

固有ベクトル空間フィルタリングを用いて 空間従属性を考慮した日本の産業立地要因分析

高野 佳佑¹・堤 盛人²・菊川 康彬³

¹学生非会員 筑波大学 大学院システム情報工学研究科 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台1-1-1)
E-mail:s1620472@sk.tsukuba.ac.jp

²正会員 筑波大学教授 システム情報系社会工学科 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台1-1-1)
E-mail:tsutsumi@sk.tsukuba.ac.jp

³学生会員 株式会社 帝国データバンク/筑波大学 大学院システム情報工学研究科
(〒107-8680 東京都港区南青山2-5-20)
E-mail:kikukawa.yasuaki@sk.tsukuba.ac.jp

産業の立地行動を実証的に分析する研究では、近年、地域属性が立地に与える影響を計測する動機のもと、市や郡といった空間的に詳細な地域単位に基づく分析を行うことの重要性が指摘されている。同時に、空間的に詳細な地域単位に基づく分析することで、地理的に近接している場合に生じる空間従属性が顕著となるため、その存在を考慮した分析の必要性も指摘されている。しかしながら、日本における研究事例では、そうした空間的に詳細な地域単位を対象として空間従属性を明示的に考慮した産業立地の分析を行ったものは数少ない。

本研究では、2012年から2015年の期間において日本で新設された製造業の生産拠点を対象とし、負の二項回帰モデルに固有ベクトル空間フィルタリングを適用することで、地域間の空間従属性を考慮した産業立地要因分析を全国市区町村レベルで行う。また、分析で得られた結果をもとに、産業立地行動に影響を与える空間的効果の有無及び効果の空間パターンについて考察を行う。

Key Words: industrial location, eigenvector spatial filtering, negative binomial regression

1. 序論

地域雇用の創出や地方自治体の税収の安定、地域における産業集積の維持といった様々な観点から、地域経済の持続的な発展に産業立地が果たす役割は大きい。更には、生産拠点の国内回帰現象や事業継続計画に基づく低リスク地域への拠点整備、改正地域再生法の可決等、我が国における産業再配置を如何に行っていくかという議論が近年高まり始めており、今後我が国における産業立地についての研究の蓄積をより一層進めていく必要がある。そうした中で、ある地域において今後どれだけの企業や事業所といった産業の主体が出現しうのか、また、自地域にそれら主体をどれだけ呼び込むことができるかを検討する上では、企業が立地先の地域に対していかなる地域要因を持ち合わせていることを求めているのかを可能な限り定量的に把握し、自地域の立地優位性を認識することが重要である。

学術的な分野では、産業集積、賃金、社会資本や人的資本の充実性などの地域要因が、産業の新規立地に対し

てどれだけ寄与するかということを計量経済学的なアプローチを用いて分析する研究が、1980年代以降海外を中心に盛んに行われてきた。近年の研究においては、地域要因が新規立地に対して与える影響をより詳細に計測するため、県や州といった地域単位ではなく、より詳細な地域単位である市や郡を分析対象とした研究が主流となっている。日本においても、産業の新規立地に対していかなる地域要因が影響を与えるかを分析する研究の蓄積が2000年代以降進められてきているが(例えば、岳(2000)¹⁾や田邊・松浦(2006)²⁾)、これら研究においては、分析対象となる地域単位が都道府県などといったものに限定されていることが多く、市や郡などの詳細な地域単位とした分析事例は未だ数少ない。

一方、近年の研究においては、地域間の地理的近接性に起因する空間効果が、産業の新規立地へ与える影響を考慮する必要性が理論と実証の両方で指摘されている(理論的側面においてはFujita and Thisse (2013)³⁾、実証的側面においてはArauzo, Liviano and Manjon (2010)⁴⁾やBhat, Paleti and Singh (2014)⁵⁾が詳しい)。実証分析の分野におい

ては、2000 年代後半以降、そうした空間効果を考慮した分析手法として、空間計量経済モデルを主とする空間統計モデルを用いた分析が行われ始めている。そのような中で、日本においては、筆者らが知る限り、唯一 Nguyen, Sano, Tran and Doan (2013)⁹ が空間効果を考慮した産業の新規立地要因分析を行っているものの、分析対象地域は首都圏という特定地域のみに限られている。

そこで本研究では、日本全国市区町村を対象とし、空間効果を考慮する手法のひとつである、Griffith (2003)⁷ によって提案された固有ベクトル空間フィルタリングを用いたモデリング手法を用いることで、地域間で生じる空間効果を考慮した産業立地要因分析を行う。また、その分析を通じて、地域経済の地理的連関を考慮し、かつ、都道府県を分析対象とする多くの既存研究よりも空間的に詳細な地域単位を分析対象とした産業立地傾向の把握を行うことを目的とする。

2. 空間効果を考慮した推定モデル

(1) 立地要因分析に用いられる計量モデル

立地要因分析を実証的に行う際に用いられるモデルは、離散選択モデルと、カウントデータモデルの 2 つに大別される (Arauzo et al., 2010)。

周知のとおり、離散選択モデルには、経済学における効用極大化仮説から直接的に導出することができることから (McFadden, 1973)⁸、立地選択先の地域要因を当該地域への立地を決定する要因として明示的に考慮することが容易にでき、さらに、事業主である企業の要因についても、立地の決定する要因として考慮することができる。しかしながら、選択肢となる地域が多い場合には、モデルのパラメータ推定を行う際の計算負荷が非常に大きく、安定した収束解を得ることができないという性質や、一度も立地先として選択されなかった地域が持っている地域要因を情報として用いないという性質がある (Arauzo et al., 2010)。本研究においては、その多くにおける生産拠点の新設件数が 0 となる 1000 を超える数の市区町村を分析対象とするため、離散選択モデルを用いて分析を行うのではなく、カウントデータ分析を行う。

