

4

Estrutura com RAKE e filtro de Kalman para radiolocalização em ambientes com NLOS

4.1

Introdução

Neste capítulo é proposto um método para a estimativa da posição de um terminal em movimento, com base em medidas de ToA eventualmente corrompidas com ruído de medida e erro de NLOS. O efeito do ruído é atenuado com o emprego de filtros de Kalman, enquanto que a técnica proposta no capítulo anterior é aplicada para mitigar o erro de NLOS. Na Seção 4.3 o estimador de ToA a ser implementado é detalhado sob a forma de blocos funcionais, dentre os quais destaca-se, além do filtro de Kalman e do bloco para estimativa do erro de NLOS, um esquema de identificação do estado do canal relativo à existência ou não de linha de visada (LOS/NLOS). A teoria desenvolvida para a detecção LOS/NLOS é apresentada na Seção 4.4.

Os resultados de simulação do método proposto são apresentados na Seção 4.5.2. Seu desempenho é verificado sob diferentes cenários (tipo de trajetória, potência do ruído de medida, duração do estado de NLOS etc), sendo o resultado dado em termos do *erro médio de localização*. É feita uma comparação com o método utilizado em [19], [17] e [25], o qual foi desenvolvido também para eliminar o erro de NLOS em medidas de ToA de um terminal em movimento.

4.2

Estrutura proposta

A Figura 4.1 apresenta o esquema proposto para estimar a posição do terminal utilizando medidas de ToA. As principais hipóteses consideradas na implementação do método são mencionadas a seguir:

- O sistema de comunicações considerado utiliza a tecnologia CDMA-DS. No receptor, o correlator RAKE é empregado para aproveitar a diversidade de multipercurso do canal, e para calcular o vetor γ definido em (3-13).
- As medidas de ToA são realizadas no enlace *direto*.¹
- Considera-se que o terminal encontra-se em movimento, com uma velocidade e direção arbitrárias em relação às estações fixas, cujas posições são conhecidas.
- O terminal é capaz de receber os sinais de no mínimo três bases, com razão *senal-ruído* e razão *senal-interferência* apropriadas para a obtenção da posição pela estrutura mostrada na figura.
- O terminal está inserido em um ambiente em que os espalhadores têm distribuição gaussiana, com desvio padrão σ_s (desconhecido), e as réplicas do sinal transmitido produzidas pelo canal sofrem reflexão simples (modelo *single bounce*) antes de chegarem ao receptor.

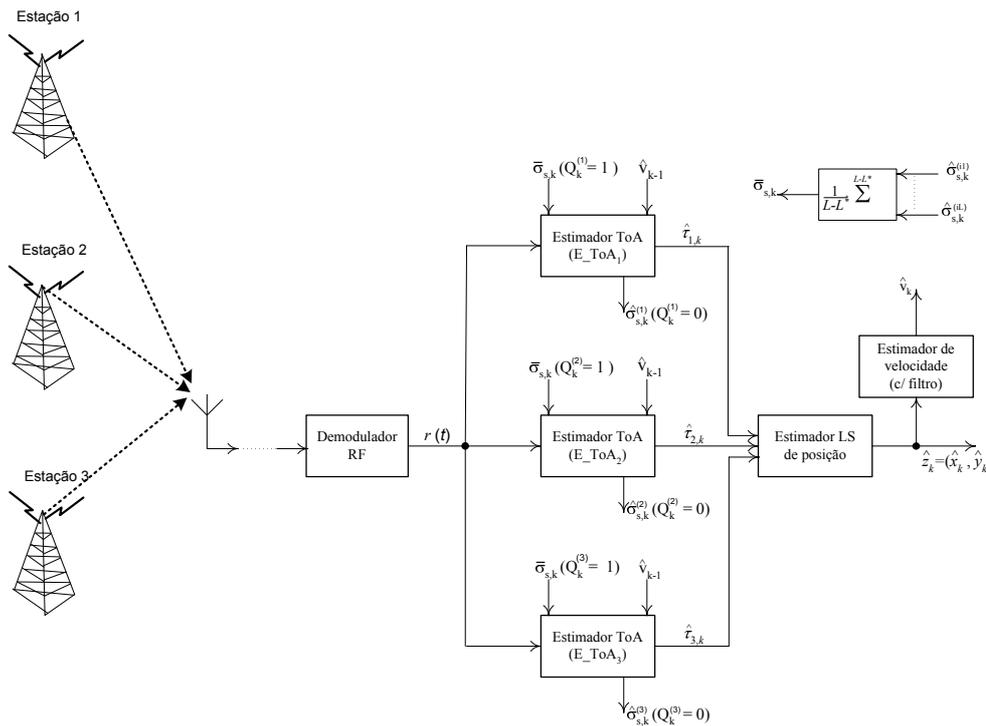


Figura 4.1: Estimador de posição com medidas de ToA no enlace direto.

Nestas condições, após a demodulação RF, os sinais das diferentes bases recebidos pelo terminal são identificados pela assinatura de código

¹Nestas condições convém observar que os sinais das estações na Figura 4.1 não são enviados simultaneamente, uma vez que os padrões desenvolvidos para a tecnologia CDMA prevêm que as medidas de ToA ou TdoA no enlace direto sejam feitas em períodos de repouso (*idle*) das demais bases envolvidas na triangulação.

correspondente e são processados em separado (paralelo) conforme mostrado na figura. Considerando, como exemplo, apenas três bases envolvidas na triangulação, os estimadores de ToA geram as saídas $\hat{\tau}_{i,k}$ ($i = 1, 2, 3$), que correspondem à estimativa do tempo de propagação do sinal entre o terminal e a i -ésima base no instante t_k . Os valores $\hat{\tau}_{1,k}$, $\hat{\tau}_{2,k}$ e $\hat{\tau}_{3,k}$ obtidos são utilizados como entrada para um estimador LS, de onde finalmente obtém-se a estimativa de posição do terminal $\hat{\mathbf{z}}_k = (\hat{x}_k, \hat{y}_k)$.

As estruturas que correspondem aos estimadores de ToA (denominadas doravante de E_TOA $_i$) na Figura 4.1 são idênticas ². Cada E_TOA recebe como entrada o sinal $r(t)$, o parâmetro \hat{v}_{k-1} , e, eventualmente, $\bar{\sigma}_{s,k}$. Estes dois últimos parâmetros são, respectivamente, a estimativa da velocidade do terminal (obtida no instante anterior), e a estimativa do desvio padrão da concentração de espalhadores em torno do terminal. O parâmetro $\bar{\sigma}_{s,k}$ é incluído como entrada se a variável $Q_k^{(i)}$, que indica o estado do canal entre o terminal e a i -ésima base, for igual a 1 (estado de NLOS). Esta variável é obtida como resultado de um teste de hipóteses, como será visto adiante. Se $Q_k^{(i)} = 0$, o que indica que o canal está em LOS, E_TOA $_i$ produz na saída, além da estimativa de ToA, o parâmetro $\hat{\sigma}_{s,k}^{(i)}$. Como mostrado na Figura 4.1, o valor de $\bar{\sigma}_{s,k}$ é resultado de uma média aritmética de todas as estimativas $\hat{\sigma}_{s,k}^{(i)}$ produzidas no instante t_k . Por exemplo, se $Q_k^{(1)} = 1$ e $Q_k^{(2)} = Q_k^{(3)} = 0$, o parâmetro $\bar{\sigma}_{s,k}$ utilizado como entrada em E_TOA $_1$ é dado por $\bar{\sigma}_{s,k} = (\hat{\sigma}_{s,k}^{(2)} + \hat{\sigma}_{s,k}^{(3)})/2$.

O estimador de posição LS incluído na Figura 4.1 baseia-se no método proposto por Caffery em [24], que apresenta desempenho comparável a outras alternativas e não requer conhecimento da matriz covariância de $\hat{\tau}_{i,k}$, ($i = 1, 2, 3$). Neste caso, a estimativa da posição é dada por

$$\hat{\mathbf{z}}_k = (\mathbf{\Sigma}^T \mathbf{\Sigma})^{-1} \mathbf{\Sigma}^T \boldsymbol{\xi}, \quad (4-1)$$

onde a matriz $\mathbf{\Sigma}$ e o vetor $\boldsymbol{\xi}$ são dados em função das coordenadas das bases (X_i, Y_i) e de $\hat{\tau}_{i,k}$:

$$\mathbf{\Sigma} = \begin{bmatrix} X_2 - X_1 & Y_2 - Y_1 \\ X_3 - X_2 & Y_3 - Y_2 \end{bmatrix}, \quad (4-2)$$

$$\boldsymbol{\xi} = \frac{1}{2} \begin{bmatrix} \|\mathbf{z2}\|^2 - \|\mathbf{z1}\|^2 + \hat{\tau}_{1,k}^2 - \hat{\tau}_{2,k}^2 \\ \|\mathbf{z3}\|^2 - \|\mathbf{z2}\|^2 + \hat{\tau}_{2,k}^2 - \hat{\tau}_{3,k}^2 \end{bmatrix}, \quad (4-3)$$

onde $\|\mathbf{z}_i\|^2 = X_i^2 + Y_i^2$.

²A menos das fases dos códigos utilizados para separar os sinais.

A estimativa da velocidade do terminal, que é utilizada como entrada para os blocos E_ToA_{*i*}, pode ser facilmente calculada a partir das estimativas de posição \hat{z}_k . Convém utilizar um filtro passa-baixas para “suavizar” a seqüência de \hat{v}_k , o que pode ser feito com um filtro de média móvel.

4.3

Estimador de ToA (E_ToA)

A Figura 4.2 apresenta o diagrama de blocos do *i*-ésimo estimador de ToA da Figura 4.1. Como mencionado, este estimador deve gerar ao longo do tempo uma saída $\hat{\tau}_{i,k}$ que represente, com menor erro possível, o tempo de propagação em linha reta do sinal transmitido entre a base e o terminal. Para isto, executa as funções associadas aos blocos assinalados na Figura 4.2 e descritos a seguir.

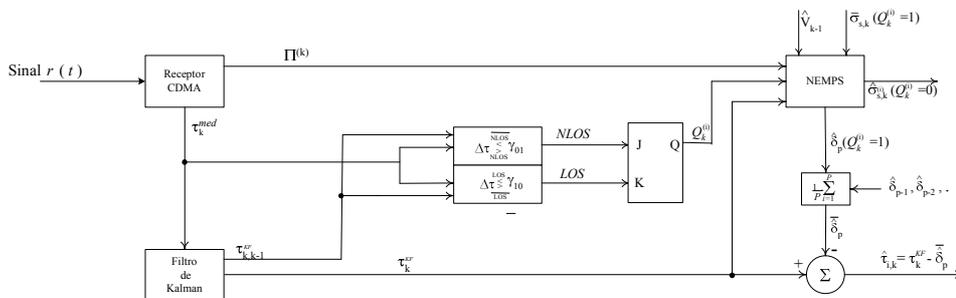


Figura 4.2: Bloco E_ToA_{*i*} proposto para a atenuação do ruído de medida e do erro de NLOS na estimação de ToA.

– Receptor CDMA

O bloco denominado de “Receptor CDMA”, detalhado pela Figura 4.3, executa as funções de um receptor CDMA usual para a decodificação da seqüência binária de informação transmitida. Considera-se que o sinal de entrada é dado por

$$r(t) = \sum_{i=0}^{N_1} x_{i,1}(t) + \sum_{i=0}^{N_2} x_{i,2}(t) + \dots + \sum_{i=0}^{N_L} x_{i,L}(t) \quad , \quad (4-4)$$

onde $x_{i,j}(t)$ refere-se ao *i*-ésimo sinal proveniente da *j*-ésima base, e N_j é o número de usuários compartilhando o acesso ao sistema pela base *j*. Os sinais $x_{i,j}$ tem o espectro espalhado por códigos de identificação da base e de *canalização*, com propriedades ortogonais, que permitem ao receptor a obtenção do sinal piloto e detecção do sinal de informação.

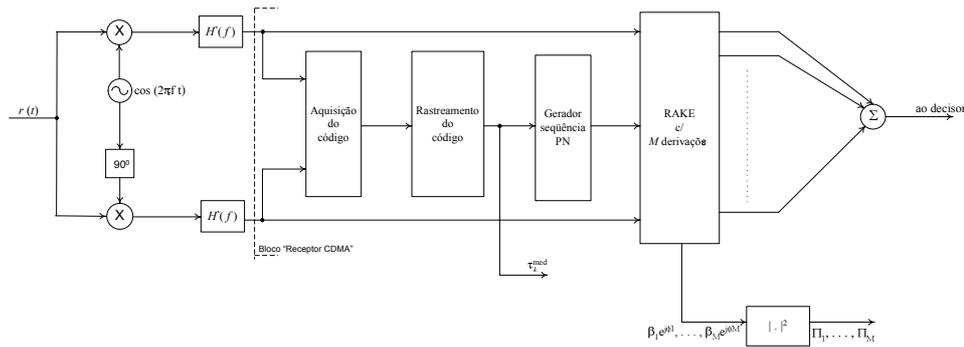


Figura 4.3: Bloco “receptor CDMA”.

Para que o sinal possa ser *desespalhado* no receptor, é necessário estimar o retardo do sinal transmitido a fim de ajustar a fase do código gerado localmente. Esta estimativa normalmente é feita para o sinal piloto, e realizada em duas etapas: aquisição e rastreamento do código. A aquisição refere-se à sincronização inicial entre o código de espalhamento recebido e o código gerado localmente. O rastreamento procura manter a sincronização após a fase de aquisição inicial. Existem várias implementações propostas [56][59][60] para realizar estas duas funções. A estimativa do parâmetro ToA para radiolocalização, denominado³ de τ_k^{med} na Figura 4.2, é obtida naturalmente deste processo.

Uma vez ajustada a fase do código local, o receptor RAKE do tipo mostrado na Figura 3.1 estima os coeficientes de atenuação $\beta_m e^{j\phi_m}$ ($m = 1, \dots, M$) do canal para gerar M saídas ajustadas segundo o princípio de máxima razão. Vale observar que com o sinal piloto, a estimativa de $\beta e^{j\phi_m}$ é facilmente obtida por uma média de um número arbitrário de chips [56]. Para gerar o vetor Π_m , definido em (3-4), calcula-se o quadrado do módulo destes coeficientes.

– Filtro de Kalman

O filtro de Kalman constitui-se em um algoritmo que produz estimativas recursivas de um vetor de estados, com base em uma série de observações coletadas seqüencialmente. Para a sua aplicação, é necessário definir uma equação de estado e uma equação de medida, e ambas devem ser lineares. É necessário também conhecer as matrizes covariância do ruído de medida e de observação. Se os ruídos forem gaussianos e brancos, o filtro de Kalman é ótimo no sentido do erro médio quadrático. No capítulo 5 o filtro de Kalman e suas variações

³A fim de não “carregar” a notação, o índice i não foi incluído na representação de grande parte das variáveis mencionadas nesta Seção.

são vistos com mais detalhes dentro do contexto da estimação Bayesiana recursiva.

