

指数分布

FA

λ : 単位時間あたりの事故の平均回数

X : 事故が発生するまでの時間, r.v.

f : p.d.f. for X

$$\Rightarrow f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

Proof.

$x \geq 0$ に対して X の分布関数が

$$P(X \leq x) = 1 - e^{-\lambda x}$$

となることを示せばよい。

そのために, $P(X \geq x) (= 1 - P(X \leq x))$ に注目する。

$P(X \geq x)$ は、時刻 x までには事故が発生しない確率である。

よって,

Y : 時刻 x までに事故が起こる回数, r.v.

$P_Y(y)$: Y の確率関数

とすると,

$$P(X \geq x) (= 1 - P(X \leq x)) = P_Y(0)$$

である。

Y の確率分布について考えてみる。 $x \geq 0$ とする。

仮定より、単位時間あたり平均 λ 回事故が起こる。

従って、時刻 x までには、平均 λx 回事故が起こる。

このことから、 $Y \sim P_0(\lambda x)$ と考えられる。

(ここで $x \geq 0$ は固定して考えられている。)

$$\text{ゆえに、 } P_Y(y) = e^{-\lambda x} \frac{(\lambda x)^y}{y!} \quad (y=0, 1, 2, \dots)$$

である。

$$\text{よって } P(X \geq x) = P_Y(0) = e^{-\lambda x} \text{ であり、}$$

$$P(X \geq x) = 1 - P(X \leq x) = e^{-\lambda x} \text{ より、}$$

$$P(X \leq x) = 1 - e^{-\lambda x} \quad (\forall x \geq 0)$$

が得られる。



Def. (指数分布; exponential distribution)

$$X \sim \text{Ex}(\lambda) \quad (\lambda > 0)$$

\Leftrightarrow • p.d.f.

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

\Leftrightarrow • 分布関数

$$\begin{aligned} F(x) &= P(X \leq x) \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases} \end{aligned}$$

• p.d.f. の性質

① $\forall x \in \mathbb{R}, f(x) \geq 0$

② $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$

③ $\forall a, b \in \mathbb{R}: a \leq b,$

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx$$

• 分布関数の性質

(1) $F(x) \rightarrow 1$ ($\text{as } x \rightarrow \infty$)

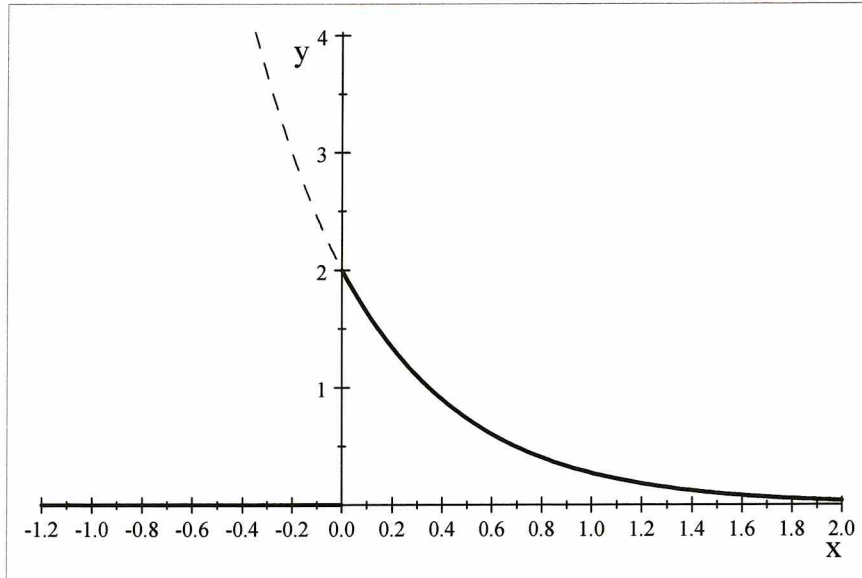
(2) $F(x) \rightarrow 0$ ($\text{as } x \rightarrow -\infty$)

