

クレジット:

UTokyo Online Education 数理手法 VI2017 楠岡成雄

ライセンス:

利用者は、本講義資料を、教育的な目的に限って、特に記載のない限り、クリエイティブ・コモンズ 表示-非営利-改変禁止 ライセンスの下で利用することができます。

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>

本講義資料内には、東京大学が第三者より許諾を得て利用している画像等や、各種ライセンスによって提供されている画像等が含まれています。個々の画像等を本講義資料から切り離して利用することはできません。個々の画像等の利用については、それぞれの権利者の定めるところに従ってください。



- 1 測度論からの準備
- 2 測度論的確率論
- 3 条件付き確率

数理手法 VI 講義資料 3

4 ブラウン運動

4.1 ガウス系

以下では 確率空間 (Ω, \mathcal{F}, P) の上で考えていく.

定義 4.1 確率変数 X がガウス確率変数であるとは、以下の (1),(2) のどちらかを満たすことをいう.

(1) $m \in \mathbf{R}, v > 0$, が存在して、任意の有界な連続関数 $f: \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}$ に対して

$$E[f(X)] = \left(\frac{1}{2\pi v}\right)^{1/2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2v}\right) dx$$

が成り立つ.

(2) $m \in \mathbf{R}$ が存在して、任意の有界な連続関数 $f: \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}$ に対して

$$E[f(X)] = f(m)$$

が成り立つ.

上記 (1) を満たす確率変数を 平均 m 分散 v のガウス確率変数、(2) を満たす確率変数を 平均 m 分散 0 のガウス確率変数 と呼ぶ.

確率変数 X が平均 $m \in \mathbf{R}$, 分散 $v \geq 0$ のガウス確率変数である時

$$E[X] = m, \quad E[(X-m)^2] = v$$

が満たされる.

命題 4.2 $m \in \mathbf{R}, v \geq 0$ とする. 確率変数 X に対して次の 2 条件は同値である.

(1) X は平均 m , 分散 v のガウス確率変数.

(2) 任意の $\xi \in \mathbf{R}$ に対して

$$E[\exp(\sqrt{-1}\xi X)] = \exp(\sqrt{-1}m\xi - \frac{v}{2}\xi^2)$$

が成立する.

証明は関数論とフーリエ変換によりわかるが省略する.

(演習問題 3-1. これを証明せよ.)

命題 4.3 X, Y は確率変数で $E[X^2] < \infty, E[Y^2] < \infty$, であれば

$$E[|XY|]^2 \leq E[X^2]E[Y^2],$$

$$E[(X+Y)^2]^{1/2} \leq E[X^2]^{1/2} + E[Y^2]^{1/2}$$

が成り立つ.

証明. まず

$$E[|X||Y|] \leq E\left[\frac{1}{2}(X^2 + Y^2)\right] < \infty$$

に注意. $t \in \mathbf{R}$ に対して

$$0 \leq E[(t|X| + |Y|)^2] = t^2 E[X^2] + 2tE[|X||Y|] + E[|Y|^2]$$

であるので, 最初の不等式を得る. また,

$$E[(X + Y)^2] \leq E[X^2] + E[Y^2] + 2E[|X||Y|] \leq (E[X^2]^{1/2} + E[Y^2]^{1/2})^2$$

より後者の不等式を得る. ■

命題 4.4 $X_n, n = 1, \dots$, はガウス確率変数であるとする. X_∞ が確率変数であり, $E[(X_\infty - X_n)^2] \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$, であるならば, X_∞ もガウス確率変数となる.

証明. $m_n = E[X_n], v_n = E[(X_n - m_n)^2], n = 1, 2, \dots$, とおく. この時, $E[X_n] = m_n + m_n^2$ となる. また,

$$E[X_\infty^2] \leq E[2((X_\infty - X_n)^2 + X_n^2)] \leq 2E[(X_\infty - X_n)^2] + 2(v_n + m_n^2) < \infty$$

である. $m_\infty = E[X_\infty], v_\infty = E[(X_\infty - m_\infty)^2]$ とおく. この時, $E[X_\infty^2] = v_\infty + m_\infty^2$ となる. さらに

$$|m_\infty - m_n| \leq E[|X_\infty - X_n|] \leq E[(X_\infty - X_n)^2]^{1/2} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty,$$

$$|(v_\infty + m_\infty^2)^{1/2} - (v_n + m_n^2)^{1/2}| \leq |E[X_\infty^2]^{1/2} - E[X_n^2]^{1/2}| \leq E[(X_\infty - X_n)^2]^{1/2} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty$$

であるので $m_n \rightarrow m_\infty, v_n \rightarrow v_\infty, n \rightarrow \infty$, を得る.

