Elementy Modelowania Matematycznego

Wykład 7

Modele Markova

Spis treści

- Wstęp
- Łańcuch i procesy Markova
- Przykłady procesów Markova

- Andrey Andreyevich Markov (14 czerwca 1856 20 czerwca 1922) wybitny rosyjski matematyk.
- Znany jest przede wszystkim ze swych prac na temat procesów stochastycznych, zwanych później łańcuchami Markova.
- On i jego młodszy brat Vladimir Andreevich Markov (1871-1897) udowodnili tzw. Nierówność Markova.

Procesy Markowa w reprezentacji dyskretnej lub ciągłej, jako wyodrębniona grupa procesów przypadkowych (losowych), są dziś najlepiej zbadaną dziedziną procesów losowych i znalazły zastosowanie w modelowaniu wielu zjawisk z życia codziennego

- Prognozowanie cen akcji giełdowych
- Niemal wszystkie akcje zmieniają swoje ceny codziennie, a duża ich część w sposób niemal ciągły.
- Wykresy cen przedstawiają, w zależności od nastawienia obserwatora, efekt równoważenia się popytu i podaży, dyskontowanie przyszłych zdarzeń, reakcje na wydarzenia historyczne, efekt manipulacji akcjami, wpływ kosmosu bądź też całkowicie przypadkowe ruchy Browna.

- Te bądź jeszcze inne przyczyny zmian cen usiłuje się wykorzystać w analizie historycznych przebiegów i próbie prognozowania przyszłego zachowania cen.
- Zachowanie poszczególnych akcji zapisane w postaci kolejnych cen i przekształcone do postaci graficznej to dla każdego inwestora wykres ceny.
- Bardzo podobne przebiegi i szeregi liczb są znane i używane w wielu dziedzinach nauki

- Jako że szeregi te opisują za pomocą kolejnych liczb zachowanie pewnego zjawiska w czasie, bardzo często określa się je mianem szeregów czasowych.
- Kolejne zdarzenia występujące w szeregach czasowych tworzą pewien proces.
- Tak więc to, co dla inwestora jest wykresem cen, dla specjalisty zajmującego się na przykład teorią informacji, jest graniczną interpretacją szeregu czasowego opisującego proces zmian cen.

Proces stochastyczny jest to takie zjawisko (reprezentowane liczbowo przez szereg czasowy), w którym przyszła wartość opisująca stan zjawiska nie jest pewna (przyszłe liczby opisujące je mogą przyjmować różne wartości, przy czym żadna z nich nie pojawi się z prawdopodobieństwem równym 1).

- Klasycznymi przypadkami procesów stochastycznych są przyszłe wartości zmiennych opisujących pogodę
 - temperatura,
 - ciśnienia,
 - kierunek bądź siła wiatru).
- Dobrym przykładem może być wypełnianie się niżu.

- Można nawet w pewien sposób oszacować drogę, którą się przesunie i czas potrzebny na podniesienie się ciśnienia wewnątrz niżu do wartości średniej.
- Nie da się tego jednak zrobić w sposób dokładny.
- Czyli mimo pewnych ściśle określonych ram zachowania, dokładne zachowanie nie jest znane.
- Podobnie jest ze zmianami cen na giełdzie.
- Jakkolwiek każdy silny spadek kiedyś musi się skończyć, nigdy nie mamy pewności kiedy to nastąpi.

Lańcuch Markowa

 Ciąg Markowa to taki proces stochastyczny, w którym określone są związki probabilistyczne przyszłych zdarzeń w zależności od wcześniej występujących.

Ciąg Markowa

- ciąg Markova pierwszego rzędu jutrzejsze zachowanie zależy (w sensie statystycznym) tylko i wyłącznie od dzisiejszej zmiany
- ciąg Markova drugiego rzędu prawdopodobieństwo jutrzejszego zachowania zależy od dzisiejszej i wczorajszej zmiany
- ciąg Markova zerowego rzędu jutrzejsze zachowanie jest całkowicie niezależne od wcześniejszych notowań (bez względu jakie było zachowanie historyczne przyszłe zmiany będą określone takimi samymi związkami prawdopodobieństw);
- właśnie takie założenie jest wykorzystywane w analizie portfelowej czyli fakt, że przyszłość nie zależy od przeszłości może być w jakiś sposób wykorzystany w procesie inwestycyjnym.

