

## 都市・地域における経済集積の測度（上）

中 村 良 平

1. はじめに
2. 経済集積の直接的な測度
  2. 1 産業の地域特化
  2. 2 地域の産業特化
  2. 3 雇用数と事業所規模の立地指数
  2. 4 修正特化係数
  2. 5 Ellison-Glaeser 指数とその拡張
  2. 6 集積の空間的側面
  2. 7 地域経済の多様性(以下、次号)
3. 経済集積の間接的な測度
  3. 1 経済集積の源泉
  3. 2 生産関数アプローチ
  3. 3 費用関数アプローチ
4. 経済集積の決定要因
5. おわりに

### 1. はじめに

集積の経済性 (Economies of Agglomeration) の存在は、現代都市の存在 (都市規模分布) のみならず都市成長および発展を説明するのに不可欠かつ重要な要素である。集積の経済 (の存在) は、また同時に、地方政府や中央政府にとっても政策的な意味を持っている。実際、多くの国々で、産業集積理論を活かした (ポーターによって広まった) 様々な産業クラスター政策が実施されている。そこにおけるキーワードは「集積」である<sup>1</sup>。学術研究の方面でも集積のメカニズムを理解するために今日まで多くの努力が払われ、集積の経済効果を見いだすために多くの実証研究がなされてきた。本稿では、都市・地域における経済集積とその効果に関する計測手法に関して展望をおこなう。

集積の測度を考える前に、まず経済集積の定義をしておくことが必要である。「集積」、特に「産業集積」という観点では、「特化」や「集中」といった概念と「集積」の概念の区別がはっきりしておらず、従来からそれらが入り交じって使われていることが多い<sup>2</sup>。本稿では、以下のように考える。

---

1 産業集積を念頭においた我が国の地域産業振興策としては、1962年に制定された「新産業都市建設促進法」とそれに引き続いて制定された1964年の「工業整備特別地域」以来、ハイテク企業集積都市を目指した1983年の通称「テクノポリス法」、テクノポリスを補完する意味での1988年の「頭脳立地法」や1992年の「地方拠点都市法」、1997年には産業空洞化対策の一環として地域の既存産業集積地を活性化させる意図で「地域産業集積活性化法」など枚挙にいとまがないほどである。

2 こういったことに関して Brulhart (1998, p. 776) は、「特化」とは生産要素が可動的でない場合に生じる集中現象であり、可動的な場合に生じる現象の「集積」と区別している。

特化 (specialization),あるいは地域特化 (regional specialization) というのは地域の産業構成に関わる概念であり, その地域において相対的にどの産業が集積しているかということである。しばしば,これは対全国の産業構成との比較で示される。たとえば,後述する立地係数(特化係数)がそうである。しかしながら,地域に特化しているからといっても必ずしもその産業が地域に集積しているとは限らない。人口規模の小さな地域では,産業の絶対数は多くなくても相対的にその地域では特化している場合がある。逆に,特化していなくても集積している場合はある。大都市であれば,絶対数でみると多く集積している場合でも,他の産業に比べて相対的に多くなければ特化していることにはならない。

他方,集中 (concentration) は,地域ではなく産業に関して用いられることが一般的である。それは,しばしば,産業の空間的集中 (spatial concentration of industry) というような使われ方をする。基本的には経済活動の空間分布のありかたの問題である。集中と集積はよく似た概念であるが,集積のない集中という現象もある。ある産業の工場が数少ない地域に偏って集中して立地している場合,工場数で判断して数多く立地している場合,当該地域はその産業に関して集積していると言えよう。しかし,雇用者数で見た場合,大規模工場が少数立地していることでも空間的集中の度合いは高くなる。これは集積の経済の効果によるものではない。むしろ一工場が享受する大規模の経済効果によるものである。

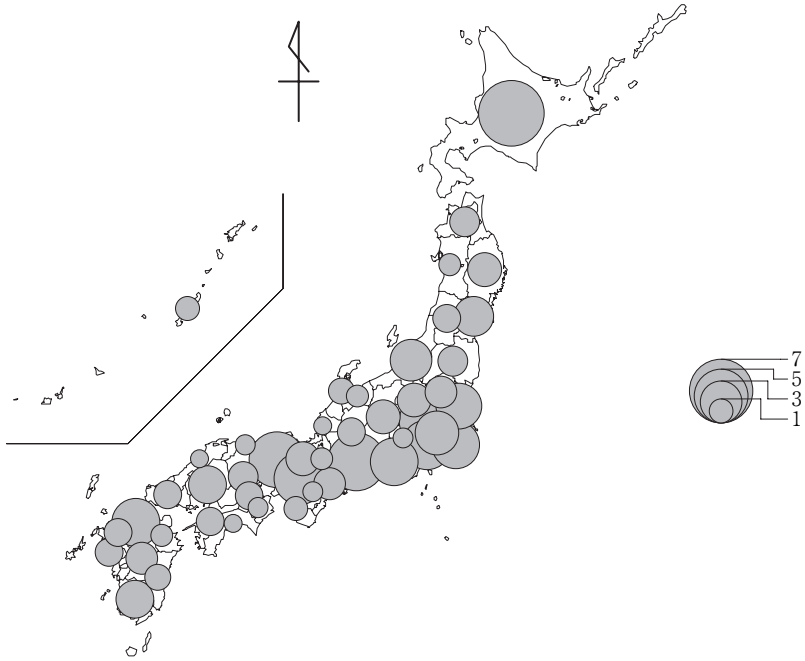
図-1AとBは,2005年の工業統計表市町村編「食料品製造業従業者数の対全国割合」と「繊維業従業者数の対全国割合」の都道府県分布を示したものである。空間分布の面からすれば,従業者数で測った立地の地域的偏り度は明らかに繊維産業の方が食料品製造業より大きい。地域構成比のバラツキ(分散)を比較すると,食料品製造業は2.57であるのに対して,繊維産業は8.35と3倍以上のバラツキとなっている。地域別には,食料品製造業では北海道が7.5%と最大で,次いで愛知県の5.8%,埼玉県5.2%,兵庫県5.1%と大都市圏が多いのに対して,繊維産業では愛知県(13.8%),福井県(9.1%),大阪府(8.4%),石川県(7.9%)となっている。そういった意味では,繊維産業は地域的集中度の高い産業と言えよう。

次に従業者数を地域規模である人口で基準化してみると,図-2A,Bのようになる。これは,地域にとっての集中度,つまりその産業の地域特化度を示している集積指標である。食料品製造業では,地域特化度においても地域間に大きな差異は認められないが,繊維産業では空間分布の場合よりも大きな違いが生まれている。たとえば,構成比では一位であった愛知県は対人口の指標だと第8位となり,京都府や滋賀県などが上位に入ってくる。

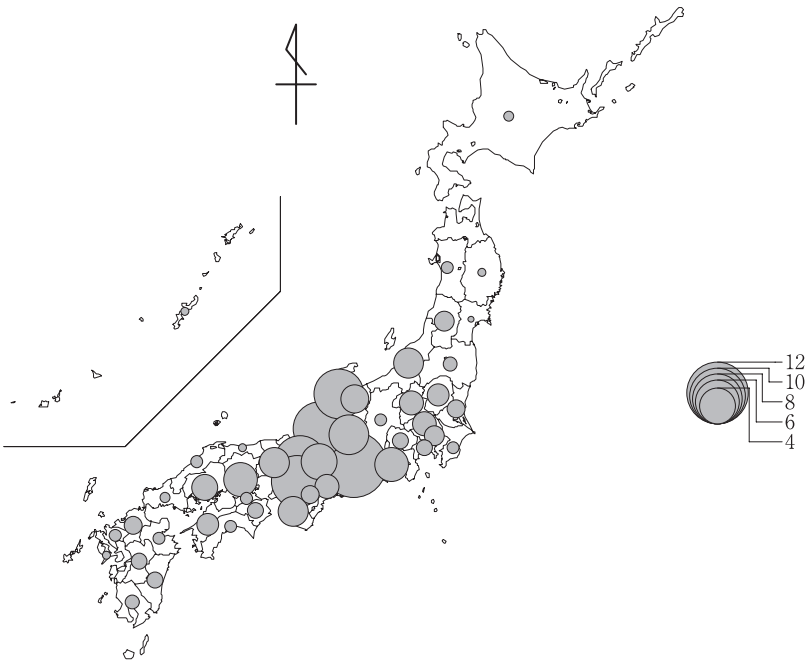
このように地域にとっての集積と空間的な分布から見た集積とは異なってくるのである。さらに,指標は通常行政の境界を基準に作成されるので,境界を越えての集積や集中があると,過小評価されてしまうことになる。たとえば,備後地域の繊維産業は広島県と岡山県の県境を越えて集積している。こういった空間的境界の存在に関して,Lafourcade and Mion (2007)は,同じような集中であっても空間的接近性を考慮した「集積」の必要性を強調している。また,集中,特化,集積の間の区別は,Brakman et al. (Ch.3, 2000)においてもイラスト図を用いて述べられている。本稿では,「集積」という言葉に関して,「集中」と「特化」の双方を包含する用語として位置づけ,以下議論を進

