

資源保全活動の参加意向形成過程におけるソーシャル・キャピタルの影響評価モデルの構築

Construction of the Simulation Model about Evaluation of an Effect of Social Capital on the Process of Consensus Building for Regional Resource Conservation

山下 良平*・星野 敏*

Ryohei YAMASHITA and Satoshi HOSHINO

要旨：農地・水・環境保全向上対策（農水省）では、地域ぐるみの資源保全活動に関して、実行計画の策定とその継続を担保に運営資金を助成する仕組みをとる。農山村地域では、施策の効率的な運用に向けて、住民の参加意欲を向上させることが喫緊の課題となっている。本研究では、適応型合意形成モデルを応用し、多数の主体による合意形成過程を解析するためのモデルを構築した。そして、態度変容の規定要因として、ソーシャル・キャピタルの影響を考察することを課題とした。その結果、ソーシャル・キャピタルの構成要素である社会規範は、特に活動への参加意向の形成に対する影響が大きいことが示された。

キーワード：農地・水・環境保全向上対策、適応型合意形成モデル、ソーシャル・キャピタル、資源保全

Abstract：In the policy “Measures of conserve and improve land, water and environment”, working funds was granted for the plan making and its continuous execution of the resource preservation activities performed by a rural resident cooperating. In the rural region, it has been an important subject towards efficient operation of the measure to raise residents' participating motivation. In this research, we applied the adaptive consensus building model, and built the model for analyzing the consensus building process by many residents. And we considered the influence degree of the social capital as a determinant factor of an attitude change of them. As a result, it was shown that especially the social norm that is a constituent factor of social capital has great influence on formation of the participating motivation to activity.

Key Words：measures of conserve and improve land, water and environment, adaptive consensus building model, social capital, resource conservation

研究背景と課題

今後の国土計画の枠組みを示す国土形成計画（国交省作成）では、新たな地域経営の担い手となるべき「新たな公」として、協働型の主体形成が期待されている。農山村地域における地域資源の良好な保全とその質の向上を図る新たな対策として、平成19年度より農林水産省が本格施行する農地・水・環境保全向上対策（以下「本施策」）は、その政策意図を反映し、地域協議会の定める独自の協定に則り、持続可能な地域資源保全に資する地域ぐるみの担い手育成を図る施策であると言えよう。

本施策は、地域協議会の定めた協定（以下、協定）に基づき、多様な主体の協働による資源保全活動や、先進的な営農活動を対象に、協定で定めた面積に応じて平成23年までの活動資金が助成される制度である。したがって、利害関係の錯綜する多様な主体の合意形成は必要不可欠なプロセスであり、合意形成を効率的に進めることが地域の課題となる。このような協働型の担い手育成の方向性は、今後も引き続き農林業支援施策において標準化されるであろう。とすれば、効率的な施策運用のため、合意形成の過程をモデル化し、その促進要因や桎梏となる要因を構造的に捉えることは有益な試みであろう。

ところで、本施策に先立って施行された、継続的な農地保全に対する支援策である中山間地域等直接支払制度の運用パフォーマンスを規定する要因として、ソーシャル・キャピタル（Social Capital：以下、SC）が注目された（市田ら、2006；星野、2007）。社会組織の特徴を示すSCの要素に関しては、「『社会的信頼』『互酬性の規範』『ネットワーク』といった社会組織の特徴」という定義が一般的に認知されている（Putnam, 1993）。

そこで本研究では、本施策において、地域共同で水路・農道の管理、水利施設の補修等を行う活動（以下「共同活動」）に対する支援策である「資源保全施策」を想定し、その参加意向形成過程に着目したい。そして、共同活動参加への動機の醸成、すなわち合意形成過程において、SCが大きく影響するという作業仮説を設定し¹⁾、共同活動に対する態度変容の規定要因として、SCの影響を考察することを課題とする。具体的には、①意向が異なる各主体の流動的な態度をモデル化し、②相互作用を通して個々の意向が変化するプロセスにおいて、SCを示す諸要素の影響を評価するための分析的基礎を構築することに焦点をあてて課題への接近を試みる。

