

## 4.2 poisson Arrival process

•  $N(t) = t$  시간까지의 총 도착 횟수 ( $t \geq 0$ )

• 중요한 가정

사건 발생률

$$\frac{\text{발생횟수}}{\text{단위시간}} \times \Delta t = \frac{\Delta t}{\text{단위시간}} \times \text{발생횟수}$$

① 시간구간  $(t, t + \Delta t)$  에서 사건이 발생할 확률은  $\lambda \Delta t$  로  $t$  에 대해 독립적이며, 여기서  $\lambda$  는 단위 시간당 발생하는 사건의 평균횟수 상수이다.

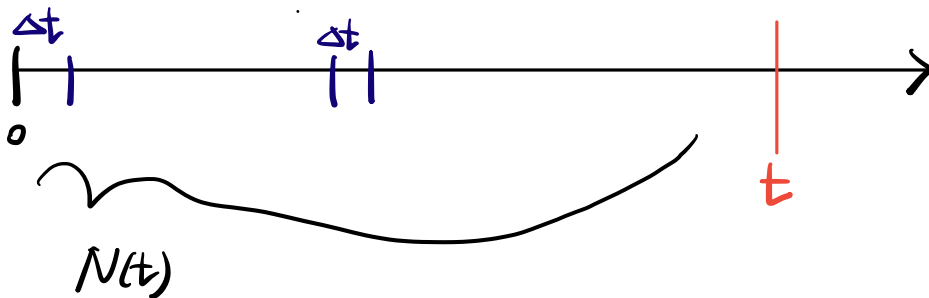
② 시간구간  $(t, t + \Delta t)$  에서 두개 이상의 사건이 발생할 확률은 0으로 수렴

③ 겹쳐 있는 구간에서 도착확률은 독립적이다.

ex) 바로 전에 많이 도착했다고, 그 다음에 적게 도착하는 것은 아니다. 독립적이다.

④  $\Delta t \rightarrow 0$

⇒ 이 가정들은 푸아송 분포와 memoryless property 를 가지며, 이는 각 사건이 독립적으로 발생한다는 것을 의미



• 특정구간에서 정확히  $n$  번의 사건이 발생할 확률  $= (\lambda \Delta t)^n (1 - \lambda \Delta t)^{N-n}$

• 시간  $(0, t]$  에서  $n$  개의 도착이 발생할 확률  $P_n(t)$

$$\begin{aligned} P_n(t) &= \lim_{N \rightarrow \infty} \binom{N}{n} \left( \frac{\lambda t}{N} \right)^n \left( 1 - \frac{\lambda t}{N} \right)^{N-n} \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{(Nt)^n}{n!} \left( 1 - \frac{\lambda t}{N} \right)^{N-n} \cdot \frac{N}{N} \frac{N-1}{N} \cdots \frac{N-n+1}{N} \\ &= \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

∴ Prob.  $\{N(t)=k\} = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$

- $E[N(t)] = \lambda t$

증명은 생략!!

$$E[N^2(t)] = \lambda^2 t^2 + \lambda t$$

$$\text{Var}(N(t)) = E[N^2(t)] - E[N(t)]^2 = \lambda t.$$

- poisson process의 또 다른 특징들.

① 동일한 길이의 간격에서 발생한 사건의 수는 동일한 분포를 가짐

$\Rightarrow$  푸아송 process가 정상성(stationarity)을 가진다.

ex)  $N(t) - N(s)$ 은  $N(t+h) - N(s+h)$ 와 같은 간격을 가리므로 같은 분포를 따른다.

$t$  대신  
 $t-s$ .

$$P_n(t-s) = \frac{[\lambda(t-s)]^n}{n!} e^{-\lambda(t-s)}$$

② 도착간의 시간은 지수분포를 따른다.

$T$ : Inter-arrival time.

- $\Pr\{T \geq t\} = \Pr\{\text{no arrival in time } t\}$

$$= P_0(t) = \frac{(\lambda t)^0}{0!} e^{-\lambda t} = e^{-\lambda t}$$

- $\Pr\{T \leq t\} = 1 - \Pr\{T \geq t\} = 1 - e^{-\lambda t}$

$\Rightarrow t$ 의 CDF  
포아송함수.

## 4.2.1 Sum of Independent Poisson process

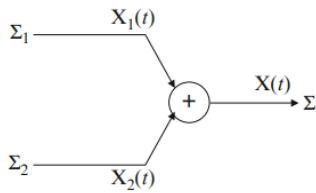


Fig. 4.5: Sum of independent Poisson processes

→ 독립적인 두 도착 process 합이 여전히 도착 process이다.

독립적인 두 사건의 평균 발생률을 각각  $\lambda_1, \lambda_2$  라 할 때,  
이 두 과정의 합은 평균 발생률이  $\lambda_1 + \lambda_2$  인 새로운 도착 과정  
과정을 형성한다.

## 4.2.2 Random splitting of a Poisson process

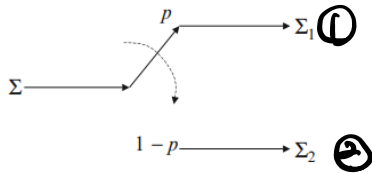


Fig. 4.6: Random splitting of a Poisson process

→ 도착 process가 두 개의 출력으로 무작위 분할된 때, 각  
리얼라이저 출력 process가 여전히 도착 분포를 따른다.

