

教科書がとても分かりやすいため、p37-38の分布関数からとる。(F=累積分布関数)

○ 分布関数

(累積)分布関数とは、確率変数 X がある値 x 以下 ($X \leq x$) の値となる確率を表す関数である。 $F(x)$ で表される。

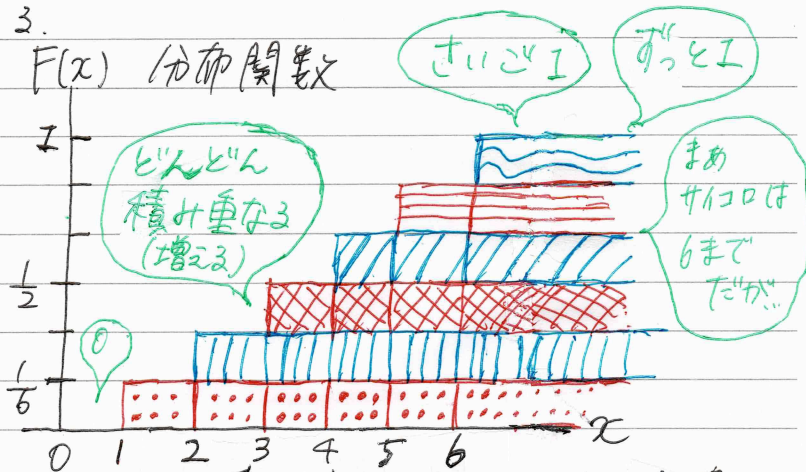
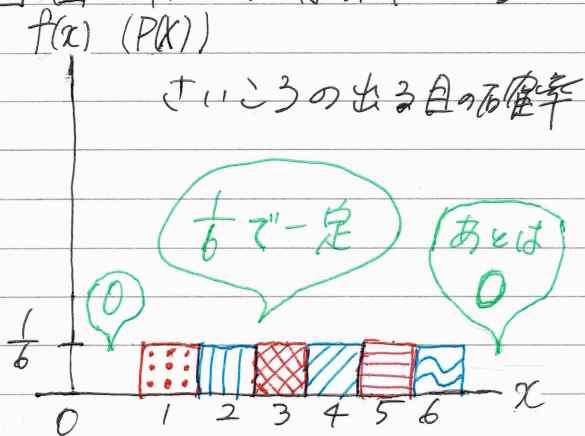
$$F(x) = P(X \leq x)$$

例えば、さいころを投げたときに、「出る目が4以下となる確率」や、「4から6となる確率」など、ある範囲の確率を求める場合に便利。

つまり、サイコロを考えれば、

$$F(1) = \frac{1}{6}, \quad F(2) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{2}{6} \quad F(6) = \frac{1}{6} \times 6 = 1 \quad \text{となる。}$$

離散 図のイメージは以下のようなになる。



↑ ↓ p37 図3-1と比較して6
確認!!

p38 分布関数の性質(離散的)

(i) $F(x) = \sum_{x_i \leq x} f(x_i)$ 上図でわかるとおり、分布関数では確率が足されていく。

(ii) $F(x)$ は x について減少することのない階段状の関数。足される一方だから、増加のためであり、 $F(\infty) = 1, F(-\infty) = 0$ 確率を全て足すと1だからあたりまえ。

(iii) $P(\alpha < X \leq \beta) = F(\beta) - F(\alpha) = \sum_{\alpha < x_i \leq \beta} f(x_i)$ サイコロで例をかくと、
 $P(3 < X \leq 6) = F(6) - F(3) = f(4) + f(5) + f(6)$ (4から6の目が出る確率)

離散的(隣り合う数字の間(=値が存在しない))

