

多次元尺度構成法 (MDS) による認知地図研究の進展 —1980年代を中心に—

杉浦芳夫

I はるかなるコロンバス

ほぼ10年前、筆者（杉浦, 1985）は、多次元尺度構成法（以下、MDSとよぶ）を用いた認知地図研究を素描したことがあった（その論文の公表は1985年であったが、原稿提出は1980年か1981年の秋であったように記憶している）。しかしそれ以後、認知地図一般の研究は多くの蓄積がなされ、筆者も気になっていた。幸いにもそのフォローをする機会がもてたので、本稿では、前稿（杉浦, 1985）の“バージョン・アップ”の意味もあって、MDSを用いた認知地図研究の1980年代における動向を概観することにしたい。

この“バージョン・アップ”を促す遠因は、文献数の増加以外に、筆者が1985年2月～8月にアメリカのオハイオ州立大学地理学科に滞在する機会をもち、現在に至るまで認知地図研究を主導してきたGolledgeが、かつて研究を開始したときフィールドとした同大学の所在地コロンバス市を実際に観察したことにもある。オハイオ州の州都コロンバスは、人口50万人程の中西部の代表的な中規模都市であり、平坦な地形の上に格子状の道路がはりめぐらされた、まさに格好のフィールドであることがわかった。例えは、大学キャンパスに接するトウモロコシ畑からもはっきりと目にすることができる都心の高層ビルは、十分にランドマークの機能を果たしていた。また、1周2時間ほどで市街地の周囲をまわることができる環状道路とそれに沿ってあるモールは、それぞれエッヂとノードとよぶのにふさわしいものであった。そして、何よりも、無料学内バスで学生が移動する、広大な緑あふれるオハイオ州立大学のキャンパス自体が明瞭なディストリクトを形成していた。

それに加え、次のような事柄もわかった。前稿（杉浦, 1985）で紹介したGolledgeの一連の研究は、全米科学財団NSFから支給された研究助成金によって1972年から本格的に始まったものであり、それに関し4冊の報告書が刊行されている（Golledge, 1975; Golledge and Rayner, 1976;

Golledge *et al.*, 1979a·b）。最初の報告書（Golledge, 1975）は、前稿（杉浦, 1985）で言及したコロンバス市内24地点の論文のベースになるものであり、そこでは15地点を対象とした試験的研究もなされている。そして、KYST以外にも、TORS-CA, INDSCALなど様々なMDS技法を適用した結果の比較が報告されている。第2報告書（Golledge and Rayner, 1976）は、内容的には第1報告書の続きであるが、2次元スペクトル分析（Rayner and Golledge, 1972）の適用をはじめとして、認知地図と現実の地図のパターン比較による研究の関心が移っている。さらに、やはり前稿（杉浦, 1985）で言及したコロンバス市内49地点を対象とする研究の前段階的報告もみられる。第3報告書（Golledge *et al.*, 1979a）では、一転、関心を精神遲滞者の都市内空間認知問題にテーマを広げ、第4報告書（Golledge *et al.*, 1979b）では、それとの比較という意味で、市内49地点を対象とする一般市民の認知地図研究に着手している。これらの報告書はGolledgeひとりの手になるものではなく、しばしば雑誌論文で共著者となっている彼の指導院生のPh.D.論文の一部を構成するものもある。

Golledgeは、1976年ないしは1977年頃、カリフォルニア大学サンタバーバラ校へ転任し、地図学的分析を専門とするToblerや、人工知能モデルの地理学への導入を目論むT.R. Smithとともに（杉浦, 1986, p.414）、フィールドをカリifornニア州の都市に移し、より広い視野に立って認知地図研究にとりくんでいる。また、この間、Golledgeの研究は、心理学者をはじめとして、この分野に関心をもつ研究者からも大きな評価をうけている。筆者がオハイオ州立大学を訪れたのはGolledgeが転任した約10年後であったが、彼がかつて同大学にいたことを知っている院生は殆どいなかった。そして、当然のことながら、同大学地理学科では認知地図研究は誰ももはやテーマとしてはいなかつた。豊富な財源をもつ研究主宰者がい

てはじめて当該学科で研究プロジェクトが成立する、体制化したアメリカ地理学（杉浦，1987）の一端を垣間見たような気がしたのである。全てのアメリカの大学がそうとはいえないであろうが、「人がいての研究」であって、「研究があつての人」ではないことを改めて実感させるものであった。

このような認知地図研究の背景を知ると、サンタバーバラの Golledge を中心に展開する認知地図研究は今後どのような方向にむかうのであろうか、という漠とした想いがわいてくる。それはまたアメリカ地理学の行方をうらなうことにつながるものかもしれない。こうした関心のあり方が本稿をとりまとめることの契機になっていることを筆者は否定しない。以下では、前稿（杉浦，1985）にならい、Golledge と彼の Ph.D.生の研究を “Anchor point” にして考察を進めることにするが、取りあげる文献は、主に地理学中心の実証研究であって、心理学等の関連分野のもの（特に、実験的研究）については不十分であることをあらかじめ断わっておきたい。ただし、1970年代の論文であっても、前稿（杉浦，1985）で見落としていたものは補充することにした。なお、MDS に関する体系的説明は高根（1980）、斎藤（1980）を、ノンメトリックな MDS の具体的計算手順については杉浦（1989b, pp. 191-165）を参照されたい。さらに、認知地図研究の最新の包括的展望は Golledge（1986）に詳しく、認知地図研究の概念上の諸問題の検討は若林（1989a）に譲ることにする。

II 認知地図研究いろいろ

1980年代を中心とする MDS を用いた認知地図研究の一覧は第 1 表に示すとおりである。これは、ほぼ前稿（杉浦，1985）にならって、関連項目ごとに内容を整理し、発表年順に並べたものである。ただし、前稿（杉浦，1985）になかった項目として、各研究の焦点を最後にとりあげた。便宜上、焦点項目は主要なもの一つだけをとりあげているが、その判断は多分に主観的であり、実際は複数ある研究もある。

まずは、第 1 表の項目に沿って研究を概観してみよう。時期的には、1980年代前半に一つのピークがあることがわかる。これは、Golledge がオハイオ州立大学で長年にわたって行なってきたコロナバスをフィールドとする調査結果が、彼の単独

論文あるいは彼のオハイオ州立大学ならびにカリフォルニア大学サンタバーバラ校での Ph.D.生との共著論文の形で続々と公表されたことと大いに関係している。ひるがえってわが国では、ようやく1990年代にさしかかる頃から研究が始まろうとしている。

対象地域を地域のスケールで分類してみると、都市内部スケールのものが圧倒的であり、以下大学キャンパス（周辺）スケール、全国スケールの順であり、都市間スケールのものはわずか一例（Brown and Broadway, 1981）である。これは、認知地図の形成が人々の日常行動と強く関係しており、それが完結する範域が問題視されることをさし示している。

刺激の数すなわち認知対象地点の数は 10~20 が多く、距離評価法によってデータの入手を図る限り、あまりに多い認知対象地点は、過度な作業を被験者に強いることになるからである。しかし一方では、地図としての体裁を認知地図に求めるためには、地点数の多い方が望ましいことははっきりしている。

被験者の数は、10~50人が最も多く、50~100人がそれに続く。当初の調査においてはより多くの被験者からデータをえているが、実際に使用しうるデータの精度からこのようないくつかの被験者の数になっている場合が多いようである。被験者は大学生の場合が殆どであり、属性が均一化しているという点では結果の相互比較を可能にしているが、反面、広く一般人の場合にまで結果を敷衍しうるかどうか検討を要するかもしれない。

距離の推定は地点間距離を評価させるものが過半数以上である。手描き地図によるものもみられるが、あくまでも距離評価法との比較に主眼点がおかれており、しかし、距離評価法は地点数が増えると作業が困難になるため、被験者の作業負担を軽減させる方法が工夫され始めている（Young et al., 1982）。それはまた、不完全な距離行列から認知地図の復元を図るアルゴリズムの開発とも絡んでいる（Zinnes and MacKay, 1983）。手描き地図については結果が個人の描画能力に左右されるためか、端末画面上で地点表示させる方法も用いられている（Baird et al., 1979; Richardson, 1981b）。

殆どのアルゴリズムは、最適解が速やかにえら

第1表 MDSによる認知地図研究一覧（1980年代を中心に）

	対象地域	刺激の数	被験者の数	認知距離の推定法	アルゴリズム	研究の焦点
MacKay and Olshavsky (1975)	アメリカ・インディアナ州ブルーミントン	8 スーパーマーケットと各人の出発地点	消費者78名	手書き地図 ¹⁾²⁾ 順位尺度距離	KYST	異なる種類の認知距離データの比較
Summers and MacKay (1976)	アメリカ・インディアナ州インディアナ大学キャンパス	11地点	大学生37名	多重順位法から求められる順位尺度距離	KYST	復元された認知地図の信頼性
Baird <i>et al.</i> (1979)	アメリカ・ニューハンプシャー州ハノーバー・ダートマス大学とその周辺	11建造物	院生10名	画面布置 ¹⁾ 比率尺度距離 ¹⁾	M-D-SCAL	異なる種類の認知距離データの比較
Gale (1980, 1982)	アメリカ・オハイオ州コロンバス	49地点		9段階からなる順位尺度距離 (不完全データ?)	KYST2	認知地点とその現実の地図上での位置との乖離
Brown and Broadway (1981)	アメリカ・イリノイ州シャンペーン・アーバナ周辺	12都市	高校生	7段階からなる順位尺度距離	KYST	認知地図の個人差
Evans <i>et al.</i> (1981)	アメリカ・カリフォルニア州カリフォルニア大学イルヴァイン校キャンパス	9 ランドマーク	新入生20名	手書き地図 ¹⁾	TORSCA	2時点の比較による認知地図の変化
	フランス・ボルドー	12ランドマーク	イルヴァイン校からの交換留学生14名	手書き地図 ¹⁾		
MacKay and Zinnes (1981)	アメリカ	30都市（3種類の刺激セット）	大学生39名	比率尺度距離 (不完全データ)	PROSCAL	地点認知の不確さの測定
Magaña <i>et al.</i> (1981)	アメリカ・カリフォルニア州カリフォルニア大学イルヴァイン校キャンパス	13建造物	大学生25名	手書き地図 ¹⁾ 三つ組法から求められる比率尺度距離 ³⁾ 比率尺度距離 ¹⁾	TORSCA	異なる種類の認知距離データの比較
Richardson (1981a)	アメリカ・オハイオ州コロンバス	49地点	市民(?)121名	9段階からなる順位尺度距離 (不完全データ?)	KYST2	認知地図の空間特性の検討
Richardson (1981b)	アメリカ・カリフォルニア州ゴレタ	19地点	大学生6名	画面布置 9段階からなる順位尺度距離	KYST2	異なる種類の認知距離データの比較
Golledge <i>et al.</i> (1982)	アメリカ・オハイオ州コロンバス	24地点	大学生・院生・教官60名	9段階からなる順位尺度距離	KYST	3時点の比較による認知地図の変化
Spector (1982)	アメリカ・オハイオ州コロンバス	49地点	市民151名	9段階からなる順位尺度距離 (不完全データ)	KYST	認知地図の個人差
Spector and Rivizigno (1982)	アメリカ・オハイオ州コロンバス	49地点		9段階からなる順位尺度距離 (不完全データ)	KYST	不完全データからの認知地図復元

