

Cálculo de interferências entre redes de comunicação por satélite: modelagem probabilística das posições geográficas e dos ganhos nos lóbulos laterais das antenas das estações terrenas

Alberth Tamo, Jose Mauro P. Fortes.

Resumo— Quando diversos sistemas de comunicações por satélite compartilham uma mesma faixa de freqüências, cada um deles opera sujeito às interferências produzidas pelos demais. Neste ambiente interferente, é usual utilizar um cálculo de interferências no qual situações de pior caso e hipóteses simplificadoras são consideradas. Diante da limitação dos recursos da órbita de satélites geoestacionários e do espectro de freqüências, cresce a importância de uma avaliação precisa dos efeitos da interferência. Uma alternativa ao cálculo determinístico usual é a utilização de cálculo estatístico de interferências, no qual diversos dos parâmetros são modelados probabilisticamente. Neste trabalho, considera-se o caso específico onde as posições geográficas das estações terrenas e os ganhos nos lóbulos laterais de suas antenas são modelados por variáveis aleatórias. Foram desenvolvidas expressões analíticas que permitem determinar o comportamento estatístico da razão portadora - interferência agregada e o procedimento de cálculo proposto foi comparado ao procedimento determinístico usual.

Palavras-Chave— Sistemas via Satélite; Interferência; Localização das estações terrenas; Ganhos de antena; Modelagem probabilística.

Abstract— When several satellite communication systems share the same frequency band, each system operates under the aggregate interference generated by the others. In this interfering environment, interference calculation procedures in which worst-case situations and simplifying assumptions are considered are commonly used. Given that the geostationary satellite orbit and the frequency spectrum are limited resources, it is important to consider alternatives that lead to a more precise interference evaluation. One of these alternatives is the use of a probabilistic methodology, in which some of the parameters involved are modeled as random variables. This work considers the specific case in which the earth station geographic locations and the side-lobe gains of their antennas are modeled as random. Analytical expressions for the probability distribution function of the carrier to aggregate interference ratio are determined and proposed methodology is compared to the usual deterministic procedure.

Keywords— Satellite systems; Interference; Earth station locations; Antenna gains; Probabilistic models.

I. INTRODUÇÃO

O crescimento acentuado do uso de sistemas por satélite, aliado ao fato dos recursos da órbita de satélites geoestacionários e do espectro de freqüências serem limitados, motivou, já na década de 1980, estudos e análises técnicas de possíveis

Alberth Tamo, Jose Mauro P. Fortes. Centro de Estudos em Telecomunicações da PUC-Rio, Rio de Janeiro, Brasil, E-mails: atamo@cetuc.puc-rio.br, jmförtes@cetuc.puc-rio.br.

métodos alternativos de cálculo de interferência visando à obtenção de resultados mais precisos e menos conservadores. Na época, a comunidade envolvida em comunicações por satélite já identificava a necessidade de se proceder a uma reavaliação dos procedimentos utilizados no cálculo de interferências que dava suporte ao processo de coordenação entre redes de comunicações por satélite. Identificou-se na época que uma das possibilidades para melhorar o processo de coordenação seria a utilização de um cálculo estatístico de interferências. Neste tipo de cálculo, alguns dos diversos parâmetros envolvidos seriam modelados por variáveis aleatórias. Os primeiros trabalhos sobre o assunto surgiram em 1987 [1,2]. Os trabalhos que se seguiram, resumidos em [3], motivaram o Grupo de estudos 4 (Serviço Fixo por Satélite) do Setor de Radiocomunicações (BR) da ITU, a criar uma questão visando ao estudo e desenvolvimento de novos procedimentos de coordenação para redes de comunicações por satélite do serviço fixo, na qual o cálculo estatístico de interferências era contemplado.

Desde então o cálculo estatístico de interferências vem sendo utilizado em diversos estudos e análises do ambiente interferente gerado por sistemas de comunicações que compartilham a mesma faixa de freqüências. Alguns desses estudos consideram apenas a modelagem estatística da posição dos satélites em sistema de satélites não-geoestacionários [4] a [8]. A análise em [9] além da aleatoriedade da posição dos satélites, modela as emissões dos satélites nas diversas direções como variáveis aleatórias, os estudos em [10] modelam como variáveis aleatórias as degradações devidas a chuvas e a interferências externas. Já a análise em [11] considera a modelagem estatística do erro de apontamento de antenas de estações terrenas instaladas em veículos.

