دهد تا پذیرفته شود. فرض کنید که احتمال قبول شدنش در هر بار که امتحان می‌دهد $0/1$ باشد و امتحان‌ها از یکدیگر مستقل باشند. احتمال این را به دست آورید که

الف - حداقل ۴ بار امتحان لازم باشد.

ب - حداکثر ۱۰ بار امتحان لازم باشد.

۳۴ نقطه‌ای به تصادف بین 0 و 1 روی محور x ها در صفحه (x,y) انتخاب می‌کنیم سپس دایره‌ای به مرکز مبدأ مختصات رسم می‌کنیم که بر آن نقطه بگذرد. احتمال اینکه مساحت دایره رسم شده کمتر از $\frac{\pi}{4}$ باشد را بیابید.

۳۵ یک خط کش 30 سانتی متری به تصادف در یک نقطه در امتداد طولش به دو قطعه شکسته شده است. احتمال اینکه قطعه طویلتر لااقل دو برابر قطعه کوتاهتر باشد را بیابید.

۳۶ فرض کنید که از سه پیشامد A ، B و C پیشامدهای A و B مستقل هستند و پیشامدهای B و C ناسازگارند و $P(A) = 0/5$ ، $P(B) = 0/3$ و $P(C) = 0/1$. پیشامدهای زیر را به صورت

مجموعه‌ها بنویسید و احتمال هر یک از آنها را محاسبه کنید.

الف - B و C رخ دهند. ب - حداقل یکی از دو پیشامد A و B رخ دهد

ج - B رخ ندهد. د - هر سه پیشامد رخ دهند.

۳۷ از دانشجویان سال اول دانشکده‌ای، 25% از درس ریاضی، 15% از درس فیزیک و 10% از هر دو درس ریاضی و فیزیک مردود شده‌اند. دانشجویی را به تصادف انتخاب می‌کنیم. مطلوب است محاسبه احتمال اینکه

الف - اگر از درس فیزیک مردود شده است، از درس ریاضی نیز مردود شده باشد.

ب - اگر از درس ریاضی مردود شده است، از درس فیزیک نیز مردود شده باشد.

۳۸ احتمال به صدا در آمدن هر یک از سه آژیر خطر مستقلی که در یک فروشگاه نصب شده‌اند به هنگام بروز آتش سوزی برابر $0/95$ است.

الف - احتمال اینکه هر سه آژیر خطر به هنگام آتش سوزی به صدا در آیند را بیابید.

ب - احتمال اینکه حداقل یکی از ۳ آژیر خطر به صدا درآید را بیابید.

۳۹ از ظرفی که دارای ۶ مهره سیاه و ۴ مهره سفید است، ۳ مهره را یکی یکی و بدون جایگذاری انتخاب می‌کنیم. احتمال اینکه هر سه مهره از یک رنگ باشند را بیابید. احتمال اینکه از هر دو رنگ مشاهده شود را بیابید.

۴۰ در ظرفی ۳ مهره سفید و ۵ مهره سیاه داریم. از این ظرف دو مهره یک به یک و بدون جایگذاری بیرون می‌آوریم. نشان دهید احتمال اینکه مهره اول سفید باشد برابر است با احتمال اینکه مهره دوم سفید باشد.

۴۱ جعبه‌ای شامل ۶ مهره سفید و ۹ مهره سیاه است. اگر ۴ مهره یک به یک و بدون جایگذاری از این جعبه خارج کنیم، احتمال اینکه ۲ مهره انتخابی اول سفید و ۲ مهره انتخابی آخر سیاه باشند را بیابید.

۴۲ یک ظرف دارای ۵ مهره سفید و ۷ مهره سیاه است. در هر بار یک مهره به تصادف از ظرف انتخاب می‌کنیم و آن را با ۲ مهره هم‌رنگ خودش به ظرف باز می‌گردانیم. احتمال اینکه دو مهره انتخابی اول سیاه و دو مهره انتخابی بعدی سفید باشند را بیابید.

۴۳ در تمرین ۳۹ اگر مهره‌ها را یکی یکی و با جایگذاری انتخابی کنیم. احتمالات مورد نظر را به

دست آورید.

۴۴ یک تولید کننده هواکش های الکتریکی، موتورهای مورد نیاز خود را از دو شرکت تهیه می کند. ۷۵٪ از موتورهای شرکت A و ۲۵٪ بقیه از شرکت B خریداری می شود. فرض کنید که ۵٪ از موتورهای شرکت A و ۳٪ از موتورهای شرکت B خراب باشند. این تولید کننده یک موتور خراب در بین موتورهای پیدا کرده است، چقدر احتمال دارد که این موتور از شرکت B خریداری شده باشد؟
۴۵ دو جعبه را در نظر بگیرید که جعبه اول شامل ۲ توپ سفید و ۳ توپ سیاه و جعبه دوم شامل ۳ توپ سفید و ۲ توپ سیاه می باشند. یکی از جعبه ها را به تصادف انتخاب کرده و از آن ۲ توپ به تصادف خارج می کنیم

الف - احتمال اینکه ۲ توپ خارج شده سیاه باشند را بیابید.

ب - اگر ۲ توپ خارج شده سفید باشند، احتمال اینکه جعبه دوم انتخاب شده باشد را بیابید.
۴۶ شرکتی دارای دو کارخانه است که دوربین عکاسی تولید می کنند. ۲۰٪ تولیدات کارخانه A و ۵٪ تولیدات کارخانه B معیوب هستند. تولیدات A در هفته دو برابر تولیدات B است.

الف - احتمال اینکه دوربینی که به طور تصادفی از میان دوربین های تولید شده انتخاب می شود، سالم باشد را بیابید.

ب - اگر دوربین انتخاب شده خراب باشد، احتمال اینکه از تولیدات کارخانه A باشد را بیابید.

۴۷ در کارخانه ای کارگران در سه شیفت صبح، عصر و شب کار می کنند. آمار نشان می دهد که به ترتیب ۴۰٪، ۴۰٪ و ۲۰٪ تولیدات توسط شیفت های صبح، عصر و شب تولید می شود و به ترتیب ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ از تولیدات شیفت های صبح، عصر و شب معیوب هستند. اگر کالای معیوبی را به طور تصادفی انتخاب کنیم، احتمال اینکه توسط شیفت صبح تولید شده باشد را بیابید.

۴۸ فرض کنید ۵ مرد از ۱۰۰ مرد و ۲۵ زن از ۱۰۰ زن یک شهر که تعداد زن ها و مردهای آن شهر یکسان هستند، کوررنگ باشند. از این شهر یک نفر را به تصادف انتخاب می کنیم. چنانچه شخص انتخاب شده کوررنگ باشد، احتمال اینکه مرد باشد را بیابید.

۴۹ در یک دانشگاه وزن ۴٪ مردان و ۱٪ زنان از ۶۰ کیلوگرم بیشتر است و می دانیم ۶۰٪ از دانشجویان زن می باشند. دانشجویی را به تصادف انتخاب کرده و وزن او از ۶۰ کیلوگرم بیشتر

است. مطلوب است محاسبه احتمال اینکه این دانشجوی زن باشد.

۵۰ کیسه ای حاوی یک سکه ۵ ریالی، یک سکه ۱۰ ریالی و یک سکه ۲۰ ریالی است. با توجه به اینکه ۵ ریالی سکه ای تقلبی با دو روی شیر است، از این کیسه سکه ای به تصادف انتخاب کرده و آن را چهار بار متوالی پرتاب می کنیم. اگر نتیجه چهار شیر باشد، احتمال اینکه سکه پرتاب شده همان سکه تقلبی باشد را بیابید.

۵۱ ظرف A شامل ۳ مهره قرمز و ۵ مهره سفید و ظرف B شامل ۲ مهره قرمز و ۱ مهره سفید و ظرف C شامل ۲ مهره قرمز و ۳ مهره سفید می باشند. یک ظرف به تصادف انتخاب می کنیم و دو مهره از آن به تصادف انتخاب می کنیم. اگر دو مهره انتخابی یکی قرمز و دیگری سفید باشند، احتمال اینکه از ظرف A انتخاب شده باشند را بیابید.

۵۲ دو جعبه وجود دارند که جعبه اول شامل ۳ مهره سفید و ۲ مهره سیاه است و جعبه دوم شامل ۲ مهره سفید و ۳ مهره سیاه است. از جعبه اول ۲ مهره به تصادف انتخاب کرده و در داخل جعبه دوم می اندازیم و سپس از جعبه دوم ۳ مهره به تصادف و بدون جایگذاری خارج می کنیم.

الف - احتمال اینکه ۳ مهره خارج شده از جعبه دوم، ۲ سفید و ۱ سیاه باشند را بیابید.

ب - اگر هر ۳ مهره خارج شده از جعبه دوم سیاه باشند، احتمال اینکه ۲ مهره خارج شده از جعبه اول سیاه باشند را بیابید.

۵۳ فرض کنید یک موسسه بیمه افراد جامعه را به سه گروه افراد دارای ریسک بالا، متوسط و پائین تقسیم نموده است که به ترتیب ۲۰، ۵۰ و ۳۰ درصد جامعه را تشکیل می دهند. اطلاعات این موسسه نشان می دهد که احتمال تصادف کردن این گروه ها در طول سال به ترتیب ۳۰، ۱۵ و ۵ درصد می باشد.

الف - اگر از هر یک از این گروه ها یک نفر به تصادف انتخاب شوند احتمال اینکه هیچکدام در طول سال تصادفی نداشته باشند را بیابید

ب - اگر از افراد بیمه شده یک نفر انتخاب شود احتمال اینکه در طول سال تصادفی داشته باشد را بیابید.

ج - اگر از افراد بیمه شده یک نفر در طول سال تصادفی نداشته باشد، احتمال اینکه این شخص از گروه با ریسک متوسط باشد را بیابید.

۵۴ سه سکه وجود دارد که سکه اول یک سکه سالم است، سکه دوم دو شیرین (هر دو طرف آن شیر) است و سکه سوم شانس مشاهده شیر در آن سه برابر خط است. یکی از سکه‌ها را به تصادف انتخاب می‌کنیم.

الف - احتمال اینکه در پرتاب یک مرتبه این سکه شیر مشاهده شود را بیابید.

ب - اگر در پرتاب دو مرتبه این سکه دو شیر مشاهده شود، احتمال اینکه سکه سالم انتخاب شده باشد را بیابید.

۵۵ فروشگاه‌های دارای سه شعبه A، B و C است که به ترتیب ۵۰، ۷۵ و ۱۰۰ کارمند دارند و به ترتیب ۵۰، ۶۰ و ۷۰ درصد کارمندان آن شعب زن هستند. فرض کنید استعفا در میان تمام کارمندان شانس یکسان داشته باشند.

الف - اگر از هر شعبه یک نفر استعفا دهد، احتمال آنکه هر سه نفر زن باشند را بیابید.

ب - اگر از این فروشگاه یک نفر استعفا دهد، احتمال آنکه زن باشد را بیابید.

ج - اگر یک زن از این فروشگاه استعفا دهد، احتمال آنکه از شعبه C باشد را بیابید.

۵۶ یک دستگاه حقیقت سنج به مزنون وصل می‌گردد و می‌دانیم اگر شخص گناهکار باشد با احتمال ۹۰٪ دستگاه در او اثر می‌کند و اگر بی‌گناه باشد ۹۹٪ در او اثر دارد. اگر یک مزنون از یک گروه مزنون که فقط ۵٪ آنها تاکنون جنایی شده‌اند انتخاب گردد و دستگاه نشان دهد که او گناهکار است، احتمال اینکه او بی‌گناه باشد را بیابید.

۵۷ جعبه A محتوی ۳ توپ قرمز و ۲ توپ سفید، جعبه B محتوی ۲ توپ قرمز و ۵ توپ سفید است. جعبه‌ای را به تصادف انتخاب و توپی از آن خارج می‌کنیم و پس از مشاهده رنگ آن، توپ را در جعبه دیگری می‌اندازیم و سپس توپی از این جعبه به تصادف خارج می‌کنیم. احتمال اینکه هر دو توپ خارج شده هم رنگ باشند را بیابید.

۵۸ در ظرف A، ۵ مهره قرمز و ۵ مهره سیاه و در ظرف B، ۴ مهره قرمز و ۸ مهره سیاه و در ظرف C، ۳ مهره قرمز و ۶ مهره سیاه وجود دارند. یک مهره از A خارج می‌کنیم و آن را در B قرار می‌دهیم و سپس یک مهره از B خارج می‌کنیم و در C قرار می‌دهیم. حال اگر یک مهره از C خارج کنیم احتمال قرمز بودن آن را بیابید.

فصل سوم

متغیرهای تصادفی

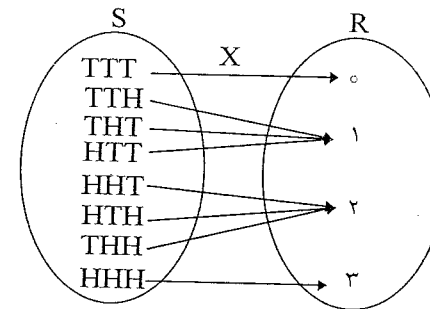
۱.۳ مفهوم متغیر تصادفی

در اغلب آزمایشهای تصادفی ما به جای نتایج حاصل از آزمایش به توابعی از نتایج علاقه‌مند هستیم. چنین توابعی که روی فضای نمونه تعریف می‌شوند به متغیر تصادفی موسوم‌اند و برای پی بردن به مفهوم آنها ابتدا به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱.۱.۳ آزمایش پرتاب یک سکه ۳ مرتبه را در نظر بگیرید. فضای نمونه حاصل از این آزمایش عبارت است از

$$S = \{TTT, TTH, THT, HTT, HHT, HTH, THH, HHH\}$$

فرض کنید در این آزمایش به تعداد شیرهای مشاهده شده به شما امتیاز داده شود. بنابراین برای شما فقط شمارش تعداد شیرها مورد نظر است که این تعداد می‌تواند یکی از مقادیر ۱، ۲ و ۳ باشد. به عبارت دیگر ما به جزئیات مربوط به فضای نمونه علاقه‌مند نیستیم بلکه فقط به یک توصیف عددی از نتیجه علاقه‌مندیم. برای این منظور به هر یک از نقاط فضای نمونه عددی حقیقی را نسبت می‌دهیم و این عمل را بوسیله یک تابع حقیقی که آن را متغیر تصادفی گویند انجام می‌دهیم. مثلاً اگر متغیر تصادفی (تابع) X برابر تعداد شیرهای مشاهده شده در ۳ مرتبه پرتاب سکه باشد، در این صورت



$$X: S \rightarrow R$$

$$X(\text{THT})=1$$

$$X(\text{HTH})=2$$

$$\vdots \quad \vdots$$

تعریف ۱.۳ یک متغیر تصادفی تابعی از فضای 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 بزرگ مانند X ، Y ... استفاده می‌شود و برای نمایش یکی از مقادیری که متغیر تصادفی اختیار می‌کند از حروف کوچک معادل آن یعنی x ، y ... استفاده می‌شود. مجموعه مقادیر و یا برد متغیر تصادفی X را با S_X نمایش می‌دهند و آن را تکیه گاه X گویند.

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 ۱.۱.۳ در صورتی که گفته شود متغیر تصادفی X دارای مقدار ۲ است، که آن را با مجموعه $\{\omega \in S \mid X(\omega)=2\}$ 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 $P(X \leq 1)=P(B)=\frac{4}{8}$ و یا $(X \in (1/5, 2/5]) = (X=2) \equiv A$ بنابراین $P(X \in (1/5, 2/5]) = P(X=2) = \frac{3}{8}$ توجه کنید که برای هر زیر مجموعه 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 می‌آوریم.

مثال ۲.۱.۳ سه مهره به شماره‌های ۱، ۲ و ۳ را در ۳ جعبه به شماره‌های ۱، ۲ و ۳ به طور تصادفی می‌ریزیم به گونه‌ای که هر جعبه تنها شامل یک مهره باشد. اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد جورها

(تعداد مهره‌هایی که در جعبه با شماره متناظر خودشان قرار گرفته‌اند) باشد، مطلوب است

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 جعبه‌ها می‌باشد و مقادیری 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 $S_X = \{0, 1, 3\}$ و در نتیجه

الف- $P(X=1)$ مورد سؤال است پس $P(X=1) = P(\{132, 213, 321\}) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$

ب- $P(X \geq 2)$ مورد سؤال است پس $P(X \geq 2) = P(X=3) = P(\{123\}) = \frac{1}{6}$

مثال ۳.۱.۳ 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	$\frac{1}{2}$	$(\frac{1}{2})(\frac{1}{2})$	$(\frac{1}{2})^2(\frac{1}{2})$	$(\frac{1}{2})^3(\frac{1}{2})$	

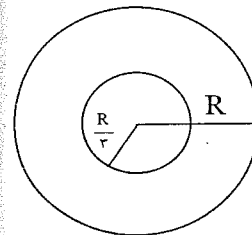
در اینجا $S_M = \{1, 2, 3, 4, \dots\}$ و $P(M \geq 4)$ مورد سؤال است بنابراین

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

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

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

را برابر فاصله نقطه انتخابی تا مرکز دایره در نظر می‌گیریم. احتمال اینکه فاصله نقطه انتخابی تا مرکز دایره کمتر از $\frac{1}{3}$ شعاع دایره باشد را بیابید.



حل در اینجا $S_Y = [0, R]$ و $P(Y < \frac{R}{3})$ مورد سؤال است. بنابراین

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

متغیرهای تصادفی گسسته و پیوسته متغیر تصادفی که مجموعه مقادیر آن متناهی یا نامتناهی شمارش‌پذیر باشد را متغیر تصادفی گسسته و متغیر تصادفی که مجموعه مقادیر آن یک فاصله عددی یا اجتماع چند فاصله عددی باشد را متغیر تصادفی پیوسته می‌نامند. برای مثال، متغیرهای تصادفی مثالهای ۲.۱.۳ و ۳.۱.۳ از نوع گسسته و متغیر تصادفی مثال ۴.۱.۳ از نوع پیوسته می‌باشد.

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

۲.۳ توزیع احتمالات گسسته

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 $A = \{231, 312\}$ است که برابر $\frac{2}{6}$ است یعنی $P(X=2) = P(A) = \frac{2}{6}$. با به دست آوردن احتمالات دیگر مربوط به نقاط ۱ و ۳ از مجموعه مقادیر متغیر تصادفی X یعنی $S_X = \{0, 1, 3\}$ جدول زیر که به جدول توزیع احتمال متغیر تصادفی گسسته X موسوم است را به دست می‌آوریم

x	۰	۱	۳
$P(X=x)$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{1}{6}$

جدول فوق یک تابع از S_X به اعداد حقیقی در فاصله $[0, 1]$ برقرار 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.

تعریف ۲.۳ تابع $f_X(x) = P(X=x)$ را تابع احتمال متغیر تصادفی X گویند هرگاه

$$f_X(x) \geq 0 \quad \text{۱- برای هر } x \in R \text{ داشته باشیم که}$$

$$\sum_{x \in R} f_X(x) = 1 \quad \text{۲-}$$

برای محاسبه احتمال پیشامد $(X \in C)$ که C زیر مجموعه‌ای از اعداد حقیقی است، به صورت زیر عمل می‌کنیم.

$$P(X \in C) = \sum_{x \in C} f_X(x) \quad (۱.۳)$$

مثال ۱.۲.۳ 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 حداکثر ۴ شود را بیابید.

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

حل الف- تکیه گاه X برابر $S_X = \{2, 3, 4, \dots, 12\}$ 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
$f_X(x) = P(X=x)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

ب- $P(X \leq 4)$ مورد سؤال است بنابراین از فرمول (۱.۳) داریم که

$$P(X \leq 4) = f_X(2) + f_X(3) + f_X(4) = \frac{1}{36} + \frac{2}{36} + \frac{3}{36} = \frac{1}{6}$$

ج- با استفاده از فرمول (۱.۳) داریم که

$$P(6 < X < 9) = f_X(7) + f_X(8) = \frac{6}{36} + \frac{5}{36} = \frac{11}{36}$$

مثال ۲.۲.۳ تابع زیر را در نظر بگیرید.

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

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

ب - احتمالات زیر را محاسبه کنید $P(Y \leq \frac{5}{6})$, $P(Y \geq \frac{11}{3})$

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

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

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

ب - با استفاده از فرمول (۱.۳) داریم که

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

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

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

حل در اینجا فضای نمونه دارای $n(S) = 2^4$ عضو هم شانس است. اگر متغیر تصادفی X را برابر تعداد شیرهای مشاهده شده در ۴ مرتبه پرتاب سکه در نظر بگیریم در این صورت $S_X = \{0, 1, 2, 3, 4\}$ و $P(X=x)$ 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

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

تابع توزیع (تجمعی)

تعریف ۳.۳ اگر X یک متغیر تصادفی گسسته با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد آنگاه تابع توزیع (تجمعی) X که با نماد $F_X(x)$ نمایش داده می‌شود، برای هر $x \in R$ به صورت زیر تعریف می‌شود

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{t \leq x} f_X(t) \quad (2.3)$$

مثال ۴.۲.۳ در مثال ۲.۱.۳ تابع توزیع متغیر تصادفی X را به دست آورید.

حل در قسمت قبل دیدیم که تابع احتمال متغیر تصادفی مثال ۲.۱.۳ عبارت است از

x	۰	۱	۳
$f_X(x)$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{1}{6}$

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

$$F_X(0/5) = P(X \leq 0/5) = \sum_{t \leq 0/5} f_X(t) = f_X(0) = \frac{2}{6}$$

$$F_X(2/3) = P(X \leq 2/3) = \sum_{t \leq 2/3} f_X(t) = f_X(0) + f_X(1) = \frac{2}{6} + \frac{3}{6} = \frac{5}{6}$$

به راحتی دیده می‌شود که برای هر $x < 0$ ، $F_X(x) = 0$ و برای هر $0 \leq x < 1$ ، $F_X(x) = \frac{2}{6}$ و ... بنابراین با انجام محاسبات تابع توزیع X به صورت زیر به دست می‌آید.

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{2}{6} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{5}{6} & 1 \leq x < 3 \\ 1 & 3 \leq x \end{cases}$$

مثال ۵.۲.۳ در مثال ۳.۲.۳ تابع توزیع متغیر تصادفی X را به دست آورده و تابع احتمال و تابع توزیع را رسم کنید.

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

x	۰	۱	۲	۳	۴
$f_X(x) = P(X=x)$	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{16}$

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

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

توجه کنید که از روی تابع توزیع یک متغیر تصادفی گسسته می‌توان تابع احتمال آن را توسط فرمول زیر به دست آورد.

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

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

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

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

مثلاً در مثال ۵.۲.۳ داریم که

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

و همچنین

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

$$P(a < X \leq b) = F_X(b) - F_X(a) \quad -1$$

$$P(a < X < b) = F_X(b^-) - F_X(a) \quad -2$$

$$P(a \leq X < b) = F_X(b^-) - F_X(a^-) \quad -3$$

$$P(a \leq X \leq b) = F_X(b) - F_X(a^-) \quad -4$$

$$P(X > a) = 1 - F_X(a) \quad -5$$

$$P(X = b) = F_X(b) - F_X(b^-) \quad -6$$

مثال ۶.۲.۳ 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 برابر میانگین سن ۲ شاگرد انتخابی در نظر می‌گیریم. تابع احتمال و تابع توزیع متغیر تصادفی X را به

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

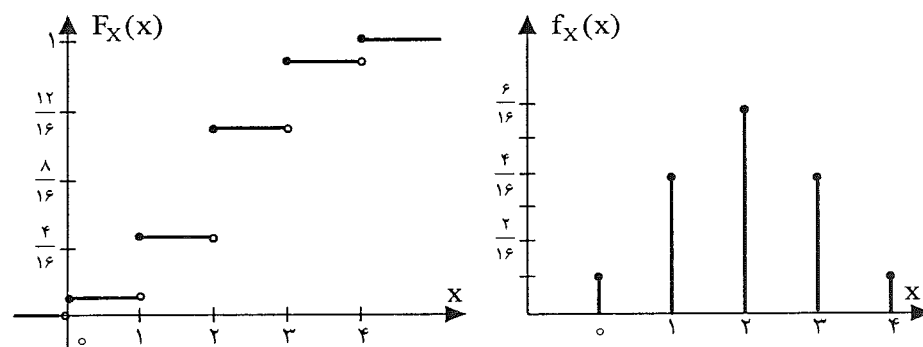
$$f_X(19) = P(X = 19) = \frac{\binom{5}{2}}{\binom{8}{2}} = \frac{10}{28}$$

حل در اینجا $S_X = \{19, 20, 21\}$ و

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

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

معمولاً نمودار تابع احتمال را به صورت یک نمودار میله‌ای رسم می‌کنند و نمودار تابع توزیع یک متغیر تصادفی گسسته یک تابع پله‌ای است که این دو نمودار در زیر رسم شده‌اند.



نمودار پله‌ای تابع توزیع مثال ۵.۲.۳

نمودار میله‌ای تابع احتمال مثال ۵.۲.۳

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

الف- برای هر $x \in R$, $0 \leq F_X(x) \leq 1$

ب- تابع توزیع یک تابع غیر نزولی است یعنی

$$x_1 < x_2 \Rightarrow F_X(x_1) \leq F_X(x_2)$$

$$F_X(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$$

$$F_X(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$$

بنابراین تابع احتمال X برابر است با

x	۱۹	۲۰	۲۱
$f_X(x)$	$\frac{10}{28}$	$\frac{15}{28}$	$\frac{3}{28}$

و در نتیجه تابع توزیع X به صورت زیر به دست می آید

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x < 19 \\ \frac{10}{28} & 19 \leq x < 20 \\ \frac{25}{28} & 20 \leq x < 21 \\ 1 & 21 \leq x \end{cases}$$

برای محاسبه $P(19 < X < 21)$ به دو صورت زیر می توان عمل کرد.

$$P(19 < X < 21) = f_X(20) = \frac{15}{28}$$

$$P(19 < X < 21) = F_X(21^-) - F_X(19) = \frac{25}{28} - \frac{10}{28} = \frac{15}{28}$$

۳.۳ توزیع احتمالات پیوسته

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 بایستی 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 ۱.۳.۳ نقطه ای را به تصادف از فاصله اعداد حقیقی $[0, 2]$ انتخاب می کنیم و متغیر تصادفی X را برابر نقطه انتخاب شده در فاصله $[0, 2]$ در نظر می گیریم. در این صورت X یک متغیر تصادفی پیوسته است و برای هر $r \in [0, 2]$ ، $P(X=r) = 0$ زیرا بین نقاط ۰ و ۲ بی نهایت نقطه وجود دارد و احتمال انتخاب یک نقطه بخصوص بسیار ناچیز است.

در حالت کلی اگر b هر عدد حقیقی و X هر متغیر تصادفی پیوسته باشد آنگاه $P(X=b) = 0$ و در نتیجه $P(a < X \leq b) = P(a < X < b) + P(X=b) = P(a < X < b)$ بنابراین توزیع احتمال یک متغیر تصادفی پیوسته را نمی توان به صورت یک جدول نمایش داد. در این حالت توزیع احتمال متغیر تصادفی پیوسته X را به صورت یک تابع $f_X(x)$ نمایش داده و آن را

تابع چگالی احتمال X می نامند.

برای به دست آوردن تابع چگالی احتمال یک متغیر تصادفی پیوسته معمولاً ابتدا تابع توزیع آن را به دست می آورند، زیرا تابع توزیع احتمال را در فواصل محاسبه می کند و محاسبه این احتمالات در حالت پیوسته امکان پذیر است. تابع توزیع یک متغیر تصادفی پیوسته X به صورت $F_X(x) = P(X \leq x)$ تعریف می شود. با توجه به آنکه در حالت گسسته تابع توزیع به صورت $F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{t \leq x} f_X(t)$ محاسبه می شد، با قرار دادن تابع چگالی احتمال به جای تابع احتمال و تبدیل مجموع به انتگرال می توان تابع توزیع در حالت پیوسته را به طور مشابه و به صورت زیر محاسبه کرد:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt \quad (۴.۳)$$

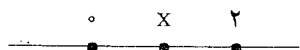
تابع $f_X(x)$ که در رابطه (۴.۳) صدق می کند را تابع چگالی احتمال و تابع $F_X(x)$ در این رابطه را تابع توزیع متغیر تصادفی پیوسته X گویند. همچنین با توجه به قضیه اساسی حساب از رابطه (۴.۳) نتیجه می شود که

$$F'_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = f_X(x) \quad (۵.۳)$$

با توجه به روابط (۴.۳) و (۵.۳) با داشتن تابع توزیع X و مشتق گرفتن از آن به راحتی می توان تابع چگالی احتمال X را به دست آورد و برعکس با داشتن تابع چگالی احتمال X و انتگرال گرفتن از آن می توان تابع توزیع X را به دست آورد.

مثال ۲.۳.۳ در مثال ۱.۳.۳ تابع توزیع متغیر تصادفی پیوسته X را به دست آورده و از روی آن تابع چگالی احتمال X را محاسبه کنید و سپس این دو تابع را رسم کنید.

حل با توجه به نمودار روبرو و مفهوم تابع توزیع



اگر $x < 0$ آنگاه $F_X(x) = P(X \leq x) = 0$ و اگر $0 \leq x < 2$ آنگاه

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \frac{\text{طول فاصله } [0, x]}{\text{طول فاصله } [0, 2]} = \frac{x}{2}$$

و اگر $x \geq 2$ آنگاه $F_X(x) = P(X \leq x) = 1$ بنابراین

مثال ۳.۳.۳ 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

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

پس بایستی $c = \frac{10}{9}$ باشد

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

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt + \int_1^x f_X(t) dt = 0 + \int_1^x \frac{10}{9t^2} dt = \left. -\frac{10}{9t} \right|_1^x = -\frac{10}{9x} + \frac{10}{9}$$

و اگر $x \geq 10$ آنگاه

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

بنابراین

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

ج- با توجه به رابطه (۶.۳) داریم که

$$P(X > 2) = \int_2^{+\infty} f_X(x) dx = \int_2^{10} \frac{10}{9x^2} dx = \left. -\frac{10}{9x} \right|_2^{10} = -\frac{1}{9} + \frac{5}{9} = \frac{4}{9}$$

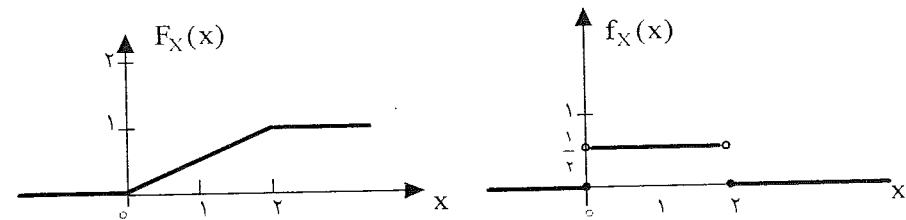
$$P(1 < X \leq 5) = F_X(5) - F_X(1) = \frac{10}{9} \left(1 - \frac{1}{5} \right) - 0 = \frac{8}{9}$$

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

و در نتیجه

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

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 $x \in R$ $f_X(x) \geq 0$

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

همچنین تمامی خواص گفته شده برای تابع توزیع یک متغیر تصادفی گسسته 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

$$P(a < X \leq b) = \int_a^b f_X(x) dx = F_X(b) - F_X(a) \quad (۶.۳)$$

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

$$P([X]=3) = P(3 \leq X < 4) = F_X(4) - F_X(3) = \frac{1}{9} \left(1 - \frac{1}{4}\right) - \frac{1}{9} \left(1 - \frac{1}{3}\right) = \frac{5}{54}$$

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

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

الف - مقدار c 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 چگالی بایستی $c \geq 0$ و همچنین با انتگرال گیری به روش جزء به جزء داریم که

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

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

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} x^n e^{-\alpha x} = 0$$

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

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_0^x 4t^2 e^{-2t} dt = 4 \left[-\frac{1}{2} t^2 - \frac{1}{2} t - \frac{1}{4} \right] e^{-2t} \Big|_0^x \\ = 1 - (2x^2 + 2x + 1)e^{-2x}$$

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

بنابراین

و در نتیجه

$$P(X > 5) = 1 - P(X \leq 5) = 1 - F_X(5) = 61e^{-10} = 0.003$$

۴.۳ توزیع احتمالات توأم دو متغیره

در بخش‌های قبل متغیرهای تصادفی مورد مطالعه یک بعدی بودند. در بعضی از مسائل

ممکن است که نتایجی از چندین متغیر تصادفی را به طور همزمان لازم داشته باشیم. به مثال زیر

توجه کنید.

مثال ۱.۴.۳ فرض کنید سکه‌ای را ۳ مرتبه پرتاب کنیم و قرار دهیم:

X = تعداد شیرهای مشاهده شده در ۳ مرتبه پرتاب سکه

Y = تعداد شیرهای مشاهده شده در پرتاب سوم 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 $f_X(x) = P(X=x)$ و $f_Y(y) = P(Y=y)$ به تنهایی تمام اطلاعات را در مورد متغیرهای تصادفی X و Y به ما می‌دهد. اما همانطور که دیده می‌شود وقوع هر یک از این دو پیشامد در دیگری تأثیر می‌گذارد و بنابراین 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

دو متغیره $f_{X,Y}(x,y)$ نشان داده می‌شود و معمولاً آن را توزیع احتمال توأم X و Y گویند. اگر X و

Y متغیرهای تصادفی گسسته باشند این تابع به فرم زیر تعریف می‌شود.

$$f_{X,Y}(x,y) = P(X=x, Y=y) \quad (۷.۳)$$

یعنی $f_{X,Y}(x,y)$ احتمال این است که نتایج X و Y به طور همزمان اتفاق بیفتند. مثلاً در مثال ۱.۴.۳،

$f_{X,Y}(1,1) = P(X=1, Y=1)$ 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 رابطه (۷.۳) تعریف زیر

را داریم.

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

هرگاه

الف - برای هر x و y داشته باشیم $f_{X,Y}(x,y) \geq 0$.

$$\sum_x \sum_y f_{X,Y}(x,y) = 1 \quad \text{ب -}$$

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

می‌کنیم.

$$P((X,Y) \in A) = \sum_{(x,y) \in A} f_{X,Y}(x,y) \quad (۸.۳)$$

مثال ۲.۴.۳ در مثال ۱.۴.۳ تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید و $P((X,Y) \in A)$ را محاسبه کنید که در آن $A = \{(x,y) \mid x \leq y\}$.

حل توجه کنید که $S_Y = \{0, 1\}$ و $S_X = \{0, 1, 2, 3\}$ بنابراین

$$f_{X,Y}(0,0) = P(X=0, Y=0) = P(\{TTT\}) = \frac{1}{8}$$

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

$$f_{X,Y}(1,0) = P(X=1, Y=0) = P(\{HTT, THT\}) = \frac{2}{8}$$

با محاسبه احتمالات مربوط به نقاط دیگر، جدول زیر را که به جدول توزیع احتمالات توأم X و Y موسوم است به دست می آوریم.

$x \backslash y$	0	1	2	3
0	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	0
1	0	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$

توجه کنید که

$$\sum_{x=0}^3 \sum_{y=0}^1 f_{X,Y}(x,y) = 1$$

چون $A = \{(x,y) \mid x \leq y\} = \{(0,0), (0,1), (1,1)\}$

$$P(X \leq Y) = f_{X,Y}(0,0) + f_{X,Y}(0,1) + f_{X,Y}(1,1) = \frac{1}{8} + 0 + \frac{1}{8} = \frac{1}{4}$$

مثال ۳.۴.۳ از داخل جعبه‌ای که شامل ۳ توپ آبی، ۲ توپ قرمز و ۴ توپ سبز است، دو توپ به تصادف یک به یک و بدون جایگذاری انتخاب می‌کنیم و قرار می‌دهیم

X = تعداد توپهای آبی مشاهده شده در ۲ توپ انتخابی

Y = تعداد توپهای قرمز مشاهده شده در ۲ توپ انتخابی

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

ب - $P(X+Y \leq 1)$ را محاسبه کنید.

حل الف - توجه کنید که $S_X = S_Y = \{0, 1, 2\}$ و برای مثال $f_{X,Y}(0,0)$ به معنای احتمال این است که در ۲ توپ انتخابی ما هیچ توپ آبی، هیچ توپ قرمز و ۲ توپ سبز داشته باشیم که احتمال آن

برابر است با

$$f_{X,Y}(0,0) = P(X=0, Y=0) = \frac{\binom{2}{0} \binom{2}{0} \binom{4}{2}}{\binom{9}{2}} = \frac{6}{36}$$

به همین ترتیب

$$f_{X,Y}(0,1) = P(X=0, Y=1) = \frac{\binom{2}{0} \binom{2}{1} \binom{4}{1}}{\binom{9}{2}} = \frac{8}{36}$$

$$f_{X,Y}(1,0) = P(X=1, Y=0) = \frac{\binom{2}{1} \binom{2}{0} \binom{4}{1}}{\binom{9}{2}} = \frac{12}{36}$$

با محاسبه احتمالات مربوط به نقاط دیگر جدول توزیع احتمالات توأم X و Y به صورت زیر به دست می‌آید.

$x \backslash y$	0	1	2
0	$\frac{6}{36}$	$\frac{12}{36}$	$\frac{3}{36}$
1	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$	0
2	$\frac{1}{36}$	0	0

جدول ۱.۳ جدول توزیع احتمالات توأم

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

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{\binom{2}{x} \binom{2}{y} \binom{4}{2-x-y}}{\binom{9}{2}} \quad x, y = 0, 1, 2, \quad 0 \leq x+y \leq 2$$

ب - با توجه به رابطه (۸.۳) داریم که

$$P(X+Y \leq 1) = f_{X,Y}(0,0) + f_{X,Y}(0,1) + f_{X,Y}(1,0) = \frac{6}{36} + \frac{8}{36} + \frac{12}{36} = \frac{26}{36}$$

برای متغیرهای تصادفی پیوسته تعریف زیر را داریم.

تعریف ۵.۳ تابع $f_{X,Y}(x,y)$ را یک تابع چگالی احتمال توأم متغیرهای تصادفی پیوسته X و Y گویند هرگاه

الف - برای هر x و y داشته باشیم $f_{X,Y}(x,y) \geq 0$

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

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

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

مثال ۴.۴.۳ 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 توأم متغیرهای تصادفی X و Y باشد.

ب - $P(1 < X < 2, 0 < Y < \frac{1}{2})$ و $P(X + 2Y \geq 3)$ را محاسبه کنید.

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

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_0^1 \int_0^3 cx(1+2y) dx dy \\ &= c \int_0^1 (1+2y) \left[\int_0^3 x dx \right] dy = c \int_0^1 (1+2y) \left[\frac{1}{2}x^2 \right]_0^3 dy \\ &= \frac{9}{2}c \int_0^1 (1+2y) dy = \frac{9}{2}c [y+y^2]_0^1 = 9c \end{aligned}$$

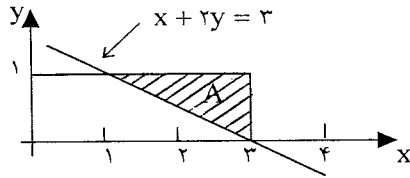
بنابراین بایستی $c = \frac{1}{9}$ باشد.

ب - با توجه به رابطه (۹.۳) داریم که

$$\begin{aligned} P(1 < X < 2, 0 < Y < \frac{1}{2}) &= \int_0^{\frac{1}{2}} \int_1^2 \frac{1}{9}x(1+2y) dx dy \\ &= \frac{1}{9} \int_0^{\frac{1}{2}} (1+2y) \left[\frac{1}{2}x^2 \right]_1^2 dy = \frac{1}{9} \times \frac{3}{2} \int_0^{\frac{1}{2}} (1+2y) dy \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{9} [y+y^2]_0^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{9} \times \frac{3}{4} = \frac{1}{12}$$

برای محاسبه $P(X+2Y \geq 3)$ ابتدا بایستی ناحیه $A = \{(x,y) \mid x+2y \geq 3\}$ را مشخص کنیم. با توجه به نمودار زیر داریم که



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

بنابراین

$$\begin{aligned} P(X+2Y \geq 3) &= \int_0^1 \int_{3-2y}^3 \frac{1}{9}x(1+2y) dx dy = \frac{1}{9} \int_0^1 (1+2y) \left[\frac{1}{2}x^2 \right]_{3-2y}^3 dy \\ &= \frac{2}{9} \int_0^1 (1+2y)(3y-y^2) dy \\ &= \frac{2}{9} \left[\frac{3}{2}y^2 + \frac{5}{3}y^3 - \frac{1}{2}y^4 \right]_0^1 = \frac{2}{9} \times \frac{16}{3} = \frac{16}{27} \end{aligned}$$

توزیع احتمالات حاشیه‌ای (کناری)

با داشتن تابع احتمال (چگالی احتمال) توأم متغیرهای تصادفی X و Y می‌توان تابع احتمال (چگالی احتمال) X به تنهایی و Y به تنهایی را محاسبه کرد که به آنها توابع احتمال (چگالی احتمال) حاشیه‌ای گویند. اگر X و Y متغیرهای تصادفی گسسته باشند، تابع احتمال حاشیه‌ای X و تابع احتمال حاشیه‌ای Y به صورت زیر به دست می‌آیند.

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

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.

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dy, \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dx \quad (11.3)$$

به سادگی می‌توان نشان داد که توابع به دست آمده در (۱۰.۳) و (۱۱.۳) تمامی خواص تابع احتمال و تابع چگالی احتمال متغیرهای تصادفی X و Y را دارند.

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

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

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

به سادگی می توان نشان داد که تابع $\frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}$ به عنوان تابعی از x برای y ثابت، تمامی شرایط یک تابع احتمال را دارد که به آن تابع احتمال شرطی X به شرط $Y=y$ گویند و آن را با نماد زیر نمایش می دهند.

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

به همین ترتیب تابع احتمال شرطی Y به شرط $X=x$ به صورت زیر تعریف می شود.

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

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 (۱۳.۳) تعریف می شوند. همچنین برای محاسبه احتمالات شرطی از رابطه زیر استفاده می کنیم.

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

مثال ۶.۴.۳ در مثال ۳.۴.۳ تابع احتمال شرطی X به شرط $Y=0$ را به دست آورده و $P(X \leq 1 | Y=0)$ را محاسبه کنید.

حل با توجه به رابطه (۱۲.۳) داریم که

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

مثال ۵.۴.۳ در مثال ۳.۴.۳ تابع احتمال حاشیه ای X و تابع احتمال حاشیه ای Y را به دست آورید.

حل با توجه به اینکه $S_X = S_Y = \{0, 1, 2\}$ بنابراین با توجه به جدول ۱.۳ و رابطه (۱۰.۳) داریم که

$$f_X(0) = \sum_{y=0}^2 f_{X,Y}(0,y) = f_{X,Y}(0,0) + f_{X,Y}(0,1) + f_{X,Y}(0,2) = \frac{6}{36} + \frac{8}{36} + \frac{1}{36} = \frac{15}{36}$$

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

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

بنابراین تابع احتمال حاشیه ای X عبارت است از

x	۰	۱	۲
$f_X(x)$	$\frac{15}{36}$	$\frac{18}{36}$	$\frac{3}{36}$

به همین ترتیب تابع احتمال حاشیه ای Y به صورت زیر به دست می آید.

y	۰	۱	۲
$f_Y(y)$	$\frac{21}{36}$	$\frac{14}{36}$	$\frac{1}{36}$

می توان عملیات فوق را در جدول توزیع احتمالات توأم به صورت زیر خلاصه کرد

$x \backslash y$	۰	۱	۲	$f_Y(y)$
۰	$\frac{6}{36}$	$\frac{12}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{21}{36}$
۱	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$	۰	$\frac{14}{36}$
۲	$\frac{1}{36}$	۰	۰	$\frac{1}{36}$
$f_X(x)$	$\frac{15}{36}$	$\frac{18}{36}$	$\frac{3}{36}$	

توزیع احتمالات شرطی

در فصل دوم احتمال شرطی را به صورت زیر تعریف کردیم

بنابراین با توجه به جدول ۱.۳ داریم که

x	۰	۱	۲
$f_{X Y}(x 0)$	$\frac{6}{21}$	$\frac{12}{21}$	$\frac{3}{21}$

و از رابطه (۱۴.۳) نتیجه می شود که

$$P(X \leq 1 | Y=0) = \sum_{x=0}^1 f_{X|Y}(x|0) = \frac{6}{21} + \frac{12}{21} = \frac{6}{7}$$

مثال ۷.۴.۳ در مثال ۴.۴.۳ توابع چگالی احتمال $f_X(x)$ ، $f_Y(y)$ و $f_{X|Y}(x|y)$ را به دست

آورده و $P(1 < X < 2 | Y = \frac{1}{3})$ را محاسبه کنید.

حل با توجه به رابطه (۱۱.۳) داریم که

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

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

بنابراین

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2}{9} x & 0 < x < 3 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{9} (1+2y) & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

همچنین از رابطه (۱۲.۳) داریم که

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

بنابراین

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{2}{9} x & 0 < x < 3, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

و با توجه به رابطه (۱۴.۳) داریم که

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

متغیرهای تصادفی مستقل در مثال ۷.۴.۳ دیده می شود 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

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

تعریف ۶.۳ فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی با تابع احتمال (چگالی احتمال) توأم $f_{X,Y}(x,y)$ و توابع احتمال (چگالی احتمال) حاشیه ای $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ باشند. متغیرهای تصادفی X و Y را از لحاظ آماری مستقل گویند اگر و فقط اگر

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y) \quad \text{برای هر } x, y \quad (۱۵.۳)$$

برای مثال متغیرهای تصادفی مثال ۴.۴.۳ از یکدیگر مستقل هستند زیرا برای آنها رابطه

(۱۵.۳) برقرار است (مثال ۷.۴.۳ را ملاحظه کنید) ولی متغیرهای تصادفی مثال ۳.۴.۳ از یکدیگر

مستقل نیستند زیرا در این مثال داریم که

$$f_X(0) = \frac{15}{36}, \quad f_Y(0) = \frac{21}{36}, \quad f_{X,Y}(0,0) = \frac{6}{36}$$

و بنابراین $f_{X,Y}(0,0) \neq f_X(0)f_Y(0)$

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

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

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب - $P(X+Y < 1)$ را محاسبه کنید.

ج - $P(0 < Y < \frac{1}{3} | X = \frac{1}{3})$ و $P(\frac{1}{3} < X < 1 | Y = \frac{1}{3})$ را محاسبه کنید.

د - آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

حل الف - در این مثال کران متغیرهای X و Y به یکدیگر وابسته است و ناحیه ای را که می توان

روی آن انتگرال گرفت عبارت است از

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

بنابراین بایستی $c \geq 0$ و همچنین

$$1 = \int_0^1 \int_0^{2x^2} cxy dy dx = c \int_0^1 x \left[\frac{1}{2} y^2 \right]_0^{2x^2} dx = 2c \int_0^1 x^5 dx = \frac{2}{6} c = \frac{c}{3} \Rightarrow c = 3$$

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

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

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

$$P(0 < Y < \frac{1}{4} | X = \frac{1}{4}) = \int_{\frac{1}{4}}^{\frac{1}{2}} f_{Y|X}(y | \frac{1}{4}) dy = \int_{\frac{1}{4}}^{\frac{1}{2}} 4y dy = 4y^2 \Big|_{\frac{1}{4}}^{\frac{1}{2}} = \frac{4}{9}$$

$$P(\frac{1}{4} < X < 1 | Y = \frac{1}{4}) = \int_{\frac{1}{4}}^1 f_{X|Y}(x | \frac{1}{4}) dx = \int_{\frac{1}{4}}^1 \frac{4x}{5} dx = \frac{2}{5} x^2 \Big|_{\frac{1}{4}}^1 = \frac{9}{10}$$

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 بخش قبل در مورد توزیع احتمالات توأم دو متغیر تصادفی را می‌توان به Π متغیر تصادفی تعمیم داد. فرض کنید $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی گسسته $X_1, X_2, \dots, X_n$ باشد. تابع احتمال حاشیه‌ای X_1 و تابع احتمال توأم حاشیه‌ای X_1 و X_2 به صورت زیر به دست می‌آیند.

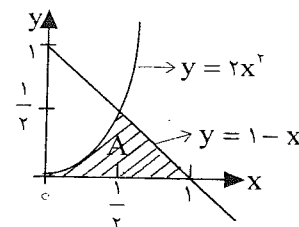
$$f_{X_1}(x_1) = \sum_{x_2} \sum_{x_3} \dots \sum_{x_n} f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

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

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

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

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



$$A = \{(x, y) | \sqrt{\frac{y}{2}} < x < 1-y, 0 < y < \frac{1}{4}\}$$

بنابراین

$$P(X+Y < 1) = \int_0^{\frac{1}{4}} \int_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{1-y} 2xy dx dy = 2 \int_0^{\frac{1}{4}} y \left[\frac{1}{2} x^2 \right]_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{1-y} dy$$

$$= \frac{2}{2} \int_0^{\frac{1}{4}} y (1 - \frac{5}{2}y + y^2) dy$$

$$= \frac{2}{2} \left[\frac{1}{2} y^2 - \frac{5}{6} y^3 + \frac{1}{3} y^4 \right]_0^{\frac{1}{4}} = \frac{7}{128}$$

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

$$f_X(x) = \int_0^{2x^2} 2xy dy = \frac{2}{2} x [y^2]_0^{2x^2} = 2x^5$$

$$f_Y(y) = \int_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{1-y} 2xy dx = \frac{2}{2} y [x^2]_{\sqrt{\frac{y}{2}}}^{1-y} = \frac{2}{2} y (1 - \frac{y}{2})$$

بنابراین

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

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

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{2xy}{2x^5} = \frac{y}{2x^4}$$

بنابراین

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \int_{x_1}^{x_2} \epsilon dx_2 = \epsilon(x_2 - x_1) \quad 0 < x_1 < x_2 < 1 \quad -ج$$

بنابراین

$$P(2X_1 < X_2) = \int_0^1 \int_{2x_1}^{x_2} \epsilon(x_2 - x_1) dx_2 dx_1 = \epsilon \int_0^1 \left[x_2 - \frac{1}{2}x_2^2 \right]_{2x_1}^{x_2} dx_1$$

$$= \epsilon \left(\frac{3}{8} \right) \int_0^1 x_2^2 dx_2 = \frac{3}{8} x_2^3 \Big|_0^1 = \frac{3}{8}$$

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \int_0^{x_2} \epsilon dx_1 = \epsilon x_2 \quad 0 < x_2 < x_1 < 1 \quad -د$$

$$f_{X_1, X_2, X_3}(x_1, x_2, x_3) = \frac{f(x_1, x_2, x_3)}{f_{X_2, X_3}(x_2, x_3)} = \frac{\epsilon}{\epsilon x_2} = \frac{1}{x_2} \quad 0 < x_1 < x_2 < x_3 < 1$$

۶.۳ مسائل حل شده

مثال ۱.۶.۳ تابع احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر داده شده است. مقدار k را پیدا کنید.

$$f_X(x) = \frac{k}{3^x} \quad x = 0, 1, 2, 3, 4$$

حل بایستی $k \geq 0$ و همچنین

$$1 = \sum_{x=0}^{\infty} f_X(x) = \sum_{x=0}^{\infty} \frac{k}{3^x} = k \left(1 + \frac{1}{3} + \frac{1}{9} + \frac{1}{27} + \frac{1}{81} + \dots \right) = k \left(\frac{3}{2} \right)$$

$$بنابراین \quad k = \frac{2}{3}$$

مثال ۲.۶.۳ فروشگاه ۶ دستگاه تلویزیون دارد که ۲ دستگاه آن معیوب است. هتلی 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.

حل در اینجا $S_X = \{0, 1, 2\}$ و بنابراین

$$f_X(0) = P(X=0) = \frac{\binom{2}{0} \binom{4}{2}}{\binom{6}{2}} = \frac{6}{15} = \frac{2}{5}$$

$$f_X(1) = P(X=1) = \frac{\binom{2}{1} \binom{4}{1}}{\binom{6}{2}} = \frac{8}{15} = \frac{8}{15}$$

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

همچنین تابع احتمال (چگالی احتمال) توأم شرطی X_1 و X_2 به شرط $X_3 = x_3, \dots$ و $X_n = x_n$ به صورت زیر به دست می‌آید.

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

تعریف ۶.۳ را می‌توان برای استقلال n متغیر تصادفی به صورت زیر تعمیم داد.

تعریف ۷.۳ فرض کنید $X_1, X_2, \dots, X_n$ متغیرهای تصادفی با تابع احتمال (چگالی احتمال) توأم

$f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ و توابع 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 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 ۱.۵.۳ فرض کنید متغیرهای تصادفی X_1, X_2, X_3 دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر

$$f(x_1, x_2, x_3) = \begin{cases} c & 0 < x_1 < x_2 < x_3 < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

باشند

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 $P(2X_1 < X_2)$ 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 -

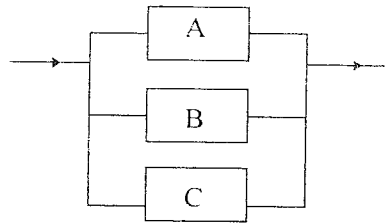
$$1 = c \int_0^1 \int_0^{x_2} \int_0^{x_1} dx_1 dx_2 dx_3 = c \int_0^1 \int_0^{x_2} x_2 dx_2 dx_3$$

$$= c \int_0^1 \frac{1}{2} x_2^2 dx_2 = \frac{c}{6} x_2^3 \Big|_0^1 = \frac{c}{6}$$

بنابراین $c=6$.

ب -

$$f_{X_2}(x_2) = \int_{x_2}^1 \int_{x_2}^{x_1} \epsilon dx_1 dx_2 = \int_{x_2}^1 \epsilon x_2 dx_2 = \epsilon x_2 (1 - x_2) \quad 0 < x_2 < 1$$



احتمال اینکه A کار کند ۰/۹، B کار کند ۰/۸ و C کار کند ۰/۷ است. اگر متغیر تصادفی X نشان دهنده تعداد اجزائی باشد که در یک زمان معین کار می کنند، تابع احتمال X را به دست آورید.

حل اگر A، B و C به ترتیب پیشامد این باشند که اجزاء A، B و C در یک زمان معین کار کنند آنگاه A و B و C از یکدیگر مستقل هستند. در اینجا $S_X = \{0, 1, 2, 3\}$ بنابراین

$$f_X(0) = P(X=0) = P(A' \cap B' \cap C') = P(A')P(B')P(C') \\ = (0/1)(0/2)(0/3) = 0/006$$

$$f_X(1) = P(X=1) = P(A \cap B' \cap C') + P(A' \cap B \cap C') + P(A' \cap B' \cap C) \\ = (0/9)(0/2)(0/3) + (0/1)(0/2)(0/7) + (0/1)(0/8)(0/3) = 0/092$$

به همین ترتیب تابع احتمال X به صورت زیر نتیجه می شود.

x	0	1	2	3
$f_X(x)$	0/006	0/092	0/398	0/504

مثال ۵.۶.۳ تحقیق کنید که تابع زیر یک تابع توزیع است و تابع احتمال برای W را تعیین کنید و با استفاده از آن $P(3 < W \leq 5)$ را محاسبه کنید.

$$F_W(w) = \begin{cases} 0 & w < 3 \\ \frac{1}{3} & 3 \leq w < 4 \\ \frac{1}{2} & 4 \leq w < 5 \\ \frac{2}{3} & 5 \leq w < 6 \\ 1 & 6 \leq w \end{cases}$$

حل این تابع یک تابع غیر نزولی و از سمت راست پیوسته است و همچنین $0 \leq F_W(w) \leq 1$ ، $F_W(-\infty) = 0$ و $F_W(+\infty) = 1$ است. بنابراین $F_W(w)$ یک تابع توزیع است. با استفاده از فرمول (۳.۳) تابع احتمال W به صورت زیر به دست می آید.

$$f_X(2) = P(X=2) = \frac{\binom{2}{2} \binom{4}{1}}{\binom{6}{2}} = \frac{4}{20} = \frac{1}{5}$$

بنابراین تابع احتمال X برابر است با

x	0	1	2
$f_X(x)$	$\frac{1}{5}$	$\frac{3}{5}$	$\frac{1}{5}$

مثال ۳.۶.۳ سکه ای به گونه ای طراحی شده است که احتمال شیر آمدن آن $\frac{3}{4}$ و احتمال خط آمدن آن $\frac{1}{4}$ است. سکه را ۳ مرتبه پرتاب می کنیم و متغیر تصادفی X را برابر تعداد شیرهای مشاهده شده در ۳ پرتاب سکه در نظر می گیریم. تابع احتمال X را به دست آورید و سپس تابع توزیع X و را $P(X > 1)$ بیاید.

حل در اینجا $S_X = \{0, 1, 2, 3\}$ و بنابراین

$$f_X(0) = P(X=0) = P(\{TTT\}) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{64}$$

$$f_X(1) = P(X=1) = P(\{TTH, THT, HTT\}) = 3P(\{TTH\}) \\ = 3 \times \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{9}{64}$$

با به دست آوردن احتمالات دیگر، تابع احتمال X به صورت زیر به دست می آید.

x	0	1	2	3
$f_X(x)$	$\frac{1}{64}$	$\frac{9}{64}$	$\frac{27}{64}$	$\frac{27}{64}$

با استفاده از فرمول (۲.۳) تابع توزیع X به صورت زیر به دست می آید.

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{64} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{10}{64} & 1 \leq x < 2 \\ \frac{37}{64} & 2 \leq x < 3 \\ 1 & 3 \leq x \end{cases}$$

بنابراین

$$P(X > 1) = 1 - P(X \leq 1) = 1 - F_X(1) = 1 - \frac{10}{64} = \frac{54}{64}$$

مثال ۴.۶.۳ فرض کنید که در سیستم زیر اجزاء A و B و C مستقل از یکدیگر کار کنند.

w	۳	۴	۵	۶
$f_W(w)$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$

و بنابراین $P(3 < W \leq 5) = f_W(4) + f_W(5) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{1}{3}$

مثال ۶.۳.۳ در یک ظرف ۴ مهره به شماره‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ وجود دارد. از این ظرف دو مهره به تصادف و بدون جایگذاری انتخاب می‌کنیم و متغیر تصادفی X را برابر بزرگترین شماره روی دو مهره انتخابی در نظر می‌گیریم تابع احتمال X را به دست آورید.

حل در این مساله فضای نمونه به صورت

$$S = \{\{1,2\}, \{1,3\}, \{1,4\}, \{2,3\}, \{2,4\}, \{3,4\}\}$$

می‌باشد و $S_X = \{2, 3, 4\}$ بنابراین $f_X(2) = P(X=2) = P(\{\{1,2\}\}) = \frac{1}{6}$

$f_X(3) = P(X=3) = P(\{\{1,3\}, \{2,3\}\}) = \frac{2}{6}$

x	۲	۳	۴
$f_X(x)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{6}$

به همین ترتیب داریم که

مثال ۷.۳.۶ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر است

$$f_X(x) = \begin{cases} c(1+x) & 2 < x < 5 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف- مقدار c را تعیین کنید.

ب- تابع توزیع X را به دست آورید.

حل الف- بایستی $c \geq 0$ و همچنین

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = \int_2^5 c(1+x) dx = c \left[x + \frac{1}{2}x^2 \right]_2^5 = c \left[\left(5 + \frac{25}{2}\right) - \left(2 + \frac{4}{2}\right) \right] = c \left(\frac{27}{2} \right)$$

بنابراین $c = \frac{2}{27}$

ب- اگر $x < 2$ آنگاه $F_X(x) = 0$ و اگر $x \geq 5$ آنگاه $F_X(x) = 1$ و اگر $2 \leq x < 5$ آنگاه

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_2^x \frac{2}{27}(1+t) dt = \frac{2}{27} \left[t + \frac{1}{2}t^2 \right]_2^x = \frac{2}{27} \left[x + \frac{1}{2}x^2 - 4 \right]$$

بنابراین
$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 2 \\ \frac{2}{27} \left[\frac{1}{2}x^2 + x - 4 \right] & 2 \leq x < 5 \\ 1 & 5 \leq x \end{cases}$$

مثال ۸.۳.۶ اگر متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد، تابع توزیع X را به دست آورید و $P(\frac{1}{4} < X < \frac{3}{4})$ را محاسبه کنید.

$$f_X(x) = \begin{cases} x & 0 < x < 1 \\ 2-x & 1 \leq x < 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

حل اگر $x < 0$ آنگاه $F_X(x) = 0$ و اگر $0 \leq x < 1$ آنگاه

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_0^x t dt = \frac{1}{2}t^2 \Big|_0^x = \frac{1}{2}x^2$$

و اگر $1 \leq x < 2$ آنگاه

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_0^1 t dt + \int_1^x (2-t) dt = \frac{1}{2} + \left[2t - \frac{1}{2}t^2 \right]_1^x = 2x - \frac{1}{2}x^2 - 1$$

بنابراین

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{2}x^2 & 0 \leq x < 1 \\ 2x - \frac{1}{2}x^2 - 1 & 1 \leq x < 2 \\ 1 & 2 \leq x \end{cases}$$

در نتیجه

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

مثال ۹.۳.۶ نقطه‌ای به تصادف از داخل دایره‌ای به شعاع R انتخاب می‌کنیم و متغیر تصادفی X را برابر فاصله نقطه انتخابی تا مرکز دایره در نظر می‌گیریم.

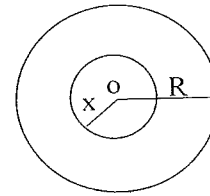
الف- تابع توزیع X را به دست آورید.

ب- تابع احتمال X را به دست آورید و $P\left(\frac{R}{3} < X < \frac{R}{2}\right)$ را محاسبه کنید.

حل الف - اگر $x < 0$ آنگاه

$$F_X(x) = P(X \leq x) = 0$$

با توجه به شکل مقابل داریم که



$$F_X(x) = P(X \leq x) = \frac{\text{مساحت دایره به شعاع } x}{\text{مساحت دایره به شعاع } R} = \frac{\pi x^2}{\pi R^2} = \left(\frac{x}{R}\right)^2$$

و اگر $x \geq R$ آنگاه $F_X(x) = P(X \leq x) = 1$ و بنابراین

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \left(\frac{x}{R}\right)^2 & 0 \leq x < R \\ 1 & R \leq x \end{cases}$$

ب - با توجه به رابطه (۵.۳) داریم که

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

و در نتیجه

$$P\left(\frac{R}{3} < X < \frac{R}{2}\right) = \int_{\frac{R}{3}}^{\frac{R}{2}} \frac{2x}{R^2} dx = \left[\left(\frac{x}{R}\right)^2\right]_{\frac{R}{3}}^{\frac{R}{2}} = \frac{1}{4} - \frac{1}{9} = \frac{5}{36}$$

مثال ۱۰.۶.۳ میانه متغیر تصادفی X عددی است مانند m که در روابط $P(X \leq m) \geq \frac{1}{2}$ و

$P(X \geq m) \geq \frac{1}{2}$ صدق کند. اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته باشد آنگاه میانه در رابطه

$$F_X(m) = \int_{-\infty}^m f_X(x) dx = \frac{1}{2}$$

احتمال و یا چگالی احتمال زیر است را پیدا کنید.

$$f_X(x) = e^{-x} e^{-e^{-x}} \quad -\infty < x < +\infty \quad \text{الف}$$

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

حل الف - متغیر تصادفی X از نوع پیوسته است. بنابراین بایستی $\int_{-\infty}^m e^{-x} e^{-e^{-x}} dx = \frac{1}{2}$ باشد. با

تغییر متغیر $y = e^{-x}$ داریم که

$$\int_{e^{-m}}^{+\infty} e^{-y} dy = \frac{1}{2} \Rightarrow -e^{-y} \Big|_{e^{-m}}^{+\infty} = \frac{1}{2} \Rightarrow e^{-e^{-m}} = \frac{1}{2} \Rightarrow m = -\ln(\ln 2)$$

ب - متغیر تصادفی X از نوع گسسته با تابع احتمال زیر است

x	۰	۱	۲	۳	۴
$f_X(x)$	$\frac{1}{81}$	$\frac{8}{81}$	$\frac{24}{81}$	$\frac{32}{81}$	$\frac{16}{81}$

بنابراین

$$P(X \leq 3) = 1 - P(X = 4) = 1 - \frac{16}{81} = \frac{65}{81} \geq \frac{1}{2}$$

$$P(X \geq 3) = \frac{32}{81} + \frac{16}{81} = \frac{48}{81} \geq \frac{1}{2}$$

و در نتیجه $m=3$ است.

مثال ۱۱.۶.۳ اگر متغیر تصادفی X دارای تابع توزیع زیر باشد، تابع چگالی احتمال و

$P(X > 3)$ را محاسبه کنید

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

حل با توجه به رابطه (۵.۳) داریم که

$$f_X(x) = F'_X(x) = -e^{-x} + (1+x)e^{-x} = xe^{-x}$$

در نتیجه

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

$$P(X > 3) = \int_3^{+\infty} xe^{-x} dx = (-x-1)e^{-x} \Big|_3^{+\infty} = 4e^{-3}$$

و همچنین

مثال ۱۲.۶.۳ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} ke^{-2x}(1-e^{-2x}) & x > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار k را تعیین کنید.

ب - تابع توزیع X را به دست آورید و $P(X > 1)$ را محاسبه کنید.

حل الف - بایستی $k \geq 0$ و همچنین

$$1 = \int_0^{+\infty} ke^{-2x}(1-e^{-2x}) dx = k \int_0^{+\infty} (e^{-2x} - e^{-4x}) dx$$

$$= k \left[-\frac{1}{2}e^{-2x} + \frac{1}{4}e^{-4x} \right]_0^{+\infty} = k \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{4} \right) = k \left(\frac{1}{4} \right)$$

بنابراین $k=4$.

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

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

بنابراین

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

و در نتیجه

$$P(X > 1) = 1 - F_X(1) = e^{-2} (2 - e^{-2}) = 0.252$$

مثال ۱۳.۶.۳ اگر متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع احتمال توأم زیر باشند

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

الف - مقدار k را پیدا کنید.

ب- $P(Y < 2 | X=1)$ را محاسبه کنید.

ج- آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

حل الف - $1 = \sum_{x=1}^2 \sum_{y=0}^2 k(x^2 + y^2) = k(1+2+5+4+5+8) = k(25)$

بنابراین $k = \frac{1}{25}$ و در نتیجه جدول توزیع احتمالات توأم X و Y به صورت زیر به دست می آید.

$x \backslash y$	۱	۲	$f_Y(y)$
۰	$\frac{1}{25}$	$\frac{4}{25}$	$\frac{5}{25}$
۱	$\frac{2}{25}$	$\frac{5}{25}$	$\frac{7}{25}$
۲	$\frac{5}{25}$	$\frac{8}{25}$	$\frac{13}{25}$
$f_X(x)$	$\frac{8}{25}$	$\frac{17}{25}$	

ب- با توجه به رابطه (۱۳.۳) تابع احتمال شرطی $f_{Y|X}(y|1)$ به صورت زیر به دست می آید

y	۰	۱	۲
$f_{Y X}(y 1)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{5}{8}$

بنابراین $P(Y < 2 | X=1) = \sum_{y=0}^1 f_{Y|X}(y|1) = \frac{1}{8} + \frac{2}{8} = \frac{3}{8}$

ج- چون $f_{X,Y}(1,0) = \frac{1}{25}$ و $f_Y(0) = \frac{5}{25}$ ، $f_X(1) = \frac{8}{25}$ در نتیجه

$$f_{X,Y}(1,0) \neq f_X(1)f_Y(0)$$

بنابراین X و Y از یکدیگر مستقل نیستند.

