

آمار و احتمال

دکتر نرگس عباسی دکتر علی شادرخ دکتر محمدقاسم وحیدی اصل



دکتر نرگس عباسی دکتر علی شادرخ دکتر محمدقاسم وحیدی اصل



دانشگاه پیام نور
پی

آمار و احتمال

(رشته آمار)

دکتر نرگس عباسی دکتر علی شادرخ دکتر محمدقاسم وحیدی اصل

سرشناسه	عباسی، نرگس، ۱۳۴۲ -
عنوان و نام پدیدآور	آمار و احتمال / تالیف نرگس عباسی، علی شادرخ، محمدقاسم وحیدی اصل؛ ویراستار عین‌اله پاشا.
مشخصات نشر	تهران: دانشگاه پیام نور، ۱۳۸۸.
مشخصات ظاهری	۳۵۷ص. جدول، نمودار.
فروست	دانشگاه پیام نور؛ ۱۵۶۱. گروه آمار؛ ۴۴/آ
شابک	978-964-387-606-7:
وضعیت فهرست نویسی	فپیا
یادداشت	واژه نامه
موضوع	آمار -- آموزش برنامه‌ای
موضوع	آمار
موضوع	آمار -- آزمون‌ها و تمرین‌ها (عالی)
شناسه افزوده	شادرخ، علی، ۱۳۴۶ -
شناسه افزوده	وحیدی اصل، محمدقاسم، ۱۳۲۶ -
شناسه افزوده	پاشا، عین‌الله، ۱۳۲۸ -، ویراستار
شناسه افزوده	دانشگاه پیام نور
رده بندی کنگره	۱۳۸۸ آ/ع ۲۷۶ QA۲۷۶
رده بندی دیویی	۵۱۹/۵:
شماره کتابشناسی ملی	۱۸۰۰۷۸۱:



دانشگاه پیام نور

آمار و احتمال

دکتر نرگس عباسی دکتر علی شادرخ دکتر محمدقاسم وحیدی اصل

ویراستار علمی: دکتر عین‌اله پاشا

حروفچینی و نمونه‌خوانی: مدیریت تولید مواد و تجهیزات آموزشی

طراح جلد: سپیده‌سادات مدنی

لیتوگرافی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه پیام نور

تعداد: * * *

چاپ: ۱۳۸۸.....

قیمت: * * *

کلیه حقوق برای دانشگاه پیام نور محفوظ است.

بسم الله الرحمن الرحيم

پیشگفتار ناشر

کتاب‌های دانشگاه پیام نور حسب مورد و با توجه به شرایط مختلف یک درس در یک یا چند رشته دانشگاهی، به صورت کتاب درسی، متن آزمایشگاهی، فرادرسی، و کمک‌درسی چاپ می‌شوند.

کتاب درسی ثمره کوشش‌های علمی صاحب اثر است که براساس نیازهای درسی دانشجویان و سرفصل‌های مصوب تهیه و پس از داوری علمی، طراحی آموزشی، و ویرایش علمی در گروه‌های علمی و آموزشی، به چاپ می‌رسد. پس از چاپ ویرایش اول اثر، با نظرخواهی‌ها و داوری علمی مجدد و با دریافت نظرهای اصلاحی و متناسب با پیشرفت علوم و فناوری، صاحب اثر در کتاب تجدیدنظر می‌کند و ویرایش جدید کتاب با اعمال ویرایش زبانی و صوری جدید چاپ می‌شود.

متن آزمایشگاهی (م) راهنمایی است که دانشجویان با استفاده از آن و کمک استاد، کارهای عملی و آزمایشگاهی را انجام می‌دهند.

کتاب‌های فرادرسی (ف) و **کمک‌درسی** (ک) به منظور غنی‌تر کردن منابع درسی دانشگاهی تهیه و بر روی لوح فشرده تکثیر می‌شوند و یا در وبگاه دانشگاه قرار می‌گیرند.

مدیریت تولید مواد و تجهیزات آموزشی

فهرست

نه	پیشگفتار
۱	فصل اول آمار توصیفی
۱	۱-۱ مقدمه (مروری تاریخی)
۲	۱-۱-۱ اعداد
۴	۲-۱-۱ آمار توصیفی و آمار استنباطی
۴	۳-۱-۱ برخی مفاهیم اولیه
۶	۴-۱-۱ مفهوم مقیاس سازی
۹	۵-۱-۱ منابع داده‌ها
۱۰	۲-۱ سازمان‌دهی داده‌ها
۱۱	۱-۲-۱ مرتب کردن داده‌های عددی
۱۴	تمرین
۱۴	۲-۲-۱ توزیع‌های فراوانی
۲۱	۳-۲-۱ توصیف داده‌ها به کمک نمودارها
۲۶	تمرین
۲۸	۳-۱ توصیف عددی داده‌ها
۲۸	۱-۳-۱ شاخص‌های گرایش مرکزی
۲۹	۱-۱-۳-۱ میانگین
۳۳	۲-۱-۳-۱ میانه
۳۷	۳-۱-۳-۱ مد
۳۹	۴-۱-۳-۱ دیگر شاخص‌های گرایش مرکزی
۴۲	۲-۳-۱ شاخص‌های پراکندگی
۴۲	۱-۲-۳-۱ دامنه
۴۳	۲-۲-۳-۱ انحراف معیار
۵۳	۳-۲-۳-۱ چندک‌ها و دیگر شاخص‌های پراکندگی
۵۷	۴-۲-۳-۱ معیارهای ویژه‌ی نمودارهای داده‌ها
۶۱	تمرین
۶۳	۴-۱ جدول‌های دو متغیره و معیارهای توصیفی

۶۴	۱-۴-۱ توزیع فراوانی دو متغیره
۶۸	۲-۴-۱ معیارهای توصیفی دو متغیره
۷۰	۳-۴-۱ ضریب همبستگی خطی
۷۱	تمرین
۷۳	فصل دوم قوانین شمارش
۷۳	۱-۲ مقدمه
۷۳	۲-۲ اصول شمارش
۷۴	تمرین
۷۶	۳-۲ جایگشت
۷۷	تمرین
۷۸	۴-۲ ترتیب
۷۹	تمرین
۸۰	۵-۲ جایگشت دوری
۸۰	تمرین
۸۱	۶-۲ ترکیب
۸۲	تمرین
۸۲	۷-۲ تعمیم ترکیب
۸۳	تمرین
۸۳	۸-۲ ضرایب دو جمله‌ای
۸۷	تمرین
۸۹	فصل سوم احتمال
۸۹	۱-۳ مقدمه
۸۹	۲-۳ آزمایش تصادفی
۹۰	۳-۳ فضای نمونه‌ای و برآمد
۹۱	تمرین
۹۲	۴-۳ پیشامد
۹۵	تمرین
۹۶	۵-۳ احتمال
۱۰۳	۶-۳ قواعد احتمال
۱۰۸	تمرین
۱۱۱	۷-۳ احتمال شرطی
۱۱۷	تمرین
۱۱۹	۸-۳ پیشامدهای مستقل
۱۲۳	تمرین
۱۲۴	۹-۳ قضیه‌ی بیز

۱۳۱	فصل چهارم متغیرهای تصادفی، توزیع‌ها، و چگالی‌های احتمال
۱۳۱	۱-۴ متغیر تصادفی
۱۳۵	۲-۴ توزیع‌های احتمال
۱۴۲	تمرین
۱۴۶	۳-۴ متغیرهای تصادفی پیوسته
۱۴۸	۴-۴ تابع‌های چگالی احتمال
۱۵۳	تمرین
۱۵۶	۵-۴ توزیع‌های چندمتغیره
۱۶۱	تمرین
۱۶۲	۶-۴ توزیع‌های حاشیه‌ای
۱۶۵	تمرین
۱۶۵	۷-۴ متغیرهای تصادفی مستقل
۱۶۷	تمرین
۱۶۸	۸-۴ توزیع‌های شرطی
۱۶۹	تمرین

۱۷۱	فصل پنجم امید ریاضی
۱۷۱	۱-۵ مقدمه
۱۷۲	۲-۵ مقدار امید ریاضی یک متغیر تصادفی
۱۷۹	تمرین
۱۸۱	۳-۵ گشتاورها
۱۸۵	تمرین
۱۸۶	۴-۵ قضیه‌ی چیشف
۱۸۹	تمرین
۱۹۰	۵-۵ توابع مولد گشتاورها
۱۹۷	۶-۵ گشتاورهای ترکیب‌های خطی متغیرهای تصادفی
۲۰۰	تمرین

۲۰۳	فصل ششم توزیع‌ها و چگالی‌های احتمال خاص
۲۰۳	۱-۶ مقدمه
۲۰۳	۲-۶ توزیع یکنواخت گسسته
۲۰۴	۳-۶ توزیع برنولی
۲۰۵	۴-۶ توزیع دو جمله‌ای
۲۱۲	تمرین
۲۱۵	۵-۶ توزیع فوق هندسی

۲۱۸	تمرین
۲۲۰	۶-۶ توزیع پواسون
۲۲۶	تمرین
۲۲۸	۶-۷ چگالی یکنواخت
۲۲۸	تمرین
۲۲۹	۶-۸ توزیع نرمال
۲۳۵	تمرین
۲۳۷	۶-۹ تقریب نرمال برای توزیع دو جمله‌ای
۲۴۱	تمرین
۲۴۲	۶-۱۰ توزیع نرمال دو متغیره
۲۴۴	تمرین
۲۴۵	فصل هفتم محاسبات با نرم‌افزار
۲۴۵	۷-۱ مقدمه
۲۴۵	۷-۲ ورود و خروج اطلاعات در مینیتب
۲۵۶	تمرین
۲۵۸	۷-۳ محاسبات در مینیتب
۲۶۶	تمرین
۲۶۷	۷-۴ رسم نمودار
۲۶۹	تمرین
۲۷۱	حل تمرین‌ها
۲۷۱	حل تمرین‌های فصل اوّل
۲۷۶	حل تمرین‌های فصل دوّم
۲۸۱	حل تمرین‌های فصل سوّم
۲۹۰	حل تمرین‌های فصل چهارم
۳۰۲	حل تمرین‌های فصل پنجم
۳۱۲	حل تمرین‌های فصل ششم
۳۲۹	سوالات تستی
۳۴۷	جداول
۳۵۸	مراجع

بسم الله الرحمن الرحيم

پیشگفتار

هدف عمده از درس "آمار و احتمال" یادگیری مفاهیم آماری و پرداختن به روش‌هایی است که به براساس آن‌ها تحلیل داده‌ها صورت می‌پذیرد. برای وارد شدن به مباحث مربوط به روش‌های آماری، ابتدا می‌بایست مقدمات را فرا گرفت.

این کتاب براساس سرفصل مدون وزارت علوم تحقیقات و فناوری برای درس آمار و احتمال یک دوره‌ی کارشناسی رشته‌ی آمار تدوین شده است. برای مطالعه‌ی این کتاب با معلوماتی از دروس ریاضی عمومی I و II کفایت می‌کند.

با مرور فهرست مطالب کتاب، از عنوان‌های کلی و جزئی درس مطلع می‌شوید. درک مطالب هر فصل وقتی میسر می‌شود که مطالب فصل‌های قبل از آن را به خوبی فهمیده باشید. پس از دریافت چهارچوب هر فصل، به تدریج به مطالعه‌ی عمیق مطالب اهتمام ورزید و تمرین‌های مربوط را حل کنید. با پاسخ‌گویی به پرسش‌ها و حل تمرین‌ها، می‌توانید از کیفیت پیشرفت خود و درک و فهم مطالب، آگاه شوید. ضمناً به تمرین‌های هر فصل در پایان کتاب، پاسخ داده شده است. همچنین در بخشی دیگر برخی پرسش‌های چهارگزینه‌ای مرتبط با مطالب کتاب جمع‌آوری شده که حل آنها را به خواننده وامی‌گذاریم. برای بخش‌هایی که از نرم‌افزار مینیتب استفاده شده است توصیه می‌شود، آموزش فصل هفتم را ابتدا در کلاس‌های عملی این درس فرا گرفته، سپس وارد فصل‌های اول تا ششم شوند. لازم به ذکر است که آزمون‌های پایان هر نیم-سال ارزیابی از این فصل نخواهد شد و ارزیابی آن را به عهده‌ی اساتیدی که مجری کلاس‌های عملی هستند واگذار می‌نماییم.

در اینجا لازم می‌دانیم که مراتب قدردانی خود را از استاد گرامی جناب آقای دکتر عین‌الله پاشا استاد محترم دانشگاه تربیت معلم که زحمت و ویراستاری کتاب را برعهده داشتند اعلام نماییم. همچنین از همکاران محترم مدیریت تدوین منابع درسی

خصوصاً جناب آقای اکبری کمال تشکر و سپاس را داریم. جا دارد از آقای محمد عباسی که زحمت تایپ این کتاب را کشیده‌اند قدردانی به عمل آوریم. هرگونه پیشنهاد و انتقاد در جهت ارتقای کیفیت مطالب علمی کتاب از طرف خوانندگان محترم، مورد استقبال گرم نویسندگان قرار گرفته و موجب سپاس می‌گردد.

نویسندگان

فصل اوّل

آمار توصیفی

۱-۱ مقدمه (مروری تاریخی)

کلمه‌ی statistics که در زبان فارسی به آمار ترجمه می‌شود به دو معنی به کار می‌رود: یک معنای رایج آن معرف مجموعه‌ای از داده‌هایی است که دامنه‌ی وسیعی از اشیاء، نظیر اندازه‌ی جامعه‌ها، اطلاعات فعالیت‌های تولیدی، قیمت اجناس، درآمدها، میزان بارندگی و غیره را شامل می‌شود. اطلاعات آماری از این نوع به‌طور متعارف توسط دولت، بخش‌های خصوصی و قسمت‌هایی از زندگی روزمره تولید می‌شود. دیگر آنکه این کلمه به نظریه و روش‌های جمع‌آوری، توصیف، تحلیل داده‌های عددی مربوط می‌شود.

در زمان‌های قدیم دولت‌ها اطلاعات مربوط به جمعیت، ثروت، تعداد سربازها و ... را برای کنترل اوضاع کشور و جمع‌آوری مالیات، گردآوری می‌کردند. در تاریخ، چینی‌ها، چند هزار سال قبل از تولد مسیح، تعداد نفوس را برآورد کرده‌اند و مصریان نیز علاوه بر سرشماری نفوس جداول تحرک جمعیت را نیز تشکیل داده بودند. در ایران و هند نیز جمع‌آوری آمارهای اداری بیش از دوهزار سال سابقه دارد و چنین آورده‌اند که در زمان داریوش پادشاه ایران برای شمارش سربازان بدین‌گونه عمل می‌شد که آنان از جایگاه خاصی بگذرند و پاره‌سنگی در آن بگذارند.

در قرن هفدهم آمار حیاتی توسط جان گرانٹ انگلیسی پایه‌گذاری شد. او را پدر علم آمار حیاتی می‌دانند زیرا او بود که برای اولین بار آمارهای تولد و مرگ را بررسی کرد و جداول مرگ‌ومیر را تنظیم و امید به زندگی در سنین مختلف را محاسبه کرد و سرانجام در آخر قرن هفدهم اولین موسسه‌ی بیمه‌ی عمر در لندن پا به عرصه وجود نهاد.

نظریه‌ی آمار از نیمه‌ی قرن هفدهم با وارد شدن نظریه‌ی احتمال، و مسائل بازی‌های شانسی توسعه می‌یابد. امروزه "رونالد فیشر" انگلیسی را به‌عنوان پدر علم آمار می‌شناسند. وی آمار را در زمینه‌های مختلف مانند ژنتیک، بیومتری، آموزش و پرورش، کشاورزی و مانند آن‌ها وارد کرد و در معرفی استنباط آماری شامل برآوردهای نقطه‌ای، توزیع‌های دقیق نمونه، و طرح آزمایش‌ها پیش‌گام بود.

به کارگیری روش‌های آماری در علوم اجتماعی و رفتاری کمی قبل از جنگ جهانی دوّم شروع شد. تعداد آمارگیری‌ها در زمینه‌های مختلف افزایش یافت و ضرورت تفسیر اطلاعات مربوط به روان‌شناسی و تعلیم و تربیت آشنایی با علم آمار را اجتناب‌ناپذیر کرد. امروزه موفقیت در بسیاری از زمینه‌های علمی مانند علوم انسانی، پزشکی و فنی و مهندسی بدون داشتن اطلاعات لازم از علم آمار مشکل و گاهی غیرممکن است.

۱-۱-۱ اعداد

به‌کاربردن مفهوم عدد تحولی در بیان اندیشه‌های انسانی ایجاد کرده است. هم‌چنان‌که گذشتگان دور نمی‌توانستند، تعداد دقیق فرزندان خود را به اندیشه و گفتار درآورند، وضع بشر، مثلاً تا پیش از اختراع دماسنج، برای بیان وضع هوا مانند گذشتگان دور خود بود. اگر از وی وضع هوا را از لحاظ گرمی و سردی می‌پرسیدند، مثلاً جواب می‌داد: هوا سرد است. اگر می‌گفتند چقدر سرد است، می‌گفت: «خیلی» سرد است. اما با اختراع دماسنج و کمی‌شدن یا به‌کمیت درآمدن میزان دما، بشر قادر است به آسانی مناطق «سردسیر» و «گرمسیر» و مانند آن‌ها را به صورتی مشخص‌تر تعریف کند و حتی رده‌بندی را بسیار دقیق‌تر و گسترده‌تر کند. بیان اینکه فلان کشور «پرجمعیت» است،

نمی‌تواند در این حد از دقت باشد که بگوییم مثلاً جمعیت آن کشور یک «میلیون نفر» است، یا متوسط تعداد کسانی که در هر هکتار می‌زیند مثلاً ۳۰۰۰ نفر است. پس، اگر نتوانیم بگوییم که مفهوم عدد، زندگی انسان را دگرگون کرده‌است، لااقل می‌توانیم بگوییم که با متحول شدن زندگی انسان، عدد نقشی هرچه بهتر و بیشتر در زندگی او داشته‌است.

عدد در زندگی انسان نقش‌هایی گوناگون دارد. یونانیان حدود سه هزار سال پیش، عدد را تنها به‌خاطر خود عدد و برای درک روابط اعداد صحیح مورد مطالعه قراردادند و زیباترین قضیه‌های ریاضی و موضوعی به‌نام «نظریه‌ی اعداد» را پدید آوردند. اما بشر، در تمام عرصه‌های زندگی خود، چه شخصی و چه اجتماعی، به «حساب کردن» نیز نیاز داشت. این نیازهای زندگی، «چهار عمل اصلی حساب» و لذا «علم حساب» را پدید آورد که آن هم جزئی از ریاضیات است.

اما امروزه عدد نقشی بسیار فراتر از نقش خود در علم حساب دارد. در واقع بسیاری از پدیده‌های طبیعی و اجتماعی و مانند آنها را می‌توان به کمک اعداد بیان کرد و یا به تعبیر و تفسیر این پدیده‌ها به کمک اعداد پرداخت. مثلاً بیان شدت زلزله در واحد ریشتر، میزان قوت و ضعف نسبی آن را مشخص می‌کند، اما تعداد تلفات انسانی، تعداد بناهای تخریب شده و ... می‌تواند به بهترین نحو، ابعاد فاجعه را نشان دهد. پس در این مورد، چگونگی زلزله و عوارض و عواقب آن را با استفاده از اعداد توصیف کرده‌ایم. امروزه تلاش می‌شود که برای بیان، تجزیه و تحلیل، و تعبیر و تفسیر هر نوع پدیده‌ای از نیروی جادویی اعداد استفاده شود. البته نباید تصور کرد که بیان هر نوع پدیده‌ای و تجزیه و تحلیل آن با همان سهولتی انجام می‌شود که در بالا در مورد زلزله انجام شد. برای آنکه تصویری از برخی از این پدیده‌ها و پیچیدگی نسبی آنها داشته باشیم، به مثال‌های زیر توجه کنید:

الف) نقش افزایش یا کاهش درآمد کشاورزی در مهاجرت‌های روستایی،

ب) تأثیر آلودگی هوا در سطح سلامت جوامع،

ج) تأثیر استفاده از وسایل فن‌آوری پیشرفته در تغییر ساختار روابط اجتماعی.

برای آنکه بتوانیم به پرسش‌هایی از نوع بالا پاسخ دهیم، ابتدا باید اطلاعاتی در زمینه‌ی موضوع مورد بحث گردآوری کنیم. چنین اطلاعاتی، برحسب مجموعه‌ای از اعداد،

داده‌های آماری نامیده می‌شوند. نحوه‌ی گردآوری، تنظیم و تلخیص، تجزیه و تحلیل، و تعبیر و تفسیر داده‌ها، و استخراج نتایجی درباره‌ی موضوع مورد بحث، موضوع علم آمار را تشکیل می‌دهد.

۱-۱-۲ آمار توصیفی و آمار استنباطی

دو بخش از موضوع علم آمار، آمار توصیفی و آمار استنباطی، را در زیر شرح می‌دهیم.

آمار توصیفی شامل کلیه‌ی اعمالی است که هدف از آن‌ها خلاصه‌کردن داده‌ها یا توصیف جنبه‌های مهم داده‌هاست، بدون آنکه گامی فراتر از آن برداشته شود؛ یعنی بدون آنکه تلاش شود، نتیجه‌گیری‌ها یا استنباط‌هایی درباره‌ی منابعی که داده‌ها از آن استخراج شده‌اند، به عمل آید.

گرچه آمار توصیفی بخشی مهم از آمار است و هنوز هم استفاده‌ی گسترده‌ای از آن، مخصوصاً برای توصیف ویژگی‌های مهم داده‌ها برای عموم به عمل می‌آید، اما در سال‌های اخیر توجه بیشتر به آمار استنباطی، یعنی روش‌هایی است که به کمک آن‌ها می‌توان اطلاعات موجود در مجموعه‌ای متناهی از داده‌ها را به مجموعه‌ای بزرگتر که داده‌ها از آن به دست آمده‌اند، تعمیم داد.

۱-۱-۳ برخی مفاهیم اوّلیه

جامعه‌ی آماری عبارت است از عناصر مورد نظر که حداقل دارای یک صفت مشخصه‌ی مشترک باشند. مانند جامعه‌ی دانشجویان دانشگاه پیام‌نور، جامعه‌ی ساکنین شهر تهران، جامعه‌ی بیماران قلبی و....

صفت مشخصه صفتی است که بین همه‌ی عناصر آماری مشترک و متمایزکننده‌ی یک جامعه‌ی آماری از سایر جوامع است. مثلاً در جامعه‌ی ایرانیان افراد جامعه نسبت به ایرانی بودن هیچ وجه تمایزی ندارند.

جامعه‌ی آماری به دو نوع تقسیم می‌شود: متناهی و نامتناهی. اگر مقادیر جامعه از تعداد محدود ثابتی تشکیل شود و پایان‌پذیر باشد آن را متناهی می‌نامیم مثلاً جمعیت ایران در سرشماری سال ۱۳۸۵ که ۷۰۰۴۹۲۶۲ نفر بوده است، یک جامعه‌ی متناهی

است. در مقابل جامعه‌های آماری **نامتناهی** را داریم، مانند جامعه‌ای با اعضای ۱، ۲، ۳، ۴، ۵... یا جمعیت ایران در سال آینده که یک جامعه‌ی نامتناهی را تشکیل می‌دهد.

متغیر: بررسی‌های آماری روی صفات مشخصه انجام نمی‌شود زیرا افراد جامعه نسبت به این صفات هیچ وجه تمایزی با هم ندارند. ولی اگر به افراد جامعه از زاویه‌های دیگر بنگریم تفاوت‌های زیادی می‌بینیم. آن صفاتی را که عامل این تفاوت‌ها هستند صفات متغیر می‌نامیم. پس صفات متغیر صفاتی هستند که در یک جامعه از یک عضو به عضو دیگر تغییر می‌کنند. مثلاً در جامعه‌ی دانشجویان دانشگاه پیام‌نور، شهرستان محل سکونت و رشته‌ی انتخابی صفات متغیر هستند. به طور کلی صفاتی نظیر استعداد، هوش، نوع بیماری، گروه خونی، وضع تأهل، سن، طول عمر لامپ، تعداد دفعات تعویض قطعه‌ای از خودرو، میزان تأثیر دارویی خاص، و ...، متغیر در نظر گرفته شوند.

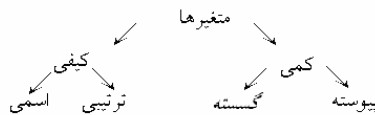
انواع متغیر: متغیرها به دو دسته تقسیم می‌شوند: متغیرهای کیفی و متغیرهای کمی.

الف) متغیرهای کیفی: مربوط به صفاتی هستند که واحد نداشته و قابل اندازه‌گیری نیستند مانند جنس، مرغوبیت، شغل، نوع بیماری، وضع تأهل، رنگ چشم، گروه خونی و نظایر آنها (در بخش بعدی متغیرها متغیرها عمدتاً به گروه متغیرهایی که با مقیاس‌های اسمی و ترتیبی اندازه‌گیری می‌شوند، تعلق دارند).

ب) متغیرهای کمی: مربوط به صفاتی هستند که قابل اندازه‌گیری یا شمارش هستند؛ یعنی واحد اندازه‌گیری یا شمارش دارند و قابل مقایسه و سنجش می‌باشند. مانند سن، طول عمر، درجات تحصیلی، وزن، قد، درآمد و غیره که از راه اندازه‌گیری به دست می‌آیند.

متغیرهای کمی خود به دو دسته تقسیم می‌شوند که عبارتند از متغیرهای کمی گسسته و متغیرهای کمی پیوسته. **متغیرهای کمی گسسته** آنهایی هستند که قابل شمارش هستند مانند سن، تعداد افراد خانوار، ظرفیت مسافر، تعداد تولید روزانه، جمعیت روستاها و **متغیرهای کمی پیوسته** آنهایی هستند که مقادیر آنها در یک بازه

قرار دارد یا به عبارت دیگر مقادیر آنها بازه‌ای از اعداد حقیقی انتخاب می‌شوند مانند وزن، قد، طول عمر، درآمد، نمره‌ی دروس، هزینه‌ی بیمارستانی برای بیماران و نظایر آن.



۴-۱-۱ مفهوم مقیاس‌سازی

منظور از اندازه‌گیری فرآیندی است که به کمک آن به عضوی از جامعه عدد یا نمره‌ای نسبت داده می‌شود. باید توجه کرد که نمره‌هایی (اعدادی) که به این طریق به دست می‌آیند، معانی متفاوتی دارند. برای توضیح تفاوت بودن این نمره‌ها، سه پاسخ ظاهراً یکسان را که به سه پرسش متفاوت داده شده است، در نظر بگیرید. فرض کنید از کسی که در مسابقات دوی صدمتر کشور شرکت کرده است، به سه سوال زیر تنها با استفاده از عدد پاسخ گوید:

۱. با چه شماره‌ای در مسابقه شرکت کردید؟

۲. نفر چندم شدید؟

۳. در چند ثانیه به خط پایان رسیدید؟

فرض کنید پاسخ وی به هر سه سؤال «۵» باشد. با اینکه در هر سه پاسخ عدد «۵» به کار رفته است، اما این عدد در سه معنی متفاوت به کار برده شده است. اولین «۵» به نشانه‌ی شماره‌ی (شناسایی) شرکت کننده است، دومی به نشانه‌ی مقام کسب شده در مسابقه و سومی به نشانه‌ی «زمان» پایان مسابقه است. بنابراین هر یک از ۵ها مجموعه‌ی اطلاعات متفاوتی را شامل می‌شود.

استیونس^۱ (۱۹۶۶ میلادی)، چهار نوع مختلف از مقیاس‌های اندازه‌گیری را مشخص کرده‌است که هر یک از آنها مجموعه‌ی اطلاعات متفاوتی را در بردارند. در هر مقیاس از عدد استفاده می‌شود ولی اطلاعات حاصل از این اعداد به کلی متفاوت است. این چهار مقیاس عبارتند از: اسمی، ترتیبی، فاصله‌ای، و نسبتی. در زیر به شرح هر یک از آنها می‌پردازیم.

۱. مقیاس اسمی

هر مقیاس را که معمولاً یک عدد طبیعی است و تنها برای شناسایی افراد یا اشیا و یا مکان‌ها به کار می‌رود، یک مقیاس اسمی می‌نامند. برای مثال، گروه‌های خونی افراد عبارتند از: A ، B ، AB ، و O ، که آن‌ها را به ترتیب با اعداد ۱، ۲، ۳، ۴ مشخص می‌کنیم. این اعداد صرفاً می‌گویند که هر فردی دارای چه گروه خونی است، فردی که برچسب ۳ دارد، دارای گروه خونی AB است.

داده‌های اسمی، تنها از نظر اسمی عددی‌اند، زیرا هیچ یک از خاصیت‌های اعدادی را که در حساب معمولی با آنها سروکار داریم، ندارند و اصطلاحاً در مقیاس اسمی، کدگذاری یا اسم‌گذاری انجام می‌شود. بنابر این توجه به اینکه آیا به کار بردن اعمال حسابی در مورد داده‌ها مجاز است یا خیر، اهمیت زیادی دارد.

۲. مقیاس ترتیبی (رتبه‌ای)

هرگاه مقیاس، یک عدد حقیقی و برتری را بیان کند آن را مقیاس ترتیبی می‌گویند. مواردی پیش می‌آید که صرف‌نظر از تفاوت محتویات یک طبقه یا محتویات طبقه دیگر، یک نوع ارتباط بین آنها برقرار است. روابط موجود بین طبقات با توجه به نوع مقیاس، اکثر مواقع صورت ترجیح دارد " به بالاتر، بیشتر، مشکل‌تر و ... " بیان می‌شود که چنین روابطی را معمولاً با علائمی نظیر " $>$ " نشان می‌دهند. استفاده از اصطلاحاتی

چون "بالا، وسط، پایین" و "قوی، متوسط، ضعیف" در تحقیقات بیانگر مقیاس ترتیبی است. در این نوع مقیاس مجاز به انجام عملیات جبری نیستیم.

برای مثال، وقتی اعداد ۲، ۴، ۶، ۸، ۱۰ را به ترتیب به پنج فرد A ، B ، C ، D ، E اختصاص می‌دهیم به معنی آن است که پنج فرد مذکور از لحاظ صفت مورد نظر به ترتیب A ، B ، C ، D ، E قرار می‌گیرند. لذا اگر وضع نسبی افراد یا اشیا را در مقیاس رتبه‌ای بدانیم می‌توانیم آن‌ها را به صورت‌های زیر نمایش دهیم: $B > A$ ؛ یعنی، B از A بزرگتر است. $B < C$ ؛ یعنی، B از C کوچکتر است. $B = B$ ؛ یعنی، B با C هم ارزش است.

در مثالی دیگر، در یک مسابقه‌ی دو میدانی دوندگاری را که به ترتیب اول، دوم و سوم به خط پایان می‌رسند، با اعداد ۱، ۲ و ۳ مشخص کنیم.

۳. مقیاس فاصله‌ای

وقتی که مقیاسی همه خصوصیات یک مقیاس ترتیبی را دارا باشد و علاوه بر آن فاصله‌ی بین هر دو عدد بر روی مقیاس میزان مشخصی داشته باشد، همچنین نسبت تفاضل با دو فاصله را حفظ کند آن را مقیاس فاصله‌ای می‌نامند. در این نوع اندازه‌گیری نسبت هر دو فاصله مستقل از واحد اندازه‌گیری و مستقل از نقطه‌نظر صفر است. در مقیاس فاصله‌ای مکان نقطه‌ی صفر و واحد اندازه‌گیری اختیاری و قراردادی است.

در اندازه‌گیری دما، با وجود آن‌که دما در دو مقیاس سانتی‌گراد و فارنهایت دارای نقطه‌ی صفر متفاوت است، ولی هر دو برای اندازه‌گیری حرارت به کار می‌روند. برای مثال، پنج کمیت قابل اندازه‌گیری شده x_1 ، x_2 ، x_3 ، x_4 ، x_5 را در نظر می‌گیریم این کمیت‌ها را به اندازه‌های ۱۱، ۱۴، ۱۷، ۲۰، ۲۳ مقیاس‌سازی نموده‌ایم (یعنی x_i ها در عددی ثابت ضرب و با عددی ثابت جمع شده‌اند و داده‌های جدید به دست آمده است). ملاحظه می‌شود که اختلاف اندازه‌ی کمیت دوم از اول ($11 - 14 = 3$) برابر سه برابر اختلاف کمیت اول از چهارم ($11 - 20 = 9$) است.

۴. مقیاس نسبتی

به مقیاسی که علاوه بر همه‌ی خصوصیات مقیاس فاصله‌ای دارای نقطه‌ی صفر واقعی نیز هست و نسبت را حفظ می‌کند، مقیاس نسبتی می‌گویند. در مقیاس نسبتی، نسبت هر دو قطعه روی مقیاس اندازه‌گیری مستقل از واحد اندازه‌گیری است.

مقیاس‌هایی چون پوند و گرم نقطه‌ی صفر واقعی دارند و نسبت هر دو وزن دلخواه از واحد اندازه‌گیری مستقل است. بیشتر اطلاعاتی که با استفاده از وسایل فیزیکی اندازه‌گیری می‌شود از نوع مقیاس نسبی است. مثلاً، اگر در سطح مقیاس نسبتی، اعداد ۲، ۴، ۶، ۸، ۱۰ نماینده‌ی مقدار صفت به خصوصی در اشیای A ، B ، C ، D ، E باشند می‌توان گفت که این صفت در B به اندازه‌ی ۲ برابر A و در C به اندازه‌ی ۳ برابر A و در E ، $۲/۵$ برابر B و نظایر آن وجود دارد.

جدول زیر نشان‌دهنده‌ی خلاصه مفاهیم ذکر شده درباره‌ی مقیاس‌های چهارگانه و مقایسه‌ی آنها است.

نوع مقیاس	اسمی	رتبه‌ای	فاصله‌ای	نسبتی
مراتب				
ترتیب	ندارد	دارد	دارد	دارد
فواصل	ندارد	ندارد	دارد	دارد
مبدأ صفر قراردادی	ندارد	ندارد	دارد	دارد
مبدأ صفر مطلق	ندارد	ندارد	ندارد	دارد

۵-۱-۱ منابع داده‌ها

با توجه به گستردگی مباحث علمی، محققان منابع گوناگونی برای گردآوری داده‌ها در اختیار دارند. بدون وارد شدن در جزئیات به انواع مهم داده‌ها برحسب منابع آنها اشاره می‌کنیم.

داده‌های اولیه که اطلاعات خام را که مخصوصاً برای انجام تحلیل گردآوری شده‌اند، در اختیار ما می‌گذارند. این داده‌ها یا از طریق سنجش مستقیم، مانند انجام مصاحبه، مشاهدات میدانی، اندازه‌گیری با ابزارهای ویژه، به دست می‌آیند، یا از طریق

سنجش غیرمستقیم که در آن سنجش و ثبت نتایج در مکان‌های مجزا از هم انجام می‌شود و این روش استفاده از مصاحبه‌های تلفنی، شمارنده‌های ترافیک، و ثبات‌های بارندگی خودکار را شامل می‌شود. داده‌های حاصل از روش‌های سنجش از راه دور نیز در زمره‌ی داده‌های اولیه محسوب می‌شوند.

داده‌های ثانویه که در آن اطلاعات که پیشتر- به هر منظور خاص- گردآوری شده‌اند، منبع اصلی تلقی شده و اطلاعات مربوط به تحلیل موردنظر از آن استخراج می‌شود. این داده‌ها یا پیامدهای غیرمستقیم فعالیت‌های دستگاه‌های اجرایی دولتی یا خصوصی، نظیر ادارات ثبت احوال و ثبت اسناد، مؤسسات نقشه‌برداری، بانک‌ها، شهرداری‌ها، و غیره‌اند یا داده‌های حاصل از سرشماری‌های رسمی سراسری و یا مقطعی مؤسساتی نظیر مرکز آمار ایران‌اند. داده‌های مندرج در تصاویر حاصل از دستگاه‌های سنجش از راه دور نیز از این جمله‌اند.

بدیهی است که تفاوت‌های عمده‌ای بین فرایندهای اندازه‌گیری مربوط به منابع گوناگون، و بین داده‌های اولیه و ثانویه موجود است. وقتی از داده‌های اولیه استفاده می‌کنیم، معمولاً طرح پژوهشی مربوط به تحلیل آسان‌تر است اما فرایند اندازه‌گیری معمولاً دشوار و وقت‌گیر است. با توجه به امکان تحت کنترل داشتن فرایند گردآوری داده‌ها در این حالت، می‌توان متغیرها را به هر شکلی که در تحلیل آماری مورد نیاز باشند، انتخاب و اندازه‌گیری کرد. اما، وقتی از داده‌های ثانویه استفاده می‌کنیم، کنترلی نسبت به متغیرها و فرایند اندازه‌گیری نداریم و این امر ممکن است موجب ایجاد مشکلاتی در موقع تجزیه و تحلیل شود. در این صورت برعهده‌ی محقق است که ابتدا از مناسب بودن داده‌ها اطمینان حاصل کند.

۱-۲ سازمان‌دهی داده‌ها

برای آنکه بتوان نخستین گام‌ها را برای تجزیه و تحلیل داده‌ها برداشت و نتایجی درباره‌ی خصوصیات جامعه‌ای که این اطلاعات از آن استخراج شده‌اند، به دست آورد، لازم است که این داده‌ها سازماندهی (تنظیم) و تلخیص شوند.

۱-۲-۱ مرتب کردن داده‌های عددی

فرض کنید داده‌های زیر میزان بارندگی سالانه ۱۰۰ شهر را برحسب سانتی‌متر در منطقه‌ای نشان بدهد:

۴۴/۰	۳۵/۴	۲۸/۴	۳۷/۰	۴۶/۰	۳۵/۴	۱۹/۴	۲۰/۴	۵۶/۴	۴۳/۲
۳۶/۲	۳۸/۴	۴۹/۲	۳۱/۸	۸۶/۴	۱۲/۶	۲۷/۴	۱۴/۰	۳۹/۴	۳۹/۴
۱۵/۸	۲۸/۸	۳۸/۰	۴۴/۰	۳۸/۴	۷۴/۰	۲۳/۰	۱۱/۴	۳۹/۸	۳۰/۲
۲۹/۲	۴۰/۶	۴۹/۶	۳۰/۴	۱۲/۲	۱۲۳/۸	۴۲/۰	۴۷/۰	۳۲/۴	۳۹/۲
۳۵/۲	۵۶/۴	۳۱/۰	۴۵/۰	۹۰/۲	۱۰۰/۰	۳۹/۰	۳۷/۰	۴۹/۴	۲۸/۲
۱۲/۶	۲۷/۰	۴۷/۸	۵۲/۶	۴۱/۰	۴۰/۰	۲۸/۰	۲۳/۶	۳۷/۶	۳۷/۸
۳۰/۰	۴۸/۵	۱۸/۰	۴۱/۰	۲۲/۶	۲۴/۲	۸۹/۶	۹۰/۴	۴۳/۰	۲۹/۸
۵۶/۲	۲۴/۸	۱۲/۶	۵۳/۶	۱۲۵/۴	۱۶/۲	۳۹/۰	۴۰/۸	۳۳/۶	۳۹/۴
۴۵/۶	۳۷/۴	۱۸/۰	۵۰/۶	۱۰۳/۴	۵۲/۴	۲۰/۲	۶۴/۶	۲۲/۲	۶۰/۰
۴۲/۲	۴۲/۰	۱۶/۲	۱۰۸/۲	۴۴/۰	۴۲/۶	۳۹/۴	۳۷/۶	۴۱/۴	۴۰/۴

شاید در نخستین مرحله، بهتر این باشد که مقادیر فرین، یعنی بیشترین و کمترین مقدار داده‌ها را در این مجموعه معین کنیم. با مقداری واریانس معلوم می‌شود که کمترین مقدار ۱۱/۴ و بیشترین مقدار ۱۲۵/۴ است. می‌توان همین شیوه را ادامه داد و دومین مقدار، سومین مقدار، و ... را از نظر بزرگی پیدا کرد یا به عبارت دیگر داده‌ها را به ترتیب صعودی مرتب کرد (می‌توان داده‌ها را به ترتیب نزولی نیز مرتب کرد). پس از انجام این کار فهرست زیر را خواهیم داشت:

۱۱/۴	۱۸/۰	۲۷/۰	۳۰/۴	۳۷/۰	۳۹/۲	۴۱/۰	۴۴/۰	۴۹/۶	۷۴/۰
۱۲/۲	۱۹/۴	۲۷/۴	۳۱/۰	۳۷/۴	۳۹/۴	۴۱/۰	۴۴/۰	۵۰/۶	۸۶/۴
۱۲/۶	۲۰/۲	۲۸/۰	۳۱/۸	۳۷/۶	۳۹/۴	۴۱/۴	۴۵/۰	۵۲/۴	۸۹/۶
۱۲/۶	۲۰/۴	۲۸/۲	۳۲/۴	۳۷/۶	۳۹/۴	۴۲/۰	۴۵/۶	۵۲/۶	۹۰/۲
۱۲/۶	۲۲/۲	۲۸/۴	۳۳/۶	۳۷/۸	۳۹/۴	۴۲/۰	۴۶/۰	۵۳/۶	۹۰/۴
۱۴/۰	۲۲/۶	۲۸/۸	۳۵/۲	۳۸/۰	۳۹/۸	۴۲/۲	۴۷/۰	۵۶/۲	۱۰۰/۰
۱۵/۸	۲۳/۰	۲۹/۲	۳۵/۴	۳۸/۴	۴۰/۰	۴۲/۶	۴۷/۸	۵۶/۴	۱۰۳/۴
۱۶/۲	۲۳/۶	۲۹/۸	۳۵/۴	۳۸/۴	۴۰/۴	۴۳/۰	۴۸/۵	۵۶/۴	۱۰۸/۲
۱۶/۲	۲۴/۲	۳۰/۰	۳۶/۲	۳۹/۰	۴۰/۶	۴۳/۲	۴۹/۲	۶۰/۰	۱۲۳/۴
۱۸/۰	۲۴/۸	۳۰/۲	۳۷/۰	۳۹/۰	۴۰/۸	۴۴/۰	۴۹/۴	۶۴/۶	۱۲۵/۴

با اینکه مرتب کردن داده‌ها به ترتیب نزولی یا صعودی، برای مجموعه‌های بزرگ کار چندان آسانی نیست، ملاحظه می‌کنیم که این مجموعه‌ی جدید، چندان تفاوتی با داده‌های قبلی ندارد و نمی‌توان تنها با نظر کردن به آنها از کم و کیف «توزیع» آنها

اطلاعی به دست آورد. بنابر این سودمند خواهد بود که راهی دیگر برای پردازش داده‌ها پیدا کنیم. یکی از روش‌هایی که اخیراً به وجود آمده است، نمودار ساقه و برگ است که تصویری از وضع کلی داده‌ها را در اختیار می‌گذارد. برای سهولت این روش را برای داده‌های مثال زیر توضیح می‌دهیم.

مثال ۱-۱. فرض کنید داده‌های زیر مربوط به تعداد شعب یک بانک در بیست شهر باشند.

۶۹	۸۴	۵۲	۹۳	۶۱	۷۴	۷۹	۶۵	۸۸	۶۳
۵۷	۶۴	۶۷	۷۲	۷۴	۵۵	۸۲	۶۱	۶۸	۷۷

رقم یکان و دهگان هر عدد را جداگانه در نظر بگیرید و اعدادی را که رقم دهگان آنها یکی هستند، یک‌جا گردآوری کنید. برای این منظور مثلاً عدد ۶۹ را به صورت ۶|۹ در نظر می‌گیریم. رقم دهگان، یعنی ۶ را در ستون اول در جای مناسب خود می‌نویسیم و رقم یکان را در سمت راست علامت | وارد می‌کنیم. برای نوشتن ۶۴، چون قبلاً ۶ را در ستون اول نوشته‌ایم، کافی است تنها ۴، یعنی رقم یکان را در سمت راست علامت | وارد کنیم. به این ترتیب اعداد به شکل زیر گروه‌بندی می‌شوند:

۵	۲	۷	۵						
۶	۹	۱	۵	۳	۴	۷	۱	۸	
۷	۲	۹	۴	۴	۷				
۸	۴	۸	۲						
۹	۳								

اولین سطر این جدول، یعنی ۵ | ۲ ۷ ۵ نشان می‌دهد که این فهرست شامل اعداد ۵۷، ۵۲، و ۵۵ است و دومین سطر بیان می‌کند که فهرست شامل ۸ عدد است که رقم دهگان آنها ۶ است.

این جدول، نمایش ساقه و برگ نامیده می‌شود، زیرا هر سطر حالت ساقه‌ای را نشان می‌دهد، و هر رقم واقع در سمت راست خط عمودی | حالت یک برگ را نشان می‌دهد. برای تشکیل دادن این جدول، ابتدا با ساقه‌ها، یعنی

۵
۶
۷
۸
۹

شروع می‌کنیم. سپس با مراجعه به فهرست داده‌ها، به ترتیب هر عدد را در نظر گرفته و دومین رقم آن را به عنوان برگ در روی ساقه‌ی مربوط به آن درج می‌کنیم. نمایش ساقه و برگ همان اطلاعاتی را منعکس می‌سازد که در فهرست اصلی موجود است اما بسیار فشرده‌تر از آن است. بخش عمده‌ی کار مرتب کردن داده‌ها، با ایجاد نمایش ساقه و برگ انجام می‌شود. با مرتب کردن برگ‌ها که کار نسبتاً ساده‌تری است، می‌توان کار مرتب کردن داده‌ها را گامی جلوتر برد. در این مثال جدول زیر را به دست می‌آوریم.

۵	۲	۵	۷						
۶	۱	۱	۳	۴	۵	۷	۸	۹	
۷	۲	۴	۴	۷	۹				
۸	۲	۴	۸						
۹	۳								

در واقع، نمایش ساقه و برگ و سپس مرتب کردن برگ‌ها شبیه‌کاری است که در فرهنگ‌های لغت انجام می‌شود، واژه‌ها ابتدا برحسب اولین حرف خود مرتب می‌شوند و سپس برحسب حروف دوّم و سوّم و ... البته در این حالت مانند این است که کلمه دو حرفی است.

توجه می‌کنیم که قرارگرفتن هر فهرستی از داده‌ها در یک نمایش ساقه و برگ به سادگی آنچه در مثال اخیر انجام شد، نیست. گاهی با زیاد شدن ارقام و پراکندگی داده‌ها می‌توان از گردشده‌ی داده‌ها یا حذف برخی رقم‌های اعشاری، استفاده کرد.

در زیر نمودار ساقه و برگ برای مثال ۱-۱، به کمک نرم‌افزار مینیتب انجام شده است.

```
MTB > SET C1
DATA> 69 84 52 93 61 74 79 65 88 63
DATA> 57 64 67 72 74 55 82 61 68 77
DATA> END
MTB > Stem-and-Leaf C1;
SUBC> Increment 10.
Character Stem-and-Leaf Display
Stem-and-leaf of C1      N = 20
Leaf Unit = 1.0
 3  5 257
(8) 6 11345789
 9  7 24479
 4  8 248
 1  9 3
```

تمرین

۱-۱. برای داده‌های جدول بارندگی سالانه‌ی ۱۰۰ شهر، الف) نمایش ساقه و برگ را به صورت دستی تشکیل دهید. ب) باردیگر به کمک نرم‌افزار با تغییر مقدار در دستور Increment، نمودارهای مختلف ساقه و برگ را رسم کنید.

۲-۲-۱ توزیع‌های فراوانی

تعداد داده‌هایی که در یک مطالعه‌ی آماری گردآوری می‌شوند، معمولاً بیشتر از آن است که تنها با نگاه کردن به آنها، بتوان اطلاعی درباره‌ی پدیده‌ی مورد مطالعه به دست آورد و لازم است که این داده‌ها را به نحوی سازمان دهیم. یک راه ساده برای این منظور، گردآوردن آن‌ها در قالب یک نمایش ساقه و برگ است. اما برای مطالعه دقیق‌تر و مفصل‌تر داده‌ها، لازم است آن‌ها را با دقت بیشتری سازماندهی کنیم. یکی از روش‌های بسیار رایج، استفاده از **توزیع‌های فراوانی** برای رده‌بندی یا گروه‌بندی داده‌هاست. به‌عنوان مثال فرض کنید که در یک نمونه‌گیری از دانشجویان دانشگاه پیام‌نور در شیراز، ۴۱ نفر رشته‌ی مهندسی کامپیوتر، ۴۷ نفر رشته‌ی علوم کامپیوتر، ۲۸ نفر

رشته‌ی ریاضی کاربردی، و ۱۱ نفر رشته‌ی ریاضی محض بوده‌اند. دسته‌بندی این افراد به صورت زیر است.

جدول ۱-۱. دسته‌بندی نمونه‌ای از دانشجویان

دانشگاه پیام‌نور در مرکز شیراز

۴۱	مهندسی کامپیوتر
۴۷	علوم کامپیوتر
۲۸	ریاضی کاربردی
۱۱	ریاضی محض

چنین جدولی، یک توزیع رسته‌ای یا توزیع کیفی نامیده می‌شود و برای دسته‌بندی داده‌های غیرعددی در قالب رسته‌ها از آن استفاده می‌شود. معمولاً برای سازمان‌دادن داده‌های غیرعددی یا داده‌هایی که برحسب مقیاس اسمی بیان شده‌اند، از توزیع‌های رسته‌ای استفاده می‌کنیم.

برای داده‌های عددی برحسب مقیاس‌های دیگر، از توزیع‌های کمی یا توزیع‌های عددی استفاده می‌کنیم. در این حالت، به طوری که خواهیم دید، داده‌ها را در بازه‌ها یا فاصله‌هایی از اعداد قرار می‌دهیم. اعم از اینکه برای داده‌ها توزیع‌های رسته‌ای یا عددی تشکیل داده باشیم یا خیر، خواهیم گفت که داده‌ها را در یک جدول فراوانی خلاصه کرده‌ایم. برای آنکه نحوه‌ی تشکیل جدول‌های فراوانی را به تفصیل بررسی کنیم، مثالی می‌آوریم.

مثال ۱-۲. داده‌های جدول ۱-۲ میزان اکسید سولفور منتشر شده در هوا در ۸۰ روز (برحسب تن) را نشان می‌دهند.

۱۵/۸	۲۶/۴	۱۷/۳	۱۱/۲	۲۳/۹	۲۴/۸	۱۸/۷	۱۳/۹	۹/۰	۱۳/۲
۲۲/۷	۹/۸	۶/۲	۱۴/۷	۱۷/۵	۲۶/۱	۱۲/۸	۲۸/۶	۱۷/۶	۲۳/۷
۲۶/۸	۲۲/۷	۱۸/۰	۲۰/۵	۱۱/۰	۲۰/۹	۱۵/۵	۱۹/۴	۱۶/۷	۱۰/۷
۱۹/۱	۱۵/۲	۲۲/۹	۲۶/۶	۲۰/۴	۲۱/۴	۱۹/۲	۲۵/۶	۱۶/۹	۱۹/۰
۱۸/۵	۲۳/۰	۲۴/۶	۲۰/۱	۱۶/۲	۱۸/۰	۷/۷	۱۳/۵	۲۳/۵	۱۴/۵
۱۴/۴	۲۹/۰	۱۹/۴	۱۷/۱	۲۰/۸	۲۴/۳	۲۲/۵	۲۴/۶	۱۸/۴	۱۸/۱
۸/۳	۲۱/۹	۱۲/۳	۲۲/۳	۱۳/۳	۱۱/۸	۱۹/۳	۲۰/۰	۲۴/۷	۳۱/۸
۲۵/۹	۱۰/۵	۱۵/۹	۲۷/۵	۱۸/۱	۱۷/۹	۹/۴	۲۴/۱	۲۰/۱	۲۸/۵

جدول ۱-۲. داده‌های میزان اکسید سولفور منتشره در هوا (برحسب تن) در ۸۰ روز

برای تشکیل جدول فراوانی در نخستین گام باید تعداد رده‌ها یا گروه‌هایی را تعیین کنیم که می‌خواهیم داده‌ها را در آنها جای‌دهیم. تعیین تعداد رده‌ها تا حدی به سلیقه و نظر محقق بستگی دارد. اما چندین قاعده‌ی کلی برای انتخاب تعداد رده‌ها پیشنهاد شده است که از آن جمله می‌توان استفاده از هریک از فرمول‌های

$$n = 2^k \quad (1-1)$$

$$k = 1 + 3/3 \log(n) \quad (2-1)$$

را ذکر کرد که در آن n تعداد داده‌ها و k تعداد رده‌هاست. آنچه همواره باید به‌خاطر داشت این است که:

به ندرت تعداد رده‌ها را کمتر از ۵ و بیشتر از ۱۵ انتخاب می‌کنیم، تعداد دقیق رده‌ها به تعداد اندازه‌گیری‌ها یا مشاهدات بستگی دارد.

وقتی تعداد رده‌ها را بزرگ انتخاب می‌کنیم، با همان مشکلی روبه‌رو هستیم که قبل از تلخیص کردن داده‌ها و کارکردن با داده‌های اصلی در پیش است. وقتی تعداد رده‌ها کم باشد، اطلاعات نسبتاً قابل توجهی درهم ادغام و از دقت نتیجه‌گیری کاسته می‌شود. برای داده‌های مثال حاضر، چون $n = 80$ ، لذا می‌توان تعداد رده‌ها را ۶ یا ۷ گرفت.

پس از تعیین تعداد رده‌ها، باید خود رده‌ها یا طبقه‌هایی را که باید داده‌های ما را در برگیرند، مشخص کنیم. در تعیین رده‌ها به قواعد زیر توجه می‌کنیم:

۱. رده‌ها باید طوری انتخاب شوند که همه‌ی داده‌ها را دربرگیرند.

۲. حتماً باید مطمئن شد که هر داده تنها در یک رده قرار می‌گیرد، به عبارت دیگر رده‌ها نباید عضو مشترک داشته باشند.

۳. در صورت امکان طول رده‌ها را برابر انتخاب می‌کنیم، و به علاوه سعی می‌کنیم که **کران رده‌ها یا حدود رده‌ها** مضربی از ۵، ۱۰، ۱۰۰، ... باشد. منظور از حدود هر رده، کمترین و بیشترین مقدار از داده‌هاست که می‌توانیم در رده‌ای معین قرار دهیم.

در این مثال، چون کمترین مقدار داده‌ها $۶/۲$ و بیشترین مقدار داده‌ها $۳۱/۸$ است، پس برای این داده‌ها

مقدار کوچکترین داده - مقدار بزرگترین داده = دامنه‌ی تغییرات

$$= ۳۱/۸ - ۶/۲ = ۲۵/۶$$

بنابر این اگر طول رده‌ها را برابر بگیریم طول هر رده بنابر فرمول

$$c = \text{تعداد رده} / \text{دامنه‌ی تغییرات} = \text{طول رده}$$

برابر $۴/۲ \cong \frac{۲۵/۶}{۶}$ خواهد بود. در این مثال برای سادگی طول مشترک داده‌ها را برابر ۴ انتخاب خواهیم کرد. اگر بنابر توصیه‌های ذکر شده، حد پایین رده‌ی اول، یعنی کوچکترین مقداری را که بتوان در رده‌ی اول قرار گیرد برابر ۵ انتخاب کنیم، در این صورت می‌توانیم از ۷ رده‌ی $۸/۹ - ۵/۰$ ، $۱۲/۹ - ۹/۰$ ، ...، $۳۲/۹ - ۲۹/۰$ استفاده کنیم. توجه می‌کنیم که طول هر رده ۴ است زیرا مثلاً رده‌ی اول $۸/۹ - ۵/۰$ شامل کلبه‌ی مقادیر از $۴/۹۵$ تا $۸/۹۵$ است به این دلیل که داده‌های ما که در این مثال کمیت‌های پیوسته هستند، به نزدیکترین یک دهم تن گرد شده‌اند. به عنوان مثال داده‌ای که به صورت $۸/۳$ ثبت شده است در اصل مقداری بین $۸/۲۵$ و $۸/۳۵$ بوده و به نزدیکترین یک دهم تن گرد شده است. بنابر این حدود واقعی رده‌ی اول مقادیر $۴/۹۵$ و $۸/۹۵$ ، حدود واقعی رده‌ی دوم $۸/۹۵$ و $۱۲/۹۵$ ، ...، و حدود واقعی رده‌ی آخر مقادیر $۲۸/۹۵$ و $۳۲/۹۵$ است. حدود واقعی رده‌ها را کرانه‌های رده‌ها می‌نامیم.

اینک برای داده‌های مثال حاضر، جدولی تنظیم می‌کنیم و در اولین ستون آن حدود رده‌ها را درج می‌کنیم. ستون دیگری به نام ستون خطنشان یا چوب‌خط در نظر می‌گیریم. اینک داده‌ها را یک‌به‌یک می‌خوانیم و در برابر رده‌ای که داده به آن تعلق دارد، یک خط عمودی به شکل | وارد می‌کنیم. برای سهولت در شمارش آنها، پس از هر چهار علامت خط مورب به صورت / به روی آنها می‌کشیم و هر چنین مجموعه‌ای به نشانه پنج مورد از داده‌هاست. حال به طوری که در جدول دیده می‌شود، تعداد «خط نشان‌ها» را شمرده در ستون سوم همین جدول وارد می‌کنیم و به این ترتیب فراوانی هر رده به دست می‌آید. فراوانی رده‌ی i ام را با نماد f_i نمایش می‌دهیم، بدیهی است

$$\sum_{i=1}^k f_i = n$$

جدول ۱-۳. جدول فراوانی اولیه مربوط به میزان اکسیدسولفور منتشره در هوا

حدود رده	خط نشان	فراوانی
۵/۰-۸/۹		۳
۹/۰-۱۲/۹		۱۰
۱۳/۰-۱۶/۹		۱۴
۱۷/۰-۲۰/۹		۲۵
۲۱/۰-۲۴/۹		۱۷
۲۵/۰-۲۸/۹		۹
۲۹/۰-۳۲/۹		۲
مجموع		۸۰

برای آنکه بتوان استفاده‌های گسترده‌تری از جدول فراوانی به عمل آورد، با افزودن ستون‌های دیگری، آن را کامل‌تر می‌کنیم. برای این منظور ستون دیگری به جدول فراوانی اضافه می‌کنیم که ستون نماینده‌ی رده‌ها یا مرکز رده‌ها نامیده می‌شود. برای آنکه نماینده‌ی هر رده را به دست آوریم، حد بالای هر رده را با حد پایین همان رده جمع و حاصل را بر دو تقسیم می‌کنیم. نماینده‌ی هر رده را می‌توان با پیدا کردن

مجموع کرانه‌های پایین و بالای هر رده و تقسیم حاصل بر ۲ نیز به دست آورد. برای داده‌های مثال اخیر نماینده‌های رده‌ها به ترتیب مقادیر

$$\frac{۲۹/۵+۳۲/۹}{۲} = ۳۰/۹۵, \dots, \frac{۹/۵+۱۲/۹}{۲} = ۱۰/۹۵, \frac{۵/۵+۸/۹}{۲} = ۶/۹۵$$

هستند. نماینده‌ی رده‌ی i ام را با m_i نشان می‌دهیم.

همچنین ستون دیگری به نام ستون فراوانی درصد به جدول فراوانی اضافه می‌کنیم. برای محاسبه‌ی فراوانی درصد هر رده، فراوانی رده را بر تعداد کل داده‌ها تقسیم و حاصل را در ۱۰۰ ضرب می‌کنیم. برای داده‌های مثال حاضر، فراوانی درصد رده‌ها به ترتیب اعداد $\frac{۳ \times 100}{80} = ۳/۷۵$ ، $\frac{۱۰ \times 100}{80} = ۱۲/۵$ ، ...، $\frac{۲ \times 100}{80} = ۲/۵$ خواهند بود.

جدول ۱-۴. جدول فراوانی مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا

حدود رده	کرانه‌های رده	نماینده	فراوانی	فراوانی درصد
۵/۵-۸/۹	۴/۹۵-۸/۹۵	۶/۹۵	۳	۳/۷۵
۹/۵-۱۲/۹	۸/۹۵-۱۲/۹۵	۱۰/۹۵	۱۰	۱۲/۵
۱۳/۵-۱۶/۹	۱۲/۹۵-۱۶/۹۵	۱۴/۹۵	۱۴	۱۷/۵
۱۷/۵-۲۰/۹	۱۶/۹۵-۲۰/۹۵	۱۸/۹۵	۲۵	۳۱/۲۵
۲۱/۵-۲۴/۹	۲۰/۹۵-۲۴/۹۵	۲۲/۹۵	۱۷	۲۱/۲۵
۲۵/۵-۲۸/۹	۲۴/۹۵-۲۸/۹۵	۲۶/۹۵	۹	۱۱/۲۵
۲۹/۵-۳۲/۹	۲۸/۹۵-۳۲/۹۵	۳۰/۹۵	۲	۲/۵
مجموع			۸۰	۱۰۰

داشتن فراوانی‌های درصد برای مقایسه‌ی دو مجموعه از داده‌ها بسیار مفید است. مثلاً اگر بخواهیم میزان اکسید سولفور منتشره از کارخانه‌ای را با میزان اکسید سولفور کارخانه‌ای دیگر مقایسه کنیم، حتماً باید از فراوانی‌های درصد استفاده کنیم. زیرا امکان دارد تعداد داده‌های مربوط به دو کارخانه متفاوت باشد. به علاوه برای این نوع مقایسه‌ها و موارد دیگر می‌توان از **فراوانی تجمعی** استفاده کرد که تعداد «داده‌های کمتر از» مقداری مشخص را نشان می‌دهد. برای آنکه تعداد داده‌های کمتر از حدّ پایین هر رده را حساب کنیم، فراوانی‌های تمام رده‌های پیش از آن رده را با هم جمع

می‌کنیم. بدیهی است که فراوانی تجمعی آخرین رده برابر اندازه مشاهدات، n ، است. برای داده‌های مثال حاضر، جدول فراوانی تجمعی زیر را خواهیم داشت:

جدول ۱-۵. جدول فراوانی تجمعی مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا

میزان اکسید سولفور بر حسب تن	فراوانی تجمعی
کمتر از ۵/۰	۰
کمتر از ۹/۰	۳
کمتر از ۱۳/۰	۱۳
کمتر از ۱۷/۰	۲۷
کمتر از ۲۱/۰	۵۲
کمتر از ۲۵/۰	۶۹
کمتر از ۲۹/۰	۷۸
کمتر از ۳۳/۰	۸۰

می‌توان این جدول را در جدول فراوانی قبلی، ادغام کرد و کلیه این اطلاعات را یکجا در جدولی جامع ارائه داد.

جدول ۱-۶. جدول کامل فراوانی مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا

حدود رده	کرانه‌های رده	نماینده	فراوانی	فراوانی درصد	فراوانی تجمعی
۵/۰-۸/۹	۴/۹۵-۸/۹۵	۶/۹۵	۳	۳/۷۵	۳
۹/۰-۱۲/۹	۸/۹۵-۱۲/۹۵	۱۰/۹۵	۱۰	۱۲/۵	۱۳
۱۳/۰-۱۶/۹	۱۲/۹۵-۱۶/۹۵	۱۴/۹۵	۱۴	۱۷/۵	۲۷
۱۷/۰-۲۰/۹	۱۶/۹۵-۲۰/۹۵	۱۸/۹۵	۲۵	۳۱/۲۵	۵۲
۲۱/۰-۲۴/۹	۲۰/۹۵-۲۴/۹۵	۲۲/۹۵	۱۷	۴۸/۲۵	۶۹
۲۵/۰-۲۸/۹	۲۴/۹۵-۲۸/۹۵	۲۶/۹۵	۹	۵۷/۲۵	۷۸
۲۹/۰-۳۲/۹	۲۸/۹۵-۳۲/۹۵	۳۰/۹۵	۲	۵۹/۲۵	۸۰
مجموع			۸۰	۱۰۰	

ساختن جدول ۱-۶ را به وسیله نرم‌افزار، برای تعیین ستون فراوانی، فراوانی درصد، و فراوانی تجمعی به صورت زیر انجام می‌دهیم.

```
MTB > SET C1
DATA > 15.8 22.7 26.8 19.1 18.5 14.4 8.3 25.9
DATA > 26.4 9.8 22.7 15.2 23.0 29.0 21.9 10.5
DATA > 17.3 6.2 18.0 22.9 24.6 19.4 12.3 15.9
```



```

DATA> 11.2 14.7 20.5 26.6 20.1 17.1 22.3 27.5
DATA> 23.9 17.5 11.0 20.4 16.2 20.8 13.3 18.1
DATA> 24.8 26.1 20.9 21.4 18.0 24.3 11.8 17.9
DATA> 18.7 12.8 15.5 19.2 7.7 22.5 19.3 9.4
DATA> 13.9 28.6 19.4 25.6 13.5 24.6 20.2 24.1
DATA> 9.0 17.6 16.7 16.9 23.5 18.4 24.7 20.1
DATA> 13.2 23.7 10.7 19.0 14.5 18.1 31.8 28.5
DATA> END
MTB > NAME C1='DATA' C2='FREQ' C3='PERC' C4='CUMLFREQ'
MTB > LET C2(1)=SUM((C1>4.95)*(C1<8.95))
MTB > LET C2(2)=SUM((C1>8.95)*(C1<12.95))
MTB > LET C2(3)=SUM((C1>12.95)*(C1<16.95))
MTB > LET C2(4)=SUM((C1>16.95)*(C1<20.95))
MTB > LET C2(5)=SUM((C1>20.95)*(C1<24.95))
MTB > LET C2(6)=SUM((C1>24.95)*(C1<28.95))
MTB > LET C2(7)=SUM((C1>28.95)*(C1<32.95))
MTB > LET C3=C2/SUM(C2)*100
MTB > LET C4=PARSUM(C2)
MTB > PRINT C2-C4
Data Display

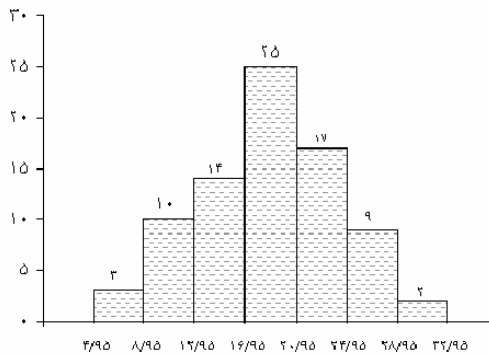
```

Row	FREQ	PERC	CUMLFREQ
1	3	3.75	3
2	10	12.50	13
3	14	17.50	27
4	25	31.25	52
5	17	21.25	69
6	9	11.25	78
7	2	2.50	80

۱-۲-۳ توصیف داده‌ها به کمک نمودارها

نمودارها و تصاویر علاوه بر اینکه مشخصه‌های اصلی داده‌ها را به نحو بارزی آشکار می‌کنند، به طوری که بعداً خواهیم دید از لحاظ نظری نیز بسیار مفیدند. رایج‌ترین نمودار آماری، **بافت‌نگار** نام دارد. برای رسم بافت‌نگار، از یک دستگاه محورهای مختصات متعامد استفاده می‌کنیم. کرانه‌های رده‌ها را روی محور افقی درج می‌کنیم و سپس مستطیل‌هایی بنا می‌کنیم به طوری که طول قاعده مستطیل مربوط به رده‌ی i ام، طول آن رده و ارتفاع آن، فراوانی رده باشد.

مثال ۱-۳. داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا را که در مثال ۱-۲ ارائه شد، یکبار دیگر در نظر می‌گیریم. برای رسم بافت‌نگار مربوط به داده‌ها، به طوری که گفتیم کرانه‌های رده‌ها را بر روی محور افقی ثبت می‌کنیم و مستطیل‌هایی بر روی این رده‌ها بنا می‌کنیم که ارتفاع آنها برابر با فراوانی رده‌ی مربوط باشد. توجه می‌کنیم که مقیاس روی دو محور را می‌توان متفاوت در نظر گرفت. بافت‌نگار مربوط به این مثال به صورت شکل ۱-۱ است.



شکل ۱-۱. نمودار بافت‌نگار مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا

شکل ۱-۱ را با نرم‌افزار با دستورات زیر ترسیم می‌شود.

```
MTB > NAME C5='MIDPOINT'
MTB > Set C5
DATA> 1( 6.95 : 30.95 / 4 )1
DATA> End.
MTB > Histogram 'DATA';
SUBC> MidPoint 'MIDPOINT';
SUBC> Bar.
```

نرم‌افزار به طور خودکار می‌تواند بدون هیچ‌گونه محدودیتی، هیستوگرام را رسم کند اما آنچه که در اینجا ارائه شد، دستوراتی است که خروجی آن با شکل ۱-۱ کاملاً منطبق است.

نمودار دیگری که کمتر مورد استفاده قرار می‌گیرد، چندبر فراوانی نام دارد. در این نمودار، مقادیر مرکز رده‌ها را روی محور افقی و فراوانی‌های مربوط را روی محور

عمودی درج می‌کنیم و نقطه‌های حاصل را به کمک خط‌های راست به هم وصل می‌کنیم. برای آنکه نمودار حاصل را به محور افقی «ببندیم»، دو رده‌ی فرضی، یکی به مرکز $2/95$ و دیگری به مرکز $34/95$ ، و هر دو با فراوانی صفر، در نظر می‌گیریم، و از اولین نقطه‌ی به دست آمده به نقطه‌ی $(6/95, 3)$ و از نقطه‌ی $(30/95, 2)$ به آخرین نقطه، یعنی $(34/95, 0)$ وصل می‌کنیم تا شکل ۱-۲ حاصل شود.



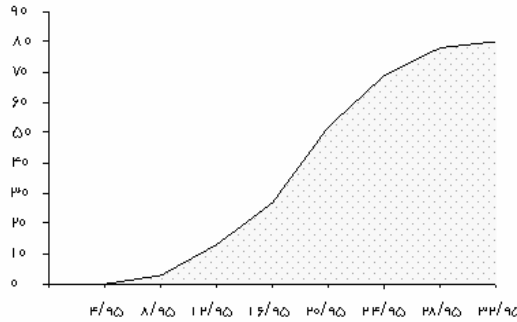
شکل ۱-۲. چندبر فراوانی توزیع داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور

دستورات لازم جهت ترسیم شکل ۱-۲، به شرح زیر است.

```
MTB > NAME C6='CUTPOINT'
MTB > Set C6
DATA> 1( 4.95 : 32.95 / 4 )1
DATA> End.
MTB > Histogram 'DATA';
SUBC> MidPoint 'CUTPOINT';
SUBC> Connect.
```

اگر به همان صورت که در مورد چندبر فراوانی عمل کردیم، نموداری برای فراوانی تجمعی به دست آوریم، نمودار حاصل **اوجایو** نامیده می‌شود. برای رسم اوجایو مربوط به فراوانی تجمعی میزان اکسید سولفور منتشره در هوا، نقاطی را در دستگاه

مختصات در نظر می‌گیریم که طول هر نقطه، کران بالای هر رده و عرض آن فراوانی تجمعی آن رده باشد. در این صورت شکل ۳-۱ را به دست می‌آوریم.

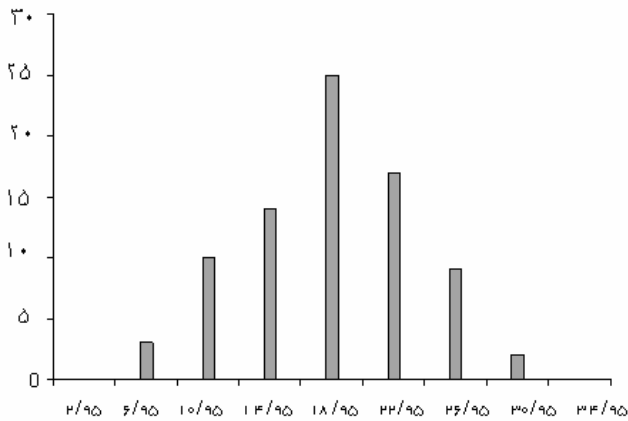


شکل ۳-۱. اوجایو توزیع داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور

شکل ۳-۱ را با دستورات زیر، بار دیگر رسم می‌کنیم.

```
MTB > Histogram 'DATA';
SUBC> Cumulative;
SUBC> Percent;
SUBC> MidPoint 'CUTPOINT';
SUBC> Connect.
```

می‌توان به جای بافت‌نگار، از نمودار میله‌ای نیز استفاده کرد. برای این منظور عیناً مانند زمانی عمل می‌کنیم که می‌خواهیم بافت‌نگار را رسم کنیم، با این تفاوت که به جای استفاده از کرانه‌های رده‌ها، از نماینده‌ی رده‌ها استفاده می‌کنیم. با اینکه هم برای داده‌های پیوسته و هم گسسته از بافت‌نگار و نمودار میله‌ای هر دو استفاده می‌شود، معمولاً از نمودار میله‌ای برای نمایش داده‌های گسسته و از بافت‌نگار برای داده‌های پیوسته استفاده می‌کنیم. نمودار میله‌ای داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا در شکل ۴-۱ رسم شده است.

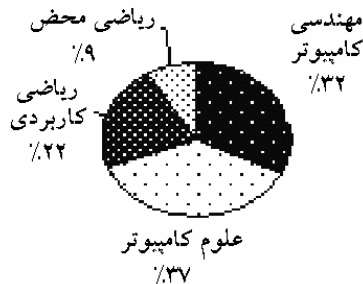


شکل ۱-۴. نمودار میله‌ای داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور

نمودار دیگری که اغلب در روزنامه‌ها و گزارش‌های مختلف مشاهده می‌شود، نمودار کلوچه‌ای یا نمودار دایره‌ای نام دارد و عمدتاً برای ارائه‌ی فراوانی نسبی یا فراوانی درصد به کار می‌رود. برای رسم نمودار دایره‌ای، کل زاویه‌ی مرکزی 360° مربوط به یک دایره را به نسبت فراوانی‌های نسبی یا درصد تقسیم می‌کنیم و سپس قطاع‌هایی در دایره رسم می‌کنیم که زاویه‌ی مرکزی هر یک از آنها برابر با اعداد به دست آمده باشد. اگر فراوانی نسبی رده‌ای (نسبت فراوانی هر رده به تعداد کل مشاهده‌ها) f_i باشد، زاویه‌ی مرکزی قطاع مربوط به آن را برابر

$$\alpha_i = 360 \times f_i$$

می‌گیریم.



شکل ۱-۵. نمودار کلوچه‌ای مربوط به نمونه‌ای از دانشگاه پیام‌نور مرکز شیراز

شکل ۱-۵ نمودار کلوچه‌ای، مربوط به نمونه‌ای از دانشجویان دانشگاه پیام‌نور مرکز شیراز است.

با ورود دو ستون، یکی برای تعیین رده‌ها و دیگری تعیین فراوانی، نمودار ۱-۵ به دست می‌آید.

MTB > %Pie C7;
SUBC > Counts C8.

چنانچه که داده‌های اصلی را بدون جدول‌بندی شده وارد نرم‌افزار نموده‌اید لزومی به استفاده از دستور در خط دوم نمی‌باشد.

تمرین

۱-۲. داده‌های زیر اندازه‌ی قد ۱۰۰ پس ۲۰ ساله در شهر شیراز است.

۱۷۲	۱۵۸	۱۶۲	۱۶۳	۱۷۲	۱۶۲	۱۶۳	۱۸۴	۱۶۶	۱۵۷
۱۸۴	۱۶۵	۱۵۴	۱۷۰	۱۶۹	۱۶۷	۱۷۰	۱۷۷	۱۶۴	۱۶۳
۱۷۰	۱۶۹	۱۵۹	۱۷۷	۱۶۲	۱۸۰	۱۶۵	۱۵۳	۱۷۴	۱۵۳
۱۵۰	۱۷۲	۱۸۲	۱۸۴	۱۷۲	۱۶۹	۱۷۲	۱۷۰	۱۶۹	۱۵۸
۱۶۴	۱۶۶	۱۷۴	۱۷۵	۱۷۶	۱۵۲	۱۸۴	۱۶۲	۱۷۹	۱۵۱
۱۷۱	۱۶۴	۱۶۲	۱۷۱	۱۷۵	۱۵۹	۱۷۰	۱۵۴	۱۷۷	۱۶۲
۱۷۸	۱۶۹	۱۵۱	۱۶۴	۱۷۴	۱۶۱	۱۵۰	۱۷۳	۱۷۹	۱۵۹
۱۷۲	۱۵۹	۱۶۵	۱۵۶	۱۶۹	۱۶۴	۱۶۴	۱۷۷	۱۷۳	۱۶۱
۱۷۷	۱۵۳	۱۷۲	۱۵۰	۱۶۶	۱۷۱	۱۷۱	۱۶۹	۱۶۵	۱۶۰
۱۵۱	۱۷۰	۱۵۶	۱۶۵	۱۵۴	۱۵۶	۱۷۰	۱۷۲	۱۶۵	۱۸۳

الف) نمودار ساقه و برگ آن را رسم کنید.

ب) با استفاده از روش تعیین تعداد طبقات (یکی از آنها)، جدول فراوانی آن را به دست آورید.

ج. نمودار بافت‌نگار، چندبر آن را رسم کنید.

۱۷۲	۱۵۸	۱۶۲	۱۶۳	۱۷۲	۱۶۲	۱۶۳	۱۸۴	۱۶۶	۱۵۷
۱۸۴	۱۶۵	۱۵۴	۱۷۰	۱۶۹	۱۶۷	۱۷۰	۱۷۷	۱۶۴	۱۶۳
۱۷۰	۱۶۹	۱۵۹	۱۷۷	۱۶۲	۱۸۰	۱۶۵	۱۵۳	۱۷۴	۱۵۳
۱۵۰	۱۷۲	۱۸۲	۱۸۴	۱۷۲	۱۶۹	۱۷۲	۱۷۰	۱۶۹	۱۵۸
۱۶۴	۱۶۶	۱۷۴	۱۷۵	۱۷۶	۱۵۲	۱۸۴	۱۶۲	۱۷۹	۱۵۱
۱۷۱	۱۶۴	۱۶۲	۱۷۱	۱۷۵	۱۵۹	۱۷۰	۱۵۴	۱۷۷	۱۶۲
۱۷۸	۱۶۹	۱۵۱	۱۶۴	۱۷۴	۱۶۱	۱۵۰	۱۷۳	۱۷۹	۱۵۹
۱۷۲	۱۵۹	۱۶۵	۱۵۶	۱۶۹	۱۶۴	۱۶۴	۱۷۷	۱۷۳	۱۶۱
۱۷۷	۱۵۳	۱۷۲	۱۵۰	۱۶۶	۱۷۱	۱۷۱	۱۶۹	۱۶۵	۱۶۰
۱۵۱	۱۷۰	۱۵۶	۱۶۵	۱۵۴	۱۵۶	۱۷۰	۱۷۲	۱۶۵	۱۸۳

۳-۱. بر اساس آماري از استان سيستان و بلوچستان طی ۲۵ اسفند ماه ۱۳۸۵ تا ۱۵ فروردین ۱۳۸۶، ۳۷۷۷۲ گردشگر از موزهی شهر سوخته، ۱۲۶ گردشگر از موزهی زابل، ۲۴۰۰ گردشگر از موزهی چابهار، ۱۱۲۴ گردشگر از موزهی ایران شهر و ۱۵۶ گردشگر از موزهی زاهدان دیدن کردند. نمودار مناسب برای توصیف داده‌های را در نظر گرفته آن را رسم کنید.

۴-۱. جدول ناقص زیر مربوط به تعداد روزهای لازم برای اتمام چهارچوب خانه‌های پیش ساخته تنظیم شده است.

تعداد روزها	تعداد خانه‌ها	نسبی	فراوانی	فراوانی تجمعی
کمتر از ۶-۵
کمتر از ۷-۶	۱۹	۲۷
کمتر از ۸-۷	...	۵/۳۵
کمتر از ۹-۸	۱۵	۵/۱۵
کمتر از ۱۰-۹	۹۱
کمتر از ۱۱-۱۰
	۱۰۰		۱/۱۰۰	

الف) جدول را تکمیل کنید.

ب) نمودار بافت‌نگار را رسم کنید.

۵-۱. داده‌های زیر مربوط به هزینه‌ی حمل و نقل زمینی سالیانه‌ی شرکتی برحسب میلیون ریال است.

۲۴	۲۱	۲۰	۳۱	۲۵
۴۱	۴۳	۳۲	۱۷	۲۵
۳۲	۳۰	۳۰	۲۶	۳۴
۳۶	۳۹	۲۷	۲۸	۳۱
۲۱	۱۹	۲۵	۲۶	۳۱

جدولی برمبنای پنج رده به‌طوری که شروع رده‌ی اول آن با پانزده باشد. همچنین نمودار مناسب برای توصیف داده‌ها را رسم کنید.

۳-۱ توصیف عددی داده‌ها

در بخش پیشین نحوه‌ی تلخیص داده‌ها، نحوه‌ی تشکیل جدول فراوانی، و شیوه‌ی توصیف داده‌ها را با رسم نمودارهای مختلف شرح دادیم. طبعاً این‌گونه نمودارها برای بیان چگونگی توزیع داده‌ها به‌قدر کافی گویا و اطلاع‌دهنده‌اند، اما جای ویژگی‌هایی از داده‌ها را که به‌کمک اعداد قابل توصیف است، نمی‌گیرند. منظور از توصیف عددی داده‌ها آن است که کمیت‌هایی عددی را از روی داده‌ها به دست آوریم که به بهترین نحو معرف داده‌ها باشند. این کمیت‌ها، که شاخص یا اندازه نیز نامیده می‌شوند بر دو نوع‌اند: شاخص‌های گرایش مرکزی یا اندازه‌های مکانی، و شاخص‌های پراکندگی. در زیر به شرح هریک از انواع این اندازه‌ها می‌پردازیم.

۱-۳-۱ شاخص‌های گرایش مرکزی

اغلب لازم است که مجموعه‌ای از داده‌ها را به کمک عدد واحدی بنمایانیم که به‌گونه‌ای معرف تمام مجموعه‌ی داده‌ها باشد. اینکه عدد مزبور را چگونه انتخاب کنیم، بستگی به ویژگی خاصی دارد که می‌خواهیم به توصیف آن پردازیم. در مطالعه‌ای معین، ممکن است علاقه‌ی ما به مقادیر فرین (کمترین و بیشترین مقدار) در مجموعه داده‌ها باشد، در مطالعه‌ای دیگر ممکن است توجه ما به عددی باشد که تنها ۱۰ درصد داده‌ها از آن بیشترند، و نظایر آنها. چندین اندازه را در بخش‌های آتی مورد بحث قرار می‌دهیم

که به گونه‌ای مرکز یا وسط مجموعه‌ای از داده‌ها را نشان می‌دهند و به همین دلیل آنها را شاخص‌های گرایش مرکزی می‌نامیم.

۱-۳-۱ میانگین

در بین انواع شاخص‌های گرایش مرکزی، مشهورتر از همه میانگین حسابی یا به اختصار میانگین است. میانگین مجموعه‌ای از مقادیر عبارت از مجموع آنها تقسیم بر تعدادشان است. این همان چیزی است که کم و بیش از بدو ورود به دبستان با آن با نام معدل آشنایی داریم: برای آنکه معدل نمرات دانش‌آموزی را پیدا کنیم، مجموع نمرات وی را بر تعداد نمره‌هایش تقسیم می‌کنیم.

می‌توان با استفاده از نمادهای ریاضی، فرمولی کلی برای میانگین ارائه داد: فرض کنید که n عدد داشته باشیم که آنها را حروف x_1, x_2, \dots, x_n نشان می‌دهیم. اگر میانگین این اعداد را با \bar{x} نشان دهیم آنگاه

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$

می‌توان با استفاده از نماد Σ ، این فرمول را حتی به صورتی ساده‌تر نوشت:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (3-1)$$

مثال ۱-۴. حجم آب حاصل از ریزش در دریای خزر در پنج سال به قرار زیر بوده است:

$$۶۶/۹۱ \quad ۶۵/۲۳ \quad ۹۱/۸۷ \quad ۸۱/۸۸ \quad ۷۹/۷۶$$

میانگین حجم آب حاصل از ریزش در این پنج سال چقدر است؟

حل. بنابر فرمول میانگین داریم،

$$\bar{x} = \frac{۶۶/۹۱ + ۶۵/۲۳ + ۹۱/۸۷ + ۸۱/۸۸ + ۷۹/۷۶}{۵} = ۷۷/۱۳$$

محاسبه‌ی میانگین با نرم‌افزار را با دستور زیر می‌توانید انجام دهید.

```
MTB > SET C7
DATA> 66.91 65.23 91.87 81.88 79.76
DATA> END
MTB > MEAN C7 K1
Column Mean
Mean of C7 = 77.130
```

توجه دارید که مقدار میانگین در ثابتی به نام K1 ذخیره شده است.

باید توجه کنیم که فرمول میانگین که در رابطه‌ی (۱-۳) ارائه شد، برای داده‌هایی است که هنوز در جدول فراوانی گروه‌بندی نشده‌اند. اگر داده‌ها را در جدول فراوانی تلخیص کرده باشیم و داده‌های اصلی را در اختیار نداشته باشیم، در این صورت نحوه‌ی محاسبه‌ی میانگین متفاوت است. فرض کنید که نماینده یا مرکز رده‌ها را با حروف m_1, m_2, \dots, m_k و فراوانی‌های متناظر را به ترتیب f_1, f_2, \dots, f_k نشان دهیم. در این صورت فرمول زیر برای میانگین داده‌های گروه‌بندی شده به دست می‌آید:

$$\bar{x} = \frac{f_1 m_1 + f_2 m_2 + \dots + f_k m_k}{n}$$

یا به طور خلاصه،

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^k f_i m_i}{n} \quad (۱-۴)$$

بدیهی به علت فشردن اطلاعات در جداول آماری و استفاده از نماینده‌های رده‌ها، مقدار میانگین با داده‌های گروه‌بندی نشده متفاوت خواهد شد.

مثال ۱-۵. میانگین داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا در ۸۰ روز را که در مثال ۱-۲ ارائه شده است، پیدا کنید.

حل. گرچه برای محاسبه‌ی میانگین داده‌های رده‌بندی شده تنها به نماینده‌های رده‌ها و فراوانی هر رده نیاز داریم، برای استفاده‌های آتی، جدول را به‌طور کامل مجدداً در زیر می‌آوریم.

جدول ۷-۱. جدول فراوانی با یک ستون اضافی برای محاسبه‌ی میانگین

کرانه‌های رده‌ها	m_i	f_i	$f_i m_i$
۴/۹۵ - ۸/۹۵	۶/۹۵	۳	۲۰/۸۵
۸/۹۵ - ۱۲/۹۵	۱۰/۹۵	۱۰	۱۰۹/۵۰
۱۲/۹۵ - ۱۶/۹۵	۱۴/۹۵	۱۴	۲۰۹/۳۰
۱۶/۹۵ - ۲۰/۹۵	۱۸/۹۵	۲۵	۴۷۳/۷۵
۲۰/۹۵ - ۲۴/۹۵	۲۲/۹۵	۱۷	۳۹۰/۱۵
۲۴/۹۵ - ۲۸/۹۵	۲۶/۹۵	۹	۲۴۲/۵۵
۲۸/۹۵ - ۳۲/۹۵	۳۰/۹۵	۲	۶۱/۹۰
مجموع		۸۰	۱۵۰۸

به طوری که ملاحظه می‌شود در این جدول علاوه بر اطلاعات موجود در جدول فراوانی پیشین، ستونی را اضافه کرده‌ایم که در آن نماینده‌ی هر رده در فراوانی نظیر آن ضرب و حاصل در این ستون درج شده است. مجموع اعداد واقع در این ستون همان

$$\sum_{i=1}^v f_i m_i = 1508 \text{ است. چون در مورد این جدول فراوانی } \sum_{i=1}^v f_i m_i \text{ پس}$$

$$\bar{x} = \frac{1508}{80} = 18.85.$$

با توجه به ستون‌های وارد شده به نرم‌افزار در بخش‌های قبلی، مقدار میانگین برای داده‌های مثال ۱-۱ که در ساختار جدولی آماری خلاصه شده است، به شرح زیر است.

MTB > PRINT C5 C2

Data Display

Row MIDPOINT FREQ

1 6.95 3
 2 10.95 10
 3 14.95 14
 4 18.95 25
 5 22.95 17
 6 26.95 9
 7 30.95 2

MTB > LET K2=SUM(C5*C2)/SUM(C2)

MTB > PRINT K2

Data Display

K2 18.8500

مجدداً تأکید می‌کنیم که این میانگین با میانگین واقعی داده‌ها کمی تفاوت دارد و دلیل آن این است که مثلاً در رده‌ی اول به‌جای هر سه قلم از داده‌ها که مقادیری بین $۴/۹۵$ تا $۸/۹۵$ دارند، عدد $۶/۹۵$ ، یعنی نماینده‌ی این رده، را قرار دادیم. برای بررسی بیشتر این نکته میانگین داده‌های خام را به دست می‌آوریم

MTB > MEAN C1 K3
Column Mean
Mean of DATA = 18.930

خروجی نشان می‌دهد که میانگین داده‌های خام، برابر با $۱۸/۹۳$ است.

میانگین، متداول‌ترین اندازه‌ی گرایش مرکزی است. می‌توان دلایل زیر را برای مورد توجه بودن آن برشمرد:

۱. می‌توان آن را برای هر مجموعه‌ای از داده‌های عددی محاسبه کرد.
۲. مجموعه‌ای از داده‌های عددی یک و فقط یک میانگین دارد، و به‌عبارت دیگر منحصر به فرد است.
۳. می‌توان اعمال عددی بیشتری روی آن انجام داد (مثلاً اگر میانگین چند مجموعه از داده‌ها را داشته باشیم، به‌سادگی می‌توانیم میانگین مجموعه‌ای از داده‌ها را که از تلفیق کردن کلیه‌ی داده‌ها یک‌جا به دست آمده است حساب کنیم).
۴. میانگین نسبتاً قابل اطمینان است به این معنی که اگر چند نمونه مختلف را از جامعه‌ای استخراج کنیم، میانگین‌ها تفاوت خیلی زیادی با هم ندارند.
۵. در محاسبه‌ی میانگین همه داده‌ها به حساب می‌آیند.
۶. با اعمال تبدیل زیر بر روی داده‌ها

$$y_i = ax_i + b; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

رابطه‌ی زیر برقرار است:

$$\bar{y} = a\bar{x} + b$$

که در آن a و b اعداد حقیقی ثابتی هستند. خصوصاً با انتخاب $b = -\bar{x}$ و $a = 1$ صفرشدن میانگین y_i ها، $\bar{y} = 0$ ، نتیجه می‌شود.

۲-۱-۳-۱ میانه

در بالا یکی از امتیازات میانگین را در به حساب آوردن کلیه داده‌ها دانستیم. منظور این است که برای محاسبه‌ی میانگین باید همه‌ی داده‌ها را با هم جمع و بر تعداد کل آنها تقسیم کرد. این امر گرچه ممکن است از جهتی امتیاز به حساب آید، در مواردی نیز ممکن است نقطه‌ی ضعف محسوب شود. به عنوان مثال فرض کنید که اعداد زیر حقوق ماهانه‌ی (برحسب هزار تومان) اعضای شرکتی را نشان دهد که پنج عضو دارد

۲۱۵ ۱۹۵ ۲۴۵ ۱۸۵ ۹۸۵

اگر میانگین حقوق را با \bar{x} نشان دهیم، آنگاه

$$\bar{x} = \frac{۲۱۵ + ۱۹۵ + ۲۴۵ + ۱۸۵ + ۹۸۵}{۵} = ۳۶۵.$$

به طوری که ملاحظه می‌کنیم، رقم ۹۸۵۰۰۰ تومان حقوق یک فرد در مقایسه با حقوق بقیه‌ی افراد موجب شده‌است که میانگین حقوق، ۳۶۵۰۰۰ تومان از کار درآید که نماینده‌ی واقعی حقوق‌های کارمندان این شرکت نیست. دلیل این کار، همان‌طور که گفتیم، به حساب آمدن همه‌ی اعضای مجموعه‌ی داده‌ها و در نتیجه تأثیر غیرعادی اقلامی از داده‌هاست که شاید با بقیه‌ی داده‌ها هماهنگ به نظر نرسند. در چنین مواردی می‌توان اندازه‌گیری مرکزی دیگری، به نام میانه را محاسبه کرد که آن نیز «وسط» یا «مرکز» داده‌ها را نشان می‌دهد. برای تعیین میانه، داده‌ها را به ترتیب صعودی یا غیرنزولی مرتب می‌کنیم. اگر تعداد داده‌ها فرد باشد، داده‌ی وسطی میانه است. اگر تعداد داده‌ها زوج باشد، میانگین دو داده‌ی وسطی را میانه به حساب می‌آوریم. به عبارت دیگر اگر تعداد داده‌ها را وقتی فرد است با $n = 2k + 1$ نشان دهیم، آنگاه پس از مرتب کردن داده‌ها به ترتیب صعودی یا نزولی، k تا از داده‌ها در سمت چپ داده‌ی $(k+1)$ ام و k تا از داده‌ها در سمت راست آن قرار می‌گیرند و لذا داده‌ی $(k+1)$ امی

میانه است. اگر تعداد داده‌ها زوج باشد و $n = 2k$ ، در این صورت پس از مرتب‌کردن داده‌ها به صورت صعودی یا نزولی $k-1$ تا از داده‌ها در سمت چپ داده‌ی k ام و $k-1$ تا از داده‌ها در سمت راست داده‌ی $(k+1)$ ام قرار دارند و لذا میانه برابر با میانگین حسابی داده‌ی k ام و $(k+1)$ ام است. به عنوان مثال اگر حقوق پنج عضو شرکت را که در بالا ذکر شد، به ترتیب صعودی مرتب کنیم، ارقام زیر را خواهیم داشت:

۱۸۵ ۱۹۵ ۲۱۵ ۲۴۵ ۹۸۵

چون تعداد داده‌ها فرد است، لذا میانه‌ی داده‌ها برابر ۲۱۵ است. معمولاً میانه‌ی داده‌ها را با \tilde{x} (بخوانید ایکس مد) نشان می‌دهیم.

مثال ۱-۶. تعداد دانشجویان ده مرکز از دانشگاه پیام‌نور در استانی معین، را به نزدیکترین صد گرد و حاصل را به صد تقسیم کرده‌ایم. اعداد زیر حاصل شده‌اند:

۲/۵ ۳ ۸۱ ۴۶ ۳/۲ ۷/۸ ۶۱ ۴/۵ ۱۲۰ ۷

میانه‌ی این مجموعه‌ی داده‌ها را به دست آورید.

حل. تعداد این داده‌ها $n = 10$ و بنابراین زوج است. اگر این اعداد را به ترتیب صعودی مرتب کنیم، مجموعه‌ی اعداد زیر را خواهیم داشت:

۲/۵ ۳ ۳/۲ ۴/۵ ۷ ۷/۸ ۴۶ ۶۱ ۸۱ ۱۲۰

در اینجا دو عدد ۷ و $7/8$ در وسط داده‌ها قرار گرفته‌اند ($k-1=4$ عدد کمتر از ۷ و ۴ عدد بزرگتر از $7/8$ است). در نتیجه میانه‌ی داده‌ها به صورت زیر به دست می‌آید

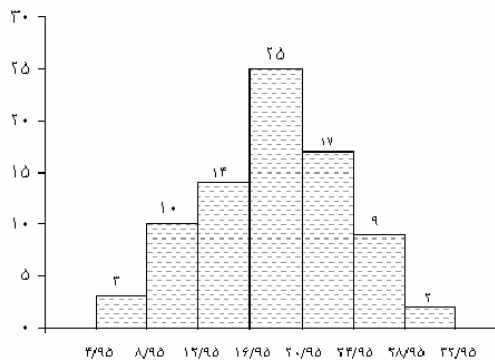
$$\tilde{x} = \frac{7 + 7/8}{4} = 7/4.$$

اگر تعداد داده‌ها زیاد باشد، مرتب کردن داده‌ها به ترتیب صعودی یا نزولی کار چندان آسانی نیست، البته می‌توانیم نمایش ساقه و برگ داده‌ها را تهیه و مرکز داده‌ها را به دست آوریم. اما توجه داریم که معمولاً برای مقاصد دیگر هم، داده‌ها را معمولاً در جدول توزیع فراوانی گروه‌بندی می‌کنیم، بنابراین این لازم است روش تعیین میانه‌ی داده‌های جدول‌بندی شده را نیز بدانیم.

وقتی مجموعه‌ای از داده‌ها را در جدول فراوانی خلاصه کرده باشیم، پیدا کردن مقدار دقیق میانه امکان پذیر نیست، زیرا مقادیر واقعی داده‌هایی را که در رده‌ها قرار گرفته‌اند، در اختیار نداریم، اما می‌توان رده‌ای را که میانه در آن قرار گرفته است، پیدا کرد. بنابراین در این حالت میانه را به صورت دیگری تعریف می‌کنیم: میانه‌ی مجموعه‌ای از داده‌های رده‌بندی شده، عددی است که نصف مساحت مستطیل‌های بافت‌نگار در سمت چپ آن و نصف دیگر در سمت راست آن قرار دارد. این تعریف، معادل با این فرض است که مقادیر داده‌هایی که در رده‌ی حاوی میانه قرار دارند، به طور یکنواخت، یعنی با فاصله‌های برابر از هم، توزیع شده‌اند.

برای پیدا کردن خط تقسیم بین دو نیمه‌ی بافت‌نگار (که هر نیمه نماینده‌ی نصف داده‌های رده‌بندی، یعنی $\frac{n}{2}$ است)، باید با شروع از سمت چپ (یا راست) به طرف مرکز بافت‌نگار پیش رویم و به نقطه‌ای برسیم که $\frac{n}{2}$ داده‌ها در چپ (یا راست) آن قرار دارند.

