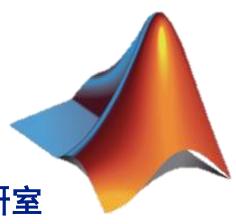


でルフ某大学 THWESTERN POLYTECHNICAL UNIVERSITY



徐爽







第二节 多维随机变量 及其分布(2)

- 五、边缘分布函数
- 六、离散型随机变量的边缘分布律
- 七、连续型随机变量的边缘分布



五、边缘分布函数

问题:已知(X,Y)的分布,如何确定X,Y的分布?



 $F(x,y) = P\{X \le x, Y \le y\}, F(x) = P\{X \le x\},$

$$P\{X \le x\} = P\{X \le x, Y < \infty\} = F(x, \infty) = F_{\underline{X}}(x)$$

(X,Y)关于X的边缘分布函数.

定义 设F(x,y)为随机变量(X,Y)的分布函数,

则 $F(x,y) = P\{X \le x, Y \le y\}$ 令 $y \to +\infty$, 称

$$P\{X \le x\} = P\{X \le x, Y < +\infty\} = F(x, +\infty),$$



为随机变量(X,Y)关于X的边缘分布函数.

记为
$$F_X(x) = F(x,+\infty)$$
.

同理令
$$x \to +\infty$$
, $P\{X < +\infty, Y \le y\} = P\{Y \le y\}$

即
$$F_Y(y) = F(+\infty, y)$$

为随机变量(X,Y)关于Y的边缘分布函数.

边缘分布也称为边沿分布或边际分布。

注 联合分布 边缘分布



六、离散型随机变量的边缘分布律

定义 设二维离散型随机变量(X,Y)的联合

分布律为
$$P{X = x_i, Y = y_j} = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots$$

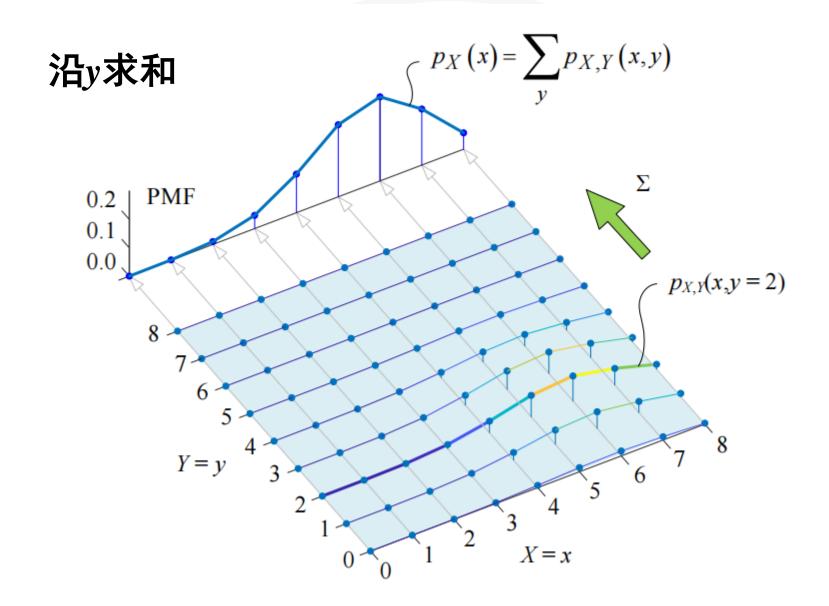
记
$$p_{i\bullet} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = P\{X = x_i\}, \quad i = 1, 2, \dots,$$

$$p_{\bullet j} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} = P\{Y = y_j\}, \quad j = 1, 2, \dots,$$

分别称 $p_{i\bullet}$ $(i=1,2,\cdots)$ 和 $p_{\bullet j}$ $(j=1,2,\cdots)$ 为 (X,Y)

