

クリツド空間に於ける *parameter* のみを問題にしてゐるのであるが、実は之は只しの *modification* により、*Sample space* をより一般な空間にし、分布函数に關しても、より一般にして取り扱ふ理論となることが分る。それで、以下本稿に於ては、これ等のことを、Waldの理論の紹介傍に述べてみようと思ふ。

1. 問題の *formulation*. このでも問題にしてゐる量に対し、一つの *population* を考へ、これの分布函数に關する事柄を、観測される量より推論することは、普通の通りである。先づ、観測される量の取り得べき値の空間、所謂 *Sample space* を R とし、 R に於ける分布函数、即ち R に於て定義される *total measure* I たる *measure* の作る空間を Ω とする。こゝで、問題としてゐる *population* π の分布函数は Ω の中に入つてゐるものとする。そこで問題に依じて Ω の適当な部分集合 ω の集合 S を定め、 S の各 ω に対し π の未知の分布函数 X はこの ω に入つてゐるといふ仮設 $H\omega$ を立てる。そして得られた *Sample point* より、何れの $H\omega$ を採択すべきかを決めるのである。問題をこの様に *formulate* すると、*Test*, *Estimation* は勿論、その他の問題を之に含まれることになる。即ち S の各点 (こゝで一点とは一点より成る集合の意味とする) 及びその補集合より成る集合とすれば、それは *Test* の問題になる。尚、 S が $\omega_1, \omega_2, \omega_3$ (或くとも一つの ω は二点以上を含むとする) より成る場合は *Test* の問題でも、又、*Estimation* の問題でもないのである。

上記の特別な場合である。

さて、問題を上のように formulate すると、Sample Space の各点に、一つづつ、 S の集合を対応させることか問題になる。この字像を“うまく”定めることが出来れば、問題は解けたことになる。この字像を *statistical decision function* 或は単に *decision function* といい、 $S, d.f.$ 又は $d.f.$ と略記する。この字像に於て、一つの w に対する R の凡ての点の集合が、 H_w の *region of acceptance* と呼ばれるもので、*Test* の場合は、この補集合が所謂 H_w の *critical region* である。さて、この $S, d.f.$ を定めるのであるが、それには次の様な考へ方で進む。先づ、各場合に於て、 X が真なる分布函数なるとき、 H_w なる仮説を採択した結果、犯す誤の度之を *loss* 数 $W(X, w)$ と定める。こゝで勿論、 $X \in W$ ならば、 $W(X, w) = 0$ 、そうでないときは $W(X, w) > 0$ とする。この $W(X, w)$ は明かに X と w の函数であるが、之を *weight function* (略して $W, f.$ と記す) という。この函数は、その場合々々に定めて定めるべきもので、之を定めることは統計的或は数学的な問題ではない。この $W, f.$ を定めた上で、一つの $S, d.f.$ $W = W(f)$, 毎 R に対し、この犯す誤りを見積るのであるが、それを凡ての $t \in R$ に対する $W(X, w(t))$ の平均

$$\int_R W(X, w(t)) dX \quad \text{空間 } R \text{ に於て } X \text{ なる測度による積分と誤はす}$$

によつて測る。之は X なる分布函数

毎 R に対し、 $S, d.f.$ $W(t)$ の *risk* の度之を量するものである。

* それは *admissible* であるという。そうすると *S.d.f.* としては先ず *admissible* の
 物と選ばねばならない。然るに *admissible* な *d.f.* は一般に幾つかあり従つて又
 この中よりの選定の規準を立てねばならない。例へば今二つの *admissible* な

故に、 X が真の分布函数なるときは、この積分を最小に
 する様に *S.d.f.* を定めようとのふわけである。併し、実
 際は真なる分布函数が未知なる故、之は出来ぬ。そこで
 で、上の積分を X と *d.f.* $w(t)$ の函数と考へ、この函数
 を考察の対象とする。之を *risk function* と云ひ、 $\gamma(X, w(t))$
 で表はす。この $\gamma(X, w(t))$ を凡ての X と共に最
 小にする様に *d.f.* を定めることが出来ればよいわけだ
 であるが、 Ω が多くの点を含む様な場合には、一般にそれ
 が出来ぬ。それ故、他に *S.d.f.* を定める規準を設け
 ねばならないが、先づ言葉の説明をする。一つの θ と θ'
 に対し、二つの *S.d.f.* $w_1(t), w_2(t)$ があるとき、凡て
 の X に対し

$$\gamma(X, w_1(t)) \leq \gamma(X, w_2(t))$$

ならば、 $w_1(t)$ は $w_2(t)$ より一様に良いといふ。又、一
 つの *S.d.f.* があつて、それより一様によい *S.d.f.* が存在
 しなるとき、^{*上段三行押入} ~~(それは *admissible* なものを選ばねばなら
 ない。然るに *admissible* な)~~ *d.f.* があつて、観測された
sample point より、之 n 従つて夫々、 H, H' を撰択し
 た場合、分布函数に関する他の知識より、一方が他方よ
 り好ましいとして、それを採ることがあらう。このやう
 に他の知識により *S.d.f.* を定めることが出来る場合はあ
 る。又、一般に分布函数に関する所謂 *a priori* な確率
 がわかつてゐる場合、即ち Ω に μ なる分布があることが
 わかつてゐる場合には、*risk function* の此の分布に関
 する積分、即ち *risk* の μ に関する平均、*average risk*

$$\int_{\Omega} r(x, w) d\mu$$

を考へ、之を最小にするやうに $S, d, f, W(\tau)$ を定めることとする。しかしながら一般に *a priori* な確率は第一其の存在がわからないし、又存在しなしても其の形がわからないことが多い故、此の場合には如何にすべきか、次に問題になる。之に対しては次のやうに考へる。即ち *risk function* $r(x, w)$ の x に関する *Maximum* (之を *Maximum risk* と云ひ、略して *Max. risk* と記す) を考へ之を最小にするやうな S, d, f を選ぶこととする。故にこの様な場合には *admissible* で且 *Max. risk* を *min.* にするやうな、 S, d, f を選ぶこととするのである。此の様な S, d, f を *optimum S, d, f.* (略して *O. S, d, f.* 又は *O. d, f.* と記す) と言ふ。従つて S, d, f としては *optimum* なものをとると言ふ原則を立てる。

以下に於ては或る條件のもとに於て S, d, f の存在及び其の特性、之に対する *risk function* の性質等を述べる。

2. 一般論の *point estimation* への *reduction*. 前節で述べた様に、 Ω の subset の集合 S 及び之に対する、*weight function* $W(x, w)$ があるとき、 O, d, f を求めるのが問題であるが、今 S の濃度が Ω の濃度より大きくならしめる。そうすると Ω より S への写像が考へられる。即ち、 Ω の各 x に対し S の一つの w が対応し、 S の一つの w は少くとも一つの Ω の元が対応する様になる。之を $w = \alpha(x)$ と記す。そこで Ω の凡ての点より或る集合

を S^* とし、且つ S^* に対する weight function $w^*(x, \bar{x})$

$$w^*(x, \bar{x}) = w(x, \alpha(x))$$

と定義する。この S^* に対する d.f. は Sample Space R より Ω の中への点写像である。それ故、この写像は概

Point estimate とか、 x の estimate とか云ふ。それで、若し S と S^* が一致するときは、estimate なる言葉に S d.f. と同じ意味に用ゐることにする。さて、上記 S^* 及び $w^*(x, \bar{x})$ に対する o.d.f. を $x = \varphi(t)$ とすると、 $w(t) = \alpha(\varphi(t))$ なる d.f. は元の S 及び $w(x, \bar{x})$ に対する o.d.f. なることが

$$\int_R w(x, \bar{x}) dx = \int_R w(x, \alpha(\varphi(t))) dx = \int_R w^*(x, \varphi(t)) dx$$

なることより、直ちにわかる。この換は、一般に S と、 $w(x, \bar{x})$ によつて与へられる問題は、上記の様な S^* 、 $w^*(x, \bar{x})$ による問題に対応し、始めのものに対する o.d.f. は後のものより、上記の換にして得られる。従つて Point estimation の問題だけを考へれば充分なることがわかる。故に以下に於ては、 S は Ω の点凡てより成る集合とする。

