

Universidade Estadual de Campinas
Faculdade de Engenharia Elétrica e de Computação

**Análise da Probabilidade de *Outage* em
Canais de Desvanecimento Generalizados
para Combinadores sob Interferência
Co-Canal**

Autor: Alexandre Campos Moraes

Orientador: Prof. Dr. Michel Daoud Yacoub

Co-Orientador: Dr. Daniel Benevides da Costa

Dissertação de Mestrado apresentada à Faculdade de Engenharia Elétrica e de Computação como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Engenharia Elétrica. Área de concentração: **Telecomunicações e Telemática.**

Banca Examinadora

Michel Daoud Yacoub , Prof. Dr. DECOM/FEEC/Unicamp
José Cândido Silveira Santos Filho , Prof. Dr. DECOM/FEEC/Unicamp
Regina Maria de Felice Souza, Dra. Anatel

Campinas, SP
Abril/2009

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DA ÁREA DE ENGENHARIA E ARQUITETURA - BAE - UNICAMP

M791a Moraes, Alexandre Campos
Análise da probabilidade de outage em canais de desvanecimento generalizados para combinadores sob interferência co-canal / Alexandre Campos Moraes. – Campinas, SP: [s.n.], 2009.

Orientadores: Michel Daoud Yacoub, Daniel Benevides da Costa.

Dissertação de Mestrado — Universidade Estadual de Campinas, Faculdade de Engenharia Elétrica e de Computação.

1. Sistemas de comunicação sem fio. 2. Radio - Transmissores e transmissão - Desvanecimento. 3. Variáveis aleatórias. I. Yacoub, Michel Daoud. II. Costa, Daniel Benevides da. III. Universidade Estadual de Campinas. Faculdade de Engenharia Elétrica e de Computação. III. Título.

Título em Inglês: Outage probability analysis in generalized fading channels of combiners under cochannel interference

Palavras-chave em Inglês: Wireless communication systems, Generalized fading scenarios, Cochannel interference

Área de concentração: Telecomunicações e Telemática.

Titulação: Mestre em Engenharia Elétrica.

Banca examinadora: José Cândido Silveira Santos Filho, Regina Maria de Felice Souza

Data da defesa: 07/04/2009

Programa de Pós Graduação: Engenharia Elétrica

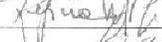
COMISSÃO JULGADORA - TESE DE MESTRADO

Candidato: Alexandre Campos Moraes

Data da Defesa: 7 de abril de 2009

Título da Tese: "Análise da Probabilidade de Outage em Canais de Desvanecimento Generalizados para Combinadores sob Interferência Co-Canal"

Prof. Dr. Michel Daoud Yacoub (Presidente):  _____

Dra. Regina Maria de Felice Souza:  _____

Prof. Dr. José Cândido Silveira Santos Filho:  _____

Resumo

Combinação por diversidade é uma técnica importante normalmente empregada para amenizar os efeitos indesejados da interferência co-canal. Combinação por ganho igual e por razão máxima são abordadas aqui por serem duas das mais importantes técnicas de diversidade espacial. Infelizmente, o cálculo das integrais múltiplas necessárias à análise exata da probabilidade de *outage* desses sistemas não é computacionalmente viável. Para contornar essa tarefa tão complexa, propõe-se um método aproximado simplificado. No modelo proposto, o sistema é composto por M ramos de diversidade e N co-canais interferentes independentes e arbitrários em ambientes de desvanecimento generalizados, denominados α - μ , κ - μ e η - μ . Os resultados das expressões aproximadas são comparados com os obtidos por simulação Monte Carlo e um excelente ajuste é observado.

Palavras-chave: Ambientes de desvanecimento generalizados, formulações aproximadas, combinação por ganho igual, combinação por razão máxima, estimadores baseados em momentos, interferência co-canal, probabilidade de *outage*.

Abstract

Diversity combining is an important technique usually employed to alleviate the unwanted effects of the cochannel interference. Equal-gain and maximal-ratio combining are considered here, as they are two of the most important space diversity methods. Unfortunately, the evaluation of the multifold nested integrals required in the exact outage probability analysis of such systems is not computationally feasible. In order to outflank the complexity of this task, we present a simple approximate method. In the proposed model, the system is composed of M diversity branches and N arbitrary independent cochannel interferers undergoing generalized fading channels, namely α - μ , κ - μ and η - μ . The approximate formulations are compared against Monte Carlo simulation results and an excellent agreement between them is achieved.

Keywords: Generalized fading environments, approximate formulations, equal-gain combining, maximal ratio combining, moment-based estimators, cochannel interference, outage probability.

A meus pais, Antonio e Divina.

Agradecimentos

Ao Professor Dr. Michel Daoud Yacoub pela confiança, competência e flexibilidade na orientação.

Ao Dr. Daniel Benevides da Costa pela dedicação durante todo esse período de aprendizado.

À minha família, pelo apoio incondicional.

À minha noiva, Kelly, pela paciência.

Aos colegas dos Laboratórios WissTek e OptiNet, em especial Álvaro, José Ricardo, Pedro, Rafael, Rausley, Renata Rampim, Ugo, Yusef, Maice, Ednei, Flávio, Luis, Renata Melo, Darli, Divanilson, Gustavo e Michel, pelo apoio, críticas e companheirismo.

Aos colegas da Anatel pela colaboração durante o período de elaboração dessa dissertação.

Aos membros da banca examinadora, Professores Doutores José Cândido Silveira Santos Filho e Regina Maria de Felice Souza, pelas críticas e contribuições.

Sumário

Lista de Figuras	ix
Lista de Acrônimos	xi
1 Introdução	1
1.1 Distribuições Generalizadas de Desvanecimento	2
1.2 Interferência Co-Canal	3
1.3 Combinação por Ganho Igual e Combinação por Razão Máxima	3
1.4 Estrutura da Dissertação	4
2 Revisão Bibliográfica e Contribuições	5
2.1 Contribuições deste Trabalho	7
3 Canais de Desvanecimento Generalizados Sujeitos à Interferência Co-Canal	8
3.1 Modelos de Desvanecimento Generalizados	8
3.1.1 Desvanecimento α - μ	9
3.1.2 Desvanecimento κ - μ	9
3.1.3 Desvanecimento η - μ	10
3.2 Probabilidade de <i>Outage</i>	12
3.2.1 Combinação por Ganho Igual	12
3.2.2 Combinação por Razão Máxima	19
3.3 Conclusão	21
4 Simulação e Resultados	22
4.1 Simulação Monte Carlo	22
4.1.1 Geração de Números Pseudo-Aleatórios	23
4.1.2 Cálculo da Probabilidade de <i>Outage</i> por Simulação	29
4.2 Resultados Numéricos	29
4.2.1 Combinação por Ganho Igual	30

4.2.2	Combinação por Razão Máxima	31
5	Considerações Finais	42
5.1	Investigações Futuras	42
	Referências Bibliográficas	45
A	Código-Fonte MATLAB: Geração de Números Pseudo-Aleatórios	50
B	Código-Fonte MATLAB: Simulação da Probabilidade de <i>Outage</i> para Combinadores por Ganho Igual	53
C	Código-Fonte MATLAB: Simulação da Probabilidade de <i>Outage</i> para Combinadores por Razão Máxima	59

Lista de Figuras

4.1	Geração de números aleatórios α - μ com parâmetros $\alpha = 3.8$, $\mu = 2$ e $\Omega = 1.4335$, em 2 milhões de ensaios.	24
4.2	Geração de números aleatórios κ - μ com parâmetros $\kappa = 2.3235$, $\mu = 1.5$ e $\hat{r} = 1.79$, em 2 milhões de ensaios.	26
4.3	Geração de números aleatórios η - μ com parâmetros $\eta = 0.745$, $\mu = 3.5$ e $\hat{r} = 2.345$, em 2 milhões de ensaios.	28
4.4	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $N = 2$, $M = 3$, e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CGI.	31
4.5	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $N = 2$, $M = 4$, e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CGI.	32
4.6	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $\alpha_i = \alpha_{i,j} = 1, 5$, $N = 6$, e variação em M , CGI.	33
4.7	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $\alpha_i = \alpha_{i,j} = 1.5$, $M = 3$, e variação em N , CGI.	33
4.8	PO versus limiar de RSI normalizada para distribuição distinta de potências interferentes usando $\mu_i = \mu_{i,j} = 2$, $M = 2$, $N = 2$, e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CGI.	34
4.9	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 1.5$, $N = 2$, $M = 3$ e variação em $\kappa_i = \kappa_{i,j}$, CGI.	34
4.10	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\kappa_i = \kappa_{i,j} = 2.5$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 3$, $M = 4$ e variação em N , CGI.	35
4.11	PO versus limiar de RSI normalizada para distribuições distintas de potência dos sinais desejados e interferentes usando κ_i , $\kappa_{i,j}$, μ_i e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CGI.	35
4.12	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = 1.5$, $\mu_{i,j} = 3$, $\kappa_i = 2.5$, $\kappa_{i,j} = 1.5$, $N = 6$ e variação em M , CGI.	36
4.13	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $M = 3$, $N = 2$ e variação em $\eta_i = \eta_{i,j}$, $\mu_i = \mu_{i,j}$, CGI.	36

4.14	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $M = 4$, $\eta_i = \eta_{i,j} = 0.4$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 0.5$ e variação em N , CGI.	37
4.15	PO versus LRSIN para distribuição distinta de potências interferentes usando $\eta_i, \eta_{i,j}, \mu_i$ e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CGI.	37
4.16	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $N = 6$, $\eta_i = 0.4$, $\eta_{i,j} = 0.6$, $\mu_i = 1$, $\mu_{i,j} = 0.5$ e variação em M , CGI.	38
4.17	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $N = 6$, $\alpha_i = \alpha_{i,j} = 1.5$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$ e variação em M , CRM.	38
4.18	PO versus limiar de RSI normalizada para distribuição distinta de potências usando $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $M = 2$, $N = 2$, $\lambda = 3 dB$ e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CRM.	39
4.19	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = 1.5$, $\mu_{i,j} = 3$, $\kappa_i = 2.5$, $\kappa_{i,j} = 1.5$, $N = 6$ e variação em M , CRM.	40
4.20	PO versus limiar de RSI normalizada para distribuições distintas de potência dos sinais desejados e interferentes usando $\kappa_i, \kappa_{i,j}, \mu_i$ e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CRM.	40
4.21	Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $N = 6$, $\eta_i = 0.4$, $\eta_{i,j} = 0.6$, $\mu_i = 1$, $\mu_{i,j} = 0.5$ e variação em M , CRM.	41
4.22	PO versus LRSIN para distribuição distinta de potências interferentes usando $\eta_i, \eta_{i,j}, \mu_i$ e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CRM.	41

Lista de Acrônimos

CGI	combinação por ganho igual
CO	combinação ótima
CRM	combinação por razão máxima
CSP	combinação por seleção pura
DMD	duração média de desvanecimento
FC	função característica
FDA	função distribuição acumulada
FDP	função densidade de probabilidade
FGM	funções geradoras de momentos
i.a.d.	independentes e arbitrariamente distribuídos
i.i.d.	independentes e identicamente distribuídos
ICC	interferência co-canal
LRSIN	limiar de razão sinal-interferência normalizada
PO	probabilidade de <i>outage</i>
RSI	razão sinal-interferência
RSR	razão sinal-ruído
TCN	taxa de cruzamento de nível
VA	variável aleatória

Capítulo 1

Introdução

Ao longo dos últimos anos, a demanda por sistemas de comunicações sem fio tem crescido rapidamente, de forma que a eficiência no uso do espectro tem se tornado um aspecto fundamental no estabelecimento de novos serviços. As operadoras de telefonia móvel indianas, por exemplo, cresceram à taxa de oito milhões de usuários por mês ao longo do ano de 2007¹, enquanto que no Brasil já são mais de 151 milhões de assinantes². Por esse motivo, têm-se buscado técnicas mais sofisticadas em cada aspecto do projeto dessas redes.

Devido à complexidade dos fenômenos que caracterizam a propagação em canais de comunicações sem fio, uma modelagem matemática exata por meio de abordagem determinística não é viável para os sistemas de comunicações operando em ambientes variados. Por esse motivo, faz-se necessária a caracterização estatística dos fenômenos envolvidos.

O desvanecimento é caracterizado pela variação da envoltória e da fase do sinal transmitido. A distinção entre desvanecimento rápido e lento está ligada ao tempo de coerência, que é definido como o período de tempo ao longo do qual o processo é correlacionado. Se o tempo de transmissão de um símbolo é menor que o tempo de coerência, então o desvanecimento é chamado lento, caso contrário, desvanecimento rápido [1]. Com frequência, classifica-se o desvanecimento como de larga escala, se é associado à topografia do ambiente, ou de pequena escala, quando é relacionado a efeitos da propagação com multipercursos. Esse tipo de propagação leva ao desvanecimento em consequência da combinação de sinais aleatoriamente espalhados e atrasados. O desvanecimento pode ainda ser classificado como seletivo, se afeta diferentemente a transmissão em faixas distintas do espectro, ou plano, se afeta a transmissão de maneira igual ao longo de toda a faixa.

No que diz respeito à modelagem de canais sob efeito do chamado desvanecimento de

¹Full-spectrum dominance: India's fast-growing mobile-phone operators vie for capacity on the airwaves. *The Economist*, Nov., 29th, 2007.

²Relatório divulgado pela Agência Nacional de Telecomunicações - Anatel, Fevereiro, 2009.

pequena escala, recentemente foram propostas as distribuições α - μ [2], η - μ e κ - μ [3]. Elas representam uma melhora em relação às distribuições já existentes na literatura (Rayleigh, Rice, Hoyt, Weibull, Nakagami- m), uma vez que um melhor ajuste às medidas de campo tem sido verificado com o uso delas [4–7]. Isso se deve, principalmente, ao fato de que têm um parâmetro a mais. Porém, por estas distribuições generalizadas terem sido recentemente propostas, tornam-se ainda necessários estudos neste campo de pesquisa para que seus usos sejam melhor compreendidos. Esta dissertação visa preencher uma lacuna na literatura relacionada a canais de desvanecimento α - μ , η - μ e κ - μ . A probabilidade de *outage* (PO) será analisada em sistemas limitados por interferência co-canal (ICC), dotados de receptores com combinação por ganho igual (CGI) e combinação por razão máxima (CRM).

1.1 Distribuições Generalizadas de Desvanecimento

Historicamente, a distribuição que descreve as estatísticas de canais de desvanecimento com variação de larga escala é a lognormal, enquanto que as estatísticas de canais de desvanecimento com variação de pequena escala são usualmente descritas pelas distribuições Rayleigh, Hoyt, Rice, Nakagami- m e Weibull. Nesses casos, considera-se um campo de espalhamento difuso homogêneo resultante de pontos espalhadores distribuídos aleatoriamente.

As distribuições α - μ , η - μ e κ - μ foram introduzidas com o intuito de prover uma melhor caracterização estatística para o sinal rádio-móvel. Como já comentado, além de resultar em um melhor ajuste às medidas de campo, essas distribuições incluem como casos especiais as distribuições de desvanecimento de pequena escala descritas acima. Outro aspecto positivo é que cada uma delas espelha um modelo de propagação e têm parâmetros diretamente associados a características físicas do meio.

A distribuição α - μ foi proposta em [2] com o objetivo de explorar a não-linearidade do meio de propagação. Essa distribuição é uma versão reescrita da distribuição Gamma generalizada, inicialmente proposta por Amoroso [8] e particularizada por Stacy [9]. Ela inclui as distribuições Rayleigh, Nakagami- m e Weibull como casos especiais, além de suas principais estatísticas de primeira ordem serem expressas por meio de equações simples e em forma fechada. No modelo de propagação associado a essa distribuição [2], o parâmetro α está relacionado à não-linearidade do meio, enquanto que o parâmetro μ se refere ao número de *clusters* de ondas de multipercuro.

Em [3], as distribuições κ - μ e η - μ foram propostas. No ambiente η - μ , tanto o desbalançamento de potência entre as componentes em fase e em quadratura de cada *cluster* das ondas de multipercuro como a correlação entre as mesmas são explorados. Esse ambiente foi proposto em dois formatos, correspondentes a dois modelos físicos de propagação. No

ambiente κ - μ , são considerados sinais se propagando em ambientes com linha de visada. Em ambos os casos, considera-se que o sinal é composto por *clusters* de multipercuso, descritos pelo parâmetro μ , enquanto que o parâmetro η da distribuição η - μ e o parâmetro κ da distribuição κ - μ descrevem fenômenos distintos, a serem discutidos no Capítulo 3.

1.2 Interferência Co-Canal

O reuso de frequências constitui uma prática eficiente de utilização do espectro de rádio-frequências, uma vez que conserva o meio disponível fazendo reuso de canais de frequências já alocadas [10]. Se por um lado o reuso de frequências leva a um aumento de eficiência espectral, por outro lado provoca a ICC.

Uma métrica importante na análise de sistemas sujeitos à ICC é a razão sinal-interferência (RSI). Nos modelos mais abrangentes, ela é influenciada por fenômenos aleatórios como a posição das estações móveis, desvanecimento, distribuição de tráfego, dentre outros [11]. Define-se RSI como a razão entre a potência resultante dos sinais chamados desejados e a potência total dos sinais interferentes (provenientes dos co-canais).

1.3 Combinação por Ganho Igual e Combinação por Razão Máxima

Algumas maneiras de se combater os efeitos deletérios da ICC em comunicações sem fio são setorização e técnicas de diversidade.

Comumente, consideram-se seis técnicas no combate aos efeitos indesejados do desvanecimento de pequena escala, a saber: diversidades de espaço, tempo, polarização, ângulo, frequências e saltos (*hopping*) [11]. Em diversidade espacial é comum o uso de técnicas de combinação, sendo que dentre os métodos de combinação mais frequentemente explorados se destacam combinação por seleção pura (CSP), CRM e CGI [12]. Na CSP, seleciona-se o melhor sinal dentre os recebidos. Na CGI, os sinais recebidos são alinhados em fase e somados. Na CRM, os sinais recebidos são alinhados em fase, ponderados adequadamente e somados para dar o ganho ótimo em relação à razão sinal-ruído (RSR). A melhora observada na RSI com o uso de combinação pode se manifestar em uma rede de comunicações móveis celulares na forma de redução do número de estações-base necessárias, maior capacidade de canal resultante de maior reuso de frequências (menor distância entre os centros de um par de células que utilizam a mesma frequência) e menor frequência de *handoffs* para usuários na periferia das células.

Para sistemas limitados por ruído, o desempenho ótimo é obtido pela CRM, já que esta maximiza a razão sinal-ruído (RSR) na saída do combinador. No entanto, este não é o caso de comunicações móveis celulares com alto reuso de frequências. Para esses sistemas, o fator limitante é a ICC, caso em que o desempenho ótimo é obtido com o uso da dita combinação ótima (CO), proposta inicialmente por Bogachev [13] e analisada para o caso de múltiplos interferentes por Winters em [14]. Esse esquema de diversidade tem a desvantagem da maior complexidade de implementação física, uma vez que a otimização da RSI procedente do combinador é obtida com uso de um arranjo de antenas adaptativas. Nesse tipo de combinação, o sinal recebido em cada ramo de diversidade é decomposto em suas componentes em fase e em quadratura para então ser multiplicado por um peso variável. A soma dos sinais ponderados é o sinal resultante na saída do combinador, sendo que os pesos são escolhidos de maneira a otimizar a RSI final.

1.4 Estrutura da Dissertação

Este trabalho tem por objetivo a análise da PO na saída de receptores CGI e CRM sob ICC em ambientes de desvanecimento generalizados. Segue uma descrição breve de cada capítulo:

Capítulo 2: Neste capítulo, são mostrados os principais aspectos de alguns trabalhos anteriores neste ramo de pesquisa. São descritas suas contribuições à formulação aqui apresentada bem como lacunas ou deficiências a serem contornadas.