مثال ۱۴.۶.۳ تابع چگالی احتمال توأم متغیرهای تصادفی X و Y به صورت زیر است:

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

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب- $P(XY > 1)$ و $P(X < 2 | Y=3)$ را محاسبه کنید.

حل الف - $1 = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} cy e^{-y(x+1)} dx dy = c \int_0^{+\infty} ye^{-y} \left[\int_0^{+\infty} e^{-yx} dx \right] dy$

$$= c \int_0^{+\infty} ye^{-y} \left(\frac{1}{y} \right) dy = c \int_0^{+\infty} e^{-y} dy = c [-e^{-y}]_0^{+\infty} = c(1) = c$$

بنابراین $c=1$.

ب- $P(XY > 1) = P(X > \frac{1}{Y}) = \int_{\frac{1}{y}}^{+\infty} \int_{\frac{1}{y}}^{+\infty} ye^{-y(x+1)} dx dy$

$$\begin{aligned} &= \int_{\frac{1}{y}}^{+\infty} ye^{-y} \left[\int_{\frac{1}{y}}^{+\infty} e^{-yx} dx \right] dy = \int_{\frac{1}{y}}^{+\infty} ye^{-y} \left(\frac{1}{y} e^{-1} \right) dy \\ &= e^{-1} \int_{\frac{1}{y}}^{+\infty} e^{-y} dy = e^{-1} \end{aligned}$$

برای محاسبه $P(X < 2 | Y=3)$ بایستی ابتدا تابع $f_{X|Y}(x|y)$ را به دست آوریم.

$$f_Y(y) = \int_0^{+\infty} ye^{-y(x+1)} dx = ye^{-y} \left[\int_0^{+\infty} e^{-yx} dx \right] = ye^{-y} \left(\frac{1}{y} \right) = e^{-y} \quad y > 0$$

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

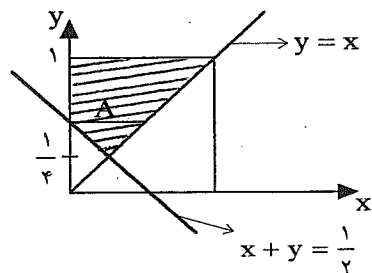
الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب - $P(X+Y > \frac{1}{2})$ را محاسبه کنید.

ج - آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

حل الف - $1 = \int_0^1 \int_0^y \frac{c}{y} dx dy = \int_0^1 \frac{c}{y} [x]_0^y dy = \int_0^1 c dy = cy \Big|_0^1 = c$

بنابراین $c=1$.



ب - با توجه به نمودار زیر داریم که

$$\begin{aligned} P(X+Y > \frac{1}{2}) &= \iint_A f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_{\frac{1}{2}}^1 \int_{\frac{1}{2}-y}^y \frac{1}{y} dx dy + \int_0^{\frac{1}{2}} \int_0^y \frac{1}{y} dx dy \\ &= \int_{\frac{1}{2}}^1 (y - \frac{1}{2y}) dy + \int_0^{\frac{1}{2}} dy = \left[\frac{1}{2}y - \frac{1}{2} \ln y \right]_{\frac{1}{2}}^1 + \left[y \right]_0^{\frac{1}{2}} \\ &= (1 + \frac{1}{2} \ln 2) - (\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \ln 2) + \frac{1}{2} = 1 - \frac{1}{2} \ln 2 = 0.653 \end{aligned}$$

ج - با توجه به اینکه $f_X(x) = \int_x^1 \frac{1}{y} dy = \ln y \Big|_x^1 = -\ln x \quad 0 < x < 1$

$f_Y(y) = \int_0^y \frac{1}{y} dx = \frac{x}{y} \Big|_0^y = 1 \quad 0 < y < 1$

بنابراین $f_{X,Y}(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ پس X و Y از یکدیگر مستقل نیستند.

مثال ۱۷.۶.۳ فرض کنید برای متغیرهای تصادفی X و Y داشته باشیم که

$$f_X(x) = \begin{cases} c_1 x & x = 1, 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{ye^{-y(x+1)}}{e^{-y}} = ye^{-yx}$$

بنابراین

$$P(X < 2 | Y = 3) = \int_0^2 f_{X|Y}(x|3) dx = \int_0^2 3e^{-3x} dx = -e^{-3x} \Big|_0^2 = 1 - e^{-6}$$

مثال ۱۵.۶.۳ بر یک طرف یک سکه سالم عدد ۱ و بر طرف دیگر آن عدد ۲ نقاشی شده است.

این سکه ۳ بار پرتاب می شود. اگر متغیر تصادفی X برابر مجموع دو عدد حاصل از دو پرتاب اول و

متغیر تصادفی Y برابر مجموع دو عدد حاصل از دو پرتاب آخر باشد، تابع احتمال توأم X و Y را به

دست آورید و $P(X+Y > 6)$ را محاسبه کنید. آیا $X=Y$ است؟ آیا $f_X(x) = f_Y(y)$ است؟

حل در اینجا $S_X = S_Y = \{2, 3, 4\}$ و همچنین

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

$$f_{X,Y}(2,3) = P(X=2, Y=3) = P(\{1,1,2\}) = \frac{1}{8}$$

با انجام محاسبات مربوط به نقاط دیگر، جدول زیر را به دست می آوریم.

$x \backslash y$	۲	۳	۴	$f_Y(y)$
۲	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	۰	$\frac{2}{8}$
۳	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{4}{8}$
۴	۰	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$
$f_X(x)$	$\frac{2}{8}$	$\frac{4}{8}$	$\frac{2}{8}$	

بنابراین

$$P(X+Y > 6) = f_{X,Y}(3,4) + f_{X,Y}(4,3) + f_{X,Y}(4,4) = \frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{1}{8} = \frac{3}{8}$$

با توجه به جدول توزیع احتمالات توأم X و Y دیده می شود که $f_X(x) = f_Y(y)$ اما X برابر Y

نیست. در این حالت گویند که متغیرهای تصادفی X و Y هم توزیع هستند.

مثال ۱۶.۶.۳ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند.

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

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب - $P(X > 2)$ را محاسبه کنید.

ج - آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

حل الف - با استفاده از انتگرال گیری به روش جزء به جزء داریم که

$$1 = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} cx e^{-\lambda(x+y)} dx dy = c \left[\int_0^{+\infty} x e^{-\lambda x} dx \right] \left[\int_0^{+\infty} e^{-\lambda y} dy \right]$$

$$= c \left[\left(-\frac{x}{\lambda} - \frac{1}{\lambda^2} \right) e^{-\lambda x} \right]_0^{+\infty} \left[-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda y} \right]_0^{+\infty} = c \left(\frac{1}{\lambda^2} \right) \left(\frac{1}{\lambda} \right) = \frac{c}{\lambda^3}$$

بنابراین $c = \lambda^3$

ب - برای محاسبه احتمال، ابتدا $f_X(x)$ را به دست می آوریم.

$$f_X(x) = \int_0^{+\infty} \lambda^3 x e^{-\lambda(x+y)} dy = \lambda^3 x e^{-\lambda x} \left[\int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda y} dy \right] = \lambda^3 x e^{-\lambda x} \quad x > 0$$

بنابراین

$$P(X > 2) = \int_2^{+\infty} \lambda^3 x e^{-\lambda x} dx = \left[(-\lambda x - 1) e^{-\lambda x} \right]_2^{+\infty} = (2\lambda + 1) e^{-2\lambda}$$

ج - با توجه به اینکه $f_X(x) = \lambda^3 x e^{-\lambda x}$ و همچنین

$$f_Y(y) = \int_0^{+\infty} \lambda^3 x e^{-\lambda(x+y)} dx = \lambda e^{-\lambda y} \left[(-\lambda x - 1) e^{-\lambda x} \right]_0^{+\infty} = \lambda e^{-\lambda y} \quad y > 0$$

پس $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) f_Y(y)$ و در نتیجه X و Y از یکدیگر مستقل هستند.

مثال ۱۹.۶.۳ جعبه ای شامل ۴ ترانزیستور است و می دانیم ۲ عدد از آنها معیوب هستند.

ترانزیستورها را یک به یک آزمایش نموده تا هر دو معیوب مشخص شوند و سپس توقف می کنیم.

اگر X برابر تعداد آزمایشهای لازم تا مشخص شدن اولین معیوب و Y برابر تعداد آزمایشهای

اضافی تا مشخص شدن دومین معیوب باشند، تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید و

$P(X \leq 2 | Y = 1)$ را محاسبه کنید.

حل در اینجا $S_X = S_Y = \{1, 2, 3\}$. اگر مشاهده ترانزیستور سالم را با S و خراب را با D

نمایش دهیم در این صورت

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} c_2 \binom{x}{y} \left(\frac{1}{y}\right)^x & x = 1, 2, y = 0, 1, \dots, x \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار c_1 و c_2 را تعیین کنید.

ب - $P(Y < 2 | X = 2)$ و $P(X > 1 | Y = 1)$ را محاسبه کنید.

حل الف - $f_X(x)$ یک تابع احتمال است بنابراین

$$1 = \sum_{x=1}^2 f_X(x) = c_1 + 2c_1 = 3c_1 \Rightarrow c_1 = \frac{1}{3}$$

و برای هر مقدار ثابت x تابع $f_{Y|X}(y|x)$ یک تابع احتمال است بنابراین برای $x=1$ داریم که

$$1 = \sum_{y=0}^1 f_{Y|X}(y|1) = \sum_{y=0}^1 c_2 \binom{1}{y} \left(\frac{1}{y}\right) = c_2 \left(\frac{1}{y}\right) + c_2 \left(\frac{1}{y}\right) = c_2 \Rightarrow c_2 = 1$$

ب - تابع احتمال توأم X و Y به صورت زیر به دست می آید.

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) f_{Y|X}(y|x) = \frac{1}{3} x \binom{x}{y} \left(\frac{1}{y}\right)^x \quad x = 1, 2, y = 0, 1, \dots, x$$

که فرم جدولی آن و همچنین توابع احتمال شرطی $f_{Y|X}(y|1)$ و $f_{Y|X}(y|2)$ به صورت زیر به

دست می آیند.

$x \backslash y$	۱	۲	$f_Y(y)$
۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$
۱	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{6}$
۲	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
$f_X(x)$	$\frac{2}{6}$	$\frac{4}{6}$	

y	۰	۱	۲
$f_{Y X}(y ۲)$	$\frac{۱}{۴}$	$\frac{۲}{۴}$	$\frac{۱}{۴}$

x	۱	۲
$f_{X Y}(x ۱)$	$\frac{۱}{۳}$	$\frac{۲}{۳}$

$$P(Y < 2 | X = 2) = \sum_{y=0}^1 f_{Y|X}(y|2) = \frac{1}{4} + \frac{2}{4} = \frac{3}{4}$$

بنابراین

$$P(X > 1 | Y = 1) = f_{X|Y}(2|1) = \frac{2}{3}$$

مثال ۱۸.۶.۳ فرض کنید که متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

که در آن $\lambda > 0$ مقداری ثابت است.

$$= \int_0^y \int_0^y e^{-y} (1 - e^{-x}) dx dy + \int_0^y \int_y^{\infty} e^{-x} (1 - e^{-y}) dy dx$$

$$= 2 \int_0^y \int_0^y e^{-y} (1 - e^{-x}) dx dy = 2 \int_0^y e^{-y} [x + e^{-x}]_0^y dy$$

$$= 2 \int_0^y e^{-y} (y + e^{-y} - 1) dy = 2 \left[-ye^{-y} - \frac{1}{y} e^{-y} \right]_0^y$$

$$= 2 \left[-ye^{-y} - \frac{1}{y} e^{-y} + \frac{1}{y} \right] = 1 - 4e^{-2} - e^{-2} = 0.44$$

برای محاسبه $P(X \leq 2 | Y = 3)$ ابتدا تابع $f_{X|Y}(x|y)$ را به دست می آوریم.

$$f_Y(y) = \int_0^y e^{-y} (1 - e^{-x}) dx + \int_y^{\infty} e^{-x} (1 - e^{-y}) dx$$

$$= e^{-y} [x + e^{-x}]_0^y + (1 - e^{-y}) [-e^{-x}]_y^{\infty}$$

$$= e^{-y} (y + e^{-y} - 1) + (1 - e^{-y}) e^{-y} = ye^{-y} \quad 0 < y < +\infty$$

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{1 - e^{-x}}{y} & 0 < x < y < +\infty \\ \frac{e^{-x}(1 - e^{-y})}{ye^{-y}} & 0 < y < x < +\infty \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

بنابراین

$$P(X \leq 2 | Y = 3) = \int_0^2 f_{X|Y}(x|3) dx = \int_0^2 \frac{1 - e^{-x}}{3} dx = \frac{1}{3} [x + e^{-x}]_0^2 = \frac{1 + e^{-2}}{3} = 0.378$$

مثال ۲۱.۶.۳ جعبه A شامل ۲ مهره سفید و ۳ مهره سیاه و جعبه B شامل ۱ مهره سفید و ۲ مهره سیاه است. بدون جایگذاری ۲ مهره از جعبه A به جعبه B منتقل می کنیم و سپس از جعبه B بدون جایگذاری ۲ مهره خارج می کنیم. اگر X برابر تعداد مهره های سفید منتقل شده به جعبه B و Y برابر تعداد مهره های سفید خارج شده از جعبه B باشند، تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورده و $P(X + Y > 2)$ را محاسبه کنید.

حل در اینجا $S_X = S_Y = \{0, 1, 2\}$ و همچنین

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

$$f_{X,Y}(1,1) = P(DD) = \frac{2}{4} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6} \quad f_{X,Y}(1,2) = P(DSD) = \frac{2}{4} \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{6}$$

$$f_{X,Y}(1,3) = P(DSSD) = \frac{2}{4} \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} \times 1 = \frac{1}{6}$$

با محاسبه احتمالات مربوط به نقاط دیگر، جدول توزیع احتمالات توأم و تابع احتمال

$f_{X|Y}(x|1)$ به صورت زیر به دست می آیند.

$x \backslash y$	۱	۲	۳	$f_Y(y)$
۱	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$
۲	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	۰	$\frac{2}{6}$
۳	$\frac{1}{6}$	۰	۰	$\frac{1}{6}$
$f_X(x)$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{6}$	

$x \backslash y$	۱	۲	۳
$f_{X Y}(x 1)$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$

$$P(X \leq 2 | Y = 1) = \sum_{x=1}^2 f_{X|Y}(x|1) = \frac{1}{3} + \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

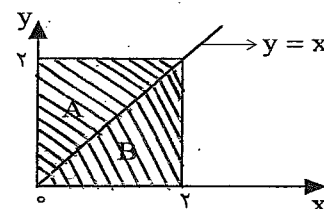
بنابراین

مثال ۲۰.۶.۳ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند.

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

مطلوب است محاسبه احتمال $P(X \leq 2, Y \leq 2)$ و $P(X \leq 2 | Y = 3)$.

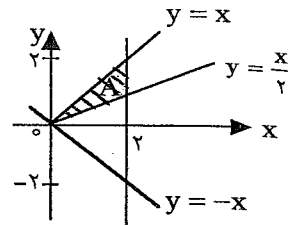
حل یا توجه به نمودار زیر داریم که



$$P(X \leq 2, Y \leq 2) = \iint_A e^{-y}(1 - e^{-x}) dx dy + \iint_B e^{-x}(1 - e^{-y}) dx dy$$

ب- با توجه به نمودار زیر داریم که

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_y^2 \frac{1}{\lambda} x(x-y) dx & 0 < y < 2 \\ \int_{-y}^2 \frac{1}{\lambda} x(x-y) dx & -2 < y < 0 \end{cases}$$



$$= \begin{cases} \frac{1}{\lambda} \left[\frac{1}{3} x^3 - \frac{y}{2} x^2 \right]_y^2 & 0 < y < 2 \\ \frac{1}{\lambda} \left[\frac{1}{3} x^3 - \frac{y}{2} x^2 \right]_{-y}^2 & -2 < y < 0 \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} \left[\frac{5}{8} y^3 - 2y + \frac{\lambda}{3} \right] & -2 < y < 0 \\ \frac{1}{\lambda} \left[\frac{1}{8} y^3 - 2y + \frac{\lambda}{3} \right] & 0 < y < 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

بنابراین

با توجه به نمودار بالا داریم که

$$P(2Y > X) = \int_0^2 \int_{\frac{x}{2}}^x \frac{1}{\lambda} x(x-y) dy dx = \int_0^2 \frac{1}{\lambda} \left[x^2 y - \frac{x}{2} y^2 \right]_{\frac{x}{2}}^x dx$$

$$= \frac{1}{64} \int_0^2 x^2 dx = \frac{1}{64} \left[\frac{1}{3} x^3 \right]_0^2 = \frac{1}{16}$$

برای محاسبه $P(Y < \frac{1}{2} | X=1)$ بایستی ابتدا $f_{Y|X}(y|x)$ را محاسبه کنیم.

$$f_X(x) = \int_{-x}^x \frac{1}{\lambda} x(x-y) dy = \frac{1}{\lambda} \left[x^2 y - \frac{x}{2} y^2 \right]_{-x}^x = \frac{1}{4} x^2 \quad 0 < x < 2$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\frac{1}{\lambda} x(x-y)}{\frac{1}{4} x^2} = \frac{4}{x} \frac{x-y}{x} \quad 0 < x < 2, -x < y < x$$

بنابراین

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

$$= \frac{\binom{2}{2}}{\binom{5}{2}} \times \frac{\binom{4}{2}}{\binom{5}{2}} = 0/18$$

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

$$= \frac{\binom{2}{2}}{\binom{5}{2}} \times \frac{\binom{1}{1}}{\binom{5}{2}} = 0/12$$

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

$$= \frac{\binom{1}{1}}{\binom{5}{2}} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{5}{2}} = 0/18$$

با انجام محاسبات مشابه جدول توزیع احتمالات توأم Y و X به صورت زیر به دست می آید.

$y \backslash x$	0	1	2
0	0/18	0/18	0/01
1	0/12	0/36	0/06
2	0	0/06	0/03

$$P(X+Y > 2) = f_{X,Y}(2,1) + f_{X,Y}(1,2) + f_{X,Y}(2,2)$$

$$= 0/06 + 0/06 + 0/03 = 0/15$$

بنابراین

مثال ۲۲.۶.۳ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند.

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

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب- $f_Y(y)$ و $P(2Y > X)$ و $P(Y < \frac{1}{2} | X=1)$ را محاسبه کنید.

$$1 = c \int_0^2 \int_{-x}^x x(x-y) dy dx = c \int_0^2 \left[x^2 y - \frac{x}{2} y^2 \right]_{-x}^x dx$$

$$= c \int_0^2 2x^2 dx = \frac{c}{3} x^3 \Big|_0^2 = 8c \Rightarrow c = \frac{1}{8}$$

حل الف -

مثال ۲۴.۶.۳ فرض کنید متغیرهای تصادفی X, Y, Z دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

$$f_{X,Y,Z}(x,y,z) = \begin{cases} k(x+y)e^{-z} & 0 < x < 1, 0 < y < 2, z > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار k را تعیین کنید و $P(X < Y, Z > 1)$ را محاسبه کنید.

ب - نشان دهید که هر سه متغیر X, Y و Z از یکدیگر مستقل نیستند اما Z از X و Y مستقل می باشد و X از Y مستقل نمی باشد.

$$\begin{aligned} \text{حل الف -} \quad 1 &= \int_0^1 \int_0^2 \int_0^{\infty} k(x+y)e^{-z} dz dy dx = k \int_0^1 \int_0^2 (x+y) [-e^{-z}]_0^{\infty} dy dx \\ &= k \int_0^1 \int_0^2 (x+y) dy dx = k \int_0^1 [xy + \frac{1}{2}y^2]_0^2 dx = k \int_0^1 [2x + 2] dx \\ &= k [x^2 + 2x]_0^1 = k(3) \end{aligned}$$

بنابراین $k = \frac{1}{3}$

$$\begin{aligned} P(X < Y, Z > 1) &= \int_0^1 \int_x^2 \int_1^{\infty} \frac{1}{3}(x+y)e^{-z} dz dy dx \\ &= \int_0^1 \int_x^2 \frac{1}{3}(x+y) [-e^{-z}]_1^{\infty} dy dx \\ &= \frac{1}{3}e^{-1} \int_0^1 \int_x^2 (x+y) dy dx = \frac{1}{3}e^{-1} \int_0^1 [xy + \frac{1}{2}y^2]_x^2 dx \\ &= \frac{1}{3}e^{-1} \int_0^1 (2x + 2 - \frac{3}{2}x^2) dx = \frac{1}{3}e^{-1} (\frac{5}{2}) = \frac{5}{6}e^{-1} = 0.307 \end{aligned}$$

$$f_{X,Z}(x,z) = \int_0^2 \frac{1}{3}(x+y)e^{-z} dy = \frac{1}{3}e^{-z} [xy + \frac{1}{2}y^2]_0^2 = \frac{2x+2}{3}e^{-z} \quad 0 < x < 1, z > 0$$

$$f_X(x) = \int_0^{\infty} \frac{2x+2}{3}e^{-z} dz = \frac{2x+2}{3} \quad 0 < x < 1$$

$$f_Z(z) = \int_0^1 \frac{2x+2}{3}e^{-z} dx = e^{-z} \left[\frac{x^2+2x}{3} \right]_0^1 = e^{-z} \quad z > 0$$

به همین ترتیب به سادگی به دست می آوریم که

$$f_{Y,Z}(y,z) = \frac{y+1}{6}e^{-z} \quad 0 < y < 2, z > 0$$

$$= \frac{1}{2} \left[y - \frac{1}{2}y^2 \right]_0^2 = \frac{15}{16}$$

مثال ۲۳.۶.۳ دو جعبه وجود دارند که جعبه اول دارای ۳ مهره سفید و ۲ مهره قرمز است و جعبه دوم دارای ۲ مهره سفید و ۳ مهره قرمز است. از جعبه اول یک مهره به تصادف انتخاب و در داخل جعبه دوم قرار می دهیم و سپس از جعبه دوم ۲ مهره یک به یک و بدون جایگذاری انتخاب می کنیم. اگر X برابر تعداد مهره های سفید انتخاب شده از جعبه دوم و Y برابر تعداد مهره های قرمز انتخاب شده از جعبه دوم باشند، تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید.

حل در اینجا $S_X = S_Y = \{0, 1, 2\}$ و همواره داریم که $X+Y=2$ ، چون از جعبه دوم یا مهره سفید و یا مهره قرمز خارج می شود. اگر W_1 و R_1 به ترتیب پیشامد انتخاب مهره سفید و مهره قرمز از جعبه اول و WR_2, RR_2, WW_2 به ترتیب پیشامد انتخاب دو مهره سفید، دو مهره قرمز و انتخاب یک مهره سفید و یک مهره قرمز از جعبه دوم باشند در این صورت

$$f_{X,Y}(0,2) = P(RR_2) = P(W_1 \cap RR_2) + P(R_1 \cap RR_2)$$

$$= \frac{3}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{6}{2}} + \frac{2}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{6}{2}} = \frac{21}{75}$$

$$f_{X,Y}(1,1) = P(WR_2) = P(W_1 \cap WR_2) + P(R_1 \cap WR_2)$$

$$= \frac{3}{5} \times \frac{\binom{1}{1} \binom{1}{1}}{\binom{6}{2}} + \frac{2}{5} \times \frac{\binom{1}{1} \binom{1}{1}}{\binom{6}{2}} = \frac{43}{75}$$

و به همین ترتیب $f_{X,Y}(2,0) = P(WW_2) = \frac{11}{75}$ و در نتیجه تابع احتمال توأم X و Y به صورت زیر به دست می آید.

$X \backslash Y$	0	1	2
0	0	0	$\frac{11}{75}$
1	0	$\frac{43}{75}$	0
2	$\frac{21}{75}$	0	0

$$f_Y(y) = \frac{2y+1}{6} \quad 0 < y < 2$$

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

بنابراین $f_{X,Y,Z}(x,y,z) \neq f_X(x)f_Y(y)f_Z(z)$ پس X و Y و Z از یکدیگر مستقل نیستند
اما $f_{X,Z}(x,z) = f_X(x)f_Z(z)$ و $f_{Y,Z}(y,z) = f_Y(y)f_Z(z)$ پس X و Z و
همچنین Y و Z از یکدیگر مستقل هستند و $f_{X,Y}(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ یعنی X و
 Y از یکدیگر مستقل نیستند.

۷.۳ تمرینات

۱ یک تاس سالم را آنقدر پرتاب می‌کنیم تا برای اولین بار عدد ۶ بیاید

الف - اگر A پیشامد مشاهده عدد ۶ و B پیشامد مشاهده عدد غیر از ۶ باشد، فضای نمونه و
احتمال هر پیشامد ساده را پیدا کنید.

ب - فرض کنید X شماره پرتابهای لازم برای مشاهده اولین ۶ باشد. S_{XX} را پیدا کنید. آیا X
گسسته است؟

ج - تابع احتمال و تابع توزیع X را به دست آورید و احتمال اینکه X مضرب ۳ باشد را
بیابید.

۲ سکه سالمی را سه مرتبه پرتاب می‌کنیم. اگر متغیر تصادفی X را برابر تفاضل تعداد خط‌های به
دست آمده از تعداد شیرها در نظر بگیریم، تابع احتمال X را به دست آورید و $P(X > -1)$ را
محاسبه کنید.

۳ محموله‌ای شامل ۵ پروژکتور است که دوتای آن آسیب دیده است. به طور تصادفی ۳ پروژکتور
این محموله خریداری می‌شود. اگر تعداد پروژکتورهای آسیب دیده که خریداری شده‌اند را با متغیر
تصادفی X نشان دهیم، تابع احتمال و تابع توزیع X را به دست آورید.

۴ کدامیک از توابع زیر می‌توانند تابع احتمال یک متغیر تصادفی گسسته X باشند؟ چرا؟

$$f_X(x) = \frac{x}{15} \quad x = 0, 1, 2, 3, 4, 5 \quad \text{الف -}$$

$$f_X(x) = \frac{5-x^2}{6} \quad x = 0, 1, 2, 3 \quad \text{ب -}$$

$$f_X(x) = \left(\frac{3}{x}\right) \left(\frac{1}{2}\right)^3 \quad x = 0, 1, 2, 3 \quad \text{ج -}$$

$$f_X(x) = \frac{x+1}{25} \quad x = 1, 2, 3, 4, 5 \quad \text{د -}$$

۵ سه تاس سالم را با هم پرتاب می‌کنیم. اگر متغیر تصادفی X برابر مجموع اعداد روی ۳ تاس
مشاهده شده باشد، تابع احتمال X را به دست آورید و احتمال اینکه مجموع اعداد روی ۳ تاس
حداقل ۱۵ باشد را بیابید.

۶ دو کیسه هر کدام محتوی ۴ مهره است که از یک تا چهار شماره گذاری شده‌اند. یک مهره از
کیسه اول و یک مهره از کیسه دوم بیرون می‌آوریم.

الف - اگر متغیر تصادفی X مجموع دو رقم نوشته شده بر روی این دو مهره باشد، تابع
احتمال و تابع توزیع X را به دست آورید.

ب - اگر متغیر تصادفی Y اختلاف دو رقم نوشته شده بر روی این دو مهره باشد، تابع احتمال
و تابع توزیع Y را به دست آورید.

۷ دو جعبه وجود دارند که جعبه اول شامل ۳ مهره قرمز و ۴ مهره سیاه است و جعبه دوم شامل ۲
مهره قرمز و ۳ مهره سیاه است. یک مهره از جعبه اول به تصادف انتخاب کرده و آن را در جعبه دوم
قرار می‌دهیم و سپس از جعبه دوم ۲ مهره به تصادف خارج می‌کنیم. اگر متغیر تصادفی X برابر
تعداد مهره‌های قرمز انتخاب شده از جعبه دوم باشد، تابع احتمال X و تابع توزیع X را به دست
آورید و $P(X \geq 1)$ را محاسبه کنید.

۸ از داخل مربع $ABCD$ به ضلع $\sqrt{2}$ واحد نقطه‌ای را به تصادف انتخاب می‌کنیم و متغیر
تصادفی X را برابر فاصله نقطه انتخابی تا قطر AC در نظر می‌گیریم.

الف - S_{XX} را پیدا کنید. آیا X پیوسته است؟ چرا؟

ب - تابع توزیع X را به دست آورید و از روی آن تابع چگالی احتمال X را بیابید.

ج - $P(0 \leq X \leq \frac{1}{2})$ را محاسبه کنید.

۹ نشان دهید که تابع زیر تابع توزیع یک متغیر تصادفی پیوسته X است و $P(X \leq \frac{\pi}{4})$ و میانه

توزیع را بیابید.

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - \cos x & 0 \leq x < \frac{\pi}{2} \\ 1 & \frac{\pi}{2} \leq x \end{cases}$$

۱۰ تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر داده شده است

$$f_X(x) = \begin{cases} kx^2 & -k < x < k \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار k را تعیین کنید.ب - تابع توزیع X را به دست آورید و $P(|X| \leq 1)$ ، $P([X] = -1)$ را محاسبه کنید.۱۱ مقدار k را چنان تعیین کنید که تابع زیر یک تابع چگالی احتمال باشد.

$$f_X(x) = \frac{k}{1+x^2} \quad -\infty < x < +\infty$$

۱۲ اگر تابع توزیع یک متغیر تصادفی X به صورت زیر باشد:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 2 \\ c - \frac{4}{x^2} & x \geq 2 \end{cases}$$

الف - مقدار c را تعیین کنید و تابع چگالی احتمال X را به دست آورید.ب - $P(X < 3)$ و $P(4 < X \leq 5)$ را محاسبه کنید.

۱۳ کدامیک از توابع زیر یک تابع توزیع می باشند:

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y < -1 \\ 1-y^2 & -1 \leq y < \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} + y^2 & \frac{1}{2} \leq y < 1 \\ 1 & 1 \leq y \end{cases}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x^2 & 0 \leq x < \frac{1}{2} \\ 1-3(1-x)^2 & \frac{1}{2} \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$$

۱۴ مقدار c را چنان تعیین کنید که توابع زیر یک تابع چگالی احتمال باشند و در هر حالت تابع توزیع مربوطه را به دست آورید.

$$f_X(x) = \begin{cases} c(x+1) & -1 < x \leq 3 \\ 4c & 3 < x < 4 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} cy & 0 < y \leq 1 \\ c & 1 \leq y \leq 2 \\ cy + 3c & 2 \leq y < 3 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

۱۵ مقدار نانی که (بر حسب صد کیلوگرم) یک نانوا در طول روز می فروشد یک متغیر تصادفی X با تابع چگالی احتمال زیر است

$$f_X(x) = \begin{cases} cx & 0 < x < 3 \\ c(6-x) & 3 \leq x < 6 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار c را تعیین کنید و تابع توزیع X را به دست آورید.

ب - اگر در یک روز بدانیم که بیشتر از ۳۰۰ کیلو نان فروخته شده، احتمال اینکه در آن روز

بین ۱۵۰ و ۴۵۰ کیلو نان فروخته شود را بیابید.

۱۶ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد که در آن α و β مقادیر ثابتی هستند و $-\infty < \alpha < +\infty$ است.

$$f_X(x) = \begin{cases} c \left[1 - \left| \frac{x-\alpha}{\beta} \right| \right] & \alpha-\beta < x < \alpha+\beta \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب - تابع توزیع X را به دست آورید.

۱۷ تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی X و Y به صورت زیر داده شده است:

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

مقدار c را تعیین کنید و احتمالات $P(X \leq 1 | Y=1)$, $P(XY \leq 2)$ را محاسبه کنید.

۱۸ تابع چگالی احتمال توأم متغیرهای تصادفی X و Y به صورت زیر می باشد:

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

الف - مقدار c را تعیین کنید و احتمالات زیر را محاسبه کنید.

$$P(0 < X < 1, \frac{1}{4} < Y < \frac{1}{2}), \quad P(X+Y \geq 2)$$

ب - آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

۱۹ از یک ظرف میوه که شامل ۳ پرتقال، ۲ سیب و ۳ موز است چهار میوه را به تصادف انتخاب می کنیم. اگر X تعداد پرتقالهای انتخابی و Y تعداد سیبهای انتخابی باشند،

الف - تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید.

ب - $P(Y \leq 1 | X=2)$, $P(2X+Y < 3)$ را محاسبه کنید.

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

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{6-x-y}{8} & 0 < x < 2, \quad 2 < y < 4 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - نشان دهید که X و Y از یکدیگر مستقل نیستند.

ب - $P(2 < Y < 3 | X=1)$ را محاسبه کنید.

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

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

الف - مقدار c را تعیین کنید.

ب - توابع چگالی احتمال $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ و توابع چگالی احتمال شرطی $f_{X|Y}(x|y)$ و $f_{Y|X}(y|x)$ را به دست آورید.

۲۲ فرض کنید برای متغیرهای تصادفی X و Y داشته باشیم که

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

$$f_{Y|X}(y|x) = \binom{x}{y} p^y (1-p)^{x-y} \quad y=0,1,\dots,x$$

که در آن $0 < \mu < 1$ و $0 < p < 1$ مقادیر ثابتی هستند. نشان دهید که تابع احتمال کناری Y برابر است با

$$f_Y(y) = \frac{e^{-\mu p} (\mu p)^y}{y!} \quad y=0,1,2,\dots$$

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

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

مقدار k را تعیین کرده و توابع چگالی احتمال حاشیه ای X و Y را به دست آورید.

۲۴ دو تاس سالم با هم پرتاب می شوند. تابع احتمال توأم X و Y را در هر یک از حالات زیر به دست آورید:

الف - X برابر بزرگترین عدد مشاهده شده روی دو تاس و Y برابر مجموع اعداد مشاهده شده روی دو تاس باشند.

ب - X برابر عدد مشاهده شده روی تاس اول و Y برابر بزرگترین عدد مشاهده شده روی دو تاس باشند.

ج - X برابر کوچکترین و Y برابر بزرگترین عدد مشاهده شده روی دو تاس باشند.

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

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

الف - مقدار c را تعیین کنید و $f_X(x)$ را به دست آورید.

ب - $P(X > Y)$, $P(X < \frac{1}{4} | Y > \frac{1}{4})$ را محاسبه کنید.

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

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} c(y^2 - x^2)e^{-y} & -y \leq x \leq y, \quad 0 < y < \infty \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف - مقدار c را تعیین کرده و توابع $f_{Y|X}(y|x)$, $f_{X|Y}(x|y)$ را به دست آورید.

ب - $P(Y > 2X)$ را محاسبه کنید.

۲۷ جعبه‌ای شامل ۳ مهره است که بر روی آنها شماره‌های ۱، ۲ و ۳ نوشته شده است. ۲ مهره یک به یک و بدون جایگذاری از این جعبه خارج می‌کنیم. اگر متغیر تصادفی X را برابر شماره اولین مهره انتخابی از جعبه و متغیر تصادفی Y را برابر شماره بزرگتر در بین دو مهره انتخابی در نظر بگیریم، تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید و $P(X \leq 2 | Y = 3)$ را محاسبه کنید. آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

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

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

مقدار a را تعیین کنید و $P(0 < X < \frac{1}{2} | Y = 1)$, $P(X + Y \leq 1)$ را محاسبه کنید.

۲۹ فرض کنید برای دو متغیر تصادفی پیوسته X و Y داشته باشیم که

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

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

الف - مقدار a و b را تعیین کنید و $P(X + Y < 1)$ را محاسبه کنید.

ب - $f_Y(y)$ را به دست آورید. آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

۳۰ ظرف A شامل یک مهره سفید و یک مهره سیاه و ظرف B شامل دو مهره سفید و دو مهره سیاه است. به تصادف و با جایگذاری دو مهره از A خارج می‌کنیم، اگر هم رنگ باشند یک مهره سفید و اگر هم رنگ نباشند یک مهره سیاه به ظرف B اضافه می‌کنیم و سپس به تصادف از ظرف B یک مهره خارج می‌کنیم. فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y به ترتیب تعداد مهره‌های سفید خارج شده

از A و B باشند.

الف - تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید.

ب - $P(XY = 2)$ و $P(X \leq 1 | Y = 1)$ و $P(Y = 0 | X \geq 2)$ را محاسبه کنید.

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

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \begin{cases} (-a, 0), (a, 0) & \text{برای نقاط درون مربعی به رئوس} \\ (0, -a), (0, a) & \text{سایر نقاط} \end{cases} \\ 0 & \end{cases}$$

الف - مقدار a را تعیین کنید و توابع چگالی احتمال حاشیه‌ای X و Y را به دست آورید.

ب - $P(X + Y < 0)$ را محاسبه کنید.

۳۲ عدد X را به تصادف از بین اعداد $\{1, 2, 3, 4, 5\}$ انتخاب می‌کنیم و سپس عددی را به

تصادف از بین اعداد $\{1, 2, \dots, X\}$ انتخاب می‌کنیم و آن را Y می‌نامیم.

الف - تابع احتمال توأم X و Y و تابع احتمال شرطی X به شرط $Y = 2$ را به دست آورید.

ب - آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

۳۳ اگر X و Y و Z دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

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

الف - مقدار k را تعیین کنید و $P(X < \frac{1}{4}, Y > \frac{1}{4}, 1 < Z < 2)$ را محاسبه کنید.

ب - آیا X و Y و Z از یکدیگر مستقل هستند؟ چرا؟

۳۴ ظرفی شامل ۳ مهره سفید و ۱ مهره سیاه است. از این ظرف ابتدا یک مهره بیرون می‌آوریم. اگر این مهره سفید باشد، ۲ مهره دیگر و اگر سیاه باشد یک مهره دیگر به تصادف و بدون جایگذاری از ظرف خارج می‌کنیم و متغیرهای تصادفی X و Y را به ترتیب تعداد مهره‌های سفید و سیاه باقی مانده در ظرف در نظر می‌گیریم.

الف - تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید و $P(X < 2 | Y = 0)$ را محاسبه کنید.

ب - آیا X و Y مستقل هستند؟ چرا؟

۳۵ نشان دهید که تابع

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi(1+x^2+y^2)^{\frac{3}{2}}} \quad -\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty$$

یک تابع چگالی احتمال توأم است و توابع چگالی احتمال حاشیه‌ای X و Y را به دست آورید.

فصل چهارم

امید ریاضی

۱.۴ مفهوم و تعریف امید ریاضی

در فصل سوم متغیرهای تصادفی و توزیع احتمال آنها را مورد بررسی قرار دادیم. در این فصل امید ریاضی یک متغیر تصادفی و توابعی از متغیرهای تصادفی را بررسی می‌کنیم. برای پی بردن به مفهوم امید ریاضی به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱.۱.۴ فرض کنید جریمه توقف اتومبیل در محل پارک ممنوع یک هزار تومان باشد و در یک شهر ۴۰ درصد افراد هیچگاه، ۳۰ درصد افراد یک بار، ۲۰ درصد افراد دوبار و ۱۰ درصد افراد سه بار در ماه به جهت پارک در محل پارک ممنوع جریمه شوند. به طور متوسط انتظار دارید که هر نفر در این شهر چه مبلغی را در ماه برای جریمه توقف اتومبیل در محل پارک ممنوع پرداخت نماید. حل فرض کنید ۵۰۰ نفر از افراد این شهر را در نظر بگیریم. بر اساس درصدهای داده شده انتظار داریم که ۲۰۰ نفر آنها هیچ مبلغی، ۱۵۰ نفر آنها یک هزار تومان، ۱۰۰ نفر آنها دو هزار تومان و ۵۰ نفر آنها سه هزار تومان جریمه شوند. بنابراین انتظار داریم که ۵۰۰ نفر مبلغ زیر را (بر حسب هزار تومان) جریمه پرداخت کنند

$$(500 \times 0 / 40 \times 0) + (500 \times 0 / 30 \times 1) + (500 \times 0 / 20 \times 2) + (500 \times 0 / 10 \times 3) = 500$$

بنابراین بطور متوسط انتظار داریم که هر نفر $\frac{500}{500} = 1$ هزار تومان در ماه جریمه پرداخت نماید.

با توجه به عملیات مثال قبل دیده می‌شود که متوسط مبلغ جریمه یک هزار تومان ربطی به تعداد ۵۰۰ نفر ندارد، زیرا اگر تعداد را یک میلیون نفر نیز می‌گرفتیم در جواب تغییری حاصل

نمی‌گردید. در حقیقت این مقدار یک عدد انتظاری (حدی) می‌باشد. در این مثال ما یک متغیر تصادفی X داریم که برابر مبلغ جریمه شخص در یک ماه بر حسب هزار تومان است و تابع احتمال آن به صورت زیر می‌باشد

x	۰	۱	۲	۳
$f_X(x)$	۰/۴۰	۰/۳۰	۰/۲۰	۰/۱۰

عدد زیر را که در حقیقت میانگین وزنی مبلغ جریمه می‌باشد امید ریاضی X یا میانگین X و یا مقدار مورد انتظار X می‌نامند و آنرا با نمادهای $E(X)$ یا μ یا μ_X نمایش می‌دهند.

$$\mu = E(X) = (0 \times 0/40) + (1 \times 0/30) + (2 \times 0/20) + (3 \times 0/10) = 1$$

$$= \sum_{x=0}^3 x f_X(x)$$

اگر متغیر تصادفی X پیوسته باشد امید ریاضی آن با تبدیل مجموع به انتگرال در فرمول بالا محاسبه می‌گردد.

تعریف ۱.۴ فرض کنید X یک متغیر تصادفی با تابع احتمال یا چگالی احتمال $f_X(x)$ باشد. امید ریاضی X یا میانگین X به صورت زیر تعریف می‌شود

$$(1.4) \quad \begin{aligned} E(X) &= \sum_x x f_X(x) && \text{اگر } X \text{ گسسته باشد} \\ E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx && \text{اگر } X \text{ پیوسته باشد} \end{aligned}$$

در صورتی که مجموع یا انتگرال فوق همگرا نباشد گوئیم امید ریاضی X وجود ندارد.

مثال ۲.۱.۴ فرض کنید بخواهیم ۳ نفر را از بین ۵ مهندس و ۳ تکنسین انتخاب کنیم. امید ریاضی تعداد مهندسين انتخابی در بين اين ۳ نفر را به دست آورید.

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد مهندسين انتخابی در بين ۳ نفر انتخاب شده باشد آنگاه $S_X = \{0, 1, 2, 3\}$ که تابع احتمال آن به صورت زیر به دست می‌آید

$$f_X(x) = P(X=x) = \frac{\binom{5}{x} \binom{3}{3-x}}{\binom{8}{3}} \quad x=0, 1, 2, 3$$

x	۰	۱	۲	۳
$f_X(x)$	$\frac{1}{56}$	$\frac{15}{56}$	$\frac{30}{56}$	$\frac{10}{56}$

بنابراین

$$\mu = E(X) = \sum_{x=0}^3 x f_X(x) = (0 \times \frac{1}{56}) + (1 \times \frac{15}{56}) + (2 \times \frac{30}{56}) + (3 \times \frac{10}{56}) = \frac{105}{56} \approx 1/9$$

یعنی اگر بخواهیم ۳ نفر را از این گروه انتخاب کنیم به طور متوسط انتظار داریم که ۱/۹ آنها مهندس باشند. (توجه کنید که امید ریاضی X ممکن است مقداری باشد که با مجموعه مقادیر X متفاوت است).

مثال ۳.۱.۴ فرض کنید متغیر تصادفی X نشانگر طول عمر نوعی لاستیک بر حسب سال باشد که دارای تابع چگالی احتمال زیر است

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2}x} & x > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

متوسط طول عمر این نوع لاستیک را پیدا کنید.

حل متوسط طول عمر این نوع لاستیک $E(X)$ می‌باشد بنابراین

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^{+\infty} x (\frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2}x}) dx = (-x-2) e^{-\frac{1}{2}x} \Big|_0^{+\infty} = 0 - (-2) = 2$$

پس انتظار داریم که این نوع لاستیک به طور متوسط ۲ سال کار کند.

۲.۴ امید ریاضی تابعی از یک یا چند متغیر تصادفی

در بعضی از مسائل نیاز به محاسبه امید ریاضی تابعی از یک متغیر تصادفی X مانند $g(X)$ داریم. به عنوان مثال $g(X)$ می‌تواند X^2 یا $2X+3$ یا... باشد. برای محاسبه امید ریاضی $g(X)$ از قضیه زیر استفاده می‌کنیم.

قضیه ۱.۴ فرض کنید X یک متغیر تصادفی با تابع احتمال یا تابع چگالی احتمال $f_X(x)$ باشد. امید ریاضی تابع $g(X)$ به صورت زیر به دست می‌آید

$$\begin{aligned} E[g(X)] &= \sum_x g(X) f_X(x) && \text{اگر } X \text{ گسسته باشد} \\ E[g(X)] &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(X) f_X(x) dx && \text{اگر } X \text{ پیوسته باشد} \end{aligned} \quad (2.4)$$

مثال ۱.۲.۴ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر باشد

x	-۱	۰	۱	۲
$f_X(x)$	۰/۱	۰/۱	۰/۵	۰/۳

امید ریاضی تابع $g(X) = (X-1)^2$ را به دست آورید.

حل X یک متغیر تصادفی گسسته است. بنابراین از رابطه (۲.۴) داریم که

$$\begin{aligned} E[(X-1)^2] &= \sum_{x=-1}^2 (x-1)^2 f_X(x) \\ &= (-1-1)^2 (0/1) + (0-1)^2 (0/1) + (1-1)^2 (0/5) + (2-1)^2 (0/3) = 0/8 \end{aligned}$$

مثال ۲.۲.۴ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{16} \sqrt{x} & 0 < x < 4 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

امید ریاضی $Y = 5X - 4$ را به دست آورید.

حل X یک متغیر تصادفی پیوسته است، بنابراین

$$E(5X - 4) = \int_0^4 (5x - 4) \frac{3}{16} \sqrt{x} dx = \frac{3}{16} \left[2\sqrt{x^5} - \frac{8}{3}\sqrt{x^3} \right]_0^4 = \frac{3}{16} \left[64 - \frac{64}{3} \right] = 8$$

با توجه به قضیه ۱.۴ می توان مفهوم امید ریاضی را به تابعی از دو متغیر تصادفی به صورت

زیر تعمیم داد.

تعریف ۲.۴ فرض کنید X و Y دو متغیر تصادفی با تابع احتمال یا تابع چگالی احتمال توأم

$f_{X,Y}(x,y)$ باشند. امید ریاضی تابع $g(X,Y)$ به صورت زیر تعریف می شود.

$$\begin{aligned} E[g(X,Y)] &= \sum_x \sum_y g(X,Y) f_{X,Y}(x,y) && \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ گسسته باشند} \\ E[g(X,Y)] &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(X,Y) f_{X,Y}(x,y) dx dy && \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ پیوسته باشند} \end{aligned} \quad (3.4)$$

تعریف فوق را می توان به سادگی برای امید ریاضی تابعی از چند متغیر تصادفی تعمیم داد.

مثال ۳.۲.۴ جعبه ای شامل ۲ مهره سفید و ۳ مهره سیاه است. ابتدا یک مهره از این جعبه انتخاب می کنیم و متغیر تصادفی X را برابر تعداد مهره های سفید در این یک مهره انتخاب شده در نظر می گیریم. سپس از مابقی مهره های جعبه دو مهره دیگر بدون جایگذاری انتخاب می کنیم و متغیر تصادفی Y را برابر تعداد مهره های سفید مشاهده شده در این دو مهره انتخابی در نظر می گیریم. تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید و $E(X^2 Y)$ را محاسبه کنید.

حل در اینجا $S_X = \{0, 1\}$ و $S_Y = \{0, 1, 2\}$ و همچنین داریم که

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

$$= \frac{3}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{4}{2}} = \frac{3}{30} = 0/1$$

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

$$= \frac{2}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{3}{2}} = \frac{2}{30} = 0/2$$

با انجام محاسبات مشابه، جدول توزیع احتمالات توأم X و Y به صورت زیر به دست می آید

$y \backslash x$	۰	۱	$f_Y(y)$
۰	۰/۱	۰/۲	۰/۳
۱	۰/۴	۰/۲	۰/۶
۲	۰/۱	۰	۰/۱
$f_X(x)$	۰/۶	۰/۴	

$$E(X^2 Y) = \sum_{x=0}^1 \sum_{y=0}^2 x^2 y f_{X,Y}(x,y) \quad \text{بنابراین}$$

$$= (0)(0/1) + (0)(0/4) + (0)(0/1) + (1)(0/2) + (1)(0/2) + (2)(0) = 0/2$$

مثال ۴.۲.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{16y}{x^3} & x > 2, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

امید ریاضی $g(X, Y) = \frac{X+1}{Y}$ را محاسبه کنید.

حل $E\left(\frac{X+1}{Y}\right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{x+1}{y}\right) \left(\frac{16y}{x^2}\right) dy dx = 16 \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x+1}{x^2} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} dy \right] dx$

$$= 16 \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{1}{x} + \frac{1}{x^2}\right) dx = 16 \left[\frac{-1}{x} - \frac{1}{x} \right]_{-\infty}^{+\infty} = 16 \left[(0) + \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\right) \right] = 10$$

توجه کنید اگر در تعریف ۲.۴ قرار دهیم $g(X, Y) = X$ و یا $g(X, Y) = Y$ آنگاه امید ریاضی X یا Y را می توان توسط تابع احتمال یا تابع چگالی احتمال توأم X و Y به صورت زیر محاسبه کرد

اگر X و Y گسسته باشند

$$E(X) = \sum_x \sum_y x f_{X,Y}(x, y), E(Y) = \sum_x \sum_y y f_{X,Y}(x, y) \quad (4.4)$$

اگر X و Y پیوسته باشند

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

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

مثال ۵.۲.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

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

آیا می توان $E(X)$ را توسط تابع چگالی احتمال حاشیه ای X محاسبه کرد؟ $E(X)$ را با استفاده از رابطه (۴.۴) محاسبه کنید.

حل با توجه به اینکه $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dy = \int_x^{+\infty} \frac{1}{y} e^{-y} dy$ و انتگرال فوق قابل محاسبه نیست پس نمی توان $f_X(x)$ را به دست آورده و از روی آن $E(X)$ را محاسبه کرد. اما با توجه به رابطه (۴.۴) داریم که

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

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

$$= \frac{1}{2} \left[(0) - (-1) \right] = \frac{1}{2}$$

۳.۴ قوانین امید ریاضی

در این بخش قضیه هایی را برای ساده کردن محاسبه امید ریاضی تابعی از یک یا چند متغیر تصادفی می آوریم. اثبات این قضایا بسیار ساده می باشد و بعضی از آنها را در حالت پیوسته ثابت می کنیم و مابقی را به خواننده واگذار می کنیم.

قضیه ۲.۴ اگر $g(X)$ و $h(X)$ توابعی از متغیر تصادفی X باشند که امید ریاضی آنها موجود است و a و b اعداد ثابتی باشند آنگاه

$$E[ag(X) + bh(X)] = aE[g(X)] + bE[h(X)]$$

اثبات $E[ag(X) + bh(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} [ag(x) + bh(x)] f_X(x) dx$

$$= a \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx + b \int_{-\infty}^{+\infty} h(x) f_X(x) dx$$

$$= aE[g(X)] + bE[h(X)]$$

نتیجه ۱.۴ اگر a و b اعداد ثابتی باشند آنگاه

$$E(aX + b) = aE(X) + b$$

مثال ۱.۳.۴-۱.۲.۴ مثال ۱.۲.۴ را با استفاده از قضیه ۲.۴ حل کنید.

حل در مثال ۱.۲.۴ تابع احتمال X عبارت بود از

x	-۱	۰	۱	۲
$f_X(x)$	۰/۱	۰/۱	۰/۵	۰/۳

بنابراین

$$E(X) = (-1)(0/1) + (0)(0/1) + (1)(0/5) + (2)(0/3) = 1$$

$$E(X^2) = (-1)^2(0/1) + (0)^2(0/1) + (1)^2(0/5) + (2)^2(0/3) = 1/8$$

و در نتیجه از قضیه ۲.۴ داریم که

$$E[(X-1)^2] = E[X^2 - 2X + 1] = E(X^2) - 2E(X) + 1 = 1/8 - 2(1) + 1 = 0/8$$

مثال ۲.۳.۴-۲.۲.۴ مثال ۲.۲.۴ را با استفاده از نتیجه ۱.۴ حل کنید.

حل در مثال ۴.۲.۴ تابع چگالی احتمال توأم X و Y عبارت بود از

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{16y}{x^3} & x > 2, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

$$f_X(x) = \int_0^1 \frac{16y}{x^3} dy = \frac{8y^2}{x^3} \Big|_0^1 = \frac{8}{x^3} \quad x > 2$$

بنابراین

$$f_Y(y) = \int_2^{+\infty} \frac{16y}{x^3} dx = \frac{-8y}{x^2} \Big|_2^{+\infty} = 2y \quad 0 < y < 1$$

در نتیجه برای هر X و Y داریم که $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$ یعنی X و Y از یکدیگر مستقل هستند و طبق قضیه ۴.۴ داریم که $E(XY) = E(X)E(Y)$ در ضمن با انجام محاسبات ساده دیده می شود که $E(XY) = \frac{8}{3}$ و $E(X) = 4$ و $E(Y) = \frac{2}{3}$ که صحت رابطه مذکور را نشان می دهد.

توجه کنید که عکس قضیه ۴.۴ در حالت کلی برقرار نیست. یعنی برای دو متغیر تصادفی X و Y می توانیم رابطه $E(XY) = E(X)E(Y)$ را داشته باشیم اما این دو متغیر از یکدیگر مستقل نباشند. به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۴.۳.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع احتمال توأم زیر باشند. نشان دهید که X و Y از یکدیگر مستقل نیستند اما رابطه $E(XY) = E(X)E(Y)$ برقرار است.

$x \backslash y$	-۱	۰	۱	$f_Y(y)$
-۱	۰	$\frac{1}{4}$	۰	$\frac{1}{4}$
۰	$\frac{1}{4}$	۰	$\frac{1}{4}$	$\frac{2}{4}$
۱	۰	$\frac{1}{4}$	۰	$\frac{1}{4}$
$f_X(x)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{2}{4}$	$\frac{1}{4}$	

حل با توجه به اینکه $f_X(-1)f_Y(-1) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} \neq 0 = f_{X,Y}(-1,-1)$ پس X و Y مستقل نیستند. اما $E(XY) = (-1)(-1)(0) + \dots + (1)(1)(0) = 0$

حل در مثال ۲.۲.۴ تابع چگالی احتمال X عبارت بود از

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{16}\sqrt{x} & 0 < x < 4 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

$$E(X) = \int_0^4 x \left(\frac{3}{16}\sqrt{x} \right) dx = \frac{3}{16} \times \frac{2}{5} \sqrt{x^5} \Big|_0^4 = \frac{12}{5}$$

بنابراین

و در نتیجه از نتیجه ۱.۴ داریم که

$$E(5X-4) = 5E(X) - 4 = 5\left(\frac{12}{5}\right) - 4 = 8$$

قضیه ۳.۴ اگر $g(X,Y)$ و $h(X,Y)$ توابعی از متغیرهای تصادفی X و Y باشند که امید ریاضی آنها موجود است و a و b اعداد ثابتی باشند آنگاه

$$E[ag(X,Y) + bh(X,Y)] = aE[g(X,Y)] + bE[h(X,Y)]$$

نتیجه ۲.۴ اگر X و Y دو متغیر تصادفی باشند آنگاه

$$E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$$

همانطور که در نتیجه ۲.۴ ملاحظه شد، امید مجموع یا تفاضل دو متغیر تصادفی برابر مجموع یا تفاضل امیدهای آنها می باشد. اما در حالت کلی امید حاصلضرب دو متغیر تصادفی برابر حاصلضرب امیدهای آنها نیست و تنها در حالتی که دو متغیر تصادفی از یکدیگر مستقل باشند این رابطه برقرار است. به قضیه زیر توجه کنید.

قضیه ۴.۴ اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند آنگاه

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

اثبات چون X و Y متغیرهای تصادفی مستقل هستند بنابراین برای هر X و Y داریم که

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf_{X,Y}(x,y) dx dy$$

و در نتیجه

$$\begin{aligned} &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf_X(x)f_Y(y) dx dy \\ &= \left[\int_{-\infty}^{+\infty} xf_X(x) dx \right] \left[\int_{-\infty}^{+\infty} yf_Y(y) dy \right] = E(X)E(Y) \end{aligned}$$

مثال ۳.۳.۴ در مثال ۴.۲.۴ نشان دهید که رابطه $E(XY) = E(X)E(Y)$ برقرار است.

$$E(XY) = E(X)E(Y) \text{ پس } E(X) = E(Y) = -\frac{1}{4} + 0 + \frac{1}{4} = 0$$

قوانین امید ریاضی را به سادگی می توان به چند متغیر تصادفی تعمیم داد. مثلاً اگر $X_1, X_2, \dots, X_n$ متغیر تصادفی باشند و $a_1, a_2, \dots, a_n$ اعداد ثابتی باشند آنگاه

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

و اگر این n متغیر تصادفی از یکدیگر مستقل باشند آنگاه

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

۴.۴ امیدهای ریاضی خاص

در این بخش امیدهای ریاضی توابعی از متغیرهای تصادفی که مفهومی خاص را دارند بررسی می کنیم.

گشتاورهای یک متغیر تصادفی در قضیه ۱.۴ اگر قرار دهیم $g(X) = X^r$ که در آن r یک عدد صحیح نامنفی است، آنگاه امید ریاضی این تابع را r امین گشتاور حول مبدأ متغیر تصادفی X گویند و آن را با نماد μ'_r نمایش می دهند، یعنی

$$\mu'_r = E(X^r) \quad \text{گشتاور } r \text{ام } X \text{ حول مبدأ} \quad (۵.۴)$$

توجه کنید که $\mu'_1 = E(X) = \mu$ و $\mu'_0 = 1$ که همان امید ریاضی X و یا میانگین X است. اگر در قضیه ۱.۴ قرار دهیم $g(X) = (X - \mu)^r$ آنگاه امید ریاضی این تابع را گشتاور مرتبه r ام X حول میانگین و یا گشتاور مرکزی X گویند و آن را با نماد μ_r نمایش می دهند یعنی

$$\mu_r = E[(X - \mu)^r] \quad \text{گشتاور مرکزی مرتبه } r \text{ام } X \quad (۶.۴)$$

توجه کنید که $\mu_1 = 0$ و $\mu_0 = 1$ می باشد.

واریانس گشتاور مرکزی مرتبه دوم X را واریانس X گویند و با نمادهای σ^2 یا σ_X^2 یا $Var(X)$ نمایش می دهند، یعنی

$$\sigma^2 = \sigma_X^2 = Var(X) = E[(X - \mu)^2] \quad \text{واریانس } X \quad (۷.۴)$$

واریانس یک متغیر تصادفی، میزان پراکندگی توزیع متغیر تصادفی نسبت به میانگین آن را

می سنجد. هر چه واریانس بزرگتر باشد، میزان پراکندگی توزیع متغیر تصادفی نسبت به میانگین بیشتر می باشد و هر چه واریانس کوچکتر باشد این میزان کمتر است. جذر واریانس یعنی σ را انحراف معیار گویند. با استفاده از قوانین امید ریاضی می توان فرم ساده تری برای محاسبه واریانس به دست آورد که آن را در قضیه زیر می آوریم.

قضیه ۵.۴ واریانس یک متغیر تصادفی X با میانگین μ به صورت زیر به دست می آید

$$Var(X) = E[(X - \mu)^2] = E(X^2) - [E(X)]^2 \quad (۸.۴)$$

مثال ۱.۴.۴ در مثال ۲.۱.۴ واریانس متغیر تصادفی X را به دست آورید.

حل در مثال ۲.۱.۴ دیدیم که $\mu = E(X) = \frac{105}{56}$

x	۰	۱	۲	۳
$f_X(x)$	$\frac{1}{56}$	$\frac{15}{56}$	$\frac{30}{56}$	$\frac{10}{56}$

بنابراین

$$E(X^2) = \sum_{x=0}^3 x^2 f_X(x) = (0^2)\left(\frac{1}{56}\right) + (1^2)\left(\frac{15}{56}\right) + (2^2)\left(\frac{30}{56}\right) + (3^2)\left(\frac{10}{56}\right) = \frac{225}{56}$$

$$\text{و در نتیجه } Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{225}{56} - \left(\frac{105}{56}\right)^2 = \frac{1575}{3136} = 0.502$$

مثال ۲.۴.۴ میانگین و واریانس متغیر تصادفی X که دارای تابع چگالی احتمال زیر است را پیدا کنید.

$$f_X(x) = \begin{cases} 4xe^{-2x} & x > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

حل به وسیله انتگرال گیری به روش جزء به جزء داریم که

$$\mu = E(X) = \int_0^{+\infty} x(4xe^{-2x})dx = \left[(-2x^2 - 2x - 1)e^{-2x}\right]_0^{+\infty} = (0) - (-1) = 1$$

$$E(X^2) = \int_0^{+\infty} x^2(4xe^{-2x})dx = \left[(-2x^3 - 3x^2 - 3x - \frac{3}{2})e^{-2x}\right]_0^{+\infty} = (0) - (-\frac{3}{2}) = \frac{3}{2}$$

$$\sigma^2 = Var(X) = \frac{3}{2} - (1)^2 = \frac{1}{2}$$

بنابراین

کواریانس در تعریف ۲.۴ اگر قرار دهیم $g(X, Y) = (X - \mu_X)(Y - \mu_Y)$ آنگاه امید ریاضی

این تابع را کواریانس X و Y گویند و آن را با نمادهای σ_{XY} و یا $COV(X, Y)$ نمایش می دهند،

یعنی

$$\sigma_{XY} = COV(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] \quad \text{کواریانس} \quad (۹.۴)$$

کواریانس X و Y رابطه دو متغیر تصادفی X و Y را نشان می دهد. اگر X و Y هم جهت باشند (یعنی هر دو با هم افزایش و یا هر دو با هم کاهش یابند) آنگاه کواریانس X و Y مثبت است و اگر X و Y در خلاف جهت هم باشند آنگاه کواریانس X و Y منفی است. با استفاده از قوانین امید ریاضی می توان فرم ساده تری برای محاسبه کواریانس به دست آورد که آن را در قضیه زیر می آوریم.

قضیه ۶.۴ کواریانس دو متغیر تصادفی X و Y به صورت زیر به دست می آید

$$COV(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E(XY) - E(X)E(Y) \quad (۱۰.۴)$$

نتیجه ۳.۴ با استفاده از قضیه ۴.۴ و قضیه ۶.۴، اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند آنگاه $COV(X, Y) = 0$. ولی عکس این مطلب برقرار نیست، یعنی اگر $COV(X, Y) = 0$ آنگاه دلیلی ندارد که X و Y متغیرهای تصادفی مستقل باشند (مثال ۴.۳.۴ را ملاحظه کنید).

مثال ۳.۴.۴ در مثال ۳.۲.۴ کواریانس متغیرهای تصادفی X و Y را به دست آورید.

حل در مثال ۳.۲.۴ جدول توزیع احتمالات توأم X و Y به صورت زیر به دست آمد

y \ x	x		$f_Y(y)$
	۰	۱	
۰	۰/۱	۰/۲	۰/۳
۱	۰/۴	۰/۲	۰/۶
۲	۰/۱	۰	۰/۱
$f_X(x)$	۰/۶	۰/۴	

بنابراین

$$E(X) = (0)(0/6) + (1)(0/4) = 0/4$$

چون کواریانس منفی است پس X و Y در خلاف جهت یکدیگر حرکت می کنند. یعنی اگر در انتخاب مهره اول تعداد سفید به یک مهره افزایش یابد آنگاه در انتخاب ۲ مهره بعدی تعداد مهره های سفید انتخابی کاهش می یابد.

خواص واریانس و کواریانس با استفاده از قوانین امید ریاضی به سادگی می توان خواص زیر را

برای واریانس و کواریانس نتیجه گرفت که اثبات آنها را به خواننده واگذار می کنیم. فرض کنید a, b و c اعداد ثابت و X و Y متغیرهای تصادفی باشند، در این صورت

$$Var(c) = 0, \quad Var(aX + b) = a^2 Var(X) \quad \text{الف-}$$

$$COV(X, X) = Var(X) \quad \text{ب-}$$

$$COV(X, Y) = COV(Y, X) \quad \text{ج-}$$

$$COV(X, c) = 0 \quad \text{د-}$$

$$COV(aX + b, cY + d) = ac COV(X, Y) \quad \text{ه-}$$

$$Var(aX + bY + c) = a^2 Var(X) + b^2 Var(Y) + 2ab COV(X, Y) \quad \text{و-}$$

ز- اگر X و Y مستقل باشند آنگاه

$$Var(aX + bY + c) = a^2 Var(X) + b^2 Var(Y)$$

ح- اگر X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی باشند آنگاه

$$COV(aX_1 + bX_2, Y) = a COV(X_1, Y) + b COV(X_2, Y)$$

خاصیت (ه) می گوید که اگر مبدأ اندازه گیری X و Y را تغییر دهیم، کواریانس آنها تغییر نمی کند ولی اگر واحد اندازه گیری X و Y را تغییر دهیم، کواریانس آنها تغییر می کند.

مثال ۴.۴.۴ در مثال ۳.۴.۴، $Var(2X - 3Y + 4)$ را محاسبه کنید.

حل با استفاده از جدول توزیع احتمالات توأم در مثال ۳.۴.۴ داریم که $COV(X, Y) = -0/12$

$$E(X) = E(X^2) = 0/4 \Rightarrow Var(X) = 0/4 - (0/4)^2 = 0/24 \quad \text{و همچنین}$$

$$E(Y) = 0/8, \quad E(Y^2) = 1 \Rightarrow Var(Y) = 1 - (0/8)^2 = 0/36$$

$$Var(2X - 3Y + 4) = 4Var(X) + 9Var(Y) - 12COV(X, Y) \quad \text{بنابراین}$$

$$= 4(0/24) + 9(0/36) - 12(-0/12) = 5/64$$

ضریب همبستگی در خاصیت (ه) کواریانس مشاهده کردیم که کواریانس بستگی به واحد

اندازه گیری X و Y دارد. برای اینکه معیاری برای سنجش میزان رابطه دو متغیر تصادفی X و Y

پیدا کنیم که به واحد اندازه گیری X و Y بستگی نداشته باشد، کواریانس بین متغیرهای $\frac{Y}{\sigma_Y}$ و $\frac{X}{\sigma_X}$ را

محاسبه می کنیم که σ_Y, σ_X به ترتیب انحراف معیارهای Y و X هستند، یعنی

$$\text{COV}\left(\frac{X}{\sigma_X}, \frac{Y}{\sigma_Y}\right) = \frac{\text{COV}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{\text{COV}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}}$$

این معیار را ضریب همبستگی متغیرهای تصادفی X و Y می‌نامند و آن را با نمادهای ρ یا $\rho(X, Y)$ نمایش می‌دهند. بنابراین

$$\rho = \rho(X, Y) = \frac{\text{COV}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (11.4)$$

ضریب همبستگی دو متغیر X و Y میزان رابطه خطی دو متغیر تصادفی X و Y را می‌سنجد. با استفاده از قوانین امید ریاضی و خواص واریانس و کواریانس می‌توان خواص زیر را برای ضریب همبستگی اثبات کرد که اثبات آنها را به عنوان تمرین به خواننده واگذار می‌کنیم. فرض کنید a و b اعداد ثابت و X و Y دو متغیر تصادفی باشند، در این صورت

$$\rho(aX + b, cY + d) = \rho(X, Y) \quad \text{الف}$$

ب- همواره داریم که $-1 \leq \rho \leq 1$

ج- اگر $a > 0$ و $Y = aX + b$ آنگاه $\rho > 0$

د- اگر $a < 0$ و $Y = aX + b$ آنگاه $\rho < 0$

ه- اگر X و Y مستقل باشند آنگاه $\rho = 0$

خاصیت (الف) می‌گوید که ضریب همبستگی X و Y به مبدأ و واحد اندازه‌گیری X و Y بستگی ندارد. توجه کنید که اگر $\rho = 0$ باشد آنگاه دلیلی ندارد که X و Y از یکدیگر مستقل باشند (نتیجه ۳.۴ را ملاحظه کنید). در این حالت یعنی حالتی که $\rho = 0$ باشد، متغیرهای تصادفی X و Y را ناهمبسته گویند.

