

農村共有資源の共同管理とソーシャル・キャピタルに関する研究

Study on Collective Management of Rural Common-pool Resources and Social Capital

古澤 慎一*・木南 莉莉**

Shinichi FURUZAWA and Lily KIMINAMI

I 研究の背景および目的

わが国では、農村の過疎化・高齢化・混住化等に伴い農家のみによる農業用排水路や農道等の共有資源の適切な維持管理が困難となっており、非農家を含めた地域住民の参加による維持管理体制の構築が求められている。また、経済成長による生活水準の向上に伴い地域住民の価値観は多様化しており、農業・農地に対しても、自然環境の保全や景観形成などの多面的機能に対するニーズが高まっている。

このような状況を受けて、政府は平成19年度から、農地・水・環境保全向上対策（以下、農地・水・環境対策）を実施し、地域住民の参加による農村共有資源の共同管理を促進している。同対策は営農活動支援と共同活動支援の二つから構成されており、共同活動支援は地域住民の参加を要件として、農業用排水路の草刈りや泥上げなどの基礎的な維持管理活動と花の植栽や生き物調査などの農村環境の向上活動を実施する組織に支援金を交付するものである¹⁾。したがって、共同活動支援は、各組織の共同活動の実施に要する直接的な負担と合意形成に係る費用負担を軽減することで、地域住民の参加による共同管理の促進を行うことを主な狙いとしていると言える。

ところで、ソーシャル・キャピタル（以下、SC）は、協調的行動を容易にすることにより社会の効率を改善しうる信頼、規範、ネットワークのような社会的組織の特徴のことである¹⁾。つまり、農地・水・環境対策は、住民間の相互信頼関係の構築や緊密なコミュニケーションによってSCを蓄積し、農村共有資源の共同管理を促進するものであるとも言える。しかしながら、非農家を含めた地域住民による農村共有資源の維持管理体制の構築は、多様なステークホルダーの参加を意味しており²⁾、

農業の多面的機能に関して重視する側面や蓄積するSCのタイプに対する志向が個人間で異なる場合もあると考えられる。

そこで本研究では、1) 住民の農地・農業用水の多面的機能への評価や農村環境政策に関する志向が共有資源の共同管理への参加に与える影響を明らかにし、2) 住民の共同活動への参加がSCの蓄積に係る地域活性化・絆づくりに与える効果を明らかにすることを目的とする。

II 既往研究と本研究の意義

わが国の農村を対象としてSCを分析したものには、農村におけるソーシャル・キャピタル研究会（2007）がある³⁾。そこでは、SC概念の整理、ヒアリング調査とサンプル集落の住民へのアンケート調査分析を行っており、今後の調査・研究の取組みの方向性の一つとして、住民参加型施策が農村のSCの形成に与える影響を分析する必要があると指摘している。

一方、日本における農村共有資源の共同管理を定量的に分析した研究は、集落レベルの管理実施の規定要因を分析した松下（2009）など²⁾と非農家の参加の規定要因を分析した合崎ら（2006）、原・熊谷（2008）などの二つに分けることができる。

松下（2009）は、滋賀県の農地・水・環境対策の実施集落を対象として、SCのタイプと水準に着目し、共同活動の実施に与える影響を分析している。その結果として、内部結束型SCと橋渡し型SC³⁾はそれ自身および両者の相乗効果を通じて、共同活動の実施率を高める効果があると同時に、二つのタイプのSCの蓄積量の間には負の相関関係があることを明らかにし、両者をバランスよく蓄積することの重要性を指摘している⁴⁾。

合崎ら（2006）では、非農家世帯の協力による農業用

*新潟大学/日本学術振興会特別研究員 Niigata University/JSPS Research Fellow

**新潟大学 Niigata University

Key Words : 1) 農村共有資源, 2) 共同管理, 3) 住民参加, 4) 主観的評価, 5) ソーシャル・キャピタル

排水路の維持管理活動に関して、個人・世帯特性と協力条件の側面から分析し、他世帯の協力行動に対する予測、地域用水機能への理解向上が協力行動に影響することを明らかにし、世帯に応じて協力条件を変化させる参加促進方策の検討が必要なことを指摘している⁵⁾。