3. 基礎となる仮定、次に Point estimation の問題に反復するのであるが、議論を進めて行く上に於て基礎となる種々の仮定を述べておく。

仮定 1. Sample Space R は次の様な性質を備へた Topological space とする、即ち、

i) R の凡ての open Set より生成される σ 系を \mathcal{T} とす

ると、之に Lebesgue 式測度 $m(E)$ ($E \in \mathcal{Y}$) が定義されて
ある。

ii) \mathcal{Y} に含まれる *bicompact* な部分空間の増大列、
 $\{R_n\}$ で、 R に収斂するものがある、即ち

$$R_1 \subset R_2 \subset \dots \rightarrow R \quad R_i \in \mathcal{Y} \quad \text{bicompact.}$$

仮定 2. R に於ける分析函数 (distribution) の集合、
即ち \mathcal{Y} に對して定義される total measure 1 なる測度の
依る空間 Ω にも一つの topology が定義され、これに關し
、 Ω は compact, regular 且、第二可附着公理を満足する
とする。尚、 Ω の各元 $X(E)$ は R に於ける $m(E)$ に關し
絶対連続とする、即ち、

$$X(E) = \int_E P(x, t) dm$$

なる所謂密度函数 $P(x, t)$ を有するとする。而も、この P
(x, t) は Ω と R の積空間の $\Omega \times R$ に於て連続とする。

Ω の凡ての open set より生成される σ 系を \mathcal{X} と記す。

仮定 3. $\Omega \times \Omega$ に次の様な性質を有する weight function
 $W(X, X')$ が定義されてゐるとする。

- 1). $W(X, X')$ は実数値を有し、且
 $1 \geq W(X, X') \geq 0$
- 2). $X = X'$ ならば $W(X, X') = 0$
- 3). Ω に次の様な分割が可能である、即ち、

$$\Omega = \Omega_1 + \dots + \Omega_k, \quad \Omega_i \in \mathcal{X}$$

$W(X, X')$ は $\Omega_i \times \Omega_j$ ($i, j = 1, \dots, k$) で連続、且各
 $\bar{\Omega}_i \times \bar{\Omega}_j$ で連続な函数、 $W_{ij}(X, X')$ があり、

$\mathbb{P}_{i,j}(y, x') = \mathbb{P}(x, x')$, for $(x, x') \in \Omega_i \times \Omega_j$.

又、 $x' \in \Omega_j - \Omega_i$ ならば、凡ての $x \in \Omega_i$ に対し

$x \in \Omega_i$ ならば $\mathbb{P}_{i,j}(x, x') = \mathbb{P}_{i,j}(x, x')$, $x'' \in \Omega_j$

なる x'' がある。従って

$$= \mathbb{P}(x, x'')$$

そうすると、この $\mathbb{P}(x, x')$ は $y+y$ に対し、

measurable になることは容易にわかる。

次に、凡ての x に対し

$$\mathbb{P}(x, x') = \mathbb{P}(x, x'')$$

なるとき、 x' と x'' は、 $\mathbb{P}(x, x')$ に対し、interchangeable と呼ぶ。

仮定4: 一つの y に対し定義された測度 μ による変数 x に関する積分

$$\int_{\Omega} \mathbb{P}(x, x') p(x, t) d\mu$$

本、 t を fix した場合は、 $x' = x_1, x_2$ に対して、最小になるならば、 x_1, x_2 は interchangeable とする。

4) $\bar{\Omega}_i$ は Ω_i の closure を表はす。

4. o.d.f. と risk function. y への一つの分布 μ が与えられておるときは、 x の estimate、即ち R より Ω への Abbildung $X = \varphi(t)$ ($t \in R, x \in \Omega$) で、 $\mathbb{P}(x, \varphi(t))$ が $y \times R$ に対し measurable になり、且

$$\bar{r}(\varphi, \mu) = \int_{\Omega} r(x, \varphi) d\mu = \int_{\Omega} \int_R \mathbb{P}(x, \varphi(t)) p(x, t) d\mu d\mu$$

を最小にする $\varphi(t)$ を定めるのか。向題であるか、今 x に関する積分

$$\int_{\Omega} \mathbb{P}(x, \bar{x}) p(x, t) d\mu$$

±考へると、之は μ と、 \bar{x} , t の函数である、そこで、
 μ と t を fix してこれ±考へると、先づ

$$\begin{aligned} & \int_{\Omega} w(x, \bar{x}) p(x, t) d\mu \\ &= \sum_{j=1}^k \int_{\Omega_j} w(x, \bar{x}) p(x, t) d\mu \\ &= \sum_{j=1}^k \int_{\Omega_j} w_{j,0}(x, \bar{x}) p(x, t) d\mu \end{aligned}$$

こゝで $w_{j,0}(x, \bar{x}) p(x, t)$ は $\bar{x}_j \times \bar{x}_j$ において連続なる故、
 ±定めると、各 x, \bar{x} に対して

$$x', x'' \in U_x, \bar{x}', \bar{x}'' \in U_{\bar{x}} \rightarrow |w_{j,0}(x', \bar{x}') p(x', t) - w_{j,0}(x'', \bar{x}'') p(x'', t)| < \varepsilon$$

なる近傍 $U_x, U_{\bar{x}}$ が存在する。今 \bar{x} を fix し、 \bar{x}_j の凡ての x に関する様な近傍 U_x ±考へると、 \bar{x}_j は bi-compact なる故、有限個のこの様な近傍 U_x, \dots, U_x で覆はれる。之れに対する \bar{x} の近傍 ±夫々、 $U_{\bar{x},1}, \dots, U_{\bar{x},e}$ とし、 $U_{\bar{x},0}$ を $U_{\bar{x},0} \subseteq U_{\bar{x},1} \cap \dots \cap U_{\bar{x},e}$ なる一つの近傍とすれば、凡ての $x \in \bar{x}_j$ に対して

$$x' \in U_{\bar{x},0} \rightarrow |w_{j,0}(x, \bar{x}') p(x, t) - w_{j,0}(x, \bar{x}) p(x, t)| < \varepsilon,$$

従つて

$$x' \in U_{\bar{x},0} \rightarrow \left| \int_{\Omega_j} w_{j,0}(x, \bar{x}') p(x, t) d\mu - \int_{\Omega_j} w_{j,0}(x, \bar{x}) p(x, t) d\mu \right| \leq \varepsilon, \mu(\Omega_j) \leq \varepsilon.$$

故に $\int_{\Omega_j} w_{j,0}(x, \bar{x}) p(x, t) d\mu$ は \bar{x}_j で連続、従つて

$\sum_{j=1}^k \int_{\Omega_j} w_{j,0}(x, \bar{x}) p(x, t) d\mu$ は \bar{x} の函数として \bar{x}_j で連続である。而も、之は Ω_j の中では

$\int_{\Omega} w(x, \bar{x}) P(x, t) d\mu$ に等しい。換言すれば、

$\int_{\Omega} w(x, \bar{x}) P(x, t) d\mu$ は \bar{x} の函数として Ω_i 内で連続で、この Ω_i 内に induce する函数は $\bar{\Omega}_i$ の上連続に envelope 出来る。さて、 $\bar{\Omega}_i$ は compact なる故

$\sum_{j=1}^k \int_{\Omega_j} w_{j,i}(x, \bar{x}) P(x, t) d\mu$ は $\bar{\Omega}_i$ 内で、最大、最小をとる。例へば、最大値を \bar{x}_0 、最小値を \bar{x}'_0 とすると、このとき、若し \bar{x}_0 、或は \bar{x}'_0 が $\bar{\Omega}_i - \Omega_i$ の点とすると、 $w_{j,i}$ に関する仮定より、凡ての $j=1, \dots, k$ に対し、 $x \in \Omega_j$ ならば、 $w_{j,i}(x, \bar{x}_0) = w_{j,i}(x, \bar{x}'_0)$ 、 $x \in \Omega_i$ ($l=0$ 、或は 1) なる \bar{x}'_0 がある。そうすると、

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^k \int_{\Omega_j} w_{j,i}(x, \bar{x}) P(x, t) d\mu &= \sum_{j=1}^k \int_{\Omega_j} w_{j,i}(x, \bar{x}'_0) P(x, t) d\mu \\ &= \sum_{j=1}^k \int_{\Omega_j} w(x, \bar{x}'_0) P(x, t) d\mu = \int_{\Omega} w(x, \bar{x}'_0) P(x, t) d\mu \end{aligned}$$

