幾何学的形態計測法による首都圏住宅地地価等値線図の分析

矢部直人

The analysis of isoline of land price in the Tokyo metropolitan area applying geometric morphometrics

Naoto YABE

Abstract : Geometric morphometrics which are recently developing field in biology are applied for the analysis of the shape of city. The isolines of land price in the Tokyo metropolitan area are examined for 1985-2004. The most important change happened in local scale in the research period, is summed up with three different warps through relative warp analysis which is one of the methods developed in the geometric morphometrics. First warp represents the change which extended to suburban city like Chiba, Omiya and Yokohama. Second warp represents the change towards the Kanagawa prefecture and western part of the Saitama prefecture. Third warp represents the change towards western part of the Tokyo prefecture. The results from regression analysis reveal that, the first warp is strongly reflected by the population of the inner city. The second warp is affected by the interest rate and the third warp has relation to the population of the Tokyo prefecture and GDP.

Keywords : 幾何学的形態計測法 (geometric morphometrics), 地価 (land price), 等値線 (isoline), 首都圏 (Tokyo metropolitan area)

1. はじめに

制度, 経済構造, 社会構造などの多様なプロセスが働いた結果を総合的に表わすと考えられる都市の形については, Bunge (1962) など従来から研究がなされてきた。そして1980年代に入ると, 近代科学が対象を個別に分解して専門分化が進んだことへの反動として, 複雑系やカオス理論といった自然界の複雑さをそのまま捉えるようなパラダイムが提示されてきたのである。そのような背景のもとで注目されるようになったフラクタルは, 物理学や生物学において形態の科学に対する興味を呼び起こした。地理学ではフラクタルは都市の形への研究で応用され, 都市の形に対する研究が再び脚光を浴びようになる (Batty and Longley, 1994)。

一方, 計量地理学の分野では近年, GISの発達とローカルモデルの構築という変革期が訪れている (奥野, 2001)。グローバルモデルは対象地域に一律に働くプロセスをモデル化するが, ローカルモデルは対象地域内における局地的なプロセスの解明を目的とする。ローカルモデルの代表例であるGAM (Geographical Analysis Machine) やLISA (Local Indicator of Spatial Autocorrelation) などは, それぞれ点パターン分析や空間的自己相関分析に対して用いられ (杉浦, 2003), 分析結果を地図上に視覚化できるためGISとの相性もよい。

Bunge (1962) の都市の形を測定する形状和という指標は, 一つの形 (都市) に一つの値が対応していた。フラクタルを都市の形態分析に応用した場合に計算されるフラクタル次元も, 一つの都市に対して一つの値をとる。つまり, Bungeの指標およびフラクタル次元は対象地域全体の特性を表すグローバ

矢部 : 〒192-0397 東京都八王子市南大沢1-1
東京都立大学大学院理学研究科 地理科学専攻
Department of Geography,
Tokyo Metropolitan University
E-mail yabe-naoto@c.metro-u.ac.jp

ルな指標であるといっただろう。そのため、対象とする都市内のローカルなプロセスを直接解明することはできない。

図1 タイとコイの形態間の変形

1980年代以降に生物学の分野では、局地的な形態の変化を分析する幾何学的形態計測法 (Geometric Morphometrics) が発展してきた (三中, 1999, 2003). タイとコイの形態変形を例にすると (図1), 頭部と尾ひれの変形がスプライン関数の補間によって視覚的に確認できる. そこでは標識点と呼ばれる, 二つの形態の間で対応する点の分布を比較していることになる. 二つの点分布を比較することは, 地理学においても二次元回帰分析として行なわれてきた (Tobler, 1994). 二種類の点分布に対して線形関数を用いた二次元回帰モデルでは, 拡大縮小・回転・平行移動という座標系全体に作用するアフィン変形を捉えることができる. アフィン変形は座標系全体に作用するものであり, 対象地域全体に作用するグローバルな変形を捉えるには線形関数による二次元回帰モデルでもよいが, 局地的に作用するローカルな変形は捉えることができない. そこで, 局地的な変形を捉える非線形関数を用いた二次元回帰モデルも考案されているが, 二つ以上の複数の点分布間のばらつきを評価する手法が確立されていないこと, 様々な規模の局地的な変形を分割して評価することができないこと, などが課題として考えられる. それに対し, 生物学の分野で発展してきた幾何学的形

態計測法の分析手法は, これらの課題を解決する手段となる可能性を持っている.