第1表 (つづき)

	対象地域	刺激の数	被験者の数	認知距離の推定法	アルゴリズム	研究の焦点
Young <i>et al.</i> (1982)	アメリカ	16都市	大学生8名	多重順位法から求められる順位尺度距離 (不完全データ)	?	不完全データからの認知地図復元
		29都市	大学生23名	条件つき順位法から求められる順位尺度距離 (不完全データ)		
MacKay (1983)	アメリカ	15都市	大学生19名	比率尺度距離	PROSCAL	地点認知の不確さの測定
Cauvin (1984)	フランス・ストラスブール	16地点	大学生24名	比率尺度距離 ¹⁾	KYST	認知地図の歪み
Foley and Cohen (1984)	カナダ・オンタリオ州スカーバラ・トロント大学スカーバラ校キャンパス	13建造物 (3種類の刺激セット)	大学生72名	比率尺度距離 ¹⁾	メトリックMDS(?)	認知地図の集団差
Buttenfield (1986)	アメリカ・ワシントン州シアトル	15地点	大学生24名	手描き地図 ²⁾ 比率尺度距離	M-D-SCAL	異なる種類の認知距離データの比較
Cromley and Cromley (1986)	アメリカ・コネティカット州ストルス・コネティカット大学キャンパス	11建造物	大学生4名	9段階からなる順位尺度距離	ALSCAL	実習を伴う行動地理学への入門教育
Couclelis <i>et al.</i> (1987)	アメリカ・カリフォルニア州ゴレタ	12地点と各人の自宅と職場	市民57名	9段階からなる順位尺度距離	TRILAT	碇泊点仮説の検証
Lloyd and Heivly (1987)	アメリカ・サウスカロライナ州コロンビア	15ランドマーク	市民150名	比率尺度距離 ¹⁾	?	個人の認知地図に共通にみられる系統的歪みの検討
若林 (1989 b)	東京	7駅	高校生55名	手描き地図 ²⁾ 比率尺度距離	KYST2A	異なる種類の認知距離データの比較
若林 (1990 a)	札幌	9地点	大学生170名	手描き地図 ²⁾ 多重比率判断法から求められる比率尺度距離	KYST2A	認知地図の空間特性の検討
若林 (1990 b)	東京	7駅 7駅 7駅	高校生55名 大学生53名 大学生50名	手描き地図 ²⁾ 比率尺度距離 (9段階からなる順位尺度距離)	KYST2A	認知地図の集団差
矢野 (1990)	新潟	9地点	大学生135名	手描き地図 ²⁾ 多重比率判断法から求められる比率尺度距離	INDSCAL	認知地図の個人差

1) MDSへの入力データは被験者の平均値を用いている。

2) 手描き地図上での距離をMDSへの入力データとせず、単に地点座標を基準化して他の地図との比較を行なっている。

3) 原データの処理の関係上、MDSへの入力データはただひとつの距離データである。なお、三つ組法については西里(1975, pp.207-210)を参照されたい。

れる KYST とその改良版に代表される、ノンメトリックな MDS が用いられているが、TRILAT (Coulcelis *et al.*, 1987) のようなメトリックな MDS が用いられることがある (TRILAT については吉本 (1981) を参照されたい)。少なくとも距離評価法からえられるデータは、距離の三角不等式の公理をみたしていないため、メトリックな MDS については適用の妥当性が問われるかもしれない。

最後に、研究の焦点についてみると、手描き地図と距離評価法でえられたデータの比較を目的とするものが最も多く、認知地図の個人差・集団差を論じたもの、認知地図の歪みを検討したもののがそれに次いでいる。多少変わったところでは、電子計算機の端末を使って学生に作業をさせ、リアル・タイムで自分の認知地図を復元させるような、地理の実習の中にこの種の研究をとりこんでいるものもある (Cromley and Cromley, 1986)。

以上の概観をふまえ、次章では第 1 表で示されている研究の焦点にしたがって、より詳しく研究動向に考察を加えていくことにしたい。

III 手描き地図と MDS 地図は似ているか？

距離評価法によってえられた距離データからは、通常、MDS により、座標がそれぞれ平均 0, 分散 1 に基準化されたユークリッド平面上に認知対象地点を布置しなおすことによって認知地図 (以後、これを MDS 地図とよんで区別する) が復元される。原データがもつ構造の復元度の指標となるストレスの値をみる限り、多くの場合復元は良好であり、ユークリッド空間の特性をもった認知地図が表象される (杉浦, 1985)。そして、適当な回転を施せば、二つの座標軸はそれぞれ東西・南北方向に対応することになる。他方、手描き地図はそのままでは他の地図との比較が困難なため、同様な座標の基準化を必要とする。

こうした操作を経た後、MDS 地図と手描き地図の比較が可能となるが、その場合、両者の直接比較を行なうのではなく、他の基準となるものと両者各々を比較し、異同を論じる。その基準となるものは現実の地図である。現実の地図を基準とすることは、1) 現実の地図が一種の物差しの機能を果たすとともに、2) 後述の碇泊点仮説が示唆す

るよう、時間の経過に伴って認知地図は現実の地図に類似したものになるであろう、という考え方に基づいている (杉浦, 1985)。

現実の地図との対応を見るには、現実の地図の座標も基準化した後、まず認知地図と現実の地図の重ねあわせを行なわねばならない。そのため、原点を一致させた後、最小二乗基準のもとでズレが最小になるように、認知地図座標の直交回転を行なう。この回転はプロクラステス回転とよばれ、現実の地図の座標行列を A 、認知地図の座標行列を C 、回転のための変換行列を T とするとき、二つの地図が全く誤差なく重なれば、

$$A = CT \quad (1)$$

である。ただし、 T は次式で定義される (Schönemann, 1966; 芝, 1979, pp.162-163)。

$$T = C' A (A' C C' A)^{-1/2} \quad (2)$$

なお、CONGRU とよばれるアルゴリズムも、座標の基準化方法がやや異なるものの、地図の重ねあわせにプロクラステス回転を用いている (Goldledge, 1975, pp.465-466; Spector, 1982)。

現実の地図と認知地図の対応度は、具体的には次のような測度に基づいて測定される。

- 1) 二つの地図上で対応する地点間の距離の平均
- 2) 二つの地図上で対応する地点間距離の相関係数
- 3) 二つの地図上で対応する地点が共通の原点となす角度の余弦の平均 (二つの地図上で対応する地点の位置する方向が完全に一致すれば角度の余弦は 1 となり、完全に方向が逆ならば -1 となる)。
- 4) 二つの地図上で対応する点の分布の相関を測る 2 次元相関係数 ($0 \leq R \leq 1$)。

$$R = \sqrt{1 - \frac{\sum_i (x_i - u_i)^2 + \sum_i (y_i - v_i)^2}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 + \sum_i (y_i - \bar{y})^2}} \quad (3)$$

ただし、 (x_i, y_i) は現実の地図上での地点 i の座標、 (u_i, v_i) は認知地図上での地点 i の座標、 \bar{x}, \bar{y} は現実の地図上での平均中心点の座標である。これ以外の測度としては、CONGRU と同様に二つの座標の重ねあわせのために直交回転を行なうアルゴリズム COMPARE で求められる Cliff (1966) の ϕ 値がある (MacKay and Olshavsky, 1975)。

以上の測度が、距離や角度に注目し、現実の地

図との関係において手描き地図と MDS 地図を全体的に比較しようとするのに対し、被験者による対象地点の認知の齊一性から両者を比較することも考えられる。これには後述の標準偏差楕円 (Ebdon, 1985) を用いればよい。それによると、標準偏差楕円の面積が小さいほど各地点の認知の齊一性が大きいと判断される (Gale, 1980, 1982)。

主に以上の 1)～4) の測度を用いて、現実の地図との比較を行なった研究によれば、全てのものが、手描き地図の方が現実の地図に似ており (MacKay and Olshavsky, 1975; Baird *et al.*, 1979; Magaña *et al.*, 1981; Richardson, 1981b; 若林, 1989b, 1990a・b; 矢野, 1990), 地点認知も齊一的である (Buttenfield, 1986; 若林, 1989b, 1990a・b) ことが報告されている。この結果は被験者の作業過程からみて自明のことのように思われる。すなわち、距離評価法が当該地点間ごとに距離のみの推定を課す抽象的作業を伴うのに対し、手描き地図は距離のほかに地点間の角度・方向も考慮しながら全体をみわたして行なう具体的な作業を伴うからである。

MDS 地図が手描き地図ほどは現実の地図に似ていない理由は、距離評価法によるデータの入手方法そのものにもあるように思われる。距離評価法では、地点間距離が対称的であることを前提にして被験者に質問している。しかし、例えば、「渋谷-二子玉川」と問われたときと、「二子玉川-渋谷」と問われたときとでは、果たして同じ距離の推定を行なうであろうか。少なくとも、非対称距離行列の形で筆者が集めた未発表の長崎市の認知距離データをみると、認知距離は非対称である。その非対称性が誤差の範囲内ならば、非対称距離行列を多重比率判断法 (斎藤, 1980, p.194) によって、あるいは非対称距離順位行列を Coombs の Triangularization 法 (Carmone *et al.*, 1968) によって対称距離行列化したものに、通常の MDS を適用することができる。このうち、前者の方法を用いているのが若林 (1990a), 矢野 (1990) であり、後者の方法を用いているのが Summers and MacKay (1976) である。おそらく、手描き地図の作業では、これに類した情報処理を無意識のうちに人が頭の中で行なっているのであろう。しかし、認知距離の非対称性を無視できないとすれば (岡本, 1982), 非対称の特性を内包する入力データ

から復元される MDS 地図と、距離の対称性をあらかじめ課す手描き地図それぞれの、現実の地図との類似性は議論するまでもないであろう。その意味で、非対称データ行列に適用されるノンメトリックな MDS・SSA-II (Guttman, 1968) によって復元される認知地図は大いに関心のあるところである。

手描き地図と MDS 地図の現実の地図に対する類似度の相違は、人間の認知機能を情報処理システムの側面からとらえようとする認知心理学 (市川・伊東, 1987, pp. 1-2) の立場からも解釈しうる。認知心理学では、認知を、世界についての情報を獲得し、情報を知識として表象・変換し、知識を貯蔵し、我々の注意と行動を制御するために知識を使用すること一般に関わる概念とみなしている (Lloyd, 1982, p.534)。そこでは、空間情報の獲得とそれの知識としての貯蔵のされ方は二通りあるとされる (Lloyd, 1989, p.102)。一つは、情報が場所間の移動 Navigation を通して環境から直接的に獲得され、概念的命題 Conceptual-proposition 形式の手続き的知識 Procedural knowledge として貯蔵されるものである。他は、情報が地図などによって間接的に獲得され、イメージ形式の概観的知識 Survey knowledge として貯蔵されるものである。

