交乘项的介绍与应用

任建武 杨雄飞 吴建利

什么是交乘项:

$$Y = \mu + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 D^* X + \beta_4 Z + \epsilon \quad (1)$$

交乘项的作用:

条件边际效应

$$ME_X = \beta_2 + \beta_3 D$$
 (2)
 $ME_D = \beta_1 + \beta_3 X$ (3)
 X
交互作用 $D \longrightarrow Y$

注意事项:

(1) 交乘项的所有构成项通常都需要放入回归中。

$$Y = \mu + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 D^* X + \beta_4 Z + \epsilon \quad (1)$$

特殊情况:

$$Y = \mu + \alpha_1 \mathbf{X} + \alpha_2 \mathbf{X}^* \mathbf{D} + \alpha_3 (\neg \mathbf{X})^* \mathbf{D} + \alpha_4 \mathbf{Z} + \epsilon \quad (1a)$$

- \triangleright (1a) 中,若加入D,存在严重的多重共线性,因为X*D+ (¬ X)*D=D。
- \triangleright 实际上, α_2 α_3 = β_3 。

注意事项:

(2) 构成项的系数不应解释为无条件的边际效应。

$$ME_D = \beta_1 + \beta_3 X \quad (2)$$

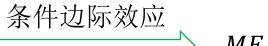
- β_1 : 其他条件不变时, $\mathbf{S}^{\mathbf{X}} = 0$ 时,平均来说, \mathbf{X} 增加一单位, \mathbf{Y} 变化 β_1 个单位。
- ➤ 若X不能等于0,要想使得系数有意义,则可以考虑对变量进行中心化。

中心化问题

$$Y = \mu + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 (X - \bar{X}) D + \epsilon \quad (1b)$$

$$Y = \mu + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 (D - \bar{D}) (X - \bar{X}) + \epsilon \quad (1c)$$

$$Y = \mu + \beta_1 (D - \bar{D}) + \beta_2 (X - \bar{X}) + \beta_3 (D - \bar{D}) (X - \bar{X}) + \epsilon \quad (1d)$$



 $ME_D = \beta_1 + \beta_3 (X - \overline{X}) D$



$$Y = \mu + (\beta_1 - \beta_3 \overline{X}) D + \beta_2 X + \beta_3 X D + \epsilon \quad (1b)$$

$$Y = \mu + \beta_3 \overline{D} \overline{X} + (\beta_1 - \beta_3 \overline{X}) D + (\beta_2 - \beta_3 \overline{D}) X + \beta_3 X D + \epsilon \quad (1c)$$

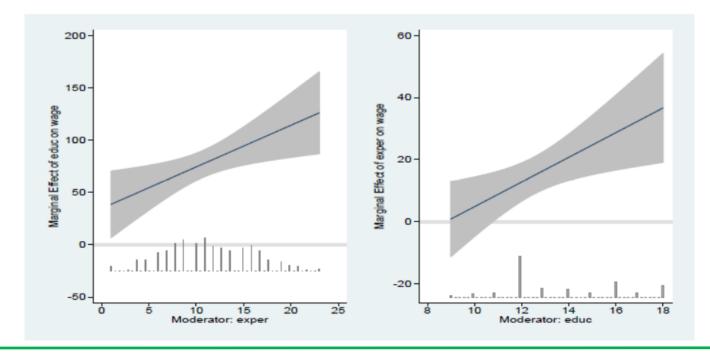
$$Y = \mu + \beta_1 \overline{D} + \beta_2 \overline{X} + \beta_3 \overline{D} \overline{X} + (\beta_1 - \beta_3 \overline{X}) D + (\beta_2 - \beta_3 \overline{D}) X + \beta_3 \overline{X} D + \epsilon \quad (1d)$$

注意事项:

(3) 应计算整体的条件边际效应和置信区间

$$Y = \mu + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 D^* X + \beta_4 Z + \epsilon \quad (1)$$

$$ME_D = \beta_1 + \beta_3 X \quad (2)$$



注意事项:

