

集積の経済の空間的異質性

齊 藤 裕 志¹⁾

目 次

1. 導入
2. 統計モデル
3. 推定データ
4. 推定モデルおよび結果
5. 結論

1. 導 入

“地域活性化”、“地方再生”といったスローガンの裏には日本における多くの都市経済の疲弊が存在する。都市がその機能を十二分に発揮するためには、一定水準の人口・産業等が存在しなければならないが、それらが“臨界値”を下回ったとき、逆に都市は衰退の道を歩むことになってしまう。経済活動の地理的集積はそれ程までに都市の存立基盤にとって重要な意義をもっている。このような意味から、都市の集積力 = 集積の経済 (Agglomeration Economies) の大きさを知ろうという試みはこれまで多くの論者によってなされてきた。

しかしその多くは集積の経済を“クラブ財”として把握し、それが本来持っている空間構造やそこから生み出される異質性に関してあまり関心をはらってこなかった²⁾。立地単位で観測されるデータの変動を説明する場合、説明変数及び独立な誤差項といった通常の項目に加えて、空間的変動を新たな項目として取り込む必要がある。“世の中の現象はすべからく互いに関係を持ってい

1) 本論文の作成に際し、開発したばかりのソフトウェア GWR3 を提供してくださった Fotheringham 教授、GWR3 の疑問点を解決してくださった中谷友樹助教授、そして都市圏データを作成・提供を快諾してくれた金本良嗣教授、来間玲二君に感謝いたします。なお論文中の誤りはすべて著者に帰属することを予め断っておきます。

2) Rosenthal and Strange [2003] はその例外といえる。

るが、その現象間の距離が近ければ近いほどその関係は強くなる³⁾という“地理学の第一法則”はこの間の事情をよく言い表している。

このような空間的な変動をモデルに取り入れるには二つの方法が存在する。1つは空間変動が一定の空間的相関のもとに生み出されると想定し、この空間的相関を特定したうえで回帰パラメータを求めようとする考えである。空間統計モデルにおける同時自己回帰モデル (Simultaneous Autoregressive Model; SAR) や移動平均モデル (Moving Average Model; MA) がその代表例といえる。これに対し、空間変動が立地点ごとの固有な性質から生み出されるという考えを重要視して、立地点ごとに異なる回帰パラメータを推定することで、空間的変動を把握しようという試みも存在する。前者は1つ (空間的重み付けによっては複数) の空間相関のみからデータの空間構造を捉えようとするもので、いわば“大域的”モデルといえるのに対し、後者は観測単位ごとの変動を強く意識するといったいわば“局所的”モデルといえる。

本論文は上記の局所的モデルの立場にたち、集積の経済が都市圏ごとにいかなる大きさをもつのかという点に注目し、特にその時間的推移を分析対象とする。これによって、集積の経済の大小を確認し、その要因および格差の解消に向かったの準備的な考察を提供することを目的としている。

論文の構成は以下のようになっている。まず次の2節で局所的回帰モデルである地理的加重回帰法 (Geographically Weighted Regression; GWR) についてふれる。3節では推定データの説明を行い、引き続いて4節では推定式と結果およびその解釈を行う。そして最終の5節ではまとめと今後の展開に言及する。

2. 統計モデル

個々の地域・都市がどれ程の集積の経済を有しているのかを知ることは重要であるにもかかわらず、従来の推定作業が標本値全体の“平均的”傾向を調べることに留まっていたことは先に述べた。もし説明変数と被説明変数との関係が空間的に変動している場合、全体を安易にまとめ上げてしまう“平均的”または“大域的”モデルは推定対象の変動を見誤ってしまうことになりかねない。被説明変数の動きを説明変数によって規定するパラメータが空間的に変動するならば、回帰パラメータの変動それ自体をモデル化することによって、推定対象をより深く理解できることになる。

この間に対し、Fotheringham, Brunson and Charlton [2000] [2002] は地理的加重回帰法 (Geographically Weighted Regression; GWR) を提案した。大域的モデルの代表としてよく使用さ

3) Tobler [1970]

れる最小二乗法のモデル式は

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

と記されるのに対し、GWR は

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

と定式化される。推定されるパラメーター $\beta_0(u_i, v_i), \beta_k(u_i, v_i)$ を各標本の位置 (u_i, v_i) につなげることで、標本ごとの“局所的”な変動を把握することを可能にしている。ただ標本数以上に未知の推定パラメーターがあるので、通常の最小二乗法を直接適用することはできない。しかし、標本の立地点 i のパラメーター $\beta_0(u_i, v_i), \beta_k(u_i, v_i)$ を得るのに、この立地点 i を中心とした周辺に存在する標本を利用して推定を行えば、上記の問題は巧みに回避できる。ただし周辺の標本をすべて平等に利用するのではなく、立地点 i から遠ざかるにしたがってその標本が推定に与える影響が小さくなるようにすると、空間的変動をより適切に捉えることができる。まさに“地理的”に“重み付け”された推定法が GWR なのである。

GWR 推定量は一般に以下のようになる。

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = [X'W(u_i, v_i)X]^{-1}X'W(u_i, v_i)y, (i=1\dots n) \quad (3)$$

