

# Caracterização do Tráfego de Redes Locais Sem Fio Baseada em Processos Pseudo-Markovianos e Fractais

M.B. Toscano, M.C. Diniz, R.F. Coelho

**Resumo**—Neste trabalho é apresentado um estudo de caracterização baseado em modelos pseudo-markovianos ( $MMPP_{AN}$  e  $M/G/\infty$ ) e fractais (fBm) para tráfegos em pontos de acesso de redes sem fio. Os modelos foram analisados segundo sua capacidade de representar os parâmetros estatísticos média, variância e parâmetro de Hurst ( $H$ ), e também, a função auto-correlação (FAC) e a distribuição de cauda-pesada (DCP) do tráfego de entrada e saída em pontos de acesso. A sobreposição de fontes  $MMPP_{AN}$  e fBm também foi avaliada neste artigo objetivando verificar o comportamento do tráfego agregado em redes sem fio. Os resultados da sobreposição demonstraram ser possível realizar a substituição de tráfego agregado referentes aos pontos de acesso por uma única fonte fBm.

**Palavras-Chave**—redes sem fio, MMPP,  $M/G/\infty$ , fBm, parâmetro Hurst.

**Abstract**—This paper presents the traffic characterization for access points from a local wireless network. For the analysis it was considered the pseudo-markovian models ( $MMPP_{AN}$  and  $M/G/\infty$ ) and the fractional Brownian motion process. The study investigated the models performance to represent the mean, variance and Hurst statistical parameters and also the auto-correlation function and the heavy-tail distribution of the wireless local network traffic. The superposition of traffic sources considering the fBm and  $MMPP_{AN}$  models was also examined in this work. The aim is to verify the behavior of the input and output traffic in the network access points. The results of the superposition showed that it is possible to replace the flow of an aggregated traffic of an access point by a single fBm source.

**Keywords**—wireless network, MMPP,  $M/G/\infty$ , fBm, Hurst parameter.

## I. INTRODUÇÃO

A popularização das redes locais sem fio baseadas na tecnologia IEEE802.11 [1] e uma realidade em todo mundo. Hoje, departamentos ou prédios de uma mesma empresa ou universidade, são facilmente conectados por esta tecnologia, sem que haja a necessidade de uma infra-estrutura para passagem de cabos e sem exigência de localização fixa para os usuários da rede. Por isto, entender o comportamento dos usuários e caracterizar o tráfego de acesso à redes é um tópico importante na avaliação do desempenho e na implantação de futuros sistemas móveis.

Recentemente, estudos procuraram caracterizar o tráfego e o perfil dos usuários de redes sem fio. Basicamente, esses trabalhos usaram 3 *traces* de domínio público: o *trace* UCSD

[2] que representa o uso de uma rede sem fio durante os três dias da conferência ACM/SIGCOMM; o *trace* Dartmouth [3] que mapeia a rede de um campus universitário com 1706 usuários espalhados em 161 prédios e com 476 pontos de acesso; e o *trace* IBM [4] que mostra a rede corporativa espalhada por 3 prédios da empresa com 1366 usuários e 177 pontos de acesso.

Em [5], Tang e Baker usaram um *trace* (não disponível publicamente) para estudar o comportamento dos usuários de um prédio universitário. Os autores não se preocuparam em caracterizar o tráfego gerado por usuário em um determinado período, mas em fornecer uma descrição de como os usuários aproveitam a mobilidade em uma rede sem fio. O *trace* usado neste trabalho não é de domínio público. Em [6], Balachandran *et al* usaram o *trace* UCSD para analisar o comportamento dos usuários (duração das conexões e distribuição dos usuários entre os vários pontos de acesso) e o desempenho da rede sem fio durante a conferência da ACM/SIGCOMM (carga do tráfego em cada ponto de acesso e erros de transmissão). Em [7], Kotz e Essien usaram o *trace* de Dartmouth para mapear a utilização da rede. Os autores tiveram por objetivo identificar as características do campus universitário tais como aplicações utilizadas, tráfego por prédio e por ponto de acesso e padrões de mobilidade dos usuários. Em [8], Balazinska e Castro usaram o *trace* IBM para estudar o perfil dos usuários de uma rede corporativa sem fio. Os resultados demonstraram que não existe uma distribuição-padrão da utilização da rede pelos usuários. Entretanto, foi encontrado um padrão para o número de usuários que acessam em um determinado dia ou hora. Os autores não encontraram correlação entre a quantidade de tráfego em um ponto de acesso e o número de usuários presentes em uma determinada hora do dia.

