

Упражнение 7. Двумерни сл. величини. Марковски вериги.

Ако X и Y са дискретни случайни величини, то можем да дефинираме тяхното съвместно вероятностно разпределение като

$$p(x_i, y_j) = P(X = x_i, Y = y_j)$$

За числата $p(x_i, y_j)$ са в сила условията.

$$0 \leq p(x_i, y_j) \leq 1$$

$$\sum_i p(x_i, y_j) = \sum_i P(X = x_i, Y = y_j) = P(Y = y_j)$$

$$\sum_j p(x_i, y_j) = \sum_j P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)$$

$$\sum_i \sum_j p(x_i, y_j) = \sum_i \sum_j P(X = x_i, Y = y_j) = 1$$

Съвкупността от числата $P(X = x_i), i = 1, 2, \dots$ се нарича маргинално разпределение на сл.в. X , съответно съвкупността от числата $P(Y = y_j), j = 1, 2, \dots$ се нарича маргинално разпределение на сл.в. Y .

Случайните величини X и Y са независими ако

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i) \times P(Y = y_j), \forall i, j$$

Коефициент на ковариация между сл.в. X и Y се нарича числото

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

В частния случай, когато $X = Y$ имаме

$$\text{Cov}(X, X) = D(X) = E(X^2) - (E(X))^2.$$

Коефициент на корелация между сл.в. X и Y се нарича числото

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$

Корелационният коефициент приема стойности $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$.

Съвкупността от числата

$$p(x_i|y_j) = P(X = x_i|Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{p(x_i, y_j)}{\sum_i p(x_i, y_j)}$$

се нарича условно разпределение на сл.в. X при условие, че $Y = y_j$. Съответно

$$p(y_j|x_i) = P(Y = y_j|X = x_i) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(X = x_i)} = \frac{p(x_i, y_j)}{\sum_j p(x_i, y_j)}$$

се нарича условно разпределение на сл.в. Y при условие, че $X = x_i$.

Ясно е, че

$$p(x_i|y_j) = \sum_i P(X = x_i|Y = y_j) = \sum_i \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = 1$$

$$p(y_j|x_i) = \sum_j P(Y = y_j|X = x_i) = \sum_j \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(X = x_i)} = 1$$

следователно тези съвкупности от числа, наистина са разпределения.

Условно математическо очакване на X при условие, че $Y = y_j$ наричаме числото

$$E(X|Y = y_j) = \sum_i x_i p(x_i|y_j), \quad j = 1, 2, \dots$$

Аналогично

$$E(Y|X = x_i) = \sum_j y_j p(y_j|x_i), \quad i = 1, 2, \dots$$

Можем да дефинираме сл.в. $E(X|Y)$, заемаща стойности $E(X|Y = y_j)$ с вероятности $P(Y = y_j)$, $j = 1, 2, \dots$

Зад. 1. От числата 1, 2, 3, 4 и 5 се избират по случаен начин три числа без повторение. Нека X е случайната величина средното по големина число от избраните три, а Y е случайната величина най-малкото от избраните числа. Да се определи:

- съвместното разпределение на X и Y ;
- маргиналните разпределения на X и Y ;
- да се провери дали X и Y са независими;
- ковариация и коефициент на корелация на X и Y ;
- разпределението на случайната величина $Z = X - 2Y$.

Решение:

Нека да разгледаме възможните стойности на сл. величини X и Y . Имаме за X - средното по големина от трите числа $X = 2, 3, 4$ и за Y - най-малкото от трите числа $Y = 1, 2, 3$. Да намерим съвместното разпределение на (X, Y) . Имаме

$$P(X = 2, Y = 1) = P(\text{третото число е избрано измежду } 3, 4, 5) = \frac{\binom{3}{1}}{\binom{5}{3}}$$

$$P(X = 2, Y = 2) = 0$$

$$P(X = 2, Y = 3) = 0$$

$$P(X = 3, Y = 1) = P(\text{третото число е избрано измежду } 4,5) = \frac{\binom{2}{1}}{\binom{5}{3}}$$