ここで、 $W(u_i, v_i)$ は n 行 n 列の重み付け行列で、非対角要素がゼロ、対角要素に立地点 i とそれ以外の立地点との地理的重み付けを配置したものとなっている。具体的には

$$W(u_i, v_i) = \begin{bmatrix} w_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & w_{i3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & w_{in} \end{bmatrix}, (i=1\dots n) \quad (4)$$

という形式で、 w_{ik} 、($k=1\dots n$) が立地点 i とその他標本点との間に成立する地理的重み付けを表わしている。

この地理的重み付けの定式化にはいくつかの候補がある。最も簡単な方法は、立地点 i からの距離が d 以上の標本の場合、その影響がまったくなくなるという考えで、

$$\begin{aligned}
w_{ik} &= 1 & \text{if } d_{ik} \leq d \\
w_{ik} &= 0 & \text{otherwise}
\end{aligned}
\tag{5}$$

と定式化される。この方法は次に述べるガウス型の距離逓減関数による重み付けと比べると簡便である一方、設定距離 d を境に推定パラメーターが非連続に変化するという弱点をもっている。確かに回帰パラメーターが劇的に変化することはあり得ないことではないが、上記の 0-1 型行列の場合、データが構造的にもっている以上の変動を“人工的”に生み出す結果となってしまう。

この弱点を克服する 1 つの方法は w_{ik} を距離 d_{ik} に関する連続関数として定式化する方法である。例えば

$$w_{ik} = \exp(-d_{ik}^2/h^2) \tag{6}$$

といったガウス型の重み付け関数を用いるもので、この場合立地点 i 自身の重み ($i=k$) が 1、そして i と k の距離が大きくなればなるほどガウス曲線に従って重みが逓減していく仕組みになっている。ここで h はバンド幅 (bandwidth) と呼ばれ、この h が大きければ大きいほど立地点 i で用いられるデータの範囲が広がる。これは推定に利用できるデータ数が増えることを意味しており、推定パラメーターの信頼を向上させる。しかしこれは同時にパラメーターの空間的変動を必要以上に“滑らか”にしてしまい、データが本来もっている空間的異質性を見落としてしまう危険をもたらしてしまう。事実、 h が無限大に近づけば近づくほど、GWR という“局所回帰モデル”は通常の最小二乗法という“大域的回帰モデル”に収束してゆく。これに対し、バンド幅 h を小さくとれば、パラメーターの空間的異質性をよりの確に捕捉できる反面、推定データ数の低下がパラメーターの分散を上昇させることになってしまう。

すなわち、バンド幅 h の選択には二律背反が存在するのだ。そこである種の基準を設けたより適切なバンド幅 h の選択が必要となる。代表的な基準としては、クロスバリデーション (cross validation; CV) 法と AIC 基準があり、これらの値を最小にするバンド幅 h が GWR の推定に使用される。これらに関する詳細は参考文献に譲るが、本分析では AIC 基準によってバンド幅を選択する。

実際の推定では (6) 式が直接に適用されることは稀であることに注意したい。(6) 式を各標本点にそのまま適用することは、すべての標本点を“平等”に評価することを意味する。これは、立地点 i を中心にデータが疎らにしか存在しない場合、そこから得られる局所回帰パラメーターはそれら少数の標本に規定されてしまうことを意味し、推定値の信頼性を低下させてしまう。この問題を解決するには、バンド幅に工夫を凝らす必要がある。すなわち、データ数が多い場合、バン

ド幅を相対的に小さくとる一方、データが少ない場合にはバンド幅を相対的に大きくとるといった仕組みである。したがって(6)式は

$$w_{ik} = \begin{cases} \left[1 - (d_{ik}/h_i)^2\right]^2 & \text{if } d_{ik} < h_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

と書き直される。ここで、 h_i は立地点 i から N 番目に近い距離を表している。

3 . 推定データ

都市における推定作業の実施であるから、推定データも都市の概念を体現したものが望ましい。集積の経済を精確に測定する、特にその空間的異質性を抽出することを目的とすると、*“ 標本をいかなるスケールでとるか ”* という問題は極めてデリケートで、データの集計度に応じて異なる分析結果がもたらされてしまうことが往々にしてある。これは可変的観測単位問題 (Modifiable Areal Unit Problem; MAUP) と呼ばれ、現在でも空間統計学や地理学で熱い話題であり続けているが、それは同時にこの問題にはっきりとした解決が出されていないことも意味している。本分析では日本におけるすべての都市圏を網羅するという *“ マクロ ”* 的な立場、すなわち都市圏という枠組みの中で高レベルの集計をとることによって、一応この問題を棚上げする。

都市圏の枠組みには金本・徳岡 [2002] による MEA (Metropolitan Employment Area) を採用する。MEA の詳細については上記論文を参照していただくとして、ここでは推定作業に用いる主要データ：産出額、労働量、民間資本ストック、社会資本ストックがどのように作られるのかについて簡単に触れておくことにしよう。一般の研究者が利用できるデータは、市町村レベルの人口・従業者数 (5年ごと) と県レベルの産出額、民間資本ストック、社会資本ストック (毎年) というように、変数によって観測単位が食い違っているのが現状である。都市圏単位のデータを手に入れるためには、市町村レベルで調査公表されている人口・従業者数で県レベル変数 (産出額、民間資本ストック、社会資本ストック) を按分し、それを都市圏レベルへ集計すればよい。こうして得られた都市圏データは按分のもとになった人口・従業者変数に大きく影響を受ける欠点を有するが、現状ではこれがベストの結果といえよう⁴⁾。