ここでは、仮想的な地域特性を反映させた人工社会モデルによる実験的シミュレーションをもとに考察を行う。

* 京都大学大学院農学研究科 農村計画学分野

1. 分析方法

1.1 問題構造の枠組み

本施策では、資源保全活動の枠組みについて、水路の草刈り等の作業（基礎部分；必須）と、施設の管理等のより高度な作業のうち、農地・水向上活動に属する作業（誘導部分；選択）、さらに農村環境向上活動に属する作業（同）の3分類としている。そして、これらの共同活動に対して、協定で定めた活動面積の地目毎に200～4400（円/10a）の助成金が支給される。その助成金の使用用途は、原則的に共同活動に関する支出とされていることから、常に経済的インセンティブによって参加者を募るだけの労賃を確保できるとは言い難い²⁾。つまり、施策の助成要件として活動への参加が要請される様々な地域住民にとっては、作業内容によっては共同活動への参加が経済的に非合理的なケースも存在する。つまり、その問題構造は、概ね社会的ジレンマ状況における合意形成問題として近似できよう。

社会的ジレンマの解消には、構造変革アプローチと自発的協力促進アプローチに大別される（大沼，2007）。前者は、社会構造自体を変革し、協力行動が有利になるような枠組みを創出する方法論である。後者は、コミュニケーションや情報・知識の交換により、協力行動を促す相互の信頼や期待を形成していく方法論である。ローカルな地域資源保全の共同活動が対象であることを踏まえると、自発的協力促進アプローチによる接近が妥当と考える。よって本稿では、参加意向の形成に関して、地域組織等のネットワークを介した住民間の対面的相互作用による啓発的效果、或いは同調的行動を促す社会規範等の影響に着目する。

1.2 分析方法

本稿では、時系列的な態度変容の観察を可能とする適応型合意形成モデルを応用する（高橋ら，1999；近江ら，2006）。高橋らによると、適応型合意形成モデルは、「個人の選好（＝意向）を集約した集団全体のマクロ情報を個々の主体が共有し、マクロ情報によって個々の意向を修正するという、調和的な合意形成を得るもの」である。つまり、多数の意思決定主体の集団を考え、集団の多数派に影響されて個々人が意向を修正し、集団の意向のばらつきが徐々に収束していく過程を再現するモデルである。ただし、全体の選好の集計値を参照した態度変容はモデルに反映されているが、個々の主体の相互作用を基とした態度変容の過程は考慮されていない。したがって、人間関係が緊密な農村集落社会における合意形成を再現することは困難であり、改良の必要性が指摘できる。

この点を踏まえて、適応型合意形成モデルの応用として、マクロ情報（地域全体の多数派意見）の参照による態度更新だけではなく、ミクロレベル（個人間）の相互作用をより明確に定義し、現実想定される多様な態度

変容の契機を考慮した拡張適応型合意形成モデル（Extended Adaptive consensus building Model：以下EAMと略称）を構築した。EAMの概念図を図1に示す。

2. 分析モデルの構築

2.1 モデル空間の構造と属性別の住民の基本性向

1) 空間のスケール

モデル空間（仮想集落）のスケールは、便宜的に平成18年度の資源保全施策モデル支援事業地域の実績を参考に決定する（表1参照）。この実績値を参考にし、仮想的な地域として、協定対象面積と見なす700m×700m（計49ha）の平面上（正方形の地域）に、300人の住民（農業従事者150人、非農業従事者150人）が点在している状況を概念的に考える。また、本研究段階では簡素化のため、住民の意思決定における経済的なインセンティブ

