

セルラーシステムにおける 電界強度と移動速度情報を用いた最尤位置検出手法

朝 生 雅 人[†] 斎 川 貴 彦[†] 服 部 武[†]

近年、社会の進歩に関連した情報通信分野における進歩がめざましく、無線通信においては移動局の位置を検出する技術が大きな注目を集めている。既存のインフラであり、広いエリアをカバーしている携帯電話の基地局からの信号を用いた位置検出方式は、安価にシステムの構築ができるという利点があり、積極的に研究が進められている。本稿においては、得られた電界強度情報と移動局の速度情報を用いて、移動局の最尤位置を求めるアルゴリズムを提案する。1つの移動局が移動する前後に着目すると、測定データは各基地局に対して、また測定ごとに独立であるが、移動前後の移動局の位置情報には相関がある。提案手法は、それぞれの位置において独立に測定されたデータに基づく尤度関数⁹⁾と、移動局の移動速度を考慮した確率の結合確率を求めることによって移動局の位置を推定する手法である。本手法を適用することによって、測定情報の持つ確率的性質の有効活用、かつ過去の測定情報の有効活用を実現し、推定精度を高めることが可能である。測位演算に用いる位置に依存する情報としては、電界強度 (Signal Strength) 以外にも Time of Arrival (TOA), Time Difference of Arrival (TDOA) に適用可能である。シミュレーションによって、電界強度が測定できるという条件下で提案手法と既存の手法の精度を比較し、さらに様々な環境下において提案手法を評価する。

Maximum Likelihood Location Estimation Using Signal Strength and the Mobile Station Velocity in Cellular Systems

MASATO ASO,[†] TAKAHIKO SAIKAWA[†] and TAKESHI HATTORI[†]

Recently, the progress in IT field has been remarkable associated with the advancement of society. And the Mobile Station (MS) location estimation in wireless system has been a topic of interest. And then, the methods by measuring the signals from Base Stations (BSs) of the cellular phone systems have been researching, because it is inexpensive to construct the location system using mobile phone systems. In this paper, we propose the Maximum Likelihood Location Estimation Method with using Signal Strength and the MS velocity. Although measured data is independent for each BS and every measurement, an MS location always has a correlation before and after movement. The proposed algorithm is as follows; an MS can be estimated by calculating the joint probability of the Likelihood Function⁹⁾ based on the data independently measured in each position and the probability considered the velocity of MS. By using this method, we can estimate an MS location accurately to utilize the probable character of measurement data effectively and to utilize the measurement data on past effectively. So, we can estimate an MS location more accurately. This method can be applied to TOA (Time of Arrival), TDOA (Time Difference of Arrival) and Signal Strength. In this paper, we evaluate the performance of this method through simulations under some conditions in case Signal Strength is measured, including the comparison with the conventional methods.

1. はじめに

現在、携帯端末の位置情報を利用したサービスが大きな注目を集めている。次世代携帯電話に移行することによって大容量データの配信が可能になり、携帯端末の位置情報と結びつけたサービスの可能性はおおいに広がる方向にある。大別して、緊急時における発呼

者の早期発見といったセキュリティ分野と、歩行者ナビゲーションといったサービス分野での応用が考えられている。アメリカでは、FCC (Federal Communication Commission) が緊急時の対応として、ネットワークベースのシステムの場合、移動局の位置を半径100 m以内に67%の確率で報告することを求めている¹⁾。

現在、GPS (Global Positioning System) に代表される衛星からの電波を利用した位置情報サービスが実用化されている。しかし、携帯端末が主に使用され

[†] 上智大学理工学部電気電子工学科
Department of Electrical and Electronics Engineering,
Sophia University

る市街地や建物内においては、衛星からの電波を受信できないため測位精度が悪い、また測位時間を長く要するといった問題がある。既存のインフラであり、広いエリアをカバーしている携帯電話の基地局からの信号を用いて測位することは、安価にシステムの構築ができるという利点があり、積極的に研究が進められている。

一般に、携帯電話の基地局からの信号を用いて位置を推定する場合、非線形問題となる。そこで、線形計算によって位置を推定する手法が研究され、絶対距離情報を用いる手法と各基地局間の差分距離情報を用いる手法が提案されている。前者の絶対距離情報を用いる手法としては、新たな幾何学的な見地から移動局の位置を推定する手法²⁾が提案された。後者の差分距離情報を用いた手法としては、最小自乗法を用いて位置を算出する手法^{3),4)}が提案された。また、一意に解を算出する手法として提案されたPX法(Plane Intersection Method)とSX法(Spherical Intersection Method^{5),6)}にはそれぞれ問題点があり、それらを解決する手法としてINS-PX法⁷⁾が提案された。しかし、これらの手法に共通していることは、確定的に位置を推定する手法であり、測定値の確率的性質を有効に利用できていないということである。そこで、測定情報の確率的性質を利用し、移動局の位置を推定する手法が研究され、最尤推定法^{8),9)}が提案された。しかし、これらの手法もある地点における測定情報のみを利用して測位を行っているため、歩行者ナビゲーション利用時に連続測位を行ったとしても、過去の情報が有効に活用できていない。また、従来の手法ではある地点での移動局の位置する確率(尤度値)から位置を推定することが主であった。

