



Métodos de Modelação Estocástica

Modelação e Desempenho de Redes e Serviços

Prof. Amaro de Sousa (asou@ua.pt)

DETI-UA, 2023/2024

Experiência aleatória

- Numa experiência aleatória, o espaço de resultados, S , é o conjunto de todos os resultados possíveis da experiência
 - Qualquer subconjunto E do espaço de resultados S designa-se por evento ou acontecimento
-
- Dados dois acontecimentos E e F , podem-se definir outros acontecimentos:
 - A união dos acontecimentos, $E \cup F$, é o conjunto de resultados possíveis que pertence a pelo menos um dos acontecimentos
 - A intersecção dos acontecimentos, EF , é o conjunto de resultados possíveis que pertence simultaneamente aos dois acontecimentos
-
- Quando $EF = \emptyset$ (\emptyset é o conjunto vazio) os acontecimentos dizem-se mutuamente exclusivos
 - O complemento de E , E^c , é o conjunto de resultados possíveis de S que não pertencem a E

Probabilidades definidas sobre acontecimentos

- Para cada acontecimento E de S , admite-se a existência de um número $P(E)$ designado por probabilidade de E , se satisfaz as seguintes condições:

$$(1) 0 \leq P(E) \leq 1$$

$$(2) P(S) = 1$$

- (3) Para qualquer conjunto de acontecimentos mutuamente exclusivos E_1, E_2, E_3, \dots

$$P\left(\bigcup_i E_i\right) = \sum_i P(E_i)$$

- Corolários:

$$P(E) + P(E^c) = 1$$

$$P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(EF)$$

Probabilidades condicionadas

- Dados dois acontecimentos E e F , a probabilidade condicionada de E ocorrer dado que F ocorreu designa-se por $P(E|F)$ e é definida por

$$P(E|F) = P(EF) / P(F)$$

- Dois acontecimentos E e F dizem-se acontecimentos independentes se

$$P(EF) = P(E)P(F)$$

- Se E e F são independentes, então:

$$P(E|F) = P(EF) / P(F) = P(E)P(F) / P(F) = P(E)$$

$$P(F|E) = P(FE) / P(E) = P(F)P(E) / P(E) = P(F)$$

ou seja, se o conhecimento que um acontecimento ocorreu não afetar a probabilidade do outro ter ocorrido.

Regra de Bayes

Sejam F_1, F_2, \dots, F_n acontecimentos mutuamente exclusivos tais que a sua união forma o espaço de resultados S . Então:

$$P(E) = \sum_{i=1}^n P(EF_i) = \sum_{i=1}^n P(E | F_i)P(F_i)$$

Tendo ocorrido o acontecimento E , a probabilidade de F_j ($j = 1, 2, \dots, n$) ter ocorrido é dada por:

$$P(F_j | E) = \frac{P(EF_j)}{P(E)} = \frac{P(E | F_j)P(F_j)}{P(E)} = \frac{P(E | F_j)P(F_j)}{\sum_{i=1}^n P(E | F_i)P(F_i)}$$

Probabilidades condicionadas – Exemplo 1

Num teste de escolha múltipla, um estudante sabe a resposta certa com probabilidade p e adivinha a resposta com probabilidade $1 - p$. Ao adivinhar a resposta, o estudante acerta com probabilidade $1/m$, sendo m o número de alternativas de escolha múltipla.

Determine a probabilidade de um estudante (i) responder corretamente a uma pergunta e (ii) saber a resposta dado que a respondeu corretamente.

Acontecimentos: E – o aluno responde corretamente

F_1 – o aluno sabe a resposta

F_2 – o aluno não sabe a resposta

$$(i) P(E) = P(E|F_1)P(F_1) + P(E|F_2)P(F_2)$$

$$= 1 \times p + 1/m \times (1 - p) =$$

$$= p + (1 - p)/m$$

$$(ii) P(F_1|E) = P(E|F_1)P(F_1) / P(E)$$

$$= 1 \times p / [p + (1 - p)/m] =$$

$$= p m / [1 + (m - 1) p]$$

Se $p = 50\%$ e $m = 4$, então (i) $P(E) = 62.5\%$ e (ii) $P(F_1|E) = 80\%$

Probabilidades condicionadas – Exemplo 2

Numa ligação sem fios (wireless) entre dois equipamentos, a probabilidade dos pacotes de dados serem recebidos com erros é de 0.1% em condições normais ou de 10% quando há interferências. A probabilidade de haver interferência é de 2%. Os equipamentos têm a capacidade de verificar na receção se os pacotes de dados foram recebidos com erros ou não.

Determine: (i) a probabilidade de um pacote ser recebido com erros e (ii) se um pacote for recebido com erros, qual a probabilidade da ligação estar com interferência.

Acontecimentos: E – o pacote é recebido com erros

F_1 – a ligação está em condições normais

F_2 – a ligação está com interferência

$$\begin{aligned}(i) \quad P(E) &= P(E|F_1)P(F_1) + P(E|F_2)P(F_2) \\ &= 0.001 \times (1 - 0.02) + 0.1 \times 0.02 \\ &= 0.00298 = 0.298\%\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}(ii) \quad P(F_2|E) &= P(E|F_2)P(F_2) / P(E) \\ &= 0.1 \times 0.02 / 0.00298 \\ &= 0.671 = 67.1\%\end{aligned}$$

Variáveis aleatórias

- Uma variável aleatória X é uma função que atribui um número real a cada ponto do espaço de resultados S de uma experiência aleatória.
- A função distribuição (ou função de distribuição cumulativa) da v.a. X é:

$$F(x) = P(X \leq x) \quad , \quad -\infty < x < +\infty$$

- Propriedades da função distribuição:

(1) $0 \leq F(x) \leq 1$ para todo o x

(2) se $x_1 \leq x_2$ então $F(x_1) \leq F(x_2)$ (função não decrescente)

(3) $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ e $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$

(4) $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a)$, para $a < b$

Variáveis aleatórias discretas

- Uma variável aleatória X diz-se discreta se puder tomar, quando muito, um número contável de valores $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots$
- Define-se função probabilidade (ou função massa de probabilidade) da v.a discreta X por

$$f(x_i) = P(X = x_i) \quad \text{para todos os valores de } i = 1, 2, 3, \dots$$

- Obrigatoriamente, tem de acontecer que: $\sum_{i=1}^{\infty} f(x_i) = 1$
- A função distribuição da v.a discreta X é:

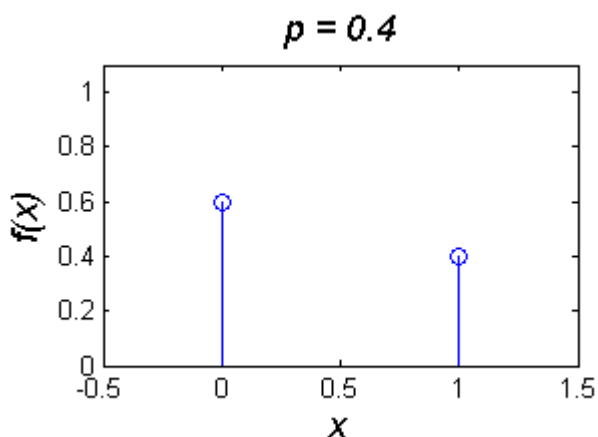
$$F(x) = \sum_{x_i \leq x} f(x_i) \quad , \quad -\infty < x < +\infty$$

Exemplos de variáveis aleatórias discretas

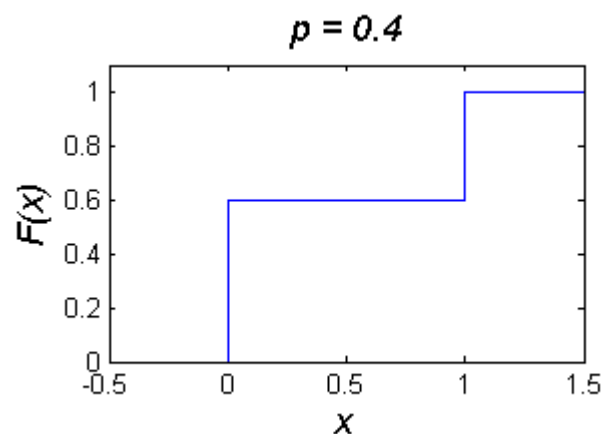
Variável aleatória de Bernoulli: experiência que pode resultar em sucesso com probabilidade p ou insucesso com probabilidade $1 - p$.

