

< 修士論文 >

「空間統計モデルによる地域間経済データの解析」

滋 賀 大 学 大 学 院

デ ー タ サ イ エ ン ス 研 究 科

デ ー タ サ イ エ ン ス 専 攻

修了年度 : 2020年度

学籍番号 : 6019109

氏 名 : 下高原 宏明

指導教員 : 松井 秀俊

提出年月日 : 2021年1月19日

目次

第 1 章	はじめに	1
第 2 章	背景	2
2.1	産業連関表による地域経済分析	2
2.1.1	地域経済分析	2
2.1.2	産業連関表	3
2.1.3	逆行列係数表	4
2.1.4	産業連関表の分析手法	5
2.2	産業立地の先行研究	7
2.2.1	産業立地の学問	7
2.2.2	古典的産業立地論	8
2.2.3	「空間経済学」	9
2.2.4	「経済地理学」	10
2.2.5	本論文のアプローチ	11
第 3 章	分析手法	12
3.1	空間統計学	12
3.1.1	空間データ	12
3.1.2	空間データの定義	12
3.1.3	空間重み行列	13
3.2	空間的相関分析	15
3.2.1	空間自己相関	15
3.2.2	空間相互相関	18
3.3	空間計量経済モデル	19

3.3.1	採用モデル	19
3.3.2	最尤法によるパラメータ推定法	20
3.3.3	回帰係数の解釈	23
第 4 章	空間統計学による分析結果	25
4.1	空間相関分析	25
4.1.1	扱う経済データ	25
4.1.2	空間重み行列	25
4.1.3	数値シミュレーション	26
4.1.4	37 産業分類の空間自己相関	28
4.1.5	空間相互相関	34
4.2	空間計量経済モデル	37
4.2.1	データおよびモデル	37
4.2.2	モデル選択	38
4.2.3	分析結果	38
4.3	考察	43
第 5 章	終章	45
	謝辞	46

第1章 はじめに

近年、日本では人口減少・少子高齢化の進行が懸念されており、今後経済をどのように発展させていくか、その方向性が模索されている。社会情勢は時々刻々と変化し、グローバル化や高度情報化の進展、そして東京一極集中などに対し国や地域で対応がなされてきた。そうした中、2020年に拡大した新型コロナウイルス感染症は状況を一変させた。

コロナ禍において人の移動は制限され、一部の産業では消費が急激に落ち込んだが、逆に消費が増加した産業もある。また、テレワークの推進や人との接触の制限によってリモート環境が整いつつあり、働き方にも変化がみられる。リモート環境の整備といった働き方の変化などはこれまで求められてきていたものであり、不可逆的な変化と考えられる。今後は「ポストコロナ」を見据えた社会形成が求められる。

政策を進めるに当たっては、「証拠に基づく政策立案 (EBPM)」が推進されているように、データに基づく分析が重要である。これまでも、地域産業の分析は行われてきた。しかし、その分析は各地点を個別のものとして分析しているものがほとんどである。経済データの一つである産業連関表は、一定の地域の中で一定期間に生産された財、サービスの投入と産出を記録した表である。これに対して、地域内と地域外との取引を考慮すべきとして地域間産業連関表というものが作成されている。これは、その地域とそれ以外とを区分したものであり、そこに空間構造の情報はない。しかし、経済活動には周囲からの影響が存在し、空間構造が関係するのが実情である。そのため、経済発展を促すための政策を打ち出しても、空間的な影響を考慮しなければ想定した効果が得られないということにつながる。

そこで、本論文では、空間統計学の手法を用いて、空間構造を考慮して各産業の分析を行う。各産業が空間構造による影響を受けているかを検証し、産業ごとの特性を把握することは、より効果的な地域振興政策の立案につながると考えられる。また、これまで産業集積についての研究は、「空間経済学」や「経済地理学」で行われてきたが、本論文の空間統計学の手法はそれらとは異なるアプローチである。そこで、空間統計学とこれら先行研究分野についての関連についても検討する。

第2章 背景

2.1 産業連関表による地域経済分析

2.1.1 地域経済分析

2015 年の国勢調査において、同調査開始以来初めて人口が減少に転じ、日本は本格的な人口減少社会へと突入した。少子高齢化の進行、東京一極集中などにより、今後、地域経済が縮小することが懸念されている。2014 年 5 月に「日本創生会議・人口減少問題検討分科会」が提出した「ストップ少子化・地方元気戦略」と題する提言書では、「全国約 1800 の自治体のうち、ほぼ半数の市区町村が 2040 年までに消滅の可能性に直面する」という試算が示され、「地方消滅」という言葉も生まれた。こうした現状を受け、各地域において、その特性を生かした地方創生の取組など、知恵を絞り、競い合いながら、地域活力の維持・向上に向けた懸命な取組が進められている。

政策の立案や改定に際しては、データによる証拠に基づいた議論を行うべきであるという EBPM の考え方が普及している。地域経済政策においても例外でなく、内閣官房まち・ひと・しごと創生本部は、「地域経済分析システム (RESAS)」を 2015 年 4 月 21 日より提供している。地域経済政策の目的は、地域の経済厚生を向上させることであり、それは地域住民の所得向上などにより達成される。そのためには、企業活動等による生産で得た所得が地域内に分配され、支出されることでさらに生産を誘発するという経済循環構造がその地域において構築されることが肝要である (日本政策投資銀行・価値総合研究所, 2019)。そうした観点から、地域経済の分析に際しては、地域の産業・経済の「生産面」に加えて、地域で得た所得が地域住民に分配されるか、あるいは地域外に流出するかという「分配面」、そして、地域住民が得た所得を地域内の生産物に消費・投資を行うか、あるいは地域外の生産物に消費・投資が行われるかという「支出面」も重視されるようになり、実際、RESAS では、各地域における生産・分配・支出の経済循環図が実装されている。

本論文では、経済データとして産業連関表を用いる。産業連関表は、産業間での財・サービスの流れを明らかにするものであり、ある一定地域の経済構造を総合的に把握することができるものである (総務省他, 2020)。本節では、産業連関表について、そのしくみと、分析

表 2.1: 産業連関表の形式

		中間需要					最終需要		輸入	生産額
		産業 1	...	産業 j	...	産業 n	国内	輸出		
中間投入	産業 1	X_{11}	...	X_{1j}	...	X_{1n}	Fd_1	E_1	$-M_1$	X_1
	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
	産業 i	X_{i1}	...	X_{ij}	...	X_{in}	Fd_i	E_i	$-M_i$	X_i
	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
	産業 n	X_{n1}	...	X_{nj}	...	X_{nn}	Fd_n	E_n	$-M_n$	X_n
粗付加価値		V_1	...	V_j	...	V_n				
生産額		X_1	...	X_j	...	X_n				

手法およびその理論について説明する。

2.1.2 産業連関表

産業連関表とは、表 2.1 のように、一定の地域の中で一定期間に生産されたすべての財、サービスの投入と産出の取引金額を表形式で示したものである。

中間投入と中間需要で囲まれた部分を、内生部門と呼ぶ。内生部門では、産業間で取引される原材料や燃料などの中間財の額が記載される。

産業連関表を列方向に見ることで、各産業が買い手としてどの産業からどれだけ購入して生産に用いたかという、生産要素の投入構造の内訳が分かる。例えば、表 2.1 の産業 j を列方向（縦方向）に見ると、中間投入の欄で産業 i から X_{ij} 購入したという原材料の購入先が分かる。また、内生部門の下の方の粗付加価値では、各産業の雇用者所得や営業余剰の内訳が記載されている。中間投入と粗付加価値額を合計した額が産業 j の生産額となる。

また、行方向（横方向）に見ることで各産業が供給した製品がどの部門で使われたかということが分かる。表 2.1 の産業 i を行方向に見ると、中間需要の欄で産業 i が産業 j の生産に X_{ij} だけ使われたということが分かる。さらに、内生部門の右の方では各産業が最終需要としてどれだけ消費・投資されたかということや地域外からの輸出入（あるいは、移出入）が記載されている。地域内の内生部門及び最終需要、地域外への輸出を合計した額から、地域外より流入した財・サービスの額を引くことで地域内の生産額が計算される。行方向と列方向の生産額は一致しており、

$$X_1 = \underbrace{\sum_{i=1}^n X_{i1}}_{\text{列方向}} + V_1 = \underbrace{\sum_{i=1}^n X_{1i} + Fd_1 + E_1 - M_1}_{\text{行方向}} \quad (2.1)$$

となる。

2.1.3 逆行列係数表

産業連関表を使った分析指標として代表的なものに特化係数、感応度係数および影響力係数がある。このうち、感応度係数、影響力係数を算出するには、逆行列係数表を作成する必要があるので、ここでは、逆行列係数表作成のための理論について説明する。

上述の表 2.1 は産業間の取引を記録した原表であり、取引基本表と呼ばれる。この取引基本表において、産業 i から産業 j への中間投入 X_{ij} を産業 j の生産額 X_j で割った値 $a_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_j}$ を投入係数という。この投入係数や表 2.1 の各要素のベクトル、行列表記を $\mathbf{X} = [X_i]$, $\mathbf{A} = [a_{ij}]$, $\mathbf{F} = [Fd_i]$, $\mathbf{E} = [E_i]$, $\mathbf{M} = [M_i]$ ($i, j = 1, \dots, n$) とすると、

$$\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{F} + \mathbf{E} - \mathbf{M} \quad (2.2)$$

となる。単位行列を \mathbf{I} とするとこれは、

$$\mathbf{X} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}(\mathbf{F} + \mathbf{E} - \mathbf{M}) \quad (2.3)$$

と変形できる。

ここで、地域外からの輸入（あるいは移入）について考える。地域内の経済は、必要な財・サービスを地域外から輸入する。この輸入量は、地域内の中間需要と最終需要の量に依存していると考えられる。そこで、産業 i の輸入量 M_i が中間需要 $\sum_{j=1}^n a_{ij}X_j$ と地域内最終需要 Fd_i の合計に比例しているとする、その比率 m_i は、

$$m_i = \frac{M_i}{\sum_{j=1}^n a_{ij}X_j + Fd_i} \quad (2.4)$$

となる。これを輸入係数という。

この輸入係数を対角要素に持つ $n \times n$ の対角行列を \hat{M} とおく。

$$\hat{M} = \begin{bmatrix} m_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & m_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & m_n \end{bmatrix} \quad (2.5)$$

この対角行列を用いると、式 (2.2) は、

$$\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{F} + \mathbf{E} - \hat{\mathbf{M}}(\mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{F}) \quad (2.6)$$

となるので、

$$\mathbf{X} = [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{M}})\mathbf{A}]^{-1}[(\mathbf{I} - \hat{\mathbf{M}})\mathbf{F} + \mathbf{E}] \quad (2.7)$$

とできる。式 (2.3) の $(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}$ を表にしたものをレオンチェフの逆行列係数表、式 (2.7) の $[\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{M}})\mathbf{A}]^{-1}$ を表にしたものを競争輸入型の逆行列係数表という。逆行列の経済的意味は、例えば、レオンチェフの逆行列で説明すると、国内最終需要が $\Delta\mathbf{F}$ だけ増加した時、各産業の生産額 \mathbf{X} が $(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}\Delta\mathbf{F}$ だけ増加すると解釈できる。

2.1.4 産業連関表の分析手法

産業連関表を使った分析指標として、特化係数や感応度係数および影響力係数というものがある。

特化係数とは、地域における比較優位な産業を分析する際に用いられる指標である。地域 i における産業 j の生産額を X_{ij} とすると、地域 i の産業 j の特化係数 C_{ij} は、次のように定義される。

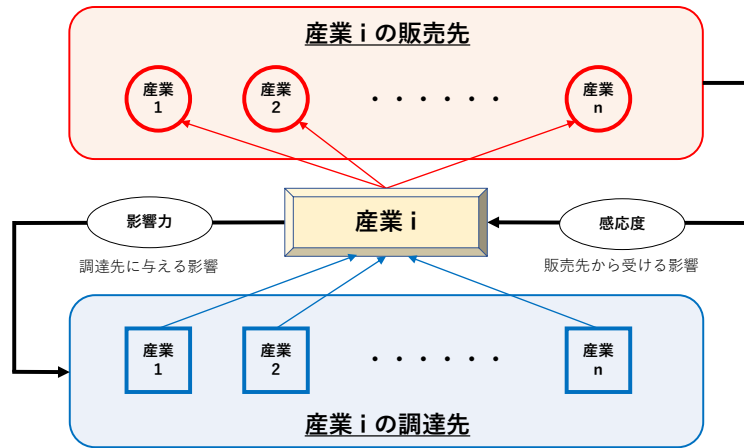
$$C_{ij} = \frac{X_{ij} / \sum_{j=1}^n X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij} / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_{ij}} \quad (2.8)$$

つまり、特化係数は、地域 i における、産業 j の構成比が、全国の平均的な構成比と比べてどの程度大きいかを表す指標である。

次に、感応度係数および影響力係数について説明する。感応度と影響力の概念図は図 2.1 のようになる。

感応度係数というのは、ある産業の販売先の消費や投資が増加した場合に、その産業が受ける影響度を示す指標であり、逆に、影響力係数はある産業の消費や投資が増加した場合にその調達先に与える影響度を示す指標である。感応度係数は逆行列係数表の行和を、全体の合計で割ることで求められる。つまり、 $n \times n$ の逆行列係数表の i 行 j 列の要素を B_{ij} とすると、産業 i の感応度係数 Sen_i は、

$$Sen_i = \frac{\sum_{j=1}^n B_{ij}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n B_{ij}} \quad (2.9)$$



(価値総合研究所 (2015) を参考に作成)

図 2.1: 感応度と影響力の概念図

となる．また，影響力係数は，逆行列係数表の列和を，全体の合計で割ることで求められる．つまり，産業 j の影響力係数を Eff_j とすると

$$Eff_j = \frac{\sum_{i=1}^n B_{ij}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n B_{ij}} \quad (2.10)$$

と計算される．

感応度係数と影響力係数は，通常，x 軸に影響力係数，y 軸に感応度係数をとった散布図により視覚化が行われる（図 2.2）．この散布図において，感応度係数と影響力係数がともに 1 より大きい産業は，他産業から受ける感応度も他産業へ与える影響力も大きい産業であり，地域内の取引における核となる産業であると解釈できる．そのため，この産業を強化することで，地域内の経済を効果的に活性化することができると考えられる．

