

زنجیره‌های مارکوف

در مدیریت

MARKOV CHAINS
IN MANAGEMENT

رضارعی

مقدمه

گاهی اوقات یک پُست خاص در یک سازمان با کمبود نیروی انسانی روبرو می‌شود، در حالی که همین پست در زمانهای دیگر با تورم نیرو روبرو بوده است. موجودی انبار سازمانها نیز بعضی اوقات به صفر می‌رسد و به توقف خط تولید منجر می‌شود در صورتی که در اوقات دیگر موجودی انبار بسیار زیاد است، و یا با خراب شدن ماشینی ملاحظه می‌شود که شرکت هزینه‌های زیادی را بابت تعمیرات و نگهداری و کاهش تولید متحمل می‌شود، همچنین فروش سازمانها گاهی اوقات کمتر از تولید بوده و زمانی هم تقاضا برای محصولاتشان بیش از تولید بوده است.

ملاحظه می‌شود که اغلب سازمانها با چنین مشکلاتی روبرو هستند. چگونه می‌توان سیاستهایی را برگزید که رویارویی با چنین مسائلی را به حداقل ممکن رساند. یکی از الگوهایی که در این موارد به یاری سازمانها می‌شتابد، زنجیره‌های مارکوف است

که به عنوان یکی از فرایندهای تصادفی در مدیریت مطرح است.

در سیستم نیروی انسانی سازمان یک فرد در سالها (زمانها) ی پی در پی ممکن است در پستهای گوناگونی قرار گیرد و گاهی اوقات یک پست با کمبود نیرو یا مازاد نیرو روبرو خواهد بود که زنجیره‌های مارکوف می‌تواند موجودی نیروی انسانی هر پست را در زمان آینده بطور احتمالی بر اساس روند گذشته نشان داده، سازمان را از موقعیت احتمالی خود در آینده از لحاظ نیروی انسانی باخبر کند تا بتواند تعدیلات لازم را در مورد مازادها و کمبودها انجام دهد. در اینجا ویژگی و مشخصه (پارامتر) مورد بررسی سیستم نیروی انسانی، تعداد نیروی موجود است که به عنوان یک فرایند تصادفی مورد نظر است.

میزان موجودی انبار در یک سیستم انبارداری در هر لحظه‌ای از زمان ممکن است متفاوت باشد. زنجیره‌های مارکوف میزان موجودی در هر لحظه‌ای از زمان را به عنوان پارامتر مورد نظر در سیستم بررسی کرده و سطح موجودی احتمالی را برآورد می‌کند و هادی سازمانها برای نگهداری موجودی در سطح بهینه است.

زنجیره‌های مارکوف پیش بینی می‌کند که یک ماشین در خط تولید، احتمالاً در آینده در چه وضعیتی خواهد بود و بنا بر هزینه‌های مختلف بهترین سیاست تعمیر و نگهداری چیست؟

میزان فروش یک سازمان در آینده بر اساس زنجیره‌های مارکوف قابل پیش بینی است تا بتوان تولیدی متناسب با فروش داشت.

فرایندهای تصادفی^۱

یک فرایند تصادفی به عنوان یک مجموعه متغیرهای تصادفی $[X_t]$ تعریف می‌شود که شاخص T که غالباً معرف زمان است، در سرتاسر مجموعه خاص T وجود دارد. غالباً T مجموعه اعداد صحیح غیر منفی است، و X_t یک مشخصه قابل اندازه‌گیری در زمان T را بیان می‌کند. برای مثال، فرایند تصادفی X_1, X_2, X_3, \dots می‌تواند بیانگر مجموعه سطوح موجودی هفتگی (ماهانه)

محصول، فروش، نیروی انسانی موجود سالانه (فصلی) به ترتیب برای زمانهای ... و ۳ و ۲ و ۱ باشد.

در واقع خاصیت مارکوفی با حالت احتمال شرطی هر «پیشامد» آینده بر اساس «پیشامد» فعلی یکسان است، و حالت آینده $X_{t+1}=j$ از پیشامدهای قبلی مستقل است و فرایند فقط به حالت فعلی سیستم بستگی دارد.

احتمال شرطی $P[X_{t+1}=j | X_t=i] = P_{ij}$ برای $i, j \in E$ احتمال انتقال^۵ سیستم از حالت i به j نامیده می شود. معمولاً P_{ij} ها را با توجه به حالت‌های یک سیستم با یک آرایش مربعی مرتب می کنند و نتیجه آن ماتریس مربع P است که ماتریس انتقال^۶ زنجیره مارکوف X نامیده می شود.

حالتها	حالتها				
	0	1	2	n
0	P_{00}	P_{01}	P_{02}	P_{0n}
1	P_{10}	P_{11}	P_{12}	P_{1n}
2	P_{20}	P_{21}	P_{22}	P_{2n}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
n	P_{n0}	P_{n1}	P_{n2}	P_{nn}

در ماتریس P ، الف) برای هر $i, j \in E$ ، $P_{ij} \geq 0$ است و

ب) برای هر $i \in E$ ، $\sum_{j=0}^n P_{ij} = 1$ است.

ماتریس انتقال یک زنجیره، ماتریس مارکوف نیز نامیده می شود. مورد الف بیانگر این است که احتمال ورود سیستم از حالت i به حالت j بزرگتر یا مساوی صفر است و مورد ب بیان می کند که مجموع احتمالات هر سطر باید مساوی یک باشد چون یک سیستم به احتمال صددرصد در یکی از مجموعه حالت‌های ممکن در هر لحظه ای از زمان خواهد بود، و اگر مجموع احتمالات هر ستون نیز برابر یک باشد، آن را ماتریس انتقال مضاعف گویند.

بطور خلاصه یک فرایند تصادفی $\{X_t\}$ و $(t = 0, 1, \dots)$ یک زنجیره مارکوف نامیده می شود. اگر موارد زیر صادق باشد^۷:

- ۱- وجود تعداد محدودی از حالتها.

بررسی حرکت یک سیستم که برای دوره‌های زمانی پی در پی عمل می کند، غالباً به تجزیه و تحلیل یک فرایند تصادفی با ساختار تصادفی خاص منجر می شود. بدیهی است هنگامی که یک سیستم مورد بررسی قرار می گیرد، حالت‌های آن سیستم در زمانهای متوالی یکسان نخواهد بود و یک سیستم در زمان t در حالت X_t به سر می برد. در فرایندهای تصادفی، هر سیستم تنها از یک جنبه یا یک مشخصه مورد بررسی قرار می گیرد. زمان t در نقاط خاص با ... و ۲ و ۱ و ۰ مشخص می شود که سیستم دقیقاً در هر یک از این نقاط در حالتی منحصر به فرد قرار می گیرد. نقاط زمانی ممکن است با فاصله یکسان از یکدیگر باشند یا اینکه ممکن است فاصله آنها با توجه به حرکت کلی سیستم که فرایند تصادفی در آن محاط شده است، متغیر باشد. گرچه ممکن است هر یک از حالتها حکایت از یک ویژگی کیفیتی مثل خوب یا بد بکنند اما با نمادهای ... و ۲ و ۱ نمایش داده می شوند. بنابراین توصیف ریاضی سیستم فیزیکی یک فرایند تصادفی به صورت $\{X_t\}$ است که متغیرهای تصادفی در زمان ... و ۲ و ۱ و ۰ مشاهده می شوند و هر متغیر تصادفی ممکن است یکی از $(M+1)$ عدد صحیح M و ... و ۲ و ۱ و ۰ حالت ممکن باشد^۲.

زنجیره‌های مارکوف^۳

فرایند تصادفی $X = \{X_t, t \in \mathbb{N}\}$ یک زنجیره مارکوف نامیده می شود اگر برای هر $t \in \mathbb{N}$ و $j \in E$ ، شرط زیر صادق باشد که در آن E یک مجموعه قابل شمارش است:

$$P[X_{t+1}=j | X_0, X_1, \dots, X_t] = P[X_{t+1}=j | X_t]$$

عبارت فوق بیانگر احتمال وجود سیستم در زمان $t+1$ در حالت j است به شرط اینکه در زمان t حالت سیستم مشخص و حالت‌های رخ داده قبلی مشخص باشد. بنابراین یک زنجیره مارکوف، یک رشته از متغیرهای تصادفی برای t است. در این مورد گفته می شود که فرایند با توجه به حالتی که در زمان t دارد، در زمان $t+1$ در حالت j خواهد بود^۴.

۲- داشتن خاصیت مارکوفی (صدق احتمالات شرطی).

۳- وجود احتمالات انتقال پایدار، هر سیستم پس از مدت طولانی به سمت احتمالات انتقال پایدار میل می‌کند.

۴- وجود یک مجموعه احتمالات اولیه $P [X_0=i]$ برای هر i (داشتن ماتریس انتقال اولیه).