Wallace (2002) は, ニューヨークマンハッタンの街区別新生児 HIV 感染率を X 軸, 成人女性エイズ患者数を Y 軸とした散布図を対象に, 幾何学的形態計測法の分析手法を用いた研究を行なっている. しかし, 散布図という仮想空間を分析していることもあって実際の地理空間に結びつく解釈に乏しく, 幾何学的形態計測法の分析手法ならではの有効な結果が得られていないように思われる. 本研究では, この幾何学的形態計測法の分析手法を都市の形と関連する現象に対して応用し, 都市の形態のローカルな変形とそのプロセスを解明することを目的とする. 以下, 2 で幾何学的形態計測法の分析手法について概観し, 3 では首都圏の住宅地地価等値線図に対する適用結果を示したい.

2. 幾何学的形態計測法の分析手法

以下, 三中 (1999, 2003) を参考に, 幾何学的形態計測法の分析手法について概観する. 分析手法は二つの形態間の変形を記述する薄板スプライン関数による補間から, 複数サンプル間の形態のばらつきを評価する相対歪み解析へと進む. なお, 説明に用いた数式については三中 (1999) に倣った.

2. 1 薄板スプライン関数 (thin-plate spline) による変形の補間

分析の準備段階として, 各形態に標識点 (landmarks) を設定する. 標識点とは「ある規則にしたがって形態間で対応付けられ, 相同と想定される形態上の点」と定義されている (三中, 2003). 二つの形態間の変形は, この標識点の座標を手がかりにして薄板スプライン関数によって記述する. ここでは二つの形態 A, B 間の変形を分析する場合を考える. 形態 A を基準とした, 形態 A から形態 B への変形は以下の (1) 式の薄板スプライン関数によって表わされる.

$$x' = (a_{x1} \ a_{x2} \ a_{x3}) \begin{pmatrix} 1 \\ x \\ y \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^n w_{xi} \cdot U(r_i)$$

$$y' = (a_{y1} \ a_{y2} \ a_{y3}) \begin{pmatrix} 1 \\ x \\ y \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^n w_{yi} \cdot U(r_i) \quad (1)$$

ただし、 x, y は形態 A 内の任意の座標、 x', y' は形態 B 内の任意の座標、 a, w はパラメータ、 n は標識点の個数、 $U(r_i)$ は薄板スプライン関数の基底関数、 r_i は標識点以外の補間されるべき任意の点と標識点 i との距離である。薄板スプライン関数の基底関数は以下の (2) 式で表わされる。

$$U(r_{ij}) = r_{ij}^2 \ln(r_{ij}^2) \quad (2)$$

ただし、 r_{ij} は形態 A の標識点 ij 間の距離である。

(1) 式により標識点以外の形態内の座標も変形後の座標値を求めることができるため、格子をかぶせることによって変形を視覚的に表現することができるのである。なお(1)式は、全変形＝アフィン変形（右辺第一項）＋非アフィン変形（右辺第二項）というように表わされている。形態全体におよぶ拡大縮小・回転・平行移動といったグローバルな変形はアフィン変形、その他の局地的な変形は非アフィン変形というように分割されているのである。しかし、局地的な変形には様々な地点、様々な規模での変形があるが、(1) 式右辺第二項ではそれがすべてまとめられてしまっている。そのため、局地的な変形をその規模によって分けるのが、次項で説明する主歪み・部分歪みへの直交分割である。

2. 2 主歪み(Principal Warp), 部分歪み(Partial Warp) への分割

まず、形態 A の標識点 n 個の座標を含む $n \times 3$ 型の行列 Q を以下のように表わす。

$$Q = \begin{pmatrix} 1 & x_1 & y_1 \\ 1 & x_2 & y_2 \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_n & y_n \end{pmatrix} \quad (3)$$