さらに, $\xi \in \mathbf{R}$ に対して

$$\begin{aligned} |E[\exp(\sqrt{-1}\xi X_\infty)] - E[\exp(\sqrt{-1}\xi X_n)]| &\leq |E[\exp(\sqrt{-1}\xi X_\infty)(1 - \exp(\sqrt{-1}\xi(X_n - X_\infty)))]| \\ &\leq E[|1 - \exp(\sqrt{-1}\xi(X_n - X_\infty))|] \leq E[|X_n - X_\infty|] \\ &\leq E[(X_n - X_\infty)^2]^{1/2} \rightarrow 0 \quad n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

ここで

$$|\exp(\sqrt{-1}t) - 1| = \left| \int_0^t \exp(\sqrt{-1}s) ds \right| \leq |t|, \quad t \in \mathbf{R}$$

という事実を使った. よって,

$$E[\exp(\sqrt{-1}\xi X_\infty)] = \exp(\sqrt{-1}m_\infty\xi - \frac{v_\infty}{2}\xi^2), \quad \xi \in \mathbf{R}$$

を得, 主張を得る. ■

定義 4.5 \mathcal{X} を確率変数の集合とする。以下の条件が成立する時、 \mathcal{X} はガウス系であるという。

\mathcal{X} の元の一次結合、 $Y = a_1X_1 + \cdots + a_nX_n$, $n \geq 1$, $a_1, \dots, a_n \in \mathbf{R}$, $X_1, \dots, X_n \in \mathcal{X}$, により得られる確率変数 Y がすべてガウス確率変数である。

命題 4.6 \mathcal{X} をガウス系とする。今、 \mathcal{H}' を \mathcal{X} の有限個の元の一次結合全体とする。さらに、 \mathcal{H} を以下の条件を満たす確率変数 X 全体の集合とする。

$Y_n \in \mathcal{H}'$, $n = 1, 2, \dots$, が存在して $E[(X - Y_n)^2] \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$ となる。
この時、 \mathcal{H} はガウス系である。

証明. 定義より \mathcal{H}' はガウス系であることがわかる。さらに、 \mathcal{H}' はベクトル空間である。今、 $X, X' \in \mathcal{H}$ ならば $Y_n, Y'_n \in \mathcal{H}'$ が存在して

$$E[|X - Y_n|^2] \rightarrow 0, \quad E[|X' - Y'_n|^2] \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty$$

となる。この時、

$$E[((aX + a'X') - (aY_n + a'Y'_n))^2]^{1/2} \leq |a|E[(X - Y_n)^2]^{1/2} + |a'|E[(X' - Y'_n)^2]^{1/2} \rightarrow 0, \quad n \rightarrow \infty$$

であるので、 \mathcal{H} がベクトル空間であることがわかる。また、 $X \in \mathcal{H}$ ならば X はガウス確率変数となるので主張を得る。 ■

命題 4.7 X_n , $n \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$ は独立なガウス確率変数であるとする。この時、 $\mathcal{X} = \{X_n; n \in \mathbf{Z}_{\geq 1}\}$ はガウス系である。

証明. $m_n = E[X_n]$, $v_n = E[(X_n - m_n)^2]$, $n \geq 1$, とする。 $a_n \in \mathbf{R}$, $n = 1, 2, \dots$ に対して

$$\begin{aligned} E[\exp(\sqrt{-1}\xi(\sum_{k=1}^m a_k X_k))] &= E[\prod_{n=1}^m \exp(\sqrt{-1}\xi a_n X_n)] \\ &= \prod_{n=1}^m E[\exp(\sqrt{-1}\xi a_n X_n)] = \exp(\sqrt{-1}\xi(\sum_{n=1}^m a_n m_n - \frac{\xi^2}{2} \sum_{n=1}^m a_n^2 v_n)) \end{aligned}$$

