
Introdução à Investigação Operacional

8ª aula T - Resumo

TEORIA DAS FILAS DE ESPERA

A distribuição Exponencial

Básico: Exponencial é contínua e Poisson é discreta!!!

$$T \sim \text{Exp}(\lambda)$$

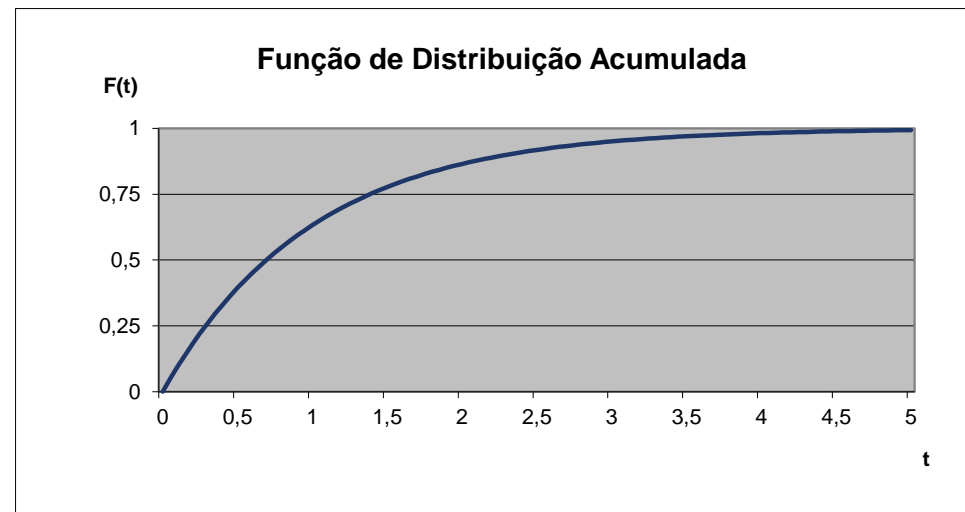
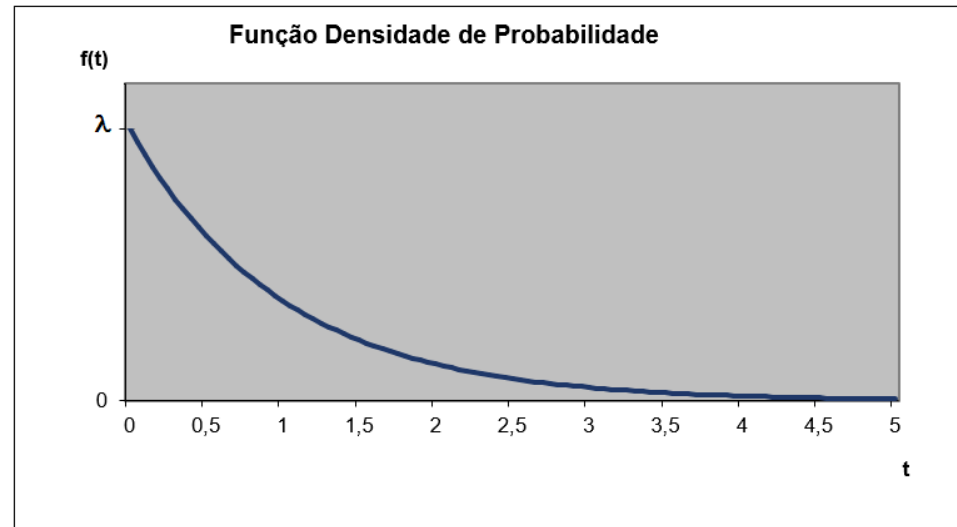
$\mu = \text{Valor Médio} = 1 / \lambda ;$

$\sigma = \text{Desvio Padrão} = 1 / \lambda ;$

(ou seja, $\mu = \sigma = 1 / \lambda$)

$\gamma_1 = \text{Coef. Assim.} = +2$

$\gamma_2 = \text{Coef. Kurtosis} = 9$



Resumo – IIO – T8

A distr. Exponencial – propriedades:

Propriedade 1: A **função densidade** de probabilidade da distribuição Exponencial é estritamente **decrescente** (para $t \geq 0$).

Propriedade 2: A distribuição Exponencial **não tem memória**.

Propriedade 3: O mínimo de várias variáveis aleatórias independentes com distribuição Exponencial é uma variável aleatória com distribuição Exponencial.

Propriedade 4: A distribuição Exponencial está relacionada com a distribuição de Poisson. Se o intervalo de tempo entre chegadas consecutivas tiver distribuição Exponencial, com parâmetro λ , então o **número de chegadas por unidade de tempo t tem uma distribuição de Poisson**, com parâmetro $m = \lambda t$.

Propriedade 5: Na distribuição Exponencial(λ), para todos os valores positivos de t , verifica-se que $P(T \leq t + \Delta t \mid T > t) \approx \lambda \Delta t$, para pequenos Δt .