次に、基底関数 U の各標識点における値を並べた $n \times n$ 型行列 P_n を以下に表わす。

$$P_n = \begin{pmatrix} 0 & U(r_{12}) & \dots & U(r_{1n}) \\ U(r_{21}) & 0 & \dots & U(r_{2n}) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ U(r_{n1}) & U(r_{n2}) & \dots & 0 \end{pmatrix} \quad (4)$$

さらに、 P_n と Q を組み合わせた $(n+3) \times (n+3)$ 型行列 L を以下のように定義する。

$$L = \begin{pmatrix} P_n & Q \\ Q' & 0 \end{pmatrix} \quad (5)$$

Q' は Q の転置行列、 0 は 3×3 型のゼロ行列である。この L の逆行列 L^{-1} の左上 $n \times n$ 型部分行列 L_n^{-1} を屈曲エネルギー行列 (Bending Energy Matrix) と呼び、次にこの L_n^{-1} を固有値分解する。

$$L_n^{-1} = E \cdot \Lambda \cdot E^{-1} = E \cdot \Lambda \cdot E'$$

$$= (e_1 \ e_2 \ \dots \ e_{n-3} | e_{n-2} \ e_{n-1} \ e_n)$$

$$\begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_{n-3} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e'_1 \\ e'_2 \\ \vdots \\ e'_{n-3} \\ e'_{n-2} \\ e'_{n-1} \\ e'_n \end{pmatrix} \quad (6)$$

ここで、 Λ は $n-3$ 個の固有値 λ をもち、 E の最初の $n-3$ 列は固有ベクトル e である。この固有ベクトルを非アフィン変形の主歪み (Principal Warp)、主歪みと基底関数値の内積を部分歪み (Partial Warp) と呼ぶ。

ここで、形態 B の n 個の標識点を含む $2 \times n$ 型の行列 V を以下のように表わす。

$$V = \begin{pmatrix} V_x \\ V_y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x'_1 & x'_2 & \dots & x'_n \\ y'_1 & y'_2 & \dots & y'_n \end{pmatrix} \quad (7)$$

ここで、 $V_x \cdot e_i$ と $V_y \cdot e_i$ を第 i 番目の部分歪み得点と呼び、部分歪み得点ベクトル $V \cdot e_i$ は部分歪みの結果として標識点に変形する方向を表わす。以上をまとめると以下の (8) 式のようになる。

全変形＝アフィン変形＋非アフィン変形

$$= \text{アフィン変形} + \sum_{i=1}^{n-3} \{(\text{固有値}) \cdot (\text{部分歪みによる変形})\} \quad (8)$$

局地的な変形を捉える非アフィン変形は、固有値が示す変形の規模と、主歪みによって直交分割されることになる。これにより、局地的な変形を詳細に検討することが可能となるのである。

図2 相対歪み解析の手続き

2. 3 相対歪み解析 (Relative Warp Analysis)

これまでは二つの形態間の変形を分析してきたが、二つ以上のサンプル形態間の変形を比較する際には、複数サンプル間の形態のばらつきを評価する必要がある。分析には、基準となる形態が必要であるため、GPA (Generalized Orthogonal Least-squares Procrustes Average : Rohlf and Slice, 1990) を用いて複数サンプル間の平均的な形態を構築する。これはコンセンサス形態と呼ばれ、各サンプル間の形態のばらつきが大きいほど、コンセンサス形態からの分散の程度は大きいと判断できる。このコンセンサス形態から各形態への変形を表わす部分歪み得点を、縮約してまとめるのが相対歪み解析である (図2)。

コンセンサス形態からサンプル i への変形を薄板スプラインで補間したときの、部分歪みスコア $V_{ix} \cdot e$, $V_{iy} \cdot e$ をまとめ、サンプル数 m の平方根で除した $m \times 2(n-3)$ 型行列 Ω は以下ようになる。

$$\Omega = (\Omega_x | \Omega_y) = \frac{1}{\sqrt{m}} \begin{pmatrix} V_{1x} \cdot e_1 & \cdots & V_{1x} \cdot e_{n-3} & V_{1y} \cdot e_1 & \cdots & V_{1y} \cdot e_{n-3} \\ V_{2x} \cdot e_1 & \cdots & V_{2x} \cdot e_{n-3} & V_{2y} \cdot e_1 & \cdots & V_{2y} \cdot e_{n-3} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ V_{mx} \cdot e_1 & \cdots & V_{mx} \cdot e_{n-3} & V_{my} \cdot e_1 & \cdots & V_{my} \cdot e_{n-3} \end{pmatrix} \quad (9)$$