となるので $\sum_{n=1}^m a_n X_n$ ガウス確率変数である。 ■

命題 4.8 \mathcal{X} はガウス系とする。 $n \geq 2$, $X_1, \dots, X_n \in \mathcal{X}$ であり、 $E[X_k] = 0$, $k = 1, \dots, n$, $E[X_k X_\ell] = 0$, $k \neq \ell$, $k, \ell = 1, \dots, n$, ならば X_1, \dots, X_n は独立である。

証明. $v_k = E[X_k^2] \geq 0$, $k = 1, \dots, n$, とおく。 $\xi_k \in \mathbf{R}$, $k = 1, \dots, n$, に対して、

$$E[\sum_{k=1}^n \xi_k X_k] = 0, \quad E[(\sum_{k=1}^n \xi_k X_k)^2] = \sum_{k, \ell=1}^n \xi_k \xi_\ell E[X_k X_\ell] = \sum_{k=1}^n \xi_k^2 v_k$$

となる。よって、

$$E[\exp(\sqrt{-1} \sum_{k=1}^n \xi_k X_k)] = \exp\left(\frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \xi_k^2 v_k\right) = \prod_{k=1}^n E[\exp(\sqrt{-1} \xi_k X_k)]$$

となる。 $f_1, \dots, f_n \in C_0^\infty(\mathbf{R})$, に対して

$$\hat{f}_k(\xi_k) = \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-\sqrt{-1} \xi_k x) f_k(x) dx, \quad \xi_k \in \mathbf{R}$$

とおくと、

$$f_k(x_k) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(\sqrt{-1} \xi_k x_k) \hat{f}_k(\xi_k) d\xi_k, \quad x_k \in \mathbf{R}$$

となるので、

$$\begin{aligned} E\left[\prod_{k=1}^n f_k(X_k)\right] &= \left(\frac{1}{2\pi}\right)^n E\left[\int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{k=1}^n \hat{f}_k(\xi_k) \exp(\sqrt{-1} \sum_{k=1}^n \xi_k X_k) d\xi_1 \cdots d\xi_n\right] \\ &= \left(\frac{1}{2\pi}\right)^n \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} d\xi_1 \cdots d\xi_n \prod_{k=1}^n \hat{f}_k(\xi_k) E\left[\exp(\sqrt{-1} \sum_{k=1}^n \xi_k X_k)\right] \\ &= \prod_{k=1}^n E\left[\left(\frac{1}{2\pi}\right) \int_{-\infty}^{\infty} \hat{f}_k(\xi_k) \exp(\sqrt{-1} \xi_k X_k)\right] = \prod_{k=1}^n E[f_k(X_k)] \end{aligned}$$

これより $a_k \in \mathbf{R}$, $k = 1, \dots, n$, に対して

$$P\left(\bigcap_{k=1}^n X_k^{-1}((-\infty, a_k))\right) = E\left[\prod_{k=1}^n 1_{(-\infty, a_k)}(X_k)\right] = \prod_{k=1}^n E[1_{(-\infty, a_k)}(X_k)] = \prod_{k=1}^n P(X_k^{-1}((-\infty, a_k)))$$

となり、独立であることがわかる。 ■

4.2 ブラウン運動とその存在

定義 4.9 確率過程 $B: [0, \infty) \times \Omega \rightarrow \mathbf{R}^d$ が d -次元標準ブラウン運動（ウィナー過程とも呼ばれる）であるとは、 $B(t, \omega) = (B^1(t, \omega), \dots, B^d(t, \omega))$, $t \in [0, \infty)$, $\omega \in \Omega$, に対して以下の条件を満たすこと。

- (1) $B^i(\cdot, \omega) \rightarrow \mathbf{R}$, $i = 1, \dots, d$, $\omega \in \Omega$, が連続となること。
- (2) $n \geq 2$, $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n$ に対して $B^i(t_k) - B^i(t_{k-1})$, $i = 1, \dots, d$, $k = 1, \dots, n$, が独立となる。
- (3) $B(0) = 0$ であり、任意の $t > s \geq 0$, $i = 1, \dots, d$, に対して $B^i(t) - B^i(s)$ は平均 0 分散 $t - s$ のガウス確率変数となる。

命題 4.10 $\Omega = [0, 1)$, \mathcal{F} は $[0, 1)$ に含まれるボレル集合全体の集合、 P は $[0, 1)$ 上のルベグ測度とする。この時、確率空間 (Ω, \mathcal{F}, P) 上に d -次元標準ブラウン運動は存在する。