Diversos trabalhos na literatura utilizam técnicas de filtragem de Kalman para a redução da variância do ruído de medidas em ToA [17][19][25][61][62]. Nesta abordagem, tipicamente considera-se como vetor de estado $\mathbf{x}_k = [\tau_k \ \dot{\tau}_k]^T$, onde τ_k é o ToA no instante t_k , e $\dot{\tau}_k$ sua variação com o tempo. As equações de estado e de medida consideradas na implementação do filtro são dadas por

$$\mathbf{x}_k = \mathbf{\Phi}\mathbf{x}_{k-1} + \mathbf{r}_k \quad (4-5)$$

$$y_k = \mathbf{\Gamma}\mathbf{x}_k + n_k \quad (4-6)$$

onde $\mathbf{\Phi} = \begin{bmatrix} 1 & \Delta_t \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$, $\mathbf{\Gamma} = [1 \ 0]$ e Δ_t é o intervalo entre amostras. O vetor \mathbf{r}_k e o escalar n_k são respectivamente o ruído de estado e de medida, com matrizes covariância consideradas conhecidas para o problema.

Conforme mostrado na Figura 4.2, o escalar τ_k^{med} produzido pelo receptor CDMA é usado como entrada (medida) para o filtro de Kalman. Este parâmetro, na realidade, deve ser escrito da forma mostrada na equação (1-6), repetida abaixo para o ToA medido entre o terminal e a base considerada:

$$\tau_k^{med} = \tau_k + \alpha_k \delta_k + n_k \quad (4-7)$$

onde α_k é a variável indicadora do estado do canal (LOS ou NLOS), δ_k é o erro de NLOS, e n_k é o ruído de medida. Observa-se, portanto, que a equação de medida (4-6) usada na implementação do filtro de Kalman *despreza* o erro de NLOS. Como consequência, a saída deste filtro, denominada de τ_k^{KF} , tem valor esperado dado por $\tau_k + \alpha_k \delta_k$ (após a convergência do algoritmo e supondo que o filtro de Kalman está bem ajustado às condições do problema) e variância significativamente menor do que a variância de n_k . O escalar $\tau_{k,k-1}^{KF}$, mostrado na Figura 4.2, representa a estimativa *a priori* do filtro para o ToA no instante t_k , e representa uma das variáveis para o teste de hipóteses de identificação do estado do canal.

– Teste de Hipóteses

O objetivo do teste de hipóteses incluído na estrutura da Figura 4.2 é detectar transições entre os estados LOS e NLOS do canal, a medida

em que o terminal se movimenta. Em cada instante de tempo t_k , compara-se a variável $\Delta\tau = \tau_k^{med} - \tau_{k,k-1}^{KF}$ com os limiares γ_{01} e γ_{10} , calculados para que a probabilidade de detecção seja maximizada. A teoria desenvolvida para a construção do teste é apresentada na Seção 4.4.

As saídas são identificadas por *NLOS* e *LOS*, e na realidade constituem-se em variáveis binárias que chaveiam entre os valores “0” e “1”. Em um dado instante t_k , *NLOS* assume o valor “1” quando $\Delta\tau > \gamma_{01}$, indicando que houve uma transição LOS→NLOS, e *LOS* = 1 quando $\Delta\tau < \gamma_{10}$, o que representa para o sistema a ocorrência de NLOS→LOS. Estas variáveis servem de entrada para o flip-flop JK, conforme mostrado na figura.

– Flip-Flop JK

O Flip-Flop JK é um elemento de hardware digital largamente utilizado em circuitos de lógica binária como elemento de memória. No instante em que há uma transição de estados na entrada de “clock” do dispositivo, a saída Q assume um valor que depende das entradas J e K e do estado anterior do flip-flop. A Tabela 4.1 resume o seu funcionamento [63], sendo possível observar que J e K são responsáveis por ativar ($Q = 1$) e desativar ($Q = 0$), respectivamente, a saída do flip-flop⁴.

Tabela 4.1: Tabela característica do Flip-Flop JK

J	K	Q_k	Q_{k+1}
0	0	0	0
0	0	1	1
0	1	0	0
0	1	1	0
1	0	0	1
1	0	1	1

Na estrutura da Figura 4.2, as saídas *NLOS* e *LOS* do teste de hipóteses correspondem às entradas J e K do flip-flop. Como *NLOS* e *LOS* indicam as transições LOS→NLOS e NLOS→LOS do canal, respectivamente, conclui-se que a saída $Q_k^{(i)}$ representa efetivamente o estado do canal, isto é, se ele está em NLOS ($Q_k^{(i)} = 1$) ou LOS ($Q_k^{(i)} = 0$).

⁴A situação em que $J = K = 1$ não é considerada na Tabela 4.1 pois na aplicação em questão não existe a possibilidade de que as entradas sejam simultaneamente ativadas.

– **Bloco NEMPS**

A teoria desenvolvida no Capítulo 3 é incorporada no bloco denominado de NEMPS (**N**LOS error **E**stimation based on **M**ean **P**ower **S**cattering) para a estimativa do erro de NLOS, quando há indicativo de ocorrência deste erro na medida obtida de ToA. Como mostrado na Figura 4.2, este bloco recebe como entradas o vetor $\mathbf{\Pi}^{(k)}$, a medida de ToA filtrada por Kalman τ_k^{KF} , o estado presumido para o canal representado pela variável $Q_k^{(i)}$, a estimativa da velocidade do terminal \hat{v}_{k-1} e, se $Q_k^{(i)} = 1$, uma estimativa do desvio-padrão dos espalhadores em torno do terminal $\bar{\sigma}_{s,k}$. O tipo de operação executada pelo bloco NEMPS depende do valor de $Q_k^{(i)}$:

$$\underline{Q_k^{(i)} = 1}$$

Se o estado assumido para o canal é NLOS no instante t_k , o bloco NEMPS gera como saída a estimativa $\hat{\delta}_p$ ($p = 1, 2, \dots$) a cada $N\Delta_t$ segundos, onde N é a quantidade de medidas da potência instantânea do canal ($\mathbf{\Pi}^{(k)}$) utilizadas para o cálculo de γ em (3-13). O intervalo de tempo Δ_t é escolhido tal que

$$\Delta_t > T_c \approx \frac{0,423\lambda}{v}, \quad (4-8)$$

onde T_c é o tempo de coerência do canal definido na Seção 2.3.1. As amostras de potência $\mathbf{\Pi}^{(k)}$ devem ser obtidas com a periodicidade definida acima para que possam ser consideradas aproximadamente decorrelacionadas. Vale observar que a definição de Δ_t pela eq. (4-8) justifica a necessidade de se estimar a velocidade do terminal.

Dado o valor do vetor γ em (3-93), a estimativa $\hat{\delta}_p$ resulta do processo de minimização da função $\tilde{J}(\boldsymbol{\eta})$, onde $\boldsymbol{\eta} = \delta$, e $\mathbf{g}(\delta) = [g_1, \dots, g_M]$, sendo g_j dado por (3-99). O desvio padrão σ_s que parametriza as funções g_j seria, a princípio, incluído no vetor $\boldsymbol{\eta}$ como argumento de $\tilde{J}(\boldsymbol{\eta})$ no procedimento de minimização. No entanto, uma estimativa de σ_s ($\bar{\sigma}_{s,k}$) é usada para reduzir a dimensão do problema. Esta estimativa, como mencionado, é obtida pela média aritmética das saídas $\hat{\sigma}_{s,k}^{(j)}$ dos blocos E_ToA onde $Q_k^{(j)} = 0$.

Observa-se na Figura 4.2 que um filtro de média móvel é implementado, no qual são utilizadas as estimativas passadas do erro para reduzir a variância de $\hat{\delta}_p$. O valor de P (janela do filtro) deve ser escolhido em função da velocidade da variação do erro de NLOS com o

tempo.

Quando $Q_k^{(i)} = 1$, portanto, o valor de ToA gerado na saída do bloco E_ToA_i é dado por

$$\hat{\tau}_{i,k} = \tau_k^{KF} - \bar{\delta}_p, \quad (4-9)$$

onde a estimativa $\bar{\delta}_p$ é atualizada a cada $N\Delta_t$ segundos e é dada por⁵

$$\bar{\delta}_p = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P \hat{\delta}_{p-i+1}. \quad (4-10)$$

$$\underline{Q_k^{(i)} = 0}$$

Se o estado assumido para o canal é LOS no instante t_k , o bloco NEMPS usa a informação de espalhamento de potência em $\mathbf{\Pi}^{(k)}$ para estimar σ_s a cada $N\Delta_t$ segundos, sendo N e Δ_t definidos como acima. A estimativa $\hat{\sigma}_s$ é obtida pela minimização de $\tilde{J}(\boldsymbol{\eta})$ em (3-93), onde agora $\boldsymbol{\eta} = \sigma_s$ e $\delta = 0$ em (3-99).

Nesta condição, o valor de ToA produzido na saída é

$$\hat{\tau}_{i,k} = \tau_k^{KF}. \quad (4-11)$$

4.4

Teste de hipóteses para a identificação das transições de estado do canal

4.4.1

Teste de hipóteses para detecção de LOS → NLOS

Admite-se que no instante t_k a medida de ToA entre o terminal e uma determinada base é dada pela expressão (4-7), repetida abaixo

$$\tau_k^{med} = \tau_k + \alpha_k \delta_k + n_k \quad (4-12)$$

onde τ_k é a distância entre terminal e base dividida pela velocidade da luz, α_k é a função indicadora do estado do canal ($\alpha_k = 1$ para NLOS e

⁵A estimativa $\bar{\delta}_p$ reflete o valor médio do erro de NLOS nos últimos $PN\Delta_t$ segundos. Supondo por exemplo que $N = 60$, $\lambda = c/900.10^6$, $\Delta_t = T_c$ e $P = 3$, da eq. (4-8) verifica-se que durante este intervalo de tempo o terminal desloca-se em torno de 25 metros.

$\alpha_k = 0$ para LOS), δ_k é o valor do erro devido ao estado de NLOS e n_k é o ruído de medida, tipicamente considerado um processo gaussiano e branco. Com exceção de τ_k , todas as quantidades no lado direito da equação (4-12) são modeladas como variáveis aleatórias associadas a processos estocásticos independentes entre si, observadas no instante t_k .

Admite-se que são implementados filtros de Kalman para estimação recursiva dos ToA's, tal como mostrado na Figura 4.2. Seja portanto a variável aleatória $\Delta\tau$ definida por

$$\Delta\tau = \tau_k^{med} - \tau_{k,k-1}^{KF} , \quad (4-13)$$

onde $\tau_{k,k-1}^{KF}$ é a *predição* do filtro de Kalman para este instante.

Supondo que no instante de tempo t_{k-1} o estado do canal é LOS ($\alpha_{k-1} = 0$), há duas situações possíveis em t_k : *i*) alteração de estado para NLOS ($\alpha_k = 1$), denominada de hipótese $H1$, ou; *ii*) manutenção do estado em LOS ($\alpha_k = 0$), denominada de hipótese $H0$. Em cada caso, a variável $\Delta\tau$ tem representações distintas.

Admitindo-se que $H1$ ocorreu, com base nas equações (4-12) e (4-13) pode-se escrever que

$$H1 : \Delta\tau = \tau_k - \tau_{k,k-1}^{KF} + \delta_k + n_k , \quad (4-14)$$

e sob a hipótese $H0$, $\Delta\tau$ é dado por

$$H0 : \Delta\tau = \tau_k - \tau_{k,k-1}^{KF} + n_k . \quad (4-15)$$

Por sua vez, a estimativa a priori de Kalman pode ser escrita da forma

$$\tau_{k,k-1}^{KF} = \tau_k + s_{k,k-1} , \quad (4-16)$$

onde $s_{k,k-1}$ é o erro de predição, modelado como uma variável aleatória de média nula (admitindo-se que $\tau_{k,k-1}^{KF}$ é despolarizado), cuja variância pode ser calculada pelo filtro de Kalman. De (4-14), (4-15) e (4-16) resulta

$$\begin{aligned} H1 : \Delta\tau &= n'_k + \delta_k \\ H0 : \Delta\tau &= n'_k , \end{aligned} \quad (4-17)$$

onde

$$n'_k = n_k - s_{k,k-1} . \quad (4-18)$$

Considerando que o ruído de medida é um processo estacionário

gaussiano branco e de média nula, n_k é estatisticamente independente de n_{k-1} e conseqüentemente de $s_{k,k-1}$. Além disso, $s_{k,k-1}$ tem também distribuição gaussiana. Portanto $n'_k \sim \mathcal{N}(0, \sigma_0)$, onde $\sigma_0^2 = \text{Var}[n_k] + \text{Var}[s_{k,k-1}]$. Na prática ambas as variâncias podem ser estimadas, portanto considera-se na seqüência que σ_0 é conhecida. Por sua vez, a polarização δ_k é não-negativa e pode ter estatística conhecida ou não.

Para a detecção de mudança de estado LOS \rightarrow NLOS no instante t_k , considera-se então um teste de hipóteses binário com base na observação da variável $\Delta\tau$. Admite-se a princípio que as probabilidades a priori das hipóteses $H1$ e $H0$ não são conhecidas. Portanto, convém utilizar o teste de Neyman-Pearson (NP), cujo critério é maximizar a probabilidade de detecção de $H1$ dado um valor para a probabilidade de falso alarme. Esta abordagem resulta no seguinte teste de razão de verossimilhança (do inglês: *Likelihood Ratio Test* (LRT))[57]:

$$l(\Delta T) = \frac{p_{\Delta\tau|H0}(\Delta T)}{p_{\Delta\tau|H1}(\Delta T)} \underset{H1}{\overset{H0}{\geq}} \gamma, \quad (4-19)$$

onde $l(\cdot)$ é a *função de verossimilhança*, ΔT é uma realização da variável aleatória $\Delta\tau$, γ é um limiar a ser determinado e $p_{\Delta\tau|H1}$, $p_{\Delta\tau|H0}$ são as funções densidade de probabilidade de $\Delta\tau$ sob as hipóteses $H1$ e $H0$, respectivamente.

Como δ_k é não-negativo, o teste NP para as hipóteses apresentadas em (4-17) pode ser formulado condicionando o LRT à δ_k :

$$\frac{p_{\Delta\tau|H0}(\Delta T)}{p_{\Delta\tau|H1, \delta_k}(\Delta T)} = \frac{(\sqrt{2\pi}\sigma_0)^{-1} \exp\left[-\frac{(\Delta T)^2}{2\sigma_0^2}\right]}{(\sqrt{2\pi}\sigma_0)^{-1} \exp\left[-\frac{(\Delta T - \delta_k)^2}{2\sigma_0^2}\right]} \underset{H1}{\overset{H0}{\geq}} \gamma. \quad (4-20)$$

O teste acima corresponde na realidade ao teste *uniformemente mais poderoso* (do inglês: *Uniformly Most Powerful test* (UMP)), que apresenta um desempenho equivalente ao teste formulado para a situação em que δ_k é conhecido[57][64]. A existência do teste UMP é extremamente conveniente porque seu desempenho é superior a qualquer outro teste composto⁶, e ele pode ser aplicado conhecendo-se ou não as propriedades estatísticas do erro de NLOS.

