

# 日本における都道府県間生産拠点移転の 空間分析

高野 佳佑<sup>1</sup>・堤 盛人<sup>2</sup>

<sup>1</sup>筑波大学 大学院システム情報工学研究科

<sup>2</sup>筑波大学教授 システム情報系社会工学域

産業集積が興る地域は必ずしも固定的ではなく、企業戦略や政策的誘導によって、集積が興る地域は移り変わってきた。そうした背景から近年では、企業の拠点の移転を決定づける地域要因の実証的解明を行う研究が行われてきたが、企業の移転行動をフローとして捉えた上で実証分析を行う研究は数少ない。また、フローデータを分析する際には、フロー間の空間従属性によって推定の信頼性が低下する問題が起きることが指摘されており、空間統計学的手法を用いた、問題への明示的考慮を行うことが必要である。

本研究では、2006年から2014年の期間に行われた、都道府県間工場移転についてのデータを重力モデルを用いて分析することで、移転先の地域要因と移転元の地域要因の両方が、工場の転出及び転入に対していかなる影響を与えたかについての考察を行う。同時に、固有ベクトル空間フィルタリングをモデルに適用することで、フロー間に生じる空間従属性が、産業の移転行動に与える影響についても考察を行う。

**Key Words:** industrial relocation, gravity model, spatial dependence, eigenvector spatial filtering

## 1. はじめに

Marshall (1890)<sup>1)</sup> によってその枠組みが提唱されて以降、産業集積は現代に至るまで地域科学における中心的なテーマであり、これまで理論と実証の両面から研究の蓄積が行われてきた。また、企業は生産活動を行う上で、より有利な資源や環境が存在する立地を常に追い求めるため、そうした集積が存在する場所は完全にひとつに固定されず、地域をまたいで場所の移転が起こることも指摘されている (Yamamura, Sonobe and Otsuka, 2003)<sup>2)</sup>。

加えて、日本の地域産業振興政策では、地域格差是正や雇用の創出、産業集積の形成を図る目的から、現在に至るまで産業の地方移転政策がそのひとつの手段としてとられてきた (日本立地センター, 2014)<sup>3)</sup>。

こうした背景から、企業の拠点の移転動態を定量的に明らかにすることは、地方における今後の産業立地や産業集積を展望する上で極めて基本的な課題であると言える。

企業の拠点の移転に関する実証分析は、Carlton (1983)<sup>4)</sup> により、生産関数アプローチに基づいて、計量経済学的に産業立地選択の分析を行う手法が確立されて以降、世界的にも広く行われてきた (Arauzo-Carod, Liviano-Solis and Manjón-Antolín, 2010)<sup>5)</sup>。

日本を対象とした研究事例としては、岩崎ら (1995)<sup>6)</sup> による、首都圏を対象として移転工場の立地要因分析を分析した研究や、松浦 (2015)<sup>7)</sup> による、地域企業の生産性が企業本社の移転に与える効果を分析した研究がある。

しかし、そうした移転分析で考慮される地域要因は移転先の地域要因のみであることが殆どであり、企業の拠点の移転をフローのデータとして捉えた上で、移転元の地域属性に対しても考慮を行った移転分析の研究事例 (Arauzo-Carod, Manjón-Antolín and Martínez, 2015, Castellani, Jimenez and Zanfei, 2013)<sup>8)9)</sup> は未だ乏しい。

また、地域間フローデータの分析には、古くから重力モデルが用いられてきたが、伝統的な重力モデルでは、フロー観測値は互いに独立であるという仮定の下でパラメータ推定を行うため、フロー観測値間の相関に起因する空間従属性が存在する際には、推定の信頼性が低下するという問題が指摘されてきた (Curry, 1972)<sup>10)</sup>。拠点の移転という事象に対して、こうした問題に対する考慮を行った研究も Martínez, Manjón-Antolín and Arauzo-Carod (2014)<sup>11)</sup> を除いては存在せず、未だ研究の余地は大きい。

そこで本研究では、拠点移転行動をフローデータとして捉え、移転先の地域要因のみならず、移転元の地域要因も考慮することにより、拠点が移転する際の経路を明

示化した、日本における企業の拠点の移転要因分析を行う。その際、伝統的な重力モデルに空間統計学的アプローチを組み合わせたという方法をとることによって、空間従属性への考慮を行う。それにより、日本における拠点の移転動態、延いては地域間での産業集積の移転傾向を解明する上での示唆を得ることを最終的な目標とする。

## 2. 分析に用いるデータ

### (1) 企業の拠点の移転に関するフローデータ

現在、日本での企業の拠点の移転動態を把握できる代表的統計には、経済産業省により毎年行われている「工場立地動向調査」がある。調査対象となるのは、製造業、電気業、ガス業、熱供給業の用に供する工場または研究所を建設する目的をもって、1000平米以上の用地を確保した事業者による設備投資計画である。今回の分析では、同調査の個別表のひとつである、移転立地企業の移