4) 按分等の詳細については Kanemoto, Ohkawara and Suzuki [1996] を参照してほしい。

4. 推定モデルおよび結果

集積の経済に関しては、静学的枠組み・動学的枠組み、生産関数アプローチ、スピルオーバー・アプローチ等、様々な定式化がこれまで報告されてきた⁵⁾。本分析では、推定手法およびデータの制約上あまり凝ったモデルは利用できない。その点を踏まえ、ここでは生産関数による静学的なアプローチを採用する⁶⁾。より複雑な関数型はデータ構造をより深く把握できる利点がある反面、新たな変数の必要を促したり、推定作業の“強度”を著しく高めるといった欠点をも有していることを考慮して、推定にはコブ・ダグラス型生産関数を利用する。

$$Y = AK^\alpha N^\beta \quad (8)$$

$$Y = AK^\alpha N^\beta G^\gamma \quad (9)$$

前者は社会資本を除いた定式化で、後者の推定と比較することでその存在が集積の経済に与える影響を確かめることを意図している。したがって推定式は上記の式を対数変換した以下の二種類になる。

$$\ln(Y/N) = \text{Intercept} + \alpha \ln(K/N) + (\alpha + \beta - 1) \ln N \quad (10)$$

$$\ln(Y/N) = \text{Intercept} + \alpha \ln(K/N) + (\alpha + \beta + \gamma - 1) \ln N + \gamma \ln(G/N) \quad (11)$$

ここで、 Y 、 N 、 K 、 G はそれぞれ総産出額、雇用量、民間資本ストック、社会資本ストックを表している。

上記推定式において集積の経済は雇用量の自然対数にかかる係数 ($\alpha + \beta - 1$ または $\alpha + \beta + \gamma - 1$) に集約される。通常生産関数の推定解釈では、この係数は生産活動の収穫逓増・一定・逓減を計る部分となっているが、総生産関数における雇用量の増大は、ある都市圏に立地する企業にマーシャル型の外部経済 (都市規模または産業規模の増大がその都市・産業に属する企業群にプラスの効果をもたらす) を与えることと同義であると解釈できる。また、マーシャルの外部性以外に経済集積の要因を求めるものとして、新経済地理学グループの提唱する中間

5) Henderson [1986] Nakamura [1985] Henderson, Kuncoro and Turner [1995] Glaeser, Kallal, Scheinkman, and Shleifer [1992]

6) クロスセクション分析ではあるが、1980、1985、1990、1995年の四つの時点における推定を行うことで、時系列方向における集積の経済の変化もある程度捉えることを可能としている。

財や最終財における規模の経済及び製品多様性が存在するが、Fujita and Thisse [2002]、Kanemoto [1990]、Ottaviano and Thisse [2003] によれば、企業レベルの規模の経済と製品多様性によって生み出される集積の経済はマーシャル型外部経済によって近似できることが分かっている。したがって、上記の推定式は“誘導型”ではあるが、集積の経済を把握する大変有力な手段と考えられる。

表2から表9にはモデル(10)、(11)を最小二乗法によって推定した結果が掲載されている。集積の経済を表している雇用の弾力性は概ね2%台後半から3%台の後半を達成しており、推定値がゼロであるという帰無仮説も棄却されている。時系列方向で集積の経済の変動を眺めてみると、80年代よりも90年代のほうが高いことが見てとれる。ただし1980年から1995年の毎年のデータを推定したKanemoto, Kitagawa, Kurima, Saito and Shioji [2003]によれば、集積の経済の大きさは3%から4%の間に収まっており、上記の差は特に気にする必要はないのかもしれない⁷⁾。しかし、ここ二十数年に起こった日本経済の変動を考えれば、なぜ集積の経済がこうも安定しているのかを問うことは重要といえる。ただし、本論文の関心は集積の経済が都市圏間でどのように分布しているかという“相対的”視点を中心に置いているので、この問題はこれ以上追及しないことにしよう。

社会資本ストックが生産要素として導入されても、集積の経済の大きさ及びその統計的有意には大きな変化は起こっていない。社会資本ストックの生産弾力性自体は、マイナスかプラスでも極めて小さく、統計的にも推定値がゼロであるという帰無仮説は棄却できなかった。

次に生産過程それ自身に空間的異質性が存在するとした場合を考えてみよう。やはり社会資本ストックの有無によって推定結果を分けて掲載したものが表10から表17である。まず各表の中段にある分散分析表(ANOVA)に注目しよう。この分散分析は、GWRが最小二乗法を推定残差の点で少しでも改善しているかどうかを検定するもので、検定統計量はF分布に従う。いずれの推定においてもGWRは最小二乗法に対して有意な改善を示している。したがってGWRによる局所回帰モデルは大域的モデルよりも空間構造を把握できているといえる。

続いて集積の経済の空間的変動の実態をみるために、GWRの局所回帰パラメーターの推定値を検討してみよう。今回の推定では各立地点がその他すべての標本を用いているので、局所回帰パラメーターの値が標本の数だけ存在することになり、その取り扱いにはなほ煩雑となってしまった。そこで、GWR推定の下段に要約統計量として、最小値、25%分位点、メディアン、75%分位点、最大値の五つを掲載した。この数値から集積の経済の空間的変動に関する時間的推移が吟味できる。しかしその前に、先ほどのANOVAとは異なる側面から空間的変動の存在の検証を試みてみ

