

自治体 BCP 策定の促進・阻害要因に関する空間分析：日本の事例から
高野佳佑・森川想

1. はじめに

甚大なインパクトをもたらす社会・経済・政治的なイベントに対する行政サイドの応答という事象への理解は、近年世界各国で生じたテロや災害を契機として、急速に進められてきた。大規模かつ予測不可能なイベントが発生した際に、なぜ行政組織は失敗するのか、あるいは、イベント発生を想定し、行政機能回復・継続のための計画をどのように作成するのか、といった様々な課題に対する検討を行う上で、行政学的な知見が早急に必要とされたためである。災害に関する行政学のリテラチャーはとりわけ、2005年にアメリカで発生したハリケーン・カトリーナを発端として発展を遂げてきた (Raadschelders & Lee, 2011)。特に、災害という緊急事態に対して、地方政府がどのように備え、組織として行動するかを定める事前計画、言い換えれば、エマージェンシー・マネジメント (Henstra, 2010) についての多角的な議論が展開されてきている。しかしながら、それら地方政府による防災計画策定とその運用に関する研究は、ある1つのケースに着目したものや、記述的アプローチを用いたものが、未だそのほとんどを占めているのが現状である。

この研究では、日本の市区町村における非常事態発生に向けた業務継続計画の策定状況に関する調査から得られるデータに基づき、地方政府による BCP 策定の促進・阻害要因を定量的に明らかにする。全国市区町村の防災計画を包括するデータに基づき、防災計画策定・運用の実態を定量的に検証することの他に、本研究は2つの特徴を持つ。1つは、世界最大の災害大国であると同時に、防災先進国の1つである日本を対象とする点である。日本は、地形・地質・気象等の特性から災害に対し脆弱な国土を持ち、社会経済活動を脅かす災害リスクと隣り合わせである。特に、2011年に発生した東日本大震災 (3.11) は、地震動・津波・原発事故が同時的に発生した複合災害であり、日本の東北太平洋側を中心として、日本全体に甚大な人的・経済的ダメージを及ぼした。加えて、今後30年の間に約70%の確率で、3.11と同様あるいはそれ以上の規模の複合災害を引き起こす可能性が高い南海 (西日本の太平洋側) トラフ地震と、首都直下地震が発生することが想定されている。実際に身を以て体験した災害と類似した災害のリスクが想定される中で、どのような特徴を持った市区町村が、3.11の後、早期に事前対策方針の策定を行った (あるいは行わなかった) のだろうか、という問いをこの研究は検証する。

もう1つは、BCP策定行動の相互参照行動、あるいは波及を明示的に検証する点である。ある行政主体の行動選択が、他の行政主体の行動選択に影響を受けるという、政策の波及と呼ばれる特徴は、行政学や政治科学の分野においてもこれまで広く検証されてきた (e.g., Shipan & Volden, 2012)。一方で、筆者の知る限り、エマージェンシー・マネジメントの文脈で、政策の波及を定量的に検証した研究は未だ僅少である。政策の波及をこの文脈で検証することには、主に次の2つ点で意義がある。1つは、地方政府は、政策の策定・運営を行う

際、他の地方政府が先んじて行った政策の前例を参考にするという、行政学における一般的な意義である。もう1つは、災害対策の空間的途絶の防止や、政策運営上の効率性の観点から、近接する自治体の存在を前提に、あるいは、近接する自治体と足並みをそろえた上で策定がなされる可能性が大きいという、自治体BCPに特有の意義である。この研究では、空間計量経済学的アプローチを用いて、実証的に自治体間の相互参照の有無やその程度を検証することを試みる。

2. 関連する既存研究

2.1 エマージェンシー・マネジメント

行政学のリテラチャーにおいて、災害やテロといった非常事態が起きることを事前に想定した、地方政府による行政機能回復・継続の方針策定の重要性は、2000年代に9.11同時多発テロやハリケーン・カトリーナという、大規模なイベントに見舞われたアメリカを中心として強く認識された。その証左として、*Public Administration Review* 誌は2007年、ハリケーン・カトリーナの発生をきっかけとして、大規模災害と行政機能に関するスペシャル・イシューを組み、包括的な議論を行った。特に、それを構成する論文の1つである Col(2007)は、将来的な地震発生を見据えた綿密な事前計画の策定によって、1976年に発生した唐山地震の震源から近いにもかかわらず奇跡的に死者を出さなかった中国晴隆の事例と、不確かな事前計画によって、ハリケーン・カトリーナの被害を拡大させたニューオリンズの事例との比較に基づき、自治体BCP策定に際する教訓を示唆したセミナルな研究である。

2007年のスペシャル・イシューに続く形で、例えば、エマージェンシー・マネジメントを行う上で、行政担当者が日常業務とのバランスの中でどのように事前計画を策定・運営すべきかに関する方針を示した Somers & Svara (2009) や、地方政府によって策定された事前計画の質を30もの要素に基づいて評価する枠組みを提唱した Henstra (2010) など、主に実務的な観点からエマージェンシー・マネジメントのあり方を検討する研究がなされてきた。しかしながら、これら研究はいずれも、1つあるいは少数の事例に着目した分析や記述的分析に基づくものであり、かつ、各地域が持つ特性がBCP策定のプロセスとどのような関係性を持つかに関しての詳細な検討は行っていない。数少ない例外の1つとして Okura, Hashimoto, & Arai (2019) は、エマージェンシー・マネジメントの一例としての、日本の市町村における、災害時の避難行動要支援者名簿の作成有無と、地域の社会経済的特性との間の関連性を定量的に検証している。本研究は、権限代行方針や代替庁舎の特定、モノの備蓄、通信手段の確保、データのバックアップ、優先業務の特定などを含む、非常時における自治体の組織運営により特化したBCPの策定・運用に関する定量的検証を行うこと、BCP策定・運用状況の地域間の差について、より詳細な検証を行うことの2点を通じて、このリテラチャーを補完する。

2.2 政策の波及

経済学（特に産業組織論や social economics）をはじめとする他の社会科学の分野と同様に、行政学や政治科学の文脈において政策の波及は、ある行政主体の行動選択が、他の行政主体の行動選択に影響を受けるという、一種の社会的相互作用として定義される。近年の行政学の文脈では、こうした行政組織の運営における社会的な側面に関しての注目が集まり始めている (e.g., O'Toole & Meier; 2014)。Brueckner (2003) や Shipan & Volden (2012) が指摘するように、行政学に関連が深いものとしては、地方政府による環境汚染対策のスピルオーバーや、自治体間の税競争、EUでの債務危機に瀕した加盟国へ向けられる他の加盟国か

らの緊縮処置のプレッシャー等, 様々な場面で, 実際このような政策の波及が観測される。

政策の波及に関する議論は, 主としてアカデミックな視座から, そのメカニズムの解明や効果の検証が先行して行われてきた¹。より今日的に, 政策の波及を検証する実証研究で多く用いられるモデルは, ある地域の行動選択という従属変数が, その地域自身の要因と, 他の地域の行動選択という説明変数によって決定されるという定式化に基づくことが多い(これは即ち, 各自治体をもつ最適反応関数に対応する)。しかしながら, このようなモデルを単純な OLS を用いて推定した際, 自地域の行動選択と他の地域の行動選択の間で生じる内生性の問題により, 政策の波及を推定する際にバイアスが生じることが知られている (Anselin, 1988)。一方, こうした内生性バイアスに明示的な対処を行う上での方法の代表格には, 空間計量経済学的アプローチが挙げられ, 1990 年代はじめから, 都市経済学をはじめとした地域科学の分野で応用研究が進められてきた。2000 年代後半からは, 計量政治学の分野においても応用研究の蓄積が進められてきたが (Franzese & Hays, 2008), 行政学の分野では, 未だその適用事例は少ない (Cook, An, & Favero, forthcoming)²。セクション 4.2.2 で詳細に述べる通り, 本研究では, 自治体 BCP 策定有無に関する自治体間の相互参照を, 空間プロビットモデルを用いて統計的に検証する。故に今回我々が行う研究は, エマージェンシー・マネジメントという, 政策の波及が定量的に検証されていない行政学固有の 이슈ーに対して, 空間計量経済学的アプローチに基づく検証を行うという点で, 行政学のリテラチャーに対して, ディシプリン・方法論の両面で貢献しうると考えられる。