Em [9], os autores monitoraram uma rede de comunicação por rádio da cidade de Vancouver (Canada) para atendimentos a emergências com 2161 usuários (policiais, bombeiros, ambulâncias e trânsito) por 7 semanas. Um resultado interessante obtido do experimento, mostrou que os tempos entre chamadas eram exponencialmente distribuídos mas exibiam grau de longa dependência. Desde a década de 90, diversas pesquisas de tráfego em redes fixas comprovaram a presença de dependência de longo alcance (*Long Range Dependence* - LRD) [10] em diferentes experimentos como, por exemplo, Ethernet [10], vídeo [11] e WWW [12]. O impacto do grau de dependência temporal no desempenho de sistemas em redes com fio, foi objeto de diversos estudos [13] [14] [15] nos últimos anos. O maior desafio das pesquisas nesta área ainda

M.B. Toscano e R.F. Coelho, Departamento de Engenharia Elétrica, Instituto Militar de Engenharia (IME), E-mail: {toscano,coelho}@ime.br. M.C. Diniz, Departamento de Informática, Universidade Federal do Estado do Rio de Janeiro (UNIRIO) E-mail: morganna@uniriotec.br.

e a obtenção de modelos que representem, de forma precisa, o comportamento de uma fonte de tráfego LRD. Recentemente, propostas de modelos markovianos com representação da LRD têm sido utilizadas para caracterizar e estudar o comportamento de tráfegos de dados e vídeos [16] [15] [17].

O objetivo deste trabalho é analisar modelos markovianos com representação de LRD, denominados de pseudo-markovianos (ou pseudo-similares), e modelos fractais (ou auto-similares) para a representação do tráfego em pontos de acesso de redes sem fio. Os modelos estudados foram  $MMPP_{AN}$  [16],  $M/G/\infty$  [18] e o movimento Browniano fracionário (fBm-*fractional Brownian motion*) [19]. Os modelos  $MMPP_{AN}$  e  $M/G/\infty$  são processos pseudo-markovianos cujo objetivo é prolongar a representação da característica LRD durante algumas escalas de tempo. O processo fBm foi escolhido por ser o principal processo auto-similar de incrementos estacionários capaz de representar toda a faixa de valores de grau de dependência ou parâmetro de Hurst ( $H$ ;  $0 < H < 1$ ). Para a validação dos modelos, foram consideradas as *traces* disponibilizados por Balazinska e Castro [8]. A escolha desses *traces* deveu-se a ampla coleta feita pelos autores (três prédios, 177 pontos de acesso, 1366 usuários, 30 dias de coleta) e da disponibilidade desses *traces*. Um dos principais limitantes do estudo da área de tráfego em redes sem fio e a pouca disponibilidade de *traces* representativos. Note que as seqüências amostrais usadas no trabalho de Sharp *et al* [9] não são de domínio público.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. A seção II resume alguns conceitos do grau de dependência temporal, e descreve, sucintamente, os modelos analisados neste trabalho. Os principais resultados são discutidos na seção III. Finalmente, a seção IV apresenta as conclusões deste artigo.

## II. MODELOS $MMPP_{AN}$ , $M/G/\infty$ , FBM

Nesta seção são descritos, de forma sucinta, os modelos  $MMPP_{AN}$ ,  $M/G/\infty$  e fBM analisados neste trabalho.

O grau de dependência temporal ou simplesmente parâmetro de Hurst, ( $H$ ), de um processo estocástico, pode ser definido pela taxa de decaimento da função auto-correlação,  $\rho(k)$ , do processo quando  $k \rightarrow \infty$ . Considerando-se um processo estocástico  $X(t)$  com variância finita e com presença de dependência temporal, pode-se definir o comportamento assintótico da sua FAC,  $\rho(k)$ , por  $\rho(k) \sim H(2H - 1)k^{2(H-1)}$ , onde  $\rho(k)$  é uma função de variação lenta no infinito e  $H$  ( $0 < H < 1$ ) é o expoente da função auto-correlação [20]. Os processos estocásticos podem ser classificados segundo o valor de  $H$  como: anti-persistentes onde  $0 < H < \frac{1}{2}$  e  $\sum_{k=-\infty}^{\infty} \rho(k) = 0$ ; processo com dependência de curto alcance (*Short-Range-Dependence* - SRD) onde  $H = \frac{1}{2}$ ,  $\sum_{k=-\infty}^{\infty} \rho(k) = c$  e  $c > 0$  e uma constante finita; e processo com dependência de longo alcance (*Long-Range-Dependence* - LRD) onde  $\frac{1}{2} < H < 1$  e  $\rho(k)$  e  $\sum_{k=-\infty}^{\infty} \rho(k) = \infty$ .

### A. Modelo $MMPP_{AN}$

Em [16], os autores propuseram alcançar a LRD através da sobreposição de diversos processos MMPPs (*Markov-*

*Modulated Poisson Process*) de dois estados. Esta nova proposta é aqui denotada por  $MMPP_{AN}$ . A sobreposição de MMPPs é representada pela sobreposição de IPPs (*Interrupted Poisson Process*) e de um processo Poisson. Cada IPP é um processo de 2 estados onde as chegadas ocorrem apenas em um dos estados (chamado de *ativo*) de acordo com uma distribuição Poisson.

