



فصل دوم : آشنایی با روش های آماری در تحلیل داده های اندازه گیری شده

روش های محاسبه خطای معیار - محاسبه میانگین و انحراف معیار

توزیع چار اکتال (PDF)

محاسبه اکتال

آمار در مجموعه داده های محدود (finite sized)

توزیع Student's t

برازش منحنی رگرسیون

خطای اندازه گیری : اختلاف بین مقدار اندازه گیری شده و مقدار واقعی سنسور مورد نظر

$$\text{error} = x_{\text{measured}} - x_{\text{actual}}$$

true value مقدار واقعی

انواع خطای عدم قطعیت در سیستم های اندازه گیری :

انواع خطای سیستماتیک یا معین (Deterministic) : خطاهایی که سبب ایجاد

تفاوت خادار در میانگین به تبع تعداد زیادی اندازه گیری مستقل از مقدار واقعی نسبت صورت می گیرد.

(برخلاف مثال خطای ایجاد شده در نتیجه برهم خوردن کالیبراسیون ، طراحی نامناسب سنسور و غیره)

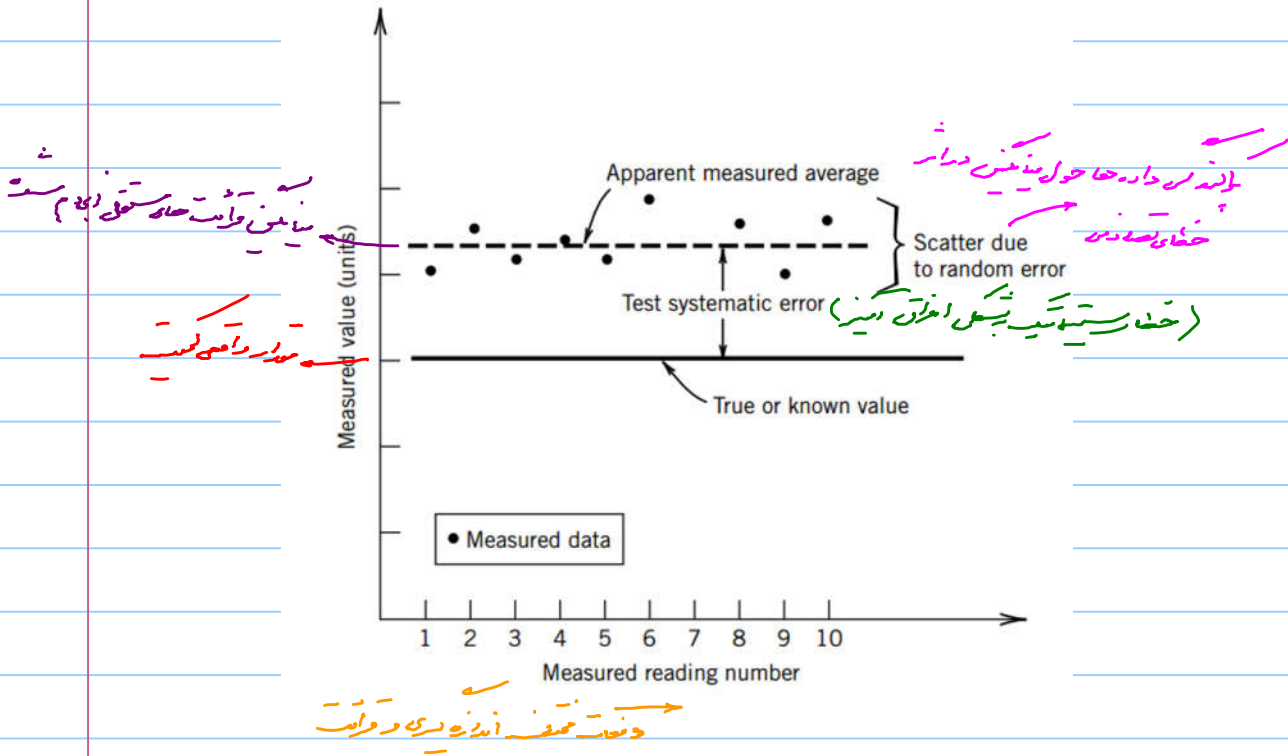
خطاهای ایجاد شده در اثر ورودی های متغیر (تغییر دهنده و ...)

خطای تصادفی (Random) : خطاهای که سبب می‌شود که تعداد اندازه‌گیری‌ها شود

در شرایط یکسان تکرار پذیر نباشد.

خطای تصادفی با افزایش اندازه نمونه نظیر میانگین، انحراف معیار، بازه عدم قطعیت و سطح اطمینان مشخص می‌شوند.

معمولاً توسط گزینش سازنده به صورت مشخص توزیع نرمال سیستم اندازه‌گیری در نظر گرفته می‌شود.



* کسلی های آماری :

- بر نتایج خوب از اندازه گیری های صورت گرفته توسط سیستم اندازه گیری مشاهده (observation) x_1, x_2, \dots, x_n

در مجموعه یک سری مشاهده نمونه (sample) گویند.

که میانگین مقدار متوسط نمونه :

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

که میانگین نمونه ، مقدار قابل انتظار مشاهده بعدی است.

- انحراف از میانگین نمونه (samples standard deviation) :

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

که معیاری از پراکنندگی داده ها در یک نمونه است.

که زنگه در تعداد ثابت سنسور مشاهده (n) بزرگتر شود بهینه تر می شود.

s_n ، معیاری از عدم قطعیت یا دقت سنسور است.

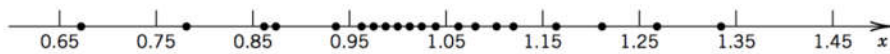
معمولاً می‌توان از رابطه زیر برای تخمین بازه اندازه‌گیری شده مشاهده با نام استاندارد کرد:

! (با درجه‌بندی اطینان (P)) بازه عدم قطعیت \pm متوسط اندازه = استاندارد اندازه‌گیری برآورد شده $(x_{measured})$

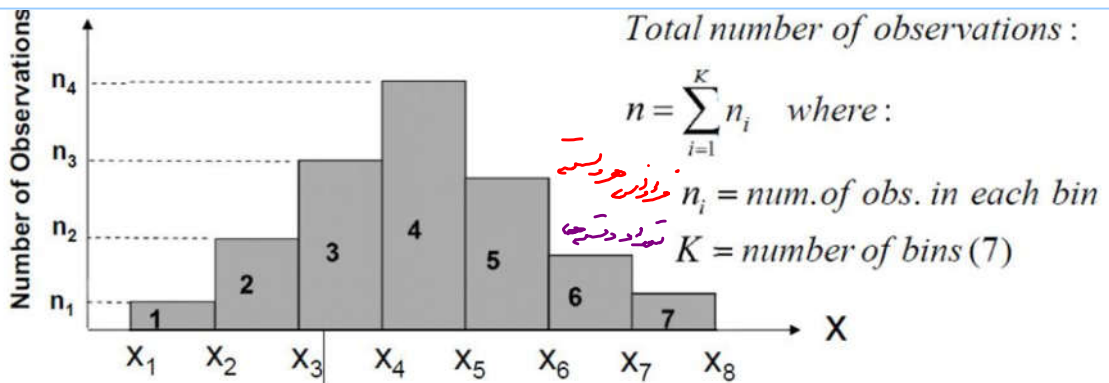
که در آن، درجه اطمینان (Confidence Level) عبارت است از احتمال رسیدن اندازه‌گیری شده در محدوده مشخص از خط ولریبرد.

عموماً نسبت اندازه‌گیری شده حول مقدار متوسط آن دارای خطی است؛ این خط دارای یک

توزیع است که تابع چگالی احتمال (probability density function) مشخص می‌شود.



می‌توان از سیستم‌های مختلف مشاهده توزیع احتمال یک پدیده استفاده کرد.



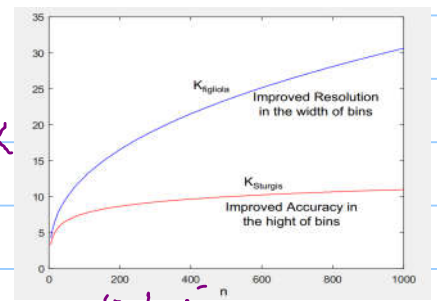
■ The "best" histogram is obtained using **Sturgis' rule**

$K = 1 + 3.33 \log_{10} n$ ← تخمین تعداد دسته‌ها از روش استورجس

■ An alternative **rule** often used (in the Figliola-Beasley) is

$K = 1 + 1.87(n-1)^{0.4}$ ← بهترین داده‌ها در یک دسته

K: number of bins
n: total number of observations.