关于X和关于Y的边缘分布律。

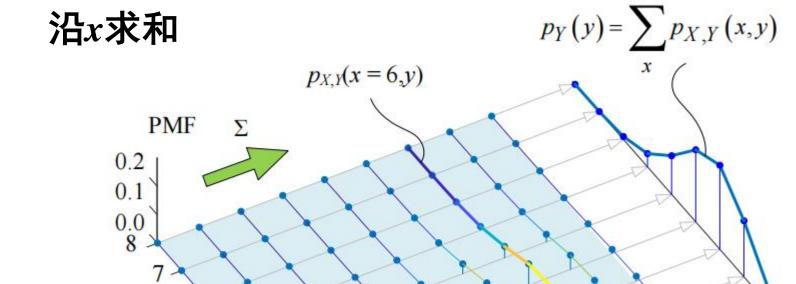




西北工业大学概率统计教研室

6

Y = y



X = x



离散型随机变量关于X 和Y 的边缘分布函数 分别为

$$F_X(x) = F(x,+\infty) = \sum_{x_i \le x} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij},$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = \sum_{y_j \le y} \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}.$$



例1一机场有四架飞机,它们依次标有数字1,2,2,3,设每次任务派出一架飞机后不再返回,并且每架

飞机被提取的可能性相同,以X,Y分别记第一次、

第二次取得飞机上标有的数字. △

求 (1) (X,Y)的联合分布律;

(2) 关于X和关于Y的边缘分布律.

解 X的所有可能取值为1,2,3; Y的所有可能取值为1,2,3.所以有



西北工业大学概率统计教研室

$$P\{X = 1, Y = 1\} = \frac{1}{4} \times 0 = 0; P\{X = 1, Y = 2\} = \frac{1}{4} \times \frac{2}{3} = \frac{1}{6};$$

$$P{X = 1, Y = 3} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{12}; P{X = 2, Y = 1} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6};$$

$$P{X = 2, Y = 2} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6}; P{X = 2, Y = 3} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6};$$

$$P{X = 3, Y = 1} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{12}; P{X = 3, Y = 2} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6};$$

$$P{X = 3, Y = 3} = \frac{1}{4} \times 0 = 0.$$

由上面的计算可得(X,Y)的联合分布律为

Y	1	3	
RTHW	0	$\frac{1}{6}$ 1	1 12 1
3	$\frac{1}{6}$ $\frac{1}{12}$	$\frac{\overline{6}}{6}$	1 6 0

由公式
$$p_{i\bullet} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = P\{X = x_i\}$$

可得关于X的边缘分布律为

X	1	2	3	
H	1	1	1	
p	4	2	4	

关于 X的 边缘分布函数为

$$F_{X}(x) = \begin{cases} \frac{1}{4} & 1 \le x < 2 \\ \frac{3}{4} & 2 \le x < 3 \\ 1 & x \ge 3 \end{cases}$$

x < 1



同理可得Y的边缘分布律

Y	1	2	3	
20	1	1	1	
p	4	<u>2</u>	4	

关于 X的 边缘分布函数为

$$F_{Y}(x) = \begin{cases} \frac{1}{4} & 1 \le y < 2\\ \frac{3}{4} & 2 \le y < 3\\ 1 & y \ge 3 \end{cases}$$

0

y < 1



七、连续型随机变量的边缘分布

定义 若(X,Y)为二维连续型随机变量,设密度

函数为p(x,y),则X的边缘分布函数

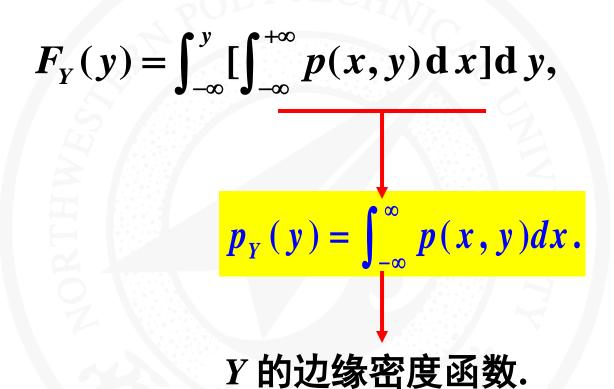
$$F_X(x) = F(x, +\infty) = \int_{-\infty}^x \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy \right\} dx$$

则X的边缘密度函数为

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy$$



同理可得 Y的边缘密度函数





例2 设(X,Y)在曲线 $y = x^2, y = x$ 所围成的区域G

里服从均匀分布.求联合密度函数和边缘密度函数.