معادله چپ من - کلموگورف^۸

$P_{ij}^{(n)}$ احتمال انتقال سیستم از حالت i به حالت j در مرحله n ام است. معادله چپ من - کلموگورف یک روش برای محاسبه این احتمال انتقال در مرحله n است:

$$P_{ij}^{(n)} = \sum_{k=0}^M P_{ik}^{(v)} P_{kj}^{(n-v)} \quad \text{و} \quad 0 \leq v \leq n, n, j, i$$

این معادله صرفاً خاطر نشان می‌کند که فرایند برای رفتن از حالت i به j در n مرحله، دقیقاً بعد از v مرحله (که v مرحله‌ای قبل از مرحله n است) در حالت k خواهد بود. بنابراین: $P_{ik}^{(v)} P_{kj}^{(n-v)}$ همان احتمال شرطی است که فرایند با شروع حالت i بعد از v مرحله به حالت k می‌رسد و پس از $n-v$ مرحله به حالت j می‌رود^۹.

در واقع محاسبه $P_{ij}^{(n)}$ برای محاسبه ماتریس P^n یعنی ماتریس انتقال مرحله n بکار می‌رود و برای به دست آوردن P^n ، ماتریس P ، n بار در خودش ضرب می‌شود و P_{ij} در ماتریس P^n همان $P_{ij}^{(n)}$ خواهد بود.

دسته بندی حالتها در زنجیره های مارکوف

فرض کنید X یک زنجیره مارکوف با فضای حالت E و ماتریس انتقال P باشد و T زمان اولین ملاقات سیستم با حالت j باشد؛ یعنی در آینده اولین باری که سیستم در حالت j خواهد بود زمان T است.

حالت بازگشتی^{۱۰} نامیده میشود اگر $P_{jj}[T < \infty] = 1$ باشد، در واقع اگر سیستم صددرصد بتواند مجدداً به حالت j برگردد حتی در بلند مدت حالت بازگشتی است. در غیر این صورت اگر

$P_{jj}[T = \infty] \geq 0$ باشد، زناپایدار^{۱۱} نامیده می‌شود، یعنی احتمال بازگشت سیستم به حالت j وجود دارد ولی صددرصد نیست^{۱۲}.

یک حالت بازگشتی زمتناوب^{۱۳} با دوره تناوب σ ^{۱۴} نامیده می‌شود اگر $\sigma \geq 2$ به عنوان بزرگترین عدد صحیح در شرط زیر صادق باشد^{۱۵}:

$$P_{jj}[T = n\sigma, \sigma \geq 1] = 1$$

یعنی بازگشت سیستم به حالت j بطور متناوب با فاصله‌های زمانی یکسان بزرگتر از ۱ خواهد بود. به عبارت دیگر، گفته می‌شود حالت j دارای دوره تناوب σ ($\sigma > 1$) است که $P_{jj}^{(n)} = 0$ باشد، در حالی که n به J قابل تقسیم نباشد، و σ کوچکترین عددی باشد که دارای این خاصیت است، برای مثال، احتمال دارد که فرایند در زمان ... و ۴ و ۳ و ۲ و ۰ به حالت J برسد، در این صورت این سیستم با فاصله زمانی متناوب ۲ به حالت J می‌رسد پس حالت J دارای دوره تناوب ۲ است. اگر دو عدد متوالی s و $(s+1)$ به قسمی وجود داشته باشند که فرایند در حالت‌های s و $(s+1)$ در حالت J باشد، گفته می‌شود که حالت دارای دوره تناوب ۱ است و یک حالت غیر متناوب^{۱۶} است، در حقیقت اگر $J \geq 2$ نباشد، J را غیر متناوب گویند^{۱۷}.

اگر حالت j از حالت i قابل حصول، و حالت i نیز از حالت j قابل حصول باشد، آنگاه به حالت i و j تعاملی^{۱۸} گفته می‌شود. بطور کلی (الف) هر حالت با خودش تعامل می‌کند هنگامی که $P_{ii}^{(1)} = P[X_1=i | X_0=i] = 1$ باشد، (ب) اگر حالت i با حالت j در تعامل باشد، آنگاه حالت j با حالت i در تعامل است و همچنین (ج) اگر حالت i با حالت j و حالت k در تعامل باشد، آنگاه حالت i با حالت k در تعامل است^{۱۹}.

اگر حالت j از حالت i حاصل شده باشد به صورت $j \rightarrow i$ نوشته می‌شود.

اگر خارج از یک مجموعه از حالت‌های یک سیستم هیچ حالت دیگری وجود نداشته باشد آن را یک مجموعه بسته می‌گویند^{۲۰} به عبارتی اگر سیستم وارد آن مجموعه حالتها شد دیگر از آن مجموعه خارج نمی‌شود؛ مثلاً در شکل شماره ۱ مجموعه‌های $\{a, c, e\}$ و $\{a, b, c, d, e\}$ بسته هستند^{۲۱}.

ماتریس P زیر حاصل می‌شود که تجزیه و تحلیل را راحت‌تر می‌سازد:

$$P = \begin{array}{c|ccccc} & a & c & e & b & d \\ \hline a & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 \\ c & 0 & \frac{1}{3} & \frac{2}{3} & 0 & 0 \\ e & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \hline b & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{4} & \frac{3}{4} \\ d & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \end{array}$$

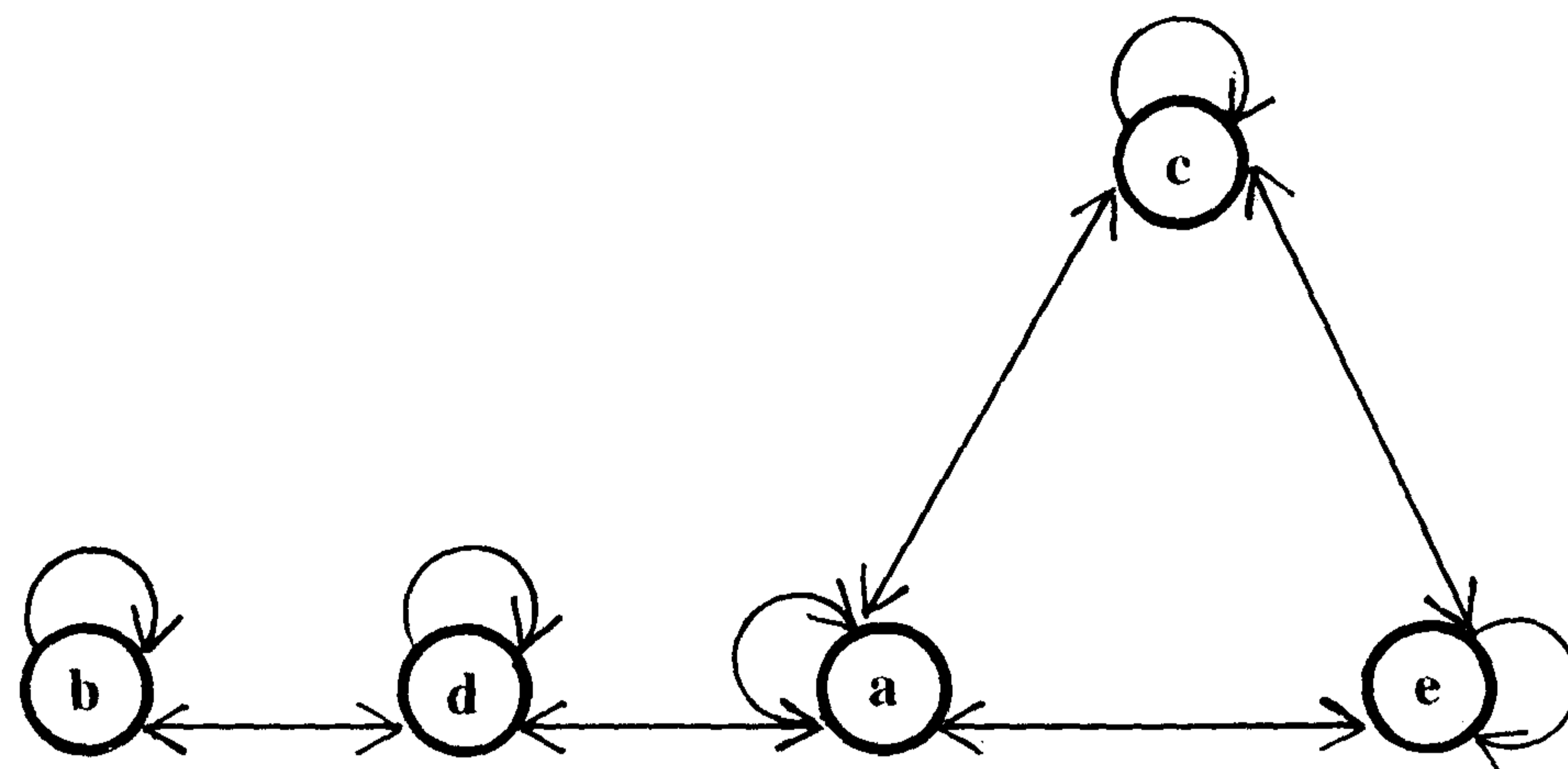
بدین ترتیب حالت‌های a, c, e بازگشتی غیر متناوب و حالت‌های b و d ناپایدارند.