(4) 隐含的假设: 线性交互作用假设

$$Y = \mu + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 D^* X + \beta_4 Z + \epsilon$$
 (1)

$$ME_D = \beta_1 + \beta_3 X \quad (2)$$

$$\frac{\partial ME_D}{\partial X} = \beta_3$$

线性条件效应

- \triangleright β_3 : 其他条件不变,平均而言,D每增加 一个单位,X对Y的边际效应发生单位变化 B₃个单位。
- \triangleright 实际上,D对X的边际效应的影响,在 X的整个定义域内不变,均为常数。

$$Y = \mu + \beta_1 D + \beta_2 X^2 + \beta_3 D * X^2 + \beta_4 Z + \epsilon$$
 (1e)

$$ME_D = \beta_1 + \beta_3 X^2 \quad (2e)$$

非线性条件效应
$$\frac{\partial ME_D}{\partial X} = 2\beta_3 X$$

 \triangleright D 对 X 的边际效应的影响,在 X 的整 个定义域内是变化的。

注意事项:

- (5) 调节变量的共同支持问题
 - 二值变量的处理效应:

$$Eff (d_1, d_2) = Y (D = d_1 | X, Z) - Y (D = d_2 | X, Z)$$

$$= (\underline{\mu + \eta X + \alpha d_1 + \beta d_1 X}) - (\underline{\mu + \eta X + \alpha d_2 + \beta d_2 X})$$

$$= \underline{\alpha} (d_1 - d_2) + \underline{\beta} (d_1 - d_2) X$$

- ▶ 首先,如果存在非线性或非单调的影响,或者 X 或 D 的分布 有偏,那么线性假设就无法成立。
- ▶ 其次,为了计算处理变量在给定调节变量Xo的边际效应,在任意给定X=Xo,需要满足: (1)有足够数量的样本点,它们的X值接近于Xo。(2)在Xo处的处理变量D是有变化的。
- ➤ 否则,条件边际效应的估计就是以函数形式对没有数据或极少 量数据的区域的过度外推或内插,是脆弱的并且依赖于模型。

注意事项总结:



无论假定是线性或者非线性条件效应:

- ✔ (1) 交乘项的所有构成项都需要放入回归中。
- ✓ (2) 构成项的系数应解释为有条件边际效应。
- ✔ (3) 应计算整体的条件边际效应和置信区间

若假定是线性条件效应:

- ✓ (4) 论证和检验线性条件效应
- ✓ (5) 检验共同支持问题, 在有充分的共同支持的数据区域计算边际效应。

检验线性条件效应假设和共同支持条件:数据可视化

- ▶ 第一步, 将原始数据按 X 进行分组, 画出 Y-D 的散点图。如果 X 是类别变量, 那么直接分组; 如果 X 是连续变量, 那么按照分位数等分成低中高三组。
- ➤ 第二步,检查 Y 与 X 在各组中的关系是否为线性。首先,在散点图上进行线性回归拟合;其次,进行 LOESS 拟合。如果真实模型是线性的,那么两条线应非常接近;反之,当真实模型是非线性的,两条线走势有明显差异。最后,对比同一条拟合线在不同分组中的走势。若走势不同,说明存在潜在的交互项的作用。
- ▶ 第三步,<mark>检验共同支持条件。</mark>在散点图上叠加 X 分布的箱型分布图。散点图本身也提供了 X 分布的信息。如果 X 在数据区间内都有分布而且比较均匀,比如 25 分位点到 75 分位点几乎占据整个区域,那么满足共同支持条件;反之, X 集中在某个区间,在另外的区域数据很少或没有观测值,则不满足共同支持条件。
- ▶ 第四步,<mark>将原始数据按 D进行分组,画出 Y-X 的散点图</mark>,重复上面的步骤......