こうした異なる符号化 Encoding によって記憶された空間情報が、各人の認知地図再生時に利用されるとすると、手描き地図の作業ではもっぱら概観的知識に依存して認知表象が行なわれると思われるのに対し、距離評価法の作業ではどちらかというと手続き的知識によって認知表象される可能性が高いのではないであろうか。手続き的知識によってまとまりある認知地図に近いものが記憶の中にできあがるのには長い時間を要するため (Lloyd, 1989, p.102), 現実の地図により近い認知地図が再生されるとすれば、それは、イメージ形式で貯蔵されている概観的知識に頼ると思われる手描き地図の方であろう。なお、これについては、若林 (1990b) も同様な解釈を下している。

IV 認知地図の個人差は何に由来するのか？

認知地図の個人差をとらえる際、被験者が少ないとときには、各人の認知地図の単純比較を行なう

(Cromley and Cromley, 1986 ; Richardson, 1981b). 被験者が多いときには、認知地図と現実の地図の対応する地点のズレを被説明変数、個人属性等に関連する変数を説明変数として統計的分析が行なわれる。例えば、Spector (1982) は、各被験者ごとに地点のズレを合計し、それを被説明変数とするパス解析を試みている。また、MacKay and Olshavsky (1975) は、前章で言及した、1) 対応する地点間の距離の平均、2) 対応する地点間距離の相関係数、3) 角度の余弦の平均、4) ϕ 値、を被説明変数群とする正準相關分析を行なっている。

こうした方法を用いて明らかにされた、認知地図に個人差を生じさせる要因を、全くの個人の属性に帰す被験者中心要因と、被験者と対象地点との相互作用に帰す被験者・刺激要因 (岡本, 1982) とに分けて列挙すると以下のようなになる。まず被験者中心要因としては、1) 自動車の所有・自動車を所有して運転する人の認知地図はより正確一 (Richardson, 1981b ; Spector, 1982)、2) 個人の活動空間の大きさとその位置—活動空間が広く、都心寄りの活動空間をもつ人の認知地図はより正確一 (Spector, 1982 ; Cromley and Cromley, 1986)、3) 居住歴—対象地域に長く住んでいる人の認知地図はより正確一 (Spector, 1982)、があげられる。これ以外に、個人差をとらえる測度を親近性 Familiarity で加重したストレスに求めた Brown and Broadway (1981) は、車を所有する男性は、(より活動的であるという点で?) ユークリッド空間の特性を一層強く帯びた認知地図をもつ傾向にあることを明らかにしている。また、INDSCAL によって認知地図の復元を図った矢野 (1990) は、共通刺激空間を形成する 2 軸のうちのいずれかに対する各人の認知地図のウェイトのおき方に注目して、被験者の判別を行なっている。それによると、主に、自動車の所有の有無、居住地の違い、出身地の違い、学年によって、認知地図が 2 グループに大別されている。

次に、被験者・刺激要因としては、1) 当該地点への訪問・通過頻度—よく立ち寄る地点ほど位置の認知は正確一 (Richardson, 1981b ; Spector, 1982)、2) 当該地点の親近性—よく知っている地点ほど位置の認知は正確一 (Richardson, 1981b)、3) 当該地点と被験者の日常生活との関連性—毎

日の暮らしと密接に結びついている地点ほど位置の認知は正確一 (Spector, 1982)、があげられる。なお、Brown and Broadway (1981)、矢野 (1990) も、訪問・通過頻度が、ユークリッド空間の特性を強くもつ認知地図や他と区別される特徴的な認知地図の形成に関係していることを明らかにしている。

以上列挙した要因に基づくと、認知地図の個人差についておおよそ次のようないえるであろう。すなわち、自動車をよく利用し、行動範囲の広い人は、認知地図中の場所をよく訪れ、知悉していることによって、位置を正しく認知する結果、認知地図は現実の地図に似てくる。そして、居住歴の長い人の方がこうした傾向をもちやすいことはいうまでもない。要するに、当該地点について正しい位置の知識があるかどうかによって、認知地図に個人差が生じてくるといえよう。逆説的にいえば、この自明ともいえることを確認するために複雑な分析が試みられているといえなくもない。

しかし、ここで次のことに留意する必要がある。多くの認知地図研究では、様々な機能を有する地点を同時にとりあげている。その結果、復元された認知地図は漠然とした位置の認知を反映するものになる可能性がある。しかし、人はある目的のもとに場所間を移動する。したがって、特定の行動を念頭において認知地図の復元を図ると、上記の常識的結論は多少様相が異なるかもしれない。認知対象をスーパーマーケットとした上で、自動車を利用し、いずれのスーパーマーケットに対しても親近性をもつ利用客に被験者を限定した MacKay and Olshavsky (1975) は、認知地図の個人差が、1) スーパーマーケット選択決定要因としての距離の重視、2) 教育水準の高さ、3) 自由裁量時間の少なさ、4) 起点からスーパーマーケット立地都市 (ブルーミントン) までの距離、によって生じたことを明らかにしている。ここで注目したいのは、自動車所有の有無やスーパーマーケットに対する親近性が一定であるとした場合に、自由裁量時間と教育水準が意味をもつということである。この場合、自由裁量時間は、時間のない人ほど効率的に時間を使わざるをえないため、自ずと正確な認知地図をもつようになる、という形で関与している。そのことがまた、スーパーマーケッ

ト選択に対し、距離要因を重視することになるのであろう。日々の時間の使い方によっては、長い時間が経過しなくとも正確な認知地図がいやおうなしに形成されうることが理解される。文脈的には必ずしも同じではないが、Spector (1982) が指摘した時間地理学と認知地図研究の接点をここにみることができるのである。

他方、教育水準がもつ意味については次のように考えることができる。復元された認知地図は何等かの手続きを経て、頭の中の空間情報を再生したものである。しかし、その再生作業自体、特に距離評価法は抽象的であるため、学歴が高い人ほど抵抗感をもたないようと思われる。空間把握能力が被験者に備わっていれば、そうした抽象的作業をいとわなく感じる可能性が大きい。これに関し次の事例は甚だ示唆的である。新入生と4年生のキャンパス認知地図の復元を試みた Foley and Cohen (1984) は、作業後の調査において、新入生は「建物の通りぬけの可能性」という具体的基準によって距離推定を行なったのに対し、4年生は「建物の地図状のイメージ」や「建物の3次元性」という抽象度の高い空間的・幾何学的基準によって距離推定を行なったことを確認している。また、同じ場所にある大学と高校に通う学生を比べると、大学生の方が、よりユークリッド的で、現実の地図に似た認知地図をもち、地点認知も斉一的である(若林, 1990b)。これらの例は、経験によって蓄積された場所に対する空間情報以外に、空間的関係を正しく把握する能力が認知地図の個人差を生みだす要因でもあることを示唆している。空間的関係を正確に把握し、再生しうる能力といった、極めて個体的要因の重要性を無視することはできないのである。MacKay and Olshavsky (1975) の研究において、教育水準が高く、スーパーマーケットの選択に対し距離を重視している人ほど認知地図は正確であったが、それは、また彼らの距離に対する敏感さに反映された空間把握能力の高さを暗示しているのかもしれない。

全国レベルについては個人差を問題とした研究がないため何ともいえないが、旅行経験が関係することは確かである。しかし、大まかな位置情報は地図から獲得される可能性が高いため、個人差は個人の地図の読図力に依存する側面が強いであろう。

V 認知地図の歪み具合は?

認知地図の個人差は各認知地図の形の違いとなって表われる。形の違いをとらえるには、現実の地図からの歪みを把握する必要がある。具体的には、認知地図上の各地点の現実の地図上での対応する地点からのズレの計測が問題となる。もちろん被験者が少ない場合には個別の認知地図の視覚に頼る比較で十分である (Cromley and Cromley, 1986; Young *et al.*, 1982)。しかし、被験者の数が多くなければより客観的な測定を必要とする。ズレの計測方法の最も単純なものは、第1章で言及したプロクラステス回転を用いて現実の地図と認知地図をともに基準化し、原点を一致させた後、できる限り誤差が小さくなるように認知地図を現実の地図に重ねあわせ、対応する地点間の距離を測定する方法である (Baird *et al.*, 1979; Gale, 1980, 1982)。これとは別に、矢野 (1990) は INDSCAL によって復元された座標軸が方向の意味をもつことから、特に回転は行なわず、現実の地図と認知地図のそれぞれの重心（平均中心点）を共通の原点とし、原点の位置ベクトルのスカラー積が1になるように基準化を行なっている。

プロクラステス回転では、最小二乗基準のもと、原点を共通にして直交回転を行ない、二つの地図をできるだけ正確に重ねあわせようとするが、より正確な重ねあわせをする場合には、一方の地図の拡大・縮小といったスケールの変換の後、ズレの計測を行なう必要がある。そして、ときには反転も必要となるかもしれない。このような操作を可能とする方法としては、プロクラステス変換 (Schönenmann and Carroll, 1970; 高根, 1980, pp.218-223) とユークリッド2次元回帰分析 (Tobler, 1965, 1983; 杉浦, 1989c) がある。いま現実の地図の座標行列（基準化済み）を A 、認知地図の座標行列（基準化済み）を C 、第(2)式で定義されるプロクラステス回転のための変換行列を T とすれば、最小二乗基準のもとでプロクラステス変換によって、認知地図を移動、回転、拡大しないしは縮小、さらには反転させた結果、二つの図が全く誤差なく重なれば、

$$A = aCT + Jb' \quad (4)$$

である。ただし、 a は拡大・縮小に関するスカラー、 b は原点移動に関する定数ベクトル、 J' は要素が

すべて 1 の行ベクトルである。このうち, a は次式で計算される。

$$a = \text{tr}[(T' C^*) A^*] / \text{tr}(C^{**} C^*) \quad (5)$$

ただし,

$$C^* = C - J\bar{\alpha}' \quad (6)$$

$$A^* = A - J\bar{\beta}' \quad (7)$$

であり,

$$\bar{\alpha} = C' J/n \quad (8)$$

$$\bar{\beta} = A' J/n \quad (9)$$

である。実際には誤差が存在するので、結局、 A の近似値は次式で計算されることになる。

$$\hat{A} = a(C^* T) + J\bar{\beta}' \quad (10)$$

ユークリッド 2 次元回帰分析に関しては、現実の地図上での地点 i の座標を (x_i, y_i) 、認知地図上での地点 i の座標を (u_i, v_i) とすれば、ユークリッド 2 次元回帰式は次のように定義される。

$$\begin{pmatrix} u_i \\ v_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_1 & -b_2 \\ b_2 & b_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_i \\ y_i \end{pmatrix} \quad (11)$$