مثال ۱-۷. داده‌های مربوط به میزان اکسیدسولفور مثال ۱-۲ را که بافت‌نگار آن در شکل ۱-۱ رسم شده است، در نظر می‌گیریم. این بافت‌نگار به شکل زیر است:



برای این داده‌ها $n=80$ و بنابراین $\frac{n}{p}=80$. پس باید مثلاً از سمت چپ (نقطه‌ی $4/95$) شروع کنیم و فراوانی‌های رده‌ها را با هم جمع کنیم تا به رده‌ای برسیم که میانه در آن قرار دارد. در این مثال،

$$3+10+14=27 < 40 < 3+10+14+25=52$$

پس میانه در رده‌ای با کرانه‌های $16/95$ و $20/95$ قرار دارد. تعداد $3+10+14=27$ تا از داده‌ها در سمت چپ نقطه‌ی $16/95$ قرار دارند، طول این رده (مانند همه‌ی رده‌ها در این مثال) ۴ است و ۲۵ مورد از داده‌ها در رده‌ی با کرانه‌های $16/95$ و $20/95$ قرار دارند. چون طول رده ۴ است، پس به هر داده $\frac{4}{25}$ از این طول اختصاص می‌یابد. اما $40-27=13$ ، پس باید $13 \times \frac{4}{25}$ را به عدد $16/95$ اضافه کنیم تا نقطه‌ای به دست آید که ۴۰ تا از داده‌ها از آن کم‌ترند و ۴۰ مورد دیگر از داده‌ها از آن بیشترند. بنابر این میانه‌ی داده‌های مربوط به این مثال، برابر است با

$$\tilde{x} = 16/95 + 13 \times \frac{4}{25} = 19/03.$$

در حالت کلی، برای محاسبه‌ی مقدار میانه، فراوانی‌های رده‌ها را مثلاً با شروع از طرف مبدأ مختصات با هم جمع می‌کنیم. فرض کنید که

$$f_1 + f_2 + \dots + f_{k-1} < \frac{n}{p} \leq f_1 + f_2 + \dots + f_k$$

در این صورت میانه در رده‌ی k ام قرار دارد. اگر کران پایین این رده را با L_k ، فراوانی آن را با f_k و طول رده را c نشان دهیم و

$$j = \frac{n}{p} - (f_1 + f_2 + \dots + f_{k-1})$$

آنگاه

$$\tilde{x} = L_k + \frac{j}{f_k} \times c.$$

مثال ۸-۱. جدول فراوانی زیر، توزیع سنی کارگرانی را که در یک کارخانه‌ی صنعتی به کار اشتغال دارند، نشان می‌دهد. میانه‌ی این توزیع را پیدا کنید.

سن (بر حسب سال)	فراوانی	فراوانی تجمعی
۲۰ - ۲۴	۱۲۹	۱۲۹
۲۵ - ۲۹	۲۲۱	۳۵۰
۳۰ - ۳۴	۳۱۰	۶۶۰
۳۵ - ۳۹	۱۶۳	۸۲۳
۴۰ - ۴۴	۱۰۵	۹۲۸
۴۵ - ۴۹	۶۲	۹۹۰
۵۰ - ۵۴	۱۰	۱۰۰۰
جمع	۱۰۰۰	

حل. به طوری که ملاحظه می‌کنیم، در این جدول $n = 1000$ ، پس $\frac{n}{2} = 500$. با توجه به اینکه

$$129 + 221 = 350 < 500 \leq 350 + 310$$

پس میانه در رده‌ی سوم قرار دارد. حد پایین این رده ۳۰ و کران پایین آن $29/5$ است (توجه کنید که در فرمول محاسبه‌ی میانه، کران پایین رده را به کار برده‌ایم و نه حد پایین آن را). بنابراین

$$j = 500 - 350 = 150, \quad c = 5, \quad f_j = 310,$$

$$\tilde{x} = 29/5 + \frac{150}{310} \times 5 = 31/92.$$

۳-۱-۳-۱ مُد

یکی دیگر از شاخص‌های گرایش مرکزی، که «مرکز» مجموعه‌ای از داده‌ها را توصیف می‌کند، مُد است. مُد مجموعه‌ای از داده‌ها، مقداری از داده‌هاست که بیشترین فراوانی را داشته باشد. می‌توان مزیت مد را در این دانست که

۱. نیازی به محاسبه ندارد.

۲. می‌توان را برای داده‌های کیفی نیز تعیین کرد.

مثال ۱-۹. از ۱۰ دانشجو سؤال شده است که به کدام ورزش علاقه دارند و پاسخ‌های زیر دریافت شده است:

فوتبال، فوتبال، والیبال، فوتبال، بسکتبال، شطرنج، فوتبال، والیبال، والیبال، فوتبال.

ملاحظه می‌کنیم که فراوانی فوتبال پنج است و لذا مُد این مجموعه داده‌ها فوتبال است.

مثال ۱-۱۰. نمره‌ی نهایی ۲۰ دانشجو در درس ریاضی عمومی به شرح زیر است. مد این داده‌ها را پیدا کنید.

۱۴/۵ ۱۲/۰ ۸/۵ ۱۷/۰ ۷/۵ ۱۴/۰ ۱۲/۰ ۱۲/۰ ۱۵/۰ ۱۱/۰
۱۲/۰ ۱۶/۰ ۱۲/۰ ۷/۰ ۵/۵ ۱۴/۰ ۹/۰ ۸/۰ ۱۲/۰ ۷/۵

با اندک واریسی ملاحظه می‌شود که تعداد دفعات تکرار یا فراوانی ۱۲، عدد ۶ است، لذا مُد این مجموعه‌ی داده‌ها ۱۲ است.

اگر داده‌ها در جدول فراوانی درج شده باشند، مجدداً باید به تعیین مُد تقریبی اکتفا کنیم. معمولاً فرمول‌هایی برای محاسبه‌ی مُد داده‌های رده‌بندی شده ارائه می‌شود. برای سهولت مُد دسته‌ای از داده‌های رده‌بندی شده را نماینده یا مرکز رده‌ای تعریف می‌کنیم که بیشترین فراوانی را داشته باشد. در نمودارهای بافت‌نگار، مستطیلی که بزرگترین طول را داشته باشد، نماینده‌ی رده‌ی مربوط نمایانگر مُد خواهد بود.

مثال ۱-۱۱. در مثال ۱-۲، داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور، بیشترین فراوانی ۲۵، مربوط به رده‌ای است که کرانه‌های آن اعداد ۱۶/۹۵ و ۲۰/۹۵ است، پس مد این مجموعه‌ی داده‌ها عدد $x_{mo} = 18/95$ ، یعنی مرکز همین رده است.

۱-۳-۱-۴ دیگر شاخص‌های گرایش مرکزی

میانگین، میانه، و مد هر یک به گونه‌ای «مرکز» توزیع را نمایان می‌کنند. با این حال برای برخی داده‌ها به انواع دیگر اندازه‌های گرایش مرکزی نیاز داریم. در زیر دو مورد از این اندازه‌ها را مورد بحث قرار می‌دهیم و مثال‌هایی از کاربرد آنها ارائه می‌کنیم.

میانگین همساز مجموعه‌ای از داده‌ها، معکوس میانگین حسابی معکوس‌های داده‌هاست. به عبارت دیگر اگر داده‌ها را با x_1, x_2, \dots, x_n و میانگین همساز را با \bar{x}_H نشان دهیم، آنگاه

$$\frac{1}{\bar{x}_H} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i},$$

یا

$$\bar{x}_H = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}.$$

واضح است شرط $x_i \neq 0$ به ازای $i = 1, 2, \dots, n$ الزامی است. برای داده‌های رده‌بندی شده، فرمول محاسبه‌ی میانگین همساز به صورت زیر در می‌آید:

$$\bar{x}_H = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i} f_i}$$

که در آن m_i مرکز رده‌ی i ام و f_i فراوانی این رده است. وقتی مجموعه‌ی داده‌ها دارای واحدهای اندازه‌گیری ترکیبی است مثلاً کیلومتر در ساعت، از میانگین همساز استفاده می‌شود. وقتی مجموعه‌ی داده‌ها مربوط به آهنگ تغییر باشد، میانگین همساز مفیدتر از میانگین حسابی است.

مثال ۱-۱۲. سرعت خودرویی در ساعت اول ۴۸ کیلومتر در ساعت و ساعت دوم ۸۰

کیلومتر در ساعت است، در این صورت میانگین همساز $\frac{2}{\frac{1}{48} + \frac{1}{80}} = 60$ محاسبه می‌شود.

حال، همین محاسبات را با دستورات نرم‌افزار مرور می‌کنیم.

```

MTB > SET C8
DATA> 48 80
DATA> END
MTB > LET C9=1/C8
MTB > MEAN C9 K4
Column Mean
  Mean of C9   = 0.016667
MTB > LET K5=1/K4
MTB > PRINT K5
Data Display
K5      60.0000
    
```

مثال ۱-۱۳. سه کارگر به ترتیب دیواری به بلندی یک متر را در $\frac{1}{۳}$ ، $\frac{1}{۳}$ ، و $\frac{1}{۴}$ ساعت می‌سازند. اگر این سه کارگر با هم کارکنند چقدر طول می‌کشد تا یک متر دیوار بنا شود.

حل. پاسخ این سؤال عبارت است $\bar{x}_H = \frac{۳}{۲+۳+۴} = \frac{1}{۳}$. توجه دارید میانگین $\bar{x} = \frac{۱۳}{۱۲}$ نشان دهنده‌ی متوسط سرعت بالا بردن یک متر دیوار برای یک نفر است.

میانگین هندسی n عدد مثبت، ریشه‌ی n ام حاصل ضرب آنهاست. به عبارت دیگر اگر عددهای مثبت را با x_1, x_2, \dots, x_n و میانگین هندسی را با \bar{x}_G نشان دهیم، آنگاه

$$\bar{x}_G = (x_1 x_2 \cdots x_n)^{\frac{1}{n}} = \sqrt[n]{x_1 x_2 \cdots x_n}.$$

با گرفتن لگاریتم از طرفین رابطه‌ی اخیر داریم

$$\begin{aligned} \log(\bar{x}_G) &= \frac{1}{n} (\log(x_1) + \log(x_2) + \cdots + \log(x_n)) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log(x_i). \end{aligned}$$

پس میانگین هندسی، آنتی لگاریتم میانگین حسابی لگاریتم‌های داده‌هاست.

اگر داده‌ها در یک جدول فراوانی تلخیص شده باشند، برای محاسبه‌ی میانگین

هندسی، تعریف زیر را به کار می‌بریم:

$$\log(\bar{x}_G) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k f_i \log(m_i)$$

که در آن m_i مرکز رده‌ی i ام و f_i فراوانی این رده است.

میانگین هندسی در پیدا کردن متوسط آهنگ‌های تغییر، مثلاً در جمعیت و غیره یا محاسبه‌ی میانگین نسبت تغییرات مانند افزایش قیمت‌ها و غیره، مفید است.

مثال ۱-۱۴. فرض کنید که جمعیت یک روستا ۱۰۰۰ و آهنگ سالانه‌ی رشد جمعیت در طول چهار سال ۸٪ باشد. جمعیت این روستا در پایان این چهار سال چقدر خواهد بود؟

حل. جمعیت این روستا در شروع و پایان هریک از این چهار سال، به ترتیب عبارت خواهد بود از

$$1000, 1000 \times (1/08)^1, 1000 \times (1/08)^2, 1000 \times (1/08)^3, 1000 \times (1/08)^4$$

میانگین هندسی این پنج عدد، ریشه‌ی پنجم حاصل ضرب این اعداد است، پس

$$\begin{aligned} \bar{x}_G &= \left(1000 \times 1000 \times (1/08)^1 \times 1000 \times (1/08)^2 \times 1000 \times (1/08)^3 \times 1000 \times (1/08)^4 \right)^{\frac{1}{5}} \\ &= \left((1000)^5 \times (1/08)^{1+2+3+4} \right)^{\frac{1}{5}} \\ &= 1000 \times (1/08)^2 = 1166. \end{aligned}$$

محاسبه‌ی میانگین هندسی با مینیب نیازی به عملیات فوق ندارد و صرفاً با استفاده از فرمول مربوطه قابل انجام است.

```
MTB > SET C10
DATA> 0:4
DATA> END
MTB > LET C11=1000*((1.08)**C10)
MTB > PARPROD C11 C12
MTB > LET K6=C12(5)**(1/5)
MTB > PRINT K6
Data Display
K6    1166.40
```

نکته. در مشاهدات مثبت، رابطه‌ای بین میانگین‌های حسابی، هندسی، و همساز به شکل زیر برقرار است

$$\bar{x} \geq \bar{x}_G \geq \bar{x}_H.$$

۱-۳-۲ شاخص‌های پراکندگی

یکی از مهم‌ترین مشخصه‌های تقریباً هر مجموعه‌ای از داده‌ها، آن است که مقادیر داده‌ها همانند نیستند. در واقع، میزان ناهمانند بودن، یا تغییرات بین داده‌ها اهمیتی اساسی در آمار دارد. شاخص‌های گرایش مرکزی، جنبه‌ای مهم از مجموعه‌ی داده‌ها را توصیف می‌کنند که همان «معدل» یا «وسط» داده‌هاست اما اطلاعی درباره‌ی این مشخصه‌ی اساسی دیگر به ما نمی‌دهند. بنابراین، می‌خواهیم راهی پیدا کنیم که این پراکندگی در داده‌ها، یا تفرق آنها را نشان دهد.

مثال ۱-۱۵. نمرات دو دانشجوی رشته علوم کامپیوتر، در جدول زیر درج شده است.

	آمار و احتمال	اصول کامپیوتر	فیزیک	ریاضی عمومی
دانشجو A	۱۴	۱۲	۱۳	۱۳
دانشجو B	۱۳	۸	۱۳	۱۸

ملاحظه می‌کنیم که میانگین دو دانشجو در این چهار درس ۱۳ است درحالی که دانشجوی A در همه دروس نمره‌ی قبولی دارد، ولی دانشجوی B در درس ریاضی عمومی قوی و درس اصول کامپیوتر ضعیف است. بنابراین باز هم نیاز به وجود شاخصی که اختلاف موجود بین این دو مجموعه داده‌های متفاوت ولی با میانگین یکسان را نشان دهد، آشکار می‌شود. توجه کنید که علاوه بر میانگین، مد، و میانه‌ی نمرات هر دانشجو ۱۳ است.

مثال ۱-۱۵، نشان می‌دهد که مفهوم پراکندگی نقشی مهم در تحلیل آماری دارد. در زیر اندازه‌هایی برای پراکندگی ارائه می‌کنیم.

۱-۳-۲-۱ دامنه

ساده‌ترین معیار سنجش پراکندگی، دامنه است که با پیدا کردن تفاضل بزرگترین مقدار داده‌ها از کوچکترین مقدار داده‌ها به دست می‌آید.

در مثال ۱-۱۵، دامنه‌ی نمره‌های دانشجوی A ، $۱۴-۱۲=۲$ و دامنه‌ی نمره‌های دانشجوی B ، $۱۸-۸=۱۰$ است. به طوری که ملاحظه می‌کنیم «پراکندگی» نمرات دانشجوی B بیشتر از دانشجوی A است. با آنکه دامنه به‌سادگی به دست می‌آید، عیب عمده‌ی آن این است که تنها داده‌های فرین، یعنی بیشترین و کمترین مقدار داده‌ها را به حساب می‌آورد و کاری به مقادیر بینابینی داده‌ها ندارد. همچنین در برخی مواقع وقتی اندازه‌ی نمونه بزرگ باشد مقدار دامنه افزایش می‌یابد. با این حال، وقتی که تعداد داده‌ها کم است، دامنه معیاری مناسب برای پراکندگی است.

برای داده‌های مثال ۱-۱ به کمک نرم‌افزار دامنه را به دست می‌آوریم.

```
MTB > LET K7=MAX(C1)-MIN(C1)
MTB > PRINT K7
Data Display
K7    25.6000
```

۱-۳-۲-۲ انحراف معیار

برای معرفی انحراف معیار که مفیدترین معیار سنجش پراکندگی است، می‌توانیم میزان دوری یا نزدیکی داده‌ها را از میانگین به‌عنوان ملاکی در نظرگیریم. برای توضیح مطلب، فرض کنید که داده‌های موردنظر را با مقادیر x_1, x_2, \dots, x_n و میانگین آنها را با \bar{x} نشان دهیم. اگر **انحراف** هر داده را از میانگین، یعنی مقادیر $x_1 - \bar{x}, x_2 - \bar{x}, \dots, x_n - \bar{x}$ را حساب کنیم، به نظر می‌رسد که همین انحراف‌ها از میانگین می‌توانند به‌عنوان معیاری برای سنجش پراکندگی داده‌ها به کار روند. به‌عبارت دیگر هر قدر که تفاوت این انحراف‌ها از هم بیشتر باشد، داده‌ها پراکنده‌ترند و هر قدر که این انحراف‌ها تفاوت کمتری باهم داشته باشند، داده‌ها متمرکزترند. چون مقایسه این n انحراف با هم کار دشواری است، برای سهولت در وهله‌ی اول سعی می‌کنیم میانگین این n انحراف را به دست آوریم، یعنی

$$\frac{x_1 - \bar{x} + x_2 - \bar{x} + \dots + x_n - \bar{x}}{n}$$

را محاسبه می‌کنیم. به‌سادگی ملاحظه می‌شود که بنابر تعریف میانگین، صورت این عبارت برابر صفر است و لذا میانگین انحراف‌ها از میانگین صفر است. پس می‌توان نتیجه گرفت: داده‌ها مجموعاً همان‌قدر که در جهت منفی از \bar{x} انحراف دارند مجموعاً همان‌قدر هم در جهت مثبت از \bar{x} انحراف دارند و لذا مجموع انحراف‌ها صفر است.

برای رفع این مشکل، باید توجه کرد که علاقه‌ی ما به میزان دوری داده‌ها از میانگین است و نه جهت دوری داده‌ها از آن. به عبارت دیگر می‌توانیم علامت جبری انحراف‌ها از میانگین را نادیده بگیریم و مثلاً

$$\frac{|x_1 - \bar{x}| + |x_p - \bar{x}| + \dots + |x_n - \bar{x}|}{n}$$

را محاسبه کنیم. این میانگین قدرمطلق انحراف‌ها که به **انحراف میانگین** موسوم است، کاربردهایی در آمار دارد، اما چون قدرمطلق در این تعریف مشکلاتی را ایجاد می‌کند از نظر گرفتن آن صرف‌نظر کرده و سعی می‌کنیم مشکل علامت‌ها را در مقادیر انحراف از میانگین به گونه‌ای دیگر حل کنیم. برای این منظور، مقادیر انحراف از میانگین را به توان دوم می‌رسانیم، یعنی مقادیر

$$(x_1 - \bar{x})^p, (x_p - \bar{x})^p, \dots, (x_n - \bar{x})^p$$

را محاسبه می‌کنیم. حال برای محاسبه‌ی میانگین مجذور انحراف‌ها از میانگین، باید مجموع آنها را محاسبه و بر n ، یعنی تعداد داده‌ها، تقسیم کنیم. به‌دلایلی که در اینجا نیازی به ذکر نیست، مجموع را به‌جای تقسیم بر n بر $n-1$ تقسیم می‌کنیم. مقدار حاصل، یعنی

$$\frac{(x_1 - \bar{x})^p + (x_p - \bar{x})^p + \dots + (x_n - \bar{x})^p}{n-1}$$

را **واریانس نمونه‌ای** یا به اختصار **واریانس** می‌نامیم و آن را با s^p نشان می‌دهیم. پس با استفاده از نماد مجموع‌یابی Σ داریم

$$s^p = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^p}{n-1}.$$

چون واریانس برحسب مجذور واحدی که داده‌ها برحسب آن بیان شده‌اند، محاسبه می‌شود، برای آنکه از واحد اصلی استفاده کنیم، جذر مثبت واریانس را محاسبه و آن را با s نشان می‌دهیم و انحراف معیار نمونه‌ای یا صرفاً انحراف معیار می‌نامیم. پس

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

مثال ۱-۱۶. در مثال ۱-۱۵، ملاحظه کردیم که میانگین نمرات هر دو دانشجو ۱۳ است. مقدار انحراف معیار برای دانشجوی A برابر است با

$$s_1 = \sqrt{\frac{(14-13)^2 + (12-13)^2 + (13-13)^2 + (13-13)^2}{4-1}} = \sqrt{\frac{2}{3}} = 0.816.$$

همچنین انحراف معیار برای دانشجو B برابر است با:

$$s_2 = \sqrt{\frac{(13-13)^2 + (8-13)^2 + (13-13)^2 + (18-13)^2}{4-1}} = \sqrt{\frac{50}{3}} = 4.082.$$

ملاحظه می‌شود که انحراف معیار نمرات دانشجوی B به مراتب بیشتر از انحراف معیار دانشجوی A است و لذا این معیار پراکنده‌تر بودن نمرات دانشجوی B را در مقایسه با نمرات دانشجوی A به خوبی نشان می‌دهد.

از لحاظ محاسباتی، پیدا کردن انحراف هر داده از میانگین داده‌ها و پیدا کردن مجموع مجذورهای انحراف‌ها برای محاسبه‌ی انحراف معیار شاید کمی مشکل باشد. به جای آن می‌توان تعریف میانگین را به کار برد و با اندکی اعمال جبری، فرمول انحراف معیار را به صورت معادل زیر در آورد.

$$s = \sqrt{\frac{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n(n-1)}}$$

مثال ۱-۱۷. برای نرم‌افزاری، طول مدت اجرای پنج محاسبه‌ی آماری متفاوت برحسب

یک دهم ثانیه، به شرح زیر است

$$0/98 \quad 0/94 \quad 1/96 \quad 1/48 \quad 2/05$$

میانگین و انحراف معیار این مجموعه‌ی داده‌ها را محاسبه کنید.

حل. بنابر تعریف، داریم

$$\bar{x} = \frac{0/98 + 0/94 + 1/96 + 1/48 + 2/05}{5} = 1/482$$

و چون

$$\sum_{i=1}^5 x_i^p = (0/98)^p + (0/94)^p + (1/96)^p + (1/48)^p + (2/05)^p = 12/0785$$

و

$$\left(\sum_{i=1}^5 x_i\right)^p = (0/98 + 0/94 + 1/96 + 1/48 + 2/05)^p = 54/9081$$

پس

$$s = \sqrt{\frac{5 \times (12/0785) - (54/9081)}{5 \times 4}} = 0/5236$$

با نرم‌افزار مینیتب مقدار انحراف معیار را به دست می‌آوریم.

```
MTB > SET C13
DATA > 0.98 0.94 1.96 1.48 2.05
DATA > END
MTB > STD C13 K8
Column Standard Deviation
Standard deviation of C13 = 0.52366
```

اگر داده‌ها در جدول فراوانی رده‌بندی شده باشند، در این صورت با قراردادن مرکز هر رده به‌جای داده‌های واقع در آن رده و در نظر گرفتن فراوانی هر رده، فرمول انحراف معیار برای داده‌های رده‌بندی شده به صورت زیر است

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k (m_i - \bar{x})^2 f_i}{n-1}}$$

یا اگر بخواهیم محاسبات را ساده‌تر کنیم، می‌توانیم فرمول معادل زیر را به کار ببریم

$$s = \sqrt{\frac{n \left(\sum_{i=1}^k m_i^2 f_i \right) - \left(\sum_{i=1}^k m_i f_i \right)^2}{n(n-1)}}$$

مثال ۱-۱۸. می‌خواهیم واریانس و انحراف معیار داده‌های مربوط به میزان اکسید سولفور منتشره در هوا را که در مثال ۱-۲ مطرح شده است، محاسبه کنیم. برای این منظور در جدول فراوانی مذکور، ستون جدیدی اضافه می‌کنیم و در آن مقادیر $m_i^2 f_i$ را درج می‌کنیم، جدول به صورت زیر خواهد بود.

کرانه‌های رده‌ها	m_i	f_i	$f_i m_i$	$m_i^2 f_i$
۴/۹۵ - ۸/۹۵	۶/۹۵	۳	۲۰/۸۵	۱۴۴/۹۰۷۵
۸/۹۵ - ۱۲/۹۵	۱۰/۹۵	۱۰	۱۰۹/۵۰	۱۱۹۹/۰۲۵۰
۱۲/۹۵ - ۱۶/۹۵	۱۴/۹۵	۱۴	۲۰۹/۳۰	۳۱۲۹/۰۳۵۰
۱۶/۹۵ - ۲۰/۹۵	۱۸/۹۵	۲۵	۴۷۳/۷۵	۸۹۷۷/۵۶۲۵
۲۰/۹۵ - ۲۴/۹۵	۲۲/۹۵	۱۷	۳۹۰/۱۵	۸۹۵۳/۹۴۲۵
۲۴/۹۵ - ۲۸/۹۵	۲۶/۹۵	۹	۲۴۲/۵۵	۶۵۳۶/۷۲۲۵
۲۸/۹۵ - ۳۲/۹۵	۳۰/۹۵	۲	۶۱/۹۰	۱۹۱۵/۸۰۵۰
مجموع		۸۰	۱۵۰۸	۳۰۸۵۷/۰۰۰۰

جدول ۱-۸. جدول فراوانی با دو ستون اضافی برای محاسبه‌ی میانگین و واریانس

بنابراین

$$s = \sqrt{\frac{۸۰ \times (۳۰۸۵۷) - (۱۵۰۸)^2}{۸۰ \times ۷۹}} = ۵/۵۵.$$

به‌طوری که از مقادیر واقع در آخرین ستون جدول فراوانی بالا آشکار می‌شود، محاسبات مربوط به انحراف معیار، زمانی که نماینده‌های داده‌ها ارقام اعشاری و فراوانی‌ها نسبتاً بزرگ باشند، کار خسته‌کننده‌ای است. برای ساده کردن محاسبات، می‌توان از روش کدگذاری استفاده کرد، به‌شرط اینکه طول رده‌ها برابر باشند (که در

مثال بالا چنین است). در روش کدگذاری، نماینده‌ی یکی از رده‌ها (ترجیحاً رده‌ی وسطی یا یکی از رده‌های واقع در اواسط جدول) را \circ اختیار می‌کنیم. سپس نماینده‌های رده‌های بالای این رده را اعداد صحیح منفی، یعنی -1 ، -2 ، ... و نماینده‌های رده‌های واقع در زیر این رده را اعداد صحیح مثبت، یعنی 1 ، 2 ، ... اختیار می‌کنیم. اگر این نماینده‌های جدید رده‌ها را با u_1, u_2, \dots, u_n نشان دهیم، فرمول میانگین به صورت

$$\bar{x} = m_{\circ} + \frac{\sum_{i=1}^k u_i f_i}{n} c$$

درمی‌آید. که در آن m_{\circ} نماینده رده‌ای است که در کدگذاری نماینده‌ی جدید \circ را برای آن در نظر گرفته‌ایم و c طول مشترک رده‌هاست. همچنین فرمول انحراف معیار به صورت زیر است.

$$s = c \sqrt{\frac{n \left(\sum_{i=1}^k u_i^2 f_i \right) - \left(\sum_{i=1}^k u_i f_i \right)^2}{n(n-1)}}$$

نحوه‌ی محاسبه میانگین و انحراف معیار را به کمک روش کدگذاری، در مثال زیر تشریح می‌کنیم.

مثال ۱-۱۹. مطابق داده‌های مثال ۱-۱۸ به روش کدگذاری میانگین و انحراف معیار را به دست آورید.

حل. چون تعداد رده‌ها ۷ است، نماینده‌ی جدید رده‌ی چهارم را \circ می‌گیریم و به ترتیبی که در بالا گفتیم نماینده‌های جدید رده‌های دیگر را به دست می‌آوریم. حال جدول زیر را تشکیل می‌دهیم

m_i	u_i	f_i	$f_i u_i$	$u_i^2 f_i$
۶/۹۵	-۳	۳	-۹	۲۷
۱۰/۹۵	-۲	۱۰	-۲۰	۴۰
۱۴/۹۵	-۱	۱۴	-۱۴	۱۴
۱۸/۹۵	۰	۲۵	۰	۰
۲۲/۹۵	۱	۱۷	۱۷	۱۷
۲۶/۹۵	۲	۹	۱۸	۳۶
۳۰/۹۵	۳	۲	۶	۱۸
مجموع		۸۰	-۲	۱۵۲

جدول ۹-۱. جدول فراوانی داده‌های مثال ۲-۱ برای

محاسبه‌ی میانگین و واریانس به روش کدگذاری

با قراردادن $c=۴$ ، $m_0=۱۸/۹۵$ ، $n=۸۰$ ، $\sum_{i=1}^v u_i f_i = -۲$ در فرمول میانگین به روش

کدگذاری داریم:

$$\bar{x} = m_0 + \frac{\sum_{i=1}^k u_i f_i}{n} \cdot c = 18/95 + \frac{-2}{80} \times 4 = 18/95$$

همچنین با قراردادن همین مقادیر همراه با مقدار $\sum_{i=1}^v u_i^2 f_i = 152$ در فرمول انحراف

معیار به روش کدگذاری خواهیم داشت:

$$s = \sqrt{\frac{80(152) - (-2)^2}{80 \times 79}} = 5/55$$

به طوری که ملاحظه می‌کنیم این مقادیر، مطابق انتظار، همان مقادیری هستند که از داده‌های اصلی به دست آمده‌اند.

برخی کاربردهای انحراف معیار را در زیر شرح می‌دهیم.

۱. ضریب تغییر

روش کدگذاری حالت خاصی از تبدیل متغیرها است. اگر مشاهدات در عددی ثابت

ضرب و با عددی ثابت جمع کنیم مشاهدات جدیدی به دست می‌آیند.

$$y_i = ax_i + b, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

از روی خواص میانگین و واریانس، تأثیر این تبدیل بر روی آنها به شکل زیر می‌شود

$$\bar{y} = a\bar{x} + b, \quad s_y^2 = a^2 s_x^2.$$

میانگین و انحراف معیار دارای واحد سنجش، از نوع واحد سنجش داده‌هاست. برای مثال ممکن است وزن اشیای مشخصی دارای انحراف معیار ۰/۱ اونس یا ۲۸۳۵ میلی گرم باشد که هر دو یکسان هستند، ولی هیچ‌کدام از آنها به راحتی مشخص نمی‌کنند که با یک پراکندگی بزرگ یا یک پراکندگی کوچک سروکار داریم. در این گونه موارد آنچه که مورد نیاز است ارائه‌ی یک مقیاس نسبی پراکندگی است. چنین مقیاسی عبارت است از ضریب تغییر که از تقسیم انحراف معیار بر میانگین حاصل می‌گردد. معمولاً در عدد ۱۰۰ ضرب شده و به صورت درصد بیان و با حرف V نشان داده می‌شود:

$$V = \frac{s}{\bar{x}} \times 100$$

برای اطلاعات مثال ۱-۱۷، مقدار ضریب تغییر برابر است با:

$$V = \frac{5/55}{18/85} \times 100 = 29/4$$

۲. نمره‌ی استاندارد

چنانچه تبدیل خاصی روی x_1, x_2, \dots, x_n اعمال شود:

$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

داده‌های z_1, z_2, \dots, z_n را استاندارد شده می‌گوییم و دارای ویژگی میانگین صفر و واریانس یک، $\bar{z} = 0$ و $s_z^2 = 1$ ، هستند. هرگاه بخواهیم دو مشاهده از دو نمونه‌ی مختلف را با هم مقایسه کنیم، استاندارد شده آنها کار را آسان می‌کند. مثلاً، میانگین و انحراف معیار نمرات پایان ترم درس زبان خارجه به ترتیب ۶۰ و ۱۶ و میانگین و انحراف معیار نمرات پایان ترم درس ریاضی عمومی به ترتیب ۵۸ و ۱۰ است. اگر دانشجویی هر دو درس را امتحان داده باشد و نمره‌ی زبان خارجه ۷۲ و نمره‌ی ریاضی عمومی ۶۸ باشد، وضعیت تحصیلی‌اش در کدام درس بهتر است؟

$$z_1 = \frac{72 - 60}{16} = 0.75 \quad \text{نمره‌ی استاندارد زبان خارجه:}$$

$$z_p = \frac{68 - 58}{10} = 1 \quad \text{نمره‌ی استاندارد ریاضی عمومی:}$$

ملاحظه می‌شود که اگرچه نمره‌ی درس زبان خارجه از نمره‌ی درس ریاضی عمومی او بیشتر است، ولی وضعیت وی در کلاس ریاضی عمومی بهتر از کلاس زبان خارجه است. زیرا در درس ریاضی عمومی به اندازه‌ی یک انحراف معیار بالای میانگین، $68 = 58 + 10$ ، قرار دارد در حالی که در درس زبان خارجه به اندازه‌ی 0.75 انحراف معیار در بالای میانگین، $72 = 60 + 0.75 \times 16$ ، قرار دارد.

۳. قضیه‌ی چیشف

چنانچه پراکندگی دو نمونه از یک جمعیت را با یکدیگر مقایسه کنیم، می‌گوییم نمونه‌ای که دارای انحراف معیار بزرگتری است، پراکندگی‌اش بیشتر است. همچنین عنوان کردیم که هرچه داده‌ها به میانگین نزدیکتر باشند و یا پیرامون میانگین تجمع کرده باشند، انحراف معیار به صفر نزدیک است و چنانچه داده‌ها از میانگین دور باشند، آنگاه انحراف معیار بزرگ است. این موضوع به گونه‌ای علمی توسط ریاضی‌دان روسی به نام چیشف با عنوان قضیه‌ی چیشف بیان شده است.

قضیه‌ی ۱-۱. برای هر مجموعه از داده‌ها و هر عدد ثابت $k, k \geq 1$ ، حداقل $(1 - \frac{1}{k}) \times 100$ درصد داده‌ها باید به فاصله‌ی k برابر انحراف معیار در هر دو طرف میانگین قرار گیرند.

قضیه‌ی چیشف برای حالت‌های خاص k ، چنین بیان می‌شود:

الف) ممکن تعداد خیلی کم داده‌ها به بازه‌ی $(\bar{x} - s, \bar{x} + s)$ تعلق داشته باشند.

ب) حداقل 75 درصد، $= \frac{3}{4} \times 100$ ، داده‌ها به بازه‌ی $(\bar{x} - 2s, \bar{x} + 2s)$ تعلق خواهند داشت.

ج) حداقل ۸۸/۹ درصد، $= \frac{\Delta}{9} \times 100$ داده‌ها به بازه‌ی $(\bar{x} - 3s, \bar{x} + 3s)$ تعلق خواهند داشت.

مثلاً، در دستگاه اتوماتیک بسته‌بندی زعفران به گونه‌ای تنظیم شده است که درون هر بسته به طور متوسط ۱۶ گرم زعفران و با انحراف معیار ۰/۰۲ گرم، زعفران قرار می‌دهد. حداقل درصد بسته‌های تولیدی‌اش که دارای وزنی بین ۱۵/۹۵ تا ۱۶/۰۵ گرم باشند ۸۴ درصد است (توجه دارید که در این مثال $k = 2/5$ در نظر گرفته شده است).

قضیه‌ی چبیشف برای هر نوع داده‌ای قابل کاربرد است، اما چنین بیان می‌شود که حداقل چند درصد داده‌ها به فاصله‌ی معینی تعلق دارند و مقدار دقیق را تعیین نمی‌کند. برای بیشتر داده‌ها، درصد واقعی داده‌هایی که به فاصله‌ی معینی تعلق می‌گیرند، بیش از آنچه که قضیه‌ی چبیشف بیان می‌کند، می‌باشد.

برای بیشتر داده‌ها راه کار دقیق‌تری از قضیه‌ی چبیشف با عنوان دستور تجربی بیان شده است. در حقیقت یک نتیجه‌ی نظری است که براساس توزیع نرمال (فصل ششم) بیان می‌شود.

دستور تجربی: برای داده‌هایی که منحنی فراوانی آنها زنگی شکل است، داریم:

الف) تقریباً ۶۸ درصد داده‌ها به بازه‌ی $(\bar{x} - s, \bar{x} + s)$ تعلق دارند.

ب) تقریباً ۹۵ درصد داده‌ها به بازه‌ی $(\bar{x} - 2s, \bar{x} + 2s)$ تعلق دارند.

ج) تقریباً ۹۹/۷ درصد (تقریباً تمام داده‌ها) داده‌ها بازه‌ی $(\bar{x} - 3s, \bar{x} + 3s)$ تعلق دارند.

با اطلاعات مثال ۱-۱ و شکل ۱-۱ که تقارن تقریبی در نمودار به چشم می‌خورد، می‌توان وضعیت توزیع مشاهدات را در بازه‌های مطرح شده برآورد نمود.

الف) تقریباً ۶۸ درصد داده‌ها به بازه‌ی

$$(18/85 - 5/55, 18/85 + 5/55) = (3/3, 24/4)$$

تعلق دارند.

ب) تقریباً ۹۵ درصد داده‌ها به بازه‌ی

$$(18/85 - 2 \times 5/55, 18/85 + 2 \times 5/55) = (-2/25, 29/95) = (0, 29/95)$$

تعلق دارند.

ج) تقریباً $99/7$ درصد (تقریباً کل) داده‌ها بازه‌ی

$$(18/85 - 3 \times 5/55, 18/85 + 3 \times 5/55) = (0, 35/5)$$

تعلق دارند.

۱-۳-۲-۳ چندک‌ها و دیگر شاخص‌های پراکندگی

به‌خاطر می‌آوریم که میانه‌ی مجموعه‌ای از داده‌ها مقداری بود که نصف داده‌ها در یک طرف و نصف دیگر در طرف دیگر آن قرار داشتند. به‌همین قیاس می‌توان چندک‌ها را تعریف کرد که عبارت از مقادیری هستند که بخش معینی از داده‌ها در یک طرف آن و بخش باقی‌مانده در طرف دیگر آن قرار دارند. از جمله‌ی چندک‌های مهم می‌توان از چارک‌ها، دهک‌ها، و صدک‌ها نام برد. این مفاهیم را تنها برای داده‌های رده‌بندی شده تعریف می‌کنیم.

چارک اول نقطه‌ای بر روی محور طول‌هاست که در آن نقطه، مساحت زیر بافت‌نگار به نسبت‌های ۱ و ۳ تقسیم می‌شود، یعنی $\frac{1}{4}$ مساحت زیر بافت‌نگار در سمت چپ این نقطه و $\frac{3}{4}$ سطح باقی‌مانده در طرف دیگر این نقطه قرار دارد. چارک دوم همان میانه است و چارک سوم نقطه‌ای است که $\frac{3}{4}$ مساحت زیر بافت‌نگار در سمت چپ آن و $\frac{1}{4}$ در سمت راست آن قرار دارد. چارک اول را با Q_1 و چارک دوم (یا همان میانه) را با Q_2 و چارک سوم را با Q_3 نشان می‌دهیم.

برای محاسبه‌ی Q_1 ، ابتدا $\frac{n}{4}$ را محاسبه می‌کنیم و سپس فراوانی‌ها را با شروع از سمت چپ با هم جمع می‌کنیم. فرض کنید که

$$f_1 + f_2 + \dots + f_{k-1} < \frac{n}{4} \leq f_1 + f_2 + \dots + f_k.$$

در این صورت چارک اول در رده‌ی k ام است. اگر کران پایین این رده را با L'_k نشان دهیم و

$$m = \frac{n}{f} - (f_1 + \dots + f_{k-1})$$

آنگاه

$$Q_1 = L'_k + \frac{m}{f_k} \times c$$

که در آن c طول مشترک رده‌ها و f_k فراوانی رده‌ی k ام است که چارک اول در آن قرار دارد.

عیناً به همین منوال می‌توانیم چارک سوم، Q_3 ، را نیز محاسبه کنیم. در این حالت $\frac{3n}{f}$ را محاسبه و با شروع از سمت چپ، فراوانی‌های رده‌ها را با هم جمع می‌کنیم. اگر k رده‌ای باشد به طوری که

$$f_1 + f_2 + \dots + f_{k-1} < \frac{3n}{f} \leq f_1 + f_2 + \dots + f_k$$

آنگاه Q_3 در رده‌ی k ام است. اگر کران پایین این رده را با k نشان دهیم و

$$l = \frac{3n}{f} - (f_1 + \dots + f_{k-1})$$

آنگاه

$$Q_3 = L''_k + \frac{l}{f_k} \times c$$

یکی دیگر از شاخص‌های پراکندگی، **برد میان چارکی** است که به صورت $Q_3 - Q_1$ تعریف می‌شود. برد میان چارکی طول بازه‌ای است که پنجاه درصد داده‌ها در آن قرار دارند. برخی پژوهشگران از **نیم برد میان چارکی** استفاده می‌کنند که به صورت $\frac{Q_3 - Q_1}{2}$ تعریف می‌شود، و **انحراف چارکی** نیز نامیده می‌شود. یک اندازه‌ی پراکندگی نسبی، که ضریب تغییر چارکی نام دارد به صورت نسبت نیم برد میان چارکی بر میانگین Q_1 و Q_3 ضرب در ۱۰۰، یعنی به صورت $100 \times \frac{Q_3 - Q_1}{Q_3 + Q_1}$ ، تعریف می‌شود.

به همین ترتیب می‌توان دهک‌های اول، دوم، ...، نهم را تعریف کرد. این دهک‌ها به ترتیب با D_1, D_2, \dots, D_9 نشان داده می‌شوند. مثلاً برای محاسبه‌ی دهک اول، D_1 ،

کافی است $\frac{n}{10}$ را حساب کنیم و k را طوری پیدا کنیم که

$$f_1 + f_2 + \dots + f_{k-1} < \frac{n}{10} \leq f_1 + f_2 + \dots + f_k.$$

در این صورت دهک اول در رده‌ی k ام است. اگر کران پایین این رده را با L_k نشان دهیم و

$$h = \frac{n}{10} - (f_1 + \dots + f_{k-1})$$

آنگاه

$$D_1 = L_k + \frac{h}{f_k} \times c$$

که مجدداً c طول مشترک رده‌ها و f_k فراوانی رده‌ی k ام است.

می‌توان سایر دهک‌ها را به همین ترتیب محاسبه و مثلاً $D_9 - D_1$ یا $D_8 - D_7$ ، و ... را به عنوان معیارهای دیگری برای سنجش پراکندگی به کار برد.

صدک‌ها عیناً به‌نحو مشابه تعریف می‌شوند که از ذکر جزئیات مربوط به آنها خودداری می‌کنیم.

مثال ۱-۲۰. مطابق مثال ۱-۲، مربوط به میزان اکسید سولفور، نمودار بافت‌نگار آن داده‌ها را در نظر بگیرید. مقادیر چارک اول، سوم، ضریب تغییر چارکی، دهک اول و دهک نهم را به دست آورید.

حل. چون $n = 80$ ، پس $\frac{n}{4} = 20$. با توجه به اینکه

$$3 + 10 < 20 < 3 + 10 + 14$$

پس چارک اول در رده‌ی سوم قرار دارد که کران پایین آن $L_3 = 12/95$ و فراوانی آن

$f_3 = 14$ است. چون $m = 20 - (3 + 10) = 7$ ، بنابراین این

$$Q_1 = 12/95 + \frac{7}{14} \times 4 = 14/95.$$

همچنین، چون $\frac{3n}{4} = 60$ ، و

$$3 + 10 + 14 + 25 < 60 \leq 3 + 10 + 14 + 25 + 17$$

پس

$$Q_3 = 20/95 + \frac{1}{17} \times 4 = 22/83.$$

با توجه به تعریف، برد میان چارکی

$$Q_3 - Q_1 = 22/83 - 14/95 = 7/88$$

است و لذا انحراف چارکی $\frac{Q_3 - Q_1}{4} = 3/94$ و ضریب تغییر چارکی

$$\frac{Q_3 - Q_1}{Q_3 + Q_1} \times 100 = 20/86$$

است. چون $\frac{n}{10} = 8$ و $3 < 8 < 3 + 10$ پس دهک اول در رده‌ی دوم با کران پایین

$8/95$ و فراوانی ۱۰ قرار دارد. چون $h = 8 - 3 = 5$ ، پس

$$D_1 = 8/95 + \frac{5}{10} \times 4 = 10/95.$$

به همین قیاس، چون $\frac{9n}{10} = 72$ و

$$3 + 10 + 14 + 25 + 17 < 72 \leq 3 + 10 + 14 + 25 + 17 + 9$$

لذا دهک نهم در رده‌ی ششم با کران پایین $24/95$ قرار دارد. در نتیجه

$$D_9 = 24/95 + \frac{72 - (3 + 10 + 14 + 25 + 17)}{9} \times 4 = 24/95 + \frac{4}{9} = 26/28$$

همان‌طور که پیش‌تر گفتیم، می‌توان مثلاً از $D_9 - D_1$ نیز به عنوان معیاری برای سنجش پراکندگی استفاده کرد. در این مثال $D_9 - D_1 = 15/33$. توجه کنید که ۸۰٪ داده‌ها

دربازه‌ی از D_1 تا D_9 قرار دارد.

دستوری که در نرم‌افزار مینیتب را ارائه‌ی گزارشی از کمیت توصیفی، پیش‌بینی شده است. خواننده می‌تواند توضیحات بیشتر درباره‌ی خروجی زیر را در فصل هفتم بیابد.

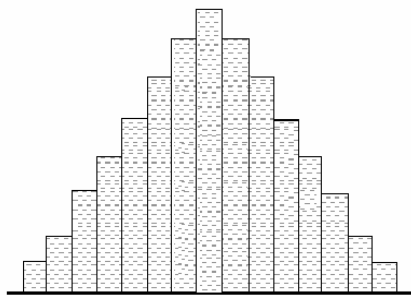
MTB > Describe 'DATA'.

Descriptive Statistics

Variable	N	Mean	Median	TrMean	StDev	SEMean
DATA	80	18.930	19.050	18.963	5.670	0.634
Variable	Min	Max	Q1	Q3		
DATA	6.200	31.800	14.825	23.375		

۱-۳-۲-۴ معیارهای ویژه نمودارهای داده‌ها

تاکنون انواع معیارهایی را که به‌نحوی «مرکز» داده‌ها و «تغییرپذیری» یا «پراکندگی» داده‌ها را توصیف می‌کردند، شرح دادیم. در واقع نمی‌توان حدی برای تعداد راه‌های توصیف داده‌ها قائل شد، زیرا آماردانان مرتباً روش‌های جدیدی برای توصیف مشخصه‌های عددی داده‌های مورد مطالعه‌ی خود در مسائل معین به وجود می‌آورند. در این بخش، مسأله‌ی توصیف شکل کلی توزیع داده‌ها را به اختصار مورد بحث قرار می‌دهیم.

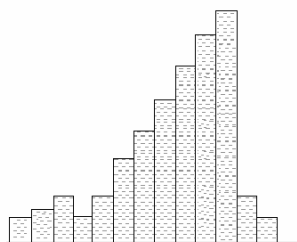


شکل ۱-۶. توزیع زنگ شکل متقارن

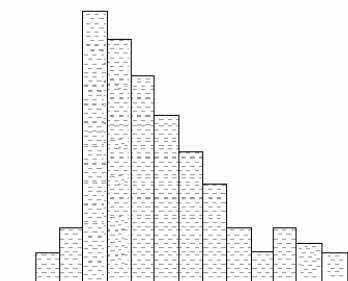
گرچه توزیع‌های فراوانی می‌توانند هر شکل و وضعی داشته باشند، اغلب توزیع‌هایی را که در عمل با آنها برخورد می‌کنیم، می‌توان با استفاده از یکی از چند نوع استاندارد توزیع‌های فراوانی به‌نحو نسبتاً رضایت‌بخشی توصیف نمود. در این انواع توزیع‌های

فراوانی، مهم‌تر از همه توزیع **زنگ شکل** متقارن است که در شکل ۶-۱ نشان داده شده است. در واقع دلایل نظری برای اینکه چرا بسیاری از توزیع‌ها از این الگو تبعیت می‌کنند، وجود دارد.

دو توزیع دیگر در شکل‌های ۷-۱ و ۸-۱ را هنوز هم می‌توان با اندک مسامحه زنگ شکل نامید، اما این توزیع‌ها دیگر متقارن نیستند. توزیع‌های نظیر اینها که «دمچه» ای در یک طرف دارند، **چوله** نامیده می‌شوند، اگر دمچه در سمت چپ باشد، گوییم که **توزیع چولگی منفی** دارد (شکل ۷-۱) و اگر دمچه در راست باشد، گوییم **توزیع چولگی مثبت** دارد (شکل ۸-۱). توزیع‌های درآمدها یا دستمزدها اغلب به دلیل وجود تعدادی مقدار نسبتاً بزرگ، چولگی مثبت دارند. در این توزیع‌ها، مقادیر کوچک قادر به خنثی کردن اثر مقادیر بسیار بزرگ نیستند.



شکل ۷-۱. توزیع با چولگی منفی



شکل ۸-۱. توزیع با چولگی مثبت

راه‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری میزان چولگی موجود است. یک روش نسبتاً آسان، بر این واقعیت مبتنی است که برای یک توزیع زنگ شکل کاملاً متقارن، از نوع توزیع توصیف شده در شکل ۱-۶، مقادیر میانگین و میانه برهم منطبق‌اند. چون وجود تعدادی مقدار نسبتاً بزرگ که مقادیر کوچک نظیر قادر به جبران آنها نیستند، موجب می‌شود که میانگین بزرگتر از میانه باشد (و وجود مقادیر نسبتاً کوچک که مقادیر نسبتاً بزرگ نظیر قادر به جبران آنها نیستند موجب می‌شود که میانگین کوچکتر از میانه باشد)، می‌توانیم از این رابطه‌ی بین میانگین و میانه استفاده و معیار ساده‌ای برای میزان چوله بودن توزیع، تعریف کنیم. این معیار، ضریب چولگی پی‌یرسن نامیده می‌شود و مقدار آن چنین است:

$$SK = \frac{3(\text{میانگین} - \text{میانه})}{\text{انحراف معیار}} = \frac{3(\bar{x} - \tilde{x})}{s}$$

برای یک توزیع کاملاً متقارن، مقدار SK برابر 0 است و در حالت کلی این مقدار بین -3 و +3 تغییر می‌کند.

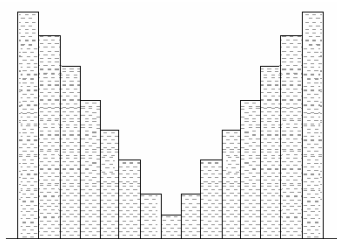
مثال ۱-۲۱. مطابق مثال ۱-۲، مربوط به میزان اکسید سولفور، دیدیم که

$$\bar{x} = 18/85, \quad \tilde{x} = 19/03, \quad s = 5/55$$

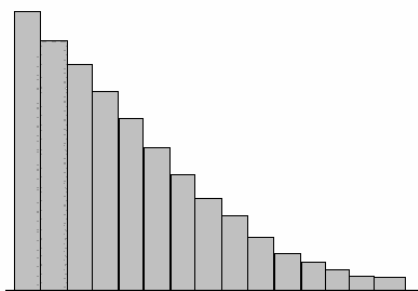
بنابراین

$$SK = \frac{3(18/85 - 19/03)}{5/55} = -0/01.$$

این مقدار بسیار کوچک است و لذا می‌توان توزیع را تقریباً متقارن دانست. دو نوع دیگر از توزیع‌هایی که در عمل پیش می‌آیند، توزیع‌های J معکوس شکل و U شکل، که در شکل‌های ۱-۹ و ۱-۱۰ نشان داده شده‌اند. همان‌گونه که در نمودار این توزیع‌ها آشکار است، نام این توزیع‌ها تا حدی شکل توزیع‌ها را معین می‌کنند.



شکل ۹-۱. توزیع U شکل

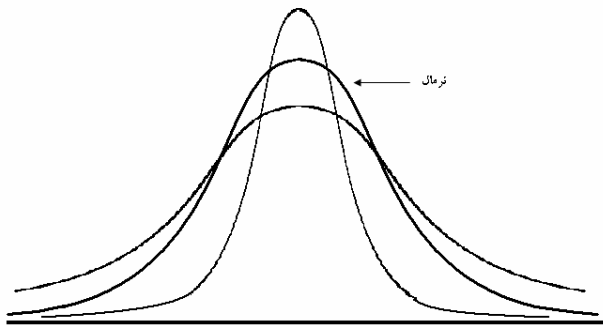


شکل ۱۰-۱. توزیع J معکوس شکل

معیار دیگری در نمودارها آماری مطرح است که به میزان کشیدگی یا برجستگی منحنی توجه دارد. معمولاً این معیار از مقایسه با منحنی نرمال به دست می‌آید. برجستگی به وسیله‌ی فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$K = \frac{M_4}{s^4} - 3$$

که در آن $M_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4$ گشتاور مرکزی مرتبه‌ی چهارم، و s انحراف معیار نمونه است. چون مقدار $\frac{M_4}{s^4}$ برای توزیع نرمال به عدد 3 نزدیک است معیار برجستگی را از تفاوت دو کمیت محاسبه می‌کنند. بسته به آنکه این کمیت مثبت و یا منفی باشد به ترتیب برجستگی بیشتر و یا کمتر از منحنی نرمال خواهند داشت.



شکل ۱-۱۱. وضعیت کشیدگی یا برجستگی منحنی‌ها نسبت به منحنی نرمال

براساس داده‌های مثال ۱-۱، و انجام دستورات زیر، در خروجی مقدار کشیدگی و چولگی به ترتیب 0/645 و -0/1177 نمایش داده می‌شود.

```
MTB > %Describe 'DATA';
SUBC> Confidence 95.0.
```

تمرین

۶-۱. برای مشاهده‌های زیر میانه، نما و چارک اول را محاسبه کنید.

4 0 1 3 2 5 1 0 3 1 2 4 3 1 6 0 7 3 8 2

۷-۱. سه نقطه‌ی A ، B ، و C به یک فاصله از یکدیگر قرار دارند. متحرکی از نقطه‌ی A به نقطه‌ی B ، از نقطه‌ی B به نقطه‌ی C و از نقطه‌ی C به نقطه‌ی A به ترتیب با سرعتی معادل 20 متر در ساعت، 40 متر در ساعت و 80 متر در ساعت حرکت می‌کند. سرعت متوسط این متحرک در مسیر ذکر شده را محاسبه کنید.

۸-۱ رابطه‌ی زیر را به ازای هر a ثابت کنید

$$\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - a)^2.$$

۹-۱. آسانسوری به‌گونه‌ای طراحی شده‌است که بیشترین بار آن 2000 پوند باشد. اگر یک جابه‌جایی مسافران این آسانسور 8 مسافر زن که میانگین وزن آنها 123 پوند

است و ۵ مرد را که میانگین وزن آنها ۱۷۴ پوند است سوار کند، آیا آسانسور دارای بار بیش از حد مجاز است؟

۱۰-۱. سه نمایندگی فروش یخچال از شرکتی، در سه شهر بزرگ تعداد ۵۷۵، ۴۱۰ و ۴۲۵ یخچال را به ترتیب با متوسط قیمت ۱۲۰۰۰ تومان، ۱۱۷۰۰۰ تومان و ۱۲۱۰۰۰ تومان فروخته‌اند. متوسط قیمت یخچال‌های فروخته‌شده چقدر است؟

۱۱-۱. اگر واریانس یک جامعه برابر با ۲ و میانگین آنها برابر با ۳ و مجموع توان‌های دوّم آنها برابر با ۵۵ باشد، اندازه‌ی جامعه چقدر است؟

۱۲-۱. اگر میانگین داده‌های x_1, x_2, \dots, x_n برابر با \bar{x} باشد، آنگاه میانگین داده‌های $(x_1 + 1), (x_2 + 1), \dots, (x_n + 1)$ چقدر است؟

۱۳-۱. اگر میانگین داده‌های x_1, x_2, \dots, x_n برابر با ۱۰ باشد، آنگاه میانگین داده‌های $(x_1 + 1), (x_2 + 2), \dots, (x_n + 9)$ را محاسبه کنید.

۱۴-۱. اگر میانگین داده‌های x_1, x_2, \dots, x_n برابر با ۱۵ باشد، آنگاه میانگین داده‌های $(x_1 + 4), (x_2 + 8), \dots, (x_n + 80)$ را محاسبه کنید.

۱۵-۱. اگر میانگین داده‌های x_1, x_2, \dots, x_n برابر با ۱۵ باشد، آنگاه میانگین داده‌های $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ را به دست آورید.

۱۶-۱. اگر انحراف متوسط داده‌های $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ برابر با صفر باشد، آنگاه میانگین داده‌های $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ را به دست آورید.

۱۷-۱. اگر به هریک از داده‌ها عدد ۱۵ رابفزاییم، در مقدار انحراف میانگین چه تغییری رخ می‌دهد؟

۱۸-۱. اگر انحراف معیار داده‌هایی x_1, x_2, \dots, x_n برابر با صفر باشد، میان‌ه‌ی داده‌های $(2x_1 + 1), (2x_2 + 1), \dots, (2x_n + 1)$ را محاسبه کنید.

۱۹-۱. اگر انحراف معیار اعداد ۳۶، ۲۴، ۲۰، ۱۲ و ۸ برابر با $9/8$ باشد، انحراف معیار اعداد ۹، ۶، ۵، ۳ و ۲ چقدر است؟

۲۰-۱. برای ۱۲۰ مشاهده اطلاعات زیر به دست آمده است.

الف) میانگین، میانه، واریانس را به دست آورید.

ب) چارک‌های اول و سوم را محاسبه کنید.

ج) مقدار چولگی را به دست آورید.

رده	فراوانی
۴۴/۵ - ۵۴/۵	۵
۵۴/۵ - ۶۴/۵	۴۵
۶۴/۵ - ۷۴/۵	۴۳
۷۴/۵ - ۸۴/۵	۱۹
۸۴/۵ - ۹۴/۵	۷
۹۴/۵ - ۱۰۴/۵	۱
جمع	۱۲۰

۱-۲۱. طول عمر ۱۰۰ باتری خودرو به ترتیب دارای میانگین، میانه و انحراف استاندارد ۳/۵، ۳/۴۸، و ۱/۶۵ سال است.

الف) ضریب چولگی، و

ب) برجستگی،

را محاسبه کنید.

۱-۴ جدول‌های دومتغیره و معیارهای توصیفی

تاکنون درباره‌ی یک متغیر بحث کردیم، ولی در اکثر اوقات تحلیل اطلاعات درباره‌ی یک متغیر کافی نیست، زیرا ممکن است چند متغیر مورد مطالعه، به لحاظ داشتن ارتباط با یکدیگر، تغییر کنند. بنابراین مطالعه‌ی جداگانه‌ی آنها، این روابط یا بستگی‌ها را نشان نمی‌دهد و ناچاریم که چند متغیر را یکجا در نظر بگیریم.

در این بخش مشاهدات جفتی مربوط به دو صفت از جامعه که به صورت زیر

نمونه‌گیری شده‌اند را در جدول‌های دو بعدی مرتب می‌کنیم:

$$(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n).$$

۱-۴-۱ توزیع فراوانی دو متغیره

روشی را که به کار می‌بریم برای متغیرهای کیفی و کمی، گسسته و پیوسته یکسان است. فرض کنید که متغیر X مقادیر x_1, x_2, \dots, x_p و متغیر Y مقادیر y_1, y_2, \dots, y_t را اختیار کنند. بنابراین هر عضو جامعه‌ای مقداری از جامعه X مثلاً x_i و اندازه‌ای دیگر از متغیر Y ، مانند y_j را داراست. در نتیجه اعضای جامعه برای دو متغیر X و Y با هم مجموعه‌ای از زوج‌های مرتب (X_i, Y_i) را تشکیل خواهند داد که عبارتند از: هر X_i ای می‌تواند یکی از مقادیر از حوزه تعییرات متغیر X و هر Y_i ای می‌تواند یکی از مقادیر متغیر Y اختیار کنند و حالت‌های ممکنه در جامعه به صورت زیرند:

$$(X_i, Y_i) : \begin{vmatrix} (x_1, y_1) & (x_1, y_2) & \dots & (x_1, y_t) \\ (x_p, y_1) & (x_p, y_2) & \dots & (x_p, y_t) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ (x_s, y_1) & (x_s, y_2) & \dots & (x_s, y_t) \end{vmatrix}$$

معمولاً هنگامی که تعداد نمونه یعنی n کوچک باشد برای تعیین هر نوع رابطه، مستقیماً از همین جدول ساده استفاده می‌شود ولی اگر حجم جامعه بزرگ باشد جدول فراوانی متغیرها به صورت جدول دو بعدی نوشته می‌شود و محاسبات با استفاده از این جدول صورت می‌گیرد. امروزه به‌دست آوردن جداول توزیع فراوانی با استفاده از کامپیوتر و ماشین‌های حساب، بسیار ساده است ولی آنچه را که در اینجا ذکر می‌کنیم در بررسی‌های فردی است که با حجم نسبتاً کوچک صورت می‌گیرد. برای این کار اطلاعات مربوط به هر فرد نمونه یا جامعه را روی یک کارت نوشته سپس کارت‌ها را نسبت به یک متغیر مرتب می‌کنیم. به این ترتیب اگر نسبت به متغیر X مرتب شده باشند یک سری تغییرات از x_1, x_2, \dots, x_p خواهیم داشت، سپس گروه x_1 را جدا کرده و نسبت به تغییرات Y مجدداً مرتب می‌کنیم تا t گروه y_1, y_2, \dots, y_t به‌دنبال هم قرارگیرند و این کار را تا گروه x_h تکرار می‌کنیم که در پایان به طور معمول $s \times t$ دسته کارت خواهیم داشت که در هر رشته X ها با هم و Y ها نیز با هم برابرند و

$X \backslash Y$	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	$n_{i\cdot}$
۰	۰	۰	۰	۱	۴	۰	۰	۵
۱	۰	۰	۱	۱	۳	۳	۲	۱۰
۲	۰	۰	۰	۰	۰	۲	۴	۶
۳	۲	۲	۱	۰	۰	۰	۰	۵
$n_{\cdot j}$	۰	۲	۳	۲	۷	۵	۶	۲۶

با نرم افزار مینیتب

MTB > READ C14 C15

DATA> 2 6

DATA> 2 7

DATA> 2 7

DATA> 1 6

DATA> 1 7

DATA> 1 6

DATA> 0 5

DATA> 1 5

DATA> 0 5

DATA> 0 5

DATA> 1 5

DATA> 1 5

DATA> 1 4

DATA> 2 6

DATA> 2 7

DATA> 2 7

DATA> 1 7

DATA> 1 6

DATA> 1 3

DATA> 0 5

DATA> 0 4

DATA> 3 3

DATA> 3 2

DATA> 3 1

DATA> 3 2

DATA> 3 1

DATA> END

26 rows read.

MTB > Table C14 C15;

SUBC> Counts.

Tabulated Statistics

ROWS: C14 COLUMNS: C15

1 2 3 4 5 6 7 ALL

آمار توصیفی ۶۷

0	0	0	0	1	4	0	0	5
1	0	0	1	1	3	3	2	10
2	0	0	0	0	0	2	4	6
3	2	2	1	0	0	0	0	5
ALL	2	2	2	2	7	5	6	26

CELL CONTENTS --
COUNT

مثال ۱-۲۲. یک نمونه ۲۰ تایی از کارگران یک کارخانه را انتخاب و آنها را برحسب جنس، X ، و به تفکیک مهارت، Y ، مورد مطالعه قرار داده‌ایم که داده‌ها عبارتند از:
 (زن، نیمه‌ماهر)، (زن، نیمه‌ماهر)، (مرد، ماهر)، (مرد، ماهر)، (زن، ماهر)، (زن، ساده)، (زن، ساده)،
 (مرد، ساده)، (مرد، ساده)، (مرد، نیمه‌ماهر)، (زن، نیمه‌ماهر)، (زن، ساده)، (زن، ساده)، (مرد، ماهر)، (مرد، ماهر)،
 (مرد، ماهر)، (مرد، ساده)، (مرد، ساده)، (مرد، ساده)، (مرد، نیمه‌ماهر)، (زن، ساده)

که جدول توزیع فراوانی به صورت زیر بیان می‌شود.

	y	ماهر	نیمه‌ماهر	ساده
x				
زن		۲	۲	۵
مرد		۴	۲	۵

مثال ۱-۲۳. لیست مشاهدات نمرات درس آمار و احتمال، X ، و نمرات درس ریاضی عمومی، Y ، دانشجویان به شرح زیر است:

x	۱۰	۱۵	۱۴	۵	۰	۱۶	۱۲	۱۰	۱۳	۱۴	۱۴	۲۰	۲۰	۱۵	۶
y	۱۰	۱۴	۱۴	۰	۰	۱۶	۱۰	۱۴	۱۲	۱۳	۱۲	۱۸	۲۰	۱۷	۳
x	۶	۶	۱۲	۱۱	۱۰	۱۷	۱۷	۱۶	۳	۳	۲	۱۴	۱۹	۵	۱۰
y	۸	۸	۱۲	۱۰	۱۴	۱۵	۱۴	۱۶	۴	۲	۲	۱۶	۲۰	۶	۷

اگر X و Y را به پنج رده با عرض مساوی تقسیم کنیم نتیجه گروه‌بندی به شرح جدول زیر خواهد بود.

$x \backslash y$	۰-۴	۴-۸	۸-۱۲	۱۲-۱۶	۱۶-۲۰	$n_{i\cdot}$
۰-۴	۴	۰	۰	۰	۰	۴
۴-۸	۲	۱	۲	۰	۰	۵
۸-۱۲	۰	۱	۲	۲	۰	۵
۱۲-۱۶	۰	۰	۱	۶	۳	۱۰
۱۶-۲۰	۰	۰	۰	۱	۵	۶
$n_{\cdot j}$	۶	۲	۵	۹	۸	۳۰

۱-۴-۲ معیارهای توصیفی برای دو متغیر

به شرط آنکه دو متغیر مورد مطالعه کمی باشند، با تنظیم جداول دوبعدی مقادیر میانگین و واریانس برای هر یک از صفات به دست می‌آیند.

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^s n_{ij} x_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^s n_{i\cdot} x_i,$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^s n_{ij} y_j = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t n_{\cdot j} y_j,$$

$$s_x^p = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^s n_{ij} (x_i - \bar{x})^p = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^s n_{i\cdot} (x_i - \bar{x})^p,$$

$$s_y^p = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^s n_{ij} (y_j - \bar{y})^p = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t n_{\cdot j} (y_j - \bar{y})^p.$$

کمیتی ترکیبی، که می‌تواند تاثیرات دو متغیر بر یکدیگر را اندازه‌گیری کند را در زیر معرفی می‌کنیم:

$$s_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^s n_{ij} (y_j - \bar{y})(x_i - \bar{x}).$$

s_{xy} کوواریانس دو متغیر X و Y است. فرمول فوق به صورت زیر ساده می‌شود:

$$s_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^s n_{ij} x_i y_j - \bar{x} \bar{y}.$$

انتظار داریم اگر دو متغیر هم‌سو باشند، یعنی با افزایش یکی، دیگری افزایش یابد و بالعکس، مقدار کوواریانس مثبت شود و اگر دو متغیر مورد مطالعه هم‌سو نباشند، یعنی با افزایش یکی، دیگری کاهش یابد، مقدار کوواریانس منفی شود. کمیت s_{xy} نسبت به تغییر واحد اندازه‌گیری حساسیتی مشابه واریانس دارد.

$$s_{ax+b, cy+d} = ac s_{xy}$$

مثال ۱-۲۴. با توجه به اطلاعات زیر مقدار کوواریانس بین x و y را به دست آورید.

x	y	$\sum xy$	x^2	y^2	
۳	۱۱	۳۳	۹	۱۲۱	
۵	۲۰	۱۰۰	۲۵	۴۰۰	
۴	۱۶	۶۴	۱۶	۲۵۶	
۷	۲۴	۱۶۸	۴۹	۵۷۶	
۹	۲۶	۲۳۴	۸۱	۶۷۶	
۶	۱۵	۹۰	۳۶	۲۲۵	
۵	۲۱	۱۰۵	۲۵	۴۴۱	
۴	۱۸	۷۲	۱۶	۳۲۴	
۸	۲۷	۲۱۶	۶۴	۷۲۹	
$\sum x = 51$		$\sum y = 178$	$\sum xy = 1082$	$\sum x^2 = 321$	$\sum y^2 = 3748$

پس،

$$\bar{x} = \frac{51}{9} = 5/667, \quad s_x^2 = \frac{321}{9} - (5/667)^2 = 3/55, \quad s_x = 1/88,$$

$$\bar{y} = \frac{178}{9} = 19/778, \quad s_y^2 = \frac{3748}{9} - (19/778)^2 = 25/27, \quad s_y = 5/02,$$

بنابراین،

$$s_{xy} = \frac{1}{9}(1082) - (5/667) \times (19/778) = 8/141.$$

با مینیب کمیت کوواریانس را به دست می‌آوریم.

MTB > SET C16
DATA > 3 5 4 7 9 6 5 4 8
DATA > END

```
MTB > SET C17
DATA> 11 20 16 24 26 15 21 18 27
DATA> END
MTB > LET K7=SUM((C16-MEAN(C16))*(C17-MEAN(C17)))/N(C16)
MTB > PRINT K7
Data Display
K7      8.14815
```

اگر از دستور موجود در نرم‌افزار استفاده شود خروجی آن یک ماتریس که روی قطر اصلی واریانس هر ستون با احتساب ضریب $n-1$ ، خواهد شد.

```
MTB > COVARIANCE C16 C17
Covariances
      C16   C17
C16   4.00000
C17   9.16667 28.44444
```

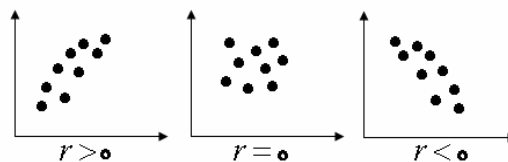
۳-۴-۱ ضریب همبستگی خطی

برای سنجش میزان وابستگی دو متغیر از معیاری به نام ضریب همبستگی خطی استفاده می‌شود که آنرا به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$r_{xy} = r = \frac{s_{xy}}{\sqrt{s_x^2 s_y^2}} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y}.$$

ضریب همبستگی خطی به مبدأ و واحد اندازه‌گیری داده‌ها بستگی ندارد، یعنی $r_{ax+b, cy+d} = \pm r_{xy}$ می‌باشد.

با رسم مشاهدات، (x_i, y_i) ها، می‌توان وضعیت رابطه‌ی خطی بین دو متغیر را تا حدودی پیش‌بینی کرد. شکل‌های زیر این مطلب را بهتر نشان می‌دهند.



ضریب همبستگی خطی r در فاصله زیر تغییر می‌کند:

$$-1 \leq r \leq 1.$$

اگر $r = \pm 1$ باشد همبستگی خطی کامل است. دو متغیر با $r < 0$ ، همبستگی معکوس دارند یعنی تغییرات X و Y در خلاف جهت یکدیگر و با $r > 0$ همبستگی مستقیم دارد یعنی تغییرات X و Y هم جهت هستند. اگر $-1 < r < 1$ همبستگی ناقص است که با $r < 0$ همبستگی ناقص و معکوس و با $r > 0$ همبستگی ناقص و مستقیم است و اگر $r = 0$ باشد همبستگی خطی وجود ندارد. بنابراین هر چه اندازه r به $+1$ یا -1 نزدیک باشد همبستگی خطی شدیدتر و هر چه r به صفر نزدیک تر شود همبستگی ضعیف تر می شود.

مثال ۱-۲۵. دنباله‌ی مثال ۱-۲۴ مقدار ضریب همبستگی برابر است با

$$r = \frac{8/141}{(1/88) \times (5/52)} = 0/86$$

این کمیت حاکی از همبستگی ناقص و مستقیم است. این مقدار با خروجی نرم افزار نیز قابل حصول است.

MTB > CORR C16 C17
Correlations (Pearson)
Correlation of C16 and C17 = 0.859

تمرین

۱-۲۲. برای اطلاعات مثال ۱-۲۳ ضریب همبستگی را به دست آورید.

فصل دوّم

قوانین شمارش

۱-۲ مقدمه

ساده‌ترین نوع محاسبه، شمارش تعداد اعضای یک مجموعه‌ی پایان‌دار است که انسان به طور طبیعی از طریق انگشتان دست یا اشیای دیگر، برای اولین بار به آن توجه کرده است. با این حال اگر این مجموعه‌ی پایان‌دار خیلی پرعضو باشد، به طوری که نتوانیم یک یک اعضای آن را نشان دهیم، عمل شمارش نه تنها از عهده‌ی انسان بلکه از عهده‌ی کامپیوتر هم ساخته نیست. همچنین محاسبه‌ی احتمال‌ها که در فصل بعدی خواهیم دید، اغلب منجر به شمارش حالات ممکن مختلف می‌شود. خوشبختانه به کمک اندیشه‌ی ریاضی می‌توان فرمول‌هایی ابداع کرد که از دشواری کار شمارش بکاهد. فن پیدا کردن این فرمول‌ها بر اصولی بدیهی به نام اصول شمارش بنا شده است.

۲-۲ اصول شمارش

در اینجا «عمل» نمایشگر هر نوع شیوه، فرایند، یا روش انتخاب است. فرض کنید عمل A را به n_1 طریق به نام‌های x_1, x_2, \dots, x_{n_1} و عمل B را به n_2 راه با نام‌های y_1, y_2, \dots, y_{n_2} بتوان انجام داد.

اصل اوّل شمارش. اگر انجام عمل L منوط به انجام کار A یا B باشد، آنگاه عمل L را می‌توان به $n_1 + n_2$ راه به نام‌های $x_1, x_2, \dots, x_{n_1}, y_1, y_2, \dots, y_{n_2}$ انجام داد. این اصل را «اصل جمع» می‌گویند و در آن تکیه بر روی «یا» می‌باشد.

مثال ۲-۱. فرض کنید از دانشکده به منزل (عمل L)، با تاکسی (عمل A) از سه راه یا با اتوبوس (عمل B) از دو راه امکان داشته باشد. بنابراین به پنج طریق با تاکسی یا با اتوبوس می‌توان از دانشکده به منزل رفت.

تمرین

۲-۱. اگر A یک مجموعه با عناصر x_1, x_2, \dots, x_{n_1} و B مجموعه‌ای دیگر با عناصر y_1, y_2, \dots, y_{n_2} باشد، عمل L همتای کدام عمل روی دو مجموعه‌ی A و B است.
 ۲-۲. چند عدد یک رقمی که مضرب ۲ یا ۷ هستند، وجود دارد؟

اصل دوم شمارش. اگر انجام عمل L طی دو مرحله انجام‌پذیر باشد به طوری که در مرحله‌ی اول (عمل A) به n_1 راه و مرحله‌ی دوم (عمل B) به n_2 راه صورت گیرد، آنگاه عمل مزبور به $n_1 n_2$ راه انجام می‌گیرد.

برای توجیه این قضیه، زوج مرتب (x_i, y_i) را برآمدی تعریف می‌کنیم که وقتی مرحله‌ی اول به امکان x_i و مرحله دوم به امکان y_i منتج شود، رخ می‌دهد. در این صورت، مجموعه‌ی تمام برآمدهای ممکن، مرکب از $n_1 n_2$ زوج زیر است.

$$\begin{array}{cccc} (x_1, y_1), & (x_1, y_2), & \dots, & (x_1, y_{n_2}) \\ (x_2, y_1), & (x_2, y_2), & \dots, & (x_2, y_{n_2}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ (x_{n_1}, y_1), & (x_{n_1}, y_2), & \dots, & (x_{n_1}, y_{n_2}) \end{array}$$

این اصل را «اصل ضرب» می‌گویند و در آن تکیه بر روی «و» می‌باشد.

مثال ۲-۲. فرض کنید از دانشکده به منزل (عمل L) با تاکسی از دانشکده تا پارک شهر (عمل A) از سه راه و با اتوبوس از پارک شهر تا منزل (عمل B) از دو راه امکان داشته باشد. بنابر این به شش طریق با تاکسی و با اتوبوس می‌توان از دانشکده به منزل رفت.

	x_1	x_p	x_m
y_1	(x_1, y_1)	(x_p, y_1)	(x_m, y_1)
y_p	(x_1, y_p)	(x_p, y_p)	(x_m, y_p)

تمرین

۲-۳. اگر A یک مجموعه با عناصر x_1, x_p, \dots, x_{n_1} و B مجموعه‌ای دیگر با عناصر

y_1, y_p, \dots, y_{n_1} باشد، عمل L همتای کدام عمل روی دو مجموعه‌ی A و B است.

۲-۴. به چند طریق می‌توانید یکی از سه جفت کفش را با یکی از چهار جفت جوراب

بپوشید؟

تعمیم اصل اوّل شمارش. اگر در انجام عملی بتوانیم یکی از k عمل را انتخاب

کنیم به طوری که عمل اوّل بتواند به n_1 راه انجام شود، عمل دوّم به n_p راه انجام شود، و الی آخر، کل عمل به $n_1 + n_p + \dots + n_k$ راه انجام می‌گیرد.

تعمیم اصل دوّم شمارش. اگر عملی مرکب از k مرحله باشد، به طوری که

مرحله‌ی اوّل بتواند به n_1 راه انجام شود، و برای هر یک از این راه‌ها، مرحله‌ی دوّم بتواند به n_p راه صورت گیرد، و برای هریک از راه‌های این دو مرحله‌ی نخستین، مرحله‌ی سوم بتواند به n_m راه انجام گیرد و الی آخر، آنگاه کل عمل به $n_1 n_p \dots n_k$ راه صورت می‌پذیرد.

مثال ۲-۳. به چند راه می‌توان به آزمونی چهار گزینه‌ای با بیست پرسش پاسخ داد؟

حل. در پاسخ هر پرسش ۴ راه وجود دارد پس جواب بنابر تعمیم اصل دوّم شمارش

$$4^{20} = 4 \times 4 \times \dots \times 4 \text{ است.}$$

مثال ۲-۴. از میان ۴ سوپ مختلف، ۳ نوع ساندویچ، ۵ نوع دسر و ۴ نوع نوشابه،

چند ناهار مختلف که شامل یک سوپ، یک ساندویچ، یک دسر و یک نوشابه است

می‌توان انتخاب کرد؟

حل. بنابر تعمیم اصل دوم شمارش جواب $4 \times 3 \times 5 \times 4 = 240$ است.

تمرین

- ۲-۵. اعضای شورای دانشجویی یک دانشگاه متشکل از ۳ نفر دانشجوی سال اول، ۴ نفر دانشجوی سال دوم، ۵ نفر دانشجوی سال سوم و ۲ نفر دانشجوی سال چهارم هستند. اگر بخواهیم یک شورای فرعی ۴ نفری را که دانشجویان سال‌های مختلف در آن هستند از این شورا انتخاب کنیم، چند شورای فرعی می‌توان انتخاب کرد؟
- ۲-۶. چند پلاک نمره‌ی اتومبیل با هفت علامت که ۳ علامت اول آن از حروف الفبای لاتین و ۴ علامت آخر آن از اعداد ۰ تا ۹ تشکیل شده است می‌توان تهیه کرد؟
- ۲-۷. چند تابع را می‌توان روی n نقطه تعریف نمود، اگر هر تابع بتواند فقط مقادیر ۰ و ۱ را اختیار کند؟

۲-۳ جایگشت

هر آرایش از اشیای متمایز را یک «جایگشت» می‌نامیم. فرض کنید n شیء متمایز داشته باشیم، می‌توانیم این اشیاء را به صورت‌های مختلف آرایش دهیم.

مثال ۲-۵. چند جایگشت از سه حرف a ، b ، و c وجود دارد؟

حل. آرایش‌های ممکن عبارت‌اند از:

$abc \ acb \ bac \ bca \ cab \ cba$

بنابراین تعداد جایگشت‌های متمایز، ۶ تا است. می‌توانستیم بدون فهرست کردن جایگشت‌های مختلف، از «تعمیم اصل دوم شمارش» استفاده کنیم و بگوییم: در مکان اول برای جایگاه حرف سمت چپ (راست) سه انتخاب برای گزینش یک حرف وجود دارد، و سپس دو انتخاب برای مکان دوم موجود است. فقط یک حرف برای مکان سوم باقی می‌ماند، لذا تعداد کل جایگشت‌ها $3 \times 2 \times 1 = 6$ است.

با تعمیم استدلالی که در مثال ۲-۵ به کار رفت، درمی‌یابیم که n شیء متمایز را می‌توان به $1 \times 2 \times 3 \times \dots \times (n-2) \times (n-1) \times n$ راه آرایش داد. این حاصل ضرب را با نماد $n!$ که « n فاکتوریل» خوانده می‌شود نمایش می‌دهیم. پس

$$1! = 1$$

$$2! = 2 \times 1$$

$$3! = 3 \times 2 \times 1$$

⋮

$$n! = n \times (n-1) \times \dots \times 2 \times 1$$

بنابر تعریف $0! = 1$.

قضیه ۱-۲. تعداد جایگشت‌های متمایز n شیء متمایز برابر $n!$ است.

مثال ۲-۶. تعداد حالت‌هایی که پنج نفر در یک صف قرار می‌گیرند برابر با $5! = 60$ است.

تمرین

۲-۸. با ارقام $1, 2, \dots, 9$ چند عدد نه رقمی که در آن ارقام تکراری نباشند می‌توانید بسازید؟

۲-۹. یک کلاس نظریه‌ی احتمال دارای ۶ دانشجوی پسر و ۴ دانشجوی دختر است. پس از برگزاری یک امتحان، نمرات آنها مرتب می‌شوند. با فرض اینکه هیچ دو دانشجویی نمره یکسان کسب نکنند،

(الف) چند حالت ممکن برای مرتب کردن نمرات وجود دارد؟

(ب) اگر مرتب کردن دانشجویان پسر و دانشجویان دختر بین خودشان به‌طور جداگانه انجام گیرد، در این صورت چند حالت ممکن وجود دارد؟

۲-۱۰. شخصی ۱۰ کتاب دارد و می‌خواهد در قفسه‌ی کتابخانه خود قرار دهد. از ۱۰ کتاب، تعداد ۴ کتاب ریاضی، ۳ کتاب شیمی، ۲ کتاب تاریخ و یک کتاب زبان هستند. اگر این شخص بخواهد کتاب‌هایی با موضوع یکسان کنار هم قرار گیرند، آنگاه چند ترتیب ممکن برای قرار دادن کتاب‌ها وجود دارد؟

۲-۴ ترتیب

هرگاه از n شیء متمایز، r تا را برگزیده، $1 \leq r \leq n$ ، و تشکیل یک جایگشت دهیم، حاصل یک ترتیب r تایی از n شیء متمایز است. تعداد جایگشت‌های r تایی از n شیء متمایز را بدین طریق پیدا می‌کنیم: برای ساختن یک جایگشت r تایی از n شیء متمایز باید r تا از این n شیء را یک‌به‌یک انتخاب کرده مثلاً از چپ به راست پهلوی هم قرار دهیم. این کار معادل با انجام پایپی r عمل $A_1, A_2, \dots, A_{r-1}, A_r$ به ترتیب، به طریق $1, 2, \dots, n-r+1, n-r+2, \dots, n$ طریق می‌باشد. بنابر تعمیم اصل دوّم شمارش، تعداد جایگشت‌های r تایی از n شیء متمایز می‌شود:

$$n \times (n-1) \times \dots \times (n-r+2) \times (n-r+1).$$

این حاصل ضرب را با ${}_n P_r$ نشان می‌دهند. بنا به تعریف ترتیب، قرار می‌دهیم ${}_n P_0 = 1$.

قضیه‌ی ۲-۲. تعداد ترتیب‌های r تایی از n شیء متمایز برای $r = 0, 1, 2, \dots, n$ عبارت است از

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

برهان. فرمول ${}_n P_r = n(n-1)\dots(n-r+1)$ را نمی‌توان برای $r = 0$ به کار برد، اما فرمول زیر را می‌توان به کار برد.

$${}_n P_0 = \frac{n!}{(n-0)!} = 1.$$

برای $r = 0, 1, 2, \dots, n$ داریم

$$\begin{aligned} {}_n P_r &= n(n-1)(n-2)\dots(n-r+1) \\ &= \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-r+1) \times (n-r)!}{(n-r)!} = \frac{n!}{(n-r)!}. \end{aligned}$$

مثال ۲-۷. از فهرست نام ۲۴ عضو یک باشگاه، برای انتخاب رئیس، نایب رئیس، خزانهدار، و منشی ۴ نام استخراج می‌شود. به چند راه مختلف این کار را می‌توان انجام داد؟

حل. تعداد جایگشت‌های ۲۴ شیء متمایز که ۴ به ۴ اختیار می‌شوند برابر است با

$${}_{24}P_4 = \frac{24!}{20!} = 24 \times 23 \times 22 \times 21 = 255024$$

بسته‌های نرم‌افزاری آماری، و بسیاری از ماشین حساب‌های دستی برای محاسبه‌ی فرمول‌هایی با نمایش فاکتوریل برنامه‌ریزی شده‌اند. برای مثال با استفاده از مینیتب مقادیرهای $19!$ ، و ${}_{19}P_4$ را به دست می‌آوریم.

```
MTB > SET C1
DATA> 1:19
DATA> end
MTB > PARPROD C1 C2
MTB > LET K1=C2(19)
MTB > LET K2=C2(19)/C2(15)
MTB > PRINT K1 K2
Data Display
K1    2.027418E+16
K2    93024.0
```

به کمک مینیتب، شمارش ویژگی‌های مشخص برای اطلاعات وارد شده به نرم‌افزار امکان‌پذیر است. برای مثال در یک سری داده، تعداد مشاهداتی که کوچکتر، بزرگتر، و یا بین دو عدد قرار دارند قابل تعیین است. همچنین نسبت دادن یک آرایش تصادفی به اعداد، از توانمندی‌های این نرم‌افزار به شمار می‌آید. توضیحات بیشتر در این خصوص را در فصل هفتم آورده شده است.

تمرین

۲-۱۱. در یک مسابقه‌ی شطرنج از ۱۰ بازیکن، ۴ نفر روسی، ۳ نفر آمریکایی، ۲ نفر انگلیسی، و یک نفر برزیلی هستند. اگر نتیجه مسابقه براساس مرتب کردن ملیت بازیکن‌ها اعلام شود، چند نتیجه ممکن وجود دارد؟

۲-۱۲. چند علامت مختلف را که هر کدام شامل قرارگرفتن ۹ پرچم در یک خط هستند به وسیله‌ی ۴ پرچم سفید، ۳ پرچم قرمز، ۲ پرچم آبی می‌توان تهیه نمود؟ پرچم‌های هم‌رنگ یکسان هستند.

۲-۱۳. یک شعبه‌ی محلی انجمن ریاضی به چند طریق می‌تواند برای سه گردهمایی مختلف، سه سخنران را تعیین کند، به شرطی که هر پنج سخنران برای هر یک از تاریخ‌های ممکن، حاضر به انجام سخنرانی باشند؟

۲-۵ جایگشت دوری

جایگشت‌های اشیا روی دایره‌ای مرتب شده‌اند جایگشت‌های دوری خوانده می‌شوند. اگر اشیا متناظر در دو آرایش، اشیای قبل و بعد یکسانی داشته باشند دو آرایش را مختلف تلقی نمی‌کنیم (و آنها را یک بار به حساب می‌آوریم). برای مثال اگر چهار نفر دور میزی گرد نشسته باشند وقتی هرکس به صندلی سمت چپ خود منتقل شود، جایگشتی مختلف به وجود نمی‌آید. بنابر این اگر شخصی را به دلخواه در مکان ثابتی در نظر بگیریم، سه نفر دیگر را طی سه مرحله می‌توانیم بنشانیم که حاصل تعداد این سه مرحله، شش جایگشت دوری است.

با تعمیم استدلالی که در این مثال ارائه شد، نتیجه‌ای را که در قضیه‌ی ۲-۳ بیان شده است، به دست می‌آوریم.

قضیه‌ی ۲-۳. تعداد جایگشت‌های n شیء متمایز که روی یک دایره مرتب شده‌اند برابر است با $(n-1)!$.

مثال ۲-۸. به چند طریق می‌توان پنج آگهی تبلیغاتی را دور یک میدان نصب کرد؟
حل. براساس تعداد جایگشت‌های دوری، پاسخ $4! = 24 = (5-1)!$ است.

تمرین

۲-۱۴. چند جایگشت دوری از ۴ نفر که دور یک میز گرد نشسته‌اند وجود دارد؟

۲-۱۵. اگر در یک گروه شش‌تایی دو شیء کاملاً مشابه یکدیگر بودند، چند جایگشت دوری خواهیم داشت؟

۲-۶ ترکیب

اگر n شیء متمایز داشته باشیم و بخواهیم از این n شیء فقط r شیء را انتخاب کنیم به طوری که ترتیب r شیء مهم نباشد مسلماً به صورت‌های مختلف می‌توانیم این r شیء را برگزینیم. هر یک از این صورت‌ها را یک ترکیب r تایی از n شیء می‌نامیم.

تعداد ترکیب‌های r تایی از n شیء، تنها یک ترکیب r تایی است. بنابراین تعداد ترکیب‌های r تایی از n شیء متمایز که معمولاً آن را با $\binom{n}{r}$ یا ${}_n C_r$ نشان می‌دهند، برابر می‌شود با

$${}_n C_r = \binom{n}{r} = \frac{n P_r}{r!} = \frac{n!}{r! (n-r)!}.$$

قضیه ۲-۴. تعداد ترکیب‌های r تایی از n شیء متمایز برای $r = 0, 1, 2, \dots, n$ عبارت است از

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

مثال ۲-۹. در ۶ پرتاب یک سکه به چند راه ۲ شیر و ۴ خط ظاهر می‌شوند؟
حل. می‌توان گفت در چند راه مختلف ۲ پرتاب را که در آن شیر ظاهر می‌شود وجود دارد:

$$\binom{6}{2} = \frac{6!}{2! 4!} = 15$$

این نتیجه را می‌توانستیم با فرایند پرزحمت‌تر با شمارش حالت‌های مختلف، یعنی

$$HHTTTT, HTHTTT, \dots$$

که در آن H نمایش شیر و T نمایش خط است به دست آوریم.

مثال ۲-۱۰. می‌خواهیم از یک گروه ۲۰ نفری یک شورای ۳ نفره را تشکیل دهیم. به چند طریق مختلف این کار امکان‌پذیر است؟
حل. تعداد حالت ممکن برابر است با

$$\binom{20}{3} = \frac{20 \times 19 \times 18}{3 \times 2 \times 1} = 1140.$$

تمرین

۲-۱۶. از یک گروه متشکل از ۵ زن و ۷ مرد، چند شورای مختلف ۵ عضوی متشکل از ۲ زن و ۳ مرد می‌توان انتخاب نمود؟ اگر ۲ نفر از مردها با یکدیگر خصومت داشته و نخواهند با هم در شورا انتخاب شوند، آنگاه چند شورا را می‌توان انتخاب نمود؟

۲-۱۷. در یک آزمون که شامل ۱۰ سؤال دو گزینه‌ای است به چند طریق می‌توان، با انتخاب تصادفی ۴ پاسخ صحیح داد؟

۲-۷ تعمیم ترکیب

یک ترکیب r تایی از n شیء دارای این تعبیر است که مجموعه‌ای از n شیء را به دو زیرمجموعه‌ی r شیء و $n-r$ شیء افزایش می‌کنیم. پس تعداد ترکیب‌های r تایی از n شیء یعنی تعداد راه‌هایی که می‌توان یک مجموعه‌ی n شیء را به دو زیرمجموعه‌ی r شیء و $n-r$ شیء افزایش کرد. حال این تعبیر را تعمیم می‌دهیم. می‌خواهیم تعیین کنیم که یک مجموعه‌ی n شیء را به چند راه می‌توانیم به k زیرمجموعه که در اولی n_1 شیء، در دومی n_2 شیء، ... و در k امی n_k شیء وجود دارد افزایش کنیم.

قضیه ۲-۵. تعداد ترکیب‌های n شیء که n_1 تایی آنها از نوع اول، n_2 تایی آنها از نوع دوم، ...، n_k تایی آنها از نوع k ام است، و $n_1 + n_2 + \dots + n_k = n$ ، برابر است با

$$\binom{n}{n_1, n_2, \dots, n_k} = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!}.$$

مثال ۱۱-۲. به چند طریق می‌توان ۲۰ دانشجو را در کلاسی که در ردیف اول آن ۵ صندلی، در ردیف دوم آن ۶ صندلی، و در ردیف سوم آن ۹ صندلی دارد، نشانید؟
 حل. در واقع مجموعه‌ای ۲۰ نفری را به چند راه می‌توان به زیرمجموعه‌های ۵ نفری، ۶ نفری و ۹ نفری افراز کرد:

$$\binom{20}{5, 6, 9} = \frac{20!}{5! 6! 9!} = 189878780.$$

مثال ۱۲-۲. یک مرکز پلیس در شهری کوچک دارای ۱۰ افسر پلیس است. اگر برنامه‌ی مرکز این باشد که ۵ افسر وظیفه نظارت بر خیابان‌ها، ۲ افسر پاسداری از مرکز، و ۳ افسر به صورت ذخیره باشند، به چند حالت ممکن می‌توان ۱۰ افسر را به ۳ گروه تقسیم نمود؟

حل. تعداد حالت‌های ممکن برابر است با $\frac{10!}{5! 2! 3!} = 2520$.

تمرین

۱۸-۲. مجموعه‌ای از چهار شیء را به چند راه می‌توان به ۳ زیرمجموعه که به ترتیب شامل دو، یک، و یک شیء باشد افراز کرد؟

۲-۸ ضرایب دو جمله‌ای

اگر n عدد صحیح مثبتی باشد و $(x+y)^n$ را جمله به جمله در هم ضرب کنیم، هر جمله حاصل ضربی از x ها و y هاست، به طوری که از هریک از n عامل $(x+y)$ ، یک x یا یک y در این جمله می‌آید. مثلاً بسط

$$\begin{aligned} (x+y)^3 &= (x+y)(x+y)(x+y) \\ &= xxx + xxy + xyx + xyy + yxx + yxy + yyx + yyy \\ &= x^3 + 3x^2y + 3xy^2 + y^3 \end{aligned}$$

جملاتی به شکل x^3 , x^2y , xy^2 , y^3 را نتیجه می‌دهد. ضرایب این جملات ۱، ۳، ۳، ۱ و ۱ هستند، و برای مثال ضریب xy^2 ، برابر $\binom{3}{2} = 3$ ، یعنی تعداد راه‌هایی است که

می‌توان دو عاملی که y ها را می‌دهند انتخاب کرد. همین‌طور ضریب $x^3 y^3$ برابر $\binom{3}{1} = 3$ ، یعنی تعداد راه‌هایی است که می‌توان یک عامل فراهم‌کننده‌ی y را

انتخاب کرد، و ضرایب x^3 و y^3 به ترتیب $\binom{3}{0} = 1$ و $\binom{3}{3} = 1$ هستند.

کلی‌تر آن‌که اگر n عدد صحیح و مثبتی باشد و $(x+y)^n$ را جمله‌به‌جمله درهم ضرب کنیم، ضریب $x^{n-r} y^r$ برابر $\binom{n}{r}$ ، یعنی تعداد راه‌هایی است که می‌توان r عامل فراهم‌کننده‌ی y ها را انتخاب کرد. از این‌رو $\binom{n}{r}$ را ضریب دوجمله‌ای می‌نامیم. حال می‌توانیم قضیه‌ی زیر را بیان کنیم.

قضیه‌ی ۲-۶. برای هر عدد صحیح مثبت n ،

$$(x+y)^n = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} x^{n-r} y^r.$$

محاسبه‌ی ضرایب دوجمله‌ای را اغلب با استفاده از سه قضیه‌ی زیر می‌توان ساده

کرد.

قضیه‌ی ۲-۷. برای هر عدد صحیح مثبت n ،

$$\binom{n}{r} = \binom{n}{n-r}; \quad r = 0, 1, 2, \dots, n.$$

برهان. می‌توانیم استدلال کنیم که وقتی زیرمجموعه‌ای از r شیء را از مجموعه‌ی n شیء متمایز انتخاب می‌کنیم، زیرمجموعه‌ای با $n-r$ شیء باقی می‌ماند، و بنابر این راه‌های باقی‌ماندن (یا انتخاب کردن) $n-r$ شیء برابر تعداد راه‌های انتخاب r شیء است. برای این‌که قضیه را به صورت جبری ثابت کنیم، می‌نویسیم:

$$\begin{aligned} \binom{n}{n-r} &= \frac{n!}{(n-r)! [n - (n-r)]!} \\ &= \frac{n!}{(n-r)! r!} = \frac{n!}{r! (n-r)!} = \binom{n}{r}. \end{aligned}$$

از قضیه‌ی ۷-۲ نتیجه می‌شود که اگر ضرایب دو جمله‌ای را وقتی n زوج است برای $r = 0, 1, \dots, \frac{n}{2}$ و وقتی n فرد است برای $r = 0, 1, \dots, \frac{n-1}{2}$ محاسبه کنیم، ضرایب دو جمله‌ای باقی‌مانده را می‌توان با استفاده از این قضیه به دست آورد.