- مثال: تغییر تعداد در x ، در دسته‌های مختلف شده است. همسوزی و توزیع فراوانی آن را رسم کنید.

| i | x_i | i | x_i |
|-----|-------|-----|-------|
| 1 | 0.98 | 11 | 1.02 |
| 2 | 1.07 | 12 | 1.26 |
| 3 | 0.86 | 13 | 1.08 |
| 4 | 1.16 | 14 | 1.02 |
| 5 | 0.96 | 15 | 0.94 |
| 6 | 0.68 | 16 | 1.11 |
| 7 | 1.34 | 17 | 0.99 |
| 8 | 1.04 | 18 | 0.78 |
| 9 | 1.21 | 19 | 1.06 |
| 10 | 0.86 | 20 | 0.96 |

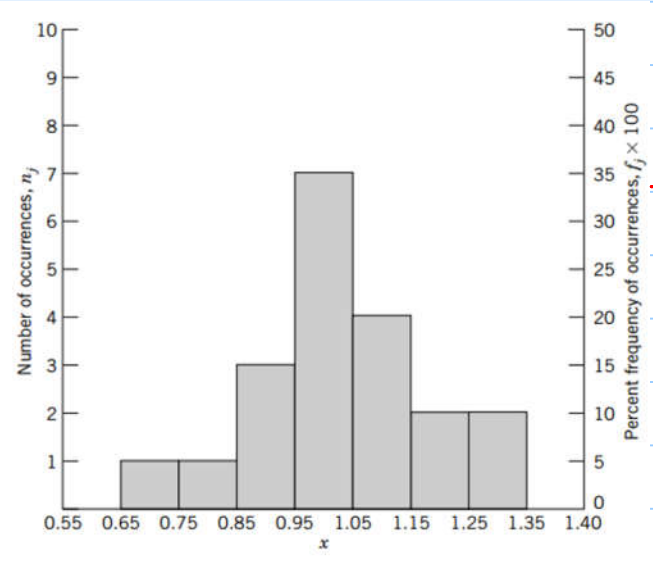
$N = 20$

$K = 1.87(N-1)^{0.4} + 1 = 7$

تعداد دسته‌ها

فراوانی نسبی هر دسته

| j | Interval | n_j | $f_j = n_j/N$ |
|-----|------------------------|-------|---------------|
| 1 | $0.65 \leq x_i < 0.75$ | 1 | 0.05 |
| 2 | $0.75 \leq x_i < 0.85$ | 1 | 0.05 |
| 3 | $0.85 \leq x_i < 0.95$ | 3 | 0.15 |
| 4 | $0.95 \leq x_i < 1.05$ | 7 | 0.35 |
| 5 | $1.05 \leq x_i < 1.15$ | 4 | 0.20 |
| 6 | $1.15 \leq x_i < 1.25$ | 2 | 0.10 |
| 7 | $1.25 \leq x_i < 1.35$ | 2 | 0.10 |



درصد فراوانی نسبی هر دسته

در تعداد مشاهده و تعداد دسته‌ها برکت برضایت من نبود، من توانم تابع توزیع پرچمدان احتمال (PDF) را اینگونه استخراج نمود:

فراوانی نسبی هر دسته

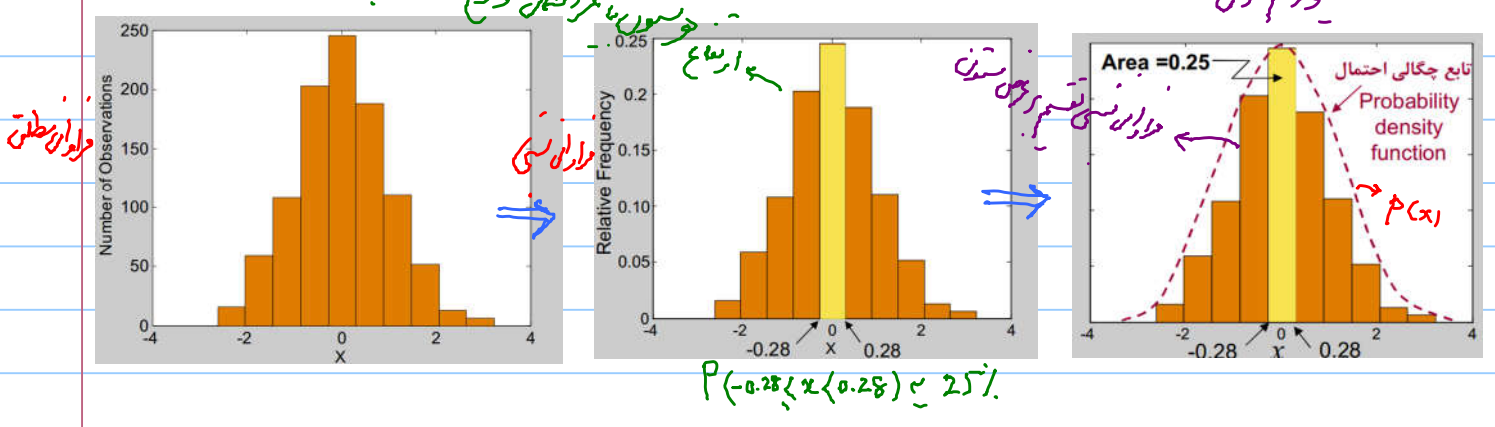
$$P(x) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{n_j}{N(2.5x)}$$

موضوع هر دسته

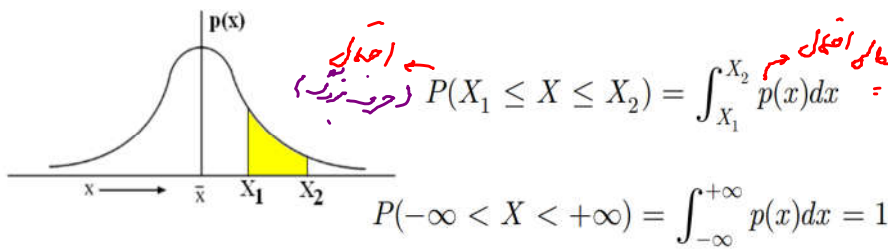
تعداد کل داده‌ها

همسوزی آن برمال شده:

خوشه‌ها با هم از احتمال وقوع یک داده در آن بی‌بهره است



مصحح زیرین می باشد. مجموع حاصل احتمال از x_1 تا x_2 ، میانبر احتمال رخ دادن x در محدوده (x_1, x_2) است:



صرف توزیع را می دانیم $p(x)$ داریم:

$$\mu = x' = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx$$

$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - x')^2 p(x)dx$$

True mean value

True variance

(در مسائل اندازه گیری به آن فرضی و استوار است)

(true output) هم گفته می شود $n \rightarrow \infty : \bar{x} \rightarrow \mu$

* نمونه های از توزیع توابع احتمال بر کاربرد

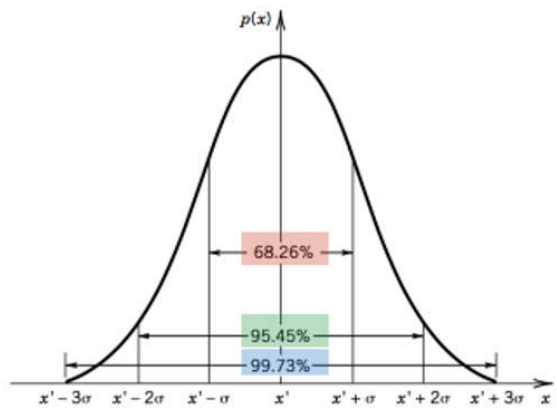
| Distribution | Applications | Density Function | Shape |
|--------------|--|--|-------|
| Normal | Most physical properties that are continuous or regular in time or space with variations due to random error | $p(x) = \frac{1}{\sigma(2\pi)^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{(x-x')^2}{\sigma^2}\right]$ | |
| Log normal | Failure or durability projections; events whose outcomes tend to be skewed toward the extremity of the distribution | $p(x) = \frac{1}{\pi\sigma(2\pi)^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \ln \frac{(x-x')^2}{\sigma^2}\right]$ | |
| Rectangular | Processes in which a likely outcome falls in the range between minimum value a and maximum value b occurring with equal probability | $p(x) = \frac{1}{b-a}$ where $a \leq x \leq b$, otherwise $p(x) = 0$ | |
| Triangular | Process in which the likely outcome x falls between known lower bound a and upper bound b , with a peak value or mode c ; used when population information is sparse | $p(x) = \frac{2(x-a)}{(b-a)(c-a)}$ for $a \leq x \leq c$ $= \frac{2(b-x)}{(b-a)(b-c)}$ for $c < x \leq b$ | |

توزیع احتمال بسیاری از پدیده ها (در صنعت) و اتفاقات - از جمله اندازه گیری و فرضی - استوار است

توزیع مدل می شود.

توزیع احتمال نرمال (گوسی) فقط به میانگین و انحراف از میانگین وابسته است.