となり、 \bar{x} の函数 $\int_{\Omega} w(x, \bar{x}) P(x, t) d\mu$ は Ω_i の内で、最大値、最小値をとる。従つて、次の lemma を得る。

lemma 1. x に関する積分 $\int_{\Omega} w(x, \bar{x}) P(x, t) d\mu$ は \bar{x} の函数として、若し Ω 内で連続で、 Ω_i 内で最大値、最小値をとる。

そこで $\int_{\Omega} \varphi(X, \overline{X}) P(X, t) d\mu$ の各 Ω_i に対しては
 最大、最小の値を比べると何れか、最大最小になる。
 従って、lemma 2' X に関する積分 $\int_{\Omega} \varphi(X, \overline{X}) P(X, t) d\mu$
 は \overline{X} の函数として Ω 内で、最大値、最小値をとる。

従って、今 $\int_{\Omega} \varphi(X, \overline{X}) P(X, t) d\mu$ を最小にする \overline{X} の
 原点を $\mu(x)$ と記せば、之は勿論空集合ではない。
 $\mu(x)$ の元を一般に $X\mu(x)$ で表はすことにする、次に

lemma 2. 今の上で、MUB の例 $\{\mu_n\}$ の一つの μ_n
 に欠ける $\{\text{即ち } \mu(E - E^0) = 0 \text{ なる } E \text{ に対して、} \mu(E) \rightarrow \mu(E^0)\}$ $f(x)$ は Ω 上の連続函数
 とする $\mu(E - E^0) = 0$ なる E に対し

$$\int_E f(x) d\mu_n \rightarrow \int_E f(x) d\mu.$$

証明. Ω は compact なる故、 $f(x)$ は有界、 μ 連
 続なる故、勿論 μ に對し、measurable. 今

$$\inf_{x \in E} f(x) = A, \quad \sup_{x \in E} f(x) = B$$

とする。 $A = B$ なるときは、lemma の成立するこ
 とは、明かである。 $A < B$ とし、 $\varepsilon > 0$ に対し、

$$A = l_0 < l_1 < \dots < l_{v-1} < l_v = B, \quad l_{i+1} - l_i < \varepsilon \quad (i=0, 1, \dots, v-1)$$

とする、 X 之に対し、

$$E^0 = (\overline{E^0})^c, \quad E^c = \Omega - E.$$

$$E_i = \{x : l_i \leq f(x) < l_{i+1}, x \in E\}, \quad i=0, \dots, v-1$$

$v-1$

とする。 ε を与えると、

$$0 \leq \int_E f(x) d\mu_n - \sum_{i=0}^{v-1} l_i \mu_n(E_i) = \sum_{i=0}^{v-1} \int_{E_i} (f(x) - l_i) d\mu_n$$

$$\begin{aligned}
& - l_i \mu_n(\xi_i) \} \\
& \leq \sum_{i=0}^{n-1} \{ l_{i+1} \mu_n(\xi_i) - l_i \mu_n(\xi_i) \} \\
& = \sum_{i=0}^{n-1} (l_{i+1} - l_i) \mu_n(\xi_i) \\
& \leq \varepsilon \cdot \sum_{n=0}^{n-1} \mu_n(\xi_i) = \varepsilon \cdot \mu_n(\Xi) \leq \varepsilon.
\end{aligned}$$

同様にして、

$$0 \leq \int_{\Xi} f(x) d\mu - \sum_{i=0}^{n-1} l_i \mu(\xi_i) \leq \varepsilon.$$

よって、 $f(x)$ は連続なる故、

$$\bar{\varepsilon}_i = \} x \in \bar{\varepsilon}_i \Rightarrow l_i \leq f(x) \leq l_{i+1}, x \in \bar{\varepsilon}_i \} \\
\varepsilon_i^0 = \} x \in \varepsilon_i^0 \Rightarrow l_i < f(x) < l_{i+1}, x \in \varepsilon_i^0 \}$$

$$\bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 = \} x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \Rightarrow f(x) = l_i, \text{ or } l_{i+1}, x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \} \\
+ \} x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \Rightarrow l_i < f(x) < l_{i+1}, x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \}$$

故にして

$$\bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 = \} x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \Rightarrow f(x) = l_i, \text{ or } l_{i+1}, x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \} \\
+ \} x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \Rightarrow l_i < f(x) < l_{i+1}, x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \}$$

$$+ \} x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \Rightarrow l_i < f(x) < l_{i+1}, x \in \bar{\varepsilon}_i - \varepsilon_i^0 \}$$

さて、一般に

$$\mu \} x \in \mu \Rightarrow f(x) = \alpha > 0$$

なる様な関数 α は高々可測関数である。これは

$$\mu_\alpha = \} x \in \mu_\alpha \Rightarrow f(x) \leq \alpha \}$$

よって

$$F(\alpha) = \mu(M_\alpha)$$

よって、

- i) $\alpha < \beta \rightarrow F(\alpha) \leq F(\beta)$
- ii) $F(\alpha+0) = F(\alpha)$

$$(ii) F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1.$$

即ち、 $F(x)$ は一つの分布函数になつてゐる、然して、 $F(x)$ は單調なる故、不連続点は高々可附番個である、即ち、

$$F(x-0) < F(x)$$

なる x は高々可附番個。故に、

$$\begin{aligned} F(x) - F(x-0) &= \mu(M_x) - \mu(\lim M \rho) \\ &= \mu \int x \cdot f(x) = \Delta y > 0. \end{aligned}$$

なる x は高々可附番個である。

そこで、前に來ると、

$$\mu \int x \cdot f(x) = \Delta y > 0$$

なる Δ は高々可附番個なる故、前の標な l_i の如何なる近傍にも、

$$\mu \int x \cdot f(x) = l_i + \varepsilon_0 \eta = 0$$

なる $l_i + \varepsilon_0$ がある。そこで、始めの分割に於て、

$$\mu \int x \cdot f(x) = l_i \eta > 0$$

なる l_i について、

$$\mu \int x \cdot f(x) = l_i + \varepsilon_0 \eta = 0, \quad \varepsilon_0 < \varepsilon$$

なる $l_i + \varepsilon_0$ にて置き換へ、それと改めて

$$A = l_0 < l_1 < \dots < l_n = B.$$

とする、 $l_{i+1} - l_i < 2\varepsilon$ $\mu \int x \cdot f(x) = l_i \eta = 0.$

(i, 2), ..., (n-1), さうすると、

$$\mu(\bar{e}_i - e_{i-1}) = \mu \int x \cdot f(x) = l_i \cdot X \in E \eta + \mu \int x \cdot f(x)$$

$$f(x) = l_{i+1}, X \in E \eta + \mu \int x \cdot f(x) < l_{i+1} \cdot X \in E - E \eta$$

故に $i=1, \dots, n-2$ に対しては、

$$\leq 0 + 0 + \mu(\bar{E} - E^0) = 0.$$

又 $i=0$ なるときは.

$$\begin{aligned} \mu(\bar{E}_0 - E_0^0) &= \mu \{ x \in E \mid f(x) = l_0 = A, x \in \bar{E} \} \\ &\quad + \mu \{ x \in E \mid f(x) = l, x \in \bar{E} \} \\ &\quad + \mu \{ x \in E \mid A < f(x) < l, x \in \bar{E} \} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mu \{ x \in E \mid f(x) = l_0, x \in \bar{E} \} &\leq \bar{E} - E^0 \text{ なる故} \\ &= 0. \end{aligned}$$

同様にして

$$\mu(\bar{E}_{n-1} - E_{n-1}^0) = 0$$

故に

$$\mu_n(E_i) \rightarrow \mu(E_i), \quad i=0, \dots, V-1$$

故に $n > n_0$ に対し

$$|\mu_n(E_i) - \mu(E_i)| < \frac{\varepsilon}{R}, \quad i=0, \dots, V-1$$

なる標 n , ε とする.

$$0 \leq \int_E f(x) d\mu_n - \sum_{i=0}^{V-1} l_i \mu_n(E_i) \leq \varepsilon$$

$$0 \leq \int_E f(x) d\mu - \sum_{i=0}^{V-1} l_i \mu(E_i) \leq \varepsilon$$

なる故.

$$\begin{aligned} \left| \int_E f(x) d\mu_n - \int_E f(x) d\mu \right| &\leq \left| \sum_{i=0}^{V-1} l_i \cdot \mu_n(E_i) \right. \\ &\quad \left. - \sum_{i=0}^{V-1} l_i \mu(E_i) \right| + \varepsilon \end{aligned}$$

$$\leq \sum_{i=0}^{V-1} |l_i| \cdot |\mu_n(E_i) - \mu(E_i)| + \varepsilon$$

$n > n_0$ とする.

