

空間相互作用モデルを用いた中山間地域における 集合的活動に関する計量分析

平成25年2月21日

京都大学工学部地球工学科土木コース

宇野哲生

要 旨

近年の過疎化，高齢化により中山間地域における自治会や環境活動といった地域住民により協働生産・消費される集団的活動（以下から，地域活動と称する）を行う母体が縮小され，その活動を維持することが困難になっている．しかし，地域活動は，活動が行われることにより人と人のつながりを増やし，地域のネットワークの厚みを増やすだけでなく，物や金などを効率的に循環させることにより地域の活力を増加させるといった，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．そのため，コミュニティを維持していくためにも地域活動の存在が重要であり，適切に維持，補強を行う必要がある．その際に，どのような活動に対し重点的に補強を行うかを決定するために，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が必要になる．

本研究では，地域活動とコミュニティのソーシャル・キャピタルの関係を計量的に分析することを目的とした事例分析を行う．家計がなぜ地域活動に参加するのかを明らかにするために，空間的自己相関モデルに基いた地域活動参加選択モデルを作成し，コミュニティのソーシャル・キャピタルが家計の活動参加選択に与える影響を分析する．このモデルを用いて，鳥取県日南町を対象とした事例分析を行い，実証的に分析を行う．

目次

第1章 はじめに	1
第2章 本研究の基本的な考え方	2
2.1 地域活動とネットワーク外部性	2
2.2 空間的自己相関モデル	6
第3章 モデル	9
3.1 定式化	9
3.2 尤度関数の定式化	10
第4章 モデルの推計方法	12
4.1 ベイズ推計	12
4.2 事前・事後確率分布	12
4.3 全条件付き事後分布の導出	14
4.3.1 β の全条件付き事後分布	14
4.3.2 θ の全条件付き事後分布	15
4.3.3 σ^2, ρ の全条件付き事後分布	16
4.4 z の全条件付き事後分布	17
第5章 適用事例	18
5.1 対象地域の概要	18
5.2 基礎分析	19
5.2.1 母集団と標本の比較	19
5.2.2 標本の特徴	19
5.2.3 地域愛着	20
5.2.4 地域活動	20

第6章 実証分析	22
6.1 データの設定	22
6.2 重み行列の設定	23
6.2.1 地理的距離による重み行列 W_g	23
6.2.2 地域愛着による重み行列 W_f	23
6.3 推計結果及び考察	23
6.4 政策的示唆	25
第7章 おわりに	26
参考文献	27
付録A	付-19
A.1 ギブスサンプリング法およびMH法	付-19
A.2 事後分布に関する統計量	付-21

第1章 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⁾。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。全ての活動を維持していくことが難しい場合どのような活動に対し重点的に維持、補強を行うかを選択する必要がある。選択する際にあたって、重要性が指摘されている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必要である。

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、空間的自己相関モデルに基いた地域活動参加選択モデル（以下コミュニティ参加モデルと呼ぶ）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。そこから住民間の交流の深さが地域活動の参加選択に影響を与えているかどうかを明らかにし、社会的相関のある地域活動を識別する。そのために、2章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を論じる。3章では、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4章におい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。5章では、日南町の事例に適用し基礎分析を行う。6章では実証分析を行い結果を考察する。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。

第2章 本研究の基本的な考え方

2.1 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、その活動と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生動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、出産の好みがより高い人たち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。空間や生動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、彼らは順法を守ら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、これが彼らが関わることのできる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进行分析した研究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はいないため，本研究において分析を行う．

2.2 空間的自己相関モデル

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⁾ がトマトの黄化壊疽病 (spotted wilt) が虫によって感染されることに注目して，黄化壊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，黄化壊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 $Q(x) = \frac{P(\mathbf{x})}{P(\mathbf{y})} = \sum_{i=1}^n \frac{P(x_i)|x_1, \dots, x_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_n}{P(y_i)|x_1, \dots, x_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_n}$ 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．

$\sum_{j=1}^n \beta_{i,j} x_i x_j$ 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(contitional probability schemes)を適用したものであり, 非格子(non-lattic)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．

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \mu$$

$$\mu = \lambda W_2 + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_m)$$

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Moran³³⁾ 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Burridge³²⁾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, Moral 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, Besag ら³⁰⁾, 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.

第3章 モデル

3.1 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

$$y_{in} = \begin{cases} 1 & \text{タイプ } n \text{ の家計 } i \text{ が活動に参加する} \\ 0 & \text{活動に参加しない} \end{cases} \quad (3.1)$$

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

$$Pr(y_{in} = 1) = Pr(u_{in}^1 > u_{in}^0) = Pr(z_{in} > 0) \quad (3.2)$$

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 (3.1) を z_{in} を用いて書き表せば

$$y_{in} = \begin{cases} 1 & \text{if } z_{in} > 0 \\ 0 & \text{if } z_{in} \leq 0 \end{cases} \quad (3.3)$$

となる．潜在変数 z_{in} は，当該家計の観測可能な個人属性行ベクトル $\mathbf{x}_{in} = (x_{in}^1, \dots, x_{in}^K)$ ，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

$$z_{in} = \mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n + \varepsilon_{in} \quad (3.4)$$

で構成され则认为．ただし， $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_K)'$ 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则认为．

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⁴⁶⁾を導入し

$$\theta_n = \rho \sum_{j=1}^N w_{nj} \theta_j + u_n \quad (3.5)$$

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(3.4),(3.5)を行列表記する。潜在変数列ベクトル $\mathbf{z} = (z_{11}, \dots, z_{M_11}, \dots, z_{in}, \dots, z_{M_NN})'$ 、社会的相関項行ベクトル $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_N)'$ 、ランダム項列ベクトル $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_{11}, \dots, \varepsilon_{in}, \dots, \varepsilon_{M_NN})'$ を定義する。また、個人属性行列 $\mathbf{X}$ を $\mathbf{X} = (\mathbf{x}_{11}, \dots, \mathbf{x}_{in}, \dots, \mathbf{x}_{M_NN})'$ と定義する。ただし、 $\mathbf{x}_{in} = (x_{in}^1, \dots, x_{in}^K)$ である。この時、潜在変数モデルは

$$\mathbf{z} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{E}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3.6)$$

$$\boldsymbol{\theta} = \rho \mathbf{W}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{u} \quad (3.7)$$

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

$$\mathbf{E} = \begin{pmatrix} \mathbf{1}_1 & \cdots & \mathbf{0}_1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0}_N & \cdots & \mathbf{1}_N \end{pmatrix} \quad (3.8)$$

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。

3.2 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 $\mathbf{y}$ 、個人属性ベクトル $\mathbf{X}$ および社会的関係性行列 $\mathbf{W}$ は、観測可能な外生パラメータである。外生変数 $\mathbf{X}$ 、 $\mathbf{W}$ を与件として、従属変数 $\mathbf{y}$ が観測される条件付き確率(尤度)を導出する。

まず、式(3.6)を変形すれば

$$\boldsymbol{\theta} = (\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{u} = \mathbf{S}^{-1} \mathbf{u} \quad (3.9)$$

を得る．ただし， $\mathbf{I}_N$ は N 次元単位行列であり， $\mathbf{S} = \mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W}$ と定義する．この時， ρ と $\mathbf{u}$ を与件とした $\boldsymbol{\theta}$ の条件付き確率は

$$\boldsymbol{\theta} | (\rho, \sigma^2) \sim \mathcal{N}_N[\mathbf{0}_N, \sigma^2(\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}] \quad (3.10)$$

と表される．ただし， $\mathcal{N}_N[\mathbf{0}_N, \sigma^2(\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}]$ は平均値ベクトル $\mathbf{0}_N$ ，分散・共分散行列 $\sigma^2(\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}$ 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 $\mathcal{N}_H(\mathbf{0}_H, \mathbf{I}_H)$ に従うと仮定する．ただし， $H = \sum_{n=1}^N M_n$ である．この時， $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}$ を与件とした z の条件付き分布は

$$z | (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}) \sim \mathcal{N}_H(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{E}\boldsymbol{\theta}, \mathbf{I}_H) \quad (3.11)$$

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

$$P_r(y_{in} = 1) = P_r(z_{in} > 0) = \Phi(\mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n) \quad (3.12)$$

で与えられる．同様に，地域活動に参加しない確率は

$$P_r(y_{in} = 0) = P_r(z_{in} \leq 0) = 1 - \Phi(\mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n) \quad (3.13)$$

と表せる．この時，尤度関数は以下のように定義できる．

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\mathbf{y} | \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}) &= \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{I_n} \Phi(\mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n)^{y_{in}} \\ &\quad \{1 - \Phi(\mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n)\}^{1-y_{in}} \end{aligned} \quad (3.14)$$

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．

第4章 モデルの推計方法

4.1 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。

4.2 事前・事後確率分布

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

$$\boldsymbol{\beta} \sim \mathcal{N}_L(\mathbf{c}, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (4.1)$$

$$\rho \sim \mathcal{U}[(\lambda_{min}^{-1}, \lambda_{max}^{-1})] \quad (4.2)$$

$$\sigma^2 \sim \mathcal{IG}(\alpha, \nu) \quad (4.3)$$

と設定する．ここで， $\mathcal{N}_L(\mathbf{c}, \mathbf{\Sigma})$ は平均値 $\mathbf{c}$ ，分散・共分散行列 $\mathbf{\Sigma}$ を持つ $L = NK$ 次元正規分布である． $\mathbf{c}, \mathbf{\Sigma}$ 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

$$g(\sigma^2 | \alpha, \nu) = \frac{\nu^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \left(\frac{1}{\sigma^2} \right)^{\alpha+1} \exp \left(-\frac{\nu}{\sigma^2} \right) \quad (4.4)$$

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 β, σ^2, ρ に関する事前分布を

$$\pi(\beta) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\beta - \mathbf{c})' \mathbf{\Sigma}^{-1}(\beta - \mathbf{c}) \right\} \quad (4.5)$$

$$\pi(\sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-(\alpha+1)} \exp \left(-\frac{\nu}{\sigma^2} \right) \quad (4.6)$$

$$\pi(\rho) \propto 1 \quad (4.7)$$

と設定する．式(3.7)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， θ の条件付き事前確率密度関数は

$$\pi(\theta | \rho, \sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-\frac{N}{2}} |\mathbf{S}| \cdot \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \theta' \mathbf{S}' \mathbf{S} \theta \right) \quad (4.8)$$

と表される．さらに，誤差項 ε が H 次元標準正規分布に従うことより， β, θ を与件とした潜在変数 z の条件付き事前確率密度関数は

$$\begin{aligned} & \pi(z | \beta, \theta) \\ & \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2}(z - \mathbf{X}\beta - \mathbf{E}\theta)'(z - \mathbf{X}\beta - \mathbf{E}\theta) \right\} \\ & = \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{I_n} \exp \left\{ -\frac{1}{2}(z_{in} - \mathbf{x}_{in}\beta - \theta_n)^2 \right\} \end{aligned} \quad (4.9)$$

