

30. Brown運動に就いて I

兼所員(阪大理学部数学教室)角谷靜夫

(昭和20年1月30日受付)

§1. 先づ一次元のBrown運動について述べる。

一次元のBrown運動 $\{X(t, \omega) | -\infty < t < \infty, \omega \in \Omega\}$

は temporary homogeneous を実数値の differential process にて次のGauss分布に従ふものとして定義される。

$$(1) \quad \Pr\{\omega | X(t, \omega) - X(s, \omega) < x\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi(t-s)}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{u^2}{2(t-s)}} du$$

但し $-\infty < s < t < \infty, -\infty < x < \infty$.

$X(t, \omega)$ の意味は次の様に解釈するものとする。
 先づ $T = \{t | -\infty < t < \infty\}$ にて定義され、 $\mathbb{X} = \{x | -\infty < x < \infty\}$ の値を取る函数 $X(t)$ 全体の集合を \mathbb{X}^T とし \mathbb{X}^T に於て $X(t) - y(t) = \text{constant}$ となる如き二つの函数 $X(t), y(t)$ は同じものと考へる。此の ω が identification を行つて得られる空間を $\Omega = \{\omega\}$ にて表はす。

$X(t) \in \mathbb{X}^T$ が ($\omega \in \Omega$) に対応することを表はすためこれを $X(t, \omega)$ と書く。然るとときは、逆に任意の $\omega \in \Omega$ に対して $X(t, \omega)$ は additive

constant を除いて定まり、随って $-\infty < s < t < \infty$ なる s, t に対して $X(t, \omega) - X(s, \omega)$ は一意的に定まる。

$X(t, \omega)$ が殆どすべての ω に対して t の連続函数となること、即ち Ω の部分集合 N にて $Pr\{\omega | N\} = 1$ なるものが存在して任意の $\omega \in \Omega - N$ に対して $X(t, \omega)$ が $-\infty < t < \infty$ に於けるもの連続函数となることは良く知られてゐる。

一次元の Brownian 運動に関する一つの重要な結果は次の定理である。

定理 1. $-\infty < a < b < \infty$ なる任意の a, b 及び任意の $\alpha > 0$ に対して

$$(2) \quad Pr\{w | \max_{a \leq t \leq b} (X(t, w) - X(a, w)) > \alpha\} \\ = 2 Pr\{w | X(b, w) - X(a, w) > \alpha\}$$

但し $\max_{a \leq t \leq b}$ は $a \leq t \leq b$ あるすべての実数 t に對する最大値を表す。

定理の証明を述べる前に二三の注意を述べる。先づ左辺の $Pr\{\cdots\}$ が定義され得ることを示さねばならないが、これは $\omega \in \Omega - N$ なるとき $X(t, \omega) - X(a, \omega)$ が $a \leq t \leq b$ に於ける t の

36

連續函数となり、隨つて $\max_{\alpha \leq t \leq \beta} (x(t, w) - x(\alpha, w)) = \sup_{\alpha \leq r \leq \beta} (x(r, w) - x(\alpha, w))$ となることより明かである。但し $\sup_{\alpha \leq r \leq \beta}$ は $\alpha \leq r \leq \beta$ なるすべての有理数 r に関する上限を表す。

勿論ここで上は必ずしも有理数と限る必要はない。直間 $I_{ab} = \{t \mid a \leq t \leq b\}$ に於て稠密な任意の可附番集合を動けばよいのである。

・定理 7 は P. Lévy によって述べられてゐる。しかし彼の証明は直觀的で嚴密とは云へない。彼の議論は次の如くである。先づ

$$(3) \quad A = \left\{ w \mid \max_{\alpha \leq t \leq \beta} (x(t, w) - x(\alpha, w)) > \alpha \right\} \sim (\Omega - N).$$

と置く。任意の $w \in A$ に対して $\psi(t) = x(t, w) - x(\alpha, w)$ は $\alpha \leq t \leq \beta$ に於てその連續函数であり、且つ $\psi(\alpha) = 0$, $\psi(\beta) > \alpha$ であるから $\psi(s) = \alpha$ となる最小の $s = s(w)$ が存在する。

