因果推論 HW2

新庄紘己

2023-10-28

1

局所線形推定量は、端点を滑らかに推定できるので、ランニング変数の閾値近傍における処置効果の推定を行う RDD と相性が良い。局所定数推定量はバンド幅にあるデータの重み付け平均を取るので、端点を十分に近似できず、逆に次数が高いと、最適な次数選択が難しく、また誤った信頼区間を推定する可能性がある。

2

a

$$ATE = E[Y(1) - Y(0)] = E[1 + u] = E[1] = 1$$

b

 $e = \Phi(v) \in [0,1]$ より、確率変数 e の分布関数は

$$F(e) = Pr(e \le x) = Pr(\Phi(v) \le x) = Pr(v \le \Phi^{-1}(x)) = \Phi(\Phi^{-1}(x)) = x$$

である。従って、確率変数 e の確率密度関数は

$$f(e) = \begin{cases} 1 \text{ if } x \in [0,1] \\ 0 \text{ if } x \notin [0,1] \end{cases}$$

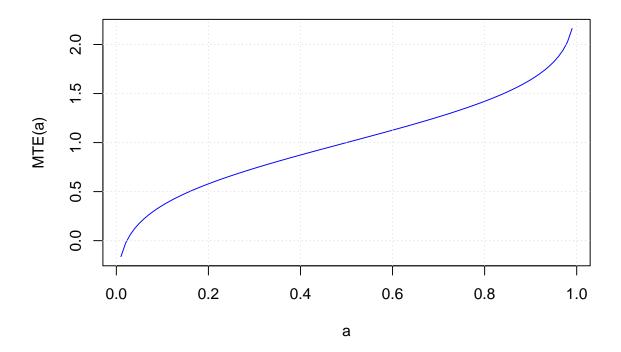
と計算できる。これは、確率変数 e が、閉区間 [0,1] 上の連続一様分布に従う定義に他ならない。

С

$$\begin{split} MTE(a) &= E[Y(1) - Y(0) \mid e = a] = E[1 + u \mid e = a] \\ &= E[1 + u \mid \Phi(v) = a] \\ &= E[1 + u \mid v = \Phi^{-1}(a)] \\ &= 1 + \frac{1}{2}\Phi^{-1}(a) \because 2$$
変量正規分布に従う確率変数の条件付分布の公式

```
# Define MTE
a <- seq(0.01, 0.99, by = 0.01)
MTE <- 1 + 0.5 * qnorm(a)

# Plot MTE
plot(a, MTE, type = "l", col = "blue", xlab = "a", ylab = "MTE(a)")
grid()</pre>
```



 $\mathrm{MTE}(\mathbf{a})$ は \mathbf{a} に対して増加関数なので、処置の恩恵を受けない人ほど、処置を受け取りやすいと言える。

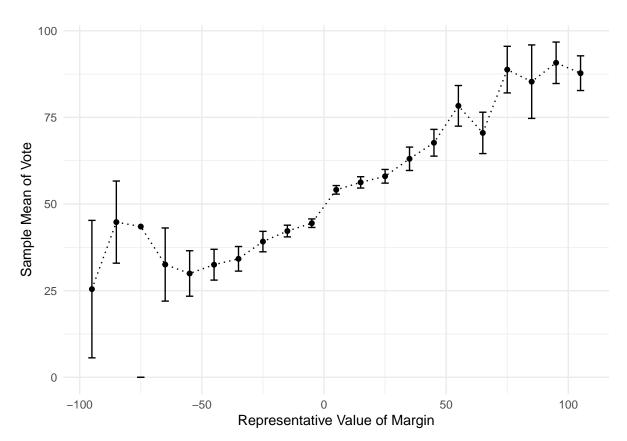
d

$$\begin{split} \int MTE(a)da &= \int_0^1 (1 + \frac{1}{2}\Phi^{-1}(a))da \\ &= 1 + \frac{1}{2}\int_{-\infty}^{\infty}\Phi^{-1}(\Phi(v))\phi(v)dv \\ &= 1 + \frac{1}{2}\int_{-\infty}^{\infty}v\phi(v)dv = 1 + \frac{1}{2}E[v] \\ &= 1 = ATE \end{split}$$

3.

(a)

```
# Create the data set
library(readr)
df <- read_csv("rdrobust_senate.csv",show_col_types = FALSE)</pre>
df <- df[,c("margin","vote")]</pre>
df <- na.omit(df)</pre>
intervals <- seq(-100, 110, by = 10)
means <- c()
sds <- c()
ns <- c()
for (j in 1:21) {
  interval_mean <- mean(df$vote[df$margin>=intervals[j]&df$margin<intervals[j+1]])</pre>
  interval_sd <- sd(df$vote[df$margin>=intervals[j]&df$margin<intervals[j+1]])</pre>
  interval_n <- length(df$vote[df$margin>=intervals[j]&df$margin<intervals[j+1]])
  means <- c(means, interval_mean)</pre>
  sds <- c(sds, interval_sd)</pre>
  ns <- c(ns,interval_n)</pre>
}
midpoints \leftarrow seq(-95, 105, by = 10)
df_plot <- data.frame(midpoints,means,sds,ns)</pre>
```



	(1)
(Intercept)	40.921***
	(0.499)
W	21.701***
	(0.792)
Num.Obs.	1297
+ p < 0.1. * p < 0.1	0.05, ** p < 0.01 , *** p < 0.001

(b)

```
library("estimatr")
```

Warning: パッケージ 'estimatr' はバージョン 4.2.3 の R の下で造られました

```
library("modelsummary")
```

Warning: パッケージ 'modelsummary' はバージョン 4.2.3 の R の下で造られました

Warning in !is.null(rmarkdown::metadata\$output) && rmarkdown::metadata\$output ## %in%: 'length(x) = 3 > 1' in coercion to 'logical(1)'

```
df$W <- ifelse(df$margin>=0,1,0)
b <- lm_robust(vote ~ W,data = df)</pre>
msummary(b,star = TRUE, gof_omit = "R2|R2 Adj.|AIC|BIC|RMSE")
```

この推定方法において、処置状態を表す 2 項変数の回帰係数は、ATE を表す。しかしながら、処置割当の メカニズムの情報が研究者に既知であるにも関わらず、我々はその情報を回帰式に含めていない。従って、手 元にある情報を十分に活用できていない点で、この推定方法は問題がある。その解決策として。処置を受ける かどうか、ギリギリのランニング変数の人における、処置効果を識別する (RDD を用いる) ことで、より研究 者の知りたい因果効果に近づける可能性がある。

(c)

```
df$WtimesMargin <- df$W*df$margin</pre>
df_c <- df[df$margin<=12 & df$margin>=-12,]
```

	(1)	
(Intercept)	45.780***	
	(1.261)	
W	7.076***	
	(1.608)	
margin	0.287	
	(0.196)	
${\bf Wtimes Margin}$	-0.075	
	(0.246)	
Num.Obs.	523	

+ p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

```
c <- lm_robust(vote ~ 1 + W + margin + WtimesMargin,data = df_c)
msummary(c,star = TRUE, gof_omit = "R2|R2 Adj.|AIC|BIC|RMSE")</pre>
```

W の係数の推定量は、 $E[Y(1)-Y(0)\mid margin=0]$ の推定量である。図より条件付き平均処置効果は、 1% の有意水準で統計的に有意に正の影響を与えると言える。