

部分母集團의 選別에 관한 決定方式

李 鍾 厚

On a Decision Procedure for a Selection of a Subpopulation

Jong hoo Lee

〈目 次〉

1. 序 論
2. Raj 의 基準에 있어서의 最適選別
- 参考文獻

Abstract

Selection of a subpopulation is meant to select under some criterion a subset of the given population on the information of a variable X, because realized values of an another variable Y which characterizes members of the population cannot be directly measured at the time of selection. Since optimum selection $\phi_\theta^*(x)$ depends on unknown parameter θ .

Optimum selection $\phi_\theta^*(x)$ is to find the maximum or minimum of the objective function with respect to the selection of a subpopulation under some appropriate conditions.

In this note we find the range of parameters $\theta [= (\theta_0, \theta_1)]$ for the existence of the selection of a subpopulation under the Raj criterion in the case random variable X, Y have a joint p. d. f. $f(x, y, \theta)$, the conditional p. d. f. $\tilde{f}(y, \theta | x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(y - \theta_0 - \theta_1 x)^2\right]$ for given $X=x$, and the marginal p. d. f. of X, $g(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{x^2}{2}\right]$. And we derive the necessary and sufficient condition of $\phi_\theta(x)$ to be an optimum selection in the above case.

1. 序 論

部分母集團의 選別이 라함은 入學試驗에 의한 選拔 또는 農蕃產의 育種에 있어서 良質部分의 選別等에서 보는것과 같이 어떤 母集團의 部分集團을 一定한 基準에 의하여 選出하는 問題이다.

이 때 成員의 性格을 量的으로 特徵지는 變量 Y의 實現值(例컨데 入學試驗의 境遇는 入學後의 成績等)는 現時點에서는 觀測되지 못하고 將來에 가서 비로서 일어지는 값이다. 그러므로 成員의 性格을 特徵지우는 한 變量 X의 實現值(例컨데 入學試驗成績)가 x의 어떤 一定한 領域 R(이것을 選

別領域)에 속하는 것을 봄으로써 이에 對應하는 成員을 選別하는 集團의 一員으로 한다. 即 選別領域 R 에 속하는 x 에 對應하는 成員의 集合이 選別되는 部分集合이 되는 것이다. 또 이와 같은 集團의 選別은 一定한 基準에 의하여 이루어진다. 一定한 制約條件下에서 어떤 目的函數의 最大值 또는 最小值를 갖는 集團의 選別을 最適選別(optimum selection)이라 한다. 大表의 基準은 Cochran¹⁾의 基準과 Raj²⁾의 基準을 들 수가 있다.

지금 X, Y 의 同時確率密度를 $f(x, y, \theta)$ 로 表示한다. 여기서 θ 는 未知의 Parameter를 나타낸다. X 의 確率密度 g 는 既知라 하고 x 가 주어졌을 때의 Y 의 回歸函數, 條件附分散을 각각 $\eta(x, \theta)$, $v(x, \theta)$, \mathbb{R} 을 實數空間이라 한다. 이 때 選別되는 集團을 (x, y) 平面위에 表示하면 選別領域 R 에 對해서 二次元의 直積集合 $R \times \mathbb{R} = \{(x, y) : x \in R, y \in \mathbb{R}\}$ 을 定義한다. 지금

$$\iint_{R \times \mathbb{R}} f(x, y, \theta) dx dy = \alpha$$

로 두면 選別後의 母集團의 密度는 $\phi_R f(x, y, \theta) / \alpha$ 에 의하여 表示된다. 단 ϕ_R 은 R 의 定義函數이다. 그리하여 選別領域 R 에 對應하는 定義函數 ϕ_R 이 一般化되고 각 x 에 관해서 $0 \leq \phi(x) \leq 1$ 인 x 의 函數를 選別(selection)이라 한다.