めることにする。

以下では、都市・地域における経済集積の測度を考えるにおいて、



図一 A 食料品製造業従業者の対全国割合（％）



図一 B 繊維製品従業者の対全国割合（％）

- 1) 地域経済活動の集積をどのように測るか。
- 2) 集積の経済性をどのように計測するか。

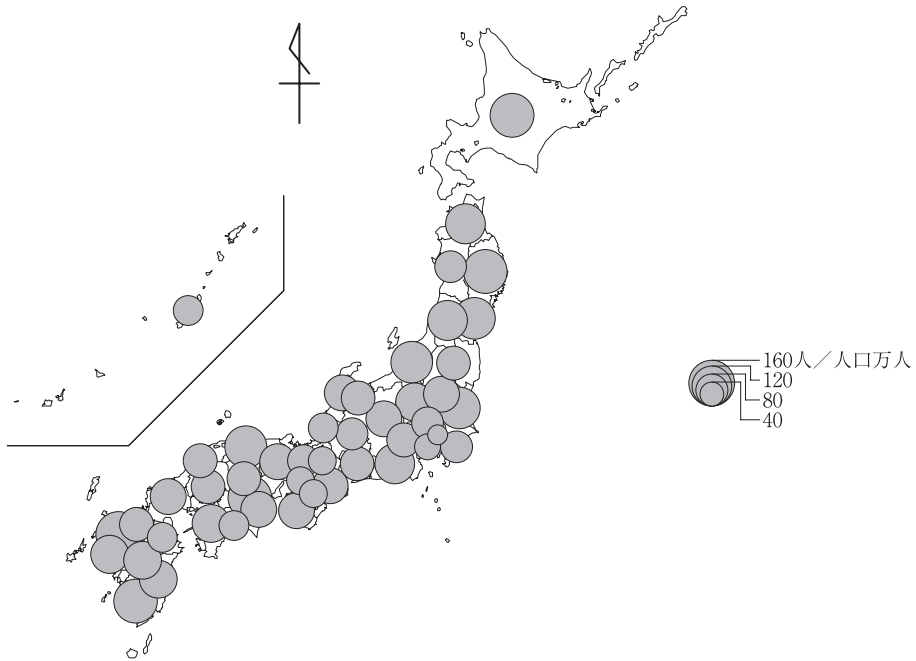


図-2A 人口1万人当たりの食品製造業従業者数

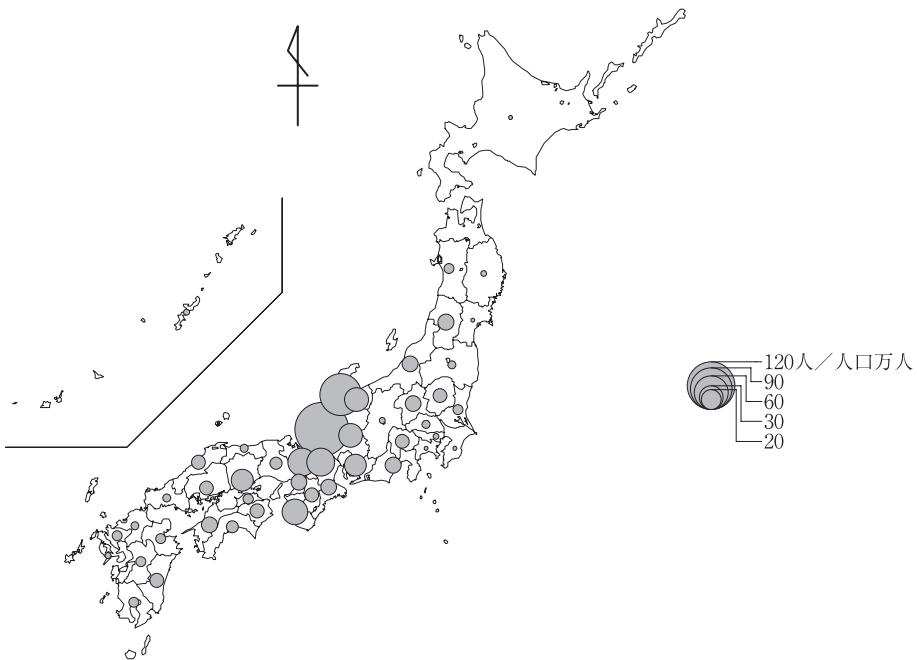


図-2B 人口1万人当たりの繊維産業従業者数

### 3) 集積の経済を規定する要因は何か。

という3つの問題に関して述べていく。第1点は、経済集積の程度を直接的に計測する（統計的）手法についてである。第2点は、集積の経済性に関する推定方法であるが、これは集積の経済効果を意味することから、間接的な計測方法に関して述べることになる。これに関しては、生産関数や費用関数によるアプローチが数多くなされている。第3番目の点は、集積の経済の要因である。定性的には Marshal (1920) や Jacobs (1969) などによって実態をふまえての説明がなされており、また理論的なモデルとしては Fujita and Thisse (2002) によって集積のメカニズムに関する解明がなされている。これらの仮説や理論を検証するための集積の決定要因に関する実証分析としては、経済集積を測る直接指標を非説明変数として用い、その地域間の違いを説明する要因を説明変数とした分析がなされることになる。

## 2. 経済集積の直接的な測度

最初に本稿を通しての定義として、一国内の地域数を  $n$ 、産業分類の数を  $m$  とし、地域  $j$  ( $j = 1, \dots, n$ ) における産業  $i$  ( $i = 1, \dots, m$ ) の雇用者（もしくは就業者）の数を  $x_{ij}$  で表現することにする。

### 2.1 産業の地域特化

まず、産業  $i$  の地理的な空間分布について考える。雇用の地理的集中は、経済活動の空間分布を表現する1つである。したがって、産業の地域特化とは、ある特定産業の地理的な集中に関することがらとなる。

産業  $i$  に属する雇用者の地域間における地理的な空間分布は、産業  $i$  の地域  $j$  における対全国構成比  $s_{ij}^C$  を

$$s_{ij}^C = \frac{x_{ij}}{\sum_{j=1}^n x_{ij}} = \frac{x_{ij}}{x_{i*}}, \quad i = 1, K, m; j = 1, K, n. \quad (1)$$

と定義すると、

$$\left[ s_{i1}^C, s_{i2}^C, \dots, s_{ij}^C, \dots, s_{in}^C \right]$$

と表現できる。もちろん、 $s_{ij}^C$  の値が高いということは、地域  $j$  に産業  $i$  が相対的に集中していることを意味しているのである。ここで、 $s_{ij}^C$  の二乗を求め、地域に関してその合計をとった

$$H_i^C = \sum_{j=1}^n \left( s_{ij}^C \right)^2. \quad (2)$$

は、Hirschman-Herfindahl 指数として知られており、産業  $i$  の雇用者に関する空間的集中の測度の1つとなる。

他方、全産業についての雇用の地域間における空間分布は、 $s_{sj}$  を

$$s_{sj} = \frac{\sum_{i=1}^m x_{ij}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij}} = \frac{x_{sj}}{x_{**}}. \quad (3)$$

と定義することで、

$$[s_{*1}, s_{*2}, \dots, s_{*j}, \dots, s_{*n}],$$

と表せる。この割合は雇用者数で測った地域の経済規模を示すものであることから、(3)式で調整（基準化）した産業  $i$  の地域  $j$  における相対的集中度指数は

$$LQ_{ij}^C = \frac{s_{ij}^C}{s_{sj}} = \frac{x_{ij}/x_{i*}}{x_{sj}/x_{**}}, \quad j = 1, K, n. \quad (4)$$

のように定義できよう。

さらに、産業  $i$  に関する地域集中度指数(4)式の地域間平均値

$$LOC_i^C = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n LQ_{ij}^C = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{s_{ij}^C}{s_{sj}}. \quad (5)$$

を考えると、これは産業  $i$  の全国における平均集中度を示すものであり、各産業においてこの指数を求めることで産業間の集中度の相違を比較するときに活用できる。この指数はまた伝統的な経済地理学の分野において、産業  $i$  の地域的特化度を示す指数としても用いられている。

