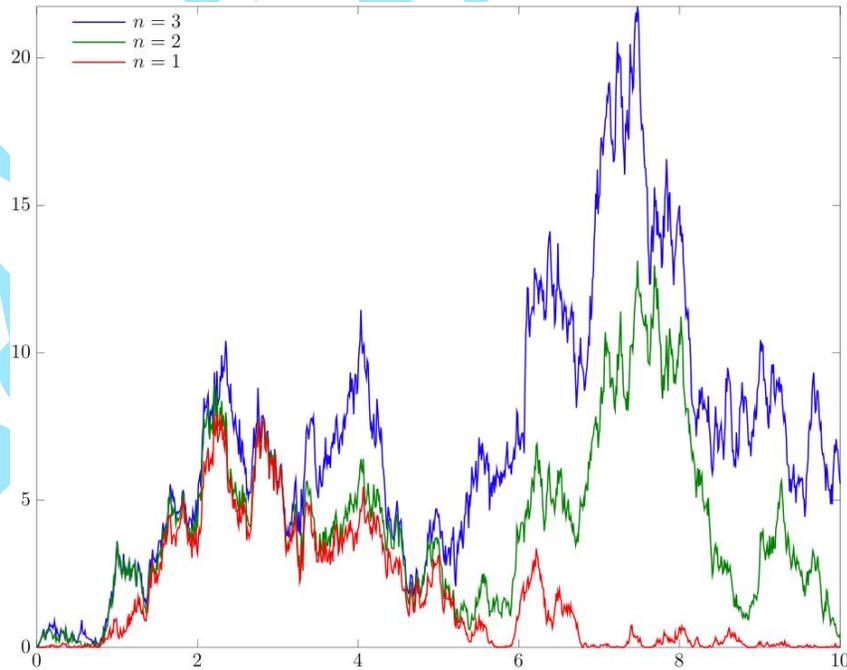


المحاضرة الخامسة

السنة الثالثة - إحصاء رياضي

طوريات عشوائية (1)



د. هادية طهماز

مدرس المقرر

سلاسل ماركوف Markov Chains

ليكن $\{X_t\}_{t \in T}$ طوري عشوائي ماركوفي مجموعة وسطاؤه T منقطعة (قابلة للعد على الأكثر) عندئذ يدعى هذا الطوري بسلسلة ماركوف.

نطابق في سلاسل ماركوف اللحظات الزمنية المتقطعة برقم دليلها أي نكتب:
 $t_n = n$ لكل $n \in \mathbb{N}$ ، وبالتالي يمكن أن نكتب عوضاً عن X_{t_n} — X_n ،
وبالتالي سلسلة ماركوف $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ تحقق العلاقة التالية:

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} = y | X_n = x, X_{n-1} = x_{n-1}, \dots, X_1 = x_1, X_0 = x_0) \\ = P(X_{n+1} = y | X_n = x) \end{aligned}$$

وذلك من أجل كل $n \in \mathbb{N}$ و كل $y, x, x_{n-1}, \dots, x_1, x_0 \in \mathbb{R}$ ، عندئذ تدعى مجموعة قيم هذه السلسلة بفضاء الحالات للسلسلة وكل عنصر في هذا الفضاء يدعى حالة للسلسلة.

تعريف سلسلة ماركوف المتجانسة Homogeneous Markov Chain:

ليكن $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ سلسلة ماركوف بفضاء حالات منفصل عندئذ يقال عن هذه السلسلة إنها متجانسة إذا تحقق الشرط:

$$P(X_{n+1} = y | X_n = x) = P(X_1 = y | X_0 = x)$$

طوريات عشوائية (1) سنة الثالثة إحصاء د. هادية طهماز

هذا يعني أن احتمال الانتقال من الحالة x إلى الحالة y بخطوة واحدة لا يتغير بمرور

الزمن (عدد الخطوات)، أي أن هذا الاحتمال مستقل عن n .

تعريف مصفوفة الانتقال بخطوة واحدة *One-Step Transition Matrix*

ليكن $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ سلسلة ماركوف المتجانسة بفضاء حالة $E = \{0, 1, 2, \dots\}$ ،

فإن احتمال الانتقال من الحالة x إلى الحالة y :

$$P_{xy} = P(X_{n+1} = y | X_n = x); x \geq 0, y \geq 0$$

ومصفوفة الانتقال الاحتمالية لـ $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ تعطى بالشكل:

$$P = (P_{xy}) = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} & \dots \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} & \dots \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

وعناصر هذه المصفوفة تحقق الشروط الآتية:

$$P_{xy} \geq 0$$

$$\sum_{y=0}^{\infty} P_{xy} = 1 \quad ; x = 0, 1, \dots$$

في حال كان الفضاء E مذته أي $E = \{1, 2, \dots, m\}$ فإن P من المرتبة

$m \times m$ أي لها الشكل:

طوريات عشوائية (1) سنة الثالثة إحصاء د. هادية طهماز

$$P = (P_{xy})_{m \times m} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{pmatrix}$$

إن المصفوفة التي تحقق عناصرها الشرطين السابقين تدعى بمصفوفة عشوائية.

