

統計力学 演習 A 問題 2-4 答案

19B01395 藤井淳太郎

提出日時 (最終更新日)

2021 年 4 月 14 日

1 問題 a

ガウス分布の性質について

確率密度関数を

$$\rho(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (1)$$

とすると、 $\langle x \rangle = \mu$, $\langle x^2 \rangle = \mu^2 + \sigma^2$ となる。

期待値は

$$\langle \hat{x} \rangle = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \langle \hat{x}^{(k)} \rangle = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N x_0 = x_0 \quad (2)$$

となる。変数の二乗の期待値は

$$\langle \hat{x}^2 \rangle = \left\langle \left(\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \hat{x}^{(k)} \right)^2 \right\rangle \quad (3)$$

$$= \frac{1}{N^2} \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \langle \hat{x}^{(k)} \hat{x}^{(l)} \rangle \quad (4)$$

ここで、 $k=l$ のとき、

$$\langle \hat{x}^{(k)} \hat{x}^{(l)} \rangle = \langle \hat{x}^{(k)2} \rangle = \sigma^2 + x_0^2 \quad (5)$$

$k \neq l$ のとき、各変数が独立であることを用いて、

$$\langle \hat{x}^{(k)} \hat{x}^{(l)} \rangle = \langle \hat{x}^{(k)} \rangle \langle \hat{x}^{(l)} \rangle = x_0^2 \quad (6)$$

と計算される。また $k=l$ は N 個、 $k \neq l$ は $N^2 - N$ 個となるから、

$$\langle \hat{x}^2 \rangle = \frac{1}{N^2} (N(\sigma^2 + x_0^2) + (N^2 - N)x_0^2) \quad (7)$$

$$= \frac{1}{N} (\sigma^2 + x_0^2 + Nx_0^2 - x_0^2) \quad (8)$$

$$= x_0^2 + \frac{\sigma^2}{N} \quad (9)$$

したがって、分散 $\frac{\sigma^2}{N}$, 期待値 x_0 となる。

2 問題 b

初めに以下の命題を証明する。

命題

分布 $p(x, y)$ があるとき、 $u = x + y$ の分布 $\varphi(u)$ は

$$\varphi(u) = \int_{-\infty}^{\infty} p(u - v, v) dv \quad (10)$$

で与えられ、特に x, y が独立ならば、 x の分布を $q(x)$ 、 y の分布を $r(y)$ として、

$$\varphi(u) = (q * r)(u) = \int_{-\infty}^{\infty} q(u - v)r(v)dv \quad (11)$$

で与えられる。

Proof. $u = x + y, v = y$ と $(x, y) \rightarrow (u, v)$ の変数変換をすると $\varphi(u)$ は v の周辺分布になる。

$$\varphi(u) = \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{p}(u, v) dv \quad (12)$$

一方で、変数変換のヤコビアンは

$$\left| \frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)} \right| = 1 \quad (13)$$

となるから、 $\tilde{p}(u, v) = p(x, y) = p(u - v, v)$ とでき、

$$\varphi(u) = \int_{-\infty}^{\infty} p(u - v, v) dv \quad (14)$$

特に、独立な場合、 $p(x, y) = q(x)r(y)$ とできるから、

$$\varphi(u) = \int_{-\infty}^{\infty} q(u - v)r(v)dv = (q * r)(u) \quad (15)$$

□

$\hat{y} = x^{(1)} + x^{(2)}$ について、確率密度関数 $\rho'(y)$ は、 $x^{(i)}$ の確率密度関数を $\rho^{(i)}(x)$ として、

$$\rho'(y) = (\rho^{(1)} * \rho^{(2)})(x) \quad (16)$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \rho^{(1)}(x - t)\rho^{(2)}(t)dt \quad (17)$$

$$(18)$$

ここで $\rho^{(i)}(x)$ は期待値 x_0 , 分散 σ^2 のガウス分布であるから、

$$\rho'(y) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \{ (x-t-x_0)^2 + (t-x_0)^2 \} \right] dt \quad (19)$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \left\{ 2 \left(t - \frac{x}{2} \right)^2 + \frac{1}{2} (x-2x_0)^2 \right\} \right] dt \quad (20)$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{1}{4\sigma^2} (x-2x_0)^2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(t-\frac{x}{2})^2}{\sigma^2}} dt \quad (21)$$

$$= \frac{1}{2\sqrt{\pi}\sigma^2} e^{-\frac{(x^2-x_0)^2}{4\sigma^2}} \quad (22)$$

確率密度関数 $\rho_2(x)$ と $\rho'(y)$ は

$$\rho_2(x)dx = \rho'(y)dy \quad (23)$$

であり、 $y = 2x$ で結ばれるから

$$\rho_2(x) = \rho'(y) \frac{dy}{dx} = 2\rho'(2x) \quad (24)$$

となる。したがって

$$\rho_2(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}\sigma^2} \exp \left[-\frac{(x-x_0)^2}{\sigma^2} \right] \quad (25)$$

