



## FACULDADE DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIA

### Redes de Telecomunicações (2006/2007)

*Eng<sup>a</sup> de Sistemas e Informática*

Trabalho nº4 (2<sup>a</sup> aula)

**Título:** Modelação de tráfego utilizando o modelo de Poisson

**Fundamentos teóricos (continuação)**

#### **7. Duração das chamadas $T_c$**

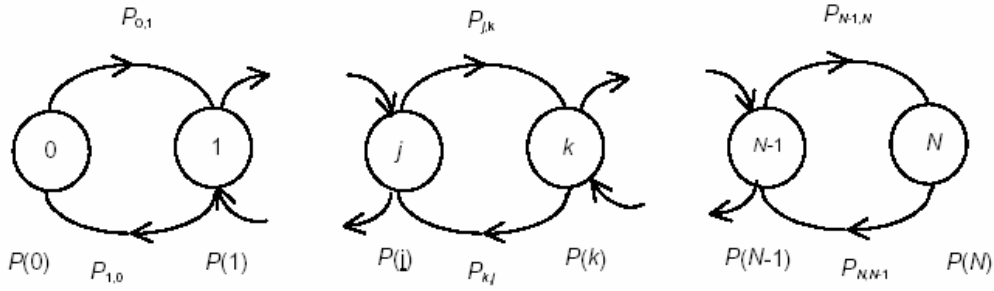
Em algumas aplicações é suficiente conhecer o tempo médio de duração das chamadas, ou seja,  $E(T_c) = h$ . Em outros casos exige-se uma informação mais detalhada, como seja, o conhecimento da função densidade de probabilidade. A distribuição usada normalmente para caracterizar a duração das chamadas telefónicas é a distribuição exponencial negativa. Usando esta distribuição conclui-se que a probabilidade de  $T_c$ :

$$P(T_c > t) = \exp(-t/h) \quad (12)$$

#### **8. Estatística do número de chamadas em progresso**

Para um grupo de  $N$  circuitos o número de chamadas em progresso está compreendido entre 0 e  $N$ . O comportamento deste grupo pode-se descrever por uma cadeia de Markov com  $N+1$  estados, como se representa na Figura 5.

O sistema está no estado  $j$  quando o número de circuitos ocupados é igual a  $j$ . A chegada de uma chamada faz aumentar o estado do sistema de 1, passando do estado  $j$  para o estado  $k$  ( $k=j+1$ ). A terminação de uma chamada faz com que o estado do sistema decresça de 1, ou seja, se estiver no estado  $k$  passa para o estado  $j$ .  $P(j)$  é a probabilidade de o sistema se encontrar no estado  $j$  e  $P(k)$  a probabilidade do sistema se encontrar no estado seguinte  $k$ .  $P_{j,k}$  é a probabilidade do sistema transitar do estado  $j$  para o estado  $k$ , enquanto  $P_{k,j}$  é a probabilidade de transitar do estado  $k$  para o estado  $j$ . Assim, as probabilidades  $P(0), P(1), \dots, P(N)$  designam-se por **probabilidades de estado**, enquanto  $P_{j,k}, P_{k,j}$  são designadas por **probabilidades de transição**.



**Figura 5.** Diagrama de transição de estados para N circuitos.

Considere-se um intervalo de tempo infinitesimal  $\delta t$  com início em  $t$  e admita-se que a probabilidade de ocorrerem dois ou mais eventos é desprezável. Os eventos que podem ocorrer em  $\delta t$  são os seguintes:

- Chegada de uma chamada, com probabilidade  $P(a)$ ;
- Terminação de uma chamada, com probabilidade  $P(b)$ ;
- Ausência de mudanças de estado, com probabilidade  $1-P(a)-P(b)$ .

