「ベイズ統計の理論と方法」 8. 初等確率論の基礎

@tmiya_

June 7, 2017

8.1 確率分布と確率変数

• 関数 $q(x):\mathbb{R}^N \to \mathbb{R}$ が「確率分布/確率密度関数」 \Leftrightarrow

$$\forall x, \ q(x) \geq 0$$

$$\int q(x)dx = \int dx_1 \cdots \int dx_N q(x_1, \cdots, x_N) = 1$$

ullet 確率密度関数 q(x) の元での集合 $A\subset \mathbb{R}^N$ の確率

$$Q(A) = \int_A q(x) dx$$

 \mathbb{R}^N に値をとる確率変数 \Leftrightarrow \mathbb{R}^N の上にランダムに値をとる変数 (あまり深く追求しない。 See 注意 70.)

 $X \in A$ となる確率が Q(A) ⇔
 「確率変数 X の確率分布は Q」「確率変数 X は確率分布は q(x) に 従う」

例 30. 確率分布の例

• 平均 $a \in \mathbb{R}^N$, 分散共分散行列 Σ の正規分布

$$q(x) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2} \det(\Sigma)^{1/2}} \exp\left(-\frac{(x-a)^T \Sigma^{-1} (x-a)}{2}\right).$$

• $\delta(x-a)$: 確率 1 で X=a となる確率変数の確率分布。デルタ 関数。

$$\int \delta(x)f(x)dx = f(0).$$

但し、f(x) は無限回微分可能とする。

X の確率分布が q(x)、Y = f(X) で定義される確率変数 Y に対して、Y の確率分布 p(y) は、

$$p(y) = \int \delta(y - f(x))q(x)dx.$$

これは、X から Y に変数変換するための公式、と考えると良さそう。

確認

 $y=f(x_0)$ となる点 x_0 の周りで $f(x)\cong f(x_0)+f'(x_0)(x-x_0)$ と展開出来るとする。

$$p(y) = \int \delta(y - f(x))q(x)dx = \int \delta(-f'(x_0)(x - x_0))q(x)dx = \frac{1}{|f'(x_0)|} \int \delta(x - x_0)q(x)dx = \frac{1}{|f'(x_0)|}q(x_0).$$

一方で確率は表現で変わらないと考えると、

$$p(y)dy = q(x)dx$$

$$p(y) = q(x)\frac{dx}{dy}$$

$$= \frac{q(x)}{|f'(x)|}\Big|_{x=x_0}$$

8.2 平均と分散

• q(x): \mathbb{R}^N 上の確率変数 X の確率分布、関数 f(x): $\mathbb{R}^N \to \mathbb{R}^M$ に対して、確率変数 f(X) の平均は

$$\mathbb{E}[f(X)] = \int f(x)q(x)dx.$$

分散共分散を

$$V[f(X)] = \mathbb{E}\left[\left(f(X) - \mathbb{E}[f(X)]\right) \left(f(X) - \mathbb{E}[f(X)]\right)^{T}\right]$$
$$= \mathbb{E}[f(X)f(X)^{T}] - \mathbb{E}[f(X)]\mathbb{E}[f(X)^{T}]$$

平均あるいは分散共分散は、有限の場合のみ定義される。

α ≥ 1 に対して、

$$\mathbb{E}[\|f(X)\|] \le \mathbb{E}[\|f(X)\|^{\alpha}]^{1/\alpha}.$$

(ヘルダーの不等式)

ヘルダーの不等式

• 一般形: (Ω, μ) を測度空間とし、 $1 \leq p, q \leq \infty$ を $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$ なる実数とする。 Ω 上の可測関数 f, g に関して、

$$||fg||_{L^1(\Omega,\mu)} \le ||f||_{L^p(\Omega,\mu)} ||g||_{L^q(\Omega,\mu)}.$$