サイコロだと、

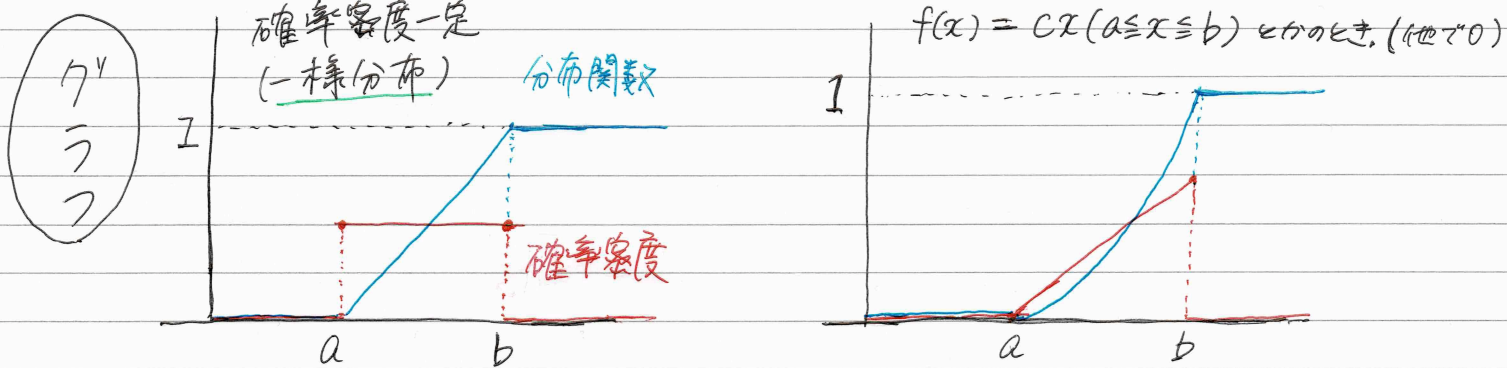
X	x_1	x_2	...	x_{n-1}	x_n	→ 出る目(X)	1	2	3	4	5	6
$P(X)$	p_1	p_2	...	p_{n-1}	p_n	確率 (P(X))	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

↑
大文字
↑
小文字

連続 分布関数(連続型) X が a と b の間で値をとるとして,
 (累積)分布関数は、確率密度関数における $a(-\infty)$ から x までの
 面積と考えられる(P39図3-2参照, (b)で a が I になることに注意)
 中元に, $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = I$, $F(x) = \int_a^x f(y) dy = \int_{-\infty}^x f(y) dy$ (確率密度関数 $f(y)$)
確率密度関数の条件に使われる。($\int_a^b f(x) dx$)

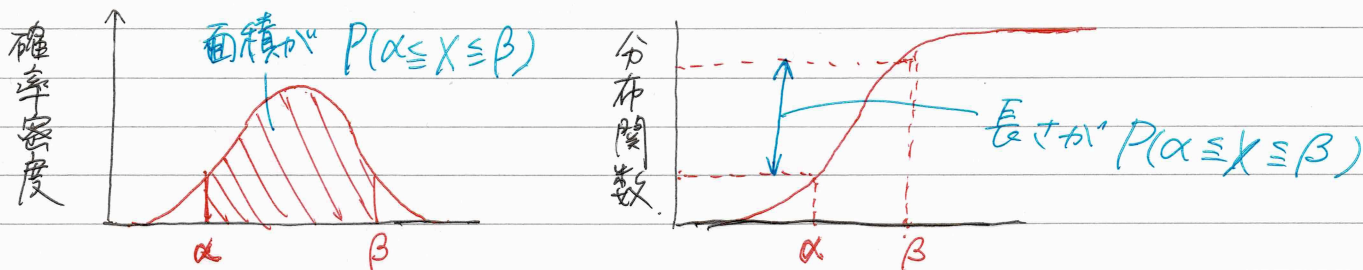
以上のことからまた、もうお分かりのように、 $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a) = \int_a^b f(x) dx$

$F(x) \xleftrightarrow{\text{微分}} f(x)$ ($F(x)$ の勾配が $f(x)$ である。)
 $f(x) \xleftrightarrow{\text{積分}} F(x)$



連続型変数は、重さや温度などの連続で無数の値をとるものを指す。
 また、例えば連続型変数 X がとる値を1から6までの実数とし、この数値を
 とる値を尋ねるとき、 $X=3$ となる確率は実は0である。連続型のときは、
 1.00001など値が無限に存在するため、 $X=3$ は無限に存在するうちの1点でしかない
 からである。 $P(X=3) = 1/\infty = 0$

そのため、確率分布を表すグラフの縦軸には定義域内での X の値の
 相対的な出やすさを示す確率密度が用いられる。



- 連続では離散と違い、区間の端が含まれるかが確率に関係しない(P38)
- $F(\infty) = I$, $F(-\infty) = 0$ は離散と同様成立。



