

Lévy 過程 (Lévy Processes)

平場 誠示 (Seiji HIRABA)

令和 元年 10 月 24 日

目次

1	Lévy 過程についての概要	1
2	Lévy 過程の定義と基本例	3
2.1	Lévy 過程の定義	3
2.2	指数時間と Poisson 過程	3
2.3	複合 Poisson 過程	7
2.4	Brown 運動 (Wiener 過程)	7
3	Lévy 過程と無限分解可能分布	12
3.1	無限分解可能分布	12
3.2	Lévy-Khintchine の標準形	14
4	Lévy 過程の重要な例	19
4.1	安定過程と安定分布	19
4.2	L -過程 (自己分解可能過程) と L -分布	23
5	Lévy 過程と分布	26
5.1	法則の意味の Lévy 過程	26
5.2	Lévy 過程の分布の絶対連続性	29
6	Lévy 過程と Markov 過程	33

本テキストでは、確率過程の中でも基本となる独立増分性を持つもの、即ち、加法過程について考え、特に、その中でも、確率連続で、時間的一様性をもち、見本関数が第 1 種不連続、即ち、右連続左極限をもつとき、**Lévy 過程**と呼び、これについて様々な性質を詳しく述べる。

Lévy 過程の各時点での分布が無限分解可能分布と呼ばれるものとなり、1 対 1 対応がつくこと、更に、その特性関数が **Lévy-Khintchine** の標準形で与えられることを示す。また、見本関数が **Lévy-Ito** 分解という確率積分を用いた表現を持つことも重要である。それについては、次節で概要だけ、紹介する。

本テキストは、佐藤健一著「加法過程」(紀伊國屋書店)を参考にし、証明の殆どは、ほぼ同じであるが、著者なりに理解し、少しでも分かり易くなるよう、簡単化と詳細化を施したつもりである。

加法過程、Lévy 過程の定義は、テキストによって、異なることがあり、注意が必要である。例えば、佐藤健一著「加法過程」(紀伊國屋書店)では、Lévy 過程を加法過程と呼び、その英語版では、Lévy 過程と呼んでいる。伊藤清著「確率論」(岩波書店)では、Lévy 過程には、時間的一様性は仮定していない。

1 Lévy 過程についての概要

時間と共にランダムに変化する値を表すものを**確率過程 (stochastic process)** というが、普通、時間を $t \geq 0$ として、その時のランダムな値を $X_t = X_t(\omega)$ として表し、確率過程を $(X_t)_{t \geq 0}$ と記す。本テキストでは \mathbf{R}^d に値をとるものしか考えないので、 $X_t = (X_t^j)_{j \leq d}$ とする。但し、ベクトルは $x = (x_j)_{j \leq d} = (x_1, \dots, x_d) \in \mathbf{R}^d$ と表す。また内積を $\langle x, y \rangle \equiv x \cdot y = \sum_{j \leq d} x_j y_j$ とする。

Lévy 過程とは、 \mathbf{R}^d で、0 を出発し、独立増分性と時間的一様性を持つ、確率連続な確率過程で、見本関数が右連続左極限をもつものを言う。これを $(X_t)_{t \geq 0}$ で表すと、次と同値となる。

$\forall t > 0$, X_t の分布 $\mu_t = P \circ X_t^{-1}$, i.e., $\mu_t(dx) = P(X_t \in dx)$ が**無限分解可能分布 (infinitely divisible distribution)** と同値。これはまた次と同値: $\mu = \mu_1$ として、任意の $t > 0$ に対し、 $\mu_t = \mu^{t*}$ を満たす。右辺は、 μ の t 個の畳み込みを表す。但し、畳み込みとは、一般に測度 μ, ν に対し、

$$\mu * \nu(dx) := \int \mu(dx - y)\nu(dy) = \int \nu(dx - y)\mu(dy) = \int \int 1_{dx}(y + z)\mu(dy)\nu(dz).$$

$\nu = \mu$ のとき、 μ^{2*} と表し、一般に、 $n \in \mathbf{N}$ に対し、 $\mu^{n+1*} = \mu^{n*} * \mu$ を定義。更に、 μ が無限分解可能分布のときは、これを正の有理数 m/n , 正の実数 t まで拡張して μ^{t*} が定義される。

更に、このとき、 X_t 特性関数 $\hat{\mu}_t(z) := E[e^{i\langle z, X_t \rangle}]$ ($i = \sqrt{-1}$) が**Lévy-Khintchine** の標準形を持つことと同値となる。即ち、 $\hat{\mu}_t(z) = e^{t\psi(z)}$;

$$\psi(z) = -\frac{1}{2}\langle Az, z \rangle + \int_{(|x| \geq 1)} (e^{i\langle z, x \rangle} - 1)\nu(dx) + \int_{(|x| < 1)} (e^{i\langle z, x \rangle} - 1 - i\langle z, x \rangle)\nu(dx) + i\langle \gamma, z \rangle.$$

ここで、

- $A = (a_{jk}); a_{jk} = \sum_{\ell \leq m} \sigma_\ell^j \sigma_\ell^k$, 但し、 $\sigma = (\sigma_\ell^j)_{\ell \leq m, j \leq d}$: 拡散係数 (diffusion coefficient).
- $\gamma = (\gamma_j)_{j \leq d} \in \mathbf{R}^d$,

$\nu = \nu(dx)$ は**Lévy 測度** と呼ばれる \mathbf{R}^d 上の測度で、 $\nu(\{0\}) = 0$ と $\int_{\mathbf{R}^d} 1 \wedge |x|^2 \nu(dx) < \infty$ を満たす。

更に、これは次とも同値となる。**Lévy-Ito** の分解定理 という。

$$dX_t(\omega) = \gamma dt + \sigma dB_t(\omega) + \int_{(|x| \geq 1)} x N(\omega; dt, dx) + \int_{(|x| < 1)} x \tilde{N}(\omega; dt, dx), X_0 = 0.$$

より正確には、

$$X_t(\omega) = \gamma t + \sigma B_t(\omega) + \int_0^t \int_{(|x| \geq 1)} x N(\omega; ds, dx) + \int_0^t \int_{(|x| < 1)} x \tilde{N}(\omega; ds, dx).$$

成分で表せば、 $X_t = (X_t^j)_{j \leq d} = (X_t^1, \dots, X_t^d)$;

$$X_t^j = \gamma_j t + \sum_{\ell \leq m} \sigma_\ell^j B_t^\ell + \int_0^t \int_{(|x| \geq 1)} x_j N(\omega; ds, dx) + \int_0^t \int_{(|x| < 1)} x_j \tilde{N}(\omega; ds, dx).$$

ここで、 $B_t = (B_t^\ell)$: m 次元 Brown 運動で、 $N(\omega; dt, dx)$: $dt\nu(dx)$ -Poisson 配置 on $[0, \infty) \times \mathbf{R}^d$, $\tilde{N} = N - \hat{N}$: 補正 Poisson 配置。但し、 $\hat{N} = E[N]$, i.e., $\hat{N}(dt, dx) = dt\nu(dx)$: N の平均測度。

もう少し、説明すると、 $\Delta X_t := X_t - X_{t-}$ で X_t の時刻 t でのジャンプ (跳び) を表し、 $N(dt, dx) := \#\{(t, \Delta X_t) \in dt \times dx; \Delta X_t \neq 0\}$ は時空間における跳びの配置を表す。このとき、Lévy 過程の独立増分性と時間的一様性から、 N が Poisson 配置と呼ばれるものとなることが言える。

この分解定理は、ラフには、 X_t から大きいジャンプを順に取り除いて行けば、極限として残るのが、連続過程となり、それが Gauss 過程となる、ということを表している。厳密には、小さいジャンプを除くときは、その平均を加えながら行う。(伊藤清はそのように証明した。) 即ち、

$$X_t^n = X_t - \int_0^t \int_{(|x| \geq 1)} x N(ds, dx) - \int_0^t \int_{(1/n \leq |x| < 1)} x \tilde{N}(ds, dx).$$

$n \rightarrow \infty$ とすれば、 $X_t^n \rightarrow {}^c X_t$ となり、 X_t^c が連続な Lévy 過程、つまり Gauss 過程となる。

このとき、特性関数が上の標準形をもつことは、伊藤の公式 (ジャンプ型) を用いれば、すぐ分かる。 $f(x) = e^{ix \cdot z} \in C^2(\mathbf{R}^d)$ に対し、

$$\begin{aligned} df(X_t) &= \gamma \cdot Df(X_t)dt + \sigma \cdot Df(X_t)dB_t + \frac{1}{2}\sigma^2 \cdot D^2f(X_t)dt \\ &\quad + \int_{(|x| \geq 1)} [f(X_{t-} + x) - f(X_{t-})]N(dt, dx) \\ &\quad + \int_{(|x| < 1)} [f(X_{t-} + x) - f(X_{t-})]\tilde{N}(dt, dx) \\ &\quad + \int_{(|x| < 1)} [f(X_{t-} + x) - f(X_{t-}) - x \cdot Df(X_{t-})]\nu(dx)dt \end{aligned}$$

但し、 $\gamma \cdot D = \gamma^j \partial_j$, $\sigma \cdot D = \sigma_\ell^j \partial_j$, $\sigma^2 \cdot D^2 = \sum_{\ell \leq m} \sigma_\ell^j \sigma_\ell^k \partial_{jk}^2$ (更に、上と下にある添字については和をとるものとする)。また $\partial_j = \partial/\partial x_j$, $\partial_{jk}^2 = \partial^2/\partial x_j \partial x_k$ 。

平均をとれば確率積分の性質から、 B_t, \tilde{N} の部分が消えることにより、

$$\begin{aligned} d\varphi_t(z) &:= dE[f(X_t)] = E[df(X_t)] \\ &= i\gamma \cdot z\varphi_t(z)dt - \frac{1}{2} \sum_{\ell \leq m} \sigma_\ell^j \sigma_\ell^k z_j z_k \varphi_t(z)dt \\ &\quad + \int_{(|x| \geq 1)} \varphi_t(z)[e^{ix \cdot z} - 1]dt\nu(dx) + \int_{(|x| < 1)} \varphi_t(z)[e^{ix \cdot z} - 1 - ix \cdot z]dt\nu(dx) \\ &= \varphi_t(z) \left\{ i\gamma \cdot z - \frac{1}{2} a_{jk} z^j z^k \right. \\ &\quad \left. + \int_{(|x| \geq 1)} [e^{ix \cdot z} - 1]\nu(dx) + \int_{(|x| < 1)} [e^{ix \cdot z} - 1 - ix \cdot z]\nu(dx) \right\} dt. \end{aligned}$$

つまり、 $d\varphi_t(z) = \varphi_t(z)\psi(z)$ 。これと $\varphi_0(z) = E[e^{iz \cdot X_0}] = 1$ より、求める標準形 $\varphi_t(z) = e^{t\psi(z)}$ を得る。

他の同値については、この分解定理の表現を持つとき、確率積分の性質から、独立増分性と時間的一様性も分るので、Lévy 過程となる逆に、特性関数が上の標準形を持つなら、 X_t の分布は無限分解可能分布となり、それと法則の意味の Lévy 過程は (法則同等を除いて) 1 対 1 に対応する。(§5.1)

後は、Lévy 過程が Lévy-Ito の分解定理を満たすことを示せば、全ての同値が言えたことになる。これについても、天降り的に、上の確率積分で表現された X_t の特性関数が、同じ標準形をもつので、法則同等となり、パスが右連続左極限をもつことから、何れも $D([0, \infty) \rightarrow \mathbf{R}^d)$ 上の同じ分布をもつことになる。従って、元の Lévy 過程も分解できる (と言える)。

ここで述べた、確率積分 (伊藤積分) や伊藤の公式等について詳しく知りたければ、別テキストの「確率積分と確率微分方程式」を参照してもらいたい。

2 Lévy 過程の定義と基本例

本節では, Lévy 過程の定義と基本となる例として, Poisson 過程, 複合 Poisson 過程, さらに Brown 運動について述べる. (尚, Brown 運動については, 定義と性質と構成法のみ述べて, 証明については, テキスト「確率積分と確率微分方程式」を参照して欲しい.)

2.1 Lévy 過程の定義

定義 2.1 \mathbf{R}^d 値確率過程 $(X_t)_{t \geq 0}$ が **Lévy 過程 (Lévy process)** であるとは, 次を満たすときをいう.

- (1) $X_0 = 0$ a.s.
- (2) (X_t) は独立増分性をもつ, i.e., $0 \leq t_0 < t_1 < \dots < t_n$, $\{X_{t_k} - X_{t_{k-1}}\}_{k \leq n}$ が独立.
- (3) $s, t > 0$ に対し, $X_{t+s} - X_s \stackrel{(d)}{=} X_t$, i.e., 時間的一様性をもつ.
- (4) 確率連続である, i.e., $\forall t \geq 0, \varepsilon > 0, P(|X_s - X_t| < \varepsilon) \rightarrow 1 (s \rightarrow t)$.
- (5) 確率 1 で, 見本関数が右連続左極限を持つ, i.e., $\exists \Omega_0 \in \mathcal{F}; P(\Omega_0) = 1, \forall \omega \in \Omega_0, (X_t(\omega))_{t \geq 0}$ が t の関数として右連続で左極限を持つ.

また, 最後の見本関数の以外の条件を満たすときは, 単に **法則の意味の Lévy 過程** という.

第 5.1 節で, 法則の意味の Lévy 過程は普通の Lévy 過程と同等であることを示すので, 見本関数の性質は本質的ではない. 即ち, (Y_t) が法則の意味の Lévy 過程なら, 普通の Lévy 過程 $\exists (X_t)$ があり, $\forall t > 0, P(X_t = Y_t) = 1$ を満たす.

確率連続の条件は, 0 を出発することと時間的一様性から, $t = 0$ での確率連続性に置き換えても良い. 即ち,

$$\forall \varepsilon > 0, \lim_{t \downarrow 0} P(|X_t| < \varepsilon) = 1.$$

2.2 指数時間と Poisson 過程

定数 $\alpha > 0$ に対し, 確率変数 $\tau = \tau(\omega)$ がパラメータ α の指数分布に従うとは

$$P(\tau > t) = \int_t^\infty \alpha e^{-\alpha s} ds = e^{-\alpha t}$$

をみたすときをいう. 即ち τ が密度関数 $f(s) = \alpha e^{-\alpha s}$ の分布をもつということである. 本テキストでは τ を単に α -指数時間 or 指数時間 (**exponential time**) と呼ぶことにする.

このとき平均と分散は容易に計算でき, 次のようになる.

$$E[\tau] = \int_0^\infty \alpha s e^{-\alpha s} ds = \frac{1}{\alpha}, \quad V(\tau) = E[\tau^2] - (E[\tau])^2 = \frac{1}{\alpha^2}.$$

問 2.1 上の分散の計算を確かめよ.

命題 2.1 τ が指数時間なら, 次の無記憶性 (**memoryless property**) をもつ.
 $t, s \geq 0$ に対し,

$$P(\tau > t + s | \tau > s) = P(\tau > t).$$

[証明]

$$P(\tau > t + s | \tau > s) = \frac{P(\tau > t + s)}{P(\tau > s)} = \frac{e^{-(t+s)}}{e^{-s}} = e^{-t} = P(\tau > t).$$

■

命題 2.2 $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n$ が独立で、それぞれ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ の指数時間なら、 $\min\{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n\}$ は $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_n$ -指数時間となる。さらに

$$P(\min\{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n\} = \tau_k) = \frac{\alpha_k}{\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_n}.$$

[証明] 簡単のため $n = 2, k = 1$ のときに示す。

$$P(\tau_1 \wedge \tau_2 > t) = P(\tau_1 > t, \tau_2 > t) = P(\tau_1 > t)P(\tau_2 > t) = e^{-(\alpha_1 + \alpha_2)t}.$$

また τ_1, τ_2 の結合分布が、独立性から、それぞれの分布の積となることから

$$\begin{aligned} P(\min\{\tau_1, \tau_2\} = \tau_1) &= P(\tau_1 < \tau_2) \\ &= \int_0^\infty ds \alpha_1 e^{-\alpha_1 s} P(s < \tau_2) \\ &= \int_0^\infty ds \alpha_1 e^{-\alpha_1 s} e^{-\alpha_2 s} \\ &= \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2}. \end{aligned}$$

一般のときも同様である。 ■

例 2.1 A と B の二つの装置からなるシステムがあり、A が故障するまでの時間が 1-指数時間で、B が故障するまでの時間が 2-指数時間であるという。これらは独立に故障し、一つでも故障すれば、システム全体が故障するとする。このときシステムが故障するまでの時間の平均値を求めよ。

前の命題からシステムが故障するまでの時間は 3-指数時間となるので、その平均は $1/3$ となる。

$\lambda > 0$ に対し、確率過程 $(X_t)_{t \geq 0}$ がパラメータ λ の **Poisson (ポアソン) 過程** であるとは Lévy 過程で、 X_1 の分布が λ -Poisson 分布であるときをいう。即ち、以下をみたすときをいう (単に λ -**Poisson 過程** ともいう)。

(1) $X_0 = 0$,

(2) $0 \leq s < t$ なら $X_t - X_s$ はパラメータ $\lambda(t-s)$ の Poisson 分布に従う。即ち、

$$P(X_t - X_s = k) = e^{-\lambda(t-s)} \frac{\lambda^k (t-s)^k}{k!} \quad (k = 0, 1, 2, \dots).$$

(3) X_t は独立増分をもつ。

即ち、 $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n$ に対し、 $X_{t_1}, X_{t_2} - X_{t_1}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ は独立。

定理 2.1 (Poisson 過程の構成) $\sigma_1, \sigma_2, \dots$ を独立同分布な確率変数で、それぞれ λ -指数時間であるとする。 $\tau_n = \sum_{k=1}^n \sigma_k$, $\tau_0 = 0$ とおき、

$$X_t = n \iff \tau_n \leq t < \tau_{n+1} \quad \text{即ち,} \quad X_t := \sum_{n=0}^{\infty} n 1_{[\tau_n, \tau_{n+1})}(t) = \max\{n; \tau_n \leq t\},$$

