

## ＜参考2＞ ソーシャル・キャピタルと地域活性化の空間分析

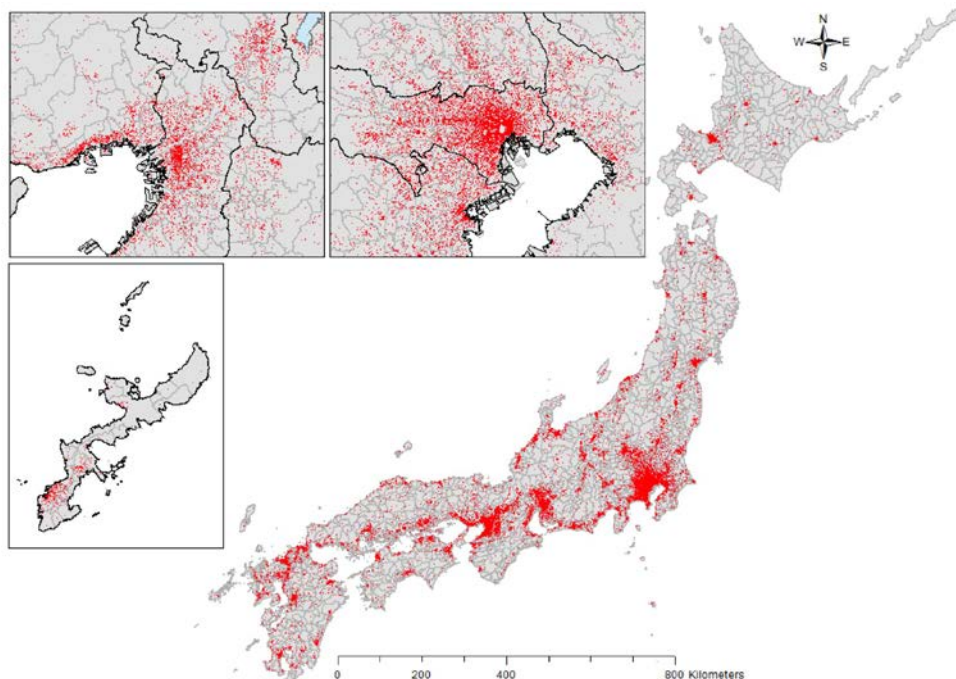
SCが各自治体の地方創生に与える影響とその空間依存関係に着目し、市区町村単位の横断面データと空間ダービンモデルにより分析を行う。

### 1. 分析に用いたデータ

本分析で用いた各変数について説明する。まず目的変数であるが、各自治体における人口動態の変化を反映するものとして、2005～2010年における転入率および転出率を使用する。また、各自治体の経済水準を反映するものとして、納税者1人あたり課税対象所得を使用する。これら3種類の地方創生変数から、各自治体の現状を把握し分析に役立てる。なお、転入率および転出率は、総務省統計局「国勢調査結果」より、納税者1人あたり課税対象所得は、総務省自治税務局「市町村税課税状況等の調」より収集した。

次に説明変数について述べる。まずSC変数であるが、本研究では各自治体における人口1,000人あたり特定非営利活動法人(NPO法人)数を使用する。この値が大きい自治体ほど、諸問題の解決にむけたNPO活動が活発であることを示しているといえる。NPO法人にもさまざまな形態があるが、ここでは1998年に制定されたNPO法にもとづき、認証を受けた約36,000法人(2010年10月時点)を対象とする。内閣府NPOホームページが提供する認証NPO法人データベースより、すべてのNPO法人の位置情報を定量化し、市区町村の人口・行政境界GISデータと重ねあわせることで、自治体ごとの人口1,000人あたりNPO法人数を数値化した。2010年時点の認証NPO法人の空間分布と市区町村の行政境界を参考図2-1に示す<sup>67</sup>。

参考図2-1 登録NPO法人の空間分布(2010年時点)



<sup>67</sup> 所在地不明のものを除く全NPO法人。詳細は内閣府ホームページを参照のこと(<http://www.npo-homepage.go.jp/>)。同ページでは各NPO法人の情報も閲覧可能である。