さて(4)式の分母と分子の関係を

$$s_{ij}^C - s_{sj}$$

のように差分で表現すると、地域  $j$  においてこの値がプラスの場合は、地域  $j$  は産業  $i$  に関して他の産業より相対的に特化しているということを示している。この絶対値を地域に関して合計し地域の数で平均化した

$$G_i^C = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n |s_{ij}^C - s_{sj}| \quad (6)$$

あるいは、それと同値の二乗和の平均値

$$G_i^{C2} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (s_{ij}^C - s_{sj})^2. \quad (7)$$

は、産業  $i$  に関して空間的な立地偏差の程度を表している。また、産業  $i$  の空間的分布が産業全体の分布と近ければ、(6)式の  $G_i^C$  や(7)式の  $G_i^{C2}$  の値はゼロに近い値をとる。そのことから、(6)式や(7)式の値は、産業  $i$  に関する（空間立地の）非類似性測度（dissimilarity measure）とも呼ばれている<sup>3</sup>。

### 立地ジニ係数

ジニ係数は所得分布の不平等性を測る指標として広く使われてきた。これは、均等分布の45度線と

3 たとえば、Traistaru and Iara (p.7, 2002) を参照。

ローレンツ曲線と囲まれる間の面積として定義される。もし所得分布が完全に均等であればローレンツ曲線は45度線と一致する。一方、所得分布の不平等性が高まるとローレンツ曲線は45度線から右下方へ外れていく。したがって、ジニ係数は分布が均等であればゼロに近づき、不平等の程度が高くなると1に近づくのである。

立地ジニ係数 (locational Gini coefficient) とは、産業の地理的集中の程度を示すもので、このジニ係数を応用したものである。(4)式で示された集中度係数を用いて、立地ジニ係数は次のように求められる。

まず、集中度係数(4)を昇順に並べ替え、縦軸に分子である産業*i*に関する地域*j*の対全国構成比、横軸に分母である全産業について地域*j*の対全国構成比をとり、それらを結ぶことによってローレンツ曲線を描く。そして、このローレンツ曲線と45度線との間の面積を求め、その2倍を立地ジニ係数とする。Aiginger et al. (1999) によると、立地ジニ係数の計算式は

$$GINI_i^C = \frac{0.5 - \frac{1}{2n} \sum_{j=1}^n (s_{ij}^C + s_{ij}^C)}{0.5 \left(1 - \frac{1}{n}\right)} \quad (8)$$

もしくは

$$GINI_i^C = \frac{2}{n^2 \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{s_{ij}^C}{s_{sj}}\right)} \sum_{j=1}^n \lambda_j \left| \frac{s_{ij}^C}{s_{sj}} - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{s_{ij}^C}{s_{sj}} \right|. \quad (8)'$$

で得られることが示されている。(8)'式における $\lambda_j$ は地域*j*の占める割合の全国順位である。

この立地ジニ係数は、産業*i*の雇用者の空間分布の各地域割合が、全産業の空間分布の各地域割合とどの程度一致もしくは乖離しているかを示すものである。係数値は[0,1]の間で、0の時は産業*i*の空間分布が全産業のそれと一致しており、1に近い場合は全産業でみた空間立地形状と大きく外れていることを意味している。この立地ジニ係数は、ある産業に関して地域間の空間立地の偏向度を集計的指数として情報を提供してくれる。しかしながら、こういった集計的指数は、程度は示すもののどのように立地が偏っているのかを表してはくれない。

## 2.2 地域の産業特化

次に、地域的な産業の特化について考える。「特化」という概念は基本的に地域の視点からきている。地域的な特化とは、ある地域*j*における産業*i*の雇用者が全産業に占める相対的な割合（構成比）の大きさとして定義される。つまり、地域*j*における産業*i*の特化の水準 $s_{ij}^s$ は、

$$s_{ij}^s = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x_{ij}} = \frac{x_{ij}}{x_{sj}}. \quad (9)$$

と示される。これより地域*j*における各産業の特化の程度を示す産業構成は、

$$[s_{1j}^s, s_{2j}^s, \dots, s_{ij}^s, \dots, s_{mj}^s].$$

となる。(9)式を用いて、今度は地域的特化の程度を示す Hirschman–Herfindahl 指数が次の(10)式のように求められることになる<sup>4</sup>。

$$H_j^s = \sum_{i=1}^m (s_{ij}^s)^2 \quad (10)$$

一方、全国レベルでの産業構成は  $s$

$$[s_{1*}, s_{2*}, \dots, s_{i*}, \dots, s_{m*}],$$

となる。ここで、

$$s_{i*} = \frac{\sum_{j=1}^n x_{ij}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij}} = \frac{x_{i*}}{x_{**}} \quad (11)$$

である。したがって、(11)式の全国の産業構成で基準化した地域の特化指数  $LQ_{ij}^s$  は

$$LQ_{ij}^s = \frac{s_{ij}^s}{s_{i*}} \quad (12)$$

のように表すことができる。この指数は「立地商 (location quotient)」としても知られており、多くは産業  $i$  の地域特化度を示す特化係数として用いられている。

地域  $j$  において、この産業別の特化係数の平均値を求めると、

$$LOC_j^s = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_{ij}^s}{s_{i*}}, \quad (13)$$

となり、これは地域  $j$  における産業特化度を意味している。特化している産業が多い地域ほど、また特化の程度の高い産業がある地域ほどこの数値は高くなる。地域間比較においてこの値が大きいと、地域  $i$  の産業構成は全国の産業構成と比べて偏りが大きく、特化度が高い産業があることを意味している。

(6)式でおこなったのと同じ考え方で、特化係数(12)式の分子と分母の差

$$s_{ij}^s - s_{i*}$$

の絶対値に関して地域  $j$  における産業に関する合計を求め、産業分類の数で平均値を求めると

$$G_i^s = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m |s_{ij}^s - s_{i*}|^5 \quad (14)$$

となり、これは地域  $j$  の産業構成が全国のそれと近ければ値は0に近づき、全国の構成比と共通の産業がないと最大値  $2/m$  を採ることになる。地域  $j$  の産業構成と全国のそれとの違いを示すもので

4 (2)式との違いに留意が必要である。

5 これとよく似た指数は Midelfart–Knarvik et al. (2000) によって、EU 諸国の産業特化度を比較するのに用いられている。そこでは、 $s_{i*}$  の代わりに地域  $j$  の数値を除いた産業  $i$  の構成比を採用している。



あることから、これは地域特化（あるいは地域産業構成）についての（非）類似性指数とも呼ばれている<sup>6</sup>。

Krugman（1991）は、地域間比較を強調した地域特化に関する双方向比較（bilateral comparison）の指標を示しており、これは

$$K_{jk}^s = \sum_{i=1}^n |s_{ij}^s - s_{ik}^s|. \quad (15)$$

と表せられる。2つの地域の産業構成が同じであれば、この値は0をとる。この指数がKrugmanによって提示されてから、(15)式を用いた（あるいはこれをアレンジした）多くの実証分析が国際間・地域間の産業特化度の比較においてなされてきた<sup>7</sup>。

地域特化に関する立地ジニ係数もまた(8)式あるいは(8)'式と同様の考え方で求めることができる。ただし、この場合は(8)式とは異なり、地域で集計するのではなく産業に関して集計をすることになる。したがって、地域  $j$  にとっての立地ジニ係数は

$$GINI_j^s = \frac{0.5 - \frac{1}{2m} \sum_{i=1}^m (s_{i-1j}^s + s_{ij}^s)}{0.5 \left(1 - \frac{1}{m}\right)} \quad (16)$$

あるいは

$$GINI_j^s = \frac{2}{m^2 \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_{ij}^s}{s_{i*}^s}\right)} \sum_{i=1}^m \lambda_i \left| \frac{s_{ij}^s}{s_{i*}^s} - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_{ij}^s}{s_{i*}^s} \right|, \quad (16)'$$

として求められる。ここで、 $\lambda_i$  は特化係数  $LQ_{ij}^s$  を降順に並べ替えたときの産業  $i$  の順番を意味している。この係数は、地域  $j$  の産業構成と全国の産業構成の相違度を示すものであり、地域  $j$  の産業構成が全国のそれと一致しておれば係数値は0となり、産業構成違いが大きければ（すなわち、特化度が高ければ）1に近づくことになる。

### 2.3 雇用数と事業所規模の立地指数<sup>8</sup>

前節までは、雇用者数（あるいは就業者数）で集中と特化という集積の指標を考えてきたが、実際に特定の地域にどの程度の事業所数（工場数）が立地しているかということも集積を考える上で重要な変数となってくる。