Propriedade 6: A distribuição Exponencial não é afetada pela agregação, ou desagregação.

A distr. Exponencial – propriedades:

Soma de Exponenciais:

A soma de **k variáveis** aleatórias, independentes e identicamente distribuídas, com distribuição Exponencial (λ), é uma variável aleatória **Erlang-K** (Gama).

Se X_i v.a. i.i.d, $X_i \sim \text{Exponencial}(\lambda)$,

então $T \sim (X_1 + X_2 + \dots + X_k) \sim \text{Erlang-k}(\lambda)$.

Como $E[X] = 1/\lambda$ e $\text{Var}[X] = 1/\lambda^2$, é fácil constatar que $E[T] = k/\lambda$ e $\text{Var}[T] = k/\lambda^2$.

Pelo Teorema do Limite Central, se k for muito elevado, a distribuição Erlang-k tenderá para a distribuição Normal, tendo-se

$$T \sim (X_1 + X_2 + \dots + X_k) \sim \text{Normal}(\mu = k/\lambda ; \sigma^2 = k/\lambda^2).$$

Resumo – IIO – T8

A distribuição de Poisson

$$X \sim \text{Poisson} (m)$$

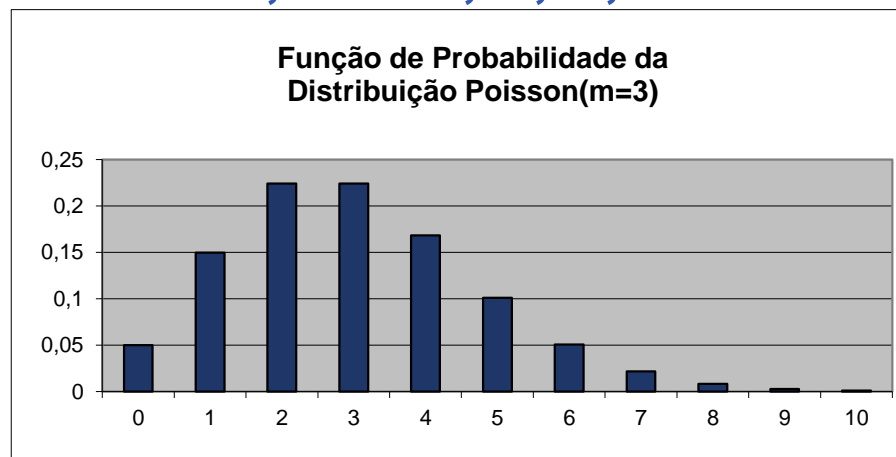
Função de distribuição de probabilidade:

$$P_X(k) = P(X = k) = e^{-m} \cdot m^k / k!, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$\mu = \text{Valor Médio} = m$;

$\sigma^2 = \text{Variância} = m$;

(ou seja, $\mu = \sigma^2 = m$).



A distribuição de Poisson é uma das (poucas) distribuições estatísticas que goza da **aditividade**, isto é, a soma de variáveis aleatórias independentes com distribuição de Poisson é ainda uma variável aleatória de Poisson (com parâmetro igual à soma dos parâmetros das variáveis que foram somadas).

Pelo T.L.C., quando m é elevado poderemos aproximar a Distribuição de Poisson (m) da Distribuição Normal (com valor médio e variância iguais a m).

... Atenção à **correção de continuidade**!

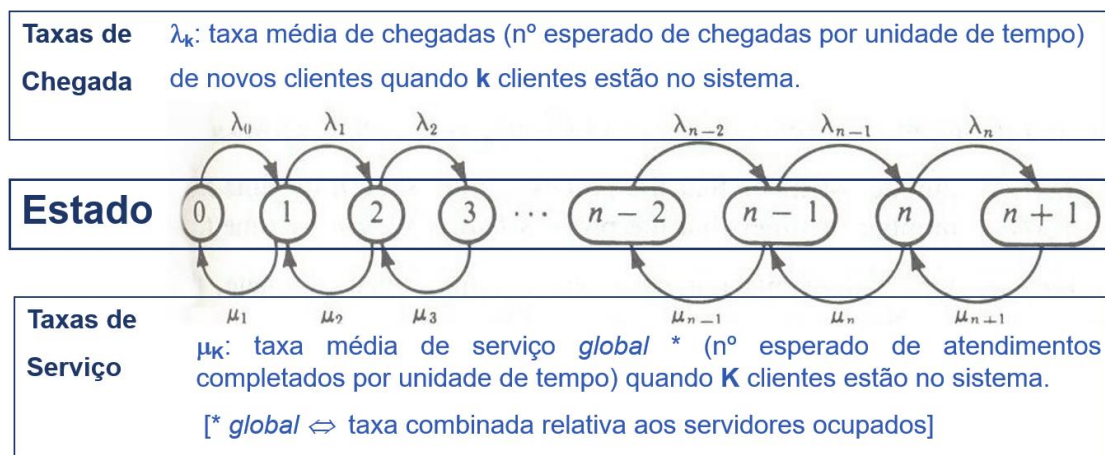
Hipóteses-base Proc. Nascimento e Morte

♦ **Hip.1:** Dado $N(t) = n$, a distribuição de probabilidade do tempo *restante* até ao próximo **nascimento** (chegada) é *Exponencial* com parâmetro λ_n ($n = 0, 1, 2, \dots$).