انحراف از میانگین، یا به عبارت دیگر انحراف معیار، به تنهایی تعیین کننده شکل منحنی است.



$$P(\bar{x} - \sigma \leq X \leq \bar{x} + \sigma) = \int_{\bar{x}-\sigma}^{\bar{x}+\sigma} p(x)dx = 0.68 = \int_{-1}^1 p(z)dz$$

$$P(\bar{x} - 2\sigma \leq X \leq \bar{x} + 2\sigma) = \int_{\bar{x}-2\sigma}^{\bar{x}+2\sigma} p(x)dx = 0.95 = \int_{-2}^2 p(z)dz$$

$$P(\bar{x} - 3\sigma \leq X \leq \bar{x} + 3\sigma) = \int_{\bar{x}-3\sigma}^{\bar{x}+3\sigma} p(x)dx = 0.99 = \int_{-3}^3 p(z)dz$$

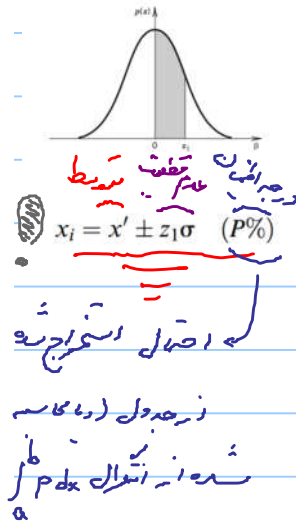
در این رابطه $\mu = x' = \bar{x}$ و $\sigma = 1$ است. توزیع نرمال استاندارد می‌باشد.

هر توزیع نرمال را می‌توان به توزیع نرمال استاندارد تبدیل کرد.

$$z = \frac{x - x'}{\sigma} \Rightarrow p(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right)$$

Probability Values for Normal Error Function

| $z_1 = \frac{x_1 - x'}{\sigma}$ | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 |
|---------------------------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0.0 | 0.0000 | 0.0040 | 0.0080 | 0.0120 | 0.0160 | 0.0199 | 0.0239 | 0.0279 | 0.0319 | 0.0359 |
| 0.1 | 0.0398 | 0.0438 | 0.0478 | 0.0517 | 0.0557 | 0.0596 | 0.0636 | 0.0675 | 0.0714 | 0.0753 |
| 0.2 | 0.0793 | 0.0832 | 0.0871 | 0.0910 | 0.0948 | 0.0987 | 0.1026 | 0.1064 | 0.1103 | 0.1141 |
| 0.3 | 0.1179 | 0.1217 | 0.1255 | 0.1293 | 0.1331 | 0.1368 | 0.1406 | 0.1443 | 0.1480 | 0.1517 |
| 0.4 | 0.1554 | 0.1591 | 0.1628 | 0.1664 | 0.1700 | 0.1736 | 0.1772 | 0.1809 | 0.1844 | 0.1879 |
| 0.5 | 0.1915 | 0.1950 | 0.1985 | 0.2019 | 0.2054 | 0.2088 | 0.2123 | 0.2157 | 0.2190 | 0.2224 |
| 0.6 | 0.2257 | 0.2291 | 0.2324 | 0.2357 | 0.2389 | 0.2422 | 0.2454 | 0.2486 | 0.2517 | 0.2549 |
| 0.7 | 0.2580 | 0.2611 | 0.2642 | 0.2673 | 0.2704 | 0.2734 | 0.2764 | 0.2794 | 0.2823 | 0.2852 |
| 0.8 | 0.2881 | 0.2910 | 0.2939 | 0.2967 | 0.2995 | 0.3023 | 0.3051 | 0.3078 | 0.3106 | 0.3133 |
| 0.9 | 0.3159 | 0.3186 | 0.3212 | 0.3238 | 0.3264 | 0.3289 | 0.3315 | 0.3340 | 0.3365 | 0.3389 |
| 1.0 | 0.3413 | 0.3438 | 0.3461 | 0.3485 | 0.3508 | 0.3531 | 0.3554 | 0.3577 | 0.3599 | 0.3621 |
| 1.1 | 0.3643 | 0.3665 | 0.3686 | 0.3708 | 0.3729 | 0.3749 | 0.3770 | 0.3790 | 0.3810 | 0.3830 |
| 1.2 | 0.3849 | 0.3869 | 0.3888 | 0.3907 | 0.3925 | 0.3944 | 0.3962 | 0.3980 | 0.3997 | 0.4015 |
| 1.3 | 0.4032 | 0.4049 | 0.4066 | 0.4082 | 0.4099 | 0.4115 | 0.4131 | 0.4147 | 0.4162 | 0.4177 |
| 1.4 | 0.4192 | 0.4207 | 0.4222 | 0.4236 | 0.4251 | 0.4265 | 0.4279 | 0.4292 | 0.4306 | 0.4319 |
| 1.5 | 0.4332 | 0.4345 | 0.4357 | 0.4370 | 0.4382 | 0.4394 | 0.4406 | 0.4418 | 0.4429 | 0.4441 |
| 1.6 | 0.4452 | 0.4463 | 0.4474 | 0.4484 | 0.4495 | 0.4505 | 0.4515 | 0.4525 | 0.4535 | 0.4545 |
| 1.7 | 0.4554 | 0.4564 | 0.4573 | 0.4582 | 0.4591 | 0.4599 | 0.4608 | 0.4616 | 0.4625 | 0.4633 |
| 1.8 | 0.4641 | 0.4649 | 0.4656 | 0.4664 | 0.4671 | 0.4678 | 0.4686 | 0.4693 | 0.4699 | 0.4706 |
| 1.9 | 0.4713 | 0.4719 | 0.4726 | 0.4732 | 0.4738 | 0.4744 | 0.4750 | 0.4758 | 0.4761 | 0.4767 |
| 2.0 | 0.4772 | 0.4778 | 0.4803 | 0.4788 | 0.4793 | 0.4799 | 0.4803 | 0.4808 | 0.4812 | 0.4817 |
| 2.1 | 0.4821 | 0.4826 | 0.4830 | 0.4834 | 0.4838 | 0.4842 | 0.4846 | 0.4850 | 0.4854 | 0.4857 |
| 2.2 | 0.4861 | 0.4864 | 0.4868 | 0.4871 | 0.4875 | 0.4878 | 0.4881 | 0.4884 | 0.4887 | 0.4890 |
| 2.3 | 0.4893 | 0.4896 | 0.4898 | 0.4901 | 0.4904 | 0.4906 | 0.4909 | 0.4911 | 0.4913 | 0.4916 |
| 2.4 | 0.4918 | 0.4920 | 0.4922 | 0.4925 | 0.4927 | 0.4929 | 0.4931 | 0.4932 | 0.4934 | 0.4936 |
| 2.5 | 0.4938 | 0.4940 | 0.4941 | 0.4943 | 0.4945 | 0.4946 | 0.4948 | 0.4949 | 0.4951 | 0.4952 |
| 2.6 | 0.4953 | 0.4955 | 0.4956 | 0.4957 | 0.4959 | 0.4960 | 0.4961 | 0.4962 | 0.4963 | 0.4964 |
| 2.7 | 0.4965 | 0.4966 | 0.4967 | 0.4968 | 0.4969 | 0.4970 | 0.4971 | 0.4972 | 0.4973 | 0.4974 |
| 2.8 | 0.4974 | 0.4975 | 0.4976 | 0.4977 | 0.4977 | 0.4978 | 0.4979 | 0.4979 | 0.4980 | 0.4981 |
| 2.9 | 0.4981 | 0.4982 | 0.4982 | 0.4983 | 0.4984 | 0.4984 | 0.4985 | 0.4985 | 0.4986 | 0.4986 |
| 3.0 | 0.49865 | 0.4987 | 0.4987 | 0.4988 | 0.4988 | 0.4988 | 0.4989 | 0.4989 | 0.4989 | 0.4990 |



$$x_{\text{measured}} = \mu \pm \sigma \quad (\text{with a confidence level of } 68\%)$$

$$x_{\text{measured}} = \mu \pm 2\sigma \quad (\text{with a confidence level of } 95\%)$$

$$x_{\text{measured}} = \mu \pm 3\sigma \quad (\text{with a confidence level of } 99.7\%)$$

مثال: اگر میانگین رانجاف معیار به سینه کش باشد $\bar{x} = 8.5$ و $\sigma = 1.5$ باشد، با چه احتمال، در یک اندازه گیری مقدار ولتاژ در رانجاف شده بین 10.0 و 11.5 است؟

$$P(10.0 \leq x \leq 11.5) = P(8.5 \leq x \leq 11.5) - P(8.5 \leq x \leq 10.0) = 0.4772 - 0.3413 = 14\%$$

\downarrow
 $z_0 = 0$

\downarrow
 $z = \frac{11.5 - 8.5}{1.5} = 2$

\downarrow
 $z_1 = \frac{10.0 - 8.5}{1.5} = 1.0$

\downarrow
 $P(0 \leq z \leq 2) = 0.4772$

\downarrow
 $P(0 \leq z \leq 1) = 0.3413$

مثال: یک دسته تست کشش، نیروی مورد نیاز جهت پاره کردن یک نمونه از آلیاژ کربنی حبابی فولادی را مطابق روبرو اندازه گیری نموده است.

$$x_1 = 4.3 \text{ KN}, x_2 = 4.5 \text{ KN}, x_3 = 4.7 \text{ KN}, x_4 = 4.2 \text{ KN}, x_5 = 4.5 \text{ KN}$$

$$x_6 = 4.6 \text{ KN}, x_7 = 4.4 \text{ KN}, x_8 = 4.6 \text{ KN}, x_9 = 4.9 \text{ KN}, x_{10} = 4.5 \text{ KN}$$

الف) میانگین رانجاف معیار نمونه را محاسبه کنید.