یک مجموعه بسته را که هیچ زیر مجموعه بسته مناسبی نداشته باشد، یک مجموعه تفکیک ناپذیر^{۲۲} گویند. اگر یک زنجیره مارکوف تنها یک مجموعه بسته باشد آن را زنجیره مارکوف تفکیک ناپذیر گویند. در مثال قبل تمام زنجیره تفکیک ناپذیر نیست چون خود دارای یک زیر مجموعه بسته است اما مجموعه $\{a, c, e\}$ یک مجموعه بسته تفکیک ناپذیر است.

اگر در یک مجموعه بسته یک حالت از خودش حاصل شود آن را یک حالت جاذب گویند^{۲۳}. اگر احتمال ورود یک سیستم از حالت i به حالت i یعنی به خودش یک باشد آن حالت جاذب است چون با ورود فرایند به حالت مذکور، فرایند دیگر از آن خارج نخواهد شد و این حالت فرایند را جذب خواهد نمود، به عبارت دیگر، اگر احتمال ابقای حالتی P_{ii} یک باشد، حالت i جاذب خواهد بود.

چگونه احتمالات حالت در زمان تغییر می‌کند؟

در زمانهای متفاوت احتمالات برای حالتها در زنجیره‌های مارکوف متفاوت است؛ یعنی احتمال برای رخ دادن حالت خاصی در زمانهای n و $n+1$ یکسان نیست.



شکل شماره ۱، گراف انتقال زنجیره مارکوف ماتریس انتقال زیر است که فضای حالت آن $E = \{a, b, c, d, e\}$ است:

$$P = \begin{array}{c|ccccc} \text{حالت} & a & b & c & d & e \\ \hline a & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ b & 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{3}{4} & 0 \\ c & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 & \frac{2}{3} \\ d & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{4} & 0 \\ e & \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} \end{array}$$

در شکل شماره ۱ دایره‌ها بیانگر حالتهاست و پیکانها در صورتی که $P_{ij} > 0$ باشد، رسم می‌شوند. با حذف سطر و ستون دوم و چهارم، ماتریس زیر به دست می‌آید که بیانگر مجموعه بسته $\{a, c, e\}$ است:

$$Q = \begin{array}{c|ccc} & a & c & e \\ \hline a & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \\ c & 0 & \frac{1}{3} & \frac{2}{3} \\ e & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{array}$$

اگر ماتریس انتقال P با تجدید نظر و ترتیب جدید نوشته شود،

احتمال اینکه فرایند در زمان اولیه در هر یک از حالتها باشد مشخص است. برای به دست آوردن احتمالات حالت در زمان بعد، احتمال حالت اولیه در احتمال انتقال، که در ماتریس انتقال آمده است، ضرب می شود. در واقع احتمالات حالت اولیه به عنوان یک ماتریس سطری در ماتریس انتقال ضرب می شود تا احتمال وجود فرایند در هر یک از حالتها در دوره زمانی بعد مشخص شود.

فرض کنید ماتریس انتقال یک فرایند خاص زنجیره مارکوف به صورت زیر باشد و احتمالات حالت اولیه یعنی $n=0$ اینگونه باشد:

$$P_A^{(0)} = 0/45, P_B^{(0)} = 0/35, P_C^{(0)} = 0/2$$

$$P = \begin{bmatrix} & A & B & C \\ \begin{matrix} 0/9 & 0/05 & 0/05 \\ 0/1 & 0/8 & 0/1 \\ 0/1 & 0/15 & 0/75 \end{matrix} \end{bmatrix}$$

چنانکه ملاحظه می شود مجموعه احتمالات حالت اولیه در فوق ۱ می شود یعنی احتمال وجود فرایند در یکی از سه حالت صد درصد است. اما احتمالات حالت جدید برای دوره $n=1$ با ضرب احتمالات حالت اولیه به صورت ماتریس سطری در ماتریس انتقال به دست می آید:

$$\begin{matrix} P_A^{(0)} & P_B^{(0)} & P_C^{(0)} \\ [0/45 & 0/35 & 0/2] \end{matrix} \begin{bmatrix} 0/9 & 0/05 & 0/05 \\ 0/1 & 0/8 & 0/1 \\ 0/1 & 0/15 & 0/75 \end{bmatrix} = \begin{matrix} P_A^{(1)} & P_B^{(1)} & P_C^{(1)} \\ [0/46 & 0/3325 & 0/2075] \end{matrix}$$

اولین عنصر یعنی احتمال حالت جدید برای زمان $n=1$ به صورت زیر به دست آمده است:

$$\text{احتمال حالت جدید } (n=1) = \text{احتمال انتقال} \times \text{احتمال حالت اولیه } (n=0)$$

$$0/45 \times 0/9 = 0/405$$

$$0/35 \times 0/1 = 0/035$$

$$0/2 \times 0/1 = 0/02$$

$$P_A^{(1)} = 0/46$$

بقیه احتمالات نیز همین گونه به دست آمده است. دقت شود که احتمال وجود فرایند در حالت A در دوره بعد از بقیه حالتها بیشتر است، و این به خاطر انتقال از حالتهای دیگر به این حالت است.

برای به دست آوردن احتمالات حالت دوره $n=2$ به دو طریق زیر می توان عمل نمود:

الف - احتمالات حالت دوره $n=1$ در ماتریس انتقال، بدین ترتیب ضرب می شود:

$$P_A^{(1)} \quad P_B^{(1)} \quad P_C^{(1)} \begin{bmatrix} 0/90 & 0/05 & 0/05 \\ 0/10 & 0/80 & 0/10 \\ 0/10 & 0/15 & 0/75 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/468 & 0/320125 & 0/211875 \end{bmatrix} \begin{matrix} P_A^{(2)} & P_B^{(2)} & P_C^{(2)} \end{matrix}$$

ب - احتمالات حالت دوره $n=0$ در توان دوم ماتریس انتقال، یعنی P^2 ضرب می شود:

$$P^2 = \begin{bmatrix} 0/09 & 0/05 & 0/05 \\ 0/10 & 0/80 & 0/10 \\ 0/10 & 0/15 & 0/75 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0/90 & 0/05 & 0/05 \\ 0/10 & 0/80 & 0/10 \\ 0/10 & 0/15 & 0/75 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/8200 & 0/0925 & 0/0875 \\ 0/1800 & 0/6600 & 0/1600 \\ 0/1800 & 0/2375 & 0/5825 \end{bmatrix}$$

اکنون باید احتمالات حالت اولیه $n=0$ در P^2 ضرب شود:

$$P_A^{(0)} \quad P_B^{(0)} \quad P_C^{(0)} \begin{bmatrix} 0/8200 & 0/0925 & 0/0875 \\ 0/1800 & 0/6600 & 0/1600 \\ 0/1800 & 0/2375 & 0/5825 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/468 & 0/320125 & 0/211875 \end{bmatrix} \begin{matrix} P_A^{(2)} & P_B^{(2)} & P_C^{(2)} \end{matrix}$$

برای هر زمانی از n یا احتمالات حالت اولیه $n=0$ را در توان m ماتریس انتقال ضرب نمود و یا باید احتمالات حالت دوره $(n-1)$ را در ماتریس انتقال ضرب کرد. اینک از محاسبات صرف نظر، و احتمالات حالت برای چند دوره انتخابی ارائه می شود:

ملاحظه کنید که پاسخ در هر دو مورد یکسان است و احتمال وجود فرایند در زمان $n=1$ در حالت های C, B, A به ترتیب $0/46$ ، $0/320125$ و $0/211875$ و در زمان $n=2$ ، به ترتیب $0/468$ ، $0/320125$ و $0/211875$ خواهد بود. به همین ترتیب می توان برای دوره های بعد نیز عمل کرد و

دوره	$n=0$	$n=1$	$n=10$	$n=15$	$n=20$	$n=25$	$n=30$
$P_A^{(n)}$	$0/45$	$0/46$	$0/49466$	$0/49824$	$0/49942$	$0/49982$	$0/49994$
$P_B^{(n)}$	$0/35$	$0/320125$	$0/28970$	$0/28693$	$0/28710$	$0/28584$	$0/28575$
$P_C^{(n)}$	$0/20$	$0/211875$	$0/21564$	$0/21483$	$0/21448$	$0/21434$	$0/21431$

چنانکه ملاحظه می‌شود با افزایش n احتمالات حالتها تغییر کمتری می‌کنند. این امر دلالت می‌کند که احتمالات حالت ممکن است به سمت یک مجموعه ثابت همگرا شوند و سرانجام بدون تغییر باقی بمانند. در این نقطه فرایند به یک حالت پایدار^{۲۴} می‌رسد و در همان حالت باقی خواهد ماند تا اینکه اعمال خارجی احتمالات را تغییر دهند.

در جدول ملاحظه می‌شود که احتمالات حالت پایدار برای C, B, A به ترتیب تقریباً برابر با $0/5$ ، $0/286$ و $0/214$ هستند؛ یعنی در بلند مدت انتظار می‌رود احتمالات حالت به این مقادیر برسند. این نشان می‌دهد که تأثیر پذیری فرایند در زمان طولانی از حال حاضر ناچیز می‌شود.