Além dos parâmetros técnicos modelados probabilisticamente em [4] a [10] existem, naturalmente, muitos outros parâmetros de enlace passíveis de uma modelagem probabilística. No presente trabalho, o efeito conjunto da modelagem probabilística das posições geográficas das estações terrenas e dos ganhos nos lóbulos laterais de suas antenas é considerado. Na Seção II a modelagem matemática utilizada é desenvolvida. Considerando-se um ambiente interferente envolvendo múltiplos sistemas via satélite, são obtidas expressões analíticas para as razões portadora-interferência e para suas funções distribuição de probabilidade. Na Seção III as expressões analíticas desenvolvidas são aplicadas a cenários

particulares envolvendo diversos sistemas de satélites multi-feixe, operando na Banda Ka. Finalmente, as conclusões resultantes da análise realizada são apresentadas na Seção IV.

II. MODELAGEM MATEMÁTICA

Esta seção descreve um modelo matemático que permite o cálculo de interferências no qual alguns dos parâmetros envolvidos são considerados aleatórios. O modelo tem como base uma situação onde múltiplos satélites multi-feixe compartilham uma mesma faixa de freqüências. Para este ambiente interferente, são desenvolvidas expressões analíticas para a razão portadora-interferência agregada correspondente à interferência produzida em um enlace qualquer (vítima), pelos demais enlaces. É também apresentada a modelagem probabilística dos parâmetros considerados aleatórios que, no caso deste trabalho, incluem as posições geográficas das estações terrenas em suas áreas de serviço e os ganhos nos lóbulos laterais das suas antenas. Finalmente é desenvolvida uma expressão analítica para a determinação da função distribuição de probabilidade da razão portadora-interferência.

A. Razão portadora - interferência agregada

A razão portadora-interferência correspondente à interferência produzida pelo enlace m do satélite S_j se escreve

$$\left(\frac{C}{I}\right)_{se_{jm}} = \left[\left(\frac{C}{I}\right)^{-1}_{up_{jm}} + \left(\frac{C}{I}\right)^{-1}_{down_{jm}} \right]^{-1} \quad (1)$$

Da geometria da Figura 1, observa-se que a razão portadora-interferência no lance de subida pode ser escrita como

$$\left(\frac{C}{I}\right)_{up_{jm}} = \frac{P_2 \frac{g_3(0)}{g_3(\gamma)} g'_{1jm}(0) g'_{2jm}(\alpha_{jm}) \ell'_{3jm}}{P'_{2jm} \frac{g'_3(0)}{g'_3(\beta)} g'_{1jm}(\theta_{jm}) g_2(\rho_{jm}) \ell'_{1jm}} \quad (2)$$

onde P_2 e P'_{2jm} representam, respectivamente as potências das portadoras vítima e interferente na saída da antena receptora dos satélites S_V e S_j (quando \mathbf{r}_V e \mathbf{r}_{jm} estão nos centros dos feixes de transmissão desses satélites). Ainda em (2), ℓ_1 e ℓ'_{3jm} correspondem às atenuações de espaço livre nos lances de subida dos sinais desejado e interferente, $g_2(\lambda)$ e $g_3(\lambda)$ são os ganhos das antenas receptora e transmissora do satélite vítima numa direção que forma um ângulo λ com a direção de apontamento de seus feixes, $g'_{1jm}(\lambda)$ é o ganho da antena da estação terrena transmissora interferente numa direção que forma um ângulo λ com a direção de apontamento da antena, $g'_{2jm}(\lambda)$ e $g'_{3jm}(\lambda)$ são os ganhos das antenas receptora e transmissora do satélite interferente numa direção que forma um ângulo λ com a direção de apontamento de seus feixes.

De maneira análoga, a razão portadora-interferência no lance de descida se escreve

$$\left(\frac{C}{I}\right)_{down_{jm}} = \frac{\frac{P_2}{\ell_2} \frac{\gamma_{V0}}{g_3(0)g_4(0)} g_3(\gamma) g_4(0)}{\frac{P'_{2jm}}{\ell'_{4j}} \frac{g'_3(0)}{g'_3(\beta)} \frac{\gamma_{10_{jm}}}{g'_3(0)g'_{4jm}(0)} g'_3(\eta_j) g_4(\xi_j)} \quad (3)$$

onde $g_4(\lambda)$ representa o ganho da antena da estação terrena receptora vítima numa direção que forma um ângulo λ com

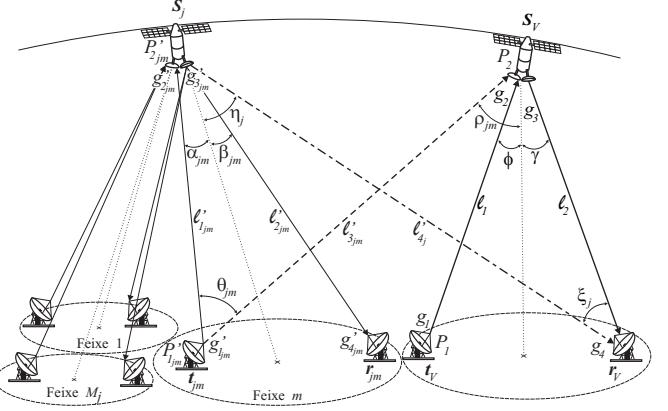


Fig. 1. Geometria utilizada no cálculo de interferência envolvendo múltiplos satélite multi-feixe interferentes.