$$\leq \sum_i |l_i| \frac{\varepsilon}{V} + 2\varepsilon$$

$$\leq C \cdot \varepsilon + 2\varepsilon \quad (C = \text{Max.}(|A|, |B|))$$

$$= (C+2)\varepsilon.$$

$\varepsilon > 0$ は任意にとれる故

$$\int_E f(x) d\mu_n \rightarrow \int_E f(x) d\mu \quad (n \rightarrow \infty)$$

証終り.

lemma 3. $\{f_n(x)\}$ を $f(x)$ に一様収斂する函数列とする。そして、各 $f_n(x)$ は γ に對し meBhar, $f(x)$ は各 Ω_i ($i=1, \dots, k$) 上で有界連続とする。尚、 γ/μ_n を γ 上で μ_n に収斂する Total meB なる MeB の系とする。且又、 $\mu(\bar{\Omega}_i - \Omega_i^0) = 0$ ($i=1, \dots, k$) とする。然るときは

$$\int_{\Omega} f_n(x) d\mu_n - \int_{\Omega} f(x) d\mu \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$$

証明 $f_n(x) \rightarrow f(x)$ は一様収斂する故、任意に定めた $\varepsilon > 0$ に対し、

$$n > n_0 \rightarrow |f_n(x) - f(x)| < \varepsilon \quad (\Omega \text{ での } x \text{ に対し})$$

となる様な n_0 が存在する。そうすると $n > n_0$ ならば、

$$\begin{aligned} \left| \int_{\Omega} f_n(x) d\mu_n - \int_{\Omega} f(x) d\mu_n \right| &\leq \int_{\Omega} |f_n(x) - f(x)| d\mu_n \\ &\leq \varepsilon \int_{\Omega} d\mu_n = \varepsilon. \end{aligned}$$

又、同様にして $n > n_0$ ならば

$$\left| \int_{\Omega} f_n(x) d\mu - \int_{\Omega} f(x) d\mu \right| \leq \varepsilon.$$

次に、 $f(x)$ は Ω_i 上で連続、 $\mu(\bar{\Omega}_i - \Omega_i^0) = 0$ なる故

(34)

$$n > n_i^{(j)} \rightarrow \left| \int_{\Omega_i} f(x) d\mu_n - \int_{\Omega_i} f(x) d\mu \right| < \frac{\varepsilon}{m};$$

なる $n_i^{(j)}$ が、各 i, n に対し夫々存在する。そこで、
 $n_i = \text{Max. } \{n_i^{(1)}, \dots, n_i^{(k)}\}$ とすると、勿論

$$n > n_i \rightarrow \left| \int_{\Omega_i} f(x) d\mu_n - \int_{\Omega_i} f(x) d\mu \right| < \frac{\varepsilon}{2},$$

($i=1, \dots, k$).

従つて、

$$n > n_i \rightarrow \left| \int_{\Omega} f(x) d\mu_n - \int_{\Omega} f(x) d\mu \right| < \varepsilon.$$

従つて

$$n > \text{Max. } (n_0, n_i) \text{ とすると、}$$

$$\left| \int_{\Omega} f_n(x) d\mu_n - \int_{\Omega} f_n(x) d\mu \right| \leq \left| \int_{\Omega} f_n(x) d\mu_n - \int_{\Omega} f(x) d\mu \right|$$

$$+ \left| \int_{\Omega} f_n(x) d\mu - \int_{\Omega} f(x) d\mu \right| < 2\varepsilon$$

ε は任意 n とれる故、 ε で証明された。

次に、 \mathcal{F} 上の一つの分布函数 μ を定めるとき、 \mathbb{R} の各点 t に対し、 Ω の部分集合 $w_\mu(t)$ が定まるが、今各 t に対しする $w_\mu(t)$ より一つだけ $x_\mu(t)$ を選び出し、(選び方は任意だけれど、選び出し方を変えておく) ε を \mathbb{R} より Ω の中への写像と考へ、 $\varphi_\mu(t)$ と記す。そうすると、次の Lemma が成立する。

Lemma 4. \mathcal{F} 上の μ_n が μ に収斂する Totalmass 1 なる Maß の列、 $\{t_n\}$ が \mathbb{R} 内で t_0 に収斂する点列、高々 $\mu(\bar{\omega}_i - \omega_i) = 0$ ($i=1, \dots, k$) とする。そうすると、 x_n は一様 n

$$w(x, \varphi_{\mu_n}(t_n)) \rightarrow w(x, \varphi_\mu(t_0)), (n \rightarrow \infty),$$

証明.

$$W(x, \varphi_{\mu_n}(t_n)) \rightarrow W(x, \varphi_{\mu}(t_0))$$

とする.

$$\int_{\Omega} W(x, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(x, t_0) d\mu \rightarrow \int_{\Omega} W(x, \varphi_{\mu}(t_0)) P(x, t_0) d\mu.$$

何故ならば、今

$$\int_{\Omega} W(x, \varphi_{\mu_n}(t)) P(x, t_0) d\mu \rightarrow \int_{\Omega} W(x, \varphi_{\mu}(t_0)) P(x, t_0) d\mu$$

とする. そうすると、 $X_n = \varphi_{\mu_n}(t_n)$ の、無限に入る Ω がある. その一つを Ω_i とし、 $\overline{\Omega_i}$ の中に於て、その収斂する部分列 $\{x_{n_j}\}$ を選び出す. ($\overline{\Omega_i}$ は compact). そして、その極限を X^* とすると、 $X^* \in \overline{\Omega_i}$. 又、次の様に、 $\pi_{j,i}^*(X, X')$ なる函数を定義する. 即ち:

$$\pi_{j,i}^*(X, X') = \int \pi_{j,i}(X, X'), (X, X') \in \mathbb{R}^n \times \Omega_j$$

const

そうすると、函数

$$W_i(X, X') = \sum_{j=1}^k \pi_{j,i}^*(X, X')$$

は、各 X に対し、 X' の $\overline{\Omega_i}$ での連続函数、而して $X \in \Omega_i$ なるときは、

$$W_i(X, X') = W(X, X')$$

故に、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} W(X, X_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} W_i(X, X_n) = W_i(X, X^*),$$

ここで $w_{ij}(x, x')$ に關する仮定より、

$$= w_{ij}(x, x') \quad x' \leftarrow \Omega_i$$

なる x' が凡ての x に共通に定まる。

従つて

$$= w(x, x')$$

となる。故に

$$\int_{\Omega} w(x, x_n) p(x, t_0) d\mu \rightarrow \int_{\Omega} w(x, x') p(x, t_0) d\mu,$$

従つて

$$\int_{\Omega} w(x, x') p(x, t_0) d\mu = \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t_0)) p(x, t_0) d\mu.$$

故に $x' \in \omega_{\mu}(t_0)$, $\omega_{\mu}(t_0)$ の各元は w に關し、
interchangeable なる仮定より、

$$w(x, x') = w(x, \varphi_{\mu}(t_0)) \text{ in } X.$$

故に

$$\lim_{n \rightarrow \infty} w(x, x_n) = w(x, x') = w(x, \varphi_{\mu}(t_0))$$

之は各 Ω_i 内の $\{x_n\}$ の收斂する凡ての部分列 n' ついで
成へることである。従つて、之は亦 $\{x_n\}$ の凡ての
收斂する部分列 n' ついで成へる。故に

$$\lim_{n \rightarrow \infty} w(x, \varphi_{\mu n}(t_0)) = w(x, \varphi_{\mu}(t_0))$$

し得る。

従つて、 x に關する積分について

$$\int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu n}(t_0)) \cdot p(x, t_0) d\mu \rightarrow \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t_0)) p(x, t_0) d\mu$$

ならば

$$w(x, \varphi_{\mu n}(t_0)) \rightarrow w(x, \varphi_{\mu}(t_0))$$

である。

さて、

$$\int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(x, t_0) d\mu \rightarrow \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t_0)) P(x, t_0) d\mu.$$

しするに、

$$\int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(x, t_0) d\mu \geq \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t_0)) P(x, t_0) d\mu.$$

なる故、

$$\begin{aligned} (*) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(x, t_0) d\mu - \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t_0)) P(x, t_0) d\mu \right\} \\ = \delta > 0. \end{aligned}$$