♦ **Hip.2:** Dado $N(t) = n$, a distribuição de probabilidade do tempo *restante* até à próxima **morte** (final de atendimento) é *Exponencial* com parâmetro μ_n ($n = 0, 1, 2, \dots$).

♦ **Hip.3:** Em cada instante só pode ocorrer ou um nascimento, ou uma morte.

Diagrama de transição correspondente ao processo de nascimento e morte:



Há um princípio fundamental: “**taxa de entrada = taxa de saída**” que estipula que, para qualquer estado do sistema ($n = 0, 1, 2, \dots$), a taxa média de entradas é igual à taxa média de saídas.

O Processo de Nascimento e Morte

Probabilidades $P_0, P_1, P_2, \dots, P_n$

Para simplificar a notação, designemos por

$$P_n = \frac{\lambda_0 \cdot \lambda_1 \cdot \lambda_2 \cdots \lambda_{n-1}}{\mu_1 \cdot \mu_2 \cdot \mu_3 \cdots \mu_n} \cdot P_0$$

Assim, as probabilidades de equilíbrio são dadas por:

$$P_n = C_n P_0, \quad \text{para } n = 1, 2, \dots$$

Como o somatório das probabilidades tem que igualar 1, obtém-se:

$$P_0 = 1 / (1 + \sum_{n=1}^{\infty} C_n)$$

Resultados Gerais:

♦ número médio de clientes no sistema

$$L = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot P_n$$

Se tivermos um sistema com s servidores, poderá haver s clientes que estarão a se atendidos, pelo que o

♦ número médio de clientes a aguardar atendimento na fila (comprimento médio da fila de espera):

$$L_q = \sum_{n=s}^{\infty} (n - s) \cdot P_n$$

♦ tempo médio no sistema, por cliente (incluindo a duração do atendimento) :

$$W = L / \bar{\lambda} \quad \text{Fórmula de Little}$$

$\bar{\lambda}$ designa a taxa média de chegadas, a longo prazo,

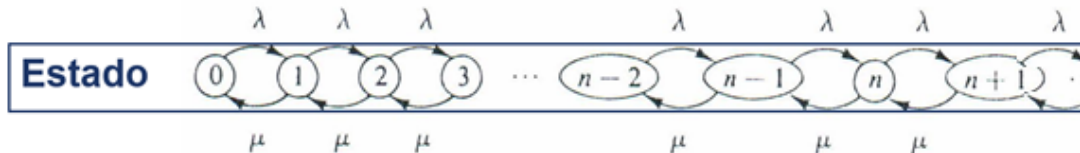
$$\bar{\lambda} = \sum_{n=0}^{\infty} \lambda_n \cdot P_n$$

♦ tempo médio a aguardar atendimento, por cliente (na fila de espera, exclui a duração do atendimento) :

$$W_q = L_q / \bar{\lambda}$$

O Modelo M/M/1 - Revisão

Diagrama de transição:



Fator de utilização (ou intensidade de tráfego) :

$$\rho = \lambda / \mu$$

Fórmulas de Little

$$L = \lambda W \quad ; \quad L_q = \lambda W_q$$

Taxa de desocupação do sistema, P_0 :

$$P_0 = 1 - \rho$$

Probabilidade de estarem exatamente n pessoas no sistema P_n

$$P_n = \rho^n \cdot P_0 = \rho^n \cdot (1 - \rho)$$

Probabilidade de estarem mais do que K pessoas no sistema:

$$P(n > K) = \rho^{K+1}$$

Número médio de clientes no sistema:

$$L = \rho / (1 - \rho) \quad , \text{ ou equivalentemente, } L = \lambda / (\mu - \lambda) .$$

O Modelo M/M/1 - Revisão

Tempo médio, por cliente, de permanência no sistema: $W = 1 / (\mu - \lambda)$.

Relação entre o tempo médio de permanência de um cliente no sistema (W) e o tempo médio de espera na fila a aguardar o atendimento (W_q): $W = W_q + 1 / \mu$

Nota: $1/\mu$ = tempo médio gasto no serviço

Relação entre o número médio de clientes no sistema (L), o comprimento médio da fila (L_q):

$$L = L_q + \lambda / \mu = L_q + \rho$$

Atenção: L_q não é igual a $L - 1$, mas sim a $L - \rho$!

