

川口康平・澤田真行『因果推論の計量経済学』

(日本評論社, 2024 年刊)

正誤情報一覧

2024.11.4 ver.2.0

本書にて、下記の通り補足説明と訂正がございます。ここにお詫びして訂正いたします。
また、ご指摘をいただいた皆さまには深く御礼申し上げます。



第 1 版版第 2 刷（2024 年 11 月 25 日発行）時点の訂正（第 1 刷には、第 2 刷り時の訂正も必要です）

| ページ等 | 誤 | 正 |
|-----------------------------|--|---|
| 70 ページ、 上から 9~10 行目 | 大きく異なるだろう (MacKinnon, 2016) ¹⁾ 。 | 大きく異なるだろう (MacKinnon, 2016; MacKinnon et al., 2023) ¹⁾ 。 |
| 70 ページ、 脚注 1) | 1) よりシンプルな、均一分散の分散推定量との比較が Moulton (1986) によって行われており、クラスター頑健分散と均一分散を比較した比は「Moulton ファクター (Moulton factor)」と呼ばれている。 | 1) よりシンプルな、均一分散における比較が Moulton (1986) によって行われており、誤差項と(他の変数を統制した後の) 共変量がそれぞれクラスター内で同じ相関を持っているときの、OLS 推定量の真の(クラスター相関している) 分散とクラスター分散のない分散を比較した比は「Moulton ファクター (Moulton factor)」と呼ばれている (MacKinnon et al., 2023)。 |
| 220 ページ、 注 1) の 1 文 目 | 1) このうち後者の制約を、潜在結果の定義に織り込む代わりに明示的な制約とする場合がある。 | 1) 前者の制約を織り込んだ潜在結果モデルに対し、後者を潜在結果モデルに織り込まない明示的な制約とする場合がある (Wooldridge, 2021 など)。 |

第 1 版版第 1 刷（2024 年 9 月 20 日発行）時点の訂正

| ページ等 | 誤 | 正 |
|---|---|---|
| 16 ページ、 (1.1)式および 19 ページ、 下から 8 行目 の式 | $Y_i = \sum_{z \in Z} \mathbf{1}\{Z_i = z\} Y_i^*(Z_i)$ | $Y_i = \sum_{z \in Z} \mathbf{1}\{Z_i = z\} Y_i^*(z)$ |
| 19 ページ、 上から 5 行目 および 303 ページ（索引） | SUTVA (stable unit treatment value) | SUTVA (stable unit treatment value assumption) |
| 72 ページ、 下から 5 行目 | このとき、中間点の定理より | このとき、 平均値 の定理より |
| 91 ページ、 下から 9 行 目、8 行目、4 行目 | 【下から 9 行目】 この場合、統制群には… 【下から 8 行目】 すると、統制群の患者から… 【下から 4 行目】 観測できるなら、統制群の中で… | 【下から 9 行目】 この場合、 処置群 には… 【下から 8 行目】 すると、 処置群 の患者から… 【下から 4 行目】 観測できるなら、 処置群 の中で… |
| 105 ページ、 下から 2 行目 | $\frac{1}{n_{at}} \sum_{G_i=at} (Y_i^*(1,0) - Y_i^*(0,0))$ | $\frac{1}{n_{at}} \sum_{G_i=at} (Y_i^*(1,\mathbf{1}) - Y_i^*(0,\mathbf{1}))$ |
| 106 ページ、 上から 2 行目 | $\frac{1}{n_{nt}} \sum_{G_i=nt} (Y_i^*(1,1) - Y_i^*(0,1))$ | $\frac{1}{n_{nt}} \sum_{G_i=nt} (Y_i^*(1,\mathbf{0}) - Y_i^*(0,\mathbf{0}))$ |
| 109 ページ、 上から 5 行目 | $\mathbb{E}[D_i v_i \mid Z_i = 1] = \text{（中略）} \mathbb{P}[D_i^*(Z_i) = 1]$ | $\mathbb{E}[D_i v_i \mid Z_i = 1] = \text{（中略）} \mathbb{P}[D_i^*(\mathbf{1}) = 1]$ |
| 109 ページ、 下から 6 行目 | $\pi_1 = \text{（中略）} = \mathbb{E}[D_i^* \mid Z_i]$ | $\pi_1 = \text{（中略）} = \mathbb{E}[D_i^* \mid Z_i = \mathbf{1}]$ |
| 122 ページ、 上から 2 行目 | 統制群を途中で | 標本 を途中で |
| 134 ページ、 下から 2 行目 | 処置受取は第 4 章で | 処置 割当 は第 4 章で |
| 152 ページ、 上から 3 行目 | $Y_i = \beta_{(0,+)} + \beta_{(1,+)} S_i + \beta_{(2,+)} S_i + \dots$ | $Y_i = \beta_{(0,+)} + \beta_{(1,+)} S_i + \beta_{(2,+)} S_i^2 + \dots$ |
| 159 ページ、 上から 2 段落 目 | 次に、図 6.4 (b) はサポートの端点の近傍における推定を図示している。このとき、カーネル推定（グレーの点線）は真の関数に対して、 正の バイアスが生じる片側 $s \geq 0$ の観測のみを用いることになっている。図 6.4 (a) の場合と異なり、 正の バイアスを打ち消す相手である $s < 0$ 側の観測が存在しない。 | 【青字の「正の」をトル】 次に、図 6.4 (b) はサポートの端点の近傍における推定を図示している。このとき、カーネル推定（グレーの点線）は真の関数に対して、バイアスが生じる片側 $s \geq 0$ の観測のみを用いることになっている。図 6.4 (a) の場合と異なり、バイアスを打ち消す相手である $s < 0$ 側の観測が存在しない。その結 |

