# 第五章 主分层

罗姗姗

北京工商大学 数学与统计学院 因果推断课题组

## 目录

1 不依从问题

2 死亡删失

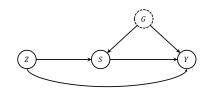
3 替代指标评估

## 后处理混杂变量

- 到目前为止,我们讨论的大多数问题都是调整前处理混杂变量,或处理前协变量。
- 在治疗后 (但在最终结果之前) 发生混杂会对因果推断产生不同的挑战。
- 后处理混杂:一个后处理中间变量 S 位于 Z 到 Y 之间的因果路径上,即 S 发生在 Z 之后,但发生在 Y 之前

$$Z \longrightarrow S \longrightarrow Y$$

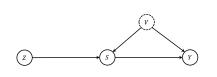
## 主分层框架



$\mathcal{S}_1$	$S_0$	G	Description
1	1	SS	Always-taker
1	0	s <del>s</del>	Complier
0	1	_ss	Defier
0	0	<u>55</u>	Never-taker

- Z: 二值处理变量,Z=1表示接受处理,Z=0表示接受对照
- S: 二值中间变量
- Y: 表示感兴趣的结果变量
- Sz: 表示在接受处理分配 Z=z后的中间变量的潜在结果
- G: 主分层变量, 定义为 G = (S<sub>1</sub>, S<sub>0</sub>).

#### 不依从问题



$S_1$	$S_0$	G	Description
1	1	SS	Always-taker
1	0	SS	Complier
0	1	_ss	Defier
0	0	55	Never-taker

令 Z=1 表示成长于大学附近, Z=0 表示没有成长于大学附近; S=1 表示完成了高中学业, S=0 表示没有. 令 Y 表示对数收入. Angrist et al. (1996) 讨论了依从组上的因果作用的识别性:

$$\mathbb{E}(Y_{S=1} - Y_{S=0} \mid S_1 = S_0 = 1).$$

关于上述参数的识别和估计参考工具变量在单调性假设下的识别性。

4 D > 4 P > 4 E > 4 E > E 990

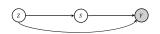
## 目录

1 不依从问题

2 死亡删失

3 替代指标评估

### 死亡删失



$S_1$	$S_0$	G	Description	$Y_1$	$Y_0$
1	1	ss	Always-survivors	✓	✓
1	0	SS	Protected	$\checkmark$	×
0	1	ĪSS	Harmed	×	$\checkmark$
0	0	SS	Doomed	×	×

处理 Z=1 表示接受安慰剂, Z=0 表示接受毒性处理; S=1 表示存活, S=0 表示死亡; Y 是感兴趣的结果变量 (e.g., 体重, 注意 S=0 时所对应的 Y 没有定义).

## 定义及记号

- Z:表示二值的处理变量:Z∈ {1,...,m}
- X:表示处理前协变量
- S:表示生存状态,其中 S=1表示生存,S=0表示死亡
- Y:表示感兴趣的结果变量
- S<sub>z</sub>:表示在接受处理分配 Z=z后的生存状况的潜在结果
- Yz:表示在接受处理分配 Z=z后的潜在结果
- G: 主分层变量, 定义为  $G = (S_0 S_1)$

Assumption 1 (可忽略性)

 $(S_0, S_1, Y_0, Y_1) \perp \!\!\!\perp Z \mid X.$ 

Assumption 2 (单调性)

 $S_1 \geq S_0$  .

## 单调性假设下的主分层变量

$\mathcal{S}_1$	$S_0$	G	Description	$Y_1$	$Y_0$
1	1	ss	Always-survivors	✓	✓
1	0	ss	Protected	$\checkmark$	×
0	0	SS	Doomed	×	×

#### 我们将感兴趣的参数定义为:

$$\Delta = \textit{E}(\textit{Y}_{\textit{Z}=1} - \textit{Y}_{\textit{Z}=0} \mid \textit{G} = \textit{ss}).$$

• 在可忽略性假设及单调性假设下: 主分层的权重  $\pi_g(X) = \operatorname{pr}(G = g \mid X)$  可识别.