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，そうでない時に0をとる関数と定義する．指示関数を用いれば

$$\begin{aligned} P_r(y_{in} = 1 | z_{in}) &= \delta(z_{in} > 0) \\ P_r(y_{in} = 0 | z_{in}) &= \delta(z_{in} \leq 0) \end{aligned} \quad (4.10)$$

となる． y_{in} は0,1のいずれか一方の値のみとるため

$$\begin{aligned} P_r(y_{in}|z_{in}) &= \delta(y_{in} = 1)\delta(z_{in} > 0) \\ &+ \delta(y_{in} = 0)\delta(z_{in} \leq 0) \end{aligned} \quad (4.11)$$

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

$$\begin{aligned} p(\mathbf{y}|\mathbf{z}) &= \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{I_n} \{\delta(y_{in} = 1)\delta(z_{in} > 0) \\ &+ \delta(y_{in} = 0)\delta(z_{in} \leq 0)\} \end{aligned} \quad (4.12)$$

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 $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ 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 $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ に関する事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})$ は

$$\begin{aligned} p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y}) &\propto p(\mathbf{y}|\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}) \cdot \pi(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}) \\ &\propto p(\mathbf{y}|\mathbf{z}) \cdot \pi(\mathbf{z}|\beta, \theta) \cdot \pi(\theta|\rho, \sigma^2) \cdot \pi(\beta) \cdot \pi(\rho) \cdot \pi(\sigma^2) \end{aligned} \quad (4.13)$$

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

$$\begin{aligned} m(\mathbf{y}) &= \int_{\Theta} p(\mathbf{y}|\mathbf{z}) \cdot \pi(\mathbf{z}|\beta, \theta) \cdot \pi(\theta|\rho, \sigma^2) \cdot \pi(\beta) \cdot \pi(\rho) \cdot \\ &\quad \pi(\sigma^2) d\sigma d\rho d\beta d\theta d\mathbf{z} \end{aligned} \quad (4.14)$$

を求める必要がある．ただし， Θ はパラメータ $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ 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 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})$ 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 $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}$ の事後分布 $p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})$ 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．

4.3 全条件付き事後分布の導出

4.3.1 β の全条件付き事後分布

ベイズの定理及び式(4.13)より

$$p(\beta|\theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y}) = \frac{p(\beta, \theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})}{p(\theta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})}$$

$$\begin{aligned}
& \propto p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y}) \propto \pi(\mathbf{z}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta})\pi(\boldsymbol{\beta}) \\
& \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} - \mathbf{E}\boldsymbol{\theta})'(\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} - \mathbf{E}\boldsymbol{\theta}) \right\} \\
& \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta} - \mathbf{c})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \mathbf{c}) \right\}
\end{aligned} \tag{4.15}$$

を得る．ここで上式の指数項を展開すれば

$$\begin{aligned}
(\text{指数項}) &= -\frac{1}{2} \left[\boldsymbol{\beta}'(\mathbf{X}'\mathbf{X} + \boldsymbol{\Sigma}^{-1})\boldsymbol{\beta} \right. \\
&\quad \left. - 2 \left\{ \mathbf{X}'(\mathbf{z} - \mathbf{E}\boldsymbol{\theta}) + \boldsymbol{\Sigma}^{-1}\mathbf{c} \right\} \boldsymbol{\beta} \right] + C
\end{aligned} \tag{4.16}$$

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

$$\begin{aligned}
& p(\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y}) \\
& \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{\Sigma}^{*-1}\boldsymbol{\beta} - 2\mathbf{c}^{*'}\boldsymbol{\beta} \right) \right\} \\
& \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{\Sigma}^{*-1}\boldsymbol{\beta} - 2\mathbf{c}^{*'}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{c}^{*'}\boldsymbol{\Sigma}^{*-1}\mathbf{c}^* \right) \right\} \\
& = \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\Sigma}^{*-1}\mathbf{c}^*)'\boldsymbol{\Sigma}^{*-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\Sigma}^{*-1}\mathbf{c}^*) \right\}
\end{aligned} \tag{4.17}$$

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

$$\boldsymbol{\beta} | (\boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y}) \sim \mathcal{N}_L(\boldsymbol{\Sigma}^{*-1}\mathbf{c}^*, \boldsymbol{\Sigma}^{*-1}) \tag{4.18}$$

さらに， $\mathbf{z} - \mathbf{E}\boldsymbol{\theta}$ を与件と考えれば， $\boldsymbol{\beta}$ の最尤推定量は

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}^{*-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}^{*-1}(\mathbf{z} - \mathbf{E}\boldsymbol{\theta}) \tag{4.19}$$

と表される．

4.3.2 $\boldsymbol{\theta}$ の全条件付き事後分布

ベイズの定理及び式(4.13)より

$$\begin{aligned}
& p(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y}) \propto \pi(\mathbf{z}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}) \cdot \pi(\boldsymbol{\theta}|\rho, \sigma^2) \\
& \propto \exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ \mathbf{E}\boldsymbol{\theta} - (\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \right\}' \left\{ \mathbf{E}\boldsymbol{\theta} - (\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \right\} \right] \\
& \quad \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \boldsymbol{\theta}'\mathbf{S}'\mathbf{S}\boldsymbol{\theta} \right) \\
& = \exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ \boldsymbol{\theta}'\mathbf{E}'\mathbf{E}\boldsymbol{\theta} - 2(\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'\mathbf{E}\boldsymbol{\theta} + \sigma^{-2}\boldsymbol{\theta}'\mathbf{S}'\mathbf{S}\boldsymbol{\theta} \right\} \right] \\
& = \exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ \boldsymbol{\theta}'(\sigma^{-2}\mathbf{S}'\mathbf{S} + \mathbf{E}'\mathbf{E})\boldsymbol{\theta} - 2(\mathbf{z} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'\mathbf{E}\boldsymbol{\theta} \right\} \right]
\end{aligned} \tag{4.20}$$

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

$$\begin{aligned} p(\boldsymbol{\theta} | \beta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y}) & \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}^{*-1} \boldsymbol{\theta} - 2 \mathbf{c}^{**'} \boldsymbol{\theta}) \right\} \\ & \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta} - \mathbf{S}^{*-1} \mathbf{c}^{**})' \mathbf{S}^{*-1} (\boldsymbol{\theta} - \mathbf{S}^{*-1} \mathbf{c}^{**}) \right\} \end{aligned} \quad (4.21)$$

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

$$\boldsymbol{\theta} | (\beta, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y}) \sim \mathcal{N}_K(\mathbf{S}^{*-1} \mathbf{c}^{**}, \mathbf{S}^{*-1}) \quad (4.22)$$

4.3.3 σ^2, ρ の全条件付き事後分布

式(4.13)より， $\boldsymbol{\theta}$ 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

$$\begin{aligned} p(\sigma^2 | \beta, \boldsymbol{\theta}, \rho, \mathbf{z}, \mathbf{y}) & \propto p(\boldsymbol{\theta} | \rho, \sigma^2) \pi(\sigma^2) \\ & \propto (\sigma^2)^{-m/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta}) \right\} \\ & \quad (\sigma^2)^{-(\alpha+1)} \exp \left(-\frac{\nu}{\sigma^2} \right) \\ & = (\sigma^2)^{-(\frac{m}{2} + \alpha + 1)} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta} + 2\nu) \right\} \end{aligned} \quad (4.23)$$

を得る．すなわち，パラメータ $\frac{m}{2} + \alpha + 1$ と $\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta} + 2\nu$ を有する逆ガンマ分布と比例的である．さらに，変数変換 $\lambda = (\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta} + 2\nu)/\sigma^2$ により $\sigma^2 = (\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta} + 2\nu)/\lambda$ と変数変換すれば

$$\begin{aligned} f(\lambda) & = \pi(\sigma^2(\lambda)) \left| \frac{d\sigma^2}{d\lambda} \right| \\ & = \left(\frac{\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta}}{\lambda} \right)^{\frac{m}{2} + \alpha + 1} \exp \left(-\frac{1}{2\lambda} \right) \frac{(\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta} + 2\nu)}{\lambda^2} \\ & \propto \lambda^{(\frac{m+2\alpha}{2})-1} \exp \left(-\frac{1}{2\lambda} \right) \end{aligned} \quad (4.24)$$

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

$$\lambda | (\beta, \boldsymbol{\theta}, \rho, \mathbf{z}, \mathbf{y}) \sim \chi^2 \left(\frac{m + 2\alpha}{2} \right) \quad (4.25)$$

が成立する．つぎに，式(4.7),(4.13)を考慮すれば，

$$\begin{aligned} p(\rho | \beta, \boldsymbol{\theta}, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y}) & = \frac{p(\beta, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z} | \mathbf{y})}{p(\beta, \boldsymbol{\theta}, \sigma^2, \mathbf{z} | \mathbf{y})} \\ & \propto p(\beta, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z} | \mathbf{y}) \propto \pi(\mathbf{z} | \beta, \rho) \cdot \pi(\rho) \\ & \propto |\mathbf{S}| \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (\boldsymbol{\theta}' \mathbf{S}' \mathbf{S} \boldsymbol{\theta}) \right\} \end{aligned} \quad (4.26)$$

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．

4.4 z の全条件付き事後分布

ベイズの定理及び式(4.13)より

$$\begin{aligned}
 p(\mathbf{z}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{y}) &= \frac{p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}|\mathbf{y})}{p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2|\mathbf{y})} \\
 &\propto p(\boldsymbol{\beta}, \rho, \mathbf{z}|\mathbf{y}) \propto L(\mathbf{y}|\mathbf{z}) \cdot \pi(\mathbf{z}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}) \\
 &\propto \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^{M_n} \left[\delta(y_{in} = 1)\delta(z_{in} > 0) + \delta(y_{in} = 0)\delta(z_{in} \leq 0) \right. \\
 &\quad \cdot \left. \exp \left\{ -\frac{1}{2}(z_{in} - \mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} - \theta_n)^2 \right\} \right] \tag{4.27}
 \end{aligned}$$

となる．この時，タイプ n の家計 i の潜在変数 z_{in} は

$$\begin{aligned}
 z_{in} | (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \rho, \sigma^2, \mathbf{z}_{-z_{in}}, \mathbf{y}) \\
 \sim \begin{cases} N^+(\mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n, 1) & y_{in} \geq 0 \text{ の時} \\ N^-(\mathbf{x}_{in}\boldsymbol{\beta} + \theta_n, 1) & y_{in} < 0 \text{ の時} \end{cases} \tag{4.28}
 \end{aligned}$$

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， $\mathbf{z}_{-z_{in}} = (z_{11}, \dots, z_{i-1,n}, z_{i+1,n}, \dots, z_{I_N,N})'$ である．