| | | |
|-----------------------|---|--|
| | その結果、 正 のバイアスが打ち消されずに残ってしまう。この図 6.4 (b) のように打ち消す相手となる観測がない場合には、関数の傾きを捉えられていないことに起因するバイアスが生じており、このバイアスは h に応じて線形増加する。 | 果、バイアスが打ち消されずに残ってしまう。この図 6.4 (b) のように打ち消す相手となる観測がない場合には、関数の傾きを捉えられていないことに起因するバイアスが生じており、このバイアスは h に応じて線形増加する。 |
| 179 ページ、 上から 12 行目 | 【上から 12 行目】 $= \lim_{\epsilon \downarrow 0} \mathbb{E}[\mathbf{1}\{Y^*(1, \epsilon) \leq y\} \mathbf{1}\{T_\epsilon = co\} \mid S = \epsilon]$ | 【上から 12 行目】 $= \lim_{\epsilon \downarrow 0} \mathbb{E}[\mathbf{1}\{Y^*(1, \epsilon) \leq y\} \mathbf{1}\{T_\epsilon = at\} \mid S = \epsilon]$ |
| 189 ページ、 下から 14 行目 | $CI^{1-\alpha} = \left[\hat{t} - cv_{1-\alpha} \times \frac{\hat{\sigma}_{NN}}{\sqrt{N_h}}, \hat{t} - cv_{1-\alpha} \times \frac{\hat{\sigma}_{NN}}{\sqrt{N_h}} \right]$ | $I^{1-\alpha} = \left[\hat{t} - cv_{1-\alpha} \times \frac{\hat{\sigma}_{NN}}{\sqrt{N_h}}, \hat{t} + cv_{1-\alpha} \times \frac{\hat{\sigma}_{NN}}{\sqrt{N_h}} \right]$ |
| 269 ページ、 下から 1 行目 | 統制群は当然、2000～2010 年に | 処置群 は当然、2000～2010 年に |
| 270 ページ、 上から 4 行目 | 合併を経験した通勤圏も統制群に含め、 | 合併を経験した通勤圏も 処置群 に含め、 |