محاسبه احتمالات حالت پایدار

برای به دست آوردن احتمالات حالت پایدار به طریقی که در فوق آمده است زمان زیادی نیاز دارد. به منظور ارائه یک راه حل کوتاه، احتمالات از طریق عملیات ماتریسی محاسبه می‌شود.

همانگونه که ملاحظه شد، احتمال ورود به یک حالت خاص، با ضرب احتمال در مقادیر مربوط در ستون ماتریس انتقال به دست می‌آید. برای مثال فوق روابط زیر برقرار است:

$$\begin{aligned} P_A &= 0/9 P_A + 0/1 P_B + 0/1 P_C \\ P_B &= 0/05 P_A + 0/8 P_B + 0/15 P_C \\ P_C &= 0/05 P_A + 0/1 P_B + 0/75 P_C \end{aligned}$$

قبلاً نیز بیان شد که جمع هر سطر در ماتریس انتقال باید برابر ۱ باشد یا به عبارتی احتمال وجود فرایند در مجموع حالت‌های خود باید معادل ۱ باشد و این مطلب، محدودیت زیر را اعمال می‌کند:

$$P_A + P_B + P_C = 1$$

با حل چهار معادله فوق، احتمالات حالت پایدار برای هر حالت بدین ترتیب به دست خواهد آمد:

$$\begin{aligned} P_A - 0/9 P_A &= 0/1 P_B + 0/1 P_C \\ 0/1 P_A &= 0/1 P_B + 0/1 P_C \\ P_A &= P_B + P_C \end{aligned}$$

و چون تمام احتمالات باید در مجموع یک باشند، با استفاده از $P_B + P_C$ برای P_A می‌توان اینگونه نوشت:

$$\begin{aligned} (P_A + P_C) + P_B + P_C &= 1 \\ 2P_B + 2P_C &= 1 \\ P_B &= 0/5 - P_C \end{aligned}$$

و بنابراین:

$$P_A = (0/5 - P_C) + P_C = 0/5$$

با قرار دادن $P_A = 0/5$ و $P_B = 0/5 - P_C$ در معادله دوم دیده می‌شود که:

$$\begin{aligned} 0/5 - P_C &= 0/05 (0/5) + 0/8 (0/5 - P_C) + 0/15 P_C \\ P_C &= 0/21429 \end{aligned}$$

و

$$P_B = 0/5 - 0/21429 = 0/28571$$

و مجموعه احتمالات حالت پایدار اینگونه هستند:

$$P_A = 0/5 \quad P_B = 0/28571 \quad P_C = 0/21429$$

که با محاسبات قبلی توافق دارد^{۲۵}.

در واقع احتمالات حالت پایدار یا حدی^{۲۶} بیانگر این است که در $P_{ij}^{(n)}$ هنگامی که n به سمت بی‌نهایت حرکت می‌کند، حد آن

یعنی $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{ij}^{(n)}$ به سمت یک مقدار ثابت میل می‌کند؛ یعنی هر سطر آن همچون معادله زیر خواهد بود:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{ij}^{(n)} = \pi_j$$

وقتی که این احتمالات حدی غیر شرطی که از احتمالات اولیه و زمان پارامتر n مستقل هستند وجود دارند، می‌توان آنها را از رابطه زیر به دست آورد:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \pi^{(n)} = \lim_{n \rightarrow \infty} \pi^{(n-1)} P$$

فرض کنید که $\pi = (\pi_0, \pi_1, \dots)$ بیانگر بردار احتمال حدی باشد،
آنگاه رابطه به صورت زیر در خواهد آمد:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \pi^{(n)} = \lim_{n \rightarrow \infty} \pi^{(n-1)} = \pi$$

و بنابراین

$$\pi = \pi P$$

معادله فوق، معادله ایستای^{۲۷} زنجیره مارکوف نامیده می شود،
و حل آن توزیع ایستا گفته می شود. ممکن است در بعضی از
موارد برای معادله ایستا حل وجود داشته باشد حتی وقتی که
توزیع حدی وجود نداشته باشد.

بنابراین وقتی که یک توزیع حدی وجود دارد، این دلالت
می کند که برای معادله ایستا حل وجود دارد، و نتیجه این توزیع
ایستا، توزیع حدی (پایدار) است. اما عکس آن صادق نیست؛
یعنی، وجود یک حل برای معادله ایستا بر وجود یک توزیع حدی
دلالت نمی کند. برای آشنایی بیشتر به مثال زیر توجه کنید:

یک فرایند تصادفی، مارکوف را با ماتریس انتقال زیر نظر بگیرید:

$$P = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

اکنون معادله ایستا حل می شود و بردار توزیع ایستا به دست
می آید:

$$[\pi_0, \pi_1] = [\pi_0, \pi_1] \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$$

که نتیجه می شود که $\pi_0 = \pi_1$ است. با استفاده از $\pi_0 + \pi_1 = 1$

توزیع ایستا $\pi_0 = \pi_1 = \frac{1}{2}$ می شود. اما آیا یک توزیع حدی نیز
هست؟ طبیعتاً اینگونه نخواهد بود، چون که فرایند پیوسته بطور
متناوب تغییر می کند و احتمال اینکه در یک حالت خاص صفر یا
یک در آینده یافت شود به مقدار خاص n انتخاب شده بستگی
دارد. این موضوع به سهولت با ضرب متوالی ماتریس P به
صورت زیر حاصل می شود:

$$P^{(n)} = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} & \text{برای } n \text{ زوج} \\ \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} & \text{برای } n \text{ فرد} \end{cases}$$

بنابراین صرفاً با وجود یک جواب برای $\pi = \pi P$ حد $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)}$
وجود ندارد. علاوه بر این $\lim_{n \rightarrow \infty} \pi^{(n)}$ نیز وجود ندارد، مگر در
صورت $\pi^{(0)} = [\frac{1}{2} \text{ و } \frac{1}{2}]$ یعنی توزیع احتمال اولیه معادل با توزیع
ایستاست و تنها برای $\pi^{(0)}$ اینگونه است.

$$\pi^{(1)} = [\frac{1}{2} \text{ و } \frac{1}{2}] \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} = [\frac{1}{2} \text{ و } \frac{1}{2}]$$

و از این رو $\pi^{(n)}$ به صورت زیر در می آید^{۲۸}:

$$\pi^{(n)} = [\frac{1}{2} \text{ و } \frac{1}{2}] \quad n \text{ هر}$$

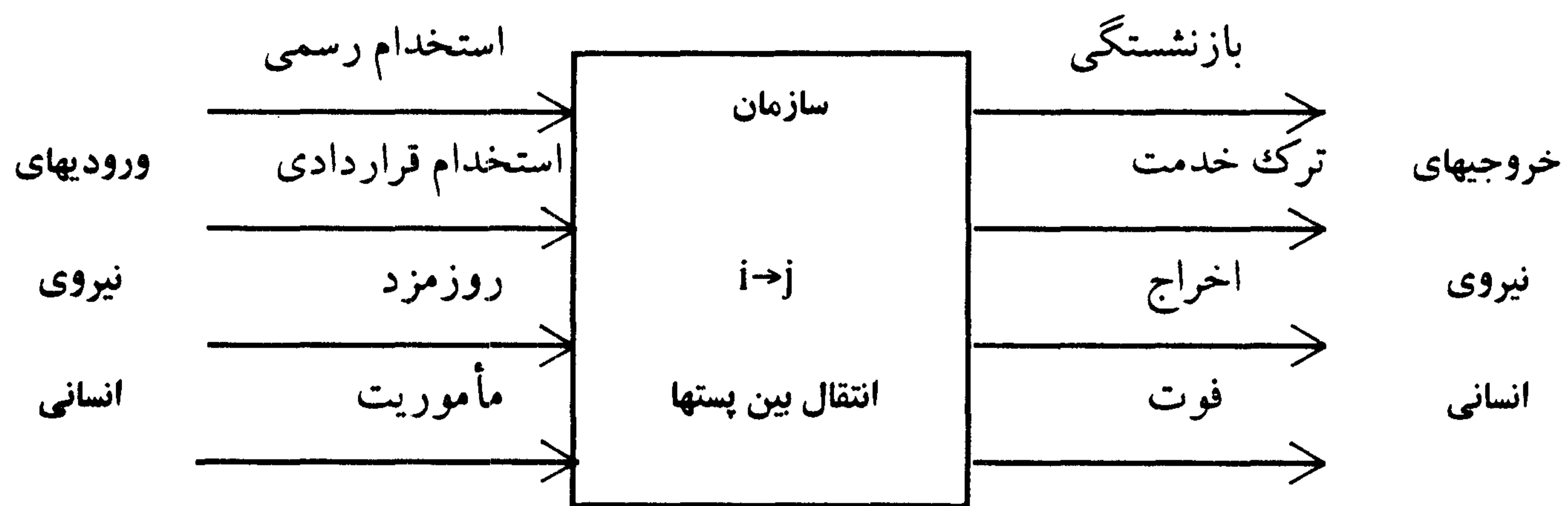
کاربرد زنجیره های مارکوف در برنامه ریزی نیروی انسانی^{۲۹}

برنامه ریزی نیروی انسانی یکی از مهمترین برنامه های سازمانی
است که به شیوه های مختلف در این زمینه اقدام می شود. گاهی
اوقات از مدل های احتمالی برای برنامه ریزی استفاده می شود.
هنگامی که نقل و انتقالات و جابجایی های نیروی انسانی سازمان
تصادفی باشد، مدل های احتمالی به کمک خواهند آمد که یکی از
آنها زنجیره های مارکوف است که این مدل نقل و انتقالات
احتمالی نیروی انسانی را پیش بینی می کند.