$$\begin{aligned} \operatorname{pr}(S = 1 \mid Z = 1, X) &= \operatorname{pr}(S_{Z=1} = 1 \mid X) \\ &= \operatorname{pr}(S_{Z=1} = 1, S_{Z=0} = 1 \mid X) + \operatorname{pr}(S_{Z=1} = 1, S_{Z=0} = 0 \mid X) \\ &= \operatorname{pr}(G = \operatorname{ss} \mid X) + \operatorname{pr}(G = \operatorname{s\overline{s}} \mid X), \\ \operatorname{pr}(S = 1 \mid Z = 0, X) &= \operatorname{pr}(S_{Z=0} = 1 \mid X) \\ &= \operatorname{pr}(S_{Z=0} = 1, S_{Z=1} = 1 \mid X) + \operatorname{pr}(S_{Z=0} = 1, S_{Z=1} = 0 \mid X) \\ &= \operatorname{pr}(G = \operatorname{ss} \mid X) + 0, \\ \operatorname{pr}(S = 0 \mid Z = 1, X) &= \operatorname{pr}(S_{Z=1} = 0 \mid X) \\ &= \operatorname{pr}(S_{Z=0} = 1, S_{Z=1} = 0 \mid X) + \operatorname{pr}(S_{Z=0} = 0, S_{Z=1} = 0 \mid X) \\ &= 0 + \operatorname{pr}(G = \operatorname{\overline{ss}} \mid X). \end{aligned}$$

在 X 的每一层上, 等式左边均可观测, 等式右边有三个未知数, 可识别。

• 在可忽略性假设下:

$$\begin{split} \mu_z = & E(Y_z \mid G = ss) \\ &= E\{\underbrace{E(Y_z \mid G = ss, X)}_{\mu_z(X) = E(Y \mid Z = z, G = ss)} \mid G = ss\} \\ &= E\{\mu_z(X) \mid G = ss\} \\ &= \frac{E\{\mu_z(X) \mathbb{I}(G = ss)\}}{\text{pr}(G = ss)} \\ &= \frac{E[E\{\mu_z(X) \mathbb{I}(G = ss) \mid X\}]}{\text{pr}(G = ss)} \\ &= \frac{E[\mu_z(X) E\{\mathbb{I}(G = ss) \mid X\}]}{\text{pr}(G = ss)} \\ &= \frac{E[\mu_z(X) E\{\mathbb{I}(G = ss) \mid X\}]}{\text{pr}(G = ss)} \\ &= \frac{E\{\mu_z(X) \pi_{ss}(X)\}}{E\{\pi_{ss}(X)\}}, \end{split}$$

其中  $\pi_g(X) = \operatorname{pr}(G = g \mid X)$  是可识别的, 我们只需要证明  $\mu_z(X)$  的可识别性.

我们将感兴趣的参数定义为:

$$\Delta = E(Y_{Z=1} - Y_{Z=0} \mid G = ss)$$

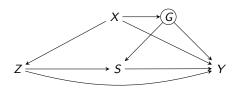
$$= \underbrace{E(Y_{Z=1} \mid G = ss)}_{\mu_1} - \underbrace{E(Y_{Z=0} \mid G = ss)}_{\mu_0}.$$

我们首先说明  $\mu_0$  是可识别的,只需要 E(Y|Z=0,G=ss,X) 的识别性即可

$$\begin{split} \mu_0 &= \frac{E \big\{ \mu_0(X) \pi_{ss}(X) \big\}}{E \big\{ \pi_{ss}(X) \big\}} \\ &= \frac{E \big\{ E(Y \mid Z = 0, G = ss, X) \pi_{ss}(X) \big\}}{E \big\{ \pi_{ss}(X) \big\}} \\ &= \frac{E \big\{ E(Y \mid Z = 0, S = 1, X) \pi_{ss}(X) \big\}}{E \big\{ \pi_{ss}(X) \big\}} \end{split}$$

类似的,关于参数  $\mu_1$ , 我们也只需要证明  $\mu_1(X) = E(Y | Z = 1, G = ss, X)$  的识别性.

### 线形模型下的识别性 |



不失一般性, 我们考虑以下线性模型:

$$E(Y \mid Z = 1, G = g, X = x) = \beta_0 + \beta_{ss} \mathbb{I}(G = ss) + \beta_x X.$$

$$\Rightarrow \textit{E}(\textit{Y} \mid \textit{Z} = 1, \textit{G} = \textit{ss}, \textit{X} = \textit{x}) = \beta_0 + \beta_{\textit{ss}} + \beta_{\textit{x}}\textit{X}.$$

$$\Rightarrow E(Y \mid Z = 1, G = s\bar{s}, X = x) = \beta_0 + \beta_x X.$$



线形模型下的识别性 ||

## 定理1(线性识别)

给定可忽略性、单调性及线性模型假设,因果参数  $\mu_1(X) = E(Y | Z = 1, G = ss, X)$  在一些正则条件下是可识别的.