مثال ۲-۱۳. به فرض اینکه $\binom{4}{0} = 1$, $\binom{4}{1} = 4$, $\binom{4}{2} = 6$, $\binom{4}{3} = 4$ و $\binom{4}{4} = 1$ را بیابید.

$$\text{حل. } \binom{4}{3} = \binom{4}{4-3} = \binom{4}{1} = 4 \quad \text{و} \quad \binom{4}{2} = \binom{4}{4-2} = \binom{4}{2} = 6$$

قضیه‌ی ۸-۲. برای هر عدد صحیح مثبت n ,

$$\binom{n}{r} = \binom{n-1}{r} + \binom{n-1}{r-1}; \quad r = 1, 2, \dots, n-1.$$

برهان. در $(x+y)^n$ قرار می‌دهیم $x=1$ ، و می‌نویسیم

$$(1+y)^n = (1+y)(1+y)^{n-1} = (1+y)^{n-1} + y(1+y)^{n-1}.$$

ضریب y^r در $(1+y)^n$ را با ضریب y^r در $(1+y)^{n-1} + y(1+y)^{n-1}$ برابر می‌گیریم.

چون ضریب y^r در $(1+y)^n$ برابر با $\binom{n}{r}$ و ضریب y^r در $(1+y)^{n-1} + y(1+y)^{n-1}$

برابر مجموع ضریب y^r در $(1+y)^{n-1}$ یعنی $\binom{n-1}{r}$ و ضریب y^{r-1} در $(1+y)^{n-1}$

یعنی $\binom{n-1}{r-1}$ است، به دست می‌آوریم.

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

که برهان را کامل می‌کند.

به روشی دیگر، هر یک از n شیء را اختیار می‌کنیم، اگر یک شیء مشخص را در

میان r شیء منظور نکنیم $\binom{n-1}{r}$ راه برای انتخاب r شیء وجود دارد، اگر آن شیء

مشخص را در میان r شیء منظور کنیم $\binom{n-1}{r-1}$ راه برای انتخاب $r-1$ شیء دیگر

وجود دارد. بنابراین $\binom{n-1}{r} + \binom{n-1}{r-1}$ راه برای انتخاب r شیء موجود است.

برای بیان سومین قضیه درباره‌ی ضرایب دوجمله‌ای، تعریف می‌کنیم که هرگاه

n ، یک عدد صحیح مثبت و r ، عددی صحیح و مثبت و بزرگتر از n باشد، $\binom{n}{r} = 0$.

(بدیهی است امکان ندارد بتوانیم زیرمجموعه‌ای از مجموعه‌ای انتخاب کنیم که تعداد عناصرش از خود مجموعه بیشتر باشد.)

قضیه ۲-۹. برای هر m ، k و n صحیح مثبت،

$$\sum_{r=0}^k \binom{m}{r} \binom{n}{k-r} = \binom{m+n}{k}.$$

برهان. این قضیه را با برابر گرفتن ضرایب y^k در عبارت‌های دو طرف معادله‌ی

$$(1+y)^{m+n} = (1+y)^m (1+y)^n$$

ثابت می‌کنیم. ضریب y^k در $(1+y)^{m+n}$ برابر با $\binom{m+n}{k}$ است و ضریب y^k در

$$(1+y)^m (1+y)^n = \left[\binom{m}{0} + \binom{m}{1}y + \cdots + \binom{m}{m}y^m \right] \times \left[\binom{n}{0} + \binom{n}{1}y + \cdots + \binom{n}{n}y^n \right]$$

مجموع حاصل ضرب‌هایی است که از ضرب جمله‌ی ثابت اولین عامل در ضریب

y^k عامل دوّم، ضرب ضریب y اولین عامل در ضریب y^{k-1} عامل دوّم، ... و

ضرب ضریب y^k اولین عامل در جمله‌ی ثابت عامل دوّم به دست می‌آید. بنابر این

ضریب y^k در $(1+y)^m (1+y)^n$ برابر است با

$$\binom{m}{0} \binom{n}{k} + \binom{m}{1} \binom{n}{k-1} + \binom{m}{2} \binom{n}{k-2} + \cdots + \binom{m}{k} \binom{n}{0} = \sum_{r=0}^k \binom{m}{r} \binom{n}{k-r}$$

و برهان کامل می‌شود.

با استفاده از فرمول تعمیم ترکیب، می‌توان ضرایب بسط $(x_1 + x_p + \dots + x_n)^n$ را تعیین کرد. ضریب چندجمله‌ای، جمله‌ی $x_1^{r_1} x_p^{r_p} \dots x_k^{r_k}$ در بسط $(x_1 + x_p + \dots + x_n)^n$ برابر است با

$$\binom{n}{r_1, r_p, \dots, r_k} = \frac{n!}{r_1! r_p! \dots r_k!},$$

در صورتی که شرط $n = r_1 + r_p + \dots + r_k$ برقرار باشد.

مثال ۲-۱۴. در بسط $(x_1 + x_p + x_s)^6$ ضریب $x_1^{r_1} x_p^{r_p} x_s^{r_s}$ چیست؟

حل. چون $n = 6$ ، $r_1 = 3$ ، $r_p = 1$ ، $r_s = 2$ ، پس

$$\frac{6!}{3! 1! 2!} = 60.$$

تمرین

۲-۱۹. در فرمول قضیه‌ی ۲-۶، با قراردادن مقادیر مناسب به جای x و y نشان دهید که

$$\sum_{r=0}^n \binom{n}{r} (a-1)^r = a^n \quad (\text{ج}), \quad \sum_{r=0}^n (-1)^r \binom{n}{r} = 0 \quad (\text{ب}), \quad \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} = 2^n \quad (\text{الف})$$

۲-۲۰. با به‌کاربردن مکرر قضیه‌ی ۲-۸ نشان دهید که

$$\binom{n}{r} = \sum_{i=1}^{r+1} \binom{n-i}{r-i+a}.$$

۲-۲۱. با به‌کار بردن قضیه ۲-۹ نشان دهید که

$$\sum_{r=0}^n \binom{n}{r}^p = \binom{pn}{n}.$$

۲-۲۲. با قراردادن $x=1$ در رابطه‌ی قضیه‌ی ۲-۶، و سپس مشتق‌گیری از عبارت‌های

$$\sum_{r=0}^n r \binom{n}{r} = n 2^{n-1}$$

که $y=1$ ، نشان دهید که

۲-۲۳. اگر α ، عدد صحیح مثبت یا صفر نباشند، بسط دوجمله‌ای $(1+y)^\alpha$ به‌ازای

$$-1 < y < 1$$

به صورت سری نامتناهی

$$1 + \binom{\alpha}{1}y + \binom{\alpha}{2}y^2 + \binom{\alpha}{3}y^3 + \dots + \binom{\alpha}{r}y^r + \dots$$

تعریف می شود،

$$\binom{\alpha}{r} = \frac{\alpha(\alpha-1)\dots(\alpha-r+1)}{r!}$$

این تعریف تعمیم یافته ضرایب دوجمله‌ای را برای محاسبه‌ی موارد زیر به کار برید.

(الف) $\binom{\frac{1}{2}}{4}$ و $\binom{-3}{3}$.

(ب) $\sqrt{5}$ ، با نوشتن $\sqrt{5} = 2\left(1 + \frac{1}{4}\right)^{\frac{1}{2}}$ و با استفاده از چهار جمله‌ی اوّل بسط

دوجمله‌ای $\left(1 + \frac{1}{4}\right)^{\frac{1}{2}}$.

۲-۲۴. با رجوع به تعریف تعمیم یافته‌ی ضرایب دوجمله‌ای تمرین قبل، نشان دهید که

(الف) $\binom{-1}{r} = (-1)^r$

(ب) به ازای $n > 0$ ، $\binom{-n}{r} = (-1)^r \binom{n+r-1}{r}$

۲-۲۵. در بسط $(x+y+z)^n$ ، ضریب $x^m y^p z^q$ را بیابید.

۲-۲۶. در بسط $(2x+3y+4z+w)^9$ ، ضریب $x^3 y^4 z^3$ را بیابید.

۲-۲۷. با بیان تمام ضرایب دوجمله‌ای برحسب فاکتوریل‌ها و ساده کردن آنها به طور

جبری، نشان دهید که

$$\binom{n}{n_1, n_2, \dots, n_k} = \binom{n-1}{n_1-1, n_2, \dots, n_k} + \binom{n-1}{n_1, n_2-1, \dots, n_k} + \dots + \binom{n-1}{n_1, n_2, \dots, n_k-1}$$

فصل سوّم

احتمال

۱-۳ مقدمه

در این فصل سعی می‌شود به اختصار مفاهیم مقدماتی احتمال شامل پیشامد، چگونگی تخصیص احتمال به آنها، روابط پیشامدها، قواعدی از احتمال، احتمال شرطی، و قضیه‌ی بیز را بیان کرده مثال‌هایی ارائه می‌کنیم.

۲-۳ آزمایش تصادفی

در بیشتر شاخه‌های علوم، آزمایش‌ها ابزارهای حیاتی هستند. آزمایش‌ها به دو گروه با نتیجه‌ی قطعی یا نتیجه‌ی تصادفی تقسیم می‌شوند. در آمار و احتمال با آزمایش‌های تصادفی سروکار داریم. در این‌گونه آزمایش‌ها قبل از انجام آنها نمی‌توانیم نتایج را با یقین کامل پیش‌بینی کنیم.

- در بین ۱۰۰ شیء همانند را که با ماشینی ساخته شده‌اند، نمی‌توانیم تعداد اشیای سالم یا معیوب را از قبل دقیقاً معین نماییم.

- در پرتاب تاس همگن نمی‌توانیم با اطمینان بگوییم که کدام یک از ارقام ۱ تا ۶ ظاهر می‌شوند.

- در انتخاب مهره از ظرفی که محتوی ۱۰ مهره‌ی همانند به شماره‌های ۱ تا ۱۰ است، نمی‌توان نتیجه‌ی انتخاب را از قبل مشخص کرد.

آزمایش‌هایی که در بالا درباره‌ی آنها صحبت کردیم، دارای ویژگی‌های مشترک

خاصی هستند. برای هر آزمایش، ما از قبل تمام برآمدهای ممکن را نمی‌دانیم و به این خاطر است که بعد از انجام هر آزمایش، هیچ برآمد رخ داده‌ای شگفت‌انگیز نیست. اما با این وجود، ما در حین انجام آزمایش نمی‌دانیم که برآمد معین چه خواهد بود یا به عبارت دیگر در زمان انجام آزمایش یک عدم اطمینان درباره‌ی نتیجه وجود دارد. علاوه بر این، آزمایش می‌تواند تحت شرایط یکسان، تکرار شود. این ویژگی‌ها شرح یک آزمایش تصادفی (یا آماری) هستند.

تعریف ۳-۱. یک آزمایش تصادفی (یا آماری) آزمایشی است که در آن

(الف) تمام برآمدهای ممکن آزمایش از قبل مشخص می‌باشند،

(ب) هر بار انجام آزمایش، منتج به نتیجه‌ای می‌شود که از قبل قطعی نیست،

(ج) آزمایش می‌تواند تحت شرایط یکسان تکرار شود.

از این به بعد مراد ما از آزمایش، همان آزمایش تصادفی است و به هر فرآیند مشاهده یا اندازه‌گیری یا شمارش، آزمایش می‌گوییم.

۳-۳ فضای نمونه‌ای و برآمد

نتایجی که از یک آزمایش به دست می‌آیند، برآمدهای آزمایش نامیده می‌شوند. مجموعه‌ی تمام برآمدهای ممکن آزمایش را **فضای نمونه‌ای** می‌خوانند و معمولاً آن را با حرف Ω نشان می‌دهند. در فضای نمونه‌ای، هر برآمد را یک **عنصر فضای نمونه‌ای** یا صرفاً یک **نقطه‌ی نمونه‌ای** می‌نامند. اگر فضای نمونه‌ای دارای تعداد متناهی از عناصر باشد، می‌توان این عناصر را با نماد معمولی مجموعه، فهرست کرد.

مثال ۳-۱. فضای نمونه‌ای برای برآمدهای ممکن پرتاب یک سکه را می‌توان به صورت $S = \{H, T\}$ نوشت، که در آن H و T به ترتیب نمایش شیر و خط را می‌دهند.

مجموعه‌ی حاصل از برآمدها، یعنی Ω ، ممکن است متناهی، نامتناهی شمارا یا نامتناهی باشد.

مثال ۳-۲. فضای نمونه‌ای از آزمایش پرتاب یک سکه و یک تاس عبارت است از

$$S = \{(1, H), (1, T), (2, H), \dots, (6, T)\}.$$

این مجموعه ۱۲ عضو دارد، پس یک فضای نمونه‌ای متناهی است.

مثال ۳-۳. سکه‌ای را آن قدر پرتاب می‌کنیم تا برای اولین بار شیر مشاهده شود. فضای نمونه‌ای این آزمایش دارای تعدادی متناهی عنصر نیست.

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

این یک مثال از فضای نمونه‌ای نامتناهی شمارا است. اعضای این مجموعه را می‌توان با مجموعه‌ی اعداد طبیعی متناظر نمود.

مثال ۴-۳. مدت زمان اقامت شهروندان در وسایل نقلیه در طول یک روز می‌تواند بازه‌ی $[0, 24]$ برحسب ساعت باشد. بنابراین $S = [0, 24]$ یک فضای نمونه‌ای نامتناهی است.

تمرین

- ۳-۱. فضای نمونه‌ای حاصل از پرتاب ۲ تاس را بنویسید.
- ۳-۲. بر روی قوطی کنسرو لوبیا، عبارت «وزن 250 ± 5 گرم» چاپ شده است، فضای نمونه‌ای وزن قوطی‌های کنسرو را بنویسید.
- ۳-۳. فضای نمونه‌ای را برای تعداد تصادف‌های روزانه در جاده‌ی آبادان-اهواز را بنویسید.
- ۳-۴. برای تعداد بازدیدکنندگان هر گروه از اثر باستانی پاسارگاد در ایام نوروز، فضای نمونه‌ای مناسبی بنویسید.
- ۳-۵. فضای نمونه‌ای نوع خودروهایی را که از مرز زمینی وارد شهر مقدس کربلا می‌شوند، را مشخص نمائید.
- ۳-۶. سکه‌ای را یک بار پرتاب می‌کنیم، اگر شیر بیاید، تاسی را یک بار می‌ریزیم، اگر خط بیاید، سکه را دوبار دیگر پرتاب می‌کنیم. فضای نمونه‌ای مربوط را بنویسید.

۳-۴ پیشامد

یک پیشامد زیرمجموعه‌ای از فضای نمونه‌ای است و معمولاً با حروف A, B, C, \dots نشان می‌دهیم. گوییم پیشامد A رخ می‌دهد، هرگاه برآمد آزمایش عضوی از آن باشد.

مثال ۳-۵. در پرتاب یک تاس، $S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ ، پیشامد A عبارت است از مشاهده‌ی عددی فرد. بنابراین A دارای عناصر ۱، ۳، و ۵ است.

$$A = \{1, 3, 5\} \subset S.$$

هر برآمدی مانند ۱ یا ۳ یا ۵ منجر به رخ دادن A می‌شود. پیشامد B که نتیجه‌ی پرتاب تاس عددی بخش‌پذیر بر ۳ باشد به صورت $B = \{3, 6\}$ است.

مثال ۳-۶. صفحه‌ی ساعتی به صورت دایره است. اگر بر اثر تصادف تیری به سمت صفحه ساعت اصابت شود، اصابت تیر به ناحیه‌ی بین دو عقربه که ساعت ۱۲:۱۵ را تعیین می‌کند یک پیشامد محسوب می‌شود.

مثال ۳-۷. در میان بسته‌های کبریت پیشامد آنکه تعداد نخ‌های یک قوطی کبریت کمتر از ۳۰ باشد.

اگر پیشامد A تنها یک عنصر داشته باشد پیشامد ساده می‌نامند.

مثال ۳-۸. در پرتاب یک تاس، آمدن عدد ۶ یک پیشامد ساده است.

$$A = \{6\}.$$

اگر مجموعه‌ی A که زیرمجموعه‌ای از فضای نمونه‌ای است، تهی باشد، آن را پیشامد محال می‌نامند و با \emptyset نشان می‌دهند و اگر A برابر S باشد آن را پیشامد حتمی می‌نامند.

مثال ۳-۹. در پرتاب یک تاس، مشاهده‌ی عدد $2/5$ یک پیشامد محال و پیشامد ظاهر شدن یک عدد طبیعی کوچکتر از ۷ یک پیشامد حتمی است.

اگر هر عضو که در A است در B نیز باشد، می‌گویند A زیرپیشامد B است و می‌نویسند $A \subset B$.

مثال ۳-۱۰. خودروهایی را که در یک بزرگراه در حال حرکت هستند در نظر بگیرید. ملاحظه می‌نمایید که A زیرپیشامد B است.

$$A = \{ \text{خودروهایی که سرعت آنها حداقل ۶۰ کیلومتر بر ساعت} \}$$

$$B = \{ \text{خودروهایی که سرعت آنها حداقل ۴۰ کیلومتر بر ساعت} \}$$

اگر A زیرپیشامد B و B زیرپیشامد A باشد می‌گویند A و B پیشامدهای برابرند و می‌نویسند $A = B$.

مثال ۳-۱۱. در کتابخانه‌ای در طبقه دوم قفسه‌ایی به کتاب‌های تخصصی رشته‌ی آمار اختصاص داده‌اند. دو پیشامد زیر معادلند:

$$A = \{ \text{کتاب طبقه دوم قفسه} \},$$

$$B = \{ \text{کتاب تخصصی رشته‌ی آمار} \}.$$

اجتماع دو پیشامد از تمام عنصرهای A یا B یا هر دو تشکیل می‌شود و آن را با $A \cup B$ نشان داده، پیشامد « A » یا « B » می‌نامند. این پیشامد موقعی رخ می‌دهد که لااقل یکی از دو پیشامد A و B رخ دهند.

مثال ۳-۱۲. در آزمایش تصادفی از پرتاب دو تاس، اگر A پیشامد مجموع دو پرتاب عدد هفت، و B پیشامد نتیجه‌ی یکی از تاس‌ها وجه سه باشد، پیشامد اجتماع این دو عبارت‌است از:

$$A = \{ (1,6), (2,5), (3,4), (4,3), (5,2), (6,1) \}$$

$$B = \{ (3,1), (3,2), (3,3), (3,4), (3,5), (3,6), (1,3), (2,3), (4,3), (5,3), (6,3) \}$$

$$A \cup B = \{ (1,6), (2,5), (5,2), (6,1), (3,1), (3,2), (3,3), (3,4),$$

$$(3,5), (3,6), (1,3), (2,3), (4,3), (5,3), (6,3) \}.$$

اشتراک پیشامد از تمام پیشامدهای ساده که در A و در B تشکیل می‌شود و آنرا با $A \cap B$ نشان داده پیشامد « A » و « B » می‌نامند. این پیشامد موقعی رخ می‌دهد که A و B هر دو با هم رخ دهند.

مثال ۳-۱۳. در مثال ۳-۱۲، ملاحظه می‌گردد:

$$A \cap B = \{(3,4), (4,3)\}.$$

اگر A و B دو پیشامد از S باشند و $A \cap B = \emptyset$ آنگاه A و B را دو پیشامد «جدا» یا ناسازگار می‌نامند. در این حال رخ دادن هر دو با هم محال می‌باشد و معمولاً می‌گویند A و B ناسازگارند.

مثال ۳-۱۴. در پرتاب سه سکه سالم پیشامدهای زیر همگی ناسازگارند:

$$A = \{HHH, HHT\}; B = \{HTH, THH, TTH\}; C = \{TTT, HTT, THT\}.$$

(آیا شرحی برای این سه پیشامد دارید؟)

تفاضل A از پیشامد B از تمام عناصر که در A بوده ولی در B نباشند تشکیل می‌شود، و آن را با $A - B$ نشان داده، پیشامد « A نه B » می‌نامند. اگر $A \subset B$ باشد $A - B = \emptyset$ و به $B - A$ را یک تفاضل واقعی می‌نامند زیرا B تمام A را دربردارد.

مثال ۳-۱۵. در پرتاب دو تاس، A پیشامد آنکه در بار دوم عدد شش مشاهده شود و B پیشامد آنکه در بار اول عدد شش مشاهده شود آنگاه

$$A - B = \{(1,6), (2,6), (3,6), (4,6), (5,6)\},$$

به عبارت دیگر $A - B$ ، پیشامد آن است که فقط در بار دوم عدد شش ظاهر می‌شود.

تفاضل پیشامد A از فضای نمونه، یعنی $S - A$ را متمم پیشامد A می‌گویند و

آنرا با A' نشان داده، پیشامد «نه A » می‌نامند. واضح است

$$A \cup A' = S \quad , \quad A \cap A' = \phi.$$

مثال ۳-۱۶. دو پیشامد زیر در پرتاب n بار یک سکه، متمم یکدیگرند:

A : پیشامد آنکه حداقل در یکی از پرتاب‌ها شیر مشاهده شود،

B : پیشامد آنکه نتیجه تمامی پرتاب‌ها خط باشد.

تفاضل مقارن دو پیشامد A و B عناصر آن یا عضوی از A ، یا عضوی از B ، ولی نه عضو هر دو تشکیل می‌شود و آن را با $A \Delta B$ نشان می‌دهند و پیشامد «یا A یا B » می‌نامند. واضح است که $A \Delta B$ و $B \Delta A$ با هم برابرند و از این رو کلمه‌ی مقارن را به کار می‌برند.

مثال ۳-۱۷. در مثال ۳-۱۵، دو پیشامد ذکر شده را در نظر بگیرید:

$$A \Delta B = \{(1,6), (2,6), (3,6), (4,6), (5,6), (6,5), (6,4), (6,3), (6,2), (6,1)\},$$

می‌توان از نتیجه این عملیات متوجه شد که هم‌زمان هر دو تاس عدد شش مشاهده نمی‌شود.

تمرین

۳-۷. اگر $S = \{x | 0 < x < 10\}$ ، $A = \{x | 3 < x \leq 8\}$ و $B = \{x | 5 < x < 10\}$ ، پیشامدهای زیر را تعیین کنید.

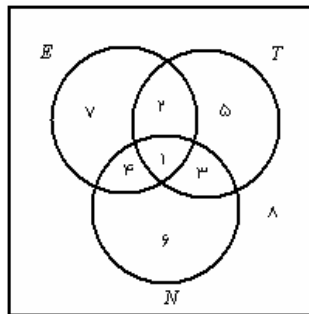
الف) $A \cup B$ (ب) $A \cap B$ (ج) $A \cap B'$ (د) $A' \cup B$

۳-۸. از گروه ۲۰۰ نفری دانشجویان یک دانشکده، ۱۳۸ نفر درس آمار، ۱۱۵ نفر درس جامعه‌شناسی، و ۹۱ فرد در هر دو درس ثبت‌نام کرده‌اند. چند نفر از این دانشجویان در هیچ یک از این دروس ثبت‌نام نکرده‌اند؟

۳-۹. در شکل ۳-۱، E ، T ، و N پیشامدهایی به ترتیب هستند که خودروهایی که به تعمیرگاهی آورده‌اند نیاز به تعمیر کامل موتور، تعمیر جعبه‌دنده، یا تایرهای نو دارند. پیشامدهایی را که با

الف) ناحیه ۱،

- (ب) ناحیه 3،
 (ج) ناحیه 7،
 (د) نواحی 1 و 4 باهم،
 (ت) نواحی 2 و 5 باهم،
 (و) نواحی 3، 5، و 6 باهم،
 نشان داده می‌شوند در قالب کلمات بیان کنید.



شکل ۳-۱. شکل مورد نیاز برای تمرین ۳-۹

- ۳-۱۰. با رجوع به تمرین قبل و شکل مربوطه، ناحیه یا ترکیبی از نواحی را فهرست کنید که معرف پیشامدهایی برای خودروهایی توصیف شده باشد.
 الف) تعمیر جعبه دنده، ولی نه تعمیر کامل موتور و نه نیاز به تایر نو،
 ب) تعمیر کامل موتور و تعمیر جعبه دنده،
 ج) تعمیر جعبه دنده یا نیاز به تایر نو ولی نه تعمیر کامل موتور،
 د) نیاز به تایر نو.

۳-۵ احتمال

احتمال‌ها، مقادیر یک تابع مجموعه‌ای اند که اندازه‌ی احتمال هم خوانده می‌شوند، زیرا همان‌طور که خواهیم دید، این تابع، اعداد حقیقی را به زیرمجموعه‌های مختلف فضای نمونه‌ای S نسبت می‌دهد. اصول موضوع احتمال که ما در اینجا فرمول‌بندی می‌کنیم فقط وقتی به کار می‌روند که فضای نمونه‌ای S گسسته باشد به عبارت دیگر فضای نمونه‌ای که تعداد عناصر آن متناهی، $S = \{O_1, O_2, \dots, O_n\}$ ، یا شمارش پذیر نامتناهی،

$S = \{O_1, O_2, O_3, \dots\}$ باشد. علامت $P(A)$ برای نشان دادن احتمال پیشامد A به کار می‌رود.

اصل موضوع ۱. احتمال یک پیشامد، عددی حقیقی نامنفی است، یعنی برای هر زیرمجموعه‌ی A از S ، $P(A) \geq 0$.

اصل موضوع ۲. $P(S) = 1$.

اصل موضوع ۳. اگر A_1, A_2, A_3, \dots دنباله‌ای متناهی یا نامتناهی از پیشامدهای دویه‌دو ناسازگار در S باشند، آنگاه

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

اصول موضوع ذاتاً نیازی به برهان ندارند، اما اگر بخواهیم نظریه‌ی حاصل را به کار ببریم، وقتی به احتمال‌ها یک مفهوم «حقیقی» می‌دهیم باید نشان دهیم که اصول موضوع صادق هستند.

به طور شهودی، ابتدا احتمال منسوب به یک پیشامد را به عنوان معیاری عددی در نظر می‌گیریم که با آن، میزان انتظار برای وقوع پیشامد را وقتی آزمایش اجرا می‌شود اندازه می‌گیرند. به منظور تعیین این میزان، طبیعی است که نسبت دفعات وقوع پیشامد در تکرار آزمایش را در نظر بگیریم. تصور شهودی ما از اندازه‌ی عددی احتمال یک پیشامد، نسبت دفعاتی است که انتظار می‌رود آن پیشامد وقتی که آزمایش تحت شرایط یکسان تکرار گردد، رخ بدهد.

فرآیند مناسب برای تعیین احتمال پیشامدها، بستگی به طبیعت آزمایش و فضای نمونه‌ی مربوط است. در بعضی موارد، می‌توان نسبت دفعاتی را که انتظار می‌رود هر برآمد مقدماتی رخ بدهد، با استنتاج منطقی و بدون آنکه آزمایش عملاً اجرا شود، تعیین کرد. در موارد دیگر، لازم است آزمایش را برای تعداد زیادی از دفعات تکرار کرد تا اطلاعاتی در مورد فراوانی وقوع برآمدهای گوناگون به دست آید. تشریح این دو نوع حالت، ما را به سوی تعریف رسمی احتمال راهنمایی می‌کند.

چون نسبت‌ها همواره مثبت یا صفرند، اولین اصل موضوع با تعبیر فراوانی در هماهنگی کامل است. اصل موضوع دوم به طور غیرمستقیم بیان می‌کند که حتمیت با

احتمال ۱، یکی است، روی هم رفته همیشه می‌پذیریم که باید یکی از امکانات موجود در S رخ دهد، و به این پیشامد که حتمی است احتمال ۱ را نسبت می‌دهیم. تا آنجا که به تعبیر فراوانی مربوط است، احتمال ۱ اشاره بر این دارد که پیشامد مورد بحث در ۱۰۰ درصد مواقع رخ خواهد داد، یا به عبارت دیگر، این پیشامد مطمئناً رخ می‌دهد.

با در نظر گرفتن سومین اصل موضوع در ساده‌ترین حالت، یعنی برای دو پیشامد ناسازگار A_1 و A_2 ، می‌توان به سادگی دید که این اصل موضوع از نظر تعبیر فراوانی برآورده می‌شود. اگر پیشامدی مثلاً در ۲۸ درصد مواقع، و پیشامد دیگری در ۳۹ درصد مواقع رخ دهد، و هر دو پیشامد نتوانند به طور هم‌زمان رخ دهند (یعنی، دوبه‌دو ناسازگار باشند)، آنگاه یکی یا دیگری در $28 + 39 = 67$ درصد مواقع رخ خواهد داد. بنابراین سومین اصل موضوع صادق است و وقتی بیش از دو پیشامد دوبه‌دو ناسازگار وجود داشته باشند، همین نوع استدلال به کار می‌رود.

قبل از اینکه برخی نتایج فوری اصول موضوع احتمال را مطالعه کنیم، بر این نکته تأکید می‌کنیم که این سه اصل موضوع به ما نمی‌گویند چگونه احتمال‌ها را به پیشامدها تخصیص دهیم، بلکه فقط راه‌های انجام این کار را محدود می‌کنند.

مثال ۳-۱۸. در یک آزمایش، فضای نمونه‌ای ممکن به چهار پیشامد دوبه‌دو ناسازگار A ، B ، C ، و D را افراز شده است. برای هر یک از موارد زیر، توضیح دهید که چرا راهی مجاز برای تخصیص احتمال‌ها وجود ندارد.

$$\text{الف) } P(A) = 0/12, P(B) = 0/63, P(C) = 0/45, P(D) = -0/20,$$

$$\text{ب) } P(A) = \frac{9}{120}, P(B) = \frac{45}{120}, P(C) = \frac{27}{120}, P(D) = \frac{46}{120}.$$

حل. الف) $P(D) = -0/20$ ناقص اصل موضوع ۱ است.

$$\text{ب) } P(S) = P(A \cup B \cup C \cup D) = \frac{9}{120} + \frac{45}{120} + \frac{27}{120} + \frac{46}{120} = \frac{127}{120} \neq 1$$

فضای نمونه مقدار احتمالی بزرگتر از یک دارد.

البته، در کاربرد واقعی، احتمال‌ها بر مبنای تجارب گذشته، بر مبنای تحلیل محتاطانه‌ی تمام شرایط زیربنایی، بر مبنای دآوری‌های ذهنی، یا بر مبنای مفروضات - گاهی با فرض هم‌شانس بودن (یا به معنای دیگر، برابری احتمال‌ها برای) تمام برآمدهای ممکن، نسبت داده می‌شوند.

در تخصیص احتمال به پیشامدها در یک فضای نمونه‌ای، ضروری نیست که احتمال هر زیرمجموعه‌ی ممکن را توصیف کنیم، و این جای خوشبختی است، زیرا یک فضای نمونه‌ای با فقط ۲۰ برآمد ممکن، $2^{10} = 1048576$ زیرمجموعه دارد و تعداد زیرمجموعه‌ها وقتی ۵۰ برآمد ممکن، ۱۰۰ برآمد ممکن، یا بیشتر موجود باشند، بسیار سریع افزایش می‌یابد. اغلب به جای فهرست کردن احتمال‌های تمام زیرمجموعه‌های ممکن، احتمال‌های پیشامدهای، یا عناصر فضای نمونه‌ای S را فهرست می‌کنیم، و آنگاه قضیه‌ی زیر را به کار می‌بریم.

قضیه‌ی ۳-۱. اگر A پیشامدی از فضای نمونه‌ای گسسته‌ی S باشد، آنگاه $P(A)$ برابر است با مجموع احتمال‌های پیشامدهای ساده‌ی تشکیل دهنده‌ی A .
برهان. فرض می‌کنیم O_1, O_2, O_3, \dots دنباله‌ای متناهی یا نامتناهی از پیشامدهای ساده باشد که پیشامد A را تشکیل می‌دهند. پس

$$A = O_1 \cup O_2 \cup O_3 \cup \dots$$

و چون پیشامدهای ساده، O_i ها، برحسب تعریف دوه‌دو ناسازگارند، از اصل سوم احتمال نتیجه می‌شود که

$$P(A) = P(O_1) + P(O_2) + P(O_3) + \dots$$

و این رابطه، برهان را کامل می‌کند.

برای استفاده از این قضیه، باید قادر به تخصیص احتمال‌ها به پیشامدهای ساده آزمایش باشیم. اینکه چگونه می‌توان این کار را در برخی حالات‌های خاص انجام داد، با مثال‌های زیر تشریح می‌شود.

مثال ۳-۱۹. اگر سکه‌ی سالمی را دوبار پرتاب کنیم، احتمال به دست آوردن حداقل یک شیر چقدر است؟

حل. فضای نمونه‌ای برای این آزمایش عبارت است از

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

که در آن، H و T به ترتیب شیر و خط را نشان می‌دهند. چون سکه متعادل است، می‌پذیریم که وقوع این برآمدها هم‌شانس‌اند، و بنابراین به هر نقطه‌ی فضای نمونه‌ای احتمال $\frac{1}{4}$ را نسبت می‌دهیم، اگر A پیشامدی باشد که حداقل یک شیر به دست آید، آنگاه $A = \{HH, HT, TH\}$ ، و

$$\begin{aligned} P(A) &= P(\{HH\}) + P(\{HT\}) + P(\{TH\}) \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$

مثال ۳-۲۰. تاسی را که احتمال وقوع هر عدد فرد با آن، دو برابر احتمال وقوع هر عدد زوج است در نظر بگیرید. اگر در یک‌بار ریختن این تاس، G پیشامد وقوع عددی بزرگتر از ۳ باشد، $P(G)$ را بیابید.

حل. فضای نمونه‌ای عبارت است از $S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$. اگر به هر عدد زوج، احتمال w و به هر عدد فرد، احتمال $2w$ را نسبت دهیم، مطابق اصل موضوع ۲ داریم:

$$2w + w + 2w + w + 2w + w = 9w = 1$$

پس $w = \frac{1}{9}$ ، و

$$P(G) = \frac{1}{9} + \frac{2}{9} + \frac{1}{9} = \frac{4}{9}.$$

اگر فضای نمونه‌ای، گسسته ولی نامتناهی باشد، احتمال‌ها را باید به وسیله‌ی یک قاعده‌ی ریاضی ترجیحاً به‌وسیله‌ی فرمول یا معادله‌ای، به برآمدهای فردی نسبت داد.

مثال ۳-۲۱. اگر O_1, O_2, \dots, O_n دنباله‌ای نامتناهی از پیشامدهای ساده‌ی یک آزمایش مفروض باشد، تحقیق کنید که

$$P(O_i) = \left(\frac{1}{p}\right)^i; \quad i = 1, 2, 3, \dots,$$

واقعاً یک اندازه‌ی احتمال است.

حل. چون احتمال‌ها همگی مثبت‌اند، فقط باید نشان‌دهیم که $P(S) = 1$. داریم

$$P(S) = \frac{1}{p} + \frac{1}{p^2} + \frac{1}{p^3} + \frac{1}{p^4} + \dots$$

اگر فرمول تعیین مجموع جملات یک تصاعد هندسی نامتناهی را به‌کار ببریم، به دست آوریم

$$P(S) = \frac{\frac{1}{p}}{1 - \frac{1}{p}} = 1.$$

در رابطه با مثال ۳-۲۱، کلمه‌ی «مجموع» در قضیه‌ی ۳-۱، باید به‌قسمی تعبیر شود که شامل مقدار یک سری نامتناهی نیز باشد.

اندازه‌ی احتمال مثال ۳-۲۱، مثلاً اگر O_i این پیشامد باشد که شخصی در پرتاب سکه‌ای همگن برای اولین بار در پرتاب i ام سکه، خط بیاورد، اندازه‌ی احتمال مناسبی است. پس، احتمال آنکه اولین خط در سومین، چهارمین، یا پنجمین پرتاب سکه ظاهر شود برابر است با

$$\left(\frac{1}{p}\right)^3 + \left(\frac{1}{p}\right)^4 + \left(\frac{1}{p}\right)^5 = \frac{7}{32}$$

و احتمال آنکه اولین خط در تعداد فردی از پرتاب‌ها رخ‌دهد برابر است با

$$\left(\frac{1}{p}\right)^1 + \left(\frac{1}{p}\right)^3 + \left(\frac{1}{p}\right)^5 + \dots = \frac{\frac{1}{p}}{1 - \frac{1}{p^2}} = \frac{p}{p+1}.$$

اگر مانند مثال ۳-۱۹، آزمایش چنان باشد که بتوانیم برای نقاط فضای نمونه‌ای S ، احتمال‌هایی برابر در نظر بگیریم، می‌توانیم از حالت خاص قضیه‌ی ۳-۱ که به‌صورت زیر است، استفاده کنیم.

قضیه ۲-۳. اگر نتیجه‌ی آزمایشی بتواند به یکی از N برآمد مختلف هم‌شانس باشد، و اگر n تا از این برآمدها با هم پیشامد A را تشکیل دهند، آنگاه احتمال پیشامد A برابر است با

$$P(A) = \frac{n}{N}.$$

برهان. فرض می‌کنیم O_1, O_2, \dots, O_N ، پیشامدهای ساده، یا پیشامدهایی با اعضای برآمدهای فردی S را نشان دهند که احتمال هر کدام $\frac{1}{N}$ است. اگر پیشامد A ، اجتماع n تا از این برآمدهای دوه‌دو ناسازگار بوده، و مهم نباشد که کدامیک از آنها این پیشامد را تشکیل دهند، آنگاه

$$\begin{aligned} P(A) &= P(O_1 \cup O_2 \cup \dots \cup O_n) \\ &= P(O_1) + P(O_2) + \dots + P(O_n) \\ &= \underbrace{\frac{1}{N} + \frac{1}{N} + \dots + \frac{1}{N}}_{\#n} \\ &= \frac{n}{N}. \end{aligned}$$

مشاهده کنید که فرمول $P(A) = \frac{n}{N}$ در قضیه ۲-۳، با مفهوم احتمال کلاسیک یکی است (در برخی متون از قضیه ۲-۳ به عنوان تعریفی از مفهوم احتمال کلاسیک استفاده می‌کنند (بازرگان ۱۳۸۴)). البته آنچه در اینجا نشان داده‌ایم آن است که مفهوم احتمال کلاسیک با اصول موضوع احتمال سازگار است - این مطلب در مورد خاصی که برآمدهای فردی هم‌شانس‌اند از اصول موضوع احتمال نتیجه می‌شود.

مثال ۲-۳. در یک بازی با دسته کارت ۵۲ تایی (کارت‌ها از شماره‌های یک الی سیزده در چهار رنگ بسته‌بندی شده‌اند)، پنج کارت به تصادف اختیار می‌کنیم، اگر سه کارت دارای یک شماره و دو کارت دیگر هم دارای یک شماره باشند برنده‌ی بازی هستیم. احتمال برنده‌شدن در این بازی چقدر است؟

حل. تعداد راههایی که می‌توان سه کارت با یک شماره و دو کارت با یک شمارهی دیگر، مثلاً سه کارت با شمارهی ۷ و دو کارت با شمارهی ۱ انتخاب کرد برابر است با $\binom{4}{3} \times \binom{4}{2}$. چون ۱۳ شماره از هر رنگ داریم ۱۳ راه انتخاب سه کارت با یک شماره و سپس ۱۲ راه انتخاب دو کارت با یک شماره وجود دارند. کل راههای ممکن انتخاب چنین پنج کارتی برابر

$$n = 13 \times 12 \times \binom{4}{3} \times \binom{4}{2}$$

است. از طرفی تعداد راههای ممکن انتخاب پنج کارت از ۵۲ کارت

$$N = \binom{52}{5}$$

است و لذا از قضیه‌ی ۲-۳ نتیجه می‌شود که احتمال برد بازی عبارت است از

$$P(A) = \frac{n}{N} = \frac{13 \times 12 \times \binom{4}{3} \binom{4}{2}}{\binom{52}{5}} = 0.0014.$$

۳-۶ برخی قواعد احتمال

با استفاده از سه اصل موضوع احتمال، می‌توانیم بسیاری از قاعده‌های دیگر را که کاربردهای مهمی دارند، نتیجه بگیریم. بین پیامدهای فوری اصل موضوع، قضایای زیر را ثابت می‌کنیم.

قضیه‌ی ۳-۳. همواره داریم $P(\phi) = 0$.

برهان. چون پیشامدهای S و ϕ ناسازگارند و مطابق تعریف مجموعه‌ی تهی ϕ ،

$$S \cup \phi = S,$$

نتیجه می‌شود که

$$P(S) = P(S \cup \phi)$$

$$= P(S) + P(\phi) \quad (\text{بنابه اصل موضوع ۳})$$

و در نتیجه $P(\phi) = 0$.

باید به این مطلب مهم توجه کرد که از $P(A) = 0$ نتیجه نمی‌شود که الزاماً A مجموعه‌ای تهی است. در عمل اغلب به پیشامدهایی که، به زبان محاوره‌ای، در یک میلیون سال هم رخ نمی‌دهند، احتمال صفر را نسبت می‌دهیم. برای نمونه، مثال کلاسیکی وجود دارد که ما به این پیشامد که میمونی "جمهوری افلاطون" را کلمه به کلمه بدون خطا با فشار روی دکمه‌ها، تایپ کند، احتمال صفر را نسبت می‌دهیم. این واقعیت شایسته‌ی توجه است که $P(A) = 0$ ، رابطه‌ی $A = \emptyset$ را، به ویژه در فضای نمونه‌ای ناشمارا، نتیجه نمی‌دهد.

قضیه‌ی ۳-۴. برای هر دو پیشامد ناسازگار از S مانند A و B داریم

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B).$$

برهان. با توجه به رابطه‌ی $A \cup B = A \cup B \cup \emptyset \cup \emptyset \dots$ و اصل موضوع ۳،

$$\begin{aligned} P(A \cup B) &= P(A \cup B \cup \emptyset \cup \emptyset \dots) \\ &= P(A) + P(B) + P(\emptyset) + P(\emptyset) + \dots \\ &= P(A) + P(B). \end{aligned}$$

یک نتیجه‌ی فوری که می‌توان از قضیه‌ی ۳-۴ گرفت آن است که از ناسازگاری A' و A و اینکه $S = A \cup A'$ ، استفاده کنیم و رابطه‌ی زیر را به دست آوریم.

$$P(A') = 1 - P(A).$$

در رابطه با تعبیر فراوانی، این نتیجه اشاره بر آن دارد که اگر پیشامدی، مثلاً در ۳۷ درصد مواقع رخ دهد، در ۶۳ درصد مواقع رخ نمی‌دهد.

قضیه‌ی ۳-۵. اگر A و B پیشامدهایی در فضای نمونه‌ای S باشند و $A \subset B$ ، آنگاه

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

برهان. چون $A \subset B$ ، می‌توانیم بنویسیم

$$B = B \cap S = B \cap (A \cup A') = (B \cap A) \cup (B \cap A') = A \cup (B \cap A')$$

که درستی روابط آخر به آسانی به وسیله‌ی یک نمودار ون تحقیق می‌شود. در این صورت A و $A' \cap B$ ناسازگارند، و در نتیجه

$$\begin{aligned} P(B) &= P(A) + P(A' \cap B) && \text{(بنابه اصل موضوع ۳)} \\ &\geq P(A). && \text{(بنابه اصل موضوع ۱)} \end{aligned}$$

با استفاده از کلمات، این قضیه بیان می‌کند که اگر پیشامد A زیرمجموعه‌ای از پیشامد B باشد، آنگاه $P(A)$ بزرگتر از $P(B)$ نیست. مثلاً، احتمال کشیدن یک کارت سبز از یک دسته کارت ۵۲ تایی، بزرگتر از احتمال کشیدن یک کارت سبز یا قرمز نیست. در واقع احتمال $\frac{1}{4}$ با احتمال $\frac{1}{2}$ مقایسه می‌شود.

قضیه‌ی ۳-۶. برای هر پیشامد A ، $0 \leq P(A) \leq 1$.

برهان. با به کار بردن قضیه‌ی ۳-۵ و این واقعیت که برای هر پیشامد A در S ، $\phi \subset A \subset S$ داریم

$$P(\phi) \leq P(A) \leq P(S)$$

چون $P(\phi) = 0$ و $P(S) = 1$ خواهیم داشت

$$0 \leq P(A) \leq 1.$$

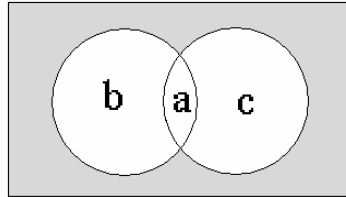
سومین اصل موضوع احتمال اغلب به یک **قاعده‌ی جمع خاص** اطلاق می‌شود. قاعده‌ی مزبور از این نظر خاص است که پیشامدهای A_1, A_2, A_3, \dots باید دوبه‌دو ناسازگار باشند. برای هر دو پیشامد A و B ، **قاعده‌ی جمع عام** زیر موجود است.

قضیه‌ی ۳-۷. اگر A و B دو پیشامد در فضای نمونه‌ای S باشند، آنگاه

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

برهان. همان‌طور که در نمودار ون شکل ۳-۲ دیده می‌شود به پیشامدهای دوبه‌دو ناسازگار $A \cap B$ ، $A \cap B'$ ، $A' \cap B$ ، به ترتیب احتمال‌های a ، b ، c را نسبت می‌دهیم و به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned}
 P(A \cup B) &= a + b + c \\
 &= (a + b) + (c + a) - a \\
 &= P(A) + P(B) - P(A \cap B).
 \end{aligned}$$



شکل ۳-۲: نمودار ون برای اثبات قضیه‌ی ۳-۷

مثال ۳-۲۳. اگر برای خانواده‌ای (که به منظور یک بررسی نمونه‌ای در یک ناحیه‌ی بزرگ شهری، به تصادف انتخاب شده است) احتمال دارا بودن یک دستگاه تلویزیون رنگی، یک دستگاه کامپیوتر و یا هر دو وسیله به ترتیب $0/86$ ، $0/35$ و $0/29$ باشد، احتمال اینکه این خانواده یکی از دو نوع یا هر دو نوع دستگاه (حداقل یکی از دو نوع دستگاه) را داشته باشند چقدر است؟

حل. اگر A ، این پیشامد باشد که خانواده‌ی مزبور دارای یک دستگاه تلویزیون رنگی است، و B ، این پیشامد باشد که دارای یک دستگاه کامپیوتر است، داریم $P(A \cap B) = 0/29$ ، $P(A) = 0/86$ ، $P(B) = 0/35$ ، و اگر این مقادیر را در فرمول قضیه‌ی ۳-۷، قرار دهیم، نتیجه می‌شود

$$P(A \cup B) = 0/86 + 0/35 - 0/29 = 0/92.$$

مثال ۳-۲۴. خودرویی که در کنار بزرگراهی متوقف شده است با احتمال $0/23$ ترمزهای معیوب و با احتمال $0/24$ فرسودگی شدید تایلر دارد. همچنین با احتمال $0/38$ ترمزهای معیوب یا فرسودگی شدید تایلر یا هر دو را دارد. احتمال اینکه این اتومبیل، ترمزهایش معیوب بوده و فرسودگی شدید تایلر داشته باشد، چقدر است؟

حل. اگر B این پیشامد باشد که اتومبیل مزبور ترمزهایش معیوب است، و T این پیشامد باشد که تایلرهایش فرسودگی شدید دارند، داریم

$$P(B) = ۰/۲۳, \quad P(T) = ۰/۲۴, \quad P(B \cup T) = ۰/۳۸.$$

از قرار دادن این مقادیر در فرمول قضیه‌ی ۷-۳ نتیجه می‌شود

$$۰/۳۸ = ۰/۲۳ + ۰/۲۴ - P(B \cap T).$$

از حل این معادله نسبت به $P(B \cap T)$ ، به دست می‌آوریم

$$P(B \cap T) = ۰/۲۳ + ۰/۲۴ - ۰/۳۸ = ۰/۰۹.$$

با به کار بردن مکرر قضیه‌ی ۷-۳، می‌توان قاعده‌ی جمع را به قسمی تعمیم داد که برای هر تعداد از پیشامدها قابل اجرا باشد. مثلاً برای سه پیشامد به دست می‌آوریم:

قضیه‌ی ۸-۳. اگر A ، B ، و C ، سه پیشامد دلخواه در فضای نمونه‌ای در S باشند، آنگاه

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

برهان. $A \cup B \cup C$ را به صورت $A \cup (B \cup C)$ می‌نویسیم و دوبار قضیه‌ی ۷-۳ را به کار می‌بریم، یک بار برای $P(A \cup (B \cup C))$ و یک بار برای $P(B \cup C)$ ، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} P(A \cup B \cup C) &= P(A \cup (B \cup C)) \\ &= P(A) + P(B \cup C) - P(A \cap (B \cup C)) \\ &= P(A) + P(B) + P(C) - P(B \cap C) - P(A \cap (B \cup C)). \end{aligned}$$

از قانون توزیع‌پذیری اشتراک نسبت به اجتماع استفاده نموده و داریم

$$\begin{aligned} P(A \cap (B \cup C)) &= P((A \cap B) \cup (A \cap C)) \\ &= P(A \cap B) + P(A \cap C) - P((A \cap B) \cap (A \cap C)) \\ &= P(A \cap B) + P(A \cap C) - P(A \cap B \cap C), \end{aligned}$$

و نتیجه آنکه

$$\begin{aligned} P(A \cup B \cup C) &= P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) \\ &\quad - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C). \end{aligned}$$

مثال ۳-۲۵. فرض می‌کنیم شخصی که به دندان‌پزشک خود مراجعه می‌کند احتمال اینکه دندان‌هایش را جرم‌گیری کند $0/44$ ، احتمال اینکه دندان‌هایش را پرکردن داشته باشد، $0/24$ ، احتمال آنکه دندان‌هایش را جرم‌گیری و دندان‌هایش را پرکردن داشته باشد $0/21$ ، احتمال آنکه دندان‌هایش را جرم‌گیری کند و دندان‌هایش را بکشد $0/11$ ، احتمال آنکه دندان‌هایش را پرکردن و دندان‌هایش را بکشد $0/08$ ، احتمال آنکه دندان‌هایش را جرم‌گیری و دندان‌هایش را بکشد $0/07$ و احتمال آنکه دندان‌هایش را جرم‌گیری و دندان‌هایش را پرکردن و دندان‌هایش را بکشد $0/03$ باشد. احتمال آنکه دندان‌پزشک حداقل یکی از سه مورد را برای او انجام دهد چقدر است؟

حل. اگر C این پیشامد باشد که شخص دندان‌هایش را جرم‌گیری کند،

F این پیشامد باشد که شخص دندان‌هایش را پرکند،

E این پیشامد باشد که شخص دندان‌هایش را بکشد،

آنگاه $P(C) = 0/44$ ، $P(F) = 0/24$ ، $P(E) = 0/21$ ، $P(C \cap F) = 0/08$ ،
 $P(C \cap E) = 0/11$ ، $P(F \cap E) = 0/07$ ، و $P(C \cap F \cap E) = 0/03$ ، و با قراردادن در فرمول، نتیجه می‌شود که

$$P(C \cup F \cup E) = 0/44 + 0/24 + 0/21 - 0/08 - 0/11 - 0/07 + 0/03 = 0/66.$$

تمرین

۳-۱۱. اگر A و B دو پیشامد در فضای نمونه‌ای S باشند و $P(A) = 0/2$ ،
 $P(B) = 0/6$ و $P(A \cup B) = 0/7$ ، مقادیر $P(A \cap B)$ ، $P(A' \cap B)$ ، $P(A' \cup B')$ و $P(A' \cap B')$ را به دست آورید.

۳-۱۲. فرمولی برای محاسبه‌ی $P(A \Delta B)$ برحسب $P(A)$ ، $P(B)$ ، و $P(A \cap B)$ ارائه دهید (احتمال اینکه دقیقاً یکی از دو پیشامد رخ دهد).

۳-۱۳. اگر A و B دو پیشامد در فضای نمونه‌ای S باشند، احتمال پیشامدهای زیر را برحسب $P(A)$ ، $P(B)$ ، و $P(A \cap B)$ به دست آورید:
 الف) دقیقاً i تا، $i = 0, 1, 2$ ، از پیشامدهای A و B رخ دهند.

ب) حداقل i تا، $i=0,1,2$ ، از پیشامدهای A و B رخ دهند.

ج) حداکثر i تا، $i=0,1,2$ ، از پیشامدهای A و B رخ دهند.

۳-۱۴. جعبه‌ای دارای ۲۴ مهره است که از ۱ تا ۲۴ شماره‌گذاری شده است. یک مهره به تصادف از این جعبه انتخاب می‌کنیم. اگر A پیشامد مشاهده‌ی عددی بخش‌پذیر بر ۲ و B پیشامد مشاهده‌ی عددی بخش‌پذیر بر ۳ باشد، مقدار $P(A \cap B)$ را به دست آورید.

۳-۱۵. برای A و B دو پیشامد در فضای نمونه‌ای S ، نشان دهید

$$\text{الف) } P(A \cap B) \leq P(A) + P(B)$$

$$\text{ب) } P(A \cap B) \geq P(A) + P(B) - 1$$

۳-۱۶. به کمک استقرا ثابت کنید که برای هر دنباله‌ی متناهی از پیشامدهای

$$E_1, E_2, \dots, E_n$$

$$P(E_1 \cup E_2 \cup \dots \cup E_n) \leq \sum_{i=1}^n P(E_i).$$

۳-۱۷. بخت رخ دادن یک پیشامد برحسب نسبت احتمال وقوع آن به احتمال عدم وقوع آن داده می‌شود، به شرط آنکه هیچ یک از دو احتمال صفر نباشد. بخت را معمولاً برحسب دو عدد صحیح مثبت که عامل مشترک ندارند، بیان می‌کنند. اگر بخت اینکه پیشامدی رخ دهد برابر a به b باشد، نشان دهید که احتمال این پیشامد $p = \frac{a}{a+b}$ است.

۳-۱۸. توضیح دهید که چرا در هریک از احکام زیر اشتباهی وجود دارد:

الف) احتمال اینکه فرهاد در امتحان وکالت قبول شود $0/66$ و احتمال اینکه رد شود $0/34$ - است.

ب) احتمال اینکه یک منشی در تایپ گزارشی مرتکب ۰، ۱، ۲، ۳، ۴، یا بیش از ۵ اشتباه شود به ترتیب $0/12$ ، $0/25$ ، $0/36$ ، $0/14$ ، $0/09$ ، $0/07$ است.

ج) احتمال این که بانکی در روزی مفروض ۰، ۱، ۲ یا بیش از ۳ چک بدون محل دریافت کند به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۲۱، ۰/۲۹، ۰/۴۰ است.

۳-۱۹. احتمال اینکه نحوی بهره‌برداری از یک دستگاه جدید اشعه‌ی ایکس، به خیلی مشکل، مشکل، متوسط، آسان و خیلی آسان درجه‌بندی شود به ترتیب ۰/۱۲، ۰/۱۷، ۰/۳۴، ۰/۲۹، ۰/۰۸، است. پیدا کنید احتمال اینکه نحوی بهره‌برداری دستگاه به یکی از صورت‌های زیر درجه‌بندی شود:

الف) مشکل یا خیلی مشکل،

ب) نه خیلی مشکل و نه خیلی آسان،

ج) متوسط یا بدتر،

د. متوسط یا بهتر.

۳-۲۰. شرکت ایران خودرو برای تأمین لاستیک، می‌تواند با احتمال‌های ۰/۱۵، ۰/۲۴، ۰/۰۳، ۰/۲۸، ۰/۲۲، ۰/۰۸ به ترتیب از شرکت‌های A ، B ، C ، D ، E یا F خریداری کند. احتمال خرید لاستیک را در هر یک از حالت‌های زیر تعیین کنید.

الف) از شرکت B یا E باشد،

ب) از شرکت A ، C یا E باشد،

ج) از شرکت C یا F باشد،

د) از شرکت A ، C ، D ، یا E باشد.

۳-۲۱. در کلاهی بیست تکه کاغذ سفید که از ۱ تا ۲۰، ده تکه کاغذ قرمز که از ۱ تا ۱۰، چهل تکه کاغذ زرد که از ۱ تا ۴۰، و ده تکه کاغذ آبی که از ۱ تا ۱۰ شماره‌گذاری شده‌اند ریخته شده است. اگر این ۸۰ تکه کاغذ را کاملاً مخلوط کنیم به قسمی که تمام تکه کاغذها در موقع استخراج احتمال برابر داشته باشند، پیدا کنید احتمال استخراج یک تکه کاغذ را که

الف) آبی یا سفید باشد،

ب) به شماره‌ی ۱، ۲، ۳، ۴، یا ۵ باشد،

(ج) قرمز یا زرد و با شماره‌ی ۱، ۲، ۳، یا ۴ باشد،

(د) به شماره‌ی ۵، ۱۵، ۲۵، ۳۵ باشد،

(ه) سفید و با شماره‌ای بزرگتر از ۱۲ یا زرد و با شماره‌ی بزرگتر از ۲۶ باشد.

۲۲-۳. یک استاد زیست‌شناسی در کارهای تحقیقاتی‌اش دو دستیار دارد. احتمال اینکه دستیار مسن‌تر در روز معینی غیبت کند $0/08$ ، و احتمال اینکه دستیار جوان‌تر در روز معینی غیبت کند $0/05$ ، و احتمال اینکه هر دو در روز معینی غایب باشند $0/02$ است. پیدا کنید احتمال اینکه

الف) حداکثر یکی از هر دو دستیار در روز معینی غایب باشند،

ب) حداقل یکی از دو دستیار در روز معینی غایب نباشد،

ج) فقط یکی از دو دستیار در روز معینی غایب باشد.

۷-۳ احتمال شرطی

در اکثر مواقع لازم می‌آید که احتمال پیشامدی مانند A ، که با پیشامدی مانند B مربوط باشد، بعد از اطلاع از وقوع یا عدم وقوع پیشامد B ، اصلاح گردد. به بیانی دیگر، ممکن است وقوع پیشامد B بر احتمال وقوع پیشامدی چون A تاثیر داشته باشد. بنابراین کسب اطلاعات درباره‌ی جنبه‌ای از نتایج آزمایش، ممکن است تجدیدنظر در احتمال پیشامدی را که مربوط به جنبه‌ی دیگری از نتایج است، ایجاد کند. احتمال تجدیدنظر شده‌ی A ، وقتی معلوم شود که B رخ داده است، احتمال شرطی A به شرط B نامیده و با $P(A|B)$ نشان داده می‌شود.

برخی از ایده‌هایی که به احتمال‌های شرطی مربوط می‌شوند، در مثال زیر تشریح شده‌اند.

مثال ۲۶-۳. در یک تحقیق از عملکرد بانکی، پنجاه شعبه مورد مطالعه قرار گرفته‌اند و نتایج در جدول زیر خلاصه شده‌اند:

		سرویس‌دهی به مشتریان	
		خوب	ضعیف
حدائق ۱۰ سال	۳۰	۱۶	۴
	۲۰	۱۰	۲۰

اگر فردی به تصادف یکی از این شعب را انتخاب کند، احتمال اینکه شعبه سرویس‌دهی خوبی به مشتریان ارائه دهد چقدر است؟ همچنین اگر شخصی به تصادف یکی از شعب را انتخاب کند که حداقل بیش از ده سال سابقه داشته باشد، احتمال اینکه شعبه‌ی انتخابی به مشتریان خوب سرویس‌دهی کند چقدر است؟ منظور از «تصادف» این است که در هر حالت، تمام انتخاب‌های ممکن هم‌شانس‌اند.

حل. با فرض هم‌شانسی همه‌ی مشتریان، فرمول قضیه‌ی ۳-۲ را به کار می‌بریم. اگر G ، انتخاب شعبه را نشان دهد که سرویس خوب ارائه می‌دهد و اگر فرض کنیم $n(G)$ تعداد اعضای G را نشان دهد، و $n(S)$ تعداد اعضای فضای نمونه‌ای باشد، به دست می‌آوریم

$$P(G) = \frac{n(G)}{n(S)} = \frac{16+10}{50} = 0.52.$$

این پاسخ سؤال اول است.

برای پاسخ سؤال دوم، ما خود را به فضای نمونه‌ای کوچکتری که شامل سطر اول جدول است، یعنی به $16+4=20$ شعب که حداقل ده سال سابقه دارند محدود می‌کنیم. از ۲۰ شعبه، ۱۶ شعبه سرویس خوب ارائه می‌دهند، و به دست می‌آوریم

$$P(G|T) = \frac{16}{20} = 0.80,$$

که در آن T ، انتخاب شعبه‌ای را نشان می‌دهد که حداقل ده سال سابقه دارد. این پاسخ سؤال دوم است و همان‌طور که انتظار داشتیم، $P(G|T)$ خیلی از $P(G)$ بزرگتر است. چون صورت $P(G|T)$ برابر $n(T \cap G) = 16$ ، یعنی تعداد شعبی است که حداقل ده سال سابقه دارند و سرویس‌دهی خوبی دارند، و مخرج برابر $n(T)$ ، یعنی شعبی است که حداقل ده سال سابقه‌ی کار دارند. در واقع می‌توانیم آن را به صورت نمادی بنویسیم

$$P(G|T) = \frac{n(T \cap G)}{n(T)}.$$

پس، اگر صورت و مخرج را به $n(S)$ ، تعداد کل شعب موردنظر، تقسیم‌کنیم، به دست می‌آوریم

$$P(G|T) = \frac{\frac{n(T \cap G)}{n(S)}}{\frac{n(T)}{n(S)}} = \frac{P(T \cap G)}{P(T)},$$

و لذا احتمال شرطی $P(G|T)$ را برحسب دو احتمالی که برای تمام فضای نمونه‌ای S تعریف شده‌اند بیان کرده‌ایم.

با تعمیم این مثال، اکنون تعریف احتمال شرطی را به صورت زیر ارائه می‌دهیم.

تعریف ۳-۲. اگر A و B دو پیشامد دلخواه در فضای نمونه‌ای S باشند و $P(A) \neq 0$ ، احتمال شرطی B به شرط A به صورت زیر تعریف می‌شود

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}.$$

مثال ۳-۲۷. با مراجعه به مثال ۳-۲۶، احتمال اینکه یکی از شعب با سابقه‌ی کمتر از ده سال، سرویس خوبی به مشتریان ارائه دهد چقدر است؟

حل. چون $P(T' \cap G) = \frac{10}{50} = 0/20$ و $P(T') = \frac{10+20}{50} = 0/60$ ، اگر مقادیر را در فرمول قرار دهیم نتیجه می‌دهد که

$$P(G|T') = \frac{P(T' \cap G)}{P(T')} = \frac{0/20}{0/60}.$$

گرچه ما $P(B|A)$ را با مثالی که در آن تمام حالت‌ها هم‌شانس بودند معرفی کردیم، اما این مطلب، شرطی برای به کار بردن تعریف نیست.

مثال ۳-۲۸. با رجوع به تاس ناهمگن مثال ۳-۲۰، احتمال اینکه شماره‌ای که ظاهر می‌شود مربع کامل باشد چقدر است؟ همچنین به فرض اینکه این شماره بزرگتر از ۳ باشد، احتمال اینکه مربع کامل باشد چقدر است؟

حل. اگر A این پیشامد باشد که شماره‌ی ظاهر شده‌ی بزرگتر از ۳ است، و B این پیشامد باشد که شماره‌ی ظاهر شده مربع کامل است، داریم $A = \{4, 5, 6\}$ ، $B = \{1, 4\}$ ، و

$A \cap B = \{۴\}$ چون احتمال‌های ظاهر شدن ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ با تاس موردنظر

به ترتیب $\frac{۲}{۹}$ ، $\frac{۱}{۹}$ ، $\frac{۲}{۹}$ ، $\frac{۱}{۹}$ ، $\frac{۲}{۹}$ ، $\frac{۱}{۹}$ هستند، پاسخ اولین سوال را به صورت

$$P(B) = \frac{۲}{۹} + \frac{۱}{۹} = \frac{۱}{۳}$$

پیدا می‌کنیم. برای تعیین $P(B|A)$ ، ابتدا

$$P(A) = \frac{۱}{۹} + \frac{۲}{۹} + \frac{۱}{۹} = \frac{۴}{۹} \quad \text{و} \quad P(A \cap B) = \frac{۱}{۹}$$

را محاسبه می‌کنیم. لذا با قراردادن این دو مقدار در فرمول تعریف ۲-۳، به دست می‌آوریم

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{\frac{۱}{۹}}{\frac{۴}{۹}} = \frac{۱}{۴}$$

برای اینکه تحقیق کنیم فرمول ۲-۳ در مثال قبل جوابی «درست» می‌دهد، تنها کافی است در فضای نمونه‌ای کوچک شده‌ی A ، به دو عدد زوج احتمال v و به عدد فرد احتمال $۲v$ را نسبت دهیم، به قسمی که مجموع این سه احتمال مساوی ۱ باشد. در این صورت داریم $v + ۲v + v = 1$ یا $v = \frac{۱}{۴}$ ، و لذا مثل قبل $P(B|A) = \frac{۱}{۴}$.

با ضرب طرفین فرمول تعریف ۲-۳ در $P(A)$ ، **قاعده‌ی ضرب** زیر را به دست

می‌آوریم.

قضیه‌ی ۳-۹. اگر A و B دو پیشامد دلخواه در فضای نمونه‌ای S باشند و $P(A) \neq 0$ ، آنگاه

$$P(A \cap B) = P(A) P(B|A).$$

با استفاده از کلمات، احتمال اینکه A و B با هم رخ دهند برابر حاصل ضرب

احتمال A در احتمال شرطی B به شرط A است. در صورتی دیگر، اگر $P(B) \neq 0$ ،

احتمال آنکه A و B ، هر دو رخ دهند، برابر با حاصل ضرب احتمال B و احتمال

شرطی A به شرط B است. به صورت نمادی

$$P(A \cap B) = P(B) P(A|B).$$

برای به دست آوردن این قاعده‌ی حاصل ضرب، در فرمول ۳-۹ جای A و B را عوض و از واقعیت $A \cap B = B \cap A$ استفاده می‌کنیم.

مثال ۳-۲۹. اگر از محموله‌ی ۲۴۰ صفحه‌ی کلید کامپیوتر، که ۱۵ تای آن معیوب است، به تصادف و به توالی دو تای آنها را برداریم، چقدر احتمال دارد که هر دو معیوب باشند؟ **حل.** اگر احتمال انتخاب‌ها را برابر فرض کنیم احتمال اینکه اولین صفحه کلید معیوب باشد $\frac{15}{240}$ ، و احتمال اینکه دومین صفحه کلید، به شرط معیوب بودن اولی، معیوب باشد برابر $\frac{14}{239}$ است. لذا احتمال اینکه هر دو معیوب باشند $\frac{15}{240} \times \frac{14}{239} = \frac{7}{1912}$ است. البته فرض بر این است که انتخاب‌ها بدون جایگذاری است، یعنی اینکه قبل از انتخاب صفحه کلید دوم، صفحه کلید اول به جای خود گذاشته نمی‌شود.

مثال ۳-۳۰. پیدا کنید احتمال اینکه به تصادف، دو یک به توالی از یک دسته کارت ۵۲ تایی کشیده شوند.

الف) اگر بدون جایگذاری انتخاب کنیم،
ب) اگر با جایگذاری انتخاب کنیم.

حل. الف) اگر قبل از کشیدن کارت دوم، کارت اول را به جای خود برنگردانیم، احتمال به دست آوردن متوالی دو یک برابر است با

$$\frac{4}{52} \times \frac{3}{51} = \frac{1}{221}.$$

ب) اگر قبل از کشیدن کارت دوم، کارت اول را به جای خود برگردانیم، احتمال متناظر برابر است با

$$\frac{4}{52} \times \frac{4}{52} = \frac{1}{169}.$$

در وضعیت‌هایی که در دو مثال قبل توصیف شدند، بین دو پیشامد A و B ، یک ترتیب زمانی قطعی وجود دارد. به‌طور کلی، وقتی می‌نویسیم $P(A|B)$ یا $P(B|A)$ نیاز به چنین ترتیبی نیست. برای مثال، می‌توانستیم احتمال آن را بخواهیم که اولین کارت کشیده شده عدد یک باشد به شرط آنکه دومین کارت کشیده شده (بدون جایگذاری) نیز عدد یک باشد- پاسخ به این سوال نیز $\frac{۲}{۵۱}$ خواهد داد.

قضیه‌ی ۳-۹ را می‌توان به سهولت تعمیم داد، به‌قسمی که بتوان آن را برای بیش از دو پیشامد به کار برد. مثلاً برای سه پیشامد داریم:

قضیه‌ی ۳-۱۰. اگر A ، B ، و C سه پیشامد دلخواه در فضای نمونه‌ای S باشند، به قسمی که $P(A) \neq 0$ و $P(A \cap B) \neq 0$ ، آنگاه

$$P(A \cap B \cap C) = P(A) P(B|A) P(C|A \cap B).$$

برهان. با نوشتن $A \cap B \cap C$ به صورت $(A \cap B) \cap C$ و با دوبار استفاده از فرمول ۳-۹، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} P(A \cap B \cap C) &= P((A \cap B) \cap C) \\ &= P(A \cap B) P(C | A \cap B) \\ &= P(A) P(B|A) P(C | A \cap B). \end{aligned}$$

مثال ۳-۳۱. بسته‌ای حاوی ۲۰ فیوز است که ۵ تای آنها معیوب‌اند. اگر به تصادف ۳ فیوز متوالیاً و بدون جایگذاری از بسته‌ی مزبور انتخاب کنیم، احتمال اینکه هر ۳ فیوز معیوب باشند چقدر است؟

حل. اگر A پیشامد معیوب‌بودن فیوز اول، B پیشامد معیوب‌بودن فیوز دوم، و C پیشامد معیوب‌بودن فیوز سوم باشد، آنگاه $P(A) = \frac{۵}{۲۰}$ ، $P(B|A) = \frac{۴}{۱۹}$ ، $P(C | A \cap B) = \frac{۳}{۱۸}$ ، و اگر آن را در فرمول فراردهیم نتیجه می‌شود

$$P(A \cap B \cap C) = \frac{۵}{۲۰} \times \frac{۴}{۱۹} \times \frac{۳}{۱۸} = \frac{۱}{۱۱۴}.$$

تعمیم بیشتر قضیه‌های ۳-۹ و ۳-۱۰ به k پیشامد نیز امکان‌پذیر است.

تمرین

۳-۲۳. نشان دهید که احتمال‌های شرطی در سه اصل موضوع احتمال صادقند، به عبارت دیگر نشان دهید که اگر $P(B) \neq 0$ آنگاه

الف) $P(A|B) \geq 0$ ،

ب) $P(B|B) = 1$ ،

ج) برای هر دنباله از پیشامدهای دوه‌دو ناسازگار A_1, A_2, \dots

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots | B) = P(A_1 | B) + P(A_2 | B) + \dots$$

۳-۲۴. به کمک مثال‌های عددی نشان دهید که $P(B|A) + P(B|A')$

الف) ممکن است مساوی ۱ باشد،

ب) لازم نیست مساوی ۱ باشد.

۳-۲۵. نشان دهید که به شرط $P(A \cap B \cap C) \neq 0$

$$P(A \cap B \cap C) = P(A) \cdot P(B|A) \cdot P(C|A \cap B) \cdot P(D|A \cap B \cap C).$$

۳-۲۶. برای سه پیشامد A, B, C ، با داشتن شرایط

$$P(C|A \cap B) = P(C|B) \text{ و } P(A \cap B \cap C) \neq 0$$

نشان دهید که $P(A|B \cap C) = P(A|B)$.

۳-۲۷. برای تصدی شغلی در بخش خبری یک ایستگاه تلویزیون، ۹۰ داوطلب وجود دارند. بعضی از آنها فارغ‌التحصیل دانشگاه‌اند، و برخی نیستند، برخی از آنها حداقل سه سال سابقه کار دارند و برخی ندارند. جدولی تفکیکی به صورت زیر است:

	فارغ‌التحصیل دانشگاه	دانشگاه نرفته
حداقل با سه سال تجربه	۱۸	۹
کمتر از سه سال تجربه	۳۶	۲۷

اگر ترتیب مصاحبه‌ی داوطلبان به وسیله‌ی مدیر ایستگاه، تصادفی باشد، G پیشامدی است که اولین داوطلب که مصاحبه می‌شود فارغ‌التحصیل دانشگاه است، و T پیشامدی است که اولین داوطلبی که مصاحبه می‌شود حداقل سه سال سابقه‌ی کار دارد.

هر یک از احتمال‌های زیر را مستقیماً از درایه‌ها و حاصل‌جمع‌های سطری و ستونی جدول تعیین کنید.

الف) $P(G)$ ،

ب) $P(T')$ ،

ج) $P(G \cap T)$ ،

د) $P(G' \cap T')$ ،

ه) $P(T|G)$ ،

و) $P(G'|T')$.

۲۸-۳. نتایج تمرین قبل را برای تحقیق درستی تساوی‌های زیر به کار برید.

الف) $P(T|G) = \frac{P(G \cap T)}{P(G)}$ ،

ب) $P(G'|T') = \frac{P(G' \cap T')}{P(T')}$

۲۹-۳. نشان دهید که اگر $P(B|A) = P(B)$ و $P(B) \neq 0$ ، آنگاه $P(A|B) = P(A)$.

۳۰-۳. جعبه‌ای شامل ۴ مهره سفید و ۸ مهره سیاه است. ۵ مهره به تصادف و بدون جایگذاری از این جعبه و بدون نگاه کردن به رنگ مهره‌ها کنار گذاشته می‌شود.

الف) اگر یک مهره مجدداً از این جعبه انتخاب شود، احتمال اینکه مهره‌ی انتخابی سفید باشد چقدر است؟

ب) اگر دو مهره مجدداً به تصادف از این جعبه انتخاب شود، احتمال اینکه دقیقاً شامل یک مهره سفید باشد چقدر است؟

۳۱-۳. جعبه‌ای شامل ۸ مهره سفید و ۴ مهره سیاه است. یک نمونه‌ی تصادفی ۴ تایی بدون جایگذاری از این جعبه انتخاب می‌شود.

الف) احتمال این را که مهره‌های دوّم و سوّم سفید باشند در حالی که بدانیم نمونه دقیقاً شامل ۳ مهره سفید است به دست آورید.

ب) احتمال این را که مهره‌ی اوّل سفید باشد در حالی که بدانیم نمونه شامل ۲ مهره‌ی سفید است به دست آورید.

۳-۳۲. سه جعبه را در نظر بگیرید، به طوری که در جعبه‌ی اوّل ۳ مهره‌ی سفید و ۵ مهره‌ی سیاه، در جعبه‌ی دوّم ۶ مهره‌ی سفید و ۴ مهره‌ی سیاه و در جعبه سوّم ۲ مهره‌ی سفید و ۴ مهره‌ی سیاه است. اگر یک مهره به تصادف از هر جعبه انتخاب شود، احتمال اینکه مهره‌ی انتخابی از جعبه‌ی اوّل سفید باشد به شرط آن که دقیقاً ۲ مهره‌ی سفید انتخاب شده باشد، چقدر است؟

۳-۸ پیشامدهای مستقل

دو پیشامد A و B را مستقل می‌گویند اگر رخدادن یا رخ ندادن هریک از آنها در احتمال رخدادن دیگری تأثیری نداشته باشد. برای مثال در انتخاب‌های با جایگذاری در هر مرحله نتایج از هم مستقل هستند. به طور نمادی، دو پیشامد A و B مستقل اند اگر

$$P(A|B) = P(A), \quad P(B|A) = P(B),$$

و موقعی که هر دو احتمال شرطی موجود باشند، یعنی وقتی $P(A)$ و $P(B)$ صفر نباشند، می‌توان نشان داد که هر یک از این برابری‌ها، دیگری را نتیجه می‌دهد.

حال اگر در فرمول قضیه‌ی ۳-۹، $P(B)$ را به جای $P(B|A)$ قرار دهیم، به دست

می‌آوریم

$$P(A \cap B) = P(A) P(B|A) = P(A) P(B),$$

و این نتیجه را به عنوان تعریف صوری استقلال به کار خواهیم برد.

تعریف ۳-۳. دو پیشامد B و C مستقل اند اگر و تنها اگر

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

اگر دو پیشامد مستقل نباشند، می‌گویند وابسته‌اند. در به دست آوردن فرمول

تعریف ۳-۳، فرض کردیم که $P(B|A)$ تعریف شده است و لذا فرض کردیم که

$$P(A) \neq 0.$$

مثال ۳-۲۲. سکه‌ای همگن را سه بار پرتاب می‌کنیم فضای نمونه‌ای عبارت است از

$$S = \{TTT, TTH, THT, HTT, THH, HTH, HHT, HHH\}.$$

فرض می‌کنیم که کلیه‌ی عناصر S هم‌شانس هستند. اگر A پیشامد رخ دادن شیر در هریک از دو پرتاب اول، B پیشامد رخ دادن خط در پرتاب سوم، و C پیشامد رخ دادن دقیقاً دو خط در سه پرتاب باشد، نشان دهید که

(الف) پیشامدهای A و B مستقل‌اند،

(ب) پیشامدهای B و C وابسته‌اند.

حل.

$$A = \{HHH, HHT\},$$

$$B = \{HHT, HTT, THT, TTT\},$$

$$C = \{HTT, THT, TTH\},$$

$$A \cap B = \{HHT\},$$

$$B \cap C = \{HTT, THT\}.$$

فرض هم‌شانس بودن همه‌ی هشت عنصر نتیجه می‌دهد که $P(A) = \frac{1}{4}$ ، $P(B) = \frac{1}{4}$ ،

$$P(C) = \frac{3}{8}$$

$$P(A \cap B) = \frac{1}{8}$$

$$P(B \cap C) = \frac{1}{4}$$

(الف) چون $P(A \cap B) = \frac{1}{8} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} = P(A)P(B)$ ، پیشامدهای A و B مستقل‌اند.

(ب) چون $P(B \cap C) = \frac{3}{16} \neq \frac{1}{4} \times \frac{3}{8} = P(B)P(C)$ ، پیشامدهای B و C مستقل نیستند.

می‌توان نشان داد که اگر A و B مستقل باشند، آنگاه A و B' ، A' و B ، و A' و B'

هم مستقل‌اند. یکی از حالت‌های ذکر شده را اثبات می‌کنیم.

قضیه ۳-۱۱. اگر دو پیشامد A و B مستقل باشند، آنگاه A و B' نیز مستقل‌اند.

برهان. از آنجا که $A = (A \cap B) \cup (A \cap B')$ ، و $A \cap B$ و $A \cap B'$ ناسازگارند و چون

A و B بنابر فرض مستقل‌اند، داریم

$$\begin{aligned} P(A) &= P((A \cap B) \cup (A \cap B')) \\ &= P(A \cap B) + P(A \cap B') \\ &= P(A)P(B) + P(A \cap B'). \end{aligned}$$

نتیجه می‌شود که

$$\begin{aligned} P(A \cap B') &= P(A) - P(A)P(B) \\ &= P(A)(1 - P(B)) \\ &= P(A)P(B'), \end{aligned}$$

و لذا A و B' مستقل‌اند.

در تمرین‌ها خواسته شده است که نشان دهید که اگر A و B مستقل باشند، آنگاه A' و B ، و A' و B' نیز مستقل‌اند، و اگر A و B وابسته باشند، آنگاه A و B' وابسته‌اند.

برای تعمیم مفهوم استقلال به بیش از دو پیشامد، تعریف زیر را ارائه می‌دهیم.

تعریف ۳-۴. پیشامدهای A_1, A_2, \dots, A_k مستقل‌اند اگر و تنها اگر احتمال اشتراک هر $2, 3, \dots, k$ تا از این پیشامدها مساوی حاصل ضرب احتمال‌های مربوط به هر پیشامد باشد.

برای حالتی که سه پیشامد A, B و C مطرح است شرایط استقلال به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} P(A \cap B) &= P(A)P(B), \\ P(A \cap C) &= P(A)P(C), \\ P(B \cap C) &= P(B)P(C), \end{aligned}$$

و

$$P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C).$$

قابل توجه است که سه یا چند پیشامد می‌توانند دو به دو مستقل باشند بدون آنکه کلاً مستقل باشند.

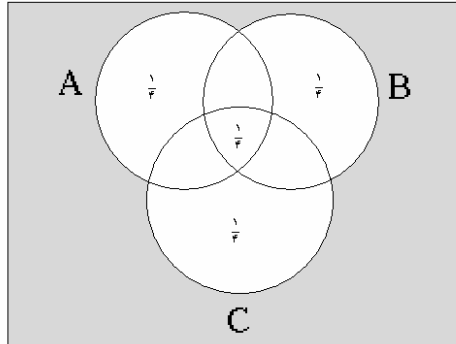
مثال ۳-۳۳. سه پیشامد با احتمال‌های مشخص شده در نمودار ون شکل ۳-۳، آمده است. تحقیق کنید که A و B مستقل‌اند، A و C مستقل‌اند، B و C مستقل‌اند، اما A ، B ، و C مستقل نیستند.

حل. همان‌طور که از نمودار دیده می‌شود، $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{2}$ ،

پس $P(A \cap B) = P(A \cap C) = P(B \cap C) = \frac{1}{4}$ و $P(A \cap B \cap C) = \frac{1}{4}$.

$P(A)P(B) = \frac{1}{4} = P(A \cap B)$ ، $P(A)P(C) = \frac{1}{4} = P(A \cap C)$ ،

$P(B)P(C) = \frac{1}{4} = P(B \cap C)$ ، اما $P(A)P(B)P(C) = \frac{1}{8} \neq P(A \cap B \cap C)$.



شکل ۳-۳. نمودار ون برای مثال ۳-۳۳

ممکن است که $P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C)$ ، بدون آنکه A ، B ، و C دویه‌دو مستقل باشند. مثال زیر را ببینید.

مثال ۳-۳۴. مطلوب است احتمال به دست آوردن

الف) سه شیر در سه پرتاب تصادفی یک سکه‌ی همگن،

ب) چهار شش و سپس عددی دیگر در پنج ریختن یک تاس ناهمگن.

حل. الف) از ضرب احتمال‌های مربوط، به دست می‌آوریم

$$\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8}.$$

ب) از ضرب احتمال‌های مربوط، به دست می‌آوریم

$$\frac{1}{6} \times \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} \times \frac{5}{6} = \frac{5}{7776}$$

تمرین

۳-۳۳. نشان دهید که اگر دو پیشامد A و B مستقل باشند، آنگاه

(الف) دو پیشامد A' و B مستقل اند،

(ب) دو پیشامد A' و B' مستقل اند.

۳-۳۴. نشان دهید که اگر پیشامدهای A و B وابسته باشند، آنگاه پیشامدهای A و B'

وابسته اند.

۳-۳۵. با رجوع به شکل ۳-۴ نشان دهید که $P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C)$ ،

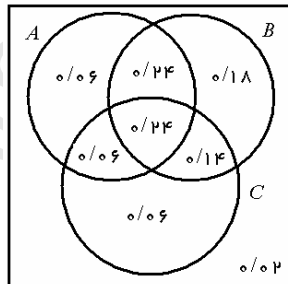
الزاماً نتیجه نمی دهد که پیشامدهای A ، B ، و C همگی دوبه دو مستقلند.

۳-۳۶. با رجوع به شکل ۳-۴ نشان دهید که اگر A از B مستقل و A از C مستقل

باشد، آنگاه B الزاماً از C مستقل نیست.

۳-۳۷. با رجوع به شکل ۳-۴ نشان دهید که اگر A از B مستقل و A از C مستقل

باشد، آنگاه A الزاماً از $B \cup C$ مستقل نیست.



شکل ۳-۴. شکل مورد نیاز برای تمرین های ۳-۳۵، ۳-۳۶، ۳-۳۷

۳-۳۸. اگر سه پیشامد A ، B ، و C مستقل باشند، نشان دهید که

(الف) A و $B \cap C$ مستقل اند،

(ب) A و $B \cup C$ مستقل اند،

۳-۳۹. نشان دهید که برای اینکه k پیشامد مستقل باشند باید $1 - k - 2^k$ شرط برقرار باشد.

۳-۴۰. سکه‌ای به قسمی دستکاری شده است که احتمال آمدن شیر و خط به ترتیب $5/52$ و $5/48$ است. اگر این سکه سه بار پرتاب شود، احتمال به دست آوردن

الف) سه شیر،

ب) دو خط و یک شیر با همین ترتیب.

۳-۴۱. اگر پنج کامیون از ده کامیون حمل بار شرکتی، استانداردهای مربوط به میزان دود آگزوز را نداشته باشند و سه تا از آنها برای بررسی انتخاب شوند، احتمال آنکه هیچ‌کدام از یک کامیون‌های منتخب استانداردهای مذکور را نداشته باشد چقدر است؟

۳-۴۲. اگر شخصی از ۱۵ سکه‌ی طلای موجودی یک صراف که ۶ تایی آنها تقلبی است ۴ سکه به تصادف انتخاب کند، احتمال آنکه سکه‌های منتخب همه تقلبی باشند چقدر است؟

۳-۴۳. یک فروشگاه بزرگ، ماهیانه، صورت حساب بدهی مشتریانی را که حق نسبه بردن دارند برای آنها می‌فرستند. فروشگاه دریافته است مشتری که بلافاصله در یک ماه بدهی خود را می‌پردازد با احتمال $5/9$ ماه بعد نیز بلافاصله بدهی خود را می‌پردازد، اما اگر در یک ماه بدهی خود را بلافاصله نپردازد احتمال این‌که در ماه بعد بلافاصله بدهی‌اش را بپردازد $5/4$ است.

الف) مطلوب است احتمال آنکه مشتری که در ماهی بلافاصله بدهی خود را پرداخته است در سه ماه بعد نیز بلافاصله بدهی‌اش را بپردازد؟

ب) مطلوب است احتمال آنکه مشتری که در ماهی بلافاصله بدهی خود را نپرداخته است در دو ماه بعد نیز بدهی‌اش را فوراً نپردازد و آنگاه ماه بعد از آن فوراً بدهی خود را بپردازد.

۳-۹ قضیه‌ی بیز

مسائل زیادی وجود دارند که در آنها برآمد نهایی یک آزمایش به آنچه در مراحل میانی

مختلف رخ می دهند بستگی دارد. مثال زیر، مثالی ساده است که در آن، مرحله‌ای میانی وجود دارد که متشکل از دو شق است.

مثال ۳-۳۵. کار تکمیل بنای بزرگراهی ممکن است به علت اعتصاب به تأخیر افتد. فرض کنید احتمال این که اعتصابی رخ دهد $۰/۶۰$ ، احتمال این که اگر اعتصابی نباشد کار به موقع انجام شود $۰/۸۵$ ، و احتمال این که اگر اعتصابی باشد کار به موقع انجام شود، $۰/۳۵$ باشد. احتمال این که کار به موقع انجام شود چقدر است؟
حل. اگر A پیشامد تکمیل به موقع کار، و B پیشامد وقوع اعتصاب باشد، اطلاعات داده شده را می توان چنین نوشت:

$$P(B) = ۰/۶۰, P(A|B) = ۰/۳۵, P(A|B') = ۰/۸۵.$$

با استفاده از قضیه‌های احتمال، و این واقعیت که $A \cap B$ و $A \cap B'$ ناسازگارند، و صورت دیگر قاعده‌ی ضرب، می توانیم بنویسیم

$$\begin{aligned} P(A) &= P((A \cap B) \cup (A \cap B')) \\ &= P(A \cap B) + P(A \cap B') \\ &= P(B) P(A|B) + P(B') P(A|B'). \end{aligned}$$

در این صورت، با قراردادن مقادیر عددی، نتیجه می شود که

$$P(A) = (۰/۶۰)(۰/۳۵) + (۱-۰/۶۰)(۰/۸۵) = ۰/۵۵.$$

تعمیمی از این نوع وضعیت، موردی است که در آن مرحله‌ی میانی دارای k شق مختلف است (که رخ دادن آنها را با B_1, B_2, \dots, B_k نشان می دهیم). این تعمیم، به قضیه‌ی زیر که گاهی آن را **قاعده‌ی احتمال کل** یا **قاعده‌ی حذف** می نامند نیاز دارد.

قضیه‌ی ۳-۱۲. اگر پیشامدهای B_1, B_2, \dots, B_k افزایی از فضای نمونه‌ای S را تشکیل دهند و به ازای هر $i, i = 1, 2, \dots, k$ ، $P(B_i) \neq ۰$ ، آنگاه برای هر پیشامد A در S

$$P(A) = \sum_{i=1}^k P(B_i) P(A|B_i).$$

در اینجا B ها افزایی از فضای نمونه‌ای را تشکیل می دهند، اگر دوبه‌دو ناسازگار بوده و اجتماع آنها مساوی S باشد.

مثال ۳-۳۶. اعضای یک شرکت مشاور از سه آژانس، اتومبیل کرایه می‌کنند: از آژانس ۱ به میزان ۶۰ درصد، از آژانس ۲ به میزان ۳۰ درصد، و از آژانس ۳ به میزان ۱۰ درصد. اگر ۹ درصد از اتومبیل‌های آژانس ۱، ۲۰ درصد از اتومبیل‌های آژانس ۲، و ۶ درصد از اتومبیل‌های آژانس ۳ به تنظیم موتور نیاز داشته باشند، احتمال اینکه یک اتومبیل کرایه‌ای که به شرکت مشاور تحویل شده است به تنظیم موتور نیاز داشته باشد چقدر است؟

حل. اگر A پیشامد نیاز داشتن اتومبیلی به تنظیم موتور و B_1, B_2, B_3 به ترتیب پیشامدهای تعلق یک اتومبیل کرایه شده به آژانس‌های ۱، ۲، ۳ باشند، داریم

$$P(B_3) = 0/10, P(B_2) = 0/30, P(B_1) = 0/60,$$

$$P(A|B_3) = 0/06, P(A|B_2) = 0/20, P(A|B_1) = 0/09.$$

اگر این مقادیر را در فرمول قضیه‌ی ۳-۱۲ قرار دهیم، نتیجه می‌شود که

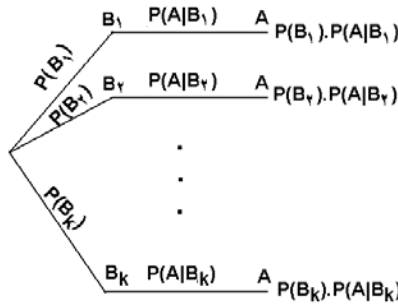
$$P(A) = (0/60)(0/09) + (0/30)(0/20) + (0/10)(0/06) = 0/12.$$

پس، ۱۲ درصد از اتومبیل‌هایی که به شرکت تحویل می‌شوند به تنظیم موتور نیاز دارند. با رجوع به مثال قبلی، فرض کنیم سوال زیر موردنظر باشد: اگر یک اتومبیل کرایه که به شرکت مشاور تحویل شده است نیاز به تنظیم موتور داشته باشد، چقدر احتمال دارد که متعلق به آژانس ۲ باشد؟ برای پاسخ دادن به این نوع سوال‌ها، به قضیه‌ی زیر که **قضیه‌ی بیز** نامیده می‌شود نیاز داریم:

قضیه‌ی ۳-۱۳. اگر پیشامدهای B_1, B_2, \dots, B_k افزایی از فضای نمونه‌ای S را تشکیل دهند و به ازای هر $i, i=1, 2, \dots, k$ ، $P(B_i) \neq 0$ ، آنگاه برای هر پیشامد A در S ، به قسمی که $P(A) \neq 0$

$$P(B_r | A) = \frac{P(B_r) P(A | B_r)}{\sum_{i=1}^k P(B_i) P(A | B_i)}, \quad r = 1, 2, \dots, k.$$

با استفاده از کلمات، احتمال آنکه از راه شاخه‌ی r ام نمودار درختی شکل ۳-۵ به پیشامد A برسیم، به شرط آنکه از راه یکی از k شاخه‌ی نمودار به A رسیده باشیم، برابر نسبت احتمال مربوط به r امین شاخه به مجموع احتمال‌های مربوط به کل k شاخه‌ی درخت است.



شکل ۳-۵. نمودار درختی برای قضیه‌ی بیز

برهان. مطابق تعریف احتمال شرطی، می‌نویسیم $P(B_r | A) = \frac{P(A \cap B_r)}{P(A)}$. لازم است فقط به جای $P(A \cap B_r)$ مقدار $P(B_r)P(A|B_r)$ ، و به جای $P(A)$ ، عبارت فرمول قضیه‌ی ۳-۱۲ را قرار دهیم.

مثال ۳-۳۷. با مراجعه به مثال ۳-۳۶، اگر اتومبیل کرایه‌ای که به شرکت مشاور تحویل شده است به تنظیم موتور نیاز داشته باشد، احتمال اینکه متعلق به آژانس ۲ باشد چقدر است؟

حل. با توجه به فرمول قضیه‌ی ۳-۱۳، قرار می‌دهیم و داریم

$$P(B_2 | A) = \frac{(0/30)(0/20)}{(0/60)(0/90) + (0/30)(0/20) + (0/10)(0/06)} = \frac{0/060}{0/120} = 0/5.$$

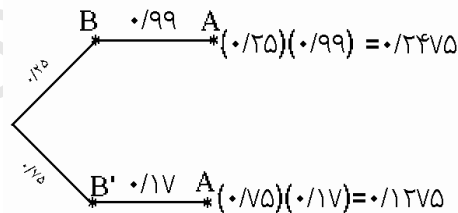
توجه کنید که گرچه فقط ۳۰ درصد اتومبیل‌هایی که به شرکت کرایه داده می‌شوند متعلق به آژانس ۲ است، ولی ۵۰ درصد اتومبیل‌هایی که به تنظیم نیاز دارند متعلق به این آژانس‌اند.

مثال ۳-۳۸. در استان معینی، دودزایی ۲۵ درصد تمام اتومبیل‌ها بیش از حد عادی است. اگر در آزمون دودزایی وسایل نقلیه‌ی استان، اتومبیلی که بیش از حد دود تولید می‌کند با احتمالی برای ۰/۹۹ مردود شود و اگر اتومبیلی که دودزایی آن بیش از حد عادی نیست با احتمال ۰/۱۷ در این آزمون رد شود، احتمال اینکه اتومبیلی که در آزمون رد می‌شود واقعاً اتومبیلی باشد که دودزایی آن بیش از حد عادی است چقدر است؟

حل. از شکل ۳-۴ درمی‌یابیم که احتمال‌های مربوط به دو شاخه‌ی نمودار درختی عبارت‌اند از $۰/۲۴۷۵ = (۰/۲۵)(۰/۹۹)$ و $۰/۱۲۷۵ = (۰/۱۷)(۱-۰/۲۵)$ ، پس احتمال اینکه اتومبیلی که در آزمون رد می‌شود واقعاً اتومبیلی باشد که بیش از حد دود ایجاد می‌کند برابر است با

$$\frac{۰/۲۴۷۵}{۰/۲۴۷۵ + ۰/۱۲۷۵} = ۰/۶۶.$$

البته می‌توانستیم این نتیجه را از قراردادن مستقیم در فرمول قضیه‌ی بیز، بدون نمودار درختی نیز به دست آوریم.



شکل ۳-۴. نمودار درختی برای مثال ۳-۳۸

گرچه قضیه‌ی بیز از اصول احتمال و تعریف احتمال شرطی نتیجه می‌شود، ولی این قضیه موضوع مباحثه‌های دامنه‌داری بوده است. درباره‌ی اعتبار قضیه‌ی بیز نمی‌توان سوالی مطرح کرد، اما بحث‌های مفصلی درباره‌ی تعبیر احتمال‌های پیشین $P(B_i)$ مطرح شده‌اند. همچنین مقدار نسبتاً زیادی از هاله‌ی اسراری که قضیه‌ی بیز را احاطه کرده‌است، ناشی از این واقعیت است که این قضیه نظیر مثال ۳-۳۸، نوعی استدلال «قهقرایی» یا «معکوس»، یعنی استدلال «از معلول به علت» را موجب می‌شود. مثلاً در مثال ۳-۳۸، رد شدن از آزمون، یک معلول، و دودزایی بیش از حد، یک علت ممکن است.

تمرین

۳-۴۴. یک کارخانه‌ی خودروسازی، بلبرینگ‌های موردنیاز خود را از سه تولیدکننده به شرح: ۵۰٪ از تولیدکننده‌ی ۱، ۳۰٪ از تولیدکننده‌ی ۲ و ۲۰٪ از تولیدکننده‌ی ۳، تهیه می‌کند. براساس تجربه‌ی گذشته شرکت خودروسازی می‌داند که استاندارد کنترل کیفیت این سه تولیدکننده یکسان نیست، به‌طوری که ۲٪ از محصولات تولیدی ۱، ۳٪ از محصولات تولیدی ۲، و ۴٪ از محصولات تولیدی ۳، معیوب هستند. چه نسبتی از بلبرینگ‌های خریداری‌شده‌ی کارخانه خودروسازی، معیوب هستند.

۳-۴۵. در تمرین ۳-۴۴، اگر بلبرینگ انتخابی معیوب باشد، احتمال اینکه بلبرینگ از محصولات تولیدی ۲ باشد چقدر است؟

۳-۴۶. جعبه‌ی I شامل ۳ مهره سفید و ۵ مهره سیاه است و جعبه‌ی II شامل یک مهره سفید و یک مهره سیاه است. دو مهره به تصادف از جعبه‌ی I انتخاب و بدون نگاه‌کردن به جعبه‌ی II منتقل می‌کنیم و یک مهره به تصادف از جعبه‌ی II انتخاب می‌کنیم.

الف) احتمال اینکه مهره‌ی سفید از جعبه II استخراج شده باشد چقدر است؟
 ب) احتمال انتقال مهره‌های سفید از جعبه‌ی I به II، به شرط مشاهده‌ی مهره‌ی سفید از جعبه‌ی II، چقدر است؟

۳-۴۷. جعبه‌ی I شامل ۲ مهره‌ی سفید و ۴ مهره‌ی سیاه است و جعبه‌ی II شامل ۳ مهره‌ی سفید و ۲ مهره‌ی سیاه است. یک جعبه به تصادف انتخاب و دو مهره از این جعبه انتخاب می‌شود.

