



Notas Técnicas do LCD

Publicação para divulgação técnica do Laboratório de Comunicações Digitais do IME

Autorizada a utilização sem fins lucrativos

No. 01 - 17 de Outubro de 2011

Modelagem HMM de Canais com Erros em Surtos

Elaine Crespo Marques¹, Nilson Maciel de Paiva Junior², Ernesto Leite Pinto³

¹ elaincecmarques@ime.eb.br , ² nilsonmpj@ime.eb.br , ³ ernesto@ime.eb.br

Resumo

Muitos sistemas e redes de comunicações de interesse atual, como os que se baseiam em transmissão sem fio, se caracterizam pelo fato de que os erros de transmissão apresentam dependência estatística, ou seja, a ocorrência de erro num determinado instante é estatisticamente dependente do que ocorre em instantes próximos. Desta forma, a sequência de erros observada ao longo do tempo tende a apresentar períodos de concentração de erros, de tamanho e intensidade variáveis, intercalados por períodos em que não ocorrem erros (de duração aleatória). São os chamados erros em surtos. Este artigo trata da modelagem matemática destes erros empregando Modelos de Markov Escondidos, usualmente denominados HMM (de “Hidden Markov Models”). Apresenta-se inicialmente uma definição precisa de erros em surtos e de alguns parâmetros estatísticos usados para sua caracterização. Após uma breve introdução aos modelos HMM, são também apresentados exemplos de modelos HMM comumente utilizados.

1 Introdução

Diversos sistemas de comunicações de grande interesse atual, tais como sistemas de comunicações móveis terrestres e sistemas de comunicações via satélite, se caracterizam por apresentar processos de erros em surtos em suas camadas físicas. A origem destes erros pode estar no meio de propagação (desvanecimento), no tipo de ruído presente (ruído impulsivo), em interferências externas, ou até mesmo em técnicas de processamento que possuem mecanismos de memória próprios, como a decodificação de códigos convolucionais, a equalização com realimentação de decisões (DFE), etc.

O desenvolvimento de ferramentas para investigação do impacto dos erros em surtos sobre o desempenho de protocolos de diferentes níveis tem sido assim objeto de investigação em diferentes centros de pesquisa do mundo [1, 2].

Em particular, diversos trabalhos têm sido direcionados para o desenvolvimento de modelos matemáticos que reproduzam adequadamente as propriedades probabilísticas de amostras de erros colhidas por simulações dos enlaces físicos de comunicação ou em condições reais de operação [2].

Tais modelos são de grande utilidade, por exemplo, para simulação, levantamento e análise dos parâmetros estatísticos de sequências obtidas por simulações de enlaces de comunicações ou em condições reais de operação, e avaliação de desempenho de protocolos de níveis mais altos [3]. Simulações deste tipo seriam inviáveis caso fosse necessário incluir nelas de forma direta os mecanismos causadores dos erros em surtos.

Modelos nos quais os erros são independentes e identicamente distribuídos (IID), são inadequados quando se espera as condições de um canal sujeito a erros em surtos [4], pois estes possuem grande grau de correlação, não podendo, portanto ser desprezado o efeito memória destes canais.

Os modelos matemáticos mais empregados para representar processos com memória têm sido da classe modelos de Markov escondidos (HMM). Nesta classe de modelos se supõe que cada observação é gerada aleatoriamente a partir de um estado pertencente a uma coleção finita. Também se supõe que o estado em que o sistema se encontra evolui no tempo segundo um modelo Markoviano de primeira ordem, o que significa que a probabilidade condicional de que o modelo se encontre num determinado estado em certo momento, dada toda a sua história pregressa, é igual à probabilidade condicional de que se encontre neste estado dado apenas o estado em que se encontrava no instante de tempo imediatamente anterior [5–7]. Muitos exemplos de aplicação bem sucedida de modelos HMM para erros de nível físico em diferentes sistemas e comunicações podem ser encontrados na literatura internacional, como por exemplo modelos para comunicações via satélite [8], para sistemas de comunicações móveis [9], sistemas de comunicações em HF [10]. Além disso, esta classe de modelos é também frequentemente empregada na modelagem de erros em protocolos de transmissão superior [11].