$$P(X = 3, Y = 2) = P(\text{третото число е избрано измежду } 4,5) = \frac{\binom{2}{1}}{\binom{5}{3}}$$

$$P(X = 3, Y = 3) = 0$$

$$P(X = 4, Y = 1) = P(\text{третото число е } 5) = \frac{\binom{1}{1}}{\binom{5}{3}}$$

$$P(X = 4, Y = 2) = P(\text{третото число е } 5) = \frac{\binom{1}{1}}{\binom{5}{3}}$$

$$P(X = 4, Y = 3) = P(\text{третото число е } 5) = \frac{\binom{1}{1}}{\binom{5}{3}}$$

Така за вектора (X, Y) имаме

$X \setminus Y$	1	2	3
2	0.3	0.0	0.0
3	0.2	0.2	0.0
4	0.1	0.1	0.1

Частните разпределения намираме като сумираме вероятностите по редове за X и по колони за Y .

Така получаваме

X	2	3	4
p	0.3	0.4	0.3

Y	1	2	3
p	0.6	0.3	0.1

За да са независими сл. величини трябва за всяко $i = 2, 3, 4$ и за всяко $j = 1, 2, 3$ да е изпълнено

$$P(X = i) \times P(Y = j) = P(X = i, Y = j)$$

Имаме

$$P(X = 2) \times P(Y = 1) = 0.18 \neq P(X = 2, Y = 1) = 0.3$$

Следователно двете сл. величини не са независими.

Намираме

$$EX = 0.3 \times 2 + 0.4 \times 3 + 0.3 \times 4 = 0.6 + 1.2 + 1.2 = 3$$

$$EX^2 = 0.3 \times 4 + 0.4 \times 9 + 0.3 \times 16 = 1.2 + 3.6 + 4.8 = 9.6$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = 9.6 - 3^2 = 0.6$$

Намираме

$$EY = 0.6 \times 1 + 0.3 \times 2 + 0.1 \times 3 = 0.6 + 0.6 + 0.3 = 1.5$$

$$EY^2 = 0.6 \times 1 + 0.3 \times 4 + 0.1 \times 9 = 0.6 + 1.2 + 0.9 = 2.7$$

$$DY = EY^2 - (EY)^2 = 2.7 - 1.5^2 = 0.45$$

Намираме

$$E(X \times Y)$$

$$\begin{aligned} &= 0.3 \times 2 \times 1 + 0.2 \times 3 \times 1 + 0.2 \times 3 \times 2 + 0.1 \times 4 \times 1 + 0.1 \times 4 \times 2 + 0.1 \times 4 \times 3 \\ &= 0.6 + 0.6 + 1.2 + 0.4 + 0.8 + 1.2 = 4.8 \end{aligned}$$

$$Cov(X, Y) = E(X \times Y) - (EX) \times (EY) = 4.8 - 3 \times 1.5 = 0.3$$

$$r_{X,Y} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = \frac{0.3}{\sqrt{0.6}\sqrt{0.45}} = 0.57735.$$

Сл. величина $Z = X - 2Y$ приема следните стойности със съответните вероятности

$Z = X - 2Y$	1	2	3
2	0/0.3	-2/0.0	-4/0.0
3	1/0.2	-1/0.2	-3/0.0
4	2/0.1	0/0.1	-2/0.1

От тази таблица определяме разпределението на Z

Z	-2	-1	0	1	2
p	0.1	0.2	0.4	0.2	0.1

Зад. 2. Случайните величини X и Y имат следното съвместно разпределение:

$X \setminus Y$	-1	0	4
2	2/10	1/10	1/10
5	1/10	3/10	2/10

Да се намерят:

- а) условните разпределения на X и Y ;
 б) разпределенията на $E(X|Y)$, $E(X|Y)$.