- Proces Markowa bazuje wyłącznie na rozkładzie prawdopodobieństw warunkowych.
- Może się więc zdarzyć, że mamy do czynienia z deterministycznym procesem chaotycznym, w którym jutrzejsze zachowanie określone jest ścisłym wzorem, a mimo to proces będzie sprawiał wrażenie, że jest zerowego rzędu (to znaczy zupełnie nie zależy od przeszłości).

- Wynika to z faktu, że bardzo podobne, niemal identyczne zachowanie historyczne może skutkować zupełnie różnym zachowaniem w przyszłości.
- Tak więc mimo tego, że proces chaotyczny oznacza się istnieniem tak zwanej długoterminowej pamięci zachowania wykrycie tej zależności może być trudne bądź niemożliwe.

- Najważniejszym problemem w prognozowania cen jest brak stacjonarności procesu.
- Niestacjonarność to zjawisko, które jest źródłem większości niepowodzeń inwestorów giełdowych, próbujących wyznaczyć przyszłe ceny akcji na giełdzie.

• Proces stacjonarny to taki proces, w którym związki probabilistyczne są stałe i nie zależą od zmiennej niezależnej, czyli prawdopodobieństwo wystąpienia pewnej sytuacji nie zmienia się w miarę upływu czasu.

• Gdyby przyjąć, że zachowanie cen akcji jest procesem niestacjonarnym o nieznanej zmianie sposobu zachowania oznaczałoby to, że do prognozowania przyszłych cen potrzebna byłaby wiedza o przyszłym charakterze tego procesu, natomiast zupełnie nieprzydatna byłaby wiedza o wcześniejszym zachowaniu.

W skrócie oznacza to, że wyłącznie osoby manipulujące rynkiem (przy założeniu, że jest to możliwe na większą skalę) mogłyby posiadać wiedzę jak zarobić na inwestycjach giełdowych.

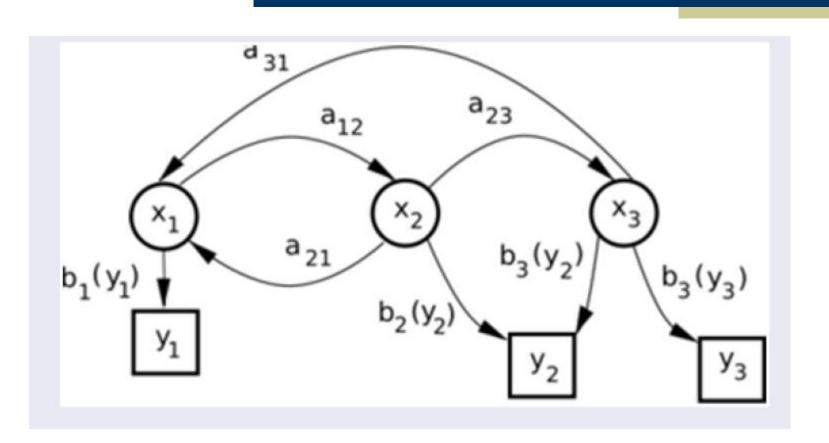
- Należy rozróżnić niestacjonarność procesu od efektywności rynku.
- Rynek efektywny, jest skutkiem tego, że zmiany cen są procesem Markowa zerowego rzędu.
- Dodatkowo, charakteryzuje go tak zwana słaba stacjonarność, która cechuje się stałością średniej i wariancji.
- Czyli ostatecznie na rynku efektywnym ceny nie zależą od wcześniejszych.
- Natomiast w przypadku braku stacjonarności ceny zależą od poprzednich, lecz nie ma pewności, że wiemy w jaki sposób.

