معیارهای مرکزیت دادهها ـ

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$
 (mean) میانگین

## ً معیارهای پراکندگی دادهها –

$$R = max - min$$
 دامنه تغییرات

$$MAD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left| x_i - \bar{x} \right|$$
 میانگین قدر مطلق انحراف از میانگین

$$MSD = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2 rac{f_i}{n}$$
میانگین مربع انحراف از میانگین

$$RMSD = \sqrt{rac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-ar{x})^2}$$
 جذر میانگین مربع انحراف از میانگین

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

$$\sigma = \sqrt{rac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n (x_i - ar{x})^2}$$
 انحراف معیار

متغیر تصادفی پیوستهR=n

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx$$
 (pdf) تابع چگالی احتمال

 $\mathbb{E}[X] = \sum_{x} x f(x)$  میانگین/امید ریاضی

f(x) = P(X = x) (pmf) تابع جرمی احتمال

$$f(x) \ge 0, \quad \forall x, \qquad \int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$$

 $f(x) \ge 0 \quad \forall x \in X, \qquad \sum f(x) = 1$ 

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt$$
 (cdf) تابع توزیع جمعی

 $F(x) = P(X \le x) = \sum_{k \le x} f(k)$  (cdf) تابع توزیع جمعی

$$\mathbb{E}[X] = \int_{-\infty}^{\infty} X f(X) dx$$
 میانگین/امید ریاضی •

$$Var(X)=\sigma^2=\int_{-\infty}^{\infty}(x-\mu)^2f(x)dx=\mathbb{E}[X^2]-\left(\mathbb{E}[X]\right)^2$$
 واریانس

 $Var(X) = \sigma^2 = \sum_x (x - \mu)^2 f(x) = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2$  واریانس

# دو متغیر تصادفی

متغير تصادفي گسسته

- $\mathbb{E}[aX + bY + c] = a\mathbb{E}[X] + b\mathbb{E}[Y] + c$
- $Var(aX + bY + c) = a^2Var(X) + b^2Var(Y) + 2abCov(X, Y)$
- $Cov(X, Y) = \mathbb{E}[(X \mathbb{E}[X])(Y \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[XY] \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$

#### تابع احتمال شرطى

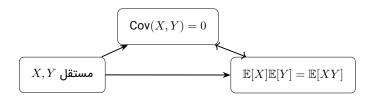
$$p(x,y) = \frac{p(x,y)}{p(y)}$$
  $\mathbb{E}[X|Y=y] = \sum_{x} xp(x,y)$ 

استقلال

$$Pr(X = x, Y = y) = Pr(X = x).Pr(Y = y)$$

کوواریانس معیاری برای ارتباط دو متغیر تصادفی

غیرهمراستا 
$$X,Y:Cov(X,Y)<0$$
 همراستا  $X,Y:Cov(X,Y)>0$ 



\_(احتمال)

- وقوع یکی از پیشامدها روی دیگری تاثیر ندارد
  - $P(A \cap B) = P(A)P(B)$  •
- P(A|B) = P(A) or P(B|A) = P(B).
- $P(A|B) = P(A|\bar{B})$  or  $P(B|A) = P(B|\bar{A})$ .

احتمال شرطى:

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$
 •

$$P(A \cap B) = P(B) \times P(A|B) = P(A) \times P(B|A)$$
.

$$P(A_i|B) = rac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)}$$
 قانون بيز:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & a \le x \le b \\ 1 & x > b \end{cases}$$

$$\begin{array}{l} \mu = E(X) = \frac{1}{\lambda} \\ \sigma^2 = Var(X) = \frac{1}{\lambda^2} \end{array}$$

<u>cdf</u>

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x \ge 0\\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

pdf

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \le x \le b \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

 $X \sim Exp(\lambda)$  : (Exponential) توزیع نمایی میانگین: واریانس:

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \ge 0\\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

وزیع نرمال 🗕

 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  توزیع نرمال

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2/2}$$

 $z=rac{X-\mu}{\sigma}$  و  $Z\sim N(0,1)$  نرمال استاندارد

$$p(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}$$

- . تقریبا 68% دادهها در فاصله  $\sigma$  میانگین اند.
- . تقریبا 95% دادهها در فاصله  $2\sigma$  میانگین اند.
- . تقریبا 99.7% دادهها در فاصله  $3\sigma$  میانگین اند.