مثال ۵.۴.۴ در مثال ۳.۴.۴ ضریب همبستگی X و Y را به دست آورید.

حل در مثال ۴.۴.۴ مشاهده کردیم که

$$\text{Var}(X) = 0.24, \quad \text{Var}(Y) = 0.36, \quad \text{COV}(X, Y) = -0.12$$

بنابراین

$$\rho = \frac{\text{COV}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}} = \frac{-0.12}{\sqrt{(0.24)(0.36)}} = \frac{-1}{\sqrt{6}} = -0.408$$

یعنی X و Y دارای رابطه در خلاف جهت یکدیگر هستند ولی این رابطه خیلی شدید نیست. مثال ۶.۴.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند. ضریب همبستگی X و Y را محاسبه کنید.

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

حل برای محاسبه ضریب همبستگی X و Y ابتدا توابع چگالی احتمال حاشیه‌ای X و Y را به دست می‌آوریم.

$$f_X(x) = \int_x^{+\infty} e^{-y} dy = [-e^{-y}]_x^{+\infty} = e^{-x} \quad x > 0$$

$$f_Y(y) = \int_0^y e^{-y} dx = e^{-y} [x]_0^y = ye^{-y} \quad y > 0$$

به وسیله انتگرال‌گیری جزء به جزء می‌توان نشان داد که برای هر عدد صحیح نامنفی n داریم که $\int_0^{+\infty} x^n e^{-x} dx = n!$ بنابراین

$$E(X) = \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = 1! = 1, \quad E(X^2) = \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = 2! = 2$$

و در نتیجه $\text{Var}(X) = 2 - (1)^2 = 1$ همچنین

$$E(Y) = \int_0^{+\infty} y^2 e^{-y} dy = 2! = 2, \quad E(Y^2) = \int_0^{+\infty} y^3 e^{-y} dy = 3! = 6$$

و در نتیجه $\text{Var}(Y) = 6 - (2)^2 = 2$ همچنین

$$E(XY) = \int_0^{+\infty} \int_0^y xye^{-y} dx dy = \int_0^{+\infty} ye^{-y} \left[\frac{1}{2} x^2 \right]_0^y dy = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} y^3 e^{-y} dy = \frac{3!}{2} = 3$$

و در نتیجه $\text{COV}(X, Y) = 3 - (1)(2) = 1$ بنابراین

$$\rho = \frac{\text{COV}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}} = \frac{1}{\sqrt{(1)(2)}} = \frac{1}{\sqrt{2}} = 0.707$$

۵.۴ امید ریاضی و واریانس شرطی

همانند تعریف امید ریاضی و تعریف واریانس، می‌توان امید ریاضی شرطی و واریانس

شرطی را تعریف کرد. فرض کنید X و Y دو متغیر تصادفی باشند. امید ریاضی شرطی X^r به شرط

$Y=y$ به صورت زیر تعریف می‌شود

x	۲	۳	۴
$f_{X Y}(x 3)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{2}{4}$	$\frac{1}{4}$

بنابراین

$$E(X^2 | Y=3) = \sum_{x=2}^4 x^2 f_{X|Y}(x|3) = (2^2)(\frac{1}{4}) + (3^2)(\frac{2}{4}) + (4^2)(\frac{1}{4}) = \frac{38}{4} = 9.5$$

مثال ۲.۵.۴ در مثال ۶.۴.۴، $Var(X|Y=y)$ را محاسبه کنید.

حل در مثال ۶.۴.۴ داشتیم که

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} e^{-y} & 0 < x < y < +\infty \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} ye^{-y} & y > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{e^{-y}}{ye^{-y}} = \frac{1}{y} \quad 0 < x < y < +\infty$$

بنابراین

$$E(X|Y=y) = \int_0^y x \left(\frac{1}{y}\right) dx = \frac{1}{y} \left[\frac{1}{2} x^2 \right]_0^y = \frac{y}{2}$$

در نتیجه

$$E(X^2 | Y=y) = \int_0^y x^2 \left(\frac{1}{y}\right) dx = \frac{1}{y} \left[\frac{1}{3} x^3 \right]_0^y = \frac{y^2}{3}$$

$$Var(X|Y=y) = \frac{y^2}{3} - \left(\frac{y}{2}\right)^2 = \frac{1}{12} y^2 \quad y > 0$$

و بنابراین

۶.۴ مسائل حل شده

مثال ۱.۶.۴ از جعبه‌ای محتوی ۸ لامپ که ۲ تای آنها سوخته است ۳ لامپ را به تصادف انتخاب

می‌کنیم. اگر X نشان دهنده تعداد لامپهای سوخته باشد، امید ریاضی X را به دست آورید.حل تابع احتمال X به صورت زیر به دست می‌آید

$$f_X(x) = P(X=x) = \frac{\binom{2}{x} \binom{6}{3-x}}{\binom{8}{3}}, \quad x=0,1,2$$

بنابراین

x	۰	۱	۲
$f_X(x)$	$\frac{10}{28}$	$\frac{15}{28}$	$\frac{3}{28}$

$$E(X) = \sum_{x=0}^2 x f_X(x) = (0 \times \frac{10}{28}) + (1 \times \frac{15}{28}) + (2 \times \frac{3}{28}) = \frac{21}{28} = \frac{3}{4}$$

و در نتیجه

$$E(X' | Y=y) = \begin{cases} \sum_x x' f_{X|Y}(x|y) & \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ گسسته باشند} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x' f_{X|Y}(x|y) dx & \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ پیوسته باشند} \end{cases} \quad (12.4)$$

به همین ترتیب امید ریاضی Y' به شرط $X=x$ به صورت زیر تعریف می‌شود

$$E(Y' | X=x) = \begin{cases} \sum_y y' f_{Y|X}(y|x) & \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ گسسته باشند} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} y' f_{Y|X}(y|x) dy & \text{اگر } X \text{ و } Y \text{ پیوسته باشند} \end{cases} \quad (13.4)$$

واریانس شرطی X به شرط $Y=y$ به صورت زیر تعریف می‌شود

$$Var(X|Y=y) = E \left\{ [X - E(X|Y=y)]^2 | Y=y \right\} \\ = E(X^2 | Y=y) - [E(X|Y=y)]^2 \quad (14.4)$$

به همین ترتیب واریانس شرطی Y به شرط $X=x$ به صورت زیر تعریف می‌شود

$$Var(Y|X=x) = E \left\{ [Y - E(Y|X=x)]^2 | X=x \right\} \\ = E(Y^2 | X=x) - [E(Y|X=x)]^2 \quad (15.4)$$

مثال ۱.۵.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع احتمال توأم زیر باشند. $E(X^2 | Y=3)$ را محاسبه کنید.

$y \backslash x$	۲	۳	۴	$f_Y(y)$
۲	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	۰	$\frac{2}{8}$
۳	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{4}{8}$
۴	۰	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$
$f_X(x)$	$\frac{2}{8}$	$\frac{4}{8}$	$\frac{2}{8}$	

حل تابع احتمال شرطی X به شرط $Y=3$ به صورت زیر به دست می‌آید

مثال ۲.۶.۴ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} a + bx^2 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

اگر $E(X) = \frac{3}{5}$ باشد، مقادیر a و b و تابع توزیع X را به دست آورید.

حل برای اینکه مقادیر a و b را به دست آوریم، دو شرط داریم. شرط اول این است که

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = \int_0^1 (a + bx^2) dx = \left[ax + \frac{b}{3} x^3 \right]_0^1 = a + \frac{b}{3}$$

و شرط دوم این است که

$$\frac{3}{5} = E(X) = \int_0^1 x(a + bx^2) dx = \left[\frac{a}{2} x^2 + \frac{b}{4} x^4 \right]_0^1 = \frac{a}{2} + \frac{b}{4}$$

با حل دستگاه دو معادله و دو مجهول بالا مقادیر $a = \frac{3}{5}$ و $b = \frac{6}{5}$ به دست می آید. همچنین برای

مقادیر $0 \leq x < 1$ داریم که

$$F_X(x) = \int_0^x \left(\frac{3}{5} + \frac{6}{5} t^2 \right) dt = \frac{3}{5} t + \frac{2}{5} t^3 \Big|_0^x = \frac{3}{5} x + \frac{2}{5} x^3$$

بنابراین تابع توزیع X برابر است با

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{3}{5} x + \frac{2}{5} x^3 & 0 \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$$

مثال ۳.۶.۴ نشان دهید که تابع زیر یک تابع احتمال متغیر تصادفی گسسته X است. آیا $E(X)$

وجود دارد؟

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{x(x+1)} & x = 1, 2, 3, \dots \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

حل برای اینکه این تابع یک تابع احتمال باشد بایستی مجموع آن یک شود یعنی

$$\sum_{x=1}^{+\infty} \frac{1}{x(x+1)} = \sum_{x=1}^{+\infty} \left[\frac{1}{x} - \frac{1}{x+1} \right] = \left(1 - \frac{1}{2} \right) + \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right) + \left(\frac{1}{3} - \frac{1}{4} \right) + \dots = 1$$

زیرا این سری یک سری تسکوپی با مجموع یک است. اما $E(X)$ وجود ندارد زیرا

$$E(X) = \sum_{x=1}^{+\infty} \frac{x}{x(x+1)} = \sum_{x=1}^{+\infty} \frac{1}{x+1} = +\infty$$

که در مقایسه با سری هارمونیک $\sum_{x=1}^{+\infty} \frac{1}{x}$ ، یک سری واگرا است.

مثال ۴.۶.۴ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = c \left(\frac{1}{x} \right)^{\theta+1} \quad x > 1, \theta > 1$$

مقدار c را تعیین کنید و امید ریاضی X را به دست آورید.

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = c \int_1^{+\infty} \left(\frac{1}{x} \right)^{\theta+1} dx = \frac{-c}{\theta x^{\theta}} \Big|_1^{+\infty} = \frac{c}{\theta}$$

حل

بنابراین $c = \theta$ و در نتیجه

$$E(X) = \int_1^{+\infty} \theta x \left(\frac{1}{x} \right)^{\theta+1} dx = \frac{-\theta}{(\theta-1)x^{\theta-1}} \Big|_1^{+\infty} = \frac{\theta}{\theta-1}$$

مثال ۵.۶.۴ جعبه ای دارای ۲ مهره سفید و ۳ مهره سیاه است. از داخل جعبه یک مهره به تصادف

خارج می کنیم و آن را با دو مهره دیگر از همان رنگ به جعبه بازمی گردانیم. سپس دو مهره دیگر

بدون جایگذاری و به تصادف از جعبه خارج می کنیم و متغیر تصادفی X را برابر تعداد مهره های

سفید مشاهده شده در این دو مهره انتخابی در نظر می گیریم. تابع احتمال X و واریانس X را به

دست آورید.

حل در این مثال $S_X = \{0, 1, 2\}$ و اگر W و B را به ترتیب پیشامد انتخاب مهره سفید و سیاه از

جعبه دربار اول در نظر بگیریم در این صورت

$$P(X=0) = P(W)P(X=0|W) + P(B)P(X=0|B)$$

$$= \frac{2}{5} \times \frac{\binom{2}{2}}{\binom{5}{2}} + \frac{3}{5} \times \frac{\binom{0}{2}}{\binom{5}{2}} = \frac{12}{35}$$

$$P(X=1) = P(W)P(X=1|W) + P(B)P(X=1|B)$$

$$= \frac{2}{5} \times \frac{\binom{4}{1} \binom{1}{1}}{\binom{5}{2}} + \frac{3}{5} \times \frac{\binom{2}{1} \binom{0}{1}}{\binom{5}{2}} = \frac{18}{35}$$

به همین ترتیب با محاسبه $P(X=2)$ داریم که

x	0	1	2
$f_X(x)$	$\frac{12}{35}$	$\frac{18}{35}$	$\frac{5}{35}$

$$E(X) = (0 \times \frac{12}{35}) + (1 \times \frac{18}{35}) + (2 \times \frac{5}{35}) = \frac{28}{35}$$

و بنابراین

مثال ۸.۶.۴ تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر داده شده است

$$f_X(x) = \begin{cases} k_1 x & 0 < x < 1 \\ k_2 (2-x) & 1 \leq x < 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

الف- اگر $E(X)=1$ باشد مقدار k_1 و k_2 را تعیین کنید.

ب- اگر $X > \frac{1}{2}$ باشد احتمال آنکه X از $\frac{3}{4}$ کمتر باشد را بیابید.

حل الف- برای تعیین مقادیر k_1 و k_2 دو شرط زیر را داریم

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = \int_0^1 k_1 x dx + \int_1^2 k_2 (2-x) dx = \frac{k_1}{2} + \frac{k_2}{2}$$

$$1 = E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 k_1 x^2 dx + \int_1^2 k_2 x(2-x) dx = \frac{k_1}{3} + \frac{2k_2}{3}$$

با حل دو معادله و دو مجهول بالا مقادیر $k_1 = k_2 = 1$ را به دست می آوریم.

$$P(X < \frac{3}{4} | X > \frac{1}{2}) = \frac{P(\frac{1}{2} < X < \frac{3}{4})}{P(X > \frac{1}{2})} = \frac{\int_{\frac{1}{2}}^{\frac{3}{4}} x dx + \int_1^{\frac{3}{4}} (2-x) dx}{1 - \int_0^{\frac{1}{2}} x dx} = \frac{\frac{3}{8} + \frac{2}{8}}{1 - \frac{1}{8}} = \frac{6}{7} \quad \text{ب-}$$

مثال ۹.۶.۴ امید ریاضی متغیر تصادفی X که دارای تابع احتمال زیر است را پیدا کنید.

$$f_X(x) = \left(\frac{1}{2}\right)^x \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

حل قرار می دهیم $S = E(X)$ بنابراین

$$S = E(X) = \sum_{x=1}^{+\infty} x \left(\frac{1}{2}\right)^x = \frac{1}{2} + 2\left(\frac{1}{2}\right)^2 + 3\left(\frac{1}{2}\right)^3 + \dots$$

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

و در نتیجه

با تفاضل این دو رابطه داریم که

$$S - \frac{1}{2}S = \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{2}\right)^2 + \left(\frac{1}{2}\right)^3 + \dots = \frac{\frac{1}{2}}{1 - \frac{1}{2}} = 1$$

بنابراین $S = 1$ یا $S = 2$.

مثال ۱۰.۶.۴ مقدار k را بگونه ای تعیین کنید که تابع زیر یک تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی

$$E(X^2) = (0 \times \frac{12}{35}) + (1 \times \frac{18}{35}) + (4 \times \frac{5}{35}) = \frac{38}{35}$$

$$Var(X) = \frac{38}{35} - \left(\frac{28}{35}\right)^2 = \frac{546}{1225} = \frac{78}{175}$$

مثال ۶.۶.۴ یک متغیر تصادفی پیوسته X دارای تابع چگالی احتمال زیر است.

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

امید ریاضی تابع $g(X) = e^{-2X-3}$ را محاسبه کنید.

$$E(e^{-2X-3}) = \int_0^{+\infty} e^{-2x-3}(e^{-x}) dx = \int_0^{+\infty} e^{-3x-3} dx = -\frac{1}{3} e^{-3x-3} \Big|_0^{+\infty} = \frac{1}{3} e^{-3}$$

مثال ۷.۶.۴ ظرفی دارای ۳ گوی با شماره های ۱ و ۲ و ۳ می باشد. ابتدا یک گوی از ظرف خارج

می شود، سپس یک سکه سالم به تعداد دفعات شماره گوی خارج شده پرتاب می شود.

الف- امید ریاضی تعداد شیرهای مشاهده شده را بدست آورید.

ب- اگر بدانیم حداقل یک شیر مشاهده شده، احتمال اینکه حداکثر ۲ شیر مشاهده شود چقدر

است.

حل الف- اگر قرار دهیم X = تعداد شیرهای مشاهده شده در پرتاب سکه

B_i = پیشامد اینکه گوی شماره i از ظرف خارج شود $i=1, 2, 3$

در این صورت $S_X = \{0, 1, 2, 3\}$ و بنابراین

$$P(X=0) = \sum_{i=1}^3 P(X=0 | B_i) P(B_i) = \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2}$$

$$P(X=1) = \sum_{i=1}^3 P(X=1 | B_i) P(B_i) = \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2} + \frac{2}{2} + \frac{3}{2} \right) = \frac{11}{24}$$

به همین ترتیب تابع احتمال X به صورت زیر به دست می آید

x	۰	۱	۲	۳
$f_X(x)$	$\frac{1}{2}$	$\frac{11}{24}$	$\frac{5}{24}$	$\frac{1}{24}$

$$E(X) = \frac{11}{24} + \frac{1}{24} + \frac{3}{24} = 1$$

و در نتیجه

$$P(X \leq 2 | X \geq 1) = \frac{P(1 \leq X \leq 2)}{P(X \geq 1)} = \frac{f_X(1) + f_X(2)}{1 - f_X(0)} = \frac{\frac{16}{24}}{\frac{17}{24}} = \frac{16}{17}$$

ب-

$$E(X) = \int_0^1 x(x + \frac{1}{4}) dx = \left[\frac{1}{3}x^3 + \frac{1}{4}x^2 \right]_0^1 = \frac{1}{3} + \frac{1}{4} = \frac{7}{12}$$

$$E(X^2) = \int_0^1 x^2(x + \frac{1}{4}) dx = \left[\frac{1}{4}x^3 + \frac{1}{6}x^2 \right]_0^1 = \frac{1}{4} + \frac{1}{6} = \frac{5}{12}$$

$$Var(X) = \frac{5}{12} - \left(\frac{7}{12}\right)^2 = \frac{11}{144}$$

بنابراین

و در نتیجه $E(Y) = \frac{7}{12}$ و $Var(Y) = \frac{11}{144}$ همچنین

$$E(XY) = \int_0^1 \int_0^1 xy(x+y) dx dy = \int_0^1 y \left[\frac{1}{3}x^3 + \frac{1}{4}x^2 y \right]_0^1 dy$$

$$= \int_0^1 y \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4}y \right) dy = \left[\frac{1}{6}y^2 + \frac{1}{8}y^3 \right]_0^1 = \frac{1}{6} + \frac{1}{8} = \frac{7}{24}$$

$$COV(X,Y) = \frac{7}{24} - \left(\frac{7}{12} \times \frac{7}{12}\right) = -\frac{1}{144}$$

بنابراین

$$\rho = \frac{-\frac{1}{144}}{\sqrt{\frac{11}{144} \times \frac{11}{144}}} = -\frac{1}{11}$$

و در نتیجه

مثال ۱۲.۶.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع احتمال توأم زیر باشند.

(x,y)	(۱,۰)	(۱,۱)	(۱,۲)	(۲,۰)	(۲,۱)	(۲,۲)
$f_{X,Y}(x,y)$	$\frac{1}{6}$	b	$\frac{1}{6}$	a	$\frac{2}{6}$	۰

اگر $E(XY) = \frac{7}{6}$ باشد مقادیر a و b را تعیین کنید و $E(Y^2 | X=1)$ را محاسبه کنید.

حل برای تعیین a و b دو شرط زیر را داریم

$$1 = \sum_{x=1}^2 \sum_{y=0}^2 f_{X,Y}(x,y) = \frac{4}{6} + a + b$$

$$\frac{7}{6} = E(XY) = \sum_{x=1}^2 \sum_{y=0}^2 xy f_{X,Y}(x,y) = 0 + b + \frac{2}{6} + 0 + \frac{4}{6} + 0 = b + 1$$

با حل دو معادله بالا $a = \frac{1}{6}$ و $b = \frac{1}{6}$ به دست می آیند. با توجه به رابطه

$$f_{Y|X}(y|1) = \frac{f_{X,Y}(1,y)}{f_X(1)} \quad y=0,1,2$$

$$f_X(1) = \sum_{y=0}^2 f_{X,Y}(1,y) = \frac{3}{6}$$

از جدول فوق به دست می آوریم که

X باشد و واریانس X را بیابید.

$$f_X(x) = \frac{k}{\beta} \left\{ 1 - \left(\frac{x-\alpha}{\beta} \right)^2 \right\} \quad \alpha - \beta < x < \alpha + \beta \quad -\infty < \alpha < +\infty, \beta > 0$$

حل

$$1 = \int_{\alpha-\beta}^{\alpha+\beta} \frac{k}{\beta} \left\{ 1 - \left(\frac{x-\alpha}{\beta} \right)^2 \right\} dx = k \left\{ \left[\frac{x}{\beta} - \frac{1}{3} \left(\frac{x-\alpha}{\beta} \right)^3 \right]_{\alpha-\beta}^{\alpha+\beta} \right\} = k \left\{ 2 - \frac{2}{3} \right\} = \frac{4k}{3}$$

بنابراین $k = \frac{3}{4}$ و در نتیجه با تغییر متغیر $y = \frac{x-\alpha}{\beta}$ داریم که

$$E(X) = \frac{3}{4} \int_{\alpha-\beta}^{\alpha+\beta} \frac{x}{\beta} \left\{ 1 - \left(\frac{x-\alpha}{\beta} \right)^2 \right\} dx = \frac{3}{4} \int_{-1}^1 (\alpha + \beta y) (1 - y^2) dy$$

$$= \frac{3}{4} \left[\alpha y + \frac{\beta}{2} y^2 - \frac{\alpha}{3} y^3 - \frac{\beta}{4} y^4 \right]_{-1}^1 = \frac{3}{4} \times \left(\frac{4}{3} \alpha \right) = \alpha$$

$$E(X^2) = \frac{3}{4} \int_{\alpha-\beta}^{\alpha+\beta} \frac{x^2}{\beta} \left\{ 1 - \left(\frac{x-\alpha}{\beta} \right)^2 \right\} dx = \frac{3}{4} \int_{-1}^1 (\alpha + \beta y)^2 (1 - y^2) dy$$

$$= \frac{3}{4} \left[\alpha^2 y + \alpha \beta y^2 + \frac{\beta^2 - \alpha^2}{3} y^3 - \frac{\alpha \beta}{2} y^4 - \frac{\beta^2}{5} y^5 \right]_{-1}^1$$

$$= \frac{3}{4} \left(\frac{4\alpha^2}{3} + \frac{4\beta^2}{15} \right) = \alpha^2 + \frac{1}{5} \beta^2$$

$$Var(X) = \left(\alpha^2 + \frac{1}{5} \beta^2 \right) - \alpha^2 = \frac{1}{5} \beta^2$$

بنابراین

مثال ۱۱.۶.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی توأم زیر باشند

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

ضریب همبستگی X و Y را محاسبه کنید.

حل ابتدا توابع چگالی احتمال حاشیه ای X و Y را به دست می آوریم

$$f_X(x) = \int_0^1 (x+y) dy = \left[xy + \frac{1}{2}y^2 \right]_0^1 = x + \frac{1}{2} \quad 0 < x < 1$$

$$f_Y(y) = \int_0^1 (x+y) dx = \left[\frac{1}{2}x^2 + xy \right]_0^1 = \frac{1}{2} + y \quad 0 < y < 1$$

بنابراین X و Y دارای توزیع یکسان هستند.

و در نتیجه

y	۰	۱	۲
$f_{Y X}(y 1)$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$

$$E(Y^2 | X=1) = (0 \times \frac{1}{3}) + (1 \times \frac{1}{3}) + (4 \times \frac{1}{3}) = \frac{5}{3}$$

و بنابراین

مثال ۱۳.۶.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

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

 $COV(X,Y)$ و $Var(X|Y=y)$ را محاسبه کنید.حل ابتدا توابع چگالی احتمال $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ را به دست می آوریم

$$f_X(x) = \int_x^1 \lambda xy dy = \lambda xy^2 \Big|_x^1 = \lambda x(1-x^2) \quad 0 < x < 1$$

$$f_Y(y) = \int_0^y \lambda xy dx = \lambda x^2 y \Big|_0^y = \lambda y^3 \quad 0 < y < 1$$

$$E(X) = \int_0^1 \lambda x^2(1-x^2) dx = \left[\frac{\lambda}{3} x^3 - \frac{\lambda}{5} x^5 \right]_0^1 = \frac{\lambda}{3} - \frac{\lambda}{5} = \frac{\lambda}{15}$$

بنابراین

$$E(Y) = \int_0^1 \lambda y^4 dy = \frac{\lambda}{5} y^5 \Big|_0^1 = \frac{\lambda}{5}$$

$$E(XY) = \int_0^1 \int_0^y \lambda x^2 y^2 dx dy = \int_0^1 \frac{\lambda}{3} y^2 [x^3]_0^y dy = \int_0^1 \frac{\lambda}{3} y^5 dy = \frac{\lambda}{9} y^6 \Big|_0^1 = \frac{\lambda}{9}$$

$$COV(X,Y) = \frac{\lambda}{9} - \left(\frac{\lambda}{15} \times \frac{\lambda}{5} \right) = \frac{\lambda}{225}$$

در نتیجه

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{\lambda xy}{\lambda y^3} = \frac{x}{y^2} \quad 0 < x < y < 1$$

همچنین

$$E(X^2 | Y=y) = \int_0^y \frac{x^2}{y^2} dx = \frac{x^3}{3y^2} \Big|_0^y = \frac{y^3}{3y^2} = \frac{y}{3}$$

بنابراین

$$E(X^2 | Y=y) = \int_0^y \frac{x^2}{y^2} dx = \frac{x^3}{3y^2} \Big|_0^y = \frac{y^3}{3y^2} = \frac{y}{3}$$

در نتیجه

$$Var(X|Y=y) = \frac{1}{y^2} - \left(\frac{y}{3} \right)^2 = \frac{1}{18} y^2$$

مثال ۱۴.۶.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y مستقل بوده و هر یک دارای واریانس

یکسان ۴ باشند. مطلوب است محاسبه

$$Var(2X-3Y+1), COV(X+2Y+3, X-2Y+3), COV(X+Y, X-Y)$$

حل با استفاده از خواص واریانس و کواریانس داریم که

$$COV(X+Y, X-Y) = COV(X,X) - COV(X,Y) + COV(Y,X) - COV(Y,Y)$$

$$= Var(X) - Var(Y) = 4 - 4 = 0$$

$$COV(X+2Y+3, X-2Y+3) = COV(X+2Y, X-2Y)$$

$$= Var(X) - 2COV(X,Y) + 2COV(Y,X) - 4Var(Y)$$

$$= Var(X) - 4Var(Y) = 4 - 16 = -12$$

$$Var(2X-3Y+1) = 4Var(X) + 9Var(Y) - 12COV(X,Y)$$

$$= 4(4) + 9(4) - 12(0) = 52$$

مثال ۱۵.۶.۴ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

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

مقدار k را تعیین کرده و $P(X < \frac{1}{y} | Y=2)$ و $Var(X|Y=y)$ را محاسبه کنید.

حل ابتدا مقدار k را به دست می آوریم

$$1 = \int_0^{+\infty} \int_0^1 \frac{k}{y} y^2 e^{-y} x^{y-1} dx dy = \frac{k}{y} \int_0^{+\infty} y e^{-y} \left[\frac{x^y}{y} \right]_0^1 dy = \frac{k}{y} \int_0^{+\infty} y e^{-y} dy$$

$$= \frac{k}{y} [(-y-1)e^{-y}]_0^{+\infty} = \frac{k}{y} (0 - (-1)) = \frac{k}{y}$$

بنابراین $k=2$. برای محاسبه احتمال و واریانس شرطی بایستی ابتدا $f_{X|Y}(x|y)$ را به

دست آورد.

$$f_Y(y) = \int_0^1 y^2 e^{-y} x^{y-1} dx = y^2 e^{-y} \left[\frac{x^y}{y} \right]_0^1 = y e^{-y} \quad y > 0$$

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{y^2 e^{-y} x^{y-1}}{y e^{-y}} = y x^{y-1} \quad 0 < x < 1, 0 < y$$

$$P(X < \frac{1}{2} | Y=2) = \int_{\frac{1}{2}}^1 f_{X|Y}(x|2) dx = \int_{\frac{1}{2}}^1 2x dx = [x^2]_{\frac{1}{2}}^1 = \frac{1}{4}$$

بنابراین

$$E(X | Y=y) = \int_0^1 yx^y dx = \frac{y}{y+1} [x^{y+1}]_0^1 = \frac{y}{y+1}$$

و

$$E(X^2 | Y=y) = \int_0^1 yx^{y+1} dx = \frac{y}{y+2} [x^{y+2}]_0^1 = \frac{y}{y+2}$$

$$Var(X | Y=y) = \frac{y}{y+2} - \left(\frac{y}{y+1}\right)^2 = \frac{y}{(y+2)(y+1)^2}$$

و در نتیجه

مثال ۱۶.۶.۴ ظرفی حاوی ۷ مهره است که دو تا از آنها با ۱، سه تا از آنها با ۲ و دو تا از آنها با ۳ شماره گذاری شده اند. دو مهره بدون جایگذاری از این ظرف خارج می کنیم و متغیر تصادفی X را برابر شماره کوچکتر و متغیر تصادفی Y را برابر شماره بزرگتر در دو مهره انتخابی در نظر می گیریم. کواریانس X و Y را به دست آورید.

حل در این مثال $S_X = \{1, 2, 3\}$ و $S_Y = \{1, 2, 3\}$ همچنین

$$f_{X,Y}(1,1) = P(X=1, Y=1) = P(\{(1,1)\}) = \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{36}$$

$$f_{X,Y}(1,2) = P(X=1, Y=2) = P(\{(1,2), (2,1)\}) = 2 \left(\frac{1}{6} \times \frac{2}{6}\right) = \frac{2}{9}$$

به همین ترتیب تابع احتمال توأم X و Y به صورت زیر به دست می آید

$y \backslash x$	۱	۲	۳	$f_Y(y)$
۱	$\frac{1}{36}$	۰	۰	$\frac{1}{36}$
۲	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	۰	$\frac{4}{36}$
۳	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{5}{36}$
$f_X(x)$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{1}{36}$	

$$E(X) = \frac{11}{36} + \frac{18}{36} + \frac{3}{36} = \frac{32}{36}$$

بنابراین

$$E(Y) = \frac{1}{36} + \frac{18}{36} + \frac{33}{36} = \frac{52}{36}$$

$$E(XY) = \frac{1}{36} + \frac{12}{36} + \frac{12}{36} + \frac{12}{36} + \frac{36}{36} + \frac{9}{36} = \frac{82}{36}$$

$$COV(X,Y) = \frac{82}{36} - \left(\frac{32}{36} \times \frac{52}{36}\right) = \frac{58}{441} = 0.13$$

در نتیجه

مثال ۱۷.۶.۴ فرض کنید X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

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

مقدار c را تعیین کرده و $E(X^2 | Y=y)$ را محاسبه کنید.

حل ابتدا مقدار c را تعیین می کنیم.

$$1 = \int_0^1 \int_0^{1-y} cxy dx dy = c \int_0^1 y \left[\frac{1}{2} x^2 \right]_0^{1-y} dy = \frac{c}{2} \int_0^1 y(1-y)^2 dy$$

$$= \frac{c}{2} \left[\frac{1}{3} y^3 - \frac{2}{3} y^2 + \frac{1}{4} y^4 \right]_0^1 = \frac{c}{2} \left[\frac{1}{3} - \frac{2}{3} + \frac{1}{4} \right] = \frac{c}{24}$$

بنابراین $c=24$. همچنین

$$f_Y(y) = \int_0^{1-y} 24xy dx = 12x^2 y \Big|_0^{1-y} = 12y(1-y)^2 \quad 0 < y < 1$$

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{24xy}{12y(1-y)^2} = \frac{2x}{(1-y)^2} \quad 0 < x < 1-y, 0 < y < 1$$

در نتیجه

$$E(X^2 | Y=y) = \int_0^{1-y} x^2 \left[\frac{2x}{(1-y)^2} \right] dx = \left[\frac{2x^3}{3(1-y)^2} \right]_0^{1-y} = \frac{2(1-y)^3}{3}$$

مثال ۱۸.۶.۴ جعبه ای شامل ۴ مهره به شماره های ۱، ۲، ۳ و ۴ می باشد. از این جعبه دو مهره به

تصادف و بدون جایگذاری انتخاب می کنیم و متغیر تصادفی X را برابر شماره اولین مهره انتخابی و متغیر تصادفی Y را برابر تفاضل بین بزرگترین و کوچکترین شماره های انتخابی روی مهره ها در نظر می گیریم. ضریب همبستگی X و Y و $Var(2X-3Y+4)$ را محاسبه کنید.

حل فضای نمونه حاصل از این آزمایش شامل ۱۲ نقطه هم شانس است و $S_X = \{1, 2, 3, 4\}$ و

$$f_{X,Y}(1,1) = P(X=1, Y=1) = P(\{(1,2)\}) = \frac{1}{12} \quad S_Y = \{1, 2, 3\} \text{ و همچنین}$$

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

مقادیر $E(X^2 | Y=y)$ و $COV(X,Y)$ را به دست آورید.

حل توجه کنید که تابع چگالی احتمال حاشیه‌ای $f_X(x)$ را نمی‌توان برای محاسبه $E(X)$ به دست آورد. بنابراین با استفاده از رابطه (۴.۴) داریم که

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

$$= \int_0^{\infty} y e^{-y} dy = (-y-1) e^{-y} \Big|_0^{\infty} = 1$$

$$f_Y(y) = \int_0^{\infty} \frac{1}{y} e^{-(y+\frac{x}{y})} dx = e^{-y} \left[-e^{-\frac{x}{y}} \right]_0^{\infty} = e^{-y} \quad y > 0$$

اما

$$E(Y) = \int_0^{\infty} y e^{-y} dy = 1$$

بنابراین

و همچنین

$$E(XY) = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} xy \left(\frac{1}{y} e^{-(y+\frac{x}{y})} \right) dx dy = \int_0^{\infty} y e^{-y} \left[\int_0^{\infty} \frac{x}{y} e^{-\frac{x}{y}} dx \right] dy$$

$$= \int_0^{\infty} y e^{-y} (y) dy = [(-y^2 - 2y - 2) e^{-y}]_0^{\infty} = 2$$

$$COV(X,Y) = 2 - (1 \times 1) = 1$$

در نتیجه

همچنین

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{\frac{1}{y} e^{-(y+\frac{x}{y})}}{e^{-y}} = \frac{1}{y} e^{-\frac{x}{y}} \quad x > 0, y > 0$$

بنابراین

$$E(X^2 | Y=y) = \int_0^{\infty} \frac{x^2}{y} e^{-\frac{x}{y}} dx = \left[(-x^2 - 2xy - 2y^2) e^{-\frac{x}{y}} \right]_0^{\infty} = 2y^2$$

مثال ۴.۶.۲۰ نشان دهید که اگر X و Y مستقل باشند آنگاه $E(Y | X=x)$ ثابت است (به x بستگی ندارد) و آن مقدار ثابت را حساب کنید. اگر $E(Y | X=x)$ ثابت باشد آیا X و Y لزوماً مستقل هستند؟ اگر $E(Y | X=x)$ و $E(X | Y=y)$ هر دو ثابت باشند آیا X و Y لزوماً مستقل

$$f_{X,Y}(2,1) = P(X=2, Y=1) = P(\{(2,1), (2,3)\}) = \frac{2}{12}$$

$$f_{X,Y}(3,1) = P(X=3, Y=1) = P(\{(3,2), (3,4)\}) = \frac{2}{12}$$

با انجام محاسبات مربوط به نقاط دیگر، جدول توزیع احتمالات توأم X و Y به صورت زیر به دست می‌آید

$y \backslash x$	۱	۲	۳	۴	$f_Y(y)$
۱	$\frac{1}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{3}{6}$
۲	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{2}{6}$
۳	$\frac{1}{12}$	۰	۰	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{6}$
$f_X(x)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	

بنابراین

$$E(X) = \frac{1}{4} (1+2+3+4) = \frac{5}{2}, \quad E(Y) = \frac{3}{6} + \frac{4}{6} + \frac{3}{6} = \frac{5}{3}$$

$$E(X^2) = \frac{1}{4} (1+4+9+16) = \frac{15}{2}, \quad E(Y^2) = \frac{3}{6} + \frac{4}{6} + \frac{9}{6} = \frac{10}{3}$$

$$Var(X) = \frac{15}{2} - \left(\frac{5}{2}\right)^2 = \frac{5}{4}, \quad Var(Y) = \frac{10}{3} - \left(\frac{5}{3}\right)^2 = \frac{5}{9}$$

همچنین

$$E(XY) = \frac{1}{12} [1+2+3+4+4+6+6+4+8+12] = \frac{25}{6}$$

$$COV(X,Y) = \frac{25}{6} - \left(\frac{5}{2} \times \frac{5}{3}\right) = 0$$

بنابراین $\rho(X,Y) = 0$ اما توجه کنید که X و Y از یکدیگر مستقل نیستند زیرا

$$f_X(1)f_Y(1) = \frac{1}{4} \times \frac{3}{6} \neq \frac{1}{12} = f_{X,Y}(1,1)$$

همچنین

$$Var(2X - 3Y + 4) = 4Var(X) + 9Var(Y) - 12COV(X,Y)$$

$$= 4\left(\frac{5}{4}\right) + 9\left(\frac{5}{9}\right) - 12(0) = 10$$

مثال ۴.۶.۱۹ تابع چگالی احتمال متغیرهای تصادفی X و Y به صورت زیر داده شده است

هستند؟

حل اگر X و Y مستقل باشند آنگاه $f_{Y|X}(y|x) = f_Y(y)$ و در نتیجه

$$E(Y|X=x) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_{Y|X}(y|x) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = E(Y)$$

پس $E(Y|X=x)$ بستگی به x ندارد (مقداری ثابت است) و مقدار آن برابر $E(Y)$ است. اما اگرمتغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع احتمال توأم زیر باشند

$y \backslash x$	-۱	۰	۱	$f_Y(y)$
-۱	۰	$\frac{1}{4}$	۰	$\frac{1}{4}$
۰	$\frac{1}{4}$	۰	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
۱	۰	$\frac{1}{4}$	۰	$\frac{1}{4}$
$f_X(x)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	

در این صورت طبق مثال ۴.۳.۴، X و Y از یکدیگر مستقل نیستند و همچنین به راحتی دیده می شود که

$$E(X|Y=y) = 0 \quad y = -1, 0, 1, \quad E(Y|X=x) = 0 \quad x = -1, 0, 1$$

یعنی $E(X|Y=y)$ و $E(Y|X=x)$ مقادیر ثابتی هستند ولی X و Y از یکدیگر مستقل نیستند.مثال ۴.۶.۲ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{y}{x} e^{-yx} & 0 < y < x < +\infty \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقادیر $Var(Y|X=x)$ و $\rho(X,Y)$ را به دست آورید.

حل با توجه به رابطه (۴.۴) و استفاده از انتگرال گیری به روش جزء به جزء داریم که

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^x y \left(\frac{y}{x} e^{-yx} \right) dy dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-yx} dx = \left[\left(-\frac{1}{y} x - \frac{1}{y^2} \right) e^{-yx} \right]_{-\infty}^{+\infty} = \frac{1}{4}$$

$$E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^x y^2 \left(\frac{y}{x} e^{-yx} \right) dy dx = \frac{y}{3} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-yx} dx$$

$$= \frac{y}{3} \left[\left(-\frac{1}{y} x^2 - \frac{1}{y} x - \frac{1}{y^2} \right) e^{-yx} \right]_{-\infty}^{+\infty} = \frac{1}{6}$$

بنابراین $Var(Y) = \frac{1}{6} - \left(\frac{1}{4} \right)^2 = \frac{5}{48}$ همچنین

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{y}{x} e^{-yx} dy = 2e^{-2x} \quad x > 0$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} 2x^2 e^{-2x} dx = \frac{1}{2} \quad \text{و} \quad E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} 2x e^{-2x} dx = \frac{1}{2}$$

و در نتیجه $Var(X) = \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{2} \right)^2 = \frac{1}{4}$ از طرفی

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^x xy \left(\frac{y}{x} e^{-yx} \right) dy dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-2x} dx = \frac{1}{4}$$

بنابراین $COV(X,Y) = \frac{1}{4} - \left(\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \right) = -\frac{1}{4}$ و در نتیجه

$$\rho(X,Y) = \frac{-\frac{1}{4}}{\sqrt{\frac{1}{4} \times \frac{5}{48}}} = -\sqrt{\frac{3}{5}}$$

همچنین

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\frac{y}{x} e^{-yx}}{2e^{-2x}} = \frac{1}{2} y \quad 0 < y < x < +\infty$$

$$E(Y|X=x) = \int_{-\infty}^x y \left(\frac{1}{2} y \right) dy = \frac{1}{6} x^2$$

بنابراین

$$E(Y^2|X=x) = \int_{-\infty}^x y^2 \left(\frac{1}{2} y \right) dy = \frac{1}{12} x^3$$

$$Var(Y|X=x) = \frac{1}{12} x^3 - \left(\frac{1}{6} x^2 \right)^2 = \frac{1}{12} x^3$$

و در نتیجه

۴.۷ تمرینات

۱ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{4} & x = 2, 4, 8, 16 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مطلوب است محاسبه $E(X)$ ، $E\left(\frac{1}{X}\right)$ ، $E(X^2)$ و $Var(X)$.۲ اگر تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} k(2-x) & 0 < x < 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقدار k را تعیین کنید و $E(X)$ و $Var(X)$ را محاسبه کنید.

۳ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع توزیعی (تجمعی) زیر باشد

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 1 \\ k(x^2 - 1) & 1 \leq x < 4 \\ 1 & 4 \leq x \end{cases}$$

مقدار k را تعیین کنید و واریانس X را بدست آورید.

۴ شخصی می خواهد اتومبیل خود را به مبلغ ۱۰۰۰۰ تومان بیمه کند، شرکت بیمه تخمین می زند که کل مبلغ را با احتمال ۰/۰۰۲ و نصف آن را با احتمال ۰/۰۱ و ۲۵٪ آن را با احتمال ۰/۱ باید بپردازد. شرکت بیمه چه حق بیمه ای باید در نظر بگیرد تا سودی معادل ۱۰۰ تومان داشته باشد.

۵ اگر متغیر تصادفی X دارای میانگین $\frac{1}{3}$ و تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} ax+b & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقادیر a و b را تعیین کنید و واریانس X را محاسبه کنید.

۶ اگر X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد، در صورت وجود $E(X)$ را محاسبه کنید.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}xe^{-\frac{x}{4}} & x > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases} \quad \text{الف -}$$

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

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{5}{x^2} & x > 5 \\ 0 & x \leq 5 \end{cases} \quad \text{ج -}$$

۷ اگر X یک متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر باشد

x	-۳	۶	۹
$P(X=x)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{3}$

ابتدا $E(X)$ و $E(X^2)$ را به دست آورید و با استفاده از قوانین امید ریاضی $E[(2X+1)^2]$ را محاسبه کنید.

۸ اگر برای یک متغیر تصادفی X داشته باشیم که

$$E[(X-2)^2] = 6, \quad E[(X-1)^2] = 10$$

در این صورت مقادیر μ و σ^2 را محاسبه کنید.

۹ از جعبه ای که شامل ۴ توپ سیاه و ۲ توپ سبز می باشد ۳ توپ به طور متوالی انتخاب می گردد و هر توپ قبل از انتخاب توپ دیگر در جعبه قرار می گیرد. امید ریاضی تعداد توپهای سبز انتخاب شده را به دست آورید.

۱۰ اگر θ یک مقدار ثابت معلوم باشد و

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}\theta & 0 < x < 1 \\ \frac{1}{2} & 1 \leq x \leq 2 \\ \frac{1}{2}(1-\theta) & 2 < x < 3 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

تابع توزیع X و میانگین و واریانس X را به دست آورید.

۱۱ اگر X دارای تابع احتمالی به صورت زیر باشد

x	۰	۱	۲
$P(X=x)$	p	$1-2p$	p

به ازای چه مقداری از p واریانس X ماکزیمم می شود؟

۱۲ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

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

اگر $E(X) = \frac{5}{4}$ باشد مقادیر a و c را تعیین کنید و $Var(2X+3)$ را محاسبه کنید.

۱۳ با فرض اینکه متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} k(1-|x|) & |x| < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقدار k و $P(-\frac{1}{4} < X < \frac{1}{4})$ و $E(X)$ را به دست آورید.

۱۴ یک کلاس آمار ۱۰ شاگرد دارد که ۵ نفر آنها ۱۹ ساله، ۳ نفر آنها ۲۰ ساله و ۲ نفر آنها ۲۱ ساله هستند. از این کلاس ۲ شاگرد به تصادف و بدون جایگزینی انتخاب می‌کنیم. فرض کنید متغیر تصادفی X میانگین سن دو شاگرد انتخابی باشد. تابع احتمال متغیر تصادفی X را به دست آورید و واریانس X را محاسبه کنید.

۱۵ میانگین و واریانس متغیر تصادفی X که دارای تابع چگالی احتمال زیر می‌باشد را به دست آورید.

الف - $\lambda > 0$ ، $f_X(x) = \frac{\lambda^2}{2} x^2 e^{-\lambda x}$ ، $x > 0$ ، مقدار ثابت

ب - $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$ ، $-\infty < x < +\infty$

ج - $f_X(x) = \frac{1}{2\beta} e^{-\frac{|x|}{\beta}}$ ، $-\infty < x < +\infty$ ، مقدار ثابت $\beta > 0$

۱۶ میانگین متغیر تصادفی X که دارای تابع احتمال زیر می‌باشد را به دست آورید.

الف - $f_X(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ ، $x = 0, 1, \dots, n$

n عدد صحیح نامنفی و $0 < p < 1$ مقدار ثابت

ب - $f_X(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$ ، $x = 0, 1, 2, \dots$ ، $\lambda > 0$ مقدار ثابت

ج - $f_X(x) = p(1-p)^x$ ، $x = 0, 1, 2, \dots$ ، $0 < p < 1$ مقدار ثابت

۱۷ سکه سالمی را سه مرتبه پرتاب می‌کنیم، اگر X برابر تعداد شیرهای مشاهده شده در ۳ مرتبه

پرتاب سکه و Y برابر تعداد شیرهای مشاهده شده در ۲ پرتاب اول باشند، تابع احتمال توأم X و Y

را به دست آورده و ضریب همبستگی X و Y را محاسبه کنید.

۱۸ اگر X و Y دو متغیر تصادفی با تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند.

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{3}{5} x(x+y) & 0 < x < 1, 0 < y < 2 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مطلوب است محاسبه $E(XY)$ و $E(X+Y)$ ، $E(Y)$ ، $E(X)$.

۱۹ فرض کنید متغیرهای تصادفی X و Y دارای تابع احتمال توأم زیر باشند. نشان دهید که $\rho(X,Y) = 0$ اما X و Y از یکدیگر مستقل نیستند.

$y \backslash x$	-۱	۰	۱
-۱	$\frac{1}{16}$	$\frac{2}{16}$	$\frac{2}{16}$
۰	$\frac{2}{16}$	$\frac{2}{16}$	$\frac{2}{16}$
۱	$\frac{1}{16}$	$\frac{2}{16}$	$\frac{2}{16}$

۲۰ اگر X و Y دو متغیر تصادفی با تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

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

ضریب همبستگی X و Y و $Var(2X-1)$ و $Var(4X+3Y-2)$ را محاسبه کنید.

۲۱ توزیع احتمال توأم دو متغیر تصادفی X و Y به صورت زیر می‌باشد

$y \backslash x$	۱	۳	۹
۲	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{12}$
۴	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	۰
۶	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{12}$

الف - امید ریاضی X و امید ریاضی Y را به دست آورید.

ب - $COV(X,Y)$ را محاسبه کنید، آیا X و Y از یکدیگر مستقل هستند؟

۲۲ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

اگر $Y = X^2$ باشد $\rho(X,Y)$ و $\rho(X+1, 2Y-1)$ را محاسبه کنید.

۲۳ اگر متغیرهای تصادفی X و Y از یکدیگر مستقل بوده و به ترتیب دارای میانگینهای ۲ و ۳ و واریانسهای ۴ و ۵ باشند، امید ریاضی XY و $(X+Y)(X-Y)$ را حساب کنید.

۲۴ فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی مستقل با توابع چگالی احتمال $x > 2$ $f_X(x) = \frac{\lambda}{x^3}$ و $0 < y < 1$ $f_Y(y) = 2y$ باشند. امید ریاضی تابع $Z=XY$ را به دست آورید.

۲۵ الف- اگر X و Y دارای میانگینهای ۱ و ۲ و واریانسهای ۳ و ۴ و کواریانس ۱- باشند، اولاً میانگین و واریانس $Z=2X-Y+1$ را محاسبه کنید و ثانیاً مقدار m را به گونه‌ای تعیین کنید که $U=mX+Y$ و $V=X-mY$ ناهمبسته باشند.

ب- اگر بین X و Y رابطه خطی $X+2Y-1=0$ برقرار باشد و $Var(X)=4$ ، مقادیر $COV(X,Y)$ و $\rho(X,Y)$ را محاسبه کنید.

۲۶ فرض کنید که

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 6(1-x-y) & 0 < x < 1, 0 < y < 1-x \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

کواریانس X و Y و $Var(Y|X=x)$ را به دست آورید.

۲۷ فرض کنید که

$$f_X(x) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \binom{n}{y} x^y (1-x)^{n-y} \quad y=0,1,\dots,n$$

تابع احتمال Y را به دست آورده و $E(Y)$ را محاسبه کنید.

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

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

مقدار k را تعیین کنید و $E(X|Y=y)$ و $\rho(X,Y)$ را محاسبه کنید.

۲۹ اگر $X_1, X_2, \dots, X_n$ و همچنین $Y_1, Y_2, \dots, Y_m$ متغیرهای تصادفی باشند، نشان دهید که
الف- $COV(\sum_{i=1}^n a_i X_i, \sum_{j=1}^m b_j Y_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j COV(X_i, Y_j)$

ب-

$$Var(\sum_{i=1}^n a_i X_i) = \sum_{i=1}^n a_i^2 Var(X_i) + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^n a_i a_j COV(X_i, X_j)$$

۳۰ تابع چگالی احتمال توأم X و Y به صورت زیر می‌باشد

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

مقدار k را تعیین کرده و $COV(X,Y)$ و $Var(Y|X=x)$ را محاسبه کنید.

۳۱ فرض کنید که

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

نشان دهید که X و Y از یکدیگر مستقل نیستند و $E(X|Y=y)$ و $E(Y|X=x)$ را محاسبه کنید.

۳۲ جعبه‌ای شامل ۳ توپ سفید، ۲ توپ قرمز و ۲ توپ سیاه است. از این جعبه به تصادف ۲ توپ یک به یک و بدون جایگذاری انتخاب کرده و قرار می‌دهیم

X = تعداد توپهای سفید مشاهده شده

Y = تعداد توپهای قرمز مشاهده شده

الف- تابع احتمال توأم X و Y را به دست آورید.

ب- ضریب همبستگی X و Y و $E(Y|X=x)$ را محاسبه کنید.

۳۳ فرض کنید X و Y دارای تابع چگالی احتمال توأم زیر باشند

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} c(y-x)^a & 0 < x < y < 1, a > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases}$$

مقدار c را تعیین کرده و $P(0 < X < \frac{1}{4} | Y = \frac{1}{4})$ و $Var(X|Y=y)$ را محاسبه کنید.

۳۴ جعبه‌ای دارای ۴ مهره قرمز و ۳ مهره سفید است و سکه‌ای وجود دارد که شانس مشاهده شیر در آن دو برابر خط است. ابتدا سکه را یک مرتبه پرتاب می‌کنیم اگر شیر مشاهده شد ۲ مهره قرمز و اگر خط مشاهده شد ۲ مهره سفید به جعبه اضافه می‌کنیم و سپس ۳ مهره از جعبه خارج می‌کنیم و

قرار می‌دهیم

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

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

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 c را تعیین کنید و $P(X < Y < 2X)$ 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 k 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 جایگذاری 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 $P(X+Y \leq 1)$ ، $Var(Y | X=0)$ و $Var(X+Y-2)$ را

محاسبه کنید.

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

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

$E(X | Y=y)$ و ضریب همبستگی X و Y را به دست آورید.

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

را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

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 $q=\frac{1}{2}$ می باشد. 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 گوئیم و آن را با نماد $X \sim B(1, p)$ نمایش داده و گوئیم X 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 می آید

x	۰	۱
$f_X(x) = P(X=x)$	$1-p$	p

که آن را می توان در فرمول زیر خلاصه کرد

$$(۱.۵) \quad f_X(x) = p^x (1-p)^{1-x}, \quad x = 0, 1 \quad \text{تابع احتمال توزیع برنولی}$$

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

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

اثبات

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

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

$$Var(X) = p - p^2 = p(1-p) = pq$$

بنابراین

مثال ۱.۲.۵ یک تاس را یک مرتبه پرتاب می کنیم و قرار می دهیم:

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

$$f_X(x) = \left(\frac{1}{6}\right)^x \left(\frac{5}{6}\right)^{1-x}, \quad x = 0, 1 \quad \text{در این صورت } X \sim B\left(1, \frac{1}{6}\right) \text{ و همچنین}$$

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

۳.۵ توزیع دو جمله ای^(۱)

آزمایش تصادفی که از انجام چند آزمایش مستقل برنولی می آید را آزمایش دو جمله ای 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 جمله ای با احتمال موفقیت $\frac{6}{14}$ می باشد.

به طور کلی یک آزمایش دو جمله ای دارای خواص زیر است.

۱- آزمایش دو جمله ای از انجام n آزمایش مستقل برنولی بوجود آمده است.

۲- در آزمایشات برنولی احتمال موفقیت p (و شکست $q=1-p$) می باشد که در تمام آزمایشات برنولی مقداری ثابت است.

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

مثال ۲.۳.۵ بسکتبالیستی ۶۰٪ از توپهایش گل می شود. اگر او ۵ پرتاب مستقل انجام دهد و موفقیت برای او گل شدن توپ باشد، در این صورت یک آزمایش دو جمله ای 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 جمله ای گویند. اگر احتمال موفقیت در هر آزمایش برنولی p

باشد، آنگاه گوئیم 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 $X \sim B(4, \frac{1}{3})$ بنابراین

الف - $P(X=3)$ بدین معنی است که در ۴ مرتبه پرتاب سکه می‌خواهیم ۳ شیر مشاهده کنیم که یک حالت خاص آن H H H T با احتمال $(\frac{1}{3})^3 (\frac{2}{3})$ 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 ما 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

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

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 ۱-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 می‌آوریم.

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 $X \sim B(5, \frac{1}{6})$ است که تابع احتمال آن به صورت زیر می‌باشد

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

بنابراین

$$P(X=3) = f_X(3) = \binom{5}{3} \left(\frac{1}{6}\right)^3 \left(\frac{5}{6}\right)^{5-3} = 0.032$$

الف -

$$P(X \leq 2) = \sum_{x=0}^2 f_X(x) = \binom{5}{0} \left(\frac{1}{6}\right)^0 \left(\frac{5}{6}\right)^5 + \binom{5}{1} \left(\frac{1}{6}\right)^1 \left(\frac{5}{6}\right)^4 + \binom{5}{2} \left(\frac{1}{6}\right)^2 \left(\frac{5}{6}\right)^3 = 0.9645$$

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

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

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

داریم که $P(X \leq 4) = 0.8497$

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

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

را به تصادف پاسخ می‌دهد.

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

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

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

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

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد سؤالات درس پاسخ داده شده در بین ۲۰ سؤال باشد آنگاه $X \sim B(20, 0.5)$ و بنابراین

$$\mu = E(X) = np = 20(0.5) = 10$$

الف -

پس انتظار داریم ۴ سؤال را درست پاسخ دهد.

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

ب -

$$P(2 < X < 7) = P(2 < X \leq 6) = P(X \leq 6) - P(X \leq 2) = 0.9133 - 0.0061 = 0.9072$$

ج -

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

د -

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 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 غیرمستقل) باشد آنگاه بواسطه انتخاب بدون جایگذاری افراد، X مقادیر

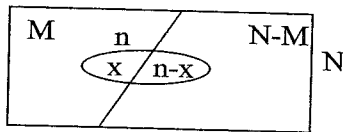
$S_X = \{1, 2, 3\}$ را می‌گیرد و

$$P(X=1) = \frac{\binom{3}{1} \binom{4}{4}}{\binom{7}{5}}, \quad P(X=2) = \frac{\binom{3}{2} \binom{4}{3}}{\binom{7}{5}}$$

$$P(X=3) = \frac{\binom{3}{3} \binom{4}{2}}{\binom{7}{5}}$$

$$f_X(x) = P(X=x) = \frac{\binom{3}{x} \binom{4}{5-x}}{\binom{7}{5}}, \quad x = 1, 2, 3$$

و بنابراین



در حالت کلی جمعیت مورد نظر ما به دو قسمت،

جمعیت موفقیت و جمعیت شکست تقسیم می‌شود که یکی

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

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

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

تعریف ۴.۵ اگر متغیر تصادفی X به صورت زیر تعریف شود

$$X = \text{تعداد موفقیتها در یک آزمایش فوق هندسی}$$

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

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 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 تایی (به $\binom{N}{n}$ طریق) می‌خواهیم x عضو از جمعیت موفقیت M تایی (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

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

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

مثال ۳.۴.۵ در یک منطقه ۴۰۰۰ از ۱۰۰۰۰ رای دهنده با مالیات فروش مخالف می باشند. اگر ۱۵ نفر از افرادی که می توانند رای دهند به طور تصادفی انتخاب شوند و از آنها در مورد عقیده شان سوال 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 رییس یک شرکت زده می شود و یا X تعداد غلطهای تایپی 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

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

بنابراین

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

برای مثال در مثال (۱.۴.۵) داریم که

$$f_X(x) = \frac{\binom{3}{x} \binom{7-x}{5-x}}{\binom{7}{5}}, \quad \max(0, 5-7+3) \leq x \leq \min(5, 3) \Rightarrow 1 \leq x \leq 3$$

مثال ۲.۴.۵ 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 $X \sim HG(40, 3, 5)$ و $S_X = \{0, 1, 2, 3\}$ بنابراین

$$P(X \leq 1) = f_X(0) + f_X(1) = \frac{\binom{3}{0} \binom{37}{5}}{\binom{40}{5}} + \frac{\binom{3}{1} \binom{36}{4}}{\binom{40}{5}} = 0.9635$$

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

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

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 جایگذاری 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 با پارامترهای n و $p = \frac{M}{N}$ تقریب زد. در حقیقت

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

توزیع احتمال یک متغیر تصادفی پواسون به پارامتر μ یعنی میانگین تعداد موفقیتها در فاصله زمانی یا ناحیه مورد نظر بستگی دارد. اگر X دارای توزیع پواسون 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 پواسون 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

$$\text{تابع احتمال توزیع پواسون} \\ f_X(x) = \frac{e^{-\mu} \mu^x}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots \quad (4.5)$$

قضیه ۴.۵ اگر $X \sim P(\mu)$ آنگاه $E(X) = \mu$ 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 پواسون $Y \sim P(6)$ 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 پواسون جدول (II) در ضمیمه ارایه گردیده است که در

این جدول $P(X \leq r)$ برای مقادیر ۱۸، ۲، ۵، ۱، ۰/۵، ۰/۲، ۰/۱، μ محاسبه شده است.

برای مثال اگر $X \sim P(5)$ آنگاه از این جدول به دست می‌آوریم که $P(X \leq 3) = 0.2650$

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 $P(X \leq 4) = 0.2851$

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 پواسون

اگر در آزمایش دو جمله‌ای n عدد بزرگی باشد و p به صفر نزدیک باشد آنگاه می‌توان

توزیع دو جمله‌ای را با توزیع پواسون با پارامتر $\mu = np$ تقریب زد. در حقیقت زمانی که $n \rightarrow \infty$ و

$p \rightarrow 0$ ، مقدار $\mu = np$ 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 می‌میرند. احتمال اینکه این شرکت مجبور باشد برای بیشتر از ۱۵ نفر از ۱۰۰۰۰۰ بیمه‌گذار

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

حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد بیمه‌گذارانی در بین ۱۰۰۰۰۰ نفر باشد که در سال از تصادفی

معین می‌میرند آنگاه $X \sim B(100000, 0.001)$ است که چون n عددی بزرگ و p به صفر نزدیک

است پس تقریباً $X \sim P(10)$ که در آن $\mu = np = 10000(0/001) = 10$ 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 ۱.۶.۵ یک تیرانداز ۷۰٪ از تیرهای خود را به هدف می‌زند. احتمال اینکه در ششمین پرتاب چهارمین تیر او به هدف برخورد 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 پیشامدی SFSSFS می‌باشد که احتمال آن برابر است با

$$(0/7)^4 (0/3)^2 = (0/7)^4 (0/3)^2 (0/7)(0/3)(0/7)(0/3)(0/7)(0/3)$$

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

$$P(X=6) = \binom{5}{3} (0/7)^4 (0/3)^2 = \binom{5-1}{3-1} (0/7)^4 (0/3)^{6-4}$$

بنابراین

تعریف ۵.۵ 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 گوئیم X دارای توزیع دو جمله‌ای منفی با پارامترهای r و p است و آن را نماد

$X \sim NB(r, p)$ نمایش می‌دهیم.

برای به دست آوردن تابع احتمال توزیع دو جمله‌ای منفی توجه کنید که $P(X=x)$ بدین معنی است که در x مین 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

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 ۲.۶.۵ 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.

$$P(X=10) = f_X(10) = \binom{10-1}{4-1} (0/4)^4 (0/6)^{10-4} = 0/1003 \quad \text{ب}$$

۷.۵ توزیع هندسی^(۱)

اگر در توزیع دو جمله‌ای منفی $I=1$ 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 راندگی 0.7 باشد. احتمال اینکه این شخص در امتحان راندگی (الف) در مرتبه سوم، (ب) حداکثر در سومین بار قبول شود را بیابید.
حل اگر متغیر تصادفی X برابر تعداد امتحانهای راندگی شخص تا قبول شدن باشد آنگاه $X \sim G(0.7)$ بنابراین

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

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

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 ۷.۵ اگر متغیر تصادفی X مقادیر $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_K$ 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 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_K$ 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 $X \sim DU(15)$, $f_X(x) = \frac{1}{15} \quad x = 1, 2, \dots, 15$

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

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

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

$X \sim U(a, b)$ نمایش می دهیم. هر گاه دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$(۸.۵) \quad f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases} \quad \text{تابع چگالی احتمال توزیع یکنواخت}$$

تابع توزیع متغیر تصادفی یکنواخت بصورت زیر به دست می آید.

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

قضیه ۸.۵ اگر $X \sim U(a, b)$ آنگاه $E(X) = \frac{a+b}{2}$ و $Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$

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

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

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

مثال ۱.۹.۵ فرض کنید B عددی تصادفی از فاصله $[-3, 3]$ باشد. احتمال اینکه معادله درجه دوم

$$x^2 + Bx + 1 = 0 \quad \text{حداقل یک ریشه حقیقی داشته باشد را بیابید؟}$$

حل $B \sim U(-3, 3)$ و تابع احتمال آن عبارت است از $f_B(b) = \frac{1}{6}, -3 < b < 3$

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^(۱)

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

تعریف ۹.۵ گوئیم متغیر تصادفی X دارای توزیع نمایی با پارامتر θ است و آن را با نماد

$X \sim E(\theta)$ نمایش می دهیم، هر گاه تابع چگالی احتمال آن به صورت زیر باشد

$$(۹.۵) \quad f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} & x > 0, \theta > 0 \\ 0 & \text{سایر نقاط} \end{cases} \quad \text{تابع چگالی احتمال توزیع نمایی}$$

معمولاً اگر متغیر تصادفی X نمایانگر طول عمر یک قطعه باشد آنگاه می توان 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 می باشد. در قضیه زیر امید و واریانس این توزیع را به دست می آوریم.

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

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

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

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

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 می دانیم که $X \sim E(500)$ بنابراین

$$P(X > 300 | X < 700) = \frac{P(X > 300, X < 700)}{P(X < 700)} = \frac{P(300 < X < 700)}{P(X < 700)} \\ = \frac{\int_{300}^{700} \frac{1}{500} e^{-\frac{x}{500}} dx}{\int_{0}^{700} \frac{1}{500} e^{-\frac{x}{500}} dx} = \frac{0.3022}{0.7534} = 0.4011$$

مثال ۲.۱۰.۵ طول عمر هر دستگاه کامپیوتر دارای توزیع نمایی با میانگین ۱۷۰۰ ساعت می باشد. اگر آزمایشگاهی ۲۰ دستگاه کامپیوتر داشته باشد، احتمال اینکه حداقل دو دستگاه از آنها

قبل از ۱۷۰۰ ساعت خراب شوند را بیابید.

حل قرار می‌دهیم
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

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

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

۱.۱۰.۵ رابطه توزیع نمایی و توزیع پواسون

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

در یک آزمایش پواسون با پارامتر μ ، که μ میانگین تعداد اتفاقات در یک واحد زمانی است، قرار می‌دهیم:

$X =$ تعداد اتفاقات در فاصله زمانی $[0, t]$

$Y =$ زمان تا رسیدن به اولین اتفاق

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

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

بنابراین

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

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

مثال ۳.۱۰.۵ به طور متوسط تعداد ۵ تلفن در یک ساعت به تلفنخانه یک شرکت زده می‌شود.

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 می‌شود،

$$\text{آنگاه } X \sim P(5) \text{ و بنابراین } P(X \geq 2) = 1 - P(X \leq 1) = 1 - 0.404 = 0.596$$

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

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

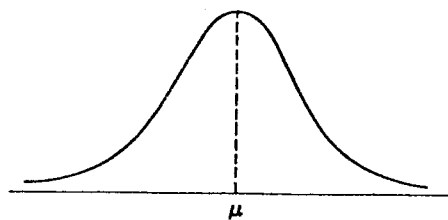
$$P\left(Y < \frac{1}{6}\right) = \int_0^{\frac{1}{6}} 5e^{-5y} dy = 1 - e^{-\frac{5}{6}} = 0.5654$$

ج-

۱۱.۵ توزیع نرمال^(۱)

مهمترین توزیع پیوسته در آمار و احتمال توزیع نرمال است. نمودار این توزیع در شکل (۱.۵) 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 می‌باشند. 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 می‌باشد.



