

# ⑱ Randomized testの分離度函数について

—— vol. 4 ⑨ の補遺 ——

お茶の水大学 工 藤 弘 吉

§ 序. 本誌 vol 4 ⑨ "検定力函数について" (これは *power function* ではない. 後に検定力函数が *power function* の訳語として用いられておるのを知り, 分離度函数と改名した. 以後後者の名を用いることにする.) において *non-randomized test* の際の分離度函数についての述べた. 所がその際の条件 (c.c.) (p. 106) が *randomized test* (cf. [2], [3]) を用いることによつて除くことが出来る. ここでは *Randomized test* を紹介し, 上のことを証明する.

## § 1. *Randomized test* の定義

$\Omega$  のボレル集合族及 (以後これは定めておく) の上で定義された二つの確率函数  $P_0, P_1$  が興えられる.

定義イ)  $\Omega$  を母集団,  $P_0, P_1$  を夫々假説, 対立假説と云う.

定義ロ)  $\Omega$  で定義された *measurable* 函数  $\phi(\omega)$  ( $0 \leq \phi(\omega) \leq 1$ ) を *Randomized test*<sup>(1)</sup>.

---

⑴ 1). もし  $\phi(\omega)$  が特性函数, 即ちある集合  $E$  で 1, その補集合で 0 ならば  $\phi$  を *non-randomized test* と云う.

$$\alpha = E_0(\phi) = \int_{\Omega} \phi(\omega) dP_0(\omega)$$

$$\beta = E_1(1-\phi) = 1 - E_1(\phi) = 1 - \int_{\Omega} \phi(\omega) dP_1$$

を夫々第一種及び第二種の過誤の危険率 (I.e.p., II.e.p.) と云う。  
勿論  $0 \leq \alpha \leq 1$ ,  $0 \leq \beta \leq 1$  である。

定義ハ) test  $\phi$  の I.e.p., II.e.p. を夫々  $\alpha$ ,  $\beta$  とするとき,  $(\alpha, \beta)$  なる平面上の点を  $\phi$  の過誤点と云う。もし二つの test の過誤点が一致するときはこの二つの test は equivalent であると云う。

定義ニ) test の集合  $\Phi = \{\phi\}$  が次の条件をもつとき randomized test 系と云う,

- 1)  $\Phi$  は  $\phi^1(\omega) \equiv 1$  及び  $\phi^0(\omega) \equiv 0$  を元としてもつ
- 2) 大小関係, 即ち

$$\phi_1(\omega) \geq \phi_2(\omega) \quad \text{for all } \omega \in \Omega$$

で linear ordered である。

定義ホ) randomized test 系  $\Phi = \{\phi\}$  の各 element  $\phi$  に過誤点に対応させたときに生ずる軌跡を  $\Phi$  の過誤曲線と云う

§ 2. Randomized test は Non-randomized test になおすことが出来る。

$\Omega^* = \Omega \times [0, 1]$  を作る。ここで  $[0, 1]$  は  $0 < \xi \leq 1$  なるすべての実数  $\xi$  の作る集合で  $\times$  は直積をあらはす。 $\Omega^*$  の上のボレル集合族は  $\mathcal{B}^* = \mathcal{B} \times \mathcal{L}$ 。しかし  $\mathcal{L}$  は  $[0, 1]$  の Lebesgue 可測集合の全体で  $\times$  は直積。 $P_i^*$  は  $P_i(E) \cdot m(e)$  ( $E \in \mathcal{B}$ ,  $e \in \mathcal{L}$ ) より作られる測度 ( $i = 0, 1$ )。

$P_0^*$  と  $P_1^*$  を夫々 [1] の帰無假説, 対立假説にして non-randomized test を作り  $A^*$  を採択域,  $B^*$  を棄却域とする。

定理 I. 条件付確率  $P_0(B^*|\omega) = \phi(\omega)$  とおくとき  $\phi(\omega)$  は I e.p.  $P_0(B^*)$ , II e.p.  $P_1(A^*)$  をもつ *randomized test* である. 逆に  $\phi(\omega)$  が與えられたとき

$$A^* = [(\omega, \xi) | \phi(\omega) < \xi \leq 1]$$

$$B^* = [(\omega, \xi) | 0 < \xi \leq \phi(\omega)]$$

ととると  $\Omega^* = A^* \cup B^*$ ,  $A^* \cap B^* = \Lambda$  でこの *non-randomized test* の I e.p. は  $E_0(\phi)$ , II e.p. は  $E_1(1-\phi)$  である。

(証明) i)  $E_0(\phi) = \int_{\Omega} P_0(B^*|\omega) dP_0(\omega) = P_0^*(B^*)$

$$\begin{aligned} E_1(\phi) &= \int_{\Omega} P_0(B^*|\omega) dP_1(\omega) \\ &= \int_{\Omega} P_0(\Omega^* - A^*|\omega) dP_1(\omega) \\ &= \int_{\Omega} \{1 - P_0(A^*|\omega)\} dP_1(\omega) \\ &= 1 - \int_{\Omega} P_0(A^*|\omega) dP_1(\omega) \end{aligned}$$