なる部分列 $\{\varphi_{\mu_{n_i}}(t_{n_i})\}$ が存在する。

又、 $P(x, t)$ は連続なる故、任意に取った $\varepsilon > 0$ に対し、各 x に対し、 ε の近傍 U_x 、及び整数 n_0 が定まり、

$$x' \in U_x, n > n_0 \rightarrow |P(x, t_0) - P(x', t_n)| < \varepsilon$$

となる。ここで Ω は *compact* なる故、この標な近傍の有限個で覆はれる。それに対する有限個の n_0 の最大なるものを n_1 とすれば、凡ての x に対し、

$$n > n_1 \rightarrow |P(x, t_n) - P(x, t_0)| \leq 2\varepsilon.$$

そうすると、 $n > n_1$ に対し、

$$\left| \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu_{n_i}}(t_{n_i})) P(x, t_{n_i}) d\mu - \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu_{n_i}}(t_{n_i})) P(x, t_0) d\mu \right|$$

(345)

$$\leq \int_{\Omega} |\varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_n))| \cdot |P(X, t_n) - P(X, t_0)| \cdot d\mu.$$

$$\leq 2\varepsilon.$$

ε は任意にとれる故、 \geq と (*) より.

$$(**) \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(X, t_n) d\mu - \int_{\Omega_0}$$

$$\varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)) P(X, t_0) d\mu = \delta > 0.$$

そこで、 $\int \varphi_{\mu_n}(t_n)$ より、同一の Ω_0 に属し、

回収される部分列 $\int \varphi_{\mu_{n''}}(t_{n''})$ を選び出す。

そして、この極限を X^* とすると、

$$\lim_{n'' \rightarrow \infty} \varpi(X, \varphi_{\mu_{n''}}(t_{n''})) = \lim_{n'' \rightarrow \infty} \varpi_i(X, \varphi_{\mu_{n''}}$$

$$(t_{n''})) = \varpi_i(X, X^*).$$

ここで、 $\varpi_{ij}(X, X')$ に属する仮定より、

$$= \varpi(X, X^{**}), \quad X^{**} \in \Omega_0$$

なる X^{**} がある。 $\varpi_{ij}(X, X')$ は Ω_0 上 X に連続なる故、 X に属し一様

$$\varpi_i(X, \varphi_{\mu_{n''}}(t_{n''})) \rightarrow \varpi_i(X, X^*) = \varpi(X, X^{**})$$

$P(X, t_n)$ と $P(X, t_0)$ は X に属し一様収束する故、結局

$$\varpi(X, \varphi_{\mu_{n''}}(t_{n''})) P(X, t_{n''}) \rightarrow \varpi(X, X^{**}) P(X, t_0), \text{ uniformly in } X.$$

同様にして

$$\varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)) P(X, t_{n''}) \rightarrow \varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)) P(X, t_0), \text{ in } X$$

故に Lemma 3 により、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(X, t_n) d\mu_n - \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_0)) P(X, t_n) d\mu_n \right\} = 0.$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)) P(X, t_n) d\mu_n - \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)) P(X, t_0) d\mu \right\} = 0$$

この二式と前の (***) より明らかなる次式

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(X, t_n) d\mu_n - \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)) P(X, t_0) d\mu \right\} = \delta > 0.$$

しより、 n を充分大きくすると、

$$\int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_n)) P(X, t_n) d\mu_n > \int_{\Omega} \varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)) P(X, t_0) d\mu$$

なることが分る。之は $\varphi_{\mu_n}(t_n)$ が $\int_{\Omega} \varpi(X, \bar{x}) P(X, t_n) d\mu_n$

を最小化するとし示便に反する。

故に、

$$\varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_n)) \rightarrow \varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0)).$$

又、この収束の X と同じ一様なることは、各 $\varpi(X, \varphi_{\mu_n}(t_n))$, $\varpi(X, \varphi_{\mu}(t_0))$ は、 X の内し各 Ω_i 内で連続、且その Ω_i 内に induce する函数は連続に $\bar{\Omega}_i$ に、uniform 出来、而も $\bar{\Omega}_i$ は compact なることより

わかる。

証明終り

この lemma より、一つの μ に対し、 $X = \varphi_{\mu}(t)$ なる写像を考えると、之自身の連続性はわからないが、 $\mathbb{P}(X, \varphi_{\mu}(t))$ は、各 t に対し、 $\Omega \times \mathbb{R}$ で連続になることがわかる。(即ち、この写像 $X = \varphi_{\mu}(t)$ に於ては、 $t_n \rightarrow t_0$ 、 μ して $\mathbb{P}(X, \varphi_{\mu}(t_n)) \rightarrow \mathbb{P}(X, \varphi_{\mu}(t_0))$ なることは有り得ないのである。)従つて、 $\mathbb{P}(X, \varphi_{\mu}(t))$ は \mathcal{F}_X に関し measurable となる。

定理 1. Ω に於ける一つの分布 μ に関する $X = \varphi_{\mu}(t)$ に対し、その risk function $\gamma(X, \varphi_{\mu})$ は、各 Ω_i で連続。且その Ω_i に induce する函数は $\overline{\Omega_i}$ の上に連続に extend 出来る。故に勿論 $\gamma(X, \varphi_{\mu})$ は \mathcal{F}_X に関し measurable である。

証明は先づ次の lemma より始める。

lemma 5. 任意の $\varepsilon > 0$ に対し、 \mathbb{R} での X に関し、

$$\int_{R_{\varepsilon}} P(X, t) d\mu \geq 1 - \varepsilon.$$

なる R の compact , closed な部分集合 R_{ε} が存在する。

証明. この lemma が成立しなるとすれば、 R に収斂する compact , closed な部分集合の列 $\{R_n\}$ の各 R_n に対し、

$$\int_{R_n} P(X_n, t) d\mu < 1 - \varepsilon$$

なる X_n がある。 Ω は compact なる故、 $\{X_n\}$ より収斂する部分列 $\{X_{n_k}\}$ が選べる。この極限を X_0 とする。

そうすると、

$$\int_{R_n} p(x_0, t) d\mu \rightarrow \int_R p(x_0, t) d\mu = 1$$

なる故、

$$l \geq n_0 \text{ ならば } \int_{R_l} p(x_0, t) d\mu > 1 - \frac{\varepsilon}{2}$$

なる n_0 がある。又、一方、

$$\int_{R_{n_0}} p(x_{n'}, t) d\mu \rightarrow \int_{R_{2n_0}} p(x, t) d\mu$$

なる故、

$n' \geq n_0'$ ならば

$$\int_{R_{n_0'}} p(x_{n'}, t) d\mu > 1 - \varepsilon$$

なる故、

$$n' \geq n_0' \text{ ならば } \int_{R_{n_0'}} p(x_{n'}, t) d\mu > 1 - \varepsilon$$

なる n_0' がある。そこで $l > \max(n_0, n_0')$,

$l \in \mathbb{N}$ とすると、

$$\int_{R_l} p(x_0, t) d\mu \geq \int_{R_{n_0'}} p(x_0, t) d\mu > 1 - \varepsilon$$

之は矛盾である。

証終り。

定理 1 の証明。 先づ任意の正数 ε を選び、 $\geq n$ に対し Lemma 5 の R_ε をとると、

$w(x, y, \mu(t)) p(x, t_0)$ は $\Omega_i \times R$ で連続なる故、

勿論、 $\Omega_i \times R_\varepsilon$ で連続、 R_ε は *compact* なる故、

$w(x, y, \mu(t)) p(x, t)$ は X の函数として、 R_ε 内の

x, t に関し、一様で連続である。従つて、一つの X 及

ϵ に対し、その適当な近傍 U_x をとれば、 R_ϵ の外での x に対し、

$$x' \in U_x \rightarrow |\varpi(x, \varphi_\mu(t)) p(x, t) - \varpi(x', \varphi_\mu(t)) p(x', t)| < \epsilon$$

