

日本全国における市区町村別乗用車保有率の
ローカル回帰モデル推定

課題番号 20500890

平成 20～22 年度科学研究費補助金（基盤研究（C）（一般））研究成果報告書

平成 23 年 3 月

研究代表者 奥 井 正 俊
(宇都宮大学教育学部教授)

研究組織

研究代表者： 奥井正俊（宇都宮大学教育学部教授）

研究経費

直接経費

平成20年度 100千円

平成21年度 100千円

平成22年度 300千円

合計 500千円

目 次

1. 研究課題	1
2. 研究方法	2
2.1 GWRの基本モデル	3
2.2 仮説検定とモデル評価の方法	4
2.3 諸変数の定義と説明	5
2.3.1 基準変数	5
2.3.2 説明変数	7
2.3.3 空間変数	9
2.4 データの変換とソフトウェア	9
3. 年次別モデル推定の結果	10
3.1 1970年の結果	11
3.2 1975年の結果	12
3.3 1980年の結果	14
3.4 1985年の結果	17
3.5 1990年の結果	19
3.6 1995年の結果	21
3.7 2000年の結果	23
3.8 2005年の結果	25
3.9 まとめ	28
4. パラメータ推定値の縦断的検討	29
4.1 統計的分布	29
4.1.1 説明変数 INCOME のパラメータ推定値	30
4.1.2 説明変数 DENSITY のパラメータ推定値	32
4.1.3 説明変数 COMMUTER のパラメータ推定値	33
4.1.4 説明変数 FEMALE のパラメータ推定値	35
4.2 空間的分布	36
4.2.1 説明変数 INCOME のパラメータ推定値	39
4.2.2 説明変数 DENSITY のパラメータ推定値	41
4.2.3 説明変数 COMMUTER のパラメータ推定値	43
4.2.4 説明変数 FEMALE のパラメータ推定値	43
4.3 まとめ	44

5. 決定因の地域分化の検討	45
5.1 対象地区のクラスタリング	46
5.1.1 第Ⅰ期	47
5.1.2 第Ⅱ期	49
5.2 クラスターの性格と空間的分布	51
5.2.1 第Ⅰ期	51
5.2.2 第Ⅱ期	53
5.3 縦断的変化	57
6. 結 語	61
付 錄 A	66
付 錄 B	88
付 錄 C	90
文 献	104
統計資料	107
U R L	107

1. 研究課題

本研究は日本全国における市区町村別乗用車保有率のパネルデータに対してローカル回帰分析法の一つである地理的加重回帰法を横断面的に適用し、乗用車保有率の空間変動因を局地的レベルにおいて考察することにより、高度成長期以来国家的規模で進展してきたモータリゼーションの空間プロセスを解明しようとする試みである。

乗用車保有率は乗用車の普及度を測るためのパロメータであるが、各地域の自然環境や社会経済的条件その他の諸条件が反映して地域的に大きな差異が生じている。そのため、乗用車保有率はモータリゼーションの測定指標として、さらには交通システムの構造指標として有用であり、交通地理学をはじめとする交通諸科学の研究に用いられている。

この乗用車保有率をめぐる研究は1970年代の石油危機後におけるエネルギー資源への関心の高まりと、その後の1990年代における地球温室効果ガスと環境問題への関心の高まりが契機となって発展をとげてきた。たとえば Silberston(1970), Bayliss(1981), Wheaton(1982), Tanner(1983), 中村ほか(1984), Khan et al.(1986), Ingram et al.(1997), Johansson et al.(1997)などは世界的規模の研究の事例であり、英国の Tanner(1963), Sleeman(1969), Buxton et al.(1972), Pearman et al.(1976), Button(1980), アイルランドの McCarthy(1978), 米国の Sanghi(1976), 日本の芦沢(1980), 鹿島ほか(1980), 肥田野ほか(1985), Nojiri(1992), 伊藤(1997)などは国家的規模の研究の事例であり、米国ボストン大都市圏の Kain(1967), 英国ヨーク州の Button(1973), 大阪府の毛利ほか(1982), 福島県の酒井(1989)などは局地的規模の研究の事例である¹⁾。これらの研究は回帰分析等による空間変動因の検証、所得弾力性²⁾と将来予測値の推定において大きな成果をおさめている。

しかしながら、この分野におけるすべての研究が終ったわけではない。研究者たちが心血をそいできた乗用車保有率モデリングに関しては、新しい型の回帰モデルを導入し、未知の決定因を探求することによって、モデルの説明力と予測の精度を高めることが課題である。また、そのような技術的課題とともに、実際に起こっているモータリゼーションの状況変化を観察し、その変化を生ぜしめた背景要因と地理的条件の考察まで研究を深化させていくことが必要である。

乗用車保有率をめぐる先行研究は、ほとんどの場合、対象地域の空間的規模やデータの集計形式にかかわらず一様に回帰分析のグローバルモデルに寄り掛かっていた。このグローバル回帰モデルは関数関係の地域全体にわたる定常性を前提としたものである。ところが、長く伝統的に用いられてきたグローバル回帰モデルに代わって、空間的非定常性を仮定するローカル回帰モデルの研究が近年始まった。今のところ Clark(2004, 2007)が見られるくらいのものであるが、この二つの事例研究はグローバル回帰モデルを上回る良好な結果をもたらしている。しかし、ローカル回帰モデルの研究は始まったばかりであり、今の段階では明確になっていない点も少なくない。

上述の英国ヨーク州を対象とする Clark(2004)および同国のイングランドとウェールズ地方を

対象とする Clark(2007)は、2001年国勢調査から得られた小地域単位のデータに³⁾、ローカル回帰モデルの地理的加重回帰法 [geographically weighted regression] (以下 GWR) を適用したクロスセクション分析の研究である。基準変数として世帯当たり乗用車両数を、説明変数として世帯所得と人口密度をモデルに組みこみ、分析の結果から、回帰係数のパラメータ推定値がどのように空間変動するかの読みとりを試みている。したがって、この先駆者による二つの事例研究では GWR の有効性の検証に主眼が置かれており、時間系列次元や空間プロセスへの言及はみられない。

筆者は日本全国における乗用車保有率の空間変動因に関して、クロスセクション分析を時間的に積み上げた事例研究をすでに報告した（奥井、2002）。ところが、その試みは変数間のグローバル関係を、都道府県を統計単位として分析したため、空間変動因のおよその変化傾向はつかめたとしてもその意味するところにはおのずから限界があったといわねばならない。しかし、そうではなくして空間的非定常性の仮定に立つローカル回帰モデルとともに都道府県レベル以下の小地域単位のデータを用いれば、空間変動因の動態がきめ細かく考察できるようになると思われる。

本研究では日本全国における市区町村単位のパネルデータを用いて、GWR による乗用車保有率モデリングのクロスセクション分析を時間的に積み上げ、その一組の結果をもとに、次のような関連ある三つの問題の考察を行う。その第 1 は統計的モデルの選択問題として GWR の出来と有効性を評価すること、第 2 は GWR によるパラメータ推定値の分布と推移を観察し、パラメータ推定値の時空間構造をあきらかにすること、第 3 は GWR のパラメータ推定値にもとづく乗用車保有率の空間変動ないしは地域差を生み出してきた空間のメカニズム、すなわち国家的規模で進展してきたモータリゼーションの空間プロセスの検討である。

注)

- 1) いざれもクロスセクションデータまたはパネルデータを用いた事例である。時系列データを用いた事例はここには含まれていない。
- 2) 所得弾力性は主として交通経済学者たちの研究関心である。Ingram et al.(1999, pp.333-334, Table 10-2)は、先行諸研究で得られた所得弾力性推定値の一覧を供与している。
- 3) 英国の 2001 年国勢調査では世帯における乗用車保有 [residential car and van ownership] の質問項目が置かれている。Clark(2004, 2007)は、調査区 [ward] 単位の車両総数と世帯総数から定まる世帯当たり乗用車両数を、回帰モデルの基準変数として用いた。調査区は Clark(2004)における 220 区、Clark(2007)における 8868 区と多数に上っている。

2. 研究方法

本節では、まずここに用いるローカル回帰モデル GWR のアイデアと基本構造、仮説検定とモデル評価の方法、グローバル回帰モデルについて述べる。次に、回帰モデルに組みこむ諸変数の定

義と説明、データの変換、ソフトウェアなどの細目にわたって述べる。

2.1 GWR の基本モデル

GWR は 1990 年代に英国の地理学者たちによって考案された空間分析ツールである。当初は探索的データ解析に用いられていたが、近年では事例研究におけるモデル構築のためにも利用されている。もっとも、交通研究の分野における適用例は今のところ、Hadayeghi et al.(2003), Lloyd et al.(2005), Clark(2004, 2007)など数例をみるにすぎない。以下では、GWR の金字塔をうちたてた英国の地理学者たちの業績 (Brunsdon et al., 1996; Fotheringham et al., 2002) や中谷(2003)の解説その他の文献にもとづいて、GWR の考え方をまとめておこう。

GWR は基準変数と説明変数との関数関係が空間的に変動するという状態、つまり空間的非定常性を仮定する回帰分析の手法である。GWR は空間的非定常性問題の解決を意図するために考案されたローカルモデルの一つであるが(奥野, 2001), その一番の特徴はカーネル関数の組みこみにある。

GWR の基本モデルは次式により与えられる。

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1, m} \beta_k(u_i, v_i)x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

ここでの y は基準変数、 x は m 個の説明変数、 (u_i, v_i) は基準地点 i の空間座標、 β_0 は基準地点 i における回帰切片(定数項)、 β_k は基準地点 i における第 k 番目の説明変数の回帰係数、 ε は誤差項である。この式が示すように、GWR はデータの測定対象である基準地点の地理的位置、つまり空間座標を組みこんだ点で通常の最小二乗法による回帰モデル(以下 OLS) と差違があり、空間的に変動するローカル回帰係数のパラメータ推定値を与えるものである。

GWR の回帰式は行列表示で次式により表わされる。

$$\mathbf{y} = (\boldsymbol{\beta} \otimes \mathbf{x})\mathbf{1} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.2)$$

ここでの計算記号 \otimes は回帰係数行列 $\boldsymbol{\beta}$ の要素とこれに対応する説明変数データ行列 \mathbf{x} の要素の乗法である。いま、基準地点が n 個あり、 $\boldsymbol{\beta}$ および \mathbf{x} が $n \times (m+1)$ 行列、 $\mathbf{1}$ が 1 の $(m+1) \times 1$ ベクトルであるとすれば、 n 個の組の回帰係数からなる $\boldsymbol{\beta}$ は次に示すとおりである。

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0(u_1, v_1) & \beta_1(u_1, v_1) & \cdots & \beta_m(u_1, v_1) \\ \beta_0(u_2, v_2) & \beta_1(u_2, v_2) & \cdots & \beta_m(u_2, v_2) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \beta_0(u_n, v_n) & \beta_1(u_n, v_n) & \cdots & \beta_m(u_n, v_n) \end{pmatrix} \quad (2.3)$$

この行列に並ぶパラメータ推定量 $\hat{\beta}(i)$ は加重最小二乗法を用いて次式により推定される。

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}(i) = (\mathbf{x}^T \mathbf{w}(i) \mathbf{x})^{-1} \mathbf{x}^T \mathbf{w}(i) \mathbf{y} \quad (2.4)$$

上式の \mathbf{w} は $n \times n$ 加重行列であるが、下記のようにその非対角要素はゼロ、対角要素 w_{ij} は基準地点 i が周辺地点 j に対して及ぼす影響の強さ、つまり空間加重である。

$$w(i) = \begin{pmatrix} w_{i1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & w_{i2} & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & w_{in} \end{pmatrix} \quad (2.5)$$

上記の空間加重 w_{ij} はカーネル関数により定式化される。カーネル関数は基準地点からの距離に伴う周辺地点への加重を漸次小さくさせた距離減衰関数であり、GWR のアイデアの中核部分である。

カーネル関数には関数形式の違いによるガウス型加重関数と二重平方加重関数、カーネルバンド幅の設定方式の違いによる固定カーネルと適応カーネルなど複数の種類が考案されている。ガウス型加重関数は次式により定義される。

$$w_{ij} = \exp(-(d_{ij}/\delta)^2) \quad (2.6)$$

また、二重平方加重関数は次式により定義される。

$$w_{ij} = [1 - (d_{ij}^2/\delta^2)]^2, \quad d_{ij} < \delta \text{ のとき} \quad (2.7)$$

$$w_{ij} = 0, \quad d_{ij} \geq \delta \text{ のとき} \quad (2.8)$$

ここでの d_{ij} は基準地点 i と周辺地点 j の距離、 δ はカーネルバンド幅である。次に、固定カーネルはバンド幅の長さを固定化する方式、適応カーネルは周辺地点の数を固定化する方式である。したがって、固定カーネルでは周辺地点の数が可変、適応カーネルではバンド幅の長さが可変となる。

GWR の実際において、カーネル関数の選択は重要な意味をもつ。関数形式は 2 種類とも難なく使用可能である。しかし、カーネルバンド幅の設定方式については注意をはらう必要がある。対象地域全体にわたるデータ地点の分布に大きな粗密の差がみられる状況下で固定カーネルを用いれば、パラメータ推定値の空間変動は低密度地域においては滑らかとはならず、反対に高密度地域においては過度に滑らかとなってしまう。一方、同じ状況下で適応カーネルを用いれば、この方式はバンド幅の長さではなくて周辺地点の数を固定化するのであるから、データ地点の低密度地域ではパラメータ推定量の分散が小さくなり、高密度地域ではパラメータ推定量のバイアスが小さくなる。この利点のゆえに適応カーネルは適応性に富む方式である (Kerm, 2003)。したがって、データ地点の分布に粗密の差がいちじるしい場合には適応カーネルが信頼性の高い結果をもたらす。

2.2 仮説検定とモデル評価の方法

GWR の仮説検定として行われる有意性検定のうち、主要なもの三つを用いることにする。第 1 はモデル全体の適合度検定である。GWR は OLS にまさる有意な改良を加えたかを分散分析を用いて検定する (Brunsdon et al., 1999, p.507)。第 2 は個々のローカル回帰係数のパラメータ推定値に関する有意性検定である。基準地点ごとのパラメータ推定値をその標準誤差推定量で除した統計量を用いるが、多重検定問題を回避するためにボンフェロニ修正法を併用する。第 3 は一組

の GWR パラメータ推定値は OLS 推定値と有意差があるかの検定、換言すればパラメータ推定値の空間変動は有意であるかの検定である (Leung et al., 2000, pp.21-23)。

次に、GWR の出来具合を評価するため、以下の四つの基準を用いる。グローバル決定係数および RMSE (平方平均誤差) はモデルの適合度基準、AIC (赤池情報量基準) と修正 AIC [corrected AIC] はモデル選択の基準である。第 1 のグローバル決定係数は回帰予測値により説明される基準変数の分散割合である。第 2 の RMSE は誤差の大きさである。第 3 の AIC はモデルの最大尤度とパラメータ数で決まる統計量である。第 4 の修正 AIC は上述の AIC を有効パラメータ数で調整した統計量である。以上の通常の評価基準に加え、残差の空間的自己相関指標であるグローバルモラン *I* 統計量 (Moran's I) を用いてみる。

また、GWR の出来を評価するため、同じデータ集合に対してグローバル回帰モデルを適用し、両者の結果を比較することは一般的な方法である。グローバルモデルは頑健性の高い比較参考値を提供してくれよう。ここでは通常の OLS に加え、誤差項の空間的自己相関モデル [spatial error model] (以下 SEM) を用いてみる。SEM は隣接し合う諸地域で構成される空間データの内部に空間従属性を仮定する回帰モデルの一つであり、空間データに内在している空間的自己相関の影響を修正する試みである (Anselin, 1988; Anselin et al., 1998; Anselin et al., 2006)。

2.3 諸変数の定義と説明

GWR のモデルに組みこむ変数群は三つのカテゴリーに区分される。それらは基準変数、説明変数および空間変数である。以下ではこの順に、モデル推定の実際に用いる諸変数の定義とデータの出所などを具体的に述べる。

2.3.1 基準変数

冒頭に述べたように、乗用車保有率は乗用車の地域的普及度を測るためのバロメータである。一般には統計単位地区の登録乗用車両数をその人口で除した、単位人口当たり乗用車両数をいう。それをここでは国際標準となっている人口 1000 当たり乗用車両数と定義しよう (表 2.1)。

わが国の乗用車には普通乗用車、小型乗用車および軽乗用車の法的分類がなされており、ふつうの意味で乗用車といえば、前二者を指すことが多いようである。しかし、人を乗せて運ぶという乗用車本来の機能は車両規格にかかわらず同等であるし、図 2.1 にみるように軽乗用車の占めるウエートは年々次第に増してきていることから、軽乗用車両数を加えた形で乗用車両数の統計データを集計することが望ましい。

市区町村単位の乗用車保有率は既存の刊行データを欠いており、自作データを準備しなければならない。普通乗用車と小型乗用車の統計データ [1] は 1973 年以来、軽乗用車の統計データ [3] は 1979 年以来刊行されており、これから毎年 3 月末日現在の市区町村別車両数が収集できる。しかし、この種の統計データの刊行前においては都道府県による地方統計書を利用し収集するより

表 2.1 基準変数の定義と説明

変数記号	定 義	対象年次	データの出所	モデル推定における変換
CAR	人口 1,000 当たりの普通・小型乗用車両数	1970, 1975	[1], [4], [5], [6], [7], [8], [9]	常用対数
CAR+MINICAR	人口 1,000 当たりの普通・小型・軽乗用車両数	1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005	[1], [3], [10], [11]	常用対数

(注) 1970 年は北海道、栃木、福井、岐阜、三重の 1 道 4 県のみ。データ出所欄の番号は統計資料表参照。

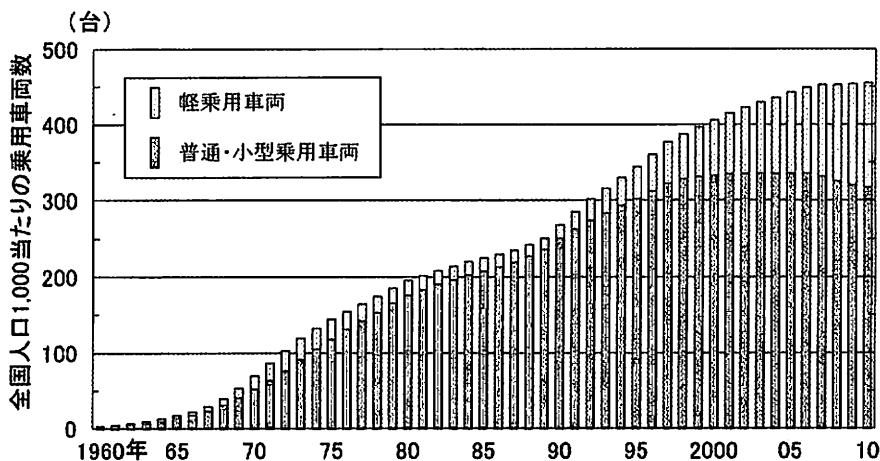


図 2.1 日本全国における単位人口当たり乗用車両数の推移（1960-2010 年）

(資料) [1], [2], [3], [9], [10], [11] 1960-72 年には沖縄県が含まれない。

ほかない。一方、人口統計データについては住民基本台帳による毎年 3 月末日現在の市区町村別人口 [9][10][11] が収集できる。

基準変数のパネルデータを枠づけるクロスセクションの横断面と単位地区は、次のようにして設定する。まず、横断面の対象年次は 1970・1975・1980・1985・1990・1995・2000・2005 の 8 か年としよう。これらは国勢調査実施年であり、モデルの説明変数として同調査の結果を利用できるという利点がある。ただし、1970 年の場合は対象地域の範囲が北海道と栃木、福井、岐阜および三重 4 県に縮小されるとともに、対象車種が普通・小型乗用車に局限される¹⁾。1975 年の場合は対象車種が普通・小型乗用車に局限されることになる（表 2.1）。

次に、単位地区は市区町村とするが、これは乗用車両数の末端レベルにおける統計単位である。本研究のようにクロスセクション分析を時間的に積み上げて、縦断的変化を考察する試みでは、単位地区の固定化が分析の幅を拡大させる。30 年以上に及ぶ縦断期間において市区町村網は廃置分合をへて変容したことは事実であるが、統計データを組み替えれば単位地区の固定化は可能である。そこで、縦断期間の期末に当たる 2005 年 3 月末現在における 2544 の市区町村²⁾を、パネルデータの統計単位地区(以下、地区)として定めることにする（図 2.2、付録 A）。ただし、対象地域の範囲が 1 道 4 県に縮小される 1970 年の単位地区数は 374 となる。

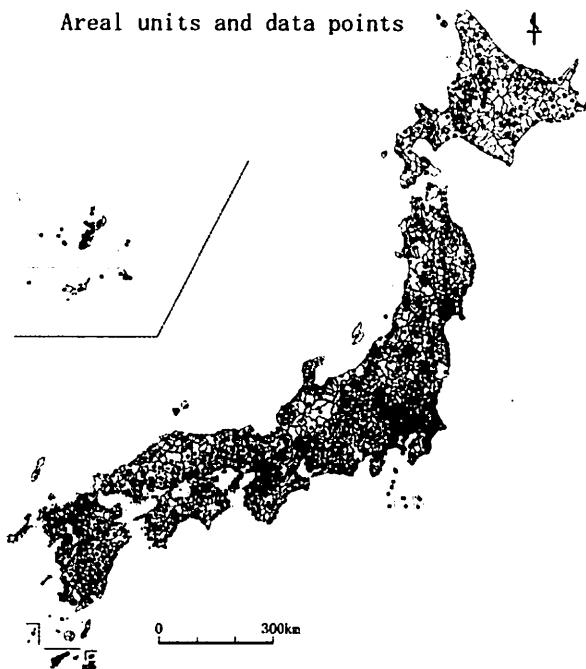


図 2.2 統計単位地区とデータ地点

(資料) [16]

本文あとの付録 B は、対象 8か年における乗用車保有率の分布図である。ただし、1970 年の地図は上述の 374 地区における人口 1000 当たり普通・小型乗用車両数(以下 CAR)の分布を、1975 年の地図は全国 2544 地区における CAR の分布を、1980 年から 2005 年までの地図は全国 2544 地区における人口 1000 当たり普通・小型・軽乗用車両数(以下 CAR+ MINICAR) の分布をそれぞれ示している³⁾。

2.3.2 説明変数

所得と人口粗密は乗用車保有率の地域差を決定づける二大要因である。Sleeman(1961)は英米両国の州別乗用車保有率を考察した初期の記述的研究であるが、乗用車の地理的分布に明確な影響を与える所得と人口粗密[sparsity]の作用を指摘している。その後の研究者たちもまた各地の事例研究において、所得と人口粗密を具現化した観測変数⁴⁾を回帰モデルに組みこみ、成果をおさめている。

これらの落とせない核変数とともに任意変数を追加し、合わせて四つの説明変数をここでは定義しよう(表 2.2)。説明変数の選定における主な留意点は、基準変数との因果の理由づけが明確であること、刊行データが既存すること、欠測値が含まれないこと、共線性の技術的問題が生じないようすることなどである。以下に各変数の定義、データの出所、相関の仮説について述べる。

(i) INCOME(世帯所得) 所得要因の観測変数である。各地区の経済的豊かさを示し、年間課税対象所得額を世帯数で除した平均世帯所得と定義され、既存の統計データ [12][13] が利用で

表2.2 説明変数の定義と説明および相関の仮説

変数記号	定義	データの出所	モデル推定における変換	相関の仮説
INCOME (世帯所得)	1世帯当たりの年間課税対象所得 額(円)	[9],[10],[11],[12], [13]	常用対数	正相関
DENSITY (人口密度)	区域面積1km ² 当たりの居住人口	[9], [10], [11], [14]	常用対数	負相関
COMMUTER (世帯通勤者数)	1世帯当たりの通勤者数	[15]	変換なし	正相関
FEMALE (女性労働力率)	15歳以上女子人口に占める労働 力人口の割合(%)	[15]	常用対数	正相関

(注) データ出所欄の番号は統計資料表参照。

きる⁵⁾。Ingram and Liu(1999, p.332)によれば、乗用車は個人や世帯あるいは企業が保有する耐久消費財である。よって、所得は乗用車保有の重い決定因となる。以上から、INCOMEが高い地区ほど、その他の条件を一定に保てば CAR または CAR+MINICAR は高いという正相関が予期される（表 2.2）。

(ii) DENSITY(人口密度) 人口粗密要因の観測変数であり、人口の密集性を表わす。そのデータは地区の居住人口 [9][10][11] を区域面積 [14] で除して得られる。人口密度と乗用車保有率の相関の方向については先行研究が同じ見解を示している(たとえば Buxton and Rhys, 1972; Button, 1980; Ingram and Liu, 1999; Clark, 2007)。要するに、農山村のように人口密度の低い地域では公共交通の便が不足するとともに、住民の外出距離が長くなる傾向にある。したがって、そこでは個人的交通機関への依存、とりわけ自由で利便性に富む乗用車への依存が高くなるであろう。一方、都市の市街地のように人口密度の高い地域では公共交通が発達し、住民の日常における移動距離が比較的短いことから、乗用車への依存度は抑制されると考えられる。以上から、DENSITY が低いほど、その他の条件を一定に保つかぎり CAR または CAR+MINICAR は高くなるとの負相関が予期される（表 2.2）。

(iii) COMMUTER(世帯通勤者数) 通勤人口要因の観測変数である。各地区の常住就業者のうち自地区で従業する自宅外就業者数と他地区で従業する就業者数の合計、つまり通勤者数を、各地区の一般世帯数で除して得られる [15]。

(iv) FEMALE(女性労働力率) 女性社会進出要因の観測変数である。15歳以上女性人口に占める労働力人口、すなわち就業者数と完全失業者数の構成比率 [15] をいう。

日本自動車工業会の長期にわたる国内実態調査⁶⁾によれば、乗用車の用途に占める通勤の割合が最大であること⁷⁾、また、乗用車の主運転者(運転頻度が最も多いドライバー)に占める女性の割合は増加傾向にあること⁸⁾などの事実があきらかになっている。ここから、通勤人口と乗用車保有の間、および女性の社会進出と乗用車保有の間には何らかの関係が存在すると考えられる。通勤人口

が多く、マイカー通勤の潜在需要が大なる地区ほど乗用車への依存度は高まり、職業婦人や共働き世帯に象徴される女性社会進出の強い地区ほど乗用車への依存度は高まるであろう。以上のことから、COMMUTER と CAR または CAR+MINICAR との関係、および FEMALE と CAR または CAR+MINICAR との関係はその他の条件を一定に保つかぎり、どちらも正相関の方向であることが予期される（表 2.2）。

2.3.3 空間変数

空間変数とはデータ地点の空間座標である経度方向座標と緯度方向座標をいう。GWR はデータ地点に基づく空間統計モデルであるから、各地区の地理的位置を示す 1 個のデータ地点を地区内に設定しなくてはならない。

それは 2005 年 3 月末における市・区役所あるいは町村役場の所在地⁹⁾で表わすこととし、そのデータは国土地理院地図閲覧サービス [16] から収集する。具体的にいえば、市・区役所または町村役場所在地の世界測地系における経度座標と緯度座標を読みとり、これを用いて十進法による空間座標の 2544×2 データ行列を作成する。

2.4 データの変換とソフトウェア

本研究で用いる 3 種類の回帰モデル GWR, OLS および SEM は、変数間の線型な関係を想定する線型モデルである。そのため、モデル推定のキャリブレーションにおいてはモデルの仮定が満たされるように、あらかじめデータの変換を行う場合がある。そこで変数間の散布図や変数の度数分布、簡約統計量を吟味した結果から、基準変数の CAR と CAR+MINICAR、説明変数の INCOME, DENSITY および FEMALE については通常の対数変換を施すこととする（表 2.1, 表 2.2）。

また、統計計算に用いる主なソフトウェアは次のとおりである。回帰分析の GWR 推定では R 言語 [19] のパッケージ spgwr を、OLS と SEM 推定では空間統計パッケージ GeoDa[18] をそれぞれ利用して計算を行う。この二つのソフトウェアは現在ウェブ上で公開されているプログラムである。また、統計地図の作成のためには、これもウェブ上で公開されている地理情報分析支援システム MANDARA[17] を利用する。

注)

- 1) 1970 年当時の地方統計書を調べてみると、この 1 道 4 県の統計年鑑 [4][5][6][7][8] には市町村別普通・小型乗用車両数が収録されているが、しかし、その他の 42 都府県の統計年鑑には同種の統計データは収録されていないことがわかった。後者の内訳は、①市区郡別ないし市郡別統計データの収録、②府県単位統計データの収録、③未収録、のいずれかであり、①が大半を占める。軽乗用車の統計データはほとんどの統計年鑑に収録されていない。

- 2) 区は東京 23 区のみとする。政令指定市の行政区については 1970 年以降の縦断期間を通じて不变性を保たせることができないため、各市のもとに一括集計した。
- 3) 階級限界は次に示す乗用車保有率(台 /1000 人)の平均値と標準偏差の倍数との組み合わせで設定されている。

	1970 年	1975 年	1980 年	1985 年	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年
平均 値	60.42	119.73	208.54	236.76	272.34	356.44	437.52	495.51
標準偏差	30.15	36.61	46.18	48.88	55.60	64.38	71.62	81.06

- 4) 所得の変数として平均世帯所得や世帯所得中央値、1 人当たり平均所得などが、人口粗密の変数として人口密度がよく用いられる。
- 5) 2005 年以外の対象 7 か年においてはデータの組み替えが必要である。
- 6) 『乗用車需要動向調査(1970 年)』および『乗用車市場動向調査(1980, 1993, 1999 年)』
- 7) 乗用車のユーザー世帯のうち主用途を通勤・通学と回答した世帯割合(パーセント)は、1970 年の 46.9(うち通学 1.0), 1975 年の 54.7(0.7), 1980 年の 51.3(1.0), 1985 年の 47, 1989 年の 46, 1995 年の 41, 1999 年の 38 と推移している。減少傾向にあるが、用途別では最も多い。レジャーと買物・用足しが増えている。
- 8) 主運転者に占める女性の割合(パーセント)は、1970 年の主婦 3.3 娘 1.9, 1975 年の主婦 4.3 娘 2.6, 1980 年の主婦 6.3 娘 5.2, 1985 年の既婚 10 未婚 5, 1989 年の既婚 14 未婚 4, 1995 年の既婚 21 未婚 8, 1999 年の既婚 23 未婚 6 のように推移している。
- 9) 少数ながら町村役場本庁舎が行政区域内に立地しない場合がある。そのような場合には区域内に設置された役場支所所在地とする。

3. 年次別モデル推定の結果

本節では年次別に遂行した回帰モデル推定、すなわち回帰分析の結果について述べる。主としてパラメータ推定値とその有意性、モデルの適合度、回帰残差の空間的自己相関、パラメータ推定値の空間変動における有意性などの分析結果を重点的に要約し、その上に立って回帰モデルの出来を評価する。

各年次における分析の手順を記せば、まずグローバルモデルの OLS と SEM 推定を行ってから、次にローカルモデルの GWR 推定を行った。GWR 推定においては 2 種類のモデルを併用した。それらは、ガウス型加重関数を組みこむモデル(以下 GWR-Gauss)および二重平方加重関数を組みこむモデル(以下 GWR-bisquare)である。さらに、全国のデータ地点は全体的に分布の粗密の差がいちじるしいことから、カーネルバンドの設定方式としては適応カーネルのみを用いることとし、固定カーネルは用いなかった。

3.1 1970 年の結果

基準変数は CAR である。対象地区は北海道と栃木、福井、岐阜および三重 4 県の計 374 の地区に限られており、その他の 2170 の地区は資料欠測の空白地帯を形成するため、GWR は適用不能としなければならなかった。この年次についてはグローバルモデル推定の結果を記す。

まず、グローバルモデル推定に当たり共線性の存在を調べるために、説明変数の主成分の固有値を求めるに、 $\lambda_1=1.838$, $\lambda_2=1.093$, $\lambda_3=0.751$, $\lambda_4=0.318$ の結果が得られた。同時に、説明変数の分散拡大要因 (VIF) の最大値は 1.957 となる。これにより、共線性は存在しないと判断してよいことになる¹⁾。

OLS と SEM の結果をまとめた表 3.1 によれば、OLS の結果は COMMUTER 以外のパラメータ推定値が高度に有意であり、それらの正負の符号は当初仮説に合致する。標準化データを用いて推定される OLS 回帰式は

$$CAR = 0.602INCOME - 0.214DENSITY - 0.007COMMUTER + 0.162FEMALE + \varepsilon$$

と表わされる。この式から、CAR に対する影響の強さは INCOME が最大である。

次に、SEM の結果では COMMUTER と DENSITY のパラメータ推定値が有意性を示していない。しかし、これら二つ以外の説明変数はパラメータ推定値が高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。空間的自己回帰係数 0.772 も高度に有意である。標準化データを用いた SEM の回帰式を書き改めると、

$$CAR = 0.378INCOME - 0.036DENSITY + 0.017COMMUTER + 0.287FEMALE + \varepsilon$$

と表わされる。INCOME の最も高い重要性が確認される。また、FEMALE の相対的重要性は

表 3.1 OLS-1970 および SEM-1970 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	<i>p</i>
Intercept	-4.8953	0.5163	-9.4814	0.000
	-3.4388	0.4891	-7.0309	0.000
INCOME	1.0539	0.1038	10.1566	0.000
	0.6607	0.0896	7.3731	0.000
DENSITY	-0.0803	0.0196	-4.0871	0.000
	-0.0133	0.0216	-0.6164	0.538
COMMUTER	-0.0058	0.0408	-0.1431	0.886
	0.0149	0.0343	0.4345	0.664
FEMALE	0.4371	0.1237	3.5329	0.000
	0.7887	0.1188	6.6385	0.000
Lambda	0.7716	0.0410	18.8057	0.000
OLS	<i>n</i> = 374	<i>R</i> ² = 0.337	RMSE = 0.183	AIC = -204.1 残差の Moran's I = 0.402 (<i>p</i> = 0.001)
SEM	<i>n</i> = 374	<i>R</i> ² = 0.611	RMSE = 0.139	AIC = -368.6 残差の Moran's I = -0.007 (<i>p</i> = 0.427)

(注) 上段は OLS、下段は SEM。Lambda は SEM の空間的自己回帰係数。

OLS の場合より高い。

表 3.1 に示す決定係数(R^2)、RMSE および AIC の評価基準によれば、OLS 以上に SEM の適合の良さがうかがえる。また、回帰残差の空間的自己相関については、OLS は高度に有意であり、SEM は有意性が認められない。このように、SEM は適合度と信頼性において OLS を上回る結果を示している。SEM の結果によれば、INCOME のパラメータ推定値は 0.661 である。すなわち、所得以外の諸条件が等しいと仮定すれば、世帯所得における +10 パーセントの地域差が乗用車保有率(1000 人当たりの普通・小型乗用車両数)における +6.61 パーセントの地域差に対応する。これをいいかえれば、需要の弾力性分析によれば、1970 年当時における所得弾力性は小、すなわち乗用車はもうすでに必需品的性格が濃い²⁾。

3.2 1975 年の結果

基準変数は CAR である。また、対象地区は 2544 をかぞえる全国の全地区である。まずはグローバル回帰の結果について、次にローカル回帰の結果について述べる。

グローバルモデル推定のために説明変数の主成分の固有値を求める $\lambda_1=2.223$, $\lambda_2=0.993$, $\lambda_3=0.555$, $\lambda_4=0.228$ の結果となる。また、説明変数の分散拡大要因の最大値は 2.647 である。これにより、共線性のうたがいは消える。

OLS と SEM の結果をまとめた表 3.2 によれば、パラメータ推定値はすべて高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。パラメータ推定値のみならず、適合度および回帰残差の空間的自己相関に関する統計量でも OLS と SEM は類似の結果を示している。標準化データを用いて OLS

表 3.2 OLS-1975 および SEM-1975 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	<i>p</i>
Intercept	-1.9200	0.1643	-11.6885	0.000
	-1.5602	0.1794	-8.6981	0.000
INCOME	0.5130	0.0279	18.3902	0.000
	0.4636	0.0302	15.3756	0.000
DENSITY	-0.0393	0.0056	-7.0546	0.000
	-0.0369	0.0060	-6.0974	0.000
COMMUTER	0.0911	0.0165	5.5133	0.000
	0.1000	0.0167	5.9888	0.000
FEMALE	0.5051	0.0386	13.0741	0.000
	0.4585	0.0394	11.6367	0.000
Lambda	0.6425	0.2071	2.1024	0.019
OLS	$n = 2544 \quad R^2 = 0.314 \quad RMSE = 0.143 \quad AIC = -2677.8$			
	残差の Moran's I = 0.006 (<i>p</i> = 0.001)			
SEM	$n = 2544 \quad R^2 = 0.317 \quad RMSE = 0.142 \quad AIC = -2541.1$			
	残差の Moran's I = -0.002 (<i>p</i> = 0.014)			

(注) 表の説明文は表 3.1 と同じ。

の回帰式を書き改めると、

$$CAR = 0.492INCOME - 0.147DENSITY + 0.133COMMUTER + 0.239FEMALE + \varepsilon$$

となり、説明変数 INCOME の影響の強さが認められる。同じく、標準化データを用いた SEM の回帰式は

$$CAR = 0.442INCOME - 0.138DENSITY + 0.146COMMUTER + 0.217FEMALE + \varepsilon$$

となる。これは上記の OLS の回帰式と類似する。

OLS と SEM の決定係数は 31 パーセント程度とあまり大きくはなく、回帰残差には有意な空間的自己相関が検出される。回帰式およびパラメータ推定値は高度に有意である。しかし、モデルは基準変数 CAR の地区間変動を十分に説明しているとはいえない。要するに、グローバルモデルは満足すべき結果を見ていないとということである。

次に、ローカルモデル推定の結果について述べよう。回帰の推定計算に先立ち、最適なカーネルバンド幅を求めるためのクロスバリデーションの反復計算を行うと、GWR-Gauss の 7 地区および GWR-bisquare の 40 地区という結果が得られた³⁾。そこでこれらのバンド幅を入力し GWR を推定計算した結果は次のとおりである。

まず、モデル全体の有意性を OLS との比較から検定するという Brunsdon et al. (1999, p.507) の方法を用いれば、分散分析表の *F* 値は GWR-Gauss の 5.516, GWR-bisquare の 7.830 と求まる。どちらも有意水準 $\alpha = 0.01$ において高度に有意である。この結果は、モデル全体としての GWR の有意性が OLS のそれを上回ることを意味する。さらに、モデルの適合度と回帰残差の空間的自己相関に関する統計量を記入した表 3.3 によれば、決定係数、RMSE および AIC

表 3.3 GWR-1975 推定の結果

変 数	最小値	パラメータ推定値			
		$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	最大値
Intercept	-15.7156	-3.4773	-0.2414	2.9945	12.9623
	-18.0730	-3.5999	-0.0461	3.5077	14.6278
INCOME	-1.5068	-0.1905	0.2599	0.7103	2.4044
	-2.3205	-0.2598	0.1906	0.7430	2.7756
DENSITY	-0.4672	-0.1169	-0.0366	0.0437	0.3770
	-0.5157	-0.1360	-0.0334	0.0692	0.9183
COMMUTER	-0.6600	-0.0836	0.0963	0.2762	0.9404
	-1.8314	-0.1334	0.0918	0.3170	1.1672
FEMALE	-3.7229	-0.2791	0.4204	1.1199	3.0682
	-4.5122	-0.4555	0.3659	1.1783	3.6331
GWR-Gauss	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 866.6	$R^2 = 0.828$	RMSE = 0.073	AIC = -5456.1
		修正 AIC = -4355.1	残差の Moran's I = 0.010 ($p = 0.001$)	ANOVA の $F = 5.516$ ($p = 0.000$)	
GWR-bisquare	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 860.3	$R^2 = 0.865$	RMSE = 0.064	AIC = -6090.2
		修正 AIC = -4908.6	残差の Moran's I = -0.000 ($p = 0.669$)	ANOVA の $F = 7.830$ ($p = 0.000$)	

(注) 上段は GWR-Gauss, 下段は GWR-bisquare。

の評価基準のすべてにおいて GWR は OLS (表 3.2) を上回る。たとえば、OLS の決定係数 31.4 パーセントに対して GWR の決定係数は 80 パーセントにも達する。他方、GWR-bisquare のグローバルモラン I 統計量は有意でない。以上のとおり、GWR は適合度と信頼性の点でグローバルモデル以上の好結果をもたらしている。

ところで、2種類のローカルモデルの出来を比較すると、評価基準である決定係数、RMSE、AIC、修正 AIC およびグローバルモラン I 統計量のすべての点で GWR-bisquare は GWR-Gauss より出来がよい。したがって、ローカル統計量としては GWR-bisquare の推定結果を用いるのが適当である (表 3.3、付録 C.1)。

また、パラメータ推定値の有意性検定は、通常の方法またはボンフェロニ修正法により有意水準 $\alpha=0.01$ のもとで次のような結果が得られた。すなわち、通常の方法により高度に有意と判定される⁴⁾ 地区数は、Intercept の 2288(全体の 89.9 パーセント), INCOME の 2266(89.1), DENSITY の 2230(87.7), COMMUTER の 2250(88.4), FEMALE の 2276(89.5) となる。一方、保守的に過ぎると評されるボンフェロニ修正法によれば、調整水準 $\hat{\alpha}=0.01/2544=3.93 \times 10^{-6}$ において有意と判定される⁵⁾ 地区数は、Intercept の 2057 (全体の 80.9 パーセント), INCOME の 2069 (81.3), DENSITY の 2007(78.9), COMMUTER の 2016(79.2), FEMALE の 2102(82.6) であり、通常の方法に比べて少なくなるのは当然のことである。それでも全体の約 8 割は高度に有意である。

さらに、Leung et al.(2000)の方法によりパラメータ推定値の空間変動を検定した結果は、表 3.4 に示すとおりである。この表にみるように、Intercept と四つの説明変数に関する空間変動の仮説はどれも高度に有意であるが、この結果は、パラメータ推定値における地区間変動は偶然のものではなく空間的に有意味なものであること、いいかえれば、パラメータ推定値の地区間変動には高低の有意差があることを示している。

3.3 1980 年の結果

基準変数は CAR+MINICAR、対象地区は全国の 2544 地区であり、データの構成はこの年次から期末の 2005 年にかけて変わりがない。以下では、まずグローバルモデル推定の結果について、次にローカルモデル推定の結果について述べる。

グローバルモデル推定のために説明変数の主成分の固有値を計算すると、 $\lambda_1=2.023$, $\lambda_2=1.207$, $\lambda_3=0.530$, $\lambda_4=0.240$ の結果が得られた。また、説明変数の分散拡大要因の最大値は 2.534 である。これにより、共線性のうたがいはないといえる。

表 3.5 によれば、OLS と SEM の推定結果は類似する。四つの説明変数のパラメータ推定値は高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。標準化データを用いた場合の OLS の回帰式は
 $CAR + MINICAR = 0.234INCOME - 0.093DENSITY + 0.223COMMUTER + 0.321FEMALE + \varepsilon$
となり、同様の SEM の回帰式は

表3.4 GWR-bisquare-1975によるパラメータ推定値の
空間変動に対する Leung 検定の結果

変 数	F	ϕ_1	ϕ_2	p
Intercept	2.79	703.07	1901.8	0.000
INCOME	2.43	751.40	1901.8	0.000
DENSITY	2.31	619.31	1901.8	0.000
COMMUTER	1.99	733.59	1901.8	0.000
FEMALE	3.19	825.51	1901.8	0.000