Cochran의 基準은 α 를 $0 < \alpha < 1$ 인 주어진 定數라 하고

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} [\phi(x) f(x, y, \theta) / \alpha] dx dy = \frac{1}{\alpha} \int_{-\infty}^{\infty} \phi(x) g(x) dx = 1 \quad (1-1)$$

인 條件下에서 ϕ 의 目的函數

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y [\phi(x) f(x, y, \theta) / \alpha] dx dy = \frac{1}{\alpha} \int_{-\infty}^{\infty} \eta(x, \theta) \phi(x) g(x) dx \quad (1-2)$$

의 最大化(maximization)을 생각한다. 即 容量을 一定值 α 에 制限하고 選別後의 母集團(그 密度는 $\phi(x) f(x, y, \theta) / \alpha$)의 平均值를 最大로 하는 最適選別 ϕ^* 를 求하는 것이 要求된다.

다음에 Raj의 選別基準은 α_1, α_2 ($0 < \alpha_1 < 1$)을 주어진 定數라 하고

$$\int_{-\infty}^{\infty} \phi(x) g(x) dx = \alpha_1 \quad (1-3)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y [\phi(x) f(x, y, \theta) / \alpha_1] dx dy = \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} \eta(x, \theta) \phi(x) g(x) dx = \alpha_2 \quad (1-4)$$

되는 制限條件下에서 ϕ 의 目的函數

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (y - \alpha_2)^2 [\phi(x) f(x, y, \theta) / \alpha_1] dx dy \\ &= \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} [v(x, \theta) + (\eta(x, \theta) - \alpha_2)^2] \phi(x) g(x) dx \end{aligned} \quad (1-5)$$

의 最小化(minimization)를 생각하는 것이다. 이 基準의 뜻은 容量, 選別後의 母集團의 平均을 각各 一定值 α_1, α_2 로 制限하고 選別後의 母集團의 分散을 最小로 하는 最適選別 ϕ^* 를 要求하는 것이다. 即 容量이 一定하고 一定의 平均值 둘레에 密集하는 集團을 選別하는 것이다. 이를 最適選別 ϕ^* 는 Parameter θ 에 의존한다.

2. Raj 의 基準에 있어서의 最適選別

函數 g 와 函數族 $\{f(x, y, \theta) : \theta \in \Theta\}$ 를 具體化한다. f 를 x 가 주어졌을 때 Y 的 條件附確率密度하고 다음과 같은 密度를 가지는 正規分布의 函數族을 생각한다.

$$f(x, y, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(y - \theta_0 + \theta_1 x)^2\right] \quad (\sigma^2 \text{ 은 既知}) \quad (2-1)$$

$$g(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{x^2}{2}\right] \quad (2-2)$$

으로 둔다. 이 때 Raj 的 基準은 앞에서 이야기 한것과 같이 $\eta(x, \theta) = \theta_0 + \theta_1 x$, $v(x, \theta) = \sigma^2$ 와 모로 모든 $\theta \in \Theta$ 에 관하여

$$\tau_1(\theta, \phi) = \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} \phi(x) g(x) d(x) dx = 1 \quad (2-3)$$

$$\tau_2(\theta, \phi) = \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} (\theta_0 + \theta_1 x) \phi(x) g(x) d(x) dx = \alpha_1 \quad (2-4)$$

인 制限條件下에서 ϕ 的 目的函數

$$\tau_3(\theta, \phi) = \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} [\sigma^2 + (\theta_0 + \theta_1 x - \alpha_1)^2] \phi(x) g(x) d(x) \quad (2-5)$$

를 最小化하는 것이다.

$\theta = (\theta_0, \theta_1)$ 은 다음과 같은 空間 Θ 的 點이라 한다.

$$\left. \begin{array}{l} \theta_1 > 0 \\ \theta_1 > \frac{\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_1) \\ \theta_1 > \frac{-\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(1 - \alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_1) \end{array} \right\} \quad (2-6)$$

를 만족하는 θ 的 集合을 Θ^+

$$\left. \begin{array}{l} \theta_1 < 0 \\ \theta_1 < \frac{\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_1) \\ \theta_1 < \frac{-\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(1 - \alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_1) \end{array} \right\} \quad (2-7)$$

를 만족하는 θ 的 集合을 Θ^- 과 하고 $\Theta = \Theta^+ \cup \Theta^-$ 를 둔다. ψ, Ψ 는 각각 標準正規分布의 密度函數 및 分布函數와 하고 Ψ^{-1} 는 Ψ 的 逆函數를 나타낸다.