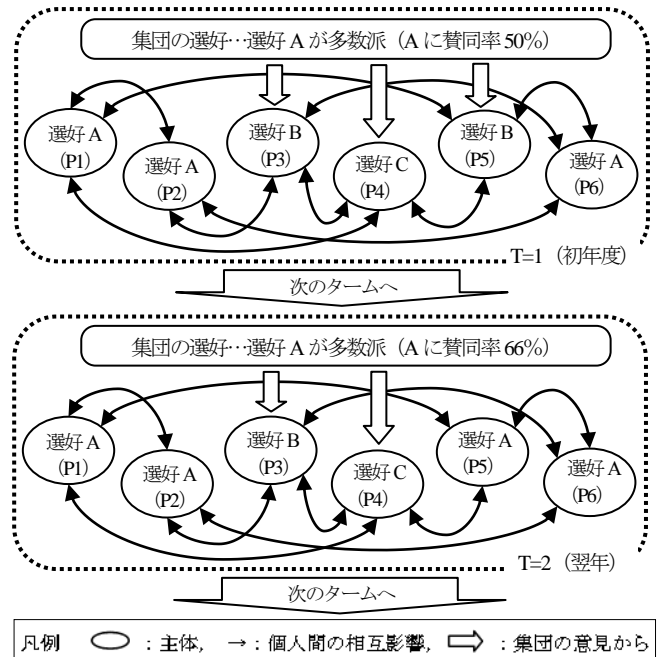


図1 本研究で用いるEAMの概念図（※）

※ P1～P6は、周囲からの影響により、個々の主体が選好を転換する確率、多数派の影響を受けての態度変容の確率は後述。

表1 資源保全施策モデル支援事業地域の実績（※）

	平均値	標準偏差
協定対象面積①	46.3ha	23.6
協定対象地域内総世帯数	187.3世帯	401.1
うち非農家の割合	48.2%	25.0
構成員数②	131.0人	119.3
うち非農業従事者の割合	33.8%	30.0

出典) 農地・水・環境保全向上対策 Website 参照 (2008/05/15 確認) (URL: <http://www.inakajin.or.jp/midorihozen/index.html>)

※全564地域のうち、協定対象面積が極端に大規模・小規模の事例を除くため、上位及び下位の5%を除く中間90% (507地域)を対象とした。

を捨象し、協定の対象となる地目については議論しない。

2) EAM 構築時の仮定事項

EAM によってシミュレーションを行うにあたり、以下の仮定を設ける。これらは、現実的な共同活動の合意形成過程の諸相を適宜抽象化するための項目である。また仮定を支持する根拠が充分ではないが、経験的知見等も加味したうえで、現行のモデルが説明しうる範囲(限界)を予め明示するための項目も含まれる。

まず、住民を農業従事状況に基づいて、①農業従事者、②非農業従事者に大別する。特徴としては、農業従事者は、非農業従事者と比較して地域資源と接する機会が多く、相対的に参加意向を有する割合が高いが、個人によっては選好にばらつきがあり、非協力的な人間も存在するような属性であると仮定する。他方、非農業従事者は、初期時点での参加意向保持率が低調で、且つ全般的に似通った意向を有すると仮定する。

また、EAM 内の地域で選択される基礎部分及び誘導部分の作業を、一括して「共同活動」として考える。ただし、実際には個別の作業内容によって選好は異なり、その程度は意向決定に大きく影響すると推察されるため、以下のように確率的に個人の選好のばらつきを組み込む。

一般的には、基礎部分に該当する作業項目は、農家・非農家共に認知度も高く、保全活動の対象となる地域資源の必要性も高く評価されると考えられる。他方、誘導部分の作業項目は、内容が応用的であり、日常的に馴染みが薄い項目も少なくない。このような経験的事実をモデルに反映させるため、住民は、地域で選定される作業

内容に対して、主観的な選好を有すると仮定する。ここでは、本施策で規定される基礎部分・誘導部分の作業のうち、地域に該当する作業内容の組み合わせを与件とし、住民は、地域で取り組むべき活動に対して、総合的な選好を有するものとしてモデルに組み込む。その程度を「作業選好度 (α)」と定義する (α の詳細は後述)。また、共同活動に対して、住民の態度は「参加意向」「不参加意向」及び「保留」の何れかであるとする。

2. 2 態度変容機構

1) 態度変容の契機

共同活動への態度を更新するプロセスに関して、以下の2点を契機とした態度変容が確率的に生起するモデルを構築する。

まず第1に、個人間の局所的な相互影響過程による態度変容であり、共同活動への態度が異なる他者との日常的な接触等により、自己の態度を変化させるプロセスを想定した。このような対面相互作用を契機とした態度変容の構造を図2のように設計した。この構造は、影響を受けると考えられる他者を、「同じ地域組織に所属」「同じ農業従事状況(農業従事者か非農業従事者か)」「同じ年代」「居住地が近い」の4つのカテゴリーに分類して、各カテゴリーに属する他者からは、同等の影響を受けるという設定である。ここで、図中の $\beta_1 \sim \beta_4$ を「個人影響度」と定義する。