(注) ϕ_1 は Leung et al.(2000, p.22)の式(65)の分子の自由度, ϕ_2 は同式の分母の自由度。

表3.5 OLS-1980 および SEM-1980 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	p
Intercept	-0.0470	0.1502	-0.3130	0.754
	-0.0318	0.1483	-0.2147	0.830
INCOME	0.2109	0.0243	8.6649	0.000
	0.2080	0.0240	8.6563	0.000
DENSITY	-0.0171	0.0039	-4.3575	0.000
	-0.0167	0.0039	-4.2975	0.000
COMMUTER	0.1267	0.0138	9.1872	0.000
	0.1269	0.0137	9.2330	0.000
FEMALE	0.5430	0.0317	17.1347	0.000
	0.5441	0.0316	17.2178	0.000
Lambda	-0.0813	0.4421	-0.1840	0.854
OLS	$n = 2544 \ R^2 = 0.268 \ RMSE = 0.104 \ AIC = -4267.9$			
	残差の Moran's I = -0.001 ($p = 0.252$)			
SEM	$n = 2544 \ R^2 = 0.268 \ RMSE = 0.104 \ AIC = -4120.1$			
	残差の Moran's I = 0.000 ($p = 0.138$)			

(注) 表の説明文は表3.1に同じ。

$CAR + MINICAR = 0.231INCOME - 0.091DENSITY + 0.223COMMUTER + 0.322FEMALE + \varepsilon$ となる。非常によく似ているこれらの回帰式は、説明変数 FEMALE の高い重要性を示している。しかし、決定係数は 27 パーセント程度にとどまる。パラメータ推定値の高度な有意性にもかかわらず、決定係数の低さはグローバルモデルがうまくいっていないことを暗示するものである。

次に、ローカルモデル推定の結果について述べる。回帰の推定計算に先立つクロスバリデーションの計算によれば、最適なカーネルバンド幅は GWR-Gauss の 7 地区および GWR-bisquare の 40 地区であった。これらのバンド幅をもとにした GWR の推定結果は以下のとおりである。

モデル全体の有意性検定のために Brunsdon et al.(1999, p.507)の方法を用いれば、分散分析表の F 値は GWR-Gauss の 5.626, GWR-bisquare の 7.822 と求まる。いずれも高度に有意である。すなわち、モデル全体の有意性を OLS との比較において検定すると、GWR は OLS を上回る。また、表3.6によると、モデルの評価基準においても GWR の結果は OLS の結果（表

表 3.6 GWR-1980 推定の結果

変 数	最小値	パラメータ推定値			
		$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	最大値
Intercept	-17.6318	-2.2302	0.4447	3.1196	10.2801
	-18.8794	-2.5141	0.4646	3.4433	10.4144
INCOME	-1.2133	-0.2390	0.1655	0.5700	2.9351
	-1.4088	-0.2824	0.1641	0.6106	3.0486
DENSITY	-0.7622	-0.1021	-0.0228	0.0565	0.6202
	-0.6401	-0.1119	-0.0193	0.0733	0.6186
COMMUTER	-0.8909	-0.0827	0.1063	0.2953	1.0731
	-0.9691	-0.1050	0.1070	0.3190	1.1240
FEMALE	-1.7605	-0.0722	0.4587	0.9896	3.1993
	-2.0519	-0.1329	0.4457	1.0243	3.3539
GWR-Gauss	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 887.4	$R^2 = 0.825$	RMSE = 0.052	AIC = -7135.7 修正AIC = -5990.6 残差の Moran's I = 0.004 ($p = 0.002$) ANOVA の $F = 5.626$ ($p = 0.000$)
GWR-bisquare	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 861.4	$R^2 = 0.856$	RMSE = 0.047	AIC = -7680.9 修正AIC = -6495.2 残差の Moran's I = -0.002 ($p = 0.017$) ANOVA の $F = 7.822$ ($p = 0.000$)

(注) 表の説明文は表 3.3 と同じ。

表 3.7 GWR-bisquare-1980 によるパラメータ推定値の
空間変動に対する Leung 検定の結果

変 数	F	ϕ_1	ϕ_2	p
Intercept	2.20	617.69	1899.1	0.000
INCOME	2.15	679.80	1899.1	0.000
DENSITY	3.47	645.81	1899.1	0.000
COMMUTER	2.07	733.98	1899.1	0.000
FEMALE	2.44	899.18	1899.1	0.000

(注) 表の説明文は表 3.4 と同じ。

3.5) を大きく上回る。決定係数の比較では、OLS の 26.8 パーセントに対して GWR は 80 パーセント以上とほぼ 3 倍の大きさに達している。しかし、回帰残差の空間的自己相関では OLS が例外的に良い結果を示している。

ところで、モデルの出来は、四つの評価基準において GWR-bisquare が GWR-Gauss を超えている。それゆえ、この年次のローカル統計量としては GWR-bisquare の結果を用いるのが適当であるということになる（表 3.6、付録 C.2）。

そこで、GWR-bisquare によるパラメータ推定値の有意性検定を、有意水準 $\alpha = 0.01$ において行った結果は次のとおりである。まず、通常の方法により高度に有意と判定される地区数は Intercept の 2241 (全体の 88.1 パーセント), INCOME の 2227(87.5), DENSITY の 2235 (87.9), COMMUTER の 2270(89.2), FEMALE の 2276(89.5) をかぞえる。一方、保守的なボンフェロニ修正法によると、調整水準 $\alpha = 3.93 \times 10^{-6}$ において有意な地区数は Intercept の 2014 (全体の 79.2 パーセント), INCOME の 2002(78.7), DENSITY の 2045(80.4),

COMMUTER の 2090(82.2), FEMALE の 2151(84.6) となり、全体のほぼ 8 割は高度に有意である。

さらに、Leung et al.(2000)の方法を用いて、パラメータ推定値の空間変動に対する検定を行った結果は表 3.7 に示すとおりである。この表が示すとおり、Intercept および説明変数のすべてが高度に有意である。

3.4 1985 年の結果

グローバルモデル推定のため説明変数の主成分の固有値を計算すると $\lambda_1=2.063$, $\lambda_2=1.222$, $\lambda_3=0.505$, $\lambda_4=0.209$ の結果が得られた。それと同時に、説明変数の分散拡大要因の最大値は 2.889 である。よって、共線性のうたがいはないといえる。

表 3.8 によれば、OLS と SEM の推定結果は類似している。OLS の Intercept を除けば、パラメータ推定のほとんどは高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。標準化データを用いた OLS の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.294INCOME - 0.208DENSITY + 0.250COMMUTER + 0.180FEMALE + \varepsilon$$

となり、同様の SEM の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.277INCOME - 0.202DENSITY + 0.250COMMUTER + 0.175FEMALE + \varepsilon$$

と表わされる。よく似通ったこれらの回帰式は、説明変数 INCOME と COMMUTER の高い重要性を示している。しかし、決定係数はわずかに 28 パーセント程度にすぎず、グローバルモデルの説明力は限定的である。また、回帰残差には有意な空間的自己相関が検出されている。

次に、ローカルモデル推定の結果について述べよう。回帰の推定計算に先立つクロスバリデーシ

表 3.8 OLS-1985 および SEM-1985 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	<i>p</i>
Intercept	0.2894	0.1412	2.0494	0.041
	0.3909	0.1293	3.0246	0.002
INCOME	0.2330	0.0227	10.2783	0.000
	0.2188	0.0209	10.4588	0.000
DENSITY	-0.0332	0.0034	-9.8579	0.000
	-0.0322	0.0031	-10.4491	0.000
COMMUTER	0.1165	0.0123	9.4883	0.000
	0.1170	0.0121	9.6709	0.000
FEMALE	0.3089	0.0317	9.7501	0.000
	0.3005	0.0315	9.5467	0.000
Lambda	-0.5930	0.5408	-1.0966	0.273
OLS	$n = 2544 R^2 = 0.277 RMSE = 0.092 AIC = -4900.3$			
	残差の Moran's I = -0.007 (<i>p</i> = 0.001)			
SEM	$n = 2544 R^2 = 0.280 RMSE = 0.092 AIC = -4763.0$			
	残差の Moran's I = 0.001 (<i>p</i> = 0.054)			

(注) 表の説明文は表 3.1 に同じ。

ヨンの計算によれば、最適なカーネルバンド幅は GWR-Gauss の 7 地区および GWR-bisquare の 39 地区となった。これらのバンド幅を入力して計算した GWR の推定結果は、次のとおりである。

まず、モデル全体の有意性を Brunsdon et al.(1999, p.507) の方法により検定すると、分散分析表の F 値は GWR-Gauss の 6.165, GWR-bisquare の 9.204 と計算される。どちらも高度に有意な結果である。すなわち、モデル全体の有意性を OLS との比較で検定すれば、GWR は OLS を大きく上回る。また、表 3.9 によれば、モデルの評価基準においても GWR は OLS を上回る。決定係数では OLS の 27.7 パーセントに対して、GWR-Gauss の 83.2 パーセント、GWR-bisquare の 87.2 パーセントであり、3 倍以上の開きがある。

さて、ローカルモデルの出来は四つの評価基準において、GWR-bisquare が GWR-Gauss をしのいでいる。同時に、GWR-bisquare では回帰残差の空間的自己相関が検出されなかった。以上のことから、この年次のローカル統計量には GWR-bisquare の結果を用いる（表 3.9, 付録 C.3）。

パラメータ推定値の有意性検定を有意水準 $\alpha = 0.01$ のもとで行うと、次のような結果となった。すなわち、通常の方法により高度に有意と判定される地区数は、Intercept の 2206(全体の 86.7 パーセント), INCOME の 2239(88.0), DENSITY の 2249(88.4), COMMUTER の 2284 (89.8), FEMALE の 2336(91.8) をかぞえる。一方、保守的なボンフェロニ修正法にしても、調整水準 $\hat{\alpha} = 3.93 \times 10^{-6}$ における有意な地区数が Intercept の 1965(全体の 77.2 パーセント), INCOME の 2045(80.4), DENSITY の 2045(80.4), COMMUTER の 2078(81.7), FEMALE の 2146(84.4) のとおりであり、全体のほぼ 8 割以上は高度に有意である。

さらに、パラメータ推定値の空間変動に対する検定を Leung et al.(2000) の方法により行った

表 3.9 GWR-1985 推定の結果

変 数	最小値	パラメータ推定値			
		$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	最大値
Intercept	-14.2546	-1.6429	0.6042	2.8513	8.3045
	-18.1632	-1.9781	0.7190	3.4161	20.6183
INCOME	-1.0710	-0.1622	0.1856	0.5334	2.4951
	-2.8261	-0.2511	0.1689	0.5889	3.1607
DENSITY	-0.7080	-0.1011	-0.0293	0.0425	0.3343
	-0.6901	-0.1100	-0.0270	0.0560	0.5897
COMMUTER	-0.4403	-0.0564	0.0953	0.2470	0.8467
	-0.6796	-0.0809	0.1052	0.2913	2.0326
FEMALE	-1.3705	-0.1215	0.3275	0.7765	4.4100
	-2.1912	-0.1877	0.3130	0.8147	2.9126
GWR-Gauss	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 860.3	$R^2 = 0.832$	RMSE = 0.045	AIC = -7872.6
		修正 AIC = -6780.3	残差の Moran's I = 0.020 ($p = 0.001$)	ANOVA の $F = 6.165$ ($p = 0.000$)	
GWR-bisquare	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 853.5	$R^2 = 0.872$	RMSE = 0.039	AIC = -8626.0
		修正 AIC = -7456.0	残差の Moran's I = -0.001 ($p = 0.056$)	ANOVA の $F = 9.204$ ($p = 0.000$)	

(注) 表の説明文は表 3.3 と同じ。

表 3.10 GWR-bisquare-1985 によるパラメータ推定値の
空間変動に対する Leung 検定の結果

変 数	F	ϕ_1	ϕ_2	p
Intercept	2.22	680.19	1907.0	0.000
INCOME	2.37	774.90	1907.0	0.000
DENSITY	4.68	701.63	1907.0	0.000
COMMUTER	2.48	657.02	1907.0	0.000
FEMALE	2.21	853.86	1907.0	0.000

(注) 表の説明文は表 3.4 に同じ。

表 3.11 OLS-1990 および SEM-1990 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	p
Intercept	0.2748	0.1173	2.3422	0.019
	0.4723	0.1062	4.4473	0.000
INCOME	0.3081	0.0184	16.7203	0.000
	0.2821	0.0170	16.5781	0.000
DENSITY	-0.0369	0.0031	-11.9486	0.000
	-0.0379	0.0028	-13.3458	0.000
COMMUTER	0.0665	0.0109	6.1037	0.000
	0.0732	0.0108	6.7971	0.000
FEMALE	0.0945	0.0323	2.9234	0.003
	0.0732	0.0321	2.2791	0.023
Lambda	-0.7174	0.5594	-1.2826	0.200
OLS	$n = 2544 \ R^2 = 0.291 \ RMSE = 0.085 \ AIC = -5316.1$			
	残差の Moran's I = -0.007 ($p = 0.001$)			
SEM	$n = 2544 \ R^2 = 0.297 \ RMSE = 0.085 \ AIC = -5190.8$			
	残差の Moran's I = 0.001 ($p = 0.096$)			

(注) 表の説明文は表 3.1 に同じ。

結果は表 3.10 に示すとおりである。この Leung 検定によれば、Intercept および説明変数のすべてが高度に有意である。

3.5 1990 年の結果

グローバルモデル推定のために説明変数の主成分の固有値を計算すると、 $\lambda_1=2.111$, $\lambda_2=1.215$, $\lambda_3=0.463$, $\lambda_4=0.211$ の結果が得られた。また、説明変数の分散拡大要因の最大値は 2.920 である。これにより、共線性のうたがいはないといえる。

表 3.11 によれば、OLS と SEM の推定結果は類似している。ほとんどのパラメータ推定値は高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。標準化データを用いた場合の OLS の回帰式は
 $CAR + MINICAR = 0.478INCOME - 0.255DENSITY + 0.159COMMUTER + 0.054FEMALE + \varepsilon$
となり、同様の SEM の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.437INCOME - 0.261DENSITY + 0.175COMMUTER + 0.042FEMALE + \varepsilon$$

となる。類似したこれらの回帰式はいずれも、説明変数 INCOME のきわめて高い重要性を示している。しかし、決定係数はせいぜい 30 パーセント程度にすぎず、グローバルモデルの説明力は限定的なものである。

次いで、ローカルモデル推定の結果について述べる。回帰の推定計算に先立つクロスバリデーションの計算によれば、最適なカーネルバンド幅として GWR-Gauss の 8 地区および GWR-bisquare の 68 地区が得られた。これらのバンド幅を用いた GWR の推定結果は次のとおりである。

まず、モデル全体の有意性を Brunsdon et al.(1999, p.507) の方法により検定すれば、分散分析表の F 値は GWR-Gauss の 6.047, GWR-bisquare の 9.647 と計算される。どちらも高度に有意である。すなわち、モデル全体の有意性を OLS との比較において検定すれば、GWR は OLS を大きく上回る。また、表 3.12 によれば、モデルの適合度に関する評価基準でも GWR の結果は OLS の結果（表 3.11）を上回る。決定係数を比較すると、OLS の 29.1 パーセントに対して GWR-Gauss は 82.6 パーセント、GWR-bisquare は 80.5 パーセントであり、OLS と GWR の間には 3 倍近くの開きがある。

2 種類のローカルモデルの出来を比較すると、決定係数、RMSE および AIC では GWR-Gauss が GWR-bisquare にまさるが、その差は僅差である。一方、修正 AIC においては GWR-bisquare が GWR-Gauss を大きく上回る。以上から、この年次のローカル統計量には GWR-bisquare の結果が適當である（表 3.12, 付録 C.4）。

パラメータ推定値の有意性検定を有意水準 $\alpha = 0.01$ のもとで行うと、次のような結果が得られた。

表 3.12 GWR-1990 推定の結果

変 数	パラメータ推定値				
	最小値	$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	最大値
Intercept	-7.3234	-1.1117	0.7873	2.6863	8.1718
	-12.5851	-1.1605	0.7442	2.6489	7.0600
INCOME	-0.7669	-0.0861	0.2055	0.4971	1.4548
	-0.6895	-0.0887	0.2083	0.5053	2.8996
DENSITY	-0.6882	-0.0782	-0.0227	0.0328	0.2635
	-0.2714	-0.0692	-0.0223	0.0246	0.3458
COMMUTER	-0.3403	-0.0835	0.0747	0.2329	0.9108
	-1.1623	-0.0897	0.0877	0.2651	0.8395
FEMALE	-1.5962	-0.2482	0.1739	0.5960	1.6715
	-1.3895	-0.2260	0.1755	0.5770	1.5421
GWR-Gauss	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 840.8	$R^2 = 0.826$	RMSE = 0.043	AIC = -8201.4
		修正 AIC = -7151.1	残差の Moran's I = 0.007 ($p = 0.001$)	ANOVA の $F = 6.047$ ($p = 0.000$)	
GWR-bisquare	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 540.3	$R^2 = 0.805$	RMSE = 0.045	AIC = -8150.5
		修正 AIC = -7564.6	残差の Moran's I = -0.003 ($p = 0.002$)	ANOVA の $F = 9.647$ ($p = 0.000$)	

(注) 表の説明文は表 3.3 と同じ。

表 3.13 GWR-bisquare-1990 によるパラメータ推定値の
空間変動に対する Leung 検定の結果

変 数	F	ϕ_1	ϕ_2	p
Intercept	2.68	590.99	2147.3	0.000
INCOME	2.88	655.94	2147.3	0.000
DENSITY	3.19	652.55	2147.3	0.000
COMMUTER	4.20	672.18	2147.3	0.000
FEMALE	2.42	761.05	2147.3	0.000

(注) 表の説明文は表 3.4 に同じ。

すなわち、通常の方法により高度に有意と判定される地区数は、Intercept の 2270(全体の 89.2 パーセント), INCOME の 2300(90.4), DENSITY の 2166(85.1), COMMUTER の 2223(87.4), FEMALE の 2225(87.5)をかぞえる。一方、保守的なボンフェロニ修正法によれば、調整水準 $\alpha=3.93 \times 10^{-6}$ における有意な地区数は Intercept の 2034(全体の 80.0 パーセント), INCOME の 2120(83.3), DENSITY の 1911(75.1), COMMUTER の 1988(78.1), FEMALE の 1999(78.6)をかぞえる。このように、DENSITY の場合はどちらの検定にしても有意な地区数はやや少なくなるが、全体としては良好な結果といえよう。

また、パラメータ推定値の空間変動に対する検定を Leung et al. (2000) の方法で行った結果は、表 3.13 に示すとおりである。この Leung 検定によれば、Intercept と説明変数のすべてが高度に有意である。

3.6 1995 年の結果

グローバルモデル推定のため、説明変数の主成分の固有値を計算すると、 $\lambda_1=2.169$, $\lambda_2=1.134$, $\lambda_3=0.517$, $\lambda_4=0.179$ の結果が得られた。また、説明変数の分散拡大要因の最大値は 3.399 である。これにより、共線性はうたがいなしと認められる。

表 3.14 によれば、OLS と SEM の推定結果は類似している。SEM の空間的自己回帰係数を除くほとんどのパラメータ推定値は高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。標準化データを用いた場合の OLS の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.282INCOME - 0.184DENSITY + 0.308COMMUTER + 0.060FEMALE + \varepsilon$$

となり、同様の SEM の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.252INCOME - 0.186DENSITY + 0.332COMMUTER + 0.047FEMALE + \varepsilon$$

と表わされる。よく似たこれら 2 本の回帰式は、説明変数 COMMUTER と INCOME の高い重要性を示している。しかし、決定係数はわずかに 29 パーセント程度であり、グローバルモデルの説明力は限定的なものといえる。また、回帰残差には有意な空間的自己相関が検出されている。

次に、ローカル回帰の結果について述べる。回帰の推定計算に先立つクロスバリデーションの計算によれば、最適なカーネルバンド幅としては GWR-Gauss の 8 地区および GWR-bisquare の

58 地区であった。これらのバンド幅をもとにした GWR の推定結果は次のとおりである。

まず、モデル全体の有意性検定のために Brunsdon et al.(1999, p.507) の方法を用いれば、分散分析表の F 値は GWR-Gauss の 6.548, GWR-bisquare の 10.270 と計算される。ともに高度に有意な結果である。すなわち、モデル全体の有意性を OLS との比較において検定すると、GWR は OLS を大きく上回る。また、表 3.15 によれば、モデルの評価基準において GWR の結

表 3.14 OLS-1995 および SEM-1995 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	p
Intercept	1.0261	0.1246	8.2355	0.000
	1.1898	0.1094	10.8800	0.000
INCOME	0.1897	0.0208	9.1298	0.000
	0.1690	0.0185	9.1244	0.000
DENSITY	-0.0231	0.0026	-8.9248	0.000
	-0.0235	0.0024	-9.9615	0.000
COMMUTER	0.1162	0.0105	11.0936	0.000
	0.1252	0.0102	12.2390	0.000
FEMALE	0.1068	0.0380	3.2424	0.001.
	0.0839	0.0329	2.5504	0.011
Lambda	-0.7001	0.5569	-1.2572	0.209
OLS	$n = 2544 \quad R^2 = 0.284 \quad RMSE = 0.076 \quad AIC = -5909.4$			
	残差の Moran's I = -0.010 ($p = 0.001$)			
SEM	$n = 2544 \quad R^2 = 0.292 \quad RMSE = 0.075 \quad AIC = -5792.2$			
	残差の Moran's I = -0.003 ($p = 0.001$)			

(注) 表の説明文は表 3.1 と同じ。

表 3.15 GWR-1995 推定の結果

変 数	最小値	パラメータ推定値			
		$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	最大値
Intercept	-5.9496	-0.7936	1.2576	3.3088	8.6360
	-6.0810	-0.8032	1.3097	3.4226	11.9314
INCOME	-1.2546	-0.1886	0.1537	0.4960	1.3668
	-1.5023	-0.2043	0.1486	0.5015	1.6870
DENSITY	-0.7868	-0.0854	-0.0169	0.0516	0.2735
	-0.5236	-0.0725	-0.0146	0.0433	0.3489
COMMUTER	-0.5874	-0.0789	0.0803	0.2395	0.9339
	-0.4400	-0.0783	0.0929	0.2641	0.9608
FEMALE	-1.1490	-0.2669	0.1455	0.5579	1.8380
	-1.7277	-0.2875	0.1191	0.5257	1.4366
GWR-Gauss	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 839.3	$R^2 = 0.835$	$RMSE = 0.037$	$AIC = -8944.4$
		修正 AIC = -7899.3	残差の Moran's I = 0.015 ($p = 0.001$)	ANOVA の $F = 6.548$ ($p = 0.000$)	
GWR-bisquare	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 623.4	$R^2 = 0.835$	$RMSE = 0.036$	$AIC = -9149.2$
		修正 AIC = -8432.2	残差の Moran's I = -0.001 ($p = 0.096$)	ANOVA の $F = 10.270$ ($p = 0.000$)	

(注) 表の説明文は表 3.3 と同じ。

表 3.16 GWR-bisquare-1995 によるパラメータ推定値の
空間変動に対する Leung 検定の結果

変 数	F	ϕ_1	ϕ_2	p
Intercept	2.59	696.10	2085.2	0.000
INCOME	2.94	743.61	2085.2	0.000
DENSITY	5.86	548.97	2085.2	0.000
COMMUTER	4.12	715.90	2085.2	0.000
FEMALE	2.31	796.83	2085.2	0.000

(注) 表の説明文は表 3.4 に同じ。

果は OLS (表 3.14) を上回る。決定係数の比較では、OLS の 28.4 パーセントに対して GWR-Gauss と GWR-bisquare はともに 83.5 パーセントであり、3 倍近くの開きがあることがわかる。

ローカルモデルの出来を評価基準で比較した結果は、同値となる決定係数以外の基準において常に、GWR-bisquare が GWR-Gauss を上回る。同時に、GWR-bisquare には回帰残差の空間的自己相関が検出されていない。以上から、この年次のローカル統計量には GWR-bisquare による結果が適当であるということになる (表 3.15, 付録 C.5)。

パラメータ推定値の有意性検定を有意水準 $\alpha=0.01$ のもとで行うと、次のような結果となった。すなわち、通常の方法により高度に有意と判定される地区数は、Intercept の 2201(全体の 86.5 パーセント), INCOME の 2301(90.4), DENSITY の 2240(88.1), COMMUTER の 2201(86.5), FEMALE の 2173(85.4) である。一方、保守的なボンフェロニ修正法では調整水準 $\alpha=3.93 \times 10^{-6}$ において有意な地区数は、Intercept の 1992(全体の 78.3 パーセント), INCOME の 2113(83.1), DENSITY の 2006(80.4), COMMUTER の 2001(78.7), FEMALE の 1970(77.4) であり、全体のほぼ 8 割以上は高度に有意である。

さらに、パラメータ推定値の空間変動に対する有意性検定を Leung et al. (2000) の方法により行った結果は表 3.16 に示すとおりである。この検定によれば、Intercept および説明変数のすべてが高度に有意である。

3.7 2000 年の結果

グローバルモデル推定のために説明変数の主成分の固有値を計算すると、 $\lambda_1=2.240$, $\lambda_2=1.026$, $\lambda_3=0.520$, $\lambda_4=0.213$ の結果が得られた。また、説明変数の分散拡大要因の最大値は 2.922 である。これにより、共線性のうたがいはないといえる。

表 3.17 によれば、OLS と SEM の推定結果は類似している。SEM の空間的自己回帰係数を除くパラメータ推定値は高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。標準化データを用いた OLS の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.173INCOME - 0.271DENSITY + 0.398COMMUTER + 0.103FEMALE + \varepsilon$$

となり、同様の SEM の回帰式は

表 3.17 OLS-2000 および SEM-2000 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	<i>p</i>
Intercept	1.5202	0.1101	13.8008	0.000
	1.6103	0.1018	15.8117	0.000
INCOME	0.1124	0.0181	6.2086	0.000
	0.1022	0.0167	5.1041	0.000
DENSITY	-0.0301	0.0022	-13.9410	0.000
	-0.0295	0.0020	-14.6027	0.000
COMMUTER	0.1425	0.0092	15.4635	0.000
	0.1466	0.0091	16.0842	0.000
FEMALE	0.1657	0.0297	5.5805	0.000
	0.1477	0.0297	4.9811	0.000
Lambda	-0.5344	0.5314	-1.0057	0.315
OLS	$n = 2544 \quad R^2 = 0.314 \quad RMSE = 0.066 \quad AIC = -6582.4$			
	残差のモラン I = -0.005 (<i>p</i> = 0.001)			
SEM	$n = 2544 \quad R^2 = 0.316 \quad RMSE = 0.066 \quad AIC = -6441.5$			
	残差のモラン I = 0.001 (<i>p</i> = 0.107)			

(注) 表の説明文は表 3.1 に同じ。

$CAR + MINICAR = 0.159INCOME - 0.266DENSITY + 0.408COMMUTER + 0.092FEMALE + \varepsilon$
 となる。類似したこれらの 2 本の回帰式は、説明変数 COMMUTER のきわめて高い重要性を示している。しかし、決定係数は 31 パーセント程度にとどまり、グローバルモデルの説明力は限定的である。

次に、ローカルモデル推定の結果について述べる。回帰の推定計算に先立つクロスバリデーションの計算によれば、最適なカーネルバンド幅として GWR-Gauss の 8 地区および GWR-bisquare の 59 地区が得られた。これらのバンド幅を用いた GWR の推定結果は次のとおりである。

モデル全体の有意性検定のために Brunsdon et al.(1999, p.507) の方法を用いると、分散分析表の *F* 値は GWR-Gauss の 7.748, GWR-bisquare の 12.233 と計算される。どちらも高度に有意である。すなわち、モデル全体の有意性を OLS との比較において検定すれば、GWR は OLS を大きく上回ることがわかる。また、表 3.18 によれば、モデルの適合度に関する評価基準においても GWR の結果は OLS (表 3.17) を上回る。決定係数の比較では OLS の 31.4 パーセントに対し GWR-Gauss と GWR-bisquare はともに 86.1 パーセントであり、OLS と GWR の間に 2.7 倍の開きを認める。

ローカルモデルの出来を適合度の評価基準により比較すると、決定係数と RMSE は同値であるが、AIC と修正 AIC では GWR-bisquare が GWR-Gauss を上回る。これにより、この年次のローカル統計量としては GWR-bisquare による結果が適當である (表 3.18, 付録 C.6)。

パラメータ推定値の有意性検定を有意水準 $\alpha = 0.01$ のもとで行うと、次のような結果が得られた。すなわち、通常の方法により高度に有意と判定される地区数は、Intercept の 2361(全体の 92.8 パ

表 3.18 GWR-2000 推定の結果

変 数	最小値	パラメータ推定値			
		$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	最大値
Intercept	-5.5443	-0.1263	1.6154	3.3571	6.8702
	-3.8590	-0.0895	1.6718	3.4331	10.0280
INCOME	-0.8294	-0.1781	0.1156	0.4093	1.0723
	-1.0986	-0.1895	0.1081	0.4057	0.8720
DENSITY	-0.7616	-0.0907	-0.0192	0.0523	0.1950
	-0.6020	-0.0841	-0.0177	0.0487	0.2470
COMMUTER	-0.3357	-0.0608	0.0853	0.2314	0.7208
	-0.2923	-0.0628	0.0948	0.2524	0.7536
FEMALE	-1.1157	-0.2356	0.1416	0.5188	1.7311
	-1.0362	-0.2359	0.1267	0.4893	1.3836
GWR-Gauss	$n = 2544$ 有効パラメータ数 = 844.8 $R^2 = 0.861$ RMSE = 0.030 AIC = -9963.2 修正 AIC = -8901.6 残差の Moran's I = 0.026 ($p = 0.001$) ANOVA の $F = 7.748$ ($p = 0.000$)				
GWR-bisquare	$n = 2544$ 有効パラメータ数 = 621.2 $R^2 = 0.861$ RMSE = 0.030 AIC = -10162.0 修正 AIC = -9446.8 残差の Moran's I = -0.002 ($p = 0.005$) ANOVA の $F = 12.233$ ($p = 0.000$)				

(注) 表の説明文は表 3.3 に同じ。

表 3.19 GWR-bisquare-2000 によるパラメータ推定値の空間変動に対する Leung 検定の結果

変 数	F	ϕ_1	ϕ_2	p
Intercept	2.73	668.78	2084.4	0.000
INCOME	3.12	710.31	2084.4	0.000
DENSITY	12.19	570.08	2084.4	0.000
COMMUTER	4.79	724.00	2084.4	0.000
FEMALE	2.76	794.76	2084.4	0.000

(注) 表の説明文は表 3.4 に同じ。

一セント), INCOME の 2362(92.8), DENSITY の 2258(88.8), COMMUTER の 2236(87.9), FEMALE の 2177(85.6) をかぞえる。一方, 保守的なボンフェロニ修正法にしても, 調整水準 $\alpha=3.93 \times 10^{-6}$ において有意な地区数は, Intercept の 2235(全体の 87.9 パーセント), INCOME の 2211(86.9), DENSITY の 2092(82.2), COMMUTER の 2009(78.9), FEMALE の 1935(76.1)である。いずれの方法によっても, 全体のほぼ 8割以上は高度に有意である。

さらに, Leung et al.(2000)の方法によるパラメータ推定値の空間変動に対する有意性検定の結果は表 3.19 に示すとおりである。この検定の結果によれば, Intercept および説明変数のすべてが高度に有意である。

3.8 2005 年の結果

グローバルモデル推定のために説明変数の主成分の固有値を計算すると, $\lambda_1=2.311$, $\lambda_2=0.964$, $\lambda_3=0.498$, $\lambda_4=0.227$ の結果が得られた。また, 説明変数の分散拡大要因の最大値は 2.792 である。

これにより、共線性はうたがいなしと判断される。

表 3.20 によれば、OLS と SEM の推定結果は類似した結果をみせている。SEM の空間的自己回帰係数を除くその他のパラメータ推定値はすべて高度に有意であり、正負の符号は仮説に合致する。標準化データを用いた場合の OLS の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.079INCOME - 0.376DENSITY + 0.472COMMUTER + 0.116FEMALE + \varepsilon$$

となり、同様の SEM の回帰式は

$$CAR + MINICAR = 0.083INCOME - 0.377DENSITY + 0.470COMMUTER + 0.117FEMALE + \varepsilon$$

となる。非常に類似したこれらの回帰式は、説明変数 COMMUTER と DENSITY の高い重要性を示している。しかし、決定係数は 35 パーセント程度の大きさにとどまり、グローバルモデルの説明力は限定的である。

次に、ローカルモデル推定の結果について述べる。回帰の推定計算に先立つクロスバリデーションの計算によれば、最適なカーネルバンド幅は GWR-Gauss の 8 地区および GWR-bisquare の 53 地区であった。これらのバンド幅を用いた GWR の推定結果は次のとおりである。

モデル全体の有意性をみるために Brunsdon et al.(1999, p.507) の方法を用いて検定すると、分散分析表の *F* 値は GWR-Gauss の 9.072, GWR-bisquare の 12.377 と計算されるが、どちらも高度に有意である。すなわち、モデル全体の有意性を OLS との比較において検定すれば、GWR は OLS を高く上回ることがわかる。また、表 3.21 によれば、モデルの評価基準においても GWR の結果は OLS の結果（表 3.20）を上回る。決定係数の比較では、OLS の 34.9 パーセントに対して GWR は 85 パーセント以上に達しており、両者には約 2.5 倍の開きがある。

表 3.20 OLS-2005 および SEM-2005 推定の結果

変 数	係 数	標準誤差	検定統計量	<i>p</i>
Intercept	1.9484	0.1020	19.1035	0.000
	1.9294	0.1029	18.7483	0.000
INCOME	0.0490	0.0166	2.9517	0.003
	0.0515	0.0168	3.0698	0.002
DENSITY	-0.0411	0.0021	-19.5781	0.000
	-0.0413	0.0021	-19.4589	0.000
COMMUTER	0.1729	0.0089	19.3415	0.000
	0.1722	0.0089	19.2501	0.000
FEMALE	0.1909	0.0303	6.2978	0.000
	0.1933	0.0303	6.3820	0.000
Lambda	0.0888	0.3994	0.2222	0.824
OLS	<i>n</i> = 2544 <i>R</i> ² = 0.349 RMSE = 0.065 AIC = -6698.1 残差の Moran's I = 0.001 (<i>p</i> = 0.063)			
SEM	<i>n</i> = 2544 <i>R</i> ² = 0.349 RMSE = 0.065 AIC = -6551.0 残差の Moran's I = -0.000 (<i>p</i> = 0.740)			

(注) 表の説明文は表 3.1 と同じ。

表 3.21 GWR-2005 推定の結果

変 数	最小値	パラメータ推定値			
		$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	最大値
Intercept	-4.2448	0.3122	1.9043	3.4964	7.3469
	-3.5319	0.1893	1.9068	3.6243	8.9703
INCOME	-0.8733	-0.1780	0.0847	0.3474	0.8034
	-1.0539	-0.1955	0.0847	0.3649	0.7856
DENSITY	-0.7414	-0.0975	-0.0276	0.0423	0.1675
	-0.6663	-0.0928	-0.0253	0.0422	0.2333
COMMUTER	-0.2829	-0.0348	0.1037	0.2422	0.7644
	-0.2436	-0.0413	0.1072	0.2557	0.7798
FEMALE	-1.0917	-0.2598	0.1275	0.5148	1.7384
	-1.1987	-0.2786	0.1193	0.5172	1.5544
GWR-Gauss	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 804.1	$R^2 = 0.876$	RMSE = 0.028	AIC = -10284.1 修正 AIC = -9304.7 残差の Moran's I = 0.030 ($p = 0.001$) ANOVA の $F = 9.072$ ($p = 0.000$)
GWR-bisquare	$n = 2544$	有効パラメータ数 = 679.7	$R^2 = 0.882$	RMSE = 0.028	AIC = -10504.4 修正 AIC = -9689.1 残差の Moran's I = -0.002 ($p = 0.011$) ANOVA の $F = 12.377$ ($p = 0.000$)

(注) 表の説明文は表 3.3 に同じ。

表 3.22 GWR-bisquare-2005 によるパラメータ推定値の空間変動に対する Leung 検定の結果

変 数	F	ϕ_1	ϕ_2	p
Intercept	2.81	740.91	2040.6	0.000
INCOME	2.96	779.87	2040.6	0.000
DENSITY	11.85	515.83	2040.6	0.000
COMMUTER	3.74	812.99	2040.6	0.000
FEMALE	2.92	769.64	2040.6	0.000

(注) 表の説明文は表 3.4 に同じ。

ところで、ローカルモデルの出来を比較すると、同値を示す RMSE を除いて決定係数、AIC やび修正 AIC では、GWR-bisquare が GWR-Gauss を上回る。このようなことから、この年次のローカル統計量には GWR-bisquare の結果が適当である（表 3.21、付録 C.7）。

地区ごとのローカル統計量であるパラメータ推定値の有意性検定を有意水準 $\alpha = 0.01$ のもとで行うと次のような結果となった。すなわち、通常の方法により高度に有意と判定される地区数は、Intercept の 2360(全体の 92.8 パーセント), INCOME の 2372(93.2), DENSITY の 2287(89.9), COMMUTER の 2286(89.9), FEMALE の 2265(89.0) をかぞえる。一方、保守的なボンフェロニ修正法にても調整水準 $\alpha = 3.93 \times 10^{-6}$ において有意な地区数は、Intercept の 2260(全体の 88.8 パーセント), INCOME の 2247(88.3), DENSITY の 2105(82.7), COMMUTER の 2100(82.5), FEMALE の 2055(80.8) のとおりであり、全体の 8 割以上は高度に有意である。

終わりに、Leung et al.(2000)の方法により行ったパラメータ推定値の空間変動に対する有意性検定の結果は表 3.22 に示すとおりである。この表によれば、Intercept および説明変数における

るパラメータ推定値の空間変動はいずれも高度に有意である。

3.9まとめ

以上の回帰モデルの出来を評価し、本節のまとめとする。モデルの出来は年次ごとに述べたとおりであるが、加えて8か年にわたる分析結果のレビューが欠かせない。図3.1は決定係数、RMSE、AICおよび修正AICの年次別推移を示したものである。これによれば、資料制約のためにローカルモデルを適用しなかった1970年を除く7か年において、ローカルモデルとグローバルモデルの間には圧倒的な大差がついている。ローカルモデルのほうが説明力の大きなモデルであることはうたがいの余地もない。さらに、2種類のローカルモデルを修正AICで比較すると、GWR-bisquareがGWR-Gaussを常に上回る⁶⁾。また、回帰残差の空間的自己相関指標であるグローバルモラン統計量で比較しても、GWR-bisquareがGWR-Gaussを常に上回る。

要するに、回帰分析の結果の第一の要点は、ローカルモデルがデータへの適合度と信頼性の点でグローバルモデルにまさる、より良いモデルであるということに他ならない。ここから、基準変数である乗用車保有率と説明変数の関数関係が空間的に変動するという空間的非定常性の仮定が、きわめて合理的であることがあきらかである。この状態は1975年以来の縦断期間を通じて変化していないが、ローカルモデルの評価基準値が年を追って上昇を続けていることも見逃せない。この経年傾向はあるいはローカルモデルが表現する空間的非定常性の強化と明確化を示しているのかもしれない。しかし、図3.1にみるように、グローバルモデルの評価基準値も同じく上昇傾向にある。この点はまだ明らかになったわけではなく今後の研究に待つところが多い。

(注)

- 1) 個々の主成分の固有値(分散)のいずれかが0.01より小さいか、分散拡大要因の最大値が10を超える場合には共線性の関係があるものと判断する。
- 2) ただし、本文中に述べたように、データは当時のモータリゼーション先進地域(奥井、2002)から収集されたものである。それが全国の全地区から収集されたものならば、SEMの推定所得弾力性はある程度変わることも考えられる。
- 3) R言語[19]のspgwrパッケージでは、クロスバリデーションの反復計算は地点数でなく、地点総数に対する比率を出力する。しかし、本文中にはわかりやすい地点数を記す。
- 4) パラメータ推定値をその標準誤差で除した検定統計量について、 $t_{\text{obs}} \geq t_{0.01}(2539)=2.58$ の関係が成り立てば有意と判定する。パラメータ推定値の標準誤差はR言語[19]のパッケージspおよびspgwrによれば計算可能である。
- 5) $t_{\text{obs}} \geq z_{0.00000393}(2539)=4.44$ の関係が成り立てば有意と判定する。
- 6) 修正AICの算式(Fotheringham et al., 2002, p.96)から、モデルの複雑さに帰因する有効パラメータ数の差が反映することがわかる。

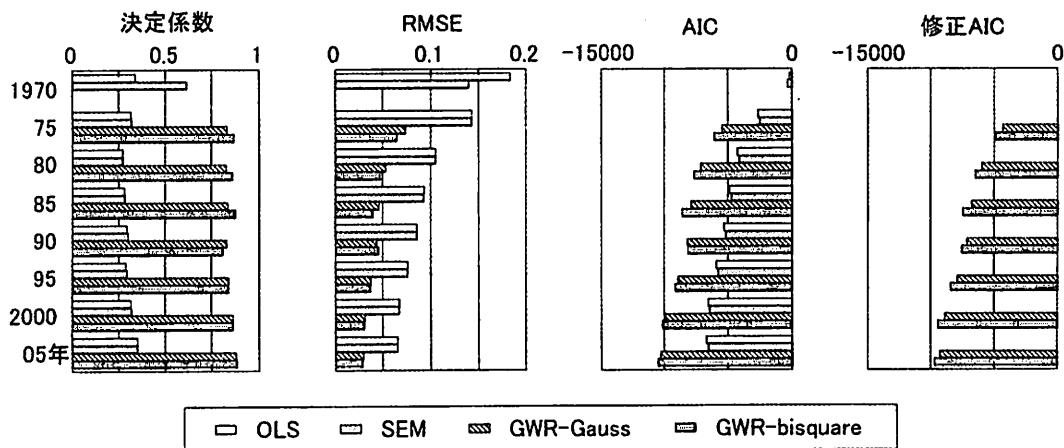


図 3.1 決定係数, RMSE, AIC および修正 AIC からみた回帰モデルの出来比較

4. パラメータ推定値の縦断的検討

前節では回帰モデルを年次ごとに順次データに当てはめ、それらの推定結果を読みとり、その上にモデルの出来について述べてきた。その結果、ローカルモデルはグローバルモデルよりデータ集合への当てはまりの良いモデルであり、2種類のローカルモデルを比較すると GWR-bisquare が GWR-Gauss より良好な結果をもたらしていることがわかった。また、GWR-bisquare によるパラメータ推定値の空間変動は対象 7か年にわたり有意味であった。

本節では、ローカル回帰モデル GWR-bisquare の推定結果でもとくに重要なローカル回帰係数のパラメータ推定値に着眼し、次節への予備作業としてその分布と推移を観察する。これにより、パラメータ推定値の時空間構造をあきらかにさせたい。ただし、ここでの分布とは度数分布に示されるデータの統計的分布とともに、分布図に示されるデータの空間的（地理的）分布の二面をいう。

なお、1975 年以降の対象 7か年にとっても回帰モデルの基準変数が CAR と定義された 1975 年と、CAR+MINICAR と定義された 1980 年以降とは切り離して扱うのが適当であると考えられる。そこで 1975 年はともかく、1980 年以降の 6か年について検討を進めることにしよう。

4.1 統計的分布

一般にデータの統計的分布は、その位置や散布度、歪み、とがりなどの諸要素において観察される。ここでは分布の位置（中心的傾向）と散布度（広がり）の観点において、パラメータ推定値の年次別分布とその経年的変化を整理しよう。そうした位置と散布度の要約値として用いるのは平均値（算術平均）と標準偏差のほかに、探索的データ解析の統計量である中央値とヒンジ、隣接値などである。以下では説明変数ごとに、パラメータ推定値の分布上の特徴について述べる。ただし、クロスセクションの横断面が少ないため、定量的な時系列分析の手法は適用されない。