また、原・熊谷(2008)では、富山県中部地域を事例として、非農家の農業用水路の維持管理への参加の必要性の認識と参加意識、都市地域と農村地域間の住民の参加意識の比較を行い、都市地域では生物生息へ、農村地域では水質へ配慮した用水路整備の必要性や、集合住宅の住民への呼びかけの必要性を指摘すると同時に、小学生以下の子供の有無や性別が参加意識に影響していることから、家事や育児の機会費用が参加の制約となっている可能性を指摘している⁶⁾。

以上みてきたように、既往の集落レベルの分析では、集団の規模・構成やSCのタイプならびに水準が共同管理の実施に与える影響を分析している一方、住民参加の分析では、農業・農地の多面的機能に対する主観的評価や個人・世帯属性、地域条件などが参加の有無に与える影響を分析している。しかし、農業・農地の多面的機能とSCの両者を視野に入れ、農村共有資源の共同管理を分析した研究は行われていない。また、共有資源の共同管理活動は、SCのタイプや水準に影響を受けるだけでなく、その形成にも影響するものと考えられるが、そのような視点を踏まえた研究は少ない。これらの点を分析することが本研究の特徴である。

Ⅲ 分析の枠組みとデータ

1 分析の枠組み

ここでは、住民の農村共有資源に対する主観的評価や農村環境および蓄積するSCのタイプに対する志向が共同活動への参加行動に与える影響を簡単なモデルを用いて説明する。

住民が共同活動への参加から得られる便益をB、費用をCとし、住民は $B \geq C$ の場合に共同活動へ参加すると仮定する。

便益(B)には農業便益(B_A)と非農業便益(B_N)などの主観的評価を想定する。また、費用(C)は個々の住民の機会費用(C_0)と主観的活動負荷(C_s)に依存するものとする。つまり、機会費用の大きな住民(賃金率の高い人など)ほど、またたとえ同一の活動を実施したとしても主観的に感じる活動参加の負荷が大きな住民ほど(身体的な負担の大きい人、心理的負担を感じる人)参加費用が高くなる。

ここで、蓄積するSCのタイプに対する志向は、内部結束型(SC_{II})と橋渡し型(SC_V)の2つがあり、それらは互いにトレードオフの関係を有するもの仮定する¹⁴⁾。つまり、内部結束型SCへの志向が強まれば橋渡し型SCへの志向が弱まる傾向があるものとする、主観的活動負荷(C_s)は内部結束型志向(SC_{II})が強い人ほど低下する可能性が高くなる。すると、先に示した参加条件は、次のように表すことができる。

$$B(B_A, B_N) \geq C(C_0, C_s, SC_{II})$$

住民の参加度(P)は以下のように書ける。

$$P = F(B_A, B_N, C_0, C_s, SC_{II})$$

ここで、先に述べたように、便益と費用が参加度に与える影響は次のように書ける。

$$\partial P / \partial B_A > 0, \partial P / \partial B_N > 0, \partial P / \partial C_0 < 0,$$

$$\partial P / \partial C_s < 0$$

また、地域のSCに対する志向が住民の参加度に与える影響は次のように書ける。

$$\partial P / \partial SC_{II} > 0$$

また SC_{II} と SC_V のトレードオフにより、 $dP / dSC_V < 0$ である。

2 分析に用いるデータ

分析に用いるデータは、新潟県が実施した「新潟県農地・水・環境保全向上対策「活動組織の取組に関するアンケート調査(共同活動支援)」」の「農業者版」と「非農業者版」の個票データ(平成20年度分)である。同データは、各活動組織の構成員のうち農業者と非農業者の1名ずつが回答している。アンケートの配布対象の活動組織数は879、回収数はそれぞれ733(農業者)、721(非農業者)である。本研究では、基本属性(性別、活動組織)のデータが得られないサンプルを除いた1,410サンプルを分析に用いた。

回答者のプロフィール別構成比(%)をみると、農業地域類型では都市的地域:22.8、平地農業地域:30.8、中間農業地域:41.3、山間農業地域:5.2、性別では男性:92.7、女性:7.3、年齢では20歳代:0.8、30歳代:3.8、40歳代:11.5、50歳代:36.0、60歳代:38.0、70歳以上:9.6、無回答:0.4、職業別では農業者:50.7、非農業者49.3である。