检验线性条件效应假设和共同支持条件: 统计检验

一、箱体估计:
$$G_1 = \begin{cases} 1 & X < \delta_{1/3} \\ 0 & otherwise \end{cases}, \quad G_2 = \begin{cases} 1 & X \in [\delta_{1/3}, \delta_{2/3}) \\ 0 & otherwise \end{cases}, \quad G_3 = \begin{cases} 1 & X \ge \delta_{2/3} \\ 0 & otherwise \end{cases},$$

$$Y = \sum_{j=1}^{3} \left\{ \mu_j + \alpha_j D + \eta_j (X - x_j) + \beta_j (X - x_j) D \right\} G_j + Z\gamma + \epsilon \qquad ME(x_j) = \alpha_j$$

箱体估计优点:

- (1) 放松了线性交互作用假设。
- (2) 是在调节变量的共同支持处计算的某一点的条件边际效应。
- (3) 任何软件都可估计该方程。
- (4) 它是标准线性交互模型的一种特殊形式,可用于检验线性交 互作用假设。 $ME(x_i) = \alpha_i = \alpha + \beta_i x_i = \alpha + \beta x_i$.

$$\hat{\alpha}_i - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}x_i) \stackrel{p}{\to} 0$$
, $j = 1, 2, 3$,

检验线性交互作用假设和共同支持条件: 统计检验

二、核估计:

$$\left(\hat{\mu}(x_0), \hat{\alpha}(x_0), \hat{\eta}(x_0), \hat{\beta}(x_0), \hat{\gamma}(x_0)\right) = \underset{\tilde{\mu}, \tilde{\alpha}, \tilde{\eta}, \tilde{\beta}, \tilde{\gamma}}{\operatorname{argmin}} L(\tilde{\mu}, \tilde{\alpha}, \tilde{\eta}, \tilde{\beta}, \tilde{\gamma})$$

$$L = \sum_{i}^{N} \left\{ \left[Y_i - \tilde{\mu} - \tilde{\alpha} D_i - \tilde{\eta} (X_i - x_0) - \tilde{\beta} D_i (X_i - x_0) - \tilde{\gamma} Z_i \right]^2 K\left(\frac{X_i - x_0}{h}\right) \right\},$$

非参数方法,可用于非线性交互作用估计

四种类型数据:

第一种:处理变量是二值变量,调节变量是连续变量

$$Y_i = 5 - 4X_i - 9D_i + 3D_iX_i + Z_i + \epsilon_i, \qquad i = 1, 2, \dots, 200.$$

in which Y_i is the outcome for unit i, the moderator is $X_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(3,1)$, $Z_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(3,1)$, and the error term is $\epsilon_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0,4)$. Both samples share the same sets of X_i , Z_i and ϵ_i , but in sample1, the treatment indicator is $D_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} Bernoulli(0.5)$,

第二种:处理变量是连续变量,调节变量是连续变量

the treatment indicator is $D_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(3,1)$

两者都是:
$$ME_D = -9 + 3X$$
.

四种类型数据:

第三种: 非线性条件效应, 处理变量是二值变量, 调节变量是连续变量

$$Y_i = 2.5 - X_i^2 - 5D_i + 2D_i X_i^2 + Z_i + \varepsilon_i, \qquad i = 1, 2, \dots, 200.$$

 Y_i is the outcome, the moderator is $X_i \overset{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{U}(-3,3)$, the treatment indicator is $D_i \overset{\text{i.i.d.}}{\sim} Bernoulli(0.5)$, one covariate is $Z_i \overset{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(3,1)$, and the error term is $\varepsilon_i \overset{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0,4)$. The marginal effect of D on Y therefore is

$$ME_D = -5 + 2X^2.$$

四种类型数据:

