

6

DURAÇÃO DE EVENTOS DE ATENUAÇÃO E GRAU DE INDISPONIBILIDADE

6.1.

Introdução

Neste capítulo será analisado um aspecto da dinâmica da atenuação de grande importância no projeto de sistemas rádio, principalmente nos casos nos quais são usadas técnicas de controle automático de potência. Neste caso, o tempo de funcionamento destes sistemas é governado pela frequência e intensidade de ocorrência de atenuações elevadas. Conseqüentemente, a confiabilidade dos sistemas de controle adaptativo dinâmico de potência está diretamente ligada ao comportamento no tempo das estatísticas de duração e número de eventos. Uma análise detalhada das aplicações do estudo da duração de eventos pode ser encontrada no trabalho de Van de Kamp e Castanet [19]. Juntamente com a taxa de variação da atenuação, a duração e o número de eventos de atenuação compõem o conjunto dos elementos dinâmicos do fenômeno da atenuação.

O capítulo descreve a análise estatística dos processos estocásticos duração e número de eventos com vista à criação de um modelo para a estimação dos parâmetros das distribuições modelo obtidas. Será apresentado um apanhado dos modelos existentes para a duração de eventos, segundo a recente revisão realizada por Amaya [17]. Com base neste trabalho, serão testadas quatro hipóteses de modelo contra as distribuições empíricas obtidas para todos os anos sítio dos enlaces satélite, escolhendo a de melhor desempenho estatístico para a criação do modelo geoclimático. Este tipo modelamento em regiões tropicais é uma contribuição original deste trabalho. O banco de dados de distribuições do tempo de duração de eventos usado neste estudo está apresentado no anexo 1, assim como os resultados para os valores das durações médias e das distribuições estimadas para as hipóteses testadas, as quais serão descritas na seção 6.4.

Ao final do capítulo, serão apresentados os resultados para as curvas de grau de indisponibilidade. Esta seção do trabalho constitui outra contribuição original, uma vez que responde a um recente chamado por resultados da UIT [20].

6.2. Conceitos básicos de análise dinâmica da atenuação

Usando uma definição de Matricciani [21], o processo estocástico tempo de duração de eventos de atenuação pode ser classificado em dois tipos: o primeiro, o qual Matricciani denominou processo A, diz respeito às estatísticas do tempo de duração de eventos de atenuação excedendo a um certo nível, enquanto o segundo, denominado processo B, trata do número destes eventos. A distribuição cumulativa obtida do processo A é a fração do tempo total em que certo nível de atenuação foi excedido, composta de eventos com durações superiores a um dado valor. A distribuição cumulativa obtida do processo B fornece a fração do número total de eventos em que um nível de atenuação foi excedido composta por eventos com duração superior a um dado valor.

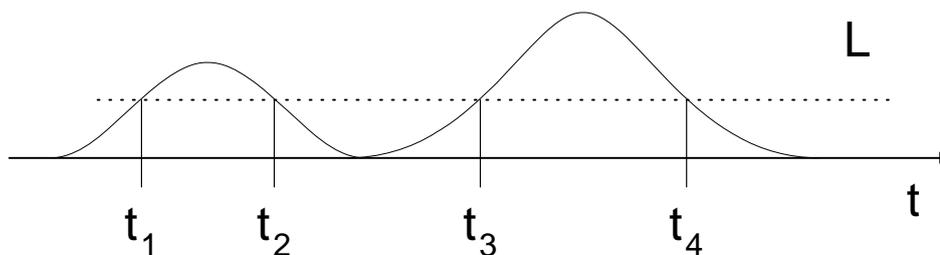


Figura 6.1 – Parâmetros necessários às definições dos processos A e B.

Considerando-se uma variação temporal do nível de sinal como a mostrada na figura 6.1, a série temporal de durações de eventos excedendo um dado nível L é formada pelas durações: (t_2-t_1) , (t_4-t_3) , ..., (t_N-t_{N-1}) nas quais o nível L foi excedido, enquanto um elemento é acrescentado a série temporal do número de eventos toda vez em que um par de cruzamentos (t_i, t_{i-1}) ocorre.

Os processos de duração e número de eventos não são independentes, uma vez que a duração cumulativa de eventos com duração D é dada pelo produto de D pelo número de eventos com duração D . Assim, apresentaremos neste trabalho resultados para a distribuição de tempos de duração de eventos.

De um modo geral, ao estudo dos processos A e B se dá o nome de problema de cruzamento de níveis. Uma extensa abordagem da matemática envolvida no problema de cruzamento de níveis pode ser encontrada em [22]. Uma visão da aplicação prática do estudo do cruzamento de níveis associado as

estatística da duração de eventos pode ser encontrado no trabalho de Héder et. al [23].

6.3.

Modelamento matemático-estatístico da distribuição cumulativa de duração de eventos

A construção do modelo geoclimático para a distribuição cumulativa da duração de eventos possui duas etapas. Inicialmente, um modelo paramétrico geral para a curva de probabilidade será obtido, testando-se hipóteses advindas da teoria da confiabilidade e hipóteses advindas do recente trabalho de revisão de Amaya [17], citado anteriormente. A seguir, com base nos parâmetros obtidos do modelo escolhido, será construído um modelo geoclimático não-linear multivariável, nos moldes do criado no capítulo 5 para caracterização da distribuição das taxas de variação da atenuação.

6.3.1.

Bases para o modelamento – teoria da confiabilidade e modelos existentes

Genericamente, as técnicas de modelamento usadas em teoria de confiabilidade, que é o ramo da estatística que lida com o problema do cruzamento de níveis, e, mais particularmente, dos tempos de vida de sistemas, consistem em teste de hipóteses de distribuições de probabilidade para cada tipo de processo. As distribuições analisadas neste trabalho são, tradicionalmente, a distribuição lognormal, a distribuição de Weibull, o modelo exponencial de segunda ordem e o modelo de riscos lineares. Ao final desta seção, serão mostrados os modelos para cada uma destas curvas.

Amaya [17], em seu trabalho de revisão, listou os principais tipos de modelos para a estatística de duração de eventos apresentados na literatura. O modelo do COST 205 [24] segue a linha desenvolvida por Paraboni et al. [25] que separa a curva de distribuição cumulativa de duração em eventos abaixo de 30 segundos e em eventos acima de 30 segundos. Para os eventos curtos, cujo comportamento seria dominado pela cintilação, a curva seria descrita por uma lei de potência, enquanto eventos com duração superior a 30 segundos, dominados pelos eventos de chuva, seriam modelados por uma distribuição lognormal. Este

modelo é bastante similar ao modelo adotado pela UIT [26], desenvolvido a partir do banco de dados e cuja validade se estende entre 10-50 GHz. O modelo de Dissanayake-Aidara (DH) [27] considera uma lognormal de duas seções, correspondendo a mesma divisão comentada nos modelos anteriores. Amaya [17] ainda comenta sobre os modelos de Bråten [28] e Lekkla [29]. Estes modelos, entretanto, não se aplicam aos dados brasileiros. O modelo de Bråten [28] foi desenvolvido para dados em 20 e 30 GHz e o modelo de Lekkla [29] foi obtido de dados radiométricos (por esta razão, inclusive, este modelo não foi incluído nos testes do trabalho [17]). Amaya [17] propõe ainda um modelo de 3 exponenciais em cascata como alternativa aos que foram testados.

O uso de modelos de 2 seções, como os do COST205 [24], UIT [26] e DH [27] pressupõe que as distribuições empíricas tenham suficiente discretização em níveis de duração para que se possa estimar as 2 curvas com suficiente precisão estatística. No caso do banco de dados usado neste estudo, este está formatado para uso nas tabelas da UIT. Desta maneira, fica inviável estimar as curvas para durações abaixo de 30 segundos, uma vez que só existe um nível abaixo deste, que é o de 10 segundos. Ficou então decidido que seriam usadas nesta análise curvas de ajuste para o todo das distribuições empíricas de probabilidade.

Desta maneira, os modelos que serão testados a seguir serão: lognormal, representando as hipóteses dos modelos COST205, UIT e DH, Weibull e o modelo de riscos lineares, representando a teoria da confiabilidade, e um modelo exponencial de 2ª ordem, representando a hipótese levantada por Amaya [17]. Cabe ressaltar que o uso de uma exponencial de 3ª ordem, como feito em [17] implica na estimação de 4 parâmetros. Como as distribuições do banco de dados brasileiro apresentam, para valores de atenuação superiores a 20dB, um número de pontos pelo menos igual a 4, o uso de curvas com 4 parâmetros são estatisticamente inadequadas, por reduzirem a zero os graus de liberdade do estimador. As curvas testadas são apresentadas na tabela 6.1.