ب) با چه ضریب اطمینانی، میزان عدم قطعیت اندازه گیری را 0.2 KN (معمولاً)؟ (احتمال آید)

یک اندازه گیری در فاصله 0.2 KN نسبت به مقدار متوسط قدر برد چیست؟

پ) عدم قطعیت اندازه گیری، ضریب اطمینان ۹۵٪ چند است؟ (۹۵٪ از اندازه گیری ها در

چند صدای زیرین قدر خواهد داشت؟)

افزونگی نسبی میانگین واقعی عمده (همین مقدرات!)

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{10} x_i}{10} = 4.5 \text{ kW} = \mu$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} (x_i - \bar{x}_n)^2}{10}} = 0.19 \text{ kW}$$

میزان توانی با دقت در حد نویسی شما با دجه اطمینان 68% (با فرض

$$x = 4.5 \pm 0.19$$

$$x = \mu \pm z \cdot \sigma$$

عدم قطعیت

$$\rightarrow z = \frac{x - \mu}{\sigma} = \frac{0.2}{0.19} \Rightarrow z = 1.06$$

$$P(-1.06 < z < 1.06) = 2 \int_{0}^{1.06} p(z) dz \stackrel{\text{جدول}}{=} 2 \times 0.355 = 0.71 = 71\%$$

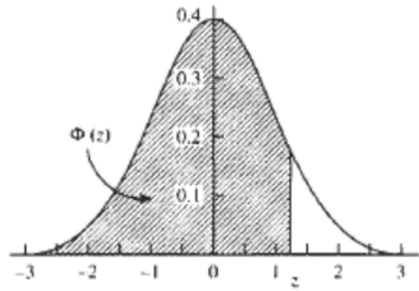
$$P(-z < x < z) = 0.98 \Rightarrow \int_{-z}^z p(z) dz = \frac{0.98}{2} = 0.49$$

که جدول

$$\stackrel{\text{جدول}}{\Rightarrow} z = \frac{x - \mu}{\sigma} = 2.33 \Rightarrow \text{عدم قطعیت} = \pm 2.33 \times \sigma_n = \pm 0.44 \text{ kW}$$

precision

* تابع توزیع تصحیح نرمال



$$\Phi(\psi) = P(z < \psi) = \int_{-\infty}^{\psi} p(z) dz = \int_{-\infty}^{\psi} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

$$P(\alpha < z < \beta) = \Phi(\beta) - \Phi(\alpha), \quad \Phi(-z) = 1 - \Phi(z)$$

نرم تصحیح

| z | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0.0 | 0.5000 | 0.5040 | 0.5080 | 0.5120 | 0.5160 | 0.5199 | 0.5239 | 0.5279 | 0.5319 | 0.5359 |
| 0.1 | 0.5399 | 0.5438 | 0.5478 | 0.5517 | 0.5557 | 0.5596 | 0.5636 | 0.5675 | 0.5714 | 0.5753 |
| 0.2 | 0.5793 | 0.5832 | 0.5871 | 0.5910 | 0.5948 | 0.5987 | 0.6026 | 0.6064 | 0.6103 | 0.6141 |
| 0.3 | 0.6179 | 0.6217 | 0.6255 | 0.6293 | 0.6331 | 0.6368 | 0.6406 | 0.6443 | 0.6480 | 0.6517 |
| 0.4 | 0.6554 | 0.6591 | 0.6628 | 0.6664 | 0.6700 | 0.6736 | 0.6772 | 0.6808 | 0.6844 | 0.6879 |
| 0.5 | 0.6915 | 0.6950 | 0.6985 | 0.7019 | 0.7054 | 0.7088 | 0.7123 | 0.7157 | 0.7190 | 0.7224 |
| 0.6 | 0.7257 | 0.7291 | 0.7324 | 0.7357 | 0.7389 | 0.7422 | 0.7454 | 0.7486 | 0.7517 | 0.7549 |
| 0.7 | 0.7580 | 0.7611 | 0.7642 | 0.7673 | 0.7703 | 0.7734 | 0.7764 | 0.7794 | 0.7823 | 0.7852 |
| 0.8 | 0.7881 | 0.7910 | 0.7939 | 0.7967 | 0.7995 | 0.8023 | 0.8051 | 0.8078 | 0.8106 | 0.8133 |
| 0.9 | 0.8159 | 0.8186 | 0.8212 | 0.8238 | 0.8364 | 0.8289 | 0.8315 | 0.8340 | 0.8365 | 0.8389 |
| 1.0 | 0.8413 | 0.8438 | 0.8461 | 0.8485 | 0.8508 | 0.8531 | 0.8554 | 0.8577 | 0.8599 | 0.8621 |

| | | | | | | | | | | |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1.1 | 0.8643 | 0.8665 | 0.8686 | 0.8708 | 0.8729 | 0.8749 | 0.8770 | 0.8790 | 0.8810 | 0.8830 |
| 1.2 | 0.8849 | 0.8869 | 0.8888 | 0.8907 | 0.8925 | 0.8944 | 0.8962 | 0.8980 | 0.8997 | 0.9015 |
| 1.3 | 0.9032 | 0.9049 | 0.9066 | 0.9082 | 0.9099 | 0.9115 | 0.9131 | 0.9147 | 0.9162 | 0.9177 |
| 1.4 | 0.9192 | 0.9207 | 0.9222 | 0.9236 | 0.9251 | 0.9265 | 0.9279 | 0.9292 | 0.9306 | 0.9319 |
| 1.5 | 0.9332 | 0.9345 | 0.9357 | 0.9370 | 0.9382 | 0.9394 | 0.9406 | 0.9418 | 0.9429 | 0.9441 |
| 1.6 | 0.9452 | 0.9463 | 0.9474 | 0.9484 | 0.9495 | 0.9505 | 0.9515 | 0.9525 | 0.9535 | 0.9545 |
| 1.7 | 0.9554 | 0.9564 | 0.9573 | 0.9582 | 0.9591 | 0.9599 | 0.9608 | 0.9616 | 0.9625 | 0.9633 |
| 1.8 | 0.9641 | 0.9649 | 0.9656 | 0.9664 | 0.9671 | 0.9678 | 0.9686 | 0.9693 | 0.9699 | 0.9706 |
| 1.9 | 0.9713 | 0.9719 | 0.9726 | 0.9732 | 0.9738 | 0.9744 | 0.9750 | 0.9756 | 0.9761 | 0.9767 |
| 2.0 | 0.9772 | 0.9778 | 0.9783 | 0.9788 | 0.9793 | 0.9798 | 0.9803 | 0.9808 | 0.9812 | 0.9817 |
| 2.1 | 0.9821 | 0.9826 | 0.9830 | 0.9834 | 0.9838 | 0.9842 | 0.9846 | 0.9850 | 0.9854 | 0.9857 |
| 2.2 | 0.9861 | 0.9864 | 0.9868 | 0.9871 | 0.9875 | 0.9878 | 0.9881 | 0.9884 | 0.9887 | 0.9890 |
| 2.3 | 0.9893 | 0.9896 | 0.9898 | 0.9901 | 0.9904 | 0.9906 | 0.9909 | 0.9911 | 0.9913 | 0.9916 |
| 2.4 | 0.9918 | 0.9920 | 0.9922 | 0.9925 | 0.9927 | 0.9929 | 0.9931 | 0.9932 | 0.9934 | 0.9936 |

| z | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2.5 | 0.9938 | 0.9940 | 0.9941 | 0.9943 | 0.9945 | 0.9946 | 0.9948 | 0.9949 | 0.9951 | 0.9952 |
| 2.6 | 0.9953 | 0.9955 | 0.9956 | 0.9957 | 0.9959 | 0.9960 | 0.9961 | 0.9962 | 0.9963 | 0.9964 |
| 2.7 | 0.9965 | 0.9966 | 0.9967 | 0.9968 | 0.9969 | 0.9970 | 0.9971 | 0.9972 | 0.9973 | 0.9974 |
| 2.8 | 0.9974 | 0.9975 | 0.9976 | 0.9977 | 0.9977 | 0.9978 | 0.9979 | 0.9979 | 0.9980 | 0.9981 |
| 2.9 | 0.9981 | 0.9982 | 0.9982 | 0.9983 | 0.9984 | 0.9984 | 0.9985 | 0.9985 | 0.9986 | 0.9986 |
| 3.0 | 0.9987 | 0.9987 | 0.9987 | 0.9988 | 0.9988 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9990 | 0.9990 |
| 3.1 | 0.9990 | 0.9991 | 0.9991 | 0.9991 | 0.9992 | 0.9992 | 0.9992 | 0.9992 | 0.9993 | 0.9993 |
| 3.2 | 0.9993 | 0.9993 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9995 | 0.9995 | 0.9995 |
| 3.3 | 0.9995 | 0.9995 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9997 |
| 3.4 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9998 | 0.9998 |
| 3.5 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9998 |
| 3.6 | 0.9998 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9999 |