そこで、本稿においては携帯電話の基地局から送信された信号の電界強度と移動局の速度情報を用いることで、移動局の位置を推定する手法を提案する。本手法は、それぞれの位置において独立に測定された過去・現在の測定データをもとに算出される尤度関数⁹⁾と移動速度情報から求まる移動前後の位置に関する相関を示す確率との結合確率を用いて、移動局の位置を推定するアルゴリズムである。つまり、本手法は移動局の移動パスに関する確率から位置を推定する手法である。測位演算に用いる位置に依存する情報としては、電界強度(Signal Strength)以外にもTime of Arrival(TOA), Time Difference of Arrival(TDOA)が適用できる。

本稿の構成は次のとおりである。初めに提案手法に触れ、アルゴリズムの定式化について説明する。そし

て、シミュレーションにおける正六角形セル構成のシステムモデルを提示したうえで、その結果と検討について記述し、結論を述べる。

2. 提案手法

移動局がある地点からある地点へ移動する場合、それぞれの位置における測定データは基地局ごとに、また測定ごとに独立であるが、移動前後の移動局の位置情報には相関がある。提案手法は、その位置における測定値の得られる確率である尤度関数⁹⁾と、1つの移動局に着目したときに考えられる移動局の速度情報から求まる移動前後の位置に関する相関を示す確率との結合確率を算出する。これは、移動局の移動パスに対応する尤度関数となる。そして、この尤度関数が最大となるパスから推定位置を求めるアルゴリズムである。よって、この算出された位置は移動局の最尤位置であるといえる。以下、過去1回の測定データに基づく移動速度情報を用いた移動局の最尤位置検出手法について説明する。

2.1 提案手法の記述

過去の測定情報 $\Gamma_1 = (\Gamma_{11}, \Gamma_{12}, \dots, \Gamma_{1N_1})$ に基づく推定位置を $\underline{x}_1 = (x_1, y_1)$ 、現在の測定情報 $\Gamma_2 = (\Gamma_{21}, \Gamma_{22}, \dots, \Gamma_{2N_2})$ に基づく推定位置を $\underline{x}_2 = (x_2, y_2)$ とする。測定情報と移動速度情報を用いた最尤位置検出手法は、測定値 Γ_1 が得られたときに $\underline{x}_1$ に位置する移動局が $\underline{x}_2$ に移動し、測定値 Γ_2 が得られる結合確率 $P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \underline{x}_2, \Gamma_2)$ の定式化によって実現できる。 N_1 は過去の情報における全基地局数、 N_2 は現在の情報における全基地局数である。

まず、結合確率 $P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \underline{x}_2, \Gamma_2)$ について考える。 $(\underline{x}_1, \Gamma_1)$ 、 $(\underline{x}_2, \Gamma_2)$ をそれぞれ組合せるとすると、測定値は基地局ごとに、また測定ごとに独立であるため、測定値 Γ_1 、 Γ_2 は互いに独立であるが、位置情報 $\underline{x}_1$ 、 $\underline{x}_2$ は移動距離という制約条件が存在する。そこで、位置情報 $\underline{x}_1$ 、 $\underline{x}_2$ に関する制約条件を確率 $P(\|\underline{x}_1 - \underline{x}_2\|)$ として表すと、結合確率 $P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \underline{x}_2, \Gamma_2)$ は次式のように表現できる。

$$P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \underline{x}_2, \Gamma_2) = P(\underline{x}_1, \Gamma_1) \times P(\underline{x}_2, \Gamma_2) \times P(\|\underline{x}_1 - \underline{x}_2\|) \quad (1)$$

ここで、 $\|\underline{x}_1 - \underline{x}_2\|$ は $\underline{x}_1$ 、 $\underline{x}_2$ 間の距離を表す。つまり、 $P(\|\underline{x}_1 - \underline{x}_2\|)$ とは移動する前後の移動局の位置 $\underline{x}_1$ 、 $\underline{x}_2$ に依存する関数である。

次に、結合確率 $P(\Gamma_1, \underline{x}_1)$ 、 $P(\Gamma_2, \underline{x}_2)$ について考える。ベイズの定理より、結合確率は次式のように表せる。

$$\begin{aligned} P(\Gamma_1, \underline{x}_1) &= P(\Gamma_1) \cdot P(\underline{x}_1|\Gamma_1) = P(\underline{x}_1) \cdot P(\Gamma_1|\underline{x}_1) \\ P(\Gamma_2, \underline{x}_2) &= P(\Gamma_2) \cdot P(\underline{x}_2|\Gamma_2) = P(\underline{x}_2) \cdot P(\Gamma_2|\underline{x}_2) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、今、移動局は一様分布とし、測定値に偏りが無いとすると $P(\Gamma_1)$, $P(\underline{x}_1)$, $P(\Gamma_2)$, $P(\underline{x}_2)$ はそれぞれ定数となるため、式 (2) は次式のように変形できる。ただし、 C_1 , C'_1 , C_2 , C'_2 はそれぞれ定数である。

$$\begin{aligned} P(\Gamma_1, \underline{x}_1) &= C_1 \cdot P(\underline{x}_1|\Gamma_1) = C'_1 \cdot P(\Gamma_1|\underline{x}_1) \\ P(\Gamma_2, \underline{x}_2) &= C_2 \cdot P(\underline{x}_2|\Gamma_2) = C'_2 \cdot P(\Gamma_2|\underline{x}_2) \end{aligned} \quad (3)$$