a sua direção de apontamento, ℓ_2 e ℓ'_{4j} correspondem, respectivamente, às atenuações de espaço livre nos lances de descida dos sinais desejado e interferente, e ℓ'_{2j} representa a atenuação de espaço livre no lance de descida do enlace m do satélite S_j . Ainda em (3), γ_{V0} e $\gamma_{10_{jm}}$ representam os ganhos de transmissão desde a saída da antena receptora do satélite até a saída da antena de uma estação terrena de recepção localizada no centro do feixe, correspondentes, respectivamente aos enlaces vítima e interferente.

Substituindo-se (2) e (3) em (1) e considerando-se que as perdas de espaço livre são aproximadamente iguais, obtém-se

$$\left(\frac{C}{I}\right)_{se_{jm}} = \left[\frac{P'_{2jm} g'_{3jm}(0) g_3(\gamma) g_2(\rho_{jm}) g'_{1jm}(\theta_{jm})}{P_2 g_3(0) g'_3(\beta_{jm}) g'_{2jm}(\alpha_{jm}) g'_{1jm}(0)} \right. \\ \left. + \frac{P'_{2jm} \gamma_{10_{jm}} g'_{3jm}(\eta_j) g_4(\xi_j) g_3(0)}{P_2 \gamma_{V0} g'_3(\beta_{jm}) g'_{4jm}(0) g_3(\gamma)} \right]^{-1} \quad (4)$$

Finalmente a razão portadora - interferência agregada, correspondente à interferência devida a todos os enlaces interferentes se escreve

$$\left(\frac{C}{I}\right)_{agg} = \left[\sum_{j=1}^N \sum_{m=1}^{M_j} \left(\frac{C}{I}\right)^{-1}_{se_{jm}} \right]^{-1} \quad (5)$$

onde M_j é o número de enlaces interferentes do satélite S_j .

B. Modelagem probabilística das posições das estações terrenas e dos ganhos de suas antenas

Utilizando-se a geometria mostrada na Figura 1 é possível verificar que a razão interferência - portadora de entrada única, definida pelo inverso de (4), se escreve

$$\left(\frac{I}{C}\right)_{se_{jm}} = k_{u_{jm}} f_{jm}(\mathbf{t}_{jm}) h_{jm}(\mathbf{r}_{jm}) u(\mathbf{r}_V) x_{jm} \\ + k_{d_{jm}} h_{jm}(\mathbf{r}_{jm}) v_{jm}(\mathbf{r}_V) y_j \quad (6)$$

onde $x_{jm}=g'_{1j}(\theta_{jm})$, $y_j=g_4(\xi_j)$ e $u(\mathbf{r}_V)$, $v_{jm}(\mathbf{r}_V)$, $f_{jm}(\mathbf{t}_{jm})$ e $h_{jm}(\mathbf{r}_{jm})$ são funções que dependem das posições ge-

ográficas \mathbf{r}_V , \mathbf{t}_{jm} e \mathbf{r}_{jm} , definidas por

$$u(\mathbf{r}_V) = g_3(\gamma) \quad (7)$$

$$v_{jm}(\mathbf{r}_V) = g'_{3_{jm}}(\eta_j)/g_3(\gamma) \quad (8)$$

$$f_{jm}(\mathbf{t}_{jm}) = g_2(\rho_{jm})/g'_{2_{jm}}(\alpha_{jm}) \quad (9)$$

$$h_{jm}(\mathbf{r}_{jm}) = 1/g'_{3_{jm}}(\beta_{jm}) \quad (10)$$

Ainda em (6), as constantes $k_{u_{jm}}$ e $k_{d_{jm}}$ são dadas por

$$k_{u_{jm}} = \frac{P'_{2_{jm}} g'_{3_{jm}}(0)}{P_2 g_3(0) g'_{1_{jm}}(0)} \quad \text{e} \quad k_{d_{jm}} = \frac{P'_{2_{jm}} \gamma_{10_{jm}} g_3(0)}{P_2 \gamma_{v_0} g'_{4_{jm}}(0)} \quad (11)$$

Note que, na obtenção de (6), os ângulos topocêntricos θ_{jm} e ξ_j foram aproximados pelo ângulo geocêntrico correspondente à separação orbital entre os satélites S_V e S_j . Com esta aproximação os ganhos $g'_{1_j}(\theta_{jm})$ e $g_4(\xi_j)$ e consequentemente as variáveis x_{jm} e y_j passam a não depender das posições \mathbf{t}_{jm} e \mathbf{r}_V .