が成立する。そこで、

$$x' \in U_x \rightarrow \left| \gamma(x, \varphi_\mu) - \gamma(x', \varphi_\mu) \right| = \left| \int_R \varpi(x, \varphi_\mu(t)) p(x, t) dm - \int_R \varpi(x', \varphi_\mu(t)) p(x', t) dm \right|$$

$$= \left| \int_{R_\epsilon} (\varpi(x, \varphi_\mu(t)) p(x, t) - \varpi(x', \varphi_\mu(t)) p(x', t)) dm \right.$$

$$\left. + \int_{R-R_\epsilon} \varpi(x, \varphi_\mu(t)) p(x, t) dm - \int_{R-R_\epsilon} \varpi(x', \varphi_\mu(t)) p(x', t) dm \right|$$

$$\leq \int_{R_\epsilon} |\varpi(x, \varphi_\mu(t)) p(x, t) - \varpi(x', \varphi_\mu(t)) p(x', t)| dm$$

$$+ \int_{R-R_\epsilon} |\varpi(x, \varphi_\mu(t))| p(x, t) dm + \int_{R-R_\epsilon} |\varpi(x', \varphi_\mu(t))| p(x', t) dm.$$

$$\leq \epsilon \int_{R_\epsilon} dm + \int_{R-R_\epsilon} p(x, t) dm + \int_{R-R_\epsilon} p(x', t) dm.$$

$$\leq \epsilon + \epsilon + \epsilon = 3\epsilon.$$

x に対し、 $\gamma(x, \varphi_\mu)$ は Ω_i の中で連続である。

尚、 $\gamma(x, \varphi_\mu)$ の Ω_i の中で induce する函数が Ω_i の上に連続に *erweitern* 出来ることは、上記 $\varpi(x, \varphi_\mu(t))$ の代りに $\varpi_i(x, \varphi_\mu(t))$ を考へればわかる。

証終り。

定理 2. Ω_i における一つの分布 μ_i に対し、

$\int_{\Omega} r(x, \varphi) d\mu$ の値を最小にする様な $d.f. \varphi = \varphi(t)$ が存在する。又、若し二つの $d.f. \varphi^*(t), \varphi^{**}(t)$ が共にこの *average risk* を最小にするならば、 $r(x, \varphi^*) \equiv r(x, \varphi^{**})$ 、

証明 $w(x, \varphi(t))$ が $\mathcal{J} \times \mathcal{Y}$ に関し measurable なる $\varphi(t)$ に関しては

$$\begin{aligned}
 \int_{\Omega} r(x, \varphi) d\mu &= \int_{\Omega} \left\{ \int_{\mathcal{R}} w(x, \varphi(t)) p(x, t) d\mu \right\} d\mu \\
 &= \int_{\mathcal{R}} \left\{ \int_{\Omega} w(x, \varphi(t)) p(x, t) d\mu \right\} d\mu
 \end{aligned}$$

なる故、 $\varphi(t) = \varphi_{\mu}(t)$ とすれば、凡ての t に対し $\int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t)) p(x, t) d\mu$ が最小になる故、*average risk* も最小になる。

次に、 $\varphi^*(t)$ が矢張り *average risk* を最小にするとする。このとき

$$R' = \{t; \varphi^*(t) \neq \varphi_{\mu}(t)\}$$

とする。そうすると、 $t \in R'$ なる凡ての t に対し

$$\int_{\Omega} w(x, \varphi^*(t)) p(x, t) d\mu > \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t)) p(x, t) d\mu$$

故に \mathcal{J} に関し measurable なる故、 $R' \in \mathcal{J}$ 、そこで

$m(R') > 0$ とすると、 $R'' \subseteq R'$ ならば

$$\int_{\Omega} w(x, \varphi^*(t)) p(x, t) d\mu \geq \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t)) p(x, t) d\mu + \delta$$

$\delta > 0, m(R'') > 0, R'' \subseteq R'$ ならば、 δ がある。よって

$$\begin{aligned}
 \int_{\Omega} r(x, \varphi^*) d\mu &= \int_{\mathcal{R}} \int_{\Omega} w(x, \varphi^*(t)) p(x, t) d\mu d\mu \\
 &> \int_{\mathcal{R}} \int_{\Omega} w(x, \varphi_{\mu}(t)) p(x, t) d\mu d\mu \\
 &= \int_{\Omega} r(x, \varphi_{\mu}) d\mu
 \end{aligned}$$

之は $\varphi^*(t)$ の假定に反する。故に $m(R') = 0$

$$\begin{aligned} \text{従つて } r(x, \varphi^*) &= \int_R W(x, \varphi^*(t)) p(x, t) dm = \int_R W(x, \varphi_\mu(t)) p(x, t) dm \\ &= r(x, \varphi_\mu) \end{aligned}$$

証 終り。

以下、各 μ に対し、之に關する *average risk* を最小にする様は $d_i f_i \varphi(t)$ による *risk* を $r_\mu(x)$ と記す

即ち、 $r_\mu(x) = r(x, \varphi_\mu)$

定理 3. $\mu_n \rightarrow \mu$, $\mu(\bar{\sigma}_i - \sigma_i^2) = 0$ ($i=1, \dots, k$)

ならば一般に $r_{\mu_n}(x) \rightarrow r_\mu(x)$

証明. lemma 5 によリ

$$W(x, \varphi_{\mu_n}(t)) \rightarrow W(x, \varphi_\mu(t))$$

且 $W(x, \varphi_{\mu_n}(t))$ は有界。従つて

$$\int_R W(x, \varphi_{\mu_n}(t)) dx \rightarrow \int_R W(x, \varphi_\mu(t)) dx$$

$$\int_R W(x, \varphi_{\mu_n}(t)) dx = \int_R W(x, \varphi_{\mu_n}(H)) p(x, t) dm = r_{\mu_n}(x)$$

$$\int_R W(x, \varphi_\mu(t)) dx = \int_R W(x, \varphi_\mu(t)) p(x, t) dm = r_\mu(x)$$

故に $r_{\mu_n}(x) \rightarrow r_\mu(x)$

この收斂の x に関し、一般なことは、定理 2、及び各 $\bar{\sigma}_i$ の *bi compact* なることによりわかる。証 終り。

次に、 $\int_\Omega r_\mu(x) d\mu = r_\mu$ と記すことにする。そこで、 \mathcal{J} の一つの分布 λ があつて、又他の分布 μ に対し $r_\lambda \leq r_\mu$ なるとき、 λ を *least favorable distribution* (略して *l.f.d.* と記す) といふ。

そうすると

定理 4. *l.f.d.* は存在する。

この証明は、先づ次の lemma より始める。

lemma 6. \mathcal{J} に対する distribution の集合は Compact である。特に各分布に対し $\mu(\bar{\Omega}_i - \Omega_i^0) = 0$ なる条件をつけてもそうである。

証明 分布の列を $\{\mu_n\}$ とし、 Ω の Base を e_1, e_2, \dots とする。(Ω に於ける可附番公理) 尚又、之に Ω , 更に $\mu(\bar{\Omega}_i - \Omega_i^0) = 0$ なる条件があるときは $\bar{\Omega}_i - \Omega_i^0$ ($i=1, \dots, k$) を付け加へ、それを列でたものを A_1, A_2, \dots とする。そこで、数列 $\{\mu_n(A_1)\}$ (有界) より収斂する部分列

$\mu_{1(n)}, \mu_{2(n)}, \mu_{3(n)}, \dots$ を選び出す。次に、数列 $\{\mu_{1(n)}(A_2)\}$ より収斂する部分列 $\{\mu_{1(n_2)}(A_2)\}$ を選び出す。以下順次この様にして進む。そこで $\mu_{n'} = \mu_{1(n_2)}$ として $\{\mu_n\}$ の部分列 $\{\mu_{n'}\}$ を選ぶと、之は A_1, A_2, \dots の凡ての上で収斂する。さて $\mu(A_i) = \lim_{n' \rightarrow \infty} \mu_{n'}(A_i)$ とする。

次に、一般の Ω の部分集合 E に対しては、之を有限又は可附番位の e_i で覆ひ、即ち $E \subset \cup e_i$ としこの様な e_i に対する $\sum \mu(e_i)$ の下限を $\mu(E)$ とする。即ち、

$$\mu(E) = \inf \sum_i \mu(e_i)$$

とする。そして、任意の集合 X に対し

$$\mu(X) = \mu(X \cdot E) + \mu(X \cdot E^c)$$

なるとき、 E は μ に関し measurable とすると μ -measurable な集合は σ 系 \mathcal{J}^* をつくる。所で、 Ω は metrisable なる故、各 e_i は従つて e_i より生