即ち $\alpha < s < \beta$ にて $\psi(s) = \alpha$, 且つ $\alpha \leq t < s$ に於て $\psi(t) < \alpha$ 。次に $\psi'(t)$ に対して $\psi'(t)$ を

$$\begin{cases} \varphi'(t) = \varphi(t), & a \leq t \leq s, \\ \varphi'(t) = 2\alpha - \varphi(t), & s \leq t \leq \beta. \end{cases}$$

によって定義する。 $\varphi'(t)$ はやはり $a \leq t \leq \beta$ に於けるもの連続函数であるから $w' \in \Omega - N$ が定まって $\varphi'(t) = x(t, w') - x(a, w')$ となる。勿論ここで w' は w に対して一意には決らないが、もともと異なる w に対して同じ $\varphi'(t)$ が対應することもあるから、結局 $w \rightarrow w'$ を *many-to-many correspondence* が得られる。しかし、特に $a \leq t \leq \beta$ なる t の遙隔 *fact* に注目し、 $x(t, w) - x(a, w) = x(t, w') - x(a, w')$ が $a \leq t \leq \beta$ にて恒等的に成立する様な w , w' は同じものと考えるならば (*identification!*) $w \rightarrow w' = \varphi(w)$ なる對應は A を A 全体にうつす *one-to-one correspondence* となる。しかもこの *correspondence* は *involution* である。(即ち $\varphi^2(w) = w$).

次に

$$(4) \quad B = \{w \mid \max_{a \leq t \leq \beta} (x(t, w) - x(a, w)) \\ > \alpha; x(\beta, w) - x(a, w) < \alpha\} \sim (\Omega - N),$$

$$(5) \quad C = \{w \mid x(\beta, w) - x(a, w) > \alpha\} \sim (\Omega - N),$$

$$(6) \quad D = \{w \mid \max_{\alpha \leq t \leq \beta} (X(t, w) - X(\alpha, w)) > \alpha; X(\beta, w) - X(\alpha, w) = \alpha\} \sim (S - N)$$

と置けば B, C, D は互に disjoint で

$$(7) \quad A = B \cup C \cup D.$$

且つ明かに $\Pr\{D\} = 0$. しかも $w' = \varphi(w)$ を A の mapping によって B と C とは互に対応する。然るに Brown 運動が differential process であるといふことより

$w' = \varphi(w)$ が A の上にて measure preserving であることは明かであるから

$$(8) \quad \Pr\{A\} = \Pr\{B\} + \Pr\{C\} = 2 \Pr\{C'\}$$

$$= 2 \Pr\{w \mid X(\beta, w) - X(\alpha, w) > \alpha\}$$

となる。これによつて P. Lévy の証明が出来たわけであるが φ が measure preserving であるといふことは明かであるとは云へない。実際 Brown 運動が differential process であることをより w に無関係な t の或る値 S に注目して $\varphi'(t)$ を

$$\varphi'(t) = \varphi(t), \quad \alpha \leq t \leq S$$

$$\varphi'(t) = 2\varphi(S) - \varphi(t), \quad S \leq t \leq \beta,$$

によって定義するならば、これによつて引き起される

w の対応 $w \rightarrow w'$ は明らかに measure preserving である。しかし上の議論では $S = S(w)$ が w に depend するから、重(w) が measure preserving であることを直に結論するわけには行かない。

以上に於て先づ此の P. Lévy の結果に嚴密な証明を与へよう

補助定理 1

$$(9) \quad \int_x^\infty e^{-\frac{u^2}{2}} du \leq \frac{x}{x} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

証明

$$(10) \quad \int_x^\infty e^{-\frac{u^2}{2}} du \leq \int_x^\infty \frac{u}{x} e^{-\frac{u^2}{2}} du = \frac{1}{x} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