Suponha que  $Q_i$  e  $\Lambda_i$  sejam, respectivamente, a matriz de transição dos estados e a matriz de taxas de chegadas do  $i$ -ésimo IPP, então

$$Q_i = \begin{bmatrix} -q_{1i} & q_{1i} \\ q_{2i} & -q_{2i} \end{bmatrix} \text{ e } \Lambda_i = \begin{bmatrix} \lambda_i & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

A sobreposição de  $d$  MMPPs pode ser descrita como

$$Q = Q_1 \oplus Q_2 \oplus \dots \oplus Q_d \text{ e} \\ \Lambda = \Lambda_1 \oplus \Lambda_2 \oplus \dots \oplus \Lambda_d \oplus \lambda_p,$$

onde  $\oplus$  corresponde a soma de Kronecker e  $\lambda_p$  é a taxa de chegadas do processo Poisson. Logo, a taxa total de chegadas do modelo pode ser obtida por

$$\lambda = \lambda_p + \sum_{i=1}^d \frac{q_{2i}}{q_{1i} + q_{2i}} \lambda_i.$$

De forma a obter um processo com características LRD, Andersen e Nielsen apresentam um algoritmo de ajuste dos parâmetros dos processos MMPPs. O objetivo dos autores é obter uma aproximação para a FAC do tráfego original em várias escalas de tempo. Para isto, a função auto-covariância ( $\gamma(k)$ ) das amostras é aproximada por

$$\gamma(k) = \sum_{i=1}^d \gamma_i(k) \approx \psi_{cov} k^{-\beta}$$

onde  $\psi_{cov}$  é uma constante positiva relacionada à variância dos MMPPs,  $\beta = 2 - 2H$  e  $k$  é a *lag*. Na proposta, os autores adotaram apenas a FAC de *lag* igual a 1. Os parâmetros dos MMPPs são então calculados de forma que a FAC ( $\rho(1)$ ) seja definida por

$$\rho(1) = \frac{\gamma(1)}{VAR(Poisson) + \sum_{i=1}^d VAR(IPP_i)}.$$

É importante observar que a variância do tráfego não é considerada pelo algoritmo de Andersen e Nielsen na escolha dos parâmetros dos processos MMPPs.

### B. $M/G/\infty$

O modelo  $M/G/\infty$  foi proposto por Marwan M. Krunz em [18] com o principal objetivo de representar processos SRD ( $H = \frac{1}{2}$ ) e LRD ( $H > \frac{1}{2}$ ). O modelo é representado por um servidor infinito com chegada Poisson de taxa média  $\lambda$  e tempo de serviço com distribuição  $G$ . Nesta proposta a representação da LRD é garantida através da definição de  $G$  como uma distribuição de cauda-pesada (DCP). A DCP ou função distribuição complementar de uma variável aleatória (v.a.),  $X$ , é definida por:  $P[X > x] \cong cx^{-\alpha}$ ;  $x \rightarrow \infty$ , sendo  $c$  uma constante positiva e  $\alpha \in (0, 2)$ . Se uma v.a. possui "cauda", isto significa que seu decaimento não é exponencial (característica dos processos SRD).

A distribuição  $G$  do processo estocástico representante do "tempo de atendimento"  $Z(t)$  do modelo  $M/G/\infty$  deve obedecer a seguinte relação:

$$P[Z > t] = \frac{\gamma(t) - \gamma(t+1)}{1 - \gamma(1)}, \quad t = 0, 1, \dots \quad (1)$$

onde  $\gamma(t)$  e a FAC do processo  $Z(t)$ . O modelo  $M/G/\infty$  e completamente definido por  $(\lambda, G)$ . Os autores mostram que a FAC de uma sequência LRD e melhor modelada por

$$\rho(k) = e^{-\beta\sqrt{k}}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

onde o parâmetro  $\beta$  é estimado a partir do *trace* original ou sequência amostral. Através da adequada escolha da distribuição  $G$ , e conhecendo-se o valor de  $\beta$  (estimação do *trace*), consegue-se obter a FAC da Eq.2 para  $\frac{1}{2} < H < 1$ . A FAC do processo  $Z(t)$  esta relacionada à covariância  $(\Gamma(\cdot))$  por  $\gamma(t) = \frac{\Gamma(t)}{\Gamma(0)}$ ,  $t = 0, 1, 2, \dots$ . A covariância do  $M/G/\infty$  e definida por  $\Gamma(h) = \delta^2 \gamma_H(t)$ ,  $h = 0, 1, \dots$ , onde  $H = 1 - \beta/2$  e  $\beta$  ( $0 < \beta < 1$ ) e  $\delta^2 > 0$  são constantes. Para conseguir a representação do grau de dependência positivo ( $H > 1/2$ ), o processo  $M/G/\infty$  ( $Z_H(t)$ ) deve ter uma FAC decrescente ( $\gamma_H(t)$ ) com  $\gamma_H(0) = 1$ . Então,

$$\gamma_H(t) \sim H(2H - 1)t^{2H-2}, \quad t \rightarrow \infty \quad (3)$$

Para encontrar a distribuição do processo  $Z_H(t)$  definido pela FAC da Eq. 3, temos que:

$$P[Z_H > z] = \frac{|z+2|^{2H} - 3|z+1|^{2H} + 3|z|^{2H} - |z-1|^{2H}}{4(1 - 2^{2H-2})}, \quad (4)$$