解 区域G的面积
$$A = \int_0^1 (x - x^2) dx = \frac{1}{6}$$
,

由题设知(X,Y)的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} 6, & 0 \le x \le 1, x^2 \le y \le x, \\ 0, & \pm \text{th}. \end{cases}$$

从而

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy$$

$$= 6 \int_{x^2}^{x} dy = 6(x - x^2), \quad 0 \le x \le 1$$

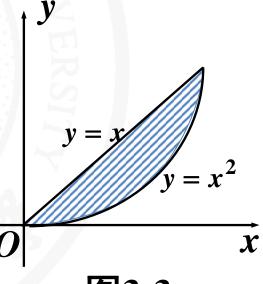


图3-3





即
$$p_X(x) = \begin{cases} 6(x-x^2), 0 \le x \le 1, \\ 0, \\ \text{其他.} \end{cases}$$

$$p_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx = 6 \int_{y}^{\sqrt{y}} dx \qquad 0 \le y \le 1$$

$$=6(\sqrt{y}-y),$$

即
$$p_Y(y) = \begin{cases} 6(\sqrt{y} - y), 0 \le y \le 1, \\ 0, \\ \end{bmatrix}$$
 其他.



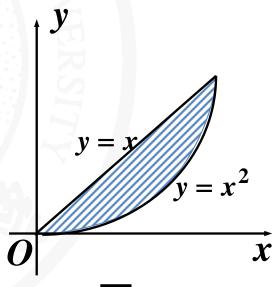


图3-3





例3 设(X,Y)的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{ i. } \end{cases}$$

求关于X 和Y 的边缘密度函数.

解 根据定义有

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy$$
$$= \int_{0}^{+\infty} e^{-(x+y)} dy = e^{-x} \quad (0 < x < +\infty)$$



所以关于 X的边缘密度为

$$p_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

同理可得关于Y的边缘密度为

$$p_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & y \le 0. \end{cases}$$

注 由联合分布能推出边缘分布, 但由边缘分布推不出联合分布.



例4 设二维随机变量(X,Y)的概率密度为

$$p(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}$$

$$\cdot \exp \left\{ \frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

$$(-\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty)$$

其中 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$ 都是常数,且 $\sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0$, $-1 < \rho < 1$.

试求二维正态随机变量的边缘概率密度.



解
$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x,y) dy,$$

曲于
$$\frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2}$$

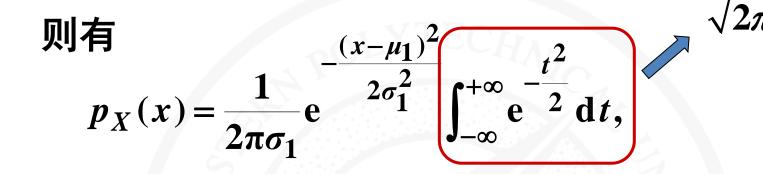
$$= \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right]^2 - \rho^2 \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2},$$

于是

$$p_X(x) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{\frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right]^2} dy,$$

$$\Rightarrow t = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right), \quad dt = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_2} dy$$





$$p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, \quad -\infty < x < +\infty.$$

同理可得
$$p_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}, \quad -\infty < y < +\infty.$$

注 通过本题,我们可以得到如下结论

1° 二元正态分布的边缘分布是一元正态分布.

即若
$$(X,Y) \sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$$
, 则 $X \sim N(\mu_1,\sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2,\sigma_2^2)$.