¹ 実証的アプローチに基づく初期の代表的研究事例として, 例えば, アメリカにおける市区町村レベルでの禁煙政策を事例として分析を行った Shipan & Volden (2008) が挙げられる。彼らは市区町村単位での政策の波及のチャンネルを, 早期に政策導入を行った地方政府からの学習, 近隣都市間の経済競争, 大都市の模倣, 州政府による強制の 4 つに分解した上で, それらが自地域での政策導入までにかかる期間の長さを与える影響をイベント・ヒストリー分析に基づき検証した。分析の結果, 各々のチャンネルが及ぼす効果の持続性が異質であること, 自治体の規模に依存して効果の度合いは異なることが示唆されている。

² 数少ない研究事例の 1 つとしては, 例えば, Home & Community Based Services に対する支出の州間波及効果を検証した Oyon (2017) が挙げられる。彼らは空間パネルデータモデルに基づく実証分析の結果, 市民イデオロギーの類似度が高い地域間で, HCBS 支出における正の相互依存性が存在することを示唆した。

3. 日本での代表的災害と自治体 BCP 策定

3.1 東日本大震災と南海トラフ地震

東日本大震災は、2005年にアメリカで発生したハリケーン・カトリーナに匹敵する規模の甚大なインパクトをもたらした、近年の日本における代表的災害の1つである。ここでは、CAO (2011) に基づき、東日本大震災の特徴を述べる。2011年3月11日に起きた東日本大震災は、マグニチュード9.0という、近年稀に見る規模の地震災害であった。東日本大震災の被害は、東北地方を中心として日本各地に及び、地震動と津波による犠牲者は22,626人、経済的被害はおおよそ16.9兆円にものぼった。加えて、東日本大震災によって引き起こされた福島第一原子力発電所の炉心溶融により、同原発から30km圏内の146,520世帯は避難を余儀なくされた。経済的被害という観点から、ハリケーン・カトリーナや阪神・淡路大震災といった従前の災害の被害と最も異なる点としては、震災の被害が被災地外にも波及したこと、災害発生後の電力供給が著しく制約されたことが主に挙げられる。

東日本大震災の発生後、南海トラフ（西日本太平洋側の沖合にあるプレート境界）地域一帯における大規模地震の潜在的リスクに対する注目が集まっている。南海トラフは過去1,400年の間、100年ないしは200年の間隔で大地震を引き起こしてきた。一方、この地域一帯を襲った最後の地震である、1946年の昭和南海地震から70年以上が経過していることから、次の大地震がそう遠くない将来に発生することが想定されている。地震動による被害が想定されている地域は、太平洋ベルト地帯を含む、西日本の太平洋側のほとんど大部分を覆うことから、CAO (2016) の予測によれば、南海トラフ地震の経済的被害は220兆円にのぼるとされている。加えて、南海トラフ地震の津波被害想定地域は、静岡県御前崎市に立地する浜岡原子力発電所を含んでいることから、南海トラフ地震は東日本大震災と同様、地震動、津波、原発事故を含む複合的災害になることが想定されている。

3.2 自治体独自の BCP 策定

東日本大震災及びそれに続く複数の大規模地震や河川氾濫の発生、南海トラフ地震への認知の高まりを契機とし、近年の日本では、災害に対する国土の脆弱さへの理解を進め、より強靱な国土形成に向けた政策立案及びその実践を行うことの重要性が強く認識されている (Ranghieri & Ishiwatari, 2014)。より最近の政策トレンドの中では、災害発生時の復旧の重要性はもちろんのこと、災害のダメージをいかにいやすかという、事前対策の重要性が強調されている。その事前対策の最たるものとしては、民間企業による事業継続計画 (Business Continuity Plan; BCP) の策定が挙げられるが、企業にとどまらず、地域で経済活動を行う組織を包括的に取り込み、被災直後から各組織が戦略的に行動するための指針としての、地域継続計画 (District Continuity Plan; DCP) に基づく強靱な地域づくりが提唱され、実践に移されつつある (Isouchi, 2017; CAO, 2018)。

DCP の中心的な担い手である地方自治体では、民間企業 BCP に対応するものとして、業務継続計画を策定することが急務となっている。業務継続計画とは、災害時に行政自らも被

災し、人、物、情報等利用できる資源に制約がある状況下において、優先的に実施すべき業務（非常時優先業務）を特定するとともに、業務の執行体制や対応手順、継続に必要な資源の確保等をあらかじめ市区町村が定める計画である。その策定に向けて、国は市町村のための業務継続計画作成ガイド提供（2015年）や、市町村の担当職員を対象とした研修会の開催をはじめとする支援を行ってきた。しかし、支援が提供され始めた直後に業務継続計画を策定できた市区町村は数少なく、2019年現在においても未だ業務継続計画を策定できていない自治体が残されている。

4. 分析方法³

4.1 データ

消防庁による、地方公共団体における業務継続計画策定状況調査を用いた分析を行う。この調査は 2015 年から開始され、日本の全市区町村について、業務継続計画策定の有無や、業務継続計画内における、重要 6 要素（権限代行方針、代替庁舎の特定、モノの備蓄、通信手段の確保、データのバックアップ、優先業務の特定）の策定有無に係る情報を捕捉できる。

BCP 策定の促進・阻害要因を定量的に明らかにするにあたって、今回の分析では、この BCP 策定状況調査データを、各種市区町村レベルの統計データと接続して用いる。具体的には、社会・人口統計体系から取得できる市区町村の基本情報や、国土数値情報から取得できる、危険・警戒区域に関する空間データを接続し、分析に用いる変数を作成した。

4.2 実証分析手法

4.2.1 プロビットモデル

実証分析では、2015 年時点のデータを用いて、BCP 策定の促進・阻害要因を明らかにする。調査開始当初時点のデータに絞ったのは、先述の通り、2015 年から国から都道府県に対する積極的介入が始まったためである。2015 年から時間が経過するにつれ、都道府県から市区町村への一斉号令という、観測可能変数として捕捉不能な要因が、策定有無に対して強く影響する可能性が高まる。故に、2015 年に絞った分析を行うことで、その懸念を緩和したい。都道府県から市区町村への号令に基づく策定行動ではなく、自身の経営状態と、災害リスク環境を鑑みた上での各自治体の策定行動を検証するのが、ここでの狙いである。

分析で用いるアウトカムは、BCP 策定状況調査の項目である「(1) 業務継続計画の策定状況」を元に構築した。単純に、「○：策定」が選択されていれば 1、そうでなければ 0 を取る二項変数 Q_{11} へと変換した。これを、プロビットモデルで各種地域属性へと回帰する。表 1 に定義した、地域属性として用いる説明変数について、以下概要を述べる。

まず、地方自治体のキャパビリティを表す変数として、財政力指数 FI を用いる。 FI が大きい自治体ほど、政策立案やその運営を行う上での財政的環境が健全であると考えられるので、想定される符号は正である。また、別の観点からキャパビリティを捉える変数として、経常収支比率 $CURBALANCE$ を用いる。経常収支比率は、その値が小さいほど財政運営に弾力性があり、政策的に使える予算が多くあることを示す指標である。故に、 $CURBALANCE$ が小さい自治体は、BCP 策定という追加的な業務に対しても、容易にリソースを割くことができると考えられるので、想定される符号は負である。また、自治体の規模を制御する変数として、総人口の自然対数 $\ln POP$ を用いる⁴。規模が大きい自治体ほど、防災に関連する

