隣接比による識別のための最良マーカーパタンの設計：理論解析

金澤 靖* 松永 力† 金谷 健一‡

* 豊橋技術科学大学知識情報工学系 †(株) 朋栄 放送システム開発部
‡ 群馬大学工学部情報工学科

*441-8580 豊橋市天伯町雲雀ヶ丘 1-1
Tel: (0532)44-6888
Fax: (0532)44-6873
kanazawa@tutkie.tut.ac.jp

†285-0802 千葉県佐倉市大作 2–3–3
Tel: (043)498-1839
Fax: (043)498-2223
matsunaga@for-a.co.jp

‡376-8515 桐生市天神町 1–5–1
Tel: (0277)30-1841
Fax: (0277)30-1801
kanatani@cs.gunma-u.ac.jp

あらまし　複合現実感やバーチャルスタジオ実現のために連続的に移動するカメラの位置および内部パラメータを計算する問題 (同時校正) を考える．本論文ではそのために専用の帯状マーカーパタンの隣接比から位置を識別することを試み，そのための最適なパタンを設計する．まず隣接比をマルコフ過程として生成させ，測定誤差に対する隣接比の統計的性質を解析し，最適な遷移確率密度を導く．また，それから得られる間隔と隣接比の確率密度を理論的に計算し，識別の理論限界を導く．そして，具体的なパタンに対して実験を行ない，これらを確認する．さらに識別能力を高める工夫を行なうことによって正解率が向上することを示す．

キーワード　カメラキャリブレーション, 複合現実感, 仮想スタジオ, マルコフ過程, 誤差解析, 隣接比

Best Marker Pattern Design for Recognition by Adjacency Ratio: Theoretical Analysis

Yasushi Kanazawa*, Chikara Matsunaga† and Kenichi Kanatani‡

*Department of Knowledge-based Information Engineering
Toyohashi University of Technology, Toyohashi, Aichi 441-8580 Japan
†Broadcast Division, FOR-A Co. Ltd
2-3-3 Ohsaku, Sakura, Chiba 285-0802 Japan
†Department of Computer Science
Gunma University, Kiryu, Gunma 376-8515 Japan

Abstract　With a view to reconstructing 3-D shapes of real objects and environments for virtual reality realization, we consider the problem of computing the position and internal parameters of a continuously moving camera (simultaneous calibration). For this purpose, we design a special layered marker pattern such that the position of each layer can be identified easily by computing the ratios of adjacent intervals. We generate the ratio of adjacent intervals by a Markov process. Analyzing the statistical behavior of the adjaceney ratios in the presence of noise, we derive a theoretically optimal transition probability density. We also analyze the theoretical probability densities of the resulting intervals and adjacency ratios and derive an upper bound on the recognition capability. We conduct experiments to confirm our analysis. Finally, we introduce additional techniques to improve the performance further and observe their effects by experiments.

Key words　camera calibration, mixed reality, virtual studio, Markov process, error analysis, adjacency ratio

1　序論

実在の物体の 3 次元表示はインターネットカタログや仮想博物館 [8] を始め，多くの応用が考えられる．また実物や実シーンから構築した 3 次元モデル・環境とＣＧで生成した仮想物体・仮想シーンとの融合は「複合現実感」とも呼ばれ，今日のメディア処理研究の中心テーマとなっている [6]．その基礎となるのは実物や実シーンを複数の方向から撮影した画像から 3 次元復元を行なうことである．その代表的な手法は動画像解析 (structure from motion) と呼ばれ，特にカメラの内部パラメータも同時に推定する「自己校正法 (self-calibration)」の進歩が著しい [7]．これは屋外シーンのように制御できない環境では有効であるが複雑な処理を必要とする．スタジオのような制御された室内環境ではカメラ位置や内部パラメータをキャリブレーションして 3 次元復元を行なうほうが精度も高く，処理も簡単である．

このとき，複数台のカメラを固定して撮影するならあらかじめキャリブレーションを行なっておけばよいが，1 台のカメラでズームを変えつつ連続的に移動しながら撮影するほうがより実際的である．このときは各フレームごとに物体の撮影と同時にキャリブレーションを行なう必要がある．これを「事前校正 (pre-calibration)」，「自己校正 (self-calibration)」に対比して「同時校正 (simultaneous calibration)」と呼ぶことにする．

