

相互作用を考慮したコミュニティ活動参加モデル

宇野 哲生¹・鄭蝦榮²・松島格也³・小林潔司⁴

¹学生会員 京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)
E-mail: uno.tetsuo.64s@st.kyoto-u.ac.jp

²正会員 京都大学特定助教 経営管理大学院 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)
E-mail: jeong.hayeong.2z@kyoto-u.ac.jp

³正会員 京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)
E-mail: matsushima.kakuya.7u@kyoto-u.ac.jp

⁴フェロー会員 京都大学教授 経営管理大学院 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)
E-mail: kobayashi.kiyoshi.6n@kyoto-u.ac.jp

地域懇談会、コミュニティ道路掃除などの地域活動は地域の維持発展に大きな役割を果たす。近年の中山間地域における高齢化や少子化に伴い地域活動を維持するための十分なコミュニティネットワークを維持できなくなっている。このような状況の中で、どのように中山間地域の地域活動の持続可能性を保障することができるのか。地域活動を維持するメカニズムを考察しなければならない。本研究では、地域活動の一つの原動力として地域住民同士の相互作用について注目する。相互作用は距離的な関係だけでなく心理的・機能的関係、いわゆる社会的連帯の観点に基づいて相互作用の働きを検討する。そのために、本研究では空間相関を考慮した離散選択モデルを用いて地域活動の参加選択行動と地域住民の間の社会的連帯の関係を考察した。MCMC手法を用いて社会的連帯（ソーシャル・キャピタル）の影響を明らかにした。最後に、この結果を踏まえ中山間地域における地域活動の維持発展のための政策的示唆を論じた。

Key Words : Identity, community planning, network based collaboration

1. はじめに

自治会や環境活動など地域住民により協働生産・消費される集合的活動（以下から、地域活動と称する）は、地域の維持・発展に欠かせない重要な役割を果たしている。地域活動の協働生産・消費のポテンシャルとして地域愛着やアイデンティティなどコミュニティのソーシャル・キャピタルの重要性が指摘されている¹⁾²⁾。中山間地域に住む住人は地域というコミュニティ内においても職業、年齢といった細分化されたコミュニティ(グループ)に属する。これらの細分化されたグループは他のグループとの交流により互いに影響を与え合っている。コミュニティのソーシャル・キャピタルが、人々に地域への誇りや愛着を持たせ、地域の人たちにとって共に生きがいのある生活空間を作り出すための様々な集合的活動を促進する役割を果たすと期待されている¹⁾。

中山間地域では、従来主として地理的な相互関係に基づいて地域活動が行われてきた。すなわち、空間的に近い距離にいる人間同士の行動が双方向的に影響を与え合う効果（空間的自己相関）が働いていた。しかし、最近の過疎化・高齢化により、地域活動の協働生産・消

費を実施する母体が高齢化・収縮し、近隣に基づいた地域活動を維持することが難しくなっている。そのため、地域を維持するための地域活動を存続させるためにコミュニティのソーシャル・キャピタルと地域活動との関係に関する知見を得ることが重要な課題である。

そこで本研究では、地域活動とコミュニティのソーシャル・キャピタルとの関係を計量的に分析することを目的として、空間相互作用モデルを構築し、住民間の交流関係の深さが地域活動の参加行動に影響を及ぼすという仮説を検証することを試みる。以上の目的のためにまず住民間の交流の深さが家計の活動参加選択選択に影響を与えているかを明らかにし、地域活動の維持のために果たす役割を明らかにする。そのために、日南町の事例を対象として実証分析を行い、空間相互作用モデルの適用可能性を検証する。そのために、2では文献レビューを通じて、地域活動の参加選択におけるネットワークの外部性として、空間的自己相関の効果論を論じる。3では、空間的自己相関を考慮した地域活動の参加選択モデルを提案する。そしてマルコフ連鎖モンテカルロ法を用いたモデルの推定方法について論じる。4では、日南町の事例に適用し実証分析を行う。最後に、政策的含意と本研究で提案するモデル

の適用可能性や課題について論じる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 地域活動とネットワーク外部性

地域活動には、ネットワーク外部性が働いている。ネットワーク外部性は、外部性の一つであり、技術的外部性とも呼ぶ。一般に外部性は、技術的外部性と金銭的外部性と大きく2種類に分類される³⁾。外部性は、「ある人の行動が他者の行動に影響を与える」という戦略的補完性の概念を含むが、技術的外部性は、他者の技術的状況や好みを変化させる行動によりおこる外部性と呼ばれる一方で、金銭的外部性は関連した市場の商品やサービスの値段に影響を与える行動によりおこる外部性と呼ばれる。

本節では、地域活動におけるネットワーク外部性の働きについて論じる。ネットワーク外部性とは、「同じ財・サービスを消費する個人の数が多ければ多いほど、その財・サービスの消費から得られる効用が高まる効果」をさす。⁴⁾ 地域活動も同様に、ある地域活動に参加することによって得られる効用は、その活動を一緒に消費する他人の存在に依る。他者の人数にもよるが、他者との相関関係に大きく依存する。つまり、地域活動は一種のネットワーク依存型サービスであり、自給自足できないものである。ネットワークチェーンの力は、人々が輸送機関やインターネットといったネットワークサービスを使えば使うほどより多くの人々が市場に加わろうとする、密集した市場メカニズムの正のフィードバックに由来する。このように人々が地域活動に携われば携わるほど、その活動は資源を交換するために必要な個人のコストと努力が少なくなることやその活動の新たな価値を生むことでより楽しくより費用効果があるものになるだろう。同様に、少ない人数が携わる地域活動はより価値が下がり、参加者にとってより楽しくなくなり、より費用効果のないものになる。このようなネットワーク外部性の正/負のフィードバックは参加者と非参加者の間の行動の相互作用から得られる。

他者の数だけでなく、他者の属性や好みも一つの大きな影響要因である。Dasgupta⁵⁾は、近所の住民の属性や好みがある世帯の選択に影響を与えることを指摘し、出産や居住地の選択の例を挙げた。もしその家計が大家族に対して好意的であるような地域に住んでいたなら、似た人々がその地域に住もうとするだろう。なぜなら、出産に対する好みが内生的に自分自身を分類しているからである。出産に対する好み似た隣人はコミュニティの育児をサポートする活動にいい影響を与えるだろう。もしより多くの育児活動が増えれば、出

産の好みが高まり人々がそのコミュニティに住みたがるようになる。とくに中山間地域の住民は面と向かった近所関係や同種の近所関係のために、近隣住民の選択の影響をより受けやすい。多くの社会学者や経済学者は、近隣の間でのネットワーク外部性を模倣行動(imitation behavior)とも説明してきた^{6), 7), 8), 9)}。

近隣住民の地理的集中も地域活動の重要な要因の一つである。空間や内生的な集団での適切な近隣ネットワークは自己強化を持続させる。これはネットワーク外部性の正のフィードバックであり、正の空間的外部性または近隣外部性とも呼ばれる。これもそれらの性能を支えるための内部の一貫性を保証する限界の規模、つまり有効的な最小な規模によって影響を受ける。Serrano¹⁰⁾は限界の規模が2つの補足的な考えをまとめていることを指摘した。1つ目は、活動に集中したリーダーの権限を移すための最低限の水準と、2つ目は人々の権限拡大のための細かいプロセスの統合の最適な水準である。これら両方は財やサービスを生産し、分配する経済の最適水準の問題に関係する。反対に、ネットワーク外部性には負の効果もある。隣人がいなくなる場合を考える。最近の農村地帯の過疎化や高齢化は模倣行動、つまり近隣に依った行動選択の基準点の損失につながる。このような状況では、住民は伝統的なライフスタイルを普段通り、暗黙のままに手にすることは簡単ではなくなるだろう。つまり、将来のライフスタイルを計画することが難しくなる。この問題はコミュニティ活動の衰退につながる。そのため、近所関係を作り直し、将来のライフスタイルを考えるための基準点を見つけることが必要である。貧困層の集中と高齢化の集中についても考える。貧しい家庭は地価の影響により、町の中心地から離れた周辺地に居住する。就業していない高齢者の家庭も同様であり、その数は増えている。これらが住居的孤立につながる。他者とのつながりが弱い集団はコミュニティ活動の維持に負の影響を与え、グループのつながりの弱さは新しい機会や必要事項の情報の入手が困難になる。

ネットワーク外部性の問題点は、ソーシャルキャピタルの負の効果として理解できる。コミュニティ参加は必然的に画一化を求める。小さい村や町では、すべての隣人がお互いのことを知っており、社会を管理する形のソーシャルキャピタルのレベルは、強くなり、個人の自由をかなり制限する。これが若者や独立したいと考える人が町を去る原因である、とPortes¹¹⁾は言う。過疎中山間地域では、規模を保つことができなくなったことや、集団の規範をメンバーに課すことによる多くの損失により、多くのコミュニティ活動は衰退してきた。規模は適切であっても、若いリーダーへの権利委譲の失敗や、閉ざされていて特別な統治システムは年

老いたリーダーの重荷を増やす。中山間地域における最近の高齢者に偏った年齢構成と人口減少は、コミュニティ活動を継続する際のサイズの縮小や、ネットワークの強さを弱めることを引き起こす。このような状況において、活動は強力な力を持ち、コミュニティの主な活動になるが、その存続性は確かではない。隣人とのネットワークの負の効果に打ち勝つためには、必要な技術を教え監督することによるつながりの弱いグループの能力育成や、ネットワークの強さを考慮しての構造を修正を促進することが必要である。Embeddedness (ネットワークの埋め込み) は負のネットワーク外部性によるコミュニティ活動の失敗に対処するための一つの方法である。

Embeddedness はネットワーク外部性の正のフィードバックを確実にするためのネットワーク損失を補うために Granovetter^{12), 13)} によって提唱された。彼は、コミュニティ内での長い付き合いは、不正行為を未然に防ぐだけでなく、より純粋な権限関係を築くための行動規範を生み出すと説明する。彼は、社会構造は、交流行動と対人関係に影響を与え、時には囚人のジレンマを取り除くと主張した。人々の間の高密度に編まれたネットワークのように、彼らは、不正行為の事例に関する情報の速い広がりによって簡単に管理されるはっきり定められた行動規範を生み出す¹³⁾。そして、複雑な市場の取引は「人間の生活には他者の死が必要となる状態 (Hobbesian state of nature)」に近く、階層的な構造の中で内面化することでしかそれを解決することができないと言及した。彼は関係的な側面と構造的な側面、Embeddedness の 2 つの側面を定義した。

関係的な Embeddedness はコミュニケーションを促進し、信用や信頼、情報交換のような 2 者の間で交換されるものの質を保つ¹⁴⁾。関係的な Embeddedness と繰り返される業務は長期間の頻繁な特定の個人の内部でのコミュニケーションを必要とする。またネットワークの関係的 Embeddedness はメンバーの行動規範の相互観察の方法とその行動についての情報を提供することを意味する。ネットワークのメンバーが規範の違反を発見すると、彼らは順法をさせるために集団での処罰を行おうとする。^{15), 16)} それゆえ、活動がより高いレベルに変わるためには個々が「自発的で負担の少ない」努力を重ねることが重要である。関係的 Embeddedness はボトムアップ式の道徳性とコミュニティメンバーの行動の継続に結びつく。規範の内面化はそのような自発行動を可能にする。Coleman¹⁷⁾ は規範と制裁の分析において、ソーシャルキャピタルについて言及する。「犯罪を抑制する効果的な規範により夜に街を自由に歩出歩くことができるようになり、老人は自身の心配をせず出かけることができるようになる。」