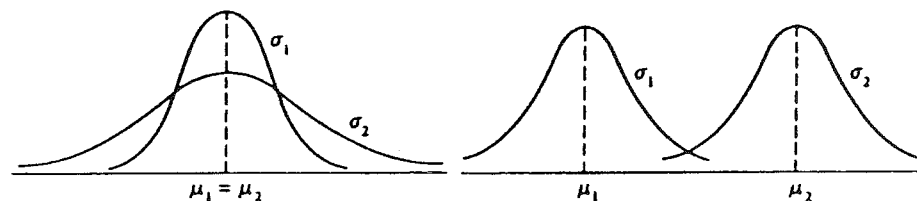
شکل ۱.۵ منحنی نرمال

تعریف ۱.۵.۱ گوئیم متغیر تصادفی X دارای توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 است و آن را با نماد $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ نمایش می‌دهیم، هرگاه تابع چگالی احتمال آن به صورت زیر باشد

تابع چگالی احتمال توزیع نرمال

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2} \quad -\infty < x < +\infty, \mu \in R, \sigma > 0 \quad (۱۰.۵)$$

منحنی نرمال کاملاً بوسیله مقادیر μ و σ^2 مشخص می‌شود. با افزایش σ^2 پراکندگی توزیع افزایش می‌یابد و با افزایش μ منحنی به سمت راست انتقال پیدا می‌کند. در شکل ۲.۵ منحنی نرمال در حالت‌های مختلف μ و σ^2 رسم شده است.



شکل ۲.۵ - الف منحنی‌های نرمال با

شکل ۲.۵ - ب منحنی‌های نرمال با

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

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

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

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

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

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

۴- در دو طرف حد متوسط μ منحنی به مجانب خود یعنی محور x ها نزدیک می‌شود، یعنی

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

۵- سطح محصور بین منحنی 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 می‌نامند و آن را با نماد $Z \sim N(0, 1)$ نمایش می‌دهند. تابع چگالی احتمال توزیع نرمال استاندارد را با $\phi(z)$ و تابع توزیع آن را با $\Phi(z)$ نمایش می‌دهند 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 توزیعهای نرمال غیراستاندارد را بررسی می‌کنیم.

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

اثبات

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

با استفاده از روش جزء به جزء داریم که

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

بنابراین $Var(Z) = 1 - (0)^2 = 1$

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

اثبات

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

بنابراین

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

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

یعنی

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

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

ریاضی و واریانس داریم که $E(X) = E(\mu + \sigma Z) = \mu + \sigma E(Z) = \mu$

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

۲.۱۱.۵ سطح زیر منحنی نرمال

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

b است که 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 گردد.

برای محاسبه احتمالات در توزیع نرمال استاندارد جدول (III) در ضمیمه ارایه گردیده است که در این جدول $\Phi(z) = P(Z \leq z)$ برای مقادیر $3/5 \leq z \leq 3/5$ محاسبه شده است. برای مثال از جدول (III) احتمالات زیر را به دست می آوریم.

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

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

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

$$= \Phi(1/7) - \Phi(0.55) = 0.9554 - 0.7091 = 0.2463$$

حال اگر $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 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 ۱۱.۵ اگر $X \sim N(10, 16)$ باشد $P(8 < X \leq 15)$ را محاسبه کنید.

حل در اینجا $\mu = 10$ و $\sigma^2 = 16$ است. با کم کردن مقدار μ از سه طرف نامساوی درون پرانتز و تقسیم سه طرف بر عدد مثبت σ داریم که

$$\begin{aligned} P(8 < X \leq 15) &= P\left(\frac{8-10}{4} < \frac{X-\mu}{\sigma} \leq \frac{15-10}{4}\right) = P(-0.5 < Z \leq 1.25) \\ &= P(Z \leq 1.25) - P(Z \leq -0.5) = \Phi(1.25) - \Phi(-0.5) \\ &= 0.8944 - 0.3085 = 0.5859 \end{aligned}$$

مثال ۱۱.۵ قطر داخلی پیستونهایی که توسط یک کارخانه ساخته می شود، دارای توزیع نرمال با میانگین ۳۰ میلیمتر و انحراف معیار ۰.۲ 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 $X \sim N(30, 0.2)$ و بنابراین

$$\begin{aligned} P(X > 29.98) &= P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} > \frac{29.98-30}{0.2}\right) = P(Z > -1) \\ &= 1 - P(Z \leq -1) = 1 - 0.1587 = 0.8413 \end{aligned}$$

مثال 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 جایگذاری 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 $X \sim N(8, 0.5^2)$ و بنابراین

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

$$\begin{aligned} P(7.5 < X < 9) &= P\left(\frac{7.5-8}{0.5} < \frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{9-8}{0.5}\right) = P(-1 < Z < 2) \\ &= \Phi(2) - \Phi(-1) = 0.9772 - 0.1587 = 0.8185 \end{aligned}$$

بنابراین درصد مورد نظر برابر است با ۸۱/۸۵٪ (۱۰۰٪).

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

$$\begin{aligned} P(X > 9.2) &= P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} > \frac{9.2-8}{0.5}\right) = P(Z > 2.4) = 1 - P(Z \leq 2.4) \\ &= 1 - 0.9918 = 0.0082 \end{aligned}$$

بنابراین

$$۲ \approx ۱/۶۴ \times ۲۰۰ = ۰/۰۰۸۲ \times ۲۰۰ = \text{تعداد مورد نظر}$$

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

ج- فرض کنید مقدار مورد نظر a باشد بنابراین بایستی $P(X < a) = ۰/۹۷۵$ و در نتیجه

$$۰/۹۷۵ = P(X < a) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{a - \lambda}{\sigma/5}\right) = P\left(Z < \frac{a - \lambda}{\sigma/5}\right) = \Phi\left(\frac{a - \lambda}{\sigma/5}\right)$$

بنابراین با استفاده از جدول (III) داریم که

$$\frac{a - \lambda}{\sigma/5} = ۱/۹۶ \Rightarrow a = \lambda + \sigma/5 (۱/۹۶) = ۸/۹۸$$

$$P(X < ۸/۴ | X \geq ۷/۸) = \frac{P(۷/۸ \leq X < ۸/۴)}{P(X \geq ۷/۸)} = \frac{P(-۰/۴ \leq Z < ۰/۸)}{P(Z \geq -۰/۴)} \quad \text{د-}$$

$$= \frac{\Phi(۰/۸) - \Phi(-۰/۴)}{1 - \Phi(-۰/۴)} = \frac{۰/۷۸۸۱ - ۰/۳۴۴۶}{1 - ۰/۳۴۴۶} = ۰/۶۷۶۷$$

بنابراین درصد مورد نظر برابر است با $۶۷/۶۷\%$ (۱۰۰%) $۰/۶۷۶۷$.ه- اگر متغیر تصادفی Y برابر تعداد لوله‌هایی در بین ۵ لوله باشد که دارای طولی بیش از ۹ متر باشند آنگاه $Y \sim B(۵, p)$ که در آن

$$p = P(X > ۹) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{۹ - \lambda}{\sigma/5}\right) = P(Z > ۲) = 1 - P(Z \leq ۲) = 1 - ۰/۹۷۷۲ = ۰/۰۲۲۸$$

بنابراین احتمال مورد نظر برابر است با

$$P(Y \leq ۱) = f_Y(۰) + f_Y(۱) = \binom{۵}{۰} (۰/۰۲۲۸)^۰ (۰/۹۷۷۲)^۵ + \binom{۵}{۱} (۰/۰۲۲۸)^۱ (۰/۹۷۷۲)^۴ = ۰/۹۹۵$$

۳.۱۱.۵ تقریب توزیع دوجمله‌ای بوسیله توزیع نرمال

احتمالات مربوط به توزیع دوجمله‌ای را به راحتی می‌توان از تابع احتمال توزیع دوجمله‌ای 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 دوجمله‌ای را بوسیله توزیع نرمال توسط قضیه زیر تقریب زد.

قضیه ۱۳.۵ اگر X یک متغیر تصادفی دوجمله‌ای با میانگین $\mu = np$ و واریانس $\sigma^2 = npq$ باشد آنگاه توزیع حدی $Z = \frac{X - np}{\sqrt{npq}}$ موقعی که $n \rightarrow +\infty$ یک توزیع نرمال استاندارد است.

معمولاً اگر $n \geq ۳۰$ باشد و یا مقدار p به $\frac{1}{4}$ نزدیک باشد، تقریب توزیع دوجمله‌ای بوسیله توزیع نرمال یک تقریب مناسب می‌باشد. همچنین چون توزیع دوجمله‌ای 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.

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

مثال ۴.۱۱.۵ اگر $X \sim B(۲۰, ۰/۶)$ باشد، احتمال $P(۱۰ \leq X \leq ۱۴)$ را به صورت دقیق و تقریبی محاسبه کنید.

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

$$P(۱۰ \leq X \leq ۱۴) = P(X \leq ۱۴) - P(X \leq ۹) = ۰/۸۷۴۴ - ۰/۱۲۷۵ = ۰/۷۴۶۹$$

همچنین چون $\sigma^2 = npq = ۲۰(۰/۶)(۰/۴) = ۴/۸$ و $\mu = np = ۲۰(۰/۶) = ۱۲$ پس مقدار تقریبی با استفاده از عمل تصحیح پیوستگی به صورت زیر به دست می‌آید

$$\begin{aligned} P(۱۰ \leq X \leq ۱۴) &= P(۹/۵ < X < ۱۴/۵) = P\left(\frac{۹/۵ - ۱۲}{\sqrt{۴/۸}} < \frac{X - np}{\sqrt{npq}} < \frac{۱۴/۵ - ۱۲}{\sqrt{۴/۸}}\right) \\ &\approx P(-۱/۱۴ < Z < ۱/۱۴) = \Phi(۱/۱۴) - \Phi(-۱/۱۴) \\ &= ۰/۸۷۲۹ - ۰/۱۲۷۱ = ۰/۷۴۵۸ \end{aligned}$$

که اختلاف این دو مقدار $۰/۰۰۱۱$ می‌باشد.

مثال ۵.۱۱.۵ 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 $X \sim B(۲۰۰, ۰/۲۵)$ و بنابراین

$$P(X < ۴۵) = P(X < ۴۴/۵) = P\left(\frac{X - np}{\sqrt{npq}} < \frac{۴۴/۵ - ۵۰}{\sqrt{۳۷/۵}}\right) \approx P(Z < -۰/۹) = ۰/۱۸۴۱$$

۴.۱۱.۵ توزیع مجموع متغیرهای تصادفی نرمال

در بعضی مسائل نیاز به محاسبه توزیع مجموعی از چند متغیر تصادفی نرمال مستقل داریم

که این توزیع در قضیه زیر آورده شده است.

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

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

و قرار دهیم $Y = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n = \sum_{i=1}^n a_i X_i$ در این صورت

$$Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2\right) \quad (۱۱.۵)$$

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

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

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

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 ۱.۱۲.۵ یک تولید کننده قطعات کوچک، اجناس خود را در بسته های ۲۰ تایی برای مصرف

کنندگان می فرستد. فرض کنید هر قطعه یا معیوب است و یا سالم و احتمال معیوب بودن هر قطعه ۰/۰۵ 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 ۰/۰۵ 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 باشند که دارای شدت نسبی

احساس صوت بیش از ۲ دسیبل باشد آنگاه $X \sim B(10, 0.05)$ و بنابراین

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

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

$$P(X \geq 2) = 1 - P(X < 2) = 1 - \sum_{x=0}^1 f_X(x) \quad \text{ج}$$

$$= 1 - \sum_{x=0}^1 \binom{10}{x} (0.05)^x (0.95)^{10-x} = 0.0861$$

مثال ۳.۱۲.۵ فرض کنید ۸۰٪ لامپهای ساخته شده توسط یک کارخانه معیوب باشد. اگر ۱۵ عدد

از لامپها را به تصادف انتخاب کنیم، مطلوب است محاسبه احتمال اینکه

الف - حداکثر ۸ لامپ سوخته باشد.

ب - ۱۰ لامپ یا بیشتر سوخته باشد.

ج - تعداد لامپهای سوخته از ۸ کمتر و از ۱۲ بیشتر نباشد.

حل اگر X برابر تعداد لامپهای سوخته در بین ۱۵ لامپ باشد آنگاه $X \sim B(15, 0.08)$ و بنابراین از جدول (I) داریم که

الف - $P(X \leq 8) = 0.981$

ب - $P(X \geq 10) = 1 - P(X < 10) = 1 - P(X \leq 9) = 1 - 0.9611 = 0.0389$

ج - $P(8 \leq X \leq 12) = P(X \leq 12) - P(X \leq 7) = 0.9620 - 0.042 = 0.9200$

مثال ۴.۱۲.۵ میانگین و واریانس یک توزیع دو جمله‌ای به ترتیب ۳ و ۲ است. احتمال اینکه X بزرگتر یا مساوی ۲ باشد را بیابید.

حل داریم که $E(X) = np = 3$, $Var(X) = np(1-p) = 2$

بنابراین $3(1-p) = 2$ یا $p = \frac{1}{3}$ و $n=9$ ، در نتیجه $X \sim B(9, \frac{1}{3})$ پس

$$P(X \geq 2) = 1 - P(X < 2) = 1 - \sum_{x=0}^1 \binom{9}{x} \left(\frac{1}{3}\right)^x \left(\frac{2}{3}\right)^{9-x} = \frac{16867}{19683} = 0.857$$

مثال ۵.۱۲.۵ فرض کنید موتورهای هواپیما به طور مستقل از یکدیگر با احتمال $\frac{1}{5}$ خراب می‌شوند و اگر حداقل نصف از موتورهای هواپیما کار کند، هواپیما سالم به زمین خواهد نشست. کدامیک از هواپیماهای چهار موتوره یا دو موتوره احتمال بیشتری برای یک پرواز موفق دارند.

حل اگر X و Y به ترتیب تعداد موتورهای سالم در طول پرواز برای هواپیماهای ۴ و ۲ موتوره باشند آنگاه $X \sim B(4, \frac{4}{5})$ و $Y \sim B(2, \frac{4}{5})$ و در نتیجه

$$P(X \geq 2) = 1 - P(X < 2) = 1 - \sum_{x=0}^1 \binom{4}{x} \left(\frac{4}{5}\right)^x \left(\frac{1}{5}\right)^{4-x} = \frac{608}{625} = 0.9728$$

$$P(Y \geq 1) = 1 - P(Y < 1) = 1 - \binom{2}{0} \left(\frac{4}{5}\right)^0 \left(\frac{1}{5}\right)^2 = \frac{24}{25} = 0.96$$

بنابراین یک هواپیما ۴ موتوره دارای شانس بیشتری برای یک پرواز موفق است.

مثال ۶.۱۲.۵ یک مهندس کنترل کیفیت از هر ۲۴ باتری ماشین که آماده بارگیری است، ۳

باتری را بررسی می‌کند. اگر در بین ۲۴ باتری، ۶ باتری دارای نقص جزئی باشند، احتمال آنکه در نمونه‌ای که بازرسی می‌کند

الف - هیچیک از باتریها نقص جزئی نداشته باشند را بیابید.

ب - فقط یکی از باتریها دارای نقص جزئی باشد را بیابید.

ج - لااقل ۲ باتری دارای نقص باشند را بیابید.

حل اگر X تعداد باتریهایی در بین ۲۴ باتری باشد که دارای نقص جزئی می‌باشند آنگاه

$X \sim HG(24, 6, 3)$ بنابراین

$$P(X=0) = f_X(0) = \frac{\binom{6}{0} \binom{18}{3}}{\binom{24}{3}} = \frac{816}{2024} = 0.4032$$

الف -

$$P(X=1) = f_X(1) = \frac{\binom{6}{1} \binom{18}{2}}{\binom{24}{3}} = \frac{918}{2024} = 0.4536$$

ب -

$$P(X \geq 2) = 1 - P(X < 2) = 1 - \{f_X(0) + f_X(1)\} = 1 - 0.8568 = 0.1432$$

ج -

مثال ۷.۱۲.۵ کارخانه‌ای کالای تولید شده را در جعبه‌های ۲۵ تایی به بازار عرضه می‌کند. قبل از عرضه به بازار از جعبه یک نمونه ۳ تایی انتخاب و اگر کالای معیوبی دیده نشد به بازار عرضه می‌گردد ولی اگر کالای معیوب در نمونه دیده شد جعبه به کارخانه بازگردانده می‌شود. احتمال اینکه جعبه‌ای که شامل ۴ کالای معیوب است به بازار عرضه شود را بیابید.

حل اگر X تعداد کالاهای معیوب در نمونه ۳ تایی انتخابی از جعبه شامل ۲۵ کالا باشد آنگاه $X \sim HG(25, 4, 3)$ و بنابراین احتمال مورد نظر برابر است با

$$P(X=0) = f_X(0) = \frac{\binom{4}{0} \binom{21}{3}}{\binom{25}{3}} = \frac{1330}{2300} = 0.5783$$

مثال ۸.۱۲.۵ یک تولیدکننده لوازم برقی ادعا می‌کند که فقط ۱۰٪ تولیداتش معیوب هستند.

الف - اگر ۲۰ قطعه با جایگذاری از خط تولید برای بازرسی به تصادف انتخاب کنیم، احتمال

اینکه حداقل ۴ قطعه معیوب مشاهده شود را بیابید.

ب - اگر در جعبه‌ای ۴۰ قطعه وجود داشته باشد و ۱۰ قطعه بدون جایگذاری از جعبه انتخاب

شوند، احتمال اینکه حداکثر یک قطعه معیوب در بین ۱۰ قطعه مشاهده شود را بیابید.

حل الف - اگر X تعداد قطعات معیوب در بین ۲۰ قطعه انتخابی باشد که به طور مستقل انتخاب می شوند آنگاه $X \sim B(20, 0.1)$ و از جدول (I) داریم که

$$P(X \geq 4) = 1 - P(X \leq 3) = 1 - 0.867 = 0.133$$

ب - اگر X تعداد قطعات معیوب در بین ۱۰ قطعه انتخابی از جعبه ۴۰ قطعه‌ای باشد آنگاه $X \sim HG(40, 4, 10)$ و بنابراین

$$P(X \leq 1) = \sum_{x=0}^1 f_X(x) = \sum_{x=0}^1 \frac{\binom{4}{x} \binom{36}{10-x}}{\binom{40}{10}} = 0.7441$$

مثال ۹.۱۲.۵ ۸۰٪ لامپهای تولید شده توسط یک کارخانه سالم می باشند. از بین ۵۰۰۰ لامپ یک نمونه ۱۰ تایی به تصادف انتخاب می کنیم، احتمال اینکه دقیقاً ۳ لامپ سالم باشد را بیابید.

حل اگر X تعداد لامپهای سالم در بین ۱۰ لامپ انتخابی باشد آنگاه $X \sim HG(5000, 4000, 10)$ و چون $\pi = 10$ نسبت به $N = 5000$ عدد کوچکی است پس تقریباً $X \sim B(10, 0.8)$ و بنابراین

$$P(X = 3) \approx \binom{10}{3} (0.8)^7 (0.2)^3 = 0.000786$$

مثال ۱۰.۱۲.۵ یک ماشین نویس به طور متوسط ۲ غلط در هر صفحه تایپ می کند. احتمال اینکه او در صفحه بعدی

الف - چهار یا بیشتر غلط تایپ کند را بیابید.

ب - هیچ غلطی نداشته باشد را بیابید.

حل اگر X تعداد غلطهای تایپی در یک صفحه باشد آنگاه $X \sim P(2)$ و بنابراین از جدول (II) داریم که

$$P(X \geq 4) = 1 - P(X < 4) = 1 - P(X \leq 3) = 1 - 0.8571 = 0.1429$$

$$P(X = 0) = f_X(0) = \frac{e^{-2} 2^0}{0!} = e^{-2} = 0.1353$$

مثال ۱۱.۱۲.۵ در یک شرکت تولیدی معین حوادث به نسبت یک حادثه در هر ۲ ماه اتفاق می افتند. اگر فرض کنیم که حوادث به طور مستقل رخ دهند، میانگین تعداد حوادث در سال را بیابید. احتمال اینکه در ماه معینی هیچ حادثه‌ای رخ ندهد را بیابید.

حل اگر X و Y به ترتیب تعداد حوادث در یک سال و یک ماه باشند آنگاه $X \sim P(6)$ و $Y \sim P(\frac{1}{6})$ بنابراین $\mu = E(X) = 6$ یعنی میانگین حوادث در سال ۶ می باشد و همچنین

$$P(Y = 0) = f_Y(0) = \frac{e^{-\frac{1}{6}} (\frac{1}{6})^0}{0!} = e^{-\frac{1}{6}} = 0.865$$

مثال ۱۲.۱۲.۵ اگر هر دو دقیقه یک نفر وارد کتابخانه‌ای شود، مطلوب است محاسبه احتمال اینکه

الف - حداقل یک نفر بین ساعت دوازده تا دوازده و پنج دقیقه وارد کتابخانه شوند.

ب - یک تا چهار نفر بین ساعت دوازده تا دوازده و پنج دقیقه وارد کتابخانه شوند.

حل اگر X تعداد افرادی باشد که بین ساعت دوازده تا دوازده و پنج دقیقه وارد کتابخانه می شوند آنگاه $X \sim P(2/5)$ و بنابراین با استفاده از جدول (II) داریم که

$$P(X \geq 1) = 1 - P(X < 1) = 1 - f_X(0) = 1 - e^{-2/5} = 0.9179 \quad \text{الف -}$$

$$P(1 \leq X \leq 4) = P(X \leq 4) - P(X \leq 0) = 0.8912 - 0.8211 = 0.0701 \quad \text{ب -}$$

مثال ۱۳.۱۲.۵ اگر $X \sim P(\mu)$ با استفاده از $E(X(X-1))$ ، امید ریاضی و واریانس X را محاسبه کنید.

حل تابع احتمال X برابر است با $f_X(x) = \frac{e^{-\mu} \mu^x}{x!}$ ، $x = 0, 1, 2, \dots$

همچنین بسط مک لورن e^μ برابر است با $e^\mu = \sum_{y=0}^{+\infty} \frac{\mu^y}{y!}$ ، بنابراین با تغییر متغیر $y = x-1$ داریم که

$$E(X) = \sum_{x=0}^{+\infty} \frac{x e^{-\mu} \mu^x}{x!} = \mu e^{-\mu} \sum_{x=1}^{+\infty} \frac{\mu^{x-1}}{(x-1)!} = \mu e^{-\mu} \sum_{y=0}^{+\infty} \frac{\mu^y}{y!} = \mu e^{-\mu} e^\mu = \mu$$

همچنین با تغییر متغیر $y = x-2$ داریم که

$$\begin{aligned} E(X(X-1)) &= \sum_{x=0}^{+\infty} \frac{x(x-1) e^{-\mu} \mu^x}{x!} = \mu^2 e^{-\mu} \sum_{x=2}^{+\infty} \frac{\mu^{x-2}}{(x-2)!} \\ &= \mu^2 e^{-\mu} \sum_{y=0}^{+\infty} \frac{\mu^y}{y!} = \mu^2 e^{-\mu} e^\mu = \mu^2 \end{aligned}$$

بنابراین

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = E(X(X-1)) + E(X) - [E(X)]^2 = \mu^2 + \mu - \mu^2 = \mu$$

مثال ۱۴.۱۲.۵ در ظرفی ۹۹ مهره سفید و یک مهره سیاه داریم. از این ظرف ۲۰۰ مرتبه با جایگذاری مهره بیرون می آوریم. احتمال اینکه ۷ مرتبه مهره سیاه دیده شود را بیابید.

حل اگر X تعداد مهره های سیاه مشاهده شده در بین ۲۰۰ مهره انتخابی باشد آنگاه $X \sim B(200, 0.01)$ و چون $n=200$ عددی بزرگ و $p=0.01$ به صفر نزدیک می باشد بنابراین تقریباً $X \sim P(2)$ که در آن $\mu = np = 200(0.01) = 2$. در نتیجه

$$P(X=7) \approx \frac{e^{-2} 2^7}{7!} = 0.0034$$

مثال ۱۵.۱۲.۵ معلم فراموشکاری به خاطر نمی آورد که کدام یک از ۱۲ کلیدی که در دست دارد مربوط به دفتر کار اوست. اگر کلیدها را به تصادف و با جایگذاری امتحان کند.

الف - به طور متوسط باید چند کلید را برای باز شدن در دفتر کارش امتحان کند؟

ب - احتمال اینکه دفتر کارش تنها بعد از سه امتحان باز شود را بیابید.

حل اگر X تعداد کلیدهای امتحان شده تا رسیدن به کلید دفتر کار معلم باشد آنگاه $X \sim G(\frac{1}{12})$ بنابراین

الف - $E(X) = \frac{1}{p} = 12$ ، بنابراین به طور متوسط ۱۲ کلید امتحان می شود.

ب - $P(X=3) = f_X(3) = (\frac{1}{12})(\frac{11}{12})^{3-1} = \frac{121}{1728} = 0.0702$

مثال ۱۶.۱۲.۵ در دهه گذشته، نسبت پرتابهای موفق در یک پایگاه آزمون پرتاب ۰/۸۵ بوده است. فرض کنید که آزمایشی طرح ریزی شده که مستلزم ۳ پرتاب موفق است. احتمال اینکه (الف) دقیقاً ۵ بار، (ب) کمتر از ۵ پرتاب لازم باشد را بیابید.

حل اگر X تعداد پرتابهای لازم تا رسیدن به ۳ پرتاب موفق باشد آنگاه $X \sim NB(3, 0.85)$ بنابراین

$$P(X=5) = f_X(5) = \binom{5-1}{3-1} (0.85)^3 (0.15)^2 = 0.0829$$

$$P(X < 5) = f_X(3) + f_X(4) = \binom{3-1}{3-1} (0.85)^3 (0.15)^0 + \binom{4-1}{3-1} (0.85)^3 (0.15)^1 = 0.8905$$

مثال ۱۷.۱۲.۵ کارگاهی روزانه ۱۰۰ قطعه الکترونیکی تولید می کند که در یک روز خاص ۱۵

قطعه آن معیوب است. بازرسی جهت کنترل کیفیت ۱۰ قطعه از قطعات تولیدی آن روز خاص را مورد بررسی قرار داده و چنانچه حداکثر ۲ قطعه معیوب مشاهده نماید، کیفیت را مطلوب گزارش می نماید.

الف - اگر نمونه بدون جایگذاری انتخاب شود احتمال آنکه کیفیت تولید مطلوب گزارش شود را بیابید.

ب - اگر نمونه با جایگذاری انتخاب شود احتمال آنکه هشتمین قطعه انتخابی اولین قطعه معیوب مشاهده شده باشد را بیابید.

حل الف - اگر X تعداد قطعات معیوب در بین ۱۰ قطعه انتخابی بدون جایگذاری باشد آنگاه $X \sim HG(10, 15, 10)$ و بنابراین احتمال موردنظر برابر است با

$$P(X \leq 2) = \sum_{x=0}^2 \frac{\binom{15}{x} \binom{85}{10-x}}{\binom{100}{10}} = 0.8295$$

ب - اگر X تعداد قطعات مشاهده شده تا رسیدن به اولین قطعه معیوب باشد آنگاه $X \sim G(0.15)$ و بنابراین

$$P(X=8) = (0.15)(0.85)^{8-1} = 0.0481$$

مثال ۱۸.۱۲.۵ فرض کنید ۲۰٪ انسانها چشمانی میشی دارند. اگر افرادی که به هواپیما سوار می شوند به تصادف انتخاب شده باشند، احتمال اینکه هشتمین مسافری که به هواپیما سوار می شود سومین مسافری باشد که چشمان او میشی است را بیابید.

حل اگر X تعداد مسافرینی که به هواپیما سوار می شوند تا رسیدن به سومین مسافر چشم میشی باشد آنگاه $X \sim NB(3, 0.2)$ و بنابراین

$$P(X=8) = \binom{8-1}{3-1} (0.2)^3 (0.8)^5 = 0.055$$

مثال ۱۹.۱۲.۵ سه نفر با هم در یک قهوه خانه سکه پرتاب می کنند، آن یکی که در اقلیت باشد بول چای را می دهد. اگر سه سکه یک جور بیاید پرتاب سکه دوباره تکرار می گردد. احتمال اینکه کمتر از ۴ بار پرتاب سکه لازم باشد را بیابید.

حل اگر X تعداد پرتابهای سکه ها تا رسیدن به اولین غیر یک جور باشد آنگاه $X \sim G(p)$ که در آن $p = 1 - P(\{HHH, TTT\}) = 1 - \frac{2}{8} = \frac{3}{4}$ بنابراین

$$P(X < 4) = P(X \leq 3) = 1 - \left(\frac{1}{4}\right)^3 = \frac{63}{64} = 0.9844$$

مثال ۲۰.۱۲.۵ مدت زمانی که طول می‌کشد تا شخصی فاصله خانه تا ایستگاه قطار را پیاده طی کند دارای توزیع یکنواخت بین ۱۵ تا ۲۰ دقیقه است. اگر شخص ساعت هفت و سی دقیقه از منزل خارج شود احتمال اینکه او سوار قطاری شود که ساعت هفت و چهل و هشت دقیقه به ایستگاه می‌رسد را بیابید.

حل اگر X زمان طی کردن فاصله خانه تا ایستگاه توسط شخص باشد آنگاه $X \sim U(15, 20)$ و بنابراین احتمال موردنظر برابر است با

$$P(X < 18) = \int_{15}^{18} \frac{1}{20-15} dx = \frac{3}{5} = 0.6$$

مثال ۲۱.۱۲.۵ اگر $X \sim U(-1, 1)$ مطلوب است محاسبه $P(|X| > \frac{1}{2})$ و $P(\sin \frac{\pi X}{2} > \frac{1}{2})$

$$f_X(x) = \frac{1}{2}, \quad -1 < x < 1$$

$$P(|X| > \frac{1}{2}) = 1 - P(|X| \leq \frac{1}{2}) = 1 - \int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} \frac{1}{2} dx = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$P(\sin \frac{\pi X}{2} > \frac{1}{2}) = P(\frac{\pi}{6} < \frac{\pi X}{2} < \frac{5\pi}{6}) = P(\frac{1}{3} < X < \frac{5}{3}) = P(X > \frac{1}{3}) = \int_{\frac{1}{3}}^1 \frac{1}{2} dx = \frac{1}{3}$$

مثال ۲۲.۱۲.۵ شعاع کره‌ای یک عدد تصادفی بین ۲ و ۴ است. میانگین حجم آن را بیابید. احتمال اینکه حجم آن حداکثر 36π شود را بیابید.

حل اگر X شعاع کره باشد آنگاه $X \sim U(2, 4)$ و چون حجم کره برابر $V = \frac{4}{3}\pi X^3$ است پس

$$E(V) = E\left(\frac{4}{3}\pi X^3\right) = \frac{4}{3}\pi \int_2^4 \frac{x^3}{2} dx = \frac{\pi}{6} x^4 \Big|_2^4 = \frac{\pi}{6} (240) = 40\pi$$

$$P(V < 36\pi) = P\left(\frac{4}{3}\pi X^3 < 36\pi\right) = P(X^3 < 27) = P(X < 3) = \int_2^3 \frac{dx}{2} = \frac{1}{2}$$

مثال ۲۳.۱۲.۵ مدت زمان برحسب دقیقه که قطار تهران مشهد تأخیر دارد متغیر تصادفی نمایی با میانگین ۱۰ دقیقه است. مطلوب است تعیین $P(X > E(X))$.

حل چون $X \sim E(10)$ پس $E(X) = 10$ و در نتیجه

$$P(X > E(X)) = P(X > 10) = \int_{10}^{+\infty} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = -e^{-\frac{x}{10}} \Big|_{10}^{+\infty} = e^{-1} = 0.3679$$

مثال ۲۴.۱۲.۵ فرض کنید X زمان تعمیر یک تلویزیون برحسب ساعت باشد که دارای توزیع نمایی با میانگین ۲ ساعت است.

الف - اگر در یک روز یک تعمیرکار تلویزیونها را یک به یک و مستقلاً تعمیر کند، احتمال اینکه سومین تلویزیون تعمیری اولین تلویزیونی باشد که قبل از ۲ ساعت تعمیر می‌شود را بیابید.

ب - اگر بدانیم که در ۴ ساعت حداقل ۲ تلویزیون تعمیر شده است، احتمال اینکه در همان ۴ ساعت حداکثر ۳ تلویزیون تعمیر شده باشد را بیابید.

حل الف - اگر Y تعداد تلویزیونهای تعمیری تا رسیدن به اولین تلویزیونی باشد که قبل از ۲ ساعت تعمیر می‌شود آنگاه $Y \sim G(p)$ که در آن

$$p = P(X < 2) = \int_0^2 \frac{1}{2} e^{-\frac{x}{2}} dx = -e^{-\frac{x}{2}} \Big|_0^2 = 1 - e^{-1} = 0.6321$$

بنابراین $P(Y=3) = f_Y(3) = (0.6321)(0.3679)^{3-1} = 0.0856$

ب - اگر M تعداد تلویزیونهایی باشد که در مدت ۴ ساعت تعمیر می‌شوند آنگاه به واسطه رابطه توزیع نمایی و توزیع پواسون، M دارای توزیع پواسون با پارامتر $\mu = 4(\frac{1}{2}) = 2$ است. بنابراین از جدول (II) داریم که

$$P(M \leq 3 | M \geq 2) = \frac{P(2 \leq M \leq 3)}{P(M \geq 2)} = \frac{P(M \leq 3) - P(M \leq 1)}{1 - P(M \leq 1)} = \frac{0.8571 - 0.4060}{1 - 0.4060} = 0.7594$$

مثال ۲۵.۱۲.۵ اگر $X \sim G(p)$ و $Y \sim E(\theta)$ آنگاه θ را برحسب p چنان تعیین کنید که $P(X > 1) = P(Y > 1)$

$$P(X > 1) = 1 - P(X \leq 1) = 1 - \{1 - q^1\} = q = 1 - p$$

$$P(Y > 1) = \int_1^{+\infty} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx = -e^{-\frac{x}{\theta}} \Big|_1^{+\infty} = e^{-\frac{1}{\theta}}$$

بنابراین

$$e^{-\frac{1}{\theta}} = 1-p \Rightarrow -\frac{1}{\theta} = \ln(1-p) \Rightarrow \theta = \frac{-1}{\ln(1-p)}$$

مثال ۲۶.۱۲.۵ فرض کنید متغیر تصادفی X مدت زمان تا توقف یک دستگاه برحسب ۵۰ روز باشد که دارای توزیع نمایی با پارامتر یک است.

الف - احتمال آنکه دستگاه حداقل ۱۰۰ روز بدون توقف کار کند را بیابید.

ب - احتمال آنکه دستگاه در ۱۵۰ روز حداکثر ۲ بار توقف کند را بیابید.

حل الف - چون $f_X(x) = e^{-x}, x > 0$ پس

$$P(X > 2) = \int_2^{+\infty} e^{-x} dx = -e^{-x} \Big|_2^{+\infty} = e^{-2} = 0.1353$$

ب - اگر Y تعداد دفعاتی باشد که دستگاه در ۱۵۰ روز توقف می‌کند، آنگاه بواسطه رابطه توزیع

نمایی و پواسون، Y دارای توزیع پواسون با پارامتر $\mu = 3(1) = 3$ است پس از جدول (II)

$$P(Y \leq 2) = 0.4232$$
 داریم که

مثال ۲۷.۱۲.۵ فرض کنید به طور متوسط ۸ تاکسی در یک ساعت به یک ایستگاه وارد می‌شوند.

الف - احتمال آنکه در نیم ساعت اول حداقل یک تاکسی وارد ایستگاه شود را بیابید.

ب - احتمال آنکه زمان بین ورود دو تاکسی بیشتر از دو برابر میانگین زمانهای ورود باشد را بیابید.

حل الف - اگر X تعداد تاکسی‌هایی باشد که در نیم ساعت وارد ایستگاه می‌شوند آنگاه $X \sim P(4)$

$$P(X \geq 1) = 1 - P(X < 1) = 1 - f_X(0) = 1 - e^{-4} = 0.9817$$
 و بنابراین

ب - اگر Y زمان بین ورود دو تاکسی برحسب ساعت باشد آنگاه $E(Y) = \frac{1}{\lambda}$ و $Y \sim E(\frac{1}{\lambda})$ و در نتیجه

$$P(Y > 2E(Y)) = P(Y > \frac{1}{2}) = \int_{\frac{1}{2}}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda y} dy = -e^{-\lambda y} \Big|_{\frac{1}{2}}^{+\infty} = e^{-\frac{1}{2}} = 0.6065$$

مثال ۲۸.۱۲.۵ طول عمر موتورهای ساخته شده توسط کارخانه‌ای برحسب سال، دارای توزیع

نرمال با میانگین ۱۰ سال و انحراف معیار ۲ سال است. فرض کنید که کارخانه سازنده، موتورها را به مدت ۶ سال ضمانت کرده است.

الف - این کارخانه چند درصد موتورهایی که فروخته است را باید تعویض نماید؟

ب - این کارخانه مدت ضمانت را چقدر باید انتخاب کند، تا حداکثر یک درصد موتورهای فروخته شده تعویض گردد.

حل اگر X طول عمر موتور ساخته شده توسط این کارخانه باشد آنگاه $X \sim N(10, 2^2)$ بنابراین

$$P(X < 6) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{6-10}{2}\right) = P(Z < -2) = 0.0228$$

بنابراین درصد موردنظر برابر است با $0.0228 \times 100 = 2.28\%$

ب - اگر a مدت ضمانت موردنظر باشد آنگاه

$$0.01 \geq P(X < a) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{a-10}{2}\right) = P(Z < \frac{a-10}{2}) = \Phi\left(\frac{a-10}{2}\right)$$

بنابراین با استفاده از جدول (III) داریم که $a \leq 5.34$

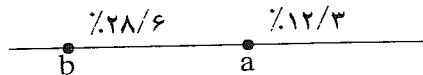
مثال ۲۹.۱۲.۵ فرض کنید متغیر تصادفی X نمرات دانش‌آموزان یک کلاس در امتحان آمار باشد که دارای توزیع نرمال با میانگین ۷۰ و انحراف معیار ۱۰ است.

الف - اگر $\frac{12}{3}\%$ از دانش‌آموزان این کلاس نمره A و $\frac{28}{6}\%$ از آنها نمره B بیاورند،

پایین‌ترین نمره A و پایین‌ترین نمره B را در این کلاس تعیین کنید.

$$b - P\left(\frac{A}{X} > 0.1\right) \text{ را محاسبه کنید.}$$

حل الف - اگر a پایین‌ترین نمره A و b پایین‌ترین نمره B باشد آنگاه طبق شکل زیر داریم که



$$0.123 = P(X > a) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} > \frac{a-70}{10}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{a-70}{10}\right)$$

بنابراین $\Phi\left(\frac{a-70}{10}\right) = 0.877$ و یا $\frac{a-70}{10} = 1.16$ و یا $a = 81.6$ همچنین

$$P(X > b) = 0.286 + 0.123 = 0.409$$

$$0.409 = P(X > b) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} > \frac{b-70}{10}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{b-70}{10}\right)$$
 در نتیجه

بنابراین $\Phi\left(\frac{b-70}{10}\right) = 0.591$ و یا $\frac{b-70}{10} = 0.23$ و یا $b = 72.3$

$$b - P\left(\frac{A}{X} > 0.1\right) = P(X < 80) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{80-70}{10}\right) = \Phi(1) = 0.8413$$

مثال ۳۰.۱۲.۵ فرض کنید وزن آهن موجود در یک کیلوگرم سنگ آهن یک معدن متغیر تصادفی X است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار مجهول σ گرم می باشد.

الف- اگر $P(X \geq 5/6) = 0.2877$ مقدار σ^2 را بیابید.

ب- احتمال اینکه در یک کیلوگرم سنگ آهن بین ۵ تا ۱۱ گرم آهن وجود داشته باشد را به دست آورید.

ج- هنگامی یک معدن مورد بهره برداری قرار می گیرد که حداقل ۴ گرم آهن در یک کیلوگرم سنگ آهن آن موجود باشد. احتمال اینکه از بین ۶ معدن که به طور مستقل انتخاب می شوند، حداقل ۲ معدن مورد بهره برداری قرار نگیرد را بیابید.

حل الف- چون $P(X \geq 5/6) = 0.2877$ پس

$$0.7123 = P(X < 5/6) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{5/6 - 0}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{5/6}{\sigma}\right)$$

بنابراین $5/6 = 0.56$ یا $\sigma = 10$ و در نتیجه $\sigma^2 = 100$

$$\text{ب- } P(5 < X < 11) = P\left(\frac{5-0}{10} < \frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{11-0}{10}\right) = P(0.5 < Z < 1.1) \\ = \Phi(1.1) - \Phi(0.5) = 0.8643 - 0.6915 = 0.1728$$

ج- اگر Y تعداد معدنهایی در بین ۶ معدن باشد که مورد بهره برداری قرار نمی گیرند آنگاه $Y \sim B(6, p)$ که در آن

$$p = P(X < 4) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{4-0}{10}\right) = P(Z < 0.4) = 0.6554$$

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

$$= 1 - \left\{ \left(\frac{0.3446}{1}\right)^6 + \left[\binom{6}{1} (0.6554)(0.3446)^5 \right] \right\} = 0.9792$$

مثال ۳۱.۱۲.۵ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال زیر باشد

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{32\pi}} e^{-\frac{1}{32}(x+7)^2}, \quad -\infty < x < +\infty$$

مطلوب است محاسبه $P(X^2 \leq 49)$ و $P(|X-3| < 12)$

حل با توجه به فرم تابع چگالی داریم که $X \sim N(-7, 16)$ بنابراین

$$P(X^2 \leq 49) = P(|X| \leq 7) = P(-7 \leq X \leq 7) = P\left(\frac{-7+7}{4} \leq \frac{X-\mu}{\sigma} \leq \frac{7+7}{4}\right)$$

$$= P(0 \leq Z \leq 3/5) = \Phi(3/5) - \Phi(0) = 1 - 0.5 = 0.5$$

$$P(|X-3| < 12) = P(-12 < X-3 < 12) = P(-9 < X < 15)$$

$$= P\left(\frac{-9+7}{4} < \frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{15+7}{4}\right) = P(-0.5 < Z < 5/5)$$

$$= \Phi(5/5) - \Phi(-0.5) = 1 - 0.3085 = 0.6915$$

مثال ۳۲.۱۲.۵ الف- فرض کنید که تولیدات چای در بسته های ۱۰۰ گرمی بسته بندی شوند. اگر وزن بسته ها دارای توزیع نرمال باشد و مشاهده کنیم که ۵ درصد بسته ها وزنی کمتر از $83/6$ و ۲ درصد آنها وزنی بیش از $120/5$ گرم دارند، میانگین و واریانس توزیع را به دست آورید.

ب- تصمیم گرفته می شود که بسته ها را به صورت بسته های ۱۰۰۰ گرمی درهم ادغام کنیم (۱۰ بسته را به تصادفی با هم ادغام می کنیم). چند درصد بسته ها دارای وزنی بیش از ۱۱۰۰ گرم خواهند داشت؟

حل الف- اگر X وزن بسته های چای باشد آنگاه $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ و بنابراین

$$0.05 = P(X < 83/6) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{83/6 - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{83/6 - \mu}{\sigma}\right)$$

$$0.02 = P(X > 120/5) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{120/5 - \mu}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{120/5 - \mu}{\sigma}\right)$$

$$\frac{83/6 - \mu}{\sigma} = -1/64$$

$$\frac{120/5 - \mu}{\sigma} = 2/05$$

بنابراین از جدول (III) داریم که

که با حل دستگاه معادلات فوق $\mu = 100$ ، $\sigma = 10$ به دست می آیند.

ب- اگر Y وزن ۱۰ بسته ادغام شده باشد آنگاه $Y = 10X \sim N(1000, 10000)$

و بنابراین

$$P(Y > 1100) = P\left(\frac{Y - \mu}{\sigma} > \frac{1100 - 1000}{100}\right) = P(Z > 1) = 1 - \Phi(1)$$

$$= 1 - 0.8413 = 0.1587$$

در نتیجه ۱۵/۸۷٪ وزنی بیش از ۱۱۰۰ گرم دارند.

مثال ۳۳.۱۲.۵ احتمال اینکه بیماری بر اثر عمل جراحی ساده قلب خوب شود ۰/۹ است. احتمال

اینکه بین و خود ۸۴ تا ۹۵ بیمار از ۱۰۰ بیمار بعدی که به این عمل مبادرت می کنند، بهبود یابند را بیابید.

حل اگر X تعداد بیمارانی در بین ۱۰۰ بیمار باشد که از عمل جراحی بهبود می یابند آنگاه $X \sim B(100, 0.9)$ و از تقریب نرمال داریم که

$$\begin{aligned} P(84 \leq X \leq 95) &= P(83.5 < X < 95.5) \\ &= P\left(\frac{83.5 - 90}{\sqrt{npq}} < \frac{X - np}{\sqrt{npq}} < \frac{95.5 - 90}{\sqrt{npq}}\right) \approx P(-2.17 < Z < 1.83) \\ &= \Phi(1.83) - \Phi(-2.17) = 0.9664 - 0.0150 = 0.9514 \end{aligned}$$

مثال ۳۴.۱۲.۵ یک نمونه تصادفی ۷۲ تایی از تابع چگالی احتمال زیر را در نظر بگیرید. احتمال اینکه حداقل ۳۰ عضو نمونه از ۳ بزرگتر باشند تقریباً چقدر است؟

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

حل اگر Y تعدادی از نمونه ۷۲ تایی باشد که از ۳ بزرگتر هستند آنگاه $Y \sim B(72, p)$ که در آن $p = P(X > 3) = \int_3^{+\infty} \frac{1}{x^2} dx = \frac{-1}{x} \Big|_3^{+\infty} = \frac{1}{3}$ بنابراین با استفاده از تقریب نرمال داریم که

$$\begin{aligned} P(Y \geq 30) &= P(Y > 29.5) = P\left(\frac{Y - np}{\sqrt{npq}} > \frac{29.5 - 24}{4}\right) \approx P(Z > 1.38) \\ &= 1 - \Phi(1.38) = 1 - 0.9162 = 0.0838 \end{aligned}$$

مثال ۳۵.۱۲.۵ یک دستگاه برش با برش طولی و عرضی صفحات فلزی، صفحات مستطیل شکلی را تولید می کند. برشهای طولی و عرضی به ترتیب از توزیع نرمال مستقل با میانگینهای مساوی ۲ و واریانسهای ۴ و ۵ پیروی می کنند.

الف- احتمال اینکه محیط یک صفحه بریده شده از ۹/۲ کمتر باشد را بیابید.

ب- اگر ۱۰ صفحه مستقلاً بریده شوند احتمال اینکه حداقل ۲ عدد از آنها دارای محیطی کمتر از ۸ باشند را بیابید.

حل الف- اگر X, Y و W به ترتیب طول، عرض و محیط صفحه بریده شده باشند آنگاه X و Y از

یکدیگر مستقل هستند و $X \sim N(2, 4), Y \sim N(2, 5)$ و $W = 2X + 2Y \sim N(8, 36)$

بنابراین $P(W < 9/2) = P\left(\frac{W - \mu}{\sigma} < \frac{9/2 - 8}{6}\right) = \Phi(0.2) = 0.5793$

ب- اگر M تعداد صفحات بریده شده در بین ۱۰ صفحه باشد که دارای محیطی کمتر از ۸ هستند

آنگاه $M \sim B(10, p)$ که در آن $p = P(W < 8) = P\left(\frac{W - \mu}{\sigma} < \frac{8 - 8}{6}\right) = \Phi(0) = 0.5$

بنابراین از جدول (I) داریم که $P(Y \geq 2) = 1 - P(Y \leq 1) = 1 - 0.0107 = 0.9893$

مثال ۳۶.۱۲.۵ نمرات درسهای ۴ واحدی ریاضی، ۳ واحدی آمار و ۳ واحدی زبان به ترتیب دارای توزیع نرمال با میانگینهای ۱۲، ۱۴ و ۱۵ و انحراف معیارهای ۲، $\sqrt{2}$ و $\sqrt{2}$ می باشد.

الف- اگر ۵۰ نفر این ۳ درس را انتخاب کرده باشند، معدل چند نفرشان در این ۳ درس از ۱۴/۵ بیشتر است؟

ب- اگر ۴۰ نفر از دانشجویانی که این ۳ درس را انتخاب کرده اند به طور مستقل انتخاب کنیم، احتمال اینکه حداقل ۱۵ نفر از آنها دارای معدلی کمتر از ۱۳/۵ در این ۳ درس باشند را بیابید.

حل اگر X_1, X_2 و X_3 به ترتیب نمرات دروس ریاضی، آمار و زبان و Y معدل یک نفر در این ۳ درس باشد آنگاه $X_1 \sim N(12, 4), X_2 \sim N(14, 2), X_3 \sim N(15, 2)$ و $X_3 \sim N(15, 2)$

$$Y = \frac{4X_1 + 3X_2 + 3X_3}{10} \sim N(13/5, 1)$$

$$\begin{aligned} P(Y > 14/5) &= P\left(\frac{Y - \mu}{\sigma} > \frac{14/5 - 13/5}{1}\right) = P(Z > 1) = 1 - \Phi(1) \\ &= 1 - 0.8413 = 0.1587 \end{aligned}$$

بنابراین تعداد $7/935 \approx 8$ (۰/۱۵۸۷) ۵۰ نفر از ۵۰ نفر معدلی بیش از ۱۴/۵ دارند.

ب- اگر M تعداد دانشجویان در بین ۴۰ نفر باشند که دارای معدل کمتر از ۱۳/۵ هستند آنگاه $M \sim B(40, p)$ که در آن

$$p = P(Y < 13/5) = P\left(\frac{Y - \mu}{\sigma} < \frac{13/5 - 13/5}{1}\right) = \Phi(0) = \frac{1}{2}$$

بنابراین با استفاده از تقریب نرمال داریم که

$$P(M \geq 15) = P(M > 14/5) = P\left(\frac{M - np}{\sqrt{npq}} > \frac{14/5 - 20}{\sqrt{10}}\right) \approx P(Z > -1.74)$$

$$= 1 - \Phi(-1/\sqrt{4}) = 1 - 0.409 = 0.591$$

۱۳.۵ تمرینات

۱ دانشگاهی n دانشجو دارد که ۷۰٪ آنها به سئوالات یک امتحان هوش در کمتر از ۲۵ دقیقه جواب می‌دهند. احتمال اینکه حداکثر ۲ نفر از ۱۲ دانشجویی که به تصادف انتخاب کرده‌ایم طی مدت ۲۵ دقیقه امتحان را به پایان نرسانند را بیابید.

۲ ویزیتوری برای فروش کالای خاصی به درب منازل مراجعه می‌کند، وی ۱۰ درصد شانس دارد که بتواند کالای خود را به خانم خانه‌دار آن منزل بفروشد. اگر وی در یک روز به ۲۰ منزل مراجعه کرده باشد

الف- احتمال اینکه کمتر از سه فروش داشته باشد را بیابید.

ب- احتمال اینکه یک فروش داشته باشد را بیابید.

ج- احتمال اینکه بیشتر از ۵ فروش داشته باشد را بیابید

۳ سکه سالمی را یکبار پرتاب می‌کنیم، اگر متغیر تصادفی X نشان دهنده تعداد شیر در این آزمایش باشد، توزیع احتمال، میانگین و واریانس X را به دست آورید.

۴ نوعی داروی جدید موجب واکنش ناخوشایند در ۵٪ از مصرف کنندگان می‌شود. اگر این دارو به نمونه‌ای تصادفی مرکب از ۱۳ مصرف کننده داده شود، احتمال هر یک از پیشامدهای زیر را حساب کنید.

الف- هیچ واکنش ناخوشایند.

ب- یک واکنش ناخوشایند.

۵ یک کارشناس امور ترافیک گزارش می‌دهد که ۷۵ درصد از وسایط نقلیه سنگین که از جاده کمربندی استفاده می‌کنند، رانندگان غیربومی دارند، از بین ۵ وسیله نقلیه سنگین که از جاده کمربندی استفاده خواهند نمود، احتمال اینکه حداقل ۳ وسیله آن راننده‌ای غیر بومی داشته باشند را بیابید.

۶ در یک توزیع دوجمله‌ای میانگین برابر ۳ و واریانس برابر ۲ می‌باشد. احتمال اینکه هیچ پیروزی نداشته باشیم را بیابید.

۷ با استفاده از تابع احتمال توزیع دوجمله‌ای و تعریف امید ریاضی ابتدا $E(X)$ و $E(X(X-1))$ را محاسبه و سپس $E(X^2)$ و $\text{Var}(X)$ را برای متغیر تصادفی دوجمله‌ای X پیدا کنید.

۸ در بین ۱۲ باطری خورشیدی در ویتترین یک فروشگاه، ۹ باطری صفحه تخت کانونی و بقیه متمرکز هستند. اگر شخصی به طور تصادفی ۴ عدد از این باطریها را برای بررسی انتخاب کند، احتمال اینکه ۳ عدد از آنها صفحه تخت باشند را بیابید.

۹ از ۲۸ نفر اعضای یک گروه آموزشی، ۱۸ نفر اتومبیلهای ساخت خارج و ۱۰ نفر اتومبیلهای ساخت داخل دارند. اگر ۵ نفر اعضاء این گروه را به تصادف انتخاب کنیم، احتمال اینکه حداقل ۳ نفر آنها اتومبیلهای ساخت خارج داشته باشند را بیابید.

۱۰ جعبه‌ای حاوی ۱۰ مقاومت مشابه است که هفت عدد آن سالم و ۳ عدد خراب است. دو مقاومت به تصادف انتخاب شده است. توزیع احتمال را برای تعداد مقاومت‌های خراب در نمونه دوتایی محاسبه کنید.

۱۱ از بین ۱۰ موشک چهار عدد انتخاب شده و شلیک می‌گردد. اگر از ۱۰ موشک ۳ تا خراب بوده و شلیک نشوند

الف- انتظار دارید چند موشک در بین چهار موشک خراب باشند؟

ب- احتمال اینکه هر چهار تا شلیک شوند را بیابید.

ج- احتمال اینکه حداکثر ۲ تا شلیک شوند را بیابید.

۱۲ در بین ۱۶ متقاضی کار، ۱۰ نفر آنها دارای مدرک دانشگاهی هستند. اگر ۳ نفر را به طور تصادفی انتخاب کرده و با آنها مصاحبه کنیم، مطلوب است محاسبه احتمال اینکه

الف- هیچ کدام دارای مدرک دانشگاهی نباشند.

ب- حداقل ۲ نفر آنها دارای مدرک دانشگاهی باشند.

۱۳ نصف افراد یک روستا که دارای ۱۲۰۰ نفر جمعیت می‌باشد با انتخاب شدن شخص معینی به نمایندگی روستا موافق می‌باشند. یک نمونه ۱۰ تایی از افراد روستا را به تصادف انتخاب می‌کنیم، احتمال اینکه حداقل ۳ نفر موافق این شخص باشند را بیابید.

۱۴ فرض کنید که یک نفر به طور متوسط ۵ بار در سال مبتلا به سرماخوردگی می‌شود. مطلوب است محاسبه احتمال اینکه او در سال آینده

مقادیری از θ این برابری برقرار می شود.

۳۲ متوسط عمر تلویزیونی دارای توزیع نمایی با میانگین ۸ سال است. اگر بدانیم یک تلویزیون ۸ سال کار کرده احتمال اینکه باز کار کند را بیابید.

۳۳ مدت زمانی که طول می کشد تا یک نفر در یک آبمیوه فروشی پذیرایی شود یک متغیر تصادفی نمایی با میانگین ۴ دقیقه است. احتمال اینکه یک شخص حداقل در ۴ روز از ۶ روز آینده برای کمتر از ۳ دقیقه پذیرایی شود را بیابید.

۳۴ طول عمر یک قطعه بخصوص برحسب ساعت دارای تابع چگالی زیر می باشد.

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

الف - متوسط طول عمر این قطعه را به دست آورید.

ب - اگر پنج قطعه از این قطعات را در پنج دستگاه مختلف که به طور مستقل کار می کنند، نصب کنیم احتمال اینکه دقیقاً ۲ قطعه از این ۵ قطعه قبل از ۸ ساعت از بین بروند را بیابید.

۳۵ در یک اتوبان در هر شبانه روز به طور متوسط ۳ تصادف اتومبیل روی می دهد.

الف - اگر بدانیم در یک شبانه روز حداقل ۲ تصادف روی داده است، احتمال اینکه در همان شبانه روز حداکثر ۳ تصادف روی داده باشد را بیابید.

ب - احتمال اینکه زمان بین دو تصادف متوالی حداقل ۸ ساعت باشد را بیابید.

۳۶ به یک پمپ بنزین از ساعت ۷ الی ۸ صبح هر روز به طور متوسط ۶ اتومبیل وارد می شود. در ساعت ۷:۳۰ یک روز خاص مشاهده گردیده که یک اتومبیل وارد پمپ بنزین شده است.

الف - احتمال اینکه حداکثر تا ساعت ۷:۴۰ همان روز اتومبیل بعدی وارد شود را بیابید.

ب - احتمال اینکه تا ساعت ۸ همان روز هیچ اتومبیل دیگری وارد نشود را بیابید.

۳۷ اگر متغیر تصادفی X دارای توزیع نرمال با میانگین ۳ و انحراف معیار ۳ باشد، احتمالهای زیر را محاسبه کنید.

ب - $P(0 \leq X \leq 4)$

الف - $P(X \leq -1)$

د - $P(-2 \leq X \leq 1/8)$

ج - $P(X \geq 1/5)$

۳۸ یک ماشین سازنده نوشابه طوری ساخته شده است که در هر لیوان به طور متوسط ۲۰۷ میلی

لیتر نوشابه می ریزد. اگر مقدار نوشابه ریخته شده توسط دستگاه دارای توزیع نرمال با انحراف معیار ۱۵ میلی لیتر باشد.

الف - چند درصد لیوانها شامل بیش از ۲۳۱ میلی لیتر نوشابه هستند.

ب - احتمال اینکه یک لیوان شامل ۱۹۸ تا ۲۱۶ میلی لیتر نوشابه باشد را بیابید.

ج - چند عدد از لیوانها لب ریز خواهند شد اگر لیوانهای ۲۳۷ میلی لیتری را برای ۱۰۰۰ نوشابه بعدی بکار ببریم.

د - ۲۵٪ از لیوانها پایین تر از چه مقداری از نوشابه را خواهند داشت؟

۳۹ وقتی میله های پلاستیکی از قالب در می آیند، به طور خودکار به طولهای ظاهری ۶ اینچ بریده می شوند. طولهای واقعی به طور نرمال با میانگین ۶ اینچ و انحراف معیار ۰/۰۶ اینچ توزیع شده اند.

الف - چه نسبتی از میله ها دارای طولی بین ۵/۹ تا ۶/۱ اینچ می باشند؟

ب - اگر ۵۰ لوله بریده شود چه تعداد از آنها دارای طولی بیش از ۵/۸ اینچ هستند؟

۴۰ یک ماشین قطعاتی تولید می کند که طول آنها دارای توزیع نرمال با میانگین ۵ و انحراف معیار ۱/۰ سانتیمتر است. تنها قطعاتی مورد قبول قرار می گیرند که در فاصله ۵/۰۵ ± ۵/۱۲ سانتیمتر قرار داشته باشند. احتمال اینکه یک قطعه تولید شده بوسیله این ماشین معیوب باشد را بیابید.

۴۱ فرض کنید بهره هوشی دانشجویی که به تصادف از یک دانشگاه انتخاب شده است دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۱۰ و انحراف معیار ۲۰ باشد. فاصله ای به مرکز میانگین را چنان تعیین کنید که ۵۰٪ بهره هوشی دانشجویان این دانشگاه را شامل شود.

۴۲ اگر X و Y مستقل و هر دو دارای توزیع $N(1, 4)$ باشند مطلوب است محاسبه

$$P(X < 2Y + 1), \quad P(XY > 0), \quad P(|X - Y| > 2)$$

۴۳ برخی از مسافرین هواپیما که قبلاً جا رزرو می کنند برای پرواز حاضر نمی شوند. شرکت هواپیمایی ممکن است این مسئله را مدنظر داشته باشد و بیشتر از ظرفیت هواپیما برای مسافرین جا رزرو کند. به طور کلی ۴ درصد از مسافرینی که جا رزرو می کنند برای پرواز حاضر نمی شوند. اگر برای پرواز خاصی ۳۵۰ نفر جا رزرو کرده باشند و ظرفیت هواپیما ۳۴۰ مسافر بیشتر نباشد، احتمال اینکه جا برای کلیه مسافرینی که برای پرواز حاضر می شوند وجود داشته باشد را بیابید.

۴۴ یک شرکت یک نوع چای را در جعبه‌هایی بسته بندی می‌کند که وزن خالص چای در این جعبه‌ها دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۰۰ و انحراف معیار ۸ گرم است و وزن جعبه‌ها دارای توزیع نرمال با میانگین ۲۰ و انحراف معیار ۶ گرم می‌باشد.

الف- احتمال اینکه وزن خالص چای در یک جعبه از ۹۲ گرم بیشتر باشد را بیابید.

ب- چند درصد از جعبه‌های چای بسته بندی شده در این شرکت دارای وزن کل (وزن جعبه و چای) کمتر از ۱۳۵ گرم هستند؟

ج- اگر ۴ جعبه را با جایگذاری از این جعبه‌های چای بسته بندی شده انتخاب کنیم احتمال اینکه حداقل یکی از این جعبه‌ها دارای وزن کل بین ۱۱۰ و ۱۳۰ گرم باشد را بیابید.

۴۵ فرض کنید در یک کارخانه برای تولید و عرضه یک محصول ۳ مرحله ساخت، مونتاژ و بسته‌بندی انجام گیرد که زمان انجام این سه مرحله از یکدیگر مستقل بوده و هر یک دارای توزیع نرمال با میانگینهای ۲۰، ۱۲ و ۸ دقیقه و انحراف معیارهای ۶، ۳ و ۲ دقیقه به ترتیب برای ساخت، مونتاژ و بسته بندی باشند.

الف- اگر ۵ محصول به تصادف و با جایگذاری از محصولات این کارخانه انتخاب شوند احتمال اینکه حداقل ۲ عدد از این محصولات دارای زمان تولید و عرضه (ساخت، مونتاژ و بسته بندی) بین ۴۳ و ۵۷ دقیقه باشند را بیابید.

ب- اگر ۵۰ محصول به تصادف و با جایگذاری از محصولات این کارخانه انتخاب شوند احتمال اینکه حداکثر ۲۰ عدد از این محصولات دارای زمان تولید و عرضه بیش از ۵۰ دقیقه باشند را بیابید.

۴۶ در یک کلاس ۷۰ نفری نمرات امتحان درس آمار دارای توزیع نرمال با میانگین مجهول μ و انحراف معیار ۱۰ می‌باشد

الف- اگر ۳۳٪ از افراد این کلاس نمره‌اشان کمتر از ۴۵/۶ باشد، μ را پیدا کنید.

ب- چند نفر در این کلاس نمره‌اشان بیش از ۷۵ می‌شود.

ج- اگر علاوه بر این امتحان، درس آمار دارای پروژهای باشد که نمره آن دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۵ و انحراف معیار ۲ است و کسی در درس آمار قبول می‌شود که جمع نمرات امتحان و پروژه‌اش بیشتر از ۷۰ باشد، چند درصد در این کلاس قبول می‌شوند؟

۴۷ مقاومتی از هشت مؤلفه تشکیل شده است که به صورت سری به هم لحیم شده‌اند و مقاومت کل برابر مجموع مقاومت‌های مؤلفه‌هاست. ۳ مؤلفه دارای میانگین ۲۰۰ و انحراف معیار ۲ اهم است، ۴ مؤلفه دارای میانگین ۱۵۰ و انحراف معیار ۳ اهم است و یک مؤلفه دارای میانگین ۲۵۰ و انحراف معیار ۱ اهم است.

الف- مقاومت ۵ درصد از این مقاومت‌ها از چه مقداری کوچکتر خواهد بود؟

ب- اگر یک نمونه ۴ تایی از این مقاومت‌های انتخاب کنیم احتمال اینکه حداقل یکی از آنها دارای مقاومتی بیش از ۱۴۴ اهم باشد را بیابید.

۴۸ فرض کنید یک امتحان عمومی استخدام طوری طراحی شده است که ۷۰٪ افرادی که ضریب هوشی ۹۰ دارند در این امتحان قبول می‌شوند. اگر ۱۵ نفر از افراد با ضریب هوشی ۹۰ در این امتحان شرکت کنند، احتمال اینکه در بین آنها (الف) حداقل ۱۵ نفر (ب) حداکثر ۶ نفر در امتحان موفق شوند را بیابید.

۴۹ شخص حواس پرتی ۵ کلید شبیه به هم در جیب خود دارد که فقط یکی از آنها کلید درب منزل اوست. وی هنگام رسیدن به منزل یک کلید را به طور تصادفی انتخاب کرده و امتحان می‌کند و در صورت باز نشدن درب، کلید را مجدداً به داخل همان جیب گذاشته و کلید دیگر را امتحان می‌کند. انتظار می‌رود که برای ورود به منزل چند کلید را امتحان کند؟

۵۰ اگر Y دارای توزیع یکنواخت در فاصله (۰، ۵) باشد احتمال اینکه $4x^2 + 4xY + Y + 2 = 0$ دارای ریشه‌های حقیقی باشد را بیابید.

۵۱ احمد می‌خواهد بسته‌ای شامل ۱۰۰ دیسکت کامپیوتری خود را بفروشد. او نمی‌داند که ۱۰ عدد از این دیسکت‌ها معیوب اند. رضا در صورتی حاضر به خرید آنها می‌شود که نمونه‌ای تصادفی شامل ۱۰ دیسکت، بیش از یک دیسکت معیوب نداشته باشد. احتمال اینکه رضا دیسکت‌ها را بخرد را بیابید.

۵۲ تعداد تلفن‌هایی که به تلفنخانه شرکتی در ساعات اداری می‌شود دارای میانگین ۶ تلفن در هر ۱۰ دقیقه است. اگر تلفنچی برای صرف چای ۵ دقیقه محل کار خود را ترک کند. احتمال اینکه در این مدت (الف) ۲ تلفن (ب) بیش از ۳ تلفن به شرکت شده باشد را بیابید.

۵۳ نمونه‌ای متشکل از ۵۰ قلم کالا در هر ساعت از تولیدات یک ماشین استخراج می‌گردد. اگر در

نمونه دو یا بیشتر معیوب موجود باشد ماشین را برای تنظیم متوقف می‌کنیم. در صورتی که ماشین به طور متوسط ۲ درصد معیوب تولید کند، متوسط فاصله زمان بین دو تنظیم را تعیین کنید.