事前校正ではユーザが人手で介入してもよいが，連続的な同時校正ではすべてを自動化する必要がある．これは，例えばカメラをロボットアームにより移動させればハンド・アイ・キャリブレーションにより可能となる [9]．あるいはカメラから信号を発信し，壁面に設置した複数のセンサーからカメラ位置を計算することもできる．しかし，そのための専用の制御装置や専用のカメラが必要となり，またその装置が設置してある部屋でなければ撮影できない．より幅広い応用のためには特殊な加工をしていない市販の小型ビデオカメラにより自由に撮影できることが望ましい．

このために考えられるのが，物体の背後に物体像と分離しやすい既知のパタンを描いた参照板を設置し，その部分の画像を解析して計算することである [4](図 1)．このとき，撮影したパタンの部分像を原パタン対応づけることが必要となる．対応がとれればカメラ位置や焦点距離が容易に計算できる [2]．この同時校正法は「仮想スタジオ」[5] に応用できる．例えば背景に濃紺色と淡紺色で描かれたパタンを設置し，クロマキー技法によって人物部分とパタン部分に分離し，パタン部分からキャリブレーションを行なえば，ＣＧにより生成した仮想的環境と人物像とを動的にリアルタイムで合成できる [1]．

本報ではこのためにバーコードに似た帯状パタンを用い，隣接する帯の幅の比によって位置を識別することを考える．こうすると最低 2 本の隣接する帯が観測できればよいので，広い領域をカバーすることができる．ただし，比によって識別するためはカメラの撮像面がパタンに平行である必要がある．この制約を除くには比の代わりに複比を用いればよい．しかし，光軸を平行に保ったままカメラを移動する状況も多いので，本報ではまずこの場合を検討し，複比については別途に考慮する．また，帯状パタンでは 1 次元方向の対応が定まるのみであるが，これから 2 次元格子パタンを作れば面上の対応が定まる．これについては次報 [3] で述べる．

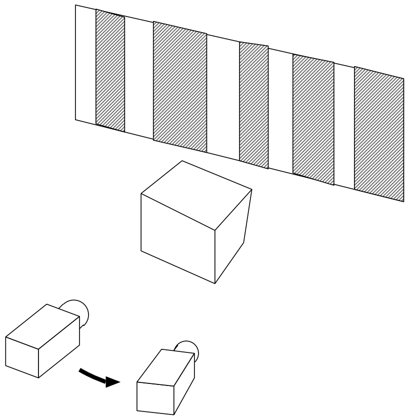


図 1:　連続的に移動するカメラの同時校正．

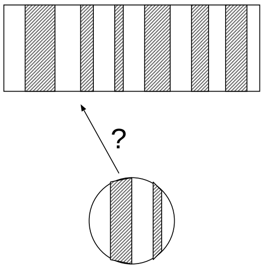


図 2:　一部分から場所を識別する．

2　ランダム数列

数学的に述べると，問題は数列 $x_0, x_1, \ldots, x_N$ を与え，隣接比

$$\gamma = \frac{x_{i+1} - x_i}{x_i - x_{i-1}} \tag{1}$$

から番号 i を推定することである (図 2)．パラメータとしてまず平均間隔 l_0 を指定する．しかし，平均値の周りの変動が大きいと幅の狭い間隔が生じて画像処理が難しくなるとともに，幅の広い間隔が生じて視野からはみ出ることもある．そこで最小間隔 $l_{\min}$ をパラメータとして指定する．