よかるに  $P_0(A^*|\omega) = m(\xi | (\xi, \omega) \in A^*) = P_1(A^*|\omega)$  であるから

$$\begin{aligned} E_1(\phi) &= 1 - \int_{\Omega} P_1(A^*|\omega) dP_1(\omega) = 1 - P_1^*(A^*) \\ &= P_1^*(\Omega^* - A^*). \end{aligned}$$

逆に ii)  $P_0^*(B^*) = \int_{\Omega} \phi(\omega) dP_0(\omega) = E_0(\phi(\omega))$

$$1 - P_1^*(A^*) = \int_{\Omega} (1 - \phi(\omega)) dP_1(\omega) = E_1(1 - \phi(\omega))$$

は明らか。

§ 3. (C.C.) を満すとき *randomized test* は *non-randomized test* と同じ分離度函数をもつ。

定義へ) 二つの test 系  $\pi_1, \pi_2$  の過誤曲線が一致するとき  $\pi_1$  と  $\pi_2$  とは equivalent であると云う。

定義ト) 同じ I.e.p. をもつ検定中  $\Pi$  e.p. が最小のものを best test と云う。 test 系  $\pi$  の各要素がすべて最良のとき 最良検定系 と云う。

定義チ) test 系  $\pi$  がすべての実数  $\alpha, 0 \leq \alpha \leq 1$  に対応して一つひとつの元  $\phi_\alpha$  をもち,  $E_\alpha(\phi_\alpha) = \alpha$  なるとき  $\pi$  を 完備された系 と云う。

完備化された最良の検定系の過誤函数(曲線)を 分離度函数(曲線) と云う。

定理 II.  $\Omega^*$  の  $P_0^* P_i^*$  は条件 (C.C.) をもつ

(C.C.)  $\left\{ \begin{array}{l} \text{任意の } A^* (\in \mathcal{B}^*) \text{ は } P_i^*(A^*) \geq p_i \text{ なる } p_i \text{ をとれば} \\ A^* \text{ の部分集合 } B^* (\in \mathcal{B}^*) \text{ があり, } P_i^*(B^*) = p_i \text{ となすこと} \\ \text{が出来る. ( } i = 1, 2 \text{ )} \end{array} \right.$

(証明)  $p_i > 0$  として一般性を失はない。

$$A(\xi) = [(w, \xi) | \xi \in A^*]$$

とすると  $m$ -measure zero なる  $N(\in \mathcal{L})$  をのぞいて  $A(\xi)$  は  $\mathcal{B}$ -measurable 且つ  $p_i(\xi) = P_i(A(\xi))$  も  $\mathcal{B}$ -measurable であり  $0 \leq p_i(\xi) \leq 1$  である。故に

$$P_i(A) = \int_0^1 p_i(\xi) dm(\xi)$$

しかるに  $u(x) = \int_0^x p_i(\omega) dm(\xi)$  は  $x$  の連続函数であるから

$$u(x_0) = p_i$$

なる  $x_0$  が存在する。今  $B^* = A^* \cap (0, x] \times \Omega$  とすると

$$P_i(B^*) = \int_0^{x_0} p_i(\xi) dm(\xi) = p_i$$

定理 III.  $P_0, P_1$  が (C.C) を満すときは  $\Omega$  の  $P_0, P_1$  を帰無假説, 対立假説としての分離度函数は  $\Omega^*$  の  $(P_0^*, P_1^*)$  の分離度函数と一致する。

(証明)  $Q_k = [f(\omega) \geq k], Q_k^* = [f^*(\omega, \xi) \geq k]$   
 ここで  $P_1 = \int f(\omega) dP_0, P_1^* = \int f^*(\omega, \xi) dP_0^*$ , とする。

$$f(\omega) = f^*(\omega, \xi) \quad \text{for all } \xi, \omega$$

であり, 且

$$P_i(Q_k) = P_i^*(Q_k^*)$$

であるから  $P_i(Q_k) = P_i^*(Q_k^*) = \alpha$  なる  $k$  を  $k(\alpha)$  とおくと  $k(\alpha)$  は  $(P_0, P_1)$  についても  $(P_0^*, P_1^*)$  についても同じものであるから, 分離度函数は等しい。

定理 IV *Randomized test* の分離度函数は *non-randomized test* の分離度函数と同じ性質をもつ。又假説が (C.C) をみたすときは最良検定は *non-randomized test* となし得る。  
 (証明) 明らか。

ついでながら假説が (C.C) をみたさぬ場合でも最良検定は *non-randomized* でよろしいのである。<sup>1)</sup>

[1] 工藤: 検定力函数について, 本誌 vol.4. no.3. p.103-147.

[2] E.L. Lehmann and C. Stein: Most powerful test of Composite Hypotheses, I. Normal distributions. *Annals of Math. Stat.*, vol.19(1948) p.495.

[3] E.L. Lehman: Some principles of the Theory of testing hypotheses. *Annals of Math. Stat.* (1950) p.1.

① 1) [3] p.4. Theorem 3.1 をみよ。