と定義するとこれは λ -Poisson 過程となる。

注 上の定理の逆も言える。即ち、 $(X_t)_{t \geq 0}$ を λ -Poisson 過程とし、そのジャンプ時刻を τ_1, τ_2, \dots とする。このとき $\tau_1, \tau_2 - \tau_1, \tau_3 - \tau_2, \dots$ は独立同分布で、それぞれ λ -指数時間となる。

証明の前に必要な事柄を述べておく。

命題 2.3 独立な n 個の λ -指数時間 σ_k の和 $\tau = \sum_{k=1}^n \sigma_k$ はガンマ分布 $\Gamma(n, \lambda)$ に従う、
i.e.,

$$P(\tau < t) = \int_0^t \frac{1}{(n-1)!} \lambda^n s^{n-1} e^{-\lambda s} ds.$$

[証明] (σ_n) の独立性により、

$$P(\sigma_1 + \dots + \sigma_n < t) = \int_{s_1 + \dots + s_n < t} \lambda^n e^{-\lambda(s_1 + \dots + s_n)} ds_1 \dots ds_n$$

$u_k = s_1 + \dots + s_k$ ($k = 1, \dots, n$), 特に $s = u_n$ として変数変換すれば、

$$\begin{aligned} \int_{s_1 + \dots + s_n < t} \lambda^n e^{-\lambda(s_1 + \dots + s_n)} ds_1 \dots ds_n &= \int_0^t du_n \int_0^{u_n} du_{n-1} \dots \int_0^{u_2} du_1 \lambda^n e^{-\lambda u_n} \\ &= \int_0^t du_n \int_0^{u_n} du_{n-1} \dots \int_0^{u_3} du_2 u_2 \lambda^n e^{-\lambda u_n} \\ &= \int_0^t du_n \frac{1}{(n-1)!} u_n^{n-1} \lambda^n e^{-\lambda u_n} \\ &= \int_0^t ds \frac{1}{(n-1)!} \lambda^n s^{n-1} e^{-\lambda s} \end{aligned}$$

■

定理 2.1 の証明 まず τ_n は σ_{n+1} と独立で $\Gamma(n, \lambda)$ 分布に従うことから

$$\begin{aligned} P(X_t = n) &= P(\tau_n \leq t < \tau_{n+1} = \tau_n + \sigma_{n+1}) \\ &= \int_0^t ds \frac{1}{(n-1)!} \lambda^n s^{n-1} e^{-\lambda s} P(t < s + \sigma_{n+1}) \\ &= \int_0^t ds \frac{1}{(n-1)!} \lambda^n s^{n-1} e^{-\lambda s} e^{-(t-s)\lambda} \\ &= e^{-\lambda t} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} \int_0^t s^{n-1} ds = e^{-\lambda t} \frac{\lambda^n t^n}{n!}. \end{aligned}$$

次に同様な計算で

$$\begin{aligned} P(\tau_{n+1} > t + s, X_t = n) &= P(\tau_{n+1} > t + s, \tau_n \leq t < \tau_{n+1}) \\ &= P(\tau_n + \sigma_{n+1} > t + s, \tau_n \leq t) \\ &= \int_0^t du \frac{1}{(n-1)!} \lambda^n u^{n-1} e^{-\lambda u} P(u + \sigma_{n+1} > t + s) \\ &= \int_0^t du \frac{1}{(n-1)!} \lambda^n u^{n-1} e^{-\lambda u} e^{-\lambda(t+s-u)} = e^{-\lambda(t+s)} \frac{\lambda^n t^n}{n!} \end{aligned}$$

これから

$$(2.1) \quad P(\tau_{n+1} > t + s \mid X_t = n) = e^{-\lambda s} = P(\sigma_1 = \tau_1 > s).$$

更に, $X_t = n$ の条件のもと, $\tau_{n+1} - t, \sigma_{n+2}, \dots, \sigma_{n+m}$ の分布は, $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$ と一致する. 実際,

$$\begin{aligned} & P(\tau_{n+1} - t > s_1, \sigma_{n+2} > s_2, \dots, \sigma_{n+m} > s_m \mid X_t = n) \\ &= P(\tau_n \leq t < \tau_{n+1}, \tau_{n+1} - t > s_1, \sigma_{n+2} > s_2, \dots, \sigma_{n+m} > s_m) / P(X_t = n) \\ &= P(\tau_n \leq t, \tau_{n+1} - t > s_1) P(\sigma_{n+2} > s_2, \dots, \sigma_{n+m} > s_m) / P(X_t = n) \\ &= P(\tau_{n+1} - t > s_1 \mid X_t = n) P(\sigma_2 > s_2, \dots, \sigma_m > s_m) \\ &= P(\sigma_1 > s) P(\sigma_2 > s_2, \dots, \sigma_m > s_m) \\ &= P(\sigma_1 > s, \sigma_2 > s_2, \dots, \sigma_m > s_m) \end{aligned}$$

これより, $\tau_{n+m} - t = (\tau_{n+1} - t) + \sigma_{n+2} + \dots + \tau_{n+m}$ に注意すれば, 一般に $m \geq 1$ に対し, 次も成り立つ.

$$P(\tau_{n+m} > t + s \mid X_t = n) = P(\tau_m > s).$$

上で m を $m + 1$ に変えたものから m のときのを引けば,

$$P(\tau_{n+m} \leq t + s < \tau_{n+m+1} \mid X_t = n) = P(\tau_m \leq s < \tau_{m+1}) = P(X_s = m).$$

これを用いて, $n \geq 0, m \geq 1$ に対し,

$$\begin{aligned} P(X_t = n, X_{t+s} - X_t = m) &= P(X_t = n, X_{t+s} = n + m) \\ &= P(X_t = n) P(X_{t+s} = n + m \mid X_t = n) \\ &= P(X_t = n) P(\tau_{n+m} \leq t + s < \tau_{n+m+1} \mid X_t = n) \\ &= P(X_t = n) P(X_s = m) \end{aligned}$$

これを $n \geq 0$ について加えることにより,

$$P(X_{t+s} - X_t = m) = P(X_s = m) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^m s^m}{m!}.$$

$m = 0$ のときは $P(X_{t+s} - X_t = m) = e^{-\lambda s}$ を得るので, 上に含まれる. 実際,

$$P(\tau_n > t + s \mid X_t = n) = P(\tau_n > t + s \mid \tau_n \leq t < \tau_{n+1}) = 0$$

より, 上の式 (2.1) から引くと,

$$P(X_{t+s} = n \mid X_t = n) = P(\tau_n \leq t + s < \tau_{n+1} \mid X_t = n) = e^{-\lambda s}.$$

従って,

$$\begin{aligned} P(X_t = n, X_{t+s} - X_t = 0) &= P(X_t = n, X_{t+s} = n) \\ &= P(X_t = n) P(X_{t+s} = n \mid X_t = n) \\ &= P(X_t = n) e^{-\lambda s}. \end{aligned}$$

これを $n \geq 0$ について加えれば $P(X_{t+s} - X_t = 0) = e^{-\lambda s}$.

最後に、独立増分性については、 $X_t = n$ の条件のもと、 $\tau_{n+1} - t, \sigma_{n+2}, \dots, \sigma_{n+m}$ の分布が $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$ と一致することを用いれば、 $0 \leq t_1 < \dots < t_k$ に対し、

$$\begin{aligned} & P(X_{t_0} = n_0, X_{t_1} - X_{t_0} = n_1, \dots, X_{t_k} - X_{t_{k-1}} = n_k) \\ &= P(X_{t_0} = n_0, X_{t_1} = n_0 + n_1, \dots, X_{t_k} = n_0 + \dots + n_k) \\ &= P(X_{t_0} = n_0)P(X_{t_1-t_0} = n_1, \dots, X_{t_k-t_0} = n_1 + \dots + n_k) \end{aligned}$$

これを繰り返して、独立増分性をえる。

$$\begin{aligned} & P(X_{t_0} = n_0, X_{t_1} - X_{t_0} = n_1, \dots, X_{t_k} - X_{t_{k-1}} = n_k) \\ &= P(X_{t_0} = n_0)P(X_{t_1-t_0} = n_1) \cdots P(X_{t_k-t_{k-1}} = n_k) \\ &= P(X_{t_0} = n_0)P(X_{t_1} - X_{t_0} = n_1) \cdots P(X_{t_k} - X_{t_{k-1}} = n_k) \end{aligned}$$

■

2.3 複合 Poisson 過程

定義 2.2 (X_t) が \mathbf{R}^d 上の複合 Poisson 過程であるとは、Lévy 過程で、 X_t の特性関数が次で与えられる。 μ_t を X_t の分布とすると、

$$\hat{\mu}_t(z) := E[e^{i\langle z, X_t \rangle}] = \exp[tc(\hat{\sigma}(z) - 1)].$$

$c > 0$, $\sigma = \sigma(dx)$ は \mathbf{R}^d 上の分布で、 $\sigma(\{0\}) = 0$ を満たす。

更に、もっと直接的に次が成り立つ。 $\mu_t = e^{-tc} \sum_{n \geq 0} \frac{(tc)^n}{n!} \sigma^{n*}$. 但し、 $\sigma^{0*} = \delta_0$. (特性関数が一致するので明らか.)

[複合 Poisson 過程の構成] (N_t) を c -Poisson 過程。 (S_n) を \mathbf{R}^d 上で、 $S_0 = 0$ を出発し、1 歩の分布 σ を持つランダムウォークで、 (N_t) とは独立とする。このとき $X_t := S_{N_t}$ が求める複合 Poisson 過程となる。実際、特性関数は

$$E[e^{i\langle z, S_{N_t} \rangle}] = \sum_{n \geq 0} E[e^{i\langle z, S_n \rangle}] P(N_t = n) = \sum_{n \geq 0} \hat{\sigma}(z)^n e^{-tc} \frac{(tc)^n}{n!} = \exp[tc(\hat{\sigma}(z) - 1)].$$

ここで、 $E[e^{i\langle z, S_n \rangle}] = \hat{\sigma}(z)^n$ については、 $S_n = \sum_{k=1}^n (S_k - S_{k-1})$ ($S_0 = 0$) で、 $S_k - S_{k-1}$ の分布が σ , $\{S_k - S_{k-1}\}$ が独立であることを用いた。

2.4 Brown 運動 (Wiener 過程)

実数値確率過程 $(B_t)_{t \geq 0}$ が **Brown 運動 (Brownian motion)** であるとは、連続な Lévy 過程で、つまり見本関数が連続な Lévy 過程で、 B_1 が正規分布 $N(0, 1)$ に従う。即ち、以下を満たすものをいう。

- (1) $B_0 = 0$ a.s.
- (2) (B_t) は連続, i.e., a.a. ω に対し、見本関数 $B(\omega)$ が連続.

(3) $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n$ に対し, $\{B_{t_k} - B_{t_{k-1}}\}_{k=1}^n$ は独立で, それぞれ, 正規分布 $N(0, t_k - t_{k-1})$ に従う.

この定義は 1 次元であるが, 独立な d 個の Brown 運動を成分として, $B_t = (B_t^1, \dots, B_t^d)$ を d 次元 **Brown 運動** という. (d 個の Brown 運動の直積確率空間を考えれば, 独立となる.) この時, 満たす性質は上とほぼ同じで, (3) の最後で, 「 $B_{t_k} - B_{t_{k-1}}$ が d 次元正規分布 $N(0, (t_k - t_{k-1})I_d)$ に従う」と変わるだけなので, それが定義だと言っても良い.

$W = C([0, \infty) \rightarrow \mathbf{R}^d)$ とし, 広義一様収束位相で定まる σ -加法族を \mathcal{W} と表す.

さらに, $w = w(t) \in W_0 \stackrel{\text{def}}{\iff} w \in W; w(0) = 0$ とおく. また, 有限個の任意の時点 $\mathbf{t}_n = (t_1, \dots, t_n); 0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n < \infty$ と, $A_n \in \mathcal{B}^n$ に対し, $C(\mathbf{t}_n, A_n) = \{w \in W_0; (w(t_1), \dots, w(t_n)) \in A_n\}$ を **シリンダー集合** or **筒集合 (cylinder set)** という. シリンダー集合全体で生成される σ -加法族を, \mathcal{W}_0 と表す. (これは, W からの相対位相で定まる σ -加法族と一致することが知られている.)

定理 2.2 (Wiener 測度の存在と一意性) $(\Omega, \mathcal{F}) = (W_0, \mathcal{W}_0)$ として, この上に, $B_t(w) = w(t)$ が Brown 運動となるような確率測度 P_B が唯一存在する. この P_B を **Wiener 測度** という.

この証明の概要については節の最後に述べる.

今後, Brown 運動というときには, この Wiener 測度のもとでのものを考えるので, この Brown 運動を **Wiener 過程 (Wiener process)** ともいう.

また, d 次元 Brown 運動 $B_t = (B_t^1, \dots, B_t^d)$ の分布は, $W_0^d \ni w; w \in C([0, \infty) \rightarrow \mathbf{R}^d), w(0) = 0$ 上の確率測度となり, これを d 次元 **Wiener 測度** という.

この分布は次のように与えられる.

$$p_t(x) := \frac{1}{\sqrt{2\pi t}^d} e^{-|x|^2/2t} \quad (x = (x_1, \dots, x_d) \in \mathbf{R}^d, |x|^2 = x_1^2 + \dots + x_d^2)$$

に対し, $P(B_t \in dx) = p_t(x)dx$ となる. この $p_t(x)$ を d 次元正規分布 $N_d(0, t)$ の密度関数という.

また, この正規分布の特性関数 (**characteristic ft**) は, 次で与えられる.

$$\varphi(z) = \varphi_{B_t}(z) := E[e^{iz \cdot B_t}] = e^{-t|z|^2/2} \quad (z \in \mathbf{R}^d).$$

但し, $z \cdot B_t = z_1 B_t^1 + \dots + z_d B_t^d$.

更に, 1 次元の時,

$$p_t(x, y) := p_t(y - x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-(y-x)^2/(2t)}$$

とすると, Brown 運動の有限次元分布は $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n$ と $A_k \in \mathcal{B}^1$ に対し,

$$P(B_{t_k} \in A_k) = \int_{A_1} dy_1 p_{t_1}(0, y_1) \int_{A_2} dy_2 p_{t_2-t_1}(y_1, y_2) \cdots \int_{A_n} dy_n p_{t_n-t_{n-1}}(y_{n-1}, y_n)$$

で与えられる.

これは, 独立増分性より, $t_0 = 0$ として,

$$P(B_{t_k} - B_{t_{k-1}} \in A_k, k = 1, 2, \dots, n) = \prod_{k=1}^n \int_{A_k} p_{t_k-t_{k-1}}(x_k) dx_k$$

となるので, 変数変換 $x_k = y_k - y_{k-1}$ ($y_0 = 0$) を用いれば良い. 但し, $\{B_{t_1} \in A_1, B_{t_2} \in A_2\} = \{B_{t_1} \in A_1, B_{t_2} - B_{t_1} \in A_2 - A_1\}$ に注意. $A_2 - A_1$ は元毎の差の全体で, 差集合とは異なる.

以下, (\mathcal{F}_t) を Brown 運動 (B_t) による標準情報系とする.

[Brown 運動の性質]

- (1) $EB_t^{2n} = (2n-1)!!t^n, EB_t^{2n-1} = 0$ ($n \geq 1$).
- (2) $0 \leq s < t$ に対し, $B_t - B_s$ と \mathcal{F}_s は独立. これは, 独立増分性と同値. また, これから, (B_t) が後で述べるマルチンゲールであることが分る. i.e., $0 \leq s < t \Rightarrow E[B_t - B_s | \mathcal{F}_s] = 0$
- (3) 共分散 $E[B_t B_s] = t \wedge s$ ($s, t > 0$).
- (4) 連続過程 (X_t) が Brown 運動 $\stackrel{\text{def}}{\iff} \forall 0 \leq s < t, E[e^{iz(X_t - X_s)} | \mathcal{F}_s] = e^{-(t-s)z^2/2}$. 但し, (\mathcal{F}_t) は (X_t) による標準的信息系である.
- (5) 次の変換で Brown 運動は不変. ($a > 0$ は 1 つ固定する.)

$$B_t^a = B_{a+t} - B_a, \bar{B}_t = -B_t, S^a(B)_t = \sqrt{a}B_{t/a}.$$

但し, $S^a(B)_t$ をスケール変換という.

- (6) $[T_1, T_2]$ での Brown 運動の全変動量は a.s. で無限大, i.e., 分割 $\Delta = \{t_k\}; T_1 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = T_2$ として,

$$V = \sup_{\Delta} \sum_{k=1}^n |B_{t_k} - B_{t_{k-1}}| = \infty \quad \text{a.s.}$$

- (7) $\forall \varepsilon > 0, (1/2 - \varepsilon)$ -Hölder 一様連続性をもつ, 即ち, $\gamma > 0$ に対し,

$$\lim_{h \rightarrow 0} \sup_{s \neq t; |t-s| \leq h} \frac{|B_t - B_s|}{|t-s|^\gamma} = 0 \text{ or } \infty \text{ a.s. if } \gamma < 1/2 \text{ or } \gamma \geq 1/2.$$

- (8) a.s. で Brown 運動の見本関数は全ての時点で微分不可である.

- (9) (B_t) を d 次元 Brown 運動とする. T を d 次直交行列とすれば, (TB_t) も Brown 運動となる. また, $\tau_S := \inf\{t > 0; B_t \in S = S_r^{d-1}\}$ を球面 $S = \partial B^d(0, r)$ への到達時間とすれば, $B_{\tau_S} = B_{\tau_S(\omega)}(\omega)$ の分布は球面 S 上の一様測度となる.

他に次の性質を満たすことが知られている. (証明は略する.)

- $X_t = tB_{1/t}$ も Brown 運動. 但し, $X_0 = 0$ とする.