ネットワークの構造的 Embeddedness は外部のエリアやグループにネットワークを広げ、交換するものの多様性や量を保つことである。その多様性とは、ネットワークの社会的結びつき、信用、信頼性などの発展を促進し、社会統制が発展し、行為者の行為に効果的に影響する基礎を提供するものである^{12), 18), 16), 19)} 外部への構造的 Embeddedness はもともとの性質ではなく団体間と外部の協力によって構築されるに違いない。外部と内部のネットワークとの間の普遍性の戦略として、若年層の都市と田舎のでの移動が行われる。しかし、新旧の居住者の間で実施できるだけの信頼と結束がなければ活動から公平な利益共有と持続性を確保できない。

個人の自発的な努力と規範の内面化には補完的な関係がある。ではどのようにして個人の自発的でなく重荷ではない努力や規範の内面化を促進できるだろうか？この疑問に対して Boissevain²⁰⁾ は「複合的な関係が存在する所では、彼らはひとつだけの交友関係より親しい (友好的で内密的という意味において)」ので、住民を結びつけている密集した複合的なネットワークが強力なコミュニティ生活の基盤と地域の規範の強い施行をつくっていると答えた。複合性とは同じ人たちが異なる役割で結び付けられた重なり合う社会的ネットワークを指す。たとえば、小さい街では、個人同士が親類であると同時に、隣人であり同僚であるように、彼らの結びつきの相互モニタリングの強さと能力を強めている。しかし、それはコミュニティ活動を補足しあうチャンネルのため、容易ではない。個人の利用できる余暇は限られており、これが彼らに関わることで異なるコミュニティ活動を制限していると置換理論家は指摘した。ある人が特定の活動に参加することにしたときには、本質的に他のコミュニティ活動に関与することができなくなる²¹⁾。

通常、外部性の存在の下では、たとえば外部性を内部化するのに課税により行うか、助成金で行うかなどように多様な方針が必要である。しかし、従来の税や助成金制度では解決することができない非効率均衡に停滞することにより、戦略的相補性が起因となる非効率性が起こる。その非効率性を解決するために、2 つの方針がある。1 つ目は負のフィードバックのメカニズムを壊すための構造修正の方針、2 つ目は経済行為者の作用の同時変更によって優れた平衡まで上がる平衡選択の方針である。選択肢をひろげるための 1 つ目の方針は、資源の一般的な用法 (例えば農機具共有、自動車共有や需要側制約を軽減する協調融資) と同じようにネットワーク修正 (例えば小型の地方に定住やネットワーク制約を軽減する新しい地方のビジネスのスタートアップ) を含む。2 つめの方針は移動性管理のように、相互学習することで能力建設や知識開発を多様な

行為者の間で協力を促進し、よりよい解決法を得るといった企業家的アプローチの概念を含む²²⁾²³⁾.

すでに地域活動の選択モデルとして、アイデンティティとの関係を分析した研究¹⁾がある。これは共分散構造分析を用いて、住民のおつきあい行動に規定するモデルを検証している。しかし、こちらは他人とのネットワークの相互作用については分析されていないため、本研究において分析を行う。

(2) 空間相互作用モデル

空間的自己相関モデル (Spatial Autoregressive Model, SAR) は、空間的に近い距離にいる事象や人間同士の行動が双方向的に影響を与え合う効果、すなわち事象や経済諸活動の空間的相互作用 (spatial interaction) を対象としてその空間的依存性 (spatial dependency) を分析するために考案されたものであり、計量経済学、経済地理学、空間計量経済学、空間統計学、交通工学などの分野で発展してきた。消費局面における空間的差異などを分析した研究がある。

従来の空間確率モデル (spatial stochastic model) は、大きく二つに区別することができる。一つは、最隣接格子スキーム (nearest-neighbor lattice scheme 或いは nearest-neighbor spatial models) と呼ばれるモデルである。これは、1936年 Cochran²⁴⁾ がトマトの黄化壞疽病 (spotted wilt) が虫によって感染されることに注目して、黄化壞疽病の発症率をトマトの配列、すなわち、場所 i と j の空間構造 (i, j) が格子の場合、黄化壞疽病の感染の空間的依存性を説明したものがその発端である。具体的には空間的に相互作用する確率変数 $x_{i,j}$ の同時確率分布 $Q(x) = \frac{P(x)}{P(y)} = \sum_{i=1}^n \frac{P(x_i)|x_1, \dots, x_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_n}{P(y_i)|x_1, \dots, x_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_n}$ を記述する空間確率モデルである。Whittle²⁵⁾, Bartlett²⁶⁾の研究がここに当たる。

$\sum_{j=1}^n \beta_{i,j} x_j$ と定義し、ここで、 $x_i G_i = Q(0, \dots, 0, x_i, 0, \dots, 0) - Q(0)$ 、パラメータ $\beta_{i,j}$ は、場所 i と j が近隣している場合を除いて 0 となる。これを自己モデル (auto-models) と呼ぶ。Cox (1972) は (0-1) の 2 値変数に対して $Q(x) = \sum \alpha_i x_i + \sum \sum \beta_{i,j} x_i x_j$ のロジスティックモデル (auto-logistic model) として発展させた。Gaussian スキームを適用したものが $X_i = \mu_i + \sum \beta_{i,j} (X_j - \mu_j) + \varepsilon_i$ の同時自己回帰モデル (simultaneous autoregressive model) であり、ここで $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n \sim N(0, \sigma^2)$ と正規分布に従う。

もう一つは、条件付き確率スキーム (conditional probability schemes) を適用したものであり、非格子 (non-lattice) 空間構造を対象として、空間的に相互作用する確率変数 $x_{i,j}$ の条件付き確率分布を記述したモデルであり、Cliff と Ord²⁷⁾, Besag²⁹⁾, Bennett と Haining³¹⁾ などがある。ここでは、Ord²⁸⁾ が 1975 年提案した $Y_i =$

$\alpha + \rho \sum w_{ij} Y_j + \varepsilon$ の空間自己相関モデルを用いて説明しよう。ここで w_{ij} は場所 $i = (1, \dots, n)$ と i 以外の場所 $j \in J(i)$ の間の、隣接状態を示すもので、非負の重み (nonnegative weights) を持つ行列で空間隣接行列 (spatial-neighborhood matrix) と呼ばれる。ここで隣接状態は物理的近接性 (physical contiguity) だけでなく地理的近接性や人々の活動を応用して定義することもできる。そして、誤差項 ε は、平均が 0、分散が σ^2 の独立で同一の分布に従う確率変数 (independently and identically distributed normal random variables) である。さらに誤差項の空間相関を考慮して以下の混合自己回帰モデルに拡張した。

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + \mu \\ \mu &= \lambda W_2 + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_m) \end{aligned}$$

その後、Smith と LeSage⁴⁴⁾ は個人の選択における空間的自己相関を考慮した空間プロビットモデル (Spatial probit model) を提案した。これは、個人の選択行動が他人の選択から影響を受けるという相互依存性を表現したものである。社会ネットワーク論の分野では主体間の相互作用に関心があり、空間自己回帰モデルを適用してきた。

空間的自己相関の推定法として、1948年 Moran^{33) 34)} が提案した Moran(I) が多く使われた。Moran は、「近隣の地域における出来事は、独立であるかどうか」を検証するために、回帰の残差 $y = X\beta + \mu$ を利用して「帰無仮説：空間的自己相関がない」を検定した。しかし、Moran のモデルは「空間的自己相関がない」という帰無仮説に対する対立仮説が明確に存在しないため、単に帰無仮説を棄却することで、空間的自己相関の存在の可能性を示唆するだけにとどまる。これに対して、1980年 Burrige³²⁾ は、帰無仮説に従って、空間的自己相関のない通常の線形回帰モデルを推定するラグランジュ乗数検定を提案した。自己回帰パラメータ λ を導入し、 $y = X\beta + \mu$, $\mu = \lambda W\mu + \varepsilon$ 、乱数項 ε に空間的自己相関があるかどうかを検定するための帰無仮説 ($H_0: \lambda = 0$) と対立仮説 ($H_1: \lambda \neq 0$) をおくことで、Moran の問題を解決した³⁵⁾。その後、Anselin³⁸⁾ により、空間的異質性 (spatial heterogeneity) を考慮したラグ付き内生変数を含む空間ラグモデルのためのラグランジュ乗数検定 $y = \rho W y + X\beta + \mu$ が提案された。ここで、 $Z = (W y, X)$ および $\theta = (\rho, \beta')$ とおくと、 $y = Z\theta + \mu$ と書き換えることができる。そして、 θ の最小 2 乗推定量 $\hat{\theta} = \theta + (Z'Z)^{-1} Z'\mu$ を求めることができる。その後、コンピュータ計算が可能となり、最尤法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) が提案されたが、プロビットモデル、すなわち質的データの回帰モデルには最尤法による未知パラメー

タの推定が難しく、McMillen⁴¹⁾ は EM アルゴリズムを用いた推定方法を提案された。しかし、EM アルゴリズムの場合、サンプル数が大きなデータに対する適用は困難であるなど、多くの課題点を有していたが、Besag³⁰⁾、LeSage⁴²⁾、LeSage⁴³⁾、Smith と LeSage⁴⁴⁾ によりベイズ推定法が提案され、Gibbs sampling 法 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) と Metropolis-Hastings algorithms を適用することで、空間プロビットモデルの推計上の問題が克服された。

本研究では、地域活動に隣接する人々が相互に影響を及ぼすネットワーク外部性が働いていることを検証するために、Smith と LeSage⁴⁴⁾ の空間プロビットモデルとベイズ推定法を応用し、地域活動の選択における空間的自己相関を推定することにする。

3. モデル

(1) 定式化

対象とする地域に N 個の異なるタイプの家計が居住する。タイプ n に属する家計 i ($i = 1, \dots, M_n$) が着目しているコミュニティ活動に参加することにより得られる確率効用を u_{in}^1 と表す。また、活動に参加しない場合に得られる確率効用を u_{in}^0 と表す。タイプ n の家計 i の参加行動は観測可能であり、参加の有無を 0-1 変数 y_{in} を用いて

$$y_{in} = \begin{cases} 1 & \text{タイプ } n \text{ の家計 } i \text{ が活動に参加する} \\ 0 & \text{活動に参加しない} \end{cases} \quad (1)$$

と表す。家計は効用最大化行動をすると仮定すると、タイプ n の家計 i が活動に参加する確率は

$$P_r(y_{in} = 1) = P_r(u_{in}^1 > u_{in}^0) = P_r(z_{in} > 0) \quad (2)$$

と表せる。ここに、潜在変数 $z_{in} = u_{in}^1 - u_{in}^0$ は観測できない変数であり、 y_{in} が観測可能である。式 (1) を z_{in}^n を用いて書き表せば

$$y_{in} = \begin{cases} 1 & \text{if } z_{in} > 0 \\ 0 & \text{if } z_{in} \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

となる。潜在変数 z_{in} は、当該家計の観測可能な個人属性ベクトル $x_{in} = (x_{in}^1, \dots, x_{in}^K)$ 、当該活動に対する家計の社会的関係性を表す θ_n (以下、社会的相関項と呼ぶ) と観測不可能なランダム項 ε_{in} を用いて

$$z_{in} = x_{in}\beta + \theta_n + \varepsilon_{in} \quad (4)$$

で構成されると考える。ただし、 $\beta = (\beta^1, \dots, \beta^K)'$ はパラメータベクトルである。ランダム項 ε_{in} は、それぞれ平均 0、分散 1 の独立な標準正規分布に従うと仮定する。社会的相関項は同一のタイプの家計に特有な当該活動に対する「思い入れ」の程度を表す変数であり、「思い入れの強さ」は他の家計との関係で形成され