転元・移転先地域別移転件数（都道府県別）を用いる。2002年において製造業内中分類の一部が他の大分類へと移されたことと、国勢調査ベースの説明変数が分析に用いられることから、本分析では、2006年から2014年の都道府県間移転件数の合算値を被説明変数に用いる。

なお本分析においては、都道府県間移転にのみに着目し、地域間距離についての定義が難しい同都道府県内での移転行動については、その分析対象から除外する。

表1は、都道府県間移転件数を地方ごとに集計した地方間移転件数のOD表である。やはり、同地方内での移転件数が極めて多いことが示されているが、関東→東北の件数と、関東→中部の件数は、同地方内移転よりもボリュームが大きいという興味深い結果も示されている。

### (2) 地域要因を説明する変数

本分析では、岩崎ら(1995)を参考に、表2に挙げる説明変数を用いる。データ観測時点は全て2005年である。

表-1 8地方別県外移転件数のOD表

移転元\移転先	北海道	東北	関東	中部	近畿	中国	四国	九州	転出計
北海道	-	0	0	0	0	0	0	0	0
東北	0	3	8	2	0	0	1	0	14
関東	0	8	158	29	1	0	0	3	199
中部	2	2	3	24	8	0	0	1	40
近畿	0	0	5	5	102	6	0	0	118
中国	0	0	0	0	0	12	0	1	13
四国	0	0	0	0	0	0	0	0	0
九州	0	1	0	0	0	2	0	12	15
転入計	2	14	174	60	111	20	1	17	399

表-2 説明変数の定義

説明変数	算定方法	データ出典
距離 ( $Dist_{ij}$ )	都道府県庁間の直線距離 (km)	国交省「国土数値情報」
所得	1人当たり県民所得 (千円)	内閣府「県民経済計算」
生産性 ( $Prod_i$ )	$Prod_i = Adval_i / eng_{indus_i}$ $Adval_i$ : 都道府県 <i>i</i> の製造業付加価値額 (百万円) $eng_{indus_i}$ : 都道府県 <i>i</i> の製造業従業者数 (人)	経産省「工業統計調査」 (対象は従業員4人以上の事業所)
地価	地目別平均地価 (円/m <sup>2</sup> )	経産省「工場立地動向調査」
特化係数 ( $LQ_i$ )	$LQ_i = S_{indus_i} / S_i$ $S_{indus_i} = eng_{indus_i} / \sum_k eng_{ik}$ , $S_i = \sum_i eng_{indus_i} / \sum_i \sum_k eng_{ik}$ $eng_{indus_i}$ : 都道府県 <i>i</i> の製造業就業者数 (人) $eng_{ik}$ : 都道府県 <i>i</i> の産業 <i>k</i> に属する就業者数 (人)	総務省「国勢調査」
密度 ( $Dense_i$ )	$Dense_i = Plant_i / Land_i$ $Plant_i$ : 都道府県 <i>i</i> の製造業事業所数 (件) $Land_i$ : 都道府県 <i>i</i> の可住地面積 (ha)	経産省「工業統計調査」 総務省「統計でみる都道府県のすがた」
IC距離	各市区町村役場から最寄りのICまでの直線距離の中央値 (km)	国交省「国土数値情報」
市場規模 ( $ACC_i$ )	$ACC_i = GDP_i + \sum_{j \neq i} GDP_j / Dist_{ij}^2$ $GDP_i$ : 都道府県 <i>i</i> の総生産 (百万円)	内閣府「県民経済計算」

まず、距離については、値が大きいほど設備の移転費用が掛かり、かつ、移転元で築いた既存の取引先企業とのコネクション維持に困難が生じるため、移転件数の大きさに負の影響を与えると想定される。

地域からの工場転出に正の影響を与えると想定される変数は、所得の大きさ、地価の高さ、IC 距離の大きさである。なぜならば、これら値が大きいほど操業上の費用がかさむからである。それゆえ、工場転入にはこれら値の大きさは逆に負の影響を与えると想定される。

また、密度についても、一定以上事業所の密度が大きくなってしまうと、工場設備の拡張の為に用地取得が困難になると考えられるため、その値が大きさは転出に正の影響を与えると想定される。それと同時に、事業所の密度がある程度低く、過密化がそこまで進んでいない地域へと工場転入が起これると考えられるため、その値の大きさは転入へ負の影響を与えると想定される。

生産性の高さは、生産性の高い企業の参入効果を発生させる一方、生産性の低い企業の退出効果も発生させることが考えられる。それゆえ、ここでは発着地両方についての符号条件の予想は行わない。

一方、特化係数、市場規模については、転出元・転出先の両地域共にそれなりの産業・経済規模が無い場合は、両地域には工場は多く立地せず、それゆえ地域間での移転も多くは発生しないと考えられるため、転入と転出両方に正の影響を与えることが想定される。

### 3. 分析に用いるモデル

#### (1) 重力モデル

フローデータの分析においてはこれまで、下に示すような対数線形重力モデルが伝統的に用いられてきた。

$$\ln y_{OD} = \ln s + \eta \ln x_o + \lambda \ln x_D - \delta \ln d + \varepsilon \quad (1)$$