7) Kanemoto, Kitagawa, Kurima, Saito and Shioji [2002]では最小二乗法ではなく同時性のバイアスを考慮に入れた一般化モーメント法(GMM)を用いて推定をおこなっているため、本論文の推定値とは若干異なっている。

よう。その手法は、最小二乗法によって得た（大域的）推定値の標準誤差変位の差と GWR 推定から得られた局所パラメータの 75 % 分位点と 25 % 分位点の差を比較するというものである。前者の範囲には約 68 % の値が、後者の範囲には 50 % の値が含まれることはよく知られているので、もし後者の範囲が前者のそれを上回るのであれば、空間構造が地域ごとに大きく異なる（空間的非定常性）可能性が示唆される。

表 1 はこの二つの値を掲載している。表 1 から明らかなように、時点別・モデル別のどれをとっても、四分位偏差（75 % 分位点 - 25 % 分位点）のほうが標準誤差変位を上回っている。よってこの手法によってもパラメータの空間変動の存在が示された。

では本論文の核心である集積の経済の空間的変動を分析しよう。図 1 から図 8 は局所回帰パラメータの要約統計量を箱ひげ図で視覚的に表現したものである。前半の四つの図は社会資本のないモデルの場合であり、後者のそれは社会資本が生産要素として利用されている場合である。まず社会資本を除いた推定では、集積の経済の局所回帰パラメータのメディアンは 3 % 台から 2 % の前半へと一貫して低下してきて、分布の四分位偏差も 1980 年の 0.0278 から 1995 年の 0.0242 へと縮小している。同時に 1990 年と 1995 年の分布では外れ値が数多く出現してきている。すなわち、この二十数年の間に集積の経済の“軸”は若干の低下傾向を示し、しかも分布はこの軸に集中する傾向にあるが、この軸への集中に参加できない都市圏も年々増加してきているという興味深い事実が判明した。次に社会資本が導入されたとき、この傾向はどうなるであろうか。図 5 から図 8、及び表 14 から表 17 よりわかることは、集積の経済のメディアンは 1985 年に 1.7 % と低下するがその後 1990 年の 3.3 %、1995 年の 2.3 % と低下に一定の歯止めがかかっている点である。分布の集中及び歪みについても、1980 年から 1990 年にかけて四分位偏差は大きく縮小し（0.0379 から 0.0173）、外れ値も数多く出てきていて、特に 1990 年にはマイナス方向に多くの外れ値が集ま

表 1 標準誤差変異と四分位偏差

社会資本なし	SD		社会資本あり	SD		
	SD(-1)	SD(+1)		SD(-1)	SD(+1)	
1180	0.0224	0.0395	1180	0.0228	0.0403	
1185	0.0195	0.0366	1185	0.0176	0.0352	
1190	0.0299	0.0420	1190	0.0324	0.0453	
1195	0.0328	0.0431	1195	0.0315	0.0427	
		LQ	UQ			
1180		0.0194	0.0472	1180	0.0066	0.0445
1185		0.0147	0.0394	1185	0.0038	0.0425
1190		0.0069	0.0371	1190	0.0201	0.0374
1195		0.0137	0.0341	1195	0.0113	0.0287

SD(-1)は推定値平均からマイナス方向へ1標準誤差だけ変動した値、SD(+1)はプラス方向の値、LQは25%分位点、UQは75%分位点。

る一方、50%以上の値はプラスの方向に偏って集中する傾向が観察される。しかしこの外れ値や歪みも1995年には幾分解消されている様子がみられる。

以上の分析から、ここ二十数年間における集積の経済は一定または低下気味の中央値の周りに固まる傾向にある一方、そのような“平均化”、“均質化”に参加できない多くの都市圏が出現してきているといった様相を呈していることが判明した。

最後に、上記の結果の頑健性を確認するため、GWR推定残差の空間的自己相関 (Spatial Autocorrelation) の有無を検定する。推定残差の空間的自己相関が無いと解れば、GWRによって労働生産性の空間変動が説明し尽くされたことがいえる。空間的自己相関の検定統計量にはいくつかの候補があるが、検出力等の観点から、ここでは“モーランのI”(Moran's I)を用いることにする⁸⁾。検定統計量は以下のようにになっている。

$$Moran's I = \frac{N}{A} \frac{\sum_{i,j} w_{ij} z_i z_j}{\sum_i z_i^2} \quad (12)$$

ここで w_{ij} は標本 i と j を関連付ける重み付け、 $A = \sum_{i,j} w_{ij}$ そして $z_i = x_i - \bar{x}$ をそれぞれ表している。

この統計量が従う確率分布については二つの考え方が存在する。一つは正規分布に従うとするものである。しかしデータがこの想定に合致しないのならば(特に空間データに場合にはその傾向が強い)他の方法が必要となる。最近の流れは、保有データを複数回ランダムサンプリングして、サンプリングごとの統計量の分布(experimental distribution; 実験分布)を検定に使うという手法がよく用いられる。本論文ではこれら二種類の手法を用いて検定を行った⁹⁾。また空間近傍行列の形式が検定に強く影響を及ぼすことから、二種類の近傍行列;(a)各データの近接標本数を5とするウェイト、(b)各データの近接標本数を10とするウェイトを用いて検定を実行する。