この行列 Ω を特異値分解する。

$$\Omega = S \cdot D \cdot R' \quad (10)$$

R を構成するベクトルを相対歪みと呼ぶ。 S は相対歪み得点行列、 D は特異値を対角要素とする行列であり、各相対歪みの変動の大きさを示している。なお、以上の相対歪み解析は、ニューヨーク州立大学のホームページ (<http://life.bio.sunysb.edu/morph/> : 2005年5月10日検索) から入手できる tpsRelw によって実行できる。本研究ではこの tpsRelw を用いて相対歪み解析を行なった。

3. 首都圏住宅地地価等値線図の相対歪み解析

3. 1 資料

従来の都市の形に対する研究では、都市の行政界や、都市化地域の境界線などが分析対象とされてきた。本研究では地価の等値線の形態に対して相対歪み解析を行なう。地価は景気動向などを反映して変動し、国土交通省から毎年1月1日時点の地価が公示地価として発表されている。公示地価は評価点ごとの点データであるが、東急不動産株式会社が1962年から毎年発表している『地価分布図』では、首都圏の住宅地地価が面的なデータとして表わされている。2005年1月27日に行なった東急不動産への聞き取り調査では、公示地価に加えて、子会社の東急リパブルが把握している実際の住宅地取引価格を含めて毎年1月時点の分布図を作成しているとのことであった。本研究ではこの『地価分布図』をもとに、地価等値線の形態の時系列的な変化を分析する。対象期間は1985～2004年の20年間であり、この20年間を通して比較可能な1㎡当たり45万円の等値線の形態を分析する。

等値線の形態の時系列的な変化を概観すると (図3), 1985年において等値線に囲まれているのは、

図3 地価等値線（45万円/㎡）と主要鉄道路線

資料：『地価分布図（各年版）』東急不動産

ほぼ山手線の内側と東急東横線沿線自由が丘駅にかけての地域である。ところが、バブル経済のピークである1990年になると、土地の値上がりを反映して横浜、町田、高尾、さいたま新都心、千葉など、郊外の業務核都市に至るまで等値線は拡大した。東京都住宅白書（1992）によると、この時期は住宅地価格が高騰し、平均的なサラリーマンの年収の5倍で買うことのできる住宅は1990年には神奈川県相模湖町にまで遠のいたのである。ところがバブル経済が崩壊した後、1995年になると西側は多摩川、東側は江戸川に囲まれる地域まで等値線が大幅に後退している。2000年にはさらに都心方向に後退し、特に東側の地域では隅田川に沿った地域にまで後退している。このように地価等値線の形態は時系列で著しい変化が見られ、その形態の変形も一様ではなく、都心からの方向によって局地的に異なる様子が分かる。そこで、20年間の地価等値線の形態の相対歪み解析を行なうことにより、局地的な変化を明らかにし、その背景にあるプロセスを検討する。

3. 2 相対歪み解析

解析を行なう際に、形態間で比較可能な標識点を設定する必要がある。本研究では等値線と鉄道路線が交差する点を標識点として設定した。地価分布図からは明らかに鉄道路線に沿った形で等値線が伸びているため、形態間の変動を比較するにはふさわし

いと考えられる。また、同一の鉄道路線上の点を比較するため、ある規則に従った相同な点という標識点の定義も満足することができる。鉄道路線はJRと私鉄を含めて、都心から郊外へ放射状に伸びる13路線を選択した（1：JR東海道線、2：東急東横線、3：東急田園都市線、4：小田急小田原線、5：京王相模原線、6：JR中央線、7：西武新宿線、8：西武池袋線、9：東武東上線、10：JR京浜東北線、11：JR常磐線、12：JR総武線、13：JR京葉線）。京成本線とJR総武線など接近する路線はどちらか一方を選択した。都心から西の郊外へ向かう路線が多いが、東京では私鉄による郊外開発が西側から進んだこともあり、もともと西側へ向かう路線が多いことによる。また、東急東横線は年により路線の終点よりも等値線が先にあるため、路線と等値線が交差しない場合もあったが、その場合は終点を標識点として用いた。