2° 上述的两个边缘分布中的参数与二元

正态分布中的常数 ρ 无关.

$$3^{\circ}$$
 如果 $(X_1,Y_1) \sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho_1),$ $(X_2,Y_2) \sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho_2),$

其中 $\rho_1 \neq \rho_2$

则 (X_1,Y_1) 与 (X_2,Y_2) 的联合分布函数不同,

但是 X_1 与 X_2 , Y_1 与 Y_2 的边缘分布函数相同.

联合分布 边缘分布



思考题

请同学们思考:

边缘分布均为正态分布的随机变量,其联合分布一定是二维正态分布吗?

答:不一定.举一反例以示证明.



$\phi(X,Y)$ 的联合密度函数为

$$p(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} (1+\sin x \sin y),$$

显然,(X,Y) 不服从正态分布,但是

$$p_X(x) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2}{2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} (1 + \sin x \sin y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}},$$

同理
$$p_{Y}(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^{2}}{2}}$$
.

因此边缘分布均为正态分布的随机变量,

其联合分布不一定是二维正态分布.



内容小结

1. 边缘分布函数

$$F_X(x) = F(x,+\infty)$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y)$$

- 2. 离散型随机变量的边缘分布
- (1) 二维离散型随机变量的边缘分布律

$$p_{i\bullet} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = P\{X = x_i\}, \quad i = 1, 2, \dots,$$

$$p_{\bullet j} = \sum_{i=1}^{n} p_{ij} = P\{Y = y_j\}, \quad j = 1, 2, \dots,$$



(2) 二维离散型随机变量(X,Y) 的边缘分布函数

$$F_X(x) = F(x,+\infty) = \sum_{x_i \le x} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij},$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = \sum_{y_j \le y} \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}.$$



3. 连续型随机变量边缘分布

(1) 二维连续型随机变量(X,Y) 的边缘密度函数

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy$$

$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx$$



(2) 二维连续型随机变量(X,Y) 的边缘分布函数

$$F_X(x) = F(x, +\infty) = \int_{-\infty}^{x} \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy \right\} dx$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = \int_{-\infty}^{y} \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx \right\} dy$$



南北王某大学

NORTHWESTERN POLYTECHNICAL UNIVERSITY







备用题

例3-1 如果二维随机变量(X,Y)的联合分布函数为

$$F(x,y) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_1 x} - e^{-\lambda_2 y} \\ + e^{-\lambda_1 x - \lambda_2 y - \lambda_{12} \max\{x,y\}}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{#th.} \end{cases}$$

试求X和Y各自的边缘分布函数.

解 因为

$$\lim_{y \to +\infty} \{1 - e^{-\lambda_1 x} - e^{-\lambda_2 y} + e^{-\lambda_1 x - \lambda_2 y - \lambda_{12} \max\{x, y\}}\} = 1 - e^{-\lambda_1 x},$$

$$\lim_{x \to +\infty} \{1 - e^{-\lambda_1 x} - e^{-\lambda_2 y} + e^{-\lambda_1 x - \lambda_2 y - \lambda_{12} \max\{x, y\}}\} = 1 - e^{-\lambda_2 y},$$



所以X和Y各自的边缘分布函数为

$$F_X(x) = F(x,+\infty) = \lim_{y \to +\infty} F(x,y) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_1 x}, & x > 0, \\ 0, & \text{ i.e. } \end{cases}$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = \lim_{x \to +\infty} F(x, y) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_2 y}, & y > 0, \\ 0, & \text{ #...} \end{cases}$$

可见,这两个边缘分布都是指数分布,但这两个分布对应的随机变量不相互独立.



例3-2 设二维随机变量 (ε,η) 有密度函数

$$p(x,y) = \frac{20}{\pi^2(x^2 + 16)(y^2 + 25)}$$

求 (ε,η) 的联合分布函数及关于 ε 和 η 的边缘密度函数.