³ Visual R Platform 及び R による詳細なデータ操作・分析フローは、補足 2 に示す通り。

⁴ 総人口以外の変数で、地方自治体の規模的な意味でのキャパビリティを説明しうる変数としては、例えば市区部と町村部を区別するためのダミー変数が候補として挙げられる。しかし、こうしたダミー変数と総人口の間には 0.8 近い相関が観測されることや、総人口の方が、

部署に限らず、各行政業務に対してある程度の規模を持つ専任の部署を設けることが可能であることから、各種政策立案を迅速かつ効率的に行えると考えられる。故に、想定される符号は正である。行政コストを表す変数として、一般行政部門職員数1人あたり可住地面積 $\ln AREAPERGOVEMP$ を用いる。自治体の空間的なスケールが大きくなるにつれて、管轄を行う必要がある地域範囲が拡大する為、業務継続計画策定に必要な、地域の潜在的リスクを限られた人員で調査し、その各々に対して対応策を検討することの困難性が増大しうる。故に、想定される符号は負である。海への近接性を表す変数として、漁港の数 $FISHPORT$ を用いる⁵。海への近接性が高いほど、津波災害リスクの蓋然性が高くなることから、BCP策定の必然性が高まりうる。故に、想定される符号は正である。また同様に、河川氾濫のリスクの蓋然性を捉える変数として、浸水想定域面積 $FLOODAREA$ を用いた。その想定される符号は正である。2015年豪雨の被災地を表すダミー変数として D_15_RAIN を用いる。実際に災害にあった経験を教訓としてBCP策定を急ぐ、という行動を自治体が取るときには、想定される符号は正であるが、被災によって通常の行政業務が立ち行かなくなった場合には、想定される符号は負である。これら変数に加えて、地域別の策定状況の異質性を制御する為、都道府県に関するダミー変数を用いる。

今回の分析では、次に該当する市区町村は分析対象から除外する。まず、2015年の段階で90.4%の市区町村でBCPの策定が完了していた北海道と、全ての市区町村で完了していた鳥取県はサンプルから除外する。県による何かしらの一斉号令が早い段階から行われていた可能性がある為で、各自治体による、自身の経営状態と、災害リスク環境を鑑みた上でのBCP策定行動を検証することを目的とする分析の対象に含めることは適切ではないと判断される。次に、福島第一原発事故によって、行政機能等の大規模な避難がなされた福島県内の6町村を除外する。データの可用性と、その自治体を持つ事情の特殊性を踏まえれば、分析の対象に含めることは適切ではない。最後に、従属変数を構築する際に用いたBCP策定状況調査の項目「(1)業務継続計画の策定状況」の回答の推移を2018年まで確認した際に、 t 年(例えば2015年)に策定済みの回答を行った一方、 $t+1$ 年(例えば2016年)に未策定の回答を行うという、有効性の無い回答が得られた34市区町村についても除外する。

4.2.2 空間プロビットモデル

「自治体間でのBCP策定に向けた相互参照行動」は具体的に、空間的に隣接する自治体間で策定有無の傾向が類似するかを見ることで捕捉される。ここでは、下に示すランダム効用に基づくプロビットモデル(空間プロビットモデル)を用いて、空間的類似性を捕捉する。

従属変数の Q_1_1 との相関が強いことを理由に、今回の分析では説明変数として用いない。
⁵ 実際には、河川氾濫に関する変数と同様に、浸水域面積を説明変数として用いることが望ましい。しかし、河川データとは異なり、全ての都道府県で浸水域に関する空間情報データが利用できるわけではなかったため(利用可能なのは、47都道府県のうち、24道府県にとどまる)、やむなく漁港数を津波リスクの代理変数に用いた。

$$u_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} u_j + \varepsilon_i, \quad (1)$$

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2} & \text{if } d_{ij} < 50[\text{km}] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここで、 u_i は自治体 i が BCP 策定を行う効用、 \mathbf{x}_i は i の地域属性、 w_{ij} は自治体 i と j の間の近接性を表す重み（空間重み）、 ρ は空間的に近接した自治体間での効用の類似度を表す係数、 ε_i は標準正規分布に従う誤差項である。 $u_i > 0$ ならば、自治体 i は BCP 策定を行うものとする。もし、空間的に隣接する自治体間で策定有無の傾向が類似している場合、 $\rho > 0$ となることが想定される。 w_{ij} は、重力モデルとの類似性から、自治体 i と j の間の直線距離の 2 乗の逆数で定義した。近接性の重みでなる行列（空間重み行列）が密になることで、パラメータの推定精度が悪化する問題が起きることを避けるため、自治体間距離が 50km を超える場合には、重みの値が 0 を取るように定義を行っている。モデルの推定には、Pinkse & Slade (1998) が提案した GMM に基づく推定法を用いる⁶。また、実際にパラメータ推定を行う際には、空間重み行列は行基準化（行和が 1 になるような調整）される。

⁶ その他の推定法としては、McMillen (1992) が提案した最尤推定が挙げられる。しかしながら、最尤推定は GMM と異なり、誤差項の正規性という強い仮定を要するため、今回は最尤推定に基づく分析は行わない。

5. 分析結果

5.1 プロビットモデルによる BCP 策定の促進・阻害要因の検証

5.1.1 記述統計

表 2 は、プロビットモデル推定に用いた各種変数の記述統計をまとめたものである。なお、都道府県ダミーについての記述統計は、紙幅の関係上省略した。まず、従属変数の Q_1_1 を見ると、平均値が 0.283 であり、分析対象となる 1504 市区町村のうち、2015 年時点で BCP 策定済みであった自治体は 3 割に届かなかったことが示された。また、各説明変数間の VIF はいずれも 3 以下であることから、多重共線性の心配はあまりなさそうである。

5.1.2 プロビットモデル推定結果

プロビットモデルによる回帰分析の結果（都道府県ダミーに関する結果を除く）を示したのが表 3 である。自治体経営に関する変数についての結果を最初に示す。財政力指数 FI の回帰係数はどの水準でも有意でない。一方で、自治体のキャパビリティを捉える別の変数である経営収支比率 $CURRBALANCE$ は 5%水準で有意であり、BCP 策定済みである確率と、政策的に使える予算の多さとの間に正の関係があることを示唆する。総人口の自然対数値 $\ln POP$ は 1%水準で有意であり、策定済み確率との間の強い正の関係があることを示唆する。行政職員 1 人あたり可住地面積 $\ln AREAPERGOVEMP$ は 10%水準で有意であり、策定済み確率と行政職員が管轄しなければならない空間的範囲の広さとの間に負の関係があることを示唆する。これら結果をまとめると、財政力指数以外の自治体経営に関する変数については、概ね 4.2.1 で提示した仮説が支持されたと言えよう。

次に、自治体がつもつ災害リスク環境に関する変数に係る結果を示す。漁港数 $FISHPORT$ は統計的に有意ではなく、津波リスクを持つ海への近接性と策定済み確率との間には、特筆すべき関係はないことが示唆される。河川氾濫時の浸水想定区域 $FLOODAREA$ は 5%水準で有意であり、河川氾濫リスクと策定済み確率との間の正の関係を示唆する。一方、平成 27 年豪雨の被災地を示すダミー変数 D_15_RAIN は統計的に有意ではなく、実際に豪雨災害に被災した経験は策定済み確率との間には、系統的な関係性がないことが示唆される。これら結果をまとめると、災害リスク環境に関する変数については、浸水想定区域に関してのみ、4.2.1 で提示した仮説が支持されたと言えよう。

都道府県ダミーについて、回帰係数の推定値を図 1 にプロットした。なお、今回の分析では、東京都（69.4%の自治体で策定済み）をリファレンスとして用いている。いくつかの例外を除き、ほとんどの都道府県では回帰係数の値は負である。このことは即ち、市区町村間での自治体経営状態や災害リスク環境の差では説明することができない、東京都との間での BCP 策定確率の差があることを示唆するものである。表 4 では更に、統計的に有意だった都道府県ダミーの回帰係数について、平均限界効果とともに、その推定結果を示している。系統的な地理的傾向を示すことは難しいが、とりわけ負の方向に回帰係数推定値が大きいのは、九州から中部にかけての日本海・東シナ海に面した都道府県や内陸県である。一方、