4.1.1 説明変数 INCOME のパラメータ推定値

図 4.1-(a)は平均値と標準偏差の組み合わせによる計 5 種類の要約値を年次別にプロットし、その上に経年変化をとらえやすくするトレースラインを記入したものである。加えて、グローバル回帰の OLS 推定値が参考値として記入される。また、図 4.1-(b)は、図式表示の中央値、上・下ヒンジ、上・下隣接値のプロットと各トレースラインを記入したものである（以下、その他の説明変数も同様）。各図ともデータの大半が含まれる分布の主要範囲を示している。これらの図から、次のようなことがいえる。

平均値は 6か年とも正数であり、1990 年に最大値がある。平均値の変化は 1980 年の 0.164 から 1990 年の 0.208 まで連続して上昇し、その後は 2005 年の 0.085 まで連続して低下する。この傾向は OLS 推定値と同じである。平均値の大きさはほぼ 0.2 以内で推移し、変化のゆれ幅は小さいように見える。しかし近年では、この経済要因の影響が次第に弱化していることはあきらかである。

所得弾力性の大きさについて付言すれば、Clark(2007)による 2001 年の英国の国勢調査区 [ward] 単位における中央値 0.71 と比較して、2005 年の日本の市区町村単位における平均値 0.085 は英國の 11.3 パーセント程度のものである。しかし、市町村や区など小地域単位における所得弾力性推定値の報告は事例が乏しく、これ以上の議論は今後の研究に待つよりほかはない。とはいえ、本研究で得られた所得弾力性推定値をみると、乗用車はすでに 1980 年には必需品となって日本全国各地に普及の幅を広げていたことはうたがいのない事実である¹⁾。

一方、標準偏差は 1980 年の 0.447 から 1990 年の 0.297 まで単調に減少するが、その後は明確な傾向がなくなり、2005 年の 0.280 で終わる。この変化における一番の特徴は、トレースラインのくびれがみられる点であろう。すなわち、パラメータ推定値の地域差は 1990 年まで大幅に縮小したが、この年以降は縮小の増勢がなくなった。

次に、図 4.1-(b)においては、図式表示で用いる五つの要約値が分布の特徴を端的に表現する。いずれの年次も、データの半数が集中する上ヒンジ(UH)・下ヒンジ(LH)間の中央部(中央散布度)が大変せまくなっている、両方向に長い裾を引き、とがりの大きな対称形の分布をみせる。また、裾の広がりの変化を示す上隣接値(UAV)と下隣接値(LAV)の各トレースラインは、上述した図 4.1-(a)と類似のパターンを示しており、とくに 1990 年におけるくびれがここでも特徴的である。

ところで、図 4.1-(b)にみるように、INCOME のパラメータ推定値に関しては当初予期されたとおり、正数を示す地区が各年次とも全体の過半を占める。しかし、仮説とは逆の符号をとる地区も決して少なくない。そういう負数を示す地区的数は 1980 年から 2005 年まで年代順に、842(全体の 33.1 パーセント), 755(29.7), 607(23.9), 763(30.0), 777(30.5), 800(31.4) のとおりである。つまり、全体の約 7 割は仮説に合致しているが、残りの約 3 割は仮説に合致しないといいうことがいえる。しかし、より注意深く観察してみると、後者の多くは負の抑圧 [suppressor] が原因となって生じたという可能性が考えられる。

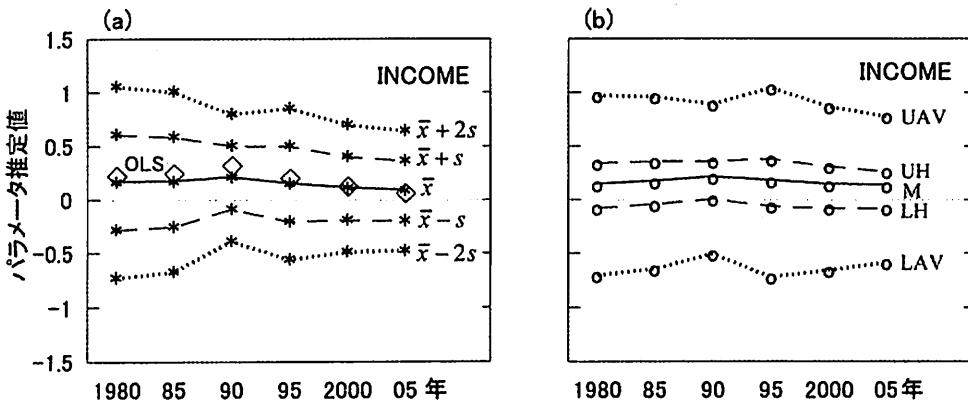


図 4.1 INCOME のパラメータ推定値の統計的分布

\bar{x} : 平均値, s : 標準偏差, UAV: 上隣接値, UH: 上ヒンジ,
M: 中央値, LH: 下ヒンジ, LAV: 下隣接値

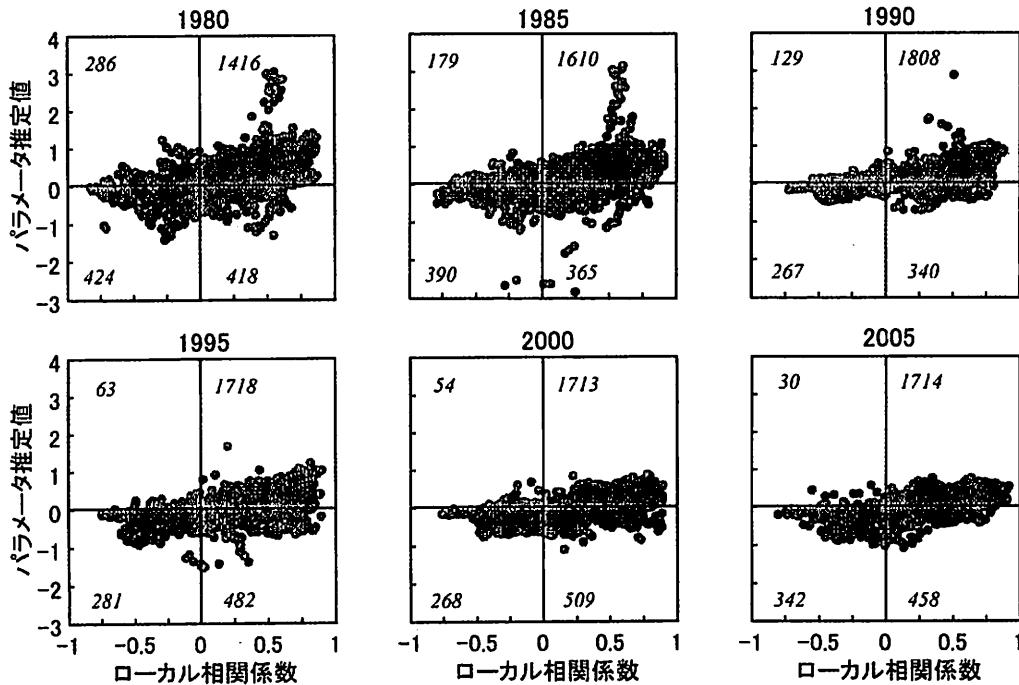


図 4.2 INCOME のパラメータ推定値とローカル相関係数の年次別散布図

斜体数字は各象限の布置の数。

このことを確かめるため、ローカル統計量の一つであるローカル相関係数(Fotheringham et al., 2002, pp.173-175)を求めよう。R 言語 [19] のパッケージ sp と spgwr を用いて、回帰地点ごとの基準変数と INCOME の間の単相関係数、すなわちローカル相関係数を計算し、これと INCOME のパラメータ推定値との関係を表す散布図を、年次別に示したもののが図 4.2 である(以下、その他の説明変数も同様)。これによれば、負数の地区の多くは負の抑圧に起因しうる可能性の高いことがわかる。たとえば、1980 年では負数の 842 地区のうちの 49.6 パーセントに当たる 418

地区がそうであるし、2000年では負数の777地区のうちの65.5パーセントに当たる509地区がそうである。むろん、負の抑圧すべての説明がつくわけではない。また、この図においてもパラメータ推定値の分布の広がり、すなわち地域差が年を追って縮小しているという傾向が認められる。

4.1.2 説明変数 DENSITY のパラメータ推定値

図4.3-(a)によれば、分布の中心的位置を表わす平均値は1980年の-0.019から2005年の-0.025までの間すべて負数をとり、OLS推定値もこれに近い数値を示す。平均値のトレースラインは1980年と1985年の間は低下(絶対値の増加)，同年から1995年までは連続して上昇(絶対値の減少)，同年から2005年までは連続して低下と経過しており、6か年にわたり単調傾向を示していない。

一方、標準偏差は1980年の0.093から1990年の0.047まで連続して大幅に減少し、その後は2005年の0.068まで増加し続ける。上述したINCOMEと同様、トレースラインの1990年にあるくびれが大きな特徴といえる。ここは、パラメータ推定値の地域差におけるそれまでの大幅な縮小と、その後の2005年まで連続する拡大との明確な分岐点である。トレースラインの転換期といえる1990年は、標準偏差が最小となるクロスセクションでもある。

図式表示スタイルの図4.3-(b)が示すとおり、データの分布は対象6か年を通じて中央部がせまく、とがりの急な、裾の長い対称形が特徴的である。また、裾の広がりを表す上・下隣接値の2本のトレースラインが示すとおり、DENSITYのパラメータ推定値は1990年まで地域差の大幅な縮小がみられるが、それ以降はこうした縮小の増勢はみられなくなる。

ところで、当初の仮説によれば、DENSITYのパラメータ推定値は負方向への分布が予期されていた(表2.2)。しかし、仮説に反する正のパラメータ推定値が少なからず含まれており、このことは図4.3でも明らかである。正数の地区は1980年の681(全体の26.8パーセント)から2000年の1074(42.2)までの範囲にあるが、それらは予想よりもよほど多い。この正のパラメータ推定

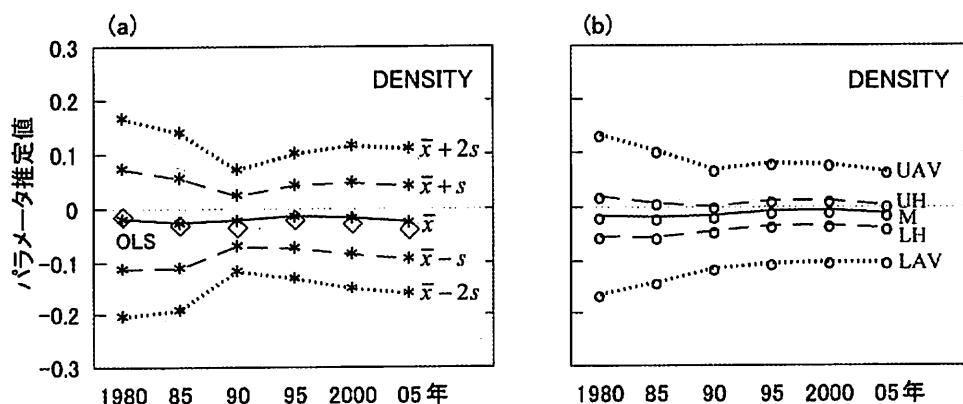


図4.3 DENSITYのパラメータ推定値の統計的分布

記号の説明は図4.1と同じ。

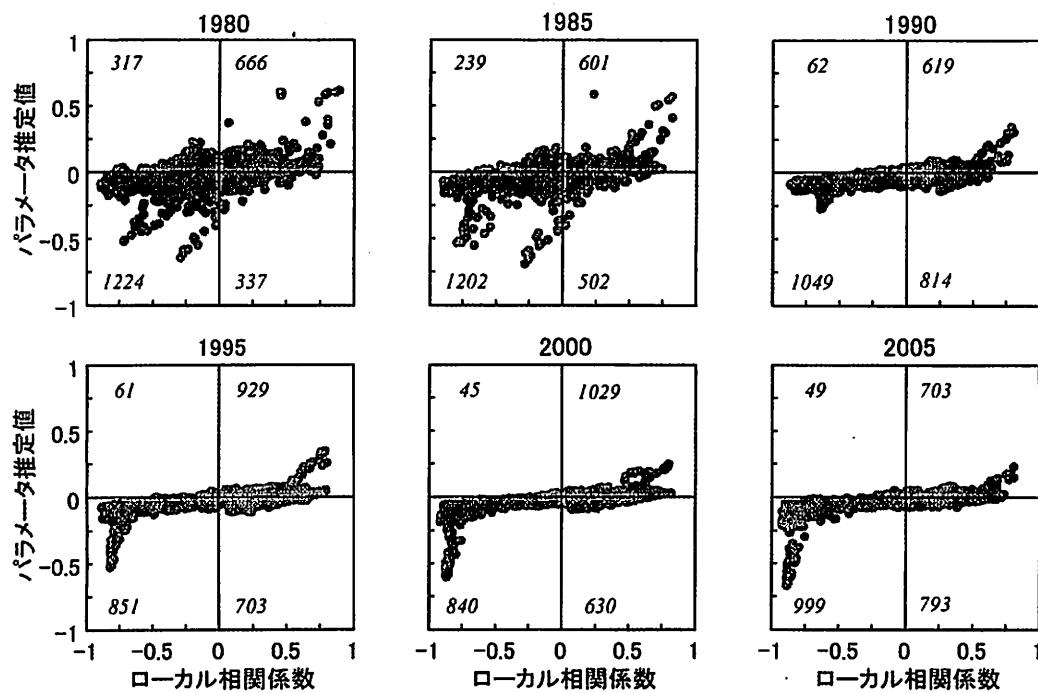


図 4.4 DENSITY のパラメータ推定値とローカル相関係数の年次別散布図

斜体数字の説明は図 4.2 に同じ。

値は、より高い DENSITY がより高い乗用車保有率を生ぜしめていることを物語る。

そこで、回帰地点ごとの基準変数と DENSITY 間のローカル相関係数を求めてみると、あきらかに正の係数が多い(図 4.4)。全体の 4 割以上は正数であり、2000 年では 65.2 パーセントの多さに上る。このようなことから、モータリゼーションと DENSITY の相関の方向は、本来かなりの地域差が伴うものと考えられる。この点に関しては後述しよう。

4.1.3 説明変数 COMMUTER のパラメータ推定値

COMMUTER のパラメータ推定値に関する図 4.5-(a)によれば、中心的傾向を表す平均値は 6 か年すべてが 0.1 前後の正数で推移し、大きな変化はないようにみえる。しかし、詳細にみると、1980 年の 0.107 から 1990 年の 0.088 までの低下期と、そこから 2005 年の 0.107 までの上昇期とに区分される。OLS 推定値の変化もこれと同傾向にある。一方、分布の広がりを表わす標準偏差は 1980 年の 0.212 から 2005 年の 0.149 までの間、単調減少が続く。この傾向は、COMMUTER のパラメータ推定値の地域差が 25 年間にわたって確実に縮小してきたことを意味する。

次に、図 4.5-(b)によれば、各年次の度数分布はとがりの急な、裾の長い対称タイプであり、全体の半数が含まれる中央部は小さな形である。また、COMMUTER のパラメータ推定値における正負の符号についていえば、当初予期された正の地区が各年次とも過半を占めている。しかし、反対に逆符号の地区も少なくない。負の地区数は 2005 年の 591(全体の 23.2 パーセント)と

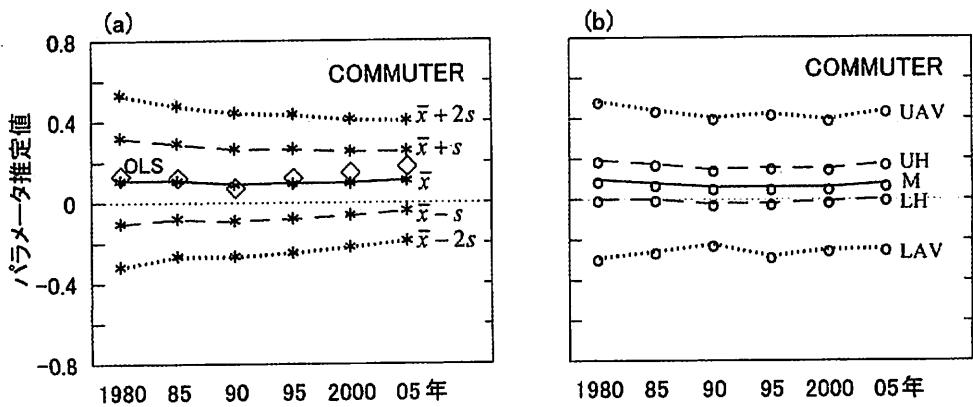


図 4.5 COMMUTER のパラメータ推定値の統計的分布

記号の説明は図 4.1 に同じ。

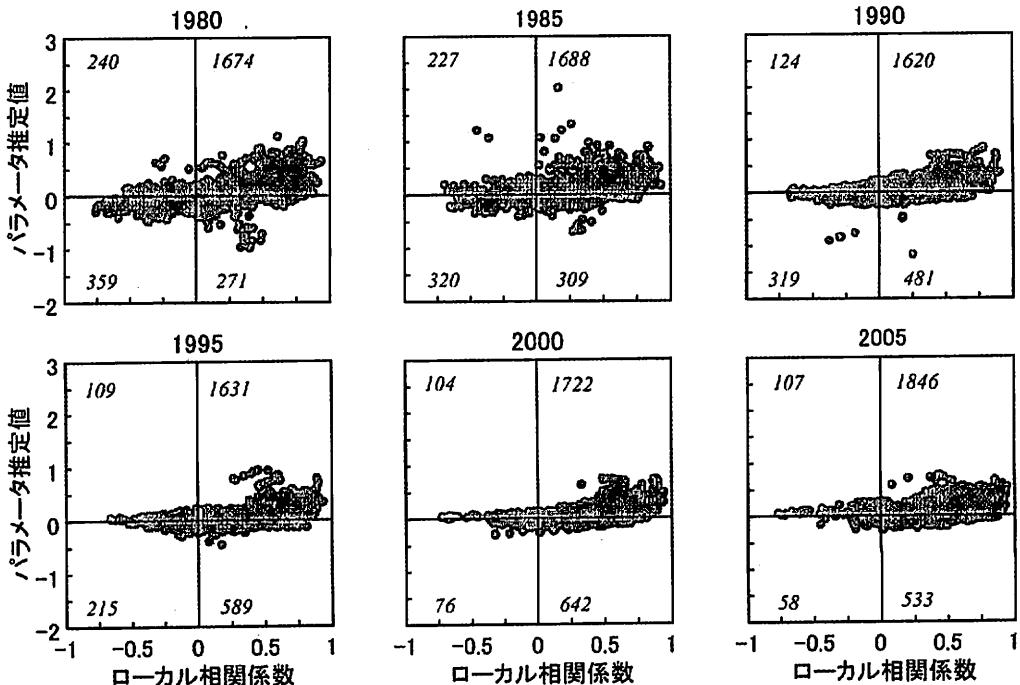


図 4.6 COMMUTER のパラメータ推定値とローカル相関係数の年次別散布図

斜体数字の説明は図 4.2 に同じ。

1995 年の 804(31.6) の範囲にあり、その割合は INCOME の場合より若干小さいが、全体の 2 割以上の地区は仮説に合致していないことがわかる。

ここでもまた、回帰地点ごとの基準変数と COMMUTER 間のローカル相関係数を求め、それと COMMUTER のパラメータ推定値との関係を表す図 4.6 により考えれば、仮説に合致しない多数の地区では負の抑圧が原因となった可能性が高い。そういう地区的数は 1980 年の 271 から連続して増加し、2000 年には 642 となる。2005 年にはやや減少するが、この年次の負数を示す 591 地区の約 9 割に当たる 533 地区において負の抑圧が生じた可能性がある。また、図 4.6 から、

パラメータ推定値の分布の散らばりは年々縮小している傾向が認められる。

4.1.4 説明変数 FEMALE のパラメータ推定値

最後に、FEMALE のパラメータ推定値をみる。図 4.7-(a) が示すように、平均値は 6 年とも正数である。最大値は 1980 年の 0.446 であり、ここから 1990 年の 0.176 まで連続して大幅に低下し、その後は 2005 年まで変化のゆれ幅がみえなくなる。OLS 推定値もこれと類似の傾向を示している。また、標準偏差は 1980 年の 0.579 から 1990 年の 0.406 まで連続して大幅に減少するが、その後は 2005 年に至るまでゆれ幅が小さくなる。以上に述べたように、トレースラインからみた平均値と標準偏差の経年的変化には同じような傾向がある。

ところで、図 4.7-(b) によれば、各年次の度数分布は中央部がせまく、とがりが急な対称形である。しかし、上・下隣接値のトレースラインが示すように、分布の裾の広がりは 1990 年を変わり目として、それ以前と以降とでは大きな相違がみられる。すなわち、FEMALE のパラメータ推定値は地域差の大きさが 1990 年までは大幅に縮小し、その後は安定傾向がなくなる。

当初仮説によれば、FEMALE のパラメータ推定値は正方向への分布が予期されていたにもかかわらず、図 4.7-(b) にみるように、負数のパラメータ推定値が多く含まれている。確かに正の地区は各年次とも全体の約 6 割以上に達しているが、負の地区は予想よりよほど多い。それらは 1980 年の 493 地区(全体の 19.4 パーセント)と 2000 年の 1048 地区(41.1)の範囲にある。

負数のパラメータ推定値については、上述した INCOME や COMMUTER と同様、負の抑圧が原因となって生じた可能性が考えられる。図 4.8 は、回帰地点ごとの基準変数と FEMALE の間のローカル相関係数と FEMALE のパラメータ推定値との関係を示したものである。図中、各年次における第 4 象限の布置は抑圧が起こった可能性のある地区を示す。そういう地区的数は 1980 年の 130 から次第に増加し、2000 年には 706 までになる。すなわち、この年次のパラメータ推定値が負の地区は 1048 をかぞえるから、その約 7 割は抑圧が原因となった可能性があるとい

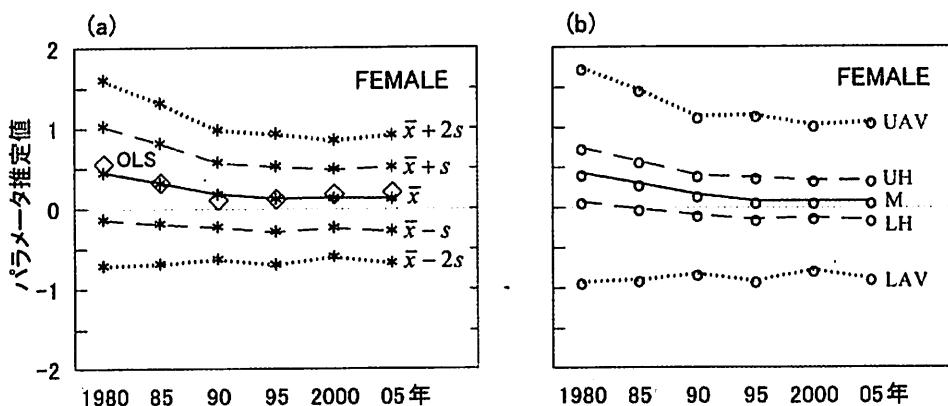


図 4.7 FEMALE のパラメータ推定値の統計的分布

記号の説明は図 4.1 と同じ。

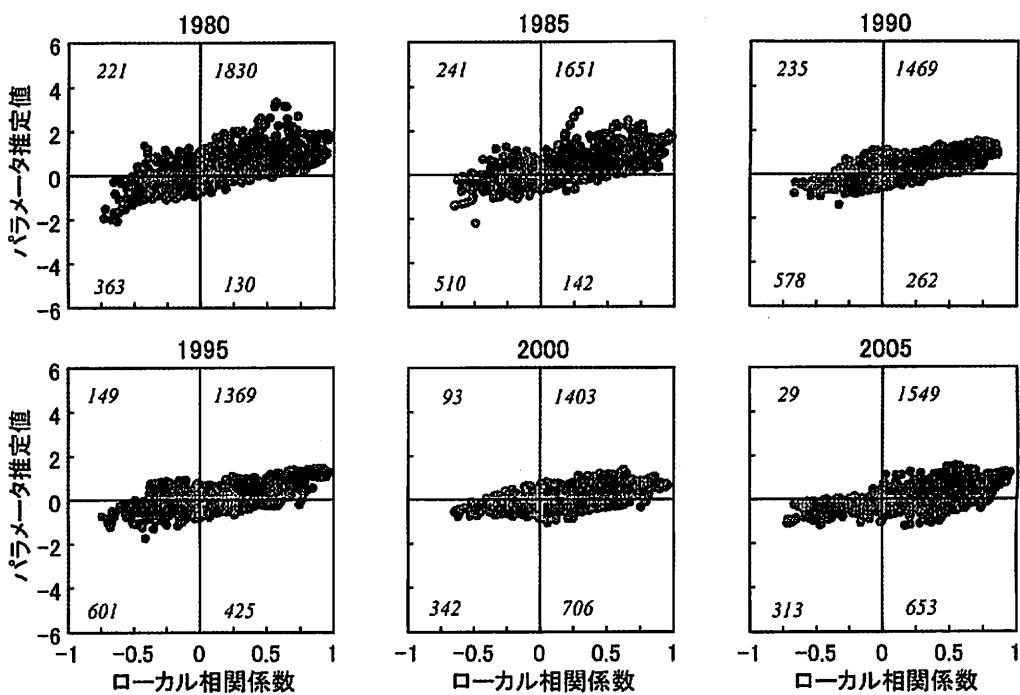


図 4.8 FEMALE のパラメータ推定値とローカル相関係数の年次別散布図

斜体数字の説明は図 4.2 に同じ。

うことになる。ただし繰り返しになるが、パラメータ推定値における負符号は逆説的な負の抑圧の考え方によってのみ説明できるものではない。

4.2 空間的分布

次には、パラメータ推定値の空間的分布について検討を続ける。ローカルモデル GWR-bisquare によるパラメータ推定値の分布図を年代順に比べていくと、空間変動に内在しているパターンが認められる（付録 C.2 ~ C.7）。どの説明変数の場合でも、パラメータ推定値の分布には一種の傾向面といえる空間変動のパターンがあり、それはゆるやかに次第に経年変化していくようみえる。

以下では説明変数ごとに、パラメータ推定値の分布上の特徴について述べるが、対象 6 か年の分布図を順次観察していくのではなく、時間次元を主成分分析で縮約し、主成分スコアの分布を観察する。これは要するに節約の原理に沿う方法にほかならない。具体的にいえば、2544 の対象地区の 6 か年にわたるパラメータ推定値のデータに対し、時間と時間の相関を分析する T 技法主成分分析を適用することにより、時間次元を縮小しつつ空間変動のパターンを抽出する。主成分分析の結果を述べれば次のとおりである。

表 4.1 はパラメータ推定値の年次間相関係数を示したものである。これによれば、説明変数の間で程度の差はあるが、年次が近いほど相関係数は高いという関係が認められる。この関係は空間変

表 4.1 パラメータ推定値の年次間相関行列

(a) INCOME		(b) DENSITY	
年次		年次	
1980	1.000	1980	1.000
1985	0.781 1.000	1985	0.857 1.000
1990	0.400 0.368 1.000	1990	0.487 0.625 1.000
1995	0.389 0.499 0.710 1.000	1995	0.588 0.719 0.866 1.000
2000	0.321 0.443 0.629 0.835 1.000	2000	0.523 0.644 0.765 0.941 1.000
2005	0.343 0.450 0.533 0.758 0.870 1.000	2005	0.517 0.630 0.678 0.891 0.968 1.000

(c) COMMUTER		(d) FEMALE	
年次		年次	
1980	1.000	1980	1.000
1985	0.693 1.000	1985	0.730 1.000
1990	0.445 0.468 1.000	1990	0.563 0.684 1.000
1995	0.473 0.577 0.839 1.000	1995	0.494 0.641 0.809 1.000
2000	0.514 0.556 0.775 0.865 1.000	2000	0.404 0.543 0.704 0.784 1.000
2005	0.415 0.529 0.626 0.786 0.844 1.000	2005	0.354 0.474 0.547 0.657 0.847 1.000

動のパターンが時間とともに次第に変化していることを裏づけている。表 4.1 の 4 個の相関行列に対していわゆる相関行列から出発する主成分分析を施せば、計算上は六つずつの主成分が抽出されることになるが、第 1 主成分と第 2 主成分の固有値は次のとおりである。

INCOME データの場合は $\lambda_1=3.816$ (全変動の 63.6 パーセント), $\lambda_2=1.156(19.3)$, DENSITY データの場合は $\lambda_1=4.594(76.6)$, $\lambda_2=0.848(14.1)$, COMMUTER データの場合は $\lambda_1=4.174(69.6)$, $\lambda_2=0.899(15.0)$, さらに FEMALE データでは $\lambda_1=4.102(68.4)$, $\lambda_2=0.848(15.5)$ と与えられる。どの場合も第 3 主成分以下によるそれぞれの寄与率は 10 パーセントを下回るほど小さくなるし、第 2 主成分までの累計寄与率が 80 パーセントを超えて十分に大きくなっているから、これらの上位主成分を時間次元の総合指標としてとりあげよう。

こうして得られた主成分の意味づけのため、主成分を通常のバリマックス法により直交変換し、その上にプロマックス法による斜交変換を試みて解を比較すると、後者は単純化の度合がより強く、意味づけが容易であった。また、前出の表 4.1 にみるように、年次間相関が概して高いことを考え合わせれば、主成分は直交するよりも斜交すると仮定するほうが自然である。それゆえ、T 技法主成分分析の結果をまとめた表 4.2 は、プロマックス法の斜交解における構造行列を示す。この構造行列の要素は主成分と変数(年次)の相関係数に等しい。それゆえ主成分は次のとおり時間次元を表わす。

第 1 主成分——1990 年から 2005 年までの 4か年

第 2 主成分——1980 年と 1985 年の 2か年

互いに斜交する第 1 主成分と第 2 主成分の間の相関係数は、INCOME の 0.464, DENSITY の

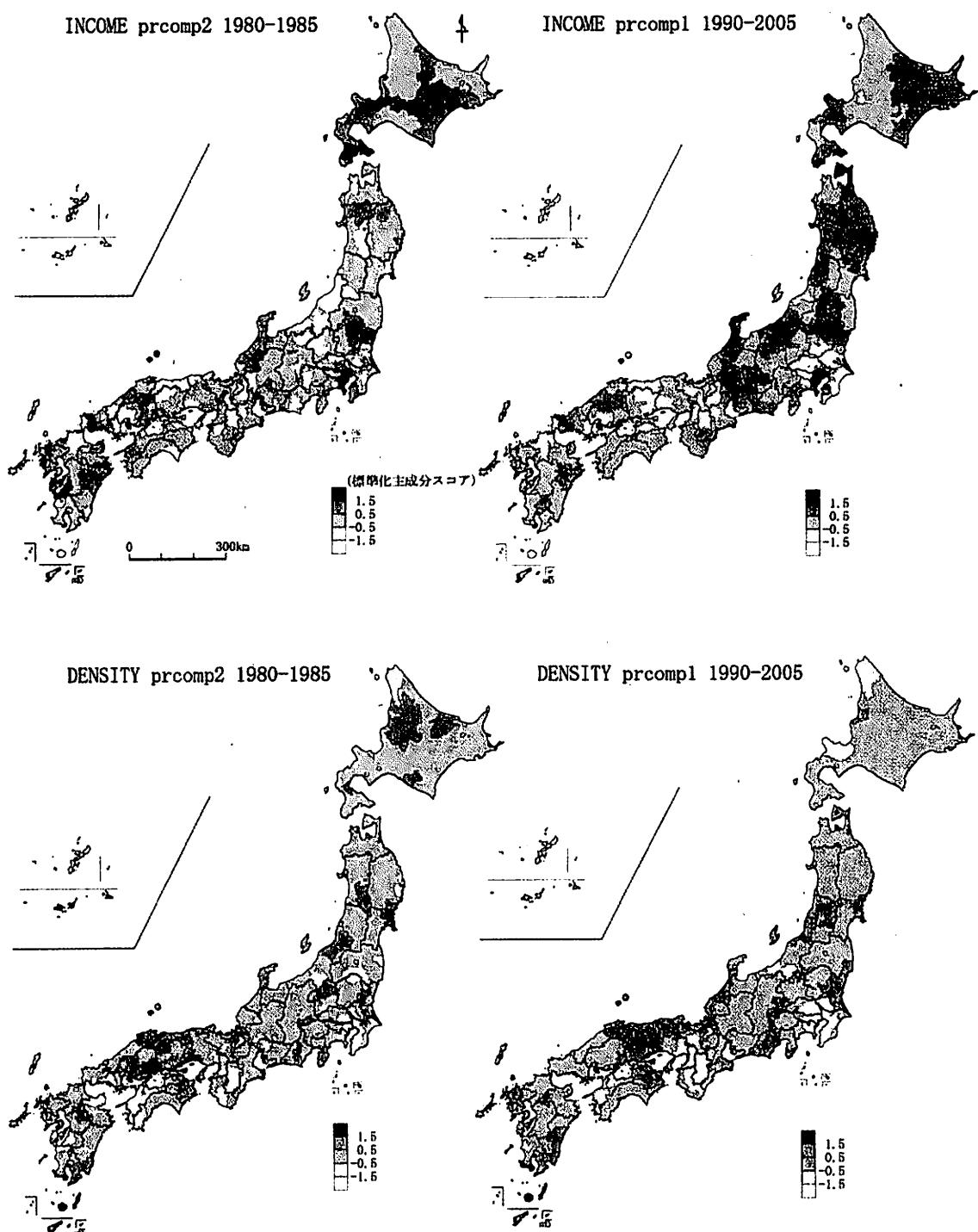


図 4.9 T -技法主成分スコアの分布（その 1）

主成分スコアの平均値 0, 標準偏差 1。

0.620, COMMUTER の 0.573, FEMALE の 0.599 となる。

図 4.9 は標準化された主成分スコアの空間的(地理的)分布を示したものである。これら一組のコロプレス地図および主成分スコアの地域別²⁾平均値により、主成分スコアの分布について述べる。

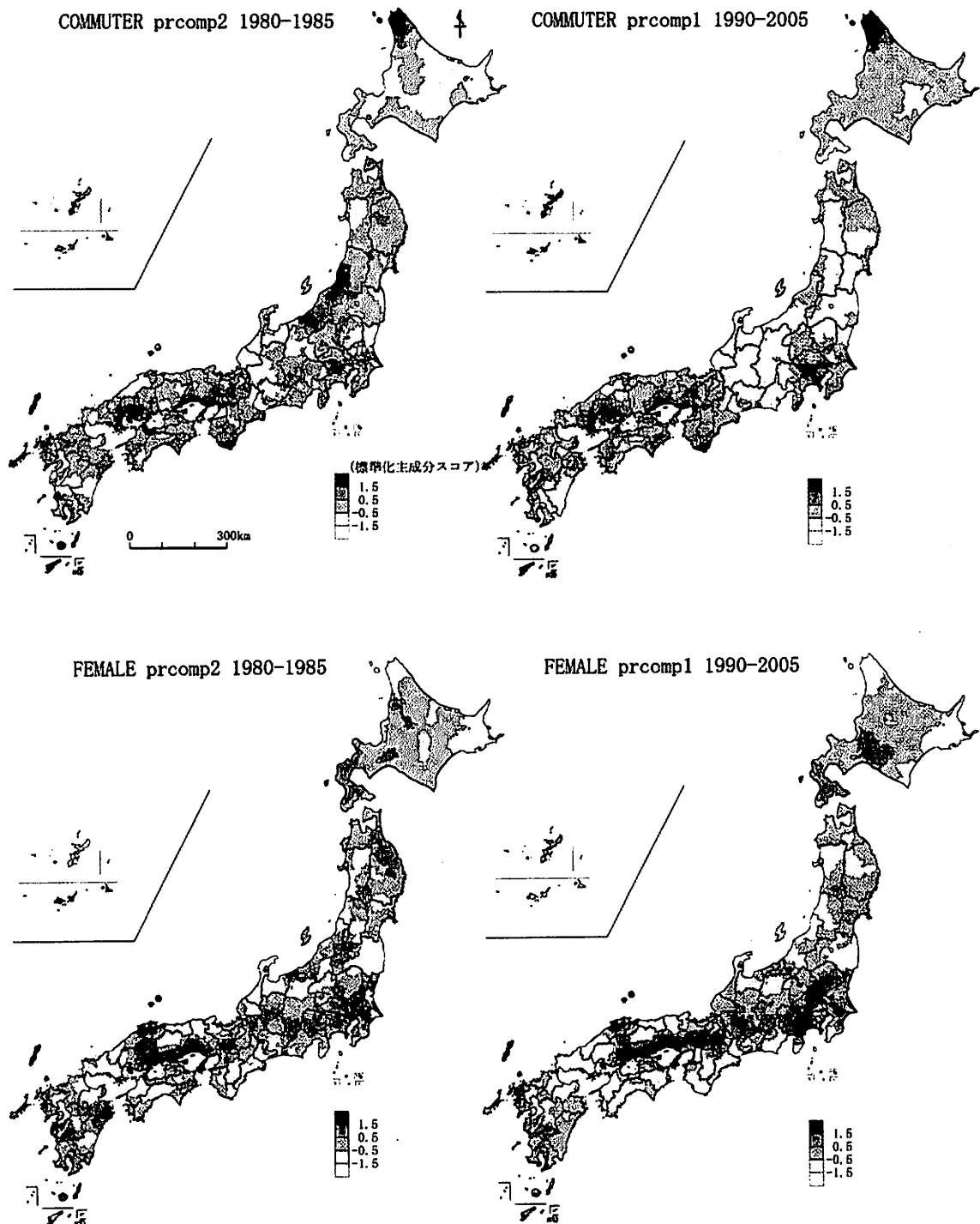


図 4.9 T -技法主成分スコアの分布（その 2）

4.2.1 説明変数 INCOME のパラメータ推定値

パラメータ推定値と主成分スコアの関係は、前出の構造行列（表 4.2）からわかるように、どの説明変数でも正相関である。簡単にいえば、パラメータ推定値が高い正の地区ほどその主成分スコアは高い正数となるが、反対にパラメータ推定値が低い負の地区ほど主成分スコアは低い負数にな

表 4.2 パラメータ推定値の T 技法主成分分析
(プロマックス法斜交解の構造行列)

(a) INCOME			(b) DENSITY		
変 数	第 1 主成分 prcomp1	第 2 主成分 prcomp2	変 数	第 1 主成分 prcomp1	第 2 主成分 prcomp2
1980 年	0.395	0.951	1980 年	0.547	0.970
1985 年	0.497	0.934	1985 年	0.690	0.955
1990 年	0.783	0.426	1990 年	0.869	0.570
1995 年	0.929	0.468	1995 年	0.979	0.661
2000 年	0.946	0.386	2000 年	0.978	0.580
2005 年	0.898	0.399	2005 年	0.944	0.567
主成分寄与	3.581	2.486	主成分寄与	4.335	3.275

(c) COMMUTER			(d) FEMALE		
変 数	第 1 主成分 prcomp1	第 2 主成分 prcomp2	変 数	第 1 主成分 prcomp1	第 2 主成分 prcomp2
1980 年	0.491	0.930	1980 年	0.426	0.910
1985 年	0.582	0.909	1985 年	0.603	0.915
1990 年	0.882	0.483	1990 年	0.791	0.780
1995 年	0.952	0.560	1995 年	0.880	0.696
2000 年	0.948	0.577	2000 年	0.957	0.588
2005 年	0.886	0.505	2005 年	0.901	0.428
主成分寄与	3.949	2.826	主成分寄与	3.673	3.231

るという意味である。

説明変数 INCOME の場合は負の抑圧に起因する負のパラメータ推定値がかなりの地区数に上ると考えられるから、これらの仮説に合致しない地区、ひいては解釈が一つに定まらない負の主成分スコアを示す地区は観察から除くこととし、正の主成分スコアをとる地区的分布に注目する。

表 4.3 によれば、1980 年と 1985 年を総合した第 2 主成分スコアの地域別平均値が高い(およそ 0.5 以上)のは北海道である。しかし、それ以外にも 14 の地域内または地域間でこの水準を超える高スコアの地区群がみられる(図 4.9)。その第 1 の場合は地域内において低スコアの地区群と並存する高スコアの地区群であり、スコアの地域別平均値はおのずからゼロに接近する。第 2 の場合は複数の地域間にまたがる高スコアの地区群である。以上の二つの場合の主なものを拾い上げると、南東北の福島県南部、北関東の茨城・栃木両県北部、南関東の東京区部と京浜・京葉・埼京のコナベーション、北陸の富山・石川・福井 3 県、東海の名古屋周辺、中国の広島県東部および島根県中部と隠岐、周防灘をはさむ中国の山口県西部と北九州の大分県北部、南九州の八代海を囲む熊本県南部と鹿児島県北部などである。とりわけ東京区部と八代海付近におけるスコアの高さが際立つ。

続いて 1990 年以降の 4 か年を総合した第 1 主成分の時期についてみると、平均値の高い地区的分布が北海道から北東北、南東北、北陸、東山、東海へと広範囲にわたり拡大したのが目につく(表 4.3、図 4.9)。また、南関東の東京区部とそのコナベーション(東京西郊を除く)、中国の広島

表 4.3 INCOME のパラメータ推定値における主成分スコアの 14 地域別平均値

		第 2 主成分	第 1 主成分
北海道	北海道	0.68 (0.65)	0.42 (0.53)
東北	北東北	0.06 (0.52)	0.89 (0.46)
	南東北	0.08 (0.56)	0.59 (0.41)
関東	北関東	-0.07 (0.78)	-0.43 (1.15)
	南関東	0.03 (1.21)	-0.56 (1.40)
中部	北陸	-0.14 (0.99)	0.70 (0.76)
	東山	-0.16 (0.56)	0.52 (0.54)
	東海	0.23 (0.77)	0.68 (0.67)
近畿	東近畿	-0.55 (0.46)	-0.58 (0.60)
	西近畿	-0.30 (0.86)	-0.57 (0.58)
中四国	中国	-0.19 (1.11)	-0.34 (1.01)
	四国	-0.07 (0.52)	-0.29 (0.53)
九州・沖縄	北九州	-0.35 (0.89)	-0.39 (0.68)
	南九州	0.28 (1.83)	-0.50 (1.14)

(注) ()は標準偏差を示す。

表 4.4 DENSITY のパラメータ推定値における主成分スコアの 14 地域別平均値

		第 2 主成分	第 1 主成分
北海道	北海道	0.15 (0.45)	-0.04 (0.37)
東北	北東北	0.16 (0.35)	0.17 (0.23)
	南東北	0.17 (0.67)	0.35 (0.30)
関東	北関東	0.07 (0.63)	0.09 (0.82)
	南関東	-0.48 (1.64)	-1.34 (1.98)
中部	北陸	0.14 (0.57)	0.38 (0.38)
	東山	-0.05 (0.40)	0.14 (0.28)
	東海	0.05 (0.53)	0.17 (0.43)
近畿	東近畿	-0.30 (0.57)	-0.50 (0.59)
	西近畿	-0.06 (0.69)	-0.21 (0.90)
中四国	中国	0.58 (0.71)	0.45 (0.56)
	四国	0.04 (0.77)	0.42 (0.59)
九州・沖縄	北九州	-0.12 (0.66)	0.37 (0.47)
	南九州	-0.03 (2.01)	0.13 (1.12)

(注) 表の説明文は表 4.3 に同じ。

県北部と島根県中部、山口県西部、北九州と南九州にまたがる大分県南部と宮崎県北部などには依然として高スコアの地区群が分布する。他方、八代海付近にあった高スコアはなくなった。

