

习题课 2

罗雁天

April 19, 2019

1. n 对夫妇共 $2n$ 人呆在一个房间内, 现从中随机挑选 m 个人走出房间, 问房间内还剩下的未被拆散的夫妇数目的均值。

解. 房间内剩下的未被拆散的夫妇数目 X 满足

$$X = C_1 + C_2 + \cdots + C_n, \quad C_k = \begin{cases} 1 & \text{第 } k \text{ 对夫妇在房间} \\ 0 & \text{第 } k \text{ 对夫妇不在房间} \end{cases} \quad (1)$$

则由

$$P(C_k = 1) = 1 - P(C_k = 0) = \frac{\binom{2n-2}{m}}{\binom{2n}{m}} = \left(1 - \frac{m}{2n}\right) \left(1 - \frac{m}{2n-1}\right) \quad (2)$$

得到

$$E(C_k) = 1 \times P(C_k = 1) + 0 \times P(C_k = 0) = \left(1 - \frac{m}{2n}\right) \left(1 - \frac{m}{2n-1}\right) \quad (3)$$

从而

$$\begin{aligned} E(X) &= E(C_1 + C_2 + \cdots + C_n) \\ &= E(C_1) + E(C_2) + \cdots + E(C_n) \\ &= n \times \left(1 - \frac{m}{2n}\right) \left(1 - \frac{m}{2n-1}\right) \end{aligned} \quad (4)$$

□

2. 某商场发行 n 种购物券, 每一次在该商场购物, 即可获得一张种类随机选取的购物券。该商场规定, 如果能够收集齐所有的购物券, 那么就可以得到该商场的大奖。问获得大奖所需要的购物次数的期望是多少。

解. 收集齐所有的购物券所需要的购物次数 X 可以写为

$$X = C_1 + C_2 + \cdots + C_n \quad (5)$$

其中 C_k 表示在收集到 $k-1$ 种购物券的前提下, 收集到第 k 种购物券所需要的购物次数。由于手中已经有 $k-1$ 种购物券, 因此收集到新购物券的可能只有 $n-k+1$ 种, 所以 C_k 是几何分布随机变量, 参数为 $p = (n-k+1)/n$, 因此我们有:

$$E(C_k) = \frac{1}{p} = \frac{n}{n-k+1} \quad (6)$$

所以：

$$\begin{aligned}
 E(X) &= E(C_1 + C_2 + \cdots + C_n) \\
 &= E(C_1) + E(C_2) + \cdots + E(C_n) \\
 &= 1 + \frac{n}{n-1} + \frac{n}{n-2} + \cdots + \frac{n}{1} \\
 &= n \left(1 + \frac{1}{2} + \cdots + \frac{1}{n} \right)
 \end{aligned} \tag{7}$$

由微积分的知识可以知道 $E(X) \approx n \ln n$ ，可见，当 n 较大时，如果想收集到所有的购物券，则需要付出数倍于购物券数目的购物次数（以 30 张购物券为例， $\ln(30) \approx 3.4$ ）。这正是商家的精明之处。 \square

3. 设 R 罐中有 n 个红球， H 罐中有 n 个黑球。每次操作都从两个罐中各随机取出一球，交换放置（ R 罐中取出的放入 H 罐， H 罐中取出的放入 R 罐），问 k 次操作后， R 罐中的红球数目的均值。

解. k 次操作后 R 罐的红球数目满足：

$$X = R_1 + R_2 + \cdots + R_n, \quad R_t = \begin{cases} 1 & \text{第 } t \text{ 个红球仍在 } R \text{ 罐} \\ 0 & \text{第 } t \text{ 对夫妇不在 } R \text{ 罐} \end{cases} \tag{8}$$

对于操作开始前 R 罐中原有的每一个红球而言，其经过 k 次操作仍回到 R 罐意味着被选中的次数为偶数（从来未被选中意味着选中次数为 0，仍为偶数）。所以：

$$P(R_t = 1) = 1 - P(R_t = 0) = \sum_{m=2i} \binom{k}{m} \left(\frac{1}{n} \right)^m \left(1 - \frac{1}{n} \right)^{k-m} \tag{9}$$