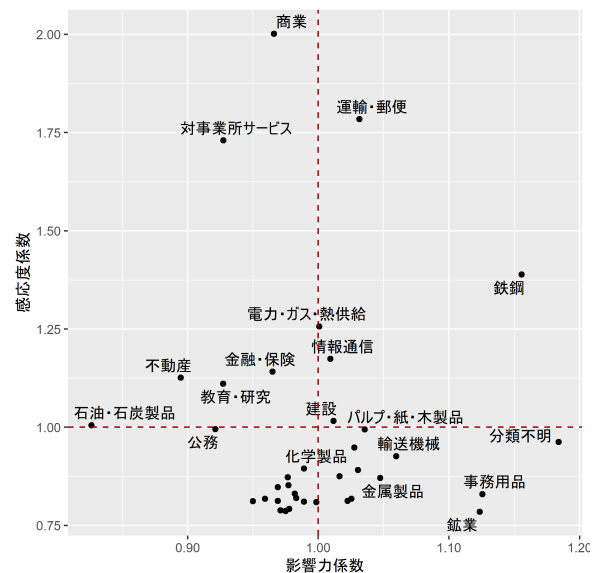


図 2.2: 感応度と影響力の散布図

2.2 産業立地の先行研究

2.2.1 産業立地の学問

ある地域がある産業について相対的に優位性を持つという特化が生じる原因として、曾・高塚 (2016) は2つの差異が生じるためであると述べている。1つは、生産技術における差異であり、他の地域と比較して、相対的に生産性が高いことによるものである（リカードの比較優位の理論）。そして、もう1つは、生産要素の賦存量の差異であり、その地域に生産要素が豊富にあることによるものである（ヘクシャー＝オリーンの比較優位の理論）。これら比較優位の理論は、貿易理論に代表されるものであるが、ある地域がある産業に特化するということは、その産業が、その地域に「集積」しているとみなすことができ、立地理論につながるものである。

藤田 (2010) によると、どのような産業がなぜ立地するのかという産業立地の研究は、伝統的には「立地論」ないしは「経済地理学」において行われてきたが、1970年代末から貿易理論を拡張する形で「新貿易理論」が発展し、1990年代に Krugman (1991) の研究から「新経済地理学」が構築された。近年では、地理的空間における経済理論や実証分析についての学問分野を総称して「空間経済学」と呼んでいる。

「空間経済学」は広い意味で使われ、都市に焦点を当てた「都市経済学」や国内の地域に焦点を当てた「地域経済学」を含むこともあるが、「空間経済学」の書籍では、均衡理論や競争理論といったミクロ経済学的な観点の「立地論」に焦点を当てることが多いため、ここでは、「空間経済学」を「新貿易理論」や「新経済地理学」へとつながる「立地論」の文脈で扱い、「経済地理学」と分けて議論する。

このように分けて考えるのは「立地論」の文脈での「空間経済学」が、「実際の空間経済の主要な特性について統一的な理解を可能にしてくれるような、有意義な一般立地モデルを構築する」(藤田, 2010) ことを目的として、ミクロ経済学的な基礎理論から導かれる一般立地モデルの作成及びそのモデルのシミュレーションによる実証分析を行うのに対し、「経済地理学」においては、「経済現象を空間的側面や地域性から明らかにし、問題解決に寄与する」(伊藤他, 2020) ことを目的としており、地域ごとのユニークネスから、経済現象の空間性・地域性の説明論理を構築するという異なるアプローチを取っているためである。

産業立地を研究する「空間経済学」と「経済地理学」であるが、その着眼点として共通す

るのは「距離」と「拡がり」である (伊藤他, 2020)。「距離」は、財や、サービス、人、情報が空間を移動する際に掛かる負荷である。物の移動の輸送費や人の移動費をはじめとして、企業間の距離が離れれば取引費用の負担増加につながる。「拡がり」は人間が活動する資源や機会を与える。生産資源が豊富であったり、取引機会が多かったりすることは、企業の生産の増加につながる。そして生産が増えると、規模の経済により生産性は高くなる。一方で、生産性の高い優等地ほど、高い地代が設けられ、企業のコスト増につながる。また、空間上の「拡がり」は、財やサービスを生産するだけでなく、それらが需要される場でもある。人口密度が高ければそれだけ需要量も増える。しかし、一方で、人口の密集は、地代の上昇や生活環境の悪化といった外部不経済が生じる要因ともなる。産業立地の学問では、これらの経済的現象を説明する理論を構築しようという試みがなされる。

2.2.2 古典的産業立地論

Samuelson (1983) が「地理学者と立地論者にとって、チューネンは開祖神である」と述べているように、産業立地の理論は J.H.von Thünen の著書「孤立国」(von Thünen, 1826) にはじまるとされる。

18 世紀初頭にイギリスのノーフォーク地方で生まれた輪裁式農業が、18 世紀から 19 世紀にかけて西ヨーロッパに普及した。従来の穀物栽培に加えて、輪裁式農業は休閑地を利用して飼料作物を栽培するものであったが、Thünen は休閑地の作物栽培により費用が嵩むことから、採算性を維持するには、主要な消費地からの距離に応じた適地適作を考慮する必要があると考えた。その考察の結果として出版されたのが 1826 年の「孤立国」である。Thünen は、古典的なモデルを構築するため、複雑な現実を抽象化して単純な前提条件を置いた。まず、「他国との交易関係を持たない孤立した国」を想定し、その孤立国が、土壌条件、気候条件などが均質な平野にあり、農産物は最短(直線)距離で輸送できるとした。

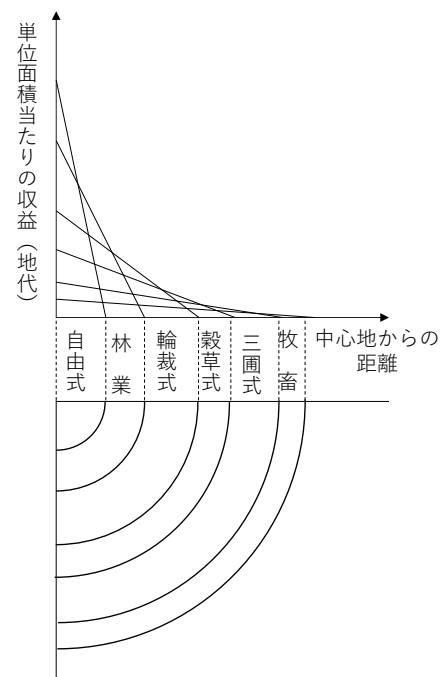


図 2.3: Thünen の孤立国模式図

(近藤 (1974) の図を参考に作成)

また、農業生産者は所与の土地で利益を極大化するように選択するという仮定を置いた。

こうした前提条件を仮定すると、地代と輸送費用が農作物によって異なるため、農業経営が同心円状に6圏に分化することを示した(図2.3)。例えば自由式で栽培される蔬菜類や生乳は劣化が速いため、都市に近い地点で高い収益性を確保できる。逆に第6圏の牧畜は、家畜が自力で移動できる上、牛乳をバターなどに加工して出荷する。そのため、距離減衰の程度が小さく、中心地より遠い位置に立地している。

Thünenのモデルは市場競争の結果、都市からの距離に応じて立地パターンが生じるという洞察を得ており、現在まで産業立地の研究に広く取り入れられている先駆的な研究となっている。

2.2.3 「空間経済学」

経済の一般均衡モデルにおいて、空間を明示的に扱う必要があるかについては、長い間議論があった(藤田, 2010)。

Arrow and Debreu (1954) など、新古典派の一般均衡理論家は、空間の問題は、各財が消費される場所で区別することによって解決できるため、特に空間構造を考慮する必要はないと考えていた。一方で、Isard (1949) は、「生産者を互いに引き離している交通と空間費用の特異な効果について考慮されるべき」としていた。

そうした中、Koopmans and Beckmann (1957) により、空間経済における完全競争の一般均衡理論の限界が提示された。これは「空間不可能性定理」として知られており、「すべての地域が一様で、消費者の選好が飽和していないとき、正の輸送費を伴う競争均衡は存在しない」ことを示した。すなわち、現実の世界で産業の集積が起きているのは以下のいずれかの理由によるものと考えられる。

- (1) 空間が同質的でない
- (2) 経済活動に技術的外部性が生じている
- (3) 市場が不完全競争的である

Thünenの孤立国は一つの都市を空間に想定したもので、(1)に相当する。

1950年代後半、多くの国で都市問題が発生する中、都市の土地利用の研究が必要とされ、Thünenの先駆的研究が注目されはじめた。Alonso et al. (1964) は、Thünenの農業立地論を数理モデルに一般化することに成功し、現代の都市経済学の理論的基礎を与えた。しかし、Alonsoのモデルは単一中心都市を仮定したものであったため、都市が単一かそうでな

いかを事前に仮定しない都市モデルの構築が求められた。

こうした中、Krugman (1991) は、空間構造を事前に仮定せず、企業レベルの規模の経済と輸送費および消費者の多様性に対する選好をモデルに取り込むことで、特定の空間構造が生まれ、変化していくことを示した。この Krugman の先駆的な研究により、内生的に空間構造が決定するモデルを扱うことができるようになり、「空間経済学（新経済地理学）」が急速に発展した。この分野では、現在に至るまで、様々なモデルの改良や現実の空間構造との接合を試みる研究が行われている（渡辺, 2017）。

2.2.4 「経済地理学」

経済地理学においては、各産業の空間的様態を把握し、その分布や変動について、集積と分散の理論から説明するという手順を取ることが多い。伊藤他 (2020) によると、産業立地の空間パターンは大きく次の2つに分けられる。

(1) 広範な地域に遍く分布する産業（遍在する産業）

(2) 特定の地域に偏って局地的に集中する産業（偏在する産業）

(1) の「遍在する産業」は醸造業や建設資材工場といった、各地の地域需要に応えるために比較的均等に分布している産業である。ただし、輸送費用が無視できるほど小さくなると、それらは、大都市付近に偏在することとなる。また、電子部品や衣服縫製といった労働集約的な産業も、安価な労働力を求めて周辺地域に立地するとともに、労働力調達上の競合を避けて、均等に分散してきた。

(2) の「偏在する産業」としては、原料地に集中する産業があり、このような生産要素や工業用地に引き付けられた集積を「偶然集積」という。一方、ある地域に集まった事業所間の相互作用により集積が生じる場合がある。これを「純粋集積」といい、通常、産業集積といった場合、「純粋集積」を指す。

「純粋集積」が生じる経済的要因を Marshall (1985) は、外部経済と呼んだ。伊藤他 (2020) では、外部経済となる経済的要因として3つを挙げている。

第1に分業による利益である。ある地域に関連産業が集まることで、その地域の企業同士で分業をし、それぞれの経営体は自身の専門に集中することができる。第2に取引費用の節約がある。距離が近いことにより、接触を密にとることができ、業務を円滑に行うことができる。最後に特化した地域労働を活用できるという点である。特定の産業が集まることで、その地域に関連技術を持った人材が引き付けられるため、専門性の高い人材とマッチングす

る機会が増える。これらの利点は、生産物が「需要の見通しが立ちにくく標準化されていない」状態の時、特にその効果が発揮される。

では、逆に産業が集積地から分散するのはどのような時であろうか。分散が生じるのは、外部不経済が起きるときである。外部不経済としては、地代や賃金の上昇が挙げられる。それに加え、生産物が標準化され、外部経済の効果が薄れた時、産業の分散が起きると考えられている。

2.2.5 本論文のアプローチ

以上のように、約 200 年前の Thünen の考察にはじまり、産業立地についての研究はこれまで多くの知見が積み上げられてきた。「空間経済学」は、理論的に明快な洞察を得ることに比重を置き、解析的困難を緩和するために現実の立地空間を単純化してモデル構築を行ってきた。

近年、「空間経済学」の一分野である「新経済地理学」の構築により、複雑なモデルの研究が進められている。しかし、均衡解の分岐が不連続であり、その解明が困難であることから、モデルの一般的特性は理論的にほとんど解明されていない (高山, 2013)。そのため、一極集中的な集積のみを生ずるモデルが採用され、そのパラメータも先験的に仮定されている (大澤実・赤松隆, 2017)。

また、「経済地理学」においては、地誌的な研究や地域不均等の議論、産業集積の独自理論の探求が行われてきたが、松原 (2013) が近年の状況を「方法論なき実証研究」と指摘するように、その研究は地誌学的な傾向がある。

そこで、本論文では、実際の空間構造を考慮した形で、産業立地について「空間統計学」による分析を試みることにした。「空間経済学」においても、実際の空間構造によるシミュレーションは行われているが、上記のように現実を単純化したモデルからのシミュレーションを行っており、パラメータも先験的に仮定されたものとなっている。一方で、空間統計学は、空間相関やモデルのパラメータをデータから推定するものであり、より客観的な分析が可能になると考えられる。

第3章 分析手法

3.1 空間統計学

3.1.1 空間データ

空間データを取り扱う分析は、近年関心を集めている。この大きな理由として、Anselin (2010) は、人工衛星の利活用が進み、位置情報を得やすくなったことやコンピュータの高性能化、低価格化が進むとともに、ソフトウェア開発などにより空間データを扱う技術が容易に利用可能になったことを挙げている。

20 世紀の統計学の花形の一つである時系列分析が、時間方向の 1 方向で影響を与えているのに対し、空間データは、同時点で双方向に影響しあうことから、その分析は複雑なものとなる。空間統計学の基礎的理論は 1960 年代以降であり、応用研究に広く使われるようになったのは 1990 年代になってからである (瀬谷・堤, 2014)。本節では、空間データを定義し、その統計的取り扱いについて論じる。

3.1.2 空間データの定義

GIS の普及とともに様々な商用ソフトウェアで空間データが利用可能になっている。各ソフトウェアで独自のデータ形式を扱っているが、その基本構造は共通しており、古谷 (2011) は、いずれの空間データの形式も、幾何特性とともに、座標系に関する情報や統計的特性を示す属性情報が関連付けられていると述べている。

ここで、ユークリッド空間における空間的な位置、すなわち座標系を s とおくと、実数全体の集合を \mathbb{R} とした時、 $s \in \mathbb{R}^d$ とおける。ここで、 d は次元を表し、 $d = 2$ なら平面空間、 $d = 3$ なら立体空間を表す。幾何特性を領域 D とおくと、その領域における属性情報は $\{Y(s) : s \in D\}$ と定義される。空間統計学では、 $Y(s)$ の実現値 $\mathbf{y}(s)$ から相関関係や確率過程のモデル化などについて分析を行う。

瀬谷・堤 (2014) は、領域 D の様態によって、空間データを 3 種類に分類している (表 3.1)。これを、古谷 (2011) で挙げている例と対応させながら見ていく。