これまでに指摘したスコアの高い諸地域および地区群では主成分（時期）の違いにかかわらず、乗用車保有率に対する世帯所得の影響が強い。しかし、なぜそのような状況がそこらで生じるかは説明がむずかしい問題である。英国を対象とする Clark (2007) の報告によれば、高い所得弾力性はイングランド北部やミッドランド西部、ウェールズ南部の都市中心部など伝統的に乗用車保有水準が低い地域に集中しており、このことは、都市民が可処分所得の大きな部分を消費することによって乗用車保有水準を高めようとしている願望の表れと説明する³⁾。しかし、この原理によって、高スコアの分布のすべてを説明できるわけではない。高い主成分スコアの地域や地区群の多くが全国平均より低い乗用車保有率を示していることは間違いないが、その一方、北海道の東部や 1990 年以降の中部地方に集中する高い乗用車保有率の地区群については、合理性ある説明がつかないからである（付録 B）。

4.2.2 説明変数 DENSITY のパラメータ推定値

この説明変数についてはその他の三つの説明変数とは異なり、主成分スコアが低い負数の地区的分布を中心に述べる（図 4.9）。まず、1980 年と 1985 年を総合した第 2 主成分の時期において、主成分スコアの地域別平均値が低い（おおむね -0.5 未満）のは東京区部を含む南関東である（表 4.4）。また、その他の全国に散在する低スコアの地区群としては、東近畿の奈良県と和歌山県中部、西近畿の京阪神、四国西部、北九州の大分県北部、南九州の八代海付近などがその主なものである。こ

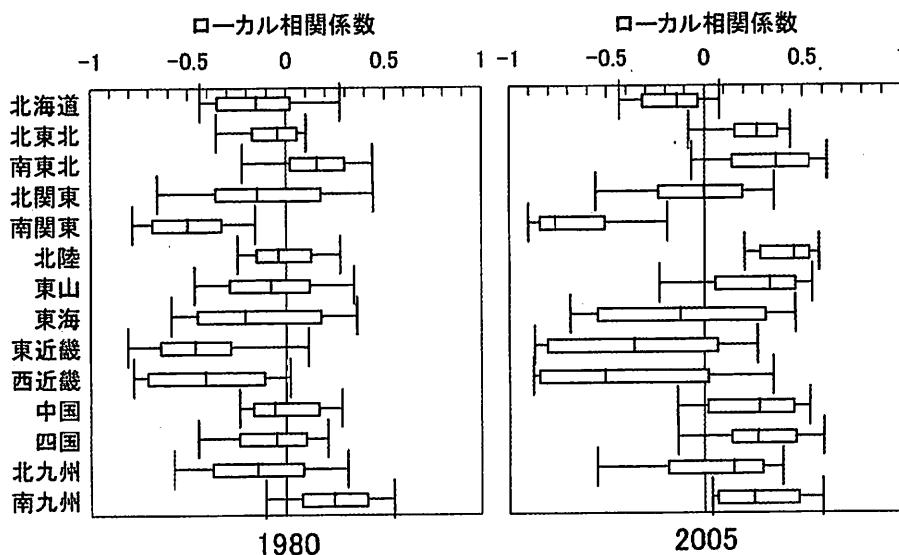


図 4.10 基準変数と DENSITY 間のローカル相関係数の地域比較（平行箱型図）,
1980 年および 2005 年

これらの主成分スコアの低い地域と地区群にあっても、東京区部と八代海付近のスコアはひときわ低い。

その後、1990 年以降の第 1 主成分の時期に入ると、低スコアの一部地域への集中化が起きている。南関東中央部に茨城県南部を加えた東京 50 ~ 60 キロメートル圏と、近畿中央部の京阪神圏とを合わせた二大都市圏が、低スコアの二極分化地帯と重なり合う。東西の低スコア地帯を比較すると、広がりの程度では近畿のほうが広く、スコアの低さでは関東のほうがかなり低い。それ以前の第 2 主成分の時期にみられた八代海付近の低スコアは消えた。

DENSITY のパラメータ推定値を時間次元で縮約した第 2 および第 1 主成分スコアの低い地区においては、乗用車保有率への人口密度の影響が逆方向の関係で強い。同じ低スコアの地区にも二つのタイプがある。第 1 は、より高い人口密度が乗用車保有率を低めるというタイプである。現に人口が高密度に分布し、大なる交通需要があり、公共交通網が発達した東京圏と京阪神圏がその適例である。第 2 は、より低い人口密度が乗用車保有率を高めるというタイプである。このタイプは人口が少なく、交通需要が小さく、公共交通の供給が乏しい非大都市圏に偏在しがちである。そこでは乗用車が地域住民にとって日常不可欠の交通手段として保有されている。

ところで、先にも述べたように、DENSITY のパラメータ推定値では対象 6 か年にわたり、当初仮説に反する正の地区が多かった。各年次とも全体の 4 割以上は正数であり、2000 年においては全体の 65.2 パーセントに当たる 1659 地区が、正のパラメータ推定値であった。図 4.9 に記載される階級限界が 0.5 以上の主成分スコアを示す地区は、第 2 主成分であれ第 1 主成分であれ、より高い正のパラメータ推定値に対応するものがほとんどである。それらの地区数は第 2 主成分では 501、第 1 主成分では 575 の多きに上る。このように仮説に不一致の地区がこれほどまでに多くを占めるのはなぜであろうか。

のことに関しては、そもそも乗用車保有率と DENSITY の相関が一義的に負相関であると決めつける必要はないのであって、正相関の仮定も置くほうが合理的であるといえる。たとえば、市街地の狭隘な路地や近郊の農道にコンパクトカーが入りこむような軽乗用車地帯における、より高い人口密度が乗用車保有率を高めるという状況や、人口減少と高齢化が進む過疎地における、より低い人口密度が乗用車保有率を低めるという状況を想定することができよう。この状況は正相関の地域性である。要するに、モータリゼーションと人口密度の相関における正負の符号は地域的に異なると考えるべきである。

図 4.10 は基準変数と DENSITY 間のローカル相関係数を地域比較したものである⁴⁾。この平行箱型図にみるように、1980 年の東北と南九州は正相関の地区が多くを占め、2005 年になると北陸と東山、中四国でも正相関の地区が多くを占めるようになる。その反対に南関東をはじめ、北海道と近畿においては両年とも負相関の地区が圧倒的多数を占めている。ここから、国家的規模でみれば、モータリゼーションと人口密度の相関の方向は明確な地域差が伴うことがわかる。

4.2.3 説明変数 COMMUTER のパラメータ推定値

この説明変数については INCOME と同様、主成分スコアが高い正の地区的分布について述べる。表 4.5 によれば、1980 年と 1985 年を総合した第 2 主成分スコアの平均値が比較的高いのは中四国と九州である。加えて、北海道の最北部、南関東の東京区部周辺とくに東京西郊、北陸の新潟県、東近畿の和歌山県南部、西近畿の兵庫県南部などにも高スコアの地区群が分布する（図 4.9）。

1990 年以降の 4 か年を総合した第 1 主成分の時期になると、高スコアの地域範囲が拡大する。すでに 1980 年代には高いスコアであった西日本の諸地域がその平均値を一段とレベルアップさせたほか、大都市圏を抱える南関東と西近畿が同じ傾向を示している。とりわけ南九州の平均値 0.93 は際立った高さにあり、これをここまで持ち上げているのは南西諸島のいわゆる離島に分布する多くの地区であるに違いない⁵⁾。そうしたなかにあって、北海道の最北部と東近畿の和歌山県南部は引き続き高スコアを保っているが、その一方、北陸の新潟県にあった高スコアは消えた。

ところで、二つの時期における主成分スコアの分布を比べると、14 の地域についての地域内較差の縮小と地域間較差の拡大が読みとれる。表 4.5 にみるように、スコアの地域別標準偏差は南九州を除く 13 の地域で減少しており、ここから、地域内較差はほとんどの地域で縮小したことがわかる。また、スコアの地域別平均値の有意差検定を一元配置分散分析により行うと、二つの時期の間で高度な有意差が認められるが、検定統計量は第 2 主成分の $F=16.49$ から第 1 主成分の $F=98.69$ へと大幅に増加する。この検定結果はスコアの地域間較差が拡大したことを示している。すなわち、主成分スコアの分布における地域差のパターンは明確化したことである。

4.2.4 説明変数 FEMALE のパラメータ推定値

この説明変数についても先の INCOME および COMMUTER と同様、主成分スコアが高い正

表 4.5 COMMUTER のパラメータ推定値における主成分スコアの 14 地域別平均値

		第 2 主成分	第 1 主成分
北海道	北海道	-0.39 (0.66)	-0.04 (0.63)
東北	北東北	0.02 (0.45)	-0.47 (0.34)
	南東北	-0.08 (0.42)	-0.71 (0.28)
関東	北関東	-0.30 (0.67)	-0.41 (0.48)
	南関東	0.21 (1.07)	0.54 (0.84)
中部	北陸	0.22 (1.05)	-0.69 (0.45)
	東山	-0.44 (0.66)	-0.90 (0.40)
	東海	-0.43 (0.71)	-0.51 (0.57)
近畿	東近畿	0.10 (0.75)	0.16 (0.60)
	西近畿	0.15 (1.22)	0.47 (0.71)
中四国	中国	0.37 (1.30)	0.59 (1.08)
	四国	0.24 (0.67)	0.43 (0.63)
九州・沖縄	北九州	0.26 (1.01)	0.26 (0.80)
	南九州	0.21 (1.65)	0.93 (1.76)

(注) 表の説明文は表 4.3 に同じ。

表 4.6 FEMALE のパラメータ推定値における主成分スコアの 14 地域別平均値

		第 2 主成分	第 1 主成分
北海道	北海道	0.01 (0.64)	-0.03 (0.62)
東北	北東北	0.10 (0.61)	-0.23 (0.36)
	南東北	-0.51 (0.77)	-0.31 (0.56)
関東	北関東	0.05 (0.89)	0.62 (0.89)
	南関東	0.49 (1.01)	0.45 (1.30)
中部	北陸	-0.64 (0.86)	-0.51 (0.56)
	東山	0.10 (0.74)	0.35 (0.86)
	東海	-0.41 (0.56)	-0.16 (1.00)
近畿	東近畿	-0.21 (0.53)	-0.25 (0.97)
	西近畿	0.52 (1.19)	0.55 (1.31)
中四国	中国	0.22 (1.57)	-0.21 (1.51)
	四国	-0.00 (0.85)	-0.38 (0.77)
九州・沖縄	北九州	-0.15 (0.96)	-0.33 (0.98)
	南九州	0.18 (1.34)	0.06 (0.66)

(注) 表の説明文は表 4.3 に同じ。

の地区の分布に注目する。表 4.6 によれば、まず 1980 年と 1985 年を総合した第 2 主成分の時期において、スコアの地域別平均値が高いのは大都市圏を抱える南関東と西近畿である。南関東では東京区部と千葉県北西部(京葉)，西近畿では兵庫県南部においてスコアがとくに高い(図 4.9)。そのほか、たとえば中国の島根県東部(隠岐を含む)，岡山県南部と広島県東部，南九州の八代海付近のように、高スコアの地区群が全国に散在している。

次の 1990 年以降の 4 か年を総合した第 1 主成分の時期になると、高スコアの地域範囲が拡大する。1980 年代の高スコア地域であった南関東を起点として、高スコアの地域範囲は北関東方面および東山方面に拡大し、その結果、関東においては茨城県北部から栃木県中南部、群馬県東南部、埼玉県中部、東京西郊をへて神奈川県中西部にとどく高スコアの連続地帯が、東京圏を遠巻きに囲むように出現している。しかし、東京区部にあった 1980 年代の高スコアは消えた。一方、西日本では滋賀県から京都府南部、大阪府北部、兵庫県南部にいたる高スコアの連続地帯が明確なものとなり、岡山県南部から広島県東部に続く高スコアの地区群となつた。こうして滋賀県から広島県まで続く東西に長いベルト地帯が出現している。北海道の道央、中国の島根県東部(隠岐を含む)，北九州の長崎県北部(壱岐・対馬を含む)その他にも高スコアの地区群が見出される。

4.3 まとめ

本節では、ローカルモデル GWR-bisquare から得られたパラメータ推定値の分布を縦断的に検討してきた。1980 年以降の対象 6 か年にわたる統計的分布の推移の検討によれば、1990 年を境にして⁶⁾、その前後でパラメータ推定値の分布に大きな構造変化が生じた可能性が高い。パラメー

タ推定値の簡約統計量の推移を追うと、INCOME の場合は平均値と標準偏差、DENSITY の場合は標準偏差、COMMUTER の場合は平均値、FEMALE の場合は平均値と標準偏差において、それぞれの推移傾向が 1990 年を境目に、増加(減少)から減少(増加)にという大きな転換を示していた。また、空間的(地理的)分布の推移を主成分分析で検討したところによれば、どの説明変数の場合でもパラメータ推定値の空間変動は 1980 年代の 2か年のパターン、および 1990 年代以降の 4か年のパターン、という相異なるパターンに区分された。以上の結果から、パラメータ推定値の経年的変化は統計的分布かつ空間的分布の二面からみると、1980 年代と 1990 年代以降の二つの時期のパターンに区別されることがわかる。

(注)

- 1) しかし、一部の地区は 1 以上の所得弾力性を示す。そういう地区的数は 1980 年から 1995 年にいたる間に 85, 50, 19, 14 と次第に減少しており、2000 年以降は皆無となる。
- 2) 慣用される 7 地方区分をもとに、全 2544 地区を次のとおり 14 の地域に区分する。
 - ①北海道 208 地区
 - ②北東北(青森・岩手・秋田) 148 地区
 - ③南東北(宮城・山形・福島) 198 地区
 - ④北関東(茨城・栃木・群馬) 164 地区
 - ⑤南関東(埼玉・千葉・東京・神奈川) 265 地区
 - ⑥北陸(新潟・富山・石川・福井) 142 地区
 - ⑦東山(山梨・長野・岐阜) 196 地区
 - ⑧東海(静岡・愛知・三重) 202 地区
 - ⑨東近畿(滋賀・奈良・和歌山) 128 地区
 - ⑩西近畿(京都・大阪・兵庫) 159 地区
 - ⑪中国 145 地区
 - ⑫四国 148 地区
 - ⑬北九州(福岡・佐賀・長崎・大分) 199 地区
 - ⑭南九州(熊本・宮崎・鹿児島・沖縄) 242 地区
- 3) その反対に、乗用車保有水準の高いサウスイーストにおいて所得弾力性が低いという事実は、当地域における乗用車保有願望がすでに満たされていること、さらには所得が乗用車保有以外の世帯需要のために消費されていることを示唆するものだという。
- 4) ただし、図の煩雑さを避けるため、対象 6 か年の初めと終わりの 2 か年のみを示す。
- 5) 伊豆諸島や長崎県島嶼部、南西諸島などのいわゆる離島地区と瀬戸内海の島嶼地区では公共交通の便が欠乏状況にある。通勤の利用交通手段に占める公共交通の割合が小さくなる分、自家用車への依存度は重くなる[15]。このようなことから、乗用車保有率への世帯当たり通勤者数の影響は当然強さが増すであろう。
- 6) より正確には、1980 年代後期と 1990 年代前期にまたがる 1990 年ころの時期を境にして、というべきである。

5. 決定因の地域分化の検討

本節ではローカル回帰モデル GWR-bisquare の推定結果をもとに、乗用車保有率の空間変動ないしは地域差を生み出してきた空間のメカニズム、すなわち国家的規模で巻き起こったモータリゼ

ーションの空間プロセスを検討する。具体的にいえば、基準変数と説明変数の間の関係の方向と強さを示すパラメータ推定値の地区間類似性を分析し、これによって、乗用車保有率の空間変動因（空間変動あるいは地域差をもたらす決定因）の地域分化はどのように起こっているかを検討する。

パラメータ推定値の経年変化は対象地区ごとに唯一無二のプロファイルを示しているが、似た者同士の組は確かに存在しており、それらの識別は十分に可能である。それゆえ、2544の対象地区単位で24の系列(6年次×4説明変数)のパラメータ推定値を配置した 2544×24 データ行列を用意し、これに対してクラスタリングの手法を適用し、対象地区をいくつかのクラスターに区分する。以上により、クラスターの性格と空間的分布について考察を行う。

5.1 対象地区的クラスタリング

対象地区をパラメータ推定値のデータから有意味なクラスターに分割する場合、四つの説明変数は素データがそれぞれ個別の尺度によって測定されており、散らばりの度合を異にするから、クラスタリングの計算に先立ってパラメータ推定値を同じレベルにそろえておく必要がある。そこで24の系列ごとに、分散1、平均0となるようパラメータ推定値のデータを変換する。こうして得られたパラメータ推定値の標準化スコアがクラスタリングにおける入力データとなる。

ところで、パラメータ推定値の経年的変化は統計的かつ空間的分布の二面からみれば、1980年と1985年の2か年、およびその後の1990年から2005年までの4か年という、二つの時期のパターンに大別されることは前節に述べたとおりである。このようなことから、対象地区的クラスタリングにおいてもそれらの6か年をこみにするのではなく、

第I期——1980年と1985年の2か年、

第II期——1990年から2005年までにわたる4か年

のとおり二つの時期に分けてクラスタリングを実行し、その上に二つの時期の分析結果を比較する方法が適当である。

さて、ここで用いるクラスタリングの手法は分割最適化型の k -平均法である。この手法は通常の階層的手法とは異なり、事前にクラスター数を与えてから一定の算法のもとで全個体を最適なクラスターの組に分割するものである。 k -平均法では、クラスタリングの大域的最適解を求めることは理論的に不可能であるから、ある適当な初期解を丘登りの反復計算によって改良するという算法が使用される。こうして求まる解は局所最適解[local optimum clustering]ではあるが、それは大域的最適解に一致するか、またはそういう最適解にわずかに近いものであろう。

この手法をデータに適用すれば、 $c, c-1, c-2, \dots$ 個のクラスターからなる一組の解が得られる。次の問題はそのどれを選ぶのがよいかである。ここでは、Beale(1969)の原理をもとに提案された柳澤・大隅(1979)の簡便な方法によって、クラスター数を決定することにする。いま、 n 次元空間に N 個の個体があり、それらが c 個のクラスターに分割されており、データの群内平方和の総和を $R(c)$ と表すとき、クラスター数評価の基準となる統計量 F 値を、次式により定義する。すなわち、

$$F(c_2, c_1) = \frac{R(c_1) - R(c_2)}{R(c_2)} \left/ \left\{ \frac{N - c_1}{N - c_2} \left(\frac{c_2}{c_1} \right)^{2/n} - 1 \right\} \right. \quad (5.1)$$

であるが、 c_1 はクラスター数を示し、 c_2 は全個体を c_1 個に分割した後、さらに細分割したときのクラスター数を示す。その際、Beale(1969)は一般的に $c_1 < c_2 \leq c_{\max}$ と定義するが、柳澤・大隅(1979)は $c_2 = c_1 + 1$ と操作を簡単化させており、ここでは後者の方法に寄り掛かる。

上式にみるように、この F 値は、クラスターが c_1 個から c_2 個に増えるときの群内平方和の総和の変化量と、クラスターが c_2 個のときの群内平方和の総和との比を、データの次元数 n で調整したものである。また、クラスター数の決定においては、クラスター数の c_1 から c_2 への変化に伴う F 値が最も急激に変化するときの c_2 を最適解として選択する。

以上のクラスタリングの計算作業は、R言語[19]のパッケージkmeansにより実行された。クラスター数の上限は20を選択し、初期状態をランダムに設定するための試行回数および繰り返し計算の最大回数は再現性ある結果を求めるため、ともに十分に大きな1000回を選択した。クラスター数の上限については、Kendall(1980, pp.38-39)が k -平均法を解説するのにクラスター数の上限として20を例示しつつ、「実際には、20より少ない数のクラスターを求める方向に進むのがふつうであって、…」(奥野・大橋訳, 1981, p.44)と述べており、これにならった。

5.1.1 第Ⅰ期

表5.1はクラスター数20までについて、群内平方和の総和を示したものである。ただし、R言語パッケージでは出力されないクラスター数1の欄には、個々のデータの平方和を記入してある。これら評価関数の値は予期されるとおり、単調に減少している。また、表5.2はクラスター数の評価基準となるビールの F 値を示す。この表によれば、 c_2 の2から3への変化に伴う F 値の変化量が最大であるから、3個のクラスターが必要であるということになる。表5.3はクラスター数が3の場合の解であるクラスター〈11〉、〈12〉、〈13〉について、そのサイズおよび総平均からの距離(8次元空間における原点とクラスター重心間のユークリッド距離)を、また、表5.4はクラスター重心間の距離、および各クラスターの重心とそれに属する個体との距離の簡約統計量をそれぞれ示したものである¹¹。これらの表からクラスターの分離状態について述べてみよう。

48地区が属するクラスター〈13〉は明らかに他の二つから分離している。その重心は総平均との距離が8.248と原点から遠く離れているうえに、その他のクラスター〈11〉、〈12〉とも8以上離れている。後述するとおり、クラスター〈13〉のデータには極端な値が多く含まれている。したがって、その重心と個体間の平均距離は4に近くなるが、他方、距離の変動係数は最小値を示しており、相対的散らばりの小さなクラスターであることが想定される。クラスター〈11〉は原点に最も近く、その重心と総平均との距離はわずかに0.436である。これに属するのは全体の81.0パーセントに相当する2061地区であるが、重心との平均距離は1.792と最小であることから、個体数が多い

表5.1 データの群内平方和の総和（第I期）

クラスター数 (c)	群内平方 和の総和	クラスター数 (c)	群内平方 和の総和
1	20344.00	11	7287.39
2	16815.13	12	6940.10
3	13823.73	13	6619.87
4	12039.02	14	6350.74
5	10761.90	15	6119.53
6	9820.41	16	5871.86
7	9148.05	17	5662.15
8	8580.84	18	5522.51
9	8139.35	19	5390.50
10	7700.93	20	5259.88

表5.2 ビールの評価基準（第I期）

c_2	c_1	$F(c_2, c_1)$	c_2	c_1	$F(c_2, c_1)$
2	1	1.11	12	11	2.23
3	2	2.02	13	12	2.35
4	3	1.98	14	13	2.22
5	4	2.05	15	14	2.12
6	5	2.04	16	15	2.53
7	6	1.85	17	16	2.36
8	7	1.92	18	17	1.71
9	8	1.79	19	18	1.75
10	9	2.10	20	19	1.87
11	10	2.31			

表5.3 クラスターの平均値およびその差の検定結果（第I期）

クラス タ番号	サイズ	総平均か らの距離	INCOME		DENSITY		COMMUTER		FEMALE	
			1980年	1985年	1980年	1985年	1980年	1985年	1980年	1985年
11	2061	0.436	0.08	0.13	-0.08	-0.02	-0.19	-0.26	-0.16	-0.17
12	435	2.565	-0.79	-0.97	0.78	0.57	1.18	1.38	0.55	0.71
13	48	8.248	3.50	3.05	-3.68	-4.51	-2.52	-1.34	1.84	1.06
平均値の差の検定統計量			238.0	266.0	217.1	228.9	373.4	397.4	107.0	117.1

(注) 分散1, 平均0とした標準化スコアのクラスター別平均値。平均値は有意水準 $\alpha=0.00$ において有意差あり。

表5.4 クラスター重心間の距離とクラスター内距離（第I期）

クラスター番号				クラスター重心と個体間の距離		
	11	12	13	平均値	標準偏差	変動係数
11	0.000			1.792	0.759	0.424
12	2.981	0.000		2.905	1.857	0.639
13	8.087	10.151	0.000	3.969	1.424	0.359

わりにはコンパクトなクラスターであるといえよう。435 地区が属するクラスター〈12〉は中間位置にあり、その重心は総平均と 2.565 離れ、クラスター〈11〉の重心とは 2.981 離れている。

以上要するに、三つのクラスターのうち原点に比較的近いクラスター〈11〉と〈12〉は分布上の重なりがあり、分離状態はあまりよくないようにみえる。しかし、クラスターの平均値の有意差検定を一元配置分散分析により行うと、すべての場合に高度な有意差が認められる（表 5.3）。また、多変量平均ベクトルの差を検定するためのウィルクスのラムダを求める $\Lambda=0.227$ の結果 ($p=0.000$) となる。以上により、第 I 期における 2544 の対象地区は 3 個の有意味なクラスターに分かれるとの結論が確認される（付録 A）。

5.1.2 第 II 期

表 5.5 は、第 I 期と同様、クラスター数 20 までの群内平方和の総和を示したものである。また、表 5.6 はビールの F 値を示す。この表によれば、 c_2 の 3 から 4 への変化に伴う F 値の変化量が最大値を示している。したがって、第 II 期においては 4 個のクラスターが必要であるということになる。表 5.7 にはクラスター数が 4 の場合の解であるクラスター〈21〉、〈22〉、〈23〉、〈24〉について、そのサイズおよび総平均からの距離を示し、表 5.8 にはクラスター重心間の距離、およびクラスター内距離の簡約統計量を示す²⁾。以下、クラスターの分離状態について述べてみよう。

まず、47 地区からなるクラスター〈24〉は他の三つとはつきり分離している。その重心と総平均の間の距離は 9.740 であり、原点から最も遠く離れ、他のクラスターとは 10 以上も離れている。第 I 期のクラスター〈13〉同様、このクラスターには極端な値をとるデータが多く含まれる。そのため、重心と個体間の平均距離は 5 に近くなるが、しかし、重心と個体間距離の変動係数 0.317 は四つのクラスターでは最小である。次にクラスター〈21〉は原点に近く、重心と総平均との距離は最小の 1.368 である。全体の 65.3 パーセントに相当する 1662 地区がこれに属し、重心と個体の平均距離は 2.326 の最小値を示す。要するに、第 I 期のクラスター〈11〉と同じく、大変コンパ

表 5.5 データの群内平方和の総和（第 II 期）

クラスター数 (c)	群内平方 和の総和	クラスター数 (c)	群内平方 和の総和
1	40688.01	11	13908.22
2	31358.76	12	13348.89
3	26775.39	13	12868.87
4	22831.58	14	12441.79
5	20291.24	15	12032.75
6	18711.21	16	11662.48
7	17307.76	17	11337.33
8	16081.36	18	11011.97
9	15239.03	19	10702.97
10	14515.85	20	10429.94

表 5.6 ビールの評価基準 (第 II 期)

c_2	c_1	$F(c_2, c_1)$	c_2	c_1	$F(c_2, c_1)$
2	1	3.27	12	11	3.70
3	2	3.27	13	12	3.57
4	3	4.67	14	13	3.54
5	4	4.36	15	14	3.75
6	5	3.60	16	15	3.74
7	6	4.08	17	16	3.58
8	7	4.43	18	17	3.90
9	8	3.63	19	18	4.02
10	9	3.65	20	19	3.83
11	10	3.53			

表 5.7 クラスターの平均値およびその差の検定結果 (第 II 期)

クラス ターナー番号	サイズ	総平均か らの距離	INCOME				DENSITY			
			1990 年	1995 年	2000 年	2005 年	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年
21	1662	1.368	0.27	0.36	0.46	0.44	0.18	0.22	0.25	0.25
22	571	2.892	-0.56	-0.73	-1.05	-0.97	0.17	0.00	-0.05	-0.11
23	264	4.569	-0.90	-1.04	-0.87	-0.84	-1.04	-1.68	-0.57	-0.42
24	47	9.740	2.29	2.07	1.37	0.97	-2.72	-4.04	-5.12	-5.13
平均値の差の検定統計量			970.8	672.7	747.0	496.9	208.0	181.2	220.5	167.2
クラス ターナー番号	COMMUTER				FEMALE					
	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年		
21	-0.39	-0.43	-0.48	-0.45	-0.34	-0.31	-0.22	-0.14		
22	0.30	0.40	0.55	0.45	1.10	1.07	1.14	1.00		
23	1.70	1.86	1.90	1.76	-0.48	-0.51	-1.04	-0.95		
24	0.66	-0.04	-0.21	0.69	1.20	0.87	-0.40	-1.72		
平均値の差の検定統計量			347.7	454.9	744.8	635.7	498.2	382.2	596.0	426.8

(注) 表の説明文は表 5.3 に同じ。

表 5.8 クラスター重心間の距離とクラスター内距離 (第 II 期)

クラスター番号	21	22	23	24	クラスター重心と個体間の距離		
					平均値	標準偏差	変動係数
21	0.000				2.326	1.013	0.436
22	4.076	0.000			3.325	1.259	0.379
23	5.629	4.872	0.000		3.537	1.222	0.346
24	10.071	10.580	10.058	0.000	4.881	1.546	0.317

クトなクラスターである。これに次いで原点に近いのはクラスター(22)の重心である。571 地区が属するこのクラスターの重心は総平均と 2.892, クラスター(21)の重心と 4.076, クラスター(23)の重心とは 4.872 それぞれ離れている。また、264 地区からなるクラスター(23)の重心は総平均と 4.569 離れ、クラスター(21)とは 5.629 離れている。

以上に述べたことから、第Ⅱ期の四つのクラスターのうち、クラスター〈21〉、〈22〉、〈23〉は分布の重なりがうたがわれ、分離状態はよくないとみられるかもしれない。しかし、第Ⅱ期において平均値の有意差検定を一元配置分散分析により行うと、16系列のすべてにおいて高度な有意差が認められる（表5.7）。また、多変量平均ベクトルの差の検定に用いるウィルクスのラムダを計算すると、 $\Lambda=0.036$ の結果（ $p=0.000$ ）が得られる。以上により、第Ⅱ期における2544の対象地区は4個の有意味なクラスターに分かれるとの結論が確認される（付録A）。

5.2 クラスターの性格と空間的分布

以上のクラスタリングから導かれた各クラスターは、第Ⅰ期では8次元空間における、第Ⅱ期では16次元空間における、それぞれの似た者同士からなる地区群の集合である。そこで次には、これらの時期に分けて、クラスターの性格と空間的分布を描出しよう。

5.2.1 第Ⅰ期

1980年と1985年を総合した第Ⅰ期には3個のクラスターの存在が確認されている。クラスタリングの指標として用いたパラメータ推定値の標準化スコア、および原データのクラスター別平均値（図5.1、表5.9）、さらには決定因の地域分化の状態を表すクラスターの分布図（図5.2）によれば、各クラスターの特徴については次のようなことがいえる。

クラスター〈11〉——このクラスターには全体の81.0パーセントに当たる2061の地区が属する。図5.1によれば、パラメータ推定値の標準化スコアはいずれの年次、説明変数でも総平均の周りに集中している。すなわち、クラスター〈11〉は第Ⅰ期の日本国内においては平均水準に位置する標準タイプである。原データの標準化していないパラメータ推定値にもどると（表5.9）、平均値の符号はINCOMEの正、DENSITYの負、COMMUTERの正、FEMALEの正のとおりであり、これらは当初の仮説に合致する。要するに、モデルに組みこんだ四つの説明変数は同時にうまくデータに当てはまるということであり、この意味でこのクラスターは決定因の多様化タイプと呼ばれよう。

地区数が圧倒的に多いクラスター〈11〉の分布は全国に行きわたっている（図5.2）。このクラスターが相対的に多数を占める地域³⁾は北海道、東北、北関東、東山と東海および北九州などであるが、北海道と東海3県はこのクラスターのみからなり、それ以外の府県でも北東北の岩手県、北陸の新潟を除く3県、および東山の長野を除く2県の計6県はこのクラスターのみしか存在しない。

クラスター〈12〉——全体の17.1パーセントに当たる435地区が属している。説明変数のなかでは追加変数のCOMMUTERとFEMALEが重要で（図5.1）、乗用車保有率に対する影響は当初の仮説どおり正方向を指している（表5.9）。両者を比較すれば、COMMUTERがより重要であることは間違いない。一方、INCOMEとDENSITYの説明変数は重要性がやや低く、影響の方

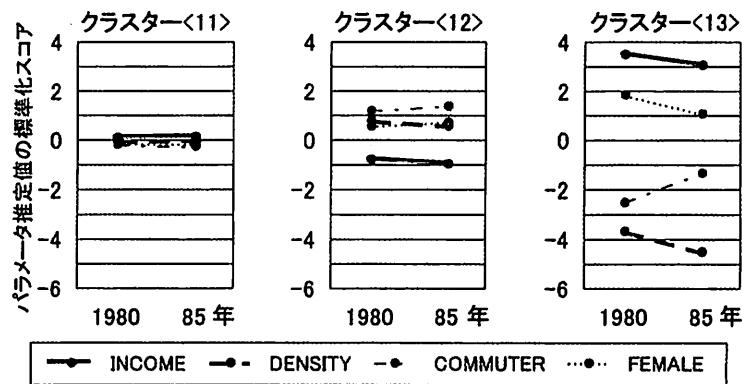


図 5.1 第 I 期におけるクラスターの性格プロフィール

表 5.9 標準化していないソラメータ推定値のクラスター別平均値（第 I 期）

クラス タ番号	INCOME		DENSITY		COMMUTER		FEMALE	
	1980年	1985年	1980年	1985年	1980年	1985年	1980年	1985年
11	0.202	0.225	-0.027	-0.028	0.067	0.057	0.354	0.226
12	-0.187	-0.238	0.053	0.021	0.357	0.362	0.762	0.669
13	1.725	1.449	-0.360	-0.402	-0.428	-0.145	1.510	0.844
総平均	0.164	0.169	-0.019	-0.027	0.107	0.105	0.446	0.313
OLS	0.211	0.233	-0.017	-0.033	0.127	0.117	0.543	0.309

(注) 総平均は表 3.6 および表 3.9 の再掲, OLS は表 3.5 および表 3.8 の再掲。

向は当初仮説とは逆方向を示している。以上から、クラスター<12>は COMMUTER=FEMALE 特化タイプである。

クラスターに属する地区は集塊をなし、北海道を除く本州以南の各地に散在するが（図 5.2）、相対的に多い地域⁴⁾は南関東、北陸、近畿、中四国、南九州である。この分布図にみるように、435 の諸地区は地理的位置からみておよそ次の三つのグループに分かれる。すなわち、その第 1 は大都市圏、第 2 は地方都市とその周辺、第 3 は島嶼である。

第 1 のグループの分布はほとんど南関東と西近畿の大都市圏にあり、茨城県南部と千葉県中北部、埼玉県中南部と東京西郊⁵⁾および神奈川県北部（以上東京圏）、京都府南部と奈良県北部、大阪北東郊、兵庫県南部（以上京阪神圏）の各地区群からなる。また、第 2 のグループは 10 数個の集塊となって全国に散在するが、その主なものには新潟県の下越、新潟県の上越と長野県の北信、滋賀県の湖東、鳥取県西部と島根県東部、岡山県南部、広島県南部と山口県の東周防、鹿児島県南部（薩南諸島を除く）などがある。第 3 のグループには伊豆諸島や瀬戸内海の島嶼、南西諸島など九州の離島群が含まれる。

しかし、なぜこれらの地区群では COMMUTER と FEMALE の影響が強くなるかは説明が困難な問題である。大都市圏の地区あるいは地方都市とその周辺の地区的すべてが、このタイプに特化しているわけではないからである。とりわけ大都市圏以外の地方圏においては、クラスター<11>と<12>の間で決定因の地域分化が生じたことになるが、そこにいかなる地理的条件が対応してい

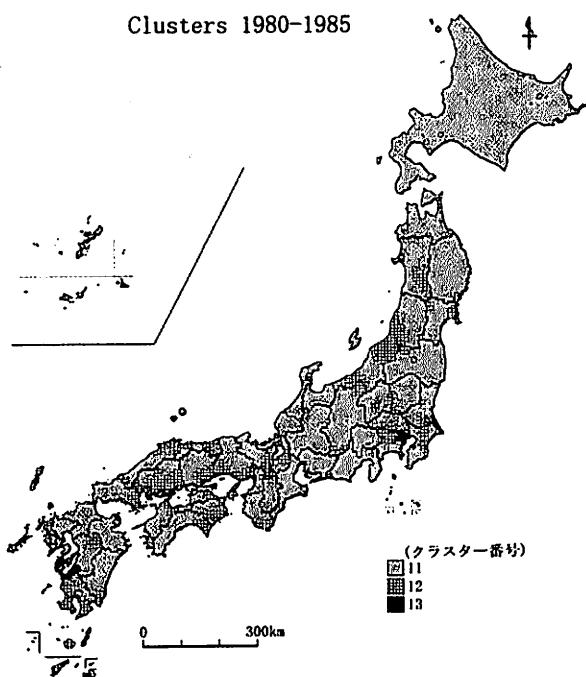


図 5.2 第Ⅰ期におけるクラスターの分布

<11>標準タイプ, <12>COMMUTER=FEMALE 特化タイプ,
<13>INCOME=DENSITY 特化タイプ

るかは不明である。ただし、離島地区の場合は前に述べたように、公共交通の欠乏と通勤におけるマイカー依存の極度の高まりが近因であるに違いない。

クラスター<13>—全体の 1.8 パーセントに相当する 48 の地区からなる細規模クラスターである。先にも述べたように、このクラスターの原データには極端な値が多く含まれている。なかでも核変数である INCOME と DENSITY が両極端の位置を占め(図 5.1)，クラスターの性格を決定づけている。乗用車保有率に対する影響は INCOME の正方向, DENSITY の負方向であり(表 5.9)，当初の仮説と合致する。これら以外の二つの説明変数は核変数の傘のかげにかくれている。以上のことから、クラスター<13>は INCOME=DENSITY 特化タイプと呼ばれる。

このクラスターの分布は南関東と九州の一部地域に偏在する(図 5.2)。南関東では 24 の地区があり、東京区部(足立、葛飾を除く)21 地区と近隣県 3 地区からなる。九州の 24 の地区は大分県北東部 3 地区および熊本県南部と鹿児島県北西部の八代海付近にある 21 地区からなる。このうち南関東の 24 の地区では、国内最大の人口密集地帯とともに高度に発達した公共交通網が乗用車保有率のレベルアップを抑制しているという状況であろう。その一方、九州における地域分化に対応する地理的条件については今のところ不明である。

5.2.2 第Ⅱ期

1990 年以降の 4 か年を総合した第Ⅱ期においては四つのクラスターが確認されている。第Ⅰ期

のように、これらの各クラスターの特徴について述べてみよう。

クラスター〈21〉——全体の 65.3 パーセントに当たる 1662 の地区が属する。図 5.3 によれば、標準化スコアの平均値が作るプロフィールは、いずれの年次、説明変数においても平均水準にあり、釣合がとれている。したがって、このクラスターはクラスター〈11〉同様、標準タイプであり、決定因の多様化タイプとも呼ばれる。標準化していないパラメータ推定値にもどれば、平均値の符号はほぼ当初の仮説に沿っていることがわかる（表 5.10）。

このクラスターは全国に広く分布している。相対的に多い地域⁶⁾は北海道、東北、中部および北九州である（図 5.4）。とくに東北 6 県、北陸 4 県、東山の山梨を除く 2 県、東海の愛知県などはこのクラスターのみで占められている。他方、南関東での構成割合はわずかに 6.4 パーセントにすぎない。近畿と中国は半数にも満たない割合である。

クラスター〈22〉——全体の 22.4 パーセントに当たる 571 地区からなる。図 5.3 から、最も重要な説明変数は FEMALE であることがわかる。FEMALE の標準化していないパラメータ推定値の平均値は 4 か年を通じ、当初仮説どおり正数である（表 5.10）。2000 年以降の INCOME も重要性を増しているようにみえるが、その原データの平均値は負方向を指している。これには負の抑圧の影響が考えられる。以上から、クラスター〈22〉は FEMALE 特化タイプと呼ばれる。

このクラスターが相対的に多い地域⁷⁾は関東、近畿、中国、北九州である。とくに南関東と西近畿では構成割合が 50 パーセントを超える。分布図からわかるように、関東地方におけるこのクラスターの分布は千葉県中北部から茨城県西部、栃木県中南部、群馬県南東部、埼玉県、東京西郊と東山の山梨県東部をへて神奈川県に続く環状の地帯構造を作り、東京圏の京浜・京葉・埼京のコナベーションをぐるりと囲んでいる（図 5.4）。

一方、西日本においても近畿の滋賀県から京都府南部、大阪府北部、兵庫県南部（淡路を含む）、中国の岡山県南部をへて広島県の南備後にいたる東西に長い分布地帯が存在する。この分布地帯は、前節でも述べた FEMALE のパラメータ推定値を集約した第 1 主成分スコアのベルト地帯が土台となったものである。この東西に長い分布地帯には三重県の伊賀、奈良県北部、瀬戸内海をはさん

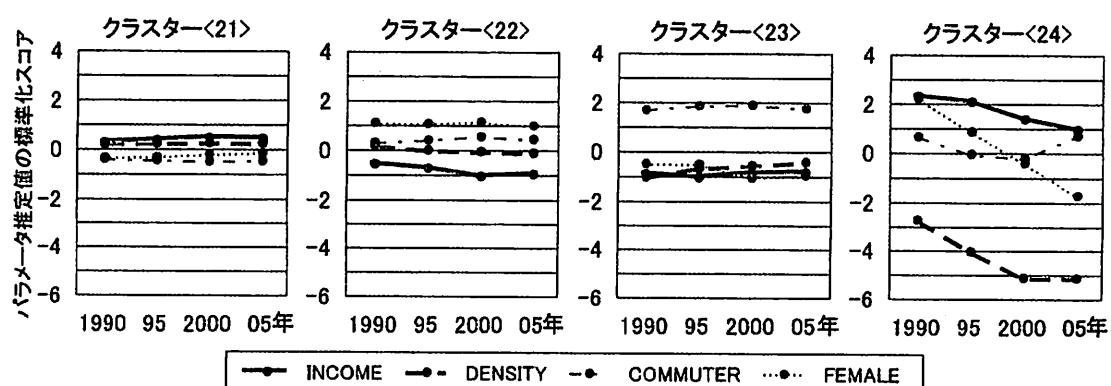


図 5.3 第Ⅱ期におけるクラスターの性格プロフィール

表 5.10 標準化していないレジメータ推定値のクラスター別平均値（第 II 期）

クラス タ番号	INCOME				DENSITY			
	1990年	1995年	2000年	2005年	1990年	1995年	2000年	2005年
21	0.288	0.275	0.245	0.208	-0.014	-0.002	-0.001	-0.086
22	0.042	-0.110	-0.204	-0.187	-0.014	-0.014	-0.021	-0.032
23	-0.060	-0.220	-0.150	-0.150	-0.071	-0.054	-0.055	-0.053
24	0.889	0.881	0.517	0.348	-0.150	-0.249	-0.357	-0.371
総平均	0.208	0.149	0.108	0.085	-0.022	-0.015	-0.018	-0.025
OLS	0.308	0.190	0.112	0.049	-0.037	-0.023	-0.030	-0.041
クラス タ番号	COMMUTER				FEMALE			
	1990年	1995年	2000年	2005年	1990年	1995年	2000年	2005年
21	0.018	0.019	0.019	0.040	0.040	-0.008	0.048	0.062
22	0.141	0.161	0.181	0.175	0.619	0.555	0.540	0.517
23	0.389	0.411	0.394	0.368	-0.018	-0.089	-0.250	-0.259
24	0.205	0.086	0.062	0.210	0.658	0.473	-0.017	-0.565
総平均	0.088	0.093	0.095	0.107	0.175	0.119	0.127	0.119
OLS	0.067	0.116	0.143	0.173	0.095	0.107	0.166	0.191

(注) 総平均は表 3.12、表 3.15、表 3.18 および表 3.21 の再掲、OLS は表 3.11、表 3.14、表 3.17 および表 3.20 の再掲。