# [قضیه حد مرکزی (CLT) -

اگر  $X_1, X_2, X_1, \dots$  نمونه تصادفی از یک جامعه/توزیع با میانگین  $\mu$  و واریانس  $\sigma^2$  باشند، برای n به اندازه بزرگ ( $n \geq 20$ ) آنگاه:

$$\overline{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

این قضیه در مورد جمع نمونهها نیز برقرار است:

$$T = X_1 + X_2 + \dots + X_n = n\overline{X}$$
  $T \sim N(n\mu, n\sigma^2)$ 

جمع و میانگین متغیر تصادفیهای مستقل 🗕

جمع

میانگین

$$Y = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n$$

$$\mathbb{E}[Y] = \sum_{i=1}^{n} a_i \mathbb{E}[X_i] \qquad Var(Y) = \sum_{i=1}^{n} a_i^2 Var(X_i)$$

 $\overline{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{2}$ 

$$\mathbb{E}[\overline{X}] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E}[X_i] \qquad Var(\overline{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^{n} Var(X_i)$$

اعمال تابع

$$\mathbb{E}[g(X)] = \sum_{x} g(x)p(x) \quad \mathbb{E}[g(X,Y)] = \sum_{x} g(x,y)p(x,y)$$

## بیشینه و کمینه متغیرهای تصادفی مستقل

\*برای متغیر تصادفی  $X_i$ ، cdf را با  $F_{X_i}(x)$  و pdf را با  $f_{X_i}(x)$  نشان میدهیم $V = max\{X_1,X_2,...,X_n\}$  بیشینه

$$F_V(v) = P(V \le v) = P(X_1 \le v, X_2 \le v, ..., X_n \le v)$$

$$= P(X_1 \le v)P(X_2 \le v)...P(X_n \le v) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(v)$$

$$f_V(v) = F'_V(v) = \frac{d}{dv}F_V(v)$$

 $(U = min\{X_1, X_2, ..., X_n\})$  کمینه

$$F_U(u) = P(U \le u) = 1 - P(U > u) = 1 - P(X_1 > u, X_2 > u, ..., X_n > u)$$

$$= 1 - P(X_1 > u)P(X_2 > u)...P(X_n > u)$$

$$= 1 - \prod_{i=1}^{n} [1 - F_{X_i}(u)]$$

$$f_U(u) = \frac{d}{du} F_U(u)$$

## $\{t-student$ توزیع

فقط برای نمونههای با اندازه کوچک که  $\sigma$  نامعلوم است استفاده میشود. همچنین جامعه باید نرمال باشد.

# نمونهگیری ٔ

- با جاگذاری: نمونه مستقل
- بدون جاگذاری: نمونه وابسته. واریانس از با جاگذاری کمتر است. با نمونه کمتری میتوان با برا تخمین زد  $\mu$ 
  - نمونهگیری نسبتا کوچک از جامعه بزرگ: فرقی بین با/بدون جاگذاری نیست

$$\mu_{\bar{X}} = \mu \qquad \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

بدون جاگذاری

$$Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \frac{m-n}{m-1} \xrightarrow{m \to \infty} Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

- به (m-n)/(m-1) ضریب کاهش گویند
  - اگر n=1، ضریب کاهش برابر ۱n=1
- اگر  $m\gg n$  میتوان نمونهها را مستقل گرفت. (فرقی بین با/بدون جاگذاری نیست) •

نمونهگیری از جامعه برنولی

$$P = \frac{\sum X_i}{n}$$
  $P \sim \mathcal{N}\left(\pi, \frac{\pi(1-\pi)}{n}\right)$ 