第2に、個々が認知する社会集団の同調作用による態度変容である。地域に強い社会規範が存在し、共同活動へと促す雰囲気が存在することで、他者の意向を伺いな

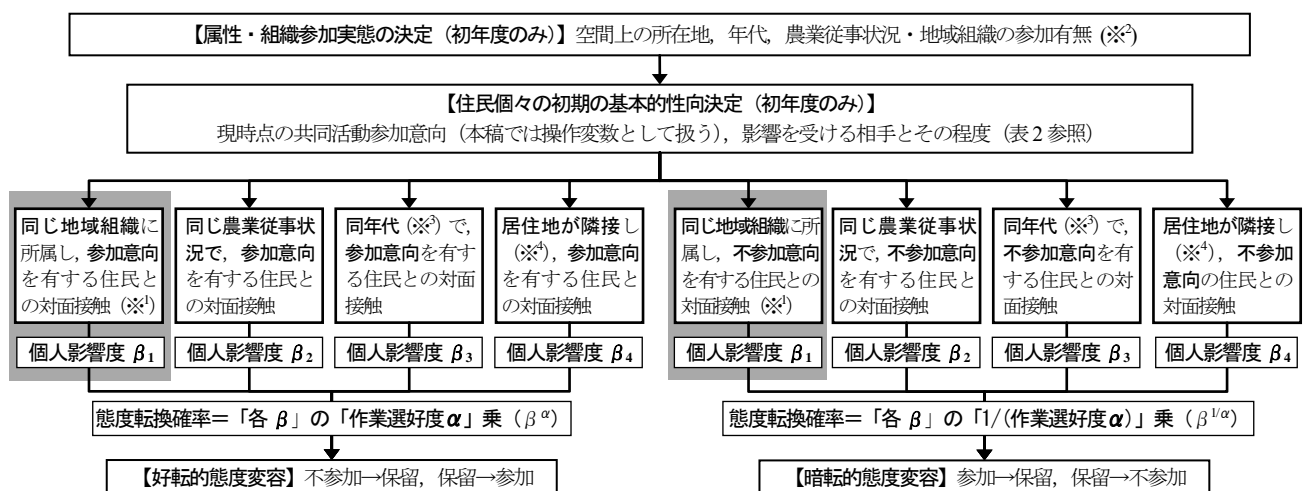


図2 個人間の直接的な相互作用による共同活動への態度変容機構

※¹ 地域組織に所属している場合のみ、網掛け部分を当該組織の年間活動回数繰り返す (1~12回の範囲でランダム決定)。

※² 地域組織数は最大で7 (少年世代組織, 青年世代組織, 高齢者世代組織, 学校, PTA, NPO, 企業を想定) とし、二重所属及び予測期間中の参加, 脱退は無いものとした。住民地域組織参加率に従って、確率的に組織に所属するかどうか決定し、組織に参加している人間に、さらに所属組織の種別 (上記の7種類) がランダムに割り振られる。偶発的に構成員が0になった場合は、その組織は存在しないものとして扱う (組織数が1つ減る)。

※³ 10歳刻みで10代から80代の8カテゴリーに分類。同一カテゴリーに属する住民を対象とする。

※⁴ 便宜的に近所 (日常的に顔を合わすなど、距離的に近接性が高い住民と考える) の領域を「所在地を中心とする半径100m以内」とした。

がら同調的に態度を変化させるプロセスが考えられる。このような契機による態度変容の構造を図3のように設計した。ここで、図中の γ を「他者参加率」と定義する。この構造においては、他者参加率をシグナルとした態度変容の結果を受けて、共同活動に対する不参加意向保持者の関心低下に起因した、同調圧力を感じる他者の参加意向保持水準の逡増を加味している。

2) 態度変容にかかる各種確率の決定

個人影響度 $\beta_1 \sim \beta_4$ 、態度更新する他者参加率 γ 、及び作業選好度 α の構造に関して説明する。以下では住民の意向分布が正規分布に従うものと仮定し、必要に応じて分布の平均や標準偏差を操作変数として扱う。なお、本稿の趣旨はEAMの試験的な運用のため、社会特性を規定する各パラメータは、多様な社会を想定し、極力網羅的に設定したものである。