جابجاییها در نیروی انسانی

نیروی انسانی یکی از حساس ترین عوامل تولید است که کنترل
آن برای سازمان از ارزش والایی برخوردار است. نقل و انتقالات
و جابجایی های نیروی انسانی نیز گاهی اوقات برای آینده سازمان
اهمیت زیادی دارد.

علاوه بر نقل و انتقالات داخلی بین پستها در سیستم نیروی
انسانی هر سازمان، تعدادی ورودی و خروجی برای این سیستم
وجود دارد که شامل ترک خدمتها، اخراجها، بازنشستگیها، فوتها،
مرخصیها، حوادث و مواردی دیگری می شود که به همراه تغییر
شغلها و ارتقاها تشکیل دهنده نقل و انتقالات می شوند. بطور کلی
نقل و انتقالات این سیستم به صورت زیر خواهد بود:



احتمال ابقای یک فرد در پست برابر است با تعداد ابقاها در یک دوره زمانی خاص تقسیم بر تعداد کل نیروی انسانی موجود در همان دوره:

$$P_{ii} = \text{احتمال ابقای یک نفر در پست } i$$

$$P_{ii} = \frac{\text{تعداد کل ابقاها در پست } i \text{ بر حسب نفر سال}}{\text{تعداد کل نیروی انسانی موجود در پست } i \text{ بر حسب نفر سال}}$$

آنگاه با استفاده از احتمالات انتقال به دست آمده ماتریس انتقال نیروی انسانی تشکیل می شود.

فرض کنید در یک سازمان کوچک فرضی، چهار پست وجود داشته باشد و تعداد نیروی موجود در این سازمان نیز ثابت باشد و تنها نقل و انتقالات بین این چهار پست صورت گیرد و نه موارد دیگر مثل خروجی و ورودی. (منظور انتقال به خارج سازمان شامل ترک خدمت، بازنشستگی و ... و انتقال از خارج سازمان مثل استخدام است.)

پس از انجام محاسبات لازم احتمالات انتقالی در ماتریس زیر آمده است:

$$P = \begin{array}{c|cccc} & \text{به پست} & 1 & 2 & 3 & 4 \\ \hline \text{از پست} & & & & & \\ \hline 1 & & 0/9 & 0/05 & 0 & 0/05 \\ 2 & & 0/1 & 0/8 & 0/05 & 0/05 \\ 3 & & 0 & 0/05 & 0/85 & 0/1 \\ 4 & & 0/05 & 0 & 0 & 0/95 \end{array}$$

ماتریس انتقال نیروی انسانی

در زنجیره های مارکوف برای برنامه ریزی نیروی انسانی یک ماتریس انتقال وجود دارد که ماتریس انتقال نیروی انسانی نامیده می شود. در این ماتریس حالتها، پستها می باشند، که یک فرد ممکن است در زمانهای مختلف در یکی از این پستها (حالتها) باشد. در ماتریس مذکور علاوه بر پستها به عنوان حالتها، باید برای ورودیها و خروجیها نیز حالتها را جداگانه ای در نظر گرفت، چون از ماتریسها نیرو خارج نمی شود و سرانجام، به حالت نهایی که همان خروجی است منتقل می شود. در ماتریس انتقال نیروی انسانی P_{ij} بیانگر احتمال انتقال یک فرد از پست i به پست j است.

احتمالات انتقال نیروی انسانی

طبق تعریف کلاسیک، احتمال عبارت است از فراوانی نسبی پیشامد (حالت) مورد نظر، و بدین ترتیب تعداد حالتها مساعد مورد نظر به تعداد کل حالتها تقسیم می شود:

$$= \text{احتمال رخ دادن یک حالت (پیشامد) خاص}$$

$$\frac{\text{تعداد حالتها (پیشامدها)ی مورد نظر}}{\text{کل حالتها (پیشامدها)ی ممکن}}$$

احتمال انتقال یک فرد از پست i به پست j برابر است با تعداد انتقالات در فاصله زمانی معین تقسیم بر تعداد کل نیروی موجود در همان دوره زمانی:

$$= \text{احتمال انتقال یک نفر از پست } i \text{ به پست } j = P_{ij}$$

$$P_{ij} = \frac{\text{تعداد انتقالات از پست } i \text{ به پست } j \text{ بر حسب نفر سال}}{\text{تعداد کل نیروی انسانی موجود در پست } i \text{ بر حسب نفر سال}}$$

آینده می توان کمبودها و مازادها در هر پست را بطور احتمالی برآورد کرد.

کاربرد زنجیره های مارکوف در کنترل موجودی^{۳۰}

هر سازمان تولیدی یا تجارتي، انباری از مواد اولیه را خواهد داشت که بتواند در طول دوره به فعالیت خود ادامه دهد. اما اینکه مقدار موجودی در هر لحظه ای از زمان چقدر باشد، مسأله ای مهم است و یکی از مدل های مفید در این زمینه زنجیره های مارکوف است. موضوع با ارائه یک مثال تشریح می شود:

یک دوربین فروش، دوربین خاصی را که می تواند آن را به صورت هفتگی سفارش دهد، انبار می کند. تقاضا در طی هفته اول، دوم و ... معادل D_1, D_2 و ... است. فرض بر این است که D_i یک متغیر مستقل است و دارای توزیع پواسن با پارامتر $\lambda = 1$ است. فرض کنید که X_0 تعداد دوربین های موجود در ابتدای دوره، X_1 تعداد دوربین های موجود در پایان هفته اول، X_2 تعداد دوربین های موجود در انتهای هفته دوم والی آخر باشد و فرض کنید $X_0 = 3$ باشد. هر پنج شنبه شب فروشگاه سفارش می دهد که هنگام باز شدن فروشگاه در شنبه تحویل می شود. فروشگاه از سیاست (X_t, S) استفاده می کند؛ یعنی اگر تعداد دوربین های موجود در انتهای هفته $X_t < 1$ باشد سفارش فروشگاه $S = 3$ است. در غیر این صورت فروشگاه سفارش نمی دهد. فرض این است که هنگامی که تقاضای مازاد بر موجودی در دست باشد، فروش کم خواهد شد. بنابراین $\{X_t\}$ برای ... و ۱ و ۰ یک فرایند تصادفی است. حالات ممکن فرایند، اعداد صحیح $\{0, 1, 2, 3\}$ هستند که تعداد ممکن دوربین های موجود انتهای هفته را بیان می کند. در واقع متغیر تصادفی X_t با عبارت زیر تعیین می شود:

اگر $X_{t-1} < 1$ باشد $\{0\}$ و $\{3 - D_t\}$ حداکثر (ماکزیمم)

$X_t =$

اگر $X_{t-1} \geq 1$ باشد $\{0\}$ و $\{X_{t-1} - D_t\}$ حداکثر (ماکزیمم)

حال دقت کنید که عناصر ماتریس انتقال یعنی احتمالات انتقال

چگونه به دست می آید. برای به دست آوردن P_{00} تعیین

$P\{X_t = 0 | X_{t-1} = 0\}$ ضروری است. اگر $X_{t-1} = 0$ باشد آنگاه

۰/۹ و سایر عناصر قطر اصلی ماتریس بیانگر احتمال ابقای هر فرد در پست است. ۰/۰۵ سطر اول و ستون دوم احتمال انتقال از پست ۱ به پست ۲ است. و عنصر سطر سوم و ستون اول بیان می کند که احتمال انتقال از پست ۳ به پست ۱ صفر است.

فرض کنید نیروی انسانی موجود در هر پست برای سال جاری به ترتیب ۴، ۳، ۸ و ۱۵ نفر برای پستهای ۱، ۲، ۳ و ۴ باشد. اکنون به کمک ماتریس انتقال می توان میزان موجودی نیروی انسانی در هر پست را برای سال آینده به دست آورد. بدین منظور ماتریس سطری نیروی انسانی موجود سال جاری در ماتریس انتقال ضرب می شود:

[۴، ۳، ۸، ۱۵]

$$\begin{bmatrix} 0/9 & 0/05 & 0 & 0/05 \\ 0/1 & 0/80 & 1/05 & 0/05 \\ 0 & 0/05 & 0/85 & 0/1 \\ 0/05 & 0 & 0 & 0/95 \end{bmatrix} = [4/65, 3, 6/95, 15/4]$$

همانگونه که در ماتریس سطری حاصل ملاحظه می شود، در سال آینده در پستهای ۱، ۲، ۳ و ۴ به ترتیب ۴/۶۵، ۳، ۶/۹۵ و ۱۵/۴ نفر نیرو وجود خواهد داشت. در اینجا دو مشکل وجود دارد، یکی اعشاری بودن تعداد نیروی انسانی است و دیگری اینکه به خاطر سهولت محاسبه فرض شده است که تعداد نیروی انسانی ثابت باشد و انتقالی به خارج و یا از خارج وجود نداشته باشد که این امر بیان می کنند که اغلب نیروها پس از چند دوره از پستهای ۲ و ۳ به پستهای ۱ و ۴ منتقل خواهند شد و در پست ۲ و ۳ کمبود نیرو و در پست ۱ و ۴ تورم نیرو وجود خواهد داشت و به منظور رفع این کمبود باید ورودیها به سازمان به عنوان یک حالت و خروجیها (بویژه خروجیها) نیز به عنوان یک حالت به ماتریس انتقال اضافه شود.

