

第三章 随机变量的 数字特征

第一节 随机变量的数学期望

第二节 随机变量的方差和矩

第三节 协方差与相关系数

第一节 数学期望

- 一、数学期望的概念
- 二、随机变量函数的数学期望
- 三、数学期望的性质
- 四、内容小结

一、数学期望的概念

引例1 了解二年级学生身高 X .

随机挑选 n 个人, 有

m_1 个人身高为 x_1 ,

m_2 个人身高为 x_2 ,

...

m_k 个人身高为 x_k ,

其中 $m_1 + m_2 + \cdots + m_k = n$.



问题: 如何评价二年级学生的身高?

解 一般的方法是求它们的**算术平均值**:

$$\boxed{\bar{x}} = \frac{1}{n} (m_1 x_1 + m_2 x_2 + \cdots + m_k x_k)$$

随机波动 = $\sum_{i=1}^k x_i \cdot \boxed{\frac{m_i}{n}}$ 这正是身高为 x_i 的频率!

“平均身高” 的稳定值= ?

$$\sum_{i=1}^k x_i \cdot \frac{m_i}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^k x_i \cdot p_i$$

“平均身高” 等于**身高**的可能值与其概率之积的和。

1. 离散型随机变量的数学期望

(1) 定义3.1

设离散型随机变量 X 的分布律为

$$P\{X = x_k\} = p_k, \quad k = 1, 2, \dots$$

若级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$ 绝对收敛, 则称级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$

的和为随机变量 X 的数学期望, 记为 $E(X)$. 即

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k.$$

身高问题

“平均身高”即为 X 的数学期望

$$E(X) = \sum_{i=1}^k x_i \cdot p_i$$

(2) 关于定义的几点说明

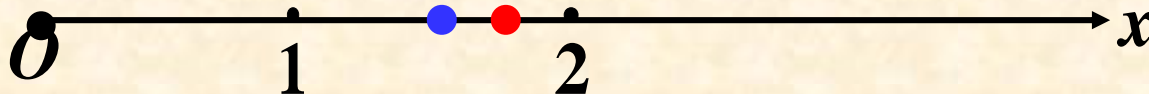
1° $E(X)$ 是一个实数, 而非变量, 它是一种加权平均, 与一般的平均值不同, 它从本质上体现了随机变量 X 取可能值的真正的平均值, 也称均值.

如: 对于

X	1	2
p	0.02	0.98

随机变量 X 的算术平均值为 $\frac{1+2}{2} = 1.5$,

$$E(X) = 1 \times 0.02 + 2 \times 0.98 = 1.98.$$



2° 分布律 $\longleftrightarrow EX$

3° 级数的绝对收敛性保证了级数的和不随级数各项次序的改变而改变, 之所以这样要求是因为数学期望是反映随机变量 X 取可能值的平均值, 它不应随可能值的排列次序而改变.

例1 谁的技术比较好?



甲,乙两个射手,他们的射击技术分别为

甲射手

击中环数	8	9	10
概率	0.3	0.1	0.6

乙射手

击中环数	8	9	10
概率	0.2	0.5	0.3

试问哪个射手**技术较好**?

解 设甲,乙射手击中的环数分别为 X_1, X_2 .

$$E(X_1) = 8 \times 0.3 + 9 \times 0.1 + 10 \times 0.6 = 9.3(\text{环}),$$

$$E(X_2) = 8 \times 0.2 + 9 \times 0.5 + 10 \times 0.3 = 9.1(\text{环}),$$

故**甲射手**的技术比较好.