ると考える。このため、タイプ n の家計の社会的相関項 θ_n ($n = 1, \dots, N$) に空間自己回帰構造を導入し

$$\theta_n = \rho \sum_{j=1}^N w_{nj}\theta_j + u_n \quad (5)$$

と表す。ただし、 w_{nj} は、タイプ j ($j = 1, \dots, N$) の家計の「思い入れの強さ」がタイプ n の家計の「思い入れ」の程度に及ぼす影響度を表す社会的相関パラメータである。 ρ は対象地域の人的ネットワークやソーシャルキャピタルが、家計の自発的集合行為へ及ぼす影響の程度を示している。また、 u_n は観測不可能なランダム項であり、平均値 0、分散 σ^2 の独立な正規分布に従うと仮定する。記述の便宜を図るために潜在変数モデル (4) を行列表記する。潜在変数ベクトル $z = (z_{11}, \dots, z_{M_11}, \dots, z_{in}, \dots, z_{M_NN})'$ 、社会的相関項ベクトル $\theta = (\theta_n : n = 1, \dots, N)$ 、ランダム項ベクトル $\varepsilon = (\varepsilon_{11}, \dots, \varepsilon_{in}, \dots, \varepsilon_{M_NN})'$ を定義する。また、個人属性行列 X を $X = (x_1, \dots, x_N)'$ と定義する。ただし、 $x_n = (x_n^1, \dots, x_n^K)$ である。この時、潜在変数モデルは

$$z = X\beta + E\theta + \varepsilon \quad (6a)$$

$$\theta = \rho W\theta + u \quad (6b)$$

と表すことができる。ただし、 W は社会的相関を表す ($n \times n$) 次元の重み行列、 E は

$$E = \begin{pmatrix} \mathbf{1}_1 & \cdots & \mathbf{0}_1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0}_N & \cdots & \mathbf{1}_N \end{pmatrix} \quad (7)$$

と定義される。なお、 $\mathbf{1}_n$ は M_n 次元のベクトルであり $\mathbf{1}_n = (1, \dots, 1)'$ と定義される。

(2) 尤度関数の定式化

コミュニティ活動参加モデルにおいて、各家計のコミュニティ活動参加状況ベクトル z 、個人属性ベクトル X および社会的関係性行列 W は、観測可能な外生パラメータである。外生変数 X 、 W を与件として、従属変数 z が観測される条件付き確率 (尤度) を導出する。式 (6a) を変形すれば

$$\theta = (I_N - \rho W)^{-1}u = S^{-1}u \quad (8)$$

を得る。ただし、 I_N は N 次元単位行列であり、 $S = I_N - \rho W$ と定義する。この時、 ρ と u を与件とした θ の条件付き確率は

$$\theta(\rho, \sigma^2) \sim N_N[\mathbf{0}_N \sigma^2(S'S^{-1})] \quad (9)$$

と表される。ただし、 $N_N[\mathbf{0}_N \sigma^2(S'S^{-1})]$ は平均値ベクトル $\mathbf{0}_N$ 、分散・共分散行列 $\sigma^2(S'S^{-1})$ の N 次元正規分布を表している。さらに、各 ε が H 次元の標準正規分布 $N_H(\mathbf{0}_H I_H)$ に従うと仮定する。ただし、 $H = \sum_{n=1}^N M_n$ である。この時、 β, θ を与件とした z の条件付き分布は

$$z(\beta, \theta) \sim N_H(X\beta + E\theta, I_H) \quad (10)$$

と表される．このとき、タイプ n の家計 i が着目しているコミュニティ活動に参加する確率は

$$P_r(y_{in} = 1) = P_r(z_{in} > 0) = \Phi(x_{in}\beta + \theta_n) \quad (11)$$

で与えられる．同様に、地域活動に参加しない確率は

$$P_r(y_{in} = 0) = P_r(z_{in} \leq 0) = 1 - \Phi(x_{in}\beta + \theta_n) \quad (12)$$

と表せる．この時、尤度関数は以下のように定義できる．

$$\mathcal{L}(\mathbf{y}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}) = \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{I_n} \Phi(x_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n)^{y_{in}} \{1 - \Phi(x_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n)\}^{1-y_{in}} \quad (13)$$

ただし、 $\mathbf{y} = (y_{11}, \dots, y_{in}, \dots, y_{I_N N})'$ である．しかし、このような複雑な形をした尤度関数を推定することは難しい．そこで、本研究ではベイズ推計により各パラメータの統計量を求める．なぜなら、最尤推定値はベイズの定理における事前分布が一様事前分布のもとでの事後分布のモードとほぼ同じであり、ベイズ推定値は事後分布の平均値として求まるため尤度曲線が正規分布の時にはほぼ一致するからである．

4. モデルの推計方法

(1) ベイズ推計

近年、MCMC法がベイズ統計学の分野に導入され、多重数値積分により基準化定数を求めなくても、効率的に事後分布を求めることが可能となった．その結果、ベイズ推計法の適用範囲は大幅に拡大した．すでに、MCMC法を用いたベイズ推計法に関していくつかの研究が蓄積されており、代表的なMCMC法として、ギブスサンプリング (Gibbs sampling) 法、メトロポリス・ヘイスティングス (Metropolis-Hastings:MH と略す) 法等が提案されている．この内、ギブスサンプリング法⁴⁵⁾は、事後分布 $p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})$ を直接求めることが難しい場合に、各パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ の全条件付き事後分布を用いて、反復的に各パラメータのサンプルを乱数発生させることにより、事後分布からの標本サンプルを獲得する方法である．なお、各パラメータの全条件付き事後分布から容易にサンプルを発生させることができない場合には、MH法⁴⁶⁾により近似的な分布からサンプル候補を発生させ確率的な手順を経ることによって目標となる全条件付き事後分布からのサンプルを得る．いずれの方法においても、各パラメータの全条件付き事後分布を求める必要がある．

(2) 尤度関数の定式化

一般に、ベイズ推計法は、1) 事前の経験情報に基づき、パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ の事前分布を設定する．2) 新しく獲得したデータ \mathbf{y} に基づいて尤度関数 $\mathcal{L}(\mathbf{y}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z})$ を定義する．3) ベイズの定理に基づ

いて事前分布を修正し、パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ に関する事後分布 $p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})$ を得る、という手順を採用する．最尤法とは異なり、未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ の確率分布が事後分布として求まる点にベイズ推計法の特徴がある．

活動参加モデルをベイズ推計するために、パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma^2$ に関して事前分布を

$$\boldsymbol{\beta} \sim N_L(\mathbf{c}, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (14a)$$

$$\sigma^2 \sim \mathcal{IG}(\alpha, \nu) \quad (14b)$$

$$\rho \sim \mathcal{U}[(\lambda_{\min}^{-1}, \lambda_{\max}^{-1})] \quad (14c)$$

と設定する．ここで、 $N_L(\mathbf{c}, \boldsymbol{\Sigma})$ は平均値 \mathbf{c} 、分散・共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}$ を持つ $L = NK$ 次元正規分布である． $\mathbf{c}, \boldsymbol{\Sigma}$ はハイパーパラメータであり、事前の主観的情報に基づいてパラメータ値を設定する． $\mathcal{IG}(\alpha, \nu)$ は自由度 α, ν の逆ガンマ分布であり、確率密度関数は

$$g(\sigma^2|\alpha, \nu) = \frac{\nu^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{\alpha+1} \exp\left(-\frac{\nu}{\sigma^2}\right) \quad (15)$$

と表される．ただし、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である．また、 $\mathcal{U}[(\lambda_{\min}^{-1}, \lambda_{\max}^{-1})]$ は区間 $(\lambda_{\min}^{-1}, \lambda_{\max}^{-1})$ で定義される一様分布であり、 $\lambda_{\min}, \lambda_{\max}$ はそれぞれ社会的関係性行列 \mathbf{W} の固有値の最大値と最小値である．また、 $\rho \in [\lambda_{\min}^{-1}, \lambda_{\max}^{-1}]$ が成立することが知られている．以上の仮定より、各パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \sigma^2, \rho$ に関する事前分布を

$$\pi(\boldsymbol{\beta}) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta} - \mathbf{c})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \mathbf{c})\right\} \quad (16a)$$

$$\pi(\sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\frac{\nu}{\sigma^2}\right) \quad (16b)$$

$$\pi(\rho) \propto 1 \quad (16c)$$

と設定する．式 (6b) において、 ρ, σ^2 を与件とし、 \mathbf{u} が N 次元正規分布 $\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_N$ に従うとき、 $\boldsymbol{\theta}$ の条件付き事前確率密度関数は

$$\pi(\boldsymbol{\theta}|\rho, \sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-\frac{N}{2}} |\mathbf{S}| \cdot \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta}\right) \quad (17)$$

と表される．さらに、誤差項 $\boldsymbol{\varepsilon}$ が H 次元標準正規分布に従うことより、 $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}$ を与件とした潜在変数 \mathbf{z} の条件付き事前確率密度関数は

$$\begin{aligned} \pi(\mathbf{z}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}) & \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} - \mathbf{E}\boldsymbol{\theta})'(\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} - \mathbf{E}\boldsymbol{\theta})\right\} \\ & = \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{I_n} \exp\left\{-\frac{1}{2}(z_{in} - \mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} - \theta_n)^2\right\} \end{aligned} \quad (18)$$

と表現される．さらに、指示関数 $\delta(A)$ を、事象 A が成立する時、その時のみ 1、そうではない時に 0 をとる関数である．指示関数を用いれば

$$\begin{aligned} P_r(y_{in} = 1|z_{in}) & = \delta(z_{in} > 0) \\ P_r(y_{in} = 0|z_{in}) & = \delta(z_{in} \leq 0) \end{aligned} \quad (19)$$

となる． y_{in} は 0, 1 のいずれか一方の値のみとるため

$$Pr(y_{in}|z_{in}) = \delta(y_{in} = 1)\delta(z_{in} > 0) + \delta(y_{in} = 0)\delta(z_{in} \leq 0) \quad (20)$$

が成立する．したがって，尤度 $p(\mathbf{y}|\mathbf{z})$ を

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{z}) = \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{I_n} \{\delta(y_{in} = 1)\delta(z_{in} > 0) + \delta(y_{in} = 0)\delta(z_{in} \leq 0)\} \quad (21)$$

と表すことができる．

以上の事前分布及び尤度関数を用いて，各パラメータ $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z$ をベイズ推計する方法を考える．ベイズの定理より，パラメータ $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z$ に関する事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y})$ は

$$p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y}) \propto p(\mathbf{y}|\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z) \cdot \pi(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z) \propto p(\mathbf{y}|\mathbf{z}) \cdot \pi(z|\beta, \theta) \cdot \pi(\theta|\rho, \sigma^2) \cdot \pi(\beta) \cdot \pi(\rho) \cdot \pi(\sigma^2) \quad (22)$$

と表すことができる．事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y})$ を正確に導出するためには，基準化定数，

$$m(\mathbf{y}) = \int_{\Theta} p(\mathbf{y}|\mathbf{z}) \cdot \pi(z|\beta, \theta) \cdot \pi(\theta|\rho, \sigma^2) \cdot \pi(\beta) \cdot \pi(\rho) \cdot \pi(\sigma^2) d\sigma^2 d\rho d\beta d\theta dz \quad (23)$$

を求める必要がある．ただし， Θ はパラメータ $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z$ の定義域である．しかし，基準化定数 $m(\mathbf{y})$ を解析的に求めることは困難であり，事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y})$ を明示的に求めることは不可能である．したがって本研究では，パラメータ $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z$ の事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y})$ に関する統計量を MCMC 法を用いて直接求める方法を採用する．

(3) 全条件付き事後分布の導出

a) β の全条件付き事後分布

ベイズの定理及び式 (22) より

$$p(\beta|\theta, \rho, \sigma^2, z, \mathbf{y}) = \frac{p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y})}{p(\theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y})} \propto p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z|\mathbf{y}) \propto \pi(z|\beta, \theta)\pi(\beta) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(z - X\beta - E\theta)'(z - X\beta - E\theta)\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta - c)' \Sigma^{-1}(\beta - c)\right\} \quad (24)$$