برای یافتن نیروی انسانی موجود در هر پست برای ۲ سال بعد، ۱۰ سال بعد و n سال بعد باید نیروی انسانی موجود در سال جاری را در ماتریس توان دوم، دهم و nام ضرب نمود و یا به طریقه دوم باید نیروی موجود در سال آینده، سال نهم و سال (n - ۱) را در ماتریس انتقال ضرب نمود.

بدین ترتیب با یافتن نیروی انسانی موجود در هر پست برای

استفاده سنگین، هم از لحاظ کیفیت و هم از نظر کمیت محصول، سریعاً خراب می‌شود. این ماشین به صورت دوره‌ای در پایان هر روز، معاینه و بازرسی می‌شود. بلافاصله بعد از هر بازرسی، وضعیت ماشین یادداشت می‌شود و به چهار حالت ممکن تقسیم می‌شود:

حالت	وضعیت
۰	خوب همانند ماشین نو
۱	قابل استفاده - با خرابی کم
۲	قابل استفاده - با خرابی زیاد
۳	غیر قابل استفاده - محصول با کیفیت غیر قابل قبول است.

فرض کنید که X_t حالت مشاهده شده ماشین بعد از بازرسی در انتهای روز t ام، و توالی حالتها یک فرایند تصادفی باشد، همچنین فرایند تصادفی یک زنجیره مارکوف با فضای حالت متناهی با ماتریس انتقال زیر باشد:

حالت	۰	۱	۲	۳
۰	۰	$\frac{7}{8}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
۱	۰	$\frac{3}{4}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$
۲	۰	۰	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$
۳	۰	۰	۰	۱

ماتریس نشان می‌دهد که هنگامی که ماشین غیر قابل استفاده باشد (وارد حالت ۳ شده باشد)، همینطور غیر قابل استفاده باقی خواهد ماند و در این حالت، دیگر ماشین نمی‌تواند برای تداوم در فرایند تولید باقی بماند و باید تعویض یا تعمیر شود و در واقع این یک حالت جاذب است که سیستم بدون دخالت عامل خارجی از آن حالت خارج نخواهد شد، عمل تعویض، حرکت سیستم را تغییر می‌دهد، و این عمل یک سیاست تعمیر و نگهداری می‌تواند باشد.

وقتی که یک ماشین غیر قابل استفاده می‌شود و تعویض می‌شود، ماشین جایگزین شده در حالت «خوب همانند ماشین نو»

$\{(3-D_t), 0\}$ حداکثر $X_t=1$ است. اگر $X_t=0$ باشد، تقاضا در طی هفته باید ۳ یا بیشتر باشد. از این رو $P_{00} = P\{D_t \geq 3\}$ است. این احتمال یک متغیر تصادفی پواسن با پارامتر $\lambda=1$ است که مقدار ۳ یا بیشتر را بخود می‌گیرد، که از جدول توزیع پواسن، $P_{00}=0/08$ می‌شود.

$P_{10} = P\{X_t = 0 \mid X_{t-1} = 1\}$ نیز به همین شیوه به دست می‌آید. اگر $X_{t-1}=1$ باشد، آنگاه $\{(1-D_t), 0\}$ حداکثر $X_t=1$ است. با داشتن $X_t=0$ تقاضا طی هفته باید یک یا بیشتر باشد. از این رو با استفاده از جدول پواسن $P_{10} = p\{D_t \geq 1\} = 0/632$ است. برای یافتن $P_{21} = P\{X_t=1 \mid X_{t-1}=2\}$ دقت کنید که $\{(2-D_t), 1\}$ حداکثر $X_t=2$ می‌شود، اگر $X_{t-1}=2$ باشد. بنابراین اگر $X_t=1$ باشد آنگاه تقاضا طی هفته آینده باید دقیقاً یک باشد. از این رو از جدول توزیع پواسن

$P_{21}=P\{D_t = 1\} = 0/368$ سایر عناصر نیز به همین ترتیب محاسبه می‌شوند که ماتریس انتقال زیر را تشکیل می‌دهند:

$$P = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 2 & 3 \\ 0 & 0/08 & 0/184 & 0/368 & 0/368 \\ 1 & 0/632 & 0/368 & 0 & 0 \\ 2 & 0/264 & 0/368 & 0/368 & 0 \\ 3 & 0/08 & 0/184 & 0/368 & 0/368 \end{bmatrix}$$

این ماتریس انتقال مرحله یک است و برای مراحل بعدی نیز با ضرب متوالی (توان) به دست می‌آید. البته می‌توان از برنامه‌ریزی خطی برای موجودی بهینه استفاده کرد که در این مختصر برنامه خطی این مسأله نمی‌گنجد.

کاربرد زنجیره‌های مارکوف در تعمیرات و نگهداری^{۳۱}

یک ماشین خاص که در یک فرایند تولید کار می‌کند، تحت

فرض کنید D_{ik} بیانگر احتمال شرطی تصمیم k برای زمانی که سیستم در حالت i است باشد یعنی:

$$k = 1 \text{ و } 2 \text{ و } \dots \text{ و } K$$

$$D_{ik} = P \{ \dots \dots \dots \}$$

$$i = 0 \text{ و } 1 \text{ و } \dots \text{ و } M$$

و y_{ik} احتمال غیر شرطی (حالت پایدار) فرایند در حالت i با تصمیم اخذ شده k باشد یعنی:

$$Y_{ik} = P \{ \text{تصمیم} = k \text{ و } \text{حالت} = i \}$$

و با استفاده از قواعد احتمال شرطی و قانون بیز روابط زیر برقرار است:

$$Y_{ik} = \pi_i D_{ik}$$

$$\pi_i = \sum_{k=1}^K y_{ik}$$

آنگاه تابع هدف برای هزینه متوسط مورد انتظار اینگونه خواهد شد:

$$E(c) = \sum_{i=0}^M \sum_{k=1}^K \pi_i C_{ik} D_{ik} = \sum_{i=0}^M \sum_{k=1}^K C_{ik} y_{ik}$$

که باید حداقل (می‌نیم) شود،

و محدودیتهای زیر نیز وجود خواهند داشت:

$$\sum_{i=0}^M \pi_i = 1 \quad \sum_{i=0}^M \sum_{k=1}^K y_{ik} = 1$$

$$\sum_{k=1}^K y_{ik} = \sum_{i=0}^M \sum_{k=1}^K y_{ik} P_{ij}(\kappa) \quad \text{یا} \quad \sum_{k=1}^K y_{ik} - \sum_{i=0}^M \sum_{k=1}^K y_{ik} P_{ij}(\kappa) = 0$$

$$y_{ik} \geq 0 \quad i = 0 \text{ و } 1 \text{ و } 2 \dots \text{ و } M \quad k = 1 \text{ و } 2 \text{ و } \dots \text{ و } K.$$

فرمول برنامه‌ریزی خطی این سیاست اینگونه می‌شود:

$$C = 4000y_{02} + 6000y_{03} + 1000y_{11} + 4000y_{12} + 6000y_{13} + 3000y_{21} + 4000y_{22} + 6000y_{23} + M_1y_{13} + M_2y_{23} + 6000y_{33}$$

که در آن M اعداد بزرگ هستند. با محدودیتهای:

$$\sum_{k=1}^3 y_{0k} - (y_{02} + y_{03} + y_{12} + y_{13}) = 0$$

$$\sum_{k=1}^3 y_{1k} - (\frac{7}{8}y_{01} + y_{02} + \frac{3}{4}y_{11} + y_{12} + y_{22} + y_{23}) = 0$$

$$\sum_{k=1}^3 y_{2k} - (\frac{1}{16}y_{01} + \frac{1}{8}y_{11} + \frac{1}{2}y_{21}) = 0$$

$$\sum_{k=1}^3 y_{3k} - (\frac{1}{16}y_{01} + \frac{1}{8}y_{11} + \frac{1}{2}y_{21} + y_{31}) = 0$$

$$Y_{ik} \geq 0, i = 0, 1, 2, 3 \text{ و } K = 1, 2, 3$$

حل این برنامه خطی با استفاده از روش سیمپلکس جوابهای زیر را دارد:

$$y_{01} = \frac{2}{21}, y_{11} = \frac{5}{7}, y_{22} = \frac{2}{21}, y_{33} = \frac{2}{21} \text{ و سایر } y_{ik} \text{ ها برابر صفر هستند.}$$

اکنون با استفاده از روابط قبلی D_{ik} محاسبه می‌شود:

$$D_{ik} = \frac{y_{ik}}{\sum y_{ik}}$$

$$D_{01} = D_{11} = D_{22} = D_{33} = 1$$

$$D_{ik} = \frac{y_{ik}}{\sum y_{ik}}$$

$$D_{01} = D_{11} = D_{22} = D_{33} = 1$$

و سایر D_{ik} ها نیز صفر هستند.