(3) 常见离散型随机变量的数学期望

分布	分布律	$E(X)$
(0-1)分布 $X \sim B(1, p)$	$P\{X = k\} = p^k (1 - p)^{1-k}$ $k=0, 1$	p
二项分布 $X \sim B(n, p)$	$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$ $k=0, 1, 2, \dots, n$	np
泊松分布 $X \sim P(\lambda)$	$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ $k=0, 1, 2, \dots$	λ
几何分布	$P\{X = k\} = (1 - p)^{k-1} p$ $k=1, 2, \dots$	$\frac{1}{p}$

二项分布

设随机变量 X 服从参数为 n, p 二项分布, 其分布律为

$$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, (k = 0, 1, 2, \dots, n),$$

则有 $E(X) = \sum_{k=0}^n k \cdot P\{X = k\}$ $0 < p < 1.$

$$= \sum_{k=0}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{k=0}^n \frac{kn!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} \\
 &= \sum_{k=1}^n \frac{np(n-1)!}{(k-1)![(n-1)-(k-1)]!} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)} \\
 &= np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)![(n-1)-(k-1)]!} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)} \\
 &= np[p + (1-p)]^{n-1} \\
 &= np
 \end{aligned}$$

则二项分布 $B(n, p)$ 的数学期望为 np .

并有两点分布 $B(1, p)$ 的数学期望为

p .

泊松分布

设 $X \sim P(\lambda)$, 且分布律为

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, \quad \lambda > 0.$$

则有

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \cdot \lambda \\ &= \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda. \end{aligned}$$

几何分布

设随机变量 X 的分布律为

$$P\{X = k\} = q^{k-1} p,$$

$$q = 1 - p; k = 1, 2, \dots; 0 < p < 1$$

$$\text{则有 } E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot q^{k-1} p = p \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot q^{k-1}$$

$$= p \cdot \sum_{k=1}^{\infty} (q^k)' = p \cdot \left(\sum_{k=1}^{\infty} q^k \right)' = p \cdot \left(\frac{q}{1-q} \right)'$$

$$= p \cdot \frac{1}{(1-q)^2}$$

$$= p \cdot \frac{1}{p^2} = \frac{1}{p}.$$

2.连续型随机变量数学期望的定义

(1)定义3.2

设连续型随机变量 X 的概率密度为 $p(x)$,

若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} x p(x) \mathrm{d} x$

绝对收敛,则称积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} x p(x) \mathrm{d} x$ 的值得为随机变量 X 的数学期望,记为 $E(X)$.即

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x p(x) \mathrm{d} x.$$

例4 顾客平均等待多长时间?

设顾客在某银行的窗口等待的服务的时间 X (以分计) 服从指数分布, 其概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} e^{-x/5}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

试求顾客等待服务的平均时间?

解 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x p(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{5} e^{-x/5} dx = 5(\text{分钟}).$

因此, 顾客平均等待5分钟就可得到服务.

(2) 常见连续型随机变量的数学期望

分布名称	概率密度	$E(X)$
均匀分布 $X \sim U[a, b]$	$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a, b] \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$
正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	μ
指数分布 $X \sim E(\lambda)$	$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ $(\lambda > 0)$	$\frac{1}{\lambda}$

均匀分布

设 $X \sim U(a, b)$, 其概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

则有 $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x) \mathrm{d}x = \int_a^b \frac{1}{b-a} x \mathrm{d}x$

$$= \frac{1}{2}(a+b).$$

结论 均匀分布的数学期望位于区间的中点.

指数分布

设随机变量 X 服从指数分布其概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases} \quad \text{其中 } \lambda > 0.$$

则有

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x) \mathrm{d}x = \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} \mathrm{d}x \\ &= -xe^{-\lambda x} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} \mathrm{d}x = \frac{1}{\lambda}. \end{aligned}$$

正态分布

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其概率密度为

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad \sigma > 0, \quad -\infty < x < +\infty.$$

则有 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

令 $\frac{x-\mu}{\sigma} = t \Rightarrow x = \mu + \sigma t,$

所以 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$

$x = \mu + \sigma t$
 $dx = \sigma dt$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (\mu + \sigma t) e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \mu \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} te^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

奇函数

$$= \mu.$$

二、随机变量函数的数学期望

1. 离散型随机变量函数的数学期望

引例 设随机变量 X 的分布律为

$X = x_k$	-1	0	1	2
$P\{X = x_k\} = p_k$	p_1	p_2	p_3	p_4

若 $Y = f(X) = X^2$, 求 $E(Y)$.