スペースの制約上詳しい表を掲載することができないので、ここでは得られた結果について簡単に触れておくことにしよう。社会資本なしの場合、空間的自己相関がないという帰無仮説を5%の有意水準で棄却できたのは1990年のみで、GWRが空間的変動を上手くモデル化していることがわかる。1990年のそれは統計量が漸近的に正規分布に従うと想定した場合であり、ランダムサンプリングによる実験分布から求めた確率値からは帰無仮説を棄却できなかった。

これに対して生産要素に社会資本を考慮した場合では、1990年と1995年において近傍行列

8) Griffith [1995] は、空間的自己相関の算出に用いられる近傍重み付け行列の選択によって検定結果が大きく影響を受けること、そして Moran の I 統計量は他の統計量(例えば Geary の C 統計量)と比較して若干ではあるが高い検出力を有することを報告している。

9) データ抽出回数は 999 回とした。

(a)・(b) いずれの場合でも空間的自己相関が無いという帰無仮説を棄却している。モデル間のこの“ねじれ”現象をどう見るべきだろうか。ここではモデル比較という観点で考えてみよう。GWRのモデル比較としてAICを使うと、問題の90年と95年のAICは社会資本の無い場合、-259.7と-238.5、社会資本がある場合は-300.07及び-329.8となっている。したがってこの二つの時点では、社会資本が導入されたモデルが選択されることになり、90年と95年の空間変動はまだ十分に取り込まれていないと結論できる。この空間的自己相関を解消するには、1) GWRの枠組みで新たな説明変数を加える、2) GWRという枠組み自体の改変、といった対応ができようが、本論文ではこれ以上この問題を追及しないでおこう。

5 . 結 論

本論文では、複数年の都市圏データから総生産関数の枠組みで集積の経済の大きさ、およびその空間的分布の推移を検討した。まず、いくつかの分析から集積の経済には空間的に有意な変異が存在することが判明した。それをもとに集積の経済の分布が時間の推移にしたがってどう変化したかを吟味した。推定モデルによって若干の違いはあるものの、集積の経済は一定または幾分かの低下傾向のメディアンを中心にパラメーターが集中する傾向をみせている。これは都市の集積構造の均質化を示唆しているといえるが、一方で外れ値も多く観測されてきている。以上を総合すると、日本の都市経済の集積構造は二極化の様相を呈していることが伺われる。

以上の分析をもとに今後の展開を最後にふれてみよう。はじめに、集積の経済の空間的変動を把握するためにGWRを利用したわけであるが、生産関数の推定には同時性のバイアスの存在が昔から指摘されているのに、GWRの枠組みでは操作変数を利用した推定法はまだ確立されていない。したがって今回得られた局所回帰パラメーターにはバイアスが存在している可能性が大きい。また集積の経済の分布を調べる際に、探索的に箱ひげ図を用いたが、本当に二極化しているか否かを統計的に検証する(例えばブートストラップ法によって分布の山の数を検定する)ことも更なる理解に必要となるかもしれない。以上は推定手法の改善であるが、より根本的な問題として、何ゆえに集積の経済に二極化が生じたのかについて、理論的考察を深める必要もある。これはGWR残差で確認された空間的自己相関をいかに解消するかという問題とも相まって、今後さらに追及されるべき問題と考えられる。

[参考文献]

Fotheringham, A. S., C. Brunson and M. Charlton [2000] *Quantitative Geography*, SAGE Publications.

- Fotheringham, A. S., C. Brunsdon and M. Charlton [2002] *Geographically Weighted Regression*, John Wiley & Sons, LTC.
- Fujita, M., and J-F. Thisse [2002] *Economics of Agglomeration. Cities, Industrial Location, and Regional Growth*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Glaeser, E., H. D. Kallal, J. A. Scheinkman, and A. Shleifer. [1992] " Growth in Cities," *Journal of Political Economies*, vol.100, pp. 1126-1152.
- Griffith, D. A [1995] " Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models," *In Arlinghaus, S. L., edit, Practical Handbook of Spatial Statistics*, CRC Press, Inc., Boca Raton, pp. 65-82.
- Henderson J. V. [1986] " Efficiency of Resource Usage and City Size," *Journal of Urban Economics*, vol. 19, pp. 47-70.
- Henderson J. V., A. Kuncoro, and M. Turner. [1995] " Industrial Development in Cities," *Journal of Political Economies*, vol. 103, pp. 1066-1090.
- Kanemoto, Y., [1990] " Optimal Cities with Indivisibility in Production and Interactions between Firms," *Journal of Urban Economics*, Vol. 27, pp. 46-59.
- Kanemoto, Y., T. Ohkawara and T. Suzuki [1996] " Agglomeration Economies and a Test for Optimal City Sizes in Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 10, pp. 379-398.
- Kanemoto, Y., T. Kitagawa, R. Kurima, H. Saito and E. Shioji [2003] " Is Tokyo Too Big? : An Application of the Henry George Theorem," unpublished.
- Nakamura, R [1985] " Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities," *Journal of Urban Economics*, vol. 17, pp. 108-124
- Ottaviano, G. and J-F. Thisse, [2003] " Agglomeration and economic geography," forthcoming in *Handbook of Urban and Regional Economics* Vol. 4, J. V. Henderson and J-F Thisse (eds) North-Holland.
- Rosenthal, S. S., and W. C. Strange, [2003] " Geography, Industrial Organization, and Agglomeration," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, pp. 377-393.
- Tabuchi, T. and A. Yoshida [2000] " Separating Urban Agglomeration Economies in Consumption and Production," *Journal of Urban Economics*, Vol. 48, pp. 70-84.
- Tobler, W. R, [1970] " A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region," *Economic Geography*, Vol. 46, pp. 234-240.
- 金本良嗣・徳岡幸一 [2002] " 日本の都市圏設定基準 " 応用地域学研究、vol. 7, pp. 1-15.