(1) の地球統計データ $\mathbf{y}(s)$ では、領域 D は連続で固定された集合となっており、 $Y(s)$ は

表 3.1: 空間データの分類

分類	(1) 地球統計データ	(2) 格子/地域データ	(3) 点過程データ
実現値 $y(s)$	領域中のいたるところで値を取る	離散的なサブ領域において値を取る	ランダムに発生するイベントに関する値を取る
適用例	環境センサー, 土壌特性など	社会経済データ, 選挙投票行動など	犯罪密度分布, 眼球運動計測など

領域中のあらゆる位置で実現値が与えられる．例として，環境政策分野の環境汚染物質の濃度予測がある．環境センサーで収集したポイントサンプリングデータにより，空間的な傾向を把握して，サンプリングしていない地点の予測ができる．農業政策分野では，畑の土壌特性をサンプリングして空間補完を行うことで，土地全体の空間分布を予測することができる．

(2) の格子/地域データでは，領域 D は離散的で固定されたサブ領域の集合となっており， $Y(s)$ は離散的なサブ領域ごとに実現値が与えられる．例として，都市・地域政策の分野で，行政境界単位で集計された人口データなどを基に，住宅や職場，交通網の整備に伴う社会経済的な影響評価が行われている．また，政治学の分野で，選挙投票行動について空間的な相関を考慮することで，得票の空間的な波及効果や結果の要因分析に応用されている．

(3) の点過程データでは，領域 D は $Y(s)$ の実現値が発生する位置によって，ランダムに変化する．例として，防犯分野では，犯罪発生地点の分布を空間点過程として分析することで，犯罪発生環境の要因分析やホットスポットの把握が行われている．また，人間工学分野の眼球運動計測では，注視点の集積性の分析が，自動車ドライバーの安全運転や景観解析に応用されている．

なお，本論文で使用する経済データは (2) の格子/地域データに相当するため，以降は空間データを格子/地域データとして述べる．すなわち，離散的で固定されたサブ領域 s の属性情報 $Y(s)$ を対象とする．

3.1.3 空間重み行列

瀬谷・堤 (2014) は，空間データの特徴として，「空間的自己相関」と「空間的異質性」を挙げている．「空間的自己相関」とは，空間的に近いものほど，事物の性質が似るというも

のである。一方、「空間的異質性」は、地域の固有性と表現でき、主に空間統計モデルの観点から、誤差項の分散の不均一性として定義されることが多い。

これら空間データの特徴を把握するのに必要なのは、各観測地の近さの概念である。Arbia (2014) は、空間データを扱う際に 2 つの異なる情報が必要になると述べている。一つ目は、変数の観測地、すなわち座標についてであり、二つ目は、観測された場所や空間的な観測地点間の結びつきである。この、二つ目の情報を表現するものが、空間重み行列である。

地点 i, j ($i, j = 1, \dots, n$) において、観測地 y_i, y_j が与えられているとする。観測地点が n 地点であることから、空間重み行列 W は $n \times n$ の行列となる。そして、要素 w_{ij} は y_i と y_j に依存関係があればその依存度を与え、依存関係がなければ 0 とする。ただし、対角線の要素 $w_{ii} = w_{jj} = 0$ である。空間重み行列は、 y_i と y_j の依存関係をどのように定義するかで決まる。

Stakhovych and Bijmolt (2009) は、空間重み行列 W の与え方を次の 3 つに分類している。

- (1) 外生的に与える (2) データから決定する (3) 推定する

(1) は典型的な手法で、隣接行列や距離の逆数、各地点を三角形で結ぶ三角形分割などの与え方が代表的である。(2) は社会ネットワークや経済的な結びつきで与える方法や後述する局所空間統計量に基づき構築する方法が用いられている。しかし、空間重み行列は外生的である必要があるとの指摘もある (瀬谷・堤, 2014)。また、(3) の研究は非常に少なく、発展途上とされている。そこで、本論文では、(1) の外生的に与えた空間重み行列を採用している。外生的に与える手法でも、距離の逆数を閾値なしで用いると、0 がほとんどない密な行列となり、空間過程が過度に平滑化され、空間相関パラメータが過小評価されることが指摘されている (Smith, 2009)。本論文においては、代表的で実証研究において使われることの多い隣接行列を行基準化したものを用いている。

まず、隣接行列について説明する。隣接行列は観測値が与えられるサブ領域同士が接している場合 1、接していない場合 0 とする行列である。例えば、図 3.1 のような仮想領域においては、以下のような空間重み行列で表される。

$$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad (3.1)$$

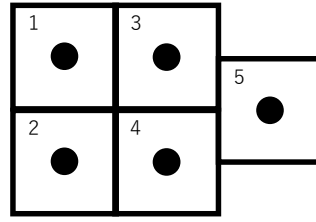


図 3.1: 仮想領域

空間重み行列は各行の合計が 1 になるように、次のように基準化されることが多い.

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

上記の例の場合、次のようになる.

$$\begin{pmatrix} 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \\ 1/3 & 0 & 1/3 & 1/3 & 0 \\ 1/4 & 1/4 & 0 & 1/4 & 1/4 \\ 1/4 & 1/4 & 1/4 & 0 & 1/4 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

行基準化することで、後述する空間自己相関の統計量の形がシンプルになったり、空間計量経済モデルにおいて空間ラグ変数が、近傍の観測値から受ける影響の重み付き平均となり、空間パラメータの解釈が容易になったりする利点がある.

3.2 空間的相関分析

3.2.1 空間自己相関

空間自己相関の定量的な指標としては、Moran の I 統計量 (Moran's I) が代表的である. これは、Moran (1948, 1950) によって導入された. Cliff and Ord (1981) はこれを一般化し、その漸近分布が特定の仮定に依存せず、正規分布となることを証明した.

空間自己相関には大域的空間自己相関と局所的空間自己相関がある. 大域的空間自己相関は、データ全体の空間自己相関の有無に対する測度であるのに対し、局所的空間自己相関は、各サブ領域についての空間自己相関の測度となっている. 大域的空間自己相関の Moran's I

はグローバル・モラン，局所的空間自己相関の Moran's I はローカル・モランと表現される．本論文では，特に表記がない場合，Moran's I はグローバル・モランを指す．

対象の領域中の n 個のサブ領域における観測値 $\mathbf{y}(\mathbf{s}) = [y_i] \ (i = 1, \dots, n)$ に対して大域的空間自己相関の Moran's I は以下のように定式化される．

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (3.3)$$

ここで， $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ は空間重み行列全要素の和であり，空間重み行列が基準化されているとき， $\frac{n}{S_0}$ は 1 となるので，Moran's I の式はシンプルになる．Moran's I について，漸近正規性を仮定した場合，

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \quad (3.4)$$

と標準化した Z は，漸近的に標準正規分布 $N(0, 1)$ に従うため，仮説検定が可能となる．なお，期待値および分散は以下のとおりとなる．

$$E(I) = \frac{-1}{n-1} \quad (3.5)$$

$$Var(I) = \frac{1}{(n-1)(n+1)S_0^2} (n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2) - [E(I)]^2 \quad (3.6)$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^n (w_i + w_i^*)^2$$

$$w_i = \sum_{j=1}^n w_{ij}, \quad w_i^* = \sum_{j=1}^n w_{ji}$$

Moran's I が 0 より大きいと正の自己相関，すなわち，空間的に近い地点は似た傾向を示すことを表す．逆に 0 より小さいと負の自己相関を示し，空間的に近い地点が異なる値となるという，ちょうどチェッカーボードのような傾向にあることを示唆する．ただし，Moran's I はピアソンの相関係数のようにレンジが $[-1, 1]$ とは限らないということは留意する必要がある．なお，丸山 (2014) は，Moran's I のレンジが $[-1, 1]$ となるように修正した「モランの修正型 I 統計量」を与えたが，オリジナルの統計量より複雑になるため，期待値や分散の導出が困難なものとなっている．

次に，局所的空間自己相関について述べる．Anselin (1995) は，ローカル・モランを次式のように定義した．

$$I_i = \frac{y_i - \bar{y}}{m_2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (3.7)$$

ここで、 $m_2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}$ は比例定数である。ローカル・モランの和を取ると

$$\sum_{i=1}^n I_i = \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_i - \bar{y}}{m_2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y}) \right] \quad (3.8)$$

となり、グローバル・モランと比べると、

$$I = \frac{I_i}{S_0} \quad (3.9)$$

という関係にあるため、グローバル・モランとローカル・モランの和は比例関係にあることが分かる。

また、Anselin (1996) は空間的な分布の視覚化を行うモラン散布図を提案した (図 3.2)。モラン散布図は、x 軸に標準化した観測値を、y 軸に空間ラグ変数を取りプロットした散布図である。これにより、散布図の第 1 象限に周囲もその地点自身も高い値を取るスポット (ホットスポット)、第 3 象限に周囲もその地点自身も低い値を取るスポット (クールスポット) がくると、視覚的に空間的分布を把握することができる。

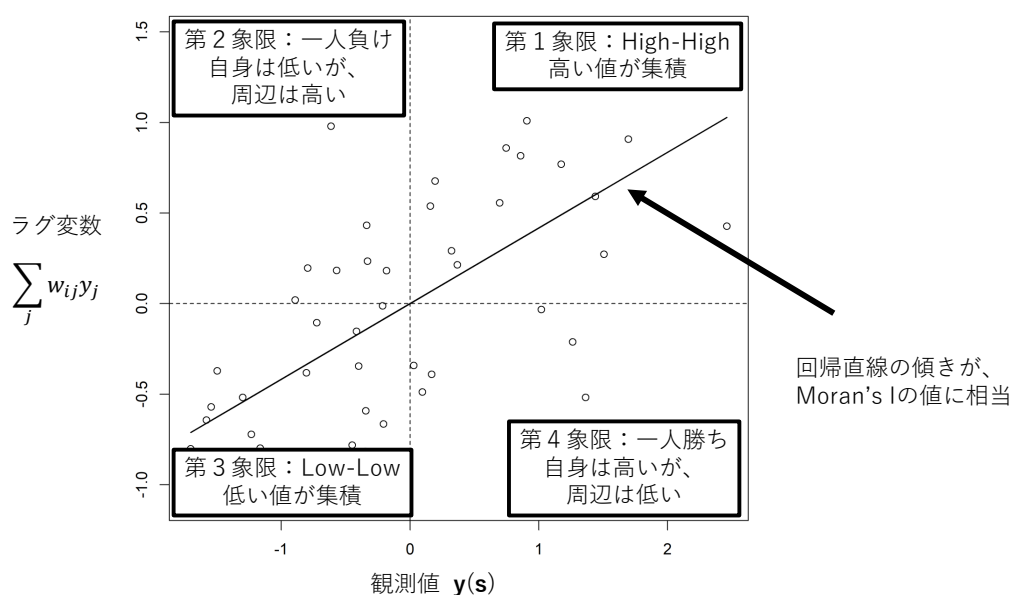


図 3.2: モラン散布図のイメージ

3.2.2 空間相互相関

Chen (2013, 2015) は、グローバル・モランおよびローカル・モランについて線形代数的に単純な形式に整理し、2 変数の空間相互相関の指標を提案している。 n 個のサブ領域における観測値を $\mathbf{X} = [x_1, x_2, \dots, x_n]^T$, $\mathbf{Y} = [y_1, y_2, \dots, y_n]^T$ とする。

このとき、観測値の平均 $\mu_x = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, $\mu_y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$, 母分散 $\sigma_x^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_x)^2$, $\sigma_y^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu_y)^2$ を用いて、観測値の基準化は $\mathbf{x} = \frac{\mathbf{X} - \mu_x}{\sigma_x}$, $\mathbf{y} = \frac{\mathbf{Y} - \mu_y}{\sigma_y}$, とできる。以後、本項では、観測値を基準化した \mathbf{x}, \mathbf{y} を用いる。

また、空間重み行列は、1.1.3 項では、行基準化 $w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}$ の行列を用いていたが、ここでは、Chen (2015) に合わせて $\tilde{\mathbf{W}} = [w_{ij}]_{n \times n}$ s.t. $w_{ij} = w_{ji}$, $|w_{ii}| = 0$, $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} = 1$ と全要素の和が 1 になるものを用いる。

これらを用いて、空間相互相関係数は次のように定義される。

$$R_c = \mathbf{x}^T \tilde{\mathbf{W}} \mathbf{y} \quad (3.10)$$

また、 R_c はスカラーなので、 $\tilde{\mathbf{W}}$ の対称性より、

$$R_c = (\mathbf{x}^T \tilde{\mathbf{W}} \mathbf{y})^T = \mathbf{y}^T \tilde{\mathbf{W}}^T \mathbf{x} = \mathbf{y}^T \tilde{\mathbf{W}} \mathbf{x} \quad (3.11)$$

となる。ただし、本論文の第 4 章の行基準化した隣接行列のように、空間重み行列が対称でない場合は、 $\mathbf{x}^T \mathbf{W} \mathbf{y} = \mathbf{y}^T \mathbf{W} \mathbf{x}$ は必ずしも成り立たない。

なお、空間的距離を考慮しない場合、相互相関係数は次のように書ける。

$$R_0 = \mathbf{x}^T \mathbf{W}_0 \mathbf{y} = \mathbf{y}^T \mathbf{W}_0 \mathbf{x}; \quad \mathbf{W}_0 = \frac{1}{n} \mathbf{E} \quad (3.12)$$

これは、

$$R_0 = \mathbf{x}^T \left(\frac{1}{n} \right) \mathbf{y} = \mathbf{y}^T \left(\frac{1}{n} \right) \mathbf{x} = \frac{1}{n} \mathbf{x}^T \mathbf{y} = \frac{1}{n} \mathbf{y}^T \mathbf{x} \quad (3.13)$$

となるので、ピアソンの相関係数となり、 \mathbf{x} と \mathbf{y} の単純な相互相関を示している。また、 $R_p = R_0 - R_c$ を部分相関とすると、各相関係数は次のように解釈できる。

R_c (空間相互相関)：地理的な空間距離等の要素を介した \mathbf{x} と \mathbf{y} の間接的な相関

R_p (部分相関)：空間距離等の要素を含まない \mathbf{x} と \mathbf{y} の直接的な相関

R_0 (ピアソンの相関)：直接的な相関と間接的な相関の総和

3.3 空間計量経済モデル

3.3.1 採用モデル

通常の線形回帰モデルに空間自己相関を導入したものを空間計量経済モデルという。LeSage and Pace (2009) は、空間計量経済モデルを用いる動機を以下の 5 つに分類している。

- (a) 時間依存性に関する動機
- (b) 除外変数に関する動機
- (c) 空間的異質性に関する動機
- (d) 外部性に関する動機
- (e) モデルの不確実性に関する動機