No presente artigo é feita uma introdução aos erros em surtos e à sua modelagem HMM. O artigo está organizado em 5 seções. Na seção 2 é feita uma rápida revisão de conceitos relativos a erros em surtos e a diversos parâmetros estatísticos usualmente empregados para sua caracterização. A seção 3 contém uma breve introdução aos modelos HMM. Na seção 4 são apresentadas algumas sub-classes de modelos HMM bastante utilizadas para erros em surtos. Comentários finais são apresentados na seção 5.

2 Erros em Surtos

Em termos puramente conceituais, os erros em surtos se caracterizam pela existência de uma certa “memória” na sua geração, de tal forma que a ocorrência de um erro em determinado momento tem uma relação de dependência probabilística com a presença de erros em instantes próximos. Assim sendo, a sequência de bits (ou pacotes de bits) recebidos tende a apresentar períodos de concentração de erros, chamados propriamente de *surtos de erros*, alternados por períodos em que não ocorrem erros.

Na modelagem de canais com erros em surtos é comum representar a sequência de observações de forma binária, estando o bit 1 associado à ocorrência de um erro e o bit 0 associado à ausência de erro. Também é usual admitir que as probabilidades de transição de estado são invariantes no tempo, ou seja, que a cadeia de Markov associada ao modelo é homogênea.

Quando se lida com este tipo de fenômeno, é importante ir além da visão conceitual e dispor de uma definição que possibilite a identificação precisa de início e fim dos surtos de erros, além de viabilizar a análise da concentração de erros no interior de um surto.

Uma definição amplamente aceita que tem estas propriedades foi estabelecida pelo antigo CCITT (atual UIT-T) [12, 13], e pode ser apresentada assim:

- Um surto de erros é um grupo de decisões que começa e termina com um erro e no qual dois erros sucessivos estão separados por um número menor que L de decisões corretas.

Desta forma, o parâmetro L caracteriza a concentração de erros no interior de um surto e também serve para delimitar os intervalos entre surtos, que têm pelo comprimento mínimo L . Por esta razão, L é aqui denominado parâmetro de intervalos entre surtos.

Quando se deseja avaliar em maior profundidade os processos de erros em surtos e as suas consequências sobre o desempenho de sistemas e redes de comunicações, faz-se quase sempre necessário extrair deles parâmetros probabilísticos mais específicos, relativos à correlação entre erros, comprimentos de surtos e de intervalos entre surtos, etc. Para tanto, o parâmetro L deve então ser criteriosamente escolhido, tendo em mente o contexto específico em que se deseja avaliar o efeito dos erros em surtos.

Algumas estatísticas usualmente adotadas para retratar aspectos mais específicos dos processos de erros em surtos são apresentadas a seguir:

- *Gap* (G): sequência de bits corretos, “0”, entre dois bits errados, “1”, tendo comprimento igual ao número de zeros [14, 15];
- *Error Cluster* (EC): sequência de bits errados consecutivos cujo comprimento é dado pelo número de uns [16];
- *Intervalo entre Surtos* (EFB): sequência apenas de “0” com comprimento maior ou igual a L bits [17, 18];
- *Surto de Erros* (EB): sequência de “0” e “1” que começam e terminam com um “1”, e são limitadas por dois *intervalo entre surtos* [17, 18].

A Figura 1 mostra um exemplo ilustrativo destas definições, no qual o parâmetro L tem valor 3.

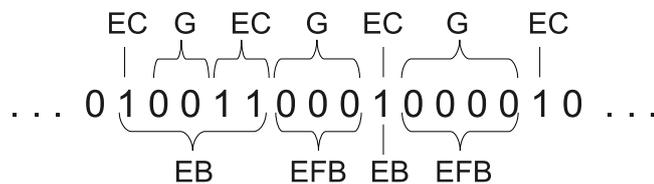


Figura 1: Sequência de erros em surtos com $L = 3$.