を得る．ここで上式の指数項を展開すれば

$$(\text{指数項}) = -\frac{1}{2} [\beta'(X'X + \Sigma^{-1})\beta - 2\{X'(z - E\theta) + \Sigma^{-1}c\}'\beta] + C \quad (25)$$

となる． C は β を含まない比例定数項である．さらに， $\Sigma^* = (X'X + \Sigma^{-1})^{-1}$ ， $c^* = X'(z - E\theta) + \Sigma^{-1}c$ とおくと

$$p(\beta|\theta, \rho, \sigma^2, z, \mathbf{y}) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta' \Sigma^{*-1} \beta - 2c^{*\prime} \beta)\right\} \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta' \Sigma^{*-1} \beta - 2c^{*\prime} \beta + c^{*\prime} \Sigma^{*-1} c^*)\right\} = \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta - \Sigma^{*-1} c^*)' \Sigma^{*-1} (\beta - \Sigma^{*-1} c^*)\right\} \quad (26)$$

となる．したがって， β の全条件付き事後分布は以下の多変量正規分布となる．

$$\beta | (\theta, \rho, \sigma^2, z, \mathbf{y}) \sim N_L(\Sigma^{*-1} c^*, \Sigma^{*-1}) \quad (27)$$

さらに， $z - E\theta$ を与件と考えれば， β の最尤推定量は

$$\hat{\beta} = (X' \Sigma^{*-1} X)^{-1} X' \Sigma^{*-1} (z - E\theta) \quad (28)$$

と表される．

b) θ の前条件付き事後分布

ベイズの定理及び式 (22) より

$$p(\theta|\beta, \rho, \sigma^2, z, \mathbf{y}) \propto \pi(z|\beta, \theta) \cdot \pi(\theta|\rho, \sigma^2) \propto \exp\left[-\frac{1}{2}\{E\theta - (z - X\beta)\}'\{E\theta - (z - X\beta)\}\right] \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}\theta'S'S\theta\right] = \exp\left[-\frac{1}{2}\{\theta'E'E\theta - 2(z - X\beta)'E\theta + \sigma^{-2}\theta'S'S\theta\}\right] = \exp\left[-\frac{1}{2}\{\theta'(\sigma^{-2}S'S + E'E)\theta - 2(z - x\beta)E'\theta\}\right] \quad (29)$$

を得る．ここで， $S^* = \sigma^{-2}S'S + E'E$ ， $c^{**} = E'(z - x\beta)$ とおくと

$$p(\theta|\beta, \rho, \sigma^2, z, \mathbf{y}) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\theta' S^{*-1} \theta - 2c^{**\prime} \theta)\right\} \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\theta - S^{*-1} c^{**})' S^{*-1} (\theta - S^{*-1} c^{**})\right\} \quad (30)$$

となる．したがって， θ の全条件付き事後分布は以下の多変量正規分布となる．

$$\theta | (\beta, \rho, \sigma^2, z, \mathbf{y}) \sim N_K(S^{*-1} c^{**}, S^{*-1}) \quad (31)$$

c) σ^2, ρ の全条件付き事後分布

式 (22) より， θ を与件とすれば分散 σ^2 の全条件付き事後確率密度関数

$$p(\sigma^2|\beta, \theta, \rho, z, \mathbf{y}) \propto p(\theta|\rho, \sigma^2)\pi(\sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-m/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\theta'S'S\theta)\right\} (\sigma^2)^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\frac{\nu}{\sigma^2}\right) = (\sigma^2)^{-\left(\frac{m}{2} + \alpha + 1\right)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\theta'S'S\theta + 2\nu)\right\} \quad (32)$$

を得る．すなわち，パラメータ $\frac{m}{2} + \alpha + 1$ と $\theta'S'S\theta + 2\nu$ を有する逆ガンマ分布と比例的である．さらに，変数

変換 $\lambda = (\theta' S' S \theta + 2\nu) / \sigma^2$ により $\sigma^2 = (\theta' S' S \theta + 2\nu) / \lambda$ と変数変換すれば

$$\begin{aligned} f(\lambda) &= \pi(\sigma^2(\lambda)) \left| \frac{d\sigma^2}{d\lambda} \right| \\ &= \left(\frac{\theta' S' S \theta}{\lambda} \right)^{\frac{m}{2} + \alpha + 1} \exp\left(-\frac{1}{2\lambda} (\theta' S' S \theta + 2\nu)\right) \frac{1}{\lambda^2} \\ &\propto \lambda^{(\frac{m+2\alpha}{2})-1} \exp\left(-\frac{1}{2\lambda}\right) \end{aligned} \quad (33)$$

となり λ は自由度 $m + \frac{1}{\alpha}$ の χ^2 分布に従う。すなわち、

$$\lambda | (\beta, \theta, \rho, z, \mathbf{y}) \sim \chi^2\left(\frac{m+2\alpha}{2}\right) \quad (34)$$

が成立する。つぎに、式 (16c), (22) を考慮すれば、

$$\begin{aligned} p(\rho | \beta, \theta, \sigma^2, z, \mathbf{y}) &= \frac{p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z | \mathbf{y})}{p(\beta, \theta, \sigma^2, z | \mathbf{y})} \\ &\propto p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z | \mathbf{y}) \propto \pi(z | \beta, \rho) \cdot \pi(\rho) \\ &\propto |S| \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} (\theta' S' S \theta)\right\} \end{aligned} \quad (35)$$

となる。パラメータ ρ の全条件付き事後分布に相当する確率分布が存在しないため、 ρ のパラメータ標本をギブスサンプリングを用いて作成できない。このため、パラメータ ρ のパラメータ標本の作成にあたっては酔歩 MH 法を用いる。

(4) z の全条件付き事後分布

ベイズの定理及び式 (22) より

$$\begin{aligned} p(z | \beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{y}) &= \frac{p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z | \mathbf{y})}{p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2 | \mathbf{y})} \\ &\propto p(\beta, \rho, z | \mathbf{y}) \propto L(\mathbf{y} | z) \cdot \pi(z | \beta, \theta) \\ &\propto \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{M_n} \left[\delta(y_{in} = 1) \delta(z_{in} > 0) + \delta(y_{in} = 0) \delta(z_{in} \leq 0) \right. \\ &\quad \left. \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} (z_{in} - \mathbf{x}'_{in} \beta - \theta_n)^2\right\} \right] \end{aligned} \quad (36)$$

となる。この時、タイプ n の家計 i の潜在変数 z_{in} は

$$\begin{aligned} z_{in} | (\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z_{-z_{in}}, \mathbf{y}) \\ \sim \begin{cases} N^+(x_{in}\beta + \theta_n, 1) & y_{in} \geq 0 \text{ の時} \\ N^-(x_{in}\beta + \theta_n, 1) & y_{in} < 0 \text{ の時} \end{cases} \end{aligned} \quad (37)$$

に従う。ただし、 $N^+(s, 1)$, $s = 0$ において $s < 0$ の領域が切断された標準正規分布、 $N^-(s, 1)$ は $s > 0$ の領域が切断された標準正規分布を表す。また、 $z_{-z_{in}} = (z_{11}, \dots, z_{i-1,n}, z_{i+1,n}, \dots, z_{IN,N})$ である。

(5) ギブスサンプリング法および MH 法

パラメータ $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z$ に関する全条件付き事後分布をもとに、MCMC 法により事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z | \mathbf{y})$ を求める。パラメータ $\beta, \theta, \sigma^2, z$ については全条件付き事後分布から直接サンプリング可能であり、ギブスサンプリングが適用可能である。しかしながら、パラメータ ρ については全条件付き事後分布から直接サンプリング

することが困難なため、MH 法を用いてサンプリングを行う。本研究では、ギブスサンプリング法を用いて事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z | \mathbf{y})$ から各パラメータ $\beta, \theta, \sigma^2, z$ の標本サンプルを抽出するが、 ρ のサンプリングの際のみ MH 法を用いる *Metropolis within Gibbs sampling* 法⁴⁸⁾により推計を行う。以下では、まずギブスサンプリング法のアルゴリズムを示し、次に MH 法について述べる。

ギブスサンプリング法は、パラメータ $\beta, \theta, \sigma^2, z$ に関する全条件付き事後分布から反復的に標本サンプルを発生させる方法であるが、具体的には以下のように整理できる。

ステップ 1 初期値設定

シミュレーション回数 $t = 1$ とし、各パラメータ $\beta^{(0)}, \theta^{(0)}, \sigma^{(0)}, z^{(0)}$ を任意の値に設定する。さらに、ハイパーパラメータ $c, \Sigma, \underline{n}, \bar{n}$ を設定する。これらの初期値の影響は、MCMC 法によるシミュレーション回数が蓄積されるにつれ次第に薄れていく。

ステップ 2 パラメータ $\beta^{(t)}$ の標本抽出

シミュレーション回数 t におけるパラメータ推定量 $\beta^{(t)}$ を式 (27) で定義される多変量正規分布 $N_K(\Sigma^{*-1} c^*, \Sigma^{*-1})$ から乱数発生させる。

ステップ 3 パラメータ $\theta^{(t)}$ の標本抽出

シミュレーション回数 t におけるパラメータ推定量 $\theta^{(t)}$ を式 (31) で定義される多変量正規分布 $N_K(S^{*-1} c^{**}, S^{*-1})$ から乱数発生させる。

ステップ 4 分散 $(\sigma^2)^{(t)}$ の標本抽出

シミュレーション回数 t における推定量 $\lambda^{(t)}$ を自由度 $(m+2\alpha)/2$ の χ^2 分布 $\chi^2((m+2\alpha)/2)$ から乱数発生させる。 $\lambda^{(t)}$ を与件として $(\sigma^2)^{(t)} = (\theta^{(t)'} S^{(t-1)'} S^{(t-1)} \theta^{(t)} + 2\nu) / \lambda^{(t)}$ を求める。ただし、 $S^{(t-1)} = I_N - \rho^{(t-1)} W$ と定義する。

ステップ 5 パラメータ $\rho^{(t)}$ の標本抽出

シミュレーション回数 t におけるパラメータ推定量 $\rho^{(t)}$ を式 (35) からランダム発生させる。ただし、式 (35) は確率密度関数ではなく、直接標本サンプリングすることは難しいので、酔歩過程 MH 法を用いてパラメータ ρ の標本サンプルを求める。全条件付き事後分布 $p(\rho | \beta, \theta, \sigma^2, z, \mathbf{y})$ を近似するような代替的な確率分布 (提案分布と呼ぶ) からサンプリングを行い、それに基づいて本来の分布からのサンプルを求める。酔歩過程 MH 法を用いたパラメータ ρ の生成手順は以下のように整理できる。まず、提案分布

$$\rho^{new} = \rho^{old} + \delta \Delta \quad \Delta \sim N(0, 1) \quad (38)$$

より新しいパラメータ推定値 ρ^{new} を提案する。ただし、 $\rho^{new} \in [\lambda_{min}^{-1}, \lambda_{max}^{-1}]$ であり、 δ はチューニング・パラメー

タである．つぎに、式 (35) を用いて受容確率

$$\Psi(\rho^{(t-1)}, \rho^{new}) = \min \left(1, \frac{f(\rho^{new} | \beta^{(t)}, \theta^{(t)}, \sigma^2^{(t)}, \alpha^{(t-1)}, z^{(t-1)}, \mathbf{y})}{f(\rho^{(t-1)} | \beta^{(t)}, \theta^{(t)}, \sigma^2^{(t)}, \alpha^{(t-1)}, z^{(t-1)}, \mathbf{y})} \right) \quad (39)$$