(a) はあるサブ領域の影響が一定時間において近隣に波及するような状況を示す。(b) は、除外している変数に空間的な自己相関があり、かつ、説明変数と相関を持つ時、その係数がバイアスを持つので、その影響を明示的に取り除くという動機である。(c) は、3.1.3 項で触れた空間的異質性を表現するため、空間的に相関する誤差項を導入するものである。(d) は、近隣地域からの影響（空間的スピルオーバー）をモデル化する動機である。(e) では、モデルの不確実性の観点から、より一般的なモデルの使用を薦めている。

空間計量経済モデルの一般的なモデル形は以下の方程式で与えられる

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} &= \lambda \mathbf{W} \mathbf{u} + \boldsymbol{\epsilon} \quad \boldsymbol{\epsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma_{\epsilon}^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \tag{3.14}$$

\mathbf{y} : 目的変数ベクトル, \mathbf{W} : 空間重み行列
 \mathbf{X} : 説明変数行列, $\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2$: 回帰係数ベクトル
 $\mathbf{u}, \boldsymbol{\epsilon}$: 誤差項ベクトル, ρ, λ : 空間パラメータ

これらすべての項を入れた式は一般化空間モデル (SARAR モデル) と呼ばれ, $\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2 = \mathbf{0}$ の時を除いて実行可能であるが, 空間パラメータ λ と ρ の識別はできない (Elhorst, 2010)。

そこで、本論文の第 4 章では、(3.14) 式が包含しており、よく使われるモデルである空間

自己回帰モデル，空間ラグモデルおよび空間ダービンモデルを採用している．これらのモデル式は以下のとおりである．

① $\rho \neq 0$ かつ $\beta_1, \beta_2 = 0, \lambda = 0$ の「空間自己回帰モデル」

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \epsilon \quad (3.15)$$

② $\rho \neq 0$ かつ $\beta_2 = 0, \lambda = 0$ の「空間ラグモデル」

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \beta_1 + \epsilon \quad (3.16)$$

③ $\rho \neq 0$ かつ $\lambda = 0$ の「空間ダービンモデル」

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \beta_1 + \mathbf{W} \mathbf{X} \beta_2 + \epsilon \quad (3.17)$$

これらのモデルの選択基準として，赤池情報量規準（AIC）がよく用いられる（Akaike, 1974）．AIC は，

$$AIC = -2(\log L^* - k) \quad (3.18)$$

$$\log L^* : \text{最大対数尤度}, k : \text{パラメータ数} \quad (3.19)$$

と定義され，この AIC が最小のモデルが良いモデルとして選択される．

3.3.2 最尤法によるパラメータ推定法

一般に，最も広く用いられているパラメータ推定法は，最小二乗法であるが，空間的自己相関が存在する場合，最小二乗推定量は最良線形不偏推定量（BLUE）とはならないことが知られている（瀬谷, 2014）．空間ラグモデルの場合，最小二乗推定量には偏りがあり，かつ一貫性も持たない．また，空間誤差モデルの場合，回帰係数の分散が過小に評価される．

そのため，空間統計モデルのパラメータ推定にはいくつかの代替的な手法が用いられる．本論文では最尤法を用いるが，最尤法のほかに，Kelejian and Robinson(1993) は，空間ラグモデルに対して空間二段階最小二乗（S2SLS）法による推定法を提案した．S2SLS 法は計算負荷が小さく，非正規分布に対して頑健であるという長所がある一方で，誤差項が正規分布に従う場合，最尤法による推定量と比べて相対的に有効でないことが知られている（清水・唐渡, 2007）．

ここでは，3つのモデルの中で最も一般化されたモデルである空間ダービンモデルの最尤推定法（Anselin, 2013）について述べる．空間自己回帰モデル，空間ラグモデルにおいて

も、同様の枠組みで推定可能である。ここでは簡単のため、説明変数のラグ無し項とラグ有り項を以下のようにまとめて扱う。

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{W} \mathbf{x} \boldsymbol{\beta}_2 + \boldsymbol{\epsilon} \\ &= \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}} + \boldsymbol{\epsilon} \quad \boldsymbol{\epsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma_\epsilon^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \quad (3.20)$$

ここで、 $\tilde{\mathbf{X}} = [\mathbf{X}; \mathbf{W} \mathbf{X}]$, $\tilde{\boldsymbol{\beta}} = [\boldsymbol{\beta}_1; \boldsymbol{\beta}_2]$ である。このとき、式 (3.20) は、以下のように変形できる。

$$\mathbf{y} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\epsilon} \quad (3.21)$$

よって、 $\boldsymbol{\epsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma_\epsilon^2 \mathbf{I})$ より、

$$E[\mathbf{y}] = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}} \quad (3.22)$$

$$E[\mathbf{y}^T \mathbf{y}] = \sigma_\epsilon^2 ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^T (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}))^{-1} = \sigma_\epsilon^2 \boldsymbol{\Omega} \quad (3.23)$$

このとき、尤度関数は次式となる。

$$L(\rho, \sigma_\epsilon^2, \tilde{\boldsymbol{\beta}}) = \text{const.} \times |2\pi\sigma_\epsilon^2 \boldsymbol{\Omega}|^{-\frac{1}{2}} \times \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_\epsilon^2} (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}})^T \boldsymbol{\Omega}^{-1} (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}})\right) \quad (3.24)$$

よって、対数尤度関数は次のように書ける。

$$l(\rho, \sigma_\epsilon^2, \tilde{\boldsymbol{\beta}}) = \text{const.} - \frac{1}{2} \ln |2\pi\sigma_\epsilon^2 \boldsymbol{\Omega}| - \frac{1}{2\sigma_\epsilon^2} (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}})^T \boldsymbol{\Omega}^{-1} (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}}) \quad (3.25)$$

また、行列式 $|\sigma_\epsilon^2 \boldsymbol{\Omega}|$ を書き直すと、

$$\begin{aligned} |\sigma_\epsilon^2 \boldsymbol{\Omega}| &= |\sigma_\epsilon^2 ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^T (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}))^{-1}| \\ &= \sigma_\epsilon^{2n} |(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1}| |((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^T)^{-1}| \\ &= \sigma_\epsilon^{2n} |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}|^{-2} \end{aligned} \quad (3.26)$$

よって、式 (3.25) は、

$$l(\rho, \sigma_\epsilon^2, \tilde{\boldsymbol{\beta}}) = \text{const.} - \frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma_\epsilon^2) + \ln |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}| - \frac{(\mathbf{y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}})^T (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\boldsymbol{\beta}})}{2\sigma_\epsilon^2} \quad (3.27)$$

となる。

推定すべきパラメータは、 $\rho, \sigma_\epsilon^2, \tilde{\boldsymbol{\beta}}$ であるが、同時に求めることはできないので、 $\sigma_\epsilon^2, \tilde{\boldsymbol{\beta}}$ の最尤推定値を求めて、その値を代入して ρ の推定値を求める。

手順を示すと、以下のとおりである。

[1] \mathbf{y} を $\tilde{\mathbf{X}}$ で回帰して, OLS 推定値 $\hat{\tilde{\beta}}_0$ を得る

$$\hat{\tilde{\beta}}_0 = (\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}})^{-1} \tilde{\mathbf{X}}^T \mathbf{y} \quad (3.28)$$

[2] $\mathbf{W}\mathbf{y}$ を $\tilde{\mathbf{X}}$ で回帰して, OLS 推定値 $\hat{\tilde{\beta}}_d$ を得る

$$\hat{\tilde{\beta}}_d = (\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}})^{-1} \tilde{\mathbf{X}}^T \mathbf{W}\mathbf{y} \quad (3.29)$$

[3] 残差 $\hat{\epsilon}_0$ と $\hat{\epsilon}_d$ をそれぞれ次で計算する.

$$\hat{\epsilon}_0 = \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\hat{\tilde{\beta}}_0 \quad (3.30)$$

$$\hat{\epsilon}_d = \mathbf{W}\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\hat{\tilde{\beta}}_d \quad (3.31)$$

$\tilde{\beta}$ の最尤推定量 $\tilde{\beta}$ は, 次で与えられる.

$$\tilde{\beta} = (\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}})^{-1} \tilde{\mathbf{X}}^T (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} = \hat{\tilde{\beta}}_0 - \hat{\tilde{\beta}}_d \quad (3.32)$$

空間ダービンモデルのモデル式 (3.20) より,

$$\begin{aligned} \epsilon &= (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\beta} \\ &= \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\hat{\tilde{\beta}}_0 - \rho(\mathbf{W}\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\hat{\tilde{\beta}}_d) \\ &= \hat{\epsilon}_0 - \rho\hat{\epsilon}_d \end{aligned} \quad (3.33)$$

であるから,

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{(\hat{\epsilon}_0 - \rho\hat{\epsilon}_d)^T (\hat{\epsilon}_0 - \rho\hat{\epsilon}_d)}{n} \left(= \frac{(\mathbf{y} - \rho \mathbf{W}\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\beta})^T (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W}\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\beta})}{n} \right) \quad (3.34)$$

となる. よって, 式 (3.27) は, 次のとおり, ρ についての関数となる.

$$l_c = \text{const.} - \frac{n}{2} \ln \left(\frac{(\hat{\epsilon}_0 - \rho\hat{\epsilon}_d)^T (\hat{\epsilon}_0 - \rho\hat{\epsilon}_d)}{n} \right) + \ln |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}| \quad (3.35)$$

[4] 式 (3.35) を最大化する推定値 $\hat{\rho}$ を得る.

[5] $\hat{\rho}$ を用いて, $\tilde{\beta}, \hat{\sigma}_\epsilon^2$ を得る.

$$\tilde{\beta} = \hat{\tilde{\beta}}_0 - \hat{\rho}\hat{\tilde{\beta}}_d \quad (3.36)$$

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{(\hat{\epsilon}_0 - \hat{\rho}\hat{\epsilon}_d)^T (\hat{\epsilon}_0 - \hat{\rho}\hat{\epsilon}_d)}{n} \quad (3.37)$$

3.3.3 回帰係数の解釈

通常の線形回帰モデル $\mathbf{y} = \sum_{r=1}^k \mathbf{X}_r \beta_r + \epsilon$ では、観測地点間は独立であるとしているため、観測地点 $i (i = 1, \dots, n)$ における目的変数 y_i の説明変数 $X_{jr} (j = 1, \dots, n)$ による偏微分は、単純に $i = j$ の時 $\frac{\partial y_i}{\partial X_{jr}} = \beta_r$, $i \neq j$ の時 $\frac{\partial y_i}{\partial X_{jr}} = 0$ となる。よって、 $E[y_i] = \sum_{r=1}^k X_{ir} \beta_r$ となり、回帰係数 β_r は、ある一つの説明変数 \mathbf{X}_r が 1 単位増加した時の目的変数 \mathbf{y} の変動と直接的に解釈できる。しかし、空間計量経済モデルにおいては、地点 i における説明変数 X_{ir} の変動は、同地点の y_i のみならず、他の地点の y_j に対しても影響を与えるため、回帰係数の解釈は異なる。

例えば、空間ラグモデルの場合を考える。空間ラグモデルは、

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \epsilon \quad (3.38)$$

と書ける。これを変形すると、

$$\mathbf{y} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \epsilon \quad (3.39)$$

となる。ここで、

$$\mathbf{S}_r(\mathbf{W}) = \mathbf{V}(\mathbf{W}) \beta_r \quad (3.40)$$

$$\mathbf{V}(\mathbf{W}) = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \quad (3.41)$$

とし、 $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})$ の ij 成分を $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})_{ij}$ とすると、

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \sum_{r=1}^k \begin{pmatrix} \mathbf{S}_r(\mathbf{W})_{11} & \cdots & \mathbf{S}_r(\mathbf{W})_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{S}_r(\mathbf{W})_{n1} & \cdots & \mathbf{S}_r(\mathbf{W})_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1r} \\ \vdots \\ X_{nr} \end{pmatrix} + \mathbf{V}(\mathbf{W}) \epsilon \quad (3.42)$$

とできる。これを基礎として、LeSage and Pace (2009) は、以下のようなインパクト指標を提案した。

(1) 平均直接インパクト (ADI)

それぞれの観測地点 i について、 X_{ir} の変化が y_i に与えるインパクトの総計を平均したもので、 $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})$ の対角項の平均。

$$ADI = \frac{1}{n} \text{tr}[\mathbf{S}_r(\mathbf{W})] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{S}_r(\mathbf{W})_{ii} \quad (3.43)$$

(2) 平均総インパクト (ATI)

ある一つの観測地が他の全ての観測値に与えるインパクトの総計について、すべての観測地点での平均を取ったもので、 $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})$ のすべての要素の平均.

$$ATI = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{S}_r(\mathbf{W})_{ij} \quad (3.44)$$

(3) 平均間接インパクト (AII)

ATI と ADI の差分を取ったもので、 $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})$ の非対角要素の平均.

$$AII = ATI - ADI \quad (3.45)$$

これらの指標によって、ある地点の説明変数 X_{ir} が 1 単位変動したら、その地点の目的変数 y_i を ADI だけ変動させ、さらに、その影響が他の地点にスピルオーバーする. 結果的に、 X_{ir} の 1 単位の変動によって、目的変数 \mathbf{y} は平均的に ATI だけ変動するという解釈になる.