Capítulo 3: Neste capítulo, é apresentado em detalhe o cálculo da PO na saída de receptores CGI e CRM sob ICC em ambientes de desvanecimento generalizados. Para isso, são mostrados o modelo matemático do sistema de comunicações adotado bem como conceitos importantes dos modelos de desvanecimento α - μ , η - μ e κ - μ .

Capítulo 4: Este capítulo mostra simulações Monte Carlo para avaliação dos resultados obtidos no capítulo anterior. São mostradas curvas que atestam o bom desempenho das formulações aproximadas apresentadas, além da comparação entre os resultados obtidos com CGI e CRM.

Capítulo 5: Neste capítulo são discutidas propostas de investigações futuras relacionadas às contribuições desta dissertação.

Capítulo 2

Revisão Bibliográfica e Contribuições

A análise de desempenho de receptores CGI em sistemas sujeitos à ICC não é tão difundida na literatura técnica quanto para outros tipos de combinadores [15–19]. Já para diversidade espacial com receptores CRM, ainda não é disponível a análise para canais de desvanecimento α - μ , η - μ e κ - μ com um número arbitrário de co-canais interferentes. Alguns trabalhos existentes neste campo são apresentados em seguida, além das contribuições desta dissertação.

Um trabalho pioneiro foi realizado por Abu-Dayya e Beaulieu, em [20], para o caso de desvanecimento Nakagami- m . Nesta abordagem, a PO foi calculada na saída de três tipos de combinadores, dentre os quais incluiu-se CGI. A análise levou em conta múltiplos interferentes independentes e proveu resultados quanto ao efeito do uso de diversidade na eficiência espectral. Considerou-se soma coerente dos sinais desejados e soma não-coerente dos sinais interferentes. Essa condição se mostrou válida em virtude de os sinais interferentes não serem correlacionados com os sinais desejados e terem fases uniformemente distribuídas e não-correlacionadas entre si. Os resultados foram apresentados em termos de uma série infinita, a chamada série de Beaulieu. Essa série foi proposta em [21] como alternativa a fórmulas numéricas de quadratura [22], aproximações de Chebyshev [23], técnicas baseadas em funções geradoras de momentos (FGM) [24] e outras. Ela pode ser obtida utilizando a fórmula de inversão de Gil-Pelaez [25] e a fórmula de soma de Poisson [26]. A utilização desse método insere duas componentes de erro no cálculo: o erro de truncamento da série e o erro de *aliasing* (ou erro de truncamento do domínio) [27]. Além disso, seu uso é inadequado em problemas que requerem precisão no cálculo da cauda da distribuição [27].

Song, Blostein e Cheng apresentaram, em [28], uma formulação exata para o cálculo da PO em canais de desvanecimento Rayleigh. O desempenho de receptores CGI, sob ação de múltiplos interferentes, foi analisado escolhendo valores distintos de potência para cada sinal. Essa consideração se mostrou razoável, já que cada sinal interferente sofre ação independente

do desvanecimento causado pelo canal de comunicações. Além disso, o modelo considerou soma coerente de sinais interferentes, devido ao fato de que, em um arranjo real de antenas para receptores CGI, os sinais são somados em amplitude e fase (soma fasorial). Para o ambiente Rayleigh, esse cálculo é possível, pois as fases são uniformemente distribuídas em $[0, 2\pi)$ e uma variável aleatória (VA) Rayleigh pode ser definida como módulo de uma VA gaussiana complexa de média nula. A soma das VAs gaussianas complexas independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), de média nula e variância unitária, resulta em uma VA gaussiana complexa de média zero e variância igual ao número de VAs somadas. Dessa forma, a potência interferente resultante da combinação coerente por ganho igual, ou seja, módulo quadrado da soma de envoltórias dos sinais interferentes, é uma VA exponencialmente distribuída de média igual ao número de co-canais. Infelizmente, para os modelos de desvanecimento adotados no trabalho apresentado nesta dissertação, não são conhecidas expressões gerais para a soma coerente de sinais. Por essa razão, o modelo proposto leva em conta soma não-coerente dos sinais interferentes.

Mais recentemente, Hadzi-Velkov [29] apresentou o cálculo de PO e outras métricas para receptores CGI considerando o ambiente Rayleigh. Foram utilizadas três abordagens distintas. A primeira foi o cálculo por integração numérica simples, como apresentado inicialmente em [30]. Esse resultado pôde ser obtido considerando integrais no cálculo da função distribuição acumulada (FDA) da razão de duas VAs, uma relativa à potência do sinal desejado resultante e outra referente à potência do sinal interferente resultante. A segunda alternativa adveio do emprego da fórmula de inversão de Gil-Pelaez para obter a FDA dos sinais desejados. Nesse caso, a PO foi obtida em termos de funções características (FCs), fazendo uso da expressão encontrada na primeira abordagem. O resultado final foi encontrado diretamente por integração numérica. O último método abordado baseou-se na série de Beaulieu. Dentre as várias limitações dessa técnica (algumas já comentadas anteriormente), abordadas em [27], destaca-se a necessidade do conhecimento das FCs das FDAs e funções densidade de probabilidade (FDPs) envolvidas e a existência de um parâmetro de amostragem. A escolha desse parâmetro traz um compromisso entre precisão dos resultados e complexidade computacional.

Em [18], Aalo e Zhang analisaram o desempenho de CRM sob desvanecimento Nakagami- m . Consideraram múltiplos co-canais interferentes além de ruído aditivo gaussiano. Foram obtidas expressões em forma fechada para a PO com uso de diferentes tipos de modulação digital. A análise provida para CRM neste trabalho de dissertação é um avanço em relação a [18] por tratar de cenários de desvanecimento mais complexos.

No que tange às aproximações de somas de VAs, são vários os trabalhos que dão base ao cálculo mostrado nesta dissertação. Em [31], uma aproximação foi proposta para a soma

de VAs independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) Nakagami- m . Baseando-se nessa idéia, os parâmetros de uma distribuição Nakagami- m que aproxima a soma de duas VAs Nakagami- m correlacionadas identicamente distribuídas foram obtidos em [32], por Reig e Cardona. Em [33, 34], Hu e Beaulieu apresentaram aproximações em forma fechada para a soma de FDPs Rayleigh e Rice. Uma série de trabalhos que empregam estimadores baseados em momentos foram apresentados por Santos Filho e Yacoub em [35–38] para aproximar somas de VAs Weibull, Nakagami- m , Rice e Hoyt. Mais recentemente, em [39, 40], Costa e Yacoub desenvolveram aproximações precisas e em forma fechada para FDA e FDP da soma de VAs α - μ , κ - μ e η - μ . Foram estudadas ainda métricas de desempenho onde a soma de VAs ocorre. Em especial a PO e a taxa de cruzamento de nível (TCN) na saída de receptores CGI e CRM foram investigadas.

2.1 Contribuições deste Trabalho

Esta dissertação traz contribuições ao estudo da caracterização estatística do sinal rádio-móvel em ambientes generalizados α - μ , η - μ e κ - μ , tendo por base ferramentas desenvolvidas em [39, 40]. Devido a essas distribuições terem sido recentemente propostas, existem poucos trabalhos na literatura que abordam tais ambientes de desvanecimento. Além disso, os trabalhos que existem com receptores CGI e CRM não consideram a ICC em seus modelos de sistema. A primeira contribuição desta dissertação é então apresentar uma solução analítica para o cálculo de PO em canais de desvanecimento generalizados, sob a influência de um número arbitrário de co-canais interferentes e ramos de diversidade em CGI. Devido à ineficiência computacional da solução analítica, aproximações simples e em forma fechada são também propostas. Posteriormente, é analisada a PO em canais de desvanecimento generalizados, sob um número arbitrário de co-canais interferentes e ramos de diversidade em CRM. Tais formulações aproximadas são validadas por meio de simulação Monte Carlo. Um código fonte feito no Matlab é apresentado de forma que possa vir a ser usado em trabalhos futuros. Os resultados numéricos obtidos concordam com os apresentados nos trabalhos correlatos citados neste capítulo. Além disso, devido à generalidade dos modelos de desvanecimento abordados, é proporcionada análise para uma variedade de outros cenários de desvanecimento. É pertinente ressaltar que o método adotado é de fácil implementação computacional e não traz os problemas inerentes à série de Beaulieu. Por fim, os resultados obtidos para CGI e CRM são comparados.

Capítulo 3

Canais de Desvanecimento Generalizados Sujeitos à Interferência Co-Canal

O projeto de sistemas de comunicações sem fio se torna mais complexo à medida que se aumenta o uso do espectro de rádios frequências. Por essa razão, atualmente é de grande utilidade para engenheiros que atuam neste campo o desenvolvimento de ferramentas que tornem computacionalmente mais simples a avaliação desse cenário. O objetivo deste capítulo é apresentar uma metodologia que permita o cálculo da PO para sistemas que utilizam receptores com CGI e CRM sujeitos à ICC. Os esquemas de diversidade abordados são bastante eficientes mas de difícil formulação analítica exata. Serão considerados modelos de propagação mais realistas [2, 3] e múltiplos co-canais interferentes independentes com potências arbitrárias.

3.1 Modelos de Desvanecimento Generalizados

Um grande número de distribuições existem que descrevem bem a estatística do canal rádio-móvel, cada qual modelando determinados cenários de propagação. Nesta dissertação, serão analisados os canais de desvanecimento generalizados α - μ [2], η - μ e κ - μ [3]. Estes modelos de desvanecimento descrevem a variação de curto prazo do sinal e generalizam modelos anteriores de grande uso, com melhor ajuste às curvas obtidas em campanhas de medição [4–7]. Em seguida, as principais estatísticas de primeira ordem que descrevem esses modelos de desvanecimento serão apresentadas.

3.1.1 Desvanecimento α - μ

O modelo de desvanecimento α - μ [2] leva em conta o fato de que o sinal rádio-móvel é composto por *clusters* de ondas de multipercurso que propagam em um meio não-homogêneo, onde a envoltória resultante é obtida como uma função não-linear - representada por um parâmetro de potência α - do módulo da soma dos componentes de multipercurso. Os modelos Nakagami- m e Weibull, assim como os casos especiais dos mesmos, constituem particularidades do modelo α - μ . A FDP $f_R(r)$ da envoltória R é dada por

$$f_R(r) = \frac{\alpha \mu^\mu \hat{r}^{\alpha\mu-1}}{\hat{r}^{\alpha\mu} \Gamma(\mu)} \exp\left(-\mu \frac{r^\alpha}{\hat{r}^\alpha}\right), \quad (3.1)$$

onde $\hat{r} = \sqrt[\alpha]{E(R^\alpha)}$, $\alpha > 0$ parametriza a não-linearidade do meio, $\mu > 0$ descreve o número de *clusters*, $\Gamma(z) = \int_0^\infty t^{z-1} \exp(-t) dt$ é a função gama e $E(\cdot)$ denota o valor esperado. De (3.1), a FDA de R pode ser encontrada como

$$F_R(r) = \frac{\Gamma(\mu, \mu r^\alpha / \hat{r}^\alpha)}{\Gamma(\mu)}, \quad (3.2)$$

onde $\Gamma(z, y) = \int_0^y t^{z-1} \exp(-t) dt$ é a função gama incompleta. O n -ésimo momento $E(R^n)$ é expresso por

$$E(R^n) = \hat{r}^n \frac{\Gamma(\mu + n/\alpha)}{\mu^{n/\alpha} \Gamma(\mu)}. \quad (3.3)$$

Para $\alpha = 2$ e $\mu = m$, com m sendo o parâmetro de desvanecimento Nakagami- m , (3.1), (3.2) e (3.3) se reduzem às estatísticas equivalentes de Nakagami- m , enquanto que para $\mu = 1$, essas expressões se reduzem às estatísticas equivalentes às de Weibull.

3.1.2 Desvanecimento κ - μ

Neste tipo de desvanecimento, o sinal é composto por *clusters* de ondas de multipercurso que se propagam em um meio não-homogêneo, sendo que em cada *cluster* existe uma componente dominante. As componentes em fase e em quadratura de cada um desses *clusters* são independentes entre si. As potências das ondas espalhadas de cada componente em quadratura são idênticas mas as componentes dominantes têm potências arbitrárias. Assim como os demais modelos de desvanecimento investigados nesta dissertação, este modelo também é caracterizado por dois parâmetros, neste caso sendo dados por κ e μ . O parâmetro κ é definido como a razão entre a potência total da componente dominante e a potência total das ondas espalhadas, enquanto que o parâmetro μ está relacionado ao número de *clusters*

de multipercurso e é definido por [3]

$$\mu = \frac{E^2(R^2) (1 + 2\kappa)}{V(R^2) (1 + \kappa)^2}, \quad (3.4)$$

onde $V(\cdot)$ denota variância. Os modelos Nakagami- m e Rice, assim como os casos especiais dos mesmos, constituem particularidades do modelo κ - μ .

A FDP $f_R(r)$ da envoltória κ - μ R é dada por [3]

$$f_R(r) = \frac{2\mu(1 + \kappa)^{\frac{\mu+1}{2}}}{\kappa^{\frac{\mu-1}{2}} \exp(\mu\kappa)} \frac{r^\mu}{\hat{r}^{\mu+1}} \exp\left(-\frac{\mu(1 + \kappa)r^2}{\hat{r}^2}\right) I_{\mu-1}\left(\frac{2\mu\sqrt{\kappa(1 + \kappa)}r}{\hat{r}}\right), \quad (3.5)$$

em que $\hat{r} = \sqrt{E(R^2)}$ e $I_\nu(\cdot)$ é a função de Bessel modificada de primeira espécie e ordem arbitrária ν [41, Eq. 9.6.20]. O n -ésimo momento $E(R^n)$ pode ser expresso por

$$E(R^n) = \frac{\Gamma(\mu + \frac{n}{2}) \exp(-\kappa\mu) \hat{r}^n}{\Gamma(\mu) ((1 + \kappa)\mu)^{\frac{n}{2}}} {}_1F_1\left(\mu + \frac{n}{2}; \mu; \kappa\mu\right), \quad (3.6)$$

onde ${}_1F_1(\cdot; \cdot; \cdot)$ é a função confluyente hipergeométrica [41, Eq. 13.1.2]. De (3.5), a FDA é obtida em forma fechada como

$$F_R(r) = 1 - Q_\mu\left(\sqrt{2\kappa\mu}, \frac{\sqrt{2\mu(1 + \kappa)}r}{\hat{r}}\right), \quad (3.7)$$

onde

$$Q_\nu(a, b) = \frac{1}{a^{\nu-1}} \int_b^\infty x^\nu \exp\left(-\frac{x^2 + a^2}{2}\right) I_{\nu-1}(ax) dx, \quad (3.8)$$

é função generalizada Marcum-Q [42]. Para $\kappa \rightarrow 0$ e $\mu = m$, as estatísticas acima se reduzem àquelas de Nakagami- m , enquanto que para $\mu = 1$ e $\kappa = k$, onde k denota o fator de Rice, elas se reduzem às de Rice.

3.1.3 Desvanecimento η - μ

É considerado, no ambiente η - μ , que os *clusters* de ondas de multipercurso são compostos somente por ondas espalhadas. A distribuição que descreve tal ambiente, quando proposta, foi apresentada em dois formatos, correspondendo a dois modelos físicos de desvanecimento distintos. Apesar de esta dissertação tratar somente do formato 1, os resultados aqui apresentados podem ser facilmente estendidos para o formato 2 (ver [3] para maiores detalhes). No chamado formato 1, as componentes em fase e em quadratura de cada *cluster* de multipercurso são independentes entre si e têm potências distintas. A razão entre estas potências

é dada pelo parâmetro η e o parâmetro μ está relacionado ao número de *clusters* de ondas de multipercurso, sendo definido por [3]

$$\mu = \frac{E^2(R^2)}{2V(R^2)} \left[1 + \left(\frac{H^2}{h} \right) \right], \quad (3.9)$$

onde h e H são funções do parâmetro η e são dados, no formato 1, por $h = (2 + \eta^{-1} + \eta)/4$ e $H = (\eta^{-1} - \eta)/4$. Vale ressaltar que os parâmetros h e H foram definidos em [3] de forma a proporcionar uma representação geral e unificada para os dois formatos das estatísticas da distribuição η - μ ¹.

A FDP $f_R(r)$ da envoltória η - μ R é representada de forma unificada para os dois formatos como [3]

$$f_R(r) = \frac{4\sqrt{\pi} \mu^{\mu+\frac{1}{2}} h^\mu r^{2\mu}}{\Gamma(\mu) H^{\mu-\frac{1}{2}} \hat{r}^{2\mu+1}} \exp\left(-\frac{2\mu h r^2}{\hat{r}^2}\right) I_{\mu-\frac{1}{2}}\left(\frac{2\mu H r^2}{\hat{r}^2}\right), \quad (3.10)$$

onde $\hat{r} = \sqrt{E(R^2)}$. O n -ésimo momento $E(R^n)$ pode ser expresso por

$$E(R^n) = \frac{\Gamma(2\mu + \frac{n}{2}) \hat{r}^n}{h^{\mu+\frac{n}{2}} (2\mu)^{\frac{n}{2}} \Gamma(2\mu)} {}_2F_1\left(\mu + \frac{n}{4} + \frac{1}{2}, \mu + \frac{n}{4}; \mu + \frac{1}{2}; \left(\frac{H}{h}\right)^2\right), \quad (3.11)$$

onde ${}_2F_1(\cdot; \cdot; \cdot; \cdot)$ é a função hipergeométrica [41, Eq. 15.1.1]. A FDA é dada por

$$F_R(r) = 1 - Y_\mu\left(\frac{H}{h}, \frac{\sqrt{2h\mu}r}{\hat{r}}\right), \quad (3.12)$$

onde [3]

$$Y_\nu(\lambda, \beta) \triangleq \frac{2^{-\nu+\frac{3}{2}} \sqrt{\pi} (1-\lambda^2)^\nu}{\Gamma(\nu)} \frac{1}{\lambda^{\nu-\frac{1}{2}}} \int_\beta^\infty x^{2\nu} \exp(-x^2) I_{\nu-\frac{1}{2}}(\lambda x^2) dx. \quad (3.13)$$

Para $\mu = 0.5$, as equações acima se particularizam para o caso Hoyt, com o parâmetro de Hoyt sendo dado por $b = -\frac{1-\eta}{1+\eta}$. Já as estatísticas de Nakagami- m podem ser obtidas de (3.10), (3.11) e (3.12) de maneira exata com a escolha de $\mu = m/2$ e $\eta \rightarrow 1$ ou, de maneira equivalente, fazendo $\mu = m$ e $\eta \rightarrow 0$ ou $\eta \rightarrow \infty$.

¹No formato 2, os parâmetros h e H são também funções do parâmetro η , sendo expressos por $h = 1/(1-\eta^2)$ e $H = \eta/(1-\eta^2)$. Neste caso o parâmetro η corresponde à correlação entre componentes em fase e quadratura de cada cluster.

3.2 Probabilidade de *Outage*

A PO é a métrica primária para a análise de esquemas de diversidade em sistemas de comunicações sem fio [29]. É definida como a probabilidade de que o sinal recebido seja inferior a um limiar estabelecido, z_{th} , ou seja,

$$P_{out} = Pr[Z < z_{th}], \quad (3.14)$$

que representa a FDA $F_Z(z)$ calculada em $Z = z_{th}$.