در اینجا، هنگامی که ماشین در حالت 0 و 1 باشد تصمیم 1 یعنی رهاکردن، زمانی که ماشین در حالت 2 باشد، تصمیم 2 یعنی پیاده کردن، و هنگامی که در حالت 3 است، تصمیم 3 یعنی تعویض را توصیه می‌کند.

کاربرد زنجیره‌های مارکوف در فروش و بازاریابی^{۳۴}

فرض کنید در بازار خاصی 3 مارک، الف، ب و ج برای یک محصول که متناوباً خریداری می‌شود وجود داشته باشد. این 3 مارک متعلق به 3 فروشنده است که مصرف هر مارک به سهولت با

$$\begin{matrix} \text{سهم آبان ماه} & & & & & & \text{سهم آذرماه} \\ & & & & & & \text{الف} & \text{ب} & \text{ج} \\ \text{الف} & \text{ب} & \text{ج} & & & & \text{الف} & \text{ب} & \text{ج} \\ [0/22 & 0/49 & 0/29] & = & \begin{bmatrix} 0/8 & 0/1 & 0/1 \\ 0/07 & 0/9 & 0/03 \\ 0/083 & 0/067 & 0/85 \end{bmatrix} & = & [0/234 & 0/483 & 0/283] \end{matrix}$$

K با احتمالات مشخص شده بالای پیکانهای مربوط روشن خواهد شد. دقت کنید که در این مورد دریافت بیش از J است و بازیکن دکمه «ادامه» را فشار می دهد، اگر علامت Q روشن شود (یعنی $X_1(w)=Q$ باشد)، تصمیم گیری مشکلتر است.

با توقف او مطمئن است که $f(Q)=4$ سکه را دریافت می کند، در حالی که اگر ادامه دهد شانس بردن 6 سکه یا نبردن هیچ سکه ای را دارد. از آنجا که بعد از A, Q یا 2 با احتمالات مربوط 1/5 و 1/3 روشن می شوند، اگر او ادامه دهد، دریافت مورد انتظار $f(Q)=4$ است. و توقف را انتخاب نمی کند و دکمه «ادامه» را فشار می دهد. وقتی که $X_2(w)=A$ باشد او $f(A)=6$ سکه دریافت می کند.

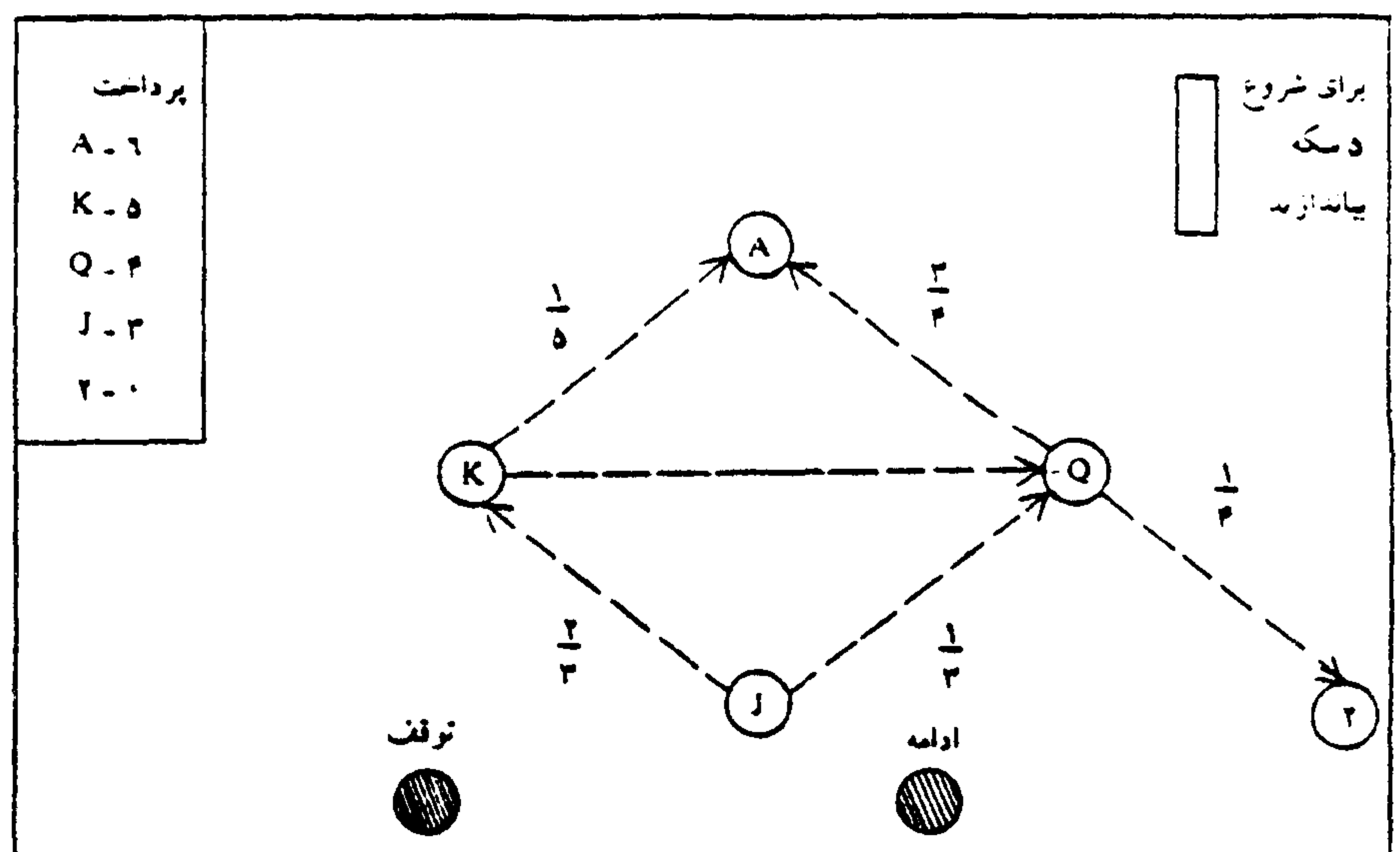
بطور خلاصه اگر علامت روشن شده J یا Q باشد استراتژی بهینه «ادامه» و هنگامی که علامت روشن شده A, K یا 2 باشد، استراتژی بهینه «توقف» است. (در مورد آخر یعنی 2، ماشین بطور اتوماتیک خاموش می شود.) بنابراین بسته به احتمال برنده شدن یک بازیکن، بازی با استفاده از استراتژی بهینه 5، 6 و یا صفر سکه پایان خواهد یافت. برای مثال اگر پیشامدها که اتفاق می افتد به گونه ای باشد که $X_0(w)=K$ باشد، آنگاه زمان توقف بهینه $T(w)=0$ است، و دریافت $f(k)=5$ است. اگر $X_0(w)=Q$ و $X_1(w)=2$ باشد، زمان توقف بهینه $T(w)=1$ است و دریافت $f(2)=0$ است. اگر $X_0(w)=Q$ و $X_1(w)=A$ باشد، زمان توقف بهینه باز هم $T(w)=1$ است، و دریافت $f(A)=6$ است. با توجه به عبارت «بهینه»، لازم است دقت شود که هر پیشامد ضرورتاً دریافت حداکثر را به همراه ندارد.

روشن است که زمان توقف یک متغیر تصادفی T است که مقادیر تعیین شده توسط مسیر X_0, X_1, \dots از زنجیره مارکوف X را

یعنی احتمالاً سهم بازار هر مارک در آذر ماه به ترتیب 0/234، 0/483 و 0/283 برای مارکهای الف، ب و ج خواهد بود.

توقف بهینه ۳۵

فرض کنید X یک زنجیره مارکوف با فضای حالت E و ماتریس انتقال P بوده و f یک تابع مقید تعریف شده در E باشد. هر گاه کسی بخواهد می تواند فرایند X را مشاهده، و هنگامی که بخواهد، توقف کند، اگر در زمان توقف، فرایند در حالت J باشد، $f(J)$ دریافت می کند و بازی تمام شده است. اگر هرگز متوقف نشود دریافت او صفر است ولی فرد مایل به بهینه کردن دریافت خود است. ماشینهای بازی در بعضی از خیابانها مشاهده می شود، شکل شماره ۲ نیز ماشین بازی در این موضوع است:



شکل شماره ۲ - ماشین توف بهینه: ماشین مقدار مربوط به علامتی را که هنگام فشار دکمه «توقف» روشن می شود می پردازد.