なお，MCMC法を用いた推定方法に関する詳細は，付録に記す。

第5章 適用事例

5.1 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。(図-5.1)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。(図-5.2)は、男女と65歳以上の人口推移を表すものである。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以上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。中山間地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年に鳥取県日野郡日南町において「おつきあい調査」を実施した。図-5.3に調査概要をまとめている。本調査は、日南町の7地区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。世帯票は、4つの質問項目から構成される。

5.2 基礎分析

5.2.1 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-5.4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。

5.2.2 標本の特徴

まず、居住地・勤務地・出生地の欠損値が共に含まれてない1,085サンプルに対して度数分布と相関係数を確認したところ、図-5.5のように、日野上を勤務地・出生地と答えた数が比較的に多く、日野上と親密な関係にある人が多いと考えられる。相関係数は、居住地と勤務地が0,620、居住地と出生地が0,704、勤務地と出生地が0,503である。また、居住地と勤務地が一致する人は796人（73,3%）と高い。なかでも日野上は87,8%と一番多く、次に阿毘縁、福栄の順に高い。居住地と出生地が一致する人は838人（0,77%）である。石見が82,7%と一番高く、次に阿毘縁・大宮の順に高い。この結果から、ほとんどの人が生まれたところに住み続け、働き続ける傾向が強いと言える。なお、各村は居住の側面だけでなく、故郷や仕事場など多様な関係を持つと考えられる。回答数が一番多かった日野上を中心に詳細をみると、各村に住みながら日野上で働く人は、山上（52人）、阿毘縁（8人）、大宮（19人）、多里（36人）、石見（64人）、福栄（32人）と各村人口の約10%に至り、町全体の経済を支える上で日野上が重要な位置にあると考えられる。また、日野上で生まれたけど別の村へ移住した人は山上（13人）、阿毘縁（1人）、大宮（4人）、多里（8人）、石見（10人）、福栄（10人）と、各村人口の割合を考慮した場合、山上・多里・福栄への移住が比較的に多い。次に、居住地と性別・年齢・職業・居住年数との関係を考察する。5つの変数に共に欠損値が含まれてないサンプルは2,318である。男女の割合は、大宮を除いてすべての村において女性が多かった。図-5.6は居住地と年齢・職業の関係を表した

ものである。すべての村において29歳以下の年齢が10%以下と少ないことが共通である。日野上は他の村に比べ全年齢層が多く役場、病院、学校などの公共施設、大型スーパー、銀行が集まっていることが理由として考えられる。一方、阿毘縁は若い人がほとんどなく、65歳以上の人の割合が非常に高く、高齢村と言っても過言ではない状況に置かれている。職業に関するグラフと比較してみると、日野上には、多様な職業があるが、阿毘縁の場合は、農林業と無職との回答がわずかに40件程度をしめ、他の職業は10件前後であった。次に、年齢と居住年数の関係を検討する。サンプルの平均年齢は、54.9歳、平均居住年数は51.1年である。65歳以上の高齢者の平均年齢71.3歳、平均居住年数は68.6年と、年齢と居住年数の間には約3年の差と、ほとんどの人が生涯のほとんどを日南町で過ごしていることが分かる。

5.2.3 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。ここで図-5.7のように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段階評価（「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。

5.2.4 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。図-5.9は、実際地域活動がどの程度行われているかを示す。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、次に、各活動への参加と地域愛着・居住意思（居住年数）との関係を考察する、**図-5.10**は、活動1「小地域懇談会」（1,437サンプル）の参加者と不参加者との居住年数と地域愛着を比べたものである、参加者が不参加者より平均居住年数は、5,65年長く、平均地域愛着は0,16度高かった、このような傾向はすべての活動に同様にみられる。**図-5.11** **図-5.12** **図-5.13**は日南町全体で行われている活動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、比較的地域愛着と相関があるといえる活動はふる里祭り、100kmマラソン運営、小地域懇談会、文化祭、道路清掃ボランティアである。この内、コミュニティ活動参加モデルの推計にあたり、活動参加可否についてのサンプル数が多く、欠損が少ない、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「ふる里祭り」と「100kmマラソン運営」の2つの活動を詳しく分析を行う。**(図-5.9)**「ふる里祭り」と「100kmマラソン運営」は共に日野上を中心として行われている活動であるが、「ふる里祭り」は福栄からの参加者数は参加者数を大きく上回っており「100kmマラソン」は日野上において参加者を非参加者が大きく上回っているといった特徴がある。そのため、この2つの活動を比較することで地理的要因以外にも参加選択に影響を及ぼす要因について比較できると考えられる。さらに、同様の分析を日南町全体で行われる活動から10の活動に絞り、 ρ の推定を行い比較を行う。以上の基礎分析の基で次章において実証分析を行う。

第6章 実証分析

6.1 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。本研究においてはふる里祭りと100kmマラソン運営の2つの活動を対象とし分析する。図-6.1 図-6.2は2つの活動についての各地域の参加状況である。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採用する。

$$\begin{aligned} X_F &= \begin{cases} 1 & \text{世帯の構成人数が3人以上} \\ 0 & \text{世帯の構成人数が2人以下} \end{cases} \\ X_I &= \begin{cases} 1 & \text{世帯収入が400万以上} \\ 0 & \text{世帯収入が399万以下} \end{cases} \\ X_G &= \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者が男性} \\ 0 & \text{世帯代表者が女性} \end{cases} \\ X_A &= \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の年齢が65歳以上} \\ 0 & \text{世帯代表者の年齢が64歳以下} \end{cases} \\ X_{O1} &= \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の職業が農林業} \\ 0 & \text{世帯代表者の職業がそれ以外} \end{cases} \\ X_{O2} &= \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の職業が民間企業勤め} \\ 0 & \text{世帯代表者の職業がそれ以外} \end{cases} \\ X_{O3} &= \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の職業が公務員} \\ 0 & \text{世帯代表者の職業がそれ以外} \end{cases} \\ X_L &= \begin{cases} 1 & \text{世帯代表者の居住年数が30年以上} \\ 0 & \text{世帯代表者の居住年数が29年以下} \end{cases} \end{aligned}$$

各説明変数の活動との相関関係について表-6.3にまとめた。

6.2 重み行列の設定

最後に重み行列 W を設定する．本研究では家計の地域への愛着が活動参加選択に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重み行列を作成する必要がある．そのため本研究では2パターンの重み行列 W を設定し推計を行う．

6.2.1 地理的距離による重み行列 W_g

図-6.4は日南町全体でのバスの経路図であり，この図から各村同士の間の経路の距離を測り，その逆数をとる．これが各村間の重み行列である．図-6.5のように対応する表を作る．ここから各家計間の重み行列を求める．図-6.6のように各家計の居住している村ごとに対応する値を成分とする．その際，家計同士が同じ村に住む場合は成分の値は1とし，対角成分は0とする．最後に行の値の和で各成分を割ることで行基準化を行う．これが物理的距離による重み行列 W_g である．

6.2.2 地域愛着による重み行列 W_f

欠損を除いた全ての家計の，町や近隣家計に対する価値観や信念に対する質問に対する回答について5段階評価のうち「大いに思う(5)」，「やや思う(4)」を1としてその他を0とするダミー変数として扱う．家計ごとに集計されたベクトルデータを基にコサイン類似度⁴⁷⁾を求め，対角成分を0とする．そして W_g と同様に行基準化を行う．これが地域愛着による重み行列 W_f である．

6.3 推計結果及び考察

前節で設定した被説明変数 y 及び説明関数 X ，重み行列 W_g, W_f を用いて，日南町のデータについて推計を行った． W_g を用いて推計を行ったのはふる里祭りと100kmマラソン運営であり， W_f を用いての推計はふる里祭りのみとした． W_g を用いた場合の対象とする活動をふる里祭りにした際の有効サンプル数は1252，100kmマラソン運営にした際は1227である． W_f を用いた場合のふる里祭りのサンプル数は1244である．

事前分布のハイパーパラメータをそれぞれ $\mathbf{c} = \mathbf{0}_L$, $\Sigma = 0.2\mathbf{I}_L$, $\alpha = 25$, $\nu = 3$ 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-6.1は事後分布の平均, 標準誤差, 90%信頼区間, 収束判定のための geweke 検定統計量を表す. まず, 各パラメータの収束判定であるが, geweke 検定統計量を見るとすべての値が1.96以下になっており有意水準5%で収束仮説を棄却できないことがわかる. つまり各パラメータは定常分布へと上手く収束しており, 推計結果の有効性を示している. パラメータ ρ の値はどの値も正であり, コミュニティ活動参加に正の影響を与えている.

まず W_g を用いた場合においては, ふる里祭りのほうが100kmマラソン運営より ρ の値が大きい. このため, ふる里祭りのほうが人と人とのつながり(ネットワーク)の影響を大きく受けるといえる. その他のパラメータについて比較する. まず, 90%信頼区間を見るとふる里祭りのパラメータについては X_F, X_I, X_{O1} は間に0の値が含まれており, 有意とはいえない. 100kmマラソン運営については X_{O1}, X_{O2} に同様のことが言える. また W_f の場合においても X_F, X_I, X_A, X_L について同様である. 次に W_g または W_f を用いた場合においてのふる里祭りのパラメータの値を比較する. 有意なパラメータについては値が類似しているが ρ の値については, どちらの場合にも正の値をとっている.

その点を踏まえ考察を行う. ふる里祭りについては, 性別が女性, 職業が農林業か公務員, 居住年数が長い, と活動に参加する傾向があるといえる. 100kmマラソンについては, 世帯の構成人数が大きい, 収入が大きい, 性別が男性, 職業が公務員, 居住年数が長い, と活動に参加する傾向があるといえる. W_g または W_f のどちらを用いた場合においても, ふる里祭りについても ρ が大きく正になったことから地理的影響と心理的影響をともに大きく受けているといえる.