証明. Step 1. $\eta_n : \Omega \rightarrow \{0, 1\}$, $n \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$ を

$$\eta_n(\omega) = [2^n \omega] - 2[2^{n-1} \omega], \quad \omega \in [0, 1)$$

で与える. ただし, $[x]$, $x \in \mathbf{R}$ は x 以下の最大整数. この時,

$$\{\omega \in \Omega; \eta_1(\omega) = i_1, \eta_2(\omega) = i_2, \dots, \eta_n(\omega) = i_n\} = \left[\sum_{k=1}^n \frac{i_k}{2^k}, \sum_{k=1}^n \frac{i_k}{2^k} + \frac{1}{2^n} \right),$$

$n \geq 1$, $i_1, \dots, i_n = 0, 1$, が成立するので,

$$P(\eta_n = 0) = P(\eta_n = 1) = \frac{1}{2}, \quad n = 1, 2, \dots,$$

であり, η_n , $n \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$ が独立であることがわかる. (演習問題. 3-2. これを証明せよ)

また,

$$\omega = \sum_{k=1}^{\infty} 2^{-k} \eta_k(\omega), \quad \omega \in [0, 1)$$

が成立する. よって, $Z_n : \Omega \rightarrow [0, 1]$, $n \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$ を

$$Z_n(\omega) = \sum_{k=1}^{\infty} 2^{-k} \eta_{2^n(2k+1)}(\omega), \quad \omega \in \Omega$$

で定義すれば, Z_n , $n \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$ は独立な確率変数列で

$$P(Z_n \in [0, x)) = x, \quad x \in (0, 1)$$

が成立する. (演習問題. 3-3. これを証明せよ)

$\Phi : \mathbf{R} \rightarrow (0, 1)$ を標準正規分布の分布関数

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) dy, \quad x \in \mathbf{R}$$

とすると $\Phi : \mathbf{R} \rightarrow (0, 1)$ は真に単調増大な連続関数で全単射となる. よって, 連続な逆関数 $\Phi^{-1} : (0, 1) \rightarrow \mathbf{R}$ が存在する.

$W_{n,m,i}$, $n \in \mathbf{Z}_{\geq 0}$, $m \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$, $i = 1, \dots, d$, を

$$W_{n,m,i} = \Phi^{-1}(Z_{2^n 3^m 5^i})$$

で定めると $W_{n,m,i}$, $n \in \mathbf{Z}_{\geq 0}$, $m \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$, $i = 1, \dots, d$, は独立なガウス確率変数の族で, その平均は 0, 分散は 1 となる.

Step 2. $\psi_{n,m} : [0, \infty) \rightarrow \mathbf{R}$, $n \in \mathbf{Z}_{\geq 0}$, $m \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$, を以下で定義する.

$$\psi_{0,m}(t) = \begin{cases} 1, & t \in [m-1, m), \\ 0, & t \notin [m-1, m), \end{cases} \quad m \geq 1,$$

$$\psi_{n,m}(t) = \begin{cases} 2^{(n-1)/2}, & t \in [\frac{2m-2}{2^n}, \frac{2m-1}{2^n}), \\ -2^{(n-1)/2}, & t \in [\frac{2m-1}{2^n}, \frac{2m}{2^n}), \\ 0, & t \notin [2^{-(n-1)}(m-1), 2^{-(n-1)}m), \end{cases} \quad n, m \geq 1.$$

この時、 $\{\psi_{n,m}; n \geq 0, m \geq 1\}$ は $L^2([0, \infty), dt)$ の完全正規直交系をなす。すなわち、

$$\int_0^\infty \psi_{n,m}(t)\psi_{k,\ell}(t)dt = \begin{cases} 1, & n = k, m = \ell \text{ の時} \\ 0, & \text{それ以外の時} \end{cases}$$

であり、 $0 \leq a < b$ に対して

$$\int_0^\infty |1_{(a,b)}(t) - \sum_{n=0}^N \sum_{m=1}^N (\int_a^b \psi_{n,m}(s)ds)\psi_{n,m}(t)|^2 dt \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty$$

が成り立つ。

$\varphi_{n,m} : [0, \infty) \rightarrow \mathbf{R}$, $n \in \mathbf{Z}_{\geq 0}$, $m \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$, を以下で定義する。

$$\varphi_{n,m}(t) = \int_0^t \psi_{n,m}(s)ds, \quad t \in [0, \infty), n \geq 0, m \geq 1.$$