個人影響度 $\beta_1 \sim \beta_4$ の決定に関しては、対象となる相手（前述の4分類）毎について、各々から受ける影響度 β を表2のように決定する。これらは、現実的なアンケート調査票を念頭においた構造であり、実践的なモデルの活用を視野に入れているが、本稿では全て一様確率の乱数を代用した。つまり、正規累積分布関数の逆関数の挙動は、乱数 X が1に(0に)近づくと急激に大きく(小さく)なることから、1や2と回答すれば相対的に高い転換確率となり、3や4と回答すれば低確率となる。同様に、他者参加率 γ を、個人影響度 $\beta_1 \sim \beta_4$ の決定方式

に倣い、表3のように決定され、1と回答すれば高い転換確率となり、3と回答すれば低確率となる。

最後に、作業選好度 α であるが、選択される作業内容の多様性を鑑み、農業従事状況の如何に関わらず、全ての住民の選考にある程度のばらつきを想定する。そして、上記の各変数の定義式と同様に、ばらつきが正規分布に従うものと仮定し、正規累積分布関数の逆関数を用いて個々の選好を確率的に表現する。

ここで、図2において、好転的態度変容につながる態度転換確率では、 β の指数が α であり、暗転的態度変容につながる態度転換確率では、 β の指数が α の逆数になっている部分に着目されたい。つまり、1を平均として、 α が高いほど態度が好転し易く、暗転しにくい構造となっている。 α は個人毎の特徴を示す内部変数であるため、一様乱数 x によって決定するが、標準偏差 (Standard Deviation: SD) は、地域性を示す変数と考えることができる³⁾。本研究では、状況をシンプルにするため、地域性の差異については議論せず、さしあたり x の平均を1、標準偏差 SD は0.2に固定する⁴⁾。

3. 分析の枠組み

3.1 与件としての地域特性の差異による比較

ここでは、初期の地域特性が異なる地域を想定するため、図2で示した種々の要因から、①初期の時点での共同活動の参加意向保持率、②個々の住民が何らかの地域組織に所属する割合、の差に着目して、全体として意向の収斂に見られる傾向を読み取る。これらは、共同体意識やネットワークの強弱、つまりSCが地域特性として表出していると理解できるため、(与件としての)SCの影響を評価するための指標として採用した。比較に用いる地域は4通りとし、その特徴を表4のように設定する。

3.2 内生的な住民特性の差異による比較

与件としての地域性の差異だけではなく、個々の住民

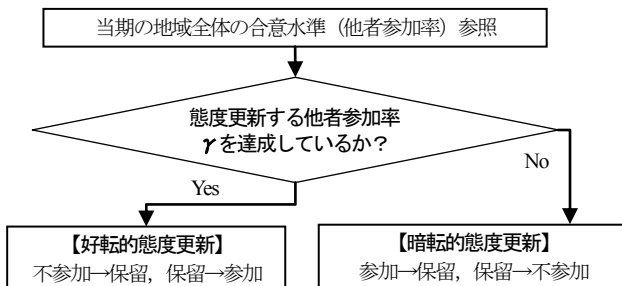


図3 集団の同調作用による共同活動への態度変容機構

表2 EAMにおける対面相互作用による態度転換確率に関する確率定義式

相手	同じ地域組織の人 (β_1)	農家 (非農家) 同志 (β_2)	同年代の人 (β_3)	近所の人 (β_4)
選択肢	1. かなり影響を受ける, 2. 少し影響を受ける, 3. あまり影響を受けない, 4. ほとんど影響を受けない			
回答を受けた影響度の設定	1: $\beta = \text{norminv}(x, 80, 10)$, 2: $\beta = \text{norminv}(x, 60, 10)$, 3: $\beta = \text{norminv}(x, 40, 10)$, 4: $\beta = \text{norminv}(x, 20, 10)$ [β : 個人影響度(%), $\text{norminv}(x, a, b)$: 正規累積分布関数の逆関数 (x ...一様乱数(*), a ...平均, b ...標準偏差)]			

* $0 < x < 1$ とする一様乱数。 $\beta < 0$ 及び $\beta > 100$ となる場合は、それぞれ $\beta = 0$, $\beta = 100$ に近似する (関数の挙動は細幅制約上割愛した)。