الف) احتمال اینکه هر دو مهره سفید باشند، چقدر است؟

ب) احتمال اینکه جعبه‌ی II انتخاب شود به شرط آنکه هر دو مهره سفید باشند چقدر است؟

فصل چهارم

متغیرهای تصادفی، توزیع‌ها، و چگالی‌های احتمال

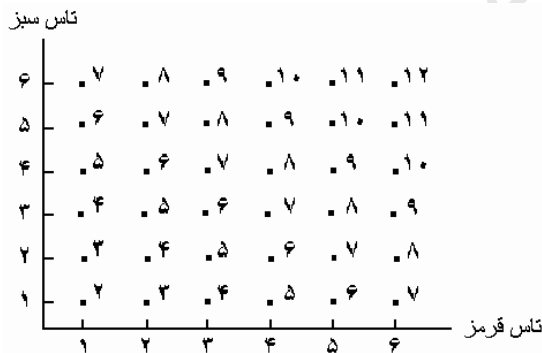
۴-۱ متغیر تصادفی

در بیشتر مسأله‌های متضمن احتمال‌ها، ما تنها به جنبه‌ای خاص (یا به دو یا چند جنبه‌ی خاص) برآمدهای آزمایش‌ها توجه داریم. برای مثال، وقتی یک جفت تاس را می‌ریزیم، معمولاً فقط مجموع دو شماره‌ای که ظاهر می‌شوند مورد توجه است، و نه برآمد هر تاس، وقتی با زن و شوهری که به تصادف انتخاب شده‌اند مصاحبه می‌کنیم ممکن است تعداد افراد خانواده و درآمد توأم آنها مورد توجه باشند، و نه تعداد سال‌هایی که با هم ازدواج کرده‌اند یا پس‌انداز کل آنها، و بالاخره وقتی از لامپ‌های روشنایی که در سطح انبوه تولید می‌شوند نمونه می‌گیریم ممکن است دوام یا میزان روشنایی آنها مورد توجه باشند و نه بهای آنها.

در هریک از مثال‌های بالا توجه ما به اعدادی است که با برآمدهای یک آزمایش شانس‌ی همراه‌اند، یعنی توجه ما به مقادیری است که آنچه اصطلاحاً **متغیرهای تصادفی** خوانده می‌شوند اختیار می‌کنند. تعداد افراد خانواده‌ی زوجی که به تصادف انتخاب شده‌اند و درآمد توأم آنها متغیرهای تصادفی‌اند، و دوام و میزان روشنایی لامپی که به تصادف برای بررسی انتخاب می‌شود نیز متغیرهای تصادفی‌اند.

برای تصریح بیشتر، شکل ۳-۱ را در نظر بگیرید که فضای نمونه‌ای را برای آزمایش پرتاب یک جفت تاس همگن تصویر می‌کند، و فرض کنید که هریک از ۳۶

برآمد ممکن دارای احتمال $\frac{1}{36}$ است. ولی توجه کنید که در شکل ۳-۱ به هر نقطه، عددی وابسته کرده‌ایم. برای مثال، به نقطه‌ی (۱,۱) عدد ۲، به نقطه‌ی (۱,۵) عدد ۶، به نقطه‌ی (۶,۲) عدد ۸، و قس علی‌هذا. به وضوح، ما به هر نقطه مقداری از یک متغیر تصادفی، یعنی مجموع متناظر با دو عددی را که در ریختن دو تاس ظاهر می‌شوند، نسبت می‌دهیم.



شکل ۴-۱. مجموع دو عددی که در ریختن یک جفت تاس ظاهر می‌شوند

چون «نسبت دادن یک عدد به هر نقطه‌ی (عنصر) فضای نمونه‌ای» صرفاً راه دیگری برای بیان «تعریف تابعی روی نقاط یک فضای نمونه‌ای» است، لذا تعریف زیر را ارائه می‌دهیم:

تعریف ۴-۱. اگر S یک فضای نمونه‌ای و X یک تابع حقیقی - مقدار باشد که روی عناصر S تعریف شده است، آنگاه X متغیر تصادفی نامیده می‌شود.

ما در این کتاب، متغیرهای تصادفی را همیشه با حروف بزرگ و مقادیر آنها را با حروف کوچک متناظرشان نشان می‌دهیم. مثلاً برای نشان دادن مقداری از متغیر X ، می‌نویسیم x .

با رجوع به مثال قبل و شکل ۳-۱ مشاهده می‌کنید که متغیر تصادفی X در زیرمجموعه‌ی

$$\{(6, 3), (5, 4), (4, 5), (3, 6)\}$$

از فضای نمونه‌ای S ، مقدار ۹ را اختیار می‌کند و می‌نویسیم $X = 9$. لذا، $X = 9$ به

عنوان مجموعه‌ای از عناصر S تعبیر می‌شود که مجموع دو مؤلفه‌ی آنها ۹ است، و یا کلی‌تر، $X = x$ به‌عنوان مجموعه‌ای از عناصر فضای نمونه‌ای تعبیر می‌شود که برای آنها متغیر تصادفی X مقدار x را اختیار می‌کند. این مطلب ممکن است مبهم به‌نظر آید، ولی ریاضیدانی را به یاد می‌آورد که به‌جای اینکه بگوید « $f(x)$ ، مقدار تابع به ازای x است» می‌گوید « $f(x)$ ، تابع x است».

مثال ۴-۱. از جعبه‌ای که محتوی پنج مهره‌ی قهوه‌ای و سه مهره‌ی سبز است، به تصادف و متوالیاً دو مهره انتخاب می‌شود. فهرست عناصر فضای نمونه‌ای، احتمال‌های متناظر آنها، و مقادیر متناظر، w ، از متغیر تصادفی W را که تعداد مهره‌های قهوه‌ای انتخاب شده را نشان می‌دهد، تهیه کنید.

حل. اگر B و G به ترتیب برای نشان دادن مهره‌ی قهوه‌ای و سبز به کار روند، احتمال‌های BB ، BG ، GB ، و GG به ترتیب عبارت‌اند از $\binom{5}{1} \binom{3}{1} = \frac{5}{14}$ ، $\binom{5}{1} \binom{3}{1} = \frac{15}{56}$ ، $\binom{3}{1} \binom{5}{1} = \frac{15}{56}$ ، و $\binom{3}{2} \binom{5}{0} = \frac{3}{28}$. نتایج در جدول زیر نشان داده شده‌اند.

عناصر فضای نمونه‌ای	احتمال	w
BB	$\frac{5}{14}$	۲
BG	$\frac{15}{56}$	۱
GB	$\frac{15}{56}$	۱
GG	$\frac{3}{28}$	۰

همچنین مثلاً، برای احتمال این پیشامد که متغیر تصادفی W مقدار ۲ را اختیار کند،

می‌توانیم بنویسیم $P(W=2) = \frac{5}{14}$ و یا احتمال این پیشامد که متغیر تصادفی W مقدار یک را اختیار کند برابر است با $P(W=1) = \frac{15}{56} + \frac{15}{56} = \frac{30}{56}$.

مثال ۴-۲. یک سکه همگن چهار بار پرتاب می‌شود. عناصر فضای نمونه‌ای را که بنا به فرض هم‌شانس‌اند، (منظور از همگن بودن سکه همین است)، و مقادیر متناظر x از متغیر تصادفی X را که تعداد کل شیرهاست فهرست کنید.

حل. اگر H و T به ترتیب برای نمایش دادن شیر و خط به کار روند، نتایج در

جدول زیر نشان داده شده‌اند. مثلاً، برای احتمال این پیشامد که متغیر تصادفی X مقدار ۳ را اختیار کند می‌توانیم بنویسیم $P(X = 3) = \frac{4}{16}$.

عناصر فضای نمونه‌ای	احتمال	x
HHHH	$\frac{1}{16}$	۴
HHHT	$\frac{1}{16}$	۳
HHTH	$\frac{1}{16}$	۳
HTHH	$\frac{1}{16}$	۳
THHH	$\frac{1}{16}$	۳
HHTT	$\frac{1}{16}$	۲
HTHT	$\frac{1}{16}$	۲
THHT	$\frac{1}{16}$	۲
HTTH	$\frac{1}{16}$	۲
THTH	$\frac{1}{16}$	۲
TTHH	$\frac{1}{16}$	۲
HTTT	$\frac{1}{16}$	۱
THTT	$\frac{1}{16}$	۱
TTHT	$\frac{1}{16}$	۱
TTTH	$\frac{1}{16}$	۱
TTTT	$\frac{1}{16}$	۰

این واقعیت که تعریف ۴-۱ به توابع حقیقی محدود شده است هیچ محدودیتی را تحمیل نمی‌کند. اگر اعدادی که می‌خواهیم به برآمدهای یک آزمایش نسبت دهیم اعداد مختلط باشند، همیشه می‌توانیم قسمت‌های حقیقی و موهومی را جدا از هم به عنوان مقادیری که دو متغیر تصادفی اختیار می‌کنند در نظر بگیریم. همچنین، اگر بخواهیم برآمدهای یک آزمایش را به صورت کمی توصیف کنیم، مثلاً برای معین کردن رنگ موی یک شخص می‌توانیم با کدگذاری رنگ‌های مختلف، شاید با نمایش آنها به

صورت اعداد ۱، ۲، ۳، و غیره، به دلخواه به توصیف‌های کیفی، مقادیر حقیقی بدهیم. در همهی مثال‌های این بخش، بحث خود را به فضاهای نمونه‌ای گسسته، و در نتیجه به متغیرهای تصادفی گسسته، یعنی متغیرهایی که برد آنها متناهی یا نامتناهی شماراست محدود کرده‌ایم. متغیرهای تصادفی پیوسته که روی فضاهای نمونه‌ای پیوسته تعریف شده‌اند در بخش ۴-۴ مورد بحث قرار می‌گیرند.

۴-۲ توزیع‌های احتمال

در مثال‌های ۴-۱ و ۴-۲ دیدیم، اندازه‌های احتمالی که روی یک فضای نمونه‌ای گسسته تعریف می‌شود، خود به خود احتمال هر مقدار مفروضی را که متغیر تصادفی در بردش اختیار می‌کند در اختیار می‌گذارد.

مثال ۴-۳. (دنباله‌ی مثال ۴-۲) با نسبت دادن احتمال $\frac{1}{36}$ به هر عنصر، بی‌درنگ درمی‌یابیم که متغیر تصادفی X ، مجموع اعداد حاصل از ریختن دو تاس، مقدار ۹ را با احتمال $\frac{4}{36}$ اختیار می‌کند. زیرا $X=9$ شامل ۴ نقطه از ۳۶ نقطه‌ی هم‌شانس فضای نمونه‌ای است. احتمال‌های مربوط به همهی مقادیر ممکن X در جدول زیر نشان داده شده‌اند.

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

به جای اینکه احتمال‌های وابسته به مقادیر یک متغیر تصادفی را مانند مثال قبل در یک جدول نشان دهیم، معمولاً بهتر آن است که فرمولی ارائه کنیم، یعنی احتمال‌ها را به وسیله‌ی تابعی نشان دهیم که مقادیر آن، یعنی $f(x)$ ، به ازای هر x که در برد متغیر تصادفی است برابر $P(X=x)$ باشد.

مثال ۴-۴. (دنباله‌ی مثال ۴-۳) برای مجموع دو عددی که در ریختن دو تاس ظاهر می‌شوند، می‌توانیم بنویسیم

$$f(x) = \frac{6 - |x - 7|}{36}, \quad x = 2, 3, \dots, 12$$

که درستی آن را می‌توان به آسانی تحقیق کرد. به وضوح

$$f(2) = \frac{6 - |2 - 7|}{36} = \frac{6 - 5}{36} = \frac{1}{36}$$

$$f(3) = \frac{6 - |3 - 7|}{36} = \frac{6 - 4}{36} = \frac{2}{36}$$

⋮

$$f(12) = \frac{6 - |12 - 7|}{36} = \frac{6 - 5}{36} = \frac{1}{36}$$

و تمام این مقادیر با آنچه در جدول قبل نشان دادیم مطابقت دارند.

تعریف ۴-۲. اگر X یک متغیر تصادفی گسسته باشد، تابعی که برای هر مقدار x در برد X با $f(x) = P(X=x)$ داده می‌شود، **توزیع احتمال** X نامیده می‌شود.

بر مبنای اصول موضوع احتمال، بی‌درنگ نتیجه می‌شود که

قضیه ۴-۱. تابعی را می‌توان وقتی و فقط وقتی به عنوان توزیع احتمال یک متغیر تصادفی گسسته‌ی X به کاربرد که مقادیر آن، $f(x)$ ، در شرایط زیر صدق کنند:

الف) برای هر مقدار حوزه‌ی تابع، $f(x) \geq 0$ ،

ب) $\sum_x f(x) = 1$ ، که در آن مجموع‌یابی روی تمام مقادیر حوزه‌ی تابع صورت

می‌گیرد.

مثال ۴-۵. فرمولی برای توزیع احتمال تعداد کل شیرهایی که در ۴ پرتاب یک سکه‌ی همگن به دست می‌آیند پیدا کنید.

حل. بر پایه‌ی احتمال‌های جدول مثال ۴-۲، درمی‌یابیم که $P(X=0) = \frac{1}{16}$ ،
 $P(X=1) = \frac{4}{16}$ ، $P(X=2) = \frac{6}{16}$ ، $P(X=3) = \frac{4}{16}$ و $P(X=4) = \frac{1}{16}$. از
 صورت‌های این پنج کسر، یعنی ۱، ۴، ۶، ۴، و ۱ که ضرایب دو جمله‌ای

$$\binom{4}{4}, \binom{4}{3}, \binom{4}{2}, \binom{4}{1}, \binom{4}{0}$$

هستند، متوجه می‌شویم که می‌توان برای توزیع احتمال، فرمولی به صورت

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

نوشت. توجیهی نظری برای این فرمول، و بحثی کلی‌تر برای n پرتاب سکه‌ی همگن،
 در فصل پنجم، در توزیع‌های دو جمله‌ای داده خواهد شد.

مثال ۴-۶. آیا تابعی به صورت

$$f(x) = \frac{x+2}{25}, \quad x = 1, 2, 3, 4, 5$$

می‌تواند به عنوان تابع احتمال یک متغیر تصادفی گسسته به کار رود؟

حل. اگر مقادیر مختلف x را در $f(x)$ قرار دهیم، به دست می‌آوریم:

$$f(5) = \frac{7}{25}, \quad f(4) = \frac{6}{25}, \quad f(3) = \frac{5}{25}, \quad f(2) = \frac{4}{25}, \quad f(1) = \frac{3}{25}$$

چون تمام این مقادیر نامنفی‌اند، اولین شرط قضیه‌ی ۴-۱ برقرار است، و چون

$$f(1) + f(2) + f(3) + f(4) + f(5) = \frac{3}{25} + \frac{4}{25} + \frac{5}{25} + \frac{6}{25} + \frac{7}{25} = 1$$

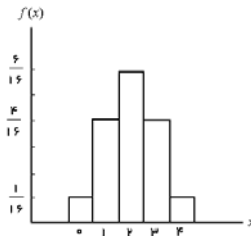
شرط دوم قضیه‌ی ۴-۱ نیز صادق است. پس تابع داده شده، می‌تواند به عنوان توزیع
 احتمال یک متغیر تصادفی در برد $\{1, 2, 3, 4, 5\}$ به کار رود. البته این که آیا X متغیر
 تصادفی مفروضی واقعاً دارای این توزیع احتمال باشد یا نه، کلاً مطلبی دیگر است.

در بعضی از مسائل، ارائه‌ی توزیع‌های احتمال به صورت نموداری مورد نظر است.

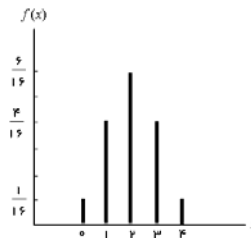
دو نوع نمایش نموداری که برای این منظور به کار می‌روند در شکل‌های ۴-۲ و ۴-۳
 نشان داده شده‌اند. نمایشی که در شکل ۴-۲ نشان داده شده است بافت‌نمای احتمال
 خوانده می‌شود و توزیع احتمال مثال ۴-۳ را نمایش می‌دهد. ارتفاع هر مستطیل برابر

احتمال این است که X مقداری متناظر با طول نقطه‌ی وسط قاعده‌ی آن مستطیل اختیار کند. با نمایشی بازه‌ی از $0/5 -$ تا $0/5$ با 0 ، بازه‌ی از $0/5$ تا $1/5$ با 1 ، ...، بازه‌ی از $3/5$ تا $4/5$ با 4 ، مقادیر متغیر تصادفی گسسته مفروض را به اصطلاح روی مقیاسی پیوسته «گسترده‌ایم». چون هر مستطیل بافت‌نمای شکل ۴-۲ دارای پهنای واحد است، می‌توانیم بگوییم مساحت‌های مستطیل‌ها، به‌جای ارتفاع‌های آن‌ها، برابر احتمال‌های متناظرند. برابر دانستن مساحت‌های مستطیل‌ها با احتمال‌ها، مزیت‌هایی دارد: برای مثال، وقتی می‌خواهیم نمودار توزیع احتمال گسسته را با خمی پیوسته تقریب بزیم از این مطلب استفاده می‌کنیم. این کار را، حتی وقتی مستطیل‌های بافت‌نما پهنایی برابر واحد هم ندارند، می‌توان با تعدیل ارتفاع‌های مستطیل‌ها یا با اصلاح مقیاس محور قائم انجام داد.

نمودار شکل ۴-۳، نمودار میله‌ای نامیده می‌شود. مانند شکل ۴-۲، ارتفاع هر مستطیل، یا میله، مساوی احتمال مقدار متناظر متغیر تصادفی است، اما وانمود نمی‌شود که مقیاس پیوسته‌ای وجود دارد. گرچه در این کتاب، در مواقعی از چنین نمودارهایی استفاده خواهیم کرد، اما بافت‌نماها و نمودارهای میله‌ای عمدتاً در آمار توصیفی برای ارائه‌ی بصری اطلاعاتی که به وسیله‌ی توزیع احتمال یا توزیع واقعی داده‌ها فراهم می‌شوند به‌کار می‌روند.



شکل ۴-۲. بافت‌نمای احتمال



شکل ۴-۳. نمودار میله‌ای

در مسائل زیادی، دانستن احتمال اینکه مقداری از متغیر تصادفی کوچکتر از یک مقدار حقیقی x یا برابر با آن باشد مورد توجه است. لذا، احتمال این را که X مقداری کوچکتر از x یا برابر آن اختیار کند به صورت $F(x) = P(X \leq x)$ می‌نویسیم، و این تابع را که برای تمام اعداد حقیقی x تعریف شده است، تابع توزیع تجمعی یا توزیع تجمعی متغیر تصادفی X می‌نامیم.

تعریف ۴-۳. اگر X یک متغیر تصادفی گسسته باشد، تابعی که با

$$F(x) = P(X \leq x) = \sum_{t \leq x} f(t), \quad -\infty < x < +\infty,$$

داده می‌شود، و در آن $f(t)$ مقدار احتمال X به ازای t است، تابع توزیع یا توزیع تجمعی X خوانده می‌شود.

بنابر اصول موضوع احتمال و بعضی از پیامدهای فوری آن، نتیجه می‌شود که قضیه‌ی ۴-۲، مقادیر $F(x)$ ، تابع توزیع متغیر تصادفی گسسته‌ی X ، در شرایط زیر صدق می‌کنند:

$$۱. F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1.$$

۲. به ازای هر دو عدد حقیقی a و b ، اگر $a < b$ ، آنگاه $F(a) \leq F(b)$.

اگر توزیع احتمال متغیر تصادفی گسسته‌ی مفروضی را داشته باشیم، تابع توزیع متناظر آن عموماً ساده است.

مثال ۴-۷. تابع توزیع تعداد کل شیرهایی را که در چهار پرتاب یک سکه‌ی همگن به دست می‌آیند بیابید.

حل. از مثال ۴-۵، با دانستن

$$f(0) = \frac{1}{16}, f(1) = \frac{4}{16}, f(2) = \frac{6}{16}, f(3) = \frac{4}{16}, f(4) = \frac{1}{16}$$

نتیجه می‌شود که

$$F(0) = f(0) = \frac{1}{16},$$

$$F(1) = f(0) + f(1) = \frac{5}{16},$$

$$F(2) = f(0) + f(1) + f(2) = \frac{11}{16},$$

$$F(3) = f(0) + f(1) + f(2) + f(3) = \frac{15}{16},$$

$$F(4) = f(0) + f(1) + f(2) + f(3) + f(4) = \frac{16}{16} = 1.$$

بنابر این تابع توزیع با

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

داده می‌شود. ملاحظه کنید که این تابع توزیع نه تنها برای مقادیری که متغیر تصادفی دارد، مقدار اختیار می‌کند، بلکه برای تمام اعداد حقیقی تعریف شده است. مثلاً، می‌توانیم بنویسیم $F(1/7) = \frac{5}{16}$ و $F(100) = 1$ ، گرچه احتمال‌های به دست آوردن «حداکثر 1/7 شیر» یا «حداکثر 100 شیر» در چهار پرتاب یک سکه‌ی همگن ممکن است هیچ معنایی واقعی نداشته باشند.

مثال ۴-۸ تابع توزیع متغیر تصادفی W ی مثال ۴-۱ را بیابید و نمودار آن را رسم کنید.

حل. می‌توانیم بنویسیم

$$f(0) = \frac{3}{28}, f(1) = \left(\frac{15}{56}\right) + \left(\frac{15}{56}\right) = \left(\frac{15}{28}\right), f(2) = \frac{9}{14}$$

به طوری که

$$F(0) = f(0) = \frac{3}{28},$$

$$F(1) = f(0) + f(1) = \frac{9}{14},$$

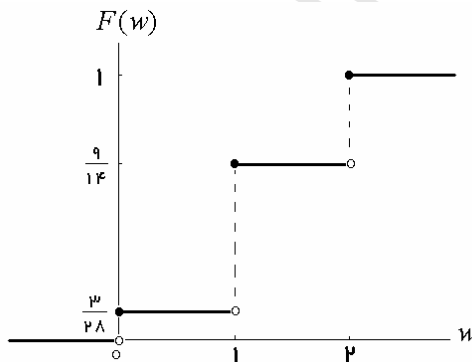
$$F(2) = f(0) + f(1) + f(2) = 1.$$

بنابر این تابع توزیع W با

$$F(w) = \begin{cases} 0 & w < 0 \\ \frac{3}{28} & 0 \leq w < 1 \\ \frac{9}{14} & 1 \leq w < 2 \\ 1 & 2 \leq w \end{cases}$$

داده می‌شود.

نمودار این تابع توزیع که در شکل ۴-۴ نشان داده شده است، بدین طریق به دست می‌آید که اول نمایش نقاط $(w, F(w))$ را به ازای $w=0,1,2$ مشخص می‌کنیم سپس تابع پله‌ای را همان‌طور که نشان داده‌ایم کامل می‌کنیم. باید توجه داشته باشیم که این تابع در تمام نقاط ناپیوستگی، از دو مقدار، آن را که بزرگتر است اختیار می‌کند.



شکل ۴-۴. نمودار تابع توزیع مثال ۴-۸

می‌توانیم فرایندی را که در دو مثال قبل توضیح دادیم در جهت عکس نیز انجام دهیم، یعنی مقادیر توزیع احتمال متغیر تصادفی را از روی تابع توزیع به دست آوریم. برای این منظور قضیه‌ی زیر را به کار می‌بریم.

قضیه‌ی ۴-۳. اگر برد متغیر تصادفی X ، متشکل از مقادیر $x_1 < x_2 < x_3 < \dots < x_n$ باشد، آنگاه $f(x_1) = F(x_1)$ ، و

$$f(x_i) = F(x_i) - F(x_{i-1}), \quad i = 1, 2, 3, \dots, n.$$

مثال ۴-۹. اگر تابع توزیع X به صورت

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 2 \\ \frac{1}{36} & 2 \leq x < 3 \\ \frac{2}{36} & 3 \leq x < 4 \\ \frac{6}{36} & 4 \leq x < 5 \\ \frac{10}{36} & 5 \leq x < 6 \\ \frac{15}{36} & 6 \leq x < 7 \\ \frac{21}{36} & 7 \leq x < 8 \\ \frac{26}{36} & 8 \leq x < 9 \\ \frac{30}{36} & 9 \leq x < 10 \\ \frac{33}{36} & 10 \leq x < 11 \\ \frac{35}{36} & 11 \leq x < 12 \\ 1 & x \geq 12 \end{cases}$$

باشد، توزیع احتمال این متغیر تصادفی را بیابید.

حل. با استفاده از قضیه‌ی ۴-۳ به دست می‌آوریم $f(2) = \frac{1}{36}$ ، $f(3) = \frac{3}{36} - \frac{1}{36} = \frac{2}{36}$ ، $f(4) = \frac{6}{36} - \frac{3}{36} = \frac{3}{36}$ ، $f(5) = \frac{10}{36} - \frac{6}{36} = \frac{4}{36}$ ، $f(6) = \frac{15}{36} - \frac{10}{36} = \frac{5}{36}$ ، $f(7) = \frac{21}{36} - \frac{15}{36} = \frac{6}{36}$ ، $f(8) = \frac{26}{36} - \frac{21}{36} = \frac{5}{36}$ ، $f(9) = \frac{30}{36} - \frac{26}{36} = \frac{4}{36}$ ، $f(10) = \frac{33}{36} - \frac{30}{36} = \frac{3}{36}$ ، $f(11) = \frac{35}{36} - \frac{33}{36} = \frac{2}{36}$ و مقایسه‌ی این‌ها با احتمال‌های مثال ۳-۴، آشکار می‌کند که متغیر تصادفی که در اینجا با آن سروکار داریم همان مجموع اعدادی است که در ریختن یک جفت تاس ظاهر می‌شوند.

تمرین

۴-۱. تحقیق کنید که آیا تابع زیر یک تابع احتمال است یا نه؟

$$f(x) = \begin{cases} cx^p & x = 1, 2, 3 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

۴-۲. مقدار c را طوری پیدا کنید که تابع زیر یک تابع احتمال باشد.

$$f(x) = \begin{cases} c\left(\frac{1}{6}\right)^{x-1} & x = 1, 2, 3, \dots \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

۴-۳. برای توابع تعریف شده X در زیر نشان دهید X یک متغیر تصادفی گسسته است و تابع احتمال آن را به دست آورید.

الف) یک سکه‌ی همگن را سه بار پرتاب می‌کنیم. X نمایانگر تعداد خط‌های مشاهده

شده است.

(ب) یک تاس همگن را دو مرتبه پرتاب می‌کنیم. X نمایانگر قدر مطلق تفاضل دو خال مشاهده شده است.

(ج) یک تاس همگن را آن قدر پرتاب می‌کنیم تا برای اولین بار شیر بیاید. X نمایانگر پرتاب‌های لازم قبل از مشاهده اولین شیر است.

(د) یک تاس را آن قدر پرتاب می‌کنیم تا دو خال ۶ مشاهده شود. X تعداد پرتاب‌های لازم برای مشاهده‌ی دو خال شش تعریف می‌شود.

۴-۴. جعبه‌ای شامل ۵ مهره است که از ۱ تا ۵ شماره‌گذاری شده‌اند. دو مهره به تصادف بدون جایگذاری از این جعبه انتخاب می‌کنیم.

الف) X نمایانگر ماکسیمم دو عدد مشاهده شده است، تابع احتمال X را به دست آورید.

ب) اگر X نمایانگر مینیمم دو عدد مشاهده شده باشد، تابع احتمال X را به دست آورید.

ج) اگر X نمایانگر مجموع دو عدد مشاهده شده باشد، تابع احتمال X را به دست آورید.

۴-۵. فرض کنید ۵ نفر به همراه شما و دوستان به تصادف در یک ردیف ایستاده باشید. اگر X نمایانگر تعداد افراد بین شما و دوست شما باشد، تابع احتمال X را به دست آورید.

۴-۶. جعبه‌ی I شامل ۲ مهره‌ی سفید و ۲ مهره‌ی سیاه و جعبه‌ی II شامل ۳ مهره‌ی سفید و ۳ مهره‌ی سیاه است. دو مهره به تصادف و بدون جایگذاری از هر جعبه انتخاب می‌کنیم. اگر X نمایانگر مهره‌های سفید انتخابی از جعبه‌ی I و Y نمایانگر مهره‌های سفید انتخابی از جعبه‌ی II باشیم، مطلوب است

الف) تابع احتمال X ,

ب) تابع احتمال Y تابع احتمال $Z = X + Y$.

۴-۷. جعبه‌ای شامل ۲ مهره‌ی سفید و ۳ مهره‌ی سیاه است. دو مهره به تصادف و بدون جایگذاری از این جعبه انتخاب می‌کنیم. اگر X نمایانگر تعداد مهره‌های سفید در نمونه‌ی تصادفی باشد، نشان دهید X یک متغیر تصادفی گسسته است و تابع احتمال

آن را به دست آورید. اگر انتخاب نمونه با جایگذاری باشد چگونه؟
 ۴-۸ اگر X یک متغیر تصادفی گسسته با تابع احتمال زیر باشد، مقدار c را به دست آورید.

$$f(x) = c \frac{\theta^x}{x} \quad x = 1, 2, \dots, \quad 0 < \theta < 1$$

۴-۹ اگر r_1, r_2, \dots نمایانگر اعداد گویا در بازه $[0, 1]$ و X یک متغیر تصادفی گسسته با تابع احتمال زیر باشد، تکیه گاه متغیر تصادفی X کدام است؟ چرا؟

$$P(X = r_n) = 2^{-n} \quad \text{و} \quad n = 1, 2, \dots$$

۴-۱۰ اگر N یک عدد صحیح مثبت و X دارای تابع احتمال زیر باشد:

$$f(x) = c 2^{-x}, \quad n = 1, 2, \dots, N.$$

الف) c را تعیین کنید.

ب) تابع توزیع X را به شکل بسته به دست آورید.

۴-۱۱ اگر X دارای تابع احتمال زیر باشد، مقادیر $P(X \geq 2)$ ، $P(0 < X \leq 2)$ و $P(|X - 1| \leq 1)$ را به دست آورید.

x	۰	۱	۲	۳
$f(x)$	۰/۳	۰/۴	۰/۲	۰/۱

۴-۱۲ از بین اعداد ۱ تا ۹، چهار عدد را به تصادف و با هم انتخاب می‌کنیم. اگر X نمایانگر عددی باشد که از کوچک‌ترین عدد انتخابی نمونه بزرگ‌تر و از دوتای دیگر کوچک‌تر باشد، مقدار $P(X = 4)$ را به دست آورید.

۴-۱۳ ظرفی شامل ۵ مهره است که X تایی آن سفید و بقیه سیاه‌اند. می‌دانیم که $P(X = 3) = \frac{2}{3}$ و $P(X = 2) = \frac{1}{3}$. از این ظرف یک مهره به تصادف انتخاب می‌کنیم، ملاحظه می‌شود که رنگ آن سفید است. احتمال آنرا که در ظرف ۳ مهره سفید وجود داشته باشد به دست آورید.

۴-۱۴ اگر تابع توزیع متغیر تصادفی X به صورت

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{5} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{3}{5} & 1 \leq x < 2/5 \\ \frac{4}{5} & 2/5 \leq x < 4 \\ \frac{11}{14} & 4 \leq x < 5/5 \\ 1 & 5/5 \leq x \end{cases}$$

باشد، مطلوب است

الف) تابع احتمال X ،

ب) $P(1 \leq X < 2/5)$ ،

ج) $P(0 < X \leq 2/5)$ ،

د) $P(0 < X < 2/5)$ ،

ه) $P(1 \leq X \leq 2/5)$.

۴-۱۵. تحقیق کنید که $f(x) = \frac{2x}{k(k+1)}$ به ازای $x = 1, 2, 3, \dots, k$ را می‌توان به‌عنوان توزیع احتمال یک متغیر تصادفی به‌کار برد.

۴-۱۶. نشان دهید که برای c نمی‌توان مقادیری یافت که به ازای آنها

$$f(x) = \frac{c}{x},$$

را بتوان به‌عنوان مقادیر توزیع احتمال یک متغیر تصادفی با برد نامتناهی شمارا $x = 1, 2, 3, \dots$ به‌کار برد.

۴-۱۷. برای هر یک از توزیع‌های احتمال زیر بافت‌نمای احتمال را رسم کنید.

الف) $f(x) = \frac{\binom{4}{x} \binom{6}{3-x}}{\binom{10}{3}}$ ، به‌ازای $x = 0, 1, 2$ ،

ب) $f(x) = \binom{5}{x} \left(\frac{1}{5}\right)^x \left(\frac{4}{5}\right)^{5-x}$ ، به‌ازای $x = 0, 1, 2, 3, 4, 5$.

۴-۱۸. برای هر یک از موارد زیر تعیین کنید که آیا مقادیر داده شده را می‌توان به‌عنوان

مقادیر تابع توزیع یک متغیر تصادفی با برد $x = 0, 1, 2, 3, 4$ به‌کار برد یا نه.

الف) $F(1) = 0/3$ ، $F(2) = 0/5$ ، $F(3) = 0/8$ ، و $F(4) = 1/2$ ،

ب) $F(1) = 0/5$ ، $F(2) = 0/4$ ، $F(3) = 0/7$ ، و $F(4) = 1/0$ ،

ج) $F(1) = 0/25$ ، $F(2) = 0/61$ ، $F(3) = 0/83$ ، و $F(4) = 1/0$.

۴-۳ متغیرهای تصادفی پیوسته

در بخش ۴-۱ متغیر تصادفی را به صورت تابعی حقیقی معرفی کردیم که روی نقاط فضای نمونه‌ای دارای یک اندازه‌ی احتمال تعریف شده بود، و در شکل ۴-۱، با تخصیص مجموع اعدادی که در ریختن یک جفت تاس ظاهر می‌شوند به هر یک از ۳۶ نقطه‌ی هم‌شانس فضای نمونه‌ای، این مفهوم را تشریح کردیم. در حالت پیوسته، که متغیرهای تصادفی می‌توانند مقادیری را روی مقیاسی پیوسته اختیار کنند، شیوه‌ی کار به میزان زیاد همانند حالت گسسته است. برآمدهای آزمایش‌ها با نقاط روی پاره‌خط‌ها یا خط‌ها نمایش داده می‌شوند، و مقادیر متغیرهای تصادفی اعدادی هستند که به گونه‌ای مناسب به وسیله‌ی قاعده‌ها یا معادله‌ها B_x به این نقاط نسبت داده می‌شوند. وقتی مقدار متغیر تصادفی مستقیماً با یک اندازه یا مشاهده داده می‌شود، عموماً به خود زحمت نمی‌دهیم که بین مقدار متغیر تصادفی (اندازه‌ای که به دست می‌آوریم) و برآمد آزمایش (نقطه‌ی متناظر روی محور حقیقی) تمایزی قائل شویم. مثلاً، اگر یک آزمایش عبارت از تعیین محتوای واقعی یک شیشه ۲۳۰ گرمی قهوه باشد، نتیجه‌ی حاصل، مثلاً $\frac{225}{3}$ گرم، مقدار متغیر تصادفی است که مورد نظر ماست، و حقیقتاً نیازی نیست اضافه کنیم که فضای نمونه‌ای عبارت از بازه‌ی پیوسته‌ی معینی از نقاط روی محور اعداد حقیقی است.

مسئله‌ی تعریف احتمال‌ها در رابطه با فضاها‌ی نمونه‌ای پیوسته و متغیرهای تصادفی پیوسته متضمن پیچیدگی‌هایی است. برای توضیح مطلب وضعیت زیر را در نظر می‌گیریم.

مثال ۴-۱۰. فرض کنید به احتمال سانحه‌ای که در بزرگراهی به طول ۲۰۰ کیلومتر رخ دهد علاقه‌مندیم، و احتمال اینکه تصادف در محل مشخصی، یا شاید روی قطعه‌ی معینی از جاده رخ دهد، مورد توجه ماست. فضای نمونه‌ای این «آزمایش»، متشکل از پیوستاری از نقاط است، نقاطی که در بازه‌ی ۰ تا ۲۰۰ کیلومتر قرار دارند، و ما برای ارائه‌ی استدلال، فرض می‌کنیم احتمال اینکه تصادفی در هر بازه‌ای به طول d رخ دهد برابر $\frac{d}{200}$ باشد، که در آن d برحسب کیلومتر اندازه گرفته می‌شود. توجه کنید که این تخصیص احتمال‌ها با اصل‌های موضوع ۱ و ۲ سازگار است، زیرا احتمال‌های $\frac{d}{200}$

همگی نامنفی‌اند و $P(S) = \frac{200}{200} = 1$. تا اینجا این تخصیص احتمال‌ها فقط در مورد بازه‌ی ۰ تا ۲۰۰ انجام شد، اما اگر اصل موضوع ۳ را به کار ببریم، می‌توانیم احتمال‌ها را برای اجتماع هر تعداد متناهی یا نامتناهی شمارای دنباله‌ای از بازه‌های جدا از هم نیز به کار ببریم. به‌عنوان مثال، احتمال این‌که تصادفی روی هر کدام از دو بازه‌ی جدا از هم به طول‌های d_1 و d_2 رخ دهد برابر

$$\frac{d_1 + d_2}{200}$$

است، و احتمال این‌که تصادفی روی یکی از بازه‌های متعلق به دنباله‌ای نامتناهی شمارا از بازه‌های جدا از هم به طول‌های d_1, d_2, \dots رخ دهد برابر است با

$$\frac{d_1 + d_2 + d_3 + \dots}{200}$$

در این صورت، اگر قضیه‌ی ۳-۷ را به کار ببریم، می‌توانیم تخصیص احتمال را به اجتماع بازه‌هایی که از هم جدا نیستند گسترش دهیم، و چون اشتراک دو بازه، یک بازه، و متمم یک بازه نیز یک بازه، یا اجتماع دو بازه است، می‌توانیم تخصیص احتمال را به هر زیرمجموعه‌ای از فضای نمونه‌ای تعمیم دهیم که بتوان آن زیرمجموعه را از تشکیل اجتماع‌ها یا اشتراک‌های تعداد نامتناهی یا نامتناهی شمارا از بازه‌ها، یا با تشکیل متمم‌ها به دست آورد.

پس در توسیع مفهوم احتمال به حالت پیوسته، باز اصل‌های ۱، ۲، و ۳ را به‌کار برده‌ایم، اما برای انجام این کار در حالت کلی، باید از تعریفی که برای «پیشامد» کردیم، تمام زیرمجموعه‌هایی از فضای نمونه‌ای را که نمی‌توان با ساختن اجتماع‌ها یا اشتراک‌های تعدادی نامتناهی یا نامتناهی شمارای بازه‌ها، یا ساختن متمم‌ها به‌دست آورد مستثنی کنیم. از نظر عملی، این استثناء اهمیتی ندارد، زیرا ما صرفاً احتمال‌هایی به این نوع مجموعه‌های پیچیده نسبت نمی‌دهیم.

با مراجعه به مثال ۴-۱۰، همچنین ملاحظه کنید که احتمال وقوع تصادفی در یک بازه‌ی خیلی کوتاه، مثلاً بازه‌ای به طول یک سانتی‌متر فقط برابر $0/00000005$ است که خیلی کوچک است. وقتی طول بازه به صفر می‌گراید، احتمال این‌که تصادفی روی آن رخ دهد نیز به صفر می‌گراید؛ البته در حالت پیوسته، ما به نقطه‌های تنها احتمال صفر را نسبت می‌دهیم. این بدین معنا نیست که پیشامدهای متناظر نمی‌توانند رخ دهند،

بالاخره وقتی سانحه‌ای در طول ۲۰۰ کیلومتر جاده رخ می‌دهد، الزاماً این تصادف در نقطه‌ای رخ می‌دهد، ولو اینکه هر نقطه احتمال صفر داشته باشد.

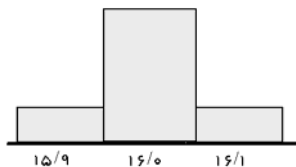
۴-۴ تابع‌های چگالی احتمال

راهی که در مثال ۴-۱۰ برای تخصیص احتمال‌ها به کار بردیم حالت بسیار خاصی است، و ذاتاً شبیه راهی است که طی آن، احتمال‌های مساوی به شش وجه یک تاس، به شیرها و خط‌ها و به ۵۲ کارت از یک نوع دسته کارت معمولی و غیره نسبت می‌دهیم. برای بحث در مسئله‌ی نسبت دادن احتمال‌ها به متغیرهای تصادفی به‌طور کلی‌تر، فرض می‌کنیم که برای متصدی قسمت پرکردن بطری‌های آب معدنی، مقدار واقعی آب معدنی که ماشین بطری پرکن در بطری‌های یک لیتری می‌ریزد مطرح باشد. به وضوح مقدار نوشابه از یک بطری به بطری دیگر تغییر می‌کند، و در واقع این مقدار، یک متغیر تصادفی پیوسته است. اما اگر متصدی قسمت، مقادیر آب معدنی بطری‌ها را تا یک دهم لیتر گرد کند با یک متغیر تصادفی گسسته سروکار دارد که دارای توزیع احتمال است، و این توزیع احتمال را می‌توان به صورت بافت‌نمایی که در آن احتمال‌ها با مساحت‌های مستطیل‌ها داده شده‌اند، مثلاً نظیر نمودار قسمت بالای شکل ۴-۵، نمایش داد. اگر او مقادیر آب معدنی را تا یک صدم لیتر گرد کند، باز با متغیر تصادفی گسسته‌ای (متفاوت با اولی) که دارای یک توزیع احتمال است سروکار دارد، و این توزیع احتمال را می‌توان به صورت بافت‌نمایی که در آن احتمال‌ها با مساحت‌های مستطیل‌ها داده شده‌اند، مثلاً نظیر نمودار قسمت وسط شکل ۴-۵، نمایش داد.

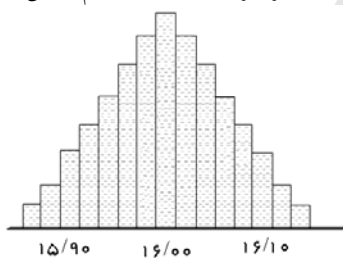
واضح است که اگر او مقادیر نوشابه را تا یک هزارم اونس یا تا یک ده هزارم اونس گرد کند، بافت‌نمای توزیع‌های احتمال متغیرهای تصادفی گسسته‌ی متناظر، به منحنی پیوسته‌ای که در قسمت پایین شکل ۴-۵ نشان داده‌ایم میل می‌کنند، و مجموع مساحت‌های مستطیل‌هایی که احتمال قرار گرفتن مقادیر آب معدنی در هر بازه‌ی معینی را نمایش می‌دهند، به مساحت سطح متناظر زیر منحنی میل می‌کند.

در واقع، تعریف احتمال در حالت پیوسته، برای هر متغیر تصادفی، وجود تابعی را که **تابع چگالی احتمال** نامیده می‌شود مفروض می‌گیرد، به قسمی که مساحت‌های زیر منحنی این تابع، احتمال‌های مربوط به بازه‌های متناظر در طول محور افقی را مشخص

می‌کنند. به بیان دیگر، انتگرال یک تابع چگالی از a تا b ($a \leq b$) احتمال این را که متغیر تصادفی متناظر، مقداری را در بازه‌ی a تا b اختیار کند به دست می‌دهد.



مقادیر گرد شده تا یک دهم اونس



مقادیر گرد شده تا یک صدم اونس



شکل ۵.۴. تعریف احتمال در حالت پیوسته

تعریف ۴-۴. تابع حقیقی مقدار f ، که روی مجموعه‌ی تمام اعداد حقیقی تعریف شده است، تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی پیوسته‌ی X نامیده می‌شود اگر و تنها اگر به ازای هر دو مقدار حقیقی ثابت a و b با شرط $a \leq b$ ،

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx.$$

به توابع چگالی به اختصار چگالی‌های احتمال، توابع چگالی، یا ت.چ.ا. نیز اطلاق می‌شود.

توجه کنید که $f(c)$ ، مقدار تابع چگالی به‌ازای c ، مانند حالت گسسته،

$P(X=c)$ را نمی‌دهد. در ارتباط با متغیرهای تصادفی پیوسته، احتمال‌ها همیشه به بازه‌ها نسبت داده می‌شوند و به ازای هر مقدار حقیقی ثابت c ، $P(X=c)=0$. این مطلب با تعریف ۴-۴ با $a=b=c$ مستقیماً نتیجه می‌شود.

به دلیل این ویژگی، مقدار تابع چگالی احتمال را می‌توان به ازای برخی از مقادیر متغیر تصادفی تغییر داد، بدون اینکه هیچ یک از احتمال‌ها تغییر کنند، و به همین دلیل در تعریف ۴-۴ گفتیم که $f(x)$ مقدار یکی از چگالی‌های احتمال متغیر تصادفی X به ازای x است و نه چگالی احتمال آن به معنی مطلق. به دلیل همین ویژگی نیز، مهم نیست که نقاط دو سر بازه‌ی a تا b را در محاسبه‌ی احتمال منظور کنیم یا نکنیم. به صورت نمادی در قضیه‌ی ۴-۴، اگر X ، متغیر تصادفی پیوسته و a و b دو عدد حقیقی ثابت با شرط $a \leq b$ باشند، آنگاه

$$P(a \leq X \leq b) = P(a \leq X < b) = P(a < X \leq b) = P(a < X < b).$$

مشابه با قضیه‌ی ۴-۱، ویژگی‌های زیر از توابع چگالی احتمال را که باز هم مستقیماً از اصول موضوع احتمال نتیجه می‌شوند بیان می‌کنیم.

قضیه‌ی ۴-۵. تابعی را می‌توان به عنوان تابع چگالی احتمال یک متغیر تصادفی پیوسته X به کاربرد اگر مقادیر آن، $f(x)$ ، در شرایط

$$1. \text{ به ازای } -\infty < x < +\infty, f(x) \geq 0,$$

$$2. \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1,$$

صدق کند.

مثال ۴-۱۱. اگر X دارای چگالی احتمال

$$f(x) = \begin{cases} k e^{-\mu x} & x > 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد، k و $P(0/5 \leq X \leq 1)$ را بیابید.

حل. برای اینکه دوّمین شرط قضیه‌ی ۴-۵ برقرار باشد باید داشته باشیم

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_0^{+\infty} k e^{-\mu x} dx = k \lim_{t \rightarrow +\infty} \left. \frac{e^{-\mu x}}{-\mu} \right|_0^t = \frac{k}{\mu} = 1$$

و نتیجه می‌شود که $k = \mu$. برای احتمالی که خواسته‌ایم، به دست می‌آوریم

$$P(0/5 \leq X \leq 1) = \int_{0/5}^1 3e^{-3x} dx = -e^{-3x} \Big|_{0/5}^1 = -e^{-3} + e^{-1/5} = 0/173.$$

گرچه متغیر تصادفی مثال قبل نمی‌تواند مقادیر منفی اختیار کند، ولی ما در حوزه‌ی چگالی احتمال آن را به گونه‌ای تصنعی بسط دادیم تا تمام اعداد حقیقی را شامل شود. این شیوه‌ای است که در تمام این کتاب از آن پیروی خواهیم کرد.

مثل حالت گسسته، مسائل زیادی وجود دارند که علاقه‌مندیم در آنها احتمال این را که مقدار متغیر تصادفی پیوسته از عدد حقیقی x ، کوچکتر یا مساوی یا آن باشد بدانیم. لذا تعریف زیر را که مشابه تعریف ۴-۳ است ارائه می‌دهیم.

تعریف ۴-۵. اگر X ، متغیر تصادفی پیوسته‌ای با تابع چگالی احتمال $f(t)$ باشد، تابع

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt, \quad -\infty < x < +\infty$$

تابع توزیع یا توزیع تجمعی X نامیده می‌شود.

ویژگی‌های توابع توزیع که در قضیه‌ی ۴-۲ ارائه شدند، برای حالت پیوسته نیز برقرارند؛ یعنی $F(-\infty) = 0$ ، $F(+\infty) = 1$ ، و وقتی $a < b$ ، $F(a) \leq F(b)$. به علاوه از تعریف ۴-۵ مستقیماً نتیجه می‌شود که

قضیه‌ی ۴-۶. اگر $f(x)$ و $F(x)$ ، به ترتیب مقادیرهای تابع توزیع احتمال و تابع توزیع X در x باشند، آنگاه به ازای هر دو مقدار حقیقی و ثابت a و b با شرط $a \leq b$ ،

$$P(a \leq X \leq b) = F(b) - F(a),$$

و

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx},$$

و این مشتق موجود است.

مثال ۴-۱۲. تابع توزیع متغیر تصادفی X مربوط به مثال ۴-۱۱ را بیابید. این تابع توزیع را برای محاسبه‌ی مجدد $P(0/5 \leq X \leq 1)$ نیز به کار برید.

حل. به ازای $x > 0$ ،

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = -e^{-\lambda t} \Big|_0^x = 1 - e^{-\lambda x}$$

و چون به ازای $x \leq 0$ ، $F(x) = 0$ ، می‌توانیم بنویسیم

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & x > 0 \end{cases}$$

برای یافتن $P(0/5 \leq X \leq 1)$ از فرمول قسمت قضیه‌ی ۴-۶ استفاده می‌کنیم، که به دست می‌دهد

$$\begin{aligned} P(0/5 \leq X \leq 1) &= F(1) - F(0/5) \\ &= (1 - e^{-\lambda}) - (1 - e^{-1/5}) \\ &= 0/173. \end{aligned}$$

این جواب با نتیجه‌ای که با استفاده از تابع چگالی احتمال در مثال ۴-۱۱ مستقیماً به دست آمد مطابقت دارد.

مثال ۴-۱۳. یک تابع چگالی احتمال، برای متغیر تصادفی که تابع توزیع‌اش

$$f(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x & 0 \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$$

است، پیدا و نمودار آن را رسم کنید.

حل. چون تابع توزیع داده شده همه‌جا جز در $x=0$ و $x=1$ ، مشتق‌پذیر است. از تابع توزیع برای $x < 0$ ، $0 < x < 1$ و $x > 1$ مشتق می‌گیریم و 0 ، 1 ، و 0 را به دست می‌آوریم. پس بنابر قسمت دوم از قضیه‌ی ۴-۶، می‌توانیم بنویسیم

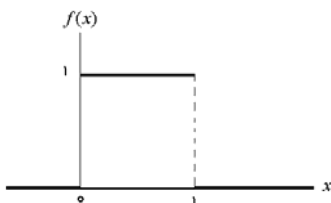
$$f(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & x > 1 \end{cases}$$

و برای پرکردن دو رخنه در $x=0$ و $x=1$ ، مقادیر $f(0)$ و $f(1)$ را برابر صفر می‌گیریم. در واقع مهم نیست که چگالی احتمال در این دو نقطه چگونه تعریف شده است، اما انتخاب مقادیر به این طریق که تابع چگالی احتمال روی یک بازه‌ی باز صفر نباشد مزیت‌هایی دارد. پس می‌توان تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی اصلی را به

صورت

$$f(x) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر جاهای دیگر} \end{cases}$$

نوشت. نمودار این تابع را در شکل ۴-۶ نشان داده‌ایم.



شکل ۴-۶. نمودار تابع چگالی احتمال مثال ۴-۱۳

تمرین

۴-۱۹. چگالی احتمال متغیر تصادفی پیوسته X به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} & 2 < x < 7 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است.

الف) نمودار آن را رسم و تحقیق کنید که کل مساحت زیر منحنی (بالای محور x) برابر با یک است.

ب) مقدار $P(3 < X < 5)$ را بیابید.

۴-۲۰. چگالی احتمال متغیر تصادفی پیوسته Y به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{8}(y+1) & 2 < y < 4 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است. مطلوب است $P(Y < 3/2)$ و $P(2/9 < Y < 3/2)$.

۴-۲۱. تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی X به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{c}{\sqrt{x}} & 0 < x < 4 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است مطلوب است

الف) مقدار c ، ب) $P(X < \frac{1}{4})$ و $P(X > 1)$

۴-۲۲. چگالی احتمال متغیر تصادفی پیوسته X به صورت

$$f(z) = \begin{cases} k z e^{-z^2} & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

داده شده است. k را بیابید و نمودار این چگالی احتمال را رسم کنید.

۲۳-۴. چگالی احتمال متغیر تصادفی پیوسته X به صورت

$$g(x) = \begin{cases} 6x(1-x) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است. مطلوب است $P(X < \frac{1}{4})$ و $P(X > \frac{1}{4})$.

۲۴-۴. تابع توزیع متغیر تصادفی X را که چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3} & 0 < x < 1 \\ \frac{1}{3} & 1 < x < 2 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است بیابید. نمودارهای تابع چگالی احتمال و تابع توزیع را نیز رسم کنید.

۲۵-۴. تابع توزیع متغیر تصادفی X را که چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} x & 0 < x < 1 \\ 2-x & 1 \leq x < 2 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است بیابید. نمودارهای تابع چگالی احتمال و تابع توزیع را نیز رسم کنید.

۲۶-۴. تابع توزیع متغیر تصادفی X را که چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{2} & 0 < x \leq 1 \\ \frac{1}{2} & 1 < x \leq 2 \\ \frac{3-x}{2} & 2 < x < 3 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است بیابید. نمودارهای تابع چگالی احتمال و تابع توزیع را نیز رسم کنید.

۲۷-۴. تابع توزیع متغیر تصادفی X به صورت

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < -1 \\ \frac{x+1}{2} & -1 \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$$

داده شده است. مطلوب است $P(-\frac{1}{2} < X < \frac{1}{2})$ و $P(2 < X < 3)$.

۲۸-۴. تابع توزیع متغیر تصادفی X به صورت

$$F(y) = \begin{cases} 1 - \frac{9}{y^3} & y > 3 \\ 0 & y \leq 3 \end{cases}$$

داده شده است. مطلوب است $P(Y \leq 5)$ و $P(Y > 8)$.

۲۹-۴. تابع توزیع متغیر تصادفی X به صورت

$$F(x) = \begin{cases} 1 - (1+x)e^{-x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

داده شده است. مطلوب است $P(X \leq 2)$ ، $P(1 < X < 3)$ ، و $P(X > 4)$.

۳۰-۴. تعداد دقایقی که پروازی از شهر A به شهر B زودتر یا دیرتر انجام می‌شود

متغیری تصادفی است که چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{228}(36 - x^2) & -6 < x < 6 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است، که در آن مقادیر منفی، معرف زود انجام شدن پرواز و مقادیر مثبت، معرف

تأخیر در پروازند. پیدا کنید احتمال آن را که یکی از این پروازها

الف) حداقل ۲ دقیقه زودتر، ب) حداقل یک دقیقه دیرتر،

ج) مدتی از ۱ تا ۳ دقیقه زودتر، د) دقیقاً ۵ دقیقه دیرتر،

انجام گیرد.

۳۱-۴. مدت زمان سالم ماندن (برحسب ساعت) یک ماده‌ی غذایی بسته‌بندی شده‌ی

فاسد نشدنی، متغیری تصادفی است که تابع احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{20000}{(x+100)^3} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

است. پیدا کنید احتمال آن را که مدت زمان سالم ماندن یکی از این بسته‌ها

الف) حداقل ۲۰۰ ساعت،

ب) حداکثر ۱۰۰ ساعت،

ج) بین ۸۰ تا ۱۲۰ ساعت.

۳۲-۴. میزان فرسودگی تایر (برحسب ۱۰۰۰ کیلومتر) برای دارندگان اتومبیل با نوع

خاصی تایر، متغیری تصادفی است که تابع چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{30} e^{-\frac{x}{30}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

داده شده است. پیدا کنید احتمال اینکه یکی از این لاستیک‌ها

(الف) حداکثر ۱۸۰۰۰ کیلومتر،

(ب) از ۲۷۰۰۰ تا ۳۶۰۰۰ کیلومتر،

(ج) حداقل ۴۸۰۰۰ کیلومتر.

۴-۳۳. در شهری معین، مصرف روزانه‌ی آب (برحسب میلیون لیتر)، متغیری تصادفی

است که چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{9} x e^{-\frac{x}{9}} & x > 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است. احتمال اینکه در روز معینی،

(الف) مصرف آب در این شهر بیش از ۶ میلیون نباشد،

(ب) ذخیره آب کافی نباشد، در صورتی که ظرفیت روزانه این شهر ۹ میلیون لیتر باشد،

چقدر است؟

۴-۳۴. طول عمر (برحسب سال) سگ‌های پنج ساله‌ی نژاد خاصی، متغیری است

تصادفی که تابع توزیع آن به صورت

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 5 \\ 1 - \frac{25}{x^2} & x > 5 \end{cases}$$

است. پیدا کنید احتمال اینکه چنین سگ پنج ساله‌ای

(الف) بیش از ده سال، (ب) کمتر از هشت سال، (ج) بین ۱۲ تا ۱۵ سال،

عمر کند.

۴-۵ توزیع‌های چندمتغیره

در آغاز این فصل، متغیر تصادفی را به صورت تابعی حقیقی مقدار بر فضایی نمونه‌ای

تعریف کردیم، و منطقی است که متغیرهای تصادفی زیادی را بتوان روی فضای نمونه-

ای واحدی تعریف کرد. برای مثال، در ارتباط با فضای نمونه‌ای شکل ۴-۱، ما فقط

متغیری تصادفی را در نظر گرفتیم که مقادیرش مجموع دو عدد بودند که در ریختن

یک جفت تاس ظاهر می‌شوند، اما می‌توانستیم متغیری تصادفی را در نظر بگیریم که مقادیرش حاصل ضرب دو عددی باشند که در ریختن یک جفت تاس ظاهر می‌شوند، یا متغیر تصادفی که مقادیرش ۰، ۱ یا ۲ بوده و بیانگر تعداد تاس‌هایی باشند که برای آنها عدد ۲ بیاید، و قس علی‌هذا. در ارتباط نزدیکتر با زندگی روزمره، ممکن است آزمایشی عبارت از انتخاب تصادفی تعدادی از ۳۴۵ دانش‌آموزی باشد که به یک مدرسه‌ی ابتدایی می‌روند، و رئیس مدرسه به تعیین بهره‌ی هوشی آنها، مراقب بهداشتی مدرسه به وزن آنها، معلمان مدرسه به تعداد روزهایی که غیبت کرده‌اند و ... علاقه‌مند. در این بخش ابتدا به حالت دو متغیره می‌پردازیم، یعنی به وضعیت‌هایی با یک جفت متغیر تصادفی که هم‌زمان روی یک فضای نمونه‌ای توأم تعریف شده‌اند. بعداً، این بحث را به حالت چند متغیره، که هر تعداد متناهی از متغیرهای تصادفی را شامل می‌شود، تعمیم می‌دهیم.

اگر X و Y دو متغیر تصادفی گسسته باشند، احتمال این را که X مقدار x و Y مقدار y را اختیار کند به صورت $P(X=x, Y=y)$ می‌نویسیم؛ بنابر این $P(X=x, Y=y)$ ، احتمال اشتراک پیشامدهای $X=x$ و $Y=y$ است. مانند حالت یک متغیره که با یک متغیر تصادفی سروکار داشتیم و می‌توانستیم احتمال‌های مربوط به همه‌ی مقادیر X را به وسیله‌ی یک جدول نمایش دهیم. اینک می‌توانیم در حالت دو متغیره نیز احتمال‌های مربوط به همه‌ی جفت‌های مقادیر X و Y را به وسیله‌ی یک جدول نمایش دهیم.

مثال ۴-۱۴. دو مهره به تصادف از ظرفی که محتوی ۳ مهره‌ی قرمز، ۲ مهره‌ی آبی و ۴ مهره‌ی سبز است، انتخاب می‌کنیم. اگر X و Y به ترتیب تعداد مهره‌های قرمز و مهره‌های آبی باشند که بین دو مهره‌ی منتخب از ظرف وجود دارند، احتمال‌های مربوط به همه‌ی جفت‌های مقادیر ممکن X و Y را بیابید.

حل. جفت‌های ممکن عبارت‌اند از $(۰,۰)$ ، $(۰,۱)$ ، $(۱,۰)$ ، $(۱,۱)$ ، $(۰,۲)$ ، و $(۲,۰)$. برای پیدا کردن احتمال‌های مربوط به $(۱,۰)$ ، مشاهده می‌کنیم که با پیشامد به‌دست‌آوردن یک مهره از سه مهره‌ی قرمز، ۰ مهره از دو مهره‌ی آبی، و در نتیجه یک مهره از چهار مهره‌ی سبز سروکار داریم. تعداد راه‌هایی که می‌توان این کار را انجام داد برابر

۱۲ = $\binom{3}{1}\binom{2}{0}\binom{4}{1}$ است، و تعداد کل راه‌هایی که می‌توان ۲ مهره از ۹ مهره را انتخاب

کرد برابر $\binom{9}{2} = ۳۶$ است. چون این امکانات بنابر فرض تصادفی بودن انتخاب‌ها

هم‌شانس‌اند از قضیه‌ی ۳-۲، نتیجه می‌شود که احتمال مربوط به $(۱, ۰)$ برابر $\frac{۱۲}{۳۶} = \frac{۱}{۳}$ است. همین‌طور، احتمال مربوط به $(۱, ۱)$ برابر

$$\frac{\binom{3}{1}\binom{2}{1}\binom{4}{0}}{۳۶} = \frac{۶}{۳۶} = \frac{۱}{۳۶}$$

است و با ادامه‌ی این راه، مقادیری را که در جدول زیر نشان داده‌ایم به‌دست می‌آوریم.

		x		
		۰	۱	۲
y	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{۱۲}$
	۱	$\frac{۲}{۹}$	$\frac{1}{۶}$	۰
	۲	$\frac{1}{۳۶}$	۰	۰

درواقع مانند حالت یک متغیره، عموماً بهتر است که چنین احتمال‌هایی را به وسیله‌ی فرمولی ارائه کنیم. به عبارت دیگر بهتر است که احتمال‌ها را به وسیله‌ی تابعی با مقادیر $f(x, y) = P(X = x, Y = y)$ ، برای هر جفت از مقادیر (x, y) در برد متغیرهای تصادفی X و Y بیان کنیم. به عنوان نمونه، می‌توانیم برای جفت متغیرهای تصادفی مثال ۴-۱ به ازای $x = ۰, ۱, ۲$ ، $y = ۰, ۱, ۲$ ، $۰ \leq x + y \leq ۲$ ، بنویسیم

$$f(x, y) = \frac{\binom{3}{x}\binom{2}{y}\binom{4}{۲-x-y}}{\binom{9}{2}}$$

تعریف ۴-۶. اگر X و Y متغیرهای تصادفی گسسته باشند، تابعی که با $f(x, y) = P(X = x, Y = y)$ برای هر جفت مقدار (x, y) در برد X ، Y داده می‌شود، توزیع احتمال توأم X و Y خوانده می‌شود.

شبهه قضیه‌ی ۴-۱، از اصول موضوع احتمال نتیجه می‌شود که

قضیه ۴-۷. تابعی دو متغیره وقتی و تنها وقتی می‌تواند به عنوان توزیع احتمال توأم یک جفت متغیر تصادفی X و Y به کار رود، که مقادیر آن، $f(x, y)$ ، در شرایط زیر صدق کنند.

۱. به ازای هر جفت مقدار (x, y) در حوزه‌ی مربوط، $f(x, y) \geq 0$ ؛

۲. $\sum_x \sum_y f(x, y) = 1$ ، که مجموع‌یابی دوگانه به ازای تمام جفت‌های ممکن در حوزه‌ی مربوط انجام می‌شود.

مثال ۴-۱۵. مقدار k را طوری تعیین کنید که تابع

$$f(x, y) = kxy, \quad x = 1, 2, 3; \quad y = 1, 2, 3$$

را بتوان به عنوان توزیع احتمال توأم به کار برد.

حل. اگر مقادیر مختلف x و y را در تابع قرار دهیم، به دست می‌آوریم $f(1, 1) = k$ ،

$$f(1, 2) = 2k, \quad f(1, 3) = 3k, \quad f(2, 1) = 2k, \quad f(2, 2) = 4k, \quad f(2, 3) = 6k,$$

$$f(3, 1) = 3k, \quad f(3, 2) = 6k, \quad f(3, 3) = 9k. \quad \text{برای برقراری اولین شرط قضیه ۴-۷،}$$

ثابت k نباید منفی باشد، و برای برقراری دومین شرط

$$k + 2k + 3k + 4k + 5k + 6k + 7k + 8k + 9k = 1$$

$$\text{به قسمی که } 36k = 1 \text{ و } k = \frac{1}{36}.$$

مانند حالت یک متغیره، در مسائل زیادی دانستن احتمال اینکه مقادیر دو متغیر

تصادفی برابر با اعداد حقیقی x و y یا کوچکتر از آنها باشند، مورد توجه است.

تعریف ۴-۷. اگر X و Y متغیرهای تصادفی گسسته باشند، تابعی که به صورت به

$$\text{ازای } -\infty < x < +\infty, \text{ و } -\infty < y < +\infty$$

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \sum_{s \leq x} \sum_{t \leq y} f(s, t)$$

داده می‌شود، و در آن مقدار توزیع احتمال توأم X و Y در (s, t) است،

تابع توزیع توأم، یا توزیع تجمعی توأم X و Y خوانده می‌شود.

مثال ۴-۱۶. با مراجعه به مثال ۴-۱۵، $F(1, 1)$ را پیدا کنید.

حل.

$$\begin{aligned}
 F(1, 1) &= P(X \leq 1, Y \leq 1) \\
 &= f(0, 0) + f(0, 1) + f(1, 0) + f(1, 1) \\
 &= \frac{1}{6} + \frac{2}{9} + \frac{1}{3} + \frac{1}{6} \\
 &= \frac{8}{9}.
 \end{aligned}$$

مانند حالت یک متغیره، تابع توزیع توأم دو متغیر تصادفی به ازای تمام اعداد حقیقی تعریف شده است؛ به عنوان نمونه برای مثال ۴-۱۴،
 $F(-2, 1) = P(X \leq -2, Y \leq 1) = 0$ و $F(3/7, 4/5) = P(X \leq 3/7, Y \leq 4/5) = 1$.

حال مفاهیمی را که تاکنون در این بخش معرفی کرده‌ایم به حالت پیوسته تعمیم می‌دهیم.

تعریف ۴-۸. یک تابع دو متغیره با مقادیر $f(x, y)$ ، که روی صفحه‌ی xy ، تعریف شده است، تابع چگالی احتمال توأم متغیرهای تصادفی X و Y خوانده می‌شود، اگر و تنها اگر، برای هر ناحیه‌ی A از صفحه‌ی xy

$$P((X, Y) \in A) = \iint_A f(x, y) dx dy.$$

قضیه‌ی ۴-۸. تابعی دو متغیره را می‌توان به عنوان تابع چگالی احتمال توأم یک جفت متغیر تصادفی پیوسته‌ی X و Y به کار برد که مقادیر آن $f(x, y)$ ، در شرایط زیر صدق کنند:

۱. به ازای $-\infty < x < +\infty$ ، $-\infty < y < +\infty$ ؛ $f(x, y) \geq 0$ ،

۲. $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$.

مثال ۴-۱۷. اگر تابع چگالی احتمال توأم دو متغیر تصادفی X و Y به صورت

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{5} x(y+x) & 0 < x < 1, 0 < y < 2 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد، $P((X, Y) \in A)$ را که در آن A ، ناحیه‌ی $\{0 < x < \frac{1}{4}, 1 < y < 2\}$ است

بیابید.

حل.

$$P[(X, Y) \in A] = P\left(0 < X < \frac{1}{2}, 1 < Y < 2\right)$$

$$\begin{aligned} &= \int_1^2 \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{3}{5} x (y+x) dx dy = \int_1^2 \left(\frac{3x^2 y}{10} + \frac{3x^2}{15} \Big|_{x=0}^{x=\frac{1}{2}} \right) dy \\ &= \int_1^2 \left(\frac{3y}{40} + \frac{1}{40} \right) dy = \frac{3y^2}{40} + \frac{y}{40} \Big|_1^2 = \frac{11}{80}. \end{aligned}$$

تمرین

۳۵-۴. اگر توزیع توأم (X, Y) به صورت

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3x+2y}{51} & x=1, 2; y=1, 2, 3 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد، مقدار $F(1, 2)$ چقدر است؟

۳۶-۴. اگر تابع چگالی توأم X و Y به صورت

$$f(x, y) = \begin{cases} 2 & x > 0, y > 0, x+y < 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد، $P\left(\frac{1}{2} < X < \frac{2}{3}, \frac{1}{8} < Y < \frac{1}{3}\right)$ را به دست آورید.

۳۷-۴. جعبه‌ای را در نظر بگیرید که r مهره‌ی یکسان با شماره‌های ۱، ۲، ...، r در آن

باشند. یک نمونه‌ی تصادفی n تایی از این جعبه

(الف) بدون جایگذاری،

(ب) با جایگذاری،

انتخاب می‌کنیم. اگر X_1 نمایانگر کوچک‌ترین عدد انتخابی در نمونه و X_r نمایانگر

بزرگترین عدد انتخابی در نمونه باشد، توزیع توأم (X_1, X_r) را بیابید.

۳۸-۴. مقدار k را به نحوی بیابید تا تابع زیر یک تابع چگالی توأم باشد.

$$f(x, y) = \begin{cases} k & 0 < x < y, 0 < y < 1 \\ y & \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

۶-۴ توزیع‌های حاشیه‌ای

برای معرفی مفهوم توزیع حاشیه‌ای، ابتدا مثال زیر را در نظر می‌گیریم.

مثال ۴-۱۸. در مثال ۴-۱۴ توزیع احتمال توأم متغیرهای تصادفی X و Y ، یعنی تعداد مهره‌های قرمز و تعداد مهره‌های آبی موجود بین مهره‌ای را که به تصادف از ظرفی محتوی ۳ مهره قرمز، ۲ مهره آبی، و ۴ مهره سبز بیرون می‌آوریم، به دست آوردیم. توزیع احتمال X و توزیع احتمال Y را به طور جداگانه پیدا کنید. حل. نتایج مثال ۴-۱۴، همراه با مجموع‌های حاشیه‌ای، یعنی مجموع‌های مربوط به هر سطر و هر ستون را در جدول زیر نشان داده‌ایم.

		x			
		۰	۱	۲	
y	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{7}{12}$
	۱	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{6}$	۰	$\frac{7}{18}$
	۲	$\frac{1}{36}$	۰	۰	$\frac{1}{36}$
					Δ
				$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{2}$
				$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$

مجموع‌های ستونی احتمالی هستند که X مقادیر ۰، ۱، و ۲ را اختیار می‌کند. به عبارت دیگر این مجموع‌ها، مقادیر

$$g(x) = \sum_{y=0}^2 f(x, y) \quad x = 0, 1, 2$$

مربوط به توزیع احتمال X هستند. به همین ترتیب، مجموع‌های سطری، مقادیر

$$h(y) = \sum_{x=0}^2 f(x, y) \quad y = 0, 1, 2$$

مربوط به توزیع احتمال Y هستند.

لذا به تعریف زیر هدایت می‌شویم.

تعریف ۴-۹. اگر X و Y متغیرهای تصادفی گسسته، و $f(x, y)$ مقدار توزیع احتمال

توأم آنها در (x, y) باشد، تابعی که برای هر x در برد X به صورت

$$g(x) = \sum_y f(x, y),$$

داده می‌شود، توزیع حاشیه‌ای X نام دارد. متناظراً تابعی که برای هر y در برد Y به صورت

$$h(y) = \sum_x f(x, y),$$

داده می‌شود، توزیع حاشیه‌ای Y نام دارد.

وقتی X و Y متغیرهای تصادفی پیوسته‌اند، چگالی‌های احتمال به جای توزیع‌های احتمال، و انتگرال‌ها به جای مجموع‌ها قرار می‌گیرند، و به دست می‌آوریم:

تعریف ۴-۱۰. اگر X و Y متغیرهای تصادفی پیوسته و $f(x, y)$ مقدار چگالی احتمال توأم آنها در (x, y) باشد، تابعی که به صورت

$$g(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy, \quad -\infty < x < +\infty$$

داده می‌شود، چگالی حاشیه‌ای X نام دارد. متناظراً، تابعی که به صورت

$$h(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx, \quad -\infty < y < +\infty$$

داده می‌شود، چگالی حاشیه‌ای Y نام دارد.

مثال ۴-۱۹. چگالی توأم

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{3}(x+2y) & 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است، چگالی‌های حاشیه‌ای X و Y را بیابید.

حل. با انجام انتگرال‌گیری‌های لازم برای $0 < x < 1$ ، به دست می‌آوریم

$$g(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^1 \frac{1}{3}(x+2y) dy = \frac{1}{3}(x+1),$$

و برای سایر مقادیر x داریم $g(x) = 0$. به همین طریق برای $0 < y < 1$ ،

$$h(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_0^1 \frac{1}{3}(x+2y) dx = \frac{1}{3}(1+4y),$$

و برای سایر مقادیر $h(y) = 0$.

وقتی با بیش از دو متغیر تصادفی سروکار داریم، نه تنها می‌توانیم از توزیع‌های حاشیه‌ای تک تک متغیرهای تصادفی صحبت کنیم، بلکه می‌توانیم از توزیع‌های حاشیه‌ای توأم چند متغیر تصادفی هم صحبت به میان آوریم. اگر توزیع احتمال توأم

متغیرهای تصادفی گسسته‌ی X_1, X_2, \dots, X_n دارای مقادیر $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ باشد، توزیع حاشیه‌ای X_1 به تنهایی برای تمام مقادیر واقع در برد X_1 به صورت

$$g(x_1) = \sum_{x_2} \cdots \sum_{x_n} f(x_1, x_2, \dots, x_n),$$

داده می‌شود. توزیع حاشیه‌ای توأم X_1, X_2, X_3 برای همه‌ی مقادیر در برد x_1, x_2, x_3 ، به صورت

$$m(x_1, x_2, x_3) = \sum_{x_4} \cdots \sum_{x_n} f(x_1, x_2, \dots, x_n),$$

داده می‌شود، و توزیع‌های حاشیه‌ای دیگر را نیز می‌توان به همین طریق تعریف کرد. برای حالت پیوسته، چگالی‌های احتمال به جای توزیع‌های احتمال و انتگرال‌ها به جای مجموع‌ها قرار می‌گیرند، و اگر چگالی احتمال توأم متغیرهای تصادفی پیوسته‌ی X_1, X_2, \dots, X_n مقدار $f(x_1, \dots, x_n)$ را داشته باشند، چگالی حاشیه‌ای X_1 به تنهایی برای $-\infty < x_1 < +\infty$ ، به صورت

$$h(x_1) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_2 dx_3 \cdots dx_n,$$

داده می‌شود، چگالی حاشیه‌ای توأم X_1 و X_2 ، برای $-\infty < x_1 < +\infty$ ، $-\infty < x_2 < +\infty$ ، به صورت

$$\varphi(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_3 \cdots dx_{n-1},$$

داده می‌شود، و قس علی‌هذا.

مثال ۴-۲۰. چگالی احتمال سه متغیره‌ی

$$f(x_1, x_2, x_3) = \begin{cases} (x_1 + x_2)e^{-x_3} & 0 < x_1 < 1, 0 < x_2 < 1, x_3 > 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

را در نظر می‌گیریم. چگالی حاشیه‌ای توأم X_1 و X_2 و چگالی حاشیه‌ای X_1 را بیابید. حل. با انجام انتگرال‌گیری‌های لازم، چگالی حاشیه‌ای توأم X_1 و X_2 را برای $0 < x_1 < 1$ و $0 < x_2 < 1$ به صورت زیر پیدا می‌کنیم:

$$m(x_1, x_2) = \int_0^1 (x_1 + x_2)e^{-x_3} dx_3 = (x_1 + \frac{1}{2})e^{-x_2},$$

و برای سایر مقادیر داریم $m(x_1, x_2) = 0$. با استفاده از این نتیجه، متوجه می‌شویم که چگالی حاشیه‌ای X_1 تنها، برای $0 < x_1 < 1$ ، به صورت

$$g(x_1) = \int_0^{+\infty} \int_0^1 f(x_1, x_\mu, x_\nu) dx_\mu dx_\nu = \int_0^{+\infty} m(x_1, x_\nu) dx_\nu$$

$$= \int_0^{+\infty} (x_1 + \frac{1}{\nu}) e^{-x_\nu} dx_\nu = x_1 + \frac{1}{\nu}$$

داده می‌شود و به ازای سایر مقادیر $g(x_1) = 0$.

تمرین

- ۳۹-۴. برای تمرین ۴-۳۵، توابع چگالی حاشیه‌ای را به دست آورید.
 ۴۰-۴. برای تمرین ۴-۳۶، توابع چگالی حاشیه‌ای را به دست آورید.
 ۴۱-۴. توابع چگالی حاشیه‌ای را از روی توزیع توأم زیر به دست آورید

y	۱	۲	۳	$f(x)$
x				
۱	$\frac{1}{9}$	۰	۰	
۲	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	۰	
۳	$\frac{2}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	
$f(y)$				۱

۴۲-۴. اگر $F(x, y)$ مقدار تابع توزیع توأم دو متغیر تصادفی X و Y باشد، برحسب کمیت‌های $F(a, c)$ ، $F(a, d)$ ، $F(b, c)$ ، $F(b, d)$ ، و $F(b, d)$ ، مقدار $P(a < X \leq b, c < Y \leq d)$ را بیابید.

۷-۴ متغیرهای تصادفی مستقل

وقتی با دو یا چند متغیر تصادفی سروکار داریم، مسائل استقلال معمولاً اهمیت زیادی دارند.

تعریف ۴-۱۱. اگر $f(x_1, x_\mu, \dots, x_n)$ مقدار توزیع احتمال توأم n متغیر تصادفی گسسته‌ی X_1, X_μ, \dots, X_n در (x_1, x_μ, \dots, x_n) و $f_i(x_i)$ مقدار توزیع حاشیه‌ای X_i در x_i به ازای $i = 1, 2, \dots, n$ باشد، این متغیرها مستقل‌اند اگر و تنها اگر به ازای کلیه‌ی (x_1, x_μ, \dots, x_n) در بردشان

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_1(x_1) f_2(x_2) \dots f_n(x_n).$$

برای ارائه‌ی تعریفی متناظر در مورد متغیرهای تصادفی پیوسته، تنها کلمه‌ی چگالی را به جای کلمه‌ی توزیع قرار می‌دهیم.

با این تعریف برای استقلال، به آسانی می‌توان تحقیق کرد که سه متغیر تصادفی مثال ۴-۲۰ مستقل نیستند، اما دو متغیر تصادفی X_1 و X_2 و همچنین دو متغیر تصادفی X_2 و X_3 دو به دو مستقل‌اند.

مثال‌های زیر برای نشان‌دادن نحوه‌ی استفاده از تعریف ۴-۱۱ در یافتن احتمال‌های مربوط به چندین متغیر تصادفی مستقل، به کار می‌روند.

مثال ۴-۲۱. n پرتاب مستقل یک سکه‌ی همگن را در نظر می‌گیریم. فرض کنید X_i تعداد (۰ یا ۱) شیر حاصل در i امین پرتاب، $i=1, 2, \dots, n$ باشد. توزیع احتمال توأم این n متغیر تصادفی را بیابید.

حل. چون هریک از متغیرهای تصادفی X_i ، به ازای $i=1, 2, \dots, n$ دارای توزیع احتمال

$$f_i(x_i) = \frac{1}{2} \quad x_i = 0, 1$$

است، و n متغیر تصادفی مستقل‌اند، توزیع احتمال توأم آنها با

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2, \dots, x_n) &= f_1(x_1) f_2(x_2) \dots f_n(x_n) \\ &= \frac{1}{2} \frac{1}{2} \dots \frac{1}{2} = \left(\frac{1}{2}\right)^n, \end{aligned}$$

داده می‌شود، که در آن هر x_i ، به ازای $i=1, 2, \dots, n$ ، برابر ۰ یا ۱ است.

مثال ۴-۲۲. متغیرهای تصادفی مستقل X_1, X_2, X_3 با چگالی‌های احتمال

$$\begin{aligned} f_1(x_1) &= \begin{cases} e^{-x_1} & x_1 > 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases} \\ f_2(x_2) &= \begin{cases} 2e^{-2x_2} & x_2 > 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases} \\ f_3(x_3) &= \begin{cases} 3e^{-3x_3} & x_3 > 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases} \end{aligned}$$

داده شده‌اند، تابع چگالی احتمال توأم آنها را بیابید، و آن را برای محاسبه‌ی $P(X_1 + X_2 \leq 1, X_3 > 1)$ به کار برید.

حل. مقادیر چگالی احتمال توأم به ازای $x_1 > 0, x_2 > 0, x_3 > 0$ به صورت

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2, x_3) &= f_1(x_1)f_2(x_2)f_3(x_3) \\ &= e^{-x_1} 2e^{-2x_2} 3e^{-3x_3} = 6e^{-x_1 - 2x_2 - 3x_3}, \end{aligned}$$

داده می‌شود، و به ازای سایر مقادیر $f(x_1, x_2, x_3) = 0$ پس

$$\begin{aligned} P(X_1 + X_2 \leq 1, X_3 > 1) &= \int_0^{\infty} \int_0^{1-x_2} \int_1^{\infty} 6e^{-x_1 - 2x_2 - 3x_3} \\ &= (1 - 2e^{-1} + e^{-2})e^{-3} \\ &= 0.020. \end{aligned}$$

تمرین

۴-۳. برای تمرین ۴-۳۵ تعیین کنید، متغیرهای تصادفی مستقل‌اند یا مستقل نیستند.
 ۴-۴. اگر توزیع احتمال توأم سه متغیر تصادفی گسسته X, Y, Z به صورت زیر باشد

$$f(x, y, z) = \frac{(x+y)z}{6^3}, \quad x=1, 2; \quad y=1, 2, 3; \quad z=1, 2$$

الف) آیا سه متغیر تصادفی از هم مستقل‌اند؟

ب) مقدار $P(X=2, Y+Z \leq 3)$ را بیابید.

۴-۵. توابع چگالی حاشیه‌ای را از روی توزیع توأم زیر به دست آورید، سپس استقلال دو متغیر تصادفی را مورد بررسی قرار دهید.

y	۱	۲	۳	$f(x)$
x				
۱	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	
۲	$\frac{1}{6}$	۰	$\frac{1}{6}$	
۳	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	۰	
$f(y)$				۱

۸-۴ توزیع‌های شرطی

در فصل سوّم، احتمال شرطی پیشامد A را وقتی که پیشامد B معلوم است، به شرط $P(B) \neq 0$ به صورت

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

تعریف کردیم. فرض کنید که اکنون A و B پیشامدهای $X = x$ و $Y = y$ هستند، بنابراین می‌توانیم به شرط $P(Y = y) = h(y) \neq 0$ بنویسیم

$$P(X = x | Y = y) = \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)} = \frac{f(x, y)}{h(y)},$$

که در آن $f(x, y)$ مقدار توزیع احتمال توأم X و Y در (x, y) ، و $h(y)$ مقدار توزیع حاشیه‌ای Y در y است. احتمال شرطی را به صورت $f(x|y)$ می‌نویسیم تا نشان دهیم که x مقدار متغیر و y تثبیت شده است. اینک تعریف زیر را ارائه می‌دهیم:

تعریف ۴-۱۲. اگر $f(x, y)$ مقدار توزیع احتمال توأم متغیرهای تصادفی گسسته‌ی X و Y در (x, y) ، و $h(y)$ مقدار توزیع حاشیه‌ای Y در y باشد، تابعی که برای هر x در برد X به صورت

$$f(x|y) = \frac{f(x, y)}{h(y)}, \quad h(y) \neq 0$$

است، توزیع شرطی X به شرط $Y = y$ نامیده می‌شود. متناظراً، اگر $g(x)$ مقدار توزیع حاشیه‌ای X در x باشد، تابعی که برای هر y در برد Y به صورت

$$w(y|x) = \frac{f(x, y)}{g(x)}, \quad g(x) \neq 0$$

است، توزیع شرطی Y به شرط $X = x$ نامیده می‌شود.

روشن است برای دو متغیر تصادفی مستقل داریم:

$$f(x|y) = g(x), \quad w(y|x) = h(y).$$

مثال ۴-۲۳. اگر توزیع توأم دو متغیر تصادفی به صورت

	y	۰	۱	۲	$g(x)$
x					
۱		۰	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
۲		$\frac{1}{3}$	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{2}$
۳		۰	$\frac{1}{3}$	۰	$\frac{1}{3}$
$h(y)$		$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	۱

باشد، سه چگالی شرطی مطرح به شرط y عبارتند از:

$$\begin{array}{l}
 (x|y=0) \quad \begin{array}{c|ccc} & 1 & 2 & 3 \\ \hline f(x|0) & \frac{0}{\frac{1}{3}} = 0 & \frac{\frac{1}{3}}{\frac{1}{3}} = 1 & \frac{0}{\frac{1}{3}} = 0 \Rightarrow P(X=2|Y=0) = 1 \end{array} \\
 (x|y=1) \quad \begin{array}{c|ccc} & 1 & 2 & 3 \\ \hline f(x|1) & \frac{0}{\frac{1}{3}} = 0 & \frac{0}{\frac{1}{3}} = 0 & \frac{\frac{1}{3}}{\frac{1}{3}} = 1 \Rightarrow P(X=3|Y=1) = 1 \end{array} \\
 (x|y=2) \quad \begin{array}{c|ccc} & 1 & 2 & 3 \\ \hline f(x|2) & \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{3}} = \frac{1}{2} & \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{3}} = \frac{1}{2} & \frac{0}{\frac{1}{3}} = 0 \Rightarrow \begin{array}{c|cc} (x|y=2) & 1 & 2 \\ \hline f(x|2) & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{array} \end{array}
 \end{array}$$

تمرین

۴-۴۶. با توجه به اطلاعات مثال ۴-۲۳، چگالی‌های شرطی $w(y|x)$ را به دست آورید.

۴-۴۷. نشان دهید که $w(y|x)$ و $f(x|y)$ ویژگی‌های تابع چگالی را دارا می‌باشند.

فصل پنجم

امید ریاضی

۱-۵ مقدمه

مفهوم امید ریاضی، در ابتدا، در ارتباط با بازی‌های شانسی به وجود آمده است، و در ساده‌ترین صورتش، حاصل ضرب مبلغی است که بازیکن امکان برد آن را دارد در احتمال آنکه برنده شود. امروزه کاربرد آن فقط منحصر به این موضوع نیست. به سبب سادگی از مثالی که بسیار رایج است برای ارائه‌ی مفهوم امید ریاضی استفاده می‌کنیم: فروشگاه‌ی از میان ۱۰۰۰۰ مشتری، جایزه‌ای به ارزش ۱۰۰ سکه‌ی طلا برای مشتری که به تصادف انتخاب شود، در نظر گرفته، پس امید ریاضی دریافت جایزه برای هر مشتری $10000 \times \frac{1}{10000} = 0.01 = 1\%$ سکه‌ی طلا است. این رقم به مفهوم یک متوسط تعبیر می‌شود، بدین معنا که مقدار جایزه‌ی ۱۰۰۰۰ مشتری جمعاً ۱۰۰ سکه‌ی طلا، یا به‌طور متوسط به هر مشتری $\frac{100}{10000} = 0.01 = 1\%$ سکه‌ی طلا می‌رسد. اگر جایزه‌ی دوّمی به ارزش ۵۰ سکه‌ی طلا و جایزه‌ی سومی به ارزش ۳۰ سکه‌ی طلا نیز وجود داشته باشند، استدلال می‌کنیم که مقدار جایزه‌ی برای ۱۰۰۰۰ مشتری جمعاً،

$$100 + 50 + 30 = 180$$

سکه‌ی طلا، یا به‌طور متوسط مقدار جایزه‌ی هر مشتری $\frac{180}{10000} = 0.018 = 1.8\%$ سکه‌ی طلا است. اگر به‌طریق دیگری به مطلب نگاه کنیم، می‌توانیم استدلال نمائیم که اگر قرعه‌کشی به دفعات زیادی تکرار شود، در ۹۹/۹۷ درصد از دفعات (یا با احتمال ۰/۹۹۹۷) جایزه‌ای نصیب‌مان نمی‌شود و در ۰/۰۱ درصد از دفعات (یا با احتمال

۰/۰۰۰۱) یکی از سه جایزه را می‌بریم. پس به‌طور متوسط

$$۰/۰۱۸ \text{ سکه} = ۳۰(۰/۰۰۰۱) + ۵۰(۰/۰۰۰۱) + ۱۰۰(۰/۰۰۰۱) + ۰(۰/۹۹۹۷)$$

خواهیم برد که مجموع حاصل ضرب‌های حاصل از ضرب هر مبلغ در احتمال متناظر با آن است.

۲-۵ مقدار امید ریاضی یک متغیر تصادفی

در مثال بخش قبل، مبلغی که امکان برد آن را داشتیم یک متغیر تصادفی گسسته بود، و امید ریاضی این متغیر تصادفی مجموع حاصل ضرب‌های حاصل از ضرب هر مقدار متغیر تصادفی در احتمال متناظر با آن بود. لذا با نامیدن امید ریاضی یک متغیر تصادفی صرفاً به عنوان مقدار مورد انتظار، و تعمیم این تعریف به حالت پیوسته، و با قرار دادن عمل انتگرال‌گیری به جای مجموع‌یابی، داریم:

تعریف ۵-۱. اگر X یک متغیر تصادفی گسسته و f توزیع احتمال آن باشد، مقدار امید ریاضی X برابر است با

$$E(X) = \sum_x x f(x),$$

متناظراً، اگر X متغیر تصادفی پیوسته و f تابع چگالی احتمال آن باشد، مقدار امید ریاضی X برابر است با

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx.$$

البته، در این تعریف فرض شده است که مجموع یا انتگرال موجود است؛ در غیر این صورت، امید ریاضی قابل تعریف نیست.

مثال ۵-۱. محموله‌ای مرکب از ۱۲ دستگاه کامپیوتر، شامل دو کامپیوتر معیوب است. اگر سه دستگاه کامپیوتر را برای ارسال به یک هتل به تصادف انتخاب کنیم، وجود چند دستگاه معیوب را می‌توان انتظار داشت؟

حل. می‌توانیم x تا از ۲ کامپیوتر معیوب و $3-x$ تا از ۱۰ کامپیوتر سالم را به راه $\binom{2}{x} \times \binom{10}{3-x}$ انتخاب کنیم، و می‌توانیم ۳ کامپیوتر از ۱۲ کامپیوتر را به $\binom{12}{3}$ راه

برگزینیم. با فرض اینکه همه‌ی $\binom{۱۲}{۳}$ امکان، هم‌شانس باشند، متوجه می‌شویم که توزیع احتمال X ، تعداد کامپیوترهای معیوبی که به یک مرکز آموزشی فرستاده می‌شود، به صورت

$$f(x) = \frac{\binom{۲}{x} \binom{۱۰}{۳-x}}{\binom{۱۲}{۳}}, \quad x = 0, 1, 2$$

یا به صورت جدول

x	0	1	2
$f(x)$	$\frac{6}{11}$	$\frac{9}{22}$	$\frac{1}{22}$

است. حال

$$E(X) = 0 \times \frac{6}{11} + 1 \times \frac{9}{22} + 2 \times \frac{1}{22} = \frac{1}{2},$$

و چون امکان به دست آوردن یک نیمه کامپیوتر معیوب وجود ندارد، روشن است که اصطلاح «انتظار» به مفهوم محاوره‌ای آن مطرح نیست. در واقع این اصطلاح را باید به عنوان یک متوسط مربوط به تکرار ارسال محموله‌ها تحت شرایط داده شده تعبیر کرد.

مثال ۵-۲. اندازه‌گیری‌های کدگذاری شده‌ی خاصی از فاصله‌ی بین دو دندانه‌ی پیچ در یک بست، دارای چگالی احتمال

$$f(x) = \begin{cases} \frac{4}{\pi(1+x^2)} & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است. مقدار مورد انتظار این متغیر تصادفی را پیدا کنید.

حل. با استفاده از تعریف ۵-۱ داریم

$$E(X) = \int_0^1 x \frac{4}{\pi(1+x^2)} dx = \frac{4}{\pi} \int_0^1 \frac{x}{1+x^2} dx = \frac{\ln 4}{\pi} = 0.4613$$

در بسیاری از مسائل آمار، نه تنها مقدار امید ریاضی یک متغیر تصادفی X ، بلکه مقادیر امید ریاضی متغیرهای تصادفی وابسته به X نیز مورد توجه‌اند. مثلاً ممکن است

متغیر تصادفی Y مورد توجه ما باشد که مقادیرش با مقادیر X از طریق معادله‌ی $y = g(x)$ در ارتباطند. برای ساده‌کردن نمادگذاری، این متغیر تصادفی را به صورت $g(X)$ نشان می‌دهیم؛ برای مثال $g(X)$ ممکن است X^3 باشد، به قسمی که وقتی X مقدار ۲ را اختیار می‌کند، $g(X)$ مقدار $8 = 2^3$ را اختیار کند. اگر بخواهیم مقدار امید ریاضی چنین متغیر تصادفی $g(X)$ را پیدا کنیم، می‌توانیم ابتدا توزیع احتمال یا چگالی احتمال آن را بیابیم، و آنگاه تعریف ۴-۱ را به کار ببریم، اما معمولاً به کار بردن قضیه‌ی زیر آسان‌تر و سراسرتر است:

قضیه‌ی ۴-۱. اگر X متغیر تصادفی گسسته، و $f(x)$ مقدار توزیع احتمال آن به ازای x باشد، مقدار امید ریاضی متغیر تصادفی $g(X)$ ،

$$E[g(X)] = \sum_x g(x) f(x)$$

است. متناظراً اگر X متغیر تصادفی پیوسته و $f(x)$ مقدار چگالی احتمال آن به ازای x باشد، مقدار امید ریاضی متغیر تصادفی $g(X)$ ،

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$$

است.

برهان. این قضیه را فقط برای حالتی که X گسسته است و برد متناهی دارد اثبات می‌کنیم. چون $y = g(x)$ الزاماً یک تناظر یک‌به‌یک را تعریف نمی‌کند. فرض می‌کنیم که وقتی x مقادیر $x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_{n_i}}$ را اختیار می‌نماید، مقدار $g(x)$ مقدار g_i را اختیار کند. در این صورت احتمال اینکه $g(X)$ مقدار g_i را اختیار کند

$$P[g(X) = g_i] = \sum_{j=1}^{n_i} f(x_{ij})$$

و اگر $g(x)$ مقادیر g_1, g_2, \dots, g_m را اختیار کند، نتیجه می‌شود که

$$\begin{aligned}
 E[g(X)] &= \sum_{i=1}^m g_i P[g(X) = g_i] \\
 &= \sum_{i=1}^m g_i \sum_{j=1}^{n_i} f(x_{ij}) \\
 &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} g_i f(x_{ij}) \\
 &= \sum g(x) f(x)
 \end{aligned}$$

که در آن مجموع‌یابی روی همه‌ی مقادیر X انجام می‌شود.

مثال ۳-۵. اگر X عددی باشد که در ریختن یک تاس سالم ظاهر می‌شود، مقدار امید ریاضی متغیر تصادفی $g(X) = 2X^2 + 1$ را بیابید.

حل. چون هر برآمد ممکن دارای احتمال $\frac{1}{6}$ است، به دست می‌آوریم:

$$\begin{aligned}
 E[g(X)] &= \sum_{x=1}^6 (2x^2 + 1) \frac{1}{6} \\
 &= (2 \times 1^2 + 1) \frac{1}{6} + \dots + (2 \times 6^2 + 1) \frac{1}{6} = \frac{94}{3}.
 \end{aligned}$$

مثال ۴-۵. اگر X دارای چگالی احتمال

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & \text{سایرها} \end{cases}$$

باشد، مقدار امید ریاضی متغیر تصادفی $g(X) = e^{\frac{x}{2}}$ را پیدا کنید.

حل. بنابر قضیه‌ی ۱-۵ داریم:

$$E[e^{\frac{x}{2}}] = \int_0^{+\infty} e^{\frac{x}{2}} e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}x} dx = 2.$$

تعیین امیدهای ریاضی را اغلب می‌توان با استفاده از قضیه‌های زیر ساده کرد. این قضیه‌ها ما را قادر می‌سازند که مقادیر امید را از روی امیدهای دیگری که معلوم‌اند و یا به راحتی قابل محاسبه‌اند، حساب کنیم. چون مراحل اثبات، چه برای متغیرهای تصادفی پیوسته و چه برای متغیرهای گسسته یکی هستند، برخی برهان‌ها را برای حالت گسسته

و یا برای حالت پیوسته خواهیم داد؛ سایر برهان‌ها را به عنوان تمرین به عهده‌ی خواننده می‌گذاریم.

قضیه‌ی ۲-۵. اگر a و b مقادیر ثابتی باشند، آنگاه $E(aX + b) = aE(X) + b$.
برهان. با استفاده از قضیه‌ی ۱-۴، با $g(X) = aX + b$ ، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} E(aX + b) &= \int_{-\infty}^{+\infty} (ax + b) f(x) dx \\ &= a \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx + b \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx \\ &= aE(X) + b. \end{aligned}$$

اگر به ترتیب قرار دهیم $a = 0$ ، $b = 0$ ، از قضیه‌ی ۲-۵ نتیجه می‌شود که

نتیجه‌ی ۱. اگر a مقداری ثابت باشد، آنگاه $E(aX) = aE(X)$.

نتیجه‌ی ۲. اگر b مقداری ثابت باشد، آنگاه $E(b) = b$.

ملاحظه کنید که اگر بنویسیم $E(b)$ ، ثابت b را می‌توان متغیری تصادفی تلقی کرد که همیشه مقدار b را اختیار می‌کند.