以上より、式 (3) を用いると式 (1) は次のように表せる。

$$\begin{aligned} P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \underline{x}_2, \Gamma_2) \\ = C \times P(\Gamma_1|\underline{x}_1) \times P(\Gamma_2|\underline{x}_2) \times P(\|\underline{x}_1 - \underline{x}_2\|) \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 C は定数である。

それぞれの位置において測定値の得られる確率密度関数 $p(\Gamma_1|\underline{x}_1)$, $p(\Gamma_2|\underline{x}_2)$ について考える。各基地局に対して測定値が独立であるとする、 $p(\Gamma_1|\underline{x}_1)$, $p(\Gamma_2|\underline{x}_2)$ は次式のように書ける。

$$\begin{aligned} p(\Gamma_1|\underline{x}_1) &= p_{\underline{x}_1}^1(\Gamma_{11}, \sigma_1) \cdots p_{\underline{x}_1}^{N_1}(\Gamma_{1N_1}, \sigma_{N_1}) \\ p(\Gamma_2|\underline{x}_2) &= p_{\underline{x}_2}^1(\Gamma_{21}, \sigma_1) \cdots p_{\underline{x}_2}^{N_2}(\Gamma_{2N_2}, \sigma_{N_2}) \end{aligned} \quad (5)$$

σ_i は各基地局における測定値の分散である。ここで、尤度関数 $P(\Gamma_1|\underline{x}_1)$, $P(\Gamma_2|\underline{x}_2)$ を $\underline{x}_1$, $\underline{x}_2$ におけるそれぞれの観測データ Γ_{1i} , Γ_{2j} の周辺 $\Gamma_{1i} \pm \Delta/2$, $\Gamma_{2j} \pm \Delta/2$ を得る確率であると定義すると、以下のよう表せる⁹⁾。

$$\begin{aligned} P(\Gamma_1|\underline{x}_1) &= \int_{\Gamma_{11}-\Delta/2}^{\Gamma_{11}+\Delta/2} p_{\underline{x}_1}^1(\Gamma, \sigma_1) d\Gamma \times \cdots \\ &\quad \times \int_{\Gamma_{1N_1}-\Delta/2}^{\Gamma_{1N_1}+\Delta/2} p_{\underline{x}_1}^{N_1}(\Gamma, \sigma_{N_1}) d\Gamma \\ P(\Gamma_2|\underline{x}_2) &= \int_{\Gamma_{21}-\Delta/2}^{\Gamma_{21}+\Delta/2} p_{\underline{x}_2}^1(\Gamma, \sigma_1) d\Gamma \times \cdots \\ &\quad \times \int_{\Gamma_{2N_2}-\Delta/2}^{\Gamma_{2N_2}+\Delta/2} p_{\underline{x}_2}^{N_2}(\Gamma, \sigma_{N_2}) d\Gamma \end{aligned} \quad (6)$$

Δ は観測位置や観測機器の許容変動にともなう許容偏差である。

以上より、式 (6) を用いると式 (4) は次のように表

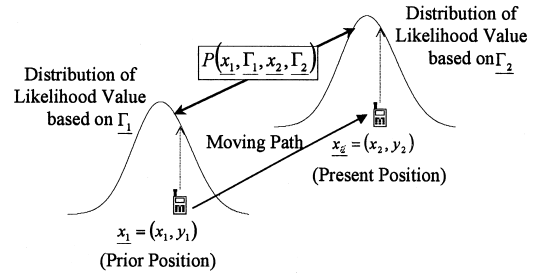


図 1 提案手法

Fig. 1 Proposed method.

せる。

$$\begin{aligned} P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \underline{x}_2, \Gamma_2) &= C \times \int_{\Gamma_{11}-\Delta/2}^{\Gamma_{11}+\Delta/2} p_{\underline{x}_1}^1(\Gamma, \sigma_1) d\Gamma \\ &\quad \times \cdots \times \int_{\Gamma_{1N_1}-\Delta/2}^{\Gamma_{1N_1}+\Delta/2} p_{\underline{x}_1}^{N_1}(\Gamma, \sigma_{N_1}) d\Gamma \\ &\quad \times \int_{\Gamma_{21}-\Delta/2}^{\Gamma_{21}+\Delta/2} p_{\underline{x}_2}^1(\Gamma, \sigma_1) d\Gamma \times \cdots \\ &\quad \times \int_{\Gamma_{2N_2}-\Delta/2}^{\Gamma_{2N_2}+\Delta/2} p_{\underline{x}_2}^{N_2}(\Gamma, \sigma_{N_2}) d\Gamma \times P(\|\underline{x}_1 - \underline{x}_2\|) \end{aligned} \quad (7)$$