۵۴ قطر پیچ‌های تولیدی یک کارخانه دارای توزیع نرمال با میانگین ۴ و انحراف معیار ۲/۰ سانتیمتر است. چه نسبتی از پیچ‌ها دارای قطری (الف) بیشتر از ۴/۲ (ب) کمتر از ۳/۸ (ج) بین ۳/۸ تا ۴/۲ سانتیمتر هستند؟

۵۵ دایره‌ای به ۲۵ قطاع مساوی تقسیم و با شماره‌های یک تا ۲۵ متمایز گشته است. اگر تویی را روی محیط این دایره بگردانیم به طوری که این توپ در پایان گردش بتواند در داخل یکی از قطاعها قرار بگیرد و X برابر عددی باشد که هر بار به دست می‌آید، توزیع احتمال X را به دست آورید.

۵۶ در یک شهر ۶٪ راننده‌ها حداقل یک بلیط پارکینگ به دست می‌آورند. احتمال اینکه در بین ۸۰ راننده‌ای که به طور تصادفی در این شهر انتخاب شده‌اند (الف) حداقل ۴ راننده (ب) از ۳ تا ۶ راننده حداقل یک بلیط پارکینگ به دست آورند را بیابید.

۵۷ یک تست چند جوابی دارای ۱۵ سؤال است که هر سؤال دارای چهار جواب احتمالی بوده که فقط یکی از آنها جواب درست است. ورقه شخصی که به طور شانسی علامت زده است، چقدر احتمال دارد که به ۵ تا ۱۰ سؤال پاسخ مثبت داده باشد؟

۵۸ نمره یک درس ۳ واحدی دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۲ و انحراف معیار ۲ و نمره یک درس ۲ واحدی دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۷ و انحراف معیار ۴ می‌باشد. اگر نمره این دو درس از یکدیگر مستقل باشند.

الف- احتمال اینکه معدل یک نفر در این دو درس از ۱۶ کمتر باشد را بیابید.

ب- اگر از دانشجویانی که در این دو درس ثبت نام کرده‌اند یک به یک و با جایگذاری انتخاب کنیم، احتمال اینکه هفتمین دانشجوی انتخابی سومین دانشجویی باشد که معدل او در این دو درس از ۱۵ بیشتر باشد را بیابید.

۵۹ بازرس کالاهای تولیدی یک کارخانه، هر روز از بین ۱۲ کالایی که برگشت داده می‌شوند ۵ تا ۱۲ کالا واقعاً معیوب باشند، احتمال اینکه ۲ تا از کالاهای معیوب در نمونه انتخابی بازرس باشند را

بیابید.

۶۰ فرض کنید ۴۰٪ از ماهیهای یک دریاچه از نوع بخصوصی باشند. اگر هر بار یک ماهی گرفته نوع آن را مشخص و دوباره به دریاچه برگردانیم، احتمال اینکه در دهمین بار پنجمین ماهی از نوع فوق مشاهده شود را بیابید.

۶۱ طول عمر یک نوع کلید الکتریکی دارای توزیع نمایی با میانگین ۲ سال می‌باشد. اگر ۱۰۰ عدد از این کلیدها در دستگاههای مختلف نصب شوند، احتمال اینکه حداکثر ۳۰ عدد از آنها در طول سال اول از بین بروند را بیابید.

۶۲ یک مهندس ایمنی احساس می‌کند که ۳۰٪ همه حوادث صنعتی در کارخانه‌اش به علت کوتاهی کارکنان در فراگیری آموزشها است. احتمال اینکه در بین ۸۴ حادثه صنعتی که در این کارخانه رخ می‌دهند، بیشتر یا مساوی ۲۰ و کمتر یا مساوی با ۳۰ حادثه به دلیل کوتاهی کارکنان از فراگیری آموزشها باشد را بیابید.

۶۳ زمان رسیدن اتوبوسی به ایستگاه یک متغیر تصادفی یکنواخت روی فاصله (a,b) با میانگین ۲ بعد از ظهر و واریانس ۱۲ دقیقه است. مطلوب است تعیین مقادیر a و b.

۶۴ فرض کنید مشتریان یک فروشگاه به طور متوسط ۳۰ نفر در یک ساعت به فروشگاه وارد می‌شوند

الف- احتمال اینکه در عرض ۲ دقیقه هیچ کس یا حداقل ۲ نفر به فروشگاه وارد شوند را بیابید.

ب- احتمال اینکه زمان بین ورود ۲ مشتری حداقل ۲ دقیقه باشد را بیابید.

۶۵ یک الحاقیه در مورد مخالفت اتصال یک ناحیه اطراف شهر که دارای ۱۲۰۰ خانوار است به خود شهر داده شده است. اگر ساکنین نصف آن خانوارها مخالف وابسته شدن به این شهر باشند، احتمال اینکه از یک نمونه تصادفی ۱۰ تا ۳۰ موافق الحاقیه باشند را بیابید.

۶۶ سه سکه را که شانس شیر آمدن برای آنها $\frac{1}{2}$ ، $\frac{1}{3}$ و $\frac{1}{4}$ می‌باشد با هم پرتاب می‌کنیم. احتمال اینکه هر سه شیر بیایند را بیابید. امید ریاضی و واریانس تعداد شیرها را به دست آورید.

۶۷ فرض کنید متغیر تصادفی X زمان مونتاژ کردن یک کالا باشد که دارای توزیع نرمال با میانگین ۲۰ دقیقه و انحراف معیار مجهول σ باشد.

الف- اگر $97/5$ درصد از کالاها کمتر از $29/8$ دقیقه مونتاژ شوند مقدار σ را تعیین کنید.

ب- $P(|X - 10| < 5)$ را محاسبه کنید.

ج- اگر ۳ عدد از این کالا به طور مستقل و همزمان مونتاژ شوند، احتمال اینکه حداقل یکی از آنها کمتر از ۲۰ دقیقه مونتاژ شود را بیابید.

۶۸ در یک هتل متقاضیان به طور متوسط ۵ نفر در ساعت مراجعه می کنند. فرض کنید تا ۱۰ دقیقه قبل هنوز متقاضی نیامده باشد.

الف- احتمال اینکه متقاضی بعدی کمتر از ۲ دقیقه دیگر بیاید را بیابید.

ب- احتمال اینکه فاصله زمانی آمدن دهمین و یازدهمین متقاضی از دو دقیقه تجاوز نکند را بیابید.

۶۹ فرض کنید طول عمر لامپهای روشنایی شرکتی معین دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۰۰۰ و انحراف معیار ۱۰۰ ساعت باشد. همچنین فرض کنید طول عمر لامپهای ساخت شرکتی دیگر نیز دارای توزیع نرمال با میانگین ۹۰۰ و انحراف معیار ۱۵۰ ساعت باشد. اگر از هر یک از این شرکتها یک لامپ خریداری شود، احتمال اینکه حداقل یکی از آنها ۹۸۰ ساعت یا بیشتر عمر کند را بیابید.

فصل ششم

توزیعهای نمونه‌ای

۱.۶ نمونه تصادفی و توزیع نمونه‌ای

همانگونه که در فصل اول اشاره شد آمار به عنوان یک موضوع علمی، شامل مفاهیم و روشهایی جهت جمع آوری، سازماندهی و خلاصه کردن داده‌های به دست آمده از قسمتی از یک جمعیت و انجام استنباط و نتیجه گیری از روی آنها در مورد کل جمعیت می باشد.

در هر مطالعه آماری یا مجموعه افراد یا اشیاء سر و کار داریم که هدف از مطالعه کسب اطلاعات در مورد آنها می باشد. این مجموعه را اصطلاحاً جمعیت و افراد یا اشیاء تشکیل دهنده آن را اعضاء یا عناصر جمعیت گویند. در بسیاری موارد به علت پرهزینه بودن، وقت گیر بودن و... اطلاعات فقط از قسمتی از جمعیت جمع آوری می گردد و بر اساس اطلاعات حاصله از این قسمت استنباطهایی در مورد تمام جمعیت انجام می گیرد. انتخاب قسمتی از جمعیت را نمونه گیری و قسمت انتخاب شده را یک نمونه گویند.

در این فصل برخی از مفاهیم نمونه گیری که در فصلهای بعد مورد استفاده قرار می گیرند را می آوریم.

نمونه تصادفی

در مبحث نمونه گیری معمولاً جمعیت را با یک متغیر تصادفی X نمایش می دهند که این متغیر تصادفی X دارای یک توزیع احتمال بخصوص $f_X(x)$ است. این توزیع احتمال را توزیع احتمال جمعیت گویند. برای مثال اگر جمعیت لامپهای تولیدی یک کارخانه باشد و بخواهیم

مطالعه‌ای روی طول عمر لامپها داشته باشیم آنگاه X را طول عمر لامپ تولیدی کارخانه در نظر می‌گیریم و فرض می‌کنیم $X \sim E(\theta)$. همچنین اگر جمعیت نوزادان باشند و بخواهیم روی قد نوزادان مطالعه‌ای انجام دهیم، در این صورت X را طول قد نوزاد در نظر می‌گیریم و فرض می‌کنیم $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. حال فرض کنید بخواهیم از این جمعیت یک نمونه به اندازه n انتخاب کنیم. اگر مقدار اولین عضو انتخابی را با X_1 و مقدار دومین عضو انتخابی را با X_2 و ... و مقدار n امین عضو انتخابی را X_n نمایش دهیم در این صورت نمونه ما به صورت $X_1, X_2, \dots, X_n$ می‌باشد که هر کدام دارای همان توزیع احتمال جمعیت یعنی $f_X(x)$ می‌باشند و از یکدیگر مستقل هستند. این نمونه را نمونه تصادفی گویند. برای مثال اگر در اندازه‌گیری قد نوزادان نمونه‌ای از ۳ نوزاد انتخاب کرده و اندازه قد نوزاد i ام را با X_i ($i=1,2,3$) نشان دهیم آنگاه X_1, X_2 و X_3 نمونه تصادفی ما را تشکیل می‌دهند که هر کدام دارای همان توزیع جمعیت یعنی $N(\mu, \sigma^2)$ هستند. اگر پس از اندازه‌گیری روی ۳ نوزاد مقادیر $X_1=45$ و $X_2=50$ و $X_3=47$ سانتیمتر را به دست آوریم آنگاه X_1, X_2 و X_3 را مقادیر مشاهده شده این نمونه تصادفی گویند.

برای درک مفهوم نمونه تصادفی به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱.۱.۶ چهار مهره به شماره‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ وجود دارد. می‌خواهیم یک نمونه تصادفی به اندازه $n=2$ از این مهره‌ها انتخاب کنیم. اگر متغیر تصادفی X نمایانگر شماره روی یک مهره انتخابی باشد آنگاه X دارای تابع احتمال یکنواخت زیر است

x	۱	۲	۳	۴
$f_X(x)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

اگر X_1 و X_2 به ترتیب نمونه‌های انتخاب شده در مرتبه اول و دوم باشند آنگاه تعداد نمونه‌های تصادفی ممکن به فرم (X_1, X_2) برابر $4^2=16$ است که هر کدام دارای شانس یکسان $\frac{1}{16}$ برای انتخاب شدن می‌باشند. در جدول ۱.۶ نمونه‌های مختلف همراه با احتمالات آنها آورده شده است.

شماره نمونه	(x_1, x_2)	$\bar{x}$	احتمال	شماره نمونه	(x_1, x_2)	$\bar{x}$	احتمال
۱	(۱, ۱)	۱	$\frac{1}{16}$	۹	(۳, ۱)	۲	$\frac{1}{16}$
۲	(۱, ۲)	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{16}$	۱۰	(۳, ۲)	$\frac{2}{5}$	$\frac{1}{16}$
۳	(۱, ۳)	۲	$\frac{1}{16}$	۱۱	(۳, ۳)	۳	$\frac{1}{16}$
۴	(۱, ۴)	$\frac{2}{5}$	$\frac{1}{16}$	۱۲	(۳, ۴)	$\frac{3}{5}$	$\frac{1}{16}$
۵	(۲, ۱)	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{16}$	۱۳	(۴, ۱)	$\frac{2}{5}$	$\frac{1}{16}$
۶	(۲, ۲)	۲	$\frac{1}{16}$	۱۴	(۴, ۲)	۳	$\frac{1}{16}$
۷	(۲, ۳)	$\frac{2}{5}$	$\frac{1}{16}$	۱۵	(۴, ۳)	$\frac{3}{5}$	$\frac{1}{16}$
۸	(۲, ۴)	۳	$\frac{1}{16}$	۱۶	(۴, ۴)	۴	$\frac{1}{16}$

جدول ۱.۶ جدول نمونه‌های ۲ تایی ممکنه از جمعیت ۴ تایی

مشاهده می‌شود که عناصر اول و دوم نمونه تصادفی یعنی X_1 و X_2 قبل از اینکه مشاهده شوند به عنوان متغیرهای تصادفی در نظر گرفته می‌شوند و مقادیر ۱، ۲، ۳ و ۴ را با توابع احتمال زیر اختیار می‌کنند

x_i	۱	۲	۳	۴
$f_{X_i}(x_i) = P(X_i = x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

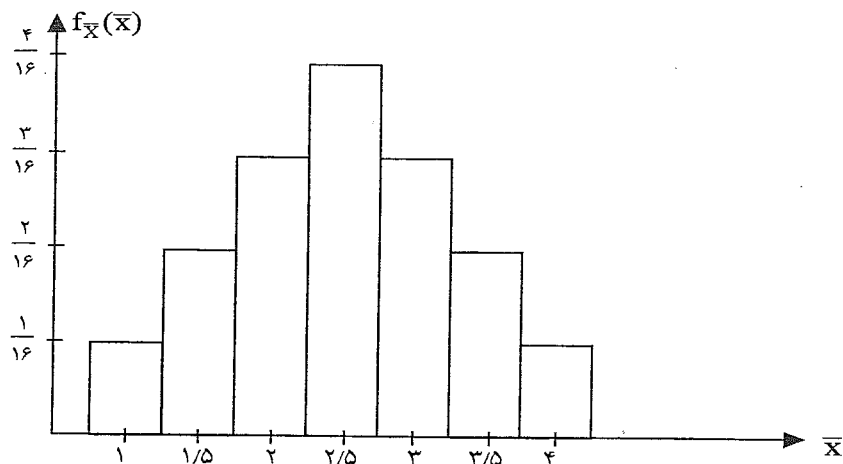
$i=1,2$

که دقیقاً همان توزیع احتمال جمعیت یعنی متغیر تصادفی X می‌باشد.

تعریف ۱.۶ فرض کنید متغیر تصادفی X نمایانگر یک جمعیت با توزیع احتمال $f_X(x)$ باشد. یک نمونه تصادفی به اندازه n از این جمعیت عبارت است از جمع آوری n متغیر تصادفی مستقل $X_1, X_2, \dots, X_n$ که هر کدام دارای توزیع احتمال $f_X(x)$ هستند. مقادیر مشاهده شده این نمونه تصادفی را با $x_1, x_2, \dots, x_n$ نمایش می‌دهند.

پارامتر و آماره

هر ویژگی یک جمعیت را یک پارامتر جمعیت و یا به اختصار پارامتر گویند و ویژگی



توجه کنید که جدول به دست آمده تمام ویژگی‌های یک توزیع احتمال را دارد. تنها اختلاف این توزیع احتمال با توزیعهای احتمال که تاکنون مورد بررسی قرار داده‌ایم در این است که نتایج به دست آمده در اثر انتخاب یک نمونه تصادفی بوده است و به همین دلیل این توزیع احتمال را توزیع نمونه‌ای گویند. در هیستوگرام فوق مشاهده می‌شود که اگر چه توزیع جمعیت مورد نظر یک توزیع یکنواخت است ولی توزیع نمونه میانگین نمونه $\bar{X}$ تغییر شکل داده و به توزیع نرمال گرایش پیدا کرده است.

در بخش‌های بعد توزیع نمونه‌ای چند آماره مهم را که در فصل بعد کاربرد دارند را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

۲.۶ توزیع نمونه‌ای میانگین نمونه $\bar{X}$

فرض کنید که از جمعیت X با میانگین μ و واریانس σ^2 نمونه‌ای تصادفی $X_1, X_2, \dots, X_n$ به اندازه n انتخاب کرده باشیم و بخواهیم توزیع نمونه‌ای میانگین نمونه $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ را به دست آوریم. برای این منظور دو حالت زیر را در نظر می‌گیریم.

الف- اگر جمعیت دارای توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 باشد چون $\bar{X}$ به صورت یک ترکیب خطی از متغیرهای تصادفی نرمال مستقل می‌باشد، بنابراین طبق قضیه ۱۴.۵ داریم که

متناظر را در نمونه آماره می‌نامند. به عنوان مثال میانگین جمعیت μ یک پارامتر جمعیت است در حالی که اگر از جمعیت نمونه‌گیری کرده و میانگین نمونه $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ را محاسبه کنیم، این میانگین نمونه یک آماره است. به عبارت دقیقتر یک آماره تابعی از نمونه تصادفی است که به پارامتر مجهول بستگی ندارد. توجه کنید که مقدار آماره از یک نمونه به نمونه دیگر تغییر می‌کند ولی مقدار پارامتر جمعیت همواره ثابت است. برای مثال در مثال ۱.۱.۶ میانگین جمعیت مقداری ثابت و برابر است با $\mu = E(X) = \sum_{x=1}^4 x f_X(x) = \frac{1}{4}(1+2+3+4) = 2.5$ در حالی که میانگین نمونه $\bar{X}$ بسته به اینکه چه نمونه‌ای استخراج شده باشد متغیر خواهد بود.

در آمار با انجام نمونه‌گیری و به دست آوردن نمونه تصادفی $X_1, X_2, \dots, X_n$ آماره‌هایی مانند $\bar{X}$ و $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ را به عنوان میانگین و واریانس نمونه محاسبه کرده و از روی این آماره‌ها استنباط‌هایی در مورد پارامترهای جمعیت مانند میانگین جمعیت μ و واریانس جمعیت σ^2 انجام می‌دهیم.

توزیع نمونه‌ای

آماره که تابعی از نمونه تصادفی است خود نیز یک متغیر تصادفی است. هر چند در هر وضعیت مفروض فقط با یک نمونه و یا یک مجموعه از مشاهدات سر و کار داریم و آماره مورد نظر فقط یک مقدار متناظر را دارد، ولی با نمونه‌های مختلف مقدار آماره مطابق با توزیعی که از روی توزیع نمونه تصادفی معین می‌شود، تغییر می‌کند. نکته مهم این است که رفتار آماره را می‌توان بوسیله یک توزیع احتمال توصیف کرد. بنابراین هر آماره یک متغیر تصادفی است و توزیع احتمال آن را توزیع نمونه‌ای گویند.

مثال ۲.۱.۶ در مثال ۱.۱.۶ بر اساس اطلاعات به دست آمده از انتخاب نمونه دو تایی می‌خواهیم میانگین جمعیت μ را حدس بزنیم. برای این منظور شاید بهترین حدس میانگین نمونه دوتایی یعنی $\bar{X}$ باشد. در جدول ۱.۶ میانگین نمونه‌های ممکن دوتایی و احتمالات مربوطه آورده شده است. با توجه به جدول ۱.۶ تابع احتمال و هیستوگرام زیر را برای توزیع احتمال میانگین نمونه $\bar{X}$ داریم.

$\bar{x}$	۱	۱/۵	۲	۲/۵	۳	۳/۵	۴
$P(\bar{X} = \bar{x})$	$\frac{1}{16}$	$\frac{2}{16}$	$\frac{3}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{3}{16}$	$\frac{2}{16}$	$\frac{1}{16}$

$$\bar{X} \sim N\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu, \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sigma^2\right)$$

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

و یا

یعنی میانگین نمونه $\bar{X}$ نیز دارای توزیع نرمال با همان میانگین جمعیت μ است و واریانس آن از واریانس هر یک از مشاهدات کمتر است و با افزایش اندازه نمونه مقدار آن کاهش می یابد. بنابراین

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1) \quad (۱.۶)$$

ب- اگر جمعیت دارای توزیع نرمال نباشد توزیع $\bar{X}$ به توزیع جمعیت مورد نمونه گیری بستگی دارد و با افزایش حجم نمونه n ، توزیع نمونه گیری $\bar{X}$ تغییر شکل داده و به توزیع نرمال نزدیک می شود. این موضوع چنان اهمیت دارد که آن را به صورت قضیه ای به نام قضیه حد مرکزی در زیر بیان می کنیم.

قضیه ۱.۶ (قضیه حد مرکزی) فرض کنید $X_1, X_2, \dots$ دنباله ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع با میانگین μ و واریانس σ^2 متناهی باشند به قسمی که هر تعداد متناهی از این متغیرهای تصادفی از یکدیگر مستقل باشند. در این صورت توزیع حدی $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$ موقعی که $n \rightarrow \infty$ توزیع نرمال استاندارد است.

به عبارت دیگر قضیه حد مرکزی بیانگر این است که وقتی اندازه نمونه n افزایش یابد توزیع میانگین نمونه $\bar{X}$ یک نمونه تصادفی که از هر جمعیتی گرفته شده باشد، توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس $\frac{\sigma^2}{n}$ است.

تقریب نرمال برای توزیع نمونه ای $\bar{X}$ معمولاً موقعی که $n \geq 30$ باشد یک تقریب مناسب است و در صورتی که نمونه تصادفی از جمعیت نرمال انتخاب شده باشد آنگاه طبق قسمت (الف) برای هر مقدار n ، $\bar{X}$ دارای توزیع نرمال است.

مثال ۱.۲.۶ یک شرکت تولیدی لاستیک اتومبیل، لاستیک هایی تولید می کند که طول عمر این لاستیک ها دارای توزیع نرمال با میانگین ۲۴ ماه و انحراف معیار ۲ ماه است. احتمال اینکه در یک نمونه تصادفی ۲۵ تایی از لاستیک ها میانگین طول عمر کمتر از ۲۵ ماه باشد را بیابید.

حل چون جمعیت نرمال است پس $\bar{X} \sim N\left(24, \frac{2^2}{25}\right)$ و در نتیجه

$$P(\bar{X} < 25) = P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{25 - 24}{\frac{2}{5}}\right) = P(Z < 2/5) = 0.9938$$

مثال ۲.۲.۶ فرض کنید مقدار سالیان تحصیل در بین افراد بالغ در کشوری معین دارای میانگین ۱۱/۱ سال و انحراف معیار ۳ سال باشد. احتمال اینکه در یک نمونه تصادفی ۱۰۰ نفری از افراد بالغ متوسط تعداد سالیان تحصیل بین ۱۱ تا ۱۲ سال باشد را بیابید.

حل چون جمعیت نرمال نیست ولی $n > 30$ بنابراین تقریباً $\bar{X} \sim N(11/1, \frac{3^2}{100})$ و در نتیجه

$$P(11 < \bar{X} < 12) = P\left(\frac{11 - 11/1}{\frac{3}{10}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{12 - 11/1}{\frac{3}{10}}\right)$$

$$\approx P(-0.33 < Z < 3) = P(Z < 3) - P(Z \leq -0.33)$$

$$= 0.9987 - 0.3707 = 0.628$$

۳.۶ توزیع نمونه ای واریانس نمونه S^2

یک معیار پراکندگی معقول واریانس نمونه $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ می باشد که توزیع نمونه ای آن به توزیعی به نام توزیع مربع-کای^(۱) مربوط می شود که در زیر این توزیع را معرفی می کنیم.

توزیع مربع-کای

اگر $Z \sim N(0, 1)$ آنگاه توزیع $Y = Z^2$ را یک توزیع مربع-کای با یک درجه آزادی گویند. همچنین اگر $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ یک نمونه تصادفی n تایی از جمعیت نرمال استاندارد باشند (یعنی Z_i ها از یکدیگر مستقل باشند و $Z_i \sim N(0, 1)$) آنگاه توزیع $Y = Z_1^2 + Z_2^2 + \dots + Z_n^2$ را یک توزیع مربع-کای با n درجه آزادی گویند و آن را با نماد $Y \sim \chi_{(n)}^2$ نمایش می دهند.

تابع چگالی احتمال یک متغیر تصادفی مربع-کای با n درجه آزادی عبارت است از

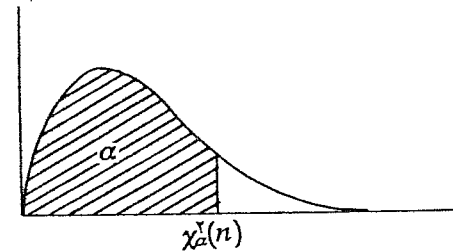
$$f_Y(y) = \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} y^{n/2-1} e^{-y/2} \quad y > 0 \quad (۲.۶)$$

که در آن $\Gamma(\cdot)$ تابع گاما می باشد که به صورت زیر تعریف می شود.

$$\Gamma(\beta) = \int_0^{\infty} x^{\beta-1} e^{-x} dx \quad \beta > 0$$

و همواره $\Gamma(\beta) = (\beta-1)\Gamma(\beta-1)$ و $\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\pi}$ و اگر β عدد صحیحی باشد آنگاه $\Gamma(\beta) = (\beta-1)!$

نمودار تابع چگالی احتمال توزیع مربع-کای در شکل ۱.۶ رسم شده است.



شکل ۱.۶ نمودار تابع چگالی احتمال توزیع $\chi^2_{(n)}$

توزیع مربع-کای یکی از توزیعهای مهم در توزیعهای نمونه ای است و کاربرد اصلی آن در بحث استنباط آماری می باشد. برای توزیع مربع-کای جدول (IV) در ضمیمه ارایه گردیده است که در این جدول مقادیر $\chi^2_{\alpha}(n)$ به ازای مقادیر مختلف α و n محاسبه شده است که در آن نقطه ای روی محور افقی تابع چگالی احتمال توزیع $\chi^2_{(n)}$ است که مساحت زیر منحنی قبل از این نقطه برابر α است. یعنی

$$Y \sim \chi^2_{(n)} \Rightarrow P(Y \leq \chi^2_{\alpha}(n)) = \alpha$$

برای مثال از جدول (IV) داریم که $\chi^2_{0.05/95}(15) = 25/0$ و $\chi^2_{0.05/95}(25) = 30/7$.

مثال ۱.۳.۶ اگر $X \sim \chi^2_{(18)}$ مطلوب است

الف - $P(X \leq 7/0.1)$ را محاسبه کنید.

ب - اگر $P(X > x) = 0/05$ مقدار x را به دست آورید.

حل الف - چون $\chi^2_{0.05/95}(18) = 28/9$ بنابراین $P(X \leq 28/9) = 0/95$

ب - $P(X > x) = 0/05 \Rightarrow P(X \leq x) = 0/95 \Rightarrow x = \chi^2_{0.95/95}(18) = 28/9$

در قضیه زیر توزیع نمونه ای S^2 را به دست می آوریم.

قضیه ۲.۶ اگر $X_1, X_2, \dots, X_n$ یک نمونه تصادفی از جمعیت نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 باشند آنگاه

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(n-1)} \quad \text{الف -}$$

ب - $\bar{X}$ و S^2 از یکدیگر مستقل هستند.

مثال ۲.۳.۶ یک جمعیت نرمال دارای واریانس ۶ است. اگر نمونه تصادفی ۲۵ تایی از این جمعیت انتخاب شود احتمال اینکه واریانس نمونه بین $3/45$ و $10/75$ باشد را بیابید.

$$\begin{aligned} P(3/45 < S^2 < 10/75) &= P\left(\frac{24 \times 3/45}{6} < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \frac{24 \times 10/75}{6}\right) \\ &= P(13/8 < \chi^2_{(24)} < 43) \\ &= P(\chi^2_{(24)} < 43) - P(\chi^2_{(24)} \leq 13/8) = 0/99 - 0/05 = 0/94 \end{aligned}$$

۴.۶ توزیع نمونه ای $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$

در بخش ۲.۶ مشاهده کردیم که اگر $X_1, X_2, \dots, X_n$ یک نمونه تصادفی از جمعیت نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 باشند آنگاه $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$ دارای توزیع نرمال استاندارد است. در بعضی موارد مقدار σ^2 نامعلوم است و به جای آن می توان از واریانس نمونه S^2 به عنوان یک برآورد یا تخمین استفاده کرد. حال اگر در Z به جای σ مقدار S را قرار دهیم، توزیع نمونه ای $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$ به چه صورت خواهد بود. در این بخش نشان می دهیم که توزیع نمونه ای T به توزیعی به نام توزیع t مربوط می شود که آن را در زیر معرفی می کنیم.

توزیع $t^{(1)}$

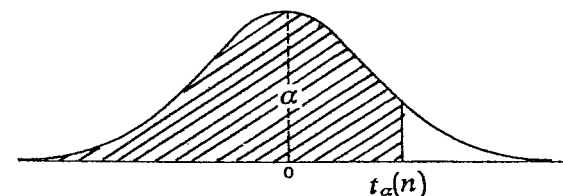
فرض کنید $Z \sim N(0, 1)$ و $Y \sim \chi^2_{(n)}$ و X و Y از یکدیگر مستقل باشند. در این صورت توزیع متغیر تصادفی $T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ را یک توزیع t با n درجه آزادی گویند و آن را با نماد

$T \sim t_{(n)}$ نمایش می دهند.

تابع چگالی احتمال یک متغیر تصادفی t با n درجه آزادی عبارت است از

$$f_T(t) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\Gamma(\frac{n}{2})\sqrt{n\pi}} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} \quad -\infty < t < +\infty \quad (۳.۶)$$

نمودار تابع چگالی احتمال توزیع t در شکل ۲.۶ رسم شده است.



شکل ۲.۶ نمودار تابع چگالی احتمال توزیع $t_{(n)}$

برای توزیع t جدول (V) در ضمیمه ارایه گردیده است که در این جدول مقادیر $t_{\alpha}(n)$ به ازای مقادیر مختلف α و n محاسبه شده است که در آن نقطه‌ای روی محور افقی تابع چگالی احتمال توزیع $t_{(n)}$ است که مساحت زیر منحنی قبل از این نقطه برابر α است. یعنی

$$T \sim t_{(n)} \Rightarrow P(T < t_{\alpha}(n)) = \alpha$$

برای مثال از جدول (V) داریم که $t_{0.05}(15) = 1.75$ و $t_{0.10}(10) = 1.81$.

مثال ۱.۴.۶ اگر $T \sim t_{(16)}$ مطلوب است

الف - $P(T > 1/34)$ را محاسبه کنید.

ب - اگر $P(T < t) = 0.80$ باشد مقدار t را محاسبه کنید.

حل الف - $P(T > 1/34) = 1 - P(T < 1/34) = 1 - 0.90 = 0.10$

ب - $P(T < t) = 0.80 \Rightarrow t = t_{0.80}(16) = 0.865$

در قضیه زیر توزیع نمونه‌ای $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$ را به دست می آوریم.

قضیه ۳.۶ اگر $\bar{X}$ و S^2 به ترتیب میانگین و واریانس یک نمونه تصادفی به اندازه n از یک

جمعیت نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 باشند آنگاه

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{(n-1)} \quad (۴.۶)$$

اثبات با توجه به فرمول (۱.۶) و قضیه ۲.۶ داریم که

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1), \quad Y = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(n-1)}$$

و Z و Y از یکدیگر مستقل هستند. پس $T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n-1}}} \sim t_{(n-1)}$ از طرفی

$$T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n-1}}} = \frac{\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2(n-1)}}} = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$$

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{(n-1)} \quad \text{و بنابراین}$$

توجه کنید که اگر $n \rightarrow \infty$ آنگاه می توان نشان داد که توزیع حدی $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$ یک توزیع نرمال استاندارد است. بنابراین برای $n \geq 30$ توزیع T تقریباً نرمال استاندارد است و به همین علت در جدول (V) مقادیر درجه آزادی بزرگتر از ۳۰ با ∞ نشان داده شده است و مقادیر این ردیف از جدول، با جدول توزیع نرمال یکی است.

مثال ۲.۴.۶ نمرات یک کلاس از دانشجویان دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۵ است. اگر از این کلاس یک نمونه ۲۰ تایی انتخاب کنیم و مشاهده کنیم که انحراف استاندارد نمرات آنها ۴/۲۸ است، احتمال اینکه میانگین نمرات این افراد از ۱۷ بیشتر باشد را بیابید.

حل در اینجا $\mu = 15$ ، $S = 4/28$ و $n = 20$ است بنابراین

$$P(\bar{X} > 17) = P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} > \frac{17 - 15}{\frac{4/28}{\sqrt{20}}}\right) = P(t_{(19)} > 2.09)$$

$$= 1 - P(t_{(19)} \leq 2/0.9) = 1 - 0.975 = 0.025$$

۵.۶ توزیع نمونه‌ای اختلاف میانگین‌ها

فرض کنید که دو جمعیت داشته باشیم که جمعیت اول دارای میانگین μ_1 و واریانس σ_1^2 و جمعیت دوم دارای میانگین μ_2 و واریانس σ_2^2 باشد. یک نمونه تصادفی n_1 تایی از جمعیت اول انتخاب کرده و میانگین نمونه آن را با $\bar{X}_1$ و واریانس نمونه آن را با S_1^2 نمایش می‌دهیم و یک نمونه تصادفی n_2 تایی از جمعیت دوم انتخاب کرده و میانگین نمونه آن را با $\bar{X}_2$ و واریانس نمونه آن را با S_2^2 نمایش می‌دهیم. همچنین فرض کنید که نمونه‌گیری از دو جمعیت مستقل از یکدیگر باشند. در این بخش می‌خواهیم توزیع نمونه‌ای اختلاف میانگین‌ها یعنی $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ را به دست آوریم. برای این منظور ۲ حالت زیر را در نظر می‌گیریم.

حالت اول: واریانس دو جمعیت σ_1^2 و σ_2^2 معلوم باشند

در این حالت بستگی به نرمال بودن جمعیتها دو حالت زیر پیش می‌آید

الف- اگر دو جمعیت نرمال باشند آنگاه طبق قضیه ۱۴.۵ داریم که

$$\bar{X}_1 \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}) \quad , \quad \bar{X}_2 \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

و $\bar{X}_1$ و $\bar{X}_2$ از یکدیگر مستقل هستند. بنابراین $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ ، که یک ترکیب خطی از متغیرهای تصادفی نرمال است، نیز دارای توزیع نرمال است یعنی

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

و یا

$$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1) \quad (5.6)$$

ب- اگر دو جمعیت نرمال نباشند آنگاه طبق قضیه حد مرکزی برای اندازه نمونه $n_1 \geq 30$ و $n_2 \geq 30$ هر کدام از $\bar{X}_1$ و $\bar{X}_2$ دارای توزیع تقریبی نرمال بوده و چون از یکدیگر مستقل هستند بنابراین $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ نیز تقریباً دارای توزیع نرمال است و نتیجه قسمت (الف) نیز در این حالت

برقرار می‌باشد.

مثال ۱.۵.۶ دو کارخانه تولید کابل A و B وجود دارند. کابل‌هایی که توسط کارخانه A تولید می‌شود، به طور متوسط تحمل ۴۰۰۰ پوند نیروی کششی و انحراف معیار ۳۰۰ پوند را دارند و کابل‌هایی که توسط کارخانه B تولید می‌شود، به طور متوسط تحمل ۴۵۰۰ پوند نیرو با انحراف معیار ۲۰۰ پوند را دارند. اگر ۱۰۰ کابل نوع A و ۵۰ کابل نوع B مورد آزمایش قرار گیرند، احتمال اینکه متوسط تحمل نیروی کششی B حداقل ۶۰۰ پوند بیش از نیروی کششی A باشد را بیابید.

حل در اینجا چون $n_A = 100$ و $n_B = 50$ پس تقریباً

$$\bar{X}_A - \bar{X}_B \sim N(4000 - 4500, \frac{300^2}{100} + \frac{200^2}{50})$$

و یا تقریباً $\bar{X}_A - \bar{X}_B \sim N(-500, 1700)$ بنابراین

$$P(\bar{X}_B \geq \bar{X}_A + 600) = P(\bar{X}_A - \bar{X}_B \leq -600)$$

$$= P\left(\frac{(\bar{X}_A - \bar{X}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}} \leq \frac{-600 + 500}{\sqrt{1700}}\right)$$

$$\approx P(Z \leq -2/43) = 0.0075$$

حالت دوم: واریانس دو جمعیت نامعلوم اما مساوی باشند

در این حالت $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ می‌باشد و واریانس مشترک دو جمعیت می‌باشد نامعلوم است. در جمعیت اول می‌توان از S_1^2 و در جمعیت دوم می‌توان از S_2^2 به عنوان یک برآورد یا تخمین برای σ^2 استفاده کرد. اما بهتر است که از یک میانگین وزنی این دو کمیت برای برآورد σ^2 استفاده کنیم. بنابراین از واریانس مشترک دو نمونه یعنی

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{(n_1 + n_2 - 2)} \quad (6.6)$$

به عنوان یک برآورد یا تخمین σ^2 استفاده می‌کنیم. حال اگر دو جمعیت نرمال باشند آنگاه با استفاده از قضیه ۲.۶ داریم که

$$\frac{(n_1 + n_2 - 2)S_P^2}{\sigma^2} = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n_1 + n_2 - 2)}^2$$

و بنابراین با استفاده از تعریف توزیع t به راحتی می توان نشان داد که

$$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{(n_1 + n_2 - 2)} \quad (۷.۶)$$

۶.۶ توزیع نمونه‌ای نسبت واریانسهای نمونه

دو جمعیت مفروض در بخش ۵.۶ را در نظر بگیرید. در این بخش می خواهیم توزیع نمونه‌ای نسبت واریانسهای نمونه یعنی $\frac{S_1^2}{S_2^2}$ را به دست آوریم. توزیع نمونه‌ای این نسبت به توزیعی بنام توزیع F مربوط می شود که آن را در زیر معرفی می کنیم.

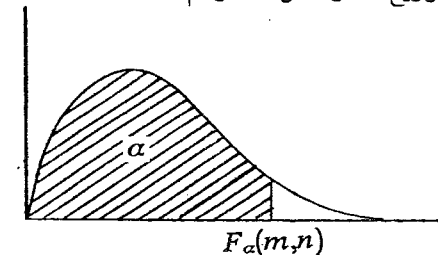
توزیع F (۱)

اگر $U \sim \chi_{(m)}^2$ و $V \sim \chi_{(n)}^2$ و متغیرهای تصادفی U و V از یکدیگر مستقل باشند آنگاه توزیع متغیر تصادفی $F = \frac{U/m}{V/n}$ را یک توزیع F با m و n درجه آزادی گویند و آن را با نماد $F \sim F_{(m,n)}$ نمایش می دهند.

تابع چگالی احتمال یک توزیع F با درجات آزادی m و n عبارت است از

$$f_F(x) = \frac{\Gamma(\frac{m+n}{2})}{\Gamma(\frac{m}{2})\Gamma(\frac{n}{2})} \left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}} \frac{x^{\frac{m}{2}-1}}{(1+\frac{m}{n}x)^{\frac{m+n}{2}}} \quad x > 0 \quad (۸.۶)$$

نمودار تابع چگالی احتمال توزیع F در شکل ۳.۶ رسم شده است.



شکل ۳.۶ نمودار تابع چگالی احتمال توزیع $F_{(m,n)}$

برای توزیع F جدول (VI) در ضمیمه ارایه گردیده است که در این جدول $F_{\alpha}(m,n)$ به ازای مقادیر مختلف m و n و $\alpha = 0.90, 0.95, 0.99$ محاسبه شده است. که در آن $F_{\alpha}(m,n)$ نقطه‌ای روی محور افقی تابع چگالی احتمال توزیع $F_{(m,n)}$ است که مساحت زیر منحنی قبل از این نقطه برابر α است. برای مثال از جدول (VI) داریم که $F_{0.90}(6,14) = 2.24$ و $F_{0.95}(20,10) = 2.77$.

مثال ۱.۶.۶ اگر $F \sim F_{(10,12)}$ مطلوب است

الف - $P(F < 2.75)$ را محاسبه کنید.

ب - اگر $1 = 0.1$ باشد مقدار x را محاسبه کنید.

حل الف - چون $F_{0.95}(10,12) = 2.75$ پس $P(F < 2.75) = 0.95$

ب - $P(F > x) = 0.1 \Rightarrow P(F \leq x) = 0.99 \Rightarrow x = F_{0.99}(10,12) = 4.30$

در قضیه زیر توزیع نمونه‌ای $\frac{S_1^2}{S_2^2}$ را به دست می آوریم.

قضیه ۴.۶ اگر S_1^2 و S_2^2 به ترتیب واریانسهای نمونه‌های تصادفی مستقل به اندازه‌های n_1 و n_2 از جمعیت‌های نرمال با واریانسهای σ_1^2 و σ_2^2 باشند آنگاه

$$F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{(n_1-1, n_2-1)} \quad (۹.۶)$$

اثبات از قضیه ۲.۶ نتیجه می شود که

$$U = \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi_{(n_1-1)}^2, \quad V = \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi_{(n_2-1)}^2$$

و U و V از یکدیگر مستقل هستند. بنابراین از تعریف توزیع F داریم که

$$F = \frac{U/(n_1-1)}{V/(n_2-1)} \sim F_{(n_1-1, n_2-1)}$$

$$F = \frac{(n_1-1)S_1^2/[\sigma_1^2(n_1-1)]}{(n_2-1)S_2^2/[\sigma_2^2(n_2-1)]} = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2}$$

از طرفی

بنابراین نتیجه قضیه حاصل می شود.

مثال ۲.۶.۶ اگر S_1^2 و S_2^2 نمایانگر واریانسهای نمونه‌های تصادفی مستقل به اندازه‌های ۲۵ و

۳۱ تایی به ترتیب از جمعیت‌های نرمال با واریانسهای ۱۰ و ۱۵ باشند، احتمال اینکه S_1^2 حداقل $1/26$ برابر S_2^2 باشد چقدر است؟

حل

$$P\left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \geq 1/26\right) = P\left(\frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \geq 1/26 \left(\frac{15}{10}\right)\right) = P(F_{(24,30)} \geq 1/89)$$

$$= 1 - P(F_{(24,30)} < 1/89) = 1 - 0.95 = 0.05$$

۷.۶ تمرینات

۱ جعبه‌ای حاوی ۵ مهره است که از ۱ تا ۵ شماره گذاری شده‌اند. از این جعبه نمونه‌ای مرکب از ۲ مهره به تصادف و با جایگذاری استخراج می‌شود.

الف - با تشکیل جدول توزیع احتمال توأم X_1 و X_2 ، توزیع $\bar{X} = \frac{X_1 + X_2}{2}$ را محاسبه کنید.

ب - میانگین و واریانس $\bar{X}$ را از روی توزیع آن محاسبه کنید.

ج - میانگین و واریانس جمعیت را پیدا کنید.

د - نمودار توزیع جمعیت (برای یک مشاهده X) و نمودار توزیع نمونه‌ای $\bar{X}$ را رسم کنید.

۲ جعبه‌ای پر از مهره‌های هم شکل است که یک سوم آنها با شماره ۲ و یک سوم با شماره ۴ و یک سوم با شماره ۶ مشخص شده‌اند.

الف - یک مهره استخراج می‌گردد اگر شماره آن X باشد، میانگین μ و انحراف معیار σ جمعیت را بیابید.

ب - نمونه‌ای مرکب از دو مهره با جایگذاری استخراج می‌شود. اگر $\bar{X}$ میانگین نمونه باشد، جدول توزیع احتمال $\bar{X}$ را به دست آورید و از روی آن میانگین و واریانس $\bar{X}$ را حساب کنید.

ج - قسمت (ب) را برای نمونه‌ای متشکل از ۳ مهره حل کنید.

۳ اندازه‌گیری قطر گام نوعی پیچ دارای توزیع نرمال با میانگین 0.4008 و انحراف معیار 0.0003 است. حدود مشخصات طراحی به صورت 0.4 ± 0.001 اینج ارایه شده است. نمونه

های ۴ تایی از قطره‌های گام گرفته می‌شود. احتمال اینکه میانگین نمونه در داخل حدود مشخصات قرار گیرد را بیابید. احتمال تجاوز میانگین از 0.4005 را بیابید.

۴ عرض یک شکاف که بر یک قطعه از آلایژ آلومینیوم که با ریخته‌گری تولید می‌شود، توزیع نرمال با میانگین 0.9 و انحراف معیار 0.2 دارد. حدود مشخصات طراحی عبارت از 0.9 ± 0.005 اینج است. هر ساعت نمونه‌هایی ۵ تایی از آلایژ ریخته‌گری گرفته شده و میانگین آن محاسبه می‌شود. چند درصد از این میانگین‌های نمونه در خارج از حدود مشخصات طراحی قرار می‌گیرند؟ حدود را طوری تعیین کنید که درصد میانگین‌های نمونه که خارج از حدود قرار می‌گیرند معادل 0.27 درصد باشد.

۵ مقدار پولی که مردم شهر معینی در کیف خود دارند بطور متوسط 9000 تومان با انحراف معیار 2500 تومان است. احتمال آنکه گروهی مرکب از 225 نفر به طور متوسط بیش از 9100 تومان همراه داشته باشند را بیابید.

۶ فرض کنید طول دانه‌های زنجیر دوچرخه‌ای به طور متوسط 0.50 اینج با انحراف معیار 0.04 اینج باشد. استانداردهای سازنده دوچرخه اقتضا می‌کند که زنجیر بین 0.49 و 0.50 اینج طول داشته باشد. اگر زنجیرها از 100 دانه درست شده باشند، چه نسبتی از آنها مطابق استاندارد می‌باشند؟

۷ اگر اندازه نمونه‌ای 36 و خطای استاندارد آن 2 باشد، اندازه نمونه چقدر باید باشد تا اینکه خطای استاندارد آن کاهش پیدا نموده و به $1/2$ برسد؟

۸ در فاصله (0.1) تعداد 75 عدد را به تصادف انتخاب می‌کنیم. نشان دهید احتمال اینکه معدل این عددها در فاصله $(0.45, 0.55)$ قرار گیرد تقریباً برابر 0.866 است.

۹ تعداد مکالمات تلفنی که از طریق مرکزی انجام می‌شود به طور متوسط 4 مکالمه در دقیقه است. احتمال تقریبی اینکه طی یک ساعت آینده حداقل 250 مکالمه از طریق این مرکز انجام شود را بیابید.

۱۰ وزن یک گلوله فلزی دارای میانگین 5.02 اونس و انحراف معیار 0.30 اونس است. احتمال اینکه مجموع وزن یک نمونه تصادفی 100 تایی انتخاب شده از این نوع گلوله‌های فلزی (الف) بین 496 تا 500 اونس (ب) بیش از 510 اونس باشد را بیابید.

۱۱ پژوهشگری می‌خواهد میانگین جمعیتی را با استفاده از نمونه‌ای برآورد کند. وی مایل است

نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد تا احتمال اینکه تفاوت میانگین نمونه از میانگین جمعیت بیشتر از ۲۵ درصد انحراف استاندارد نباشد، ۰/۹۵ باشد. نمونه را بایستی چقدر بزرگ بگیرد؟

۱۲ اندازه قد مردان در یک جمعیت دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۶۷ و انحراف معیار ۳ سانتیمتر می باشد.

الف - اگر ۱۰۰ نفر به طور مستقل از این جمعیت انتخاب شوند احتمال اینکه حداقل ۵۵ نفر آنها طول قدشان کمتر از ۱۶۷ سانتیمتر باشد را بیابید.

ب - اگر ۱۰۰ نفر به طور مستقل از این جمعیت انتخاب شوند احتمال اینکه میانگین قد این ۱۰۰ نفر بیش از ۱۶۷/۶ سانتیمتر باشد را بیابید.

۱۳ قد ۱۰۰۰ دانشجو دارای توزیع نرمال با میانگین ۶۸/۵ اینچ و انحراف معیار ۲/۷ اینچ است. اگر ۲۰۰ نمونه تصادفی ۲۵ تایی از این جمعیت اختیار گردد. مطلوب است

الف - میانگین و واریانس توزیع نمونه ای میانگین را به دست آورید.

ب - تعداد میانگین نمونه را که در فاصله ۶۷/۹ تا ۶۹/۲ قرار می گیرند را به دست آورید.

۱۴ مطلوب است محاسبه مقادیر زیر

$$X_{0.95}^2(15), X_{0.90}^2(24), X_{0.70}^2(40), X_{0.20}^2(17), X_{0.05}^2(28)$$

۱۵ اگر متغیر تصادفی X دارای توزیع مربع-کای با ۵ درجه آزادی باشد، مطلوب است محاسبه اعداد a و b در هر یک از حالات زیر

$$\text{الف - } P(X > b) = 0.05 \quad \text{ب - } P(X < a) = 0.10$$

$$\text{ج - } P(X > b) = 0.01 \quad \text{د - } P(a < X < b) = 0.95$$

۱۶ یک نمونه تصادفی ۱۰ تایی از یک جمعیت نرمال با واریانس ۴۲/۵ گرفته شده است، احتمال اینکه انحراف استاندارد نمونه بین ۳/۱۴ و ۸/۹۴ باشد را پیدا کنید.

۱۷ طول عمر لامپهای تصویر تلویزیون ساخت کارخانه ای دارای توزیع نرمال با میانگین ۲۰۰۰ ساعت و انحراف معیار ۶۰ ساعت است. اگر ۱۰ لامپ تصویر تلویزیون ساخت این کارخانه به طور تصادفی انتخاب شود، احتمال اینکه انحراف استاندارد این ۱۰ لامپ (الف) بیش از ۵۰ ساعت نباشد، (ب) بین ۵۰ و ۷۰ ساعت باشد را بیابید.

۱۸ احتمال اینکه یک نمونه تصادفی ۲۰ تایی از یک جمعیت نرمال با واریانس $\frac{19}{3}$ دارای واریانس

نمونه بین ۶/۱ و ۱۴/۶ باشد را بیابید.

۱۹ فرض کنید $X_1, X_2, \dots, X_n$ نمونه ای تصادفی از جمعیت نرمال استاندارد باشند، $P(\sum_{i=1}^n X_i^2 < 18/3) = 2/56$ را حساب کنید.

۲۰ مطلوب است محاسبه مقادیر زیر

$$t_{0.90}(15), t_{0.95}(20), t_{0.975}(30), t_{0.80}(50), t_{0.90}(70)$$

۲۱ اگر متغیر تصادفی X دارای توزیع t با ۹ درجه آزادی باشد، مطلوب است محاسبه عدد a در هر یک از حالت های زیر

$$\text{الف - } P(X > a) = 0.05 \quad \text{ب - } P(X < a) = 0.01$$

$$\text{ج - } P(-a < X < a) = 0.95 \quad \text{د - } P(-a < X < a) = 0.99$$

۲۲ یک نمونه تصادفی ۲۵ تایی از یک جمعیت نرمال با حد متوسط ۸۰ و انحراف معیار ۵ انتخاب شده است. یک نمونه تصادفی ۳۶ تایی از یک جمعیت نرمال دیگری با حد متوسط ۷۵ و انحراف معیار ۳ انتخاب شده است. احتمال اینکه میانگین نمونه محاسبه شده از نمونه ۲۵ تایی حداقل ۳/۴ از میانگین نمونه محاسبه شده از نمونه ۳۶ تایی بیشتر و از ۵/۹ کوچکتر باشد را بیابید.

۲۳ از دو جمعیت نرمال با میانگین های مساوی و واریانسهای ۵۰ و ۴۰، دو نمونه تصادفی ۱۰۰ تایی به طور مستقل انتخاب کرده ایم. احتمال اینکه تفاضل میانگین ها بیش از ۲ باشد را بیابید.

۲۴ لامپهای الکتریکی ساخت کارخانه A دارای طول عمر متوسط ۱۴۰۰ ساعت و انحراف معیار ۲۰۰ ساعت است. لامپهای الکتریکی ساخت کارخانه B دارای طول عمر متوسط ۱۲۰۰ ساعت و انحراف معیار ۱۰۰ ساعت است. اگر از لامپهای ساخت هر کارخانه، یک نمونه تصادفی ۱۰۰ تایی مستقل از یکدیگر انتخاب کنیم و مورد آزمایش قرار دهیم، مطلوب است محاسبه احتمال اینکه متوسط عمر لامپهای انتخابی از کارخانه A حداقل

الف - ۱۶۰ ساعت بیش از متوسط عمر لامپهای انتخابی از کارخانه B باشد.

ب - ۲۵۰ ساعت بیش از متوسط عمر لامپهای انتخابی از کارخانه B باشد.

۲۵ فرض کنید $\bar{X}_1$ و $\bar{X}_2$ میانگین های دو نمونه به اندازه n از جمعیتی با واریانس σ^2 باشند. مقدار n را چنان تعیین کنید تا احتمال اینکه این دو میانگین نمونه بیشتر از σ اختلاف داشته باشند تقریباً ۰/۰۱ باشد.

۲۶ فرض کنید در دو جمعیت میانگین مصرف روزانه پروتئین به ترتیب ۱۲۵ و ۱۰۰ گرم باشد. اگر مقادیر مصرف روزانه پروتئین در دو جمعیت دارای توزیع نرمال با انحراف معیار ۱۵ گرم باشد، احتمال اینکه نمونه‌های تصادفی و مستقل ۲۵ نفری از هر جمعیت، دارای تفاوت بین میانگین‌های نمونه کمتر از ۱۲ گرم باشد را بیابید.

۲۷ میانگین نمره هوش دانشجویان سال اول، در یک کالج بخصوص ۵۴۰ با انحراف معیار ۵۰ است. احتمال اینکه دو گروه از دانشجویان انتخابی به طور تصادفی به ترتیب شامل ۳۲ و ۵۰ دانشجو در حد متوسط نمره‌هایشان (الف) بیش از ۲۰ نمره، (ب) مقداری بین ۵ و ۱۰ نمره، فرق داشته باشند را بیابید.

۲۸ میانگین و انحراف معیار نمرات درس آمار دانشجویان یک دانشگاه به ترتیب ۷۲ و ۸ می‌باشد. دو نمونه تصادفی مستقل ۳۶ و ۴۰ تایی انتخاب می‌کنیم، احتمال اینکه تفاضل میانگین نمرات این دو نمونه بین ۲ و ۵ باشد را بیابید.

۲۹ یک نوع گلوله فلزی ساخت کارخانه‌ای به طور متوسط دارای وزن ۵۰/۰ اونس با انحراف معیار ۲/۰ اونس است. مطلوب است محاسبه احتمال اینکه دو بسته ۱۰۰۰ تایی از این نوع گلوله‌ها بیش از ۲ اونس با یکدیگر تفاوت وزنی داشته باشند.

۳۰ مقادیر زیر را محاسبه کنید

$$F_{0.95}(7, 15), F_{0.95}(15, 7), F_{0.99}(24, 19), F_{0.99}(19, 24), F_{0.90}(28, 12)$$

۳۱ از دو جمعیت نرمال با واریانسهای ۲۰ و ۳۰ به ترتیب نمونه‌های تصادفی ۸ و ۱۰ تایی انتخاب کرده‌ایم. احتمال اینکه واریانس نمونه اول بیش از ۲ برابر واریانس نمونه دوم باشد را بیابید.

۳۲ اگر نمونه‌های تصادفی مستقل با اندازه‌های $n_1 = n_2 = 8$ از جمعیت‌های نرمال با واریانسهای یکسان به دست آمده باشند، احتمال اینکه یکی از این دو واریانس نمونه حداقل ۷ برابر بزرگتر از دیگری باشد را بیابید.

۳۳ اگر S_1^2 و S_2^2 به ترتیب واریانسهای دو نمونه تصادفی مستقل از دو جمعیت نرمال باشند و بدانیم که واریانس جمعیت دوم سه برابر واریانس جمعیت اول است و نمونه‌هایی به اندازه $n_1 = 8$ و $n_2 = 12$ انتخاب شده باشند، مطلوب است محاسبه

$$P(S_1 < \sqrt{1/63} S_2)$$

فصل هفتم

نظریه برآوردیابی

۱.۷ استنباط آماری

همانگونه که در فصل ششم اشاره شد هدف از یک بررسی آماری، جمع آوری و تنظیم اطلاعات از قسمتی از جمعیت و تجزیه و تحلیل و نتیجه‌گیری از روی آنها در مورد کل جمعیت می‌باشد. این تجزیه و تحلیل و نتیجه‌گیری را استنباط آماری می‌گویند.

تعریف ۱.۷ استنباط آماری روشی است که بوسیله آن براساس نتایج حاصله از نمونه انتخابی از جمعیت در مورد کل جمعیت یا پارامترهای ناشناخته جمعیت نتیجه‌گیریایی انجام می‌گیرد.

استنباط آماری دارای دو شاخه مهم زیر است

۱- برآورد پارامترهای مجهول جمعیت،

۲- آزمون فرضهای آماری در مورد پارامترهای مجهول جمعیت.

برآورد پارامتر مجهول جمعیت خود نیز به دو روش انجام می‌گیرد الف - برآورد نقطه‌ای، ب - برآورد فاصله‌ای. برای روشن شدن موضوع به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱.۱.۷ الف - یک بازرس می‌خواهد متوسط میزان پروتئین موجود در یک غذای کنسرو شده را تعیین کند. برای این منظور او یک نمونه n تایی از این غذای کنسرو شده را جمع آوری می‌کند و با اندازه‌گیری میزان پروتئین موجود در آنها و محاسبه متوسط این مقادیر می‌خواهد متوسط میزان پروتئین در کل کنسروها را تعیین کند. این عمل را برآوردیابی گویند.

ب- دو شرکت A و B یک نوع غذای کنسرو شده را تولید می کنند. شرکت A مدعی است که میزان پروتئین موجود در کنسروهای این شرکت از شرکت B بیشتر است. این ادعای شرکت A را یک فرض آماری گویند. با جمع آوری دو نمونه از این دو شرکت و مقایسه آنها ادعای شرکت A را رد یا قبول می کنیم که این عمل را آزمون فرض آماری گویند.

در این فصل به مبحث برآورد پارامترهای مجهول جمعیت خواهیم پرداخت و در فصل بعد مبحث آزمون فرضهای آماری را در نظر می گیریم.

۲.۷ برآورد پارامتر مجهول جمعیت

فرض کنید $X_1, X_2, \dots, X_n$ یک نمونه تصادفی n تایی با مقادیر مشاهده شده $x_1, x_2, \dots, x_n$ و x_n از جمعیت X با توزیع احتمال $f_\theta(x)$ باشند که این توزیع احتمال به پارامتر مجهول θ بستگی دارد. هدف از برآوردیابی یافتن کمیتی از روی مقادیر مشاهده شده $x_1, x_2, \dots, x_n$ و بعنوان تقریبی از پارامتر مجهول θ می باشد. این عمل به دو روش انجام می گیرد.

الف- برآورد نقطه ای در این روش از روی مقدار مشاهده شده $x_1, x_2, \dots, x_n$ یک نمونه تصادفی، تنها مقدار مشاهده شده یک آماره را بعنوان تقریبی از پارامتر مجهول جمعیت ارایه می دهیم. اگر بر اساس نمونه تصادفی $X_1, X_2, \dots, X_n$ آماره مورد نظر ما برای تخمین پارامتر مجهول $T = T(X_1, \dots, X_n)$ باشد آنگاه متغیر تصادفی $T = T(X_1, \dots, X_n)$ را یک برآوردگر^(۱) پارامتر θ و عدد $t = T(x_1, \dots, x_n)$ را یک برآورد^(۲) پارامتر θ گویند. برای مثال برای به دست آوردن متوسط قد افراد یک اداره اگر یک نمونه تصادفی چهار تایی X_1, X_2, X_3 و X_4 با مقادیر مشاهده شده $x_1 = 172, x_2 = 168, x_3 = 165$ و $x_4 = 175$ را جمع آوری کنیم آنگاه آماره $\bar{X} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 X_i$ یک برآوردگر میانگین قد افراد اداره یعنی μ است و مقدار مشاهده شده آن یعنی $\bar{x} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 x_i = 170$ یک برآورد نقطه ای μ است.

چون یک برآوردگر تابعی از نمونه تصادفی است بنابراین برای یک پارامتر مجهول می توان برآوردگرهای زیادی را معرفی کرد. حال این سؤال مطرح می شود که در بین

برآوردگرهای یک پارامتر کدامیک بهترین است. در پاسخ به این سؤال به تعاریف زیر توجه کنید.

تعریف ۲.۷ برآوردگر $T = T(X_1, \dots, X_n)$ را یک برآوردگر نااریب برای θ گویند هرگاه

$$E(T) = \theta \quad (۱.۷)$$

به عبارت دیگر اگر متوسط مقدار برآوردگر T به ازای نمونه های مختلف برابر پارامتر θ باشد، آنگاه T را برای θ نااریب گویند.

مثال ۱.۲.۷ فرض کنید $X_1, X_2, \dots, X_n$ یک نمونه تصادفی از جمعیتی با میانگین μ و واریانس σ^2 باشند.

الف - تحت چه شرطی برآوردگر $T = \sum_{i=1}^n a_i X_i$ که در آن a_i ها مقادیر ثابتی هستند، یک برآوردگر نااریب برای μ است.

ب - نشان دهید که واریانس نمونه $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ یک برآوردگر نااریب برای واریانس جمعیت σ^2 است.

حل الف - می دانیم که $E(X_i) = \mu, i = 1, 2, \dots, n$ و بایستی $E(T) = \mu$ باشد. بنابراین طبق قوانین امید ریاضی داریم که

$$\mu = E(T) = E\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i) = \sum_{i=1}^n a_i \mu = \mu \left(\sum_{i=1}^n a_i\right)$$

بنابراین با شرط $\sum_{i=1}^n a_i = 1$ ، برآوردگر T برای μ نااریب است. اگر قرار دهیم $a_i = \frac{1}{n}, i = 1, \dots, n$ آنگاه $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ برای μ نااریب است.

ب - به تمرین ۲ مراجعه کنید.

تعریف ۳.۷ اگر T_1 و T_2 دو برآوردگر نااریب θ باشند و $Var(T_1) < Var(T_2)$ آنگاه برآوردگر T_1 را کارآتر از برآوردگر T_2 گویند. بنابراین در بین برآوردگرهای نااریب θ آن برآوردگری که دارای کمترین واریانس باشد را کارآترین برآوردگر گویند.

مثال ۲.۲.۷ در مثال ۱.۲.۷ (الف) نشان دهید که در بین تمام برآوردگرهای $T = \sum_{i=1}^n a_i X_i$ با شرط $\sum_{i=1}^n a_i = 1$ ، برآوردگر $\bar{X}$ دارای کمترین واریانس است.

حل طبق خواص واریانس برای متغیرهای تصادفی مستقل داریم که

$$\begin{aligned} \text{Var}(T) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{Var}(X_i) = \sigma^2 \sum_{i=1}^n a_i^2 \\ &= \sigma^2 \sum_{i=1}^n \left(a_i - \frac{1}{n} + \frac{1}{n}\right)^2 = \sigma^2 \left[\sum_{i=1}^n \left(a_i - \frac{1}{n}\right)^2 + \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \left(a_i - \frac{1}{n}\right) + \frac{1}{n} \right] \\ &= \sigma^2 \left[\sum_{i=1}^n \left(a_i - \frac{1}{n}\right)^2 + \frac{1}{n} \right] \end{aligned}$$

مقدار درون کروشه موقعی کمترین مقدار خود را به دست می‌آورد که $\sum_{i=1}^n \left(a_i - \frac{1}{n}\right)^2 = 0$ یا $a_i = \frac{1}{n}, i = 1, \dots, n$ یعنی $\bar{X}$ در بین برآوردهای فوق دارای کمترین واریانس است.

ب- برآورد فاصله‌ای در برآورد نقطه‌ای موقعی برآوردگر $T = T(X_1, \dots, X_n)$ برای پارامتر θ یک برآوردگر خوب است که مقدار مشاهده شده آن یعنی برآورد $t = T(x_1, \dots, x_n)$ به پارامتر θ نزدیک باشد. اما چون با تغییر نمونه مقدار برآورد تغییر می‌یابد پس برآورد نقطه‌ای دارای خطای زیاد می‌باشد. بنابراین به جای برآورد نقطه‌ای می‌توان از برآورد فاصله که دارای خطای کمتری است استفاده کرد.

در روش برآورد فاصله‌ای، یک فاصله (L, U) از اعداد حقیقی را به عنوان تقریبی از پارامتر مجهول θ ارائه می‌دهیم که این فاصله با یک احتمال زیاد پارامتر θ را دربرداشته باشد. این فاصله را فاصله اطمینان گویند و اگر احتمال قرار گرفتن پارامتر θ در این فاصله $1 - \alpha$ باشد، آن را یک فاصله اطمینان $100(1 - \alpha)\%$ گویند. L را حد پائین فاصله و U را حد بالای فاصله و $1 - \alpha$ را ضریب اطمینان فاصله گویند. چگونگی به دست آوردن فاصله اطمینان در مثال زیر تشریح شده است.

مثال ۳.۲.۷ فرض کنید $X_1, X_2, \dots, X_n$ یک نمونه تصادفی از جمعیت نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 باشند. که در آن σ^2 مقداری معلوم (مثلاً $\sigma^2 = 4$) ولی μ پارامتر مجهول است. یک برآورد نقطه‌ای و یک فاصله اطمینان $100(1 - \alpha)\%$ برای μ پیدا کنید.

حل پارامتر μ میانگین کل جمعیت است بنابراین طبق مثالهای ۱.۲.۷ و ۲.۲.۷ معقول به نظر می‌رسد که آن را با میانگین نمونه $\bar{x}$ برآورد کنیم بنابراین برآوردگر نقطه‌ای μ عبارت است از

$$\hat{\mu} = \bar{X}$$

برای به دست آوردن یک فاصله اطمینان $100(1 - \alpha)\%$ برای μ بایستی فاصله (L, U) را به گونه‌ای تعیین کنیم که

$$P(L < \mu < U) = 1 - \alpha \quad (۲.۷)$$

برای این منظور ابتدا تابعی را تعیین می‌کنیم که بستگی به نمونه تصادفی و پارامترهای معلوم و مجهول جمعیت داشته باشد به طوری که توزیع این تابع به پارامترهای مجهول بستگی نداشته باشد. این تابع را **تابع محور می‌نامند**. با استفاده از مطالب بخش ۲.۶ تابع محور مناسب برای این مثال عبارت است از

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

حال برای به دست آوردن فاصله اطمینان برای μ اعداد $a < b$ را به گونه‌ای انتخاب می‌کنیم که

$$P\left(a < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < b\right) = 1 - \alpha$$

با توجه به شکل ۱.۷ نقطه b نقطه‌ای روی

محور افقی نمودار تابع چگالی نرمال استاندارد است

که مساحت زیر منحنی قبل از این نقطه $1 - \frac{\alpha}{2}$ می‌باشد. این نقطه را با $z_{1 - \frac{\alpha}{2}}$ نمایش می‌دهیم که از

جدول (III) قابل محاسبه است. نقطه a قرینه نقطه b

می‌باشد. با قرار دادن این مقادیر a و b در رابطه فوق داریم که

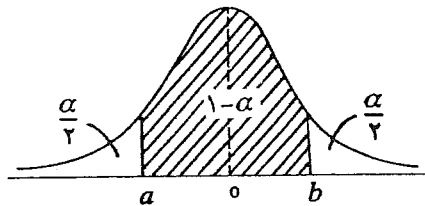
$$P\left(-z_{1 - \frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z_{1 - \frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

با حل نامساوی درون پرانتز نسبت به پارامتر μ داریم که

$$P\left(\bar{X} - z_{1 - \frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + z_{1 - \frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

با مقایسه این رابطه با رابطه (۲.۷) نتیجه می‌شود که یک فاصله اطمینان $100(1 - \alpha)\%$ برای

میانگین μ عبارت است از



شکل ۱.۷

$$\mu \in (\bar{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

در بخشهای بعد با استفاده از مطالب و مثالهای این بخش پارامترهای مختلف جمعیت را برآورد خواهیم کرد.