たとえば、産業  $i$  に関して、従業者が50人程度の小工場が100立地している地域と従業者が2,500人

6 Mulligan and Schmidt（2005）は、地域にとっての特化係数として別のものを提案している。

7 Krugman（1991）は、この指標で米国と4つのEUの大きな地域との大雑把な比較をおこなっている。Amiti（1999）は空間的集中度と地域特化度の2つの立地ジニ係数をEU諸国について計算しており、その違いの要因を分析している。Midelfart-Knarvik et al.（2002）もまたEU諸国における産業細かな分類での空間集中の指数を求め、その国々の間の違いの要因を分析している。

8 ここでの議論の原点は、中村・江島（2003）の第6章1節にある。

の大工場が2つ立地している地域とを比較してみよう。前者の地域では、比較優位性か企業間の集積の外部効果によって地域に集積地が形成されていると考えられる。他方、後者の地域では、明らかに一工場における内部規模の経済の存在によるものである。

この両者の場合、雇用者数で測った特化係数などの集積指標は同じ値をとることになる。また、ジニ係数も同様に大きな数値を示すことになるであろう。したがって、このような場合、集積の中身の違いを雇用者数のみで測ると区別できないことがわかる。これらを区別するための単純な方法としては、事業所数あるいは工場数で集積度指数を計算しておくことが考えられる。

ここで  $y_{ij}$  を地域  $j$  における産業  $i$  に属する事業所（もしくは工場）数とする。このときの特化係数を  $LQ_{ij}^{s(P)}$  とすると、

$$LQ_{ij}^{s(P)} = \frac{y_{ij}/y_{*j}}{y_{i*}/y_{**}}, \quad (17)$$

とこれは定義される。他方、雇用者（もしくは従業者）数に関する特化係数を改めて  $LQ_{ij}^{s(E)}$  と表すと、これは(12)式と同様に

$$LQ_{ij}^{s(E)} = \frac{x_{ij}/x_{*j}}{x_{i*}/x_{**}} \quad (18)$$

となる。

集積地域といっても、大規模工業が主体のコンビナート型集積と小規模事業所が多く立地する地場産業的な集積地域とは性質が異なっている。ここで、もし  $LQ_{ij}^{s(P)} > LQ_{ij}^{s(E)} > 1$  であれば、小規模事業所集積型であり、 $LQ_{ij}^{s(E)} > LQ_{ij}^{s(P)} > 1$  であれば大規模工場集積型と見なすことができよう。

(17)式と(18)式の直接的関係は、両者の比をとると、

$$\frac{LQ_{ij}^{s(E)}}{LQ_{ij}^{s(P)}} = \frac{x_{ij}/x_{*j}}{x_{i*}/x_{**}} \bigg/ \frac{y_{ij}/y_{*j}}{y_{i*}/y_{**}} = \frac{x_{ij}/y_{ij}}{x_{*j}/y_{*j}} \bigg/ \frac{x_{i*}/y_{i*}}{x_{**}/y_{**}}, \quad (19)$$

と書き改められる。そこで右辺の分母と分子をそれぞれ

$$\frac{x_{ij}/y_{ij}}{x_{*j}/y_{*j}} = \frac{\text{地域 } j \text{ における産業 } i \text{ の平均事業所規模}}{\text{地域 } j \text{ における全産業の平均事業所規模}} = \text{地域 } j \text{ における産業 } i \text{ の相対規模} \quad (20)$$

$$\frac{x_{i*}/y_{i*}}{x_{**}/y_{**}} = \frac{\text{全国における産業 } i \text{ の平均事業所規模}}{\text{全国における全産業の平均事業所規模}} = \text{全国における産業 } i \text{ の相対規模} \quad (21)$$

と解釈すると、従業者数と事業所数の特化係数の関係は

$$\frac{\text{従業者ベースの特化係数}}{\text{事業所ベースの特化係数}} = \frac{\text{地域 } j \text{ における産業 } i \text{ の相対規模}}{\text{全国における産業 } i \text{ の相対規模}}$$

となる。

これらのことから、「地域  $j$  における産業  $i$  の相対規模」が「全国における産業  $i$  の相対規模」よりも大きい場合には、

$$\frac{LQ_{ij}^{s(E)}}{LQ_{ij}^{s(P)}} > 1 \left( LQ_{ij}^{s(E)} > LQ_{ij}^{s(P)} \right)$$

となり、逆に「地域  $j$  における産業  $i$  の相対規模」が「全国における産業  $i$  の相対規模」よりも小さい場合には、

$$\frac{LQ_{ij}^{s(E)}}{LQ_{ij}^{s(P)}} < 1 \left( LQ_{ij}^{s(E)} < LQ_{ij}^{s(P)} \right)$$

となる。

あるいは、 $LQ_{ij}^{s(E)} < LQ_{ij}^{s(P)}$  の場合には小規模事業所数が多く特化していると考えられるので地域競争的な状況であると考えられ、逆に、 $LQ_{ij}^{s(E)} > LQ_{ij}^{s(P)}$  の場合は、従業者数で見た集積度が事業所数で見たそれよりも大きいとわけであるから相対的に大きな規模の企業（工場）が立地していることを意味しており、その程度が高いと当該産業は地域  $j$  において地域独占的環境となっている解釈できる。

Alecke et al. (2006) らによると、ジニ係数は企業の内部規模の経済による集積と外部経済による集積の双方が含まれた形の集積（集中度）を表しており、そこには何らかの区別が必要となる、と述べている。そのためには工場規模を考慮した新たな集積指数が必要となってくる。これに関しては2.5節で述べることにし、その前に、ここで述べた特化係数の修正版を紹介する。

#### 2.4 修正立地係数<sup>9</sup>

地域特化を示す特化係数はしばしば地域の移出産業を識別するのに用いられる<sup>10</sup>。国際交易の理論では、(3)式は Balassa 指数と呼ばれており、地域の比較優位性を示す指標として用いられてきた。

地域  $j$  における産業  $i$  の産出額  $q_{ij}$  で表現した地域  $j$  における産業  $i$  の特化係数 ( $\rho_{ij}$ ) は、

$$\rho_{ij} = \frac{q_{ij}/q_{*j}}{q_{i*}/q_{**}} \quad (22)$$

と定義される。

経済基盤理論によると、(22)式の特化係数が1.0を上回っていると、産業  $i$  は移出産業として認識される。しかしながら、この伝統的な特化係数を適用して移出部門を識別すると、バイアスが生まれる可能性がある。たとえば、一国において産業  $i$  が輸出産業に特化しているとしよう。すると、地域  $j$  の産業  $i$  に関する特化係数が過小に評価されることになる。我が国の自動車産業は明らかに基盤産業であり、輸出産業である。したがって、世界というクローズした中では、日本は自動車産業の特化係数は1.0を上回っていると予想される。逆に、産業  $i$  に関して一国が輸入超過の場合、地域  $j$  の産業  $i$  の特化係数は過大傾向になる。これらの原因は、特化係数の基準となっている国全体の産業構成が

9 この係数は、筆者が1995年における応用地域学会（愛媛大学）において提案したもので、最近では、中村（2005）において同様の議論が述べられている。

10 McCann（2001）は第4章の補論において特化係数を用いた地域交易を推計する方法を述べている。

開放経済に基づいていることに依っている。

全国レベルの産業連関表を念頭におくと、産業  $i$  に関して、横方向（需要方向）におけるバランス式として、

$$q_{i*} = q_{i*}^D + q_{i*}^X - q_{i*}^M,$$

が成り立っている。ここで、 $q_{i*}^D$  は国内の中間需要額、 $q_{i*}^X$  は国外への輸出額、そして  $q_{i*}^M$  は国外からの輸入額である。

国全体としての産業  $i$  の特化係数を、自給自足経済を基準として定義すると

$$\rho_{i*} = \frac{q_{i*}/q_{**}}{q_{i*}^D/q_{**}^D} = \frac{q_{i*}/q_{**}}{(q_{i*} - q_{i*}^X + q_{i*}^M)/(q_{**} - q_{**}^X + q_{**}^M)}. \quad (23)$$

となる。したがって、自給自足経済を基準とした修正型特化係数 ( $q_{ij}$ ) は

$$\hat{\rho}_{i*} = \frac{q_{ij}/q_{*j}}{q_{i*}^D/q_{**}^D} = \rho_{i*} \frac{q_{ij}/q_{*j}}{q_{i*}/q_{**}} = \rho_{i*}\rho_{ij} \quad (24)$$

と定義される。この(24)式が修正特化係数である。この修正特化係数を用いると、地域  $j$  における総需要  $q_{ij}^D$  は、

$$q_{ij}^D = \frac{q_{ij}}{\hat{\rho}_{ij}} = \frac{q_{ij}}{\rho_{i*}\rho_{ij}} = q_{*j} \left( \frac{q_{i*}^D}{q_{**}^D} \right).$$

のように求められることになる。したがって、地域  $j$  における産業  $i$  の純移出額（移出－移入）は、 $q_{ij} - q_{ij}^D$  によって推計される<sup>11</sup>。