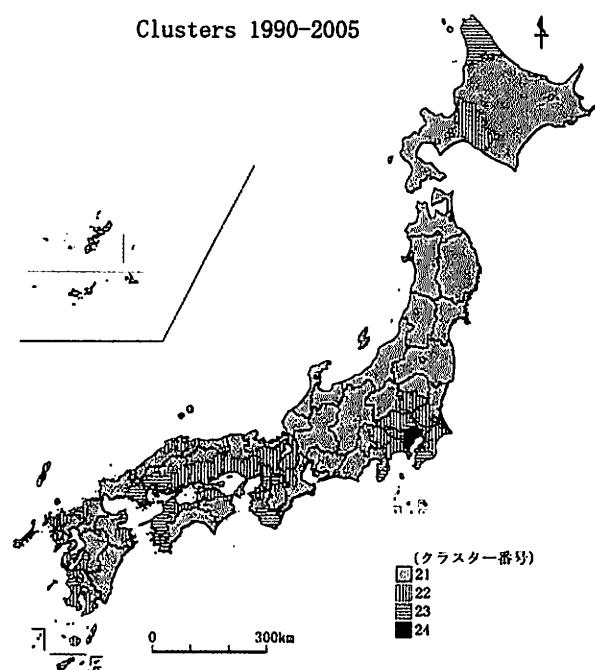


図 5.4 第 II 期におけるクラスターの分布

<21>標準タイプ、<22>FEMALE 特化タイプ、<23>COMMUTER 特化タイプ、<24> INCOME=DENSITY 特化タイプ

で向かい合う四国の香川県と愛媛県東部など、いくつかの集塊が接続する。また、北海道の道央、中国の鳥取県西部と島根県東部(隠岐を含む)、北九州 4 県、南九州の熊本県南部と鹿児島県南部(大隅諸島を含む)にもクラスター〈22〉の集塊分布が確認される。

以上のように、東日本と西日本にある二つの分布地帯とその他の集塊においては、FEMALE が乗用車保有率の決定因として最大の重要性を示している。しかし、なぜ第Ⅱ期のこれらの地区においては FEMALE の影響が強く、そこにいかなる地理的条件が絡んでいるかは不明である。

クラスター〈23〉——全体の 10.4 パーセントに当たる 264 地区が属する。図 5.3 が示すように、COMMUTER が 4 か年を通じて最も高い重要性を示し、その他の説明変数は重要性がはるかに低くなる。それゆえ、このクラスターは COMMUTER 特化タイプと呼ばれる。乗用車保有率に対する COMMUTER の影響が当初仮説どおり正方向であることは、表 5.10 からあきらかである。

クラスター〈23〉に属する地区は南関東、近畿、中四国および南九州に相対的に多い⁸⁾。なかでも南九州では地域全体の 30.2 パーセントに当たる 73 地区がこのクラスターである。その大部分は離島の地区であり、鹿児島県の奄美大島以南と沖縄県の全地区はこのクラスターで占められるほどである。集塊分布をなすクラスター〈23〉の主なものを分布図から拾い上げてみると、北海道の最北部、南関東の東京区部をめぐるコナベーションの周囲と千葉県南部、近畿地方の奈良県北部と大阪府中部、兵庫県の阪神間、和歌山県南部、中国の広島県南西部と山口県の東周防、四国の愛媛県中西部、南九州の南西諸島(奄美大島以南)などがある(図 5.4)。

クラスター〈23〉の集塊においては COMMUTER が最大の決定因である。しかし、ここでもまた、なぜ第Ⅱ期のこれらの地区では COMMUTER の重要性が最も高く、いかなる地域分化の条件が対応しているかは不明である。もっとも先に述べたように、南西諸島の離島地区では、公共交通の欠乏が招くマイカー通勤への依存の高まりが COMMUTER の影響を強めているに違いない。このクラスター〈23〉は先に述べたクラスター〈22〉とともに、第Ⅰ期のクラスター〈12〉の性格が分解したものである。

クラスター〈24〉——全体の 1.8 パーセントに当たる 47 地区の細規模クラスターである。図 5.3 が示すように、INCOME と DENSITY が正と負の両方向で極端な位置を占め、クラスターの性格を決定づけている。DENSITY は 4 か年にわたり重要性を大きく増加させている。また、乗用車保有率に対する影響は INCOME の正方向、DENSITY の負方向であり(表 5.10)，これらは当初仮説と合致する。このようにクラスター〈24〉はクラスター〈13〉と同じ INCOME=DENSITY 特化タイプの性格である。

クラスター〈24〉の分布範囲は南関東の東京区部をめぐるコナベーションに集中する(図 5.4)。具体的にいえば、東京区部 23 地区と近隣の千葉県 8 地区、埼玉県 9 地区、東京西郊 5 地区⁹⁾、神奈川県 2 地区の計 47 地区に上る。これらの諸地区的地域分化に対応する地理的条件については、DENSITY に関するかぎり、東京圏の人口稠密な市街化空間とともに高度に発達した公共交通網が、乗用車の普及拡大を抑制しているという状況が考えられる。

5.3 縦断的変化

二つの時期のクラスターは、局地的規模の空間において重要性の高い説明変数群、つまり決定因の結合タイプを区分したものであるが、決定因の地域分化に関していえば、二つの時期のクラスターの関連性と縦断的変化を検討することが不可欠である。それはクラスターの分布図2枚の観察によつてもなしえることであるが、しかし、ここでは計量的方法を用いて検討しよう。

表5.11は第I期の3個のクラスターと第II期の4個のクラスターの関係を示したクロス表である。第I期のクラスター i と同時に第II期のクラスター j に属する地区の度数 f_{ij} 、およびその相対度数の同時確率が記されたものである。統計用語である同時確率は、第I期のクラスター i から第II期のクラスター j へと推移した地区の出現率と換言できる。さて、この表の周辺分布に注目し、標準タイプのクラスターとそれ以外の特化タイプのクラスターとに分けてそれらの構成をみると、第I期の標準タイプ2061地区と特化タイプ483地区から、第II期の標準タイプ1662地区と特化タイプ882地区へと推移したこと、すなわち決定因は両時期を通じて標準タイプが大半を占めたまま推移したことになるが、その比重は低下しつつあり、特化タイプが増加したことがわかる。

ところで、表5.11とは別に二つの時期のクラスターの 3×4 クロス表を、2544の対象地区を組み分けた都道府県単位で作成し、同時確率の組を求める表5.12が得られる。この表によれば、11個の同時確率の組¹⁰⁾には顕著な地域差が認められ、決定因の推移のあり方は地域的変化に富んでいることがうかがえる。それでは、決定因の推移における全体傾向と地域分化の状態はどのようになっているのであろうか。

ここで用いる計量的方法はメトリックMDS(以下、単にMDS)である。この手法は測定対象の類似性または非類似性にもとづいて、少数次元のユークリッド空間のなかに測定対象を布置するというオーディネーションの一つであるが、操作手順を具体的に記せば次のとおりである。まず第1に、表5.12の 47×11 同時確率行列から都道府県の非類似性を示す 47×47 距離行列を求め、MDSの計算プログラムを適用する。第2に、MDSの二次元解をグラフ表現した二次元平面において都道府県を位置づける。第3に、二次元平面に占める都道府県の布置を解釈する。

ただし、47の都道府県ではなくて、その数をはるかに上回る百千の諸地域をMDSの測定対象とした場合は電算機容量の制約からMDSが計算不能に陥る可能性があるし、それより過少な諸地

表5.11 第I期と第II期におけるクラスターのクロス表

クラスター番号	<21>	<22>	<23>	<24>	計
<11>	1537 (0.604)	353 (0.139)	148 (0.058)	23 (0.009)	2061
<12>	120 (0.047)	201 (0.079)	114 (0.045)	0 (0)	435
<13>	5 (0.002)	17 (0.007)	2 (0.001)	24 (0.009)	48
計	1662	571	264	47	2544

(注) ()は二つの時期のクラスターの同時確率。

域を MDS の測定対象とした場合は地域間非類似性をすくい出せなくなる可能性が高い。これらのことや地域区分のわかりやすさを考え合わせ、都道府県を MDS の測定対象として定めた。

MDS の統計計算を R 言語 [19] の MASS パッケージにより実行した結果、固有値 6.227, 1.537 と対応する固有ベクトルが抽出され、 47×2 座標行列が求まった。これをもとに、都道府県の布置をグラフ表現したものが図 5.5 である。この図によれば、都道府県の布置は第 1 象限の 7 都県、第 4 象限の 13 府県、それに第 2, 3 象限の 27 道県という三つのグループに大別される。それでは、結果としてこのようなグループ化をもたらす二つの次元は何を意味するか考えてみよう¹¹⁾。

まず、図 5.5において最大固有値に対応する次元 1 を詳細に観察すると、この横軸の正方向と負方向の布置には違い目がある。正方向には第 I 期の標準タイプから第 II 期の特化タイプへの推移が多いか、または第 I 期の特化タイプから第 II 期の特化タイプへの推移が多い布置が集まっているが、これに対して負方向には第 I 期の標準タイプから第 II 期の標準タイプへの推移が多いか、また

表 5.12 都道府県単位で集計した二つの時期のクラスターの同時確率（その 1）

第 I 期 第 II 期	<11>	<11>	<11>	<11>	<12>	<12>	<12>	<13>	<13>	<13>	<13>
	<21>	<22>	<23>	<24>	<21>	<22>	<23>	<21>	<22>	<23>	<24>
北海道	0.798	0.125	0.077	0	0	0	0	0	0	0	0
青森県	0.958	0	0	0	0.042	0	0	0	0	0	0
岩手県	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
宮城県	0.812	0	0	0	0.188	0	0	0	0	0	0
秋田県	0.810	0	0	0	0.190	0	0	0	0	0	0
山形県	0.955	0	0	0	0.045	0	0	0	0	0	0
福島県	0.965	0	0	0	0.035	0	0	0	0	0	0
茨城県	0.435	0.435	0	0	0	0.129	0	0	0	0	0
栃木県	0.477	0.477	0	0	0.023	0.023	0	0	0	0	0
群馬県	0.759	0.052	0	0	0.103	0.086	0	0	0	0	0
埼玉県	0.056	0.596	0.124	0.101	0	0.112	0.011	0	0	0	0
千葉県	0.065	0.364	0.234	0.078	0	0.221	0.013	0	0	0	0.026
東京都	0	0	0.048	0.113	0.113	0.161	0.226	0	0	0	0.339
神奈川県	0	0.622	0.162	0.027	0	0.162	0	0	0	0	0.027
新潟県	0.538	0	0	0	0.462	0	0	0	0	0	0
富山県	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
石川県	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
福井県	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
山梨県	0.605	0.395	0	0	0	0	0	0	0	0	0
長野県	0.865	0	0	0	0.135	0	0	0	0	0	0
岐阜県	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
静岡県	0.897	0.044	0.059	0	0	0	0	0	0	0	0
愛知県	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
三重県	0.872	0.085	0.043	0	0	0	0	0	0	0	0

は第Ⅰ期の特化タイプから第Ⅱ期の標準タイプへの推移が多い布置が集まっていることがわかる（表5.12）。この結果から、都道府県は決定因の推移パターンとして、特化傾向がある正方向のグループと多様化傾向がある負方向のグループとに二分される。

したがって、次元1の座標値は標準タイプの同時確率と逆相関の関係が生じている¹²⁾。この同時確率の分布をみると、正方向の片端に集まる東京と神奈川、沖縄の1都2県ではゼロ、負方向の一端を占める岩手、富山、石川、福井、岐阜、愛知の6県では1、中間の原点付近では0.6前後の値を示している。

次に、図5.5において二番目に大きな固有値に対応する次元2（縦軸）をみると、都道府県の布置は正方向または負方向において拡散分布するものと、原点付近に稠密分布するものとに分かれている。前二者には第Ⅰ期の標準タイプや特化タイプから第Ⅱ期の特化タイプに推移した布置が集まるが、子細に観察すると、正方向には第Ⅱ期のCOMMUTER特化タイプへの推移が多く、負方向には第Ⅱ期のFEMALE特化タイプへの推移が多いという相違点のあることが見出せる。他方、

表5.12 都道府県単位で集計した二つの時期のクラスターの同時確率（その2）

第Ⅰ期	<11>	<11>	<11>	<11>	<12>	<12>	<12>	<13>	<13>	<13>	<13>
第Ⅱ期	<21>	<22>	<23>	<24>	<21>	<22>	<23>	<21>	<22>	<23>	<24>
滋賀県	0.212	0.303	0	0	0	0.485	0	0	0	0	0
京都府	0.282	0.436	0	0	0	0.154	0.128	0	0	0	0
大阪府	0.256	0.465	0.140	0	0	0.023	0.116	0	0	0	0
兵庫県	0.325	0.273	0.013	0	0	0.364	0.026	0	0	0	0
奈良県	0.630	0.109	0.239	0	0	0	0.022	0	0	0	0
和歌山县	0.531	0.102	0.224	0	0	0	0.143	0	0	0	0
鳥取県	0.750	0	0	0.050	0.200	0	0	0	0	0	0
島根県	0.655	0.138	0.034	0	0	0.172	0	0	0	0	0
岡山県	0.235	0.559	0	0	0	0.206	0	0	0	0	0
広島県	0.138	0	0.034	0	0.034	0.379	0.414	0	0	0	0
山口県	0.485	0	0.182	0	0	0	0.333	0	0	0	0
徳島県	0.684	0.026	0	0	0.263	0.026	0	0	0	0	0
香川県	0.314	0.286	0	0	0	0.400	0	0	0	0	0
愛媛県	0.074	0	0.778	0	0	0.111	0.037	0	0	0	0
高知県	0.750	0	0.083	0	0.167	0	0	0	0	0	0
福岡県	0.765	0.212	0.012	0	0	0.012	0	0	0	0	0
佐賀県	0.800	0.171	0	0	0	0.029	0	0	0	0	0
長崎県	0.431	0.196	0	0	0	0.294	0.078	0	0	0	0
熊本県	0.618	0	0.074	0	0.088	0	0	0.044	0.176	0	0
大分県	0.679	0.107	0.107	0	0	0	0	0.071	0	0.036	0
宮崎県	0.909	0	0	0	0.091	0	0	0	0	0	0
鹿児島県	0.282	0.013	0.013	0	0.038	0.397	0.179	0	0.064	0.013	0
沖縄県	0	0	0.308	0	0	0	0.692	0	0	0	0
全 国	0.604	0.139	0.058	0.009	0.047	0.079	0.045	0.002	0.007	0.001	0.009

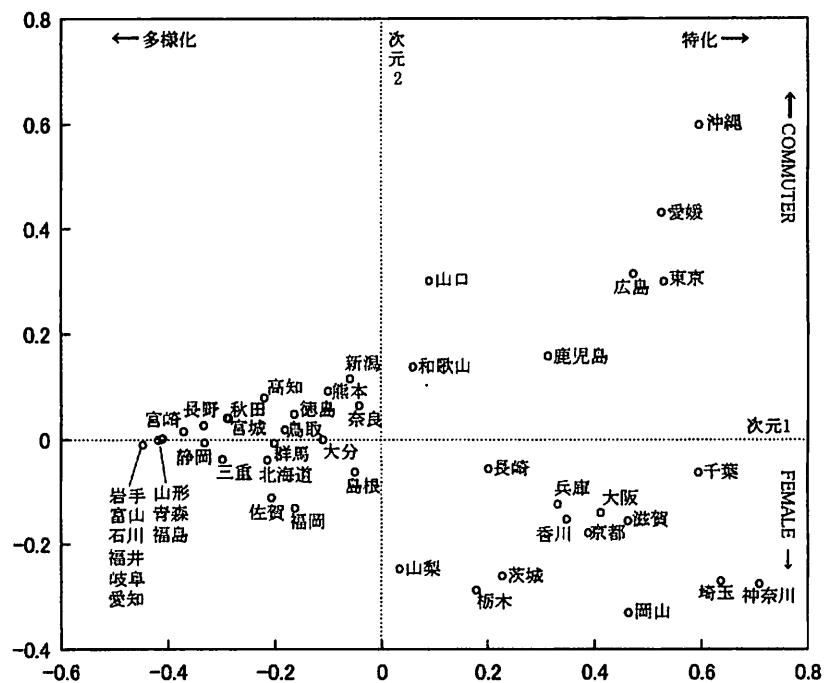


図 5.5 MDS により求めた二次元ユークリッド空間における都道府県の布置

次元 1, 2 は決定因の推移傾向を表わす。次元 1 は決定因のバラエティー、
次元 2 は第三決定因の分化。

後者の原点付近の布置は第Ⅱ期の特化タイプへの推移割合がわずかであり、むしろ標準タイプの布置が多数集まっている。この結果から、都道府県は決定因の推移パターンとして、主に COMMUTER への特化傾向がある正方向のグループと、主に FEMALE への特化傾向がある負方向のグループとに二分される。このグループ化は、二大決定因である所得と人口粗密以外の、第三決定因の分化を表わしている。

以上のとおり、決定因の推移における全体傾向は二つの次元(基本軸)によって表現できるが、それでは地域分化の状態についてはどのようなことがいえるであろうか。次元 1 と次元 2 の座標系から構成される二次元平面において、都道府県の布置は大きく三つのグループに分かれている。まずは決定因の特化傾向を示す次元 1 の正方向にかぎってみると、東西二大都市圏にある都府県がここに集中している。具体的に拾い上げると、南関東の東京圏が広がる 1 都 3 県と周辺の茨城、栃木、山梨 3 県、西近畿の京阪神圏が広がる 2 府 1 県と周辺の滋賀、和歌山 2 県などである。そのほか、瀬戸内海をはさんで向かい合う中四国 5 県、沖縄県を第一に鹿児島、長崎など離島群を抱える地域がここに布置している。

これらの 20 の都府県は次元 2 の座標値で正負両方向に分かれれる。次元 2 の正方向に位置する 7 都県は COMMUTER への特化傾向が、負方向に位置する 13 府県は FEMALE への特化傾向がそれぞれ強い。正方向には離島群を抱える諸地域が集まる。一方、負の方向には二大都市圏の諸地域が多く集まる。そのなかにあって東京は例外であり正方向の布置である。東京では二大決定因と

とともにCOMMUTERの影響が強いという傾向を示している。

次に、決定因の多様化傾向を示す次元1の負方向には27の道県が布置している。これらの諸地域は二大都市圏を遠く離れた、いわゆる地方圏に含まれるものがほとんどである。とくに北海道から東北地方をへて中部地方にいたる東日本1道15県がここに集まり位置づけられている。ほかにも中国山陰の2県や南四国の2県、長崎を除く北九州3県の近隣県が集まる。このように地方圏、とりわけ東日本には二つの時期を通じて決定因の多様化傾向が継続する地域が多い。

注)

- 1) クラスター番号はクラスター重心と総平均の距離が近いものから昇順に並べられている。
- 2) クラスター番号の打ち方は第I期と同様である。
- 3) 14の国内諸地域において、クラスター(11)に属する地区の構成割合が81.0パーセント以上の地域をいう。
- 4) クラスター(12)に属する地区の構成割合が17.1パーセント以上の地域をいう。
- 5) この場合には東京都の東村山～小平～小金井～府中～稲城各市以西の地域をいう。
- 6) クラスター(21)に属する地区の構成割合が65.3パーセント以上の地域をいう。
- 7) クラスター(22)に属する地区の構成割合が22.4パーセント以上の地域をいう。
- 8) いずれもクラスター(23)に属する地区の構成割合が10.4パーセント以上を占めている。
- 9) 東京区部に接する5市。
- 10) 第I期のクラスター(12)から第II期のクラスター(24)への推移は度数ゼロであるから含まれない。よって11個の同時確率の組となる。
- 11) 本文中に後述するとおり、次元軸は意味づけられるため、軸は回転しない。
- 12) 次元1の座標値と、第I期のクラスター(11)と第II期のクラスター(21)の同時確率との相関係数は $r = -0.993$ と計算される。

6. 結 語

本研究では日本全国における乗用車保有率の空間変動因を局地的レベルで考察してきた。市区町村単位で集計したパネルデータとローカル回帰分析の手法であるGWRを用いて、乗用車保有率モデリングのクロスセクション分析を時間的に積み上げ、その一組の結果をもとに、関連のある三つの問題について検討を加えた。第1は統計的モデルの選択問題におけるGWRの出来、第2はGWRから得られたパラメータ推定値の時空間構造、第3は乗用車保有率の空間変動ないしは地域差を生み出してきた空間のメカニズム、つまり国家的規模で進展してきたモータリゼーションの空間プロセス、についてである。回帰モデルの基準変数には乗用車保有率を、説明変数には所得、人口粗密、通勤人口および女性社会進出のそれぞれを具現化した4個の観測変数を組みこんだ。デ

ータの地域単位（地区）は、縦断的分析の幅を広げるために対象期間を通じて固定化させた。研究結果を要約し、今後の課題を指摘すれば次のとおりである。

1975年から2005年までの縦断期間に設けた対象7か年において、GWRはデータへの適合度と信頼性の点でグローバルモデルのOLSとSEMをはるかに超える良好な結果を与えていた。これにより、乗用車保有率とその説明変数の関数関係が空間的に変動するという空間的非定常性の仮定は、きわめて合理的であることが強く示唆されたことになる。この状態は7か年を通じて変化していないが、GWRの評価基準値は年を追って次第にレベルアップしていた。あるいはこの経年傾向はGWRがつかんだ空間的非定常性の強化と明確化を示すものかもしれない。しかし、グローバルモデルの評価基準値も上昇傾向を示しており、この点の詳細は今後の研究を待ちたい。また、2種類のローカルモデルの出来を、有効パラメータ数で調整した修正AICおよび回帰残差のグローバルモラン統計量の基準で比較すると、二重平方加重関数を組みこむモデルGWR-bisquareが、ガウス型加重関数を組みこむモデルGWR-Gaussを常に上回っていた。これにより、この先の検討においてはGWR-bisquareによるパラメータ推定値をとり上げることとして、その空間変動の有意性を検定したところ、それは7か年を通じて有意味との結果が得られた。

完全な入力データがそなわった1980年以降の6か年にわたって、GWRによるパラメータ推定値の統計的分布を検討した結果、説明変数の違いにかかわらず、その中心傾向の推移はグローバル関係によるパラメータ推定値の推移と近似していること、さらには1990年の前後においてパラメータ推定値の統計的分布には構造変化が生じた可能性の高いことがわかった。加えて、6か年にわたるパラメータ推定値の空間的分布の推移を主成分分析で検討した結果、どの説明変数の場合でも1985年までの2か年と1990年以降の4か年の相異なるパターンが抽出された。以上を総合すると、パラメータ推定値の経年的変化は、1980年代(第Ⅰ期)および1990年代以降(第Ⅱ期)の二つの時期のパターンに区別されてしかるべきである。それにしてもこのようなパターンが1990年を境に変化したのはなぜであろうか。この1990年前後の数年間という時期はまさに日本全体の国勢の大きな転換期と時間的に重なっており、その意味で上述の問題点は研究の対象としては興味を引くものである。しかし、この点についても今後の研究を待たねばならない。

回帰モデルにおける関数関係の方向と強さを示すGWRのパラメータ推定値およびクラスタリングの手法を用いて、決定因の地域分化を検討した結果から、1980年代の第Ⅰ期の状態、1990年代以降の第Ⅱ期の状態、およびその間の縦断的変化があきらかになり、国家的規模で進展したモータリゼーションにおける空間プロセスの輪郭をつかむことができたように思われる。第Ⅰ期における乗用車保有率の決定因は、(1)回帰モデルに組みこんだ4個の説明変数のすべてが重要である標準タイプ、(2)通勤人口と女性社会進出に特化したタイプ、および(3)所得と人口粗密に特化したタイプ、の三つの結合タイプに地域的に分化していた。しかし、第Ⅱ期になると決定因は、(1)回帰モデルの4個の説明変数のすべてが重要な標準タイプ、(2)女性社会進出に特化したタイプ、(3)通勤人口に特化したタイプ、(4)所得と人口粗密に特化したタイプ、と少しばかり変化した。

第Ⅱ期における(2)と(3)のタイプは、第Ⅰ期の(2)のタイプの性格が分解して出現したものである。

第Ⅰ期から第Ⅱ期にかけての総合的变化では、標準タイプが両時期を通じて大部分を占めていた。しかし、その割合は減少し、特化タイプの割合が増加してきた。こうした決定因の推移における全体傾向をとらえるため、都道府県単位の枠組みで求めた第Ⅰ期と第Ⅱ期における結合タイプの同時確率データにMDSの手法を適用したところ、全体傾向は次の二つの次元(基本軸)によってとらえられることがわかった。すなわち、第1は決定因のバラエティーにおける特化傾向と多様化傾向の対照性、第2は所得と人口粗密以外の第三決定因の分化における通勤人口と女性社会進出の対照性である。この二つの基本軸が交差する2次元ユークリッド空間において、都道府県はほぼ三つのグループに分かれていた。これにより、決定因の地域分化は明確な形で示されたことになる。

第1の次元において特化の様相を示している地域は東西二大都市圏の12都府県や瀬戸内海をはさんで向かい合う中四国の5県、および沖縄、鹿児島、長崎など離島群を抱える数個の県からなる。これらの諸地域では基本的な所得と人口粗密がベースにあることはいうまでもなく、それに加えて第2の次元における通勤人口または女性社会進出のどちらかに決定因が特化している。離島群を抱える地域の場合は通勤人口に特化したグループであるのに対して、二大都市圏の地域の場合は女性社会進出に特化したグループということになる。その一方、第1の次元において多様化傾向を継続させる地域のグループは二大都市圏を遠く離れた地方圏に位置するものがほとんどであり、北海道から東北地方をへて中部地方にいたる東日本と中国山陰、南四国、九州北部に多くある。こうした地方圏では最大の多様化を特徴とする標準タイプが、二つの時期を通じて圧倒的多数を占めている。

以上決定因の時間的推移における全体傾向と地域分化の状態についてその概要を述べたが、この点に関しては決定因の各結合タイプおよび地域分化の各グループがどのような地理的条件と対応するかの問題が残されている。今ここでは手持データが不足しており、南西諸島のような離島における公共交通の欠乏とマイカー通勤への依存、東京圏における稠密な市街化空間と高度に発達した公共交通網など、局地的規模での仮説をいくらか例示したにすぎない。このような問題の解決に向けては統計的方法に代わる何らかの接近法が不可欠である。今後に取り組むべき課題としよう。

〈付記〉文献と資料収集に協力をいただいた関係諸機関、とくに国土交通省図書館、自工会自動車図書館、世界銀行東京事務所および総務省統計図書館の方々に感謝の意を表する次第である。

付 錄

付録A 対象地区のクラスタリング (その1)

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
	[北海道]			0041	知内町	11	21	0082	南幌町	11	22
0001	札幌市	11	21	0042	木古内町	11	21	0083	奈井江町	11	22
0002	函館市	11	21	0043	上磯町	11	21	0084	上砂川町	11	21
0003	小樽市	11	21	0044	大野町	11	21	0085	由仁町	11	22
0004	旭川市	11	21	0045	七飯町	11	21	0086	長沼町	11	22
0005	室蘭市	11	21	0046	鹿部町	11	21	0087	栗山町	11	22
0006	釧路市	11	21	0047	砂原町	11	21	0088	月形町	11	22
0007	帶広市	11	21	0048	森町	11	21	0089	浦臼町	11	22
0008	北見市	11	21	0049	八雲町	11	21	0090	新十津川町	11	21
0009	夕張市	11	22	0050	長万部町	11	21	0091	妹背牛町	11	21
0010	岩見沢市	11	22	0051	江差町	11	21	0092	秩父別町	11	21
0011	網走市	11	21	0052	上ノ国町	11	21	0093	雨竜町	11	21
0012	留萌市	11	21	0053	厚沢部町	11	21	0094	北竜町	11	21
0013	苦小牧市	11	21	0054	乙部町	11	21	0095	沼田町	11	21
0014	稚内市	11	23	0055	熊石町	11	21	0096	幌加内町	11	21
0015	美唄市	11	22	0056	大成町	11	21	0097	鷦栖町	11	21
0016	芦別市	11	21	0057	奥尻町	11	21	0098	東神楽町	11	21
0017	江別市	11	22	0058	瀬棚町	11	21	0099	当麻町	11	21
0018	赤平市	11	21	0059	北檜山町	11	21	0100	比布町	11	21
0019	紋別市	11	21	0060	今金町	11	21	0101	愛別町	11	21
0020	士別市	11	21	0061	島牧村	11	21	0102	上川町	11	21
0021	名寄市	11	21	0062	寿都町	11	21	0103	東川町	11	21
0022	三笠市	11	22	0063	黒松内町	11	21	0104	美瑛町	11	21
0023	根室市	11	21	0064	蘭越町	11	21	0105	上富良野町	11	21
0024	千歳市	11	22	0065	ニセコ町	11	21	0106	中富良野町	11	21
0025	滝川市	11	21	0066	真狩村	11	21	0107	南富良野町	11	21
0026	砂川市	11	21	0067	留寿都村	11	21	0108	占冠村	11	21
0027	歌志内市	11	21	0068	喜茂別町	11	21	0109	和寒町	11	21
0028	深川市	11	21	0069	京極町	11	21	0110	剣淵町	11	21
0029	富良野市	11	21	0070	俱知安町	11	21	0111	朝日町	11	21
0030	登別市	11	21	0071	共和町	11	21	0112	風連町	11	21
0031	恵庭市	11	22	0072	岩内町	11	21	0113	下川町	11	21
0032	伊達市	11	21	0073	泊村	11	21	0114	美深町	11	21
0033	北広島市	11	22	0074	神恵内村	11	21	0115	音威子府村	11	23
0034	石狩市	11	21	0075	積丹町	11	21	0116	中川町	11	23
0035	当別町	11	22	0076	古平町	11	21	0117	増毛町	11	21
0036	新篠津村	11	22	0077	仁木町	11	21	0118	小平町	11	21
0037	厚田村	11	21	0078	余市町	11	21	0119	苦前町	11	21
0038	浜益村	11	21	0079	赤井川村	11	21	0120	羽幌町	11	21
0039	松前町	11	21	0080	北村	11	22	0121	初山別村	11	23
0040	福島町	11	21	0081	栗沢町	11	22	0122	遠別町	11	23

付録A 対象地区的クラスタリング（その2）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
0123	天塩町	11	23	0164	追分町	11	22	0205	別海町	11	21
0124	幌延町	11	23	0165	厚真町	11	22	0206	中標津町	11	21
0125	猿払村	11	23	0166	鶴川町	11	22	0207	標津町	11	21
0126	浜頓別町	11	23	0167	穂別町	11	22	0208	羅臼町	11	21
0127	中頓別町	11	23	0168	日高町	11	21				
0128	枝幸町	11	23	0169	平取町	11	22			〔青森県〕	
0129	歌登町	11	23	0170	門別町	11	22	0209	青森市	11	21
0130	豊富町	11	23	0171	新冠町	11	21	0210	弘前市	11	21
0131	礼文町	11	23	0172	静内町	11	21	0211	八戸市	11	21
0132	利尻町	11	23	0173	三石町	11	21	0212	黒石市	11	21
0133	利尻富士町	11	23	0174	浦河町	11	21	0213	五所川原市	11	21
0134	東藻琴村	11	21	0175	様似町	11	21	0214	十和田市	11	21
0135	女満別町	11	21	0176	えりも町	11	21	0215	三沢市	11	21
0136	美幌町	11	21	0177	音更町	11	21	0216	むつ市	11	21
0137	津別町	11	21	0178	士幌町	11	21	0217	つがる市	11	21
0138	斜里町	11	21	0179	上士幌町	11	21	0218	平内町	11	21
0139	清里町	11	21	0180	鹿追町	11	21	0219	今別町	11	21
0140	小清水町	11	21	0181	新得町	11	21	0220	蓬田村	11	21
0141	端野町	11	21	0182	清水町	11	21	0221	外ヶ浜町	11	21
0142	訓子府町	11	21	0183	芽室町	11	21	0222	鰺ヶ沢町	11	21
0143	置戸町	11	21	0184	中札内村	11	21	0223	深浦町	11	21
0144	留辺蘂町	11	21	0185	更別村	11	21	0224	岩木町	11	21
0145	佐呂間町	11	21	0186	忠類村	11	21	0225	相馬村	11	21
0146	常呂町	11	21	0187	大樹町	11	21	0226	西目屋村	11	21
0147	遠軽町	11	21	0188	広尾町	11	21	0227	藤崎町	11	21
0148	生田原町	11	21	0189	幕別町	11	21	0228	大鰐町	11	21
0149	丸瀬布町	11	21	0190	池田町	11	21	0229	尾上町	11	21
0150	白滝村	11	21	0191	豊頃町	11	21	0230	浪岡町	11	21
0151	上湧別町	11	21	0192	本別町	11	21	0231	平賀町	11	21
0152	湧別町	11	21	0193	足寄町	11	21	0232	田舎館村	11	21
0153	滝上町	11	21	0194	陸別町	11	21	0233	碇ヶ関村	11	21
0154	興部町	11	21	0195	浦幌町	11	21	0234	板柳町	11	21
0155	西興部村	11	21	0196	釧路町	11	21	0235	鶴田町	11	21
0156	雄武町	11	21	0197	厚岸町	11	21	0236	中泊町	11	21
0157	豊浦町	11	21	0198	浜中町	11	21	0237	野辺地町	11	21
0158	虻田町	11	21	0199	標茶町	11	21	0238	七戸町	11	21
0159	洞爺村	11	21	0200	弟子屈町	11	21	0239	百石町	11	21
0160	大漁村	11	21	0201	阿寒町	11	21	0240	六戸町	11	21
0161	壯瞥町	11	21	0202	鶴居村	11	21	0241	横浜町	12	21
0162	白老町	11	21	0203	白糠町	11	21	0242	東北町	11	21
0163	早来町	11	22	0204	音別町	11	21	0243	下田町	11	21

付録A 対象地区のクラスタリング (その3)

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
0244	六ヶ所村	11	21	0283	湯田町	11	21	0322	角田市	11	21
0245	大間町	11	21	0284	沢内村	11	21	0323	多賀城市	11	21
0246	東通村	12	21	0285	金ヶ崎町	11	21	0324	岩沼市	11	21
0247	風間浦村	11	21	0286	前沢町	11	21	0325	蔵王町	11	21
0248	佐井村	11	21	0287	胆沢町	11	21	0326	七ヶ宿町	11	21
0249	三戸町	11	21	0288	衣川村	11	21	0327	大河原町	11	21
0250	五戸町	11	21	0289	花泉町	11	21	0328	村田町	11	21
0251	田子町	11	21	0290	平泉町	11	21	0329	柴田町	11	21
0252	名川町	11	21	0291	大東町	11	21	0330	川崎町	11	21
0253	南部町	11	21	0292	藤沢町	11	21	0331	丸森町	11	21
0254	階上町	11	21	0293	千厩町	11	21	0332	亘理町	11	21
0255	福地村	11	21	0294	東山町	11	21	0333	山元町	11	21
0256	新郷村	11	21	0295	室根村	11	21	0334	松島町	11	21
				0296	川崎村	11	21	0335	七ヶ浜町	11	21
	[岩手県]			0297	住田町	11	21	0336	利府町	11	21
0257	盛岡市	11	21	0298	大槌町	11	21	0337	大和町	11	21
0258	宮古市	11	21	0299	宮守村	11	21	0338	大郷町	11	21
0259	大船渡市	11	21	0300	田老町	11	21	0339	富谷町	11	21
0260	水沢市	11	21	0301	山田町	11	21	0340	大衡村	11	21
0261	花巻市	11	21	0302	岩泉町	11	21	0341	色麻町	11	21
0262	北上市	11	21	0303	田野畑村	11	21	0342	加美町	11	21
0263	久慈市	11	21	0304	普代村	11	21	0343	松山町	11	21
0264	遠野市	11	21	0305	新里村	11	21	0344	三本木町	11	21
0265	一関市	11	21	0306	川井村	11	21	0345	鹿島台町	11	21
0266	陸前高田市	11	21	0307	軽米町	11	21	0346	岩出山町	11	21
0267	釜石市	11	21	0308	種市町	11	21	0347	鳴子町	12	21
0268	江刺市	11	21	0309	野田村	11	21	0348	涌谷町	11	21
0269	二戸市	11	21	0310	山形村	11	21	0349	田尻町	11	21
0270	零石町	11	21	0311	大野村	11	21	0350	小牛田町	11	21
0271	葛巻町	11	21	0312	九戸村	11	21	0351	南郷町	11	21
0272	岩手町	11	21	0313	浄法寺町	11	21	0352	築館町	11	21
0273	西根町	11	21	0314	一戸町	11	21	0353	若柳町	11	21
0274	滝沢村	11	21		[宮城県]			0354	栗駒町	11	21
0275	松尾村	11	21					0355	高清水町	11	21
0276	玉山村	11	21	0315	仙台市	11	21	0356	一迫町	11	21
0277	安代町	11	21	0316	石巻市	12	21	0357	漸峰町	11	21
0278	紫波町	11	21	0317	塩竈市	11	21	0358	鶴沢町	11	21
0279	矢巾町	11	21	0318	古川市	11	21	0359	金成町	11	21
0280	大迫町	11	21	0319	気仙沼市	12	21	0360	志波姫町	11	21
0281	石鳥谷町	11	21	0320	白石市	11	21	0361	花山村	11	21
0282	東和町	11	21	0321	名取市	11	21	0362	迫町	11	21

付録A 対象地区的クラスタリング（その4）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第Ⅰ期	第Ⅱ期			第Ⅰ期	第Ⅱ期			第Ⅰ期	第Ⅱ期
0363	登米町	11	21	0402	山本町	11	21	0441	河北町	11	21
0364	東和町	11	21	0403	八竜町	11	21	0442	西川町	11	21
0365	中田町	11	21	0404	藤里町	11	21	0443	朝日町	11	21
0366	豊里町	11	21	0405	峰浜村	11	21	0444	大江町	11	21
0367	米山町	11	21	0406	五城目町	11	21	0445	大石田町	11	21
0368	石越町	11	21	0407	八郎潟町	11	21	0446	金山町	11	21
0369	南方町	11	21	0408	井川町	11	21	0447	最上町	11	21
0370	河北町	12	21	0409	大潟村	11	21	0448	舟形町	11	21
0371	矢本町	11	21	0410	仁賀保町	11	21	0449	真室川町	11	21
0372	雄勝町	12	21	0411	金浦町	11	21	0450	大蔵村	11	21
0373	河南町	11	21	0412	象潟町	11	21	0451	鮎川村	11	21
0374	桃生町	11	21	0413	角館町	11	21	0452	戸沢村	11	21
0375	鳴瀬町	11	21	0414	田沢湖町	11	21	0453	高畠町	11	21
0376	北上町	12	21	0415	西木村	11	21	0454	川西町	11	21
0377	女川町	12	21	0416	美郷町	12	21	0455	小国町	12	21
0378	牡鹿町	12	21	0417	増田町	12	21	0456	白鷹町	11	21
0379	志津川町	12	21	0418	平鹿町	12	21	0457	飯豊町	11	21
0380	津山町	12	21	0419	雄物川町	11	21	0458	立川町	11	21
0381	本吉町	12	21	0420	大森町	11	21	0459	余目町	11	21
0382	唐桑町	12	21	0421	十文字町	12	21	0460	藤島町	11	21
0383	歌津町	12	21	0422	山内村	12	21	0461	羽黒町	11	21
				0423	大雄村	12	21	0462	櫛引町	11	21
	[秋田県]			0424	羽後町	11	21	0463	三川町	11	21
0384	秋田市	11	21	0425	東成瀬村	11	21	0464	朝日村	11	21
0385	能代市	11	21					0465	温海町	12	21
0386	大館市	11	21		[山形県]			0466	遊佐町	11	21
0387	横手市	12	21	0426	山形市	11	21	0467	八幡町	11	21
0388	男鹿市	11	21	0427	米沢市	11	21	0468	松山町	11	21
0389	湯沢市	11	21	0428	鶴岡市	11	21	0469	平田町	11	21
0390	鹿角市	11	21	0429	酒田市	11	21		[福島県]		
0391	潟上市	11	21	0430	新庄市	11	21				
0392	北秋田市	11	21	0431	寒河江市	11	21	0470	福島市	11	21
0393	大仙市	12	21	0432	上山市	11	21	0471	会津若松市	11	21
0394	由利本荘市	11	21	0433	村山市	11	21	0472	郡山市	11	21
0395	小坂町	11	21	0434	長井市	11	21	0473	いわき市	11	21
0396	比内町	11	21	0435	天童市	11	21	0474	白河市	11	21
0397	田代町	11	21	0436	東根市	11	21	0475	原町市	11	21
0398	上小阿仁村	11	21	0437	尾花沢市	11	21	0476	須贺川市	11	21
0399	琴丘町	11	21	0438	南陽市	11	21	0477	相馬市	11	21
0400	二ツ井町	11	21	0439	山辺町	11	21	0478	喜多方市	12	21
0401	八森町	11	21	0440	中山町	11	21	0479	二本松市	11	21

付録A 対象地区のクラスタリング（その5）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
0480	田村市	11	21	0521	新鶴村	11	21	0560	結城市	11	22
0481	桑折町	11	21	0522	三島町	11	21	0561	龍ヶ崎市	11	22
0482	伊達町	11	21	0523	金山町	11	21	0562	下妻市	11	22
0483	国見町	11	21	0524	昭和村	11	21	0563	水海道市	11	22
0484	梁川町	11	21	0525	棚倉町	11	21	0564	常陸太田市	11	21
0485	保原町	11	21	0526	矢祭町	11	21	0565	高萩市	11	21
0486	靈山町	11	21	0527	塙町	11	21	0566	北茨城市	11	21
0487	月館町	11	21	0528	鮫川村	11	21	0567	笠間市	12	22
0488	川俣町	11	21	0529	西郷村	11	21	0568	取手市	11	22
0489	飯野町	11	21	0530	表郷村	11	21	0569	牛久市	11	22
0490	安達町	11	21	0531	東村	11	21	0570	つくば市	11	22
0491	大玉町	11	21	0532	泉崎村	11	21	0571	ひたちなか市	11	21
0492	本宮町	11	21	0533	中島村	11	21	0572	鹿嶋市	11	21
0493	白沢村	11	21	0534	矢吹町	11	21	0573	潮来市	11	21
0494	岩代町	11	21	0535	大信村	11	21	0574	守谷市	11	22
0495	東和町	11	21	0536	石川町	11	21	0575	常陸大宮市	11	21
0496	長沼町	11	21	0537	玉川村	11	21	0576	那珂市	11	21
0497	鏡石町	11	21	0538	平田村	11	21	0577	かすみがうら市	12	22
0498	岩瀬村	11	21	0539	浅川町	11	21	0578	稲敷市	12	22
0499	天栄村	11	21	0540	古殿町	11	21	0579	坂東市	11	22
0500	田島町	11	21	0541	三春町	11	21	0580	筑西市	11	22
0501	下郷町	11	21	0542	小野町	11	21	0581	茨城町	11	21
0502	館岩村	11	21	0543	広野町	11	21	0582	小川町	11	21
0503	檜枝岐村	11	21	0544	楨葉町	11	21	0583	美野里町	11	21
0504	印南村	11	21	0545	富岡町	11	21	0584	大洗町	11	21
0505	南郷村	11	21	0546	川内村	11	21	0585	城里町	11	21
0506	只見町	11	21	0547	大熊町	11	21	0586	友部町	11	21
0507	熱塩加納村	12	21	0548	双葉町	11	21	0587	岩間町	11	21
0508	北塩原村	11	21	0549	浪江町	11	21	0588	岩瀬町	11	22
0509	塩川町	11	21	0550	葛尾村	11	21	0589	東海村	11	21
0510	山都町	12	21	0551	新地町	11	21	0590	大子町	11	21
0511	西会津町	11	21	0552	鹿島町	11	21	0591	旭村	11	21
0512	高郷村	11	21	0553	小高町	11	21	0592	鉢田町	11	21
0513	磐梯町	11	21	0554	飯舘村	11	21	0593	大洋村	11	21
0514	猪苗代町	11	21					0594	神栖町	11	21
0515	会津坂下町	11	21		〔茨城県〕			0595	波崎町	11	21
0516	湯川村	11	21	0555	水戸市	11	21	0596	麻生町	11	22
0517	柳津町	11	21	0556	日立市	11	21	0597	北浦町	11	21
0518	河東町	11	21	0557	土浦市	12	22	0598	玉造町	11	21
0519	会津高田町	11	21	0558	古河市	11	22	0599	美浦村	12	22
0520	会津本郷町	11	21	0559	石岡市	11	22	0600	阿見町	12	22