(3) $\forall x \in \mathbb{R}, F(x) \in [0, 1]$

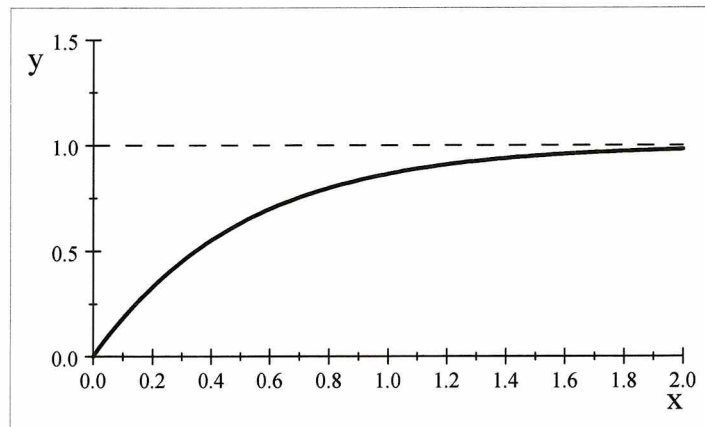
は勿論満たさぬ。 (後で ② を check する。)

$X \sim \text{Ex}(2)$

$$f(x) = \begin{cases} 2e^{-2x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$



$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-2x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$



$$X \sim \text{Exp}(\lambda) \quad (\lambda > 0)$$

$$\Leftrightarrow f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

p.d.f.

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

check

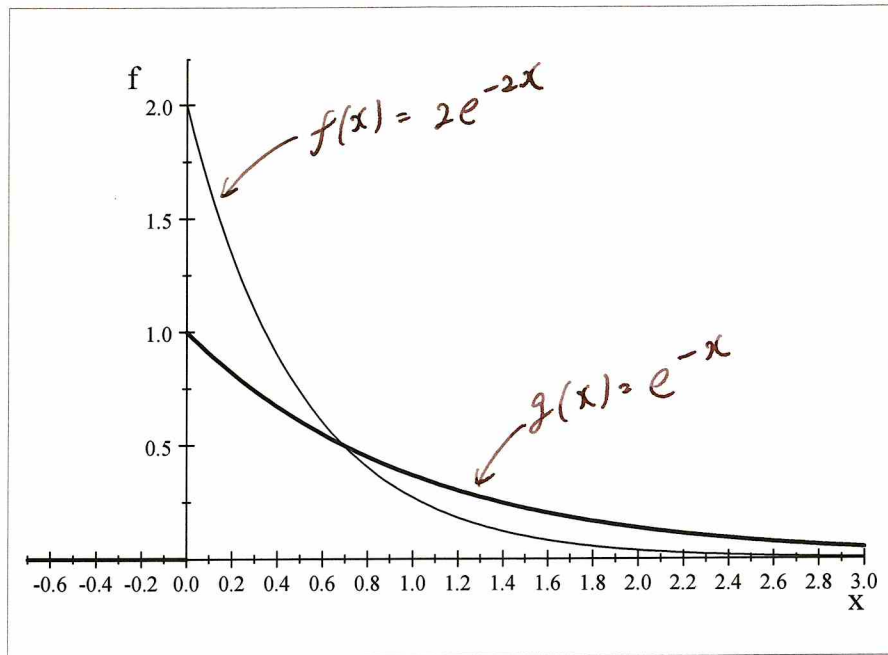
$$\text{LHS} = \int_0^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= \left[-e^{-\lambda x} \right]_0^{\infty}$$

$$= -0 + e^0$$

$$= 1.$$

//



f : p.d.f. of $Ex(2)$

g : p.d.f. of $Ex(1)$

両方 $-\infty$ から ∞ まで積分すると 1 になる。

$x=0$ において、 f の方が高い所 $f(0)=2$ から

出発する分、 g よりも速く横軸に漸近する。

モーメント母関数

$$X \sim \text{Exp}(\lambda) \quad (\lambda > 0)$$

$$\Rightarrow M(t) = E[e^{tx}] = \frac{\lambda}{\lambda - t} \quad (t < \lambda)$$

Proof

Let $t \in (-\infty, \lambda)$.

Then,

$$M(t) = E[e^{tx}]$$

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

$$= \int_0^{\infty} e^{tx} \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= \lambda \int_0^{\infty} e^{(t-\lambda)x} dx$$

$$= \frac{\lambda}{t-\lambda} \left[e^{(t-\lambda)x} \right]_0^{\infty}$$

$$= \frac{\lambda}{t-\lambda} (0 - 1)$$

$$= \frac{\lambda}{\lambda - t}$$

$t \neq \lambda$

$t - \lambda < 0$

期待値・分散

$$X \sim Ex(\lambda)$$

$$\Rightarrow E[X] = \frac{1}{\lambda}$$

$$V[X] = \frac{1}{\lambda^2}$$

Proof.