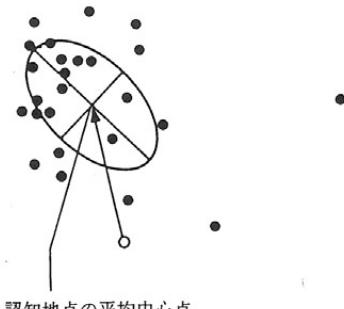
ただし、 a_1, a_2 は通常の単回帰式の定数項に相当するものであり、 (x_i, y_i) を (u_i, v_i) に重ねあわす際に行なう移動の大きさを示すパラメータ、 b_1, b_2 は通常の単回帰式の回帰係数に相当するものであり、 (x_i, y_i) を (u_i, v_i) に重ねあわす際に行なう拡大・縮小、さらには回転の大きさを示すパラメータである。なお、 $b_1=1, b_2=0$ ならば (x_i, y_i) は平行移動するだけで (u_i, v_i) に完全に一致する。一旦、これらのパラメータが求められれば、第(11)式に現実の地図の座標値を代入すると、現実の地図から予測される認知地図の座標値が推定される。

以上の三つの方法のいずれかで重ねあわせが行なわれた後、現実の地図と認知地図の対応度を調べるには、第(3)式で定義される 2 次元相関係数を用いればよい。ただし、ユークリッド 2 次元回帰分析を用いる場合には、第(3)式中の分子の移動・回転・拡大・縮小を行なう側の座標をユークリッド 2 次元回帰式によって予測された座標で、重ねあわされる側の座標を認知地図の座標でおきかえねばならない。

ユークリッド 2 次元回帰分析が他の二つの方法と異なる点は、移動、回転、拡大・縮小を行なう座標が説明座標、重ねあわせの対象となる座標が被説明座標という意味をもつことである。換言すれば、一方の地図で他方の地図を説明するという

側面を有しているのである。その場合、現実の地図によって認知地図が説明される割合（2 次元相関係数を 2 乗した R^2 が説明率になる）を問題にすれば、ズレの計測の対象となるのは、ユークリッド 2 次元回帰式で予測された認知地点 (\hat{u}_i, \hat{v}_i) と、現実の地図上の地点 (x_i, y_i) との間の距離である (Lloyd and Heivly, 1987)。ただし、実際の認知地点 (u_i, v_i) と、予測された認知地点 (\hat{u}_i, \hat{v}_i) の間の距離も別の意味での計測対象となるであろう。これは、後述する絶対的歪みと相対的歪みの区別 (Lloyd, 1989) と関連する問題である。それに対し、ユークリッド 2 次元回帰分析は、あくまでも 2 次元相関係数を求めるために必要な予測地点座標をユークリッド 2 次元回帰式で求めるためにだけ用い、ズレの比較には、現実の地図上の座標 (x_i, y_i) と対応する認知地図上の座標 (u_i, v_i) 間の距離を測定する方法もある (Cauvin, 1984; 若林, 1990a)。

以上のズレの計測方法は、各被験者ごとについてのものであった。しかし一方では、複数の被験者について同時に認知地図の歪みを計測することも望まれる。そのためには、点分布の 2 次元空間上での中心位置を示す測度である平均中心点（各点がウェイトを有していれば重心に相当する）と、点の 2 次元空間上での散布度を示す測度である標準偏差橿円 (Ebdon, 1985, pp.128-141) を、認知地図の地点分布に適用すればよい（第 1 図）。



認知地点の平均中心点

- 各被験者の認知地点
- 現実の地図上での位置

第 1 図 標準偏差橿円による認知地点の齊一性の計測
出典: Ebdon (1985, p. 141)

いま、地点 i の認知地図上での位置を (x_i, y_i) 、地点総数を n とすれば、平均中心点 (\bar{x}, \bar{y}) は次式で定義される。

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n \quad (12)$$

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n \quad (13)$$

標準偏差楕円を求めるには、認知地図の原点を平均中心点とした上で、各座標の原点からの偏差を次式によって求める。

$$x'_i = x_i - \bar{x} \quad (14)$$

$$y'_i = y_i - \bar{y} \quad (15)$$

そして、原点の回りで、回転後の y' 軸が標準偏差楕円の長軸に、回転後の x' 軸が標準偏差楕円の短軸に相当するように、時計回りに座標を回転させる。その結果えられるもとの y' 軸と楕円長軸との角度 θ は次式で定義される。

$$\begin{aligned} \tan \theta = & \left\{ \left(\sum_{i=1}^n (x')^2 - \sum_{i=1}^n (y')^2 \right) \right. \\ & + \sqrt{\left(\sum_{i=1}^n (x')^2 - \sum_{i=1}^n (y')^2 \right)^2 + 4 \left(\sum_{i=1}^n x' y' \right)^2} \left. \right\} / \\ & 2 \sum_{i=1}^n x' y' \end{aligned} \quad (16)$$

そして、楕円短軸に沿う標準偏差、楕円長軸に沿う標準偏差は次式で定義される。

$$\sigma_x = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x' \cos \theta - y' \sin \theta)^2 / n} \quad (17)$$

$$\sigma_y = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x' \sin \theta + y' \cos \theta)^2 / n} \quad (18)$$

また、標準偏差楕円の面積 S は次式で定義される (Lefever, 1926, p.91)。

$$S = \frac{\pi}{n} \sqrt{\sum_{i=1}^n (x')^2 \sum_{i=1}^n (y')^2 - \left(\sum_{i=1}^n x' y' \right)^2} \quad (19)$$

ここにおいて、現実の地図上でのある地点の座標とその点の認知地図上での平均中心点の距離は、当該地点の平均的ズレを表わす。そして、各認知地図ごとの標準偏差楕円の面積の大小は、当該地点を各被験者がどれくらい曖昧に認知しているか、すなわち地点認知の齊一性を示す。標準偏差楕円の面積が大きいほど認知地点のちらばりが大きく、人々の地点認知が曖昧であることを示している (Gale, 1980, 1982)。

なお、Gale (1980) は、1) 複数の認知地図にみられるズレの方向性を把握する方法として、現実

の地図上の地点から認知地図上の対応する地点の平均中心点を結ぶベクトルと、特定の基準線（例えば南北方向軸や都心からの放射軸）とがなす角度の地点ごとの計測、2) 同じく地点認知の齊一性にみられる方向性を把握する方法として、標準偏差楕円の長軸と特定の基準線とがなす角度の地点ごとの計測、をあげている。

以上 の方法によって計測された認知地図の歪みは、相対的歪みと絶対的歪みに大別される (Lloyd, 1989)。相対的歪みは、土地利用や地形などの物理的環境や個人の属性の違いによって生じる歪みのことであり、これらの要因は各々の認知地図に独特の歪みをもたらす。それに対し、絶対的歪みは、各認知地図に共通してみられる系統的歪みのことであり、空間情報の符号化や認知地図再生時の復号化 Decoding の過程で生じたものである。

相対的歪みを生じさせる要因も、被験者中心要因、被験者・刺激要因、刺激中心要因 (岡本, 1982) に区別してみると、前章で列挙した認知地図に個人差をもたらした被験者中心要因は当然相対的歪みを生じさせる要因でもある。それ以外には、刺激中心要因として、交通機関に言及する研究が多い。バスの連絡が悪い、近接性の低い地点はより遠くに認知され (矢野, 1990)、急行停車駅間の距離はより短く認知され (若林, 1989b, 1990b)、地下鉄などの主要交通機関のある方向に変異して地点認知がなされる (Cauvin, 1984; 若林, 1990a)。また、地形の起伏も認知地図に相対的歪みを生じさせる刺激中心要因である (Baird et al., 1979)。

被験者・刺激要因としては、場所の親近性があげられ、よく知られていない場所は現実の位置よりも遠く離れて認知されやすい (Young, et al., 1982; Cromley and Cromley, 1986)。これは、地域のスケールに関係なくみられる現象である。そして当然のことながら、親近性を増す原因である地点訪問頻度も被験者・刺激要因であり、訪問頻度が少ない地点ほど認知は不正確となる (若林, 1989b)。

より体系的に（相対的）歪みを分析したものとしては、コロンバスを対象地域とした Gale (1980, 1982) の研究があり、次のようなことが明らかにされている。現実の地図上の地点と、認知地図上での当該地点の平均中心点の距離の計測に基づく

地点ごとのズレは、都心からの距離に比例し、周辺部に向かうほどズレが大きくなっている。そして、方向的には、都心部の地点は周辺部に向かって、周辺部の地点は都心部に向かってズレが生じている。これは、都心方向への認知距離は過大評価され、郊外方向への認知距離は過小評価されるといった、認知距離の非対称性（岡本, 1982）をさし示すものである。他方、地点ごとの標準偏差橢円の面積で計測される地点認知の齊一性については、場所の親近性と比例しており、よく知られている地点ほど人々の地点認知の曖昧さは減っている。この研究は、これ以外にも、認知対象地点が交差点である場合を除いては、土地利用が必ずしも地点認知に影響していないことを明らかにしている（他の土地利用に比べ、交差点の認知はより齊一的である）。

ところで、Gale (1980, 1982) は、都心からの距離と認知地図の歪みの関係（都心からの距離は地点認知の齊一性とも弱い負の相関がある）が何によるものかは説明していない。都心は多くの人々がよく立ち寄る場所であるため、都心に近い場所ほど正しく位置の認知がされやすいということがその説明になるのであろう。このような周辺部ほど認知地図の歪みが大きい傾向は、いくつかの研究で指摘されている（Baird, *et al.*, 1979; Lloyd and Heivly, 1987; 若林, 1989b, 1990a・b）。これについて、若林 (1989b, 1990a・b) は、その場合の歪みは、多分に最小二乗基準で二つの地図の重ねあわせをすることに起因する技法上の歪みの可能性が強く、実質的な解釈に際しては慎重さが必要であることを説いている。

それに対し、Lloyd and Heivly (1987) は、この種の歪みを絶対的歪みによるものとしている。サウスカロライナ州コロンビアを対象地域とするこの研究では、住民の社会・経済的属性が同一の3地区（中心部、東部、西部）を選び、各地区ごとに、認知対象ランドマークを全て知悉し、自動車を運転し、居住年数が2年以上の人々を被験者として、認知地図の歪みを検討している。その結果、中心部に住む人々の歪みが最も小さく、次いで東部郊外地区の人々、西部郊外地区の人々の順に認知地図の歪みが大きくなっていく傾向をみいだしている。そして、二つの郊外地区の人々の認知地図では周辺部の地点のズレが都心に比べ大き

くなっている。さらに、何よりも特徴的なことは、東部郊外地区の人々の認知地図では時計回りの方向に殆どの認知地点がズれているのに対し、西部郊外地区の人々のそれは反時計周りの方向にズれていることである。この系統だったズレは、認知心理学の近年の成果によれば、回転ヒューリスティック Rotation heuristic の考え方によって解釈される。ここでいう回転ヒューリスティックとは、実際にはそのようになっていないにもかかわらず、空間認知の際の基準となる軸（例えば主要道路）を、自然方位のような意味ある基準線に一致するように空間情報の符号化の過程で回転させる操作のことである。これによって位置の記憶や判断が容易になるのである。この回転ヒューリスティックの考え方したがえば、東部郊外地区と西部郊外地区の人々は、いずれも居住地区と都心を結ぶ道路が東西の方位に一致するように、現実の地図を回転させた認知地図をもっているのである。その結果、回転軸のほぼ中心に位置する地点のズレは小さく、回転軸の中心から離れた周辺地区的ズレは大きくなるのである。そして、このことから生じる認知地図全体の歪みは郊外住民の場合ほど顕著となる。したがって、住民特性が一定であるならば、都市内住民の認知地図は居住地ごとに系統だった絶対的歪みをもつことになるのである。