確率空間 (Ω, Σ, μ) 上の期待値を与える作用素を E とし、確率変数
 X, Y について、

$$\mathbb{E}[XY] \leq (\mathbb{E}[X^p])^{\frac{1}{p}} (\mathbb{E}[Y^q])^{\frac{1}{q}}.$$

 $Y=1_{\Omega}$ とすると前式が出る。

注意 71 凸集合

- \bullet \mathbb{R}^N の部分集合 A が凸集合 \Leftrightarrow A 上の任意の 2 点を結ぶ直線が A に含まれる
- 集合 A が凸であれば、A に値をとる確率変数の平均値は A に含まれる。
- 凸でなければ含まれるとは限らない。(ベイズ事後分布によるパラメータの平均は、真のパラメータの近くにあるとは限らない) ==> 先の内容をやってから振り返る予定。

8.3 同時分布と条件付き確率

• 2 つの確率変数 X,Y があるとき、その組 (X,Y) を一つの確率変数 と考える。(X,Y) の確率分布が p(x,y) であるときこれを同時確率 分布という。周辺確率分布を

$$p(x) = \int p(x, y)dy, \quad p(y) = \int p(x, y)dx.$$

と定義すると X の確率分布は p(x)、Y の確率分布は p(y) となる。

X が与えられたときの Y の条件付き確率分布を

$$p(y|x) = \frac{p(x, y)}{p(x)}$$

と定義する。これは x をパラメータとする y の確率分布と考えて良い。

• ベイズの定理

$$p(x, y) = p(y|x)p(x) = p(x|y)p(y)$$

 \bullet X, Y が独立 $\Leftrightarrow p(x,y) = p(x)p(y)$

8.3 同時分布と条件付き確率

X = x のときの Y の平均値を

$$\mathbb{E}[Y|x] = \int y p(y|x) dx$$

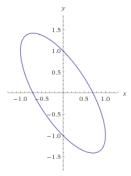
と書く (x から Y への回帰関数)。 これは x の関数だが y の関数ではない。

• 一般に $\mathbb{E}[Y|x]$ と $\mathbb{E}[X|y]$ は逆関数ではない。

注意 72

$$p(x,y) \propto \exp(-2x^2 - 2xy - y^2).$$

教科書の計算間違ってる。



$$-2x^2 - 2xy - y^2 = -1$$
 のグラフ

x と y とは負の相関のはず

注意 72

$$\begin{array}{lll} p(x,y) & \propto & \exp(-2x^2-2xy-y^2). \\ p(x) & \propto & \int \exp(-2x^2-2xy-y^2)dy \\ & \propto & \int \exp(-x^2) \exp(-x^2-2xy-y^2)dy, \quad x+y=u \\ & \propto & \exp(-x^2) \underbrace{\int \exp(-u^2)du} \propto \exp(-x^2). \\ \end{array}$$

$$\begin{array}{ll} p(y) & \propto & \int \exp(-2x^2-2xy-y^2)dx \propto \exp(-y^2/2). \\ p(y|x) & = & p(x,y)/p(x) \\ & \propto & \exp(-x^2-2xy-y^2) = \exp\{-(x+y)^2\}. \end{array}$$

$$E[Y|x] = \int yp(y|x)dy$$

$$r \propto \int y \exp\{-(x+y)^2\}dy, \quad x+y=u$$

$$\propto \int (u-x) \exp(-u^2)du = -x$$

$$E[X|y] = \int xp(x|y)dx = -y/2$$

 $p(x|y) = p(x,y)/p(y) \propto \exp\{-2(x+y/2)^2\}.$

正規化定数は積分して 1 になるように決まるので、平方完成だけ注意すれば上記のように計算できる。多変数正規分布でもほぼ同様に。

8.4 カルバック・ライブラ情報量

二つの確率分布 q(x), p(x) に対してカルバック・ライブラ情報量

$$D(q||p) = \int q(x) \log \frac{q(x)}{p(x)} dx.$$

- 任意の q(x), p(x) に対して $D(q||p) \ge 0$
- $D(q||p) = 0 \Rightarrow q(x) = p(x)$
- $q(x) \approx p(x)$ のとき