3.2.1 Combinação por Ganho Igual

Nesta análise, considera-se um receptor CGI composto por M antenas convenientemente espaçadas de forma que os sinais combinados sejam independentes. Em receptores CGI, os sinais recebidos são colocados em uma mesma fase e ponderados igualmente para depois serem somados, provendo desta forma, o sinal desejado resultante. Considera-se a existência de N co-canal interferentes cujos sinais são somados de forma não-coerente [1], enquanto que os chamados sinais desejados são somados coerentemente. Nesses sistemas, a razão sinal-interferência (RSI) é modelada por

$$Z = \left(\frac{X}{Y} \right)^2, \quad (3.15)$$

onde

$$X = \sum_{i=1}^M X_i, \quad (3.16)$$

representa a soma dos sinais desejados no combinador e

$$Y^2 = \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M Y_{i,j}^2, \quad (3.17)$$

é a soma das potências dos sinais interferentes no combinador. Define-se X_i como a envoltória do sinal desejado recebido no i -ésimo ramo de diversidade e $Y_{i,j}$ como a envoltória do sinal interferente causado pela j -ésima portadora interferente no i -ésimo ramo de diversidade. Na análise provida aqui, considera-se que X_i e $Y_{i,j}$ possam ser modelados pelas distribuições α - μ , κ - μ ou η - μ . Para ambiente α - μ , X_i e $Y_{i,j}$ têm distribuição α - μ com parâmetros $(\alpha_i, \mu_i, \hat{x}_i)$ e $(\alpha_{i,j}, \mu_{i,j}, \hat{y}_{i,j})$, respectivamente, sendo que $\hat{x}_i = \sqrt{\alpha_i E(X_i^{\alpha_i})}$ e $\hat{y}_{i,j} = \sqrt{\alpha_{i,j} E(Y_{i,j}^{\alpha_{i,j}})}$. No caso κ - μ , X_i e $Y_{i,j}$ têm distribuição κ - μ com parâmetros $(\kappa_i, \mu_i, \hat{x}_i)$ e $(\kappa_{i,j}, \mu_{i,j}, \hat{y}_{i,j})$, respectivamente. Assim, $\hat{x}_i = \sqrt{E(X_i^2)}$ e $\hat{y}_{i,j} = \sqrt{E(Y_{i,j}^2)}$. Equivalentemente, no cenário de desvanecimento η - μ , consideram-se X_i e $Y_{i,j}$ com distribuição η - μ e parâmetros $(\eta_i, \mu_i, \hat{x}_i)$ e $(\eta_{i,j}, \mu_{i,j}, \hat{y}_{i,j})$,

respectivamente. Mais uma vez, $\hat{x}_i = \sqrt{E(X_i^2)}$ e $\hat{y}_{i,j} = \sqrt{E(Y_{i,j}^2)}$.

Formulação Exata

Em [30], um método unificado para o cálculo da PO em sistemas de comunicações sem fio é dado por

$$F_Z(z_{th}) = \int_0^\infty \int_0^{y\sqrt{z_{th}}} f_X(x) f_Y(y) dx dy = \int_0^\infty F_X(y\sqrt{z_{th}}) f_Y(y) dy. \quad (3.18)$$

A partir de (3.18), nota-se que uma expressão simplificada para PO é muito difícil de se alcançar, senão impossível. Isso decorre do fato de que as FDPs das VAs X e Y não podem ser obtidas de maneira simples para o caso geral. Soluções exatas possíveis envolvem integrais múltiplas ou a integral de produtos de funções geradoras de momentos (FGM), certamente métodos computacionalmente ineficientes à medida que o número de ramos de diversidade ou número de sinais interferentes aumenta. Pela aplicação da regra de Leibniz ([43], Exemplo 6-6) e considerando as VAs independentes, (3.18) pode ser expressa de maneira exata por [44, 45]

$$F_Z(z_{th}) = \int_0^\infty \int_0^{y\sqrt{z_{th}}} \left(\int_0^x \int_0^{x-x_M} \dots \int_0^{x-\sum_{i=3}^M x_i} f_{X_1} \left(x - \sum_{i=2}^M x_i \right) \right. \\ \left. \prod_{i=2}^M f_{X_i}(x_i) dx_2 \dots dx_{M-1} dx_M \right) \times \left(\int_0^y \int_0^{\sqrt{y^2 - y_{M,N}^2}} \dots \int_0^{\sqrt{y^2 - \sum_{i=3}^M \sum_{j=3}^N y_{i,j}^2}} \right. \\ \left. f_{Y_{1,1}} \left(\sqrt{y^2 - \underbrace{\sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^N y_{i,j}^2}_{\text{exceto } i=j=1}} \right) \prod_{i=1}^M \prod_{j=1}^N f_{Y_{i,j}}(y_{i,j}) dy_{1,2} \dots dy_{M,N} \right) dx dy. \quad (3.19)$$

Na seção a seguir serão propostas aproximações para o cálculo da PO dado em (3.19). Além de mais simples que as técnicas utilizadas atualmente, o método proposto resulta em aproximações fiéis às simulações desenvolvidas.

Formulações Aproximadas

Uma vez que (3.19) não é computacionalmente viável, para o caso geral, faz-se necessário o uso de aproximações. O método adotado segue o mesmo raciocínio do aplicado em [39, 40], onde foi mostrado que as estatísticas da soma de VAs α - μ , η - μ e κ - μ podem ser muito bem

aproximadas pela estatística de uma única VA α - μ , η - μ e κ - μ . Como será visto, devido às aproximações se ajustarem muito bem aos dados de simulação e serem de fácil implementação computacional, tais formulações, embora aproximadas, podem substituir na prática as múltiplas integrais inerentes ao cálculo exato, reduzindo drasticamente a complexidade computacional além de evitar problemas de convergência na obtenção dos resultados. Nas formulações, faremos uso de estimadores baseados em momentos para escolha de parâmetros de desvanecimento apropriados, conforme mostrado a seguir para cada ambiente de desvanecimento generalizado.

Ambiente α - μ :

Com o intuito de encontrar uma expressão simplificada para a PO na saída de receptores CGI, propõe-se inicialmente a aproximação de $f_Y(y)$ e $F_X(y\sqrt{z_{th}})$, em (3.18), pela FDP e FDA de uma única VA α - μ , mostradas em (3.1) e (3.2), respectivamente. A motivação para isso, como já comentada, decorre do fato de que a soma de VAs α - μ independentes pode ser muito bem aproximada por uma única VA α - μ [39]. O procedimento é detalhado a seguir.

Primeiramente, investiga-se a aproximação de $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ pela FDA de uma VA α - μ , dada em (3.2), ou seja,

$$F_X(y\sqrt{z_{th}}) \approx \frac{\Gamma(\mu_S, \mu_S (y\sqrt{z_{th}})^{\alpha_S} / \hat{x}_S^{\alpha_S})}{\Gamma(\mu_S)}. \quad (3.20)$$

Com o intuito de tornar (3.20) uma boa aproximação, faremos uso de estimadores baseados em momentos para o cálculo dos parâmetros da aproximação, isto é, cálculo de α_S , μ_S e $\hat{x}_S = \sqrt[\alpha_S]{E(X^{\alpha_S})}$, a partir dos momentos exatos de X . Considera-se, inicialmente, o conhecimento de $E(X)$, $E(X^2)$ e $E(X^4)$. Então, estimadores baseados em momentos para α_S , μ_S e \hat{x}_S podem ser obtidos [2]

$$\frac{\Gamma^2(\mu_S + 1/\alpha_S)}{\Gamma(\mu_S) \Gamma(\mu_S + 2/\alpha_S) - \Gamma^2(\mu_S + 1/\alpha_S)} = \frac{E^2(X)}{E(X^2) - E^2(X)}, \quad (3.21)$$

$$\frac{\Gamma^2(\mu_S + 2/\alpha_S)}{\Gamma(\mu_S) \Gamma(\mu_S + 4/\alpha_S) - \Gamma^2(\mu_S + 2/\alpha_S)} = \frac{E^2(X^2)}{E(X^4) - E^2(X^2)}, \quad (3.22)$$

$$\hat{x}_S = \frac{\mu_S^{1/\alpha_S} \Gamma(\mu_S) E(X)}{\Gamma(\mu_S + 1/\alpha_S)}. \quad (3.23)$$

Para a obtenção dos parâmetros α_S e μ_S , o sistema de equações transcendentais (3.21) e (3.22) tem que ser solucionado numericamente. Para esse fim, existem rotinas disponíveis nos *softwares* computacionais comerciais que podem ser utilizadas de maneira rápida e eficiente. No *MATHEMATICA*, por exemplo, a função é FindRoot. Obtidos os parâmetros α_S e μ_S , então \hat{x}_S é estimado usando (3.23). Resta encontrar os momentos exatos $E(X)$, $E(X^2)$

e $E(X^4)$ necessários em (3.21), (3.22) e (3.23). Por meio de expansão multinomial, esses momentos são obtidos em termos dos momentos individuais das VAs α - μ dos ramos de entrada [39]

$$E(X^n) = \sum_{n_1=0}^n \sum_{n_2=0}^{n_1} \dots \sum_{n_{M-1}=0}^{n_{M-2}} \binom{n}{n_1} \binom{n_1}{n_2} \dots \binom{n_{M-2}}{n_{M-1}} E(X_1^{n-n_1}) E(X_2^{n_1-n_2}) \dots E(X_M^{n_{M-1}}) \quad (3.24)$$

Note que os momentos individuais são dados em (3.3) para seus respectivos parâmetros $(\alpha_i, \mu_i, \hat{x}_i)$.

Agora, analisa-se a aproximação de $f_Y(y)$ pela FDP de uma única VA α - μ , dada em (3.1), ou seja,

$$f_Y(y) \approx \frac{\alpha_I \mu_I^{\mu_I} y^{\alpha_I \mu_I - 1}}{\hat{y}_I^{\alpha_I \mu_I} \Gamma(\mu_I)} \exp\left(-\mu_I \frac{y^{\alpha_I}}{\hat{y}_I^{\alpha_I}}\right). \quad (3.25)$$

A idéia aqui apresentada segue os mesmos passos descritos anteriormente. Entretanto, os momentos a serem calculados são $E(Y^2)$, $E(Y^4)$ e $E(Y^8)$.

Para melhor compreensão desse passo, define-se $\Upsilon = R^2$. A partir de (3.1) e realizando o procedimento padrão de mudança de variáveis em teoria de probabilidade, a FDP $f_\Upsilon(\gamma)$ é encontrada como

$$f_\Upsilon(\gamma) = \frac{\alpha \mu^\mu \gamma^{\frac{\alpha\mu}{2} - 1}}{2\hat{r}^{\alpha\mu} \Gamma(\mu)} \exp\left(-\mu \frac{\gamma^{\frac{\alpha}{2}}}{\hat{r}^\alpha}\right), \quad (3.26)$$

onde $\hat{r} = \sqrt[2]{E(R^\alpha)}$ como em (3.1). O m -ésimo momento de (3.26) é dado por

$$E(\Upsilon^m) = \hat{r}^{2m} \frac{\Gamma(\mu + 2m/\alpha)}{\mu^{2m/\alpha} \Gamma(\mu)}, \quad (3.27)$$

que é igual a (3.3), exceto que nesse caso $n = 2m$. Observando-se isso, estimadores baseados em momentos para α_I , μ_I e \hat{y}_I podem ser obtidos como

$$\frac{\Gamma^2(\mu_I + 2/\alpha_I)}{\Gamma(\mu_I) \Gamma(\mu_I + 4/\alpha_I) - \Gamma^2(\mu_I + 2/\alpha_I)} = \frac{E^2(Y^2)}{E(Y^4) - E^2(Y^2)}, \quad (3.28)$$

$$\frac{\Gamma^2(\mu_I + 4/\alpha_I)}{\Gamma(\mu_I) \Gamma(\mu_I + 8/\alpha_I) - \Gamma^2(\mu_I + 4/\alpha_I)} = \frac{E^2(Y^4)}{E(Y^8) - E^2(Y^4)}. \quad (3.29)$$

$$\hat{y}_I = \left[\frac{\mu_I^{2/\alpha_I} \Gamma(\mu_I) E(Y^2)}{\Gamma(\mu_I + 2/\alpha_I)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3.30)$$

Uma vez que (3.17) consiste da soma de envoltórias ao quadrado, os estimadores são modificados de forma que as condições de contorno sejam satisfeitas. Os momentos exatos requeridos

em (3.28), (3.29) e (3.30) são obtidos como

$$E(Y^{2n}) = \sum_{n_1=0}^n \sum_{n_2=0}^{n_1} \cdots \sum_{n_{M-1}=0}^{n_{M-2}} \binom{n}{n_1} \binom{n_1}{n_2} \cdots \binom{n_{M-2}}{n_{M-1}} E(Y_1^{2(n-n_1)}) E(Y_2^{2(n_1-n_2)}) \cdots E(Y_M^{2(n_{M-1})}), \quad (3.31)$$

na qual

$$E(Y_m^{2n}) = \sum_{n_1=0}^n \sum_{n_2=0}^{n_1} \cdots \sum_{n_{N-1}=0}^{n_{N-2}} \binom{n}{n_1} \binom{n_1}{n_2} \cdots \binom{n_{N-2}}{n_{N-1}} E(Y_{m,1}^{2(n-n_1)}) E(Y_{m,2}^{2(n_1-n_2)}) \cdots E(Y_{m,N}^{2(n_{N-1})}), \quad (3.32)$$

onde $m = 1, 2, \dots, M$. Os momentos individuais em (3.32) são dados em (3.3) para seus respectivos parâmetros $(\alpha_{i,j}, \mu_{i,j}, \hat{y}_{i,j})$. Então, substituindo-se (3.20) e (3.25) em (3.18), obtém-se uma expressão aproximada para PO na saída de receptores CGI sujeitos à ICC em canais de desvanecimento α - μ .

Ambiente κ - μ :

Seguindo a linha de raciocínio anterior, propõe-se aproximar as funções $f_Y(y)$ e $F_X(y\sqrt{z_{th}})$, requeridas em (3.18), pela FDP e FDA de uma VA κ - μ , expressas em (3.5) e (3.7), respectivamente. Como já discutido, a motivação para isso decorre do fato de que as estatísticas da soma de VAs κ - μ independentes pode ser muito bem aproximada pela estatística de uma única VA κ - μ , como mostrado em [40]. O procedimento é detalhado a seguir.

Primeiramente, aproximaremos $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ pela FDA de uma única VA κ - μ , dada em (3.7), ou seja,

$$F_X(y\sqrt{z_{th}}) \approx 1 - Q_{\mu_S} \left(\sqrt{2\kappa_S\mu_S}, \sqrt{2\mu_S(1+\kappa_S)} \frac{y\sqrt{z_{th}}}{\hat{x}_S} \right). \quad (3.33)$$

De forma análoga ao caso α - μ , aqui (3.33) torna-se uma boa aproximação através do uso de estimadores baseados em momentos para o cálculo dos parâmetros requeridos κ_S , μ_S e $\hat{x}_S = \sqrt{E(X^2)}$. Considera-se, por ora, o conhecimento dos momentos $E(X^2)$, $E(X^4)$ e $E(X^6)$. Então, estimadores baseados em momentos para κ_S , μ_S e \hat{x}_S podem ser expressos como [3, 40]

$$\kappa_S^{-1} = \frac{\sqrt{2}(E(X^4) - E(X^2)^2)}{\sqrt{2E^2(X^4) - E(X^2)^2E(X^4) - E(X^2)E(X^6)}} - 2, \quad (3.34)$$

$$\mu_S = \frac{E(X^2)^2}{E(X^4) - E(X^2)^2} \frac{1 + 2\kappa_S}{(1 + \kappa_S)^2}, \quad (3.35)$$

$$\hat{x}_S = \sqrt{E(X^2)}. \quad (3.36)$$

Para obter os momentos $E(X^2)$, $E(X^4)$ e $E(X^6)$ necessários em (3.34), (3.35) e (3.36), usaremos expansão multinomial, nos quais estes momentos serão obtidos em termos dos momentos individuais das VAs κ - μ de cada ramo de entrada [40] como mostrado para o caso α - μ através de (3.24). Os momentos individuais requeridos em (3.24) são dados em (3.6) para os respectivos parâmetros $(\kappa_i, \mu_i, \hat{x}_i)$.

Agora, aproximaremos $f_Y(y)$ pela FDP de uma VA κ - μ , dada em (3.5), ou seja,

$$f_Y(y) \approx \frac{2\mu_I(1 + \kappa_I)^{\frac{\mu_I+1}{2}}}{\kappa_I^{\frac{\mu_I-1}{2}} \exp(\mu_I \kappa_I)} \frac{y^{\mu_I}}{\hat{y}_I^{\mu_I+1}} \exp\left(-\mu_I(1 + \kappa_I) \left(\frac{y}{\hat{y}_I}\right)^2\right) I_{\mu_I-1}\left(2\mu_I \sqrt{\kappa_I(1 + \kappa_I)} \frac{y}{\hat{y}_I}\right). \quad (3.37)$$

Os parâmetros κ_I , μ_I e \hat{y}_I requeridos acima são obtidos de (3.34)-(3.36) utilizando Y em vez de X . Neste caso, os momentos arbitrários de Y são calculados por expansão multinomial como mostrado anteriormente para o ambiente α - μ , isto é, através de (3.31). Porém aqui, os momentos individuais necessários em (3.32) são dados em (3.6) para os respectivos parâmetros $(\kappa_{i,j}, \mu_{i,j}, \hat{y}_{i,j})$. Então, substituindo (3.33) e (3.37) em (3.18), obtém-se uma expressão aproximada para PO na saída de receptores CGI sujeitos à ICC em canais de desvanecimento κ - μ .

Ambiente η - μ :

Em um procedimento análogo ao aplicado para os casos α - μ e κ - μ , $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ e $f_Y(y)$, requeridos em (3.18), serão aproximados por (3.12) e (3.10), respectivamente. Uma boa aproximação é obtida pela escolha de parâmetros adequados para a FDA e FDP de uma VA η - μ , fazendo uso dos estimadores baseados em momentos. Esse raciocínio também foi aplicado em [40] para aproximação da soma de VAs η - μ independentes. Portanto, segue que

$$F_X(y\sqrt{z_{th}}) \approx 1 - Y_{\mu_S} \left(\frac{H_S}{h_S}, \sqrt{2h_S\mu_S} \frac{y\sqrt{z_{th}}}{\hat{x}_S} \right), \quad (3.38)$$

$$f_Y(y) \approx \frac{4\sqrt{\pi} \mu_I^{\mu_I+\frac{1}{2}} h_I^{\mu_I} y^{2\mu_I}}{\Gamma(\mu_I) H_I^{\mu_I-\frac{1}{2}} \hat{y}_I^{2\mu_I+1}} \exp\left(-2\mu_I h_I \left(\frac{y}{\hat{y}_I}\right)^2\right) I_{\mu_I-\frac{1}{2}} \left[2\mu_I H_I \left(\frac{y}{\hat{y}_I}\right)^2 \right]. \quad (3.39)$$

Estimadores baseados em momentos para os parâmetros η_S , μ_S e \hat{x}_S , relativos aos chama-

dos sinais desejados, podem ser escritos como [3]

$$\eta_S = \frac{\sqrt{2c_S} - \sqrt{3 - 2c_S \pm \sqrt{9 - 8c_S}}}{\sqrt{2c_S} + \sqrt{3 - 2c_S \pm \sqrt{9 - 8c_S}}}, \quad (3.40)$$

$$\mu_S = \frac{E(X^2)^2}{E(X^4) - E(X^2)^2} \frac{(1 + \eta_S^2)}{(1 + \eta_S)^2}, \quad (3.41)$$

$$\hat{x}_S = \sqrt{E(X^2)}, \quad (3.42)$$

onde c_S em (3.40) é definido por

$$c_S \triangleq \frac{\frac{E(X^6)}{E(X^2)^3} - \frac{3E(X^4)}{E(X^2)^2} + 2}{2 \left(\frac{E(X^4)}{E(X^2)^2} - 1 \right)}. \quad (3.43)$$

Com respeito aos sinais interferentes, ou seja, aqueles associados com a FDP de Y , seus respectivos parâmetros η_I , μ_I , e \hat{y}_I são obtidos de (3.40)-(3.43) com o uso de Y no lugar de X . O cálculo dos momentos exatos de X e Y , necessários à obtenção dos parâmetros de (3.38) e (3.39), foram mostrados anteriormente na análise do caso α - μ e podem ser obtidos de (3.24) e (3.31), respectivamente, com os momentos individuais dados em (3.11) para os respectivos parâmetros $(\eta_i, \mu_i, \hat{x}_i)$ e $(\eta_{i,j}, \mu_{i,j}, \hat{y}_{i,j})$. Então, substituindo-se (3.38) e (3.39) em (3.18) é obtida uma expressão aproximada para PO de CGI sujeitos à ICC em canais de desvanecimento η - μ .