この種の認知ヒューリスティックは、他に整列 Alignment ヒューリスティックがある。ここでいう整列ヒューリスティックとは、実際にはそのようになっていないにもかかわらず、地点が直線状に並ぶように空間情報の符号化の過程で変形させる操作のことである。INDSCAL によって復元された共通刺激空間において、対象地点が現実の地図上での位置に比べより直線的に認知されている新潟の認知地図（矢野, 1990）は、整列ヒューリスティックによるものかもしれない。この場合、新潟の市街地が海岸線に沿って細長く延びていることと無関係ではないと思われ、特に MDS 地図においてこの傾向が著しい。さらに、実際は南北に長い橢円形の山手線が円形に認知されている山手線の認知地図（若林, 1989b, 1990b）も、空間情報の符号化の際に生じる形の単純化に起因する系統だった歪みの存在を示唆している。形の単純化は一つの認知ヒューリスティックといえるかも

しれないが、知覚と認知を同一視すれば、ゲシュタルト心理学のプレグナンツ Pragnanz 法則によって解釈可能とされる。

相対的歪みと絶対的歪みの概念上の区別とは別に、実際に両者を分離して検出することは可能であろうか。Lloyd and Heivly (1987) は、居住地区以外の被験者の属性を注意深く同一に保った上で、平均化した認知距離を入力データとしているため、MDS 地図にみられる歪みは絶対的歪みそのものであろう。この場合の、ズレの計測方法をより詳しくみてみると、ユークリッド 2 次元回帰分析によって現実の地図から予測された認知地点と現実の地図上の地点との間のズレを絶対的歪みとしていることがわかる。予測された認知地点の位置は、最小二乗基準のもとで、認知地図にできる限り重なるように、現実の地図を変形させた結果—現実の地図にある種の系統的な歪みを与えた結果—によるものである。したがって、現実の地図上での対象地点の位置とその予測された認知地点の位置との間のズレを絶対的歪みに相当するものと考えることは妥当であろう。そして、こうした歪みを表示するものがユークリッド 2 次元回帰式のパラメータなのである。このように考えれば、相対的歪みは予測された認知地点の位置と実際の認知地点の位置の間でのズレに反映されることになる。しかし、少なくとも Lloyd and Heivly (1987) の解釈においては、相対的歪みの計測に言及していない。多分、被験者の属性を一定とすることによって、相対的歪みは無視しうると考えているのであろう。ただし、後の Lloyd (1989, p.111) の研究では、上とは逆の考え方で絶対的歪みと相対的歪みをとらえているようである。

操作的に絶対的歪みと相対的歪みを区別する方法としては、例えば、次のようなものが考えられる。

- 1) 現実の地図上での対象地点の位置と認知地図上でのそれの平均中心点との間でのズレが絶対的歪みを表わし、平均中心点と各個人の認知地図上での当該地点の位置との間でのズレが相対的歪みを表わす。この考え方に入したがえば、Gale (1980, 1982) は絶対的歪みを計測したことになる。なお、この場合、対象地点ごとに親近性に差異があるならば、各人の当該地点に対する親近性で認知地図座標値を

加重し、平均中心点の代わりに重心を用いることが考えられる。

- 2) 現実の地図上での対象地点の位置と INDS-CAL の共通刺激空間上での当該地点の位置との間のズレが絶対的歪みを表わし、共通刺激空間上での当該地点の位置と個人空間上でのその位置との間のズレが相対的歪みを表わす。

こうした操作的な歪みの区別は次のようなことを含意している。第 1 には、歪みの加法性の特徴を前提とすることである。しかし、観察された歪みは、絶対的歪みと相対的歪みとが影響しあう乗法性の特徴をもつかもしれない。とすれば、2種類の歪みの個別の検出は実際的には不可能である。第 2 には、平均化された歪み、代表性のある歪みが絶対的歪みを表わすと前提していることである。しかし、必ずしもこのように判断できない場合もあるであろう。結局、相対的歪みと絶対的歪みの区別は概念レベルに留まらざるをえないのではないであろうか。

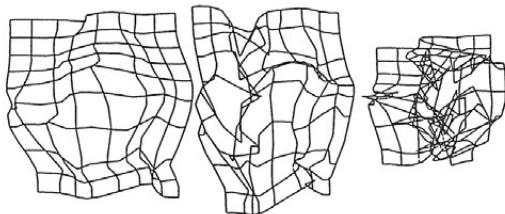
VI 認知地図は本当に歪んでいるか？

MDS 地図は、多くの場合、先駆的にユークリッド 2 次元平面上に復元されている。手描き地図も当然のことながらユークリッド平面を前提にして作業を行なう。このユークリッド空間は、次式で距離が計算されるミンコフスキーパワー距離空間の特殊例である（高根, 1980, pp.28-33）。

$$d_{ij} = \left\{ \sum_{a=1}^A |x_{ia} - x_{ja}|^p \right\}^{1/p} \quad (20)$$

ただし、 d_{ij} は地点 i, j 間の距離、 a は次元数、 p は空間の特性を決定するミンコフスキーパワーである。第(20)式において、 $p=2$ がユークリッド空間、 $p=1$ が市街距離空間（2 地点間の最短距離が格子状の市街の歩行距離に相当）、 $p=\infty$ が最大化距離空間（距離計算に際し、座標値の差の絶対値が最大の次元のみが作用し、他の次元は無視される）である。

データがもつ構造の復元性の測度であるストレスの値はいずれの研究においても小さいため、一般に MDS 地図はユークリッド 2 次元空間の特性をもつものとされる。それに対し、Richardson (1981a) は、同一のデータから、 $p=1, p=2, p=\infty$ (実際は $p=25$ で代替) の場合の MDS 地図を復元



第2図 コロンバス市内の認知地図の例

出典：Golledge (1986, p. 146)

している。ストレスの値で判断する限りでは、大多数の被験者の MDS 地図はユークリッド空間の特性をもつことがわかった。しかし、対象地域であるコロンバスの市街地が格子状の街割であることから、この結果を疑問視し、復元性を、現実の地図と MDS 地図上での当該地点間の距離の相関(順位相関係数を使用)で測ったところ、約半数の被験者の MDS 地図は市街距離空間の特性をもち、MDS 地図がユークリッド空間の特性をもつ被験者は最も少いことがわかった。これ以外にも、格子状の街割の札幌中心市街地の MDS 地図は市街距離空間の特性をもち(若林, 1990a), 山手線の認知地図は、現実の地図よりも、非ユークリッド空間の特性をもつと考えられる時間距離空間とよく対応していることが報告されている(若林, 1990b)。

歪みを伴った MDS 地図を地図の体裁で表現するには、現実の地図上の基準メッシュを、現実の地図に比べ MDS 地図上で変異して位置している各地点の座標に基づいて内挿すればよい。その結果、第2図に示すような極端に歪んだ認知地図の存在が判明する(Golledge, 1986)。これは歪みというにはあまりに錯綜したパターンを呈している。そこにみられる「へこみ」、「裂け目」、「褶曲」は、認知地図がもはやユークリッド空間の特性をもたず、非ユークリッド空間の特性をもつ可能性のあることを暗示している。これに関し、Golledge and Hubert (1982) は、コロンバスでの認知地図研究の成果をふまえ、全体としては彎曲性を保つつも、局所的にはユークリッド空間の特性をもつ一般リーマン空間上での認知地図表象を示唆している。もちろん、極端な歪みの原因は、依拠すべき空間の問題とは別に、地点毎の親近性に顕著な差異があることにも求められるであろう。

各地点ごとに親近性の平均値で加重したストレスの方が、通常のストレスよりも MDS 地図の復元性が大きいことは(Brown and Broadway, 1981), MDS 地図の復元の際に、第3の次元として親近性を考慮すべきとする意見(Golledge and Hubert, 1982, p.111)を支持することになるかも知れない。結局、親近性の高い地点のみを対象とする限りは、認知地図はミンコフスキ空空間(多くの場合はユークリッド空間)上で十分表象され、親近性の低い地点をも対象とするときに初めてミンコフスキ空空間以外の非ユークリッド空間上でその表象が問題になるであろう。

MDS 地図の次元性に関する研究は殆どみられないが、起伏のある地形の上に対象地域(の一部)がのっている場合には、3次元空間による MDS 地図の復元が必要かもしれない(Baird *et al.*, 1979; Buttenfield, 1986)。少なくとも、大学キャンパスのように狭い区域で建物の上階の部屋・施設が認知対象にされると、3次元解の方が妥当な場合もある(Foley and Cohen, 1984)。今後、地形条件が一様でない都市・地域に対象が広がるにつれて、次元性の問題も無視できなくなるかもしれない。

ところで、認知地図の歪みはデータの不正確さに起因することもあるであろう。比較的知悉されていると思われる大学キャンパス空間についてすら、復元された MDS 地図を被験者が自己の認知地図と認めない場合が多いことは(Summers and MacKay, 1976, p.293), 正確な認知距離データの入手の困難さを示すものである。したがって、被験者が呈示された対象地点に対して不確かな場合、えられたデータは当然ノイズを多く含む。こうした点を考慮し、不確かな認知距離データを入力しても、各地点の k 次元の座標値 μ_{ik} のみならず、被験者達が各地点に対して抱いている不確かさ σ_i を最尤法によって推定する確率的 MDS Probabilistic Multidimensional Scaling (PROSCAL) が開発されている(MacKay and Zinnes, 1981; Zinnes and MacKay, 1983)。PROSCAL は Thurstone (1927) のケースIIIの比較判断モデルのいわば2次元拡張版であり、モデルは次のような仮定を設けている。各刺激 S_i ($i=1, 2, \dots, n$) が r 次元のランダム・ベクトル $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ir})$ で表わされるとき、 x_{ik} は平均 μ_{ik} 、分散 σ_i^2 で正

規・独立分布し、各刺激の分散は全ての次元で同一であるが、刺激ごとに分散は異なる。PROSCALは、各地点の認知の齊一性を平均中心点と標準偏差円によらなくとも σ_i によって直接把握しうる特徴をもつことの他に、不完全なデータの構造を復元しうる特徴を有している。非類似性データに適用される通常のMDSでは、刺激の数を n とすれば、 $n(n-1)/2$ の刺激の組合せについて判断を必要とするが、PROSCALは、 n 個の刺激が、不確かさが小さい m 個の基準Reference刺激と不確かさが大きい $(n-m)$ 個の非基準Non-reference刺激とに分けられるとして、非基準刺激間の判断を行なうことなしに、すなわち $m(m-1)/2 + (n-m)m$ の刺激の組合せについてのみ判断することで、 n 個の刺激の布置の復元を行なう。