この二つのパラメータをもつ最も単純な数列は，x_0 を与え，間隔 l を毎回独立に区間 $[l_{\min}, l_{\max}]$ 上の期待値 l_0 のある確率密度 $p(l)$ に従って発生させ，

$$x_{i+1} = x_i + l \tag{2}$$

とすることである．このとき数列 $\{x_i\}$ は「独立加法過程」と呼ばれるものになる．最も簡単なものは $l_{\max} = 2l_0 - l_{\min}$ とし，l が区間 $[l_{\min}, l_{\max}]$ 上に一様分布する場合である．これを「ランダム数列」と呼ぶことにする．このとき隣接比 γ の確率密度は次のようになる．

$$p(\gamma) = \begin{cases} \dfrac{l_{\max}^2 - l_{\min}^2/\gamma^2}{2(l_{\max} - l_{\min})^2} & \dfrac{l_{\min}}{l_{\max}} \le \gamma \le 1 \\ \dfrac{l_{\max}^2/\gamma^2 - l_{\min}^2}{2(l_{\max} - l_{\min})^2} & 1 \le \gamma \le \dfrac{l_{\max}}{l_{\min}} \end{cases} \tag{3}$$

図 3に $l_0 = 1$, $l_{\min} = l_0/4$ の場合の間隔と隣接比の密度分布を図示する．図からわかるように，隣接比が 1 の周りに集中し，判別が困難になる．間隔 l の分布を一様分布でない分布に変えても，各区間が独立な同一分布に従う限り隣接比は 1 に集中する．

3　一様数列

隣接比の分布を制御するには間隔を確率的に発生させるのではなく，隣接比 γ を確率的に発生すればよい．具体的には $x_0 = 0$, $x_1 = l_0$ を与え，

$$x_{i+1} = x_i + \gamma(x_i - x_{i-1}) \tag{4}$$

とすればよい．しかし，最小間隔 $l_{\min}$ と平均間隔 l_0 が指定されているから，隣接比 γ を毎回独立に発生させることはできない．なぜなら，例えば最小間隔 $l_{\min}$ が発生したとき，次の隣接比を 1 以上にしなければ次の間隔が $l_{\min}$ を下回るし，大きい間隔が発生すれば次の隣接比を小さくしなければ平均間隔が l_0 にならないからである．したがって隣接比 γ の確率分布は直前に発生した間隔 l に依存する．すなわち，数列 $\{x_i\}$ は「マルコフ過程」となる．最も簡単な場合は $l_{\max} = 2l_0 - l_{\min}$ とし，γ が区間 $[l_{\min}/l, l_{\max}/l]$ 上に一様分布する場合である．これを「一様数列」と呼ぶことにする．

4　隣接比の誤差解析

隣接比の値が集中すると識別が困難になるが，一様に分布させることが最適とは限らない．なぜなら，誤差は座標値 x_i に入るので，誤差による隣接比 γ の変動は γ の値ごとに異なる．そこで，誤差が少ない部分では密に，大きい部分では疎に分布させる．このためには誤差の影響の解析が必要となる．

連続する 3 点 x, x', x'' にそれぞれ Δx, $\Delta x'$, $\Delta x''$ の誤差が入ると，その隣接比

$$\gamma = \frac{x'' - x'}{x' - x} \tag{5}$$

の誤差は第 1 近似において次のようになる．

$$\Delta\gamma = \frac{(\Delta x'' - \Delta x')(x' - x) - (x'' - x')(\Delta x' - \Delta x)}{(x' - x)^2}$$
$$= \frac{l'\Delta x - (l + l')\Delta x' + l\Delta x''}{l^2} \tag{6}$$

誤差は期待値 0，標準偏差 σ の独立な正規分布に従うと仮定し，高次の項を無視すると γ の「条件付き分散」が次のようになる．

$$\begin{aligned} &E_l[\Delta\gamma^2] \\ &= \frac{l'^2 E[\Delta x^2] + (l + l')^2 E[\Delta x'^2] + l^2 E[\Delta x''^2]}{l^4} \\ &= \frac{\sigma^2}{l^4}(2l^2 + 2ll' + 2l'^2) = \frac{2\sigma^2}{l^2}(1 + \gamma + \gamma^2) \end{aligned} \tag{7}$$