Perceba que dois pares de estimadores para η_S e μ_S são encontrados com o uso de (3.40)-(3.43). Para decidir qual é o mais adequado usa-se como critério de escolha aquele que levar ao menor valor de $|E(X) - E(R)|$, onde $E(R)$ é obtido de (3.11) com $\eta = \eta_S$, $\mu = \mu_S$ e $\hat{r} = \hat{x}_S$. Para os parâmetros η_I e μ_I , em todos os casos observados os estimadores (3.40)-(3.43) convergiram aos mesmos valores.

Casos Especiais:

Uma condição particular de análise é quando os sinais nas entradas do receptor CGI são identicamente distribuídos. Neste caso, as expressões aproximadas se tornam ainda mais simples quando analisamos o caso de sinais interferentes, como será visto em seguida. Dos modelos físicos [3], nota-se que potências η - μ ou κ - μ podem ser modeladas como soma de potências η - μ ou κ - μ , respectivamente. Desta forma, (3.17) coincide exatamente com o modelo da envoltória η - μ ou com o modelo da envoltória κ - μ , ambos dados em [3]. Mais especificamente, considerando o cenário i.i.d., (3.17) segue exatamente uma distribuição η - μ

ou κ - μ , com parâmetros [40]

$$\kappa_I = \kappa_{i,j}, \quad (3.44a)$$

$$\eta_I = \eta_{i,j}, \quad (3.44b)$$

$$\mu_I = M N \mu_{i,j}, \quad (3.45)$$

$$\hat{y}_I = \hat{y}_{i,j} \sqrt{M N}, \quad (3.46)$$

Portanto, para estes casos específicos, a obtenção dos parâmetros da formulação aproximada relacionada aos sinais interferentes não requer o uso de estimadores baseados em momentos.

3.2.2 Combinação por Razão Máxima

Considera-se um receptor CRM composto por M antenas e sujeito a N co-canais interferentes. Nesse caso, a razão sinal-interferência (RSI) é modelada por

$$Z = \left(\frac{X}{Y} \right)^2, \quad (3.47)$$

em que

$$X^2 = \sum_{i=1}^M X_i^2, \quad (3.48)$$

representa a soma de potências dos sinais desejados no combinador e

$$Y^2 = \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M Y_{i,j}^2, \quad (3.49)$$

é a soma das potências dos sinais interferentes no combinador.

Nota-se que o caso CRM difere de CGI no que diz respeito ao sinal desejado. Isso se deve ao fato de que em CRM, considerando R_i a envoltória α - μ , η - μ ou κ - μ na entrada do i -ésimo ramo de diversidade, a envoltória resultante na saída do combinador é dada por [40]

$$R_{CRM} = \sqrt{\sum_{i=1}^L R_i^2}, \quad (3.50)$$

onde L é o número de ramos do combinador.

Assim como no caso de CGI, o cálculo da PO se dá pela aplicação de (3.18), com obtenção

dos parâmetros de $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ e $f_Y(y)$ baseada no modelo de sistema proposto em (3.47)-(3.49). Uma vez que X^2 e Y^2 são somas de potências, não é necessário cálculo diferenciado para parâmetros referentes à combinação de sinais desejados ou interferentes.

Ambiente α - μ :

A função $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ é aproximada pela FDA de uma única VA α - μ , como mostrado na equação (3.20). Entretanto, os parâmetros α_S , μ_S e \hat{x}_S são calculados segundo as equações (3.28), (3.29) e (3.30), substituindo-se Y por X , α_I por α_S , μ_I por μ_S e \hat{y}_I por \hat{x}_S .

A FDP $f_Y(y)$ é aproximada seguindo o mesmo método descrito para a CGI em ambiente α - μ . A PO é calculada substituindo $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ e $f_Y(y)$ na equação (3.18).

Ambiente κ - μ :

A FDA $F_X(y\sqrt{z_{th}})$, referente aos sinais ditos desejados, é aproximada pela de uma única VA κ - μ conforme (3.33). Assim como em CGI, os parâmetros κ_S , μ_S e \hat{x}_S que resultam em uma boa aproximação são obtidos com o uso das equações (3.34), (3.35) e (3.36). Com a diferença de que, neste caso, os momentos arbitrários de X são calculados por expansão multinomial como em (3.31), sendo que os momentos individuais utilizados em (3.32) são dados em (3.6) para os respectivos parâmetros $(\kappa_i, \mu_i, \hat{y}_i)$.

A função $f_Y(y)$ é aproximada seguindo o mesmo método descrito anteriormente para a CGI em ambiente κ - μ . A PO é calculada substituindo $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ e $f_Y(y)$ na equação (3.18).

Ambiente η - μ :

De maneira análoga à aplicada para CGI, $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ é aproximada pela estatística de uma única VA com parâmetros η_S , μ_S , e \hat{y}_S obtidos de (3.40)-(3.43). Os momentos exatos de X podem ser obtidos de (3.31), substituindo-se Y por X , com os momentos individuais dados em (3.11) para os parâmetros $(\eta_i, \mu_i, \hat{x}_i)$.

A FDP $f_Y(y)$, que aproxima a estatística dos sinais interferentes é obtida conforme método detalhado para a CGI em ambiente η - μ . Então, substituindo-se $F_X(y\sqrt{z_{th}})$ e $f_Y(y)$, em (3.18) é obtida uma expressão aproximada para PO de CRM sujeitos à ICC em canais de desvanecimento η - μ .

Casos Especiais:

Para CRM, os dois conjuntos de parâmetro possíveis obtidos com os estimadores (3.40)-(3.43) convergiram aos mesmos valores, para o caso geral, em todas as situações observadas.

Para os cenários η - μ e κ - μ , quando os sinais recebidos pelo CRM são modelados por VAs i.i.d., a PO obtida é um cálculo exato. Nesse caso, os parâmetros que aproximam a estatística dos sinais desejados são

$$\kappa_S = \kappa_i, \quad (3.51a)$$

$$\eta_S = \eta_i, \quad (3.51b)$$

$$\mu_S = M\mu_i, \quad (3.52)$$

$$\hat{x}_S = \hat{x}_i\sqrt{M}. \quad (3.53)$$

Os parâmetros relativos aos sinais interferentes são obtidos a partir das equações (3.44)-(3.46), ou seja, da mesma maneira que para CGI.

No Capítulo 4, as aproximações propostas aqui para ambientes α - μ , η - μ e κ - μ serão comparadas com resultados obtidos por simulação. Como será visto, uma excelente concordância ocorre entre as curvas aproximadas e simuladas.

3.3 Conclusão

Neste capítulo foram propostas aproximações precisas para o cálculo da PO na saída de receptores CGI e CRM em canais de desvanecimento generalizados sujeitos a um número arbitrário de co-canais interferentes. Os resultados foram obtidos em termos de integração simples, substituindo as integrais múltiplas necessárias na solução exata. Percebe-se que o procedimento aqui aplicado é de fácil implementação computacional, com a determinação dos parâmetros apropriados da formulação aproximada feito de maneira direta.

Capítulo 4

Simulação e Resultados

Nos modelos de propagação propostos nesta dissertação considera-se que efeitos aleatórios, como interferência e desvanecimento, degradam o sinal portador de informação à medida que esse se propaga pelo canal rádio-móvel. Conseqüentemente, faz-se necessária uma ferramenta de complexidade compatível para validação dos resultados obtidos pelas aproximações propostas. O uso de simulação é adequado, uma vez que permite grande precisão nos resultados alcançados e os métodos analíticos disponíveis na literatura não contemplam os modelos de desvanecimento aqui utilizados.

A simulação da PO proposta pode ser decomposta em dois passos. O primeiro é a geração de números pseudo-aleatórios com distribuições α - μ , κ - μ e η - μ . O segundo é, a partir desses números, obter uma estimativa da estatística da RSI na saída do receptor CGI ou CRM. Os métodos empregados e a comparação dos resultados obtidos serão mostrados a seguir, enquanto que os códigos-fonte são disponibilizados nos apêndices A, B e C.

4.1 Simulação Monte Carlo

Simulação Monte Carlo é o processo de se estimar o valor de um parâmetro por realização de experimento estocástico relacionado ao modelo do sistema [46]. O termo Monte Carlo foi escolhido pela similaridade da técnica com os jogos de azar e foi introduzido por von Neumann e Ulam durante a segunda guerra mundial, como código para um projeto secreto relacionado à construção da bomba atômica [47].

Este método se distingue de outros tipos de simulação principalmente pela independência das amostras (não importa a ordem dos dados observados), pelo resultado expresso em termos das variáveis estocásticas de entrada e pelo fato de que a variável tempo não é significativa.

4.1.1 Geração de Números Pseudo-Aleatórios

A geração de números aleatórios de distribuições α - μ , κ - μ e η - μ utilizados aqui procede diretamente dos respectivos modelos físicos de propagação [2, 3]. Na seqüência, apresentamos uma descrição detalhada das metodologias de geração dos mesmos, assim como seus respectivos códigos fontes.

Ambiente α - μ :

Para canais α - μ , o modelo físico leva à seguinte expressão para a envoltória R [2]

$$R^\alpha = \sum_{i=1}^n (X_i^2 + Y_i^2), \quad (4.1)$$

onde X_i e Y_i são processos gaussianos mutuamente independentes de médias nulas e variâncias idênticas tal que $E(X_i) = E(Y_i) = 0$ e $E(X_i^2) = E(Y_i^2) = \hat{r}^\alpha/2n$. Substituindo o número inteiro n , relativo à quantidade de *clusters*, por sua extensão real μ , considerando que o espalhamento ocorre continuamente, a FDP $f_R(r)$ da envoltória R é dada por (3.1). Pode-se definir então uma variância

$$\sigma^2 = \frac{\hat{r}^\alpha}{2\mu}. \quad (4.2)$$

Utilizando (4.1), (4.2), e sabendo que $\hat{r} = \sqrt[3]{E(R^\alpha)}$, são gerados números pseudo-aleatórios de distribuição α - μ . Esta abordagem faz uso de geradores de números aleatórios de distribuição gaussiana. O código fonte desenvolvido no *software* Matlab está listado no Apêndice A. Por conveniência, apenas o código para $\mu = 2$ é apresentado. Para a análise considerando outros valores de μ , basta alterar o número de *clusters* de multipercurso na equação

$$R = \sqrt[3]{(\sqrt{\sigma^2}X_1)^2 + (\sqrt{\sigma^2}Y_1)^2 + \dots + (\sqrt{\sigma^2}X_\mu)^2 + (\sqrt{\sigma^2}Y_\mu)^2}, \quad (4.3)$$

onde σ^2 é calculada como mostrado em (4.2). Omitindo-se o termo em fase ou em quadratura de algum dos clusters de multipercurso em (4.3) obtém-se uma simulação para a envoltória R com μ múltiplo de 0.5.

Na Fig. 4.1, são comparadas as FDPs real e simulada. A função é estimada a partir da normalização do histograma com o número de amostras para cada valor da variável independente em ensaios sucessivos, sendo que em cada ensaio é gerado um número conforme distribuição α - μ . Os valores dos parâmetros nas figuras, ao longo desta seção, foram escolhidos ao acaso.

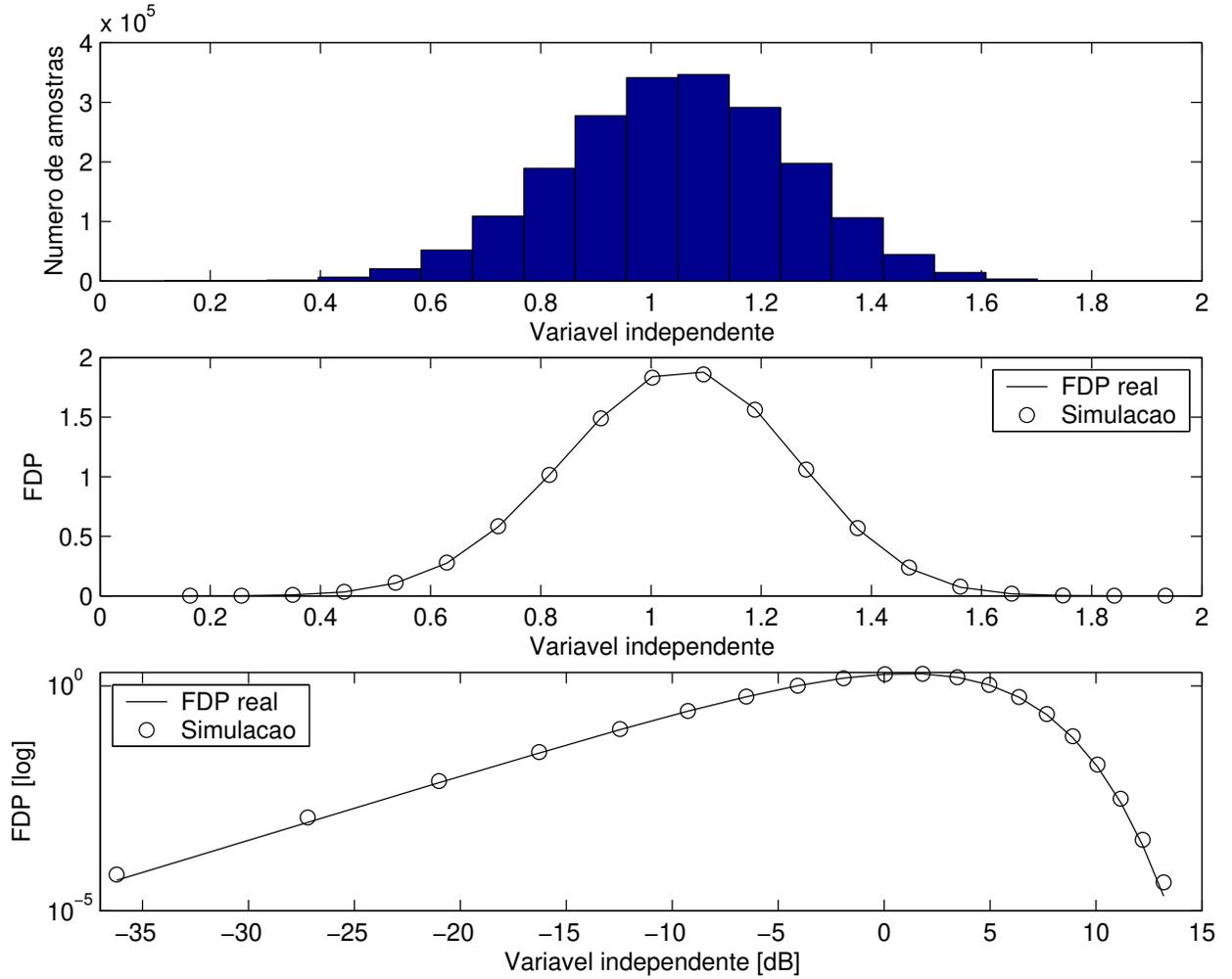


Figura 4.1: Geração de números aleatórios α - μ com parâmetros $\alpha = 3.8$, $\mu = 2$ e $\Omega = 1.4335$, em 2 milhões de ensaios.

Ambiente κ - μ :

Para o cenário de desvanecimento κ - μ , o modelo físico leva à seguinte expressão para envoltória R [3]

$$R^2 = \sum_{i=1}^n (X_i + p_i)^2 + \sum_{i=1}^n (Y_i + q_i)^2, \quad (4.4)$$

onde X_i e Y_i são processos gaussianos mutuamente independentes de médias nulas e variâncias idênticas tal que $E(X_i) = E(Y_i) = 0$ e $E(X_i^2) = E(Y_i^2) = \sigma^2$, p_i e q_i são os valores médios das componentes em fase e em quadratura das ondas de multipercurso do *cluster* i , respectivamente, e n representa o número de clusters, cuja extensão real é μ . A FDP $f_R(r)$ da envoltória R obtida pelo procedimento padrão de mudança de variável, a partir de (4.4), é dada por (3.5).

Define-se

$$d^2 = \sum_{i=1}^n (p_i^2 + q_i^2). \quad (4.5)$$

Além disso, a razão entre a potência total das componentes dominantes e a potência total das ondas espalhadas é dada por

$$\kappa = \frac{d^2}{2n\sigma^2}. \quad (4.6)$$

Em [3], é mostrado que

$$\hat{r}^2 = E(R^2) = 2n\sigma^2 + d^2, \quad (4.7)$$

e

$$E(R^4) = 4n\sigma^4 + 4\sigma^2 d^2 + (2n\sigma^2 + d^2)^2, \quad (4.8)$$

então

$$\frac{E^2(R^2)}{V(R^2)} = \mu \times \frac{(1 + \kappa)^2}{(1 + 2\kappa)}. \quad (4.9)$$

Combinando as equações (4.6) e (4.7) obtém-se

$$\sigma^2 = \frac{\hat{r}^2}{2\mu(\kappa + 1)}. \quad (4.10)$$

Para simplificar o cálculo necessário à simulação, mas sem nenhuma perda de generalidade, considerou-se que os valores médios p_i e q_i são iguais a um parâmetro único P . Conseqüentemente para um número inteiro de *clusters* de multipercurso

$$d^2 = \sum_{i=1}^{\mu} (p_i^2 + q_i^2) = \sum_{i=1}^{\mu} (P^2) \rightarrow d^2 = 2\mu P^2. \quad (4.11)$$

Substituindo-se (4.6) em (4.11) conclui-se que

$$P = \sqrt{\kappa\sigma^2}. \quad (4.12)$$

Utilizando (4.4)-(4.12), são gerados números pseudo-aleatórios de distribuição κ - μ . Para isso, em (4.4), são utilizados números aleatórios de distribuição gaussiana, com variância calculada a partir de (4.10) e valor médio calculado como em (4.12). Esta abordagem tem efeito para valores de μ múltiplos de 0.5. O código-fonte do MATLAB usado para a geração dos números é apresentado no Apêndice A. Por conveniência, apenas o código para $\mu = 1.5$ é apresentado. Para a análise considerando outros valores de μ , basta alterar o número de *clusters* de multipercurso.

Na Fig. 4.2, são exibidas as FDPs real e simulada, além do histograma com o número de

amostras para cada valor da variável independente em ensaios sucessivos.