Tabela 6.1 – Modelos testados contra o banco de dados brasileiro (apresentado no anexo 1).

Nome da Hipótese	Curva
Lognormal (μ, σ)	$S(t)=1-\Phi\{[\ln(t)-\mu]/\sigma\}$ $\Phi(t)$ é a distribuição normal padrão.
Weibull (α, η)	$S(t)=\exp[-(t/\alpha)^\eta]$
Riscos Lineares (a_0, a_1 e a_2)	$S(t)=\exp(a_0+a_1t+a_2t^2)$
Exponencial de 2ª ordem (a_0, a_1 e a_2)	$S(t)=a_0+\exp(t/a_1)+\exp(t/a_2)$

6.3.2.

Resultados da estimação de função distribuição de probabilidade do tempo de duração de eventos

O anexo 1 apresenta todos os resultados para a estimação das funções distribuição de probabilidade (PDF) utilizando-se as curvas da tabela 6.1. Os estimadores foram obtidos das curvas empíricas de distribuição do tempo de duração de eventos. As figuras 6.2 até 6.5 mostram as distribuições para todos os sítios. A escala logarítmica foi escolhida para a melhor visualização das múltiplas curvas.

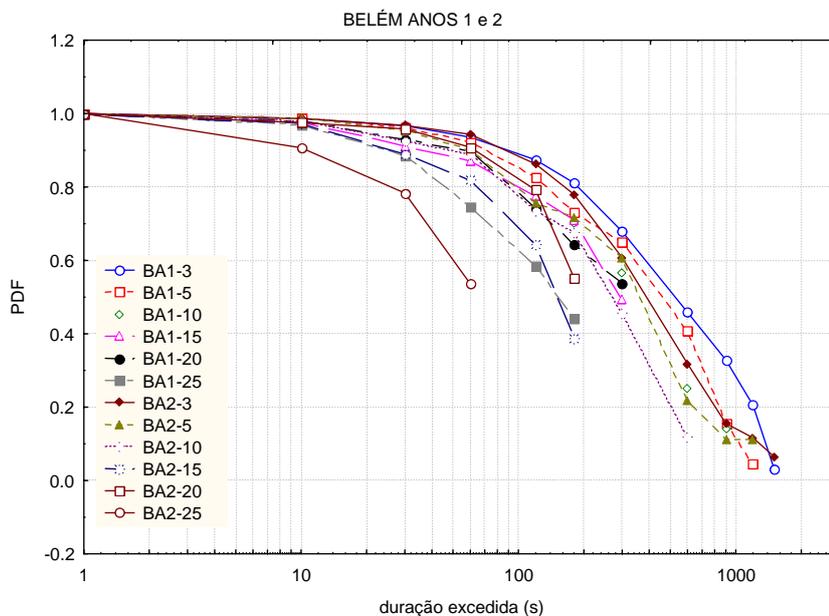


Figura 6.2 – Funções distribuição de probabilidade da duração de eventos. Sítio de Belém.

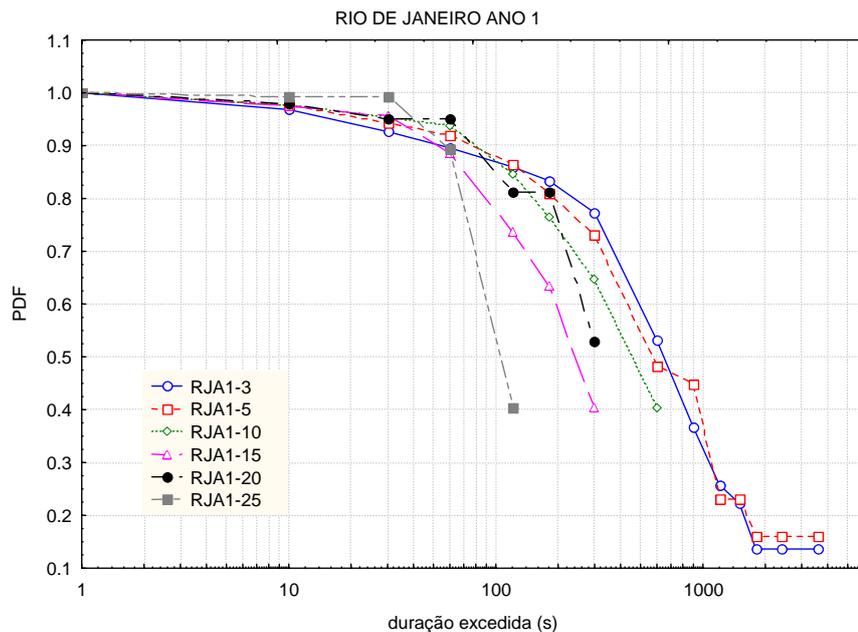


Figura 6.3 – Funções distribuição de probabilidade da duração de eventos para o sítio do Rio de Janeiro.

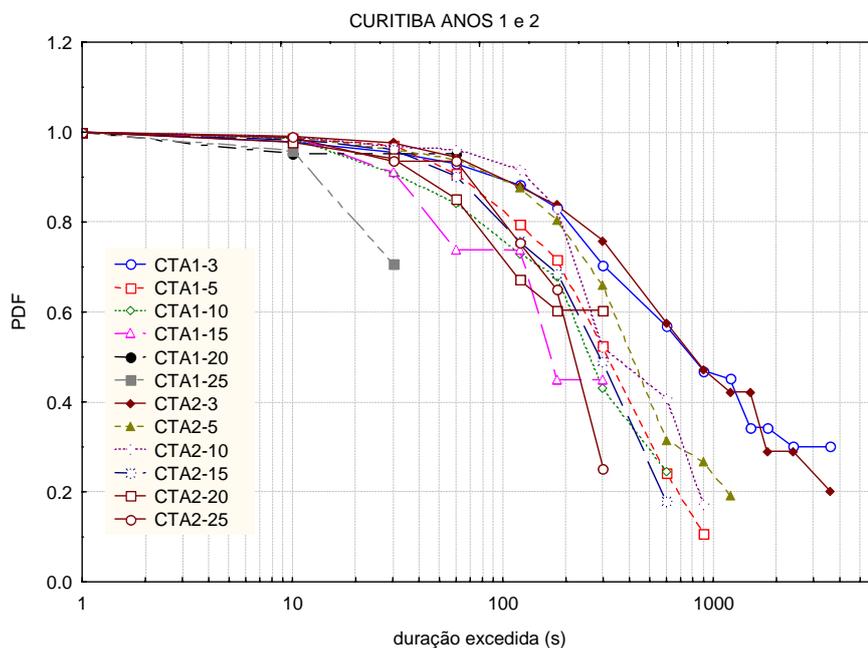


Figura 6.4 – Funções distribuição de probabilidade da duração de eventos para o sítio de Curitiba.

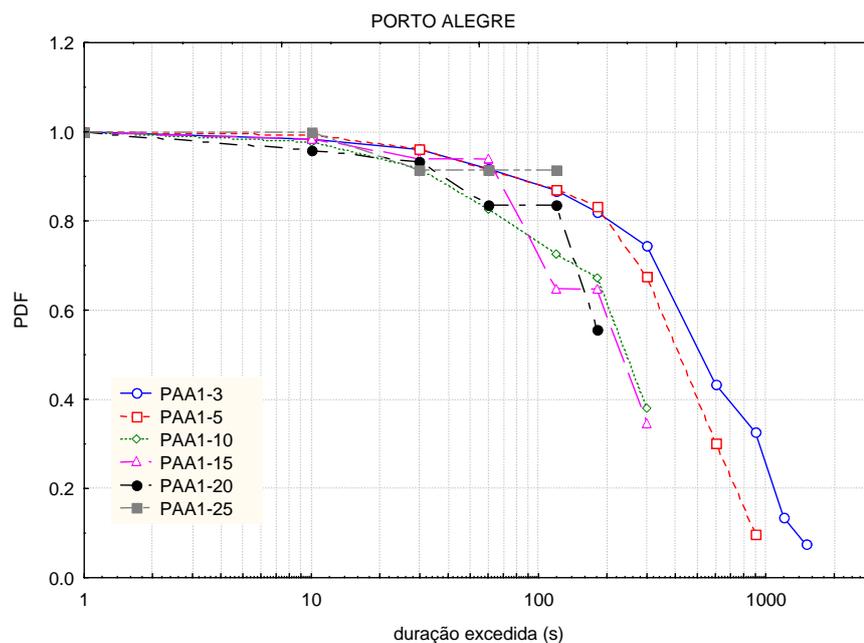


Figura 6.5 – Funções distribuição de probabilidade da duração de eventos para o sítio de Porto Alegre.