解
$$F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} P(u,v) du dv$$

$$= \frac{20}{\pi^2} \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} \frac{\mathrm{d}u \, \mathrm{d}v}{(u^2 + 16)(v^2 + 25)}$$

$$= \frac{20}{\pi^2} \left(\int_{-\infty}^{x} \frac{\mathrm{d}u}{u^2 + 16} \right) \left(\int_{-\infty}^{y} \frac{\mathrm{d}v}{v^2 + 25} \right)$$



即为所求的联合分布函数.

$$F_{\varepsilon}(x) = \lim_{y \to +\infty} F(x, y) = \frac{1}{\pi} (\arctan \frac{x}{4} + \frac{\pi}{2})$$

$$F_{\eta}(y) = \lim_{x \to +\infty} F(x, y) = \frac{1}{\pi} (\arctan \frac{y}{5} + \frac{\pi}{2})$$

即为所求的边缘分布函数.



例3-4 设二维随机变量(X,Y)具如下联合概率密度,求边缘分布.

$$(1)p(x,y) = \begin{cases} \frac{2e^{-y+1}}{x^3}, & x > 1, y > 1, \\ 0, & \text{#.} \end{cases}$$

(2)
$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}, & x > 0, y \le 0, \text{ if } x \le 0, y > 0, \\ 0, & \text{if } w. \end{cases}$$

解 (1)对x > 1

$$p_X(x) = \int_1^\infty \frac{2e^{-y+1}}{x^3} dy = \frac{2}{x^3},$$



所以
$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{2}{x^3}, & x > 1, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

对y > 1

$$p_Y(y) = \int_1^\infty \frac{2e^{-y+1}}{x^3} dx = e^{-y+1},$$

所以
$$p_Y(y) = \begin{cases} e^{-y+1}, & y > 1, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$



(2)对x > 0

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{0} \frac{1}{\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)} dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}};$$

$$p_X(x) = \int_0^\infty \frac{1}{\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)} dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}},$$

所以
$$p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, -\infty < x < +\infty.$$

同理可求出 $p_Y(y)$.



例3-5 设二维随机变量(X,Y)在 $x^2 + y^2 \le r^2 (r > 0)$

内服从均匀分布, 求 X, Y 的边缘概率密度.

解 应先求出联合概率密度,为此求

$$G = \{(x,y): x^2 + y^2 \le r^2, r > 0\}$$

的面积,显然G的面积为 πr^2 .

所以(X,Y)的联合概率密度为

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi r^2}, & x^2 + y^2 \le r^2, \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

曲
$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x,y) dy$$
, 当 $|x| < r$ 时,



$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = \int_{-\sqrt{r^2 - x^2}}^{\sqrt{r^2 - x^2}} \frac{1}{\pi r^2} dy = \frac{2\sqrt{r^2 - x^2}}{\pi r^2},$$

所以
$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{2\sqrt{r^2 - x^2}}{\pi r^2}, & |x| < r, \\ 0, & |x| \ge r. \end{cases}$$

同理可求得

$$p_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{2\sqrt{r^{2}-y^{2}}}{\pi r^{2}}, & |y| < r, \\ 0, & |y| \ge r. \end{cases}$$



例4-1 设
$$(X,Y) \sim p(x,y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 < x < y, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

求 (1)
$$p_X(x)$$
; (2) $P\{X+Y\leq 1\}$.

解 当x > 0时,

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = \int_{x}^{+\infty} e^{-y} dy = e^{-x}.$$

当
$$x \le 0$$
 时, $p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = 0$.

故
$$p_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, &$$
其它.





$$(2) P\{X+Y\leq 1\}$$

$$= \iint_{x+y \le 1} p(x,y) \, \mathrm{d} x \, \mathrm{d} y$$

$$= \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_x^{1-x} e^{-y} dy$$

$$= -\int_0^{\frac{1}{2}} \left[e^{-(1-x)} - e^{-x} \right] dx = 1 + e^{-1} - 2e^{-\frac{1}{2}}.$$