同様にして日南町全体で行われている活動の内の10個の活動に絞り, 分析を行った. 表-6.2は各活動の ρ に関する推計結果をまとめたものである. 結果から, 各活動において W_g, W_f どちらを用いて推計した場合においても非常に大きく影響を受けていることがわかる. しかし, ρ の値は各活動間で大小関係があるため各活動を比較することができる. W_g を用いた場合においては, 活動:ゲートボールが最も地理的影響を受けていて, 活動:100kmマラソン運営が最も受けていないことがわかり, W_f を用いた場合においては, 活動:地域巡回サービスが最も心理的影響を受けて

いて、活動：ふる里祭りが最も受けていないことがわかる．よって重点的に支援を行う場合には活動：ゲートボールまたは、地域巡回サービスに対して行うことが考えられる．

6.4 政策的示唆

中山間地域の活性化を図る上で、地域における地域活動に大勢の人が参加するように対策をとる政策が必要となる．本研究ではプロビットモデルを用いて空間相互作用が活動参加選択に及ぼす影響の究明を試みた．推計した各説明変数のパラメータから活動に参加する家計の個人属性の傾向を知ることができ、 ρ の値からネットワークが家計の地域活動へ及ぼす影響の度合いの推計が出来た．ここから ρ の値の大きさを比較することでネットワークが大きく影響している活動を識別し、深く影響している活動に対して重点的に支援するといった政策が考えられる．

第7章 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 の値を比較すると、ネットワークの影響の度合いが活動によって異なるため、値の大きさを比較することで支援する活動を選択することが出来ることが確認した。

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 interfirm 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, 11-22

- 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) 'Spatialstatistics and bayseian computation', *Journal of Royal StatisticalSociety*, 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) Bartlett, M,S, (1968) 'A further note on nearest neighbour models', *Journal of R, Statist, Soc, A*, 131, pp,579-580,
- 46) Lesage,J,P and Smith,T, E(2002), 'A Bayesuan Probit Model with Spatial Dependencies'
- 47) 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



図-5.1 日南町全体図

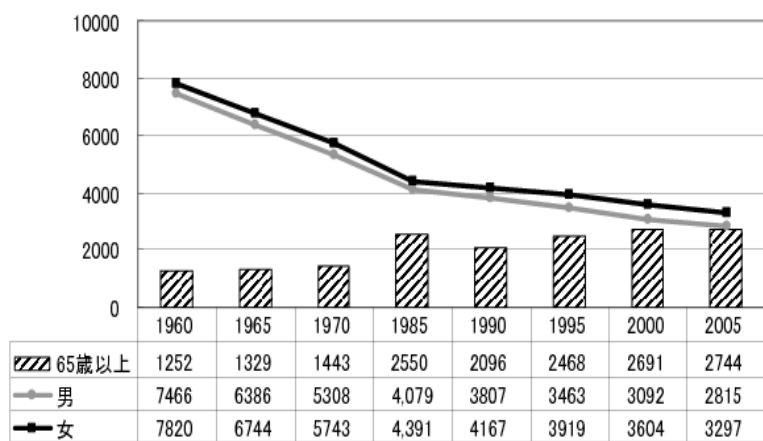


図-5.2 総人口

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-5.3 調査概要

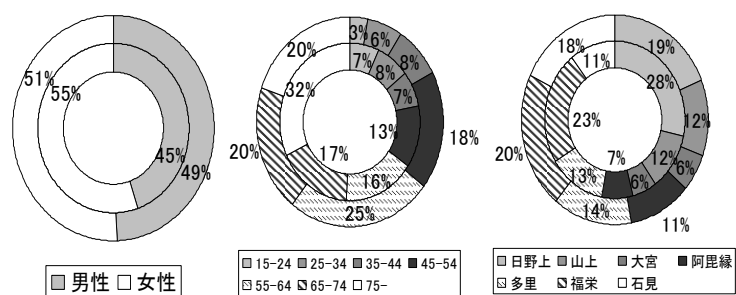


図-5.4 内輪：母集団 外輪：標本

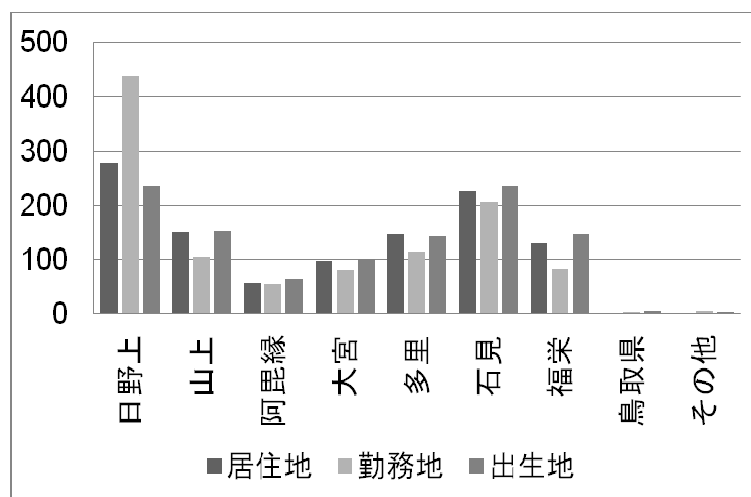


図-5.5 居住地・勤務地・出生地の度数分布

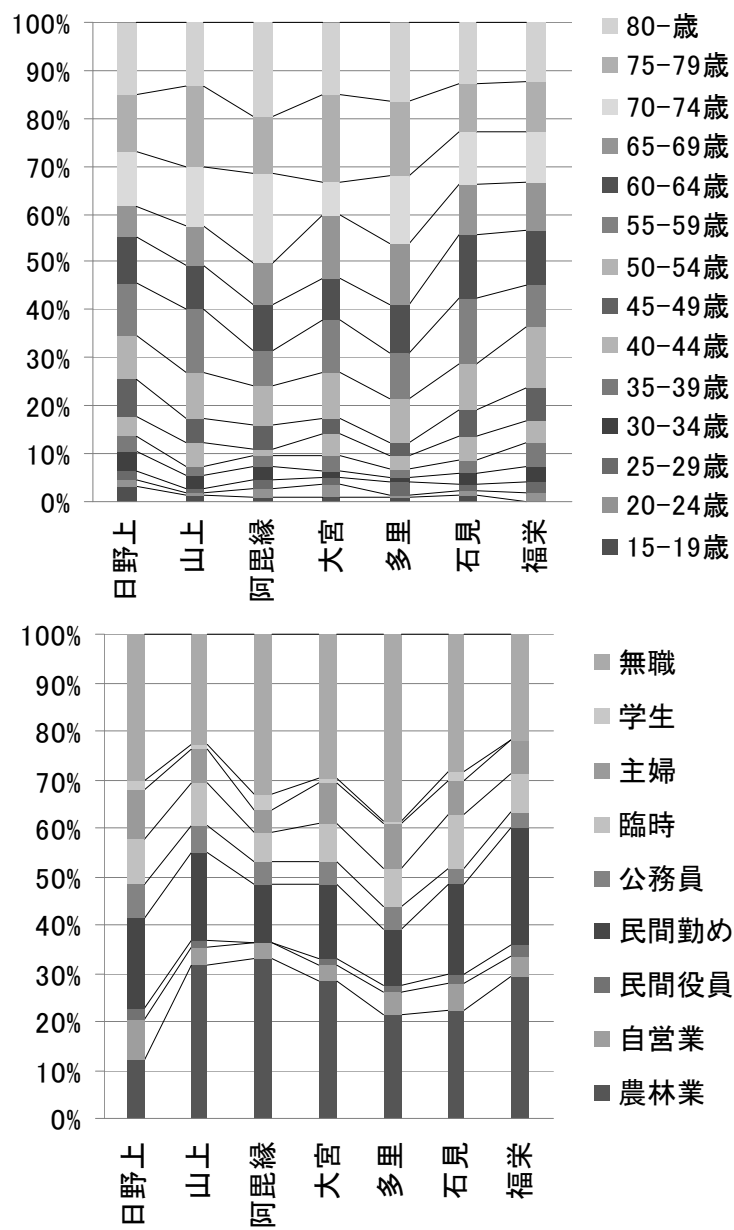


図-5.6 居住地と年齢・職業

	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もっている。
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でき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えることは大事である。
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	他人の悩みごとの相談にのってあげることは大事である。
z8	ご近所との日常のお付き合いを続けることは大事である。
z9	一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	先祖を大事にし、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	子ども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-5.7 町や近隣住民に対する価値観や信念に関する質問項目