Simplificando o LRT em (4-20) chega-se ao seguinte critério de decisão:

$$\Delta T \underset{H0}{\overset{H1}{\geq}} \gamma_{01}, \quad (4-21)$$

⁶Maior probabilidade de detecção para uma dada probabilidade de falso alarme

onde o limiar γ_{01} depende da probabilidade de falso alarme máxima desejada para a detecção de $H1$. Sob $H0$, $\Delta\tau \sim \mathcal{N}(0, \sigma_0)$, portanto a probabilidade de falso alarme é dada por

$$P_F = \Pr(\Delta\tau > \gamma_{01}|H0) = Q(\gamma_{01}/\sigma_0) \quad , \quad (4-22)$$

onde $Q(\cdot)$ representa a função distribuição cumulativa complementar de uma variável gaussiana normalizada e de média nula. Escolhendo-se $P_F = \beta$, resulta da eq. (4-22):

$$\gamma_{01} = \sigma_0 Q^{-1}(\beta) \quad . \quad (4-23)$$

Uma vez determinado o limiar em função de β , a *probabilidade de perda* (P_M) correspondente é calculada da seguinte forma:

$$P_M = \Pr(\Delta\tau < \gamma_{01}|H1) = \int_{-\infty}^{\gamma_{01}} p_z(Z)dZ, \quad (4-24)$$

onde $z = n'_k + \delta_k$. Portanto,

$$\begin{aligned} P_M &= \int_{-\infty}^{\gamma_{01}} \int_0^{\infty} p_{\delta_k}(D) \mathbf{N}(Z - D; 0, \sigma_0) dD dZ \\ &= \int_0^{\infty} p_{\delta_k}(D) \int_{-\infty}^{\gamma_{01}} \mathbf{N}(Z - D; 0, \sigma_0) dZ dD \\ &= \int_0^{\infty} p_{\delta_k}(D) \left(1 - Q\left(\frac{\gamma_{01} - D}{\sigma_0}\right) \right) dD \quad , \end{aligned} \quad (4-25)$$

onde p_{δ_k} é a fdp do erro de NLOS δ_k e $\mathbf{N}(x; \mu, \sigma)$ denota uma fdp gaussiana com argumento x e parâmetros (μ, σ) . Observa-se portanto que o cálculo de P_M requer o conhecimento de p_{δ_k} .

As principais propostas para a fdp de δ_k disponíveis na literatura foram mencionadas na Seção 2.5.2. Admitindo-se, por exemplo, que δ_k é uniformemente distribuída no intervalo $[0 \ 1000/c]$ s e que $\sigma_0 = 100/c$, a Figura 4.4 mostra as curvas de P_F e P_M em função do limiar γ_{01} .

4.4.2

Melhoria no desempenho do teste de hipóteses

Observação bi-dimensional

Um teste alternativo pode ser utilizado para aumentar a probabilidade de detecção da transição entre estados do canal, para uma dada probabilidade de falso alarme. Nesta proposta, a decisão seria baseada na

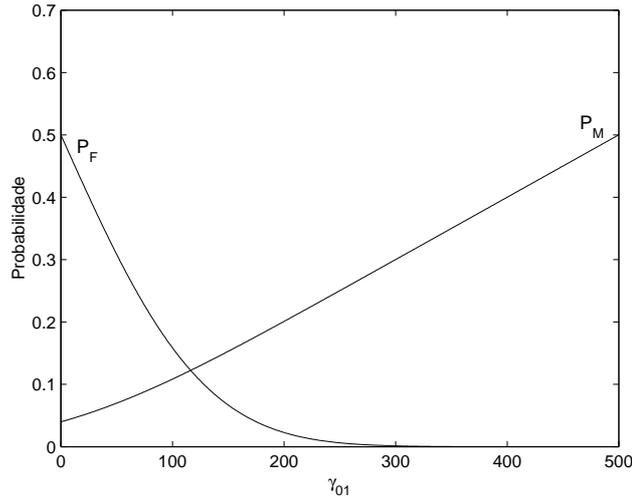


Figura 4.4: Probabilidades de falso alarme e de perda para δ_k uniformemente distribuída em $[0 \ 1000/c]$ e $\sigma_0 = 100/c$.

observação de duas amostras consecutivas de ToA, i.e., τ_k^{med} e τ_{k+1}^{med} . As seguintes variáveis aleatórias são definidas:

$$\Delta\tau_1 = \tau_k^{med} - \tau_{k,k-1}^{KF} \quad (4-26)$$

$$\Delta\tau_2 = \tau_{k+1}^{med} - \tau_{k,k-1}^{KF}, \quad (4-27)$$

para formar o vetor

$$\Delta_{\tau} = [\Delta\tau_1, \Delta\tau_2]^T, \quad (4-28)$$

que se constitui na *observação* para o teste de hipóteses desenvolvido a seguir.

As possíveis hipóteses para o estado do canal nos instantes t_k e t_{k+1} são mostradas na Tabela 4.2. A seqüência NLOS LOS não é incluída nesta tabela pois o estado assumido para o instante t_{k-1} é LOS, e o tempo médio de permanência do canal em NLOS é tipicamente muito maior do que o intervalo entre amostras.

Tabela 4.2: Combinação possível de estados em t_k e t_{k+1} (supondo que t_{k-1} é LOS).

	t_k	t_{k+1}
$H0$	LOS	LOS
$H1$	NLOS	NLOS
$H2$	LOS	NLOS

Admitindo-se que $H0$ ocorre, as variáveis $\Delta\tau_1$ e $\Delta\tau_2$ são dadas por

$$\begin{aligned} H0 : \Delta\tau_1 &= n_k - s_{k,k-1} \triangleq n'_k \\ H0 : \Delta\tau_2 &= n_{k+1} - s'_{k,k-1} \triangleq n'_{k+1} \quad , \end{aligned} \quad (4-29)$$

onde $s'_{k,k-1} = s_{k,k-1} + \tau_k - \tau_{k+1} \approx s_{k,k-1}$ (considerando o intervalo de amostragem pequeno comparado às variações de τ_k). Admitindo-se que $\text{Var}[n_k](= \text{Var}[n_{k+1}]) \gg \text{Var}[s_{k,k-1}]$ ⁷, é razoável assumir que $\Delta\tau_1$ e $\Delta\tau_2$ são aproximadamente independentes dado $H0$. Fazendo esta suposição resulta

$$p_{\Delta\tau|H0}(\Delta T_1, \Delta T_2) = (2\pi\sigma_0^2)^{-1} \exp \left[-\frac{\Delta T_1^2 + \Delta T_2^2}{2\sigma_0^2} \right] . \quad (4-30)$$

Por outro lado, se a hipótese $H1$ ocorre, as variáveis $\Delta\tau_1$ e $\Delta\tau_2$ são dadas por

$$\begin{aligned} H1 : \Delta\tau_1 &= n'_k + \delta_k \\ H1 : \Delta\tau_2 &= n'_{k+1} + \delta_{k+1} \quad , \end{aligned} \quad (4-31)$$

e admitindo-se novamente que n'_k e n'_{k+1} são independentes, a fdp conjunta de $\Delta\tau_1$ e $\Delta\tau_2$ condicionada aos valores de δ_k e δ_{k+1} , dada a hipótese $H1$, pode ser expressa por

$$p_{\Delta\tau|H1,\delta_k,\delta_{k+1}}(\Delta T_1, \Delta T_2) = (2\pi\sigma_0^2)^{-1} \exp \left[-\frac{(\Delta T_1 - \delta_k)^2 + (\Delta T_2 - \delta_{k+1})^2}{2\sigma_0^2} \right] . \quad (4-32)$$

Para formular o teste, é necessário ainda determinar a fdp conjunta dos elementos do vetor $\Delta\boldsymbol{\tau}$ para a hipótese $H2$. No entanto, é possível afirmar que o “custo” de se decidir pelas hipóteses $H0$ ou $H1$, dado que ocorreu $H2$, é bem pequeno, como explicado a seguir:

- se ocorrer $H2$ e a decisão é por $H0$, a decisão foi *acertada* porque de fato não houve transição LOS→NLOS no instante t_k (cabe lembrar que o teste de hipóteses deve detectar transições neste instante).
- se ocorrer $H2$ e a decisão é por $H1$, a detecção da transição ocorre em um instante de tempo anterior ao instante em que efetivamente ocorre a alteração de estados. No entanto pode ser verificado por simulação que esta decisão tem efeito desprezível sobre o desempenho global do estimador de ToA da Figura 4.2.

⁷A variância do erro de predição ($s_{k,k-1}$) é bem menor que a do ruído de entrada (n_k), dado que o filtro consegue rastrear τ_k .

Do que foi exposto, é possível desconsiderar a hipótese H_2 na formulação do teste para detecção LOS \rightarrow NLOS em t_k . Esta abordagem se mostra conveniente porque torna o problema *binário*, e portanto mais simples do que problema com três hipóteses.

Desta forma, o critério de decisão pode ser obtido pela abordagem NP, resultando no LRT abaixo

$$l(\Delta \mathbf{T}) = \frac{p_{\Delta \tau | H_0}(\Delta \mathbf{T})}{p_{\Delta \tau | H_1, \delta_k, \delta_{k+1}}(\Delta \mathbf{T})} \underset{H_1}{\overset{H_0}{\geq}} \gamma, \quad (4-33)$$

análogo ao mostrado na expressão (4-20). Substituindo (4-30) e (4-32) em (4-33), e aplicando-se o logaritmo em ambos os lados da inequação, resulta

$$\Delta T_1 \delta_k + \Delta T_2 \delta_{k+1} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \frac{\delta_k^2}{2} + \frac{\delta_{k+1}^2}{2} - \sigma_0^2 \ln \gamma. \quad (4-34)$$

Admitindo-se que $\delta_k \approx \delta_{k+1}$, chega-se finalmente ao critério de decisão

$$\Delta T_1 + \Delta T_2 \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \gamma_{01}^d, \quad (4-35)$$

onde γ_{01}^d é o limiar a ser determinado em função da probabilidade de falso alarme desejada para o problema. Esta probabilidade é calculada por

$$P_{F,2} = \Pr(\Delta \tau_1 + \Delta \tau_2 > \gamma_{01}^d | H_0) = Q(\gamma_{01}^d / (\sqrt{2}\sigma_0)) , \quad (4-36)$$

pois $\Delta \tau_1 + \Delta \tau_2 \sim \mathcal{N}(0, \sqrt{2}\sigma_0)$ para a hipótese H_0 . Se $P_F = \beta$,

$$\gamma_{01}^d = \sqrt{2}\sigma_0 Q^{-1}(\beta) . \quad (4-37)$$

A probabilidade de perda correspondente em função do limiar γ_{01}^d é dada por

$$\begin{aligned} P_{M,2} &= \Pr(\Delta \tau_1 + \Delta \tau_2 < \gamma_{01}^d | H_1) \\ &= \int_{-\infty}^{\gamma_{01}^d} p_z(Z) dZ , \end{aligned} \quad (4-38)$$

onde $z = n'_k + \delta_k + n'_{k+1} + \delta_{k+1}$. Dado que $\delta_k \approx \delta_{k+1}$, pode-se escrever

$$z \approx n'' + 2\delta, \quad (4-39)$$

onde $n'' \sim \mathcal{N}(0, \sqrt{2}\sigma_0)$ e $\delta \sim p_{\delta_k}$, sendo estas variáveis aleatórias indepen-

dentes entre si. Portanto,

$$\begin{aligned} P_{M,2} &= \int_{-\infty}^{\gamma_{01}^d} \int_0^{\infty} \frac{1}{2} p_{\delta_k}(D) \mathbf{N}(Z - D; 0, \sqrt{2}\sigma_0) dD dZ \\ &= \frac{1}{2} \int_0^{\infty} p_{\delta_k}(D) \left(1 - \mathbf{Q} \left(\frac{\gamma_{01}^d - D}{\sqrt{2}\sigma_0} \right) \right) dD . \end{aligned} \quad (4-40)$$

Os novos valores de probabilidade de falso alarme e de perda obtidos com o teste que utiliza dupla observação são mostrados na Figura 4.5, considerando o mesmo cenário do teste de observação simples. Como pode ser observado, esta abordagem apresenta um desempenho melhor que a anterior pois é possível obter uma probabilidade de perda menor, para uma mesma probabilidade de falso alarme. Por exemplo, para uma probabilidade de falso alarme igual a 10% ($\gamma_{01} \approx 135$), no teste de observação simples a probabilidade de perda correspondente é de aproximadamente 13 %, enquanto que no teste de observação dupla ($\gamma_{01} \approx 180$) é de 9%. Vale ressaltar que dependendo da distribuição assumida para δ_k , a diferença de desempenho entre os testes pode ser ainda maior.

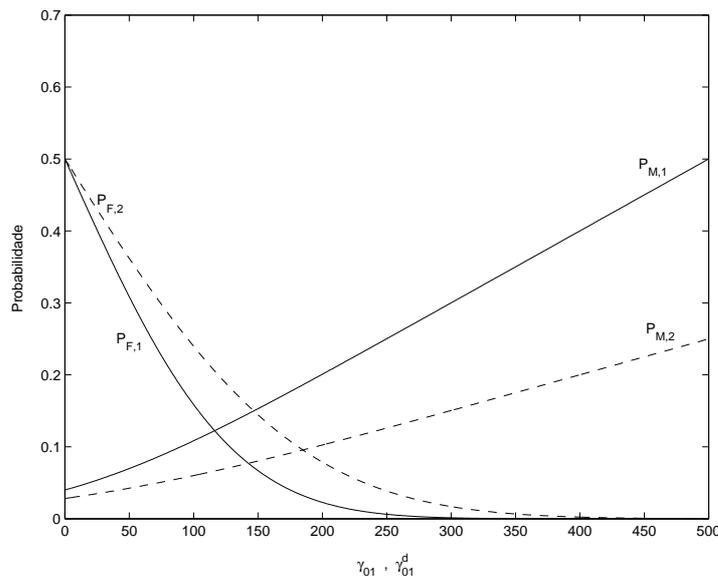


Figura 4.5: Probabilidades de falso alarme e de perda para δ_k uniformemente distribuída em $[0 \ 1000/c]$ e $\sigma_0 = 100/c$. As probabilidades $P_{F,1}$ e $P_{M,1}$ (traçado contínuo) foram obtidas de (4-22) e (4-25) e $P_{F,2}$ e $P_{M,2}$ (traçado descontínuo) de (4-36) e (4-40).

