## 习题课 2 解答

1. 解:

问题一:

根据"父母"代的不同基因型用全概率公式分别计算:

P (子一代 AA 型 ) =  $(u+v)^2$ ; P 子一代 aa 型) =  $(w+v)^2$  (可用对称性);

P (子一代 Aa 型 ) = 2(u+v)(w+v) 。

若记  $\alpha = u + v; \beta = w + v$  , 则子一代中, 这三种基因型式的比例为  $\alpha^2 : 2\alpha\beta : \beta^2$  。

重复上面的过程计算:可得子二代中,这三种基因型式的比例也为  $\alpha^2:2\alpha\beta:\beta^2$  。即从第二代开始,三种基因型式的比例不变。这就是著名的 Hardy-Weinberg 平衡原理。

问题二:

(a) P (帯菌者 | 成人) =  $\frac{P(Aa)}{P(AA \cup Aa)} = \frac{2}{3}$ ;

(b) 
$$P( \neq AA) = \frac{2}{3} - \frac{p}{3}; P( \neq Aa) = \frac{1}{3} + \frac{p}{6}; P( \neq aa) = \frac{p}{6}$$
.

2. 解: 记

 $U_i = \{$  随机选取得一只盒子为第 i 号盒  $\}$ ,

 $R_m = \{$  取到的前 m 只球均为白球  $\}$ ,

 $R = \{$  取到的第 m+1 只球是白球  $\}$ , 问题要求的概率为  $P(R \mid R_m)$  。

由于  $R_m$  和 R 关于  $U_i$  是条件独立的,即选定第 i 号盒  $U_i$  的条件下, $R_m$  和 R 是相互独立的,故

$$P(R \mid R_m U_i) = P(R \mid U_i) = \frac{i}{n}$$

于是由全概率公式得

$$P(R \mid R_m) = \sum_{i=0}^{n} P(R \mid R_m U_i) P(U_i \mid R_m)$$

而  $P(U_i \mid R_m)$  可以由 Bayes 公式获得,即

$$P(U_i \mid R_m) = \frac{P(R_m \mid U_i) P(U_i)}{\sum_{j=0}^{n} P(R_m \mid U_j) P(U_j)} = \frac{\left(\frac{i}{n}\right)^m \frac{1}{n+1}}{\sum_{j=0}^{n} \left(\frac{j}{n}\right)^m \frac{1}{n+1}} = \frac{\left(\frac{i}{n}\right)^m}{\sum_{j=0}^{n} \left(\frac{j}{n}\right)^m}$$

因此,

$$P(R \mid R_m) = \sum_{i=0}^{n} \frac{i}{n} \frac{\left(\frac{i}{n}\right)^m}{\sum_{j=1}^{n} \left(\frac{j}{n}\right)^m} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{i}{n}\right)^{m+1}}{\sum_{j=1}^{n} \left(\frac{j}{n}\right)^m}$$

注: 
$$P(R \mid R_m) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{i}{n}\right)^{m+1}}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \left(\frac{j}{n}\right)^m} \xrightarrow{n \to \infty} \frac{\int_0^1 x^{m+1} dx}{\int_0^1 x^m dx} = \frac{m+1}{m+2}$$

3.

解法一(利用二项分布):

在m次失败之前取得n次成功当且仅当前m+n-1次试验中至少成功n次。

因为如果在前 m+n-1 次试验中至少成功 n 次,则在前 m+n-1 次试验中至多失败 m-1 次,于是 n 次成功发生在 m 次失败之前;

另一方面, 如果在前 m+n-1 次试验中成功的次数少于 n 次, 则在前 m+n-1 次试验中失败次数至少为 m 次, 这样就不可能在 m 次失败之前取得 n 次成功。所以,

$$p = P(X \ge n) = \sum_{k=n}^{n+m-1} C_{n+m-1}^k p^k q^{n+m-1-k}.$$

解法二 (利用负二项分布 (Pascal 分布)):