Usando-se a média dos valores de variância explicada (coeficiente de determinação) (r^2) como parâmetro de comparação, obtivemos que a melhor hipótese foi a Weibull, com média de 0,99, seguida do modelo de riscos lineares com 0,97. As duas outras hipóteses obtiveram resultados bastante inferiores. A exponencial de 2ª ordem obteve resultados insatisfatórios principalmente nas baixas atenuações, com o parâmetro (a_0) aproximadamente nulo em todos os casos. A lognormal apresentou estimativa aproximadamente nula para média para todas as curvas e, sendo assim reduzida a um parâmetro (desvio padrão), não pôde fornecer um ajuste de boa qualidade.

O bom desempenho da distribuição de Weibull pode ser explicado observando-se duas características das distribuições empíricas:

- decaimento suave para durações inferiores a 30 segundos, aproximadamente igual a 5% por década;
- decaimento acentuado para durações superiores a 30 segundos, aproximadamente igual a 60% por década.

Estas características apontam uma curva com comportamento pouco sensível às durações curtas e comportamento bastante sensível às durações longas. A distribuição de Weibull se encaixa perfeitamente nesta categoria.

Uma extensão deste trabalho para o futuro envolve uma análise das curvas empíricas de probabilidade com uma maior discretização na escala de tempo, para que se possa verificar a hipótese de uma mistura de distribuições para representar o comportamento da distribuição da duração de eventos.

6.3.3.

Modelo geoclimático para estimação dos parâmetros da Weibull

O modelo escolhido para a estimação dos parâmetros da distribuição de Weibull foi o mesmo usado na construção do modelo geoclimático para a densidade da taxa de variação da atenuação, apresentado na seção 5.1 do capítulo 5. O modelo “piecewise linear” aplicado aqui relaciona os parâmetros da distribuição de Weibull com as mesmas variáveis de enlace usadas na seção 5.1, ou seja, o logaritmo da altitude da estação terrena e da atenuação e os cossenos da longitude e latitude do sítio. A forma do modelo é a mesma apresentada na equação (5.3). O modelo é descrito pelas seguintes equações:

$$\alpha, \eta = \begin{cases} B_{01} + B_{11} \cdot \log(\text{alt}) + B_{21} \cdot \cos(\text{lat}) + B_{31} \cdot \cos(\text{lon}) + B_{41} \cdot \log(A) \\ B_{02} + B_{12} \cdot \log(\text{alt}) + B_{22} \cdot \cos(\text{lat}) + B_{32} \cdot \cos(\text{lon}) + B_{42} \cdot \log(A) \end{cases} \quad (6.1)$$

Nestas equações (6.1): (A) é o valor da atenuação excedida em dB; (f) é a frequência em GHz; (d) é a distância do enlace terrestre em km; (alt) é a altitude do enlace via satélite em km; (lat) é a latitude em grau decimal do enlace via satélite e (lon) é a longitude em grau decimal no padrão UIT (União Internacional de Telecomunicações) do enlace via satélite.

A faixa de validade da 1ª equação de (6.1) se estende até o valor do ponto de quebra.

A matriz de correlações para as variáveis do modelo é a mesma apresentada na tabela 5.2 da seção 5.1. A figura 6.6 apresenta a curva de valores previstos contra observados para o parâmetro de forma (η). O ajuste obteve um valor de variância explicada de 77%, o que indica um ajuste de boa qualidade. Os pontos estão espalhados de forma uniforme em torno da curva previsto igual observado.

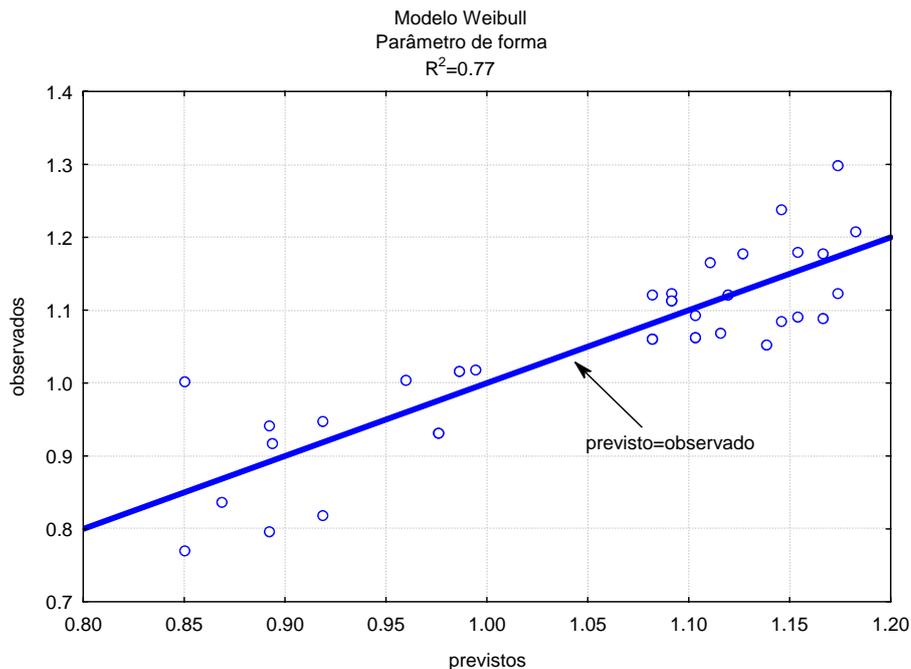


Figura 6.6 – Gráfico previstos contra observados para o parâmetro de forma η .

A tabela 6.2 apresenta o resultado da estimação.

Tabela 6.2 – Resultados da estimação de parâmetros do modelo “piecewise linear” para o fator de forma η .

1º segmento	B01	B11	B21	B31	B41	
Estimativa	0,2428	0,0250	0,7730	-0,2449	0,0785	
2º segmento	B02	B12	B22	B32	B42	Ponto de quebra [s]
Estimativa	0,4394	0,0510	0,1520	0,6131	0,0394	1,052

Para corroborar a qualidade estatística do ajuste, as figuras 6.7 e 6.8 mostram o gráfico de probabilidade gaussiana para os resíduos e o gráfico de valores previstos contra resíduos. Um ajuste estatisticamente forte está ligado a uma decorrelação entre os valores previstos e os resíduos e a uma distribuição gaussiana dos resíduos. Ambas características são observadas nas figuras 6.7 e 6.8. A curva de probabilidade gaussiana, mostrada na figura 6.7, apresenta uma característica linear bem distinta e os resíduos são decorrelatados com os valores previstos, conforme apresentado na figura 6.8.

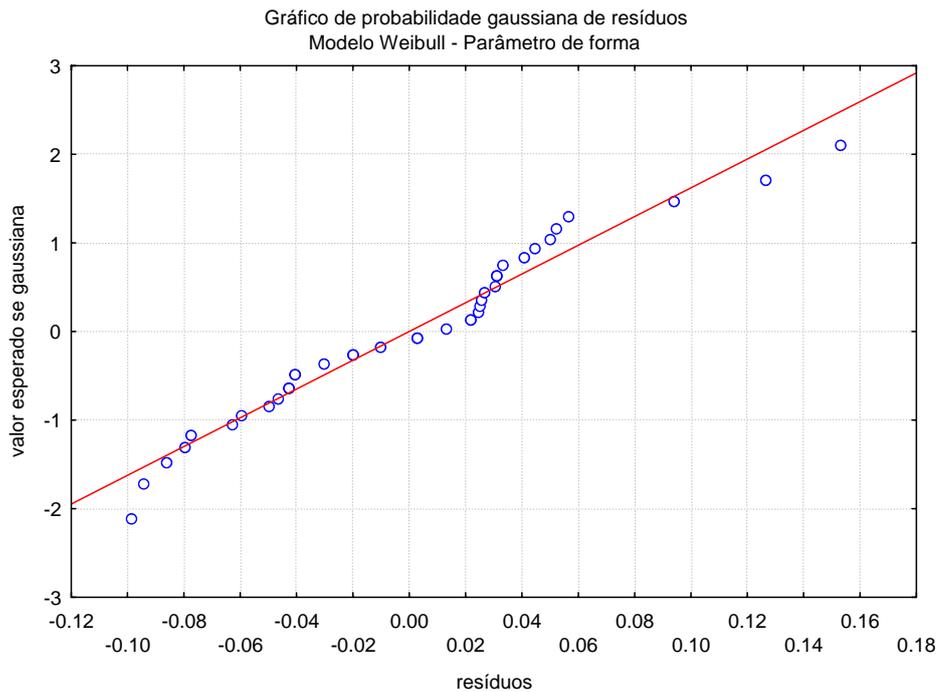


Figura 6.7 – Gráfico de probabilidade gaussiana para os resíduos do parâmetro de forma η .