なお、NPOの活動状況をSC指標に用いる点については、すでに多くの先行研究がある。たとえば、Saxton and Benson (2005) は、SC指標としてNPOの増加数に着目し、アメリカ国内の284郡を対象とした決定要因分析をおこなった。その結果、政治参加や社会とのつながり、収入、失業率、政府支出などがNPOの増加に影響することを示した。また国内では、山内(2006) がNPO活動を含む地域属性からSCを定量化し、コミュニティの活性化との関わりについて定量的に分析している。

経済的要因では、域内就業比率および失業率を用いる。域内就業比率は、各自治体の全労働者の中で、当該自治体内で就業している労働者の割合である。これは各自治体における雇用吸収力などを反映しており、経済的な基盤の指標として分析モデルに含めることとした。いずれの変数も、総務省統計局「国勢調査結果」より収集した。

社会的要因では、教員1人あたり児童数、待機児童比率、人口あたり医師数、人口あたり文化施設数、高齢者比率、外国人比率をモデルに採用した。教員1人あたり児童数は、自治体内における全小学生数を全小学校教員数で除したものであり、教員1人が担当する生徒数を示している。これは地域の教育水準を質的に表す簡便な指標として、教育分野をはじめ幅広い分野で用いられている。義務教育課程を対象とすることが多いが、本研究では小学校における比率を分析に使用することとした。小学生数および小学校教員数は、文部科学省生涯学習政策局「学校基本調査報告書」より収集した。

待機児童比率は、自治体内における保育所待機児童数を保育所在所児童と待機児童数の合計で除したものである。この変数は、厚生労働省大臣官房統計情報部「社会福祉施設等調査報告」、同省雇用均等・児童家庭局「保育所入所待機児童数調査」より収集した。人口あたり医師数は、人口1,000人あたりの医師および歯科医師数の比率であり、厚生労働省大臣官房統計情報部「医療施設調査」より収集した。人口あたり文化施設数は、人口1,000人あたりの図書館および公民館数の比率であり、文部科学省生涯学習政策局「社会教育調査報告書」より収集した。

高齢者比率は、全人口に占める65歳以上人口の比率であり、外国人比率は、全人口に占める外国人人口の比率である。いずれも総務省統計局「国勢調査結果」より収集した。

実質公債費比率は、一般財源の規模に対する公債費の割合である。これは実質的な財政の健全性を示す指標として2006年度に導入されたものであり、比率が高いほど財源が公債費に依存した不健全な財政状態にあることを示している<sup>68</sup>。この変数については、総務省自治財政局「地方財政統計年報」および「市町村別決算状況調」より収集した。

本分析で使用する各種変数の記述統計量を参考表2-1に示す。なお、データの年次は、特記しない限り、全て2010年(度)である。

---

<sup>68</sup> 実質公債費比率が18%以上となる地方自治体は、地方債を発行するときに国の許可が必要になる。さらに、実質公債費比率が25%以上になると、単独事業のために債権を発行することができなくなると定められている。

参考表 2-1 各変数の記述統計量

変数名	定義	平均値	標準偏差	最小値	最大値
転入率	過去5年の転入者数/全人口	0.11	0.04	0.04	0.40
転出率	過去5年の転出者数/全人口	0.11	0.03	0.06	0.22
課税対象所得	納税者1人あたり課税対象所得(100万円)	2.76	0.45	1.91	8.77
人口あたりNPO数	人口1,000人あたりNPO法人数	0.27	0.37	0.00	12.27
域内就業比率	自市区町村で従業している就業者の比率	0.56	0.20	0.17	0.99
失業率	全労働力人口に占める完全失業者の比率	0.06	0.02	0.00	0.23
教員1人あたり児童数	小学校における教員1人あたり担当児童数	13.67	4.80	1.29	23.59
待機児童比率	保育所待機児童数/(保育所在所児童+待機児童数)	0.01	0.03	0.00	1.00
人口あたり医師数	人口1,000人あたり医師+歯科医師数	2.27	2.44	0.00	66.99
人口あたり文化施設数	人口1,000人あたり図書館・公民館数	0.45	1.08	0.00	22.14
高齢者比率	全人口に占める65歳以上人口の比率	0.27	0.07	0.09	0.57
外国人比率	全人口に占める外国人人口の比率	0.01	0.01	0.00	0.20
実質公債費比率	標準財政規模に対する公債費の割合(%)	12.23	4.65	-3.80	42.80