بایکونر
نرم اوله اعشاره

آمار در مجموعه داده های محدود (Statistics of Finite-Sized Datasets)

- جهت دستیابی به مقدار واقعی میانگین و انحراف معیار یک تغییر تصادفی، به باسیت تعداد داده های بسیار

بسیار زیادی ($n \rightarrow \infty$) داشته باشیم. در این حالت میانگین و انحراف معیار محاسبه شده، صرفاً تخمینی

نزد مقادیر واقعی هستند. (مقدار واقعی: $N \rightarrow \infty$; معر $\rightarrow \infty$)

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

(P%) عدم قطعیت \pm معر $\rightarrow \infty$ = معر به عبور \rightarrow

در طرفه وقتی تعداد مشاهدات در یک نمونه کم باشد (به خصوص $n < 25$)، از طریق ضرب اصلاح پس، از

انحراف معیار تعدیل یافته (Adjusted Standard Deviation) عنوان معیار عدم قطعیت استفاده می شود

که این بهترین تخمین برآوردی از معیار پذیری (Best Estimate of Precision) نیز محسوب می شود

$$s_n = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{n}{n-1}} \cdot \sigma_n$$

که تعداد مشاهدات تعدیل (درجه آزادی)

Bessel correction factor

($n \uparrow : \rightarrow 1$)

(با توجه به ایند محاسبه میانگین هم توسط)

تخمین داده ها انجام شده پس تعداد مشاهدات تعدیل

یک کمتر است

- وقتی تعداد داده های نمونه کم باشد (برخی منابع $n < 60$ و برخی دیگر $n < 200$ را مطرح نموده اند)

استفاده از توزیع Student's t برابر تخمین سطح اطمینان و بزرگ عدم قطعیت مناسب تر در مقیاس

از محاسبه می باشد. در این حالت، بازه تخمینی برای اندازه گیری نسبت سردت تغییرات است از:

$$x_i = \bar{x} \pm t_{p, n} \cdot s_x \quad (P\%)$$

$$x_i = \mu \pm z \cdot \sigma \quad (P\%)$$

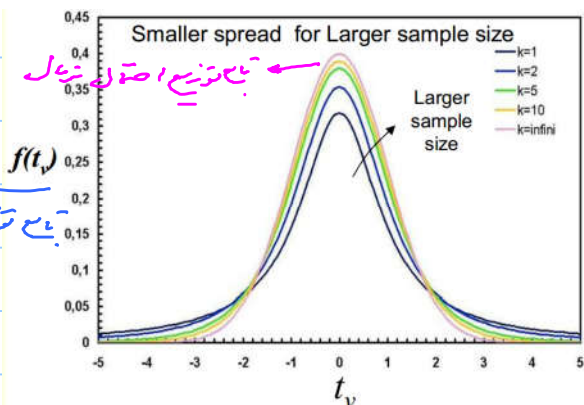
Student's t معیار: $t = \frac{\bar{x} - \mu}{s_x / \sqrt{n}}$

که در آن:

Student's t distribution

| ν | t_{50} | t_{90} | t_{95} | t_{99} |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 1.000 | 6.314 | 12.706 | 63.657 |
| 2 | 0.816 | 2.920 | 4.303 | 9.925 |
| 3 | 0.765 | 2.353 | 3.182 | 5.841 |
| 4 | 0.741 | 2.132 | 2.770 | 4.604 |
| 5 | 0.727 | 2.015 | 2.571 | 4.032 |
| 6 | 0.718 | 1.943 | 2.447 | 3.707 |
| 7 | 0.711 | 1.895 | 2.365 | 3.499 |
| 8 | 0.706 | 1.860 | 2.306 | 3.355 |
| 9 | 0.703 | 1.833 | 2.262 | 3.250 |
| 10 | 0.700 | 1.812 | 2.228 | 3.169 |
| 11 | 0.697 | 1.796 | 2.201 | 3.106 |
| 12 | 0.695 | 1.782 | 2.179 | 3.055 |
| 13 | 0.694 | 1.771 | 2.160 | 3.012 |
| 14 | 0.692 | 1.761 | 2.145 | 2.977 |
| 15 | 0.691 | 1.753 | 2.131 | 2.947 |
| 16 | 0.690 | 1.746 | 2.120 | 2.921 |
| 17 | 0.689 | 1.740 | 2.110 | 2.898 |
| 18 | 0.688 | 1.734 | 2.101 | 2.878 |
| 19 | 0.688 | 1.729 | 2.093 | 2.861 |
| 20 | 0.687 | 1.725 | 2.086 | 2.845 |
| 21 | 0.686 | 1.721 | 2.080 | 2.831 |
| 30 | 0.683 | 1.697 | 2.042 | 2.750 |
| 40 | 0.681 | 1.684 | 2.021 | 2.704 |
| 50 | 0.680 | 1.679 | 2.010 | 2.679 |
| 60 | 0.679 | 1.671 | 2.000 | 2.660 |
| ∞ | 0.674 | 1.645 | 1.960 | 2.576 |

$x_i = \bar{x} \pm t_{\nu, p} \frac{s}{\sqrt{n}}$ (P%)
 زمانه بیشتر در زمانه
 که میانگین نمونه
 بازه عدم قطعیت
 اصل آن است تغییر داده می شود
 دنباله سردنظر و سرد می شود
 $\int_{-t_{\nu}}^{t_{\nu}} f(t_{\nu}) dt_{\nu} = P\%$
 معادله 3



تابع توزیع احتمال نرمال $\rightarrow f(t_{\nu})$: $k \rightarrow \infty$ تعداد نمونه

تابع توزیع احتمال نرمال

- \bar{x} (میان نمونه) چه میزان تخمین خوبی از میانین واقعی (μ) است؟

با مفهوم پارامتری به نام «انحراف معیار میانین» می توان میزان عدم قطعیت میانین نمونه از

میانین واقعی را تخمین زد. $s_{\bar{x}} = \frac{s_x}{\sqrt{N}}$ (standard deviation of the means) انحراف معیار میانین

عدم قطعیت حول تئوری میانین (با احتمال P)

$$\rightarrow \bar{x} = \mu = x_{\text{true mean}} = \bar{x}_n \pm t_{\alpha, P} \frac{s_x}{\sqrt{N}} \quad (P\%)$$

✱ حذف داده‌های بی‌برتری (Data Outlier Detection / Rejection)

داده‌های بی‌برتری به دلایل مختلف می‌توانند در میان داده‌های ما ظاهر شوند. پس از به کارگیری معیارهای

مناسب می‌توان این کار را شناسایی و حذف نمود و معیار آماری را با داده‌های باقی‌مانده مجدداً محاسبه نمود.

معیار سه‌برابری برابر شناسایی داده‌های بی‌برتری است که این است که اگر یک داده در ناهنجاری

از 2.58 یا کمتر باشد، (با فرض توزیع نرمال) احتمال وقوعش کمتر از 5٪ باشد و می‌تواند کنار گذاشته

شود.

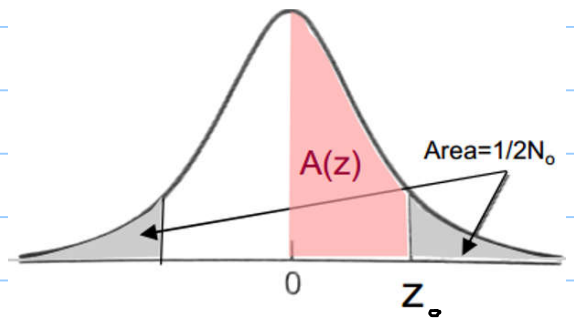
معیار دوم: معیار سه‌برابری (Chauvenet's Criterion): اگر احتمال وقوع یک مقدار کمتر از $\frac{1}{2N_0}$

باشد (N تعداد داده‌ها را اندازه‌گیری می‌کند) در آن داده‌ها حذف است.