#### 证明

$$\begin{split} E(Y\mid Z=1,S=1,X) &= E(Y\mid Z=1,S=1,X,G=ss) \mathsf{pr}(G=ss\mid X) \\ &+ E(Y\mid Z=1,S=1,X,G=s\bar{s}) \mathsf{pr}(G=s\bar{s}\mid X) \\ &= (\beta_0+\beta_{ss}+\beta_{s}X) \mathsf{pr}(G=ss\mid X) + (\beta_0+\beta_{s}X) \mathsf{pr}(G=s\bar{s}\mid X) \\ &= \beta_0+\beta_{ss} \mathsf{pr}(G=ss\mid X) + \beta_{s}X \end{split}$$

$$\begin{split} &E(Y \mid Z=1, S=1, X=0) = \beta_0 + \beta_{\rm ss} {\rm pr}(G={\it ss} \mid X=0) + 0 \beta_{\it x} \\ &E(Y \mid Z=1, S=1, X=1) = \beta_0 + \beta_{\rm ss} {\rm pr}(G={\it ss} \mid X=1) + \beta_{\it x}, \\ &E(Y \mid Z=1, S=1, X=2) = \beta_0 + \beta_{\rm ss} {\rm pr}(G={\it ss} \mid X=2) + 2 \beta_{\it x}. \end{split}$$

三个方程,三个未知数,上述参数  $(\beta_0, \beta_{ss}, \beta_x)$  是可识别的.

## 目录

1 不依从问题

2 死亡删失

3 替代指标评估

## 替代指标悖论

- 令 Z 为二值的随机处理, 1 表示接受一种新的处理, 0 表示接受对照处理。
- 5表示心律失常是否纠正, 1表示纠正了, 0表示未纠正。
- Sz 表示接受处理 Z=z情形下是否纠正心律失常的潜在结果。
- Y<sub>sz</sub> 表示在处理 Z=z且心律失常纠正与否 S=s情形下的潜在生存时间。
- 假定处理 Z 对生存时间 Y 的作用完全通过中间变量 S 起作用,对任意的  $s \in \{0,1\}$ ,即

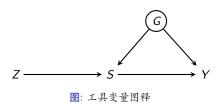
$$Y_{1s} = Y_{0s} = Y_{S=s}$$
.

## 悖论 |

主分层	人数	$S_{Z=0}$	$S_{Z=1}$	$Y_{S=0}$	$Y_{S=1}$	$Y_{Z=0}$	$Y_{Z=1}$
1	20	0	0	3	5	3	3
2	40	0	1	6	7	6	7
3	20	1	0	5	8	8	5
4	20	1	1	9	10	10	10

表: 100 位心律失常患者的总体

## 悖论 ||



因此,当处理 Z 对心律 S 没有个体因果作用  $S_{Z=1}=S_{Z=0}=s$  时,处理 Z 对生存时间 Y 也没有因果作用  $Y_{1s}=Y_{0s}$ ,此时排除约束假设成立,处理 Z 对 Y 没有直接作用,可以由图1所表示。令  $ACE_{Z\to S}=\mathbb{E}(S_{Z=1}-S_{Z=0})$  以及  $ACE_{Z\to Y}=E(Y_{Z=1}-Y_{Z=0})$ 。在随机化假设下,

$$ACE_{Z\to S} = pr(G = s\bar{s}) - pr(G = \bar{s}s) = \frac{40 - 20}{100} = \frac{1}{5} > 0.$$

## 悖论 Ⅲ

我们关于主分层变量 G 进行调整, 可以算出 Z 对 Y 的因果作用

$$\begin{split} \mathsf{ACE}_{Z \to Y} &= \sum_g \mathbb{E}(Y_{Z=1} - Y_{Z=0} \mid \mathit{G} = \mathit{g}) \mathsf{pr}(\mathit{G} = \mathit{g}) \\ &= 0 \cdot \mathsf{pr}(\mathit{G} = \overline{\mathit{ss}}) + 1 \cdot \mathsf{pr}(\mathit{G} = \mathit{s\overline{s}}) - 3 \cdot \mathsf{pr}(\mathit{G} = \overline{\mathit{ss}}) + 0 \cdot \mathsf{pr}(\mathit{G} = \mathit{ss}) \\ &= -\frac{1}{5}. \end{split}$$