カウントデータ分析によって産業の立地をモデリングすることの経済理論に基づくフレームワークについては、Becker and Henderson (2000)⁹ によって提案されたものが有名である。最初に、ある所与の時点において、新しい企業及び生産拠点を地域 j に設立しようとしている潜在的事業者に関する供給関数があるとす。ただし、その供給関数は分析者には観察不可能な確率的なものであり、かつ、供給関数に影響を及ぼしうる地域 j が持つ地域要

因 \mathbf{x}_j 、及び所与の期間中に地域 j に新設された企業及び生産拠点の数 y_j に依存するものと仮定する。次に、供給関数と同じ要因 \mathbf{x}_j と y_j に加え、供給関数に影響を及ぼさない他の地域要因にも依存する観測不可能な需要関数があるとす。それら他の地域要因を含む地域要因を表す行列を \mathbf{z}_j と置き ($\mathbf{x}_j \subseteq \mathbf{z}_j$)、当該期間中に地域 j に新たに立地する企業及び生産拠点の数が、需要・供給関数が交差する点において導かれるものとすれば、以下の誘導型方程式で表される均衡が存在する。

$$y_j = n(\mathbf{z}_j, f_j + e_j | \boldsymbol{\theta}) \quad (1)$$

$n(\)$ は、 \mathbf{z}_j について関数であることを表し、 f_j は期間によって変動しない地域固有の効果、 e_j は観察不可能な要因、 $\boldsymbol{\theta}$ は係数パラメータである。 y_j は非負の整数値を取り、ゼロである場合が一般的なため、 y_j を決定する要因を見る際にカウントデータ分析を行う。

産業立地要因の実証分析において用いられるカウントデータモデルのうち、最も一般的なモデルはポアソン回帰モデルである。地域 j に新設された企業及び生産拠点の数 y_j がポアソン分布に従うと仮定すれば、 y_j の確率関数は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} f(y_j) &= \frac{\lambda_j^{y_j} \exp(-\lambda_j)}{y_j!} \\ \lambda_j &= \exp(\mathbf{x}_j' \boldsymbol{\beta}) \\ E(y_j) &= \text{Var}(y_j) = \lambda_j \end{aligned} \quad (2)$$

上式で示した通り、ポアソン分布は期待値と分散が等しいという仮定に基づく分布であるが、実際には期待値に比べて分散が大きくなる現象が観測される場合が多い。そのようなデータに対して期待値と分散が等しいという仮定を置くと、過分散と呼ばれる問題が引き起こされる。過分散が生じると、係数の標準誤差にはバイアスがかかり、 z 値が大きく算出されるという現象が起きるため、説明変数の有意性を過大評価してしまう (Hilbe, 2011)¹⁰。ゆえに本分析においては、分散が期待値よりも大きいというより一般的な場合を考慮することが可能な、負の二項回帰によるモデリングを行うこととする。地域 j に新設された企業及び生産拠点の数 y_j が負の二項分布に従うと仮定すれば、 y_j の確率関数は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} f(y_j) &= \frac{\Gamma(y_j + r)}{y_j! \Gamma(r)} \left(\frac{r}{\lambda_j + k} \right)^r \left(\frac{\lambda_j}{\lambda_j + r} \right)^{y_j} \\ E(y_j) &= \lambda_j = \exp(\mathbf{x}_j' \boldsymbol{\beta}) \\ \text{Var}(y_j) &= \lambda_j \left(1 + \frac{\lambda_j}{r} \right) \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数で、 r は正のパラメータである。 $r > 0$ より、期待値に比べて分散が大きくなるという状況を考慮することができる。また、 $1/r \rightarrow 0$ なる時負の二項分布はポアソン分布に退化する為、得られた $1/r$ の推定値に $1/r = 0$ を帰無仮説とした検定を行い、帰無仮説が棄却されればポアソン分布によるモデリングを採用することはできないとする。

(2) 考慮される空間効果

産業立地要因分析の分析対象となる地域単位が、より空間的に小さな地域単位である郡や市へと変化しつづけると同時に、扱われるデータは必然的により地理的に非集計的なものにシフトしてきたことは先述の通りであるが、Arauzo et al. (2010) は更に、今後の産業立地要因の実証分析を行う上で、集積の経済は主として地理的に狭いレベルで生じ、地域間距離が大きくなるにつれてその影響は減少していくという、これまで新経済地理学の理論において説明が行われてきた（例えば Fujita and Thisse, 2013）効果に対して、実証的な観点からいかにその存在を明示的にモデリングしていくかという点を議論していく余地があることを示唆している。即ち、地理的に非集計なデータは、大域的に集計されたデータと比較して、主として距離の要因によって測られる地理的属性が反映されることがしばしばであり、地理的属性を持つがゆえに各地域間に生じる空間効果の影響をいかに明示的にモデリングできるかという点が、今後の産業立地要因の実証分析において、ひとつの重要な焦点になりつつあることが示唆されているのである。

これまで述べてきた地理的属性に起因する空間効果は、実証分析の文脈において、地域 j が持つ地域要因が、 j のみならず、 j に近接する地域の立地にも影響を与えるという spatial spillover effect (Arauzo et al, 2010) と、空間的な特徴を持つ観察不可能な地域要因、言い換えれば、空間従属的に存在している除外変数が地域 j の立地に影響を与えるという spatial error effect (Bhat et al, 2014) の 2 つの効果に大別されてきたが、本研究においてはそのうち、後者の spatial error effect を考慮する為、後述する固有ベクトル空間フィルタリングを用いたモデリングに基づく分析を行う。