Seja \mathcal{W} a variável aleatória que denota o tempo de permanência de um cliente no sistema, incluindo o atendimento



Não confundir \mathcal{W} com W !!!

$\mathcal{W} \sim \text{Exponencial} (\mu \cdot (1 - \rho))$

Probabilidade de um cliente estar mais do que t unidades de tempo no sistema (incluindo o atendimento): $P(\mathcal{W} > t) = e^{-\mu \cdot (1-\rho) \cdot t}$, para $t \geq 0$.

Probabilidade de um cliente estar mais do que t unidades de tempo na fila de espera a aguardar o início do atendimento $P(\mathcal{W}_q > t) = \rho \cdot e^{-\mu \cdot (1-\rho) \cdot t}$, para $t \geq 0$.

Taxa de desocupação = $P_0 = 1 - \rho = P(\mathcal{W}_q = 0)$.

Leituras de apoio:

Elementos de apoio às aulas de IIO – Teoria das Filas de Espera – ficheiro pdf pp. 177 a 194.

Disponível atividade semanal de apoio à aprendizagem no moodle!

Introdução à Investigação Operacional

9ª aula T - Resumo



As distribs Exponencial e de Poisson

Considere as v.a. independentes $X1 \sim X2 \sim \dots \sim Xn \sim \text{Exponencial}(\lambda = 0,1)$ e $Y1 \sim Y2 \sim \dots \sim Yn \sim \text{Poisson}(m = 2,3)$.

Escolha a(s) opção(ões) adequada(s).

- A** - $X1 + X2 + X3 \sim \text{Exponencial}(\lambda = 0,3)$
- ✓ **B** - $\text{Mínimo}(X1; X2; X3) \sim \text{Exponencial}(\lambda = 0,3)$
- ✓ **C** - $X1 + X2 + X3 \sim \text{Gama.}$
- D** - $X1 + X2 + X3 \sim \text{Normal.}$
- ✓ **E** - $X1 + X2 + \dots + X30 \sim \text{Normal.}$
- ✓ **F** - $Y1 + Y2 \sim \text{Poisson}(m=4,6)$.
- ✓ **G** - $Y1 + Y2 + \dots + Y20 \sim \text{Poisson}(m = 46)$.
- ✓ **H** - $Y1 + Y2 + \dots + Y20 \sim \text{Normal.}$

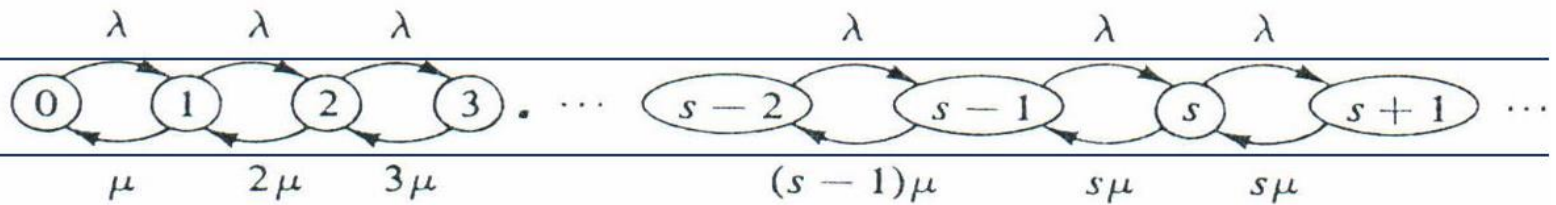
Compare com a(s) sua(s) opinião(ões)!

Modelos M/M/s, M/M/1/K com pop. infinita e fila limitada,
M/M/s/K com pop. infinita e fila limitada

Diagramas de transição:

M/M/s

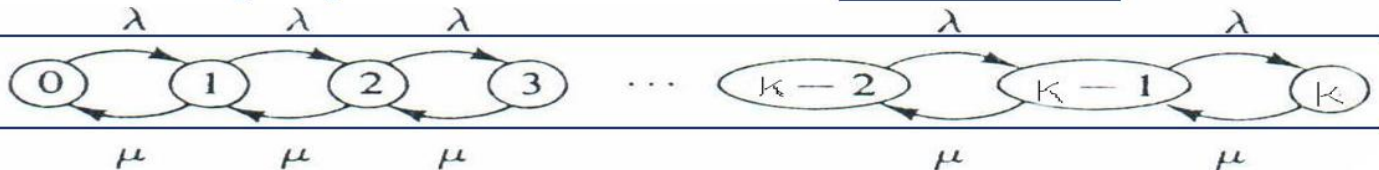
Estado



$$\mu_n = \begin{cases} n \cdot \mu & ; n = 1, 2, \dots, s \\ s \cdot \mu & ; n \geq s + 1 \end{cases}$$