$y_{OD}$  はフロー量、 $x_o$  と  $x_D$  は各々発地及び着地の説明変数、 $d$  は距離、 $\varepsilon$  は誤差項、 $s, \eta, \lambda, \delta$  は係数パラメータを表している。

一方、0 を多く含む件数フローデータに対数線形重力モデルを適用することは、対数の性質が原因となり、本来 0 であるフロー量に対してアドホックな微小値を加えた上で分析を行わざるを得ない点や、離散型のデータに対して連続型の誤差構造を仮定してしまうこと点から適切なモデリングではないことが Flowerdew and Aitkin (1982)<sup>12)</sup> によって指摘されている。そうした問題への対処として同研究では、件数フローデータを扱う際に、ポアソン回帰をベースとしたポアソン重力モデルを用いることを提唱している。

しかし、ポアソン重力モデルは、件数フローデータの期待値と分散が等しいという仮定に基づくモデリングであるため、分散が期待値よりも大きい過分散なデータに

対して用いた際には、説明変数の有意性を過大評価する問題が生じる (Hilbe, 2011)<sup>13)</sup>。そうした理由から、近年の件数フローデータ分析では、過分散の問題を考慮することができる負の二項重力モデルを用いることが多い (Burger, Van Oort and Linders, 2009)<sup>14)</sup>。詳細は後述するが、今回扱う工場移転フローデータも過分散の傾向を持つため、本分析でも負の二項重力モデルによる推定を行う。

$$f(y_{OD}) = \frac{\Gamma(y_{OD} + r)}{y_{OD}! \Gamma(r)} \left( \frac{r}{\lambda_{OD} + r} \right)^r \left( \frac{\lambda_{OD}}{\lambda_{OD} + r} \right)^{y_{OD}}$$

$$E(y_{OD}) = \lambda_{OD} \quad (2)$$

$$Var(y_{OD}) = \lambda_{OD} \left( 1 + \frac{\lambda_{OD}}{r} \right)$$

$$y_{OD} = 0, 1, 2, \dots$$

$$\lambda_{OD} = \alpha \ln x_o + \beta \ln x_D + \gamma \ln d$$

$\lambda_{OD}$  は  $y_{OD}$  の期待値、 $\alpha, \beta, \gamma$  は係数パラメータ、 $r$  は過分散を表す正のパラメータ、 $\Gamma(\cdot)$  はガンマ関数である。

#### (2) フローの空間従属性への考慮

ここまで、個々のフロー観測値は空間的に相互独立であるという仮定の下での議論を進めてきた。しかし、空間的なパターンを持つ観察不可能な地域要因が存在することにより、近隣地域とのフロー観測値の相関をコントロールできない場合に、空間従属性の問題が生じることが古くから指摘されている (Chun, 2013)<sup>15)</sup>。Curry (1972) によれば、空間従属性の問題が存在する場合、パラメータ推定値にバイアスが生じ、推定結果の信頼性は低下する。

そこで本分析では、Fischer and Griffith (2008)<sup>16)</sup> によって提案された空間統計学の手法のひとつである ESF (Eigenvector Spatial Filtering) アプローチを用いてフローの空間従属性の問題に対処する。このアプローチは、空間重み行列の固有ベクトルの一部を説明変数として導入し、空間従属性を考慮するもので、特別な推定法を要しない。

まず、空間重み行列  $\mathbf{W}$  に対して、以下のような変形を行う。ただし  $\mathbf{I}$  は単位行列、 $\mathbf{1}$  は全ての要素が 1 の列ベクトルである。

$$\mathbf{M} \frac{1}{2} (\mathbf{W} + \mathbf{W}') \mathbf{M}, \mathbf{M} = \mathbf{I} - \mathbf{1}(\mathbf{1}'\mathbf{1})^{-1}\mathbf{1}' \quad (3)$$

次に、変形を行った  $\mathbf{W}$  の固有ベクトル  $\mathbf{r}_p$  を得る。

$$\mathbf{R} = \{\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2, \dots, \mathbf{r}_n\} = \text{evec} \left[ \mathbf{M} \frac{1}{2} (\mathbf{W} + \mathbf{W}') \mathbf{M} \right] \quad (4)$$

$\text{evec}[\cdot]$  は行列  $\cdot$  の固有ベクトルを与える演算子、 $\mathbf{r}_p$  は  $p$  番目に大きい固有値に対応する固有ベクトルを表す。

その後、 $\mathbf{R}$  に対して以下に示すような変形を行うことにより、発着地各々に対応する  $\mathbf{r}$  (の集合) を得る。

$$\mathbf{R}_O = \mathbf{1} \otimes \mathbf{R}, \mathbf{R}_D = \mathbf{R} \otimes \mathbf{1} \quad (5)$$