(3) 固有ベクトル空間フィルタリング

ここでは、spatial error effect を明示的に考慮するためのモデリング技法のひとつである、Griffith (2003) によって提案された固有ベクトル空間フィルタリング (eigenvector spatial filtering; ESF) アプローチについて、主として瀬谷・堤 (2014)¹¹⁾ に基づき説明する。

ESF アプローチは、変形を施した隣接行列 \mathbf{W} を固有値分解し、その固有ベクトルの一部を説明変数として導

入することで空間的自己相関を考慮するアプローチである。このアプローチでは、固有ベクトルを説明変数として導入するだけなので、特別な推定法を要せず、カウントデータ分析に用いるモデルのような非線形モデルにおいても容易に組み合わせることが可能である (村上, 2012)¹²⁾。ESF アプローチに基づくカウントデータの分析例としては、フローデータ (例えば Griffith (2007)¹³⁾、為季・堤 (2012)¹⁴⁾ や小地域単位における定住者人口数 (Griffith, 2003) の分析が挙げられる。

カウントデータモデルにおける ESF アプローチを用いたモデリング方法は次に示す通りである。

まず、次に定義される射影オペレータ \mathbf{M} を考える。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。

$$\mathbf{M} = \mathbf{I} - \mathbf{1}(\mathbf{1}'\mathbf{1})^{-1}\mathbf{1}' \quad (4)$$

続いて、行列 \mathbf{W} に対して次のような変形を施す。

$$\mathbf{M} \frac{1}{2} (\mathbf{W} + \mathbf{W}') \mathbf{M} \quad (5)$$

ここから、上式に表す変形された空間重み行列の固有ベクトルを得る。ただし、 $\text{evec}[\cdot]$ は行列 \cdot の固有ベクトルを与える演算子、 \mathbf{r}_j は j 番目に大きい固有値に対応する固有ベクトルを表す。

$$(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2, \dots, \mathbf{r}_n) = \text{evec} \left[\mathbf{M} \frac{1}{2} (\mathbf{W} + \mathbf{W}') \mathbf{M} \right] \quad (6)$$

最後に、固有ベクトルの一部を説明変数として加え、最尤用を用いて回帰を行う。ただし、 $r_{j,l}$ は l 番目の固有ベクトルの地域 j についての要素を表す。

$$\ln \lambda_j = \mathbf{x}_j' \boldsymbol{\beta} + \sum_l r_{j,l} \gamma_l \quad (7)$$

空間重み行列に対してオペレータ \mathbf{M} を乗じることは、重み行列から平均成分を取り除く操作を行うことと等価であるが、これによって、除外変数などによる $\boldsymbol{\beta}$ の推定値のバイアスを取り除く効果を持つ。

このとき、固有ベクトルに対応する固有値を大きい順に並べると、正の大きい固有値に対応する固有ベクトルは大域的な空間パターン、正の小さい固有ベクトルに対応する固有ベクトルは局所的な空間パターン、ゼロに近い固有値に対応する固有ベクトルはノイズ、負の固有値に対応する固有ベクトルは負の空間的自己相関に対応することが知られている。したがって、興味のある変数 \mathbf{y} をこれらの固有ベクトルに回帰することにより、空

間的自己相関に起因する *spatial error effect* を生み出す要因について解釈がしやすくなる。

3. 分析に用いるデータ

(1) 分析に用いるデータ

製品や原材料の輸送費用の形態は、当該地域が本土に位置するか、島嶼部に位置するかで大きく異なることが多い（例えば離島料金が掛かる等）。そこで、本研究の分析対象地域は、本土からの陸路によるアクセスが不可能な島嶼部を除いた全 1,652（以下 *N* とする）市区町村とする。

本研究で分析対象とする事業所の新規立地行動は、データの利用可能年次の関係から、2012~15 年の 4 年間における製造業種に属する工場並びに生産機能を持つと判断される研究開発拠点の新設行動とする。また、それら両方を合わせ、生産拠点と定義する。

(2) 市区町村単位での生産拠点新設に関するデータ

現在、生産拠点の新設の傾向を把握することが可能な代表的統計には、経済産業省によって行われている「工場立地動向調査」があるが、一般に公開されているデータの最小集計単位は都道府県であり、そこから市区町村別の新設件数を知ることは不可能である。

そうした公的統計が使用できない条件のもと、本研究では、株式会社重化学工業通信社により、2012~15年に発刊された『全国新工場・プラント計画』を用いることによって、独自に市区町村別業種別の生産拠点の新増設件数のクロス集計を行い、分析に用いるデータセットを構築した。『全国新工場・プラント計画』は、業種ごとに配置された専門記者により独自に情報収集された、全国における生産拠点の新設プロジェクト案件をリスト形式でまとめたデータであり、全ての案件について取得可能な情報は、事業主である企業の名称、企業の本社地、市区町村レベルでの生産拠点の建設地、プロジェクトの工期である。『全国新工場・プラント計画』のデータからは、それら新設される生産拠点が属する業種を知ることはできないため、次に説明する方法を取ることで、それら新設生産拠点が属する業種の定義を行った。まず、事業主の企業の名称及び本社地住所の情報を手掛かりに、株式会社帝国データバンク保有の企業概要データベース「COSMOS2」を用いた名寄せを行い、主業もしくは従業が製造業種に属する事業主のみを抽出した上で、それら抽出された事業主による新設プロジェクト案件を製造業種の生産拠点新設と定義した。ただし、業種情報は各拠点に対してではなく、それら拠点が属する本社に対して紐づけられたものであるという点に留意する