この13路線の標識点を対象期間の20年分の形態に対して設定し、コンセンサス形態を構築した（図4）。その後、コンセンサス形態から各形態への変形である部分歪み得点を計算し、各形態間の変形を評価するために相対歪みを計算した。結果、全変動のうち相対歪み1～3が占める累積寄与率は78.3%であった。規模の大きな局地的な変動はこれら三つの相対歪みに分割できると考えられるため、以下の議論ではこれら三つの相対歪みを扱う。

図4 コンセンサス形態

ここでは、各年次の相対歪み得点の推移を、コンセンサス形態からの変形を見ながら分析する（図5～7）。各相対歪みの原点（相対歪み得点が0）はコ

ンセンサス形態に対応しており、相対歪み得点が高いほどコンセンサス形態からの変形が大きいことを表わす。相対歪み得点から薄板スプライン関数により形態の変形が再現できるため、グラフの上にコンセンサス形態から変形した形態を表示した。

相対歪み1の形態変化をみると、正の得点では千葉へ向かうJR総武線とJR京葉線を表わす12番と13番の標識点が東側へ大きく伸びているのに対し、負の得点では西側へへこんでいるのが特徴的である(図5)。さらに、大宮へ向かうJR京浜東北線を表わす10番の標識点も、正の得点では北側に伸びているが、負の得点では南側へ縮んでしまっている。また、JR東海道線を表わす1番の標識点も、正の得点では南西へ伸びている。そのため相対歪み1は都心から東側の千葉方向、北側の宮崎方向、またJR東海道線沿いの横浜方向への局地的な変形を表わしていると考えられる。

年ごとの相対歪み得点の推移では、バブル発生前夜の1985年では負の得点であるが、1992年のピークに向かって正の得点となり、バブル経済崩壊後また負の得点に戻ってきている。このことを形態の変形

と関連付けると、バブル経済のピークである1990年前後には等値線は千葉・大宮・横浜方向に向かって大きく拡大したが、バブル経済崩壊後また大きく都心方向に戻ってきていることになる。相対歪み1の寄与率は49.7%であり、対象期間における等値線の一番大きな局地的な変化は、千葉・大宮・横浜、つまり国土交通省の首都圏整備計画によって指定された業務核都市方向への伸縮であったといえよう。

相対歪み2(寄与率16.5%)の両端の形態では、東急東横線、東急田園都市線、小田急小田原線など神奈川県方面へ向かう路線を表わす2～4番の標識点が北東―南西方向に伸縮している様子が明らかである(図6)。また、埼玉県方面へ伸びる西武池袋線と東武東上線を表わす8番、9番の標識点は正の得点では互いに接近するのに対して、負の得点では互いの距離が離れる。西武池袋線と東武東上線は共に池袋から出発しており、等値線が池袋に近づくとき標識点同士が接近する。そのため、相対歪み2はこの両路線に沿った変形も捉えているといえよう。相対歪み2は主に都心から南西方向にある神奈川県方面への伸縮、および西武池袋線、東武東上線沿線の

相対歪み得点0.25のときの形態

相対歪み得点-0.25のときの形態

相対歪み得点0.25のときの形態

相対歪み得点-0.15のときの形態

図5 相対歪み1の相対歪み得点の推移とその形態

図6 相対歪み2の相対歪み得点の推移とその形態

埼玉県方面への伸縮を表しているのである。しかし、その形態の変形は対照的であり、正の得点では神奈川県方面が伸びるのに対して、負の得点では埼玉県方面が伸びるという関係になっている。相対歪み得点の推移との関連では、バブル経済期まではおおむね正の得点を示しているが、その後負の方向に推移して1998年に底を打つ。その後、2004年に向かって再び正の得点へ向かって形態が変化してきている。