都道府県ダミーが統計的に有意ではない県には、例えば宮崎県や高知県、徳島県、静岡県といった西日本の太平洋側の県が挙げられる。これらの県は、南海トラフ地震による被災が想定される地域に概ね一致する。その他、都道府県ダミーが有意でなかった県としては、東日本大震災の被災県である宮城県や岩手県が挙げられる。しかしながら、南海トラフ地震の被災想定地域や東日本大震災の被災地域であっても、統計的に有意な負の回帰係数が観測された県はいくつかあり、同じ被災（想定）地域の中でも、BCP策定の度合いにはバリエーションがあることが示唆される点は興味深い。

最後に、プロビットモデルの当てはまりを、McFaddenの擬似決定係数で評価したところ、その値は0.196という、決して大きいとは言えない値となった。この結果は、今回説明変数として加えた地域属性のみでは、BCP策定有無を説明する上では不十分であることを示唆するものであり、追加的な説明変数に何を加えるかに関して、更なる検討が必要である。

5.2 空間プロビットモデルによるBCP策定における自治体相互参照行動の検証

5.2.1 BCP策定の空間的傾向

空間プロビットモデルを推定するに際して、最初にBCP策定有無の空間的トレンドを視覚的に確認しておく。図2は、2015年時点でのBCP策定有無を市区町村レベルの地図でプロットしたものである。地図を見ても分かる通り、各自治体が空間的に孤立してBCP策定を行っている場合はむしろ少なく、隣接した複数の自治体がひとかたまりになって策定済みになっているケースが多く見て取れる。京浜地方や中京地方といった大都市圏の周辺や、東日本大震災の被災地であった宮城県や岩手県の中では、とりわけ大きなBCP策定済み市区町村の空間的なクラスターが見受けられる。一方で、ある1つの県の全ての市区町村でBCP策定済みとなっているケースは見受けられず、北海道や鳥取県の事例が極めて特殊であることを示す証左となるだろう。

5.2.2 空間プロビットモデル推定結果

表5に示すのが、空間プロビットモデルによる回帰分析の結果（都道府県ダミーに関する結果を除く）である。先ほど表3で示した通常のプロビットモデルの結果と比較して、行政職員1人あたり可住地面積以外の変数に関しては、回帰係数の大きさ、有意性、符号条件には、大きな変化は見られない。

空間プロビットモデルによって新たに導入された、周辺自治体のBCP策定を行うことの効用、言い換えれば、周辺自治体によるBCP策定傾向を捉える変数についての回帰係数 ρ （空間的自己相関係数とも呼ぶ）の推定結果も表5に示している。空間的に隣接するサンプル間でアウトカムの傾向が類似している（即ち正の空間的自己相関がある）際、通常 ρ が $0 < \rho < 1$ の範囲で値を取ることを踏まえば、今回得られた ρ の推定値0.393は特段大きいとは言えないが、5%水準で統計的に有意である。即ち、市区町村間での自治体経営状態・災害リスク環境の差や、都道府県レベルでの地域固有要因の差をコントロールした後でも、

空間的に隣接する自治体間では、特筆して BCP 策定有無の傾向が類似することを示唆する。よって、4.2.2 で提示した仮説は支持された⁷。

通常のプロビットモデルの場合と同様に、都道府県ダミーについて、回帰係数の推定値を図 3 にプロットした。通常のプロビットモデルを用いた際と比して、特に空間的な傾向には変化はないが、係数の絶対値は全体的に小さくなっていることが見て取れる。統計的に有意だった都道府県ダミーを示したのが表 6 であるが、通常のプロビットモデルを用いた際に得られた結果を示した表 4 と見比べると、統計的に有意なダミーの数は 6 個減少したことが分かる。この結果は、市区町村間の BCP 策定傾向の類似性を捉える変数によって、都道府県レベルでの地域固有要因の一部が説明されることを示唆するものである。

5.3 考察

通常のプロビットモデルと、空間プロビットモデルの推定結果を踏まえれば、頑健に有意だったのは、自治体経営に関する変数では人口 $\ln POP$ と経常収支比率 $CURRBALANCE$ の 2 つである。一方、財政力指数については、いずれのモデルでも有意な結果が得られなかった。これらの結果から言えることとしては、BCP 策定有無を決定するのは、自治体経営の健全度というよりは、BCP 策定という、半ば急に降ってきた業務に対処を行うことができる、予算的なフレキシビリティや、そこに専任の人員を割くことができるキャパビリティであるということである。

地域の災害リスク環境に関しては、浸水想定区域の大きさという、河川氾濫リスクを表す変数 $FLOODAREA$ と BCP 策定有無の間でのみ、特筆すべき関係が見られた一方、津波災害リスクの代理変数としての海への近接性（漁港数）や、災害リスクの実体験との間ではそのような関係は見られなかった。津波災害リスクについては、今回用いた代理変数が本質的に妥当でなく、有意な関係性が見出せなかった可能性が否定できない。より妥当な代理変数を検討するか、敢えてサンプルサイズの減少という損失を甘受し、津波浸水区域に関するデータが得られる都道府県のみを分析対象を絞ることも検討する必要があると考えられる。もしくは、都道府県ダミーに関する推定結果を踏まえれば、津波リスクに関する要因は、都道府県固有の要因にとりて、代理的に説明された可能性が高い。2015 年豪雨の実体験に関しては、被災したその年には少なくとも、BCP 策定との関係性を見出すことはできなかったが、時間的なラグを伴って BCP 策定に影響を及ぼす可能性は否定できない。このようなラグを伴う効果は、BCP 策定と災害リスクの実体験の両方に相関する、時変かつ観測不能な要因が存在しないか、それに対する適切なコントロールを行う手法が適用できる場合には、市区町村パネルデータを活用することによって検証が可能である。しかしながら、現状筆者が利用可能なパネルデータでは、都道府県による一斉号令という、観測可能変数によって制

⁷ 近接性に関する重みの距離によるカットオフを 50km から変化させた場合でも、 ρ の値や有意性は大きく変動しなかった。詳細については、補足 1 を参照。

御することが不可能な時変変数が、BCP 策定と実体験の両方と相関する為、このラグを伴う影響を厳密に測定することはできない⁸。

都道府県ダミーに関する結果からは、市区町村間での自治体経営状態や災害リスク環境の差をコントロールした後でも、BCP 策定に相関する、都道府県レベルでの特筆すべき地域固有要因の差が存在することが示唆された。リファレンスとして用いた東京都と比して、とりわけ、BCP 未策定の市区町村の割合が多い県は、九州から中部にかけての日本海・東シナ海に面した都道府県や内陸県であり、2015 年時点では、直近数年の間には大規模な災害には見舞われていない地域と概ね一致する。東日本大震災で甚大な被害を被った東北地方の太平洋側と地理的な距離が離れており、気候的条件も大きく異なる点が、BCP 策定水準の低さと関係していることが示唆される。一方、BCP 策定の平均的水準が、都道府県レベルで見たときに東京都と必ずしも異なるとは言えない県は、西日本の太平洋側に多い。西日本の太平洋側地域は、南海トラフ地震による被災が想定される地域に概ね一致するため、これらの県では、将来的なリスクを想定して、早期的な BCP 策定を行ったことが示唆される。その他、平均的水準が東京都と有意に異ならなかった県としては、東日本大震災の被災県である宮城県や岩手県が挙げられ、これらの県では、自地域が被災したことを教訓とした、早期的な BCP 策定が進んだことが示唆される。