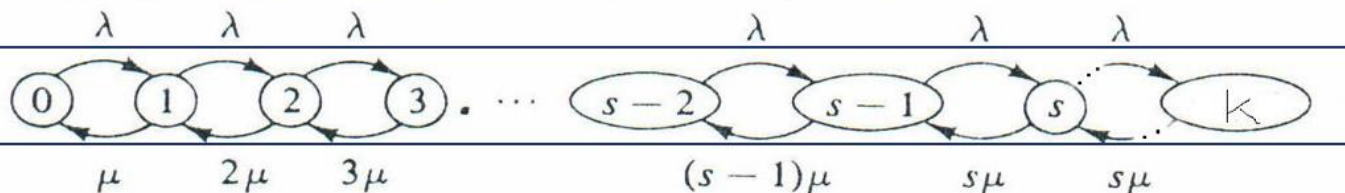
M/M/1/K com pop infinita e fila limitada

Estado



M/M/s/K com pop infinita e fila limitada

Estado

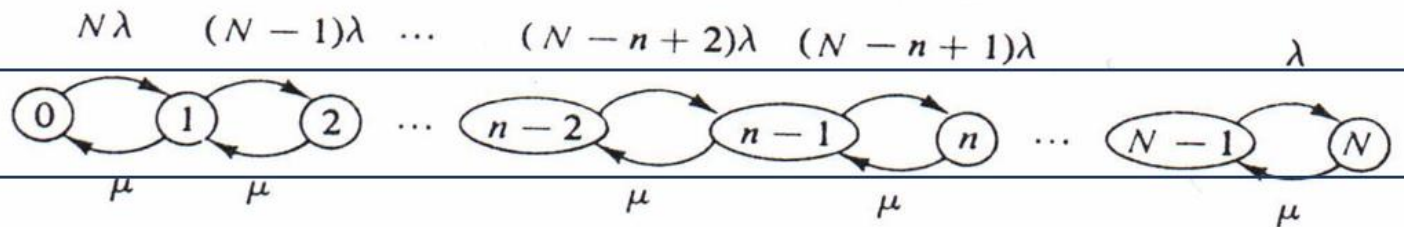


Modelos M/M/1/N, M/M/s/N com pop. finita e fila “ilimitada”

Diagramas de transição:

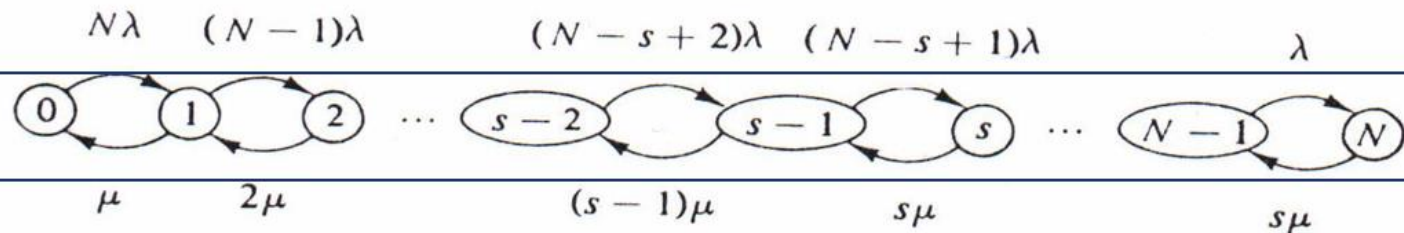
M/M/1/N

Estado



M/M/S/N

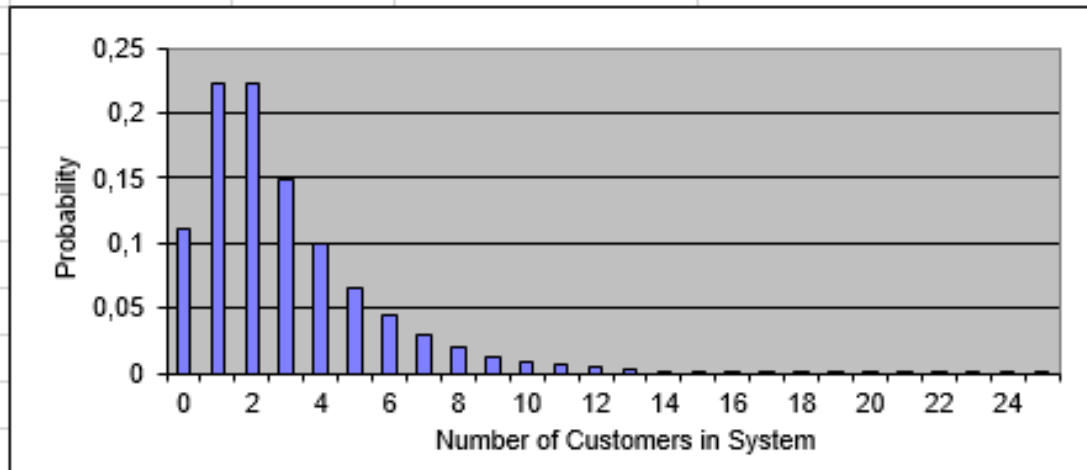
Estado



Resumo – IIO – T9

Folha de Cálculo Hillier e Lieberman para vários Modelos

	A	B	C	D	E	F	G
1	Template for M/M/s Queueing Model						
2							
3			Data			Results	
4		$\lambda =$	60	(mean arrival rate)		L =	2,888888889
5		$\mu =$	30	(mean service rate)		$L_q =$	0,888888889
6		s =	3	(# servers)		W =	0,048148148
7						$W_q =$	0,014814815
8		$\Pr(w > t) =$	1,34E-12			$\rho =$	0,666666667
9		when t =	1			$P_0 =$	0,111111111
10						$P_1 =$	0,222222222
11		$\text{Prob}(w_q > t) =$	4,16E-14			$P_2 =$	0,222222222
12		when t =	1			$P_3 =$	0,148148148
13						$P_4 =$	0,098765432
14						$P_5 =$	0,065843621
15						$P_6 =$	0,043895748
16						$P_7 =$	0,029263832
17						$P_8 =$	0,019509221
18						$P_9 =$	0,013006147
19						$P_{10} =$	0,008670765
20						$P_{11} =$	0,00578051
21						$P_{12} =$	0,003853673
22						$P_{13} =$	0,002569116
23							
24							
25							



Assumamos, então, que $S = 1$ e que

$$\mu_n = n^c \cdot \mu_1, \quad \text{para } n = 1, 2, \dots$$

$$\lambda_n = (n + 1)^{-b} \cdot \lambda_0, \quad \text{para } n = 0, 1, 2, \dots$$

$$C_n = \frac{(\lambda_0 / \mu_1)^n}{(n!)^{b+c}} \quad \text{para } n = 1, 2, \dots$$

$$P_n = C_n P_0, \quad \text{para } n = 1, 2, \dots$$

$$P_0 = 1 / \left(1 + \sum_{n=1}^{\infty} C_n \right)$$

$$L = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot P_n \quad \bar{\lambda} = \sum_{n=0}^{\infty} \lambda_n \cdot P_n$$

Modelo M/G/1 (Cadeias de Markov encaixadas)

Se $\rho = \lambda / \mu < 1$ um tal sistema poderá eventualmente atingir o estado de equilíbrio, sendo então válidos os seguintes resultados:

$$P_0 = 1 - \rho$$

Fórmula de Pollaczek-Khintchine:

$$L_q = \frac{\lambda^2 \sigma^2 + \rho^2}{2(1 - \rho)}$$

$$L = \rho + L_q$$

$$W_q = L_q / \lambda$$

$$W = W_q + 1 / \mu$$

Leituras de apoio:

Elementos de apoio às aulas de IIO – Teoria das Filas de Espera (Modelos baseados na distr. Exponencial e Modelos envolvendo distr.s não exponenciais)- ficheiro pdf pp. 190 a 211.

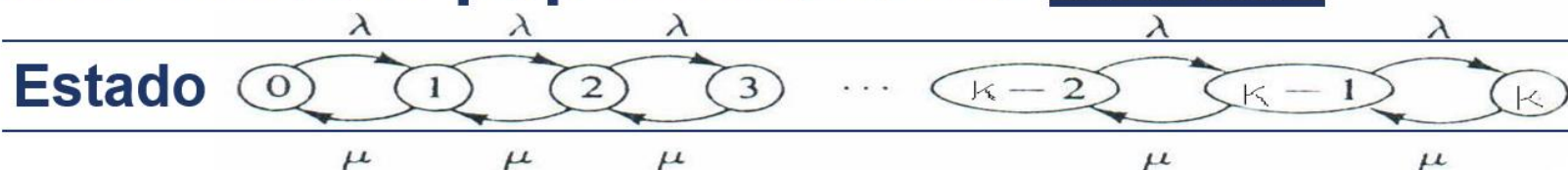
Disponível atividade semanal de apoio à aprendizagem no moodle!