Se $X = 1$ representar um sucesso e $X = 0$ um insucesso, a função probabilidade é:

$$f(i) = p^i (1 - p)^{1-i}, i = 0, 1$$



$f(x)$ - função probabilidade



$F(x)$ - função distribuição

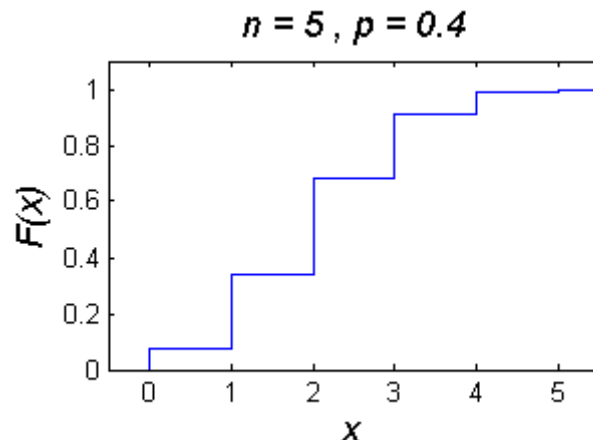
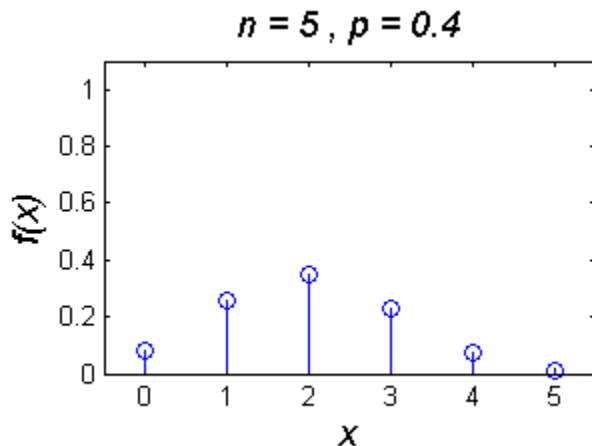
Exemplos de variáveis aleatórias discretas

Variável aleatória binomial: conjunto de n experiências de Bernoulli independentes, cada uma das quais resulta num sucesso com probabilidade p ou num insucesso com probabilidade $1 - p$.

Se X representar o número de sucessos em n experiências, a função probabilidade é:

$$f(i) = \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i}, i = 0, 1, 2, \dots, n$$

onde $\binom{n}{i} = \frac{n!}{i!(n-i)!}$

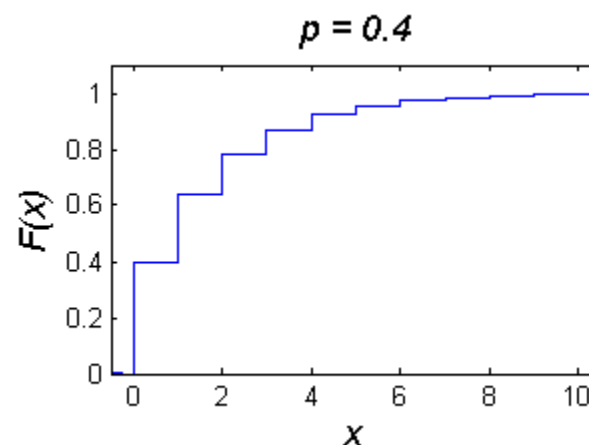
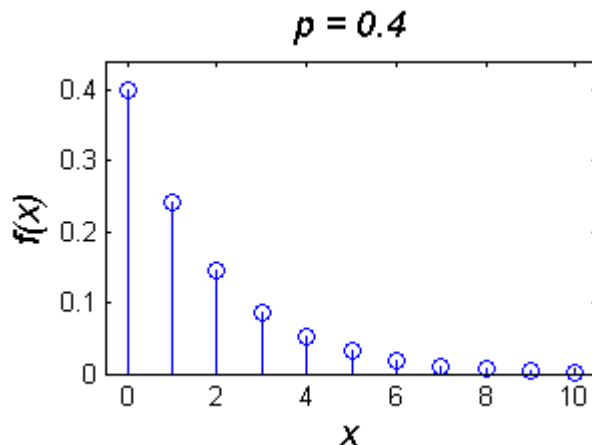


Exemplos de variáveis aleatórias discretas

Variável aleatória geométrica: são realizadas experiências de Bernoulli independentes com parâmetro p (probabilidade de sucesso) até que ocorra um sucesso.

Se X representar o número de insucessos antes do sucesso, a função probabilidade é

$$f(i) = (1 - p)^i p, \quad i = 0, 1, 2, \dots$$



Se X representar o número de experiências até ao sucesso, a função probabilidade é

$$f(i) = (1 - p)^{i-1} p, \quad i = 1, 2, \dots$$

Variáveis aleatórias discretas – Exemplo 3

Numa dada ligação de dados, a probabilidade de erro de bit (BER – *Bit Error Rate*) é 10^{-5} e os erros em diferentes bits são estatisticamente independentes.

Determine: (i) a probabilidade de um pacote de dados de 100 Bytes ser recebido sem bits errados e (ii) a probabilidade de um pacote de dados de 1000 Bytes ser recebido com 2 ou mais bits errados.

O número de bits errados num pacote é uma variável aleatória binomial em que a probabilidade de sucesso é o BER e o número de experiências de Bernoulli é o número de bits do pacote

$$f(i) = \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i}, i = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$(i) \quad f(0) = \binom{n}{0} p^0 (1-p)^{n-0} = \binom{100 \times 8}{0} \times (1-10^{-5})^{100 \times 8} = 0.992 = 99.2\%$$

$$(ii) \quad 1 - f(0) - f(1) = 1 - \binom{n}{0} p^0 (1-p)^{n-0} - \binom{n}{1} p^1 (1-p)^{n-1} \\ = 1 - (1-10^{-5})^{8000} - 8000 \times 10^{-5} (1-10^{-5})^{7999} = 3.034\text{E} - 3 = 0.3\%$$

Variáveis aleatórias contínuas

- Uma variável aleatória X diz-se contínua se existir uma função não negativa $f(x)$ tal que para qualquer conjunto de números reais B :

$$P(X \in B) = \int_B f(x) dx \qquad \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

$f(x)$ é a função densidade de probabilidade da v.a contínua X

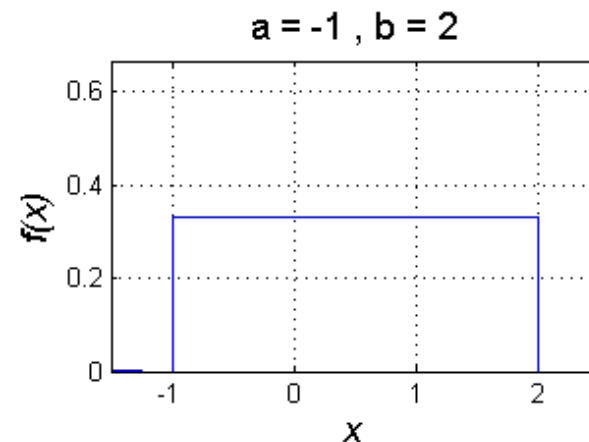
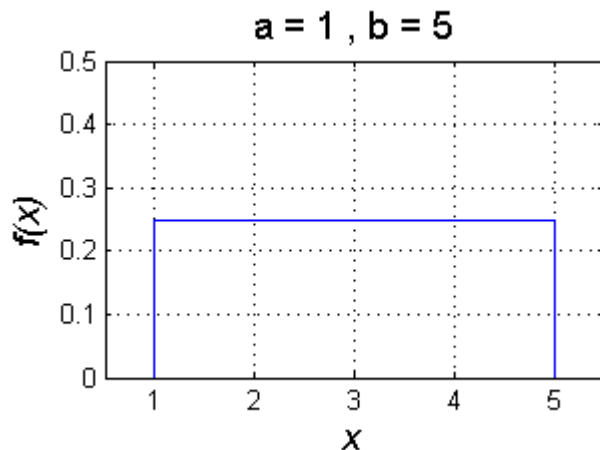
- Resulta então que: $P\{a \leq X \leq b\} = \int_a^b f(x) dx$
- A função distribuição da v.a contínua X é:

$$F(x) = P(X \in [-\infty, x]) = \int_{-\infty}^x f(y) dy$$

Exemplos de variáveis aleatórias contínuas

Variável aleatória com Distribuição Uniforme: uma v.a. diz-se uniformemente distribuída no intervalo $[a,b]$ se a função densidade de probabilidade for dada por

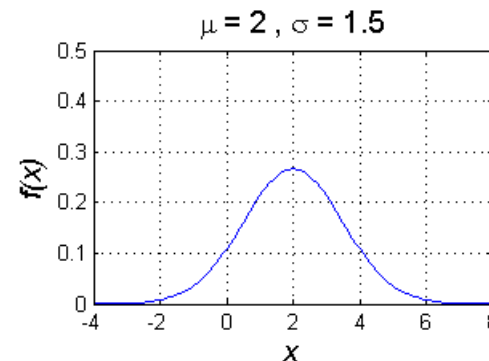
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & , a < x < b \\ 0 & , \text{cc} \end{cases}$$



Exemplos de variáveis aleatórias contínuas

Variável aleatória com Distribuição Gaussiana (ou Normal): Uma v.a. X tem uma distribuição Gaussiana com média μ e desvio padrão σ se a função densidade é dada por:

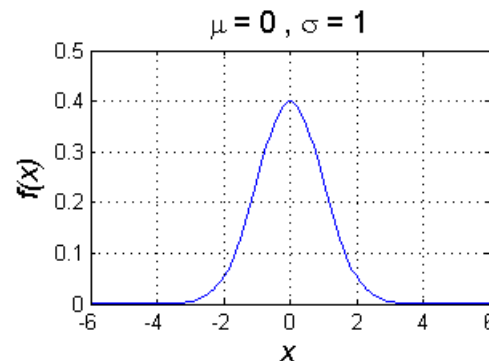
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2}$$



Designa-se por distribuição Gaussiana (ou Normal) padrão à distribuição Gaussiana com média 0 e desvio padrão 1.