داده ناهنجار!

$$z_0 = \left| \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma_x} \right| \quad \text{جدول z} \quad \text{از} \quad (1 - 2P(z_0)) < \frac{1}{2N_0}$$

| Number of Readings N_0 | $1/(2N_0)$ | $z = \text{Ratio of Max. acceptable deviation to Std. deviation} = x_i - \bar{x} /\sigma$ |
|--------------------------|------------|--|
| 3 | 0.166 | $A(z) = (1 - 0.166)/2 = 0.417 \rightarrow z = 1.38$ |
| 4 | 0.125 | 1.54 |
| 5 | 0.1 | 1.65 |
| 10 | 0.05 | 1.96 |
| 25 | 0.02 | 2.33 |
| 50 | 0.01 | 2.57 |



سوال: در مجموعه داده زیر، کدام داده (ها) می‌تواند حذف شوند؟

x : 5.3, 5.73, 6.77, 5.26, 4.33, 5.45, 6.09, 5.64, 5.81, 5.75

$$\bar{x}_{10} = 5.613, \quad S_{10} = 0.627$$

در داده‌ها بیش از 1.96 انحراف معیار یا بیشتر با صدها نسبت به میانگین وجود دارد $\rightarrow \frac{1}{2N_0} = 0.05 \rightarrow N_0 = 10$

کمی در انتها هم $x_5 = 4.33$ را نادیده بگیریم \leftarrow در حالت جدید: $\bar{x}_9 = 5.756, \quad S_9 = 0.462$

* در سیستم ما برآش سختی از روش حداقل مربعات (Curve Fitting Using Least Square Method)

در دستگاه معادلات خطی - $A \cdot \theta = b$ ، A مربعی $(n \times n)$ و b بردار $n \times 1$

پسند، داریم: $\theta = A^{-1} \cdot b$ ↓ بردار مجهولات

اگر تعداد معادلات (n) بیش از تعداد مجهولات (l) باشد $(n > l)$ ، برآش سخت

بهترین تخمین مجهولات (θ) از روش کتبی (LSM) باید مجموع مربعات خطاها را کمینه نمود.

$$\theta_{l \times 1} = \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} \|E\|^2 = \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} (A\theta - b) \cdot (A\theta - b)^T$$

$$\downarrow (E_1^2 + E_2^2 + \dots + E_n^2)$$

پسند $\theta_{l \times 1} = \left((A^T A)^{-1} A^T \right) \cdot b$ (*)

این نیز $A\theta = b \Rightarrow A^T A \theta = A^T b \Rightarrow \theta = \underbrace{\left((A^T A)^{-1} A^T \right)}_{\text{pseudoinverse of } A} b$

به صورت خاص فرض کنید θ از مجموعه (y_0, y_1, \dots, y_m) برداری چند جمله‌ای

درجه m عبوردهیم: $y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \dots + a_m x^m$

پس $\theta = \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \vdots \\ a_m \end{bmatrix}$ $(m+1) \times 1$ بردار مجهولات خواهد بود. هدف ما برآش بردار مجهولات

اگر N $(N > m+1)$ زوج داده معلوم (y_0, y_1, \dots, y_N) است: $D = \sum_{i=1}^N [y_i - (a_0 + a_1 x + \dots + a_m x^m)]^2 = \sum_{i=1}^N E_i^2$ مجموع مربعات خطا

$$dD = \frac{\partial D}{\partial a_0} da_0 + \frac{\partial D}{\partial a_1} da_1 + \dots + \frac{\partial D}{\partial a_m} da_m$$

و ما به بررسی این فرم بپردازیم (*)

محاسبه مجهولات a_0, a_1, \dots, a_m

$$\frac{\partial D}{\partial a_0} = 0 = \frac{\partial}{\partial a_0} \left\{ \sum_{i=1}^N [y_i - (a_0 + a_1 x + \dots + a_m x^m)]^2 \right\}$$

$$\frac{\partial D}{\partial a_1} = 0 = \frac{\partial}{\partial a_1} \left\{ \sum_{i=1}^N [y_i - (a_0 + a_1 x + \dots + a_m x^m)]^2 \right\}$$

$$\vdots$$

$$\frac{\partial D}{\partial a_m} = 0 = \frac{\partial}{\partial a_m} \left\{ \sum_{i=1}^N [y_i - (a_0 + a_1 x + \dots + a_m x^m)]^2 \right\}$$

$$\begin{bmatrix} 1 & x_1 & x_1^2 & \dots & x_1^m \\ 1 & x_2 & x_2^2 & \dots & x_2^m \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_N & x_N^2 & \dots & x_N^m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \vdots \\ a_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix}$$

A θ مجهولات b

- در مواردی که تعداد زوج داده‌های موجود N بسیار زیاد باشد، از روش‌های عددی نظیر Gradient Descent برای

نیس بردار مجهول θ (ضریب بهترین خطی عبوری) استفاده می‌شود.

نیس بردار مجهول θ (ضریب بهترین خط عبوری) استفاده می‌شود.

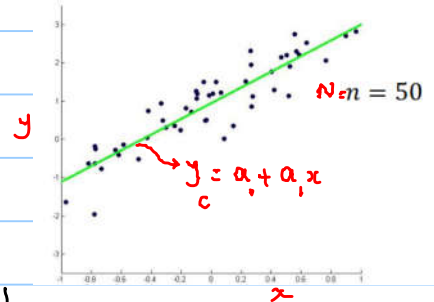
نیس بردار مجهول θ (ضریب بهترین خط عبوری) استفاده می‌شود.

$$\theta^{t+1} = \theta^t - \eta \nabla_{\theta} D(\theta)$$

- به صورت خاص، $m=1$ (بهترین خط عبوری از داده‌ها) داریم:

$$y_c = a_0 + a_1 x$$

$$\begin{bmatrix} 1 & x_1 \\ 1 & x_2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix}$$



$$\Rightarrow \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{k=1}^N x_k^2 & \sum_{k=1}^N x_k \\ \sum_{k=1}^N x_k & N \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{k=1}^N x_k y_k \\ \sum_{k=1}^N y_k \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow a_1 = \frac{N \sum_{k=1}^N x_k y_k - \sum_{k=1}^N x_k \sum_{k=1}^N y_k}{N \sum_{k=1}^N x_k^2 - \left(\sum_{k=1}^N x_k \right)^2} = \frac{\text{کواریانس ورودی-خروجی}}{\text{واریانس ورودی}} = \frac{S_{xy}^2}{S_{xx}^2} \quad (**)$$

$$a_0 = \frac{\sum_{k=1}^N y_k \sum_{k=1}^N x_k^2 - \sum_{k=1}^N x_k \sum_{k=1}^N x_k y_k}{N \sum_{k=1}^N x_k^2 - \left(\sum_{k=1}^N x_k \right)^2}$$

$$(**) \begin{cases} S_{xy}^2 = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (y_k - \bar{y})(x_k - \bar{x}) \\ S_{xx}^2 = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (x_k - \bar{x})^2 \end{cases}$$

$$a_1 \checkmark \Rightarrow a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{x} \checkmark$$

- بار بار منحنی های غیر خطی، اگر بتوانیم رابطه غیر خطی را به شکل خطی تبدیل کنیم، استفاده از فرمول های زیر ساده تر خواهد بود.

اسکان پذیر است:

الف) غیر منحنی کالیبراسیون نشان از داده ها (a, b مجهول) $y = ax^b$

$$\rightarrow \log y_k = \log a + b \log x_k \quad k=1, 2, \dots, N$$

$$\rightarrow \begin{bmatrix} 1 & \log x_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & \log x_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log a \\ b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log y_1 \\ \vdots \\ \log y_N \end{bmatrix}$$

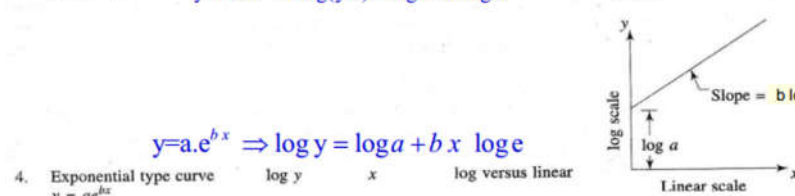
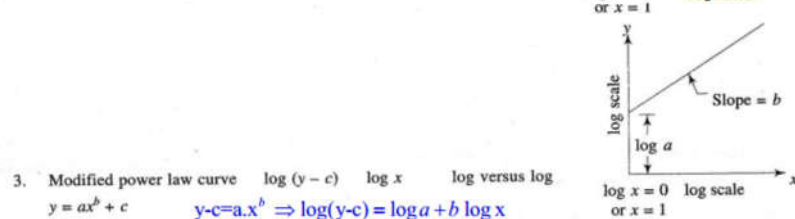
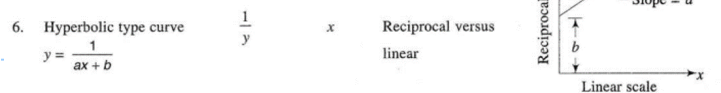
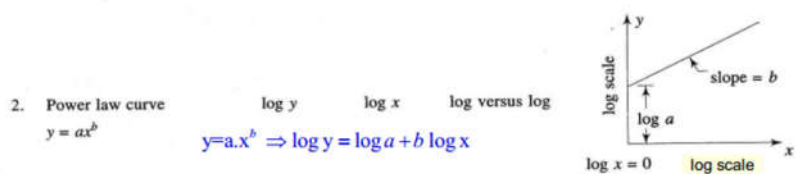
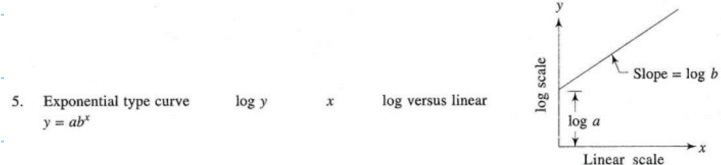
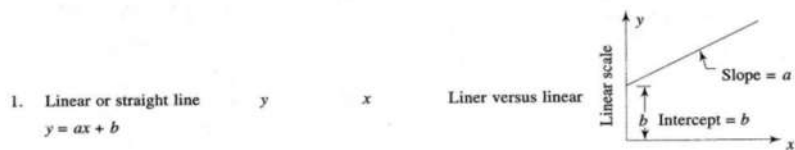
ب) غیر منحنی کالیبراسیون نمای از داده ها: $y = a \cdot b^x$