PROSCALは、仮想データや距離評価法による現実のデータの分析を通して、データに不確かさがみられるときには、通常のノンメトリックなMDSよりもデータの構造の復元力が大きいことが確かめられている(Zinnes and MacKay, 1983; MacKay and Zinnes, 1981)。しかし、30都市の中で親近性の高い上位10都市を基準都市とした3種類の不完全認知距離データをPROSCALで分析したところ、位置の認知が正確と思われる都市の方が、不正確と思われる都市よりも不確かさが大きい、という予想外の結果が一部えられた(MacKay and Zinnes, 1981)。そこで、モデルの前提に誤りがあったのではないかと考えたMacKay(1983)は、次のような特徴をもつ複数のPROSCALの改訂版を考案している。1)全ての刺激について同一の σ_i を求める。2)特定のグループ(例えば、親近性の大小に基づくグループ)ごとに異なる σ_i を求める。3)グループ内距離推定とグループ間距離推定では異なる σ_i を求める。4)精神物理学のWeberの法則(田中, 1977, pp.143-144)に基づき、距離認知の不確かさが認知距離の長さに比例すると仮定し、 σ_i を求める。そして、判断誤差が刺激自身と距離の長さとによる場合として、本来のPROSCALならびに上記1)~2)の特徴をもつモデル各々と上記4)のモデルを合体した構造をもつ三つのモデル、さらに、グループ分けに基づく誤差と距離の長さの誤差とにに基づくモデルとして、上記3)と4)のモデルを合体した構造をもつモデルを提案している。通常の

MDSがストレス値を基準にして一意的に解を求める決定論的なものであったのに対し、PROSCALは様々に仮定されうる比較判断基準のもとのデータの構造の復元を可能とする、極めて柔軟性に富むノンメトリックなMDSといえよう。

PROSCALによって試みられたような不完全認知距離データの有効利用は、MDS地図の認知対象地点を増やすことに不可欠である。Young *et al.* (1982)は、アメリカ16都市を対象にして、そのうちの一つの基準都市に対する他都市の近さの順位をつけさせるという作業を合計8基準都市について行なった後、そのデータにN-way Merge Sortを適用し、都市間距離の完全な順位を求めている。これは、(不完全な?)多重順位法に相当している(高根, 1980, p.19)。さらに、彼らは、対象をアメリカ29都市に広げ、そのうちの一つを基準都市とした上で、残りの28都市を各々7都市ずつ4グループに分け、各グループごとに基準都市に最も近い都市を選択させ、次いでそれをグループからとりさった後同様な選択を続けるというようにして都市の順位づけをさせる作業を、6~8の基準都市について行なっている。N-way Merge Sortを同じく適用することによって、この原データから都市間距離の完全な順位が求められるが、この方法は(不完全な?)条件つき順位法とよばれるものである(高根, 1980, p.19)。こうした2種類の不完全順位距離行列から復元されたアメリカの主要都市のMDS地図は、いずれもトポロジカルには現実の地図に似ているが、被験者の住むノースカロライナ州から離れた都市になるほど都市間距離が縮んで布置されている。特に、それはミシシッピ川以西の都市において顕著である。

全ての研究の中で、対象地点数が49と最高のコロンバスの認知距離研究では、標本抽出計画によって不完全データを作り、比較判断の数を減らしている(Spector, 1982; Spector and Rivizzigno, 1982)。そこでは、次のような基準のもとで、一部の地点をオーバーラップさせつつ、全地点間の組合せ(1,176)の37.2%に相当する437の地点間の組合せが1グループを形成するように、49地点を、1グループが13~15の地点からなる5グループに分け、距離評価を行なわせている(第3図)。1)いずれのグループでも地点間距離は

```

2   x
3   xx
4   xxx
5   xxxx
6   xxxxx
7   xxxxxx
8   xxxxxx
9   xxxxxxxx
10  xxxxxxxx
11  xxxxxxxx
12  xxxxxxxx
13  xxxxxxxxx
14  xxxxxxxxx
15  xxxxxxxxx
16  xx x xxx
17  xx x xxxx
18  xx x xxxxx
19  xx x xxxxx
20  xx x xxxxxx
21  xx x xxxxxxxx
22  xx x xxxxxxxx
23  xx x xxxxxxxx
24  xx x xxxxxxxx
25  xx x   xxx
26  xx x   xxxx
27  xx x   xxxx
28  xx x   xxxx
29  xx x   xxxx
30  xx x   xxxx
31  xx x   xxxx
32  xx x   xxxx
33  xx x   xxxx
34  xx x   xxxx
35  xx x   xxxx
36  xx x   xxxx
37  xx x   xxxx
38  xx x   xxxx
39  xx x   xxxx
40  xx x   xxxx
41  xx x   xxxx
42  xx x   xxxx
43  xx x   xxxx
44  xx x   xxxx
45  xx x   xxxx
46  xx x   xxxx
47  xx x   xxxx
48  xx x   xxxx
49  xx x   xxxx

```

第3図 コロンバスの認知地図研究で採用された認知対象

地点標本抽出計画

×印は、認知距離の推定を行なう地点間の組合せを示している。

出典：Spector and Rivizzigno (1982, p. 54)

均等に分布する。2)49地点中、現実の地図上で最も離れた2地点と最も近い2地点を5グループ全てにおいて含める。この標本抽出計画の妥当性をみるために、巡回計画 Cyclic design (第4図)、ランダム計画、長い距離の地点間の組合せだからなる最大距離計画による標本抽出も行なっている。そして、これら4種類の不完全データからMDS地図を復元した後、それぞれの座標値に誤差を与えた入力データから再度MDS地図を復元し、現実の地図との比較を行なっている。その結果、ここで設計された標本抽出計画に基づくデータから復元されたMDS地図が現実の地図に最もよく似ていることがわかった(Spector and Rivizzigno, 1982)。

上記のコロンバスの認知地図研究で採用された標本抽出計画では、一人の被験者に、五つの認知対象地点グループについて1回ずつ、合計5回の

```

2   x
3   x
4   x
5   x x
6   x x
7   x x
8   x x x
9   x x x
10  x x x
11  x x x
12  x x x
13  x x x
14  x x x x
15  x x x x
16  x x x x x
17  x x x x x
18  x x x x x
19  x x x x x
20  x x x x x
21  x x x x x
22  x x x x x
23  x x x x x
24  x x x x x
25  x x x x x
26  x x x x x
27  x x x x x
28  x x x x x
29  x x x x x
30  x x x x x
31  x x x x x
32  x x x x x
33  x x x x x
34  x x x x x
35  x x x x x
36  x x x x x
37  x x x x x
38  x x x x x
39  x x x x x
40  x x x x x
41  x x x x x
42  x x x x x
43  x x x x x
44  x x x x x
45  x x x x x
46  x x x x x
47  x x x x x
48  x x x x x
49  x x x x x

```

第4図 認知対象地点標本抽出計画（巡回計画の場合）

×印は、認知距離の推定を行なう地点間の組合せを示している。

出典：Spector and Rivizzigno (1982, p. 56)

距離評価をさせる訳であるが、2回目以降のデータの求め方が十分に説明されていない。例えば、次のような点が不明である。いずれのグループにおいてもとりあげられている4地点間の距離の評価に関しては、2回目以降は被験者の1回目の評価値があらかじめ提示されているのであろうか。このような処置がなされないと、5グループのデータを一括して分析することはできない。また、距離の評価を行なわない地点間距離についてはどのような処置がなされているのであろうか。KYSTも含め、通常のMDSでは欠損値は許されていないので、これらの地点間距離に関しては便宜的に大きな値（この場合は10以上の値）が一様に与えられているのであろうか。

こうした不完全データ入手する際のポイントは、基準点を区別し、それとの比較において地点間距離を比較判断する点にある。このような工夫

は完全データを入手する場合にも行なわれている。例えば、1) 対象地点の中から基準となる地点間の距離を一つ与え (Foley and Cohen, 1984; 若林, 1989b, 1990a・b; 矢野, 1990), あるいは対象地点以外の被験者になじみの深い地点間の距離を与える (Lloyd and Heivly, 1987), それとの比較で他の地点間距離を推定させたり, 2) 対象地点の中で最も遠いと思われる地点間距離を“9”あるいは“7”, 最も近いと思われる地点間距離を“1”と最初に評価させた後, 他の地点間距離を推定させている (Gale, 1980, 1982; Brown and Boradway, 1981; Richardson, 1981a・b; Golledge *et al.*, 1982; Spector, 1982; Spector and Rivizzigno, 1982; Cromley and Cromley, 1986; Couclelis *et al.*, 1987; 若林, 1990b)。

実際, 基準点(間距離)をあらかじめ与えておくと, そうでない場合よりも認知地図の復元度は高い。自由に描かせた手描き地図の地点間距離の平均から復元されたMDS地図と, 最低限描くべき地点を指示した手描き地図のそれから復元されたMDS地図では, 後者の方が原データの構造をより正確に復元している (Magaña *et al.*, 1981)。また, あらかじめ二つの地点の位置を与えておいた手描き地図の方が, そのような配慮がなされなかった距離評価法による結果よりも被験者の考え方には一貫性がみられる (Buttenfield, 1986)。ただし, 手描き地図の場合, 主要道路のような基準線を与えておくと, それによって現実の地図に似てくるが, 被験者自身が本当にイメージする認知地図とは異なる可能性もある (Richardson, 1981b)。

いずれにしても, 基準点を設けることによってより正確な認知地図が復元される事実は, 認知地図の形成のされ方を示唆しているように思われる。碇泊点 Anchor point 仮説の由来の一端はまさにここにあるといえよう。

VII 都市住民が心の拠り所とする場所は?