Neste caso:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$$



Média de uma variável aleatória

- Média ou valor esperado de uma v.a. X :

$$E[X] = \begin{cases} \sum_{j=1}^{\infty} x_j f_X(x_j) & \text{se } X \text{ discreta} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx & \text{se } X \text{ continua} \end{cases}$$

- Propriedades importantes:

$$E[cX] = cE[X]$$

$$E\left[\sum_{i=1}^n c_i X_i\right] = \sum_{i=1}^n c_i E[X_i]$$

- Média da v.a. $Y = g(X)$:

$$E[g(X)] = \begin{cases} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_j) f_X(x_j) & \text{se } X \text{ discreta} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx & \text{se } X \text{ continua} \end{cases}$$

Variância e desvio padrão de uma variável aleatória

- Variância de uma v.a. X :

$$Var[X] = E\left[\left(X - E[X]\right)^2\right] = E[X^2] - E[X]^2$$

- Propriedades importantes da variância:

2º momento da v.a. X

$$Var[X] \geq 0$$

$$Var[cX] = c^2 Var[X]$$

$$Var\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n Var[X_i] \quad \text{se } X_i \text{ forem independentes}$$

- Desvio padrão de uma v.a. X :

$$\sigma[X] = \sqrt{Var[X]}$$

Exemplo 4

Uma ligação de dados de 10 Mbps suporta um fluxo de pacotes cujo tamanho é 100 Bytes com probabilidade 10%, 500 Bytes com probabilidade 50% e 1500 Bytes com probabilidade 40%. Considere a variável aleatória X representativa do tempo de transmissão dos pacotes.

Determine: (i) o tempo médio de transmissão dos pacotes $E[X]$, (ii) o segundo momento do tempo de transmissão dos pacotes $E[X^2]$ e (iii) a variância do tempo de transmissão dos pacotes $Var[X]$.

$$(i) \quad E[X] = \sum_{j=1}^{\infty} x_j f_X(x_j) = \frac{100 \times 8}{10^7} \times 0.1 + \frac{500 \times 8}{10^7} \times 0.5 + \frac{1500 \times 8}{10^7} \times 0.4$$
$$= 0.688 \times 10^{-3} \text{ seg} = 0.688 \text{ mseg}$$

$$(ii) \quad E[X^2] = \sum_{j=1}^{\infty} (x_j)^2 f_X(x_j) = \left(\frac{100 \times 8}{10^7} \right)^2 \times 0.1 + \left(\frac{500 \times 8}{10^7} \right)^2 \times 0.5 + \left(\frac{1500 \times 8}{10^7} \right)^2 \times 0.4$$
$$= 6.5664 \times 10^{-7} \text{ seg}^2$$

Exemplo 4 - continuação

Uma ligação de dados de 10 Mbps suporta um fluxo de pacotes cujo tamanho é 100 Bytes com probabilidade 10%, 500 Bytes com probabilidade 50% e 1500 Bytes com probabilidade 40%. Considere a variável aleatória X representativa do tempo de transmissão dos pacotes.

Determine: (i) o tempo médio de transmissão dos pacotes $E[X]$, (ii) o segundo momento do tempo de transmissão dos pacotes $E[X^2]$ e (iii) a variância do tempo de transmissão dos pacotes $Var[X]$.

(iii) **1ª alternativa:** $Var[X] = E\left[\left(X - E[X]\right)^2\right]$

$$Var[X] = \left(\frac{100 \times 8}{10^7} - E[X]\right)^2 \times 0.1 + \left(\frac{500 \times 8}{10^7} - E[X]\right)^2 \times 0.5 + \left(\frac{1500 \times 8}{10^7} - E[X]\right)^2 \times 0.4$$
$$= 1.833 \times 10^{-7} \text{ seg}^2$$

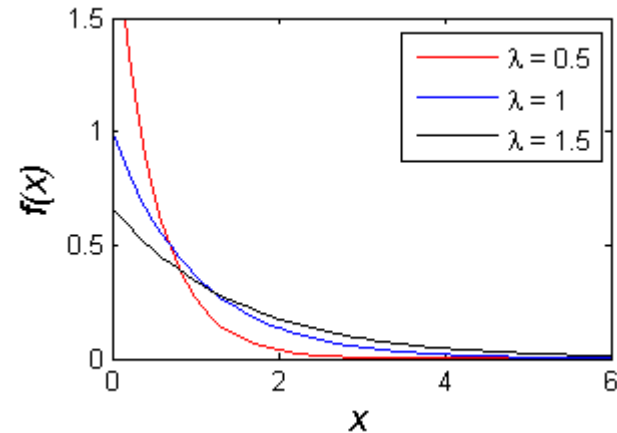
2ª alternativa: $Var[X] = E[X^2] - E[X]^2$

$$Var[X] = 6.5664 \times 10^{-7} - (0.688 \times 10^{-3})^2 = 1.833 \times 10^{-7} \text{ seg}^2$$

Distribuição exponencial

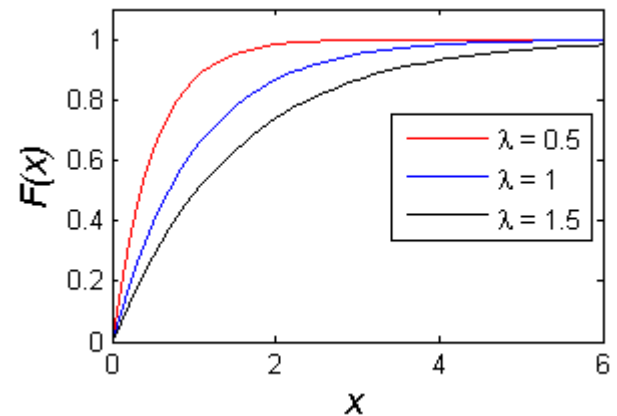
- Uma v. a. contínua X tem uma distribuição exponencial com parâmetro λ , $\lambda > 0$, se a sua função densidade de probabilidade for:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$



- A função distribuição é dada por:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$



Distribuição exponencial

- A média, a variância e o desvio padrão de uma distribuição exponencial são:

$$E[X] = \frac{1}{\lambda} \quad Var[X] = \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 \quad \sigma[X] = \frac{1}{\lambda}$$

- A distribuição exponencial não tem memória, isto é,

$$P\{X > s + t \mid X > t\} = P\{X > s\}$$

- Se X_1 e X_2 são v. a. independentes e exponencialmente distribuídas com médias $1/\lambda_1$ e $1/\lambda_2$ respetivamente, então

$$P\{X_1 < X_2\} = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$$

Distribuição exponencial – Exemplo 5

Uma ligação de dados com a capacidade de 10 Mbps suporta um fluxo de pacotes cujo tamanho é exponencialmente distribuído com média de 1000 Bytes. Considere a variável aleatória X representativa do tempo de transmissão dos pacotes.

Determine: (i) o tempo médio de transmissão dos pacotes $E[X]$, (ii) a variância do tempo de transmissão dos pacotes $Var[X]$ e (iii) o segundo momento do tempo de transmissão dos pacotes $E[X^2]$.

(i) $E[X] = \frac{1000 \times 8}{10^7} = 8 \times 10^{-4} = 0.8 \text{ mseg}$ Capacidade da ligação em pacotes por segundo

$E[X] = \frac{1}{\mu} \Leftrightarrow \mu = \frac{1}{E[X]} = \frac{1}{8 \times 10^{-4}} = 1250 \text{ pacotes/s}$

(ii) $Var[X] = \left(\frac{1}{\mu}\right)^2 = (8 \times 10^{-4})^2 = 6.4 \times 10^{-7} \text{ seg}^2$

(iii) $Var[X] = E[X^2] - E[X]^2 \Leftrightarrow E[X^2] = Var[X] + E[X]^2$

$E[X^2] = 6.4 \times 10^{-7} + (8 \times 10^{-4})^2 = 1.28 \times 10^{-6} \text{ seg}^2$

Processos estocásticos

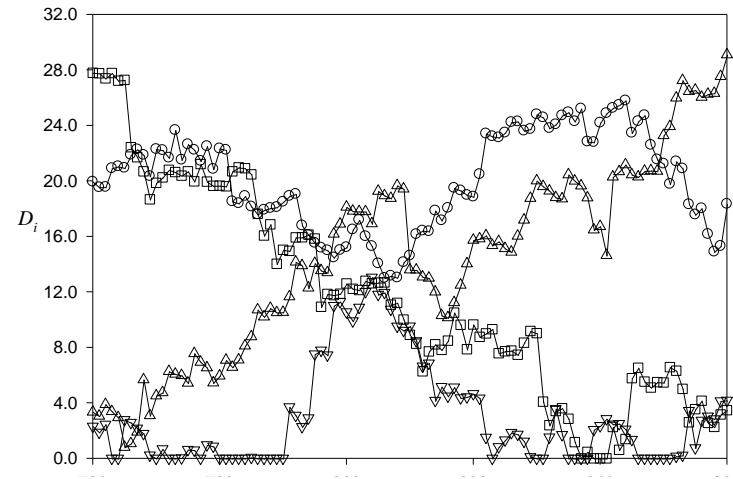
- Um processo estocástico $\{X(t), t \in T\}$ é um conjunto de variáveis aleatórias: para cada $t \in T$, $X(t)$ é uma variável aleatória.
- O índice t é frequentemente interpretado como tempo. Nesta interpretação, $X(t)$ é o estado do processo no instante t .
- O conjunto T é o conjunto de índices do processo.
 - (1) se T é um conjunto contável, designa-se o processo estocástico como sendo em tempo discreto
 - (2) se T é um intervalo da reta real, designa-se o processo estocástico como sendo em tempo contínuo
- O espaço de estados é o conjunto de todos os valores que as variáveis aleatórias $X(t)$ podem tomar.