第4章 空間統計学による分析結果

4.1 空間相関分析

4.1.1 扱う経済データ

産業の集積を分析するため、2011年の各都道府県の産業連関表の取引基本表のうち、生産者価格評価表を用いた。各都道府県の産業部門数は、都道府県ごとに異なっており、国が作成している全国の産業連関表では、統合大分類は37分類で構成されているが、都道府県が作成している産業連関表では、それぞれの地域に特徴的な産業をより詳細に分けるなど、地域ごとに特性を示しており、産業の分類数が33～45分類と異なっている。国では37分類のほか、13分類の産業連関表やより細かく分けられている108分類の産業連関表などを作成しているが、都道府県レベルでは分類数が異なっているか、あるいはこれらを作成していない場合がある。

そこで、本章の分析では、全都道府県が作成していることから、全国版の37分類に当たる統合大分類を用いることとした。前述したように、都道府県ごとに分類数がそれぞれ異なっており、各都道府県の産業連関表を37分類に再構成する必要があったため、各都道府県が作成している「2011年産業連関表 部門分類表」を利用して、各分類の内訳の突合を行い、37分類に揃える作業を行った。

ただし、東京都は他の道府県と異なり、本社部門を独立して設けている。この取り扱いについては、本社部門の額を各産業の生産額で案分したり、労働者の数で各産業に配分したりするなどの方法が考えられるが、上記のような手法で補正した場合、産業ごとの特徴を損なう恐れがあると判断し、東京都の産業連関表については本社部門を除くこととした。

産業部門を37分類に揃えた各都道府県の産業連関表について、各産業の特化係数、感応度係数、影響力係数を計算し、以降の分析に用いた。

4.1.2 空間重み行列

空間重み行列は隣接行列を行基準化したものを用いた。隣接の条件は、県境が陸続きで接していることを基本に判定した。ただし、沖縄県と北海道はどの都道府県とも陸続きとなっ

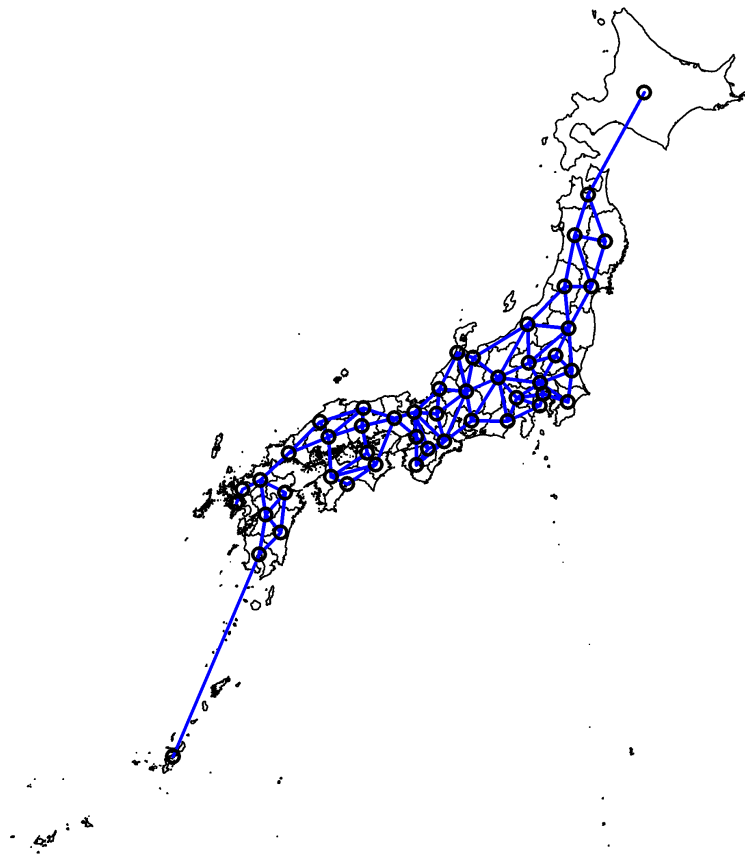


図 4.1: 都道府県の隣接関係

ていないため、沖縄県と鹿児島県、北海道と青森県は隣接しているものとみなした。また、九州、四国、本州もそれぞれ陸続きとなっていないため、関門橋でつながる山口県と福岡県、本州四国連絡橋でつながる兵庫県と徳島県、岡山県と香川県、広島県と愛媛県もそれぞれ隣接しているものとみなした。隣接した都道府県同士を線でつないだ様子を図 4.1 に示す。

4.1.3 数値シミュレーション

産業連関表のデータの分析に先だって、空間自己相関の指標である Moran's I が、各都道府県の観測値によってどのような傾向を示すのか確かめるために数値シミュレーションを行った。

2.2.1 項で述べたとおり、産業立地について研究する「空間経済学」と「経済地理学」では、「距離」と「拡がり」に着目する。本節の Moran's I の計算において、「距離」は、サブ

表 4.1: 数値シミュレーションの Moran's I

説明変数	影響	観測値との関係	Moran's I	p 値
人口密度	自身のみ	比例	0.281	0.001
		指数	-0.008	0.124
		逆数	0.522	0.000
	自身+周辺	比例	0.628	0.000
		指数	0.730	0.000
		逆数	0.337	0.000
ランダム変数（正規分布）	自身のみ	比例	-0.060	0.638

領域（ここでは、都道府県）間の隣接関係で表現される。そして、「拡がり」は人間が活動する資源や機会を与えるものであり、このシミュレーションにおいては、「人口密度」（人口推計;2011 年 10 月 1 日現在）を扱うこととした。人口密度が高いほど、財やサービスの需要量が増え、また、労働力も確保しやすいため、人口密度は各産業にとっての資源や機会を与えるものであり、「拡がり」を示す一つの指標として考えることができる。

各都道府県の値（観測値）の決め方として、観測値と「人口密度」はそれぞれ「比例関係」、「指数関係」、「逆数に比例する関係」にあると想定する。なお、比較のため、正規分布からランダムに発生した変数を用いたシミュレーションも行った。観測値を発生させる際には、人口密度を基準化した値（以下では、単純に「人口密度」と表記する）を用いた。観測値は、比例関係にある場合、各都道府県の人口密度の値とした。指数関係の場合は、自然数を人口密度の値で累乗した。逆数に比例する関係の場合、人口密度の逆数の値とした。ランダムに発生させる際は、正規分布から値を発生させた。

また、観測値が「その都道府県自身の人口密度に依存する場合」と「その都道府県自身に加えて周辺の都道府県から影響を受ける場合」を考えた。前者の場合、観測値はそれぞれの都道府県の値のみを使用した。周辺の都道府県から影響を受ける場合は、都道府県間の距離の逆数と各都道府県の観測値を乗じた値を各都道府県の観測値に加算した。都道府県間の距離は、国土地理院の都道府県庁間の距離を用いた。なお、以下の説明では、前者の方法を「自身のみ」、後者の方法を「自身+周辺」と表現し、例えば、比例関係かつ「自身+周辺」の方法で観測値を発生させた場合、「自身+周辺；比例関係」と表現する。空間相関の計算には、上記の方法で発生させた観測値を基準化した値を用いた。それぞれの場合について、Moran's I を計算すると、表 4.1 のようになった。

比例関係、指数関係の場合は、「自身のみ」の場合より、「自身＋周辺」の時の方が Moran's I が高い傾向にあった。これは、人口密度の高い都道府県の影響が周囲に拡散することで、距離が近いものほど事物の性質が似るという空間自己相関が強まることを示している。一方で、「自身のみ；指数関係」と「自身のみ；ランダム」の場合、Moran's I の値は低かった。図 4.2 に、「自身＋周辺；指数関係」、「自身のみ；指数関係」および「自身のみ；ランダム」のモラン散布図とコロプレス図を示した。コロプレス図は、サブ領域をその観測値に応じて塗分けた地図である。ここでは、標準偏差の-3 倍、-2 倍、-1 倍、0 倍、1 倍、2 倍、3 倍を区切りとして 8 段階で塗分けており、薄いほど低い値であることを示している。「自身のみ；指数関係」の場合、値が極端に大きくなっているサブ領域がある。そのため、Moran's I は低くなり、Moran's I が 0 であるという帰無仮説を棄却できない結果になったと考えられる。ただし、そのモラン散布図は、同じく Moran's I が低い、ランダムに変数を設定した時とは異なっている。すなわち、Moran's I が低い場合でも 2 パターンが想定され、一部のサブ領域に集中して周辺と観測値が大きく異なる場合と、ランダムに観測値が観察される場合がある。これらを判別するには、モラン散布図の分布を確認する必要がある。

一方、逆数に比例する場合は、「自身＋周辺」の場合より、「自身のみ」の場合の方が Moran's I が高かった。逆数に比例する場合は主に地方部が高い値を取り、図 4.3 の中段右のコロプレス図を見ると、「自身のみ」の場合、比較的高い値を示す都道府県が都市部から離れるのに応じて広がっているため、Moran's I が高い値をとっている。一方、「自身＋周辺」の場合では、周辺からの加算が集中する都道府県で値が大きくなり、結果として周囲からの乖離が生じるため、Moran's I が低くなると考えられる（図 4.3 下段）。

4.1.4 37 産業分類の空間自己相関

4.1.1 項で産業連関表から作成したデータおよび 4.1.2 項の空間重み行列を用いて、37 産業分類の特化係数、感応度係数、影響力係数について空間自己相関 Moran's I を計算した結果、表 4.2 のようになった。特化係数の Moran's I において、37 産業分類中、13 産業分類において p 値が 0.01 基準で有意になった。また、電気機械は p 値が 0.05 基準で有意な結果となった。これら 14 分類は、ともに Moran's I が比較的高い結果となっているが、そのモラン散布図の分布は、値が周辺のサブ領域とともに高い領域（ホットスポット）が存在している場合（繊維製品など）と全国に万遍なく分布しておりその空間的な推移がなだらかな場合（医療・福祉など）で、異なっていた（図 4.4 の 1 段目及び 2 段目）。

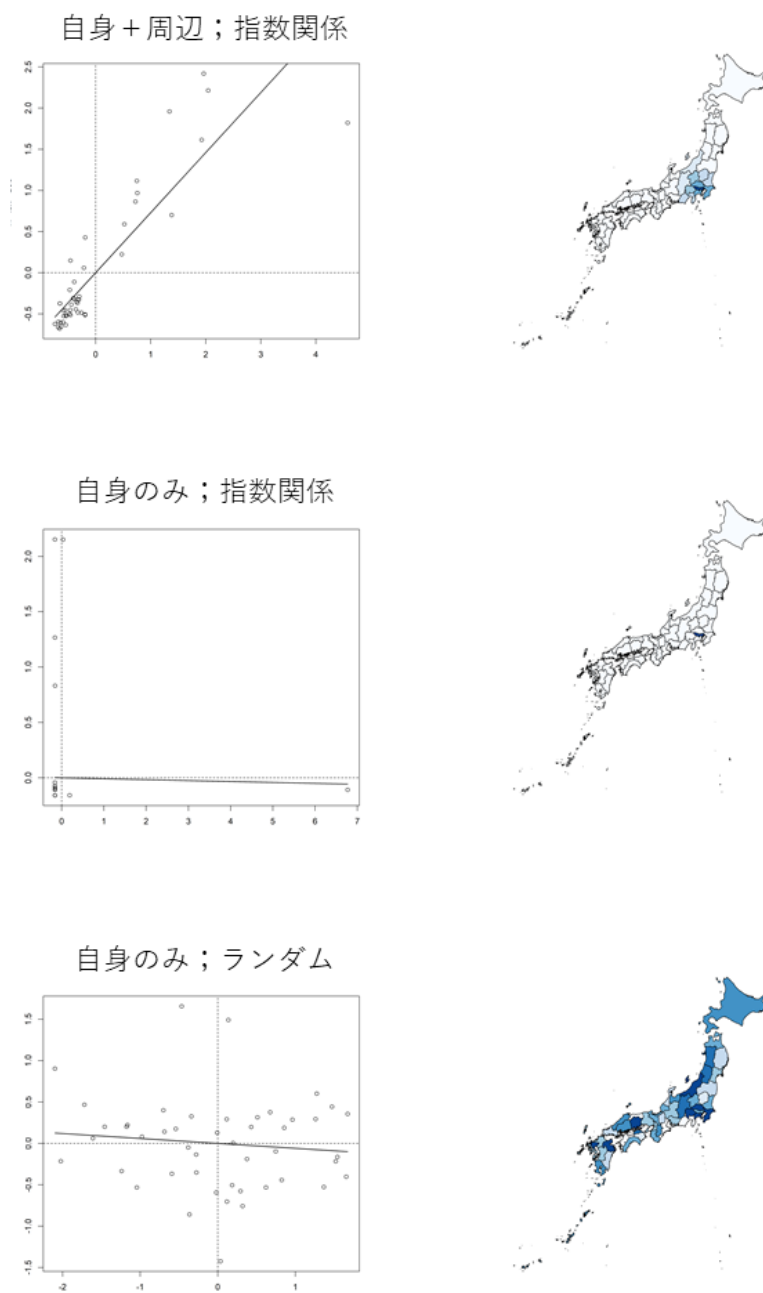


図 4.2: 指数関係とランダム値によるシミュレーション結果

上段左：自身+周辺；指数関係のモラン散布図， 上段右：自身+周辺；指数関係のコロプレス図
 中段左：自身のみ；指数関係のモラン散布図， 中段右：自身のみ；指数関係のコロプレス図
 下段左：自身のみ；ランダムのモラン散布図， 下段右：自身のみ；ランダムのコロプレス図

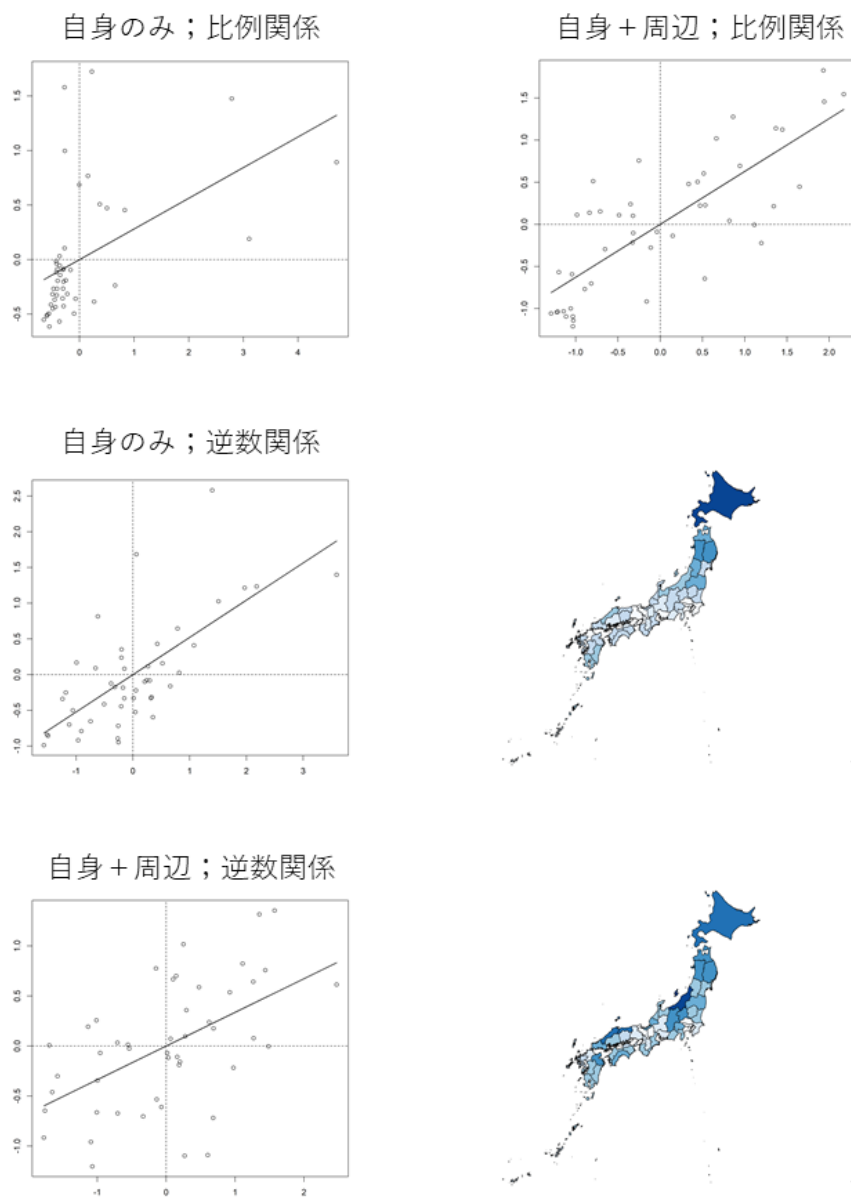


図 4.3: 比例関係と逆数関係のシミュレーション結果

上段左：自身のみ；比例関係のモラン散布図， 上段右：自身+周辺；比例関係のモラン散布図
 中段左：自身のみ；逆数関係のモラン図， 中段右：自身のみ；逆数関係のコロプレス図
 下段左：自身+周辺；逆数関係のモラン散布図， 下段右：自身+周辺；逆数関係のコロプレス図