A equação 3 permite concluir que o número médio de chamadas que chegam durante o intervalo de tempo  $\delta t$  é  $A \delta t/h$ . Atendendo ao facto de  $\delta t$  ser um intervalo infinitesimal, tem-se que  $A \delta t/h \ll 1$  representa a probabilidade  $P(a)$  de uma chamada chegar no intervalo de tempo  $\delta t$ . Assim,

$$P_{j,k} = P(a) = A\delta t / h \quad (13)$$

Se o tempo médio de duração de uma chamada é  $h$  e o número de chamadas em progresso é  $k$ , espera-se que no intervalo  $h$  terminem em média  $k$  chamadas. O número médio de chamadas terminadas em  $\delta t$  será por conseguinte  $k \delta t/h$ . Com base num raciocínio idêntico ao do caso anterior pode-se escrever que

$$P_{k,j} = P(b) = k\delta t / h \quad (14)$$

Tendo presente que a probabilidade de existirem  $j$  chamadas em progresso no instante  $t$  é  $P(j)$ , então a probabilidade de transição de  $j$  para  $k$  no intervalo de tempo  $\delta t$  é dada por

$$p(j \rightarrow k) = P(j)P(a) = P(j)A\delta t / h \quad (15)$$

Se a probabilidade de haver  $k$  chamadas no instante  $t$  é  $P(k)$ , então a probabilidade de uma transição do estado  $k$  para o estado  $j$  durante  $\delta t$  é

$$\boxed{p(k \rightarrow j) = P(k)P(b) = P(k)k\delta t / h} \quad (16)$$

Admitindo-se que existe um estado de **equilíbrio estatístico**. Segundo esta hipótese, o número médio de chamadas em progresso mantém-se constante (ou, haverá

aproximadamente tantas chegadas ao sistema como terminações) o que faz com que a probabilidade de abandonar o estado  $j$  seja igual à probabilidade de mudança para ele, o que leva a escrever

$$p(j \rightarrow k) = p(k \rightarrow j) \quad (17)$$

ou seja

$$p(k) = \frac{A}{k} P(j) \quad (18)$$

Repetindo a equação 18  $n$  vezes obtém-se

$$P(n) = \frac{A^n}{n!} P(0) \quad (19)$$

A hipótese de um tráfego puramente aleatório implica a existência de um número de fontes muito elevado. Assim, pode-se considerar que  $n$  varia entre zero e infinito, de modo que a condição de normalização de probabilidade adquire a forma

$$\sum_{n=0}^{\infty} P(n) = 1 \quad (20)$$

Utilizando-se 19 e 20 obtém-se

$$P(n) = \frac{A^n}{n!} e^{-A} \quad (21)$$

A equação (21) mostra que o número de chamadas em progresso segue uma distribuição de Poisson, o que é consequência do facto de se admitir que a chegada de chamadas também é descrita por uma estatística de Poisson. Esta estatística requer um número de circuitos infinito para escoar as chamadas. Como o número de circuitos é necessariamente finito haverá um certo número de chamadas que são perdidas (ou atrasadas nas redes de pacotes) e a estatística das chamadas em progresso deixa de ser Poissoniana. Na secção seguinte ir-se-á analisar esta questão, considerando um sistema com perdas, isto é, um sistema em que as chamadas são perdidas no caso de não haver circuitos livres.

## 9. Fórmula de Erlang para sistemas com perdas

Para se calcular o número de chamadas em progresso para um sistema com um número de circuitos finito vai admitir-se que são válidas as seguintes condições:

- tráfego puramente aleatório;

- existe equilíbrio estatístico, isto é, o número de chamadas originadas num determinado período (ex. exemplo hora mais carregada) é em média igual ao número de chamadas terminadas nesse período;
- acesso completo, ou seja, se as chamadas que chegam são ligadas aos circuitos de saída por comutadores, estes não introduzem bloqueio (destaque-se que em grande número de casos práticos isto não é verdade, como se irá ver mais tarde);
- sistema com perdas, ou seja, as chamadas chegadas que não encontram circuitos livres são perdidas.

A condição do sistema com perdas tem implícito, que qualquer chamada perdida não ocupa o equipamento durante nenhum tempo, e que o número máximo da chamadas em progresso não pode ultrapassar o número  $N$  de circuitos disponíveis, isto é,  $0 \leq n \leq N$ . Nesta situação a equação 20 reescreve-se na forma

$$\sum_{n=0}^N P(n) = 1 \quad (22)$$

o que, atendendo a (19) permite concluir que:

$$P(0) = \frac{1}{\sum_{n=0}^N \frac{A^n}{n!}} \quad (23)$$

Inserindo esta equação em (19) deduz-se que

$$P(n) = \frac{\frac{A^n}{n!}}{\sum_{k=0}^N \frac{A^k}{k!}} \quad 0 \leq n \leq N \quad (24)$$