3 データの観察

(1) 共同活動への参加状況

まず、住民の各活動への参加状況をまとめた表1によると、維持管理活動>農村環境向上活動>地域づくりの話し合いの順に積極的に参加していることが分かる。地域づくりの話し合いへの参加について無回答が多いのは、話

表1 各活動への参加状況 (%)

Table 1 Residents' Participation of Collective Activities (%)

	積極的に参加した	まあ参加した	あまり参加しなかった	参加しなかった	無回答
維持管理活動	69.9	23.9	4.7	1.3	0.2
農村環境向上活動	65.9	28.0	4.8	1.1	0.2
地域づくりの話し合い	53.8	30.4	5.6	2.5	7.7

表2 農地・農業用水の多面的機能への評価 (%)

Table 2 Residents' Evaluation on Multi-functionality of Agricultural Land and Water (%)

	効果が ある	地域内		どちらとも 言えない	効果は ない	無回答
		地域内 外で	地域内 で			
洪水防止	85.7	59.8	26.0	7.5	1.4	5.3
水源のかん養	78.1	51.0	27.1	13.0	2.6	6.3
自然・生態系保全	85.1	60.4	24.7	8.8	0.9	5.2
景観形成	88.9	56.0	32.9	5.4	0.5	5.2
伝統・文化の継承	72.6	39.8	32.8	19.9	2.2	5.3

表3 農地・水・環境対策に期待する効果 (%)

Table 3 Expected Effects of Conservation Policy of the Land, Water and Environment (%)

	全体	農業者・非農業者別		農業地域類型別			
		農業者	非農業者	都市的 地域	平地農 業地域	中間農 業地域	山間農 業地域
用水路の長寿命化	74.3	81.8	66.6	65.1	70.4	80.6	87.8
優良農地の確保	30.8	35.4	26.0	28.0	26.2	34.6	39.2
担い手への農地集積	19.6	22.0	17.3	20.2	17.1	19.7	31.1
自然・生活環境の保全	67.8	65.5	70.2	66.0	69.4	67.9	64.9
安全・安心な農産物の提供	29.2	32.6	25.8	34.0	29.4	26.8	27.0
コミュニティの活性化	63.4	62.1	64.7	62.9	70.8	59.2	55.4
都市住民との交流	8.0	8.0	8.1	11.5	8.3	6.0	6.8
地産地消	7.6	6.4	8.8	9.0	6.9	6.7	12.2
食育	12.6	12.7	12.5	13.4	12.0	12.9	10.8
その他	6.1	6.4	5.8	6.2	7.2	5.1	6.8
無回答	0.6	0.3	0.9	0.9	0.5	0.5	0.0

し合いが実施されていない場合や不明な場合も含まれているためである。

(2) 農業の多面的機能への評価

表2は、住民の農地・農業用水の多面的機能への評価をまとめたものである。多面的機能への評価は、景観形成>洪水防止>自然・生態系保全>水源かん養>伝統・文化の継承の順に効果ありとする回答割合が大きい。地域内外へ効果ありと認識されている機能は、自然・生態系保全>洪水防止>景観形成>水源のかん養>伝統・文化の継承の順に回答割合が大きい。

(3) 農地・水・環境対策に期待する効果

表3は住民の農地・水・環境対策に期待する効果についてまとめたものである(複数回答可)。全体では用水路の長寿命化>自然・生活環境の保全>コミュニティの活性化の順に回答割合が大きい。農業者・非農業者別では、農業者は用水路の長寿命化、非農業者は自然・生活環境の保全を最も期待し、農業地域類型別では、都市的地域では自然・生活環境の保全、平地農業地域ではコミ

表4 農地・水・環境対策の地域コミュニティ活性化・絆づくりへの効果に対する評価 (%)

Table 4 Residents' Evaluation on Effects of the Conservation Policy on Community Activation and Bonding (%)