نقوم بتمثيل كل حالة إما بنقطة أو دائرة أو مربع ، ومن ثم نمثل الانتقال من الحالة x

إلى الحالة y بسهم ينطلق من x إلى y وهذا الانتقال باحتمال موجب تماماً قدره

P_{xy} وفي حال $P_{xy} = 0$ لا ترتبط العناصر بسهم.

ومن أجل احتمالات البقاء إذا كانت موجبة فإنه يرسم سهم مغلق منطلق من الحالة

وعائداً إليها على شكل قوس دائري



تعريف احتمالات الانتقال من المراتب العليا

Higher-Order Transition Probabilities

ليكن $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ سلسلة ماركوف المتجانسة بفضاء حالة $E = \{0, 1, 2, \dots\}$ ،

ومصفوفة الانتقال $P = (P_{xy})_{m \times m}$ ، فإن احتمال الانتقال من الحالة x إلى

الحالة y ب n خطوة يعطى بالشكل:

$$P_{xy}^{(n)} = P(X_{n+m} = y | X_m = x); x \geq 0, y \geq 0$$

في حالة كانت سلسلة ماركوف متجانسة فإن مصفوفة الانتقال بخطوة واحدة هي ذاتها

$$P = P^{(n)}$$
 مصفوفة الانتقال بعد n خطوة أي

توزيع البدء Initial Distribution:

بفرض $\pi_x^{(n)} = P(X_n = x)$ احتمال تواجد السلسلة عند اللحظة الزمنية n

في الحالة X ، وعندما يكون $n = 0$ فإننا نحصل على $\pi_x^{(0)} = P(X_0 = x)$

وهو احتمال تواجد السلسلة في المبدأ أي لحظة البدء، ومجموعة القيم

$$\pi^{(0)} = \{\pi_x^{(0)}; x \in E\}$$
 تدعى بالتوزيع البدء أو الابتدائي لسلسلة ماركوف

والتي تشكل متجهاً احتمالياً وذلك لأن $\sum_{x \in E} \pi_x^{(0)} = 1$ ويدعى هذا المتجه

بمتجه توزيع البدء لسلسلة ماركوف.

مثال:

لنفترض أنه لدينا ثلاثة أشخاص A, B, C يتداولون كرة فيما بينهم وفقاً لما يلي:

إذا وصلت الكرة لـ A فإنه يرمي الكرة مباشرة إلى B باحتمال $\frac{1}{3}$ أو على C باحتمال

$\frac{2}{3}$ ، أما إذا وصلت الكرة إلى اللاعب B فإنه يرمي بها مباشرة إلى أي من A و C

طوريات عشوائية (1) سنة الثالثة إحصاء د. هادية طهماز

بنفس الاحتمال، أما إذا وصلت الكرة إلى اللاعب C فإنه يرمي بها مباشرة إلى اللاعب

B باحتمال $\frac{1}{4}$ وإلى اللاعب A باحتمال $\frac{3}{4}$ والمطلوب:

- 1- بين فيما إذا كانت سلسلة انتقالات الكرة تمثل سلسلة ماركوفية ام لا؟
- 2- إذا كانت هذه السلسلة ماركوفية فهل هي متجانسة؟
- 3- عين مصفوفة الانتقال لهذه المصفوفة عند الخطوة n.
- 4- إذا كان احتمال تواجد الكرة لحظة البدء عند A يساوي $\frac{1}{2}$ وعند B يساوي $\frac{1}{3}$ وعند C يساوي $\frac{1}{6}$ فما هو متجه توزيع البدء لهذه السلسلة؟
- 5- أوجد العرض الماركوفي (أو التمثيل البياني) للسلسلة الممثلة لهذه اللعبة.

الحل:

- 1- بملاحظة أن احتمالات الانتقال من حالة إلى حالة تتعلق بآخر تواجد للكرة في الحالة ولا علاقة لها بتواجدها في الماضي، فمثلاً احتمال انتقال الكرة من B إلى أي من A و C يساوي $\frac{1}{2}$ بغض النظر أين كانت الكرة في الماضي، وبالمثل بالنسبة لبقية الحالات. ولذلك فإن هذه السلسلة هي سلسلة ماركوف.

