



آمار و احتمالات مهندسی تمرین هفتم - آمار حسام و علیرضا تاریخ تحویل ۱۴۰۱/۱۰/۲۲

سؤال ١.

فرض کنید برنامه ای با ۱۰۰ n=1 فایل کد داریم. بر اثر حمله ای که به سرور حاوی فایل های برنامه انجام شده، تعدادی باگ به هر فایل اضافه شده است. فرض کنید متغیر X_i تعداد باگ در فایل iام است که از توزیع پواسون با میانگین ۱ پیروی می کند. همچنین تعداد باگ در هر فایل مستقل از فایل های دیگر است. احتمال اینکه تعداد کل باگهای اضافه شده به برنامه کمتر از ۹۰ باشد را تخمین بزنید.

پاسخ .

با استفاده از قضیه حد مرکزی داریم:

$$\bar{X}_n \sim \mathcal{N}(\mu, \frac{\sigma^{\mathsf{Y}}}{n})$$

همچنین میدانیم در توزیع پواسون داریم:

$$\mu = E[X_i] = \lambda = 1$$
$$\sigma^{\mathsf{Y}} = Var[X_i] = \lambda$$

$$ar{X}_n \sim \mathcal{N}(\lambda, rac{\lambda}{n})$$
 بنابراین می توان گفت:

. تعداد کل باگهای اضافه شده به برنامه به صورت $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ محاسبه می شود

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i = n\bar{X}_n \to P(Y < \mathbf{q} \cdot) = P(n\bar{X}_n < \mathbf{q} \cdot) = P(\bar{X}_n < \mathbf{q} \cdot)$$

$$=P(\frac{\bar{X}_n-\lambda}{\frac{\sqrt{\lambda}}{\sqrt{n}}}<\frac{\cdot \mathbf{1}-\lambda}{\frac{\sqrt{\lambda}}{\sqrt{n}}})=\Phi(\frac{\cdot \mathbf{1}-\lambda}{\frac{\sqrt{\lambda}}{\sqrt{n}}})=\Phi(-\mathbf{1})=\mathbf{1}-\Phi(\mathbf{1})=\cdot \mathbf{1}$$

سؤال ٢.

فرض کنید انتخابات شورای شهر پیش رو است که در آن ۲ کاندیدا با هم به رقابت خواهند پرداخت. یک شرکت نظرسنجی تصمیم گرفته با کمک شما نتیجه انتخابات را پیش بینی کند. این شرکت قصد دارد طوری نظرسنجی خود را انجام دهد که با ۹۶ درصد اطمینان، خطای پیش بینی کمتر از ۱ درصد باشد. تمرين هفتم - آمار

الف) حداقل از چند نفر باید نظر سنجی کنیم تا دقت خواسته شده توسط شرکت به دست آید؟

ب) اگر تعداد افراد واجد شرایط رای دادن در شهر کمتر از تعداد افرادی باشد که در قسمت الف به دست آمد، چه اتفاقی خواهد افتاد؟ این موضوع را تفسیر کنید.

پاسخ .

الف) برای iامین نفری که به طور اتفاقی انتخاب شده تعریف می کنیم:

$$X_i = egin{cases} \cdot & ext{A المديد A} \ & ext{Nicset} \ & ext{Nicse$$

میانگین جامعه را به دست می آوریم:

$$\bar{X}_n = \frac{X_1 + X_7 + \ldots + X_n}{n}$$

خواستهی شرکت این است که با اطمینان ۹۶ درصد خطای پیش بینی کمتر از ۱ درصد باشد:

$$P(|\bar{X}_n - \mu| \ge \cdot \cdot \cdot) \le \cdot \cdot \cdot \epsilon$$

با استفاده از نامساوی چبیشف داریم:

$$\begin{split} P(\mu - \epsilon < X < \mu + \epsilon) &\geq \mathsf{I} - \frac{\sigma^{\mathsf{Y}}}{\epsilon^{\mathsf{Y}}} \to P(|x - \mu| \geq \epsilon) \leq \frac{\sigma^{\mathsf{Y}}}{\epsilon^{\mathsf{Y}}} \\ P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \cdot \mathsf{I}) &\leq \frac{\sigma^{\mathsf{Y}}_{\bar{X}_n}}{(\cdot \mathsf{I})^{\mathsf{Y}}} = \frac{\sigma^{\mathsf{Y}}_x}{n(\cdot \mathsf{I})^{\mathsf{Y}}} \end{split}$$