هنگامی که تعداد سکه های افتاده در ماشین 5 تا باشد، ماشین با روشن شدن یکی از پنج علامت بکار می افتد. فرض کنید که $X_0(w)=J$ باشد. با فشار دکمه «توقف» بازیکن می تواند $f(J)=3$ سکه را دریافت کند. اگر او دکمه «ادامه» را فشار دهد آنگاه Q یا

به خود می‌گیرد. در هر زمان n ، تصمیم به توقف یا ادامه باید بر اساس علم به مسیر موجود در آن زمان باشد. از این رو برای هر $w \in S$ که $T(w) = n$ باشد یا نباشد باید کاملاً توسط مسیر $X_0(w)$ و $X_1(w)$ و ... و $X_n(w)$ که تا زمان n مشاهده شده است تعیین شود. چون T یک زمان توقف برای هر n است.

در زمان توقف T ، فرایند در حالت X_T است، و بنابراین دریافت $f(X_T)$ خواهد بود. انتخاب یک زمان توقف T به انتخاب یک استراتژی بستگی دارد و برای زمانهای توقف مختلف T ، دریافتهای مورد انتظار $E_i[f(X_T)]$ متفاوت خواهد بود. انتخاب یک زمان توقف T که دریافت (ماکزیمم) حداکثر باشد جالب است، که مسأله زیر بدین منظور مطرح می‌شود:

الف) تابع زیر را محاسبه کنید:

$$V_{(i)} = \sup_T E_i[f(X_T)] \text{ و } i \in E$$

جایی که \sup (سوپریمم) حداکثر زمان ممکن است.

ب) زمان توقف T_0 را به گونه‌ای بیابید که:

$$V_{(i)} = E_i[f(X_{T_0})], i \in E$$

تابع f تابع پرداخت نامیده می‌شود و تابع V ارزش بازی است. یک زمان توقف T_0 که در قسمت ب صدق کند یک زمان توقف بهینه نامیده می‌شود. اکنون این مسأله برای مثال ماشین بازی فوق فرموله می‌شود که X یک زنجیره مارکوف با فضای حالت $E = \{A, K, J, 2\}$ و ماتریس انتقال زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{5} & 0 & \frac{4}{5} & 0 & 0 \\ \frac{3}{4} & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{4} \\ 0 & \frac{2}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

تابع دریافت $f = (6, 5, 4, 3, 0)$ است. حالت‌های A و 2 جاذب هستند، با شروع در یکی از این حالتها، زنجیره در حالت اولیه باقی

می‌ماند. بنابراین $V(A) = 6$ و $V(2) = 0$ است. با شروع از حالت Q ، اگر بلافاصله توقف شود، دریافت $f(Q) = 4$ است، وگرنه مرحله بعدی به A یا 2 منجر می‌شود. بنابراین توقف یک دریافت مورد انتظار $V(Q) = \frac{4}{5} = f(Q) + \frac{1}{5} V(A)$ را ندارد. و $V(Q) = \frac{4}{5}$ بهترین امکان است. با شروع از K ، توقف بلافاصله یک دریافت $f(K) = 5$ بهمراه دارد؛ وگرنه ممکن است زنجیره به A (با احتمال $\frac{1}{5}$ و دریافت $f(A) = 6$) حرکت کند یا ممکن است به Q (با احتمال $\frac{4}{5}$ و شروع Q ، که تجزیه و تحلیل، یک دریافت مورد انتظار $V(Q) = \frac{4}{5}$ را نشان می‌دهد) حرکت کند. بنابراین، با عدم توقف در K ، دریافت مورد انتظار بهینه $V(K) = \frac{1}{5} V(A) + \frac{4}{5} V(Q) = \frac{4}{8}$ می‌شود، در صورت توقف در K دریافت مورد انتظار $f(K) = 5$ می‌شود. از این رو توقف بلافاصله در K بهتر است و دریافت مورد انتظار $V(K) = f(K) = 5$ است. با شروع از J ، ناخواسته به توقف منجر می‌شود. با انتظار یک مرحله بیشتر، یا K روشن می‌شود که $V(K) = 5$ است یا Q روشن می‌شود که دریافت مورد انتظار $V(Q) = \frac{4}{5}$ است. از این رو با شروع در J ، استراتژی بهینه، انتظار است، و سپس دریافت مورد انتظار: از این رو برای این مثال، ارزش بازی برابر با $V = (6, 5, \frac{4}{5}, \frac{4}{8}, 0)$ است. استراتژی بهینه برای توقف تنها وقتی است که علامت روشن شده A یا K و یا 2 باشد. به عبارت دیگر T_0 زمان اولین ملاقات با مجموعه حالت‌های $\{A, K, 2\}$ است. دقت شود که این مجموعه، مجموعه حالت‌های J برای $f(J) = V(J)$ نیز هست.

زنجیره‌های مارکوف و مدل منبع آب (سد)

یک سد چند منظوره برای تولید نیروی الکتریسته و کنترل سیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. ظرفیت سد ۳ واحد است. توزیع احتمال مقدار آب w_t که در سد طی ماه t (و ... و ۱ و ۰) در جریان است، $P_w(m)$ نشان داده می‌شود که به این صورت است:

$$P_w(0) = P\{w = 0\} = \frac{1}{6}$$

$$P_w(1) = P\{w = 1\} = \frac{1}{3}$$

$$P_w(2) = P\{w = 2\} = \frac{1}{3}$$

$$P_w(3) = P\{w = 3\} = \frac{1}{6}$$

8. Chapman - Kolmogrov Equation.
9. Ibid, PP.353 - 355.
10. Recurrent.
11. Transient
12. Erhan Cinlar, OP., Cit, P.125.
13. Periodic.
14. Period.
15. Ibid, P.125.
16. Aperiodic.
17. Hillier and Lieberman, OP., Cit, P.360.
18. Communication.
19. Ibid, P.359.
20. Closed.
21. Erhan Cinlar, OP., Cit, PP,127 - 129.
24. Steady State.
25. Lawrence L.Lapin, Quantitative Methods for Business Decisions, (New York; Harcourt Brace Jouanovich, Inc., 1976). PP.699 - 707.
26. Limiting.
27. stationary.
28. DonaldGross and Carl M.Harris, Fundamentals of Queueing Theory, Second Edition, (New York: John Wiley and Sons, Inc., 1985). PP.42 - 47.
- ۲۹- راعی.رضا، «کاربرد زنجیره‌های مارکوف در برنامه‌ریزی نیروی انسانی»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده علوم اداری و مدیریت بازرگانی، خرداد ۱۳۷۰.
30. Hillier and Lieberman, OP., Cit, PP.351 - 353.
31. Ibid, PP. 534 - 550.
- ۳۲- چون رها کردن ماشین یا پیاده کردن آن در صورتی که غیر قابل استفاده باشد در تصمیمات نهی شده است، هزینه آن بی نهایت فرض شده است.
- ۳۳- $P_{ij}(k)$ احتمال انتقال مربوطه وابسته به تصمیم k می‌باشد.
34. Levin and Kirkpatrick; Quantitative Approches to Management (New York, McGrow - Hill, Inc, 1975.).
35. Optimal Stopping.
36. Hillier and Lieberman, OP., Cit, PP.561- 563.

فرض کنید X_t مقدار آب موجود در سد در زمان t باشد، آنگاه $X_t = 0,1,2,3$ است. ماتریس انتقال برای این مسأله به صورت زیر است:

حالت	۰	۱	۲	۳
۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{6}$
۱	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{2}$
۲	۰	۰	$\frac{1}{6}$	$\frac{5}{6}$
۳	۰	۰	۰	۱

برای مثال، عنصر سطر دوم و ستون چهارم P_{13} بدین ترتیب به دست می‌آید. اگر حالا یک واحد آب در سد باشد، آنگاه برای ۳ واحد آب در یک ماه بعد، باید در ماه جاری ۲ یا ۳ واحد آب در دست می‌آید. اگر حالا یک واحد آب در سد باشد، آنگاه برای ۳ واحد آب در یک ماه بعد، باید در ماه جاری ۲ یا ۳ واحد آب در سد جریان داشته باشد (به خاطر داشته باشید که سد ۳ واحد ظرفیت دارد به گونه‌ای که بیش از ۳ واحد آب مازاد آن از طریق دریچه تخلیه خواهد شد). این مقدار آب به احتمال $\frac{1}{3} + \frac{1}{6} = \frac{1}{2}$ در جریان خواهد بود.

اما با داشتن هزینه‌های مختلف برای جریان آب و ارزشهای حاصل از تولید برق و آبیاری و ... می‌توان تصمیم مناسبی برای کنترل آب داشت.



1. Stochastic Processes
2. Hillier and Lieberman, Operations Research, Second Edition, (SanFrancisco: Holden - Day, inc., 1974). P.350.
3. Markov Chains.
4. Erhan Cinlar, Introduction to Stochastic Processes, (Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice - Hall, Inc. 1975), P.107.
5. Transition Probability.
6. transition Matrix.
7. Hillier and Lieberman, OP., Cit, P.352.