上式を用いることによって、測定情報と移動速度情報を用いた最尤位置検出手法が実現できる。求めたい推定位置 $\hat{\underline{x}}_2$ は式 (8) で計算することができる。

$$\hat{\underline{x}}_2 = \arg \left\{ \max_{\underline{x}_1, \underline{x}_2} (P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \underline{x}_2, \Gamma_2)) \right\} \quad (8)$$

また、一般に過去 M 回の測定データを用いる場合は、同様の考え方を用いて尤度関数は求められる。以下にその結合確率を示す。

$$\begin{aligned} P(\underline{x}_1, \Gamma_1, \dots, \underline{x}_M, \Gamma_M) \\ = P(\underline{x}_1, \Gamma_1) \times \cdots \times P(\underline{x}_M, \Gamma_M) \\ \times P(\|\underline{x}_1 - \underline{x}_2\|) \times \cdots \times P(\|\underline{x}_{M-1} - \underline{x}_M\|) \end{aligned} \quad (9)$$

本手法は、上りリンク・下りリンクの双方で使用可能である。上りリンクにおいて使用する場合は、それぞれの基地局によって測定を行い、その結果をまとめて処理することにより、移動局の位置を推定できる。また、下りリンクにおいて使用する場合は、送信信号に基地局 ID 等の識別情報を付加することによって基地局を識別し、移動局において測定情報を処理することによって位置推定が可能となる (図 1)。

2.2 提案手法の電界強度への適用

まず、電界強度のモデルを定義する。基地局 i と移動局との間の距離を d_i とする。ここで、 $\underline{x}_s = (x_s, y_s)$

地点における基地局 i からの電界強度の長区間中央値を $\overline{\Gamma}_i(x_s)$ とする．一般に，電波の電界強度は奥村・秦式において示されているように伝搬距離に対して指数関数的に減衰する．そこで，本稿においては電界強度の長区間中央値 $\overline{\Gamma}_i(x_s)$ が式 (10) のように最も典型的なモデルとして，長区間中央値（真値）が距離に対して負の指数で減衰するモデルを適用する．

$$\overline{\Gamma}_i(x_s) = A_i - 10\alpha_i \log d_i \quad (10)$$

ここで， A_i は定数， α_i は距離の減衰指数である．一般に，マルチパス環境下では $\alpha_i = 3.4$ であり，自由空間では $\alpha_i = 2.0$ である．

また，電波の電界強度は距離による減衰のみで示されるわけではなく，常時レベルが激しく変動している．一般に電界強度の短区間中央値は距離による減衰から算出した長区間中央値を中央値とする対数正規分布している．そこで，電界強度の短区間中央値変動に関する確率密度関数が標準偏差 σ_i の対数正規分布に従うとすると，測定値 Γ_i の確率密度関数は次式のように表せる．

$$p_{x_s}^i(\Gamma_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp \left\{ -\frac{\{\Gamma_i - \overline{\Gamma}_i(x_s)\}^2}{2\sigma_i^2} \right\} \quad (11)$$

ここで，許容偏差 Δ が微小であると仮定すると，区間 Δ において確率密度は一定であると考えられるので，式 (6) より対数尤度関数 $J_{x_1}^1(\Gamma_1)$ ， $J_{x_2}^2(\Gamma_2)$ は式 (12) のとおりとなる．

$$\begin{aligned} J_{x_1}^1(\Gamma_1) &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N_1} \ln(2\pi\sigma_i^2) \\ &\quad - \sum_{i=1}^{N_1} \left\{ \frac{(\Gamma_i - \overline{\Gamma}_i(x_1))^2}{2\sigma_i^2} \right\} \\ &\quad + N_1 \cdot \ln(\Delta) \\ J_{x_2}^2(\Gamma_2) &= -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^{N_2} \ln(2\pi\sigma_j^2) \\ &\quad - \sum_{j=1}^{N_2} \left\{ \frac{(\Gamma_j - \overline{\Gamma}_j(x_2))^2}{2\sigma_j^2} \right\} \\ &\quad + N_2 \cdot \ln(\Delta) \end{aligned} \quad (12)$$

本稿においては，電界強度の分布関数が各基地局に対して同一の分散を持つ正規分布であると仮定する．すると，最尤推定を行う際には各地点に対して N_1 ， N_2 ， Δ は定数であるので， $N_1 \cdot \ln(\Delta)$ ， $N_2 \cdot \ln(\Delta)$ の項は無視することができる．以上より，得られた対数尤度関数を式 (7) へ適用する．すると，以下のような