Exemplos de processos estocásticos

Considere um sistema com uma fila de espera e um servidor. A este sistema chegam clientes para serem servidos.

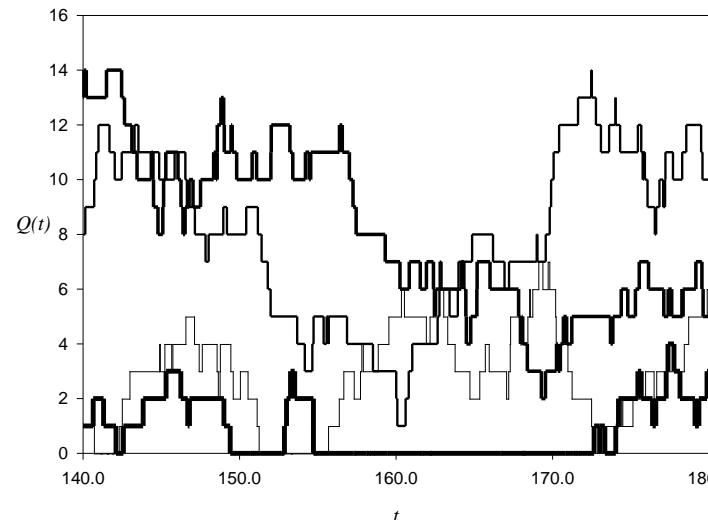
Atrasos sofridos por cada cliente na fila de espera

- (1) é um processo estocástico em tempo discreto (1º cliente, 2º cliente, etc.)
- (2) o estado é uma variável contínua (o tempo de espera é um valor real)



O número de clientes em espera

- (1) é um processo estocástico em tempo contínuo
- (2) o estado é uma variável discreta (0 clientes, 1 cliente, 2 clientes, etc.)



Processo de contagem

- Um processo estocástico $\{N(t), t \geq 0\}$ diz-se um processo de contagem se $N(t)$ representar o número total de eventos que ocorreram até ao instante t .
- Um processo de contagem satisfaz as seguintes condições:
 - (1) $N(t) \geq 0$.
 - (2) $N(t)$ toma valores inteiros apenas.
 - (3) Se $s < t$, então $N(s) \leq N(t)$.
 - (4) Se $s < t$, então $N(t) - N(s)$ é igual ao número de eventos ocorridos no intervalo de tempo $[s, t]$.
- Um processo de contagem tem incrementos independentes se o número de eventos em intervalos de tempo disjuntos for independente.
- Um processo de contagem tem incrementos estacionários se a distribuição do número de eventos que ocorre em qualquer intervalo de tempo depender apenas do comprimento do intervalo de tempo.

Processo de Poisson

- Um processo de contagem diz-se um processo de Poisson com taxa λ , $\lambda > 0$, se:
 - (1) $N(0) = 0$;
 - (2) o processo tem incrementos independentes;
 - (3) o número de eventos num intervalo de duração t tem uma distribuição de Poisson com média λt . Isto é, para todo s , $t \geq 0$

$$P\{N(s+t) - N(s) = n\} = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}$$

- Um processo de Poisson tem incrementos estacionários e média

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

razão pela qual λ é designada a taxa (i.e., o número médio de eventos por unidade de tempo) do processo de Poisson.

Propriedades de um processo de Poisson

- **Propriedade 1:** Num processo de Poisson com taxa λ considere-se:
 - T_1 o instante do primeiro evento
 - $T_n, n > 1$, o intervalo de tempo entre o $(n-1)$ -ésimo evento e o n -ésimo evento
- Então, $T_n, n = 1, 2, \dots$, são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com distribuição exponencial de média $1/\lambda$.
- **Propriedade 2:** Num processo de Poisson $\{N(t), t \geq 0\}$ com taxa λ considere-se que cada evento é classificado de forma independente em:
 - evento do tipo 1 com probabilidade p
 - evento do tipo 2 com probabilidade $1 - p$
- Ou seja, $\{N_1(t), t \geq 0\}$ e $\{N_2(t), t \geq 0\}$ são o número de eventos de cada tipo que ocorreram no intervalo $[0, t]$.
- Então, $N_1(t)$ e $N_2(t)$ são ambos processos de Poisson independentes com taxas λp e $\lambda(1-p)$.

Propriedades de um processo de Poisson

- **Propriedade 3:** Sejam $\{N_1(t), t \geq 0\}$ e $\{N_2(t), t \geq 0\}$ processos de Poisson independentes com taxas λ_1 e λ_2 ,
- Então, o processo $N(t) = N_1(t) + N_2(t)$ é também um processo de Poisson com taxa $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$.
- **Propriedade 4:** Sabendo-se que num processo de Poisson ocorreram exatamente n eventos até ao instante t ,
- Então, os instantes de ocorrência dos eventos são distribuídos independentemente e uniformemente no intervalo $[0, t]$. Por esta razão diz-se que num processo de Poisson as chegadas são aleatórias.

Cadeias de Markov em tempo contínuo

- Considere-se um processo estocástico em tempo contínuo $\{X(t), t \geq 0\}$ com o espaço de estados definido pelo conjunto dos números inteiros não negativos (i.e., $\{0, 1, 2, \dots\}$).
- $X(t)$ é uma cadeia de Markov se para todo o $s, t \geq 0$ e inteiros não-negativos $i, j, x(u), 0 \leq u < s$:

$$P\{X(s+t) = j \mid X(s) = i, X(u) = x(u), 0 \leq u < s\} = P\{X(s+t) = j \mid X(s) = i\}$$

- Significa que a distribuição futura $X(s+t)$ condicionada ao presente $X(s)$ e ao passado $X(u), 0 \leq u < s$, depende apenas do presente e é independente do passado (propriedade Markoviana).
- Se $P\{X(s+t) = j \mid X(s) = i\}$ for independente de s então diz-se que a cadeia de Markov em tempo contínuo tem probabilidades de transição estacionárias ou homogêneas:

$$P\{X(s+t) = j \mid X(s) = i\} = P\{X(t) = j \mid X(0) = i\}$$

Cadeias de Markov em tempo contínuo

- Uma cadeia de Markov em tempo contínuo tem como propriedades:
 - (1) Quando o processo entra no estado i , o tempo de permanência nesse estado, antes de efetuar uma transição para um estado diferente, é exponencialmente distribuído (designamos a média por $1/q_i$);

NOTA: Esta propriedade é equivalente a dizer que quando o processo está no estado i , ele transita para outro estado qualquer a uma taxa q_i .
 - (2) Quando o processo deixa o estado i , entra de seguida no estado j com uma probabilidade P_{ij} que satisfaz as seguintes condições

$$P_{ii} = 0 \quad 0 \leq P_{ij} \leq 1 \quad , j \neq i \quad \sum_j P_{ij} = 1$$

- Numa cadeia de Markov em tempo contínuo, o tempo de permanência num estado e o próximo estado visitado são variáveis aleatórias independentes.

Taxas de transição instantâneas

- Para qualquer par de estados i e j seja:

$$q_{ij} = q_i P_{ij}$$

q_i - a taxa à qual o processo faz uma transição quando está no estado i (definida no slide anterior)

P_{ij} - a probabilidade que a transição seja para o estado j quando está no estado i (definida no slide anterior)

q_{ij} - a taxa à qual o processo faz uma transição para o estado j quando está no estado i

- As q_{ij} designam-se por taxas de transição instantâneas. Estas são as grandezas habitualmente representadas nos diagramas de transição de estados.

- Como
$$q_i = \sum_j q_i P_{ij} = \sum_j q_{ij} \qquad P_{ij} = \frac{q_{ij}}{q_i} = \frac{q_{ij}}{\sum_j q_{ij}}$$

resulta que a especificação das taxas de transição instantâneas determina a cadeia de Markov em tempo contínuo.