- W praktyce sprawa nie jest taka beznadziejna.
- Zmiany cen nie są procesem stacjonarnym, jednak zmienność zależności jest bardzo powolna.
- To znaczy system, który był dobry wczoraj będzie dobry jeszcze dzisiaj, a jutro będzie tylko trochę gorszy.
- Kiedyś oczywiście może utracić swoje właściwości. Ponadto można podejrzewać, że zmiany cen składają się z kilku (zapewne trzech) procesów o różnych charakterach.
- Bardzo prawdopodobne, że przynajmniej jeden z nich jest stacjonarny, czyli jego parametry ustalone w przeszłości będą w przyszłości takie same.

• Niech układ Ω może przyjmować stany $\omega_1, \omega_2...$ - zbiór skończony lub przeliczalny i niech w pewnej jednostce czasu może przejść z jednego stanu do innego z pewnym prawdopodobieństwem, to

$$P(\omega_j^{(n)}|\omega_i^{(n-1)})$$

• prawdopodobieństwo warunkowe, że układ znajdujący się w chwili n-1 w stanie ω_i przejdzie do stanu ω_i w chwili n.



Łańcuch jednorodny

Jeśli prawdopodobieństwo nie zależy od czasu, tzn.:

$$P(\omega_j^{(n)}|\omega_i^{(n-1)}) = P(\omega_j^{(n+1)}|\omega_i^{(n)})$$

• to łańcuch Markova jest jednorodny, a macierz złożona z elementów

$$p_{ij} = P(\omega_j^{(n)} | \omega_i^{(n-1)})$$

- to macierz przejścia.
- Mamy $p_{ij} \geq 0$, $\sum_{j} p_{ij} = 1$.

Łańcuch jednorodny

Prawdopodobieństwo, że w n przejściach układ przejdzie ze stanu ω_i do stanu ω_j wynosi

$$p_{ij}(n) = \sum_{k} p_{ik}(m) p_{kj}(n-m)$$

m – liczba całkowita, $1 \le m < n$.

Przykład łańcucha Markova: proces urodzin i śmierci — zmiana liczebności populacji na skutek narodzin i śmierci.

Łańcuch Pochłaniający

• Łańcuch Markova nazywamy pochłaniającym, jeśli istnieje taki stan i, z którego nie można wyjść, czyli:

$$p_{ii} = 1 \quad \wedge \quad \forall_{i \neq j} p_{ij} = 0$$

- Stan taki nazywamy stanem pochłaniającym (ang. absorbing
- state).
- Stan nie będący stanem pochłaniającym nazywamy stanem przejściowym (ang. transient state).

Postać kanoniczna łańcucha pochłaniającego

$$P = \left[\begin{array}{cc} Q & R \\ 0 & I \end{array} \right]$$

Q – macierz tranzytywna

0 - macierz zerowa

I – macierz identycznościowa

R – macierz przejścia do stanów pochłaniających

Lańcuch Markowa

 Łańcuch Markowa nazywamy ergodycznym, jeśli z dowolnego stanu można przejść do dowolnego innego (niekoniecznie w jednym kroku).

◆ Centralnym zagadnieniem teorii procesów stochastycznych jest znalezienie rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej y(t) w pewnej chwili t na podstawie znajomości realizacji y(s) tej zmiennej losowej w pewnych innych chwilach s (na ogół chwila t odnosi się do przyszłości).