【補助定理 1】 ψ, Ψ 를 각각 標準正規分布의 確率密度函數, 分布函數와 하고

$$\Psi(x_2) - \Psi(x_1) = \alpha \quad (-\infty \leq x_1 < x_2 \leq \infty, \quad 0 < \alpha < 1) \quad (2-8)$$

인 條件下에서

$$v = \psi(x_2) - \psi(x_1) \quad (-\infty \leq x_1 < x_2 \leq \infty) \quad (2-9)$$

는 單調減少函數이다.

【證明】 $F(x_1, x_2) = \Psi(x_2) - \Psi(x_1) - \alpha = 0$ 으로 두면

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial x_2} \Psi(x_2) \frac{dx_2}{dx_1} - \frac{\partial}{\partial x_1} \Psi(x_1) = 0 \\ \therefore \quad & \frac{dx_2}{dx_1} = \frac{\partial \Psi(x_1)}{\partial x_1} / \frac{\partial \Psi(x_2)}{\partial x_2} \\ & \frac{\partial \Psi(x_1)}{\partial x_1} = \frac{\partial}{\partial x_1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_1} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x_1^2}{2}} = \psi(x_1) \\ \therefore \quad & \frac{\partial \Psi(x_2)}{\partial x_2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x_2^2}{2}} = \psi(x_2) \\ \therefore \quad & \frac{dx_2}{dx_1} = \frac{\psi(x_1)}{\psi(x_2)} \\ \therefore \quad & \frac{dy}{dx_1} = \frac{d\psi(x_2)}{dx_2} \frac{dx_2}{dx_1} - \frac{d\psi(x_1)}{dx_1} = -x_2 \psi(x_2) \frac{\psi(x_1)}{\psi(x_2)} + x_1 \psi(x_1) \\ & = -(x_2 - x_1) \psi(x_1) < 0 \quad (x_2 > x_1) \end{aligned}$$

이므로 $y = \psi(x_2) - \psi(x_1)$ 은 $-\infty < x_1 < x_2 < \infty$ 에서 단調減少函數이다.

다음에 아래의 假定을 두어 補助定理 2를 紹介한다.

確率分布族 $P = \{P_\theta : \theta \in \Theta\}$ 는 可測한 σ -algebra 族 $\mathcal{A} \times \mathcal{B}$ 위의 確率分布族이며 \mathcal{A} 위의 周邊分布 P^* 는 θ 에 無關하여 $X \times Y$ 는 標本空間이다.

(A 1) σ -algebra \mathcal{A} 는 可算個의 生成元을 갖는다.

(A 2) $\theta \in \Theta$ 인 모든 θ 와 x 가 주어졌을 때 \mathcal{B} 에서 正則인 條件附確率 $P_{\theta^{y|x}}$ 가 存在하고, 領域 $X \times Y$ 에서 $\mathcal{A} \times \mathcal{B}$ -可測이고, 實數值函數인 f 가

$$\int_{x \times y} f(x, y) P_\theta(d(x, y)) = \int_x \int_y f(x, y) P_{\theta^{y|x}}(dy|x) P^*(dx)$$

를 만족한다.

(A 2)에 의하여 모든 $(x, \theta) \in X \times \Theta$ 에 關한

$$\bar{\psi}_i(x, \theta) = \int_y \psi_i(y, \theta) P_{\theta^{y|x}}(dy|x) \quad (i=0, 1, \dots, m)$$

으로 둔다. 그리고 이 때

$$\tau_i(\theta, \phi) = \int_x \bar{\psi}_i(x, \theta) \phi(x) P^*(dx) \quad (i=0, 1, \dots, m)$$

이다.

X 를 定義域, \mathcal{A} -可測인 實數值函數 $\phi(0 \leq \phi(x) \leq 1)$ 를 생각하여 모든 ϕ 의 集合을 Φ 로 表示하고 이를 選別空間이라 한다. 그리고 $\Phi(C_\theta)$ 는 制限條件 C_θ 를 만족하는 ϕ 의 集合이다.

【補助定理 2】 假定 (A 1)과 (A 2)下에서 最適選別 ϕ_{θ^*} 가 存在한다.