Решение:

Намираме

$X \setminus Y$	-1	0	4	p_X		-1	0	4		
2	0.2	0.1	0.1	0.4	$p_{Y X=2}$	1/2	1/4	1/4	$E(Y X=2)$	1/2
5	0.1	0.3	0.2	0.6	$p_{Y X=5}$	1/6	1/2	1/3	$E(Y X=5)$	11/6
p_Y	0.3	0.4	0.3							
	$p_{X Y=-1}$	$p_{X Y=0}$	$p_{X Y=4}$							
2	2/3	1/4	1/3							
5	1/3	3/4	2/3							
	$E(X Y=-1)$	$E(X Y=0)$	$E(X Y=4)$							
	9/3	17/4	12/3							

Сега за разпределенията на сл. величини $E(X|Y)$ и $E(Y|X)$ имаме съответно

$E(X Y)$	9/3	17/4	12/3
$p = p_Y$	0.3	0.4	0.3

$E(Y X)$	1/2	11/6
$p = p_X$	0.4	0.6

Зад. 3. Четири топки са разпределени случайно в девет кутии, от които две са бели три зелени и четири червени. Да се пресметнат вероятностите на събитията:

- а) в белите кутии има една топка, а в зелените две;
 б) в белите кутии има две топки;
 в) в белите кутии попадат повече топки отколкото в останалите.

Решение:

Може да се разгледат два случая: 1. случай, когато в една кутия има най-много 1 топка, което съответства на избор без връщане. 2. случай, когато в една кутия може да има произволен брой топки, което съответства на избор с връщане.

Да разгледаме 1 случай.

а) Търсим вероятността за избор без връщане на 1 бяла, две зелени и една червена. Имаме

$$P = \frac{\binom{2}{1} \binom{3}{2} \binom{4}{1}}{\binom{9}{4}} = \frac{2 \cdot 3 \cdot 4}{126} = \frac{4}{21}$$

б) Търсим вероятността за избор на 2 бели и две небели кутии. Имаме

$$P = \frac{\binom{2}{2} \binom{7}{2}}{\binom{9}{4}} = \frac{21}{126} = \frac{1}{6}$$

в) При този начин на избор търсената вероятност е равна на 0, защото можем да изберем най-много 2 бели и другите две ще са с друг цвят.

Да разгледаме 2 случая.

а) Търсим вероятността за избор с връщане на 1 бяла, две зелени и една червена. Поради независимостта на избора на четирите кутии имаме

$$P = \frac{2}{9} \left(\frac{3}{9} \right)^2 \frac{4}{9} = \frac{72}{81^2}$$

б) Търсим вероятността за избор на 2 бели и две небели кутии. Ако изборът на бяла кутия считаме за "Успех", имаме серия от 4 бернулиеви опита с $p = 2/9$ и $q = 7/9$. Тогава

$$P(2 \text{ бели}) = b(4, 2, 2/9) = \binom{4}{2} \left(\frac{2}{9} \right)^2 \left(\frac{7}{9} \right)^2 = \frac{6 \times 196}{81^2}$$

в) Като използваме разсъжденията от предната точка б) търсим вероятността

$$\begin{aligned} P(\text{поне 3 бели}) &= b(4, 3, 2/9) + b(4, 4, 2/9) \\ &= \binom{4}{3} \left(\frac{2}{9} \right)^3 \frac{7}{9} + \binom{4}{4} \left(\frac{2}{9} \right)^4 = \frac{4 \cdot 8 \cdot 7 + 16}{81^2} = \frac{240}{81^2} \end{aligned}$$

Марковски вериги

Определения.

Една редица от сл. величини $X_0, X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$, определени на едно и също вероятностно пространство, всяка от които приема не повече от изброимо много стойности, се нарича *марковска верига*, ако за всяко n за всеки набор от индекси $i_0, i_1, i_2, \dots, i_n$ за които

$$P(X_0 = x_{i_0}, X_1 = x_{i_1}, \dots, X_{n-1} = x_{i_{n-1}}) > 0$$

да е изпълнено

$$P(X_n = x_{i_n} | X_{n-1} = x_{i_{n-1}}, X_{n-2} = x_{i_{n-2}}, \dots, X_0 = x_{i_0}) = P(X_n = x_{i_n} | X_{n-1} = x_{i_{n-1}}).$$

Случайната величина X_n се интерпретира като състояние на Марковската верига в момент n . В много случаи е удобно значенията на сл. в. $X_n, n = 0, 1, 2, \dots$ да се отъждествяват с подмножество на множеството на естествените числа.