相対歪み3（寄与率11.9%）の両端の形態を比較すると、小田急小田原線、京王相模原線、JR中央線を示す4～6番の標識点が東西方向に移動していることが目立つ（図7）。これらの路線は町田や多摩ニュータウン、八王子など東京都西郊へ伸びる路線であり、相対歪み3は主に都心から東京都西部への局地的な伸縮を捉えていると考えられる。また、JR総武線、JR京葉線を示す12番、13番の標識点も若干ではあるが東西に移動している。相対歪み得点と形態変形の関係は、正の得点を示す場合には東京都西部へ等値線が拡大し、負の得点を示す場合には都心方向への縮小を表わす。相対歪み得点の年次推移をみると、1990年前後のバブル経済のピーク期に

正の得点を示した後、1997年あたりまで上下に細かく振動している。その後、上昇に転じて2002年からは正の得点を示している。

3. 3 局地的な形態変形のプロセス

地価等値線の局地的な形態の変動は、直交する相対歪み1～3にまとめられた。これらの局地的な形態の変動がどのようなプロセスで生じているのか分析するために、各年の相対歪み得点を被説明変数とした重回帰分析を行なった。用意した説明変数は、不動産市場の需給に影響を与える1) 東京都人口、2) 東京都23区人口増加数、3) GDP増加率、4) 新発10年国債金利、5) ゼロ金利政策、の五つである（表1）。ゼロ金利政策は1999年2月～2000年8月にかけて日銀が短期金融市場に介入することで実施され、その後2001年3月から量的緩和策として実質的に復活した。ここでは各年1月時点で政策が実施されている年を1、それ以外の年を0としたダミー変数を用意した。相対歪み1～3それぞれの相対歪み得点を被説明変数としてステップワイズ法により重回帰分析を行なった結果、相対歪みはそれぞれが直交していることもあり、それぞれ異なる説明変数が採択された（表2）。

相対歪み1に対しては、東京都23区人口増加数が採択された（表2参照）。決定係数の値は0.732と高く、形態の変動をうまく説明できているといえよう。相対歪み1は主に千葉・大宮・横浜方向への伸縮を表わしており、正の相対歪み得点を示すときは千葉・大宮・横浜方向への拡大、負の相対歪み得点を示すときには都心方向への収縮を表わしていた。東京都23区人口増加数の標準偏回帰係数は負の値であり、23区の人口が減少すると相対歪み得点は正になるという関係を示す。つまり、23区の人口が減少しているときは、千葉・大宮・横浜方向への拡大がみられ、逆に23区の人口が増加しているときは都心方向に収縮しているということになる。つまり、1980年代後半のバブル経済期、23区から住宅を求めて郊外に転出した層の多くは千葉・大宮そしてJR東海道線沿いの横浜方向に住宅を求め、それによりこれらの地区の住宅市場が逼迫して地価が上昇したと考

図7 相対歪み3の相対歪み得点とその形態

表 1 重回帰分析に用いた説明変数

	東京都人口	23 区人口 増加数	前年比 GDP 増加率	10 年国債 金利	ゼロ金利 政策
1985	11,612,356	21,615	3.1	6.67	0
1986	11,682,315	20,093	5.1	6.26	0
1987	11,740,896	8,618	3.0	5.38	0
1988	11,740,361	-46,045	3.8	5.05	0
1989	11,718,720	-55,750	6.8	4.85	0
1990	11,698,060	-58,414	5.3	6.10	0
1991	11,684,927	-46,124	5.2	6.52	0
1992	11,683,316	-33,054	3.4	5.38	0
1993	11,666,227	-43,084	1.0	4.67	0
1994	11,627,577	-56,140	0.2	3.28	0
1995	11,598,634	-42,140	1.1	4.57	0
1996	11,587,726	-24,672	1.9	3.10	0
1997	11,602,642	336	3.4	2.63	0
1998	11,641,308	16,478	1.9	1.85	0
1999	11,694,934	28,966	-1.1	1.87	0
2000	11,750,351	29,209	0.1	1.70	1
2001	11,823,029	46,126	2.9	1.50	0
2002	11,907,350	55,600	0.4	1.32	1
2003	11,996,211	58,757	-0.5	0.85	1
2004	12,074,598	47,842	2.5	1.32	1