を求める．一様乱数 $u \sim \mathcal{U}(0, 1)$ を発生させる．その上で、 $\rho^{(t)}$ を

$$\rho^{(t)} = \begin{cases} \rho^{new} & \text{if } u \leq \Psi(\rho^{(t-1)}, \rho^{new}) \\ \rho^{(t-1)} & \text{otherwise} \end{cases} \quad (40)$$

で決定する．

ステップ 6 パラメータ $z^{(t)}$ の標本抽出 シミュレーション回数 t におけるパラメータ推定量 $z^{(t)}$ を $p(z | \beta^{(t)}, \theta^{(t)}, \rho^{(t)}, (\sigma^2)^{(t)}, \mathbf{y})$ から乱数発生させる．

ステップ 7 アルゴリズムの終了判定 以上で求めた各パラメータ推定量の更新値 $\beta^{(t)}, \theta^{(t)}, \rho^{(t)}, (\sigma^2)^{(t)}, z^{(t)}$ を記録する． $t \leq \bar{t}$ の場合、 $t = t + 1$ としてステップ 2 へ戻る．そうでない場合、アルゴリズムを終了する．

なお、アルゴリズムの初期段階においては、パラメータ推定量の初期値設定の影響が残存している．したがって、シミュレーション回数 t が十分大きな \underline{t} に到達するまでのパラメータ標本を除去することが望ましい．

(6) 事後分布に関する統計量

MCMC 法によって得られた標本に基づいて、各パラメータ $\beta^{(t)}, \theta^{(t)}, \rho^{(t)}, (\sigma^2)^{(t)}, z^{(t)}$ に関する統計的性質を分析することができる．MCMC 法を用いた場合、パラメータの事後確率密度関数 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z | \mathbf{y})$ を解析的な関数として表現不可能なため、サンプリングにより得られた標本を用いてノンパラメトリックに分布関数や密度関数を推計する．いま、ギブスサンプリングから得られた標本を $(\beta^{(t)}, \theta^{(t)}, \rho^{(t)}, (\sigma^2)^{(t)}, z^{(t)})$ ($t = 1, \dots, \bar{t}$) と表す．この内、最初の \underline{t} 個の標本は収束過程からの標本と考え、標本集合から除去する．その上で、パラメータの標本添字集合を $M = \{\underline{t} + 1, \dots, \bar{t}\}$ と定義する．この時、パラメータ ρ の事後平均 $\tilde{\mu}(\rho)$ 及び事後分散 $\tilde{\sigma}^2(\rho)$ はそれぞれ以下のように表される．

$$\tilde{\mu}(\rho) = \sum_{k=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\rho^{(k)}}{\bar{t} - \underline{t}} \quad \tilde{\sigma}^2(\rho) = \sum_{k=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{(\rho^{(k)} - \tilde{\mu}(\rho))^2}{\bar{t} - \underline{t}} \quad (41)$$

また、パラメータ β の期待値ベクトル $\tilde{\mu}(\beta)$ 、分散・共分散行列 $\tilde{\Sigma}(\beta)$ は、それぞれ

$$\tilde{\mu}(\beta) = \left(\sum_{k=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\beta_1^{(k)}}{\bar{t} - \underline{t}}, \dots, \sum_{k=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\beta_K^{(k)}}{\bar{t} - \underline{t}} \right)' \quad (42)$$

$$\tilde{\Sigma}(\beta) = \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}^2(\beta_1) & \cdots & \tilde{\sigma}(\beta_1 \beta_K) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\sigma}(\beta_K \beta_1) & \cdots & \tilde{\sigma}^2(\beta_K) \end{pmatrix} \quad (43)$$

と表される．ただし、

$$\tilde{\sigma}^2(\beta_J) = \sum_{k=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\{\beta_J^{(k)} - \tilde{\mu}(\beta_J)\}^2}{\bar{t} - \underline{t}} \quad (44)$$

$$\tilde{\sigma}(\beta_I \beta_J) = \sum_{k=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\{\beta_I^{(k)} - \tilde{\mu}(\beta_I)\} \{\beta_J^{(k)} - \tilde{\mu}(\beta_J)\}}{\bar{t} - \underline{t}} \quad (45)$$

である．パラメータ θ, z については上記のパラメータ β の場合と同様の手順でそれぞれ期待値ベクトル及び分散・共分散行列が推計可能である．また、ギブスサンプリングによる標本を用いて、各パラメータ β, θ, ρ, z の信頼区間を定義できる．例えば、パラメータ ρ の $100(1 - 2\alpha)\%$ 信頼区間は、標本順序統計量 $(\underline{\rho}_\alpha, \bar{\rho}_\alpha)$

$$\underline{\rho}_\alpha = \arg \max_{\rho^{(k^*)}} \left\{ \frac{\#\{\rho^{(k)} \leq \rho^{(k^*)}, k \in M\}}{\bar{t} - \underline{t}} \leq \alpha \right\} \quad (46)$$

$$\bar{\rho}_\alpha = \arg \min_{\rho^{(k^{**})}} \left\{ \frac{\#\{\rho^{(k)} \geq \rho^{(k^{**})}, k \in M\}}{\bar{t} - \underline{t}} \leq \alpha \right\} \quad (47)$$

を用いて $\underline{\rho} < \rho < \bar{\rho}$ と定義できる．ただし、 $\#\{\rho^{(t)} \leq \rho^{(t^*)}, t \in M\}$ は論理式 $(\rho^{(t)} \leq \rho^{(t^*)}, t \in M)$ が成立するサンプルの総数である．

MCMC 法では、初期パラメータ $(\beta^{(0)}, \theta^{(0)}, \rho^{(0)}, (\sigma^2)^{(0)}, z^{(0)})$ が不変分布である事後分布からの標本である保証はない．いま、ギブスサンプリングを合計 \bar{t} 回繰り返した場合を考える． \bar{t} 個のサンプルの内、最初の \underline{t} 個の標本を事後分布に収束する過程からのサンプリングと考える．その上で、第 $\underline{t} + 1$ 回以降の標本をとりあげる． $\underline{t} + 1$ 以降の標本が、不変分布である事後分布からの標本であるかどうかを Geweke の方法³⁾により仮説検定できる．いま、各パラメータの確率標本 $(\beta^{(t)}, \theta^{(t)}, \rho^{(t)}, (\sigma^2)^{(t)}, z^{(t)})$ ($t = \underline{t} + 1, \dots, \bar{t}$) の中から、最初の t_1 個と最後の t_2 個のサンプルに着目する．この時、パラメータ ρ の不変分布への収束を判断するための Geweke 検定統計量は、

$$\Xi_\rho = \frac{\bar{\rho}_1 - \bar{\rho}_2}{\sqrt{v_1(\rho)^2 + v_2(\rho)^2}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad (48)$$

$$\bar{\rho}_1 = \frac{\sum_{k=\underline{t}+1}^{t_1+1} \rho^{(k)}}{n_1} \quad \bar{\rho}_2 = \frac{\sum_{k=\bar{t}-t_2+1}^{\bar{t}} \rho^{(k)}}{t_2} \quad (49)$$

$$v_1(\rho)^2 = \frac{2\pi \hat{f}_\rho^1(0)}{t_1} \quad v_2(\rho)^2 = \frac{2\pi \hat{f}_\rho^1(0)}{t_2} \quad (50)$$

と定義できる．ただし、 $f_\rho^i(x)$ ($i = 1, 2$) はスペクトル密

度関数であり， $2\pi f_{\rho}^i(0)$ の推定値は

$$2\pi \hat{f}_{\rho}^i(0) = \hat{w}_0^i + 2 \sum_{s=1}^q w(s, q) \hat{w}_j^i \quad (51)$$

$$\hat{w}_j^1 = t_1^{-1} \sum_{g=t_1+s+1}^{t_1+t_1} (\rho^{(g)} - \bar{\rho}_1)(\rho^{(g-s)} - \bar{\rho}_1) \quad (52)$$

$$\hat{w}_j^2 = t_2^{-1} \sum_{g=t_2+s+1}^{\bar{i}} (\rho^{(g)} - \bar{\rho}_2)(\rho^{(g-s)} - \bar{\rho}_2) \quad (53)$$

$$w(s, q) = 1 - \frac{s}{q+1} \quad (54)$$

として求まる。ただし，スペクトル密度関数のバンド幅 q は，標本自己相関が十分減衰する値に設定する。ここで，パラメータ ρ の不変分布への収束性に関する帰無仮説 $H_0(\rho)$ と対立仮説 $H_1(\rho)$ を

$$\begin{cases} H_0(\rho) : |\Xi_{\rho}| \leq \xi_{\alpha/2} \\ H_1(\rho) : |\Xi_{\rho}| > \xi_{\alpha/2} \end{cases} \quad (55)$$

と設定する。ただし， $\xi_{\alpha/2}$ は帰無仮説を棄却するための臨界的な値である。有意水準 $\alpha\%$ で帰無仮説を棄却する場合， $\xi_{\alpha/2}$ は $\alpha/2\% = 1 - \Phi(\xi_{\alpha/2})$ を満足する値として定義できる。同様に，各パラメータ $\beta, \theta, \sigma^2, z$ に関しても，それぞれ Geweke 検定統計量を推計することにより仮説検定を行うことができる。

5. 適用事例

(1) 対象地域の概要

日南町は，鳥取県南西の内陸部にある町で，日野郡に属する。日野上・多里・石見・福栄・山上・大宮・阿毘縁の7つの村が合体・合併された町である。日野上村は，日南町の中心部であり，役場・郵便局・病院が位置する。多里村・石見村・福栄村は，旧村の中心集落である。山上村・大宮村，毘縁村は，旧村の中心集落以外の集落である。

国勢調査によると，1960年から2005年までの45年間で人口が半分に減少した。男女とも人口が減少している。一方，65歳以上の高齢者の割合は増え，2005年には町人口の約半分を占めるようになった。その後も人口減少はさらに進み，2006年4月1日には，山上・阿毘縁・大宮の3小学校が統合，2009年4月1日には町内の6つの小学校（日野上・山の上・多里・石見東・石見西・福栄）すべてが統合されるに至った。日南町の7地域は，それぞれ異なった独特な歴史・文化・生活様式・自然資源を有している。日野上には，役場，病院，学校などの公共施設，大型スーパー，銀行が集中しており町の中心となっている。自然豊かな山上・多里・福栄・大宮には，ヒメボタル，オオサンショウウオ，天然桜草，印賀鋼など貴重な天然資源を有している。阿毘

表-1 調査概要

調査期間	2009年11月1日～2009年12月31日
母集団	日南町に居住する15歳以上の男女個人
母数	4,947
回収率	64.8%
サンプル数	3,204(部分欠損有)
調査内容	1. 個人属性 2. 地域や住民への愛着(5段階評価) 3. 地域活動状況

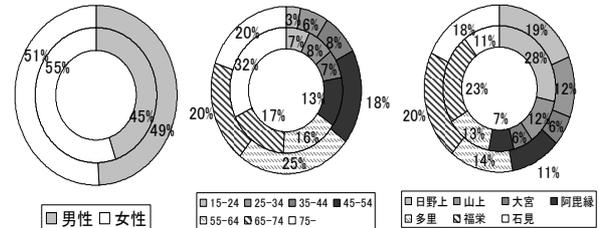


図-1 内輪：母集団 外輪：標本

縁は標高が高い地域であり，トマト，米，りんごなどの地域特産品を算出している。石見には，雪の多い冬にはスキーの名所として，花の咲く春にはつつじの名所として多くの観光客が訪れる。

日南町における地域住民のコミュニティ活動の参加行動を分析するために，2009年に「おつきあい調査」を実施した。表-1に調査概要をまとめている。本調査は，日南町の7つの村のまちづくり協議会の協力を得て，各世帯へアンケート調査票の配布・回収を行なった。調査票は，世帯票と個人票により構成され，世帯票では，居住地，家族構成，町内の家族や親戚の居住，所得に関する情報を尋ねた。一方，個人票では，個人特性，地域への愛着や誇り度合，各自が参加する地域活動，おつきあい活動，防災活動に関する情報を尋ねた。