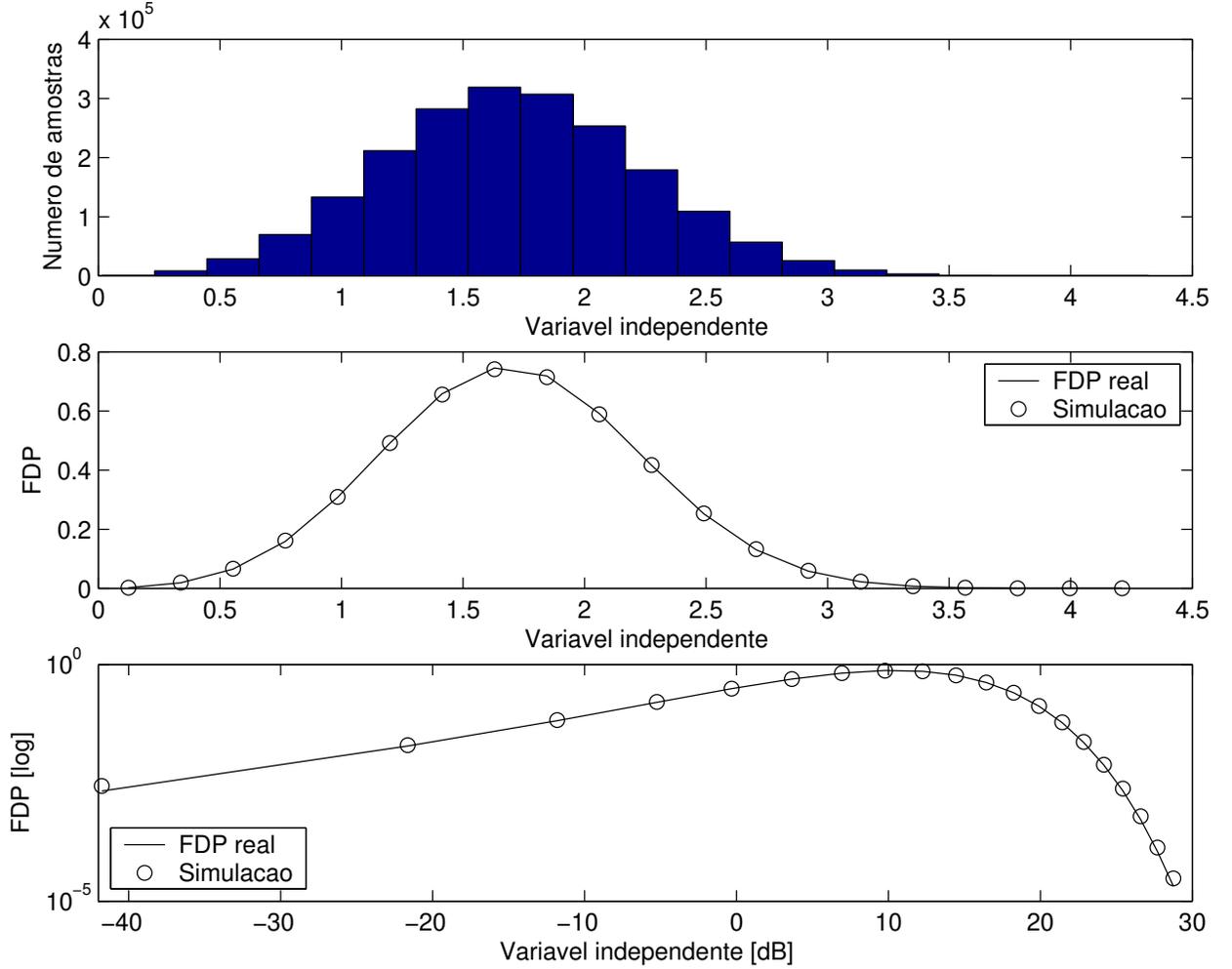


Figura 4.2: Geração de números aleatórios κ - μ com parâmetros $\kappa = 2.3235$, $\mu = 1.5$ e $\hat{\nu} = 1.79$, em 2 milhões de ensaios.

Ambiente η - μ :

Em ambientes η - μ , o modelo físico leva à seguinte expressão para envoltória R [3]

$$R^2 = \sum_{i=1}^n (X_i^2 + Y_i^2), \quad (4.13)$$

onde X_i e Y_i são processos gaussianos mutuamente independentes de médias nulas e variâncias distintas, isto é, $E(X_i) = E(Y_i) = 0$ e $E(X_i^2) = \sigma_X^2$, $E(Y_i^2) = \sigma_Y^2$.

A partir de (4.13), e definindo μ como a extensão real de $n/2$, a FDP $f_R(r)$ da envoltória

R é dada por (3.10). Em [3], é mostrado ainda que para o formato 1

$$\frac{E^2(R^2)}{V(R^2)} = \frac{\mu}{2} \times \frac{(1 + \eta)^2}{(1 + \eta^2)}, \quad (4.14)$$

onde

$$\eta = \frac{\sigma_X^2}{\sigma_Y^2}, \quad (4.15)$$

e

$$\hat{r}^2 = n(1 + \eta)\sigma_y^2 = 2\mu(1 + \eta)\sigma_y^2 \rightarrow \sigma_y^2 = \frac{\hat{r}^2}{2\mu(1 + \eta)}. \quad (4.16)$$

Com as equações (4.13)-(4.16), são gerados números pseudo-aleatórios de distribuição η - μ . Isso é feito com a aplicação de números aleatórios de distribuição gaussiana em (4.13) e demais parâmetros calculados a partir de (4.16) e (4.15). Esta abordagem é eficaz para valores de μ múltiplos de 0.25. O código-fonte da geração está mostrado no Apêndice A. Por conveniência, apenas o código para $\mu = 3.5$ é apresentado. Para a análise considerando outros valores de μ , basta alterar o número de *clusters* de multipercurso.

Na Fig. 4.3, as FDPs real e simulada com o respectivo histograma são plotadas com critérios comparativos.

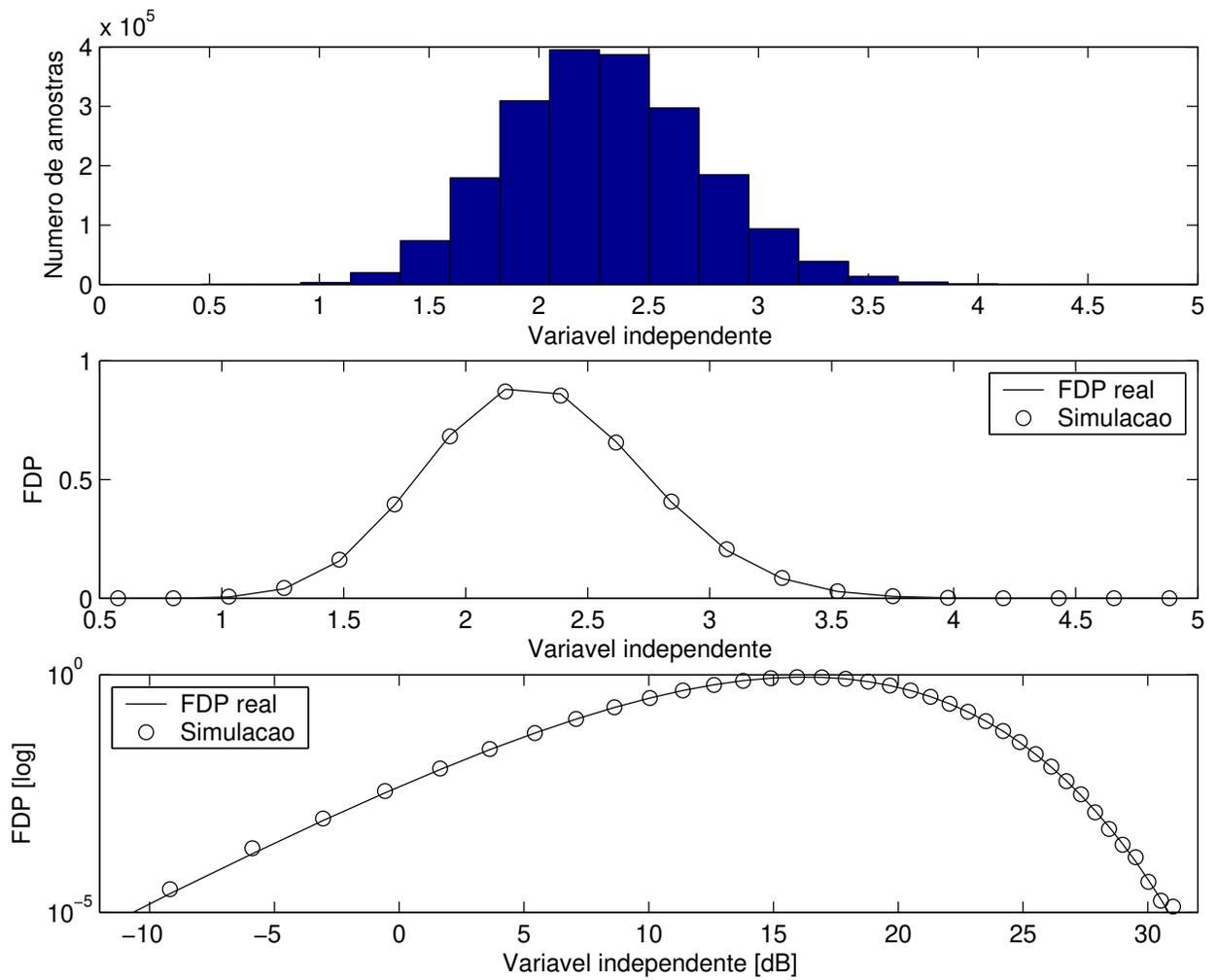


Figura 4.3: Geração de números aleatórios η - μ com parâmetros $\eta = 0.745$, $\mu = 3.5$ e $\hat{r} = 2.345$, em 2 milhões de ensaios.

4.1.2 Cálculo da Probabilidade de *Outage* por Simulação

O método Monte Carlo se baseia na interpretação de frequência relativa de probabilidade. A probabilidade $Pr[A]$ de um evento A é definida pelo limite [43]

$$Pr[A] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_A}{n}, \quad (4.17)$$

onde n_A é o número de ocorrências de A e n é o número de ensaios. Para o caso real, $n < \infty$ então n_A/n é uma estimativa de $Pr[A]$.

É utilizado esse raciocínio para prover uma estimativa da RSI em (3.15), que para CGI é dada por

$$\hat{Z} = \frac{\left(\sum_{i=1}^M X_i\right)^2}{\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M Y_{i,j}^2}, \quad (4.18)$$

em ensaios sucessivos. Para CRM, (4.18) é modificada com base no modelo de sistema mostrado em (3.47)-(3.49) resultando em

$$\hat{Z} = \frac{\sum_{i=1}^M X_i^2}{\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M Y_{i,j}^2}, \quad (4.19)$$

em ensaios sucessivos.

Resta, então, o processamento dos dados obtidos, que é simplesmente a obtenção da função distribuição acumulada (FDA), tendo como variável independente o limiar de RSI, a partir dos histogramas e normalização. Isso é feito de forma semelhante à aplicada para obtenção da FDP. Cada VA é obtida conforme mostrado na Seção 4.1.1. Os dados conseguidos por esse processo são mostrados na seção seguinte. Os códigos-fonte para cada um dos ambientes generalizados são apresentados no Apêndice B, para CGI, e no Apêndice C, para CRM.

4.2 Resultados Numéricos

Nesta seção, comparam-se os resultados gerados pelas expressões aproximadas com os de simulações Monte Carlo. Em todos os casos é atestada grande consistência entre as curvas aproximadas e simuladas.

4.2.1 Combinação por Ganho Igual

Por conveniência, define-se um limiar de RSI normalizada (LRSIN) como [20]

$$LRSIN = \frac{\Omega_s}{\Omega_I z_{th}}, \quad (4.20)$$

onde Ω_s é a potência total média de sinais desejados e Ω_I é a potência total média de sinais interferentes.

As Figs. 4.4 e 4.5 ilustram a PO versus LRSIN para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $N = 2$, com variação de $\alpha_i = \alpha_{i,j}$. O número de ramos de diversidade utilizados foi $M = 3$ (Fig. 4.4) e $M = 4$ (Fig. 4.5). Observa-se excelente concordância entre os resultados aproximados e simulados.

A Fig. 4.6 retrata a PO para diversos valores de M utilizando $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $\alpha_i = \alpha_{i,j} = 1.5$ e $N = 6$. Conforme esperado, um aprimoramento do desempenho é notado à medida que M aumenta. Aqui também, é percebido um bom ajuste entre as curvas aproximadas e simuladas. Com a variação do número de co-canais, Fig. 4.7 traça a PO para $M = 3$ utilizando os mesmos parâmetros de desvanecimento da Fig. 4.6. O desempenho do sistema se deteriora com o aumento de N .

As Figs. 4.8, 4.11 e 4.15 exploram cenários com distribuição arbitrária de potência. Nesse caso, é importante definir uma razão de potências para melhor análise, que é dada por

$$\lambda(dB) = 10 \log_{10} \frac{\sum_{i=1}^M P_i^S}{\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M P_{i,j}^I}, \quad (4.21)$$

onde P_i^S é a potência do sinal desejado na entrada do i -ésimo ramo de diversidade e $P_{i,j}^I$ é a potência do sinal interferente causado pelo j -ésimo co-canal na entrada do i -ésimo ramo de diversidade. Além disso, um vetor $q_I = [q_{1,1} \ q_{1,2} \ \dots \ q_{i,j}]$ de potências interferentes normalizadas é definido, em que $\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M q_{i,j} = 1$. Similarmente, um vetor $q_S = [q_1 \ q_2 \ \dots \ q_i]$ é definido para sinais desejados em cada ramo de diversidade, sendo que $\sum_{i=1}^M q_i = 1$.

As Figs. 4.9 e 4.13 ilustram a PO versus LRSIN para $M = 3$ ramos de diversidade e $N = 2$ portadoras interferentes com variação de $\kappa_i = \kappa_{i,j}$ e mantendo $\mu_i = \mu_{i,j} = 1.5$, na Fig. 4.9, ou variação de $\eta_i = \eta_{i,j}$ e $\mu_i = \mu_{i,j}$ na Fig. 4.13. Observe que o desempenho piora com a diminuição de $\kappa_i = \kappa_{i,j}$, $\eta_i = \eta_{i,j}$ e $\mu_i = \mu_{i,j}$.

As Figs. 4.10 e 4.14 demonstram a PO para diferentes valores de N utilizando $\kappa_i = \kappa_{i,j} = 2.5$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 3$ na primeira e $\eta_i = \eta_{i,j} = 0.4$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 0.5$ na seguinte. Em ambos os casos, as curvas exemplificam o caso $M = 4$ ramos de diversidade. Como previsto, uma melhora no desempenho é notada com a diminuição no valor de N .

Por fim, nas Figs. 4.12 e 4.16, considera-se que os sinais desejados e interferentes sofrem

condições de desvanecimento distintas. As curvas são traçadas para $N = 6$ co-canais interferentes e com variação do número de ramos de diversidade M . Nesse caso, o desempenho do sistema é melhorado com o aumento de M .

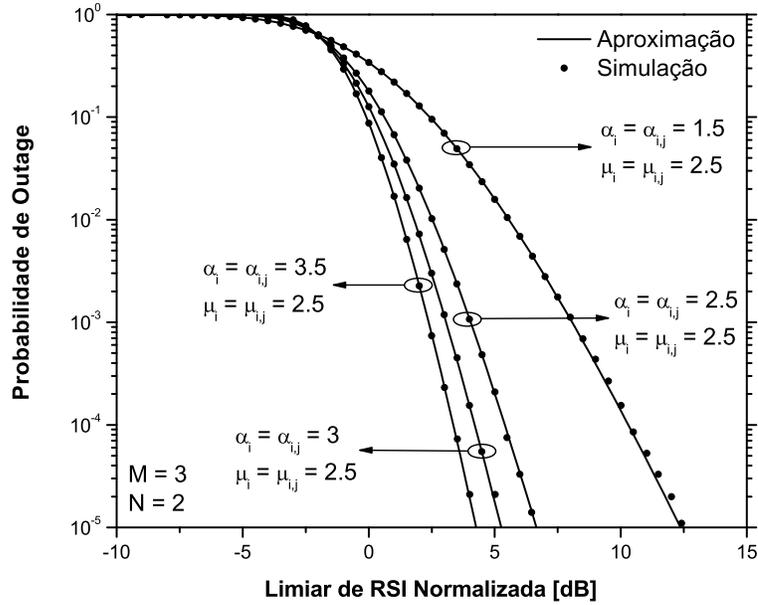


Figura 4.4: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $N = 2$, $M = 3$, e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CGI.

4.2.2 Combinação por Razão Máxima

São analisadas, a seguir, as curvas obtidas considerando o uso de CRM, além da comparação do desempenho dessa com o de CGI.

Nas Figs. 4.17, 4.19 e 4.21 é mostrada PO para $N = 6$ co-canais interferentes, com variação do número de ramos de diversidade M . Nota-se que para ambientes de desvanecimento κ - μ e η - μ esse cálculo não é aproximado, mas sim exato. Isso se deve ao uso de VAs i.i.d. nas somas de sinais desejados e interferentes.

São traçadas, nas Figs. 4.18, 4.20 e 4.22, PO em cenários onde a distribuição de potência é arbitrária. Existem $N = 2$ co-canais interferentes, enquanto que o número de ramos de diversidade empregado é $M = 2$. Para as curvas referentes aos ambientes κ - μ e η - μ é ilustrado o deterioramento do desempenho de sistemas em que os sinais desejados têm potência menor que a dos sinais interferentes. No caso α - μ é analisado o efeito da variação dos parâmetros $\alpha_i = \alpha_{i,j}$.

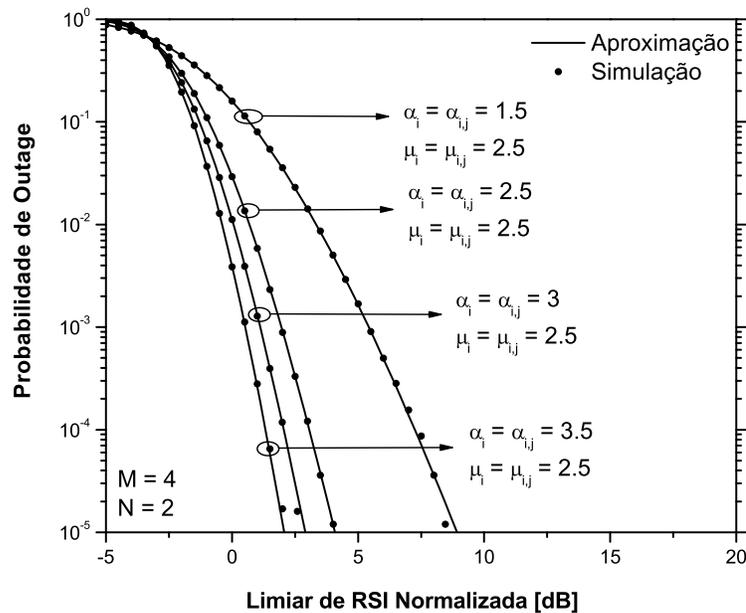


Figura 4.5: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $N = 2$, $M = 4$, e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CGI.

Comparando os resultados desse seção com os da anterior, percebe-se um melhor desempenho de CGI em detrimento de CRM. Esse resultado é interessante, já que a realização física de CGI é mais simples que a de CRM. Uma razão provável para esses resultados, para PO da ordem de até 10^{-5} , é que em CRM os ganhos são adequados à otimização da RSR e não da RSI. Portanto, com base nessa análise, conclui-se que para sistemas predominantemente limitados por interferência é mais conveniente o uso de CGI.

Uma miríade de outras condições de desvanecimento foi investigada e, em todas elas, um ajuste excelente foi observado.

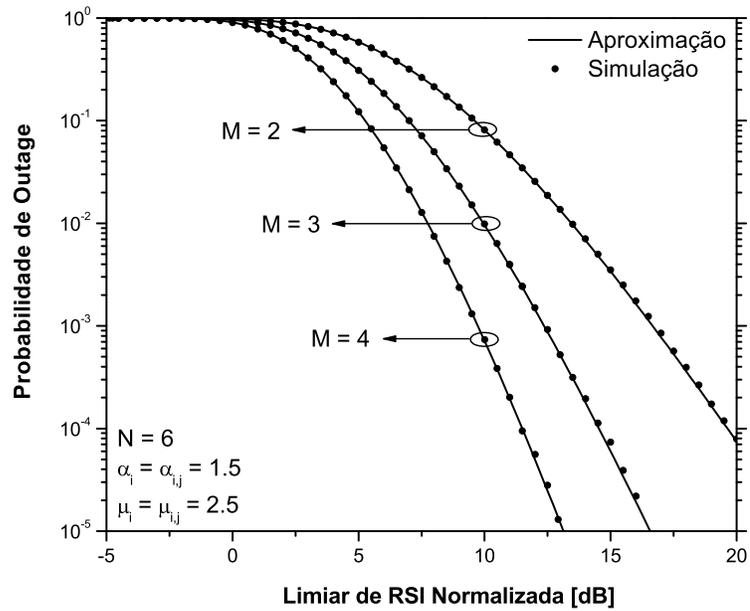


Figura 4.6: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $\alpha_i = \alpha_{i,j} = 1.5$, $N = 6$, e variação em M , CGI.