根据二项式定理，我们可以计算出偶数次项的和可以计算如下：

$$\sum_{m=2i} \binom{k}{m} a^m b^{k-m} = \frac{1}{2} \left((b+a)^k + (b-a)^k \right) \tag{10}$$

所以：

$$\begin{aligned}
 P(R_t = 1) &= \frac{1}{2} \left(\left(1 - \frac{1}{n} + \frac{1}{n} \right)^k + \left(1 - \frac{1}{n} - \frac{1}{n} \right)^k \right) \\
 &= \frac{1}{2} \left(1 + \left(1 - \frac{2}{n} \right)^k \right)
 \end{aligned} \tag{11}$$

从而

$$\begin{aligned}
 E(X) &= E(R_1 + R_2 + \cdots + R_n) \\
 &= E(R_1) + E(R_2) + \cdots + E(R_n) \\
 &= \frac{n}{2} \left(1 + \left(1 - \frac{2}{n} \right)^k \right)
 \end{aligned} \tag{12}$$

\square

4. 设有 k 种不同的优惠券，每次收集到第 i 种优惠券的概率为 p_i ， $\sum_{i=1}^k p_i = 1$ ，且每次收集之间是相互独立的。如果收集了 n 张优惠券，那么优惠券的种类的期望是多少？

解. 优惠券的种类数 X 满足：

$$X = H_1 + H_2 + \cdots + H_k, \quad H_i = \begin{cases} 1 & \text{收集到第 } i \text{ 种优惠券} \\ 0 & \text{没有收集到第 } i \text{ 种优惠券} \end{cases} \quad (13)$$

那么我们有：

$$P(H_i = 1) = 1 - P(H_i = 0) = 1 - (1 - p_i)^n \quad (14)$$

所以：

$$E(H_i) = 1 \times P(H_i = 1) + 0 \times P(H_i = 0) = 1 - (1 - p_i)^n \quad (15)$$

从而：

$$\begin{aligned} E(X) &= E(H_1 + H_2 + \cdots + H_k) \\ &= E(H_1) + E(H_2) + \cdots + E(H_k) \\ &= \sum_{i=1}^k (1 - (1 - p_i)^n) \end{aligned} \quad (16)$$

□

5. 假设 λ 服从以 α, β 为参数的 Gamma 分布，即 $\lambda \sim \Gamma(\lambda|\alpha, \beta)$ 。在给定 λ 的条件下， x 服从以 λ 为参数的 Poisson 的分布，即 $x|\lambda \sim \text{Poisson}(x|\lambda)$ 。试问，在给定 x 的条件下， λ 的分布是什么？

解. 由于 $\lambda \sim \Gamma(\lambda|\alpha, \beta)$ ，我们有：

$$p(\lambda) = \frac{\beta^\alpha \lambda^{\alpha-1} e^{-\beta\lambda}}{\Gamma(\alpha)} \quad (17)$$

又由于 $x|\lambda \sim \text{Poisson}(x|\lambda)$ ，因而：

$$p(x|\lambda) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} \quad (18)$$

所以, 根据贝叶斯公式:

$$\begin{aligned}
p(\lambda|x) &= \frac{p(x|\lambda)p(\lambda)}{p(x)} \\
&= \frac{p(x|\lambda)p(\lambda)}{\int_0^{+\infty} p(x|\lambda)p(\lambda)d\lambda} \\
&= \frac{\frac{\lambda^x}{x!}e^{-\lambda} \cdot \frac{\beta^\alpha \lambda^{\alpha-1} e^{-\beta\lambda}}{\Gamma(\alpha)}}{\int_0^{+\infty} \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} \cdot \frac{\beta^\alpha \lambda^{\alpha-1} e^{-\beta\lambda}}{\Gamma(\alpha)} d\lambda} \\
&= \frac{\lambda^{(\alpha+x-1)} e^{-(\beta+1)\lambda}}{\int_0^{+\infty} \lambda^{(\alpha+x-1)} e^{-(\beta+1)\lambda} d\lambda} \\
&= \frac{\lambda^{(\alpha+x-1)} e^{-(\beta+1)\lambda}}{\int_0^{+\infty} \left(\frac{u}{\beta+1}\right)^{(\alpha+x-1)} e^{-u} d\left(\frac{u}{\beta+1}\right)} \quad (u = (\beta+1)\lambda) \\
&= \frac{\lambda^{(\alpha+x-1)} e^{-(\beta+1)\lambda}}{\frac{1}{(\beta+1)^{\alpha+x}} \int_0^{+\infty} u^{(\alpha+x-1)} e^{-u} du} \\
&= \frac{(\beta+1)^{\alpha+x} \lambda^{(\alpha+x-1)} e^{-(\beta+1)\lambda}}{\Gamma(\alpha+x)}
\end{aligned} \tag{19}$$