Introdução à Investigação Operacional

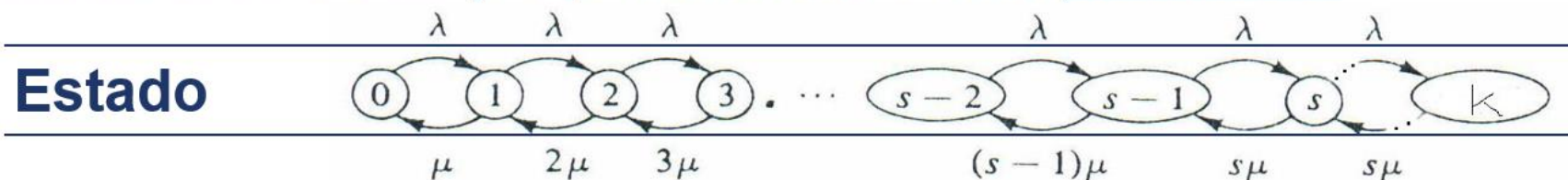
10ª aula T - Resumo

Modelos M/M/1 ou s/K com pop. infinita e fila limitada,
M/M/1 ou s/N com pop. finita e fila “ilimitada”

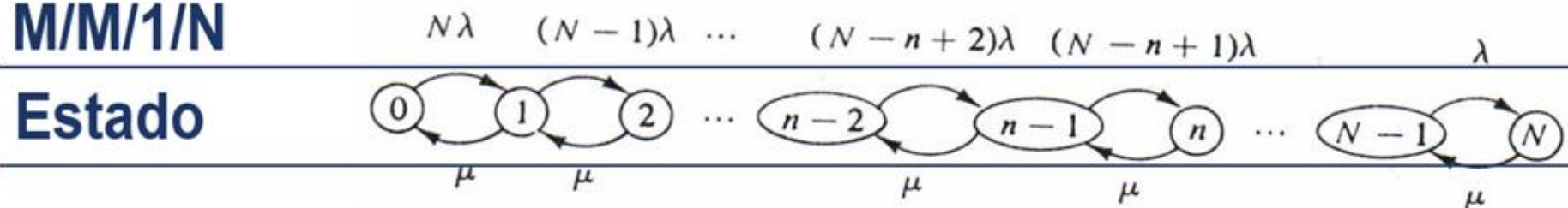
M/M/1/K com pop infinita e fila limitada



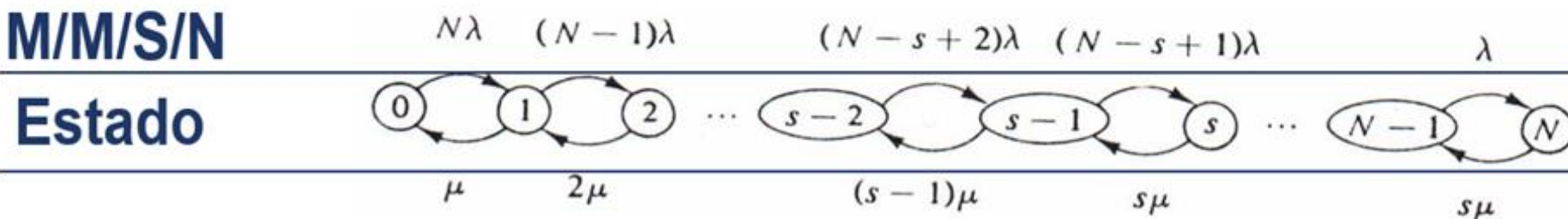
M/M/s/K com pop infinita e fila limitada



M/M/1/N



M/M/s/N



Resumo – IIO – T10

Modelos M/G/1, M/D/1 e M/E_k/1

Fórmula de Pollaczek-Khintchine:

$$L_q = \frac{\lambda^2 \sigma^2 + \rho^2}{2(1-\rho)}$$

$$\sigma^2 = 0$$

$$L_q = \frac{\rho^2}{2(1-\rho)}$$

M/D/1

Grande Variabilidade!

$$\sigma^2 = 1 / (k \mu^2)$$

$$\sigma^2 = (1/\mu)^2$$

$$L_q = \frac{1+k}{2k} \frac{\lambda^2}{\mu - \lambda}$$

M/E_k/1

Situação intermédia

M/M/1

$$L_q = \frac{\rho^2}{(1-\rho)}$$

Variabilidade Nula!

Consideremos um **sistema “M/M/s”**, com as seguintes características:

- existem **N classes de prioridade** (a classe 1 com prioridade mais elevada e a classe N com mais baixa prioridade). Os clientes são atendidos por ordem das suas classes de prioridade e, dentro da cada classe, por ordem de chegada;
- o **processo de chegadas é Poissoniano**, permitindo-se que a taxa de chegadas de clientes das várias classes possa ser diferente;
- as **durações de atendimento são Exponenciais** para cada classe, assumindo-se, adicionalmente, que a duração média de atendimento é igual para todas as classes.

Assumamos que as **prioridades são “não absolutas”** (*nonpreemptive priorities*), i.e., um cliente que está a ser atendido, não vê o seu atendimento interrompido pela chegada de um cliente com mais elevada prioridade.