Probabilidades limite

- Seja $P_{ij}(t) = P\{X(s+t) = j \mid X(s) = i\}$

a probabilidade de um processo presentemente no estado i estar no estado j após um intervalo de tempo t .

- A probabilidade de uma cadeia de Markov em tempo contínuo estar no estado j no instante t converge para um valor limite independente do estado inicial:

$$\pi_j \equiv \lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(t)$$

- Condição suficiente para a existência de probabilidades limite:
 - (1) a cadeia é irredutível, isto é, começando no estado i existe uma probabilidade positiva de alguma vez se estar no estado j , para todo o par de estados i, j
 - (2) a cadeia de Markov é recorrente positiva, isto é, começando em qualquer estado o tempo médio para voltar a esse estado é finito

Cálculo das probabilidades limite

- As probabilidades limite podem calcular-se resolvendo as equações:

$$q_j \pi_j = \sum_{k \neq j} q_{kj} \pi_k, \quad \text{para todos os estados } j$$

$$\sum_j \pi_j = 1$$

- Estas equações são designadas por equações de balanço:

taxa à qual o sistema transita do estado j

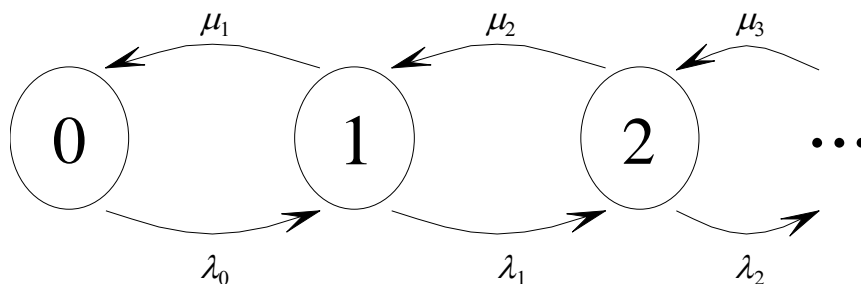
=

taxa à qual o sistema transita para o estado j

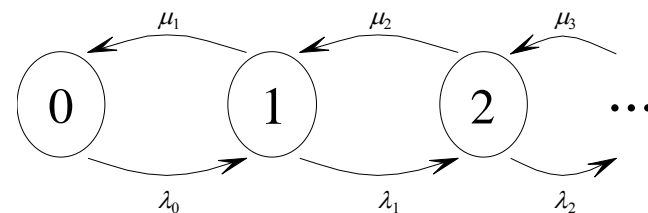
- A probabilidade π_j pode ser interpretada como a proporção de tempo em que o processo está no estado j .
- As probabilidades π_j são designadas por probabilidades estacionárias: se o estado inicial for dado pela distribuição $\{\pi_j\}$, então a probabilidade de se estar no estado j no instante t é π_j , para todo o t .

Processos de nascimento e morte

- Considere um sistema cujo estado representa o número de clientes no sistema.
- Sempre que o sistema tem n clientes:
 - (1) chegam novos clientes ao sistema a uma taxa exponencial λ_n
 - (2) partem clientes do sistema a uma taxa exponencial μ_n
- Este sistema é designado por processo de nascimento e morte.
- Os parâmetros λ_n ($n = 0, 1, \dots$) e μ_n ($n = 1, 2, \dots$) são designados por taxas de chegada (ou de nascimento) e taxas de partida (ou de morte), respetivamente.



Equações de balanço de processos de nascimento e morte



Num processo de nascimento e morte, é possível calcular as probabilidades limite π_n de cada estado n ($= 0, 1, 2, \dots$) da seguinte forma.

Equações de balanço:

$$q_j \pi_j = \sum_{k \neq j} q_{kj} \pi_k$$

Estado *taxa de saída = taxa de entrada*

0 $\lambda_0 \pi_0 = \mu_1 \pi_1$

1 $(\lambda_1 + \mu_1) \pi_1 = \mu_2 \pi_2 + \lambda_0 \pi_0$

2 $(\lambda_2 + \mu_2) \pi_2 = \mu_3 \pi_3 + \lambda_1 \pi_1$

$n, n \geq 1$ $(\lambda_n + \mu_n) \pi_n = \mu_{n+1} \pi_{n+1} + \lambda_{n-1} \pi_{n-1}$

Ou, de forma equivalente (por manipulação das equações anteriores):

$$\lambda_n \pi_n = \mu_{n+1} \pi_{n+1}, \quad n \geq 0$$

Probabilidades limite de processos de nascimento e morte

Probabilidade limite de cada estado:

$$\pi_0 = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{i-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_i}}$$

$$\pi_n = \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{n-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_n \left(1 + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{i-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_i} \right)} = \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{n-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_n} \cdot \pi_0, \quad n \geq 1$$

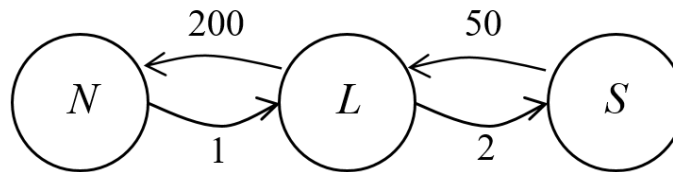
NOTA: Se o processo tiver um número finito N de estados (i.e., $n = 0, 1, \dots, N$), o somatório das expressões é de 0 até ao número de estados N .

Condição necessária para a existência de probabilidades limite (no caso de um número infinito de estados):

$$\sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{i-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_i} < \infty$$

Exemplo 6

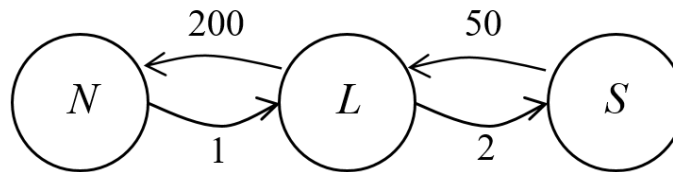
Considere que uma ligação sem fios para comunicação de pacotes pode estar num de 3 estados possíveis – Normal (N), Interferência Ligeira (L) ou Interferência Severa (S) – de acordo com a cadeia de Markov seguinte (taxas em número de transições por hora):



- (a) Determine a probabilidade de cada um dos estados.
- (b) Determine o tempo de permanência médio de cada estado (em minutos).
- (c) Sabendo que a probabilidade de cada pacote ser recebido com erros é de 0.01% no estado N , 0.1% no estado L e 1% no estado S , qual a probabilidade da ligação estar no estado N quando um pacote é recebido com erros?

Exemplo 6 – Resolução (a)

Considere que uma ligação sem fios para comunicação de pacotes pode estar num de 3 estados possíveis – Normal (N), Interferência Ligeira (L) ou Interferência Severa (S) – de acordo com a cadeia de Markov seguinte (taxas em número de transições por hora):



(a) Determine a probabilidade de cada um dos estados.

$$P_N = \frac{1}{1 + \frac{1}{200} + \frac{1}{200} \times \frac{2}{50}} = 0.99483 = 99.483\%$$

$$P_L = \frac{\frac{1}{200}}{1 + \frac{1}{200} + \frac{1}{200} \times \frac{2}{50}} = 0.00497 = 0.497\%$$

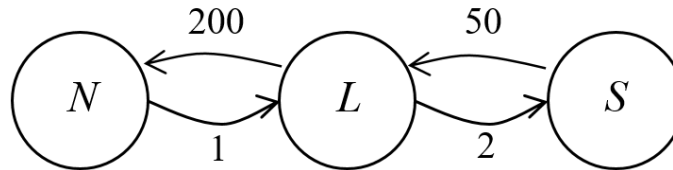
$$P_S = \frac{\frac{1}{200} \times \frac{2}{50}}{1 + \frac{1}{200} + \frac{1}{200} \times \frac{2}{50}} = 0.0002 = 0.02\%$$

$$\pi_0 = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{i-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_i}}$$

$$\pi_n = \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{n-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_n} \cdot \pi_0$$

Exemplo 6 – Resolução (b)

Considere que uma ligação sem fios para comunicação de pacotes pode estar num de 3 estados possíveis – Normal (N), Interferência Ligeira (L) ou Interferência Severa (S) – de acordo com a cadeia de Markov seguinte (taxas em número de transições por hora):



(b) Determine o tempo de permanência médio de cada estado (em minutos).

$$T_N = \frac{1}{1} = 1 \text{ hora} = 60 \text{ minutos}$$

$$T_L = \frac{1}{2 + 200} = 0.00495 \text{ horas} = 0.3 \text{ minutos}$$

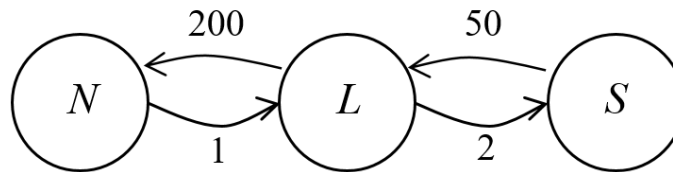
$$T_S = \frac{1}{50} = 0.02 \text{ horas} = 1.2 \text{ minutos}$$