Os parâmetros estatísticos mais utilizados em sequências de erros binária estão apresentados abaixo:

- $P_G(m_g)$: Função densidade de probabilidade do comprimento de *gaps* [14];
- $P_C(m_c)$: Função densidade de probabilidade do comprimento de *error cluster* [14];
- $P(0^{m_0}|1)$: Função densidade de probabilidade de um erro ser seguido de pelo menos m_0 bits sem erros. É uma função decrescente com $P(0^0|1) = 1$ e $P(0^{m_0}|1) \rightarrow 0$ quando $m_0 \rightarrow \infty$ [16];
- $P(1^{m_1}|0)$: Função densidade de probabilidade de um bit correto ser seguido por ao menos m_1 bits errados [16];
- $P_{EB}(m_e)$: Função densidade de probabilidade do comprimento do surto de erros;
- $P_{EFB}(m_{\bar{e}})$: Função densidade de probabilidade do comprimento do *intervalo entre surtos*;
- $P(m, n)$: Função densidade de probabilidade dentre um bloco de n bits ter pelo menos m bits errados. É importante na determinação do desempenho de códigos corretores de erros;
- $\rho(\Delta k)$: Autocorrelação dos erros. Função probabilidade condicional de que o Δk – *esimo* bit a partir de um erro é também um erro.

3 Modelos de Markov Escondidos (HMM)

Os modelos HMM se constituem numa ferramenta relativamente simples para representar satisfatoriamente mecanismos de memória presentes em diferentes sistemas de interesse atual. Estes modelos têm por isso mesmo uma vasta gama de aplicações, que inclui reconhecimento de locutor [19], processamento de imagem e visão computacional [20], reconhecimento de texto [21], entre outros, além da modelagem de canais com erros em surtos.

Para caracterização de um modelo HMM, considere um sistema que num determinado tempo se encontra no estado i entre N estados possíveis S_1, S_2, \dots, S_N . A intervalos de tempo regulares o sistema evolui para outro estado ou eventualmente permanece no mesmo, de acordo com uma distribuição de probabilidade de transição entre estados dada por:

$$P(q_t = S_j | q_{t-1} = S_i, q_{t-2} = S_k, \dots) \quad 1 \leq i, j, k \leq N \quad (1)$$

onde se denota os instantes de tempo por $t = 1, 2, \dots$ e o estado no instante t por q_t .

Num processo de Markov de primeira ordem a descrição probabilística é condicionada apenas ao estado do instante anterior, podendo ser representado através de uma matriz de transição entre estados $A = \{a_{ij}\}$, independente do instante de tempo, em que cada elemento é definido por $a_{ij} = P(q_t = S_j | q_{t-1} = S_i)$, onde $1 \leq i, j \leq N$. Esta matriz tem como características $a_{ij} \geq 0$ e $\sum_{j=1}^N a_{ij} = 1$. A Figura 2 apresenta um exemplo de um processo de Markov de 3 estados cuja matriz de transição entre estados é a matriz (2).

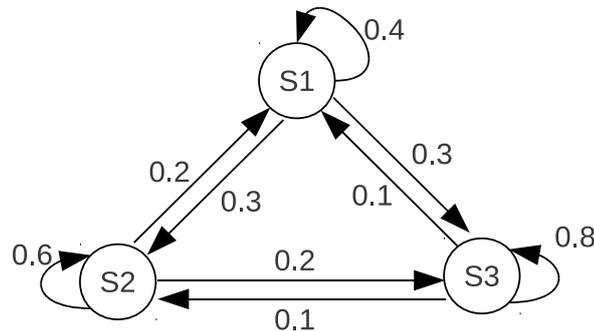


Figura 2: Processo de Markov de 3 estados

$$A = \{a_{ij}\} = \begin{bmatrix} 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.6 & 0.2 \\ 0.1 & 0.1 & 0.8 \end{bmatrix} \quad (2)$$

O processo descrito na Figura 2 é denominado de modelo de Markov observável, uma vez que cada observação corresponde a um estado. Este modelo é no entanto bastante restritivo e incapaz de ser utilizado em muitos problemas reais.