第四种: 非线性条件效应, 面板数据, 处理变量是二值变量, 调节变量 是连续变量, 具有固定效应

$$Y_{it} = 2.5 - X_{it}^2 - 5D_{it} + 2D_{it}X_{it}^2 + Z_{it} + \alpha_i + \xi_t + \varepsilon_{it}, \qquad i = 1, 2, \dots, 500.$$

in which $X_{it} \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{U}(-3,3)$, $D_{it} \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} Bernoulli(0.5)$, $Z_{it} \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(3,1)$, $\varepsilon_{it} \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0,4)$, $\alpha_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0,400)$ and $\xi_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0,1)$. The marginal effect of D on Y therefore is the same as in sample3:

$$ME_D = -5 + 2X^2.$$

关于交乘项的简要介绍

吴建利

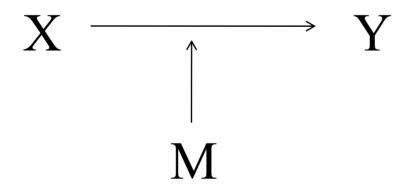
主要内容

- 为什么使用交乘项
- 交乘项的主要类型及解释
- 文献中使用交乘项普遍存在的问题
- 交乘项的局限性
- 交乘项的拓展



➤ 解释变量对被解释变量的影响方向和程度受到某一个变量M的影响

当自变量和因变量的相关很弱,或相关研究的结果不一致时,最好考察调节作用。如性别、家庭社会经济地位。



用公式表达即:

$$Y = aX + bM + cXM + e \qquad (1)$$

a: X的主效应

b: M的主效应

c: M对X与Y关系的调节作用

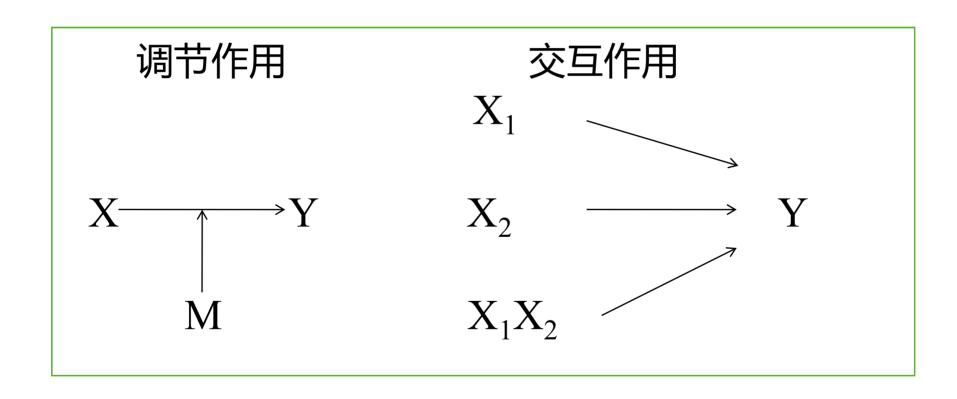
调节变量(M)的定义:

- 如果变量Y与变量X的关系是变量M的 函数,称M为调节变量。
- 调节变量影响自变量和因变量之间关系的方向和/或强度。
- 调节作用描述的是X和Y之间的关系(What is the relationship)。

交互项与交乘项的差异:

但在概念上,两者是有区别的。在交互作用分析中, X与M的地位是对称的, 即可以互换。而在调节作用分析中, 哪个是自变量, 哪个是调节变量是很明确的, 即不能互换。

交互项与交乘项的差异:



- > 交乘变量的数据类型
- •交乘变量都为连续变量
- •交乘变量都为离散变量
- •一个离散变量,一个连续变量
 - ▶中心化
- •仅交乘项中心化
- •交乘项及主要变量都中心化



交乘变量的数据类型:

讓我們先回顧一個沒有交互效果 (interaction effects) 的迴歸如下:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u \tag{1}$$