表 4.2: 各産業の Moran's I

	特化係数	感応度係数	影響力係数
農林水産業	0.58**	0.56**	0.45**
鉱業	0.07	0.20*	0.01
飲食料品	0.14	0.11	0.53**
繊維製品	0.28**	0.19*	0.25**
パルプ・紙・木製品	0.13	0.08	0.18*
化学製品	-0.08	0.07	-0.07
石油・石炭製品	0.01	-0.03	-0.01
プラスチック・ゴム	0.30**	0.13	0.08
窯業・土石製品	0.19**	0.03	-0.01
鉄鋼	0.12	-0.04	-0.05
非鉄金属	-0.13	0.00	-0.06
金属製品	0.37**	0.00	-0.04
はん用機械	0.15	-0.02	0.07
生産用機械	0.14	0.05	0.01
業務用機械	0.27**	-0.03	-0.02
電子部品	-0.06	-0.03	-0.08
電気機械	0.20*	-0.04	0.27**
情報・通信機器	0.12	-0.07	-0.29
輸送機械	0.25**	-0.02	0.06
その他の製造工業製品	0.33**	-0.08	0.10
建設	0.29**	-0.16	0.06
電力・ガス・熱供給	-0.07	0.04	0.06
水道	0.13	0.08	-0.16
廃棄物処理	0.44**	-0.10	0.12
商業	-0.09	0.01	0.08
金融・保険	0.04	0.07	0.12
不動産	-0.01	0.42**	0.03
運輸・郵便	0.44**	0.15*	0.01
情報通信	0.08	-0.20	-0.09
公務	0.41**	0.00	-0.20
教育・研究	-0.05	0.08	-0.01
医療・福祉	0.42**	-0.01	0.10
その他の非営利団体サービス	0.09	0.03	-0.27
対事業所サービス	-0.01	-0.22	-0.19
対個人サービス	0.13	0.03	0.14
事務用品	-0.03	0.06	-0.17
分類不明	0.03	0.10	0.03

*: $p < 0.05$ **: $p < 0.01$

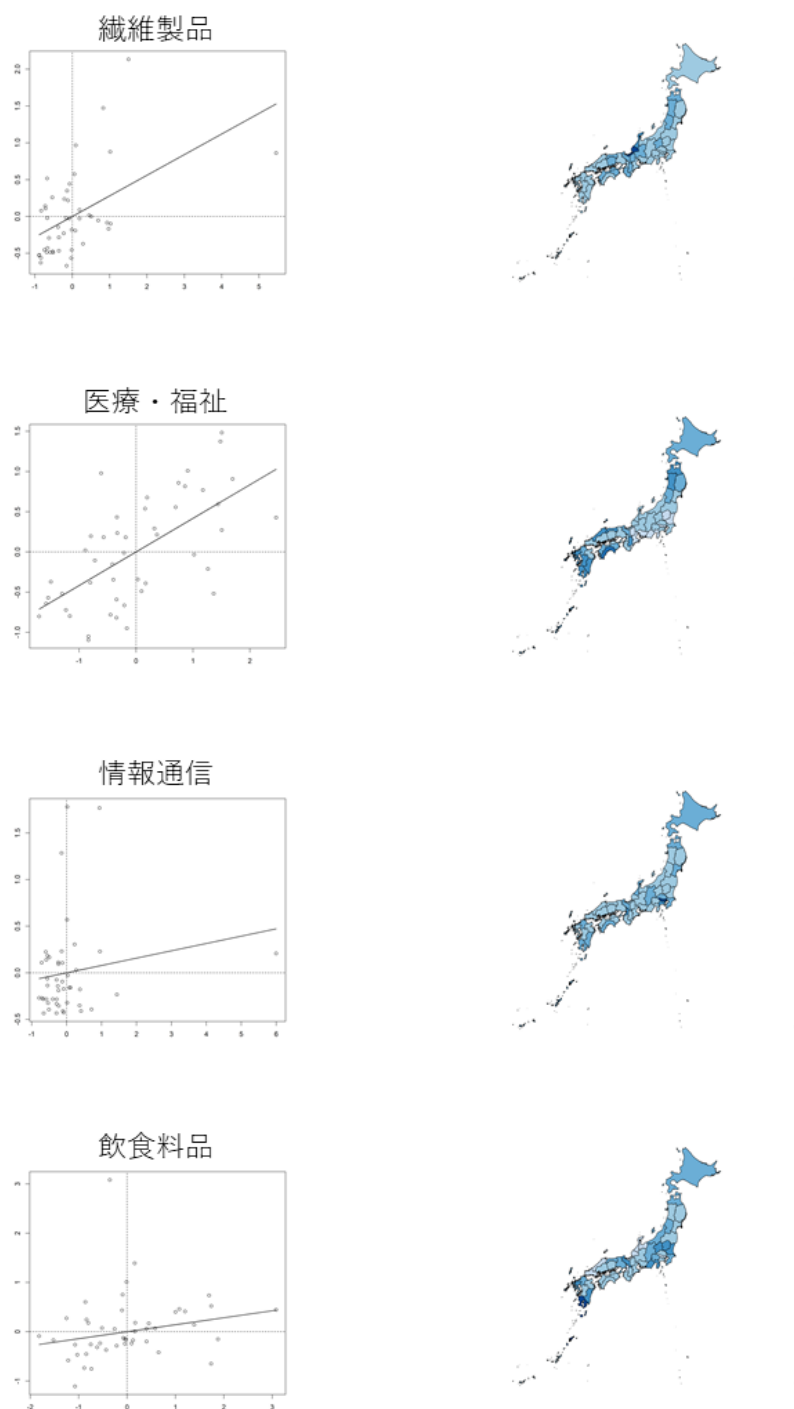


図 4.4: 各産業における特化係数のモラン散布図およびコロプレス図

- 1 段目：繊維製品における特化係数のモラン散布図（左）およびコロプレス図（右）
- 2 段目：医療・福祉における特化係数のモラン散布図（左）およびコロプレス図（右）
- 3 段目：情報通信における特化係数のモラン散布図（左）およびコロプレス図（右）
- 4 段目：飲食料品における特化係数のモラン散布図（左）およびコロプレス図（右）

表 4.3: 各産業の分類

		特に高い特化係数を示す都道府県	
		あり	なし
Moran's I	高い	繊維製品 窯業・土石製品	農林水産業, プラスチック・ゴム, 金属製品, 業務用機械, 電気機械, 輸送機械, その他の製造工業製品, 建設, 廃棄物処理, 運輸・郵便, 公務, 医療・福祉
	低い	鉱業 パルプ・紙・木製品 情報・通信機器 金融・保険 情報通信 対事業所サービス 事務用品	飲食料品, 化学製品, 石油・石炭製品, 鉄鋼, 非鉄金属, はん用機械, 生産用機械, 電子部品, 電力・ガス・熱供給, 水道, 商業, 不動産, 教育・研究, その他の非営利団体サービス, 対個人サービス, 分類不明

また, Moran's I が有意とならなかった 23 分類についても, 同様に産業によって分布が異なっており, 特化係数が特に高い値を示す都道府県がある産業(情報通信など)と, そうでない産業(飲食料品など)とに分けられる(図 4.4 の 3 段目及び 4 段目). 前者については, 特に高い値を示す都道府県が一か所のみ高い一方で, 周辺への影響が少ないため Moran's I が低い値となっており, 数値シミュレーションの「自身のみ; 指数関係」と同様のモラン散布図になっていた. また, 後者については, 全国的に不規則的に分布しているため, Moran's I の値は低く, そのモラン散布図は, 数値シミュレーションの「自身のみ; ランダム」に似ている.

上記の「特に高い値」を客観的に把握するために観測値から指標を作成した. 特に高い値とは, 平均値からの乖離度に着目するものであるから, 平均が 0 となるように, 観測値(ここでは特化係数)を基準化した. そして, 平均値からの乖離度を強調するため, 基準化した値を 4 乗した. ここで, 2 乗としなかったのは, 2 乗ではその合計値が全産業でそのサンプルサイズ(ここでは都道府県の数 47)になるためである. さらに, 比較的大きい値であるかを正負で判定するために全産業の合計した値で基準化した数値を指標とした. この結果, Moran's I の検定において p 値 0.05 基準で有意であったかどうかと合わせて各産業を表 4.3 のように 4 つに分類できる.

分類 1 (表 4.3 左上): 「Moran's I が高く」かつ「特に高い観測値の都道府県がある」産業
 分類 2 (表 4.3 右上): 「Moran's I が高く」かつ「特に高い観測値の都道府県がない」産業
 分類 3 (表 4.3 左下): 「Moran's I が低く」かつ「特に高い観測値の都道府県がある」産業
 分類 4 (表 4.3 右下): 「Moran's I が低く」かつ「特に高い観測値の都道府県がない」産業
 分類 1 は繊維製品と窯業・土石製品であり、この 2 産業はホットスポットがあり、いずれも日本の中央部となっている。一方、分類 2 は医療・福祉や公務などのインフラ的な要素のものや機械産業などがある。

また、分類 3 は情報通信など一部の都道府県（情報通信の場合は東京都）に集中している産業や、鉱業など資源的な制約がある産業がこの分類に属している。一方で、分類 4 は、全国的に広く遍在しており、立地の自由度が比較的高いものと考えられる。

感応度係数や影響力係数の Moran's I は特化係数ほど有意になる産業は多くなく、これらは空間的な影響は大きくないことが分かった（表 4.2）。しかし、Moran's I が高い産業もあり、特に農林水産業は特化係数、感応度係数、影響力係数ともに高かった。また、農林水産業の 3 つの係数に対するコロプレス図、モラン散布図は、いずれも同様の分布を示していた（図 4.5）。チューネンの孤立国のモデルの頃から、農林水産業の生産が都市を中心に空間的な影響を受けることが考えられていたが、この結果から農林水産業がその地域の産業の核となるかどうかにより空間的な影響が及んでおり、農林水産業のホットスポットは農林水産業に依存した経済になることを示唆している。

4.1.5 空間相互相関

4.1.4 項では、各産業の Moran's I を計算したが、分類 3 の情報通信のように Moran's I が低い要因として、それらが都市部のみに集中しているためと考えられる産業があった。そこで、産業と都市部との関係を考慮するため、空間相互相関を計算することとした。都市化の指標としては、人口密度を用いた。37 産業分類について、空間相互相関を計算した結果、表 4.4 のようになった。

ピアソンの相関係数 (R_0) が高い産業上位 5 つを挙げると、情報通信 (0.817)、対事業所サービス (0.763)、金融・保険 (0.569)、商業 (0.496)、不動産 (0.361) であった。

一方、空間相互相関は、 \mathbf{x} を特化係数、 \mathbf{y} を人口密度、 \mathbf{W} を 4.1.2 項の隣接行列を行基準化した空間重み行列とすると、 $\mathbf{x}^T \mathbf{W} \mathbf{y}$ の上位 5 つは、事務用品 (0.289)、その他の製造工業製品 (0.211)、電気機械 (0.185)、分類不明 (0.174)、不動産 (0.172)、 $\mathbf{y}^T \mathbf{W} \mathbf{x}$ の上位 5

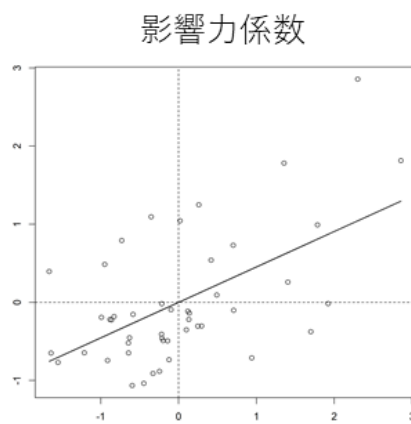
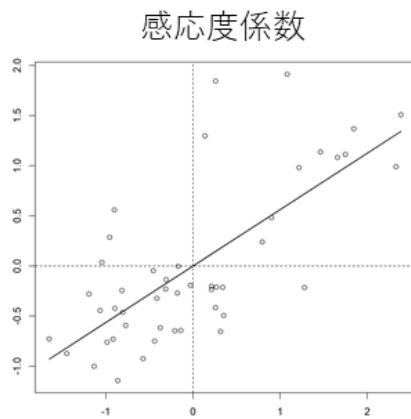
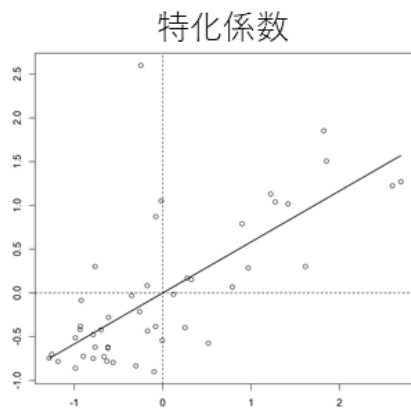


図 4.5: 農林水産業のモラン散布図およびコロプレス図

上段：特化係数のモラン散布図（左）およびコロプレス図（右）
 中段：感応度係数の特化係数のモラン散布図（左）およびコロプレス図（右）
 下段：影響力係数の特化係数のモラン散布図（左）およびコロプレス図（右）