Tempo médio de permanência $T = 1/q_i$

$$q_i = \sum_j q_i P_{ij} = \sum_j q_{ij}$$

Exemplo 6 – Resolução (c)

Considere que uma ligação sem fios para comunicação de pacotes pode estar num de 3 estados possíveis – Normal (N), Interferência Ligeira (L) ou Interferência Severa (S) – de acordo com a cadeia de Markov seguinte (taxas em número de transições por hora):



(c) Sabendo que a probabilidade de cada pacote ser recebido com erros é de 0.01% no estado N , 0.1% no estado L e 1% no estado S , qual a probabilidade da ligação estar no estado N quando um pacote é recebido com erros?

$$\begin{aligned} P(N|E) &= \frac{P(E|N) \times P(N)}{P(E|N) \times P(N) + P(E|L) \times P(L) + P(E|S) \times P(S)} \\ &= \frac{0.0001 \times 0.99483}{0.0001 \times 0.99483 + 0.001 \times 0.00497 + 0.01 \times 0.00020} \\ &= 0.9346 = 93.46\% \end{aligned}$$

Definições do teorema de Little

- Admita-se que se observa um sistema desde o instante $t = 0$. Seja:

$L(t)$ - o número de clientes no sistema no instante t ,

$N(t)$ - o número de clientes que chegaram no intervalo $[0, t]$,

W_i - o tempo despendido no sistema pelo i -ésimo cliente.

- Média temporal do número de clientes observados até ao instante t

$$L_t = \frac{1}{t} \int_0^t L(\tau) d\tau \qquad L = \lim_{t \rightarrow \infty} L_t$$

- Média temporal da taxa de chegada no intervalo $[0, t]$:

$$\lambda_t = N(t)/t \qquad \lambda = \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_t$$

- Média temporal do atraso dos clientes até ao instante t

$$W_t = \frac{\sum_{i=0}^{N(t)} W_i}{N(t)} \qquad W = \lim_{t \rightarrow \infty} W_t$$

Teorema de Little

- O teorema de Little enuncia que

$$L = \lambda W$$

- O teorema de Little traduz a ideia intuitiva de que, para a mesma taxa de chegada de clientes, sistemas mais congestionados (L elevado) impõem maiores atrasos (W elevado).
- Exemplos:
 - Num dia de chuva, o mesmo tráfego (mesmo λ) é mais lento do que normalmente (W maior) e, conseqüentemente, as ruas estão mais congestionadas (L maior).
 - Um restaurante de refeições rápidas (W menor) precisa de uma sala menor (L menor) que um restaurante normal, para a mesma taxa de chegada de clientes (mesmo λ).

Propriedade PASTA

(Poisson Arrivals always See Time Averages)

- Considere um sistema em que os clientes chegam um de cada vez e são servidos um de cada vez.
- Seja $L(t)$ o número de clientes no sistema no instante t e defina-se P_n , $n \geq 0$, como

$$P_n = \lim_{t \rightarrow \infty} P\{L(t) = n\}$$

P_n é a probabilidade em estado estacionário de existirem exatamente n clientes no sistema (ou a proporção de tempo em que o sistema contém exatamente n clientes).

- Considere a_n a proporção de clientes que ao chegar encontram n clientes no sistema.

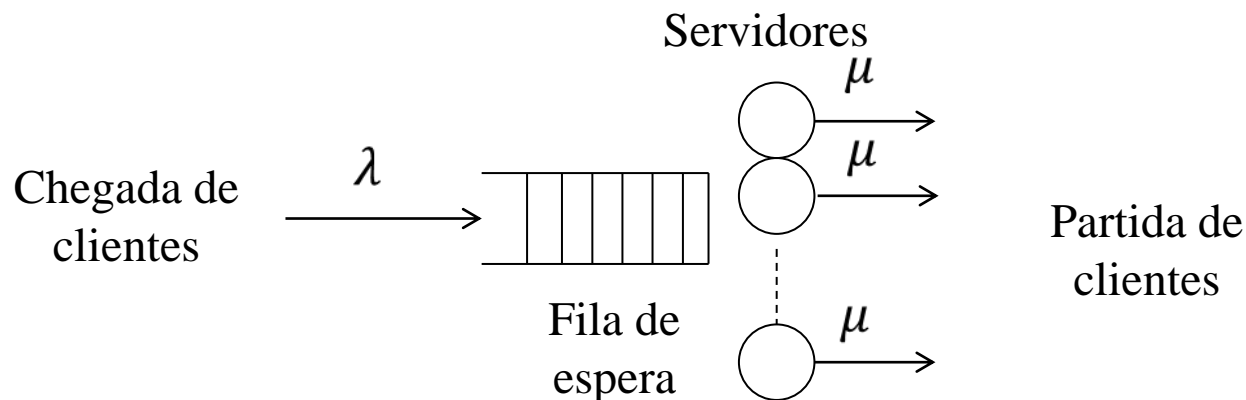
- **Propriedade PASTA:**

As chegadas de Poisson em que o tempo de serviço é estatisticamente independente dos instantes de chegada, vêm sempre médias temporais:

$$a_n = P_n$$

Sistema de fila de espera

- Um sistema de fila de espera é caracterizado por:
 - um conjunto de c servidores, cada um com capacidade para servir clientes a uma taxa μ
 - uma fila de espera com uma determinada capacidade (em nº de clientes)
- A este sistema chegam clientes a uma taxa λ
- Quando um cliente chega:
 - ele começa a ser servido por um servidor se houver algum disponível
 - ele é colocado da fila de espera se os servidores estiverem todos ocupados (ou é perdido se a fila de espera estiver cheia)
- Os clientes na fila de espera são atendidos segundo uma disciplina FIFO (*First-In-First-Out*)



Sistema de fila de espera

- Um sistema de fila de espera é representado por:

$$A/B/c/d$$

A – o processo de chegada de clientes:

M – Markoviano, D – Determinístico, G – Genérico

B – o processo de atendimento de clientes:

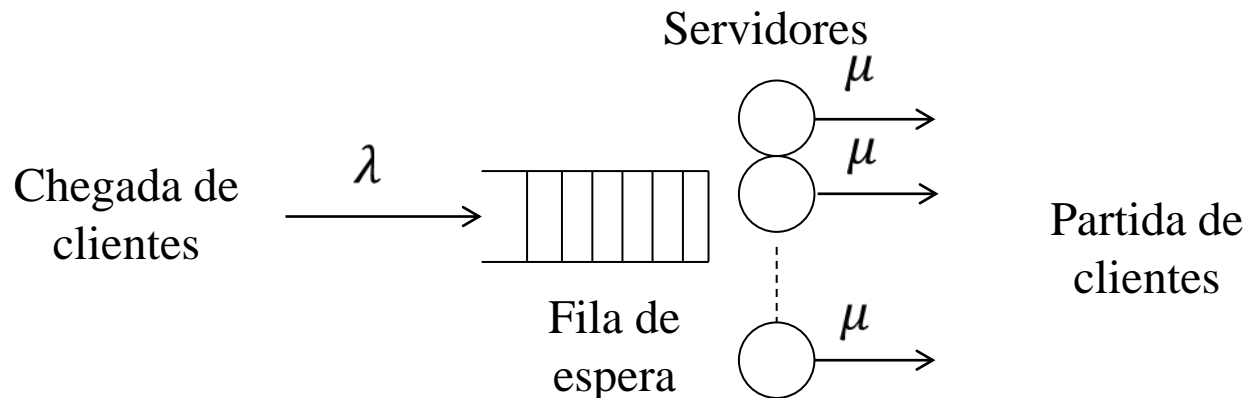
M – Markoviano, D – Determinístico, G – Genérico

c – o número de servidores

d – capacidade do sistema em nº de clientes:

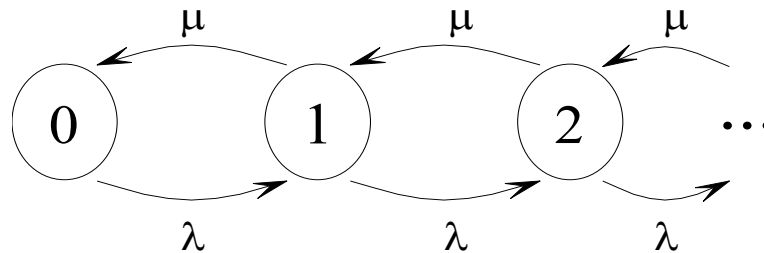
número de servidores + capacidade da fila de espera

- Quando d é omissa, a fila de espera tem tamanho infinito.