最後に、空間プロビットモデルでの推定結果からは、ここまで述べた各種地域要因をコントロールした後でも、空間的に隣接する自治体間では、特筆して BCP 策定有無の傾向が類似することが示唆された。この結果が得られた原因の 1 つは、自治体間での BCP に向けた相互参照であろう。即ち、空間的に隣接した市 A と B があったとして、B がある時点で BCP を策定した場合に、A がそれと同じ時点か、少しラグを伴って BCP を策定するという行動パターンである。このような行動パターンが生じる要因には様々なものを考えることができるが、1 つは、自治体が政策の策定・運営を行う際、他の地方政府が先んじて行った政策の前例を参考にするという、他の公共政策とも共通する参照行動が、空間的に近接した自治体間で行われたというものである。加えて、今回の分析では自治体間距離の逆数の 2 乗によって重みを定義したことを踏まえれば、極近い自治体間での参照行動を示唆しうるだ

⁸ 筆者は、比例ハザードモデルに基づき、2015 年から 2018 年にかけての調査結果パネルデータを用いて、BCP 策定にかかる期間の長さを、プロビットモデルに用いた各説明変数に回帰するイベントヒストリー分析を別途行った。その結果、BCP 策定にかかる期間は、市区町村の人口と都道府県ダミーもしくは予報区ダミー（予報区は 47 都道府県を 11 区分する）のみによって説明されるという結果が得られた。この結果は即ち、BCP 策定にかかる期間は、ほとんど地域固有要因のみに依存することを示唆するもので、2015 年以降、県による一斉号令で BCP 策定が行われるケースが存在することの証左のひとつであると言える。災害リスクの実体験に関する説明変数（例えば、被災地でのみ 1 を取る熊本地震発生後ダミー）については、ある県内の複数の市区町村で災害が起きた場合、その翌年では県内ほとんどの市区町村で BCP 策定が完了するという事態が起きた為、回帰係数の推定自体が行えない結果となった。

ろう。もう1の要因としては、近接する市区町村間でのピア・プレッシャーが働いたことが挙げられるだろう。3.2でも触れた、国が提供する市町村のための業務継続計画作成ガイドの中でも、広域事務等で日常的に密接な連携を行っている近隣市区町村が、共にBCP策定を行うことの有効性が既に認識されている。このことは即ち、空間的に近接した自治体同士が、災害対策の空間的途絶の防止や、政策運営上の効率性の観点から、ある程度まとまってBCP策定に踏み切ったケースが早期の段階であったことを示す1つの証左となるかもしれない。

6. 結論

本研究は、日本の市区町村における非常事態発生に向けた業務継続計画の策定状況に関する調査から得られるデータに基づき、地方自治体による BCP 策定の促進・阻害要因を定量的に明らかにするものである。地方政府によるエマージェンシー・マネジメントに関する研究は、2000 年代以降、災害やテロに対する行政組織の脆弱性が認識されて以降、行政学の分野でも発展してきたが、その多くはケーススタディか記述的アプローチに依拠するものであった。一方で本研究は、全国市区町村の防災計画を包括するデータに基づき、防災計画策定・運用の実態を定量的に検証するという、既存の行政学における研究成果に比して稀有な事例であり、その学術的貢献は大きいと言えよう。加えて本研究は、世界最大の災害大国である一方、アメリカに比して、これまで多くは研究対象とされてこなかった日本を対象として分析を行う点、エマージェンシー・マネジメントと政策の波及という、近年の行政学のリテラチャーにおいて注目を集めている 2 つの 이슈を、統合的に分析したという点でも、その価値は大きい。

空間ロジスティック回帰に基づく実証分析の結果は、次のようにまとめられる。まず、基本的な示唆として、人口規模や財政運営の柔軟さで説明される、自治体が持つキャパビリティの高さと、BCP 策定の実施との間には特筆すべき正の関係性があること、自治体を取り囲む災害リスク環境の中でも、とりわけ河川氾濫リスクの大きさは、BCP 策定と正の関係性を持つことが統計的に示された。一方、これら市区町村間での基本的な自治体経営状態や災害リスク環境の差をコントロールした後でも、BCP 策定と関係する、都道府県レベルでの特筆すべき地域固有要因の差が存在することが示唆された。分析の結果明らかとなった、南海トラフ地震による被災が想定される県での策定水準の高さは、将来的なリスクを想定した早期的な BCP 策定を、東日本大震災で実際に被災した県での策定水準の高さは、被災を教訓とした早期的な BCP 策定を、それぞれ示唆するだろう。この結果とは対照的に、これら被災（想定）地域と気候的な状況が異なる、九州から中部にかけての日本海・東シナ海に面した都道府県や内陸県では、未だ BCP 策定の水準が特筆して低いことが示された。加えて、これら地域属性をコントロールした後でも、空間的に隣接する自治体間では、特筆して BCP 策定有無の傾向が類似することが示唆された。この結果は、他の地方政府が先んじて行った政策の前例を踏襲しようとする地方自治体が一般的に持つ行動選択や、近接する市区町村間でのピア・プレッシャーによって説明される自治体間での参照行動の存在を支持するエビデンスの 1 つを与えうるだろう。

最後に、この研究の今後の課題について議論を行う。1 つ目の課題は、単純な BCP 策定有無だけでなく、その質に関するより詳細な検証である。先述の通り、今回の分析で用いた、業務継続計画の策定状況に関する調査のデータでは、業務継続計画内における、重要 6 要素（権限代行方針、代替庁舎の特定、モノの備蓄、通信手段の確保、データのバックアップ、優先業務の特定）の策定有無に関する情報が捕捉可能である。これら情報に基づいて、今回の分析をよりリッチなものにしていく上では、最初に、自治体がエマージェンシー・マネジ

メントを行う上での、これら重要6要素の相対的な位置付けに関して、既存研究や実務担当者の意見を幅広く集めて整理を行うことが不可欠である。その上で、業務継続計画の詳細さや実現可能性といった、エマージェンシー・マネジメントの質に関する、より踏み込んだ議論を定量的に行うことが重要な課題となる。

2つ目の課題は、政策の波及のより厳密な識別である。BCP策定有無の傾向が類似することの、もう1つの原因には、空間的に隣接する自治体間に共通し、かつBCP策定と交絡する何かしらの観測不能要因の影響で、あたかも相互参照が行われたかのように見えることが挙げられる。今回設定した枠組みでは、交絡要因と相互参照を、厳密に識別することは難しい。この問題は、自治体*i*と*j*の間の近接性を表す重み w_{ij} が単純に地理的近接性のみ依存し、かつ等距離にある自治体では全て近接性の大きさが同じであるという仮定をおく限り、本質的に不可避である (Topa & Zenou, 2015)。この問題を緩和する方法の1つは、地理的近接性には「必ずしも」依存しない近接性に関する重みを設定することである。自治体の防災・災害対策の文脈で、こうした近接性を定義する上で有用なデータには、例えば、市区町村間での災害時応援協定のネットワークが挙げられよう。災害時応援協定のネットワークは一般に、地理的に近接した市区町村間で結ばれる一方で、1. 友好姉妹都市であるか否かといった、地理的な距離に必ずしも依存しない、社会・文化的な近接性によって結ばれるケースも相当数あること、2. 自分の協定先の協定先は必ずしも自分の協定先ではない(即ち、必ずしも等距離にある自治体全てと等しく近接関係が存在しない)、という、相互参照行動を識別する上で望ましい性質を持っている。一方、市区町村間の災害時応援協定ネットワークに関する網羅的なネットワークデータは現状存在せず、追加的な調査を独自に行い、情報を収集する必要がある。