必要がある。以上の手順でプロジェクト案件の抽出を行った結果、当該期間においては 706 件の生産拠点新設がカウントされた。ただしここでは、東日本大震災の影響で被害を受けた生産拠点復旧のプロジェクト案件は件数としてカウントしない。

帝国データバンクによる製造業種についての中分類単位での名称は表-1 に示す通りであるが、同表における「その他の製造業」に属する業種のうち、プラスチック製品を製造する業種については、総務省による「日本標準産業分類」に合わせる形で、「プラスチック製品製造業」という独立した中分類として扱うこととした。

新設件数が少数である関係上、分析に際しては、産業 3 類型における基礎素材型産業（鉄、石油、化学薬品等の産業の基礎素材を製造）と加工組立型産業（基礎素材を用いて自動車や TV 等の加工製品を製造）で構成される重工業と、生活関連型産業（衣食住や日用雑貨に関連する製品を製造）で構成される軽工業の 2 つのカテゴリに再分類を行った上で推定を行うこととする。集計の結果、重工業新設生産拠点件数は 508 件、軽工業新設生産拠点件数は 198 件となった。

表-1 産業中分類・産業 3 類型とその名称

業種	三類型
食料品・飼料・飲料製造業	生活関連
たばこ製造業	
繊維工業（衣服、その他の繊維製品を除く）	
衣服・その他の繊維製品製造業	
家具・装備品製造業	
出版・印刷・同関連産業	
皮革・同製品・毛皮製造業	
その他の製造業	基礎素材
木材・木製品製造業（家具を除く）	
パルプ・紙・紙加工品製造業	
化学工業	
石油製品・石炭製品製造業	
ゴム製品製造業	
窯業・土石製品製造業	
鉄鋼業、非鉄金属製造業	
金属製品製造業	
（プラスチック製品製造業）	
武器製造業	加工組立
一般機械器具製造業	
電気機械器具製造業	
輸送用機械器具製造業	
精密機械・医療機械器具製造業	

なお、図-1には重工業の、図-2には軽工業の新設生産拠点の地理的な分布を示している。

(3) 地域要因に係るデータ及び説明変数の定義

分析に用いる具体的な説明変数については、先行研究に基づき、変数間の多重共線性を考慮した上で、表-2に示すような変数を検討した。ここでは、それら説明変数についての符号条件の予想を述べる。

まず、生産年齢人口の比率の大きさは即ち、生産活動を行う上で必要な労働力へのアクセシビリティを見る上での代理的な指標とみなすことができるため、その符号条件は正であると予想する。また、可住地面積の大きさは、その地域において拠点を新設する際に確保可能な土地の広さや、地理的な意味での地域規模を表す指標とみなせるため、その符号条件は正であると予想する。