表3 EAMにおける他者参加率を参照した態度転換確率に関する確率定義式

選択肢	1. 20%くらいが参加すれば自分も	2. 50%くらいが参加すれば自分も	3. 80%くらいが参加すれば自分も
選択肢の含意	若干の参加であっても率先して	半数程度の人に参加するならば	大多数の人の参加が条件
回答を受けた影響度の設定	1: $\gamma = \text{norminv}(x, 20, 10)$, 2: $\gamma = \text{norminv}(x, 50, 10)$, 3: $\gamma = \text{norminv}(x, 80, 10)$ [γ : 個人影響度(%), $\text{norminv}(x, a, b)$: 正規累積分布関数の逆関数 (x ...一様乱数(*), a ...平均, b ...標準偏差)]		

* $0 < x < 1$ とする一様乱数。 $\gamma < 0$ 及び $\gamma > 100$ となる場合は、それぞれ $\gamma = 0$, $\gamma = 100$ に近似する (表2と同様に、関数の挙動は割愛した)。

表4 比較分析のためのケース設定と初期値

	参加意向保持率(※)	地域組織参加率
Case1	75% (協働の理解強)	75% (ネットワーク強)
Case2	75% (協働の理解強)	25% (ネットワーク弱)
Case3	25% (協働の理解弱)	75% (ネットワーク強)
Case4	25% (協働の理解弱)	25% (ネットワーク弱)

※ 表記の割合は農業従事者が初期時点で共同活動に参加意向を有する確率である。非農業従事者については、農業従事者と比較して参加意向保持率が低いという仮説の下、全てのCaseにおいて、0%から農業従事者の参加意向保持率までの範囲で、ランダムに決定する。

の性向に起因する特性の差異を地域内のSCとして捉えて比較の対象とする。本稿では、各Caseともシミュレーションを100回実行するが、その中で、①他者の影響を受けやすい地域性、②同調的な態度変容を促しやすい地域性、の各上位10回及び下位10回の結果を抽出して、地域全体の参加意向形成過程の態様を比較する。具体的には、確率的に決定された個人影響度(β)と他者参加率(γ)の平均値を計算し、地域性の特徴を示す指標として扱う。この分析方法により、直接個々の行動に表出するSCについて、その多寡を区別して考察する⁵⁾。

3.3 予測期間と実時間との対応

予測期間は、本施策の助成年限である5年を視野に入れて設定した。ただし、前述の2点の態度変容機構を仮定したEAMでは、シミュレーションの1サイクル(全住民が一通り相互作用を経て、態度を決定するプロセス)と、実時間とを厳密に対応させることは困難であるため、シミュレーションの1サイクルを1年と仮定した。なお、α及びβ1~β4は、1回の予測期間中是不変とする。

4. 分析結果と考察

4.1 初期での参加意向保持率の影響

シミュレーション100回試行の結果を示す表5を参照されたい。その結果から一目瞭然であるが、初期時点の参加意向保持率が約25%の地域を想定したシミュレーションでは、全ての試行において、地域全体の参加意向保持率が、初期の水準を下回ることが看取される。この結果から考察するならば、もし現時点での住民の参加意向保持率が低調な場合、外部からの指導等で共同活動を企画したとしても、内発的なモチベーションの高まりが低調であり、持続的な活動への雰囲気づくりは容易ではないと予想される。ただし、このモデルでは、参加意向に関する表面的な態度のみ扱っており、そこから行動に結びつく過程や、活動から得られる効用を考慮していない。したがって、現実的には活動から得られる効用(満足感)等によって態度変容は起こりうるため、本分析の

表5 Case毎の平均参加意向保持率の予測値

	3年後の平均参加意向保持率	5年後の平均参加意向保持率
Case1	54.7% (標準偏差: 9.8)	57.2% (標準偏差: 18.6)
Case2	54.2% (標準偏差: 9.6)	57.4% (標準偏差: 19.0)
Case3	1.8% (標準偏差: 1.6)	0.3% (標準偏差: 0.6)
Case4	1.9% (標準偏差: 1.9)	0.3% (標準偏差: 0.5)

ような単純なモデル構造では捉えきれない部分もある。しかしながら、それらの複雑な影響を捨象しているとはいえ、この結果は、施策の効率的な運用やパフォーマンスが期待される地域を見定めるうえで、有益な情報となりうると思う。