Reference

- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Springer Science & Business Media.
- Brueckner, J. K. (2003). Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, 26(2), 175-188.
- CAO. (2011). *Annual Report on the Japanese Economy and Public Finance 2011*. Available in <http://www5.cao.go.jp/keizai3/2011/0722wp-keizai/summary.html>. Last accessed: October 29 2018.
- CAO. (2016) *Thinking about How to Reduce Disaster Risks at the National and Community Levels*. Available in https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kokudo_kyoujinka/en/workbook.pdf. Last accessed: October 7 2018.
- CAO. (2018). *Fundamental Plan for National Resilience: For Building a Strong and Flexible Country*. Available in https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kokudo_kyoujinka/en/fundamental_plan.pdf. Last accessed: October 1 2019.
- Col, J. M. (2007). Managing disasters: The role of local government. *Public Administration Review*, 67, 114-124.
- Cook, S., An, S. H., & Favero, N. (2018). Beyond policy diffusion: Spatial econometric models of public administration. *Journal of Public Administration Research and Theory*, Forthcoming. DOI: doi.org/10.1093/jopart/muy050.
- Franzese Jr, R. J., & Hays, J. C. (2008). Interdependence in comparative politics: Substance, theory, empirics, substance. *Comparative Political Studies*, 41(4-5), 742-780.
- Henstra, D. (2010). Evaluating local government emergency management programs: What framework should public managers adopt?. *Public Administration Review*, 70(2), 236-246.
- Isouchi, C. (2017). District Continuity Plans for Large-Scale Disaster Coordination: Case Study in Kagawa District. *Journal of Disaster Research*, 12(4), 733-740.
- McMillen, D. P. (1992). Probit with spatial autocorrelation. *Journal of Regional Science*, 32(3), 335-348.
- Okura, M., Hashimoto, A., & Arai, H. (2019). Community and municipal organizational characteristics impacting the completion of disaster plans by local public entities in Japan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 36, 101087.
- O'Toole Jr, L. J., & Meier, K. J. (2014). Public management, context, and performance: In quest of a more general theory. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 25(1), 237-256.
- Oyun, G. (2017). Interstate spillovers, fiscal decentralization, and public spending on medicaid home-and community-based services. *Public Administration Review*, 77(4), 566-578.
- Pinkse, J., & Slade, M. E. (1998). Contracting in space: An application of spatial statistics to discrete-choice models. *Journal of Econometrics*, 85(1), 125-154.

- Raadschelders, J. C., & Lee, K. H. (2011). Trends in the study of public administration: Empirical and qualitative observations from Public Administration Review, 2000–2009. *Public Administration Review*, 71(1), 19-33.
- Ranghieri, F., & Ishiwatari, M. (2014). *Learning from megadisasters: lessons from the Great East Japan Earthquake*. The World Bank.
- Shipan, C. R., & Volden, C. (2008). The mechanisms of policy diffusion. *American Journal of Political Science*, 52(4), 840-857.
- Somers, S., & Svava, J. H. (2009). Assessing and managing environmental risk: Connecting local government management with emergency management. *Public Administration Review*, 69(2), 181-193.
- Topa, G., & Zenou, Y. (2015). Neighborhood and network effects. In *Handbook of regional and urban economics* (Vol. 5, pp. 561-624). Elsevier.

表1 各変数の定義

	定義	データソース
Q_1_1	(1) 業務継続計画の策定状況で「○: 策定」ならば1	地方公共団体における業務継続策定状況調査 (消防庁, 2015)
FI	財政力指数	市町村別決算状況調 (総務省, 2015)
CURRBALANCE	経常収支比率	市町村別決算状況調 (総務省, 2015)
lnPOP	総人口[人]の自然対数	国勢調査報告 (総務省, 2015)
lnAREAPERGOVEMP	一般行政部門職員数1人あたり可住地面積[ha/人]の自然対数	地方公共団体定員管理調査 (総務省, 2015) 及び国勢調査報告 (総務省, 2015)
FISHPORT	漁港数[港]	国土数値情報「漁港データ」 (国交省, 2006)
FLOODAREA	浸水想定区域[km2]	国土数値情報「浸水想定区域データ」 (国交省, 2012)
D_15_RAIN	平成27年豪雨の被災地ならば1	災害救助法の適用状況 (内閣府, 2015)

表2 プロビットモデル推定に用いたデータの記述統計

	n	mean	sd	min	max	vif
Q_1_1	1504	0.283	0.45	0	1	
FI	1504	0.529	0.28	0.05	2.09	2.74
CURRBALANCE	1504	86.758	6.484	48.9	113.6	1.628
lnPOP	1504	10.22	1.48	5.182	15.131	2.652
lnAREAPERGOVEMP	1504	2.964	0.884	-0.305	5.894	3.1
FISHPORT	1504	0.515	1.672	0	22	1.23
FLOODAREA	1504	16.484	41.48	0	664.063	1.398
D_15_RAIN	1504	0.015	0.12	0	1	1.25

注：都道府県ダミーに関する記述統計は割愛した。

表3 プロビットモデルの推定結果

	beta	margins	zval	
FI	0.11	0.03	0.487	
CURRBALANCE	-0.015	-0.004	-1.971	**
lnPOP	0.252	0.068	5.643	***
lnAREAPERGOVEMP	-0.136	-0.037	-1.791	*
FISHPORT	-0.017	-0.004	-0.672	
FLOODAREA	0.002	0.001	2.159	**
D_15_RAIN	-0.393	-0.106	-1.169	
(Intercept)	-0.945		-1.323	
Prefecture dummies		YES		
PseudoR2		0.196		
AIC		1544.3		
n		1504		

注：従属変数は、2015年時点でその市区町村がBCPを策定していれば1を取るダミー変数 Q_{11} である。***1%, **5%, *10%で有意。marginは限界効果の平均値を表す。