•

$$\limsup_{t \downarrow 0} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log(1/t)}} = 1 \quad \text{a.s.}$$

更に対称性より, $\liminf_{t \downarrow 0}$ は -1 で, スケール変換により,

$$\limsup_{t \uparrow \infty} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log t}} = 1 \quad \text{a.s.}$$

- $\forall \varepsilon > 0, (1/2 - \varepsilon)$ -Hölder 一様連続性をもつが, より詳しくは次を満たす.

$$\lim_{h \rightarrow 0} \sup_{s \neq t; |t-s| \leq h} \frac{|B_t - B_s|}{\sqrt{2|t-s| \log(1/|t-s|)}} = 1.$$

[Brown 運動の構成] 3通りの方法が知られているが、ここでは一番、易しい方法で述べる。

$t \in [0, 1]$ で示せば十分である。 $[0, T]$ も同様で、一意性より、 $[0, \infty)$ に拡張できる。 $D = \bigcup_{n \geq 1} \{k/2^n; k = 0, 1, \dots, 2^n\}$ を $[0, 1]$ 内の 2 進有理数全体とする。

まず、 \mathbf{R}^∞ 上への確率空間の拡張定理である **Kolmogorov の拡張定理** を用いることにより、 $\mathbf{R}^D (\in w = w(t) : D) \rightarrow \mathbf{R}$ 関数) 上に、 $X_t(w) = w(t)$ の任意の有限次元分布が Brown 運動と同じ式で与えられる確率測度 P_0 が構成できる。 (D の元に番号付けをして、 $\forall n$ 個の時点で、有限次元分布が決まり、それが Kolmogorov の拡張定理の両立条件を満たすことがいえるので、 D 全体で、上の条件を満たす確率測度の存在がいえる。)

更に、次の **Kolmogorov の正規化定理** の条件を満たすことがいえるので、 (X_t) は D 上 a.s. で一様連続となり、その右連続化したもの $\widetilde{X}_t = \lim_{r \downarrow t; r \in D} X_r$ が連続変形となり、 $B_t = \widetilde{X}_t$ が求めるものとなる。

定理 2.3 (Kolmogorov の正規化定理・連続変形定理)

(1) 一般に Banach 空間 $(B, \|\cdot\|)$ に値をとる確率過程 $\{X_t\}_{t \in D}$ が、

$$\exists C, \alpha, \beta > 0; E\|X_t - X_s\|^\alpha \leq C|t - s|^{1+\beta}$$

を満たすなら、 X_t は D 上 a.s. で、一様連続である。

(2) $\{X_t\}_{t \in [0, 1]}$ が $\forall s, t \in [0, 1]$ に対し、上と同じ不等式を満たせば、連続変形 $\{\widetilde{X}_t\}_{t \in [0, T]}$ が一意的に存在し、しかも $\forall \gamma < \beta/\alpha$ に対し、 γ -Hölder 一様連続性をもつ。

$$\lim_{h \rightarrow 0} \sup_{s \neq t; |t-s| \leq h} \frac{\|X_t - X_s\|^\gamma}{|t - s|} = 0 \quad \text{a.s.}$$

ここで、次章以降で必要となる特性関数の性質について、いくつか述べておく。

\mathbf{R}^d 上の確率測度、つまり、分布の全体を $\mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ で表す。

特性関数 (c.f.=characteristic function) $\widehat{\mu}(z) := \int_{\mathbf{R}^d} e^{i\langle z, x \rangle} \mu(dx)$ で、 $\mu, \nu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ の畳み込み (convolution)

$$\mu * \nu(A) := \int_{\mathbf{R}^d} \int_{\mathbf{R}^d} 1_A(x+y) \mu(dx) \nu(dy) = \int_{\mathbf{R}^d} \mu(A-y) \nu(dy) = \int_{\mathbf{R}^d} \nu(A-x) \mu(dx).$$

$\widehat{\mu * \nu}(z) = \widehat{\mu}(z) \widehat{\nu}(z)$ は容易に分る。また、独立確率変数の和の分布は畳み込みとなる、i.e., 確率変数 X, Y が独立で、それぞれの分布が μ, ν なら、 $X+Y$ の分布は、 $\mu * \nu$ となる。実際、 $X+Y$ の特性関数が $\widehat{\mu \nu} = \widehat{\mu * \nu}$ となるからである。 $E[e^{i\langle z, X+Y \rangle}] = E[e^{i\langle z, X \rangle}] E[e^{i\langle z, Y \rangle}] = \widehat{\mu}(z) \widehat{\nu}(z)$ 。

ちなみに、特性関数を用いて元の分布を表すことができる (**Lévy の反転公式**) ので、 $\mu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ と $\widehat{\mu}$ は 1 対 1 に対応する。つまり、 $\mu, \nu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ に対し、 $\widehat{\mu} = \widehat{\nu}$ なら、 $\mu = \nu$ (一意性定理)。

更に、特性関数の収束と分布の収束についても、以下の結果を述べておく。(これらの証明については、講義ノート「確率論の基礎」を参照してもらいたい。)

定理 2.4 $\mu_n, \mu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ に対し、 $\mu_n \rightarrow \mu$ なら $\widehat{\mu}_n \rightarrow \widehat{\mu}$ (広義一様)

但し、 $\mu_n \rightarrow \mu \stackrel{\text{def}}{\iff} \forall f \in C_b(\mathbf{R}^d), \mu_n(f) := \int f d\mu_n \rightarrow \mu(f)$ 。

定理 2.5 (Lévy の連続性定理) $\mu_n \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ とする. $\exists \varphi; \hat{\mu}_n \rightarrow \varphi$ (各点収束) かつ, φ が原点で連続なら $\exists \mu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d); \varphi = \hat{\mu}, \mu_n \rightarrow \mu$, しかも $\hat{\mu}_n \rightarrow \hat{\mu}$ (広義一様).

系 2.1 (Glivenko の定理) $\mu_n, \mu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ に対し, $\hat{\mu}_n \rightarrow \hat{\mu}$ (各点収束) なら, $\mu_n \rightarrow \mu$.

3 Lévy 過程と無限分解可能分布

Lévy 過程の分布は無限分解可能という性質を持つ。この性質により、その特性関数の特徴づけとして、Lévy-Khintchine の標準形を与えることができる。

3.1 無限分解可能分布

\mathbf{R}^d 上の確率測度、つまり、分布の全体を $\mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ で表す。

定義 3.1 $\mu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d)$ が無限分解可能分布 (infinitely divisible distribution) であるとは、 $\forall n \geq 2, \exists \mu_n \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d) : \mu = \mu_n^{n*}$. この分布全体を $I(\mathbf{R}^d)$ で表す。

これは、特性関数を $\widehat{\mu}$ で表せば、 $\forall n \geq 2$ に対し、 $\widehat{\mu}^{1/n}$ が特性関数となることと同値である。(ここで、 n 乗根は、下に述べる意味である。)

一様分布、二項分布は無限回分解可能ではない。また、台が有界な無限分解可能分布は δ 分布のみである。

以下に、無限分解可能分布の簡単に分かる性質をいくつか挙げる。

・ $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ なら、 $\widehat{\mu} \neq 0$, i.e., 零点を持たない。

[証] 定義より、 $\widehat{\mu}_n^n = \widehat{\mu}$ なので、

$$\varphi(z) := \lim_{n \rightarrow \infty} |\widehat{\mu}_n(z)|^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} |\widehat{\mu}(z)|^{2/n} = 1_{\{\widehat{\mu}(z) \neq 0\}}.$$

また、 $\mu_-(dx) := \mu(-dx)$: μ の双対、 $\mu_2 := \mu * \mu_-$: μ の対称化とおけば、 $\widehat{\mu}_- = \widehat{\mu}(\cdot) = \overline{\widehat{\mu}}$, $\widehat{\mu}_2 = |\widehat{\mu}|^2$ となるので、 φ は特性関数の極限。 $\widehat{\mu}(0) = 1$ で、 $z = 0$ の近傍では、 $\varphi = 1$ となり、Lévy の連続性定理より、 φ も特性関数で、連続。上の式から、結局、 $\varphi \equiv 1$ となり、 $\widehat{\mu} \neq 0$ 。

・ $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ なら、上のことから、 $\exists_1 f(z) : \mathbf{R}^d \rightarrow \mathbf{C}$: 連続; $f(0) = 0, \widehat{\mu}(z) = e^{f(z)}$, かつ、 $\forall n \geq 1, \exists_1 g_n(z) : \mathbf{R}^d \rightarrow \mathbf{C}$: 連続; $g_n(0) = 1, g_n(z)^n = \widehat{\mu}(z)$ が言えるので、以下、 $f = \log \widehat{\mu}$, $g_n = \widehat{\mu}^{1/n}$ と表す。($g_n = e^{f/n}$ である。) これにより、 $\widehat{\mu}^t = \exp[t \log \widehat{\mu}]$ と定義し、これが特性関数の時 (後で示すように、実際そうなるが)、その分布を μ^{t*} と表す。このとき、 $\widehat{\mu}^{t*} = \widehat{\mu}^t$ 。

[証] これは $\widehat{\mu}$ を一般に $\varphi : \mathbf{R}^d \rightarrow \mathbf{C}; \varphi \neq 0, \varphi(0) = 1$ に変えて、成り立つのでそれで示す。 $z \in \mathbf{R}^d$ を固定し、 $t \in [0, 1]$ に対し、 $\varphi(tz)$ の複素対数関数の枝 $h_z(t) = \log |\varphi(tz)| + i \arg \varphi(tz)$ を連続かつ $h_z(0) = 0$ と選ぶ。 $h_z(t)$ は一意的で、 $\arg \varphi(tz)$ は $t = 0$ のとき、 0 として連続に選んだ偏角である。 $f(z) = h_z(1) = \log |\varphi(z)| + i \arg \varphi(z)$ と定義して、この連続性を示す。 z_0 を固定し、 $z \neq z_0$ に対し、 $w_z(t) : [0, 3] \rightarrow \Delta(0, z_0, z)$ を $t = 0, 1, 2, 3$ に対し、 $w_z(t) = 0, z_0, z, 0$ でその間を線分で繋いだものとする。 $\{\varphi(tz_0); t \in [0, 1]\}$ がコンパクトで、 $\varphi \neq 0$ より、 0 との間に距離を持つ。 $z \rightarrow z_0$ のとき、 $\max_{0 \leq t \leq 1} |\varphi(tz) - \varphi(tz_0)| \rightarrow 0$ 。従って、 $\exists U(z_0)$: z_0 の近傍; $\forall z \in U(z_0)$, 閉曲線 $\{\varphi(w_z(t)); t \in [0, 3]\}$ の原点の周りの回転数は 0 となり、 $\arg \varphi(w_z(3)) = 0$ となる。よって、 $\text{Im } f(z) = \arg \varphi(z) = \arg \varphi(w_z(2))$ ($\forall z \in U(z_0)$) で、 $z \rightarrow z_0$ なら $\text{Im } f(z) \rightarrow \text{Im } f(z_0)$ 。 $\text{Re } f(z)$ の連続性は明らかなので、 $f(z)$ は連続。また $\tilde{f}(z)$ 連続; $\tilde{f}(0) = 0, e^{\tilde{f}(z)} = \varphi(z)$ とすると、 h_z の一意性より、 $h_z(t) = \tilde{f}(tz)$ で、 $\tilde{f}(z) = h_z(1) = f(z)$ 。 $\widehat{\mu}$ の n 乗根 g_n についても同様に示せる。 ■

・ $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ のとき、 $\mu = \mu_n^{n*}$ なる分布 μ_n は一意で、 $\widehat{\mu}_n = \widehat{\mu}^{1/n}$, 即ち、 $\mu_n = \mu^{1/n*}$ 。

[証] $\widehat{\mu} \neq 0$ と上の証明の結果から明らか。 ■

・ $\mu_n \in I(\mathbf{R}^d) \rightarrow \mu$ なら、 $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ 。

[証] $\forall k \geq 2$ に対し, $\widehat{\mu}^{1/k}$ も特性関数を示せば良い. まず $\widehat{\mu} \neq 0$ を示す. $\widehat{\mu}_n \rightarrow \widehat{\mu}$ より, $|\widehat{\mu}_n|^{2/k} \rightarrow |\widehat{\mu}|^{2/k}$. $|\widehat{\mu}_n|^{2/k} = |\widehat{\mu}_n^{1/k}|^2$ で, これは特性関数で, $|\widehat{\mu}|^{2/k}$ が連続なので, これも特性関数. よって, $|\widehat{\mu}|^2$ を特性関数とする分布は無分解可能分布. 故に, $\widehat{\mu} \neq 0$ よって上で示したように, $\widehat{\mu}^{1/k}$ が一意に存在し, 連続で, $\widehat{\mu}_n \rightarrow \widehat{\mu}$ なので, $\widehat{\mu}_n^{1/k} \rightarrow \widehat{\mu}^{1/k}$. よって, $\widehat{\mu}^{1/k}$ も特性関数. ■

・ $\mu_1, \mu_2 \in I(\mathbf{R}^d)$ なら, $\mu_1 * \mu_2 \in I(\mathbf{R}^d)$.

[証] $\mu_1 = (\mu_{1,n})^{n*}, \mu_2 = (\mu_{2,n})^{n*}$ より, $\mu_1 * \mu_2 = (\mu_{1,n} * \mu_{2,n})^{n*}$. ■

・ $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ なら, $\forall t \geq 0, \mu^{t*}$ が定義され, $\mu^{t*} \in I(\mathbf{R}^d)$.

[証] $\widehat{\mu}^{1/m} = (\widehat{\mu}^{1/(mn)})^n \in I(\mathbf{R}^d)$. よって, $\widehat{\mu}^{n/m} \in I(\mathbf{R}^d)$. $r_n \in \mathbf{Q}_+ \rightarrow t > 0$ をとれば, $\widehat{\mu}^{r_n} \rightarrow \widehat{\mu}^t$, かつ, $\widehat{\mu}^t$ は連続なので, $\exists \mu_t \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d); \widehat{\mu}_t = \widehat{\mu}^t$. 従って, $\mu^{t*} \in I(\mathbf{R}^d)$. ■

定理 3.1 (X_t) を法則の意味の Lévy 過程とすると, X_t の分布 $\mu_t = P \circ X_t^{-1} \in I(\mathbf{R}^d)$ で, $\mu_1 = \mu$ と表すと, $\mu_t = \mu^{t*}$. 逆に, $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ があるとき, $\exists (X_t)$ 法則の意味の Lévy 過程が存在し, $X_t \stackrel{(d)}{=} \mu^{t*}$. しかも, 法則同等を除いて一意. 即ち, (Y_t) も同じ条件を満たせば, (X_t) と法則同等, i.e., 有限次元分布が等しい; $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n}) \stackrel{(d)}{=} (Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n})$.

[証明] $t > 0$ に対し, $t_k^n = kt/n$ とすれば, $t_0^n = 0$ で, $X_0 = 0$ より, $X_t = \sum_{k=1}^n (X_{t_k^n} - X_{t_{k-1}^n})$ で, 独立増分性より, $\mu_t \in I(\mathbf{R}^d)$ は明らか. $X_1 \stackrel{(d)}{=} \mu = \mu_1 \in I(\mathbf{R}^d)$ より, $X_{1/n} \stackrel{(d)}{=} \mu_{1/n} = \mu^{1/n*}$ で, $X_{m/n} \stackrel{(d)}{=} \mu^{m/n*}$ なので, 有理数で近似すれば, $\forall t > 0, X_t \stackrel{(d)}{=} \mu^{t*}$.

逆に, $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ に対応する法則の意味の Lévy 過程があることをいうには, 証明の後に述べる Kolmogorov の拡張定理を用いる. $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n, B_k \in \mathcal{B}^d, k = 1, 2, \dots, n$ に対し,

$$\mu_{t_1, \dots, t_n}(B_1 \times \dots \times B_n) := \int_{\mathbf{R}^d} \mu^{t_1*}(dy_1) 1_{B_1}(y_1) \int_{\mathbf{R}^d} \mu^{t_2-t_1*}(dy_2) 1_{B_2}(y_1 + y_2) \dots \int_{\mathbf{R}^d} \mu^{t_n-t_{n-1}*}(dy_n) 1_{B_n}(y_1 + \dots + y_n)$$

と定義する. $\mu^{s*} * \mu^{t*} = \mu^{s+t*}$ から, これが両立条件を満たすことが分かるので, $\exists P$: 確率測度 on $\Omega = (\mathbf{R}^d)^{[0, \infty)}$; $X_t(\omega) := \omega(t)$ に対し, $X_t \stackrel{(d)}{=} \mu$. しかも,

$$E \left[e^{i \sum_{k=1}^n \langle z_k, X_{t_k} - X_{t_{k-1}} \rangle} \right] = \prod_{k=1}^n \int_{\mathbf{R}^d} e^{i \langle z_k, y_k \rangle} \mu^{t_k - t_{k-1}*}(dy_k) = \prod_{k=1}^n E \left[e^{i \langle z_k, X_{t_k} - X_{t_{k-1}} \rangle} \right]$$

となり, 独立増分性を得る. 最後の等号は, その前の等式で, 各 k に対し, z_k 以外を 0 とすれば良い. また, 確率連続性は $t \downarrow 0$ のとき,

$$P(|X_t| \geq \varepsilon) \rightarrow 0 \iff \mu_t \rightarrow \delta_0 \iff \widehat{\mu}(z)^t \rightarrow 1$$

で $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ は零点を持たないので, 明らか. 最後に, (Y_t) も同じ条件を満たせば, $X_t - X_s \stackrel{(d)}{=} Y_t - Y_s \stackrel{(d)}{=} \mu^{t-s*}$ で, 更に, 上の式の前半から, $(X_{t_0}, X_{t_1} - X_{t_0}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}) \stackrel{(d)}{=} (Y_{t_0}, Y_{t_1} - Y_{t_0}, \dots, Y_{t_n} - Y_{t_{n-1}})$. 更に, $(X_{t_0}, X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \stackrel{(d)}{=} (Y_{t_0}, Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n})$. ■

定理 3.2 (Kolmogorov の拡張定理) $\Omega = (\mathbf{R}^d)^{[0, \infty)} \ni \omega, X_t(\omega) := \omega(t)$ に対し, \mathcal{F} を Kolmogorov の σ 加法族, 即ち, 筒集合 $C = \{X_{t_k} \in B_k, k = 1, \dots, n\}$ の全体から生成される σ -加法族とする. $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n$ に対し, $\mathcal{B}((\mathbf{R}^d)^n)$ 上の分布 μ_{t_1, \dots, t_n} が与えられていて, 次の両立条件を満たすとする: $B_1, \dots, B_n \in \mathcal{B}^1$ とある $k = 1, 2, \dots, n$ に対し, $B_k = \mathbf{R}^d$ のとき,

$$\mu_{t_1, \dots, t_n}(B_1 \times \dots \times B_n) = \mu_{t_1, \dots, t_{k-1}, t_{k+1}, \dots, t_n}(B_1 \times \dots \times B_{k-1} \times B_{k+1} \times \dots \times B_n)$$

このとき, $\exists P$: 確率測度 on (Ω, \mathcal{F}) ; $(X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \stackrel{(d)}{=} \mu_{t_1, \dots, t_n}$.