Para tornar o modelo mais flexível, associa-se a cada estado uma distribuição de probabilidade de observações. Assim, cada estado pode gerar aleatoriamente uma observação, de acordo com esta distribuição. A mesma sequência de observações $\{o_1, o_2, \dots\}$ pode então ser gerada, com probabilidades diferentes, a partir de diferentes sequências de estados $\{q_1, q_2, \dots\}$.

Como a sequência finita de estados que gera uma dada sequência de observações não é observada diretamente, denominando-se modelo de Markov escondido (HMM).

Com o objetivo de diminuir a complexidade do tratamento matemático e computacional dos HMMs, são adotadas as seguintes suposições:

- Homogeneidade - As probabilidades de transições entre estados são invariantes a deslocamentos no tempo, ou seja:

$$p(q_{t_1+1} = j | q_{t_1} = i) = p(q_{t_2+1} = j | q_{t_2} = i), \forall$$

para quaisquer t_1 e t_2 ;

- Independência Condicional das Observações - As observações são condicionalmente independentes, dada uma sequência de estados. Ou seja:

$$p(o_1, o_2, \dots, o_T | q_1, q_2, \dots, q_T) = \prod_{t=1}^T p(o_t | q_t, \lambda)$$

Um modelo HMM é caracterizado pelo número de estados, pelas probabilidades de transição de estado, pela distribuição de probabilidades do estado em que o modelo é inicializado, e pelas distribuições condicionais da observação, dado cada um dos estados.

4 Modelos HMM para Canais com Erros em Surtos

Apresenta-se a seguir duas sub-classes de modelos HMM que têm sido empregadas com grande sucesso na modelagem de erros em surtos produzidos por diferentes sistemas e redes de comunicações. Uma preocupação subjacente à concepção destas sub-classes é dispor de um modelo capaz de representar adequadamente as propriedades probabilísticas dos erros em questão, com uma quantidade relativamente pequena de parâmetros HMM.

4.1 Modelo de Gilbert-Elliott

Especificamente para o caso da modelagem dos erros em surtos, algumas publicações como [4, 22, 23] informam que o modelo de Gilbert-Elliott, que é um HMM de primeira ordem de dois estados, modela satisfatoriamente este fenômeno e que por sua simplicidade, possibilita adequado tratamento matemático e computacional. O alfabeto de símbolos utilizados é o binário ($m=2$). Este modelo é definido da seguinte forma:

1. O estado 1 representa o *estado bom*;
2. O estado 2 representa o *estado ruim*;
3. O vetor \mathbf{B} possui como elementos apenas quatro probabilidades: as duas probabilidades complementares de emitir um bit errado ou um bit correto no estado 1 e as duas probabilidades análogas para estado 2 ($b_i(k)$);
4. O vetor Π se constitui das 2 probabilidades iniciais do sistema: a probabilidade de estar no estado 1 (Π_1) e a de estar no estado 2 (Π_2). Como a consideração de estacionariedade é adotada, o vetor das probabilidades de estado iniciais é o vetor das probabilidades do estado estacionário. Assim o vetor Π é o autovetor da matriz de transição (A), correspondente ao autovalor 1, sendo solução do seguinte sistema apresentado em (3) [24];

$$\Pi A = \Pi, \quad \sum_{i=1}^N \Pi_i = 1; \quad \Pi_i \geq 0 \quad (3)$$

5. O diagrama de estados correspondente a este modelo está representado na Figura 3.

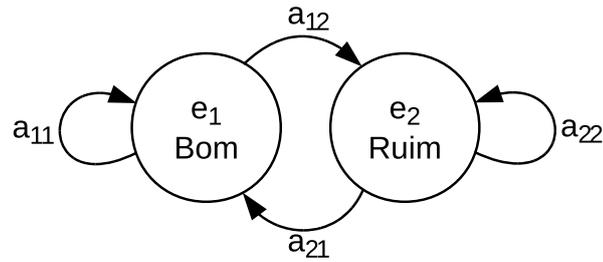


Figura 3: Modelo de Gilbert-Elliott.