最後に、 $\mathbf{R}_O$  と  $\mathbf{R}_D$  の部分集合を各々発地及び着地の地域要因として説明変数に加え、 $\lambda_{OD}$  の定式化を行う。

$$\ln \lambda_{OD,m} = \mathbf{x}'_{OD,m} \boldsymbol{\beta} + \sum_p r_{O,m,p} \theta_p + \sum_q r_{D,m,q} \kappa_q \quad (6)$$

ここで添え字  $m$  は  $m$  番目の OD ペアを表す添え字である。簡便のため、 $m$  番目の OD ペアに対応する発地及び着地についての説明変数と地域間距離の対数は  $x_{OD,m}$  にまとめてある。 $\beta, \theta, \kappa$  はパラメータを表す。

以上の手続きをとることによって、ある地域と近接する周辺地域との位置的關係を1つの変数として取り込むことが可能となり、かつ、空間的パターンを持つ、各種説明変数群によっては考慮することができなかった地域固有の空間的な効果（以下、空間効果）を考慮できる。

同じ方法で、負の二項重力モデルに ESF アプローチを適用した分析を行った国内研究事例には、物流センサデータのフロー分析を行った爲季・堤 (2012)<sup>17)</sup> がある。

## 4. 実証分析

### (1) 分析上の諸設定

表3に示すのは、式(2)に基づき、被説明変数および、表2で定義した変数の対数を取ったものの基本統計量である。いずれの説明変数についての VIF も5を下回っており、多重共線性のリスクは低いと判断される。移転件数についての基本統計量を見てみると、標準偏差の値から、データは過分散の傾向を持つことが分かる。

負の二項重力モデルの最尤推定は、過分散パラメータと回帰パラメータの同時決定問題を、両方の値が収束するまで反復的に解くことにより行われる。

しかし、多数の固有ベクトル（本分析においては94本）から変数として用いられるベクトルを選ぶ際に、ステップワイズ法による変数選択を行おうとした場合には、各ステップにおけるパラメータの収束が達成されないまま変数選択が強制的に続行され、結果として変数選択の結果そのものが信頼できなくなる問題が生じる。

そこで本研究では、最初に第1固有値の0.50倍以上の値の大きさを持つ固有値に対応する固有ベクトルを抽出し、それらを説明変数として全て強制投入して回帰を行った後、10%水準以下で有意になった固有ベクトルのみを変数として残し、再び強制投入して回帰を行うというステップを踏んで分析を行うこととした。Griffith (2003)<sup>18)</sup> によれば、0.5倍以上という基準は経験的に、空間従属性を「適度に」コントロールできる基準である。

なお、本分析に際しては、 $\mathbf{W}$  の  $(i, j)$  成分  $w_{ij}$  を、最近隣5地域との間で隣接関係を結ぶことによって定義し、各地域の代表点は、各都道府県庁の本庁舎所在地とする。

### (2) パラメータ推定結果

#### a) 各地域要因についての考察

表4に示すのが、パラメータ推定の結果である。

最初に、ESF を適用しなかった場合 NB と、ESF を適用した場合 NB-ESF との推定結果の比較を行う。

表-3 変数の基本統計量

変数名	Mean	Min	Max	S.D.	VIF
移転件数	0.185	0.000	36.000	1.510	-
距離	5.986	2.348	7.721	0.804	1.391
所得	7.932	7.623	8.552	0.155	4.118
生産性	2.429	1.763	3.002	0.288	1.894
地価	9.557	5.733	11.549	0.911	2.480
特化係数	-0.047	-1.270	0.469	0.347	1.926
密度	-3.872	-5.711	-1.642	0.785	3.514
IC 距離	1.881	0.542	3.620	0.534	2.203
市場規模	15.794	14.540	18.416	0.829	2.673

ESF の適用有無での符号条件や有意性の変化を見てみると、発地側の特化係数が新たに有意な変数へと変化し、逆に着地側の地価が有意でない変数へと変化していることが分かる。詳細な個別係数の解釈については後述するが、こうした変化は、通常の負の二項重力モデルを推定した際に除外変数バイアスは少なくとも存在しており、ESF を適用することによってそうしたバイアスが除去された可能性を示唆するものであると言える。

以下、NB-ESF の個別変数について結果の考察を行う。

最初に、距離の係数については有意に負であるという結果が得られており、 $z$  値の大きさからも、工場を移転には距離が極めて有意な障壁になることが示唆された。

所得の係数は、発着地両方について負であるという結果が得られた。発地側の所得の係数の符号条件については正になると予想していたが、今回得られた結果はそれとは異なるものとなった。様々な地域要因をコントロールした上では、所得の低さはプッシュ要因もプル要因にもなるという結果が示唆されたが、これについて都道府県単位での解釈を行うことは難しい。

生産性の係数は、発着地両方について有意ではない。集計データを用いた今回の分析では、生産性の高さが個別企業の移転行動に対して参入効果として働いていたのか、逆に退出効果として働いていたのかを十分に識別することができず、結果としてお互いの効果が相殺してしまったということが、このような結果が得られたひとつの原因であると考えられる。