## 2. 分析手法

本項では、本研究の分析手法である空間ダービンモデル(Spatial Durbin Model:SDM)について説明する。SDMは空間計量経済モデルの一形態であり、被説明変数・説明変数それぞれに空間自己相関を考慮している点が特徴である。Elhorst(2014a)に従い、SDMは以下の通り定式化される。

$$\begin{aligned}
 y &= \rho W y + X\beta + WX\gamma + \epsilon \\
 &= (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\gamma + \epsilon) \\
 \epsilon &\sim N(0, \sigma^2 I)
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

式(1)における変数および係数は以下の通りである。

- ・  $y$  : 目的変数 (各自治体における地方活性化指標として、転入率、転出率、納税者1人あたり課税対象所得)
- ・  $X$  : 説明変数 (各自治体のSCや経済・社会・行政要因など)
- ・  $\beta$  :  $X$ の係数
- ・  $W$  : 空間加重行列 (spatial weights matrix)
- ・  $\rho$  :  $y$ の空間ラグ係数 ( $|\rho| < 1$ )
- ・  $\gamma$  :  $X$ の空間ラグ係数
- ・  $\epsilon$  : 誤差項

ここで目的変数の空間ラグ係数 $\rho$ は、目的変数における近隣自治体との空間依存関係を示している。この係数が正( $\rho > 0$ )で有意であれば正の空間自己相関、負( $\rho < 0$ )で有意であれば負の空間自己相関を示す。これは説明変数の空間ラグ係数においても同様である。なお、 $\gamma = 0$ の場合、SDMはより一般的な空間ラグモデル(SAR)になり、 $\rho = 0$ 、 $\gamma = 0$ の場合、SDMは線形回帰モデル(OLS)に等しくなる。

このSDMでは、説明変数の限界効果を推計された係数から直接解釈できない点は、特に注意が必要である。LeSage and Pace (2009)が示すように、 $k$ 番目の説明変数 ( $x_k$ ) の目的変数 ( $y$ ) に対する限界効果 ( $\partial y / \partial x_k$ ) は、以下のとおり直接効果 (direct effect) と間接効果 (indirect effect) に分けることができる。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \frac{\partial y}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial y}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial y_N}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \\ &= (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\gamma_k & \dots & w_{1N}\gamma_k \\ w_{21}\gamma_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\gamma_k \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\gamma_k & w_{N2}\gamma_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (2) \end{aligned}$$

ここで直接効果は式(2)の右辺における対角項であり、間接効果は非対角項である。この式が示すように、( $x_k$ ) の直接効果は目的変数の空間ラグ係数 ( $\rho$ )、 $x_k$ の係数 ( $\beta_k$ )、 $x_k$ の空間ラグ係数 ( $\gamma_k$ ) および空間加重行列(W)によって規定される。そのため、限界効果は目的変数の空間ラグ係数が有意 ( $\rho \neq 0$ ) である限り地方自治体によって異なる点に注意が必要である。この点は間接効果においても同様であり、推計された係数から限界効果を直接読み取れないため、それぞれの自治体について個別に直接効果・間接効果を求める必要がある。ただしそのすべてを示すことは困難であるため、本研究では各市区町村の計測結果を集計・平均化したものを、推計結果とともに次節で報告する。

### 3. 分析結果

#### 3.1 空間ダービンモデルの推計結果

空間ダービンモデル (SDM) による推計結果を参考表 2-2 に示す。1 節で紹介したように、目的変数は各自治体における転入率、転出率、納税者 1 人あたり課税対象所得の 3 つであり、それぞれについて個別に推計をおこなった。SDM の推計では空間加重行列 (W) の選択に注意を要するが、本研究ではQueen隣接性、Rook隣接性、最近隣 $k$ 地点 ( $k$  nearest neighbors) により、複数の空間加重行列を作成して推計した。