ずる Borel 集合は \mathcal{J}^* に入る。 $\mathcal{J}^* \subset \mathcal{J}^*$
 故に勿論 $\Omega, E \in \mathcal{J}^*$ として、 μ は \mathcal{J}^* に於ける一つの
 分布をなす。而して $\mu(\bar{\Omega} - \Omega) = 0$ 、そこで \mathcal{J} の
 中の closed な F を考えると、之は \mathcal{J}^* に入るが、又
 一方 F は帯に有限個の ε で覆へる。

$$F \subset \bigcup_{i=1}^p \varepsilon \theta(i) \quad (\varepsilon(i) \text{ は } F \text{ の covering より} \\ \text{定まる或る自然数})$$

この F に対し

$$\mu(F) = \inf \sum_{i=1}^q \mu(\varepsilon(i))$$

故に $\varepsilon > 0$ に対し

$$\mu(F) + \varepsilon > \sum_{i=1}^{q'} \mu(\varepsilon(i))$$

なる covering $F \subset \bigcup_{i=1}^{q'} \varepsilon(i)$ がある。一方

$$\sum_{i=1}^{q'} \mu_n(\varepsilon(i)) \geq \mu_n(F)$$

より

$$\mu(F) + \varepsilon > \sum_{i=1}^{q'} \mu(\varepsilon(i)) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^{q'} \mu_n(\varepsilon(i)) \\ \geq \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n(F)$$

これは任意にとれる故、之より

$$\mu(F) \geq \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n(F)$$

次に、open 集合 G をとると、 G^c は closed、故に

$$\mu(G^c) \geq \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n(G^c)$$

すなわち $\mu(G^c) = 1 - \mu(G)$, $\mu_n(G^c) = 1 - \mu_n(G)$

なる故、上の不等式は

$$1 - \mu(G) \geq \lim_{n \rightarrow \infty} (1 - \mu_n(G)) = 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n(G)$$

となり、従つて

$$\mu(G) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n(G)$$

となる。そこで $E \in \mathcal{J}$, $\mu(\bar{E} - E) = 0$ なる E をとると

$$\begin{aligned} \mu(\bar{E}) &= \mu(E^*) = \mu(E) \\ \text{又, } \mu_n(\bar{E}) &\geq \mu_n(E) \geq \mu_n(E^*) \\ \text{さて } \mu(\bar{E}) &\geq \overline{\lim} \mu_n(\bar{E}) \geq \underline{\lim} \mu_n(\bar{E}) \geq \overline{\lim} \mu_n(E) \\ &\geq \underline{\lim} \mu_n(E^*) \geq \mu(E^*) \end{aligned}$$

故に $\overline{\lim} \mu_n(\bar{E}), \underline{\lim} \mu_n(E^*)$ が存在し

$$\begin{aligned} \overline{\lim} \mu_n(\bar{E}) &= \underline{\lim} \mu_n(E^*) = \mu(E) \\ &= \mu(E^*) = \mu(E) \end{aligned}$$

従って

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n(E) = \mu(E) \quad \text{証終り.}$$

そこで、定理 4 の証明であるが、measure は凡て $\mu(\bar{\Omega}_i - \Omega_i) = 0$ を満足するものとする。

さて、 $\forall (x, x')$ は有界なる故、 γ_μ も凡ての μ に一様に有界、そこで γ を $\{\gamma_\mu\}$ の上限とすると

$$\gamma_{\mu_n} \rightarrow \gamma$$

なる distribution の列 $\{\mu_n\}$ がある。

そこで $\{\mu_n\}$ より収斂する部分列 $\{\mu_{n'}\}$ を選出し、その極限の measure を μ_0 とすると、定理 3 により

$$\gamma_{\mu_{n'}}(x) \rightarrow \gamma_{\mu_0}(x) \quad \text{uniformly in } x$$

故に $\lim_{n' \rightarrow \infty} \left\{ \int_{\Omega} \gamma_{\mu_{n'}}(x) d\mu_{n'} - \int_{\Omega} \gamma_{\mu_0}(x) d\mu_0 \right\} = 0$

又、lemma 4 より

$$\lim_{n' \rightarrow \infty} \left\{ \int_{\Omega} \gamma_{\mu_{n'}}(x) d\mu_{n'} - \int_{\Omega} \gamma_{\mu_{n'}}(x) d\mu_0 \right\} = 0$$

故に $\gamma = \lim_{n' \rightarrow \infty} \gamma_{\mu_{n'}} = \gamma_{\mu_0}$

従って この μ_0 は l, f, d であることがわかる。

之で定理4の証明は終る。

定理5. λ を $l, f, d.$ とすると, Ω の凡ての真に於て

$$Y_\lambda(x) \leq Y_\lambda$$

証明. 定理が成立しなるとすれば, $Y_\lambda(x_0) > Y_\lambda$ なる真 x_0 がある. 今 x_0 が $Y_\lambda(x)$ の連続真, 例へば一つの Ω_i の内真とする. そうすると

$$\int_{\Omega} Y_\lambda(x) d\mu > Y_\lambda$$

となる標 μ がある. それは例へば, x_0 を含む集合 (E, \mathcal{F}) に標しては1, そうでない集合に対しては0となる様な *distribution* を考へればよい. それは勿論

$\mu(\bar{\Omega}_i - \Omega_i) = 0$ を満足する. そこで

$$\mu_\alpha(E) = \frac{\lambda(E) + \alpha \mu(E)}{1 + \alpha}, \quad \alpha \geq 0$$

とおくと, μ_α も一つの *distribution*, 而して

$$\lim_{\alpha \rightarrow 0} \mu_\alpha = \lambda.$$

之は凡ての集合について成立つ. 故に勿論 *distribution* の収斂の意味に於て成立する. そうすると, 定理3により

$$Y_{\mu_\alpha}(x) \rightarrow Y_\lambda(x) \text{ uniformly in } x$$

故に α を充分小さくすると

$$\int_{\Omega} Y_{\mu_\alpha}(x) d\mu > Y_\lambda.$$

となる. 一方

$$\int_{\Omega} Y_{\mu_\alpha}(x) d\lambda = \int_{\Omega} \int_{\mathcal{R}} W(x, \psi_{\mu_\alpha}(t)) p(x, t) d\alpha dt$$

$$\begin{aligned} &\geq \int_{\Omega} \int_R \mathbb{W}(x, \varphi_{\lambda}(t_i)) P(x, t) d\mu d\lambda \\ &= \int_{\Omega} \gamma_{\lambda}(x) d\lambda = \gamma_{\lambda} \end{aligned}$$

故に

$$\alpha \int_{\Omega} \gamma_{\mu_{\alpha}}(x) d\mu + \int_{\Omega} \gamma_{\mu_{\alpha}}(x) d\lambda > \alpha \gamma_{\lambda} + \gamma_{\lambda}$$

この Ω 左辺は

$$\int_{\Omega} \gamma_{\mu_{\alpha}}(x) d(d\mu + \lambda)$$

に等しい \ast 故に、両辺を $1 + \alpha$ で割ると

$$\gamma_{\mu_{\alpha}} = \int_{\Omega} \gamma_{\mu_{\alpha}}(x) d\mu_{\alpha} > \gamma_{\lambda}$$

を得る。これは λ が l, f, d なることに反する。

従つて各 Ω_i の内点に対しては $\gamma_{\lambda}(x) \leq \gamma_{\lambda}$ 、然るに

$\gamma_{\lambda}(x)$ は各 Ω_i 内で連続なる故、結局これは Ω_i の

境界点に於ても成立する。 証終り。

次に、任意の distribution μ に対し

\ast)

$$\boxed{\begin{aligned} &M = \mu_1 + \mu_2 \text{ なるときは} \\ &\int f d\mu = \int f d\mu_1 + \int f d\mu_2 \end{aligned}}$$

$$\Omega_{\mu} = \{x; \text{open } \omega \ni x \rightarrow \int_{\omega} d\mu > 0\}$$

とする。

定理 6 λ が l, f, d ならば Ω_{λ} の各 Ω_i の境界点を除く凡ての点に対し、 $\gamma_{\lambda}(\ast) = \gamma_{\lambda}$

証明 今 Ω_{λ} 内の一 点 x_0 に於て $\gamma_{\lambda}(x_0) < \gamma_{\lambda}$ となつたとする。この時 x_0 がある Ω_i の内点であつたとすると $\gamma_{\lambda}(x)$ の Ω_i に於ける連続性により、 $\omega \ni x_0$, ω open, $\omega \subseteq \Omega_i$, 而して、 $\ast \in \omega \rightarrow \gamma_{\lambda}(x) < \gamma_{\lambda} - \delta (> \gamma_{\lambda}(x_0))$ なる ω がある。さうすると

$$\int_{\omega} r_{\lambda}(x) d\lambda < r_{\lambda} \int_{\omega} d\lambda \quad (> 0)$$