(2) 基礎分析

a) 母集団と標本の比較

母集団に対する標本の代表性を検討するために，図-1に，性別（上），年齢（中），居住地（下）に関して，アンケート調査結果における属性別構成比と現実の構成比を比較している。75歳以上の女性のアンケート調査票の回収率が若干多いものの，各個人属性の構成比に関して，現実の構成比と回収結果の構成比に大きい差異がないことより，アンケート調査結果が母集団を代表しうると判断する。アンケート調査票の回収結果によれば，55歳以上の女性で日野上・石見居住者が過半数を超える。

b) 地域愛着

町や地域住民に対する主観的評価については地域愛着という尺度を用いて考察する。ここで表-2のように

表-2 町や近隣住民に対する価値観や信念に関する質問項目

	価値観や信念に関する質問項目
z1	日南町に郷土としての誇りや愛着を持っている。
z2	日南町の自然や景色が素晴らしいと思う。
z3	日南町で手に入れることが出来る食材は素晴らしいと思う。
z4	町や地域で行われるイベントや祭りを手伝うことは重要である。
z5	町や地域の掃除や環境をよくするために協力しあうことは大事である。
z6	地域の子供たちの成長のために教育活動に参加することは大事である。
z7	他人の悩み事の相談によってあげることは大事である。
z8	ご近所との日常的なお付き合いを続けることは重要である。
z9	1人暮らしの人やお年寄りの方の世話をすることは大事である。
z10	先祖を大切にし、地域の墓地を守っていくことは大事である。
z11	日南町に住んでいる親戚とのお付き合いは大事である。
z12	日南町の人々は自分にとって大切な存在である。
z13	今後も、今住んでいる所に住み続けたいと思う。
z14	子供たちが日南町を郷土として誇れるようにしたいと思う。

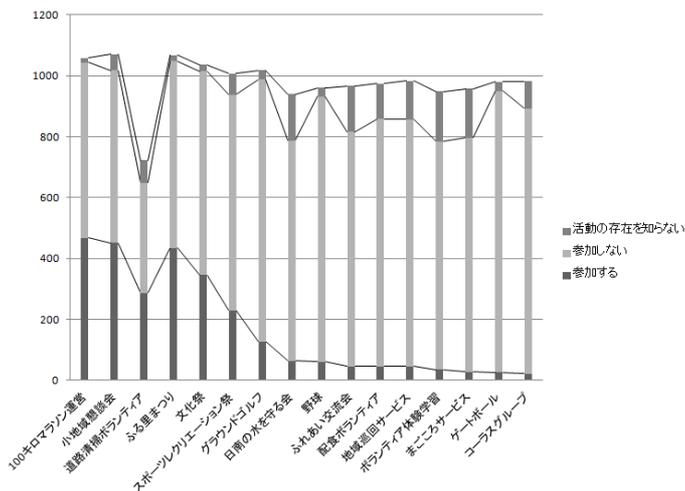


図-2 活動参加状況

町や近隣家計に対する価値観や信念に対する 14 質問項目の 5 段階評定（「大いに思う (5)」、「やや思う (4)」、「どちらともいえない (3)」、「やや思わない (2)」、「全く思わない (1)」）に基づいて、評価する。この時、「大いに思う」と「やや思う」と答えた家計が地域愛着があると定義する。郷土への誇りや近隣住民への愛着により地域が活性化し、活性化することで地域に新たな愛着を持たせる。次項において、地域愛着と地域活動の関係について考察する。

c) 地域活動

本研究では、地域活動を、自分と他者がめざす居場所や共に生きがいのある生活空間を作るためのおつきあい行動と定義する。まず、どのような地域活動が行われているかを集計した。日南町では、総 157 活動（町全体 16, 日野上 23, 山上 17, 大宮 33, 阿毘縁 14, 多里 19, 福栄 15, 石見 20）が行われていた。そのうち町全体で行われている 16 活動の参加状況を図-2 にまとめた。「参加する」より「参加しない」と答えたほうが多く、地域活動が活発に行われているとは判断しにくい。参加対不参加の比率が 0.7 以上の活動は、「敬老会」「運動会」「環境整備のあり方検討」「環境美化活動」「ふる里まつり」「地域の体育行事」「同和教育推進」「道路清掃ボランティア」「小地域懇談会」「100 キロマラソン運営」「盆踊り大会」「消防活動」「環境活動」「健康づくり」「地域体育行事」「放水訓練の実施」「ボランティア活動」「自治会活動」「家計自治活動一般」であった。

この内、活動参加可否についてのサンプル数が多く、欠損が少なく、そして 7 つの村の住民が参加できる町全体の活動として参加率の比較的高い「小地域懇談会」と「文化祭」、参加率の比較的低い「ふれあい交流会」と「ゲートボール」の 4 つの活動を詳しく分析するために、年齢、居住地、地域愛着とのクロス分析を行った。「小地域懇談会」と「文化祭」は全町的に行われるため活動頻度が低い「ふれあい交流会」と「ゲート

ボール」は各村ごとに定期的に行われているといった特徴がある。図-3 は、上から「活動参加状況と居住地とのクロス分析」、「活動参加状況と年齢とのクロス分析」、「活動参加状況と地域愛着とのクロス分析」を表す。

まず居住地とのクロス分析では、日野上・石見からの参加がほぼ 50% を占める。その次に参加の多い居住地は山上であり、居住地が日野上に近いほど参加する割合が多い。すなわち、町の中心地との地理的距離が参加活動に影響することを意味する。一方、ゲートボールは、石見と大宮に居住する人の参加が比較的多く、地理的距離ではない他の要因が影響していると考えられる。次に、性別とのクロス分析では、小地域懇談会、文化祭、ふれあい交流会、ゲートボールの順に高齢者の割合が大きいことがわかった。30 歳以下の若い年齢層が参加している活動は文化祭のみであった。次に、地域愛着とのクロス分析では、ふれあい交流会の活動が他の活動に比べて地域愛着が高い人の参加の割合が多いことが分かった。また愛着の平均が 3.4 以下の参加者も約 20% を占める。すなわち地域愛着とは関係なく参加している人もいることを意味する。表-3 はこれらの活動参加状況と町や近隣家計に対する価値観や信念に対する質問との相関であり、「小地域懇談会」、「文化祭」の活動参加者と「町や地域で行われるイベントや祭りを手伝うことは重要である。」の質問項目の回答との間に相関が 0.2 であった。以上の基礎分析の下で次章において実証分析を行う。

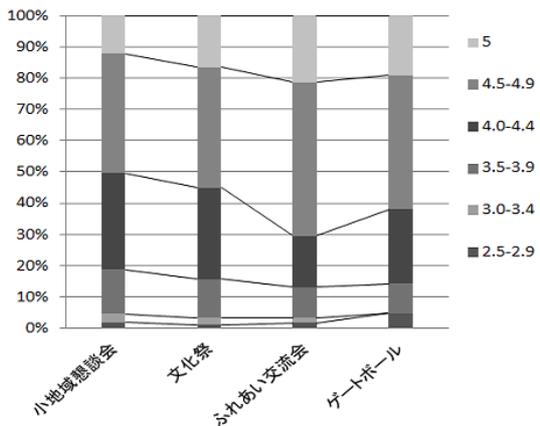
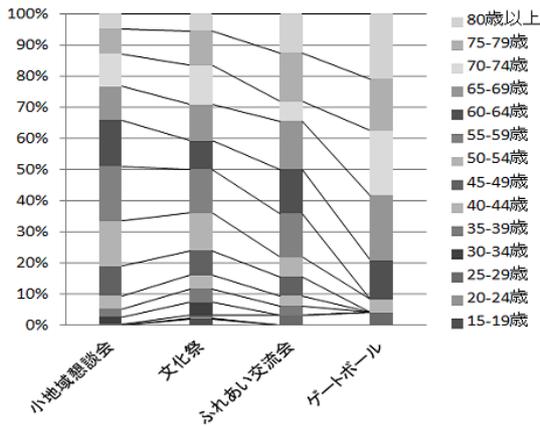
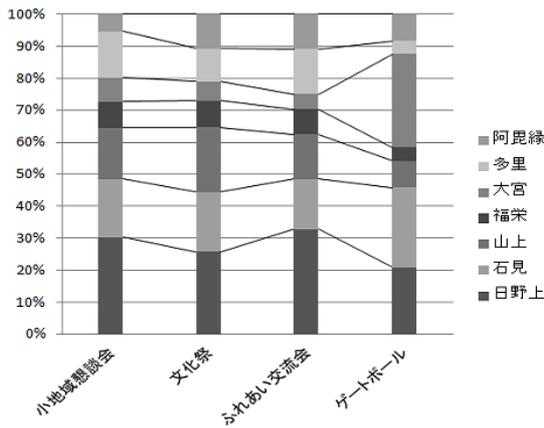


図-3 活動参加状況とのクロス分析（上：居住地，中：年齢，下：地域愛着）

6. 実証分析

(1) データの設定

コミュニティ活動参加モデルの推計にあたり，まず上記のお付き合い調査の結果からデータの設定を行う．対象となる活動に対し，家計が参加している場合従属変数 $y = 1$ とし，参加していなければ $y = 0$ とする．本研究においては小地域懇談会，文化祭，ふれあい交流会，ゲートボールの4つの活動を対象とし分析する．説明変数 X については本研究では説明変数として以下を

表-3 対象活動と質問項目との相関関係

相関係数	小地域懇談会	文化祭	ふれあい交流会	ゲートボール
z1	0.16***	0.15***	0.08**	0.06*
z2	0.08**	0.09***	0.05*	0.04
z3	0.10***	0.11***	0.04	0.02
z4	0.20***	0.21***	0.07**	0.05
z5	0.14***	0.11***	0.06*	0.03
z6	0.15***	0.14***	0.06**	0.02
z7	0.12***	0.12***	0.08**	0.05*
z8	0.13***	0.09***	0.05	0.02
z9	0.12***	0.10***	0.08**	0.06*
z10	0.10***	0.07**	0.05	0.03
z11	0.15***	0.11***	0.07**	0.04
z12	0.16***	0.14***	0.08**	0.07**
z13	0.14***	0.13***	0.09***	0.06*
z14	0.13***	0.16***	0.07**	0.06*

¹ P 値 (有意水準) は 「* < 0.05」「** < 0.01」「*** < 0.001」

採用する．

$$X_F = \begin{cases} 1 & \text{世帯の構成人数が3人以上} \\ 0 & \text{世帯の構成人数が2人以下} \end{cases}$$

$$X_I = \begin{cases} 1 & \text{世帯収入が400万以上} \\ 0 & \text{世帯収入が399万以下} \end{cases}$$

$$X_G = \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者が男性} \\ 0 & \text{世帯代表者が女性} \end{cases}$$

$$X_A = \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の年齢が65歳以上} \\ 0 & \text{世帯代表者の年齢が64歳以下} \end{cases}$$

$$X_{O1} = \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の職業が農林業} \\ 0 & \text{世帯代表者の職業がそれ以外} \end{cases}$$

$$X_{O2} = \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の職業が民間企業勤め} \\ 0 & \text{世帯代表者の職業がそれ以外} \end{cases}$$

$$X_{O3} = \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の職業が公務員} \\ 0 & \text{世帯代表者の職業がそれ以外} \end{cases}$$

$$X_L = \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の居住年数が30年以上} \\ 0 & \text{世帯代表者の居住年数が29年以下} \end{cases}$$