地価の係数も、発着地両方について有意ではない。地価に関しては、同都道府県内における値の大小のばらつきが極めて大きくなっていることが考えられ、県における地価の代表値を定めることが果たして妥当かという点の再検討が必要であろう。

特化係数の係数は、発着地両方で有意であることが示されており、符号条件予想と整合する結果が得られた。即ち、発着地両方の地域である程度の製造業への特化が無い場合には、その2地域間での工場移転がそもそも発生しにくくなる傾向があることを示唆すると言えよう。

表-4 パラメータ推定結果

	NB		NB-ESF			
	Estimate	z.value	Estimate	z.value		
定数項	9.721	0.905	20.720	1.662	*	
距離	-1.820	-18.018	***	-1.785	-17.335	***
所得_O	-2.100	-2.503	**	-1.691	-1.782	*
生産性_O	-0.024	-0.034		0.170	0.234	
地価_O	0.126	0.512		-0.327	-1.452	
特化係数_O	0.490	1.259		0.801	2.081	**
密度_O	0.139	0.480		0.398	1.483	
IC 距離_O	0.284	0.932		-0.119	-0.300	
市場規模_O	1.341	5.566	***	1.122	4.250	***
所得_D	-4.384	-4.108	***	-4.453	-4.324	***
生産性_D	0.715	1.493		0.514	0.990	
地価_D	0.601	1.747	*	0.283	0.963	
特化係数_D	1.717	3.491	***	1.458	3.538	***
密度_D	-1.188	-3.256	***	-1.270	-3.746	***
IC 距離_D	0.208	0.664		-0.279	-0.766	
市場規模_D	0.869	4.121	***	0.824	3.922	***
1/r	1.044	3.546	***	1.197	3.510	***
LL	-463.419		-455.059			
AIC	960.840		950.120			
N	2162		2162			

※1：\*\*\*1%水準，\*\*5%水準，\*10%水準で有意であることを示す

※2：z.valueはWhite's Robust Standard Errorに基づく

密度の係数は、着地側のみ有意であるという結果となった。このことは即ち、現在立地している地域での用地確保がままならず、設備拡張が困難であるため、より低密度な地域に移ろうという意思決定は統計的に有意に表れなかったことを意味し、移転元の密度が高かろうが低かろうが関係なく、移転先の事業所密度の低い地域への転入が多く行われる傾向があることを示唆する。

IC 距離の係数は、発着地両方について有意ではない。一方で、多くの工業団地が輸送コストの節約を理由として IC の近隣に立地しているという事実を踏まえれば、IC 距離の県単位での中央値は、着地側の県内の交通アクセシビリティを代表する変数としては少なくともうまく機能していない可能性がある。よって、可住地面積当たり IC 数など別の変数を定義して、再分析を行う余地が存在することが考えられる。

市場規模の係数は、発着地両方で有意に正であるという結果が得られ、符号条件予想と整合する結果が得られた。即ち、ある程度大きな市場への近接が無い場合には、その2地域間での工場移転がそもそも発生しにくくなるということを示唆する結果であると言える。

最後に、過分散パラメータ  $1/r$  は 1%水準で有意であることから、ポアソン重力モデルによる推定は正しくなく、負の二項重力モデルに基づく過分散の考慮の必要性を示す結果であると言える。

## b) 空間効果についての考察

ここでは、空間重み行列の固有ベクトルによってコントロールされた空間効果についての考察を行う。

(1)の手続きにより、発地側と着地側でそれぞれ5本ずつの固有ベクトルが部分集合として選択されたが、パラメータ推定の結果、発地側の固有ベクトルからは2本、着地側の固有ベクトルからは1本が有意な固有となったが、以下ではそれら固有ベクトルについて考察する。

まず、発地側に対応する有意な固有ベクトル V1 ( $z = 2.471$ ) と V5 ( $z = -2.391$ ) の空間パターンを図示したのが図1である。各々の固有ベクトルは互いに直交するため、極めて異なる空間パターンを表現する。しかし、2つの固有ベクトルの空間パターンに共通する傾向として、関東地方、とりわけ南関東地方において、正の値を取るクラスターが存在していることが挙げられる。

同様にして、着地側に対応する有意な固有ベクトル V3 ( $z = 2.305$ ) の空間パターンを図示したのが図2であるが、やはり関東地方において、正の値を取るクラスターが存在していることが見て取れる。これら空間パターンの傾向から、今回の分析で用いた説明変数群ではコントロールされなかった、移転フローを増加させる地域固有の効果が関東地方において存在することが示唆された。移転の流れは、関東地方という日本の経済活動の中心地に近接した地域に集中して起きていることが示唆された。

