## 計量分析 2:復習テスト 14

学籍番号		
	2024年1月23日	

**注意**: すべての質問に解答しなければ提出とは認めない。正答に修正した上で,復習テスト  $9\sim14$  を左上で ホチキス止めし,定期試験実施日(1月 30日の予定)にまとめて提出すること。

- 1. 処置ダミーを D,処置あり/なしの潜在的な結果を  $Y_1^*,Y_0^*$ ,観測される結果を Y,共変量を X とする. d=0,1 について  $\mathrm{E}(Y_d^*|X)=r_d(X)$  とする. 処置確率を  $p(X):=\Pr[D=1|X]$  とする.
  - (a) X = x のときの条件付き ATE を  $r_0(.), r_1(.)$  で表しなさい.

(b) X を所与として  $Y_1^*, Y_0^*$  は D と条件付き平均独立とする.  $\mathrm{E}(Y|X)$  を  $r_0(.), r_1(.), p(.)$  で表しなさい.

- 2. 前問と同じ状況を考える. ただし d=0,1 について  $\mathrm{E}(Y_d^*|X)=\alpha_d+\beta_d X$  とする.
  - (a) 条件つき ATE を X の関数で表しなさい.

(b) d=0,1 について  $U_d:=Y_d^*-\mathrm{E}(Y_d^*|X)$  とする. Y を  $D,X,U_0,U_1$  で表しなさい.

(c)  $\beta_0=\beta_1=\beta,\ U_0=U_1=U$  とする. Y を D,X,U で表しなさい.

(d) X を所与として  $Y_0^*$  は D と条件付き平均独立とする.  $\mathrm{E}(U|D,X)=0$  を示しなさい.

解答例

1. (a)

$$ATE(x) := E(Y_1^* - Y_0^* | X = x)$$

$$= E(Y_1^* | X = x) - E(Y_0^* | X = x)$$

$$= r_1(x) - r_0(x)$$

(b) 繰り返し期待値の法則と条件付き平均独立性より

$$\begin{split} \mathbf{E}(Y|X) &= \mathbf{E}(DY_1^* + (1-D)Y_0^*|X) \\ &= \mathbf{E}(\mathbf{E}(DY_1^* + (1-D)Y_0^*|D,X)|X) \\ &= \mathbf{E}(D\,\mathbf{E}(Y_1^*|D,X) + (1-D)\,\mathbf{E}(Y_0^*|D,X)|X) \\ &= \mathbf{E}(D\,\mathbf{E}(Y_1^*|X) + (1-D)\,\mathbf{E}(Y_0^*|X)|X) \\ &= \mathbf{E}(D|X)\,\mathbf{E}(Y_1^*|X) + (1-\mathbf{E}(D|X))\,\mathbf{E}(Y_0^*|X) \\ &= \mathbf{Pr}[D=1|X]r_1(X) + (1-\mathbf{Pr}[D=1|X])r_0(X) \\ &= p(X)r_1(X) + (1-p(X))r_0(X) \end{split}$$

2. (a)

$$ATE(X) := E(Y_1^* - Y_0^* | X)$$

$$= E(Y_1^* | X) - E(Y_0^* | X)$$

$$= \alpha_1 + \beta_1 X - (\alpha_0 + \beta_0 X)$$

$$= \alpha_1 - \alpha_0 + (\beta_1 - \beta_0) X$$

(b)

$$Y := DY_1^* + (1 - D)Y_0^*$$

$$= Y_0^* + D(Y_1^* - Y_0^*)$$

$$= \alpha_0 + \beta_0 X + U_0 + D[\alpha_1 + \beta_1 X + U_1 - (\alpha_0 + \beta_0 X + U_0)]$$

$$= \alpha_0 + \beta_0 X + U_0 + D[(\alpha_1 - \alpha_0) + (\beta_1 - \beta_0)X + U_1 - U_0]$$

$$= \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0)D + \beta_0 X + (\beta_1 - \beta_0)DX + U_0 + D(U_1 - U_0)$$

(c) 前問より

$$Y = \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0)D + \beta X + U$$

(d) 条件付き平均独立性より

$$\begin{split} \mathbf{E}(U|D,X) &= \mathbf{E}(Y_0^* - \mathbf{E}(Y_0^*|X)|D,X) \\ &= \mathbf{E}(Y_0^*|D,X) - \mathbf{E}(Y_0^*|X) \\ &= \mathbf{E}(Y_0^*|X) - \mathbf{E}(Y_0^*|X) \\ &= 0 \end{split}$$