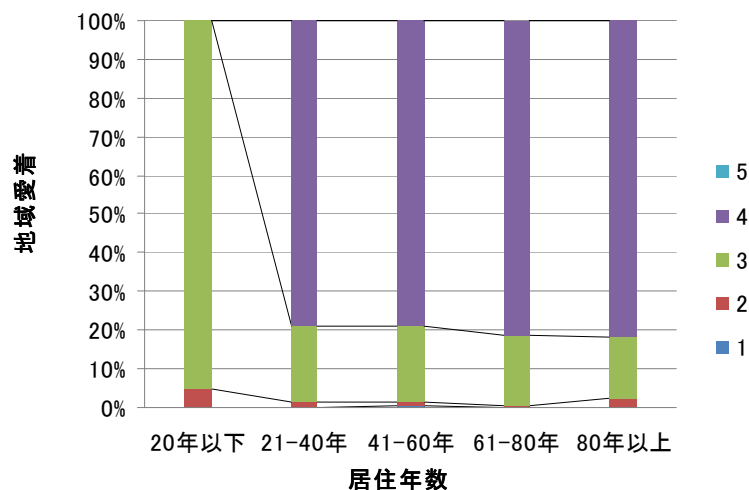


図-5.8 居住年数と地域愛着

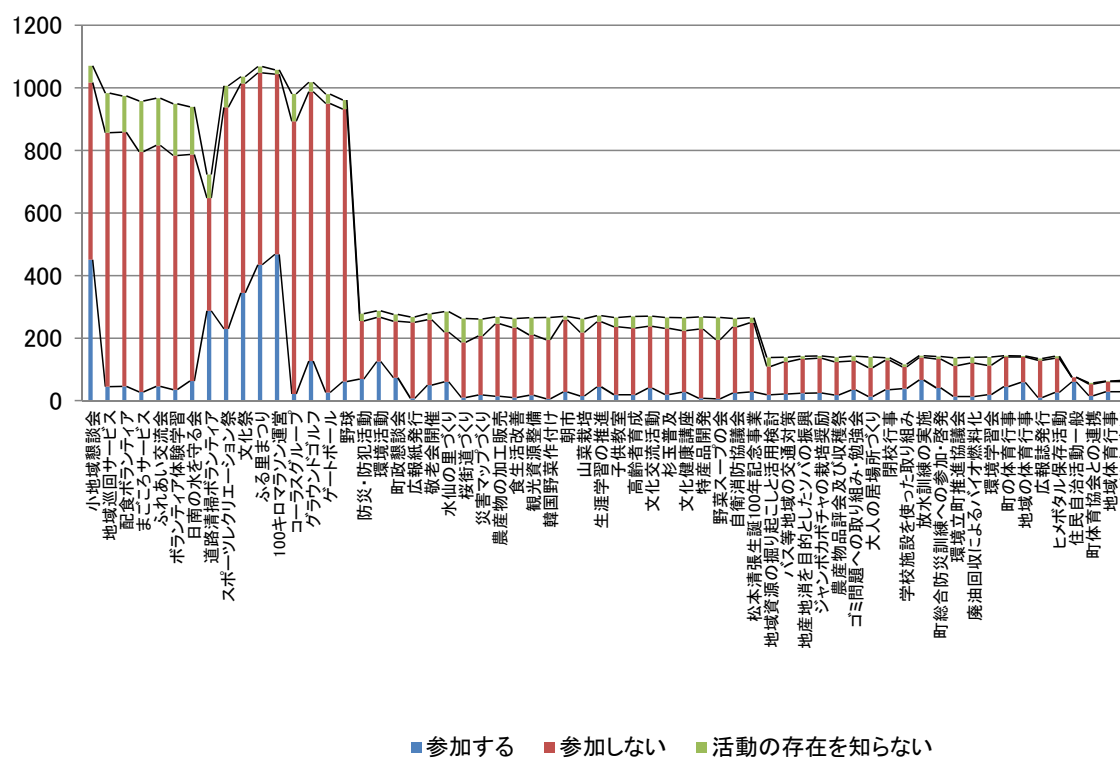


図-5.9 活動参加状況

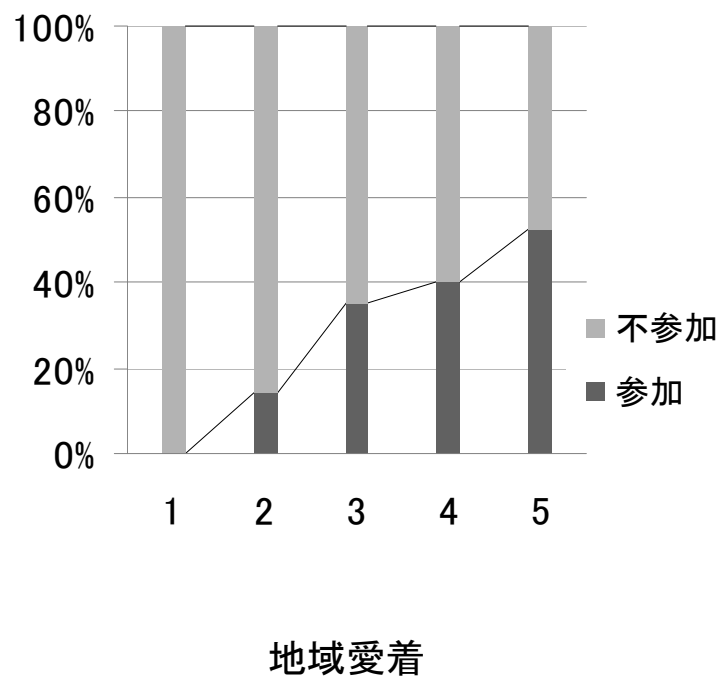
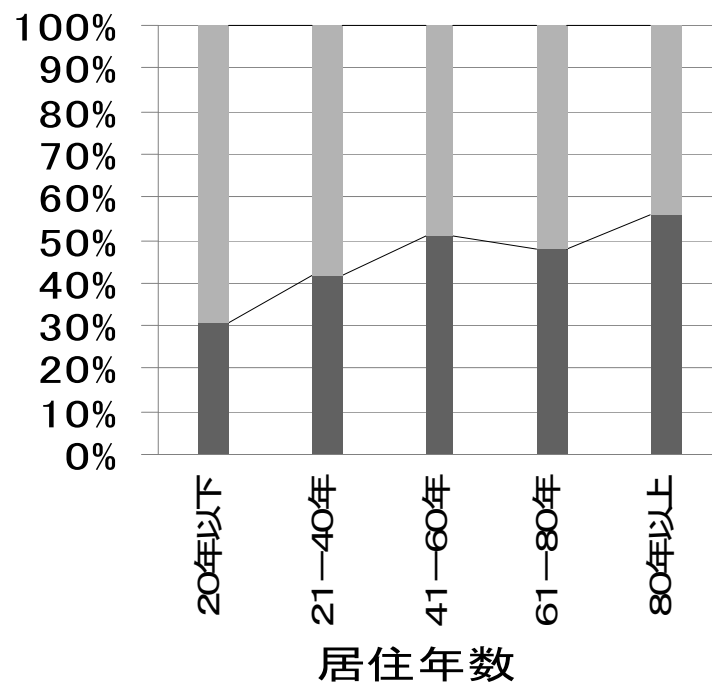


図-5.10 活動1の参加者の居住年数と地域愛着

ふる里祭り	相関係数	P値	サンプル
z1	0.140698	5.29E-09	1707
z2	0.104586	1.44E-05	1713
z3	0.136938	1.27E-08	1713
z4	0.21614	2.20E-16	1707
z5	0.136787	1.23E-08	1720
z6	0.153088	1.95E-10	1711
z7	0.116133	1.48E-06	1709
z8	0.097868	4.86E-05	1717
z9	0.137134	1.23E-08	1711
z10	0.055288	0.02188	1719
z11	0.124285	2.61E-07	1706
z12	0.17237	7.73E-13	1705
z13	0.146203	1.15E-09	1717
z14	0.16432	7.67E-12	1714

コーラスグループ	相関係数	P値	サンプル
z1	0.045954	7.06E-02	1549
z2	0.053546	0.03469	1556
z3	0.015573	5.39E-01	1556
z4	0.077368	2.32E-03	1548
z5	0.023856	3.46E-01	1562
z6	0.04943	5.13E-02	1555
z7	0.023394	3.58E-01	1548
z8	0.011801	6.42E-01	1559
z9	0.025553	3.14E-01	1555
z10	0.010266	6.86E-01	1558
z11	0.023248	3.61E-01	1549
z12	0.007344	7.73E-01	1546
z13	-0.00449	8.60E-01	1558
z14	0.002856	9.10E-01	1556

100kmマラソン	相関係数	P値	サンプル
z1	0.088556	0.000278	1681
z2	0.071794	0.003164	1688
z3	0.0863	0.000387	1687
z4	0.175907	3.83E-13	1680
z5	0.092159	0.000146	1693
z6	0.137189	1.52E-08	1688
z7	0.062637	0.01016	1683
z8	0.081452	0.000804	1690
z9	0.068112	0.00513	1687
z10	0.043143	0.07612	1691
z11	0.097991	5.71E-05	1681
z12	0.091094	0.000184	1681
z13	0.080262	0.000952	1692
z14	0.148732	8.24E-10	1688

地域巡回サービス	相関係数	P値	サンプル
z1	0.047611	6.05E-02	1555
z2	0.027076	0.285	1561
z3	0.011583	6.48E-01	1559
z4	0.068322	7.09E-03	1552
z5	0.02542	3.15E-01	1565
z6	0.04707	6.32E-02	1559
z7	0.088233	4.95E-04	1555
z8	0.050809	4.47E-02	1561
z9	0.04335	8.71E-02	1559
z10	0.051334	4.25E-02	1562
z11	0.05201	4.04E-02	1553
z12	0.063342	1.26E-02	1550
z13	0.047887	5.84E-02	1563
z14	0.048234	5.69E-02	1559

小地域懇談会	相関係数	P値	サンプル
z1	0.164179	5.41E-12	1742
z2	0.077941	0.001109	1748
z3	0.097248	4.58E-05	1751
z4	0.196443	2.20E-16	1741
z5	0.136212	1.03E-08	1753
z6	0.148105	5.14E-10	1744
z7	0.116729	1.01E-06	1745
z8	0.125888	1.26E-07	1751
z9	0.123088	2.40E-07	1750
z10	0.104938	1.07E-05	1753
z11	0.148128	5.10E-10	1744
z12	0.155083	7.64E-11	1742
z13	0.141275	2.90E-09	1751
z14	0.131357	3.61E-08	1746

配食ボランティア	相関係数	P値	サンプル
z1	0.032891	1.95E-01	1553
z2	0.020667	0.4148	1559
z3	0.0728	4.03E-03	1559
z4	0.092177	2.77E-04	1552
z5	0.048133	5.70E-02	1564
z6	0.08672	6.11E-04	1558
z7	0.066598	8.68E-03	1552
z8	0.050104	4.78E-02	1561
z9	0.07704	2.35E-03	1557
z10	0.033014	1.92E-01	1562
z11	0.036974	1.45E-01	1555
z12	0.08471	8.40E-04	1551
z13	0.030723	2.25E-01	1561
z14	0.071071	5.01E-03	1558

図-5.11 各活動と質問項目との相関関係

文化祭	相関係数	P値	サンプル
z1	0.14879	1.20E-09	1654
z2	0.089259	0.000268	1663
z3	0.111657	5.01E-06	1663
z4	0.212671	2.20E-16	1655
z5	0.113469	3.37E-06	1669
z6	0.135086	3.30E-08	1660
z7	0.119457	1.09E-06	1656
z8	0.094877	1.05E-04	1666
z9	0.104262	2.05E-05	1662
z10	0.0683	5.29E-03	1666
z11	0.111706	5.23E-06	1655
z12	0.140228	1.02E-08	1654
z13	0.130951	8.14E-08	1666
z14	0.159396	6.27E-11	1663

まごころサービス	相関係数	P値	サンプル
z1	0.005632	8.27E-01	1516
z2	0.029343	0.2529	1520
z3	0.028712	2.63E-01	1520
z4	0.016626	5.18E-01	1513
z5	0.028226	2.71E-01	1525
z6	0.022202	3.87E-01	1519
z7	0.053783	3.63E-02	1515
z8	0.029601	2.48E-01	1522
z9	0.066748	9.26E-03	1519
z10	0.01739	4.98E-01	1522
z11	0.019321	4.53E-01	1514
z12	0.036766	1.53E-01	1512
z13	0.052339	4.11E-02	1523
z14	0.050446	4.93E-02	1519

野球	相関係数	P値	サンプル
z1	0.055549	3.03E-02	1520
z2	0.047496	0.0637	1525
z3	0.065967	1.00E-02	1524
z4	0.053174	3.84E-02	1517
z5	0.006691	7.94E-01	1530
z6	0.034259	1.81E-01	1524
z7	0.018226	4.78E-01	1518
z8	-0.00066	9.80E-01	1527
z9	0.033498	1.91E-01	1524
z10	0.020097	4.33E-01	1527
z11	0.057378	2.53E-02	1519
z12	0.030598	2.34E-01	1516
z13	0.037595	1.42E-01	1527
z14	0.032386	2.06E-01	1524

ふれあい交流会	相関係数	P値	サンプル
z1	0.078752	2.01E-03	1536
z2	0.050411	0.04772	1543
z3	0.035852	1.59E-01	1542
z4	0.073438	3.99E-03	1535
z5	0.05655	2.60E-02	1549
z6	0.058091	2.25E-02	1542
z7	0.076969	2.53E-03	1537
z8	0.048044	5.90E-02	1545
z9	0.076761	2.56E-03	1542
z10	0.049795	5.03E-02	1546
z11	0.068345	7.35E-03	1537
z12	0.077134	2.49E-03	1536
z13	0.089956	3.98E-04	1546
z14	0.067817	7.72E-03	1542

ゲートボール	相関係数	P値	サンプル
z1	0.062422	1.40E-02	1550
z2	0.044	0.08273	1556
z3	0.019575	4.41E-01	1555
z4	0.049068	5.37E-02	1547
z5	0.030905	2.22E-01	1561
z6	0.02875	2.57E-01	1554
z7	0.05031	4.77E-02	1549
z8	0.018701	4.61E-01	1557
z9	0.056563	2.58E-02	1554
z10	0.032577	1.99E-01	1558
z11	0.04426	8.17E-02	1548
z12	0.067485	7.95E-03	1546
z13	0.061357	1.54E-02	1558
z14	0.063682	1.20E-02	1555