移動パスに関する対数尤度関数 $J(x_1, \Gamma_1, x_2, \Gamma_2)$ が得られ，求めたい推定位置は式 (8) を用いて計算できる．

$$\begin{aligned} J(x_1, \Gamma_1, x_2, \Gamma_2) &\propto J_{x_1}^1(\Gamma_1) + J_{x_2}^2(\Gamma_2) \\ &\quad + \ln\{P(\|x_1 - x_2\|)\} \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N_1} \ln(2\pi\sigma_i^2) - \sum_{i=1}^{N_1} \left\{ \frac{(\Gamma_i - \overline{\Gamma}_i(x_1))^2}{2\sigma_i^2} \right\} \\ &\quad - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{N_2} \ln(2\pi\sigma_j^2) - \sum_{j=1}^{N_2} \left\{ \frac{(\Gamma_j - \overline{\Gamma}_j(x_2))^2}{2\sigma_j^2} \right\} \\ &\quad + \ln\{P(\|x_1 - x_2\|)\} \end{aligned} \quad (13)$$

2.3 移動速度モデル

本稿においては，移動局の移動速度 v [m/s] ($v > 0$) が平均値 M_v [m/s]，標準偏差 σ_v [m/s] の正規分布に従うというモデルを仮定する．移動速度を正規分布とした理由については後述する．また，測定間隔は T [sec] とする．すると，移動速度に関する確率密度関数 $p(v)$ は次式のように定義できる．

$$p(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_v^2}} \exp \left\{ -\frac{(v - M_v)^2}{2\sigma_v^2} \right\} \quad (14)$$

ここで移動距離を ξ とすると，移動速度と測定間隔との間に以下のような関係が成り立つものと仮定する．

$$\xi = v \cdot T \quad (15)$$

式 (14)，式 (15) より移動距離に関する確率密度関数は次式のように求まる．

$$\begin{aligned} p(\xi)d\xi &= \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_v \cdot T)^2}} \exp \left\{ -\frac{(\xi - M_v \cdot T)^2}{2(\sigma_v \cdot T)^2} \right\} d\xi \end{aligned} \quad (16)$$

以上より，今，移動距離を $L = \|x_1 - x_2\|$ とすると，移動距離に関する確率 $P(L)$ は移動局の許容変動分 ΔL を用いて次式のように計算できる．

$$\begin{aligned} P(L) &= \int_{L-\Delta L/2}^{L+\Delta L/2} \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_v \cdot T)^2}} \\ &\quad \exp \left\{ -\frac{(\xi - M_v \cdot T)^2}{2(\sigma_v \cdot T)^2} \right\} d\xi \end{aligned} \quad (17)$$

ここで， ΔL が微小であると仮定すると，区間 ΔL において確率密度は一定であると見なせるので，式 (17) より移動距離に関する確率の対数値は以下になる．

$$\begin{aligned} \ln P(L) &= -\frac{1}{2} \ln\{2\pi(\sigma_v \cdot T)^2\} \\ &\quad - \frac{\{L - M_v \cdot T\}^2}{2(\sigma_v \cdot T)^2} + \ln(\Delta L) \end{aligned} \quad (18)$$

ここで， ΔL は共通項となるので， $\ln(\Delta L)$ の項は

推定位置を求める際には無視しても一般性は失われない．そこで式 (18) の第 1 項と第 2 項を式 (13) へ適用することによって，移動バスに対応する対数尤度関数が算出できる．

2.4 精度評価法

位置推定法の精度を評価する際の推定誤差を以下の式 (19) のように定義する．

$$\text{Estimation Error} = \|\underline{X}_s - \underline{X}_e\| \quad (19)$$

ここで真の移動局の座標は $\underline{X}_s = (x_s, y_s)$ ，推定された移動局の座標は $\underline{X}_e = (x_e, y_e)$ である．過去の測定情報と現在の測定情報を用いて，移動局の位置推定を繰り返し行うことで累積確率分布が得られる．そして，得られた結果からアルゴリズムの評価・検討を行う．

3. システムモデル

3.1 セルと移動局配置

本章において，シミュレーションにおけるシステムモデルについて説明する．

まず，サービスエリアは図 2 のように計 19 セルから成り立つ．システム内のセルはすべてオムニセルであり，すべてのセルが同一のシステムパラメータを持つと仮定する．そして，図 2 における中心セル内を移動局は移動可能であるとする．それぞれの場合について，過去の測定データを用いて繰り返し位置推定を行うことで累積分布を示し，その結果から性能を評価する．さらに，移動局を中心セル内に様に分布させたときに，その位置において得られた測定データのみを用いて位置を推定する場合との比較を行う．

3.2 伝搬モデル

一般に，測定される電界強度には長区間中央値，短区間中央値，瞬時変動の 3 つの性質が含まれている．瞬時変動については約 1 [sec] の間，つまり数 10 波長の電界強度の平均をとることによって，その影響は無視することができる．よって，本稿においては，電界強度は長区間中央値ならびに短区間中央値によって決定するものとしてシミュレーションを行う．

長区間中央値の減衰距離特性は，典型的なモデルとして距離の α 乗に比例して減衰するモデル，式 (10) を想定する．シミュレーションにおいては $A_i = 130$ ，マルチパスの影響を考慮するために $\alpha_i = 3.4$ と仮定する．最後に，短区間中央値についてモデル化する．本稿において，短区間中央値変動の確率密度分布は，標準偏差 σ_i の対数正規分布，式 (11) に従うものと仮定する．シミュレーションにおいては $\sigma_i = 4$ [dB] と仮定し，長区間中央値と短区間中央値変動を考慮した値を測定値として与える．また，電界強度を測定する