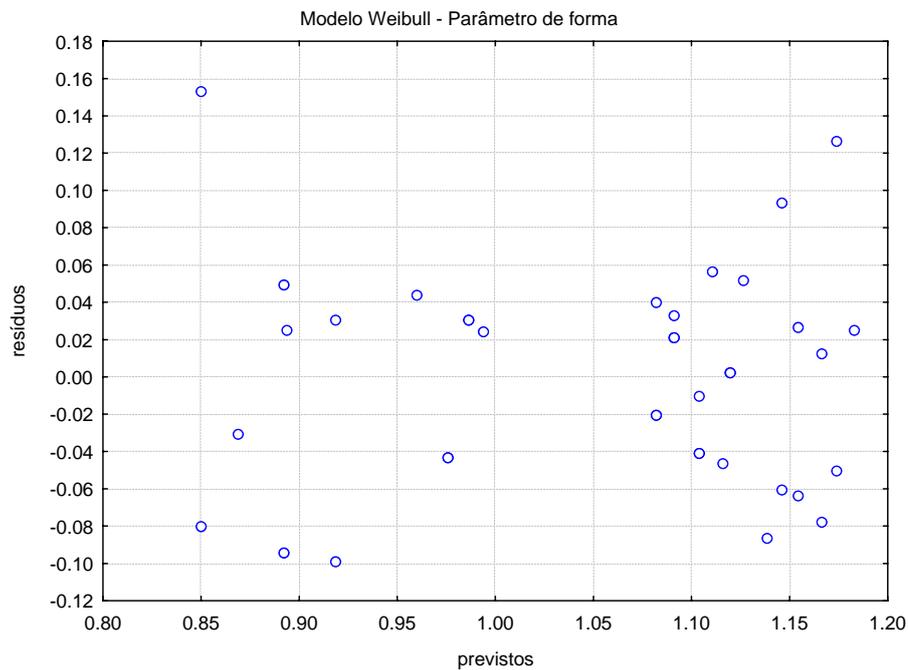


Figura 6.8 – Gráfico previstos contra resíduos para o parâmetro de forma η .

Os resultados para o parâmetro de escala (α) são apresentados nas figuras 6.9, 6.10 e 6.11 e na tabela 6.3. O valor da variância explicada foi 80%. A figura 6.9 apresenta o gráfico previstos contra observados.

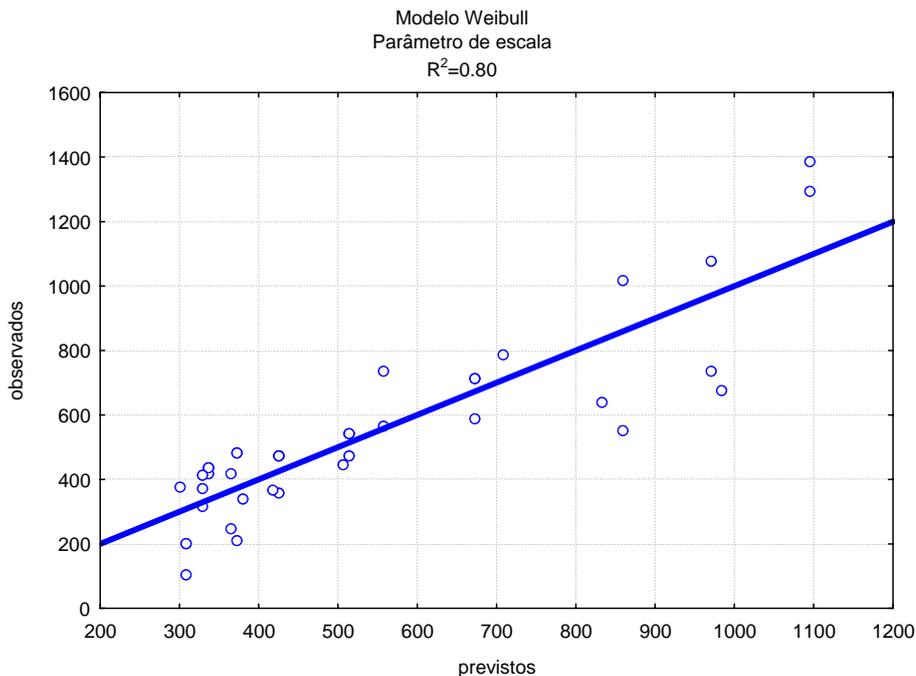


Figura 6.9 – Gráfico previstos contra observados para o parâmetro de escala α .

A tabela 6.3 apresenta o resultado da estimação.

Tabela 6.3 – Resultados da estimação de parâmetros do modelo “piecewise linear” para o fator de escala α .

1º segmento	B01	B11	B21	B31	B41	
Estimativa	273,1	24,50	257,36	215,7	-301,1	
2º segmento	B02	B12	B22	B32	B42	Ponto de quebra [s]
Estimativa	789,5	172,2	-2235	3211	-560,9	557,0

A figura 6.10 apresenta o gráfico de probabilidade gaussiana para os resíduos da estimação do parâmetro de fator de escala (α), mostrando o bom ajuste entre os valores medidos e esperados.

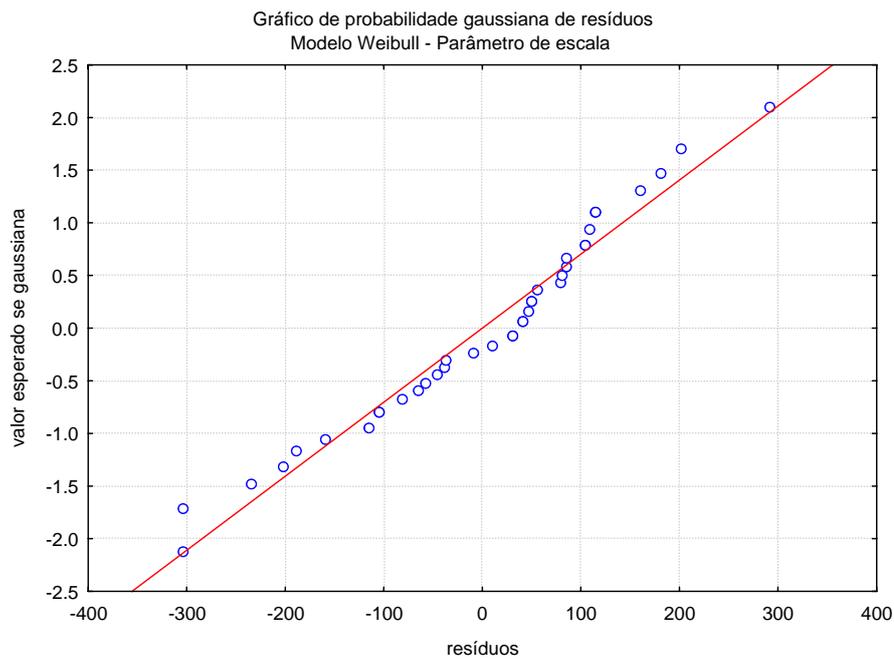


Figura 6.10 – Gráfico de probabilidade gaussiana para os resíduos do parâmetro de escala α .

Para completar a análise de conformidade, a figura 6.11 mostra o gráfico de valores previstos contra resíduos onde se nota a desconexão entre os valores.

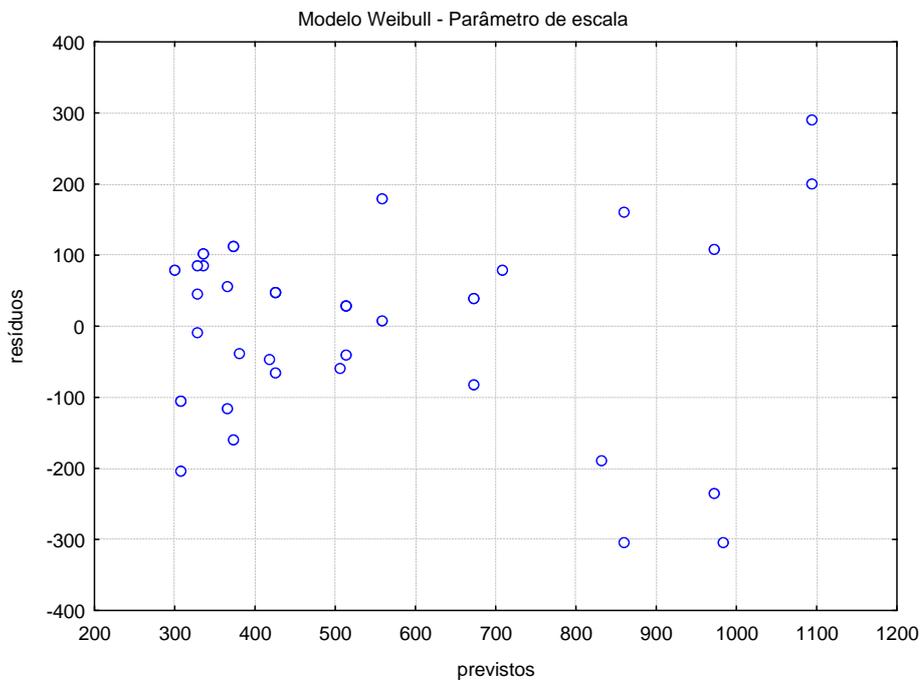


Figura 6.11 – Gráfico previstos contra resíduos para o parâmetro de escala α .