Enfoque Bayesiano

A rigor, sob a abordagem NP, o teste pode ser implementado sem a necessidade de se conhecer as probabilidades a priori $\Pr(H1)$ e $\Pr(H0)$. Todavia, para as hipóteses definidas neste problema, verifica-se que $\Pr(H1) \ll \Pr(H0)$, e portanto determinar o limiar sem considerar as probabilidades a priori pode levar à escolha de um limiar inadequado para o teste.

Em termos práticos, é possível estabelecer uma ordem de grandeza para a razão $\Pr(H0)/\Pr(H1)$ em função de alguns parâmetros que caracterizam o ambiente de propagação e do grau de mobilidade do terminal.

Seguindo a proposta de Wang et al. [16], mencionada na Seção 2.5.1, admite-se que a condição LOS e NLOS do canal pode ser descrita estatisticamente através de uma cadeia de Markov de dois estados, em tempo contínuo e estado estacionário, com taxas de probabilidade de transição de LOS→NLOS e NLOS→LOS representadas, respectivamente, por λ_{01} e λ_{10} (s^{-1}). Sob este modelo, o tempo de permanência no estado LOS é uma variável exponencial de média $-\lambda_{00}^{-1} = \lambda_{01}^{-1}$. Portanto, uma aproximação para a razão entre as probabilidades a priori pode ser dada por

$$\frac{\Pr(H1)}{\Pr(H0)} \approx \lambda_{01} \times \Delta_t . \quad (4-41)$$

Por sua vez, o tempo médio de permanência no estado LOS pode ser calculado através da seguinte expressão [16][51]

$$\lambda_{01} = \frac{p_1 \lambda_{10}}{1 - p_1} = \frac{p_1}{1 - p_1} \frac{v}{\bar{L}} , \quad (4-42)$$

onde p_1 é a probabilidade de NLOS, \bar{L} é o comprimento médio da “sombra” provocada pelo anteparo na rota do móvel, e v é a velocidade do móvel nesta rota. O parâmetro \bar{L} pode ser obtido conhecendo-se a largura média das edificações e das vias em que o terminal circula. O valor de p_1 foi definido em [49] de acordo com a natureza do terreno (urbano, suburbano ou rural). Finalmente, a velocidade v é obtida a partir das estimativas de posição, como mostrado na Figura 4.1.

Substituindo (4-42) em (4-41), resulta

$$\frac{\Pr(H1)}{\Pr(H0)} \approx \frac{p_1 v \Delta_t}{(1 - p_1) \bar{L}} , \quad (4-43)$$

ou

$$\Pr(H0) = (1 + \lambda_{01} \Delta_t)^{-1} , \quad (4-44)$$

pois $\Pr(H0) = 1 - \Pr(H1)$.

Uma vez determinadas as probabilidades a priori, e admitindo-se que a fdp de δ_k é conhecida, é possível utilizar o *critério de Bayes* para a formulação do teste de hipóteses na detecção da transição de LOS→NLOS em t_k . Usando a abordagem de Bayes, demonstra-se [57] que a decisão é feita com base no teste de razão de verossimilhança mostrado abaixo

$$\frac{p_{\Delta\tau|H0}(\Delta T)}{p_{\Delta\tau|H1}(\Delta T)} \underset{H_1}{\overset{H_0}{\geq}} \zeta, \quad (4-45)$$

onde o limiar ζ é dado por

$$\zeta = \frac{\Pr(H1)(C_{01} - C_{11})}{\Pr(H0)(C_{10} - C_{00})}. \quad (4-46)$$

No cálculo de ζ , C_{ij} é o custo associado à decisão pela hipótese Hi , quando na realidade ocorre Hj . Admite-se para o problema que $C_{00} = C_{11}$ e $C_{01} = C_{10}$. Considerando (4-17) na expressão (4-45), chega-se ao critério de decisão para as hipóteses $H0$ e $H1$ sob o enfoque de Bayes

$$\frac{\exp\left(-\frac{\Delta T^2}{2\sigma_0^2}\right)}{\int_0^\infty \exp\left(-\frac{(\Delta T-x)^2}{2\sigma_0^2}\right) p_{\delta_k}(x) dx} \underset{H_1}{\overset{H_0}{\geq}} \frac{p_1 v \Delta_t}{(1-p_1)\bar{L}}. \quad (4-47)$$

A análise que usa o critério de Bayes pode ser estendida facilmente para o caso em que a observação é bi-dimensional.

4.4.3

Teste de hipóteses para detecção de NLOS→LOS

Considerando agora que o estado do canal em t_{k-1} é NLOS ($\alpha_{k-1} = 1$), as duas possíveis situações em t_k são: *i*) transição para o estado LOS ($\alpha_k = 0$), denominada de hipótese $H1$, ou; *ii*) permanência no estado NLOS ($\alpha_k = 1$), denominada de hipótese $H0$.

Em condições normais de operação (após convergência), e o canal em estado de NLOS, as variações de n_k e δ_k em torno de seus valores médios são filtradas pelo filtro de Kalman, mas a estimativa gerada para o ToA é polarizada devido à média positiva de δ_k . Portanto, a predição do filtro de Kalman pode ser escrita como

$$\hat{\tau}_{k,k-1} \approx \tau_k + s_{k,k-1} + \bar{\delta}, \quad (4-48)$$

onde $\bar{\delta}$ é a polarização da saída do filtro de Kalman devido ao erro de NLOS.

Dada a expressão acima, pode-se observar que, sob a hipótese $H1$, a variável $\Delta\tau$ definida em (4-13) é dada por

$$H1 : \Delta\tau = n'_k - \bar{\delta} , \quad (4-49)$$

onde a variável n'_k tem a mesma definição dada em (4-18). Por outro lado, se a hipótese $H0$ ocorre pode-se escrever que

$$H0 : \Delta\tau = n'_k + \delta_k - \bar{\delta} . \quad (4-50)$$

Portanto,

$$E[\Delta\tau|H0] = E[\delta_k - \bar{\delta}] \approx 0 , \quad (4-51)$$

e

$$\text{Var}[\Delta\tau|H0] = \text{Var}[n_k] + \text{Var}[s_{k,k-1}] + E[(\delta_k - \bar{\delta})^2] . \quad (4-52)$$

O valor de $E[(\delta_k - \bar{\delta})^2]$ na equação acima depende da correlação entre amostras de δ_k . Seu valor máximo é $\text{Var}[\delta_k]$, quando as amostras são mutuamente descorrelacionadas, e seu valor mínimo é 0, quando δ_k assume um valor único durante o estado de NLOS. As hipóteses $H1$ e $H0$ são então associadas às seguintes definições para Δ_k :

$$\begin{aligned} H1 : \Delta\tau &= n'_k - \bar{\delta} \\ H0 : \Delta\tau &= n'_k + \varepsilon_\delta , \end{aligned} \quad (4-53)$$

onde ε_δ é uma variável de média nula e variância no intervalo $(0, \text{Var}[\delta_k])$.

O teste UMP não existe para as hipóteses acima. Há algumas abordagens que podem ser aplicadas, como por exemplo, o *teste de razão de verossimilhança generalizado* [57][64], no qual o valor de ε_δ seria estimado por máxima verossimilhança para a definição do LRT. No entanto, por conveniência, será admitido que $\text{Var}[\varepsilon_\delta]=0$, o que implica em $\varepsilon_\delta = 0$. Embora esta solução sujeite a detecção a um maior número de falsos alarmes, verifica-se por simulação que o desempenho do teste não é seriamente degradado se as amostras de δ_k não forem completamente descorrelacionadas.

Quando $\varepsilon_\delta=0$, o teste UMP pode ser aplicado a (4-53) resultando em

$$l(\Delta T) = \Delta T \underset{H_1}{\overset{H_0}{\geq}} \gamma_{10} . \quad (4-54)$$

O limiar γ_{10} é negativo e pode ser determinado de forma inteiramente análoga ao desenvolvimento realizado nas Seções 4.4.1 e 4.4.2 para a definição de γ_{01} . Deve ser observado, contudo, que neste caso a razão entre

as probabilidades a priori é $\Pr(H1)/\Pr(H0) \approx \lambda_{10} \times \Delta_t$, onde λ_{10}^{-1} é o tempo médio de permanência no estado NLOS e pode ser calculado por $\lambda_{10} = v/\bar{L}$.

4.5

Verificação de desempenho

Esta seção tem como objetivo determinar o desempenho da estrutura apresentada na Figura 4.1, quando empregada para a localização de um terminal em movimento, a partir de medidas de ToA obtidas de 3 bases e modeladas segundo a eq. (4-12).

A precisão do método proposto é comparada à obtida quando se aplica o método de Laurenson et al. [17][19], adotado também por Tsuji et al. [25]. Nestas propostas utiliza-se também filtros de Kalman para filtrar o ToA medido, porém a estratégia empregada para mitigar o efeito do erro de NLOS é aumentar (artificialmente) os valores dos elementos na diagonal da matriz covariância de ruído de medida, quando o canal está no estado de NLOS, para o cálculo do ganho de Kalman. Como resultado, o ganho de Kalman é reduzido e a estimativa produzida é aproximadamente igual à estimativa a priori. Ou seja, o objetivo é fazer com que o filtro “despreze” a medida de ToA naquele dado instante, que supostamente está corrompida pelo erro de NLOS, e produza uma estimativa para o valor de ToA baseado em estimativas passadas, obtidas quando o canal estava em LOS.

Como parâmetro de desempenho utiliza-se a seguir o *erro médio de localização* (EML), dado pela expressão

$$\begin{aligned} EML &= \frac{1}{T} \sum_{k=0}^{T-1} \|\hat{\mathbf{z}}_k - \mathbf{z}_k\| \\ &= \frac{1}{T} \sum_{k=0}^{T-1} \sqrt{(x_k - \hat{x}_k)^2 + (y_k - \hat{y}_k)^2}, \end{aligned} \quad (4-55)$$

onde $\hat{\mathbf{z}}_k = (\hat{x}_k, \hat{y}_k)$ e $\mathbf{z}_k = (x_k, y_k)$ são respectivamente as posições estimada e verdadeira no instante k . O parâmetro T representa o número total de estimativas realizadas ao longo da trajetória descrita pelo terminal.

4.5.1

Cenário de simulação

Posições das bases e trajetória do terminal

Para a simulação admite-se que o terminal é capaz de obter medidas de ToA de 3 bases, cujas posições são estabelecidas nos pontos: $(0,0)$; $(0,2000)$; $(2000,0)$. Considera-se duas trajetórias: uma em linha reta e outra com trechos em linha reta interrompido por curvas à esquerda e à direita de 90 graus. A Figura 4.6 mostra a posição das bases bem como as rotas consideradas, assinaladas em uma planta que representa um ambiente urbano.

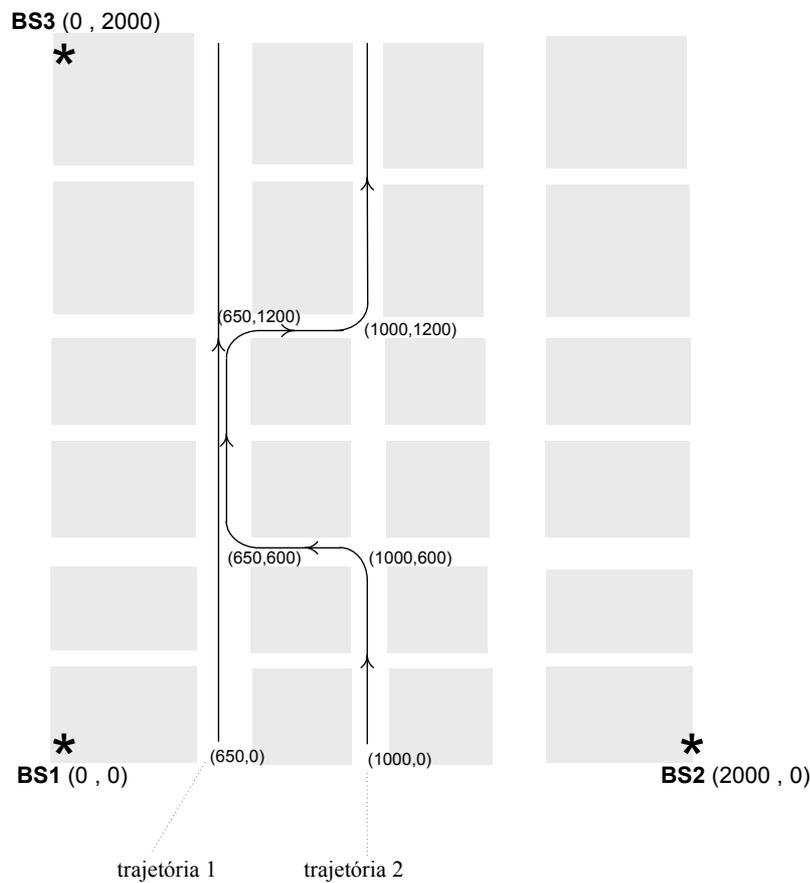


Figura 4.6: Trajetórias e posições das bases consideradas na simulação.

A posição correspondente do móvel ao longo do tempo, \mathbf{z}_k , é definida como se segue:

Trajectoria 1

$$(x_0, y_0) = (650, 0)$$

$$x_k = x_0 \quad k = 0 \dots \left\lfloor \frac{2000}{v\Delta_t} \right\rfloor$$

$$y_k = y_{k-1} + v\Delta_t$$

onde Δ_t é o intervalo de tempo entre as medidas de ToA, v é o módulo da velocidade do terminal e $\lfloor x \rfloor$ denota o maior inteiro menor ou igual a x .

*Trajectoria 2*Trecho 1 (retilíneo vertical)

$$(x_0, y_0) = (1000, 0) \quad k = 0 \dots \underbrace{\left\lfloor \frac{600}{v\Delta_t} \right\rfloor}_{k_1}$$

$$x_k = x_0$$

$$y_k = y_{k-1} + v\Delta_t$$

Trecho 2 (curva à esquerda)

$$x_k = x_{k-1} + \frac{v}{4} \cos(\theta_k) \Delta_t \quad k = k_1 \dots \underbrace{k_1 + 80}_{k_2}$$

$$y_k = y_{k-1} + \frac{v}{4} \text{sen}(\theta_k) \Delta_t$$

onde $\theta_k = \theta_{k-1} + \pi/160$.

Trecho 3 (retilíneo horizontal)

$$x_k = x_{k-1} + \frac{v}{4} \cos(\theta_k) \Delta_t \quad k = k_2 \dots \underbrace{k_2 + \left\lfloor \frac{350}{v\Delta_t} \right\rfloor}_{k_3}$$

$$y_k = y_{k_2}$$

Trecho 4 (curva à direita)

Definição idêntica à do Trecho 2, para $k = k_3 \dots \underbrace{k_3 + 80}_{k_4}$, exceto que

$\theta_k = \theta_{k-1} - \pi/160$.