付録A 対象地区のクラスタリング(その6)

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
0601	河内町	12	22	0640	市貝町	11	21	0679	倉渕村	11	21
0602	玉里村	11	21	0641	芳賀町	11	22	0680	箕郷町	12	21
0603	八郷町	11	22	0642	壬生町	11	22	0681	群馬町	11	21
0604	新治村	12	22	0643	石橋町	11	22	0682	子持村	11	21
0605	伊奈町	11	22	0644	国分寺町	11	22	0683	小野上村	11	21
0606	谷和原村	11	22	0645	野木町	11	22	0684	伊香保町	11	21
0607	真壁町	11	22	0646	大平町	11	22	0685	榛東村	11	21
0608	大和村	11	22	0647	藤岡町	11	22	0686	吉岡町	11	21
0609	八千代町	11	22	0648	岩舟町	11	22	0687	新町	11	21
0610	千代川村	11	22	0649	都賀町	11	22	0688	鬼石町	11	21
0611	石下町	11	22	0650	栗山村	11	21	0689	吉井町	11	21
0612	総和町	11	22	0651	藤原町	11	21	0690	上野村	11	21
0613	五霞町	11	22	0652	塩谷町	11	21	0691	神流町	11	21
0614	三和町	11	22	0653	高根沢町	11	21	0692	妙義町	11	21
0615	境町	11	22	0654	南那須町	11	21	0693	下仁田町	11	21
0616	利根町	11	22	0655	烏山町	11	21	0694	南牧村	11	21
				0656	馬頭町	11	21	0695	甘楽町	11	21
	[栃木県]			0657	小川町	11	21	0696	松井田町	11	21
0617	宇都宮市	11	22	0658	湯津上村	11	21	0697	中之条町	11	21
0618	足利市	12	22	0659	黒羽町	11	21	0698	吾妻郡東村	11	21
0619	栃木市	11	22	0660	那須町	11	21	0699	吾妻町	11	21
0620	佐野市	11	22					0700	長野原町	11	21
0621	鹿沼市	11	22		[群馬県]			0701	嬬恋村	11	21
0622	日光市	11	21	0661	前橋市	11	21	0702	草津町	11	21
0623	小山市	11	22	0662	高崎市	11	21	0703	六合村	11	21
0624	今市市	11	21	0663	桐生市	12	22	0704	高山村	11	21
0625	真岡市	11	22	0664	伊勢崎市	11	21	0705	片品村	11	21
0626	大田原市	11	21	0665	太田市	11	22	0706	川場村	11	21
0627	矢板市	11	21	0666	沼田市	11	21	0707	月夜野町	11	21
0628	那須塩原市	11	21	0667	館林市	12	22	0708	水上町	11	21
0629	さくら市	11	21	0668	渋川市	11	21	0709	新治村	11	21
0630	上三川町	11	22	0669	藤岡市	11	21	0710	昭和村	11	21
0631	南河内町	11	22	0670	富岡市	11	21	0711	玉村町	11	21
0632	上河内町	11	21	0671	安中市	12	21	0712	笠懸町	11	21
0633	河内町	11	21	0672	北橘村	11	21	0713	大間々町	12	21
0634	西方町	11	22	0673	赤城村	11	21	0714	板倉町	11	22
0635	粟野町	11	22	0674	富士見村	11	21	0715	明和町	12	22
0636	足尾町	12	21	0675	新里村	11	21	0716	千代田町	12	22
0637	二宮町	11	22	0676	黒保根村	12	21	0717	大泉町	11	22
0638	益子町	11	22	0677	勢多郡東村	12	21	0718	邑楽町	12	22
0639	茂木町	11	21	0678	榛名町	12	21				

付録A 対象地区のクラスタリング (その7)

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
[埼玉県]											
0719	さいたま市	11	23	0759	吉川市	11	23	0800	富代町	11	22
0720	川越市	11	22	0760	伊奈町	11	22	0801	白岡町	11	22
0721	熊谷市	11	22	0761	吹上町	11	22	0802	菖蒲町	11	22
0722	川口市	11	24	0762	大井町	11	23	0803	栗橋町	11	22
0723	行田市	11	22	0763	三芳町	11	23	0804	鷺宮町	11	22
0724	秩父市	11	22	0764	毛呂山町	12	22	0805	杉戸町	11	22
0725	所沢市	12	23	0765	越生町	11	22	0806	松伏町	11	23
0726	飯能市	12	22	0766	滑川町	11	22	0807	庄和町	11	22
0727	加須市	11	22	0767	嵐山町	11	22	[千葉県]			
0728	本庄市	11	21	0768	小川町	11	22	0808	千葉市	11	21
0729	東松山市	11	22	0769	都幾川町	11	22	0809	銚子市	11	21
0730	岩槻市	11	23	0770	玉川村	11	22	0810	市川市	11	24
0731	春日部市	11	22	0771	川島町	11	22	0811	船橋市	11	24
0732	狹山市	12	22	0772	吉見町	11	22	0812	館山市	11	23
0733	羽生市	12	22	0773	鳩山町	11	22	0813	木更津市	11	24
0734	鴻巣市	11	22	0774	横瀬町	11	22	0814	松戸市	11	24
0735	深谷市	11	22	0775	皆野町	11	22	0815	野田市	11	22
0736	上尾市	11	22	0776	長瀬町	11	22	0816	佐原市	11	22
0737	草加市	11	24	0777	吉田町	11	22	0817	茂原市	12	22
0738	越谷市	11	23	0778	小鹿野町	11	22	0818	成田市	12	22
0739	蕨市	11	24	0779	両神村	11	22	0819	佐倉市	12	22
0740	戸田市	11	24	0780	大滝村	11	22	0820	東金市	11	22
0741	入間市	12	22	0781	荒川村	11	22	0821	八日市場市	11	22
0742	鳩ヶ谷市	11	24	0782	東秩父村	11	22	0822	旭市	11	22
0743	朝霞市	11	24	0783	美里町	11	22	0823	習志野市	11	24
0744	志木市	11	23	0784	児玉町	11	21	0824	柏市	11	23
0745	和光市	11	24	0785	神川町	11	21	0825	勝浦市	11	23
0746	新座市	11	23	0787	上里町	11	21	0826	市原市	11	21
0747	桶川市	11	22	0788	大里町	11	22	0827	流山市	11	23
0748	久喜市	11	22	0789	江南町	12	22	0828	八千代市	11	22
0749	北本市	11	22	0790	妻沼町	11	22	0829	我孫子市	11	22
0750	八潮市	11	24	0791	岡部町	11	22	0830	鴨川市	11	23
0751	上福岡市	11	23	0792	川本町	12	22	0831	君津市	11	23
0752	富士見市	11	23	0793	花園町	11	22	0832	富津市	11	23
0753	三郷市	11	24	0794	寄居町	11	22	0833	鎌ヶ谷市	11	24
0754	蓮田市	11	22	0795	騎西町	12	22	0834	四街道市	11	22
0755	坂戸市	11	22	0796	南河原村	11	22	0835	浦安市	13	24
0756	幸手市	11	22	0797	川里町	12	22	0836	袖ヶ浦市	13	24
0757	鶴ヶ島市	11	22	0798	北川辺町	11	22	0837	八街市	12	22
0758	日高市	12	22	0799	大利根町	11	22	0838	印西市	11	22

付録A 対象地区のクラスタリング (その8)

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
0839	白井市	11	23	0880	東庄町	11	21	0919	日野市	12	23
0840	富里市	12	22	0881	海上町	11	22	0920	東村山市	12	23
0841	富浦町	11	23	0882	飯岡町	11	22	0921	国分寺市	12	23
0842	富山町	11	23	0883	光町	11	22	0922	国立市	12	23
0843	鋸南町	11	23	0884	野菜町	11	22	0923	福生市	12	22
0844	三芳村	11	23					0924	狛江市	11	24
0845	白浜町	11	23		[東京都]			0925	東大和市	12	23
0846	千倉町	11	23	0885	千代田区	13	24	0926	清瀬市	11	23
0847	丸山町	11	23	0886	中央区	13	24	0927	東久留米市	11	23
0848	和田町	11	23	0887	港区	13	24	0928	武藏村山市	12	22
0849	大多喜町	11	23	0888	新宿区	13	24	0929	多摩市	12	23
0850	夷隅町	12	23	0889	文京区	13	24	0930	稲城市	12	23
0851	御宿町	11	23	0890	台東区	13	24	0931	羽村市	12	22
0852	大原町	12	22	0891	墨田区	13	24	0932	あきる野市	12	22
0853	岬町	12	22	0892	江東区	13	24	0933	西東京市	11	24
0854	一宮町	12	22	0893	品川区	13	24	0934	瑞穂町	12	22
0855	睦沢町	12	22	0894	目黒区	13	24	0935	日の出町	12	22
0856	長生村	12	22	0895	大田区	13	24	0936	檜原村	12	22
0857	白子町	11	22	0896	世田谷区	13	24	0937	奥多摩町	12	23
0858	長柄町	11	22	0897	渋谷区	13	24	0938	大島町	12	23
0859	長南町	12	22	0898	中野区	13	24	0939	利島村	12	23
0860	大綱白里町	11	22	0899	杉並区	13	24	0940	新島村	12	21
0861	九十九里町	11	22	0900	豊島区	13	24	0941	神津島村	12	21
0862	成東町	11	22	0901	北区	13	24	0942	三宅村	12	21
0863	山武町	12	22	0902	荒川区	13	24	0943	御嶽島村	12	21
0864	蓮沼村	11	22	0903	板橋区	13	24	0944	八丈町	12	21
0865	松尾町	11	22	0904	練馬区	13	24	0945	青ヶ島村	12	21
0866	横芝町	11	22	0905	足立区	11	24	0946	小笠原村	12	21
0867	芝山町	12	22	0906	葛飾区	11	24		[神奈川県]		
0868	酒々井町	12	22	0907	江戸川区	13	24				
0869	印旛村	11	22	0908	八王子市	12	22	0947	横浜市	11	24
0870	本塙村	11	22	0909	立川市	12	23	0948	川崎市	13	24
0871	栄町	12	22	0910	武蔵野市	11	24	0949	横須賀市	11	23
0872	下総町	12	22	0911	三鷹市	11	24	0950	平塚市	12	22
0873	神崎町	11	22	0912	青梅市	12	22	0951	鎌倉市	11	23
0874	大糸町	12	22	0913	府中市	12	23	0952	藤沢市	11	22
0875	小見川町	11	21	0914	昭島市	12	22	0953	小田原市	11	22
0876	山田町	11	22	0915	調布市	11	24	0954	茅ヶ崎市	11	22
0877	栗源町	11	22	0916	町田市	11	23	0955	逗子市	11	23
0878	多古町	11	22	0917	小金井市	12	23	0956	相模原市	12	22
0879	干潟町	11	22	0918	小平市	12	23	0957	三浦市	11	23

付録A 対象地区的クラスタリング（その9）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
0958	秦野市	11	22	0997	新井市	12	21	1038	西山町	11	21
0959	厚木市	11	22	0998	五泉市	12	21	1039	松代町	12	21
0960	大和市	11	23	0999	上越市	12	21	1040	松之山町	12	21
0961	伊勢原市	12	22	1000	佐渡市	11	21	1041	妙高高原町	11	21
0962	海老名市	11	22	1001	阿賀野市	12	21	1042	妙高村	11	21
0963	座間市	11	22	1002	魚沼市	11	21	1043	関川村	12	21
0964	南足柄市	11	22	1003	南魚沼市	11	21	1044	荒川町	12	21
0965	綾瀬市	11	22	1004	聖籠町	12	21	1045	神林村	12	21
0966	葉山町	11	23	1005	加治川村	12	21	1046	朝日村	12	21
0967	寒川町	11	22	1006	紫雲寺町	12	21	1047	山北町	12	21
0968	大磯町	11	22	1007	中条町	12	21	1048	栗島浦村	12	21
0969	二宮町	11	22	1008	黒川村	12	21				
0970	中井町	11	22	1009	村松町	12	21				[富山県]
0971	大井町	11	22	1010	弥彦村	11	21	1049	富山市	11	21
0972	松田町	11	22	1011	分水町	11	21	1050	高岡市	11	21
0973	山北町	11	22	1012	吉田町	11	21	1051	新湊市	11	21
0974	開成町	11	22	1013	巻町	11	21	1052	魚津市	11	21
0975	箱根町	11	22	1014	田上町	12	21	1053	氷見市	11	21
0976	真鶴町	11	22	1015	下田村	12	21	1054	滑川市	11	21
0977	湯河原町	11	22	1016	栄町	11	21	1055	黒部市	11	21
0978	愛川町	11	22	1017	中之島町	11	21	1056	砺波市	11	21
0979	清川村	11	22	1018	津川町	12	21	1057	小矢部市	11	21
0980	城山町	12	22	1019	鹿瀬町	12	21	1058	南砺市	11	21
0981	津久井町	12	22	1020	上川村	12	21	1059	大沢野町	11	21
0982	相模湖町	12	22	1021	三川村	12	21	1060	大山町	11	21
0983	藤野町	11	22	1022	越路町	11	21	1061	舟橋村	11	21
				1023	三島町	11	21	1062	上市町	11	21
	[新潟県]			1024	与板町	11	21	1063	立山町	11	21
0984	新潟市	12	21	1025	和島村	11	21	1064	宇奈月町	11	21
0985	長岡市	11	21	1026	出雲崎町	11	21	1065	入善町	11	21
0986	三条市	11	21	1027	寺泊町	11	21	1066	朝日町	11	21
0987	柏崎市	11	21	1028	山古志村	11	21	1067	八尾町	11	21
0988	新発田市	12	21	1029	川口町	11	21	1068	婦中町	11	21
0989	小千谷市	11	21	1030	湯沢町	11	21	1069	山田村	11	21
0990	加茂市	12	21	1031	塩沢町	11	21	1070	細入村	11	21
0991	十日町市	11	21	1032	川西町	11	21	1071	小杉町	11	21
0992	見附市	11	21	1033	津南町	12	21	1072	大門町	11	21
0993	燕市	11	21	1034	中里村	12	21	1073	下村	11	21
0994	村上市	12	21	1035	高柳町	11	21	1074	大島町	11	21
0995	柄尾市	11	21	1036	小国町	11	21	1075	福岡町	11	21
0996	糸魚川市	11	21	1037	刈羽村	11	21				

付録A 対象地区的クラスタリング（その10）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第1期	第2期			第1期	第2期			第1期	第2期
[石川県]											
1076	金沢市	11	21	1114	和泉村	11	21	1153	昭和町	11	21
1077	七尾市	11	21	1115	今立町	11	21	1154	田富町	11	21
1078	小松市	11	21	1116	池田町	11	21	1155	小淵沢町	11	21
1079	輪島市	11	21	1117	越前町	11	21	1156	道志村	11	22
1080	珠洲市	11	21	1118	越廻村	11	21	1157	西桂町	11	22
1081	加賀市	11	21	1119	清水町	11	21	1158	忍野村	11	22
1082	羽咋市	11	21	1120	南越前町	11	21	1159	山中湖村	11	22
1083	かほく市	11	21	1121	美浜町	11	21	1160	鳴沢村	11	21
1084	能美市	11	21	1122	名田庄村	11	21	1161	富士河口湖町	11	21
1085	白山市	11	21	1123	高浜町	11	21	1162	小菅村	11	22
1086	山中町	11	21	1124	大飯町	11	21	1163	丹波山村	11	22
1087	川北町	11	21	1125	若狭町	11	21	[長野県]			
1088	野々市町	11	21	[山梨県]				1164	長野市	11	21
1089	津幡町	11	21	1126	甲府市	11	21	1165	松本市	11	21
1090	内灘町	11	21	1127	富士吉田市	11	22	1166	上田市	11	21
1091	富来町	11	21	1128	塩山市	11	22	1167	岡谷市	11	21
1092	志賀町	11	21	1129	都留市	11	22	1168	飯田市	11	21
1093	宝達志水町	11	21	1130	山梨市	11	22	1169	諏訪市	11	21
1094	中能登町	11	21	1131	大月市	11	22	1170	須坂市	11	21
1095	穴水町	11	21	1132	韮崎市	11	21	1171	小諸市	11	21
1096	門前町	11	21	1133	南アルプス市	11	21	1172	伊那市	11	21
1097	能登町	11	21	1134	甲斐市	11	21	1173	中野市	12	21
				1135	笛吹市	11	22	1174	駒ヶ根市	11	21
[福井県]											
1098	福井市	11	21	1136	北杜市	11	21	1175	大町市	11	21
1099	敦賀市	11	21	1137	上野原市	11	22	1176	飯山市	12	21
1100	武生市	11	21	1138	勝沼町	11	22	1177	茅野市	11	21
1101	小浜市	11	21	1139	大和村	11	22	1178	塩尻市	11	21
1102	大野市	11	21	1140	中道町	11	21	1179	佐久市	11	21
1103	勝山市	11	21	1141	芦川村	11	21	1180	千曲市	11	21
1104	鯖江市	11	21	1142	豊富村	11	21	1181	東御市	11	21
1105	あわら市	11	21	1143	上九一色村	11	21	1182	白山町	11	21
1106	美山町	11	21	1144	三珠町	11	21	1183	小海町	11	21
1107	松岡町	11	21	1145	市川大門町	11	21	1184	川上村	11	21
1108	永平寺町	11	21	1146	六郷町	11	21	1185	南牧村	11	21
1109	上志比村	11	21	1147	増穂町	11	21	1186	南相木村	11	21
1110	三国町	11	21	1148	鰍沢町	11	21	1187	北相木村	11	21
1111	丸岡町	11	21	1149	早川町	11	21	1188	佐久穂町	11	21
1112	春江町	11	21	1150	身延町	11	21	1189	軽井沢町	11	21
1113	坂井町	11	21	1151	南部町	11	21	1190	望月町	11	21
				1152	玉穂町	11	21	1191	御代田町	11	21

付録A 対象地区のクラスタリング (その11)

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
1192	立科町	11	21	1233	日義村	11	21	1274	栄村	12	21
1193	浅科村	11	21	1234	開田村	11	21				
1194	丸子町	11	21	1235	三岳村	11	21				[岐阜県]
1195	長門町	11	21	1236	王滝村	11	21	1275	岐阜市	11	21
1196	真田町	11	21	1237	大桑村	11	21	1276	大垣市	11	21
1197	武石村	11	21	1238	明科町	11	21	1277	高山市	11	21
1198	和田村	11	21	1239	四賀村	11	21	1278	多治見市	11	21
1199	青木村	11	21	1240	本城村	11	21	1279	関市	11	21
1200	下諏訪町	11	21	1241	坂北村	11	21	1280	中津川市	11	21
1201	富士見町	11	21	1242	麻績村	11	21	1281	美濃市	11	21
1202	原村	11	21	1243	坂井村	11	21	1282	美濃加茂市	11	21
1203	高遠町	11	21	1244	生坂村	11	21	1283	瑞浪市	11	21
1204	辰野町	11	21	1245	波田町	11	21	1284	羽島市	11	21
1205	箕輪町	11	21	1246	山形村	11	21	1285	恵那市	11	21
1206	飯島町	11	21	1247	朝日村	11	21	1286	土岐市	11	21
1207	南箕輪村	11	21	1248	豊科町	11	21	1287	各務原市	11	21
1208	中川村	11	21	1249	穂高町	11	21	1288	可児市	11	21
1209	長谷村	11	21	1250	奈川村	11	21	1289	山県市	11	21
1210	宮田村	11	21	1251	安曇村	11	21	1290	瑞穂市	11	21
1211	松川町	11	21	1252	梓川村	11	21	1291	本巣市	11	21
1212	高森町	11	21	1253	三郷村	11	21	1292	飛騨市	11	21
1213	阿南町	11	21	1254	堀金村	11	21	1293	下呂市	11	21
1214	清内路村	11	21	1255	池田町	11	21	1294	郡上市	11	21
1215	阿智村	12	21	1256	松川村	11	21	1295	海津市	11	21
1216	浪合村	12	21	1257	八坂村	11	21	1296	岐南町	11	21
1217	平谷村	11	21	1258	美麻村	11	21	1297	笠松町	11	21
1218	根羽村	11	21	1259	白馬村	11	21	1298	柳津町	11	21
1219	下條村	12	21	1260	小谷村	11	21	1299	養老町	11	21
1220	壳木村	11	21	1261	坂城町	11	21	1300	上石津町	11	21
1221	天龍村	11	21	1262	小布施町	12	21	1301	垂井町	11	21
1222	泰阜村	12	21	1263	高山村	12	21	1302	関ヶ原町	11	21
1223	喬木村	11	21	1264	山ノ内町	12	21	1303	神戸町	11	21
1224	豊丘村	11	21	1265	木島平村	12	21	1304	輪之内町	11	21
1225	大鹿村	11	21	1266	野沢温泉村	12	21	1305	安八町	11	21
1226	上村	12	21	1267	信州新町	11	21	1306	墨俣町	11	21
1227	南信濃村	12	21	1268	信濃町	11	21	1307	揖斐川町	11	21
1228	木曾福島町	11	21	1269	牟礼村	11	21	1308	大野町	11	21
1229	上松町	11	21	1270	三水村	11	21	1309	池田町	11	21
1230	南木曽町	11	21	1271	小川村	11	21	1310	北方町	11	21
1231	橘川村	11	21	1272	中条村	11	21	1311	坂祝町	11	21
1232	木祖村	11	21	1273	豊田村	12	21	1312	富加町	11	21

付録A 対象地区的クラスタリング（その12）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
1313	川辺町	11	21	1352	戸田村	11	21	1391	豊橋市	11	21
1314	七宗町	11	21	1353	函南町	11	21	1392	岡崎市	11	21
1315	八百津町	11	21	1354	韮山町	11	21	1393	一宮市	11	21
1316	白川町	11	21	1355	大仁町	11	21	1394	瀬戸市	11	21
1317	東白川村	11	21	1356	清水町	11	21	1395	半田市	11	21
1318	御嵩町	11	21	1357	長泉町	11	21	1396	春日井市	11	21
1319	兼山町	11	21	1358	小山町	11	22	1397	豊川市	11	21
1320	笠原町	11	21	1359	芝川町	11	21	1398	津島市	11	21
1321	白川村	11	21	1360	富士川町	11	21	1399	碧南市	11	21
				1361	蒲原町	11	21	1400	刈谷市	11	21
	[静岡県]			1362	由比町	11	21	1401	豊田市	11	21
1322	静岡市	11	21	1363	岡部町	11	21	1402	安城市	11	21
1323	浜松市	11	21	1364	大井川町	11	21	1403	西尾市	11	21
1324	沼津市	11	21	1365	相良町	11	21	1404	蒲郡市	11	21
1325	熱海市	11	22	1366	棟原町	11	21	1405	犬山市	11	21
1326	三島市	11	21	1367	吉田町	11	21	1406	常滑市	11	21
1327	富士宮市	11	21	1368	金谷町	11	21	1407	江南市	11	21
1328	伊東市	11	22	1369	川根町	11	21	1408	尾西市	11	21
1329	島田市	11	21	1370	中川根町	11	21	1409	小牧市	11	21
1330	富士市	11	21	1371	本川根町	11	21	1410	稻沢市	11	21
1331	磐田市	11	21	1372	大須賀町	11	21	1411	新城市	11	21
1332	焼津市	11	21	1373	大東町	11	21	1412	東海市	11	21
1333	藤枝市	11	21	1374	森町	11	21	1413	大府市	11	21
1334	掛川市	11	21	1375	春野町	11	21	1414	知多市	11	21
1335	御殿場市	11	21	1376	浅羽町	11	21	1415	尾張旭市	11	21
1336	袋井市	11	21	1377	福田町	11	21	1416	高浜市	11	21
1337	天竜市	11	21	1378	竜洋町	11	21	1417	知立市	11	21
1338	浜北市	11	21	1379	豊田町	11	21	1418	岩倉市	11	21
1339	下田市	11	23	1380	豊岡村	11	21	1419	豊明市	11	21
1340	裾野市	11	21	1381	龍山村	11	21	1420	日進市	11	21
1341	湖西市	11	21	1382	佐久間町	11	21	1421	田原市	11	21
1342	伊豆市	11	21	1383	水窪町	11	21	1422	東郷町	11	21
1343	御前崎市	11	21	1384	舞阪町	11	21	1423	長久手町	11	21
1344	菊川市	11	21	1385	新居町	11	21	1424	西枇杷島町	11	21
1345	東伊豆町	11	23	1386	雄踏町	11	21	1425	豊山町	11	21
1346	河津町	11	23	1387	細江町	11	21	1426	師勝町	11	21
1347	南伊豆町	11	23	1388	引佐町	11	21	1427	西春町	11	21
1348	松崎町	11	21	1389	三ヶ日町	11	21	1428	春日町	11	21
1349	西伊豆町	11	21		[愛知県]			1429	清洲町	11	21
1350	賀茂村	11	21		名古屋市	11	21	1430	新川町	11	21
1351	伊豆長岡町	11	21					1431	大口町	11	21

付録A 対象地区のクラスタリング（その13）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
1432	扶桑町	11	21	1473	一宮町	11	21	1512	小俣町	11	21
1433	木曽川町	11	21	1474	小坂井町	11	21	1513	南勢町	11	21
1434	祖父江町	11	21	1475	御津町	11	21	1514	南島町	11	21
1435	平和町	11	21	1476	渥美町	11	21	1515	御蔵村	11	21
1436	七宝町	11	21					1516	度会町	11	21
1437	美和町	11	21		[三重県]			1517	大紀町	11	21
1438	甚目寺町	11	21	1477	津市	11	21	1518	紀伊長島町	11	21
1439	大治町	11	21	1478	四日市市	11	21	1519	海山町	11	21
1440	蟹江町	11	21	1479	伊勢市	11	21	1520	御浜町	11	21
1441	十四山村	11	21	1480	松阪市	11	21	1521	紀宝町	11	23
1442	飛島村	11	21	1481	桑名市	11	21	1522	紀和町	11	21
1443	弥富町	11	21	1482	鈴鹿市	11	21	1523	鶴殿村	11	23
1444	佐屋町	11	21	1483	名張市	11	22				
1445	立田村	11	21	1484	尾鷲市	11	21		[滋賀県]		
1446	八開村	11	21	1485	亀山市	11	21	1524	大津市	12	22
1447	佐織町	11	21	1486	鳥羽市	11	21	1525	彦根市	12	22
1448	阿久比町	11	21	1487	熊野市	11	21	1526	長浜市	12	22
1449	東浦町	11	21	1488	久居市	11	21	1527	近江八幡市	12	22
1450	南知多町	11	21	1489	いなべ市	11	21	1528	草津市	11	22
1451	美浜町	11	21	1490	志摩市	11	21	1529	守山市	11	22
1452	武豊町	11	21	1491	伊賀市	11	22	1530	栗東市	11	22
1453	一色町	11	21	1492	木曽岬町	11	21	1531	甲賀市	11	22
1454	吉良町	11	21	1493	東員町	11	21	1532	野洲市	11	22
1455	幡豆町	11	21	1494	菰野町	11	21	1533	湖南市	11	22
1456	幸田町	11	21	1495	朝日町	11	21	1534	高島市	11	22
1457	額田町	11	21	1496	川越町	11	21	1535	東近江市	12	22
1458	三好町	11	21	1497	河芸町	11	21	1536	米原市	12	22
1459	藤岡町	11	21	1498	芸濃町	11	21	1537	志賀町	12	22
1460	小原村	11	21	1499	美里村	11	21	1538	安土町	12	22
1461	足助町	11	21	1500	安濃町	11	21	1539	蒲生町	12	22
1462	下山村	11	21	1501	香良洲町	11	21	1540	日野町	11	22
1463	旭町	11	21	1502	一志町	11	21	1541	竜王町	11	22
1464	稲武町	11	21	1503	白山町	11	22	1542	能登川町	12	22
1465	設楽町	11	21	1504	美杉村	11	22	1543	秦荘町	12	22
1466	東栄町	11	21	1505	多気町	11	21	1544	愛知川町	12	22
1467	豊根村	11	21	1506	明和町	11	21	1545	豊郷町	12	22
1468	富山村	11	21	1507	大台町	11	21	1546	甲良町	12	22
1469	津具村	11	21	1508	勢和村	11	21	1547	多賀町	12	22
1470	鳳来町	11	21	1509	宮川村	11	21	1548	近江町	12	22
1471	作手村	11	21	1510	玉城町	11	21	1549	浅井町	11	22
1472	音羽町	11	21	1511	二見町	11	21	1550	虎姫町	11	21

付録A 対象地区のクラスタリング（その14）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
1551	湖北町	11	21	1590	夜久野町	11	21	1629	島本町	11	11
1552	びわ町	11	21	1591	大江町	11	21	1630	豊能町	11	22
1553	高月町	11	21	1592	加悦町	11	21	1631	能勢町	11	22
1554	木之本町	11	21	1593	岩滝町	11	21	1632	忠岡町	11	21
1555	余呉町	11	21	1594	伊根町	11	21	1633	熊取町	11	22
1556	西浅井町	11	21	1595	野田川町	11	21	1634	田尻町	11	22
								1635	岬町	11	22
	[京都府]				[大阪府]			1636	太子町	11	21
1557	京都市	12	22	1596	大阪市	11	23	1637	河南町	11	21
1558	福知山市	11	21	1597	堺市	11	23	1638	千早赤阪村	11	21
1559	舞鶴市	11	21	1598	岸和田市	11	22		[兵庫県]		
1560	綾部市	11	21	1599	豊中市	11	22	1639	神戸市	12	22
1561	宇治市	12	22	1600	東大阪市	12	23	1640	姫路市	12	22
1562	宮津市	11	21	1601	池田市	11	22	1641	尼崎市	11	23
1563	亀岡市	11	22	1602	吹田市	11	22	1642	明石市	12	22
1564	城陽市	12	22	1603	泉大津市	11	21	1643	西宮市	12	23
1565	長岡京市	11	22	1604	高槻市	11	22	1644	洲本市	12	22
1566	向日市	11	22	1605	貝塚市	11	22	1645	芦屋市	12	23
1567	八幡市	11	22	1606	守口市	12	23	1646	伊丹市	11	22
1568	京田辺市	12	22	1607	枚方市	11	22	1647	相生市	12	22
1569	京丹後市	11	21	1608	茨木市	11	22	1648	豊岡市	11	21
1570	大山崎町	11	22	1609	八尾市	11	23	1649	加古川市	12	22
1571	久御山町	11	22	1610	泉佐野市	11	22	1650	龍野市	12	22
1572	井出町	12	23	1611	富田林市	11	21	1651	赤穂市	12	22
1573	宇治田原町	12	22	1612	寝屋川市	12	22	1652	西脇市	11	22
1574	山城町	12	23	1613	河内長野市	11	21	1653	宝塚市	11	22
1575	木津町	12	23	1614	松原市	11	23	1654	三木市	12	22
1576	加茂町	12	23	1615	大東市	12	23	1655	高砂市	12	22
1577	笠置町	11	22	1616	和泉市	11	21	1656	川西市	11	22
1578	和束町	12	22	1617	箕面市	11	22	1657	小野市	11	22
1579	精華町	12	23	1618	柏原市	11	23	1658	三田市	11	22
1580	南山城村	11	22	1619	羽曳野市	11	21	1659	加西市	11	22
1581	京北町	11	22	1620	門真市	12	23	1660	篠山市	11	22
1582	美山町	11	22	1621	摂津市	11	22	1661	養父市	11	21
1583	園部町	11	22	1622	高石市	11	21	1662	丹波市	11	21
1584	八木町	11	22	1623	藤井寺市	11	23	1663	南あわじ市	12	22
1585	丹波町	11	22	1624	四条畷市	12	23	1664	猪名川町	11	22
1586	日吉町	11	22	1625	泉南市	11	22	1665	吉川町	12	22
1587	瑞穂町	11	22	1626	交野市	11	22	1666	社町	11	22
1588	和知町	11	22	1627	大阪狭山市	11	21	1667	滝野町	11	22
1589	三和町	11	22	1628	阪南市	11	22				

付録A 対象地区のクラスタリング（その15）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
1668	東条町	11	22	1709	温泉町	11	21	1748	河合町	11	23
1669	中町	11	21	1710	津名町	12	22	1749	吉野町	11	21
1670	加美町	11	21	1711	淡路町	11	22	1750	大淀町	11	21
1671	八千代町	11	21	1712	北淡町	12	22	1751	下市町	11	21
1672	黒田庄町	11	22	1713	津名郡-宮町	12	22	1752	黒滝村	11	21
1673	稻美町	12	22	1714	五色町	12	22	1753	西吉野村	11	21
1674	播磨町	12	22	1715	東浦町	11	22	1754	天川村	11	21
1675	家島町	12	22					1755	野迫川村	11	21
1676	夢前町	11	22		[奈良県]			1756	大塔村	11	21
1677	神崎町	11	21	1716	奈良市	12	23	1757	十津川村	11	21
1678	市川町	11	22	1717	大和高田市	11	21	1758	下北山村	11	21
1679	福崎町	11	22	1718	大和郡山市	11	23	1759	上北山村	11	21
1680	香寺町	12	22	1719	天理市	11	23	1760	川上村	11	21
1681	大河内町	11	21	1720	橿原市	11	21	1761	東吉野村	11	21
1682	新宮町	12	22	1721	桜井市	11	21				
1683	揖保川町	12	22	1722	五條市	11	21		[和歌山県]		
1684	御津町	12	22	1723	御所市	11	21	1762	和歌山市	11	21
1685	太子町	12	22	1724	生駒市	11	23	1763	新宮市	11	23
1686	上郡町	12	22	1725	香芝市	11	21	1764	海南市	11	21
1687	佐用町	11	22	1726	葛城市	11	21	1765	田辺市	11	23
1688	上月町	11	22	1727	月ヶ瀬村	11	22	1766	御坊市	11	21
1689	南光町	11	22	1728	平群町	11	23	1767	橋本市	11	21
1690	三日月町	12	22	1729	三郷町	11	23	1768	有田市	11	21
1691	山崎町	12	22	1730	斑鳩町	11	23	1769	下津町	11	21
1692	安富町	12	22	1731	安堵町	11	23	1770	野上町	11	21
1693	宍粟郡-宮町	11	21	1732	都祁村	11	22	1771	美里町	11	21
1694	波賀町	11	21	1733	山添村	11	22	1772	打田町	11	22
1695	千種町	11	21	1734	川西町	11	23	1773	粉河町	11	22
1696	城崎町	11	21	1735	三宅町	11	23	1774	那賀町	11	22
1697	竹野町	11	21	1736	田原本町	11	22	1775	桃山町	11	22
1698	香住町	11	21	1737	大字陀町	11	21	1776	貴志川町	11	21
1699	日高町	11	21	1738	菟田野町	11	21	1777	岩出町	11	22
1700	出石町	11	21	1739	榛原町	11	21	1778	かつらぎ町	11	21
1701	但東町	11	21	1740	室生村	11	22	1779	高野口町	11	21
1702	生野町	11	21	1741	曾爾村	11	21	1780	九度山町	11	21
1703	和田山町	11	21	1742	御杖村	11	21	1781	高野町	11	21
1704	山東町	11	21	1743	高取町	11	21	1782	花園村	11	21
1705	朝来町	11	21	1744	明日香村	11	21	1783	湯浅町	11	21
1706	村岡町	11	21	1745	上牧町	11	21	1784	広川町	11	21
1707	浜坂町	11	21	1746	王寺町	11	23	1785	吉備町	11	21
1708	美方町	11	21	1747	広陵町	11	21	1786	金屋町	11	21

付録A 対象地区的クラスタリング（その16）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
1787	清水町	11	21	1826	南部町	11	21	1863	玉野市	12	22
1788	美浜町	11	21	1827	伯耆町	11	21	1864	笠岡市	11	22
1789	日高町	11	21	1828	日南町	11	21	1865	井原市	11	22
1790	由良町	11	21	1829	日野町	11	21	1866	総社市	11	22
1791	川辺町	11	21	1830	江府町	11	21	1867	高梁市	11	22
1792	中津村	11	21					1868	新見市	11	21
1793	美山村	11	21		[島根県]			1869	備前市	12	22
1794	龍神村	11	23	1831	松江市	12	22	1870	瀬戸内市	12	22
1795	印南町	11	23	1832	浜田市	11	21	1871	赤磐市	12	22
1796	みなべ町	11	23	1833	出雲市	12	22	1872	美作市	11	22
1797	白浜町	11	23	1834	益田市	11	21	1873	真庭市	11	21
1798	中辺路町	11	23	1835	大田市	11	21	1874	建部町	11	22
1799	大塔村	11	23	1836	安来市	12	22	1875	瀬戸町	12	22
1800	上富田町	11	23	1837	江津市	11	21	1876	佐伯町	11	22
1801	日置川町	12	23	1838	雲南市	11	21	1877	和気町	12	22
1802	すさみ町	12	23	1839	東出雲町	12	22	1878	早島町	11	22
1803	串本町	12	23	1840	奥出雲町	11	21	1879	船穂町	11	22
1804	那智勝浦町	12	23	1841	飯南町	11	21	1880	金光町	11	22
1805	太地町	12	23	1842	斐川町	12	22	1881	鴨方町	11	22
1806	古座町	12	23	1843	温泉津町	11	21	1882	寄島町	11	22
1807	古座川町	12	23	1844	仁摩町	11	21	1883	里庄町	11	22
1808	熊野川町	11	23	1845	川本町	11	21	1884	矢掛町	11	22
1809	本宮町	11	23	1846	美郷町	11	21	1885	真備町	11	22
1810	北山村	11	23	1847	邑南町	11	21	1886	新庄村	11	21
				1848	金城町	11	21	1887	鏡野町	11	21
	[鳥取県]			1849	旭町	11	21	1888	勝央町	11	22
1811	鳥取市	12	21	1850	弥栄村	11	21	1889	奈義町	11	21
1812	米子市	12	22	1851	三隅町	11	21	1890	西粟倉村	11	21
1813	倉吉市	11	21	1852	津和野町	11	21	1891	久米南町	11	22
1814	境港市	12	22	1853	日原町	11	21	1892	美咲町	11	21
1815	岩美町	11	21	1854	柿木村	11	21	1893	吉備中央町	11	22
1816	若桜町	11	21	1855	六日市町	11	23				
1817	智頭町	11	21	1856	海士町	11	22		[広島県]		
1818	八頭町	11	21	1857	西ノ島町	11	22	1894	広島市	12	23
1819	三朝町	11	21	1858	知夫村	11	22	1895	尾道市	12	22
1820	北条町	11	21	1859	隱岐の島町	11	22	1896	吳市	12	23
1821	大栄町	11	21					1897	福山市	12	22
1822	湯梨浜町	11	21		[岡山県]			1898	三原市	12	22
1823	琴浦町	11	21	1860	岡山市	12	22	1899	因島市	12	22
1824	日吉津村	12	22	1861	倉敷市	11	22	1900	府中市	12	22
1825	大山町	12	22	1862	津山市	11	21	1901	三次市	11	21

付録A 対象地区的クラスタリング（その17）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
1902	庄原市	11	21	1941	周東町	12	23	1980	上板町	11	21
1903	大竹市	12	23	1942	錦町	11	23	1981	吉野町	11	21
1904	竹原市	12	22	1943	美川町	11	23	1982	土成町	11	21
1905	東広島市	12	23	1944	美和町	12	23	1983	市場町	11	21
1906	廿日市市	12	23	1945	上関町	12	23	1984	阿波町	11	21
1907	安芸高田市	12	21	1946	田布施町	12	23	1985	つるぎ町	11	21
1908	江田島市	12	23	1947	平生町	12	23	1986	三野町	11	21
1909	府中町	12	23	1948	徳地町	11	21	1987	三好町	11	21
1910	海田町	12	23	1949	秋穂町	11	21	1988	池田町	11	21
1911	熊野町	12	23	1950	小郡町	11	21	1989	山城町	11	21
1912	坂町	12	23	1951	阿知須町	11	21	1990	井川町	11	21
1913	大野町	12	23	1952	美東町	11	21	1991	三加茂町	11	21
1914	湯来町	11	23	1953	秋芳町	11	21	1992	東祖谷山村	11	21
1915	宮島町	12	23	1954	阿武町	11	21	1993	西祖谷山村	11	21
1916	安芸太田町	11	21	1955	阿東町	11	21				
1917	北広島町	11	21							[香川県]	
1918	瀬戸田町	12	22		[徳島県]			1994	高松市	12	22
1919	大崎上島町	12	22	1956	徳島市	11	21	1995	丸亀市	11	22
1920	世羅町	12	22	1957	鳴門市	12	22	1996	坂出市	12	22
1921	神辺町	12	22	1958	小松島市	12	21	1997	善通寺市	11	22
1922	神石高原町	12	22	1959	阿南市	12	21	1998	観音寺市	11	21
				1960	吉野川市	11	21	1999	さぬき市	12	22
	[山口県]			1961	美馬市	11	21	2000	東かがわ市	12	22
1923	下関市	11	21	1962	佐那河内村	11	21	2001	三木町	12	22
1924	宇部市	11	21	1963	勝浦町	12	21	2002	牟礼町	12	22
1925	山口市	11	21	1964	上勝町	12	21	2003	庵治町	12	22
1926	萩市	11	21	1965	那賀川町	12	21	2004	内海町	12	22
1927	防府市	11	21	1966	羽ノ浦町	12	21	2005	土庄町	12	22
1928	下松市	11	23	1967	那賀町	12	21	2006	池田町	12	22
1929	岩国市	12	23	1968	由岐町	12	21	2007	塩江町	11	22
1930	光市	11	23	1969	日和佐町	12	21	2008	香川町	12	22
1931	長門市	11	21	1970	牟岐町	12	21	2009	香南町	12	22
1932	柳井市	12	23	1971	海南町	11	21	2010	直島町	12	22
1933	美祢市	11	21	1972	海部町	11	21	2011	綾上町	11	22
1934	周南市	11	23	1973	宍喰町	11	21	2012	綾南町	11	22
1935	山陽小野田市	11	21	1974	石井町	11	21	2013	国分寺町	12	22
1936	周防大島町	12	23	1975	神山町	11	21	2014	宇多津町	11	22
1937	和木町	12	23	1976	松茂町	11	21	2015	琴南町	11	22
1938	由宇町	12	23	1977	北島町	11	21	2016	満濃町	11	22
1939	玖珂町	12	23	1978	藍住町	11	22	2017	琴平町	11	22
1940	本郷村	11	23	1979	板野町	11	21	2018	多度津町	11	22