$$D(q||p) \cong \frac{1}{2} \int q(x) (\log q(x) - \log p(x))^2 dx$$

•

8.4 カルバック・ライブラ情報量

 $F(t)=t+e^{-t}-1$ とおくと、 $F(t)\geq 0$ $(F(t)=0\Leftrightarrow t=0)$ は明らか。 $(F'(t)=1-e^{-t}))$

$$\int q(x)F(\log \frac{q(x)}{p(x)}) = \int \left(q(x)\log \frac{q(x)}{p(x)} + \underbrace{p(x)}_{\int = 1} - \underbrace{q(x)}_{\int = 1}\right) dx$$
$$= D(q||p)$$

ゆえ、 $D(q||p) \ge 0$ かつ等号成立は q(x) = p(x).

$$F(t) = t + e^{-t} - 1$$

= $t + 1 - t + \frac{t^2}{2} + O(t^3) - 1 \cong \frac{t^2}{2}$.

よって $q(x) \approx p(x)$ で

$$D(q||p) = \int q(x)F(\log \frac{q(x)}{p(x)})$$

$$\cong \int q(x) (\log q(x) - \log p(x))^2 dx.$$

注意 73

- ullet q(x) が情報源、p(x) が情報受理装置。式が対象でなくても OK
- 統計的推測 = 与えられた q(x) に対して D(q||p) を最小にする p(x) をみつける

8.5.1 極限定理

ullet \mathbb{R}^N に値をとる確率変数の列 $\{X_n\}_{n=1}^\infty$ が定数 c に確率収束するとは、任意の $\epsilon < 0$ に対して、 $||X_n - c|| < \epsilon$ となる確率が 1 に収束すること。

$$\lim_{n\to\infty} \Pr(\|X_n - c\| < \epsilon) = 1$$

ullet $\{X_n\}_{n=1}^\infty$ が確率変数 X に法則収束するとは、 X_n の確率分布が $q_n(x)$ で、X の確率分布が q(x) のとき、任意の有界かつ連続な関数に関して

$$\lim_{n\to\infty}\int F(x)q_n(x)dx=\int F(x)q(x)dx$$

.

法則収束

法則収束の定義は本来は別らしい。

$$F_X(x) = \Pr(X \le x) = \Pr(X_1 \le x_1, \dots, X_N \le x_n)$$

 X_n が X に法則収束する: $X_n \stackrel{\mathscr{L}}{\longrightarrow} X$

 $\stackrel{\text{def}}{\Longrightarrow} F_X$ の任意の連続点 x について $F_{X_n}(x) \to F_X(x)$.

● ヘリー・ブレイの定理:任意の有界かつ連続な関数 g に関して

$$X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X \Leftrightarrow \mathbb{E}[g(X_n)] \to \mathbb{E}[g(X)]$$

詳しくは「必携 統計的大標本論」p.16 参照。

● 参考:特性関数

$$\varphi_X(t) = \mathbb{E}[it^T X] = \mathbb{E}[i(t_1 X_1 + \dots + t_N X_N)]$$
 に対して、

$$X_n \xrightarrow{\mathscr{L}} X \Leftrightarrow \varphi_{X_n}(t) \to \varphi_X(t)$$

← の証明は「必携 統計的大標本論」p.21 参照。大数の法則や中心極限定理を証明するときに特性関数を使う。

8.5.2 大数の法則と中心極限定理

 \mathbb{R}^N に値をとる独立な確率変数 X_1, X_2, \cdots, X_n が X と同じ分布を取る (i.i.d) とする。この時、

- X が有限な平均 $\mathbb{E}[X]$ を持つとき、 $(X_1 + X_2 + \cdots + X_n)/n$ は $\mathbb{E}[X]$ に確率収束。(大数の法則。証明は $\mathbb{V}[X]$ が有限の場合はチェビシェフの不等式を使っても可能)
- X が有限な分散共分散 $\mathbb{V}[X] = \mathbb{E}[XX^T] \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X^T]$ を持つとする。このとき、

$$Y_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}[X])$$

は平均 0、分散共分散が $\mathbb{V}[X]$ の正規分布に法則収束する。(中心極限定理)