Trecho 5 (retilíneo vertical)

Definição idêntica à do Trecho 1, para $k = k_4 \dots \underbrace{k_4 + \left\lfloor \frac{600}{v\Delta_t} \right\rfloor}_{k_5}$, exceto

que $x_k = x_{k_4}$.

Trecho 6 (curva à direita)

Definição idêntica à do Trecho 4, para $k = k_5 \dots \underbrace{k_5 + 80}_{k_6}$.

Trecho 7 (retilíneo horizontal)

$$x_k = x_{k-1} - \frac{v}{4} \cos(\theta_k) \Delta_t \quad k = k_6 \dots \underbrace{k_6 + \left\lfloor \frac{350}{v \Delta_t} \right\rfloor}_{k_7}$$

$$y_k = y_{k_6}$$

Trecho 8 (curva à esquerda)

Definição idêntica à do Trecho 2, para $k = k_7 \dots \underbrace{k_7 + 80}_{k_8}$.

Trecho 9 (retilíneo vertical)

Definição idêntica à do Trecho 1, para $k = k_8 \dots k_8 + \left\lfloor \frac{800}{v \Delta_t} \right\rfloor$.

Velocidade do terminal e intervalo de amostragem

Admite-se que o módulo v da velocidade do terminal é constante e igual a 15 m/s. Por sua vez, o intervalo entre medidas de ToA é fixado em

$$\Delta_t = \frac{0,423\lambda}{v} = T_c \quad (4-56)$$

onde T_c é o tempo de coerência admitido para o canal. Com esta definição para Δ_t , procura-se garantir a independência estatística entre as amostras de $\Pi_m^{(k)}$ no cálculo de γ_m em (3-13). Na simulação a velocidade deve, em princípio, ser estimada para o cálculo de Δ_t . No entanto, por questões de simplicidade, admite-se que v é conhecida e portanto Δ_t é constante ao longo do tempo. Considerando uma portadora de 900 Mhz e $v=15$ m/s, resulta em $\Delta_t = 9,4$ msec.

Duração dos estados de LOS e NLOS (α_k)

Na simulação adota-se a proposta de Wang et al. [16] para a definição do parâmetro α_k na eq. (4-12). Ou seja, admite-se que α_k é um processo de Markov, e portanto o tempo de permanência em cada estado é uma realização de uma variável aleatória exponencial de médias μ_0 (para o estado LOS) e μ_1 (para o estado NLOS), calculadas por

$$\mu_0 = \frac{(1 - p_1)\bar{L}}{p_1 v} \quad (4-57)$$

e

$$\mu_1 = \frac{\bar{L}}{v}, \quad (4-58)$$

onde p_1 é a probabilidade de que o canal esteja em NLOS e \bar{L} é a distância média percorrida pelo terminal nesta condição.

Como mencionado anteriormente, o parâmetro \bar{L} é função da arquitetura urbana. Nas simulações realizadas, foi verificado o desempenho dos métodos de localização para 3 valores de \bar{L} : 100, 200 e 300 m, sendo que em cada caso $\bar{L}^{(1)} = \bar{L}^{(2)} = \bar{L}^{(3)}$, onde $\bar{L}^{(i)}$ representa o valor do parâmetro para o ToA relativo à i -ésima base.

O valor da probabilidade p_1 em (4-57), para o canal estabelecido entre o terminal e a base i , é calculado pela expressão

$$p_1^{(i)} = 1 - e^{-D^{(i)}/2000}, \quad (4-59)$$

onde $D^{(i)}$ é a distância em metros entre base e terminal. Ou seja, admite-se que quanto maior esta distância, maior é a probabilidade de que o ToA medido esteja polarizado positivamente pelo erro de NLOS. Esta suposição baseia-se no trabalho de Barbiroli et al. [65]. Para as trajetórias 1 e 2 mostradas na Figura 4.6, os valores mínimos de $p_1^{(i)}$ são respectivamente 0,27 e 0,39, e máximos são 0,70 e 0,67.

Valor do erro de NLOS (δ_k)

Seguindo [16], o valor de δ_k é gerado com estatística de um processo AR de primeira ordem e média diferente de zero:

$$\delta_k = a\delta_{k-1} + \nu_k + (1 - a)m_\delta, \quad (4-60)$$

onde ν_k é um processo gaussiano branco de média nula, m_δ é a média de δ_k e a é um coeficiente entre 0 e 1 a ser definido. Para a simulação, o valor de m_δ é sorteado de acordo com uma distribuição uniforme definida no intervalo $[50/c, 500/c]$. O valor inicial de δ_k , δ_0 , é feito igual a m_δ .

A autocovariância do processo δ_k é exponencial e dada por [54]

$$r(m) = \text{Cov}(\delta_k, \delta_{k-m}) = \frac{\text{Var}(\nu_k)}{1 - a^2} a^m. \quad (4-61)$$

Na expressão acima observa-se que o grau de correlação entre as amostras de δ_k depende do coeficiente a . Este coeficiente será calculado em função da distância $d_{0.5}$ para a qual a autocovariância cai à metade do

valor máximo, i.e,

$$a = \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{v\Delta_t}{d_{0.5}}} . \quad (4-62)$$

O valor de $d_{0.5}$ tem em princípio influência no desempenho da estrutura de localização baseada na técnica NEMPS, pois para a obtenção da média temporal da potência observada no RAKE, admite-se que o erro de NLOS mantém-se constante ao longo das medidas. É de se esperar que quanto menor for a correlação entre amostras de δ_k , pior será o desempenho do método.

Nas simulações realizadas, emprega-se 3 valores para $d_{0.5}$: 50, 100 e 150 m. A variância de ν_k é igual a $(60/c)^2$.

Ruído de medida (n_k)

Admite-se que o ruído de medida n_k incluído na eq. (4-12) tem a estatística de um processo gaussiano branco de média nula. Nas simulações foram empregados 4 valores para a variância de n_k : $\sigma_0^2 = (25/c)^2$, $(50/c)^2$, $(75/c)^2$ e $(100/c)^2$.

Potência média do canal (vetor γ)

Como visto anteriormente, a observação (medida) do vetor γ , definido em (3-13), é necessária para estimar o erro de NLOS pelo bloco NEMPS. Este vetor deve portanto ser gerado na simulação utilizando modelos apropriados. Existem a princípio duas maneiras possíveis para a obtenção de γ :

i) geração de κ pares (θ_i, τ_i) , mutuamente independentes, a cada instante $t_k = 0, \Delta_t, 2\Delta_t, \dots$. As fases θ_i são geradas com distribuição uniforme em $[0, 2\pi]$ e os valores de atraso τ_i com fdp dada pela expressão (3-43), para $f_{\tau}^{LOS}(\cdot)$ definido em (2-27).

O vetor γ seria então calculado a cada $N \times \Delta_t$ segundos utilizando a expressão (3-13), com a m -ésima componente do vetor $\mathbf{\Pi}$ em um dado instante sendo obtida por

$$\Pi_m = \left| \sum_{\tau_i \in \Delta_{m,\delta}}^i e^{j\theta_i} \right|^2 , \quad (4-63)$$

onde $\Delta_{m,\delta}$ é definido por (3-42).

ii) geração direta do vetor γ a cada $N \times \Delta_t$ segundos. Cada realização deste vetor teria estatística gaussiana com vetor média e matriz covariância dadas respectivamente por (3-49) e (3-50).

A alternativa *i)* procura representar o modelo “físico” para o canal de propagação, reproduzindo estatisticamente os parâmetros que caracterizam cada percurso proporcionado pelo canal. No entanto, verificou-se que o tempo exigido para a geração dos resultados torna esta abordagem inviável na prática⁸. A alternativa *ii)* mostra-se mais apropriada pois reduz significativamente o tempo de execução. É possível verificar que os resultados obtidos com ambas são aproximadamente iguais.

Características do espalhamento temporal do canal

Admite-se que o espalhamento produzido pelo canal segue o modelo gaussiano comentado na Seção 2.4.3. Esta opção deve-se à notável correspondência entre o espalhamento angular e temporal previsto por este modelo e os resultados de sondagem do canal realizada em ambientes urbanos. O valor do parâmetro σ_s considerado na simulação é de 275 m⁹.

Na geração do vetor γ , foi considerado $E_\kappa = E[\kappa] = 80$ (percursos) e $\alpha_l^2 = 1$, $l = 1, 2, 3$. Cabe ressaltar que, na prática, α_l^2 assume valores diferentes para os sinais enviados de diferentes bases. No entanto, o valor assumido por este parâmetro não é relevante na simulação pois a constante K_l (definida em (3-55)) é substituída por $h(\eta)$ (equação (3-92)) no problema de minimização.

Receptor RAKE

Foi considerado na simulação um receptor RAKE com $M = 4$ derivações e janela de atrasos (T_c) igual a 813,8 nseg (padrão IS-95).

Número de medidas para a estimativa do espalhamento temporal da potência (N)

Foi verificado que o erro médio quadrático da estimativa do erro de NLOS pelo método proposto é inversamente proporcional à N . Sob este aspecto, convém considerar valores altos para este parâmetro. Porém, o

⁸Considerando, por exemplo, $\kappa = 80$ e $L = 3$ bases, seria necessário gerar 480 variáveis aleatórias a cada instante.

⁹Este valor foi estabelecido com base na eq. (2-30), considerando $\tau_{rms} = 1200$ nseg (valor típico para ambiente urbano).

cálculo de γ na eq. (3-13) admite que o canal mantém-se estacionário para as N medidas, o que é verdadeiro dentro de uma região limitada e portanto impõe um limite superior ao valor de N .

A solução de compromisso adotada foi utilizar $N=70$. As Figuras 3.4(b) e 3.4(a) mostram que neste caso é possível obter uma estimativa para o erro de NLOS com desvio padrão em torno de 15 % do valor verdadeiro, para a abordagem WLS. Por sua vez, a distância percorrida pelo terminal enquanto são realizadas as medidas é de

$$70 \times v\Delta_t = 70 \times v \frac{0,42}{v} \lambda = 29,6\lambda \quad ,$$

distância que pode ser considerada suficientemente pequena [45] para admitir a estacionariedade do canal.

Estimação do erro de NLOS

Dado o vetor γ , o erro de NLOS é estimado para uma dada base minimizando-se a função $J(\delta^{(i)})$ definida em (3-93). Para a simulação, a matriz \mathbf{W} considerada na definição de $J(\cdot)$ é dada por

$$\mathbf{W} = \text{diag}(g_{1,i}^2, \dots, g_{M,i}^2) \quad , \quad (4-64)$$

onde $g_{m,i}$ é definido em (3-99). Não é possível usar a matriz $\mathbf{\Lambda}$ (matriz covariância de γ) porque E_{κ} não é conhecido. No entanto, se $E_{\kappa} g_{m,i} \gg 1$; $\forall m, \forall \delta^{(i)}$, é possível afirmar que \mathbf{W} dada acima, a menos de um escalar, aproxima a matriz $\mathbf{\Lambda}$, e o estimador resultante é o WLS. Esta aproximação não pode ser garantida a princípio, mas resultados de simulação mostraram que a precisão da localização usando esta abordagem é superior à obtida com o estimador LS (que não requer o conhecimento de $\mathbf{\Lambda}$).

O algoritmo de minimização utilizado foi o do tipo *golden section* [66], e a janela P do filtro de média móvel foi arbitrariamente escolhida igual a 4.

Identificação dos estados LOS/NLOS

Os valores de γ_{01} e γ_{10} , limiares para detecção LOS \rightarrow NLOS e NLOS \rightarrow LOS respectivamente, foram escolhidos de forma que a probabilidade de perda ficasse aproximadamente igual à probabilidade de falso alarme. Admitiu-se, portanto, que p_{δ_k} (uniforme em $[50/c \ 500/c]$) é conhecida. Além disso, foi considerado o teste *simplificado* para a detecção

NLOS→LOS, no qual admite-se que o valor do erro de NLOS é mantido constante ao longo do tempo.

Considerando o teste *duplo* de hipóteses e o cálculo das probabilidades a priori para ambas as detecções, chegou-se aos seguintes valores para os limiares de decisão:

$$\begin{aligned} \sigma_0 = 25/c & : \gamma_{01} = 110/c \quad \text{e} \quad \gamma_{10} = -110/c \\ \sigma_0 = 50/c & : \gamma_{01} = 205/c \quad \text{e} \quad \gamma_{10} = -205/c \\ \sigma_0 = 75/c & : \gamma_{01} = 250/c \quad \text{e} \quad \gamma_{10} = -290/c \\ \sigma_0 = 100/c & : \gamma_{01} = 310/c \quad \text{e} \quad \gamma_{10} = -380/c \end{aligned}$$

Observa-se acima que para $\sigma_0 = 75/c$ e $\sigma_0 = 100/c$, foram escolhidos valores para γ_{10} maiores em módulo do que γ_{01} . A intenção com isto foi reduzir a probabilidade de falso alarme na detecção NLOS→LOS, que se mostrou elevada devido à adoção do teste simplificado.

Vale ressaltar que, originalmente, os trabalhos de Laurenson [17] e de Tsuji [25] detectam os estados de LOS/NLOS comparando o desvio-padrão dos ToA's medidos em seqüência com um dado limiar. Esta abordagem é eficiente somente se o erro de NLOS for um processo branco, hipótese que pode ser considerada inverossímil. Para um cenário real, a proposta apresentada na Seção 4.4 é bem superior, como mostrado em [67].

Aspectos de implementação da técnica de Laurenson

Na proposta de Laurenson et al. [17][19], a matriz covariância do ruído de medida para o cálculo do ganho de Kalman é dada por

$$\mathbf{R}_k = \sigma_R^2 \mathbf{I}_2 \quad (4-65)$$

onde \mathbf{I}_2 é uma matriz identidade 2×2 . Se for identificado o estado de LOS para o canal, σ_R^2 é dado por

$$\sigma_R^2 = \sigma_0^2, \quad (4-66)$$

caso contrário,

$$\sigma_R^2 = \frac{\sigma_0^2}{\exp(-l_k^2/2\sigma_0)}, \quad (4-67)$$

onde ν_k é a *inovação* de Kalman no instante t_k , dada por $\nu_k = \tau_k^{med} - G_{KF}\hat{\tau}_{k,k-1}$ (G_{KF} é o ganho de Kalman).

A proposta de Tsuji et al. [25] é similar, porém na condição de NLOS σ_R^2 não seria calculado por (4-67). O valor utilizado seria dado empiricamente. Através de simulações, verificou-se que esta abordagem fornece melhores resultados. Nas simulações aqui realizadas, definiu-se para σ_R^2 :

$$\sigma_R^2 = 60 \times 10^3 \sigma_0^2, \quad (4-68)$$

quando o canal está em NLOS. Este valor foi escolhido (empiricamente) com o objetivo de maximizar o desempenho do método.