所以, $\lambda|x \sim \Gamma(\lambda|\alpha+x, \beta+1)$ □

6. 司机在一年发生事故的次数满足 λ 的泊松分布, 而 λ 服从参数为 μ 的指数分布, 问某一司机上一年不发生事故, 今年也不发生事故的概率。

解. 假设该司机在一年发生事故的次数为 X , 则有:

$$\begin{aligned}
P(X=k) &= \int_0^{+\infty} P(X=k|\lambda=x) f_\lambda(x) dx \\
&= \int_0^{+\infty} \frac{x^k e^{-x}}{k!} \mu e^{-\mu x} dx \\
&= \frac{\mu}{k!} \int_0^{+\infty} x^k e^{-(\mu+1)x} dx \\
&= \frac{\mu}{k!} \frac{\Gamma(k+1)}{(\mu+1)^{k+1}} \\
&= \frac{\mu}{(\mu+1)^{k+1}}
\end{aligned} \tag{20}$$

因此, 司机连续两年不发生事故的概率为 (两年发生事故相互独立):

$$P = \left(\frac{\mu}{\mu+1} \right)^2 \tag{21}$$

□

7. 公交站起点站等可能发出 a, b 两班汽车, 其中 a 停 m 站, b 停 n 站, 车上人数服从参数为 λ 的泊松分布, 每名乘客在各站下车的概率相同, 如果该站没有乘客下车, 则公交车不停站。求一辆从起点站开出的公交车停站的期望。

解. 一辆从起点站开出的公交车停站的次数 X 的期望满足:

$$E(X) = \frac{1}{2}E(X_a) + \frac{1}{2}E(X_b) \quad (22)$$

其中, X_a 表示如果开出的是 a 车停站的次数, X_b 表示如果开出的是 b 车停站的次数。对 a 车和 b 车的讨论类似, 我们这里讨论 a 车的情况。我们有:

$$X_a = X_{a1} + X_{a2} + \cdots + X_{am}, \quad X_{at} = \begin{cases} 1 & \text{第 } t \text{ 站有人下车} \\ 0 & \text{第 } t \text{ 站没有人下车} \end{cases} \quad (23)$$

由于人数 K 服从参数为 λ 的泊松分布, 则有:

$$P(X_{at} = 1|K = k) = 1 - P(X_{at} = 0) = 1 - \left(1 - \frac{1}{m}\right)^k \quad (24)$$

所以:

$$\begin{aligned} E(X_{at}|K = k) &= 1 \times P(X_{at} = 1|K = k) + 0 \times P(X_{at} = 0|K = k) \\ &= 1 - \left(1 - \frac{1}{m}\right)^k \end{aligned} \quad (25)$$

因此:

$$\begin{aligned} E(X_{at}) &= E(E(X_{at}|K = k)) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} E(X_{at}|K = k)P(K = k) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \left(1 - \left(1 - \frac{1}{m}\right)^k\right) \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\ &= 1 - e^{-\frac{\lambda}{m}} \end{aligned} \quad (26)$$

所以我们可以得到:

$$\begin{aligned} E(X_a) &= E(X_{a1} + X_{a2} + \cdots + X_{am}) \\ &= E(X_{a1}) + E(X_{a2}) + \cdots + E(X_{am}) \\ &= m \left(1 - e^{-\frac{\lambda}{m}}\right) \end{aligned} \quad (27)$$

同理我们可以得到:

$$E(X_b) = n \left(1 - e^{-\frac{\lambda}{n}}\right) \quad (28)$$

所以:

$$E(X) = \frac{1}{2} \left(m \left(1 - e^{-\frac{\lambda}{m}}\right) + n \left(1 - e^{-\frac{\lambda}{n}}\right) \right) \quad (29)$$

□

8. 设随机变量 X 服从正态分布, $X \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$, 计算 $E(\cos X)$