متغیر تصادفی X دارای توزیع برنولی است. طبق اصل ناکافی بودن دلیل می دانیم که اگر یک آزمایش تصادفی دارای N نتیجه ممکن باشد و ما هیچ اطلاعی درباره نحوه وقوع آن نداشته باشیم، باید احتمال وقوع هرکدام از آنها را مساوی فرض کنیم. پس با توجه به اصل ناکافی بودن دلیل می توانیم فرض کنیم که احتمال رای دادن شخص به هردو کاندید مساوی است (چون صورت سوال هیچ اطلاعاتی در مورد درصد محبوبیت کاندیدها یا احتمال انتخاب هر کاندید توسط اشخاص به ما نداده) پس داریم:

$$X \sim Bernoulli(\cdot / \delta) \rightarrow \sigma_X^{\mathbf{r}} = p(\mathbf{r} - p) = \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}}$$

$$\frac{1}{\operatorname{Fn}(\cdot,\cdot,\cdot)^{\mathrm{T}}} = \cdot,\cdot + \to n = \frac{1}{\operatorname{F} \times \cdot,\cdot + (\cdot,\cdot,\cdot)^{\mathrm{T}}} = \operatorname{SYS} \cdot \cdot$$

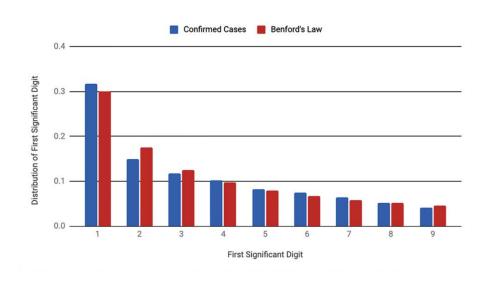
در نتیجه اگر ۶۲۵۰۰ نفر (که به صورت تصادفی و با روش sampling درست انتخاب شدهاند) در نظرسنجی شرکت کنند، دقت خواسته شده توسط شرکت به دست خواهد آمد.

+ اگر تعداد کل افراد واجد شرایط رای دادن، کمتر از ۶۲۵۰۰ نفر باشد، کران به دست آمده توسط نامساوی چبیشف بی معنی خواهد بود، چرا که این بدان معنی است که باید از کل جمعیت واجد شرایط رای دادن نظر سنجی کنیم تا با دقت ۹۶ درصد اطمینان داشته باشیم که خطای پیش بینی ما کمتر از ۱ درصد خواهد بود. در حالی که می دانیم نظر سنجی از کل افراد به معنی اطمینان ۱۰۰ درصدی از پیش بینی است. یعنی این یکی از ضعفهای کران به دست آمده توسط نامساوی چبیشف است. دقت کنید که اهمیت نامساوی چبیشف در عمومیت آن است. یعنی هیچ فرض و محدودیتی درباره متغیر تصادفی برای برقراری این نامساوی نیاز نیست (البته به جز متناهی بودن واریانس). هرگاه آگاهی بیشتری (افزون بر میانگین و واریانس) درباره ی متغیر تصادفی داشته باشیم (مثلا بیشترین مقدار n در مثال بالا) می توانیم کرانهای دقیق تری نسبت به کران چبیشف به دست آوریم.

سؤال ٣.

نمودار زیر، نشاندهنده توزیع پرارزش ترین رقم میزان مبتلایان روزانه به کووید ۱۹ در آمریکا از ژانویه تا اکتبر سال ۲۰۲۰ (به مدت ۲۹۰ روز) می باشد. مطابق نمودار، پرارزش ترین رقم تعداد افراد مبتلا شده در ماههای مختلف، از قانون بنفورد پیروی می کند! شما به عنوان متخصص آمار،

تمرين هفتم - آمار و احتمالات مهندسي



با فرض صحیح بودن آمار ابتلای کووید در کشور آمریکا قصد دارید تا با استفاده از قانون بنفورد، صحت آمار دیتاست دیگری که به شما داده شده است را بدست آورید.