容易に

$$|\varphi_{n,m}(t)| \leq 2^{-(n-1)/2}, \quad t \in [0, \infty), n \geq 0, m \geq 1,$$

であり、

$$\varphi_{0,m}(t) = 0, \quad t \in [0, m-1], m \geq 1,$$

かつ

$$\varphi_{n,m}(t) = 0, \quad t \notin [2^{-(n-1)}(m-1), 2^{-(n-1)}m), n, m \geq 1,$$

であることがわかる。従って、任意の $a_m \in \mathbf{R}$, $m \geq 1$, に対して $\sum_{m=1}^\infty a_m \varphi_{n,m}(t)$ は有限和であり、任意の $N \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$ に対して

$$|\sum_{m=1}^\infty a_m \varphi_{0,m}(t)| \leq \sum_{m=1}^N |a_m|, \quad t \in [0, N],$$

$$|\sum_{m=1}^\infty a_m \varphi_{n,m}(t)| \leq 2^{-(n-1)/2} \max\{|a_m|; m = 1, \dots, 2^{n-1}N\}, \quad t \in [0, N], n \geq 1$$

となる。さて、 $r \geq 1$, $i = 1, \dots, d$, に対して確率過程 $X_r^i : [0, \infty) \times \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ を

$$X_r^i(t) = \sum_{n=0}^r \sum_{m=1}^\infty W_{n,m,i} \varphi_{n,m}(t) \quad t \in [0, \infty)$$

により定義する。明らかに $X_r^i(t, \omega)$ は t について連続である。さらに、 $0 \leq s < t$ に対して

$$X_r^i(t) - X_r^i(s) = \sum_{n=0}^r \sum_{m=1}^\infty W_{n,m,i} \int_s^t \psi_{n,m}(u)du$$

である。

\mathcal{X} を $W_{n,m,i}$, $n \geq 0$, $m \geq 1$, $i = 1, \dots, d$, の一次結合全体の集合 とおくと、 \mathcal{X} はガウス系であり、 $X_r(t) \in \mathcal{X}$ となる。

$b > a \geq 0$ に対して

$$Y_r^i(a, b) = X_r^i(b) - X_r^i(a)$$

とおくと、 $Y_r^i(a, b) \in \mathcal{X}$ であり、 $E[Y_r^i(a, b)] = 0$, $b > a \geq 0$, $i = 1, \dots, d$, $E[Y_r^i(a, b)Y_r^j(a', b')] = 0$, $i \neq j$, $i, j = 1, \dots, d$, $b > a \geq 0$, $b' > a' \geq 0$, である。

また、 $b > a \geq 0$, $d > c \geq 0$, に対して

$$\begin{aligned} E[Y_r^i(a, b)Y_r^i(c, d)] &= E\left[\left(\sum_{n=0}^r \sum_{m,\ell=1}^{\infty} W_{n,m,i}W_{k,\ell,i}\left(\int_a^b \psi_{n,m}(t)dt\right)\left(\int_c^d \psi_{k,\ell,i}(t)dt\right)\right)\right] \\ &= \sum_{n=0}^r \sum_{m=1}^{\infty} \left(\int_a^b \psi_{n,m}(t)dt\right)\left(\int_c^d \psi_{k,\ell,i}(t)dt\right) \end{aligned}$$

となる。特に、 $\psi_{n,m}$ が完全正規直交系であったので

$$E[Y_r^i(a, b)Y_r^i(c, d)] \rightarrow \int_0^{\infty} 1_{(a,b)}(t)1_{(c,d)}(t)dt, \quad r \rightarrow \infty$$

がわかる。

さて、 $N, r \in \mathbf{Z}_{\geq 1}$ に対して

$$\sup_{t \in [0, N]} |X_{r+1}^i(t) - X_r^i(t)| = \sup_{t \in [0, N]} \left| \sum_{m=0}^{\infty} W_{r+1,m,i} \psi_{r+1,m}(t) \right| \leq 2^{-r/2} \max\{|W_{r+1,m,i}|; m = 1, \dots, 2^r N\}.$$

よって

$$\begin{aligned} E\left[\sup_{t \in [0, N]} |X_{r+1}^i(t) - X_r^i(t)|^4\right] &\leq 2^{-2r} E[\max\{|W_{r+1,m,i}|^4; m = 1, \dots, 2^r N\}] \\ &\leq 2^{-2r} \sum_{m=1}^{2^r N} E[|W_{r+1,m,i}|^4] = 3N2^{-r} \end{aligned}$$