問題 3-1

1

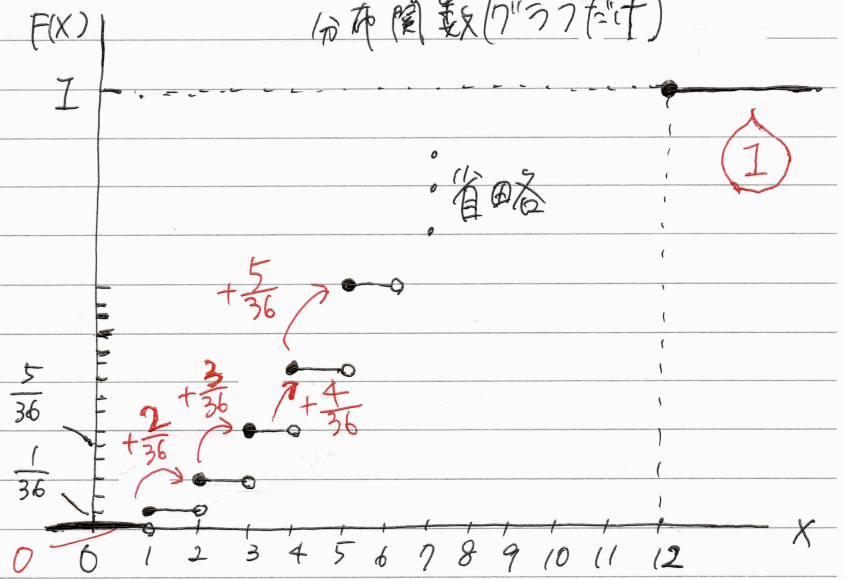
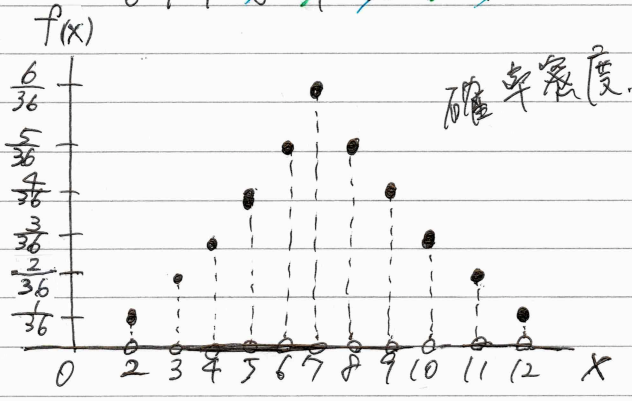
$X = \{X_1 + X_2\}$ X_1

	1	2	3	4	5	6
1	2	3	4	5	6	7
2	3	4	5	6	7	8
3	4	5	6	7	8	9
4	5	6	7	8	9	10
5	6	7	8	9	10	11
6	7	8	9	10	11	12

x	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$f(x)$	1/36	2/36	3/36	4/36	5/36	6/36	5/36	4/36	3/36	2/36	1/36

確率密度

分布関数(7"まで)



2

条件として $\int_a^b f(x) dx = 1$ を用いて, $\int_0^1 cx dx = 1$ より $\frac{1}{2}c = 1 \Leftrightarrow c = 2$

$f(x) = 0 (x < 0), x^2 (0 \leq x \leq 1), 1 (1 < x)$
 aより前は0 $\frac{1}{2}cx^2 = c = 2$ を代入 bの後は1



3-2 期待値と分散・チェビシェフ

分布の様子を表す値の1つ。
ex. 宝くじで何円も期待できるか

期待値とは、確率変数がとる値と、その値をとる確率の積を全て足し合わせたもので、確率変数の平均値を表す。(μ ミュー)

$$\mu \quad \boxed{\text{離}} \sum_{i=1}^n x_i f(x_i) \quad \boxed{\text{連}} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

高校の時点で離散的なら知っていたかもしれないであろう。かま方は少し違うが。

ex. $\boxed{\text{離}}$ サイコロで、 $\mu = 3.5$ (p42)

$\boxed{\text{連}}$ $f(x) = 1/6$ で X が 0 から 6 の範囲をとると、

$$E(X) = \int_0^6 x f(x) dx = \int_0^6 x \times \frac{1}{6} dx = \left[\frac{x^2}{12} \right]_0^6 = 3$$