【證明】 W_1 을 領域 X 에서 定義된 本質的으로 有界하고 可測인 實數值函數 P^* 全體의 實線型空間이라 한다. 이 때 (A 1)에서 P^* 位相 $T_1(W_1)$ 에 關해서 Φ 는 (結果的으로) W_1 의 compact 볼록集合(convex set)이다.⁶⁾

θ 를 Θ 의 任意의 固定元이라 하면 (A 2)에 의하여 각 $\tau_i(\theta, \cdot)$ ($i=1, \dots, m$)은 Φ 에서 \mathbb{R} 으로 가는

連續(線型)函數이다. 그리고 또 $\Phi(C_\theta)$ 는 $\tau_i(\theta, \cdot)$ ($i=1, \dots, m$)에 의한 閉集合 $\{a: a \in \mathbb{R}, a \leq \alpha\}$ 의 逆寫像의 元의 共通部分이다. 그러므로 $\Phi(C_\theta)$ 는 compact이다. 따라서 $\tau_o(\theta, \cdot)$ 은 ϕ 에 關해서 連續(그리고 線型)이고 하나의 元 $\phi_\theta^* \epsilon \Phi(C_\theta)$ 가 存在하여

$$\tau_o(\theta, \phi_\theta^*) = \inf \{\tau_o(\theta, \phi): \phi \in \Phi(C_\theta)\}$$

가 成立한다.⁵¹⁾

【定理 1】 制限條件 (2-3), (2-4)를 滿足하는 (Parameter θ 에 의존하는) 選別이 存在하기 위한 必要充分한 條件은 θ 가 Θ 에 속하는 것이다.

【證明】 選別領域 $R_\theta = \{x: x_1(\theta) \leq x \leq x_2(\theta), \theta \in \Theta\}$ 이라 하면 條件 (2-3), (2-4)에서

$$\left. \begin{aligned} \Psi(x_2(\theta)) - \Psi(x_1(\theta)) &= \alpha_1 \\ \theta_0 + \theta_1 [\psi(x_1, \theta) - \psi(x_2, \theta)] / \alpha_1 &= \alpha_2 \end{aligned} \right\} \quad (2-10)$$

를 滿足하여야 한다. 지금

$$E(X) = \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} x \phi(x) g(x) dx = \frac{1}{\alpha_1} [\psi(x_1) - \psi(x_2)] \quad (2-11)$$

로 두면

$$\theta_1 = \frac{1}{E(X)} (\alpha_2 - \theta_0) = \frac{-1}{E(X)} (\theta_0 - \alpha_2) \quad (2-12)$$

를 얻는다.

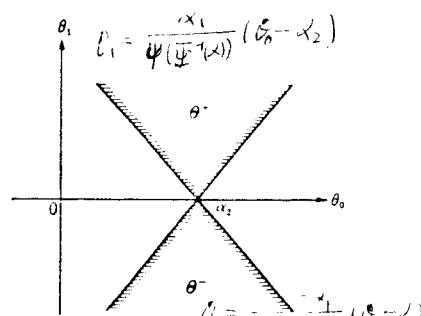
$R_\theta = \{x: x_1(\theta) \leq x \leq x_2(\theta), \theta \in \Theta\}$ 의 x_1, x_2 는 $\Psi(x_2) - \Psi(x_1) = \alpha_1$ 을 滿足하는 條件下에서 $-\infty = x_1 < x \leq x_2$ 인 區間에서 $x_1 \leq x < x_2 = \infty$ 인 區間까지 變한다. 지금 區間 $R_\theta = \{x: -\infty = x_1 < x \leq x_2\}$ 에서

$$\begin{aligned} E(X) &= \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{x_2} x g(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi\alpha_1}} \left[-e^{-\frac{x^2}{2}} \right]_{-\infty}^{x_2} \\ &= -\frac{1}{\alpha_1} \psi(x_2) = -\frac{1}{\alpha_1} \psi(\Psi^{-1}(\alpha_1)) \end{aligned} \quad (2-13)$$

이므로 이 값을 (2-12)에 代入하면 直線

$$\theta_1 = \frac{\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_2) \quad (2-14)$$