5　最良数列

識別の誤りを最小にするには，誤差の標準偏差が大きいところでは間隔をそれに比例して大きく，小さいところではそれに比例して小さくとるのがよい．したがって隣接比 γ の「条件付き確率密度」$p_l(\gamma)$ を次のようにとる．

$$p_l(\gamma) = \frac{C_l}{\sqrt{1 + \gamma + \gamma^2}} \tag{8}$$

ここに定数 C_l は正規化定数であり，γ の定義域を $[\gamma_a, \gamma_b]$ とすると，条件 $\int_{\gamma_a}^{\gamma_b} p_l(\gamma)d\gamma = 1$ から C_l が定まる．不定積分の公式

$$\int \frac{dx}{\sqrt{1 + x + x^2}} = \log\left|x + \frac{1}{2} + \sqrt{1 + x + x^2}\right| \tag{9}$$

より次のようになる．

$$C_l = 1 \bigg/ \log\frac{\gamma_b + 1/2 + \sqrt{1 + \gamma_b + \gamma_b^2}}{\gamma_a + 1/2 + \sqrt{1 + \gamma_a + \gamma_a^2}} \tag{10}$$

最小間隔が $l_{\min}$ であるから，隣接比 γ の下端は $\gamma_a = l_{\min}/l$ である．上端は平均間隔が l_0 であるという条件

$$\int_{\gamma_a}^{\gamma_b} l\gamma p_l(\gamma)d\gamma = l_0 \tag{11}$$

から定まる．式 (8) を代入して不定積分の公式

$$\begin{aligned} \int \frac{xdx}{\sqrt{1 + x + x^2}} &= \sqrt{1 + x + x^2} \\ &\quad - \frac{1}{2}\log\left|x + \frac{1}{2} + \sqrt{1 + x + x^2}\right| \end{aligned} \tag{12}$$