[使用データ出典]

人口および従業者数；国勢調査 [1980] [1985] [1990] [1995] 住民基本台帳 [1980]
[1985] [1990] [1995]

産出額；県民経済計算 [1980-1995]

民間資本ストック、社会資本ストック；電力中央研究所所有データ

集積の経済の空間的異質性

表2 1980年 社会資本なし

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.845387		
Effective number of parameters..	3.000000		
Sigma.....	0.085739		
Akaike Information Criterion....	-239.536654		
Coefficient of Determination....	0.617926		
Adjusted r-square.....	0.607871		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.454451206790	0.116232398702	3.909849643707
II	0.030961681279	0.008551492199	3.620617389679
IkI	0.404819536052	0.031083829101	13.023477554321

表3 1985年 社会資本なし

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.860360		
Effective number of parameters..	3.000000		
Sigma.....	0.086495		
Akaike Information Criterion....	-237.465083		
Coefficient of Determination....	0.577691		
Adjusted r-square.....	0.566578		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.351501598444	0.131369975677	2.675661563873
II	0.028049522011	0.008530983640	3.287958621979
IkI	0.471289362681	0.039181553613	12.028347969055

表4 1990年 社会資本なし

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.900997		
Effective number of parameters..	3.000000		
Sigma.....	0.084900		
Akaike Information Criterion....	-262.830892		
Coefficient of Determination....	0.974240		
Adjusted r-square.....	0.973617		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.006326071142	0.026350370402	0.240075230598
II	0.035926612502	0.006066756436	5.921881675720
IkI	0.600437101029	0.030656272942	19.586109161377

表5 1995年 社会資本なし

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.623938		
Effective number of parameters..	3.000000		
Sigma.....	0.070651		
Akaike Information Criterion....	-309.864630		
Coefficient of Determination....	0.982500		
Adjusted r-square.....	0.982076		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.011400669248	0.021974807197	0.518806338310
II	0.037970662698	0.005154613710	7.366344928741
IkI	0.555497542731	0.024204190355	22.950469970703

表6 1980年 社会資本あり

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.844539		
Effective number of parameters..	4.000000		
Sigma.....	0.086071		
Akaike Information Criterion....	-237.473440		
Coefficient of Determination....	0.618309		
Adjusted r-square.....	0.604798		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.421294528676	0.152352787485	2.765256404877
II	0.031528304661	0.008746316177	3.604752540588
IkI	0.404453289324	0.031222945124	12.953720092773
IgI	0.015200637877	0.044910607355	0.338464319706

表7 1985年 社会資本あり

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.856026		
Effective number of parameters..	4.000000		
Sigma.....	0.086654		
Akaike Information Criterion....	-235.879248		
Coefficient of Determination....	0.579818		
Adjusted r-square.....	0.564945		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.440350047700	0.176066235452	2.501047611237
II	0.026427695981	0.008809294511	2.999978780746
IkI	0.468750941879	0.039395738105	11.898519515991
IgI	-0.031404811861	0.041338110959	-0.759706020355

表8 1990年 社会資本あり

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.889220		
Effective number of parameters..	4.000000		
Sigma.....	0.084683		
Akaike Information Criterion....	-262.348366		
Coefficient of Determination....	0.974577		
Adjusted r-square.....	0.973750		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.011076783278	0.026543095825	0.417313158512
II	0.038857280452	0.006468955300	6.006731987000
IkI	0.615606757894	0.032789161782	18.774702072144
IgI	-0.034920116664	0.027249542265	-1.281493663788

表9 1995年 社会資本あり

GLOBAL REGRESSION PARAMETERS			
Diagnostic information...			
Residual sum of squares.....	0.622268		
Effective number of parameters..	4.000000		
Sigma.....	0.072313		
Akaike Information Criterion....	-290.676161		
Coefficient of Determination....	0.967807		
Adjusted r-square.....	0.966715		
Parameter	Estimate	Std Err	T
-----	-----	-----	-----
Intercept	0.020395224994	0.031876460271	0.639820873737
II	0.037084763266	0.005618568719	6.600393295288
IkI	0.550502093290	0.027031129837	20.365486145020
IgI	0.006247098849	0.022299751432	0.280142098665

集積の経済の空間的異質性

表10 1980年 社会資本なし

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 118					
Number of independent variables... 3					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 21					
Number of locations to fit model.. 118					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares.....	0.318859				
Effective number of parameters..	34.813115				
Sigma.....	0.061912				
Akaike Information Criterion....	-258.841673				
Coefficient of Determination....	0.855891				
Adjusted r-square.....	0.794849				
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.8	3.00			
GWR Improvement	0.5	31.81	0.0166		
GWR Residuals	0.3	83.19	0.0038	4.3179	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
Intrcept	-0.616003	0.059869	0.305317	0.451043	0.877227
ll	-0.011489	0.019391	0.030823	0.047177	0.087113
lkl	0.100405	0.320828	0.516722	0.641636	0.843770