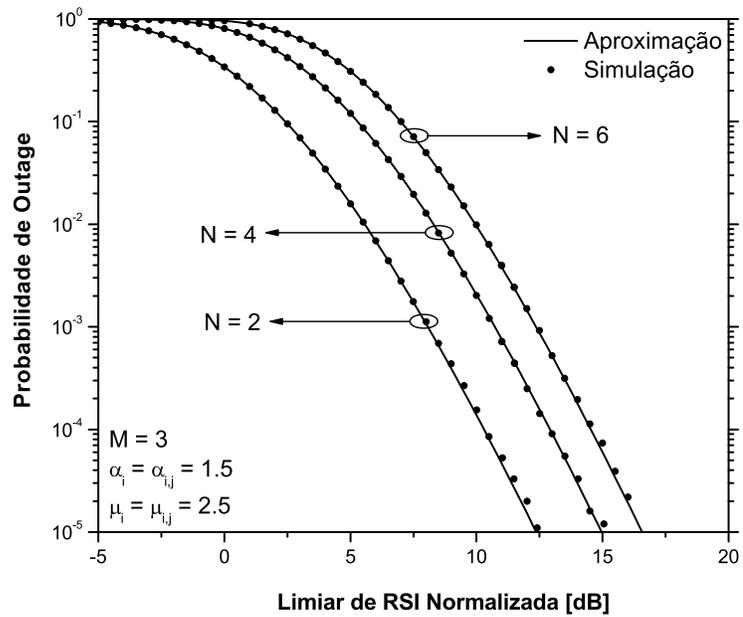


Figura 4.7: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $\alpha_i = \alpha_{i,j} = 1.5$, $M = 3$, e variação em N , CGI.

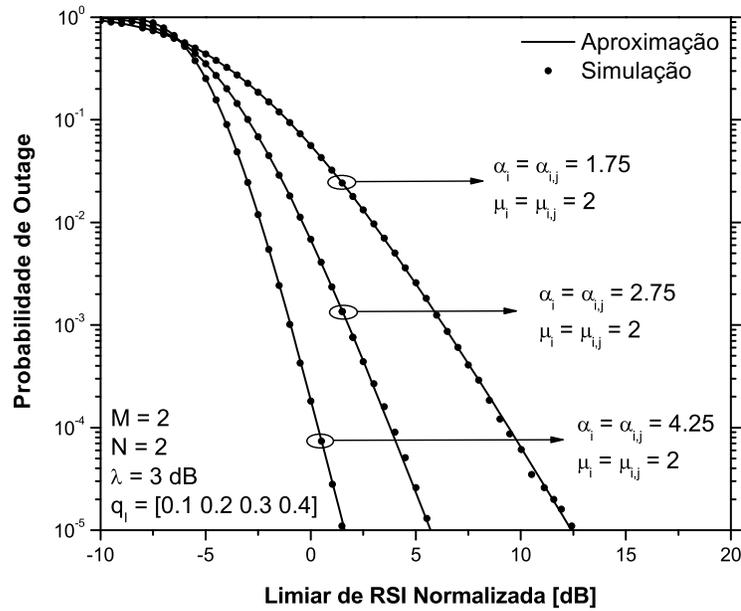


Figura 4.8: PO versus limiar de RSI normalizada para distribuição distinta de potências interferentes usando $\mu_i = \mu_{i,j} = 2$, $M = 2$, $N = 2$, e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CGI.

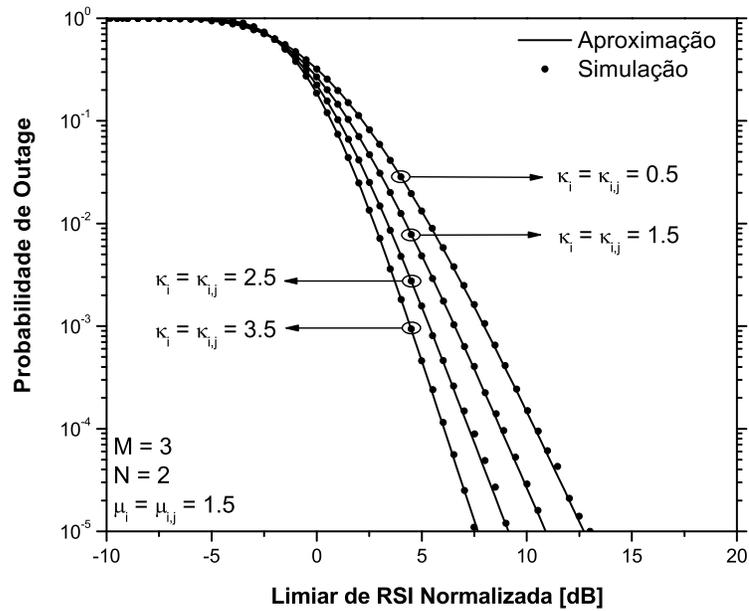


Figura 4.9: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = \mu_{i,j} = 1.5$, $N = 2$, $M = 3$ e variação em $\kappa_i = \kappa_{i,j}$, CGI.

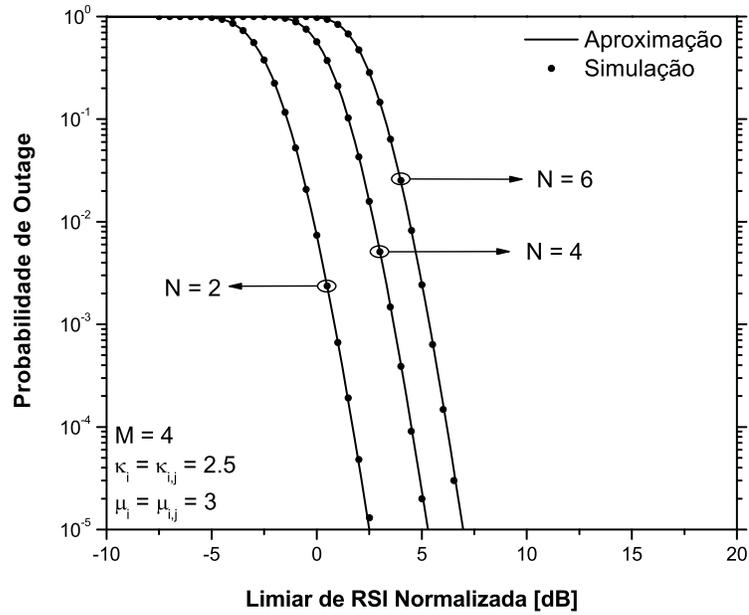


Figura 4.10: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\kappa_i = \kappa_{i,j} = 2.5$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 3$, $M = 4$ e variação em N , CGI.

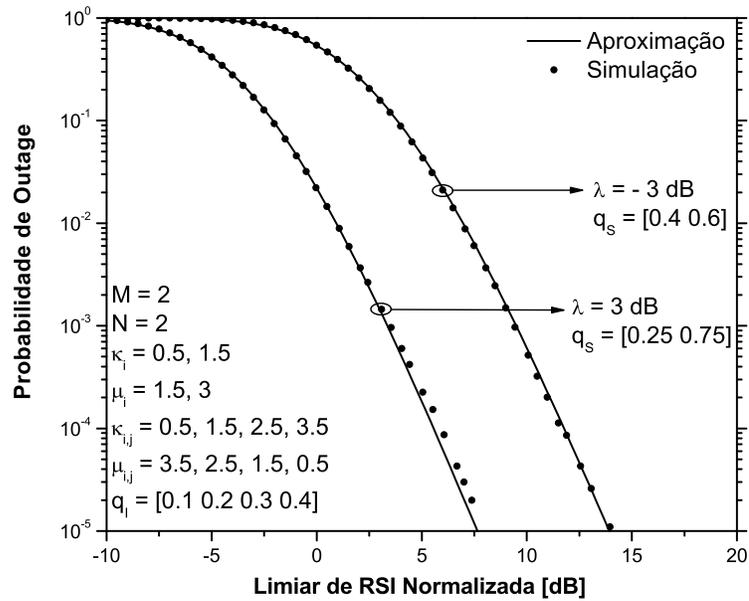


Figura 4.11: PO versus limiar de RSI normalizada para distribuições distintas de potência dos sinais desejados e interferentes usando κ_i , $\kappa_{i,j}$, μ_i e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CGI.

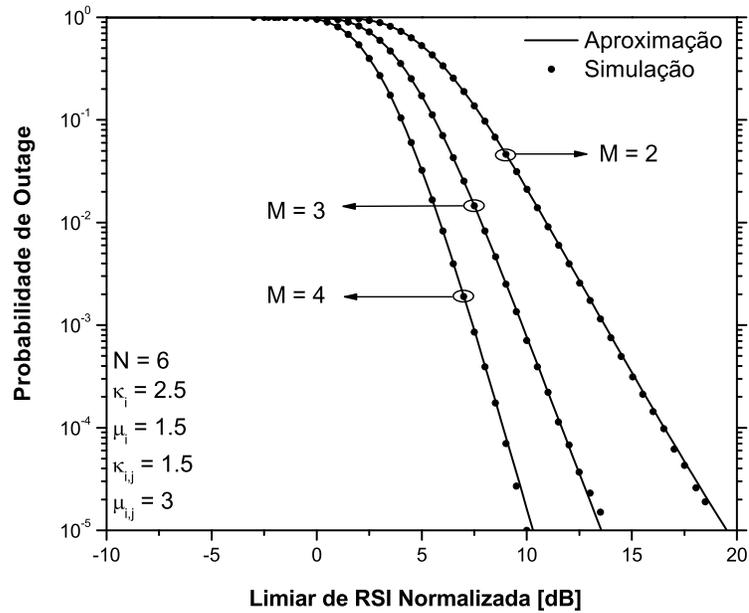


Figura 4.12: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = 1.5$, $\mu_{i,j} = 3$, $\kappa_i = 2.5$, $\kappa_{i,j} = 1.5$, $N = 6$ e variação em M , CGI.

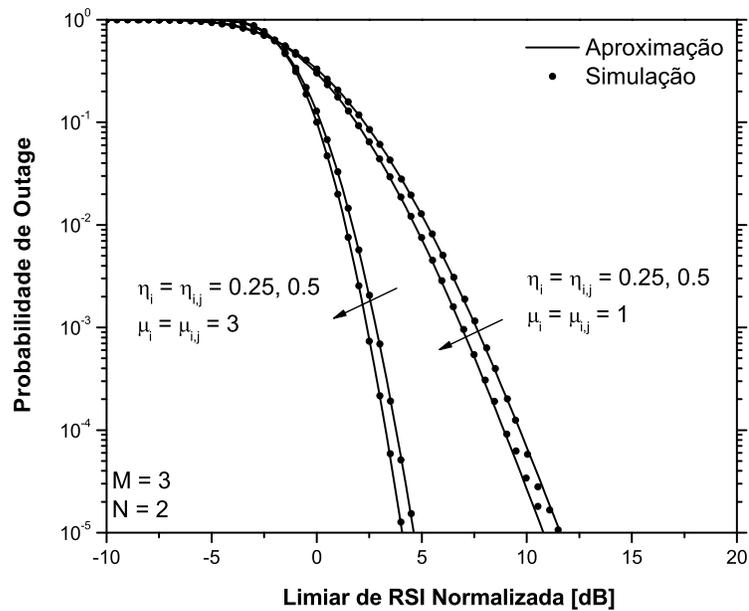


Figura 4.13: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $M = 3$, $N = 2$ e variação em $\eta_i = \eta_{i,j}$, $\mu_i = \mu_{i,j}$, CGI.

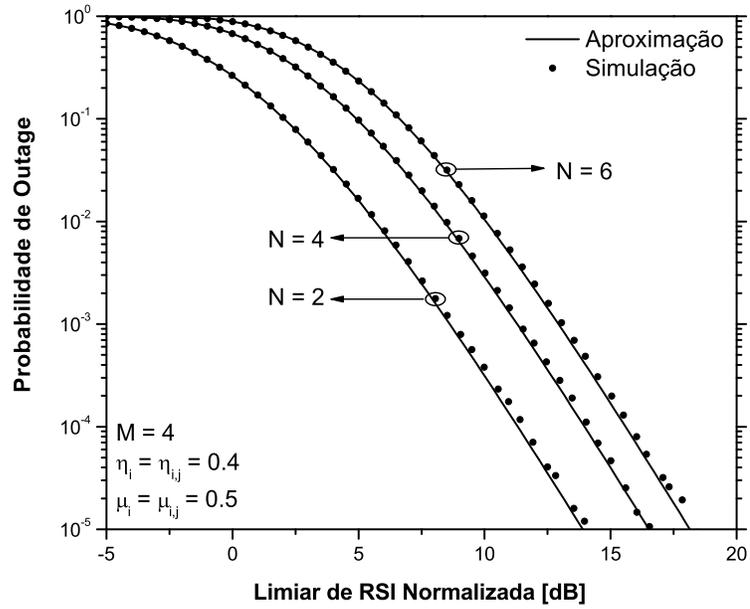


Figura 4.14: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $M = 4$, $\eta_i = \eta_{i,j} = 0.4$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 0.5$ e variação em N , CGI.

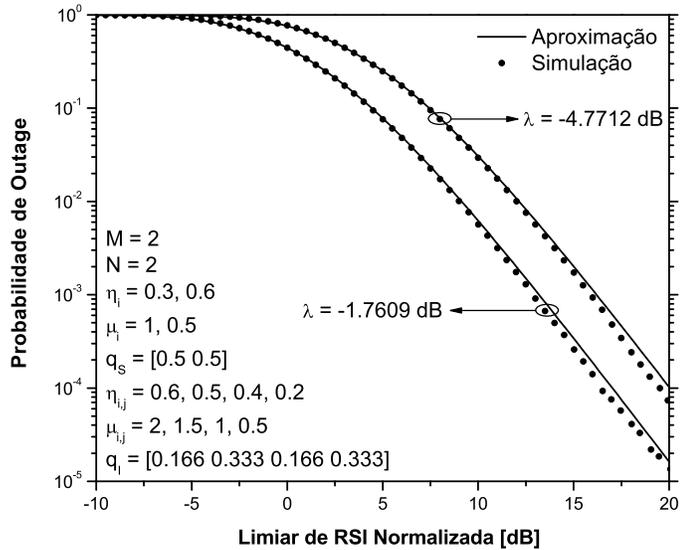


Figura 4.15: PO versus LRSIN para distribuição distinta de potências interferentes usando η_i , $\eta_{i,j}$, μ_i e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CGI.

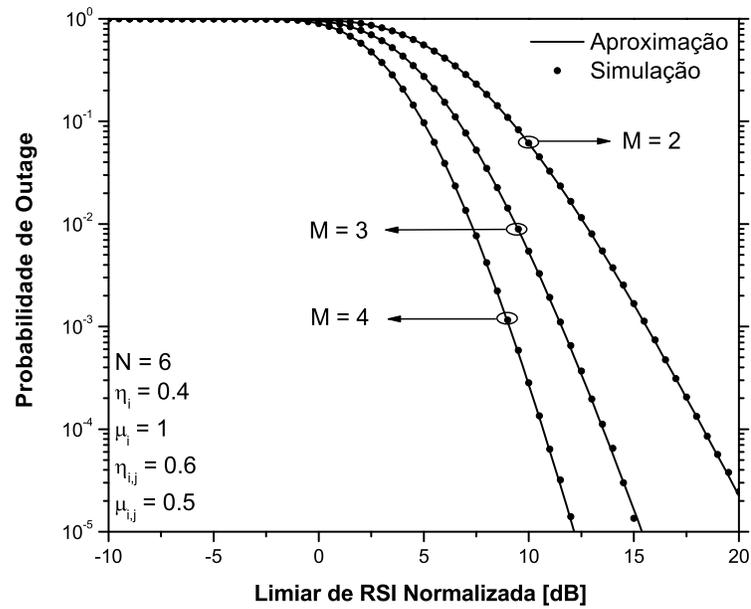


Figura 4.16: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $N = 6$, $\eta_i = 0.4$, $\eta_{i,j} = 0.6$, $\mu_i = 1$, $\mu_{i,j} = 0.5$ e variação em M , CGI.

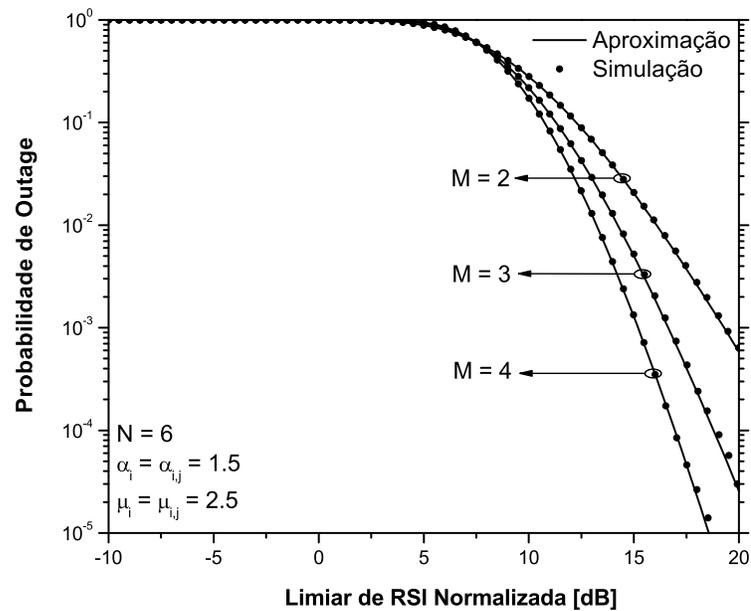


Figura 4.17: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $N = 6$, $\alpha_i = \alpha_{i,j} = 1.5$, $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$ e variação em M , CRM.

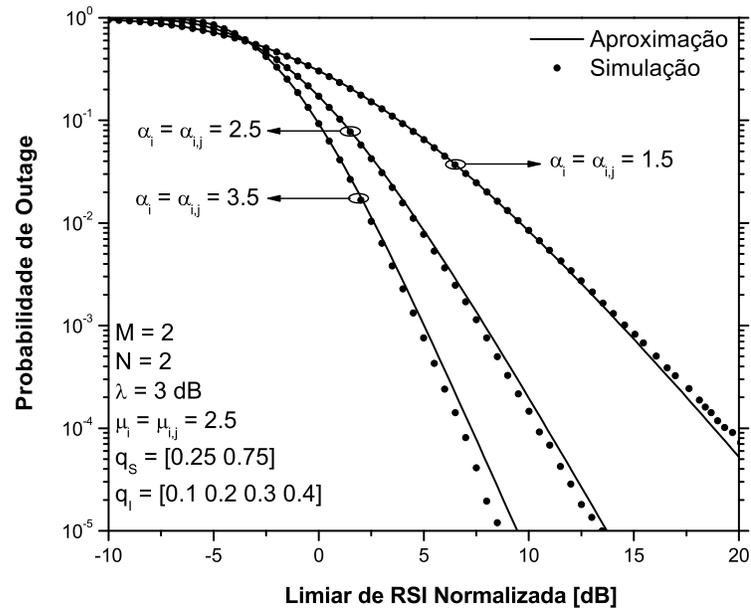


Figura 4.18: PO versus limiar de RSI normalizada para distribuição distinta de potências usando $\mu_i = \mu_{i,j} = 2.5$, $M = 2$, $N = 2$, $\lambda = 3$ dB e variação em $\alpha_i = \alpha_{i,j}$, CRM.