各説明ダミー変数の閾値での占める割合を図-4に示す．小地域懇談会に参加している住民は世帯収入が多く，年齢が比較的 low，公務員である傾向があることがうかがえる．同様に，文化祭に参加している住民は世帯収入が多く，年齢が比較的 low，家族数が多く，公務員である傾向．ふれあい交流会は世帯収入が低い傾向．ゲートボールは年齢が高い傾向があることがうかがえる．

(2) 重み行列の設定

最後に重み行列 W を設定する．本研究では家計の活動参加選択にグループ間の関係の影響を及ぼすという仮説を検証するため，家計間の社会的相関を表現する

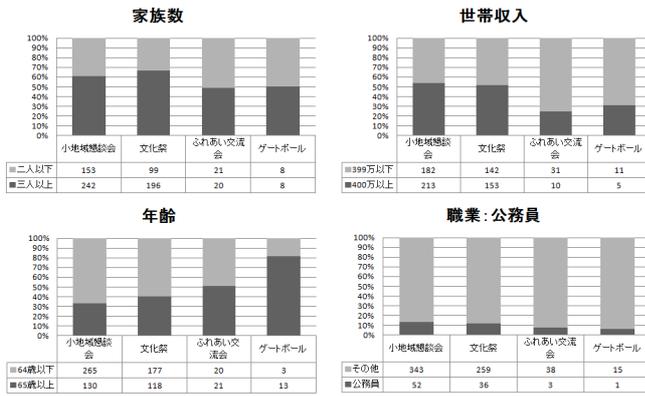


図-4 個人属性割合

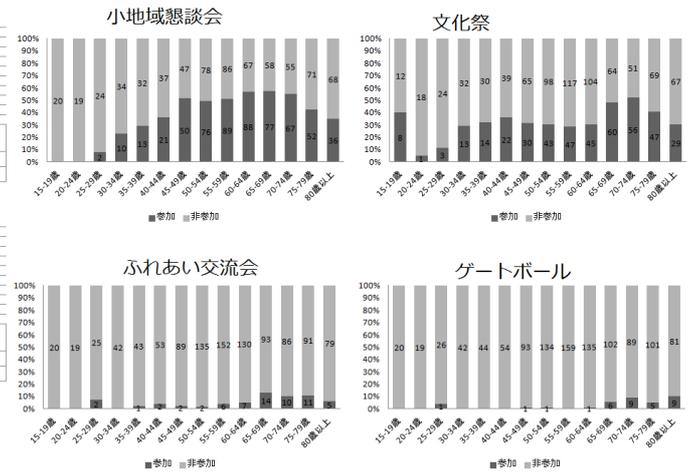


図-5 年齢相関

重み行列を作成する必要がある。家計間のグループ分けを行う基準としては、従来通りの家計間の関係を表す地理的距離からなるネットワーク、地域活動に関して同じ考えを共有している家計間の心理的距離を表すネットワークにより判断することができる。

a) 地理的距離による重み行列 W_g

地理的距離を求めるときに、日南町全体で運行しているバスの経路図を用いた⁵⁰⁾。この図から各村同士間の経路の距離を測り、村 i と村 j の距離を d_{ij} と表す。この地理的距離を用いた重み行列の i 行 j 列の要素は以下のように定義される。

$$W_g : w_{ij} = 1/d_{ij} \quad (56)$$

ただし $w_{ii} = 0$ とするこれが地理的距離による重み行列 W_g である。

b) 心理的距離による重み行列 W_{at}

地域活動に関して同じ考えを共有していると考えられるグループ分けとして考えられるものとして年齢別、職業別、収入別、居住年数別などが考えられる。そこで分析対象の4つの活動の参加状況と年齢との相関、職業との相関、収入との相関、居住年数との相関を集計した。図-5は年齢と対象活動との相関を集計したものである。その結果、年齢と活動参加状況の間に相関関係が見取れるため、年齢によるグループ別を行い、グループ別間の心理的距離を求める。この心理的距離とは異なるグループの家計同士の地域への考え方の類似度と定義する。まず、回答者を年齢により14グループ(a:15-19歳,b:20-24歳,c:25-29歳,d:30-34歳,e:35-39歳,f:40-44歳,g:45-49歳,h:50-54歳,i:55-59歳,j:60-64歳,k:65-69歳,l:70-74歳,m:75-79歳,n:80歳以上)に分ける。各グループごとに調査項目の地域愛着についての回答の内、地域住民に対する愛着についての回答の平均 a_i を求める。この平均を用いた重み行列の i 行 j 列

の要素は以下のように定義される。

$$W_{at} : w_{ij} = 1/|a_i - a_j| \quad (57)$$

ただし $w_{ii} = 0$ とする。これが心理的距離による重み行列 W_{at} である。

(3) 分析結果

前節で設定した被説明変数 y 及び説明変数 X 、重み行列 W_g, W_{at} を用いて、日南町のデータについて推計を行った。分析対象活動として「小地域懇談会」「文化祭」「ふれあい交流会」「ゲートボール」の4つについて行った。それぞれの活動ごとのデータセットの有効サンプル数は「小地域懇談会」が1277、「文化祭」が1208、「ふれあい交流会」が1119、「ゲートボール」が1132である。事前分布のハイパーパラメータをそれぞれ $c = \mathbf{0}_L$ 、 $\Sigma = 0.2I_L$ 、 $\alpha = 101$ 、 $\nu = 10$ とした。以上の初期設定の下で、MCMC法によりサンプリングを行った。最初の2000個は初期値に依存する部分として棄てて、その後の8000個の標本を記録した。表-4、表-5は W_g, W_{at} を用いた推計結果である。各変数の事後平均値のうち、90%信頼区間に0の値を含まない変数の値を記している。表-6、表-7はそれぞれ W_g, W_{at} を用いた際の θ の推計結果である。ある家計が属しているグループから活動参加選択に受ける影響を示している。まず、表-4、表-5から空間相関の程度を表す ρ に関しては全ての結果において正の有意な値を示している。つまり、家計の活動参加選択行動は地理的なネットワーク、年代ごとの心理的ネットワークのどちらからも正の影響を受けていることがわかる。地理的影響が強い活動としては「ゲートボール」であり、比較的弱い活動は「文化祭」である。つまり、全町的に行われ活動頻度が少ない活動に比べ村ごとに行われる定期的な活動が地理的影響に影響を

表-4 $W : W_{geo}$ での推計結果

変数名 W_{geo}		小地域懇談会	文化祭	ふれあい交流会	ゲートボール
ρ	事後平均	0.715	0.681	0.871	0.91
	Geweke	-1.398	0.567	0.212	0.579
家族数	事後平均	-0.156	-	-	-
	Geweke	-0.232	-	-	-
世帯収入	事後平均	-	-	-0.276	-
	Geweke	-	-	0.337	-
性別	事後平均	0.400	-	-	-
	Geweke	-1.336	-	-	-
年齢	事後平均	-	0.295	0.395	0.859
	Geweke	-	1.437	-0.420	0.929
農林業	事後平均	0.333	-	-	-
	Geweke	-0.205	-	-	-
民間企業勤め	事後平均	-	-0.317	-	-
	Geweke	-	0.681	-	-
公務員	事後平均	0.531	0.335	-	-
	Geweke	-1.097	-1.178	-	-
居住年数	事後平均	0.521	0.178	-	-
	Geweke	-0.597	0.602	-	-
σ^2	事後平均	0.203	0.210	0.205	0.214
	Geweke	0.128	1.483	0.589	0.461

表-5 $W : W_{at}$ での推計結果

変数名 W_{at}		小地域懇談会	文化祭	ふれあい交流会	ゲートボール
ρ	事後平均	0.229	0.450	0.519	0.466
	Geweke	1.112	-1.927	-0.194	0.566
家族数	事後平均	-0.424	-	-0.752	-0.849
	Geweke	-0.333	-	-1.183	-1.203
世帯収入	事後平均	-	-	-0.535	-0.443
	Geweke	-	-	0.043	-1.082
性別	事後平均	0.294	-0.135	-0.352	-0.402
	Geweke	-0.804	0.604	0.033	-1.291
年齢	事後平均	-0.402	-	-	-
	Geweke	1.74	-	-	-
農林業	事後平均	0.251	-	-	-
	Geweke	1.103	-	-	-
民間企業勤め	事後平均	-	-0.425	-0.520	-0.895
	Geweke	-	-0.268	0.468	-0.031
公務員	事後平均	0.465	0.233	-	-
	Geweke	0.119	-0.461	-	-
居住年数	事後平均	-	-0.150	-0.702	-1.084
	Geweke	-	-0.520	-1.634	-0.682
σ^2	事後平均	0.203	0.209	0.204	0.213
	Geweke	-0.139	1.173	-1.015	-1.136

受けることがわかる。年代ごとの心理的影響が他に比べ弱い活動は「小地域懇談会」である。つまり全町的に比較的強制的に行われる「小地域懇談会」には心理的影響は小さく、各村ごとに行われているボランティア活動が影響を強く受けるといえる。次に β について考察する。係数ベクトル β においては 90% 信頼区間に 0 を含む値が多く含まれた。世帯収入、農林業についてはほとんど分析において有意な値を得ることが出来なかった。公務員の推計値が「小地域懇談会」と「文化祭」で正で有意なので公務員であると全町的な活動に参加する傾向にあるといえる。最後に θ の推計結果から考察する。表-6 は地域ごとのネットワークの影響であるが全ての値が負となっている。つまり、各村の各活動に対する思いが家計の活動参加に負の影響を及ぼしていることがわかる。また各村の各活動に対する思いとは他の村々とのネットワークによって形成され、表-6 は地理的ネットワークを用いて推計していることから各村が互いに負の影響を与えているといえる。これは、地理的ネットワークとは近隣の住人との関係から成り立つため、地域の過疎化高齢化により近隣住民が活動に参加しない選択をする行動に影響を受けて不参加選択を行っていると考えられる。また表-7 は年代ごとの心理的ネットワークの影響を示している。「15 - 19 歳」、「50 - 54 歳」、「65 - 69 歳」、「70 - 74 歳」のグループにおいて全ての推計値が正の値を示しており、他のグループに対して正の影響を与えていることがわかる。

(4) 政策的示唆

中山間地域の活性化を図る上で、地域活動と地域のネットワークは重要な役割を果たす。本研究ではプロビットモデルを用いて空間相互作用が家計の活動参加

表-6 $W : W_{geo}$ での推計結果

θ (事後平均)	小地域懇談会	文化祭	ふれあい交流会	ゲートボール
日野上	-0.713	-0.798	-1.652	-2.74
山上	-0.685	-0.349	-1.724	-3.269
阿毘緑	-0.579	-0.061	-1.425	-2.215
大宮	-0.576	-0.860	-1.918	-2.277
多里	-0.809	-1.116	-1.783	-2.837
石見	-0.772	-0.746	-1.764	-2.57
福栄	-1.168	-0.926	-2.027	-3.021

表-7 $W : W_{at}$ での推計結果

θ (事後平均)	小地域懇談会	文化祭	ふれあい交流会	ゲートボール
15 - 19 歳	0.042	0.047	0.115	0.154
20 - 24 歳	-0.706	-0.395	-0.134	-0.046
25 - 29 歳	-0.086	0.016	0.045	0.055
30 - 34 歳	-0.067	-0.032	-0.120	-0.166
35 - 39 歳	-0.031	-0.01	-0.069	-0.102
40 - 44 歳	-0.066	0.036	0.06	0.073
45 - 49 歳	0.034	-0.071	-0.114	-0.096
50 - 54 歳	0.043	0.043	0.097	0.124
55 - 59 歳	-0.031	-0.111	-0.159	-0.179
60 - 64 歳	0.105	-0.03	0.001	-0.066
65 - 69 歳	0.284	0.117	0.115	0.045
70 - 74 歳	0.254	0.252	0.159	0.234
75 - 79 歳	-0.019	-0.014	-0.009	-0.012
80 歳 -	-0.024	-0.016	-0.01	-0.012