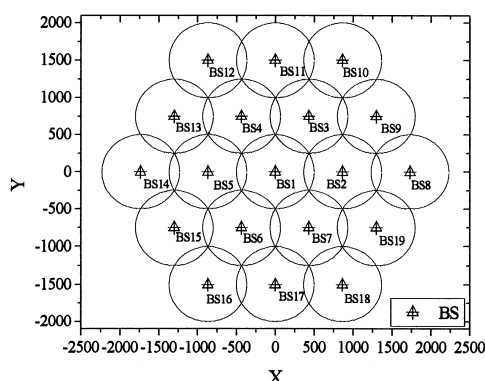


図 2 セル配置

Fig. 2 Cell arrangement.

際に，干渉波や雑音電力等については考慮しないものとしてシミュレーションを行う．

3.3 移動速度モデル

本節において，移動局の移動速度に関するモデルについて説明する．長時間にわたり人の動きを観察すると，止まったり動いたりを繰り返している．本稿においては，ヒューマンナビゲーションへの応用を考え，移動局が移動している時間に着目する．今回仮定する数秒間程度の時間間隔であれば，移動局はほぼ一定の速度で移動し，さらにそのときどきの状況によって速度が多少変動するようにばらつきを持たせたモデルが妥当であると考えられる．そこで，前述のとおり，移動局の移動速度 v [m/s] は平均値 M_v [m/s]，標準偏差 σ_v [m/s] の正規分布に従うというモデルを仮定する．仮に，移動局が静止していることも考慮した場合は，たとえば移動局の移動モデルを $0 \sim 2.0$ [m/s] 間で等確率分布であるというモデルを本アルゴリズムへ適用することによって，位置を検出可能となる．

シミュレーションにおいては， $M_v = 1.0$ [m/s]， $\sigma_v = 0.3$ [m/s] と仮定する．また，測定間隔は $T = 5.0$ [sec] とする．ここで，測定間隔 T 秒間において移動局の移動速度 v は一定であると仮定する．以上のパラメータのもと，移動局は中心セル内を自由に移動することが可能であるとする．

4. シミュレーション

既存のアルゴリズム²⁾ との性能比較と様々な環境下における提案手法の性能評価を行う．本稿においては，位置検出アルゴリズムの評価であり，必ずしもシステムの評価をしなければならないということではないため，マルチパスの影響は考慮せずに電界強度を用いたシミュレーションを行う．3.2 節において信号の伝搬モデル化を示したように，約 1 [sec] の間，電界強度の

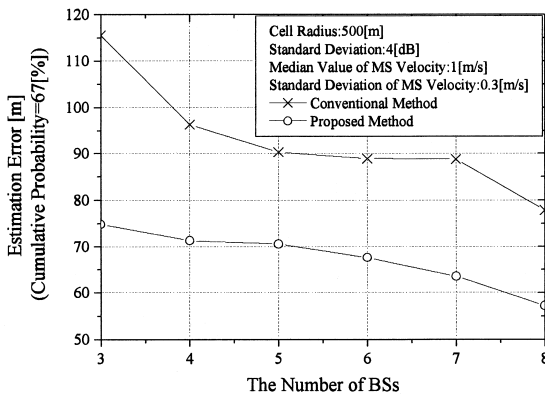


図 3 最尤推定法と提案手法との比較

Fig. 3 Comparison of the conventional method and the proposed method.

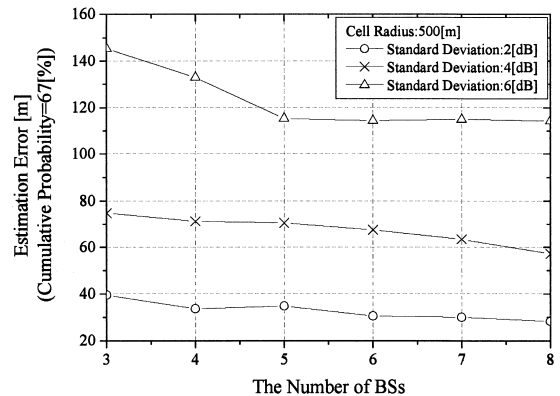


図 5 複数環境下における推定精度の比較

Fig. 5 Comparison of estimation accuracy under some conditions.

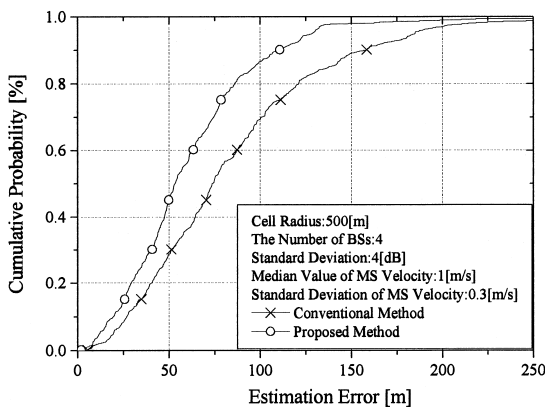


図 4 最尤推定法と提案手法との比較 (基地局数: 4)

Fig. 4 Comparison of the conventional method and the proposed method (The number of BSs: 4).