를 얻는다. 여기서 $R_\theta = \{x: -\infty \leq x_1 \leq x \leq x_2\}$ 의 x_1, x_2 를 $\Psi(x_1) = \psi(x_2)$ 될 때 까지 오른쪽으로 移動하는 경우를 생각하면 (2-11)식 $-E(x) = \frac{1}{\alpha_1} (\psi(x_2) - \psi(x_1))$ 은 陽의 值이고 單調히 減少한다. 그러므로 $-E(x) < \frac{1}{\alpha_1} \psi(\Psi^{-1}(\alpha_1))$ ($\because (2-13)$)이고 $0 < \frac{\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(\alpha_1))} < \frac{-1}{E(x)}$ 이다. 따라서 (2-12), (2-14)에서 $\theta_1 > 0$ 일 때



$$\theta_1 \left(= \frac{-1}{E(x)} (\theta_0 - \alpha_2) \right) > \frac{\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_2)$$

이고 또 $\theta_1 < 0$ 일 때는

$$\theta_1 \left(= \frac{-1}{E(x)} (\theta_0 - \alpha_2) \right) < \frac{\alpha_1}{\psi(\Psi^{-1}(\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_2)$$

이다.

다음에 區間 $R_\theta = \{x: x_1 \leq x \leq x_2 = \infty\}$ 에서 생각하자.

$$\begin{aligned} E(x) &= \frac{1}{\alpha_1} \int_{x_1}^{\infty} x g(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi\alpha_1}} \left[-e^{-\frac{x^2}{2}} \right]_{x_1}^{\infty} \\ &= \frac{1}{\alpha_1} \phi(x_1) = \frac{1}{\alpha_1} \phi[\Psi^{-1}(1-\alpha_1)] \end{aligned} \quad (2-15)$$

이므로 直線

$$\theta_1 = \frac{-\alpha_1}{\phi(\Psi(1-\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_1) \quad (2-16)$$

를 얻는다.

여기서 $R_\theta = \{x: x_1 \leq x \leq x_2 = \infty\}$ 에서 x_1, x_2 가 $\psi(x_1) = \psi(x_2)$ 될 때까지 왼쪽으로 移動하는 경우를 생각하면 $-E(x) = \frac{1}{\alpha_1}(\psi(x_2) - \psi(x_1)) < 0$ 이고 $|\psi(x_2) - \psi(x_1)|$ 単調히 작아지므로 $\frac{-1}{E(x)} < \frac{-\alpha_1}{\phi(\Psi^{-1}(1-\alpha_1))} < 0$ 이다. 따라서 (2-12), (2-16)에서 $\theta_1 > 0$ 이면

$$\theta_1 \left(= \frac{-1}{E(x)} (\theta_0 - \alpha_1) \right) > \frac{-\alpha_1}{\phi(\Psi^{-1}(1-\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_1)$$

이고 $\theta_1 < 0$ 이면

$$\theta_1 \left(= \frac{-1}{E(x)} (\theta_0 - \alpha_1) \right) < \frac{-\alpha_1}{\phi(\Psi^{-1}(1-\alpha_1))} (\theta_0 - \alpha_1)$$

이다. 以上으로 式 (2-6), (2-7)을 얻고 選別이 存在하기 위한 必要充分한 條件은 θ 가 Θ 에 속하는 것이다.

【定理 2】 制限條件 (2-3), (2-4)를 滿足하고 目的函數 (2-5)를 最小로 하는 最適選別 ϕ_θ^* 가 存在한다. 더욱이 (2-3), (2-4)를 滿足하는 選別 ϕ_θ 가 最適이기 위한 必要充分條件은 Θ 의 어떤 函數 h_1^* , h_2^* 가 있어서 다음 式을 滿起하는 것이다.

$$\phi_\theta(x) = \begin{cases} 1 & (x_1(\theta) < x < x_2(\theta)) \\ 0 & (x < x_1(\theta) \text{ 또는 } x_2(\theta) < x) \end{cases} \quad (2-17)$$

단 $x_1(\theta)$, $x_2(\theta)$ 는 二次方程式

$$\zeta(x, \theta) = \sigma^2 + (\theta_0 + \theta_1 x - \alpha_1)^2 - h_1^*(\theta) - h_2^*(\theta)(\theta_0 + \theta_1 x) = 0 \quad (2-18)$$

의 二實根이고 h_1^* , h_2^* 는 式 (2-10)

$$\left. \begin{aligned} \Psi(x_2(\theta)) - \Psi(x_1(\theta)) &= \alpha_1 \\ \theta_0 + \theta_1 [\psi(x_1(\theta)) - \psi(x_2(\theta))] / \alpha_1 &= \alpha_2 \end{aligned} \right\}$$

를 滿足하는 값이다.