表 4.4: 産業連関表各産業の空間相互相関

	$\mathbf{x}^T \mathbf{W} \mathbf{y}$	$\mathbf{y}^T \mathbf{W} \mathbf{x}$	R_0
農林水産業	-0.194	-0.180	-0.488
鉱業	-0.158	-0.167	-0.329
飲食料品	0.029	0.008	-0.322
繊維製品	-0.072	-0.068	-0.192
パルプ, 紙, 木製品	-0.125	-0.122	-0.284
化学製品	0.028	0.058	-0.080
石油, 石炭製品	0.048	0.092	0.012
プラスチック, ゴム	-0.015	-0.017	-0.115
窯業, 土石製品	-0.064	-0.066	-0.197
鉄鋼	0.016	0.068	-0.020
非鉄金属	-0.094	-0.098	-0.190
金属製品	-0.063	-0.058	-0.121
はん用機械	0.040	0.049	-0.021
生産用機械	0.131	0.076	-0.095
業務用機械	0.052	0.023	-0.089
電子部品	-0.062	-0.073	-0.322
電気機械	0.185	0.140	-0.055
情報, 通信機器	-0.100	-0.097	-0.118
輸送機械	-0.038	-0.057	0.026
その他の製造工業製品	0.211	0.125	0.163
建設	-0.118	-0.137	-0.313
電力, ガス, 熱供給	-0.096	-0.041	-0.179
水道	0.090	0.065	0.068
廃棄物処理	-0.228	-0.198	-0.366
商業	-0.018	-0.033	0.496
金融, 保険	0.155	0.125	0.569
不動産	0.172	0.127	0.361
運輸, 郵便	-0.009	0.001	0.067
情報通信	0.130	0.129	0.817
公務	-0.141	-0.138	-0.279
教育, 研究	0.048	0.023	0.028
医療, 福祉	-0.102	-0.101	-0.325
その他の非営利団体サービス	-0.017	-0.020	-0.280
対事業所サービス	0.063	0.066	0.763
対個人サービス	0.154	0.124	0.301
事務用品	0.289	0.209	0.016
分類不明	0.174	0.141	0.100

\mathbf{x} : 特化係数 \mathbf{W} : 空間重み行列

\mathbf{y} : 人口密度 R_0 : ピアソンの相関係数

つは、事務用品（0.209）、分類不明（0.141）、電気機械（0.140）、情報通信（0.129）、不動産（0.127）であった。このことから、情報通信、対事業所サービス、金融・保険、商業は、ピアソンの相関係数から人口密度と相関があると分かるが、空間的な相関は見られず、一極集中している産業であると考えられる。一方、事務用品は、特化係数の値が特に高い都道府県（山梨県）があり、分類4にカテゴライズされたが、その背景に人口密度と空間的な関連があることが示唆された。

4.2 空間計量経済モデル

4.2.1 データおよびモデル

本節では、空間計量経済モデルを用いた分析を行う。

前節の空間相関を用いた分析では、産業によって、周辺との間で空間的な影響がある産業（分類1と分類2）と空間的な影響が見られない産業（分類3と分類4）があることが分かった。しかし、Moran's Iでは、これらの空間的な影響がどのような要素と関連して生じているかは分からない。また、Moran's Iで有意な結果とならなくても、他の変数により空間的な特徴がみられる場合もある。例えば、分類4の一部の産業では、人口密度の高さと相関が見られる産業があった。他の変数との関連を調べるのにピアソンの相関係数や空間相互相関の計算は簡便ではあるが、1対1の関係しか調べることができない。そこで、空間計量経済モデルを用いた分析を行うこととした。ここでは、空間自己回帰モデル、空間ラグモデルおよび空間ダービンモデルを用いて分析を行うこととした。さらに、比較として、空間重み行列を用いない通常の回帰も行った。

説明変数には、前節で扱った人口密度に加え、産業立地に影響を与える地価を入れた。ただし、人口密度が高いほど需要や労働力確保などで産業立地に有利になるのに対して、地価は一般的に高いほどコストがかかり産業立地に不利になるため、地価は逆数にした値を説明変数とした。また、これら説明変数は基準化して用いた。被説明変数には、前節の分析において、多くの産業で空間的な影響が見られた（Moran's Iが有意であった）特化係数を用いた。

4.2.2 モデル選択

各モデルの分析結果について、前節の分類に当てはめながら説明する。まず、各産業について、最小の AIC を示したモデルと、空間パラメータの p 値を表 4.5 に示す。分類 1, 2 は Moran's I が高く、分類 3, 4 は Moran's I が小さい産業であったが、その傾向は、空間パラメータの p 値からも見て取れる。すなわち、分類 1, 2 は p 値が（特に自己回帰モデルで）0.05 基準で有意になり、分類 3, 4 は有意にならない。一方、空間ダービンモデルが最も AIC を小さくする産業があるが、これらの空間パラメータの p 値を見ると 0.05 基準で有意となっていない。こうしたことから、各産業を空間計量経済モデルから考察するにあたっては、AIC のみではなく、空間パラメータの p 値を含めて、総合的に判断するべきである。

4.2.3 分析結果

各産業の空間計量経済モデルによる分析結果について、ここでは、各分類の代表として分類 1 から繊維製品、分類 2 から医療・福祉、分類 3 から情報通信、分類 4 から飲食料品を取り上げて説明する。表 4.6～4.9 にこれらの結果を示した。

繊維製品（分類 1）、医療・福祉（分類 2）では空間パラメータの係数は有意になったが、説明変数の係数はいずれも有意にはならなかった。説明変数の係数が有意にならないのは分類ごとの特徴というわけではなく、例えば、農林水産業は土地価格（商業地）の係数が有意となっていた。そのため、人口密度、土地価格（商業地）が有意とならなかったのは、これらが繊維製品、医療・福祉について、関連のある説明変数ではなかったためと考えられる。

また、情報通信（分類 3）は、人口密度の係数が有意となり、人口密度が高いほど、その特化係数も高いという関係が見られる。一方で、人口密度のラグ項は有意となっておらず、これは、空間相互相関の結果とも整合している。

飲食料品（分類 4）では、人口密度のラグ項の係数が有意な結果となった。これは、人口密度が高い都市周辺においても飲食料品の産業立地は影響を受けることを示唆しているが、空間相互相関の計算では、飲食料品の値は大きくなかったこと（表 4.4）から、相違が見られる。しかし、ピアソンの相関係数は負で、空間相互相関は正であったのに対し、飲食料品の人口密度の係数はラグ無し項が負で、ラグ有り項が正であるという同様の傾向が見られた。

さらに、空間ラグモデルの説明変数の係数について、平均直接インパクト、平均間接インパクトも併せて計算した（表 4.10）。

表 4.5: 空間計量経済モデルの AIC と空間パラメータの p 値

	分類	AIC 最小のモデル	p 値		
			自己回帰	ラグ	ダービン
繊維製品	1	ラグ	0.009	0.015	0.027
窯業・土石製品		自己回帰	0.084	0.135	0.239
農林水産業	2	ラグ	0.000	0.000	0.000
プラスチック・ゴム		自己回帰	0.006	0.008	0.017
金属製品		自己回帰	0.002	0.002	0.002
業務用機械		自己回帰	0.024	0.016	0.037
電気機械		ダービン	0.060	0.045	0.150
輸送機械		自己回帰	0.010	0.008	0.003
その他の製造工業製品		自己回帰	0.006	0.017	0.048
建設		ダービン	0.012	0.037	0.642
廃棄物処理		ダービン	0.000	0.001	0.081
運輸・郵便		自己回帰	0.000	0.000	0.000
公務		ダービン	0.001	0.005	0.161
医療・福祉		ラグ	0.000	0.001	0.007
鉱業	3	通常	0.559	0.891	0.618
パルプ・紙・木製品		通常	0.320	0.540	0.674
情報・通信機器		通常	0.287	0.379	0.430
金融・保険		通常	0.675	0.890	0.897
情報通信		通常	0.451	0.523	0.890
対事業所サービス		ラグ	0.893	0.040	0.196
事務用品		ダービン	0.803	0.975	0.550
飲食料品	4	自己回帰	0.239	0.214	0.202
化学製品		ダービン	0.469	0.451	0.197
石油・石炭製品		自己回帰	0.886	0.940	0.984
鉄鋼		自己回帰	0.277	0.280	0.292
非鉄金属		自己回帰	0.275	0.227	0.245
はん用機械		自己回帰	0.189	0.302	0.509
生産用機械		自己回帰	0.194	0.139	0.217
電子部品		通常	0.585	0.413	0.547
電力・ガス・熱供給		通常	0.490	0.418	0.394
水道		自己回帰	0.239	0.197	0.227
商業		ダービン	0.387	0.520	0.902
不動産		通常	0.959	0.733	0.673
教育・研究		自己回帰	0.604	0.602	0.577
その他の非営利団体サービス		通常	0.369	0.823	0.726
対個人サービス		自己回帰	0.200	0.235	0.225
分類不明		自己回帰	0.760	0.809	0.980

(モデル式)

通常: $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$

ラグ: $\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}$

※表は, 空間パラメータ (ρ) の p 値

自己回帰: $\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}\mathbf{y} + \boldsymbol{\epsilon}$

ダービン: $\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_2 + \boldsymbol{\epsilon}$

表 4.6: 空間計量経済モデルの結果（繊維製品）

繊維製品

Moran's I	0.280
-----------	-------

		通常の回帰	自己回帰	空間ラグ	ダービン	
Intercept		係数	1.606	1.609	0.900	0.955
		p 値	0.000	0.000	0.004	0.002
説明変数 ラグ項無し	人口密度	係数	-0.602		-0.405	-0.226
		p 値	0.053		0.132	0.447
	土地価格（商業地）	係数	-0.074		0.081	0.261
		p 値	0.809		0.763	0.347
説明変数 ラグ項有り	人口密度	係数				-0.603
		p 値				0.226
	土地価格（商業地）	係数				-0.795
		p 値				0.044
空間係数		係数		0.470	0.440	0.412
		p 値		0.009	0.015	0.027
AIC		182.353	179.109	178.488	178.530	

表 4.7: 空間計量経済モデルの結果（医療・福祉）

医療・福祉

Moran's I	0.418
-----------	-------

		通常の回帰	自己回帰	空間ラグ	ダービン	
Intercept		係数	1.159	1.162	0.542	0.621
		p 値	0.000	0.000	0.000	0.000
説明変数 ラグ項無し	人口密度	係数	-0.106		-0.080	-0.069
		p 値	0.041		0.054	0.144
	土地価格（商業地）	係数	0.017		0.004	0.000
		p 値	0.733		0.920	0.991
説明変数 ラグ項有り	人口密度	係数				-0.053
		p 値				0.504
	土地価格（商業地）	係数				0.037
		p 値				0.555
空間係数		係数		0.594	0.533	0.464
		p 値		0.000	0.001	0.007
AIC		13.911	6.605	4.565	6.881	

表 4.8: 空間計量経済モデルの結果（情報通信）

情報通信

Moran's I	0.079
-----------	-------

		通常の回帰	自己回帰	空間ラグ	ダービン	
Intercept		係数	0.666	0.667	0.742	0.686
		p 値	0.000	0.000	0.000	0.000
説明変数 ラグ項無し	人口密度	係数	0.275		0.283	0.306
		p 値	0.000		0.000	0.000
	土地価格（商業地）	係数	0.023		0.024	0.038
		p 値	0.662		0.632	0.465
説明変数 ラグ項有り	人口密度	係数				-0.096
		p 値				0.358
	土地価格（商業地）	係数				-0.055
		p 値				0.466
空間係数		係数		0.152	-0.114	-0.029
		p 値		0.451	0.523	0.890
AIC		16.280	45.299	17.871	21.002	

表 4.9: 空間計量経済モデルの結果（飲食料品）

飲食料品

Moran's I	0.142
-----------	-------

		通常の回帰	自己回帰	空間ラグ	ダービン	
Intercept		係数	1.155	1.146	0.903	0.900
		p 値	0.000	0.000	0.000	0.000
説明変数 ラグ項無し	人口密度	係数	-0.087		-0.094	-0.206
		p 値	0.382		0.313	0.045
	土地価格（商業地）	係数	0.011		0.004	-0.063
		p 値	0.909		0.962	0.509
説明変数 ラグ項有り	人口密度	係数				0.365
		p 値				0.027
	土地価格（商業地）	係数				0.250
		p 値				0.064
空間係数		係数	0.203	0.212	0.213	
		p 値	0.239	0.214	0.202	
AIC		76.912	75.123	77.368	76.264	

表 4.10: 空間ラグモデルにおける説明変数のインパクト指標

	人口密度			地価（商業地）		
	直接	間接	合計	直接	間接	合計
農林水産業	-0.109	-0.111	-0.220	0.536	0.546	1.081
鉱業	-0.292	-0.008	-0.299	0.307	0.008	0.315
飲食料品	-0.096	-0.024	-0.120	0.005	0.001	0.006
繊維製品	-0.432	-0.291	-0.723	0.086	0.058	0.144
パルプ・紙・木製品	-0.299	-0.033	-0.332	-0.087	-0.009	-0.096
化学製品	-0.112	0.015	-0.097	-0.049	0.006	-0.042
石油・石炭製品	-0.057	-0.001	-0.058	-0.111	-0.002	-0.113
プラスチック・ゴム	-0.135	-0.100	-0.235	-0.058	-0.043	-0.101
窯業・土石製品	-0.230	-0.085	-0.316	-0.059	-0.022	-0.081
鉄鋼	-0.011	-0.003	-0.014	-0.194	-0.047	-0.241
非鉄金属	-0.190	0.036	-0.154	0.229	-0.043	0.186
金属製品	-0.077	-0.060	-0.137	-0.026	-0.020	-0.046
はん用機械	-0.173	-0.038	-0.212	-0.228	-0.050	-0.278
生産用機械	-0.279	-0.101	-0.380	-0.148	-0.053	-0.201
業務用機械	-0.089	-0.054	-0.143	0.142	0.086	0.229
電子部品	-0.361	0.053	-0.308	0.350	-0.051	0.299
電気機械	-0.179	-0.101	-0.279	-0.056	-0.031	-0.087
情報・通信機器	0.169	0.032	0.201	0.526	0.100	0.626
輸送機械	0.029	0.026	0.055	-0.181	-0.158	-0.338
その他の製造工業製品	-0.042	-0.023	-0.066	-0.127	-0.070	-0.196
建設	-0.085	-0.044	-0.129	0.023	0.012	0.034
電力・ガス・熱供給	-0.077	0.012	-0.065	0.138	-0.022	0.116
水道	-0.002	-0.001	-0.002	-0.038	-0.012	-0.050
廃棄物処理	-0.049	-0.045	-0.095	0.035	0.033	0.068
商業	0.110	-0.013	0.097	-0.016	0.002	-0.014
金融・保険	0.101	-0.003	0.098	-0.007	0.000	-0.007
不動産	0.047	-0.003	0.044	-0.045	0.003	-0.042
運輸・郵便	0.022	0.029	0.050	-0.035	-0.046	-0.081
情報通信	0.284	-0.030	0.254	0.024	-0.003	0.021
公務	-0.054	-0.037	-0.091	0.104	0.071	0.175
教育・研究	-0.015	0.002	-0.013	0.000	0.000	0.000
医療・福祉	-0.089	-0.083	-0.172	0.005	0.004	0.009
その他の非営利団体サービス	-0.211	-0.010	-0.221	-0.022	-0.001	-0.023
対事業所サービス	0.238	-0.066	0.172	0.037	-0.010	0.026
対個人サービス	0.011	0.003	0.015	-0.039	-0.011	-0.050
事務用品	-0.005	0.000	-0.005	0.048	0.000	0.048
分類不明	0.009	0.000	0.010	-0.040	-0.002	-0.042