## تفاضل میانگین دو جامعه

 $\mu_1 - \mu_2$  با فرض برابری واریانس دو جامعه، تخمینگر واریانس جامعه

$$s_p^2 = \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} \left[ \sum_{i=1}^{n_1} (x_{i1} - \bar{x}_1)^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (x_{i2} - \bar{x}_2)^2 \right]$$

 $: \mu_1 - \mu_2$  بازه اطمینان برای

$$(\overline{x}_1 - \overline{x}_2) \pm t_{(n_1 + n_2 - 2)}^{\frac{\alpha}{2}} s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

جامعه برنولی برای n بزرگ:

$$\pi_1 - \pi_2 = P_1 - P_2 \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{P_1(1 - P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1 - P_2)}{n_2}}$$

### متغیر تصادفی برنولی و دوجملهای

برنولي

فضای نمونه دو حالته.

$$Pr(Success) = p, \quad Pr(Failure) = 1 - p$$

توزیع برنولی:

 $X \sim Bernoulli(p)$ 

pmf: 
$$P(X = x) = p^x (1 - p)^{1 - x}, \quad x = 0, 1$$

$$\mu=\mathbb{E}[X]=p$$
 :میانگین $\sigma^2=Var(X)=p(1-p)$  :واریانس

#### دوجملهای

n متغیر تصادفی دوجملهای X، تعداد موفقیتها در n تلاش مستقل که همه موفقیتها، احتمال برابر p دارند.

توزیع دوجملهای:

 $X \sim Bin(n, p)$ 

pmf 
$$P(X = x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

cdf 
$$P(X \le x) = \sum_{i=0}^{x} {n \choose i} p^{i} (1-p)^{n-i}$$

$$\mu = \mathbb{E}[X] = np$$
 :میانگین 
$$\sigma^2 = Var(X) = np(1-p)$$
 :واریانس

## تخمين نرمال توزيع دوجملهاي

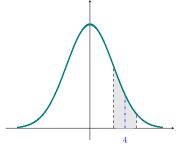
 $n(1-p) \geq 5$  و با تصحیح پیوستگی، داشته باشیم  $p \geq n$  و  $x \sim n(1-p)$ ، آنگاه :

$$X \sim N(np, np(1-p)), approx.$$

# اصلاح پیوستگی

Xاگر X پیوسته و X گسسته باشد:

- $P(X > 4) = P(X \ge 5) = P(Y \ge 4.5)$
- $P(X \ge 4) = P(Y \ge 3.5)$
- $P(X < 4) = P(X \le 3) = P(Y \le 3.5)$
- $P(X \le 4) = P(Y \le 4.5)$
- $P(X = 4) = P(3.5 \le Y \le 4.5)$



# بازه اطمینان

 $(1-\alpha)$ % بازه اطمینان

- $\overline{x}\pm z_{rac{lpha}{2}rac{\sigma}{\sqrt{n}}}$  معلوم:  $\sigma^2$  •
- $\overline{x}\pm t_{(n-1)}^{rac{lpha}{2}} rac{s}{\sqrt{n}}$  نامعلوم:  $\sigma^2$  •

- باور عمومی. چیزی که میخواهیم در برابر آن بجنگیم  $\cdot$
- . مشاهده ما. ادعای ما. چیزی که تلاش میکنیم اثبات کنیم $H_1$  •

در آزمون فرض، صرفا با مقایسه دو فرضیه، درستی یا نادرستی  $H_0$  را بررسی میکنیم. انواع خطا

- $Pr(H_0 \mathbf{X}|H_0)$  : رد  $H_0$  به شرط درستی  $H_0$  یا به عبارتی: lpha اول lpha
- $Pr(H_0 \checkmark | H_1)$  : خطای نوع دوم  $H_0$  : پذیرفتن  $H_0$  به شرط نادرستی  $H_0$  یا به عبارتی:  $\theta$

در خطای نوع اول دخیل نیست.  $H_1$ 

خطای نوع اول، علاوه بر  $H_0$  به اندازه نمونه نیز بستگی دارد.