We know that

$$M(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t} \quad (t < \lambda), \text{ where } \lambda > 0.$$

$$\text{Thus, } M'(t) = \frac{\lambda}{(\lambda - t)^2}.$$

$$\therefore M'(0) = \frac{1}{\lambda}$$

Furthermore,

$$M''(t) = \frac{-2(\lambda - t)(-1)\lambda}{(\lambda - t)^3} = \frac{2\lambda}{(\lambda - t)^3}$$

$$\therefore M''(0) = \frac{2}{\lambda^2}.$$

$$\therefore V[X] = M''(0) - (M'(0))^2$$

$$= \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}.$$

$$\therefore E[X] = M'(0) = \frac{1}{\lambda}$$

$$V[X] = \frac{1}{\lambda^2}.$$

期待値・分散

(モーメント母関数を使わない方法)

$$\begin{aligned} X &\sim \text{Ex}(\lambda) \\ \Rightarrow E[X] &= \frac{1}{\lambda} \\ \text{Var}[X] &= \frac{1}{\lambda^2} \end{aligned}$$

(部分積分とD.E.G.I.V.の定理)
を用いる。

Proof

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

$$= \int_0^{\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$\begin{aligned} f &= x & f' &= 1 \\ g' &= \lambda e^{-\lambda x} & g &= -e^{-\lambda x} \end{aligned}$$

$$(fg)' = f'g + fg'$$

$$\therefore \int fg' = [fg] - \int f'g$$

$$= [-xe^{-\lambda x}]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx$$

$$= \left[-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x}\right]_0^{\infty}$$

$$= 0 + \frac{1}{\lambda} \cdot 1$$

$$= \frac{1}{\lambda}$$

We obtain that

$$\int_0^{\infty} x e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda^2} \quad \text{--- (*)}$$

It holds that

$$E[X^2] = \int_0^{\infty} x^2 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$f = x^2 \quad f' = 2x$$

$$g' = \lambda e^{-\lambda x} \quad g = -e^{-\lambda x}$$

$$\int f g' = [f g] - \int f' g$$

$$= \left[-x^2 e^{-\lambda x} \right]_0^{\infty} + 2 \int_0^{\infty} x e^{-\lambda x} dx$$

$$= 2 \cdot \frac{1}{\lambda^2}$$

(*)

Thus,

$$V[X] = E[X^2] - (E[X])^2$$

$$= \frac{2}{\lambda^2} - \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2$$

$$= \frac{1}{\lambda^2}$$

$$\therefore E[X] = \frac{1}{\lambda}$$

$$V[X] = \frac{1}{\lambda^2}$$

//

* 例えは $\lambda = 2$ のとき.

単位時間あたり平均 2 回事故が起こる。

この場合、事故が起こるまでの時間は、

平均すると $\frac{1}{2}$ 時間である。

例.

病院

X : 待ち時間を表す r.v.

$$X \sim \text{Ex}(2) \quad (\text{1.05} \times 2 - \lambda = 2)$$

とする。

1時間以上待つことになる確率を求めよ。

2時間以上の場合はいかが？

$$\left(\begin{array}{l} \text{* 待ち時間の期待値は} \\ E[X] = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{2} = 30\text{分} \end{array} \right)$$

解.

X の p.d.f. は.

$$f(x) = \begin{cases} 2e^{-2x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

1時間以上待つことになる確率は？

$$\int_1^{\infty} 2e^{-2x} dx$$

$$= [-e^{-2x}]_1^{\infty}$$

$$= -0 + e^{-2}$$

$$= e^{-2} = 0.135335... \quad \therefore \underline{\underline{\text{約 } 13.53\%}}$$

2時間以上待つことになる確率は？

$$\int_2^{\infty} 2e^{-2x} dx$$

$$= e^{-4} = 0.018315...$$

$$\therefore \underline{\underline{\text{約 } 1.83\%}}$$

例.

病院の例で 1時間以上, 2時間以下だけ
待つことになる確率は?

解

$$\int_1^2 2e^{-2x} dx$$

$$= [-e^{-2x}]_1^2$$

$$= -e^{-4} + e^{-2}$$

$$= 0.117019 \dots$$

∴ 約 11.70%

TR

$$T \sim \text{Ex}(\lambda)$$

$$t \geq 0$$

$$\Rightarrow P(T \geq t) = e^{-\lambda t}$$

* $P(T \geq t)$ 時刻 t までには事故が発生しない確率。

応用上、よく用いられる。

* $T \sim \text{Ex}(\lambda)$

• p.d.f. $f(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} & (t \geq 0) \\ 0 & (t < 0) \end{cases}$

• distribution f.