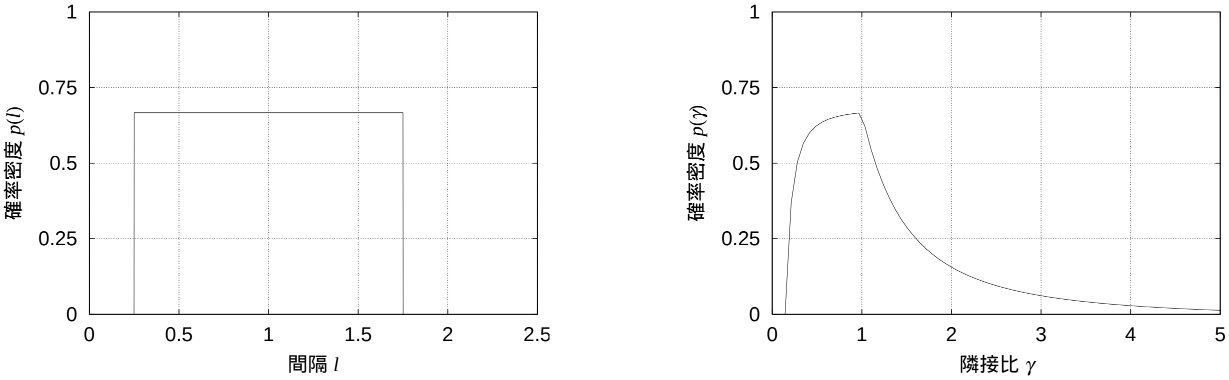
を用いると，上端 γ_b は与えられた下端 γ_a に対して方程式

$$f_l(\gamma_a) = f_l(\gamma_a) \tag{13}$$

の解として与えられる．その解を $\gamma_l(\gamma_a)$ と書く．ただし $f_l(x)$ は次のように定義した関数である．

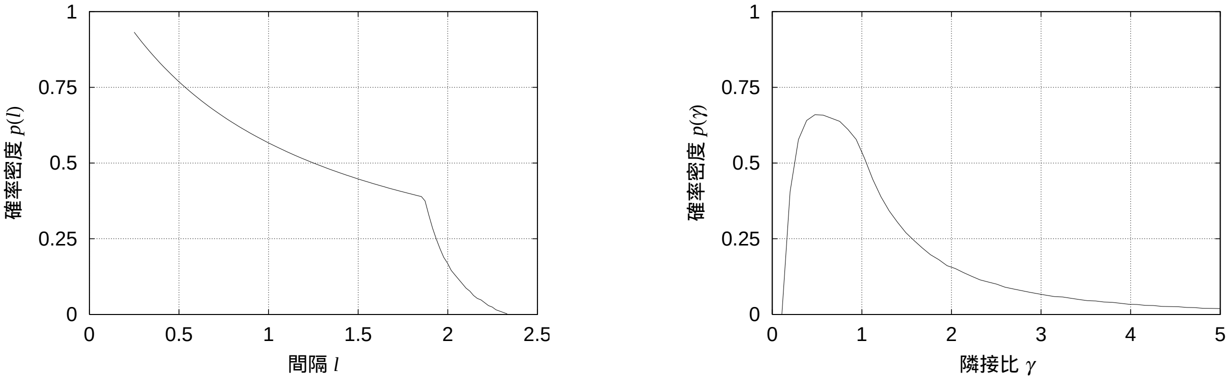
$$\begin{aligned} f_l(x) &= \sqrt{1 + x + x^2} \\ &\quad - \left(\frac{1}{2} + \frac{l_0}{l}\right)\log(x + \frac{1}{2} + \sqrt{1 + x + x^2}) \end{aligned} \tag{14}$$

解の計算にはニュートン法を用いる．このように定義した条件付き分布に従って発生させた数列を「最良数列」と呼ぶことにする．



(a) (b)

図 3: ランダム数列．(a) 間隔の分布．(b) 隣接比の分布．



(a) (b)

図 4: 最良数列．(a) 間隔の分布．(b) 隣接比の分布．

6 間隔と隣接比の分布

間隔の最小値，最大値をそれぞれ $l_{\min}, l_{\max}$ とすると，隣接比の最小値，最大値はそれぞれ次のようになる．

$$\gamma_{\min} = \frac{l_{\min}}{l_{\max}}, \qquad \gamma_{\max} = \frac{l_{\max}}{l_{\min}} \tag{15}$$

最大の隣接比が発生するのは現在の間隔が $l_{\min}$，すなわち $\gamma_a = 1.0$ の場合であるから $\gamma_{\max}$, $\gamma_{\min}$, $l_{\max}$ が次のように定まる．

$$\gamma_{\max} = \gamma_{l_{\min}}(1.0), \qquad \gamma_{\min} = \frac{1}{\gamma_{\max}}$$

$$l_{\max} = \gamma_{\max} l_{\min} \tag{16}$$

間隔が l のとき次の間隔が l' となる「遷移確率密度」を $p(l'|l)$ とする．$l' = \gamma l$ であるから，l' が区間 $[l', l' + dl']$ に発生する確率は $p(l'|l)dl' = p(l'|l)ld\gamma$ である．これが $p_l(\gamma)d\gamma$ に等しいから，$p(l'|l)$ が次のように定まる．

$$p(l'|l) = \frac{1}{l}p_l(\gamma) = \frac{1}{l}p_l(\frac{l'}{l}) \tag{17}$$

間隔 l の (定常) 確率密度 $p(l)$ は次の関係から定まる．

$$p(l') = \int_{l_{\min}}^{l_{\max}} p(l'|l)p(l)dl \tag{18}$$

このとき，隣接比 γ の (定常) 確率密度 $g(\gamma)$ は次のように計算される．

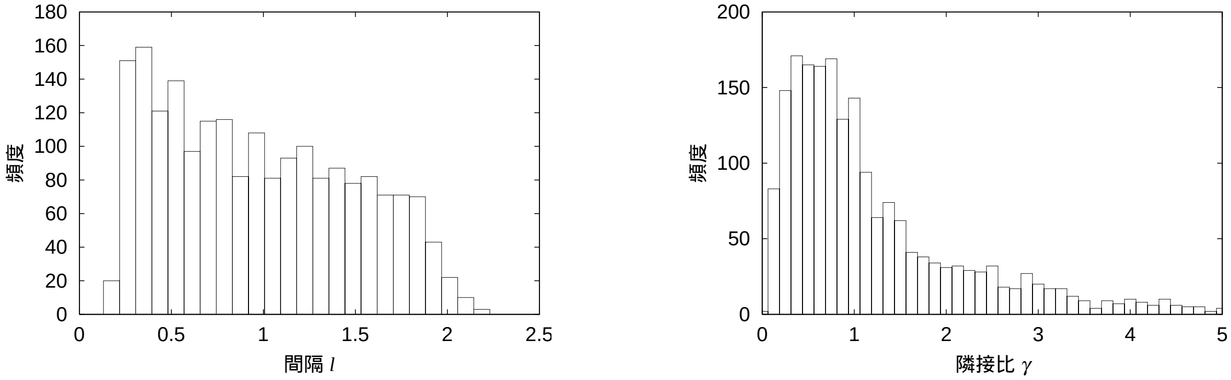
$$g(\gamma) = \int_{l_{\min}}^{l_{\max}} p_l(\gamma)p(l)dl \tag{19}$$