適切な空間加重行列の選択に黄金律は存在しないが、多くの既存研究ではモデル適合度から妥当性を判断する観点から、赤池情報量規準 (AIC)<sup>69</sup>が最小のモデルを選択することが一般的である。本分析でも同様の判断基準により、最近隣の 3 自治体を隣接関係( $k=3$ )とする空間加重行列をいずれの目的変数についても採用した。ただし、他のルールによる空間加重行列を使用した場合でも推計結果の符号・有意性に大きな違いはみられなかったことから、本研究のモデルには一定の頑強性が備わっているものと考えられる。

<sup>69</sup> 赤池情報量規準 (Akaike Information Criterion : AIC) は、モデルの適合度を尤度から判断する統計規準であり、複数の推計モデルを比較し、最良のものを選択する際によく用いられる。AICは  $AIC=2k - 2\ln(L)$  と定義され、 $\ln(L)$  は対数尤度、 $k$ は推計パラメーター数を示す。

参考表 2-2 空間ダービンモデルの推計結果

カテゴリー	変数	転入率		転出率		課税対象所得	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
SC	切片	0.150***	0.013	0.092***	0.009	2.274***	0.117
	人口あたり NPO 数	0.004**	0.002	0.002	0.002	0.132***	0.020
経済要因	域内就業比率	-0.035***	0.005	-0.017***	0.004	0.183***	0.045
	失業率	-0.316***	0.042	0.004	0.028	-2.451***	0.346
社会要因	教員あたり児童数	0.000	0.000	-0.001***	0.000	0.006***	0.003
	待機児童比率	0.037*	0.022	-0.007	0.015	0.597***	0.181
	人口あたり医師数	0.002***	0.000	0.001***	0.000	0.014***	0.003
	人口あたり文化施設数	0.001**	0.001	0.001***	0.001	-0.003	0.006
財政要因	高齢者比率	-0.270***	0.019	-0.095***	0.013	-1.538***	0.160
	外国人比率	0.345***	0.073	0.017	0.049	0.054	0.603
	実質公債費比率	0.000***	0.000	0.000	0.000	-0.009***	0.001
	空間ラグ	L(人口あたり NPO 数)	0.000	0.004	-0.001	0.002	0.090***
(説明変数)	L(域内就業比率)	0.032***	0.007	0.018***	0.005	-0.530***	0.057
	L(失業率)	0.147***	0.051	-0.044	0.034	-0.748**	0.426
	L(教員あたり児童数)	-0.001***	0.000	0.000	0.000	-0.016***	0.003
	L(待機児童比率)	0.029	0.031	0.035*	0.021	-0.102	0.258
	L(人口あたり医師数)	0.000	0.001	0.000	0.000	-0.006	0.005
	L(人口あたり文化施設数)	0.000	0.001	-0.001	0.001	-0.022**	0.009
	L(高齢者比率)	0.038	0.025	-0.013	0.016	0.208	0.199
	L(外国人比率)	-0.409***	0.098	-0.052	0.066	-1.233	0.811
	L(実質公債費比率)	0.000	0.000	0.000***	0.000	-0.007***	0.002
	空間ラグ	$\rho$	0.485***	0.021	0.612***	0.018	0.548***
(目的変数)	$n$	1,817		1,817		1,817	
	対数尤度	3,939.4		4,593.6		75.3	
	赤池情報基準 (AIC)	-7,832.9		-9,141.1		-104.7	

\*, \*\*, and \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1% の統計的有意性を示す。

L(説明変数) の係数は、該当する説明変数の空間ラグ係数 (式 (1) における  $\gamma$ ) を示す。

参考表 2-2 から、目的変数の空間自己相関を示す空間ラグ係数 ( $\rho$ ) についてみてみたい。転入率、転出率、納税者1人あたり課税対象所得の3モデルいずれにおいても、空間ラグ係数の符号は正で統計的にも有意である。このことは、地方創生指標としてのこれらの変数には正の空間自己相関があり、ある自治体の人口動態・経済パフォーマンスの水準は、近隣自治体の水準からの影響も受けていることを示している。これは地方創生の波及効果ともいえる現象であり、地方創生の取り組みを自治体個別にではなく、近隣自治体を含めた広域的な視点で検討することの必要性を示すものと考えられる。