. دارند (trade-off) دارند (و دوم، رفتار الاکلنگی

خطای مهمتری از eta است. مثال قاضی lpha

با افزایش اندازه نمونه، lpha کاهش مییابد.

تابع قدرت: مقدار  $\beta-1$  را قدرت تست و برای فرضیات مرکب، تابع قدرت گوییم. دوست داریم  $H_1$  را بپذیریم. پس دوست داریم  $\alpha$  کم و قدرت تست بالا داشته باشیم.

#### :p-value

کمترین احتمال خطای نوع اول که آماره آزمون موجب رد فرض صفر شود، به شرط آنکه فرض صفر  $p-value=Pr(X>x|H_0)$  صحیح باشد:

باشد  $H_0$  قابل پذیرش  $\iff$  بازه اطمینان شامل  $H_0$ 

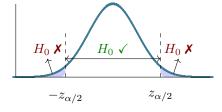
 $\alpha > p - value \Rightarrow \mathsf{reject}\ H_0$ 

بازه اطمینان، مجموعهای از فرضهای قابل قبول است.

#### Rejection Rules:

Consider test statistic z, and significance value  $\alpha$ .

- Lower-tail test: Reject  $H_o$  if  $z \leq z_{\alpha}$
- Upper-tail test: Reject  $H_o$  if  $z \geq z_{\alpha}$
- Two-tail test: Reject  $H_o$  if  $|z| \geq z_{\frac{\alpha}{2}}$



تخمینگر نقطهای -

محک

اوريبى

$$B_{\hat{\theta}} = \mathbb{E}[\hat{\theta}] - \theta$$

اوریبی صفر، تخمینگر خوب

• کارایی

کارایی  $\hat{\theta}$  نسبت به  $\hat{\theta}$ :

$$\frac{Var(\hat{\hat{\theta}})}{Var(\hat{\theta})}$$

برای اوریبها:

$$\frac{\mathbb{E}[\hat{\hat{\theta}} - \theta]^2}{\mathbb{E}[\hat{\theta} - \theta]^2}$$

تخمینگر کارا، بهترین تخمینگر

• سازگاری

$$\lim_{n\to\infty}\mathbb{E}[(\hat{\theta}-\theta)^2]=0\iff B_{\hat{\theta}}^2\to 0,\quad \operatorname{Var}(\hat{\theta})\to 0$$

در $\infty \to n$  سازگاری بهترین معیار و در n کوچک، اوریبی.

#### انتخاب

- MME عملی که قرار است روی جامعه انجام شود، روی نمونه انجام بده.
  - MLE •

$$Pr(X_i = x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n F(X_i = x_i; \theta) := L(\theta)$$

را بیشینه کن  $L(\theta)$ 

# رگرسیون+)-

سریهای زمانی:

بررسی روند تغییر یک پارامتر در طول بازه زمانی. روشهای تصحیح دادهها:

- متغیر کمکی dummy با مقادیر گسسته
- تصحیح فصلی با میانگینگیری. مناسب دادههای periodic

قضیه گاوس-مارکوف: در کلاس تخمینگرهای خطی نااوریب برای lpha,eta کمترین مجموع مربعات، کمترین واریانس را دارد.

رگرسیون خطی سادہ 🗕

كمترين مجموع مربعات:

$$\underset{\alpha,\beta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \left(y_i - (bx_i + a)\right)^2 \Rightarrow a = \overline{Y} \qquad b = \frac{\sum Y_i x_i}{\sum x_i^2}$$

مدلسازی:

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \sim \hat{Y}_i = a + bx_i \quad d.f = n - 2$$

ها متغیرتصادفی مستقلند $Y_i$ 

بازه اطمینان:

$$\beta = b \pm t_{0.025}^{(n-2)} \frac{s}{\sqrt{\sum x_i^2}} \qquad \alpha = a \pm t_{0.025}^{(n-2)} \frac{s}{\sqrt{n}}$$