$l_0 = 1,\ l_{\min} = l_0/4$ とし，積分の計算に台形公式を用いて式 (18) を反復して求めた間隔の確率密度 $p(l)$ および式 (19) を台形公式を用いて得られる隣接比の確率密度 $g(\gamma)$ を図 4に示す．図 5は式 (8) の条件付き確率密度に従って長さ 1000 の数列を発生させ，間隔と隣接比のヒストグラムを図示したものである．図 4とよく一致していることが確認できる．

7 緩衝帯による隣接比の分離

このように隣接比の分布を最適に定義しても，その発生がランダムである以上，たまたま同じ，あるいは近い値が発生する可能性はある．そのような重複を検出して除外することにより識別の能力がいっそう向上すると期待される．各点に標準偏差 σ の誤差が独立に入ると，隣接比の条件付き分散は式 (7) で与えられる．条件付き標準偏差はその平方根であるから，次のようになる．

$$s_l(\gamma) = \frac{\sqrt{2}\sigma}{l}\sqrt{1 + \gamma + \gamma^2} \tag{20}$$



(a) (b)

図 5: (a) 間隔のヒストグラム．(b) 隣接比のヒストグラム．

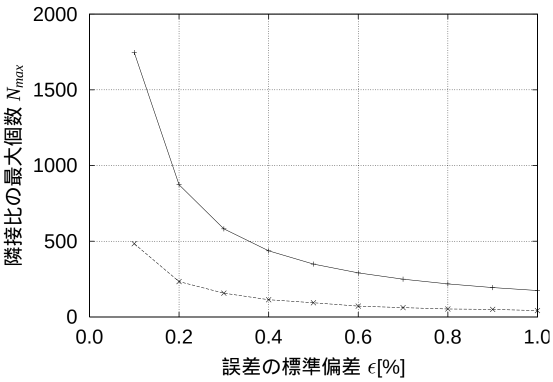


図 6: 隣接比の識別可能限界．

そこで，発生した隣接比 γ の両側に幅 $s_l(\gamma)$ の緩衝帯を設け，それ以降に発生した隣接比が既に発生した隣接比の緩衝帯内に入るものを除外する．

しかし，そうすると隣接比をある個数だけ発生した後はもはや新しい隣接比が発生する余地がなくなる．この限界の個数の評価を次のように行なう．式 (20) の期待値は次のようになる．

$$s(\gamma) = \int_{l_{\min}}^{l_{\max}} s_l(\gamma)p(l)dl \tag{21}$$

理想的な場合として隣接比 γ の取り得る値がこの間隔で区間 $[\gamma_{\min}, \gamma_{\max}]$ に並ぶとすると，その密度は $1/s(\gamma)$ となる．したがって，値の個数は次のようなる．

$$\begin{aligned} N_{\max} &= \int_{\gamma_{\min}}^{\gamma_{\max}} \frac{d\gamma}{s(\gamma)} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2}\sigma}\left(\int_{l_{\min}}^{l_{\max}} \frac{p(l)}{l}dl\right)^{-1} \\ &\quad \log\frac{\gamma_{\max}+1/2+\sqrt{1+\gamma_{\max}+\gamma_{\max}^2}}{\gamma_{\min}+1/2+\sqrt{1+\gamma_{\min}+\gamma_{\min}^2}} \end{aligned} \tag{22}$$