Finalmente, considerando-se (6), (5) pode ser reescrita como

$$\left(\frac{I}{C} \right)_{agg} = \sum_{j=1}^N \left[\sum_{m=1}^{M_j} (k_{u_{jm}} f_{jm}(\mathbf{t}_{jm}) h_{jm}(\mathbf{r}_{jm}) u(\mathbf{r}_V) x_{jm} + k_{d_{jm}} h_{jm}(\mathbf{r}_{jm}) v_{jm}(\mathbf{r}_V) y_j) \right] \quad (12)$$

C. Função densidade de probabilidade da razão interferência-portadora

Para determinar a função densidade de probabilidade da razão portadora-interferência agregada, considere inicialmente a variável aleatória z definida como a razão interferência agregada - portadora dada por (12) e as variáveis aleatórias z_{jm} definidas como razões interferência - portadora de entrada única, dadas por (6). Note que

$$z = \sum_{j=1}^N z_j \quad (13)$$

com

$$z_j = \sum_{m=1}^{M_j} z_{jm} \quad (14)$$

Com relação às quantidades aleatórias envolvidas (\mathbf{t}_{jm} , \mathbf{r}_{jm} , \mathbf{r}_V , x_{jm} e y_j), as seguintes hipóteses são consideradas

- $y_j, x_{jm}, \mathbf{t}_{jm}, \mathbf{r}_{jm}$ e \mathbf{r}_V são estatisticamente independentes (E.I.) $\forall j, m$.
- y_j é E.I. de y_k se $j \neq k$.
- x_{jm} é E.I. de x_{jn} se $m \neq n$.
- x_{jm} é E.I. de x_{kn} se $j \neq k \quad \forall m, n$.
- \mathbf{t}_{jm} é E.I. de \mathbf{t}_{jn} se $m \neq n$.
- \mathbf{t}_{jm} é E.I. de \mathbf{t}_{kn} se $j \neq k \quad \forall m, n$.
- \mathbf{r}_{jm} é E.I. de \mathbf{r}_{jn} se $m \neq n$.
- \mathbf{r}_{jm} é E.I. de \mathbf{r}_{kn} se $j \neq k \quad \forall m, n$.

Estas hipóteses permitem concluir, a partir de (13) que as variáveis aleatórias $\{z_j; j = 1, \dots, N\}$ são estatisticamente independentes. Neste caso a função densidade de probabilidade da variável aleatória z se escreve

$$p_z(\beta) = p_{z_1}(\beta) * \dots * p_{z_N}(\beta) \quad (15)$$

Para determinar os termos p_{z_j} da convolução múltipla em (15) observe que, dado $y_j = Y$, as variáveis aleatórias $\{z_{jm}, m =$

$1 \dots M_j\}$ definidas por (6) são estatisticamente independentes. Tem-se assim, a partir de (14),

$$p_{z_j|y_j=Y}(\beta) = p_{z_{j1}|y_j=Y}(\beta) * \dots * p_{z_{jM_j}|y_j=Y}(\beta) \quad (16)$$

A função densidade de probabilidade de z_j é então obtida a partir da relação

$$p_{z_j}(\beta) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{z_j|y_j=Y}(\beta) p_{y_j}(Y) dY \quad (17)$$

Note que as funções densidade de probabilidade condicionais que aparecem no lado direito de (16) podem ser escritas como

$$p_{z_{jm}|y_j=Y}(\beta) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} p_{z_{jm}|\mathbf{t}_{jm}=\mathbf{T}, \mathbf{r}_{jm}=\mathbf{R}, \mathbf{r}_V=\mathbf{V}, y_j=Y}(\beta) p_{\mathbf{t}_{jm}, \mathbf{r}_{jm}, \mathbf{r}_V|y_j=Y}(\mathbf{T}, \mathbf{R}, \mathbf{V}) d\mathbf{T} d\mathbf{R} d\mathbf{V} \quad (18)$$

No presente trabalho, os vetores aleatórios \mathbf{t}_{jm} , \mathbf{r}_{jm} e \mathbf{r}_V , que caracterizam as posições geográficas das estações terrenas, são consideradas estatisticamente independentes de y_j e estatisticamente independentes entre si. Neste caso,

$$p_{\mathbf{t}_{jm}, \mathbf{r}_{jm}, \mathbf{r}_V|y_j=Y}(\mathbf{T}, \mathbf{R}, \mathbf{V}) = p_{\mathbf{t}_{jm}}(\mathbf{T}) p_{\mathbf{r}_{jm}}(\mathbf{R}) p_{\mathbf{r}_V}(\mathbf{V}) \quad (19)$$