4.2 個人の態度に帰属するSCの有効性の影響評価

図4は、100回のシミュレーションの結果から、若干ではあるが確認された特徴を抽出するため、5年後の参加意向保持率の上位(実線)・下位(破線)10回を抽出したものである。ここでは、明確な差異が確認されなかったCase3及びCase4は考察から除く。図4のCase1_β、Case2_βでは、実線(最も他者の影響を受けやすい地域性)と、破線(最も他者の影響を受けにくい地域性)では、明確な差は見られていない。初期の参加意向保持率が高水準であるにも関わらず、必ずしも全体の参加意向保持傾向(地域の内発的なモチベーション)が高くなっていく訳ではないという結果は興味深い。

他方、Case1_γ、Case2_γでは、実線と破線で明ら

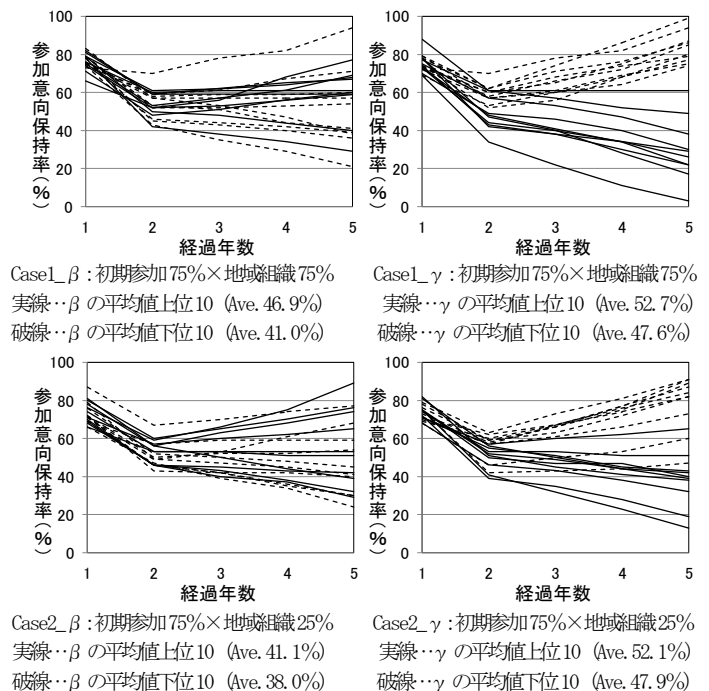


図4 全Caseのシミュレーション結果の比較

※シミュレーション開始直後に一旦参加意向保持率が低下するという共通の挙動は、モデルを構築する際のプログラムコードの記述方法に起因する。

かな差異が確認された。すなわち、個々の住民が同調的に態度変容を行うような社会規範が存在する地域では、共同活動に対する肯定的な態度が醸成しやすいと解釈できる。つまり、社会規範の観点からSCの蓄積が厚い地域は、本施策の良好な運用が期待されると考えられる。また、この結果では地域組織参加率が高いCase1_γの実線はCase2_γの実線の平均値を下回り、破線はその逆であることが見て取れる。これは、住民の参加意向もしくは不参加意向が、地域組織活動を通じて他者に影響を及ぼす機会が多いということを示唆する結果と考える。

5. 結論

分析の結果、表5の「Case1及びCase2」と「Case3及びCase4」の差から判断すると、内発的な共同活動へのモチベーションを維持し、持続的な取り組みにつなげていくためには、やはり現状でも共同活動への参加意向が高い地域性というものが非常に強い要因となっていることが示された。また、初期の参加意向保持率の差ほどの影響度合いではないが、SCの構成要素である「(同調行動を促す)社会規範」の多寡が共同活動への参加意向形成過程へ影響を及ぼすことが明らかとなった。図4で示した分析結果は、比較のために設定したβやγの値(表4)自体が便宜的な水準であるため、単純に比較しようものではないが、その後の合意形成に及ぼす大まかな影響を把握することはできるものと考えられる。

上記のように、完全なる仮想社会による実験的研究としては一定の成果が得られ、冒頭で掲げた作業仮説は、概ね支持できるものと考えられる。しかしながら、以下のような課題の追求が、残された課題として挙げられる。