Para uma visualização das características do ajuste geoclimático, em comparação com o ajuste real obtido da distribuição de Weibull, as figuras 6.12 e 6.13 apresentam exemplos típicos que ilustram a qualidade do ajuste e apontam direções futuras para melhorias no modelo.

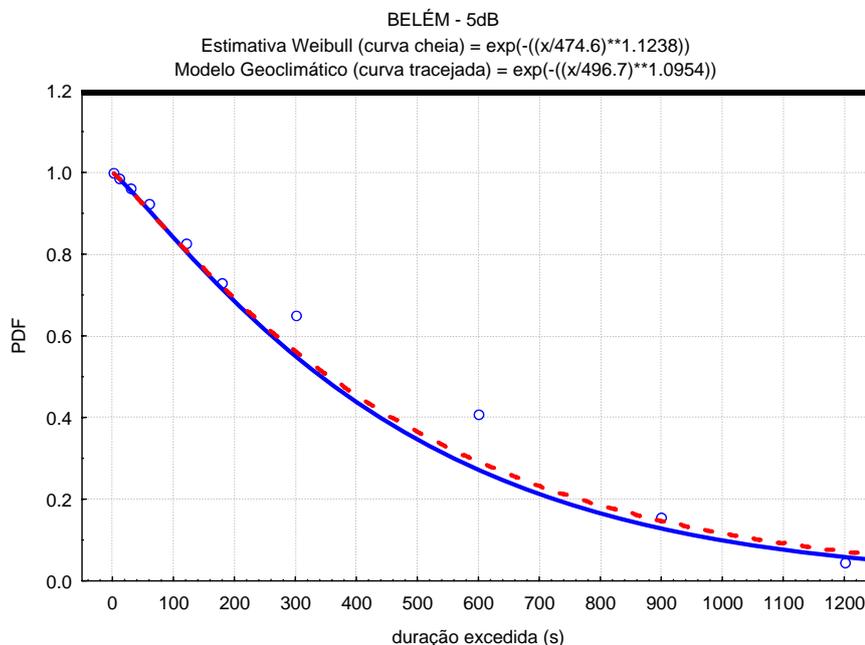


Figura 6.12 – Comparativo entre o ajuste pelo modelo geoclimático e a distribuição Weibull estimada. Sítio de Belém no ano 1 e nível de 5 dB.

A figura 6.12 apresenta a comparação para o nível de 5 dB das curvas obtidas em Belém, ano 1. Nota-se na figura, que o ajuste geoclimático segue o de Weibull, atestando a qualidade do modelo de predição. O que ocorre de um modo geral, principalmente em baixas atenuações (menores que 15 dB) é um desacerto na parte intermediária da curva causada provavelmente pela existência de uma mistura de efeitos componentes, seja cintilação ou diferentes tipos de regime de chuva. Como sugestão para melhoria do modelo, um estudo mais discretizado das curvas de distribuição pode levar a uma caracterização mais precisa desta mistura.

A figura 6.13 apresenta o resultado para o nível de 15 dB no Rio de Janeiro. Novamente, a curva estimada pelo modelo geoclimático acompanha a estimativa Weibull de perto, com uma divergência não muito severa (0,25% no ponto 300 segundos) a partir de 200 segundos. Nota-se, inclusive um ajuste mais próximo da curva do modelo geoclimático. Este resultado, entretanto, não é geral, ocorrendo um balanceamento entre os desempenhos dos dois modelos. A

discrepância no ajuste do ponto em 300 segundos é devida ao caráter monomodal da Weibull. Reitera-se o fato de que um modelo de mistura de distribuições pode ser mais adequado para caracterizar todas as seções da distribuição.

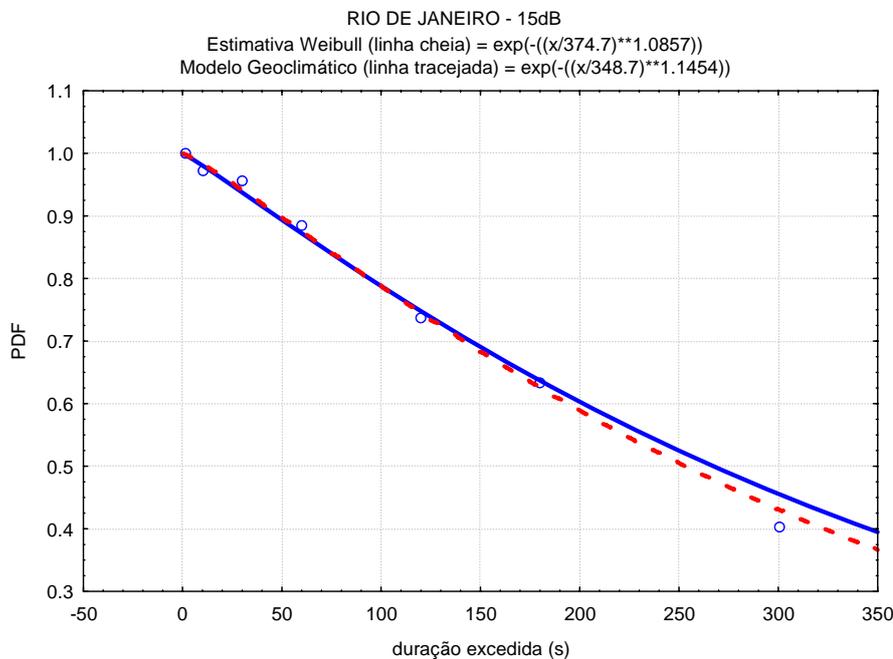


Figura 6.13 – Comparativo entre o ajuste pelo modelo geoclimático e a distribuição Weibull estimada. Sítio do Rio de Janeiro e nível de 15 dB.

6.4. Definição de grau de indisponibilidade e resultados

De acordo com a literatura técnica, existem várias definições para o termo grau de indisponibilidade conhecida por “outage intensity” [30]. A maioria destas definições está ligada a aspectos das estatísticas do número e duração de eventos de atenuação excedendo um dado nível. Recentemente, o Working Party (WP) 9A da União Internacional de Telecomunicações [20] manifestou junto ao WP 3M [31] a necessidade de um método de predição para o grau de indisponibilidade definida para tanto como o número de eventos de atenuação excedendo um dado nível com durações excedendo 10 segundos.

Neste capítulo são apresentados resultados para as curvas de grau de indisponibilidade para eventos de atenuação por chuvas nos enlaces convergentes de São Paulo. A base de dados obtida é uma contribuição original deste trabalho de tese.

As curvas de grau de indisponibilidade para eventos de chuva são apresentadas nas figuras 6.14, 6.15 e 6.16. as figuras 6.14 e 6.15 apresentam os resultados para os anos 1 e 2 dos enlaces de 15 GHz. A figura 6.16 mostra o resultado do ano 1 para os enlaces de 18 GHz.

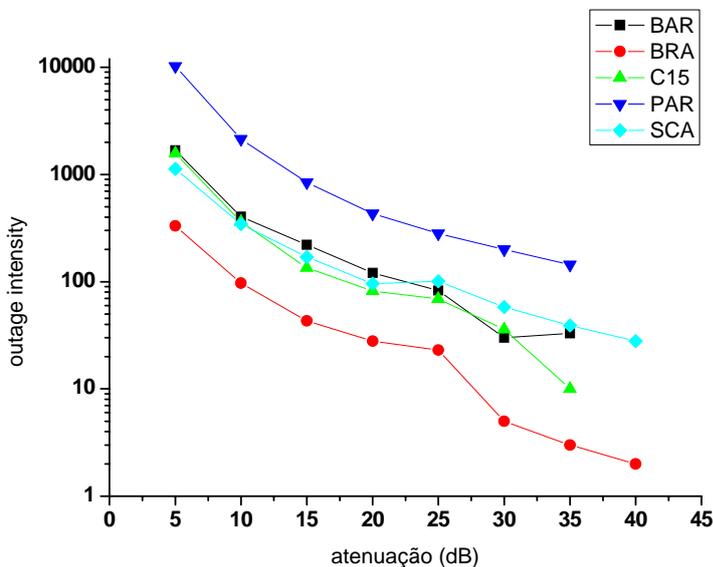


Figura 6.14 – Curvas de grau de indisponibilidade para os enlaces de 15GHz – São Paulo, ano 1.