## 2.5 Ellison-Glaeser 指数とその拡張

産業の空間的集中度を示す指標

$$G_i^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \left( s_{ij}^C - s_{*j} \right)^2, \quad (25)$$

は、すでに述べたように、産業  $i$  の立地の（地域間）空間分布が全産業の空間分布と同じであれば 0 をとり、その値は産業  $i$  がより偏った分布、すなわち地域的集中を示すにつれて大きな値をとることになる。

ここで、工場レベルの大規模経済の効果によって少数の大規模工場が数少ない地域に立地している状況を考える。このとき、事業所数では少ないが、雇用者の数でみると少ない地域に集中している。したがって、(5)式の値は大きくなる。しかしながら、雇用者数での集積は認められても事業所数で見

11 修正特化係数の解釈に関して以下の例を挙げておく。ある地域の農業産出額が120で、そのうち20が国内に移出しているとする。ここで、国内での特化係数は1.2とする。しかし、閉鎖経済系での日本全体の農業の特化係数が0.8とする。すると、修正特化係数は0.96となる。そうなると、計算上では、125が自足額で5が不足分の純移入となる。このとき、20が国内他地域への移出で、25が国内外からの輸移入と解釈する。そうすると、20-25=-5が純移出（移入）となる。

ると集積は認められない。内部規模の経済と外部経済による集積とを区別するためには、前々節でも述べたように事業所規模を考慮した集積の指標が必要になってくる。

Ellison and Glaeser (1994, 1997) は、産業の空間的分布は事業所の地理的集中とは独立ではないことを認識して、新しい集積指標を考案した。彼らは、地図上への的当てモデル (dartboard model) を考え、地図上に立地しようとする事業所 (工場) を矢 (ダーツ) と見立てた確率立地モデルから集積指数を導いたのである。立地に際しての地域の比較優位性や技術の漏出などの企業間の外部効果が存在しない場合に事業所 (工場) が地域  $j$  に立地する確率は、まさに地域の広さに依存するということを前提としたモデルである。モデルの概要は、次のように示される。地域間に特性の差異がない場合や外部効果が存在しない場合、ある産業  $i$  における地域  $j$  の対全国の構成割合は、地図上の的に占める地域  $j$  の面積の割合に等しいと考える。産業内の企業間に外部効果が存在する場合は、それらの企業群をひとまとめとした矢でもって投擲する。また、比較優位性が地域に存在する場合は、その地域特性によつて的の面積が変化する、すなわち立地確率が変化するようになる。

Ellison and Glaeser (1994) は、まず雇用者でみた立地の集中度を表している(25式)に対して、地域間におけるその雇用者の分布状況で基準化した指標  $G$  を次のように定義した。ここでの基準化変量は、地域間における分布の偏り度を示す雇用者ベースの Hirschman–Herfindahl 指数である。

$$G_i^{(EG)} = \frac{\sum_{j=1}^n (s_{ij}^C - s_{sj})^2}{1 - \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2}, \quad (26)$$

ここで、分母は全産業の立地分布に偏りがなければ 1 をとる。Ellison and Glaeser (1994) はこの(26式)の指数のことを地理的集中の原指数 (raw geographical concentration index) と呼んでいる。

他方、産業  $i$  における事業所 (工場分布) は、これまた Hirschman–Herfindahl 指数を用いて

$$H_i^P = \sum_{k=1}^N (z_{k \in i})^2, \quad (27)$$

と表す。ここで、 $z_{k \in i}$  は産業  $i$  に属する事業所 (工場)  $k$  の雇用者の割合で、 $N$  は産業  $i$  の事業所 (工場) の数である。もし雇用者数で測った事業所 (工場) 規模がすべてについて同じであれば、 $H_i^P$  の逆数は事業所 (工場) 数を示すことになる。1つの産業内で事業所 (工場) 規模の不均分布の程度が高まる、すなわち当該産業の空間的立地の偏りが大きくなると、(27式)の値は小さくなる。

地理的集中の原指数の期待値、 $E[G_i^{(EG)}]$  は、(26式)と(27式)から

$$E[G_i^{(EG)}] = \gamma_i (1 - H_i^P) + H_i^P$$

と表すことができ、ここから産業  $i$  に関して、地理的集中の原指数を上回る過集中を意味する  $\gamma_i$  の推定量が次の(28式)のように導かれる。

$$\hat{\gamma}_i^{(EG)} = \frac{G_i^{(EG)} - H_i^P}{1 - H_i^P} = \frac{\sum_{j=1}^n (s_{ij}^C - s_{sj})^2 - \left(1 - \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2\right) \sum_{k=1}^N (z_{k \in i})^2}{\left(1 - \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2\right) \left(1 - \sum_{k=1}^N (z_{k \in i})^2\right)}. \quad (28)$$

(28)式右辺の分子は、産業*i*の地理的集中の程度とその期待値（空間的 Hirschman–Herfindahl 指数の期待値）の差を表している<sup>12</sup>。つまり、Ellison–Glaeser 指数は、実際の集中がランダムに立地したときの期待値より大きいかどうかを指しているのである。この段階では事業所規模と雇用規模の違いを集積指数のなかで区別できているが、集中が地域の比較優位によるものか集積の外部経済によるものかについての情報は提供していない。したがって、指数  $\hat{\gamma}_i^{(EG)}$  は地域間の比較優位性と企業間の外部効果の影響が同時に入った測度となっている<sup>13</sup>。

これに対して Maurel and Sédillot (1999) は同一産業内の企業間の近接性から生じるスピルオーバー効果に着目して、Ellison and Glaeser (1997) とは少し異なる集積指数を提案している。

まず、事業所（工場）*k* が地域 *j* に立地する場合  $u_{kj} = 1$  で、そうでない場合は  $u_{kj} = 0$  となるダミー変数  $u_{kj}$  を定義する。このとき変数  $u_{kj}$  は、事業所（工場）*k* が  $Pr(u_{kj} = 1) = s_{sj}$  で地域 *j* に立地するという確率をもった非独立型のベルヌーイ型変数である。このことは、事業所（工場）のランダムな立地行動が、地域 *j* の雇用者の対全国割合  $s_{sj}$  に雇用割合のパターンが一致してくるという意味をもっている。

Maurel and Sédillot は、Ellison and Glaeser の  $\gamma_i$  を、同一産業に属する任意の2つの事業所（工場）の立地相関係数として再定義している。すなわち、

$$\gamma_i = \text{Corr}(u_{kj}, u_{lj}) \text{ for } k \neq l \quad (29)$$

である。ここで  $\lambda_i$  は  $-1 < \gamma < 1$  であり、産業 *i* の中での企業間のスピルオーバーの程度を示している。この場合、産業 *i* に属する任意の2つの事業所（工場）が同じ地域 *j* に立地する確率は、

$$p_i = \sum_{j=1}^n p_{ij} = \gamma_i \left(1 - \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2\right) + \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2 \quad (30)$$

と表せる。ここで  $p_{ij} = E[u_{kj}, u_{lj}] = \text{Cov}(u_{kj}, u_{lj}) + E[u_{kj}]E[u_{lj}] = \gamma_i s_{sj}(1 - s_{sj}) + (s_{sj})^2$  である。

そして、 $p_{ij}$  の推定値としては：

$$\hat{p}_{ij} = \frac{\sum_{k \neq l} z_{k \in j} z_{l \in j}}{\sum_{k \neq l} z_k z_l} \quad (31)$$

12 詳しい証明がついた説明は Ellison and Glaeser (1994) にある。また、自然の比較優位性の存在に関する産業の集中度の分析例は、Ellison and Glaeser (1999) で紹介されている。

13 たとえば、Alecce et al. (2006, p.21)。

14 的当てモデルでは、この *i* は各矢の相関度として解釈される。

が与えられる。ここで  $k, l \in j$  の記号は、事業所（工場） $k$  と  $l$  は地域  $j$  にともに立地していることを意味している。多少の計算過程を経て、(31)式の推定値は

$$\hat{p}_i = \frac{\sum_{j=1}^n (s_{ij}^C)^2 - H_i^P}{1 - H_i^P} \quad (32)$$

のように書くことができる。この(32)式を(30)式の  $p_i$  の代わりに代入することで、 $\gamma_i$  の推定量  $\hat{\gamma}_i$  を

$$\hat{\gamma}_i^{(MS)} = \frac{G_i^{(MS)} - H_i^P}{1 - H_i^P} = \frac{\sum_{j=1}^n (s_{ij}^C)^2 - \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2 - \left(1 - \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2\right) \sum_{k=1}^N (z_{k\in i})^2}{\left(1 - \sum_{j=1}^n (s_{sj})^2\right) \left(1 - \sum_{k=1}^N (z_{k\in i})^2\right)} \quad (33)$$