۳.۷ برآورد میانگین جمعیت

فرض کنید که از یک جمعیت X با میانگین μ و واریانس σ^2 یک نمونه تصادفی به اندازه n انتخاب کرده باشیم و بخواهیم میانگین جمعیت یعنی μ را برآورد کنیم. طبق مطالب بخش قبل بهترین برآوردگر نقطه‌ای μ عبارت است از $\hat{\mu} = \bar{X}$. برای به دست آوردن یک فاصله اطمینان برای μ دو حالت زیر را در نظر می‌گیریم.

الف - واریانس جمعیت معلوم است در این حالت اگر جمعیت نرمال باشد آنگاه یک تابع محور مناسب عبارت است از

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1) \quad (3.7)$$

و بنابراین با انجام عملیات مشابه مثال ۳.۲.۷ داریم که

یک فاصله اطمینان $(1-\alpha)\%$ برای میانگین جمعیت نرمال μ موقعی که واریانس σ^2 معلوم است عبارت است از

$$\mu \in (\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

که در آن $\bar{x}$ میانگین نمونه تصادفی و $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ مقدار متغیر نرمال استاندارد است که سطح زیر منحنی در سمت چپ آن $1 - \frac{\alpha}{2}$ باشد.

توجه کنید که اگر جمعیت نرمال نباشد ولی $n \geq 30$ باشد آنگاه رابطه (۳.۷) هنوز به طور تقریبی برقرار است و در نتیجه فاصله اطمینان فوق یک فاصله اطمینان $(1-\alpha)\%$ برای μ است.

ب - واریانس جمعیت نامعلوم است در این حالت اگر جمعیت نرمال باشد آنگاه طبق مطالب بخش ۴.۶ یک تابع محور مناسب برای ساختن فاصله اطمینان برای μ عبارت است از

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{(n-1)} \quad (4.7)$$

حال با استفاده از این تابع محور و انجام عملیات مشابه با مثال ۳.۲.۷ و جایگزینی S به جای σ و $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ به جای $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ داریم که

یک فاصله اطمینان $(1-\alpha)\%$ برای میانگین جمعیت نرمال μ موقعی که واریانس σ^2 نامعلوم است عبارت است از

$$\mu \in (\bar{x} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}})$$

که در آن $\bar{x}$ و s به ترتیب میانگین و انحراف استاندارد نمونه تصادفی n تایی و $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ مقدار متغیر $t_{(n-1)}$ است که سطح زیر منحنی در سمت چپ آن $1 - \frac{\alpha}{2}$ باشد.

توجه کنید که برای محاسبه s^2 می‌توان از فرمول زیر استفاده کرد.

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right] \quad (5.7)$$

همچنین توجه کنید که اگر $n > 30$ باشد آنگاه $z_{1-\frac{\alpha}{2}} = t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ و بنابراین در حالتی که σ نامعلوم و $n > 30$ باشد می‌توان از فاصله اطمینان حالت (الف) با قرار دادن S به جای σ استفاده کرد.

مثال ۱.۳.۷ یک تولید کننده لامپهای روشنایی، لامپهایی را طول می‌کشد که انحراف معیار طول عمر آنها ۴۰ ساعت است. اگر یک نمونه تصادفی ۳۶ تایی دارای حد متوسط عمر ۸۷۰ ساعت باشند، یک برآورد نقطه‌ای و یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای حد متوسط عمر تمام لامپهای تولیدی این کارخانه را به دست آورید.

حل در این مثال $\bar{x} = 870$ ، $n = 36$ ، $\sigma = 40$ ، $1-\alpha = 0.95$ می‌باشد بنابراین برآورد نقطه‌ای عبارت است از $\hat{\mu} = \bar{x} = 870$ برای به دست آوردن فاصله اطمینان داریم که

$$1-\alpha = 0.95 \Rightarrow 1-\frac{\alpha}{2} = 0.975$$

و با استفاده از جدول (III) $z_{1-\frac{\alpha}{2}} = z_{0.975} = 1/96$ بنابراین

$$\mu \in (\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

$$= (870 - 1/96 \frac{40}{\sqrt{36}}, 870 + 1/96 \frac{40}{\sqrt{36}}) = (856/93, 883/07)$$

یعنی ۹۵ درصد اطمینان داریم که حد متوسط عمر تمام لامپهای تولیدی این کارخانه در فاصله فوق قرار دارد.

مثال ۲.۳.۷ اگر طول قد کارمندان یک اداره دارای توزیع نرمال باشد، یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای میانگین طول قد کارمندان این اداره پیدا کنید در حالیکه یک نمونه ۵ تایی از بین کارمندان انتخاب شده باشد و مقادیر ۱۶۵، ۱۷۵، ۱۷۰، ۱۶۰، ۱۸۰ به دست آمده باشد.

حل در این مثال σ نامعلوم است و $n=5$ ، $\sum_{i=1}^5 x_i = 850$ ، $\sum_{i=1}^5 x_i^2 = 144750$ و $1-\alpha = 0.95$ می باشد، بنابراین

$$\bar{x} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 x_i = \frac{850}{5} = 170$$

$$s^2 = \frac{1}{5-1} \left[\sum_{i=1}^5 x_i^2 - \frac{1}{5} \left(\sum_{i=1}^5 x_i \right)^2 \right] = \frac{1}{4} \left[144750 - \frac{(850)^2}{5} \right] = 62/5$$

و با استفاده از جدول (V) داریم که $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) = t_{0.975}(4) = 2/78$ در نتیجه

$$\mu \in (\bar{x} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}})$$

$$= (170 - 2/78 \sqrt{\frac{62/5}{5}}, 170 + 2/78 \sqrt{\frac{62/5}{5}}) = (160/17, 179/83)$$

یعنی ۹۵ درصد اطمینان داریم که میانگین طول قد کارمندان این اداره در فاصله فوق قرار دارد.

توجه کنید به کمک بعضی از ماشینهای محاسبه می توان به راحتی مقادیر $\bar{x}$ و s را به طور مستقیم محاسبه نمود.

خطای برآورد میانگین چون اغلب مقدار برآورد نقطه ای $\bar{x}$ دقیقاً مساوی μ نیست بنابراین برآورد نقطه ای دارای خطا است. با استفاده از حدود فاصله اطمینان می توان میزان این خطا یعنی $|\bar{x} - \mu|$ را در دو حالت زیر تعیین کرد.

الف - اگر واریانس σ^2 معلوم باشد آنگاه

$$-z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{x} - \mu < z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Rightarrow |\bar{x} - \mu| < z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

ب - اگر واریانس σ^2 نامعلوم باشد آنگاه

$$-t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} < \bar{x} - \mu < t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} \Rightarrow |\bar{x} - \mu| < t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}$$

بنابراین اگر $\bar{x}$ را به عنوان برآورد نقطه ای μ به کار ببریم آنگاه $(1-\alpha) \cdot 100\%$ مطمئن هستیم که

الف - خطای برآورد کمتر از $z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ است اگر σ معلوم باشد.

ب - خطای برآورد کمتر از $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}$ است اگر σ معلوم نباشد.

برای مثال در مثال ۲.۳.۷ چون $z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1/96 \frac{40}{\sqrt{36}} = 13/07$

بنابراین ۹۵ درصد مطمئن هستیم که خطای برآورد میانگین از ۱۳/۰۷ کمتر است.

تعیین اندازه نمونه در یک بررسی آماری یکی از مهمترین مراحل، تعیین اندازه نمونه n قبل از عمل نمونه گیری می باشد. اگر یک حداکثر مقدار خطای e برای برآورد میانگین μ برای نمونه گیر قابل تحمل باشد آنگاه بوسیله خطای برآورد می توان اندازه نمونه n را در دو حالت زیر تعیین کرد.

الف - اگر واریانس σ^2 معلوم باشد آنگاه

$$z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq e \Rightarrow n \geq (z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma / e)^2$$

ب - اگر واریانس σ^2 نامعلوم باشد آنگاه

$$t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} \leq e \Rightarrow n \geq (t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) s / e)^2$$

که در این حالت ابتداء به وسیله یک نمونه مقدماتی مقداری برای s به دست می آوریم و سپس اندازه نمونه واقعی n را از فرمول فوق محاسبه می کنیم. در هر دو حالت n را برابر کوچکترین عدد صحیح که در نامساویهای فوق صدق کند انتخاب می کنیم. بنابراین

اگر $\bar{x}$ را به عنوان برآورد نقطه‌ای μ به کار ببریم آنگاه $(1-\alpha) \cdot 100\%$ مطمئن هستیم که خطای برآورد از مقدار مشخص e کمتر است موقعی که اندازه نمونه از رابطه زیر محاسبه گردد

$$n \geq (z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma / e)^2 \quad \text{الف - اگر واریانس } \sigma^2 \text{ معلوم باشد}$$

$$n \geq (t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)s/e)^2 \quad \text{ب - اگر واریانس } \sigma^2 \text{ نامعلوم باشد}$$

مثال ۳.۳.۷ در مثال ۱.۳.۷ اگر بخواهیم با اطمینان ۹۵ درصد خطای برآورد حد متوسط طول عمر لامپها از ۱۰ ساعت کمتر باشد، اندازه نمونه را تعیین کنید.

$$\text{حل} \quad n \geq (z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma / e)^2 = \left(\frac{1/96 \times 40}{10} \right)^2 = 61/47$$

بنابراین اندازه نمونه بایستی $n=62$ باشد.

مثال ۴.۳.۷ در مثال ۲.۳.۷ اگر بخواهیم با اطمینان ۹۵ درصد خطای برآورد میانگین طول قد کارمندان اداره از ۵ سانتیمتر کمتر باشد، اندازه نمونه را تعیین کنید.

حل اگر داده‌های مثال ۲.۳.۷ را به عنوان یک نمونه مقدماتی در نظر بگیریم آنگاه $s^2 = 62/5$ و در نتیجه

$$n \geq (t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)s/e)^2 = \left(\frac{2/78}{5} \right)^2 \times 62/5 = 19/321$$

بنابراین اندازه نمونه بایستی $n=20$ باشد.

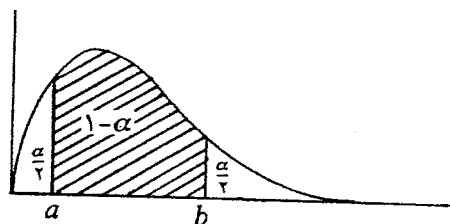
۴.۷ برآورد واریانس جمعیت

فرض کنید که از یک جمعیت نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 یک نمونه تصادفی به اندازه n انتخاب کرده باشیم و بخواهیم واریانس جمعیت یعنی σ^2 را برآورد کنیم. بهترین برآوردگر نقطه‌ای σ^2 عبارت است از واریانس نمونه $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ یعنی $\hat{\sigma}^2 = S^2$ برای به دست آوردن یک فاصله اطمینان برای σ^2 ، طبق مطالب بخش ۳.۶ تابع محور مناسب عبارت است از

$$Y = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(n-1)} \quad (۴.۷)$$

حال با استفاده از این تابع محور، اعداد a و b را چنان تعیین می‌کنیم که

$$P(a < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < b) = 1-\alpha$$



با توجه به شکل ۲.۷ مقادیر a و b عبارتند از

$$a = \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \quad b = \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$$

با قرار دادن این مقادیر در رابطه فوق و انجام عملیات مشابه مثال ۳.۲.۷ داریم که

شکل ۲.۷

یک فاصله اطمینان $(1-\alpha) \cdot 100\%$ برای واریانس جمعیت نرمال σ^2 عبارت است از

$$\sigma^2 \in \left(\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)} \right)$$

که در آن s^2 واریانس یک نمونه تصادفی n تایی است.

مثال ۱.۴.۷ طول یک لوله ساختمانی دارای توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 است. یک نمونه تصادفی ۲۵ تایی از لوله‌ها جمع آوری شده است و مقادیر $\sum_{i=1}^{25} x_i = 252/7$ و $\sum_{i=1}^{25} x_i^2 = 2579/7$ حاصل شده است. یک برآورد نقطه‌ای و یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای واریانس واقعی لوله‌ها به دست آورید.

حل با توجه به مقادیر داده شده و رابطه (۵.۷) داریم که

$$s^2 = \frac{1}{25-1} \left[2579/7 - \frac{(252/7)^2}{25} \right] = 1/06$$

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = 1/06$$

بنابراین برآورد نقطه‌ای σ^2 عبارت است از

همچنین با استفاده از جدول (IV) داریم که

$$1-\alpha = 0/90 \Rightarrow \begin{cases} \frac{\alpha}{2} = 0/05 \\ 1-\frac{\alpha}{2} = 0/95 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) = \chi^2_{0/05}(24) = 13/8 \\ \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) = \chi^2_{0/95}(24) = 36/4 \end{cases}$$

بنابراین

$$\sigma^2 \in \left(\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)} \right) = \left(\frac{24 \times 1/0.6}{36/4}, \frac{24 \times 1/0.6}{13/8} \right) = (0.699, 1.843)$$

یعنی ۹۰ درصد اطمینان داریم که واریانس واقعی لوله‌ها در فاصله فوق قرار دارد.

۵.۷ برآورد تفاضل میانگین دو جمعیت

فرض کنید دو جمعیت داریم که جمعیت اول دارای میانگین μ_1 و واریانس σ_1^2 و جمعیت دوم دارای میانگین μ_2 و واریانس σ_2^2 باشد. یک نمونه تصادفی n_1 تایی از جمعیت اول انتخاب کرده و میانگین نمونه آن را $\bar{X}_1$ و واریانس نمونه آن را S_1^2 می‌نامیم و یک نمونه تصادفی n_2 تایی از جمعیت دوم انتخاب کرده و میانگین نمونه آن را $\bar{X}_2$ و واریانس نمونه آن را S_2^2 می‌نامیم. همچنین فرض کنید که این دو نمونه تصادفی از یکدیگر مستقل باشند. می‌خواهیم اختلاف میانگین دو جمعیت یعنی $\mu_1 - \mu_2$ را برآورد کنیم. بهترین برآوردگر نقطه‌ای $\mu_1 - \mu_2$ عبارت از اختلاف میانگینهای دو نمونه می‌باشد یعنی

$$\mu_1 - \mu_2 = \bar{X}_1 - \bar{X}_2$$

برای به دست آوردن فاصله اطمینان برای $\mu_1 - \mu_2$ دو حالت زیر را در نظر می‌گیریم.

الف- واریانس دو جمعیت معلوم باشند در این حالت σ_1^2 و σ_2^2 مقادیر معلومی هستند. اگر دو جمعیت نرمال باشند، با توجه به مطالب بخش ۵.۶ و رابطه (۵.۶) تابع محور مناسب عبارت است از

$$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1) \quad (7.7)$$

حال با استفاده از این تابع محور و انجام عملیات مشابه مثال ۳.۲.۷ به دست می‌آوریم که

یک فاصله اطمینان $(1-\alpha) \times 100\%$ برای تفاضل میانگین دو جمعیت نرمال که

واریانسهای آنها معلوم است عبارت است از

$$\mu_1 - \mu_2 \in \left(\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, \bar{X}_1 - \bar{X}_2 + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right)$$

که در آن $\bar{X}_1$ و $\bar{X}_2$ به ترتیب میانگینهای نمونه‌های تصادفی n_1 تایی و n_2 تایی از دو جمعیت می‌باشند.

توجه کنید که اگر دو جمعیت نرمال نباشند اما $n_1 \geq 30$ و $n_2 \geq 30$ باشد آنگاه طبق مطالب بخش ۵.۶ رابطه (۷.۷) هنوز به طور تقریبی برقرار است و بنابراین فاصله اطمینان فوق نیز در این حالت یک فاصله اطمینان $(1-\alpha) \times 100\%$ برای $\mu_1 - \mu_2$ است.

ب- واریانس دو جمعیت نامعلوم اما مساوی باشند در این حالت $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ می‌باشد و بایستی ابتدا σ^2 یعنی واریانس مشترک دو جمعیت را با واریانس مشترک دو نمونه به صورت زیر برآورد کنیم.

$$\hat{\sigma}^2 = S_p^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \quad (8.7)$$

اگر دو جمعیت نرمال باشند آنگاه طبق مطالب بخش ۵.۶ و رابطه (۷.۶) تابع محور مناسب عبارت است از

$$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{(n_1+n_2-2)}$$

حال با استفاده از این تابع محور و انجام عملیات مشابه مثال ۳.۲.۷ به دست می‌آوریم که

یک فاصله اطمینان $(1-\alpha) \times 100\%$ برای تفاضل میانگین دو جمعیت نرمال که واریانسهای آنها نامعلوم اما مساوی هستند عبارت است از

$$\mu_1 - \mu_2 \in \left(\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2) S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \bar{X}_1 - \bar{X}_2 + t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2) S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right)$$

که در آن S_p^2 واریانس مشترک دو نمونه تصادفی n_1 و n_2 تایی از دو جمعیت می‌باشد.

توجه کنید که اگر $n_1 \geq 30$ و $n_2 \geq 30$ و جمعیتها غیر نرمال با واریانسهای نامعلوم باشند آنگاه می‌توان از فاصله اطمینان قسمت (الف) با قرار دادن S_1 و S_2 به جای σ_1 و σ_2 استفاده کرد.

مثال ۱.۵.۷ دو شرکت A و B لامپهای روشنایی تولید می‌کنند که به ترتیب دارای انحراف معیارهای ۲۷ و ۳۱ ساعت است. یک نمونه تصادفی ۴۰ تایی از لامپهای تولیدی هر شرکت انتخاب می‌کنیم و به ترتیب متوسط طول عمر لامپها برای این دو نمونه را ۶۴۹ و ۶۳۵ به دست می‌آوریم. با

ساختن یک فاصله اطمینان ۹۶ درصدی برای اختلاف متوسط طول عمر لامپهای دو شرکت، چه نتیجه‌ای به دست می‌آورد.

حل در این مثال $\sigma_1 = 27$, $\sigma_2 = 31$, $n_1 = n_2 = 40$, $\bar{x}_1 = 649$, $\bar{x}_2 = 635$ و $Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = Z_{0.98} = 2/0.54$ بنابراین طبق حالت (الف) داریم که

$$\mu_1 - \mu_2 \in \left(649 - 635 - 2/0.54 \sqrt{\frac{(27)^2}{40} + \frac{(31)^2}{40}}, 649 - 635 + 2/0.54 \sqrt{\frac{(27)^2}{40} + \frac{(31)^2}{40}} \right)$$

$$= (14 - 13/351, 14 + 13/351) = (0/649, 27/351)$$

چون تمامی فاصله مثبت است پس ۹۶ درصد اطمینان داریم که متوسط طول عمر لامپهای شرکت A از شرکت B بیشتر است.

مثال ۲.۵.۷ دو آزمایشگاه ۱ و ۲ به طور مستقل برای اندازه‌گیری چربی موجود در شیرهای پاستوریزه اقدام می‌نمایند. هر یک تعدادی نمونه انتخاب کرده و نتایج در جدول زیر ثبت شده است. با فرض نرمال بودن دو جمعیت و مساوی بودن واریانسها، یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای اختلاف میانگین چربی موجود در شیرهای دو کارخانه به دست آورید. چه نتیجه‌ای می‌گیرید؟

آزمایشگاه ۱	۳	۵	۷	۳	۸	۶	۸	۹	۴	۷
آزمایشگاه ۲	۹	۸	۸	۴	۷	۶	۸	۶		

حل از جدول فوق مقادیر زیر را به دست می‌آوریم

$$n_1 = 10, \sum x_{1i} = 60, \sum x_{1i}^2 = 402, \bar{x}_1 = 6, s_1^2 = 4/67$$

$$n_2 = 8, \sum x_{2i} = 56, \sum x_{2i}^2 = 410, \bar{x}_2 = 7, s_2^2 = 2/57$$

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{9(4/67) + 7(2/57)}{16} = 3/75$$

بنابراین

$$t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) = t_{0.975}(16) = 2/12$$

در نتیجه $s_p = 1/937$ و همچنین

بنابراین با استفاده از حالت (ب) داریم که

$$\mu_1 - \mu_2 \in \left(6 - 7 - 2/12(1/937) \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{8}}, 6 - 7 + 2/12(1/937) \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{8}} \right)$$

$$= (-1 - 1/948, -1 + 1/948) = (-2/948, 0/948)$$

چون فاصله شامل مقادیر منفی و مثبت است پس ۹۵ درصد اطمینان داریم که میانگین چربی موجود در شیرهای دو کارخانه با یکدیگر مساوی است.

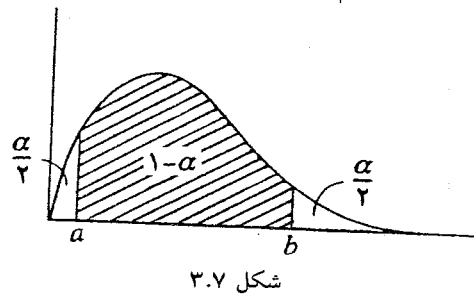
۶.۷ برآورد نسبت واریانس دو جمعیت

دو جمعیت بخش قیل و نمونه‌های تصادفی به دست آمده از آنها را در نظر بگیرید. در این بخش می‌خواهیم نسبت واریانس دو جمعیت یعنی $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ را برآورد کنیم. بهترین برآوردگر نقطه‌ای $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ عبارت از نسبت واریانسهای دو نمونه می‌باشد یعنی

$$\frac{\hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_1^2} = \frac{S_2^2}{S_1^2}$$

برای به دست آوردن یک فاصله اطمینان برای $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ اگر دو جمعیت نرمال باشند آنگاه طبق مطالب بخش ۶.۶ تابع محور مناسب عبارت است از

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1) \quad (9.7)$$



حال با استفاده از این تابع محور و توجه به شکل ۳.۷، با انجام عملیات مشابه مثال ۳.۲.۷ یک فاصله اطمینان $100(1-\alpha)\%$ برای $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \in \left(\frac{S_2^2}{S_1^2} F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1), \frac{S_2^2}{S_1^2} F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1) \right)$$

با توجه به اینکه $F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1) = \frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_2 - 1, n_1 - 1)}$ بنابراین به دست می‌آوریم که

یک فاصله اطمینان $(1-\alpha) \times 100\%$ برای نسبت واریانس دو جمعیت نرمال عبارت است از

$$\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \in \left(\frac{s_2^2}{s_1^2} F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_2-1, n_1-1), \frac{s_2^2}{s_1^2} F_{\frac{\alpha}{2}}(n_2-1, n_1-1) \right)$$

که در آن s_1^2 و s_2^2 به ترتیب واریانسهای نمونه‌های n_1 و n_2 تایی از دو جمعیت می‌باشند.

مثال ۱۰۶.۷ از یک درس یک کلاس صبح و یک کلاس بعد از ظهر تشکیل شده است. در آخر ترم از کلاس صبح ۸ نفر و از کلاس بعد از ظهر ۹ نفر به تصادف انتخاب کرده و از آنها امتحان بعمل آورده‌ایم و نتایج در جدول زیر یادداشت گردیده‌اند.

نمرات کلاس صبح	۱۲	۷	۱۵	۱۲	۱۰	۸	۷	۹	
نمرات کلاس بعد از ظهر	۱۰	۱۱	۵	۱۶	۱۸	۲	۹	۷	۳

فرض کنید نمرات دو کلاس از یکدیگر مستقل بوده و از توزیع نرمال پیروی کنند. یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای نسبت واریانسها و نسبت انحراف معیارهای نمرات دو کلاس به دست آورید. چه نتیجه‌ای می‌گیرید؟

حل از جدول فوق مقادیر زیر به دست می‌آیند

$$n_1=8, \sum x_{1i}=80, \sum x_{1i}^2=856, s_1^2=8$$

$$n_2=9, \sum x_{2i}=81, \sum x_{2i}^2=969, s_2^2=30$$

همچنین از جدول (VI) داریم که

$$1-\alpha=0.90 \Rightarrow \begin{cases} F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1, n_2-1)=F_{0.95}(7,8)=3/50 \\ F_{\frac{\alpha}{2}}(n_2-1, n_1-1)=F_{0.05}(8,7)=3/73 \end{cases}$$

بنابراین فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ عبارت است از

$$\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \in \left(\frac{30}{8} \times \frac{1}{3/73}, \frac{30}{8} \times \frac{3}{50} \right) = (1/0.05, 13/125)$$

حال اگر از مقادیر این فاصله جذر بگیریم فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای نسبت انحراف معیارها

یعنی $\frac{\sigma_2}{\sigma_1}$ به صورت زیر به دست می‌آید

$$\frac{\sigma_2}{\sigma_1} \in (1/0.03, 3/623)$$

چون این فاصله تماماً از یک بزرگتر است پس ۹۰ درصد اطمینان داریم که $\sigma_2 > \sigma_1$ می‌باشد.

۷.۷ تمرینات

۱ فرض کنید X_1 و X_2 دو برآوردگر نااریب و مستقل پارامتر θ با واریانسهای ۲ و ۳ باشند. اگر $T = a_1 X_1 + a_2 X_2$ آنگاه ضرایب a_1 و a_2 را به گونه‌ای پیدا کنید که T یک برآوردگر نااریب با کمترین واریانس برای θ باشد. با مقایسه واریانس برآوردگرهای X_1 و X_2 و T نتیجه بگیرید که کدامیک از این ۳ برآوردگر نااریب، بهتر می‌باشد.

۲ فرض کنید $X_1, X_2, \dots, X_n$ یک نمونه تصادفی n تایی از جمعیت X با میانگین μ و واریانس σ^2 باشند. اگر $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ و $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ به ترتیب میانگین و واریانس این نمونه باشند، مطلوب است

الف - نشان دهید که $E(\bar{X}) = \mu$ و $Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$

ب - نشان دهید که $S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - n(\bar{X} - \mu)^2 \right]$

ج - با استفاده از قسمت (ب) نشان دهید که $E(S^2) = \sigma^2$

۳ نمونه‌ای به اندازه ۲۵ لامپ روشنایی از یک دسته بزرگ از لامپهای ۴۰ واتی گرفته شده است و میانگین عمر لامپهای نمونه ۱۴۱۰ ساعت است. با فرض اینکه عمر لامپها دارای توزیع نرمال با انحراف معیار ۲۰۰ ساعت باشد، یک فاصله اطمینان ۹۵٪ برای میانگین عمر لامپهای این دسته به دست آورید.

۴ الف - از یک جمعیت نرمال با واریانس ۴ یک نمونه تصادفی به اندازه ۲۵ انتخاب کرده‌ایم و میانگین این نمونه ۲۰ شده است. یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای میانگین این جمعیت پیدا کنید.

ب - اگر بخواهیم طول فاصله اطمینان را به نصف کاهش دهیم، اندازه نمونه را چه مقدار باید انتخاب کنیم؟

ج- بیشترین خطایی را که ممکن است در تعیین فاصله اطمینان ۹۰ درصدی مرتکب شویم را به دست آورید.

۵ یک نوع خازن الکترونیکی بوسیله یک شرکت ساخته می شود و در طی سالها شرکت دریافتی است که طول عمر این خازنها دارای توزیع نرمال با انحراف معیار ۲۲۵ ساعت است. میانگین یک نمونه ۳۰ تایی از این خازنها برابر ۱۴۰۷/۵ ساعت است. یک فاصله اطمینان ۹۹ درصدی برای میانگین طول عمر خازنهای این شرکت به دست آورید.

۶ یک نشریه صنعت کامپیوتر می خواهد میانگین درآمد سهام عادی را در سال گذشته برای تمام شرکتهای نرم افزاری کامپیوتر برآورد کند. نمونه ای تصادفی به اندازه ۱۴ شرکت از بین این شرکتها انتخاب شده است و درآمد سهام عادی این شرکتها به شرح زیر می باشد.

۸/۳۷	۳۱/۳۸	-۶/۵۲	۲۴/۸۷	-۸/۴۷	۱۷/۷۸	-۳/۱۵
۷/۲۰	۱۵/۴۵	۲۴/۸۳	۰/۳۵	۱۱/۲۸	۲۱/۰۱	۲۶/۶۸

فرض کنید که درآمد سهام عادی این شرکتها از توزیع نرمال پیروی کند. برای میانگین درآمد سهام عادی، یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی به دست آورید.

۷ یک مطالعه آلودگی هوا در یک ایستگاه هواشناسی انجام گرفته است. مقادیر مواد آلی محلول در بنزین که در هوا معلق می باشد در هشت نمونه مختلف از هوا به صورت ۲/۲، ۱/۸، ۳/۱، ۲/۰، ۲/۴، ۲/۰، ۲/۱ و ۱/۲ بوده است. فرض کنید جمعیتی که از آن نمونه گرفته شده، نرمال باشد، یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای میانگین جمعیت به دست آورید.

۸ قطر ۲۰۰ بولبرینگ ساخت یک کارخانه اندازه گیری شده و میانگین ۰/۸۲۴ اینچ و انحراف استاندارد آن ۰/۴۲ اینچ بوده است.

الف- یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای میانگین قطر بولبرینگهای ساخت این کارخانه پیدا کنید.

ب- یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای واریانس قطر بولبرینگهای ساخت این کارخانه پیدا کنید.

۹ یک نمونه تصادفی ۸ تایی از یک نوع سیگار به طور متوسط ۱۸/۶ میلی گرم نیکوتین با انحراف استاندارد ۲/۴ میلی گرم دارد. با فرض نرمال بودن میزان نیکوتین در این نوع سیگار، یک فاصله

اطمینان ۹۹ درصدی برای حد متوسط واقعی نیکوتین این نوع سیگار پیدا کنید.

۱۰ یک سازنده ساعت می خواهد تغییرپذیری یک نوع ساعت ساخته شده را برآورد کند. برای این منظور یک نمونه از هشت ساعت را برای مدت ۴۸ ساعت به کار می اندازد. تعداد ثانیه هایی را که هر ساعت پس از ۴۸ ساعت عقب یا جلو افتاده است با یک ساعت دقیق اندازه می گیرد و نتایج ۶+، ۴-، ۷-، ۵+، ۹+، ۶-، ۳- و ۲+ را به دست می آورد. به فرض اینکه زمانهای ثبت شده برای این نوع ساعت به صورت نرمال توزیع شوند

الف- یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای میانگین زمانهای ثبت شده برای این نوع ساعت پس از ۴۸ ساعت به دست آورید.

ب- یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای انحراف معیار زمانهای ثبت شده برای این نوع ساعت پس از ۴۸ ساعت به دست آورید.

۱۱ یک نمونه تصادفی ۴۰ تایی از شبکه های شیمیایی، از بین ۲۰۰ عدد از این شبکه ها که انتظار می رود انحراف معیار وزنشان $\sigma = ۱۲/۲$ پوند باشد، استخراج شده و متوسط وزن نمونه ۲۴۰/۸ پوند به دست آمده است. اگر وزن متوسط همه ۲۰۰ شبکه با ۲۴۰/۸ پوند برآورد شود، با اطمینان ۹۹٪ حداکثر مقدار خطای برآورد را بیابید.

۱۲ یک جایگاه سوخت گیری برای کامیونها، یادداشتهای انواع داد و ستدها با مشتریانش را نگهداری کرده است. اگر نمونه ای از ۱۸ یادداشت میانگین فروشها را ۶۳/۸۴ گالن سوخت دیزل با انحراف استاندارد ۲/۷۵ گالن نشان دهد و مقدار ۶۳/۸۴ به عنوان برآورد متوسط فروش سوخت دیزل نسبت به هر مشتری در جایگاه به کار رود، با اطمینان ۹۹٪ حداکثر مقدار خطای برآورد را پیدا کنید.

۱۳ اگر $\bar{x}$ میانگین نمونه یک نمونه تصادفی به اندازه n از یک جمعیت نرمال با انحراف معیار ۰/۳ باشد، مقدار n را چنان تعیین کنید که فاصله اطمینان ۹۹ درصدی برای میانگین جمعیت به صورت $(\bar{x} + ۰/۱, \bar{x} - ۰/۱)$ باشد.

۱۴ یک متخصص مجرب می خواهد معلوم کند که به طور متوسط چه مدت برای کندن ۳ سوراخ در یک فلز معین لازم است. تعداد نمونه مورد نیاز برای رسیدن به اطمینان ۹۵٪ جهت اینکه میانگین نمونه او در فاصله ۱۵ ثانیه از حد متوسط واقعی قرار گیرد را پیدا نمایید. فرض کنید از مطالعات

قبلی $\sigma = 40$ را به دست آورده‌ایم.

۱۵ رئیس دانشکده‌ای می‌خواهد از میانگین نمونه تصادفی برای برآورد متوسط زمانی که طول می‌کشد، دانشجویان از کلاسی به کلاس بعدی بروند، استفاده کند و مایل است با اطمینان ۹۹٪ ادعا کند که خطای ماکزیمم ۲۵/۰ دقیقه است. اگر او از تجربه گذشته فرض کند که $\sigma = 1/40$ دقیقه است، اندازه نمونه را چقدر باید انتخاب کند.

۱۶ پژوهشگری پخش حرارت فلزات را مطالعه می‌کند، به این ترتیب که یک سرمیله فلزی را با یک منبع استاندارد به مدت ۱۰ ثانیه حرارت می‌دهد و آنگاه درجه حرارت سر دیگر میله را اندازه‌گیری می‌کند. درجه‌های حرارتی که برای ۵ فلز مورد آزمایش به دست آمده‌اند عبارت از ۲۱۶، ۲۲۱، ۲۲۰، ۲۱۸ و ۲۲۵ می‌باشد. اگر نمونه مشاهده شده از یک جمعیت نرمال باشند، یک فاصله اطمینان ۹۹ درصدی برای $\bar{x}$ و یک فاصله اطمینان ۹۹ درصدی برای σ به دست آورید.

۱۷ در تمرین ۹ یک فاصله اطمینان ۹۹ درصدی برای انحراف معیار واقعی نیکوتین این نوع سیگار به دست آورید.

۱۸ انحراف استاندارد طول عمر یک نمونه ۲۰۰ تایی از لامپهای الکتریکی ساخت یک کارخانه ۱۰۰ ساعت است. برای انحراف معیار طول عمر لامپهای ساخت این کارخانه یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی و ۹۹ درصدی به دست آورید.

۱۹ یک نمونه تصادفی ۱۵ تایی از یک جمعیت نرمال انتخاب و نتایج زیر به دست آمده است. یک فاصله اطمینان ۹۹ درصدی برای σ^2 به دست آورید.

۱۲/۷	۶/۶	۵/۶	۱۴/۳	۱۱/۴	۴/۳	۷/۲
۱۰/۸	۱۳/۸	۱۱/۲	۱۰	۱۲/۸	۷/۱	۱۴

۲۰ صفحه‌های پلاستیکی که توسط یک ماشین تولید می‌شوند به طور متناوب مورد بازرینی قرار می‌گیرند تا تفاوت‌های ضخامت آنها بررسی گردد. ناهمگنی در غلظت ماده‌ای که به کار می‌رود، وجود تفاوت‌هایی در ضخامت صفحه‌ها را غیرقابل اجتناب می‌سازد. در ده صفحه تولید شده در یک نوبت کاری، اندازه‌های ضخامت برحسب میلیمتر به قرار زیر بوده است

۲۲۶، ۲۲۸، ۲۲۶، ۲۳۰، ۲۲۵، ۲۲۹، ۲۲۷، ۲۲۸، ۲۳۲، ۲۲۵

یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای انحراف معیار واقعی ضخامت صفحه‌های تولید شده در این

نوبت کاری بسازید.

۲۱ میانگین یک نمونه ۱۰ تایی از $N(\mu_1, 225)$ برابر $170/2$ و میانگین یک نمونه ۱۲ تایی از $N(\mu_2, 226)$ که مستقل از اولی است برابر $176/7$ به دست آمده است. یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای $\mu_1 - \mu_2$ به دست آورید.

۲۲ یک نمونه تصادفی ۲۵ تایی از یک جمعیت نرمال با انحراف معیار ۵ دارای میانگین ۸۰ است. یک نمونه تصادفی دیگر ۳۶ تایی از جمعیت نرمال دیگری با انحراف معیار ۳ دارای میانگین ۷۵ است. یک فاصله اطمینان ۹۴ درصدی برای تفاضل میانگین این دو جمعیت به دست آورید. چه نتیجه‌ای می‌گیرید؟

۲۳ یک نمونه تصادفی ۱۵۰ تایی از لامپهای نوع A دارای میانگین ۱۴۰۰ ساعت و انحراف معیار ۱۲۰ ساعت است. یک نمونه تصادفی ۲۰۰ تایی از لامپهای نوع B دارای میانگین ۱۲۰۰ ساعت و انحراف معیار ۸۰ ساعت است. یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی و ۹۹ درصدی برای اختلاف میانگین دو نوع لامپ به دست آورید. چه نتیجه‌ای می‌گیرید؟

۲۴ دو ماشین A و B جعبه‌های ۸ گرمی از یک ماده را بسته بندی می‌کنند. با استفاده از تجربیات گذشته با این ماشینها می‌پذیریم که انحراف معیار وزن بسته‌های پر شده به وسیله ماشین A و B به ترتیب 0.04 و 0.05 گرم است. از جعبه‌های پر شده هر یک از ماشینها صد جعبه به تصادف انتخاب شده و نتایج زیر به دست آمده‌اند.

ماشین A: $n_A = 100$, $\bar{x}_A = 118$

ماشین B: $n_B = 100$, $\bar{x}_B = 115$

برای تفاضل میانگین وزنها پر شده با دو ماشین A و B یک فاصله اطمینان ۹۹ درصدی به دست آورید.

۲۵ داده‌های زیر نمونه‌ای از نمرات امتحان آمار دو گروه از دانشجویان می‌باشد.

گروه ۱	۲۲/۵	۲۵/۰	۳۰/۰	۲۷/۵	۲۰/۰
گروه ۲	۲۱/۵	۱۷/۵	۱۷/۰	۲۰/۰	

فرض کنید نمرات این دو گروه از یکدیگر مستقل بوده و هر یک دارای توزیع نرمال با واریانسهای مساوی باشند.

الف - یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای میانگین نمرات امتحان آمار گروه دوم تشکیل داده و آن را تعبیر کنید.

ب - با تشکیل یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای تفاضل میانگین نمرات دو گروه، نتیجه بگیرید که کدام گروه دارای میانگین نمره بهتری است.

۲۶ میزان تقاضا بر حسب کیلوگرم برای ۲ محصول X و Y دارای توزیع نرمال با واریانسهای یکسان می باشد. میزان تقاضا برای ۶ روز این دو محصول را جمع آوری و در جدول زیر ثبت کرده ایم

X	۳۰	۲۶	۳۰	۱۹	۲۶	۳۱
Y	۴۰	۳۴	۳۰	۲۹	۳۵	۴۲

آیا با اطمینان ۹۵ درصد می توان گفت که میانگین تقاضا برای محصول Y بیشتر از میانگین تقاضا برای محصول X است؟

۲۷ یک نمونه ۱۵ تایی از نوشابه های ساخت کارخانه A دارای میانگین ۶۰ و انحراف استاندارد ۳ می باشد. نمونه ۲۱ تایی از نوشابه های ساخت کارخانه B دارای میانگین ۵۸ و انحراف استاندارد ۲ است. فرض کنید دو جمعیت نرمال با واریانسهای مساوی باشند. یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای $\mu_A - \mu_B$ تعیین کنید.

۲۸ مفروضات زیر در رابطه با زمان نمایش فیلمهای تولید شده توسط دو شرکت تولید کننده فیلم است

شرکت ۱	۱۰۳	۹۴	۱۱۰	۶۷	۹۸		
شرکت ۲	۹۷	۸۲	۱۲۳	۹۲	۱۷۵	۸۸	۱۱۸

یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای اختلاف میانگین زمان نمایش فیلم دو شرکت به دست آورید. فرض کنید که توزیع زمان نمایش فیلم دو شرکت نرمال با واریانسهای یکسان باشد.

۲۹ یک شرکت سازنده لامپ روشنایی ده تا از لامپهای حاوی سیم نوع A و ده تا از لامپهای حاوی سیم نوع B را آزمایش می کند. نتیجه های زیر برای طول عمر این ۲۰ لامپ بر حسب ساعت به دست آمده اند

سیم A	۱۳۴۰	۱۴۹۷	۱۶۱۴	۱۳۸۰	۱۲۹۳	۱۰۲۸	۱۲۷۰	۱۰۹۴	۱۴۶۶	۱۶۴۳
سیم B	۱۰۹۲	۱۳۸۳	۱۰۶۵	۱۶۲۷	۱۰۶۱	۱۱۴۳	۱۰۱۷	۱۱۳۸	۱۰۲۱	۱۷۱۱

به فرض نرمال بودن جمعیتها و $\sigma_A^2 = \sigma_B^2 = \sigma^2$ ، برای تفاضل بین متوسط عمر لامپهای با سیم A و با سیم B یک فاصله اطمینان ۹۵٪ بیابید. آیا این نمونه ها فرض برابری میانگینها را تأیید می کند. ۳۰ نمرات زیر نمونه ای از نمرات درس آمار و احتمال در دو گروه ۱ و ۲ می باشد. فرض کنید نمرات دو کلاس دارای توزیع نرمال با واریانسهای مساوی باشند.

گروه ۱	۱۲	۱۰	۱۴	۱۳	۱۱		
گروه ۲	۱۷	۱۵	۱۴	۱۶	۱۷	۱۷	۱۶

الف - فاصله (۱۰/۹۲، ۱۳/۰۸) یک فاصله اطمینان چند درصدی برای میانگین نمرات گروه ۱ است؟

ب - آیا با اطمینان ۹۵ درصد می توان گفت که میانگین نمره گروه ۲ بیشتر از گروه ۱ است؟ چرا؟

۳۱ برای مقایسه نمرات امتحان آمار دو کلاس از هر کلاس یک نمونه انتخاب کرده ایم. فرض کنید از کلاس اول یک نمونه ۲۵ تایی انتخاب کرده و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (۱۲/۹۴، ۱۷/۰۶) برای میانگین نمرات این کلاس به دست آمده باشد و از کلاس دوم یک نمونه ۱۶ تایی انتخاب کرده و یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی (۱۰/۲۵، ۱۳/۷۵) برای میانگین نمرات این کلاس به دست آمده باشد. با فرض نرمال بودن نمرات دو کلاس و مساوی بودن واریانسها، یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای اختلاف میانگین نمرات دو کلاس به دست آورید. چه نتیجه ای می گیرید؟

۳۲ فرض کنید معدل دانشجویان دو دانشگاه A و B دارای توزیع نرمال باشد. در صورتی که دو نمونه تصادفی انتخابی از این دو دانشگاه به صورت زیر باشد، یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای $\frac{\sigma_A^2}{\sigma_B^2}$ به دست آورید.

A دانشگاه	۳	۳/۲	۲/۹	۳/۴	۲/۵	۲/۸	۳	۳/۳	۲/۷	۳/۱
B دانشگاه	۳	۲/۶	۳/۱	۳/۵	۳/۲	۳/۹	۲/۷			

۳۳ در تمرین ۲۸ یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای $\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$ تشکیل دهید.

۳۴ در تمرین ۳۰ یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ تشکیل دهید.

۳۵ آزمایشی برای تعیین غلظت دو نوع متفاوت بنزین سربدار و بدون سرب، نتایج زیر را به دست داده است

$$\text{نوع سربدار: } n_1 = 25, \bar{x}_1 = 35/84, s_1^2 = 130/4576$$

$$\text{نوع بدون سرب: } n_2 = 25, \bar{x}_2 = 30/60, s_2^2 = 53/604$$

به فرض نرمال بودن، یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای نسبت واریانسهای دو جمعیت به دست آورید.

۳۶ دو نمونه تصادفی با اندازه‌های ۲۵ و ۱۶ به ترتیب از دانشجویان پسر و دختری که در یک آزمون شرکت کرده‌اند را انتخاب کرده و مشاهده نموده‌ایم که میانگین نمرات دانشجویان پسر ۸۲ و واریانس آن ۶۴ است، در حالیکه میانگین نمرات دانشجویان دختر ۷۸ و واریانس آن ۴۹ می‌باشد. یک فاصله اطمینان ۹۸ درصدی برای نسبت انحراف معیار نمرات پسرها به دخترها به دست آورید. فرض کنید توزیع نمرات نرمال باشد.

فصل هشتم

آزمون فرضهای آماری

۱.۸ مفاهیم اولیه

در فصل قبل یکی از شاخه‌های استنباط آماری یعنی برآورد پارامتر مجهول جمعیت را مورد بررسی قرار دادیم. در این فصل یکی دیگر از شاخه‌های استنباط آماری یعنی آزمون فرضیه‌های آماری را مورد بررسی قرار می‌دهیم. ابتدا تعریف یک فرض آماری را می‌آوریم.

تعریف ۱.۸ یک فرض آماری ادعائی در مورد یک یا چند جمعیت مورد بررسی است که ممکن است درست یا نادرست باشد. به عبارت دیگر فرض آماری یک ادعا یا گزاره‌ای در مورد توزیع یک جمعیت یا توزیع یک متغیر تصادفی است.

برای درک مفهوم فرض آماری به مثال زیر توجه کنید.

مثال ۱.۱.۸ آزمایشی نشان داده است که میزان مؤثر بودن نوعی داروی استاندارد روی یک بیماری بخصوص ۶۰ درصد است. یک داروساز ادعا می‌کند که اثر داروی جدیدی که او ساخته است بیشتر از داروی استاندارد می‌باشد. این ادعای داروساز یک فرض آماری است. حال برای اینکه ادعای این داروساز را مورد بررسی قرار دهیم، بایستی این دارو را روی افراد بیمار جمعیت آزمایش کنیم و نتایج را مورد بررسی قرار دهیم. اما آزمایش این دارو روی تمامی افراد بیمار جمعیت معقولانه نمی‌باشد و بجای آن بایستی دارو را روی تعدادی از افراد بیمار جمعیت آزمایش کنیم که این تعداد افراد همان نمونه ما را تشکیل می‌دهند. بنابراین فرض کنید که این دارو را روی ۲۰ بیمار آزمایش کنیم و متغیر تصادفی X را برابر تعداد بیمارانی در بین ۲۰ بیمار در نظر بگیریم

که توسط داروی جدید معالجه شده‌اند. در این صورت $X \sim B(20, p)$ که در آن p مقداری نامعلوم و درصد مؤثر بودن داروی جدید است. مؤثر بودن داروی جدید به این معنی است که $p > 0.60$ است. بنابراین در رابطه با این سؤال که "آیا میزان مؤثر بودن داروی جدید بیشتر از داروی استاندارد است؟" دو حالت (دو فرض) زیر پیش می‌آید.

۱- داروی جدید بهتر از داروی استاندارد است $p > 0.60$

۲- داروی جدید بهتر از داروی استاندارد نیست $p \leq 0.60$

حال بایستی بوسیله اطلاعاتی که از نمونه به دست می‌آید در مورد درست بودن یا نبودن این فرضیات نتیجه‌گیری کنیم.

از دو فرضی را که در یک مسئله آزمون فرض مطرح می‌شود یکی را فرض صفر یا خنثی^(۱) گفته و آن را با H_0 نمایش داده و دیگری را فرض مقابل^(۲) گفته و آن را با H_1 نمایش می‌دهند. هرگاه بخواهیم یک ادعا را از طریق تأیید آن بوسیله اطلاعات حاصل از نمونه ثابت کنیم، خلاف آن ادعا را در فرض صفر H_0 و خود آن ادعا را در فرض مقابل H_1 قرار می‌دهیم. بنابراین در مثال ۱.۱.۸ با مسئله آزمون فرضهای زیر مواجه می‌شویم

$$\begin{cases} H_0 : p \leq 0.60 \\ H_1 : p > 0.60 \end{cases}$$

آزمون فرضهای آماری. در یک مسئله آزمون فرضهای آماری اگر اطلاعات به دست آمده از نمونه با فرض H_0 "ناسازگار" باشد در این صورت فرض H_0 را رد می‌کنیم و در مقابل فرض H_1 را می‌پذیریم و اگر اطلاعات به دست آمده از نمونه با فرض H_0 "سازگار" باشد در این صورت گوئیم که اطلاعات به دست آمده از نمونه دلیلی بر رد فرض H_0 ندارد و یا در حقیقت گوئیم فرض H_0 را می‌پذیریم. مثلاً در مثال ۱.۱.۸ اگر درصد افراد بهبود یافته در نمونه از ۶۰ درصد بیشتر باشد فرض H_0 را رد می‌کنیم و ادعای داروساز را می‌پذیریم و در مقابل اگر درصد افراد بهبود یافته در نمونه کمتر از ۶۰ درصد باشد آنگاه دلیلی بر رد فرض H_0 نداریم. در مسئله آزمون فرضها وقتی می‌گوئیم یک فرض آماری رد شده است به این معنی است که از روی نمونه انتخابی فرض آماری با قاطعیت رد شده است، اما وقتی گوئیم یک فرض آماری پذیرفته شده است به این معنی است که نمونه به دست آمده از جمعیت دلیلی بر رد کردن آن فرض آماری را به دست نمی‌دهد. بنابراین در

یک مسئله آزمون فرضها هدف ما رد کردن فرض H_0 و در نتیجه پذیرفتن فرض مقابل H_1 یعنی ادعای موردنظر می‌باشد.

ناحیه بحرانی و آماره آزمون برای انجام یک آزمون آماری نیاز به آماره و ناحیه بحرانی آزمون داریم که با ذکر یک مثال آنها را تشریح می‌کنیم.

مثال ۲.۱.۸ فرض کنید که یک داروی استاندارد ۲۵٪ در درمان یک بیماری مؤثر است و شخصی ادعا می‌کند که داروی ساخته شده توسط او ۵۰٪ در درمان آن بیماری مؤثر می‌باشد.

بنابراین برای تحقیق در صحت حرف این شخص با آزمون زیر مواجه می‌شویم

$$\begin{cases} H_0 : p = \frac{1}{4} \\ H_1 : p = \frac{1}{2} \end{cases}$$

حال این سؤال مطرح می‌شود که چگونه این آزمون را انجام دهیم. همانطور که قبلاً گفته شد، بایستی نمونه‌ای از بیماران را در نظر بگیریم و دارو را روی آنها آزمایش کنیم. فرض کنید که ۲۰ بیمار را انتخاب کنیم و متغیر تصادفی X را برابر تعداد بیماران بهبود یافته توسط داروی جدید در بین ۲۰ بیمار در نظر بگیریم. در این صورت اگر مقادیر مشاهده شده X کوچک باشد، مثلاً کمتر از ۸، آنگاه نمی‌توان H_0 را رد کرد زیرا در این صورت کمتر از ۴۰٪ افراد بیمار بهبود یافته‌اند و نمی‌تواند $p = \frac{1}{2}$ باشد. حال فرض کنید قرار داد کنیم که اگر مقادیر مشاهده شده X بزرگتر یا مساوی ۹ باشد آنگاه فرض H_0 را رد خواهیم کرد. یعنی اگر مقادیر مشاهده شده X متعلق به مجموعه $C = \{x | x \geq 9\}$ باشد آنگاه H_0 را رد کنیم و اگر چنین نبود H_0 را رد نکنیم. به این آماره X که بر اساس مقادیر مشاهده شده آن فرض H_0 را رد یا قبول می‌کنیم آماره آزمون گویند و به ناحیه C که کلیه مقادیر مربوط به رد فرض H_0 را به دست می‌دهد، ناحیه بحرانی آزمون گویند.

تعریف ۲.۸ آماره $T = T(X_1, \dots, X_n)$ که بر اساس مقادیر مشاهده شده آن یک فرض را رد یا قبول می‌کنیم آماره آزمون گویند و به مجموعه مقادیری از این آماره که به ازای آن فرض H_0 را بایستی رد کرد، ناحیه بحرانی آزمون گویند و با نماد C نمایش می‌دهند. متمم ناحیه بحرانی یعنی C' را ناحیه پذیرش آزمون گویند.

اگر ناحیه بحرانی C یک آزمون مشخص شود در این صورت با جمع آوری نمونه و محاسبه $T(x_1, \dots, x_n) \in C$ می‌توان آزمون آماری را به صورت زیر انجام داد. اگر $T(x_1, \dots, x_n) \in C$

آنگاه فرض H_0 را رد می‌کنیم و در غیر این صورت آن را می‌پذیریم.

بنابراین در مثال ۲.۱.۸ اگر $x \geq 9$ فرض H_0 را رد می‌کنیم و در غیر این صورت آن را می‌پذیریم.

خطاهای آزمون

آیا قضاوتی را که در مثال ۲.۱.۸ انجام دادیم بدون خطا می‌باشد؟ جواب این سؤال منفی است. زیرا ممکن است که واقعاً H_0 درست باشد یعنی داروی جدید نیز ۲۵٪ مؤثر باشد و ما مشاهده کنیم که در این نمونه ۲۰ بیماری ۱۰ بیمار بهبود یافته‌اند و در نتیجه فرض H_0 را رد کنیم. بنابراین ممکن است فرض H_0 درست باشد و ما آن را رد کنیم که این خطا را خطای نوع اول آزمون گویند. در مقابل ممکن است که فرض H_0 درست نباشد یعنی داروی جدید ۵۰٪ مؤثر باشد و ما مشاهده کنیم که ۶ بیمار از بین ۲۰ بیمار بهبود یافته‌اند و در نتیجه فرض H_0 را قبول کنیم. بنابراین ممکن است فرض H_0 نادرست باشد و ما آن را قبول کنیم که این خطا را خطای نوع دوم آزمون گویند. احتمال خطای نوع اول را با α نمایش می‌دهند و آن را **سطح معنی‌دار** یا **سطح تشخیص** آزمون گویند و احتمال خطای نوع دوم را با β نمایش می‌دهند. بنابراین

$$\begin{aligned}\alpha &= P(H_0 \text{ درست است} | T(X_1, \dots, X_n) \in C) = P(T(X_1, \dots, X_n) \in C | H_0 \text{ درست است}) \\ \beta &= P(H_1 \text{ درست است} | T(X_1, \dots, X_n) \notin C) = P(T(X_1, \dots, X_n) \notin C | H_1 \text{ درست است})\end{aligned}$$

توان آزمون احتمال رد کردن فرض H_0 در صورتی که فرض H_1 درست باشد یعنی احتمال رد کردن فرض H_0 به حق را توان آزمون گویند و با β^* نشان می‌دهند. بنابراین

$$\beta^* = P(H_1 \text{ درست است} | H_0 \text{ قبول شود}) = 1 - P(H_0 \text{ درست است} | H_1 \text{ درست است}) = 1 - \beta$$

مثال ۳.۱.۸ در مثال ۲.۱.۸ احتمال خطای نوع اول و دوم و توان آزمون را محاسبه کنید.

حل در مثال ۲.۱.۸ داشتیم که $C = \{x | x \geq 9\}$ و $X \sim B(20, p)$ بنابراین

$$\begin{aligned}\alpha &= P(X \in C | H_0 \text{ درست}) = P(X \geq 9 | p = \frac{1}{4}) \\ &= 1 - P(X \leq 8 | p = \frac{1}{4}) = 1 - 0.9591 = 0.0409 \\ \beta &= P(X \notin C | H_1 \text{ درست}) = P(X < 9 | p = \frac{1}{2})\end{aligned}$$

$$= P(X \leq 8 | p = \frac{1}{4}) = 0.2517$$

$$\beta^* = 1 - \beta = 1 - 0.2517 = 0.7483$$

بنابراین احتمال خطای نوع اول کم و احتمال خطای نوع دوم زیاد است.

مثال ۴.۱.۸ در مثال ۲.۱.۸ اگر ناحیه بحرانی به صورت $C = \{x | x \geq 8\}$ باشد، احتمال خطای نوع اول و دوم و توان آزمون را محاسبه کنید.

حل

$$\alpha = P(X \geq 8 | p = \frac{1}{4}) = 1 - P(X \leq 7 | p = \frac{1}{4}) = 1 - 0.8982 = 0.1018$$

$$\beta = P(X < 8 | p = \frac{1}{4}) = P(X \leq 7 | p = \frac{1}{4}) = 0.1316$$

$$\beta^* = 1 - 0.1316 = 0.8684$$

بنابراین احتمال خطای نوع اول افزایش یافت و در مقابل احتمال خطای نوع دوم کاهش یافت.

با مقایسه دو مثال بالا دیده می‌شود که با تغییر دادن ناحیه بحرانی نمی‌توان هم خطای نوع اول و هم خطای نوع دوم را همزمان کاهش داد. موقعی که یکی را کاهش می‌دهیم، دیگری افزایش می‌یابد و برعکس. بنابراین بایستی آن ناحیه بحرانی را انتخاب کنیم که با قراردادن یک حداکثر مقدار برای احتمال خطای نوع اول بتوان احتمال خطای نوع دوم را تا آنجا که ممکن است کاهش داد و یا به عبارتی تا آنجا که ممکن است توان آزمون را حداکثر کرد.

مثال ۵.۱.۸ فرض کنید $X \sim N(\mu, 4)$ و آزمون زیر را در نظر بگیرید

$$\begin{cases} H_0 : \mu = 0 \\ H_1 : \mu = 1 \end{cases}$$

یک نمونه تصادفی به اندازه $n=25$ از X در نظر می‌گیریم اگر ناحیه بحرانی به صورت $C = \{\bar{X} > c\}$ باشد، مقدار c را چنان تعیین کنید که $\alpha = 0.1$ باشد و احتمال خطای نوع دوم و توان آزمون را محاسبه کنید.

حل می‌دانیم که $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{4}{25})$ بنابراین

$$0.1 = \alpha = P(\bar{X} > c | \mu = 0) = P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{c - 0}{\frac{2}{5}}\right) = P(Z > 2.5c)$$

در نتیجه

$$P(Z \leq 2.5c) = 0.9 \Rightarrow 2.5c = z_{0.9} = 1/28 \Rightarrow c = \frac{1/28}{2.5} = 0.012$$

$$\beta = P(\bar{X} \leq C | \mu = 1) = P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{0.512 - 1}{\frac{2}{5}}\right) = P(Z < -1/22) = 0.1112$$

$$\beta^* = 1 - \beta = 1 - 0.1112 = 0.8888$$

انواع فرضیه‌ها فرضیه‌های آماری به طور کلی به دو دسته ساده و مرکب تقسیم می‌شوند. فرضی را ساده گوئیم که تحت آن فرض توزیع جمعیت کاملاً مشخص گردد. مثلاً در مثال ۵.۱.۸ فرض $\mu = 0$: H_0 یک فرض ساده می‌باشد. فرضی را مرکب گوئیم که تحت آن فرض توزیع جمعیت کاملاً مشخص نمی‌گردد. مثلاً در مثال ۱.۱.۸ فرض $p > 0.6$: H_1 یک فرض مرکب می‌باشد زیرا اگر این فرض درست باشد مقدار p دقیقاً مشخص نمی‌شود و در نتیجه توزیع جمعیت کاملاً مشخص نمی‌گردد.

آزمونهای یک طرفه و دو طرفه فرض کنید θ پارامتر مجهول جمعیت باشد و بخواهیم آزمونهایی در مورد این پارامتر انجام دهیم. آزمون هر فرضیه آماری که در آن فرضیه مقابل یک طرفه باشد، آزمون یک طرفه نامیده می‌شود. برای مثال اگر θ_0 مقدار ثابتی از θ باشد آنگاه هر یک از آزمونهایی زیر یک طرفه می‌باشند

$$\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta < \theta_0 \end{cases} \quad \begin{cases} H_0 : \theta \leq \theta_0 \\ H_1 : \theta > \theta_0 \end{cases}$$

آزمون هر فرضیه آماری که در آن فرضیه مقابل دو طرفه باشد یعنی

$$\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta \neq \theta_0 \end{cases}$$

یک آزمون دو طرفه نامیده می‌شود.

مراحل انجام یک آزمون با توجه به مطالب گفته شده در این بخش، برای انجام یک آزمون آماری بایستی مراحل زیر را طی کرد.

۱- تعیین فرضیه‌های صفر H_0 و مقابل H_1 .

۲- تعیین سطح معنی دار α که معمولاً آن را ۰/۰۵ یا ۰/۱ می‌گیرند.

۳- تعیین آماره آزمون $T = T(X_1, \dots, X_n)$ که معمولاً براساس برآوردگر نقطه‌ای پارامتر مجهول θ می‌باشد.

۴- تعیین ناحیه بحرانی آزمون C که بر اساس آماره آزمون، فرض مقابل آزمون و سطح

معنی دار α می‌باشد.

۵- محاسبه مقدار مشاهده شده آماره آزمون بر اساس نمونه تصادفی مشاهده شده $x_1, x_2, \dots, x_n$ و ...

۶- نتیجه‌گیری: اگر مقدار محاسبه شده آماره آزمون یعنی $T(x_1, \dots, x_n)$ در ناحیه بحرانی C قرار گرفت آنگاه فرض H_0 را رد می‌کنیم و در غیر این صورت فرض H_0 را قبول می‌کنیم.

در بخش بعد این مراحل را در انجام آزمون روی پارامترهای مختلف جمعیت پیکار می‌بریم.

۲.۸ آزمون فرضیه‌های آماری روی پارامترهای جمعیت

در این بخش با توجه به مطالب بیان شده در بخش قبل آزمون فرضیه‌های آماری روی میانگین و واریانس جمعیت در حالت‌های مختلف را انجام می‌دهیم. در ابتدا آزمون فرض روی میانگین یک جمعیت موقعی که واریانس جمعیت معلوم است را بررسی می‌کنیم.

فرض کنید که از یک جمعیت X با میانگین مجهول μ و واریانس معلوم σ^2 یک نمونه تصادفی $X_1, X_2, \dots, X_n$ انتخاب کرده باشیم و بخواهیم آزمونهایی روی میانگین μ انجام دهیم. برای این منظور ۳ حالت زیر را در نظر می‌گیریم.

الف در آزمون فرض $\begin{cases} H_0 : \mu = \mu_0 \\ H_1 : \mu > \mu_0 \end{cases}$ که در آن μ_0 مقداری معلوم است، اگر $\bar{X}$ برآوردگر μ مقادیر بزرگ را اختیار کند یعنی $\bar{X} > c$ آنگاه فرض H_0 را رد می‌کنیم. بنابراین ناحیه بحرانی آزمون به صورت $\bar{X} > c$ است که در آن c به گونه‌ای تعیین می‌گردد که سطح معنی دار آزمون برابر مقدار مشخص شده α باشد. یعنی

$$\alpha = P(\bar{X} > c | \mu = \mu_0)$$

حال اگر جمعیت نرمال باشد و یا اینکه نرمال نبوده اما $n \geq 30$ باشد آنگاه طبق مطالب بخش ۲.۶ داریم که

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

بنابراین برای تعیین c داریم که

$$\alpha = P(\bar{X} > c | \mu = \mu_0) = P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{c - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = P\left(Z > \frac{c - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right)$$

$$1-\alpha = P\left(\frac{c_1 - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{c_2 - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right) \quad \text{بنابراین}$$

$$\frac{c_2 - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = -\frac{c_1 - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = z_{1-\frac{\alpha}{2}} \quad \text{و در نتیجه}$$

$$\text{و یا } c_1 = \mu_0 - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ و } c_2 = \mu_0 + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ بنابراین ناحیه بحرانی به صورت}$$

$$\left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \right| > z_{1-\frac{\alpha}{2}} \quad \text{یا } \bar{X} < \mu_0 - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ یا } \bar{X} > \mu_0 + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ می باشد.}$$

بنابراین

$$\text{در آزمون} \quad \begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases} \quad \text{فرض } H_0 \text{ رد شود اگر و فقط اگر} \\ |Z| = \left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \right| > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

مثال ۱.۲.۸ یک کارخانه تولید کننده لامپهای روشنایی، لامپهایی تولید می کند که طول عمر آنها از توزیع نرمال با حد متوسط ۸۰۰ ساعت و انحراف معیار ۴۰ ساعت پیروی می کند. می خواهیم آزمون $\mu = 800$ در مقابل $\mu \neq 800$ را انجام دهیم. اگر یک نمونه تصادفی ۳۰ تایی از آن لامپها دارای حد متوسط طول عمر ۷۸۸ ساعت باشد، آزمون فوق را در سطح معنی دار ۰/۰۴ انجام دهید.

حل آزمون از نوع (ج) می باشد که در آن $\bar{x} = 788$ ، $\sigma = 40$ ، $n = 30$ ، $\mu_0 = 800$ و $\alpha = 0/04$ است بنابراین

$$z_{1-\frac{\alpha}{2}} = z_{0/98} = 2/05, \quad Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{788 - 800}{\frac{40}{\sqrt{30}}} = -1/643$$

چون $z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 2/05$ یا $1/643 < |Z| < 2/05$ بنابراین فرض H_0 رد نمی شود، یعنی حد متوسط طول عمر لامپها برابر ۸۰۰ ساعت است.

مثال ۲.۲.۸ تعداد زیادی از بیماران مبتلا به یک بیماری بخصوص را گرد آورده و گزارش کرده اند که مدت درمان بیماری به روش استاندارد دارای میانگین ۱۵ روز و انحراف معیار ۳ روز می باشد. ادعا شده که یک روش جدید می تواند مدت درمان را کوتاه تر کند و انحراف معیار درمان

$$\frac{c - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = z_{1-\alpha} \Rightarrow c = \mu_0 + z_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \text{در نتیجه}$$

$$\text{بنابراین ناحیه بحرانی آزمون به صورت } \bar{X} > \mu_0 + z_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ یا } \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{1-\alpha} \text{ می باشد.}$$

در نتیجه

$$\text{در آزمون} \quad \begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu > \mu_0 \end{cases} \quad \text{فرض } H_0 \text{ رد شود اگر و فقط اگر} \\ Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{1-\alpha}$$

توجه کنید که اگر فرض H_0 به صورت $H_0: \mu \leq \mu_0$ باشد، آنگاه می توان نشان داد که ناحیه بحرانی هنوز به صورت فوق می باشد.

$$\text{ب در آزمون فرض} \quad \begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{cases} \quad \text{اگر } \bar{X} \text{ مقادیر کوچک را اختیار کند یعنی } \bar{X} < c \text{ آنگاه}$$

فرض H_0 را رد می کنیم. بنابراین ناحیه بحرانی به صورت $\bar{X} < c$ است که در آن c با انجام عملیات مشابه قسمت (الف) برابر $c = \mu_0 - z_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ به دست می آید و بنابراین ناحیه بحرانی به صورت

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < -z_{1-\alpha} \text{ یا } \bar{X} < \mu_0 - z_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \text{ خواهد بود. بنابراین}$$

$$\text{در آزمون} \quad \begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{cases} \quad \text{فرض } H_0 \text{ رد شود اگر و فقط اگر} \\ Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < -z_{1-\alpha}$$

توجه کنید که اگر فرض H_0 به صورت $H_0: \mu \geq \mu_0$ باشد آنگاه می توان نشان داد که ناحیه بحرانی هنوز به صورت فوق می باشد.

$$\text{ج در آزمون فرض} \quad \begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases} \quad \text{اگر } \bar{X} \text{ مقادیر کوچک یا مقادیر بزرگ}$$

را اختیار کند یعنی $\bar{X} > c_1$ یا $\bar{X} < c_2$ آنگاه فرض H_0 را رد می کنیم. بنابراین ناحیه بحرانی به صورت $\bar{X} > c_1$ یا $\bar{X} < c_2$ است که در آن c_1 و c_2 به صورت زیر تعیین می گردند.

$$\alpha = P(\bar{X} < c_1 \text{ یا } \bar{X} > c_2 | \mu = \mu_0) \Rightarrow 1-\alpha = P(c_1 < \bar{X} < c_2 | \mu = \mu_0)$$

همان ۳ روز می باشد. برای روش جدید درمان را بر روی ۷۰ بیمار آزمایش کرده و میانگین مدت درمان ۱۴ روز شده است. آیا در سطح معنی دار ۰/۰۲۵ روش جدید بهتر است؟

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \mu = 15 \\ H_1: \mu < 15 \end{cases}$ مواجه هستیم، پس فرض H_0 را رد می کنیم در

صورتی که $Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < -z_{1-\alpha}$ از طرفی داریم که

$$\alpha = 0.025 \Rightarrow z_{1-\alpha} = z_{0.975} = 1.96$$

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{14 - 15}{\frac{3}{\sqrt{70}}} = -2.789$$

چون $-2.789 = Z < -z_{1-\alpha} = -1.96$ پس فرض H_0 رد می شود، یعنی میانگین مدت درمان روش جدید کمتر است.