 \mathbb{R}^N に値をとる独立な確率変数 X_1, \cdots, X_n が X と同じ分布に従うとする。パラメータの集合 $W \subset \mathbb{R}^d$ をコンパクトとする。 $f(x,w): \mathbb{R}^N \times W \to \mathbb{R}$ とする。

• 条件 $\mathbb{E}_X[\sup_{w\in W}|f(X,w)|]<\infty$, $\mathbb{E}_X[\sup_{w\in W}|\nabla_w f(X,w)|]<\infty$ のとき、 $\forall \epsilon>0$ について

$$\lim_{n\to\infty} \Pr\left(\sup_{w\in\mathcal{W}}\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n f(X_i,w) - \mathbb{E}_X[f(X,w)]\right| < \epsilon\right) = 1.$$

(関数空間上の大数の法則)

• W 上の関数で確率的に変動するもの $\xi(w)$ が平均関数 m(w) と相関関数 $\rho(w,w')$ を持つ正規確率過程 \Leftrightarrow $m(w) = \mathbb{E}_{\xi}[\xi(w)], \ \rho(w,w') = \mathbb{E}_{\xi}[\xi(w)\xi(w')].$ コンパクト集合上の正規確率過程は、平均関数と相関関数が決まればユニークに決まる。

次に、

$$\begin{split} & \mathbb{E}_X[\sup_{w \in W} |f(X, w) - \mathbb{E}_X[f(X, w)]|^{\alpha}] < \infty \\ & \mathbb{E}_X[\sup_{w \in W} |\nabla_w(f(X, w) - \mathbb{E}_X[f(X, w)])|^{\alpha}] < \infty \end{split}$$

が $\alpha = 2$ で成り立つとする。

$$Y_n(w) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n (f(X_i, w) - \mathbb{E}_X[f(X, w)])$$

は、平均 0, 相関係数

$$\rho(w, w') = \mathbb{E}_X[f(X, w)f(X, w')] - \mathbb{E}_X[f(X, w)]\mathbb{E}_X[f(X, w')]$$

の正規確率過程 Y(w) に法則収束する。(関数空間上の中心極限定理) $Y_n(w)$ を経験過程という。

ただし、確率過程 $Y_n(w)$ が Y(w) に法則収束する \Leftrightarrow 有界連続な汎関数 $F(\cdot)$ に対して

$$\lim_{n\to\infty}\mathbb{E}[F(Y_n)]=\mathbb{E}_Y[F(Y)]$$

汎関数 F(⋅) が連続 ⇔

$$\lim_{n\to\infty}\sup_{w\in W}|f_n(w)-f(w)|=0 \ \Rightarrow \ \lim_{n\to\infty}F(f_n)=F(f).$$

$$\mathbb{E}_{X}[\sup_{w\in W}|f(X,w)-\mathbb{E}_{X}[f(X,w)]|^{\alpha}]<\infty$$

が
$$\alpha = 2 + \delta (\delta > 0)$$
 で成り立てば、

$$\lim_{n\to\infty} \mathbb{E}[\sup_{w\in W} |Y_n(w)|^2] = \mathbb{E}_Y[\sup_{w\in W} |Y(w)|^2].$$

注意 74

中心極限定理 $\Rightarrow Y_n(w)$ は各点毎に Y(n) に法則収束。 収束 $Y_n(w) \rightarrow Y(w)$ が一様かどうかはわからない。 経験過程の定理は、ある条件下で一様に収束することを示している。