onde  $z = 1, 2, \dots$ . Esse processo terá característica de dependência representada pelo parâmetro  $H$ . A distribuição  $G$  e relacionada à função auto-correlação pela expressão:

$$P[Z = k] = \frac{\rho(k-1) - 2\rho(k) + \rho(k+1)}{1 - \rho(1)} \quad (5)$$

Para melhor modelar a distribuição de cauda pesada, e necessário que se faça uma transformação na distribuição original markoviana (Poisson). Assim, as amostras do processo  $M/G/\infty$  são obtidas através de uma transformação da distribuição Poisson para uma híbrida Gamma ( $F_G$ )/Pareto ( $F_P$ ) ( $F_{PGP}$ ), mantendo-se a FAC (Eq. 2). Ou seja, dado um  $x^* > 0$

$$F_{PGP} = \begin{cases} F_G(x) & x \leq x^* \\ F_P(x) & x > x^* \end{cases} \quad (6)$$

O processo  $M/G/\infty$  pode resultar em processos com comportamento LRD ou SRD, através da escolha apropriada da distribuição  $G$  [18]. A distribuição de Pareto foi escolhida pelos autores devido a seu desempenho em representar a LRD.

### C. fBm (fractional Brownian motion)

O movimento Browniano fracionário [19] é um processo estocástico Gaussiano ( $X_H(t)$ ) de parâmetro contínuo  $t$ , média nula e incrementos estacionários, independentes, cuja variância é proporcional ao intervalo de tempo entre eles. O fBm é um processo auto-similar cujo grau de dependência é definido pelo parâmetro  $H$ . Isto significa que suas características estatísticas

se mantêm para qualquer escala no tempo. Assim, para quaisquer  $\tau$  e  $r > 0$  temos que:

$$[X_H(t+\tau) - X_H(t)]_{\tau \leq 0} \stackrel{d}{\approx} r^{-H} [X_H(t+r\tau) - X_H(t)]_{\tau \leq 0} \quad (7)$$

onde  $r$  e o fator de escala do processo e o símbolo  $\stackrel{d}{\approx}$  significa semelhante em distribuição. Um processo fBm,  $X_H(t)$ , e completamente caracterizado por sua média ( $m$ ), variância ( $\sigma^2$ ) e  $H$  e sua FAC e definida por

$$\rho(k) = \frac{1}{2}\sigma^2[(k+1)^{2H} - 2k^{2H} + (k-1)^{2H}]. \quad (8)$$

Em [21], os autores propuseram a discretização do fBm, obtendo um novo processo  $A(t)$  com características de invariância em escala, mas com média e variância não-nulas. Tomando, por exemplo,  $A(t)$  como sendo o número de bits recebidos por um ponto de acesso da rede sem fio até o instante  $t$ , temos que

$$A(t) = mt + \sqrt{am}X_H(t), \quad (9)$$

onde  $m$  é a taxa média de chegadas de bits,  $a = Var[A(t)]/(mt)^{2H}$  e o coeficiente de variância e  $H \in (\frac{1}{2}, 1)$  e o parâmetro  $H$ . Norros também demonstrou que o processo  $A(t)$  possui a propriedade de aditividade. Assim sendo, a soma  $A(t) = \sum_{i=1}^W A_i(t)$ , onde  $A_i(t) = m_i t + \sqrt{m_i a} X_i(t)$ ,  $i = 1, \dots, W$ , e  $X_i(t)$  são processos fBm independentes com parâmetros  $a$ ,  $H$  e médias individuais  $m_i$ . Logo,  $A(t)$  pode ser expressa pela Eq. 9 onde  $m = \sum_{i=1}^W m_i$  e  $X_H(t)$  e um fBm com parâmetro  $H$ . Portanto, a sobreposição de processos fBm gera um novo processo fBm.

## III. RESULTADOS DE VALIDAÇÃO DOS MODELOS

Nesta seção, são apresentados e discutidos os principais resultados obtidos na análise dos modelos apresentados na seção II. Como mencionado anteriormente, os modelos foram examinados segundo sua capacidade de representar os parâmetros estatísticos  $m$ ,  $\sigma^2$  e  $H$ , e também a FAC e a DCP de tráfegos. A análise foi realizada para fontes individuais e para a sobreposição de fontes homogêneas com distribuições fBm e  $MMPP_{AN}$ . Os *traces* utilizados estão disponibilizados em [4]. A coleta de dados nos pontos de acesso foi realizada em intervalos de 5 minutos usando o protocolo SNMP (*Simple Network Management Protocol*) [22]. O estudo dos *traces* de vários pontos de acesso, mostrou que o tráfego possui comportamento estatístico semelhante para diversos dias de coleta. Logo, nesse trabalho foram selecionados *traces* de dois pontos de acesso escolhidos aleatoriamente entre os 177 existentes. Além disso, são considerados tanto o tráfego de entrada quanto o tráfego de saída dos pontos de acessos escolhidos.

