# 因子分析

TUTU

## 因子分析基本概念

### ♣ 基本思想:

根据相关性大小把变量分组,使得同组内的变量之间相关性较高,不同组的变量相关性较低。每组变量代表一个基本结构,这个基本结构称为因子。

### ♣ 与其他方法的不同:

- 与回归分析:因子分析中的因子是一个比较抽象的概念,而回归因 子有非常明确的实际意义
- 与主成分分析:主成分分析仅仅是变量变换,而因子分析需要构造 因子模型
  - ▶ 主成分分析:原始变量的线性组合表示新的综合变量,即主成分
  - ▶ 因子分析: 潜在的假想变量和随机影响变量的线性组合表示原始变量

## 因子分析模型

 $\clubsuit$  设  $\boldsymbol{X} = (X_1, X_2, \cdots, X_p)^{\mathrm{T}}$  是 p 维随机向量,则称  $\boldsymbol{X}$  是有  $m(m \leq p)$  个公因子的模型,若  $\boldsymbol{X}$  能表示为

$$X_i = \sum_{j=1}^m a_{ij} f_j + \varepsilon_i, (i = 1, 2, \cdots, p)$$

也可写成矩阵形式:  $X = Af + \varepsilon$ 

 $a_{ij}$  为因子载荷; A 为因子载荷矩阵; f 为公因子向量;  $\epsilon$  为特殊因子向

## 量

- ♣ 因子模型满足:
  - $E(\mathbf{f}) = \mathbf{0}$ ;  $Cov(\mathbf{f}) = \mathbf{I}_m$ ;  $Cov(\mathbf{f}, \boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$
  - $E(\varepsilon) = \mathbf{0}$ ;  $Cov(\varepsilon) = diag(\sigma_1^2, \dots, \sigma_p^2)$
  - $\bullet \ \varepsilon \sim N(0,\sigma_i^2)$

# 参数的统计意义

### ♣ 参数的统计意义:

- $Cov(X_i, f_j) = a_{ij}$  ( $X_i$  在第 j 个公因子上的权)
- 因子载荷不是唯一的
- 变量  $X_i$  的共同度 (对 f 的共同依赖程度):  $h_i^2 = \sum_{j=1}^{n} a_{ij}^2$  (行元素平方和,  $h_i^2$  越大, 模型效果越好)
  - $1 = h_i^2 + \sigma_i^2$ ;  $\hat{\sigma}_i^2 = s_{ii} \sum_{i=1}^m a_{ij}^2$
  - $f_j$  对变量 X 的方差贡献和:  $g_j^2 = \sum_{i=1}^r a_{ij}^2$  (列元素平方和)
  - $f_j$  的方差贡献率:  $\frac{g_j^2}{\sum_{i=1}^p \text{Var}(X_i)}$
  - $f_1, f_2, \cdots, f_m$  的累计方差贡献率:  $\frac{\sum_{j=1}^m g_j^2}{\sum_{i=1}^p \mathrm{Var}(X_i)}$

## 因子载荷矩阵的估计

 $\clubsuit$  设 X 的协差阵  $\Sigma = (s_{ij})_{p \times p}$ (正定) 的特征根  $\lambda_1 \ge \lambda_2 \ge \cdots \ge \lambda_p > 0$ , 对应的正交单位化特征向量为  $e_1, e_2, \cdots, e_n$ , 其中  $e_i = (e_{1i}, e_{2i}, \cdots, e_{ni})^T$ ,取累计贡献率  $\geq 0.85$  的前 m 个公因子 (对应 的因子载荷阵为  $\hat{A}_{n\times m}$ ),则  $\Sigma \approx \hat{A}\hat{A}^{\mathrm{T}} + \Psi_{\epsilon}$ , 其中  $\hat{A} = (\sqrt{\lambda_1} e_1, \sqrt{\lambda_2} e_2, \cdots, \sqrt{\lambda_m} e_m),$  $\Psi_{\varepsilon}$  的估计为  $\hat{\Psi}_{\varepsilon} = \operatorname{diag}(\hat{\psi}_{11}, \hat{\psi}_{22}, \cdots, \hat{\psi}_{pp}) = \operatorname{diag}(\sigma_1^2, \cdots, \sigma_n^2),$ 且  $\hat{\sigma}_i = s_{ii} - \sum a_{ij}^2$ 