Estimated Coefs of Prefecture Dummies

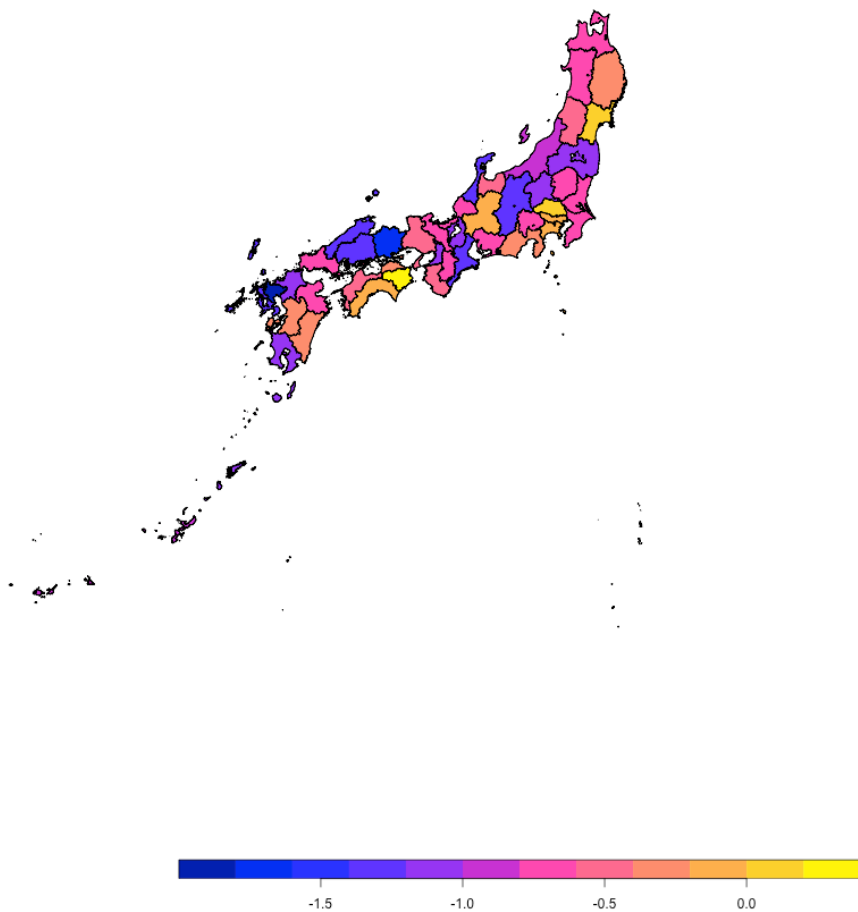


図1 プロビットモデルの都道府県ダミーの回帰係数推定値

注：従属変数は、2015年時点でその市区町村がBCPを策定していれば1を取るダミー変数 Q_{11} である。リファレンスは東京都。

表 4 統計的に有意だった都道府県ダミーの一覧（プロビット）

	beta	margins	zval	
DP_Saga	-1.967	-0.531	-3.125	***
DP Okayama	-1.769	-0.477	-3.48	***
DP_Mie	-1.389	-0.375	-3.46	***
DP_Ishikawa	-1.357	-0.366	-2.88	***
DP_Shimane	-1.31	-0.354	-2.438	**
DP_Nagasaki	-1.313	-0.354	-2.853	***
DP_Hiroshima	-1.253	-0.338	-3.051	***
DP_Nagano	-1.222	-0.33	-3.928	***
DP_Shiga	-1.156	-0.312	-2.701	***
DP_Fukushima	-1.122	-0.303	-3.146	***
DP_Fukuoka	-1.087	-0.293	-3.681	***
DP_Kagoshima	-1.067	-0.288	-2.882	***
DP_Gunma	-1.021	-0.276	-2.789	***
DP_Osaka	-1.016	-0.274	-3.488	***
DP_Okinawa	-0.915	-0.247	-2.73	***
DP_Niigata	-0.804	-0.217	-2.123	**
DP_Akita	-0.791	-0.214	-1.956	*
DP_Nara	-0.789	-0.213	-2.413	**
DP_Tochigi	-0.754	-0.204	-1.944	*
DP_Fukui	-0.754	-0.203	-1.812	*
DP_Yamanashi	-0.74	-0.2	-2.128	**
DP_Aomori	-0.73	-0.197	-2.039	**
DP_Chiba	-0.706	-0.191	-2.454	**
DP_Kyoto	-0.705	-0.19	-2.03	**
DP_Oita	-0.684	-0.185	-1.652	*
DP_Ibaraki	-0.662	-0.179	-2.016	**
DP_Aichi	-0.608	-0.164	-2.203	**

注：従属変数は、2015年時点でその市区町村がBCPを策定していれば1を取るダミー変数 Q_{11} である。***1%, **5%, *10%で有意。回帰係数推定値 beta（もしくは平均限界効果 margin）が小さい順に並べ替えを行った。リファレンスは東京都。

q_1_1

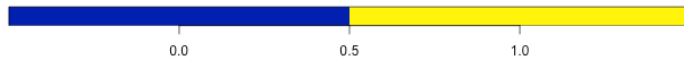


図2 BCP 策定有無の空間的傾向（青：未策定，黄：策定済み）

表 5 空間プロビットモデルの推定結果

	beta	zval	
FI	-0.049	-0.211	
CURRBALANCE	-0.014	-1.859	*
lnPOP	0.247	5.427	***
lnAREAPERGOVEMP	-0.059	-0.778	
FISHPORT	-0.005	-0.200	
FLOODAREA	0.002	2.436	**
D_15_RAIN	-0.441	-1.495	
ρ	0.393	2.520	**
(Intercept)	-1.082	-1.556	
Prefecture dummies		YES	
PseudoR2		0.194	
AIC		1451.2	
n		1493	

注：従属変数は、2015年時点でその市区町村がBCPを策定していれば1を取るダミー変数 Q_{11} である。***1%、**5%、*10%で有意。式(1)で定義した近接性を表す重み w_{ij} を用いた場合に、その値がどの周辺市区町村に対しても0になる（即ち、50km圏内に周辺自治体が存在しない）孤立した自治体は、分析対象から除外した。空間重み行列は行基準化済み。

Estimated Coefs of Prefecture Dummies

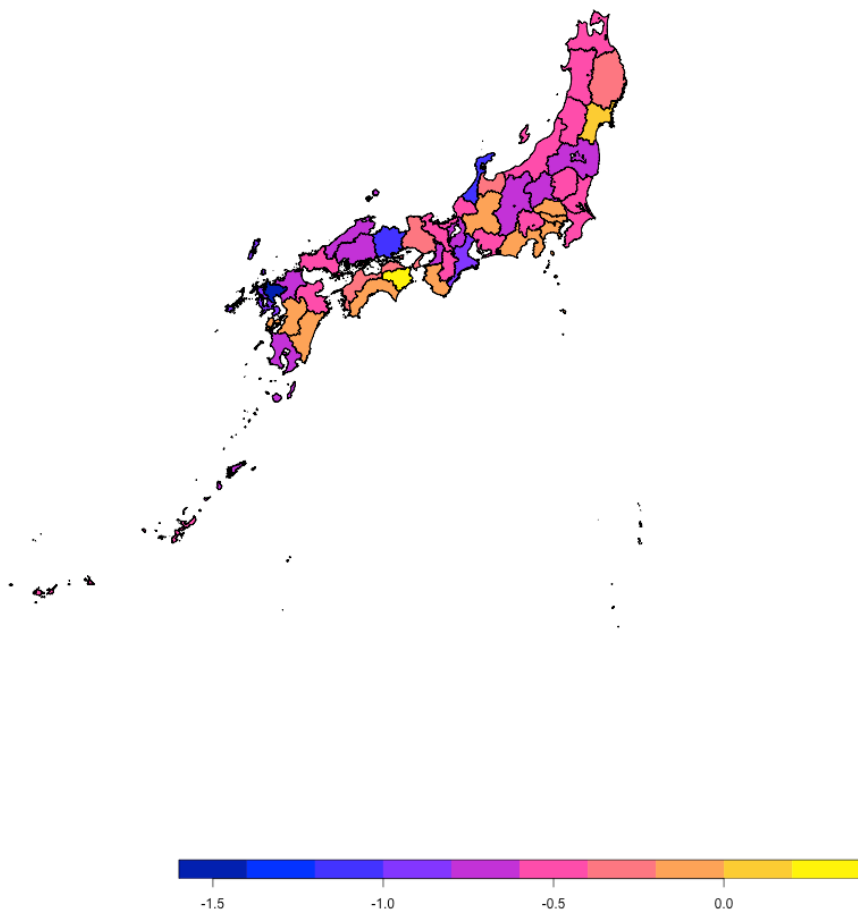


図3 空間プロビットモデルの都道府県ダミーの回帰係数推定値

注：従属変数は、2015年時点でその市区町村がBCPを策定していれば1を取るダミー変数 Q_{11} である。リファレンスは東京都。

表 6 統計的に有意だった都道府県ダミーの一覧 (空間プロビット)

	beta	zval	
DP_Saga	-1.496	-2.931	***
DP_Ishikawa	-1.081	-2.639	***
DP_Okayama	-1.042	-2.421	**
DP_Mie	-0.928	-2.687	***
DP_Nagasaki	-0.816	-2.024	**
DP_Shiga	-0.792	-2.113	**
DP_Shimane	-0.769	-1.802	*
DP_Kagoshima	-0.733	-2.321	**
DP_Hiroshima	-0.733	-2.159	**
DP_Nagano	-0.708	-2.422	**
DP_Fukushima	-0.692	-2.248	**
DP_Gunma	-0.681	-2.248	**
DP_Osaka	-0.672	-2.411	**
DP_Fukuoka	-0.659	-2.278	**
DP_Okinawa	-0.582	-2.072	**
DP_Chiba	-0.571	-2.429	**
DP_Fukui	-0.554	-1.719	*
DP_Niigata	-0.528	-1.692	*
DP_Yamanashi	-0.519	-1.758	*
DP_Ibaraki	-0.477	-1.734	*
DP_Aichi	-0.412	-1.830	*

注：従属変数は、2015年時点でその市区町村がBCPを策定していれば1を取るダミー変数 Q_{11} である。***1%, **5%, *10%で有意。回帰係数推定値 beta が小さい順に並べ替えを行った。リファレンスは東京都。