### A. Resultados: Fontes Individuais

A seguir são apresentados os resultados de caracterização dos modelos  $MMPP_{AN}$ ,  $M/G/\infty$  e fBm para fontes individuais. Essas fontes individuais se referem ao tráfego de entrada ou saída dos pontos de acesso.

1) *Média, Variância e Parâmetro H*: A Tabela I apresenta os parâmetros estatísticos (média, variância,  $H$ ) dos *traces* originais e dos *traces* gerados com os modelos  $MMPP_{AN}$ ,  $M/G/\infty$  e fBm para os 2 pontos de acesso selecionados para os tráfegos de entrada e saída. Para a estimação do parâmetro  $H$ , foi utilizado o pacote HEP (*Hurst Estimator Package*) [15], onde o melhor resultado de estimação para esses *traces* em análise foi apresentado pelo método Higuchi [23]. Para a obtenção dos valores apresentados na Tabela I foram geradas seqüências de amostras com tamanho igual ao do *trace* original.

O modelo  $MMPP_{AN}$  define  $\rho(1)$  como parâmetro de entrada. Entretanto, o algoritmo de Andersen e Nielsen não demonstrou resultados consistentes para valor de  $\rho(1)$  maior que 0,7. Ou seja, o algoritmo retornou valores não válidos para os parâmetros dos processos MMPP. Por isso, neste trabalho foi utilizado o primeiro valor de  $\rho(\cdot)$  menor que 0,7 encontrado na análise do valor de  $\rho(1)$  do *trace* correspondente. Por exemplo, para o *trace* do tráfego de entrada do ponto de acesso 1 (P.A. 1) foi utilizado  $\rho(10) = 0,6787$ . Observe que o modelo  $MMPP_{AN}$  não consegue atingir o valor da variância dos *traces* originais para ambos pontos de acesso.

Na geração das amostras pelo modelo fBm foram utilizados os valores de  $H$  estimados pela ferramenta HEP, e valores de  $m$  e  $\sigma^2$  dos *traces* originais. Note que o modelo fBm é o que consegue os valores de  $\hat{H}$  e variância mais próximos dos *traces* originais.

Traces	$m$	$\sigma^2$	$\hat{H}$
Tráfego de Entrada			
P.A. 1: <i>original</i>	167,43	15404,12	0,7738
P.A. 1: $MMPP_{AN}$	156,15	2479,55	0,7097
P.A. 1: $M/G/\infty$	194,05	17782,63	0,6815
P.A. 1: fBm	155,66	15503,79	0,7704
P.A. 2: <i>original</i>	961,32	449062,41	0,7963
P.A. 2: $MMPP_{AN}$	946,33	6237,68	0,7507
P.A. 2: $M/G/\infty$	1153,84	1759087,49	0,6644
P.A. 2: fBm	882,20	451189,06	0,7840
Tráfego de Saída			
P.A. 1: <i>original</i>	116,14	2385,61	0,7559
P.A. 1: $MMPP_{AN}$	116,68	1899,71	0,6283
P.A. 1: $M/G/\infty$	124,44	1973,02	0,6759
P.A. 1: fBm	112,25	2401,89	0,7624
P.A. 2: <i>original</i>	597,61	35434,62	0,8478
P.A. 2: $MMPP_{AN}$	582,76	3264,13	0,8154
P.A. 2: $M/G/\infty$	649,82	43039,52	0,7417
P.A. 2: fBm	561,20	35012,66	0,8165

TABELA I

PARÂMETROS  $m$ ,  $\sigma^2$ ,  $H$  DOS PONTOS DE ACESSO 1 E 2 EM PACOTES.

2) *Função Auto-correlação*: As Figuras 1 e 2 apresentam os resultados da FAC obtidos das amostras geradas pelos modelos  $MMPP_{AN}$ ,  $M/G/\infty$  e fBm para os pontos de acesso 1 e 2, respectivamente. Observe que as FAC originais mostram um padrão repetitivo ou periódico conforme verificado pelos autores em [8]. Note também que a soma das FACs obtidas pelos modelos refletem as características de LRD das amostras.

3) *Distribuição da Cauda Pesada*: As Figuras 3 e 4 ilustram a DCP dos arquivos obtidos com os modelos  $MMPP_{AN}$ ,  $M/G/\infty$  e fBm. Note que o modelo fBm apre-

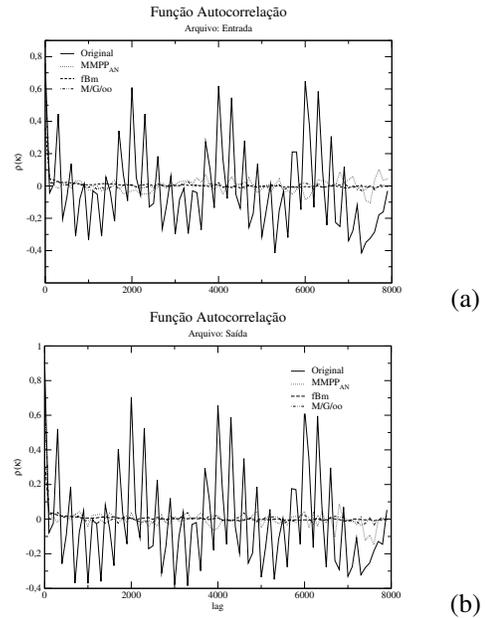


Fig. 1. FAC dos arquivos de entrada (a) e saída (b) do ponto de acesso 1.