(直到第r 次试验成功时,试验所需要的次数Y 的分布是

$$P(Y = n) = C_{n-1}^{r-1} p^r q^{n-r}, n = r, r+1, \cdots)$$

在 m 次失败之前取得 n 次成功, 试验最多进行 m+n-1 次; n 次成功发生在 m 次失败之前, 进行试验的次数可能是  $n, n+1, \ldots, n+m-1$  。故所求概率为

$$p = P(Y \le n + m - 1) = \sum_{k=n}^{n+m-1} C_{k-1}^{n-1} p^n q^{k-n}$$

4. 解:

不放回情形:直接用古典概型(多元超几何分布)

$$P(X_m = M) = \frac{C_{M-1}^{m-1} C_1^1 C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}$$

放回情形:

$$P(X_m = M) = P(X_m \le M) - P(X_m \le M - 1)$$

由于

$$P\left(X_m \le M\right) = \sum_{k=m}^{n} C_n^k \frac{M^k (N-M)^{n-k}}{N^n}$$

所以

$$P(X_m = M) = P(X_m \le M) - P(X_m \le M - 1)$$

$$\sum_{k=m}^{n} C_n^k \frac{M^k (N - M)^{n-k}}{N^n} - \sum_{k=m}^{n} C_n^k \frac{(M - 1)^k (N - M + 1)^{n-k}}{N^n}$$

5.

 $(1) \forall m \geq 2$ ,有

$$P(X_1 + X_2 = m) = \sum_{k=1}^{m-1} P(X_1 = k) P(X_2 = m - k) = (m-1)p^2 q^{m-2}$$

(2) 
$$M_{X_k}(u) = E\left(e^{uX}\right) = \sum_{k=1}^{\infty} e^{uk} p q^{k-1} = \frac{p e^u}{1 - q e^u}$$

$$EX_k = M'_{X_k}(0) = \frac{1}{p}, \quad EX_k^2 = M''_{X_k}(0) = \frac{2 - p}{p^2}$$

$$E\left[\left(X_1 + X_2 + X_3\right)^2\right] = \sum_{k=1}^{3} EX_k^2 + 2 \sum_{1 \le k < l \le 3} E\left(X_k X_l\right)$$

$$= \frac{6 - 3p}{p^2} + \frac{6}{p^2}$$

$$= \frac{12 - 3p}{p^2}$$

6. 解:

$$\begin{aligned} p_{i,j}(s,s+t) - p_{i,j}(s,s) &= P\left(N_{s+t} = j \mid N_s = i\right) - \delta_{i,j} \\ &= \frac{P\left(N_{s+t} - N_s = j - i, N_s = i\right)}{P\left(N_s = i\right)} - \delta_{i,j} \\ &= P\left(N_{s+t} - N_s = j - i\right) - \delta_{i,j} \\ &= \begin{cases} \frac{(\lambda t)^{j-i} e^{-\lambda t}}{(j-i)!} - \delta_{i,j} & j \ge i \\ 0 & j < i \end{cases} \end{aligned}$$

$$\stackrel{\underline{\mathsf{M}}}{=} i = j, \lim_{t \to 0^+} \tfrac{p_{i,j}(s,s+t) - p_{i,j}(s,s)}{t} = \lim_{t \to 0^+} \tfrac{e^{-\lambda t} - 1}{t} = -\lambda$$

当 
$$j \geq i+1$$
 时,  $\lim_{t\to 0^+} \frac{p_{i,j}(s,s+t)-p_{i,j}(s,s)}{t} = \lim_{t\to 0^+} \frac{\lambda^{j-i}}{(j-i)!} e^{-\lambda t} t^{j-i-1} = \begin{cases} \lambda & j=i+1\\ 0 & j>i+1 \end{cases}$  ; 故

$$\lim_{t\to 0^+} \frac{p_{i,j}(s,s+t)-p_{i,j}(s,s)}{t} = \begin{cases} -\lambda & j=i\\ \lambda & j=i+1\\ 0 & \not \exists \, \ensuremath{\mbox{$\not$}}\ensurema$$