と表現できることになる。

ここでの推定量  $\hat{\gamma}_i^{(MS)}$  は、(33)式が的当てモデルから直接的に導かれた推定量であることから  $\hat{\gamma}_i^{(EG)}$  よりも望ましいものであると言えよう。もちろん、両方の推定量とも不偏推定量であることには変わりはない。

ここまででは同一の産業内における企業の立地を考えてきたが、Ellison and Glaeser は、共集積 (co-agglomeration) と彼らが呼んでいる産業間の集積の可能性についても考察している。もし2つの産業間で垂直的に中間投入物の取引関係が存在するならば、双方が近接して立地することを誘引する外部効果が存在することになる。

4桁産業分類と2桁産業分類で、同じ2桁分類に属するが、その中での4桁分類における産業間でのスピルオーバー効果が存在すると考える。このときのスピルオーバーの指標を  $\hat{\gamma}_{i\in r}^{(EG)}$  とする。

そして、 $H_{i\in r}^P$  を2桁分類では産業  $i$  に属し、4桁分類では  $r$  番目の産業グループにある事業所（工場）レベルでの Hirschman–Herfindahl 指数とし、 $w_{i\in r}$  を2桁産業分類での  $r$  番目の産業グループの雇用構成比とする。Ellison and Glaeser は、共集積の指標を、産業の4桁分類グループにおける空間的集中の程度と各産業グループの空間的集中度の加重平均値の間の差として

$$\hat{\gamma}_{i\in r}^{(EG)} = \frac{G_{i\in r}^{(EG)} - \sum_{i\in r} w_{i\in r}^2 H_{i\in r}^P - \sum_{i\in r} \hat{\gamma}_{i\in r} w_{i\in r}^2 (1 - H_{i\in r}^P)}{1 - \sum_{i\in r} w_{i\in r}^2} \quad (34)$$

のように定義している。ここで  $\hat{\gamma}_{i\in r}^{(EG)}$  はある産業グループに属する企業間の立地相関の程度を示している。

Ellison–Glaeser の集積指数（あるいは集中度指数）は非常に洗練されたものではあるが、反面、個々の工場の規模分布データを必要とし、かなりやっかいである。実際、Ellison and Glaeser (1994, 1997) においても雇用者数のデータは地域レベルであって事業所（工場）規模分布に関する

15 Ellison and Glaeser (1997, p.890) は、彼らの指数は工場単位のデータが利用できる場合において地域間のみならず産業間の比較も可能となるように構築されていると述べている。

の Hirschman–Herfindahl 指数に関しては別のデータソースから算出しているのである<sup>15</sup>。

通常、工場単位のデータはその秘匿性から利用することができないが、最近ではこういった障壁を乗り越えて空間的に詳細な立地データを利用した分析が出てきている。それによって、Ellison–Glaeser のフレームワークを拡張した Devereux et al. (2004) によるイギリスの実証例や Mauel and Sédillot (1999) によるフランスの実証例などが現れている。また、Barrios et al. (2003) はベルギー、アイルランド、ポルトガルなど EU の小国の地域について集中度係数の比較をおこなっている。スウェーデンの実証例では Braunerhjelm and Borgman (2004), Bertinelli and Decrop (2005) はベルギーの製造業の立地について、さらに Alecke et al. (2006) は1998年の製造業116分類工場データで郡単位での集中度の分析をしている。また、Lafourcade and Mion (2007) もイタリアの詳細な国勢調査区データを活用して分析している。我が国でも Tokunaga and Akune (2005) が、2桁と4桁の地域製造業のデータを用いて食料品製造業に関する Ellison–Glaeser の集積指数を求めている。

ところで Duranton and Overman (2002) は、空間的集中度を示す指標が満たすべき要件として次の5つを挙げている<sup>16</sup>。

- 1) 産業間での比較可能性
- 2) 製造業全体の集積を調整していること
- 3) 産業の集中から空間的集中を分離していること
- 4) 空間的な集計と産業分類での集計に関して不偏推定量であること
- 5) 統計的に検定が可能であること

Bertinelli and Decrop (2005) は、立地ジニ係数と Ellison and Glaeser 指数に関して、この5つの要件の充当性を確認している。まず、ジニ係数は最初の2つの要件を満たしているといえる。Ellison and Glaeser 指数もまた最初の2つの要件を満たしている。要件の5番目は、従来あまり関心が払われてこなかったものである。要件3) については、次のような理由による。比較優位性やスピルオーバー効果というものが、その空間的広がりに関してかなり限定的であるならば、集積の密度は高まり、地域的集中度の測度は地理的広がりの程度に敏感となるからである。

## 2.6 集積の空間的側面

Ellison and Glaeser (1997) の集積指数はそれまでの色々な集中指数や特化指数などから大きく前進したが、それでも欠点は存在する。第1には、彼らの指標は集積において地理的境界をまたいだ空間的（距離的）な変化をとらえていないことである。第2には、第1とも関連していることだが、集積測度が対象地域の空間的な広がりの程度に依存することである。これは、空間的単位が決められ集中度の指数がいったん計算されると、他の空間単位との比較が容易ではないということの意味する。こういった空間的広がりに集中度の指数が依存するというのは、Ellison–Glaeser 指数やジニ係数といった面的基盤の指数（area-based index）ではとらえることができない。それがために、面的基盤の指数は、工場規模とその空間的立地分布の関係を意味する集積状況をとらえることのできる（であろう）

16 Combes and Overman (2003) はこれらの基準を7つまでに拡張している。



連続変数を用いた距離基盤の指数へと展開されることが必要となってくるのである。

上記の欠点を克服するには、現在のところ、2つのアプローチが考えられる。1つは、空間的自己相関の考え方を導入してEG指数の欠点を補うアプローチである。もう1つは、Kernel密度関数を用いたノンパラメトリック・アプローチで連続変数での距離基盤型の集中指数を構築するやり方である。最近では、すくなくとも4つの論文が、空間的な境界と工場規模に関する関係に対してそういった試みをしている。

#### 距離基盤アプローチ

Macron and Puech (2003) と Duranton and Overman (2002, 2005) らは、それぞれが独立に、上述の課題を克服するために距離に基づく計測手法 (a distance-based method) を提案している。

Macron and Puech は同質空間的上のポワソン分布過程に基づくアプローチで、フランスの産業集中度を求めている。彼らの「距離基盤アプローチ」は Ripley の K 関数 (Ripley, 1976, 1977; Besag, 1977) から導かれた Besag の L 関数で立地点の空間分布を記述し、近隣の平均密度として定義している。Ripley の K 関数も Besag の基準化された L 関数も、一定のサークル範囲内における近隣事業所数の平均値を計測することによって集中度を測っている<sup>17</sup>。彼らは半径の中にある事業所数を計算し、実際の事業所の分布がランダムな立地パターンと有意に異なっているかどうかを検証している (Macron and Puech, p. 413)。彼らのマイクロデータに基づくフランスでの計測結果は、従来のパリの周りに事業所が集中しているという集計データを用いた計測結果に対しても肯定的である。

Duranton and Overman (2002, 2005) もまた地理的単位の選択問題に関して、Ripley とは独立に、距離空間を連続変数として取り扱った地理的な単位の大きさには影響を受けない新たな空間集中度の指数「距離基盤指数 (distance-based index)」というものを開発している。これは同一産業に属する2つの事業所間の距離 (すべての組み合わせ) について、その空間分布を計算するものである。これまでの指数とは異なり、空間的広さの変化によって偏ることはなく、ランダムな立地パターンからの乖離の統計的推定を可能なものとしている。かれらのアプローチは空間ユニットの集計単位には依存しないという点で極めて魅力的な指数であるが、現実問題として立地点の空間座標が識別できるマイクロデータを利用することは容易なことではない。

#### 空間的自己相関

Lafourcade and Mion (2007) は、集中と集積の違いを対象地域の空間的広がりとの関連に着目して次のように識別している。

図-3では9地域に空間的に分かれたなかでの立地状況を示している<sup>18</sup>。セルの中の数字は雇用者数でも事業所数でもかまわない。ここで、特化係数、ジニ係数、さらに Ellison-Glaeser 指数を求めると、左右(a)(b)の立地パターンでそれらの値は同じものとなる。集中度という視点に立てば、(a)も(b)も地域に集中している程度は同じである。しかし、特化係数やジニ係数、Ellison-Glaeser 指数などでは考慮されていない相互の空間的位置関係あるいは距離の概念を導入すると、立地パターンは異なるも