これの証明は, 筒集合の全体 \mathcal{C} 上に, $C = \{X_{t_k} \in B_k, k = 1, \dots, n\} \in \mathcal{C}$ に対し, $Q(C) := \mu_{t_1, \dots, t_n}(B_1 \times \dots \times B_n)$ と定義すれば, $Q: \mathcal{C} \rightarrow [0, 1]$; $Q((\mathbf{R}^d)^{[0, \infty)}) = 1$ で, 有限加法性を満たす. 後は, 連続性 $A_n \in \mathcal{C}$; $A \downarrow \emptyset$ に対し, $Q(A_n) \rightarrow 0$ を示せば, 測度の拡張定理により, $\mathcal{F} = \sigma(\mathcal{C})$ 上の確率測度 P が一意に存在し, $P = Q$ on \mathcal{C} となる. 連続性についても, 背理法で, $Q(A_n) \downarrow \delta > 0$ として, 分布 μ_{t_1, \dots, t_n} の正則性を用いて, $B_1 \times \dots \times B_n$ に含まれる cpt 集合を取ることによって, $\bigcap A_n \neq \emptyset$ が示せるので, 矛盾となる. 詳細については, I. カラザス, S. E. シュレーブ 著「ブラウン運動と確率積分」シュプリンガー (2001) の p53 を参照.

3.2 Lévy-Khintchine の標準形

定理 3.3 (X_t) が Lévy 過程であることは, $\forall t \geq 0, X_t$ の特性関数 $\hat{\mu}_t(z) := E[e^{i\langle z, X_t \rangle}]$ ($i = \sqrt{-1}$) が次の Lévy-Khintchine の標準形を持つことと同値となる. $\hat{\mu}_t(z) = e^{t\psi(z)}$;

$$\psi(z) = -\frac{1}{2}\langle Az, z \rangle + \int_{\mathbf{R}^d} (e^{i\langle z, x \rangle} - 1 - i\langle z, x \rangle 1_{\{|x| < 1\}}) \nu(dx) + i\langle \gamma, z \rangle.$$

ここで,

・ $A = (a_{jk})_{j, k \leq d}$ は非負定値対称行列.

このとき, $\exists \sigma = (\sigma_\ell^j)_{\ell \leq m, j \leq d}$; $a_{jk} = \sum_{\ell \leq m} \sigma_\ell^j \sigma_\ell^k$ と表されることと同値である. (\rightarrow 問)

・ $\nu = \nu(dx)$ は Lévy 測度 と呼ばれる \mathbf{R}^d 上の測度で, $\nu(\{0\}) = 0$, $\int_{\mathbf{R}^d} (1 \wedge |x|^2) \nu(dx) < \infty$ を満たす.

・ $\gamma = (\gamma_j)_{j \leq d} \in \mathbf{R}^d$,

この表現の 3 つ組 (A, ν, γ) は一意的に定まる.

ちなみに, もし, ν が $\int_{|x| \leq 1} |x| \nu(dx) < \infty$ を満たすなら,

$$\psi(z) = -\frac{1}{2}\langle Az, z \rangle + \int_{\mathbf{R}^d} (e^{i\langle z, x \rangle} - 1) \nu(dx) + i\langle \gamma_0, z \rangle.$$

但し, $\gamma_0 = \gamma - \int_{|x| < 1} x \nu(dx)$ で, このとき, γ_0 は, **ずれ (drift)** と呼ばれる.

問 上の A の表現を示せ.

A を対角化する直交行列を $U = (u_{jk})$, 固有値を $\lambda_k \geq 0$ ($k \leq d$) とすれば, ${}^t U A U = \text{diag}(\lambda_\ell)$, i.e., $A = U \text{diag}(\lambda_\ell) {}^t U$ より, $a_{jk} = \sum_{\ell \leq d} \lambda_\ell u_{j\ell} u_{k\ell}$ となる. よって, 固有値の内, 正のものが m 個, i.e., $\ell \leq m$ に対し, $\lambda_{k_\ell} > 0$ として, 各 $j \leq d$ に対し, $\sigma_\ell^j = \sqrt{\lambda_{k_\ell}} u_{jk_\ell}$ とおけば $a_{jk} = \sum_{\ell \leq m} \sigma_\ell^j \sigma_\ell^k$ となる.

上の定理は, 無限分解可能分布 μ の言葉で言い換えれば, 次のようになる.

$$\mu \in I(\mathbf{R}^d) \iff \hat{\mu}(z) = e^{\psi(z)}$$

複合 Poisson 分布の特性関数では

$$\psi(z) = \log \hat{\mu}(z) = c(\hat{\sigma} - 1) = c \int_{\mathbf{R}^d} (e^{i\langle z, x \rangle} - 1) \sigma(dx)$$

において, $A = 0$, $\nu = c\sigma$, $\gamma = c \int_{|x| < 1} x \sigma(dx)$ とおけば, 標準形を得る.

[標準形の証明]

まず, この形の特性関数 $\varphi = e^\psi$ をもつ分布が存在し, 無限分解可能分布であることは, 大きさ $1/n$ 以下の跳びを除いたものは, Gauss 分布と複合 Poisson 分布の畳み込みとなるので, 無限分解可能分布で, その特性関数 $\widehat{\mu}_n \rightarrow \varphi$ で, φ は連続なので, 特性関数で, $\exists! \mu \in \mathcal{P}(\mathbf{R}^d); \widehat{\mu} = \varphi$. よって, $\mu_n \rightarrow \mu$ となり, μ も無限分解可能分布.

次に表現の一意性 について. $\psi(z) = \log \widehat{\varphi}(z)$ が (A, ν, γ) による標準形で表されているとする.

$$\frac{1}{s^2} |e^{i\langle sz, x \rangle} - 1 - i\langle sz, x \rangle| \leq \frac{1}{2} |z|^2 |x|^2, \quad \rightarrow 0 \quad (s \rightarrow \infty)$$

より, Lebesgue の収束定理を用いて

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \frac{1}{s^2} \psi(sz) = -\frac{1}{2} \langle z, Az \rangle.$$

これから, A は, μ から定まるので, 一意である.

次に $\psi_d(z) = \psi(z) + \langle z, Az \rangle/2$ とおき, $C = [-1, 1]^d$ とすると,

$$\int_C (\psi_d(z) - \psi_d(z+w)) dw = \int_{\mathbf{R}^d} e^{i\langle z, x \rangle} \rho(dx), \quad \rho(dx) = 2^d \left(1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin x_j}{x_j} \right) \nu(dx)$$

が示せる. これと $\rho(dx) \leq C(1 \wedge |x|^2) \nu(dx)$ より (\rightarrow 問), ρ は有限測度で, その Fourier 変換が上の左辺となる. 従って, ρ は ψ_d から一意に, つまり, ν が μ から一意に定まることになる. よって γ も一意となる. 上の変換式については, $D = \{|x| < 1\}$ とし,

$$\int_C (\psi_d(z) - \psi_d(z+w)) dw = \int_C dw \int_{\mathbf{R}^d} (e^{i\langle z, x \rangle} - e^{i\langle z+w, x \rangle} + i\langle w, x \rangle 1_D(x)) \nu(dx)$$

で, D 上では, $i\langle w, x \rangle e^{i\langle z, x \rangle}$ を加えて, 引けば,

$$|e^{i\langle z, x \rangle} - e^{i\langle z+w, x \rangle} + i\langle w, x \rangle| \leq |1 - e^{i\langle w, x \rangle} + i\langle w, x \rangle| + |i\langle w, x \rangle (e^{i\langle z, x \rangle} - 1)| \leq \frac{1}{2} |w|^2 |x|^2 + |w| |z| |x|^2$$

より, dw と $\nu(dx)$ の積分の交換ができる. しかも,

$$\int_C (e^{i\langle z, x \rangle} - e^{i\langle z+w, x \rangle} + i\langle w, x \rangle 1_D(x)) dw = e^{i\langle z, x \rangle} \int_C (1 - e^{i\langle w, x \rangle}) dw = 2^d e^{i\langle z, x \rangle} \left(1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin x_j}{x_j} \right)$$

より求める式を得る.

問 3.1 $|x| \leq 1$ のとき, $1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin x_j}{x_j} \leq C|x|^2$ を示せ.

$x > 0$ なら $\sin x \geq x - x^3/3!$ なので, $d = 1$ なら明らか. 一般も次から言える.

$$1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin x_j}{x_j} = \sum_{k=1}^d \left(1 - \frac{\sin x_k}{x_k} \right) \prod_{j=1}^{k-1} \frac{\sin x_j}{x_j}$$

最後に, 表現可能について: 複合 Poisson 分布 μ_n を

$$\widehat{\mu}_n(z) := \exp[n(\widehat{\mu}(z)^{1/n} - 1)] = \exp \left[n \int_{\mathbf{R}^d \setminus \{0\}} (e^{iz \cdot x} - 1) \mu^{1/n*}(dx) \right]$$

で定義すれば、 $(\mu^{1/n^*}(\{0\}) = 0$ とは限らないが³、これを $\mathbf{R}^d \setminus \{0\}$ に制限したものを、 ν_n とおいて上で置き換えて良く、複合 Poisson となることに注意。) $n \rightarrow \infty$ のとき、

$$\widehat{\mu}_n(z) = \exp[n(e^{n^{-1} \log \widehat{\mu}(z)} - 1)] = \exp[n(n^{-1} \log \widehat{\mu}(z) + o(1/n))] \rightarrow \widehat{\mu}(z)$$

より、 $\mu_n \rightarrow \mu$. μ_n は標準形で表されて、次の次に述べる標準形の収束定理より、 μ も標準形で表される. \blacksquare

上の証明から、次がすぐ言える.

定理 3.4 無限分解可能分布は複合 Poisson 分布の極限として表される.

標準形のままでは扱い辛いので、次の第 2 標準形を与える. $\theta(x)$ を \mathbf{R}^d 上の関数で、 $|x| \leq 1$ で 1, $|x| \geq 2$ では 0 でその間を $|x|$ に対し、線分で繋いだグラフをもつ連続関数とする.

$$\psi(z) = -\frac{1}{2} \langle Az, z \rangle + \int_{\mathbf{R}^d} (e^{i\langle z, x \rangle} - 1 - i\langle z, x \rangle \theta(x)) \nu(dx) + i\langle \beta, z \rangle.$$

当然、標準形と第 2 標準形は同値で、互いに書き換え可能である.

定理 3.5 (標準形の収束定理) $\mu_n \in I(\mathbf{R}^d)$ が (A_n, ν_n, β_n) による第 2 標準形をもつとき、 \mathbf{R}^d 上の分布 μ に対し、 $\mu_n \rightarrow \mu$ と次は同値.

$\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ は (A, ν, β) による第 2 標準形をもち、原点の近傍で 0 である有界連続関数 f に対し、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbf{R}^d} f(x) \nu_n(dx) = \int_{\mathbf{R}^d} f(x) \nu(dx).$$

更に、 $\forall \varepsilon > 0$, 非負定値対称行列 $A_{n,\varepsilon}$ を $\langle z, A_{n,\varepsilon} z \rangle = \langle z, A_n z \rangle + \int_{|x| < \varepsilon} \langle x, z \rangle^2 \nu_n(dx)$ で定義すると、 $\forall z \in \mathbf{R}^d$, $\lim_{\varepsilon \downarrow 0} \limsup_{n \rightarrow \infty} \langle z, A_{n,\varepsilon} z \rangle = \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \liminf_{n \rightarrow \infty} \langle z, A_{n,\varepsilon} z \rangle = \langle z, Az \rangle$. $\lim_{n \rightarrow \infty} \beta_n = \beta$.

[証明] (\Rightarrow) μ_n が第 2 標準形をもち、 $\mu_n \rightarrow \mu$ なら、 μ もそうで、各係数に関する上の収束が成り立つことを示そう. まず $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$ となり、 $\widehat{\mu}(z)$ が零点をもたないので、 $\psi(z) = \log \widehat{\mu}(z)$ が存在し、特性関数の収束より、 $\psi_n(z) = \log \widehat{\mu}_n(z) \rightarrow \psi(z)$ (広義一様) となる.

$g(z, x) := e^{i\langle z, x \rangle} - 1 - i\langle z, x \rangle \theta(x)$ とおくと、

$$\psi_n(z) = -\frac{1}{2} \langle A_n z, z \rangle + \int_{\mathbf{R}^d} g(z, x) \nu_n(dx) + i\langle \beta_n, z \rangle.$$

ここで $\rho_n(dx) := (1 \wedge |x|^2) \nu_n(dx)$ とおくと、

$$(3.1) \quad \sup_n \rho_n(\mathbf{R}^d) < \infty, \quad \lim_{L \rightarrow \infty} \sup_n \rho_n(|x| > L) = 0$$

が成り立つことが言える. これは確率測度の族の場合は「緊密」(tight) に相当する条件で、相対コンパクトと同値となるが³、有限測度の場合も同様で、 $\exists \{n_k\}; \rho_{n_k} \rightarrow \exists \rho$: 有限測度. そこで、 $\nu(dx) := (1 \wedge |x|^2)^{-1} 1_{\{x \neq 0\}} \rho(dx)$ とおく. $\varepsilon > 0$ に対し、

$$I_{1,n}^\varepsilon(z) := \int_{|x| \geq \varepsilon} g(z, x) (1 \wedge |x|^2)^{-1} \rho_n(dx),$$

$$I_{2,n}^\varepsilon(z) := \int_{|x| < \varepsilon} (g(z, x) + \frac{1}{2} \langle z, x \rangle^2) (1 \wedge |x|^2)^{-1} \rho_n(dx)$$

とおけば,

$$\psi_n(z) = -\frac{1}{2}\langle A_{n,\varepsilon}z, z \rangle + I_{1,n}^\varepsilon(z) + I_{2,n}^\varepsilon(z) + i\langle \beta_n, z \rangle.$$

次で, n は n_k を表すとして $n \rightarrow \infty$, (i.e., $k \rightarrow \infty$) へ動かし, ρ 連続な $\varepsilon > 0$, i.e. $\rho(|x| = \varepsilon) = 0$ (正確には $\{|x| < \varepsilon\}$ が ρ 連続集合ということであるが,) として, $\varepsilon \downarrow 0$ とすると,

$$(3.2) \quad I_{1,n}^\varepsilon(z) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_{|x| \geq \varepsilon} g(z, x) \nu(dx) \xrightarrow{\varepsilon \downarrow 0} \int_{\mathbf{R}^d} g(z, x) \nu(dx).$$

また, $\forall z, |g(z, x) + \langle z, x \rangle^2/2|(1 \wedge |x|^2)^{-1} \leq |z|^3|x|/3! \rightarrow 0$ ($|x| < \varepsilon \rightarrow 0$) なので, $\sup_n \rho_n(\mathbf{R}^d) < \infty$ より,

$$\limsup_{\varepsilon \downarrow 0} \limsup_n |I_{2,n}^\varepsilon(z)| = 0.$$

よって, $\psi_n(z)$ の実部, 虚部を分けて考えれば

$$\lim_{\varepsilon \downarrow 0} \limsup_{k \rightarrow \infty} \langle z, A_{n_k, \varepsilon} z \rangle = \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \liminf_{k \rightarrow \infty} \langle z, A_{n_k, \varepsilon} z \rangle \in \mathbf{R},$$

$$\limsup_{k \rightarrow \infty} \langle \beta_{n_k}, z \rangle = \liminf_{k \rightarrow \infty} \langle \beta_{n_k}, z \rangle \in \mathbf{R}$$

で, それぞれ, $\exists A; \langle z, Az \rangle, \exists \beta; \langle \beta, z \rangle$ と表せる. (\rightarrow 問) これにより, $\psi(z)$ が (A, ν, β) による第2標準形で表せて, 一意である. また係数の収束は, 部分列 $\{n_k\}$ と ρ 連続な ε に対してだが, まず, ε の条件は, 積分の単調性から外せて, 更に, ψ の表現の一意性から $\{\rho_n\}$ の任意の部分列に対し, 収束する部分列をとるとその極限は ρ となり, 結局, 部分列を取らなくても $\rho_n \rightarrow \rho$ となる. 従って, 全ての係数の収束が元の n のままで言える.