	効果がある	かなり効果がある	少しは効果がある	どちらとも 言えない	効果はない	無回答
全体	93.5	54.0	39.5	2.7	0.8	3.0
農業者・非農業者別						
農業者	95.7	58.7	36.9	2.0	0.8	1.5
非農業者	91.4	49.2	42.2	3.5	0.7	4.5
農業地域類型別						
都市的地域	96.6	55.5	41.1	1.9	0.3	1.2
平地農業地域	92.6	56.5	36.1	3.0	1.4	3.0
中間農業地域	93.0	51.3	41.7	2.6	0.7	3.8
山間農業地域	90.5	55.4	35.1	5.4	0.0	4.1

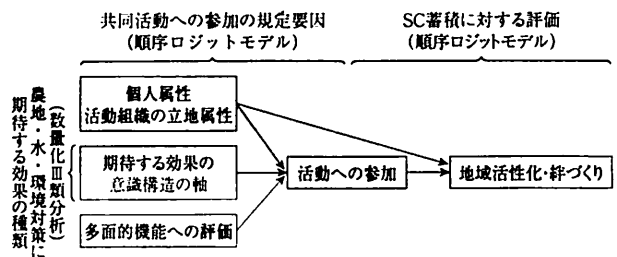


図1 分析の全体図

Fig. 1 Overall Structure of Analysis

ュニティの活性化、中間農業地域と山間農業地域では用水路の長寿命化を最も期待している。

(4) 地域コミュニティ活性化・絆づくりへの効果

農地・水・環境対策の地域コミュニティ活性化・絆づくりへの効果についてまとめた表4によると、全体では9割以上が効果ありと回答している。農業者・非農業者別では、農業者において効果ありと回答する割合が大きく、地域類型別では、都市>中間>平地>山間の順に回答割合が大きい。ただし、かなり効果ありとする回答は平地農業地域が最も大きくなっている。

IV 分析

1 分析方法

分析方法は、以下の通りである(図1)。まず、データの準備として、数量化Ⅲ類分析を用いて、農地・水・環境対策に期待する効果の意識構造を抽出する。そして、各軸のカテゴリースコアを用いてサンプルスコアを算出する。数量化Ⅲ類分析を用いるのは、各項目間の関連性を調べることでその背後の潜在的要因を抽出し、さらにその抽出した要因を用いて、各回答者の意見分布の位置を数量化するためである¹⁵⁾。

次に、順序ロジットモデルを用いて、共同活動への参加の規定要因を計量的に明らかにする。被説明変数には、

活動への参加（維持管理活動，農村環境向上活動，地域づくりの話合いの3種）を用い，積極的に参加した：3，まあ参加した：2，あまり参加しなかった：1，参加しなかった：0として点数化した。説明変数には，農地・水・環境保全向上対策に期待する効果の意識構造の軸，農地・農業用水の多面的機能への評価（地域内外で効果がある：1，地域内で効果がある：1，どちらとも言えない：0，効果はない：0としてダミー変数化），属性項目には，都市化や利害関係の違いなどの要因をコントロールするために，組織の立地属性（農業地域類型），個人の属性（職業：農業者・非農業者別，性別，年齢）を用いる。

最後に，共同活動への参加がSCの蓄積に与える影響を分析するために，順序ロジットモデルを用いて，分析を行う。被説明変数には，農地・水・環境対策の地域コミュニティ活性化・絆づくりへの効果に対する評価（かなり効果がある：3，少しは効果がある：2，どちらとも言えない：1，効果はない：0として点数化）を用い，説明変数には，活動への参加状況と属性項目を用いる。

2 データの準備

表5は，農地・水・環境対策に期待する効果の数量化Ⅲ類分析の結果である。第3軸までの累積寄与率が約45%となっており，概ね説明力は高い。

各軸の解釈としては，第1軸の正の項目はすべて効果を期待するもの（「はい」）であり，負の項目はすべて効果を期待しないもの（「いいえ」）である。したがって，第1軸は農地・水・環境保全向上対策に期待する効果の

表5 農地・水・環境対策に期待する効果の数量化Ⅲ類分析
Table 5 Quantification Analysis III on Expected Effects of Conservation Policy of the Land, Water and Environment