مطابق با قانون بنفورد، به احتمال ۴۷/ می میایست پرارزش ترین رقم تعداد مبتلایان در هر روز برابر با عدد ۱ یا ۲ باشد. یک دیتاست از میزان مبتلایان در جهان در یک بازه ۴۳ روزه به شما داده شده است. در دیتاست داده شده، در ۱۲ روز از ۴۳ روز، پرارزش ترین رقم تعداد مبتلایان برابر با ۱ یا ۲ می باشد. احتمال رخ دادن حالت ذکر شده برای پرارزش ترین رقم داده ها را در دیتاست داده شده بدست آورید، سپس با توجه به قانون بنفورد، صحت دیتاست داده شده را بررسی کنید. (راهنمایی: از توزیع دوجملهای استفاده کنید. برای بررسی صحت دیتاست داده شده کنفی کنید.)

پاسخ .

متغیر تصادفی X را برابر با تعداد روزهایی در نظر می گیریم که پرارزشترین رقم آنها برابر با ۱ یا ۲ میباشد. احتمال آنکه پرارزشترین رقم داده ها برابر با ۱ یا ۲ باشد را میتوان با توزیع دوجمله ای با پارامترهای n و q بیان کرد. پس داریم:

حال به بررسی صحت دیتای داده شده میپردازیم. آزمون فرض را به صورت مقابل مینویسیم:

: القعى بودن ديتاست داده شده

نعيرواقعي بودن ديتاست داده شده: H_A

مطابق با قانون بنفورد، پرارزش ترین رقم اعداد داده شده با احتمال ۴۷/۰ برابر با ۱ یا ۲ میباشد. پس به طور متوسط در یک دیتاست صحیح، تعداد ۲۰ \times ۴۳ \times /۴۷ عدد از داده ها دارای پرارزش ترین رقمی برابر با ۱ یا ۲ میباشند. بنابراین برای صحت سنجی داده های داده شده، اختلاف تعداد روزهایی که دارای رقم پرارزش ۱ یا ۲ هستند را با ۲۰ مقایسه کرده و صحت آن را می سنجیم:

Difference Rate
$$=\frac{\left| \mathbf{1Y} - \mathbf{Y} \cdot \right|}{\mathbf{Y} \cdot} = \cdot \mathbf{1}$$

دیتای فوق ۴۰ درصد با میزان بدست آمده توسط قانون بنفورد تفاوت دارد، پس میتوانیم نتیجه بگیریم که دیتاست داده شده دارای خطا است و واقعی نیست و فرض صفر را رد میکنیم. سرين هفتم - آمار و احتمالات مهندسي

سؤال ۴.

فرض کنید X_1,X_7,\ldots,X_n یک نمونه تصادفی nتایی از توزیعی با چگالی احتمال زیر باشد.

الف) برآورد گشتاوری پارامتر θ را به دست آورید. سپس واریانس این توزیع را برحسب پارامتر تخمینزده شده بنویسید.

ب) همچنین برای نمونهی ۱۰ تایی به دست آمده از توزیع زیر، پارامتر به دست آمده توسط تخمین گر Maximum-Likelihood را محاسبه کنید.

$$f_X(x) = \begin{cases} \theta x^{\theta - 1} & \cdot < x < 1 \\ \cdot & o.w. \end{cases}$$

 $Sample = \{\cdot, \cdot \forall 1 \cdot, \cdot, ' \uparrow 1 1 \cdot, \cdot, ' \not \uparrow 9 4 \lambda, \cdot, ' \not \uparrow 9 \forall \lambda, \cdot, ' \Diamond 9 9 1, \cdot, ' \Diamond 0 1 \forall, \cdot, ' \uparrow 9 \forall \lambda, \cdot, ' \uparrow 1 \lambda \uparrow, ' 1 \lambda \uparrow, ' \uparrow 1 \lambda \uparrow, ' \uparrow 1 \lambda \uparrow, ' 1 \lambda \uparrow, ' 1 \lambda \uparrow, ' 1 \lambda \uparrow, ' 1 \lambda$

پاسخ .