4.5.2 Resultados

As Figuras 4.8 a 4.23 apresentam os resultados obtidos nas simulações de localização do terminal, utilizando o método elaborado nesta tese e a proposta contida nos trabalhos de Laurenson e Tsuji. Doravante o primeiro será referenciado como método *NEMPS* e o último como método *OnOff*, sendo este nome uma alusão ao fato de que a referida técnica, na prática, “desliga” a entrada para o filtro de Kalman quando detecta a condição de NLOS no canal.

Os gráficos apresentam o desempenho de cada técnica em termos da média e desvio-padrão de *EML*, denotadas respectivamente por μ_{EML} e σ_{EML} . Os valores assinalados foram obtidos para 50 execuções em um dado cenário. Em cada figura, são mostradas as curvas de desempenho das técnicas mencionadas para as duas trajetórias da Figura 4.6, em função dos valores de σ_0 simulados. Em todos os casos o filtro de Kalman é utilizado para filtrar o ruído de medida, e um algoritmo LS [24] faz a estimativa da posição a partir dos ToA's processados.

Da Figura 4.8 à Figura 4.17, são mostrados os resultados obtidos quando a detecção dos estados LOS/NLOS do canal é *perfeita*, isto é, na situação ideal em que é conhecido o estado do canal. Este cenário não existe na maior parte dos casos, porém foi considerado aqui para que as técnicas *NEMPS* e *OnOff* pudessem ser comparadas independentemente da eficiência do método de detecção do estado do canal. Adicionalmente, inclui-se nestas figuras os resultados obtidos quando a estimativa da posição é feita sem que o erro de NLOS seja reduzido nas medidas de ToA. Nas curvas mostradas pode-se observar o seguinte:

- Ambas as técnicas conseguem reduzir significativamente μ_{EML} em relação à localização sem mitigação do erro de NLOS. Na maior parte dos cenários simulados, a redução é de no mínimo 100 m.
- O desempenho da técnica *NEMPS* praticamente não sofre variação para os diferentes valores de σ_0 , $d_{0.5}$ e \bar{L} empregados na simulação. Comparando-se o melhor resultado ($\mu_{EML} \approx 65$, para $d_{0.5} = 150$ e $\bar{L} = 200$) com o pior ($\mu_{EML} \approx 70$, para $d_{0.5} = 50$ e $\bar{L} = 200$), verifica-se que a variação foi de apenas 7,7 %. Para valores maiores de $d_{0.5}$ o desempenho foi ligeiramente melhor, como esperado. A independência com relação à σ_0 deve-se ao uso do filtro de Kalman que consegue praticamente eliminar o ruído de medida.
- O tipo de trajetória aparentemente também não tem influência sobre μ_{EML} para a técnica *NEMPS*.
- Por sua vez a técnica *OnOff* é mais suscetível à mudança de cenário, principalmente à variação de \bar{L} e do tipo de trajetória. A justificativa é que nesta técnica procura-se eliminar o erro de NLOS fazendo-se a predição dos ToA's. Esta abordagem tem êxito se o período de NLOS for relativamente curto e também se durante este período não houver uma alteração significativa da taxa de variação do ToA verdadeiro. Isto pode ser melhor compreendido observando-se a Figura 4.7, que mostra o ToA medido, verdadeiro e estimado pela técnica *OnOff*, para uma dada realização da trajetória 2 com $\bar{L} = 200$ e $d_{0.5} = 100$. O ToA refere-se ao enlace entre terminal e base 2. Pode ser observado que para períodos curtos de NLOS, a técnica tem eficácia na eliminação do erro, porém para períodos longos e quando o trecho de NLOS coincide com a alteração de direção do terminal, o ToA *estimado* pela técnica se distancia do ToA verdadeiro.
- A média μ_{EML} obtida pela técnica *NEMPS* é menor em todos os cenários simulados, exceto para $\bar{L} = 100$ m e $d_{0.5} = 100$ m. Somente com este valor de \bar{L} , o desempenho da técnica *OnOff* melhora a ponto de superar o obtido com a técnica *NEMPS*.
- Nota-se que o desempenho da técnica *OnOff* em termos de μ_{EML} é significativamente alterado com a variação de σ_0 . Isto pode ser observado em todas as figuras de μ_{EML} , com exceção da Figura 4.16. A justificativa para esta dependência pode ser encontrada na definição da matriz covariância de ruído para a técnica *OnOff*, dada por (4-65) e (4-68), quando o canal está em NLOS. As figuras sugerem que em

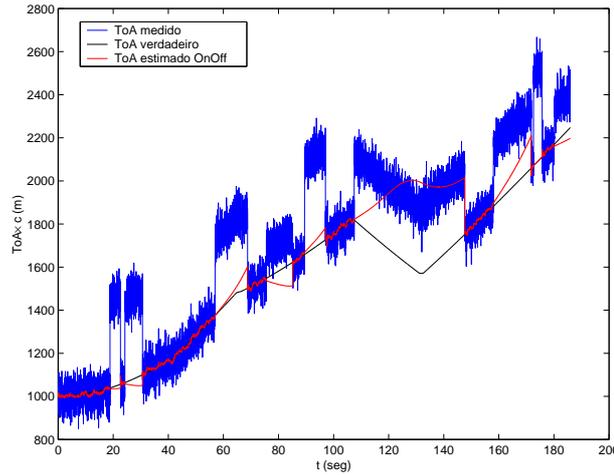


Figura 4.7: ToA verdadeiro, medido e estimado entre o terminal e a base 2, para uma realização da trajetória 2 com $d_{0.5} = 100$ m, $\bar{L} = 200$ m e $\sigma_0 = 50/c$ s, empregando o método *OnOff* para eliminação do erro de NLOS.

$\sigma_0 = 75/c$ obtém-se o valor de σ_R que maximiza o desempenho do método, para os cenários simulados.

- Com relação ao desvio padrão de *EML*, σ_{EML} , os resultados obtidos com a técnica *NEMPS* para os diferentes cenários ficaram em torno de 13 m. As variações dos parâmetros $d_{0.5}$, \bar{L} e σ_0 praticamente não influenciaram no resultado. Nota-se, entretanto, que na trajetória 1 o valor ficou um pouco acima do encontrado para a trajetória 2. Este resultado é devido ao fato de que os valores de $p_1^{(i)}$ (probabilidade de NLOS) na trajetória 1 são, em média, maiores do que na trajetória 2¹⁰. Portanto o cenário de simulação na primeira é mais “hostil”, o que de certa forma reflete no resultado de *EML*. Pode ser observado que este comportamento também foi verificado para a técnica *OnOff* e para a localização sem correção do erro de NLOS.
- Os resultados de σ_{EML} para a técnica *OnOff* são relativamente altos, bem maiores que o observado para a técnica *NEMPS*. Em todos os cenários, inclusive quando $\bar{L} = 100$ e $d_{0.5} = 100$ (no qual obtém-se μ_{EML} mínimo), os valores ficaram próximos do valor de desvio-padrão observado quando o esquema de localização não atenua o erro de NLOS. A grande variação de desempenho da técnica *OnOff* deve-se à sua dependência com a duração do período de NLOS.

Nas Figuras 4.18 a 4.23 inclui-se os resultados obtidos na situação em que os estados LOS/NLOS do canal são identificados pelo método

¹⁰A distância média do terminal às bases na trajetória 1 é maior, e $p_1^{(i)}$ é definido por (4-59).

proposto na Seção 4.4. As simulações foram feitas para a trajetória 1 ¹¹ com três cenários distintos: $(d_{0.5} = 50, \bar{L} = 200)$, $(d_{0.5} = 150, \bar{L} = 200)$ e $(d_{0.5} = 100, \bar{L} = 100)$. Para efeito de comparação, são repetidos nestas figuras os gráficos de desempenho quando o estado do canal é conhecido. Nestas figuras pode ser observado o seguinte:

- A identificação do estado do canal pelo teste de hipóteses leva a um aumento de μ_{EML} em todos os cenários simulados. Com a técnica NEMPS, no melhor caso ($\sigma_0 = 25$, $d_{0.5} = 150$, $\bar{L} = 200$) o aumento foi de aproximadamente 10 metros e no pior ($\sigma_0 = 100$, $d_{0.5} = 100$, $\bar{L} = 100$), a média aumentou em 105 metros. Para a técnica *OnOff*, o aumento foi de 30 e 220 m no melhor e pior caso, respectivamente.
- A eficácia do teste é fortemente sensível ao ruído de medida. Isto é esperado, uma vez que a probabilidade de perda é maior com o aumento de σ_0 , para uma dada probabilidade de falso alarme. As figuras mostram que para $\sigma_0 = 25/c$ e $\sigma_0 = 50/c$, a diferença de desempenho é pequena, porém para valores maiores de σ_0 a precisão da localização piora significativamente quando o teste de hipóteses é usado.
- Comparando-se as Figuras 4.18 e 4.20, bem como as Figuras 4.19 e 4.21, nota-se que a degradação do desempenho tende a ser menor para o cenário em que $d_{0.5}$ é maior, ou seja, quando as amostras têm um grau de correlação mais elevado. A justificativa para este comportamento é que a detecção NLOS→LOS é feita pelo teste *simplificado*, descrito na Seção 4.4.3, no qual admite-se que as amostras de erro permanecem ao longo do tempo com valor constante.
- Comparando-se as curvas relativas às técnicas *NEMPS* e *OnOff*, verifica-se que a primeira apresenta menor degradação de desempenho com a inclusão do teste de hipóteses. Isto ocorre porque na situação em que o teste indica equivocadamente que o canal está em NLOS¹², o valor estimado para o erro de NLOS (que neste caso é zero) pela técnica *NEMPS* tende a compensar a informação errada sobre o estado do canal. Isto não ocorre para a técnica *OnOff* porque esta não faz a estimativa do erro.

¹¹As simulações realizadas nas trajetórias 1 e 2 levam à conclusões semelhantes, portanto, a fim de tornar mais claras as figuras, não foram incluídos os resultados obtidos para a trajetória 2

¹²Resultado de um *falso alarme* na detecção LOS→NLOS, ou *perda* na detecção NLOS→LOS.

4.6

Resumo do capítulo

Neste capítulo foi apresentada uma nova abordagem para a estimação da posição de um terminal em movimento, considerando que o vetor de observações é composto por medidas de ToA corrompidas por ruído de medida e erro de NLOS, obtidas na interface-rádio. O sistema de localização proposto é mostrado nas Figuras 4.1 e 4.2. Utiliza-se filtros de Kalman para eliminação do ruído e o efeito do erro de NLOS é atenuado pelo emprego da técnica desenvolvida no Capítulo 3, incorporada no bloco denominado de *NEMPS* (Figura 4.2), que estima o erro com base em medidas do espalhamento de potência do sinal.

A fim de aumentar a eficiência do esquema de localização, realiza-se um teste de hipóteses para as medidas de ToA, cujo resultado identifica, a cada instante de tempo, se ocorre transição entre os estados LOS e NLOS ao longo da trajetória do terminal. O teste é construído sob o critério de Neyman-Pearson, e o teste de razão de verossimilhança resultante constitui-se em *uniformemente mais poderoso* (UMP) para a transição LOS→NLOS. Para a transição NLOS→LOS, o teste é UMP se o valor do erro de NLOS for constante ao longo do tempo de duração do estado.

O sistema da Figura 4.1 é implementado e o seu desempenho verificado sob diversos cenários de simulação. Para as mesmas condições, obtém-se o desempenho da técnica aqui denominada de *OnOff*, utilizada em diversos trabalhos recentemente propostos na literatura. Os resultados das duas alternativas são comparados.

Quando o estado do canal (LOS/NLOS) é perfeitamente conhecido, os resultados mostram que ambas as técnicas conseguem aumentar significativamente a precisão de localização, relativamente à situação em que o erro de NLOS não é eliminado das medidas. Além disso, pode-se afirmar que a técnica *NEMPS* tem melhor desempenho que a técnica *OnOff*, exceto quando o estado NLOS apresenta, em média, curta duração. Apenas neste caso a técnica *OnOff* apresenta maior eficácia na minimização do erro. Verificou-se também que o método *NEMPS* tem desempenho menos suscetível às variações de cenário, bem como apresenta resultados mais *uniformes*, isto é, com menor desvio-padrão considerando várias realizações em um dado cenário.

Na situação em que o estado do canal é identificado pelo teste de hipóteses proposto, que obviamente está sujeito a *perdas* e *falsos alarmes* na detecção de transição de estados, constata-se que a precisão da localização

é reduzida quando comparada à detecção *ideal*. A técnica *NEMPS*, em particular, mostrou-se menos sensível a informações erradas sobre o estado do canal. Nas condições simuladas, verificou-se quando a variância do ruído de medida, σ_0^2 , é menor ou igual a $(50/c)^2$, há apenas uma leve degradação no desempenho. No entanto, para $\sigma_0 > 50/c$, verifica-se uma redução significativa da precisão do sistema de localização. Vale ressaltar, no entanto, que ainda assim a detecção proposta é a mais apropriada para a identificação LOS/NLOS, quando comparada a outras alternativas propostas na literatura, como ficou demonstrado em [67].

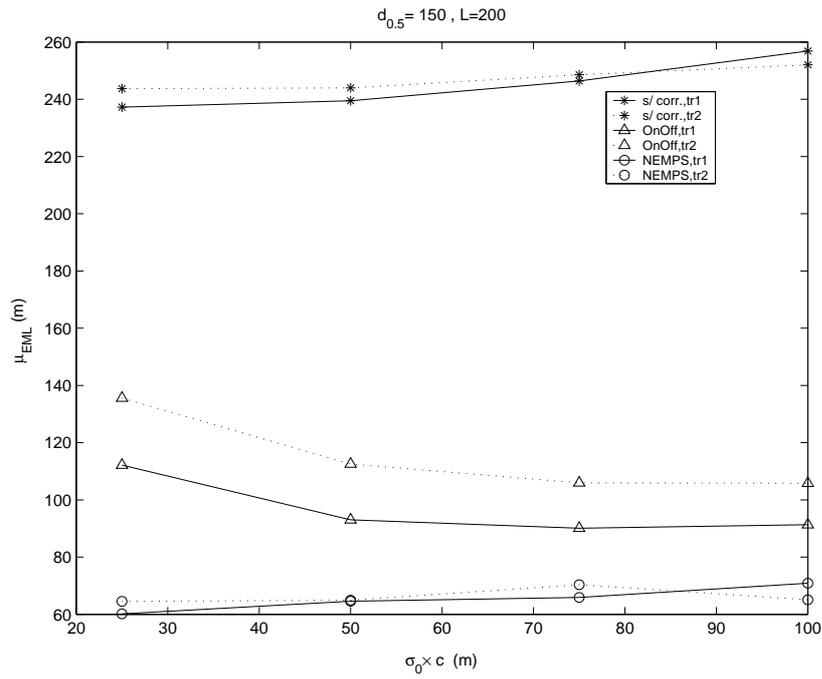


Figura 4.8: Média de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 150$ e $\bar{L} = 200$.