Assim os parâmetros para este modelo ficam resumidos em (4),(5) e (6).

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \text{ sendo } a_{12} = 1 - a_{11} \quad (4)$$

$$B = \begin{pmatrix} b_1(0) & b_1(1) \\ b_2(0) & b_2(1) \end{pmatrix} \text{ sendo } b_1(0) = 1 - b_1(1) \quad (5)$$

$$\Pi = (\Pi_1, \Pi_2) \text{ sendo } \Pi_2 = 1 - \Pi_1 \text{ e } \Pi_1 = \quad (6)$$

O número de unidades de tempo em que o canal permanece no estado ruim é uma variável aleatória com distribuição geométrica, portanto com média $\frac{1}{a_{21}}$. Analogamente, o tempo que o canal permanece no estado bom é uma variável aleatória com média $\frac{1}{a_{12}}$ [22, 25–27].

O modelo de Gilbert-Elliott é uma generalização do modelo de Gilbert, realizado por Elliott. Inicialmente Gilbert idealizou um modelo de Markov de dois estados, semelhante ao apresentado nesta seção, porém com a diferença de possuir probabilidade de erro igual a zero no estado bom ($b_1(1) = 0$). Mais tarde Elliott considerou a possibilidade de probabilidades de erro diferentes de zero para o estado bom [28]. A seguir será apresentado o modelo de Fritchman, uma generalização do modelo de Gilbert, em relação ao número de estados.

4.2 Modelo de Fritchman

Para os canais cujos erros em surtos não são adequadamente representados pelo modelo de Gilbert-Elliott, uma outra possibilidade é o modelo N -estados particionados de Fritchman, que se constitui de uma generalização do modelo de Gilbert, para N estados. Nele os estados são particionados em k estados de erro (ruins) e $N - k$ estados livres de erros (bons), em que só são permitidas transições entre os estados bons e os estados ruins [16]. O que diferencia os estados bons entre si são as respectivas probabilidades de transição entre estes e o estado ruim. Neste modelo, a distribuição de intervalos entre surtos fica descrita pela soma de k distribuições exponenciais enquanto a distribuição de comprimentos de surtos pela soma de $N - k$ exponenciais [8].

Uma particularização do modelo de Fritchman é o modelo Fritchman-SES (SES - Sigle-Error-State), selecionado por [29] para modelar o “HF SchEMe” (Skywave Channel Error Model). Este modelo consiste no modelo de Fritchman para $k = 1$, ou seja, um único estado ruim para vários estados bons. Na Figura 4 está representado um modelo de Fritchman-SES de N estados, onde o estado ruim está indicado por (e_N) e os $N - 1$ estados bons estão indicados por $(e_1), (e_2) \dots (e_{N-1})$, respectivamente. Este modelo é definido pela matriz de transição apresentada em (7), onde o estado N foi considerado o estado ruim, deste modo os elementos nulos representam as probabilidades de transição entre os estados bons.

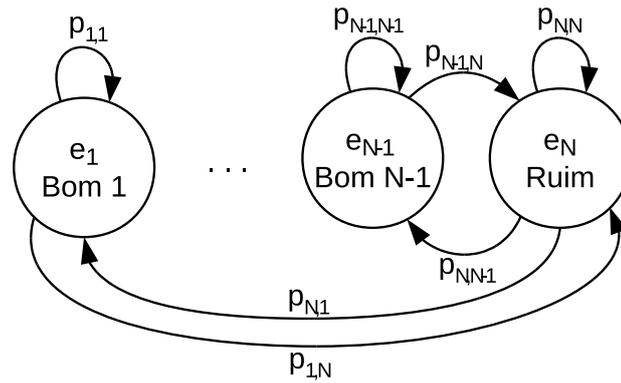


Figura 4: Modelo de Fritchman-SES.

$$A = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 & p_{1N} \\ 0 & p_{22} & 0 & \dots & 0 & p_{2N} \\ 0 & 0 & p_{33} & \dots & 0 & p_{3N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & p_{N-1,N-1} & 0 \\ p_{N1} & p_{N2} & p_{N3} & \dots & p_{N,N-1} & p_{N,N} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Outras formas do modelo de Fritchman podem ser também utilizadas de acordo com a aplicação. Para ilustrar a seleção de diferentes modelos para diferentes aplicações, estudos sobre modelagem de canais de satélites de baixa órbita (LEO) descritos em [8] empregam, além dos modelos de Fritchman-SES de três e quatro estados, o modelo de Fritchman de 4 estados para $k = 2$, ou seja dois estados bons e dois estados ruins.