بازه اطمینان پیشبینی:

$$Y_0 = \hat{Y}_0 \pm t_{0.025}^{(n-2)} s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{x_0^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} + 1}$$

﴿رگرسيون چندگانه ﴾

مدلسازی:

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma z_i + \varepsilon_i \sim \hat{Y}_i = a + bx_i + cz_i$$
  $d.f = n - 3$ 

كمترين مجموع مربعات:

$$\underset{\alpha,\beta,\gamma}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \left(y_i - (a + bx_i + cz_i)\right)^2 \Rightarrow a = \overline{Y} \qquad \begin{cases} \sum Y_i x_i = b \sum x_i^2 + c \sum x_i z_i \\ \sum Y_i z_i = b \sum x_i z_i + c \sum z_i^2 \end{cases}$$

همخطی چندگانه (multicollinearity): یک بعد را از دست میدهیم! وقتی یکی از پارامترها ضریب دیگری باشد یا ارتباط خطی داشته باشند اتفاق میافتد.

- رگرسیون استاندارد: رگرسیون با متغیرهای عددی
  - dummy رگرسیون با متغیرهای : ANOVA •
  - ANOCOVA : رگرسیون استاندارد + ANOCOVA

raignt II ( ) E

اگر F نزدیک ۱ باشد،  $H_0$  را میپذیریم.

آمار و کاربرد آن بهار ۱۴۰۲ دکتر جواد ابراهیمی پیکس dummy میانگین. مساله رگرسیون خطی با متغیرهای تماما r

تعداد جامعهها

n تعداد نمونههای هر جامعه

 $s_i^2$  انحراف معيار نمونه i-ام

 $ar{x}_i = rac{1}{n} \sum x_i$  میانگین نمونه i-ام

 $ar{ar{x}} = rac{1}{r} \sum ar{x}_i$  میانگین میانگین

 $s_{ar{X}_i}^2=rac{1}{r-1}\sum (ar{x}_i-ar{ar{x}})^2$  واریانس  $ar{X}_i$ ها

 $s_p^2 = rac{1}{r} \sum^r s_i^2$  میانگین واریانسها  $s_p^2 = rac{1}{r} \sum^r s_i^2$ 

 $F = \frac{ns_{\bar{x}}^2}{s_n^2} = \frac{Explained\ Var}{Unexplained\ Var}$ 

### فرضیات:

- برای هر جامعه، متغیر مورد نظر، توزیع نرمال دارد.
- .تسا  $\sigma^2$  برابر همه جوامع برابر  $\sigma^2$  است.
  - مشاهدات مستقلند

آزمون فرض:

 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_r$  $H_1: \mu_i \neq \mu_j \text{ for } i \neq j$ 

بازه اطمينان همزمان

$$\sum C_i \mu_i = \sum C_i \bar{X}_i \pm \sqrt{F_{0.05}} s_p \sqrt{\frac{(r-1)(\sum C_i^2)}{n}}, \qquad \sum C_i = 0$$

The ANOVA Table:

F-ratio	Mean Square	Sum of Squares	df	Variation of Source
MSSr MSSu	$\frac{\operatorname{SSr}}{r-1}$ = MSSr	SSr	r-1	Explained
	$\frac{\frac{SSr}{r-1}}{\frac{SSu}{r(n-1)}} = MSSu$	SSu	r(n-1)	Unexplained
	. ()	SST	nr-1	Total

**Test Statistic:** 

 $v_1 = df(SSr) = r - 1$  $v_2 = df(SSu) = r(n - 1)$ 

$$F_{obs} = \frac{\text{MSSr}}{\text{MSSu}} \sim F_{v_1,v_2}$$

 $H_0$  آنگاه  $H_0$  رد می شود.  $F_{obs} \geq F_{\alpha,v_1,v_2}$ 

reject  $H_0 \iff F > 1$