第1に、同調性や地域組織への参加を直接的にSCと解釈しているにも関わらず、その量的設計が抽象的であるため、SCの位置づけ方について吟味する必要がある。特に、SCの重要な構成要素でありながら、本稿では簡素化のため捨象している社会的信頼という観点から考えると、他者への信頼や他者からの信頼の蓄積等の概念を導入し、態度変容機構を見直すことが不可欠である。

第2に、施策の中心的課題である共同活動について、より深い議論を行うには、現状のEAMの主体属性の区分では不十分であり、さらに厳密な定義を行う必要がある。農業従事者と非農業従事者の扱いについて、現実の行動規範等を精査し、モデルに反映することが求められる。

最後に、作業内容に対する現実的な選好や報酬を明示的にモデル化し、同調的な態度変容のみならず、経済的な意思決定機構を導入する必要がある。

補注

- ¹⁾ SCの多寡によって、組織的な諸活動に対する個人の意思決定・行動を直接的に説明した研究は、海外を事例としたものが多いが(横山ら, 2007; Grootaert. *et al.*, 2002), 国内を対象にした研究は手薄である。
- ²⁾ 中山間地域等直接支払制度との併用によって、十分な労賃を確保するという地域も実在するが、本稿では、そのような状況を厳密にモデル化せず、極力本施策を純粋に評価するための分析の枠組みを構築する。
- ³⁾ これらを現実的な地域特性と関連させて補足すると、住民全体として標準偏差(SD)が大きい地域は、作業内容に対する選好を明確に意思表示し、態度決定に反映させている傾向が強い地域であると連想できよう。逆に、全体的に標準偏差(SD)が小さい地域は、選好の偏りが少なく、作業内容に対しては無差別である傾向が強い地域であると推察できる。
- ⁴⁾ この設定数値は、βやγが極端にばらつくことを抑制することに注意して与えた暫定値であり、ある特定の社会的特徴を反映したものではない。よって、今後の課題としてはパラメータの感度分析が重要となる。
- ⁵⁾ なお、ここで用いた分析の「与件としての地域性」と「内発的な住民特性(性向)」の分類は、坂田(坂田, 2001)が体系化するところの「構造的な社会関係資本」と「認知的な社会関係資本」の区別ではなく、共に認知的な社会関係資本の範疇に識別されるが、便宜的に分類したものである。

引用文献

- Grootaert, C. and Bastelaer, T. eds (2002) *The Role of Social Capital in Development—An Empirical Assessment*. Cambridge University Press, 341-350.
- 星野 敏 (2007) 中山間地域等直接支払制度の効果とソーシャル・キャピタル—和歌山県有田地域柑橘栽培集落の比較分析—。神戸大学大学院自然科学研究科紀要, 25-B, 105-120.
- 市田行信・吉川郷主・水野 啓・小林慎太郎 (2006) ソーシャルキャピタルの尺度開発に関する研究—中山間地域等直接支払制度における協定締結を題材として—。環境情報科学論文集, No.20, 409-414.
- 大沼 進 (2007) 人はどのような環境問題解決を望むのか—社会的ジレンマからのアプローチ—。ナカニシヤ出版, 京都, 201pp.
- 近江潤明・三田村保・大塚隆文・栗原正仁 (2006) 適応型合意形成モデルにおけるエージェントの特性分析。知能と情報(日本知能情報フェスティバル学会誌), 18 (3), 452-461.
- Putnam, Robert D. (1993) 河田潤一訳 (2001) 『哲学する民主主義 伝統と改革の市民的構造』NTT出版, 東京, 318pp.
- 坂田正三 (2001) 社会関係資本と開発—議論の系譜—。『援助と社会関係資本—ソーシャルキャピタル論の可能性—』(佐藤 寛 編), pp.11-33, アジア経済研究所, 千葉。
- 高橋正浩・生天目 章 (1999) 適応型合意形成モデルとその諸性質。情報処理学会論文誌, 40 (9), 3586-3595.
- 横山繁樹・ミトラ・モアザミ (2007) イラン半乾燥地帯における農地交換分合と認知的な社会関係資本—マルカジ州アラック郡の事例—。農村計画学会誌, 26 (2), 69-75.