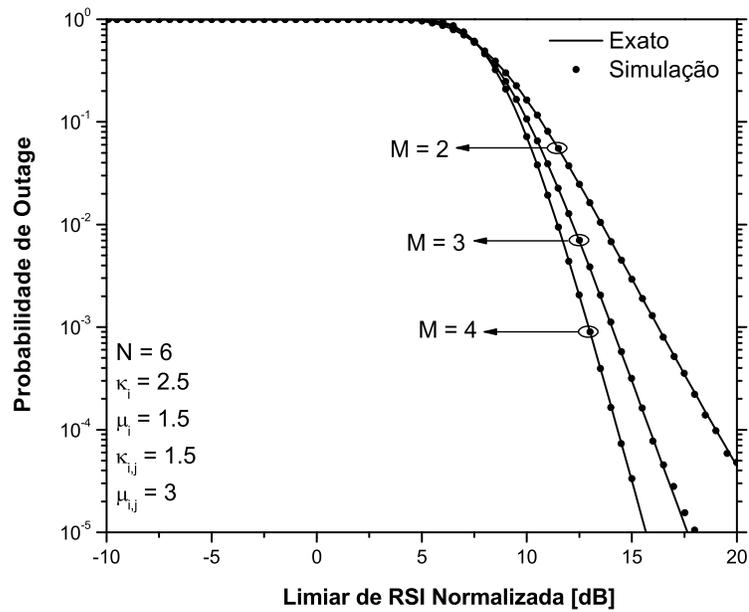


Figura 4.19: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $\mu_i = 1.5$, $\mu_{i,j} = 3$, $\kappa_i = 2.5$, $\kappa_{i,j} = 1.5$, $N = 6$ e variação em M , CRM.

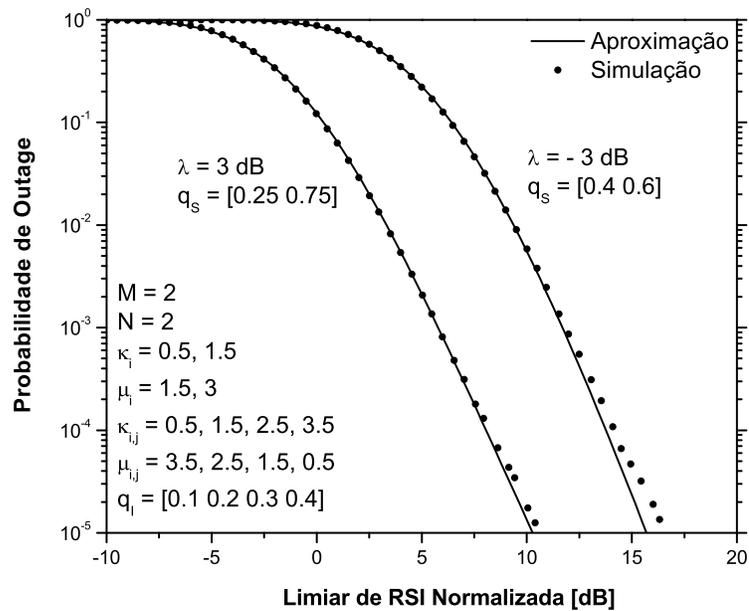


Figura 4.20: PO versus limiar de RSI normalizada para distribuições distintas de potência dos sinais desejados e interferentes usando κ_i , $\kappa_{i,j}$, μ_i e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CRM.

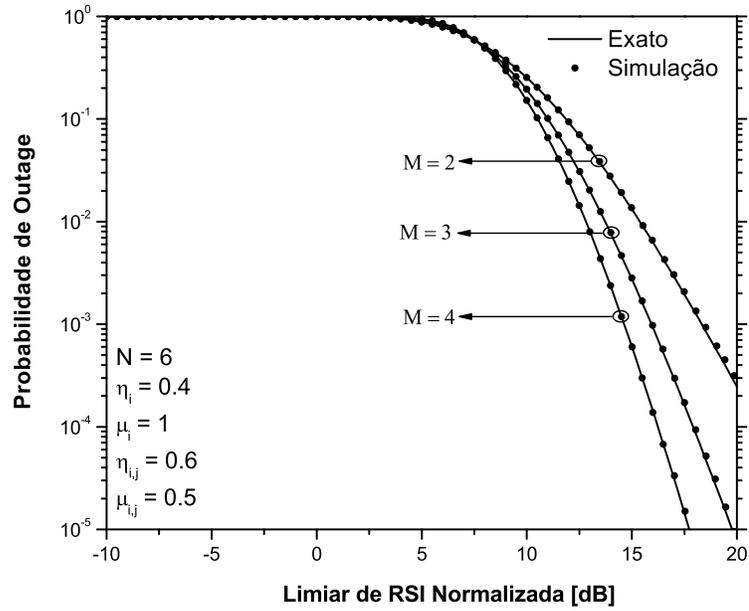


Figura 4.21: Probabilidade de Outage versus limiar de RSI normalizada para $N = 6$, $\eta_i = 0.4$, $\eta_{i,j} = 0.6$, $\mu_i = 1$, $\mu_{i,j} = 0.5$ e variação em M , CRM.

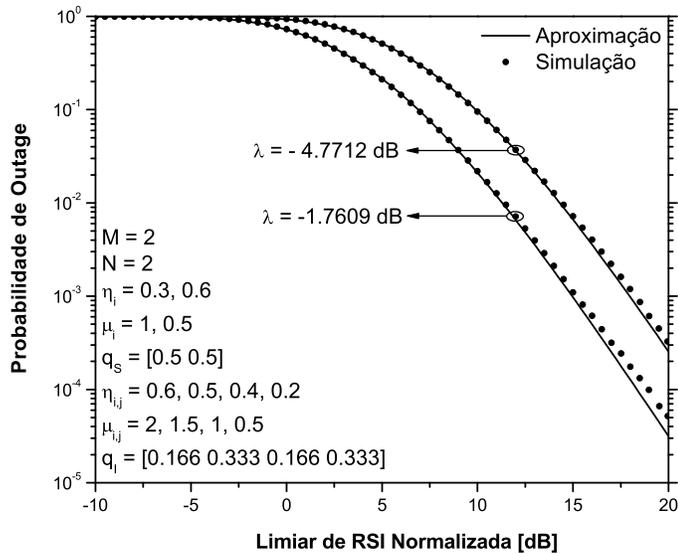


Figura 4.22: PO versus LRSIN para distribuição distinta de potências interferentes usando η_i , $\eta_{i,j}$, μ_i e $\mu_{i,j}$ escolhidos arbitrariamente, $M = 2$, $N = 2$ e variação em λ , CRM.

Capítulo 5

Considerações Finais

O estudo que resultou nas contribuições desta dissertação nos leva a vislumbrar uma série de outras perspectivas para pesquisa no ramo de caracterização do canal de comunicações rádio-móvel, com uso de esquemas diversidade, sob ICC.

5.1 Investigações Futuras

Em seguida, algumas propostas de trabalhos futuros relacionadas a esta dissertação são listadas:

- Considerou-se aqui que tanto sinais desejados quanto interferentes seguem distribuição α - μ , η - μ ou κ - μ . Entretanto, pode-se imaginar que os canais de desvanecimento a que são submetidos sinais desejados e interferentes têm características distintas, que podem ser melhor ajustadas por diferentes modelos de propagação. Por esse motivo, propõe-se a análise de probabilidade de *outage* para combinadores sob interferência co-canal em ambientes de desvanecimento que considerem as possíveis combinações de modelos de propagação para sinais desejados e interferentes. A técnica mostrada nessa dissertação permite a análise considerando sinais desejados ou interferentes com distribuição α - μ , η - μ , κ - μ . A escolha do modelo de propagação que se adequa melhor a cada cenário pode se dar por observação dos resultados de medidas de campo [4–6].
- Em [38], a precisão da aproximação da soma de M VAs Hoyt independentes e arbitrariamente distribuídas (i.a.d.) é aferida de maneira objetiva, por uma métrica específica. Propõe-se que, de maneira análoga, seja avaliada numericamente a precisão das aproximações desta dissertação para os diferentes modelos de propagação abordados, com a variação dos parâmetros.

- Sejam X e Y VAs α - μ de parâmetros $(\alpha_S, \mu_S, \hat{r}_S)$ e $(\alpha_I, \mu_I, \hat{r}_I)$, respectivamente, defina-se $W = X/Y$ como sua razão. De acordo com Mathai [48], a FDP da razão de duas FDPs α - μ pode ser encontrada, em termos da função H-Fox, com o uso da transformada de Mellin e cálculo de resíduos. Portanto, pode-se encontrar a distribuição da VA, W , em forma fechada, como caso específico do resultado apresentado em [48]. O h -ésimo momento de W é dado por

$$E(W^h) = \frac{1}{\Gamma(\mu_S)\Gamma(\mu_I)} \frac{\Gamma[\mu_S + \frac{h}{\alpha_S}] \Gamma[\mu_I - \frac{h}{\alpha_I}]}{\left(\frac{\mu_S}{\hat{r}_S}\right)^{\left(\frac{h}{\alpha_S}\right)} \left(\frac{\mu_I}{\hat{r}_I}\right)^{\left(\frac{h}{\alpha_I}\right)}}. \quad (5.1)$$

A FDP $f_W(w)$ é dada por [48, Eq. 4.3]

$$f_W(w) = w^{-1}(2\pi j)^{-1} \int_{c-j\infty}^{c+j\infty} E(W^h)w^{-h}dh, \quad (5.2)$$

e conseqüentemente

$$f_W(w) \approx \frac{w^{-1}}{\Gamma(\mu_S)\Gamma(\mu_I)} H_{1,1}^{1,1} \left[\left(\frac{a}{a'} \right) w \left| \begin{matrix} (1 - \mu_I, \frac{1}{\alpha_I}) \\ (\mu_S, \frac{1}{\alpha_S}) \end{matrix} \right. \right], \quad (5.3)$$

onde $j = \sqrt{-1}$, $a = \left(\frac{\mu_S}{\hat{r}_S\alpha_S}\right)^{\frac{1}{\alpha_S}}$ e $a' = \left(\frac{\mu_I}{\hat{r}_I\alpha_I}\right)^{\frac{1}{\alpha_I}}$. A FDP $f_W(w)$ existe para $v, r = 0, 1, \dots$; $\alpha_S(\mu_S + v) \neq \alpha_I(-\mu_I - r)$. Infelizmente, essa solução não é computacionalmente viável, a menos que α_S e α_I sejam racionais. Nesse caso, (5.3) pode ser escrita em termos de uma função G-Meijer [48]. Como em parte deste trabalho Z é a razão de VAs α - μ ao quadrado, então $W = Z^2$. Efetuando essa mudança de variável é provável que se encontre uma expressão em forma fechada em termos de função G-Meijer da PO para receptores CGI ou CRM sob ICC em ambientes de desvanecimento α - μ . Para os outros cenários de propagação investigados, pode-se tentar escrever suas FDPs em termos de funções G-Meijer ou H-Fox e então usar a álgebra disponível para obtenção da FDP da razão de FDPs κ - μ ou η - μ , ao quadrado. Alguns trabalhos que podem ajudar nesta tarefa são [49–52].

- Nesta dissertação foi analisada a estatística na saída de receptores CGI e CRM sob ICC. Uma possível extensão deste trabalho seria o estudo de probabilidade de outage para outros tipos de combinação (CSP, por exemplo) com adição de ruído ao modelo de canal de comunicações. Isso permitiria a comparação dos resultados obtidos com a CO, de Bogachev e Winters [13, 14, 53].
- Por fim, é interessante para trabalhos futuros a análise de estatísticas de segunda or-

dem, como taxa de cruzamento de nível (TCN) e duração média de desvanecimento (DMD), para combinadores por ganho igual, sob interferência co-canal, em ambientes de desvanecimento generalizados.

Referências Bibliográficas

- [1] M. K. Simon and M. -S. Alouini, *Digital Communications Over Fading Channels: A Unified Approach to Performance Analysis*, New York: Wiley, 2000.
- [2] M. D. Yacoub, “The α - μ distribution: a physical fading model for the Stacy distribution,” *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 56, no. 1, pp. 27–34, Jan. 2007.
- [3] M. D. Yacoub, “The κ - μ distribution and the η - μ distribution,” *IEEE Ant. and Prop. Magazine*, vol. 49, no. 1, pp. 68–81, Feb. 2007.
- [4] U. S. Dias, M. D. Yacoub, “On the α - μ autocorrelation and power spectrum functions: Field trials and validation,” *Submetido para publicação*, 2008.
- [5] F. C. Martins, H. B. Tercius, M. D. Yacoub, “Validating the κ - μ distribution and the η - μ distribution,” *International Workshop on Telecommunications, IWT 2004, Santa Rita do Sapucaí*, Aug. 2004.
- [6] ———, “Narrowband measurement at 1800 MHz and the κ - μ and η - μ fading distributions,” *XXI Brazilian Telecommunication Symposium, SBrT’04, Belém, PA*, Sep. 2004.
- [7] H. B. Tercius, *Distribuições Generalizadas de Desvanecimento de Curto Prazo: Medições de Campo e Validações*. Dissertação de mestrado, Universidade Estadual de Campinas, 2008.
- [8] L. Amoroso, “Ricerche intorno alla curva dei redditi,” *Ann. Mat. Pura Ser.*, no. 4(21), pp. 123–159, 1925.
- [9] E. W. Stacy, “A generalization of the gamma distribution,” *Ann. Math. Stat.*, vol. 33, no. 3, pp. 1187–1192, Sep. 1962.
- [10] W. C. Y. Lee, *Mobile Communications Engineering*, 2nd ed., 1997.
- [11] M. D. Yacoub, *Foundations of Mobile Radio Engineering*. CRC Press, 1993.

- [12] W. C. Jakes, *Microwave Mobile Communications*. New York: Wiley, 1974.
- [13] V. M. Bogachev and I. G. Kiselev, "Optimum combining of signals in space-diversity reception," *Telecommun. Radio Eng.*, vol. 34/35, no. 10, pp. 83–85, Oct. 1980.
- [14] Jack H. Winters, "Optimum combining in digital mobile radio with cochannel interference," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. VT-33, no. 3, pp. 144–155, 1984.
- [15] K. W. Sowerby and A. G. Williamson, "Outage probability calculations for multiple cochannel interferers in cellular mobile radio systems," *Proc. Inst. Elect. Eng. Radar and Signal Processing*, vol. 135, no. 3, pp. 208–215, Jun. 1988.
- [16] Y. -D. Yao and A. U. H. Sheikh, "Investigations into cochannel interference in micro-cellular mobile radio systems," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 41, no. 2, pp. 114–123, May 1992.
- [17] A. Shah and A. M. Haimovich, "Performance analysis of maximal ratio combining and comparison with optimum combining for mobile radio communications with cochannel interference," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 49, no. 4, pp. 1454–1463, Jul. 2000.
- [18] V. A. Aalo and J. Zhang, "Performance analysis of maximal ratio combining in the presence of multiple equal-power cochannel interferers in a Nakagami fading channel," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 50, no. 2, pp. 497–503, Mar. 2001.
- [19] L. Yang and M. -S. Alouini, "On the average outage rate and average outage duration of wireless communication systems with multiple cochannel interferers," *IEEE Trans. Wirel. Commun.*, vol. 3, no. 4, Jul. 2004.
- [20] A. A. Abu-Dayya and N. C. Beaulieu, "Outage probabilities of diversity cellular systems with cochannel interference in Nakagami fading," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 41, no. 4, pp. 343–355, Nov. 1992.
- [21] N. C. Beaulieu, "An infinite series for the computation of the complementary probability distribution function of a sum of independent random variables and its application to the sum of Rayleigh random variables," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 38, no. 09, pp. 1463–1474, Sep. 1990.
- [22] O. Shimbo and M. I. Celebiler, "The probability of error due to inter-symbol interference and gaussian noise in digital communication systems," *IEEE Trans. Commun.*, vol. COM-19, pp. 113–120, Apr. 1971.

- [23] J. V. Murphy, "Binary error caused by intersymbol interference and gaussian noise," *IEEE Trans. Commun.*, vol. COM-21, pp. 1039–1046, Sep. 1973.
- [24] M.-J. Ho and G. L. Stuber, "Co-channel interference of microcellular systems on shadowed nakagami fading channels," *Proc. VTC'93*, pp. 568–571, Sep. 1993.
- [25] J. Gil-Pelaez, "Note on the inversion theorem," *Biometrika*, vol. 38, pp. 481–482, 1951.
- [26] Y. Katznelson, *An Introduction to Harmonic Analysis*, 2nd ed. Dover Publications, 1976.
- [27] C. Tellambura and A. Annamalai, "Further results on the Beaulieu series," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 48, no. 11, pp. 1774–1777, Nov. 2000.
- [28] Y. Song, S. D. Blostein, and J. Cheng, "Exact outage probability for equal gain combining with cochannel interference in Rayleigh fading," *IEEE Trans. Wirel. Commun.*, vol. 2, no. 5, Sep. 2003.
- [29] Z. Hadzi-Velkov, "Level crossing rate and average fade duration of EGC systems with cochannel interference in Rayleigh fading," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 55, no. 11, pp. 2104–2113, Nov. 2007.
- [30] C. Tellambura and A. Annamalai, "An unified numerical approach for computing the outage probability for mobile radio systems," *IEEE Commun. Lett.*, vol. 3, no. 4, pp. 97–99, Apr. 1999.
- [31] M. Nakagami, "The m-distribution - A general formula of intensity distribution of rapid fading," in *Statistical Methods in Radio Wave Propagation*, W. C. Hoffman, Ed. Elmsford, NY: Pergamon, 1960.
- [32] J. Reig and N. Cardona, "Nakagami- m approximate distribution of sum of two correlated Nakagami- m correlated variables," *Electron. Lett.*, vol. 36, no. 11, pp. 978–980, May 2000.
- [33] J. Hu and N. C. Beaulieu, "Accurate simple closed-form approximations to Rayleigh sum distributions and densities," *IEEE Commun. Lett.*, vol. 9, no. 2, pp. 109–111, Feb. 2005.
- [34] —, "Accurate closed-form approximations to Ricean sum distributions and densities," *IEEE Commun. Lett.*, vol. 9, no. 2, pp. 133–135, Feb. 2005.

- [35] J. C. S. Santos Filho and M. D. Yacoub, "Simple precise approximations to Weibull sums," *IEEE Commun. Lett.*, vol. 10, no. 8, pp. 614–616, Aug. 2006.
- [36] —, "Nakagami- m approximation to the sum of M non-identical independent Nakagami- m variates," *Electron. Lett.*, vol. 40, no. 15, pp. 951–952, Jul. 2004.
- [37] —, "Highly accurate κ - μ approximation to sum of M independent non-identical Ricean variates," *Electron. Lett.*, vol. 41, no. 6, pp. 338–339, Mar. 2005.
- [38] —, "Highly accurate η - μ approximation to the sum of M independent non-identical Hoyt variates," *IEEE Ant. and Wirel. Prop. Lett.*, vol. 4, pp. 436–438, 2005.
- [39] D. B. da Costa, M. D. Yacoub, and J. C. S. Santos Filho, "Highly accurate closed-form approximations to the sum of α - μ variates and applications," *IEEE Trans. Wirel. Commun.*, vol. 7, pp. 3301–3306, 2008.
- [40] D. B. da Costa and M. D. Yacoub, "Accurate approximations to the sums of generalized random variables and applications in the performance analysis of diversity systems," *Accepted for publication in the IEEE Trans. Commun.*, 2008.
- [41] M. Abramowitz and I. A. Stegun, *Handbook of Mathematical Functions with Formulas, Graphs, and Mathematical Tables*. New York: Dover, 1972.
- [42] J. I. Marcum, "A statistical theory of target detection by pulsed radar," *IRE Trans. Inf. Theory*, vol. 6, no. 2, pp. 59–267, Apr. 1960.
- [43] A. Papoulis, *Probability, Random Variables, and Stochastic Processes*, 4th ed., 2002.
- [44] J. C. S. S. Filho, *Combinação por ganho igual em ambiente de desvanecimento arbitrário*. Dissertação de mestrado, Universidade Estadual de Campinas, 2001.
- [45] G. Fraidenraich, M. D. Yacoub, and J. C. S. Santos Filho, "Second-order statistics of maximal-ratio and equal-gain combining in Weibull fading," *IEEE Commun. Lett.*, vol. 9, no. 6, pp. 499–501, Jun. 2005.
- [46] W. H. Tranter, K. S. Shanmugan, T. S. Rappaport and K. L. Kosbar, *Principles of Communication Systems Simulation with Wireless Applications*, 1st ed. New Jersey: Prentice Hall, 2004.
- [47] R. Y. Rubinstein, *Simulation and the Monte Carlo Method*. Wiley-Interscience, May 1981.