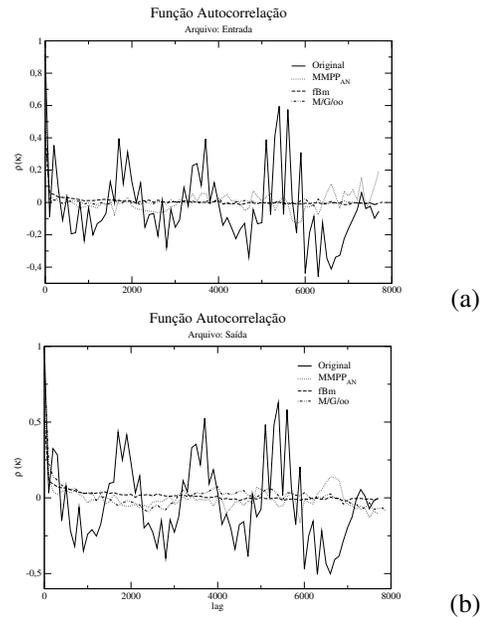
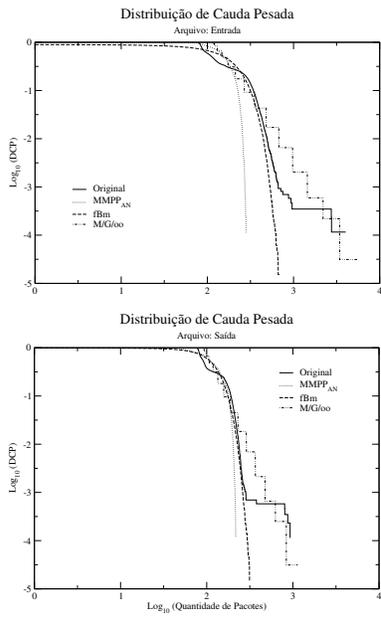


Fig. 2. FAC dos arquivos de entrada (a) e saída (b) do ponto de acesso 2.

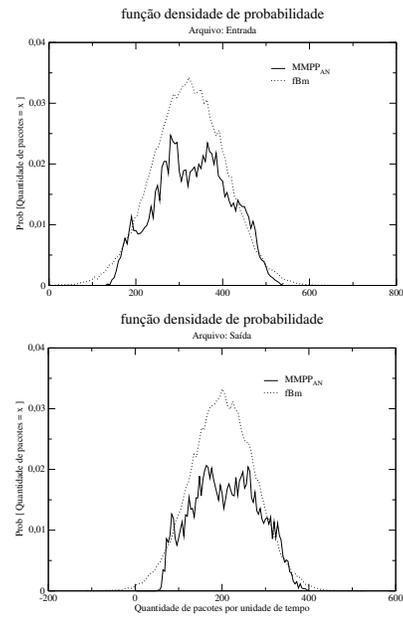
senta uma boa aproximação para todos os *traces*. No entanto, e o modelo  $M/G/\infty$  quem apresenta a melhor aproximação para o tráfego de entrada e saída do ponto de acesso 1. O formato da DCP apresentado pelo  $M/G/\infty$  nas Figuras 3 e 4 e explicado pelas transformações que o modelo faz da distribuição Poisson para Pareto de forma a se aproximar da DCP do *trace* original.

O modelo  $MMPP_{AN}$  consegue modelar adequadamente a DCP para o tráfego de saída dos dois pontos de acesso, mas não consegue o mesmo desempenho para os tráfegos de entrada. Isto pode ser explicado pelo fato do modelo  $MMPP_{AN}$  ter como meta obter apenas uma aproximação para a FAC do original. Ou seja, o algoritmo de Andersen e



(a)

(b)

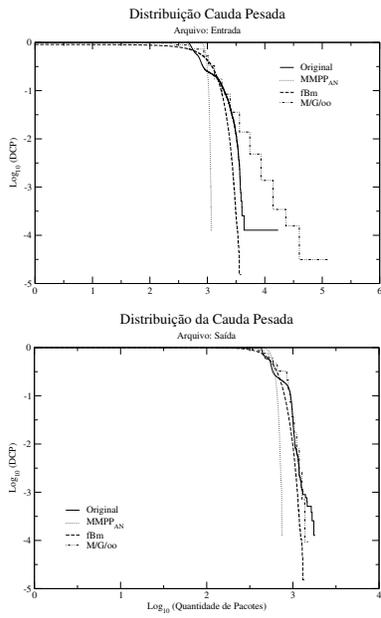


(a)

(b)

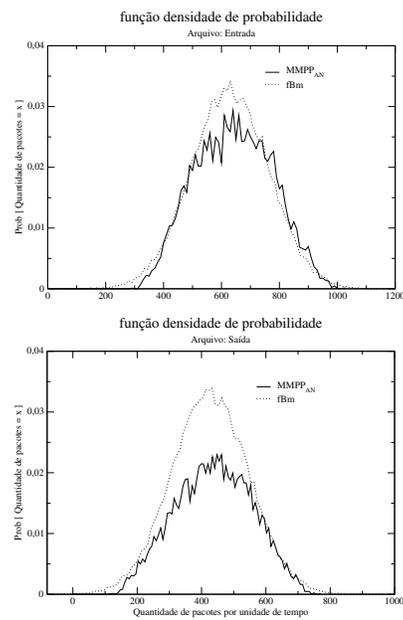
Fig. 3. DCP dos arquivos de entrada (a) e saída (b) do ponto de acesso 1.