5 Conclusões

Apresentou-se o problema erros em surtos em sistemas e redes de comunicações e a necessidade de sua modelagem probabilística. Introduziu-se os modelos HMM como uma ferramenta adequada para representar este tipo de fenômeno e foram descritas sub-classes específicas de modelos HMM que tem sido aplicadas com bastante sucesso para erros em surtos a sistemas e redes de comunicações de grande interesse atual.

Referências

- [1] M. Zorzi and R.R. Rao. Perspectives on the impact of error statistics on protocols for wireless networks. *IEEE Personal Communications*, 6(5):32–40, oct 1999.
- [2] C. X. Wang and Wen Xu. A new class of generative models for burst-error characterization in digital wireless channels. *IEEE Transactions on Communications*, 55:453–462, March 2007.
- [3] Xuefu Zhou and Jr. Caffery, J. Cross-layer analysis of iee 802.11 dcf in burst-error fading channels with diversity. In *International Conference on Wireless Networks, Communications and Mobile Computing*, volume 1, pages 704 – 709 vol.1, 2005.
- [4] Michele ZORZI and Ramesh R. Rao. Perspectives on the impact of error statistics on protocols for wireless networks. October 1999.

- [5] Michele ZORZI, A. Chockalingam, and Ramesh R. Rao. Throughput analysis of tcp on channels with memory. 18(7):1289–1300, July 2000.
- [6] Heissler, R. Jeffrey, Barsoum, A. Yosry, and Richard Condello. An analysis of the viterbi decoder error statistics for atm and tcp/ip over satellite communication. 1999.
- [7] O.S. Salih, C.-X. Wang, and D.I. Laurenson. Three layered hidden markov models for binary digital wireless channels. In *IEEE International Conference on Communications, 2009. ICC '09.*, pages 1–5, 2009.
- [8] V. Y. Y. Chu and P. Sweeney. Channel modelling and error control strategies for the leo satellite channel. *Dept. of Electrical Engineering, The University of Surrey. Disponível: <http://www.ee.surrey.ac.uk/CCSR/Software/OPNET/chu-sweeney.pdf>*, 2002.
- [9] W. Turin and R. Jana. Continuous state hmm modeling of flat fading channels. In *Vehicular Technology Conference, 2005. VTC 2005-Spring. 2005 IEEE 61st*, volume 1, pages 243 – 246 Vol. 1, may-1 june 2005.
- [10] W. Turin and R. Jana. Continuous state hmm modeling of flat fading channels. In *Vehicular Technology Conference, 2005. VTC 2005-Spring. 2005 IEEE 61st*, volume 1, pages 243 – 246 Vol. 1, may-1 june 2005.
- [11] J.E.B. Maia and R.H. Filho. Internet traffic classification using a hidden markov model. In *Hybrid Intelligent Systems (HIS), 2010 10th International Conference on*, pages 37 –42, aug. 2010.
- [12] *Blue book: Terms and definitions.*, volume 1.
- [13] A. Franchi and R. A. Harris. On the error burst properties of viterbi decoding. pages 1086–1091, 1993.
- [14] S. Tsai. Markov characterization of the hf channel. *IEEE Transactions on Communication Technology*, 17(1):24–32, 1969.
- [15] F. Swarts and H.C. Ferreira. Markov characterization of digital fading mobile vhf channels. *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, 43(4):977–985, nov 1994.
- [16] B. D. Fritchman. A binary channel characterization using partitioned markov chains. *IEEE Trans. Inf. Theory*, 13(2):221–227, April 1967.
- [17] J. Garcia-Frias and P.M. Crespo. Hidden markov models for burst error characterization in indoor radio channels. *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, 46(4):1006–1020, nov 1997.
- [18] A. Willig. A new class of packet- and bit-level models for wireless channels. In *The 13th IEEE International Symposium on Personal, Indoor and Mobile Radio Communications*, volume 5, pages 2434 – 2440 vol.5, sept. 2002.
- [19] Jing Huang and K. Visweswariah. Improved decision trees for multi-stream hmm-based audio-visual continuous speech recognition. In *IEEE Workshop on Automatic Speech Recognition Understanding*, 13 2009.
- [20] Yuexian Zou, Guangyi Shi, Hang Shi, and Yiyan Wang. Image sequences based traffic incident detection for signaled intersections using hmm. In *Ninth International Conference on Hybrid Intelligent Systems*, volume 1, pages 257 –261, 2009.
- [21] G.A. Fink, S. Vajda, U. Bhattacharya, S. K. Parui, and B. B. Chaudhuri. Online bangla word recognition using sub-stroke level features and hidden markov models. *International Conference on Frontiers in Handwriting Recognition (ICFHR)*, pages 393–398, 2010.