認知地図の形成過程を説明する仮説としては, 次のような碇泊点仮説がある (Couclelis *et al.*, 1987)。都市住民がもつ都市内認知地図は, 当初, トポジカルな空間特性をもち, 空白域の多いものであるが, 時間の経過に伴って次第に現実の地図に近いものになる。この認知地図形成過程にお

いて空間情報獲得の「拠点」になるものが碇泊点であり, 人々は碇泊点を拠り所にしてその周囲の区域を知るようになる。碇泊点は, 具体的には, 住宅, 職場など日々の生活と強く結びついている場所に相当しており, 認知地図形成の際の重要度に応じて, 第1次結節点以下階層化される (杉浦, 1985)。碇泊点仮説を支持する証拠は部分的に提示されている。例えば, 都市に長く住んでいる人の認知地図の方が現実の地図に近く (Richardson, 1981b; Golledge *et al.*, 1982), 同一人でも, 時間の経過に伴い, 地点情報が増える結果, 正確な地図ができあがっていく (Evans *et al.*, 1981; Golledge *et al.*, 1982) という事実はその傍証である。

しかし, 碇泊点仮説が理論に格上げされていくためには, 碇泊点をとりまく区域での認知表象がいかに構造化され, 構造化された区域それぞれがどのような関係にあるかが解明されねばならない。そのための第一歩として, Couclelis *et al.* (1987) は, 碇泊点仮説の下位仮説としてプレートテクトニクス仮説を提唱している。プレートテクトニクス仮説によると, 碇泊点はその周囲に, それとの関係において認知された連関地域 Associated region を形成し, その内部に含まれる認知対象地点は, 碇泊点から離れるようにズレながら, あるいは碇泊点にひきつけられるようにズレながら, 碇泊点と同じ方向に歪む。そして, 異なる碇泊点の連関地域はトポジカルな位置関係を保つとされる。彼らは, 住宅と職場が多くの人々に共通の碇泊点であると考え, サンタバーバラ校のあるゴレタをフィールドにして, Q-分析 (水野, 1989) やクラスター分析等を援用し, この二つの碇泊点の周囲での認知対象地点のズレの方向や連関地域の構成を分析している。結果は, プレートテクトニクス仮説を全面的に支持するものではなかったが, 碇泊点仮説の内容の精緻化の一つの試みとしては評価されるであろう。なお, 碇泊点仮説は都市内部だけではなく, 地域のスケールが変わっても適用しうるというのが彼らの主張であるが (Couclelis *et al.*, 1987, p.103), それを実証する研究は未だ存在しない。

ところで, 碇泊点仮説は, 認知心理学を中心とする近年の(実験的)認知地図研究の成果と符合する側面を有している (Couclelis *et al.*, 1987,

pp.100-101, pp.103-104). 第一に, 上位の碇泊点は下位の碇泊点の認知の手助けになるが, その逆はありえないということは, 距離の非対称性の議論と調和的である。第二に, 連関地域間の距離がトポジカル的であるということは, 現実の地図上で同じ距離にある地点であっても, それらが異なる地域にまたがってある方が, 同じ地域内にある場合よりも距離が長く評価される事実と調和的である。第三に, 碇泊点に階層性があることは, 空間的知識が階層的に貯蔵されることと調和的である。

碇泊点仮説は, 歪みの計測に関して, 全体の歪みが最小になるように現実の地図と認知地図を重ねあわすのではなく, 碇泊点は固定し, そこからみた現実の地図上での各認知対象地点と認知地図上でのそれのズレが最小になるように地図の重ねあわせを行なうことが重要であることを示唆する。そのためには, 最小二乗ユークリッド変換として知られるところの方法を適用すればよい (Waterman and Gordon, 1984)。この方法では, 現実の地図上での認知対象地点の位置から, 認知地図にできる限り近似するように座標変換されたその位置までの距離の二乗和が最小になるよう, 認知地図座標の回転, 縮小・拡大, 移動を行なう。いま, 現実の地図上での地点 i の座標を (x_i, y_i) , 認知地図上での地点 i の座標を (u_i, v_i) とすると, まず以下の数値をあらかじめ計算する。

$$x = \sum_{i=1}^n x_i, \quad y = \sum_{i=1}^n y_i, \quad z = \sum_{i=1}^n (x_i^2 + y_i^2)$$

$$a = \sum_{i=1}^n u_i, \quad b = \sum_{i=1}^n v_i, \quad c = \sum_{i=1}^n x_i u_i$$

$$d = \sum_{i=1}^n y_i v_i, \quad e = \sum_{i=1}^n x_i v_i, \quad f = \sum_{i=1}^n y_i u_i$$

$$g = \sum_{i=1}^n (u_i^2 + v_i^2)$$

$$R = ng - a^2 - b^2, \quad S = xb - ya + n(-e + f)$$

$$T = xa + yb - n(c + d)$$

そこで, 座標回転角度 θ は次式で計算される。

$$\theta = \arctan(S/T) \quad (21)$$

ただし, $T=0$ のときは $\theta=\pi/2$ とする。また, 拡大・縮小のスケール変換に関わるパラメータ α は次式で計算される。

$$\alpha = -(T \cos \theta + S \sin \theta) / R \quad (22)$$

ただし, $\alpha < 0$ のときは $\theta = \theta + \pi$, $\alpha = -\alpha$ とする。

さらに, x 座標の水平移動量 A , y 座標の垂直移動量 B は次式で計算される。

$$A = \{x - \alpha(\cos \theta + b \sin \theta)\} / n \quad (23)$$

$$B = \{y - \alpha(-a \sin \theta + b \cos \theta)\} / n \quad (24)$$

したがって, 変換後の地点 i の認知地図座標 (u'_i, v'_i) は次式で計算される。

$$u'_i = A + \alpha(u_i \cos \theta + v_i \sin \theta) \quad (25)$$

$$v'_i = B + \alpha(-u_i \sin \theta + v_i \cos \theta) \quad (26)$$

最後に, 認知地図の変異測度 Distortion index (DI) は次式で計算される。

$$DI = (D/D_{max}) \times 100 \quad (27)$$

ただし,

$$D = \sqrt{\sum_{i=1}^n \{(x_i - u'_i)^2 + (y_i - v'_i)^2\}} \quad (28)$$

である。なお, 簡便法によれば,

$$D = \sqrt{F} \quad (29)$$

であり,

$$F = n(A^2 + B^2) + \alpha^2 g + 2A\alpha(\cos \theta + b \sin \theta) + 2B\alpha(-a \sin \theta + b \cos \theta) - 2\alpha(e - f) \sin \theta + (c + d) \cos \theta - 2Ax - 2By + z \quad (30)$$

である。また,

$$D_{max} = \sqrt{z - (x^2 + y^2) / n} \quad (31)$$

である。 DI は 0 から 100 までの間の値をとる認知地図の変異量を示す測度であり, 0 に近いほど認知地図の現実の地図に対する歪みは小さいといえる。

この方法は, 一つの碇泊点からみた現実の地図に対する認知地図の歪みを計測することができ, Lloyd (1989) はこれを用いて特定の基準点と他の認知対象地点との間の認知距離の分析を行なっている。認知地図研究が本来的に問題とすることが, 僥覗的な認知空間ではなく, 自己の生活の拠点となる場所の周りに展開する自我的世界であるとするならば, 碇泊点からみた認知地図の歪みこそが大いに問題とされねばならないであろう。

VIII サンタバーバラにて一見果てぬ夢—

本稿の目的は, 1980年代を中心にして, MDS を用いた主に地理学者の手による認知地図研究の動向を概観することであった。それはまた, Golledge とともに中西部のコロンバスから西海岸のサンタバーバラへ「旅する」ことでもあった。この認知地図研究の「道程」で特に目をひいたことは, Golledge と彼の Ph.D.生達によるセントログ

ラフィーやユークリッド2次元回帰分析等を用いての認知地図の歪みの計測方法の体系化と、認知地図復元を空間情報の獲得、符号化、貯蔵、復号化、再生といった一連の情報処理過程としてみる認知心理学の成果のLloydによる積極的導入であった。前者は、認知地図研究一般への地理学者の大きな貢献であり、それらが一つの標準的方法パッケージとして以後の研究で用いられていることは既にみたとおりである。また後者については、筆者の不勉強のせいで十分には言及しえなかつたが、少なくともMDS地図と手描き地図との間には空間情報の獲得と貯蔵のされ方に根本的相違があることが明らかにされた。こうした純粹に学問的なレベルでの研究とは別に、精神遅滞者を対象にして、彼らにわかりやすい都市内部環境構成要素の識別と、彼らの空間認知能力を高める訓練方法の模索に関する実践的研究もこの10年程の間に試みられた(Golledge et al., 1979c, 1980)。

他方、認知地図形成過程に関する碇泊点仮説の大筋については既に1970年代にできあがっており、それを空間情報の獲得との関連で検討することに、サンタバーバラへ移ってからのGolledgeの研究の関心があるようと思われる。司馬遼太郎の『アメリカ素描』(新潮文庫版, pp.80-92)にはサンタバーバラについてのくだりがある。それによると、ロサンゼルスから車で北へ海岸沿いに2時間のところにあるサンタバーバラは、大陸の西限を思わせるような、南側が崖になったリゾート・タウンであるとされる(サンタバーバラは正確にはロサンゼルスの西北西にあるが、司馬氏の認知地図では回転ヒューリスティックによって北にあるかのように位置づけられているのがおもしろい)。ニューイングランド風の住宅に住むことが普通のカリフォルニアにおいて、サンタバーバラは例外的にあらゆる建物がスペイン風である。それは、あるときの地震によって町が破壊された後、意図的にスペイン風に町がつくりなおされたことによるものとされる。筆者は、意図的につくりかえられたこの町と、やはり意図的につくりだされたカリフォルニア大学サンタバーバラ校の地理学科とをオーバーラップさせずにはいられない。サンタバーバラ校には数名の地理学者が1960年代以前から在職していたが、大学院プログラムができるのは1975年のことであり、その意味において歴

史の新しい地理学科といえる。大学院プログラム発足当時の1977年のスタッフが8名であったのに対し、1988年のスタッフは14名とほぼ倍増している。Ph.D.プログラムは水資源地理学、植生資源地理学、海洋資源地理学のほか一般行動システムと都市・地域モデリングの五つからなっており、全てのPh.D.生は、これらの専門以外に、数理・計量・コンピュータ分析、コンピュータ地図学・地理情報システムGIS、リモート・センシングの三つの技法のうち最低一つを修得することが義務づけられている(“Guide to Departments of Geography in the United States and Canada 1988-1989”より)。そして、こうした特徴的なセールスポイントとともに、NSFによって全米地理情報・分析センターNational Center for Geographic Information and Analysis設置の準備のための財政的援助がなされた地理学科の一つ(杉浦, 1989a)であることに象徴されるように、サンタバーバラ校の地理学科は明らかに意図的につくられた科学的地理学のメッカなのである(アメリカ地理学のおかれている厳しい学問環境のもとでは、もしかして最後のこの種のメッカであるかもしれない)。

このサンタバーバラ校で展開する認知地図研究がより学際的色彩を帯びていくことは想像にかたくない。その兆候は、ゴレタの街のある街区の全長0.8マイルの街路を対象にした、一人の少年の経路知識の獲得に関する心理学者との共同研究にみられる(Golledge et al., 1985)。1日平均5時間、延べ5日間にわたって、毎日被験者に実際に街路を往復させた後、詳しい面接を試みた調査結果は、方向転換、右・左折、横断等の行為を伴う選択地点ほど多くの空間情報が符号化され、そこを中心に経路は分節化されるが、経験を積むことによって分節化された経路が一つにまとまっていく有様を明らかにしている。その際、長期記憶の中で、経路の分節化と統一が行なわれ、経路構成要素は階層的に表象されるとしている。この考え方の基礎をなしているのが、人工知能研究と、認知心理学も含めた認知科学一般の研究成果であることはいうまでもない。そして、その操作化に当たっては、知識を何らかの記号的関係構造(例えば、階層的系列構造や再帰的系列構造)のもとでとらえ、その記号系列の処理を行なう、計算機言語LISP(安西ほか, 1981)に代表される情報処理モデルの

援用が可能であるとされる。

アメリカにおける学問間の垣根の低さを考えると、単なる方法の借用を越えた学際的共同研究は、この分野の研究の飛躍的発展につながるのであろうか。あるいは、地理学の本来的目的をおきぎりにする迷路に迷いこむのであろうか。この意味において、認知地図研究は現代地理学の縮図そのものなのである。