برای آزمون فرض روی میانگین موقعی که واریانس نامعلوم است، آزمون فرض روی واریانس یک جمعیت، آزمون فرض روی تفاضل میانگین دو جمعیت و یا نسبت واریانس دو جمعیت نیز می توان با انجام عملیات مشابه حالتی (الف) تا (ج) نواحی بحرانی آزمون را تعیین کرد. حاصل این عملیات در جدولهای ۱.۸ و ۲.۸ ارائه گردیده است. در جدول ۱.۸ یک نمونه تصادفی n تایی از یک جمعیت نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 انتخاب شده و آزمونهایی روی μ یا σ^2 انجام گرفته است. در آزمونهای ۱ تا ۱۳ اگر $n \geq 30$ باشد فرض نرمال بودن جمعیت را می توان حذف کرد. در جدول ۲.۸ یک نمونه تصادفی n_1 تایی از جمعیت نرمال با میانگین μ_1 و واریانس σ_1^2 و یک نمونه تصادفی n_2 تایی از جمعیت نرمال دیگری با میانگین μ_2 و واریانس σ_2^2 انتخاب شده اند و این دو نمونه از یکدیگر مستقل هستند. سپس آزمونهایی روی تفاضل میانگین دو جمعیت و یا نسبت واریانس دو جمعیت انجام گرفته است. در آزمونهای ۱۰ تا ۱۲ اگر $n_1 \geq 30$ و $n_2 \geq 30$ باشد فرض نرمال بودن را می توان حذف کرد. در زیر مثالهایی از این آزمونها را می آوریم. توجه کنید اگر در مسئله ای مقدار α مشخص نشده باشد آن را ۰/۰۵ در نظر می گیریم.

شماره آزمون	H_0	H_1	آماره آزمون	ناحیه بحرانی
۱	$\mu = \mu_0$ یا $\mu \leq \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$ ، معلوم σ	$Z > z_{1-\alpha}$
۲	$\mu = \mu_0$ یا $\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$ ، معلوم σ	$Z < -z_{1-\alpha}$
۳	$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$ ، معلوم σ	$ Z > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$
۴	$\mu = \mu_0$ یا $\mu \leq \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ ، نامعلوم σ	$T > t_{1-\alpha}(n-1)$
۵	$\mu = \mu_0$ یا $\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ ، نامعلوم σ	$T < -t_{1-\alpha}(n-1)$
۶	$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ ، نامعلوم σ	$ T > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$
۷	$\sigma^2 = \sigma_0^2$ یا $\sigma^2 \leq \sigma_0^2$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	$X^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$X^2 > \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$
۸	$\sigma^2 = \sigma_0^2$ یا $\sigma^2 \geq \sigma_0^2$	$\sigma^2 < \sigma_0^2$	$X^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$X^2 < \chi_{\alpha}^2(n-1)$
۹	$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$X^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$X^2 > \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ یا $X^2 < \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$

جدول ۱.۸ آزمونهای آماری روی میانگین و واریانس یک جمعیت نرمال

مثال ۳.۲.۸ نمونه تصادفی از پرونده‌های فراوان شرکتی نشان می‌دهد که سفارشات برای قطعه معینی از ماشینها به ترتیب در ۱۰، ۱۲، ۱۹، ۱۴، ۱۵، ۱۸، ۱۱ و ۱۳ روز بایگانی شده است. اگر تعداد روزهای بایگانی از توزیع نرمال پیروی کند، آیا در سطح معنی دار ۰/۰۱ می‌توان ادعا کرد که میانگین زمان بایگانی چنین سفارشات از ۱۰/۵ روز بیشتر است؟

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \mu = 10/5 \\ H_1: \mu > 10/5 \end{cases}$ مواجه هستیم که در آن σ^2 نامعلوم است. بنابراین از آزمون شماره ۴ استفاده می‌کنیم. از داده‌ها به دست می‌آوریم که $n=8$ ، $\sum x_i = 112$ و $\sum x_i^2 = 1640$ بنابراین

$$\bar{x} = \frac{112}{8} = 14, \quad s^2 = \frac{1}{7} \left[1640 - \frac{(112)^2}{8} \right] = 10/286$$

$$\alpha = 0/01 \Rightarrow t_{1-\alpha}(n-1) = t_{0/99}(7) = 3/0$$

$$T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{14 - 10/5}{\sqrt{\frac{10/286}{8}}} = 3/087$$

چون $3/087 = T > t_{1-\alpha}(n-1) = 3/0$ پس فرض H_0 رد می‌شود، یعنی میانگین زمان بایگانی بیش از ۱۰/۵ روز است.

مثال ۴.۲.۸ یک تولیدکننده قطعات پیش ساخته مدعی است که انحراف معیار مقاومت محصولات او برابر ۱۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع است. یک نمونه تصادفی ۱۰ تایی از این محصولات نتایج $\bar{x} = 312$ و $s^2 = 195$ را به دست داده است. اگر اندازه مقاومت این محصولات دارای توزیع نرمال باشند، آیا نتایج به دست آمده با ادعای تولیدکننده سازگار است؟ سطح معنی دار را ۰/۰۵ بگیرد.

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \sigma^2 = 100 \\ H_1: \sigma^2 \neq 100 \end{cases}$ مواجه هستیم بنابراین از آزمون شماره ۹ استفاده می‌کنیم. در نتیجه

$$X^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{9(195)}{100} = 17/55$$

$$\alpha = 0/05 \Rightarrow \chi_{\alpha/2}^2(n-1) = \chi_{0/25}^2(9) = 16/919, \quad \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1) = \chi_{0/75}^2(9) = 19/023$$

شماره آزمون	H_0	H_1	آماره آزمون	ناحیه بحرانی
۱۰	$\mu_1 - \mu_2 = d_0$ یا $\mu_1 - \mu_2 \leq d_0$	$\mu_1 - \mu_2 > d_0$	$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$ معلوم σ_1^2 و σ_2^2	$Z > z_{1-\alpha}$
۱۱	$\mu_1 - \mu_2 = d_0$ یا $\mu_1 - \mu_2 \geq d_0$	$\mu_1 - \mu_2 < d_0$	$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$ معلوم σ_1^2 و σ_2^2	$Z < -z_{1-\alpha}$
۱۲	$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$\mu_1 - \mu_2 \neq d_0$	$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$ معلوم σ_1^2 و σ_2^2	$ Z > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$
۱۳	$\mu_1 - \mu_2 = d_0$ یا $\mu_1 - \mu_2 \leq d_0$	$\mu_1 - \mu_2 > d_0$	$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ ولی نامعلوم $\sigma_1 = \sigma_2$	$T > t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$
۱۴	$\mu_1 - \mu_2 = d_0$ یا $\mu_1 - \mu_2 \geq d_0$	$\mu_1 - \mu_2 < d_0$	$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ ولی نامعلوم $\sigma_1 = \sigma_2$	$T < -t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$
۱۵	$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$\mu_1 - \mu_2 \neq d_0$	$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ ولی نامعلوم $\sigma_1 = \sigma_2$	$ T > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)$
۱۶	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ یا $\sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 > \sigma_2^2$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	$F > F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
۱۷	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ یا $\sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	$F < F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
۱۸	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	یا $F < F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ یا $F > F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$

جدول ۲.۸ آزمونهای آماری روی تفاضل میانگینها و نسبت واریانسهای دو جمعیت نرمال

چون $17/55 = X^2 / \chi^2_{1-\alpha}(n-1) = 19/0$ و $17/55 = X^2 / \chi^2_{\alpha}(n-1) = 2/70$ پس فرض H_0 رد نمی شود یعنی نتایج با ادعای تولید کننده سازگار است.

مثال ۵.۲.۸ یک نمونه تصادفی به اندازه ۳۶ از یک جمعیت با انحراف معیار ۵/۲ دارای میانگین ۸۱ است. یک نمونه تصادفی دیگر به اندازه ۴۹ از یک جمعیت دیگر با انحراف معیار ۳/۴ دارای میانگین ۷۶ است. آیا در سطح معنی دار ۰/۰۶ میانگین این دو جمعیت با هم برابر است؟

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 \\ H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \end{cases}$ مواجه هستیم که واریانسها معلوم می باشند.

بنابراین از آزمون شماره ۱۲ با $d_0 = 0$ استفاده می کنیم. از اطلاعات مسئله داریم که

$$n_1 = 36, \sigma_1 = 5/2, \bar{x}_1 = 81$$

$$n_2 = 49, \sigma_2 = 3/4, \bar{x}_2 = 76$$

$$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{81 - 76 - 0}{\sqrt{\frac{(5/2)^2}{36} + \frac{(3/4)^2}{49}}} = 5/33$$

بنابراین

$$\alpha = 0/06 \Rightarrow z_{1-\alpha/2} = z_{0/97} = 1/88$$

چون $5/33 = |Z| > z_{1-\alpha/2} = 1/88$ پس فرض H_0 رد می شود، یعنی $\mu_1 \neq \mu_2$ و چون $Z = 5/33 > 1/88$ بنابراین نتیجه می شود که $\mu_1 > \mu_2$ است.

مثال ۶.۲.۸ دو گروه ۴۰ نفری برای انجام یک آزمایش انتخاب شده اند، گروه اول را با رژیم غذایی A و گروه دوم را با رژیم غذایی B مورد آزمایش قرار داده ایم. میانگین و انحراف استاندارد کاهش وزن در رژیم غذایی A به ترتیب ۱۱ و ۴/۳ کیلوگرم و در رژیم غذایی B به ترتیب ۸ و ۵/۷ کیلوگرم بوده است. در سطح معنی دار ۰/۰۵ آیا می توان ادعا کرد که میانگین کاهش وزن بوسیله رژیم غذایی A از میانگین کاهش وزن بوسیله رژیم غذایی B به اندازه حداقل یک کیلوگرم بیشتر است؟ فرض کنید کاهش وزن دو نوع رژیم دارای توزیع نرمال با واریانسهای مساوی باشند.

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \mu_A \leq \mu_B + 1 \\ H_1: \mu_A > \mu_B + 1 \end{cases}$ مواجه هستیم. بنابراین از آزمون شماره ۱۳ با $d_0 = 1$ استفاده می کنیم. از اطلاعات مسئله داریم که

$$n_1 = 40, \bar{x}_1 = 11, s_1 = 4/3$$

$$n_2 = 40, \bar{x}_2 = 8, s_2 = 5/7$$

بنابراین

$$s_p^2 = \frac{39(4/3)^2 + 39(5/7)^2}{78} = 25/49$$

$$T = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{11 - 8 - 1}{\sqrt{25/49} \sqrt{\frac{1}{40} + \frac{1}{40}}} = 1/772$$

$$\alpha = 0/05 \Rightarrow t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2) = t_{0/95}(78) = Z_{0/95} = 1/64$$

چون $1/772 = T > t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2) = 1/64$ بنابراین فرض H_0 رد می شود و ادعای گفته شده درست می باشد.

مثال ۷.۲.۸ یک درس را به دو روش تدریس نموده ایم. سپس در روش اول از ۱۶ نفر امتحان به عمل آورده و انحراف استاندارد نمرات ۹ به دست آمد، در حالیکه در روش دوم از ۲۵ نفر امتحان بعمل آورده و انحراف استاندارد نمرات ۱۲ به دست آمده است. آیا در سطح معنی دار ۰/۰۱ می توان متقاعد شد که پراکندگی نمرات در روش اول کمتر از روش دوم است؟ فرض کنید نمرات دو روش از توزیع نرمال پیروی می کنند.

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2 \end{cases}$ مواجه هستیم. بنابراین از آزمون شماره ۱۷ استفاده می کنیم. از اطلاعات مسئله داریم که

$$n_1 = 16, s_1 = 9, n_2 = 25, s_2 = 12$$

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \left(\frac{9}{12}\right)^2 = 0/5625$$

$$\alpha = 0/01 \Rightarrow F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_2 - 1, n_1 - 1)} = \frac{1}{F_{0/99}(24, 15)} = 0/304$$

چون $0/5625 = F < F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1) = 0/304$ پس فرض H_0 رد نمی شود، یعنی پراکندگی نمرات در روش اول کمتر نیست.

مثال ۸.۲.۸ ادعا شده است که وزن قوطی های روغنی بخصوص ۱۰ انس است. اگر وزنه های یک نمونه تصادفی ۱۰ تایی از این قوطیها به صورت زیر باشد و وزن قوطیها دارای توزیع نرمال باشد، آیا این ادعا را می پذیرید؟

$$۱۰/۲, ۹/۷, ۱۰/۱, ۱۰/۳, ۱۰/۱, ۹/۸, ۹/۹, ۱۰/۴, ۱۰/۳, ۹/۸$$

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \mu=10 \\ H_1: \mu \neq 10 \end{cases}$ مواجه هستیم که در آن σ^2 نامعلوم است. بنابراین از آزمون شماره ۶ با $\mu_0 = 10$ و $\alpha = 0.05$ استفاده می کنیم. از اطلاعات مسئله داریم که

$$n=10, \quad \sum x_i = 100.6, \quad \sum x_i^2 = 1012.58$$

در نتیجه $\bar{x} = 10.06$ و $s = 0.246$ و همچنین

$$\alpha = 0.05 \Rightarrow t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) = t_{0.975}(9) = 2.26$$

$$T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{10.06 - 10}{\frac{0.246}{\sqrt{10}}} = 0.771$$

چون $2.26 = |T| > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) = 2.26$ پس H_0 رد نمی شود یعنی ادعا درست می باشد.
مثال ۹.۲.۸ در یک آزمون حساب سال پنجم ابتدایی نمره ۸ دانش آموز پسر و ۶ دانش آموز دختر به صورت زیر به دست آمده است.

پسرها	۱۰	۱۷	۱۴	۱۲	۱۱	۱۶	۱۸	۱۹
دخترها	۱۶	۱۸	۱۷	۱۳	۱۴	۱۱		

با فرض نرمال بودن نمره ها و تساوی واریانسها، آیا به طور متوسط نمرات دانش آموزان پسر و دختر یکسان است؟

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 \\ H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \end{cases}$ مواجه هستیم. بنابراین از آزمون شماره ۱۵ با $d_0 = 0$ و $\alpha = 0.05$ استفاده می کنیم. از اطلاعات مسئله به دست می آوریم که

$$n_1 = 8, \quad \bar{x}_1 = 14.625, \quad s_1^2 = 11/41$$

$$n_2 = 6, \quad \bar{x}_2 = 14.83, \quad s_2^2 = 6/97$$

$$s_P^2 = \frac{7(11/41) + 5(6/97)}{12} = 9/56 \quad \text{بنابراین}$$

$$T = \frac{x_1 - \bar{x}_2 - d_0}{s_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{14.625 - 14.83 - 0}{\sqrt{9/56} \sqrt{\frac{1}{8} + \frac{1}{6}}} = -0.123$$

$\alpha = 0.05 \Rightarrow t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) = t_{0.975}(12) = 2.18$
چون $2.18 = |T| > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) = 2.18$ پس فرض H_0 رد نمی شود یعنی به طور متوسط نمرات دانش آموزان پسر و دختر یکسان است.

۳.۸ آزمون برازندگی

در آزمونهایی که تاکنون در این فصل انجام داده ایم فرض کرده ایم که جمعیت دارای یک توزیع احتمال بخصوص است و در مورد پارامترهای مجهول جمعیت مانند μ و σ^2 آزمونهایی را انجام داده ایم. در این بخش حالتی را در نظر می گیریم که در آن توزیع احتمال جمعیت خود نیز مجهول می باشد و ما به جمعیت توزیع مشخصی را نسبت داده و آن را مورد آزمون قرار می دهیم. یعنی آزمونی را در نظر می گیریم که تعیین می کند آیا جمعیتی دارای یک توزیع مشخص است یا نه. در بسیاری موارد یک توزیع احتمال برای یک سری مشاهدات در نظر گرفته می شود، مثلاً توزیع دو جمله ای برای درصدی از جمعیت که دارای خصیصه معینی هستند و یا توزیع یکنواخت برای هم شانس بودن انتخاب افراد جمعیت یا توزیع پواسون برای تعداد غلظتهای چاپی در صفحات کتاب و می خواهیم بدانیم که مشاهدات به دست آمده بر اساس یک نمونه تصادفی از جمعیت، با یک توزیع مفروض مطابقت دارد یا نه؟

توزیعی را که حدس می زنیم داده ها از آن باشند، توزیع برازنده بر داده ها و آزمون لازم را آزمون برازندگی می نامند. یکی از این آزمونهای برازندگی، آزمون مربع-کای برای برازندگی توزیع می باشد که در زیر آن را می آوریم.

فرض کنید که نتیجه یک آزمایش تصادفی به یکی از k طبقه دو به دو مجزای $C_1, C_2, \dots, C_k$ متعلق باشد به طوری که احتمال متعلق بودن به طبقه C_i برابر مقدار $0 < p_i < 1$ باشد که $\sum_{i=1}^k p_i = 1$. این آزمایش تصادفی را π مرتبه مستقل انجام می دهیم و قرار می دهیم.

$i=1,2,\dots,k$ تعداد دفعاتی از این n آزمایش که نتیجه آزمایش به طبقه C_i متعلق باشد $O_i =$ در این صورت $O_i \sim B(n, p_i)$ و $i=1,2,\dots,k$ متغیر تصادفی O_i را فراوانی مشاهده شده^(۱) می نامند. می خواهیم این فرض را آزمون کنیم که قانون احتمال آزمایش تصادفی بوسیله p_i^* ها مشخص می شود یا نه، یعنی

$$\begin{cases} H_0 : p_1 = p_1^*, \dots, p_k = p_k^* \\ H_1 : p_i \neq p_i^* \quad i=1,2,\dots,k \end{cases}$$

برای حداقل یک $i=1,2,\dots,k$

که در آن p_i^* ها مقادیر معینی هستند و $0 < p_i^* < 1$ و $\sum_{i=1}^k p_i^* = 1$. اگر فرض H_0 درست باشد آنگاه $E(O_i) = np_i^*$ یعنی اگر H_0 درست باشد و آزمایش را n بار مستقلاً تکرار کنیم، انتظار داریم که در این n آزمایش به طور متوسط فراوانی نتایج که به طبقه C_i تعلق دارند برابر $e_i = E(O_i) = np_i^*$ باشد. عدد e_i را فراوانی مورد انتظار^(۲) می نامند. واضح است که

$$\sum_{i=1}^k O_i = \sum_{i=1}^k e_i = n$$

برای انجام آزمون H_0 در مقابل H_1 از آماره زیر که به آماره X^2 پیرسون مشهور است استفاده می کنیم.

$$X^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - e_i)^2}{e_i} \quad (۱.۸)$$

می توان نشان داد که به طور تقریبی $X^2 \sim \chi^2_{(k-1)}$. واضح است که فرض H_0 موقعی پذیرفته می شود که اختلاف O_i ها و e_i ها و در نتیجه X^2 کوچک باشد. بنابراین ناحیه بحرانی به صورت $X^2 > c$ خواهد بود. اگر بخواهیم سطح معنی دار آزمون برابر α باشد آنگاه ناحیه بحرانی به صورت $X^2 > \chi^2_{1-\alpha}(k-1)$ تبدیل می شود، یعنی

$$\text{در آزمون برازندگی، فرض } H_0 \text{ (برازندگی توزیع) رد می شود اگر و فقط اگر} \\ X^2 > \chi^2_{1-\alpha}(k-1)$$

مثال ۱.۳.۸ یک تاس را ۱۲۰ بار پرتاب می کنیم و مشاهدات زیر را به دست می آوریم. در سطح معنی دار $\alpha = 0.05$ آزمون کنید که آیا تاس سالم است

شماره تاس	۱	۲	۳	۴	۵	۶	جمع
فراوانی	۱۸	۲۳	۱۶	۲۱	۱۸	۲۴	۱۲۰

حل در این مثال با آزمون زیر مواجه هستیم

$$\begin{cases} H_0 : p_1 = p_2 = \dots = p_6 = \frac{1}{6} \\ H_1 : p_i \neq \frac{1}{6} \quad i=1,2,\dots,6 \end{cases}$$

برای حداقل یک $i=1,2,\dots,6$

بنابراین $e_i = np_i^* = 120 \times \frac{1}{6} = 20, i=1, \dots, 6$ و در نتیجه جدول زیر را به دست می آوریم

i	۱	۲	۳	۴	۵	۶	جمع
O_i	۱۸	۲۳	۱۶	۲۱	۱۸	۲۴	۱۲۰
e_i	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۱۲۰

و از این جدول داریم که

$$X^2 = \sum_{i=1}^6 \frac{(O_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(18-20)^2}{20} + \dots + \frac{(24-20)^2}{20} = 2/5$$

$$\chi^2_{1-\alpha}(k-1) = \chi^2_{0.95}(5) = 11/1$$

چون $2/5 = X^2 < \chi^2_{1-\alpha}(k-1) = 11/1$ پس فرض H_0 رد نمی شود، یعنی تاس سالم است.

تذکر ۱ آزمون برازندگی را می توان در مواردی که مقادیر مورد انتظار e_i ها (و یا p_i^* ها) به پارامترهای نامعلوم $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_r$ وابسته هستند، نیز بکار برد. برای این منظور ابتدا $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_r$ را بوسیله مشاهدات $O_1, O_2, \dots, O_k$ برآورد می کنیم، سپس به وسیله برآوردهای $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_r$ مقادیر مورد انتظار $e_1, e_2, \dots, e_k$ را محاسبه و در فرمول X^2 قرار می دهیم. در این حالت فرض H_0 را رد خواهیم کرد اگر و فقط اگر $X^2 > \chi^2_{1-\alpha}(k-1-t)$ که در آن t تعداد پارامترهایی است که توسط مشاهدات برآورد شده اند.

تذکر ۲ اگر در آزمون برازندگی مقدار بعضی از مقادیر مورد انتظار کوچکتر از ۵ باشد، بایستی چند طبقه مجاور را با هم ادغام کنیم، تا جمع مقادیر مورد انتظار طبقات جدید بزرگتر یا مساوی ۵ شود.

مثال ۲.۳.۸ تعداد غلطهای چاپی در ۱۰۰ صفحه یک کتاب را شمرده ایم و مشاهدات در جدول

زیر آورده شده است. آیا توزیع پواسون در سطح معنی دار ۰/۰۵ بر داده‌ها برازنده است.

تعداد غلطها i	۰	۱	۲	۳	۴	۵	۶
تعداد صفحات O_i	۳۶	۴۰	۱۹	۲	۰	۲	۱

حل اگر X تعداد غلطهای چاپی در یک صفحه کتاب باشد آنگاه آزمون مورد نظر است. در ابتدا به وسیله مشاهدات، μ میانگین توزیع پواسون را برآورد می‌کنیم.

$$\hat{\mu} = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k f_i x_i = \frac{1}{100} [(0 \times 36) + (1 \times 40) + \dots + (6 \times 1)] = 1$$

بنابراین تحت فرض H_0 داریم که $f_X(x) = \frac{e^{-1} 1^x}{x!} = \frac{1}{x!} e^{-1} \quad x = 0, 1, 2, \dots$ در نتیجه

$$p_0^* = P(X=0) = e^{-1} = 0/3679 \Rightarrow e_0 = np_0^* = 100(0/3679) = 36/79$$

$$p_1^* = P(X=1) = e^{-1} = 0/3679 \Rightarrow e_1 = 36/79$$

با محاسبه مقادیر دیگر e_i به طور مشابه، جدول زیر را به دست می‌آوریم.

i	۰	۱	۲	۳	۴	۵	۶	جمع
O_i	۳۶	۴۰	۱۹	۲	۰	۲	۱	۱۰۰
e_i	۳۶/۷۹	۳۶/۷۹	۱۸/۳۹	۶/۱۳	۱/۵۳	۰/۳۱	۰/۰۵	۱۰۰

چون ۳ طبقه آخر دارای مقادیر مورد انتظار کمتر از ۵ هستند پس ۴ طبقه آخر را با هم ادغام می‌کنیم و جدول زیر به دست می‌آید

i	۰	۱	۲	بزرگتر از ۲	جمع
O_i	۳۶	۴۰	۱۹	۵	۱۰۰
e_i	۳۶/۷۹	۳۶/۷۹	۱۸/۳۹	۸/۰۲	۱۰۰

بنابراین

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \frac{(O_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(36 - 36/79)^2}{36/79} + \dots + \frac{(5 - 8/0.2)^2}{8/0.2} = 1/454$$

$$d.f. = k - 1 - t = 4 - 1 - 1 = 2 \Rightarrow \chi_{1-\alpha}^2(k-1-t) = \chi_{0.95}^2(2) = 5/99$$

چون $1/454 = \chi_{1-\alpha}^2(k-1-t) = 5/99$ پس H_0 رد نمی‌شود، یعنی توزیع پواسون بر داده‌ها برازنده است.

مثال ۳.۳.۸ طول عمر ۱۰۰۰ لامپ یک کارخانه را اندازه‌گیری کرده‌ایم و اطلاعات جدول زیر به دست آمده است همچنین $\sum x_i = 200000$.

تعداد	طول عمر t
۵۴۳	$t \leq 150$
۲۵۸	$150 < t \leq 300$
۱۲۰	$300 < t \leq 450$
۴۸	$450 < t \leq 600$
۲۰	$600 < t \leq 750$
۱۱	$750 < t$

حل اگر X طول عمر لامپ تولیدی کارخانه باشد آنگاه آزمون مورد $\begin{cases} H_0 : X \sim E(\theta) \\ H_1 : X \not\sim E(\theta) \end{cases}$ نظر است. در ابتدا θ میانگین توزیع نمایی را بوسیله مشاهدات برآورد می‌کنیم.

$$\hat{\theta} = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i = \frac{200000}{1000} = 200$$

بنابراین تحت فرض H_0 داریم که $f_X(x) = \frac{1}{200} e^{-\frac{1}{200}x} \quad x > 0$ در نتیجه

$$p_1^* = P(X \leq 150) = \int_0^{150} \frac{1}{200} e^{-\frac{1}{200}x} dx = 0/5277 \Rightarrow e_1 = 100 \cdot p_1^* = 527/7$$

$$p_2^* = P(150 < X \leq 300) = \int_{150}^{300} \frac{1}{200} e^{-\frac{1}{200}x} dx = 0/2492 \Rightarrow e_2 = 249/2$$

با محاسبه مقادیر دیگر e_i به طور مشابه، جدول زیر را به دست می‌آوریم.

i	۱	۲	۳	۴	۵	۶	جمع
O_i	۵۴۳	۲۵۸	۱۲۰	۴۸	۲۰	۱۱	۱۰۰۰
e_i	۵۲۷/۷	۲۴۹/۲	۱۱۷/۷	۵۵/۶	۲۶/۳	۲۳/۵	۱۰۰۰

بنابراین

$$X^2 = \sum_{i=1}^6 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} = \frac{(543 - 527/7)^2}{527/7} + \dots = 9/996$$

$$d.f. = k - 1 - t = 6 - 1 - 1 = 4 \Rightarrow \chi^2_{1-\alpha}(k-1-t) = \chi^2_{0/99}(4) = 13/3$$

چون $9/996 = X^2 < \chi^2_{1-\alpha}(k-1-t) = 13/3$ پس H_0 رد نمی‌شود، یعنی توزیع نمایی برازنده بر داده‌ها است.

۴.۸ تمرینات

۱ در هر کدام از حالت‌های زیر، فرض صفر و فرض مقابل را مشخص کنید.

الف - یک تولید کننده اتومبیل می‌خواهد ادعای تهیه کننده‌ای را بررسی کند که حداکثر مقاومت سیم‌هایی که می‌سازد کمتر از ۵۰ اهم باشد.

ب - اداره تحقیقات ادعا می‌کند رشته‌هایی که برای لامپ‌ها درست کرده است، عمر متوسط لامپ‌ها را تا بیش از ۳۰۰ ساعت افزایش خواهد داد. یک بازرس علاقه‌مند به بررسی این ادعا می‌باشد.

۲ می‌خواهیم برای یک سکه آزمون $\begin{cases} H_0 : p = \frac{1}{2} \\ H_1 : p = \frac{3}{4} \end{cases}$ را انجام دهیم. سکه را ده بار پرتاب می‌کنیم و X را تعداد شیرها در این ده پرتاب در نظر می‌گیریم. اگر $X \geq 8$ فرض H_0 را رد می‌کنیم.

الف - احتمال خطای نوع اول و دوم و توان آزمون را محاسبه کنید.

ب - اگر $X \geq c$ را ناحیه بحرانی بگیریم، c را چنان تعیین کنید تا احتمال خطای نوع دوم بیش از ۰/۰۹ نباشد.

۳ نسبت خانواده‌های ساکن در شهر بخصوصی که از کمپانی A شیر می‌خرند ۰/۶ است. اگر از یک نمونه تصادفی ۱۰ خانواری ۳ یا کمتر از کمپانی A شیر بخرند فرضیه صفر $p = 0/6$ را به نفع فرضیه مقابل $p < 0/6$ رد می‌کنیم. احتمال خطای نوع اول را محاسبه نمایید. احتمال خطای نوع دوم را برای مقادیر $p = 0/3, p = 0/4, p = 0/5$ محاسبه نمایید.

۴ در صورتی که از یک جمعیت نرمال با واریانس ۴ یک نمونه تصادفی به حجم ۱۶ انتخاب کرده باشیم، در آزمون $\begin{cases} H_0 : \mu = 8 \\ H_1 : \mu = 10 \end{cases}$ در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ احتمال خطای نوع دوم را

محاسبه کنید.

۵ فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی زیر باشد

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

می‌خواهیم آزمون $\begin{cases} H_0 : \theta = 200 \\ H_1 : \theta = 500 \end{cases}$ را انجام دهیم. اگر $X > 300$ مشاهده شود، فرض H_0 را رد می‌کنیم. احتمال خطای نوع اول و دوم و توان آزمون را محاسبه کنید.

۶ متوسط قد دانشجویان مرد سال اول یک دانشکده بخصوص ۶۸/۵ اینچ با انحراف معیار ۲/۷ اینچ گزارش شده است. اگر یک نمونه تصادفی ۵۰ تایی از دانشجویان سال اول فعلی دارای حد متوسط قد ۶۹/۷ اینچ باشد، آیا در سطح معنی‌دار ۰/۰۲ دلیلی برای تصور تغییر در حد متوسط قد وجود دارد؟

۷ وزارت کار و امور اجتماعی، مزد روزانه کارگران کارخانه را به طور متوسط ۱۳۲۰ تومان با انحراف ۲۵۰ تومان تعیین نموده است. اگر کارخانه‌ای به ۴۰ کارگر خود روزانه به طور متوسط ۱۲۲۰ تومان پرداخت نماید، آیا می‌توان این کارخانه را متهم نمود که کمتر از مزد تعیین شده وزارت کار و امور اجتماعی پرداخت می‌کند.

۸ لامپ‌های تلویزیون موجود در بازار دارای میانگین طول عمر ۱۲۰۰ ساعت با انحراف معیار ۳۰۰ ساعت هستند. کارخانه‌ای لامپ جدیدی تولید کرده و مدعی است که میانگین طول عمر لامپ‌های ساخت کارخانه‌اش بیشتر از ۱۲۰۰ ساعت است. برای بررسی این ادعا یک نمونه ۱۰۰ تایی انتخاب و میانگین طول عمر ۱۲۶۵ ساعت به دست آمده است. آیا با ادعای صاحب کارخانه موافق هستید؟

۹ یک فرایند تولید رنگ موجود است که توزیع تولید روزانه آن نرمال با میانگین ۸۰۰ و انحراف معیار ۳۰ تن است. به منظور ازدیاد تولید اصلاحاتی در این فرایند پیشنهاد شده است و یک نمونه تصادفی ۱۰۰ روزه از تولید فرایند اصلاح شده دارای میانگین ۸۱۲ تن می‌باشد. در سطح معنی‌دار ۰/۰۱ آیا فرایند اصلاح شده میانگین تولید روزانه را افزایش می‌دهد؟

۱۰ نمرات امتحان هوش یک دبیرستان دارای توزیع نرمال با انحراف معیار ۶ است. از یک گروه ۹ نفری امتحان هوش به عمل آورده‌ایم و نتایج زیر به دست آمده است

۶۵، ۶۴، ۶۶، ۶۵، ۵۹، ۶۹، ۶۴، ۷۲، ۶۳

مدیر دبیرستان ادعا می‌کند که میانگین نمرات هوش کل دبیرستان از ۶۵ بیشتر است. در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ آیا ادعای مدیر دبیرستان را قبول می‌کنید؟

۱۱ مطالعه آماری در گذشته نشان داده است که میزان غیبت کارمندان بر اثر بیماری در عرض سال دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۵ روز است. پژوهشگری برای ۲۵ کارمند در سال گذشته شماره روزهای غیبت را به شرح زیر ثبت کرده است

۵	۲۵	۱۰	۰	۳	۵۰	۱۲	۱۴	۴۰	۱۲	۳۲	۵
۸	۴	۴۷	۲۰	۱۴	۱۸	۱۶	۱۰	۱	۲۲	۵۸	۲۳

در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ آزمون کنید که در سال گذشته متوسط روزهای غیبت بیش از ۱۵ روز است.

۱۲ یک کارخانه مواد شیمیایی به گونه‌ای طراحی شده است که روزانه به طور متوسط ۸۰۰ تن محصول داشته باشد. در ۵ روز متوالی، این کارخانه به ترتیب ۷۸۵، ۸۰۵، ۷۹۰، ۷۹۳ و ۸۰۲ تن محصول داشته است. با فرض نرمال بودن میزان محصول، آیا این داده‌ها نشان دهنده کاهش در حد متوسط میزان محصول کارخانه است؟

۱۳ وزن یک نمونه تصادفی ۱۰ تایی از حلب‌های روغن بر حسب کیلوگرم به صورت زیر گزارش شده است

۹/۹، ۹/۸، ۱۰/۴، ۱۰/۳، ۱۰/۲، ۹/۸، ۱۰/۱، ۹/۷، ۱۰/۳، ۱۰/۱

به فرض نرمال بودن وزن حلب‌های روغن، آیا در سطح معنی‌دار ۰/۰۱ می‌توان متقاعد شد که میانگین وزن این حلب‌های روغن ۱۰ کیلو است؟

۱۴ طبق یک الگوی فیزیکی، میانگین افزایش درجه حرارت آبی که به عنوان خنک کننده در یک اتاقک کمپرسور به کار می‌رود، نباید بیشتر از ۵ درجه سانتیگراد باشد. افزایش درجه حرارت در هشت بار استفاده مستقل از کمپرسور، اندازه‌گیری شده و داده‌های زیر به دست آمده‌اند

۶/۴، ۶/۳، ۵/۷، ۴/۹، ۶/۵، ۵/۹، ۶/۴، ۵/۱

اگر افزایش درجه حرارت دارای توزیع نرمال باشد، آیا این داده‌ها با الگوی فیزیکی متناقض هستند؟

۱۵ به منظور بررسی رشد جسمی کودکان ۱۰ ساله اندازه قامت یک نمونه ۲۰ تایی از این کودکان اندازه‌گیری شد و نتایج زیر به دست آمد

۱۰۰ ۱۰۵ ۱۰۴ ۱۱۳ ۹۷ ۱۰۴ ۱۱۰ ۱۰۳ ۱۰۹ ۱۰۵

۱۰۶ ۱۰۴ ۱۰۵ ۱۱۱ ۹۸ ۱۰۶ ۱۰۳ ۱۱۰ ۱۰۲ ۱۰۸

با فرض نرمال بودن طول قد کودکان ۱۰ ساله مطلوب است

الف- در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ آیا می‌توان ادعا کرد که میانگین واقعی قد کودکان ۱۰ ساله غیر از ۱۰۴ است؟

ب- در سطح معنی‌دار ۰/۱ آیا می‌توان ادعا کرد که واریانس واقعی قد کودکان ۱۰ ساله بیشتر از ۵ است؟

۱۶ طول فنرهایی که یک شرکت تولید می‌کند دارای توزیع نرمال با انحراف معیار ۶ سانتیمتر است. سازنده این فنرها ادعا می‌کند که متوسط طول فنرها بیش از ۶۵ سانتیمتر می‌باشد. توزیع کننده‌ای که قصد خرید فنرها را دارد مایل به آزمون ادعای سازنده است. از نظر خریدار خریدن فنرهایی که متوسط طول آنها حداکثر ۶۵ سانتیمتر است مقرون به صرفه نیست. بدین منظور نمونه‌ای مرکب از ۹ فنر را انتخاب می‌کند و طول آنها را اندازه‌گیری می‌کند.

الف- در مورد میانگین طول فنرها، فرضها را فرمول بندی و ناحیه بحرانی آزمون را در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ تعیین کنید.

ب- اگر $\mu = 67$ احتمال خطای نوع دوم و توان آزمون را محاسبه کنید.

ج- اگر نتایج حاصله از بررسی ۹ فنر به قرار زیر باشد، خریدار چه تصمیمی می‌گیرد

۶۳ ۷۲ ۶۴ ۶۹ ۵۹ ۶۵ ۶۶ ۶۴ ۶۵

۱۷ یک نمونه تصادفی ۸ تایی از یک نوع سیگار دارای حد متوسط نیکوتین ۱۸/۶ میلی گرم با انحراف استاندارد ۲/۴ میلی گرم است. آیا این مطلب با ادعای تولید کننده مبنی بر متجاوز نبودن انحراف معیار نیکوتین از ۶ میلی گرم توافق دارد؟ سطح معنی‌دار را ۰/۰۱ بگیرید، و فرض کنید توزیع نیکوتین در سیگارها از توزیع نرمال پیروی می‌کند؟

۱۸ متوسط درجه حرارت سالانه یک شهر از میانگین متوسط درجه حرارت پانزدهمین روز هر ماه سال اندازه گیری شده است. انحراف معیار درجه حرارت سالانه شهری در یک دوره ۱۰۰ ساله ۱۶ درجه فارنهایت بوده است. در مدت ۱۵ سال گذشته انحراف استاندارد درجه حرارت سالانه را محاسبه نموده اند که برابر ۱۸ درجه فارنهایت بوده است. آیا این اطلاعات دلیلی بر این است که انحراف معیار درجه حرارت سالیانه این شهر از انحراف معیار درجه حرارت سابق شهر بیشتر است؟

۱۹ آزمایشگری معتقد است که واریانس اندازه هایی که در طول آزمایش ثبت می کند کوچکتر از ۲ است. در یک آزمایش او اندازه های ۴/۱، ۵/۲ و ۱۰/۲ را ثبت کرده است. اگر اندازه ها دارای توزیع نرمال باشند آیا می توان ادعای آزمایشگر را در سطح معنی دار ۰/۰۱ پذیرفت؟

۲۰ قطعه زمینی بوسیله ۵ دانشجوی نقشه بردار، مساحی شده و مساحت های زیر بر حسب جریب به دست آمده اند

۷/۲۳ ۷/۲۸ ۷/۲۱ ۷/۲۴ ۷/۲۷

با فرض نرمال بودن اندازه گیری، در سطح معنی دار ۰/۰۵ آیا می توان ادعا کرد که واریانس اندازه گیری ۰/۹ است؟

۲۱ از یک جمعیت نرمال یک نمونه تصادفی ۱۶ تایی انتخاب شده و $\sum x_i = 24$ و $\sum x_i^2 = 40$ به دست آمده است. در سطح معنی دار ۰/۰۵ آیا می توان ادعا کرد که واریانس این جمعیت بیش از یک است؟

۲۲ نمرات دانشجویان در کلاس آمار متغیر تصادفی X با توزیع $N(\mu_1, 16)$ و نمرات دانشجویان در کلاس ریاضی متغیر تصادفی Y با توزیع $N(\mu_2, 25)$ می باشد و X و Y از یکدیگر مستقل هستند. نمونه تصادفی ۶۴ تایی از نمرات آمار دارای میانگین ۸۰ و نمونه تصادفی ۶۵ تایی از نمرات ریاضی دارای میانگین ۸۵ می باشد. آیا در سطح معنی دار ۰/۱ می توان گفت که میانگین نمرات دو کلاس یکسان است؟

۲۳ تحلیل گری می خواهد میانگین طول عمر عاج یک نوع لاستیک اتومبیل را در حالتی که فشار باد لاستیک بیشتر از حد استاندارد است، با هم مقایسه کند. او دو نمونه تصادفی مستقل، مرکب از ۱۵ لاستیک را از خط تولید انتخاب کرده است. لاستیک های نمونه ۱ را با فشار باد استاندارد و

لاستیک های نمونه ۲ را با فشار باد بیش از حد استاندارد تنظیم کرده و میانگین طول عمر عاج لاستیک ها بر حسب هزار کیلومتر به ترتیب $\bar{x}_1 = 43/0$ و $\bar{x}_2 = 40/7$ به دست آمده است. اگر هر دو جمعیت دارای توزیع نرمال با واریانس مساوی $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 1/2$ باشند، آیا در سطح معنی دار ۰/۰۱ می توان وجود اختلاف بین میانگین طول عمر لاستیک ها را در شرایط گفته شده پذیرفت؟

۲۴ با استفاده از تجربه گذشته می دانیم که دو ماشین A و B که هر دو یک نوع ریسمان تولید می کنند، به ترتیب دارای انحراف معیار ۰/۰۴ و ۰/۰۳ هستند. وضعیت دو ماشین تغییر داده می شود و علاقه دارند که وضع هر دو تولید یکی شود. برای بررسی آن، ۱۰ تکه ریسمان از ماشین A و ۱۵ تکه ریسمان از ماشین B برداشته و میانگین های ۲۵/۳۴ و ۲۵/۴۲ را به ترتیب به دست آورده اند. آیا میانگین دو نوع ریسمان با یکدیگر مساوی است؟

۲۵ مطالعه ای در زمینه مؤثر بودن آزمایشگاه همراه با درس فیزیک صورت پذیرفته است. به دانشجویان اجازه داده شده است که درس فیزیک سه ساعتی را بدون آزمایشگاه یا فیزیک چهار ساعتی را با آزمایشگاه در یک ترم بگیرند. در گروهی که آزمایشگاه داشتند ۱۱ دانشجو شرکت داشته که معدل نمره آنها در امتحان ۸۵ با انحراف معیار ۴/۷ شده است و در گروه بدون آزمایشگاه ۱۷ دانشجو شرکت داشته که معدل نمره آنها ۷۹ با انحراف معیار ۶/۱ شده است. فرض کنید که جمعیت ها دارای توزیع نرمال با واریانس های مساوی هستند. آیا در سطح معنی دار ۰/۰۱ می توان گفت که آزمایشگاه نمره دانشجویان را به طور متوسط ۸ نمره بالا خواهد برد؟

۲۶ دو نوع محافظ سپر اتومبیل مقایسه می شوند، ۶ تا از هر نوع را به ماشین محکمی سوار می کنند، سپس هر کدام از ماشینها را با سرعت ۲۰ کیلومتر در ساعت با دیوار سختی برخورد می دهند. هزینه های تعمیرات به صورت زیر به دست آمده اند

نوع ۱	۱۱۹	۱۰۲	۱۶۵	۱۲۳	۱۴۸	۱۰۷
نوع ۲	۱۲۹	۱۳۳	۱۵۱	۱۱۲	۱۱۵	۱۳۴

با فرض نرمال بودن جمعیتها و تساوی واریانسها، آیا در سطح معنی دار ۰/۰۱ می توان گفت که تفاوت میان میانگینهای دو جمعیت وجود دارد؟

۲۷ میزان تقاضا برای دو محصول A و B دارای توزیع نرمال با واریانسهای یکسان می باشد. میزان تقاضا برای ۱۰ روز این دو محصول را جمع آوری کرده و در جدول زیر یادداشت کرده ایم

محصول A	۳۰	۲۶	۳۰	۱۹	۲۵	۳۷	۲۷	۳۸	۲۶	۳۱
محصول B	۴۰	۳۴	۲۸	۲۹	۲۶	۳۶	۲۸	۳۷	۳۵	۴۲

آیا در سطح معنی دار ۰/۰۵ میزان تقاضا برای دو محصول متفاوت است؟

۲۸ اندازه گیری قطر عرضی قلبهای پسران و دختران بالغ نتایج زیر را داده است

انحراف استاندارد	میانگین	اندازه نمونه	گروه
۱/۰۵	۱۳/۲۱	۱۲	پسران
۱/۰۱	۱۱	۹	دختران

با فرض اینکه جمعیتها نرمال با واریانس مساوی باشند، آیا در سطح معنی دار ۰/۰۲ داده ها گواه بر این هستند که قطر عرضی قلبهای پسران از دختران بیشتر است؟

۲۹ با انجام آزمایش برای تعیین میزان چسبندگی دو نوع روغن خودرو A و B نتایج زیر به دست آمده است

نوع A	۱۰/۲۸	۱۰/۲۷	۱۰/۳۰	۱۰/۳۲	۱۰/۲۷	۱۰/۲۷	۱۰/۲۸	۱۰/۲۹
نوع B	۱۰/۳۱	۱۰/۳۱	۱۰/۲۶	۱۰/۳۰	۱۰/۲۷	۱۰/۳۱	۱۰/۲۹	۱۰/۲۶

با فرض نرمال بودن دو جمعیت مطلوب است

الف - در سطح معنی دار ۰/۰۲ مساوی بودن واریانس دو جمعیت را آزمون کنید.

ب - با استفاده از نتیجه الف در سطح معنی دار ۰/۰۵ مساوی بودن میانگینهای دو جمعیت را آزمون کنید.

۳۰ طول عمر ۹ باطری اتومبیل ساخت کارخانه A به طور متوسط ۱۳۰۵ ساعت با انحراف استاندارد ۴۲۰ ساعت و طول عمر ۱۶ باطری اتومبیل ساخت کارخانه B به طور متوسط ۱۲۱۰ ساعت با انحراف استاندارد ۳۸۰ ساعت بوده است. تحت فرض نرمال بودن جمعیتها،

الف - در سطح معنی دار ۰/۱۰ تساوی واریانسها را بیازمایید.

ب - در سطح معنی دار ۰/۱۰، آیا میانگین طول عمر برای باطریهای دو کارخانه یکسان است.

۳۱ یک شرکت تاکسی رانی می خواهد از بین دو نوع لاستیک A و B یکی را برای تاکسیهای تندروی خود انتخاب نماید. به این منظور از هر نوع لاستیک نمونه ای ۱۲ تایی را انتخاب کرده و

آنها را آنقدر مورد استفاده قرار داده اند تا از بین رفته اند. نتایج زیر به دست آمده اند

نوع A	$\bar{x}_A = 23600$	$s_A = 3200$
نوع B	$\bar{x}_B = 24800$	$s_B = 3700$

با فرض نرمال بودن طول عمر لاستیکها، آیا در سطح معنی دار ۰/۱ می توان گفت که انحراف معیار طول عمر لاستیکهای نوع A از نوع B کمتر است؟

۳۲ در مطالعه جریان ترافیک در دو تقاطع شلوغ بین ساعت ۴ و ۶ بعد از ظهر دیده شده که در ۴۰ روز از روزهای معمولی هفته به طور متوسط ۲۴۷/۳ با انحراف استاندارد ۱۵/۲ ماشین از سمت جنوب به تقاطع اول می رسند و گردش به چپ دارند، در حالیکه در ۳۰ روز از روزهای معمولی هفته به طور متوسط ۲۵۴/۱ با انحراف استاندارد ۱۸/۷ ماشین از سمت جنوب به تقاطع دوم می رسند و گردش به چپ دارند. آیا در سطح معنی دار ۰/۰۵ می توان ادعا کرد که تغییر پذیری بزرگتری در تقاطع دوم در تعداد ماشینهایی که از سمت جنوب می آیند و گردش به چپ دارند، وجود دارد؟

۳۳ دو نمونه تصادفی به اندازه های ۱۶ و ۱۴ از دو جمعیت نرمال مستقل دارای نتایج زیر است:

$$\bar{x}_1 = 75, s_1 = 6/1, \bar{x}_2 = 60, s_2 = 5/3$$

در سطح معنی دار ۰/۰۱ آیا می توان گفت که واریانس جمعیت اول از دوم کمتر است؟

۳۴ نمره های یک درس آمار در ترم بخصوصی به صورت زیر گزارش شده است

نمره	A	B	C	D	F
تعداد	۱۴	۱۸	۱۲	۲۰	۱۶

در سطح معنی دار ۰/۰۱ آیا توزیع یکنواخت بر داده ها برآزنده است؟

۳۵ مشاهدات زیر تعداد قطعات خراب در ۱۵۰ کارتن محتوی قطعات تولید شده توسط یک کارخانه را نشان می دهد

تعداد قطعات خراب	۰	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
تعداد کارتنها	۲۳	۳۹	۴۳	۲۳	۱۰	۷	۴	۱

آیا تعداد قطعات خراب در کارتنهای این کارخانه از توزیع پواسون پیروی می کند؟

۳۶ استادی یک امتحان ۵۰ نمره‌ای به کلاس ریاضی عمومی داده است. جدول زیر نمره‌های ۵۰

دانشجو می‌باشد

۲۶	۳۰	۳۷	۳۲	۴۵	۳۵	۴۱	۲۲	۳۴	۳۸
۳۶	۴۷	۳۱	۳۸	۳۳	۳۱	۱۶	۳۴	۲۸	۳۶
۳۱	۳۳	۳۹	۲۹	۳۶	۳۴	۴۳	۲۵	۲۷	۲۹
۳۴	۱۹	۴۱	۳۲	۴۴	۳۷	۳۱	۳۳	۳۵	۴۰
۳۵	۴۲	۳۰	۳۹	۲۶	۳۲	۳۸	۴۷	۴۹	۱۵

الف - یک جدول فراوانی برای داده‌های فوق تشکیل دهید.

ب - آیا در سطح معنی دار ۰/۱ می‌توان ادعا کرد که نمرات دارای توزیع یکنواخت است؟

ج - آیا در سطح معنی دار ۰/۱ می‌توان ادعا کرد که نمرات دارای توزیع نرمال است؟

۳۷ یک سکه را آنقدر پرتاب می‌کنیم تا اینکه یک شیر بیاید. اگر X برابر تعداد پرتاب این سکه

باشد، بعد از تکرار این آزمایش در ۲۵۶ بار، نتایج زیر حاصل می‌شود

x	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
تعداد پرتاب	۱۳۶	۶۰	۳۴	۱۲	۹	۱	۳	۱

آیا در سطح معنی دار ۰/۰۵ می‌توان ادعا کرد که توزیع هندسی با پارامتر $\frac{1}{2}$ بر داده‌ها برازنده است؟

۳۸ داده‌های زیر میزان محصول ذرت را در ۱۰۰ مزرعه نشان می‌دهد. اگر در این مزارع

$\sum x_i = 91400$ و $s = 331/8$ باشد، آیا میزان محصول ذرت این مزارع از توزیع نرمال پیروی

می‌کند؟

تعداد مزارع	محصول (برحسب کیلوگرم)
۳	$99/5 \leq x < 299/5$
۷	$299/5 \leq x < 499/5$
۱۵	$499/5 \leq x < 699/5$
۲۶	$699/5 \leq x < 899/5$
۲۲	$899/5 \leq x < 1099/5$
۱۳	$1099/5 \leq x < 1299/5$
۹	$1299/5 \leq x < 1499/5$
۵	$1499/5 \leq x < 1699/5$

فصل نهم

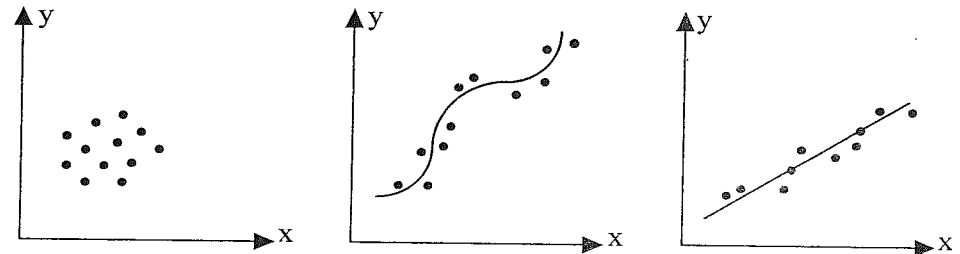
رگرسیون خطی و همبستگی

۱.۹ مقدمه

در اغلب بررسیهای آماری نیاز به پیش بینی مقدار یک متغیر وابسته از روی مقدار یک متغیر مستقل می‌باشد. برای مثال پیش بینی طول قد فرزند از روی طول قد پدرش، یا پیش بینی معدل کل یک دانشجو در یک نیمسال از روی نمره درس ریاضیات او و یا پیش بینی مقدار مصرف بنزین از روی مسافت طی شده اتومبیل از این نوع مسائل می‌باشند. چنین مسائلی را مسائل برگشت یا رگرسیون گویند. متغیر مستقل را با x و متغیر وابسته را با $Y|x$ و یا برای راحتی با Y نمایش می‌دهند. برای مثال در پیش بینی طول قد فرزند از روی طول قد پدرش، طول قد پدر را که یک مقدار ثابت و بخصوص است با x نمایش می‌دهیم و چون برای یک طول قد پدر x فرزندان او می‌توانند طول قدهای متفاوت داشته باشند بنابراین طول قد فرزند او را با متغیر تصادفی $Y|x$ یا Y نشان می‌دهیم. به همین ترتیب در پیش بینی مقدار مصرف بنزین، برای مسافت معین طی شده x میزان مصرف بنزین را با Y نمایش می‌دهیم.

برای یافتن رابطه بین متغیر مستقل x و متغیر وابسته Y ابتدا یک نمونه تصادفی از جمعیت مورد نظر جمع آوری می‌کنیم. یعنی به ازاء مقادیر $x_1, x_2, \dots, x_n$ از متغیر مستقل x مقادیر مربوط به متغیر وابسته Y را اندازه‌گیری می‌کنیم. فرض کنید این مقادیر اندازه‌گیری شده $y_1, y_2, \dots, y_n$ باشند. بنابراین نمونه تصادفی ما به صورت زوجهای $(x_1, Y_1), (x_2, Y_2), \dots, (x_n, Y_n)$ است که مقادیر مشاهده شده آن عبارت است از $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$. برای پی بردن به رابطه

بین x و Y ابتدا این مشاهدات که به صورت نقاطی در صفحه هستند را در یک دستگاه مختصات رسم می‌کنیم که به آن نمودار پراکندگی گویند. در شکل ۱.۹ نمودار پراکندگی نقاط برای حالت‌های مختلف رسم شده است. توجه کنید که برای یک مقدار x ممکن است چندین مقدار برای Y وجود داشته باشد.



الف - x و Y رابطه خطی دارند ب - x و Y رابطه غیر خطی دارند ج - x و Y رابطه‌ای ندارند
شکل ۱.۹ نمودارهای پراکندگی نقاط

حال برای این نقاط می‌توان یک خط یا منحنی عبور داد و این خط یا منحنی رابطه بین x و Y را مشخص می‌کند. بنابراین در حالت کلی اگر بخواهیم مقدار متغیر Y را از روی مقدار متغیر x پیش‌بینی کنیم احتیاج به یک رابطه بین x و Y داریم که این رابطه یک معادله پیش‌بینی کننده است که به آن معادله رگرسیون Y روی x گویند.

۲.۹ رگرسیون ساده خطی

هرگاه بین متغیر مستقل x و متغیر وابسته $Y = Y|x$ یک رابطه خطی برقرار باشد گوئیم یک مدل رگرسیون ساده خطی بین x و Y برقرار است. برای تشکیل این رابطه خطی، فرض کنید یک نمونه تصادفی $(x_1, Y_1), (x_2, Y_2), \dots, (x_n, Y_n)$ با مقادیر مشاهده شده $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ داشته باشیم. توجه کنید که $Y_i = Y|x_i, i = 1, 2, \dots, n$ منظور از رگرسیون خطی این است که میانگین $Y|x$ به طور خطی با x در ارتباط باشد یعنی $\mu_{Y|x} = E(Y|x) = \alpha + \beta x$ که به آن خط رگرسیون گویند و در آن α و β پارامترهای نامعلوم هستند که بایستی برآورد شوند. به α و β ضرایب رگرسیون گویند اگر برآورد α و β را با $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ نمایش دهیم در این صورت

مقدار برآورد متغیر وابسته Y را با $\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x$ نمایش می‌دهند. در زیر روشی برای برآورد ضرایب رگرسیونی α و β از روی نمونه ارائه می‌دهیم و از روی آن بوسیله $\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x$ برای مقدار بخصوص x مقدار متغیر وابسته Y را پیش‌بینی می‌کنیم.

در نمونه تصادفی $(x_1, Y_1), (x_2, Y_2), \dots, (x_n, Y_n)$ چون همواره مقدار $Y_i = Y|x_i$ برابر $\mu_{Y|x_i} = E(Y|x_i)$ نیست، بنابراین اختلاف آنها برابر یک مقدار تصادفی E_i می‌باشد یعنی

$$Y_i = \mu_{Y|x_i} + E_i = \alpha + \beta x_i + E_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1.9)$$

این مدل را مدل رگرسیون ساده خطی گویند و E_i را که یک متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ^2 است را مقدار خطا گویند. اگر مقدار مشاهده شده E_i را با e_i نشان دهیم، در این صورت

$$y_i = \alpha + \beta x_i + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

که e_i را مقدار باقیمانده گویند. حال برای یافتن برآوردهای $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ بگونه‌ای عمل می‌کنیم که مجموع مربعات باقیمانده‌ها یعنی $\sum_{i=1}^n e_i^2$ می‌نیم گردد.

روش حداقل مربعات مجموع مربعات باقیمانده‌ها را معمولاً مجموع مربعات خطاها حول خط رگرسیون گویند و با SSE^(۱) نمایش می‌دهند، یعنی

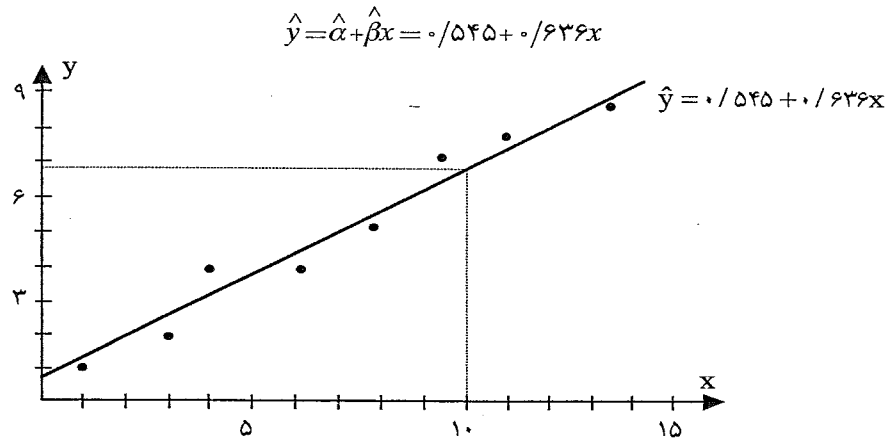
$$SSE = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \alpha - \beta x_i)^2 \quad (2.9)$$

مقادیری از $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ که SSE را می‌نیم کنند، برآوردهای حداقل مربعات گویند و روش به دست آوردن آنها را روش حداقل مربعات^(۲) می‌نامند که در زیر به ذکر آن می‌پردازیم.

ابتدا کمیت‌های زیر را معرفی می‌کنیم

$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n}$$

$$S_{yy} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n y_i)^2}{n}$$



شکل ۲.۹ نمودار پراکندگی نقاط و خط رگرسیون برآورد شده

مثال ۲.۲.۹ آزمایشی به منظور مطالعه اثر یک داروی معین در پایین آوردن ضربان قلب در افراد بالغ انجام شده است. مقدار داروی تجویز شده بر حسب میلی گرم و تفاوت ضربان قلب پس از استعمال دارو و قبل از آن برای یک نمونه ۱۳ تایی در جدول زیر آورده شده است

مقدار داروی تجویز شده	۰/۵	۰/۷۵	۱/۰	۱/۲۵	۱/۵	۱/۷۵	۲/۰
واکنش در ضربان قلب	۱۰	۸	۱۲	۱۲	۱۴	۱۲	۱۶
مقدار داروی تجویز شده	۲/۲۵	۲/۵	۲/۷۵	۳	۳/۲۵	۳/۵	
واکنش در ضربان قلب	۱۸	۱۷	۲۰	۱۸	۲۰	۲۱	

برآورد خط رگرسیون را به دست آورید. اگر مقدار داروی تجویز شده ۱/۶ باشد، واکنش در ضربان

قلب در دقیقه را به چه میزان پیش بینی می کنید؟

حل از جدول فوق مقادیر زیر حاصل می شوند:

$$\sum x_i = 26, \sum x_i^2 = 63/375, \sum y_i = 198, \sum y_i^2 = 3226, \sum x_i y_i = 442/5$$

$$S_{xy} = 442/5 - \frac{(26)(198)}{13} = 46/5, S_{xx} = 63/375 - \frac{(26)^2}{13} = 11/375$$

$$\hat{\beta} = \frac{46/5}{11/375} = 4/0.88, \hat{\alpha} = \frac{198}{13} - (4/0.88) \frac{26}{13} = 7/0.55$$

در نتیجه

$$S_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum_{i=1}^n x_i y_i - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{n}$$

قضیه ۱.۹ در یک مدل رگرسیون ساده خطی مقادیر $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ که مجموع مربعات خطاها را می نیم

می کنند عبارت اند از

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x}, \quad \hat{\beta} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} \quad (3.9)$$

اثبات یا مشتق گیری از SSE نسبت به α و β و مساوی صفر قرار دادن آنها به معادلات زیر

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i - n\alpha - \beta \sum_{i=1}^n x_i = 0 \\ \sum_{i=1}^n x_i y_i - \alpha \sum_{i=1}^n x_i - \beta \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \end{cases}$$

که از حل این دستگاه جوابهای $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ داده شده در (۳.۹) حاصل می شوند و می توان نشان داد که این مقادیر SSE را می نیم می کنند.

بنابراین خط رگرسیون $\mu_{Y|X} = \alpha + \beta x$ بوسیله خط $\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x$ برآورد می شود، که $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$

از رابطه (۳.۹) به دست می آیند.

مثال ۱.۲.۹ برای داده های جدول زیر برآورد خط رگرسیون را بیابید. سپس نقاط را در صفحه مشخص نموده و خط برآورد شده را رسم کنید.

x_i	۱	۳	۴	۶	۸	۹	۱۱	۱۴
y_i	۱	۲	۴	۴	۵	۷	۸	۹

حل از جدول فوق مقادیر زیر حاصل می شوند

$$\sum x_i = 56, \sum y_i = 40, \sum x_i^2 = 524, \sum y_i^2 = 256, \sum x_i y_i = 364$$

$$S_{xy} = 364 - \frac{(56)(40)}{8} = 84, S_{xx} = 524 - \frac{(56)^2}{8} = 132$$

$$\hat{\beta} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{84}{132} = 0/636, \hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x} = \frac{40}{8} - (0/636) \frac{56}{8} = 0/545$$

و در نتیجه

$$\frac{\hat{\alpha} - \alpha}{S \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n S_{xx}}}} \sim t_{(n-2)} \quad (5.9)$$

که در آن

$$S^2 = \frac{SSE}{n-2} = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x_i)^2 = \frac{1}{n-2} [S_{YY} - \hat{\beta} S_{XY}] \quad (6.9)$$

با استفاده از تابع محورها (۴.۹) و (۵.۹) می‌توان فواصل اطمینان $(1-\alpha) \cdot 100\%$ برای α و β به دست آورد که این فواصل اطمینان عبارتند از

$$\alpha \in \left(\hat{\alpha} - t_{1-\frac{\alpha}{2}, (n-2)} S \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n S_{xx}}}, \hat{\alpha} + t_{1-\frac{\alpha}{2}, (n-2)} S \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n S_{xx}}} \right) \quad (7.9)$$

$$\beta \in \left(\hat{\beta} - t_{1-\frac{\alpha}{2}, (n-2)} \frac{S}{\sqrt{S_{xx}}}, \hat{\beta} + t_{1-\frac{\alpha}{2}, (n-2)} \frac{S}{\sqrt{S_{xx}}} \right)$$

با استفاده از روابط (۴.۹) و (۵.۹) می‌توان آزمونهای آماری را روی α و β انجام داد که این آزمونها در جدول ۱.۹ آورده شده‌اند.

H_0	آماره آزمون	H_1	ناحیه بحرانی
$\alpha = \alpha_0$	$T = \frac{\hat{\alpha} - \alpha_0}{S \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n S_{xx}}}}$	$\alpha > \alpha_0$	$T > t_{1-\alpha}(n-2)$
		$\alpha < \alpha_0$	$T < -t_{1-\alpha}(n-2)$
		$\alpha \neq \alpha_0$	$ T > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)$
$\beta = \beta_0$	$T = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\frac{S}{\sqrt{S_{xx}}}}$	$\beta > \beta_0$	$T > t_{1-\alpha}(n-2)$
		$\beta < \beta_0$	$T < -t_{1-\alpha}(n-2)$
		$\beta \neq \beta_0$	$ T > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)$

جدول ۱.۹ آزمونهای آماری روی ضرایب رگرسیونی α و β

$$\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x = 7/0.55 + 4/0.88x$$

حال اگر مقدار داروی تجویز شده $x = 1/6$ باشد آنگاه پیش بینی می‌کنیم که میزان واکنش ضریان قلب $13/6 \approx 2.17$ در دقیقه باشد.