となるので

$$E\left[\sum_{r=1}^{\infty} \sup_{t \in [0, N]} |X_{r+1}^i(t) - X_r^i(t)|\right] \leq \sum_{r=1}^{\infty} E\left[\sup_{t \in [0, N]} |X_{r+1}^i(t) - X_r^i(t)|^4\right]^{1/4} < \infty$$

がわかる。よって、 $\Omega_0 \in \mathcal{F}$ を

$$\Omega_0 = \bigcap_{i=1}^d \bigcap_{N=1}^{\infty} \left\{ \sum_{r=1}^{\infty} \sup_{t \in [0, N]} |X_{r+1}^i(t) - X_r^i(t)| < \infty \right\}$$

とおけば、 $P(\Omega_0) = 1$ となることがわかる。さて、 $B^i : [0, \infty) \times \Omega \rightarrow \mathbf{R}$, $i = 1, \dots, d$, を

$$B^i(t, \omega) = \begin{cases} \lim_{r \rightarrow \infty} X_r^i(t, \omega), & \omega \in \Omega_0, \\ 0, & \omega \notin \Omega_0, \end{cases}$$

で定めると、 $B^i(t, \omega)$ は t について連続であることがわかり、任意の $n \geq 1, 0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n, \xi_{i,k} \in \mathbf{R}, i = 1, \dots, d, k = 1, \dots, n$, に対して

$$\begin{aligned} & E[\exp(\sqrt{-1} \sum_{i=1}^d \sum_{k=1}^n \xi_{i,k} (B^i(t_k) - B^i(t_{k-1})))] \\ &= \lim_{r \rightarrow \infty} E[\exp(\sqrt{-1} \sum_{i=1}^d \sum_{k=1}^n \xi_{i,k} (X_r^i(t_k) - X_r^i(t_{k-1})))] \\ &= \lim_{r \rightarrow \infty} \prod_{i=1}^d E[\exp(\sqrt{-1} \int_0^\infty (\sum_{k=1}^n \xi_{i,k} Y_r(t_{k-1}, t_k))] \\ &= \prod_{i=1}^d \exp(-\frac{1}{2} (\sum_{k=1}^n \xi_{i,k}^2 (t_k, t_{k-1})(t))) = \exp(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sum_{k=1}^n \xi_{i,k}^2 (t_k - t_{k-1})) \end{aligned}$$

となることがわかる。よって、 $B = (B^1, \dots, B^d)$ は d -次元ブラウン運動である。 ■

4.3 確率空間の完備化

(Ω, \mathcal{F}, P) を確率空間とする。 $\mathcal{N}_0 = \mathcal{N}_0(\mathcal{F}, P) \subset \mathcal{P}(\Omega)$ を以下で定義する。ただし、 $\mathcal{P}(\Omega)$ は Ω の部分集合全体の集合である。

$$\mathcal{N}_0 = \{A \in \mathcal{P}(\Omega); P(B) = 0 \text{ となる } B \in \mathcal{F} \text{ が存在して } A \subset B\}$$

必ずしも $\mathcal{N}_0 \subset \mathcal{F}$ とは限らない。

さらに $\tilde{\mathcal{F}} \subset \mathcal{P}$ を

$$\tilde{\mathcal{F}} = \{A \in \mathcal{P}(\Omega); B_0 \subset A \subset B_1, P(B_1 \setminus B_0) = 0 \text{ となる } B_0, B_1 \in \mathcal{F} \text{ が存在する}\}$$

とおく。この時、以下が成立する。

命題 4.11 (1) 次の2条件は同値。

(i) $A \in \tilde{\mathcal{F}}$.