그림 4.6 을 보면 도착이 ①에서  $p$ 의 확률로 ②에서  $1-p$ 의 확률로  
전환된다는 가정 하에 그 평균율은 각각  $p\lambda$ 와  $(1-p)\lambda$ 이다.  
이 확률은 네트워크에서 해당 나무를 선택하는 데 사용 가능하다.

Q1. 콜 센터에는 평균적으로 시간당 10건의 전화가 걸려온다. 고객이 10분 동안  
전화를 기다려야 할 확률은?

## 4.3 Birth-Death Markov chains

: 이착한 상태 간에만 전이가 발생할 수 있는 연속시간 마르코프 체인의 한 유형.

시스템이 하나의 단위는 '있거나', '없음' 경우에 유효하며, 각각 birth (출생) 과 Death (사망) 으로 개칭된다.

•  $\lambda_i$  : 상태  $i$  에서  $i+1$  로의 평균 출생률

ex) 상태  $i$  : 큐에  $i$  명의 고객이 대기하고 있는 상황.

$\lambda_i$  : 평균  $i$  명의 고객이 있는 큐에 새로운 고객이 추가로 도착할 확률.

출생률이 높은수록 큐에 더 많은 고객이 대기하고 있음을 의미

•  $\mu_i$  : 상태  $i$  에서  $i-1$  로의 평균 사망률.

상태 확률  $p_n$  이 시간에 의존하지

• 이 시스템은 정상 상태 행동을 가정하고 평형 상태에서 분석된다. 안는다.

↳ 필요충분조건

:  $\exists$  an index  $k_0$  so that  $\frac{\lambda_k}{\mu_k} < 1 \quad \forall k \geq k_0$

시스템의 매개변수에 따라 달라질 여유분이 서비스율과 출생률은 올라가는 수단을  $k_0$  로 설정할 수 있다.

"어떤 인덱스  $k_0$  가 존재하여 모든  $k$  가  $k_0$  이상일 때, 상태  $k$  에서의  $\frac{\lambda_k}{\mu_k}$  비율이 1 미만이 된다."

$\Rightarrow$  큐 시스템이 무한대로 성장하지 않는다는 것을 보장.

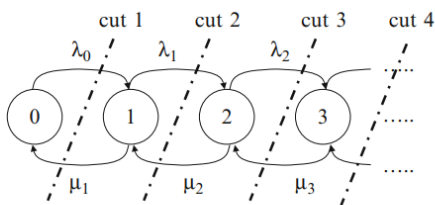


Fig. 4.8: Cuts for the balance equations at equilibrium

정리 : 상태  $i-1$  에서  $i$  로 출생하는 개체의 평균속도가 상태  $i$  에서  $i-1$  로 사망하는 개체의 평균속도와 같다.

$P_i$ : 특정 상태  $i$ 에 있을 확률

$$\lambda_{i-1} P_{i-1} = \mu_i P_i \quad \leftarrow \text{수직으로 보면}$$

$$\Rightarrow P_i = \left( \frac{\lambda_{i-1}}{\mu_i} \right) P_{i-1}$$

이 확률들은  $P_0$ 부터 시작하여 재귀적으로 결정됨.

• 정규화.

정규화 조건: 어떤 시스템이 있을 때, 시스템이 어떤 상태에 있을 확률의 총합은 항상 100% 또는 1이 되어야 한다.

수직으로 보면

$$\sum_{i=0}^{\infty} P_i = 1$$

$$P_i = \left( \frac{\lambda_{i-1}}{\mu_i} \right) P_{i-1} = \left( \frac{\lambda_{i-1}}{\mu_i} \right) \left( \frac{\lambda_{i-2}}{\mu_{i-1}} \right) P_{i-2} = \left( \frac{\lambda_{i-1}}{\mu_i} \right) \left( \frac{\lambda_{i-2}}{\mu_{i-1}} \right) \left( \frac{\lambda_{i-3}}{\mu_{i-2}} \right) P_{i-3}$$

이런식으로 진행됨

$$P_0 + \sum_{i=1}^{\infty} P_i = 1$$

$$P_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \prod_{n=1}^i \frac{\lambda_{n-1}}{\mu_n} P_0 = 1$$

$$P_0 \left( 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \prod_{n=1}^i \frac{\lambda_{n-1}}{\mu_n} \right) = 1$$

$$P_0 = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{\infty} \prod_{n=1}^i \frac{\lambda_{n-1}}{\mu_n}}$$

결과

Q2. 한 인터넷 카페에서는 한 명의 서버가 동시에 한명의 고객만 서비스를 할 수 있다. 고객은 평균적으로 매 10분마다 도착하며, 서버는 평균적으로 고객한명을 8분마다 서비스할 수 있다. 이 시스템을 Birth-Death Markov chain으로 표현할 한다고 했을 때

① 시스템이 정상상태에 있다고 가정하고, 시스템이 비어있는 (대기중인고객  $\times$ ) 확률  $P_0$ 를 찾아라

② 시스템에 정확히 한명의 고객이 대기하고 있는 확률  $P_1$ 을 찾아라.

(hint1: 도착률  $\lambda = \frac{1}{10}$  고객/분  
서비스율  $\mu = \frac{1}{8}$  고객/분.)

(hint2:  $P_0$ 를 구할때 무한 등비급의 합 공식을 이용해야함.

첫항  $a$  공비  $r$

$$\text{무한 등비급 합} = \frac{a}{1-r} )$$