۳.۹ استنباط آماری روی ضرایب رگرسیونی

در بخش قبل بر اساس نمونه تصادفی $(x_1, Y_1), (x_2, Y_2), \dots, (x_n, Y_n)$ در مدل رگرسیونی

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + E_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

ضرایب رگرسیونی α و β را به وسیله برآوردهای $\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} \bar{x}$ و $\hat{\beta} = \frac{S_{XY}}{S_{XX}}$ برآورد کردیم که در آن $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, $S_{XY} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(Y_i - \bar{Y})$, $S_{XX} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ دو متغیر تصادفی می‌باشند. حال اگر در مدل رگرسیونی فوق فرض کنیم $E_i \sim N(0, \sigma^2)$, $i = 1, 2, \dots, n$ و $E_1, E_2, \dots, E_n$ از یکدیگر مستقل باشند، در این صورت چون Y_i یک ترکیب خطی از متغیرهای تصادفی نرمال E_i می‌باشد، پس $Y_i \sim N(\alpha + \beta x_i, \sigma^2)$, $i = 1, 2, \dots, n$ بر اساس توزیع متغیرهای تصادفی Y_i می‌توان توزیع $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ و SSE را به دست آورد. توزیع این برآوردها را در قضیه زیر بدون اثبات می‌آوریم.

قضیه ۲.۹ در مدل رگرسیونی ساده خطی با فرض $E_i \sim N(0, \sigma^2)$, $i = 1, 2, \dots, n$ داریم که

$$\hat{\alpha} \sim N\left(\alpha, \frac{\sigma^2 \sum x_i^2}{n S_{xx}}\right) \quad \text{الف}$$

$$\hat{\beta} \sim N\left(\beta, \frac{\sigma^2}{S_{xx}}\right) \quad \text{ب}$$

$$\frac{SSE}{\sigma^2} = \frac{(n-2)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n-2)}^2 \quad \text{ج- اگر } S^2 = \frac{SSE}{n-2} \text{ آنگاه}$$

د- $\hat{\alpha}$ و S^2 و همچنین $\hat{\beta}$ و S^2 از یکدیگر مستقل هستند.

با استفاده از قضیه ۲.۹ می‌توان نتایج زیر را به دست آورد

$$\frac{\hat{\beta} - \beta}{\frac{S}{\sqrt{S_{xx}}}} \sim t_{(n-2)} \quad (4.9)$$

مثال ۱.۳.۹ مواد اولیه‌ای که برای ساختن الیاف مصنوعی به کار می‌رود در انبار مرطوبی نگهداری می‌شود. نتایج حاصل از اندازه‌گیریهای رطوبت نسبی در انبار و میزان رطوبت در یک نمونه مواد اولیه (هر دو بر حسب درصد) در ۱۲ روز در جدول زیر ثبت شده است

رطوبت انبار x	۴۲	۳۵	۵۰	۴۳	۴۸	۶۲
رطوبت مواد اولیه y	۱۲	۸	۱۴	۹	۱۱	۱۶
رطوبت انبار x	۳۱	۳۶	۴۴	۳۹	۵۵	۴۸
رطوبت مواد اولیه y	۷	۹	۱۲	۱۰	۱۳	۱۱

الف - برآورد خط رگرسیون را به دست آورید.

ب - یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای β بسازید.

ج - آیا در سطح معنی‌دار ۰/۰۱ می‌توان ادعا کرد که $\alpha = -1$ است؟

حل الف - از جدول فوق مقادیر زیر حاصل می‌شوند:

$$\sum x_i = 533, \quad \sum x_i^2 = 24529, \quad \sum y_i = 132, \quad \sum y_i^2 = 1526, \quad \sum x_i y_i = 6093$$

بنابراین

$$S_{xy} = 6093 - \frac{(533)(132)}{12} = 230, \quad S_{xx} = 24529 - \frac{(533)^2}{12} = 854/917$$

$$S_{yy} = 1526 - \frac{(132)^2}{12} = 74, \quad \hat{\beta} = \frac{230}{854/917} = 0/269$$

$$\hat{\alpha} = \frac{132}{12} - (0/269) \frac{533}{12} = -0/948, \quad s^2 = \frac{1}{10} [74 - (0/269)(230)] = 1/213$$

در نتیجه

$$\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x = -0/948 + 0/269x$$

ب - با استفاده از فواصل اطمینان (۷.۹) داریم که

$$t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2) = t_{0/975}(10) = 2/23$$

$$\beta \in (0/269 - 2/23 \sqrt{\frac{1/213}{854/917}}, 0/269 + 2/23 \sqrt{\frac{1/213}{854/917}}) = (0/185, 0/353)$$

بنابراین ۹۵ درصد اطمینان داریم که β در فاصله فوق قرار دارد.

ج - در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0 : \alpha = -1 \\ H_1 : \alpha \neq -1 \end{cases}$ مواجه هستیم و با استفاده از جدول ۱.۹ فرض

H_0 رد می‌شود اگر و فقط اگر $|T| > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)$ که در آن

$$t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2) = t_{0/995}(10) = 3/17$$

$$T = \frac{\hat{\alpha} - \alpha_0}{s \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n S_{xx}}}} = \frac{-0/948 + 1}{\sqrt{\frac{(1/213)(24529)}{(12)(854/917)}}} = 0/305$$

چون $|T| = 0/305 < 3/17 = t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)$ پس فرض H_0 رد نمی‌شود یعنی $\alpha = -1$ می‌باشد.

مثال ۲.۳.۹ نمره‌های امتحان میان ترم و پایان ترم یک کلاس ۹ نفره از دانشجویان به صورت زیر است

میان ترم	۶	۵	۷	۷	۴	۶	۴	۵	۳
پایان ترم	۱۰	۸	۱۱	۱۲	۱۱	۹	۱۰	۹	۶

الف - برآورد خط رگرسیونی را برای پیش بینی نمره پایان ترم از روی نمره میان ترم به دست آورید.

ب - یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای α پیدا کنید.

ج - آیا در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ می‌توان ادعا کرد که $\beta < 2$ است؟

حل الف - اگر x نمره میان ترم و y نمره پایان ترم باشند آنگاه از جدول فوق مقادیر زیر حاصل می‌شوند

$$\sum x_i = 47, \quad \sum x_i^2 = 261, \quad \sum y_i = 86, \quad \sum y_i^2 = 848, \quad \sum x_i y_i = 462$$

بنابراین

$$S_{xy} = 462 - \frac{(47)(86)}{9} = 12/89, \quad S_{xx} = 261 - \frac{(47)^2}{9} = 15/56$$

$$S_{yy} = 848 - \frac{(86)^2}{9} = 26/22, \quad \hat{\beta} = \frac{12/89}{15/56} = 0/828$$

$$\hat{\alpha} = \frac{86}{9} - (0/828) \frac{47}{9} = 5/23, \quad s^2 = \frac{1}{9} [26/22 - (0/828)(12/89)] = 2/22$$

در نتیجه

$$\hat{y} = 5/23 + 0/828x$$

ب- چون $t_{1-\alpha/2}(n-2) = t_{0/95}(7) = 1/9$ بنابراین از (۷.۹) داریم که

$$\alpha \in (5/23 - 1/9 \sqrt{\frac{(2/22)(261)}{(9)(15/56)}}, 5/23 + 1/9 \sqrt{\frac{(2/22)(261)}{(9)(15/56)}}) = (1/365, 9/095)$$

بنابراین ۹۰ درصد اطمینان داریم که α در فاصله فوق قرار دارد.

ج- در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0: \beta = 2 \\ H_1: \beta < 2 \end{cases}$ مواجه هستیم و با استفاده از جدول ۱.۹ فرض H_0 رد می شود اگر و فقط اگر $T < -t_{1-\alpha}(n-2)$ که در آن

$$t_{1-\alpha}(n-2) = t_{0/95}(7) = 1/9$$

$$T = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\frac{s}{\sqrt{S_{xx}}}} = \frac{0/828 - 2}{\sqrt{\frac{2/22}{15/56}}} = -3/103$$

چون $-1/9 = -t_{1-\alpha}(n-2) < T = -3/103$ پس فرض H_0 رد می شود یعنی $\beta < 2$ است.

۴.۹ ضریب همبستگی خطی

تاکنون فرض کردیم که متغیر مستقل X یک متغیر کنترل شده است و یک متغیر تصادفی

نیست. حال فرض کنید که هم متغیر X و هم Y هر دو متغیر تصادفی باشند.

روشهای رگرسیونی موقعی مناسب هستند که متغیر تصادفی Y به متغیر تصادفی X که اغلب

به وسیله پژوهشگر کنترل می شود بستگی داشته باشد. برای سنجش میزان وابستگی دو متغیر

تصادفی X و Y از معیاری بنام ضریب همبستگی خطی استفاده می شود که در بخش ۴.۴ آن را در

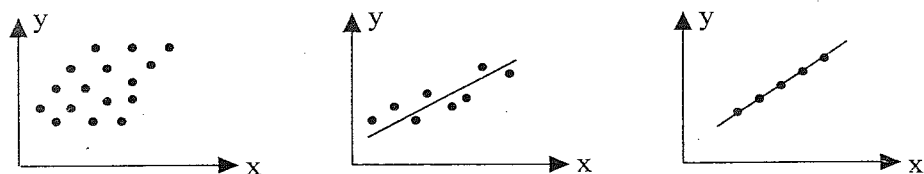
جمعیت به صورت زیر تعریف کردیم

$$\rho = \rho(X, Y) = \frac{COV(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}$$

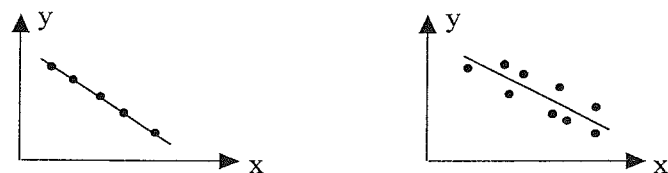
و در بخش ۴.۴ مشاهده کردیم که ضریب همبستگی خطی به مبداء و واحد اندازه گیری داده ها

بستگی ندارد و همواره $-1 \leq \rho \leq 1$ می باشد. در شکل ۳.۹ حالت های مختلف از همبستگی خطی X و

Y نشان داده شده است.



الف- $\rho = 1$ همبستگی کامل مثبت ب- $0 < \rho < 1$ همبستگی مثبت ج- $\rho = 0$ عدم همبستگی



د- $0 > \rho > -1$ همبستگی منفی ه- $\rho = -1$ همبستگی کامل منفی

شکل ۳.۹ حالت های مختلف همبستگی خطی بین متغیرهای X و Y

برای برآورد ضریب همبستگی یک نمونه تصادفی $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ از (X, Y) را انتخاب می کنیم و از روی این نمونه تصادفی کواریانس X و Y و واریانس X و Y را به صورت زیر برآورد می کنیم

$$\hat{\sigma}_X^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} S_{XX}$$

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = \frac{1}{n-1} S_{YY}$$

$$\hat{\sigma}_{XY} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) = \frac{1}{n-1} S_{XY}$$

حال با قرار دادن این برآوردگرها به جای پارامترهای $\sigma_{XY}, \sigma_Y^2, \sigma_X^2$ در فرمول ضریب همبستگی خطی، برآوردگر ضریب همبستگی خطی به صورت زیر به دست می آید:

$$\hat{\rho} = R = \frac{S_{XY}}{\sqrt{S_{XX}S_{YY}}} \quad (۸.۹)$$

اگر مقدار مشاهده شده این نمونه تصادفی $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ باشد آنگاه برآورد

ضریب همبستگی خطی یعنی مقدار مشاهده شده R عبارت از $r = \frac{S_{xy}}{\sqrt{S_{xx}S_{yy}}}$ خواهد بود که به آن ضریب همبستگی نمونه گویند. می توان نشان داد که R با تغییر مبدأ و واحد اندازه گیری تغییر نمی کند و همواره $-1 \leq R \leq 1$ است. تعبیر مقادیر R همانند تعبیر مقادیر ρ در شکل ۳.۹ می باشد. به مقدار R^2 ضریب تعیین گویند و R^2 از تغییرات مقادیر Y جهت رابطه خطی آن با متغیر X به حساب می آید.

مثال ۱.۴.۹ داده های زیر مربوط به مقاومت (بر حسب اهم) و زمان شکست (بر حسب دقیقه) ترانزیستورها با بار اضافی می باشد

مقاومت (x)	۴۳	۲۹	۴۴	۳۳	۳۳	۴۷
زمان شکست (y)	۳۲	۲۰	۴۵	۳۵	۲۲	۴۶
مقاومت (x)	۳۴	۳۱	۴۸	۳۴	۴۶	۳۷
زمان شکست (y)	۲۸	۲۶	۳۷	۳۳	۴۷	۳۰

ضریب همبستگی نمونه را به دست آورید و آن را تعبیر کنید.

حل از جدول فوق مقادیر زیر حاصل می شوند

$$\sum x_i = 459, \sum x_i^2 = 18075, \sum y_i = 401, \sum y_i^2 = 14301, \sum x_i y_i = 15907$$

بنابراین

$$S_{xy} = 15907 - \frac{(459)(401)}{12} = 568/75, \quad S_{xx} = 18075 - \frac{(459)^2}{12} = 518/25$$

$$S_{yy} = 14301 - \frac{(401)^2}{12} = 900/917$$

$$r = \frac{568/75}{\sqrt{(518/25)(900/917)}} = 0/832$$

در نتیجه

چون مقدار r به یک نزدیک است پس یک رابطه خطی نسبتاً خوبی در جهت مثبت بین X و Y برقرار است. همچنین چون $r^2 = 0/693$ پس $69/3\%$ از تغییرات Y جهت رابطه خطی آن با X به حساب می آید.

استنباط آماری روی ρ

برای استنباط آماری روی ρ نیاز به داشتن توزیع احتمال R ضریب همبستگی نمونه

تصادفی داریم. فیشر^(۱) آماردان انگلیسی ثابت کرده است که آماره $W = \frac{1}{2} \ln \frac{1+R}{1-R}$ برای اندازه نمونه بزرگ تقریباً دارای توزیع نرمال با میانگین تقریبی $\frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho}{1-\rho}$ و واریانس تقریبی

$\sigma_W^2 \approx \frac{1}{n-3}$ می باشد. یعنی به طور تقریبی داریم که:

$$Z = \frac{W - \mu_W}{\sigma_W} \sim N(0, 1) \quad (9.9)$$

با استفاده از تابع محور (۹.۹) می توان برای ρ فاصله اطمینان پیدا کرد و با استفاده از توزیع

(۹.۹) می توان آزمونهای آماری را روی ρ انجام داد که این آزمونها در جدول ۲.۹ آورده شده اند.

H_0	آماره آزمون	H_1	ناحیه بحرانی آزمون
$\rho = \rho_0$	$Z = \frac{W - \mu_W}{\sigma_W}$	$\rho > \rho_0$	$Z > Z_{1-\alpha}$
		$\rho < \rho_0$	$Z < -Z_{1-\alpha}$
		$\rho \neq \rho_0$	$ Z > Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$

جدول ۲.۹ آزمونهای آماری روی ρ که $\mu_W = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho_0}{1-\rho_0}$ می باشد.

مثال ۲.۴.۹ در مثال ۱.۴.۹ آیا در سطح معنی دار $0/05$ می توان ادعا کرد که $\rho > 0/5$ است.

حل در این مثال با آزمون $\begin{cases} H_0 : \rho = 0/5 \\ H_1 : \rho > 0/5 \end{cases}$ مواجه هستیم و با استفاده از جدول ۲.۹ فرض H_0 رد می شود اگر و فقط اگر $Z > Z_{1-\alpha}$ که در آن

$$r = 0/832, \quad w = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} = \frac{1}{2} \ln \frac{1/832}{0/168} = 1/195$$

$$\mu_W = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho_0}{1-\rho_0} = \frac{1}{2} \ln \frac{1/5}{0/5} = 0/549$$

$$\sigma_W = \sqrt{\frac{1}{n-3}} = \sqrt{\frac{1}{9}} = 0/333, \quad Z = \frac{w - \mu_W}{\sigma_W} = \frac{1/195 - 0/549}{0/333} = 1/94$$

$$Z_{1-\alpha} = Z_{0/95} = 1/645$$

چون $1/94 = Z > Z_{1-\alpha} = 1/645$ پس فرض H_0 رد می شود یعنی $\rho > 0/5$ است.

۵.۹ تمرینات

۱ برای تعیین رابطه بین هزینه حمل یک نوع کالا و فاصله فروشگاه از محل توزیع کالا، یک نمونه تصادفی شامل ۸ فروشگاه که این کالا را عرضه می کنند انتخاب و فاصله فروشگاه تا محل توزیع کالا و هزینه حمل ۱۰۰ واحد از این کالا در جدول زیر ثبت شده است

x فاصله به کیلومتر	۶	۱۳	۲۷	۱۵	۹	۱۱	۲۱	۱۴
y هزینه حمل بر حسب صد تومان	۲۹	۹۳	۱۵۹	۱۱۵	۶۶	۹۰	۱۳۹	۹۸

برآورد خط رگرسیون هزینه حمل کالا بر حسب فاصله را به دست آورید. اگر فاصله یک فروشگاه تا محل توزیع ۱۰ کیلومتر باشد، هزینه حمل ۱۰۰ واحد کالا تا این فروشگاه را به چه میزان پیش بینی می کنید؟

۲ می خواهیم به داده های حاصل از قدرت کشش $\bar{y}$ ده قطعه پلاستیک که هر یک x دقیقه پخته شده اند، یک خط راست برازش کنیم. داده ها در جدول زیر ثبت شده اند. برآورد خط رگرسیون مورد نظر را به دست آورید.

x	۲۳	۳۵	۴۵	۶۵	۷۵	۹۵	۱۰۵	۱۲۵	۱۵۵	۱۸۵
y	۲	۹/۸	۹/۲	۲۶/۲	۱۷/۱	۲۴/۸	۴۳	۵۵/۳	۳۸/۴	۶۳/۳

۳ از یک نمونه تصادفی از ۱۰ مرد ۳۰ ساله اطلاعات زیر در مورد حقوق سالیانه کنونی (بر حسب صد هزار تومان) و تعداد سالیانه تحصیلی رسمی که داشته اند به دست آمده است.

x سالیانه تحصیل	۱۰	۱۲	۱۳	۱۴	۱۶	۱۶	۱۶	۱۶	۱۸	۲۰
y حقوق سالیانه	۷/۰	۶/۲	۸/۱	۷/۵	۶/۵	۱۰/۵	۸/۰	۱۳/۲	۱۲/۸	۱۶/۵

برآورد خط رگرسیون حقوق سالیانه بر حسب تعداد سالیانه تحصیل را به دست آورید. اگر مردی ۱۵ سال تحصیل کرده باشد، حقوق سالیانه او را به چه میزان پیش بینی می کنید؟

۴ یک نوع ماده شیمیایی داریم که در x درجه حرارت y گرم آن تجزیه می شود. در پنج آزمایش داده های زیر به دست آمده اند:

x	-۲	-۱	۰	۱	۲
y	۵	۴	۳	۲	۱

الف- برآورد خط رگرسیون مقدار ماده تجزیه شده بر حسب درجه حرارت را به دست

آورید.

ب- نقاط داده شده و خط برآورد شده را در یک دستگاه مختصات رسم کنید.

ج- اگر درجه حرارت ۳ باشد، مقدار ماده ای را که تجزیه می شود پیش بینی کنید.

۵ در جدول زیر نیروی کشش به کار رفته برای یک نمونه فولاد، بر حسب هزار پوند و طول حاصل از کشش بر حسب یک هزارم اینچ می باشد

x نیروی کشش	۱	۲	۳	۴	۵	۶
y طول	۱۴	۳۳	۴۰	۶۳	۷۶	۸۵

الف- با رسم نمودار پراکندگی داده ها، تأیید کنید که فرض خطی بودن رگرسیون y روی x معقول است.

ب- برآورد خط رگرسیون را به دست آورده و با استفاده از آن وقتی نیروی کشش ۳/۵ هزار پوند باشد، طول حاصل را پیش بینی کنید.

ج- برای ضرایب رگرسیونی α و β فواصل اطمینان ۹۵ درصدی را تشکیل دهید.

۶ یک مطالعه توسط یک خرده فروش در ارتباط با رابطه بین مخارج تبلیغ و میزان فروش (هر دو بر حسب هزار تومان) به طور هفتگی صورت پذیرفته است و داده های زیر به دست آمده است

مخارج تبلیغ	۵۰	۲۵	۴۰	۵۰	۲۰	۴۰	۵۰	۳۰	۲۰	۲۵	۴۰
فروش	۵۱۰	۴۸۰	۵۲۵	۵۶۰	۴۲۰	۴۹۰	۴۴۰	۴۷۵	۳۶۵	۳۹۵	۴۰۰

الف- معادله خط رگرسیون را جهت پیش بینی فروش هفتگی از روی هزینه تبلیغات پیدا کنید.

ب- فاصله اطمینان ۹۰ درصدی را برای β به دست آورید.

۷ در تمرین ۳، آیا می توان در سطح معنی دار ۰/۰۱ ادعا کرد که $\beta > ۰$ است؟

۸ داده های زیر مربوط به تعداد کارها بر حسب روز و زمان لازم برای پردازش مرکزی (CPU) می باشد.

x تعداد کارها	۱	۲	۳	۴	۵
y زمان (CPU)	۲	۵	۴	۹	۱۰

الف- معادله خط رگرسیون را جهت پیش بینی زمان (CPU) بر حسب تعداد کارها پیدا

کنید.

ب- یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای ضریب رگرسیونی α به دست آورید.

ج- فرض صفر $\beta=2$ در مقابل $\beta>2$ را در سطح معنی دار ۰/۰۵ آزمون کنید.

۹ اثر دما بر رنگ محصولی بررسی شده است. داده‌ها در جدول زیر آورده شده‌اند

دما x	۱۰۰	۱۱۰	۱۲۰	۱۴۰	۱۵۰	۱۷۰	۱۸۰	۲۰۰	۲۳۰	۱۶۰
رنگ y	۳/۵	۷/۴	۷/۱	۱۵/۶	۱۱/۱	۱۴/۹	۲۳/۵	۲۷/۱	۲۲/۱	۳۲/۹

الف - معادله خط رگرسیون را جهت پیش بینی رنگ بر حسب دما پیدا کنید.

ب- آیا در سطح معنی دار ۰/۰۵ می‌توان ادعا کرد که $\alpha=0$ است؟

۱۰ داده‌های جدول زیر را در نظر بگیرید

x	۱	۱/۱	۱/۲	۱/۳	۱/۴	۱/۵	۱/۶	۱/۷	۱/۸	۱/۹	۲
y	۸/۱	۷/۸	۸/۵	۹/۸	۹/۵	۸/۹	۸/۶	۱۰/۲	۹/۳	۹/۲	۱۰/۵

الف - معادله خط رگرسیون را پیدا کنید.

ب- برای ضریب رگرسیونی α و β فواصل اطمینان ۹۰ درصدی را تشکیل دهید.

ج- آیا در سطح معنی دار ۰/۰۱ می‌توان ادعا کرد که $\alpha>0$ است؟

۱۱ جدول زیر نمره‌های ۷ دانشجو در امتحان ریاضی و زبان می‌باشد.

نمره ریاضی	۱۲	۱۳	۱۰	۱۳	۱۵	۱۱	۱۲
نمره زبان	۱۲	۱۴	۱۳	۱۵	۱۱	۱۴	۱۱

ضریب همبستگی نمونه را محاسبه و آن را تعبیر کنید.

۱۲ در تمرین ۱ ضریب همبستگی نمونه را به دست آورید و آن را تعبیر کنید.

۱۳ برای تعیین رابطه خطی بین دو متغیر x و y، نمونه تصادفی به اندازه $n=20$ از یک جمعیت

استخراج و مقادیر x و y را ثبت کرده‌ایم. نتایج به شرح زیر می‌باشند

$$\sum x_i = 35, \quad \sum x_i^2 = 680, \quad \sum y_i = 48, \quad \sum y_i^2 = 1348, \quad \sum x_i y_i = 960$$

ضریب همبستگی نمونه را به دست آورید و آن را تعبیر کنید.

۱۴ در جدول زیر نمرات امتحان پایان ترم درسهای جبر و فیزیک ۱۰ دانشجو که به طور تصادفی

انتخاب شده‌اند، درج گردیده است

جبر	۷۵	۸۰	۹۳	۶۵	۸۷	۷۱	۹۸	۶۸	۸۴	۷۷
فیزیک	۸۲	۷۸	۸۶	۷۲	۹۱	۸۰	۹۵	۷۲	۸۹	۷۴

ضریب همبستگی نمونه را به دست آورید و آن را تعبیر کنید.

۱۵ نتایج زیر از اندازه‌گیری حجم عبور و مرور و غلظت مونو اکسید کربن در ۱۵ محل نمونه

برداری حاصل شده است

حجم عبور و مرور x	۱۰۰	۱۱۰	۱۲۵	۱۵۰	۱۷۵	۱۹۰			
غلظت مونو اکسید کربن y	۸/۸	۹/۰	۹/۵	۱۰/۰	۱۰/۵	۱۰/۵			
x	۲۰۰	۲۲۵	۲۵۰	۲۷۵	۳۰۰	۳۲۵	۳۵۰	۳۷۵	۴۰۰
y	۱۰/۵	۱۰/۶	۱۱/۰	۱۲/۱	۱۲/۱	۱۲/۵	۱۳/۰	۱۳/۲	۱۴/۵

الف - ضریب همبستگی نمونه را محاسبه و آن را تعبیر کنید.

ب- فرضیه ناهمبسته بودن داده‌ها، یعنی $\rho=0$ را در سطح معنی دار ۰/۰۵ آزمون کنید.

۱۶ با استفاده از تابع محور (۹.۹) یک فاصله اطمینان $(1-\alpha)100\%$ برای ضریب همبستگی خطی

ρ پیدا کنید.

(راهنمایی: توجه کنید که $f(\rho) = \ln \frac{1+\rho}{1-\rho}$ یک تابع اکیداً صعودی از ρ است.)

۱۷ ضریب همبستگی میان قد و وزن ۱۰۰ نوزاد برابر ۰/۳ است. آیا در سطح معنی دار ۰/۱

می‌توان ادعا کرد که $\rho>0.25$ است.

۱۸ با استفاده از نتیجه تمرین ۱۶ یک فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای ضریب همبستگی خطی در

تمرین ۱۱ به دست آورید.

۱۹ داده‌های زیر اندازه‌های میزان کربن و شاخص نفوذپذیری ۲۲ ترکیب خاکستر می‌باشند.

میزان کربن (درصد)	۴/۴	۵/۵	۴/۲	۳/۰	۴/۵	۴/۹	۴/۶	۵/۰	۴/۷	۵/۱	۴/۴
شاخص نفوذپذیری	۱۲	۱۴	۱۸	۳۵	۲۳	۲۹	۱۶	۱۲	۱۸	۲۱	۲۷
میزان کربن (درصد)	۴/۱	۴/۹	۴/۷	۵/۰	۴/۶	۳/۶	۴/۹	۵/۱	۴/۸	۵/۲	۵/۲
شاخص نفوذپذیری	۱۳	۱۹	۲۲	۲۰	۱۶	۲۷	۲۱	۱۳	۱۸	۱۷	۱۱

الف - ضریب همبستگی نمونه را به دست آورید و آن را تعبیر کنید.

ب- یک فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای ρ تشکیل دهید.

۲۰ داده‌های زیر را در نظر بگیرید:

x	۴	۵	۹	۱۴	۱۸	۲۲	۲۴
y	۱۶	۲۲	۱۱	۱۶	۷	۳	۱۷

الف - ضریب همبستگی نمونه را به دست آورید و آن را تعبیر کنید.

ب - فرض $\rho = -0.8$ را در سطح معنی‌دار 0.05 آزمون کنید.

ضمیمه

جداول آماری

جدول I : توزیع دو جمله‌ای

جدول II : توزیع پواسون

جدول III : توزیع نرمال

جدول IV : توزیع مربع-کای

جدول V : توزیع t

جدول VI : توزیع F

جدول II : توزيع پواسون

r	μ								
	0.1	0.2	0.3	- 0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
0	0.9048	0.8187	0.7408	0.6730	0.6065	0.5488	0.4966	0.4493	0.4066
1	0.9953	0.9825	0.9631	0.9384	0.9098	0.8781	0.8442	0.8088	0.7725
2	0.9998	0.9989	0.9964	0.9921	0.9856	0.9769	0.9659	0.9526	0.9371
3	1.0000	0.9999	0.9997	0.9992	0.9982	0.9966	0.9942	0.9909	0.9865
4		1.0000	1.0000	0.9999	0.9998	0.9996	0.9992	0.9986	0.9977
5				1.0000	1.0000	1.0000	0.9999	0.9998	0.9997
6							1.0000	1.0000	1.0000

[illegible]

جدول I : توزیع دو جمله‌ای

		<i>P</i>									
<i>n</i>	<i>r</i>	0.10	0.20	0.25	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
5	0	0.5905	0.3277	0.2373	0.1681	0.0778	0.0312	0.0102	0.0024	0.0003	0.0000
	1	0.9185	0.7373	0.6328	0.5282	0.3370	0.1875	0.0870	0.0308	0.0067	0.0000
	2	0.9914	0.9421	0.8965	0.8369	0.6826	0.5000	0.3174	0.1631	0.0579	0.0088
	3	0.9995	0.9933	0.9844	0.9692	0.9130	0.8125	0.6630	0.4718	0.2627	0.0811
	4	1.0000	0.9997	0.9990	0.9976	0.9898	0.9688	0.9222	0.8319	0.6499	0.4099
	5	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
10	0	0.3487	0.1074	0.0563	0.0282	0.0060	0.0010	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
	1	0.7361	0.3758	0.2440	0.1493	0.0464	0.0107	0.0017	0.0001	0.0000	0.0000
	2	0.9298	0.6778	0.5256	0.3828	0.1673	0.0547	0.0123	0.0016	0.0001	0.0000
	3	0.9872	0.8791	0.7759	0.6496	0.3823	0.1719	0.0548	0.0106	0.0009	0.0000
	4	0.9984	0.9672	0.9219	0.8497	0.6331	0.3770	0.1662	0.0474	0.0064	0.0002
	5	0.9999	0.9936	0.9803	0.9527	0.8338	0.6230	0.3669	0.1503	0.0328	0.0016
	6	1.0000	0.9991	0.9965	0.9894	0.9452	0.8281	0.6177	0.3504	0.1209	0.0120
	7	1.0000	0.9999	0.9996	0.9984	0.9877	0.9453	0.8327	0.6172	0.3222	0.0720
	8	1.0000	1.0000	1.0000	0.9999	0.9993	0.9893	0.9536	0.8500	0.6242	0.2639
	9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9999	0.9990	0.9940	0.9718	0.8926	0.6513
	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
15	0	0.2059	0.0352	0.0134	0.0047	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	1	0.5490	0.1671	0.0802	0.0353	0.0052	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	2	0.8159	0.3980	0.2361	0.1268	0.0271	0.0037	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000
	3	0.9444	0.6482	0.4613	0.2969	0.0905	0.0176	0.0019	0.0001	0.0000	0.0000
	4	0.9873	0.8358	0.6865	0.5155	0.2173	0.0592	0.0094	0.0007	0.0000	0.0000
	5	0.9978	0.9389	0.8516	0.7216	0.1129	0.0338	0.0037	0.0001	0.0000	0.0000
	6	0.9997	0.9819	0.9434	0.8689	0.6098	0.3031	0.0951	0.0098	0.0008	0.0000
	7	1.0000	0.9958	0.9827	0.9500	0.7689	0.5000	0.2131	0.0500	0.0042	0.0000
	8	1.0000	0.9992	0.9958	0.9848	0.9050	0.6964	0.3902	0.1311	0.0181	0.0003
	9	1.0000	0.9999	0.9992	0.9963	0.9662	0.8491	0.5968	0.2784	0.0611	0.0023
	10	1.0000	1.0000	0.9999	0.9993	0.9907	0.9408	0.7827	0.4845	0.1642	0.0127
	11	1.0000	1.0000	1.0000	0.9999	0.9981	0.9824	0.9095	0.7031	0.3518	0.0556
	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9997	0.9963	0.9729	0.8732	0.6020	0.1841
	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9995	0.9948	0.9647	0.8329	0.4510
	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9995	0.9953	0.9648	0.7941
	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
20	0	0.1216	0.0115	0.0032	0.0008	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	1	0.3917	0.0692	0.0243	0.0076	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	2	0.6769	0.2061	0.0913	0.0355	0.0036	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	3	0.8670	0.4114	0.2252	0.1071	0.0160	0.0013	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
	4	0.9568	0.6296	0.4148	0.2375	0.0510	0.0059	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000
	5	0.9887	0.8042	0.6172	0.4164	0.1256	0.0207	0.0016	0.0000	0.0000	0.0000
	6	0.9976	0.9133	0.7858	0.6080	0.2500	0.0577	0.0065	0.0003	0.0000	0.0000
	7	0.9996	0.9679	0.8982	0.7723	0.4159	0.1316	0.0210	0.0013	0.0000	0.0000
	8	0.9999	0.9900	0.9520	0.8657	0.7539	0.4119	0.1275	0.0171	0.0001	0.0000
	9	1.0000	0.9974	0.9861	0.9320	0.8447	0.5881	0.2447	0.0406	0.0026	0.0000
	10	1.0000	0.9994	0.9961	0.9829	0.8725	0.5881	0.2447	0.0406	0.0026	0.0000
	11	1.0000	0.9999	0.9991	0.9949	0.9435	0.7483	0.4044	0.1133	0.0100	0.0001
	12	1.0000	1.0000	0.9998	0.9987	0.9790	0.8684	0.5841	0.2277	0.0321	0.0004
	13	1.0000	1.0000	1.0000	0.9997	0.9935	0.9423	0.7500	0.3920	0.0867	0.0024
	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9984	0.9793	0.8744	0.5836	0.1958	0.0113
	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9997	0.9941	0.9490	0.7625	0.3704	0.0432
	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9987	0.9840	0.8929	0.5886	0.1330
	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9998	0.9964	0.9645	0.7939	0.3231
	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9995	0.9924	0.9308	0.6083
	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9992	0.9885	0.8784
	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

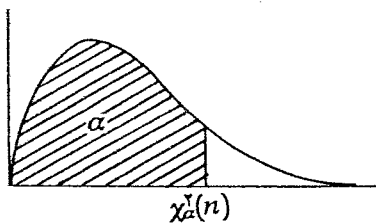
ادامہ جدول II : توزیع پواسون

[illegible]

ادامه جدول II : توزیع پواسون

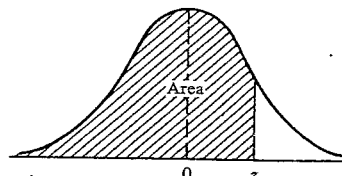
[illegible]

جدول IV : توزیع مربع-کای

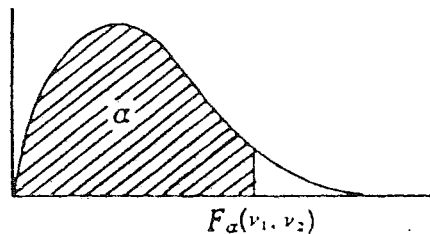


n	$\chi^2_{.995}$	$\chi^2_{.99}$	$\chi^2_{.975}$	$\chi^2_{.95}$	$\chi^2_{.90}$	$\chi^2_{.75}$	$\chi^2_{.50}$	$\chi^2_{.25}$	$\chi^2_{.10}$	$\chi^2_{.05}$	$\chi^2_{.025}$	$\chi^2_{.01}$	$\chi^2_{.005}$
1	7.88	6.63	5.02	3.84	2.71	1.32	.455	.102	.0158	.0039	.0010	.0002	.0000
2	10.6	9.21	7.38	5.99	4.61	2.77	1.39	.575	.211	.103	.0506	.0201	.0100
3	12.8	11.3	9.35	7.81	6.25	4.11	2.37	1.21	.584	.352	.216	.115	.072
4	14.9	13.3	11.1	9.49	7.78	5.39	3.36	1.92	1.06	.711	.484	.297	.207
5	16.7	15.1	12.8	11.1	9.24	6.63	4.35	2.67	1.61	1.15	.831	.554	.412
6	18.5	16.8	14.4	12.6	10.6	7.84	5.35	3.45	2.20	1.64	1.24	.872	.676
7	20.3	18.5	16.0	14.1	12.0	9.04	6.35	4.25	2.83	2.17	1.69	1.24	.989
8	22.0	20.1	17.5	15.5	13.4	10.2	7.34	5.07	3.49	2.73	2.18	1.65	1.34
9	23.6	21.7	19.0	16.9	14.7	11.4	8.34	5.90	4.17	3.83	2.70	2.09	1.73
10	25.2	23.2	20.5	18.3	16.0	12.5	9.34	6.74	4.87	3.94	3.25	2.56	2.16
11	26.8	24.7	21.9	19.7	17.3	13.7	10.3	7.58	5.58	4.57	3.82	3.05	2.60
12	28.3	26.2	23.3	21.0	18.5	14.8	11.3	8.44	6.30	5.23	4.40	3.57	3.07
13	29.8	27.7	24.7	22.4	19.8	16.0	12.3	9.30	7.04	5.89	5.01	4.11	3.57
14	31.3	29.1	26.1	23.7	21.1	17.1	13.3	10.2	7.79	6.57	5.63	4.66	4.07
15	32.8	30.6	27.5	25.0	22.3	18.2	14.3	11.0	8.55	7.26	6.26	5.23	4.60
16	34.3	32.0	28.8	26.3	23.5	19.4	15.3	11.9	9.31	7.96	6.91	5.81	5.14
17	35.7	33.4	30.2	27.6	24.8	20.5	16.3	12.8	10.1	8.67	7.56	6.41	5.70
18	37.2	34.8	31.5	28.9	26.0	21.6	17.3	13.7	10.9	9.39	8.23	7.01	6.26
19	38.6	36.2	32.9	30.1	27.2	22.7	18.3	14.6	11.7	10.1	8.91	7.63	6.84
20	40.0	37.6	34.2	31.4	28.4	23.8	19.3	15.5	12.4	10.9	9.59	8.26	7.43
21	41.4	38.9	35.5	32.7	29.6	24.9	20.3	16.3	13.2	11.6	10.3	8.90	8.03
22	42.8	40.3	36.8	33.9	30.8	26.0	21.3	17.2	14.0	12.3	11.0	9.54	8.64
23	44.2	41.6	38.1	35.2	32.0	27.1	22.3	18.1	14.8	13.1	11.7	10.2	9.26
24	45.6	43.0	39.4	36.4	33.2	28.2	23.3	19.0	15.7	13.8	12.4	10.9	9.89
25	46.9	44.3	40.6	37.7	34.4	29.3	24.3	19.9	16.5	14.6	13.1	11.5	10.5
26	48.3	45.6	41.9	38.9	35.6	30.4	25.3	20.8	17.3	15.4	13.8	12.2	11.2
27	49.6	47.0	43.2	40.1	36.7	31.5	26.3	21.7	18.1	16.2	14.6	12.9	11.8
28	51.0	48.3	44.5	41.3	37.9	32.6	27.3	22.7	18.9	16.9	15.3	13.6	12.5
29	52.3	49.6	45.7	42.6	39.1	33.7	28.3	23.6	19.8	17.7	16.0	14.3	13.1
30	53.7	50.9	47.0	43.8	40.3	34.8	29.3	24.5	20.6	18.5	16.8	15.0	13.8
40	66.8	63.7	59.3	55.8	51.8	45.6	39.3	33.7	29.1	26.5	24.4	22.2	20.7
50	79.5	76.2	71.4	67.5	63.2	56.3	49.3	42.9	37.7	34.8	32.4	29.7	28.0
60	92.0	88.4	83.3	79.1	74.4	67.0	59.3	52.3	46.5	43.2	40.5	37.5	35.5
70	104.2	100.4	95.0	90.5	85.5	77.6	69.3	61.7	55.3	51.7	48.8	45.4	43.3
80	116.3	112.3	106.6	101.9	96.6	88.1	79.3	71.1	64.3	60.4	57.2	53.5	51.2
90	128.3	124.1	118.1	113.1	107.6	98.6	89.3	80.6	73.3	69.1	65.6	61.8	59.2
100	140.2	135.8	129.6	124.3	118.5	109.1	99.3	90.1	82.4	77.9	74.2	70.1	67.3

جدول III : توزیع نرمال

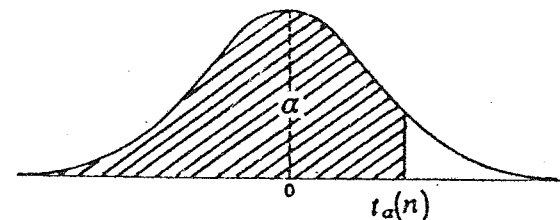


z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
-3.4	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0002
-3.3	0.0005	0.0005	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0003
-3.2	0.0007	0.0007	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0005	0.0005
-3.1	0.0010	0.0009	0.0009	0.0009	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0007	0.0007
-3.0	0.0013	0.0013	0.0013	0.0012	0.0012	0.0011	0.0011	0.0011	0.0010	0.0010
-2.9	0.0019	0.0018	0.0017	0.0017	0.0016	0.0016	0.0015	0.0015	0.0014	0.0014
-2.8	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0023	0.0022	0.0021	0.0021	0.0020	0.0019
-2.7	0.0035	0.0034	0.0033	0.0032	0.0031	0.0030	0.0029	0.0028	0.0027	0.0026
-2.6	0.0047	0.0045	0.0044	0.0043	0.0041	0.0040	0.0039	0.0038	0.0037	0.0036
-2.5	0.0062	0.0060	0.0059	0.0057	0.0055	0.0054	0.0052	0.0051	0.0049	0.0048
-2.4	0.0082	0.0080	0.0078	0.0075	0.0073	0.0071	0.0069	0.0068	0.0066	0.0064
-2.3	0.0107	0.0104	0.0102	0.0099	0.0096	0.0094	0.0091	0.0089	0.0087	0.0084
-2.2	0.0139	0.0136	0.0132	0.0129	0.0125	0.0122	0.0119	0.0116	0.0113	0.0110
-2.1	0.0179	0.0174	0.0170	0.0166	0.0162	0.0158	0.0154	0.0150	0.0146	0.0143
-2.0	0.0228	0.0222	0.0217	0.0212	0.0207	0.0202	0.0197	0.0192	0.0188	0.0183
-1.9	0.0287	0.0281	0.0274	0.0268	0.0262	0.0256	0.0250	0.0244	0.0239	0.0233
-1.8	0.0359	0.0352	0.0344	0.0336	0.0329	0.0322	0.0314	0.0307	0.0301	0.0294
-1.7	0.0446	0.0436	0.0427	0.0418	0.0409	0.0401	0.0392	0.0384	0.0375	0.0367
-1.6	0.0548	0.0537	0.0526	0.0516	0.0505	0.0495	0.0485	0.0475	0.0465	0.0455
-1.5	0.0668	0.0655	0.0643	0.0630	0.0618	0.0606	0.0594	0.0582	0.0571	0.0559
-1.4	0.0808	0.0793	0.0778	0.0764	0.0749	0.0735	0.0722	0.0708	0.0694	0.0681
-1.3	0.0968	0.0951	0.0934	0.0918	0.0901	0.0885	0.0869	0.0853	0.0838	0.0823
-1.2	0.1151	0.1131	0.1112	0.1093	0.1075	0.1056	0.1038	0.1020	0.1003	0.0985
-1.1	0.1357	0.1335	0.1314	0.1292	0.1271	0.1251	0.1230	0.1210	0.1190	0.1170
-1.0	0.1587	0.1562	0.1539	0.1515	0.1492	0.1469	0.1446	0.1423	0.1401	0.1379
-0.9	0.1841	0.1814	0.1788	0.1762	0.1736	0.1711	0.1685	0.1660	0.1635	0.1611
-0.8	0.2119	0.2090	0.2061	0.2033	0.2005	0.1977	0.1949	0.1922	0.1894	0.1867
-0.7	0.2420	0.2389	0.2358	0.2327	0.2296	0.2266	0.2236	0.2206	0.2177	0.2148
-0.6	0.2743	0.2709	0.2676	0.2643	0.2611	0.2578	0.2546	0.2514	0.2483	0.2451
-0.5	0.3085	0.3050	0.3015	0.2981	0.2946	0.2912	0.2877	0.2843	0.2810	0.2776
-0.4	0.3446	0.3409	0.3372	0.3336	0.3300	0.3264	0.3228	0.3192	0.3156	0.3121
-0.3	0.3821	0.3783	0.3745	0.3707	0.3669	0.3632	0.3594	0.3557	0.3520	0.3483
-0.2	0.4207	0.4168	0.4129	0.4090	0.4052	0.4013	0.3974	0.3936	0.3897	0.3859
-0.1	0.4602	0.4562	0.4522	0.4483	0.4443	0.4404	0.4364	0.4325	0.4286	0.4247
0.0	0.5000	0.4960	0.4920	0.4880	0.4840	0.4801	0.4761	0.4721	0.4681	0.4641
0.1	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.2	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.3	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.4	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.5	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.6	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.7	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.8	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.9	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
1.0	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.1	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.2	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.3	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.4	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.5	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9278	0.9292	0.9306	0.9319
1.6	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.7	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.8	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.9	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
2.0	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.1	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.2	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.3	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.4	0.9893	0.9895	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.5	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.6	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.7	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.8	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.9	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
3.0	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.1	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.2	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.3	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.4	0.9995	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.5	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998

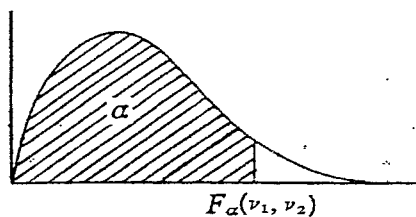
جدول VI : توزیع $F_{\alpha/90}$ 

ν_2	NUMERATOR DEGREES OF FREEDOM								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	39.86	49.50	53.59	55.83	57.24	58.20	58.91	59.44	59.86
2	8.53	9.00	9.16	9.24	9.29	9.33	9.35	9.37	9.38
3	5.54	5.46	5.39	5.34	5.31	5.28	5.27	5.25	5.24
4	4.54	4.32	4.19	4.11	4.05	4.01	3.98	3.95	3.94
5	4.06	3.78	3.62	3.52	3.45	3.40	3.37	3.34	3.32
6	3.78	3.46	3.29	3.18	3.11	3.05	3.01	2.98	2.96
7	3.59	3.26	3.07	2.96	2.88	2.83	2.78	2.75	2.72
8	3.46	3.11	2.92	2.81	2.73	2.67	2.62	2.59	2.56
9	3.36	3.01	2.81	2.69	2.61	2.55	2.51	2.47	2.44
10	3.29	2.92	2.73	2.61	2.52	2.46	2.41	2.38	2.35
11	3.23	2.86	2.66	2.54	2.45	2.39	2.34	2.30	2.27
12	3.18	2.81	2.61	2.48	2.39	2.33	2.28	2.24	2.21
13	3.14	2.76	2.56	2.43	2.35	2.28	2.23	2.20	2.16
14	3.10	2.73	2.52	2.39	2.31	2.24	2.19	2.15	2.12
15	3.07	2.70	2.49	2.36	2.27	2.21	2.16	2.12	2.09
16	3.05	2.67	2.46	2.33	2.24	2.18	2.13	2.09	2.06
17	3.03	2.64	2.44	2.31	2.22	2.15	2.10	2.06	2.03
18	3.01	2.62	2.42	2.29	2.20	2.13	2.08	2.04	2.00
19	2.99	2.61	2.40	2.27	2.18	2.11	2.06	2.02	1.98
20	2.97	2.59	2.38	2.25	2.16	2.09	2.04	2.00	1.96
21	2.96	2.57	2.36	2.23	2.14	2.08	2.02	1.98	1.95
22	2.95	2.56	2.35	2.22	2.13	2.06	2.01	1.97	1.93
23	2.94	2.55	2.34	2.21	2.11	2.05	1.99	1.95	1.92
24	2.93	2.54	2.33	2.19	2.10	2.04	1.98	1.94	1.91
25	2.92	2.53	2.32	2.18	2.09	2.02	1.97	1.93	1.89
26	2.91	2.52	2.31	2.17	2.08	2.01	1.96	1.92	1.88
27	2.90	2.51	2.30	2.17	2.07	2.00	1.95	1.91	1.87
28	2.89	2.50	2.29	2.16	2.06	2.00	1.94	1.90	1.87
29	2.89	2.50	2.28	2.15	2.06	1.99	1.93	1.89	1.86
30	2.88	2.49	2.28	2.14	2.05	1.98	1.93	1.88	1.85
40	2.84	2.44	2.23	2.09	2.00	1.93	1.87	1.83	1.79
60	2.79	2.39	2.18	2.04	1.95	1.87	1.82	1.77	1.74
120	2.75	2.35	2.13	1.99	1.90	1.82	1.77	1.72	1.68
∞	2.71	2.30	2.08	1.94	1.85	1.77	1.72	1.67	1.63

جدول V : توزیع t



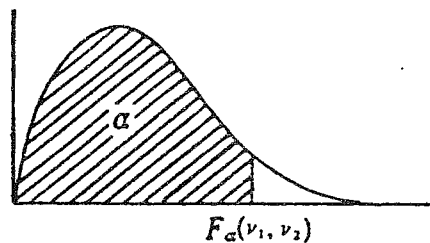
n	$t_{.995}$	$t_{.99}$	$t_{.975}$	$t_{.95}$	$t_{.90}$	$t_{.80}$	$t_{.75}$	$t_{.70}$	$t_{.60}$	$t_{.55}$
1	63.66	31.82	12.71	6.31	3.08	1.376	1.000	.727	.325	.158
2	9.92	6.96	4.30	2.92	1.89	1.061	.816	.617	.289	.142
3	5.84	4.54	3.18	2.35	1.64	.978	.765	.584	.277	.137
4	4.60	3.75	2.78	2.13	1.53	.941	.741	.569	.271	.134
5	4.03	3.36	2.57	2.02	1.48	.920	.727	.559	.267	.132
6	3.71	3.14	2.45	1.94	1.44	.906	.718	.553	.265	.131
7	3.50	3.00	2.36	1.90	1.42	.896	.711	.549	.263	.130
8	3.36	2.90	2.31	1.86	1.40	.889	.706	.546	.262	.130
9	3.25	2.82	2.26	1.83	1.38	.883	.703	.543	.261	.129
10	3.17	2.76	2.23	1.81	1.37	.879	.700	.542	.260	.129
11	3.11	2.72	2.20	1.80	1.36	.876	.697	.540	.260	.129
12	3.06	2.68	2.18	1.78	1.36	.873	.695	.539	.259	.128
13	3.01	2.65	2.16	1.77	1.35	.870	.694	.538	.259	.128
14	2.98	2.62	2.14	1.76	1.34	.868	.692	.537	.258	.128
15	2.95	2.60	2.13	1.75	1.34	.866	.691	.536	.258	.128
16	2.92	2.58	2.12	1.75	1.34	.865	.690	.535	.258	.128
17	2.90	2.57	2.11	1.74	1.33	.863	.689	.534	.257	.128
18	2.88	2.55	2.10	1.73	1.33	.862	.688	.534	.257	.127
19	2.86	2.54	2.09	1.73	1.33	.861	.688	.533	.257	.127
20	2.84	2.53	2.09	1.72	1.32	.860	.687	.533	.257	.127
21	2.83	2.52	2.08	1.72	1.32	.859	.686	.532	.257	.127
22	2.82	2.51	2.07	1.72	1.32	.858	.686	.532	.256	.127
23	2.81	2.50	2.07	1.71	1.32	.858	.685	.532	.256	.127
24	2.80	2.49	2.06	1.71	1.32	.857	.685	.531	.256	.127
25	2.79	2.48	2.06	1.71	1.32	.856	.684	.531	.256	.127
26	2.78	2.48	2.06	1.71	1.32	.856	.684	.531	.256	.127
27	2.77	2.47	2.05	1.70	1.31	.855	.684	.531	.256	.127
28	2.76	2.47	2.05	1.70	1.31	.855	.683	.530	.256	.127
29	2.76	2.46	2.04	1.70	1.31	.854	.683	.530	.256	.127
30	2.75	2.46	2.04	1.70	1.31	.854	.683	.530	.256	.127
40	2.70	2.42	2.02	1.68	1.30	.851	.681	.529	.255	.126
60	2.66	2.39	2.00	1.67	1.30	.848	.679	.527	.254	.126
120	2.62	2.36	1.98	1.66	1.29	.845	.677	.526	.254	.126
∞	2.58	2.33	1.96	1.645	1.28	.842	.674	.524	.253	.125

ادامه جدول VI : توزیع $F_{\alpha/95}$ 

v_2	NUMERATOR DEGREES OF FREEDOM								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	161.4	199.5	215.7	224.6	230.2	234.0	236.8	238.9	240.5
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	2.42
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.40	2.34
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.37	2.32
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.28
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04
120	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.17	2.09	2.02	1.96
∞	3.84	3.00	2.60	2.37	2.21	2.10	2.01	1.94	1.88

ادامه جدول VI : توزیع $F_{\alpha/90}$

v_2	NUMERATOR DEGREES OF FREEDOM								
	10	12	15	20	24	30	40	60	120
1	60.19	60.71	61.22	61.74	62.00	62.26	62.53	62.79	63.06
2	9.39	9.41	9.42	9.44	9.45	9.46	9.47	9.47	9.48
3	5.23	5.22	5.20	5.18	5.18	5.17	5.16	5.15	5.14
4	3.92	3.90	3.87	3.84	3.83	3.82	3.80	3.79	3.78
5	3.30	3.27	3.24	3.21	3.19	3.17	3.16	3.14	3.12
6	2.94	2.90	2.87	2.84	2.82	2.80	2.78	2.76	2.74
7	2.70	2.67	2.63	2.59	2.58	2.56	2.54	2.51	2.49
8	2.54	2.50	2.46	2.42	2.40	2.38	2.36	2.34	2.32
9	2.42	2.38	2.34	2.30	2.28	2.25	2.23	2.21	2.18
10	2.32	2.28	2.24	2.20	2.18	2.16	2.13	2.11	2.08
11	2.25	2.21	2.17	2.12	2.10	2.08	2.05	2.03	2.00
12	2.19	2.15	2.10	2.06	2.04	2.01	1.99	1.96	1.93
13	2.14	2.10	2.05	2.01	1.98	1.96	1.93	1.90	1.88
14	2.10	2.05	2.01	1.96	1.94	1.91	1.89	1.86	1.83
15	2.06	2.02	1.97	1.92	1.90	1.87	1.85	1.82	1.79
16	2.03	1.99	1.94	1.89	1.87	1.84	1.81	1.78	1.75
17	2.00	1.96	1.91	1.86	1.84	1.81	1.78	1.75	1.72
18	1.98	1.93	1.89	1.84	1.81	1.78	1.75	1.72	1.69
19	1.96	1.91	1.86	1.81	1.79	1.76	1.73	1.70	1.67
20	1.94	1.89	1.84	1.79	1.77	1.74	1.71	1.68	1.64
21	1.92	1.87	1.83	1.78	1.75	1.72	1.69	1.66	1.62
22	1.90	1.86	1.81	1.76	1.73	1.70	1.67	1.64	1.60
23	1.89	1.84	1.80	1.74	1.72	1.69	1.66	1.62	1.59
24	1.88	1.83	1.78	1.73	1.70	1.67	1.64	1.61	1.57
25	1.87	1.82	1.77	1.72	1.69	1.66	1.63	1.59	1.56
26	1.86	1.81	1.76	1.71	1.68	1.65	1.61	1.58	1.54
27	1.85	1.80	1.75	1.70	1.67	1.64	1.60	1.57	1.53
28	1.84	1.79	1.74	1.69	1.66	1.63	1.59	1.56	1.52
29	1.83	1.78	1.73	1.68	1.65	1.62	1.58	1.55	1.51
30	1.82	1.77	1.72	1.67	1.64	1.61	1.57	1.54	1.50
40	1.76	1.71	1.66	1.61	1.57	1.54	1.51	1.47	1.42
60	1.71	1.66	1.60	1.54	1.51	1.48	1.44	1.40	1.35
120	1.65	1.60	1.55	1.48	1.45	1.41	1.37	1.32	1.26
∞	1.60	1.55	1.49	1.42	1.38	1.34	1.30	1.24	1.17

ادامه جدول VI : توزیع $F_{\alpha/99}$ 

ν_2	NUMERATOR DEGREES OF FREEDOM								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	4.052	4.999.5	5.403	5.625	5.764	5.859	5.928	5.982	6.022
2	98.50	99.00	99.17	99.25	99.30	99.33	99.36	99.37	99.39
3	34.12	30.82	29.46	28.71	28.24	27.91	27.67	27.49	27.35
4	21.20	18.00	16.69	15.98	15.52	15.21	14.98	14.80	14.66
5	16.26	13.27	12.06	11.39	10.97	10.67	10.46	10.29	10.16
6	13.75	10.92	9.78	9.15	8.75	8.47	8.26	8.10	7.98
7	12.25	9.55	8.45	7.85	7.46	7.19	6.99	6.84	6.72
8	11.26	8.65	7.59	7.01	6.63	6.37	6.18	6.03	5.91
9	10.56	8.02	6.99	6.42	6.06	5.80	5.61	5.47	5.35
10	10.04	7.56	6.55	5.99	5.64	5.39	5.20	5.06	4.94
11	9.65	7.21	6.22	5.67	5.32	5.07	4.89	4.74	4.63
12	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.82	4.64	4.50	4.39
13	9.07	6.70	5.74	5.21	4.86	4.62	4.44	4.30	4.19
14	8.86	6.51	5.56	5.04	4.69	4.46	4.28	4.14	4.03
15	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4.14	4.00	3.89
16	8.53	6.23	5.29	4.77	4.44	4.20	4.03	3.89	3.78
17	8.40	6.11	5.18	4.67	4.34	4.10	3.93	3.79	3.68
18	8.29	6.01	5.09	4.58	4.25	4.01	3.84	3.71	3.60
19	8.18	5.93	5.01	4.50	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52
20	8.10	5.85	4.94	4.43	4.10	3.87	3.70	3.56	3.46
21	8.02	5.78	4.87	4.37	4.04	3.81	3.64	3.51	3.40
22	7.95	5.72	4.82	4.31	3.99	3.76	3.59	3.45	3.35
23	7.88	5.66	4.76	4.26	3.94	3.71	3.54	3.41	3.30
24	7.82	5.61	4.72	4.22	3.90	3.67	3.50	3.36	3.26
25	7.77	5.57	4.68	4.18	3.85	3.63	3.46	3.32	3.22
26	7.72	5.53	4.64	4.14	3.82	3.59	3.42	3.29	3.18
27	7.68	5.49	4.60	4.11	3.78	3.56	3.39	3.26	3.15
28	7.64	5.45	4.57	4.07	3.75	3.53	3.36	3.23	3.12
29	7.60	5.42	4.54	4.04	3.73	3.50	3.33	3.20	3.09
30	7.56	5.39	4.51	4.02	3.70	3.47	3.30	3.17	3.07
40	7.31	5.18	4.31	3.83	3.51	3.29	3.12	2.99	2.89
60	7.08	4.98	4.13	3.65	3.34	3.12	2.95	2.82	2.72
120	6.85	4.79	3.95	3.48	3.17	2.96	2.79	2.66	2.56
∞	6.63	4.61	3.78	3.32	3.02	2.80	2.64	2.51	2.41

ادامه جدول VI : توزیع $F_{\alpha/95}$

ν_2	NUMERATOR DEGREES OF FREEDOM									
	10	12	15	20	24	30	40	60	120	∞
1	241.9	243.9	245.9	248.0	249.1	250.1	251.1	252.2	253.3	254.3
2	19.40	19.41	19.43	19.45	19.45	19.46	19.47	19.48	19.49	19.50
3	8.79	8.74	8.70	8.66	8.64	8.62	8.59	8.57	8.55	8.53
4	5.96	5.91	5.86	5.80	5.77	5.75	5.72	5.69	5.66	5.63
5	4.74	4.68	4.62	4.56	4.53	4.50	4.46	4.43	4.40	4.36
6	4.06	4.00	3.94	3.87	3.84	3.81	3.77	3.74	3.70	3.67
7	3.64	3.57	3.51	3.44	3.41	3.38	3.34	3.30	3.27	3.23
8	3.35	3.28	3.22	3.15	3.12	3.08	3.04	3.01	2.97	2.93
9	3.14	3.07	3.01	2.94	2.90	2.86	2.83	2.79	2.75	2.71
10	2.98	2.91	2.85	2.77	2.74	2.70	2.66	2.62	2.58	2.54
11	2.85	2.79	2.72	2.65	2.61	2.57	2.53	2.49	2.45	2.40
12	2.75	2.69	2.62	2.54	2.51	2.47	2.43	2.38	2.34	2.30
13	2.67	2.60	2.53	2.46	2.42	2.38	2.34	2.30	2.25	2.21
14	2.60	2.53	2.46	2.39	2.35	2.31	2.27	2.22	2.18	2.13
15	2.54	2.48	2.40	2.33	2.29	2.25	2.20	2.16	2.11	2.07
16	2.49	2.42	2.35	2.28	2.24	2.19	2.15	2.11	2.06	2.01
17	2.45	2.38	2.31	2.23	2.19	2.15	2.10	2.06	2.01	1.96
18	2.41	2.34	2.27	2.19	2.15	2.11	2.06	2.02	1.97	1.92
19	2.38	2.31	2.23	2.16	2.11	2.07	2.03	1.98	1.93	1.88
20	2.35	2.28	2.20	2.12	2.08	2.04	1.99	1.95	1.90	1.84
21	2.32	2.25	2.18	2.10	2.05	2.01	1.96	1.92	1.87	1.81
22	2.30	2.23	2.15	2.07	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.78
23	2.27	2.20	2.13	2.05	2.01	1.96	1.91	1.86	1.81	1.76
24	2.25	2.18	2.11	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.79	1.73
25	2.24	2.16	2.09	2.01	1.96	1.92	1.87	1.82	1.77	1.71
26	2.22	2.15	2.07	1.99	1.95	1.90	1.85	1.80	1.75	1.69
27	2.20	2.13	2.06	1.97	1.93	1.88	1.84	1.79	1.73	1.67
28	2.19	2.12	2.04	1.96	1.91	1.87	1.82	1.77	1.71	1.65
29	2.18	2.10	2.03	1.94	1.90	1.85	1.81	1.75	1.70	1.64
30	2.16	2.09	2.01	1.93	1.89	1.84	1.79	1.74	1.68	1.62
40	2.08	2.00	1.92	1.84	1.79	1.74	1.69	1.64	1.58	1.51
60	1.99	1.92	1.84	1.75	1.70	1.65	1.59	1.53	1.47	1.39
120	1.91	1.83	1.75	1.66	1.61	1.55	1.50	1.43	1.35	1.25
∞	1.83	1.75	1.67	1.57	1.52	1.46	1.39	1.32	1.22	1.00

مراجع

- 1- Hodges, J. L. and Lehmann, E. L., Basic Concepts of Probability and Statistics, 2nd ed., San Francisco, Holden-Day, 1970.
- 2- Johnson, R. A. and Bhattacharyya, G. K., Statistics: Principles and Methods, 2nd ed., New York, John Wiley and Sons, 1992.
- 3- Larson, H. J., Introduction to Probability Theory and Statistical Inference, 2nd ed., New York, John Wiley and Sons, 1974.
- 4- Miller, I., Freund, J. E. and Johnson, R. A., Probability and Statistics for Engineers, 5th ed., Prentice Hall, 1994.
- 5- Mood, A. M., Graybill, F. A. and Boes, D. C., Introduction to the Theory of Statistics, 3rd ed., New York, Mc Graw-Hill Book Company, 1974.
- 6- Ross, S., A First Course in Probability, 3rd ed., New York, Macmillan Publishing Company, 1989.
- 7- Walpole, R. E. and Myers, R. H., Probability and Statistics for Engineers and Scientists, 5th ed., New York, Macmillan Publishing Company, 1993.

۸- آمار و احتمال مقدماتی، تألیف دکتر جواد بهبودیان، چاپ سیزدهم (۱۳۷۸).

ادامه جدول VI : توزیع $F_{\alpha/99}$

ν_1	NUMERATOR DEGREES OF FREEDOM									
	10	12	15	20	24	30	40	60	120	∞
ν_2										
1	6.056	6.106	6.157	6.209	6.235	6.261	6.287	6.313	6.339	6.366
2	99.40	99.42	99.43	99.45	99.46	99.47	99.47	99.48	99.49	99.50
3	27.23	27.05	26.87	26.69	26.60	26.50	26.41	26.32	26.22	26.13
4	14.55	14.37	14.20	14.02	13.93	13.84	13.75	13.65	13.56	13.46
5	10.05	9.89	9.72	9.55	9.47	9.38	9.29	9.20	9.11	9.02
6	7.87	7.72	7.56	7.40	7.31	7.23	7.14	7.06	6.97	6.88
7	6.62	6.47	6.31	6.16	6.07	5.99	5.91	5.82	5.74	5.65
8	5.81	5.67	5.52	5.36	5.28	5.20	5.12	5.03	4.95	4.86
9	5.26	5.11	4.96	4.81	4.73	4.65	4.57	4.48	4.40	4.31
10	4.85	4.71	4.56	4.41	4.33	4.25	4.17	4.08	4.00	3.91
11	4.54	4.40	4.25	4.10	4.02	3.94	3.86	3.78	3.69	3.60
12	4.30	4.16	4.01	3.86	3.78	3.70	3.62	3.54	3.45	3.36
13	4.10	3.96	3.82	3.66	3.59	3.51	3.43	3.34	3.25	3.17
14	3.94	3.80	3.66	3.51	3.43	3.35	3.27	3.18	3.09	3.00
15	3.80	3.67	3.52	3.37	3.29	3.21	3.13	3.05	2.96	2.87
16	3.69	3.55	3.41	3.26	3.18	3.10	3.02	2.93	2.84	2.75
17	3.59	3.46	3.31	3.16	3.08	3.00	2.92	2.83	2.75	2.65
18	3.51	3.37	3.23	3.08	3.00	2.92	2.84	2.75	2.66	2.57
19	3.43	3.30	3.15	3.00	2.92	2.84	2.76	2.67	2.58	2.49
20	3.37	3.23	3.09	2.94	2.86	2.78	2.69	2.61	2.52	2.42
21	3.31	3.17	3.03	2.88	2.80	2.72	2.64	2.55	2.46	2.36
22	3.26	3.12	2.98	2.83	2.75	2.67	2.58	2.50	2.40	2.31
23	3.21	3.07	2.93	2.78	2.70	2.62	2.54	2.45	2.35	2.26
24	3.17	3.03	2.89	2.74	2.66	2.58	2.49	2.40	2.31	2.21
25	3.13	2.99	2.85	2.70	2.62	2.54	2.45	2.36	2.27	2.17
26	3.09	2.96	2.81	2.66	2.58	2.50	2.42	2.33	2.23	2.13
27	3.06	2.93	2.78	2.63	2.55	2.47	2.38	2.29	2.20	2.10
28	3.03	2.90	2.75	2.60	2.52	2.44	2.35	2.26	2.17	2.06
29	3.00	2.87	2.73	2.57	2.49	2.41	2.33	2.23	2.14	2.03
30	2.98	2.84	2.70	2.55	2.47	2.39	2.30	2.21	2.11	2.01
40	2.80	2.66	2.52	2.37	2.29	2.20	2.11	2.02	1.92	1.80
60	2.63	2.50	2.35	2.20	2.12	2.03	1.94	1.84	1.73	1.60
120	2.47	2.34	2.19	2.03	1.95	1.86	1.76	1.66	1.53	1.38
∞	2.32	2.18	2.04	1.88	1.79	1.70	1.59	1.47	1.32	1.00