其中, y 為被解釋變數, x_1 與 x_2 為解釋變數。我們以 x_1 為例, 令 y 對 x_1 取變動為:

$$\frac{\Delta y}{\Delta x_1} = \beta_1 \tag{2}$$

所以, 其他情況不變下, x_1 (假設為連續的變數) 每額外增加一單位, y 平均會增加 β_1 單位 (implicitly evaluated at $x_2 = \bar{x}_2$, the mean value of x_2 .)。 i 該模型中, 下式說明 x_1 對 y 的邊際效果只由其係數 β_1 之正負、大小來衡量, 完全不受另外一個解釋變數 x_2 之影響:

$$\frac{\Delta \left(\frac{\Delta y}{\Delta x_1}\right)}{\Delta x_2} = \frac{\Delta \beta_1}{\Delta x_2} = 0 \tag{3}$$

什麼時候需要交互 (interaction) 項呢? 若一個變數 x_1 對被解釋變數 y 之效果可能會受到其他變數 x_2 之影響時, 這時我們可以考慮使用含交互項之迴歸。現在, 讓我們考慮一個簡單但典型的交互效果模型如下:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \underbrace{x_1}_{\pm \overline{y_1}} + \alpha_2 \cdot \underbrace{x_1 x_2}_{\pm \overline{y_1}} + \alpha_3 \cdot \underbrace{x_2}_{\pm \overline{y_1}} + u \tag{5}$$

其中, y 為被解釋變數, x_1 與 x_2 為解釋變數 (主要項, main terms), 而兩個主要項的相乘項 x_1x_2 即為交互項 (interaction term)。此時, x_1 與 x_2 對 y 之邊際效果分別可寫成:

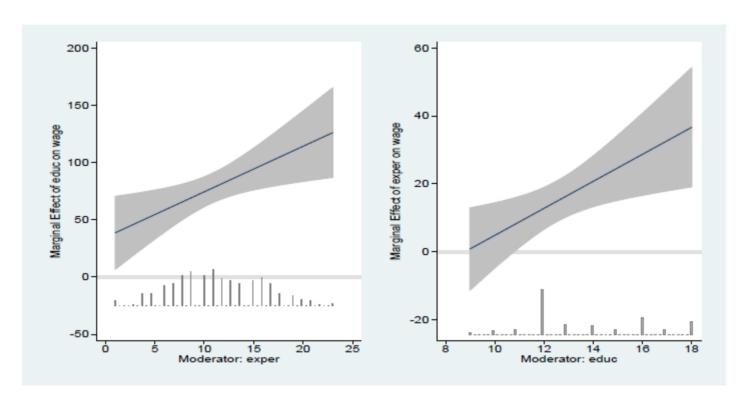
$$\frac{\Delta y}{\Delta x_1} = \alpha_1 + \alpha_2 x_2 \tag{6}$$

$$\frac{\Delta y}{\Delta x_2} = \alpha_3 + \alpha_2 x_1 \tag{7}$$

從 (6) 式可以發現, 此時 x_1 對 y 的邊際效果為 $\alpha_1 + \alpha_2 x_2$, 而下式說明該邊際效果會受到另一個解釋變數 x_2 之影響, 除非 ($\alpha_2 = 0$):

$$\frac{\Delta\left(\frac{\Delta y}{\Delta x_1}\right)}{\Delta x_2} = \frac{\Delta(\alpha_1 + \alpha_2 x_2)}{\Delta x_2} = \alpha_2 \tag{8}$$

例如, 若 $\alpha_2 > 0$, 則 x_1 對 y 的影響效果會隨著 x_2 的值之增加而增加; 反之, 若 $\alpha_2 < 0$, 則 x_1 對 y 的影響效果會隨著 x_2 的值之增加而降低。由於該交互效果模型中, x_1 與 x_2 存在著對稱之情況, 所以所有對 x_1 效果之說明 (解釋、分析與檢定等), 都可適用於第 (7) 式 x_2 之情況。



"interflex"命令 (Xu et al., 2017) "help interflex" "margins"命令 "help margins"