平均をとることによって、瞬時変動の影響を無視できるものとする。そのうえで、長区間中央値と短区間中央値変動を考慮した値を測定値として与える。

4.1 従来手法との性能比較

まず初めに、従来手法²⁾と提案手法の性能を比較する。ここでは、提案手法として過去 1 回の測定情報と移動速度情報を用いた最尤位置検出手法を採用する。前述のパラメータに基づき、セル半径は 500 m としたときに、それぞれの手法の性能を比較し、結果として累積確率が 67% のときの推定誤差の分布を図 3 に示す。また、基地局数を 4 局としたときの累積確率分布を図 4 に示す。

図 3, 4 から分かるように、精度の面から見ても、電界強度と移動速度情報に基づき最尤位置検出手法を適用することによって、移動局の位置推定精度が約 30% 改善されたといえる。また、推定に用いる基地局

数が増加することによって、測定値の確率的な情報が有効に活用された結果、推定精度が改善されていることが分かる。

4.2 提案手法の性能評価

本章では、様々な状況下において提案手法の性能を評価する。初めに、複数の環境下における伝搬をモデル化するために、短区間中央値変動の標準偏差を 2, 4, 6 [dB] と変化させた場合について、それぞれの推定精度について評価する。提案手法としては先ほどと同様に、過去 1 回の測定情報に基づく移動速度情報を用いた移動局の最尤位置検出手法を採用する。その他のパラメータについては前述の値を用い、セル半径を 500 m としたときに、累積確率が 67% のときの推定誤差の分布を図 5 に示す。

図 5 から分かるように、短区間中央値の変動が少ない場所においては、高い精度で移動局の位置を推定することが可能であるといえる。また、都心部等短区間中央値の変動が大きい場所においても、受信できる基地局数が増加することによって、累積確率が 67% のときに 110 [m] 程度の推定誤差で移動局の位置を推定可能であり、提案手法が有効であるといえる。

次に、過去 1 回と過去 2 回の測定情報に基づく移動速度情報を用いた移動局の最尤位置検出手法を用いた場合で、過去の情報数が増加することによって移動局の位置推定精度がどの程度改善されるかという点について検討を行う。ここでは、基地局数を 3 局、4 局としたときの推定誤差の累積確率分布を以下の図 6, 図 7 に示す。

図 6, 7 より、推定に用いる情報数が増加することによって、推定精度の改善につながることが分かる。基地局数を 3 局とした場合で約 10%, 基地局数を 4 局

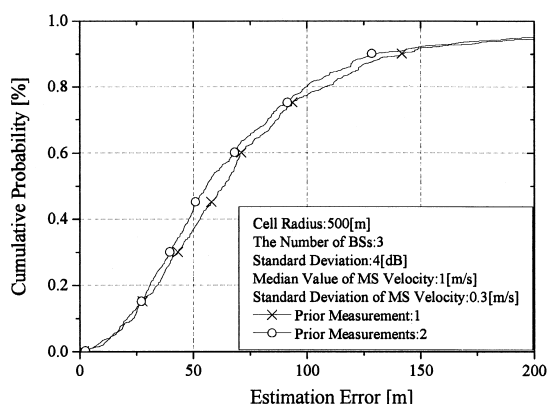


図 6 過去 1 回, 2 回の測定情報に基づく提案手法の性能評価 (基地局数: 3)

Fig. 6 Performance evaluation of the proposed method with 1 or 2 prior measurements (The number of BSs: 3).

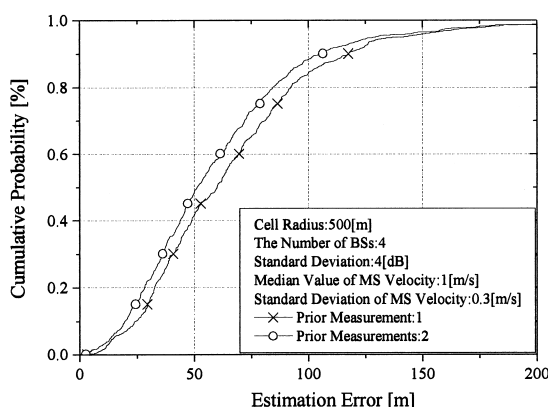


図 7 過去 1 回, 2 回の測定情報に基づく提案手法の性能評価 (基地局数: 4)

Fig. 7 Performance evaluation of the proposed method with 1 or 2 prior measurements (The number of BSs: 4).