ボランティア 体験学習	相関係数	P値	サンプル
z1	0.049367	5.54E-02	1507
z2	0.031275	0.2239	1514
z3	0.069993	6.46E-03	1513
z4	0.082238	1.41E-03	1505
z5	0.063946	1.27E-02	1518
z6	0.078744	2.19E-03	1511
z7	0.083983	1.11E-03	1506
z8	0.04083	1.12E-01	1515
z9	0.077446	2.58E-03	1512
z10	0.065654	1.06E-02	1515
z11	0.066836	9.47E-03	1506
z12	0.052168	4.30E-02	1505
z13	0.030497	2.36E-01	1515
z14	0.043761	8.89E-02	1512

図-5.12 各活動と質問項目との相関関係
付-9

グラウンドゴルフ	相関係数	P値	サンプル
z1	0.083399	7.26E-04	1639
z2	0.075666	0.002133	1645
z3	0.048343	5.00E-02	1645
z4	0.104183	2.41E-05	1637
z5	0.078297	1.45E-03	1651
z6	0.07974	1.22E-03	1643
z7	0.10558	1.85E-05	1638
z8	0.068854	5.18E-03	1647
z9	0.079885	1.19E-03	1644
z10	0.094888	1.14E-04	1649
z11	0.110234	7.76E-06	1638
z12	0.111852	5.76E-06	1636
z13	0.101764	3.51E-05	1647
z14	0.10983	8.07E-06	1644

日南の水を守る会	相関係数	P値	サンプル
z1	0.076308	3.33E-03	1478
z2	0.062837	0.01551	1483
z3	0.063551	1.44E-02	1483
z4	0.069285	7.71E-03	1478
z5	0.0624	1.60E-02	1489
z6	0.045205	8.18E-02	1483
z7	0.022957	3.78E-01	1478
z8	0.001457	9.55E-01	1486
z9	0.074357	4.14E-03	1485
z10	0.065439	1.16E-02	1487
z11	0.076617	3.21E-03	1478
z12	0.094121	2.94E-04	1476
z13	0.083768	1.22E-03	1487
z14	0.094969	2.47E-04	1485

スポーツ レクリエーション祭	相関係数	P値	サンプル
z1	0.093212	2.06E-04	1581
z2	0.058006	0.02084	1587
z3	0.059318	1.81E-02	1588
z4	0.127624	3.53E-07	1582
z5	0.056039	2.54E-02	1592
z6	0.080885	1.26E-03	1588
z7	0.085996	6.14E-04	1583
z8	0.048834	5.16E-02	1590
z9	0.020488	4.14E-01	1589
z10	0.013544	5.89E-01	1590
z11	0.082647	1.01E-03	1581
z12	0.052192	3.82E-02	1578
z13	0.029293	2.43E-01	1590
z14	0.094243	1.70E-04	1587

道路清掃 ボランティア	相関係数	P値	サンプル
z1	0.181676	1.01E-09	1114
z2	0.06326	0.0346	1116
z3	0.101337	6.94E-04	1117
z4	0.184444	5.76E-10	1112
z5	0.150069	4.48E-07	1112
z6	0.152936	2.84E-07	1116
z7	0.140955	2.28E-06	1116
z8	0.103236	5.46E-04	1118
z9	0.094736	1.51E-03	1119
z10	0.100713	7.29E-04	1122
z11	0.110007	2.31E-04	1116
z12	0.160398	7.15E-08	1116
z13	0.122437	3.98E-05	1120
z14	0.203743	5.85E-12	1120

広報誌発行	相関係数	P値	サンプル
z1	0.112412	1.82E-05	1447
z2	0.079323	0.002488	1452
z3	0.04314	1.00E-01	1453
z4	0.099265	1.60E-04	1442
z5	0.064465	1.39E-02	1455
z6	0.06939	8.21E-03	1450
z7	0.040182	1.27E-01	1447
z8	0.054677	3.73E-02	1451
z9	0.052151	4.72E-02	1449
z10	-0.01545	5.56E-01	1453
z11	0.052688	4.51E-02	1447
z12	0.068948	8.82E-03	1442
z13	0.099005	1.57E-04	1453
z14	0.074659	4.49E-03	1447

図-5.13 各活動と質問項目との相関関係

ふる里祭り
(n=503,227,100,146,233,352,176)

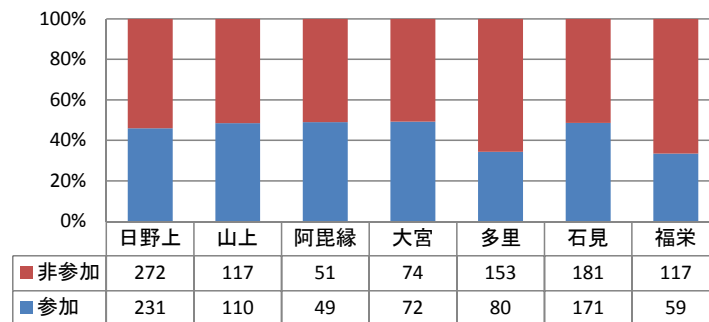


図-6.1 ふる里祭り参加状況

100kmマラソン運営
(n=486,232,100,138,238,354,178)

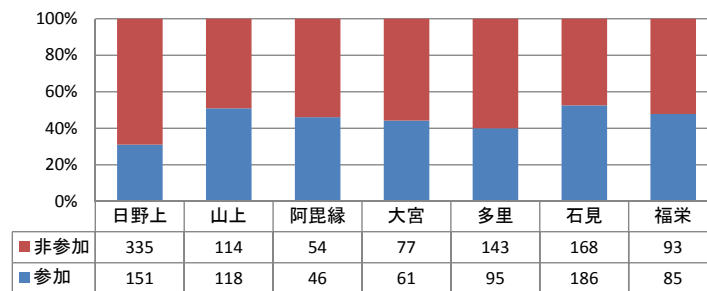


図-6.2 100kmマラソン運営参加状況

ふる里祭り参加可否との相関			
説明変数	相関係数	P値	サンプル数
X_f	-0.00241	0.9214	1686
X_I	0.040081	0.1216	1495
X_G	-0.03281	0.1707	1747
X_A	0.116148	1.12E-06	1750
X_{O1}	0.101302	3.31E-04	1252
X_{O2}	-0.11179	7.37E-05	1252
X_{O3}	0.1152	4.39E-05	1252
X_L	0.113951	8.00E-06	1530

100キロマラソン運営参加可否との相関			
説明変数	相関係数	P値	サンプル数
X_f	0.136832	2.38E-08	1651
X_I	0.140802	6.38E-08	1463
X_G	0.110544	4.61E-06	1710
X_A	-0.19193	1.14E-15	1712
X_{O1}	-0.0133	6.42E-01	1227
X_{O2}	0.073437	1.01E-02	1227
X_{O3}	0.192598	1.02E-11	1227
X_L	0.063001	1.46E-02	1501

図-6.3 相関関係

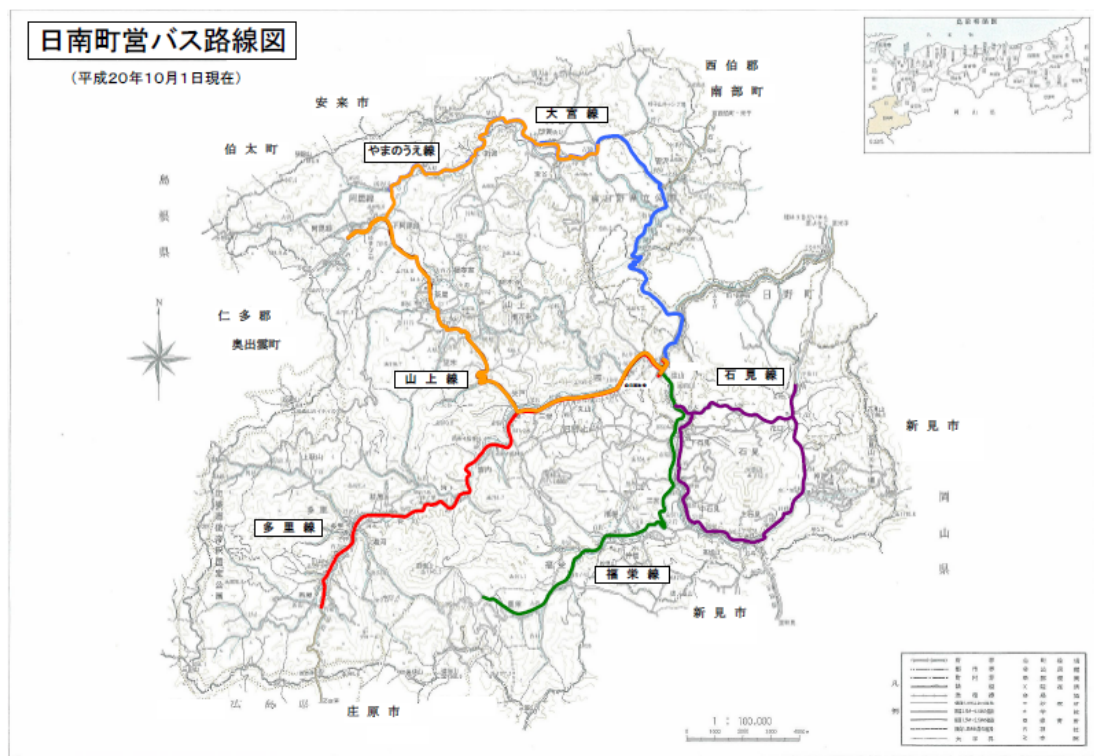


図-6.4 日南町バス経路

	日野上	山上	阿毘縁	大宮	多里	石見	福栄
日野上	0	5	9.5	7.5	9	6	7
山上	5	0	4.5	9.5	6	11	12
阿毘縁	9.5	4.5	0	5	10.5	15.5	16.5
大宮	7.5	9.5	5	0	15.5	13.5	14.5
多里	9	6	10.5	15.5	0	15	16
石見	6	11	15.5	13.5	15	0	4.5
福栄	7	12	16.5	14.5	16	4.5	0



逆数

	日野上	山上	阿毘縁	大宮	多里	石見	福栄
日野上	0	0.2	0.105263	0.133333	0.111111	0.166667	0.142857
山上	0.2	0	0.222222	0.105263	0.166667	0.090909	0.083333
阿毘縁	0.105263	0.222222	0	0.2	0.095238	0.064516	0.060606
大宮	0.133333	0.105263	0.2	0	0.064516	0.074074	0.068966
多里	0.111111	0.166667	0.095238	0.064516	0	0.066667	0.0625
石見	0.166667	0.090909	0.064516	0.074074	0.066667	0	0.222222
福栄	0.142857	0.083333	0.060606	0.068966	0.0625	0.222222	0