$\sigma = \epsilon l_0$ とし (ϵ は l_0 を 1 とする単位で測った誤差の標準偏差)，横軸に ϵ，縦軸に $N_{\max}$ を図示したものが図 6の実線である．もちろんこれは隣接比の値を理想的に密に配置した限界値であり，実際には実現できない．図 6の破線は実際に得られる列の長さを各 5 回の試行で平均したものである．これから実際には理論限界の約 36% しか数列が発生できないことがわかる．

8 識別実験

図 7は $l_{\min} = l_0/4$ の場合の，2 節で述べたランダム数列，3 節で述べた一様数列，5 節で述べた最良数列，および 7 節で述べた緩衝帯を設けたものをそれぞれ生成し，白黒に塗り分けたものである．この数列の各点に標準偏差 $\sigma = \epsilon l_0$ の正規乱数誤差を独立に加え，各区間に対して隣接比を計算し，真の値の表と参照して最も近いものと対応させる．これをすべての区間に対して調べて，さらに異なる乱数誤差を用いてこれを 100 回繰り返し，正解率を計算したものが図 8である．これから最良数列が最も高い正解率であることが確かめられる．図 8は，さらに ϵ の最大値 $\epsilon_{\max}$ を 0.01 とし，これに対する緩衝帯を設けたものに対して同じ実験を行なって比較したものである．これによって正解率がいっそう向上することがわかる．

このようにして (緩衝帯を設けて) 作成した最良数列に対して正解率をさらに高める工夫を行なう．式 (1) の γ の真の値を $\bar{\gamma}_i$ とすると，番号 i を推定するのに $\min_i |\gamma - \bar{\gamma}_i|$ の i を選ぶのではなく，最小「マハラノビス距離」

$$\min_i \frac{|\gamma - \bar{\gamma}_i|}{s_{\bar{l}_i}(\bar{\gamma}_i)} \tag{23}$$

によって i を定める．ただし l_i は $x_i - x_{i-1}$ の真の値である．さらに，パタンが図 7のように塗り分けられていると，その濃淡から各点が偶数番目か奇数番目かがわかる．これを利用すると，式 (23) の最小探索は偶数番目か奇数番目のみを探索すればよい．図 9は図 7の最良数列に対する識別の正解率を単純な方法，マハラノビス距離を用いる方法，さらにパタンの濃淡情報を用いる方法とで比較したものである．このような工夫で正解率がかなり改善されることがわかる．