付録A 対象地区的クラスタリング（その18）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
2019	仲南町	11	21	2056	高知市	11	21	2097	佐賀町	11	21
2020	高瀬町	11	21	2057	宿毛市	11	23	2098	大正町	11	21
2021	山本町	11	21	2058	中村市	11	21	2099	大方町	11	21
2022	三野町	11	21	2059	安芸市	12	21	2100	大月町	11	23
2023	大野原町	11	21	2060	土佐清水市	11	21	2101	十和村	11	21
2024	豊中町	11	21	2061	須崎市	11	21	2102	西土佐村	11	23
2025	詫間町	11	21	2062	土佐市	11	21	2103	三原村	11	23
2026	仁尾町	11	21	2063	室戸市	12	21				
2027	豊浜町	11	21	2064	南国市	11	21			[福岡県]	
2028	財田町	11	21	2065	東洋町	11	21	2104	北九州市	11	21
				2066	奈半利町	12	21	2105	福岡市	11	23
	[愛媛県]			2067	田野町	12	21	2106	直方市	11	21
2029	松山市	11	23	2068	安田町	12	21	2107	飯塚市	11	21
2030	今治市	12	23	2069	北川村	12	21	2108	久留米市	11	21
2031	宇和島市	11	23	2070	馬路村	12	21	2109	大牟田市	11	21
2032	八幡浜市	11	23	2071	芸西村	12	21	2110	田川市	11	21
2033	新居浜市	12	22	2072	赤岡町	11	21	2111	柳川市	11	21
2034	西条市	12	22	2073	香我美町	11	21	2112	八女市	11	21
2035	大洲市	11	23	2074	土佐山田町	11	21	2113	筑後市	11	21
2036	伊予市	11	23	2075	野市町	11	21	2114	甘木市	11	22
2037	四国中央市	11	21	2076	夜須町	11	21	2115	山田市	11	21
2038	西予市	11	23	2077	香北町	11	21	2116	大川市	11	21
2039	東温市	11	23	2078	吉川村	11	21	2117	行橋市	11	21
2040	上島町	12	22	2079	物部村	11	21	2118	豊前市	11	21
2041	久万高原町	11	21	2080	本山町	11	21	2119	中間市	11	21
2042	松前町	11	23	2081	大豊町	11	21	2120	小郡市	11	22
2043	砥部町	11	23	2082	土佐町	11	21	2121	春日市	11	22
2044	中山町	11	23	2083	大川村	11	21	2122	大野城市	11	22
2045	双海町	11	23	2084	池川町	11	21	2123	筑紫野市	11	22
2046	内子町	11	23	2085	春野町	11	21	2124	宗像市	11	22
2047	伊方町	11	23	2086	吾川村	11	21	2125	太宰府市	11	22
2048	瀬戸町	11	23	2087	いの町	11	21	2126	前原市	11	21
2049	三崎町	11	23	2088	中土佐町	11	21	2127	古賀市	11	22
2050	吉田町	11	23	2089	佐川町	11	21	2128	福津市	11	22
2051	三間町	11	23	2090	越知町	11	21	2129	うきは市	11	21
2052	松野町	11	23	2091	窪川町	11	21	2130	宇美町	11	22
2053	津島町	11	23	2092	櫛原町	11	21	2131	篠栗町	11	22
2054	鬼北町	11	23	2093	大野見村	11	21	2132	志免町	11	22
2055	愛南町	11	23	2094	仁淀村	11	21	2133	須恵町	11	22
	[高知県]			2095	日高村	11	21	2134	新宮町	11	21
				2096	津野町	11	21	2135	久山町	11	22

付録A 対象地区的クラスタリング (その19)

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
2136	粕屋町	11	22	2177	方城町	11	21	2216	山内町	11	21
2137	芦屋町	11	21	2178	大任町	11	21	2217	北方町	11	21
2138	水巻町	11	21	2179	赤村	11	21	2218	大町町	11	21
2139	岡垣町	11	22	2180	苅田町	11	21	2219	江北町	11	21
2140	遠賀町	11	21	2181	犀川町	11	21	2220	白石町	11	21
2141	小竹町	11	21	2182	勝山町	11	21	2221	太良町	11	21
2142	鞍手町	11	21	2183	豊津町	11	21	2222	塩田町	11	21
2143	宮田町	11	21	2184	椎田町	11	21	2223	嬉野町	11	21
2144	若宮町	11	21	2185	吉富町	11	21				
2145	桂川町	11	21	2186	築城町	11	21				[長崎県]
2146	稻築町	11	21	2187	新吉富村	11	21	2224	長崎市	11	21
2147	碓井町	11	21	2188	大平村	11	21	2225	佐世保市	11	22
2148	嘉穂町	11	21					2226	島原市	11	21
2149	筑穂町	11	21					2227	諫早市	11	21
2150	穂波町	11	21	2189	佐賀市	11	21	2228	大村市	11	21
2151	庄内町	11	21	2190	唐津市	11	22	2229	平戸市	12	22
2152	額田町	11	21	2191	伊万里市	11	22	2230	松浦市	12	22
2153	杷木町	11	21	2192	鹿島市	11	21	2231	対馬市	12	22
2154	朝倉町	11	21	2193	武雄市	11	21	2232	老岐市	12	22
2155	筑前町	11	22	2194	鳥栖市	12	22	2233	五島市	12	23
2156	東峰村	11	21	2195	多久市	11	21	2234	長与町	11	21
2157	那珂川町	11	22	2196	小城市	11	21	2235	時津町	11	21
2158	二丈町	11	21	2197	諸富町	11	21	2236	琴海町	11	22
2159	志摩町	11	21	2198	川辺町	11	21	2237	西彼町	11	22
2160	大刀洗町	12	22	2199	東与賀町	11	21	2238	西海町	11	22
2161	大木町	11	21	2200	久保田町	11	21	2239	大島町	11	22
2162	黒木町	11	21	2201	大和町	11	21	2240	崎戸町	12	22
2163	上陽町	11	21	2202	富士町	11	21	2241	大瀬戸町	11	22
2164	立花町	11	21	2203	神崎町	11	21	2242	東彼杵町	11	22
2165	広川町	11	21	2204	千代田町	11	21	2243	川棚町	11	22
2166	矢部村	11	21	2205	三田川町	11	21	2244	波佐見町	11	22
2167	星野村	11	21	2206	東脊振村	11	21	2245	有明町	11	21
2168	瀬高町	11	21	2207	脊振村	11	21	2246	国見町	11	21
2169	山川町	11	21	2208	三瀬村	11	21	2247	瑞穂町	11	21
2170	高田町	11	21	2209	基山町	11	22	2248	吾妻町	11	21
2171	香春町	11	21	2210	上峰町	11	21	2249	愛野町	11	21
2172	添田町	11	21	2211	みやき町	11	21	2250	千々石町	11	21
2173	金田町	11	21	2212	七山村	11	21	2251	小浜町	11	21
2174	糸田町	11	21	2213	玄海町	11	22	2252	南串山町	11	21
2175	川崎町	11	21	2214	有田町	11	22	2253	加津佐町	11	21
2176	赤池町	11	21	2215	西有田町	11	22	2254	口之津町	11	21

付録A 対象地区的クラスタリング (その20)

地区番号	地区名	クラスター番号 第I期 第II期		地区番号	地区名	クラスター番号 第I期 第II期		地区番号	地区名	クラスター番号 第I期 第II期	
2255	南有馬町	11	21	2294	三加和町	11	21	2335	御所浦町	13	22
2256	北有馬町	11	21	2295	南関町	11	21	2336	倉岳町	13	22
2257	西有家町	11	21	2296	長洲町	11	21	2337	栖本町	13	22
2258	有家町	11	21	2297	植木町	11	21	2338	新和町	13	22
2259	布津町	11	21	2298	大津町	12	21	2339	五和町	13	21
2260	深江町	11	21	2299	菊陽町	11	21	2340	苓北町	13	21
2261	大島村	12	22	2300	合志町	11	21	2341	天草町	13	22
2262	生月町	12	22	2301	西合志町	11	21	2342	河浦町	13	22
2263	小值賀町	12	23	2302	南小国町	12	21				
2264	宇久町	12	23	2303	小国町	12	21				[大分県]
2265	田平町	12	22	2304	産山村	12	21	2343	大分市	11	22
2266	福島町	11	22	2305	高森町	11	21	2344	別府市	11	21
2267	鷹島町	12	22	2306	西原村	11	21	2345	中津市	11	21
2268	江迎町	12	22	2307	南阿蘇村	11	21	2346	日田市	11	21
2269	鹿町町	12	22	2308	御船町	11	21	2347	佐伯市	11	21
2270	小佐々町	12	22	2309	嘉島町	11	21	2348	臼杵市	11	22
2271	佐々町	12	22	2310	益城町	11	21	2349	津久見市	11	22
2272	吉井町	12	22	2311	甲佐町	11	21	2350	竹田市	11	21
2273	世知原町	12	22	2312	山都町	11	21	2351	豊後高田市	11	21
2274	新上五島町	12	23	2313	城南町	11	21	2352	杵築市	11	23
				2314	富合町	11	21	2353	宇佐市	11	21
	[熊本県]			2315	美里町	11	21	2354	豊後大野市	11	21
2275	熊本市	11	21	2316	坂本村	11	23	2355	大田村	11	21
2276	八代市	11	23	2317	千丁町	11	23	2356	国見町	13	21
2277	人吉市	11	21	2318	鏡町	11	23	2357	姫島村	13	21
2278	荒尾市	11	21	2319	竜北町	11	21	2358	国東町	13	23
2279	水俣市	13	22	2320	宮原町	11	23	2359	武蔵町	11	23
2280	玉名市	11	21	2321	東陽村	11	21	2360	安岐町	11	23
2281	本渡市	13	22	2322	泉村	11	21	2361	日出町	11	21
2282	山鹿市	11	21	2323	芦北町	13	22	2362	山香町	11	21
2283	牛深市	13	22	2324	津奈木町	13	22	2363	挾間町	11	21
2284	菊池市	12	21	2325	錦町	11	21	2364	庄内町	11	21
2285	宇土市	11	21	2326	多良木町	11	21	2365	湯布院町	11	21
2286	上天草市	11	21	2327	湯前町	11	21	2366	荻町	11	21
2287	宇城市	11	21	2328	水上村	11	21	2367	久住町	11	21
2288	阿蘇市	12	21	2329	相良村	11	21	2368	直入町	11	21
2289	岱明町	11	21	2330	五木村	11	21	2369	九重町	11	21
2290	横島町	11	21	2331	山江村	11	21	2370	玖珠町	11	21
2291	天水町	11	21	2332	球磨村	13	22				
2292	玉東町	11	21	2333	あさぎり町	11	21				[宮崎県]
2293	菊水町	11	21	2334	有明町	13	21	2371	宮崎市	11	21

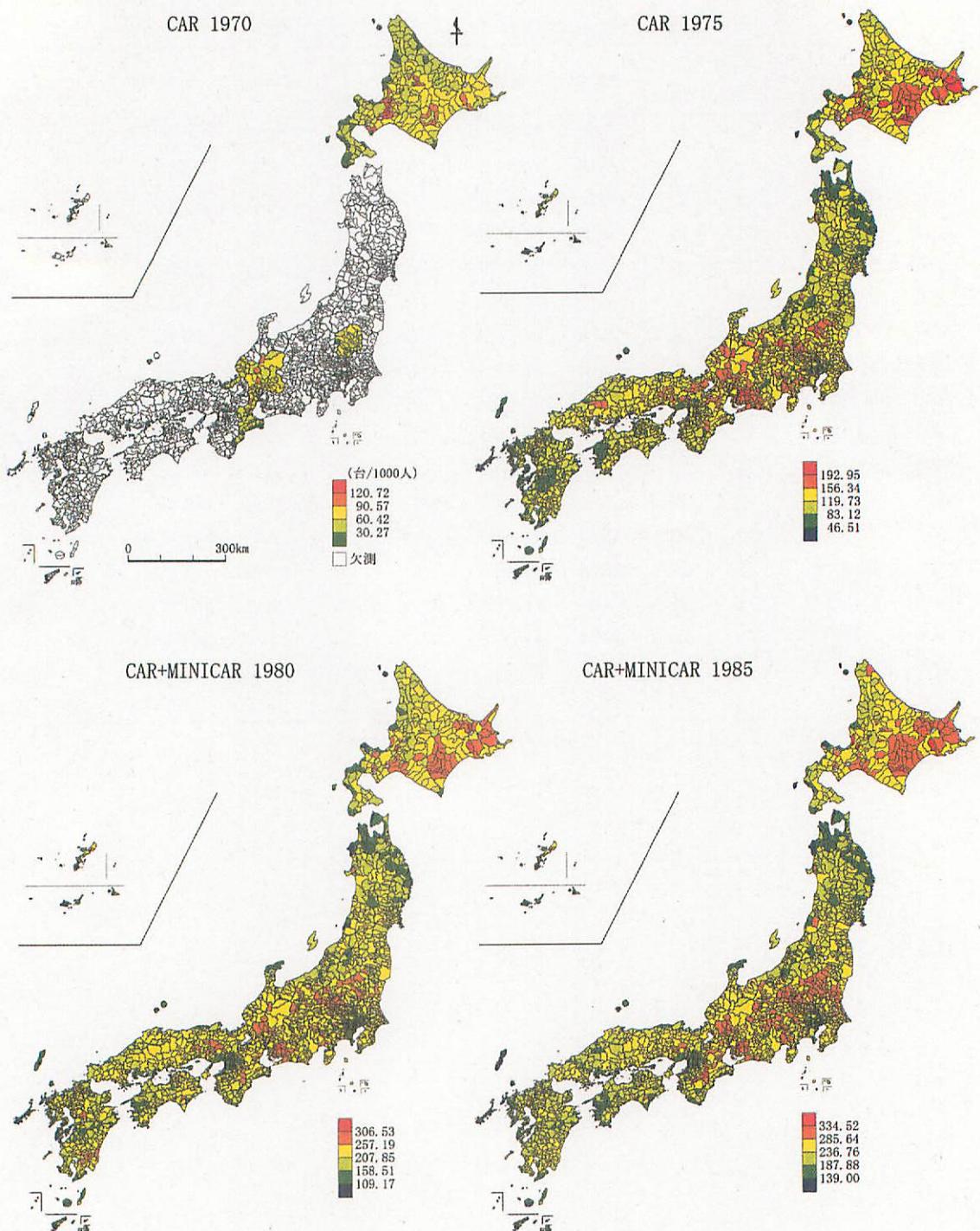
付録A 対象地区的クラスタリング（その21）

地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
2372	都城市	11	21	2413	日之影町	11	21	2452	姶良町	11	21
2373	延岡市	11	21	2414	五ヶ瀬町	11	21	2453	蒲生町	11	21
2374	日南市	12	21		〔鹿児島県〕			2454	溝辺町	11	21
2375	小林市	11	21	2415	鹿児島市	11	22	2455	横川町	11	21
2376	日向市	11	21	2416	鹿屋市	12	22	2456	牧園町	11	21
2377	串間市	12	21	2417	名瀬市	12	23	2457	霧島町	11	21
2378	西都市	11	21	2418	枕崎市	12	22	2458	隼人町	11	21
2379	えびの市	11	21	2419	串木野市	12	22	2459	福山町	11	21
2380	浦武町	11	21	2420	阿久根市	13	23	2460	湧水町	11	21
2381	田野町	11	21	2421	出水市	13	22	2461	大隅町	11	21
2382	佐土原町	11	21	2422	指宿市	12	22	2462	輝北町	11	21
2383	北郷町	12	21	2423	大口市	11	21	2463	財部町	11	21
2384	南郷町	12	21	2424	加世田市	12	22	2464	末吉町	11	21
2385	三股町	11	21	2425	国分市	11	21	2465	松山町	11	21
2386	山之口町	11	21	2426	西之表市	12	22	2466	志布志町	11	21
2387	高城町	11	21	2427	垂水市	12	22	2467	有明町	11	21
2388	山田町	11	21	2428	薩摩川内市	12	23	2468	大崎町	11	21
2389	高崎町	11	21	2429	三島村	12	22	2469	串良町	12	21
2390	高原町	11	21	2430	十島村	12	22	2470	東串良町	12	21
2391	野尻町	11	21	2431	山川町	12	22	2471	内之浦町	12	22
2392	須木村	11	21	2432	頴娃町	12	22	2472	高山町	12	21
2393	高岡町	11	21	2433	開聞町	12	22	2473	吾平町	12	22
2394	国富町	11	21	2434	笠沙町	12	22	2474	錦江町	12	22
2395	綾町	11	21	2435	大浦町	12	22	2475	南大隅町	12	22
2396	高鍋町	11	21	2436	坊津町	12	22	2476	中種子町	12	22
2397	新富町	11	21	2437	知覽町	12	22	2477	南種子町	12	22
2398	西米良村	11	21	2438	川辺町	12	22	2478	上屋久町	12	22
2399	木城町	11	21	2439	市来町	12	22	2479	屋久町	12	22
2400	川南町	11	21	2440	東市来町	12	22	2480	大和村	12	23
2401	都農町	11	21	2441	伊集院町	12	22	2481	宇検村	12	23
2402	門川町	11	21	2442	日吉町	12	22	2482	瀬戸内町	12	23
2403	東郷町	11	21	2443	吹上町	12	22	2483	住用村	12	23
2404	南郷村	11	21	2444	金峰町	12	22	2484	龍郷町	12	23
2405	西郷村	11	21	2445	さつま町	11	21	2485	笠利町	12	23
2406	北郷村	11	21	2446	野田町	13	22	2486	喜界町	12	23
2407	北方町	11	21	2447	高尾野町	13	22	2487	徳之島町	12	23
2408	北川町	11	21	2448	東町	13	22	2488	天城町	12	23
2409	北浦町	11	21	2449	長島町	13	22	2489	伊仙町	12	23
2410	諸塙村	11	21	2450	菱刈町	11	21	2490	和泊町	12	23
2411	椎葉村	11	21	2451	加治木町	11	21	2491	知名町	12	23
2412	高千穂町	11	21					2492	与論町	11	23

付録A 対象地区のクラスタリング（その22）

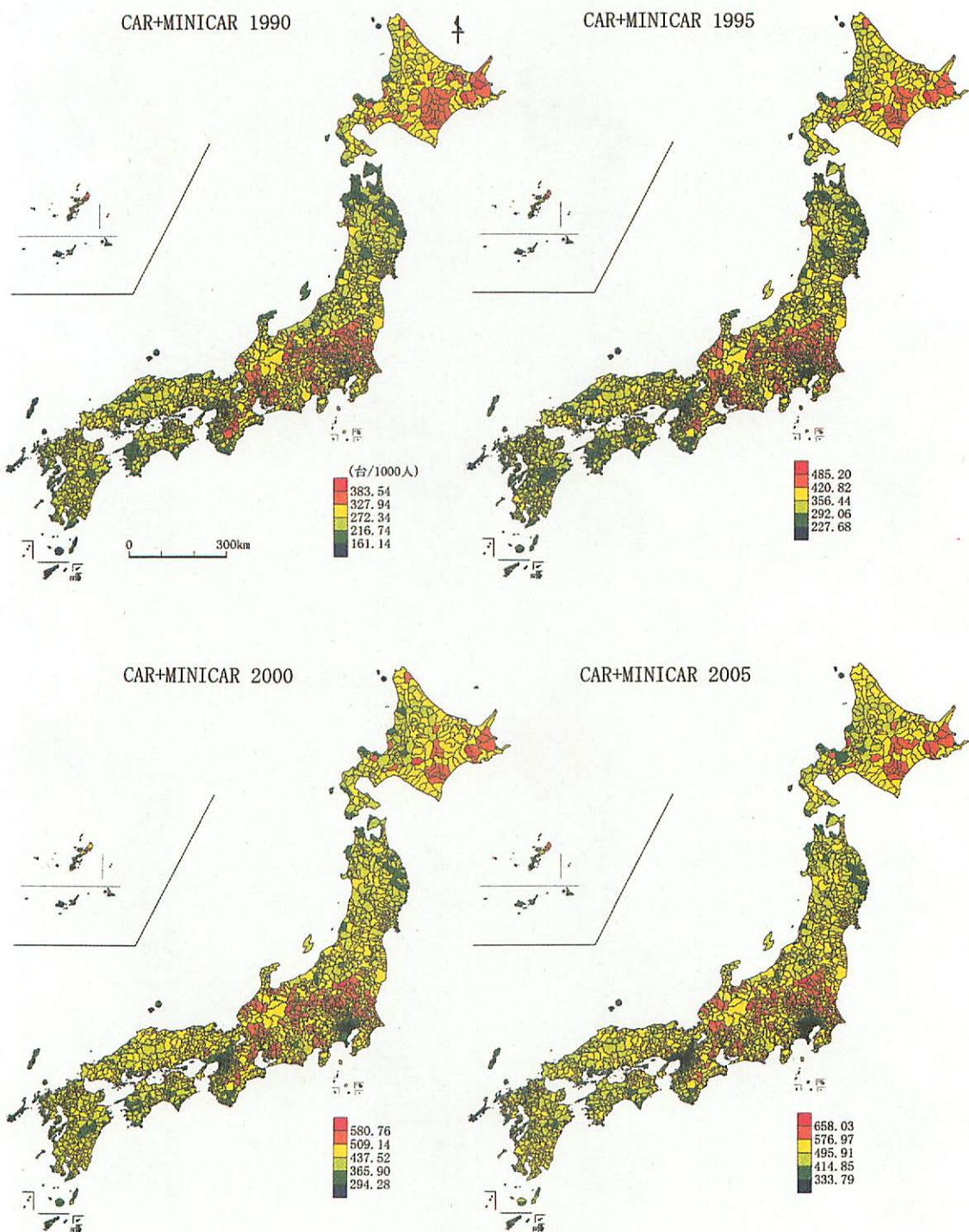
地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号		地区番号	地区名	クラスター番号	
		第I期	第II期			第I期	第II期			第I期	第II期
	[沖縄県]			2509	与那原町	12	23	2527	中城村	12	23
2493	那覇市	12	23	2510	大里村	12	23	2528	西原町	12	23
2494	石川市	11	23	2511	南風原町	12	23	2529	国頭村	11	23
2495	沖縄市	12	23	2512	渡嘉敷村	12	23	2530	大宜味村	11	23
2496	平良市	12	23	2513	座間味村	12	23	2531	東村	11	23
2497	石垣市	12	23	2514	粟国村	12	23	2532	今帰仁村	11	23
2498	宜野湾市	12	23	2515	渡名喜村	12	23	2533	本部町	11	23
2499	具志川市	11	23	2516	南大東村	12	23	2534	恩納村	11	23
2500	浦添市	12	23	2517	北大東村	12	23	2535	宜野座村	11	23
2501	名護市	11	23	2518	伊平屋村	11	23	2536	金武町	11	23
2502	糸満市	12	23	2519	伊是名村	11	23	2537	伊江村	11	23
2503	豊見城市	12	23	2520	久米島町	12	23	2538	城辺町	12	23
2504	東風平町	12	23	2521	与那城町	11	23	2539	下地町	12	23
2505	具志頭村	12	23	2522	勝連町	11	23	2540	上野村	12	23
2506	玉城村	12	23	2523	読谷村	12	23	2541	伊良部町	12	23
2507	知念村	12	23	2524	嘉手納町	12	23	2542	多良間村	12	23
2508	佐敷町	12	23	2525	北谷町	12	23	2543	竹富町	12	23
				2526	北中城村	12	23	2544	与那国町	12	23

(注) 地区名は2005年(平成17)3月31日現在における市区町村名を示す。

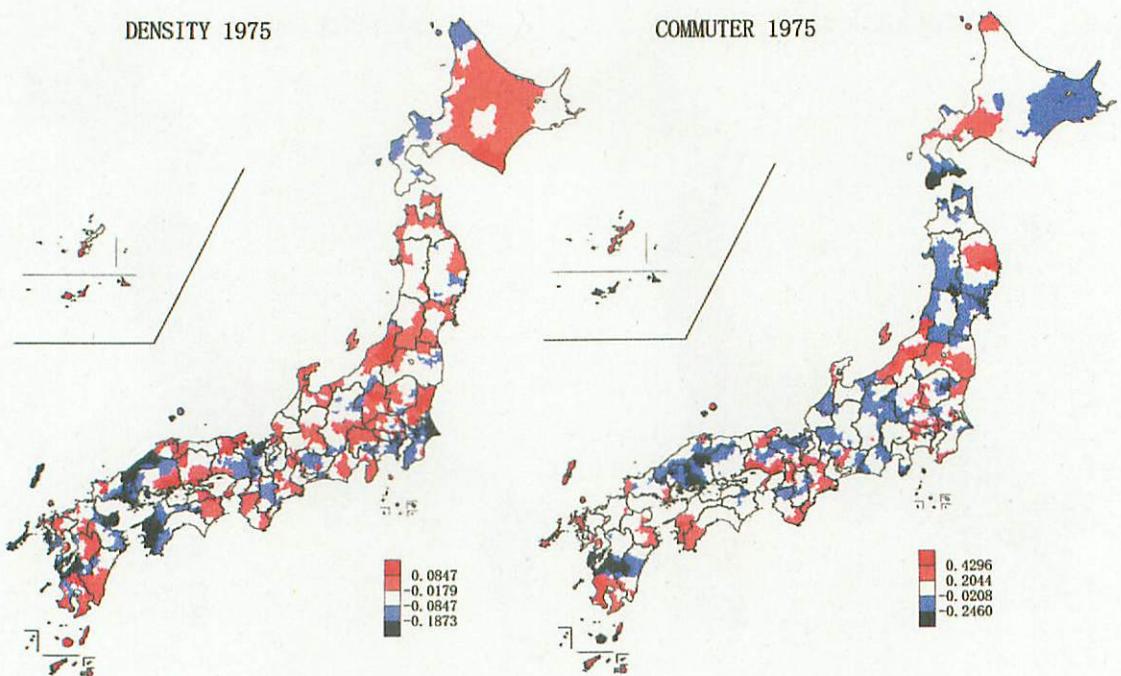
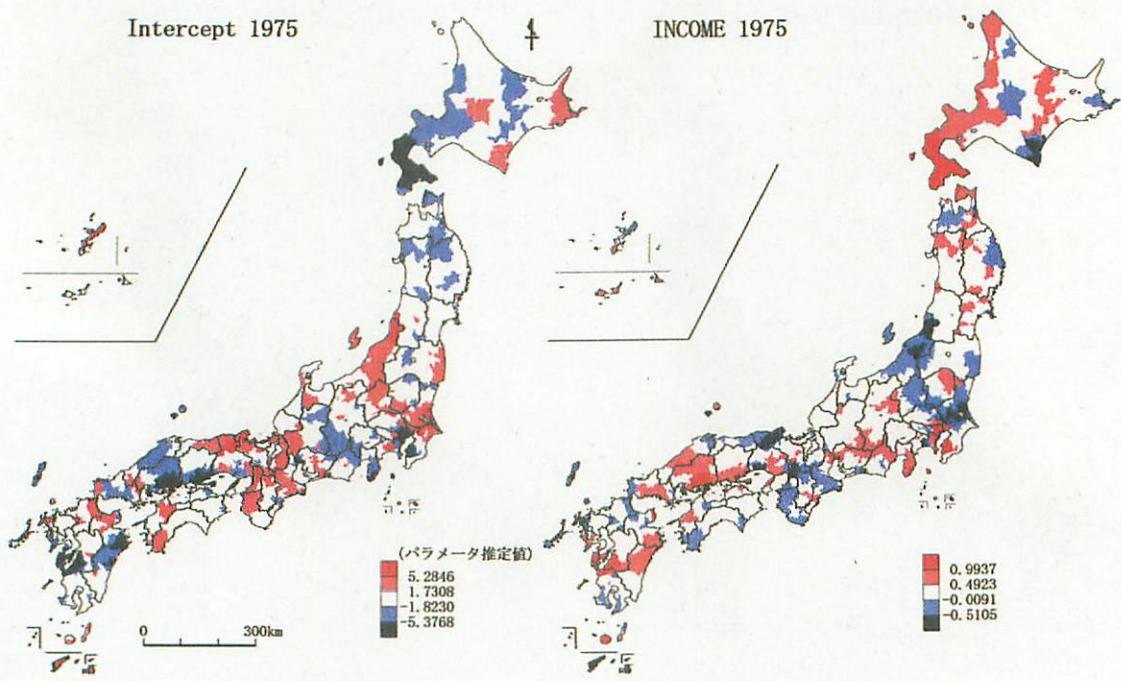


付録B 乗用車保有率の年次別分布（1970-2005年）(その1)

(資料) [1],[2],[3],[4],[5],[6],[7],[8],[9],[10],[11]

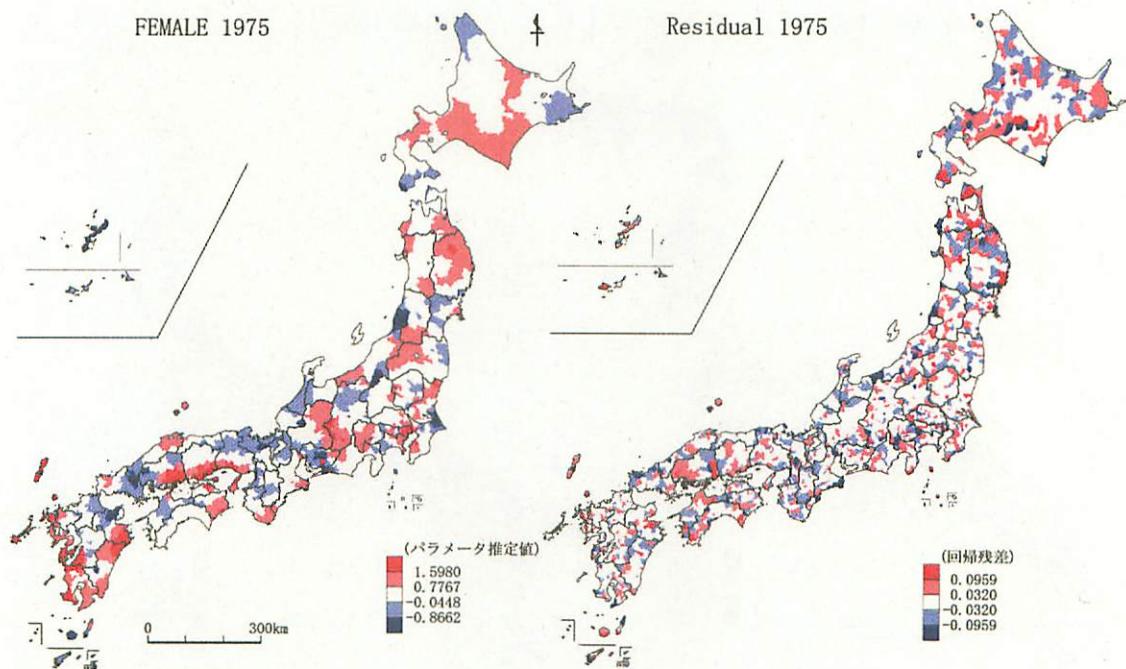


付録B 乗用車保有率の年次別分布（1970–2005年）（その2）

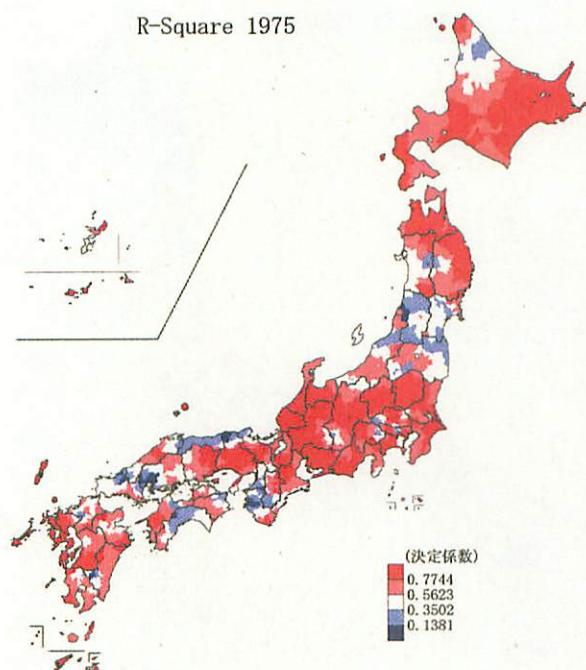


付録 C.1 GWR-bisquare-1975 によるローカル統計量の分布 (その1)

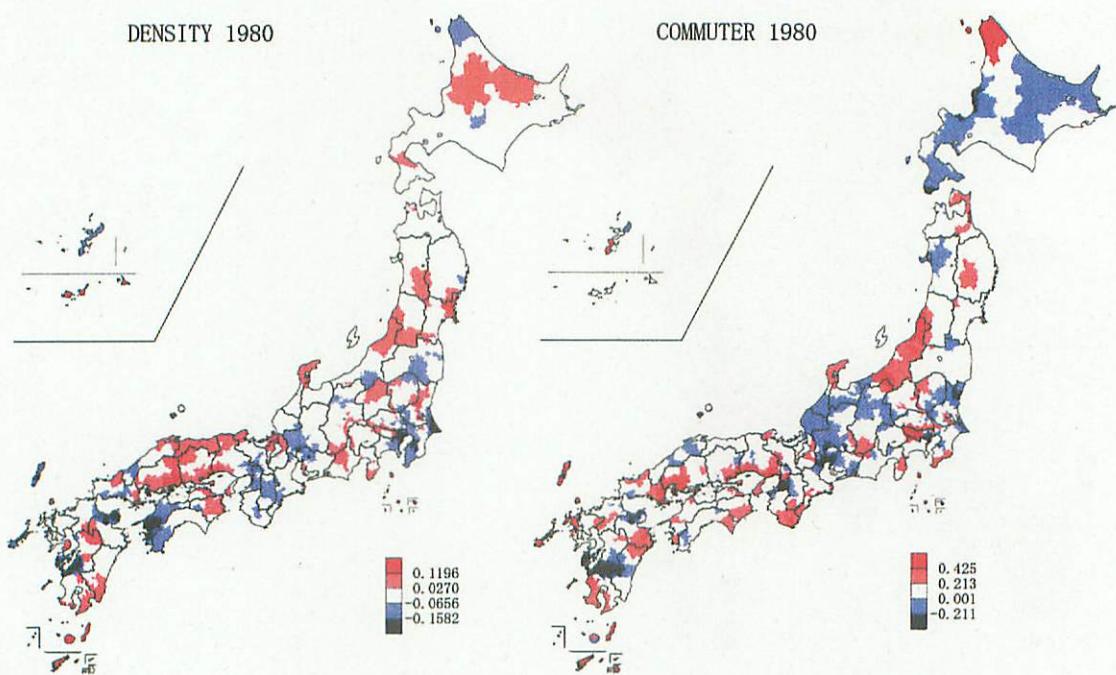
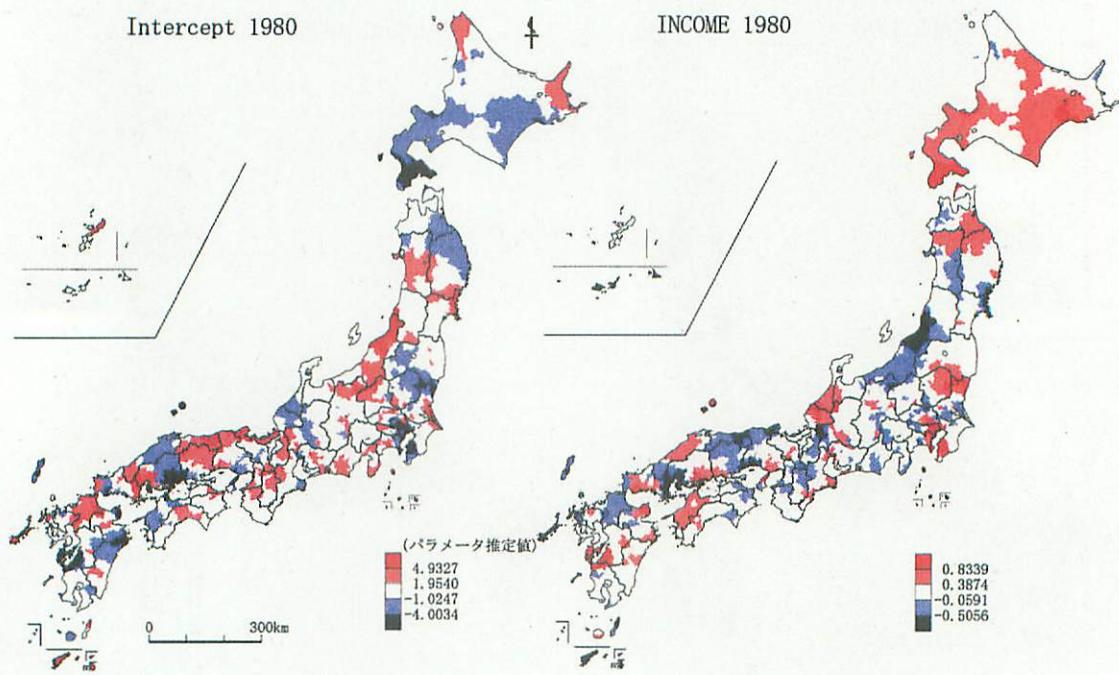
FEMALE 1975



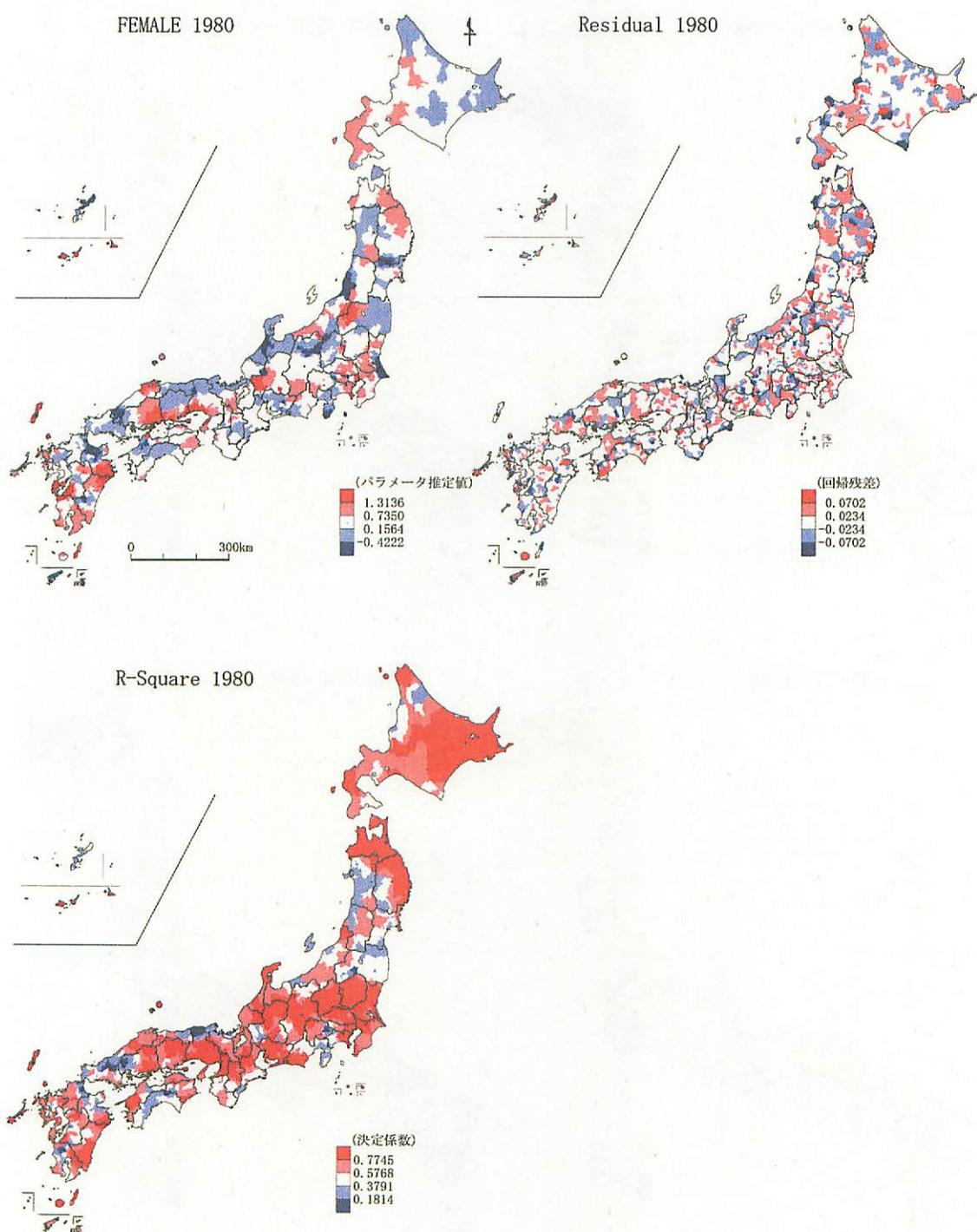
R-Square 1975



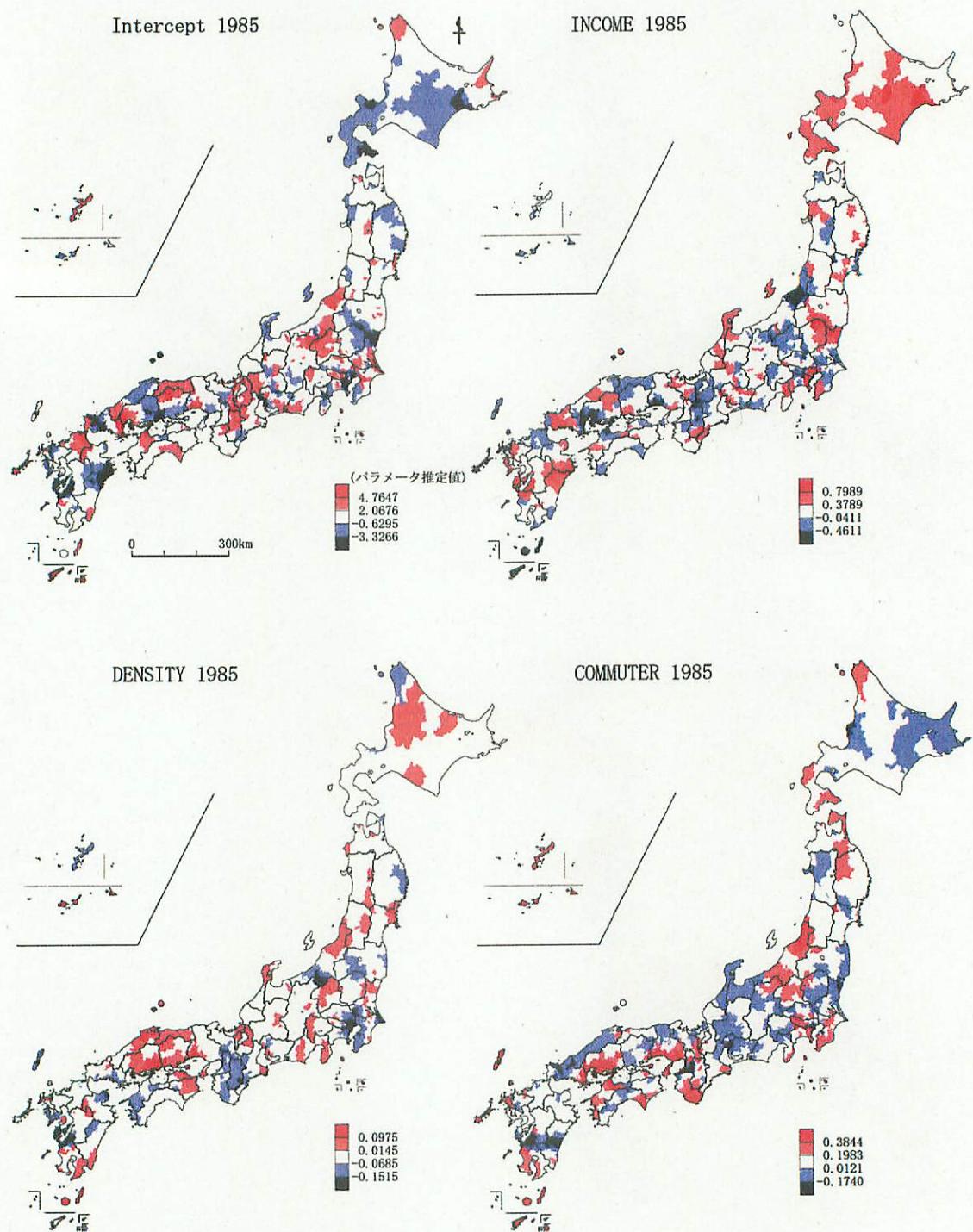
付録 C.1 GWR-bisquare·1975 によるローカル統計量の分布 (その2)