Além disso, os vetores aleatórios \mathbf{t}_{jm} , \mathbf{r}_{jm} e \mathbf{r}_V são considerados uniformemente distribuídos dentro de suas áreas de cobertura, ou seja,

$$p_{\mathbf{t}_{jm}}(\mathbf{T}) = \begin{cases} k_{\mathbf{t}_{jm}} & ; \quad \mathbf{T} \in \mathbf{S}_{\mathbf{t}_{jm}} \\ 0 & ; \quad \mathbf{T} \notin \mathbf{S}_{\mathbf{t}_{jm}} \end{cases} \quad \begin{cases} j = 1 \dots N \\ m = 1 \dots M_j \end{cases} \quad (20)$$

$$p_{\mathbf{r}_{jm}}(\mathbf{R}) = \begin{cases} k_{\mathbf{r}_{jm}} & ; \quad \mathbf{R} \in \mathbf{S}_{\mathbf{r}_{jm}} \\ 0 & ; \quad \mathbf{R} \notin \mathbf{S}_{\mathbf{r}_{jm}} \end{cases} \quad \begin{cases} j = 1 \dots N \\ m = 1 \dots M_j \end{cases} \quad (21)$$

$$p_{\mathbf{r}_V}(\mathbf{V}) = \begin{cases} k_{\mathbf{r}_V} & ; \quad \mathbf{V} \in \mathbf{S}_{\mathbf{r}_V} \\ 0 & ; \quad \mathbf{V} \notin \mathbf{S}_{\mathbf{r}_V} \end{cases} \quad (22)$$

onde $\mathbf{S}_{\mathbf{t}_{jm}}$ é a região da superfície da terra correspondente à área de cobertura do feixe de transmissão do satélite j associado ao enlace m . $\mathbf{S}_{\mathbf{r}_{jm}}$ é a região da superfície da terra correspondente à área de cobertura do feixe de recepção do satélite j associado ao enlace m . e $\mathbf{S}_{\mathbf{r}_V}$ é a região da superfície da terra correspondente à área de cobertura do feixe de recepção do satélite vítima.

Considerando-se (19), (20), (21) e (22), (18) se escreve

$$p_{z_{jm}|y_j=Y}(\beta) = k_{\mathbf{t}_{jm}} k_{\mathbf{r}_{jm}} k_{\mathbf{r}_V} \int_{\mathbf{S}_{\mathbf{t}_{jm}}} \int_{\mathbf{S}_{\mathbf{r}_{jm}}} \int_{\mathbf{S}_{\mathbf{r}_V}} p_{z_{jm}|\mathbf{t}_{jm}=\mathbf{T}, \mathbf{r}_{jm}=\mathbf{R}, \mathbf{r}_V=\mathbf{V}, y_j=Y}(\beta) d\mathbf{T} d\mathbf{R} d\mathbf{V} \quad (23)$$

Neste ponto é interessante observar que, dado $\mathbf{t}_{jm} = \mathbf{T}$, $\mathbf{r}_{jm} = \mathbf{R}$, $\mathbf{r}_V = \mathbf{V}$ e $y_j = Y$, a razão interferência portadora de entrada única, z_{jm} , dada por (6), depende apenas de x_{jm} . Mais especificamente, z_{jm} é uma função linear de x_{jm} , sendo dada por

$$z_{jm} = A_{jm}(\mathbf{T}, \mathbf{R}, \mathbf{V}) x_{jm} + B_{jm}(\mathbf{R}, \mathbf{V}) \quad (24)$$

com

$$A_{jm}(\mathbf{T}, \mathbf{R}, \mathbf{V}) = k_{u_{jm}} f_{jm}(\mathbf{T}) h_{jm}(\mathbf{R}) u(\mathbf{V}) \quad (25)$$

$$B_{jm}(\mathbf{R}, \mathbf{V}) = k_{d_{jm}} h_{jm}(\mathbf{R}) v_{jm}(\mathbf{V}) Y_j \quad (26)$$

A relação em (24) permite escrever a função densidade de probabilidade condicional de z_{jm} em função da função densidade de probabilidade das variáveis x_{jm} , obtendo-se

$$p_{z_{jm}|\mathbf{t}_{jm}=\mathbf{T}, \mathbf{r}_{jm}=\mathbf{R}, \mathbf{r}_V=\mathbf{V}, y_j=Y}(\beta) = \frac{1}{|A_{jm}(\mathbf{T}, \mathbf{R}, \mathbf{V})|} p_{x_{jm}}\left(\frac{\beta - B_{jm}(\mathbf{R}, \mathbf{V})}{A_{jm}(\mathbf{T}, \mathbf{R}, \mathbf{V})}\right) \quad (27)$$

Em resumo, a determinação da função densidade de probabilidade da variável aleatória z , envolve a utilização ordenada das relações em (27), (23), (16), (17) e (15). Note que, uma vez determinada a função densidade de probabilidade da variável aleatória z , é possível se chegar à função distribuição de probabilidade da razão portadora-interferência agregada (expressa em dB) utilizando-se a relação

$$F_{c/i}(\alpha) = \int_{-\infty}^{\alpha} \frac{\ln 10}{10} 10^{-\beta/10} p_z(10^{-\beta/10}) d\beta \quad (28)$$