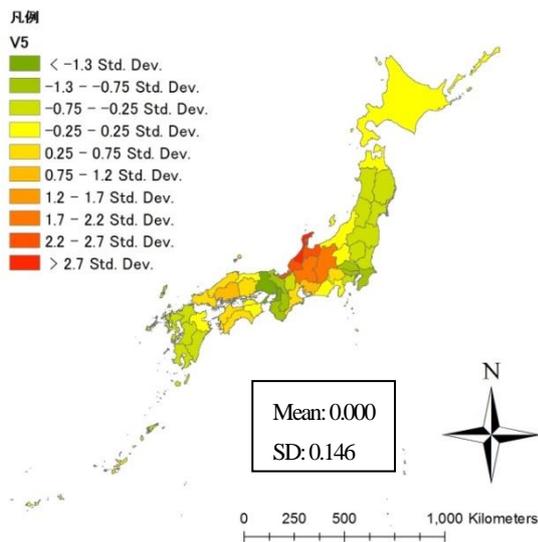
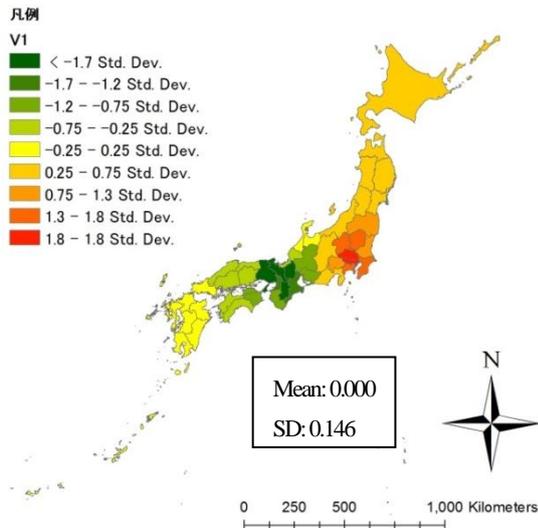


図-1 : 有意な発地側の固有ベクトル V1 (上), V5 (下)

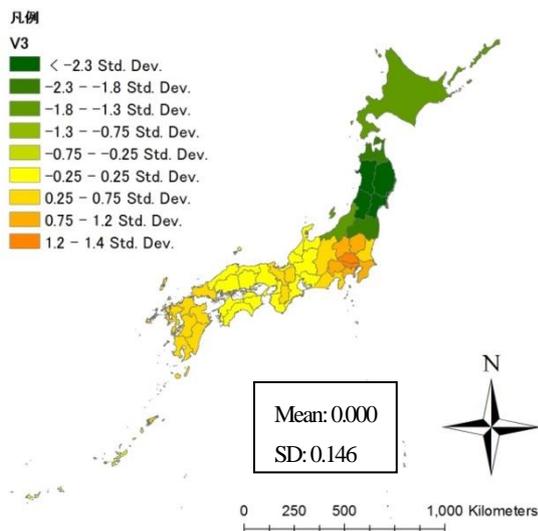


図-2 : 有意な着地側の固有ベクトル V3

## 5. 結論

本研究は、日本の都道府県を対象とし、地域間工場移転件数の決定要因をフローデータを用いて実証的に分析したものである。重力モデルを用いることによって、従前は変数として考慮されることが少なかった転出元の情報を推定の際に取り込み、企業の拠点が地域へ移転する際の経路を明示化した上での分析を試みた点に特長がある。また、フローデータを扱う際の問題として指摘されているフローの空間従属性について、ESF アプローチを用いることにより、空間的なパターンを持つ除外変数のコントロールを行うという形で対処を試みた点にも特長がある。

以下では、本研究の分析結果から得られる示唆を総括する。

最初に、低密な地域への工場移転の傾向が示されたことから、工場の地方移転の流れは現在に至るまで続いていることが示唆されたが、自地域がそうした流れに乗るためには、工場転出が起こるポテンシャルがある地域に近接していることに加えて、ある程度大きな経済規模や産業集積といった、産業の基礎体力をどれだけ持っているかが極めて重要であると言えよう。

また、地方移転が続いているといっても、移転フローは依然として関東地方に偏在している傾向があり、その圏域は地方部へ徐々に広がっているものの、日本の産業集積移転の構造は、やはり首都圏を中心として形成されているということが示唆された。