17 K 関数についての詳細な説明は Macron and Puech (2003) の補論に書かれている。

18 この図は、Lafourcade and Mion (2007) における図1を採用している。

のとなる。(a)では、空間的近接性が立地に影響していることが直感的に読み取れる。これが立地において境界をまたいだ意味での空間的集積が存在する場合と言える。

(a)			(b)		
3	3			3	
3	3		3		3
				3	

図-3 集積と集中の違い

こういった問題を克服するために、Lafourcade and Mion (2007) は空間的自己相関係数の修正版を導入している。彼らは事業所（工場）の規模に着目し、製造工場についての立地の空間分布が規模に関連しているかどうか、また工場の立地分布における物理的距離の役割も抽出している。

この空間的自己相関係数の代表的なものとして *Moran's I* が挙げられる。これは Moran (1950) によって提唱された古典的なもので空間的相互関連性を示す指数である。境界が隣接した立地点について変数間の相関係数をみるもので

$$Moran's I = \frac{n \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n w_{i,jk} (x_{ij} - \bar{x}_i)(x_{ik} - \bar{x}_i)}{\left( \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n w_{i,jk} \right) \sum_{k=1}^n (x_{ik} - \bar{x}_i)^2}, \quad (35)$$

と表せる。ここで  $\bar{x}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij}$  であり、 $w_{i,jk}$  は空間的つながりの程度を示すウェイト・マトリックスである。このウェイトの最もシンプルなものとしては、接している地域同士に関しては1をとり、そうでない地域同士に関しては0をとるといったものがある。

Lafourcade and Mion (2007) は、また集積の測度は事業所（工場）間の空間的距離をも考慮すべきであり、そこには地域規模の影響も大きいはずであると述べている。彼らは集積指数に関して、雇用者数で測った *Moran's I* と事業所規模で測った *Moran's I* の2つを求めることで、地理的境界をまたいだ集積について集中指標との比較をおこなっている。具体的には、イタリアの製造業国勢調査区データでもって、工場規模と事業所の集中の間に強い関係があることを見出している。そこでは、大規模な工場（群）については集積よりも集中傾向が強く、小規模の事業所に関しては境界をまたいだ集積が顕著であることを示している。Barrios et al. (2003) もまた *Moran's I* 指数を用いて分析対象の地理的空間の決め方と集積度の関係を調べている。

このような空間的自己相関に関しては Cliff and Ord (1981) に代表されるように、実は1980年代に精力的に議論されていた。しかしながら、近年、新経済地理学の隆盛によって空間分析を試みる研究者から再び注目を集めるようになってきている。

## 2.7 地域経済の多様性

「多様性」も集積の測度という意味ではもう1つの重要な概念である。都市化の集積の経済は、都

市に様々な仕事や産業活動が存在するという意味での（経済）多様性から生まれるものである。都市域での多様性の特徴としては、消費の多様性、労働市場の多様性、産業の多様性など様々な多様性が考えられる。

消費の多様性は、都市居住者に対して様々な差別化された財やサービスの消費機会を提供することで効用を高める。労働市場の多様性は、様々な種類の雇用機会や就業機会を提供することができ、これは「labor market pooling」と言われるところの重要な集積の要因の1つでもある。その結果、特に産業構成に多様性があることで、予知せぬ経済変動からの地域経済におけるリスクを軽減し、産業構造の多様性は失業率を低くさせる効果を有するのである。

他方、地域経済の多様性が地域経済のパフォーマンスに果たす役割は、地域経済の安定性との関連で非常に精力的に研究されてきた<sup>19</sup>。多様性と経済の多様化は、市場経済の変動から地域経済を守るものまた地域経済の安定性を促すものと考えられてきた。

多様性を表す指標として、Hirschman-Hirfindahl 指数の逆数がしばしば用いられている。Duranton and Puga (2000) は、多様性の指数を

$$DIV_j^A = 1 / \sum_{i=1}^m (s_{ij}^s)^2$$

のように定義している。ここで、 $DIV_j^A$  の値は、地域  $j$  の雇用者が産業間で均等になっていれば、その産業分類の水準と同じ  $m$  をとり、最も多様性が大きい値となる。

Henderson et al. (1995) は、産業  $i$  が直面する多様性という観点で、少し違う定式化をしている。それは(36)式のように、産業  $i$  にとっては自分自身の産業の構成比を除いたものとなっていることである。

$$DIV_{ij}^B = \sum_{i'=1, i' \neq i}^m (s_{i'j}^s)^2. \quad (36)$$

Combes (2000) は Henderson の定式化を更に発展させて、シェアをとる段階から当該  $i$  産業を除いた形での産業部門別の Hirschman-Hirfindahl 指数の逆数を(37)式のように提案した。

$$DIV_{ij}^C = \frac{1 / \sum_{i'=1, i' \neq i}^m (x_{i'j} / x_{-i,j})^2}{1 / \sum_{i'=1, i' \neq i}^m (x_{i'*} / x_{-i,*})^2}, \quad (37)$$

ここで当該産業を除く他のすべての産業部門のシェアが同じであれば、(37)式の分子は最大値をとる。

Hirschman-Hirfindahl 指数は、最近の多くの研究者は気づいていないが、そもそも計量地理学の方で Gibbs and Martin (1962) によって示された Gibbs-Martin 指数がルーツとなっているのである。その元祖 Gibbs-Martin Index, GMI は、地域  $j$  について

19 最近のレビューとしては Dissart (2003) がある。

$$GMI_j = 1 - \frac{\sum_{i=1}^m (x_{ij})^2}{\left(\sum_{i=1}^m x_{ij}\right)^2} \quad (38)$$

と定義される。ここで、もし労働力が1つの産業に集中しておれば0となり、産業間で均等に分布しているとする(38)式の値は1になる。後者の場合に多様性が最大であるという。 $x_{ij}$ の代わりにシェアである  $s_{ij}^s$  を用いると、Gibbs–Martin 指数は、 $\sum_{i=1}^m s_{ij} = 1$ であることを考えると、Hirschman–Hirfindahl 指数から1を引いたものと同じになる。

多様性を示すもう1つの指標はエントロピー指数である。これは、その概念において Hirschman–Herfindahl 指数と近いものである。熱力学の第二法則をベースにしたエントロピーの法則である。これに沿って考えると、エントロピー指数は、

$$(\text{Entropy Index})_j = - \sum_{i=1}^m \frac{x_{ij}}{x_{*j}} \log_2 \frac{x_{ij}}{x_{*j}}. \quad (39)$$

となる。この指数は、地域  $j$  が1つの産業に完全に特化していれば0の値をとり、その地域における産業（の雇用者）が産業間でより均等に分布しておればそれだけ値は大きくなる<sup>20</sup>。具体的には、地域  $j$  において各産業の雇用者が均等に分布しているとする、 $x_{ij} = \frac{1}{m} x_{*j}$  より、 $(\text{Entropy Index})_j = \log_2 m$  となる。これは、すべての産業部門が地域の雇用に等しく貢献しているという意味において、地域は完全に多様化していると考えるのである。反対に、ある産業だけに特化しているという極端な場合であれば、明らかに  $(\text{Entropy Index})_j = 0$  となる。このことから、 $0 \leq (\text{Entropy Index})_j \leq \log_2 N$  となる。

このエントロピー指数の特徴として、ジニ係数と同様に要因分解できることがある。たとえば、産業大分類と現在は産業中分類で、 $i = 1, K, m$  と  $m$  種類あるが、産業大分類では  $K, K < m$  種類に集計できるとしよう。このとき産業大分類で計測したエントロピー指数は、

$$(\text{Entropy Index})_{\text{between } k} = - \sum_{k=1}^K x_{kj} \log_2 x_{kj}$$

となる。ただし、 $E_{kj} = \sum_{i \in k} E_{ij}$  である。また、産業大分類  $k$  の中でのエントロピー指数は、

$$(\text{Entropy Index})_{\text{within } k} = - \sum_{k=1}^K \frac{x_{kj}}{x_{*j}} \log_2 \frac{x_{kj}}{x_{*j}}$$

である。したがって、

$$(\text{Entropy Index})_j = (\text{Entropy Index})_{\text{between } k} + \sum_{k=1}^K x_{kj} (\text{Entropy Index})_{\text{within } k}$$

となる。

20 この指数は生物学の種の多様性を見る場合の測度としても用いられてきており、Shannonの多様性指数とも呼ばれている。

21 Brulhart and Traeger (2005) は、最近、エントロピー指数を地理的集中の測度に適用して、その汎用性を従来の指標に比べての統計的な有用性を述べている。Mori et al. (2005) もエントロピー指数の概念を展開して、多様性の新たな測度を提案している。前提条件はかなり強いものの、日本の地域データに適用している。