一方

$$\int_{\omega^c} r_{\lambda}(x) d\lambda \leq r_{\lambda} \int_{\omega^c} d\lambda$$

故に

$$\int_{\Omega} r_{\lambda}(x) d\lambda < r_{\lambda}$$

之は λ の假定に反する。故に $\Omega_{\lambda} \sim \Omega_i^0 (i=1, \dots, k)$

の真に対しては $r_{\lambda}(x) = r_{\lambda}$ 証終り。

系. $\bar{\Omega}_{\lambda} = \Omega$ ならば Ω の凡ての真に於て

$$r_{\lambda}(x) = r_{\lambda} \quad \text{となる。}$$

定理 7. λ, μ が l, f, d なるときは、凡ての x に対し $r_{\lambda}(x) = r_{\mu}(x)$

証明 先づ

$$r_{\lambda} = r_{\mu} = r$$

そうすると又

$$r_{\lambda} = r_{\mu} \geq \int_{\Omega} r_{\lambda}(x) d\mu \geq \int_{\Omega} r_{\mu}(x) d\mu = r_{\mu}$$

故に

$$\int_{\Omega} r_{\lambda}(x) d\mu = \int_{\Omega} r_{\mu}(x) d\mu = r$$

さて、

$r_{\lambda}(x)$ は $\varphi_{\lambda}(x)$, $r_{\mu}(x)$ は $\varphi_{\mu}(x)$ によって generate されるとすると、之等は μ に関する average risk を最小にする故、定理 2 により

$$r_{\lambda}(x) \geq r_{\mu}(x) \quad \text{証終り。}$$

定理 8. 一つの distribution λ に関し

$\text{Max } r_{\lambda}(x) = r_{\lambda}$ ならば、 λ は l, f, d である。

* 注意: 之は定理 (の逆) である。
 $\lambda: l, f, d \iff r_{\lambda}(x) \leq r_{\lambda}$

なることがわかる。

証明 μ を任意の distribution とすると、 $r_\lambda(x) \leq r_\lambda$ なる故

又、明かに $\int_{\Omega} r_\lambda(x) d\mu \leq r_\lambda = \int_{\Omega} r_\lambda(x) d\lambda$

故に $\int_{\Omega} r_\mu(x) d\mu \leq \int_{\Omega} r_\lambda(x) d\mu$

故に

$$r_\mu = \int_{\Omega} r_\mu(x) d\mu \leq r_\lambda \quad \text{証終り}$$

定理 9. $\varphi(t)$ を l, f, d, λ に対する average risk を最小にする d, f , とすると $\varphi(t)$ は maximum risk を最小にする。

証明 定理4により、 $\varphi(t)$ による risk function $r(x, \varphi) = r_\lambda(x)$ は、

$$r_\lambda(x) \leq r_\lambda = \int_{\Omega} r_\lambda(x) d\lambda$$

を満足する。今 $\varphi^*(t)$ による $r(x, \varphi^*)$ の Max. が r_λ より小さいとする。即ち

$$\text{Max}_x r(x, \varphi^*) < r_\lambda$$

とする。そうすると

$$\int_{\Omega} r(x, \varphi^*) d\mu \leq r_\lambda - \delta \leq r_\lambda = \int_{\Omega} r(x, \varphi) d\mu$$

之は $\varphi(t)$ が μ に関する average risk を最小にするといふ假定に反する。故に $\varphi(t)$ は risk function の Max. の中、最小のものを與へる。証終り。

定理 10. risk function の Max. を最小にする d, f が存在する。

証明. 先づ定理4により l, f, d があ

り、定理2により之に関する *average risk* を最小にする d, f があることがわかり、定理9により、この d, f が *max. risk* を最小にすることがわかる。

証 終り

定理 11. $\varphi(t)$ を *max. risk* を最小にする d, f とし、 λ を \mathcal{L}, f, d とすると、 $\varphi(t)$ は λ に関する *average risk* を最小にする。

注 意 : — 之は定理9の逆である。故に之より

$\text{Min.}_{\varphi} \text{Max.}_X r(x, \varphi) = r(x, \varphi_0) \iff \int_{\Omega} r(x, \varphi_0) d\lambda = r_{\lambda}$
なることがわかる。

証 明. 定理9により

$$\max_x r_{\lambda}(x) = \max_x r(x, \varphi)$$

一方

$$r_{\lambda}(x) \leq r_{\lambda} = \int_{\Omega} r_{\lambda}(x) d\lambda$$

故に $r(x, \varphi) \leq r_{\lambda}$ となり

$$\int_{\Omega} r(x, \varphi) d\lambda \leq r_{\lambda} = \int_{\Omega} r_{\lambda}(x) d\lambda$$

$r_{\lambda}(x)$ はこの $\int_{\Omega} r(x, \varphi) d\lambda$ を最小にする d, f により generate される故

$$\int_{\Omega} r(x, \varphi) d\lambda = r_{\lambda}$$

となる。従つて $\varphi(t)$ も λ に関する *average risk* を最小にする。

証 終り

定理 12. $\varphi^*(t), \varphi^{**}(t)$ が夫々 *Max. risk* を最小にする d, f ならば、凡ての λ に対し、
 $r(x, \varphi^*) = r(x, \varphi^{**})$

証 明, 前定理により、 $\varphi^*(t), \varphi^{**}$ は夫々 λ

に関する *average risk* を最小にする。従つて、定理 2 により $r(X, \varphi^*) \equiv r(X, \varphi^{**})$ 証終り。

定理 13. $\varphi(t)$ が *Max. risk* を最小にする d, f なるときは、 $\varphi(t)$ は *admissible* である。

証明: $\varphi(t)$ が *admissible* でないとする。さうすると、 $r(X, \varphi) \geq r(X, \varphi^*)$ として

$r(X_0, \varphi) > r(X_0, \varphi^*)$ なる X_0 の存在する $\varphi^*(t)$ がある。 $\varphi(t)$ は *Max. risk* を最小にする故、 $\varphi^*(t)$ も *Max. risk* を最小にする。従つて前定理により、 $r(X, \varphi) \equiv r(X, \varphi^*)$ 。之は矛盾である故に $\varphi(t)$ は *admissible* である。証終り。

系. $0, d, f$ は存在する。

定理 14. λ を l.f.d. $\varphi(t)$ を *Max. risk* を最小にする d, f とすると、 $r(X, \varphi)$ は Ω_λ に於て、 Ω_i の境界点を除き、常数值 r_λ をとる。

尚、 $\bar{\Omega}_\lambda = \Omega$ なるときは、 Ω に於て常に常数值をとる。

証明、定理 11, 6 より明か。

5. 前節に於て $0, d, f$ の存在及びそれに対する *risk function* の性質を述べた。併し、始めに述べたおとに $0, d, f$ を如何にして定めるかに対する一般論は今後の研究に待つ所である。唯、その際以上述べた様な性質は一つの有力な據り所を與へること、思ふ。

次に、 Ω として、ユークリッド空間の閉集合を値域とする *Parameter* 以外のものの一列を述べて本講を終る

ことにする。

一例として、 R を $[0, 1]$ とし、 f とする $density$ が、こゝに於ける所謂 L_2 に属する標な分布函数の集合を考へ、こゝに於ける $topology$ を次の標に定める。

即ち $f_u \in L_2$ なるとき

$\mu_u(E) = \int_E f_u(x) dm$ とすると、 L_2 の意味で $f_u \rightarrow f$ なるとき $\mu_u \rightarrow \mu$ と定める。そうすると R

に対しては $m(R) = 1$ (m は Lebesgue measure) なる

$$\begin{aligned} \text{故 } |\mu_u(E) - \mu(E)| &= \left| \int_E (f_u(x) - f(x)) dm \right| \\ &\leq \left(\int_E (f_u(x) - f(x))^2 dm \right)^{\frac{1}{2}} \end{aligned}$$

となり、 $f_u \rightarrow f$ なるとき $\mu_u(E) \rightarrow \mu(E)$ となる。

さて、 L_2 は Hilbert space をなす故、 L_2 の Compact な部分集合をとり、*之はこゝに於て述べた假定を満足する。故に、この様な Ω に対しては、以上述べ來った議論が成立するのである。

以 上

* 下より三行目押入

$density$ が Ω の中に入る標な $distribution$ の集合を Ω と考へば