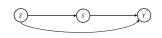
我们关于主分层变量 G进行调整,可以算出 S对 Y的因果作用

$$\begin{aligned} \mathsf{ACE}_{S \to Y} &= \sum_{g} \mathbb{E}(Y_{S=1} - Y_{S=0} \mid G = g) \mathsf{pr}(G = g) \\ &= 2 \cdot \mathsf{pr}(G = \overline{s}\overline{s}) + 1 \cdot \mathsf{pr}(G = s\overline{s}) + 3 \cdot \mathsf{pr}(G = \overline{s}s) + 1 \cdot \mathsf{pr}(G = ss) \\ &= \frac{8}{5}. \end{aligned}$$

## 悖论 IV

- 上面的例子表明了处理 Z 对纠正心律失常 S 有正的因果作用
- 纠正心律失常 S 对寿命 Y 的因果作用也为正
- 但是处理 Z 对寿命 Y 的因果作用却为负。
- 这表明因果作用的统计结论不具有传递性,即变量 Z 能提高变量 S,变量 S 能提高 变量 Y. 但是根据这两个因果结论不能推出变量 Z 能提高变量 Y。

### 替代指标评估 |



$s_1$	$s_0$	G	描述	$E(Y_1 - Y_0 \mid G)$
1	1	ss	causal necessity	0
1	0	ss	causal sufficiency	<b>≠</b> 0
0	1	SS	causal sufficiency	<b>≠</b> 0
0	0	SS	causal necessity	0

- 处理 Z=1表示接受处理, Z=0表示接受对照; S=1表示三年内未复发癌症,
   S=0表示复发; Y=1表示存活, Y=0表示死亡。
- 文献 Frangakis & Rubin (2002) 指出一个好的替代指标应该满足"因果必要性" (causal necessity)
- "因果必要性"是指只要处理变量 Z 对替代指标 S 没有影响,那么 Z 就应该对结果变量 Y 也没有影响,也就是  $ACE_{ss}=0$  和  $ACE_{ss}=0$ ,满足因果必要性的替代指标也常被称为主替代指标(principal surrogate)。

### 替代指标评估 ||

但尽管如此,在更弱的因果必要性及单调性假设下,我们可以建立类似非依从框架下的识别结果(工具变量识别性),即

$$\begin{aligned} \mathsf{ACE}_{Z \to Y} &= \mathsf{ACE}_{Z \to S} \times \mathbb{E}(Y_{S=1} - Y_{S=0} \mid G = ss) \\ &= \mathsf{ACE}_{Z \to S} \times \mathbb{E}(Y_{Z=1} - Y_{Z=0} \mid G = ss), \end{aligned}$$

其中第二个等式成立是因为在依从组上 Z和 S有相同的取值。

• 上式有助于我们利用已有的信息在新数据集下进行替代指标评估。

## 替代指标评估 |||

### 定理 2

在  $(S_{Z=1}, S_{Z=0}, Y_{Z=0}, Y_{Z=1}) \perp Z$ ,替代指标 S 满足因果必要性,及  $ACE_{s\bar{s}} > 0$  时,我们 假设替代指标 S 满足因果必要性,即

- (i) 单调性成立时,  $ACE_{Z\to Y} = ACE_{Z\to S} \times ACE_{s\bar{s}}$ ;
- (ii) 单调性不成立时, 假设  $ACE_{Z\to S}>0$ , 我们可以得到  $ACE_{Z\to Y}$  的上下界: 如果  $ACE_{s\bar{s}}+ACE_{\bar{s}s}\geq 0$ , 则

$$\mathsf{ACE}_{\mathsf{Z} \to \mathsf{S}} \times \mathsf{ACE}_{\mathsf{s}\bar{\mathsf{s}}} \leq \mathsf{ACE}_{\mathsf{Z} \to \mathsf{Y}} \leq \frac{\mathsf{ACE}_{\mathsf{s}\bar{\mathsf{s}}} + \mathsf{ACE}_{\bar{\mathsf{s}}} + \mathsf{ACE}_{\bar{\mathsf{s}}} \times (\mathsf{ACE}_{\mathsf{s}\bar{\mathsf{s}}} - \mathsf{ACE}_{\bar{\mathsf{s}}})}{2}$$

否则

$$\frac{\mathsf{ACE}_{s\bar{s}} + \mathsf{ACE}_{\bar{s}s} + \mathsf{ACE}_{Z \to S} \times (\mathsf{ACE}_{s\bar{s}} - \mathsf{ACE}_{\bar{s}s})}{2} \leq \mathsf{ACE}_{Z \to Y} \leq \mathsf{ACE}_{Z \to S} \times \mathsf{ACE}_{s\bar{s}}.$$

定理2给出了处理对替代指标的作用与处理对结果变量作用之间的关系,从而让我们可以直接用于另一个 Y 未观测时的数据。