後は, (3.1) を示せば良い. $C(h) = [-h, h]^d$ として, $A_n = (a_{jk}^{(n)})$ とすると,

$$\begin{aligned} - \int_{C(h)} \psi_n(z) dz &= \frac{1}{2} \sum_{j \leq d} a_{jj}^{(n)} \int_{C(h)} z_j^2 dz - \int_{\mathbf{R}^d} \nu_n(dx) \int_{C(h)} g(z, x) dz \\ &= \frac{1}{3} 2^{d-1} h^{d+2} \sum_{j \leq d} a_{jj}^{(n)} + (2h)^d \int_{\mathbf{R}^d} \left(1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin hx_j}{hx_j} \right) \nu_n(dx) \geq 0. \end{aligned}$$

固定した $h > 0$ に対し, $n \rightarrow \infty$ とすれば, (左辺) $\rightarrow - \int_{C(h)} \psi(z) dz$ に収束するので, 有界. 更に,

$$\inf_x \left(1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin hx_j}{hx_j} \right) (1 \wedge |x|^2)^{-1} > 0$$

なので (\rightarrow 問), $\{\rho_n\}$ の一様有界性; $\sup_n \rho_n(\mathbf{R}^d) < \infty$ が成り立つ. $h \downarrow 0$ のとき, 上の計算と問 3.1 により,

$$\frac{1}{(2h)^d} \int_{C(h)} \psi_n(z) dz \rightarrow 0$$

なので $\forall \varepsilon > 0, \exists n_0, h_0; \forall n \geq n_0,$

$$\int_{\mathbf{R}^d} \left(1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin h_0 x_j}{h_0 x_j} \right) \nu_n(dx) < \varepsilon.$$

$|x| > 2\sqrt{d}/h_0$ なら, $\exists j_0; |x_{j_0}| > 2/h_0$ より,

$$1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin h_0 x_j}{h_0 x_j} \geq 1 - \left| \frac{\sin h_0 x_{j_0}}{h_0 x_{j_0}} \right| \geq 1 - \frac{1}{h_0 |x_{j_0}|} > \frac{1}{2}$$

に注意すると, $h_0 > 0$ は十分小だとして良いので,

$$\rho_n(|x| > 2\sqrt{d}/h_0) = \frac{1}{2}\nu_n(|x| > 2\sqrt{d}/h_0) < \varepsilon \quad (n \geq n_0).$$

以上で (3.1) が示された.

(\Leftarrow) 係数の収束から, $\mu_n \rightarrow \mu$ を示す. ρ_n を上と同じで, $\rho(dx) = (1 \wedge |x|^2)\nu(dx)$ と定義する. $\varepsilon > 0$ を ρ 連続として, $\varepsilon \downarrow 0$ として動かせば, ν_n の収束の仮定から, $I_{1,n}^\varepsilon(z)$ の収束; (3.2) が成り立つ. また, ν_n と $A_{n,\varepsilon}$ の収束の仮定から, ρ_n の一様有界性が言えて, これから $\lim_{\varepsilon \downarrow 0} \sup_n |I_{2,n}^\varepsilon(z)| = 0$ も成り立つ. 従って, $\psi_n(z)$ の実部, 虚部の極限を考えることにより, $\psi_n(z) \rightarrow \psi(z)$, i.e., $\hat{\mu}_n(z) \rightarrow \hat{\mu}(z)$ となり, 結論を得る. ■

問 3.2 A_n が非負定値で, $\forall z, \exists \lim \langle z, A_n z \rangle$ なら, $\exists A$: 非負定値; $\lim \langle z, A_n z \rangle = \langle z, A z \rangle$ を示せ.

問 3.3 次を示せ.

$$\inf_x \left(1 - \prod_{j=1}^d \frac{\sin hx_j}{hx_j} \right) (1 \wedge |x|^2)^{-1} > 0 \quad (\forall h > 0), \quad \frac{1}{(2h)^d} \int_{C(h)} \psi_n(z) dz \rightarrow 0 \quad (h \downarrow 0).$$

後半は, ルベークの収束定理より. 前半は, 本質的には, 原点付近では, $1 - \sin x/x$ が x^2 のオーダーで, 原点の近傍を除けば, 正の定数で下から抑えられることによる. 実際, $hx = y$ と変換して, $d = 1$ のとき,

$$\left(1 - \frac{\sin hx}{hx} \right) (1 \wedge |x|^2)^{-1} = \left(1 - \frac{\sin y}{y} \right) \left(1 \vee \frac{h^2}{|y|^2} \right)$$

$t > 0$ なら $\sin t \leq t - t^3/3! + t^5/5!$ より, $|\sin y/y| \leq 1 - y^2/3! + y^4/5!$ で, まず, $|y| < 1$ なら,

$$1 - \frac{\sin y}{y} \geq \frac{y^2}{3!} - \frac{y^4}{5!} \geq \left(\frac{1}{3!} - \frac{1}{5!} \right) y^2 =: C_0 y^2, \quad \text{より,} \quad (\text{与式}) \geq C_0 y^2 \cdot \frac{h^2}{y^2} = C_0 h^2.$$

$|y| \geq 1$ なら, (与式) $\geq (1 - \sin 1) \cdot 1$. また, $d \geq 2$ のときは, $|y| < 1$ なら上の計算と, 問 3.1 と同様に積の項を 1 つずつ増やして行けば, $\sin y_j/y_j \geq \sin 1$ に注意して, (与式) $\geq \sin^{d-1} 1 \cdot C_0 h^2$. $|y| \geq 1$ なら, $\exists j; |y_j| \geq 1/\sqrt{d} =: \delta_d$ と他は $|\sin y_k/y_k| \leq 1$ より,

$$(\text{与式}) \geq \left(1 - \frac{|\sin y_j|}{|y_j|} \right) \cdot 1 \geq 1 - \frac{\sin \delta_d}{\delta_d} > 0.$$

ここで, $t > 0$ なら $|\sin t/t|$ は $0+$ で 1 をとり, $t \leq \pi/2$ までは単調減少, さらにその先での最大値は $2/\pi$ となる.

(参考) $\sin t/t$ ($t > 0$) について. $t = 0+$ で 1 だが, 原点の近傍を除けば, 1 より小さい値以下となる実際, $(\sin t/t)' = (t \cos t - \sin t)/t^2$ で, $0 < t < \pi/2$ なら (分子) $= \cos t(t - \tan t)$ で, $t < \tan t$ より, 狭義単調減少. $\pi/2 < t < \pi$ でも負なので同様. $\pi < t < 3\pi/2$ なら, $\cos t$ は負で, $\tan t$ が 0 から無限大まで変化するので, ある $t_0 \in (\pi, 3\pi/2)$ で, 負から正に変化する. 従って, そこから先 $t \geq \pi$ では $|\sin t/t|$ の最大値は, $-\sin t_0/t_0 \leq 1/t_0 < 1/\pi < 1/3$ となる.

4 Lévy 過程の重要な例

第2節で、基本的な例は述べたが、更に、重要な例として、安定過程と L 過程（自己分解可能過程）について述べる。

4.1 安定過程と安定分布

Brown 運動の Lévy 過程への拡張として、指数 $0 < \alpha \leq 2$ の狭義安定過程というものがあり、考えられる。これは Brown 運動と同じタイプのスケールリング性をもつが、その時の指数が 2 から α に一般化されたものである、i.e., $X_t \stackrel{(d)}{=} t^{1/\alpha} X_1$. $\alpha = 2$ の時が、平均 0 の Gauss 過程となる。更に、スケールリングにずれも許し、拡張したものが単に、安定過程と呼ばれる。また、これらの分布はそれぞれ、狭義安定分布、安定分布と呼ばれる。

定義 4.1 \mathbf{R}^d 上の確率過程 $(X_t)_{t \geq 0}$ が安定過程 (stable process) であるとは、Lévy 過程であって、次を満たすときをいう。

$$\forall a > 0, \exists b > 0, c \in \mathbf{R}^d; (X_{at}) \text{ と } (bX_t + ct) \text{ が法則同等, i.e., 有限次元分布が等しい}$$

また、 $c = 0$ として取れるとき、狭義安定過程 (strictly stable process) という。

また、このとき、 X_1 の分布をそれぞれ、安定分布、狭義安定分布という。

$X_t = \gamma t$ a.s. のとき、これを自明な Lévy 過程という。明らかにこれは狭義安定過程である。また、自明な Lévy 過程でない安定過程を、自明でない安定過程という。

定理 4.1 \mathbf{R}^d 上の自明でない Lévy 過程 $(X_t)_{t \geq 0}$ が安定過程 $\iff \forall t > 0, \exists a_t > 0, b_t \in \mathbf{R}^d; X_t \stackrel{(d)}{=} a_t X_1 + b_t$, i.e., $\hat{\mu}(z)^t = \hat{\mu}(a_t z) e^{i b_t \cdot z}$. また、常に $b_t = 0$ として取れるとき、狭義安定過程と同値となる。

[証明] $\forall a > 0, \exists b > 0, c \in \mathbf{R}^d; (X_{at})$ と $(bX_t + ct)$ が法則同等なので、 $t = 1, a = t$ として、 $\forall t > 0, \exists a_t, b_t; X_t \stackrel{(d)}{=} a_t X_1 + b_t$ は明らか。一意性は、定数でない確率変数 X に対し、 $aX + b \stackrel{(d)}{=} \tilde{a}X + \tilde{b}$ とすると、 $a = \tilde{a}, b = \tilde{b}$ が言える。実際、 $aX + b \stackrel{(d)}{=} X$ として、 $a = 1, b = 0$ を示せば十分で ($\tilde{a} \neq 0$ なら $\tilde{a}^{-1}(aX + b - \tilde{b}) \stackrel{(d)}{=} X$ より)、 X_1, X_2 を独立、かつ、 $\stackrel{(d)}{=} X$ とすると、 $a(X_1 - X_2) = (aX_1 + b) - (aX_2 + b) \stackrel{(d)}{=} X_1 - X_2$. よって、 $\forall n \geq 1, a^n |X_1 - X_2| \stackrel{(d)}{=} |X_1 - X_2|$. もし、 $a \neq 1$ なら、 $X_1 - X_2 \stackrel{(d)}{=} 0$ となり、 X が定数となるので矛盾 (\rightarrow 問). 故に $a = 1$. 更に、 $X \stackrel{(d)}{=} X + nb$ ($\forall n$) で、 $b = 0$ (\rightarrow 問).

逆は、 $\forall a > 0$ に対し、 $X_a \stackrel{(d)}{=} a X_1 + b_a$ より、 $b = a a, c = b_a$ とすれば、 $X_a \stackrel{(d)}{=} b X_1 + c$ で、 $(X_{at}), (bZ_t + ct)$ は共に Lévy 過程で、 $t = 1$ での分布が等しいので、法則同等となり、安定過程となる。狭義の方は明らかである。 ■

問 4.1 X_1, X_2 が独立で、 $X_1 - X_2 \stackrel{(d)}{=} 0$ なら、 $X_1 = X_2 = \text{定数}$ a.s. を示せ。また、 $X \stackrel{(d)}{=} X + nb$ ($\forall n$) なら、 $b = 0$ を示せ。

(解) $P(X_1 - X_2 = 0) = 1$ より、 $X_1 = X_2$ a.s. で、同分布、それを μ とすると、 $X_1 - X_2$ の特性関数は $|\hat{\mu}(z)|^2 = 1$ となり、次の事実より、結果を得る。

$$\cdot |\hat{\mu}| = 1 \text{ (より弱く、原点の近傍だけで) なら、} \exists \gamma \in \mathbf{R}^d; \mu = \delta_\gamma$$

実際、成分ごとに見れば良いので $d = 1$ で示せば十分で、 0 の近傍の $z \neq 0$ で、 $\exists \gamma_z; \hat{\mu}(z) = e^{i\gamma_z}$. よって、 μ の台は $x = (\gamma_z + 2n\pi)/z$ にある. もしこれが 2 つ以上あれば、 $|x_1 - x_2| \geq 2\pi/|z|$ となり、 $|z|$ はいくらでも小さく取れるので矛盾.

また、 $X \stackrel{(d)}{=} X + nb$ ($\forall n$) のとき、もし、 $b \neq 0$ とすると、ある程度小さい集合 $\exists A; \delta := P(X \in A) > 0$ をとれば、 $1 \geq P(X \in \bigcup_{n \geq 1} (A + nb)) = \sum_{n \geq 1} P(X \in A + nb) = \infty \cdot \delta = \infty$ となり、矛盾. 故に $b = 0$.

定理 4.2 (安定過程の指数の存在) (X_t) が自明でない安定過程であれば、 $\exists \alpha \in (0, 2]; \forall t > 0, \exists b_t \in \mathbf{R}^d; X_t \stackrel{(d)}{=} t^{1/\alpha} X_1 + b_t$, i.e., $\hat{\mu}(z)^t = \hat{\mu}(t^{1/\alpha} z) e^{iz \cdot b_t}$.

また、 (X_t) が 0 でない狭義安定過程であれば、同様に $\exists \alpha \in (0, 2]; \forall t > 0, X_t \stackrel{(d)}{=} t^{1/\alpha} X_1$, i.e., $\hat{\mu}(z)^t = \hat{\mu}(t^{1/\alpha} z)$.

定義 4.2 上の定理で定まる指数 $0 < \alpha \leq 2$ をそれぞれ、自明でない安定過程の指数、 0 でない狭義安定過程の指数と呼ぶ.

また δ 分布でない安定分布、 δ_0 でない狭義安定分布の指数を、対応する安定過程の指数で定義する.

0 でない自明な狭義安定過程の指数は 1 であるが、安定過程としての指数は定義されていないことに注意.

\mathbf{R}^d 上の Brown 運動は指数 2 の狭義安定過程で、 δ 分布でない Gauss 分布から定まる Lévy 過程は、指数 2 の安定過程である.

[定理 4.2 の証明] まず、狭義安定過程 (Y_t) について示す. $Y_1 \stackrel{(d)}{=} \eta$ とする. $\forall t > 0, \exists a_t > 0; Y_t \stackrel{(d)}{=} a_t Y_1$ より、 $\hat{\eta}(z)^t = \hat{\eta}(a_t z)$. 更に $s > 0$ に対しても、

$$\hat{\eta}(a_{st} z) = \hat{\eta}(z)^{st} = (\hat{\eta}(z)^t)^s = \hat{\eta}(a_t z)^s = \hat{\eta}(a_s a_t z).$$

一意性から、 $a_{st} = a_s a_t$ と $a_1 = 1$ を満たす. 更に $t > 0$ についての連続性が示せるので、 $\exists \beta; a_t = t^\beta$ (\rightarrow 問), しかも $\beta > 0$ も分かるので $\alpha := 1/\beta$ とおけばよい. a_t の一意性から、 α も一意.

実際、連続性については、 $t_n \rightarrow t$ とすると、 $\hat{\eta}(a_{t_n} z) = \hat{\eta}(z)^{t_n} \rightarrow \hat{\eta}(z)^t = \hat{\eta}(a_t z)$. もし $a_{t_n} \rightarrow 0$ なら、 $\hat{\eta}(z)^t = \hat{\eta}(0) = 1$ となり、 $Y_1 = 0$ a.s. となってしまい $Y_1 \neq 0$ a.s. に矛盾. もし $a_{t_n} \rightarrow \infty$ だと、 $\hat{\eta}(z) = \hat{\eta}(a_{t_n}^{-1} z)^{t_n} \rightarrow \hat{\eta}(0)^t = 1$ で、やはり矛盾. $a_{t_n} \rightarrow a \in (0, \infty)$ とすると、上から、 $\hat{\eta}(az) = \hat{\eta}(z)^t = \hat{\eta}(a_t z)$ で一意性から、 $a = a_t$. 以上から、連続性と、 $0 < a_t < \infty$ が分かる (より正確には、 \limsup, \liminf を考え、それに一致する部分列に対し、上のことが全て成り立つので、この 2 つの値が $a_t \in (0, \infty)$ に一致する). 更に、 $a_t = t^\beta$ で、もし、 $\beta < 0$ なら、 $t \downarrow 0$ のとき、 $a_t \rightarrow \infty$ となるので上で示したように矛盾する. また、もし $\beta = 0$ なら、 $a_t = 1$, $\hat{\eta}(z)^t = \hat{\eta}(z)$ で、 $t \downarrow 0$ なら、 $\hat{\eta}(z) \equiv 1$ となり、矛盾. よって、 $\beta > 0$. 従って、 $\alpha := 1/\beta$ とおける.

安定過程 (X_t) の時は、その対称化 $Y_t = X_t - \tilde{X}_t$ を考えれば、前の定理より、 $\forall t > 0, \exists a_t > 0, b_t \in \mathbf{R}^d; X_t \stackrel{(d)}{=} a_t X_1 + b_t$ で、非自明より、 (Y_t) は 0 でない狭義安定過程となるので、上の結果から次のように分る. $X_1 \stackrel{(d)}{=} \mu, Y_1 \stackrel{(d)}{=} \eta$ とすると、 $\hat{\eta}(z) = |\hat{\mu}(z)|^2$ で、

$$|\hat{\mu}(z)|^{2t} = \hat{\eta}(z)^t = \hat{\eta}(t^{1/\alpha} z) = |\hat{\mu}(t^{1/\alpha} z)|^2.$$

これから、 $\exists \tilde{b}_t \in \mathbf{R}^d; \hat{\mu}(z)^t = e^{iz \cdot \tilde{b}_t} \hat{\mu}(t^{1/\alpha} z)$ が言え、前定理の係数の一意性から $\tilde{b}_t = b_t$.

後は, $\alpha \leq 2$ を示せば良い. μ の生成要素を (A, ν, γ) とする. また, ν_t を $\nu_t(dx) := \nu(t^{-1/\alpha} dx)$ で定義する. X_t と $t^{1/\alpha} X_1 + b_t$ の特性関数の比較より, 次を得る.

$$tA = t^{2/\alpha} A, \quad t\nu = \nu_t$$

(ちなみに, $t^{1/\alpha}\gamma + b_t = t\gamma$, i.e., $b_t = (t - t^{1/\alpha})\gamma$ となる). これから, まず $\alpha \neq 2$ なら $A = 0$. 更に, $\alpha > 2$ とすると, $1 - 2/\alpha > 0$ なので, $x = t^{-1/\alpha} x'$ と変換し, $\nu(t^{-1/\alpha} dx) = \nu_t(dx) = t\nu(dx)$ より, $\forall a > 0$,

$$\int_{|x| < a} |x|^2 \nu(dx) = t^{-2/\alpha} \int_{|x| < t^{1/\alpha} a} |x|^2 \nu(t^{-1/\alpha} dx) = t^{1-2/\alpha} \int_{|x| < t^{1/\alpha} a} |x|^2 \nu(dx) \rightarrow 0 \quad (t \downarrow 0).$$

よって, $\nu = 0$ となる. つまり, $X_1 = b_1 + \gamma$ となり, 自明でないことに反する. 故に, $\alpha \leq 2$ である. ■

問 $a_t > 0$ が連続 in $t > 0$ で, $a_{st} = a_s a_t$ と $a_1 = 1$ を満たすなら, $\exists \beta; a_t = t^\beta$ を示せ.