Fig. 5. Sobreposição de 2 fontes para o tráfego de entrada (a) e saída (b).



(a)

(b)



(a)

(b)

Fig. 4. DCP dos arquivos de entrada (a) e saída (b) do ponto de acesso 2.

Fig. 6. Sobreposição de 4 fontes para o tráfego de entrada (a) e saída (b).

Nielsen [16] ignora as características da DCP do *trace* original quando calcula os parâmetros do modelo. E portanto, o modelo  $MMPP_{AN}$  nem sempre obtém uma boa aproximação para a DCP.

**B. Resultados da Sobreposição de Fontes  $MMPP_{AN}$  e  $fBm$**

Uma medida importante na análise de tráfego, tanto em redes com fio como em redes sem fio, é a probabilidade de perda de pacotes. Se esta probabilidade é muito grande, recursos são desperdiçados na retransmissão e armazenamento de pacotes. Isto será sentido pelos usuários da rede com a queda da qualidade do serviço fornecido. O problema é que, entre os modelos usados atualmente na literatura para

caracterizar tráfego com LRD, apenas o modelo  $fBm$  possui fórmula fechada para o cálculo da probabilidade de perda [21]. Para modelos como  $MMPP_{AN}$  e  $M/G/\infty$ , consegue-se obter valores de perda somente através de simulação. A análise de sobreposição de duas ou mais fontes independentes e homogêneas  $MMPP_{AN}$ , tem como principal objetivo investigar a tendência da fdp resultante da soma de fontes homogêneas e independentes. Também foi verificada a representação dos parâmetros estatísticos  $m$  e  $\sigma^2$ . Os resultados são comparados com o modelo  $fBm$ , devido a sua propriedade de aditividade (veja seção II-C).

As Figuras 5, 6 e 7 apresentam a sobreposição de 2, 4 e 8 fontes, respectivamente, para o tráfego do ponto de acesso 1.

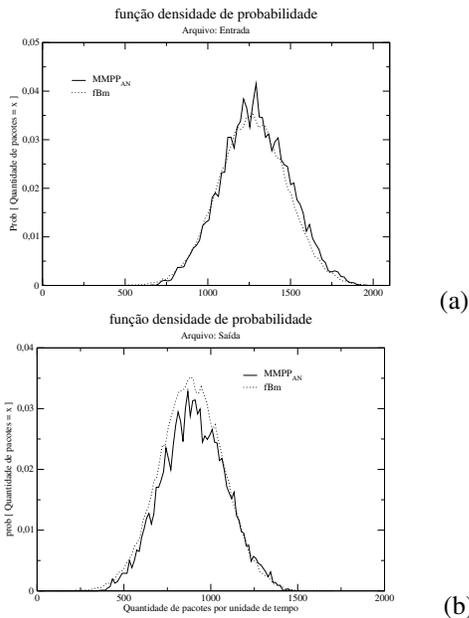


Fig. 7. Sobreposição de 8 fontes para o tráfego de entrada (a) e saída (b).

Devido ao método de transformação Poisson-Gamma-Pareto do  $M/G/\infty$ , o modelo não obtém a mesma propriedade de aditividade dos processos fBm e  $MMPP_{AN}$ . Por isso, não foi avaliada a sobreposição de sinais de tráfego modelados com o processo  $M/G/\infty$ . Além disso, existe um conjunto ferramental de análise que pode ser utilizado com modelos  $MMPP_s$ . Note que a fdp do modelo  $MMPP_{AN}$  se aproxima da fdp do modelo fBm à medida que o número de fontes sobrepostas aumenta. Este resultado é bastante interessante pois permite uma redução de complexidade da proposta original do modelo  $MMPP_{AN}$ . Além disso, mostra que é possível usar a fórmula de Norros [21] para o cálculo da probabilidade de perdas de pacotes para tráfego modulado pelo  $MMPP_{AN}$ .

#### IV. CONCLUSÕES

Neste artigo foi apresentado um estudo de caracterização baseado em modelos pseudo-markovianos ( $MMPP_{AN}$  e  $M/G/\infty$ ) e fractais (fBm) para tráfego em pontos de acesso de redes sem fio. Os modelos foram detalhadamente examinados segundo sua capacidade de representar parâmetros estatísticos (média, variância e parâmetro de Hurst), a função autocorrelação e a distribuição de cauda-pesada. Os modelos foram validados considerando-se diferentes *traces* originais representando tráfegos reais de uma rede sem fio. Os resultados demonstraram que o modelo fBm conseguiu representar precisamente os parâmetros estatísticos para o tráfego estudado. O modelo  $M/G/\infty$  apresentou a melhor representação de cauda pesada das sequências de tráfego dos pontos de acesso.