表11 1985年 社会資本なし

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 118					
Number of independent variables... 3					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 21					
Number of locations to fit model.. 118					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares.....	0.295533				
Effective number of parameters..	35.613509				
Sigma.....	0.059893				
Akaike Information Criterion....	-264.419933				
Coefficient of Determination....	0.854937				
Adjusted r-square.....	0.791460				
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.9	3.00			
GWR Improvement	0.6	32.61	0.0173		
GWR Residuals	0.3	82.39	0.0036	4.8280	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
Intrcept	-1.000387	0.052159	0.321547	0.491077	1.157283
ll	-0.004188	0.014659	0.025481	0.039376	0.072761
lkl	-0.047577	0.345183	0.496295	0.590168	0.925019

表12 1990年 社会資本なし

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 128					
Number of independent variables... 3					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 14					
Number of locations to fit model.. 128					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares..... 0.162819					
Effective number of parameters.. 53.114799					
Sigma..... 0.046629					
Akaike Information Criterion.... -300.075393					
Coefficient of Determination.... 0.995345					
Adjusted r-square..... 0.991999					
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.9	3.00			
GWR Improvement	0.7	50.11	0.0147		
GWR Residuals	0.2	74.89	0.0022	6.7747	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
Intrcept	-1.143303	-0.323406	0.159854	0.556835	1.610250
II	-0.034263	0.006939	0.022052	0.037060	0.108093
IkI	0.000620	0.375211	0.606668	0.767285	1.078017

表13 1995年 社会資本なし

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 123					
Number of independent variables... 3					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 21					
Number of locations to fit model.. 123					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares..... 0.203081					
Effective number of parameters.. 36.481058					
Sigma..... 0.048448					
Akaike Information Criterion.... -329.828032					
Coefficient of Determination.... 0.989493					
Adjusted r-square..... 0.985012					
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.6	3.00			
GWR Improvement	0.4	33.48	0.0125		
GWR Residuals	0.2	86.52	0.0023	5.3392	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
Intrcept	-1.592424	-0.091611	0.372849	0.609555	1.219523
II	-0.014151	0.013691	0.021874	0.034123	0.077859
IkI	0.243985	0.434565	0.472404	0.643894	1.110247

集積の経済の空間的異質性

表14 1980年 社会資本あり

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 118					
Number of independent variables... 4					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 18					
Number of locations to fit model.. 118					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares..... 0.159324					
Effective number of parameters.. 50.427499					
Sigma..... 0.048557					
Akaike Information Criterion.... -259.724036					
Coefficient of Determination.... 0.927993					
Adjusted r-square..... 0.873449					
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.8	4.00			
GWR Improvement	0.7	46.43	0.0148		
GWR Residuals	0.2	67.57	0.0024	6.2595	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
-----	-----	-----	-----	-----	-----
Intrcept	-1.364982	0.010874	0.533398	1.076101	2.176794
ll	-0.031539	0.006638	0.023841	0.044531	0.087831
lkl	-0.089688	0.384683	0.554934	0.713248	1.140477
lgl	-0.743502	-0.396582	-0.125421	0.134574	0.776306

表15 1985年 社会資本あり

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 118					
Number of independent variables... 4					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 15					
Number of locations to fit model.. 118					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares..... 0.109426					
Effective number of parameters.. 59.257855					
Sigma..... 0.043160					
Akaike Information Criterion.... -238.524564					
Coefficient of Determination.... 0.946288					
Adjusted r-square..... 0.891166					
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.9	4.00			
GWR Improvement	0.7	55.26	0.0135		
GWR Residuals	0.1	58.74	0.0019	7.2531	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
-----	-----	-----	-----	-----	-----
Intrcept	-2.569324	-0.155672	0.432506	1.040414	2.455160
ll	-0.066755	0.003757	0.016863	0.042453	0.112013
lkl	-0.218549	0.299390	0.582820	0.691852	1.216952
lgl	-0.783607	-0.409758	-0.095859	0.440779	0.861453

表16 1990年 社会資本あり

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 128					
Number of independent variables.. 4					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 48					
Number of locations to fit model.. 128					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares.....	0.437010				
Effective number of parameters..	19.269313				
Sigma.....	0.063397				
Akaike Information Criterion....	-315.152707				
Coefficient of Determination....	0.987506				
Adjusted r-square.....	0.985271				
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.9	4.00			
GWR Improvement	0.5	15.27	0.0296		
GWR Residuals	0.4	108.73	0.0040	7.3685	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
-----	-----	-----	-----	-----	-----
Intrcept	-1.047137	0.328772	0.553591	0.893894	1.772042
ll	-0.016805	0.020063	0.032698	0.037402	0.042314
lkl	0.403730	0.474493	0.517242	0.615896	0.901114
lgl	-0.413363	-0.231988	-0.176062	-0.083098	0.149155