$$\rightarrow \log y_k = \log a + x_k \cdot \log b \quad k=1, 2, \dots, N$$

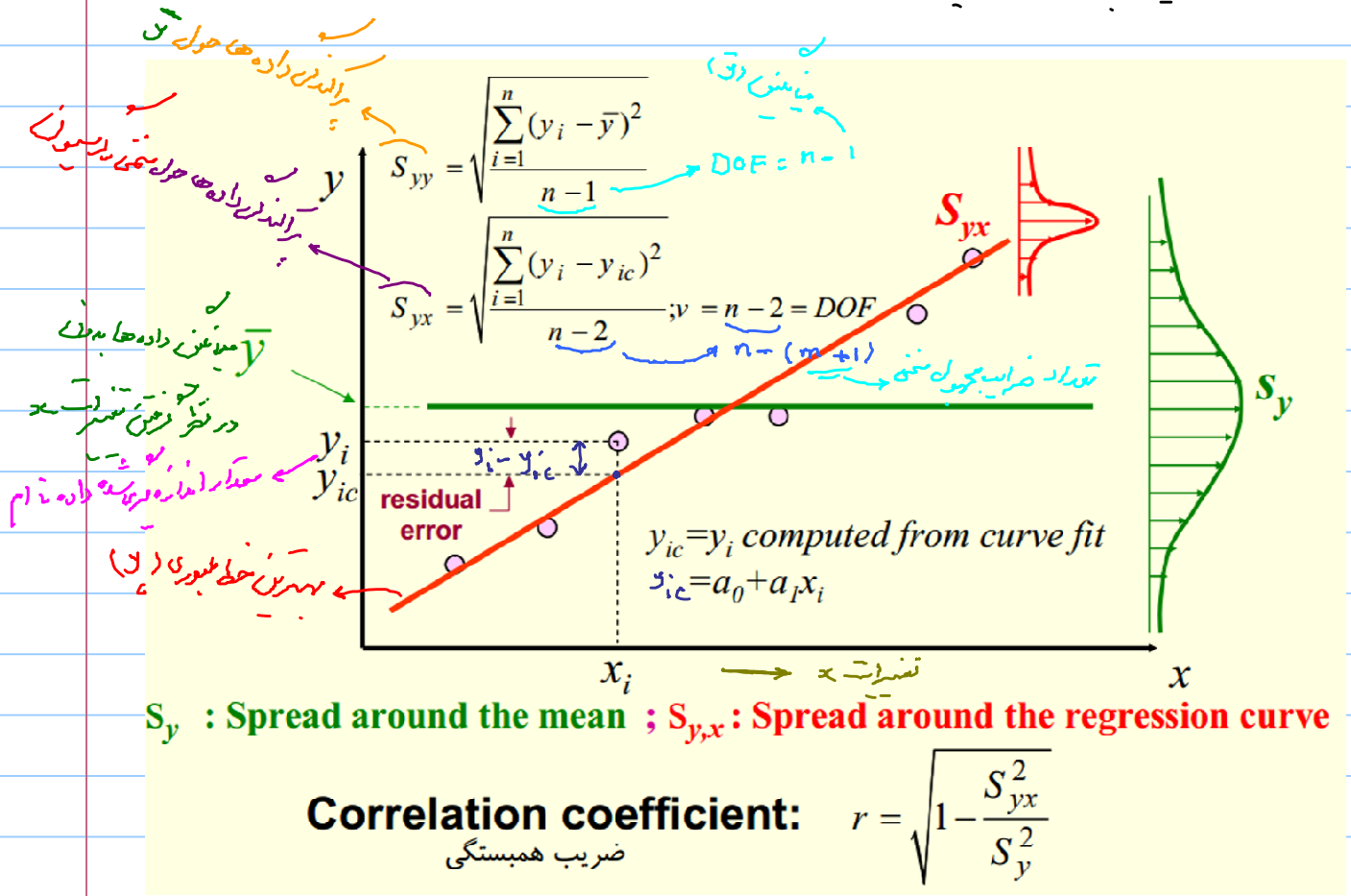
$$\rightarrow \begin{bmatrix} 1 & x_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log a \\ \log b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log y_1 \\ \vdots \\ \log y_N \end{bmatrix}$$

| Sl. No. | Type of curve and its governing equation | Ordinate | Abscissa | Recommended graph paper | Graphical representation showing slope and intercept parameter |
|---------|--|----------|----------|-------------------------|--|
|---------|--|----------|----------|-------------------------|--|

(Contd.)



انحراف معیار برای خط درستی:



S_{yx} - معرف برآوردی / انحراف معیار داده‌ها حول خطی درستی است که در آن **بازه دقت** بزرگ است.

(precision interval) خطای تصادفی استاندارد بزرگ یا **بازه اطمینان** بزرگ (confidence interval) هم نشانه می‌شود.

احتمال اینکه نردج داده (x_k, y_k) در بازه $y_c \pm t_{v,p} \frac{S_{yx}}{\sqrt{N}}$ قرار نگیرد $P\%$ باشد.

احتمال $P\%$ $y = y_{ck}$ کوچکتر از $t_{v,p} \frac{S_{yx}}{\sqrt{N}}$ باشد.

$(P\%)$ $y_c \pm t_{v,p} \frac{S_{yx}}{\sqrt{N}}$ یعنی درستی و بازه اطمینان بزرگ است، احتمال $P\%$

عدم قطعیت به علت خطای تصادفی در معیار دامنه (بازه درستی) یا احتمال $P\%$

ضریب همبستگی r معیاری از میزان شباهت و انحراف بین دو متغیر است. حد اکثر مقدار آن برابر 1 است و نشان

دهنده آنکه کل میان خود است.

شکل: با توجه داده‌های ارائه شده بهترین رابطه خطی را بین x و y بسازید همچنین

| x (cm) | y (V) |
|--------|-------|
| 1.0 | 1.2 |
| 2.0 | 1.9 |
| 3.0 | 3.2 |
| 4.0 | 4.1 |
| 5.0 | 5.3 |

خطی استاندارد برایش (S_{yx}) و بازه اطمینان ۹۵٪ را بسازید.

$$y_c = a_0 + a_1 x$$

از روابط ارائه شده برای بهترین خط عبوری $\Rightarrow y_c = 1.04x + 0.02$ ، $a_1 = 1.04$ ، $a_0 = 0.02$

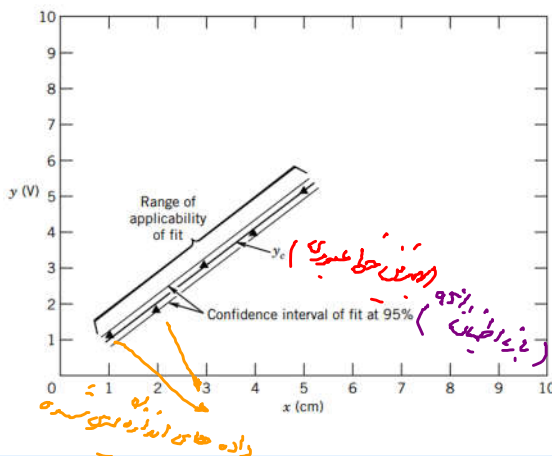
$$S_{yx} = \frac{\sum_{i=1}^5 (y_i - y_{ci})^2}{N-2} \Rightarrow S_{yx} = 0.16$$

$$t_{3,95} \cdot \frac{S_{yx}}{\sqrt{5}} = 0.23$$

بازه اطمینان ۹۵٪ خطی برایش

$$t_{3,95} = 3.18$$

$$\Rightarrow y_c = 1.04x + 0.02 \pm 0.23 \quad (95\%)$$



شکل: با توجه به اندازه‌گیری ولتاژ متناسب با سرعت را به صورت $E = a + bU^m$ جزیی من در حد

