t 检验 df=n-1 df 越小尾部越厚　　科恩 d=均值差异/标准差

也可以用处理效应解释的变异百分比来测量效应量 $r^2=\frac{t^2}{t^2+df}$

配对样本 t 检验：用差值分数操作 匹配被试设计 核心是确保每对被试在“用于匹配的变量”上得分完全相同（接近）

独立样本 t 检验：df=df1+df2，是否方差同质？

同质 $s_p^2=\frac{(n_1-1)s_1^2+(n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}$　$t=\frac{(\bar{X}_1-\bar{X}_2)-0}{\sqrt{s_p^2\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)}}$

$estimated\ d=\frac{估计的均值差异}{估计的标准差}=\frac{M_1-M_2}{\sqrt{s_p^2}}$　$r^2=\frac{t^2}{t^2+df}$

不同质 $t=\frac{\overline{X}_1-\overline{X}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}}}$　$df'=\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2/(n_1-1)+\left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2/(n_2-1)}$

Satterthwaite Correction

如何判断 $F=\frac{s_1^2}{s_2^2}>F_{n_1-1,n_2-1,1-\alpha/2}$ 或 $F<F_{n_1-1,n_2-1,\alpha/2}$

$$\left(\bar{x}_1-\bar{x}_2-t_{df',1-\alpha/2}\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}},\bar{x}_1-\bar{x}_2+t_{df',1-\alpha/2}\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}}\right)$$

重复测量设计的主要优势在于通过消除个体差异来减少方差和误差，劣势在于存在顺序效应。

当进行多次同时 t 检验时，一类错误的总概率会在一系列独立假设检验中累积。　$实验wise\ \alpha=1-(1-检验wise\ \alpha)^3$

单因素独立测量方差分析：独立，正态，方差相等

Dftotal=N-1,dfwithin=N-k,dfbetween=k-1

SS_total=SS_between+SS_within F=MSbetween/MSwithin

方差分析效应量用 η²（eta squared）

$$处理条件解释的变异百分比=\frac{组间平方和（SS_{betweentreatments}）}{总平方和（SS_{total}）}$$

事后检验 $Tukey's\ HSD=q\times\sqrt{\frac{MS_{within}}{n}}$ q:组数 k,组内自由度，α　n:每组样本量（HSD 要求所有处理组的样本量相等）

均值差和 HSD 比较，差值大于该值，存在显著差异

Scheffe 检验：$F=\frac{MS'_{between}}{MS_{within}}$　dfbetween=k-1

$SS'_{between}=\sum_{i=1}^{2}n_i(M_i-两组均值的平均值)^2$ 无需各组样本量相等，是一种保守检验，即更难检测到显著差异，犯一类错误的概率更低

重复测量方差分析：剔除了个体差异导致的误差方差

Dfbetweensubjects=n-1 dferror=(n-1)*(k-1)

$$SS_{error}=SS_{withintreatments}-SS_{betweensubjects}$$

用 η^2 表示处理差异解释的变异百分比（剔除个体差异后的变异）：

$F=\frac{MS_{betweentreatments}}{MS_{error}}$

$$\eta^2=\frac{组间平方和（SS_{betweentreatments}）}{总平方和-被试间平方和（SS_{total}-SS_{betweensubjects}）}$$

事后检验：

Tukey HSD

$$\eta^2=\frac{组间平方和（SS_{betweentreatments}）}{组间平方和+误差平方和（SS_{betweentreatments}+SS_{error}）}$$

用误差均方（MS_error）替代组内均方（MS_within）；

查 q 值时，用误差自由度（df_error）替代组内自由度（df_within）。

前提假设：独立，正态，球形性假设（校正：GG）

优势：被试数量少，剔除了个体差异，F 比率增大，更易检测到显著差异。劣势：存在顺序效应，措施被试间平衡设计

双因素独立测量方差分析：前提假设与单因素相同

交互效应：平行有交互效应，不平行无。组间变异=因素 A 变异+因素 B 变异+交互效应变异

DfA=A 的因素水平-1，dfA*B=dfA*dfB=dfbetween-dfA-dfB 简简单主效应：固定一个因素的水平，检验另一个因素的主效应。

简单主效应的事后检验：1.TukeyHSD2. Bonferroni 校正的 t 检验.

校正 α 水平：0.05 除以组数。　$t=\frac{\bar{X}_1-\bar{X}_2}{\sqrt{MS_{误差}\times(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2})}}$

混合设计方差分析：正态、方差同质，球形性。

皮尔逊相关：　$\rho_{xy}=\frac{E[(X-\mu_x)(Y-\mu_y)]}{\sigma_x\sigma_y}=\frac{E(XY)-E(X)E(Y)}{\sigma_x\sigma_y}=\frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}}$

0.1~0.29：小效应，0.3~0.49：中等效应 0.5：大效应

相关不等于因果！相关系数的显著性检验：　$r=\frac{SP}{\sqrt{SSX\times SSY}}$

$t=\frac{r-\rho}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}$　假设条件：随机，连续，正态，独立，无异常值，存在线性效应

df=n-2　$r_s=1-\frac{6\sum D^2}{n(n^2-1)}$　$r_s=1-\frac{6\left(\sum D_i^2+校正项\right)}{n(n^2-1)}$

非参数相关检验：斯皮尔曼相关　$校正项=\sum_j\frac{t_j(t_j^2-1)}{12}$　$\phi=\frac{n_{11}\cdot n_{00}-n_{10}\cdot n_{01}}{\sqrt{n_1\cdot n_0\cdot n_1\cdot n_0}}$

点二列相关（二分+区间/比率）/phi 系数（二分+二分）

线性回归：y=bx+a 残差：实际-估计

1. 斜率估计：　$SP=\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})(y_i-\overline{y})$

$\hat{\beta}=b=\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})(y_i-\overline{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2}=\frac{\sum_{i=1}^{n}x_iy_i-n\overline{x}\overline{y}}{\sum_{i=1}^{n}x_i^2-n\overline{x}^2}=\frac{Cov(x,y)\times n}{SS_x}$　$\hat{\alpha}=a=\overline{y}-b\overline{x}$

SSTOT（总）=SSREG（回归）+SSRES（error）（残差）　$r^2=\frac{SS_{REG}}{SS_{TOT}}$

Dftot=n-1,dfreg=1,dfres=n-2,r 方：回归模型可解释的 Y 变异占总变异的比例，越大解释力越强

可预测变异：$SS_{REG}=r^2SS_Y$（df=1）；

不可预测变异：$SS_{RES}=(1-r^2)SS_Y$（df=n-2）

回归模型的显著性检验：

$F=\frac{MS_{REG}}{MS_{RES}}$　$(df=1,n-2)$　$SS_{error}=(1-r^2)SS_Y$

F=t**2　$标准误=\sqrt{\frac{SS_{RES}}{df}}$

回归的假设条件：

含义：实际 Y 值与预测 Y 值的平均距离。

连续，残差服从正态分布，独立，同方差，无异常，存在线性效应

回归分析的用途：建模与推断（量化关系），预测，假设检验（评估趋势方向的显著性）