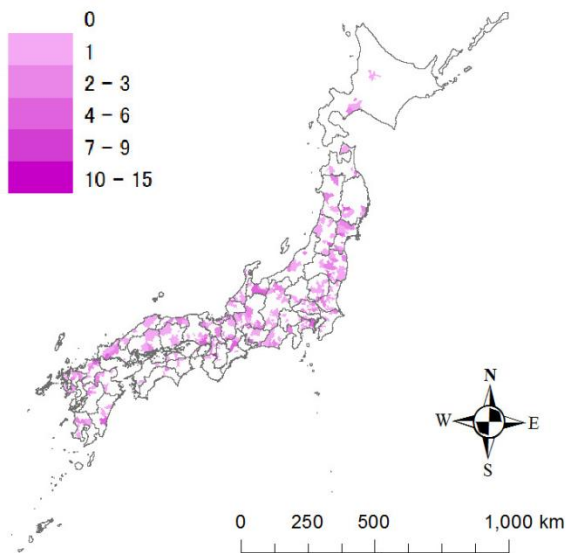


図-1 重工業新設生産拠点件数

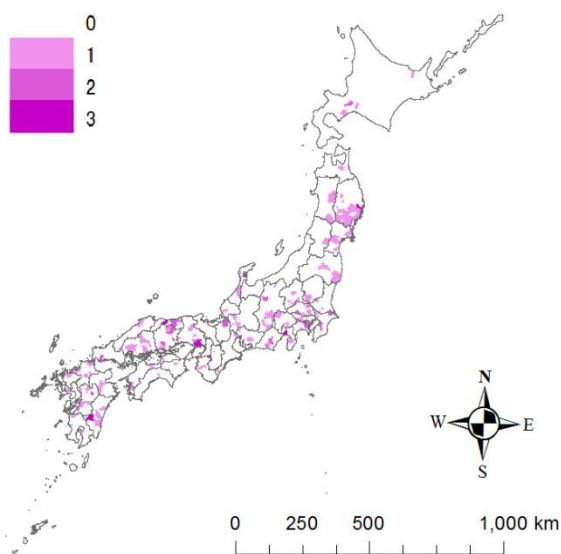


図-2 軽工業新設生産拠点件数

一方、労働費用が高くなるほど生産を行う上での操業費用がかさみ、利潤の拡大に負の影響を及ぼすと考えられることから、所得の符号条件は負であると予想する。また、地域における産業活動の規模を表す指標として就業者数を用い、その符号条件は正であると予想する。加えて、分析に際しては、集積の経済についての2つの指標を変数として用いることとした。集積の経済は、都市化の経済と地域特化の経済の2つに分けることができるが、都市化の経済の指標を地域における産業の単一性を測る指標であるハーフィンダル=ハーシュマン指数 (Herfindahl-Hirschman Index: HHI) の逆数として定義し、地域特化の経済の指標を製造業についての特化係数で定義した。都市化の経済と地域特化の経済はいずれも、生産の効率性向上による平均費用低下を引き起こすため(高橋, 2012)¹⁵⁾、その符号条件はいずれも正であると予想する。高速道路 IC までの距離が大きくなればなるほど、生産に必要な原材料や製品の輸送及び調達に不利な立地であると言えるため、その符号条件は負であると予想する。最後に、地域における経済規模の成長もしくは衰退を表す指標として人口増減率を用い、その符号条件は正であると予想する。

なお、データの観測時点はほぼ 2010 年であるが、当該年においてはデータが存在せず、その数値を取得することができなかった甲府市と富士河口湖町の可住地面積はこれを 2011 年の値で補完した。また、政令区については、可住地面積及び課税対象所得の各区単位での取得が不可能であったため、各区単位でのデータが利用可能な他の説明変数についても、それらを合算してひとつの自治体のデータとして扱うこととした。

4. ESF アプローチによる産業立地要因分析

(1) 推定上の諸設定

分析に際しては、行列 \mathbf{W} の (j, k) 成分 w_{jk} 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た。各地域の代表点は、各市区町村の役場で定義した。

なお、負の二項回帰のパラメータ推定を行う際には、反復計算に基づく最尤推定を用いるため、 N と同数ある固有ベクトルからステップワイズ法等による変数選択を行おうと場合、計算負荷が膨大になったり、場合によっては収束計算が完了しなくなったりする状況に陥る。よって本研究では、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。

表-2 説明変数の定義とデータ出典

説明変数	算定方法	データ出典
生産年齢比 (PR_j)	$PR_j = Prod_j / Pop_j$ $Prod_j$: 地域 j の生産年齢人口 (人) Pop_j : 地域 j の総人口 (人)	総務省 (2010) 「国勢調査」
可住地面積	地域 j の可住地面積 (km^2)	国土地理院 (2010, 一部 2011) 「全国都道府県市区町村別面積調」 総務省 (2010) 「統計でみる市区町村のすがた」
所得 ($Income_j$)	$Income_j = taxinc_j / payer_j$ $taxinc_j$: 地域 j の課税対象所得総額 (百万円) $payer_j$: 地域 j の総課税対象者 (人)	総務省 (2010) 「市町村税課税状況等の調」
就業者数	地域 j の就業者数 (人)	総務省 (2010) 「国勢調査」
都市化の経済 (div_j)	$div_j = \frac{1}{\sum_k Q_{jk}} = \frac{1}{HHI_j}$ $Q_{jk} = \left(\frac{eng_{jk}}{\sum_k eng_{jk}} \right)^2$ eng_{jk} : 業種 k に属する地域 j の就業者数 (人)	総務省 (2010) 「国勢調査」
特化係数 (LQ_j)	$LQ_j = \frac{s_indus_j}{s_j}$ $s_indus_j = \frac{eng_indus_j}{\sum_k eng_{jk}}$ $s_j = \frac{\sum_j eng_indus_j}{\sum_j \sum_k eng_{jk}}$ eng_indus_j : 地域 j の製造業就業者数 (人)	総務省 (2010) 「国勢調査」
IC 距離	地域 j の市区町村役場から最寄りの IC までの直線距離 (km)	国土交通省 (2010) 「国土数値情報」
人口増減率 ($PopGR_j$)	$PopGR_j = \frac{Pop_2010_j - Pop_2005_j}{Pop_2005_j}$ Pop_2010_j : 地域 j の 2010 年の人口総数 (人) Pop_2005_j : 地域 j の 2005 年の人口総数 (人)	総務省 (2010) 「国勢調査」

ここで, Griffith (2003) によれば, この 0.50 倍以上という基準は経験的に, 空間的自己相関を適度に考慮できる基準であるとされている。

分析に先立ち, モデルに投入した各変数についての基本統計量を表-3に示す。

表-3 変数群の基本統計量

変数名	Mean	SD	Max	Min	VIF
重工業新設	0.308	0.846	15.000	0.000	-
軽工業新設	0.120	0.400	3.000	0.000	-
生産年齢比	0.593	0.052	0.736	0.385	3.158
可住地面積	3.803	1.004	6.572	0.482	2.005
所得	1.006	0.150	2.244	0.655	2.397
就業者数	9.445	1.421	14.348	5.069	4.210
都市化の経済	8.851	1.678	12.920	1.734	1.732
特化係数	1.072	0.495	2.843	0.054	1.587
IC 距離	1.794	1.053	4.873	-2.711	1.349
人口増減率	-0.034	0.053	0.353	-0.295	2.841

なお, 被説明変数となる重工業新設件数と軽工業新設件数並びに比率もしくはそれに準じる変数である生産年齢比と都市化経済, 特化係数, 人口増減率以外の変数については, いずれも対数変換を行っている。

(2) パラメータ推定結果

ここでは最初に, 重工業の生産拠点新設の要因分析を行った結果を示していく。パラメータ推定結果は表4に示す通りである。左側に示したのは, 空間的自己相関を考慮しない通常の負の二項回帰を行った結果であり, 右側に示したのは, ESF を用いて spatial error effect を考慮した負の二項回帰を行った結果である。なお, ESF を行う際に投入した固有ベクトルについての詳細な議論は次節で行う。