طوريات عشوائية (1) سنة الثالثة إحصاء د. هادية طهماز

2- نلاحظ أن هذه السلسلة متجانسة لأن احتمالات الانتقال من حالة إلى حالة

لا تتغير مع مرور الزمن.

3- لتعيين مصفوفة الانتقال لهذه السلسلة يجب تعيين احتمالات الانتقال

نجد:

$$p_{AB} = \frac{1}{3} \text{ و } p_{AC} = \frac{2}{3} \text{ و } p_{BA} = \frac{1}{2} \text{ و } p_{BC} = \frac{1}{2} \text{ و}$$

$$p_{CB} = \frac{3}{4} \text{ و } p_{CA} = \frac{1}{4} \text{ و } p_{AA} = 0 \text{ و } p_{BB} = 0 \text{ و}$$

$$p_{CC} = 0$$

وبالتالي مصفوفة الانتقال لهذه السلسلة هي:

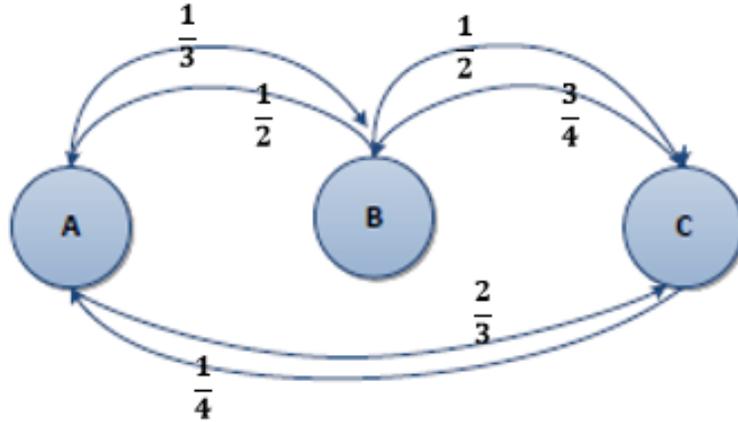
$$P = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{3} & \frac{2}{3} \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{4} & \frac{3}{4} & 0 \end{pmatrix}$$

4- وفقاً للمعطيات فإن متجه توزيع البدء هو:

$$A = \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{3}, \frac{1}{6} \right)$$

5- العرض الماركوفي للسلسلة الممثلة لهذه اللعبة:

طوريات عشوائية (1) سنة الثالثة إحصاء د. هادية طهماز



ملاحظات:

1- من تعريف سلاسل ماركوف المتجانسة نلاحظ أن احتمالات الانتقال من

حالة i بحالة j واحدة غير متعلق ب n لذلك سنعتبر $P_{xy}^{(n)} = P_{xy}$

2- على سبيل التبسيط في الدراسة والوضوح سنأخذ مستقبلاً مجموعة الحالات

من \mathbb{Z} لذلك سنكتب عوضاً عن X و Y ب i و j .

مبرهنة تشيمان - كولموغوروف:

ليكن $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ سلسلة ماركوف المتجانسة بفضاء حالة $E = \{0, 1, 2, \dots\}$

عندئذ سيكون لدينا ما يلي محققاً:

$$(1) \quad P_{ij}^{(k+l)} = \sum_{s \in E} P_{is}^{(k)} \cdot P_{sj}^{(l)}$$

$$(2) \quad P_i^{(k+l)} = \sum_{s \in E} P_s^{(k)} \cdot P_{si}^{(l)}$$

البرهان:

لدينا $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ سلسلة ماركوف متجانسة عندئذ من أجل أي حالتين $i, j \in E$

ومن أجل أي عددين طبيعيين $k, l \in \mathbb{N}$ يمكننا أن نكتب ما يلي:

$$\begin{aligned} P_{ij}^{(k+l)} &= P(X_{k+l} = j | X_0 = i) \\ &= P(X_{k+l} = j, X_k = s | X_0 = i) \\ &= P\left(\bigcup_{s \in E} \{X_{k+l} = j, X_k = s\} | X_0 = i\right) \\ &= \sum_{s \in E} P(X_{k+l} = j, X_k = s | X_0 = i) \\ &= \sum_{s \in E} P(X_{k+l} = j | X_k = s, X_0 = i) \cdot P(X_k = s | X_0 = i) \\ &= \sum_{s \in E} P(X_{k+l} = j | X_k = s) \cdot P(X_k = s | X_0 = i) \end{aligned}$$

$$= \sum_{s \in E} P(X_l = j | X_0 = s) \cdot P(X_k = s | X_0 = i)$$

$$= \sum_{s \in E} P_{is}^{(k)} \cdot P_{sj}^{(l)}$$