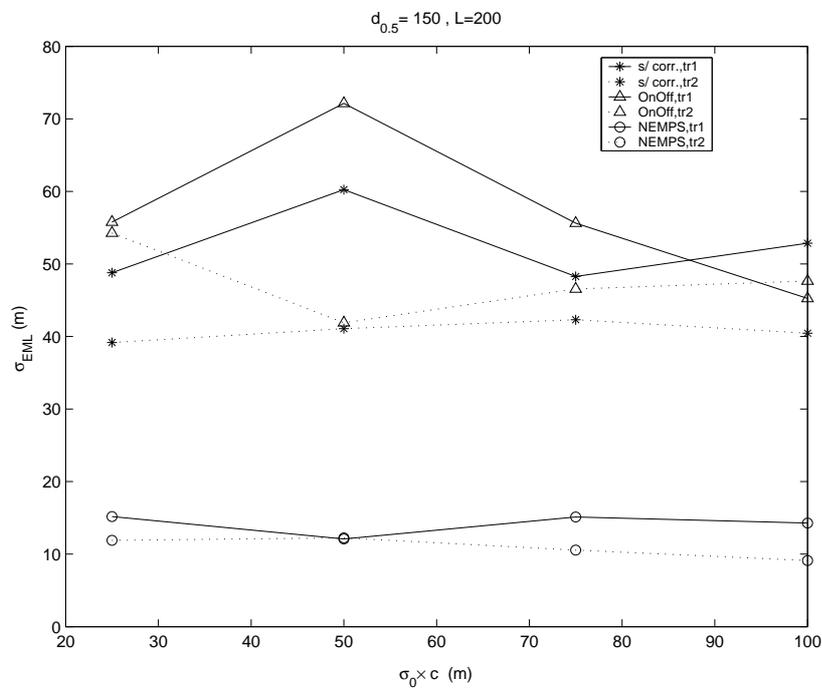


Figura 4.9: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 150$ e $\bar{L} = 200$.

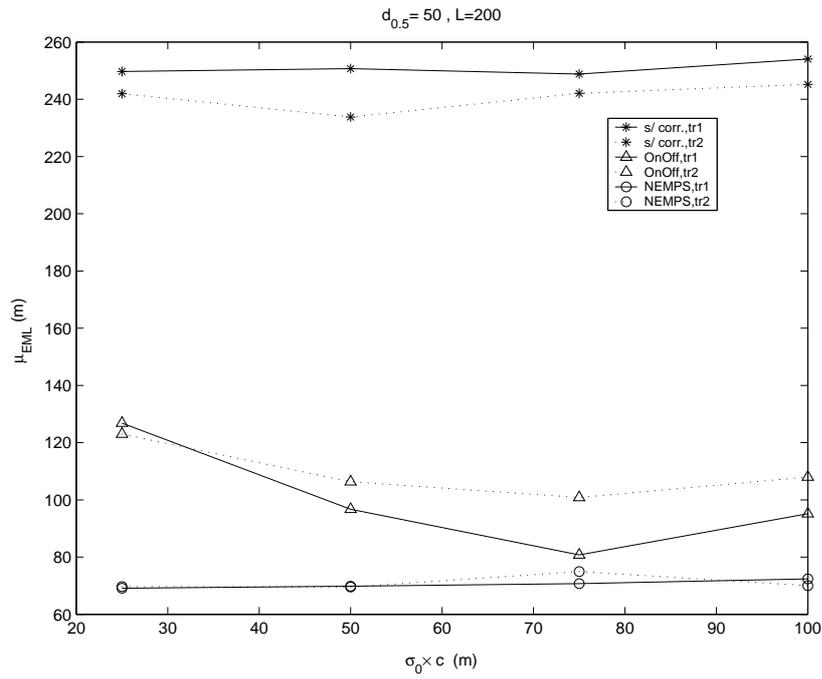


Figura 4.10: Média de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 50$ e $\bar{L} = 200$.

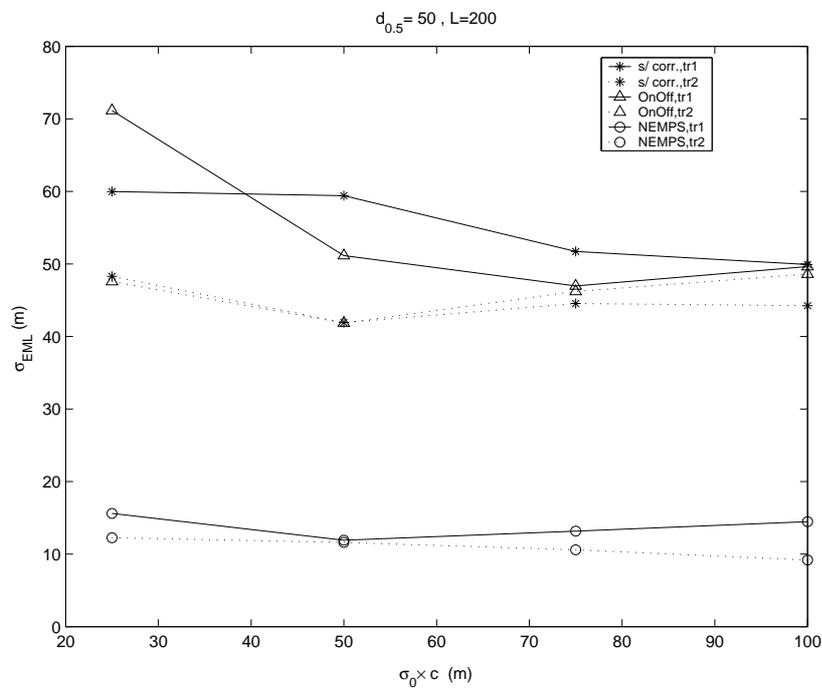


Figura 4.11: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 50$ e $\bar{L} = 200$.

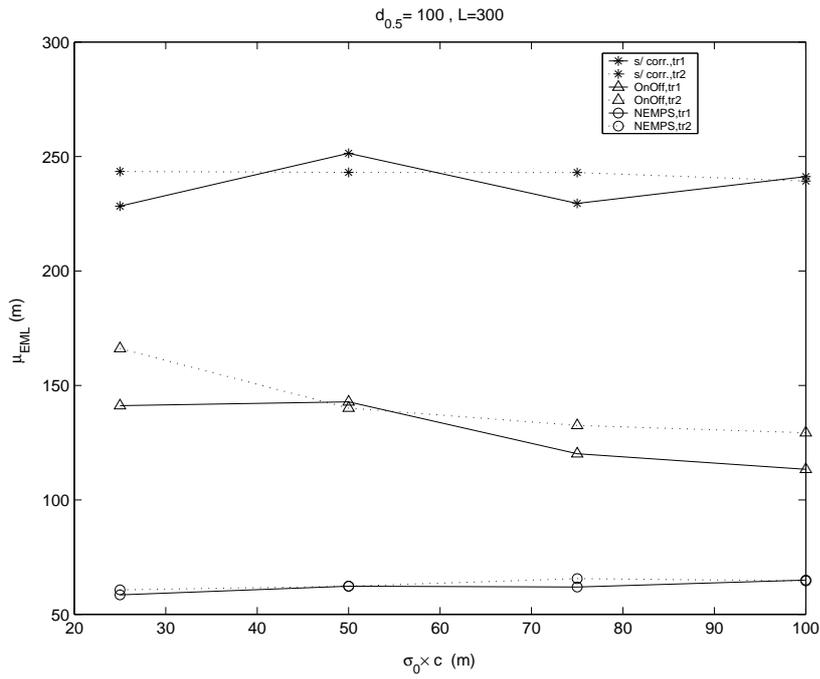


Figura 4.12: Média de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 100$ e $\bar{L} = 300$.

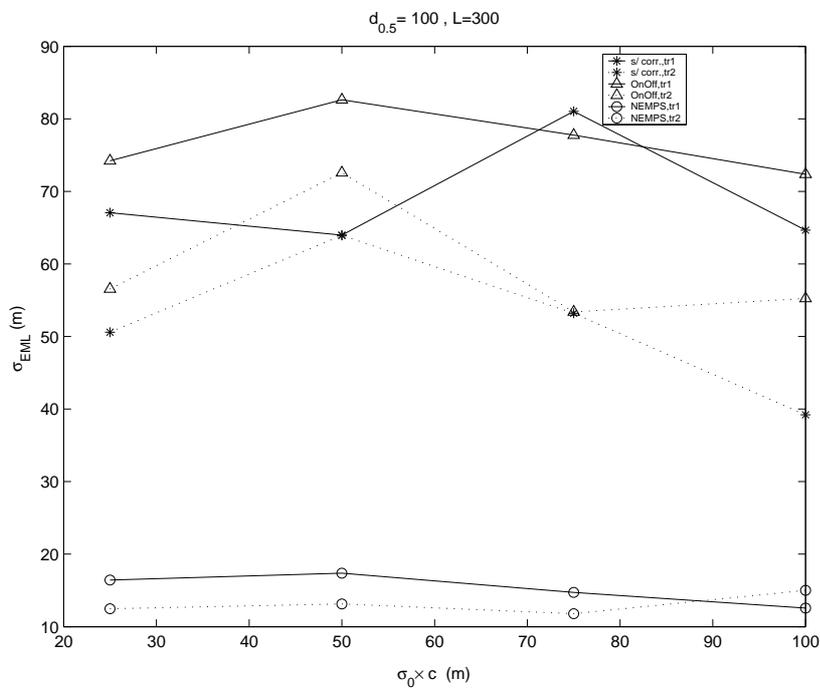


Figura 4.13: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 100$ e $\bar{L} = 300$.

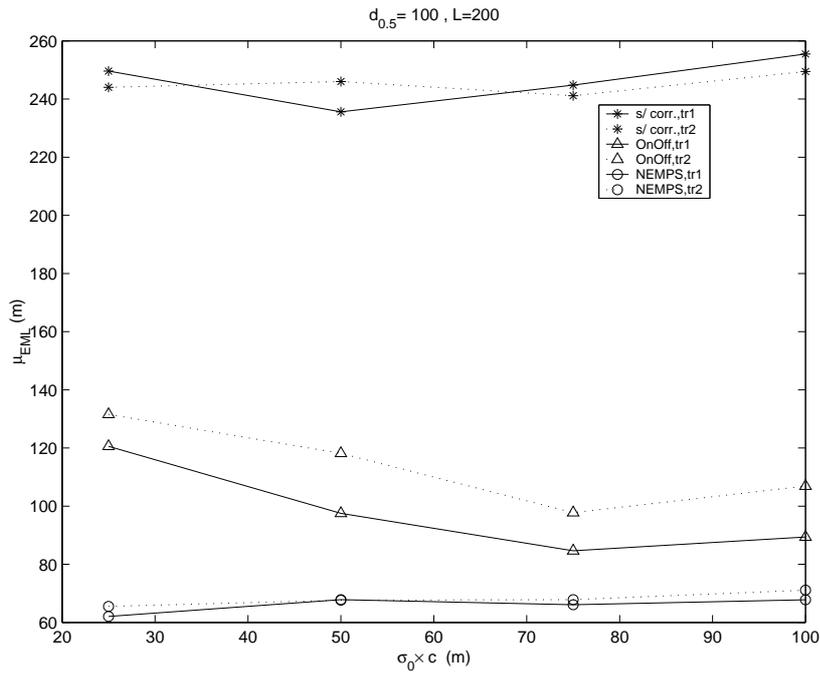


Figura 4.14: Média de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 100$ e $\bar{L} = 200$.

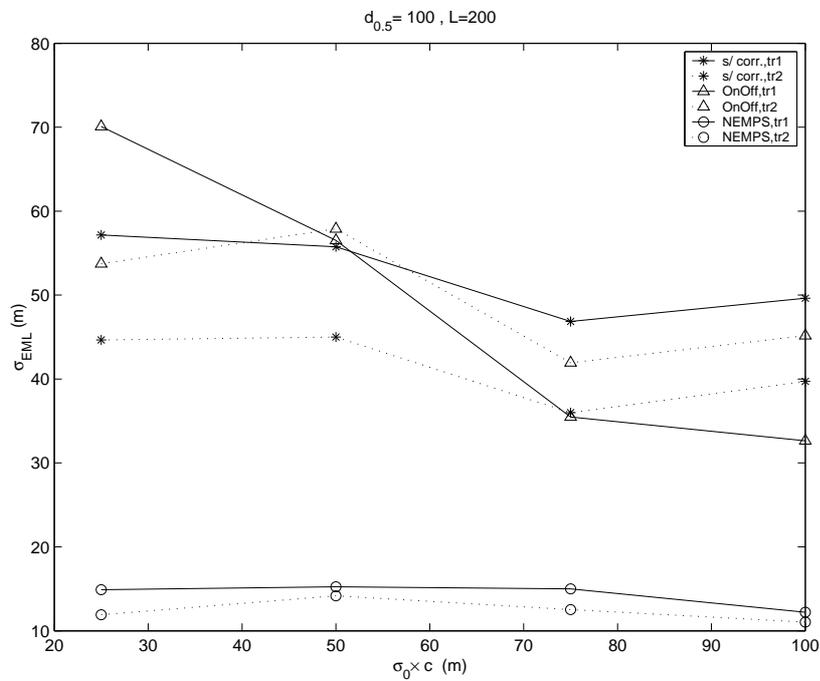


Figura 4.15: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 100$ e $\bar{L} = 200$.

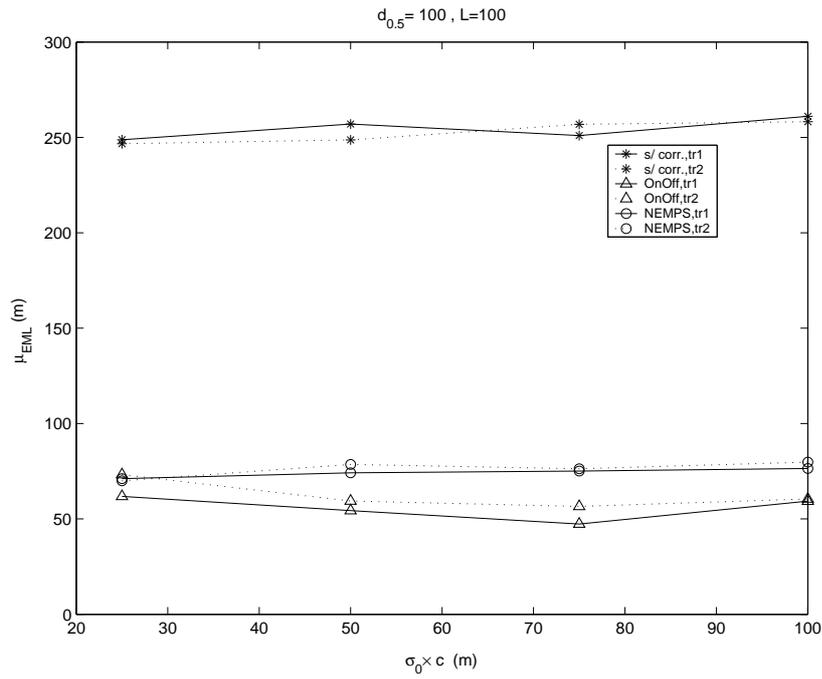


Figura 4.16: Média de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 100$ e $\bar{L} = 100$.