(ii) $B \in \mathcal{F}, A_0 \in \mathcal{N}_0$ で $A = B \cup A_0$ となるものが存在する。

(2) $\tilde{\mathcal{F}}$ は Ω 上の σ -加法族で $\mathcal{F} \subset \tilde{\mathcal{F}}$ となる。

(3) $B_1, B_2 \in \mathcal{F}, A_1, A_2 \in \mathcal{N}_0$ が $B_1 \cup A_1 = B_2 \cup A_2$ を満たせば $P(B_1) = P(B_2)$ 。

(4) $\tilde{P}: \tilde{\mathcal{F}} \rightarrow [0, 1]$ を $\tilde{P}(B \cup A_0) = P(B), B \in \mathcal{F}, A_0 \in \mathcal{N}_0$, で定めると、 $(\Omega, \tilde{\mathcal{F}}, \tilde{P})$ は確率空間となる。

(演習問題 3-4 上記の命題を証明せよ。)

$(\Omega, \tilde{\mathcal{F}}, \tilde{P})$ を確率空間 (Ω, \mathcal{F}, P) の完備化と呼ぶ。

命題 4.12 $\mathcal{N}_0(\tilde{\mathcal{F}}, \tilde{P}) = \mathcal{N}_0(\mathcal{F}, P)$ となる。特に、 $\mathcal{N}_0(\tilde{\mathcal{F}}, \tilde{P}) \subset \tilde{\mathcal{F}}$ となる。

$\mathcal{N}_0(\mathcal{F}, P) \subset \mathcal{F}$ となる時、 (Ω, \mathcal{F}, P) を完備な確率空間と呼ぶ。

4.4 ブラウニアンフィルトレーション

(Ω, \mathcal{F}, P) を完備な確率空間とする. $\mathcal{N} = \{A \in \mathcal{F}; P(B) = 0, 1\}$ とおくと \mathcal{N} は部分 σ -集合族となる.

命題 4.13 X は確率変数、 $c \in \mathbf{R}$ とする. $X = c$ a.s. ならば X は \mathcal{N} -可測である.

証明. $A \in \mathcal{B}([-\infty, \infty])$ に対して $c \in A$ ならば $P(X^{-1}(A)) = 1$, $c \notin A$ ならば $P(X^{-1}(A)) = 0$, となるのでいずれの場合も $X^{-1}(A) \in \mathcal{N}$ となり主張を得る. ■

$B(t) = (B^1(t), \dots, B^d(t)), t \geq 0$, を d -次元標準ブラウン運動とする. 今、 $\mathcal{G}_t = \sigma\{B(s); s \in [0, t], t \geq 0$, とおき、さらに、 $\tilde{\mathcal{G}}_t = \sigma\{\mathcal{G}_t \cup \mathcal{N}\}, t \geq 0$, とおく.

- 命題 4.14** (1) $t \geq 0$ に対して $\mathcal{N} \subset \tilde{\mathcal{G}}_t$ であり、 $B^i(t), i = 1, \dots, d$, は \mathcal{G}_t -可測.
 (2) $0 \leq s < t$, ならば $\tilde{\mathcal{G}}_s \subset \tilde{\mathcal{G}}_t$ であり、 $\sigma\{B^i(t) - B^i(s); i = 1, \dots, d\}$ と \mathcal{G}_s は独立.
 (3) $\tilde{\mathcal{G}}_{t+} = \bigcap_{s>t} \tilde{\mathcal{G}}_s = \tilde{\mathcal{G}}_t$

証明. 主張 (1) と主張 (2) の前半は明らか.

今、 $t \geq 0$ に対して $\mathcal{H}_t = \sigma\{B^i(r) - B^i(t); r > t, i = 1, \dots, d\}$ とおく. また、 $t > s \geq 0$ に対して $\Delta B^i(s, t) = B^i(t) - B^i(s)$ とおく.

仮定より任意の $t > 0, 0 = s_0 < s_1 \cdots < s_n = t$, 及び $t = r_0 < r_1 < \cdots < r_m$, に対して $\Delta B^i(s_{k-1}, s_k), i = 1, \dots, d, k = 1, \dots, n, \Delta B^i(r_{\ell-1}, r_\ell), i = 1, \dots, d, \ell = 1, \dots, m$, は独立となる. よって、

$$\mathcal{K}_{s_0, \dots, s_n} = \sigma\{\Delta^i(s_{k-1}, s_k), i = 1, \dots, d, k = 1, \dots, n\}$$

$$\mathcal{K}_{r_0, \dots, r_m} = \sigma\{\Delta^i(r_{k-1}, r_k), i = 1, \dots, d, k = 1, \dots, m\}$$

とおくと、命題 2.8 より $\mathcal{K}_{s_0, \dots, s_n}$ と $\mathcal{K}_{r_0, \dots, r_m}$ とは独立となる.