一般に、人的移動や経済活動は自治体の垣根を越えておこなわれるため、この波及効果の存在はある意味当然の結果といえる。既存研究における定量分析の大半はこうした空間的相互関係を明示的に取り扱っておらず、推計にバイアスが生じていた可能性が否定できない。本研究では、市区町村GISデータにより自治体間の相互関係を明示的に捉えた定量分析を行

い、地方創生における正の波及効果の存在を統計的に示している。

次に、各説明変数が目的変数に与える影響の考察であるが、前節で述べたように式(2)から導出される直接効果・間接効果の解釈が必要である。この点については、次項で詳しく述べる。

### 3.2 説明変数の直接効果・間接効果の計測

式(2)にもとづく各説明変数の直接効果・間接効果の推計値を参考表2-3に示す。いずれもLeSage and Pace (2009)が提唱する手法による検定を行い、5%水準で有意性が確認された数値のみを記載している。

参考表2-3 説明変数の直接・間接効果 (全市区町村の平均値)

カテゴリー	変数	転入率		転出率		課税対象所得	
		直接効果	間接効果	直接効果	間接効果	直接効果	間接効果
SC	人口あたりNPO数	0.006	-	-	-	0.167	0.378
経済要因	域内就業比率	-0.034	0.057	-0.016	0.039	0.112	-0.645
	失業率	-0.314	0.089	-	-	-2.724	-3.490
社会要因	教員あたり児童数	-	0.001	-	0.000	0.004	-0.002
	待機児童比率	-	-	-	-	0.655	-
	人口あたり医師数	0.002	-	0.001	-	0.014	-
	人口あたり文化施設数	0.001	-	0.001	-	-	-0.053
	高齢者比率	-0.308	-	-0.122	-	-1.832	-
	外国人比率	0.325	-0.238	-	-	-	-
財政要因	実質公債費比率	-0.001	-	-	-2.9E-04	-0.012	-0.022

LeSage and Pace (2009) の検定手法により 5% 水準で有意性が確認された数値のみ記載している。

参考表2-3が示すように、本研究のSC変数である人口あたり登録NPO法人数は、転入率および納税者1人あたり課税対象所得について、正の直接効果が確認された。転入率モデルにおける直接効果は0.006であり、SCの限界的な増加（人口1,000人あたりの登録NPO法人数の1団体増加）により、転入率が0.6%増加することを示している。納税者1人あたり課税対象所得モデルについても同様で、SCの直接効果は0.167であり、限界的な増加により課税対象所得が16万7千円増加することを示している。なお、これらの予測は、NPO法人数に代理されるSCの増加が目的変数に与える影響であり、NPO法人数との直接的な因果関係ではない点には注意が必要である。

次にSCの間接効果であるが、参考表2-3が示すように課税対象所得モデルのみで正の有意性が確認された。これは、ある自治体のSCの限界的な増加は、同自治体だけでなく近隣自治体の経済パフォーマンスにも正の影響も与えることを示している。本研究で使用した人口あたりNPO法人数は、ブリッジング型SCの代表的指標であることから、特定の地域に依らない緩やかなブリッジング型のネットワークの形成が、自治体の垣根を越えて周辺地域の地域活性化にも貢献することが示された。間接効果の推計値は0.378であり、直接効果より2倍以上大きい値となっている。このことも、自治体の経済パフォーマンスを議論する上では、近隣自治体のSCを考えることの重要性を示している。

一方、直接効果が有意であった転入率については、SCの間接効果の存在は否定された。このことから、SCは自治体内の転入率には直接的に影響するが、近隣市区町村の転入率に影響することは考えにくい。転入率を考える上では各自治体それぞれにおいてSCの形成・蓄積にむけた努力が必要であり、近隣自治体の水準は影響しないものと考えられる。