補助定理 2 $-\infty < a < b < \infty$ なら任意の a, b ,

b 及び任意の $\delta > 0$ に対して

$$(11) \quad \Pr \left\{ w \mid \max_{a \leq t \leq b} (X(t, w) - X(a, w)) > \delta \right\} \\ \leq 2 \Pr \left\{ w \mid X(b, w) - X(a, w) > \delta \right\}$$

証明

$a = t_0 < t_1 < \dots < t_n = b$ なら任意

の分割に対して

$$(12) \quad \Pr \left\{ w \mid \max_{1 \leq k \leq n} (X(t_k, w) - X(a, w)) > \delta \right\} \\ = \Pr \left\{ w \mid X(b, w) - X(a, w) > \delta \right\}$$

~~40~~

$$\begin{aligned}
& + \Pr \{ \omega \mid \max_{1 \leq k \leq n-1} (X(t_k, \omega) - X(a, \omega)) > \alpha \\
& \quad \cdot X(\theta, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha \} \\
& = \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \quad + \sum_{k=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \quad i=1, \\
& \quad \dots, k-1; \quad X(t_k, \omega) - X(a, \omega) > \alpha; \\
& \quad X(\theta, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha \} \\
& \leq \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \quad + \sum_{k=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \quad i=1 \\
& \quad \dots, k-1; \quad X(t_k, \omega) - X(a, \omega) > \alpha; \\
& \quad X(\theta, \omega) - X(t_k, \omega) < 0 \} \\
& = \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \quad + \sum_{k=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \\
& \quad i=1, \dots, k-1; \quad X(t_k, \omega) - X(a, \omega) > \alpha; \\
& \quad X(\theta, \omega) - X(t_k, \omega) > 0 \} \\
& \leq \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \quad + \sum_{k=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \\
& \quad i=1, \dots, k-1; \quad X(t_k, \omega) - X(a, \omega) > \alpha; \\
& \quad X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& = \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \quad + \Pr \{ \omega \mid \max_{1 \leq k \leq n-1} (X(t_k, \omega) - X(a, \omega)) > \alpha \}
\end{aligned}$$

#7

$$\begin{aligned} & \Pr\{X(a, w) > \alpha; X(\beta, w) - X(a, w) > \alpha\} \\ & \leq 2 \Pr\{w \mid X(\beta, w) - X(a, w) > \alpha\} \end{aligned}$$

分割 $a = t_0 < t_1 < \dots < t_n = \beta$ を細かくして行けば
極限として求める不等式を得る。

系 1 同じ條件の下に

$$(13) \quad \Pr\{w \mid \max_{a \leq t \leq \beta} |X(t, w) - X(a, w)| > \alpha\} \\ \leq 4 \Pr\{w \mid X(\beta, w) - X(a, w) > \alpha\}$$

$$(14) \quad \Pr\{w \mid \max_{a \leq s < t \leq \beta} |X(t, w) - X(s, w)| > \alpha\} \\ \leq \Pr\{w \mid \max_{a \leq t \leq \beta} |X(t, w) - X(a, w)| > \frac{\alpha}{2}\} \\ \leq 4 \Pr\{w \mid X(\beta, w) - X(a, w) > \frac{\alpha}{2}\}.$$

補助定理 3. $-\infty < a < \beta < \infty$ なる任意の実

数 a, β 及び任意の $\varepsilon > 0$ に對して 正数 $s = s(\beta - a, \varepsilon) > 0$ が定まり

$$(15) \quad \Pr\{w \mid \max_{a \leq s < t \leq \beta, t-s \leq s} |X(t, w) - X(s, w)| > \varepsilon\} < \varepsilon.$$

となる。

証 明 P を正整数とし 区間 $[a, \beta]$ を P 個に
等分する分点を $a = t_0^{(P)} < t_1^{(P)} < \dots < t_p^{(P)} = \beta$,
 $t_k^{(P)} = a + \frac{k}{P}(\beta - a)$, $k = 0, 1, \dots, P$, とする。