Investigou-se também neste trabalho a sobreposição de fontes fBm e  $MMPP_{AN}$ . A análise permitiu comprovar que é possível substituir a sobreposição de fontes  $MMPP_{AN}$  por uma única fonte fBm. Isto significa que é possível usar a fórmula fechada de [21] para calcular a probabilidade de perda de pacotes na sobreposição de fontes  $MMPP_{AN}$ .

Os resultados demonstraram que os processos  $MMPP_{AN}$ ,  $M/G/\infty$  e fBm são bons candidatos a modelos para caracterização de tráfego de redes sem fio.

#### REFERÊNCIAS

- [1] IEEE, "802.11b/d3.0 wireless lan medium access control (mac) and physical layer (phy) specification," August 1999.
- [2] "http://tramp.ucsd.edu/pawn/sigcomm-trace," 2001.
- [3] "http://cmc.cs.dartmouth.edu/data," 2002.
- [4] "http://nms.lcs.mit.edu/mbalazin/wireless," 2002.
- [5] D. Tang and M. Baker, "Analysis of a local-area wireless network," *Proc. of the Sixth Annual Int. Conf. on Mobile Computing and Networking (MobiCom)*, August 2000.
- [6] A. Balachandran, G. M. Voelker, P. Bahl, and P. V. Rangan, "Characterizing user behavior and network performance in a public wireless lan," *ACM SIGMETRICS'02*, June 2002.
- [7] D. Kotz and K. Essien, "Analysis of a campus-wide wireless network," *Proc. of the Eighth Annual Int. Conf. on Mobile Computing and Networking (MobiCom)*, September 2002.
- [8] M. Balazinska and P. Castro, "Characterizing mobility and network usage in a corporate wireless local-area network," *Proc. of The First International Conference on Mobile Systems (MobiSys)*, 2003.
- [9] D. S. Sharp, N. Cackov, N. Laskovic, Q. Shao, and L. Trajkovic, "Analysis of public safety traffic on trunked land mobile radio systems," *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, vol. 22, pp. 1197–1205, September 2004.
- [10] W. E. Leland, M. S. Taqqu, W. Willinger, and D. Wilson, "On the self-similar nature of ethernet traffic," *IEEE/ACM Transactions on Networking*, vol. 2, pp. 1–15, February 1994.
- [11] M. Garrett and W. Willinger, "Analysis, modeling and generation of self-similar vbr video traffic," *Proceedings of the ACM Sigcomm94*, pp. 269–280, September 1994.
- [12] M. Crovella and A. Bestavros, "Self-similarity in world wide web traffic: Evidence and possible causes," *IEEE/ACM Transactions on Networking*, vol. 5, pp. 835–846, December 1997.
- [13] B. Ryu and A. Elwalid, "The importance of long-range dependence of vbr video traffic in atm traffic engineering: Myths and realities," *Proceedings of the ACM/SIGCOMM*, 1996.
- [14] M. Grossglauser and J. Bolot, "On the relevance of long-range dependence in network traffic," *IEEE/ACM Trans. on Networking*, vol. 7, pp. 629–640, October 1999.
- [15] R. Pontes and R. Coelho, "The scaling characteristics of the video traffic and its impact on acceptance regions," *Proceedings of the 17th International Teletraffic Congress*, vol. 4, pp. 197–210, December 2001.
- [16] A. Andersen and B. Nielsen, "A markovian approach for modeling packet traffic with long-range dependence," *IEEE JSAC*, vol. 16, pp. 719–732, June 1998.
- [17] D. P. Heyman and D. Lucantoni, "Modeling multiple ip traffic streams with rate limits," *IEEE/ACM Trans. on Networking*, vol. 11, pp. 948–958, December 2003.
- [18] M. Krunz and A. Makowski, "Modeling video traffic using  $m/g/\infty$  input processes: A compromise between markovian and lrd models," *IEEE J. Select. Areas Commun.*, vol. 16, pp. 733–748, June 1998.
- [19] B. Mandelbrot and J. Van Ness, "Fractional brownian motions, fractional noises and applications," *SIAM Review*, vol. 10, pp. 422–437, October 1968.
- [20] J. Beran, *Statistics for Long-Memory Processes*. Chapman & Hall, 1994.
- [21] I. Norros, "On the use of fractional brownian motion in theory of connectionless networks," *IEEE JSAC*, vol. 13, pp. 953–962, August 1995.
- [22] J. Case, M. Fedor, M. Schoffstall, and J. Davin, "A simple network management protocol (snmp)," <http://ietf.org/rfc/rfc1157.txt?number=1157>, 1990.
- [23] T. Higuchi, "Approach to an irregular time series on the basis of the fractal theory," *Physica D.*, vol. 31, pp. 277–283, 1988.