$\beta := \log a_e$ とおく. 即ち, $e^\beta = a_e$. $\forall t > 0$, $a_{t^n} = a_t^n$ と $a_{t^{1/n}} = a_t^{1/n}$ ($a_{t^{1/n}}^n = a_t$ による). よって, $\forall r \in \mathbf{Q}$, $a_{t^r} = a_t^r$. 連続性から, $\forall x \in \mathbf{R}$, $a_{t^x} = a_t^x$. よって, $e^x = t$ とおけば, $a_t = a_{e^x} = a_e^x = e^{\beta x} = e^{\beta \log t} = t^\beta$. 次の結果の証明には, **タイプ同値** という概念が用いられるが, 本テキストでは, 省略する.

定理 4.3 $\exists (S_n)$: i.i.d. Z_k の確率変数の部分和, 即ち, RW (random walk) で, $\exists a_n > 0, b_n \in \mathbf{R}^d$; $a_n S_n + b_n \rightarrow \mu$ in law なら, μ は安定分布. また, 逆も成り立つ. 即ち, μ が安定分布なら, 上の形の極限分布となるが, より正確には, $Z_k \stackrel{(d)}{=} \mu$ とすると, $\exists a_n > 0, b_n \in \mathbf{R}^d$; $a_n S_n + b_n \stackrel{(d)}{=} \mu$ とできる.

次に, 安定分布の特性関数の標準形について考える.

定理 4.4 (安定分布の標準形) $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$, $\neq \delta$ として, 生成要素を (A, ν, γ) とする.

- (1) μ が 2 安定分布 $\iff \nu = 0$.
 (2) $0 < \alpha < 2$ とする. μ が α 安定分布 $\iff A = 0, \exists \lambda(d\xi) \neq 0$: 有限測度 on $S = S^{d-1}$;

$$\nu(dx) = \int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty 1_{dx}(r\xi) r^{-1-\alpha} dr.$$

即ち, 次の第 1 標準形をもつ. $\hat{\mu}(z) = e^{t\psi(z)}$;

$$\psi(z) = \int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty \left(e^{i\langle z, r\xi \rangle} - 1 - i\langle z, r\xi \rangle 1_{(0,1)}(r) \right) r^{-1-\alpha} dr + i\langle \gamma, z \rangle.$$

更に, 次の第 2 標準形をもつ. $z = |z|\zeta \in \mathbf{R}^d$ に対し,

$\alpha \neq 1$ なら,

$$\psi(z) = -|z|^\alpha \int_S \left(1 - \tan \frac{\pi\alpha}{2} \operatorname{sgn} \langle \zeta, \xi \rangle \right) |\langle \zeta, \xi \rangle|^\alpha \lambda(d\xi) + i\langle \gamma_0, z \rangle.$$

$\alpha = 1$ なら,

$$\psi(z) = -|z| \int_S \left(|\langle \zeta, \xi \rangle| + \frac{2}{\pi} \langle \zeta, \xi \rangle \log |\langle z, \xi \rangle| \right) \lambda(d\xi) + i\langle \gamma_0, z \rangle.$$

これらの表現での $\lambda, \gamma, \gamma_0$ は一意である.

これから、次はすぐに分る.

定理 4.5 (狭義安定分布の標準形) $\mu \in I(\mathbf{R}^d)$, $\neq \delta_0$ として, $0 < \alpha \leq 2$ とする.

μ が α 狭義安定分布 \iff

- (1) $\alpha = 2$ のとき, μ は δ_0 でない平均 0 の Gauss 分布.
 (2) $0 < \alpha < 2$ のとき, 次の第 1 標準形をもつ. $\exists_1 \lambda(d\xi)$: 有限測度 on $S = S^{d-1}$; $\lambda \neq 0$ if $\alpha \neq 1$ で, 次を満たす.

(i) $0 < \alpha < 1$ のとき,

$$\hat{\mu}(z) = \exp \left[\int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty \left(e^{i\langle z, r\xi \rangle} - 1 - i\langle z, r\xi \rangle 1_{(0,1)}(r) \right) r^{-1-\alpha} dr \right].$$

(ii) $1 < \alpha < 2$ のとき,

$$\hat{\mu}(z) = \exp \left[\int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty \left(e^{i\langle z, r\xi \rangle} - 1 - i\langle z, r\xi \rangle \right) r^{-1-\alpha} dr \right].$$

(iii) $\alpha = 1$ のとき, $\exists_1 \gamma \in \mathbf{R}^d$;

$$\hat{\mu}(z) = \exp \left[\int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty \left(e^{i\langle z, r\xi \rangle} - 1 - i\langle z, r\xi \rangle 1_{(0,1)}(r) \right) r^{-2} dr + i\langle \gamma, z \rangle \right],$$

かつ, ($\lambda = 0$ も可)

$$\int_S \xi \lambda(d\xi) = 0, \quad \lambda(S) + |\gamma| > 0.$$

更に, 第 2 標準形ももつがそれは, 安定分布の第 2 標準形と同じで, 次の条件も満たす.

- $\alpha \neq 1$ のとき, $\gamma_0 = 0$ ($\lambda \neq 0$).
- $\alpha = 1$ のとき, λ は 0 も可だが, $\int_S \xi \lambda(d\xi) = 0, |\gamma_0| + \lambda(S) > 0$ を満たす.

[安定過程の標準形 定理 4.4 の証明] μ を α 安定分布, X_t を対応する安定過程とする. 指数の存在で示したように, $tA = t^{2/\alpha}A, t\nu = \nu_t$ ($\nu_t(dx) = \nu(t^{-1/\alpha}dx)$) で, $\alpha = 2$ なら $\nu = 0, \alpha < 2$ なら $A = 0$ であった.

$$\lambda(d\xi) := \alpha\nu((1, \infty)d\xi)$$

on $S = \mathbf{S}^{d-1}$ とおけば, 有限測度で, 更に, 定理の (2) の ν の λ による表示の式 (右辺) を, 上の λ によるものとして ν' とおけば, 即ち,

$$\nu'(dx) = \int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty 1_{dx}(r\xi) r^{-1-\alpha} dr$$

とおけば, $\nu' = \nu$ が言える. 実際, $\forall a > 0, C \in \mathcal{B}(S)$ に対し,
 $a^{-\alpha}\nu(dx) = \nu_{a^{-\alpha}}(dx) = \nu(ax)$ より,

$$\nu'((a, \infty)C) = \lambda(C) \int_a^\infty r^{-1-\alpha} dr = \frac{1}{\alpha} a^{-\alpha} \lambda(C) = a^{-\alpha} \nu((1, \infty)C) = \nu((a, \infty)C).$$

λ は ν から決まるので, 一意で, よって, γ, γ_0 もそうなる. また, 逆も明らかである.

第2標準形については、次の積分結果を用いれば、可能である。

$$\begin{aligned} \int_0^\infty (e^{ir} - 1)r^{-1-\alpha} dr &= \Gamma(-\alpha)e^{-i\pi\alpha/2} \quad (0 < \alpha < 1). \\ \int_0^\infty (e^{ir} - 1 - ir)r^{-1-\alpha} dr &= \Gamma(-\alpha)e^{-i\pi\alpha/2} \quad (1 < \alpha < 2). \\ \int_0^\infty (e^{izr} - 1 - izr1_{(0,1)}(r))r^{-2} dr &= -\frac{\pi}{2}z - iz \log z + icz \quad (z > 0), \end{aligned}$$

ここで、

$$c = \int_1^\infty \sin r \frac{dr}{r^2} + \int_0^1 (\sin r - r) \frac{dr}{r^2}.$$

上の証明の最後の等式計算は、 $0 < \alpha < 1$ のとき、

$$\begin{aligned} \int_0^\infty (e^{-ur} - 1)r^{-1-\alpha} dr &= \int_0^\infty dr r^{-1-\alpha} \int_0^u (-re^{-tr}) dt = - \int_0^u dt t^{\alpha-1} \int_0^\infty s^{(1-\alpha)-1} e^{-s} ds \\ &= -\alpha^{-1}\Gamma(1-\alpha)u^\alpha = \Gamma(-\alpha)u^\alpha \text{ より, } w \in \mathbf{C}; \neq 0, \operatorname{Re} w \leq 0 \text{ に対し,} \end{aligned}$$

$$\int_0^\infty (e^{wr} - 1)r^{-1-\alpha} dr = \Gamma(-\alpha)(-w)^\alpha.$$

分枝は、 $(-w)^\alpha = |w|^\alpha e^{i\alpha \arg(-w)}$; $\arg(-w) \in (-\pi, \pi)$. 実際、両辺は、 $\operatorname{Re} w < 0$ で正則、 $\operatorname{Re} w \leq 0, w \neq 0$ で連続、負で一致なので一致の定理より。これにより、最初の等式を得る。第2の等式は、部分積分で、最初の等式に帰着。最後は、 $\int_0^\infty r^{-2}(1 - \cos r) dr = \pi/2$ により、直接計算できる。

定理 4.6 (X_t) が回転不変な α 安定過程 ($0 < \alpha \leq 2$) $\iff \exists c > 0; E[e^{i\langle z, X_t \rangle}] = e^{-tc|z|^\lambda}$. また、 $\alpha < 2$ のとき、 λ は S 上の一様測度となる。

4.2 L -過程 (自己分解可能過程) と L -分布

安定過程を更に拡張したものとして、自己分解可能過程、または、単に、 L -過程と呼ばれるものがある。

定義 4.3 (X_t) が自己分解可能過程 (self-decomposable process)、または、 L -過程 $\stackrel{\text{def}}{\iff}$ (X_t) は d 次元 Lévy 過程で、 $\forall c \in (0, 1), \exists (Y_t), (Z_t): d$ 次元 Lévy 過程 on $\exists(\Omega', \mathcal{F}', P')$: 確率空間; $(Y_t) \perp\!\!\!\perp (Z_t), (Y_t) = (cX_t)$ in law, $(Y_t + Z_t) = (X_t)$ in law.

また、このとき、 X_1 の分布を、自己分解可能分布 or L -分布という。このとき、上の定義の条件が $t = 1$ で成り立つことと同値となる、即ち、 $\forall c \in (0, 1), \exists Y, Z: d$ 次元 RVs on $\exists(\Omega', \mathcal{F}', P')$: 確率空間; これらの分布は無限分解可能分布で、 $Y \perp\!\!\!\perp Z, Y \stackrel{(d)}{=} cX, Y + Z = X$, i.e., $\exists \rho_c, \eta_c \in I(\mathbf{R}^d); \rho_c \perp\!\!\!\perp \eta, \widehat{\rho}_c(z) = \widehat{\mu}(cz), \mu = \rho_c * \eta_c$.

注) μ が L -分布なら、 $\forall t > 0, \mu^{t*}$ もそう。

補題 4.1 (X_t) が L -過程, i.e., $X_1 \stackrel{(d)}{=} \mu$ が L -分布 $\iff \forall c \in (0, 1), \exists \eta_c \in I(\mathbf{R}^d); \widehat{\mu}(z)/\widehat{\mu}(cz) = \widehat{\eta}_c(z)$. $\iff \mu \leftrightarrow (A, \nu, \gamma)$ として、 $r > 0$ に対し、 $N(r, d\xi) := \nu((r, \infty) d\xi)$ とすると、 $\forall B \in \mathcal{B}(S), n_B(s) := N((e^{-s}, \infty) B)$ が $s \in \mathbf{R}$ の凸関数 (下に凸) となる。

[証明] 最初の同値は, $Z_1 \stackrel{(d)}{=} \eta_c$, 逆は, $\eta_c \in I(|bfR^d)$ から決まる Lévy 過程を (Z_t) とし
てやれば明らか. (Y_t) は $\mu(cz) \in I(\mathbf{R}^d)$ から決まる. 次の同値は, まず, μ を L -分布とする.
 $\psi(z) = \log \hat{\mu}(z)$ とおくと, $X_1 \stackrel{(d)}{=} Y_1 + Z_1$, $Y \stackrel{(d)}{=} cX_1$, $Y_1 \perp\!\!\!\perp Z_1$ により, Z_1 の分布の対数特性関
数が $\psi_c(z) = \psi(z) - \psi(cz)$ となるので, 結局, $\mu: L\text{-分布} \iff \hat{\eta}_c = e_c^\psi$ が Lévy の標準形で
表されれば良い. $A_c = (1 - c^2)A, \nu_c(dx) : \nu(dx) - \nu(c^{-1}dx)$ とおくと, ある $\gamma_c \in \mathbf{R}^d$ が存在し,
 $\psi_c \leftrightarrow (A_c, \nu_c, \gamma_c)$ となるが, これが, 無限分解可能分布の対数特性関数となるためには, $\nu_c \geq 0$,
i.e., $\nu(E) - \nu(c^{-1}E) \geq 0$ ($\forall E \in \mathcal{B}(\mathbf{R}^d \setminus \{0\})$) が必要十分となる. しかも, これは与えられた条件
と同値であることが, 任意に固定した $B \in \mathcal{B}(S)$ に対し, $n(s) = n_B(s)$ として, $\forall u > 0$ に対し,
 $n(s+u) - n(s) \geq n(s+u + \log c) - n(s + \log c)$ を満たすことと同値であることからすぐ分かる
(\rightarrow 問. $c \in (0, 1)$ より, $\log c < 0$ に注意). \blacksquare

問 上の証明で述べた次の同値を説明せよ. $\nu(E) - \nu(c^{-1}E) \geq 0$ ($\forall E \in \mathcal{B}(\mathbf{R}^d \setminus \{0\})$) \iff
任意に固定した $B \in \mathcal{B}(S)$ に対し, $n(s) = n_B(s)$ として, $\forall u > 0$ に対し, $n(s+u) - n(s) \geq$
 $n(s+u + \log c) - n(s + \log c)$. $\iff \forall B \in \mathcal{B}(S), n_B(s) := N((e^{-s}, \infty)B)$ が $s \in \mathbf{R}$ の凸関数

定理 4.7 (自己分解可能過程の標準形) (X_t) が L -過程 $\iff X_1$ の Lévy 測度 ν に対し,
 $\exists \lambda(d\xi)$: 有限測度 on S , $\exists k_\xi(r) \geq 0$: 可測 in $\xi \in S$, 非増加右連続 in $r > 0$, $k_\xi(0+) > 0$;

$$\nu(dx) = \int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty 1_{dx}(r\xi) \frac{k_\xi(r)}{r} dr.$$

[証明] (X_t) を L -過程とする. 上の補題から, $\forall B \in \mathcal{B}(S), N((e^{-s}, \infty)B)$ が $s \in \mathbf{R}$ の凸関数
となる. そこで, $N(r, B) = \nu((r, \infty)B)$ が $r > 0$ については, 非増加なので,

$$\lambda(B) := - \int_0^\infty (1 \wedge r^2) dN(r, B) = \int_{(0, \infty)B} (1 \wedge |x|^2) \nu(dx)$$

とおくと, λ は S 上の有限測度で, 各 $r > 0$ に対し, $\lambda(d\xi) \ll N(r, d\xi)$ である. 従って, $s \in \mathbf{R}$ に
対し, $\exists H_\xi(s)$: ξ の非負可測関数; $N(e^{-s}, d\xi) = H_\xi(s) \lambda(d\xi)$. 左辺が, s に関し, 非減少かつ凸だっ
たので, 任意の $s_1 < s_2, p \in (0, 1)$ が与えられたとき, λ -a.a. ξ に対し,

$$H_\xi(s_1) \leq H_\xi(s_2), \quad H_\xi(ps_1 + (1-p)s_2) \leq pH_\xi(s_1) + (1-p)H_\xi(s_2).$$

これから, λ -a.a. ξ に対し, $H_\xi(s)$ が s に関し, 非減少かつ凸として良い. 正確にはそのようなバー
ジョン (変形) が作れる. 実際, $\exists C_1 \in \mathcal{B}(S); \lambda(C_1^c) = 0$, かつ, $\forall \xi \in C_1, s_1 < s_2, p \in (0, 1)$ なる全
ての有理数に対し, $H_\xi(s)$ が上の不等式を満たすとして良いので,

$$\widetilde{H}_\xi(s) := \sup_{r \in (-\infty, s) \cap \mathbf{Q}} H_\xi(r)$$

とおけば, これが条件を満たし, しかも ξ について可測で, $N(e^{-s}, d\xi) = \widetilde{H}_\xi(s) \lambda(d\xi)$ も満たす. よっ
て, $\exists C_2 \subset C_3; C_2 \in \mathcal{B}(S)$, かつ, $\forall \xi \in C_2, \widetilde{H}_\xi(-\infty) = 0$ とできる.

$$h_\xi(u) := \lim_{n \rightarrow \infty} n(\widetilde{H}_\xi(u) - \widetilde{H}_\xi(u - 1/n))$$

とおけば, 左連続で, ξ について可測, かつ,

$$\widetilde{H}_\xi(s) = \int_{-\infty}^s h_\xi(u) du.$$

更に $C = \{\xi; h_\xi \equiv 0\}$, $C_3 = C_2 \setminus C$ とおけば, $\xi \in C_3$ に対しては, $h_\xi(\infty) > 0$ で,

$$\nu((0, \infty)C) = \lim_{s \rightarrow \infty} N(e^{-s}, C) = \lim_{s \rightarrow \infty} \int_C \widetilde{H}_\xi(s) \lambda(d\xi) = 0$$

これから, d he

$$\begin{aligned} \nu((r, \infty)B) &= N(r, B) = \int_{B \cap C_3} \widetilde{H}_\xi(\log r) \lambda(d\xi) \\ &= \int_{B \cap C_3} \lambda(d\xi) \int_{-\infty}^{\log r} h_\xi(u) du = \int_B \lambda(d\xi) \int_r^\infty h_\xi(-\log v) \frac{dv}{v}. \end{aligned}$$

よって, $k_\xi(v) := h_\xi(-\log v)$ if $\xi \in C_3$ と定義すれば, 可測 in (ξ, v) , かつ, 非増加右連続で, $k_\xi(0+) = h_\xi(\infty) > 0$. C_3 の外では, $k_\xi(v) \equiv 1$ と定義すれば, これが題意を満たす.