Non-Spatial の場合と ESF を用いた場合とを比較すると, Non-Spatial の場合では有意に負であった所得のパラメータが, ESF を用いた場合では有意ではなくなっていることが分かる。これは即ち, 分析に加えた変数群では考慮できなかった地域固有の効果を ESF によってコントロール

ールした上では、所得水準が重工業に属する生産拠点の新設に対して与える影響はそれほどないということが示唆される結果となった。このような結果になった理由としては、本研究で重工業と定義した業種においては、生産される品目の性質上、単純な作業を行う比較的質が低く賃金の安い労働力へのアクセシビリティよりも、専門的知識や技能を持つ比較的質が高く賃金の高い労働力へのアクセシビリティが重要視されていることが考えられる。

一方、生産年齢比のパラメータについては、Non-Spatial の場合と ESF を用いた場合の両方で有意とならなかった。このことは即ち、2つの集積の経済に関する説明変数と、就業者数、人口増減率を主とした他の説明変数によって、そもそも生産年齢比によってコントロールしようとしていた労働力へのアクセシビリティの大きさが既に考慮されてしまっていたことを示唆する。

その他のパラメータについては、Non-Spatial の場合と ESF を用いた場合とで推定値にそこまで大きな変化はなく、符号条件も予想通りであり、かつ、統計的にも有意であるという結果が得られた。

また、過分散パラメータ $1/r$ は有意にゼロと異なり、ポアソン分布に基づくモデリングが誤りであることを示唆する結果となった。

次に、軽工業の生産拠点新設の要因分析を行った結果を示していく。重工業の場合と同じく、パラメータ推定結果は表4に示す通りである。左側に示したのは、空間的自己相関を考慮しない通常の負の二項回帰を行った結果であり、右側に示したのは、ESF を用いて spatial error effect を考慮した負の二項回帰を行った結果である。な

お、重工業の場合と同様、固有ベクトルについての詳細な議論は次節で行う。

Non-Spatial の場合と ESF を用いた場合とで推定値にそこまで大きな変化はなく、重工業と同様生産年齢比は統計的に有意な変数ではなかったが、重工業の場合と異なる点としてまず挙げることができるのは、有意性の大きさに若干変化があったものの、ESF によるコントロールを行った後においても、所得が有意な変数であるという点である。このことについては、重工業の場合とは逆で、生産する品目の性質上、単純な作業を行う比較的質が低く賃金の安い労働力へのアクセシビリティの方が、専門的知識や技能を持つ比較的質が高く賃金の高い労働力へのアクセシビリティよりも重要視されていることが考えられる。次に異なる点として挙げられるのが、都市化経済が統計的に有意な変数とはならない点であるが、このことは即ち、軽工業においては重工業の場合とは異なり、業種間集積による利益がそれほど重視されないことが示唆される。加えて、人口増減率についても重工業の場合と異なり係数は統計的に有意ではないが、人口の伸び率で表される、地域経済規模の拡大もしくは縮小は、そこまで立地件数の増減を大きく左右するものではないことが示唆される。

その他のパラメータについては、Non-Spatial の場合と ESF を用いた場合とで推定値にそこまで大きな変化はなく、符号条件も予想通りであり、かつ、統計的にも有意であるという結果が得られた。

また、過分散パラメータ $1/r$ は有意にゼロと異なり、ポアソン分布に基づくモデリングが誤りであることを示唆する結果となった。

表4 パラメータ推定結果

変数	Non-Spatial (重工業)			ESF (重工業)			Non-Spatial (軽工業)			ESF (軽工業)		
	推定値	Z 値	***	推定値	Z 値	***	推定値	Z 値	***	推定値	Z 値	***
定数項	-11.011	-6.936	***	-12.812	-7.451	***	-7.822	-3.816	***	-7.974	-3.658	***
生産年齢比	1.192	0.472		1.931	0.726		2.173	0.623		0.390	0.106	
可住地面積	0.555	5.594	***	0.667	6.409	***	0.238	1.793	*	0.332	2.324	**
所得	-1.920	-2.271	**	-1.364	-1.532		-2.746	-2.450	**	-2.318	-1.867	*
就業者数	0.253	2.656	***	0.208	2.134	**	0.463	3.538	***	0.454	3.286	***
都市化の経済	0.475	5.276	***	0.503	5.303	***	0.145	1.540		0.162	1.590	
特化係数	2.027	6.901	***	2.288	7.218	***	0.539	1.847	*	0.712	2.179	**
IC 距離	-0.271	-3.985	***	-0.236	-3.505	***	-0.192	-2.074	**	-0.209	-2.252	**
人口増減率	4.908	2.393	**	6.062	2.868	***	2.045	0.654		2.348	0.729	
$1/r$	0.899	6.116	***	1.590	4.718	***	0.800	3.030	***	1.357	2.410	**
対数尤度	-970.0			-911.0			-564.6			-536.6		
AIC	1960.0			1894.0			1149.2			1127.2		

(*** 1%水準, ** 5%水準, * 10%水準で有意)

(3) spatial error effect の空間パターン

ここでは、ESF を用いたパラメータ推定を行った際に有意となった固有ベクトルの空間パターンについて考察していく。個々の固有ベクトルが示す空間パターンは極めて異なり、ひとつひとつについて解釈を行うのは困難であるため、ここでは Tiefelsdorf and Griffith (2007)¹⁶⁾ に基づき、空間的近接性によって説明される誤差変動 stochastic signal を表す (変形された) 行列 W の固有ベクトルの線形和 $\sum_l r_{j,l} \gamma_l$ 、即ち本研究で定義した spatial error effect が持つ空間パターンについての考察を行っていく。ここでは、error effect の大域的な空間パターンを視覚化する為、分析によって有意になった固有ベクトルのうち、それに対応する固有値が第 1 固有値の 75% であるものを選択している。Griffith (2003) によれば、この 75% という基準は、強い空間効果を表す基準とされている。