- [48] A. M. Mathai, “Products and Ratios of Generalized Gamma Variates,” *Skand. Aktuar-Tidskr.*, pp. 193–198, 1972.
- [49] K. Roach, “Meijer g function representations,” in *ISSAC '97: Proceedings of the 1997 international symposium on Symbolic and algebraic computation*. New York, NY, USA: ACM, 1997, pp. 205–211.
- [50] V. S. Adamchik, O. I. Marichev, “The algorithm for calculating integrals of hypergeometric type functions and its realization in reduce system,” *ACM: Proceedings of the 1990 International Symposium on Symbolic and Algebraic Computation*, pp. 212–224, 1990.
- [51] A. Erdelyi, *Higher Transcendental Functions*. Robert E. Krieger Publishing Company, Malabar, Florida, 1953, vol. I.
- [52] A. P. Prudnikov, Y. A. Brychkov, and O. I. Marichev, *Integrals and Series: More Special Functions*, Gordon and Breach Science, 1990, vol. 3, Translated from the Russian by G. G. Gould.
- [53] Peter J. Smith, “Exact performance analysis of optimum combining with multiple interferers in flat rayleigh fading,” *IEEE Trans. Commun.*, vol. 55, no. 9, pp. 1674–1677, 2007.

Apêndice A

Código-Fonte MATLAB: Geração de Números Pseudo-Aleatórios

```
% FDP da Distribuição alpha-mu
clear all % Limpa memória
% Entrada de dados
n = 100000; % Número de ensaios
mu=2; alpha=3.8; omega=1.4335; rms=omega.^(1/(alpha));
sigma2=(rms.^alpha)./(2.*mu);

ytrans=((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)).^(1./alpha);

[N_samp,r] = hist(ytrans,20); % Parâmetros do histograma
subplot(2,1,1)
bar(r,N_samp,1) % Gráfico do histograma
ylabel('Numero de amostras'); xlabel('Variavel independente');
subplot(2,1,2)
alphanu =
(1./(rms.^(alpha.*mu).*gamma(mu))).*(alpha.*mu.^(mu).*r.^(alpha.*mu-1))
.*exp(-mu.*((r.^alpha)./(rms.^alpha))); % FDP alpha-mu
del_r = r(3)-r(2); % Determina largura
p_hist = N_samp/n/del_r; % Probabilidade a partir dos histogramas
plot(r,alphanu,'k',r,p_hist,'ok'); % Compara resultados
ylabel('FDP'); xlabel('Variavel independente');
legend('FDP real','Simulacao',1);
```

```

-----

% FDP da distribuição kappa-mu
clear all % Limpa memória
% Entrada de dados
n = 100000; % Número de ensaios
mu=1.5; kappa=2.3235; rms = 1.79;
sigma2=(rms.^2)/(2.*(kappa+1).*mu); P=sqrt(kappa.*sigma2);

ytrans=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)+P).^2)+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2);

[N_samp,r] = hist(ytrans,20); % Parâmetros do histograma
subplot(2,1,1)
bar(r,N_samp,1) % Gráfico do histograma
ylabel('Numero de amostras'); xlabel('Variavel independente');
subplot(2,1,2)
kappamu =
(1./rms).*(2.*mu.*(1+kappa).^((mu+1)./(2)).*r.^mu)./(kappa
.^((mu-1)./(2)).*exp(mu.*kappa).*rms.^mu).*exp(-mu.*(1+kappa).*(r./rms).^2)
.*besseli(mu-1,2.*mu.*sqrt(kappa.*(1+kappa)).*(r./rms)); % FDP kappa-mu
del_r = r(3)-r(2); % Determina largura
p_hist = N_samp/n/del_r; % Probabilidade a partir dos histogramas
plot(r,kappamu,'k',r,p_hist,'ok') % Compara resultados
ylabel('FDP'); xlabel('Variavel independente');
legend('FDP real','Simulacao',1);

-----

% FDP da distribuição eta-mu
clear all % Limpa memória
% Entrada de dados
n = 100000; % Número de ensaios
mu=3.5; eta=0.745; rms = 2.345; sigmay2 =(rms.^2)/(2.*mu.*(1+eta));
sigmax2=sigmay2.*eta;

```

```

ytrans=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)))
.^(1./2);

[N_samp,r] = hist(ytrans,30); % Parâmetros do histograma
subplot(2,1,1)
bar(r,N_samp,1) % Gráfico do histograma
ylabel('Numero de amostras'); xlabel('Variavel independente');
subplot(2,1,2)
h1=(2+eta.^(-1)+eta)./4; h2=(eta.^(-1)-eta)./4;
etamu
= (1./rms).*((4.*sqrt(pi).*mu.^(mu+(1./2)).*h1.^(mu))./(((h2)
.^(mu-0.5)).*gamma(mu))).*((r./rms).^((2.*mu)).*exp(-2.*mu.*h1.*((r./rms)
.^(2))).*besseli(mu-0.5,2.*mu.*h2.*((r./rms).^((2))))); % FDP eta-mu
del_r = r(3)-r(2); % Determina largura
p_hist = N_samp/n/del_r; % Probabilidade a partir dos histogramas
plot(r,etamu,'k',r,p_hist,'ok') % Compara resultados
ylabel('FDP'); xlabel('Variavel independente');
legend('FDP real','Simulacao',1);

```

Apêndice B

Código-Fonte MATLAB: Simulação da Probabilidade de *Outage* para Combinadores por Ganho Igual

```
% Probabilidade de outage canais alpha-mu
% Exemplo para parâmetros alphas=[1 1] alphai=[0.5 1 1.5 2]
% M=2, N=2, mus=[3 1], mui=[3 2 1 0.5], omega=1
clear all % Limpa memória
aa=2000000; % Número de ensaios

% Sinais desejados
alpha=1; mu=3; rms=sqrt(1); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
x = (((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)).^(1./alpha);

alpha=1; mu=1; rms=sqrt(1); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
y = (((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2))
.^(1./alpha);

% Sinais interferentes
alpha=0.5; mu=3; rms=sqrt(1); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
z = (((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)).^(1./alpha);
```

```

alpha=1; mu=2; rms=sqrt(1); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
w = (((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)).^(1./alpha);

alpha=1.5; mu=1; rms=sqrt(1); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
o=(((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)).^(1./alpha);

alpha=2; mu=0.5; rms=sqrt(1); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
p = (((sqrt(sigma2).*randn(1,aa)).^2)).^(1./alpha);

simMC=((x+y).^2)./(z.^2+w.^2+o.^2+p.^2); [f,k] = ecdf(simMC);
j=10.*log10(1./k); semilogy(j,f); axis([-10 20 0.00001 1]); U = [j
f]; dlmwrite('C:\<caminho para gravacao de dados>',U,'\t')

-----

% Probabilidade de outage canais kappa-mu
% Exemplo para parâmetros kappai=1.5, kappas=2.5
% M=2, N=6, mui=3, mus=1.5, omegais=1

clear all % Limpa memória
maximo=20; % Abscissa superior do gráfico
minimo=-10; % Abscissa inferior do gráfico
numbins=5000; % Número de barras no histograma
n = 2000000; % Número de ensaios

% Sinais desejados
mu=1.5; kappa=2.5; rms = 1; sigma2 = (rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu);
d2=((rms.^2).*kappa)./(1+kappa); P=sqrt(kappa.*sigma2);
a1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2); b1 =
sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2);

% Sinais interferentes
    
```

```

mu=3; kappa=1.5; rms = 1; sigma2 = (rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu);
d2=((rms.^2).*kappa)./(1+kappa); P=sqrt(kappa.*sigma2);
e1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
f1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
g1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
h1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
i1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
j1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
k1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
l1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
m1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
n1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
o1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
p1=sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)

```

```
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));
```

```
% M=2, N=6
```

```
simMC=((a1+b1).^2)./(e1.^2+f1.^2+g1.^2+h1.^2+i1.^2+j1.^2+k1.^2+l1.^2
+m1.^2+n1.^2+o1.^2+p1.^2);
```

```
[N_samp,r] = hist(simMC,numbins); % Parâmetros do histograma
```

```
[nsamp1 nsamp2]=size(N_samp);
```

```
M1_samp=cumsum(N_samp); % Abordagem cumsum
```

```
r=10.*log10(1./r);
```

```
[f,k] = ecdf(simMC); % Abordagem ecdf
```

```
k=10.*log10(1./k); ylabel('Numero de amostras'); xlabel('Variavel
independente');
```

```
del_r = r(3)-r(2); % Determina largura
```

```
p_hist = M1_samp/n; % FDS a partir do histograma
```

```
semilogy(k,f,r,p_hist,'ok'); axis([minimo maximo 0.00001 1]);
```

```
ylabel('Probabilidade de Outage'); xlabel('Limiar de RSI
normalizado'); legend('ecdf','cumsum',1)
```

```
W = [r' p_hist'];
```

```
dlmwrite('C:\<caminho para gravacao de dados>',W,'\t')
```

```
-----
```

```
% Probabilidade de outage canais eta-mu
```

```
% Exemplo para parâmetros etas=0.4, etai=0.6, M=2, N=6, mui=0.5, mus=1, omegais=1
```

```
clear all % Limpa memória
```

```
maximo=20; % Abscissa superior do gráfico
```

```
minimo=-10; % Abscissa inferior do gráfico
```

```
numbins=100000; % Número de barras no histograma
```

```
n = 2000000;% Número de ensaios
```

```
% Sinais desejados
```

```

mu=1; eta=0.4; rms = sqrt(1); sigmay2=(rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta));
sigmax2=sigmay2.*eta;
a1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)).^(1./2);%mu=1;
b1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)).^(1./2);%mu=1;

% Sinais interferentes
mu=0.5; eta=0.6; rms = sqrt(1); sigmay2=(rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta));
sigmax2=sigmay2.*eta;
e1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
f1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
g1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
h1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
i1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
j1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
k1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
l1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
m1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
n1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
o1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);
p1=(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);

% M=2, N=6
    
```

```

simMC=((a1+b1).^2)./(e1.^2+f1.^2+g1.^2+h1.^2+i1.^2+j1.^2+k1.^2+l1.^2
+m1.^2+n1.^2+o1.^2+p1.^2);

[N_samp,r] = hist(simMC,numbins); % Parâmetros do histograma
[nsamp1 nsamp2]=size(N_samp);
M1_samp=cumsum(N_samp); % Abordagem cumsum
r=10.*log10(1./r);
[f,k] = ecdf(simMC); % Abordagem ecdf
k=10.*log10(1./k);
del_r = r(3)-r(2); % Determina largura
p_hist = M1_samp/n; % FDA a partir do histograma
semilogy(k,f,r,p_hist,'ok'); axis([minimo maximo 0.00001 1]);
ylabel('Probabilidade de Outage'); xlabel('Limiar de RSI
normalizado'); legend('ecdf','cumsum',1);

W = [r' p_hist'];

dlmwrite('C:\<caminho para gravacao de dados>',W,'\t')
    
```

Apêndice C

Código-Fonte MATLAB: Simulação da Probabilidade de *Outage* para Combinadores por Razão Máxima

```
%Probabilidade de outage para canais alpha-mu
%Exemplo para parametros alpha=3.5 mus=1.5
%M=2 N=2 omegas=[5 15] omegai = [1 2 3 4]
clear all % limpa memoria
n=2000000; %numero de ensaios

%Sinais desejados
alpha=3.5; mu=1.5; rms=sqrt(5); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
xa = (((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)+
(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2).^1./alpha);%mu=1.5;

alpha=3.5; mu=1.5; rms=sqrt(15); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
ya = (((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)+
(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2).^1./alpha);%mu=1.5;

%Sinais interferentes
alpha=3.5; mu=1.5; rms=sqrt(1); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
a = (((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)+(sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)).^2).^1./alpha);%mu=1.5;

alpha=3.5; mu=1.5; rms=sqrt(2); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
```

```
b = (((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)+(sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)).^2).^(1./alpha);%mu=1.5;
```

```
alpha=3.5; mu=1.5; rms=sqrt(3); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
```

```
c = (((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)+(sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)).^2).^(1./alpha);%mu=1.5;
```

```
alpha=3.5; mu=1.5; rms=sqrt(4); sigma2 = (rms.^alpha)./(2.*mu);
```

```
d = (((sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)).^2)+(sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)).^2).^(1./alpha);%mu=1.5;
```

```
%% M=2, N=2 %%
```

```
simMC=(xa.^2+ya.^2)./(a.^2+b.^2+c.^2+d.^2);
```

```
maximo=20; minimo=-10; numbins=300000; [N_samp,r] =
```

```
hist(simMC,numbins); [nsamp1 nsamp2]=size(N_samp);
```

```
M1_samp=cumsum(N_samp); r=10.*log10(1./r); [f,k] = ecdf(simMC);
```

```
k=10.*log10(1./k); ylabel('Numero de amostras') xlabel('Variavel
independente') del_r = r(3)-r(2); p_hist = M1_samp/n;
```

```
semilogy(k,f,r,p_hist,'ok'),axis([minimo maximo 0.00001 1])
```

```
ylabel('Probabilidade de Outage') xlabel('Limiar de RSI
normalizado') legend('Simulacao','Amostra',1)
```

```
W = [r' p_hist'];
```

```
dlmwrite('<caminho para gravacao de dados>',W,'\t')
```

```
%Probabilidade de outage para canais kappa-mu
```

```
%Exemplo para parametros kappas=[0.5 1.5] kappai=[0.5 1.5 2.5 3.5]
```

```
%mus=[1.5 3] mui = [3.5 2.5 1.5 0.5]
```

```
%M=2 N=2 omegas=[2 3] omegai = [1 2 3 4]
```

```
clear all % limpa memoria
```

```
n=2000000; %numero de ensaios
```

```

%Sinais desejados
mu=1.5; kappa=0.5; rms = sqrt(2); sigma2 =
(rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu); P=sqrt(kappa.*sigma2);
aa = sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2);%mu=1.5;

mu=3; kappa=1.5; rms = sqrt(3); sigma2 =
(rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu); P=sqrt(kappa.*sigma2);
ba = sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)+((sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2));%mu=3

%Sinais interferentes
mu=3.5; kappa=0.5; rms = sqrt(1); sigma2 =
(rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu); P=sqrt(kappa.*sigma2);
ea = sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)+((sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)+P).^2));%mu=3.5

mu=2.5; kappa=1.5; rms = sqrt(2); sigma2 =
(rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu); P=sqrt(kappa.*sigma2);
fa = sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)+(sqrt(sigma2)
.*randn(1,n)+P).^2);%mu=2.5

mu=1.5; kappa=2.5; rms = sqrt(3); sigma2 =
(rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu); P=sqrt(kappa.*sigma2);
ga = sqrt(((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2)
+(sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2);%mu=1.5;

mu=0.5; kappa=3.5; rms = sqrt(4); sigma2 =
(rms.^2)./(2.*(kappa+1).*mu); P=sqrt(kappa.*sigma2);
ha = sqrt((sqrt(sigma2).*randn(1,n)+P).^2);%mu=0.5;

% ** M2N2 ** %
    
```

```
simMC=((aa).^2+(ba).^2)./((ea).^2+(fa).^2+(ga).^2+(ha).^2);
```

```
maximo=20; minimo=-10; numbins=5000; [N_samp,r] =
hist(simMC,numbins); [nsamp1 nsamp2]=size(N_samp);
M1_samp=cumsum(N_samp); r=10.*log10(1./r); [f,k] = ecdf(simMC);
k=10.*log10(1./k); ylabel('Numero de amostras') xlabel('Variavel
independente') del_r = r(3)-r(2); p_hist = M1_samp/n;
semilogy(k,f,r,p_hist,'ok'),axis([minimo maximo 0.00001 1])
ylabel('Outage Probability') xlabel('SIR Threshold')
legend('Simulacao','Amostra',1)
```

```
W = [r' p_hist'];
```

```
dlmwrite('<caminho para gravacao de dados>',W,'\t')
```

```
-----

% Probabilidade de outage canais eta-mu
% Exemplo para parametros etai = [0.3 0.6] etaij = [0.6 0.5 0.4 0.2], M=2 N=2,
%mui = [1 0.5] muij = [2 1.5 1 0.5], omegas = [1 1] omegai=[1 2 1 2]
clear all %limpa memoria
n = 2000000;%numero de ensaios

%Sinais desejados
mu=1; eta=0.3; rms = sqrt(1); sigmay2 = (rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta));
sigmax2=sigmay2.*eta;
x = (((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)).^(1./2);%mu=1;

mu=0.5; eta=0.6; rms = sqrt(1); sigmay2 =
(rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta)); sigmax2=sigmay2.*eta;
y = (((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
.^(1./2);%mu=0.5;

%Sinais interferentes
mu=2; eta=0.6; rms = sqrt(1); sigmay2 = (rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta));
```

```

sigmax2=sigmay2.*eta; a =
(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)+((sqrt(sigmax2)
.*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2
+(sqrt(sigmay2)
.*randn(1,n)).^2)).^(1./2);%mu=2

mu=1.5; eta=0.5; rms = sqrt(2); sigmay2 =
(rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta)); sigmax2=sigmay2.*eta; b =
(((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)+((sqrt(sigmax2)
.*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)).^(1./2);%mu=1.5;

mu=1; eta=0.4; rms = sqrt(1); sigmay2 = (rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta));
sigmax2=sigmay2.*eta;
c = (((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)
+((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2)).^(1./2);%mu=1;

mu=0.5; eta=0.2; rms = sqrt(2); sigmay2 =
(rms.^2)./(2.*mu.*(1+eta)); sigmax2=sigmay2.*eta;
d = (((sqrt(sigmax2).*randn(1,n)).^2+(sqrt(sigmay2).*randn(1,n)).^2))
.^(1./2);%mu=0.5;

% ** M2N2 ** %
simMC=(x.^2+y.^2)./(a.^2+b.^2+c.^2+d.^2);

maximo=20; minimo=-10; numbins=100000; [N_samp,r] =
hist(simMC,numbins); [nsamp1 nsamp2]=size(N_samp);
M1_samp=cumsum(N_samp); r=10.*log10(1./r); [f,k] = ecdf(simMC);
k=10.*log10(1./k); ylabel('Numero de amostras') xlabel('Variavel
independente') del_r = r(3)-r(2); p_hist = M1_samp/n;
semilogy(k,f,r,p_hist,'ok'),axis([minimo maximo 0.00001 1])
ylabel('Probabilidade de Outage') xlabel('Limiar de RSI
Normalizado') legend('Simulacao','Amostra',1)

W = [r' p_hist'];
    
```

```
dlmwrite('<caminho para gravacao de dados>',W,'\t')
```