最後に、本研究の今後の課題を述べる。

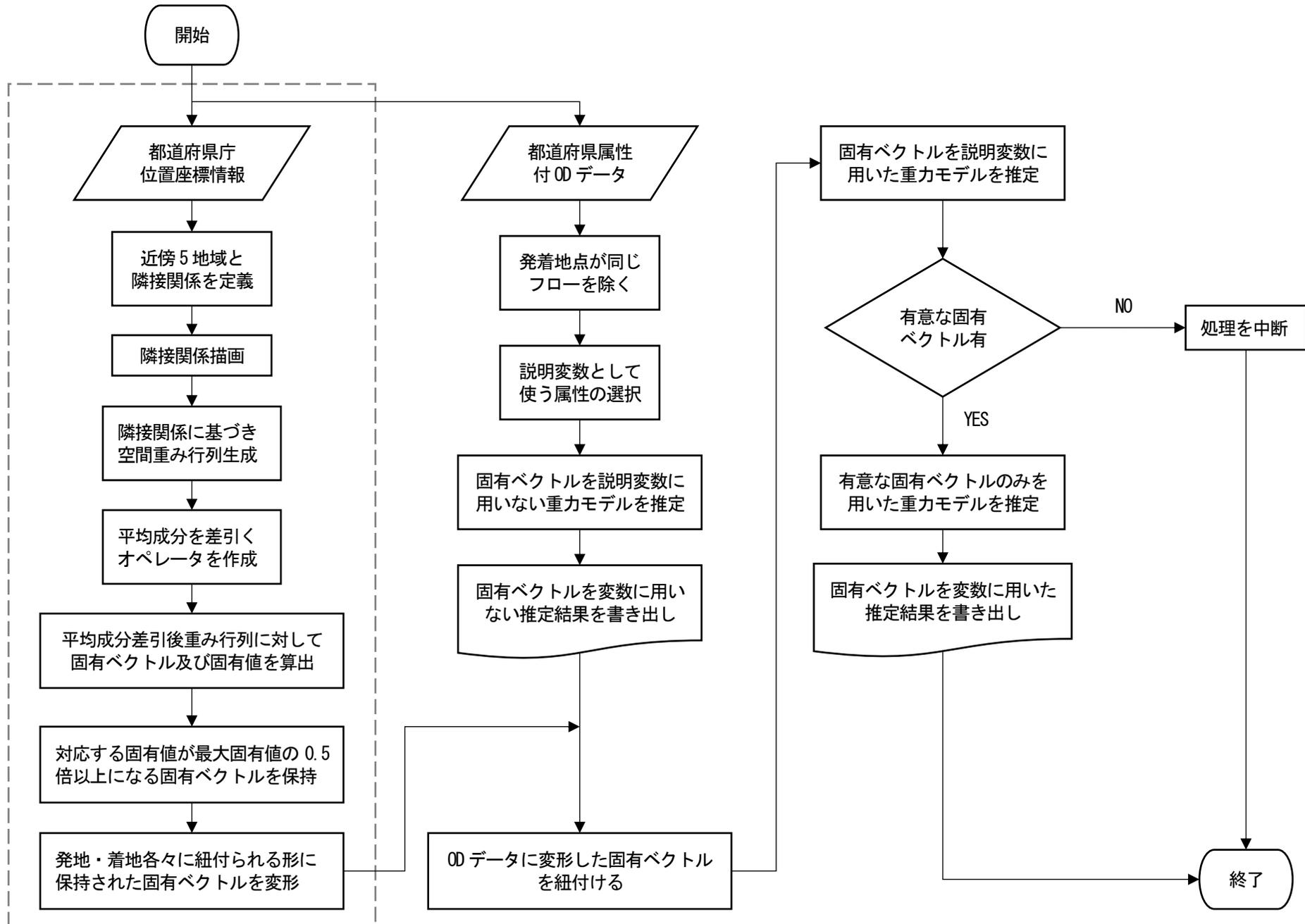
本研究では都道府県という、比較的大きな地域単位での分析を行ったが、多くの既存研究で有意な変数となっていた地価や交通アクセシビリティといった変数は、本研究では有意な変数とはならなかった。そのため、それら変数が有意にならなかった理由を考察し、都道府県という大きな地域単位に対応した、適切な代表値の選択を行うことが必要である。

また、今回用いたフローデータは、9割超というかなり大きな割合でゼロを含むデータである。こうした過剰なゼロを含むデータを扱えるカウントデータモデルとしてしばしば用いられるモデルに、ゼロ過剰モデルや障壁モデルがある (Hilbe, 2011)。しかし、それらはいずれも2段階モデルであるため、重力モデルとの組み合わせで推定を行うことに理論的な妥当性があるか否かについては大きな疑念があり、本研究では分析モデルに用いることはしていない。ゼロ過剰モデルや障壁モデルといった2段階モデル以外にも、過剰なゼロへ対処を行うことが可能なモデルについての追加的なサーベイを行い、データの生成過程の特徴にあったモデルの選択を行うことが、今後望まれる展開のひとつである。