逆は明らか. ■

5 Lévy 過程と分布

本節では、まず、法則の意味の Lévy 過程と普通の Lévy 過程が同等であることを示し、更に、分布の性質として、絶対連続となるための十分条件を与える。

5.1 法則の意味の Lévy 過程

次の結果は、確率連続な一般の Markov 過程に対し、成り立つのだが、それを Lévy 過程に、アレンジしたものである。(Markov 過程の場合については、最後の第 6 節で述べる.)

定理 5.1 (X_t) を Lévy 過程として、 $X_1 \stackrel{(d)}{=} \mu$ とする。 $\varepsilon > 0$ に対し、

$$\alpha_\varepsilon(t) := P(|X_t| \geq \varepsilon) = P(|X_{t+s} - X_s| \geq \varepsilon) \quad (\forall s \geq 0)$$

とおく。

(1) (X_t) の確率連続性より、 $\forall \varepsilon > 0, \lim_{t \downarrow 0} \alpha_\varepsilon(t) = 0$ を満たすが、これにより、 (X_t) は D バージョンをもつ、i.e., $\exists (Y_t)$ は D 過程で、 (X_t) と同等。更に、 $\forall t > 0, P(Y_{t-} = Y_t) = 1$ も満たす(これは (X_t) の確率連続性、故に (Y_t) の確率連続性からすぐ言える)。

(2) (X_t) が Gauss 過程なら、 $\forall \varepsilon > 0, \lim_{t \downarrow 0} t^{-1} \alpha_\varepsilon(t) = 0$ を満たす。更に、この条件より、 (X_t) は C バージョンをもつ。

[証明] (1) $\widetilde{\alpha}_\varepsilon(t) := \sup_{s \in [0, t]} \alpha_\varepsilon(s)$ として、 $I \subset [a, b] \subset [0, \infty)$ とする。

$$B(k, \varepsilon, I) = \{X_t \text{ が } I \text{ において、(少なくとも) } p \text{ 個の } \varepsilon \text{ 振動をもつ}\}$$

即ち、 I の中に、 $k+1$ 個の増加時点 t_j ($j = 0, 1, \dots, p$) が取れて、順に $|X_{t_{j+1}} - X_{t_j}| \geq \varepsilon$ を満たす事象とする。

(証明の概要) 証明の本質は、① もし、どこかの時点で、右極限か左極限を持たなければ、ある $\varepsilon_0 > 0$ があり、その時点の近傍で、無限個の ε_0 振動を持つということと② 独増分性から得られる不等式である。

① $A_{N,k}$ を X_t が $t \in [0, N] \cap \mathbf{Q}$ において、有限個の $1/k$ 振動しか持たない事象とすると、

$$\bigcap_{N, k \geq 1} A_{N,k} \subset \{\forall t \geq 0, \exists X_{t+} \in \mathbf{R}^d, \forall t > 0, \exists X_{t-} \in \mathbf{R}^d\} =: \Omega_1$$

が成り立つ。

② 次に、独立増分性より、次が成り立つ。

$$P(B(p, 4\varepsilon, I)) \leq (2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a))^p.$$

これと $\alpha_\varepsilon(t) \rightarrow 0$ ($t \downarrow 0$) の仮定より、

③ $\forall N, k \geq 1, P(A_{N,k}^c) = 0$ も言えるので、 $P(\Omega_1) = 1$ となり、 (X_t) の確率連続性を用いて、 $Y_t := X_{t+}$ が D 変形であることが示せる。

(証明の詳細)

① 補集合について考える。もし、 $\exists t \geq 0; X_{t+} \in \mathbf{R}^d$ が存在しないとすると、 $\exists t_n \downarrow t; \lim X_{t_n}$ が存在しない、即ち、

$$\exists k_0; \forall j, \exists n_j, m_j \geq j; |X_{t_{n_j}} - X_{t_{m_j}}| \geq 1/k_0.$$

更に, 部分列 $\{t_{n_j}\}$ を次を満たすように取れる.

$$|X_{t_{n_{j+1}}} - X_{t_{n_j}}| \geq 1/k_0.$$

明らかにこれは $\{t_{n_j}\}$ において, 無限個の $1/k_0$ 振動をもつことになる.

②は p についての帰納法で示せる. $I \subset [a, b]$ であった. $p = 1$ のとき, C_k を $|X_{t_j} - X_a|$ が, $j = k$ で初めて, 2ε 以上となる事象として, $D_k = \{|X_b - X_{t_k}| \geq \varepsilon\}$ とすれば, C_k は互いに素で,

$$B(1, 4\varepsilon, I) \subset \bigcup_{k=1}^n \{|X_{t_k} - X_a| \geq 2\varepsilon\} = \bigcup_{k=1}^n C_k \subset \{|X_b - X_a| \geq \varepsilon\} \cup \bigcup_{k=1}^n (C_k \cap D_k)$$

となる (最初の包含関係は補集合を考えれば明らかで, 最後の包含関係も,

$$C_k \cap D_k^c \subset \{|X_{t_k} - X_a| \geq 2\varepsilon, |X_b - X_{t_k}| < \varepsilon\} \subset \{|X_b - X_a| \geq |X_{t_k} - X_a| - |X_b - X_{t_k}| > \varepsilon\}$$

による). 後は, 独立増分性より,

$$\begin{aligned} P(B(p, 4\varepsilon, I)) &\leq P(|X_b - X_a| \geq \varepsilon) + \sum_{k=1}^n P(C_k)P(D_k) \\ &= P(|X_{b-a} - X_0| \geq \varepsilon) + P\left(\bigcup_{k=1}^n C_k\right)P(|X_{b-t_k} - X_0| \geq \varepsilon) \\ &\leq \alpha_\varepsilon(b-a) + P\left(\bigcup_{k=1}^n C_k\right)\alpha_\varepsilon(b-t_k) \leq 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a) \end{aligned}$$

次に $p (\geq 1)$ で求める不等式が成り立つとして,

・ E_k を, $\{t_1, \dots, t_k\}$ で, p 個の 4ε 振動を持ち, $\{t_1, \dots, t_{k-1}\}$ では, p 個の 4ε 振動を持たない事象として,

・ F_k を $\{t_k, \dots, t_n\}$ で, 少なくとも 1 個の 4ε 振動を持つ事象とする.

$$B(p, 4\varepsilon, I) = \bigcup_{k=1}^n E_k, \quad B(p+1, 4\varepsilon, I) \subset \bigcup_{k=1}^n (E_k \cap F_k).$$

後は, $P(F_k) \leq 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a)$ と帰納法の仮定, 独立増分性を用いて, 次を得る.

$$\begin{aligned} P(B(p+1, 4\varepsilon, I)) &\leq \sum_{k=1}^n P(E_k)P(F_k) \leq 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a) \sum_{k=1}^n P(E_k) \\ &= 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a)P(B(p, 4\varepsilon, I)) \leq (2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a))^{p+1}. \end{aligned}$$

従って, 求める不等式を得る.

③ $\forall N, k \geq 1$ を固定する. $\varepsilon = 1/(4k)$ として, 仮定より, $\exists \ell \geq 1; \widetilde{\alpha}_\varepsilon(N/\ell) < 1$. $t_{\ell, j} := jN/\ell$ とする.

$$\begin{aligned} P(A_{N, k}^c) &= P(X_t \text{ が } [0, N] \cap \mathbf{Q} \text{ で無限個の } 1/k \text{ 振動を持つ}) \\ &= \sum_{j=1}^{\ell} P(X_t \text{ が } [t_{\ell, j-1}, t_{\ell, j}] \cap \mathbf{Q} \text{ で無限個の } 1/k \text{ 振動を持つ}) \\ &= \sum_{j=1}^{\ell} \lim_{p \rightarrow \infty} P(B(p, 1/k, [t_{\ell, j-1}, t_{\ell, j}] \cap \mathbf{Q})) = 0 \end{aligned}$$

となる. 実際, $[t_{\ell,j-1}, t_{\ell,j}] \cap \mathbf{Q} = \{t_1, t_2, \dots\}$ と表して, $\forall n \geq 1$,

$$P(B(p, 1/k, \{t_1, \dots, t_n\})) \leq (2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(N/\ell))^p$$

なので, $n \rightarrow \infty, p \rightarrow \infty$ とすれば, 上を得る. 従って, $P(\Omega_1) = 1$ で, $Y_t := X_{t+1}\Omega_1$ とおけば, 右連続で左極限を持つ. さらに, $\forall t \geq 0$ に対し, $r_n \in \mathbf{Q}_+, \downarrow t$ をとると, $X_{r_n} \rightarrow Y_t$ a.s. で, 確率連続性より $X_{r_n} \rightarrow X_t$ in pr. なので, 結局, $P(X_t = Y_t) = 1$ となる.

(2) まず $t\alpha_\varepsilon(t) \rightarrow 0$ ($t \downarrow 0$) を認めて C 変形を持つことを示す. (1) から D 変形 (Y_t) が存在するので, $\forall N \geq 1, P(\forall t \in (0, N], Y_t = Y_{t-}) = 1$ を示せば良い.

$\forall \ell \geq 1$ を固定し, $j = 0, 1, \dots, \ell$ に対し, $t_{\ell,j} := jN/\ell$ とおく. $\forall \varepsilon > 0$ も固定し, $M_{\varepsilon,\ell}$ を $|Y_{t_{\ell,j}} - Y_{t_{\ell,j-1}}| \geq \varepsilon$ なる $j = 1, \dots, \ell$ の個数として, M_ε を $|Y_t - Y_{t-}| \geq \varepsilon$ なる $t \in (0, N]$ の個数とすると, $M_{\varepsilon,\ell}$ は \mathcal{F} 可測で, 次が成り立つ (\rightarrow 問).

$$M_{2\varepsilon} \leq \liminf_{\ell \rightarrow \infty} M_{\varepsilon,\ell}.$$

また,

$$M_{\varepsilon,\ell} = \sum_{j=1}^{\ell} I(|Y_{t_{\ell,j}} - Y_{t_{\ell,j-1}}| \geq \varepsilon)$$

より, $\alpha_\varepsilon(t)$ の条件を用いると次を得る.

$$EM_{\varepsilon,\ell} = \sum_{j=1}^{\ell} P(|Y_{t_{\ell,j}} - Y_{t_{\ell,j-1}}| \geq \varepsilon) \leq \ell\alpha_\varepsilon(N/\ell) \rightarrow 0 \quad (\ell \rightarrow \infty).$$

よって, Fatou の補題により,

$$EM_{2\varepsilon} \leq E[\liminf_{\ell \rightarrow \infty} M_{\varepsilon,\ell}] \leq \liminf_{\ell \rightarrow \infty} EM_{\varepsilon,\ell} = 0.$$

故に, $P(\bigcap_{\varepsilon>0} \{M_\varepsilon = 0\}) = 1$ となり, 題意を得る. (正確には, $\Omega_N := \bigcap_{k \geq 1} \{\liminf_{\ell \rightarrow \infty} M_{1/k,\ell} = 0\}$ とおくと, 上の事象に含まれ, $\Omega_N \in \mathcal{F}$ で, $P(\Omega_N) = 1$. よって, \mathcal{F} を完備化しておけば良い.)

後は, Gauss 分布が, $\alpha_\varepsilon(t)$ の条件を満たすことを示せば良い. 一般には,

$$\widehat{\mu}(z) = \exp \left[-\frac{1}{2} \langle Az, z \rangle + i \langle \gamma, z \rangle \right]$$

であるが, 変換により, $A = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_p, 0, \dots, 0)$ ($\lambda_j > 0$), $\gamma = 0$ として示せば良い. 更に $\forall \varepsilon > 0$ に対し, 次を示せば良い.

$$\lim_{t \downarrow 0} \frac{1}{t} \mu^{t*}(C_\varepsilon^c) = 0 \quad (C_\varepsilon = (-\varepsilon, \varepsilon)^d).$$

$X_t^j = 0$ if $j > p$ より,

$$\begin{aligned} \mu^{t*}(C_\varepsilon^c) &= P(X_t \notin C_\varepsilon) = \sum_{j=1}^p P(|X_t^j| \geq \varepsilon) = 2 \sum_{j=1}^p \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_j t}} \int_\varepsilon^\infty e^{-x^2/(2\lambda_j t)} dx \\ &= 2 \sum_{j=1}^p \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\varepsilon/\sqrt{\lambda_j t}}^\infty e^{-x^2/2} dx \\ &\leq \frac{2\sqrt{t}}{\varepsilon} \sum_{j=1}^p \sqrt{\frac{\lambda_j}{2\pi}} e^{-\varepsilon^2/(2\lambda_j t)} = o(t) \quad (t \downarrow 0). \end{aligned}$$

但し、最後の評価は、次による.

$$\int_c^\infty e^{-x^2/2} dx \leq \int_c^\infty e^{-x^2/2} \left(1 + \frac{1}{x^2}\right) dx = \frac{1}{c} e^{-c^2/2}.$$

■

問 上の証明の中の $M_{2\varepsilon} \leq \liminf_{\ell \rightarrow \infty} M_{\varepsilon, \ell}$ を示せ.

$t > 0$ で, Y_t が 2ε 以上のジャンプを持てば, 右連続性を用いて, $\exists \ell_0; \forall \ell \geq \ell_0, \exists t_{\ell, j-1} \leq t < t_{\ell, j}; Y_{t_{\ell, j-1}}$ は Y_{t-} に近く, $Y_{t_{\ell, j}}$ は Y_t に近くとれるので, $|Y_{t_{\ell, j}} - Y_{t_{\ell, j-1}}| \geq \varepsilon$ を満たすようにできる.

5.2 Lévy 過程の分布の絶対連続性

一般に, \mathbf{R}^d 上の σ 有限測度 μ は Lebesgue 測度 dx に対し, 次の **Lebesgue 分解** をもつ:

$$\mu = \mu_c + \mu_d, \quad \mu_c = \mu_{ac} + \mu_{sc}.$$

順に「連続部分+離散部分」, 「連続=絶対連続+特異連続」と呼ばれ, 次を満たす:

$\forall x, \mu_c(\{x\}) = 0, \mu_d = \sum a_n \delta_{x_n}; a_n > 0, x_n \in \mathbf{R}^d$. また, $\mu_{ac} \ll dx$, i.e., $|A| = 0 \Rightarrow \mu_{ac}(A) = 0$
 $\iff \exists f \geq 0; \mu_{ac}(dx) = f(x)dx$, この f は a.e. で一意.

本節では, Lévy 過程 X_t の分布 μ_t が絶対連続となるための十分条件について, 考える.

定理 5.2 生成要素 (A, μ, γ) をもつ Lévy 過程 (X_t) に対し, $\text{rank } A = d$ なら, $\forall t > 0$ に対し, μ_t は絶対連続.

非退化の Gauss 分布 ($\text{rank } A = d$) は明らかに絶対連続で, それと任意の分布の畳み込みは, 常に絶対連続となるので明らか.

$r = \text{rank } A < d$ のとき, 直交変換により, 初めの r 次元は, Gauss 分布の密度関数を持つので, 残りの $d-r$ 次元の空間において, ν による密度関数を持てば, その積が全体での密度関数となるので, 絶対連続となる. 従って, 以下, $A = 0$ として, 絶対連続となるための ν の条件を調べれば良い.

次から分るように, Lévy 測度 ν が絶対連続なら, μ もそうなるが, 多次元の場合, そうでなくても言える場合がある. 回転不変な安定分布は前半の例で, 1次元対称安定分布の直積分布は後半の例となる.

有限測度を $\tilde{\nu}(dx) = (1 \wedge |x|^2)\nu(dx)$ とおく.

定理 5.3 (絶対連続のための第 1 十分条件) $\nu(\mathbf{R}^d) = \infty$ かつ, $\exists \ell \geq 1; \tilde{\nu}^{\ell*}$ が絶対連続なら, $\forall t > 0, X_t$ の分布は絶対連続.

[証明] X_1 の分布 μ は, $\nu_n = \nu|_{\{|x| \geq 1/n\}}$ による複合 Poisson 分布

$$\mu_n = \sum_{k \geq 0} e^{-c_n} \frac{c_n^k}{k!} \nu_n^{k*} = \left(\sum_{k=0}^{\ell-1} + \sum_{k \geq \ell} \right) e^{-c_n} \frac{1}{k!} \nu_n^{k*}$$

(但し, $c_n = \nu_n(\mathbf{R}^d)$.) で近似できて, それを畳み込み要素としてもつ. しかも, 上の第 2 項は, 絶対連続で, $c_n \rightarrow \infty$ より,

$$(\mu_{sc} + \mu_d)(\mathbf{R}^d) \leq (\mu_{n,sc} + \mu_{n,d})(\mathbf{R}^d) \leq \sum_{k=0}^{\ell-1} e^{-c_n} \frac{c_n^k}{k!} \rightarrow 0$$

を得る. 最後に, X_t ($t > 0$) の時は, c_n を tc_n に変えれば良いだけなので, 題意を得る. \blacksquare

確率変数 X が退化している $\stackrel{\text{def}}{\iff} \exists a \in \mathbf{R}^d, \exists V \subset \mathbf{R}^d$: 部分空間; $\dim V < d, P(X \in a+V) = 1$, i.e., $\text{supp } \mu_X \subset a+V$.

Lévy 過程 (X_t) が退化しているは, 同様に, $\forall t > 0, P(X_t \in at+V) = 1$.