	第1軸	第2軸	第3軸
用水路の長寿命化：はい	0.139	-0.638	-1.084
用水路の長寿命化：いいえ	-0.417	1.913	3.247
優良農地の確保：はい	1.712	-1.469	-0.870
優良農地の確保：いいえ	-0.762	0.654	0.387
担い手への農地集積：はい	1.968	-3.004	0.133
担い手への農地集積：いいえ	-0.484	0.739	-0.033
自然・生活環境の保全：はい	0.338	0.856	-0.846
自然・生活環境の保全：いいえ	-0.765	-1.940	1.916
安全・安心な農産物の提供：はい	2.092	0.211	0.505
安全・安心な農産物の提供：いいえ	-0.891	-0.090	-0.215
コミュニティの活性化：はい	0.116	0.956	-1.081
コミュニティの活性化：いいえ	-0.228	-1.880	2.124
都市住民との交流：はい	2.192	2.888	3.250
都市住民との交流：いいえ	-0.194	-0.255	-0.287
地産地消：はい	5.122	1.191	1.101
地産地消：いいえ	-0.442	-0.103	-0.095
食育：はい	3.442	1.293	0.704
食育：いいえ	-0.536	-0.201	-0.110
累積寄与率	19.8%	33.2%	45.3%

注：正（負）で大きい数値に上位3つまで下線（開み線）をつけた。
分析に当たっては，「その他」と「無回答」のサンプルを除いた。

評価の高低を表す軸として解釈できる。

第2軸の正で大きい項目は都市住民との交流（はい），用水路の長寿命化（いいえ），食育（はい）などの農業とは間接的に関係するソフト面の効果の志向であるのに対して，負で大きい項目は農地集積（はい），自然・生活環境（いいえ），コミュニティ活性化（いいえ）などの農業に直接関係するハード面の効果の志向となっており，住民が蓄積・維持したいと考える資本のタイプ（SC-農地資本）として解釈できる。

第3軸の正で大きい項目は都市住民との交流（はい），用水路の長寿命化（いいえ），コミュニティ活性化（いいえ）などであり，地域コミュニティの外部との交流志向の強さを示し，負で大きい項目は用水路の長寿命化（はい），コミュニティ活性化（はい），優良農地（はい）などの地域コミュニティ内の機能や結束度強化の志向の強さを示しているものと考えられ，SCの志向（橋渡し型-内部結束型）として解釈できる（図2を参照）。

3 共同活動への参加の規定要因の計量分析

表6は，各活動への参加の規定要因を推計した結果である。まず，維持管理活動への参加度を被説明変数とするモデルの推計結果をみると，符号が正で有意である説明変数は，属性では，男性，農業者となっており，農地・農業用水の多面的機能への評価では，自然・生態系保全，対策に期待する効果の軸では，効果の評価（高-低）となっている。符号が負で有意な説明変数は30代および，対策に期待する効果の軸のうちSCの志向（橋渡し型-内部結束型）となっている。内部結束志向が強い構成員ほど参加度が高まる傾向がある。

次に，環境向上活動への参加度を被説明変数とするモデルの推計結果をみると，符号が正で有意である説明変数は，属性では農業者，多面的機能への評価では自然・生態系保全，対策に期待する効果の軸では効果の評価（高-低），資本のタイプ（SC-農地資本）となってい

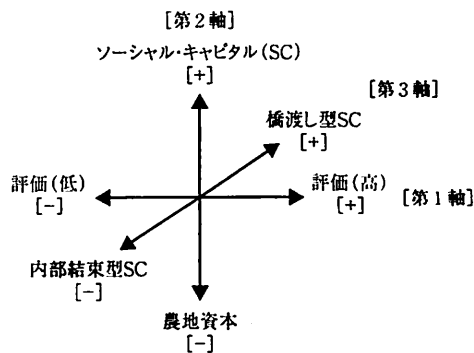


図2 農地・水・環境対策に期待する効果の意識構造

Fig. 2 Consciousness Structure of Expected Effects of the Policy

表6 活動参加の規定要因の推計

Table 6 Determinant Factors of Residents' Participation for Collective Activities