表17 1995年 社会資本あり

GWR ESTIMATION					
Fitting Geographically Weighted Regression Model...					
Number of observations..... 123					
Number of independent variables.. 4					
(Intercept is variable 1)					
Number of nearest neighbours..... 45					
Number of locations to fit model.. 123					
Diagnostic information...					
Residual sum of squares.....	0.299222				
Effective number of parameters..	20.541990				
Sigma.....	0.054041				
Akaike Information Criterion....	-338.496011				
Coefficient of Determination....	0.984520				
Adjusted r-square.....	0.981385				
ANOVA					
Source	SS	DF	MS	F	
OLS Residuals	0.6	4.00			
GWR Improvement	0.3	16.54	0.0195		
GWR Residuals	0.3	102.46	0.0029	6.6870	
PARAMETER 5-NUMBER SUMMARIES					
Label	Minimum	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile	Maximum
-----	-----	-----	-----	-----	-----
Intrcept	-0.932482	0.480034	0.729585	0.927894	1.714103
ll	-0.009121	0.011319	0.022884	0.028741	0.053947
lkl	0.332337	0.422735	0.481257	0.520545	0.734416
lgl	-0.289209	-0.195756	-0.142931	-0.086814	0.153232

集積の経済の空間的異質性

図1 集積の経済の箱ひげ図、1980年、社会資本なし

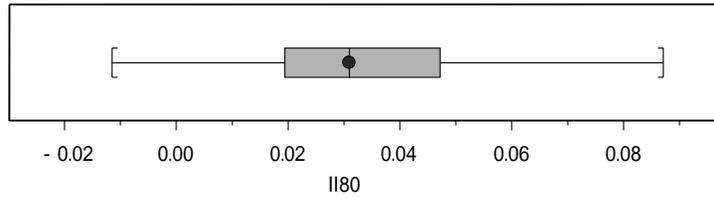


図2 集積の経済の箱ひげ図、1985年、社会資本なし

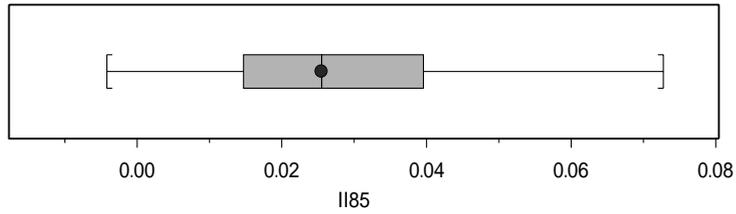


図3 集積の経済の箱ひげ図、1990年、社会資本なし

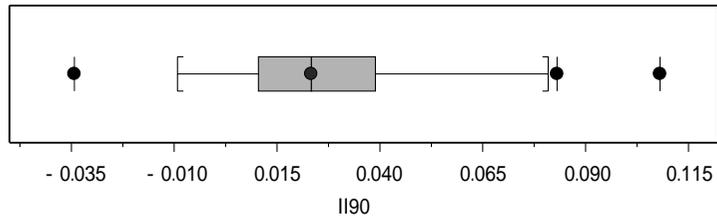


図4 集積の経済の箱ひげ図、1995年、社会資本なし

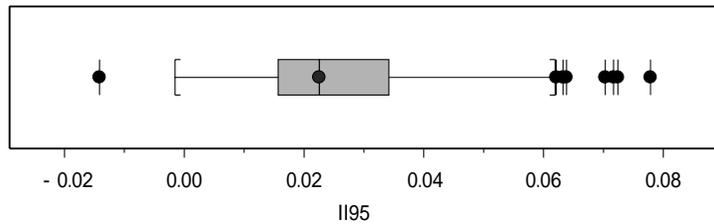


図5 集積の経済の箱ひげ図、1980年、社会資本あり

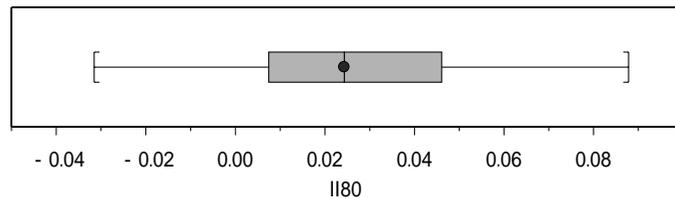


図6 集積の経済の箱ひげ図、1985年、社会資本あり

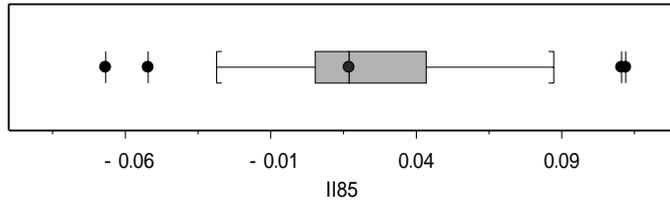


図7 集積の経済の箱ひげ図、1990年、社会資本あり

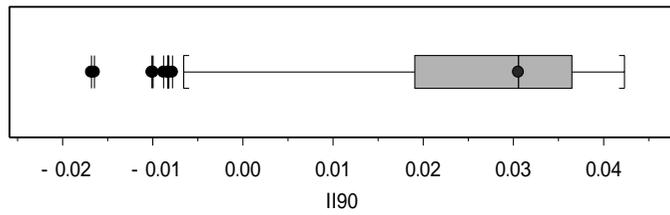


図8 集積の経済の箱ひげ図、1995年、社会資本あり