情報通信を見ると人口密度の係数について、直接効果が間接効果に比べてかなり大きい値となっており、人口密度の高さによる産業立地への効果が周辺にスピルオーバーしていないことがこの数値からも読み取れる。

4.3 考察

4.1.2 項では、簡単な仮定（比例関係など）を置いて人口密度から値を生成して数値シミュレーションを行った。

シミュレーションから得られた値は空間的な特徴を示しており、人口密度の高いところ（都市部）に集中する偏在や全国的に満遍なく拡がる遍在が見られた。そして、これらは、Moran's I の値によって、ある程度判別できたが、Moran's I が低い時の分布が 2 パターンあり、情報通信では特に高い値を示す都道府県に偏在している一方で、飲食料品は全国的に満遍なく拡がっていた。Moran's I だけではこの区別ができないが、モラン散布図の分布に違いが見られた。

上記のように、Moran's I とモラン散布図を見ることで、各産業の空間的な立地について知ることができる。2.2.5 項で述べたように、従来の「空間経済学」のモデルは、あらかじめパラメータを設定しており、実際の産業の特徴との関連は弱かった。しかし、本論文のように空間統計学の手法を利用することで、産業の空間的な特徴を分析することが可能である。産業の空間的な特徴を「空間経済学」のモデルに利用することで、より実情に近い産業立地の理論を構築することができると考えられる。

さらに、空間相互相関を併せてみることで、分類 3 の一部の産業が人口密度と関連しているが、そこに空間的な影響が見られないということが分かった。また、空間計量経済モデルを用いることで、複数の経済的要素を説明変数に加えることが可能であり、ラグ項とラグ無し項も見ること、空間的な関連があるのか、あるいは、その地域だけで完結するのか分析できる。「経済地理学」においては、これまで地誌学的な現象を観察することで、産業立地と経済的要素との関連が研究されてきたが、空間経済学の分析によってより客観的に検証することが可能になると考えられる。例えば、情報通信業は情報通信技術を駆使することから地方分散が進む産業と考えられがちであるが、実際は極端な「一極集中」こそが特徴であるとされており（伊藤他, 2020）、その特徴を本論文の分析からも伺い知ることができた。

4.1.4 項では、産業を 4 つに分類したが、Moran's I が高い産業には、農林水産業のように気候環境に影響されるものや公務のように地方部で特化係数が高くなるもの、機械産業の

ようにかつての全国総合開発計画で誘致された重化学工業（岡田他, 2016）といったものが該当しており，これらは空間的な影響があるゆえに，それまで栄えていなかった地域に新たに根付かせるのは難しいと考えられる．また，Moran's I が低くても分類 3 のように，他の経済的要因に深く関連しており，空間的な拡がりがない産業もある．一方で，分類 4 の産業は，全国的に広く分布しており，地域を選ばない産業であると考えられることから，誘致政策の対象になりうると考えられる．

また，4.2 節では，空間相関分析で分けた 4 つの分類を利用して，空間計量経済モデルの計算結果について分析を行った．分類 1, 2 は Moran's I の値が高く，分類 3, 4 は Moran's I の値が低かったが，空間計量経済モデルの空間パラメータの p 値は，分類 1, 2 で有意であり，分類 3, 4 では有意でないという同様の結果が得られた．一方で，4 つの分類内でも AIC で選択されるモデルや，説明変数の有意性に違いが見られた．そのため，産業の特徴を把握するためには，モラン散布図と空間計量経済モデルの双方を見て総合的に分析する必要がある．空間計量経済モデルの説明変数に人口密度と地価（商業地）を用いており，情報通信などで人口密度の係数が有意であった．また，農林水産業では地価（商業地）の係数が有意であり，飲食料品では人口密度のラグ項の係数が有意であったなどの結果が得られた．しかし，説明変数の係数が有意にならなかった産業も多かった．そのため，今後，これらの産業の立地に関連する他の要因を調べ，分析する必要があると考える．

第5章 終章

第2章で述べたように、産業立地の研究はこれまで、「空間経済学」や「経済地理学」の分野で行われてきたが、本論文では、産業立地の空間的な特徴を検証するため、空間統計学の手法を用いて、実際の日本の空間構造と産業連関表の経済データを用いて分析を行った。

本論文の分析により、産業ごとの特徴や空間的な影響の度合いなどが明らかとなり、「空間経済学」の産業集積のモデルや「経済地理学」の考察に今後、活用していくことができると考えられる。

また、本論文では、産業の空間相関の観点から37産業分類を4つに分類分けした。特に、分類4は全国に遍在して立地する産業であり、空間的な制約が少ないことが見込まれるため、現在その産業が活発でない地域でも活性化させることが可能であり、地域の産業誘致政策に適していると考えられる。

4.1.3項における数値シミュレーションでは、簡単な仮定を置いて観測値を発生させていた。しかし、「空間経済学」における新経済地理学の発展により、複雑なモデルが近年考案されている。そうした「空間経済学」のモデルを用いて得られた観測値でどのような空間統計学的な結果が得られるかを考察することで、より「空間経済学」と本論文で行った「空間統計学」による分析との関係が明らかにできると予想される。

また、本論文では、2011年の産業連関表のデータのみを用いていたが、他の時点のデータについても計算し、その時系列的な変化を分析することで、各産業の特徴がより明らかになると考えられる。

最後に、空間計量経済モデルで37産業分類について分析を行ったが、説明変数の係数が有意とならなかった産業も多かった。それぞれの産業で産業立地の要因は異なるため、各産業に適した説明変数を探索することも今後の課題であるとする。

謝辞

本研究は、多くの方々からのご指導、ご協力をいただき進めることができました。本研究を進めるにあたり、滋賀大学大学院データサイエンス研究科の松井秀俊准教授に深く感謝いたします。修士論文の研究をはじめ、勉強してきたことについて真摯にご助言賜り、より学びを深める手助けをしていただきました。当初、こういった手法で取り組もうか悩んでいるところで、空間統計という方法にたどり着けたのは松井准教授のご助力のおかげです。厚くお礼申し上げます。

また、お忙しい中、副指導教員を引き受けていただきました和泉志津恵教授に深く感謝いたします。私の修士論文に合った参考資料をご提供いただいたり、たびたびゼミに参加させていただいたりしたことで、より学びを深めることができました。

また、データサイエンス研究科の全ての教員の先生方に感謝いたします。入学した時は、python を触ったことすらなく、また、数学的な知識も不足した状態でのスタートでした。そうした私にも分かるよう、丁寧にご指導いただきました。この2年間、基礎から統計学や機械学習について学んできましたが、強く感じたことは、データサイエンス分野の幅の広さです。この学問の広がりを知れたことが何よりの学びであり、喜びでした。大学院で学んだことはまだほんの入り口であり、学ぶべきことはまだまだあることを痛感しています。

大変恵まれた環境で勉学に専念できたのは、滋賀大学の職員の方々のおかげです。事務的な手続きの際も丁寧に対応していただきました。清掃員の方には毎週、院生室を綺麗にしてくださいました。食堂のスタッフの方や警備の方など多くの方の支えあっての大学院生活であったと思います。深く感謝申し上げます。

そして、この2年間で最も多く関わったのは、同期の方々でした。第1期ということで勝手も分からず、不安だった中でもやっていけたのは心強い同期がいたからだと思います。幅広い分野から集まった同期からは学ぶことも多く、また刺激になりました。初めての土地である彦根で、充実した時間を過ごすことができたのは同期の方々のおかげです。

そして、最後に、滋賀大学大学院データサイエンス研究科で勉強する機会を得ることができたのは、ひとえに社会人派遣として送り出していただいた鹿児島県のおかげです。大学院での学びは、私の人生の財産となりました。このような機会を与えていただいたことに深く感謝申し上げます。

参考文献

- [1] Akaike, Hirotugu (1974) “A new look at the statistical model identification,” *IEEE transactions on automatic control*, Vol. 19, No. 6, pp. 716–723.
- [2] Alonso, William et al. (1964) “Location and land use. toward a general theory of land rent.,” *Location and land use. Toward a general theory of land rent*.
- [3] Anselin, Luc (1995) 「Local indicators of spatial association—LISA」, 『Geographical analysis』, 第 27 卷, 第 2 号, 93–115 頁.
- [4] Anselin, Luc (1996) “The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial,” *Spatial Analytical*, Vol. 4, p. 111.
- [5] Anselin, Luc (2010) “Thirty years of spatial econometrics,” *Papers in regional science*, Vol. 89, No. 1, pp. 3–25.
- [6] Anselin, Luc (2013) *Spatial econometrics: methods and models*, Vol. 4: Springer Science & Business Media.
- [7] Arbia, Giuseppe (2014) *A Primer for Spatial Econometrics: With Application in R*: Palgrave Macmillan, (堤盛人訳, 『R で学ぶ空間計量経済学入門』, 勁草書房, 2016 年) .
- [8] Arrow, Kenneth J and Gerard Debreu (1954) “Existence of an equilibrium for a competitive economy,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 265–290.
- [9] Chen, Yanguang (2013) “New approaches for calculating Moran’s index of spatial autocorrelation,” *PloS one*, Vol. 8, No. 7, p. e68336.
- [10] Chen, Yanguang (2015) “A new methodology of spatial cross-correlation analysis,” *PloS one*, Vol. 10, No. 5, p. e0126158.
- [11] Cliff, Andrew David and J Keith Ord (1981) *Spatial processes: models & appli-*

- cations: Taylor & Francis.
- [12] Elhorst, J Paul (2010) “Applied spatial econometrics: raising the bar,” *Spatial economic analysis*, Vol. 5, No. 1, pp. 9–28.
 - [13] Isard, Walter (1949) “The general theory of location and space-economy,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 63, No. 4, pp. 476–506.
 - [14] Koopmans, Tjalling C and Martin Beckmann (1957) “Assignment problems and the location of economic activities,” *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp. 53–76.
 - [15] Krugman, Paul (1991) “Increasing returns and economic geography,” *Journal of political economy*, Vol. 99, No. 3, pp. 483–499.
 - [16] LeSage, J. and R.K. Pace (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, Statistics: A Series of Textbooks and Monographs: CRC Press.
 - [17] Marshall, Alfred (1985) *Princípios de economia: tratado introdutório*, Vol. 1: Nova Cultural São Paulo, (永沢越郎訳, 『経済学原理：序説』, 岩波ブックサービスセンター, 1997年) .
 - [18] Moran, Patrick AP (1948) “The interpretation of statistical maps,” *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 10, No. 2, pp. 243–251.
 - [19] Moran, Patrick AP (1950) “A test for the serial independence of residuals,” *Biometrika*, Vol. 37, No. 1/2, pp. 178–181.
 - [20] Samuelson, Paul A (1983) “Thünen at two hundred,” *Journal of Economic Literature*, pp. 1468–1488.
 - [21] Smith, Tony E (2009) “Estimation bias in spatial models with strongly connected weight matrices,” *Geographical Analysis*, Vol. 41, No. 3, pp. 307–332.
 - [22] Stakhovych, Stanislav and Tammo HA Bijmolt (2009) “Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices,” *Papers in Regional Science*, Vol. 88, No. 2, pp. 389–408.
 - [23] von Thünen, Johann Heinrich (1826) *Der isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie.*, (近藤康夫・熊代幸雄訳, 『孤立国』, 日本経済評論社, 1989年) .

- [24] 瀬谷創・堤盛人 (2014) 『空間統計学: 自然科学から人文・社会科学まで』, 統計ライブラリー, 朝倉書店.
- [25] 総務省・内閣府・金融庁他 (2020) 『平成 27 年 (2015 年) 産業連関表-総合解説編-』, 総務省.
- [26] 日本政策投資銀行・価値総合研究所 (2019) 『地域経済循環分析の手法と実践: 生産・分配・支出の 3 面から導く、新しい地域経済政策』, DBJ BOOKs, ダイヤモンドビジネス企画.
- [27] 古谷知之 (2011) 『空間統計学: 自然科学から人文・社会科学まで』, 統計化学のプラクティス, 朝倉書店.
- [28] 伊藤達也・小田宏信・加藤幸治 (編) (2020) 『経済地理学への招待』, ミネルヴァ書房.
- [29] 岡田知弘・川瀬光義・鈴木誠・富樫幸一 (2016) 『国際化時代の地域経済学』, 有斐閣アルマ, 有斐閣.
- [30] 曾道智・高塚創 (2016) 『空間経済学』, サピエンティア, 東洋経済新報社.
- [31] 藤田晶久 (2010) 『空間経済学の発展: チューネンからクルーグマンまでの二世紀、現代経済学の潮流 2010(池田新介、大垣昌夫、柴田章久、田淵隆俊、前多康男、宮尾龍蔵 (編))』, 東洋経済新報社, 3-53 頁.
- [32] 渡辺晃一 (2017) 「社会資本が集積に及ぼす影響に関する実証分析」.
- [33] 価値総合研究所 (2015) 『地域経済循環分析解説書』.
- [34] 丸山祐造 (2014) 「空間的自己相関に関するモランの修正型 I 統計量」.
- [35] 高山雄貴 (2013) 「空間経済システムにおける経済集積のパターン形成メカニズム」, 『土木学会論文集 D3 (土木計画学)』, 第 69 巻, 第 5 号, I.31-I.46 頁.
- [36] 松原宏 (2013) 「経済地理学方法論の軌跡と展望 (< 特集 > 経済地理学の本質を考える)」, 『経済地理学年報』, 第 59 巻, 第 4 号, 419-437 頁.
- [37] 大澤実・赤松隆 (2017) 「集積経済理論の実証におけるモデル構造選択の課題」, 『土木学会論文集 D3 (土木計画学)』, 第 73 巻, 第 1 号, 1-15 頁.