また, 退化していないとき, 非退化 (non-degenerate) であるという. 更に一般に, 次は同値である. (1) $\forall t > 0, P(X_t \in V) = 1$, (2) $\exists t > 0; P(X_t \in V) = 1$, (3) $A(\mathbf{R}^d), \text{supp } \nu \subset V, \gamma \in V$

定理 5.4 (絶対連続のための第 2 十分条件) (X_t) が非退化 Lévy 過程で, その Lévy 測度 ν が, 動径方向に絶対連続で, 発散条件, 即ち, $\exists \lambda(\xi)$: 有限測度 on $S = \mathbf{S}^{d-1}$, $\exists g(r, \xi)$: 可測関数 on $(0, \infty) \times S$; (但し, $g(0, \xi) = 0$ として, $r \in [0, \infty)$ 上で考えても良い.)

$$\nu(dx) = \int_S \lambda(d\xi) \int_0^\infty g(r, \xi) 1_{dx}(r\xi) dr, \quad \int_0^\infty g(r, \xi) dr = \infty \quad \lambda(d\xi)\text{-a.e.}$$

を満たせば, $\forall t > 0, X_t$ の分布は絶対連続.

注) 発散条件には, $\nu = 0$, i.e., $\lambda = 0$ の場合も含まれるが, この時には, $\text{rank } A = d$ となる.

この証明には, 次の 2 つの補題を用いる.

補題 5.1 ν が動径方向に絶対連続で, 任意の $d-1$ 次元部分空間 V に対し, $\nu(V) = 0$ なら, ν^{d*} は絶対連続となり, 前定理より μ は絶対連続.

補題 5.2 線形部分空間 $V; \dim V \leq d-1$ に対し, \mathbf{R}^d からの直交射影を表す行列を T とする. ν が動径方向に絶対連続なら, V 上の νT^{-1} もそうで, ν が発散条件を満たせば, νT^{-1} も $\neq 0$ なら, そう.

[定理 5.4 の証明]

$t = 1$ のとき, 即ち, μ が絶対連続を示せば良い. さらに, 前にも述べたように, $A = 0$ として示せば, 十分で, $d = 1$ なら, ν が絶対連続となるので, 定理 5.3 より, 成り立つ. $d-1$ 次元以下では成り立つとして, d 次元のときに示す. 任意の $d-1$ 次元の部分空間 V に対し, $\nu(V) = 0$ なら, 補題 5.1 から, μ は絶対連続. 従って, $\exists V: d-1$ 次元部分空間; $\nu(V) > 0$ のときに示せば良い. まず, V_1 を, ν を V に制限したものの台の張る部分空間とする. $1 \leq \dim V_1 \leq d-1$ である, その直交補空間を V_2 とし, それぞれへの直交射影の行列を T_1, T_2 として, 更に, $x_j = T_j x$ と表すことにする. $\mathbf{R}^d = V_1 \oplus V_2$ である. また $\mu_1 \in I(\mathbf{R}^d)$ を次で定義する.

$$\widehat{\mu}_1(z) = \exp \left[\int_{V_1} (e^{i\langle z, x \rangle} - 1 - i\langle z, x \rangle 1_D(x)) \nu(dx) \right] \quad (D = \{|x| < 1\})$$

このとき, 補題 5.2 から, V_1 上で, νT_1^{-1} が動径方向に絶対連続で発散条件も満たすので, 帰納法の仮定より, $\exists f_1(x_1) \geq 0; \mu_1(dx_1) = f_1(x_1) dx_1$. $B \in \mathcal{B}(\mathbf{R}^d); |B| = 0$ に対し, $\mu(B) = 0$ を示せば良い. $\mu_2 \in I(\mathbf{R}^d)$ を $\mu = \mu_1 * \mu_2$ で定義する.

$$\mu(B) = \int_{\mathbf{R}^d} h(y_1, y_2) \mu_2(dy), \quad h(y_1, y_2) := \int_{V_1} 1_B(x_1 + y_1, y_2) f_1(x_1) dx_1$$

となる.

$$\int_{V_2} dy_2 \int_{V_1} 1_B(x_1, y_2) dx_1 = |B| = 0$$

より, $\int_{V_1} 1_B(x_1, y_2) dx_1 = 0$ dy_2 -a.e. 即ち, $\exists B_2 \in \mathcal{B}(V_2); |B_2| = 0; \forall y_2 \notin B_2$ に対して成り立つ. よって, $\forall y_1 \in V_1$ と $\forall y_2 \notin B_2$ に対し, $\int_{V_1} 1_B(x_1 + y_1, y_2) dx_1 = 0$. 故に, $h(y_1, y_2) = h(y_1, y_2) 1_{B_2}(y_2)$. $Y \stackrel{(d)}{=} \mu_2$ on \mathbf{R}^d , $Y_j := T_j Y$ と定義して, $\rho_2 \stackrel{(d)}{=} Y_2$ on V_2 , $\rho_1(dy_1 | y_2) := P(Y_1 \in dy_1 | Y_2 = y_2)$ とすると

$$\mu(B) = \int_{\mathbf{R}^d} h(y_1, y_2) 1_{B_2}(y_2) \mu_2(dy) = \int_{B_2} \rho_2(dy_2) \int_{V_1} h(y_1, y_2) \rho_1(dy_1 | y_2)$$

となり, $\rho_2 \in I(V_2)$ である. ν_2 を μ_2 の Lévy 測度とすると, ρ_2 の Lévy 測度は, $\nu_3 := \nu_2 T_2^{-1}|_{V_2}$ となり, V_2 上で, 動径方向に絶対連続で発散条件も満たし, しかも, ρ_2 は非退化である. 実際, もし, ν_3 の台が, V_2 の真部分空間 $V_2^0 \subset V_2$ にあるとすると, ν_2 の台が, $V_1 + V_2^0$ にあることになり, よって, ν もそうなり, μ の非退化性に反するので, ν_3 の台の張る空間が V_2 となり, ρ_2 は V_2 上で非退化となる. 従って, 帰納法の仮定により, ρ_2 は V_2 上で絶対連続となり, $\rho_2(B_2) = 0$. 故に, $\mu(B) = 0$ を得る. ■

[補題 5.1 の証明] $|B| = 0$ として, $\tilde{\nu}^{d*}(B) = 0$ を示せば良い.

$$\tilde{\nu}^{d*}(B) = \int_{S^d} \prod_{j=1}^d \lambda(d\xi_j) \int_0^\infty \cdots \int_0^\infty 1_B(r_1 \xi_1 + \cdots + r_d \xi_d) \prod_{j=1}^d g(r_j, \xi_j) (1 \wedge r_j^2) dr_j.$$

まず仮定より, $\forall V \subset \mathbf{R}^d$; 部分空間; $\dim V < d$ に対し, $\lambda(V \cap S) = 0$ として良い. 更に, $V(\xi_1, \dots, \xi_d)$ を $\xi_1, \dots, \xi_d \in S$ の張る線形空間として, $1 \leq r \leq d$ に対し, $K_r = \{(\xi_1, \dots, \xi_d) \in S^d; \dim V(\xi_1, \dots, \xi_d) = r\}$ とおく. このとき, S^d を次のように素な集合の和に分解する.

$$S^d = \bigcup_{r \leq d} K_r, \quad K_r = \bigcup_{\{i_1, \dots, i_r\}} K(i_1, \dots, i_r) \quad \text{if } r < d.$$

但し, $K(i_1, \dots, i_r)$ は $(\xi_1, \dots, \xi_d) \in K_r$ の内, $\xi_{i_1}, \dots, \xi_{i_r}$ が線形独立なもの全体とする. 後は, K_d 上では, $|B| = 0$ より, 0 となり, 残りは, 仮定から消えるので, $\tilde{\nu}^{d*}(B) = 0$ を得る. 実際, ξ_1, \dots, ξ_d が線形独立なら, 変数変換 $(r_j)_{j \leq d} \mapsto r_1 \xi_1 + \cdots + r_d \xi_d$ により,

$$\int_0^\infty \cdots \int_0^\infty 1_B(r_1 \xi_1 + \cdots + r_d \xi_d) \prod_{j=1}^d g(r_j, \xi_j) (1 \wedge r_j^2) dr_j = 0$$

となるので, K_d 上で 0 となる. また, $1 \leq r \leq d-1$ として, $i_0 \neq i_1, \dots, i_r$ を固定すると, 仮定より, $\lambda(K(i_1, \dots, i_r)) = 0$ なので,

$$\int_{K(i_1, \dots, i_r)} \prod_{j=1}^d \lambda(d\xi_j) \leq \int_{S^{d-1}} \prod_{j \neq i_0} \lambda(d\xi_j) \int_S 1_{V(i_1, \dots, i_r)}(\xi_{i_0}) \lambda(d\xi_{i_0}) = 0.$$

よって $\tilde{\nu}^{d*}(B) = 0$. ■

[補題 5.2 の証明] V の直交補空間を V_2 , そこへの射影を T_2 とする. $c := \lambda(S \setminus V_2)$ とおく. $c = 0$ なら, ν の台は V_2 に集中し, νT^{-1} の台は $\{0\}$ となるので, 明らか. $c > 0$ とする. $Q := c^{-1} \nu$ を $S \setminus V_2$ に制限し, 確率測度として, $Y(\xi) = T\xi/|T\xi|$, $Z(\xi) = T_2\xi$ を確率変数とみるとき, Y の分布を, $P_Y(d\eta) = Q(Y \in d\eta)$ on $S \cap V$, $Y = \eta$ という条件の下で, Z の条件付き分布を $P_Z^\eta(d\zeta) = Q(Z \in d\zeta | Y = \eta)$ on V_2 とする. $P_Z^\eta(d\zeta)$ は $\{|\zeta| < 1\} \cap V_2$ 上の分布で, P_Y 測度 0

の η を除いて定まる. $\xi = T\xi + T_2\xi = (1 - |Z|^2)^{1/2}Y + Z$ である ($1 = |\xi|^2 = |T\xi|^2 + |Z|^2$ より, $|T\xi|^2 = 1 - |Z|^2$ による). このとき, $\Lambda(d\eta) := cP_Y(d\eta)$,

$$G(r, \eta) := \int_{V_2} (1 - |\zeta|^2)^{-1/2} g((1 - |\zeta|^2)^{-1/2}r, (1 - |\zeta|^2)^{1/2}\eta + \zeta) P_z^\eta(d\zeta)$$

とおけば, 次を得る.

$$\nu T^{-1}(B) = \int_{S \cap V} \Lambda(d\eta) \int_0^\infty G(r, \eta) 1_B(r\eta) dr$$

実際, $\forall B \in \mathcal{B}(V); 0 \notin B$ に対し, 上の分布のもと, $\xi - \zeta = T\xi = (1 - |\zeta|^2)^{1/2}\eta$ より,

$$\begin{aligned} \nu T^{-1}(B) &= \int_{S \setminus V_2} \lambda(d\xi) \int_0^\infty g(r, \xi) 1_B(rT\xi) dr \\ &= c \int_{S \cap V} P_Y(d\eta) \int_{V_2} P_z^\eta(d\zeta) \int_0^\infty g(r, (1 - |\zeta|^2)^{1/2}\eta + \zeta) 1_B(r(1 - |\zeta|^2)^{1/2}\eta) dr \\ &= c \int_{S \cap V} P_Y(d\eta) \int_{V_2} (1 - |\zeta|^2)^{-1/2} h_B(\eta, \zeta) P_z^\eta(d\zeta). \end{aligned}$$

但し,

$$h_B(\eta, \zeta) = \int_0^\infty g((1 - |\zeta|^2)^{-1/2}r, (1 - |\zeta|^2)^{1/2}\eta + \zeta) 1_B(r\eta) dr.$$

これより, 上式を得る.

更に, 発散条件については, $\forall C \in \mathcal{B}(S), \nu((0, \infty)C) = 0$ or ∞ と同値で, $C \in \mathcal{B}(S \cap V)$ なら, $x \in T^{-1}((0, \infty)C) \iff Tx \neq 0, Tx/|Tx| \in C$ より, $(0, \infty)C + V_2$ を単位ベクトル化したものを C_1 とおけば, $T^{-1}((0, \infty)C) = (0, \infty)C_1$, かつ, $C_1 \in \mathcal{B}(S)$ なので, $\nu T^{-1}((0, \infty)C) = \nu((0, \infty)C_1) = 0$ or ∞ となる. ■

6 Lévy 過程と Markov 過程

(X_t) : **Markov 過程 (Markov process)** $\stackrel{\text{def}}{\iff}$ 任意の時刻 $0 \leq s < t$ と有界 Borel 関数 f に対し, $E[f(X_t) | \mathcal{F}_s] = E[f(X_t) | X_s]$ a.s. 更に, (上式) $= E[f(X_{t-s} | X_0 = x)]_{x=X_s}$ a.s. となると, 時間的一様な **Markov 過程 (time-homogeneous MP)** という.

また $X_0 = x$ a.s. のとき, x を出発する Markov 過程という. またこのとき, $X_t = X_t^x$ と表したり, (X_t, P_x) と表したりする.

例えば, Lévy 過程 (X_t) に対し, $X_t^x = x + X_t$ とおけば, x を出発する Markov 過程となる.

(X_t, P_x) を \mathbf{R}^d 上の x を出発する時間的一様なマルコフ過程とする. このとき有界 Borel 関数 φ に対し,

$$P_t(x, dy) := P_x(X_t \in dy), \quad P_t\varphi(x) := E_x[\varphi(X_t)] = \int_{\mathbf{R}^d} \varphi(y)P_t(x, dy)$$

を推移確率 という.

推移確率 $(P_t(x, dy))_{t \geq 0}$ に対し, $\exists (P_t(dy))_{t \geq 0}; P_t(x, dy) = P_t(dy - x)$ ($\forall t > 0$) となると, 空間的一様という, このとき, (X_t) は時間的空間的一様な **Markov 過程** という.

これは, 実は法測の意味の Lévy 過程と同等である. $P_t(dy) = \mu^{t*}(dy)$ で与えられる.

定理 6.1 (X_t) を, x_0 を出発する時間的一様な Markov 過程で, $P_t(x, dy)$ をその推移確率とする. $\varepsilon > 0$ に対し, $D_\varepsilon(x) := \{y; |x - y| < \varepsilon\}$ として,

$$\alpha_\varepsilon(t) := \sup_{x \in \mathbf{R}^d} P_t(x, D_\varepsilon(x)^c) = \sup_{x \in \mathbf{R}^d} P_x(|X_t - x| \geq \varepsilon)$$

とおく.

(1) $\forall \varepsilon > 0, \lim_{t \downarrow 0} \alpha_\varepsilon(t) = 0$ なら, (X_t) は確率連続で, D バージョンをもつ, i.e., (Y_t) は D 過程で, (X_t) と同等. 更に, $\forall t > 0, P(Y_{t-} = Y_t) = 1$ も満たす (これは (X_t) の確率連続性, 故に (Y_t) の確率連続性からすぐ言える).

(2) $\forall \varepsilon > 0, \lim_{t \downarrow 0} t^{-1} \alpha_\varepsilon(t) = 0$ なら, (X_t) は C バージョンをもつ.

[証明] Lévy 過程の時とほぼ同様で, 証明の②が次のように変わるだけなので, それを示す. $\widetilde{\alpha}_\varepsilon(t), B(k, \varepsilon, I)$ を前と同じ定義として, $0 \leq s_1 < \dots < s_m \leq a < b, I \subset [a, b]$ として, 有界 Borel 関数 $g(x_1, \dots, x_m)$ に対し, $Z := g(X_{s_1}, \dots, X_{s_m})$ とおく.

② Markov 性より, 次が成り立つ.

$$E[Z; B(p, 4\varepsilon, I)] \leq EZ(2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a))^p.$$

p についての帰納法で示せる. $p = 1$ なら, C_k, D_k を Lévy の時と同じとする, 即ち, C_k を $|X_{t_j} - X_a| \geq \varepsilon$, $j = k$ で初めて, 2ε 以上となる事象として, $D_k = \{|X_b - X_{t_k}| \geq \varepsilon\}$ とすれば, C_k は互いに素で, Lévy の時と全く同様に,

$$B(1, 4\varepsilon, I) \subset \bigcup_{k=1}^n \{|X_{t_k} - X_a| \geq 2\varepsilon\} = \bigcup_{k=1}^n C_k \subset \{|X_b - X_a| \geq \varepsilon\} \cup \bigcup_{k=1}^n (C_k \cap D_k)$$

となる. 後は, \mathcal{F}_a と \mathcal{F}_{t_k} で条件を付けて, Markov 性を用いれば,

$$\begin{aligned} E[Z; B(1, 4\varepsilon, I)] &\leq E[ZP(|X_b - X_a| \geq \varepsilon | X_a)] + \sum_{k=1}^n E[Z1_{C_k}P(D_k | X_{t_k})] \\ &= E[ZP_{X_a}(|X_{b-a} - X_0| \geq \varepsilon)] + \sum_{k=1}^n E[Z1_{C_k}P_{X_{t_k}}(|X_{b-t_k} - X_0| \geq \varepsilon)] \\ &\leq EZ\alpha_\varepsilon(b-a) + \sum_{k=1}^n E[Z1_{C_k}]\alpha_\varepsilon(b-t_k) \leq EZ \cdot 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a) \end{aligned}$$

次に $p (\geq 1)$ で求める不等式が成り立つとして, 再び, E_k, F_k を Lévy のときと同じで定義すれば,

$$B(p, 4\varepsilon, I) = \bigcup_{k=1}^n E_k, \quad B(p+1, 4\varepsilon, I) \subset \bigcup_{k=1}^n (E_k \cap F_k).$$

後は, $P(F_k | X_a) \leq 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a)$ と帰納法の仮定, Markov 性を \mathcal{F}_a で用いて, 次を得る.

$$\begin{aligned} E[Z; B(p+1, 4\varepsilon, I)] &\leq \sum_{k=1}^n E[Z1_{E_k}P(F_k | X_a)] \leq 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a) \sum_{k=1}^n E[Z; E_k] \\ &= 2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a)E[Z; B(p, 4\varepsilon, I)] \leq EZ(2\widetilde{\alpha}_\varepsilon(b-a))^{p+1}. \end{aligned}$$

従って, 求める不等式を得る. ■