被説明変数：活動への参加度 (0-3)	維持管理活動への参加				環境向上活動への参加				地域づくりの話し合いへの参加			
	全変数モデル		変数選択モデル		全変数モデル		変数選択モデル		全変数モデル		変数選択モデル	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
活動組織の立地属性 (都市的地域：基準)												
平地農業地域	-0.165	-0.866			-0.040	-0.219			0.006	0.037		
中間農業地域	0.084	0.452			-0.087	-0.505			0.117	0.732		
山間農業地域	-0.007	-0.018			0.087	0.262			0.230	0.753		
個人属性												
男性	1.299	5.241***	1.281	5.249***	0.228	0.928			0.952	3.870***	0.985	4.060***
20代	-0.303	-0.399			-1.449	-2.232**	-1.194	-1.953*	-1.536	-2.399**	-1.424	-2.349**
30代	-0.654	-1.605	-0.666	-1.922**	-0.298	-0.738			-0.450	-1.201		
40代	-0.037	-0.125			-0.371	-1.298			-0.307	-1.159		
50代	0.126	0.505			-0.263	-1.073			-0.290	-1.301	-0.206	-1.653*
60代	0.015	0.062			-0.395	-1.632			-0.015	-0.070		
農業者	1.560	10.098***	1.562	10.371***	1.071	7.763***	1.075	8.000***	0.981	7.721***	0.974	7.730***
農地・農業用水の多面的機能への評価												
洪水防止機能	0.059	0.243			0.124	0.537			0.168	0.775		
水源かん養機能	-0.043	-0.206			0.157	0.821			0.102	0.568		
自然・生態系保全機能	0.878	3.530***	0.965	4.569***	0.761	3.281***	0.840	3.906***	0.336	1.491	0.487	2.333**
景観形成機能	0.181	0.602			0.430	1.481	0.426	1.526	0.441	1.582	0.535	1.984**
伝統・文化継承機能	0.066	0.357			-0.045	-0.261			0.165	1.032		
農地・水・環境向上対策に期待する効果の軸												
効果の評価 (高-低)	0.117	1.569	0.123	1.681*	0.110	1.596	0.116	1.704*	0.103	1.613	0.125	1.996**
資本のタイプ												
(ソーシャル・キャピタル (SC)-農地資本)	0.051	0.722			0.191	2.907***	0.180	2.815***	0.188	3.091***	0.163	2.743***
ソーシャル・キャピタル (SC) の志向												
(橋渡し型-内部結束型)	-0.178	-2.527**	-0.187	-2.710***	-0.165	-2.539**	-0.169	-2.641***	-0.131	-2.160**	-0.137	-2.291**
定数項												
0 1	-2.184	-4.144***	-2.377	-5.928***	-3.483	-6.437***	-3.473	-8.355***	-1.674	-3.701***	-1.744	-4.616***
1 2	-0.425	-0.929	-0.622	-2.034**	-1.589	-3.507***	-1.584	-5.477***	-0.246	-0.573	-0.319	-0.916
2 3	1.938	4.207***	1.731	5.666***	0.878	1.966**	0.875	3.143***	2.012	4.656***	1.927	5.457***
サンプル数	1196		1196		1196		1196		1196		1196	
AIC	1586.919		1567.027		1763.395		1747.187		2122.731		2112.116	
log likelihood	-772.460		-774.514		-860.698		-863.594		-1040.366		-1044.058	
L.R chi2	228.636		224.528		130.669		124.877		147.402		140.016	
Pr chi2	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	

注：「***」、「**」、「*」は有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

分析には、年齢、多面的機能への評価、対策に期待する効果の軸に関して、無回答のサンプルを除いた。年齢については70代以上を基準としている。変数選択モデルはAIC値が最小となるように説明変数の選択を行った。

る。符号が負で有意なのは20代、対策に期待する効果の軸のうちSCの志向 (橋渡し型-内部結束型) となっている。

さらに、地域づくりの話し合いへの参加度を被説明変数とするモデルの推計結果をみると、符号が正で有意である変数は、属性では男性、農業者であり、多面的機能への評価では自然・生態系保全と景観形成、対策に期待する効果の軸のうち効果の評価 (高-低)、資本のタイプ (SC-農地資本) となっている。符号が負で有意である変数は、20代、50代、SCの志向 (橋渡し型-内部結束型) となっている。