補足1：様々な近接性の定義に基づく ρ の推定結果

今回の分析では、重力モデルとのアナロジーに基づき、自治体 i と j の間の近接性を表す重み（空間重み） w_{ij}^{SQ} を、自治体間の直線距離 d_{ij} を用いて次のように定義した。

$$w_{ij}^{SQ} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2} & \text{if } d_{ij} < 50[\text{km}] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

加えて、近接性を表す重みでなる行列（空間重み行列）の疎性を担保するために、自治体間距離について、50km というカットオフを設けた定義を用いている。しかしながら、空間計量経済学的アプローチに基づく実証分析の結果は、この空間重み行列の定義に依存して変わることが知られている。故に、複数の定義を予め用意した上で、空間効果を捕捉するための重みの定式化の妥当性や、その頑健性を検証することが必要である。ここでは、(2)式でのカットオフを40km から70km に変化させた際の結果と、(3)式で示すように、直線距離の単純な逆数で重みを定義した場合 w_{ij}^L と、(4)式で示すように、自治体 i と j の間の距離が、ある範囲 h に入る場合には1、そうでなければ0となるような重み w_{ij}^{DN} を定義した場合についても、その推定結果を示す。なお、各重みを用いた場合に、その値がどの周辺市区町村に対しても0になる（即ち、範囲 h 内に周辺自治体が存在しない）地理的に孤立した自治体は、サンプルから除外した上で推定を行っている。

$$w_{ij}^L = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & \text{if } d_{ij} < h[\text{km}] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

$$w_{ij}^{DN} = \begin{cases} 1 & \text{if } d_{ij} < h[\text{km}] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

図 A1 に示すのは、 w_{ij}^{SQ} において、カットオフを40km から70km に変化させた際の、空間的に近接する自治体間でのBCP策定傾向の類似度を測る係数 ρ の推定値の変化である。カットオフとなる距離をどこにおいた場合でも、係数は正で統計的に有意であり、距離2乗逆数で定義した重みを用いた定式化は、カットオフの設定に対して頑健であることが示された。同様に、図 A2 に示すのは、 w_{ij}^L において、カットオフを40km から70km に変化させた際の、係数 ρ の推定値の変化である。 w_{ij}^{SQ} の場合に比して、係数の値は全体的に小さく、統計的に有意になるカットオフの距離帯は概ね、45~55km に限られる。図 A3 も同様に、 w_{ij}^{DN} において、カットオフを変化させた場合の推定結果の変化を示しているが、全ての距離帯で統計的に有意な結果は得られない。以上の結果から、空間効果を捕捉するという観点では、自治体間距離の2乗の逆数で重み w_{ij}^{SQ} に基づく空間プロビットモデルが、最も性能が高いことが示された。

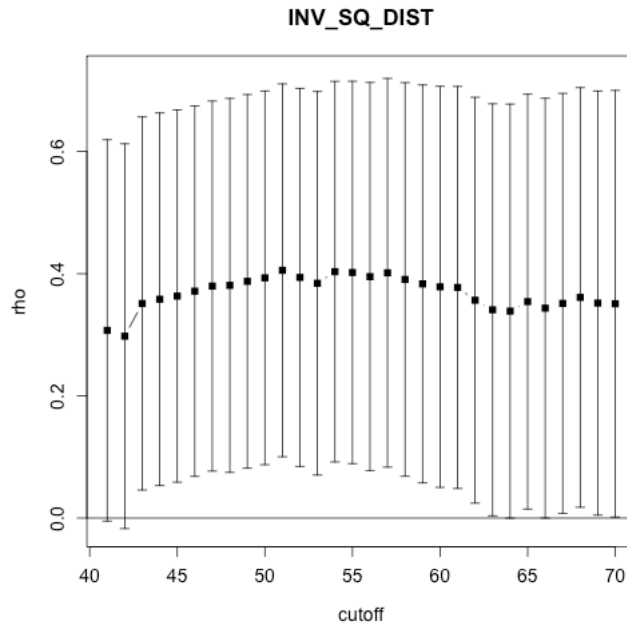


図 A1 近接性の重みを w_{ij}^{SQ} で定義した際の係数 ρ の推定値

注：■のプロットは、そのカットオフの設定の上で、係数の推定値は少なくとも 10%水準で統計的に有意であることを示す。□の場合は、係数は統計的に有意でない。プロットと重ねて書かれたバーは、推定された係数の 95%信頼区間を表す。

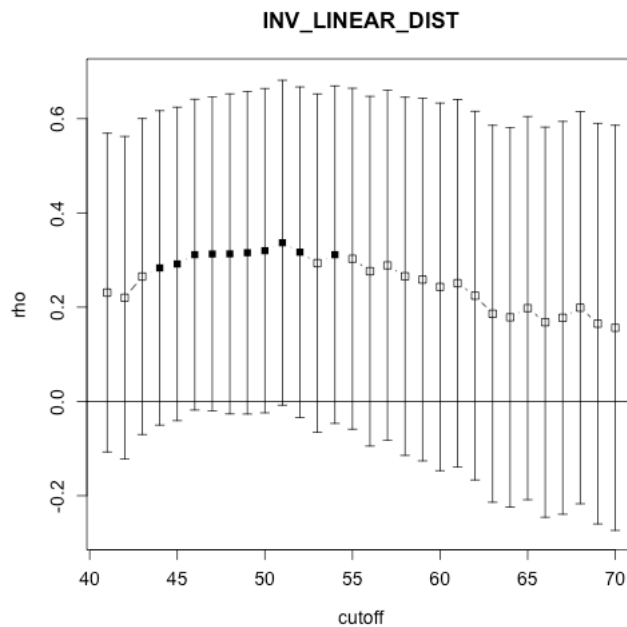


図 A2 近接性の重みを w_{ij}^L で定義した際の係数 ρ の推定値

注：■のプロットは、そのカットオフの設定の上で、係数の推定値は少なくとも 10%水準で統計的に有意であることを示す。□の場合は、係数は統計的に有意でない。プロットと重ねて書かれたバーは、推定された係数の 95%信頼区間を表す。

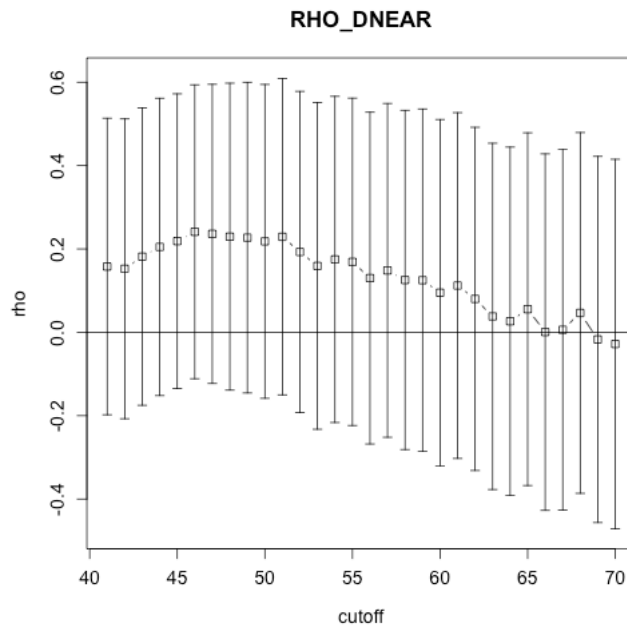


図 A3 近接性の重みを w_{ij}^{DN} で定義した際の係数 ρ の推定値

注：■のプロットは，そのカットオフの設定の上で，係数の推定値は少なくとも 10%水準で統計的に有意であることを示す．□の場合は，係数は統計的に有意でない．プロットと重ねて書かれたバーは，推定された係数の 95%信頼区間を表す．

補足2：データ操作・分析フロー

(実線部：Visual R Platform の機能単独で実装可能、破線部：R との連携で実装可能)