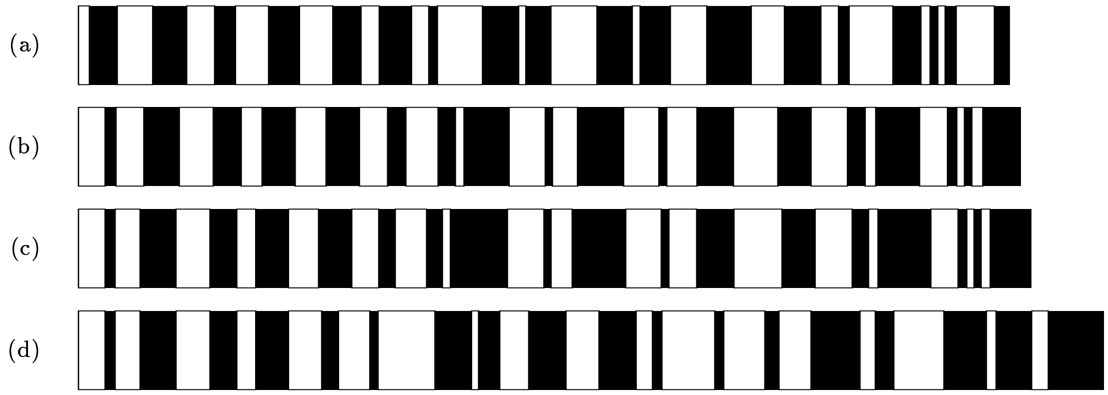


図 7: 発生した数列の例．(a) ランダム数列，(b) 一様数列，(c) 最良数列，(d) 最良数列 (緩衝帯あり)．

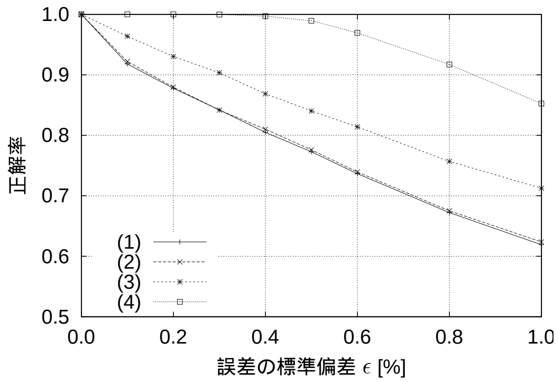


図 8: 識別の正解率．(1) ランダム数列，(2) 一様数列，(3) 最良数列，(4) 最良数列 (緩衝帯あり)．

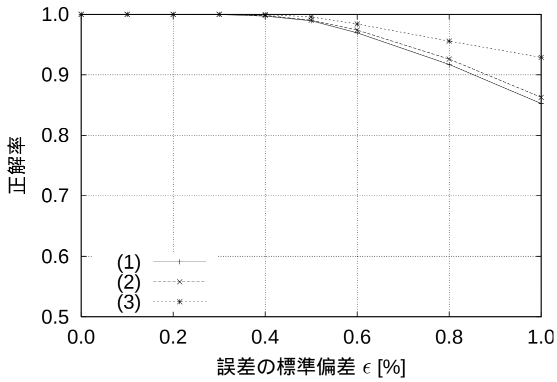


図 9: 最良数列の識別の正解率．(1) 単純な比較，(2) マハラノビス距離による比較，(3) 濃淡情報の加味．

9 まとめ

本報では帯状パタンを用いて隣接比から位置を識別することを試み，そのための最適なパタンを設計した．隣接比の 1 への集中を避けるため，間隔ではなく隣接比そのものをマルコフ過程として生成させ，さらに点の測定誤差に対する隣接比の誤差の統計的性質を解析し，最適な遷移確率密度を導いた．さらにそれから選られる間隔と隣接比の確率密度を理論的に計算し，隣接比の識別限界を導いた．そして，具体的なパタンに対して実験を行ない，これらを確認した．さらに識別能力を高める工夫を行なうことによって正解率が向上することを示した．次報 [3] ではこれを二次元パタンに拡張し，実画像を用いた実験を行なう．

謝辞: 本研究の一部は文部省科学研究費基盤研究 C (2) (No. 09680352) によった．

参考文献

[1] 韓 瑞元, リ・ジュン・ファン, 中島 正之, バーチャルスタジオのための投影変換に不変な特徴を用いたカメラパラメータ抽出, 映像情報メディア学会技術報告, Vol. 21, No. 28 (1997), 49–54.

[2] 金谷 健一,「画像理解 — 3 次元認識の数理 —」, 森北出版, 1990.

[3] 松永 力, 新島 和孝, 金谷 健一, 隣接比による識別のための最良マーカーパタンの設計：応用実験, 信学技報 PRMU98, 1999-1.

[4] 宮川 一乗, 黒川 雅人, 広田 源太郎, 画像とＣＧの融合, 情報処理, Vol. 38, No. 3 (1977), 189–194.

[5] 中島 正之, ディジタル映像処理の基礎と応用 (II)— 二次元ディジタル映像処理入門 —, 電子情報通信学会誌, Vol. 18, No. 1 (1998), 68–75.

[6] 太田 友一, 田村 秀行, 複合現実感の要素技術としてのコンピュータビジョン, 画像の認識・理解シンポジウム (MIRU'98), 1998-7, 岐阜, pp.I-1–I-6, 1998.

[7] M. Polleyfes, R. Koch and L. Van Gool, Self-calibration and metric reconstruction in spite of varying and unknown internal camera prameters, *Proc. Int. Conf. Comput. Vision*, January 1998, Bombay, India, pp. 90–95.

[8] 坂村 健, デジタルミュージアム — コンピュータを駆使した新しい博物館の構築 —, 情報処理, Vol. 39, No. 5 (1998), 385–392.

[9] 渡辺 立, 安部 美乃夫, 清水 敏男, 専用ハードウェアによるバーチャルスタジオシステムの開発, 1997 画像電子学会年次大会予稿 27, pp. 81–84, 1997.