(東京都立大学・理学部)

文 献

- 安西祐一郎・佐伯 育・無藤 隆(1981)：『LISPで学ぶ認知心理学 1』東京大学出版会, 188ページ。
市川伸一・伊東裕司(1987)：『認知心理学を知る』ブレーン出版, 175ページ。
岡本耕平(1982)：認知距離研究の展望。人文地理, 34, 429-448。
斎藤亮幸(1980)：『多次元尺度構成法』朝倉書店, 238ページ。
芝 祐順(1979)：『因子分析法 第2版』東京大学出版会, 298ページ。
杉浦芳夫(1985)：都市地理学における空間分析の近年の展開。田辺健一・渡辺良雄：『総観地理学講座 16 都市地理学』朝倉書店, 204-219。
杉浦芳夫(1986)：アメリカ主要地理学教室における計量革命のその後。人文地理, 38, 408-427。
杉浦芳夫(1987)：Ackermanとアメリカ地理学の「体制化」—計量革命に関する一考察一。地理学評論, 60(Ser. A), 323-346。
杉浦芳夫(1989a)：Garrisonからの手紙—「Garrisonとその時代—アメリカ地理学再生の時—」補遺—。理論地理学ノート, No.6, 87-89。
杉浦芳夫(1989b)：『地理学講座 5 立地と空間的行動』古今書院, 207ページ。
杉浦芳夫(1989c)：点パターン分析技法とそのFORTRANプログラム。総合都市研究 特別号, 5-23。
高根芳雄(1980)：『多次元尺度法』東京大学出版会, 332ページ。
田中良久(1977)：『心理学的測定法 第2版』東京大学出版会, 298ページ。
西里静彦(1975)：『応用心理尺度構成法』誠信書房, 271ページ。
水野 熱(1989)：Q-分析と地理学—地域の多様性・局所性への視点一。史淵, 126号, 1-23。
矢野桂司(1990)：INDSCALによる認知地図の個人差の分析—新潟市を事例として—。理論地理学ノート, No.7, 21-43。
吉本剛典(1981)：全国主要都市間時間距離の地図化の

試み。地理学評論, 54, 605-620。

若林芳樹(1989a)：認知地図研究をめぐる概念的諸問題。理論地理学ノート, No.6, 1-15。

若林芳樹(1989b)：認知地図の歪みに関する計量的分析。地理学評論, 62A, 339-358。

若林芳樹(1990a)：札幌における認知地図の相対的歪み。地理学評論, 63A, 255-273。

若林芳樹(1990b)：山手線の認知地図再考。理論地理学ノート, No.7, 1-19。

Baird, J. C., Merrill, A. A. and Tannenbaum, J. (1979) : Studies of the cognitive representation of spatial relations: II. a familiar environment. *Jour. Experimental Psychology*, 108, 92-98.

Brown, M. A. and Broadway, M. J. (1981) : The cognitive maps of adolescents: confusion about inter-town distances. *Prof. Geogr.*, 33, 315-325.

Buttenfield, B. P. (1986) : Comparing distortion on sketch maps and MDS configurations. *Prof. Geogr.*, 38, 238-246.

Carmone, F. J., Green, P. E. and Robinson, P. J. (1968) : TRICON: an IBM 360/65 FORTRAN IV program for the triangularization of conjoint similarities data. *Jour. Marketing Research*, 5, 219-220.

Cauvin, C. (1984) : Une méthode de comparaison de données localisées: la régression bidimensionnelle: application à la perception de configurations dans la ville de Strasbourg. *L'Espace Géographique*, 13, 94-109.

Cliff, N. (1966) : Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31, 33-42.

Couclelis, H., Golledge, R. G., Gale, N. and Tobler, W. (1987) : Exploring the anchor-point hypothesis of spatial cognition. *Jour. Environmental Psychology*, 7, 99-122.

Cromley, R. G. and Cromley, E. K. (1986) : Cognitive maps of campus: student views of spatial arrangement. *Jour. Geogr.*, 85, 67-71.

Ebdon, D. (1985) : *Statistics in Geography*. Second Edition. Basil Blackwell, Oxford, 232 p.

Evans, G. W., Marrero, D. G. and Butler, P. A. (1981) : Environmental learning and cognitive mapping. *Environment and Behavior*, 13, 83-104.

Foley, J. E. and Cohen, A. J. (1984) : Working mental representations of the environment. *Environment and Behavior*, 16, 713-729.

Gale, N. D. (1980) : *An Analysis of the Distortion and Fuzziness of Cognitive Maps by Location*. Discussion Paper, No. 2, Department of Geogra-

- phy, University of California, Santa Barbara, 136p.
- Gale, N. D. (1982) : Some applications of computer cartography to the study of cognitive configurations. *Prof. Geogr.*, **34**, 313-321.
- Golledge, R. G. (1975) : *On Determining Cognitive Configurations of a City : Volume I - Problem Statement, Experimental Design and Preliminary Findings*. Department of Geography, Ohio State University, Columbus, 482p.
- Golledge, R. G. (1986) : Environmental cognition. Stokols, D. and Altman, I. eds. : *Handbook of Environmental Psychology Vol. 1*. John Wiley & Sons, New York, 131-174.
- Golledge, R. G. and Hubert, L. J. (1982) : Some comments on non-Euclidean mental maps. *Environ. Plan. A*, **14**, 107-118.
- Golledge, R. G., Parnicky, J. J. and Rayner, J. N. (1979a) : *The Spatial Competence of Selected Populations : Volume I*. Ohio State University Research Foundation, Columbus, 166p.
- Golledge, R. G., Parnicky, J. J. and Rayner, J. N. (1979b) : *The Spatial Competence of Selected Populations : Volume II*. Ohio State University Research Foundation, Columbus, 264p.
- Golledge, R. G., Parnicky, J. J. and Rayner, J. N. (1979c) : An experimental design for assessing the spatial competence of mildly retarded populations. *Social Science and Medicine*, **13**, 291-295.
- Golledge, R. G. and Rayner, J. N. (1976) : *Cognitive Configuration of the City : Volume II*. Department of Geography, Ohio State University, Columbus, 423p.
- Golledge, R. G., Rayner, J. N. and Parnicky, J. J. (1980) : Teaching spatial concepts to mentally disadvantaged persons: an N.S.F. progress report. *Geographical Essays Commemorating the Retirement of Professor Clyde F. Kohn*. Discussion Paper, No. 32, Department of Geography, University of Iowa, Iowa City, 31-53.
- Golledge, R. G., Rayner, J. N. and Rivizzigno, V. L. (1982) : Comparing objective and cognitive representations of environmental cues. Golledge, R. G. and Rayner, J. N. eds. : *Proximity and Preference : Problems in the Multidimensional Analysis of Large Data Sets*. University of Minnesota Press, Minneapolis, 233-266.
- Golledge, R. G., Smith, T. R., Pellegrino, J. W., Doherty, S. and Marshall, S. P. (1985) : A conceptual model and empirical analysis of children's acquisition of spatial knowledge. *Jour. Environmental Psychology*, **5**, 125-152.
- Guttman, L. (1968) : A general nonmetric technique for finding the smallest coordinate space for a configuration of points. *Psychometrika*, **33**, 469-506.
- Lefever, D. W. (1926) : Measuring geographic concentration by means of the standard deviational ellipse. *American Jour. Sociology*, **32**, 88-94.
- Lloyd, R. (1982) : A look at images. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, **72**, 532-548.
- Lloyd, R. (1989) : Cognitive maps: encoding and decoding informations. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, **79**, 101-124.
- Lloyd, R. and Heivly, C. (1987) : Systematic distortions in urban cognitive maps. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, **77**, 191-207.
- MacKay, D. B. (1983) : Alternative probabilistic scaling models for spatial data. *Geogr. Analysis*, **15**, 173-186.
- MacKay, D. B. and Olshavsky, R. W. (1975) : Cognitive maps of retail locations: an investigation of some basic issues. *Jour. Consumer Research*, **2**, 197-205.
- MacKay, D. B. and Zinnes, J. L. (1981) : Probabilistic scaling of spatial distance judgments. *Geogr. Analysis*, **13**, 21-37.
- Magaña, J. R., Evans, G. W. and Romney, A. K. (1981) : Scaling techniques in the analysis of environmental cognition data. *Prof. Geogr.*, **33**, 294-301.
- Rayner, J. N. and Golledge, R. G. (1972) : Spectral analysis of settlement patterns in diverse physical and economic environments. *Environ. Plan.*, **4**, 347-371.
- Richardson, G. D. (1981a) : The appropriateness of using various Minkowskian metrics for representing cognitive configurations. *Environ. Plan. A*, **13**, 475-485.
- Richardson, G. D. (1981b) : Comparing two cognitive mapping methodologies. *Area*, **13**, 325-331.
- Schönemann, P. H. (1966) : A generalized solution of the orthogonal procrustes problem. *Psychometrika*, **31**, 1-10.
- Schönemann, P. H. and Carroll, R. M. (1970) : Fitting one matrix to another under choice of a central dilation and a rigid motion. *Psychomet-*

- rika, 35, 245-255.
- Spector, A. N. (1982) : Towards integrating a model of urban socioeconomic structure and urban imagery. *Environ. Plan. A*, 14, 765-787.
- Spector, A. N. and Rivizzigno, V. L. (1982) : Sampling designs and recovering cognitive representations of an urban area. Golledge, R. G. and Rayner, J. N. eds. : *Proximity and Preference : Problems in the Multidimensional Analysis of Large Data Sets*. University of Minnesota Press, Minneapolis, 47-79.
- Summers, J. O. and MacKay, D. B. (1976) : On the validity and reliability of direct similarity judgments. *Jour. Marketing Research*, 8, 289-295.
- Thurstone, L. L. (1927) : A law of comparative judgment. *Psychol. Rev.*, 34, 273-286. サーストン著, 吉田正昭訳(1968) : 比較判断の法則。吉田正昭訳編 : 『計量心理学リーディングス』誠信書房, 133-142.
- Tobler, W. R. (1965) : Computation of the correspondence of geographical patterns. *Papers of the Regional Science Association*, 15, 131-139.
- Tobler, W. R. (1983) : *Bidimensional Regression*. Discussion Paper, No. 6, Department of Geography, University of California, Santa Barbara, 72 p.
- Waterman, S. and Gordon, D. (1984) : A quantitative-comparative approach to analysis of distortion in mental maps. *Prof. Geogr.*, 36, 326-337.
- Young, F. W., Null, C. H., Sarle, W. S. and Hoffman, D. L. (1982) : Interactively ordering the similarities among a large set of stimuli. Golledge, R. G. and Rayner, J. N. eds. : *Proximity and Problems in the Multidimensional Analysis of Large Data Sets*. University of Minnesota Press, Minneapolis, 10-28.
- Zinnes, J. L. and MacKay, D. B. (1983) : Probabilistic multidimensional scaling : complete and incomplete data. *Psychometrika*, 48, 27-48.