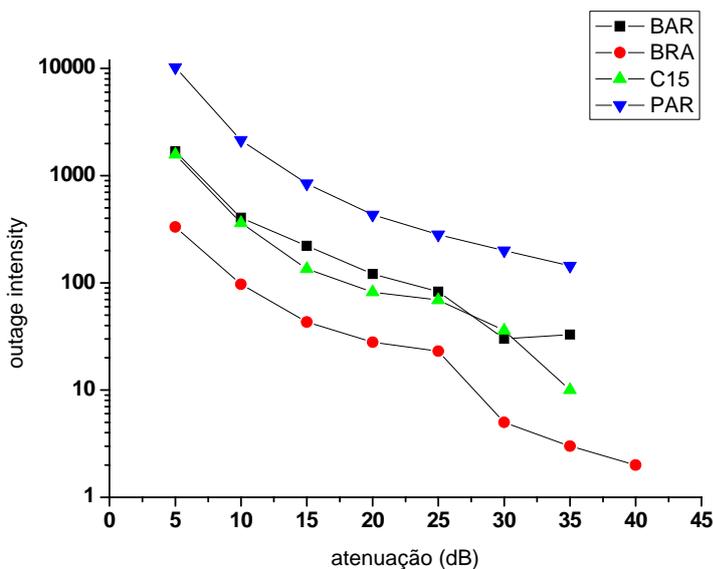


Figura 6.15 – Curvas de grau de indisponibilidade para os enlaces de 15 GHz – São Paulo, ano 2.

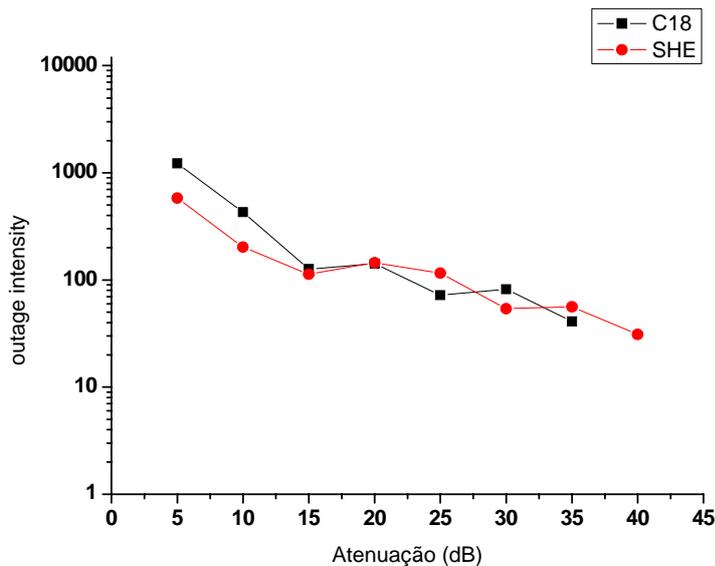


Figura 6.16 – Curvas de grau de indisponibilidade para os enlaces de 18 GHz – São Paulo, ano 1.

As curvas de grau de indisponibilidade vistas nas figuras 6.14, 6.15 e 6.16 possuem os mesmos comportamentos gerais, representados por um decaimento mais acentuado até aproximadamente 15 dB seguido de um decaimento mais suave a partir deste ponto.

6.4.1. Ajuste do modelo exponencial

A partir da inspeção das curvas de grau de indisponibilidade foi possível escolher os possíveis modelos de ajuste. O modelo final escolhido foi a exponencial, devido à sua simplicidade e seu uso difundido no modelamento de processos de contagem. As variações presentes nas curvas levaram ao teste de três hipóteses exponenciais: 1ª, 2ª e 3ª ordens, cujas expressões são apresentadas abaixo:

primeira ordem:

$$y = A_1 \cdot e^{-\frac{x}{t_1}} + y_0 \quad (6.2)$$

segunda ordem:

$$y = A_1 \cdot e^{-\frac{x}{t_1}} + A_2 \cdot e^{-\frac{x}{t_2}} + y_0 \quad (6.3)$$

terceira ordem:

$$y = A_1 \cdot e^{-\frac{x}{t_1}} + A_2 \cdot e^{-\frac{x}{t_2}} + A_3 \cdot e^{-\frac{x}{t_3}} + y_0 \quad (6.4)$$

onde:

y – grau de indisponibilidade em número de eventos excedendo 10s.;

A1, A2 e A3 – parâmetros dependentes do período dos dados de atenuação por chuvas e que são obtidos no ajuste do modelo;

t1, t2 e t3 – parâmetros dependentes do período dos dados de atenuação por chuvas e que são obtidos no ajuste do modelo;

x – nível de atenuação por chuvas excedida em dB.

A aplicação dos modelos levou a resultados semelhantes para todas as curvas. As figuras 6.17 e 6.18 apresentam resultados comparativos para a aplicação dos três modelos para os enlaces de Barueri e Paranapiacaba. As hipóteses de 2ª e 3ª ordem apresentaram um valor médio de coeficiente de variância explicada (r^2) igual a 1, enquanto a hipótese de 1ª ordem apresentou um desempenho médio de coeficiente de variância explicada (r^2) de 0,994.

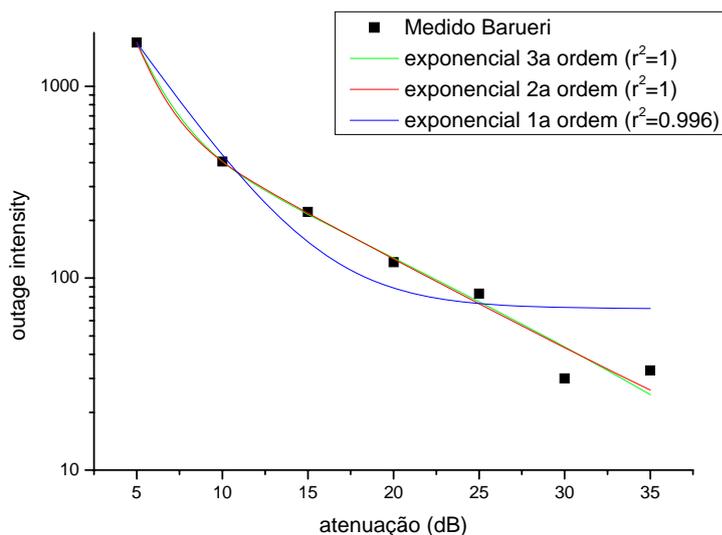


Figura 6.17 – Ajuste exponencial para grau de indisponibilidade em Barueri.

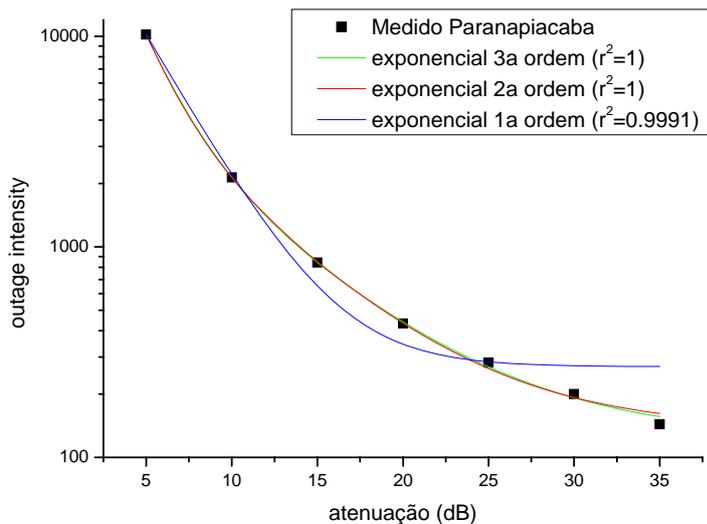


Figura 6.18 – Ajuste exponencial para grau de indisponibilidade em Paranapiacaba.