الف) به دلیل اینکه دو پارامتر مجهول داریم، کافی است $E[X^{\mathsf{Y}}]$ و $E[X^{\mathsf{Y}}]$ را محاسبه کنیم:

$$E[X] = \int x f_X(x) dx = \int_{1}^{1} \theta x^{\theta} dx = \left[\frac{\theta x^{\theta+1}}{\theta+1}\right] = \frac{\theta}{\theta+1}$$

$$E[X^{\mathsf{Y}}] = \int x^{\mathsf{Y}} f_X(x) dx = \int_{\cdot}^{\cdot} \theta x^{\theta + \mathsf{Y}} dx = \left[\frac{\theta x^{\theta + \mathsf{Y}}}{\theta + \mathsf{Y}}\right]^{\cdot} = \frac{\theta}{\theta + \mathsf{Y}}$$

همچنین داریم:

$$Var[X] = E[X^{\mathsf{Y}}] - E[X]^{\mathsf{Y}} = \frac{\theta}{\theta + \mathsf{Y}} - (\frac{\theta}{\theta + \mathsf{Y}})^{\mathsf{Y}} = \frac{\theta}{(\theta + \mathsf{Y})(\theta + \mathsf{Y})^{\mathsf{Y}}}$$

با استفاده از روش گشتاورها داریم:

$$\hat{M}_1 = E[X] \implies \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{\theta}{\theta + 1} \implies \theta = \frac{\bar{X}}{1 - \bar{X}}$$

بنابراین برآوردکننده گشتاوری میانگین و واریانس به صورت زیر خواهد بود:

$$\mu = \frac{\theta}{\theta + 1} \to \mu = \bar{X}$$

$$Var[X] = \frac{\theta}{(\theta + \mathbf{Y})(\theta + \mathbf{I})^{\mathbf{Y}}} = \frac{\frac{\bar{X}}{\mathbf{I} - \bar{X}}}{(\frac{\mathbf{Y} - \bar{X}}{\mathbf{I} - \bar{X}})(\frac{\mathbf{I}}{\mathbf{I} - \bar{X}})^{\mathbf{Y}}} = \frac{\bar{X}(\mathbf{I} - \bar{X})^{\mathbf{Y}}}{\mathbf{Y} - \bar{X}}$$

ب) تابع likelihood به صورت زیر تعریف می شود:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n \theta x_i^{\theta-1} = \theta^n (\prod_{i=1}^n x_i)^{\theta-1}$$

حال برای تابع log-likelihood داریم:

$$LL(\theta) = n \ln \theta + (\theta - 1) \sum_{i=1}^{n} \ln x_i$$

مرين هفتم - آمار و احتمالات مهندسي

برای یافتن تخمین Maximum-Likelihood کافیست مشتق تابع log-likelihood را گرفته و برابر صفر قرار دهیم:

$$\frac{dLL(\theta)}{d\theta} = \frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^{n} \ln x_i = \cdot$$
$$\hat{\theta}_{MLE} = -\frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \ln x_i}$$

برای نمونه دادهشده خواهیم داشت:

$$\begin{cases} n = 1 \cdot \\ \sum_{i=1}^{n} \ln x_i = -1 \cdot \text{, ft} \end{cases} \implies \hat{\theta}_{MLE} = -\frac{1 \cdot }{-1 \cdot \text{, ft}} \approx \cdot \text{, as}$$

سؤال ۵.

توزیع مقابل را در نظر بگیرید.

$$f(x|\mu,\sigma) = \frac{1}{7\sigma} e^{-\frac{|x-\mu|}{\sigma}}$$

با استفاده از روش گشتاور، امید ریاضی و واریانس توزیع فوق را بدست آورید.

پاسخ .

توزیع فوق با نام توزیع لاپلاس معروف است و از آن در تحلیل ریسک سرمایه گذاری و تحلیل آمارهای اقتصادی استفاده می شود. از تغییر متغیر $u=x-\mu$ استفاده می کنیم:

$$\begin{split} \mathrm{E}[X] &= m_{\mathrm{I}} = \frac{1}{\mathrm{Y}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} u \, e^{-\frac{|u|}{\sigma}} \, du + \mu = \frac{1}{\mathrm{Y}\sigma} \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} u \, e^{\frac{u}{\sigma}} \, du}_{\text{set } u = -u} + \frac{1}{\mathrm{Y}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} u \, e^{-\frac{u}{\sigma}} \, du + \mu \\ &= -\frac{1}{\mathrm{Y}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} u \, e^{-\frac{u}{\sigma}} \, du + \frac{1}{\mathrm{Y}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} u \, e^{-\frac{u}{\sigma}} \, du + \mu = \mu \implies \omega \end{aligned}$$
ممان مرتبه اول- امید ریاضی