◆ Jedną z podstawowych własności, dzięki którym można ocenić rozkład prawdopodobieństwa zmiennej losowej y(t) na podstawie obserwacji aktualnych przebiegów danego procesu stochastycznego, jest tzw. własność ergodyczności

Można powiedzieć, że proces stochastyczny jest ergodyczny, jeżeli prawdopodobieństwo zaobserwowania wartości y(t) należącej do jakiegoś zbioru A da się oszacować przez średni czas pobytu każdej realizacji w tym zbiorze podczas długiego czasu obserwacji

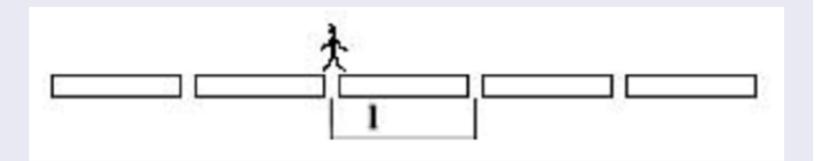
◆ Tak więc w procesach stochastycznych ergodycznych można oszacować ich rozkład prawdopodobieństwa na podstawie obserwacji jednego przebiegu w dostatecznie długim czasie, czyli otrzymane wyniki są średnią po czasie.

- Hipoteza ergodyczna
- Ewolucja klasycznego złożonego układu dynamicznego zachodzi z jednakowym prawdopodobieństwem przez wszystkie stany, które są dostępne z punktu początkowego i które podlegają ograniczeniom narzuconym przez zasadę zachowania energii.

Przykładem procesu niemarkovskiego może być np. proces zmian poziomu wody w rzece w pewnym ustalonym jej miejscu, gdzie informacja o tym, że w pewnej chwili t poziom wody wynosił y i bezpośrednio przedtem obserwowano np. tendencję obniżania się poziomu wody, pozwala na lepsze przewidywania niż sama informacja o tym, że w chwili t poziom wody wynosił y.

- Przykłady procesów Markowa
 - Proces emisji cząstek wypromieniowanych przez substancję radioaktywną.
 - Ruch cząstki zawieszonej w cieczy tzw. ruch Browna.
 - Proces zajmowania i zwalniania łączy w centrali telefonicznej.
 - Dynamika kolejki w serwerach WWW.

Błądzenie losowe: prawdopodobieństwo znalezienia układu w n-tym stanie zależy tylko od stanu poprzedniego n-1.



Rys. 2: Losowe błądzenie pijaka: p - prawdopodobieństwo, że pijak pójdzie w lewo; q=1-p - prawdopodobieństwo, że pijak pójdzie w prawo; $x=m\,l$ - lokalizacja pijaka wzdłuż osi x

- Pytanie: jakie jest prawdopodobieństwo, że po wykonaniu N kroków znajdziemy pijaka w położeniu x = ml?
- Niech po n krokach pijak będzie w położeniu x = ml,
 m <= N.
- Niech nr liczba kroków w prawo; nl liczba kroków w lewo.
- Mamy więc

$$N = n_r + n_I$$

 $m = n_r - n_I = n_r - (n - n_r) = 2n_r - N$

Przypomnienie: rozkład dwumianowy Prawdopodobieństwo, że pijak pokonał pewną drogę wynosi

$$p \dots p q \dots q = p^{n_r} q^{n_l}$$

Liczba realizacji takich dróg wynosi

$$\frac{N!}{n_r! n_l!}$$

więc prawdopodobieństwo wykonania n_r kroków w prawo i n_l kroków w lewo wynosi

$$P_N = \frac{N!}{n_r! n_l!} p^{n_r} q^{n_l}$$

Przyjmijmy

$$n_r = \frac{1}{2}(N+m), \qquad n_l = \frac{1}{2}(N-m)$$

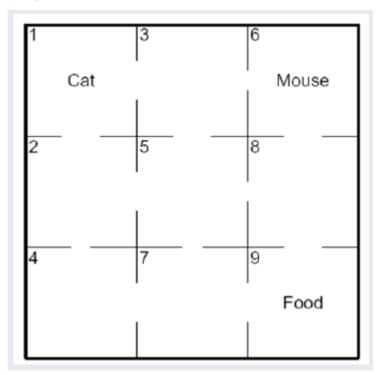
i wstawmy do wzoru na P_N

$$P_N(m) = \frac{N!}{\frac{1}{2}(N+m)! \frac{1}{2}(N-m)!} p^{(N+m)/2} q^{(N-m)/2}$$