接著, 我們考慮兩個主要項的解釋變數, 一個是連續的 (continuous)、一個是離散的 (discrete) 的情況。底下的例子中, black 為一虛擬變數, 若一人為黑人, 則其值為 1, 否則為 0。

wage =
$$\alpha_0 + \alpha_1 \text{educ} + \alpha_2 (\text{educ} \times \text{black}) + \alpha_3 \text{black} + \alpha_4 \text{married} + u$$
(17)

● educ 對 wage 的邊際效果 (ME_e) 如下:

$$ext{ME}_e = rac{\Delta ext{wage}}{\Delta ext{educ}} = lpha_1 + lpha_2 \, ext{black}$$

$$= \left\{ egin{array}{ll} lpha_1 & ext{if black} = 0 \\ lpha_1 + lpha_2 & ext{if black} = 1 \end{array}
ight.$$

而對應之標準誤為:

$$\begin{split} se(\texttt{ME}_e) &= \sqrt{V(\alpha_1 + \alpha_2 \, \texttt{black})} \\ &= \sqrt{V(\alpha_1) + \texttt{black}^2 V(\alpha_2) + 2 \, \texttt{black} \, Cov(\alpha_1, \alpha_2)} \\ &= \left\{ \begin{array}{l} \sqrt{V(\alpha_1)}, & \text{if black} = 0 \\ \sqrt{V(\alpha_1) + V(\alpha_2) + 2 \, Cov(\alpha_1, \alpha_2)}, & \text{if black} = 1 \end{array} \right. \end{split}$$

● black 對 wage 的邊際效果 (ME_b) 如下:

$$\mathtt{ME}_b = \dfrac{\Delta \mathtt{wage}}{\Delta \mathtt{black}} = \alpha_1 + \alpha_2 \, \mathtt{educ}$$

而對應之標準誤為:

$$se(\text{ME}_b) = \sqrt{V(\alpha_1 + \alpha_2 \, \text{educ})}$$

$$= \sqrt{V(\alpha_1) + \text{educ}^2 V(\alpha_2) + 2 \, \text{educ} \, Cov(\alpha_1, \alpha_2)}$$

最後我們考慮兩個主要項的解釋變數都是離散的 (discrete) 情況。底下的例子中, black 為一虛擬變數, 若一人為黑人, 則其值為 1, 否則為 0; south 亦為一虛擬變數, 若一人居住於南方, 則其值為 1, 否則為 0。

$$wage = \alpha_0 + \alpha_1 black + \alpha_2 (black \times south) + \alpha_3 south + \alpha_4 educ + u$$

black 對 wage 的邊際效果 (ME_b) 如下 (south 之分析完全相同):

$$ext{ME}_b = rac{\Delta ext{wage}}{\Delta ext{black}} = lpha_1 + lpha_2 ext{ south}$$

$$= \left\{ egin{array}{ll} lpha_1 & ext{if south} = 0 \\ lpha_1 + lpha_2 & ext{if south} = 1 \end{array}
ight.$$

而對應之標準誤為:

$$\begin{split} se(\texttt{ME}_b) &= \sqrt{V(\alpha_1 + \alpha_2 \, \texttt{south})} \\ &= \sqrt{V(\alpha_1) + \texttt{south}^2 V(\alpha_2) + 2 \texttt{south} \, Cov(\alpha_1, \alpha_2)} \\ &= \left\{ \begin{array}{l} \sqrt{V(\alpha_1)} & \text{if south} = 0 \\ \sqrt{V(\alpha_1) + V(\alpha_2) + 2 \, Cov(\alpha_1, \alpha_2)} & \text{if south} = 1 \end{array} \right. \end{split}$$

中心化:

中心化: 如果想要讓交互項迴歸的主要項之係數有意義 (就像沒交叉項之情況), 可考慮將交叉項中心化 (centering, 變數減去自己的平均數) 如:

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 (x_1 - \bar{x}_1)(x_2 - \bar{x}_2) + \gamma_3 x_2 + u$$
 (13)

