

and  $q_0^{(s)} = P(X \leq v^{(s)})$ . The logit-transformed sensitivity  $\mu_{sen}^{(s)} = \text{logit}\{spe(v^{(s)}, t_K)\}$  are given by  $\mu_{sen}^{(s)} = g_{spe}\{S_1^{(s)}(t_K), S_0^{(s)}(t_K), q_1^{(s)}, q_0^{(s)}\}$ , respectively, where  $g_{sen}(x, y, z, w) = \log\{(1-x)z\} - \log\{(1-y)w\}$  and  $g_{spe}(x, y, z, w) = \log\{(1-x)z\} - \log\{(1-y)w\}$ . Denote  $\hat{\mu}^{(s)} = (\hat{\mu}_{sen}^{(s)}, \hat{\mu}_{spe}^{(s)})^T$  and  $\mu^{(s)} = (\mu_{sen}^{(s)}, \mu_{spe}^{(s)})^T$ . In  $n^{(s)} \rightarrow \infty$ , conditional on  $(\mu_{sen}^{(s)}, \mu_{spe}^{(s)})^T$ ,  $\hat{\mu}^{(s)}$  converges in distribution with a variance-covariance matrix  $H^{(s)}$ .  $\hat{H}^{(s)}$  be a consistent estimator for  $H^{(s)}$ . A procedure for obtaining a consistent estimator  $\hat{H}^{(s)}$  is given in Appendix A. As is often carried out in meta-analysis studies, regarding  $\hat{H}^{(s)}$  as the pair of logit-transformed time-dependent sensitivity and specificity;

$(\hat{\mu}_{sen}^{(s)}, \hat{\mu}_{spe}^{(s)})^T \sim N\left((\mu_{sen}^{(s)}, \mu_{spe}^{(s)})^T, \frac{\hat{H}^{(s)}}{n^{(s)}}\right)$ ,

Figure of the biomarker distributions of those with and without disease for explanatory means of diseased and nondiseased, which are  $\theta + \theta^{(s)} + 0.5(\alpha + \alpha^{(s)})$  and  $\theta + \theta^{(s)}$  -

asymptotically, and its asymptotic variance can be consistently estimated by  $n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{k}_i^{DR}(t; \hat{\theta})^2$ , where the definition of  $\hat{k}_i^{DR}(t; \hat{\theta})$  is given in Appendix. Due to the double robustness,  $\Lambda_E^*(t)$  agrees with  $\Lambda_E(t)$  if at least one of  $S_G(t|Z)$  and  $S_G(t|Z)$  is correctly specified. Then, one can construct a pointwise confidence interval of  $\Lambda_E(t)$  for a given  $t$  according to the asymptotic normality.

**4. Simulation Study**

We conducted a simulation study to examine the behavior of the proposed estimator. We considered three covariates, age, gender, and year, which were the age at diagnosis, the gender, and the year of diagnosis. Age and gender were generated from the normal distribution  $N(60, 10^2)$  and the Bernoulli distribution  $B(1/2)$ , respectively. We generated the potential follow-up time  $G$  from the exponential distribution with hazard rate  $\lambda_G(t|Z) = 0.12 \exp(0.5 \times st(age) + \log 1.7 \times gender + \log 0.7 \times st(age)^2)$ , where  $st(age)$  was calculated by  $e_f - G$ , where  $st(age)$  was the date of the end of the follow-up. We generated  $T_E$  in three settings in generating  $T_E$ .  $T_E$  was generated from the exponential distribution with hazard rate  $\lambda_E(t|Z) = 0.1 \exp(\beta^T Z)$ , where  $\beta$  and  $Z$  was as follows;

# 数理科学

# 医学研究

n=3859

AUC (95%CI)  
Troponin T: 0.98(0.76, 0.94)  
Troponin I: 0.72(0.64, 0.80)

## 大阪大学 大学院医学系研究科 情報統合医学講座 医学統計学 修士課程・博士課程

## 大学院生募集

### 本研究室について

本研究室では、革新的な統計学的・数理科学的方法の開発と適用を通じて医学研究に貢献することを目指しています。我が国では医学統計学分野の研究は欧米に大きく遅れを取っており、多様な人材の参入を期待しています。関心のある方は気軽にお問合せください。

### 主な研究内容

- 1 生存時間解析法
- 2 観察研究の統計解析法
- 3 メタアナリシス
- 4 臨床試験における統計的方法論

### 卒業後の進路、キャリアパス

医学統計学分野の国内外の研究機関／大学病院等における臨床試験統計家／製薬企業やCRO

### 願書受付期間 ※ 社会人学生も受入れ可能

#### 修士課程 (年1回)

2024年 7月8日[月] - 7月11日[木]

#### 博士課程

第1回 2024年 8月19日[月] - 8月23日[金]

第2回 2024年 11月25日[月] - 11月28日[木]

#### 入試情報

<http://www.med.osaka-u.ac.jp/admission>



#### 問い合わせ先

大阪大学大学院医学系研究科  
情報統合医学講座 医学統計学

〒565-0871 大阪府吹田市山田丘2-2 基礎研究棟L階 BL2-19  
TEL: 06-6879-3301 FAX: 06-6879-3309 MAIL: [office@biostat.med.osaka-u.ac.jp](mailto:office@biostat.med.osaka-u.ac.jp)  
<http://www2.med.osaka-u.ac.jp/biostat/>



2025  
年度