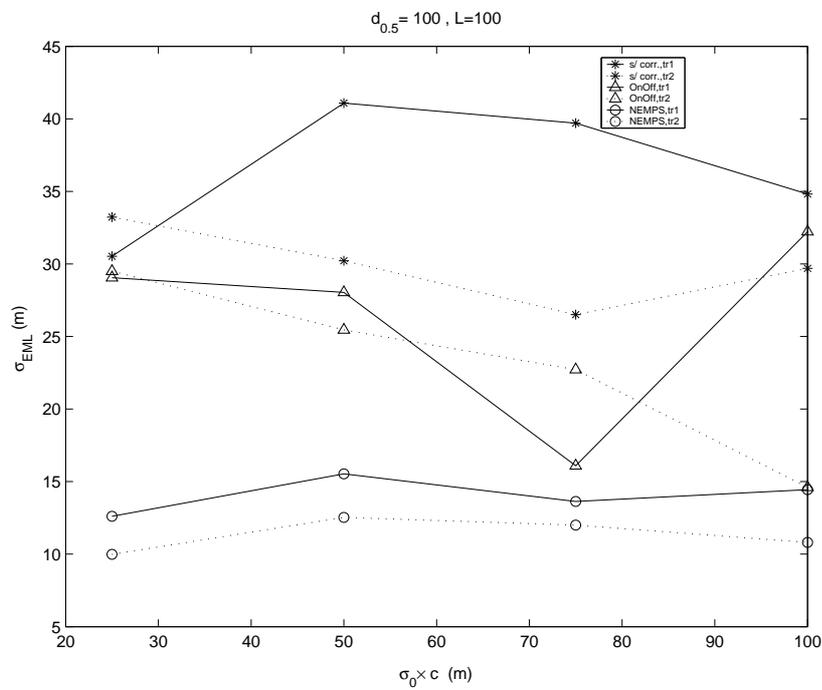


Figura 4.17: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , para $d_{0.5} = 100$ e $\bar{L} = 100$.

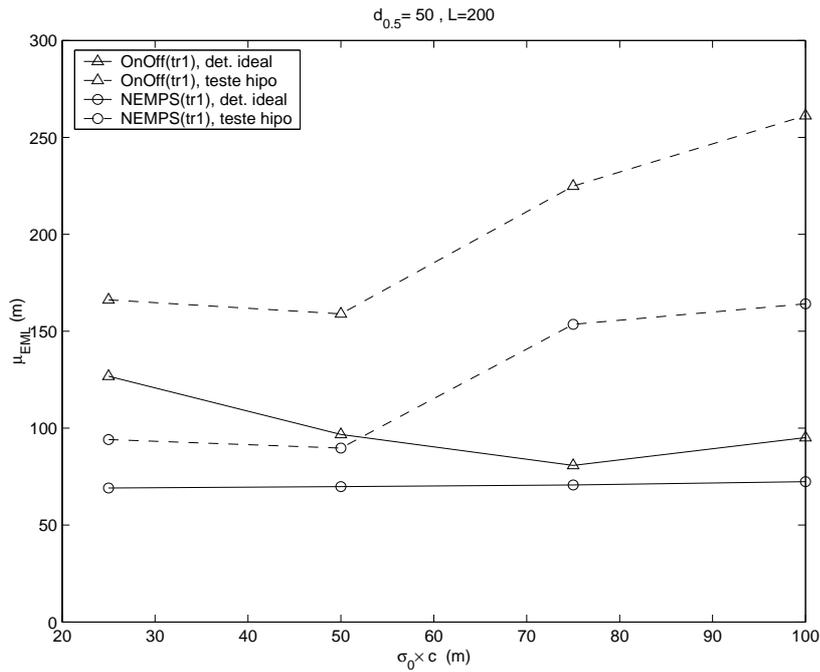


Figura 4.18: Média de EML em função de σ_0 , com $d_{0.5} = 50$, $\bar{L} = 200$ e detecção *ideal* ou por *teste de hipóteses* do estado do canal.

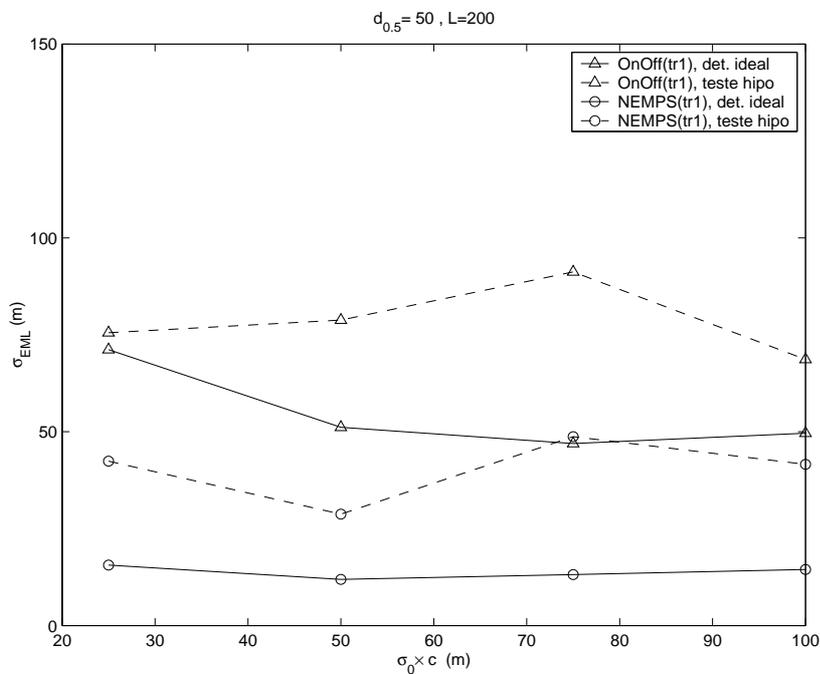


Figura 4.19: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , com $d_{0.5} = 50$, $\bar{L} = 200$ e detecção *ideal* ou por *teste de hipóteses* do estado do canal.

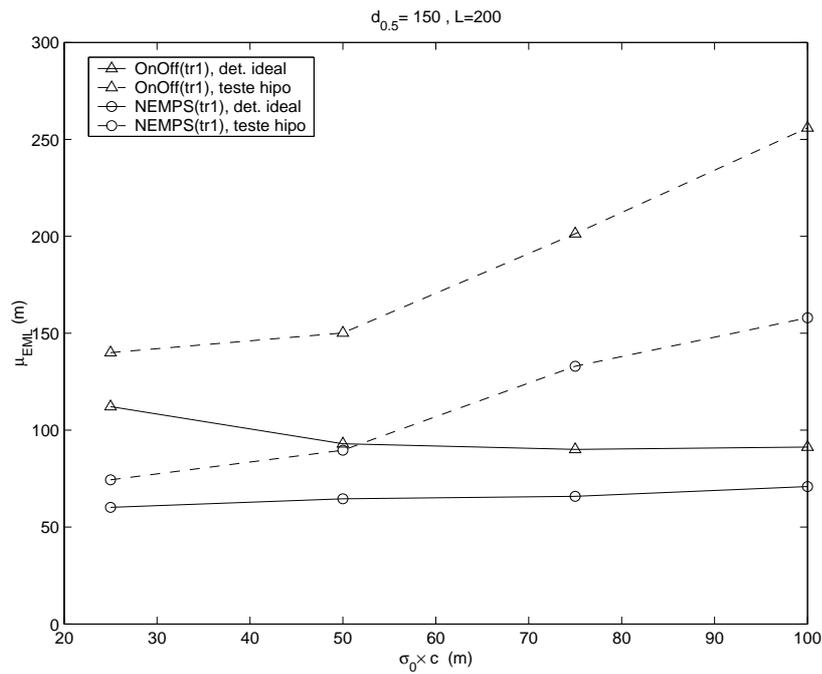


Figura 4.20: Média de EML em função de σ_0 , com $d_{0.5} = 150$, $\bar{L} = 200$ e detecção *ideal* ou por *teste de hipóteses* do estado do canal.

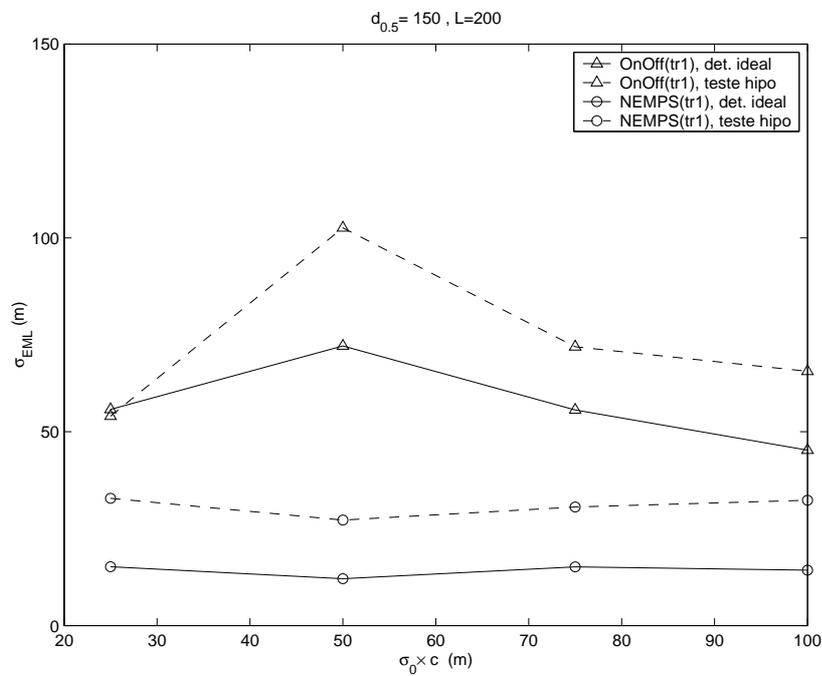


Figura 4.21: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , com $d_{0.5} = 150$, $\bar{L} = 200$ e detecção *ideal* ou por *teste de hipóteses* do estado do canal.

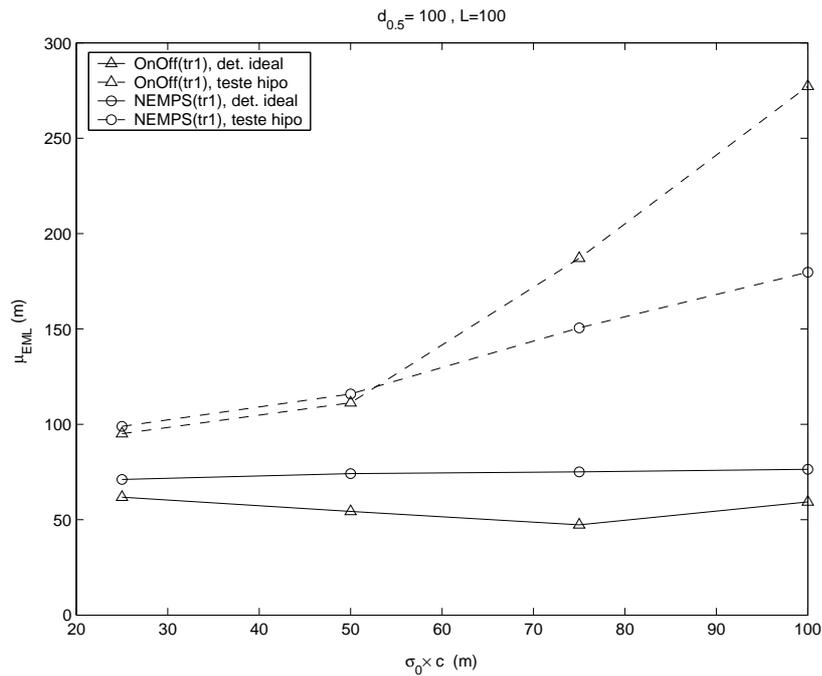


Figura 4.22: Média de EML em função de σ_0 , com $d_{0.5} = 100$, $\bar{L} = 100$ e detecção *ideal* ou por *teste de hipóteses* do estado do canal.

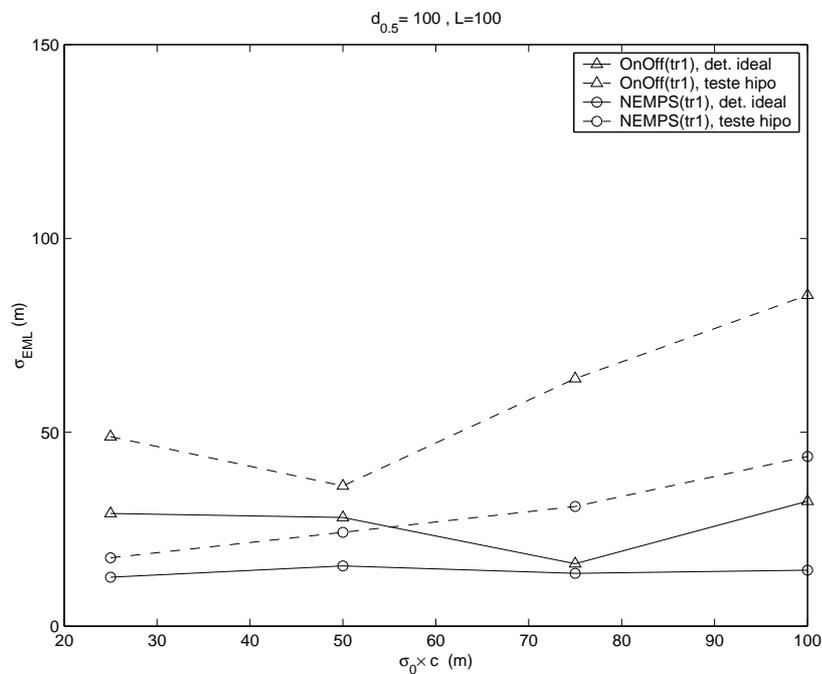


Figura 4.23: Desvio-padrão de EML em função de σ_0 , com $d_{0.5} = 100$, $\bar{L} = 100$ e detecção *ideal* ou por *teste de hipóteses* do estado do canal.