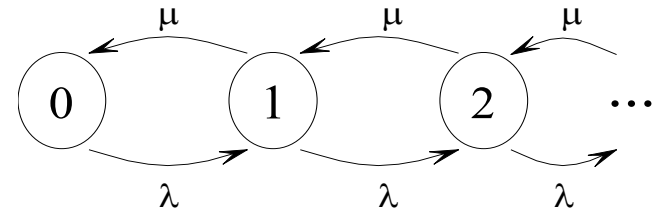
Sistema $M/M/1$

- Processo de nascimento e morte em que:
 - (1) a chegada de clientes é um processo de Poisson com taxa λ
 - (2) o tempo de atendimento de um servidor é exponencialmente distribuído com média $1/\mu$
 - (3) o sistema tem 1 servidor
 - (4) o sistema acomoda um número infinito de clientes



- Uma ligação ponto-a-ponto com capacidade μ pacotes/s e uma fila de espera muito grande onde chegam pacotes a uma taxa de Poisson λ pacotes/s com comprimento exponencialmente distribuído de média $1/\mu$ é modelado por um sistema $M/M/1$

Sistema *M/M/1*



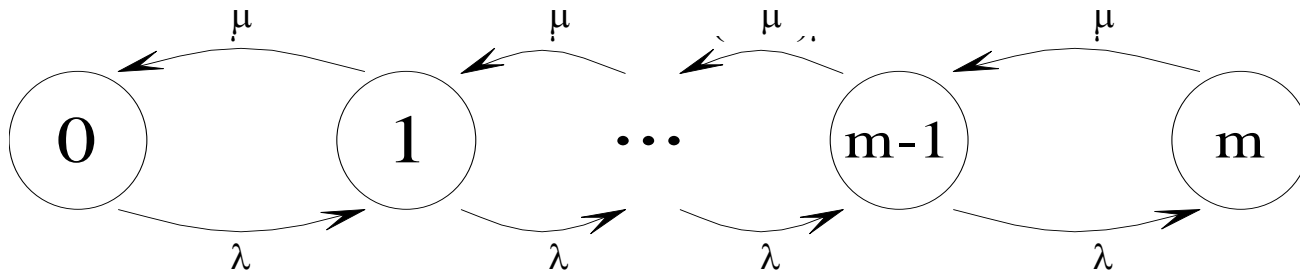
$$P_0 = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{i-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_i}} = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^i}$$

$$P_n = \frac{\lambda_0 \lambda_1 \cdots \lambda_{n-1}}{\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_n} \cdot P_0 = \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^n \cdot P_0 = \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^n}{1 + \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^i}$$

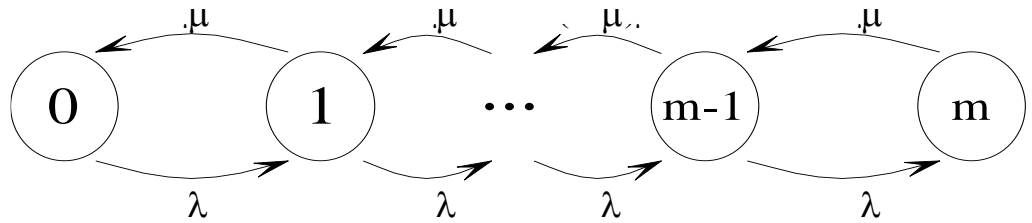
- Número médio de clientes no sistema: $L = \sum_{n=0}^{\infty} n P_n = \frac{\lambda}{\mu - \lambda}$
- Atraso médio no sistema: $W = \frac{L}{\lambda} = \frac{1}{\mu - \lambda}$ ← pelo Teorema de Little
- Atraso médio na fila de espera: $W_Q = W - \frac{1}{\mu} = \frac{\lambda}{\mu(\mu - \lambda)}$
- Número médio de clientes na fila de espera: $L_Q = \lambda W_Q = \frac{\lambda^2}{\mu(\mu - \lambda)}$

Sistema $M/M/1/m$

- Processo de nascimento e morte em que:
 - (1) a chegada de clientes é um processo de Poisson com taxa λ
 - (2) o tempo de atendimento de um servidor é exponencialmente distribuído com média $1/\mu$
 - (3) o sistema tem 1 servidor
 - (4) o sistema acomoda no máximo m clientes (*i.e.*, a fila de espera tem capacidade para $m - 1$ clientes)



Sistema $M/M/1/m$



- Equações de balanço:

$$\lambda P_{n-1} = \mu P_n, \quad n = 1, 2, \dots, m$$

- Probabilidade de n clientes no sistema em estado estacionário:

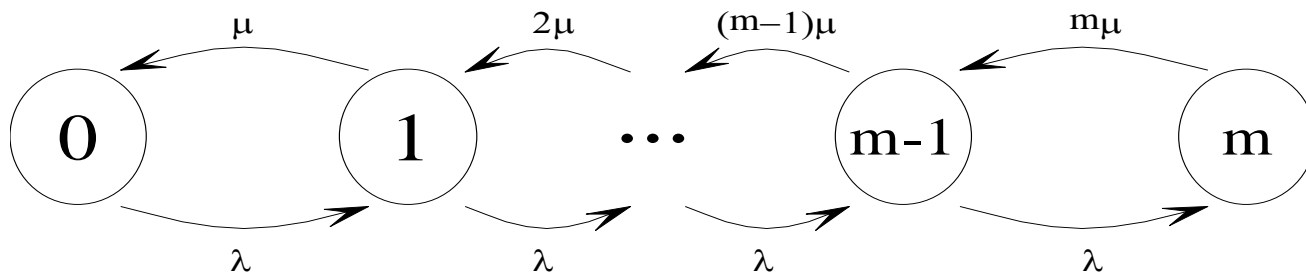
$$P_n = \frac{(\lambda/\mu)^n}{\sum_{i=0}^m (\lambda/\mu)^i} \quad n = 0, 1, \dots, m$$

- Pela propriedade PASTA, a probabilidade de um cliente chegar e encontrar o sistema cheio (*i.e.*, o servidor ocupado e a fila de espera cheia) é igual à probabilidade do estado m :

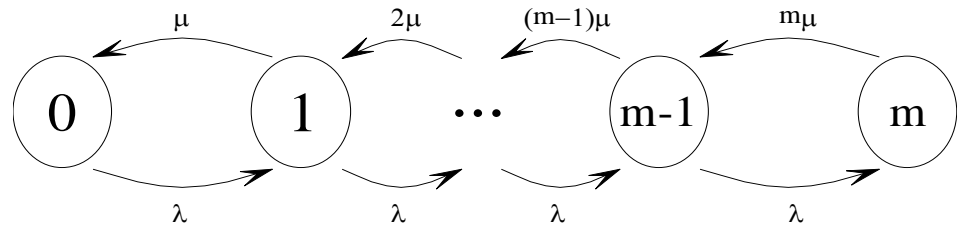
$$P_m = \frac{(\lambda/\mu)^m}{\sum_{i=0}^m (\lambda/\mu)^i}$$

Sistema $M/M/m/m$

- Processo de nascimento e morte em que:
 - (1) a chegada de clientes é um processo de Poisson com taxa λ
 - (2) o tempo de atendimento de um servidor é exponencialmente distribuído com média $1/\mu$
 - (3) o sistema tem m servidores
 - (4) o sistema acomoda no máximo m clientes (*i.e.*, não tem fila de espera)



Sistema $M/M/m/m$



- Equações de balanço:

$$\lambda P_{n-1} = n\mu P_n, \quad n = 1, 2, \dots, m$$

- Probabilidade de n clientes no sistema em estado estacionário:

$$P_n = \frac{(\lambda/\mu)^n / n!}{\sum_{i=0}^m (\lambda/\mu)^i / i!} \quad n = 0, 1, \dots, m$$

- Pela propriedade PASTA, a probabilidade de um cliente chegar e encontrar o sistema cheio é (fórmula de Erlang B):

$$P_m = \frac{(\lambda/\mu)^m / m!}{\sum_{i=0}^m (\lambda/\mu)^i / i!}$$

Sistema *M/G/1*

- Processo de nascimento e morte em que:
 - (1) a chegada de clientes é um processo de Poisson com taxa λ
 - (2) o tempo de atendimento S do servidor tem uma distribuição genérica e independente das chegadas dos clientes
 - (3) o sistema tem 1 servidor
 - (4) o sistema acomoda um número infinito de clientes