$$\mathbf{E}\left[X^{\mathsf{Y}}\right] = m_{\mathsf{Y}} = \mathbf{E}\left[(U + \mu)^{\mathsf{Y}}\right] = \mathbf{E}\left[U^{\mathsf{Y}}\right] + \mathsf{Y}\mu\,\mathbf{E}\left[U\right] + \mu^{\mathsf{Y}}$$

$$= \mathbf{E}\left[U^{\mathsf{Y}}\right] + \mathsf{Y}\mu\,\mathbf{E}\left[X - \mu\right] + \mu^{\mathsf{Y}} = \frac{1}{\mathsf{Y}\sigma}\int_{-\infty}^{\infty}u^{\mathsf{Y}}e^{-\frac{|u|}{\sigma}}\,du + \mu^{\mathsf{Y}}$$

$$= \frac{1}{\mathsf{Y}\sigma}\int_{-\infty}^{\infty}u^{\mathsf{Y}}e^{-\frac{u}{\sigma}}\,du + \frac{1}{\mathsf{Y}\sigma}\int_{-\infty}^{\infty}u^{\mathsf{Y}}e^{-\frac{u}{\sigma}}\,du + \mu^{\mathsf{Y}}$$

$$= \frac{1}{\mathsf{Y}\sigma}\int_{-\infty}^{\infty}u^{\mathsf{Y}}e^{-\frac{u}{\sigma}}\,du + \frac{1}{\mathsf{Y}\sigma}\int_{-\infty}^{\infty}u^{\mathsf{Y}}e^{-\frac{u}{\sigma}}\,du + \mu^{\mathsf{Y}}$$

$$= \frac{1}{\sigma}\int_{-\infty}^{\infty}u^{\mathsf{Y}}e^{-\frac{u}{\sigma}}\,du + \mu^{\mathsf{Y}} = \sigma^{\mathsf{Y}}\int_{-\infty}^{\infty}v^{\mathsf{Y}}e^{-v}\,dv + \mu^{\mathsf{Y}} = \mathsf{Y}\sigma^{\mathsf{Y}} + \mu^{\mathsf{Y}} \implies \mathsf{Adiv}\,\sigma$$

$$\operatorname{Var}[X] = \operatorname{E}[X^{\mathsf{t}}] - (\operatorname{E}[X])^{\mathsf{t}} = \mathsf{t}\sigma^{\mathsf{t}}$$

تمرين هفتم - آمار و احتمالات مهندسي

سؤال ٤.

یک تحلیل گر مسابقات بوکس، قصد دارد تا احتمال برخورد موفق ضربات یک بوکسور را بسنجد. او ابتدا با بررسی مسابقات آن بوکسور، نمونه ای ۲۰۰ تایی از ضربات او در مسابقات مختلف را بدست می آورد. در این نمونه، ۱۳۰ ضربه از ۲۰۰ ضربه به صورت کامل با حریف برخورد کرده است و انحراف معیار نمونه برابر با $\sqrt{7}$ می باشد. (ضربات بوکسور نسبت به هم مستقل هستند) مربی او ادعا دارد که بوکسور در هر ۲۰۰ ضربه، حداقل ۱۵۰ ضربه را با موفقیت به حریف وارد می کند، درستی ادعای وی را بررسی کنید.

پاسخ.

ابتدا فرضیات آزمون فرض را مشخص می کنیم:

H. ادعای مربی صحیح است و بوکسور بیش از ۱۵۰ ضربه را با موفقیت وارد می کند. H_A ادعای مربی صحیح نیست و نمونه مشاهده شده نمی تواند تصادفی باشد.

حال تخمین نقطه ای \hat{p} را بدست می آوریم:

$$H_A = p = \frac{10}{7..} = \cdot / \text{VD}$$

$$H_A = \hat{p} = \frac{17..}{7..} = \cdot / \text{PD}$$

حال شرایط لازم برای استفاده از تقریب نرمال را بررسی می کنیم. ضربات بوکسور طبق فرض به نسبت به یکدیگر مستقل هستند.

$$np = \mathbf{Y} \cdot \cdot \times \cdot / \mathbf{P} \delta = \mathbf{Y} \cdot \cdot > \mathbf{V} \cdot$$

$$n(\mathbf{1} - p) = \mathbf{Y} \cdot \cdot \times \mathbf{V} \cdot > \mathbf{V} \cdot$$

حال به محاسبه P-value می پردازیم: متغیر تصادفی X را برابر تعداد ضربات موفق قرار می دهیم.