III. RESULTADOS NUMÉRICOS

A modelagem desenvolvida na Seção II é aplicada a dois cenários envolvendo, respectivamente, dois e cinco sistemas de satélites multi-feixe homogêneos, com re-uso de frequência do tipo “quatro cores” e operando na Banda Ka e o espaçamento orbital entre satélites adjacentes é de 2° . No Cenário I, apenas os satélites S_V e S_1 da Figura 2 são considerados enquanto que no Cenário II todos os 5 satélites são considerados. Os feixes de recepção e transmissão dos satélites são considerados circulares com 0.7° de abertura e com diagrama de radiação dado pela REC ITU-R S.672 [12] (com $L_N=-15$ dB, $z=1$, $a=2.58$, $b=6.32$ e $\alpha=1.5$). A comunicação dos satélites é bidirecional e envolve enlaces diretos (da estação *gateway* para as estações *usuárias*) e enlaces reversos (das estações *usuárias* para estações *gateway*). Os parâmetros de enlace utilizados são apresentados na Tabela I.

Como em [14], os ganhos x_{jm} e y_j das estações terrenas, quando relativos a ganhos nos lóbulos laterais, são modelados por variáveis aleatórias com função densidade de probabilidade gamma, ou seja, $p_{x_{jm}}(X) = \Upsilon(X, a_{jm}, b_{jm})$ e $p_{y_j}(Y) = \Upsilon(Y, a_j, b_j)$ onde

$$\Upsilon(\gamma, a, b) = \frac{b^a}{\Gamma(a)} \gamma^{(a-1)} \exp(-b\gamma) \quad (29)$$

com Γ representando a função gamma. No caso de ganhos fora da região dos lóbulos laterais considerou-se $p_{x_{jm}}(X) = \delta(X - G_{jm})$ e $p_{y_j}(Y) = \delta(Y - G_j)$, com G_{jm} e G_j dados pelo diagrama de referência da Recomendação ITU-R F.1245 [13]. Os parâmetros a_{jm} , b_{jm} , a_j e b_j das distribuições gamma foram determinados considerando-se valores específicos para a razão desvio padrão - média (RDPM) e as condições $P(x_{jm} > G_{jm}) = 0.1$ e $P(y_j > G_j) = 0.1$. Os resultados obtidos são apresentados nas figuras 3 a 6. Nesta figuras são comparadas as funções distribuição de probabilidade correspondentes ao cálculo determinístico e ao cálculo probabilístico onde as posições geográficas das estações terrenas e os ganhos nos lóbulos laterais de suas antenas são considerados aleatórios. A título de comparação, estas figuras apresentam ainda o resultado correspondente à situação analisada em [14], onde apenas os ganhos nos lóbulos laterais das antenas são considerados aleatórios.

TABELA I
PARÂMETROS DOS ENLACES

Parâmetro do enlace	Direto	Reverso
Lance de subida:		
frequência [GHz]	29.5	28.75
diâmetro da antena da estação terrena transmissora [m]	13	1.2
ganho máximo da antena da estação terrena transmissora [dBi]	69.25	48.78
potência da estação transmissora [dBW]	23	16.02
margem para atenuação por chuva [dB]	13	10
atenuação atmosférica [dB]	3	3
temperatura de ruído do satélite [K]	500	500
ganho máximo da antena de receptor do satélite [dBi]	47.97	51.47
Lance de descida:		
frequência [GHz]	19.2	18.7
diâmetro da antena da estação terrena receptora [m]	1.2	13
ganho máxima da antena da estação terrena receptora [dBi]	45.05	65.52
potência em receptor do satélite [dBW]	21.14	18
back-off [dB]	3	3
margem para atenuação por chuva [dB]	10.84	8
atenuação atmosférica [dB]	3	3
temperatura de ruído do receptor [K]	241	26914
ganho máximo da antena de transmissão do satélite [dBi]	51.47	47.97