Comparativamente, em média, as hipóteses de 2ª e 3ª ordens têm 100% da variância explicada contra 99,4% da hipótese de 1ª ordem. Como não há diferenças estatisticamente significativas entre as hipóteses de 2ª e 3ª ordem escolhe-se aquela que tem um maior número de graus de liberdade (diferença entre o número de pontos ajustados e o de parâmetros de ajuste), portanto a exponencial de 2ª ordem. Será preciso analisar um número maior de curvas de grau de indisponibilidade para se refinar o modelo e também para se construir um modelo geoclimático estatisticamente significativo e geograficamente abrangente. De fato, uma tentativa de relacionar os parâmetros do modelo com a distância foi feita com resultados não satisfatórios dado o pequeno número de enlaces e a baixa variabilidade dos valores de distância. Esta seqüência fica como sugestão para trabalhos futuros.

As figuras 6.19 a 6.25 apresentam os resultados dos ajustes da exponencial de 2ª ordem para todos os anos-sítio. A tabela 6.4 é o resumo dos parâmetros do ajuste exponencial de 2ª ordem para o ano 1 dos enlaces convergentes de São Paulo. A tabela 6.5 é o resumo dos parâmetros do ajuste exponencial de 2ª ordem para o ano 2 dos enlaces convergentes de São Paulo.

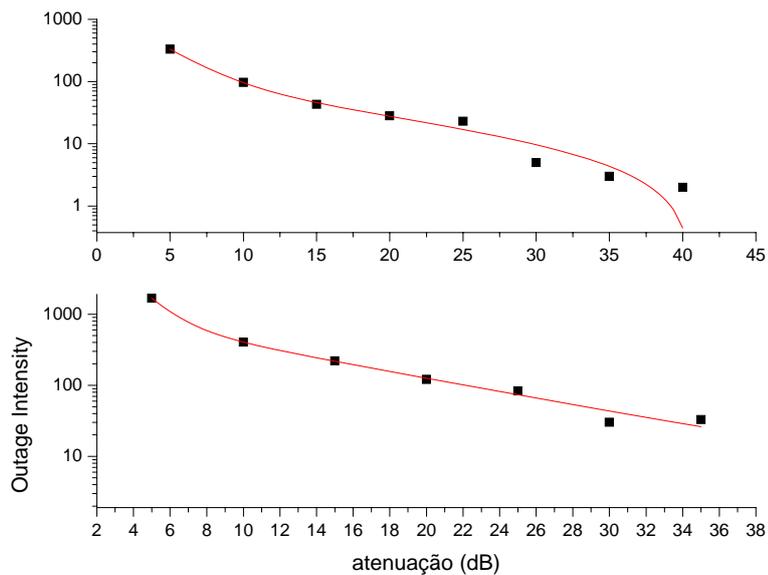


Figura 6.19 – Ajuste exponencial de 2ª ordem para os sítios de Bradesco (topo) e Barueri. Ano 1.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0220906/CA

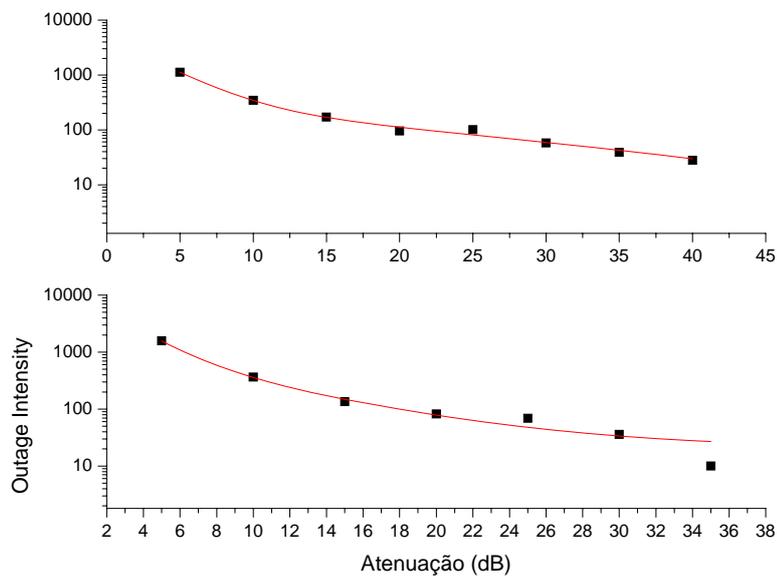


Figura 6.20 – Ajuste exponencial de 2ª ordem para os sítios de Scania (topo) e Cenesp 15. Ano 1.

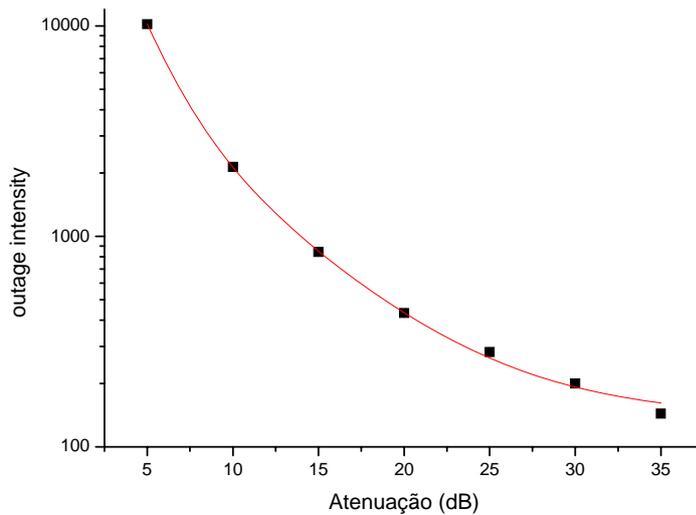


Figura 6.21 – Ajuste exponencial de 2ª ordem para o sítio de Paranapiacaba. Ano 1.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0220906/CA

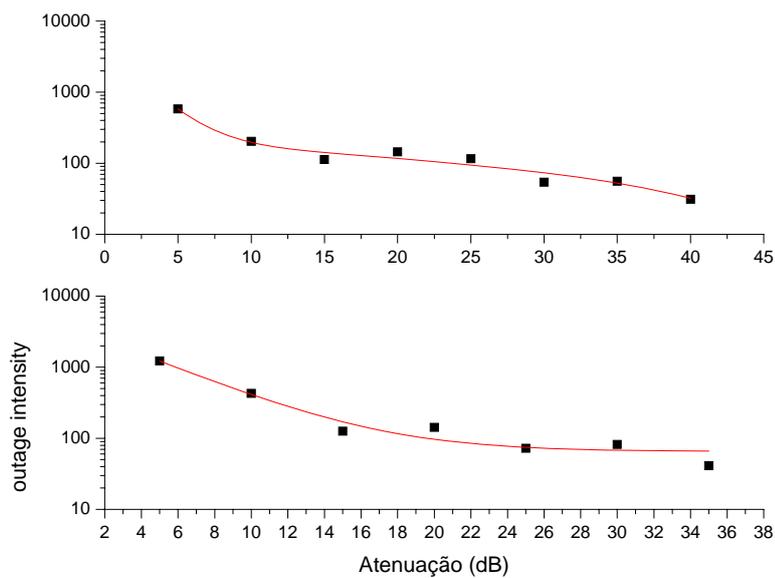


Figura 6.22 – Ajuste exponencial de 2ª ordem para os sítios de Shell (topo) e Cenesp 18. Ano 1.

Tabela 6.4 – Resumo dos parâmetros do ajuste exponencial de 2ª ordem para o ano 1 dos enlaces convergentes de São Paulo.

Ano 1	$y = A1*exp(-x/t1) + A2*exp(-x/t2) + y0$						
Sítio	f(GHz)	y0	A1	t1	A2	t2	r ²
Bradesco	15	-10,2856	1650,708	2,6411	127,8175	16,14454	0,99919
Barueri	15	2,69926	36873,37	1,39812	1129,98	9,02817	0,99983
Scania	15	-17,6988	325,6227	20,7446	4943,856	2,91398	0,9993
Paranapiacaba	15	139,1114	8917,136	5,86	103910,7	1,78116	1
Cenesp 15	15	21,22673	1184,485	6,58505	12816,35	1,9607	0,9995
Cenesp 18	18	65,11623	1921,045	4,17044	1921,045	4,17044	0,99536
Shell	18	-905,715	1114,061	232,2859	4366,016	2,08431	0,98874

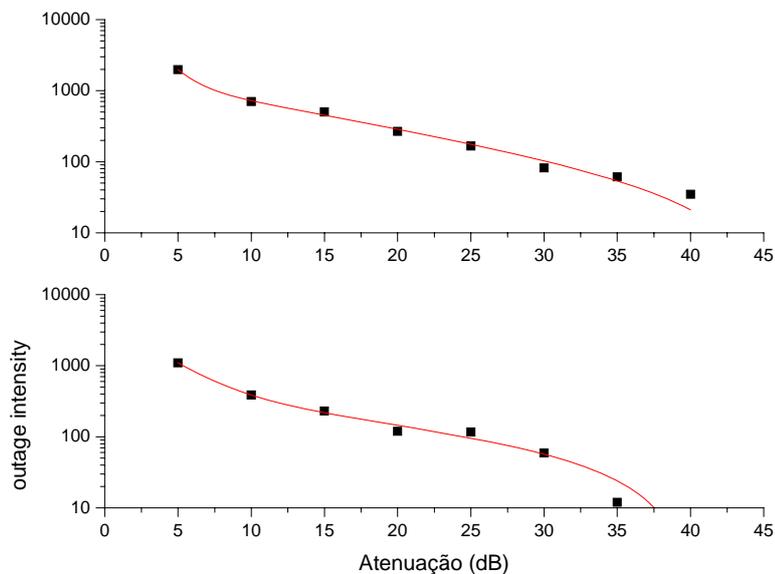


Figura 6.23 – Ajuste exponencial de 2ª ordem para os sítios de Bradesco (topo) e Barueri. Ano 2.