選択に及ぼす影響の究明を試みた。推計結果から各活動の ρ の推計値が有意であったため、ネットワークの影響の存在と依存度を確認することが出来た。地理的ネットワークを用いた推計からは、地理的ネットワークに影響を受けていることが確認できたが、互いに負の影響を与えていることが判明した。地域間のネットワークからの影響は確認されているため、地理的距離から考えて各村の中心となる村の思い入れが強くなる活動を行うことで他の村に影響を与え、活動を活性化

させるといった政策が考えられる。心理的ネットワークを用いた推計からは、他のグループに正の影響を与えるグループの存在を確認することが出来た。そのため、大きく正の影響を与えるグループと他のグループとの心理的距離を近づけるための大々的なコミュニケーションの場を設けるといった政策が考えられる。

7. おわりに

近年、過疎化、高齢化により中山間地域のソーシャル・キャピタルが弱まってきている。そこで本研究においてはソーシャル・キャピタルと地域活動の関係に着目し、社会的相関のある地域活動を識別するために、空間プロビットモデルを用いた地域活動の選択モデルを提案し、ネットワークまたは「地域活動への思い入れ」が地域活動への自発的な参加に及ぼす影響について日南町を対象とした事例分析を行った。

以下では、各章で考察した問題の概要と、得られた結論について簡単に示す。2章では、ネットワーク外部性に関する既存の理論及び空間的自己相関モデル論を整理し、どのようなモデルを用いて分析を行うかを示した。3章では、空間計量経済学の知見を基にコミュニティ活動参加モデルを導出した。4章では、マルコフ連鎖モンテカルロ法を用いた推計方法について説明した。5章では、モデルを日南町での現地調査から得られたデータに適用し実証分析を行った。対象地域にて行われている地域活動への参加行動には日常的な交流相手とのコミュニケーションが重要な役割を果たしているとの想定の下に、地理的距離によって規定される重み行列、地域愛着により規定される重み行列を設定して、コミュニティ活動参加モデルによる分析を行った。その結果、 ρ の推計値が有意な値であることを確認することでネットワークの影響の存在を確認し、 θ の推計値を求めることでグループに属することで受ける影響、あるグループが他のグループに与える影響を推計し、その結果から考えられる政策の提案を行った。

本研究では、中山間地域におけるネットワークの影響が地域活動にどの程度影響を受けているかを分析した。しかし、日南町で行われるすべての活動についての分析が行われていない。そのため今後の本研究の方針としてはすべての活動についての分析を行い比較をする必要がある。また、地域活動がネットワークをさらに高めるのかという点については明らかになっていない。よって地域活動を行うことがネットワークに及ぼす影響を定量的に評価するモデルの開発に今後取り組み、自発的集団行動とネットワークの関係に対する知見を蓄積する必要がある。

参考文献

- 1) 鄭蝦榮, 松島格也, 小林潔司, アイデンティティと過疎中山間地域におけるおつきあい行動-日南町を事例に, 土木学会論文集 D3・特集号(土木計画学研究・論文集).
- 2) 鈴木春菜, 藤井聡, 地域愛着が地域への協力行動に及ぼす影響に関する研究, 土木計画学研究・論文集, Vol.25.No.2.pp.357-362. 2008.
- 3) Fujii, S, (2004), 'Mobility management', Sintosi of city planning association of Japan, 16(2), 17-24,.
- 4) Varian, H.R, (2010), Intermediate Microeconomics: A Modern Approach, 8th International student, New York: WW Norton & Company,
- 5) Dasgupta, P, (2000), 'Trust as a commodity', in Gambetta, D, (ed.) Trust: Making and Breaking Cooperative Relations, Oxford: Blackwell, pp, 49-72,
- 6) Becker, G, (1991), 'A note on restaurant pricing and other examples of social influences on price,' Journal of Political Economy, 99(5), 1109-1116,
- 7) Bernheim, D, (1994), 'A theory of conformity', Journal of Political Economy, 102(4), 841-877,
- 8) Akerlof, G, (1997), 'Social distance and social decisions', Econometrica, 65(5), 1005-1028,
- 9) Li, H, and Zhang, J, (2009), 'Testing the external effect of household behavior: The case of the demand for children', Journal of Human Resources, 44(4), 890-915,
- 10) Serrano, I, R, (1989) 'A scale of sustainability', The Rural Reconstruction Forum, Philippine Rural Reconstruction Movement (PRRM), 3:1-7,
- 11) Portes, A. (1998), 'Social capital: Its origins and applications in modern sociology', Annual Reviews of Sociology, 24, 1-24
- 12) Granovetter, M, (1983), 'The strength of weak ties: A network theory revisited', Sociological Theory, 1, 201-233,
- 13) Granovetter, M, (1985), 'Economic action and social structure: the problem of embeddedness', American Journal of Sociology, 91(3), 481-510,
- 14) Uzzi, B, (1997), 'Social structure and competition in inter-firm networks: The paradox of embeddedness', Administrative Science Quarterly, 42(1), 35-67,
- 15) Ostrom, E, (1990), Governing the Commons: The Evolution of Institution for Collective Action, Cambridge, Cambridge University Press,
- 16) Jones, C., Hesterly, W,S., and Borgatti, S,P, (1997), 'A general theory of network governance: Exchange conditions and social mechanisms', Academy of Management Review, 22(4), 911-945,
- 17) Coleman, J,S, (1988), Social capital in the creation of human capital, The American Journal of Sociology, 94, 95-121,
- 18) Williamson, O,E, (1991), 'Comparative economic organization: The analysis of discrete structural alternatives', Administrative Science Quarterly, 36(2), 269-296,
- 19) Tsai, W, and Ghoshal, S, (1998), 'Social capital and value creation: The role of intrafirm networks', Academy of Management Journal, 41(4), 464-478,
- 20) Boissevain, J, (1974), Friends of Friends: Networks, Manipulators, and Coalitions, New York: St, Martin's Press,
- 21) Dutta-Bergman, M,J, (2006), 'Community participation and internet use after September 11: Complementarity in channel consumption', Journal of computer-mediated communication, 11(2), 469-484,
- 22) Fujii, S. (2004), 'Mobility management', Sintosi of City Planning Association of Japan, 16(2), 17-24.
- 23) Matsushima, K. (2004), 'Strategic complementarity and transportation market', Infrastructure Planning Review, 21,

- 24) Cochran, W.G.(1936) 'The statistical analysis of the distribution of field counts of diseased plants', *Journal of R, Statist, Soc, Suppl*, Vol.3, pp,49-67,
- 25) Whittle, P, (1963) 'Stochastic processes in several dimensions', *Bulletin of the International Statistical Institute*, Vol,40, pp,974-994,
- 26) Bartlett,M,S,(1966) *An Introduction to Stochastic Processes*, London: Cambridge University Press,
- 27) Cliff, A,D, and Ord, K, (1972) 'Testing for spatial autocorrelation among regression residuals', *Geographical Analysis*, Vol,4, pp,267-284,
- 28) Ord, K, (1975) 'Estimation methods for models of spatial interaction', *Journal of the American Statistical Association*, Vol,70, No,349, pp,120-126,
- 29) Besag, J,E, (1972) 'Nearest neighbour systems and the autologistic model for binary data', *Journal of the Royal Statistical Society, Ser, B*, Vol,34, No,1, pp,75-83,
- 30) Besag, J,E, and Green, P,J,(1993) 'Spatial statistics and bayesian computation', *Journal of Royal Statistical Society*, Vol,55, No,1, pp,25-37,
- 31) Haining, R,P, (1978) 'The Moving Average Model for Spatial Interaction', *Transactions of the Institute of British Geographers, New Series*, Vol,3, No,2, pp, 202-225,
- 32) Burridge, P,(1980) 'On the Cliff-Ord Test for spatial correlation', *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol,42, pp,107-108,
- 33) Moran, P, (1948) "The interpretation of statistical maps", *Journal of the Royal Statistical Society, B*, Vol,10, pp,243-251,
- 34) Moran, P, (1950) "Notes on continuous stochastic phenomena", *Biometrika*, Vol,37, pp,17-23,
- 35) 唐渡 広志 (2007) 地価関数の推定と空間的自己相関の検出, 土地総合研究 第 15 巻第 4 号 .
- 36) Anselin, Luc (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer,
- 37) Anselin, L., A, Varga, and Z, Acs, 1997, Local geographic spillovers between university research and high technology innovations, *Journal of Urban Economics* 42: 422-48,
- 38) Anselin, L, (1988) "Lagrange multiplier test diagnostic for spatial dependence and spatial heterogeneity", *Geographical Analysis*, Vol,20, pp,1-17,
- 39) Hamilton, J,D,(1989) 'A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and Business Cycle', *Econometrica*, Vol,57, pp,357-384,
- 40) Albert, J,H,and Chib, S, (1993) 'Bayesian Analysis of Binary and Polychotomous Response Data', *Journal of the American Statistical Association*, Vol,88, No,422, pp,669-679,
- 41) McMillen, D, (1992) 'Probit with spatial autocorrelation', *Journal of Regional Science* 3, 335-348,
- 42) LeSage,J,P,(1997) 'Bayesian Estimation of Spatial Autoregressive Models', *International Regional Science Review*, Vol,20, No,1-2, pp,113-129,
- 43) LeSage,J,P,(2000) 'Bayesian Estimation of Limited Dependent variable Spatial Autoregressive Models', *Geographical Analysis*, Vol,32,No,1,pp,19-35,
- 44) Smith, T, E, and J, P, LeSage (2004) " A Bayesian Probit Model with Spatial Dependencies, " in James P, LeSage and R, Kelley Pace (eds.), *Advances in Econometrics: Volume 18: Spatial and Spatiotemporal Econometrics*, Elsevier Science, pp,127-160,
- 45) Gelfand, A.E. and Smith, A.F.M.: Sampling-based approaches to calculating marginal densities, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.85, pp.398-409, 1990.
- 46) Chib, S. and E, Greenberg: Understanding the Metropolis-Hastings Algorithm, *The American Statistician*, Vol.49, pp.327-335, 1995.
- 47) Bartlett, M,S, (1968) 'A further note on nearest neighbour models', *Journal of R, Statist, Soc, A*, 131, pp,579-580,
- 48) Lesage,J,P and Smith,T, E(2002), 'A Bayesian Probit Model with Spatial Dependencies'
- 49) JEONG, H, SHIRAMATSU,S , KOBAYASHI,K and HATORI,T "Discourse Analysis of Public Debates Using Corpus Linguistic Methodologies", *Journal of Computers*, vol 3, issue 8, pp,58-68
- 50) [http : //www.town.nichinan.tottori.jp/system/site/upload/live/65/atc_1267189199.pdf](http://www.town.nichinan.tottori.jp/system/site/upload/live/65/atc_1267189199.pdf)

Community Planning and Identity

Tetsuo UNO, Hayeong JEONG ,Kakuya MATSUSHIMA and Kiyoshi KOBAYASHI

Community activities such as town meeting and community road cleaning play an important role in maintaining and developing a region. Recently many marginal rural areas are facing with problems of aging and rapid depopulation, furthermore, declining of community networks in maintaining community activities. How we can ensure the sustainability of community activities in marginal areas? It is necessary to investigate the mechanism of sustaining community activities. As a driving force, this study focuses on the interaction of community members considering not only physical distance but also psychological and functional distance in terms of social ties. The aim of this paper is to analyze the relationship between the choice behavior to participate in community activities and social ties among community members by building a discrete-choice model based on spatial autoregressive structure. As an empirical study, the model is applied to the case of Nichinan town, a representative marginal rural area in JAPAN. The model is estimated by using Markov Chain Monte Carlo (MCMC) method and clarifies the influence of social capital of community. Finally, this study discusses a policy implication to maintain and develop marginal rural areas.