Esta equação traduz a primeira distribuição de Erlang e representa a probabilidade de no conjunto das  $N$  circuitos considerados existirem  $n$  ocupados ( $n$  chamadas em progresso). A utilização da fórmula de Erlang vai permitir obter o grau de serviço. Para isso, admita-se que o tráfego  $A$  é oferecido sequencialmente aos diferentes circuitos. Assim, o tráfego  $A$  é, em primeiro lugar, todo oferecido ao 1. Nestas condições, a probabilidade de ocupação deste circuito é dada por

$$p(1) = \frac{A}{1+A} \quad (25)$$

Durante a ocupação do circuito 1 o tráfego será desviado para o circuito 2, que vê oferecido o tráfego perdido pelo circuito 1, ou seja

$$A_{of2} = A_{p1} = AP(1) = \frac{A^2}{1+A} \quad (26)$$

Do tráfego  $A$  é portanto, transportado pelo circuito 1

$$A_{i1} = A - A_{of2} = A(1 - P(1)) \quad (27)$$

A probabilidade de ocupação do circuito 2, tendo presente que o circuito 1 está ocupado, será:

$$P(2) = \frac{A^2/2}{1+A+A^2/2} \quad (28)$$

Idêntico raciocínio para o circuito  $N$ , permite escrever que:

$$A_{of(N+1)} = A_{pN} = AP(N) = \frac{A^{N+1}/N!}{\sum_{n=0}^N A^n/n!} \quad (29)$$

Tendo presente que existem unicamente  $N$  circuitos, tem-se que o tráfego perdido pelo circuito  $N$  (que teoricamente é igual ao tráfego oferecido à inexistente tronca  $N+1$ ) dividido pelo tráfego inicial oferecido ao conjunto dos  $N$  circuitos dá precisamente o grau,  $B$ , de serviço oferecido por estes circuitos, ou seja,

$$B = E_{1,N}(A) = \frac{A_{pN}}{A} = \frac{A^N/N!}{\sum_{n=0}^N A^n/n!} \quad (30)$$

Esta expressão é conhecida como fórmula de Erlang B, e desempenha um papel relevante na teoria do teletráfego. A fórmula de Erlang B pode-se ainda simplificar por

$$E_{1,N}(A) \approx \frac{A^N}{N!e^A} \quad (31)$$

expressão idêntica à da distribuição de Poisson, que é, por vezes, conhecida como fórmula de Grinstead. Essa simplificação baseou-se na aproximação

$$e^A \approx \sum_{i=0}^N \frac{A^i}{i!} \quad (32)$$

Esta aproximação é válida para  $A^N / N! \ll 1$

## Execução Prática

### Exercício 2 (Duração uma aula)

#### a) Simulação do modelo de tráfego Erlang-B

Considere um sistema de perda com acesso total a  $N$  canais e represente a actividade do conjunto de utilizadores que acedem ao sistema através de uma fonte que gera chamadas a uma taxa  $\lambda$  (processo de Poisson) e que cada chamada tem uma duração média  $d_m$ , com distribuição exponencial (modelo Erlang-B).

Desenvolva um programa de simulação deste sistema, que lhe permita obter:

- o estimador da probabilidade de bloqueio  $B$ ;
- o estimador do tráfego médio transportado por canal  $A_t/N$ ;
- os estimadores das probabilidades de o sistema estar em cada um dos estados possíveis (0 a  $N$ );
- o histograma das durações das chamadas;
- o estimador do valor médio da duração das chamadas.

#### b) Simulação do tráfego de chamadas numa estação base GSM

Considere o caso concreto de uma estação base de uma rede GSM, à qual é oferecido um tráfego com as seguintes características, na hora mais carregada: taxa global de chegada de chamadas  $\lambda = 1,5/s$ ; duração média das chamadas  $d_m = 105$  s.

Usando o programa anterior, e por iteração realizada através da entrada de dados pela consola, dimensione o número mínimo  $N$  de canais que o sistema requer, sem exceder a probabilidade de bloqueio de  $B = 1\%$ .

Compare os resultados obtidos com os valores previstos teoricamente.