42

然るときは $\alpha \leq s < t \leq \beta$, $t-s \leq \frac{f}{p}(\beta-\alpha)$ を
と s, t に對して $t_{R-1}^{(p)} \leq s < t \leq t_{R+1}^{(p)}$ なるた
 $(1 \leq R \leq p-1)$ が存在するから

$$(16) \quad \Pr\{w \mid \max_{\alpha \leq s < t \leq \beta} t-s \leq \frac{f}{p}(\beta-\alpha)$$

$$|X(t, w) - X(s, w)| > \varepsilon\}$$

$$\leq \sum_{R=1}^{p-1} \Pr\{w \mid \max_{t_{R-1}^{(p)} \leq s < t \leq t_{R+1}^{(p)}} |X(t, w) - X(s, w)| > \varepsilon\}$$

$$|X(t, w) - X(s, w)| > \varepsilon\}$$

$$\leq \sum_{R=1}^{p-1} 4 \Pr\{w \mid X(t_{R+1}^{(p)}, w) - X(t_{R-1}^{(p)}, w) > \frac{\varepsilon}{2}\}$$

$$= \frac{(p-1) \cdot 4}{\sqrt{2\pi} \left(\frac{\beta-\alpha}{p}\right)} \int_{\frac{\varepsilon}{2}}^{\infty} e^{-\frac{u^2}{2(\frac{\beta-\alpha}{p})}} du$$

$$= \frac{4 \cdot (p-1)}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{\varepsilon}{2} \sqrt{\frac{p}{\beta-\alpha}}}^{\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du \leq \frac{4 \cdot (p-1)}{\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{2}{\varepsilon} \sqrt{\frac{\beta-\alpha}{p}} e^{-\frac{\varepsilon^2}{8(\beta-\alpha)}}$$

右辺は $p \rightarrow \infty$ なるとき $\rightarrow 0$ となるから $F = p(\beta-\alpha, \varepsilon)$
を十分大きくこれは $< \varepsilon$ となる $S = \frac{f}{p}(\beta-\alpha)$ を
置けば求まる $S = S(\beta-\alpha, \varepsilon)$ が得られる

補助定理 4

 $-\infty < \alpha < \beta < \infty$ なる任意の實数 a, β 及び任意の $\alpha > 0$ に對して

$$(17) \quad \Pr\{w \mid \max_{\alpha \leq s < t \leq \beta} (X(t, w) - X(s, w)) > \alpha\}$$

$$\geq 2 \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \}.$$

証明 任意の $\varepsilon > 0$ に對して $S = S(\theta - a, \varepsilon) > a$

を補助定理 2 の條件を満足する様に定めろ。

簡単のため

$$(18) \quad A = \{ \omega \mid \max_{a \leq s < t \leq \theta} |X(t, \omega) - X(s, \omega)| > \varepsilon \}$$

$$|X(t, \omega) - X(s, \omega)| > \varepsilon \}$$

と置く。然るときは $a = t_0 < t_1 < \dots < t_n = \theta$,
 $t_R - t_{R-1} \leq S$, $R = 1, 2, \dots, n$ なる區間 $I_{a, \theta}$ の
 任意の分割に對して