Szczególny przypadek p = q = 1/2:

$$P_N(m) = \frac{N!}{\frac{1}{2}(N+m)! \frac{1}{2}(N-m)!} \left(\frac{1}{2}\right)^N$$

• Mysz w labiryncie

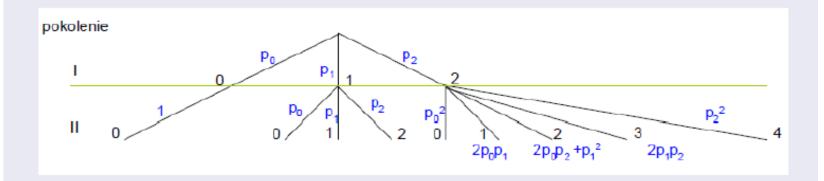


- Mysz w labiryncie
- Mamy kilka możliwości:
 - Kot zawsze siedzi w swojej komórce i czeka na ofiarę
 - Kot może wchodzić tylko do pomieszczeń 1,2,3 i 5, gdyż wszystkie inne otwory są dla niego za małe; do każdego sąsiedniego dopuszczalnego pomieszczenia wchodzi z jednakowym prawdopodobieństwem
 - To samo co powyżej, ale prawdopodobieństwo, że zostanie w swej komórce wynosi 1/2, a wchodzi do sąsiednich pomieszczeń z prawdopodobieństwem 1/4

- Procesy gałązkowe (Galtona-Watsona)
- Procesy gałązkowe modelują rozwój populacji (jednopłciowej, rozmnażającej się przez podział, np. bakterii, ameb, monet czy innych mikroorganizmów).
- ◆ Zmienne losowe y(n) (przyjmujące nieujemne wartości) określają liczbę osobników w n-tym pokoleniu.
- Przyjmujemy zawsze, że jest jeden protoplasta rodu, czyli y(0) = 1.
- Zmienne losowe opisujące, ile dzieci ma każdy osobnik, są niezależne o jednakowym rozkładzie.
- Główne pytanie, jakie się pojawia, to: jakie są szanse, że dana populacja przeżyje?

Procesy gałązkowe (Galtona-Watsona)

Załóżmy, iż osobnik może mieć 0, 1 lub 2 potomków, a przez p_0 , p_1 i p_2 oznaczmy prawdopodobieństwa tych zdarzeń $(p_0 + p_1 + p_2 = 1)$.



Procesy gałązkowe (Galtona-Watsona)

Niech x_k – liczba osobników k-tej generacji. Wtedy prawdopodobieństwo pojawienia się określonej liczby osobników danej generacji można zapisać:

$$p(x_0 = 1) = 1$$

 $p(x_1 = 0) = p_0$ $p(x_1 = 1) = p_1$
 $p(x_1 = 2) = p_2$
 $p(x_2 = 0) = p_0 + p_0 p_1 + p_2 p_0^2$ $p(x_2 = 1) = p_0 + 2p_2 p_1 p_0$
 $p(x_2 = 2) = p_1 p_2 + p_2 (2p_0 p_2 + p_1^2)$ $p(x_2 = 3) = 2p_2^2 p_1$
 $p(x_2 = 4) = p_2^3$

Jeśli potraktujemy x_k jako zmienną losową, to możemy wyznaczyć jej wartość oczekiwaną ($E(X_k) = \mu$).

Błądzenie losowe

$$B(t+1) = B(t) + z(t+1), \qquad B(0) = B_0$$

z(t) – zakłócenie losowe opisane ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie normalnym o średniej 0 i wariancji 1

t – czas mierzony w jednakowych dyskretnych odstępach Gdy t=0 – teraźniejszość. Niech B(0)=0, a przyrost czasy $\Delta=\frac{1}{n},\ n$ – dowolna liczba naturalna.