解 先求 $Y = X^2$ 的分布律

$Y = X^2$	0	1	4
p	p_2	$p_1 + p_3$	p_4

则有 $E(Y) = E(f(X)) = E(X^2)$

$$= 0 \cdot p_2 + 1 \cdot (p_1 + p_3) + 4 \cdot p_4$$

$$= 0 \cdot p_2 + (-1)^2 \cdot p_1 + 1^2 \cdot p_3 + 2^2 \cdot p_4$$

$$= \sum_{k=1}^4 f(x_k) P\{X = x_k\}.$$

因此离散型随机变量函数的数学期望为

若 $Y=f(X)$, 且 $P\{X = x_k\} = p_k$, $(k = 1, 2, \dots)$,

则有
$$E(f(X)) = \sum_{k=1}^{\infty} f(x_k) p_k.$$

2. 连续型随机变量函数的数学期望

若 X 是连续型的, 它的分布密度为 $p(x)$ 则

$$E(f(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)p(x)dx.$$

3. 二维随机变量函数的数学期望

(1) 设 X, Y 为离散型随机变量, $f(x, y)$ 为二元函数, 则 $E[f(X, Y)] = \sum_i \sum_j f(x_i, y_j)p_{ij}.$

其中 (X, Y) 的联合概率分布为 $p_{ij}.$

(2) 设 X, Y 为连续型随机变量, $f(x, y)$ 为二元函数, 则

$$E[f(X, Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) p(x, y) dx dy.$$

其中 (X, Y) 的联合概率密度为 $p(x, y)$.

例5 设 (X, Y) 的分布律为

$Y \backslash X$	1	2	3
-1	0.2	0.1	0
0	0.1	0	0.3
1	0.1	0.1	0.1

求: $E(X)$, $E(Y)$, $E(Y/X)$, $E[(X - Y)^2]$.

解 X 的分布律为

X	1	2	3
p	0.4	0.2	0.4

得 $E(X) = 1 \times 0.4 + 2 \times 0.2 + 3 \times 0.4 = 2.$

Y 的分布律为

Y	-1	0	1
p	0.3	0.4	0.3

得 $E(Y) = -1 \times 0.3 + 0 \times 0.4 + 1 \times 0.3 = 0.$

由于

p	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.3	0.1
(X, Y)	$(1, -1)$	$(1, 0)$	$(1, 1)$	$(2, -1)$	$(2, 1)$	$(3, 0)$	$(3, 1)$
Y/X	-1	0	1	$-1/2$	$1/2$	0	$1/3$

于是

$$\begin{aligned} E\left(\frac{Y}{X}\right) &= -1 \times 0.2 + 0 \times 0.1 + 1 \times 0.1 - \frac{1}{2} \times 0.1 + \frac{1}{2} \times 0.1 + 0 \times 0.3 + \frac{1}{3} \times 0.1 \\ &= \frac{1}{15}. \end{aligned}$$

p	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.3	0.1
(X, Y)	(1,-1)	(1,0)	(1,1)	(2,-1)	(2,1)	(3,0)	(3,1)
$(X - Y)^2$	4	1	0	9	1	9	4

$$\begin{aligned} \text{得 } E[(X - Y)^2] &= 4 \times 0.3 + 1 \times 0.2 + 0 \times 0.1 + 9 \times 0.4 \\ &= 5. \end{aligned}$$

三、数学期望的性质

1. 设 C 是常数, 则有 $E(C) = C$.

证 $E(X) = E(C) = 1 \times C = C$.

2. 设 X 是一个随机变量, C 是常数, 则有

$$E(CX) = CE(X).$$

证 $E(CX) = \sum_k Cx_k p_k = C \sum_k x_k p_k = CE(X).$

例如: $E(X) = 5$, 则 $E(3X) = 3E(X) = 3 \times 5 = 15$.

3. 设 X 、 Y 是两个随机变量, 则有

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y).$$

证

$$\begin{aligned} E(X + Y) &= \sum_i \sum_j (x_i + y_j) p_{ij} \\ &= \sum_i x_i p_{i\cdot} + \sum_j y_j p_{\cdot j} = E(X) + E(Y). \end{aligned}$$

推广

$$E\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i).$$

4. 设 X 、 Y 是相互独立的随机变量, 则有

$$E(XY) = E(X)E(Y).$$

说明 连续型随机变量 X 的数学期望与离散型随机变量数学期望的性质类似.