- [22] Michele Zorzi, Ramesh R. Rao, and Laurence B Milstein. A markov model for block errors on fading channels. October 1996.
- [23] Michele Zorzi and Ramesh R. Rao. Impact of burst errors on framing. *PIMRC' 98. Boston*, September 1998.
- [24] Athanasios Papoulis. *Probability, random variables, and stochastic processes*. 1991.
- [25] Michele Zorzi, Ramesh R. Rao, and Laurence B. Milstein. On the accuracy of a first-order markov model for data transmission on fading channels. November 1995.
- [26] Michele Zorzi and Ramesh R. Rao. Arq error control for delay-constrained communications on short-range burst-error channels. May 1997.
- [27] Michele Zorzi and Ramesh R. Rao. The effect of correlated errors on the performance of tcp. September 1997.
- [28] Jia-Pei Shen and John Gill. Analysis on a hidden markov channel model. 1999.
- [29] Eric E. Johnson. Hf scheme: a skywave channel error model. *IEEE Military Communications Conference MILCOM*, 1994.

Autores

Elaine Crespo Marques é aluna concludente do curso de Engenharia Eletrônica do Instituto Militar de Engenharia. Fez estágio acadêmico na École Nationale Supérieure des Télécommunications concluído em 2010. Suas principais áreas de interesse são: sistema de comunicações digitais e algoritmos de estimação. É autora de alguns trabalhos publicados em anais de congressos e revistas de sociedades científicas nacionais e internacionais. É estudante sócia da Sociedade Brasileira de Telecomunicações.

Nilson Maciel é aluno concludente do curso de Engenharia Eletrônica do Instituto Militar de Engenharia. Fez estágio acadêmico na École Nationale Supérieure des Télécommunications concluído em 2010. Suas principais áreas de interesse são: sistema de comunicações digitais e algoritmos de estimação. É autor de alguns trabalhos publicados em anais de congressos e revistas de sociedades científicas nacionais e internacionais. É estudante sócio da Sociedade Brasileira de Telecomunicações.

Ernesto Leite Pinto graduou-se em Engenharia Elétrica pela Universidade Federal da Paraíba, em 1983, tem mestrado e doutorado na área de sistemas de comunicações pela PUC/RJ, concluídos em 1986 e 1998, respectivamente. É professor associado 3 do Departamento de Engenharia Elétrica do IME, onde trabalha desde 1987. Tem ministrado diversas disciplinas de graduação e de pós-graduação, nas áreas de teoria de comunicações, detecção e estimação e transmissão digital. Suas principais áreas de pesquisa são: avaliação de desempenho de sistemas de transmissão digital e processamento digital de sinais aplicado a sistemas de comunicações digitais. É autor de diversos trabalhos publicados em anais de congressos e revistas de sociedades científicas nacionais e internacionais. É bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq, de nível II. É sócio e já fez parte do Conselho Deliberativo da Sociedade Brasileira de Telecomunicações.