Błądzenie losowe

Dla nowych jednostek czasu

$$B(t + \Delta) = B(t) + z(t + \Delta), \qquad B(0) = B_0$$

Zmieniła się wariancja (zmienność) zakłócenia losowego z(t), a mianowicie z(t) jest teraz ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie $N(0,\Delta)$. Nowy proces ma takie samo średnie przesunięcie (dryf) i wariancję na przedziale o długości n odstępów (okresów), jak i wyjściowe błądzenie losowe obserwowane na jednostkowym przedziale.

Co się stanie, gdy Δ staje się nieskończenie małą wielkością, czyli dt?

- Proces stochastyczny B(t) nazywamy standardowym ruchem Browna (Brownian motion).
- Jest to jeden z ważniejszych modeli teoretycznych w rachunku prawdopodobieństwa.
- Nazwa pochodzi od dobrze znanego w fizyce procesu opisującego położenie cząstki w klasycznym ruchu Browna.

 Możemy go przedstawić w następującej postaci całkowej:

$$B(t) = B_0 + \int_0^t dB(s)$$

Podstawowe właściwości procesu ruchu Browna:

- ullet prawie wszystkie realizacje B(t) są ciągłe
- \bullet B(t) jest procesem o przyrostach stacjonarnych i niezależnych
- przyrosty procesu B(t) mają rozkład normalny N(0, dt)
- rozkłady warunkowe B(u) przy danym B(t) są normalne o rozkładzie N(b(t), u-t), dla u>t
- wariancja $Var[B(u)] \to \infty$, gdy $u \to \infty$

• Ruch Browna był po raz pierwszy wykorzystany do modelowania procesów finansowych przez Louisa Bacheliera, który w swojej pionierskiej pracy doktorskiej Thèorie de la spéculation, obronionej 29 marca 1900 r. w Paryżu, zaproponował pierwszy teoretyczny model procesu ceny akcji z paryskiej giełdy.

- Czy możemy liczyć na kawę?
- Maszyna z kawą może być czynna (stan 0) lub zepsuta (stan 1).
- ◆ Załóżmy, że jeśli maszyna jest czynna w danym dniu, to prawdopodobieństwo zepsucia w dniu następnym jest d, a jeśli jest zepsuta w danym dniu, to prawdopodobieństwo jej naprawienia na dzień następny jest g.
- Jakie jest prawdopodobieństwo dostania kawy z maszyny?

- maszyna jest czynna, wczoraj też była czynna: $p(0, t_n / 0, t_n-1) = 1 d,$
- maszyna jest nieczynna, wczoraj była czynna: $p(1, t_n / 0, t_n-1) = d$,
- maszyna jest czynna, wczoraj była nieczynna: $p(0, t_n / 1, t_n-1) = g$,
- maszyna jest nieczynna, wczoraj też była nieczynna: $p(1, t_n / 1, t_{n-1}) = 1 g$,

- Dobra i dobrze serwisowana maszyna powinna mieć d bliskie 0 i g bliskie 1!)
- Prawdopodobieństwo dostania kawy z maszyny będzie zależało od proporcji czasu, gdy maszyna jest czynna, do całego czasu pomiaru.

• Symulacja dla d=0.2 i g=0.9

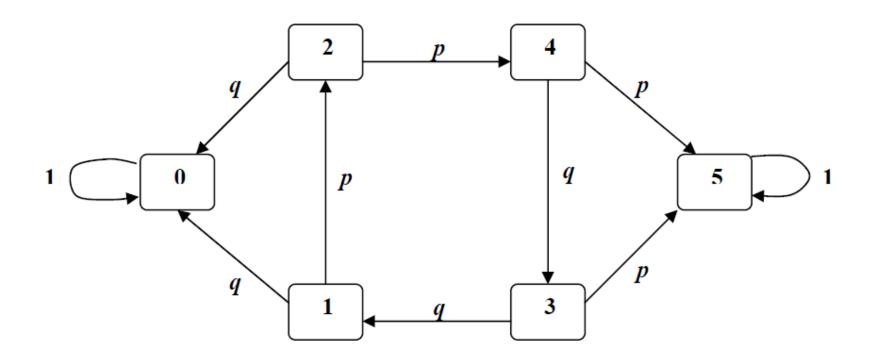
	LICZBA SYMULACJI (DNI)				
	10	50	100	500	1000
0 W DNIU 0	0.90	0.82	0.84	0.84	0.82
1 W DNIU 0	0.50	0.86	0.80	0.80	0.81

Zauważmy, że uśredniając po długim czasie, prawdopodobieństwo kupienia kawy stabilizuje się na poziomie 80%, praktycznie niezależnie od stanu maszyny w dniu początkowym.