- Sendo conhecidos a média $E[S]$ e o segundo momento $E[S^2]$ do tempo de atendimento S , a fórmula de Pollaczek - Khintchine enuncia que o atraso médio de cada cliente na fila de espera é dado por:

$$W_Q = \frac{\lambda E[S^2]}{2(1 - \lambda E[S])}$$

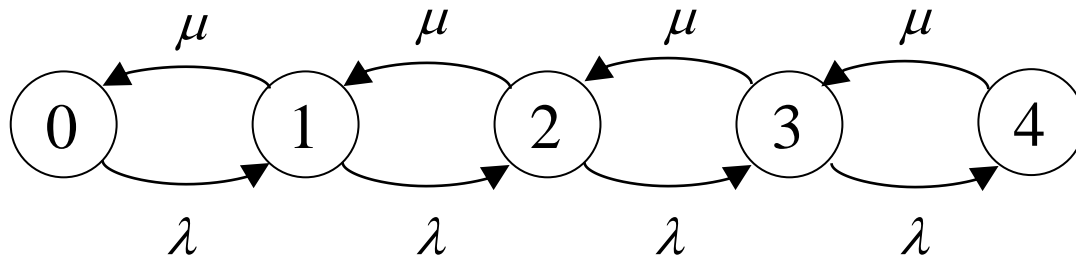
- O atraso médio de cada cliente no sistema é a soma do atraso médio na fila de espera mais o tempo médio de atendimento:

$$W = \frac{\lambda E[S^2]}{2(1 - \lambda E[S])} + E[S]$$

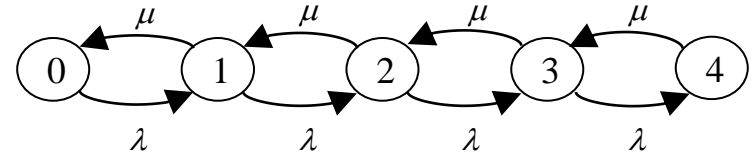
Exemplo 7

Considere um sistema de transmissão de pacotes com uma fila de espera seguida de uma linha de transmissão de 64 Kbps. O tráfego suportado é de Poisson com taxa de 15 pacotes/segundo. O comprimento dos pacotes é exponencialmente distribuído com média de 400 bytes. A fila de espera tem capacidade para 3 pacotes. Um pacote que chegue ao sistema é encaminhado pela linha de transmissão, se estiver livre, ou posto em fila de espera. Se a fila de espera se encontrar cheia, o pacote é perdido. Calcule:

- (a) A percentagem de pacotes perdidos.
- (b) A percentagem de pacotes que não sofre atraso na fila de espera.
- (c) A percentagem de utilização da linha de transmissão.



Exemplo 7 – Resolução (a)



Considere um sistema de transmissão de pacotes com uma fila de espera seguida de uma linha de transmissão de 64 Kbps. O tráfego suportado é de Poisson com taxa de 15 pacotes/segundo. O comprimento dos pacotes é exponencialmente distribuído com média de 400 bytes. A fila de espera tem capacidade para 3 pacotes. Um pacote que chegue ao sistema é encaminhado pela linha de transmissão, se estiver livre, ou posto em fila de espera. Se a fila de espera se encontrar cheia, o pacote é perdido. Calcule:

(a) A percentagem de pacotes perdidos.

$$\mu = \frac{64000 \text{ bps}}{400 \times 8 \text{ bpp}} = 20 \text{ pps} \quad \lambda = 15 \text{ pps}$$

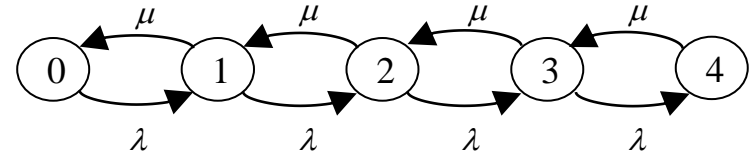
$$P_n = \frac{(\lambda/\mu)^n}{\sum_{i=0}^m (\lambda/\mu)^i} \quad n = 0, 1, \dots, m$$

$$P_4 = \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^4}{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^0 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^1 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^2 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^3 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^4}$$

← Pela propriedade PASTA

$$P_4 = \frac{\left(\frac{15}{20}\right)^4}{1 + \frac{15}{20} + \left(\frac{15}{20}\right)^2 + \left(\frac{15}{20}\right)^3 + \left(\frac{15}{20}\right)^4} = 0.104 = 10.4\%$$

Exemplo 7 – Resolução (b)



Considere um sistema de transmissão de pacotes com uma fila de espera seguida de uma linha de transmissão de 64 Kbps. O tráfego suportado é de Poisson com taxa de 15 pacotes/segundo. O comprimento dos pacotes é exponencialmente distribuído com média de 400 bytes. A fila de espera tem capacidade para 3 pacotes. Um pacote que chegue ao sistema é encaminhado pela linha de transmissão, se estiver livre, ou posto em fila de espera. Se a fila de espera se encontrar cheia, o pacote é perdido. Calcule:

(b) A percentagem de pacotes que não sofre atraso na fila de espera.

$$\mu = \frac{64000 \text{ bps}}{400 \times 8 \text{ bpp}} = 20 \text{ pps} \quad \lambda = 15 \text{ pps}$$

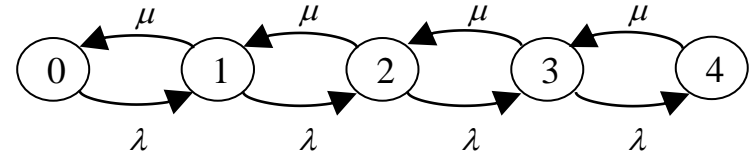
$$P_n = \frac{(\lambda/\mu)^n}{\sum_{i=0}^m (\lambda/\mu)^i} \quad n = 0, 1, \dots, m$$

$$P_0 = \frac{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^0}{\left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^0 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^1 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^2 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^3 + \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^4}$$

← Pela propriedade PASTA

$$P_0 = \frac{1}{1 + \frac{15}{20} + \left(\frac{15}{20}\right)^2 + \left(\frac{15}{20}\right)^3 + \left(\frac{15}{20}\right)^4} = 0.328 = 32.8\%$$

Exemplo 7 – Resolução (c)



Considere um sistema de transmissão de pacotes com uma fila de espera seguida de uma linha de transmissão de 64 Kbps. O tráfego suportado é de Poisson com taxa de 15 pacotes/segundo. O comprimento dos pacotes é exponencialmente distribuído com média de 400 bytes. A fila de espera tem capacidade para 3 pacotes. Um pacote que chegue ao sistema é encaminhado pela linha de transmissão, se estiver livre, ou posto em fila de espera. Se a fila de espera se encontrar cheia, o pacote é perdido. Calcule:

(c) A percentagem de utilização da linha de transmissão.

$$U = 0 \times P_0 + 1 \times P_1 + 1 \times P_2 + 1 \times P_3 + 1 \times P_4$$

$$U = P_1 + P_2 + P_3 + P_4 = 1 - P_0$$

$$U = 1 - 0.328 = 0.672 = 67.2\%$$

Exemplo 8

Considere um sistema de transmissão ponto-a-ponto de 128 kbps que suporta dois fluxos de pacotes: no fluxo 1, os pacotes têm um tamanho constante de 128 Bytes e a chegada de pacotes é um processo de Poisson com taxa de 30 pacotes/segundo; no fluxo 2, os pacotes têm um tamanho constante de 512 Bytes e a chegada de pacotes é um processo de Poisson com taxa de 10 pacotes/segundo. Os pacotes dos dois fluxos partilham uma única fila de espera de tamanho muito grande.

- (a) Indique justificando que tipo de fila de espera modela o desempenho deste sistema de transmissão.
- (b) Calcule o atraso médio no sistema dos pacotes de cada fluxo.

Exemplo 8 – Resolução (a)

Este sistema é modelado por uma fila de espera $M/G/1$:

- a soma de 2 processos de Poisson é um processo de Poisson e, assim, o processo de chegada de pacotes é um processo de Poisson (' M ' em $M/G/1$) com taxa $30 + 10 = 40$ pps;
- o tempo de transmissão dos pacotes do conjunto dos 2 fluxos é genérico (' G ' em $M/G/1$) porque a distribuição dos tamanhos não segue uma distribuição comum: o tamanho é 128 Bytes com probabilidade $30/(30+10) = 0.75 = 75\%$ ou 512 Bytes com probabilidade $10/(30+10) = 0.25 = 25\%$;
- o número de servidores é um (' 1 ' em $M/G/1$) pois o canal de transmissão é usado para transmitir um pacote de cada vez;
- como o sistema tem uma fila de espera muito grande, a notação relativa à capacidade do sistema é omissa (considera-se que o sistema tem capacidade infinita).

Exemplo 8 – Resolução (b)

Atraso médio de cada pacote na fila de espera de um sistema $M/G/1$	$W_Q = \frac{\lambda E[S^2]}{2(1 - \lambda E[S])}$
---	--

$$S_{128} = (128 \times 8)/128000 = 8 \times 10^{-3} \text{ seg} \quad S_{512} = (512 \times 8)/128000 = 32 \times 10^{-3} \text{ seg}$$

$$\begin{aligned} E[S] &= 0.75 \times S_{128} + 0.25 \times S_{512} = \\ &= 0.75 \times 8 \times 10^{-3} + 0.25 \times 32 \times 10^{-3} = 14 \times 10^{-3} \text{ seg} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[S^2] &= 0.75 \times (S_{128})^2 + 0.25 \times (S_{512})^2 = \\ &= 0.75 \times (8 \times 10^{-3})^2 + 0.25 \times (32 \times 10^{-3})^2 = 3.04 \times 10^{-4} \text{ seg}^2 \end{aligned}$$

$$W_Q = \frac{\lambda E[S^2]}{2(1 - \lambda E[S])} = \frac{40 \times 3.04 \times 10^{-4}}{2(1 - 40 \times 14 \times 10^{-3})} = 0.0143 = 14.3 \text{ mseg}$$

$$W_{128} = W_Q + S_{128} = 14.3 + 8 = 22.3 \text{ mseg}$$

$$W_{512} = W_Q + S_{512} = 14.3 + 32 = 46.3 \text{ mseg}$$