図-6.5 Wの作成その1

		日野上								...	福栄				
		家計1	家計2	家計3	家計4	家計5	家計6	家計7	家計8		家計n-4	家計n-3	家計n-2	家計n-1	家計n
日野上	家計1	0	1	1	1	1	1	1	1	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
	家計2	1	0	1	1	1	1	1	1	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
	家計3	1	1	0	1	1	1	1	1	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
	家計4	1	1	1	0	1	1	1	1	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
	家計5	1	1	1	1	0	1	1	1	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
	家計6	1	1	1	1	1	0	1	1	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
	家計7	1	1	1	1	1	1	0	1	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
	家計8	1	1	1	1	1	1	1	0	...	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	・	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
福栄	家計n-4	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	...	0	1	1	1	1
	家計n-3	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	...	1	0	1	1	1
	家計n-2	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	...	1	1	0	1	1
	家計n-1	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	...	1	1	1	0	1
	家計n	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	0.142857	...	1	1	1	1	0

基準化



		日野上								...	福栄				
		家計1	家計2	家計3	家計4	家計5	家計6	家計7	家計8		家計n-4	家計n-3	家計n-2	家計n-1	家計n
日野上	家計1	0	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
	家計2	0.002137	0	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
	家計3	0.002137	0.002137	0	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
	家計4	0.002137	0.002137	0.002137	0	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
	家計5	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0	0.002137	0.002137	0.002137	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
	家計6	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0	0.002137	0.002137	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
	家計7	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0	0.002137	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
	家計8	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0	...	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	・	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
福栄	家計n-4	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	...	0	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137
	家計n-3	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	...	0.002137	0	0.002137	0.002137	0.002137
	家計n-2	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	...	0.002137	0.002137	0	0.002137	0.002137
	家計n-1	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	...	0.002137	0.002137	0.002137	0	0.002137
	家計n	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	0.000305	...	0.002137	0.002137	0.002137	0.002137	0

図-6.6 Wの作成その2

n=1252		y: ふる里祭り W:W _g			
パラメータ	事後平均	事後標準偏差	90%信頼区間		Geweke検定統計量
X _f	0.145173	0.092568	-0.0051	0.296821	0.234295
X _l	0.135549	0.088183	-0.01094	0.279612	-0.36331
X _G	-0.15391	0.078709	-0.28208	-0.02502	0.2079
X _A	0.28529	0.096878	0.12653	0.443269	0.458129
X _{O1}	0.263116	0.099637	0.095719	0.425615	-0.09913
X _{O2}	-0.12746	0.107252	-0.29966	0.049899	1.08695
X _{O3}	0.596123	0.150266	0.349903	0.843714	1.272956
X _L	0.254613	0.097994	0.092113	0.417496	1.276273
σ^2	0.132247	0.027764	0.093608	0.184593	-1.79058
ρ	0.978834	0.012134	0.955955	0.994562	0.851641

n=1227		y: 100kmマラソン運営 W:W _g			
パラメータ	事後平均	事後標準偏差	90%信頼区間		Geweke検定統計量
X _f	0.155869	0.094071	0.003268	0.313132	-0.20796
X _l	0.152817	0.089685	0.002155	0.301276	1.417891
X _G	0.23824	0.081744	0.103399	0.373375	1.95419
X _A	-0.58978	0.100643	-0.75289	-0.42219	-0.17831
X _{O1}	0.115516	0.102776	-0.05564	0.284882	-0.60291
X _{O2}	0.02723	0.105112	-0.14541	0.199616	-0.34285
X _{O3}	0.72165	0.160797	0.457779	0.989526	-0.03323
X _L	0.370215	0.098209	0.208728	0.531204	1.312147
σ^2	0.143339	0.031529	0.098879	0.19932	1.295482
ρ	0.974475	0.013318	0.951173	0.993206	0.790147

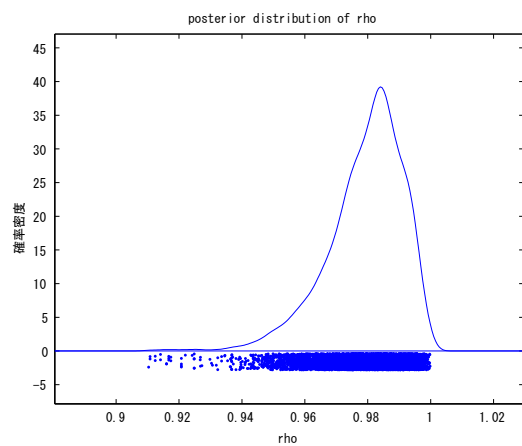
n=1244		y: ふる里祭り W:W _f			
パラメータ	事後平均	事後標準偏差	90%信頼区間		Geweke検定統計量
X _f	-0.10125	0.079021	-0.23077	0.026176	0.991082
X _l	0.025075	0.081598	-0.1076	0.160173	0.328865
X _G	-0.22826	0.073571	-0.34716	-0.10738	0.002992
X _A	0.088309	0.086024	-0.0512	0.233407	-1.53425
X _{O1}	0.221368	0.097241	0.061691	0.380689	-0.14746
X _{O2}	-0.25643	0.100198	-0.42128	-0.0908	-1.18654
X _{O3}	0.599982	0.140793	0.363962	0.828713	-1.36929
X _L	-0.0756	0.078106	-0.20095	0.053011	-0.02412
σ^2	0.11984	0.022026	0.088643	0.160778	-0.99706
ρ	0.852516	0.07578	0.741937	0.980961	-1.76203

表-6.1 推定結果

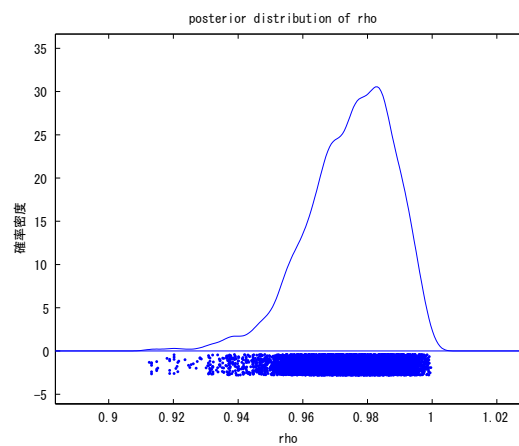
W _g				
y	ρ	90%信頼区間		geweke 検定統計量
小地域懇談会	0.982229	0.964401	0.99538	-0.44136966
地域巡回サービス	0.993683	0.987501	0.998331	0.32957311
日南町の水を守る会	0.994029	0.988198	0.998385	-0.32979588
道路清掃ボランティア	0.97839	0.958269	0.994778	-0.2740424
文化祭	0.981285	0.962781	0.995001	0.126356658
ふる里祭り	0.978834	0.955955	0.994562	0.851641224
100kmマラソン運営	0.974475	0.951173	0.993206	0.790146654
グラウンドゴルフ	0.992237	0.984961	0.997927	0.259794415
ゲートボール	0.994273	0.988864	0.998544	1.1337005
野球	0.994219	0.98891	0.998398	1.023249639

W _f				
y	ρ	90%信頼区間		geweke 検定統計量
小地域懇談会	0.978668	0.96033	0.992404	-0.00267598
地域巡回サービス	0.994657	0.989949	0.998225	-1.70853578
日南町の水を守る会	0.993344	0.987901	0.997516	3.521371633
道路清掃ボランティア	0.978174	0.958604	0.992064	-1.41508825
文化祭	0.977839	0.959336	0.992028	-0.77271069
ふる里祭り	0.852516	0.741937	0.980961	-1.76203093
100kmマラソン運営	0.972161	0.948968	0.990478	3.797283814
グラウンドゴルフ	0.989257	0.980842	0.99593	0.029461673
ゲートボール	0.997463	0.995003	0.999152	-10.3553574
野球	0.994607	0.989265	0.99838	4.434350497

表-6.2 活動全体推定結果
付-17



(a) Y :ふる里祭り



(b) Y :100kmマラソン運営

図-6.7 $W:W_g$ の際の ρ の全条件付き事後分布

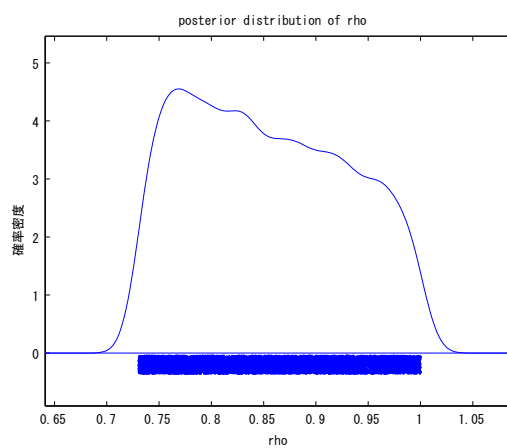


図-6.8 Y :ふる里祭り $W:W_f$ の際の ρ の全条件付き事後分布

付録A

以下では，MCMC法による推計方法及び事後分布に関する統計量についての説明をする．

A.1 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⁴⁶⁾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 $\beta^{(0)}, \theta^{(0)}, \rho^{(0)}, \sigma^{(0)}, z^{(0)}$ を任意の値に設定する．さらに，ハイパーパラメータ $\mathbf{c}, \Sigma$ ，サンプル数 $t, \bar{t}$ 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(4.18)で定義される多変量正規分布 $\mathcal{N}_K(\Sigma^{*-1}\mathbf{c}^*, \Sigma^{*-1})$ 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(4.22)で定義される多変

量正規分布 $\mathcal{N}_K(\mathbf{S}^{*-1}\mathbf{c}^{**}, \mathbf{S}^{*-1})$ 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 $(\sigma^2)^{(t)} = (\boldsymbol{\theta}^{(t)'} \mathbf{S}^{(t-1)'} \mathbf{S}^{(t-1)} \boldsymbol{\theta}^{(t)} + 2\nu) / \lambda^{(t)}$ を求める。ただし、 $\mathbf{S}^{(t-1)} = \mathbf{I}_N - \rho^{(t-1)} \mathbf{W}$ 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 (4.26) からランダム発生させる。ただし、式 (4.26) 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 $p(\rho | \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \sigma^2, \mathbf{z}, \mathbf{y})$ 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

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

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 (4.26) を用いて受容確率

$$\begin{aligned} & \Psi(\rho^{(t-1)}, \rho^{new}) \\ &= \min \left(1, \frac{f(\rho^{new} | \boldsymbol{\beta}^{(t)}, \boldsymbol{\theta}^{(t)}, \sigma^{2(t)}, \mathbf{z}^{(t-1)}, \mathbf{y})}{f(\rho^{(t-1)} | \boldsymbol{\beta}^{(t)}, \boldsymbol{\theta}^{(t)}, \sigma^{2(t)}, \mathbf{z}^{(t-1)}, \mathbf{y})} \right) \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