さらに

$$\mathcal{A}_{t,0} = \bigcup \{\mathcal{K}_{s_0, \dots, s_n}; n \geq 1, 0 = s_0 < s_1 \cdots < s_n = t\},$$

$$\mathcal{A}_{t,1} = \bigcup \{\mathcal{K}_{r_0, \dots, r_m}; m \geq 1, t = r_0 < r_1 \cdots < r_m\}$$

とおくと、 $\mathcal{A}_{t,0}, \mathcal{A}_{t,1}$ は独立で π -系となる. $\mathcal{G}_t = \sigma\{\mathcal{A}_{t,0}\}, \mathcal{H}_t = \sigma\{\mathcal{A}_{t,1}\}$ であるので、命題 2.7 より \mathcal{G}_t と \mathcal{H}_t は独立となる.

これより、 $\mathcal{G}_t, \mathcal{H}_t, \mathcal{N}$ が独立となることが容易に示されるので、 $\tilde{\mathcal{G}}_t$ と \mathcal{H}_t は独立となる. (演習問題 3-5 これを証明せよ.)

これより (2) の後半がわかる.

また、 $\tilde{\mathcal{H}}_t = \sigma\{\mathcal{H}_t \cup \mathcal{N}_0\}$ とおくと、 $\tilde{\mathcal{G}}_t$ と $\tilde{\mathcal{H}}_t$ も独立となることがわかる.

任意の $\varepsilon > 0$ に対して $\tilde{\mathcal{G}}_{t+\varepsilon}$ と $\mathcal{H}_{t+\varepsilon}$ は独立. よって、 $\tilde{\mathcal{G}}_{t+}$ と $\mathcal{H}_{t+\varepsilon}$ は独立. よって、 $\tilde{\mathcal{G}}_{t+}$ と $\bigcup_{\varepsilon>0} \mathcal{H}_{t+\varepsilon}$ は独立. $\bigcup_{\varepsilon>0} \mathcal{H}_{t+\varepsilon}$ は π -系で

$$\mathcal{H}_t = \sigma\left\{\bigcup_{\varepsilon>0} \mathcal{H}_{t+\varepsilon}\right\}$$

であるので（演習問題 3-6 これを証明せよ）、命題 2.7 より $\tilde{\mathcal{G}}_{t+}$ と \mathcal{H}_t は独立となる。

今、 X は $\tilde{\mathcal{G}}_{t+}$ -可測な有界な非負値確率変数とする。また、 $\mathcal{A} = \{A \cap B; A \in \mathcal{G}_t, B \in \tilde{\mathcal{H}}_t\}$ とおく。この時、 \mathcal{A} は π -系で $\tilde{\mathcal{G}}_{t+} \subset \sigma\{\mathcal{A}\}$ であることも容易にわかる。

この時、 $A \in \mathcal{G}_t, B \in \tilde{\mathcal{H}}_t$ に対して

$$E[X, A \cap B] = E[X1_A1_B] = E[X1_A]E[1_B] = E[E[X|\mathcal{G}_t]1_A]E[1_B] = E[E[X|\mathcal{G}_t]A \cap B]$$

よって命題 1.12 より、

$$E[X, C] = E[E[X|\mathcal{G}_t], C] \quad C \in \tilde{\mathcal{G}}_{t+}$$

となる。 $n \geq 1$ に対して

$$0 \leq \frac{1}{n}P(X - E[X|\mathcal{G}_t] > 1/n) = E\left[\frac{1}{n}1_{\{X - E[X|\mathcal{G}_t] > 1/n\}}\right] \leq E[X, X - E[X|\mathcal{G}_t] > 1/n] = 0$$

より $P(X - E[X|\mathcal{G}_t] > 1/n) = 0$ がわかる。よって $P(X - E[X|\mathcal{G}_t] > 0) = 0$ がわかる。同様にして $P(X - E[X|\mathcal{G}_t] < 0) = 0$ がわかるので $P(X - E[X|\mathcal{G}_t] = 0) = 1$ を得る。

$C = \{X = E[X|\mathcal{G}_t]\}$ とおくと $P(\Omega \setminus C) = 0, C \in \mathcal{N}$ であり、

$$X = 1_C E[X|\mathcal{G}_t] + 1_{\Omega \setminus C} X$$

であるので、 X が $\tilde{\mathcal{G}}_t$ -可測であることがわかる。よって $\tilde{\mathcal{G}}_{t+} = \tilde{\mathcal{G}}_t$ が示された。 ■