- Марковската верига се нарича *хомогенна*, ако вероятностите $P(X_n = x_j | X_{n-1} = x_i) = p_{ij}$ не зависят от n .

- Матрицата $P = (p_{ij})$ (крайна или безкрайна) се нарича *матрица на преходните вероятности за една стъпка*.

- Матрицата P е стохастична, т.е. за всеки i и j , $p_{ij} \geq 0$ и сумите по редове $\sum_j p_{ij} = 1$.

- Матрицата $P^{(n)}$ с елементи $p_{ij}^{(n)} = P(X_n = x_j | X_0 = x_i)$ се нарича *матрица на преходните вероятности за n стъпки*.

В сила е следното равенство $P^{(n+m)} = P^{(n)}P^{(m)}$, известно като *уравнение на Колмогоров-Чепмен*.

Вярно е че $P^{(n)} = P^n$, което е n -тата степен на матрицата на преходните вероятности за 1 стъпка.

Класификация на състоянията. Казва се че *състоянието x_j е достижимо от състоянието x_i* , ако съществува n такава, че $p_{ij}^{(n)} > 0$.

- Състоянията x_i и x_j са *свързани*, ако всяко от тях е достижимо от другото.

- Състоянието x_i се нарича *несъществуващо*, ако има състояние x_j такава, че x_j е достижимо от x_i , но x_i не е достижимо от x_j . (Ако от него може да се отиде в друго, но не може да се върне обратно)

- В противен случай състоянието се нарича *съществуващо*.

(*Съществуващо е ако е свързано със всички състояния достижими от него.*)

Множеството от всички съществени състояния се разбива на класове свързани състояния така, че всеки две състояния от един клас са достижими едно от друго, а за всеки две състояния от различни класове, $p_{ij}(n) = 0$ и $p_{ji}(n) = 0$ за всяко $n > 0$.

- Ако веригата се състои от един клас свързани състояния тя се нарича *неразложима*.

- Състоянието x_i се нарича *възвратно*, ако $\sum_{n=1}^{\infty} p_{ii}(n) = \infty$. В противен случай се нарича *невъзвратно*.

- Състоянието x_i се нарича *периодично с период d* , ако НОД на ония n , за които $p_{ii}(n) > 0$ е равен на d . С други думи, излизайки от това състояние, има положителна вероятност за връщане в него само за брой стъпки кратен на d .

- Състоянието x_i се нарича *ергодично*, ако то е *непериодично и възвратно*.

- Ако всички състояния на една марковска верига са *ергодични*, то тя се нарича *ергодична*.

Ясно е, че ако всички състояния са възвратни, то веригата е неразложима. Поради това *всяка неразложима и аperiodична марковска верига е ергодична*.

- Вероятностното разпределение π_j се нарича *стационарно разпределение на Марковската верига*, ако за всяко n е изпълнено

$$\pi_j = \sum_i \pi_i p_{ij}(n), \quad j = 1, 2, \dots$$

За крайните марковски вериги (с краен брой състояния) е удобно да се представят преходите с ориентиран граф, в който със стрелки са свързани онези състояния, на които в матрицата на преходните вероятности за една стъпка съответства положителна вероятност.

Зад 5. Да се класифицират състоянията на марковската верига зададена със следната матрица на преходите:

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 \\ 0 & 1/4 & 1/4 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 1/4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 \end{pmatrix}$$

Решение:

От графа се вижда, че състоянията (2), (6) и (7) са несъществени.

- За (2) имаме, че от (2) е достижимо (3), но (2) не е достижимо от (3);

- За (6) имаме, че от (6) е достижимо (2), но (6) не е достижимо от (2);

- За (7) имаме, че от (7) е достижимо (2), но (7) не е достижимо от (2).