資料：

23 区人口増加数(前年比)、東京都人口数：『住民基本台帳による東京都の世帯と人口』東京都

10年国債金利（各年1月末発行時）：日本銀行金融経済統計(<http://www.boj.or.jp/stat/2005年5月10日検索>)前年比 GDP 増加率（暦年）：内閣府経済総合研究所統計情報サイト(<http://www.esri.cao.go.jp/2005年5月10日検索>)

えられる。古くは戦前から開発が進んでいた神奈川県方面とは異なり、千葉・大宮方面は東京大都市圏の中でも住宅開発が遅れていた地域でもある。住宅開発が進んだことで地価が上昇する幅も大きく、都心から転出してくる人口の受け皿となる際に敏感に反応したのではないだろうか。また、バブル経済期に問題となった東京都心一極集中を緩和させるために、業務の分散を意図して郊外に業務核都市が指定された。この業務機能の分散から波及する住宅地需

要への期待が、住宅地地価を上昇させた面もあるだろう。逆にバブル経済崩壊後には、東京都心で人口が増加する都心部への人口回帰現象がみられた（矢部、2003）。そのことは住宅需要の減少という回路を通じて、主に千葉・大宮・横浜の業務核都市方向の地価下落を招いたとも考えられる。

相対歪み 2 の説明変数としては、新発 10 年国債金利、ゼロ金利政策が採択された（表 2 参照）。決定係数の値は 0.482 であるが、モデルの F 検定の結果は 1% 水準で統計的に有意である。10 年国債の金利は長期金利の代表的な指標であり、住宅金融公庫の貸し出し金利や都市銀行の住宅ローン金利はおおむね 10 年国債の金利に連動している。10 年国債の金利は 1985 年から、多少の上下はあるもののほぼ一貫して下がってきた（表 1 参照）。10 年国債金利に対して推定された標準偏回帰係数は正の値であり、金利が下落すると相対歪み得点も下がるという関係を示している。ゼロ金利政策に対して推定された標準偏回帰係数の値も正であり、政策が実施されている年は相対歪み得点が上がるという関係を示している。相対歪み 2 の得点は、1998 年までは下がり続ける傾

表 2 重回帰分析（ステップワイズ法）の結果採択された説明変数

	標準偏回帰係数	決定係数
相対歪み 1		0.732**
23 区人口増加数	-0.855**	
相対歪み 2		0.482**
10 年国債金利	0.889**	
ゼロ金利政策	0.508*	
相対歪み 3		0.470**
東京都人口数	0.630**	
前年比 GDP 増加率	0.412*	

**：有意水準 1% *：有意水準 5%

注）説明変数の採択基準は F 確率 5%

向にあった。相対歪み得点が負の方向へ推移するということは、等値線の形態との関係では西武池袋線・東武東上線沿線方向への拡大を表わしていた。つまり、金利の低下はこの両路線沿線の地価上昇と一定の関係がある。住宅ローン金利が下がったことによって住宅購入意欲を刺激された人の多くは、この両路線沿線に住居を購入したということが考えられるのである。1985～1990年代半ばにかけての住宅開発がこの両路線沿線で進んだこともあるだろう。しかし、1998年以降は金利がさらに下落するが、相対歪み得点は上昇している。この期間に限れば、金利の下落は神奈川県方面の地価上昇を促しているという関係にあるともいえる。この期間の超低金利を招いたのは日銀によるゼロ金利政策であり、この1998年を底とした相対歪み得点の反転は、部分的にはあるがゼロ金利政策の実施が影響しているといえる。1997年のアジア経済危機、北海道拓殖銀行および山一證券の破綻という一連の流れは、日本の金融システムリスクを増大させ、日銀はゼロ金利政策に踏み切った。このゼロ金利政策が実施されたことは、住宅ローン金利の低下を通して、主に神奈川県方面への住宅取得意欲を刺激したと考えられる。等値線は1998年を境に神奈川県方面へ拡大、池袋への縮小という変形をしており、これは同じ金利の下落でも効果を受ける地域が年次によって移り変わっていることを表わしている。