注) ここで求めているのは確率変数 X の分布の期待値であるが、省略されたりさまざまな言い方ができる。

注) 例2からわかるように、確率密度は1をとることもある。

落ちついて考えればわかるが、本格的に、期待値のもつ性質を記す。
期待値 $E(X)$

さいころの例

- | | |
|---------------------------|---|
| 1. $E(C) = C$ | 定数の期待値は整数 ex. 全ての目が4のさいころで $\mu = 4$ |
| 2. $E(X+C) = E(X) + C$ | $E(X+3) = E(X) + E(3) = 3.5 + 3 = 6.5$ |
| 3. $E(kX) = kE(X)$ | $E(4 \times X) = 4 \times E(X) = 4 \times 3.5 = 14$ |
| 4. $E(X+Y) = E(X) + E(Y)$ | $E(X+Y) = E(X) + E(Y) = 3.5 + 3.5 = 7$ |

分散 $\sigma^2 =$

$$\left\{ \begin{array}{l} \boxed{\text{離}} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 f(x_i) \\ \boxed{\text{連}} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx \end{array} \right.$$

← 定義 (2乗の平均) - (平均の2乗)
計算方法は $\sigma^2 = E[X^2] - \mu^2$ も存在
 σ : 標準偏差

チェビシェフの不等式 μ と σ だけ知っている状態でLPなイベントに対して何が言えるか? → チェビシェフの不等式

まず、定理(マルコフ)を示す

マルコフの不等式 定理
 X を非負の値をとる確率変数とする
このとき、任意の $C > 0$ に対して
 $P[X \geq C] \leq \frac{E[X]}{C}$ が成立

(Proof)

$$E[X] = \int_0^{\infty} x f_X(x) dx \quad \leftarrow \text{確率密度関数}$$

$$= \int_0^C x f_X(x) dx + \int_C^{\infty} x f_X(x) dx$$

≥ 0 ∵ 積分区間が正(0からC)

$$\therefore P[X \geq C] \leq \frac{E[X]}{C} \quad \square$$

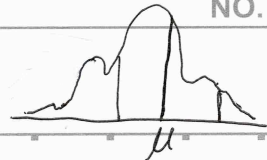
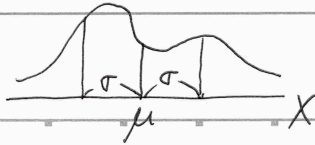
$$\geq \int_C^{\infty} x f_X(x) dx$$

$$\geq C \int_C^{\infty} f_X(x) dx = C P[X \geq C]$$

積分区間がCから∞である中で、
 x をすべてCにすれば、 \geq になる



チェビシェフの不等式



定理 チェビシェフの不等式

 $E[X] = \mu, V[X] = \sigma^2$ とするとき、任意の $a > 0$ に対して

$$\frac{1}{a^2} \geq P[|X - \mu| \geq a\sigma]$$
 が成立.

(proof)

マルコフの不等式において、 $X = (Y - \mu)^2, C = a^2\sigma^2$ とすると、

$$P[(Y - \mu)^2 \geq a^2\sigma^2] \leq \frac{E[(Y - \mu)^2]}{a^2\sigma^2} = \frac{\sigma^2}{a^2\sigma^2} = \frac{1}{a^2}$$

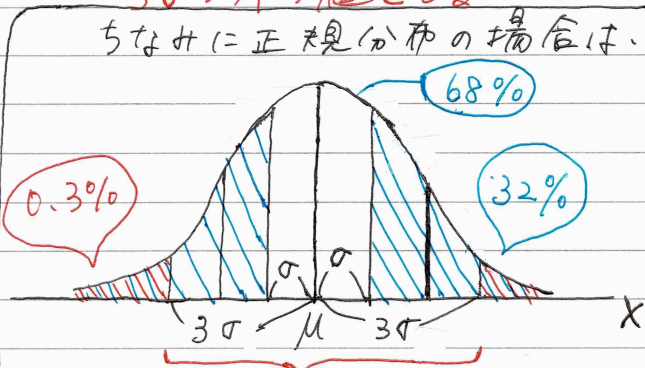
$$\therefore P[|Y - \mu| \geq a\sigma] \leq \frac{1}{a^2} \quad \square$$

ex. $a = 3$ のとき、

$$P[|X - \mu| \geq 3\sigma] \leq \frac{1}{3^2} = \frac{1}{9} (\approx 11\%)$$

3σの外の場合

ちなみに正規分布の場合...