قضیه‌ی ۳-۵. اگر c_1, c_2, \dots, c_n مقادیری ثابت باشند، آنگاه

$$E\left[\sum_{i=1}^n c_i g_i(X)\right] = \sum_{i=1}^n c_i E[g_i(X)].$$

برهان. بنابر قضیه‌ی ۱.۵ با $g(X) = \sum_{i=1}^n c_i g_i(X)$ ،

$$\begin{aligned} E\left[\sum_{i=1}^n c_i g_i(X)\right] &= \sum_x \left[\sum_{i=1}^n c_i g_i(x)\right] f(x) \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_x c_i g_i(x) f(x) \\ &= \sum_{i=1}^n c_i \sum_x g_i(x) f(x) \\ &= \sum_{i=1}^n c_i E[g_i(X)]. \end{aligned}$$

مثال ۵-۵. با استفاده از این واقعیت که

$$E(X^r) = (1^r + 2^r + 3^r + 4^r + 5^r + 6^r) \times \frac{1}{6} = \frac{91}{6},$$

برای متغیر تصادفی مثال ۴-۳ مثال را مجدداً حل کنید.

حل.

$$E(2X^r + 1) = 2E(X^r) + 1 = 2 \times \frac{91}{6} + 1 = \frac{94}{3}.$$

مثال ۵-۶. اگر چگالی احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر باشد

$$f(x) = \begin{cases} 2(1-x) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

الف) نشان دهید که $E(X^r) = \frac{2}{(r+1)(r+2)}$ (ب) از این نتیجه استفاده کرده،

$E[(2X+1)^r]$ را حساب کنید.

حل. الف)

$$\begin{aligned} E(X^r) &= \int_0^1 x^r 2(1-x) dx = 2 \int_0^1 (x^r + x^{r+1}) dx \\ &= 2 \left(\frac{1}{r+1} - \frac{1}{r+2} \right) = \frac{2}{(r+1)(r+2)}. \end{aligned}$$

ب) چون $E[(2X+1)^r] = 2^r E(X^r) + 2^r E(X) + 1$ با قراردادن $r=1$ و $r=2$ در فرمول

بالا $E(X) = \frac{2}{2 \times 3} = \frac{1}{3}$ و $E(X^2) = \frac{2}{3 \times 4} = \frac{1}{6}$ ، و به دست می‌آوریم

$$E[(2X+1)^r] = 2^r \times \frac{1}{6} + 2^r \times \frac{1}{3} + 1 = 2^r.$$

مثال ۵-۷. نشان دهید که

$$E[(aX+b)^n] = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} a^{n-i} b^i E(X^{n-i}).$$

حل. چون بنابر قضیه‌ی ۲-۹ داریم

$$(ax+b)^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (ax)^{n-i} b^i$$

نتیجه می شود که

$$\begin{aligned} E[(aX+b)^n] &= E\left[\sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (aX)^{n-i} b^i\right] \\ &= \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} a^{n-i} b^i E(X^{n-i}). \end{aligned}$$

مفهوم امید ریاضی را به آسانی می توان به وضعیت هایی که شامل دو یا چند متغیر تصادفی اند تعمیم داد. برای نمونه، اگر Z ، متغیری تصادفی باشد که مقادیرش به مقادیر دو متغیر تصادفی X و Y به وسیله معادله $z = g(x, y)$ مربوط است، آنگاه می توان نشان داد که

قضیه ۵-۴. اگر X و Y ، متغیرهای تصادفی گسسته بوده و $f(x, y)$ مقدار توزیع احتمال توأم آنها در (x, y) باشد، مقدار امید ریاضی متغیر تصادفی $g(X, Y)$ با

$$E[g(X, Y)] = \sum_x \sum_y g(x, y) f(x, y)$$

داده می شود. متناظراً اگر X و Y متغیرهای تصادفی پیوسته بوده و $f(x, y)$ مقدار چگالی توأم آنها در (x, y) باشد، مقدار امید ریاضی متغیر تصادفی $g(X, Y)$ با

$$E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$$

داده می شود، مشروط بر اینکه مجموع و انتگرال بالا موجود باشد.

واضح است که قضیه ی فوق برای توابعی از هر تعداد متناهی از متغیرهای تصادفی برقرار است.

مثال ۵-۸. با مراجعه به مثال ۴-۱۴، مقدار مورد انتظار $g(X, Y) = X + Y$ را پیدا کنید.
حل.

$$\begin{aligned} E(X+Y) &= \sum_{x=0}^2 \sum_{y=0}^2 (x+y) f(x, y) \\ &= (0+0) \frac{1}{6} + (0+1) \frac{2}{9} + (0+2) \frac{1}{36} + (1+0) \frac{1}{3} + (1+1) \frac{1}{6} + (2+0) \frac{1}{12} = \frac{10}{9}. \end{aligned}$$

مثال ۵-۹. اگر تابع چگالی توأم X و Y به صورت زیر باشد

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{p}{v}(x+py) & 0 < x < 1, 1 < y < 2 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

مقدار امید ریاضی $g(X, Y) = \frac{X}{Y^p}$ را بیابید.

حل.

$$E\left(\frac{X}{Y^p}\right) = \int_1^2 \int_0^1 \frac{px(x+py)}{vy^p} dx dy = \frac{p}{v} \int_1^2 \left(\frac{1}{3y^p} + \frac{1}{y^p}\right) dy = \frac{15}{8^p}$$

قضیه‌ی زیر، قضیه‌ی دیگری است که در مطالب آتی کاربردهای مفیدی دارد. این قضیه، تعمیمی از قضیه‌ی ۳-۵ است و برهانش نظیر برهان همان قضیه است. قضیه‌ی ۵-۵. اگر c_1, c_2, \dots, c_n مقادیری ثابت باشند، آنگاه

$$E\left[\sum_{i=1}^n c_i g_i(X_1, X_2, \dots, X_k)\right] = \sum_{i=1}^n c_i E[g_i(X_1, X_2, \dots, X_k)].$$

تمرین

- ۱-۵. قضیه‌ی ۲-۵ را برای متغیرهای گسسته اثبات کنید.
- ۲-۵. قضیه‌ی ۳-۵ را برای متغیرهای پیوسته اثبات کنید.
- ۳-۵. مقدار مورد انتظار متغیر تصادفی گسسته‌ی X را که دارای توزیع احتمال

$$f(x) = \frac{|x-2|}{v}, \quad x = -1, 0, 1, 3$$

است بیابید.

- ۴-۵. مقدار مورد انتظار متغیر تصادفی Y را که چگالی احتمال آن

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{8}(y+1) & 2 < y < 4 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است بیابید.

- ۵-۵. مقدار مورد انتظار متغیر تصادفی X را که چگالی احتمال آن

$$f(x) = \begin{cases} x & 0 < x < 1 \\ 2-x & 1 \leq x < 2 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است بیابید.

۶-۵ الف) اگر متغیر تصادفی X ، مقادیر ۰، ۱، ۲، و ۳ را به ترتیب با احتمال‌های

$$\frac{1}{125}, \frac{12}{125}, \frac{48}{125} \text{ و } \frac{64}{125} \text{ اختیار کند } E(X) \text{ و } E(X^2) \text{ را پیدا کنید.}$$

ب) از نتایج قسمت الف) استفاده کرده، $E[(3X+2)^2]$ را بیابید.

۷-۵ الف) اگر تابع چگالی متغیر تصادفی پیوسته X ،

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{x(\ln 3)} & 1 < x < 3 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد $E(X)$ و $E(X^2)$ و $E(X^3)$ را بیابید.

ب) از نتایج قسمت الف) استفاده کرده، $E(X^3 + 2X^2 - 3X + 1)$ را پیدا کنید.

۸-۵ اگر چگالی احتمال X به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{2} & 0 < x \leq 1 \\ \frac{1}{2} & 1 < x \leq 2 \\ \frac{3-x}{2} & 2 < x < 3 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد، مقدار مورد انتظار $g(x) = X^2 - 5X + 3$ را بیابید.

۹-۵ مدیر یک شیرینی‌پزی می‌داند که تعداد کیک‌های شکلاتی که می‌تواند در روزی

معین بفروشد متغیری تصادفی است که دارای توزیع احتمال $f(x) = \frac{1}{6}$ به ازای

و هر کیک که فروش نمی‌رود ضرری (ناشی از فاسد شدن) برابر ۴ تومان خواهد

داشت. به فرض اینکه هر کیک را فقط همان روزی که پخته است می‌توان فروخت،

سود مورد انتظار شیرینی‌پز را برای روزی تعیین کنید که او

الف) یک کیک بپزد،

ب) دو کیک بپزد،

ج) سه کیک بپزد،

د) چهار کیک بپزد،

ه) پنج کیک بپزد.

چند کیک باید بپزد تا سود مورد انتظار را ماکسیمم کند؟

۵-۱۰. سود مقاطعه‌کاری در یک کار ساختمانی را می‌توان متغیر تصادفی پیوسته‌ای در

نظر گرفت که دارای چگالی احتمال

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{18}(x+1) & -1 < x < 5 \\ 0 & \text{سایر مقادیر} \end{cases}$$

است، که در آن، واحد x برابر ۱۰۰۰۰ تومان است. سود مورد انتظار مقاطعه‌کار چقدر است؟

۳-۵ گشتاورها

امیدهای ریاضی که در اینجا و در تعریف ۵-۴ ارائه خواهند شد به گشتاورهای توزیع متغیر تصادفی یا صرفاً گشتاورهای متغیر تصادفی موسوم‌اند و در آمار از اهمیتی خاص برخوردارند.

تعریف ۵-۲. r امین گشتاور حول مبدأ متغیر تصادفی X ، که با μ'_r نشان داده می‌شود، امید X^r است؛ به صورت نمادی برای $r = 0, 1, 2, 3, \dots$ ، اگر X متغیر تصادفی گسسته باشد،

$$\mu'_r = E(X^r) = \sum_x x^r f(x),$$

و اگر X متغیر تصادفی پیوسته باشد،

$$\mu'_r = E(X^r) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^r f(x) dx.$$

شایان ذکر است که اصطلاح «گشتاور» مربوط به علم فیزیک است: اگر کمیت‌های $f(x)$ در حالت گسسته جرم‌هایی نقطه‌ایی باشند که بر نقاط محور x ، واقع در فواصل x از مبدأ، به طور قائم عمل کنند، μ'_1 مختص x مرکز ثقل است، یعنی اولین گشتاور تقسیم بر $\sum f(x) = 1$ ، و μ'_2 گشتاور اینرسی است، این مطلب همچنین توضیح

می‌دهید که چرا گشتاورهای μ'_r ، گشتاورهای حول مبدأ نام دارند-در قیاس با فیزیک، طول بازوی اهرم در این حالت، فاصله‌ی تا مبدأست. این قیاس در حالت پیوسته نیز به کار می‌آید که در آن μ'_1 و μ'_2 باید مختص x مرکز ثقل و گشتاور اینرسی یک میله با چگالی متغیر باشد.

وقتی $r=0$ ، بنابر نتیجه‌ی ۲ از قضیه‌ی ۵-۲، داریم $\mu'_0 = E(X^0) = E(1) = 1$ ، و این نتیجه همان‌طور که انتظار می‌رود با قضیه‌های ۴-۱ و ۴-۵ مطابقت دارد. وقتی $r=1$ ، داریم $\mu'_1 = E(X)$ ، که درست همان مقدار امید خود متغیر تصادفی X است، که از نظر اهمیت آن در آمار، به آن نماد خاص و اسم خاصی می‌دهیم.

تعریف ۵-۳. μ'_1 ، میانگین توزیع X ، یا صرفاً میانگین X نامیده می‌شود و آن را با μ نشان می‌دهیم.

گشتاورهای خاصی که اینک تعریف می‌کنیم در آمار اهمیت دارند، زیرا در توصیف شکل توزیع متغیر تصادفی، یعنی شکل نمودار توزیع احتمال یا چگالی احتمال به کار می‌روند.

تعریف ۵-۴. گشتاور r ام حول میانگین متغیر تصادفی X ، که آن را با μ_r نشان می‌دهیم، مقدار امید $(X - \mu)^r$ است؛ به صورت نمادی برای $r = 0, 1, 2, 3, \dots$ ، اگر X گسسته باشد،

$$\mu_r = E[(X - \mu)^r] = \sum_x (x - \mu)^r f(x),$$

و اگر X پیوسته باشد،

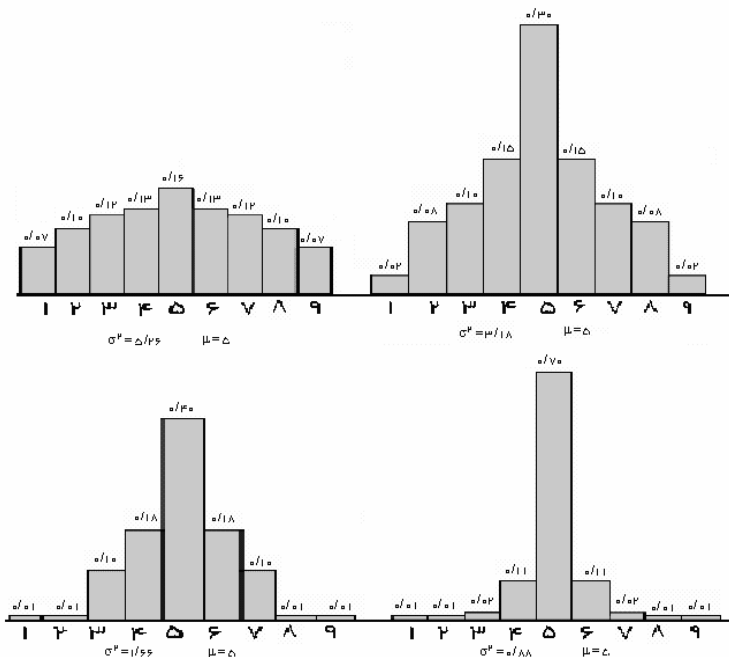
$$\mu_r = E[(X - \mu)^r] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^r f(x) dx.$$

توجه کنید که برای هر متغیر تصادفی که μ برای آن وجود دارد، $\mu_0 = 1$ ، و $\mu_1 = 0$.

دومین گشتاور حول میانگین در آمار اهمیت خاصی دارد، زیرا نشان دهنده‌ی پراکندگی توزیع متغیر تصادفی است، لذا به آن نماد خاص و نام خاصی داده شده است.

تعریف ۵-۵. μ را واریانس توزیع X ، یا صرفاً واریانس X می‌نامند، و آن را با σ^2 ، $\text{var}(X)$ ، یا $V(X)$ نشان می‌دهند؛ σ ، ریشه‌ی دوّم مثبت واریانس را انحراف معیار می‌نامند.

شکل ۵-۱ نشان می‌دهد که چگونه واریانس، منعکس‌کننده‌ی پراکندگی توزیع متغیر تصادفی است. در این شکل ما بافت‌نماهای توزیع‌های احتمال چهار متغیر تصادفی با میانگین یکسان $\mu = 5$ ، ولی با واریانس‌هایی مساوی $5/26$ ، $3/18$ ، $1/66$ ، و $0/88$ را نشان داده‌ایم. همان‌طور که دیده می‌شود، یک مقدار کوچک σ^2 ، این نکته را القا می‌کند که به دست آوردن مقداری نزدیک میانگین محتمل‌تر است، و یک مقدار بزرگ σ^2 ، این نکته را القا می‌کند که به دست آوردن مقداری که نزدیک میانگین نیست احتمال زیادی دارد. این مطلب در بخش ۵-۲، بیشتر مورد بحث قرار می‌گیرد. بحث مختصری از اینکه چگونه μ ، سوّمین گشتاور حول میانگین، تقارن یا چولگی (عدم تقارن) توزیع را توصیف می‌کند، که در فصل اوّل، آمار توصیف ارائه شده است.



شکل ۵-۱. توزیع‌های با پراکندگی مختلف

در بسیاری از موارد، گشتاورهای حول میانگین، ابتدا با محاسبه‌ی گشتاورهای حول مبدأ و سپس با بیان μ_r برحسب μ_r' ، به دست می‌آیند. در اینجا صرفاً فرمول محاسباتی زیر را برای σ^2 به دست می‌آوریم.

قضیه‌ی ۶-۵. $\sigma^2 = \mu_2' - \mu^2$.

برهان.

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= E[(X - \mu)^2] \\ &= E(X^2 - 2\mu X + \mu^2) \\ &= E(X^2) - 2\mu E(X) + E(\mu^2) \\ &= E(X^2) - 2\mu \mu + \mu^2 \\ &= \mu_2' - \mu^2. \end{aligned}$$

مثال ۱۰-۵. با استفاده از قضیه‌ی ۶-۵، واریانس X را حساب کنید. متغیر تصادفی X معرف تعداد خالهایی است که در ریختن یک تاس همگن ظاهر می‌شود.

حل. ابتدا میانگین X را حساب می‌کنیم

$$\mu = E(X) = 1 \times \frac{1}{6} + 2 \times \frac{1}{6} + 3 \times \frac{1}{6} + 4 \times \frac{1}{6} + 5 \times \frac{1}{6} + 6 \times \frac{1}{6} = \frac{7}{2}.$$

حال

$$\mu_2' = E(X^2) = 1^2 \times \frac{1}{6} + 2^2 \times \frac{1}{6} + 3^2 \times \frac{1}{6} + 4^2 \times \frac{1}{6} + 5^2 \times \frac{1}{6} + 6^2 \times \frac{1}{6} = \frac{91}{6}$$

و نتیجه می‌شود که

$$\sigma^2 = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12}.$$

مثال ۱۱-۵. با رجوع به مثال ۲-۵، انحراف معیار متغیر تصادفی X را تعیین کنید.

حل. در مثال ۲-۵، نشان دادیم که $\mu = E(X) = \frac{5}{4} \ln 3$. حال

$$\mu_2' = E(X^2) = \frac{4}{\pi} \int_0^1 \frac{x^2}{1+x^2} dx = \frac{4}{\pi} \int_0^1 \left(1 - \frac{1}{1+x^2}\right) dx = \frac{4}{\pi} - 1 = \frac{4}{\pi} - 1 = \frac{4 - \pi}{\pi}$$

و نتیجه می‌شود که

$$\sigma^2 = \frac{4 - \pi}{\pi} - \left(\frac{5}{4} \ln 3\right)^2 = \frac{4 - \pi}{\pi} - \frac{25}{16} (\ln 3)^2$$

$$\sigma = \sqrt{0.785} = 0.886$$

قضیه‌ی زیر، قضیه‌ی دیگری است که در کارهای مربوط به انحراف معیارها یا واریانس‌ها اهمیت دارد.

قضیه‌ی ۵-۷. اگر واریانس X برابر σ^2 باشد، آنگاه $\text{var}(aX + b) = a^2\sigma^2$.

اثبات این قضیه به عهده‌ی خواننده واگذار می‌شود، اما به فرع‌های زیر اشاره می‌کنیم: برای $a=1$ و $b \neq 0$ ، متوجه می‌شویم که اضافه‌کردن مقداری ثابت به متغیر تصادفی، که نتیجه‌ی آن انتقال تمام مقادیر به چپ یا به راست است، به هیچ وجه اثری بر پراکندگی توزیع آن ندارد؛ برای $b=0$ ، متوجه می‌شویم که اگر مقادیر متغیر تصادفی را در ثابتی ضرب کنیم، واریانس در مربع آن ثابت ضرب می‌شود، که موجب تغییر متناظری در پراکندگی توزیع می‌شود.

تمرین

- ۵-۱۱. در تمرین ۳-۵ مقدار $\text{var}(X)$ را به دست آورید.
- ۵-۱۲. در تمرین ۴-۵ مقدار $\text{var}(Y)$ را به دست آورید.
- ۵-۱۳. در تمرین ۵-۵ مقدار $\text{var}(6X)$ را به دست آورید.
- ۵-۱۴. در تمرین ۶-۵ مقدار $\text{var}(2X)$ را به دست آورید.
- ۵-۱۵. در تمرین ۷-۵ مقدار $\text{var}(1-X)$ را به دست آورید.
- ۵-۱۶. برای متغیر تصادفی X که دارای توزیع احتمال $f(x) = \frac{1}{2}$ ، به ازای $x = -2$ و $x = 2$ است، μ و μ' و σ^2 را بیابید.
- ۵-۱۷. برای متغیر تصادفی X که دارای چگالی احتمال

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{2} & 0 < x < 2 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است، μ و μ' و σ^2 را بیابید.

- ۵-۱۸. اگر متغیر تصادفی X دارای میانگین μ و واریانس σ^2 باشد، نشان دهید که برای متغیر تصادفی Z ، که مقادیرش به مقادیر X با معادله $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ را اعمال

می‌کنیم، دارای میانگین صفر و واریانس است. گوئیم توزیع X را استاندارد کردیم.

۱۹-۵. اگر چگالی احتمال متغیر تصادفی X به صورت

$$f(x) = \begin{cases} 2x^{-3} & x > 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد، بررسی کنید که آیا میانگین و واریانس آن موجودند؟

۲۰-۵. تابع مولد گشتاورهای متغیر تصادفی گسسته‌ی X را که دارای توزیع احتمال

$$f(x) = 2\left(\frac{1}{3}\right)^x, \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

است بیابید، و آن را برای تعیین مقادیر μ'_1 و μ'_2 به کار برید.

۲۱-۵. تابع مولد گشتاورهای متغیر تصادفی پیوسته X را که چگالی احتمال آن به

صورت

$$f(x) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داده شده است پیدا کنید و آن را برای تعیین μ'_1 ، μ'_2 و σ^2 به کار برید.

۵-۴ قضیه‌ی چیشف

برای نشان دادن اینکه چگونه σ یا σ^2 بر پراکندگی توزیع متغیر تصادفی دلالت دارد، قضیه‌ی زیر را که به یاد چیشف ریاضیدان روسی قرن نوزدهم، قضیه‌ی چیشف می‌نامند ثابت می‌کنیم. ما آن را در اینجا فقط برای حالت پیوسته ثابت می‌کنیم، و اثبات آن را برای حالت گسسته به عنوان تمرین واگذار می‌کنیم.

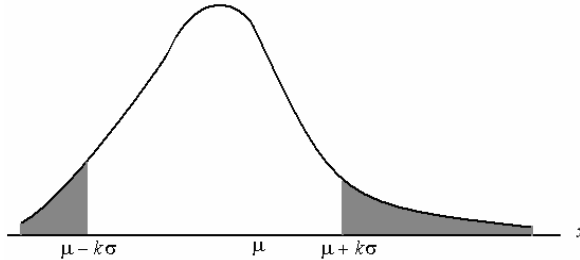
قضیه‌ی ۵-۸ (قضیه‌ی چیشف). اگر μ و σ به ترتیب میانگین و انحراف معیار متغیر تصادفی X باشند، آنگاه برای هر ثابت مثبت k ، احتمال اینکه X ، مقداری با فاصله‌ی کمتر از $k\sigma$ از میانگین اختیار کند حداقل $1 - \frac{1}{k^2}$ است؛ به صورت نمادی

$$P(|X - \mu| < k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^2}.$$

برهان. با توجه به تعریف‌های ۵-۴ و ۵-۵، می‌نویسیم

$$\sigma^2 = E[(X - \mu)^2] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx$$

و با تفکیک انتگرال به سه بخش، همان‌طور که در شکل ۵-۲ نشان داده‌ایم، به دست می‌آوریم



شکل ۵-۲. نموداری برای اثبات قضیه‌ی چیشف

$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{\mu-k\sigma} (x-\mu)^2 f(x) dx + \int_{\mu-k\sigma}^{\mu+k\sigma} (x-\mu)^2 f(x) dx + \int_{\mu+k\sigma}^{+\infty} (x-\mu)^2 f(x) dx.$$

چون $f(x)(x-\mu)^2$ ، عبارت زیر انتگرال، نامنفی است، می‌توانیم نابرابری

$$\sigma^2 \geq \int_{-\infty}^{\mu-k\sigma} (x-\mu)^2 f(x) dx + \int_{\mu+k\sigma}^{+\infty} (x-\mu)^2 f(x) dx,$$

را با حذف انتگرال دوم تشکیل دهیم. حال چون برای $x \leq \mu - k\sigma$ یا $x \geq \mu + k\sigma$ ، نتیجه می‌شود که

$$\sigma^2 \geq \int_{-\infty}^{\mu-k\sigma} k^2 \sigma^2 f(x) dx + \int_{\mu+k\sigma}^{+\infty} k^2 \sigma^2 f(x) dx,$$

و بنابراین به شرط $\sigma^2 \neq 0$ ،

$$\frac{1}{k^2} \geq \int_{-\infty}^{\mu-k\sigma} f(x) dx + \int_{\mu+k\sigma}^{+\infty} f(x) dx.$$

چون مجموع دو انتگرال در این نابرابری، احتمال این را نمایش می‌دهد که X مقداری نابیشتر از $\mu - k\sigma$ یا ناکمتر از $\mu + k\sigma$ را اختیار کند، لذا نشان داده‌ایم که

$$P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}$$

و نتیجه می‌شود که

$$P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq 1 - \frac{1}{k^2}.$$

برای مثال، احتمال اینکه X مقداری در فاصله‌ی ۲σ از میانگین اختیار کند حداقل $۱ - \frac{1}{۲^۲} = \frac{۳}{۴}$ ، احتمال اینکه X مقداری در فاصله‌ی ۳σ از میانگین اختیار کند حداقل $۱ - \frac{1}{۳^۲} = \frac{۸}{۹}$ و احتمال اینکه X مقداری در فاصله‌ی ۵σ از میانگین اختیار کند حداقل $۱ - \frac{1}{۵^۲} = \frac{۲۴}{۲۵}$ است. این بدان معناست که σ ، پراکندگی توزیع متغیر تصادفی را کنترل می‌کند. به وضوح، احتمالی که به وسیله‌ی قضیه‌ی چبیشف داده می‌شود فقط یک کران پایینی است؛ درباره‌ی اینکه وقتی متغیری تصادفی مقداری با فاصله‌ی کمتر از $k\sigma$ از میانگین اختیار می‌کند احتمالش واقعاً بزرگتر از $۱ - \frac{1}{k^۲}$ است یا نه، و اگر بزرگتر باشد به چه اندازه، نمی‌توانیم چیزی بگوییم، اما قضیه‌ی چبیشف ما را مطمئن می‌سازد که این احتمال نمی‌تواند کمتر از $۱ - \frac{1}{k^۲}$ باشد. تنها وقتی می‌توانیم احتمال دقیق را محاسبه کنیم که توزیع متغیر تصادفی معلوم باشد.

مثال ۵-۱۲. اگر چگالی احتمال متغیر تصادفی X به صورت

$$f(x) = \begin{cases} ۶۳۰x^۴(1-x)^۴ & ۰ < x < ۱ \\ ۰ & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

باشد، احتمال این را که X مقداری در فاصله‌ی ۲σ از میانگین اختیار کند پیدا کنید، و آن را با کران پایینی که از روی قضیه‌ی چبیشف حاصل می‌شود مقایسه نمایید.

حل. انتگرال‌گیری مستقیم نشان می‌دهد که $\mu = \frac{۱}{۲}$ و $\sigma^۲ = \frac{۱}{۴۴}$ ، به قسمی که $\sigma = \sqrt{۱/۴۴}$ یا تقریباً $۰/۱۵$. پس، احتمال اینکه X مقداری در فاصله‌ی ۲σ از میانگین اختیار کند برابر احتمال آن است که X مقداری بین $۰/۲۰$ و $۰/۸۰$ اختیار کند، یعنی

$$P(۰/۲۰ < X < ۰/۸۰) = \int_{۰/۲۰}^{۰/۸۰} ۶۳۰x^۴(1-x)^۴ dx = ۰/۹۶.$$

ملاحظه کنید که حکم «احتمال برابر $۰/۹۶$ است» خیلی قوی‌تر است از حکم «احتمال حداقل برابر $۰/۷۵$ است» که از قضیه‌ی چبیشف به دست می‌آید.

تمرین

۲۲-۵. قضیه‌ی چیشف را برای متغیرهای گسسته اثبات کنید.

۲۳-۵. نشان دهید که اگر X متغیری تصادفی با میانگین μ باشد که برای آن به ازای $x < 0$ ، $f(x) = 0$ ، آنگاه برای هر ثابت مثبت a ،

$$P(X \geq a) \leq \frac{\mu}{a}.$$

این نابرابری را نابرابری مارکوف می‌نامند، و آن را در اینجا بیشتر به این دلیل آوردیم که استدلال نسبتاً ساده‌تر دیگری برای قضیه‌ی چیشف منجر می‌شود.

۲۴-۵. نابرابری تمرین ۲۳-۵ را برای اثبات قضیه‌ی چیشف به کار برید.

(راهنمایی: به جای X مقدار $(X - \mu)^2$ را قرار دهید.)

۲۵-۵. در قضیه‌ی چیشف، وقتی احتمال اینکه متغیر تصادفی مقداری بین $\mu - k\sigma$ و $\mu + k\sigma$ اختیار کند

(الف) حداقل ۰/۹۵، (ب) حداقل ۰/۹۹،

است، کمترین مقدار k چه خواهد بود؟

۲۶-۵. اگر در قضیه‌ی چیشف، قرار دهیم $k\sigma = c$ ، این قضیه‌ی دوباره‌ی احتمال اینکه متغیر تصادفی مقداری بین $\mu - c$ و $\mu + c$ اختیار نماید چه حکمی می‌کند؟

۲۷-۵. توضیح دهید چرا نمی‌توان متغیر تصادفی یافت که برای آن $M_X(t) = \frac{t}{1-t}$.

۲۸-۵. نشان دهید که اگر متغیری تصادفی دارای چگالی احتمال

$$f(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}, \quad -\infty < x < +\infty$$

باشد، تابع مولد گشتاورهایش به صورت $M_X(t) = \frac{1}{1-t^2}$ است.

۲۹-۵. تابع مولد گشتاورهای متغیر تصادفی X به صورت $M_X(t) = e^{3t+8t^2}$ داده شده

است، تابع مولد گشتاورهای متغیر تصادفی $Z = \frac{1}{4}(X - 3)$ را پیدا کنید، و برای تعیین میانگین و واریانس Z ، به کار برید.

۳۰-۵. مطالعه‌ای درباره‌ی ارزش غذایی نوع یک نان نشان می‌دهد که میزان تیامین (ویتامین B_1)، در یک قرص این نوع نان را می‌توان به صورت متغیری تصادفی با $\mu = 0/۲۶۰$ میلی‌گرم و $\sigma = 0/۰۰۵$ میلی‌گرم در نظر گرفت. بنابر قضیه‌ی چیشف

مقدار تیامین موجود در

الف) حداقل $\frac{35}{39}$ تمام قرص‌های این نوع نان،

ب) حداقل $\frac{143}{144}$ تمام قرص‌های این نوع نان،

بین کدام دو مقدار باید باشد؟

۵-۵ توابع مولد گشتاورها

گرچه گشتاورهای بیشتر توزیع‌ها را می‌توان مستقیماً با محاسبه‌ی انتگرال‌ها یا مجموعه‌های لازم معین کرد، ولی شیوه‌ی دیگری نیز وجود دارد که اغلب تسهیلات قابل ملاحظه‌ای را در اختیار می‌گذارد. در این شیوه، از توابع مولد گشتاورها استفاده می‌شود.

تعریف ۵-۶. تابع مولد گشتاورهای متغیر تصادفی X ، در صورت وجود، اگر X گسسته باشد، با تابع

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_x e^{tx} f(x),$$

و اگر X پیوسته باشد، با تابع

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f(x) dx.$$

داده می‌شود، که در آن t عددی حقیقی است.

t شناسه‌ی مستقل است و معمولاً مقادیری از t در همسایگی 0 مورد نظرند.

برای توضیح اینکه چرا به این تابع، عنوان تابع «مولد گشتاورها» را اطلاق می‌کنیم، به

جای e^{tx} بسط آن به سری ماکلورن را قرار می‌دهیم، یعنی

$$e^{tx} = 1 + tx + \frac{t^2 x^2}{2!} + \frac{t^3 x^3}{3!} + \dots + \frac{t^r x^r}{r!} + \dots.$$

بنابراین، برای حالت گسسته به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned}
 M_X(t) &= \sum_x \left[1 + tx + \frac{t^2 x^2}{2!} + \frac{t^3 x^3}{3!} + \dots + \frac{t^r x^r}{r!} + \dots \right] f(x) \\
 &= \sum_x f(x) + t \sum_x x f(x) + \frac{t^2}{2!} \sum_x x^2 f(x) + \dots + \frac{t^r}{r!} \sum_x x^r f(x) + \dots \\
 &= 1 + \mu t + \mu'_2 \frac{t^2}{2!} + \dots + \mu'_r \frac{t^r}{r!} + \dots
 \end{aligned}$$

و می‌توان دید که در سری ماکلورن تابع مولد گشتاورهای X ، ضریب $\frac{t^r}{r!}$ ، همان μ'_r ، r امین گشتاور حول مبدأ متغیر تصادفی X است. در حالت پیوسته، استدلال همین‌گونه است.

مثال ۵-۱۳. تابع مولد گشتاورهای متغیر تصادفی X را که چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است بیابید، و آن را برای تعیین به کار برید.

حل. بنابر تعریف

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_0^{+\infty} e^{tx} e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} e^{-x(t-1)} dx = \frac{1}{t-1}, \quad |t| < 1$$

همان‌طور که می‌دانید، وقتی $|t| < 1$ سری ماکلورن برای این تابع مولد گشتاورها به صورت

$$\begin{aligned}
 M_X(t) &= 1 + t + t^2 + t^3 + \dots + t^r + \dots \\
 &= 1 + 1! \frac{t}{1!} + 2! \frac{t^2}{2!} + 3! \frac{t^3}{3!} + \dots + r! \frac{t^r}{r!} + \dots
 \end{aligned}$$

است و بنابر این برای $r = 0, 1, 2, \dots$ ، $\mu'_r = r!$.

مشکل اصلی در به کار بردن سری ماکلورن تابع مولد گشتاورها برای تعیین گشتاورهای یک متغیر تصادفی، معمولاً پیدا کردن تابع مولد گشتاورها نیست، بلکه مشکل، بسط آن به صورت سری ماکلورن است. اگر فقط چند گشتاور اول متغیر تصادفی، مثلاً μ'_1 و μ'_2 مورد توجه باشند، عمل تعیین آنها را معمولاً می‌توان با استفاده

از قضیه‌ی زیر ساده‌تر کرد.

$$\left. \frac{d^r M_X(t)}{dt^r} \right|_{t=0} = \mu'_r \quad \text{قضیه‌ی ۹-۵}$$

این قضیه از این واقعیت نتیجه می‌شود که اگر تابعی به صورت سری توانی بر حسب t بسط داده شود، ضریب $\frac{t^r}{r!}$ ، مشتق مرتبه‌ی r ام تابع نسبت به t به ازای $t=0$ است.

مثال ۱۴-۵. توزیع احتمال X ، برای $x=0,1,2,3,\dots$ به صورت $f(x) = \binom{3}{x} \frac{1}{\lambda}$ است، تابع مولد گشتاورهای این متغیر تصادفی را پیدا کنید و آن را برای تعیین μ'_1 و μ'_2 به کار برید.

حل. با جایگذاری توزیع احتمال در تعریف ۶-۵، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E(e^{tX}) = \frac{1}{\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} e^{tx} \binom{3}{x} \\ &= \frac{1}{\lambda} (1 + 3e^t + 3e^{2t} + e^{3t}) = \frac{1}{\lambda} (1 + e^t)^3. \end{aligned}$$

پس، بنابر قضیه‌ی ۹-۵،

$$\mu'_1 = M'_X(0) = \frac{3}{\lambda} (1 + e^t)^2 e^t \Big|_{t=0} = 3,$$

و

$$\mu'_2 = M''_X(0) = \frac{3}{\lambda} (1 + e^t) e^{2t} + \frac{3}{\lambda} (1 + e^t)^2 e^t \Big|_{t=0} = 3.$$

اغلب مسائل مربوط به کاربرد توابع مولد گشتاورها را می‌توان با استفاده از قضیه‌ی زیر ساده کرد.

قضیه‌ی ۱۰-۵. اگر a و b دو مقدار ثابت باشند، آنگاه

$$1. M_{X+a}(t) = E[e^{(X+a)t}] = e^{at} M_X(t)$$

$$M_{bX}(t) = E(e^{bXt}) = M_X(bt) \quad ۲.$$

$$M_{\frac{X+a}{b}}(t) = E[e^{\frac{X+a}{b}t}] = e^{\frac{a}{b}t} M_X\left(\frac{t}{b}\right) \quad ۳.$$

برهان. به عنوان تمرین به عهده‌ی خواننده واگذار شده است.

همان‌طور که بعداً خواهیم دید، قسمت اول این قضیه، وقتی $a = -\mu$ ، اهمیت خاصی دارد، و قسمت سوم وقتی $a = -\mu$ و $b = \sigma$ نیز دارای اهمیت خاصی است، در این حالت

$$M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) = e^{-\frac{\mu t}{\sigma}} M_X\left(\frac{t}{\sigma}\right).$$

تعریف ۵-۷. r امین و s امین گشتاور حاصل‌ضربی حول مبدأ متغیرهای تصادفی X و Y ، که با $\mu'_{r,s}$ نشان داده می‌شود، مقدار مورد انتظار $X^r Y^s$ است؛ به صورت نمادی، برای $r = 0, 1, 2, 3, \dots$ و $s = 0, 1, 2, 3, \dots$ با X و Y گسسته

$$\mu'_{r,s} = E(X^r Y^s) = \sum_x \sum_y x^r y^s f(x, y),$$

و با X و Y پیوسته،

$$\mu'_{r,s} = E(X^r Y^s) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^r y^s f(x, y) dx dy.$$

در حالت گسسته، مجموع‌یابی دوگانه روی تمام برد توأم دو متغیر تصادفی است. توجه کنید که $\mu'_{1,0} = E(X)$ ، که در اینجا با μ_X نشان داده می‌شود، و $\mu'_{0,1} = E(Y)$ ، که در اینجا با μ_Y نشان داده می‌شود. اکنون مشابه تعریف ۴-۴، تعریف زیر را از گشتاورهای حاصل‌ضربی حول میانگین‌های مربوطه ارائه می‌دهیم

تعریف ۵-۸. r امین و s امین گشتاور حاصل‌ضربی حول مبدأ متغیرهای تصادفی X و Y ، که با $\mu_{r,s}$ نشان داده می‌شود، مقدار مورد انتظار $(X - \mu_X)^r (Y - \mu_Y)^s$ است؛ به صورت نمادی برای $r = 0, 1, 2, 3, \dots$ و $s = 0, 1, 2, 3, \dots$

$$\begin{aligned}\mu_{r,s} &= E[(X - \mu_X)^r (Y - \mu_Y)^s] \\ &= \sum_x \sum_y (x - \mu_X)^r (y - \mu_Y)^s f(x, y),\end{aligned}$$

وقتی X و Y گسسته‌اند و

$$\begin{aligned}\mu_{r,s} &= E[(X - \mu_X)^r (Y - \mu_Y)^s] \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_X)^r (y - \mu_Y)^s f(x, y) dx dy,\end{aligned}$$

وقتی X و Y پیوسته‌اند.

در آمار، $\mu_{1,1}$ از اهمیت خاصی برخوردار است، زیرا بر رابطه‌ی بین مقادیر X و Y ، در صورت وجود، دلالت دارد؛ لذا به آن نماد و نام خاصی داده شده است.

تعریف ۵-۹. $\mu_{1,1}$ را کوواریانس X و Y می‌نامند و آن را با σ_{XY} ، $\text{cov}(X, Y)$ ، یا $C(X, Y)$ نشان می‌دهند.

ملاحظه کنید که اگر احتمال زیادی وجود داشته باشد که مقادیر بزرگ X با مقادیر بزرگ Y و مقادیر کوچک X با مقادیر کوچک Y همراه باشند، کوواریانس مثبت خواهد بود؛ و اگر احتمال زیادی وجود داشته باشد که مقادیر بزرگ X با مقادیر کوچک Y و برعکس همراه باشند، کوواریانس منفی خواهد بود. با این مفهوم است که کوواریانس، رابطه یا پیوند بین مقادیر X و Y را اندازه می‌گیرد.

$$\sigma_{XY} = \mu'_{1,1} - \mu_X \mu_Y. \quad \text{قضیه ۵-۱۱.}$$

برهان. با استفاده از قضیه‌های مختلف درباره‌ی مقدار مورد انتظار، می‌توانیم بنویسیم

$$\begin{aligned}\sigma_{XY} &= E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] \\ &= E[XY - \mu_X Y - X \mu_Y + \mu_X \mu_Y] \\ &= E[XY] - \mu_X E[Y] - \mu_Y E[X] + \mu_X \mu_Y \\ &= E[XY] - \mu_X \mu_Y - \mu_Y \mu_X + \mu_X \mu_Y \\ &= \mu'_{1,1} - \mu_X \mu_Y.\end{aligned}$$

مثال ۵-۱۵. در مثال ۴-۲۲، احتمال‌های توأم و حاشیه‌ای X و Y ، که به ترتیب معرف تعداد مهره‌های قرمز و تعداد مهره‌های سبز بین دو مهره‌ای بودند که از ظرف محتوی ۳ مهره‌ی قرمز، ۲ مهره‌ی سبز، و ۴ مهره‌ی آبی به تصادف در آوریم، به صورت جدول زیر بودند.

		x			
		۰	۱	۲	
y	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{Y}{12}$
	۱	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{6}$	۰	$\frac{Y}{18}$
	۲	$\frac{1}{36}$	۰	۰	$\frac{1}{36}$
		$\frac{5}{12}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{12}$	

کواریانس X و Y را بیابید.

حل. با استفاده از احتمال‌های توأمی که داده شده‌اند، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} \mu_{1,1} &= E(XY) \\ &= 0 \times 0 \times \frac{1}{6} + 0 \times 1 \times \frac{2}{9} + 0 \times 2 \times \frac{1}{36} + 1 \times 0 \times \frac{1}{3} + 1 \times 1 \times \frac{1}{6} + 2 \times 0 \times \frac{1}{12} \\ &= \frac{1}{6}, \end{aligned}$$

و با استفاده از احتمال‌های حاشیه‌ای، به دست می‌آوریم

$$\mu_X = E(X) = 0 \times \frac{5}{12} + 1 \times \frac{1}{12} + 2 \times \frac{1}{12} = \frac{2}{3}$$

$$\mu_Y = E(Y) = 0 \times \frac{Y}{12} + 1 \times \frac{Y}{18} + 2 \times \frac{1}{36} = \frac{4}{9}.$$

نتیجه می‌شود که

$$\sigma_{XY} = \mu'_{1,1} - \mu_X \mu_Y = \frac{1}{6} - \frac{2}{3} \times \frac{4}{9} = -\frac{Y}{54}.$$

نتیجه‌ی منفی القا می‌کند که هر چه مهره‌های قرمز که به دست می‌آوریم بیشتر باشند مهره‌های سبز کمترند و برعکس، و البته این نکته‌ی معقولی است.

مثال ۵-۱۶. کواریانس دو متغیر تصادفی را که چگالی توأم آنها به صورت

$$f(x, y) = \begin{cases} 2 & x > 0, y > 0, x + y < 1 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

است پیدا کنید.

حل. با محاسبه‌ی انتگرال‌های لازم، به دست می‌آوریم

$$\mu_X = \int_0^1 \int_0^{1-x} r x \, dy \, dx = \frac{1}{3}$$

$$\mu_Y = \int_0^1 \int_0^{1-y} r y \, dy \, dx = \frac{1}{3}$$

و

$$\mu'_{1,1} = \int_0^1 \int_0^{1-x} r xy \, dy \, dx = \frac{1}{12}.$$

نتیجه می‌شود که

$$\sigma_{XY} = \mu'_{1,1} - \mu_X \mu_Y = \frac{1}{12} - \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = -\frac{1}{36}.$$

تاکنون آنچه گفتیم مربوط به رابطه‌ی بین X و Y بود، ملاحظه کنید که اگر X و Y مستقل باشند کوواریانس آنها صفر است؛ به صورت نمادی،

قضیه ۵-۱۲. اگر X و Y مستقل باشند، آنگاه $E(XY) = E(X)E(Y)$ ، و $\sigma_{XY} = 0$.

برهان. برای حالت گسسته، بنابر تعریف داریم $E(XY) = \sum_x \sum_y xy f(x, y)$ ، چون X و Y مستقل‌اند، می‌توانیم بنویسیم $f(x, y) = g(x)h(y)$ که در آن $g(x)$ و $h(y)$ به ترتیب مقادیر توزیع‌های حاشیه‌ای X و Y هستند، و به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} E(XY) &= \sum_x \sum_y xy g(x)h(y) \\ &= \left[\sum_x x g(x) \right] \left[\sum_y y h(y) \right] \\ &= E(X)E(Y). \end{aligned}$$

بنابراین

$$\sigma_{XY} = \mu'_{1,1} - \mu_X \mu_Y = E(XY) - E(X)E(Y) = 0.$$

درخور ذکر است که استقلال دو متغیر تصادفی، صفر بودن کوواریانس را ایجاب می‌کند، اما صفر بودن کوواریانس الزاماً استقلال آنها را نتیجه نمی‌دهد.

مثال ۵-۱۷. اگر توزیع احتمال توأم X و Y به صورت

		x			
		-1	0	1	
y	-1	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{3}$
	0	0	0	0	0
	1	$\frac{1}{6}$	0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$
		$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	

باشد، نشان دهید با اینکه دو متغیر تصادفی مستقل نیستند، کوواریانس آنها صفر است. حل. با استفاده از احتمال‌هایی که در حاشیه‌ها نشان داده‌ایم، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} \mu_X &= (-1) \times \frac{1}{3} + 0 \times \frac{1}{3} + 1 \times \frac{1}{3} = 0, \\ \mu_Y &= (-1) \times \frac{2}{3} + 0 \times 0 + 1 \times \frac{1}{3} = -\frac{1}{3}, \end{aligned}$$

و

$$\mu'_{1,1} = (-1) \times (-1) \times \frac{1}{6} + 0 \times (-1) \times \frac{1}{3} + 1 \times (-1) \times \frac{1}{6} + (-1) \times 1 \times \frac{1}{6} + 1 \times 1 \times \frac{1}{6} = 0.$$

پس، $\sigma_{XY} = 0 - 0 \left(-\frac{1}{3}\right) = 0$ و کوواریانس صفر است، اما دو متغیر تصادفی مستقل نیستند. مثلاً برای $x = -1$ و $y = -1$ ، $f(x, y) \neq g(x)h(y)$.

گشتاورهای حاصل ضربی را می‌توان برای حالتی نیز که بیش از دو متغیر تصادفی وجود دارد تعریف کرد. در اینجا فقط قضیه‌ی مهم زیر را بیان می‌کنیم.

قضیه‌ی ۵-۱۳. اگر X_1, X_2, \dots, X_n مستقل باشند، آنگاه

$$E(X_1 X_2 \cdots X_n) = E(X_1) E(X_2) \cdots E(X_n).$$

این، تعمیمی از قسمت اول قضیه‌ی ۵-۱۲ است؛ درواقع، برهان این قضیه، که مبتنی بر تعریف ۴-۱۴ است، اساساً نظیر برهان قسمت اول قضیه‌ی ۵-۱۲ است.

۵-۶ گشتاورهای ترکیب‌های خطی متغیرهای تصادفی

در این بخش عبارتهایی برای میانگین و واریانس ترکیبی خطی از n متغیر تصادفی و کوواریانس دو ترکیب خطی از n متغیر تصادفی به دست می‌آوریم. کاربردهای این نتایج، در مبحث نظریه‌ی نمونه‌گیری و مسائل استنباط آماری مورد استفاده قرار خواهند گرفت.

قضیه‌ی ۵-۱۴. اگر X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی و $Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i$ باشند که در

آن a_1, a_2, \dots, a_n مقادیری ثابت هستند، آنگاه $E(Y) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i)$ و

$$\text{var}(Y) = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} a_i a_j \text{cov}(X_i, X_j),$$

که در آن مجموع‌یابی دوگانه روی تمام مقادیر i و j از ۱ تا n با شرط $i < j$ انجام می‌شود.

برهان. از قضیه‌ی ۵-۵ با $g_i(X_1, X_2, \dots, X_n) = X_i$ به ازای $i = 1, 2, \dots, n$ ، بی‌درنگ نتیجه می‌شود که

$$E(Y) = E\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i),$$

و این، اولین قسمت قضیه را ثابت می‌کند. در به دست آوردن عبارتی برای واریانس، μ_i را به جای $E(X_i)$ قرار می‌دهیم، و در نتیجه به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} \text{var}(Y) &= E([Y - E(Y)]^2) \\ &= E\left\{\left[\sum_{i=1}^n a_i X_i - \sum_{i=1}^n a_i E(X_i)\right]^2\right\} \\ &= E\left\{\left[\sum_{i=1}^n a_i (X_i - \mu_i)\right]^2\right\}. \end{aligned}$$

حال با بسط این نتیجه برحسب قضیه‌ی چندجمله‌ای که بنابر آن مثلاً $(a + b + c + d)^2$ مساوی

$$a^2 + b^2 + c^2 + d^2 + 2ab + 2ac + 2ad + 2bc + 2bd + 2cd$$

است، و مراجعه‌ی دوباره به قضیه‌ی ۴-۵، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} \text{var}(Y) &= \sum_{i=1}^n a_i^2 E[(X_i - \mu_i)^2] + 2 \sum_{i < j} a_i a_j E[(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)] \\ &= \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} a_i a_j \text{cov}(X_i, X_j). \end{aligned}$$

توجه کنید که ما به طور ضمنی از واقعیت $\text{cov}(X_i, X_j) = \text{cov}(X_j, X_i)$ استفاده کرده‌ایم.

چون وقتی X_i و X_j مستقل اند، $\text{cov}(X_i, X_j) = 0$ ، بی‌درنگ نتیجه می‌شود که

نتیجه‌ی ۳. اگر متغیرهای تصادفی X_1, \dots, X_n مستقل باشند و $Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i$ آنگاه

$$\text{var}(Y) = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{var}(X_i).$$

مثال ۵-۱۸. اگر متغیرهای تصادفی X, Y, Z دارای میانگین‌های $\mu_X = 2$ ، $\mu_Y = -3$ ، $\mu_Z = 4$ ، واریانس‌های $\sigma_X^2 = 1$ ، $\sigma_Y^2 = 5$ ، $\sigma_Z^2 = 2$ و کوواریانس‌های $\text{cov}(X, Y) = -2$ ، $\text{cov}(X, Z) = -1$ ، $\text{cov}(Y, Z) = 1$ باشند، میانگین و واریانس

$$W = 3X - Y + 2Z$$

را پیدا کنید.

حل. بنابر قضیه‌ی ۵-۱۴، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} E(W) &= E(3X - Y + 2Z) \\ &= 3E(X) - E(Y) + 2E(Z) \\ &= 3 \times 2 - (-1) + 2 \times 4 = 17 \end{aligned}$$

و

$$\begin{aligned} \text{var}(W) &= 9\text{var}(X) + \text{var}(Y) + 4\text{var}(Z) \\ &\quad - 6\text{cov}(X, Y) + 12\text{cov}(X, Z) - 4\text{cov}(Y, Z) \\ &= 9 \times 1 + 5 + 4 \times 2 - 6(-2) + 12(-1) - 4 \times 1 = 18. \end{aligned}$$

قضیه‌ی زیر، قضیه‌ی مهم دیگری درباره‌ی ترکیب‌های خطی متغیرهای تصادفی است. این قضیه مربوط به کوواریانس دو ترکیب خطی از n متغیر تصادفی است.

قضیه‌ی ۵-۱۵. اگر X_1, \dots, X_n متغیرهای تصادفی باشند و

$$Y_p = \sum_{i=1}^n b_i X_i \quad \text{و} \quad Y_1 = \sum_{i=1}^n a_i X_i$$

که در آنها a_1, \dots, a_n و b_1, \dots, b_n مقادیر ثابت اند، آنگاه

$$\text{cov}(Y_1, Y_p) = \sum_{i=1}^n a_i b_i \text{var}(X_i) + p \sum_{i < j} (a_i b_j + a_j b_i) \text{cov}(X_i, X_j).$$

برهان. اثبات قضیه مشابه برهان قضیه ۵-۱۴ است.

چون وقتی X_i و X_j مستقل اند، $\text{cov}(X_i, X_j) = 0$. بی درنگ نتیجه می شود که

نتیجه ۴. اگر متغیرهای تصادفی X_1, \dots, X_n مستقل باشند، $Y_1 = \sum_{i=1}^n a_i X_i$ و

$$\text{cov}(Y_1, Y_p) = \sum_{i=1}^n a_i b_i \text{var}(X_i) \quad \text{آنگاه} \quad Y_p = \sum_{i=1}^n b_i X_i$$

مثال ۵-۱۹. اگر متغیرهای تصادفی X, Y, Z دارای میانگینهای $\mu_X = 3$ ،

$\mu_Y = 5$ ، $\mu_Z = 2$ ، واریانسهای $\sigma_X^2 = 8$ ، $\sigma_Y^2 = 12$ ، $\sigma_Z^2 = 18$ ، و کوواریانسهای

$\text{cov}(X, Y) = 1$ ، $\text{cov}(X, Z) = -3$ ، و $\text{cov}(Y, Z) = 2$ باشند، مطلوب است

کوواریانس

$$W = X + 4Y + 2Z \quad \text{و} \quad V = 3X - Y - Z.$$

حل. بنابر قضیه ۵-۱۵

$$\begin{aligned} \text{cov}(U, W) &= \text{cov}(X + 4Y + 2Z, 3X - Y - Z) \\ &= 3 \text{var}(X) - 4 \text{var}(Y) - 2 \text{var}(Z) \\ &\quad + 11 \text{cov}(X, Y) + 5 \text{cov}(X, Z) - 6 \text{cov}(Y, Z) \\ &= 3 \times 8 - 4 \times 12 - 2 \times 18 + 11 \times 1 + 5 \times (-3) - 6 \times 2 = -76. \end{aligned}$$

تمرین

۵-۳۱. اگر X و Y دارای توزیع احتمال توأم $f(x, y) = \frac{1}{p}$ به ازای $x = -3$ ،

$x = -1$ ، $y = -5$ ، $x = -1$ ، $y = -1$ ، $x = 1$ ، $y = 1$ ، $x = 3$ ، $y = 5$ باشند، مقدار $\text{cov}(X, Y)$ را

پیدا کنید.

۵-۳۲. اگر توزیع احتمال توأم X و Y به صورت $f(-1, 0) = 0$ ، $f(-1, 1) = \frac{1}{p}$ ،

$$f(0, 0) = \frac{1}{6}، f(0, 1) = 0، f(1, 0) = \frac{1}{12}، f(1, 1) = \frac{1}{p}$$

باشد، نشان دهید:

الف) مقدار $\text{cov}(X, Y)$ صفر است.

ب) دو متغیر تصادفی مستقل نیستند.

۳۳-۵. اگر متغیرهای تصادفی مستقل X_1 ، X_2 ، و X_3 دارای میانگین‌های ۴، ۹، ۳ و واریانس‌های ۳، ۷، ۵ باشند، میانگین و واریانس

$$\text{الف) } Y = 2X_1 - 3X_2 + 4X_3$$

$$\text{ب) } Z = X_1 + 2X_2 - X_3$$

را بیابید.

۳۴-۵. $\text{var}(X+Y)$ ، $\text{var}(X-Y)$ ، و $\text{cov}(X+Y, X-Y)$ را بر حسب واریانس‌ها و کوواریانس‌های X و Y بیان کنید.

$$\text{۳۵-۵. اگر } \text{var}(X_1) = 5, \text{var}(X_2) = 4, \text{var}(X_3) = 7, \text{cov}(X_1, X_2) = 3$$

$$\text{و } \text{cov}(X_1, X_3) = -2 \text{ و } X_3 \text{ مستقل باشند، کوواریانس } Y_1 = X_1 + 2X_2 + 3X_3$$

$$\text{و } Y_2 = -2X_1 + 3X_2 + 4X_3 \text{ را پیدا کنید.}$$

۳۶-۵. اگر وقتی سکه‌ای را پرتاب می‌کنیم، آمدن شیر یک موفقیت باشد، وقتی تاسی را می‌ریزیم آمدن ۶ یک موفقیت باشد، و در کشیدن کارتی از یک دسته‌ی ۵۲ کارتی آمدن تک، یک موفقیت باشد، مطلوب است میانگین و انحراف معیار تعداد کل موفقیت‌ها، وقتی

الف) سکه‌ی همگنی را پرتاب کنیم، تاس همگنی را بریزیم، و آنگاه کارتی را از دسته کارتی که خوب بُرخورده است بیرون بکشیم.

ب) سکه‌ی همگنی را سه بار پرتاب کنیم، تاس همگنی را دو بار بریزیم، و آنگاه کارتی را از دسته کارتی که خوب بُرخورده است بیرون بکشیم.

۳۷-۵. اگر متناوباً سکه‌ای همگن و سکه‌ای ناهمگن را که احتمال شیر آمدن آن $0/45$ است پرتاب کنیم، میانگین و واریانس تعداد شیرهایی که در ده پرتاب این سکه‌ها به دست می‌آوریم چقدرند؟

فصل ششم

توزیع‌ها و چگالی‌های احتمال خاص

۱-۶ مقدمه

در این فصل بعضی توزیع‌های احتمال را که در نظریه‌ی آمار و کاربردها به صورتی بسیار چشم‌گیر ظاهر می‌شوند مطالعه می‌کنیم. همچنین پارامترهای این توزیع‌ها، یعنی کمیت‌هایی را که برای توزیع‌های خاص ثابت‌اند، ولی برای اعضای مختلف خانواده‌های توزیع‌های هم‌نوع، مقادیر مختلفی دارند، مطالعه خواهیم کرد. متداول‌ترین پارامترها، گشتاورهای مراتب پایین، عمدتاً μ و σ^2 هستند، و همان‌طور که در فصل قبل دیدیم اساساً دو راه وجود دارد که به وسیله‌ی آنها این گشتاورها به دست می‌آیند. می‌توانیم مجموع‌های لازم را مستقیماً محاسبه کنیم، و یا با تابع‌های مولد گشتاورها کار کنیم. گرچه به نظر منطقی می‌رسد که در هر مورد، روشی را که ساده‌تر است به کار بریم، اما اغلب هر دو راه را به کار خواهیم گرفت. در برخی موارد این کار به دلیل آنکه نتایج حاصل بعداً مورد نیازند انجام خواهد شد؛ و در سایر موارد صرفاً برای دادن تجربه به خواننده در کاربرد تکنیک‌های ریاضی مربوط است. همچنین برای اینکه حدود این فصل را در حد معقول نگاه داریم، بسیاری از جزئیات به عنوان تمرین به عهده‌ی خواننده واگذار شده‌اند.

۲-۶ توزیع یکنواخت گسسته

اگر یک متغیر تصادفی بتواند k مقدار مختلف را با احتمال‌های برابر اختیار کند، گوئیم که دارای توزیع یکنواخت گسسته است؛ به صورت نمادی

تعریف ۶-۱. متغیر تصادفی X دارای توزیع یکنواخت گسسته است، و به آن، عنوان متغیر تصادفی یکنواخت گسسته داده می‌شود، اگر و تنها اگر توزیع احتمال آن، برای $x_i \neq x_j$ ، وقتی $i \neq j$ ، به صورت

$$f(x) = \frac{1}{k}, \quad x = x_1, x_2, \dots, x_k$$

باشد.

بنابر تعریف‌های ۵-۲ و ۵-۴، میانگین و واریانس این توزیع $\mu = \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} x_i$ و

$\sigma^2 = \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} (x_i - \mu)^2$ هستند. این فرمول‌ها با میانگین و واریانس که در فصل اول شرح داده شد کاملاً منطبق است.

در حالت خاصی که $x_i = i$ ، توزیع یکنواخت گسسته به صورت $f(x) = \frac{1}{k}$ به ازای $x = 1, 2, \dots, k$ درمی‌آید، و این شکل توزیع، مثلاً، برای توزیع عددی که در ریختن یک تاس همگن ظاهر می‌شود به کار می‌رود. میانگین و واریانس این توزیع یکنواخت گسسته و تابع مولد گشتاورهای آن در تمرین‌های ۶-۱ و ۶-۲ مورد بحث واقع می‌شوند.

۶-۳ توزیع برنولی

اگر آزمایشی دو برآمد داشته باشد، «موفقیت» و «شکست»، و احتمال آنها به ترتیب θ و $1 - \theta$ باشند، آنگاه متغیر تصادفی که منطبق با دو وضعیت، یا ۱ و ۰ را اختیار می‌کند، توزیع برنولی دارد. به صورت نمادی

تعریف ۶-۲. متغیر تصادفی X توزیع برنولی دارد، و به آن عنوان متغیر تصادفی برنولی داده می‌شود، اگر و تنها اگر توزیع احتمالش به صورت

$$f(x_i; \theta) = \theta^x (1 - \theta)^{1-x}, \quad x = 0, 1$$

باشد.

پس، $f(0; \theta) = (1 - \theta)$ و $f(1; \theta) = \theta$. ملاحظه کنید که نماد $f(x; \theta)$ را به کار برده‌ایم

تا صریحاً نشان دهیم که توزیع برنولی دارای یک پارامتر θ است. چون توزیع برنولی حالتی خاص از توزیع بخش ۶-۴ است. در اینجا به تفضیل درباره‌ی آن بحث نخواهیم کرد.

در ارتباط با توزیع برنولی، موفقیت می‌تواند به دست آوردن شیر در پرتاب یک سکه‌ی همگن، ابتلا به ذات الریه، قبول شدن (یا رد شدن) در یک آزمون، و باختن در یک مسابقه باشد. این ناسازگاری، یادگار زمانی است که نظریه‌ی احتمال فقط در مورد بازی‌های شانسی (که شکست یک بازیکن موفقیت بازیکن دیگر بود) به کار می‌رفت. همچنین به همین دلیل ما به آزمایشی که توزیع برنولی برای آن به کار می‌رود، عنوان آزمایش برنولی یا به صورت ساده آزمایش و به دنباله‌هایی از چنین آزمایش‌هایی، عنوان آزمایش‌های تکراری را می‌دهیم.

۶-۴ توزیع دوجمله‌ای

آزمایش‌های تکراری، نقش بسیار مهمی در احتمال و آمار بازی می‌کنند، خصوصاً وقتی تعداد آزمایش‌ها ثابت، پارامتر θ (احتمال موفقیت) برای تمام آزمایش‌ها برابر، و آزمایش‌ها همگی مستقل باشند. به طوری که خواهیم دید، چندین متغیر تصادفی وجود دارند که در رابطه با آزمایش‌های تکراری پیش می‌آیند. یکی از آنها که در اینجا مطالعه خواهیم کرد مربوط به تعداد کل موفقیت‌هاست؛ دیگر متغیرها را در بخش ۶-۵ ارائه می‌دهیم.

نظریه‌ای که در این بخش از آن بحث می‌کنیم کاربردهای زیادی دارد؛ به عنوان نمونه، اگر بخواهیم بدانیم که احتمال آوردن ۵ شیر در ۱۲ پرتاب یک سکه، احتمال بهبود ۷ نفر از ۱۰ نفر مبتلا به یک بیماری گرمسیری، یا احتمال اینکه ۳۵ نفر از ۸۰ نفر به آگهی فروش یک قلم کالا پاسخ دهند چقدر است این نظریه به کار می‌رود. اما، این مطلب فقط وقتی درست است که هر ۱۰ نفر شانس بهبود یکسانی داشته و بهبود آنها مستقل از یکدیگر باشد. (در نمونه‌های طرح شده، که به وسیله‌ی پزشکان مختلف و در بیمارستان‌های مختلف درمان شوند، و به شرطی که احتمال دادن پاسخ به آگهی فروش کالا برای هر یک از ۸۰ نفر یکسان بوده و استقلال نیز وجود داشته باشد، و هیچ دو نفری از آنها به یک خانوار متعلق نباشند.)

به منظور تهیه‌ی فرمولی برای احتمال به دست آوردن « x تا موفقیت در n

آزمایش» تحت شرایطی که بیان شدند، ملاحظه کنید که احتمال به دست آوردن x تا موفقیت و $n-x$ تا شکست در یک ترتیب مشخص برابر $\theta^x(1-\theta)^{n-x}$ است. برای هر موفقیت یک احتمال θ و برای هر شکست یک احتمال $1-\theta$ وجود دارد و بنابر فرض استقلال، x عامل θ و $n-x$ عامل $1-\theta$ در یکدیگر ضرب می‌شوند. چون این احتمال با هر دنباله‌ای از n آزمایش که در آن x موفقیت و $n-x$ شکست وجود دارند همراه است، تنها باید تعداد دنباله‌های از این نوع را بشماریم و سپس $\theta^x(1-\theta)^{n-x}$ را در این تعداد ضرب کنیم. روشن است تعداد راه‌هایی که می‌توانیم x آزمایش را، که برآمد همه‌ی آنها موفقیت است، انتخاب کنیم برابر است با $\binom{n}{x}$ ، و نتیجه می‌شود که احتمال مطلوب برای « x موفقیت در n آزمایش» برابر $\binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}$ است.

تعریف ۳-۶. متغیر تصادفی X توزیع دوجمله‌ای دارد، و به عنوان متغیر تصادفی دوجمله‌ای داده می‌شود، اگر و تنها اگر توزیع احتمال آن به صورت

$$b(x; n, \theta) = \binom{n}{k} \theta^x (1-\theta)^{n-x}, \quad x = 0, 1, 2, \dots, n$$

باشد.

پس، تعداد موفقیت‌ها در n آزمایش، متغیری تصادفی است که توزیع دوجمله‌ای با پارامترهای n و θ دارد. نام «توزیع دوجمله‌ای» از این واقعیت نتیجه می‌شود که مقادیر $b(x; n, \theta)$ به ازای $x = 0, 1, 2, \dots, n$ ، جملات متوالی بسط دوجمله‌ای $[(1-\theta) + \theta]^n$ هستند؛ این مطلب نشان می‌دهد که مجموع احتمال‌ها، همان‌گونه که باید، مساوی ۱ است.

اگر سعی کنیم سوّمین احتمالی را که مربوط به پاسخ‌دادن به آگهی فروش یک قلم کالا، با قراردادن $x = 35$ ، $n = 80$ ، و مثلاً $\theta = 0.15$ در فرمول توزیع دوجمله‌ای محاسبه کنیم، متوجه می‌شویم انجام این محاسبه مستلزم کار فوق‌العاده زیادی است. در عمل به ندرت احتمال‌های دوجمله‌ای مستقیماً محاسبه می‌شوند، زیرا آنها به صورتی جامع برای مقادیر مختلف θ و n جدول‌بندی شده‌اند و نرم‌افزارهای کامپیوتری

فراوانی وجود دارند که احتمال‌های دوجمله‌ای و همچنین احتمال‌های تجمعی متناظر آنها، یعنی

$$B(x; n, \theta) = \sum_{k=0}^x b(k; n, \theta)$$

را با دستورهای ساده به دست می‌دهند.

مثال ۶-۱. احتمال به دست آوردن ۵ شیر و ۷ خط را در ۱۲ پرتاب یک سکه‌ی همگن پیدا کنید.

حل. در فرمول توزیع دوجمله‌ای اگر قرار دهیم $x=5$ ، $n=12$ ، و $\theta = \frac{1}{2}$ ، به دست می‌آوریم

$$b(5; 12, \frac{1}{2}) = \binom{12}{5} \left(\frac{1}{2}\right)^5 \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{12-5}$$

و با محاسبه‌ی مقدار $\binom{12}{5}$ نتیجه می‌گیریم که جواب $\left(\frac{1}{2}\right)^{12}$ ۷۹۲ است. با استفاده از جدول ۱، و رابطه‌ی $P(X=x) = F(x) - F(x^-)$ که در آن $F(x^-)$ نمایانگر مقدار حد چپ تابع توزیع به ازای مقدار x است، مقدار احتمال مربوط به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} b(5; 12, \frac{1}{2}) &= P(X \leq 5) - P(X \leq 4) \\ &= B(5; 12, \frac{1}{2}) - B(4; 12, \frac{1}{2}) \\ &= 0/387 - 0/194 \\ &= 0/193 \end{aligned}$$

مثال ۶-۲. احتمال بهبود ۷ نفر از ۱۰ نفر از یک بیماری گرمسیری را در صورتی که فرض استقلال برقرار و احتمال بهبود هریک از آنها $0/80$ باشد پیدا کنید.

حل. اگر در فرمول توزیع دوجمله‌ای قرار دهیم $x=7$ ، $n=10$ ، و $\theta = 0/80$ ، به دست می‌آوریم

$$b(7; 10, 0/80) = \binom{10}{7} (0/80)^7 (1 - 0/80)^{10-7}$$

و با روشی مشابهی مثال ۶-۱، مقدار احتمال فوق برابر با $0/21 = 0/121 - 0/322$ است.

جدول ۱ در انتهای کتاب، مقادیر $B(x; n, \theta)$ را با سه رقم دهدهی، برای $n=1$ تا $n=23$ ، و $\theta = 0/05, 0/10, 0/15, \dots, 0/95, 0/95$ به دست می‌دهد. می‌توان جدول ۱ را خلاصه‌تر از وضعیت فعلی ارائه داد زیرا وقتی θ بزرگتر از $0/50$ است، اتحاد زیر کمیت‌های دیگر را به دست می‌دهد.

$$\text{قضیه ۱-۶. } b(x; n, \theta) = b(n-x; n, 1-\theta).$$

اثبات قضیه‌ی فوق به عنوان تمرین به خواننده واگذار شده است. به‌عنوان مثال، برای تعیین $b(11; 18, 0/70)$ ، مقدار $b(7; 18, 0/30)$ را پیدا می‌کنیم که $0/1376$ می‌شود. وقتی n بزرگ است، چندین راه مختلف وجود دارند که طی آنها می‌توان احتمال‌های دوجمله‌ای را تقریب زد. یکی از راه‌ها را در بخش ۷.۶، و یکی دیگر را در بخش ۶.۶ ذکر خواهیم کرد.

در زیر نحوه‌ی محاسبه‌ی مقدار احتمال و تابع توزیع در توزیع دوجمله‌ای را به وسیله‌ی نرم‌افزار نشان می‌دهیم.

```
MTB > LET K1=5
MTB > LET K2=0.33
MTB > LET K3=10
MTB > PDF K1 K4;
SUBC> Binomial K3 K2.
MTB > PRINT K4
Data Display
K4 0.133151
MTB > CDF K1 K5;
SUBC> Binomial K3 K2.
MTB > PRINT K5
Data Display
K4 0.926800
```

مقدار $K4$ برابر $b(5; 10, 0/33)$ و $K5$ برابر با $B(5; 10, 0/33)$ است. حال برای میانگین و واریانس توزیع دوجمله‌ای فرمول‌هایی پیدا می‌کنیم.

قضیه ۲-۶. میانگین و واریانس توزیع دوجمله‌ای برابرند با

$$\sigma^2 = n\theta(1-\theta), \quad \mu = n\theta.$$

برهان. برای تعیین میانگین، مستقیماً مجموع زیر را محاسبه می‌کنیم

$$\begin{aligned}\mu &= \sum_{x=0}^n x \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \\ &= \sum_{x=1}^n \frac{n!}{(x-1)!(n-x)!} \theta^x (1-\theta)^{n-x}\end{aligned}$$

که در آن جمله‌ی متناظر با $x=0$ را که برابر صفر است حذف و عامل x را با x موجود در $x!$ که در مخرج $\binom{n}{x}$ است ساده کرده‌ایم. سپس با خارج کردن عامل n که در $n! = n(n-1)!$ وجود دارد و عامل θ ، به دست می‌آوریم

$$\mu = n\theta \sum_{x=1}^n \binom{n-1}{x-1} \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x}$$

که اگر قرار دهیم $y = x-1$ و $m = n-1$ ، این عبارت به صورت

$$\mu = n\theta \sum_{y=0}^m \binom{m}{y} \theta^y (1-\theta)^{m-y} = n\theta$$

درمی‌آید، زیرا آخرین مجموع، مساوی مجموع تمام مقادیر توزیع دوجمله‌ای با پارامترهای m و θ است که در نتیجه برابر ۱ است.

در یافتن عبارتی برای μ'_r و سپس برای σ^2 ، واقعیت $E(X^2) = E[X(X-1)] + E(X)$ را به کار می‌بریم و ابتدا $E[X(X-1)]$ را محاسبه می‌کنیم. برای تمام مقاصد عملی دقیقاً با تکرار مراحل بالا به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned}E[X(X-1)] &= \sum_{x=0}^n x(x-1) \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \\ &= \sum_{x=2}^n \frac{n!}{(x-2)!(n-x)!} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \\ &= n(n-1) \theta^2 \sum_{x=2}^n \binom{n-2}{x-2} \theta^{x-2} (1-\theta)^{n-x},\end{aligned}$$

که اگر قرار دهیم $y = x-2$ و $m = n-2$ ، این عبارت به صورت

$$\begin{aligned}E[X(X-1)] &= n(n-1) \theta^2 \sum_{y=0}^m \binom{m}{y} \theta^y (1-\theta)^{m-y} \\ &= n(n-1) \theta^2,\end{aligned}$$

درمی آید. بنابر این

$$\mu'_p = E[X(X-1)] + E[X] = n(n-1)\theta^2 + n\theta$$

و سرانجام

$$\begin{aligned}\sigma^2 &= \mu'_p - \mu'^2 \\ &= n(n-1)\theta^2 + n\theta + n^2\theta^2 \\ &= n\theta(1-\theta).\end{aligned}$$

برهان دیگری از این قضیه که عملیات جبری کمتری دارد در تمرین ۶-۴ پیشنهاد شده است.

اینکه میانگین توزیع دوجمله‌ای برابر $n\theta$ است نباید شگفت‌انگیز باشد. بحثی ندارد که وقتی سکه‌ی همگنی ۲۰۰ بار پرتاب شود، انتظار داریم که (به مفهوم امید ریاضی)، $200 \times \frac{1}{4} = 100$ بار شیر و ۱۰۰ بار خط بیاید، به همین نحو وقتی تاسی همگن ۲۴۰ بار ریخته شود انتظار $240 \times \frac{1}{6} = 40$ وجه شش را داریم، و وقتی احتمال اینکه شخصی از فروشگاه‌ی خریدی بکند $0/10$ باشد، انتظار داریم $400(0/10) = 40$ نفر از ۴۰۰ نفری که به این فروشگاه مراجعه می‌کنند چیزی خریداری کنند.

فرمول واریانس توزیع دوجمله‌ای، که معیار تغییرات است، کاربردهای خیلی مهمی دارد، اما برای تأکید بر اهمیت آن، متغیر تصادفی $Y = \frac{X}{n}$ را در نظر بگیرید، که در آن X متغیر تصادفی است که توزیعی دوجمله‌ای با پارامترهای n و θ دارد. این متغیر تصادفی نسبت موفقیت‌ها در n آزمایش است. خواننده می‌تواند به‌عنوان تمرین، قضیه‌ی زیر را ثابت کند.

قضیه‌ی ۶-۳. اگر X توزیع دوجمله‌ای با پارامترهای n و θ داشته باشد و $Y = \frac{X}{n}$ آنگاه

$$E(Y) = \theta, \quad \sigma_Y^2 = \frac{\theta(1-\theta)}{n}.$$

حال اگر قضیه‌ی چیشف را با $k\sigma = c$ به کار ببریم، می‌توانیم حکم کنیم که برای هر ثابت مثبت c ، احتمال اینکه نسبت موفقیت‌ها در n آزمایش بین $\theta - c$ و $\theta + c$ قرار گیرد حداقل برابر است با

$$1 - \frac{\theta(1-\theta)}{nc^p}$$

در نتیجه، وقتی $n \rightarrow +\infty$ ، احتمال اینکه اختلاف نسبت موفقیت‌ها با θ ، کوچکتر از هر عدد ثابت دلخواه c باشد به ۱ میل می‌کند. این نتیجه به نام قانون اعداد بزرگ موسوم است، و باید توجه داشت که این قانون درباره‌ی نسبت موفقیت‌ها به کار می‌رود و نه درباره‌ی تعداد واقعی آنها. اگر فرض کنیم که وقتی n بزرگ است تعداد موفقیت‌ها باید الزاماً نزدیک به $n\theta$ باشد، فرضی اشتباه خواهد بود. چون به دست آوردن تابع مولد گشتاورهای توزیع دوجمله‌ای آسان است، آن را پیدا می‌کنیم و برای تحقیق نتایج قضیه‌ی ۶-۲ به کار می‌بریم.

قضیه‌ی ۶-۴. تابع مولد گشتاور توزیع دوجمله‌ای به صورت

$$M_X(t) = [1 + \theta(e^t - 1)]^n$$

است.

برهان. بنابر تعریف‌های ۵-۶ و ۳-۶، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} M_X(t) &= \sum_{x=0}^n e^{xt} \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \\ &= \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} (\theta e^t)^x (1-\theta)^{n-x}, \end{aligned}$$

و بنابر قضیه‌ی ۲-۹، به آسانی قابل تشخیص است که این مجموع، بسط دوجمله‌ای

$$[\theta e^t + (1-\theta)]^n = [1 + \theta(e^t - 1)]^n$$

است و این اثبات را کامل می‌کند.

اگر دوبار از $M_X(t)$ نسبت به t مشتق بگیریم، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} M'_X(t) &= n\theta e^t [1 + \theta(e^t - 1)]^{n-1}, \\ M''_X(t) &= n\theta e^t [1 + \theta(e^t - 1)]^{n-1} + n(n-1)\theta^2 e^{2t} [1 + \theta(e^t - 1)]^{n-2} \\ &= n\theta e^t (1-\theta + n\theta e^t) [1 + \theta(e^t - 1)]^{n-2}, \end{aligned}$$

و پس از قراردادادن $t=0$ در آنها، به دست می‌آوریم $\mu'_1 = n\theta$ و $\mu'_2 = n\theta(1-\theta + n\theta)$.

لذا، $\mu = n\theta$ و $\sigma^2 = \mu'_2 - \mu^2 = n\theta(1-\theta + n\theta) - (n\theta)^2 = n\theta(1-\theta)$ که با

فرمول‌هایی که در قضیه‌ی ۶-۲ داده شدند یکی هستند.

از آنچه در این بخش گفتیم به نظر می‌رسد که پیدا کردن گشتاورهای توزیع دوجمله‌ای از روی تابع مولد گشتاورها آسان‌تر از محاسبه‌ی آن‌ها از راه مستقیم است، اما اگر بخواهیم، مثلاً μ'_3 یا μ'_4 را معین کنیم آشکار است که مشتق‌گیری نسبتاً مشکل‌تر می‌شود. در واقع راهی آسان‌تر برای تعیین گشتاورهای توزیع دوجمله‌ای وجود دارد؛ راهی که مبتنی بر تابع مولد گشتاورهای عاملی است و در تمرین ۶-۹ توضیح داده شده است.

تمرین

۶-۱. اگر X دارای توزیع یکنواخت گسسته‌ی $f(x) = \frac{1}{k}$ ، به ازای $x = 1, 2, \dots, k$ باشد نشان دهید که

(الف) میانگین آن $\mu = \frac{(k+1)}{2}$ است،

(ب) واریانس آن $\sigma^2 = \frac{(k^2-1)}{12}$ است،

۶-۲. اگر X دارای توزیع یکنواخت گسسته‌ی $f(x) = \frac{1}{k}$ به ازای $x = 1, 2, \dots, k$ باشد، نشان دهید که تابع مولد گشتاورهایش به صورت

$$M_X(t) = \frac{e^t (1 - e^{kt})}{k (1 - e^t)}$$

است. همچنین این توزیع را با محاسبه‌ی $\lim_{t \rightarrow 0} M'_X(t)$ بیابید، و آن را با نتیجه‌ای که در قسمت (الف) تمرین ۶-۱ به دست آمده مقایسه کنید.

۶-۳. تحقیق کنید که الف) $b(x; n, \theta) = b(n-x; n, 1-\theta)$

همچنین نشان دهید که اگر برای $x = 0, 1, 2, \dots, n$ $B(x; n, \theta) = \sum_{k=0}^x b(k; n, \theta)$ آنگاه

(ب) $b(x; n, \theta) = B(x; n, \theta) - B(x-1; n, \theta)$

(ج) $b(x; n, \theta) = B(n-x; n, 1-\theta) - B(n-x-1; n, 1-\theta)$

(د) $B(x; n, \theta) = 1 - B(n-x-1; n, 1-\theta)$

۶-۴. برهانی دیگر از قضیه‌ی ۶-۲ را می‌توان براساس این واقعیت استوار کرد: اگر X_1, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع با توزیع برنولی با پارامتر θ باشند،

آنگاه $Y = X_1 + \dots + X_n$ متغیری تصادفی است که دارای توزیع دوجمله‌ای با پارامترهای n و θ است.

۵-۶. هنگام محاسبه‌ی تمام مقادیر توزیع دوجمله‌ای، می‌توان معمولاً ابتدا با محاسبه‌ی $b(x; n, \theta)$ و سپس استفاده از فرمول بازگشتی

$$b(x+1; n, \theta) = \frac{\theta(n-x)}{(x+1)(1-\theta)} b(x; n, \theta)$$

کار را ساده کرد. درستی این فرمول را تحقیق کنید و آن را برای محاسبه‌ی مقادیر توزیع دوجمله‌ای با $n=7$ و $\theta=0.25$ به کار برید.

۶-۶. فرمول بازگشتی تمرین قبل را به کار برده، نشان دهید که برای $\theta = \frac{1}{p}$ ، توزیع دوجمله‌ای دارای

الف) ماکسیمم در $x = \frac{n}{p}$ است، وقتی n زوج است،

ب) ماکسیمم‌هایی در $x = \frac{n-1}{p}$ و $x = \frac{n+1}{p}$ است، وقتی n فرد است.

۷-۶. اگر X ، متغیر تصادفی دوجمله‌ای باشد، به ازای چه مقدار θ ، احتمال $b(x; n, \theta)$ ماکسیمم است؟

۸-۶. در برهان قضیه‌ی ۶-۲، کمیت $E[X(X-1)]$ را که دوّمین گشتاور عاملی نامیده می‌شود تعیین کردیم؛ به طور کلی، r امین گشتاور عاملی X به صورت

$$\mu'_{(r)} = E[X(X-1)(X-2)\dots(X-r+1)]$$

است. μ'_p ، μ'_m و μ'_r را بر حسب گشتاورهای عاملی بیان کنید.

۹-۶. تابع مولد گشتاورهای عاملی متغیر تصادفی گسسته‌ی X به صورت

$$\Psi_X(t) = E(t^X) = \sum_x t^x f(x)$$

داده می‌شود. نشان دهید که r امین مشتق $\Psi_X(t)$ نسبت t به ازای $t=1$ برابر $\mu'_{(r)}$ ، همان r امین گشتاور عاملی است که در تمرین ۸-۶ تعریف شد.

۱۰-۶. یک آزمایش تستی چندگزینه‌ای شامل ۸ سؤال، و هر سؤال شامل سه پاسخ است (که فقط یکی از آنها صحیح است). اگر دانشجویی با ریختن تاسی همگن به هر سؤال پاسخ دهد، به این طریق که اگر ۱ یا ۲ بیاورد جواب اوّل، اگر ۳ یا ۴ بیاورد جواب دوّم و اگر ۵ یا ۶ بیاورد جواب سوّم را علامت بزند، احتمال اینکه دقیقاً به ۴ سؤال جواب صحیح بدهد چقدر است؟

۶-۱۱. یک مهندس ایمنی اتومبیل ادعا می‌کند که از هر ده تصادف یکی ناشی از خستگی راننده است. با استفاده از فرمول توزیع دو جمله‌ای و گرد کردن نتیجه تا چهار رقم اعشار، احتمال اینکه حداقل ۳ تا از ۵ تصادف اتومبیل ناشی از خستگی راننده باشد چقدر است؟

۶-۱۲. اگر ۴۰ درصد موش‌هایی که در یک آزمایشگاه هستند، در طول یک دقیقه بعد از تزریق یک داروی آزمایشی حالت تهاجمی شدید پیدا کنند، احتمال اینکه دقیقاً شش تا از پانزده موشی که دارو به آنها تزریق شده است در طول یک هفته حالت تهاجمی شدید پیدا کنند با استفاده از الف) فرمول توزیع دو جمله‌ای،

ب) جدول ۱،
چقدر است؟

۶-۱۳. در شهری، دلیل قانونی ۷۰ درصد از تمام موارد طلاق عدم توافق اخلاقی اعلام شده است. احتمال اینکه پنج تا از شش مورد طلاق بعدی که در این شهر ثبت می‌شود عدم توافق اخلاقی اعلام شود، با استفاده از الف) فرمول توزیع دو جمله‌ای،

ب) جدول ۱،
چقدر است؟

۶-۱۴. در برنامه‌ریزی برای راه انداختن یک مدرسه‌ی جدید، یکی از اعضای هیئت امنای مدرسه ادعا می‌کند ۴ نفر از ۵ نفر از معلمان پاره‌وقت بیش از یک سال در مدرسه به کار خود ادامه می‌دهند، در حالی که عضو دیگر هیئت امنا ادعا می‌کند صحیح آن است که بگوییم، ۳ تا از ۵ نفر به کار خود ادامه می‌دهند. پیش‌بینی‌های این دو عضو در گذشته تقریباً به یک اندازه اعتبار داشته‌اند، به قسمی که بدون در نظر گرفتن اطلاعات دیگر، می‌توان قضاوت‌های این دو نفر را به یک اندازه معتبر دانست. اگر ادعای یکی از این دو درست باشد، در صورتی که دریابیم که ۱۱ نفر از این ۱۲ نفر معلمان پاره‌وقت بیش از یک سال به کار خود ادامه داده‌اند چه احتمال‌هایی باید به ادعاهای این دو عضو تخصیص دهیم؟

۶-۱۵. با استفاده از قضیه‌ی چبیشف و قضیه‌ی ۶-۲، تحقیق کنید احتمالی حداقل برابر

$\frac{۳۵}{۳۶}$ وجود دارد که

- الف) در ۹۰۰ پرتاب یک سکه‌ی همگن، نسبت شیرها بین $۰/۴۰$ و $۰/۶۰$ باشد،
 ب) در ۱۰۰۰۰ پرتاب یک سکه‌ی همگن، نسبت شیرها بین $۰/۴۷$ و $۰/۵۳$ باشد،
 ج) در ۱۰۰۰۰۰۰ پرتاب یک سکه‌ی همگن، نسبت شیرها بین $۰/۴۹۷$ و $۰/۵۰۳$ باشد.
 توجه کنید که این تمرین برای توضیح قانون اعداد بزرگ به کار می‌رود.

۵-۶ توزیع فوق هندسی

در فصل سوم به منظور تشریح قواعد ضرب برای پیشامدهای مستقل و وابسته، نمونه‌گیری با جایگذاری و بدون جایگذاری را به کار بردیم. برای به دست آوردن فرمولی شبیه فرمول توزیع دوجمله‌ای، که در آن نمونه‌گیری بدون جایگذاری است، و در نتیجه آزمایش‌ها مستقل نیستند، مجموعه‌ای از N عنصر را در نظر می‌گیریم که k تای آنها را که دارای یک نسخه‌ی خاص هستند به عنوان موفقیت و $N-k$ تای دیگر را شکست تلقی می‌کنیم. مثل حالت توزیع دوجمله‌ای، احتمال به دست آوردن x موفقیت در n آزمایش مورد توجه است، اما اینک بدون جایگذاری، n عنصر از N عنصر موجود در مجموعه را انتخاب می‌کنیم.

$\binom{k}{x}$ راه برای انتخاب x تا از k موفقیت و $\binom{N-k}{n-x}$ راه برای انتخاب $n-x$ تا از $N-k$ شکست وجود دارد، و بنابراین $\binom{k}{x}\binom{N-k}{n-x}$ راه برای انتخاب x موفقیت و $n-x$ شکست موجود است. چون $\binom{N}{n}$ راه برای انتخاب n عنصر از N عنصر جامعه وجود دارد و ما فرض می‌کنیم تمام آنها هم‌شانس، لذا از قضیه‌ی ۲-۳ نتیجه

می‌شود که احتمال « x موفقیت در n آزمایش» برابر $\frac{\binom{k}{x}\binom{N-k}{n-x}}{\binom{N}{n}}$ است.

تعریف ۶-۴. متغیر تصادفی X ، دارای توزیع فوق هندسی است و به آن، عنوان متغیر تصادفی فوق هندسی داده می‌شود، اگر و تنها اگر توزیع احتمال آن برای $x=0, 1, 2, \dots, n$ و $n-x \leq N-k$ به صورت

$$h(x; n, N, k) = \frac{\binom{k}{x} \binom{N-k}{n-x}}{\binom{N}{n}}$$

باشد.

پس، برای نمونه‌گیری بدون جایگذاری، تعداد موفقیت‌ها در n آزمایش، متغیری تصادفی با توزیع فوق هندسی با پارامترهای n, N, k و k دارد.

مثال ۶-۳. به عنوان بخشی از بررسی آلودگی هوا، بازرسی تصمیم می‌گیرد مواد آلودکننده‌ای را که از آگروز ۶ تا از ۲۴ ماشین شرکتی خارج می‌شوند آزمایش کند. اگر ۴ تا از ماشین‌های شرکت به میزان زیادی ماده‌ی آلوده کننده‌ی هوا منتشر کنند، احتمال اینکه نمونه‌ی بررسی‌کننده شامل هیچ یک از آنها نباشد چقدر است؟

حل. اگر در فرمول توزیع فوق هندسی قرار دهیم $x=0, n=6, N=24, k=4$ ، به دست می‌آوریم

$$h(0; 6, 24, 4) = \frac{\binom{4}{0} \binom{20}{6}}{\binom{24}{6}} = 0.2110.$$

روشی که با آن، میانگین و واریانس توزیع فوق هندسی را پیدا می‌کنیم شباهت زیاد به روشی دارد که در برهان ۶-۲ به کار رفت.

قضیه ۶-۵. میانگین و واریانس توزیع فوق هندسی عبارت‌اند از

$$\mu = \frac{nk}{N}, \quad \sigma^2 = \frac{nk(N-k)(N-n)}{N^2(N-1)}.$$

برهان. برای تعیین میانگین، مجموع زیر را مستقیماً محاسبه می‌کنیم

$$\mu = \sum_{x=0}^n x \frac{\binom{k}{x} \binom{N-k}{n-x}}{\binom{N}{n}} = \sum_{x=1}^n \frac{k!}{(x-1)!(k-x)!} \frac{\binom{N-k}{n-x}}{\binom{N}{n}},$$

که در آن جمله‌ای را که متناظر با $x=0$ ، مساوی صفر است حذف، و x را با اولین

عامل $x! = x(x-1)!$ که در مخرج $\binom{k}{x}$ است ساده کرده‌ایم. لذا با فاکتور گرفتن از $\binom{k}{x}$ ، به دست می‌آوریم

$$\mu = \frac{k}{\binom{N}{n}} \sum_{x=1}^n \binom{k-1}{x-1} \binom{N-k}{n-x}$$

که با قرار دادن $y = x-1$ و $m = n-1$ به صورت

$$\mu = \frac{k}{\binom{N}{n}} \sum_{y=0}^m \binom{k-1}{y} \binom{N-k}{m-y}$$

در می‌آید. سرانجام با استفاده از قضیه‌ی ۲-۱۲، به دست می‌آوریم

$$\mu = \frac{k}{\binom{N}{n}} \binom{N-1}{m} = \frac{k}{\binom{N}{n}} \binom{N-1}{n-1} = \frac{nk}{N}$$

برای به دست آوردن فرمولی برای σ^2 ، مانند آنچه در برهان قضیه‌ی ۶-۲ آمد عمل می‌کنیم، یعنی ابتدا $E[X(X-1)]$ را محاسبه می‌کنیم، و سپس این واقعیت را که

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

به کار می‌بریم و با واگذاری اثبات

$$E[X(X-1)] = \frac{k(k-1)n(n-1)}{N(N-1)}$$

در تمرین ۶-۱۸ به عهده‌ی خواننده، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \frac{k(k-1)n(n-1)}{N(N-1)} + \frac{nk}{N} - \left(\frac{nk}{N}\right)^2 \\ &= \frac{nk(N-k)(N-n)}{N^2(N-1)} \end{aligned}$$

وقتی N بزرگ و n در مقایسه با N نسبتاً کوچک است (قانون سرانگشتی معمولی آن است که n نباید از ۵ درصد N تجاوز کند)، تفاوت چندانی بین نمونه‌گیری با جایگذاری و بدون جایگذاری وجود ندارد، و برای تقریب احتمال‌های فوق هندسی می‌توان فرمول توزیع دو جمله‌ای را با پارامترهای n و $\theta = \frac{k}{N}$ به کار برد.

مثال ۶-۴. بین ۱۲۰ نفر متقاضی شغلی فقط ۸۰ نفرشان واقعاً واجد شرایط‌اند. اگر ۵ نفر از متقاضیان بدون جایگذاری و به تصادف برای یک مصاحبه‌ی مفصل انتخاب شوند، با استفاده از الف) توزیع فوق هندسی، و

ب) توزیع دو جمله‌ای با $\theta = \frac{80}{120}$ به‌عنوان یک تقریب، پیدا کنید احتمال آن را که تنها ۲ نفر از ۵ نفر برای شغل مزبور واجد شرایط باشند.

حل. الف) اگر در فرمول توزیع فوق هندسی قرار دهیم $x=2$ ، $n=5$ ، $N=120$ ، $k=80$ ، با گرد کردن نتیجه تا سه رقم اعشار به دست می‌آوریم

$$h(2; 5, 120, 80) = \frac{\binom{80}{2} \binom{40}{3}}{\binom{120}{5}} = 0.164$$

ب) اگر در فرمول توزیع دو جمله‌ای قرار دهیم $x=2$ ، $n=5$ ، و $\theta = \frac{80}{120} = \frac{2}{3}$ ، با گرد کردن نتیجه تا سه رقم اعشار، به دست می‌آوریم

$$b(2; 5, \frac{2}{3}) = \binom{5}{2} \left(\frac{2}{3}\right)^2 \left(1 - \frac{2}{3}\right)^3 = 0.165.$$

همان‌طور که از این نتایج مشهود است، تقریب حاصل خیلی دقیق است.

تمرین

۱۶-۶. یک مهندس کنترل کیفیت، نمونه‌ای تصادفی مرکب از دو ماشین حساب جیبی را که از هر بسته‌ی ۱۸ تایی دریافت شده انتخاب شده است بررسی می‌کند، اگر هر دو خوب کار کنند بسته را می‌پذیرد؛ در غیر این صورت تمام بسته به خرج فروشنده

بررسی می‌شود. احتمال اینکه این بسته بدون بررسی بعدی پذیرفته شود چقدر است در صورتی که این بسته شامل

الف) ۴ ماشین حساب باشد که خوب کار نکنند،

ب) ۸ ماشین حساب باشد که خوب کار نکنند،

ج) ۱۲ ماشین حساب باشد که خوب کار نکنند؟

۶-۱۷. بین ۱۶ متقاضی شغلی ده نفر تحصیلات دانشگاهی دارند. اگر سه متقاضی به-

تصادف برای مصاحبه انتخاب شوند، احتمال اینکه

الف) هیچ‌یک تحصیلات دانشگاهی نداشته باشند،

ب) یکی تحصیلات دانشگاهی داشته باشد،

ج) دو نفر تحصیلات دانشگاهی داشته باشند،

د) هر سه تحصیلات دانشگاهی داشته باشند،

چقدر است؟

۶-۱۸. میانگین و واریانس توزیع فوق هندسی را با $n=3$ ، $N=16$ ، و $k=10$ با

استفاده از

الف) نتایج تمرین قبل،

ب) فرمول‌های قضیه‌ی ۶-۵،

بیابید.

۶-۱۹. احتمال آنکه ممیز مالیاتی، از بین ۵ اظهارنامه‌ی مالیاتی فقط ۲ اظهارنامه با

بخشودگی‌های غیرمجاز بیاید چقدر است، به شرطی که این ۵ اظهارنامه را به تصادف

از بین ۱۵ اظهارنامه که شامل ۹ اظهارنامه با بخشودگی غیرمجاز است انتخاب کرده

باشد؟

۶-۲۰. محموله‌ای مرکب از ۸۰ دستگاه شامل ۴ دستگاه معیوب است. اگر سه تا از

این دستگاه‌ها به تصادف انتخاب و برای یک مشتری ارسال شوند، با استفاده از

الف) فرمول توزیع فوق هندسی،

ب) توزیع دوجمله‌ای به‌عنوان یک تقریب،

احتمال این را پیدا کنید که مشتری یک دستگاه معیوب دریافت کند.

۶-۶ توزیع پواسون

وقتی n بزرگ است، محاسبه‌ی احتمال‌های دوجمله‌ای با استفاده از فرمول تعریف ۶-۳ معمولاً مستلزم کار فوق‌العاده زیادی است. به عنوان مثال، برای محاسبه‌ی احتمال اینکه ۱۸ نفر از ۳۰۰۰ نفری که در یک روز گرم تابستان رژه‌ای را تماشا می‌کنند دچار گرم‌زدگی شوند، مجبوریم ابتدا $\binom{3000}{18}$ را تعیین کنیم، و اگر احتمال اینکه یکی از ۳۰۰۰ نفری که رژه را تماشا می‌کنند دچار گرم‌زدگی شود برابر ۰/۰۰۵ باشد، مجبوریم مقدار $(0/0995)^{18} (0/005)$ را نیز محاسبه کنیم.