$$F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t} & (t \geq 0) \\ 0 & (t < 0) \end{cases}$$

Proof.

$$P(T \geq t) = 1 - P(T \leq t)$$

$$= 1 - F(t)$$

$$= 1 - (1 - e^{-\lambda t})$$

$$= e^{-\lambda t}$$

//

$$T \sim \text{Ex}(\lambda)$$

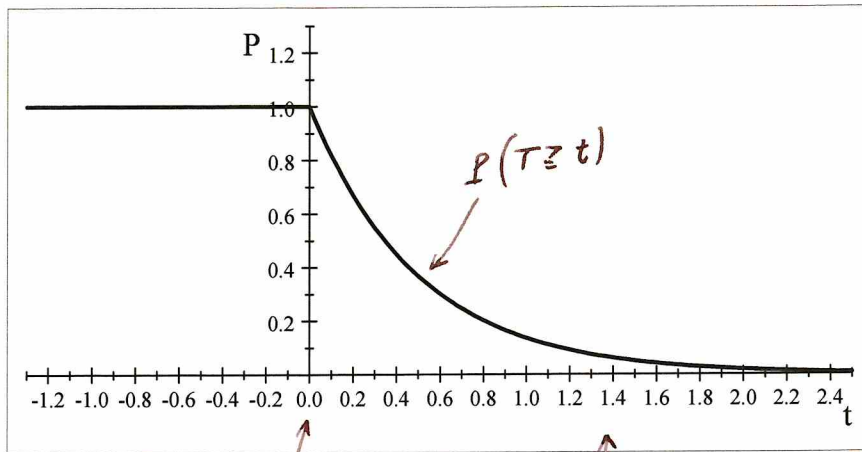
$$\Rightarrow P(T \geq t) = \begin{cases} e^{-\lambda t} & (t \geq 0) \\ 1 & (t < 0) \end{cases}$$

が成り立つか、

$t < 0$ の場合は、

使うことはほとんどない。

* 逆もいえる。



• $t=0$ までに事故が
発生しない確率は 1

• 時間が経過するごとに
その時間までに事故が発生
しない確率は減少していく。

例.

T : 電球が切れるまでの年数を表すr.v.

$$T \sim \text{Ex}\left(\frac{1}{5}\right)$$

とする。(この電球の平均寿命は5年。)

この電球が5年以上もつ(5年以下では切れない)

確率を求めよ。

また、10年以上、15年以上もつ確率も求めよ。

解

5年以上もつ確率は。

$$\begin{aligned} P(T \geq 5) &= e^{-\frac{1}{5} \cdot 5} \\ &= e^{-1} = 0.367879 \dots \end{aligned}$$

$$\therefore \underline{\underline{\text{約 } 36.79\%}}$$

10年以上もつ確率は。

$$\begin{aligned} P(T \geq 10) &= e^{-\frac{1}{5} \cdot 10} \\ &= e^{-2} = 0.135335 \dots \end{aligned}$$

$$\therefore \underline{\underline{\text{約 } 13.53\%}}$$

15年以上もつ確率は。

$$\begin{aligned} P(T \geq 15) &= e^{-\frac{1}{5} \cdot 15} \\ &= e^{-3} = 0.049787 \dots \end{aligned}$$

$$\therefore \underline{\underline{\text{約 } 4.98\%}}$$

< 指数分布の無記憶性 >

(memoryless property)

<マルコフ性>

Def.

T : r.v.

T has the memoryless property.

$$\Leftrightarrow \forall t, s > 0, P(T \geq t+s | T \geq t) = P(T \geq s)$$

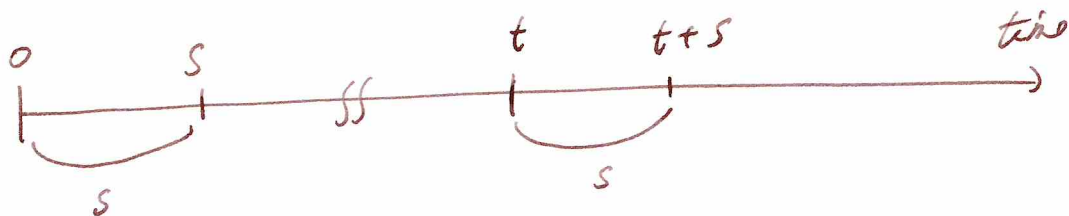
時刻 t まで事故が発生しなかったという条件の下で
そこから s 時間だけ事故が発生しない確率

$$(P(T \geq t+s | T \geq t))$$

||

時刻 s までの間に事故が発生しない確率

$$(P(T \geq s))$$



Th

$$X \sim \text{Ex}(\lambda)$$

$\Rightarrow X$ has the memoryless property.