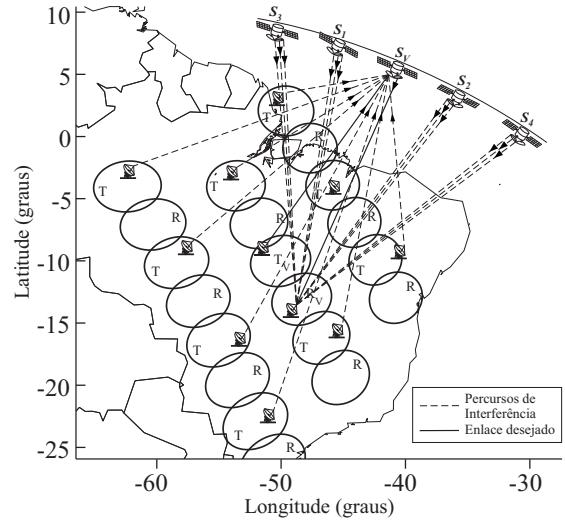


Fig. 2. Percursos de interferência correspondentes ao Cenário III

IV. CONCLUSÕES

Neste trabalho, a modelagem probabilística desenvolvida na Seção II foi comparada ao cálculo usual (determinístico) de interferências. A modelagem proposta permitiu quantificar a probabilidade da razão portadora-interferência agregada ser inferior ao valor calculado pelo método determinístico. Observou-se, por exemplo, que no Cenário I, enlace direto (ver Figura 3) a probabilidade da razão c/i ser inferior ao valor calculado pelo método determinístico é igual a 4×10^{-2} quando tanto as posições geográficas das estações terrenas quanto os ganhos de suas antenas são modelados probabilisticamente e igual a 10^{-1} quando apenas os ganhos das antenas são considerados aleatórios. No Cenário II (ver Figura 4), estas probabilidades se reduzem, respectivamente, a $1,4 \times 10^{-3}$ e a aproximadamente $5,0 \times 10^{-2}$. No caso dos enlaces reversos, os valores dessas probabilidades são bem menores devido às características específicas dos sistemas considerados (satélites multi-feixe).

A modelagem probabilística permite ainda uma avaliação adicional no caso em que o valor da razão portadora-interferência calculado pelo método determinístico não atenda

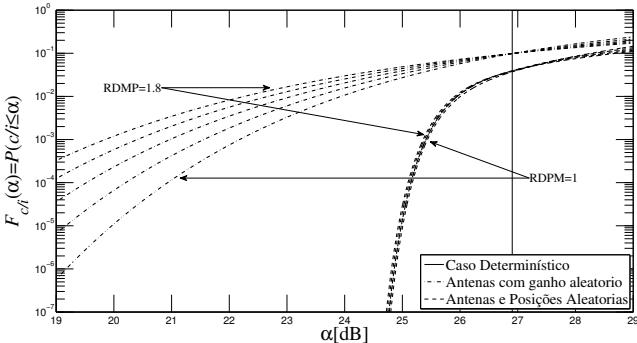


Fig. 3. Função distribuição de probabilidade da razão (c/i): Cenário I, enlace direto e RDPM=1, 1.2, 1.4, 1.6 e 1.8.

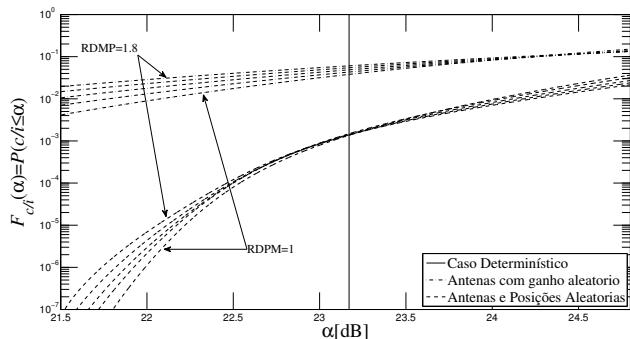


Fig. 4. Função distribuição de probabilidade da razão (c/i): Cenário II, enlace direto e RDPM=1, 1.2, 1.4, 1.6 e 1.8.

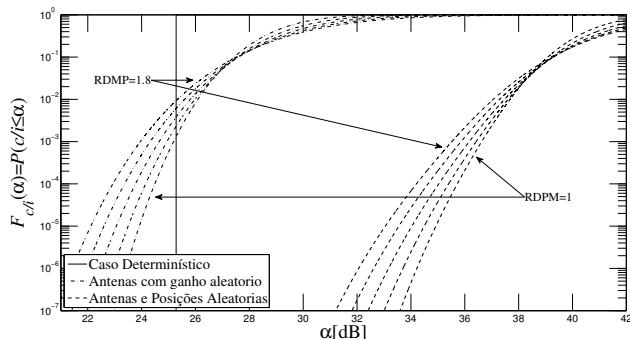


Fig. 5. Função distribuição de probabilidade da razão (c/i): Cenário I, enlace reverso e RDPM=1, 1.2, 1.4, 1.6 e 1.8.

ao valor requerido de c/i . Mais especificamente, ela permite calcular a probabilidade do valor requerido de c/i não ser atendido. As curvas da Figura 5 indicam, por exemplo, que um valor requerido de c/i seja 34 dB não é atendido pelo valor determinado no cálculo determinístico por uma diferença de 7,7 dB. Entretanto, o cálculo probabilístico de interferência indica que, para RDPM=1,8, este valor requerido de c/i tem uma probabilidade igual a $6,8 \times 10^{-5}$ de não ser atendido, quando tanto as posições geográficas das estações terrenas quanto os ganhos de suas antenas são considerados aleatórios. No caso de RDPM=1,0 esta probabilidade se reduz a $4,6 \times 10^{-6}$. Todos estes resultados permitem observar o quanto pessimista é o cálculo determinístico.