図 3 に示すのが、推定の結果得られた重工業についての spatial error effect $\sum_l r_{j,l} \gamma_l$ の空間パターンである。図に示される空間パターンに対して、局所的な値の変化について考察を行うことは難しいが、大域的な空間パターンのうち、特徴的なものとしては、福岡県と山口県を中心とした地域と、東日本大震災で被災した福島県の沿岸部を中心とした地域で、正の spatial error effect が観察される。

まず、福岡・山口地域において、正の spatial error effect が観察された要因として考えられるものとして、安価での部品供給が可能なサプライヤが立地する中国や韓国をはじめとしたアジアとの近接性が挙げられる。これらアジアの国々との製品の取引を行う場合には、我が国の代表的な工業地帯である京浜・中京・阪神地域に生産拠点を構えるよりも、地理的に比較優位な事業展開を行うことが可能になるため、そのようなインセンティブが企業側に働いた可能性が示唆される。その他に要因として考えられるものとして、各企業の事業継続計画に基づく低リスク地への拠点整備促進の効果が挙げられる。2011 年 3 月に発生した東日本大震災や、東海地方において甚大な被害をもたらすと想定されている南海トラフ地震など、地震や津波に代表される災害によって引き起こされる操業上のリスクへの認知が強まったことを契機として、それら災害リスクにさらされる可能性が低く、ある程度規模の大きい市場を持つ北部九州地域へ拠点を新設もしくは移転しようとする企業の行動が、正の spatial error effect の値へと反映されていることが示唆される。

一方、福島県と宮城県を中心とした地域において正の spatial error effect が観察された要因として考えられるものとしては、被災地での復興需要に応じるために生産拠点が当該地域に参入してきたことや、県によって用意されている復興関連の企業立地への補助金の効果が、拠点新設に対して正の効果を及ぼした可能性が示唆される。特に福島県においては、地域産業の復興を目指し、「ふく

しま産業復興企業立地補助金」や「ふくしま産業復興投資促進特区」等、自治体による立地促進プログラムが広く組まれており、福島沿岸部における、強い正の spatial error effect の値へと反映されていることが示唆される。

続いて図 4 に示すのが、推定の結果得られた重工業についての spatial error effect $\sum_l r_{j,l} \gamma_l$ の空間パターンである。大域的な空間パターンのうち、特徴的なものとしては、重工業の場合と同様、東日本大震災で被災した福島県の沿岸部を中心とした地域において、正の spatial error effect が観察される。しかしながら、実際の立地件数を示す図 2 と見比べたところ、重工業の場合に比べ、正の spatial error effect が観測されている地域と、実際に立地件数が多かった地域とがかい離している様子が見られるため、その解釈は残念ながら容易ではない。

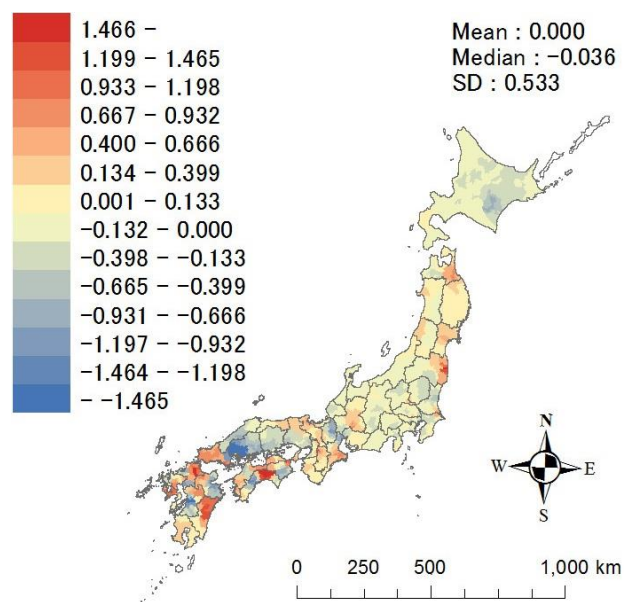


図-3 重工業の error effect

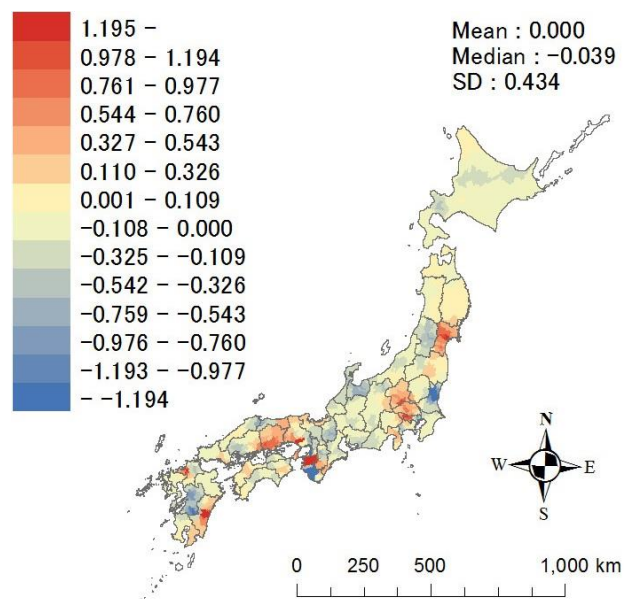


図-4 軽工業の error effect

5. 結論

本研究は、我が国の全国市区町村を対象として、地域間で生じる空間効果を考慮した産業立地要因の実証分析を行った研究である。従前多く行われてきた都道府県レベルでの産業立地要因の実証分析よりも小さな空間単位のデータを用いて詳細に立地要因を解明し、これまで無視されることが多かった、空間的に詳細な地域単位に起因する空間効果の影響を、固有ベクトル空間フィルタリングを用いて把握することを試みた点に特長がある。