而且我們可以很簡單證明此式與 (5) 式有一對一之關係, 其與 (5) 式有完全一樣的配適度 (R^2) , 而且會得到完全一樣的 $\hat{\alpha}_2$ 估計值, 也就是 $\hat{\gamma}_2 = \hat{\alpha}_2$ 。此外,

$$\frac{\Delta y}{\Delta x_1} = \gamma_1 + \gamma_2 (x_2 - \bar{x}_2)$$

所以, x_1 係數 γ_1 之解釋為: 其乃是當 $x_2 = \bar{x}_2$ 時, 若 x_1 每額外增加一單位, y 平均會增加 γ_1 單位。這與無交叉項迴歸之 (2) 式中 x_1 係數 β_1 解釋是相近的!

至於主要項是否也要中心化,其實並不重要。因為我們可以輕易證明:

$$y = \gamma_0' + \gamma_1(x_1 - \bar{x}_1) + \gamma_2(x_1 - \bar{x}_1)(x_2 - \bar{x}_2) + \gamma_3(x_2 - \bar{x}_2) + u$$
(14)

除了常數項之外, 其餘斜率項係數與 (13) 完全一樣。所以, 就如同 Kam and Franzese (2003, p.3) 所說:

centering "alters nothing important statistically and nothing at all substantively."

• 只對交互項中心化:

wage =
$$\gamma_0 + \gamma_1 \text{educ} + \gamma_2 \left[(\text{educ} - \overline{\text{educ}}) \times (\text{exper} - \overline{\text{exper}}) \right] + \gamma_3 \text{exper} + \gamma_4 \text{married} + u$$

• 同時對主要項與交互項中心化:

$$\begin{array}{lll} {\rm wage} & = & \gamma_0' + \gamma_1({\rm educ} - \overline{{\rm educ}}) \\ & & + \gamma_2 \left[({\rm educ} - \overline{{\rm educ}}) \times ({\rm exper} - \overline{{\rm exper}}) \right] \\ & & + \gamma_3({\rm exper} - \overline{{\rm exper}}) + \gamma_4 \, {\rm married} + u \end{array}$$

文献中使用交乘项普遍存在的问题

- > 中心化问题
- 在使用交乘项的经验方程中未将交乘项的组成变量 单独引入
- ➤ 有关交乘项的系数解读有误 (Brambor et al., 2006)
- > 引入交乘项的模型设定有误(线性&非线性)
- ➤ 调节变量缺少共同支撑 (Hainmueller et al., 2019) (https://bbs.pinggu.org/thread-7248797-1-1.html)



交乘项的局限性

- > 交乘项对机制验证的解释并不可行
- ▶引入交乘项可能会造成多重共线性问题
- > 引入交乘项后还是需要考虑内生性问题



交乘项的局限性

	调节变量M	中介变量M
研究目的	说明X何时影响Y或何时 影响较大	说明X如何影响Y
考虑前提	X对Y的影响时强时弱	X对Y的影响较强且稳定
典型模型	Y = aX + bM + cXM + e	M=aX + e2 $Y=c'X +bM + e3$
M在模型中的位置	X、M在Y前面,M可以 在X前面	M在X之后、Y之前
M的功能	影响Y和X之间关系的方 向(正或负)和强弱	代表一种机制,X通过它影响Y
M与X、Y的关系	M与X、Y的相关可以显 著或不显著	M与X、Y的相关都显著
效应	回归系数c	回归系数ab
效应检验	c是否等于0	ab是否等于0

交乘项的拓展

- ➤ 交乘项在Logit和Probit模型中的应用 ("inteff" 命令——"help inteff", Norton et al., 2004)
- ➤ 非线性模型中的交乘项 (倒 "U" 型和 "U" 型, Xu et al., 2017; Law et al., 2018)
- ▶ 非线性模型中的交乘项 (+固定效应)

谢谢大家