در این بخش توزیع احتمالی را معرفی خواهیم کرد که می‌توان آن را برای تقریب زدن این نوع توزیع دوجمله‌ای به کار برد. خصوصاً صورتی حدی از توزیع دوجمله‌ای را وقتی $n \rightarrow +\infty$ ، $\theta \rightarrow 0$ و در عین حال $n\theta = \lambda$ ثابت می‌ماند بررسی خواهیم کرد. اگر این مقدار ثابت را λ فرض کنیم، یعنی $n\theta = \lambda$ ، و در نتیجه $\theta = \frac{\lambda}{n}$ می‌توانیم بنویسیم

$$\begin{aligned} b(x; n, \theta) &= \binom{n}{x} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \\ &= \frac{n(n-1)(n-2)\cdots(n-x+1)}{x!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}. \end{aligned}$$

حال اگر هر یک از x عامل n را که در $\left(\frac{\lambda}{n}\right)^x$ وجود دارد به ترتیب، مخرج هر یک از عامل‌های حاصل ضرب $n(n-1)(n-2)\cdots(n-x+1)$ قرار دهیم و $(1 - \frac{\lambda}{n})^{n-x}$ را به صورت

$$\left[\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{\frac{-n}{\lambda}} \right]^{-\lambda} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}$$

بنویسیم، به دست می‌آوریم

$$\frac{1(1-\frac{1}{n})(1-\frac{2}{n})\cdots(1-\frac{x-1}{n})}{x!} (\lambda)^x \left[\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{\frac{-n}{\lambda}} \right]^{-\lambda} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}.$$

سرانجام اگر فرض کنیم $n \rightarrow +\infty$ و x و λ را ثابت نگه داریم، به دست می‌آوریم

$$\left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{x-1}{n}\right) \rightarrow 1$$

$$\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x} \rightarrow 1$$

$$\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{\frac{-n}{\lambda}} \rightarrow e$$

و در نتیجه، توزیع حدی به صورت

$$p(x; \lambda) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

درمی‌آید.

تعریف ۵-۶. متغیر تصادفی X ، توزیع پواسون دارد، و به آن عنوان متغیر تصادفی پواسون داده می‌شود، اگر و تنها اگر توزیع احتمال آن به صورت

$$p(x; \lambda) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

باشد.

جدول ۱-۶. خروجی کامپیوتر برای توزیع دو جمله‌ای با $n=150$ و $\theta=0.05$ و $\lambda=7.5$ توزیع پواسون

x	b(x; 150, 0.05)	p(x; 7.5)	x	b(x; 150, 0.05)	p(x; 7.5)
1	0.003596	0.004148	11	0.058211	0.058521
2	0.014102	0.015555	12	0.035488	0.036575
3	0.036616	0.038889	13	0.019828	0.021101
4	0.070823	0.072916	14	0.010212	0.011304
5	0.108843	0.109375	15	0.004873	0.005652
6	0.138441	0.136718	16	0.002164	0.002649
7	0.149891	0.146484	17	0.000898	0.001169
8	0.141016	0.137329	18	0.000349	0.000487
9	0.117101	0.11444	19	0.000128	0.000192
10	0.086901	0.08583	20	0.000044	0.000072

بنابراین، درحد، وقتی $n \rightarrow +\infty$ ، $\theta \rightarrow 0$ ، و $n\theta = \lambda$ ثابت باقی می‌ماند، تعداد موفقیت‌ها متغیری تصادفی است که توزیع پواسون با پارامتر λ دارد. این توزیع به افتخار ریاضی‌دان فرانسوی، سیمون پواسون (۱۷۸۱-۱۸۴۰) نام‌گذاری شده است.

به طور کلی وقتی $n \geq 20$ و $\theta \leq 0.05$ ، توزیع پواسون تقریبی خوب برای احتمال‌های دو جمله‌ای به دست می‌دهد. وقتی $n \geq 100$ و $n\theta < 10$ ، عموماً تقریب بسیار عالی است. برای به دست آوردن ایده‌ای درباره‌ی نزدیکی تقریب پواسون برای توزیع دو جمله‌ای، خروجی کامپیوتری شکل ۶-۱ را در نظر بگیرید که توزیع دو جمله‌ای را با $n = 150$ و $\theta = 0.05$ در بالای توزیع پواسون با $\lambda = 150(0.05) = 7.5$ نشان می‌دهد.

مثال ۶-۵. وقتی توزیع پواسون با $\lambda = 7.5$ را برای تقریب توزیع دو جمله‌ای با $n = 150$ و $\theta = 0.05$ به کار می‌بریم، با استفاده از جدول ۶-۱، مقدار x (از ۱ تا ۲۰) را که برای آن میزان خطا بزرگترین قدر مطلق را دارد معین کنید.

حل. با محاسبه‌ی تفاضل‌های متناظر با $x = 1, x = 6, \dots, x = 20$ ، ماکسیمم خطا (از لحاظ عددی) برابر با 0.0036781 است که با $x = 8$ متناظر است.

مثال بعدی، تقریب پواسون را برای توزیع دو جمله‌ای نشان می‌دهند.

مثال ۶-۶. اگر دو درصد از کتاب‌های که در یک صحافی جلد شده‌اند، بد صحافی شده باشند، با استفاده از تقریب پواسون برای توزیع دو جمله‌ای، احتمال آن را تعیین کنید که ۵ جلد از ۴۰۰ کتاب جلد شده‌ی این صحافی بد صحافی شده باشند.

حل. با قرار دادن $x = 5$ ، $\lambda = 400(0.02) = 8$ و $e^{-8} = 0.000334$ در فرمول تعریف ۶-۷، به دست می‌آوریم

$$p(5; 8) = \frac{8^5 e^{-8}}{5!} = \frac{(32768)(0.000334)}{120} = 0.093$$

در عمل، احتمال‌های پواسون به ندرت با جانشینی مستقیم در فرمول تعریف ۶-۵ به دست می‌آیند. گاهی به جداول احتمال‌های پواسون، نظیر جدول ۲ آخر کتاب، یا به جداول جامع‌تر در کتاب‌های دستی جداول آماری مراجعه می‌کنیم، اما این روزها اغلب به نرم‌افزارهای کامپیوتری مناسب رجوع می‌کنیم. وقتی با احتمال‌های مربوط به چندین مقدار x سروکار داریم، استفاده از جدول‌ها یا کامپیوترها اهمیتی خاص پیدا می‌کند.

مثال ۶-۷. سوابق نشان می‌دهند که احتمال پنچر شدن اتومبیلی در حال عبور از پلی

معین $0/00005$ است. با استفاده از توزیع پواسون برای تقریب احتمال‌های دو جمله‌ای، احتمال آن را بیابید که بین 10000 اتومبیلی که از این پل عبور می‌کنند (الف) دقیقاً دو اتومبیل دچار پنچری شوند؛ (ب) حداکثر دو اتومبیل دچار پنچری شوند. حل. الف) با رجوع به جدول ۲ برای $x=2$ ، و $\lambda = 10000(0/00005) = 0/5$ ، احتمال پواسون $0/0758$ را به دست می‌آوریم.

ب) با رجوع به جدول ۲، برای $x=0, 1, 2$ و $\lambda = 0/5$ احتمال‌های پواسون را به ترتیب برابر $0/6065$ ، $0/3033$ ، $0/0758$ به دست می‌آوریم. پس، احتمال اینکه بین 10000 اتومبیلی که از پل عبور می‌کنند حداکثر دو اتومبیل دچار پنچری شوند برابر است با

$$0/6065 + 0/3033 + 0/0758 = 0/9856.$$

حال که توزیع پواسون را به عنوان صورت حدی توزیع دو جمله‌ای به دست آوردیم، می‌توانیم فرمول‌های میانگین و واریانس آن را با به کار بردن همان شرایط حدی ($n \rightarrow +\infty$ ، $\theta \rightarrow 0$ و ثابت ماندن $n\theta = \lambda$) از روی میانگین و واریانس توزیع دو جمله‌ای به دست آوریم. برای میانگین $\mu = n\theta = \lambda$ ، و برای واریانس $\sigma^2 = n\theta(1-\theta) = \lambda(1-\theta)$ حاصل می‌شود که وقتی $\theta \rightarrow 0$ ، به λ می‌گراید.

قضیه ۶-۶. میانگین و واریانس توزیع پواسون عبارت‌اند از

$$\mu = \lambda, \quad \sigma^2 = \lambda.$$

این نتایج را می‌توان با محاسبه‌ی مجموع‌های لازم یا از طریق تابع مولد گشتاورها نیز به دست آورد.

قضیه ۶-۷. تابع مولد گشتاورهای توزیع پواسون به صورت

$$M_X(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

است.

برهان. بنابر تعریف‌های ۶-۵ و ۶-۷،

$$M_X(t) = \sum_{x=0}^{\infty} e^{xt} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(\lambda e^t)^x}{x!},$$

که در آن $\sum_{x=0}^{+\infty} \frac{(\lambda e^t)^x}{x!}$ همان سری ماکلورن e^z با $z = \lambda e^t$ است، پس

$$M_X(t) = e^{-\lambda} e^{\lambda e^t} = e^{\lambda(e^t - 1)}.$$

در این صورت اگر از $M_X(t)$ دویار نسبت به t مشتق بگیریم، به دست می‌آوریم

$$M'_X(t) = \lambda e^t e^{\lambda(e^t - 1)}$$

$$M''_X(t) = \lambda e^t e^{\lambda(e^t - 1)} + \lambda^2 e^{2t} e^{\lambda(e^t - 1)}$$

به قسمی که $\mu'_1 = M'_X(0) = \lambda$ و $\mu'_2 = M''_X(0) = \lambda + \lambda^2$. پس، $\mu = \lambda$ و $\sigma^2 = \mu'_2 - \mu^2 = (\lambda + \lambda^2) - \lambda^2 = \lambda$ با قضیه‌ی ۶-۸، مطابقت دارد.

گرچه توزیع پواسون به صورت شکل حدی توزیع دوجمله‌ای حاصل شد، ولی کاربردهای فراوانی دارد که رابطه‌ی مستقیم با توزیع‌های دوجمله‌ای ندارند. مثلاً، توزیع پواسون را می‌توان به‌عنوان مدلی برای تعداد موفقیت‌هایی که در طول بازه‌ی زمانی مفروض یا در ناحیه‌ای مشخص رخ می‌دهند به کار برد، به شرطی که

۱. تعداد موفقیت‌ها در بازه‌های زمانی یا در ناحیه‌های نامتداخل مستقل باشند؛
۲. احتمال رخداد تنها یک موفقیت در بازه‌های زمانی کوتاه یا در هر ناحیه‌ی کوچک، متناسب با طول بازه‌ی زمانی یا اندازه‌ی ناحیه باشد؛
۳. احتمال رخداد بیش از یک موفقیت در چنین بازه‌ی زمانی کوتاه با قرارگرفتن در چنین ناحیه‌ای کوچک ناچیز باشد.

بنابراین، توزیع پواسون ممکن است تعداد مکالمات تلفنی دریافتی یکی اداره را در یک ساعت، تعداد خطاهای تایپی را در یک صفحه، یا تعداد باکتری‌های یک کشت مفروض را، وقتی متوسط تعداد موفقیت‌ها، λ ، برای بازه‌ی زمانی مفروض یا ناحیه‌ای مشخص معلوم باشد توصیف کند.

مثال ۶-۸. می‌دانیم متوسط تعداد کامیون‌هایی که در هر روز به توقف‌گاه کامیون‌های شهری می‌رسند ۱۲ است. احتمال اینکه در روزی معین کمتر از ۹ کامیون به توقف‌گاه برسند چقدر است؟

حل. فرض کنید X تعداد کامیون‌هایی باشد که در روزی مفروض وارد توقف‌گاه می‌شوند. در این صورت، با استفاده از جدول ۲، با $\lambda = 1.2$ ، به دست می‌آوریم

$$P(X < 9) = \sum_{x=0}^{\infty} p(x; 1.2) = 0.1550.$$

اگر در وضعیتی که برای آن شرایط قبلی برقرارند، موفقیت‌ها با میانگین نرخ α در واحد زمان یا در واحد ناحیه رخ دهند، آنگاه تعداد موفقیت‌ها در بازه‌ی t واحد زمان یا t واحد از ناحیه‌ی مشخص، متغیر تصادفی پواسون با میانگین $\lambda = \alpha t$ است. بنابر این، تعداد موفقیت‌ها X در بازه‌ی زمانی به طول t واحد یا ناحیه‌ی به اندازه‌ی t واحد، دارای توزیع پواسون

$$p(x; \alpha t) = \frac{e^{-\alpha t} (\alpha t)^x}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

است.

مثال ۶-۹. نوع خاصی از یک صفحه‌ی فلزی، در هر ۱۰ فوت مربع به‌طور متوسط ۵ عیب دارد. اگر توزیع عیب‌ها را پواسون فرض کنیم، احتمال اینکه در ۱۵ فوت مربع یک صفحه فلزی، حداقل ۶ عیب وجود داشته باشد چقدر است؟
حل. فرض می‌کنیم X ، معرف تعداد عیب‌ها در ۱۵ فوت مکعب از صفحه‌ی فلز باشد. در این صورت چون واحد مساحت، برابر با ۱۰ فوت است، داریم

$$\lambda = \alpha t = (5)(1/5) = 1,$$

و در نتیجه $P(X \geq 6) = 1 - P(X \leq 5) = 1 - 0.2414 = 0.7586$. این محاسبات براساس خروجی برنامه‌ای از نرم‌افزار مینی‌تب استخراج شده است.

```
MTB > CDF 5 k6;
SUBC> Poisson 7.5.
MTB > let k7=1-k6
MTB > print k7
Data Display
K7    0.758564
```

تمرین

۶-۲۱. هنگام محاسبه‌ی همه‌ی مقادیر توزیع پواسون، غالباً می‌توان ابتدا با محاسبه‌ی $p(\cdot; \lambda)$ و سپس با استفاده از فرمول بازگشتی

$$p(x+1; \lambda) = \frac{\lambda}{x+1} p(x; \lambda)$$

انجام کار را تسهیل کرد. درستی این فرمول را تحقیق کنید و آن را با توجه به $e^{-2} = 0.1353$ برای تحقیق در درستی مقادیری که در جدول ۲ برای $\lambda = 2$ داده شده‌اند به کار برید.

۶-۲۲. با مشتق‌گیری از عبارت دو طرف معادله‌ی

$$\mu_r = \sum_{x=0}^{\infty} (x-\lambda)^r \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}$$

نسبت به λ ، فرمول بازگشتی

$$\mu_{r+1} = \lambda \left[r \mu_{r-1} + \frac{d\mu_r}{d\lambda} \right]$$

را به ازای $r = 1, 2, 3, \dots$ برای گشتاورهای حول میانگین توزیع پواسون به دست آورید.

۶-۲۳. تابع مولد گشتاورهای $Y = X - \lambda$ را بیابید که در آن X متغیری تصادفی است که توزیع پواسون با پارامتر λ دارد. سپس آن را برای تحقیق $\sigma_x^2 = \lambda$ به کار برید.

۶-۲۴. وقتی می‌خواهیم توزیع پواسون را برای تقریب کردن احتمال‌های دو جمله‌ای به کاربریم، در هر یک از موارد زیر بررسی کنید که آیا مقادیر n و θ در قاعده‌ی سرانگشتی برای تقریب خوب، تقریب عالی، یا هیچکدام صدق می‌کنند یا نه

الف) $n = 125$ و $\theta = 0.10$

ب) $n = 25$ و $\theta = 0.04$

ج) $n = 120$ و $\theta = 0.05$

د) $n = 40$ و $\theta = 0.06$

۶-۲۵. تجربه نشان داده است که $1/4$ درصد از تلفن‌هایی که به یک تلفن‌خانه می‌شود

شماره‌های اشتباه‌اند. برای تعیین احتمال آنکه بین ۱۵۰ تلفن دریافتی دو نمره‌ی اشتباه وجود داشته باشد تقریب پواسون برای توزیع دو جمله‌ای را به کار برید.

۶-۲۶. سوابق موجود نشان می‌دهند شخصی که روزی را در یک نمایشگاه استانی می‌گذراند با احتمال 0.0012 دچار مسمومیت غذایی می‌شود. با استفاده از تقریب پواسون برای توزیع دو جمله‌ای، مطلوب است احتمال اینکه بین ۱۰۰۰ بازدیدکننده‌ی نمایشگاه حداقل دو نفر دچار مسمومیت غذایی شوند.

۶-۲۷. در شهری معین، ۴ درصد همه‌ی رانندگان مجاز، در هر سال حداقل درگیر یک تصادف اتومبیل هستند. با استفاده از تقریب پواسون برای توزیع دو جمله‌ای، مطلوب است احتمال آنکه بین ۱۵۰ راننده‌ی مجازی که به تصادف انتخاب شده‌اند الف) تنها ۵ نفر در سالی معین، حداقل یک تصادف اتومبیل داشته باشد، ب) حداکثر ۳ نفر در سالی معین، حداقل یک تصادف اتومبیل داشته باشند.

۶-۲۸. تعداد شکایت‌هایی که روزانه از یک مؤسسه‌ی خشک‌شویی به عمل می‌آید، متغیری تصادفی است که دارای توزیع پواسون با $\lambda = 3/3$ است. با استفاده از فرمول توزیع پواسون، احتمال آن را بیابید که در روزی معین، تنها دو شکایت انجام شود.

۶-۲۹. تعداد از کارافتادگی ماهیانه‌ی کامپیوتری، متغیری تصادفی است که توزیع پواسون با $\lambda = 1/8$ دارد. با استفاده از فرمول توزیع پواسون، احتمال آن را بیابید که این کامپیوتر در یک ماه الف) بدون از کارافتادگی، ب) تنها با یک از کارافتادگی، کار کند.

۶-۳۰. در یک ناحیه‌ی کویری تعداد افرادی که هر سال از خوردن یک نوع گیاه سمی شدیداً بیمار می‌شوند، متغیری است که توزیع پواسون با $\lambda = 5/2$ دارد. با استفاده از جدول ۲، مطلوب است احتمال آنکه

- الف) در سالی معین ۳ نفر،
 ب) در سالی معین حداقل ۱۰ نفر،
 ج) در سالی معین تعدادی از ۴ تا ۶ نفر،
 به این بیماری مبتلا شوند.

۷-۶ چگالی یکنواخت

چگالی‌های احتمال مثال‌های ۴-۱۰ و ۴-۱۳ حالت‌هایی خاص از چگالی یکنواخت‌اند که نمودار آنها را می‌توان مثل شکل ۴-۶ رسم کرد.

تعریف ۶-۶. متغیر تصادفی X دارای چگالی یکنواخت است، و به آن متغیر تصادفی یکنواخت پیوسته اطلاق می‌شود، اگر و تنها اگر چگالی احتمال آن به صورت

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta - \alpha} & \alpha < x < \beta \\ 0 & \text{سایرها} \end{cases}$$

باشد. پارامترهای α و β ثابت‌های حقیقی‌اند و $\alpha < \beta$.

در تمرین ۶-۳۱ از خواننده خواسته شده است که تحقیق کند که

قضیه ۶-۸. میانگین و واریانس چگالی یکنواخت عبارت‌اند از

$$\mu = \frac{\alpha + \beta}{2}, \quad \sigma^2 = \frac{1}{12}(\beta - \alpha)^2.$$

گرچه چگالی یکنواخت برخی کاربردهای مستقیم دارد، ولی ارزش اصلی‌اش آن است که به دلیل سادگی، به آسانی برای توضیح جنبه‌های مختلف نظریه آماری به کار می‌آید.

تمرین

۶-۳۱. نشان دهید که اگر X متغیری تصادفی دارای چگالی یکنواخت با پارامترهای α و β باشد،

الف) احتمال اینکه مقداری کمتر از $\alpha + p(\beta - \alpha)$ اختیار کند مساوی p است.

ب) امید ریاضی و واریانس X را بیابید.

۶-۳۲. نشان دهید که اگر متغیر تصادفی دارای چگالی یکنواخت با پارامترهای α و β باشد، r امین گشتاور حول میانگین آن برابر است با

الف) 0 ، وقتی r فرد است،

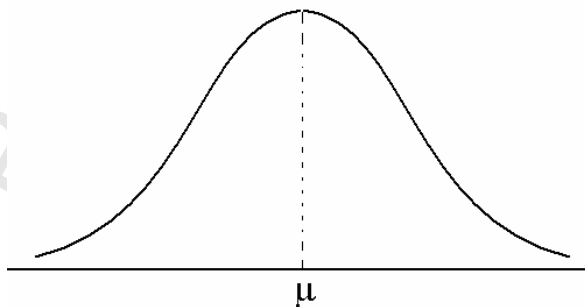
ب) $\left(\frac{\beta - \alpha}{2}\right)^r$ ، وقتی r زوج است.

۳۳-۶. نقطه‌ی D روی پاره‌خط AB که نقطه‌ی وسطش C و طولش a است انتخاب شده است. اگر X ، فاصله‌ی D از A ، متغیری تصادفی باشد که چگالی یکنواخت با $\alpha=0$ و $\beta=a$ دارد، احتمال آنکه AD ، BD ، و AC تشکیل مثلثی بدهند چقدر است؟

۳۴-۶. در برخی از آزمایش‌ها، خطایی که در تعیین وزن مخصوص یک ماده، مرتکب می‌شوند متغیری تصادفی است که دارای چگالی یکنواخت با $\alpha=-0/015$ و $\beta=0/015$ است. تعیین کنید، احتمال اینکه
 الف) چنین خطایی بین $-0/002$ و $0/003$ باشد،
 ب) قدرمطلق چنین خطایی از $0/005$ تجاوز کند.

۸-۶ توزیع نرمال

توزیع نرمال که در این بخش مطالعه می‌شود از جهات زیادی، شالوده‌ای برای نظریه‌ی آماری نوین است. این توزیع ابتدا در سده‌ی هجدهم، وقتی دانشمندان نظمی بسیار شگفت‌انگیز را در خطاهای اندازه‌گیری مشاهده کردند، مورد بررسی قرار گرفت. این دانشمندان دریافتند که الگوها (توزیع‌ها) بی‌ی را که مشاهده می‌کنند می‌توان به دقت با منحنی‌های پیوسته‌ای که آنها را «منحنی‌های نرمال خطاها» نامیدند و به قوانین شانس نسبت دادند تقریب کرد. ویژگی‌های ریاضی چنین منحنی‌های نرمالی بدو به وسیله‌ی آبراهام دموآور (۱۶۶۷-۱۷۴۵)، پی‌یر لاپلاس (۱۷۴۹-۱۸۲۷)، و کارل گاوس (۱۷۷۷-۱۸۵۵) مطالعه شد.



شکل ۶-۲. نمودار توزیع نرمال

تعریف ۶-۷. متغیر تصادفی X دارای توزیع نرمال است، و به آن متغیر تصادفی نرمال اطلاق می‌شود، اگر و تنها اگر چگالی احتمال آن به صورت

$$n(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \quad -\infty < x < +\infty$$

باشد، که در آن $\sigma > 0$ ، $-\infty < \mu < +\infty$.

نمودار توزیع نرمال که شکلی شبیه مقطع عرضی یک زنگ دارد در شکل ۶-۲ نشان داده شده است.

نمادگذاری که در اینجا به کار بردیم صریحاً نشان می‌دهد که دو پارامتر توزیع نرمال μ و σ هستند. اما آنچه باقی می‌ماند آن است که بینیم پارامتر μ در واقع همان $E(X)$ و پارامتر σ در واقع همان $\sqrt{\text{var}(X)}$ است یا نه، که در آنها X ، متغیری تصادفی است که دارای توزیع نرمال با این دو پارامتر است.

با این حال ابتدا نشان می‌دهیم که فرمول تعریف ۶-۷ را می‌توان به عنوان یک چگالی احتمال به کار برد. واضح است مقادیر $n(x; \mu, \sigma)$ مادامی که $\sigma > 0$ مثبت‌اند، پس باید نشان دهیم که مساحت زیر منحنی مساوی ۱ است. اگر از $-\infty$ تا $+\infty$

انتگرال‌گیری کنیم و قرار دهیم $z = \frac{x-\mu}{\sigma}$ ، به دست می‌آوریم

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz.$$

پس، چون انتگرال سمت راست مساوی $\frac{\Gamma(\frac{1}{2})}{\sqrt{2}} = \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{2}}$ است، نتیجه می‌شود که مساحت

کل زیر منحنی، برابر $1 = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{2}}$ است.

اینک نشان می‌دهیم که

قضیه ۶-۹. تابع مولد گشتاورهای توزیع نرمال عبارت است از

$$M_X(t) = e^{\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}.$$

برهان. بنابر تعریف

$$M_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{xt} \frac{1}{\sigma\sqrt{r\pi}} e^{-\frac{1}{r}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^r} dx$$

$$= \frac{1}{\sigma\sqrt{r\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{\frac{-1}{r\sigma^r}[-rx t \sigma^r + (x-\mu)^r]} dx,$$

و اگر عبارت داخل کروه را به صورت مربع کامل درآوریم، یعنی اتحاد
 $-rx t \sigma^r + (x-\mu)^r = [x - (\mu + t \sigma^r)]^r - r\mu t \sigma^r - t^r \sigma^r$
 را به کار بریم، به دست می‌آوریم

$$M_X(t) = e^{\mu t + \frac{1}{r} t^r \sigma^r} \left\{ \frac{1}{\sigma\sqrt{r\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{1}{r}\left[\frac{x - (\mu + t \sigma^r)}{\sigma}\right]^r} dx \right\}.$$

چون مقدار داخل دو ابرو، انتگرال از $-\infty$ تا $+\infty$ یک چگالی نرمال با پارامترهای
 $\mu + t \sigma^r$ و σ و لذا مساوی ۱ است، نتیجه می‌شود که

$$M_X(t) = e^{\mu t + \frac{1}{r} t^r \sigma^r}.$$

حال آماده‌ی تحقیق درستی آنیم که در تعریف ۶-۷، پارامترهای μ و σ ، در واقع
 میانگین و انحراف معیار توزیع نرمال‌اند. اگر دوبار از $M_X(t)$ نسبت به t مشتق
 بگیریم، به دست می‌آوریم

$$M'_X(t) = (\mu + \sigma^r t) M_X(t)$$

و

$$M''_X(t) = [(\mu + \sigma^r t)^r + \sigma^r] M_X(t)$$

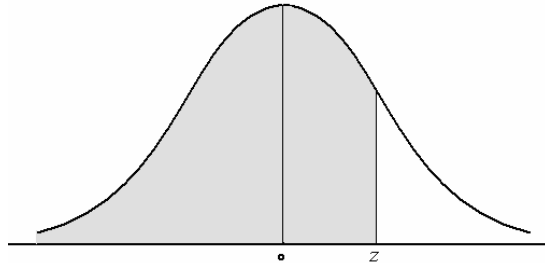
به قسمی که $M'_X(0) = \mu$ و $M''_X(0) = \mu^r + \sigma^r$. پس $E(X) = \mu$ ، بنابر این، داریم
 $\text{var}(X) = (\mu^r + \sigma^r) - \mu^r = \sigma^r$.

چون توزیع نرمال نقشی پایه‌ای در آمار دارد و از چگالی آن نمی‌توان مستقیماً
 انتگرال‌گیری کرد، مساحت‌هایش برای حالتی خاص که در آن $\mu = 0$ و $\sigma = 1$ ، جدول-
 بندی شده‌اند.

تعریف ۸-۶. توزیع نرمال با $\mu=0$ و $\sigma=1$ ، توزیع نرمال استاندارد نامیده می‌شود.

درایه‌های جدول ۳ که مساحت هاشورخورده‌ی شکل ۳-۶ نمایش داده می‌شوند،

$$\int_0^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx \text{ هستند.}$$



شکل ۳-۶. مساحت‌های جدول‌بندی شده‌ی زیرمنحنی توزیع نرمال استاندارد

مثال ۴-۱۰. پیدا کنید احتمال آنکه متغیری تصادفی با توزیع نرمال استاندارد مقداری

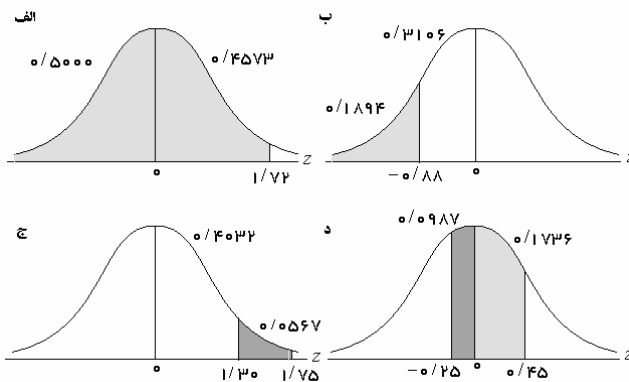
(الف) کمتر از $1/72$ ،

(ب) کمتر از $-0/88$ ،

(ج) بین $1/30$ و $1/75$ ،

(د) بین $-0/25$ و $0/45$ ،

اختیار کند.



شکل ۴-۶. نمودارهای مثال ۱۰-۶

حل. الف) در جدول ۳، درایه‌ی متناظر با $z = 1/72$ را پیدا می‌کنیم، جواب برابر با $0/9573$ است.

ب) مشابه قسمت الف، درایه‌ی متناظر با $z = -0/88$ را در جدول ۳ برابر با $0/1894$ است.

ج) در جدول ۳ درایه‌های متناظر با $z = 1/75$ و $z = 1/30$ را پیدا و دوّمی را از اولی کم می‌کنیم (شکل ۶-۴ را ببینید)، و به دست می‌آوریم $0/0567$.

د) در جدول ۳ درایه‌های متناظر با $z = -0/25$ و $z = 0/45$ را پیدا و آنها را از هم کم می‌کنیم (شکل ۶-۴ را ببینید)، و به دست می‌آوریم $0/2723$.

گاهی نیاز داریم مقداری از z را بیابیم که متناظر با احتمالی مشخص است که بین دو مقدار فهرست شده در جدول ۳ قرار می‌گیرند. در این موارد، برای راحتی، همیشه مقداری از z را انتخاب می‌کنیم که احتمال متناظر با آن در جدول، نزدیکترین مقدار به احتمال مشخص باشد. اما اگر احتمال داده شده وسط دو احتمال متوالی در جدول باشد، مقدار z را انتخاب می‌کنیم که وسط مقادیر متناظر z بیفتد.

مثال ۶-۱۱. با رجوع به جدول ۳، مقادیر z متناظر با درایه‌های

الف) $0/8512$ ،

ب) $0/7533$ ،

را بیابید.

حل. الف) چون $0/8512$ بین $0/8508$ و $0/8531$ که متناظر با $z = 1/04$ و $z = 1/05$ هستند، می‌افتد، و چون $0/8512$ به $0/8508$ نزدیکتر است تا به $0/8531$ ، پس مقدار $z = 1/04$ را انتخاب می‌کنیم.

ب) چون $0/7533$ وسط دو مقدار $0/7517$ و $0/7549$ است که با $z = 0/68$ و $z = 0/69$ متناظرند، پس مقدار $z = 0/685$ را انتخاب می‌کنیم.

با وجود اینکه جدول ۳ در آخر کتاب تهیه شده است اما همواره نمی‌تواند همه‌ی مسائل را با دقت بالا حل کند. مشابه‌ی سایر توزیع‌ها، مینیتب قادر است مقدار تابع توزیع، و چندک‌های توزیع نرمال را محاسبه کند.

```

MTB > CDF 1.72 k9;
SUBC> Normal 0.0 1.0.
MTB > InvCDF 0.8512 k10;
SUBC> Normal 0.0 1.0.
MTB > print k9 k10
Data Display
K9 0.957284
K10 1.04159

```

برای تعیین احتمال‌های مربوط به متغیرهای تصادفی که توزیعی نرمال غیر از توزیع نرمال استاندارد دارند از قضیه‌ی زیر استفاده می‌کنیم.

قضیه‌ی ۶-۱۰. اگر X دارای توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف معیار σ باشد، آنگاه

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

توزیع نرمال استاندارد دارد.

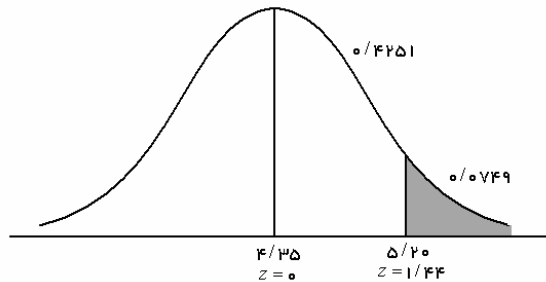
برهان. چون بستگی بین مقادیر X و Z خطی است، وقتی X مقداری بین x_1 و x_2 اختیار می‌کند، Z باید مقداری بین $z_1 = \frac{x_1 - \mu}{\sigma}$ و $z_2 = \frac{x_2 - \mu}{\sigma}$ را اختیار نماید. بنابراین می‌توانیم بنویسیم

$$P(x_1 < X < x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{x_1}^{x_2} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx = \int_{z_1}^{z_2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz = P(z_1 < Z < z_2)$$

که در آن دیده می‌شود Z متغیری تصادفی است که توزیع نرمال استاندارد دارد. بنابر این در ارتباط با هر متغیر تصادفی که توزیع نرمال دارد، برای استفاده از جدول ۳ به تعویض مقیاس $z = \frac{x-\mu}{\sigma}$ دست می‌زنیم.

مثال ۶-۱۲. فرض کنید میزان تشعشع فضایی که فردی در یک پرواز در معرض آن قرارگیرد، متغیری تصادفی است که توزیع نرمال با میانگین $۴/۳۵$ میلی‌رم و انحراف معیار $۵/۵۹$ میلی‌رم دارد. احتمال اینکه شخصی در چنین پروازی در معرض میزانی بیش از $۵/۲۰$ میلی‌رم تشعشع فضایی قرارگیرد چقدر است؟

حل. در جدول ۳، درایه‌ی متناظر با $z = \frac{۵/۲۰ - ۴/۳۵}{۵/۵۹} = ۱/۴۴$ را پیدا می‌کنیم و آن را از ۱ کم می‌کنیم (شکل ۶-۵ را ببینید)، و به دست می‌آوریم $۰/۰۷۴۹ = ۱ - ۰/۹۲۵۱$.



شکل ۵-۶. نمودار مثال ۱۲-۶

با مینیتب محاسبه‌ی فوق را مرور می‌کنیم.

```
MTB > CDF 5.2 k11;
SUBC> Normal 4.35 0.59.
MTB > let k12=1-k11
MTB > print k12
Data Display
K12 0.0748379
```

تمرین

۳۵-۶. نشان دهید که توزیع نرمال دارای

(الف) ماکسیممی نسبی در $x = \mu$ است،

(ب) نقطه‌ی عطفی در $x = \mu - \sigma$ و $x = \mu + \sigma$ است.

۳۶-۶. اگر X متغیری تصادفی باشد که دارای توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف

معیار σ است، با استفاده از قسمت سوم قضیه‌ی ۶-۴ و قضیه‌ی ۶-۶، نشان دهید که

تابع مولد گشتاورهای $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ ، تابع مولد گشتاورهای توزیع نرمال استاندارد است.

۳۷-۶. اگر Z متغیری تصادفی با توزیع نرمال استاندارد باشد، پیدا کنید احتمال آنکه

این متغیر مقداری

(الف) بزرگتر از $1/14$ ،

(ب) بزرگتر از $-0/36$ ،

(ج) بین $-0/46$ و $-0/09$ ،

(د) بین $-0/85$ و $1/12$ ،

اختیار کند.

۶-۳۸. اگر Z متغیری تصادفی با توزیع نرمال باشد، مطلوب است

الف) $P(Z < 1/33)$ ،

ب) $P(Z \leq -0.79)$ ،

ج) $P(0.55 < Z < 1/22)$ ،

د) $P(-1/90 \leq Z \leq 0/44)$.

۶-۳۹. مقدار z را بیابید اگر مساحت زیر منحنی توزیع نرمال استاندارد

الف) بین ۰ و z ، برابر $0/4726$ باشد،

ب) در چپ z ، برابر $0/9868$ باشد،

ج) در راست z ، برابر $0/1314$ باشد،

د) بین $-z$ و z ، برابر $0/8502$ باشد.

۶-۴۰. اگر Z متغیری تصادفی با توزیع نرمال استاندارد باشد، مطلوب است مقادیر z_1 ،

z_p ، z_s ، و z_f به قسمی که

الف) $P(0 < Z < z_1) = 0/4306$ ،

ب) $P(Z \geq z_p) = 0/7704$ ،

ج) $P(Z \geq z_s) = 0/2912$ ،

د) $P(-z_f \leq Z < z_f) = 0/9700$.

۶-۴۱. اگر X متغیری تصادفی با توزیع نرمال باشد، احتمال اینکه مقداری

الف) به فاصله‌ی یک انحراف معیار از میانگین،

ب) به فاصله‌ی دو انحراف معیار از میانگین،

ج) به فاصله‌ی سه انحراف معیار از میانگین،

د) به فاصله‌ی چهار انحراف معیار از میانگین،

اختیار کند چقدر است؟

۶-۴۲. اگر z_α به صورت $\int_{z_\alpha}^{+\infty} n(z; 0, 1) dz = \alpha$ تعریف شود، مقدار آن را به ازای

الف) $\alpha = 0/05$ ،

ب) $\alpha = 0/025$ ،

ج) $\alpha = 0/01$ ،

(د) $\alpha = 0/005$

بیابید.

۶-۴۳. فرض کنید در طول حالت خلسه، کاهش مصرف اکسیژن یک فرد، متغیری تصادفی باشد که توزیع نرمال با میانگین $\mu = 37/6$ سانتی‌متر مکعب در دقیقه و $\sigma = 4/6$ سانتی‌متر مکعب در دقیقه دارد. پیدا کنید احتمال آنکه در طول مدت دوره‌ی

حالت خلسه، مصرف اکسیژن به

الف) حداقل $44/5$ سانتی‌متر مکعب در دقیقه،

ب) حداکثر $35/0$ سانتی‌متر مکعب در دقیقه،

ج) مقداری از $30/0$ تا $40/0$ سانتی‌متر مکعب در دقیقه،

کاهش پیدا کند.

۶-۴۴. در کار عکاسی، زمان ظهور عکس را می‌توان متغیری تصادفی گرفت که دارای توزیع نرمال با $\mu = 15/40$ ثانیه و $\sigma = 0/48$ ثانیه است. احتمال آن را بیابید که زمان ظهور یک عکس

الف) حداقل $16/00$ ثانیه،

ب) حداکثر $14/20$ ثانیه،

ج) زمانی که بین $15/00$ تا $15/80$ ثانیه،

باشد.

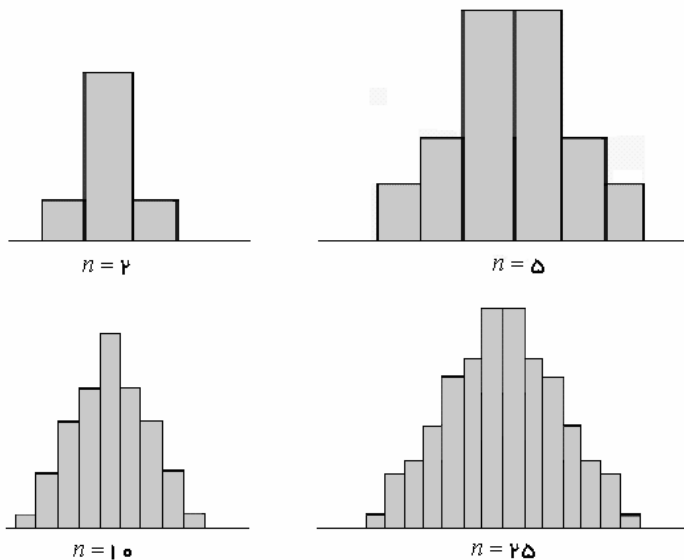
۶-۴۵. متغیری تصادفی دارای توزیع نرمال با $\sigma = 10$ است. اگر احتمال اینکه متغیر تصادفی مقداری کمتر از $82/5$ اختیار کند برابر با $0/8122$ باشد، احتمال اینکه مقداری بزرگتر از $58/3$ اختیار کند چقدر است؟

۶-۹ تقریب نرمال برای توزیع دوجمله‌ای

توزیع نرمال گاهی به عنوان توزیع پیوسته‌ای معرفی می‌شود که برای توزیع دوجمله‌ای، وقتی n ، تعداد آزمایش‌ها خیلی بزرگ است، و θ ، احتمال موفقیت در یک آزمایش نزدیک $\frac{1}{2}$ است تقریب خوبی فراهم می‌کند. شکل ۶-۶ بافت‌نماهای توزیع‌های

دوجمله‌ای با $\theta = \frac{1}{2}$ و $n = 2, 5, 10, 25$ را نشان می‌دهد، و می‌توان دید که افزایش

n ، این توزیع‌ها به الگوی زنگ شکل متقارن توزیع نرمال میل می‌کنند.



شکل ۶-۶. توزیع‌های دوجمله‌ای با $\theta = \frac{1}{2}$

برای فراهم کردن یک پایه‌ی نظری برای این بحث، ابتدا قضیه‌ی زیر را مطرح می‌کنیم.

قضیه‌ی ۶-۱۱. اگر X متغیری تصادفی با توزیع دوجمله‌ای با پارامترهای n و θ باشد آنگاه تابع مولد گشتاورهای

$$Z = \frac{X - n\theta}{\sqrt{n\theta(1-\theta)}}$$

وقتی $n \rightarrow +\infty$ ، به تابع مولد گشتاورهای توزیع نرمال استاندارد میل می‌کند. برهان. با استفاده از قضیه‌های ۵-۱۰ و ۶-۵ می‌توانیم بنویسیم

$$M_Z(t) = M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) = e^{\frac{-\mu t}{\sigma}} [1 + \theta(e^{\frac{t}{\sigma}} - 1)]^n$$

که در آن $\sigma = \sqrt{n\theta(1-\theta)}$ و $\mu = n\theta$. حال اگر لگاریتم بگیریم و به جای $e^{\frac{t}{\sigma}}$ از سری ماکلورن آن استفاده کنیم، به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned}\ln M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) &= -\frac{\mu t}{\sigma} + n \ln[1 + \theta(e^{\frac{t}{\sigma}} - 1)] \\ &= -\frac{\mu t}{\sigma} + n \ln \left[1 + \theta \left\{ \left(\frac{t}{\sigma}\right) + \frac{1}{2} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^2 + \frac{1}{6} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^3 + \dots \right\} \right]\end{aligned}$$

و با استفاده از سری نامتناهی $\ln(1+x) = x - \frac{1}{2}x^2 + \frac{1}{3}x^3 - \dots$ که به‌ازای $|x| < 1$ همگرا است، برای بسط این لگاریتم، نتیجه می‌شود که

$$\begin{aligned}\ln M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) &= -\frac{\mu t}{\sigma} + n \theta \left[\left(\frac{t}{\sigma}\right) + \frac{1}{2} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^2 + \frac{1}{6} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^3 + \dots \right] \\ &\quad - \frac{n \theta^2}{2} \left[\left(\frac{t}{\sigma}\right) + \frac{1}{2} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^2 + \frac{1}{6} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^3 + \dots \right]^2 \\ &\quad + \frac{n \theta^3}{3} \left[\left(\frac{t}{\sigma}\right) + \frac{1}{2} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^2 + \frac{1}{6} \left(\frac{t}{\sigma}\right)^3 + \dots \right]^3 \\ &\quad + \dots\end{aligned}$$

با گردآوری توان‌های همانند t ، به‌دست می‌آوریم

$$\begin{aligned}\ln M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) &= \left(-\frac{\mu}{\sigma} + \frac{n\theta}{\sigma}\right)t + \left(\frac{n\theta}{2\sigma^2} - \frac{n\theta^2}{2\sigma^2}\right)t^2 + \left(\frac{n\theta}{6\sigma^3} - \frac{n\theta^2}{2\sigma^3} + \frac{n\theta^3}{3\sigma^3}\right)t^3 + \dots \\ &= \frac{1}{\sigma^2} \left(\frac{n\theta - n\theta^2}{2}\right)t^2 + \frac{n}{\sigma^3} \left(\frac{\theta - 2\theta^2 + \theta^3}{6}\right)t^3 + \dots\end{aligned}$$

زیرا $\mu = n\theta$. در این صورت اگر قرار دهیم $\mu = n\theta$ ، $\sigma = \sqrt{n\theta(1-\theta)}$ ، پیدا می‌کنیم که

$$\ln M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) = \frac{1}{2}t^2 + \frac{n}{\sigma^3} \left(\frac{\theta + 3\theta^2 + 2\theta^3}{6} \right) t^3 + \dots$$

که در آن به‌ازای $r > 2$ ، ضریب t^r مضرب ثابتی از $\frac{n}{\sigma^r}$ است که وقتی $n \rightarrow +\infty$ ، به صفر می‌گراید. نتیجه می‌شود که

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \ln M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) = \frac{1}{2}t^2,$$

و چون حد یک لگاریتم برابر لگاریتم حد است (به شرط آنکه هر دو حد وجود داشته

باشند)، نتیجه می‌گیریم که

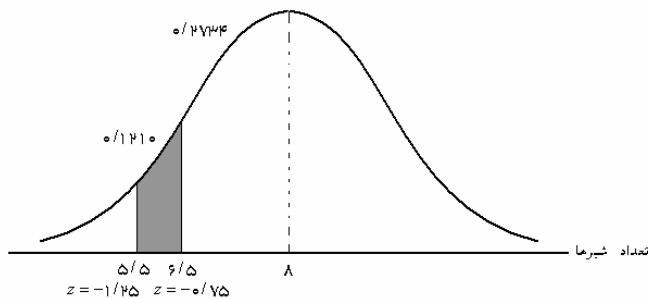
$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \ln M_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) = e^{\frac{1}{2}t^2}$$

که تابع مولد گشتاورهای قضیه‌ی ۶-۸ با $\mu=0$ و $\sigma=1$ است. این برهان قضیه‌ی ۶-۶ را تکمیل می‌کند، اما آیا نشان داده‌ایم که وقتی $n \rightarrow +\infty$ توزیع Z ، متغیر تصادفی دوجمله‌ای استاندارد شده، به توزیع نرمال استاندارد می‌گراید؟ نه کاملاً. برای این منظور باید به دو قضیه‌ای که در اینجا بدون اثبات بیان می‌شوند مراجعه کنیم:

۱. بین تابع‌های مولد گشتاورها و توزیع‌های احتمال (چگالی‌ها) وقتی تابع‌های مولد وجود دارند تناظری یک به یک موجود است.

۲. اگر تابع مولد گشتاورهای یک متغیر تصادفی به تابع مولد گشتاورهای متغیر تصادفی دیگری میل کند، آنگاه توزیع (چگالی) متغیر تصادفی اول تحت همان شرایط حدی به توزیع (چگالی) متغیر تصادفی دوم میل می‌کند.

اگر دقیق‌تر صحبت کنیم، این قضایا وقتی صادق‌اند که $n \rightarrow +\infty$ ، اما توزیع نرمال اغلب حتی وقتی n نسبتاً کوچک است برای تقریب احتمال‌های دوجمله‌ای به کار می‌رود. قانون سرانگشتی خوبی آن است که این تقریب را وقتی $n\theta$ و $n(1-\theta)$ هر دو بزرگتر از 5 هستند به کار بریم.



شکل ۶-۷. نمودار مثال ۶-۱۳

مثال ۶-۱۳. با استفاده از تقریب نرمال برای توزیع دو جمله‌ای احتمال آن را که در ۱۶ پرتاب یک سکه‌ی همگن، ۶ شیر و ۱۰ خط به دست می‌آوریم تعیین کنید.

حل. برای یافتن این تقریب باید از **تصحیح پیوستگی** استفاده کنیم که بنابر آن، هر عدد صحیح نامنفی k با بازه‌ی $k - \frac{1}{2}$ تا $k + \frac{1}{2}$ نشان داده می‌شود. با رجوع به شکل ۶-۷، باید مساحت زیر منحنی را بین $\frac{5}{5}$ و $\frac{6}{5}$ تعیین کنیم، و چون $\mu = 16 \times \frac{1}{2} = 8$ و $\sigma = \sqrt{16 \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}} = 2$ باید مساحت زیر منحنی را بین

$$z = \frac{5/5 - 8}{2} = -1/25 \quad \text{و} \quad z = \frac{6/5 - 8}{2} = -0/75$$

تعیین کنیم. چون در جدول ۳، درایه‌های متناظر با $z = 1/25$ و $z = 0/75$ به ترتیب $0/8944$ و $0/7734$ هستند، درمی‌یابیم که تقریب نرمال برای احتمال داشتن «۶ شیر و ۱۰ خط» برابر $0/8944 - 0/7734 = 0/1210$ است. چون مقدار متناظر در جدول ۲ برابر با $0/1222$ است، درمی‌یابیم که خطای تقریب برابر با $0/0012 -$ است، و قدرمطلق خطای درصد برابر با $100 \times \frac{0/0012}{0/1222} = 0/98$ درصد است.

تمرین

۶-۶۶. بررسی کنید که برای هر یک از موارد زیر می‌توان، طبق قاعده‌ی سرانگشتی، تقریب نرمال را برای توزیع دو جمله‌ای به کار برد یا نه؟

الف) $n = 16$ و $\theta = 0/20$

ب) $n = 65$ و $\theta = 0/10$

ج) $n = 120$ و $\theta = 0/98$

۶-۴۷. فرض کنید می‌خواهیم تقریب نرمال برای توزیع دو جمله‌ای را به کار برده، مقدار $b(1; 150, 0/05)$ را تعیین کنیم.

الف) مبتنی بر قاعده‌ی سرانگشتی، آیا توجیهی برای استفاده از این تقریب داریم؟

ب) تقریب را انجام دهید و آن را تا چهار رقم اعشار گرد کنید.

ج) اگر خروجی کامپیوتر نشان دهد که $b(1; 150, 0/05) = 0/0036$ که تا چهار رقم گرد شده است، درصد خطای تقریب حاصل در قسمت (ب) چقدر است؟

۶-۴۸. برای تعیین (تا چهار رقم دهدهی) احتمال به دست آوردن ۷ شیر و ۷ خط را در ۱۴ پرتاب یک سکه‌ی همگن، تقریب نرمال برای توزیع دو جمله‌ای را به

کاربرید. همچنین با رجوع به جدول ۲، خطای این تقریب را بیابید.

۶-۴۹. اگر ۲۳ درصد از تمام بیمارانی که فشار خون بالا دارند دچار عوارض جانبی ناشی از نوعی دارو باشد، برای پیدا کردن احتمال آنکه بین ۱۲۰ نفر بیمار با فشار خون بالا که با این دارو معالجه می‌شوند بیش از ۳۲ نفر دچار عوارض جانبی شوند، تقریب نرمال را به کار برید.

۶-۵۰. برای تشریح قانون اعداد بزرگ، تقریب نرمال را برای توزیع دوجمله‌ای به کار برید و احتمال آن را بیابید که وقتی سکه‌ای همگن

الف) ۱۰۰ بار،

ب) ۱۰۰۰ بار،

ج) ۱۰۰۰۰ بار،

پرتاب شود نسبت شیرها عددی بین ۰/۴۹ و ۰/۵۱ باشد.

۶-۱۰ توزیع نرمال دو متغیره

بین چگالی‌های چند متغیره، توزیعی که از اهمیت خاصی برخوردار است، توزیع نرمال چند متغیره است که تعمیمی از توزیع نرمال یک متغیره است. چون بهتر است که این توزیع برای حالت چند متغیره با نمادگذاری ماتریسی نمایش داده شود، ما در اینجا فقط حالت دو متغیره را ارائه می‌دهیم.

تعریف ۶-۹. جفت متغیرهای تصادفی X و Y دارای توزیع نرمال دو متغیره‌اند و به آنها متغیرهای تصادفی که توأماً به صورت نرمال توزیع شده‌اند اطلاق می‌شوند، اگر و تنها اگر چگالی احتمال توأم‌شان برای $-\infty < x < +\infty$ و $-\infty < y < +\infty$ به صورت زیر باشد

$$f(x, y) = \frac{e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right) \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right) + \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right)^2 \right]}}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}},$$

که در آن $\sigma_1 > 0$ ، $\sigma_2 > 0$ و $-1 < \rho < 1$.

نشان می‌دهیم که μ_1 ، μ_2 ، σ_1 و σ_2 به ترتیب، میانگین‌ها و انحراف معیارهای

متغیرهای تصادفی X و Y هستند. اگر برای به دست آوردن چگالی حاشیه‌ای X ، از $f(x, y)$ نسبت به y از $-\infty$ تا $+\infty$ انتگرال بگیریم، به دست می‌آوریم

$$g(x) = \frac{e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2}}{\sqrt{2\pi} \sigma_1 \sigma_2 \sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right) \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right) \right]} dy.$$

اگر برای ساده کردن نمادگذاری موقتاً قراردادیم $u = \frac{x-\mu_1}{\sigma_1}$ و با قراردادن $v = \frac{y-\mu_2}{\sigma_2}$ متغیر انتگرال‌گیری را تعویض کنیم، به دست می‌آوریم

$$g(x) = \frac{e^{-\frac{1}{2} u^2}}{\sqrt{2\pi} \sigma_1 \sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} (v^2 - 2\rho uv)} dv,$$

و با قراردادن $(v - \rho u)^2 = v^2 - 2\rho uv + \rho^2 u^2$ برای اینکه مربع کاملی حاصل شود و با جمع‌آوری جملات، نتیجه می‌شود که

$$g(x) = \frac{e^{-\frac{1}{2} u^2}}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{v-\rho u}{\sqrt{1-\rho^2}} \right)^2} dv \right\}.$$

سرانجام، با تشخیص اینکه کمیت داخل پرانتز همان انتگرال چگالی نرمال از $-\infty$ تا $+\infty$ ، و بنابراین مساوی ۱ است، به ازای $-\infty < x < +\infty$ به دست می‌آوریم

$$g(x) = \frac{e^{-\frac{1}{2} u^2}}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} = \frac{1}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2}.$$

با بررسی نتیجه می‌شود که چگالی حاشیه‌ای X ، توزیعی نرمال با میانگین μ_1 و انحراف معیار σ_1 است، و بنابر تقارن، چگالی حاشیه‌ای Y ، توزیعی نرمال با میانگین μ_2 و انحراف معیار σ_2 است.

توزیع نرمال دومتغیره چندین ویژگی مهم دارد که برخی جنبه‌ی آماری و برخی جنبه‌ی ریاضی محض دارند. بین ویژگی‌های آماری، ویژگی زیر را داریم که اثبات آن

در تمرین ۶-۵۱ از خواننده خواسته شده است.

قضیه ۶-۱۲. دو متغیر تصادفی که دارای توزیع نرمال دو متغیره‌اند مستقل‌اند اگر و تنها اگر $\rho = 0$.
اگر $\rho = 0$ ، متغیرهای تصادفی را **ناهمبسته** گویند.

تمرین

۶-۵۱. برای اثبات قضیه ۶-۱۱، نشان دهید که اگر X و Y توزیع نرمال دو متغیره داشته باشند، آنگاه

الف) استقلال آنها نتیجه می‌دهد که $\rho = 0$ ، ب) $\rho = 0$ نتیجه می‌دهد که آنها مستقل‌اند.
۶-۵۲. اگر نمای e در چگالی نرمال دو متغیره به صورت

$$\frac{-1}{10^2} [(x+2)^2 - 2/8(x+2)(y-1) + 4(y-1)^2]$$

باشد، پیدا کنید $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$.

۶-۵۳. اگر X و Y دارای توزیع نرمال دو متغیره داشته باشند، و $U = X + Y$ و $V = X - Y$ ، برای ضریب همبستگی U و V عبارتی بیابید.

۶-۵۴. مرکز یک هدف، به‌عنوان مبدأ یک دستگاه مختصات قائم اختیار می‌شود و نسبت به این دستگاه، نقطه‌ی اصابت یک گلوله دارای مختصات X و Y است. اگر X و Y دارای چگالی نرمال دو متغیره با $\mu_1 = 0, \mu_2 = 0, \sigma_1 = 120$ ، $\sigma_2 = 140$ ، $\rho = 0$ باشد، پیدا کنید احتمال آنکه نقطه‌ی اصابت

الف) درون مربعی به ضلع ۱۸۰ پا باشد که مرکزش در مبدأ بوده و اضلاعش موازی محورهای مختصات‌اند،

ب) درون دایره‌ای به شعاع ۷۵ پا و به مرکز مبدأ باشد.

۶-۵۵. اگر X و Y توزیع نرمال دو متغیره با $\mu_1 = \mu_2 = 0$ و $\sigma_1 = \sigma_2 = 12$ داشته باشند، پیدا کنید

الف) احتمال به دست آوردن نقطه‌ی (x, y) در داخل دایره‌ی $x^2 + y^2 = 36$ ،

ب) مقدار c که به ازای آن، احتمال به دست آوردن نقطه‌ی (x, y) در داخل دایره‌ی $x^2 + y^2 = c^2$ برابر $0/80$ باشد.

فصل هفتم

محاسبات با نرم افزار

۱-۷ مقدمه

روند تغییرات در نگارش یک نرم افزار آن قدر سریع می باشد که مجال به آموزش از طریق منوهای نرم افزار با یک دست نوشته ثابت، را نمی دهد. علاوه بر آن قابلیت فهرستها(منوها) همواره پاسخ گوی نیازها و حل مسائل آماری نمی باشد و همواره نوشتن برنامه را باید جزئی از آموختنی ها برای دانشجویان رشته ی آمار در نظر گرفت. لذا در این فصل با در نظر گرفتن این اهداف برای دانشجویان درس آمار و احتمال تهیه گردیده است. امید است با به کارگیری و ادامه آن در دروس تخصصی بعدی در تفهیم مفاهیم آماری نقش سازنده ای داشته باشد.

۲-۷ ورود و خروج اطلاعات در مینیب

در این بخش آنچه برای وارد کردن و یا ویرایش داده ها نیاز است را ارائه داده ایم. هرگاه وارد نرم افزار مینیب می شوید با دو محیط روبرو هستید:

۱. محیط DATA.

۲. محیط SESSION.

دستورات را فقط در محیط دوّم می‌توان نوشت و تغییرات را در محیط اوّل دید. نکته دیگر اینکه دستورات اصلی را باید جلوی `>MTB` تایپ کرد و این در حالی است که برای زیر برنامه‌ها باید نماد `>SUBC` ظاهر گردد.

دستور Read

```
READ C...C
FILE 'filename'
FORMAT (specification)
NOBS=K
```

در دستور فوق، داده‌ها سطر به سطر خوانده می‌شود. اگر نام فایل مشخص باشد داده‌ها را از آن پرونده می‌گیرد. در غیر این صورت داده‌ها را زیر فرمان Read می‌نویسیم. حالت ورودی آزاد داده‌ها طی مثال زیر نشان داده شده است. در آخر دستور END را برای نشان دادن پایان داده‌ها به کار می‌بریم.

مثال ۷-۱:

```
MTB> READ C2 C3
DATA> 2 4
DATA> 3.5 27
DATA> 1 12
DATA> END
```

نرم افزار داده‌های ۲، ۳/۵ و ۱ را در ستون دوّم و داده‌های ۴، ۲۷ و ۱۲ را در ستون سوم قرار می‌دهد.

نکات:

- ۱- خطوط داده‌ها می‌تواند شامل حروف و کلمات باشد اما نمی‌تواند با نامی که دستوری هستند در نرم افزار شروع می‌شود. حروف خوانده نشده حذف می‌شوند. اگر داده‌ای حرفی (الفبایی) داشته باشیم باید از فرمت فرتن استفاده کنیم.
- ۲- داده می‌تواند به صورت اعشاری یا بدون اعشار نوشته شود. همچنین می‌توانیم به وسیله‌ی نماد علمی (نماد نمایی) داده‌ها را وارد کنیم مثلاً

1.234E2 1.234E+2 123.4

۳- خطوط داده‌ها می‌تواند شامل یک & در آخر خط به معنای ادامه داشتن داده‌ها، باشد.

۴- از نماد "*" برای نمایش داده‌ی گم‌شده استفاده کنید.

۵- نماد (input width) IW در خطوط داده‌ها بای تعریف کردن رقم‌های داده‌ها به کار

می‌رود. برای مثال اگر بنویسیم IW72 داده‌ای که تعداد رقم‌هایش متجاوز از ۷۲ باشد، رقم‌های بعدی را نمی‌خواند.

۶- دستور READ برای وارد کردن یک ماتریس نیز به کار می‌رود.

۷- اگر در یک خط END نوشته شود یعنی داده‌ها تمام شده است.

۸- ثابت‌های ذخیره شده از طریق دستور READ خوانده نمی‌شود بلکه باید دستور SET کار برد.

زیربرنامه‌ها در دستور READ

FORMAT (specification)

داده‌ها در ستون‌ها با آرایشی مشخص وارد می‌شوند.

FW	برای خواندن اعداد
FW.D	برای خواندن اعداد با اعشار
AW	داده حروفی - الفبایی
X	برای تعریف فضای خالی - فاصله
Tn	طول کل فضای داده‌ها در یک خط
N	تکرار عامل
(پرانتز باز
)	پرانتز بسته
,	فرمت‌ها را جدا می‌کند
/	برای رفتن به خط جدید داده‌ها

NOBS = K

هرگاه داده‌ها از یک فایل خوانده شود با دستور فوق فقط **K** تایی آنرا وارد نرم‌افزار می‌کند.

مثال ۷-۲. اعداد زیر با فرمت **F3.1** وارد کامپیوتر کنید و سپس چگونگی خواندن آن توسط نرم‌افزار را مورد بررسی قرار دهید.

۱۲۱۲۳۴۳۴۵۵۶۶۷۸۸۹

حل:

```
MTB > READ C1;
SUBC> FORMAT(F3.1).
DATA> 1212343455667889
DATA> END
1 rows read.
MTB > PRINT C1
Data Display
C1
12.1
```

دستور Set

```
SET C
FORMAT (specification)
NOBS=K
```

وارد کردن داده‌ها به کمک دستور **SET** را فقط برای یک ستون می‌توان به‌کار برد. اگر نام پرونده مشخص باشد داده‌ها را می‌توان از آن طریق خوانده، در غیر این صورت در خط زیر دستور مربوطه، داده‌ها را بنویسید.

مثال ۷-۳.

```
MTB > SET C7
DATA> 2      7      9
DATA> 3.5    22
DATA> END
```

در مثال فوق داده‌ها در ستون هفتم جای می‌گیرند.

کاربرد دیگر این دستور، ساختن داده‌های الگودار (PATTERNED DATA) است. به کمک دستور SET می‌توانیم داده‌هایی که از الگویی معین تبعیت می‌کنند وارد کامپیوتر

نمائیم. برای مثال

1:4	۱، ۲، ۳، ۴
4:1	۴، ۳، ۲، ۱
1:3/0.5	۱، ۱/۵، ۲، ۲/۵، ۳
3(1)	۱، ۱، ۱
3(1:3)	۱، ۲، ۳، ۱، ۲، ۳، ۱، ۲، ۳
(1:3)2	۱، ۱، ۲، ۲، ۳، ۳
2(1:3)2	۱، ۲، ۲، ۱، ۳، ۳، ۱، ۲، ۱، ۲، ۳، ۳

عدد جلوی پرانتز هر عدد را تکرار می‌کند، عدد قبل از پرانتز هر دنباله را تکرار می‌کند. توجه داشته باشید از پرانتزهای تودرتو نمی‌توان استفاده کرد.

مقادیر ثابت ذخیره شده در k_1, k_2, \dots را می‌توان در دستور SET به کار برد.

این ثابت‌ها به سایر دستورات نرم‌افزار ایجاد شده و یا ما با دستور LET آن‌را تعریف می‌کنیم.

مثال ۷-۴.

```
MTB > LET K2=3
MTB > LET K3=10.2
MTB > LET K1=2
MTB > SET C1
DATA> 2(K1:20) K2 K3 10
DATA> END
```

به کمک دستورات فوق داده‌های زیر را در نرم‌افزار وارد کرده‌ایم:

```
C1
2.0 2.0 2.0 3.0 3.0 3.0 4.0 4.0 4.0 5.0 5.0
5.0 6.0 6.0 6.0 7.0 7.0 7.0 8.0 8.0 8.0 9.0
9.0 9.0 10.0 10.0 10.0 11.0 11.0 11.0 12.0 12.0 12.0
```

```

13.0 13.0 13.0 14.0 14.0 14.0 15.0 15.0 15.0 16.0 16.0
16.0 17.0 17.0 17.0 18.0 18.0 18.0 19.0 19.0 19.0 20.0
20.0 20.0 2.0 2.0 2.0 3.0 3.0 3.0 4.0 4.0 4.0
5.0 5.0 5.0 6.0 6.0 6.0 7.0 7.0 7.0 8.0 8.0
8.0 9.0 9.0 9.0 10.0 10.0 10.0 11.0 11.0 11.0 12.0
12.0 12.0 13.0 13.0 13.0 14.0 14.0 14.0 15.0 15.0 15.0
16.0 16.0 16.0 17.0 17.0 17.0 18.0 18.0 18.0 19.0 19.0
19.0 20.0 20.0 20.0 10.2 10.0

```

همانند دستور Read زیر برنامه‌های FORMAT و NOBS قابل اجرا می‌باشند.

مثال ۷-۵.

```

MTB > SET C1;
SUBC > FORMAT(A11,T16,A2).
DATA > ABCDEFGHIJK LM
DATA > abcdefghijk lm
DATA > end

```

مطابق فرمت تعریف شده باید طول اولین داده ۱۶ باشد. به عبارت دیگر ۱۶ فضا برای عنصر اول در هر سطر در نظر می‌گیرد. چهار داده حرفی در ستون C1 تعریف می‌شود.

در آخر دستورات READ, SET, INSERT از فرمان END استفاده می‌کنیم. در صورتی که نام فایلی مشخص نشده باشد.

دستور Name

```
NAME C='name' ... C='name'
```

به هر ستون نامی را نسبت می‌دهد. نام‌گذاری نباید از هشت مشخصه بیشتر باشد. از علائمی مانند "،" یا "#" نباید استفاده کنید. اسم‌ها نباید تکراری باشد. نام هر ستون را می‌توان به وسیله دستور Name تغییر داد. برای پاک کردن نام یک ستون از فاصله استفاده کنید برای مثال

```
MTB > name c1=''
```

دستور Print

PRINT E... E;
FORMAT (specification)

این دستور داده‌ها را صفحه چاپ می‌کند. یک ستون یا بیشتر را می‌توانید چاپ کنید. در این دستور فرمت قابل اجرا می‌باشد. برخی نکات قابل توجه می‌باشند:
دستور فرمت برای ثابت‌ها و ماتریس‌ها به کار نمی‌رود.

اگر در دستور چاپ ماتریس‌ها، ثابت‌ها و ستون‌ها را هم‌زمان بخواهیم چاپ کند، نرم‌افزار ابتدا ماتریس‌ها و سپس ثابت‌ها و بعد ستون‌ها را چاپ می‌کند.
اگر عدد محاسبه شده در نرم‌افزار ارقام زیادی داشته باشد در دستور چاپ از نماد نمایی استفاده می‌کند.

دستور Write

WRITE 'filename' E... E;
FORMAT (specification)

داده‌ها را در یک فایل قرار می‌دهد. فایلی که از طریق این دستور ایجاد می‌شود از طریق سایر نرم‌افزارها قابل استفاده است. اکثر برنامه‌ها، دارای پسوند DAT باشند تا خوانده شوند.

با دستور Read می‌توانید داده‌های ذخیره شده توسط Write را خواند. اگر یک ستون باشد با دستور Set می‌خوانید. فایلی که با دستور Write به وجود آورده‌اید می‌توانید در کامپیوتر تحت DOS ویرایش کنید ولی نمی‌توانید این فایل را به وسیله‌ی دستور SAVE به وجود آورید. هرگاه ستون‌ها دارای داده‌های برابر نباشند در minitab صورت نیاز، با قراردادن داده‌های گم‌شده ستون‌ها را مساوی می‌کند.

دستور Delete

DELETE rows K... K of C...C

سطرهای ستون‌های تعیین شده را حذف می‌کند.

MTB> DELETE 2 5 6 C1 C2

در عبارت فوق سطرهای دوم، پنجم و ششم از ستون‌های اول و دوم حذف می‌گردد. اگر بخواهیم تمامی محتوی یک ستون یا چند ستون را پاک کنیم از دستور ERASE استفاده می‌کنیم.

دستور Insert

```
INSERT 'filename' [Between k k] E...E;
FORMAT (specification)
NOBS=K
```

بین سطر، ستون‌ها اطلاعات جدیدی می‌توانیم وارد کنیم. داده‌ها می‌توانند از پرونده دیگری خوانده شوند. برای روشن شدن چگونگی عملکرد این دستور به مثال‌های زیر توجه کنید.

اگر در بالای ستون‌های C1-C4 بخواهیم داده وارد کنیم:

```
MTB>INSERT 0 1 C1-C4
```

در بین ردیف‌های پنجم و ششم داده وارد می‌کنیم:

```
MTB>INSERT 5 6 C1-C4
```

اگر معین نکردیم کدام ردیف با دستور زیر داده‌ها را در آخر ستون‌ها وارد می‌کند:

```
MTB>INSERT 2 3 C1-C4
```

با توجه به دستور داده شده بعد و قبل از وارد کردن داده‌های جدید ملاحظه بفرمایید.

```
MTB>INSERT 2 3 C1-C3
```

```
DATA>62 105 0.4
```

```
DATA>63 120 0.7
```

```
DATA>END.
```

C1	C2	C3	C4	C1	C2	C3	C4
61	96	0.5	14	61	96	0.5	14
65	115	0.3	12	65	115	0.3	12
67	131	0.8	13	62	105	0.4	13
64	125	0.5	17	63	120	0.7	17
				67	131	0.8	
				64	125	0.5	

دستور Copy

```

COPY C...C into C...C;
COPY C...C into k...k;
    USE rows k...k.
    USE rows C=k...k.
    OMIT k...k.
    OMIT C=k...k.
COPY k...k k...k
COPY k...k C

```

به کمک این دستور، ستون‌ها را می‌توان در ستون‌های دیگر یا ثابت‌ها را در ثابت‌های دیگر و بالعکس کپی کرد. زیر برنامه‌های دستور کپی، USE و OMIT هستند. برای مشخص کردن سطرهای خاص در کپی از زیربرنامه USE، برای تعیین اینکه کدام سطر را کپی نکند از OMIT استفاده می‌شود. به مثال زیر توجه کنید:

```
MTB > copy 'name' 'ht' 'wt' c12-c14;
```

```
SUBC > use 'sex'=1.
```

name	sex	ht	wt	C12	C13	C14
Joan Arnold	2	66	135	Henry	70	155
Henry	1	70	155	James	64	145
Marie	2	64	125	Martin	69	160
Susan	2	65	115			
Jane	2	63	108			
James	1	64	145			
Martin	1	69	160			

نکات:

۱- در حالت کلی می‌توانید هر فهرستی از مقادیر در دامنه‌ی خاصی به وسیله دو زیر برنامه فوق اجرا نمایید.

```
MTB > COPY C1-C3 C11-C13;
```

```
SUBC > USE 'ht'=0:64 70.
```

این دستور داده‌هایی را کپی می‌کند که در فاصله‌ی صفر تا ۶۴ یا برابر ۷۰ باشند.

۲- می‌توان کپی از سطرهای مورد نظر را تعریف کرد:

```
MTB > COPY C1-C3 C11-C13;
```

```
SUBC > USE 1 3:5.
```

سطرهای اول، سوم، چهارم و پنجم را کپی می‌کند.

۳- می‌تواند سطرهای خاص را در کپی کردن حذف شود.

```
MTB>COPY C1-C3 C11-C13;
SUBC>OMIT 2 6.
MTB>COPY C1-C3 C11-C13;
SUBC>OMIT C1='*'.

```

دستور Code

CODE (K...K) K,...,(K...K) to K for C... C put in C...C

با مثال‌های زیر، ملاحظه می‌کنید که چگونه برخی داده‌ها را به داده‌های دیگر مبدل ساخت.

- داده‌های در فاصله‌ی تعریف شده را به عدد ۱۰۰ تغییر داد.

```
MTB > code (-1 -2) 100 c1 c2
MTB > print c1 c2
Data Display
Row   C1   C2
  1  -0.1 -0.1
  2   3.0  3.0
  3   1.1  1.1
  4  -1.0 100.0
  5   0.0  0.0
  6  -2.0 100.0
  7   2.4  2.4

```

- یک فاصله را می‌تواند به یک عدد مبدل کند.

MTB>CODE (1:1.5, 2) 5 C1-C3 C11-C13

- کلیدی مقادیر در (۱/۵) و مقدار ۲ را به عدد پنج مبدل می‌کند.

MTB>CODE (1:5) 10 (6:10) 20 C1-C5 C11-C15

- دستور فوق مقادیر (۵) را به ۱۰ و مقادیر (۱۰) را به ۲۰ مبدل می‌سازد.

MTB>CODE (10:20) 1 (20:30) 2 C1 C2

- در این وضعیت عدد ۲۰ را به یک مبدل می‌کند.

MTB>CODE (-99) '*' C1-C10 C11-C10

- عدد ۹۹- را به داده گمشده مبدل می‌کند.

تمرین

۱-۷. یکی از مسائل کتاب در قسمت توصیفی، که شامل حداقل ۲۰ داده است را انتخاب کرده و سپس به کمک دستور فوق، داده‌ها را طبقه‌بندی نمایید.

دستور Stack

STACK (E...E) on (E...E) put in (C...C);
SUBSCRIPTS put in C

این دستور قابلیت متصل کردن ستون‌ها به هم را دارا می‌باشد.

MTB > STACK (C3 C4) (C1 C2) (C5 C6)

MTB > PRINT C1-C6

Data Display

ROW	C1	C2	C3	C4	C5	C6
1	66	130	70	155	70	155
2	64	125	66	145	66	145
3	65	115	69	160	69	160
4					66	130
5					64	125
6					65	115

اگر پرانتز را به کار نبریم:

MTB > STACK C1 C2 67 63 C10

MTB > PRINT C1 C2 C10

Data Display

Row	C1	C2	C10
1	66	130	66
2	64	125	64
3	65	115	65
4			130
5			125
6			115
7			67
8			63

آخرین ستون، ستون هدف است.

زیربرنامه C SUBSCRIPTS یک ستون C از زیرنویس را ایجاد می‌کند.

MTB > STACK (C3 C4) (C1 C2) (C5 C6);

SUBC> SUBSCRIPTS C7.

MTB > PRINT C1-C7

Data Display

Row	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7
1	66	130	70	155	70	155	1
2	64	125	66	145	66	145	1
3	65	115	69	160	69	160	1
4					66	130	2
5					64	125	2
6					65	115	2

دستور Unstack

UNSTACK (C...C) into (E...E) ... (E...E);
SUBSCRIPTS are in C.

ستون‌های را بر اساس زیربرنامه به ستون‌های دیگر تجزیه می‌کند.

MTB > unstack (c1 c2) (c11 c12) (c13 c14) (c15 c16);

SUBC> subscripts c3.

MTB > print c1-c3 c11-c16

Data Display

Row	C1	C2	C3	C11	C12	C13	C14	C15	C16
1	24	126	2	35	142	24	126	27	134
2	27	134	3	31	122	21	119	32	148
3	32	148	3		33	142			
4	35	142	1						
5	21	119	2						
6	33	142	2						
7	31	122	1						

اگر یک ستون را بخواهیم تفکیک کنیم نوشتن پرانتز الزامی نیست.

تمرین

۲-۷. به کمک چهار کد ایجاد شده برای داده‌های مفروض، داده‌های خود را برحسب طبقه‌ی مربوطه در چهار ستون تفکیک کنید.

دستور Convert

CONVERT using conversion table in C...C, convert C to C

داده‌های حرفی را می‌توان به عددی تغییر داد. ابتدا ستون‌هایی که کدها در آن قرار دارند را تعریف می‌کنیم.

```
MTB > READ C1 C2;
SUBC> FORMAT(F1.0, 2X, A6).
DATA> 1 RED
DATA> 2 YELLOW
DATA> END
```

به دو فرم می‌توان دستور را در مبدل‌سازی به کار برد.

```
MTB > CONVERT C1 C2 C10 C11.
* NOTE * 1 other values converted to blank
MTB > CONVERT C2 C1 C12 C13
* NOTE * 1 other values converted to missing
MTB > PRINT C1 C2 C10-C13
```

Data Display

Row	C1	C2	C10	C11	C12	C13
1	1	RED	1	RED	RED	1
2	2	YELLOW	2	YELLOW	RED	1
3			1	RED	YELLOW	2
4			3		RED	1
5			2	YELLOW	BLUE	*

دستور Concatenate

CONCATENATE C...C put in C

اگر در تعداد حروف در یک ستون محدودیت داشته باشیم از این دستور استفاده می‌کنیم.

```
MTB > READ C1-C3;
SUBC> FORMAT(A4,A3,A4).
DATA> 194-42-7777
DATA> 123-45-6789
DATA> END
```

2 rows read.

```
MTB > CONCATENATE C1-C3 C4
MTB > PRINT C1-C4
```

Data Display

Row	C1	C2	C3	C4
1	194-	42-	7777	194-42-7777
2	123-	45-	6789	123-45-6789

۳-۷ محاسبات در می‌تیب

در این بخش دستوراتی که به کمک آنها محاسبات ریاضی و آماری را ساده‌تر می‌نماید ارائه می‌دهیم. در برخی موارد دستورات دارای زیر دستوراتی می‌باشند که برای سادگی این فصل از نوشتن و توضیح دادن خودداری شده است.

دستور Let LET E=expression

این دستور، به کمک یک عبارت عملیات محاسباتی را انجام می‌دهد. عبارت باید حداقل شامل یکی از عملگرهای حسابی، یک مقایسه‌ای، منطقی و یا توابع باشند. در ابتدا می‌توانید تعدادی عدد وارد یک ستون نمایید. شناسه می‌تواند ستون‌ها ثابت‌های ذخیره شده باشند. توجه داشته باشید که از ماتریس‌ها نمی‌توان استفاده کرد. نمی‌توان در دستور LET متن به کار برد مگر متن را در آخر دستور، بعد از علامت # بنویسیم. در زیر چند مثال آورده شده است.

```
MTB > LET C1=(C2+C3)*10-60
MTB > LET C1=C1-MEAN(C1)
MTB > LET K1=0.5
MTB > LET K2=MEAN(C1)/STDEV(C1)
MTB > LET C5=(C1<5)
MTB > LET K2=C1(28)
MTB > LET C1(28)=2.35
```

حداکثر پرانتزها در دستور LET، نه (۹) می‌باشد و حداکثر عبارتی که می‌توان در LET نوشت ۷۸ کارکتر دارد. در صورت نیاز می‌توانید عبارت را به زیر عبارتی دیگر خرد کرد.

عملگرهای محاسباتی (ARITHMETIC OPERATION)

**	توان
*	ضرب
/	تقسیم
+	جمع
-	منها

کلیه‌ی عملیات به صورت سطری انجام می‌گیرد. در صورت وجود عضو گم‌شده نتیجه به صورت گم‌شده نمایش می‌دهد. اگر عمل‌گری امکان انجام محاسبه را نداشته باشد (مانند تقسیم بر صفر) نتیجه عضوی گم‌شده می‌شود. در زیر چند مثال پرداخته‌ایم.

MTB > let c10=c1+c2

MTB > let c11=c2**2

MTB > let c12=c1/c2

MTB > let c12=c1/c2

J

*** Values out of bounds during operation at J

Missing returned 1 times

MTB > let c13=c1+c2+c3+100

MTB > print c1-c3 c10-c13

Data Display

Row	C1	C2	C3	C10	C11	C12	C13
1	5	2	2	7	4	2.5	109
2	3	6	2	9	36	0.5	111
3	1	-1	*	0	1	-1.0	*
4	6	0	1	6	0	*	107

عملگرهای مقایسه‌ای (COMPRISON OPERATION)

ساختار یک عبارت منطقی به کمک عملگرهای زیر انجام می‌گیرد.

=	یا	EQ	برابر
~=	یا	NE	نابرابر
<	یا	LT	کمتر
>	یا	GT	بزرگتر
<=	یا	LE	کمتر یا مساوی
>=	یا	GE	بزرگتر یا مساوی

عملیات به صورت سطری انجام می‌گیرد. اگر عبارت درست باشد مقدار یک، در غیر این صورت مقدار صفر حاصل می‌شود. با عملگرهای GE, GT, LT, LE اگر سطری عضو گم‌شده داشته باشد آنگاه نتیجه نیز به صورت گم‌شده خواهد شد. اما با

عملگرهای EQ, NE مقایسه را می‌توان با عضو گم‌شده نیز انجام داد. به مثال‌های زیر توجه کنید.

```
MTB > LET C3=(C1<C2)
MTB > LET C4=(C1='*')
MTB > LET C5=2*(C1=1)+5*(C1~1)
MTB > LET C6=(C1 EQ C2)
MTB > PRINT C1-C6
```

Data Display

Row	C1	C2	C3	C4	C5	C6
1	4	8	1	0	5	0
2	4	4	0	0	5	1
3	1	-2	0	0	2	0
4	*	5	*	1	5	0

عملگرهای منطقی (LOGICAL OPERATION)

&	AND	و
	OR	یا
~	NOT	نه

عملیات سطری انجام می‌گیرد. با ارزش هر عبارت برحسب درستی یا نادرستی مقدار یک یا صفر نسبت می‌دهد. در صورتی که محاسبه انجام‌پذیر نباشد، علامت * را نشان می‌دهد. اگر هر دو عبارت در طرفین AND درست باشد ارزش آن یک در غیر این- صورت صفر خواهد شد. اگر یکی از عبارت‌های طرفین OR درست باشد ارزش آن یک است. اگر عبارتی درست باشد، با دستور NOT تغییر به نادرست می‌شود.

مثال ۶-۷.

```
MTB > LET C3=C1&C2
MTB > LET C4=C1|C2
MTB > LET C5=~C2
MTB > LET C6=(C1 GT 2)OR(C2 EQ 1)
MTB > PRINT C1-C6
```

Data Display

Row	C1	C2	C3	C4	C5	C6
1	1	1	1	1	0	1
2	1	0	0	1	1	0
3	0	0	0	0	1	0

4	1	*	*	1	*	0
5	0	*	0	*	*	0
6	0	5	0	1	0	0

توابع و عملگرهای ستونی (FUNCTIONS AND COLUMN OPERATIONS)

توابع زیر به صورت سطری عملیات را انجام می دهند.

SQRT	ریشه‌ی دوم	ABSOLUTE	قدرمطلق
LOGE	لگاریتم در مبنای عدد نپر	LOGTEN	لگاریتم در مبنای ۱۰
ANTILOG	تابع 10^x	EXPONENT	تابع نمایی e^x
ASIN	ارک سینوس	ROUND	گرد
ACOS	ارک کسینوس	SIN	سینوس
ATAN	ارک تانژانت	COS	کسینوس
PARPROU	ضرب جزئی	TAN	تانژانت
		PARSUM	جمع جزئی

عملگرهای زیر، بر روی ستون‌ها محاسبات را انجام می دهند و یک عدد به دست می آورند.

MEAN	میانگین	COUNT	تعداد داده‌های معلوم
MEDIAN	میانه	NMISS	تعداد داده‌های گم شده
STDEV	انحراف معیار	N	تعداد کل داده‌ها
SSQ	مجموع مربعات	MAX	ماکسیمم داده‌ها
		MIN	مینیمم داده‌ها

سه عملگر زیر بر روی ستون‌ها اثر می گذارند و به شکل یک ستون پاسخ می دهند. عملگرهای زیر خاص محاسبات آماری می باشند.

- از کوچک به بزرگ داده‌ها را مرتب می کند
- به عناصر یک ستون رتبه ای را نسبت می دهد
- لگ یا تأخیر

توجه داشته باشید که نوشتن پرانتز جلوی عملگرها ضروری است. توابع و عملگرهای ستونی را می‌توان با چهار حرف اول آن به کار گرفت.

مثال ۷-۷.

```
MTB > LET C10=SQRT(C1)
MTB > LET C11=ABS(C2)+10
MTB > LET K1=SUM(C1)
MTB > LET C12=C1-MEAN(C1)
MTB > LET C13=K1*C2
MTB > PRINT C1-C2 C10-C13
Data Display
Row  C1  C2   C10  C11  C12  C13
  1   1  4  1.00000  14   -3   48
  2   9 -3  3.00000  13    5  -36
  3   2  0  1.41421  10   -2    0
MTB > PRINT K1
Data Display
K1   12.0000
```

می‌توان عناصر مشخص از یک ستون را به کمک دستور LET تغییر داد. برای مثال:

```
MTB > LET C1=C2(3)*C10
MTB > LET C2(3)=5+K1
MTB > LET C2=C1(COUNT(C2)-10)*C11
```

در ستون اول، ستون دهم را در سومین مقدار ستون دوم ضرب کرده و نتیجه را در ستون اول قرار می‌دهد. سومین عنصر از ستون دوم را برابر جمع دو عدد معلوم جایگزین می‌کند.

تذکر: چنانچه دستور را به شکل زیر بنویسیم

```
LET C1(15)=28
```

اگر ستون اول، ده عنصر داشته باشد آنگاه به جز عنصر پانزدهم که مقدار ۲۸ را نسبت می‌دهد از عنصر ۱۱ تا ۱۴ علامت ستاره می‌زند.

دستورات جبری ADD, SUBTRACT, MULTIPLY, DIVIDE, RAISE

```
ADD   E to E, ..., to E put into E
SUBTRACT E from E
```

MULTIPLY E by E, ..., E put into E
 DIVIDE E by E
 RAISE E to the power E put into E

پنج دستور سطر به سطر عملیات جبری روی ستون‌ها را انجام می‌دهد.

مثال ۷-۸.

MTB > ADD C1 C2 C3
 MTB > ADD 5 C1 C4
 MTB > RAISE C2 3 C5
 MTB > PRINT C1-C5

Data Display

Row	C1	C2	C3	C4	C5
1	1.1	2	3.1	6.1	8
2	2.3	1	3.3	7.3	1
3	-5.0	2	-3.0	0.0	8

تذکر: توابع تعریف شده قبلی نیز به همین شیوه قابل انجام شدن هستند.

دستورات سطری

RCOUNT E... E put into C
 RN E... E put into C
 RNMISS E... E put into C
 RSUM E... E put into C
 RSTDEV E... E put into C
 RMEAN E... E put into C
 RMEDIAN E... E put into C
 RMIN E... E put into C
 RMAX E... E put into C
 RSSQ E... E put into C

عملیات را به صورت سطری برای حداکثر ۱۰ ستون، انجام می‌دهند.

مثال ۷-۹.

MTB > RSUM C1-C4 C5
 MTB > RMEAN C1-C4 C6
 MTB > RN C1-C4 C7
 MTB > PRINT C1-C7

Data Display

Row	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7
1	2	4	7	3	16	4.0	4

2 5 1 2 2 10 2.5 4
3 2 * 1 3 6 2.0 3

Describe دستور

MTB> DESCRIBE C1 C2 ...

به کمک این دستور می‌توان برخی معیارهای تمرکز و معیارهای پراکندگی را به دست آورد.

مثال ۷-۱۰.

MTB > SET C1

DATA> 10 13 15 9 17 20 15 17 8 11 * 12 14

DATA> END

MTB > DESC C1

Descriptive Statistics

Variable	N	N*	Mean	Median	TrMean	StDev	SEMean
C1	12	1	13.42	13.50	13.30	3.60	1.04

Variable	Min	Max	Q1	Q3
C1	8.00	20.00	10.25	16.50

ترجمه‌ی کلمات و حروف به کار رفته

N	تعداد کل داده‌ها	MEAN	میانگین
N*	تعداد داده‌های گم‌شده	MEDIAN	میانه
MIN	مینیمم داده‌ها	TRMEAN	میانگین پیراسته ۱۰٪
MAX	ماکسیمم داده‌ها	STDEV	انحراف معیار $\sqrt{\frac{\sum(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$
Q ₁	چارک اول	SEMEAN	$stdev/\sqrt{n}$
Q ₃	چارک سوم		

Table دستور

از این دستور برای ساختن جدول در داده‌های گسسته به کار گرفته می‌شود. به مثال‌های زیر توجه کنید.

مثال ۷-۱۱.

```
MTB > set c1
DATA> 1 1 2 1 1 0 2 2 1
DATA> end
MTB > TABLE C1
Tabulated Statistics
ROWS: C1
COUNT
0 1
1 5
2 3
ALL 9
```

مثال ۷-۱۲.

```
MTB > READ C1 C2
DATA> 1 1
DATA> 1 0
DATA> 1 1
DATA> 0 1
DATA> 0 1
DATA> 0 0
DATA> END
6 rows read.
MTB > TABLE C1 C2.
Tabulated Statistics
ROWS: C1 COLUMNS: C2
0 1 ALL
0 1 2 3
1 1 2 3
ALL 2 4 6
CELL CONTENTS -- COUNT
```

دستور Covariance

```
MTB> COVARINCE C1 C2
```

این دستور مقدار کواریانس را با ضریب $n-1$ محاسبه می کند. با در نظر گرفتن داده های

مثال ۷-۱۲ داریم:

```
MTB > COVARINCE C1 C2
Covariances
```

	C1	C2
C1	0.300000	
C2	0.000000	0.266667

مقدار ۰/۳۰۰۰۰۰ واریانس ستون اول، مقدار ۰/۲۶۶۶۶۷ واریانس ستون دوم، و مقدار ۰/۰۰۰۰۰۰ کوواریانس بین ستون اول و دوم است. مقدار کوواریانس با ضریب n را می‌توانید با دستور LET بسازید.

MTB > LET k1=sum((C1-MEAN(C1))*(C2-MEAN(C2)))/N(C1)
 MTB > PRINT k1

تمرین

۳-۷. عملیات لازم همراه با مثالی عددی، برای محاسبه‌ی نما را بنویسید.
 ۴-۷. به کمک دستورات، مقدماتی چارک اول و چارک سوم هر سری داده را به‌دست آورید.

۵-۷. نشان دهید برای سری داده فرضی $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})$ برابر صفر است.

۶-۷. داده‌های زیر را در نظر بگیرید:

۶ ۱ ۱ ۲ ۳ ۲ ۲ ۵ ۸ ۹ ۵ ۴ ۳ ۲ ۶ ۵ ۳ ۲ ۴ ۱

الف) نشان دهید عبارت $\sum_{i=1}^n |x_i - a|$ به‌ازای a برابر میانه مینیمم می‌شود (با سه مقدار: کوچکتر از میانه، میانه، بزرگتر از میانه نشان دهید).

ب) نشان دهید عبارت $\sum_{i=1}^n (x_i - b)^2$ به‌ازای $b = \bar{x}$ مینیمم می‌شود.

ج) گشتاور مرکزی مرتبه‌های سوم و چهارم را محاسبه کنید.

$$M_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3, \quad M_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4.$$

۷-۷. چند درصد داده‌های سؤال ۶-۷، از میانگین بزرگتر هستند.

۸-۷. نشان دهید هرگاه از داده‌های سؤال ۶-۷، میانه را کم کنیم تغییری در مقدار واریانس به وجود نمی‌آید.

۹-۷. حداقل پنجاه داده را برداشته (از کتاب استفاده نمائید) آن را به کمک دستورات نرم افزار طبقه‌بندی نمایید و سپس میانگین، واریانس، میانه، چارک اول و چارک سوم و نما را به کمک داده‌های طبقه‌بندی شده محاسبه نمائید.

۱۰-۷. به کمک نرم افزار کمیت‌های زیر را محاسبه کنید:

$$\log(3/4) \quad e^{1/5} \quad \sqrt[3]{3}$$

$$(1+2)(3+4)(8+9)(11+10)(2+2)(4+7)$$

۱۱-۷. به کمک عبارت‌های منطقی، ریشه‌های معادله‌ی $x^2 + 3x + 2$ را بیابید.

۱۲-۷. به دستورات نرم افزار، $12!$ را محاسبه کنید.

۱۳-۷. دستورات لازم جهت محاسبه‌ی دامنه‌ی تغییرات را بنویسید.

۴-۷ رسم نمودار

هنگامی که دستورات رسم نمودارها را اجرا می‌کنید به استثناء نمودار نقطه‌ای، محیط دیگری برای نشان دادن نمودارها فراهم می‌گردد، که می‌توان در آن محیط نمودارها را ذخیره نمود.

دستور Histogram

```
HISTOGRAM C ... C;
INCREMENT =K;
START =K [end =K];
BY C;
SAME scale for all columns
```

به طور جداگانه برای هر یک از ستون‌ها نمودار هستیوگرام را رسم می‌کند. به کمک زیر برنامه‌های آمده می‌توان طول طبقات، نقطه‌ی شروع نمودار و سایر مقیاس‌بندی‌ها را

برای ستون‌ها به کار برد. ساده‌ترین شکل آن است که هیچیک از زیربرنامه‌ها را به کار نبرده تا نرم‌فزار با رعایت فواصل مساوی نمودار را رسم کند.

مثال ۷-۱۳.

```
MTB> SET C1
DATA> 12 11 15 21 15 14 17 18 19 14 12 13 15
DATA> END
MTB> HISTOGRAM C1
```

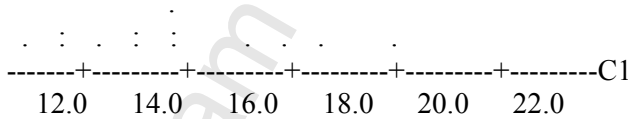
دستور **Dotplot**

```
DOTPLOT C
INCREMENT =K;
START =K [end =K];
BY C;
SAME scale for all columns
```

آنچه که یک نمودار نقطه‌ای نشان می‌دهد، مشابهی یک هستیوگرام است اما محورها به طبقات بیشتری تقسیم و هر مشاهده به وسیله‌ی یک نقطه نمایش داده می‌شود.

مثال ۷-۱۴. با داده‌های مثال فوق نمودار نقطه‌ای را رسم می‌کنیم

```
MTB > DOTPLOT C1
Character Dotplot
```



دستور **Plot**

```
PLOT C versus C
TITLE='text'
FOOTNOTE='text'
XLABLE='text'
YLABLE='text'
SYMBOL='text'
XINCREMENT =K;
XSTART =K [end =K];
YINCREMENT =K;
YSTART =K [end =K]
```


ستون اول را روی محور عرض‌ها و ستون دوم را روی محور طول‌ها قرار می‌دهد. معمولاً هر نقطه را با نماد \times نمایش می‌دهد هرگاه دو یا چند نقطه روی هم قرار گیرند تعداد آنها در کنار نقطه‌ی مشترک ذکر می‌شود اگر تعداد آنها از نه تا بیشتر شد از علامت + استفاده می‌کند. زیربرنامه‌ها را برای اضافه کردن متن‌هایی در نمودار به کار می‌گیرند. به کمک SYMBOL می‌توان علامت نمایشی نمودار را تغییر داد.

مثال ۷-۱۵.

```
MTB > SET C1
DATA > 1:10/0.1
DATA > END
MTB > LET C2=C1**2
MTB > PLOT C2*C1
```

این نرم‌افزار نمودارهای متعدد دیگری را رسم می‌کند منجمله

STEM-AND-LEAF, PIE CHART, ...

که می‌توانید با انتخاب منوها و یا با نوشتن دستورات آنها را انجام دهید.

تمرین

۷-۱۴. به کمک دستورات فوق داده‌های کتاب را انتخاب کرده و سپس انواع نمودارها را بسته به نوع آنها، رسم کنید.

حل تمرین‌ها
حل تمرین‌های فصل اول

۴-۱. الف)

طبقه	تعداد	فراوانی	تجمعی	فراوانی
$5-6^-$	۸	۰/۸		۸
$6-7^-$	۱۹	۰/۱۹		۲۷
$7-8^-$	۳۵	۰/۳۵		۶۲
$8-9^-$	۱۵	۰/۱۵		۷۷
$9-10^-$	۱۴	۰/۱۴		۹۱
$10-11^-$	۹	۰/۱۹		۱۰۰

۵-۱

طبقه	درصد فراوانی	فراوانی تجمعی	کرانه‌های رده‌ها
$15-20/9$	۰/۱۲	۳	$14/95-20/95$
$21-26/9$	۰/۳۲	۱۱	$20/95-26/95$
$27-32/9$	۰/۳۶	۲۰	$26/95-32/95$
$33-38/9$	۰/۰۸	۲۲	$32/95-38/95$
$39-44/9$	۰/۱۲	۲۵	$38/95-44/95$

۶-۱. ابتدا داده‌ها را مرتب می‌کنیم:

۰ ۰ ۰ ۱ ۱ ۱ ۱ ۲ ۲ ۲ ۳ ۳ ۳ ۳ ۴ ۴ ۵ ۶ ۷ ۸

$$\tilde{x} = \frac{2+3}{2} = 2.5$$

در اینجا دو عدد ۳ و ۱ هر کدام چهار بار تکرار شده‌اند. لذا هر دو مد هستند. برای

محاسبه‌ی چارک اول $\frac{n}{4} = \frac{20}{4} = 5$. پس چارک اول پنجمین عدد مرتب شده است،

یعنی $Q_1 = 1$.

$$\bar{x}_H = \left(\frac{1}{3} \left(\frac{1}{20} + \frac{1}{40} + \frac{1}{80} \right) \right)^{-1} = \left(\frac{1}{3} \times \frac{7}{80} \right)^{-1} = \frac{240}{7} \quad \text{۷-۱}$$

۸-۱ به ازای هر a ای،

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (x_i - a)^p &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x} + \bar{x} - a)^p \\ &= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^p + \sum_{i=1}^n (\bar{x} - a)^p + p \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\bar{x} - a). \end{aligned}$$

از طرفی عبارت $(\bar{x} - a)^p$ به اندیس i بستگی ندارد، پس داریم:

$$\sum_{i=1}^n (\bar{x} - a)^p = n(\bar{x} - a)^p$$

و چون می‌دانیم که $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = 0$ ، خواهیم داشت:

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\bar{x} - a) = (\bar{x} - a) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = 0$$

در نهایت خواهیم داشت

$$\sum_{i=1}^n (x_i - a)^p = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^p + n(\bar{x} - a)^p.$$

۹-۱ خیر زیرا

$$\text{مجموع وزن افراد} = 8 \times 123 + 5 \times 174 = 984 + 870 = 1854 < 2000$$

۱۰-۱

$$\begin{aligned} \bar{x} &= \frac{575 \times 12000 + 410 \times 11700 + 425 \times 12100}{575 + 410 + 425} \\ &= \frac{16839500}{1410} = 119429. \end{aligned}$$

۱۱-۱

$$\sigma^p = 2, \quad \bar{x} = 3, \quad \sum_{i=1}^N x_i^p = 55,$$

$$\sigma^p = \frac{\sum_{i=1}^N x_i^p - N \bar{x}^p}{N} = \frac{55 - N \times 3}{N} = \frac{55}{N} - 3 = 2.$$

$$5N = 55 \rightarrow N = 11.$$

۱۲-۱. میانگین داده‌های جدید $\bar{x} + 1$ است.