O **tempo de espera médio para um cliente da classe de prioridade k** W_k , (incluindo a duração do atendimento) será dado por:

$$W_k = \frac{1}{A \cdot B_{k-1} \cdot B_k} + \frac{1}{\mu}, \text{ para } k = 1, 2, \dots, N$$

Folha de Cálculo Excell

Prioridades “absolutas” M/M/1 :

Tempo de espera médio *total* para um cliente da classe de prioridade k , W_k :

$$W_k = \frac{1/\mu}{B_{k-1} \cdot B_k} \quad , \text{ para } k = 1, 2, \dots, N$$

Número médio de clientes da classe de prioridade k no sistema, L_k :

$$L_k = \lambda_k \cdot W_k \quad , \text{ para } k = 1, 2, \dots N.$$

Para mais de um servidor... Procedimento iterativo!

Prioridades “absolutas” M/M/s :

♦ Começar com os clientes de classe 1:

M/M/s com taxas $\lambda = \lambda_1$ e μ

Determinar W_1, L_1, \dots

♦ Passar aos clientes das classes 1 + 2:

M/M/s com taxas $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$ e μ

Determinar $W \rightarrow \bar{W}_{1-2}$

$$\bar{W}_{1-2} = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \cdot W_1 + \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} \cdot W_2 \rightarrow W_2 \rightarrow L_2, \dots$$

♦ Passar aos clientes das classes 1 + 2 + 3 ...

Resumo – IIO – T8

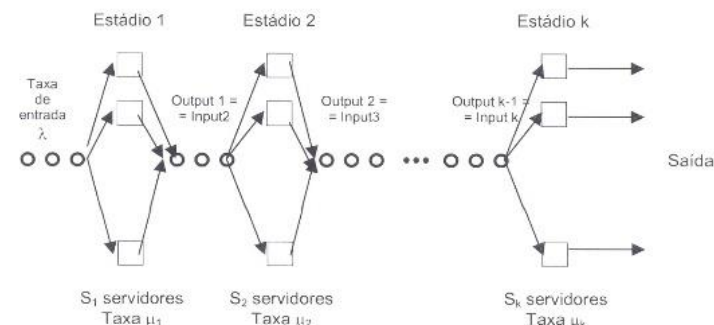
Filas Ilimitadas em Série

O importantíssimo **Teorema de Jackson**, garante-nos que:

Se

- 1) o **processo de chegadas** dos clientes a um sistema de espera for **Poissoniano com taxa λ** ,
 - 2) as **durações dos atendimentos** dos servidores em cada estágio forem **exponenciais, com parâmetro μ_i** ,
- e
- 3) **cada estágio** permitir a formação de uma fila ilimitada (**modelo M/M/s**), com $s \cdot \mu > \lambda$,

então o **processo de saídas** dos clientes de cada estágio do sistema de espera é **Poissoniano com taxa λ** .



A possibilidade de se utilizar um modelo M/M/S para cada estágio, independentemente dos outros, é uma enorme simplificação.

Passa a ser válida a chamada **forma de produto** (*product form*):

$$P(N_1 = n_1 \wedge N_2 = n_2 \wedge \dots \wedge N_k = n_k) = P_{n_1} \cdot P_{n_2} \cdot \dots \cdot P_{n_k}$$

Os sistemas com filas com capacidade limitada não apresentam soluções na forma de produto!

Resumo – IIO – T8

Redes de Jackson

Uma Rede de Jackson é um sistema de k estádios onde o estádio i ($i = 1, 2, \dots, k$) tem:

- 1) uma fila ilimitada;
- 2) os clientes chegam do exterior do sistema de acordo com um processo Poissoniano com parâmetro a_i e
- 3) s_i servidores, que asseguram uma distribuição de atendimento exponencial, com parâmetro μ_i .

Um cliente que deixe o estádio i segue para outro estádio j ($j = 1, 2, \dots, k$ e $j \neq i$) com probabilidade p_{ij} , ou partirá do sistema com probabilidade $q_i = 1 - \sum_{j=1}^k p_{ij}$.

Em **situação de equilíbrio**, cada estádio j de uma Rede de Jackson ($j = 1, 2, \dots, k$) comporta-se como se fosse um **sistema M/M/S independente**, com taxa de chegadas λ_j :

$$\lambda_j = a_j + \sum_{i=1}^k \lambda_i \cdot p_{ij}, \quad \text{com } s_j \cdot \mu_j > \lambda_j$$

♦ Número esperado de clientes na RJ : $L = L_1 + L_2 + \dots + L_k$

♦ $P(N_1 = n_1 \wedge N_2 = n_2 \wedge \dots \wedge N_k = n_k) = P_{n1} \cdot P_{n2} \cdot \dots \cdot P_{nk}$

♦ Como nem todos os clientes são obrigados a ir a todos os estádios, poderemos recorrer à Fórmula de Little, $W = L / \lambda$ **MAS** com $\lambda = a_1 + a_2 + \dots + a_k$.

Leituras de apoio:

Elementos de apoio às aulas de IIO – Teoria das Filas de Espera – ficheiro pdf pp. 208 a 219.

Disponível atividade semanal de apoio à aprendizagem no moodle!