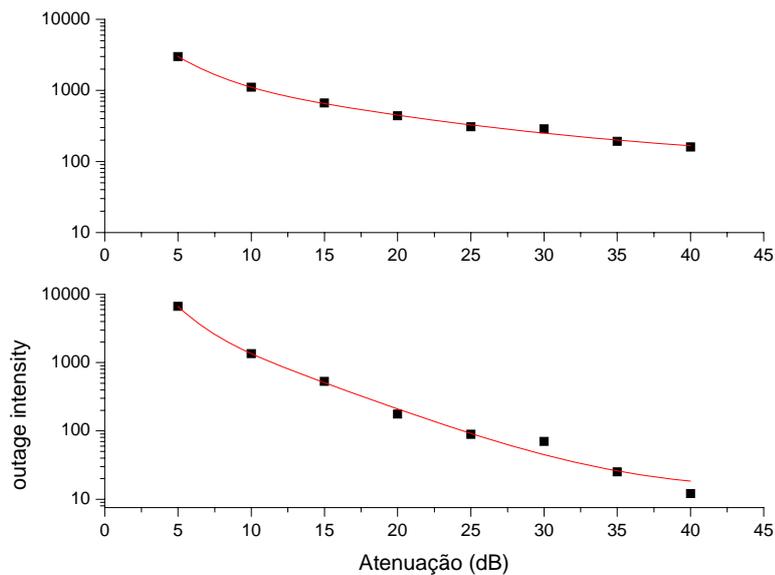


Figura 6.24 – Ajuste exponencial de 2ª ordem para os sítios de Scania (topo) e Genesp15. Ano 2.

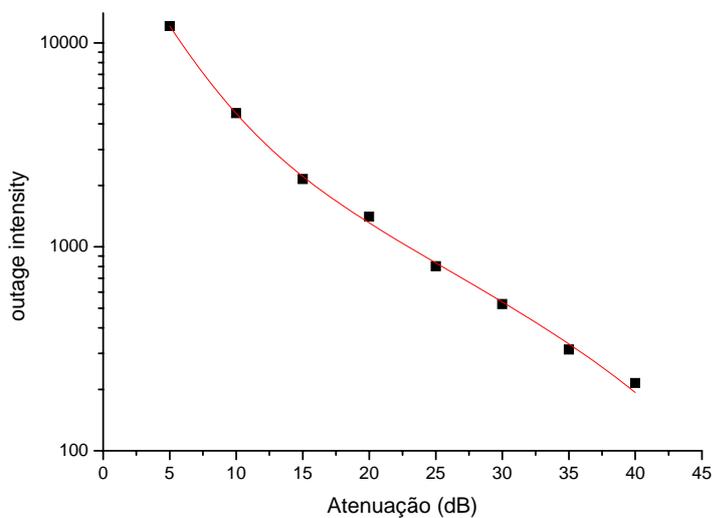


Figura 6.25 – Ajuste exponencial de 2ª ordem para o sítio de Paranapiacaba. Ano 2.

Tabela 6.5 – Resumo dos parâmetros do ajuste exponencial de 2ª ordem para o ano 2 dos enlaces convergentes de São Paulo.

Ano 2		$y = A1 \cdot \exp(-x/t1) + A2 \cdot \exp(-x/t2) + y0$					
Sítio	f(GHz)	y0	A1	t1	A2	t2	R ²
Bradesco	15	-44,2369	34468,09	1,37129	1672,058	12,33675	0,99934
Barueri	15	-136,543	4584,122	2,76034	580,4118	27,25743	0,99848
Scania	15	106,7155	13649,82	2,35557	1906,069	11,58824	0,99966
Paranapiacaba	15	-147,929	5371,384	14,49988	36224,04	3,42599	0,99986
Cenesp 15	15	13,40439	110153,8	1,45808	7669,745	5,45545	0,99993

6.4.2. Escalonamento em frequência

Os enlaces de Cenesp 15 e Cenesp 18 compartilham o mesmo percurso, o que permite uma avaliação qualitativa do efeito do escalonamento em frequência na grau de indisponibilidade. Pela diferença de frequências é esperado que o número de eventos em 18 GHz seja maior que o número de eventos em 15 GHz.

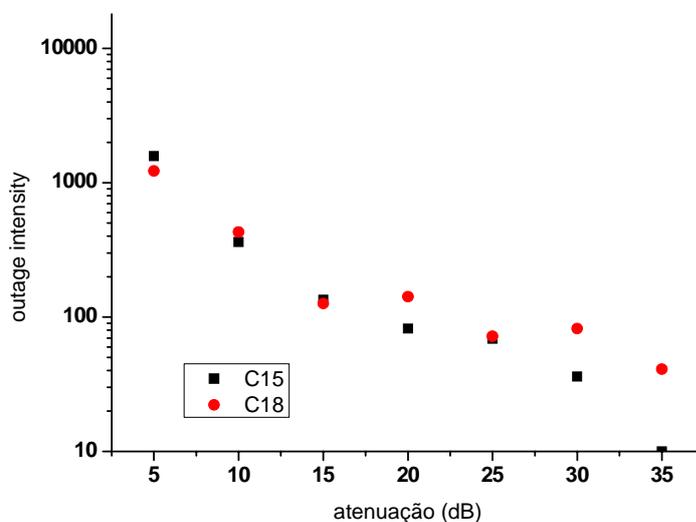


Figura 6.26 – Grau de indisponibilidade para os enlaces de Cenesp 15 (15 GHz) e Cenesp 18 (18 GHz).

Notamos da figura 6.26 que o comportamento das curvas é bastante semelhante. A menos do ponto de 5 dB, no qual a predominância de eventos em 15 GHz é provavelmente devida a erros de medida, o número de eventos em Cenesp 18 é, senão maior, pelo menos igual ao número de eventos em Cenesp 15.

De fato, como mostra a figura 6.27, o número de eventos em 18 GHz é aproximadamente 18% maior quando forçamos o ajuste a passar pelo zero. A influência dos erros de medida se verifica quando usamos ajuste não forçado. Para zero eventos em 15 GHz (conseqüentemente com zero atenuação concomitante) verifica-se pelo ajuste, 23 eventos em 18 GHz. Ambos os ajustes obtiveram 98% de variância explicada, o que valida estatisticamente a ambos.

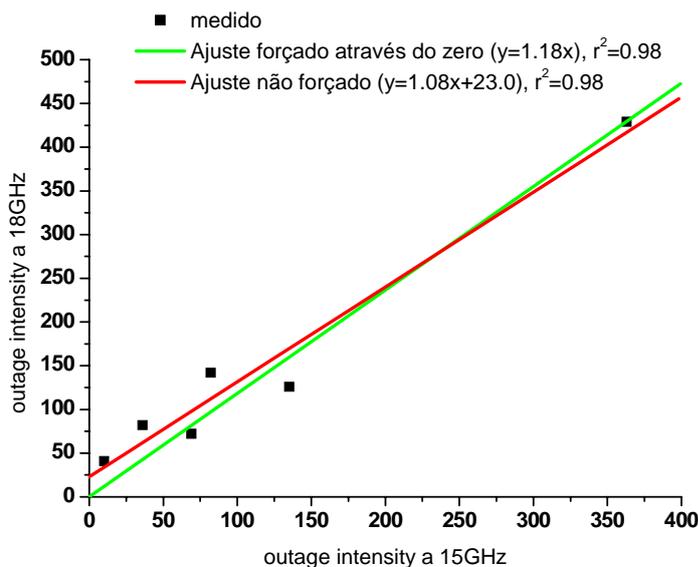


Figura 6.27 – Comparação ponto-a-ponto entre as curvas de grau de indisponibilidade entre enlaces de Censp 15 (15 GHz) e Censp 18 (18 GHz).