4. SC蓄積の規定要因の計量分析

表7は、農地・水・環境保全向上対策が地域コミュニティ・絆づくりへ与える効果の評価を被説明変数とするモデルの推計結果である。符号が正で有意である説明変数は、属性では平地農業地域、活動への参加度 (3種類

すべて) となっている。一方、符号が負で有意な説明変数は、30代、40代、50代となっている。

V まとめ

以上の結果を踏まえて、得られた知見を整理し、それらの政策的含意について述べる。

1) 共同活動への参加の規定要因

住民の多面的機能への評価が高いほど各活動に対する参加度は高まることが明らかとなった。そして、自然・生態系機能への評価が高ければ全ての種類の活動への参加度が高まることが明らかとなった¹⁸⁾。また、共同活動への参加度には、SCの志向 (橋渡し型-内部結束型) も大きく影響しており、内部結束型のSCの蓄積を志向する人ほど共同活動へ積極的に参加することが明らかとなった。このことは、共有資源の共同管理の実施は、内部結束型SCを自己強化し累積する作用⁸⁾を有する可能

表7 農地・水・環境対策のソーシャル・キャピタル蓄積に対する評価の規定要因の推計（順序ロジットモデル）

Table 7 Determinant Factors of Residents' Evaluation on the Accumulation Effects of SC of the Conservation Policy

被説明変数：農地・水・環境保全向上対策の地域コミュニティ活性化・絆づくりへの効果（0-3）	全変数モデル		変数選択モデル	
	係数	t値	係数	t値
活動組織の立地属性(都市的地域：基準)				
平地農業地域	0.218	1.261	0.240	1.760*
中間農業地域	-0.058	-0.362		
山間農業地域	0.099	0.320		
個人属性				
男性	-0.096	-0.358		
20代	-0.578	-0.790		
30代	-1.182	-3.005***	-0.930	-2.745***
40代	-0.667	-2.380**	-0.420	-2.113**
50代	-0.578	-2.405**	-0.344	-2.526**
60代	-0.301	-1.255		
農業者	-0.158	-1.171		
活動への参加度				
維持管理活動への参加度	0.284	2.020	0.221	1.655*
環境向上活動への参加度	0.499	3.630***	0.524	3.872***
地域づくりの話し合いへの参加度	0.682	6.049***	0.662	5.947***
定数項				
0 1	-2.750	-4.557***	-2.445	-4.640***
1 2	-0.864	-1.939*	-0.562	-1.681*
2 3	2.863	6.453***	3.154	9.499***
サンプル数	1195		1195	
AIC	1735.120		1727.275	
log likelihood	-851.560		-853.638	
LR chi2	185.958		181.803	
Pr chi2	0.000		0.000	

注：表6と同じ。

性を示している。したがって、農地・水・環境対策の実施に当たっては、内部結束型SCと橋渡し型SCの蓄積のバランスに留意する必要があると言えよう。さらに、原・熊谷（2008）の指摘と同じように、性別で参加度が異なる傾向があり、女性の参加を促進する方策の検討が必要ことが明らかとなった。

2) 共同活動への参加がSCの蓄積に与える影響

各活動への参加度が高い住民ほど、農地・水・環境対策のSC蓄積に対する評価が高くなることが明らかとなった。また、若い世代ほど、農地・水・環境対策のSC蓄積に対する評価は低下する傾向が明らかとなった。地域づくりの話し合いへの参加は、若い世代ほど積極的ではないことも踏まえると、共同活動の参加促進によってSCの蓄積を進めるためには、若い世代の参加の促進方策の検討が重要となると考えられる。

最後に、本論文の分析結果の留意点については、まず、SCの蓄積に対する評価が住民の主観に限定されている点を挙げる事ができる。今後は、SCの蓄積に関する主観的な指標の改善と同時に、客観的な指標と組み合わせた分析が必要であるとされる。また、内部結束型SCと橋渡し型SCの蓄積とそれらが共有資源の共同管理活動に与える影響に関するより詳細な分析も必要であ