Съществените състояния (1), (3), (4), (5), (8), (9) образуват три класа свързани състояния

$C_1 = \{(1), (4), (9)\}$, който е неперодичен.

$C_2 = \{(3), (8)\}$, който е перодичен с период 2.

$C_3 = \{(5)\}$, (5) се нарича също *поглъщащо състояние*.

Зад. 6. Да се класифицират състоянията, да се определи стационарното разпределение и да се провери дали е ергодична веригата на Марков зададена със следната матрица на преходите:

$$\begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$
$$\begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$$
$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$
$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 & 0 \\ 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Решение:

а) От графа се вижда, че състоянията образуват един клас свързани състояния, т.е. веригата е неразложима. Веригата е неперодична, защото от едно състояние може да се иде върне в същото както за 2 така и за 3 стъпки и $\text{НОД}(2,3)=1$.

За да намерим стационарното разпределение решаваме системата:

$$(\pi_1, \pi_2, \pi_3) = (\pi_1, \pi_2, \pi_3) \times \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

или

$$\begin{array}{rcccc} & \pi_2/2 & + & \pi_3/2 & = & \pi_1 \\ \pi_1/2 & & & + & \pi_3/2 & = & \pi_2 \\ \pi_1/2 & + & \pi_2/2 & & & = & \pi_3 \end{array}$$

При това имаме още и уравнението $\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1$ и $\pi_j \geq 0$,

Като извадим от 1-то уравнение второто намираме $-\pi_1/2 + \pi_2/2 = \pi_1 - \pi_2$ или $\pi_1 = \pi_2$. Аналогично, от второто и третото $\pi_2 = \pi_3$. От нормиращото уравнение намираме $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = 1/3$.

б) Веригата е неразложима (състои се от един клас свързани състояния) и е периодична с период 2. Стационарното разпределение е решение на системата $\pi_2 = \pi_1, \pi_1 = \pi_2, \pi_1 + \pi_2 = 1, \pi_1 \geq 0, \pi_2 \geq 0$. От тази система намираме $\pi_1 = \pi_2 = 1/2$.

в) Веригата е неразложима, и е периодична. Вижда се, че от едно състояние веригата се връща в същото само за брой стъпки кратен на 3.

За стационарното разпределение решаваме системата уравнения

$$\begin{array}{rcccc} & \pi_3/2 & & = & \pi_1 \\ & \pi_3/2 & & = & \pi_2 \\ & & & \pi_4 = & \pi_3 \\ \pi_1 + \pi_2 & & & = & \pi_4 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 & = & & & 1 \end{array}$$

От първите три уравнения заместваме в последното и намираме

$$\pi_3/2 + \pi_3/2 + \pi_3 + \pi_3 = 1$$

От тука $\pi_3 = 1/3$. И така $\pi_1 = \pi_2 = 1/6, \pi_3 = \pi_4 = 1/3$.

г) Състоянията (2) и (3) са несъществени, защото:

от (2) е достижимо (1), но от (1) не е достижимо (2);

от (3) е достижимо (4), но от (4) не е достижимо (3).

Съществените състояния са (1) и (4), които образуват два класа. Всяко от тези две състояния е поглъщащо.

За стационарното разпределение решаваме системата

$$\begin{array}{rcccc} \pi_1 + \pi_2/2 & & & = & \pi_1 \\ & \pi_3/2 & & = & \pi_2 \\ & \pi_2/2 & & = & \pi_3 \\ & \pi_3/2 + \pi_4 & = & & \pi_4 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 & = & & & 1 \end{array}$$

От първото уравнение следва, че $\pi_2 = 0$, а от последното следва, че $\pi_3 = 0$. Така остава $\pi_1 + \pi_4 = 1$, т.е. всяко разпределение $(\pi, 0, 0, 1 - \pi)$ за $\pi \in [0, 1]$ ще е стационарно.