توجه به داده‌های ارائه شده، بهترین خطی عبوری و بازه اطمینان ۹۵٪ را بسازید.

| U (m/s) | E (V) |
|---------|-------|
| 0.0 | 3.19 |
| 10.0 | 3.99 |
| 20.0 | 4.30 |
| 30.0 | 4.48 |
| 40.0 | 4.65 |

تخمین: a, b, m

در سرعت $U = 0$ ، ولتاژ اندازه گیری شده 3.19 است. بنابراین $a = 3.19$.

$$E = a + b U^m \quad \xrightarrow{\text{تبدیل به خط مستقیم}} \quad \log(E-a) = \log b + m \log U$$

Y
B
X

$N = 4$ داده

| U | Y = log(E-a) | X = log U | $E_i - E_{ci}$ |
|------|--------------|-----------|----------------|
| 0.0 | — | — | 0.0 |
| 10.0 | -0.097 | 1.000 | -0.01 |
| 20.0 | 0.045 | 1.301 | 0.02 |
| 30.0 | 0.111 | 1.477 | 0.0 |
| 40.0 | 0.164 | 1.602 | -0.01 |

از رابطه \Rightarrow

$$\begin{cases} B = \log b = -0.525 \\ m = 0.43 \end{cases} \Rightarrow Y = 0.43X - 0.525$$

$$s_{yx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^4 (Y_i - Y_{ci})^2}{4-2}} = 0.007 \Rightarrow t_{2,95} \cdot \frac{s_{yx}}{\sqrt{N}} = 0.015$$

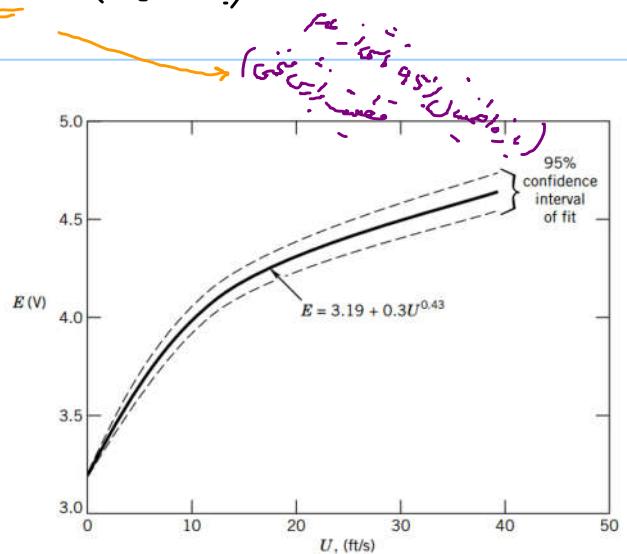
$t_{2,95} = 4.30$ (از جدول 95% اطمینان)
 $4-2=2$

$$\Rightarrow Y = 0.43 X - 0.525 \pm 0.015 \quad (P = 95\%)$$

$$\log(E-a) = \log b + m \log U$$

$$E = a + b \cdot U^m$$

$$\Rightarrow E = 3.19 + 0.30 U^{0.43}$$



* انتشار خطا (Uncertainty Propagation) در کمیت‌های وابسته

خواهیم خطا در کمیت وابسته (dependent) y را در اثر خطا در متغیرهای مستقل (independent)

x_i محاسبه کنیم: (مثال: دانستن اختلاف سطح استخر بر پایه ارتفاع و عمق)

$$\Delta y = f(x_1 + \delta x_1, x_2 + \delta x_2, \dots, x_n + \delta x_n) - f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$\Delta y = \sum_{i=1}^n \frac{\partial f}{\partial x_i} \delta x_i \Rightarrow \Delta y \leq \sum_{i=1}^n \left| \frac{\partial f}{\partial x_i} \delta x_i \right|$$

مربوط به نشان دادن ابعاد معیار و راجع به عدم قطعیت‌ها / ایزات معیارهای x_i بر مبنای زیادت

$$\sigma_y = \left(\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 \sigma_{x_i}^2 \right)^{1/2}$$

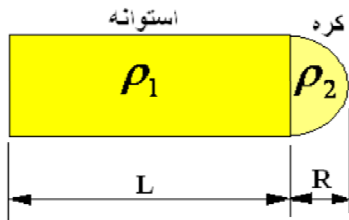
ممنون است در طراحی‌ها بخواهیم که حد خطا روی x_i ‌ها را به گونه‌ای تعیین کنیم که خطا روی y از میزان

$$|\Delta y|_{\max} = \sum_{i=1}^n \left| \frac{\partial f}{\partial x_i} \right| |\delta x_i| \leq \delta y_D \Rightarrow |\delta x_i| \leq \frac{\delta y_D}{n \left| \frac{\partial f}{\partial x_i} \right|}$$

$$|\sigma_y|_{\max}^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 \sigma_{x_i}^2 \leq \sigma_{y_D}^2 \Rightarrow \sigma_{x_i} \leq \frac{\sigma_{y_D}}{\sqrt{n} \left| \frac{\partial f}{\partial x_i} \right|}$$

در روابط جبری نیز عدم قطعیت‌ها، δx_i ‌ها هم می‌تواند به سطح اطمینان (P) استناد کنند

مثال: در سطح زیر، جرم جسم و میزان عدم اطمینان آن را محاسبه کنید.



$$L = 100 \pm 0.1 \text{ cm} \quad \rho_1 = 3.5 \pm 0.1 \text{ g/cm}^3$$

$$R = 4 \pm 0.05 \text{ cm} \quad \rho_2 = 2.5 \pm 0.05 \text{ g/cm}^3$$

$\bar{M} = ?$, $\delta M = ?$

$$M_{\text{جسم}} = \rho_1 (\pi R^2) L + \rho_2 \left(\frac{2}{3} \pi R^3 \right) = f(\rho_1, R, L, \rho_2)$$

مثال: $\delta M = (\pi \bar{R}^2) \bar{L} \delta \rho_1 + \bar{\rho}_1 (\pi \bar{R}^2) \delta L + 2 \bar{\rho}_1 (\pi \bar{R} \delta R) \bar{L} + \frac{2}{3} \pi \bar{R}^3 \delta \rho_2 + 2 \bar{\rho}_2 \pi \bar{R}^2 \delta R$

$$\Rightarrow \sigma_M = \left(\left((\pi \bar{R}^2) \bar{L} \right)^2 \sigma_{\rho_1}^2 + \left(\bar{\rho}_1 (\pi \bar{R}^2) \right)^2 \sigma_L^2 + \left(\frac{2}{3} \pi \bar{R}^3 \right)^2 \sigma_{\rho_2}^2 + \left(2 \bar{\rho}_2 \pi \bar{R}^2 + 2 \bar{\rho}_1 (\pi \bar{R}) \bar{L} \right)^2 \sigma_R^2 \right)^{1/2}$$

جابجایی داده در جدول

$$\bar{M} = 2094.4 \text{ g} , \quad \delta M = 77.97 \text{ g}$$

مثال: قطر مخروطی شافت و بیش تا مان آن به صورت زیر داده شده است:

$$\bar{D}_s = 31 \text{ mm} , \quad \sigma_s = 0.04 \text{ mm} \rightarrow \text{Shaft diameter \& SD}$$

$$\bar{D}_h = 31.1 \text{ mm} , \quad \sigma_h = 0.03 \text{ mm} \rightarrow \text{hub diameter \& SD}$$

در صورتی که لیس ($C = D_h - D_s$) مجاز در بازه 0.03 تا 0.18 سلیم باشد، حد در حد است.

شافت ها و لیس ها مناسب نبوده و باید برکت بچونند؟

$$\text{Clearance} = C = D_h - D_s = f(D_h, D_s)$$

$$\bar{C} = \bar{D}_h - \bar{D}_s \Rightarrow \bar{C} = 0.1 \text{ mm}$$

$$\sigma_C = \left(\left(\frac{\partial C}{\partial D_h} \cdot \sigma_{D_h} \right)^2 + \left(\frac{\partial C}{\partial D_s} \cdot \sigma_{D_s} \right)^2 \right)^{1/2} \Rightarrow \sigma_C = 0.05 \text{ mm}$$

احتمال رسیدن به قیمت شافت در بیش در محدوده مناسب باشد :

نوع توزیع نرمال

$$P(0.03 < C < 0.18) = P\left(\frac{0.03 - 0.1}{0.05} < \frac{C - \bar{C}}{\sigma_C} < \frac{0.18 - 0.1}{0.05}\right)$$

محاسبه Z
Z

$$= P(-1.4 < Z < 1.6) = \Phi(1.6) - \Phi(-1.4) = 0.8644$$

0.9452
0.9192

شماره پس احتمال ایند به حسب شافت در بیش مناسب باشد، عددی است از

$$1 - P(0.03 < C < 0.18) = 1 - 0.8644 = 13.6\%$$