以上のように、ブリッジング型SCの豊かな（乏しい）自治体ほど、転入率および納税者1人あたり課税対象所得額が高い（低い）傾向にあるといえる。Putnam(1995)が指摘するように、ブリッジング型SCは市場における取引費用を削減する効果があり、経済活動を円滑・活発にすることで、雇用創出・新規ビジネスの参入などを促し、経済面での地域活性化と人口の流入に貢献するものと考えられる。

最後に、本研究の限界・課題について3点あげておきたい。1点目は、SCの変数化についてである。本研究では、ブリッジング型SCの変数として人口1,000人あたり登録NPO法人数を用いたが、これはSaxton(2005)や山内(2006)など、国内外の先行研究を踏まえてのことである。ただし、NPO法人数がブリッジング型SCの絶対的な尺度というわけではない。市区町村単位で全国的に利用可能な変数は限られるが、今後はより多くの指標を利用した幅の広い分析を行い、結果の頑強性を高めていきたい。

2点目は分析期間である。本研究の分析は、2010年の横断面データにもとづいた1時点の推計である。そのため、各市区町村における時系列の変化は反映されておらず、データとして観測されない自治体ごとの異質性も考慮されていない。これは横断面データの本質的な限界であるが、各市区町村について複数時点の情報によるパネルデータを構築できれば、これらの限界を越えた有用性のより高い分析が可能である。空間計量経済学の分野においても、分析手法のパネルデータへの拡張は近年におけるトレンドのひとつであり、空間固定効果モデルや空間ランダム効果モデルなどの推計手法が、Elhorst (2014b)などにより提唱されている。2015年の国勢調査および関連データが公開され次第、本研究を拡大・発展させた形でのパネルデータ分析に着手したい。

3点目は分析視点である。本稿は、SCが地方創生に与える影響を自治体レベルの集計データから考察したものであり、本質的にマクロ的な視点による分析である。一方、SCは個人間のつながりにもとづいた概念であり、その最小単位は個人である。そのため、SCに対する理解を深めるには、個人属性などを考慮したミクロ的な分析視点も重要と考えられるが、本研究では反映されていない。今後はSCと地域活性化についてミクロ的視点による分析もおこない、マクロ的な分析と比較・考察することで多面的な視点から地方創生の政策研究を深めていきたい。

## 参考文献

- Elhorst, J Paul (2014a) *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*: Springer  
————— (2014b) “Spatial panel data models,” in *Spatial Econometrics*: Springer, pp.37-93  
Knack, Stephen and Philip Keefer (1997) “Does social capital have an economic payoff?  
A cross-country investigation,” *The Quarterly journal of economics*, pp. 1251-1288  
LeSage, James and R Kelley Pace (2009) *Introduction to spatial econometrics*: Boca

Raton: CRC Press

Putnam, Robert D (1995) “Bowling alone: America's declining social capital,” *Journal of democracy*, Vol. 6, No. 1, pp. 65-78

Saxton, Gregory D and Michelle A Benson (2005) “Social capital and the growth of the nonprofit sector,” *Social Science Quarterly*, Vol. 86, No. 1, pp. 16-35

ナン・リン(2008)『ソーシャル・キャピタルー社会構造と行為の理論』ミネルヴァ書房

山内直人(2006)「コミュニティ活性化とソーシャル・キャピタル」『公衆衛生』第70巻第1号6-9 頁

酒井才介(2011)「ソーシャルキャピタルと地域経済ーアンケート調査による個票データを用いた実証分析」『フィナンシャル・レビュー』第2011巻第4号146-167 頁

石破茂(2014)「地方創生の推進について」

<http://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kyouginoba/h26/dai2/siryou1.pdf>

増田寛也(2014)『地方消滅・東京一極集中が招く人口急減』中央公論新社

日本創成会議・人口減少問題検討分科会(2014)「成長を続ける21 世紀のために：ストップ少子化・地方元気戦略」<http://www.policycouncil.jp/pdf/prop03/prop03.pdf>

要藤正任(2005)『ソーシャル・キャピタルは地域の経済成長を高めるかー都道府県データによる実証分析』国土交通省国土交通政策研究所