る。これらの点については、今後の研究課題としたい。

注

注1) 農林水産省【農地・水・環境保全向上対策実施要綱】を参照(<http://www.maff.go.jp/j/nousin/kankyo/nouti-mizu/index.html>)。

注2) 藤栄（2008）なども参照⁷⁾。

注3) 内部結束型SCは、内向きの指向を持ち、等質的な集団を強化していくものであり、コミュニティ内部における協力には優れているが外部者を排除する性質もあわせ持つ。一方、橋渡し型SCは外向きの指向を持ち、社会・経済的に分断された社会集団間を橋渡しするものであり、コミュニティ外部との協力を優れている⁸⁾。

注4) Dasgupta（2005）によれば、2つのタイプのSCの蓄積量に負の相関関係があるという指摘がされている⁹⁾。本研究では、2つのタイプのSCの蓄積量のトレードオフは、2つのタイプのSCに対する個人の志向の違いとその行動の結果として生じるものと想定し、このような仮定を設けた。

注5) 順序ロジットモデルによる分析において、9つの回答項目を用いると、説明変数間の相関関係が強い項目があり、多重共線性が生じる可能性が高いため、数値化Ⅲ類分析の結果を用いることとした。

注6) 分析に用いた変数は異なるため、詳細な比較は困難であるが、この結果は、都市地域において生態系保全機能を重視する非農家ほど参加意向が強いとする原・熊谷（2008）の分析結果と同じである。しかし、農村地域の分析結果とは一致しない。また、用水機能の認知度が高い人ほど、農業用排水路の管理に参加する意向が強いとする合崎ら（2006）の分析結果と整合的であると考えられるが、詳細な比較は困難である。今後、アンケート調査票の修正や両者の分析結果との違いに関する考察などが必要であると考える。

引用および参考文献

- Putnam, Robert, D. (1993): Making democracy work: civic tradition in modern Italy, Princeton, N.J., Princeton University Press. (河田潤一訳【哲学する民主主義】NTT出版)。
- 古澤慎一・木南莉莉 (2004): 地域住民の意識構造と農村整備—西蒲原地域における分析—。2004年度日本農業経済学会論文集, 302-307。
- 農村におけるソーシャル・キャピタル研究会 (2007): 【農村のソーシャル・キャピタル—豊かな人間関係の維持・再生に向けて—】。農林水産省農村振興局。
- 松下京平 (2009): 農地・水・環境保全向上対策とソーシャル・キャピタル。農業経済研究, 80 (4), 185-196。
- 合崎英男・土屋慶年・近藤巧・長南史男 (2006): 非農家世帯の協力による農業用水路の維持管理の条件。農業経営研究, 44 (2), 1-11。
- 原温久・熊谷宏 (2008): 農業用水路の維持管理に対する非農家の参加意識—富山県中部地域を事例として—。農村計画学会誌, 26 (4), 407-415。

7) 藤栄剛 (2008) : 農村共有資源管理のための共同行動—農業集落の規模と社会的異質性に着目して—. 2008年度日本農業経済学会論文集, 77-84.

8) 宮川公男 (2004) : ソーシャル・キャピタル論—歴史的背景, 理論および政策的含意—. 宮川公男・大守隆「ソーシャ

ル・キャピタル—現代経済社会のガバナンスの基礎—. 東洋経済新報社, 3-54.

9) Dasgupta, P. (2005) : Economics of social capital. *the Economic Record*, 81 (1), 2-21.

Purposes of this study are to clarify 1) the determinant factors of residents' participation for collective management of rural common-pool resources considering the subjective evaluation by the residents and 2) the effect of residents' participation behavior on the accumulation of social capital. Analyzing the piece vote data of the questionnaire survey about the conservation policy of land, water and environment in Niigata prefecture, it is clarified that the determinant factors of residents' participation are the residents' evaluation on the multi-functionality of agriculture, intention for the type of social capital and personal attribute, and residents' evaluation on the effect of the conservation policy on social capital accumulation increases as the level of residents' participation increases.

Key Words : 1) Rural Common-pool Resources, 2) Collective Management, 3) Residents' Participation, 4) Subjective Evaluation, 5) Social Capital

(2009年5月27日 受付)

(2009年10月6日 受理)