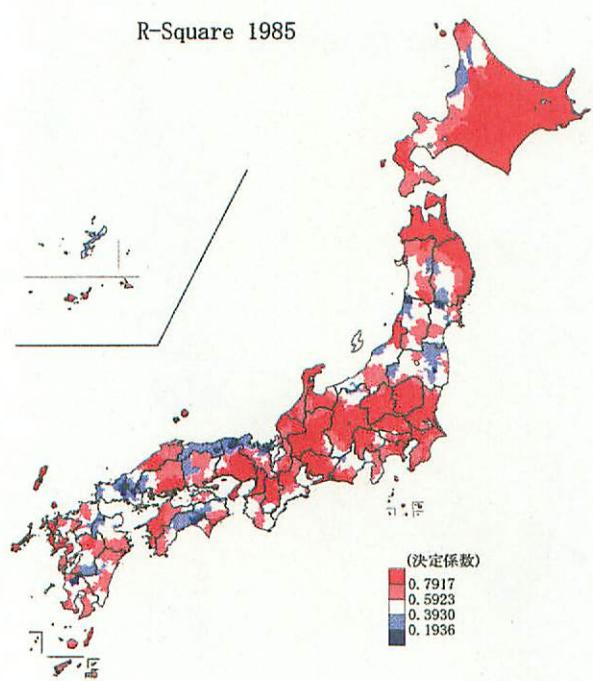
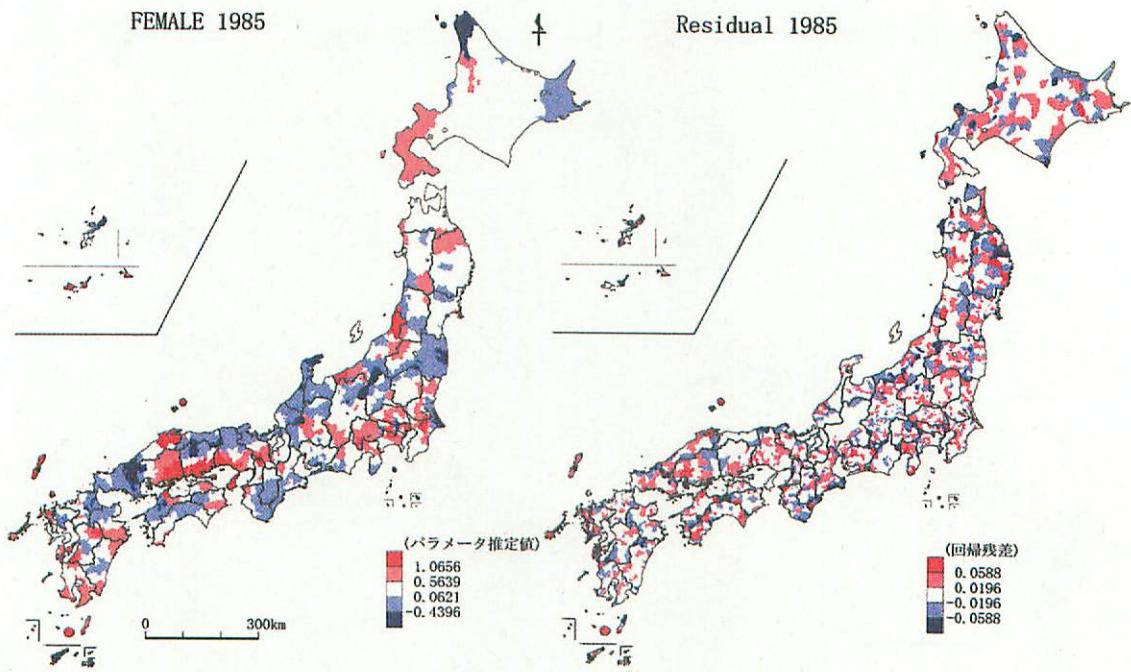
付録 C.2 GWR-bisquare-1980 によるローカル統計量の分布（その1）



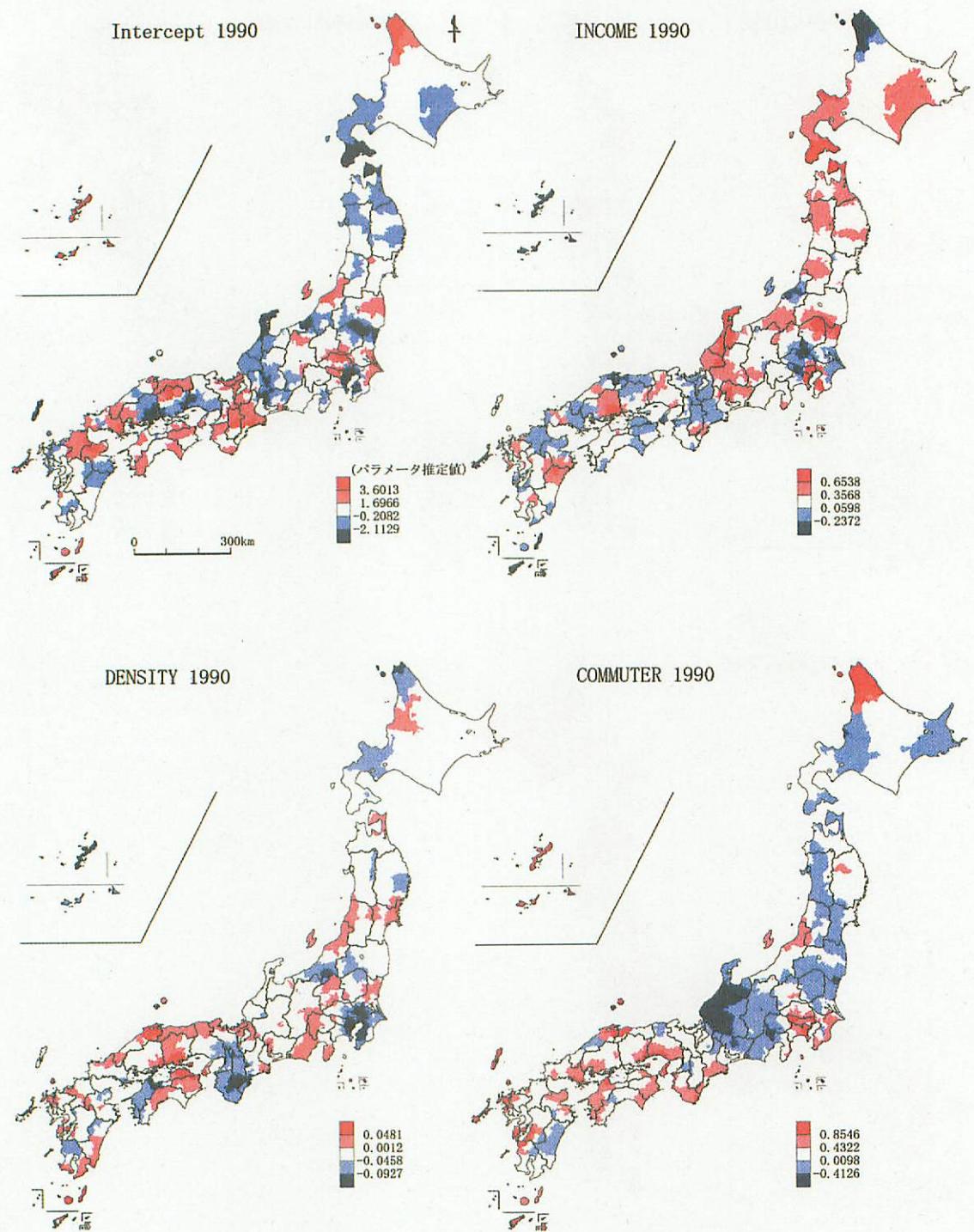
付録 C.2 GWR-bisquare-1980 によるローカル統計量の分布 (その2)



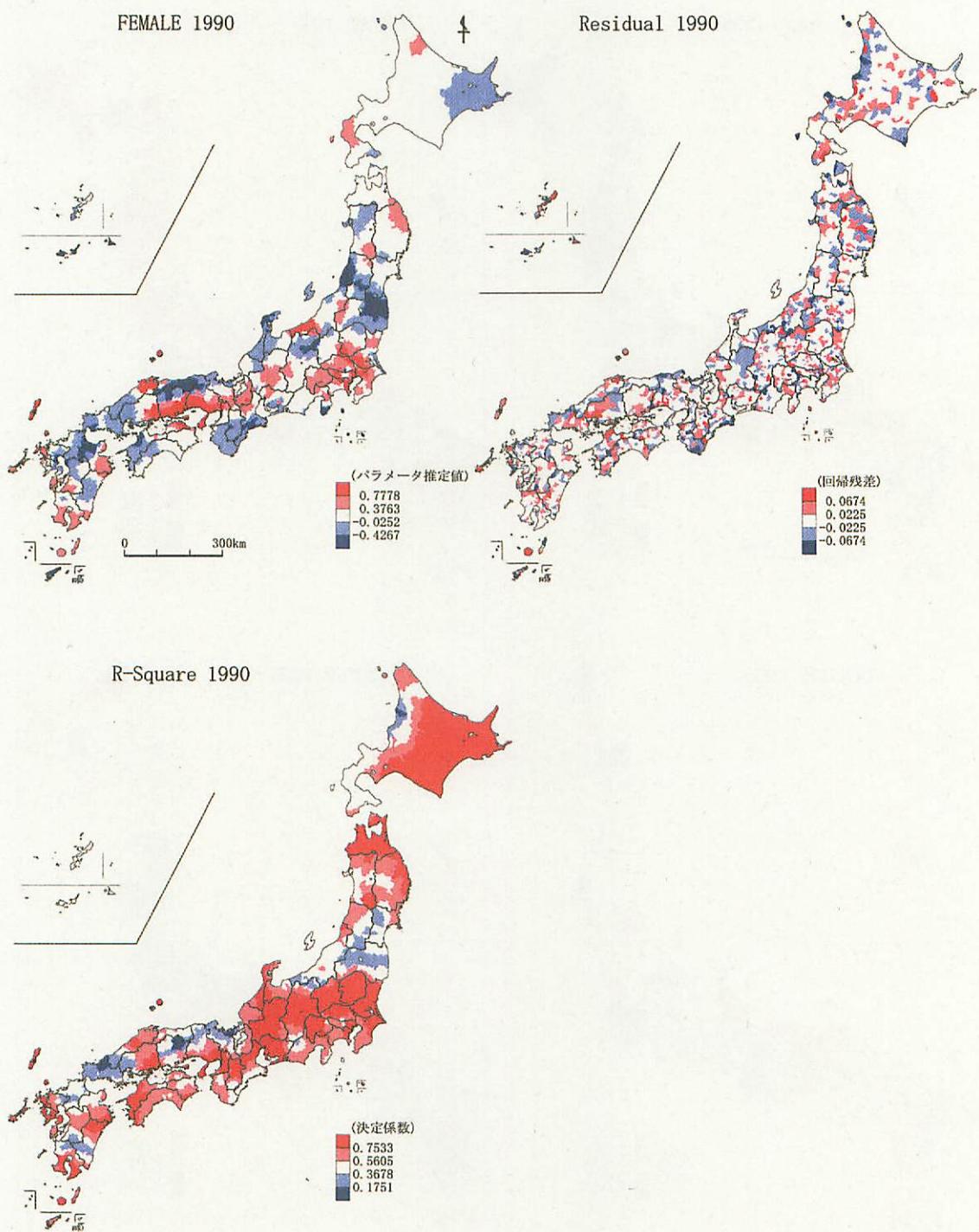
付録 C.3 GWR-bisquare-1985 によるローカル統計量の分布 (その1)



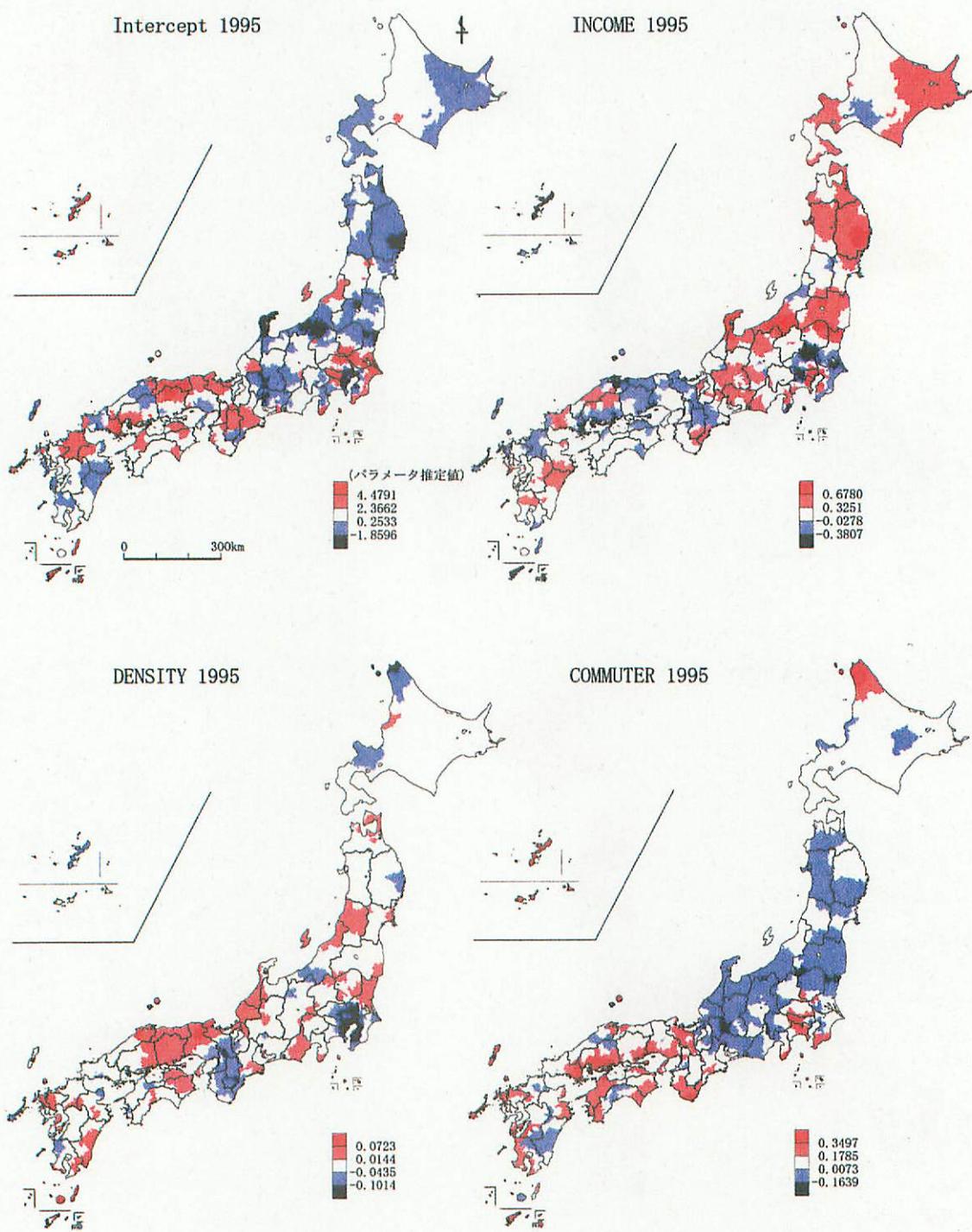
付録 C.3 GWR-bisquare-1985 によるローカル統計量の分布 (その2)



付録 C.4 GWR-bisquare-1990 によるローカル統計量の分布 (その1)

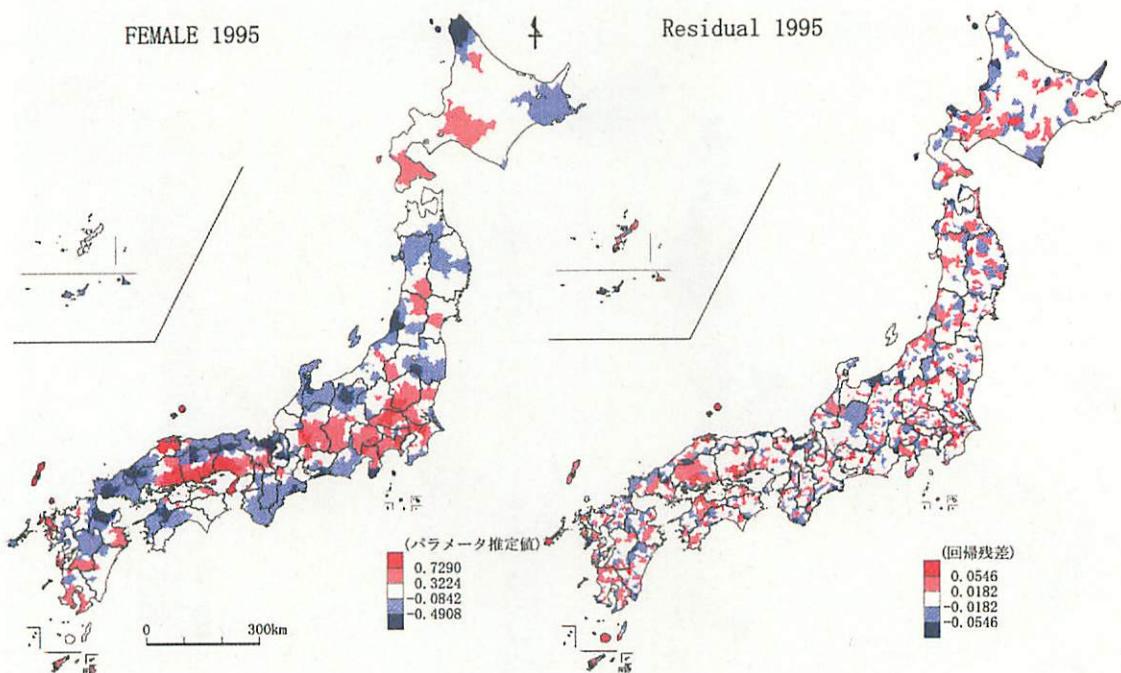


付録 C.4 GWR-bisquare-1990 によるローカル統計量の分布 (その2)

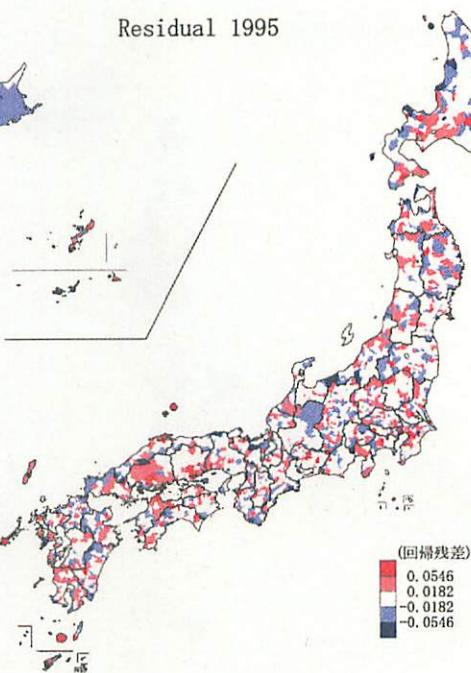


付録 C.5 GWR-bisquare-1995 によるローカル統計量の分布 (その1)

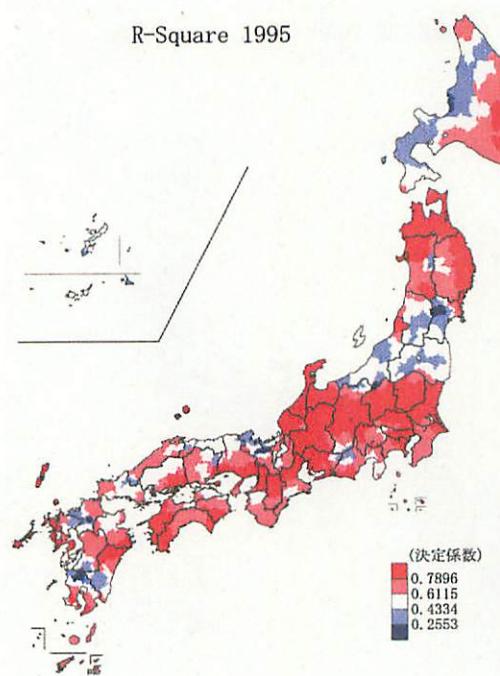
FEMALE 1995



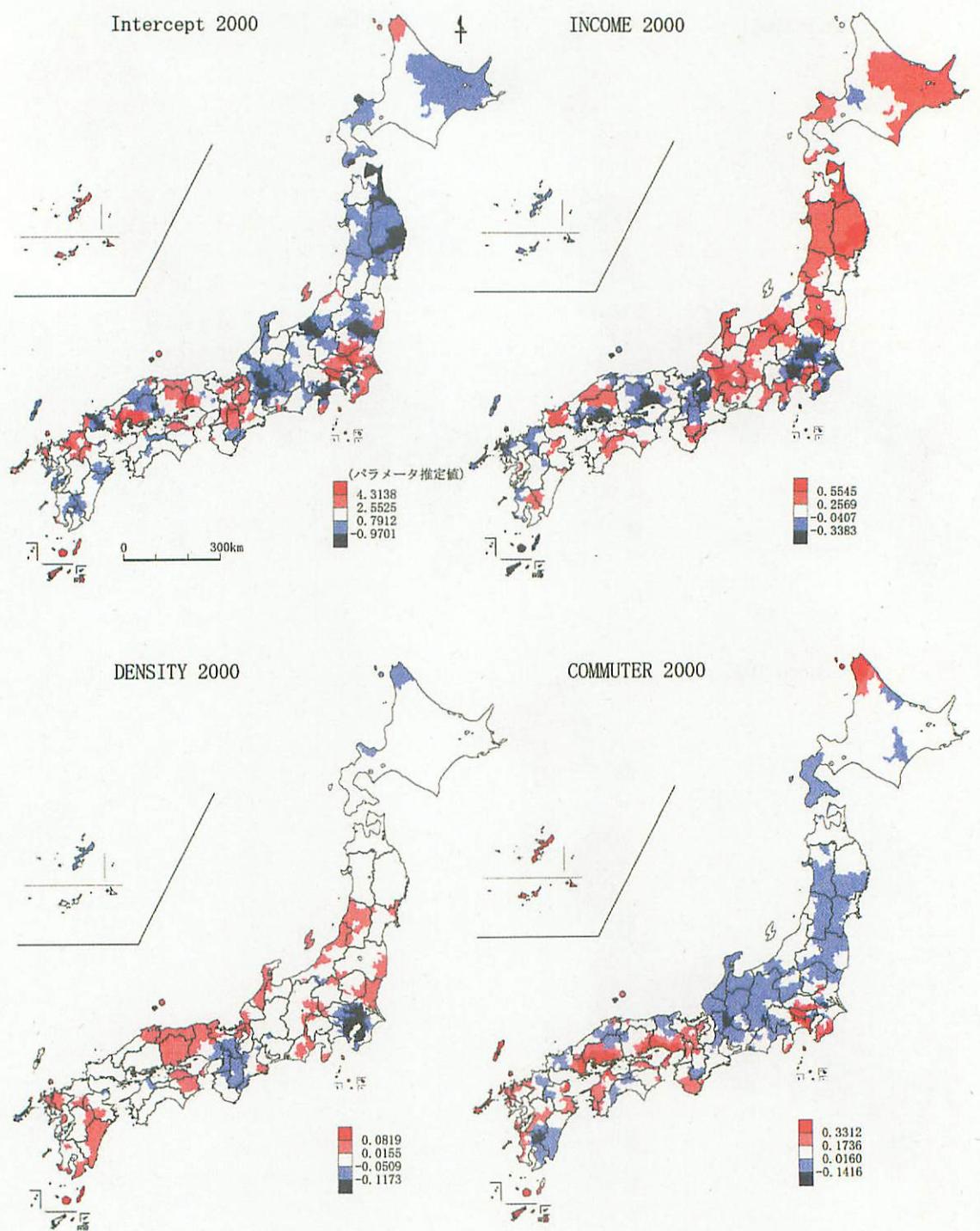
Residual 1995



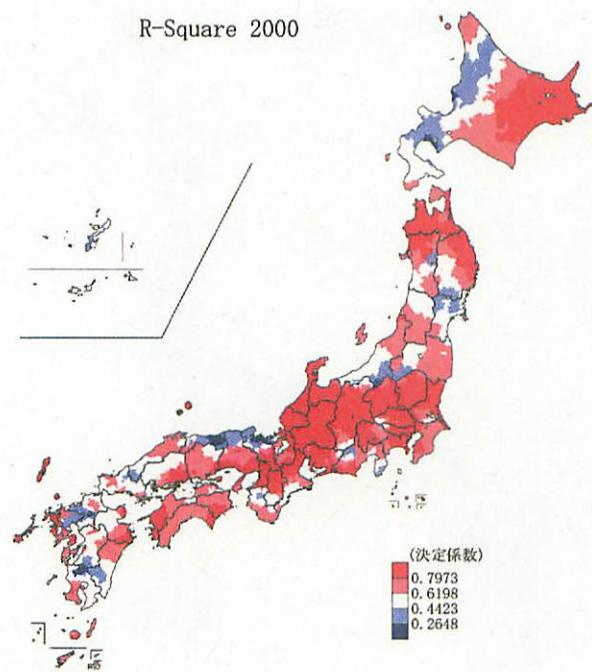
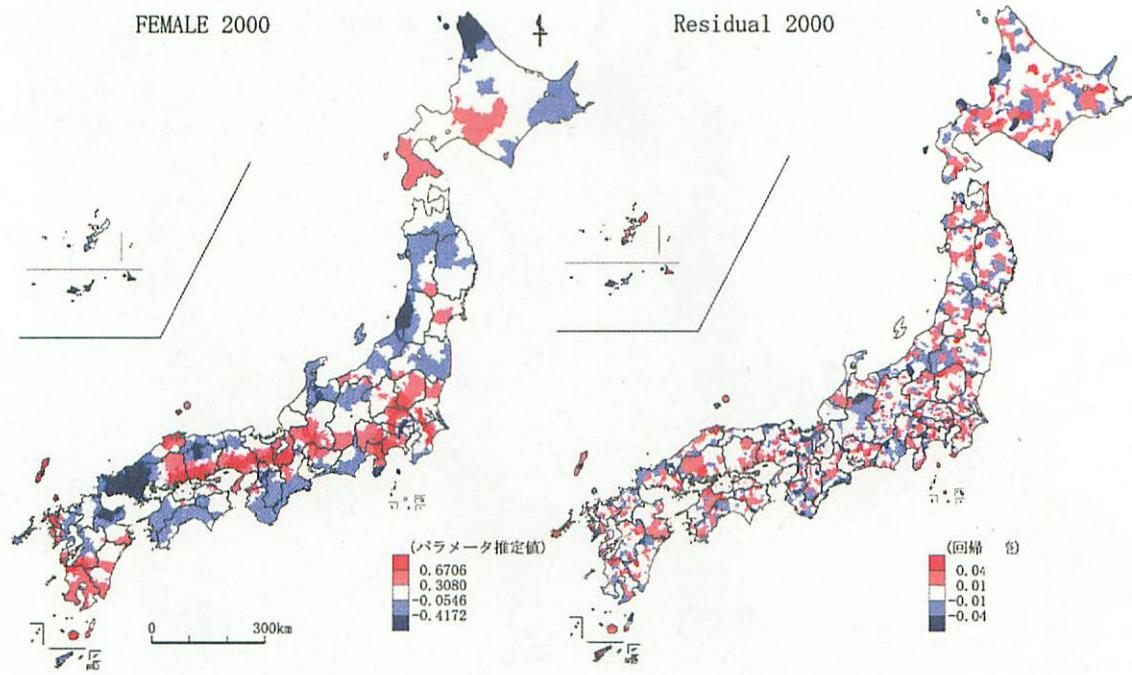
R-Square 1995



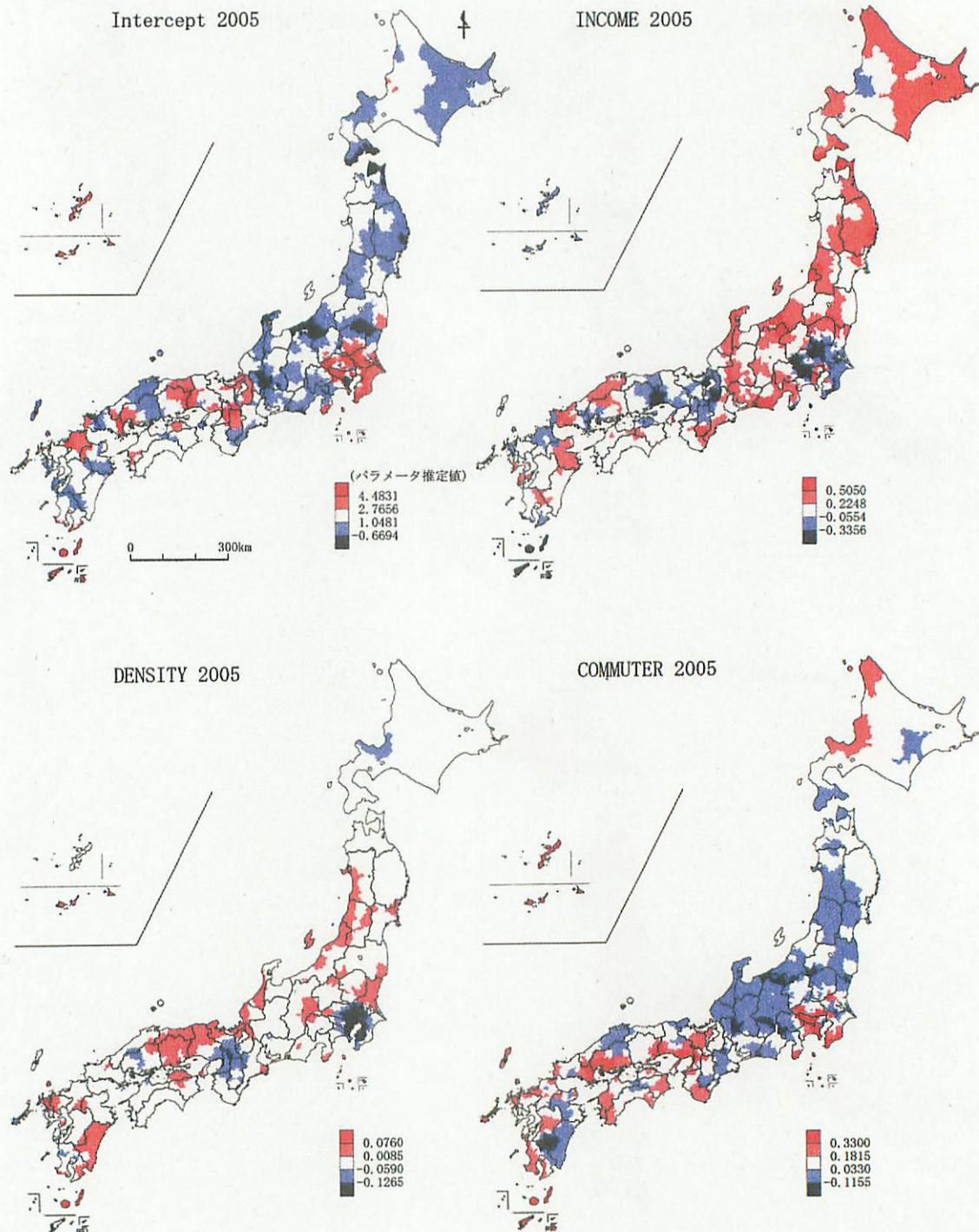
付録 C.5 GWR-bisquare-1995 によるローカル統計量の分布 (その2)



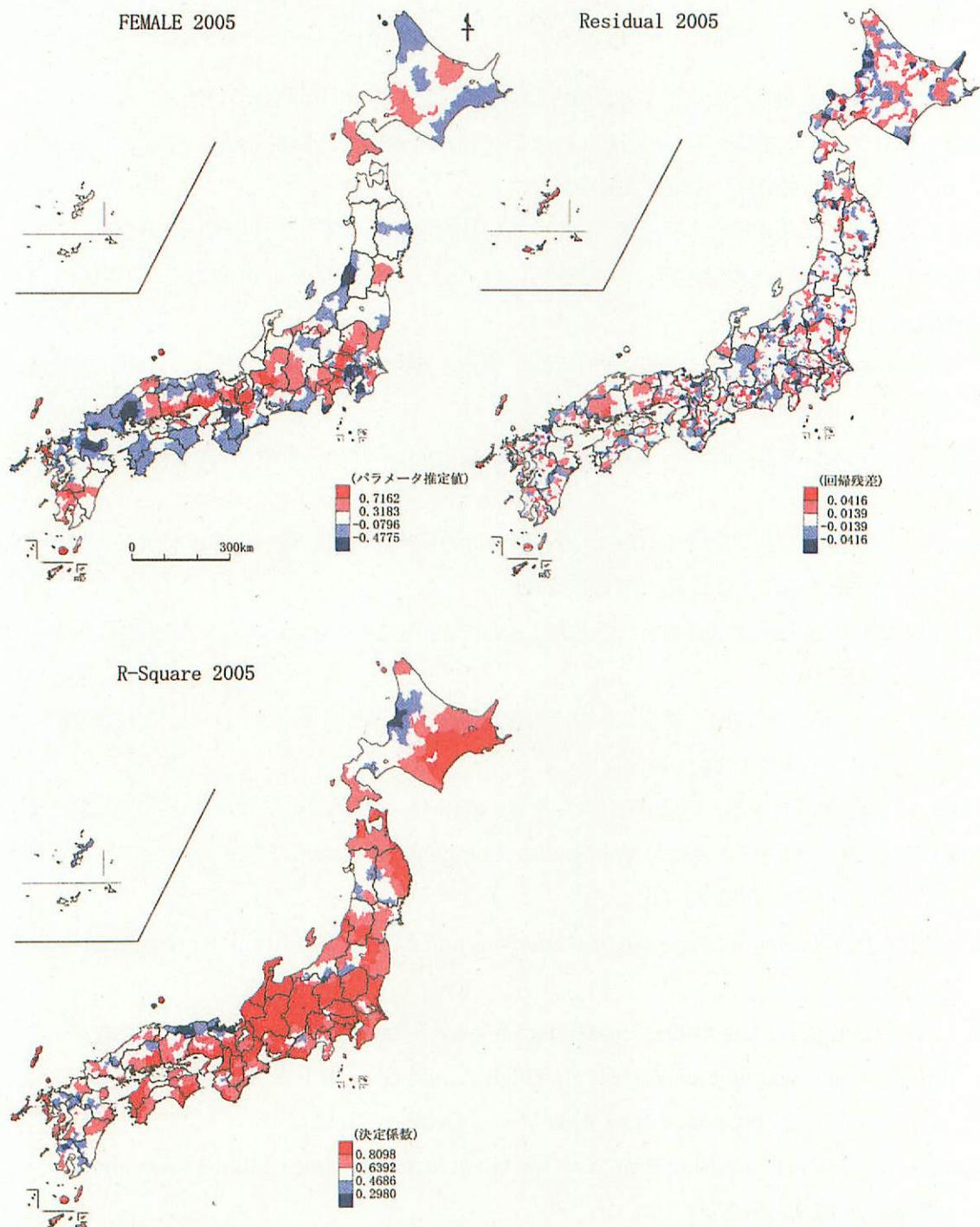
付録 C.6 GWR-bisquare-2000 によるローカル統計量の分布（その1）



付録 C.6 GWR-bisquare-2000 によるローカル統計量の分布 (その2)



付録 C.7 GWR-bisquare-2005 によるローカル統計量の分布（その1）



付録 C.7 GWR-bisquare-2005 によるローカル統計量の分布 (その2)

文 献

- 芦沢哲蔵(1980): 自動車への依存度と都市構造. 『運輸と経済』 40(10),(11), 54-61, 46-54.
- 伊藤 雅(1997): 『乗用車保有・利用構造の地域別時系列把握のための集計パネル分析』 筑波大学
博士 (都市・地域計画) 学位論文公開刊行物.
- 奥井正俊(2002): 乗用車保有率の地域差に関する統計的考察. 『運輸と経済』 62(5), 50-59.
- 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—. 『地理学評論』
74A, 431-451.
- 鹿島 茂・本多 均・森 浩(1980): 乗用車保有構造の分析. 『都市計画 (別冊) 学術研究発表会論
文集』 15, 403-408.
- 酒井多加志(1989): 福島県における乗用車普及率の変化とその地域的特徴. 『地域調査報告』 11,
41-48.
- 中村英夫・肥田野 登・荒津有紀(1984): 乗用車保有の現状と将来予測—その1 世界の現状と将来
予測一. 『高速道路と自動車』 27(11), 22-32.
- 中谷友樹(2003): 空間的共変動分析. 杉浦芳夫編『地理空間分析 (シリーズ<人文地理学>3)』 朝倉
書店, 23-48.
- 肥田野 登・鹿島 茂(1985): 乗用車保有の現状と将来予測—その3 わが国の現状と将来予測一.
『高速道路と自動車』 28(1), 38-47.
- 毛利正光・新田保次(1982): 自家用乗用車保有率の経年的、地域的変動特性. 『交通科学』 11(2), 1-8.
- 柳澤幸雄・大隈 昇(1979): Single linkage 法と Complete linkage 法の特性とクラスター数評価基
準. 『応用統計学』 8(2), 51-71.
- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic
Publishers.
- Anselin, L. and Bera, A.K. (1998): Spatial dependence in linear regression models with an
introduction to spatial econometrics. In Ullah, A. and Giles, D.E.A. (eds.) *Handbook of
Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekkar, 237-289.
- Anselin, L., Syabri, I. and Kho, Y. (2006): GeoDa: An introduction to spatial data analysis.
Geographical Analysis 38, 5-22.
- Bayliss, D. (1981): One billion new city dwellers—how will they travel? *Transportation* 10,
311-343.
- Beale, E.M.L. (1969): Euclidean cluster analysis. *Bulletin of the Institut international de
statistique* 43, Book 2, 92-94.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A.S. and Charlton, M.E. (1996): Geographically weighted
regression: A method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis* 28, 281-

298.

- Brunsdon, C., Fotheringham, A.S. and Charlton, M. (1999): Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression. *Journal of Regional Science* 39, 497-524.
- Button, K.J. (1973): Motor car ownership in the West Riding of Yorkshire: Some findings. *Traffic Engineering and Control* 15, 76-78.
- Button, K.J. (1980): The geographical distribution of car ownership in Great Britain- some recent trends. *Annals of Regional Science* 14(2), 23-38.
- Button, K.J., Pearman, A.D. and Fowkes, A.S. (1982): *Car Ownership Modelling and Forecasting*. Aldershot: Gower Publishing.
- Button, K.J., Ngoe, N. and Hine, J. (1993): Modelling vehicle ownership and use in low income countries. *Journal of Transport Economics and Policy* 27, 51-67.
- Buxton, M.J. and Rhys, D.G. (1972): The demand of car ownership: A note. *Scottish Journal of Political Economy* 19, 175-180.
- Clark, S.D. (2004): Estimating car ownership using geographically weighted regression. *Traffic Engineering and Control* 45, 416-420.
- Clark, S.D. (2007): Estimating local car ownership models. *Journal of Transport Geography* 15, 184-197.
- Fotheringham, A.S., Brunsdon, C. and Charlton, M. (2002): *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. Chichester: John Wiley.
- Hadayeghi, A., Shalaby, A.S. and Persaud, B.N. (2003): Macrolevel accident prediction models for evaluating safety of urban transportation systems. *Transportation Research Record* 1840, 87-95.
- Ingram, G.K. and Liu, Z. (1997): Motorization and the provision of roads in countries and cities. *Policy Research Working Paper* 1842, The World Bank, 38p.
- Ingram, G.K. and Liu, Z. (1999): Determinants of motorization and road provision. In Gómez-Ibáñez, et al.(eds.) *Essays in Transportation Economics and Policy: A Handbook in Honor of John R. Meyer*. Washington, D.C.: The Brookings Institution, 325-356.
- Johansson, O. and Schipper, L. (1997): Measuring the long-run fuel demand of cars: Separate estimations of vehicle stock, mean fuel intensity, and mean annual driving distance. *Journal of Transport Economics and Policy* 31, 277-292.
- Kain, J.F. (1967): Postwar metropolitan development: housing preferences and auto ownership. *American Economic Review* 57, 223-234.
- Kendall, M.G. (1980): *Multivariate Analysis(2nd ed.)*. High Wycombe: Charles Griffin.

[邦訳（奥野忠一・大橋靖雄訳(1981)：『多変量解析』培風館。）]

- Kerm, P.V. (2003): Adaptive kernel density estimation. Paper presented at UK Stata User Meeting, Royal Statistical Society, London. (<http://www.stata.com/meeting/9uk/>)
- Khan, A. and Willumsen, L.G. (1986): Modeling car ownership and use in developing countries. *Traffic Engineering and Control* 27, 554-560.
- Leung, Y., Mei, C.-L. and Zhang, W.-X. (2000): Statistical tests for spatial nonstationarity based on the geographically weighted regression model. *Environment and Planning A* 32, 9-32.
- Lloyd, C. and Shuttleworth, I. (2005): Analysing commuting using local regression techniques: Scale, sensitivity, and geographical patterning. *Environment and Planning A* 37, 81-103.
- McCarthy, C. (1978): The determinants of regional variations in private car ownership: Some evidence from Irish data. *Annals of Regional Science* 12(1), 14-23.
- Nojiri, W. (1992): Choice of transportation means for commuting and motorization in the cities of Japan in 1980. *Geographical Review of Japan* 65(B), 129-144.
- Pearman, A.D. and Button, K.J. (1976): Regional variations in car ownership. *Applied Economics* 8, 231-233.
- Sanghi, A.K. (1976): The relationship between population density, automobile ownership and automobile use: Its role in transportation planning. *Annals of Regional Science* 10(1), 118-127.
- Silberston, A. (1970): Automobile use and the standard of living in east and west. *Journal of Transport Economics and Policy* 4, 3-14.
- Sleeman, J.F. (1961): The geographical distribution of motor cars in Great Britain. *Scottish Journal of Political Economy* 8, 71-81.
- Sleeman, J.F. (1969): A new look at the distribution of private cars in Britain. *Scottish Journal of Political Economy* 16, 306-318.
- Tanner, J.C. (1963): Car and motorcycle ownership in the counties of Great Britain in 1960. *Journal of the Royal Statistical Society, Ser.A* 126, 276-284.
- Tanner, J.C. (1983): International comparisons of cars and car usage. *TRRL Laboratory Report* 1070, Transport and Road Research Laboratory, UK.
- Wheaton, W.C. (1982): The long-run structure of transportation and gasoline demand. *The Bell Journal of Economics* 13, 439-454.

統計資料

- [1] 財団法人自動車検査登録協力会：『市区町村別自動車保有車両数』
- [2] 財団法人自動車検査登録協力会：『自動車保有車両数・10年表』
- [3] 社団法人軽自動車協力連合会：『市区町村別軽自動車車両数』
- [4] 岐阜県：『岐阜県統計年鑑』
- [5] 栃木県：『栃木県統計年鑑』
- [6] 福井県：『福井県統計年鑑』
- [7] 北海道：『北海道市町村勢要覧』
- [8] 三重県：『三重県統計年鑑』
- [9] 自治省行政局：『住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数表』
- [10] 自治省行政局：『住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数表 人口動態表』
- [11] 国土地理協会：『住民基本台帳人口要覧』
- [12] 日本マーケティング教育センター：『所得格差表』、『所得格差年報』、『個人所得指標』
- [13] JSP：『個人所得指標』
- [14] 建設省国土地理院、国土交通省国土地理院：『全国都道府県市区町村別面積調』
- [15] 総理府統計局、総務省統計局：『国勢調査報告』

URL

- [16] 國土交通省国土地理院地図閲覧サービス (<http://watchizu.gsi.go.jp>)
- [17] 地理情報分析支援システム MANDARA (<http://www5c.biglobe.ne.jp/~mandara>)
- [18] 空間統計パッケージ GeoDa (<http://geoda.uiuc.edu>)
- [19] R 言語 (<http://www.r-project.org>)