99.7% σ 外が32%

3σになると、0.3%なので、

大変Vである。

0.3% \leq 11% でチェビを満たす

・チェビシェフはどんな確率分布にも成立するという利点がある。

・分散変数の場合には、積分を総和記号におきかえて、同じような評価をすればよい。

すると、チェビシェフの不等式は

$$P[|X - \mu| \geq a] \leq \frac{\sigma^2}{a^2 n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

となり、例えば以下の2つが説明できる

- ① 大数の(弱)法則 ... ① (p72)
- ② 統計力学の基礎付け ... ②

① サンプル数を多くすれば真の平均に(母平均)確率的に近づき一致する

② 多数の粒子の集団的な振る舞いを記述する統計力学だが、粒子は確率的に振る舞ってしまう。aを測定の精度としよう。そのとき、なぜ

1個1個の粒子の動きは正確にはわからないのにほぼ正確な予言ができるかの答えが得られる。(測定の精度がある程度あり、集団の数が大きければ測定の精度内での予言が可能となる)

★チェビシェフの他の使いかた(おまけ)

先ほどの証明で、 $C = a^2$ とすると

$$P[|X - \mu| \geq a] \leq \sigma^2 / a^2$$
 となる

ここで、確率変数として

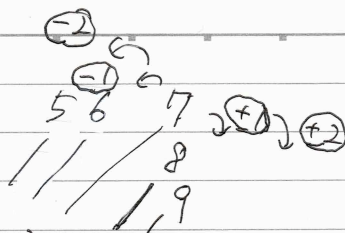
$$\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n}{n}$$
 を選ぶと

標本平均

$$E[\bar{X}] = \mu, V[\bar{X}] = \frac{\sigma^2}{n}$$

問題 3-2

1 3-1で書いたものを見ればわかるとおり、



となつてゐるため、
 $\mu = 7$

$$\sigma^2 = \frac{(25 + 16 \times 2 + 9 \times 3 + 4 \times 4 + 1 \times 5) \times 2}{36} \doteq 5.83$$

2

$$\mu = 2 \int_0^1 x(1-x) dx = 2x \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right) = \frac{1}{3}$$

1843で
 ガン関数
 登場

$$\sigma^2 = 2 \int_0^1 \left(x - \frac{1}{3}\right)^2 (1-x) dx = \frac{1}{36}$$

とまあ、ここまでいろいろかいてきたわけだが、ここからは交力率をよくするために
 問題だけに焦点をあててかいていく。(問題をとくときに必要な知識を×イン)

問 3-3

(マクロ-1=展開) (t=0)

モーメント母関数とは $E[e^{tx}]$ である。モーメント母関数 $M_X(t)$ を M 回微分して $t=0$ を代入すると、 $E[X^m]$ となり、期待値や分散を求めるのに役立つ。

主要な確率分布の多くにはモーメント母関数が存在。

また、マクロ-1=展開から $E[X^m]$ が求まる。

$$E[e^{tx}] = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x) dx$$

$$\begin{aligned} M_X^{(m)}(0) &= \frac{d^m}{dt^m} E[e^{tx}] |_{t=0} \\ &= E[X^m e^{tx}] |_{t=0} \\ &= E[X^m e^0] = E[X^m] \end{aligned}$$

$$f(x) = \begin{cases} xe^{-x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$$

3-2の1842

I

$$\begin{aligned} E[e^{tx}] &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x) dx = \int_0^{\infty} x e^{(t-1)x} dx \\ &= \left[x \frac{1}{t-1} e^{(t-1)x} \right]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} \frac{1}{t-1} e^{(t-1)x} dx \end{aligned}$$

$t < 1$ とする、

ここが負になるから0

$$E[e^{tx}] = - \left[\frac{1}{(t-1)^2} e^{(t-1)x} \right]_0^{\infty} = \frac{1}{(1-t)^2}$$

$$\frac{1}{(1-t)^2} = 1 + 2t + 3t^2 + 4t^3 + \dots + (k+1)t^k + \dots$$

であるから、(マクロ-1=展開)

p51 3.37より t^k の係数は $E[X^k]/k!$ と等しいから、

$$\frac{E[X^k]}{k!} = (k+1) \quad \therefore E[X^k] = (k+1)k!$$

$$\text{ゆえに } E[X] = (1+1) \cdot 1 = 2 \quad E[X^2] = (2+1) \cdot 2 = 6 \quad E[X^3] = (3+1) \cdot 3 \cdot 2 = 24$$

$$E[X] = (E[e^{tx}] \text{ をマクロ-1=展開 } t=0 \text{ ときの } t^k \text{ の係数}) \times k!$$