## 参考文献

- 1) Marshall, A.: *Principles of Economics*, The Macmillan Press, 1890.  
(マーシャル, 馬場啓之助訳: 経済学原理, 東洋経済新報社, 1966)
- 2) Yamamura, E., Sonobe, T., and Otsuka, K.: Human capital, cluster formation, and international relocation: the case of the garment industry in Japan, 1968–98, *Journal of Economic Geography*, Vol.3, No.1, pp.37–56, 2003.
- 3) 日本立地センター: 産業立地政策の変遷と産業用地の整備状況に係る調査, 平成25年度地域経済産業活性化対策調査, 2014.
- 4) Carlton, D. W.: The location and employment choices of new firms: An econometric model with discrete and continuous endogenous variables, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.65, No.3, pp.440–449, 1983.
- 5) Arauzo-Carod, J. M., Liviano-Solis, D and Manjón-Antolín, M.: Empirical Studies in Industrial Location: An Assessment of Their Methods and Results, *Journal of Regional Science*, Vol.50, No.3, pp.685–711, 2010.
- 6) 岩崎義一・相茶正彦・遠藤弘太郎・土居厚司・瀬口哲夫・加藤勝敏: 非集計分析に基づく工場立地因子を考慮した移転工場の立地予測モデルの開発に関する研究, 土木計画学研究・論文集, Vol.44, pp.239–246, 1995.
- 7) 松浦寿幸: 日本企業の本社部門の立地について, 日本経済研究, Vol.72, pp.73–93, 2015.
- 8) Arauzo-Carod, J. M., Manjón-Antolín, M. and Martínez, O.: The Relocation of R&D Establishments in France: An Empirical Analysis, *Journal of Regional Research*, pp.97–119, 2015.
- 9) Castellani, D., Jimenez, A., and Zanfei, A.: How remote are R&D labs? Distance factors and international innovative activities, *Journal of International Business Studies*, Vol.44, No.7, pp.649–675, 2013.
- 10) Curry, L.: A spatial analysis of gravity flows, *Regional Studies*, Vol.6, No.2, pp.131–147, 1972.
- 11) Martínez, O., Manjón-Antolín, M., and Arauzo-Carod, J. M.: A Smooth Gravity Model for Origin-Destination Flows: Estimating How Local Taxes Impinge upon the Relocation of French Establishments, *Working Paper CREIP-URV*, 2014.
- 12) Flowerdew, R. and Aitkin, M.: A method of fitting the gravity model based on the Poisson distribution, *Journal of Regional Science*, Vol.22, No.2, pp.191–202, 1982.
- 13) Hilbe, J. M.: *Negative binomial regression*, Cambridge University Press, 2011.
- 14) Burger, M., Van Oort, F., and Linders, G. J.: On the specification of the gravity model of trade: zeros, excess zeros and zero-inflated estimation, *Spatial Economic Analysis*, Vol.4, No.2, pp.167–190, 2009.
- 15) Chun, Y.: Network autocorrelation and spatial filtering. In Schemgell, T (Eds.) *The Geography of Networks and R&D Collaborations*, pp.99–113, Springer International Publishing, 2013.
- 16) Fischer, M. M. and Griffith, D. A.: Modeling spatial autocorrelation in spatial interaction data: an application to patent citation data in the European Union, *Journal of Regional Science*, Vol.48, No.5, pp.969–989, 2008.
- 17) 爲季和樹・堤盛人: 固有ベクトル空間フィルタリングを用いたゼロ過剰重力モデル, 土木計画学研究・講演集, Vol.45, CD-ROM, 2012.
- 18) Griffith, D. A.: *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering: Gaining Understanding through Theory and Scientific Visualization*, Springer Science & Business Media, 2003.

図-3 : 分析フロー



補足.前頁破線囲部（固有ベクトル生成・変形）のR言語での実装手順（xy：都道府県庁位置座標）

```
##空間重み行列の作成
#xy座標行列の作成
coords <- cbind(xy$x, xy$y)
#近傍5地域と隣接関係を定義（spdepパッケージ使用）
W.knearneigh <- knn2nb(knearneigh(coords, k=5))
#都道府県間の隣接関係のプロット
plot(W.knearneigh, coords)
#近傍5地域と隣接関係を結ぶ重み行列を作成（spdepパッケージ使用）
W.kn1 <- nb2mat(W.knearneigh, style="B")

##平均成分を差し引いた空間重み行列の固有ベクトルを作成
#（都道府県数）次の単位行列を作成
I <- diag(nrow(xy))
#（都道府県数）次の和ベクトル（全ての成分が1の列ベクトル）を作成
sum.vec <- as.vector(rep(c(1), times = nrow(xy)))
#平均成分を差し引くオペレータを作成（本文中の式(3)）
M1 <- I - sum.vec %*% solve(crossprod(sum.vec)) %*% t(sum.vec)
#平均成分を差し引いた空間重み行列の固有値・固有ベクトルの作成（本文中の式(4)）
evec.SLM <- eigen(M1 %*% ((0.5)*(W.kn1 + t(W.kn1))) %*% M1)
evec <- evec.SLM$eigenvectors;eval <- evec.SLM$values

##固有ベクトルを0Dデータに紐付ける為に変形する
#最大固有値の0.5倍以上の固有値に対応する固有ベクトル（割と強い空間従属性を捉える）のみ選択
evec.used <- as.matrix(evec[,eval/eval[1]>0.5])
#発地側に紐付ける為を選択された固有ベクトルを変形（本文中の式(5)）
E_o <- sum.vec %x% evec.used
colnames(E_o) <- paste0("o",seq(dim(evec.used)[2]))
#着地側に紐付ける為を選択された固有ベクトルを変形（本文中の式(5)）
E_d <- evec.used %x% sum.vec
colnames(E_d) <- paste0("d",seq(dim(evec.used)[2]))
```