۱۳-۱. میانگین داده‌های جدید به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\bar{x}_{new} = \frac{\sum_{i=1}^9 (x_i + i)}{9} = \frac{\sum_{i=1}^9 x_i}{9} + \frac{\sum_{i=1}^9 i}{9} = \bar{x} + \frac{9 \times 10}{9} = 10 + 5 = 15.$$

۱۴-۱. میانگین داده‌های جدید به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\bar{x}_{new} = \frac{\sum_{i=1}^{20} (x_i + 4i)}{20} = \frac{\sum_{i=1}^{20} x_i}{20} + \frac{4 \sum_{i=1}^{20} i}{20} = \bar{x} + \frac{4 \times 210}{20} = 15 + 42 = 57.$$

۱۵-۱

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{20} x_i}{20} = 15 \rightarrow \sum_{i=1}^{20} x_i = 20 \times 15 = 300,$$

$$\bar{x}_{new} = \frac{\sum_{i=1}^{20} x_i + 30 + 35 + 36}{23} = \frac{300 + 30 + 35 + 36}{23} = \frac{401}{23} = 17 \frac{1}{23}.$$

۱۶-۱. بنابر صفر بودن انحراف معیار داریم: $x_1 = x_2 = x_3 = x_4 = 25$ ، پس

$$\frac{\sum_{i=1}^4 x_i + 50}{5} = \frac{4 \times 25 + 50}{5} = 30.$$

۱۷-۱. تغییری ایجاد نمی‌شود.

۱۸-۱. $x_1 = x_2 = \dots = x_{15} = 15$. بنابراین داده‌های مرتب شده عبارتند از

$$1, 7, 9, 31, 31, \dots, 31$$

در نتیجه $\tilde{x} = 31$.

۱۹-۱. اعداد جدید مضرب $\frac{1}{4}$ اعداد قدیمی‌اند. لذا واریانس اعداد جدید $\frac{1}{16}$ اعداد

قدیمی و در نتیجه انحراف معیار آنها $\frac{1}{4}$ اعداد قدیمی است.

$$\sigma_{ax+b} = |a| \sigma_x.$$

پس انحراف معیار اعداد جدید برابر است با $\frac{1}{4} \times 9/8 = 2/45$.

(۲۰-الف)

رده	کرانه‌های رده‌ها	f_i	m_i	$f_i m_i$	فراوانی تجمعی	$f_i m_i^2$
۴۴/۵_۵۴/۵	۴۴/۲۵_۵۴/۷۵	۵	۴۹/۵	۲۴۷/۵	۵	۱۲۲۵۱
۵۴/۵_۶۴/۵	۵۴/۷۵_۶۴/۷۵	۴۵	۵۹/۵	۲۶۷۷/۵	۵۰	۱۵۹۳۱۱
۶۴/۵_۷۴/۵	۶۴/۷۵_۷۴/۷۵	۴۳	۶۹/۵	۲۹۸۸/۵	۹۳	۲۰۷۷۰۰
۷۴/۵_۸۴/۵	۷۴/۷۵_۸۴/۷۵	۱۹	۷۹/۵	۱۵۱۰/۵	۱۰۲	۱۲۰۰۸۴
۸۴/۵_۹۴/۵	۸۴/۷۵_۹۴/۷۵	۷	۸۹/۵	۶۲۶/۵	۱۱۹	۵۶۰۷۱
۹۴/۵_۱۰۴/۵	۹۴/۷۵_۱۰۴/۷۵	۱	۹۹/۵	۹۹/۵	۱۲۰	۹۹۰۰
		۱۲۰		۸۱۵۰		۵۶۵۳۱۷

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i m_i}{120} = \frac{8150}{120} = 67.9,$$

$$\tilde{x} = 64/75 + \frac{60 - 50}{45} \times 10 = 64/75 + 2/22 = 66/97,$$

$$S^2 = \frac{n \left(\sum_{i=1}^n m_i^2 f_i \right) - \left(\sum_{i=1}^n f_i m_i \right)^2}{n(n-1)} = \frac{120(565317) - (8150)^2}{120(119)} = 99.$$

(ب)

حل تمرین ها ۲۷۵

$$\frac{1}{4} \times n = 30 \rightarrow Q_1 = 54/75 + \frac{30-5}{45} \times 10 = 54/75 + 5/45 = 60/3,$$

$$\frac{3}{4} \times n = 90 \rightarrow Q_3 = 64/75 + \frac{90-50}{45} \times 10 = 74/05,$$

$$SK = \frac{3(\bar{x} - Md)}{S} = \frac{3(67/9 - 66/27)}{9/94} = 0/28.$$

.۲۱-۱

$$SK = \frac{3(\bar{x} - Md)}{S} = \frac{3 \times (3/5 - 3/48)}{1/65} = 0/036.$$

حل تمرین‌های فصل دوم

۱-۲. $A \cup B$.

۲-۲. اعداد ۲، ۴، ۶ و ۸ مضارب عدد ۲ و عدد ۷ مضرب عدد ۷ هستند. لذا مجموعه‌ی ۲، ۴، ۶، ۷ و ۸ مضارب اعداد ۲ یا ۷ هستند.

۳-۲. حاصل ضرب دکارتی $A \times B$.

۴-۲. به $4 \times 3 = 12$ حالت می‌توان با انتخاب یکی از ۴ جفت جوراب و یکی از ۳ جفت کفش، جوراب و کفش پوشید.

۵-۲. $3 \times 4 \times 5 \times 2 = 120$.

۶-۲. $32 \times 32 \times 32 \times 10 \times 10 \times 10 \times 10 = 327680000$.

۷-۲. به ازای هر نقطه دو حالت، ۰ و ۱ داریم پس 2^n تابع می‌توان ساخت.

۹-۲. الف) $9!$ ب) $6! \times 4!$

۱۰-۲. الف) $4!$

۱۱-۲. الف) $\frac{10!}{4!3!2!1!}$

۱۲-۲. $\frac{9!}{4!3!2!}$

۱۳-۲. ${}_5P_3 = \frac{5!}{(5-3)!} = 5 \times 4 \times 3 = 60$

۱۴-۲. $(4-1)! = 3!$

$$\frac{(5-1)!}{2!} = \frac{4!}{2} = 12 \quad 15-2$$

$$\binom{5}{2} \binom{7}{3} = \frac{5!}{3!2!} \times \frac{7!}{4!3!} = 10 \times 35 = 350 \quad 16-2$$

در حالت دوم، هر دو مرد را که با هم تفاهم ندارند در یک گروه در نظر گرفته و از آن گروه فقط یک نفر را انتخاب می‌کنیم و از ۵ مرد باقیمانده دو نفر انتخاب می‌کنیم

$$\binom{5}{2} \binom{2}{1} \binom{5}{2} = \frac{5!}{3!2!} \times 2 \times \frac{5!}{3!2!} = 200$$

$$\binom{10}{4} = \frac{10!}{6!4!} = 210 \quad 17-2$$

$$\frac{4!}{2!1!1!} = 12 \quad 18-2$$

۱۹-۲ الف) اگر $x=1$ و $y=1$

$$\sum_{r=0}^n \binom{n}{r} x^r y^{n-r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} = (1+1)^n = 2^n$$

ب) اگر $x=-1$ و $y=1$

$$\sum_{r=0}^n \binom{n}{r} x^r y^{n-r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} (-1)^r 1^{n-r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} (-1)^r = (-1+1)^n = 0$$

ج) اگر $x=a-1$ و $y=1$

$$\sum_{r=0}^n \binom{n}{r} x^r y^{n-r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} (a-1)^r 1^{n-r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} (a-1)^r = (a-1+1)^n = a^n$$

۲۰-۲. طبق قضیه‌ی ۸-۲ داریم:

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

از قضیه‌ی ۸-۲ به جای $\binom{n-1}{r-1}$ داریم:

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

پس می توان نوشت

$$\begin{aligned} \binom{n}{r} &= \binom{n-1}{r} + \binom{n-1}{r-1} \\ &= \binom{n-1}{r} + \binom{n-1-1}{r-1} + \binom{n-1-1}{r-1-1} \\ &= \binom{n-1}{r-1+1} + \binom{n-1-1}{r-1} + \binom{n-1-1}{r-1-1} + \binom{n-1-1-1}{r-1-1-1} + \dots \\ &= \sum_{i=1}^{r+1} \binom{n-i}{r-i+1}. \end{aligned}$$

۲-۲۱. طبق قضیه ۲-۹ داریم

$$\sum_{r=0}^k \binom{m}{r} \binom{n}{k-r} = \binom{m+n}{k}.$$

حال اگر $m = n$ و $k = n$ ، خواهیم داشت

$$\binom{2n}{n} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} \binom{n}{n-r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} \binom{n}{r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r}^2.$$

۲-۲۲.

$$\sum_{r=0}^n \binom{n}{r} x^{n-1} y^r = (x+y)^n \xrightarrow{x=1} \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} y^r = (1+y)^n.$$

از طرفین نسبت به y مشتق می گیریم، خواهیم داشت

$$\sum_{r=0}^n r \binom{n}{r} y^{r-1} = n(1+y)^{n-1},$$

حال اگر قرار دهیم $y = 1$ ، خواهیم داشت

$$\sum_{r=0}^n r \binom{n}{r} = n 2^{n-1}.$$

۲-۲۳. الف)

$$\binom{1}{2} = \frac{\frac{1}{2}(\frac{1}{2}-1)(\frac{1}{2}-2)(\frac{1}{2}-3)}{4!} = \frac{-15}{384}.$$

(ب)

$$\binom{-۳}{۳} = \frac{-۳(-۳-۱)(-۳-۲)}{۳!} = \frac{-۶۰}{۶} = -۱۰.$$

(۲-۲۴ الف)

$$\binom{-۱}{r} = \frac{-۱(-۲)(-۳)\cdots(-۱-(r-۱))}{r!} = \frac{(-۱)^r (1 \times ۲ \times ۳ \times \cdots \times r)}{r!} = (-۱)^r.$$

(ب)

$$\begin{aligned} \binom{-n}{r} &= \frac{-n(-n-۱)(-n-۲)\cdots(-n-r+۱)}{r!} \\ &= \frac{(-۱)^r (n(n+۱)\cdots(n+r-۱))}{r!} \\ &= \frac{(-۱)^r (n+r-۱)!}{r! (n-۱)!} \\ &= (-۱)^r \binom{n+r-۱}{r}. \end{aligned}$$

$$\frac{۸!}{۲!۳!۳!} = ۲۸۰. \quad ۲۵-۲$$

$$۲^۳ \times ۳^۲ \times ۴^۳ \times \frac{۹!}{۳! \times ۲! \times ۳! \times ۱!} = ۴^۳ \times ۹!. \quad ۲۶-۲$$

حل تمرین‌های فصل سوم

۱-۳. $S = \{HH, HT, TH, TT\}$

۲-۳. $S = \{۲۴۵, ۲۴۶, ۲۴۷, ۲۴۸, ۲۴۹, ۲۵۰, ۲۵۱, ۲۵۲, ۲۵۳, ۲۵۴, ۲۵۵\}$ ، بسته به وسیله‌ی

اندازه‌گیری می‌توان فضای نمونه‌ای آن را به صورت $S = [۲۴۵, ۲۵۵]$ اعلام کرد.

۳-۳. $S = \{۰, ۱, ۲, ۳, \dots\}$

۴-۳. $S = \{۰, ۱, ۲, ۳, \dots\}$

۵-۳. $S = \{\text{تریلی، کامیون، اتوبوس، سواری}\}$

۶-۳

$$S = \{(H, ۱), (H, ۲), (H, ۳), (H, ۴), (H, ۵), (H, ۶), \\ (T, T, T), (T, T, H), (T, H, T), (T, H, H)\}.$$

۷-۳. الف) $A \cup B = \{x | ۲ < x < ۱۰\}$ ، ب) $A \cap B = \{x | ۵ < x < ۸\}$

ج) $A \cap B' = \{x | ۳ < x < ۵\}$ ، د) $A' \cup B = \{x | ۰ < x < ۳, ۵ < x < ۱۰\}$

۸-۳

$\#(B) = \text{تعداد جامعه شناس} = ۱۱۵$

$\#(A) = \text{تعداد آماردان} = ۱۳۸$

$\#(A \cap B) = \text{تعداد آمار و جامعه شناس} = ۹۱$

$\#(A \cup B) = \#(A) + \#(B) - \#(AB) = ۱۳۸ + ۱۱۵ - ۹۱ = ۱۶۲$

تعدادی که در هیچ‌کدام ثبت‌نام نکرده‌اند

$\#(A \cup B)' = ۲۰۰ - ۱۶۲ = ۳۸$

۹-۳. الف) خودروهایی که به تعمیر موتور، جعبه‌دنده و تعویض تایر نیاز دارند.

ب) خودروهایی که به تایرهای نو موتور و جعبه‌دنده نیاز دارند ولی نیازی به تعمیر کامل موتور ندارند.

ج) خودروهایی که فقط به تعمیر کامل موتور نیاز دارند.

د) خودروهایی که به تعمیر کامل موتور و تایرهای نو نیاز دارند.

ت) خودروهایی که فقط به تعمیر کامل موتور و جعبه‌دنده نیاز دارند یا خودروهایی که فقط به تعمیر جعبه دنده نیاز دارند.

و) خودروهایی که فقط به تعمیر جعبه‌دنده یا فقط به تعویض تایر و یا فقط به تعمیر جعبه‌دنده و تعویض تایر نیاز دارند.

۱۰-۳ الف) ناحیه‌ی ۵ (ب) ناحیه‌ی ۲

ج) ناحیه‌های ۳، ۵، ۶ (د) ناحیه‌ی ۶

۱۱-۳

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 0/2 + 0/6 - P(A \cap B) = 0/7,$$

$$P(A \cap B) = 0/1,$$

$$P(A' \cap B) = P(B) - P(A \cap B) = 0/6 - 0/1 = 0/5,$$

$$P(A' \cap B') = 1 - P(A \cup B) = 1 - 0/7 = 0/3,$$

$$P(A' \cup B') = 1 - P(A \cap B) = 1 - 0/1 = 0/9.$$

۱۲-۳

$$P(A \Delta B) = (A \cap B') \cup (B \cap A') = P(A - B) + P(B - A).$$

۱۳-۳ الف)

$$P(A \cap B); \quad i = 2 \quad P(A \Delta B); \quad i = 1 \quad 1 - P(A \cup B); \quad i = 0$$

(ب)

$$1 - P(A \Delta B); \quad i = 2 \quad P(A \cup B); \quad i = 1 \quad 1 - P(A \cup B); \quad i = 0$$

(ج)

$$1 - P(A \cup B) + P(A \Delta B); \quad i = 1 \quad 1 - P(A \cup B); \quad i = 0$$

$$P(A \cap B) + P(A \Delta B) + 1 - P(A \cup B); \quad i = 2$$

۱۴-۳

$$A = \{۲, ۴, ۶, ۸, ۱۰, ۱۲, ۱۴, ۱۶, ۱۸, ۲۰, ۲۲, ۲۴\}, \quad B = \{۳, ۶, ۹, ۱۲, ۱۵, ۱۸, ۲۱, ۲۴\}$$

$$\#(A \cap B) = ۴$$

$$P(A \cap B) = \frac{۴}{۲۴} = \frac{۱}{۶}.$$

۳-۱۵. الف)

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

پس

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

یا

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

ب)

$$A \cup B \subseteq S$$

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

$$\geq P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$$P(A \cap B) \geq P(A) + P(B) - 1.$$

۳-۱۶. برای $n = 1$

$$P(E_1) \leq P(E_r).$$

فرض می‌کنیم برای $n = k$ برقرار است پس برای $n = k + 1$ ثابت می‌کنیم

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^{k+1} E_i\right) &= P\left(\bigcup_{i=1}^{k+1} E_i \cup E_{k+1}\right) \\ &= P\left(\bigcup_{i=1}^k E_i\right) + P(E_{k+1}) - P\left(E_{k+1} \cap \bigcup_{i=1}^k E_i\right) \\ &\leq \sum_{i=1}^k P(E_i) + P(E_{k+1}) = \sum_{i=1}^{k+1} P(E_i). \end{aligned}$$

$$\text{پس } \frac{P(A)}{1 - P(A)} = \frac{a}{b}. \quad ۳-۱۷$$

$$bP(A) = a - P(A)$$

$$(a + b)P(A) = a$$

$$P = P(A) = \frac{a}{a + b}$$

۳-۱۸. الف) چون هیچ‌گاه مقدار احتمال منفی نیست.

ب) چون مجموع احتمال‌ها روی کلیه موارد از یک بیشتر است.

$$0/12 + 0/25 + 0/36 + 0/14 + 0/09 + 0/07 = 1/03 > 1$$

$$0/08 + 0/21 + 0/29 + 0/40 = 0/98 \neq 1 \quad \text{ج)}$$

۱۹-۳

$$0/29 + 0/34 + 0/17 = 0/8 \quad \text{ب)} \quad 0/17 + 0/12 = 0/29 \quad \text{الف)}$$

$$0/08 + 0/29 + 0/34 = 0/71 \quad \text{د)} \quad 0/34 + 0/17 + 0/12 = 0/63 \quad \text{ج)}$$

۲۰-۳

$$0/15 + 0/03 + 0/22 = 0/4 \quad \text{ب)} \quad 0/24 + 0/22 = 0/46 \quad \text{الف)}$$

$$0/15 + 0/03 + 0/28 + 0/22 = 0/68 \quad \text{د)} \quad 0/03 + 0/08 = 0/11 \quad \text{ج)}$$

۲۱-۳

$$\frac{4 \times 5}{80} = \frac{1}{4} \quad \text{ب)} \quad \frac{10 + 20}{80} = \frac{30}{80} \quad \text{الف)}$$

$$\frac{4 + 2 + 1 + 1}{80} = \frac{1}{10} \quad \text{د)} \quad \frac{2 \times 4}{80} = \frac{1}{10} \quad \text{ج)}$$

$$\frac{8 + 14}{40} = \frac{22}{40} = \frac{11}{20} \quad \text{ه)}$$

۲۲-۳. اگر غیبت دستیار مسن را با A و جوان را با B نشان دهیم، داریم:

$$P(A' \cup B') = P(A') + P(B') - P(A' \cap B') = 0/92 + 0/95 - 0/98 = 0/95 \quad \text{الف)}$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = 0/08 + 0/05 - 0/02 = 0/11 \quad \text{ب)}$$

$$P(A \Delta B) = P(A) + P(B) - 2P(A \cap B) = 0/08 + 0/05 - 2 \times 0/02 = 0/09 \quad \text{ج)}$$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \geq 0, \quad \text{الف)} \quad \text{برای هر } A,$$

$$P(B|B) = \frac{P(B \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1 \quad \text{ب)}$$

ج

$$\begin{aligned} \frac{P((A_1 \cup A_2 \cup \dots) \cap B)}{P(B)} &= \frac{P((A_1 \cap B) \cup (A_2 \cap B) \cup \dots)}{P(B)} \\ &= \frac{P(A_1 \cap B)}{P(B)} + \frac{P(A_2 \cap B)}{P(B)} + \dots \\ &= P(A_1|B) + P(A_2|B) + \dots \end{aligned}$$

۲۴-۳ الف) $B = \{۳, ۴, ۵\}$ ، $A' = \{۴, ۵, ۶\}$ ، $A = \{۱, ۲, ۳\}$ ، $S = \{۱, ۲, ۳, ۴, ۵, ۶\}$

$$P(B|A) + P(B|A') = \frac{\frac{1}{3}}{\frac{3}{6}} + \frac{\frac{2}{3}}{\frac{3}{6}} = \frac{1}{3} + \frac{2}{3} = 1.$$

ب) بدون تغییر دادن A و S ، قرار دهید $B = \{۳\}$ در این صورت

$$P(B|A) + P(B|A') = \frac{1}{3} + 0 = \frac{1}{3}.$$

۲۵-۳

$$\begin{aligned} P(A)P(A|B)P(C|A \cap B) &= P(A) \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \frac{P(A \cap B \cap C)}{P(A \cap B)} \\ &= P(A \cap B \cap C). \end{aligned}$$

۲۶-۳

$$\begin{aligned} \frac{P(B \cap C)}{P(B)} &= P(C|B) = P(C|A \cap B) = \frac{P(A \cap B \cap C)}{P(A \cap B)} \\ \frac{P(B \cap C)}{P(B)} &= \frac{P(A \cap B \cap C)}{P(A \cap B)} \\ P(A|B \cap C) &= \frac{P(A \cap B \cap C)}{P(B \cap C)} = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = P(A|B). \end{aligned}$$

۲۷-۳

$$P(T') = \frac{۳۶ + ۲۷}{۹۰} = \frac{۶۳}{۹۰} \quad \text{ب)} \quad P(G) = \frac{۱۸ + ۳۶}{۹۰} = \frac{۵۴}{۹۰} \quad \text{الف)$$

$$P(G' \cap T') = \frac{۲۷}{۹۰} \quad \text{د)} \quad P(G \cap T) = \frac{۱۸}{۹۰} \quad \text{ج)$$

$$P(G'|T') = \frac{۲۷}{۶۳} \quad \text{و)} \quad P(T|G) = \frac{۱۸}{۵۴} \quad \text{ه)$$

۲۸-۳

$$P(T|G) = \frac{P(T \cap G)}{P(G)} = \frac{\frac{18}{90}}{\frac{54}{90}} = \frac{18}{54}, \quad P(G'|T') = \frac{P(T' \cap G')}{P(T')} = \frac{\frac{27}{90}}{\frac{63}{90}} = \frac{27}{63}$$

۲۹-۳ اگر $P(B|A) = P(B)$ ، آنگاه داریم:

$$\frac{P(A \cap B)}{P(A)} = P(B) \Rightarrow P(A \cap B) = P(A)P(B) \quad (۱)$$

حال

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \xrightarrow{(۱)} \frac{P(A)P(B)}{P(B)} = P(A).$$

۳۱-۳ الف

(از چهارتا انتخاب سه تا سفید باشد | مهره دوم و سوم سفید) P

(از دو مهره اول یکی سفید و یکی سیاه باشد | مهره دوم و سوم سفید باشد) $= P$

$$= \frac{7}{10} \times \frac{6}{9}$$

(ب)

P (از چهارتا انتخاب دو تا سفید باشد | اولی سفید باشد) $= \frac{8}{12}$

۳۲-۳

$=$ (از سه جعبه دو تا سفید انتخاب شده باشد | انتخاب از جعبه اول سفید) P

(انتخاب از جعبه دوم سفید و انتخاب از جعبه سوم سیاه | انتخاب از جعبه اول سفید) $= P$

(انتخاب از جعبه دوم سیاه و انتخاب از جعبه سوم سفید | انتخاب از جعبه اول سفید) $+ P$

$$= \frac{3}{8} \times \frac{6}{10} \times \frac{4}{6} + \frac{3}{8} \times \frac{4}{10} \times \frac{2}{6}$$

توجه داشته باشید که انتخاب جعبه‌ها از هم مستقل هستند.

۳۳-۳ اگر A از B مستقل باشد، داریم $P(A \cap B) = P(A)P(B)$ یا

$$P(A|B) = P(A)$$

(الف)

$$\begin{aligned} P(A'|B) &= \frac{P(A' \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B - A)}{P(B)} \\ &= \frac{P(B) - P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} - \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \\ &= 1 - \frac{P(A)P(B)}{P(B)} = 1 - P(A) = P(A'). \end{aligned}$$

(ب)

$$\begin{aligned} P(A'|B') &= \frac{P(A' \cap B')}{P(B')} = \frac{1 - P(A \cup B)}{P(B')} = \frac{1 - P(A) - P(B) - P(A \cap B)}{P(B')} \\ &= \frac{1 - P(A) - P(B) - P(A)P(B)}{P(B')} = \frac{P(B') - P(A)(1 - P(B))}{P(B')} \\ &= \frac{P(B')(1 - P(A))}{P(B')} = 1 - P(A) = P(A'). \end{aligned}$$

۳-۳۵. مطابق شکل ۳-۴ داریم: $P(A) = 0/6$ ، $P(B) = 0/8$ و $P(C) = 0/5$. پس

$$P(A \cap B \cap C) = 0/24 = 0/6 \times 0/8 \times 0/5 = P(A)P(B)P(C)$$

$$P(A \cap B) = 0/48 = 0/6 \times 0/8 = P(A)P(B)$$

A از B مستقل است،

$$P(A \cap C) = 0/3 = 0/6 \times 0/5 = P(A)P(C)$$

A از C مستقل است، و

$$P(B \cap C) = 0/38 \neq 0/8 \times 0/6 = P(B)P(C) = 0/48$$

B از C مستقل نیست.

ولی در کل هر سه دو به دو مستقل نیستند.

۳-۳۶. در حل ۳-۳۵ مشاهده می‌کنیم که A از B مستقل است ولی B از C مستقل

نیست.

۳-۳۷. در تمرین ۳-۳۵ نشان داده شد که A از B و A از C مستقل است اما

$$P(A \cap (B \cup C)) = 0/552 \neq 0/6 \times 0/92 = P(A)P(B \cup C).$$

پس A از $B \cup C$ مستقل نیستند.

۳-۳۸. وقتی که سه پیشامد A ، B و C مستقل هستند پس

$$P(A \cap B) = P(A)P(B) \quad (۱)$$

$$P(A \cap C) = P(A)P(C) \quad (۲)$$

$$P(B \cap C) = P(B)P(C) \quad (۳)$$

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

(الف)

$$\begin{aligned} P(A \cap (B \cap C)) &= P(A \cap B \cap C) \\ &\xrightarrow{(۴)} = P(A)P(B)P(C) \\ &\xrightarrow{(۳)} = P(A)P(B \cap C). \end{aligned}$$

(ب)

$$\begin{aligned} P(A \cap (B \cup C)) &= P((A \cap B) \cup (A \cap C)) \\ &= P(A \cap B) + P(A \cap C) - P(A \cap B \cap C) \\ &= P(A)P(B) + P(A)P(C) - P(A)P(B)P(C) \\ &= P(A)(P(B) + P(C) - P(B \cap C)) \\ &= P(A)P(B \cup C). \end{aligned}$$

۳-۳۹. تعداد شرط‌هایی که دو پیشامد در آن شرکت دارند $\binom{k}{۲}$

تعداد شرط‌هایی که سه پیشامد در آن شرکت دارند $\binom{k}{۳}$

⋮

⋮

تعداد شرط‌هایی که k پیشامد در آن شرکت دارند $\binom{k}{k}$

پس جواب $M = \sum_{i=۲}^k \binom{k}{i}$ است که حاصل آن برابر با

$$\sum_{i=۰}^k \binom{k}{i} = M + 1 + \binom{k}{i} \Rightarrow ۲^k - 1 - k = M.$$

۴۰-۳ $P(\{T\}) = 0/48, P(\{H\}) = 0/52$

الف $P(\{HHH\}) = 0/52 \times 0/52 \times 0/52 = 0/14$

ب $P(\{TTT\}) = 0/48 \times 0/48 \times 0/52 = 0/120$

۴۱-۳
$$\frac{5 \times 4 \times 3}{10 \times 9 \times 8} = \frac{\binom{5}{3}}{\binom{10}{3}}$$

۴۲-۳
$$\frac{6}{15} \times \frac{5}{14} \times \frac{4}{13} \times \frac{3}{12} = \frac{360}{32760} = \frac{1}{91}$$

۴۳-۳ الف $0/9 \times 0/9 \times 0/9 = 0/729$

ب $0/4 \times 0/1 \times 0/4 + 0/4 \times 0/6 \times 0/4$

پ $0/6 \times 0/6 \times 0/4$

$P(\text{پیشامد مطلوب}) = 0/4 \times 0/1 \times 0/4 + 0/6 \times 0/6 \times 0/4 = 0/16 + 0/144 = 0/16$

۴۴-۳ پیشامد معیوب بودن E و A_1, A_2, A_3 به ترتیب خطوط تولیدی ۱ و ۲ و ۳ است.

$P(A_3) = 0/2, P(A_2) = 0/3, P(A_1) = 0/5,$

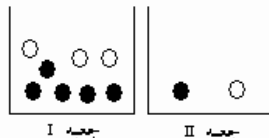
$P(E | A_1) = 0/02, P(E | A_2) = 0/03, P(E | A_3) = 0/04,$

$P(E) = \sum_{i=1}^3 P(A_i)P(E | A_i) = 0/5 \times 0/02 + 0/3 \times 0/03 + 0/2 \times 0/04 = 0/027.$

۴۵-۳

$$P(E | A_2) = \frac{P(A_2)P(E | A_2)}{P(E)} = \frac{0/3 \times 0/03}{0/027} = \frac{0/009}{0/027} = \frac{1}{3}.$$

۴۶-۳



$$A: \text{ I انتخاب مهره‌ی سفید از جعبه } P(A) = \frac{۳}{۸}$$

$$A': \text{ I انتخاب مهره‌ی سفید از جعبه } P(A') = \frac{۳}{۸}$$

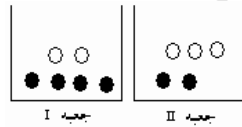
$$B: \text{ I انتخاب مهره‌ی سفید از جعبه } P(B|A) = \frac{۳}{۸}$$

$$B': \text{ I انتخاب مهره‌ی سفید از جعبه } P(B|A') = \frac{۳}{۸}$$

$$P(B) = P(A)P(B|A) + P(A')P(B|A') = \frac{۳}{۸} \times \frac{۳}{۸} + \frac{۵}{۸} \times \frac{۱}{۳} = \frac{۱۱}{۲۴} \quad (\text{الف})$$

$$P(A|B) = \frac{P(A) \cdot P(B|A)}{P(B)} = \frac{\frac{۳}{۸} \times \frac{۳}{۸}}{\frac{۱۱}{۲۴}} = \frac{۶}{۱۱} \quad (\text{ب})$$

۴۷-۳. الف)



$$P(A_1) = \frac{1}{۲} \quad \text{I: پیشامد انتخاب جعبه‌ی}$$

$$P(A_2) = \frac{1}{۲} \quad \text{II: پیشامد انتخاب جعبه‌ی}$$

B : پیشامد انتخاب دو مهره‌ی سفید

احتمال انتخاب هر جعبه $\frac{1}{۲}$ است پس

$$P(B) = P(A_1) \cdot P(B|A_1) + P(A_2) \cdot P(B|A_2)$$

$$= \frac{1}{۲} \times \frac{۲}{۶} \times \frac{1}{۵} + \frac{1}{۲} \times \frac{۳}{۵} \times \frac{۲}{۴} = \frac{۲}{۶۰} + \frac{۶}{۶۰} = \frac{۲۲}{۱۲۰}$$

(ب)

$$P(A_2|B) = \frac{P(A_2) \cdot P(B|A_2)}{P(B)} = \frac{\frac{۶}{۶۰}}{\frac{۲۲}{۱۲۰}} = \frac{۱۸}{۲۲}$$

حل تمرین‌های فصل چهارم

۴-۱. برای اینکه این تابع یک تابع احتمال باشد باید $0 \leq f(x) \leq 1$ که در آن صورت

حتماً باید مقدار $c \geq 0$ و نیز از طرفی $\sum_x f(x) = 1$ یا

$$\sum_x f(x) = c(1)^2 + c(2) + c(3)^2 = 1 \quad 4c$$

و که نتیجه می‌دهد که باید $c = \frac{1}{14}$ و $f(x)$ یک تابع احتمال خواهد بود.

۴-۲. شرط اول $f(x) \geq 0$ به ازای $c \geq 0$ برقرار است و برای شرط دوم

$$\sum_x f(x) = \sum_x c\left(\frac{1}{6}\right)^{x-1} = c \sum_x \left(\frac{1}{6}\right)^{x-1} = c \frac{1}{1 - \frac{1}{6}} = c \frac{6}{5} = \frac{6}{5}c$$

به ازای $c = \frac{5}{6}$ تابع $f(x)$ تابع احتمال خواهد بود.

۴-۳. الف) فضای نمونه‌ی آزمایش عبارت است از

$$S = \{HHH, HHT, HTH, THH, TTH, THT, HTT, TTT\}.$$

با توجه به تعریف X ، متغیر X مقادیر ۰، ۱، ۲، ۳ را می‌گیرد و تابع احتمال آن به صورت زیر است.

x	۰	۱	۲	۳
$f(x)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$

ب) فضای نمونه‌ای ۳۶ عضو دارد و طبق تعریف متغیر تصادفی X مقادیری که می‌گیرد عبارتند از ۰، ۱، ۲، ۳، ۴، ۵ و تابع احتمال آن به صورت زیر است:

x	۰	۱	۲	۳	۴	۵
$f(x)$	$\frac{6}{36}$	$\frac{10}{36}$	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{2}{36}$

ج) مقادیری که X می‌گیرد عبارتند از ۰، ۱، ۲، ... و تابع احتمال آن عبارت است از

x	۱	۲	۳	...	x
$f(x)$	$\left(\frac{1}{p}\right)$	$\left(\frac{1}{p}\right)^2$	$\left(\frac{1}{p}\right)^3$...	$\left(\frac{1}{p}\right)^x$

به طور کلی

$$f(x) = \left(\frac{1}{p}\right)^x, \quad x = 1, 2, \dots$$

د) شبیه به حالت ج است با این تفاوت که احتمال موفقیت (ظاهر شدن دو خال ۶)

برابر با $\frac{1}{36}$ است.

$$f(x) = \left(\frac{1}{36}\right)\left(\frac{35}{36}\right)^{x-1}, \quad x = 1, 2, \dots$$

۴-۵. الف) مقادیری که X می‌گیرد ۲، ۳، ۴، ۵ هستند و تابع احتمال آن به صورت

x	۲	۳	۴	۵
$f(x)$	$\frac{2}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{8}{36}$

است. به عنوان مثال برای $x=2$ ، یک وضعیت آن است که مهره‌ی اول ۲ و مهره‌ی

دوم، یک مشاهده شود که احتمال این پیشامد $\frac{1}{4} \times \frac{1}{5}$ است ولی می‌تواند مهره‌ی اول ۱

و دومی ۲ باشد که در کل احتمال $x=2$ برابر با $\frac{2}{36} = \frac{1}{18}$ است.

x	۱	۲	۳	۴
$f(x)$	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{2}{36}$

ب)

x	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
$f(x)$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$

ج)

x	۰	۱	۲	۳	۴	۵
$f(x)$	$\frac{12}{42}$	$\frac{10}{42}$	$\frac{8}{42}$	$\frac{6}{42}$	$\frac{4}{42}$	$\frac{2}{42}$

۵-۵.

z	۰	۱	۲	۳	۴
$f(z)$	$\frac{2}{90}$	$\frac{21}{90}$	$\frac{42}{90}$	$\frac{21}{90}$	$\frac{3}{90}$

۶-۵.

y	۰	۱	۲
$f(y)$	$\frac{3}{15}$	$\frac{9}{15}$	$\frac{3}{15}$

x	۰	۱	۲
$f(x)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{4}{6}$	$\frac{1}{6}$

۷-۵. با جایگذاری

x	۰	۱	۲
$f(x)$	$\frac{9}{25}$	$\frac{12}{25}$	$\frac{4}{25}$

y	۰	۱	۲
$f(y)$	$\frac{3}{10}$	$\frac{6}{10}$	$\frac{1}{10}$

$$1 = c \sum_{x=1}^{\infty} \frac{\theta^x}{x} \quad ۸-۵$$

$$S_x = \{r_1, r_2, \dots\} \quad ۹-۴$$

$$c = \frac{1}{\sum_{x=1}^N r^x} = \frac{1}{\frac{1}{r} - (\frac{1}{r})^{N+1}} \quad (\text{الف}) \quad ۱۰-۴$$

$$F(x) = \begin{cases} \sum_{i=1}^{[x]} r^{-i-1} & 1 \leq x < N \\ 1 & x \geq N \end{cases} \quad (\text{ب})$$

۱۱-۴

$$P(X \geq 2) = 0/3, \quad P(0 \leq X \leq 2) = 0/6$$

$$P(|X - 1| \leq 1) = P(-1 \leq X - 1 \leq 1) = P(0 \leq X \leq 2) = 0/9.$$

۱۲-۴. اگر این چهار عدد را با $X_{(1)}, X_{(2)}, X_{(3)}, X_{(4)}$ نشان دهیم به طوری که

$X_{(1)} < X_{(2)} < X_{(3)} < X_{(4)}$ ، آنگاه حالت‌های انتخاب ۴ از بین ۹ عدد برابر

۱۲۶ = $\binom{9}{4}$ که کل حالت‌های ممکن است. از طرفی حالت‌های مساعد آن‌هایی هستند

که برای آنها $X_{(2)} = 4$ و یا $X_{(1)} < 4 < X_{(3)} < X_{(4)}$ برای $X_{(1)}$ فقط ۳ حالت (یا

عدد) ۱، ۲، ۳ ممکن است و برای $X_{(3)}$ و $X_{(4)}$ اگر $X_{(3)} = 5$ ، مقدار $X_{(4)}$ چهار

حالت مساعد خواهد داشت. وقتی مقدار $X_{(3)} = 6$ ، $X_{(4)}$ فقط ۳ حالت مساعد

خواهد داشت و وقتی که $X_{(3)} = 7$ ، $X_{(4)}$ فقط دو حالت مساعد دارد. وقتی که

$X_{(3)} = 8$ ، $X_{(4)}$ فقط یک حالت مساعد خواهد داشت.

در کل

$X_{(1)}$ = ۳ حالت‌های مساعد

$$X_{(3)} \text{ و } X_{(2)} \text{ = حالت‌های مساعد} = \binom{5}{2} = \frac{5!}{2!3!} = \frac{5 \times 4}{2} = 10.$$

$3 \times 10 = 30$ = تعداد حالت‌های مساعد

پس احتمال مورد نظر $\frac{30}{126}$ است.

۱۳-۴. B : پیشامد مشاهده‌ی مهره‌ی سفید

$$P(X = ۳ | B) = \frac{P(X = ۳).P(B | X = ۳)}{P(B)}$$

اما

$$P(B) = P(X = ۲)P(B | X = ۲) + P(X = ۳)P(B | X = ۳)$$

$$= \frac{1}{۳} \left(\frac{۲}{۵} \right) + \frac{۲}{۳} \left(\frac{۳}{۵} \right) = \frac{۸}{۱۵}$$

پس

$$P(X = ۳ | B) = \frac{\frac{۲}{۱۵} \times \frac{۳}{۱۸}}{\frac{۸}{۱۵}} = \frac{۳}{۱۸}$$

۴-۱۴. الف)

X	۰	۱	۲/۵	۴	۵
$f(x)$	$\frac{۲}{۱۴}$	$\frac{۴}{۱۴}$	$\frac{۴}{۱۴}$	$\frac{۱}{۱۴}$	$\frac{۳}{۱۴}$

$$P(1 \leq X < ۲/۵) = \frac{۴}{۱۴}$$

$$P(0 < X \leq ۲/۵) = \frac{۱۰}{۱۴} \quad \text{ج)}$$

$$P(0 < X < ۲/۵) = \frac{۴}{۱۴} \quad \text{د)}$$

$$P(1 \leq X \leq ۲/۵) = \frac{۸}{۱۴} \quad \text{ه)}$$

۴-۱۵. دو شرط توزیع احتمال

الف) $0 \leq f(x) \leq 1$ که برقرار است و ب می‌بایست $\sum_x f(x) = 1$

$$\sum_x f(x) = \sum_{x=1}^k \frac{۲x}{k(k+1)} = \frac{۲}{k(k+1)} \sum_{x=1}^k x = \frac{۲}{k(k+1)} \times \frac{k(k+1)}{۲} = 1.$$

۴-۱۶.

$$\sum_{x=1}^{\infty} f(x) = \sum_{x=1}^{\infty} \frac{c}{x} = c \sum_{x=1}^{\infty} \frac{1}{x}$$

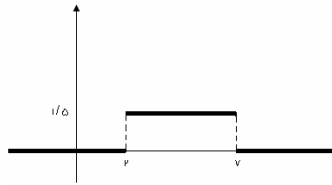
اما $\sum_{x=1}^{\infty} \frac{1}{x}$ یک سری واگراست. پس مقدار c هایی که از رابطه $\sum_x f(x) = 1$ به دست می آید، وجود ندارد.

۱۸-۴ الف) $F(4) = 1/2 > 1$ که با شرط (الف) تناقض دارد.

ب) $x_1 \leq x_2 \Rightarrow F(x_1) \leq F(x_2)$

ج) کلیه ویژگی های تابع توزیع احتمال را دارا است.

۱۹-۴ الف)



و

$$\int_a^b f(x) dx = \int_2^7 \frac{1}{5} dx = \frac{1}{5}(7-2) = 1$$

$$P(3 < x < 5) = \int_3^5 f(x) dx = \int_3^5 \frac{1}{5} dx = \frac{5-3}{5} = \frac{2}{5}.$$

۲۰-۴

$$\begin{aligned} P(Y < 3/2) &= \int_2^{3/2} \frac{1}{8}(y+1) dy \\ &= \left(\frac{1}{8} \left(\frac{y^2}{2} + y \right) \right) \Big|_2^{3/2} = \frac{1}{8} (8/32 - 4) = 0/54. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(2/9 < Y < 3/2) &= P(0 < Y < 2) + P(2 < Y < 3/2) \\ &= 0 + \int_2^{3/2} \frac{1}{8}(y+1) dy = 0/54. \end{aligned}$$

۲۱-۴ الف)

$$\int_0^4 f(x) dx = \int_0^4 \frac{c}{\sqrt{x}} dx = c \int_0^4 (x)^{-1/2} dx = 2c \sqrt{x} \Big|_0^4 = 4c = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{4}.$$

ب)

$$P(X > 1) = \int_1^{\infty} \frac{1}{\sqrt{x}} dx = \frac{\sqrt{x}}{2} \Big|_1^{\infty} = \left(1 - \frac{1}{2}\right) = \frac{1}{2}$$

$$P(X < \frac{1}{4}) = \int_0^{\frac{1}{4}} \frac{1}{\sqrt{x}} dx = \left(\frac{\sqrt{x}}{2}\right) \Big|_0^{\frac{1}{4}} = \frac{1}{4}$$

۲۲-۴. با توجه به تغییر متغیر

$$u = -z^{\nu} \Rightarrow du = -\nu z^{\nu-1} dz$$

داریم

$$1 = \int_0^{\pm\infty} f(z) dz = k \int_0^{\pm\infty} z e^{-z^{\nu}} dz = \left(-\frac{k}{\nu} e^{-z^{\nu}}\right) \Big|_0^{\pm\infty} = \frac{k}{\nu} (-e^{-\infty} + 1),$$

$$k = \nu.$$

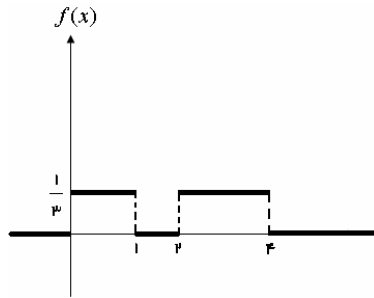
۲۳-۴

$$\begin{aligned} P(X < \frac{1}{\nu}) &= \int_0^{\frac{1}{\nu}} \nu x(1-x) dx = \nu \int_0^{\frac{1}{\nu}} (x - x^{\nu}) dx \\ &= \left(\nu \left(\frac{x^2}{2} - \frac{x^{\nu+1}}{\nu+1}\right)\right) \Big|_0^{\frac{1}{\nu}} = \nu \left[\frac{1}{2\nu^2} - \frac{1}{\nu \times (\nu+1)}\right] = \nu \left(\frac{\nu}{2\nu^2} - \frac{1}{\nu(\nu+1)}\right) = \frac{\nu^2}{2(\nu+1)}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(X > \frac{1}{\nu}) &= 1 - P(X < \frac{1}{\nu}) = \int_0^{\frac{1}{\nu}} \nu x(1-x^{\nu}) dx \\ &= \left(\nu \left(\frac{x^2}{2} - \frac{x^{\nu+1}}{\nu+1}\right)\right) \Big|_0^{\frac{1}{\nu}} = \nu \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{\nu+1}\right) = \nu \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{\nu+1}\right) = \frac{\nu^2}{2(\nu+1)}. \end{aligned}$$

۲۴-۴

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x}{\nu} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{1}{\nu} & 1 \leq x < \nu \\ \frac{1}{\nu} + \frac{x-\nu}{\nu} & \nu \leq x < \nu^2 \\ 1 & \nu^2 \leq x \end{cases}$$



.۲۵-۴

$$f(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x^2}{2} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{1}{2} + \int_1^x (2-t) dt & 1 \leq x < 2 \\ 1 & 2 \leq x \end{cases}$$

.۲۶-۴

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x^2}{4} & 0 \leq x < 1 \\ \frac{1}{4} + \frac{(x-1)}{2} & 1 \leq x < 2 \\ \frac{5}{4} + \frac{(3-x)^2}{2} & 2 \leq x < 3 \\ 1 & 3 \leq x \end{cases}$$

.۲۷-۴

$$f(x) = \frac{1}{2}, \quad 0 \leq x < 1$$

$$P\left(-\frac{1}{2} < X < \frac{1}{2}\right) = \frac{1}{2}, \quad P(2 < X < 3) = 0.$$

.۲۸-۴

$$f(y) = \frac{18}{y^3} \Rightarrow P(Y < 5) = \frac{144}{225}, \quad P(Y > 8) = \frac{495}{576}.$$

.۲۹-۴

$$P(X < 2) = F(2) - F(0) = 1 - 3e^{-2},$$

$$P(1 < X < 3) = F(3) - F(1) = 2e^{-1} - 4e^{-3},$$

$$P(X > 4) = 1 - P(X < 4) = 1 - P(0 < X < 4) = 1 - (F(4) - F(0)) \\ = 1 - (1 - 5e^{-4}) = 5e^{-4}.$$

٤-٣٠ الف

$$P(-6 < X < -2) = \int_{-6}^{-2} \frac{1}{228} (\mu_6 - x^2) dx = \left[\frac{1}{228} (\mu_6 x - \frac{x^3}{3}) \right]_{-6}^{-2} \\ = \frac{1}{228} \left[\mu_6 (-2) - \frac{(-2)^3}{3} + \mu_6 (6) - \frac{6^3}{3} \right] = \frac{640}{684}.$$

ب

$$P(1 < X < 6) = \int_1^6 \frac{1}{228} (\mu_6 - x^2) dx = \left[\frac{1}{228} (\mu_6 x - \frac{x^3}{3}) \right]_1^6 \\ = \frac{1}{228} \left[\mu_6 (6) - \frac{6^3}{3} + \mu_6 (1) - \frac{1^3}{3} \right] = \frac{539}{684}.$$

ج

$$P(-3 < X < -1) = \int_{-1}^{-3} \frac{1}{228} (\mu_6 - x^2) dx = \left[\frac{1}{228} (\mu_6 x - \frac{x^3}{3}) \right]_{-1}^{-3} \\ = \frac{1}{228} \left[-\mu_6 (3) + \frac{1}{3} + \mu_6 (1) - \frac{1^3}{3} \right] = \frac{190}{684}.$$

$P(X = 5) = 0$ د

٤-٣٢ الف

$$P(X < 18000) = P(0 < X < 18000) = \int_0^{18000} \frac{1}{300} e^{-\frac{x}{300}} dx = \left[-e^{-\frac{x}{300}} \right]_0^{18000} = 1 - e^{-600}.$$

ب

$$P(27000 < X < 36000) = \left[-e^{-\frac{x}{300}} \right]_{27000}^{36000} = -e^{-1200} + e^{-900}.$$

ج

$$P(٢٨٠٠٠ < X < \infty) = 1 - P(٠ < X < ٢٨٠٠٠) = \left(1 - e^{-\frac{x}{٣٠}} \right)^{٢٨٠٠٠}$$

$$= 1 - (1 - e^{-١٦٠٠}) = e^{-١٦٠٠}.$$

٣٣-٤ الف)

$$P(X > ١٠) = 1 - P(٥ < X < ١٠) = 1 - (F(١٠) - F(٥))$$

$$= 1 - \left[1 - \frac{٢٥}{١٠٠} - 1 + \frac{٢٥}{٢٥} \right] = ٠/٢٥.$$

$$P(٥ < X < ٨) = F(٨) - F(٥) = 1 - \frac{٢٥}{٦٤} - 1 + \frac{٢٥}{٢٥} = \frac{٣٩}{٦٤}. \quad \text{ب)}$$

$$P(١٢ < X < ١٥) = F(١٥) - F(١٢) = 1 - \frac{٢٥}{٢٢٥} - 1 + \frac{٢٥}{١٤٤} = \frac{٢٠٢٥}{٣٢٤٠٠}. \quad \text{ج)}$$

٣٥-٤

$$F(١,٢) = f(١,١) + f(١,٢) = \frac{٥}{٥١} + \frac{٧}{٥١} = \frac{١٢}{٥١}.$$

٣٦-٤

$$P\left(\frac{1}{٢} < X < \frac{٢}{٣}, \frac{1}{٨} < Y < \frac{1}{٣}\right) = \int_{\frac{1}{٢}}^{\frac{٢}{٣}} \int_{\frac{1}{٨}}^{\frac{1}{٣}} r \, dy \, dx = \frac{١٠}{١٤٤}.$$

٣٨-٤

$$\int_٠^١ \int_٠^y \frac{k}{y} \, dx \, dy = \int_٠^١ \left(\frac{x}{y} k \right) \Big|_٠^y \, dy = \int_٠^١ k \, dy = (ky) \Big|_٠^١ = ١ \Rightarrow k = ١.$$

٣٩-٤

$$f(x) = \sum_{y=1}^٣ f(x,y) = \frac{٣x+٢}{٥١} + \frac{٣x+٤}{٥١} + \frac{٣x+٦}{٥١} = \frac{٩x+١٢}{٥١}, \quad x=١,٢$$

$$f(y) = \sum_{x=1}^٢ f(x,y) = \frac{٢y+٣}{٥١} + \frac{٢y+٦}{٥١} = \frac{٤y+٩}{٥١}, \quad y=١,٢$$

٤٠-٤

$$f(x) = \int_y f(x,y) \, dy = \int_٠^{1-x} r \, dy = ry \Big|_٠^{1-x} = r(1-x), \quad ٠ < x < ١.$$

$$f(y) = \int_x f(x,y)dx = \int_0^{1-y} 2x dx = 2x \Big|_0^{1-y} = 2(1-y), \quad 0 < y < 1.$$

۴۱-۴

x	y			f(x)
	۱	۲	۳	
۱	$\frac{1}{9}$	۰	۰	$\frac{1}{9}$
۲	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	۰	$\frac{2}{9}$
۳	$\frac{2}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{5}{9}$
f(y)	$\frac{5}{9}$	$\frac{3}{9}$	$\frac{1}{9}$	۱

۴۲-۴

$$P(a < X \leq b, c < Y \leq d) = F(b,d) - F(a,d) - F(b,c) + F(a,c).$$

۴۳-۴. شرط استقلال این است که برای هر x و y

$$f(x,y) = f(x)f(y)$$

$$f(x,y) = \frac{3x+2y}{51}, \quad f_X(x) = \frac{9x+12}{51}, \quad f_Y(y) = \frac{9+4y}{51}.$$

حال مثال نقض

$$f(1,1) = \frac{5}{51}, \quad f_X(1) = \frac{21}{51}, \quad f_Y(1) = \frac{13}{51}$$

$$f_X(1)f_Y(1) = \frac{21}{51} \times \frac{13}{51} = \frac{273}{2601} \neq \frac{5}{51} = f(1,1)$$

نشان می‌دهد که استقلال وجود ندارد.

۴۴-۴. الف) شرط استقلال سه متغیره این است که برای هر x_1, x_2, x_3

$$f(x_1, x_2, x_3) = f(x_1)f(x_2)f(x_3)$$

$$f(x) = \sum_{z=1}^2 \sum_{y=1}^3 \frac{(x+y)z}{6^3}$$

$$= \frac{x+1}{6^3} + \frac{x+2}{6^3} + \frac{x+3}{6^3} + \frac{2(x+1)}{6^3} + \frac{2(x+2)}{6^3} + \frac{2(x+3)}{6^3} = \frac{9x+18}{6^3}, \quad x=1,2$$

$$f(y) = \sum_{z=1}^2 \sum_{x=1}^2 \frac{(x+y)z}{6^3}$$

$$= \frac{1+y}{6^3} + \frac{2+y}{6^3} + \frac{2(1+y)}{6^3} + \frac{2(2+y)}{6^3} = \frac{6y+9}{6^3}, \quad y=1,2,3$$

$$f(z) = \sum_{x=1}^2 \sum_{y=1}^3 \frac{(x+y)z}{6^3}$$

$$= \frac{(1+1)z}{6^3} + \frac{3z}{6^3} + \frac{4z}{6^3} + \frac{3z}{6^3} + \frac{4z}{6^3} + \frac{5z}{6^3} = \frac{21z}{6^3}, \quad z=1,2$$

$$f(1,1,1) = \frac{2}{6^3} \neq f_X(x)f_Y(y)f_Z(z) = \frac{1}{6^3} \times \frac{15}{6^3} \times \frac{21}{6^3}.$$

پس استقلال وجود ندارد.

(ب)

$$P(X=2, Y+Z \leq 3) = f(X=2, Y=1, Z=1) + f(X=2, Y=1, Z=2)$$

$$+ f(X=2, Y=2, Z=1)$$

$$= \frac{3}{6^3} + \frac{6}{6^3} + \frac{4}{6^3} = \frac{13}{6^3}.$$

۴۵-۴

x	y			f(x)
	1	2	3	
1	0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$
2	$\frac{1}{6}$	0	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$
3	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	0	$\frac{2}{6}$
f(y)	$\frac{2}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{2}{6}$	1

$$f_X(1)f_Y(1) = \frac{2}{6} \times \frac{2}{6} \neq 0 = f(1,1).$$

۴۶-۴

$$f(Y=2|X=1) = 1$$

y x=1	0	1	2
f(y i)	0	0	$\frac{1}{6}$
			$\frac{1}{6}$

حل تمرین‌ها ۳۰۱

$y x=۲$	۰	۱	۲
$f(y ۲)$	$\frac{1}{۳}$	۰	$\frac{1}{۲}$
	$\frac{1}{۲}$		$\frac{1}{۲}$

$$f(Y=۰|X=۲) = \frac{۲}{۳}, \quad f(Y=۲|X=۲) = \frac{1}{۳}$$

$$f(Y=۱|X=۳) = ۱$$

$y x=۳$	۰	۱	۲
$f(y ۳)$	۰	$\frac{1}{۳}$	۰
		$\frac{1}{۳}$	

Payam Noor University

حل تمرین‌های فصل پنجم

۱-۵

$$\begin{aligned} E(aX + b) &= \sum_x (ax + b)f(x) = \sum_x axf(x) + \sum_x bf(x) \\ &= a \sum_x xf(x) + b \sum_x f(x) \\ &= aE(X) + b. \end{aligned}$$

۲-۵

$$\begin{aligned} E\left(\sum_{i=1}^n c_i g_i(x)\right) &= \int_x \left(\sum_{i=1}^n c_i g_i(x)\right) f(x) dx = \sum_{i=1}^n \int_x c_i g_i(x) f(x) dx \\ &= \sum_{i=1}^n c_i \int_x g_i(x) f(x) dx = \sum_{i=1}^n c_i E(g_i(X)). \end{aligned}$$

۳-۵

$$E(X) = \sum_x xf(x) = -1 \times \frac{3}{5} + 0 \times \frac{2}{5} + 1 \times \frac{1}{5} + 2 \times \frac{1}{5} = \frac{1}{5}.$$

۴-۵

$$E(Y) = \int_p^f \frac{1}{\lambda} y(1+y) dy = \frac{1}{\lambda} \left[y + \frac{y^2}{2} \right]_p^f = \frac{3\gamma}{12}.$$

۵-۵

$$E(X) = \int_0^1 x^p dx + \int_1^p x(p-x) dx = \frac{x^{p+1}}{p+1} \Big|_0^1 + \left(x^p - \frac{x^2}{2} \right) \Big|_1^p = 1.$$

(الف) ۶-۵

$$E(X) = 0 \times \frac{1}{125} + 1 \times \frac{12}{125} + 2 \times \frac{48}{125} + 3 \times \frac{64}{125} = \frac{300}{125}.$$

$$E(X^2) = 0 \times \frac{1}{125} + 1 \times \frac{12}{125} + 4 \times \frac{48}{125} + 9 \times \frac{64}{125} = \frac{780}{125}.$$

(ب)

$$\begin{aligned} E(3X + 2)^p &= E(9X^p + 6 + 12X) = 9E(X^p) + 6 + 12E(X) \\ &= 9 \times \frac{780}{125} + 6 + 12 \times \frac{200}{125} = \frac{11120}{125}. \end{aligned}$$

(الف . ٧-٥)

$$\begin{aligned} E(X) &= \frac{1}{\ln 3} \int_1^3 \frac{1}{x} x dx = \frac{1}{\ln 3} \int_1^3 dx = \frac{2}{\ln 3}, \\ E(X^p) &= \frac{1}{\ln 3} \int_1^3 \frac{1}{x} x^p dx = \frac{1}{\ln 3} \int_1^3 x^{p-1} dx \\ &= \left[\frac{1}{\ln 3} \left(\frac{x^p}{p} \right) \right]_1^3 = \frac{1}{\ln 3} \left(\frac{9}{p} - \frac{1}{p} \right) = \frac{8}{p \ln 3}, \\ E(X^p) &= \frac{1}{\ln 3} \int_1^3 \frac{1}{x} x^p dx = \frac{1}{\ln 3} \int_1^3 x^{p-1} dx \\ &= \left[\frac{1}{\ln 3} \left(\frac{x^p}{p} \right) \right]_1^3 = \frac{1}{\ln 3} \left(9 - \frac{1}{3} \right) = \frac{26}{3 \ln 3}. \end{aligned}$$

(ب)

$$\begin{aligned} E(X^p + 2X^p - 3X + 1) &= E(X^p) + 2E(X^p) - 3E(X) + 1 \\ &= \frac{1}{\ln 3} \left(\frac{26}{3} + 8 - 6 \right) + 1 = \frac{32}{3 \ln 3} + 1. \end{aligned}$$

٨-٥

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^1 x \frac{x}{p} dx + \int_1^p \frac{x}{p} dx + \int_p^3 x \frac{3-x}{p} dx \\ &= \left[\frac{x^2}{2} \right]_0^1 + \left[\frac{x^2}{2} \right]_1^p + \left[\frac{1}{p} \left(\frac{3x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right) \right]_p^3 = \frac{1}{6} + \frac{p}{2} + \frac{1-p}{6} = \frac{p+1}{3}, \\ E(X^p) &= \int_0^1 x^p \frac{x}{p} dx + \int_1^p \frac{x^p}{p} dx + \int_p^3 x^p \frac{3-x}{p} dx \\ &= \left[\frac{x^{p+1}}{p+1} \right]_0^1 + \left[\frac{x^{p+1}}{p+1} \right]_1^p + \left[\frac{1}{p} \left(\frac{3x^{p+1}}{p+1} - \frac{x^{p+2}}{p+2} \right) \right]_p^3 = \frac{1}{p+1} + \frac{p^{p+1}}{p+1} + \frac{11}{p+1} = \frac{p^p + 12}{p+1}, \\ E(g(X)) &= \frac{p}{3} - \frac{1}{3} \left(\frac{p^p + 12}{p+1} \right) + 3 = -\frac{p^p}{3}. \end{aligned}$$

۹-۵. فرض کنید Z_i ها سود ناشی از پخت i تا کیک است.

x فروش	۰	۱	۲	۳	۴	۵	
$f(x)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$E(Z_i)$
Z_1	-۴	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	$\frac{۴۶}{۶}$
Z_2	-۸	-۴+۱۰	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	$\frac{۷۸}{۶}$
Z_3	-۱۲	-۸+۱۰	-۸+۲۰	۳۰	۳۰	۳۰	$\frac{۹۶}{۶}$
Z_4	-۱۶	-۱۲+۱۰	-۸+۲۰	-۴+۳۰	۴۰	۴۰	$\frac{۱۰۰}{۶}$
Z_5	-۲۰	-۱۶+۱۰	-۱۲+۲۰	-۸+۳۰	-۴+۴۰	۵۰	$\frac{۹۰}{۶}$

با توجه به مقادیر امید ریاضی سودها، با پختن ۴ کیک به ماکسیمم انتظار سود خواهیم رسید.

۱۰-۵.

$$E(X) = \int_{-1}^{\infty} x \frac{1}{18}(x+1) dx = \left[\frac{1}{18} \left(\frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{2} \right) \right]_{-1}^{\infty} = \frac{1}{18} \left(\frac{125}{3} + \frac{25}{2} + \frac{1}{3} - \frac{1}{2} \right) = 3.$$

۱۱-۵.

$$E(X^2) = (-1)^2 \times \frac{1}{18} + (0)^2 \times \frac{1}{18} + (1)^2 \times \frac{1}{18} + (2)^2 \times \frac{1}{18} = \frac{11}{9},$$

$$\text{var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{11}{9} - (3)^2 = \frac{90}{99}.$$

۱۲-۵.

$$E(Y^2) = \int_2^4 y^2 \frac{1}{8}(y+1) dy = \frac{1}{8} \int_2^4 (y^3 + y^2) dy = \left[\frac{1}{8} \left(\frac{y^4}{4} + \frac{y^3}{3} \right) \right]_2^4$$

$$= \frac{1}{8} \left(\frac{64}{4} + \frac{64}{3} - \frac{8}{4} - \frac{8}{3} \right) = \frac{59}{6},$$

$$\text{var}(Y) = \frac{59}{6} - (2)^2 = \frac{53}{6}.$$

۱۳-۵.

$$\begin{aligned}
 E(X^r) &= \int_0^1 x^r x dx + \int_1^r x^r (r-x) dx \\
 &= \int_0^1 x^{r+1} dx + \int_1^r (rx^r - x^{r+1}) dx \\
 &= \left[\frac{x^{r+2}}{r+2} \right]_0^1 + \left[\frac{rx^{r+1}}{r+1} - \frac{x^{r+2}}{r+2} \right]_1^r = \frac{r}{r+2},
 \end{aligned}$$

$$\text{var}(X) = \frac{r}{r+2} - (1)^r = \frac{1}{r+2},$$

$$\text{var}(rX) = r^2 \text{var}(X) = r^2 \times \frac{1}{r+2} = \frac{r^2}{r+2}.$$

.۱۴-۵

$$\text{var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{r+1}{r+2} - \left(\frac{r}{r+2} \right)^2 = \frac{r+1}{r+2},$$

$$\text{var}(rX) = r^2 \text{var}(X) = r^2 \times \frac{r+1}{r+2} = \frac{r^2(r+1)}{r+2}.$$

.۱۵-۵

$$E(X) = \frac{r}{\ln r}, \quad E(X^2) = \frac{r}{\ln r}, \quad \text{var}(X) = \frac{r}{\ln r} - \left(\frac{r}{\ln r} \right)^2 = \frac{r \ln r - r}{(\ln r)^2},$$

$$\text{var}(1-X) = \text{var}(X) = \frac{r \ln r - r}{(\ln r)^2}.$$

.۱۶-۵

$$\mu = E(X) = \frac{1}{r}(-r) + \frac{1}{r}(r) = 0, \quad \mu'_r = E(X^r) = \frac{1}{r}(-r)^r + \frac{1}{r}(r)^r = r,$$

$$\sigma^r = \text{var}(X) = \mu'_r - \mu^r = r - (0)^r = r.$$

.۱۷-۵

$$\mu = E(X) = \int_0^r x \frac{x}{r} dx = \frac{1}{r} \int_0^r x^2 dx = \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^r = \frac{r^3}{3},$$

$$\mu'_r = E(X^r) = \frac{1}{r} \int_0^r x^r dx = \left[\frac{1}{r+1} x^{r+1} \right]_0^r = r,$$

$$\sigma^r = \mu'_r - \mu^r = r - \left(\frac{r^3}{3} \right)^r = \frac{r}{3}.$$

۱۸-۵

$$E(Z) = E\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma} E(X - \mu) = \frac{1}{\sigma} (E(X) - \mu) = \frac{1}{\sigma} (\mu - \mu) = 0,$$

$$\text{var}(Z) = \text{var}\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma^2} \text{var}(X - \mu) = \frac{1}{\sigma^2} \text{var}(X) = \frac{1}{\sigma^2} \times \sigma^2 = 1.$$

۱۹-۵

$$\mu = E(X) = \int_1^{\infty} r x x^{-r} dx = \int_1^{\infty} r x^{-r} dx = \left(-r x^{-r+1}\right)_1^{+\infty} = r,$$

$$E(X^r) = \int_1^{\infty} r x^r x^{-r} dx = \int_1^{\infty} r x^{-1} dx = (r \ln x)_1^{+\infty} = +\infty.$$

پس واریانس آن نیز موجود نمی باشد.

۲۰-۵

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_{x=1}^{\infty} r \left(\frac{1}{r}\right)^x e^{tx} = r \sum_{x=1}^{\infty} \left(\frac{e^t}{r}\right)^x = r \frac{\frac{e^t}{r}}{1 - \frac{e^t}{r}} = \frac{r e^t}{r - e^t},$$

$$M'_X(0) = \left(\frac{r e^t (r - e^t) + e^t (r e^t)}{(r - e^t)^2}\right) \Big|_{t=0} = \left(\frac{r e^t}{(r - e^t)^2}\right) \Big|_{t=0} = \frac{r}{r},$$

$$M''_X(0) = \left(\frac{r e^t (r - e^t)^2 + r (r - e^t) e^t (r e^t)}{(r - e^t)^4}\right) \Big|_{t=0} = r.$$

۲۱-۵

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_0^1 e^{tx} dx = \left(\frac{e^{tx}}{t}\right) \Big|_0^1 = \frac{e^t - e^0}{t} = \frac{e^t - 1}{t},$$

$$M'_X(0) = \left(\frac{t e^t - (e^t - 1)}{t^2}\right) \Big|_{t=0} = \left(\frac{t e^t - e^t + 1}{t^2}\right) \Big|_{t=0} = \frac{1}{2}.$$

۲۲-۵

$$\sigma^2 = \text{var}(X) = \sum_i (x_i - \mu)^2 p(x_i),$$

برای x_i هایی که خارج بازه $[\mu - k\sigma, \mu + k\sigma]$ می افتند، داریم:

$$\sigma^p \geq \sum_{i: |x_i - \mu| > k\sigma} (x_i - \mu)^p P(x_i),$$

حال اگر تمام $|x_i - \mu|$ را برابر $k\sigma$ بگیریم باز نابرابری بالا برقرار است.

$$\sigma^p \geq \sum_{i: |x_i - \mu| \geq k\sigma} P_i k^p \sigma^p \leftrightarrow \sigma^p \geq k^p \sigma^p \sum_{i: |x_i - \mu| \geq k\sigma} P_i$$

اما $\sum_{i: |x_i - \mu| \geq k\sigma} P_i = P(|X - \mu| \geq k\sigma)$ پس خواهیم داشت:

$$\sigma^p \geq k^p \sigma^p P(|X - \mu| \geq k\sigma)$$

با حذف عامل σ^p از طرفین

$$P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^p}$$

یا

$$P(|X - \mu| \leq k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^p}.$$

۲۳-۵. چون X فقط مقادیر مثبت را اختیار می‌کند پس

$$E(X) = \int_0^{\infty} xf(x) dx = \int_0^a xf(x) dx + \int_a^{\infty} xf(x) dx \geq \int_a^{\infty} xf(x) dx.$$

حال اگر به جای متغیر X کوچکترین مقدار آن یعنی a را قرار دهیم باز هم نابرابری بالا برقرار است. پس

$$E(X) \geq \int_a^{+\infty} a f(x) dx = a \int_a^{+\infty} f(x) dx = aP(X \geq a)$$

در نتیجه

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}.$$

۲۴-۵. چون از نابرابری مارکف X فقط مقادیر مثبت را اختیار می‌کند پس با استفاده

از تابع قدرمطلق برای مقادیر مثبت k داریم:

$$\begin{aligned}
 P(|X - \mu| \geq k\sigma) &= P(|X - \mu|^p \geq k^p \sigma^p) \\
 &= P((X - \mu)^p \geq k^p \sigma^p) \\
 &\leq \frac{E(X - \mu)^p}{k^p \sigma^p} \\
 &= \frac{\text{var}(X)}{k^p \sigma^p} = \frac{1}{k^p},
 \end{aligned}$$

یعنی

$$P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^p},$$

یا

$$P(|X - \mu| \leq k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^p}.$$

$$1 - \frac{1}{k^p} = 0.95 \rightarrow k^p = \frac{1}{0.05} = 20 \rightarrow k = \sqrt{20} \quad (الف. ۲۵-۵)$$

$$1 - \frac{1}{k^p} = 0.99 \rightarrow k^p = \frac{1}{0.01} = 100 \rightarrow k = 10 \quad (ب)$$

$$P(|X - \mu| \geq c) \leq \frac{1}{k^p} = \frac{\sigma^p}{c^p} \quad ۲۶-۵$$

$$۲۷-۵. \text{ خیر. زیرا } 1 \neq \frac{0}{1-0} = 0 \text{ است. } M_X(0)$$

۲۸-۵

$$\begin{aligned}
 M_X(t) &= E(e^{tX}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{p} e^{tx} e^{-|x|} dx \\
 &= \frac{1}{p} \int_{-\infty}^0 e^{tx} e^{+x} dx + \frac{1}{p} \int_0^{+\infty} e^{tx} e^{-x} dx \\
 &= \frac{1}{p} \int_{-\infty}^0 e^{x(1+t)} dx + \frac{1}{p} \int_0^{+\infty} e^{-x(1-t)} dx \\
 &= \left[\frac{e^{x(1+t)}}{1+t} \right]_{-\infty}^0 - \left[\frac{e^{-x(1-t)}}{1-t} \right]_0^{+\infty} = \frac{1}{1-t^2}.
 \end{aligned}$$

۲۹-۵

$$M_Z(t) = M_{\frac{1}{F}X - \frac{t}{F}}(t) = e^{-\frac{t}{F}} M_X\left(\frac{t}{F}\right) = e^{-\frac{t}{F}} e^{\frac{t}{F} + \frac{t^2}{16}} = e^{\frac{t^2}{16}}$$

$$E(Z) = \left. \frac{\partial M_Z(t)}{\partial t} \right|_{t=0} = t e^{\frac{t^2}{16}} \Big|_{t=0} = 0$$

$$E(Z^2) = \text{var}(Z) = \left. \frac{\partial^2 M_Z(t)}{\partial t^2} \right|_{t=0} = e^{\frac{t^2}{16}} + t^2 e^{\frac{t^2}{16}} \Big|_{t=0} = 1$$

۳۰-۵ الف

$$1 - \frac{1}{k^2} = \frac{35}{36} = 0.97, \quad k^2 = \frac{1}{0.03} = 33.33, \quad k = \sqrt{33.33} = 5.77, \quad (0.26 - 5.77(0.005)), \quad 0.26 + 5.77(0.005)$$

$$k^2 = \frac{1}{0.03} = 33.33, \quad k = \sqrt{33.33} = 5.77, \quad (0.26 - 5.77(0.005)), \quad 0.26 + 5.77(0.005)$$

$$k = \sqrt{33.33} = 5.77, \quad (0.26 - 5.77(0.005)), \quad 0.26 + 5.77(0.005)$$

$$(0.26 - 5.77(0.005)), \quad 0.26 + 5.77(0.005)$$

ب

$$1 - \frac{1}{k^2} = \frac{143}{144} = 0.99, \quad k^2 = \frac{1}{0.01} = 100, \quad k = 10, \quad (0.26 - 10(0.005)), \quad 0.26 + 10(0.005)$$

$$k^2 = \frac{1}{0.01} = 100, \quad k = 10, \quad (0.26 - 10(0.005)), \quad 0.26 + 10(0.005)$$

$$k = 10, \quad (0.26 - 10(0.005)), \quad 0.26 + 10(0.005)$$

$$(0.26 - 10(0.005)), \quad 0.26 + 10(0.005)$$

۳۱-۵

x	-۳	-۱	۱	۳
$f(x)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
$xf(x)$	$-\frac{3}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$
y	-۵	-۱	۱	۵
$f(y)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
$yf(y)$	$-\frac{5}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{5}{4}$

$$E(X) = \sum_x xf(x) = 0$$

$$E(Y) = \sum_y yf(y) = 0$$

$$E(XY) = \sum_x \sum_y xyf(x,y)$$

$$= \frac{1}{4}(-3)(-5) + \frac{1}{4}(-1)(-1) + \frac{1}{4}(1)(1) + \frac{1}{4}(3)(5) = \frac{32}{4},$$

$$\text{cov}(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{32}{4}.$$

٣٢-٥ الف

x	-1	0	1
$f(x)$	$\frac{3}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{7}{12}$
$xf(x)$	$-\frac{3}{12}$	0	$\frac{7}{12}$

$$E(X) = \sum_x xf(x) = \frac{4}{12}$$

y	0	1
$f(y)$	$\frac{3}{12}$	$\frac{9}{12}$
$yf(y)$	0	$\frac{9}{12}$

$$E(Y) = \sum_y yf(y) = \frac{9}{12}$$

$$E(XY) = \sum_x \sum_y xyf(x,y)$$

$$= 0(-1)(0) + \frac{1}{4}(-1)(1) + \frac{1}{6}(0)(0) + 0(0)(1) + \frac{1}{12}(1)(0) + \frac{1}{4}(1)(1) = \frac{1}{4},$$

$$\text{cov}(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{1}{4} - \frac{4}{12} \times \frac{9}{12} = 0.$$

$$f(0,1) = 0 \neq f_X(0)f_Y(1) = \frac{2}{12} \times \frac{9}{12}$$

ب) مثال نقض:

٣٣-٥

$$E(X_1) = 3, \quad E(X_2) = 9, \quad E(X_3) = 3,$$

$$\text{var}(X_1) = 3, \quad \text{var}(X_2) = 7, \quad \text{var}(X_3) = 5.$$

الف

$$E(Y) = 2E(X_1) - 3E(X_2) + 4E(X_3) = 2(3) - 3(9) + 4(3) = -7,$$

$$\text{var}(Y) = 4\text{var}(X_1) + 9\text{var}(X_2) + 16\text{var}(X_3) = 4(3) + 9(7) + 16(5) = 123.$$

ب)

$$E(Z) = E(X_1) + 2E(X_2) - E(X_3) = 3 + 2(9) - 3 = 18,$$

$$\text{var}(Z) = \text{var}(X_1) + 4\text{var}(X_2) + \text{var}(X_3) = 3 + 4(7) + 5 = 36.$$

٣٤-٥

$$\begin{aligned} \text{var}(X + Y) &= \text{var}(X) + \text{var}(Y) + 2\text{cov}(X, Y), \\ \text{var}(X - Y) &= \text{var}(X) + \text{var}(Y) - 2\text{cov}(X, Y), \\ \text{cov}(X + Y, X - Y) &= \text{cov}(X, X) + \text{cov}(X, -Y) + \text{cov}(Y, X) + \text{cov}(Y, -Y) \\ &= \text{var}(X) - \text{cov}(X, Y) + \text{cov}(X, Y) - \text{var}(Y) \\ &= \text{var}(X) - \text{var}(Y). \end{aligned}$$

۳۵-۵.

$$\begin{aligned} \text{cov}(Y_1, Y_p) &= -2\text{var}(X_1) + 3\text{cov}(X_1, X_p) + 4\text{cov}(X_1, X_3) \\ &\quad - 4\text{cov}(X_1, X_p) + 6\text{var}(X_p) + 8\text{cov}(X_p, X_3) \\ &\quad - 6\text{cov}(X_1, X_3) + 9\text{cov}(X_p, X_3) + 12\text{var}(X_3) \\ &= -2(5) + 3(3) + 4(-2) - 4(3) + 6(4) + 8(0) - 6(-2) + 9(0) + 12(7) \\ &= 94. \end{aligned}$$

۳۶-۵ الف) X = تعداد پیروزی‌ها

x	۰	۱	۲	۳
$f(x)$	$\frac{240}{624}$	$\frac{308}{624}$	$\frac{72}{624}$	$\frac{4}{624}$
$xf(x)$	۰	$\frac{308}{624}$	$\frac{144}{624}$	$\frac{12}{624}$
$x^2 f(x)$	۰	$\frac{308}{624}$	$\frac{288}{624}$	$\frac{36}{624}$

$$E(X) = \sum_x xf(x) = 0/74, \quad E(X^2) = \frac{632}{624},$$

$$\text{var}(X) = \frac{632}{624} - (0/74)^2 = 0/46, \quad \sigma = 0/68$$

$$P(X=0) = \frac{1}{2} \times \frac{5}{6} \times \frac{48}{52} = \frac{240}{624},$$

$$P(X=1) = \frac{1}{2} \times \frac{5}{6} \times \frac{48}{52} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{6} \times \frac{48}{52} + \frac{1}{2} \times \frac{5}{6} \times \frac{4}{52} = \frac{308}{624},$$

$$P(X=2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{6} \times \frac{48}{52} + \frac{1}{2} \times \frac{5}{6} \times \frac{4}{52} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{6} \times \frac{4}{52} = \frac{72}{624},$$

$$P(X=3) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{6} \times \frac{4}{52} = \frac{4}{624}.$$

ب) به روش مشابه قسمت الف، قابل محاسبه است.

$$E(X) = \mu = 1/91, \quad \sigma = 1/55.$$

حل تمرین‌های فصل ششم

۱-۶. با استفاده از برابری‌های $\sum_{i=1}^k i = \frac{k(k+1)}{2}$ و $\sum_{i=1}^k i^2 = \frac{k(k+1)(2k+1)}{6}$ داریم

(الف)

$$\begin{aligned}\mu &= E(X) = \sum_{x=1}^k xf(x) = \frac{1}{k} \sum_{x=1}^k x = \frac{k+1}{2}, \\ \mu'_v &= E(X^2) = \sum_{x=1}^k x^2 f(x) = \frac{1}{k} \sum_{x=1}^k x^2 = \frac{(k+1)(2k+1)}{6}, \\ \sigma^2 &= \mu'_v - \mu^2 = \frac{(k+1)(2k+1)}{6} - \left(\frac{k+1}{2}\right)^2 = \frac{k^2-1}{12}.\end{aligned}$$

۲-۶

$$\begin{aligned}M_X(t) &= E(e^{tX}) = \sum_{x=1}^k \frac{e^{tx}}{k} = \frac{1}{k} \sum_{x=1}^k (e^t)^x \\ &= \frac{e^t}{k} \sum_{x=1}^k (e^t)^{x-1} = \frac{e^t}{k} \times \frac{1-e^{kt}}{1-e^t} = \frac{e^t - e^{kt+1}}{k(1-e^t)}, \\ M'_X(t) &= \left(\frac{1}{k} \sum_{x=1}^k e^{tx} \right)' = \frac{1}{k} \sum_{x=1}^k x e^{tx}, \\ M'_X(0) &= \frac{1}{k} \sum_{x=1}^k x e^0 = \frac{1}{k} \sum_{x=1}^k x = \frac{1}{k} \times \frac{k(k+1)}{2} = \frac{k+1}{2}.\end{aligned}$$

۳-۶. نمادگذاری $b(x; n, \theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}$ را در نظر بگیرید، و توجه کنید که

$$\binom{n}{x} = \binom{n}{n-x} \quad \text{آنگاه}$$

$$\begin{aligned}b(n-x; n, 1-\theta) &= \binom{n}{n-x} (1-\theta)^{n-x} (\theta)^{n-(n-x)} \\ &= \binom{n}{n-x} (1-\theta)^{n-x} \theta^x = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \\ &= b(x; n, \theta).\end{aligned}$$

(ب)

$$\begin{aligned}
 B(x; n, \theta) - B(x-1; n, \theta) &= \sum_{k=0}^x b(k; n, \theta) - \sum_{k=0}^{x-1} b(k; n, \theta) \\
 &= b(x; n, \theta) + \sum_{k=0}^{x-1} b(k; n, \theta) - \sum_{k=0}^{x-1} b(k; n, \theta) \\
 &= b(x; n, \theta).
 \end{aligned}$$

(ج)

$$\begin{aligned}
 B(n-x; n, 1-\theta) - B(n-x-1; n, 1-\theta) \\
 &= \sum_{k=0}^{n-x} b(k; n, 1-\theta) - \sum_{k=0}^{n-x-1} b(k; n, 1-\theta) \\
 &= b(n-x; n, 1-\theta) + \sum_{k=0}^{n-x-1} (b(k; n, 1-\theta) - b(k; n, 1-\theta)) \\
 &= b(n-x; n, 1-\theta) \\
 &= b(x; n, \theta).
 \end{aligned}$$

(د)

$$\begin{aligned}
 B(x; n, \theta) + B(n-x-1; n, 1-\theta) &= \sum_{k=0}^x \binom{n}{k} \theta^k (1-\theta)^{n-k} + \sum_{k=x+1}^n \binom{n}{k} \theta^k (1-\theta)^{n-k} \\
 &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (1-\theta)^{n-k} = (\theta + (1-\theta))^n = 1.
 \end{aligned}$$

توجه داریم که

$$B(n-x-1; n, 1-\theta) = \sum_{k=0}^{n-x-1} \binom{n}{k} (1-\theta)^k \theta^{n-k},$$

با تغییر متغیر $k = n - i$

$$\begin{aligned}
 B(n-x-1; n, 1-\theta) &= \sum_{i=x+1}^n \binom{n}{n-i} (1-\theta)^{n-i} \theta^i \\
 &= \sum_{i=x+1}^n \binom{n}{i} \theta^i (1-\theta)^{n-i}.
 \end{aligned}$$

۴-۶. X_i ها مستقل و هم توزیع‌اند بنابراین واریانس‌ها و میانگین‌های آنها برابرند:

$$E(Y) = E(X_1) + \dots + E(X_n) = nE(X) = n\theta,$$

$$\text{var}(Y) = \text{var}(X_1) + \dots + \text{var}(X_n) = n \text{var}(X) = n\theta(1 - \theta).$$

۵-۶. از برابری $\binom{n}{x+1} = \frac{n-x}{x+1} \binom{n}{x}$ استفاده می‌کنیم و بنابراین

$$\begin{aligned} b(x+1; n, \theta) &= \binom{n}{x+1} \theta^{x+1} (1-\theta)^{n-x-1} \\ &= \frac{n-x}{x+1} \times \frac{\theta}{1-\theta} \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \\ &= \frac{\theta(n-x)}{(x+1)(1-\theta)} b(x; n, \theta). \end{aligned}$$

$$b(0; \nu, \circ/\nu\omega) = \binom{\nu}{0} (\circ/\nu\omega)^0 (\circ/\nu\omega)^\nu = \circ/1\ \nu\omega,$$

$$b(1; \nu, \circ/\nu\omega) = \frac{\circ/\nu(\circ/\nu\omega)}{\circ/\nu\omega} b(0; \nu, \circ/\nu\omega) = \circ/1\ \nu\omega,$$

⋮

$$b(\nu; \nu, \circ/\nu\omega) = \circ/\circ\omega.$$

۶-۶. در تمرین قبل فرض کنیم $\theta = \frac{1}{\mu}$ بنابراین $\frac{b(x+1; n, \frac{1}{\mu})}{b(x; n, \frac{1}{\mu})} = \frac{n-x}{x+1}$

$$n-x > x+1 \rightarrow x < \frac{n}{2} - \frac{1}{2}: \quad b(x+1; n, \frac{1}{\mu}) > b(x; n, \frac{1}{\mu}),$$

$$n-x < x+1 \rightarrow x > \frac{n}{2} - \frac{1}{2}: \quad b(x+1; n, \frac{1}{\mu}) < b(x; n, \frac{1}{\mu}),$$

برای n زوج، اگر $x < \frac{n}{\mu}$ ، $b(x; n, \frac{1}{\mu})$ اکیداً صعودی و اکیداً نزولی است اگر و تنها

اگر $x > \frac{n}{\mu}$. بنابراین $x = \frac{n}{\mu}$ نقطه‌ی ماکسیمم $b(x; n, \frac{1}{\mu})$ است.

ب) همانند حالت قبل وقتی n فرد باشد $x < \frac{n}{\mu} - \frac{1}{\mu}$ تابع اکیداً نزولی و $x > \frac{n}{\mu} - \frac{1}{\mu}$

تابع اکیدا صعودی است، چون $b(x+1; n, \frac{1}{\mu}) = b(x; n, \frac{1}{\mu})$ پس ماکسیمم در

$$x = \frac{n+1}{\mu}, \quad x = \frac{n-1}{\mu}$$

اتفاق می‌افتد.

۷-۶. چون $0 \leq \theta \leq 1$ پس تابع $f(\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}$ ، یک تابع پیوسته از θ است.

$$\begin{aligned} f'(\theta) &= \binom{n}{x} \left[x \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x} + (n-x)(1-\theta)^{n-x-1} \theta^x \right] \\ &= \binom{n}{x} \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} [x(1-\theta) + (n-x)\theta] \\ &= 0, \end{aligned}$$

جواب معادله‌ی بالا برابر با $\theta = \frac{x}{n}$ ، خواهد شد از طرفی $f''\left(\frac{x}{n}\right) < 0$ پس جواب مشتق اول، تابع را ماکسیمم می‌کند.

۸-۶

$$\mu'(r) = E(X(X-1)) = E(X^r) - E(X) = \mu'_r - \mu'_1,$$

$$\mu'(s) = E(X(X-1)(X-r)) = E(X^s) - rE(X^r) + rE(X) = \mu'_s - r\mu'_r + r\mu'_1,$$

$$\begin{aligned} \mu'(r) &= E(X(X-1)(X-r)(X-s)) = E(X^r) - sE(X^r) + (s+r)E(X^r) - sE(X) \\ &= \mu'_r - s\mu'_r + (s+r)\mu'_r - s\mu'_1. \end{aligned}$$

۹-۶

$$\Psi'_X(t) = E'(X^t) = E(X t^{X-1}),$$

$$\Psi''_X(t) = E(X(X-1) t^{X-2}).$$

در حالت کلی

$$\Psi_X^{(r)}(t) = E(X(X-1)(X-r)\cdots(X-r+1)t^{X-r}),$$

$$\Psi_X^{(r)}(1) = E(X(X-1)\cdots(X-r+1)).$$

۱۰-۶. شانس پاسخ صحیح برای هر سؤال برابر با $\theta = \frac{1}{3}$ ، و تعداد سؤال‌ها $n = 8$ ،

تعداد موفقیت‌ها $x = 4$ است. بنابر توزیع دوجمله‌ای

$$P(X=4) = \binom{8}{4} \left(\frac{1}{3}\right)^4 \left(\frac{2}{3}\right)^4 = 0.17.$$

۱۱-۶. بنابر توزیع دوجمله‌ای $\theta = \frac{1}{10}$ ، $n = 5$ ،

$$P(X \geq ۳) = 1 - P(X \leq ۲) = ۰/۰۰۸۵.$$

$$\theta = ۰/۴, \quad n = ۱۵, \quad x = ۶. \quad ۱۲-۶$$

$$P(X = ۶) = \binom{۱۵}{۶} (۰/۴)^۶ (۰/۶)^۹ = ۰/۲۰۲۲ \quad (\text{الف})$$

$$P(X = ۶) = P(X \leq ۶) - P(X \leq ۵) = ۰/۲۰۲۲ \quad (\text{ب})$$

$$\theta = ۰/۷, \quad n = ۶, \quad x = ۵. \quad ۱۳-۶$$

$$P(X = ۵) = \binom{۶}{۵} (۰/۷)^۵ (۰/۳) = ۰/۳۰۲۵ \quad (\text{الف})$$

$$P(X = ۵) = P(X \leq ۵) - P(X \leq ۴) = ۰/۳۰۲۵ \quad (\text{ب})$$

۱۴-۶

$$P(X = ۱۱) = \binom{۱۲}{۱۱} (۰/۸)^{۱۱} (۰/۲) = ۰/۰۹۲۲$$

$$P(X = ۱۱) = \binom{۱۲}{۱۱} (۰/۶)^{۱۱} (۰/۴) = ۰/۰۷۷۸$$

$$P(\theta - c < X < \theta + c) \geq 1 - \frac{\theta(1-\theta)}{nc^p}. \quad ۱۵-۶$$

$$\begin{cases} \theta - c = ۰/۴ \\ \theta + c = ۰/۶ \end{cases} \Rightarrow \left(\theta = \frac{1}{۲}, \quad c = ۰/۱ \right) \xrightarrow{n=۹۰۰} 1 - \frac{\theta(1-\theta)}{nc^p} = \frac{۳۵}{۳۶} \quad (\text{الف})$$

$$\begin{cases} \theta - c = ۰/۴۷ \\ \theta + c = ۰/۵۳ \end{cases} \Rightarrow \left(\theta = \frac{1}{۲}, \quad c = ۰/۰۳ \right) \xrightarrow{n=۱۰۰۰۰} 1 - \frac{\theta(1-\theta)}{nc^p} = \frac{۳۵}{۳۶} \quad (\text{ب})$$

$$\begin{cases} \theta - c = ۰/۴۷۷ \\ \theta + c = ۰/۵۰۳ \end{cases} \Rightarrow \left(\theta = \frac{1}{۲}, \quad c = ۰/۰۰۳ \right) \xrightarrow{n=۱۰۰۰۰۰} 1 - \frac{\theta(1-\theta)}{nc^p} = \frac{۳۵}{۳۶} \quad (\text{ج})$$

هرچه n بزرگتر شود احتمال موردنظر به یک نزدیکتر می‌گردد و c نسبت موفقیت‌ها

به $\frac{1}{۲}$ میل می‌کند.

$$h(\theta; ۲, ۱۸, ۴) = \frac{\binom{۴}{۰} \binom{۱۴}{۲}}{\binom{۱۸}{۲}} = ۰/۵۹۵ \quad (\text{الف}) \quad ۱۶-۶$$

با استفاده از تعریف فوق هندسی الف)

$$h(0; 2, 18, 12) = \frac{\binom{12}{0} \binom{6}{2}}{\binom{18}{2}} = 0/504 \quad (\text{ج}) \quad , h(0; 2, 18, 8) = \frac{\binom{8}{0} \binom{10}{2}}{\binom{18}{2}} = 0/294 \quad (\text{ب})$$

۱۷-۶. با استفاده از تعریف فوق هندسی

$$h(1; 3, 16, 10) = \frac{\binom{10}{1} \binom{6}{2}}{\binom{16}{3}} = \frac{5}{56} \quad (\text{ب}) \quad , h(0; 3, 16, 10) = \frac{\binom{10}{0} \binom{6}{3}}{\binom{16}{3}} = \frac{1}{28} \quad (\text{الف})$$

$$h(3; 3, 16, 10) = \frac{\binom{10}{3} \binom{6}{0}}{\binom{16}{3}} = \frac{3}{14} \quad (\text{د}) \quad , h(2; 3, 16, 10) = \frac{\binom{10}{2} \binom{6}{1}}{\binom{16}{3}} = \frac{27}{56} \quad (\text{ج})$$

۱۸-۶. الف

x	0	1	2	3
$f(x)$	$\frac{1}{28}$	$\frac{15}{56}$	$\frac{27}{56}$	$\frac{6}{28}$

$$\mu = E(X) = \sum_{x=0}^3 xf(x) = \frac{15}{8},$$

$$\mu'_2 = E(X^2) = \sum_{x=0}^3 x^2 f(x) = \frac{33}{8},$$

$$\sigma^2 = \mu'_2 - \mu^2 = \frac{39}{46}.$$

ب) از فرمول‌ها

$$\mu = \frac{nk}{N} = \frac{3 \times 10}{16} = \frac{15}{8},$$

$$\sigma^2 = \frac{nk(N-k)(N-n)}{N^2(N-1)} = \frac{39}{46}.$$

$$h(2; 5, 15, 9) = \frac{\binom{9}{2} \binom{6}{3}}{\binom{15}{5}} \quad \text{۱۹-۶. توزیع فوق هندسی}$$

۶-۲۰. الف) مستقیماً از توزیع استفاده می‌کنیم

$$h(i; \mu, \lambda, \theta, k) = \frac{\binom{k}{i} \binom{N-k}{n-i}}{\binom{N}{n}} = 0.1388.$$

ب) بنابر توزیع دو جمله‌ای $\theta = \frac{k}{N} = \frac{4}{10} = 0.4$

$$h(i; \mu, \theta, \lambda) = \binom{\mu}{i} (\theta/\lambda)^i (1-\theta)^{\mu-i} = 0.1354.$$

۶-۲۱.

$$p(x+1; \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x+1}}{(x+1)!} = \frac{\lambda}{x+1} \times \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} = \frac{\lambda}{x+1} p(x; \lambda).$$

$$p(0; \nu) = \frac{e^{-\nu} \nu^0}{0!} = 0.1353,$$

$$p(1; \nu) = \frac{\nu}{0+1} p(0; \nu) = 0.2706.$$

۶-۲۲.

$$\mu_r = E(X^r) = \sum_{x=0}^{+\infty} (x-\lambda)^r \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}.$$

$$\frac{\partial \mu_r}{\partial \lambda} = \sum_{x=0}^{+\infty} \left[r(x-\lambda)^{r-1} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} + (x-\lambda)^r \left\{ \frac{x \lambda^{x-1} e^{-\lambda}}{x!} - \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \right\} \right]$$

$$= r \sum_{x=0}^{+\infty} (x-\lambda)^{r-1} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} + \sum_{x=1}^{+\infty} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \left\{ (x-\lambda)^r \left(\frac{x}{\lambda} - 1 \right) \right\}$$

$$= r \mu_{r-1} + \frac{1}{\lambda} \sum_{x=0}^{+\infty} (x-\lambda)^{r+1} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = r \mu_{r-1} + \frac{1}{\lambda} \mu_{r+1},$$

در نتیجه

$$\mu_{r+1} = \lambda \left[r \mu_{r-1} + \frac{\partial \mu_r}{\partial \lambda} \right].$$

۶-۲۳.

$$M_Y(t) = M_{X-\lambda}(t) = e^{-\lambda t} M_X(t) = e^{-\lambda t} e^{\lambda(e^t-1)} = e^{\lambda(e^t-1-t)}.$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial M_Y(t)}{\partial t} &= \lambda(e^t - 1)e^{\lambda(e^t - 1 - t)}, \\ \left. \frac{\partial^r M_Y(t)}{\partial t^r} \right|_{t=0} &= \left[\lambda^r (e^t - 1)^r e^{\lambda(e^t - 1 - t)} + \lambda e^t e^{\lambda(e^t - 1 - t)} \right]_{t=0} \\ &= E(Y^r) = \text{var}(X) = \lambda. \end{aligned}$$

- ۶-۲۴. الف) در حالت کلی تقریبی که توصیه می‌شود برای حالت $n \geq 20$ ، و $\theta \leq 0.05$ است اما اگر $n \geq 100$ ، و $n\theta < 10$ برقرار باشد تقریب دقیق‌تر خواهد شد. الف) برای $n\theta = 12/5 > 10$ و $n = 25 > 20$ ، تقریب خوب است. ب) در شرایط $n > 100$ ، و $\theta = 0.04 < 0.05$ ، $n\theta < 10$ تقریب خوب است. د) چون $\theta > 0.05$ ، تقریب مناسب نیست.