## 因子旋转

#### ♣ 目的:

使因子载荷阵的结构简化,使载荷矩阵每列或行的元素平方值向 0 和 1 两极分化

### ♣ 旋转方法:

- 正交旋转:由因子载荷矩阵 A 右乘一正交阵而得到,经过旋转后的 新的公因子仍然保持彼此独立的性质;方法:方差最大法和四次方 最大法
- 斜交旋转:放弃了因子之间彼此独立这个限制,可达到更简洁的形式。实际意义也更容易解释

## 因子旋转

### ♣ 方差最大法:

- ① 第一轮旋转,每次取两个,全部配对旋转,变换共需进行 $\frac{m(m-1)}{2}$ 次
  - ▶ 旋转矩阵 $T = \begin{pmatrix} \cos \varphi & -\sin \varphi \\ \sin \varphi & \cos \varphi \end{pmatrix}$ , B = AT
  - ▶ 各列元素方差总和:

$$V = \left[ \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{p} (b_{i1}^2)^2 - \left( \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{p} b_{i1}^2 \right) \right] + \left[ \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{p} (b_{i2}^2)^2 - \left( \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{p} b_{i2}^2 \right) \right]$$
av

- ② 对第一轮旋转所得结果用上述方法继续进行旋转,得到第二轮旋转结果。每一次旋转后,矩阵各列平方的相对方差之和总会比上一次有所增加
- ③ 当总方差的改变不大时,就可以停止旋转

### 因子旋转

### ♣ 四次方最大旋转法:

- 从简化载荷矩阵的行出发,通过旋转初始因子,使每个变量只在一个因子上有较高的载荷,而在其它的因子上尽可能低的载荷
- 使因子载荷矩阵中每一行的因子载荷平方的方差达到最大
- 简化准则:  $\max Q = \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{m} b_{ij}^4$

### ♣ 因子旋转的特征:

- 旋转后因子的共同度没有发生变化
- 旋转后公共因子的方差贡献发生了变化

# 因子得分

♣ 因子得分函数:

$$F_j = \beta_{j1}X_1 + \dots + \beta_{jp}X_p, j = 1, \dots, m$$

- ♣ 回归法估计:
  - $\bullet \ \hat{F}_j = b_j' X$

• 
$$a_{ij} = \operatorname{Cov}(X_i, f_j) = (r_{i1}, r_{i2}, \dots, r_{ip}) \cdot \begin{pmatrix} b_{j1} \\ b_{j2} \\ \vdots \\ b_{jp} \end{pmatrix}$$

- $\bullet Rb_j = a_j \Rightarrow b_j = R^{-1}a_j$
- $\bullet \ F = A^{\mathrm{T}} R^{-1} X$

## 因子分析

- ♣ 因子得分的基本步骤:
  - 选择分析的变量
  - ② 计算所选原始变量的相关系数矩阵
  - 3 提取公共因子
  - 4 因子旋转
  - ⑤ 计算因子得分
  - **⑤** 用因子分析方法进行综合评价: 权为  $\alpha_j = \frac{g_j^2}{p}$

$$F = \alpha_1 F_1 + \alpha_2 F_2 + \dots + \alpha_m F_m$$

## 因子分析 SAS 代码

```
SAS 代码:
/*因子分析,选定5个因子,r=v是方差最大,r=q是四次方最大*/
proc factor data=yourdata method=prin r=v n=5 out=a1 outstat=
   stat1 reorder:
run;
/*计算因子得分*/
data a2:
set a1:
f=(5.6327*factor1+2.7072*factor2+2.2692*factor3+1.3137*factor4
   +1.0431*factor5)/15:
keep f factor1 factor2 factor3 factor4 factor5;
run;
/*按综合因子得分降序排列*/
proc sort data=a2 out=a3;
by descending f;
run;
```