四、内容小结

1. 数学期望是一个实数, 而非变量, 它是一种**加权平均**, 与一般的平均值不同, 它从本质上体现了随机变量 X 取可能值的**真正的平均值**.

2. 数学期望的性质

$$\left\{ \begin{array}{l} 1^0 \quad E(C) = C; \\ 2^0 \quad E(CX) = CE(X); \\ 3^0 \quad E(X + Y) = E(X) + E(Y); \\ 4^0 \quad X, Y \text{ 独立} \Rightarrow E(XY) = E(X)E(Y). \end{array} \right.$$

备份题

例1 你知道自己该交多少保险费吗？

根据生命表知，某年龄段保险者里，一年中每个人死亡的概率为0.002，现有10000个这类人参加人寿保险，若在死亡时家属可从保险公司领取 2000 元赔偿金．问每人一年须交保险费多少元？



解 设1年中死亡人数为 X , 则 $X \sim b(10000, 0.002)$

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^{10000} k \cdot \binom{10000}{k} (0.002)^k (1 - 0.002)^{10000-k} \\ &= 20(\text{人}). \end{aligned}$$

被保险人所得赔偿金的期望值应为

$$20 \times 2000 = 40000(\text{元}).$$

若设每人一年须交保险费为 a 元,

由被保险人交的“**纯保险费**”与他们所能得到的赔偿金的期望值相等知

$$10000a = 40000 \Rightarrow a = 4(\text{元}),$$

故每人1年应向保险公司交保险费4元.

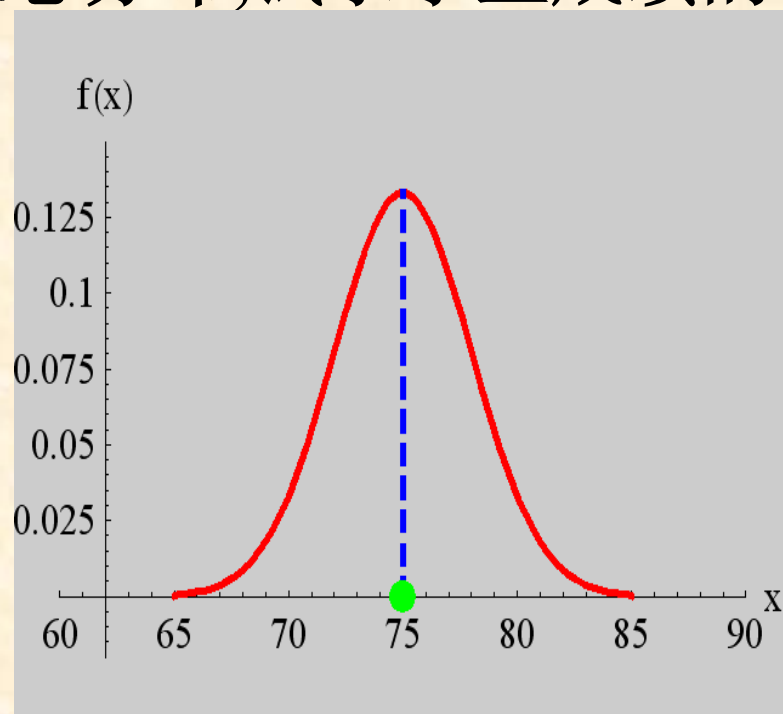
例2 某大学二年级学生进行了一次数学统考,设其成绩 X 服从 $N(75, 9)$ 的正态分布,试求学生成绩的期望值.

解 因为 $X \sim N(75, 9)$,

$$\text{知 } p(x) = \frac{1}{3\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-75)^2}{3^2}},$$

$$\text{故 } E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x p(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \frac{1}{3\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-75)^2}{3^2}} dx = 75(\text{分}).$$



例3 设

X	-2	0	1	3
p	$1/3$	$1/2$	$1/12$	$1/12$

求: $E(2X^3 + 5)$.