とした場合で約 13%, それぞれの位置推定精度が改善されている。

最後に, 提案手法を用いた場合の推定位置算出時間について検討を行う。ここでは, 過去 1 回の測定情報と移動速度情報を用いて最尤位置検出を行った場合と, 過去 2 回の測定データと移動速度情報を用いて最尤位置検出を行った場合で比較する。シミュレーションにおいて, 推定に使用する基地局数は 3 局とする。シミュレーションを行う環境は, 以下のとおりである。

- CPU: PentiumIV 1.6 [GHz]
- Main Memory: DDR-SDRAM 1024 [MB]
- 使用プログラミング言語: C 言語

以上の条件のもと, シミュレーションを行った結果, 過去 1 回の測定データと移動速度情報を用いて最尤位

置検出を行った場合の平均算出時間は 2.8 [sec] となった。さらに, 過去 2 回の移動速度情報を用いて最尤位置検出を行った場合の平均算出時間は 262 [sec] となった。以上の結果から分かるように, 推定に用いる過去の情報数が増加することによって尤度値を求めるパス数が増加し, 計算時間は非常に長くなる。過去の情報数が増加した際には, その位置算出方法をさらに工夫する必要があるが, 行列演算による計算圧縮方法をはじめとして, 高速化演算アルゴリズムの適用により圧縮化が可能である。

5. 結 論

携帯電話の基地局から送信された信号の電界強度と移動速度情報を用いた最尤位置検出手法を提案した。提案手法を用いることで過去の情報が有効に活用され, 従来手法と比較した結果, 推定精度を約 30%改善することが可能となり, 本手法の有効性が示された。また, 推定に用いる基地局数が増加することによって, 測定データの確率的な情報が有効に活用され, 推定精度が改善されていることも示された。さらに, 過去の情報数による推定精度と位置算出時間について検討を行った結果, 実用化を考えた場合は用途によって推定精度と算出時間の要求が異なるために, それぞれの場合で過去の情報数を使い分ける必要があるといえる。

謝辞 日頃からご討論いただきました関係者の方々に感謝の意を表し, 謝辞とさせていただきます。

参 考 文 献

- 1) CC Docket No.96-264, Revision of the Commission Rule to ensure compatibility with Enhanced 911 emergency calling system, FCC Reports and Orders (1996).
- 2) Caffery, Jr. J.J.: A New Approach to the Geometry of TOA Location, *IEEE Vehicular Technology Conference* (Oct. 2000).
- 3) Chan, Y.T. and Ho, K.C.: A simple and efficient estimator for hyperbolic location, *IEEE Trans. Signal Processing*, Vol.42, No.8, pp.1905-1915 (1994).
- 4) Wan, Q. and Peng, Y.-N.: Enhanced Linear Estimator for Mobile Location Using Range Difference Measurements, *IEEE Trans. Commun.*, Vol.E-85-B, No.5, pp.946-950 (2002).
- 5) Schmidt, R.O.: A New Approach to Geometry of Range Difference Location, *IEEE Trans. Aerospace and Electronic Systems*, Vol.AES-8, No.6 (1972).
- 6) Smith, J.O. and Abel, J.S.: Closed-Form Least-Squares Source Location Estimation

from Range-Difference Measurements, *IEEE Trans. Acoustics, Speech and Signal Processing*, Vol. ASSP-35, No.12 (1987).

- 7) Aso, M., Kawabata, M. and Hattori, T.: INS-PX Method for Location Estimation in CDMA Cellular System, *World Congress on Intelligent Transport Systems* (Sep. 2001).
- 8) Yamamoto, R., Matsumoto, H., Matsuki, H., Oono, T. and Ohtsuka, H.: Position Location Technologies Using Signal Strength in Cellular Systems, *IEEE Vehicular Technology Conference* (May 2001).
- 9) Aso, M., Kawabata, M. and Hattori, T.: A New Location Estimation Method based on Maximum Likelihood Function in Cellular Systems, *IEEE Vehicular Technology Conference Fall* (Oct. 2001).

(平成 15 年 1 月 9 日受付)

(平成 16 年 3 月 5 日採録)



朝生 雅人

平成 13 年上智大学理工学部電気電子工学科卒業。平成 15 年同大学大学院電気電子工学専攻博士前期課程修了。主として、無線環境における位置検出手法の研究に従事。現在、

株式会社エヌ・ティ・ティ・ドコモネットワークシステム開発部に所属。電子情報通信学会会員。



齋川 貴彦

平成 14 年上智大学理工学部電気電子工学科卒業。平成 16 年同大学大学院電気電子工学専攻博士前期課程修了。主として、無線環境における位置検出手法の研究に従事。現在、ボーダフォン株式会社に所属。



服部 武

昭和 44 年東京大学工学部電気学科卒業。昭和 46 年同大学大学院電気工学科修士課程修了。昭和 49 年同大学院博士課程修了。同年日本電信電話公社(現 NTT)横須賀電気

通信研究所入所。主として、自動車・携帯電話方式、高速無線呼出方式、コードレス電話方式、PHS 等の研究開発を行うと共に、研究開発本部において研究企画・戦略 SE に従事。平成 10 年上智大学理工学部教授。昭和 54 年本学会学術奨励賞。昭和 56 年 IEEE VTS 論文賞受賞。著書『移動通信の基礎』(共著)、『パーソナル通信システムとその展開』(共著)、『図解移動通信』(共著)、『移動通信事典』(共著)、『ワイヤレスブロードバンド教科書』(共著)、ほか、IEEE COM, VTS, 日本シミュレーション学会各会員。