2012~15 年の 4 年間を対象に分析を行った結果、生産拠点の新設に対しては、産業立地要因分析を行う際に多く用いられている地域要因変数では考慮することができず、かつ、空間的なパターンを持つ地域固有の要因が影響を及ぼしていることが、重工業と軽工業の両方で観察された。特に、震災復興をはじめとした地域経済における大きなイベントが、大域的な空間パターンとして捕捉されたことは非常に興味深い。

最後に、今後の研究の方向を示す為、本研究の課題を述べる。本研究の分析において用いられているデータは、あくまで国や地域等の公的機関が作成した悉皆調査ではないため、その網羅性には大きな課題が残る。「工場立地動向調査」における近年の新設件数が年におよそ 600~700 件であるという事実を踏まえれば、本研究で抽出された新設件数は明らかに過小である。そのため、企業単位ではなく事業所単位で業種情報を紐づける等の方法を取り、今回は抽出対象外となってしまった生産拠点の情報も含めた上での分析を行うことが必要である。

また、先の課題と関連して、本研究で用いた新設件数データは極めて多くのゼロを含むものであり、かつ、それらゼロ値の発生メカニズムについても、そもそも工業自体が産業として存在しない地域において発生したゼロであるのか、それとも、本来は新設があったにもかかわらず、偶然それが観測されなかったがために発生したゼロであるのかについての区別を行うことができていない。ゆえに、ゼロの発生過程を明示的に考慮することが可能なゼロ過剰モデル(蓑谷, 2007)¹⁷⁾によるモデリングが一つの方向性として考えられる。

生産拠点が属する業種のカテゴリ分けについては、本研究においては重工業と軽工業という極めて大雑把なものを使用した。各々の業種が他のいかなる業種と関係を持った上で企業活動を行っているかという面、あるいは、ある特定製品を製造する上でいかなる業種が与しているのかというサプライチェーン的な面を考慮した、より現実的な業種のカテゴリ分けを行うことが必要である。加えて、本研究における距離指標に関する説明変数や、空間重み行列 \mathbf{W} は全て直線距離に基づいて定義されたものであったが、実際の地域間の距離は地形的要因等に

よって直線距離とは必ずしも一致しない可能性が高い。そのため、ネットワーク距離ベースで説明変数や \mathbf{W} の定義を行い、より社会経済的な地理的連関に則したパラメータ推定を行う必要がある。

参考文献

- 1) 岳希明：工業立地選択の決定要因—日本における地域間の実証研究, 日本経済研究, Vol.41, pp.92-109, 2000.
- 2) 田邊勝巳・松浦寿幸：交通社会資本が与える工場立地選択への影響, 三田商学研究, Vol.49, No.3, pp.77-97, 2006.
- 3) Fujita, M., & Thisse, J. F.: *Economics of agglomeration: cities, industrial location, and globalization*, Cambridge university press, 2013.
- 4) Arauzo - Carod, J. M., Liviano - Solis, D., & 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.
- 5) Bhat, C. R., Paleti, R., & Singh, P.: A spatial multivariate count model for firm location decisions, *Journal of Regional Science*, Vol.54, No.3, pp.462-502, 2014.
- 6) Nguyen, C. Y., Sano, K., Tran, T. V., & Doan, T. T.: Firm relocation patterns incorporating spatial interactions, *The Annals of Regional Science*, Vol.50, No.3, pp.685-703, 2013.
- 7) Griffith, D. A.: *Spatial filtering. In Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*, Springer Berlin Heidelberg, 2003.
- 8) McFadden, D. L.: Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, *FRONTIERS IN ECONOMETRICS*, Academic Press, pp.105-142, New York, 1973.
- 9) Becker, R., & Henderson, V.: Effects of air quality regulations on polluting industries, *Journal of political Economy*, Vol.108, No.2, pp.379-421, 2000.
- 10) Hilbe, J. M.: *Negative binomial regression*. Cambridge University Press, 2011.
- 11) 瀬谷創・堤盛人：空間統計学：自然科学から人文・社会科学まで, 朝倉書店, 2014.
- 12) 村上大輔：固有ベクトル空間フィルタリングの連続空間への拡張, *GIS-理論と応用*, Vol.20, No.2, pp.91-102, 2012.
- 13) Griffith, D. A.: Spatial structure and spatial interaction: 25 years later, *The Review of Regional Studies*, Vol.37, No.1, pp.28-38, 2007.
- 14) 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 (CD-ROM), Vol.45, No.368, 2012.
- 15) 高橋孝明：都市経済学, 有斐閣, 2012.
- 16) Tiefelsdorf, M., & Griffith, D. A.: Semiparametric filtering of spatial autocorrelation: the eigenvector approach, *Environment and Planning A*, Vol.39, No.5, pp.1193-1221, 2007.
- 17) 蓑谷千風彦：計量経済学大全, 東洋経済新報社, 2007.

(2016. 4. 22. 受付)