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

$$\rho^{(t)} = \begin{cases} \rho^{new} & \text{if } u \leq \Psi(\rho^{(t-1)}, \rho^{new}) \\ \rho^{(t-1)} & \text{otherwise} \end{cases} \quad (\text{A.3})$$

で決定する。

ステップ6 パラメータ $\mathbf{z}^{(t)}$ 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 $\mathbf{z}^{(t)}$ を $p(\mathbf{z} | \boldsymbol{\beta}^{(t)}, \boldsymbol{\theta}^{(t)}, \rho^{(t)}, (\sigma^2)^{(t)}, \mathbf{y})$ 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 $\boldsymbol{\beta}^{(t)}, \boldsymbol{\theta}^{(t)}, \rho^{(t)}, (\sigma^2)^{(t)}, \mathbf{z}^{(t)}$ 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

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 $\bar{t}$ 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．

A.2 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 $\mathcal{M} = \{\underline{t}+1, \dots, \bar{t}\}$ と定義する．

まず，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．

$$\tilde{\mu}(\rho) = \sum_{t=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\rho^{(t)}}{\bar{t}-\underline{t}} \quad \tilde{\sigma}^2(\rho) = \sum_{t=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{(\rho^{(t)} - \tilde{\mu}(\rho))^2}{\bar{t}-\underline{t}} \quad (\text{A.4})$$

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

$$\tilde{\mu}(\beta) = \left(\sum_{t=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\beta_1^{(t)}}{\bar{t}-\underline{t}}, \dots, \sum_{t=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\beta_K^{(t)}}{\bar{t}-\underline{t}} \right)' \quad (\text{A.5})$$

$$\tilde{\Sigma}(\beta) = \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}^2(\beta_1) & \dots & \tilde{\sigma}(\beta_1\beta_K) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\sigma}(\beta_K\beta_1) & \dots & \tilde{\sigma}^2(\beta_K) \end{pmatrix} \quad (\text{A.6})$$

と表される．ただし，

$$\tilde{\sigma}^2(\beta_j) = \sum_{t=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\{\beta_j^{(t)} - \tilde{\mu}(\beta_j)\}^2}{\bar{t}-\underline{t}} \quad (\text{A.7})$$

$$\tilde{\sigma}(\beta_i\beta_j) = \sum_{t=\underline{t}+1}^{\bar{t}} \frac{\{\beta_i^{(t)} - \tilde{\mu}(\beta_i)\} \{\beta_j^{(t)} - \tilde{\mu}(\beta_j)\}}{\bar{t}-\underline{t}} \quad (\text{A.8})$$

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 $\beta, \theta, \rho, \sigma^2, z$ 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 $(\underline{\rho}_\alpha, \bar{\rho}_\alpha)$

$$\underline{\rho}_\alpha = \arg \max_{\rho^{(t^*)}} \left\{ \frac{\#(\rho^{(t)} \leq \rho^{(t^*)}, t \in \mathcal{M})}{\bar{t} - \underline{t}} \leq \alpha \right\} \quad (\text{A.9})$$

$$\bar{\rho}_\alpha = \arg \min_{\rho^{(t^{**})}} \left\{ \frac{\#(\rho^{(t)} \geq \rho^{(t^{**})}, t \in \mathcal{M})}{\bar{t} - \underline{t}} \leq \alpha \right\} \quad (\text{A.10})$$

を用いて $\underline{\rho} < \rho < \bar{\rho}$ と定義できる．ただし， $\#(\rho^{(t)} \leq \rho^{(t^*)}, t \in \mathcal{M})$ は論理式 $(\rho^{(t)} \leq \rho^{(t^*)}, t \in \mathcal{M})$ 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^{?)}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，

$$\Xi_\rho = \frac{\bar{\rho}_1 - \bar{\rho}_2}{\sqrt{\nu_1(\rho)^2 + \nu_2(\rho)^2}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad (\text{A.11})$$

$$\bar{\rho}_1 = \frac{\sum_{t=\underline{t}+1}^{\underline{t}+t_1} \rho^{(t)}}{n_1} \quad \bar{\rho}_2 = \frac{\sum_{t=\bar{t}-t_2+1}^{\bar{t}} \rho^{(t)}}{t_2} \quad (\text{A.12})$$

$$\nu_1(\rho)^2 = \frac{2\pi \hat{f}_\rho^1(0)}{t_1} \quad \nu_2(\rho)^2 = \frac{2\pi \hat{f}_\rho^1(0)}{t_2} \quad (\text{A.13})$$

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

$$2\pi \hat{f}_\rho^i(0) = \hat{w}_0^i + 2 \sum_{s=1}^q w(s, q) \hat{w}_j^i \quad (\text{A.14})$$

$$\hat{w}_j^1 = t_1^{-1} \sum_{g=\underline{t}+s+1}^{\underline{t}+t_1} (\rho^{(g)} - \bar{\rho}_1)(\rho^{(g-s)} - \bar{\rho}_1) \quad (\text{A.15})$$

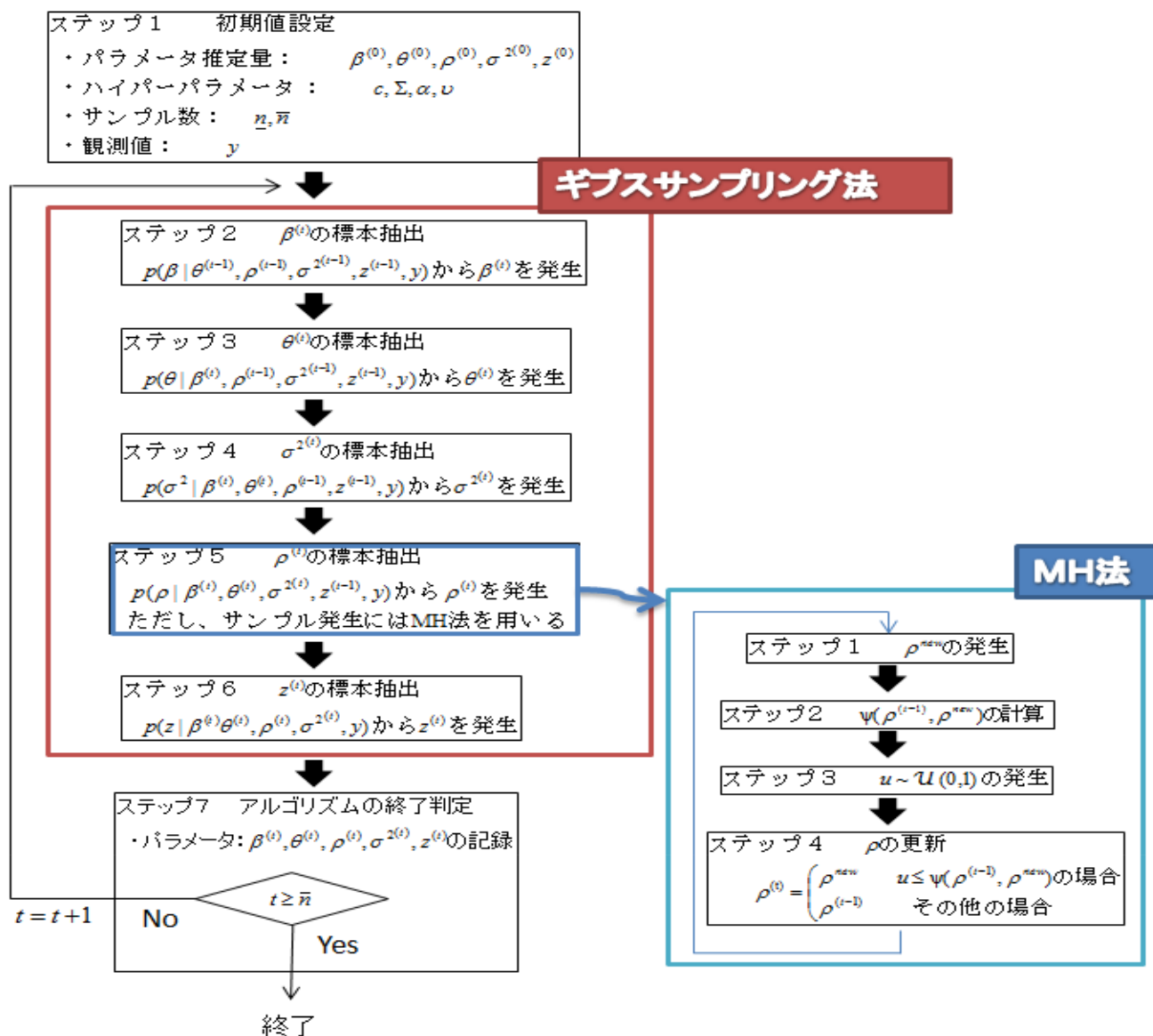
$$\hat{w}_j^2 = t_2^{-1} \sum_{g=\bar{t}-t_2+s+1}^{\bar{t}} (\rho^{(g)} - \bar{\rho}_2)(\rho^{(g-s)} - \bar{\rho}_2) \quad (\text{A.16})$$

$$w(s, q) = 1 - \frac{s}{q+1} \quad (\text{A.17})$$

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

$$\begin{cases} H_0(\rho) : |\Xi_\rho| \leq \xi_{\alpha/2} \\ H_1(\rho) : |\Xi_\rho| > \xi_{\alpha/2} \end{cases} \quad (\text{A.18})$$

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．



謝 辞

本論文を結ぶにあたり，本研究の遂行に際しまして，ご指導，ご協力を頂きました多くの方々に感謝の意を表します．京都大学工学研究科の小林潔司教授には，大変御多忙な中，適切なご指導，御助言を頂きました．心から感謝申し上げます．京都大学工学研究科の松島格也准教授には，御多忙の中，研究への取り組み方，本論文に関する基礎的な素養をご指導頂きました．厚く御礼申し上げます．京都大学工学研究科の大西正光助教授には，研究への御指導に加え，日常生活においての多くの支援を頂きました．厚く御礼申し上げます．京都大学工学研究科の鄭蝦榮氏には，御多忙の中，大変親身になっての御指導，御教授に加え，論文の緻密な修正を頂きました．感謝に堪えない次第です．大変お世話になりました．京都大学工学研究科の横松宗太准教授には，適切なご指導，ご指摘を頂きました．厚く御礼申し上げます．計画マネジメント論研究室の尾木健士郎先輩には，研究を開始するにあたり，多大な支援を頂きました．心から感謝申し上げます．そして計画マネジメント論研究室の諸兄には，本論文を取りまとめるにあたり，多大な御協力を頂きました．ここに深く感謝する次第です．秘書の藤本彩氏には，研究生活にあたり多くの事務作業等，様々な場面での心温かい御支援を頂きました．心より感謝致します．