相対歪み3の説明変数としては東京都人口数、前年比GDP増加率が採択された（表2参照）。決定係数は0.470であるが、モデルのF検定の結果は1%水準で統計的に有意であった。標準偏回帰係数は両方とも正の値を示しているため、東京都の人口が増加する、あるいはGDPが増加すると相対歪み得点も増加するという関係にある。相対歪み得点の増加は、東京都西部への拡大を意味していた。これは東京都の人口増加が主に都心の西側で起きており、その地域における住宅需要が根強いことの表れであろう。

4. むすび

本研究では1985～2004年の期間、首都圏の住宅地

地価等値線の形態を対象として相対歪み解析を行なった。その結果、等値線の局地的な変形は、1) 千葉・大宮・横浜の業務核都市方向への伸縮、2) 神奈川県、埼玉県西部方向への伸縮、3) 東京都西部方向への伸縮、に分けられた。その後、重回帰分析を行なった結果、1) の千葉・大宮・横浜の業務核都市方向への変形には23区の人口増減が関係していることが判明した。2) の変形では、埼玉県西部方向への等値線の拡大にはバブル経済期までの金利低下が、神奈川県方向への等値線の拡大にはゼロ金利政策の実施が影響していることが明らかになった。3) の東京都西部方向への変形には、東京都人口数および前年比GDP増加率が関係していた。

本研究で応用した相対歪み解析により、等値線の局地的な変形には様々な方向性があることが確認された。対象地域全体の変形をグローバルに捉えるのではなく、対象地域内の局地的な変形を捉えることで対象地域内の多様性を明らかにすることができるのである。局地的な変形のプロセスに関する検討結果は、対象地域全体に影響すると思われる変数（東京都人口数、23区人口増加数）、もしくは日本全体に影響すると思われるナショナルな変数（10年国債金利、ゼロ金利政策、GDP増加率）であっても、特に影響を受ける地域とそうでない地域があることを示唆している。今日の世界では、グローバルな空間スケールで生じる要因に対して、ローカルな空間スケールでは多様な反応を引き起こす。ローカルモデルには様々な空間スケール間の相互作用を明らかにしていく可能性があり、今後、その必要性はますます高まっていくのではないだろうか。

謝辞

資料の提供および聞き取り調査に快く応じていただいた、東急不動産株式会社資産活用事業本部鑑定部の外部佳映様、様々な助言をいただいた首都大学東京都市環境学部の杉浦芳夫先生に厚くお礼申し上げます。

文献

奥野隆史（2001）計量地理学の新しい潮流—主としてロ

- ーカルモデルについてー. 地理学評論 74 : 431-451.
- 杉浦芳夫編 (2003) 『地理空間分析』朝倉書店.
- 東京都 (1992) 『東京都住宅白書』東京都.
- 三中信宏 (1999) 形態測定学. 棚部一成・森 啓編『古生物の科学 2 古生物の形態と解析』61-99. 朝倉書店.
- 三中信宏 (2003) 生物形態とその変形をどのように定量化するかー幾何学的形態測定学への道ー. 関村利朗・野地澄晴・森田利仁編『生物の形の多様性と進化ー遺伝子から生態系までー』313-328. 裳華房.
- 矢部直人 (2003) 1990年代後半の東京都心における人口回帰現象ー港区における住民アンケート調査の分析を中心にしてー. 人文地理 55 : 277-292.
- Batty, M. and Longley, P. (1994) *Fractal cities*. London: Academic Press.
- Bunge, W. (1962) *Theoretical geography*. Lund Studies in Geography Ser. C. General and Mathematical Geography No. 1.
- Rohlf, F. J. and Slice, D. E. 1990. Extensions of the procrustes method for the optimal superimposition of landmarks. *Systematic Zoology* 39:40-59.
- Tobler, W. R. 1994. Bidimensional regression. *Geographical Analysis* 26:187-212.
- Wallace, R. G. (2002) The shape of space: Applying geometric morphometrics to geographic data. *Environment and Planning A* 34: 119-144.