$$\begin{split} X \sim N(\mu = \hat{p} = \cdot / \text{Po}, \sigma_{\hat{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{\text{Y}}}{\sqrt{\text{Y}} \times \text{N}} = \cdot / \text{N} \\ \text{P-value} = P(X > \cdot / \text{Vo}) = P(Z > \frac{\cdot / \text{Vo} - \cdot / \text{Po}}{\cdot / \text{N}}) = P(Z > \text{N}) \\ = \text{N} - P(Z < \text{N}) = \text{N} - \cdot / \text{NF} = \cdot / \text{NF} > \cdot / \cdot \text{O} \end{split}$$

از آنجایی که P-value بزرگ تر از ۰/۰۵ است، با توجه به دیتای داده شده نمی توان صحت ادعای مربی را رد کرد.

سؤال ٧.

علی در تابستان گذشته در زمینه بلاکچین مطالعاتی را انجام داده است و هماکنون قصد دارد تا با استفاده از شبکه بیت کوین، مقداری پول را به حساب یکی از دوستانش بریزد. او هنگام ثبت تراکنش با هزینهای به نام کارمزد تراکنش روبرو شده است. کارمزد تراکنش یک مقدار نسبی است که هر کاربر بابت ثبت شدن تراکنش خود می بایست پرداخت کند. اگر مقدار کارمزد تراکنش بسیار کم باشد، تراکنش ثبت نشده و اگر بیشتر از حد معمول باشد، با وجود ثبت شدن تراکنش کاربر پول اضافهای را از دست می دهد و ضرر می کند. از آنجایی که کارمزد تراکنش یک مبلغ نسبی است، علی با جمع آوری آخرین کارمزدهای پرداخت شده در شبکهی بیت کوین، سعی دارد تا هزینه تقریبی کارمزد مورد نیاز را تخمین بزند.

تمرين هفتم - آمار و احتمالات مهندسي

علی ۱۰۰ کارمزد را بررسی کرده و میانگین آنها برابر با ۱/۰۸ بدست آمد. انحراف معیار تمامی کارمزدهای شبکه طبق آمارها برابر با ۲/۳ میباشد.

الف) بازه اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد را برای میزان کارمزد بهینه ای که علی باید بیردازد را بدست آورید .

ب) عرض بازه های بدست آمده در قسمت الف را با یکدیگر مقایسه کنید و ارتباط میان میزان دقت و عرض بازه را مشخص کنید. شرح دهید که آیا همواره دقت بیشتر در بازه اطمینان برای ما مناسب است یا خیر.

پاسخ .

الف)

$$\overline{X} - \frac{Z \times \sigma}{\sqrt{\dots}} < \mu < \overline{X} + \frac{Z \times \sigma}{\sqrt{\dots}}$$

بازه اطمينان %٩٥:

$$\begin{split} \overline{X} &- \frac{\mathbf{1/49 \times 1/7}}{\sqrt{\mathbf{1...}}} < \mu < \overline{X} + \frac{\mathbf{1/49 \times 1/7}}{\sqrt{\mathbf{1...}}} \\ \Longrightarrow \mathbf{1/\cdot 1} &- \cdot \mathbf{/ 1 \cdot 2} + \cdot \mathbf{/ 1 \cdot 2} \\ \end{split}$$

بازه اطمينان %٩٩:

$$\begin{split} \overline{X} - \frac{\mathbf{x}/\mathrm{dn} \times \mathbf{x}/\mathbf{x}}{\sqrt{\mathrm{n}\cdot \mathrm{n}}} < \mu < \overline{X} + \frac{\mathbf{x}/\mathrm{dn} \times \mathbf{x}/\mathbf{x}}{\sqrt{\mathrm{n}\cdot \mathrm{n}}} \\ \Longrightarrow \mathrm{n}/\mathrm{n} - \mathrm{n}/\mathrm{dn} < \mu < \mathrm{n}/\mathrm{n} + \mathrm{n}/\mathrm{dn} \end{split}$$

رب)

بازه اطمینان ۱۹۵٪ کوتاه تر(به بیان دیگر دقیق تر) از بازه اطمینان ۱۹۹٪ است. در واقع، بازهای که سطح اطمینان بالاتری دارد، خطای برآورد بیشتری دارد. با توجه به این نکته، استفاده از دقت بسیار بالا می تواند منجر به خطای برآورد زیادی شود.