$$(19) \quad \begin{aligned} & \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\ & \leq \Pr \{ A \} + \Pr \{ \omega \mid X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha, \\ & \quad \omega \in \Omega - A \} \\ & \leq \varepsilon + \sum_{i=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \\ & \quad i = 1, \dots, R-1; \quad X(t_R, \omega) - X(a, \omega) > \alpha; \\ & \quad X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha; \quad \omega \in \Omega - A \} \\ & \quad + \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \quad i = 1, \dots, \\ & \quad , R-1; \quad X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha, \quad \omega \in \Omega - A \}, \\ & \leq \varepsilon + \sum_{i=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \\ & \quad i = 1, \dots, R-1; \quad \alpha + \varepsilon \geq X(t_R, \omega) - X(a, \omega) \\ & \quad > \alpha; \quad X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\ & \quad + \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& i=1, \dots, n-1; \quad \alpha + \varepsilon \geq X(\theta, \omega) - X(a, \omega) \\
& > \alpha \} \\
& \leq \varepsilon + \sum_{k=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \\
& \quad i=1, \dots, k-1; \quad \alpha + \varepsilon \geq X(t_k, \omega) - \\
& \quad X(a, \omega) > \alpha; \quad X(\theta, \omega) - X(t_k, \omega) > -\varepsilon \} \\
& + \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \quad i=1, \dots \\
& \quad \dots, n-1; \quad \alpha + \varepsilon \geq X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \leq \varepsilon + \sum_{k=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \\
& \quad i=1, \dots, k-1; \quad \alpha + \varepsilon \geq X(t_k, \omega) - X(a, \omega) \\
& > \alpha; \quad X(\theta, \omega) - X(t_k, \omega) < \varepsilon \} \\
& + \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \quad i=1, \dots \\
& \quad \dots, n-1; \quad \alpha + \varepsilon \geq X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \leq \varepsilon + \sum_{k=1}^{n-1} \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \\
& \quad i=1, \dots, k-1; \quad \alpha + \varepsilon \geq X(t_k, \omega) - X(a, \omega) \\
& > \alpha; \quad X(\theta, \omega) - X(a, \omega) < \alpha + 2\varepsilon \} \\
& + \Pr \{ \omega \mid X(t_i, \omega) - X(a, \omega) \leq \alpha, \quad i=1, \dots, n-1; \\
& \quad \alpha + \varepsilon \geq X(\theta, \omega) - X(a, \omega) > \alpha \} \\
& \leq \varepsilon + \Pr \{ \omega \mid \max_{1 \leq k \leq n} (X(t_k, \omega) \\
& - X(a, \omega)) > \alpha; \quad X(\theta, \omega) - X(a, \omega) < \alpha \\
& + 2\varepsilon \}
\end{aligned}$$

嘘って

$$\begin{aligned}
 (20) \quad & \Pr\left\{\omega \mid \max_{1 \leq k \leq n} (X(t_k, \omega) - X(a, \omega))_+ > \alpha\right\} \\
 &= \Pr\left\{\omega \mid \max_{1 \leq k \leq n} (X(t_k, \omega) - X(a, \omega))_+ > \alpha ; X(b, \omega) - X(a, \omega) < \alpha + 2\varepsilon\right\} \\
 &\quad + \Pr\left\{\omega \mid X(b, \omega) - X(a, \omega) \geq \alpha + 2\varepsilon\right\} \\
 &\geq \Pr\left\{\omega \mid X(b, \omega) - X(a, \omega) > \alpha\right\} - \varepsilon \\
 &\quad + \Pr\left\{\omega \mid X(b, \omega) - X(a, \omega) > \alpha\right\} - \Pr\left\{\omega \mid X(b, \omega) - X(a, \omega) < \alpha + 2\varepsilon\right\} \\
 &= 2\Pr\left\{\omega \mid X(b, \omega) - X(a, \omega) > \alpha\right\} - \varepsilon - \\
 &\quad \frac{1}{\sqrt{2\pi(b-a)}} \int_{\alpha}^{\alpha+2\varepsilon} e^{-\frac{u^2}{2(b-a)}} du \\
 &\geq 2\Pr\left\{\omega \mid X(b, \omega) - X(a, \omega) > \alpha\right\} - \varepsilon - \\
 &\quad \frac{2\varepsilon}{\sqrt{2\pi(b-a)}}
 \end{aligned}$$

(20) に於て分割 $a = t_0 < t_1 < \dots < t_n = b$ を細かくすることによって

$$\begin{aligned}
 (21) \quad & \Pr\left\{\omega \mid \max_{a \leq t \leq b} (X(t, \omega) - X(a, \omega))_+ > \alpha\right\} \\
 &\geq 2\Pr\left\{\omega \mid X(b, \omega) - X(a, \omega) > \alpha\right\} - \varepsilon - \frac{2\varepsilon}{\sqrt{2\pi(b-a)}}
 \end{aligned}$$

$\varepsilon > 0$ は任意であるから $\varepsilon \rightarrow 0$ ならしむれば求める不等式(17)を得る。

補助定理2と4によつて定理1の証明が得られた。

(續 <)