۶-۲۵. طبق صورت تمرین داریم: $n = 150 > 100$ ، $\lambda = n\theta = 2/1 < 10$ ،

$$p(r; \lambda) = \frac{e^{-\lambda} (\lambda)^r}{r!} = 0.27$$

- ۶-۲۶. میانگین مسمومیت غذایی بازدیدکنندگان از یک نمایشگاه استانی، برابر است با: $\lambda = n\theta = 1/2$

$$\begin{aligned} P(X \geq 2) &= 1 - P(X \leq 1) = 1 - P(X = 0) - P(X = 1) \\ &= 1 - \frac{e^{-1/2} (1/2)^0}{0!} - \frac{e^{-1/2} (1/2)^1}{1!} = 0.0902. \end{aligned}$$

۶-۲۷. میانگین تصادف‌های رانندگان مجاز $\lambda = n\theta = 6$ ،

$$P(X = 5) = \frac{e^{-6} \times 6^5}{5!} = 0.1606.$$

$$P(X = 3) = \sum_{x=0}^3 p(x; 6) = \sum_{x=0}^3 \frac{e^{-6} 6^x}{x!} = P(X \leq 3) = 0.1512.$$

۶-۲۸.

$$P(X = 2) = \frac{e^{-3/3} (3/3)^2}{2!} = 0.2015.$$

۲۹-۶

$$P(X = 0) = \frac{e^{-1/\lambda} (1/\lambda)^0}{0!} = 0/1653.$$

$$P(X = 1) = \frac{e^{-1/\lambda} (1/\lambda)^1}{1!} = 0/2975.$$

۳۰-۶

$$P(X = 3) = p(3; 5, 2) = 0/1293.$$

$$P(X \geq 10) = 1 - \sum_{x=0}^9 p(x; 5, 2) = 1 - P(X \leq 9) = 0/396.$$

$$P(4 \leq X \leq 6) = P(X = 4) + P(X = 5) + P(X = 6) = 0/4944.$$

۳۱-۶. برای توزیع یکنواخت $\alpha < x < \beta$ ، $f(x) = \frac{1}{\beta - \alpha}$ ، احتمال موردنظر عبارت

است از:

$$\begin{aligned} P(X < \alpha + p(\beta - \alpha)) &= \int_{\alpha}^{\alpha + p(\beta - \alpha)} \frac{1}{\beta - \alpha} dx \\ &= \frac{1}{\beta - \alpha} [x]_{\alpha}^{\alpha + p(\beta - \alpha)} \frac{1}{\beta - \alpha} [\alpha + p(\beta - \alpha) - \alpha] = p. \end{aligned}$$

۳۲-۶. r امین گشتاور حول میانگین، $\mu = \frac{\alpha + \beta}{2}$ ، برابر است با:

$$\begin{aligned} \mu_r &= E(X - \mu)^r \\ &= \int_{\alpha}^{\beta} (x - \mu)^r \frac{1}{\beta - \alpha} dx = \frac{1}{\beta - \alpha} \left[\frac{(x - \mu)^{r+1}}{r+1} \right]_{\alpha}^{\beta} \\ &= \frac{(\beta - \mu)^{r+1} - (\alpha - \mu)^{r+1}}{(\beta - \alpha)(r+1)} = \frac{(\beta - \frac{\alpha + \beta}{2})^{r+1} - (\alpha - \frac{\alpha + \beta}{2})^{r+1}}{(\beta - \alpha)(r+1)} \\ &= \frac{(\frac{\beta - \alpha}{2})^{r+1} - (\frac{\alpha - \beta}{2})^{r+1}}{(\beta - \alpha)(r+1)} = \frac{(\beta - \alpha)^{r+1} - (\alpha - \beta)^{r+1}}{2^{r+1}(\beta - \alpha)(r+1)}, \end{aligned}$$

به ازای $r+1$ های زوج یا r های فرد مقدار کمیت فوق برابر با ۰ است و برای r های

زوج گشتاور مرتبه r ام حول میانگین برابر با

$$\mu_r = \frac{(\beta - \alpha)^{r+1} + (\beta - \alpha)^{r+1}}{r^{r+1}(\beta - \alpha)(r+1)} = \frac{r(\beta - \alpha)^{r+1}}{r^{r+1}(\beta - \alpha)(r+1)} = \frac{1}{r+1} \left(\frac{\beta - \alpha}{r} \right)^r.$$

۳۳-۶. خاصیتی مشهور که در هر مثلث حاکم است (مجموع هر دو ضلع مثلث از طول ضلع دیگر بیشتر است، مشهور به نابرابری مثلث) را به کار می‌بریم:

$$\begin{array}{c} \overbrace{\quad x \quad}^A \quad \overbrace{\quad a-x \quad}^B \\ \quad D \quad C \end{array}$$

$$|AD| < |BD| + |AD| \rightarrow \begin{cases} x < a - x + \frac{a}{r} \\ a - x < x + \frac{a}{r} \\ \frac{a}{r} < x - a - x \quad \text{غ ق} \end{cases}$$

با توجه به توزیع متغیر تصادفی X ,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{a} & 0 \leq x \leq a \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

داریم

$$P\left(\frac{a}{r} < X < \frac{3a}{r}\right) = \int_{\frac{a}{r}}^{\frac{3a}{r}} \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \left(\frac{3a}{r} - \frac{a}{r} \right) = \frac{1}{r}.$$

۳۴-۶. X مقدار ارتکاب خطا در تعیین وزن مخصوص یک ماده است.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{0.015 - (-0.015)} = \frac{1}{0.03} & 0.015 < x < 0.015 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$$

(الف)

$$P(-0.002 < X < 0.003) = \int_{-0.002}^{0.003} \frac{1}{0.03} dx = \frac{0.005}{0.03} = \frac{1}{6}.$$

(ب)

$$P(X > 0.005) = \int_{0.005}^{0.015} \frac{1}{0.03} dx = \frac{1}{3}.$$

۳۵-۶

$$n(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, \quad -\infty < x < \infty$$

$$n'(x; \mu, \sigma) = -\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \left(\frac{1}{\sigma}\right) e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} = 0$$

$$\frac{x-\mu}{\sigma} = 0$$

$$x = \mu$$

$$n''(x; \mu, \sigma) = -\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \left[\frac{1}{\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\sigma} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2 e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \right]$$

$$= -\frac{1}{\sigma^2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \left[1 - \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2 \right] = 0,$$

$$x = \mu \pm \sigma.$$

چون $n''(\mu; \mu, \sigma) < 0$ ، پس نقطه‌ی ماکسیمم برابر است با $x = \mu$. $n''(x; \mu, \sigma)$ به ازای $x = \mu \pm \sigma$ صفر می‌شود.

۳۶-۶

$$M_Z(t) = E(e^{tZ}) = E\left(e^{t \frac{(X-\mu)}{\sigma}} \right)$$

$$= e^{-\frac{\mu t}{\sigma}} M_X\left(\frac{t}{\sigma}\right) = e^{-\frac{\mu t}{\sigma}} e^{\mu \left(\frac{t}{\sigma}\right) + \frac{1}{2}\sigma^2 \left(\frac{t}{\sigma}\right)^2} = e^{\frac{1}{2}t^2}.$$

۳۷-۶

$$P(Z \geq 1/14) = 1 - P(Z < 1/14) = 0/1271 \quad (\text{الف})$$

$$P(Z > -0/36) = 1 - P(Z \leq 0/36) = 0/6406 \quad (\text{ب})$$

$$P(-0/46 < Z < -0/09) = P(Z < -0/09) - P(Z < -0/46) = 0/1413 \quad (\text{ج})$$

$$P(-0/58 < Z < 1/12) = P(Z < 1/12) - P(Z < 0/58) = 0/5876 \quad (\text{د})$$

۳۸-۶

الف) $P(Z < 1/۳۳) = ۰/۹۰۸۲$

ب) $P(Z \leq -۰/۷۹) = ۰/۲۱۴۸$

ج) $P(۰/۵۵ < Z < ۱/۲۲) = P(Z < ۱/۲۲) - P(Z < ۰/۵۵) = ۰/۱$

د) $P(-۱/۹ \leq Z \leq ۰/۴۴) = P(Z < -۱/۹) - P(Z < ۰/۴۴) = ۰/۶۴۱۳$

۳۹-۶

الف) $P(۰ < Z < z) = ۰/۴۷۲۶ \rightarrow z = ۱/۹۲$

ب) $P(Z < z) = ۰/۹۸۶۸$ جواب از روی جدول نرمال $z = ۲/۲۲$

ج) $P(Z > z) = ۰/۱۳۱۴$ برابر $P(Z < z) = ۰/۳۶۸۶$ است، پس جواب از روی جدول

نرمال $z = ۱/۱۲$

د) $P(-z < Z < z) = ۰/۸۵۰۲$ برابر $P(Z < -z) = ۰/۴۲۵۱$ در نتیجه $z = ۱/۴۴$

۴۰-۶

الف) $z_1 = ۱/۴۸$

ب) $z_۲ = -۰/۷۴$

ج) $z_۳ = ۰/۵۵$

د) $z_۴ = ۲/۱۷$

۴۱-۶) $P(\mu - k\sigma < X < \mu + k\sigma) = P(-k < Z < k) = P(Z < k) - P(Z < -k)$

الف) $P(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) = ۰/۶۸۲۶$

ب) $P(\mu - ۲\sigma < X < \mu + ۲\sigma) = ۰/۹۵۴۴$

ج) $P(\mu - ۳\sigma < X < \mu + ۳\sigma) = ۰/۹۹۷۴$

د) $P(\mu - ۴\sigma < X < \mu + ۴\sigma) = ۰/۹۹۹۹۴$

۴۲-۶

$$\alpha = P(Z > Z_\alpha) = 1 - P(Z < Z_\alpha)$$

$$P(Z < Z_\alpha) = 1 - \alpha$$

$$Z_{0.05} = 1.645 \quad (\text{الف})$$

$$Z_{0.025} = 1.96 \quad (\text{ب})$$

$$Z_{0.01} = 2.32 \quad (\text{ج})$$

$$Z_{0.005} = \frac{2/58 + 2/57}{2} = 2/575 \quad (\text{د})$$

۴۳-۶

$$P(X \geq 44/5) = P\left(Z \geq \frac{44/5 - 37/6}{4/6}\right) = P(Z \geq 1/5) = 0.0668 \quad (\text{الف})$$

$$P(X \leq 35) = P\left(Z \leq \frac{35 - 37/6}{4/6}\right) = P(Z \leq 0.565) = 0.7160 \quad (\text{ب})$$

$$P(30 < X < 40) = P\left(\frac{30 - 37/6}{4/6} < Z < \frac{40 - 37/6}{4/6}\right) = 0.6490 \quad (\text{ج})$$

۴۴-۶. متغیر استاندارد تمرین به صورت $Z = \frac{X - 15/4}{0.48}$ است.

$$P(X \geq 16) = P\left(Z \geq \frac{16 - 15/4}{0.48}\right) = P(Z \geq 1/25) = 0.1056 \quad (\text{الف})$$

$$P(X \leq 14/2) = P\left(Z < \frac{14/2 - 15/4}{0.48}\right) = P(Z < -2/5) = 0.0062 \quad (\text{ب})$$

$$P(15 < X < 15/8) = P(-0.833 < Z < 0.833) = 0.5934 \quad (\text{ج})$$

۴۵-۶. با توجه به مجهول بودن میانگین متغیر تصادفی داریم: $Z = \frac{X - \mu}{10}$

$$P(X < 282/5) = P\left(Z < \frac{282/5 - \mu}{10}\right) = 0.8212,$$

از روی اعداد جدول نتیجه می‌شود:

$$\frac{282/5 - \mu}{10} = 0.9, \quad \mu = 73/3.$$

احتمال مورد نظر برابر است با

$$P(X > 58/3) = P\left(Z > \frac{58/3 - 73/3}{10}\right) = P(Z > -1/5) = 0.9332.$$

۶-۶. در صورتی که $n\theta > 5$ و $n(1-\theta) > 5$ برقرار باشد تقریب مناسب است.

الف) $n\theta = 3/2 < 5$ تقریب مناسب نیست.

ب) $n\theta = 6/5 > 5$ تقریب مناسب است.

ج) $n(1-\theta) = 58/5 > 5$ تقریب مناسب است.

د) $n(1-\theta) = 2/42 < 5$ تقریب مناسب نیست.

۶-۷. الف) مشابه‌ی تمرین ۶-۶، چون

$$n\theta = 7/5 > 5, \quad n(1-\theta) = 142/5 > 5$$

برقرار است پس تقریب خوبی است.

ب) برای تقریب به نرمال میانگین و انحراف معیار به ترتیب برابرند با $\mu = n\theta = 7/5$ و

$$\sigma = \sqrt{n\theta(1-\theta)} = 2/67 \text{ پس}$$

$$b(1; 150, 0/05) = P(1-0/5 < X < 1+0/5) = P(0/5 < X < 1/5)$$

$$= P\left(\frac{0/5 - 7/5}{2/67} < Z < \frac{1/5 - 7/5}{2/67}\right)$$

$$= P(-2/62 < Z < -2/25) = 0/0078.$$

ج) مقدار خطای نسبی برابر است با

$$\frac{0/0078 - 0/0036}{0/0036} \times 100 = 116/67.$$

۶-۸. میانگین و واریانس عبارتند از

$$\mu = n\theta = 14 \times \frac{1}{2} = 7,$$

$$\sigma = \sqrt{n\theta(1-\theta)} = 1/87.$$

احتمال موردنظر با انجام تصحیح پیوستگی برابر است با:

$$P(X=7) = P(6/5 < X < 7/5) = P(-0/27 < Z < 0/27)$$

$$= P\left(\frac{6/5 - 7}{1/87} < Z < \frac{7/5 - 7}{1/87}\right) = 0/2128.$$

در حالی که مقدار دقیق این احتمال معادل است با: $b\left(7, 14, \frac{1}{2}\right) = 0/2095$ ، در نتیجه

$$\text{مقدار خطا } 0/2095 - 0/2128.$$

۶-۴۹. برای استفاده از تقریب نرمال، میانگین و انحراف معیار را به دست می‌آوریم:

$$\mu = n\theta = 120(0/23) = 27/6, \quad \sigma = \sqrt{n\theta(1-\theta)} = 4/61.$$

احتمال موردنظر برابر است با

$$P(X > 32) = P(X > 32/5) = P\left(Z > \frac{32/5 - 27/6}{4/61}\right) = P(Z > 1/06) = 0/1446.$$

۶-۵۰. الف) نسبت شیرها $\frac{X}{100}$ ، دارای انحراف معیار و میانگین $\sigma = \sqrt{n\theta(1-\theta)} = 5$ و $\mu = n\theta = 50$ است.

$$\begin{aligned} P(0/49 < \frac{X}{100} < 0/51) &= P(49 < X < 51) = P(X = 50) \\ &= P(49/5 < X < 50/5) \\ &= P\left(\frac{49/5 - 50}{5} < Z < \frac{50/5 - 50}{5}\right) \\ &= P(-0/1 < Z < 0/1) = 0/0796. \end{aligned}$$

ب) برای ۱۰۰۰ بار پرتاب سکه داریم:

$$\begin{aligned} \mu = n\theta &= 500, \quad \sigma = \sqrt{n\theta(1-\theta)} = 15. \\ P(0/49 < \frac{X}{100} < 0/51) &= P(490 < X < 510) = P(491 \leq X \leq 509) \\ &= P(490/5 < X < 509/5) \\ &= P\left(\frac{490/5 - 500}{15} < Z < \frac{509/5 - 500}{15}\right) \\ &= P(-0/63 < Z < 0/63) = 0/4714. \end{aligned}$$

ج) برای ۱۰۰۰۰ بار پرتاب

$$\begin{aligned} \mu = n\theta &= 10000 \times \frac{1}{2} = 5000, \quad \sigma = 50. \\ P\left(0/49 < \frac{X}{10000} < 0/51\right) &= P(4900 < X < 5100) = P(4901 \leq X \leq 5099) \\ &= P\left(\frac{4901 - 5000}{50} \leq Z \leq \frac{5099 - 5000}{50}\right) = 0/9522. \end{aligned}$$

۶-۵۱. الف) اگر X و Y از هم مستقل باشند آنگاه $\text{COV}(X, Y) = 0$ ، در نتیجه

$$\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_1 \sigma_2} = \frac{0}{\sigma_1 \sigma_2} = 0.$$

(ب) بنابر چگالی توأم نرمال دو متغیره با صفر بودن ρ ، داریم:

$$\begin{aligned} f(x, y) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1\sigma_2}} e^{-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 + \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]} \\ &= \frac{1}{\sigma_1\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2} \frac{1}{\sigma_2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2} \\ &= f_1(x)f_2(x). \end{aligned}$$

۵۲-۶. از متحد ساختن عبارت

$$\frac{-1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left\{ \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - \rho \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right) \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right) + \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2 \right\}$$

با عبارت

$$-\frac{1}{1-\rho^2} \left[(x+\rho)^2 - \rho/\lambda(x+\rho)(y-1) + \rho(y-1)^2 \right]$$

داریم:

$$\text{ضریب } x^2 = \frac{-1}{\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{-1}{1-\rho^2}$$

$$\text{ضریب } y^2 = \frac{-1}{\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{-\rho}{1-\rho^2}$$

$$\text{ضریب } xy = \frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2(1-\rho^2)} = \frac{\rho/\lambda}{1-\rho^2}$$

دستگاهی با سه معادله و سه مجهول که از حل آن نتیجه می‌شود

$$\rho = 0/\lambda, \quad \sigma_1 = 1/\lambda, \quad \sigma_2 = \lambda.$$

در ادامه می‌توانید مقادیر دو میانگین را به دست آورید

$$\mu_1 = -\rho, \quad \mu_2 = 1.$$

۵۳-۶

$$\begin{aligned} \text{cov}(X+Y, X-Y) &= \text{cov}(X, X) - \text{cov}(X, Y) + \text{cov}(Y, X) - \text{cov}(Y, Y) \\ &= \sigma_X^2 - \sigma_Y^2, \end{aligned}$$

$$\text{var}(X + Y) = \text{var}(X) + \text{var}(Y) + r \text{cov}(X, Y) = \sigma_X^2 + \sigma_Y^2 + r\rho\sigma_X\sigma_Y,$$

$$\text{var}(X - Y) = \text{var}(X) + \text{var}(Y) - r \text{cov}(X, Y) = \sigma_X^2 + \sigma_Y^2 - r\rho\sigma_X\sigma_Y,$$

$$\rho_{u,v} = \frac{\text{cov}(u,v)}{\sigma_u \cdot \sigma_v} = \frac{\sigma_X^2 - \sigma_Y^2}{\sqrt{(\sigma_X^2 + \sigma_Y^2)^2 - r\rho^2 \sigma_X^2 \sigma_Y^2}}.$$

۶-۵۴. الف)

$$\begin{aligned} P(-90 < X < 90, -90 < Y < 90) &= \int_{-90}^{90} \int_{-90}^{90} f(x,y) dx dy \\ &= \int_{-90}^{90} f(x) dx \times \int_{-90}^{90} f(y) dy \\ &= [P(-90 < X < 90)]^2 \\ &= P^2\left(\frac{-90-0}{120} < Z < \frac{90-0}{120}\right) \\ &= 0/299. \end{aligned}$$

ب) با تغییر مختصات دکارتی به مختصات قطبی انتگرال زیر حل می شود.

$$\begin{aligned} P(X^2 + Y^2 < 75^2) &= \int_0^{2\pi} \int_0^{75} \frac{r}{2\pi(120)^2} e^{-\frac{r^2}{2(120)^2}} dr d\theta \\ &= \int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi} \left[-e^{-\frac{r^2}{2(120)^2}} \right]_{r=0}^{r=75} d\theta = 0/1774. \end{aligned}$$

۶-۵۴. الف)

$$\begin{aligned} P(X^2 + Y^2 < 36) &= \int_0^{2\pi} \int_0^6 \frac{r}{\pi(120)^2} e^{-\frac{r^2}{2(120)^2}} dr d\theta = \int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi} d\theta \times \int_0^6 \frac{r}{(120)^2} e^{-\frac{r^2}{2(120)^2}} dr \\ &= 1 \times \left(-e^{-\frac{r^2}{2(120)^2}} \right)_0^6 = 0/1175. \end{aligned}$$

ب)

$$\begin{aligned} P(X^2 + Y^2 < c^2) &= 1 - e^{-\frac{c^2}{2(120)^2}} = 0/1, \\ c &= 21/53. \end{aligned}$$

سوالات تستی

۱. کدام یک از گزینه‌های زیر صفت کمی پیوسته هستند.
- الف) گروه خونی (ب) تعداد افراد خانواده
 ج) سن افراد به سال (د) ظرفیت مسافران یک خودرو
۲. اگر توزیع یک متغیر، متقارن باشد کدام یک از روابط زیر درست است؟
- الف) $x_{MO} < \tilde{x} < \bar{x}$ (ب) $x_{MO} = \tilde{x} = \bar{x}$
 ج) $x_{MO} > \tilde{x} > \bar{x}$ (د) $x_{MO} > \tilde{x} = \bar{x}$
۳. کدام یک از صفات زیر کیفی است؟
- الف) مدرک تحصیلی (ب) اندازه‌ی جامعه (ج) جنسیت (د) تمام متغیرها
۴. کدام یک از صفات زیر کیفی است؟
- الف) دستمزد (ب) هزینه‌ی بیمارستان
 ج) وضع تأهل (د) رتبه‌ی شرکت‌کنندگان در یک مسابقه
۵. اگر بزرگترین داده برابر با ۸۹ و کوچکترین داده برابر با ۴۵ و تعداد طبقات ۵ باشد دامنه‌ی تغییرات چقدر است؟
- الف) ۸/۸ (ب) ۱۸ (ج) ۴۴ (د) ۹
۶. اگر درصد افراد یک گروه در جامعه‌ای ۳۰٪ باشد در نمودار دایره‌ای چه زاویه‌ای از دایره را به این گروه اختصاص می‌دهیم.
- الف) ۳۰° (ب) ۱۲۰° (ج) ۱۰۸° (د) ۵۴°
۷. در جدول توزیع فراوانی زیر میانگین مقادیر چقدر است؟
- | طبقات | ۷/۵-۱۲/۵ | ۱۲/۵-۱۷/۵ | ۱۷/۵-۲۲/۵ | ۲۲/۵-۲۷/۵ | ۲۷/۵-۳۲/۵ |
|--------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| فراوانی نسبی | ۰/۰۳ | ۰/۱۷ | ۰/۳۹ | ۰/۲۵ | ۰/۱۶ |
- الف) ۲۰ (ب) ۲۲/۵ (ج) ۱۷/۵ (د) ۲۱/۶۵
۸. در سؤال هفت، اگر تعداد کل داده‌ها برابر با $N = 100$ باشد میانه‌ی مقادیر چقدر است؟
- الف) ۲۲/۵ (ب) ۱۷/۵ (ج) ۲۰/۰۴ (د) ۲۱/۷

۹. در سؤال هفت نما چقدر است؟

الف) ۲۲/۵ (ب) ۲۰ (ج) ۲۱/۷ (د) ۲۰/۵۶

۱۰. در توزیع‌هایی که چولگی زیاد ندارند کدام مشخص کننده‌ی مرکزی مناسب‌تر است؟

الف) میانه (ب) نما (ج) میانگین حسابی (د) میانگین هندسی

۱۱. اگر $s_x^2 = 9$ و $y = x + 2$ ، انحراف معیار y چقدر است؟

الف) ۹ (ب) ۳ (ج) ۵ (د) ۱۱

۱۲. اگر $|S_K| < 0.1$ ، (ضریب چولگی پی‌یرسون) کدامیک از عبارات زیر صحیح است؟

الف) توزیع چوله به چپ است (ب) توزیع با متقارن بودن تناقض ندارد

ج) توزیع چوله به راست است (د) توزیع خیلی چوله است

۱۳. اگر میانگین پنج داده برابر ۱۰ و مجموع مجذورات آنها برابر ۵۲۰ باشد، واریانس آنها کدام است؟

الف) ۹۲ (ب) ۹۳ (ج) ۹۴ (د) ۹۵

۱۴. میانگین وزن ۱۰ نفر ۶۵ کیلوگرم است، دو نفر به وزن ۱۴۲ کیلوگرم به این افراد اضافه می‌شوند، میانگین جدید برحسب گرم کدام است؟

الف) ۶۹۰۰۰ (ب) ۶۷۰۰۰ (ج) ۶۶۰۰۰ (د) ۶۵۰۰۰

۱۵. اگر میانگین اعداد از ۱ تا ۱۰۰ برابر ۵۰/۵ باشد، میانگین اعداد زوج از ۲ تا ۲۰۰ کدام است؟

الف) ۵۰/۵ (ب) ۱۰۰ (ج) ۱۰۱ (د) ۱۵/۵

۱۶. اگر $\sum_{i=1}^5 x_i = 10$ و $\sum_{i=1}^5 x_i^2 = 40$ ، انحراف معیار کدام است؟

الف) ۵ (ب) $\sqrt{5}$ (ج) ۴ (د) ۲

۱۷. میانگین ۵ داده برابر ۱۵ و میانگین ۱۰ داده‌ی آماری دیگر برابر ۴۵ است. میانگین کل داده‌ها برابر است با

الف) ۱۲ (ب) ۲۵ (ج) ۳۵ (د) ۴۵

۱۸. اگر داده‌ها نسبت به میانگین متقارن باشند، کدامیک از موارد زیر، برای گشتاور

مرکزی فرد برقرار است؟

الف) برابر صفر است (ب) وجود ندارد

ج) برابر میانگین است (د) نصف میانگین است

۱۹. اگر در یک سری نمونه‌ی تصادفی میانه برابر $3/8$ ، مد برابر $3/2$ ، و میانگین برابر

۴ باشد چولگی این توزیع چگونه است؟

الف) چوله به راست (ب) متقارن

ج) چوله به چپ (د) نامشخص

۲۰. به ازای چه مقداری از a ، عبارت $\sum_{i=1}^n |x_i - a|$ مینیمم می‌شود.

الف) میانه (ب) مد

ج) میانگین (د) انحراف معیار

۲۱. فرض کنید میانه ۵۰، دهک اول ۱۰، صدک نودم ۹۰، باشد ضریب چولگی کدام

است؟

الف) $5/0$ (ب) $44/0$ (ج) 0 (د) 2

۲۲. کدام گزینه صحیح است؟

الف) مهم‌ترین پارامتر مرکزی میانه است

ب) همه‌ی توزیع‌های آماری دارای مد هستند

ج) همیشه نیم‌دامنه از دامنه‌ی تغییرات بیشتر است

د) مجموع انحراف‌ها از میانگین صفر است

۲۳. کدام یک از شاخص‌های زیر معیار مرکزی نیست؟

الف) میانگین (ب) میانه (ج) مد (د) دامنه

۲۴. در داده‌های آماری داده‌ای که ۲۵٪ داده‌ها از آن کمتر باشد و ۷۵٪ داده‌ها از آن

بزرگتر باشد چه نامیده می‌شود؟

الف) چارک سوم (ب) چارک دوم (ج) چارک اول (د) صدک هفتاد و پنج

۲۵. در رسم نمودار دایره‌ای فراوانی یک رده برابر با ۱۵ و تعداد داده‌ها برابر ۹۰

می‌باشد، زاویه‌ی قطاع متناظر با این رده چند درجه است؟

الف) ۹۰ (ب) ۸۰ (ج) ۷۰ (د) ۶۰

۲۶. حاصل عبارت $\frac{{}_n P_r}{{}_{n+1} P_{r+1}}$ کدام است؟

الف) $\frac{1}{n+1}$ (ب) $\frac{r}{n}$ (ج) $\frac{1}{(n+1)!}$ (د) $\frac{r-1}{n+1}$

۲۷. با ارقام ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، چند عدد سه رقمی بزرگتر از ۳۰۰، بدون تکرار ارقام می شود نوشت؟

الف) ۴۰ (ب) ۶۰ (ج) ۸۰ (د) ۱۲۰

۲۸. یک تاس و یک سکه را با هم پرتاب می کنیم. تعداد صورت‌هایی که در آن عدد زوج آمده، کدام است؟

الف) ۲ (ب) ۳ (ج) ۶ (د) ۱

۲۹. سه کتاب ریاضی و دو کتاب اقتصاد را که با هم متفاوتند، به چند طریق می توان در یک قفسه کنار هم قرار داد به طوری که کتاب‌های هم موضوع، همواره کنار هم باشند؟

الف) ۶۰ (ب) ۱۲۰ (ج) ۱۲ (د) ۱

۳۰. اگر ترکیب $m = \binom{a+b}{a}$ باشد مقدار ترکیب $\binom{a+b}{b}$ کدام است؟

الف) m (ب) bm (ج) am (د) $(a+m)m$

۳۱. شخصی از میان ۱۰ کتاب خود، می خواهد دو کتاب را انتخاب کرده، به یکی از دوستانش هدیه کند، این عمل به چند طریق ممکن است؟

الف) ۴۰ (ب) ۴۵ (ج) ۹۰ (د) ۲۰

۳۲. مجموعه‌ی $\{a, b, c, d, e\}$ چند زیرمجموعه‌ی دو عضوی دارد؟

الف) ۲۵ (ب) ۲۰ (ج) ۱۵ (د) ۱۰

۳۳. بین ۵ معلم و ۴ دانش آموز چند کمیته ۵ نفری مرکب از ۳ معلم و ۲ دانش آموز می توان تشکیل داد؟

الف) ۶ (ب) ۱۰ (ج) ۱۵ (د) ۶۰

۳۴. اگر ${}_n P_r = ۲۰$ ، مقدار n کدام است؟

الف) ۲ (ب) ۵ (ج) ۱۰ (د) ۲۰

۳۵. جواب معادله‌ی $C_x^r = ۲x$ کدام است؟

الف) ۲ (ب) ۳ (ج) ۴ (د) ۵

۳۶. به چند طریق می توان ۱۰ سیب نامتمایز را بین ۳ نفر تقسیم کرد به طوری که لااقل یک سیب به هر نفر برسد؟

الف) $\binom{10}{3}$ (ب) $\binom{9}{2}$ (ج) $10!$ (د) ${}_3P_3$

۳۷. به چند طریق می توان m مهره‌ی نامتمایز سفید و n مهره‌ی نامتمایز سیاه را در یک ردیف قرار داد که هیچ دو مهره‌ی سفیدی کنار هم نباشند؟ (m و n در شرایط مناسب صدق می کنند)

الف) $\binom{n}{m}$ (ب) $\binom{n+1}{m}$ (ج) $\binom{m+1}{n}$ (د) $\binom{m}{n}$

۳۸. به چند طریق می توان ۲۰ مهره‌ی نامتمایز را در ۱۵ ظرف متمایز قرار داد به طوری که ظرف شماره‌ی ۷ درست ۴ مهره داشته باشد؟

الف) $\binom{29}{14}$ (ب) $\binom{30}{14}$ (ج) $\binom{29}{13}$ (د) $\binom{30}{13}$

۳۹. ۴ زوج (زن و شوهر) به چند طریق می توانند روی یک ردیف صندلی بنشینند به طوری که هر زوج کنار هم باشند؟

الف) $2 \times 4!$ (ب) $2 \times (4!)^2$ (ج) $4! \times 4!$ (د) 4

۴۰. تعداد جواب‌های صحیح و نامنفی نامعادله‌ی $x_1 + x_2 + x_3 \leq 7$ کدام است؟

الف) $\binom{7}{3}$ (ب) $\binom{10}{3}$ (ج) $\binom{9}{2}$ (د) $\binom{11}{4}$

۴۱. اگر در یک سیستم الکترونیکی هر کلید فقط بتواند برای ارسال دو پیام به کار رود و

کلیدها مستقل از هم باشد برای مبادله‌ی ۲۱۹۷ پیام به چند کلید احتیاج است؟

الف) ۱۰ کلید (ب) ۱۱ کلید (ج) 2^{12} کلید (د) ۱۲ کلید

۴۲. شهری ۴ تعمیرکار تلویزیون دارد. اگر ۴ دستگاه تلویزیون خراب شود به چند

طریق ممکن است فقط و فقط دو نفر از این تعمیرکارها انتخاب شوند؟

الف) ${}_2^4 P_4$ (ب) $\binom{4}{2}$ (ج) ${}_4^4 P_2$ (د) 2^4

۴۳. کدام عبارت صحیح است؟

الف) $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2 = \binom{2n}{n}$ (ب) $\sum_{k=1}^n (-1)^k \binom{n}{k} = 0$

$$\binom{m+n-k}{n+k-m} = \binom{m+n}{n+k} \quad (\text{د}) \qquad \binom{r+2}{n} = \binom{r+1}{n-1} + \binom{r}{n-1} \quad (\text{ج})$$

۴۴. در یک لیگ مسابقات حذفی فوتبال ۱۵ تیم شرکت دارند، به چند طریق این پانزده

تیم می‌توانند در دوره‌های اول و دوم با هم بازی کنند؟

$$\text{الف) } \frac{15! \cdot 7!}{2^8} \quad (\text{ب) } \frac{15! \cdot 8!}{2^7} \quad (\text{ج) } \frac{15!}{2^7} \quad (\text{د) } \frac{15!}{2^{11}}$$

۴۵. ۱۸ تخته سیاه نامتمایز را به چند طریق می‌توان به ۸ مدرسه تقسیم کرد؟

$$\text{الف) } 8^{18} \quad (\text{ب) } 18^8 \quad (\text{ج) } \binom{18+8-1}{8} \quad (\text{د) } \binom{18+8-1}{18}$$

۴۶. حاصل عبارت $\binom{n+2}{r-1} + \binom{n+2}{r}$ کدام است؟

$$\text{الف) } \binom{n+1}{r} \quad (\text{ب) } \binom{n+3}{r-1} \quad (\text{ج) } \binom{n+3}{r} \quad (\text{د) } \binom{n+2}{r-1}$$

۴۷. ۱۵ سیب نامتمایز را به چند طریق می‌توان بین سه نفر تقسیم کرد؟

$$\text{الف) } \binom{17}{3} \quad (\text{ب) } \binom{17}{15} \quad (\text{ج) } \binom{15}{3} \quad (\text{د) } \binom{14}{2}$$

۴۸. به چند طریق ۶ زوج (زن و شوهر) می‌توانند در یک ردیف بنشینند به‌قسمی که

زن‌ها کنار هم باشند؟

$$\text{الف) } 12 \quad (\text{ب) } 2(6!)^2 \quad (\text{ج) } 6! \cdot 7! \quad (\text{د) } 6!$$

۴۹. در سؤال قبل چند حالت هیچ دو زنی کنار هم نیستند؟

$$\text{الف) } (6!)^2 \quad (\text{ب) } 2(6!)^2 \quad (\text{ج) } 6! \cdot 7! \quad (\text{د) } 12!$$

۵۰. به چند طریق می‌توان به ۵ سؤال ۴ جوابی پاسخ داد؟

$$\text{الف) } (5)^4 \quad (\text{ب) } (4)^5 \quad (\text{ج) } \binom{4+5-1}{4} \quad (\text{د) } \binom{4+5-1}{5}$$

۵۱. به چند طریق می‌توان نمره‌ی ماشین ۷ رقمی تهیه کرد اگر بخواهیم دو رقم اول از

بین ۲۶ حرف انگلیسی و بقیه از ارقام صفر تا ۹ انتخاب شود؟

$$\text{الف) } 26 \times 25 \times 10^5 \quad (\text{ب) } (26)^2 \times 10^5 \quad (\text{ج) } 26 \times 10^5 \quad (\text{د) } \binom{26}{2} \binom{10}{5}$$

۵۲. تعداد اعداد چهار رقمی بدون تکرار با استفاده از ارقام ۶، ۸، ۷، ۵، ۳، ۱، ۰ که بر ۵

قابل قسمت باشد چقدر است؟

الف) ۱۸۰ (ب) ۲۲۰ (ج) ۵۵ (د) ۵۰

۵۳. به چند طریق می‌توان ۱۰ نفر را به دو تیم ۵ نفره تقسیم نمود که با هم بازی کنند؟

الف) $\binom{10}{5}$ (ب) $\frac{\binom{10}{5}}{2}$ (ج) $\frac{10!}{2!}$ (د) ${}_5P_{10}$

۵۴. از بین ۵ مرد و ۸ زن یک گروه سه نفری انتخاب می‌شوند به چند طریق یک مرد خاص در این گروه هست؟

الف) ۵۰ (ب) ۶۶ (ج) ۱۴۰ (د) ۲۸۶

۵۵. چند عدد سه رقمی زوج می‌توان به وسیله ارقام ۱, ۲, ۵, ۶, ۹ ساخت که رقم تکراری نداشته باشند؟

الف) ۶ (ب) ۱۲ (ج) ۲۴ (د) ۳۶

۵۶. به چند طریق می‌توان ۸ سیب را بین ۴ نفر تقسیم کرد که اولاً همه سیب‌ها تقسیم شوند؛ ثانیاً بریدن سیب مجاز نباشد؛ ثالثاً به هر نفر حداقل یک سیب برسد؟

الف) $\binom{8}{3}$ (ب) $\binom{7}{4}$ (ج) $\binom{8}{4}$ (د) $\binom{7}{3}$

۵۷. کدام تساوی درست نیست؟

الف) $\sum_{k=r}^n \binom{n}{k} = 2^n - n - 1$ (ب) $\binom{r-3}{k+1} = \binom{r-2}{k} + \binom{r-4}{k-1}$

ج) $\sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} = n 2^{n-1}$ (د) $\sum_{r=0}^n \binom{n}{r}^r = \binom{2n}{n}$

۵۸. به چند طریق می‌توان ده نفر را در پنج اتاق دو نفره نامتمايز جا داد؟

الف) $\frac{10!}{(2!)^5}$ (ب) $\frac{\binom{10}{2,2,2,2,2}}{2!}$ (ج) $\frac{10!}{5!(2!)^5}$ (د) $\binom{10}{5}$

۵۹. به چند طریق پنج زوج می‌توانند دور یک میز بنشینند به طوری که هر زوج کنار هم باشند؟

الف) $\frac{9!}{5!}$ (ب) $5!(2!)^5$ (ج) $4!(2!)^5$ (د) $4!(2!)^4$

۶۰. به چند طریق می‌توان صد مهره‌ی نامتمايز را در هفت جعبه جای داد به طوری که

جعبه‌ی i ام حداقل i زوج (i زوج) مهره داشته باشد؟

الف) $\binom{16}{7}$ (ب) $\binom{16}{6}$ (ج) $\binom{22}{7}$ (د) $\binom{22}{16}$

۶۱. در صفحه‌ی شطرنج چند مربع وجود دارد؟

الف) ۲۰۱ (ب) ۲۰۲ (ج) ۲۰۳ (د) ۲۰۴

۶۲. به چند طریق می‌توان ۵ نامه را به تصادف در پاکت‌های آنها جای داد به طوری که هیچ نامه‌ای در پاکت خود نباشد؟

الف) ۴۴ (ب) ۲۴ (ج) ۱۲۰ (د) ۹۶

۶۳. عدد طبیعی N چند مقسوم علیه دارد؟ $(N = P_1^{n_1} P_2^{n_2} \dots P_k^{n_k})$ که در آن P_1, \dots, P_k اعداد اول متمایزند.

الف) $\prod_{i=1}^k n_i$ (ب) $\prod_{i=1}^k (1+n_i)$ (ج) $\prod_{i=1}^k (n_i - 1)$ (د) $\prod_{i=1}^k (n_i + 1)$

۶۴. هفت پسر و هشت دختر روی ۱۵ صندلی در یک ردیف می‌نشینند در چند حالت صندلی شماره‌ی ۱۱ توسط یک پسر اشغال می‌شود؟

الف) ۱۵! (ب) $7(14!)$ (ج) $8(14!)$ (د) $15! - 8$

۶۵. احتمال آنکه خانواده‌ای که سه فرزند دارند، حداکثر دارای دو فرزند پسر باشد کدام است؟

الف) $\frac{7}{8}$ (ب) $\frac{3}{8}$ (ج) $\frac{1}{8}$ (د) $\frac{5}{8}$

۶۶. اگر A و B دو پیشامد ناسازگار باشند و $P(A) = \frac{1}{4}$ ، $P(B) = \frac{1}{3}$ حاصل

$P(A \cup B)$ برابر است با

الف) $\frac{4}{12}$ (ب) $\frac{3}{12}$ (ج) $\frac{1}{2}$ (د) $\frac{7}{12}$

۶۷. در کیسه‌ای ۵ مهره‌ی سفید و ۴ مهره‌ی آبی وجود دارد. اگر دو مهره به تصادف خارج کنیم احتمال اینکه دو مهره هم‌رنگ باشند، کدام است؟

الف) $\frac{2}{9}$ (ب) $\frac{5}{9}$ (ج) $\frac{7}{9}$ (د) $\frac{4}{9}$

۶۸. یک تیرانداز به‌طور متوسط نصف تیرهای خود را به هدف می‌زند. در صورتی که این تیرانداز ۵ بار شلیک نماید احتمال اینکه ۳ بار تیر را به هدف بزند چقدر است؟

الف) $\frac{3}{16}$ (ب) $\frac{5}{16}$ (ج) $\frac{7}{16}$ (د) $\frac{9}{16}$

۶۹. یک تاس را دو بار پرتاب می‌کنیم احتمال به‌دست آمدن ۱ و ۶ کدام است؟

الف) $\frac{7}{36}$ (ب) $\frac{5}{36}$ (ج) $\frac{6}{36}$ (د) $\frac{11}{36}$

۷۰. یک سکه را ۵ بار پرتاب می‌کنیم، احتمال به‌دست آمدن حداقل یک شیر کدام است؟

الف) $\frac{3}{32}$ (ب) $\frac{1}{32}$ (ج) $\frac{31}{32}$ (د) $\frac{15}{32}$

۷۱. اگر $P(A) = \frac{1}{4}$ ، $P(B) = \frac{1}{6}$ ، $P(A|B) = \frac{1}{3}$ ، $P(A \cup B)$ کدام است؟

الف) $\frac{1}{12}$ (ب) $\frac{13}{36}$ (ج) $\frac{1}{3}$ (د) $\frac{5}{12}$

۷۲. ۱۰ کارت را به شماره‌های ۱ تا ۱۰ در یک جعبه قرار می‌دهیم. از این جعبه ۳ کارت را پی‌درپی بیرون می‌آوریم. احتمال اینکه شماره‌های این کارت به ترتیب فرد و زوج و فرد باشد، کدام است؟

الف) $\frac{10}{720}$ (ب) $\frac{5}{36}$ (ج) $\frac{5}{30}$ (د) $\frac{5}{12}$

۷۳. اگر A و B دو پیشامد باشند مقدار $P(A \cap B) + P(A - B)$ کدام است؟

الف) $P(A \cup B)$ (ب) $P(B')$ (ج) $P(A)$ (د) $P(B)$

۷۴. دو مکعب پرتاب می‌شود احتمال اینکه مجموع دو مکعب بیشتر از ۱۰ باشد در صورتی که مکعب اول ۵ باشد کدام است؟

الف) $\frac{1}{3}$ (ب) $\frac{1}{6}$ (ج) $\frac{3}{3}$ (د) $\frac{2}{5}$

۷۵. دو رقم به‌طور تصادفی از بین ارقام ۱ تا ۶ انتخاب می‌کنیم. فرض کنیم مجموع دو رقم زوج باشد. احتمال اینکه هر دو رقم فرد باشد کدام است؟

الف) $\frac{1}{3}$ (ب) $\frac{1}{4}$ (ج) $\frac{2}{3}$ (د) $\frac{2}{5}$

۷۶. احتمال قبول شدن محمد در کنکور به قبول نشدنش $\frac{1}{3}$ است، احتمال قبول شدن محمد در کنکور کدام است؟

الف) $\frac{1}{3}$ (ب) $\frac{1}{3}$ (ج) $\frac{1}{4}$ (د) $\frac{2}{3}$

۷۷. دو مکعب را با هم می‌اندازیم اگر بدانیم مجموع ۵ آمده است، احتمال آنکه هر دو عدد اول باشد کدام است؟

الف) صفر (ب) $\frac{1}{2}$ (ج) $\frac{1}{3}$ (د) $\frac{2}{3}$

۷۸. در یک جعبه ۳ مهره قرمز، ۴ مهره سفید، و ۵ مهره آبی وجود دارد. ۳ مهره به تصادف از جعبه بیرون می‌آوریم، احتمال آنکه هر کدام از یک رنگ باشند، کدام است؟

الف) $\frac{5}{11}$ (ب) $\frac{3}{11}$ (ج) $\frac{5}{12}$ (د) $\frac{3}{12}$

۷۹. یک سکه را پنج بار پرتاب می‌کنیم احتمال آنکه سه بار خط بیاید کدام است؟

الف) $\frac{2}{22}$ (ب) $\frac{1}{32}$ (ج) $\frac{5}{16}$ (د) $\frac{3}{32}$

۸۰. اگر $P(A) = \frac{1}{3}$ ، $P(B) = \frac{1}{5}$ ، $P(A|B) = \frac{1}{3}$ باشد، مقدار $P(A \cup B)$ کدام است؟

الف) $\frac{1}{2}$ (ب) $\frac{6}{15}$ (ج) $\frac{7}{15}$ (د) $\frac{3}{5}$

۸۱. اگر $P(B) = 0/5$ ، $P(A \cup B) = 0/7$ ، و A و B مستقل باشند، مقدار $P(A)$ کدام است؟

الف) $\frac{2}{17}$ (ب) $0/4$ (ج) $\frac{2}{3}$ (د) $\frac{2}{7}$

۸۲. سه پیچ و سه مهره در یک جعبه قرار دارند اگر ۲ شیء از این ۶ شیء را به تصادف از جعبه بیرون آوریم، احتمال اینکه یک پیچ و یک مهره به دست آید، کدام است؟

الف) $\frac{1}{3}$ (ب) $\frac{2}{9}$ (ج) $\frac{2}{3}$ (د) $\frac{3}{5}$

۸۳. سه شناگر A ، B ، و C ، در یک مسابقه شنا شرکت کردند. در صورتی که احتمال برد A با B برابر باشد و احتمال برد A و B هر کدام دو برابر احتمال برد C باشد احتمال برد شناگر A کدام است؟

الف) $\frac{1}{5}$ (ب) $\frac{3}{10}$ (ج) $\frac{2}{5}$ (د) $\frac{1}{3}$

۸۴. دو عدد حقیقی به تصادف در بازه‌ی $[0, 2]$ انتخاب می‌کنیم. احتمال اینکه مجموع مربعات آن دو عدد کوچکتر یا مساوی ۴ باشد، کدام است؟

الف) $\frac{1}{2}$ (ب) $\frac{1}{4}$ (ج) $\frac{\pi}{4}$ (د) $\frac{\pi}{8}$

۸۵. عددی به تصادف از فضای نمونه‌ای $\{1, 2, 3, \dots, 9\}$ انتخاب می‌کنیم. اگر بدانیم عدد انتخاب شده، مضرب سه است، احتمال آنکه عدد رو شده زوج باشد، چقدر است؟

الف) $\frac{1}{3}$ (ب) $\frac{1}{9}$ (ج) $\frac{4}{9}$ (د) $\frac{1}{4}$

۸۶. اگر A و B ، دو پیشامد مستقل باشند و $P(A) = 0.2$ ، $P(A \cup B) = 0.4$ ، مقدار $P(B)$ کدام است؟

الف) 0.3 (ب) 0.2 (ج) 0.25 (د) 0.15

۸۷. از ظرفی با ۳ مهره سفید و ۲ مهره سیاه، ۲ مهره با هم بیرون می‌کشیم، احتمال آنکه حداقل یک مهره سیاه بیرون آمده باشد، کدام است؟

الف) $\frac{3}{8}$ (ب) $\frac{6}{10}$ (ج) $\frac{7}{8}$ (د) $\frac{9}{10}$

۸۸. توزیع درصد لامپ‌های ۶۰ و ۱۰۰ وات از دو کارخانه‌ی (الف) و (ب) به صورت زیر است. احتمال آنکه لامپی از کارخانه (الف) ۱۰۰ وات باشد کدام است؟

نوع کارخانه	الف	ب
۱۰۰	۲۰	۲۵
۶۰	۱۵	۲۰

الف) $\frac{4}{7}$ (ب) $\frac{7}{20}$ (ج) $\frac{5}{18}$ (د) $\frac{1}{5}$

۸۹. در پرتاب دو تاس A و B همانند، مشروط بر آنکه بدانیم مجموع دو عدد مضرب ۶ باشند، احتمال آنکه هر دو عدد زوج باشد کدام است؟

الف) $\frac{2}{5}$ (ب) $\frac{3}{5}$ (ج) $\frac{5}{8}$ (د) $\frac{1}{2}$

۹۰. اگر بخواهیم از بین ۷ گلوله‌ی سفید و ۸ گلوله‌ی قرمز یکی را انتخاب کنیم، تعداد حالت‌های ممکن چندتاست؟

الف) ۵۶ (ب) ۶۵ (ج) ۷ (د) ۸

۹۱. به چند طریق می‌توان از بین ۱۰ نفر یک رئیس، یک معاون، یک خزانه‌دار انتخاب کرد؟

الف) $10!$ (ب) $\binom{10}{3}$ (ج) ${}_{10}P_3$ (د) $7!$

۹۲. اگر A و B دو پیشامد ناسازگار باشد کدام گزاره درست است؟

الف) $P(A \cap B) = P(A).P(B)$ (ب) $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$

ج) $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ (د) $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$

۹۳. اگر $P(A) = 0/2$ ، $P(B) = 0/25$ ، و $P(A \cap B) = 0/05$ آنگاه مقدار $P(A|B)$ کدام است؟

الف) $0/2$ (ب) $0/25$ (ج) $0/02$ (د) $0/75$

۹۴. در جعبه‌ی شماره‌ی ۱، تعداد ۲ مهره‌ی قرمز، ۳ مهره‌ی سفید و در جعبه‌ی شماره‌ی ۲ تعداد ۴ مهره‌ی قرمز و ۵ مهره‌ی سفید قرار دارد. یکی از جعبه‌ها را به تصادف انتخاب و سپس مهره‌ای از آن به تصادف انتخاب می‌کنیم. احتمال آنکه مهره‌ی انتخاب شده قرمز باشد برابر است با

الف) $\frac{38}{45}$ (ب) $\frac{19}{45}$ (ج) $\frac{4}{9}$ (د) $\frac{3}{7}$

۹۵. در سؤال قبل اگر مهره قرمز باشد چقدر احتمال دارد که از ظرف شماره‌ی ۱ انتخاب شده باشد؟

الف) $\frac{8}{19}$ (ب) $\frac{9}{19}$ (ج) $\frac{10}{19}$ (د) $\frac{7}{19}$

۹۶. اگر A و B دو پیشامد مستقل باشند کدام نادرست است؟

الف) $P(A|B) = P(A)$ (ب) $P(B|A) = P(B)$

ج) $P(A \cup B) = P(A).P(B)$ (د) $P(A \cap B) = P(A).P(B)$

۹۷. مقدار $P(A|A \cup B)$ برابر است با

الف) $\frac{1}{P(A \cup B)}$ (ب) $1 + P(A|B)$ (ج) $P(A)$ (د) $\frac{P(A)}{P(A \cup B)}$

۹۸. A و B دو پیشامد از فضای نمونه‌ای S اند به طوری که $P(A) = 1$ ، در این صورت

الف) A و B دو پیشامد ناسازگارند (ب) $A - B = B^c$

(ج) $A = S$ (د) A از B مستقل است

۹۹. فرض کنید برای دو پیشامد A و B داشته باشیم: $P(A) = 0/59$ ، $P(B) = 0/3$ ،

$P(A \cap B) = 0/21$. در این صورت مقدار $P(A'|B)$ برابر است با

الف) $0/69$ (ب) $0/46$ (ج) $0/3$ (د) $0/21$

۱۰۰. A و B دو پیشامد مستقل اند و $P(A) = 0/3$ ، $P(B) = 0/2$. حاصل $P(A \cup B)$

برابر است با

الف) $0/4$ (ب) $0/44$ (ج) $0/5$ (د) $0/56$

۱۰۱. A و B مستقل اند، $P(A \cap B) = \frac{1}{8}$ ، $P(A) = \frac{1}{2}$. مقدار $P(B)$ کدام است؟

الف) $\frac{1}{4}$ (ب) $\frac{1}{16}$ (ج) $\frac{3}{8}$ (د) $\frac{5}{8}$

۱۰۲. از ظرفی با دو مهره سفید و ۳ مهره سیاه، دو مهره با هم بیرون می‌آوریم.

احتمال آنکه حداقل یک مهره سیاه بیرون آمده باشد، کدام است؟

الف) $\frac{3}{8}$ (ب) $\frac{6}{10}$ (ج) $\frac{7}{8}$ (د) $\frac{9}{10}$

۱۰۳. امید ریاضی تابع توزیع زیر کدام است؟

x	۲	۳	۵
$f(x)$	a	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{6}$

الف) ۱۰ (ب) ۳ (ج) $\frac{5}{6}$ (د) $\frac{1}{6}$

۱۰۴. اگر جدول توزیع X به صورت

$X = x$	۱	$\frac{3}{2}$	۲	$\frac{2}{5}$	۳
$P(X = x)$	$\frac{4}{25}$	$\frac{4}{25}$	$\frac{9}{25}$	$\frac{4}{25}$	$\frac{4}{25}$

باشد، $E(X - 2)$ برابر است با

الف) ۰ (ب) ۱ (ج) ۲ (د) ۴
 ۱۰۵. در صورتی که $f(x) = \begin{cases} Kx & 0 \leq x \leq 8 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$ یک تابع چگالی احتمال از متغیر پیوسته X باشد، مقدار K کدام است؟

الف) $\frac{1}{16}$ (ب) $\frac{1}{8}$ (ج) $\frac{1}{32}$ (د) $\frac{1}{64}$
 ۱۰۶. متغیر تصادفی X دارای میانگین ۵ و واریانس ۴ است. متغیر تصادفی Y از رابطه $Y = 2X - 3$ به دست می‌آید. میانگین و انحراف معیار متغیر به ترتیب برابر است با

الف) ۸, ۱۰ (ب) ۷, ۸ (ج) ۴, ۷ (د) ۴, ۱۰
 ۱۰۷. تابع چگالی متغیر تصادفی X به صورت زیر است.

x	-۱	۱	۲
$f(x)$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{6}$

مقدار واریانس X برابر است با

الف) $\frac{1}{36}$ (ب) $\frac{5}{36}$ (ج) $\frac{1}{6}$ (د) $\frac{25}{6}$
 ۱۰۸. به ازای چه مقداری از A تابع زیر یک تابع چگالی احتمال است؟

x	a	b	c
$f(x)$	$\frac{1-A}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1+A}{3}$

الف) $-1 < A < 1$ (ب) $-2 < A < 1$ (ج) $1 < A < 2$ (د) $0 < A < 1$

۱۰۹. میانه‌ی متغیر تصادفی با تابع توزیع $F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x^p & 0 \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$ چقدر است؟

الف) $\frac{1}{2}$ (ب) $\frac{\sqrt{2}}{2}$ (ج) $\frac{6}{\pi}$ (د) $\frac{15}{\pi}$

۱۱۰. اگر $x^p + y^p < 1$ ، $f(x, y) = \frac{1}{\pi}$ ، آنگاه $P(X + Y < 1)$ برابر است با

الف) $\frac{1}{2}$ (ب) $\frac{1}{2\pi}$ (ج) $\frac{4}{3} + \frac{1}{2\pi}$ (د) $\frac{3}{4}$

۱۱۱. اگر $x = 1, 2$ و $y = 1, 2, 3$ $f(x, y) = \frac{x+y}{\pi}$ ؛ $P(X + Y \geq 3)$ برابر است با

الف) ۱ (ب) $\frac{19}{\pi}$ (ج) $\frac{6}{\pi}$ (د) $\frac{15}{\pi}$

۱۱۲. اگر $M_X(t) = \frac{1}{\lambda}(1+e^t)^\lambda$ ، تابع مولد $Y = 3 - X$ چقدر است؟

الف) $M_X(t)$ (ب) $e^{3t}(1+e^t)^\lambda$ (ج) $\frac{1}{\lambda}(1+e^t)$ (د) $e^{3t} \frac{1}{\lambda}$

۱۱۳. اگر $\text{var}(X+Y) = 4$ و $\text{var}(X-Y) = 6$ ، آنگاه مقدار $\text{cov}(X, Y)$ برابر است با

الف) $-\frac{1}{2}$ (ب) $\frac{2}{3}$ (ج) $-\frac{3}{2}$ (د) $\frac{1}{4}$

۱۱۴. اگر $E(X) = 2$ و $E(X^2) = 6$ ، دومین گشتاور عامل برابر است با

الف) ۶ (ب) ۴ (ج) ۲ (د) ۸

۱۱۵. اگر بدانیم که $X+Y = 4$ ، آنگاه $E(X|Y=4)$ برابر است با

الف) ۴ (ب) ۸ (ج) -۴ (د) صفر

۱۱۶. اگر $f(x, y) = \begin{cases} kxy & x = 1, 2, 3 \quad y = 1, 2, 3 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$ ، احتمال توأم X و Y باشد مقدار

$f(1, 1)$ کدام است؟

الف) $\frac{1}{36}$ (ب) $\frac{2}{36}$ (ج) $\frac{3}{36}$ (د) $\frac{4}{36}$

۱۱۷. اگر $\text{var}(X) = 26$ ، $\text{var}(Y) = 25$ ، $\text{cov}(X, Y) = -10$ ، مقدار $\text{cov}(3X + 2, 2Y - 1)$

و $\text{var}(X - Y)$ برابر است با

الف) $25, -60$ (ب) $46, -120$ (ج) $11, -40$ (د) $71, -60$

۱۱۸. برای توزیع احتمال جدول زیر، مقدار $E(2X - 8)^2$ برابر است با

x	۲	۳	۴	۵	۶
$f(x)$	۰/۱	۰/۳	۰/۳	۰/۲	۰/۱

الف) $2/5$ (ب) $3/5$ (ج) $4/2$ (د) $5/2$

۱۱۹. توزیع احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر است.

x	-۱	۰	۱	۲
$P(x)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$

واریانس متغیر تصادفی λX است

الف) $\frac{36}{64}$ (ب) صفر (ج) $\frac{5}{16}$ (د) ۱

۱۲۰. عبارت $E(X - \mu[X - \mu])$ برابر است با

الف) صفر (ب) امید ریاضی X

- (ج) امید ریاضی انحراف‌ها (د) واریانس X
۱۲۱. ۷۰ درصد تولیدات کارخانه‌ای سالم است. یک نمونه‌ی ۲۰ تایی از محصولات این کارخانه انتخاب می‌کنیم، انتظار می‌رود چند کالا معیوب باشند؟
 الف) ۸ (ب) ۶ (ج) ۱۲ (د) ۱۴
۱۲۲. احتمال آنکه یک دانه‌ی لوبیا جوانه بزند $\frac{1}{8}$ است. اگر چهار دانه از این لوبیا را بکاریم احتمال آنکه فقط ۳ تایی آن جوانه بزند چقدر است؟
 الف) $\frac{1}{2496}$ (ب) $\frac{1}{4096}$ (ج) $\frac{1}{8333}$ (د) $\frac{1}{10333}$
۱۲۳. نوعی واکسن با احتمال ۹۰ درصد برای پرندگان تأثیر مثبت دارد. اگر ۵ مورد از این واکسن را به کار رود با کدام احتمال فقط ۳ مورد آن تأثیر مثبت خواهد داشت؟
 الف) $\frac{1}{5729}$ (ب) $\frac{1}{581}$ (ج) $\frac{729}{10}$ (د) ۸۱
۱۲۴. انحراف معیار توزیع دو جمله‌ای کدام است؟
 الف) \sqrt{npq} (ب) \sqrt{np} (ج) $n(1-q)$ (د) npq
۱۲۵. اگر سطح زیر منحنی نرمال استاندارد بین صفر و یک $\frac{1}{34}$ باشد سمت راست عدد ۱ برابر است با
 الف) $\frac{1}{34}$ (ب) $\frac{1}{16}$ (ج) $\frac{1}{68}$ (د) $\frac{1}{84}$
۱۲۶. در سؤال قبل چپ ۱ برابر است با
 الف) $\frac{1}{16}$ (ب) $\frac{1}{34}$ (ج) $\frac{1}{84}$ (د) $\frac{1}{68}$
۱۲۷. برای تابع چگالی $f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & \text{سایر جاها} \end{cases}$ میانگی توزیع کدام است؟
 الف) $\ln^2 \lambda$ (ب) $\frac{\ln^2 \lambda}{\lambda}$ (ج) $\frac{-\ln^2 \lambda}{\lambda}$ (د) λ
۱۲۸. تعداد کلمات غلط ماشین شده در یک صفحه از یک کتاب از توزیع پواسون با پارامتر $\lambda = \frac{1}{p}$ تبعیت می‌کند. احتمال اینکه در دو صفحه حداقل یک غلط وجود داشته باشد، چقدر است؟
 الف) $1 - e^{-\frac{1}{p}}$ (ب) $1 - e^{-1}$ (ج) $e^{-\frac{1}{p}}$ (د) e^{-1}
۱۲۹. فرض کنید $f_X(x)$ چگالی پواسون باشد. کدام یک از روابط زیر صحیح است:

$$f_X(x+1) = \frac{\lambda}{\lambda+1} f_X(x) \quad (\text{ب}) \quad f_X(x+1) = \frac{\lambda+1}{\lambda} f_X(x) \quad (\text{الف})$$

$$f_X(x+1) = \frac{\lambda}{x+1} f_X(x) \quad (\text{د}) \quad f_X(x+1) = \frac{\lambda}{x} f_X(x) \quad (\text{ج})$$

۱۳۰. متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال نرمال به صورت زیر است. میانگین و واریانس توزیع کدام است؟

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2 - 2x + 1}{2}}, \quad x \in R.$$

$$\sigma^2 = 4, \mu = 2 \quad (\text{ب})$$

$$\sigma^2 = 4, \mu = 1 \quad (\text{الف})$$

$$\sigma^2 = 1, \mu = 1 \quad (\text{د})$$

$$\sigma^2 = 2, \mu = 2 \quad (\text{ج})$$

۱۳۱. اگر X دارای توزیع یکنواخت روی بازه $(0, 2)$ باشد امید ریاضی و واریانس X برابر است با

$$\frac{1}{3}, 2 \quad (\text{ب}) \quad \frac{1}{3}, 1 \quad (\text{ج}) \quad \frac{1}{4}, 1 \quad (\text{د}) \quad \frac{1}{4}, 2 \quad (\text{الف})$$

۱۳۲. در توزیع پواسون با پارامتر λ نسبت $\frac{E^2(X)}{\text{var}(X)}$ چقدر است؟

$$1 \quad (\text{ب}) \quad \lambda \quad (\text{ج}) \quad \frac{1}{\lambda} \quad (\text{د}) \quad 1 + \lambda \quad (\text{الف})$$

۱۳۳. اگر میانگین و واریانس متغیر تصادفی X به ترتیب μ و σ^2 باشد انحراف

استاندارد متغیر تصادفی $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ کدام است؟

$$\text{الف) صفر} \quad (\text{ب}) \sigma \quad (\text{ج}) \sigma^2 \quad (\text{د}) \text{یک}$$

۱۳۴. برای توزیع $x = 0, 1, 2, 3, 4$; $P(X=x) = \binom{4}{x} \left(\frac{1}{4}\right)^x \left(\frac{3}{4}\right)^{4-x}$ ، واریانس متغیر تصادفی X

کدام است؟

$$1 \quad (\text{ب}) \frac{3}{4} \quad (\text{ج}) \frac{4}{3} \quad (\text{د}) 4 \quad (\text{الف})$$

۱۳۵. احتمال آنکه بازیکنی توپی را وارد سبد کند $p = \frac{2}{10}$ است، اگر این بازیکن ۵ بار

توپ را به طرف سبد رها کند انتظار می رود چند بار موفق شود؟

$$\text{الف) ۵ بار} \quad (\text{ب}) \text{یک بار} \quad (\text{ج}) ۸ بار \quad (\text{د}) ۲ بار$$

۱۳۶. فرض کنید متغیر تصادفی X دارای توزیع نرمال با $\mu = 50$ و $\delta = 4$ باشد هرگاه

$P(X > b) = 0.5$ آنگاه مقدار b کدام است؟

(الف) $\frac{50}{4}$ (ب) ۵۰ (ج) $\frac{50}{2}$ (د) $\frac{50}{16}$

۱۳۷. میانگین و واریانس نرمال استاندارد به ترتیب برابرند با

(الف) صفر و یک (ب) یک و صفر (ج) یک و یک (د) صفر و صفر

۱۳۸. اگر تعداد تلفن‌های مزاحم به یک مرکز تلفن به‌طور متوسط در هر ساعت ۳

تلفن فرض شود احتمال دقیقاً دو تلفن مزاحم در ساعتی معین زده شود کدام است؟

(الف) $8e^{-3}$ (ب) $\frac{9}{2}e^{-3}$ (ج) $4e^{-2}$ (د) $\frac{1}{2}e^{-3}$

جدول ۱. احتمال‌های تجمعی دو جمله‌ای $P[X \leq c] = \sum_{x=0}^c \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$

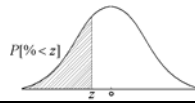
c	P											
	۰/۰۰	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹	۰/۹۰	
n=۱	۰	۰/۹۰۰	۰/۹۰۰	۰/۸۰۰	۰/۷۰۰	۰/۶۰۰	۰/۵۰۰	۰/۴۰۰	۰/۳۰۰	۰/۲۰۰	۰/۱۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
n=۲	۰	۰/۹۰۳	۰/۸۱۰	۰/۶۴۰	۰/۴۹۰	۰/۳۶۰	۰/۲۵۰	۰/۱۶۰	۰/۰۹۰	۰/۰۴۰	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳
	۱	۰/۹۹۸	۰/۹۹۰	۰/۹۶۰	۰/۹۱۰	۰/۸۴۰	۰/۷۵۰	۰/۶۴۰	۰/۵۱۰	۰/۳۶۰	۰/۱۹۰	۰/۰۹۸
n=۳	۰	۰/۸۰۷	۰/۷۲۹	۰/۵۱۲	۰/۳۴۳	۰/۲۱۶	۰/۱۲۰	۰/۰۶۴	۰/۰۲۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
	۱	۰/۹۹۳	۰/۹۷۲	۰/۸۹۶	۰/۷۸۴	۰/۶۴۸	۰/۵۰۰	۰/۳۵۲	۰/۲۱۶	۰/۱۰۴	۰/۰۲۸	۰/۰۰۷
n=۴	۰	۰/۸۱۰	۰/۷۰۶	۰/۴۹۰	۰/۲۴۰	۰/۱۳۰	۰/۰۶۳	۰/۰۲۶	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۰/۹۸۶	۰/۹۴۸	۰/۸۱۹	۰/۶۰۲	۰/۴۷۰	۰/۳۱۳	۰/۱۷۹	۰/۰۸۴	۰/۰۲۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰
n=۵	۰	۰/۷۷۴	۰/۵۹۰	۰/۳۲۸	۰/۱۶۸	۰/۰۷۸	۰/۰۳۱	۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۰/۹۷۷	۰/۹۱۹	۰/۷۳۷	۰/۵۲۸	۰/۳۳۷	۰/۱۸۸	۰/۰۸۷	۰/۰۳۱	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
n=۶	۰	۰/۷۳۰	۰/۵۳۱	۰/۲۶۲	۰/۱۱۸	۰/۰۴۷	۰/۰۱۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۰/۹۶۷	۰/۸۸۶	۰/۶۰۰	۰/۴۲۰	۰/۲۳۳	۰/۱۰۹	۰/۰۴۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
n=۷	۰	۰/۶۹۸	۰/۴۷۸	۰/۲۱۰	۰/۰۸۲	۰/۰۲۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۰/۹۰۶	۰/۸۰۰	۰/۵۷۷	۰/۳۲۹	۰/۱۵۹	۰/۰۶۳	۰/۰۱۹	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

ادامه‌ی جدول ۱

c	P										
	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۹۰
n=۱۰	۰	۰/۴۶۳	۰/۲۰۶	۰/۰۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۰/۸۲۹	۰/۰۴۹	۰/۱۶۷	۰/۰۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۲	۰/۹۶۴	۰/۸۱۶	۰/۳۹۸	۰/۱۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۳	۰/۹۹۰	۰/۹۴۴	۰/۶۴۸	۰/۲۹۷	۰/۰۹۱	۰/۰۱۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۴	۰/۹۹۹	۰/۹۸۷	۰/۸۳۶	۰/۰۱۰	۰/۲۱۷	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۵	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۳۹	۰/۷۲۲	۰/۴۰۳	۰/۱۰۱	۰/۰۳۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۶	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۸۲	۰/۸۶۹	۰/۶۱۰	۰/۳۰۴	۰/۰۹۰	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
	۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۶	۰/۹۰۰	۰/۷۸۷	۰/۰۰۰	۰/۲۱۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰
	۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۰	۰/۹۰۰	۰/۶۹۶	۰/۳۹۰	۰/۱۳۱	۰/۰۱۸	۰/۰۰۰
	۹	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۶	۰/۹۶۶	۰/۸۴۹	۰/۰۹۷	۰/۲۷۸	۰/۰۶۱	۰/۰۰۲
	۱۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۹۱	۰/۹۴۱	۰/۷۸۳	۰/۴۸۰	۰/۱۶۴	۰/۰۱۳
	۱۱	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۸۲	۰/۹۰۹	۰/۷۰۳	۰/۳۰۲	۰/۰۰۶
	۱۲	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۶	۰/۹۷۳	۰/۸۷۳	۰/۶۰۲	۰/۱۸۴
	۱۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۰	۰/۹۶۰	۰/۸۳۳	۰/۴۰۱	۰/۱۷۱
	۱۴	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۰	۰/۹۶۰	۰/۷۹۴	۰/۰۳۷
	۱۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
n=۱۶	۰	۰/۴۴۰	۰/۱۸۰	۰/۰۲۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۰/۸۱۱	۰/۰۱۰	۰/۱۴۱	۰/۰۲۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۲	۰/۹۰۷	۰/۷۸۹	۰/۳۰۲	۰/۰۹۹	۰/۰۱۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۳	۰/۹۹۳	۰/۹۳۲	۰/۰۹۸	۰/۲۴۶	۰/۰۶۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۴	۰/۹۹۹	۰/۹۸۳	۰/۷۹۸	۰/۴۰۰	۰/۱۶۷	۰/۰۳۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۵	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۱۸	۰/۶۶۰	۰/۳۲۹	۰/۱۰۰	۰/۰۱۹	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۶	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۷۳	۰/۸۲۰	۰/۰۲۷	۰/۲۲۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۳	۰/۹۲۶	۰/۷۱۶	۰/۴۰۲	۰/۱۴۲	۰/۰۲۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
	۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۷۴	۰/۸۰۸	۰/۰۹۸	۰/۲۸۴	۰/۰۷۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰
	۹	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۳	۰/۹۴۲	۰/۷۷۳	۰/۴۷۳	۰/۱۷۰	۰/۰۲۷	۰/۰۰۱
	۱۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۸۱	۰/۸۹۰	۰/۶۷۱	۰/۳۴۰	۰/۰۸۲	۰/۰۰۳
	۱۱	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۰	۰/۹۶۲	۰/۸۳۳	۰/۰۰۰	۰/۲۰۲	۰/۰۱۷
	۱۲	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۹	۰/۹۳۰	۰/۷۰۴	۰/۴۰۲	۰/۰۶۸
	۱۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۸۲	۰/۹۰۱	۰/۶۴۸	۰/۲۱۱
	۱۴	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۷۴	۰/۸۰۹	۰/۴۸۰
	۱۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۷۲	۰/۸۱۰
	۱۶	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
n=۱۷	۰	۰/۴۱۸	۰/۱۶۷	۰/۰۲۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۱	۰/۷۹۲	۰/۴۸۲	۰/۱۱۸	۰/۰۱۹	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۲	۰/۹۰۰	۰/۷۶۲	۰/۳۱۰	۰/۰۷۷	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۳	۰/۹۹۱	۰/۹۱۷	۰/۰۴۹	۰/۲۰۲	۰/۰۴۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۴	۰/۹۹۹	۰/۹۷۸	۰/۷۰۸	۰/۳۸۹	۰/۱۲۶	۰/۰۲۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۵	۱/۰۰۰	۰/۹۹۰	۰/۸۹۴	۰/۰۹۷	۰/۲۶۴	۰/۰۷۲	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۶	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۶۲	۰/۷۷۰	۰/۴۴۸	۰/۱۶۶	۰/۰۳۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۸۹	۰/۸۹۰	۰/۶۴۱	۰/۳۱۰	۰/۰۹۲	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۶۰	۰/۸۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱۹۹	۰/۰۴۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
	۹	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۸۷	۰/۹۰۸	۰/۶۸۰	۰/۳۰۹	۰/۱۰۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰
	۱۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۶۰	۰/۸۳۴	۰/۰۰۲	۰/۲۲۰	۰/۰۳۸	۰/۰۰۱

c	P										
	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۹۵
۱۱	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۹	۰/۹۲۸	۰/۷۳۶	۰/۴۰۳	۰/۱۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۲	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۷۰	۰/۸۷۴	۰/۶۱۱	۰/۲۴۲	۰/۰۲۲	۰/۰۰۱
۱۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۴	۰/۹۰۴	۰/۷۹۸	۰/۴۵۱	۰/۰۸۳	۰/۰۰۹
۱۴	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۸	۰/۹۲۳	۰/۶۹۰	۰/۲۳۸	۰/۰۰۰
۱۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۸۱	۰/۸۸۲	۰/۵۱۸	۰/۲۰۸
۱۶	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۷۷	۰/۸۳۳	۰/۵۸۲
۱۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
n=۱۸											
۰	۰/۳۹۷	۰/۱۰۰	۰/۰۱۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱	۰/۷۷۴	۰/۴۰۰	۰/۰۹۹	۰/۰۱۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲	۰/۹۴۲	۰/۷۳۴	۰/۲۷۱	۰/۰۶۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳	۰/۹۸۹	۰/۹۰۲	۰/۵۰۱	۰/۱۶۰	۰/۰۳۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۴	۰/۹۹۸	۰/۹۷۲	۰/۷۱۶	۰/۳۳۳	۰/۰۹۴	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۵	۱/۰۰۰	۰/۹۹۴	۰/۸۶۷	۰/۵۳۴	۰/۲۰۹	۰/۰۴۸	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۶	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۴۹	۰/۷۲۲	۰/۳۷۴	۰/۱۱۹	۰/۰۲۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۸۴	۰/۸۰۹	۰/۵۶۳	۰/۲۴۰	۰/۰۵۸	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۶	۰/۹۴۰	۰/۷۳۷	۰/۴۰۷	۰/۱۳۵	۰/۰۲۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۹	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۷۹	۰/۸۶۰	۰/۵۹۳	۰/۲۶۳	۰/۰۶۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۴	۰/۹۴۲	۰/۷۶۰	۰/۴۳۷	۰/۱۴۱	۰/۰۱۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۱	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۰	۰/۸۸۱	۰/۶۲۶	۰/۲۷۸	۰/۰۵۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
۱۲	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۴	۰/۹۰۲	۰/۷۹۱	۰/۴۶۶	۰/۱۳۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰
۱۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۰	۰/۹۰۶	۰/۶۶۷	۰/۲۸۴	۰/۰۲۸	۰/۰۰۲
۱۴	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۶	۰/۹۶۷	۰/۸۳۰	۰/۴۹۹	۰/۰۹۸	۰/۰۱۱
۱۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۹۲	۰/۹۴۰	۰/۷۲۹	۰/۲۶۶	۰/۰۵۸
۱۶	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۶	۰/۹۰۱	۰/۵۰۰	۰/۲۲۶
۱۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۸۲	۰/۸۵۰	۰/۶۰۳
۱۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
n=۱۹											
۰	۰/۳۷۷	۰/۱۳۰	۰/۰۱۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱	۰/۷۵۰	۰/۴۲۰	۰/۰۸۳	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲	۰/۹۳۳	۰/۷۰۰	۰/۲۳۷	۰/۰۴۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳	۰/۹۸۷	۰/۸۸۰	۰/۴۵۰	۰/۱۳۳	۰/۰۲۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۴	۰/۹۹۸	۰/۹۶۰	۰/۶۷۳	۰/۲۸۲	۰/۰۷۰	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۵	۱/۰۰۰	۰/۹۹۱	۰/۸۳۷	۰/۴۷۴	۰/۱۶۳	۰/۰۳۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۶	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۳۲	۰/۶۶۶	۰/۳۰۸	۰/۰۸۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۷۷	۰/۸۱۸	۰/۴۸۸	۰/۱۸۰	۰/۰۳۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۳	۰/۹۱۶	۰/۶۶۷	۰/۳۲۴	۰/۰۸۸	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۹	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۶۷	۰/۸۱۴	۰/۵۰۰	۰/۱۸۶	۰/۰۳۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۸۹	۰/۹۱۲	۰/۶۷۶	۰/۳۳۳	۰/۰۸۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۱	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۶۵	۰/۸۲۰	۰/۵۱۲	۰/۱۸۲	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۲	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۸	۰/۹۱۶	۰/۶۹۲	۰/۳۳۴	۰/۰۶۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰
۱۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷	۰/۹۶۸	۰/۸۳۷	۰/۵۲۶	۰/۱۶۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰
۱۴	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۹۰	۰/۹۳۰	۰/۷۱۸	۰/۳۲۷	۰/۰۳۵	۰/۰۰۲
۱۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۰/۹۷۷	۰/۸۶۷	۰/۵۴۵	۰/۱۱۵	۰/۰۱۳
۱۶	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۵	۰/۹۵۰	۰/۷۶۳	۰/۲۹۵	۰/۰۶۷
۱۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۹۰	۰/۹۱۷	۰/۵۸۰	۰/۲۴۵
۱۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۶	۰/۸۶۵	۰/۶۲۳

جدول ۳ احتمال‌های توزیع نرمال استاندارد



z	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۹
-۳/۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲
-۳/۴	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳
-۳/۳	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳
-۳/۲	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵
-۳/۱	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۷
-۳	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱۰
-۲/۹	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۴
-۲/۸	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۹
-۲/۷	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۲۶
-۲/۶	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۳۶
-۲/۵	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۵۷	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۴۸
-۲/۴	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۶۴
-۲/۳	۰/۰۱۰۷	۰/۰۱۰۴	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۹۹	۰/۰۰۹۶	۰/۰۰۹۴	۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۸۴
-۲/۲	۰/۰۱۳۹	۰/۰۱۳۶	۰/۰۱۳۲	۰/۰۱۲۹	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۲۲	۰/۰۱۱۹	۰/۰۱۱۶	۰/۰۱۱۳	۰/۰۱۱۰
-۲/۱	۰/۰۱۷۹	۰/۰۱۷۴	۰/۰۱۷۰	۰/۰۱۶۶	۰/۰۱۶۲	۰/۰۱۵۸	۰/۰۱۵۴	۰/۰۱۵۰	۰/۰۱۴۶	۰/۰۱۴۳
-۲	۰/۰۲۲۸	۰/۰۲۲۲	۰/۰۲۱۷	۰/۰۲۱۲	۰/۰۲۰۷	۰/۰۲۰۲	۰/۰۱۹۷	۰/۰۱۹۲	۰/۰۱۸۸	۰/۰۱۸۳
-۱/۹	۰/۰۲۸۷	۰/۰۲۸۱	۰/۰۲۷۴	۰/۰۲۶۸	۰/۰۲۶۲	۰/۰۲۵۶	۰/۰۲۵۰	۰/۰۲۴۴	۰/۰۲۳۹	۰/۰۲۳۳
-۱/۸	۰/۰۳۵۹	۰/۰۳۵۱	۰/۰۳۴۴	۰/۰۳۳۶	۰/۰۳۲۹	۰/۰۳۲۲	۰/۰۳۱۴	۰/۰۳۰۷	۰/۰۳۰۱	۰/۰۲۹۴
-۱/۷	۰/۰۴۴۶	۰/۰۴۳۶	۰/۰۴۲۷	۰/۰۴۱۸	۰/۰۴۰۹	۰/۰۴۰۱	۰/۰۳۹۲	۰/۰۳۸۴	۰/۰۳۷۵	۰/۰۳۶۷
-۱/۶	۰/۰۵۴۸	۰/۰۵۳۷	۰/۰۵۲۶	۰/۰۵۱۶	۰/۰۵۰۵	۰/۰۴۹۵	۰/۰۴۸۵	۰/۰۴۷۵	۰/۰۴۶۵	۰/۰۴۵۵
-۱/۵	۰/۰۶۶۸	۰/۰۶۵۵	۰/۰۶۴۳	۰/۰۶۳۰	۰/۰۶۱۸	۰/۰۶۰۶	۰/۰۵۹۴	۰/۰۵۸۲	۰/۰۵۷۱	۰/۰۵۵۹
-۱/۴	۰/۰۸۰۸	۰/۰۷۹۳	۰/۰۷۷۸	۰/۰۷۶۴	۰/۰۷۴۹	۰/۰۷۳۵	۰/۰۷۲۱	۰/۰۷۰۸	۰/۰۶۹۴	۰/۰۶۸۱
-۱/۳	۰/۰۹۶۸	۰/۰۹۵۱	۰/۰۹۳۴	۰/۰۹۱۸	۰/۰۹۰۱	۰/۰۸۸۵	۰/۰۸۶۹	۰/۰۸۵۳	۰/۰۸۳۸	۰/۰۸۲۳
-۱/۲	۰/۱۱۵۱	۰/۱۱۳۱	۰/۱۱۱۲	۰/۱۰۹۳	۰/۱۰۷۵	۰/۱۰۵۶	۰/۱۰۳۸	۰/۱۰۲۰	۰/۱۰۰۳	۰/۰۹۸۵
-۱/۱	۰/۱۳۵۷	۰/۱۳۳۵	۰/۱۳۱۴	۰/۱۲۹۲	۰/۱۲۷۱	۰/۱۲۵۱	۰/۱۲۳۰	۰/۱۲۱۰	۰/۱۱۹۰	۰/۱۱۷۰
-۱	۰/۱۵۸۷	۰/۱۵۶۲	۰/۱۵۳۹	۰/۱۵۱۵	۰/۱۴۹۲	۰/۱۴۶۹	۰/۱۴۴۶	۰/۱۴۲۳	۰/۱۴۰۱	۰/۱۳۷۹
-۰/۹	۰/۱۸۴۱	۰/۱۸۱۴	۰/۱۷۸۸	۰/۱۷۶۲	۰/۱۷۳۶	۰/۱۷۱۱	۰/۱۶۸۵	۰/۱۶۶۰	۰/۱۶۳۵	۰/۱۶۱۱
-۰/۸	۰/۲۱۱۹	۰/۲۰۹۰	۰/۲۰۶۱	۰/۲۰۳۳	۰/۲۰۰۵	۰/۱۹۷۷	۰/۱۹۴۹	۰/۱۹۲۲	۰/۱۸۹۴	۰/۱۸۶۷
-۰/۷	۰/۲۴۲۰	۰/۲۳۸۹	۰/۲۳۵۸	۰/۲۳۲۷	۰/۲۲۹۶	۰/۲۲۶۶	۰/۲۲۳۶	۰/۲۲۰۶	۰/۲۱۷۷	۰/۲۱۴۸
-۰/۶	۰/۲۷۴۳	۰/۲۷۰۹	۰/۲۶۷۶	۰/۲۶۴۳	۰/۲۶۱۱	۰/۲۵۷۸	۰/۲۵۴۶	۰/۲۵۱۴	۰/۲۴۸۳	۰/۲۴۵۱
-۰/۵	۰/۳۰۸۵	۰/۳۰۵۰	۰/۳۰۱۵	۰/۲۹۸۱	۰/۲۹۴۶	۰/۲۹۱۲	۰/۲۸۷۷	۰/۲۸۴۳	۰/۲۸۱۰	۰/۲۷۷۶
-۰/۴	۰/۳۴۴۶	۰/۳۴۰۹	۰/۳۳۷۲	۰/۳۳۳۶	۰/۳۳۰۰	۰/۳۲۶۴	۰/۳۲۲۸	۰/۳۱۹۲	۰/۳۱۵۶	۰/۳۱۲۱
-۰/۳	۰/۳۸۲۱	۰/۳۷۸۳	۰/۳۷۴۵	۰/۳۷۰۷	۰/۳۶۶۹	۰/۳۶۳۲	۰/۳۵۹۴	۰/۳۵۵۷	۰/۳۵۲۰	۰/۳۴۸۳
-۰/۲	۰/۴۲۰۷	۰/۴۱۶۸	۰/۴۱۲۹	۰/۴۰۹۰	۰/۴۰۵۲	۰/۴۰۱۳	۰/۳۹۷۴	۰/۳۹۳۶	۰/۳۸۹۷	۰/۳۸۵۹
-۰/۱	۰/۴۶۰۲	۰/۴۵۶۲	۰/۴۵۲۲	۰/۴۴۸۳	۰/۴۴۴۳	۰/۴۴۰۴	۰/۴۳۶۴	۰/۴۳۲۵	۰/۴۲۸۶	۰/۴۲۴۷
۰	۰/۵۰۰۰	۰/۴۹۶۰	۰/۴۹۲۰	۰/۴۸۸۰	۰/۴۸۴۰	۰/۴۸۰۱	۰/۴۷۶۱	۰/۴۷۲۱	۰/۴۶۸۱	۰/۴۶۴۱

Z	.	./۰.۱	./۰.۲	./۰.۳	./۰.۴	./۰.۵	./۰.۶	./۰.۷	./۰.۸	./۰.۹
.	./۰.۰۰۰	./۰.۰۰۴	./۰.۰۰۸	./۰.۰۱۲	./۰.۰۱۶	./۰.۰۱۹	./۰.۰۲۳	./۰.۰۲۷	./۰.۰۳۱	./۰.۰۳۵
./۱	./۰.۰۳۹	./۰.۰۴۳	./۰.۰۴۷	./۰.۰۵۱	./۰.۰۵۵	./۰.۰۵۹	./۰.۰۶۳	./۰.۰۶۷	./۰.۰۷۱	./۰.۰۷۵
./۲	./۰.۰۷۹	./۰.۰۸۳	./۰.۰۸۷	./۰.۰۹۱	./۰.۰۹۵	./۰.۰۹۹	./۰.۱۰۳	./۰.۱۰۷	./۰.۱۱۱	./۰.۱۱۵
./۳	./۰.۱۱۹	./۰.۱۲۳	./۰.۱۲۷	./۰.۱۳۱	./۰.۱۳۵	./۰.۱۳۹	./۰.۱۴۳	./۰.۱۴۷	./۰.۱۵۱	./۰.۱۵۵
./۴	./۰.۱۵۹	./۰.۱۶۳	./۰.۱۶۷	./۰.۱۷۱	./۰.۱۷۵	./۰.۱۷۹	./۰.۱۸۳	./۰.۱۸۷	./۰.۱۹۱	./۰.۱۹۵
./۵	./۰.۱۹۹	./۰.۲۰۳	./۰.۲۰۷	./۰.۲۱۱	./۰.۲۱۵	./۰.۲۱۹	./۰.۲۲۳	./۰.۲۲۷	./۰.۲۳۱	./۰.۲۳۵
./۶	./۰.۲۳۹	./۰.۲۴۳	./۰.۲۴۷	./۰.۲۵۱	./۰.۲۵۵	./۰.۲۵۹	./۰.۲۶۳	./۰.۲۶۷	./۰.۲۷۱	./۰.۲۷۵
./۷	./۰.۲۷۹	./۰.۲۸۳	./۰.۲۸۷	./۰.۲۹۱	./۰.۲۹۵	./۰.۲۹۹	./۰.۳۰۳	./۰.۳۰۷	./۰.۳۱۱	./۰.۳۱۵
./۸	./۰.۳۱۹	./۰.۳۲۳	./۰.۳۲۷	./۰.۳۳۱	./۰.۳۳۵	./۰.۳۳۹	./۰.۳۴۳	./۰.۳۴۷	./۰.۳۵۱	./۰.۳۵۵
./۹	./۰.۳۵۹	./۰.۳۶۳	./۰.۳۶۷	./۰.۳۷۱	./۰.۳۷۵	./۰.۳۷۹	./۰.۳۸۳	./۰.۳۸۷	./۰.۳۹۱	./۰.۳۹۵
۱	./۰.۳۹۹	./۰.۴۰۳	./۰.۴۰۷	./۰.۴۱۱	./۰.۴۱۵	./۰.۴۱۹	./۰.۴۲۳	./۰.۴۲۷	./۰.۴۳۱	./۰.۴۳۵
۱/۱	./۰.۴۳۹	./۰.۴۴۳	./۰.۴۴۷	./۰.۴۵۱	./۰.۴۵۵	./۰.۴۵۹	./۰.۴۶۳	./۰.۴۶۷	./۰.۴۷۱	./۰.۴۷۵
۱/۲	./۰.۴۷۹	./۰.۴۸۳	./۰.۴۸۷	./۰.۴۹۱	./۰.۴۹۵	./۰.۴۹۹	./۰.۵۰۳	./۰.۵۰۷	./۰.۵۱۱	./۰.۵۱۵
۱/۳	./۰.۵۱۹	./۰.۵۲۳	./۰.۵۲۷	./۰.۵۳۱	./۰.۵۳۵	./۰.۵۳۹	./۰.۵۴۳	./۰.۵۴۷	./۰.۵۵۱	./۰.۵۵۵
۱/۴	./۰.۵۵۹	./۰.۵۶۳	./۰.۵۶۷	./۰.۵۷۱	./۰.۵۷۵	./۰.۵۷۹	./۰.۵۸۳	./۰.۵۸۷	./۰.۵۹۱	./۰.۵۹۵
۱/۵	./۰.۵۹۹	./۰.۶۰۳	./۰.۶۰۷	./۰.۶۱۱	./۰.۶۱۵	./۰.۶۱۹	./۰.۶۲۳	./۰.۶۲۷	./۰.۶۳۱	./۰.۶۳۵
۱/۶	./۰.۶۳۹	./۰.۶۴۳	./۰.۶۴۷	./۰.۶۵۱	./۰.۶۵۵	./۰.۶۵۹	./۰.۶۶۳	./۰.۶۶۷	./۰.۶۷۱	./۰.۶۷۵
۱/۷	./۰.۶۷۹	./۰.۶۸۳	./۰.۶۸۷	./۰.۶۹۱	./۰.۶۹۵	./۰.۶۹۹	./۰.۷۰۳	./۰.۷۰۷	./۰.۷۱۱	./۰.۷۱۵
۱/۸	./۰.۷۱۹	./۰.۷۲۳	./۰.۷۲۷	./۰.۷۳۱	./۰.۷۳۵	./۰.۷۳۹	./۰.۷۴۳	./۰.۷۴۷	./۰.۷۵۱	./۰.۷۵۵
۱/۹	./۰.۷۵۹	./۰.۷۶۳	./۰.۷۶۷	./۰.۷۷۱	./۰.۷۷۵	./۰.۷۷۹	./۰.۷۸۳	./۰.۷۸۷	./۰.۷۹۱	./۰.۷۹۵
۲	./۰.۷۹۹	./۰.۸۰۳	./۰.۸۰۷	./۰.۸۱۱	./۰.۸۱۵	./۰.۸۱۹	./۰.۸۲۳	./۰.۸۲۷	./۰.۸۳۱	./۰.۸۳۵
۲/۱	./۰.۸۳۹	./۰.۸۴۳	./۰.۸۴۷	./۰.۸۵۱	./۰.۸۵۵	./۰.۸۵۹	./۰.۸۶۳	./۰.۸۶۷	./۰.۸۷۱	./۰.۸۷۵
۲/۲	./۰.۸۷۹	./۰.۸۸۳	./۰.۸۸۷	./۰.۸۹۱	./۰.۸۹۵	./۰.۸۹۹	./۰.۹۰۳	./۰.۹۰۷	./۰.۹۱۱	./۰.۹۱۵
۲/۳	./۰.۹۱۹	./۰.۹۲۳	./۰.۹۲۷	./۰.۹۳۱	./۰.۹۳۵	./۰.۹۳۹	./۰.۹۴۳	./۰.۹۴۷	./۰.۹۵۱	./۰.۹۵۵
۲/۴	./۰.۹۵۹	./۰.۹۶۳	./۰.۹۶۷	./۰.۹۷۱	./۰.۹۷۵	./۰.۹۷۹	./۰.۹۸۳	./۰.۹۸۷	./۰.۹۹۱	./۰.۹۹۵
۲/۵	./۰.۹۹۹	./۱.۰۰۳	./۱.۰۰۷	./۱.۰۱۱	./۱.۰۱۵	./۱.۰۱۹	./۱.۰۲۳	./۱.۰۲۷	./۱.۰۳۱	./۱.۰۳۵
۲/۶	./۱.۰۳۹	./۱.۰۴۳	./۱.۰۴۷	./۱.۰۵۱	./۱.۰۵۵	./۱.۰۵۹	./۱.۰۶۳	./۱.۰۶۷	./۱.۰۷۱	./۱.۰۷۵
۲/۷	./۱.۰۷۹	./۱.۰۸۳	./۱.۰۸۷	./۱.۰۹۱	./۱.۰۹۵	./۱.۰۹۹	./۱.۱۰۳	./۱.۱۰۷	./۱.۱۱۱	./۱.۱۱۵
۲/۸	./۱.۱۱۹	./۱.۱۲۳	./۱.۱۲۷	./۱.۱۳۱	./۱.۱۳۵	./۱.۱۳۹	./۱.۱۴۳	./۱.۱۴۷	./۱.۱۵۱	./۱.۱۵۵
۲/۹	./۱.۱۵۹	./۱.۱۶۳	./۱.۱۶۷	./۱.۱۷۱	./۱.۱۷۵	./۱.۱۷۹	./۱.۱۸۳	./۱.۱۸۷	./۱.۱۹۱	./۱.۱۹۵
۳	./۱.۱۹۹	./۱.۲۰۳	./۱.۲۰۷	./۱.۲۱۱	./۱.۲۱۵	./۱.۲۱۹	./۱.۲۲۳	./۱.۲۲۷	./۱.۲۳۱	./۱.۲۳۵
۳/۱	./۱.۲۳۹	./۱.۲۴۳	./۱.۲۴۷	./۱.۲۵۱	./۱.۲۵۵	./۱.۲۵۹	./۱.۲۶۳	./۱.۲۶۷	./۱.۲۷۱	./۱.۲۷۵
۳/۲	./۱.۲۷۹	./۱.۲۸۳	./۱.۲۸۷	./۱.۲۹۱	./۱.۲۹۵	./۱.۲۹۹	./۱.۳۰۳	./۱.۳۰۷	./۱.۳۱۱	./۱.۳۱۵
۳/۳	./۱.۳۱۹	./۱.۳۲۳	./۱.۳۲۷	./۱.۳۳۱	./۱.۳۳۵	./۱.۳۳۹	./۱.۳۴۳	./۱.۳۴۷	./۱.۳۵۱	./۱.۳۵۵
۳/۴	./۱.۳۵۹	./۱.۳۶۳	./۱.۳۶۷	./۱.۳۷۱	./۱.۳۷۵	./۱.۳۷۹	./۱.۳۸۳	./۱.۳۸۷	./۱.۳۹۱	./۱.۳۹۵
۳/۵	./۱.۳۹۹	./۱.۴۰۳	./۱.۴۰۷	./۱.۴۱۱	./۱.۴۱۵	./۱.۴۱۹	./۱.۴۲۳	./۱.۴۲۷	./۱.۴۳۱	./۱.۴۳۵

خواننده محترم

این پرسشنامه به منظور ارتقای کیفیت کتاب‌های درسی و رفع نواقص آن‌ها تهیه شده است. دقت شما در پاسخگویی به این پرسشنامه در پایان هر نیمسال ما را در تحقق این هدف یاری خواهد کرد.

نام کتاب نام مؤلف/مترجم سال انتشار
 پاسخگو: عضو علمی پیام‌نور عضو علمی سایر دانشگاه‌ها رشته تخصصی سابقه تدریس
 دانشجوی پیام‌نور دانشجوی سایر دانشگاه‌ها رشته تحصیلی ورودی سال

سوال	خیلی زیاد	زیاد	متوسط	کم	بسیار کم
۱. آیا از زمان تحویل و نحوه دسترسی به کتاب راضی بودید؟					
۲. آیا حجم کتاب با توجه به تعداد واحد مناسب بود؟					
۳. آیا راهنمایی‌های لازم برای مطالعه کتاب منظور شده بود؟					
۴. آیا در ترتیب مطالب کتاب سلسله مراتب شناختی (آسان به مشکل) رعایت شده بود؟					
۵. آیا تقسیم‌بندی مطالب در فصل‌ها یا بخش‌ها متناسب و بجا بود؟					
۶. آیا متن کتاب روان و ساده و جمله‌ها قابل فهم بود؟					
۷. آیا به‌روزر بودن مطالب و آمارها رعایت شده بود؟					
۸. آیا مطالب تکراری داشت؟					
۹. آیا پیوستگی مطالب با درس‌های پیش‌نیاز رعایت شده بود؟					
۱۰. آیا مثال‌ها، شکل‌ها، نمودارها، جدول‌ها و ... گویا بودند و در فهم مطلب تأثیر داشتند؟					
۱۱. مطالعه هدف‌های کلی، آموزشی/ رفتاری تا چه اندازه به درک بهتر شما کمک کرد؟					
۱۲. آیا خودآزمایی‌های کتاب به‌گونه‌ای بود که تمام مطالب درسی را شامل شود؟					
۱۳. آیا پاسخ خودآزمایی‌ها و تمرین‌ها کامل و گویا بود؟					
۱۴. چقدر با غلط‌های املائی و اشکال‌های چاپی مواجه شدید؟					
۱۵. آیا از کیفیت چاپ و صحافی کتاب راضی بودید؟					
۱۶. آیا طرح روی جلد کتاب با مطالب کتاب تناسب داشت؟					
۱۷. چنانچه دانشگاه وسایل کمک‌آموزشی از قبیل نوار، فیلم، لوح فشرده و ... در اختیارتان گذارده، آیا به درک بهتر شما کمک کرده‌اند؟					
۱۸. تا چه اندازه این کتاب شما را از حضور در کلاس بی‌نیاز کرد؟					

در مجموع کتاب را چگونه ارزیابی می‌کنید؟ عالی خوب متوسط ضعیف بسیار ضعیف
 لطفاً چنانچه با اشکال‌های تایپی یا محتوایی و مطالب تکراری مواجه شده‌اید، فهرستی از آن‌ها را با ذکر شماره صفحه ضمیمه کنید. در صورت تمایل سایر پیشنهاد‌های خود را نیز بنویسید.

این پرسشنامه را پس از تکمیل از کتاب جدا کنید و به قسمت آموزش مرکز تحویل دهید یا مستقیماً به نشانی تهران، صندوق پستی ۳۳۳-۱۴۳۳۵، مدیریت تولید مواد و تجهیزات آموزشی کتاب ارسال فرمایید. آدرس وبگاه ما www.pnu.ac.ir است. با ورود به وبگاه، مسیر زیر را طی نمایید: ساختار دانشگاه/ معاونت‌ها/ فناوری اطلاعات/ مدیریت تولید مواد و تجهیزات آموزشی.

با تشکر

مدیریت تولید مواد و تجهیزات آموزشی