【證 明】 $\phi_\theta^*(x)$ 의 存在는 [補助定理 1] 위에서 [補助定理 2]에 의하여 明白하다. 그리고 式 (2-17)은 制限條件 (2-3), (2-4)에서

$$\frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} [h_1^*(\theta) + h_2^*(\theta)(\theta_0 + \theta_1 x) - \{h_1^*(\theta) + h_2^*(\theta)\alpha_2\}] \phi(x) g(x) dx = 0$$

이다. 그려므로

$$\begin{aligned}
\tau_0(\theta, \phi) &= \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} [\sigma^2 + (\theta_0 + \theta_1 x - \alpha_1)^2] \phi(x) g(x) dx \\
&= \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} [\sigma^2 + (\theta_0 + \theta_1 x - \alpha_1)^2] \phi(x) g(x) dx \\
&\quad - \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} [h_1^*(\theta) + h_2^*(\theta)(\theta_0 + \theta_1 x) - \{h_1^*(\theta) + h_2^*(\theta)\alpha_1\}] \phi(x) g(x) dx \\
&= \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} [\sigma^2 + (\theta_0 + \theta_1 x - \alpha_1)^2 - h_1^*(\theta) - h_2^*(\theta)(\theta_0 + \theta_1 x) \\
&\quad + \{h_1^*(\theta) + h_2^*(\theta)\alpha_1\}] \phi(x) g(x) dx \\
&= \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} \zeta(x, \theta) \phi(x) g(x) dx + h_2^*(\theta) + h_2^*(\theta)\alpha_1
\end{aligned}$$

그리므로 $\zeta(x, \theta) = 0$ 的 二實根 $x_1(\theta), x_2(\theta)$ 사이의 積分이

$\frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} \zeta(x, \theta) \phi(x) g(x) dx$ 를 最小로 使得하고 따라서

$$\tau_0(\theta, \phi) = \frac{1}{\alpha_1} \int_{-\infty}^{\infty} \zeta(x, \theta) \phi(x) g(x) dx + h_2^*(\theta) + h_2^*(\theta)\alpha_1$$

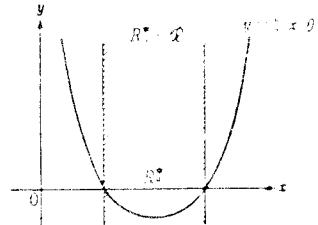
를 最小로 한다. 그리므로 ϕ_θ 는

$$\phi_\theta(x) = \begin{cases} 1 & \zeta(x, \theta) < 0 \text{ 인 } x \\ 0 & \zeta(x, \theta) > 0 \text{ 인 } x \end{cases} \quad (2-19)$$

으로 두면 (2-17)을 얻는다. (2-19)

$$R_{\theta}^* = \{x \mid x_1(\theta) \leq x \leq x_2(\theta), \theta \in \Theta\} \quad (2-20)$$

으로 두면 R_{θ}^* 是 最適한 選別領域이 되고 R_{θ}^* 的 定義函數 ϕ_{θ}^* 是 最適選別이다.



參 考 文 献

- Cochran, W.G. (1951) Improvement by means of selection proc. Second Berkeley symp. Math. Statist. Prob., 449-470.
- Raj, D. (1954) On optimum selections from multivariate populations. Sankhyā Ser. A, 14, 363-366.
- 宮澤光一(1971) 情報・決定理論序説, 岩波書店.
- Noda, K. (1979) 部分母集團の選別に關するベイズ決定函數, 統計數理研究所叢報, 第26卷第2號, pp. 125~132.
- Noda, K. (1980). Optimal construction of a subpopulation. Ann. Inst. Math. (Research Memo. 165. The Institute of Statistical Mathematics)
- Lehmann, E.L. (1959) Testing statistical hypotheses, John Wiley and Sons, New York.