- Brawurowa gra
- Mamy 1 zł i chcemy wygrać 5 zł.
- Krupier oferuje nam grę, w której prawdopodobieństwo naszej wygranej wynosi **p** w każdej rundzie z wypłatą podwójnej stawki w razie wygranej oraz jej stratą w razie przegranej, przy czym stawki są w całkowitych wielokrotnościach złotówki.

- Wybieramy następującą strategie
- brawurowa: w każdej grze stawiamy wszystko co mamy, jeśli ewentualna wygrana pozwoli osiągnąć cel (osiągnąć 5 zł), lub mniej niż cel.
- W przeciwnym razie, stawiamy tyle aby ewentualnie wygrać
 5 zł.
- ◆ Jaka jest szansa wygrania w k lub mniejszej liczbie gier?

- Ponumerujmy stany liczbą posiadanych przez nas złotówek.
- Zaczynamy grę od stanu nr 1.
- Wygrać grę znaczy przejść od stanu 1 do stanu 5.
- Stan 0 oznacza przegraną.
- Prawdopodobieństwo wygrania lub przegrania gry nie zależy od historii wygranych i przegranych w poprzednich grach własność Markowa jest zatem spełniona.
- Prawdopodobieństwo wygranej w stanie i nie zależy od czasu, wiec proces ten jest jednorodny w czasie.



- Interesują nas tylko ścieżki, które kończą się w stanie 5. Nazwiemy je istotnymi.
- Prawdopodobieństwo każdej ścieżki jest iloczynem prawdopodobieństw przejść jednokrotnych.
- Istotna ścieżka o długości 3 o prawdopodobieństwie
 p³ S: (1) -> (2) -> (4) -> (5)
- ◆ Zatem prawdopodobieństwo wygrania w trzech grach wynosi *p*³

- Istotna ścieżka o długości 4
- R: $(1) \rightarrow (2) \rightarrow (3) \rightarrow (5)$
- ma prawdopodobieństwo p³q.
- ◆ Zatem prawdopodobieństwo wygrania w 4 lub mniej grach wynosi p³ (1+ q).

- Nie ma istotnych ścieżek o długości 6.
- Istotna ścieżka o długości 7 ma jedna pętle
- L: $(1) \rightarrow (2) \rightarrow (4) \rightarrow (3) \rightarrow (1)$,
- po czym następuje ścieżka S.

- Prawdopodobieństwo pętli L wynosi λ=p²q², zatem prawdopodobieństwo dla ścieżki L*S wynosi λq³.
- Zatem prawdopodobieństwo wygrania w 7 lub mniej grach wynosi
- $p^3(1+\lambda)+p^3q$.

- Istnieje jedna ścieżka o długości 8: L*R, dla której prawdopodobieństwo wynosi λ p³q.
- Zatem prawdopodobieństwo wygrania w 8 lub mniej grach wynosi $p^3(1+q)(1+\lambda)$.
- ◆ Zauważmy ogólną prawidłowość, że wszystkie dłuższe ścieżki są typu L*...*L*S lub L*...*L*R.
- Ich prawdopodobieństwa przy n pętlach wynoszą
- $\lambda^n p^3 i \lambda^n p^3 q$.

 Prawdopodobieństwo wygranej przy nieograniczonej liczbie prób wynosi

$$p^{3}(1+q)(1+\lambda+\lambda^{2}+...)=\frac{p^{3}(1+q)}{1-\lambda}$$