Proof.

Let $x, y \in \mathbb{R}$.

We will prove that

$$\underline{P(X \geq x+y \mid X \geq y) = P(X \geq x)}.$$

$$\text{LHS} = P(X \geq x+y \mid X \geq y)$$

$$= \frac{P(X \geq x+y)}{P(X \geq y)}$$

$$= \frac{e^{-\lambda(x+y)}}{e^{-\lambda y}}$$

$$= \frac{e^{-\lambda x} \cdot e^{-\lambda y}}{e^{-\lambda y}}$$

$$= e^{-\lambda x}$$

$$= P(X \geq x) = \text{RHS}.$$

* 無記憶性をもつのは指数分布と幾何分布のみ。

例.

T : 電球が切れるまでの年数を表す r.v.

$$T \sim \text{Ex}\left(\frac{1}{5}\right)$$

とする。(この電球の平均寿命は5年。)

使用し始めてから5年経過したところだが、

今のところ電球は切れていない。

今後5年以内にはこの電球が切れない

確率を求めよ。

解.

指数分布の無記憶性から

$$P(T \geq 5+5 \mid T \geq 5)$$

$$= P(T \geq 5)$$

$$= e^{-\frac{1}{5} \cdot 5}$$

$$= e^{-1} = 0.367879\dots$$

$$\therefore \underline{\underline{\text{約 } 36.78\%}}$$

$$\text{cf. } P(T \geq 10) = \text{約 } 13.53\%$$

Def. (hazard function)

$$h(t) = \frac{f(t)}{P(T \geq t)}$$

時刻 t まで事故が起らなかったという条件の下で
時刻 t の事故発生(危険)の度合いを表す指標。

Ex

$$X \sim \text{Ex}(\lambda)$$

$$x \geq 0$$

$$\Rightarrow h(x) = \lambda$$

$x(=0)$ の値にかかわらず 危険度は一定。
(hazard f. の値)

(\because) Let $x \geq 0$.

Then,

$$\begin{aligned} h(x) &= \frac{f(x)}{P(X \geq x)} \\ &= \frac{\lambda e^{-\lambda x}}{e^{-\lambda x}} = \lambda. \end{aligned}$$

* $x < 0$ のときは

$$h(x) = 0.$$

指数分布

問題1. ある交差点において単位時間当たり平均で λ 回事故が発生するとする。また、 X を事故が発生するまでの時間を表す確率変数とする。このとき、 X の確率密度関数は

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

と表されることを証明しなさい。

問題2. X はパラメーター λ の指数分布に従う確率変数とする。以下の問いに答えなさい。

- (1) X の確率密度関数 f と分布関数 F は、どう表されるか？
- (2) (1)で答えた確率密度関数を積分すると分布関数 F になることを確認しなさい。
- (3) (1)で答えた確率密度関数を全範囲で積分すると1になることを確認しなさい。
- (4) X のモーメント母関数 $M(t)$ を求めなさい。
- (5) X の期待値 $E[X]$ と分散 $V[X]$ を求めなさい。

問題3. あなたはデパートの売り場で接客をしているとする。今、一人のお客さんを接客し終えた。 X を次のお客さんが来るまでの時間を表す確率変数とする。また、

$$X \sim \text{Ex}(6)$$

とする。つまり、 X はパラメーター $\lambda = 6$ を持つ指数分布に従う。

- (1) 次のお客さんが来るまでの時間の期待値と標準偏差はいくらか？
- (2) 15分以内に次のお客さんが来る確率を求めなさい。
- (3) この売り場で接客しているのはあなた一人なのだが、急にトイレに行きたくなった。トイレに立つ10分の間にお客さんが来ない確率はいくらか。

問題4. 確率変数の無記憶性(memoryless property)とは何かを述べ、指数分布が無記憶性を持つことを証明しなさい。

問題5. ある人が失業してから再び就職の機会に恵まれるまでの時間 X は、指数分布に従うとする。また、この人が就職できるまでに要する時間の期待値は、2か月であることがわかっている。以下の問いに答えなさい。

- (1) 就職できるまでの時間の標準偏差はいくらか？
- (2) この人は、失業してからすでに2か月经ってしまった。この先、1か月以内に就職できる確率を求めなさい。

問題6. レジユメの例などを参考にして、指数分布を用いる問題を自分で考え、それに解答を与えなさい。