もしくはマクロ-1=展開 $t=0$ のものを M 回微分して $t=0$ を代入すると $E[X^m]$ となるから、 $(M_X^{(m)}(0) = E[X^m])$

$$\begin{aligned} E[X] &= 0 + 2 + 0 + \dots & E[X^2] &= 0 + 0 + 3 \times 2 + 0 + \dots & E[X^3] &= 0 + 0 + 0 + 4 \times 3 \times 2 + 0 + 0 + \dots \\ &= 2 & &= 6 & &= 24 \end{aligned}$$



問 3-3.2 p54

(3.42)から

$$g(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y/2} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y/2} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} e^{-y/2} & (y > 0) \\ 0 & (y \leq 0) \end{cases}$$

変数変換の式
(導出もできた方がよい)
と思われる

$$g(y) = f(x) \frac{dx}{dy}$$

∵ t = ±√y, y = x² だと x = ±√y の2つの
値が対応するとき注意。

問 3-4 1

離散値で, p57 (3.50) 例. $f_1(x) = \begin{cases} \sum_{j=1}^n P_{ij} = P_{i1} + P_{i2} + \dots + P_{in} & (x = x_i) \\ 0 & (x \text{ の他}) \end{cases}$

y	3	2	1	0
x	0	1	2	3
	0	1/16	1/16	0
	3/32	1/8	1/8	3/32
	1/32	1/8	1/8	1/32
	0	1/16	2/16	3/16

であるから, 求め方としては, 足し算すればよい.

(yがxの中のXに对应的yの値をすべて足し合わせる)

$$f_1(0) = \frac{4}{32} = \frac{1}{8} \quad f_1(1) = \frac{6}{16} = \frac{3}{8} \quad f_1(2) = \frac{3}{8} \quad f_1(3) = \frac{4}{32}$$

$$f_2(0) = \frac{2}{16} = \frac{1}{8} \quad f_2(1) = \frac{10}{32} = \frac{5}{16} \quad f_2(2) = \frac{14}{32} = \frac{7}{16} = \frac{1}{8}$$

$$f_2(1) = \frac{1}{32} + \frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{1}{32}$$

$$f_2(3) = \frac{2}{16} = \frac{1}{8}$$

(左右対称を利用してもよい)

$$f_1(0) = \frac{3}{32} + \frac{1}{32}$$

その他のxに対して $f_1(x) = 0$, その他のyに対して $f_2(y) = 0$

$$= \frac{1}{8} \quad \text{条件付き確率密度} \quad f(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_2(y)} \quad \text{を用いる (p59)}$$

$$f(0|1) = \frac{f(0,1)}{f_2(1)} = \frac{1}{32} / \frac{5}{16} = \frac{1}{10} \quad \text{同様にして, } f(1|1) = f(2|1) = \frac{2}{5} \quad f(3|1) = \frac{1}{10}$$

他のxに対しては $f(x|1) = 0$. 途中式は教参参照

2.

$$\text{2次元確率密度関数の条件} \quad F(\infty, \infty) = \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-\infty}^{\infty} dy f(x,y) = 1 \quad \text{を用いる}$$

$x = r \cos \theta, y = r \sin \theta$ と可変. $dx dy = r dr d\theta$. 積分計算は微分積分の重積分の置換積分参照.

$$I = \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-\infty}^{\infty} dy c e^{-(x^2+y^2)/2} = \int_0^{2\pi} d\theta \int_0^{\infty} dr r c e^{-r^2/2} = 2\pi c [-e^{-r^2/2}]_0^{\infty} = 0 - (-1)2\pi c = 2\pi c$$

$$\therefore c = \frac{1}{2\pi} \quad f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (\text{教参中})$$

$$\left[e^{-\frac{r^2}{2}} \right]' = -\frac{r}{2} e^{-\frac{r^2}{2}} = -r e^{-\frac{r^2}{2}}$$

$$\text{連続} \quad f_1(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dy$$