Hirschman–Herfindahl 指数は、集中・特化の指標としてだけでなく、逆数や1から引いた形などで多様性の指標としても実証分析で多く用いられてきている<sup>21</sup>。多様性はしばしば特化とコインの表裏面のような関係としてとらえられる。しかしながら、多様性は必ずしも特化の反対面ではない。Hirschman–Herfindahl 指数もエントロピー指数も産業分類の程度に依存した有限の多様性である。つまり、これらの多様性の指数は、産業の種類（分類）を所与として、それらの間にいかに偏っていないかを見るものであり、均一性が高い場合に多様性があると解釈するものである。確かに、逆に不均一性が高い場合には小数の産業に特化していることが言えるであろうが、この場合の多様性は、産業の数が固定されており、本来の多様性の概念である種類の多さを示すものではないことに留意しておく必要がある。

Mallizia and Ke (p.223, 1993) では、従来の研究における多様性の概念に次のような疑問を呈している。

多様性があるということは、特化していないという単純な意味ではない。大都市は小都市に比べて一般に多様性が高いとされるが、そのときの多様性とは、小都市では存在しない産業部門がいくつかあるという複数の特化を意味している。つまり、大都市では多様性とは特化部門の数が多いうことを反映している。このように複数産業に特化していることは、それが景気変動や外的ショックに対する地域経済の安定性の上で相互補完的な役割をもたらしただけでなく、その産業の企業間競争力の源となっているはずである。このように多様化した大都市圏は、狭い分野に特化した都市に比べて、一般にはるかに安定的であるはずである。もっともシアトルやデトロイトといった例外もある。

すなわち、多様性とは、経済活動が特化していない状況を意味するものではなく、また均等な分布を意味するものでもない。多様性、とくに都市圏においての多様性とは、特化している産業が複数あるという状態なのである。

物理化学において、多様性とは、不可逆的現象におけるエントロピーが最大化された状況を意味する（熱力学第二法則）。都市・地域においては、しかしながら、産業間で雇用の均一性や雇用割合の同値性は多様性を示すことにはならないのである。

（以下、次号）

#### 参 考 文 献

- 安藤浩一・中村良平（2004）「地域経済の成長と安定性－多様性との関連－」，地域政策研究，Vol. 13，日本政策投資銀行 地域政策研究センター。
- 中村良平（2005）「地域経済の循環構造：序説」，岡山大学経済学会雑誌，第36巻4号，頁39－67。
- 中村良平・江島由裕（2004）『地域産業創生と創造的中小企業』，大学教育出版。
- Aiginger, K., et al. (1999). 'Specialisation and (geographic) concentration of European manufacturing', *Enterprise DG Working Paper No.1*.
- Alecke, B., C. Alsleben, F. Scharr, and G. Untiedt (2006). 'Are there really high-tech clusters? The geographic concentration of German manufacturing industries and its determinants', *Annals of Regional Science*, 40, 19–42.
- Amity, M. (1999). 'Specialization patterns in Europe', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135, 573–593.
- Anselin, L. (2003). 'Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics', *International Regional Science Review*, 26, 153–166.
- Aribia, G. (2001). 'The role of spatial effects in the empirical analysis of regional concentration', *Journal of Geographical System*, 3,

- 271–281.
- Barrios, S., L. Bertinelli, E. Strobl, and A.C. Teixeira (2003), 'Agglomeration economies and the location of industries : a comparison of three small European countries', CORE Discussion Paper, No.67.
- Bertinelli, L. and J. Decrop (2005), 'Geographical Agglomeration : Ellison and Glaeser's index applied to the case of Belgian manufacturing industry', *Regional Studies*, 39, 567–583.
- Besag, J. E. (1977), 'Comments on Ripley's paper', *Journal of Royal Statistical Society B*, 39, 193–195.
- Brakman, S., H. Garretsen, and C. van Marrewijk (2001) *An Introduction to Geographical Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Brulhart, M. (1998), 'Economic geography, industry, location, and trade : the evidence', *World Economy*, 21, 775–801.
- Brulhart, M. (2001), 'Evolving geographical concentration of European manufacturing industries', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137, 215–243.
- Brulhart, M. and R. Traeger (2005), 'An account of geographic concentration patterns in Europe', *Regional Science and Urban Economics*, 35, 597–624.
- Cliff, A.D. and J. K. Ord (1981), *Spatial Processes : Models and Applications*, Pion, London.
- Dissart, J. C. (2003), 'Regional economic diversity and regional economic stability : research results and agenda', *International Regional Science Review*, 26, 423–446.
- Dumais, G., G. Ellison, E. Glaeser (2002), 'Geographic concentration as a dynamic process', *Review of Economics and Statistics*, 84, 193–204.
- Duranton, G. and H.G. Overman (2002), 'Testing for localisation using micro-geographic data', *CEPR Discussion Papers*, 3379.
- Duranton, G. and D.Puga (2000), 'Diversity and specialization in cities : why, where and when does it matter?' *Urban Studies*, 37, 533–555.
- Ellison, G. and E. L. Glaeser (1994), 'Geographic concentration in US manufacturing industries : a dartboard approach', *Working Paper No.3840*, NBER.
- Ellison, G. and E. L. Glaeser (1997), 'Geographic concentration in US manufacturing industries : a dartboard approach', *Journal of Political Economy*, 105, 889–927.
- Ellison, G. and E. L. Glaeser (1999), 'The geographic concentration of industry : does natural advantage explain agglomeration?' *American Economics Review*, 89, 311–316.
- Fujita, M and Thisse, J.F. (2002), *Economics of Agglomeration*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Gibbs, J. and W. Martin (1962), 'urbanization, technology, and the division of labour : international patterns', *American Sociological Review*, 27, 667–677.
- Haaland, J. I, H. J. Kind, K. H. Midelfart Knarvik, and J. Torstensson (1998), 'What determines the economic geography of Europe?' *Discussion Paper No. 19/98*, Norwegian School of Economics and Business Administration.
- Jacobs, J. (1969), *The Economy of Cities*, Vintage, New York.
- Krugman, P. (1991), *Geography and Trade*, MIT Press, Boston.
- Krugman, P. (1998), 'What's new about the new economic Geography?' *Oxford Review of Economic Policy*, 14, 7–16.
- Lafourcade, M. and G. Mion (2007), 'Concentration, agglomeration and the size of plants', *Regional Science and Urban Economics*, 37, 46–68.
- Malliza, E. E, and S. Ke (1993) 'The influence of economic diversity on unemployment and stability', *Journal of Regional Science*, 33, 221–234.
- Marcon, E. and Peuch, F. (2003), 'Evaluating the geographic concentration of industries using distance-based methods', *Journal of Economic Geography*, 3, 409–428.
- Maré, D. C. and J. Timmins (2006), 'Geographic concentration and firm productivity', *Motu Working Paper 06–08*, Motu Economic and Public Policy Research, New Zealand.
- Marshall, A. (1920), *Principle of Economics*, London, MacMillan.
- Maruel, F and B. Sédillot (1999), 'A measure of the geographic concentration in French manufacturing industries', *Regional Science and Urban Economics*, 29, 575–604.
- McCann, P. (2001), *Urban and Regional Economics*, Oxford University Press.
- Midelfart–Knarvik, K. H. and F. Steen (1999), 'Self-reinforcing agglomerations? an empirical industry study,' *Scandinavian Journal of Economics*, 101, 515–532.

- Midelfart-Knarvic, K. H., H. G. Overman, Redding S. J. and A. J. Venables (2000), 'The location of European industry', *Economic Papers, No.142*, European Commission.
- Midelfart-Knarvic, K. H. G. Overman, S. J. Redding and A. J. Venables (2002), 'Integration and industrial specialisation in the European Union', *Review Economique*, 53, 469-481.
- Moran, P. (1950), 'A test for serial interdependence of residuals', *Biometrika*, 37, 178-181.
- Mori, T., K. Nishikimi, and T.E. Smith (2005), 'A divergent statistic for industrial localization', *Review of Economics and Statistics*, 87, 635-651.
- Mulligan, G. F. and C. Schmidt (2005), 'A note on localization and specialization', *Growth and Change*, 36, 565-576.
- Ripley, B. D. (1976), 'The second-order analysis of stationary point processes', *Journal of Applied Probability*, 13, 255-266.
- Ripley, B. D. (1977), 'Modelling spatial patterns', *Journal of Royal Statistical Society B*, 39, 172-212.
- Tokunaga, S. and Y. Akune (2005), 'A measure of the agglomeration in Japanese manufacturing industries using an index by Ellison and Glaeser' (in Japanese), *Studies in Regional Science*, 35, 155-175, the Japan section of the RSAI.
- Traistaru, I. and A. Iara (2002), 'European integration, regional specialization and location of industrial activity in accession countries : data and measurement', Phare ACE Project P98-1117-R, Center for European Integration Studies, University of Bonn, Germany.