解 $E(2X^3 + 5) = 2E(X^3) + E(5)$

$$= 2E(X^3) + 5,$$

又 $E(X^3) = (-2)^3 \times \frac{1}{3} + 0^3 \times \frac{1}{2} + 1^3 \times \frac{1}{12} + 3^3 \times \frac{1}{12} = -\frac{1}{3},$

故 $E(2X^3 + 5) = 2E(X^3) + 5 = 2 \times \left(-\frac{1}{3}\right) + 5 = \frac{13}{3}.$

例4 设一电路中电流 $I(A)$ 与电阻 $R(\Omega)$ 是两个相互独立的随机变量, 其概率密度分别为

$$g(i) = \begin{cases} 2i, & 0 \leq i \leq 1, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases} \quad h(r) = \begin{cases} \frac{r^2}{9}, & 0 \leq r \leq 3, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

试求电压 $V = IR$ 的均值.

解
$$\begin{aligned} E(V) &= E(IR) = E(I)E(R) \\ &= \left[\int_{-\infty}^{\infty} ig(i) \mathrm{d}i \right] \left[\int_{-\infty}^{\infty} rh(r) \mathrm{d}r \right] \\ &= \left[\int_0^1 2i^2 \mathrm{d}i \right] \left[\int_0^3 \frac{r^3}{9} \mathrm{d}r \right] = \frac{3}{2} (V). \end{aligned}$$

例5 商店的销售策略

某商店对某种家用电器的销售采用先使用后付款的方式,记使用寿命为 X (以年计),规定:

$X \leq 1$,一台付款1500元; $1 < X \leq 2$,一台付款2000元;
 $2 < X \leq 3$,一台付款2500元; $X > 3$,一台付款3000元.

设寿命 X 服从指数分布,概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10} e^{-x/10}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

试求该商店一台收费 Y 的数学期望.

解 $P\{X \leq 1\} = \int_0^1 \frac{1}{10} e^{-x/10} \mathrm{d} x = 1 - e^{-0.1} = 0.0952,$

$$\begin{aligned} P\{1 < X \leq 2\} &= \int_1^2 \frac{1}{10} e^{-x/10} \mathrm{d} x \\ &= e^{-0.1} - e^{-0.2} = 0.0861, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{2 < X \leq 3\} &= \int_2^3 \frac{1}{10} e^{-x/10} \mathrm{d} x \\ &= e^{-0.2} - e^{-0.3} = 0.0779, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P\{X > 3\} &= \int_3^{\infty} \frac{1}{10} e^{-x/10} dx \\
 &= e^{-0.3} = 0.7408.
 \end{aligned}$$

因而一台收费 Y 的分布律为

Y	1500	2000	2500	3000
p_k	0.0952	0.0861	0.0779	0.7408

得 $E(Y) = 2732.15$, 即平均一台收费 2732.15.

例7 按规定,某车站每天 8:00 ~ 9:00, 9:00 ~ 10:00 都恰有一辆客车到站,但到站的时刻是随机的,且两者到站的时间相互独立.其规律为

到站时刻	8:10	8:30	8:50
	9:10	9:30	9:50
概率	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$



- (i) 一旅客 8:00 到车站,求他候车时间的数学期望.
- (ii) 一旅客 8:20 到车站,求他候车时间的数学期望.

解 设旅客的候车时间为 X (以分计).

(i) X 的分布律为

X	10	30	50
p_k	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

候车时间的数学期望为

$$\begin{aligned} E(X) &= 10 \times \frac{1}{6} + 30 \times \frac{3}{6} + 50 \times \frac{2}{6} \\ &= 33.33(\text{分}). \end{aligned}$$

(ii) X 的分布律为

X	10	30	50	70	90
p_k	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{6} \times \frac{1}{6}$	$\frac{1}{6} \times \frac{3}{6}$	$\frac{1}{6} \times \frac{2}{6}$

候车时间的数学期望为

$$E(X) =$$

$$10 \times \frac{3}{6} + 30 \times \frac{2}{6} + 50 \times \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} + 70 \times \frac{1}{6} \times \frac{3}{6} + 90 \times \frac{1}{6} \times \frac{2}{6} \\ = 27.22(\text{分}).$$