REFERÊNCIAS

- [1] Albuquerque J. P., Fortes J. M., *Statistical Aspects in the Evaluation of Interference among Satellite Networks*, Proceedings of the IEEE

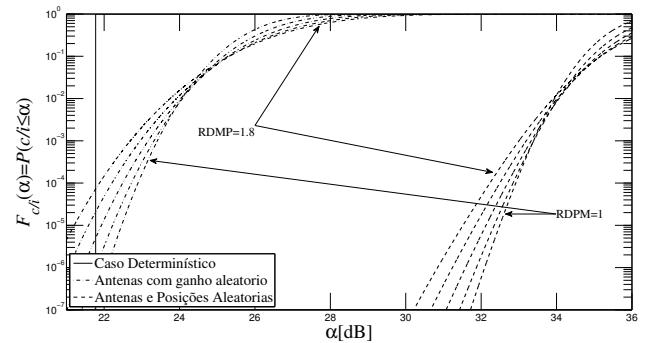


Fig. 6. Função distribuição de probabilidade da razão (c/i): Cenário II, enlace reverso e RDPM=1, 1.2, 1.4, 1.6 e 1.8.

- International Communications Conference, pp. 7.2.1-7.2.5, Philadelphia, 1988
- [2] N. Makhljani, *Statistical Analysis of Link Budgets*, 1988 IEEE International Conference on Communications - ICC'88, Philadelphia, Junho 1988.
- [3] *Stochastic Approach in the Evaluation of Interference Between Satellite Networks*, Reports of the CCIR, 1990, Annex to Volume IV - Part 1, Fixed-Satellite Service, Report 1137, Geneva, 1990.
- [4] Fortes, J. M. P., *On the Power Flux-Density Limits to Protect the Fixed Service from HEO FSS Satellites Emissions in the 18 GHz Band*, International Journal of Satellite Communications and Networking, ISSN 1542-0973, Vol. 24, No. 1, pp 73-95, Jan/Feb 2006.
- [5] Finamore A. C. e Fortes J. M. P., *Protection of FS Receivers from the Interference Produced by HEO FSS Satellites in the 18 GHz Band: Effect of the roll-off Characteristics of the HEO System Satellite Antenna Beams*, International Journal of Satellite Communications and Networking, ISSN 1542-0973, Vol. 26 pp 211-230, 2008.
- [6] *Protection of satellite networks using the geostationary orbit (GSO) from interference caused by HEO satellites systems in highly inclined orbits in the band 19.7-20.2 GHz*, Documento 4A/49, submetido pela administração do Japão à reunião do Grupo de Trabalho 4A do Setor de Radiocomunicações da UIT, abril 2004.
- [7] *Assessment of interference into 4 GHz fixed service systems from fixed-satellite service satellites operating in highly elliptical orbits*, Documento 4-9S/328, submetido pela administração do Canadá à reunião do WP 4-9S de Abril de 2003.
- [8] Fortes J. M. P. e Sampaio Neto R., *Impact of Avoidance Angle Mitigation Techniques on the Interference Produced by Non-GSO Systems in a Multiple Non-GSO Interference Environment*, International Journal of Satellite Communications, ISSN 0737-2884, Vol. 21, pp 575-593, Novembro-Dezembro 2003.
- [9] Fortes J. M. P. e Maldonado J. E. A., *Protection of Fixed Service Receivers from the Interference produced by non-geostationary Satellites in a Fixed Satellite Service Network: An statistical interference Analysis*, International Journal of Satellite Communications, Vol. 20, No. 1, pp 15-27, 2002.
- [10] J. M. Fortes J. M. P. e Baptista A. J., *Satellite link performance under rain and external interferences: Constraints to be imposed to the Statistical behavior of external interferences*, International Journal of Satellite Communications and Networking, Vol. 29, pp 333-348, 2011.
- [11] V. Weerackody e E. Cuevas, *A statistical approach to specifying the off-axis EIRP spectral density in on-the-move satellite communications*, Proceedings of the IEEE, 2008.
- [12] *Satellite antenna radiation pattern for use as a design objective in the fixedsatellite service employing geostationary satellites*, Recommendation ITU-R S.672, Genebra, 1997.
- [13] *Mathematical model of average and related radiation patterns for line-of-sight point-to-point radio-realy system antennas for use in certain coordination studies and interference assessment in the frequency range from 1 GHz to about 70 GHz*, Recommendation ITU-R F.1245-1, Genebra, 2010.
- [14] Cordova M., A. O. e Fortes, J. M. P., *Efeito da modelagem probabilística dos ganhos nos lóbulos laterais das antenas das estações terrenas no cálculo da interferências entre redes de comunicação por satélite*, Dissertação de mestrado, Rio de Janeiro, 2012.