3 問題 c

問題 b における命題は N 変数に拡張することができる。すなわち独立な確率変数の和で構成された確率変数 $\hat{y} = \sum_{i=1}^N x^{(i)}$ の確率密度関数 $\rho(y)$ は

$$\rho(y) = (\rho^{(1)} * \rho^{(2)} * \dots * \rho^{(N)})(y) \quad (26)$$

で与えられる。畳み込みを具体的に書き下すと、

$$\rho(y) = \int dx^{(1)} \dots dx^{(N)} \rho^{(1)}(x^{(1)}) \dots \rho^{(N-1)}(x^{(N-1)}) \rho^{(N)}(y - \sum_{i=1}^{N-1} x^{(i)}) \quad (27)$$

またデルタ関数を用いると、

$$\rho^{(N)}(y - \sum_{i=1}^{N-1} x^{(i)}) = \int_{-\infty}^{\infty} dx^{(N)} \rho^{(N)}(x^{(N)}) \delta(y - \sum_{i=1}^N x^{(i)}) \quad (28)$$

となる。さらに $\rho_N(x) = N\rho(y)$ であるから、

$$f(x, x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(N)}) = N \prod_{i=1}^N \rho^{(i)}(x^{(i)}) \delta(x - \sum_{i=1}^N x^{(i)}) \quad (29)$$

$$= \frac{N}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{N}{2}}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (x^i - x_0)^2 \right] \delta(x - \sum_{i=1}^N x^{(i)}) \quad (30)$$

4 問題 d

畳み込みのフーリエ変換

フーリエ変換を

$$\mathcal{F}[f(x)] = \int_{-\infty}^{\infty} dx f(x) e^{ikx} \quad (31)$$

と定義する。 $\tilde{f}(k), \tilde{g}(k)$ を $f(x), g(x)$ のフーリエ変換として、

$$\mathcal{F}[(f * g)(x)] = \tilde{f}(k) \tilde{g}(k) \quad (32)$$

Proof.

$$\mathcal{F}[(f * g)(x)] = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{\infty} f(x') g(x - x') dx' \right] e^{ikx} dx \quad (33)$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(x') \left[\int_{-\infty}^{\infty} g(x - x') e^{ik(x - x')} dx \right] e^{ikx'} dx' \quad (34)$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} g(y) e^{iky} dy \int_{-\infty}^{\infty} f(x') e^{ikx'} dx' \quad (y = x - x') \quad (35)$$

$$= \tilde{f}(k) \tilde{g}(k) \quad (36)$$

□

したがって、26 式をフーリエ変換すると、ガウス分布の特性関数を $\tilde{\rho}_G(k)$

$$\mathcal{F}[\rho'(y)] = \tilde{\rho}^{(1)}(k^{(1)}) \cdots \tilde{\rho}^{(N)}(k^{(N)}) \quad (37)$$

$$= (\tilde{\rho}_G(k))^N \quad (38)$$

とできる。ガウス分布の特性関数を求めと

$$\tilde{\rho}_G(k) = \int_{-\infty}^{\infty} dx \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-x_0)^2}{2\sigma^2}} e^{ikx} \quad (39)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (x - (x_0 + ik\sigma^2))^2 + ikx_0 - \frac{\sigma^2 k^2}{2} \right] dx \quad (40)$$

$$= \exp \left[x_0 ik - \frac{\sigma^2 k^2}{2} \right] \quad (41)$$

となるから、

$$\rho'(y) = \mathcal{F}^{-1} \left[\exp \left\{ N \left(x_0 ik - \frac{\sigma^2 k^2}{2} \right) \right\} \right] \quad (42)$$

$$= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} dk \exp \left[-\frac{N\sigma^2}{2} \left(t - \frac{Nx_0 - x}{N\sigma^2} i \right)^2 - \frac{(x_0 N - x)^2}{2N\sigma^2} \right] \quad (43)$$

$$= \frac{1}{2\pi} \sqrt{\frac{2\pi}{N\sigma^2}} \exp \left[-\frac{(x_0 N - x)^2}{2N\sigma^2} \right] \quad (44)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi N\sigma^2}} \exp \left[-\frac{(x_0 N - x)^2}{2N\sigma^2} \right] \quad (45)$$

また $\rho_N(x) = N\rho'(y) = N\rho(Nx)$ より、

$$\rho_N(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\left(\frac{\sigma^2}{N}\right)}} \exp\left[-\frac{(x-x_0)^2}{2\left(\frac{\sigma^2}{N}\right)}\right] \quad (46)$$

となる。これは期待値 x_0 、分散 $\frac{\sigma^2}{N}$ のガウス分布となっている。確かに問題 a の結果と一致している。