

## 第4章 耕作放棄の決定要因

### －農業の多面的機能とソーシャルキャピタルの観点から－

櫻井武司

芝原真紀（東京大学大学院）

櫻井清一（千葉大学）

#### 1. はじめに

OECD（2001）は「農業の多面的機能」の暫定的な定義は、次の2点を主要な要素として包含するものでなければならないとしている。「農業に付随して複数の農産物および非農産物が一体的に生産される」、「これらの非農産物の一部が外部性または公共財的な性格を具備していることにより、こうした非農産物に対する市場が存在しないかまたは十分に機能していない」の2つである。農業がもつ外部性または公共財的な性格ゆえに、現在、「農業の多面的機能」という言葉を用いて政策介入の是非と政策手段について議論がなされている（OECD（2004）、合田（2005b））。

ところが、日本においては耕作放棄の増加や地域資源管理機能の低下が生じており、農業の持つ正の外部性が損なわれていることが懸念されている。2000年世界農林業センサスを用いた日本の農業構造分析では、「農地の受け手、地域農業の担い手の不在を背景に、土地持ち非農家さらには農家の中に耕作放棄が広がっており、不作付け地の拡大も今後、耕作放棄につながる可能性がある」と指摘された（小野（2003））。一方、2005年農林業センサスの分析では、耕作放棄地の増加速度が2000年から2005年にかけて初めて鈍化していることが明らかとなったが、農家の余剰農地が耕作放棄されることなく直接的に転用されているのではないかと、2000年時点の耕作放棄地も既に転用されたのではないかと推測されている（香川（2006））。橋詰（2006）は、2005年農林業センサスに付帯して実施された農村集落調査結果を分析して、多くの農業集落が農業関連施設の管理を通じて地域資源の保全を担っていると結論しつつも、農業集落の変容が地域資源の保全管理の困難化に結びついてゆく兆しを指摘している。

耕作放棄の要因、理由、特性は、全国規模の旧市町村対象質問票調査やセンサスを用いて解明が進められている。研究の方法も取り上げられている変数も異なるけれども、これまでに共通して挙げられている項目には、①担い手の不在（藤森ら（1997）、全国農業会議所（1999）、吉田ら（2004））、②高齢化（稲葉（2006）、仙田（1998a）、吉田ら（2004）、全国農業会議所（1999））、③兼業化（藤森ら（1997）、稲葉（2006））、④収益性の悪化もしくは自給的農家の増加（藤森ら（1997）、稲葉（2006）、吉田ら（2004））、⑤区画が狭小（鄭ら（2004）、藤森ら（1997））、⑥標高が高い、傾斜が大きい、通作距離が長い、道路条件が悪い等通作が不便、といった立地条件の悪さ（鄭ら（2004）、藤森ら（1997）、後藤・杉田（2003）、稲葉（2006）、全国農業会議所（1999））、⑦鳥獣被害が多い（藤森ら（1997）、全国農業会

議所(1999)), などがある<sup>(1)</sup>。しかし, センサスの個票が公開されていないため, 農家レベルのミクロの分析は非常に限られている。1990年農業センサスの個票を用いた例に仙田(1998a; b)があるが, 分析の中心は耕作放棄の農家経済要因と地域経済要因にある。農林業センサスの農業集落調査に地域社会に関わる項目が設定されたのは2000年以降であるため, 社会的な要因の分析がない<sup>(2)</sup>。また, 耕作放棄が多面的機能を損なうという負の外部性に関する問題意識も欠いている。

そこで本稿は, 自ら実施した農家家計調査データを用いて, ミクロレベルで耕作放棄の決定要因を解明する。その際, 農業の多面的機能が公共財的な性格を持つことから, 各農家の持つソーシャルキャピタル(社会関係資本)に焦点をあて, その役割について考察する。なぜなら, ソーシャルキャピタルは「共同行為を可能とするような規範とネットワーク」であり, 地域の公共財を維持するためには欠かせないものだからである<sup>(3)</sup>。

## 2. 方法と調査対象地域の概要

本稿は2004~2005年に千葉県安房地方で収集した農家及び農業集落データを用いて行う<sup>(4)</sup>。千葉県(online)によれば, 同地方は気候が温暖で, 首都圏への農産物の一大供給地であるのみならず, 首都圏住民の保健休養地としても活用されている。日本酪農発祥の地でもある。農業外就労機会の増大, 直売所や農産加工など農業を活用した活性化の取り組みなどがある一方で, 人口の流出や耕作放棄の問題が生じており, 比較的狭い地域内に大きな多様性がみられる<sup>(5)</sup>。そのため, 本研究の課題であるミクロレベルで農業の多面的機能を解明するには最適な調査地である。

データの収集方法は, 農家は聞き取り, 集落は留置回収法による。調査の対象は同地方の56集落, およびその30集落から選んだ104農家である。104農家は, 集落の全農家から無作為抽出するのが理想的だが, 実際には困難であったためsnowball法によって選定した。すなわち, 集落の代表的立場にある農家住民(自治体職員より推薦)を訪問し, 自身も含めて集落内の調査候補者5名まで推薦してもらった後, 協力を得られた候補者に対し面接法で調査を実施した。そのため, 推薦者に類似した属性を備えた回答者が多くなる傾向がみられた。この点は本研究のデータ分析上踏まえておかねばならない制約となっている。農家調査の質問項目は, 回答者の属性及び世帯構成, 農業(耕種), 農業(畜産), 農業経営, 農業関連活動, 組織活動, 社会との関わりである。集落調査の質問項目は, 集落の基礎情報, 集落の農業, 商工業・農外雇用, 地域資源とその管理および集落活動である。

調査対象集落は鴨川市の農業集落8, 南房総市の同36, 館山市の同12である<sup>(6)</sup>。各市は房総半島の最南端に隣接して位置する。千葉県南房総県民センター(online)によれば, 鋸南町とあわせて安房地域と呼ばれている。安房地域は三方を海に囲まれ, 内陸部は嶺岡山系愛宕山を擁し標高約200~300mの山が連なる丘陵地帯である。海岸線には沿うように国道127, 410号が走り, ほぼその内側をJR外房線と内房線が半楕円形に通っており, 分析対

象集落は円周の南北に点在する。最寄り駅からの距離は1～16km、平均7.0kmである。各集落の非農家も含めた総世帯数は32～300、平均91である。

調査地の農業の特色をあげるなら、まずどの集落も水稻を生産している。コシヒカリはすべての集落で栽培されており、平均収量は432kg/10aである。コシヒカリに続いて栽培集落が多い品種とその平均収量はヒトメボレとフサオトメであり、それぞれの平均収量は448kg/10a(33集落)、481kg/10a(22集落)である。水稻以外の作物栽培も盛んである。56集落の中には、野菜を栽培する集落が37集落、花卉・花木類が17集落、果樹が20集落、飼料作物が3集落、その他の畑作物が2集落ある。主な栽培作物名は38あがった。複数の集落で栽培されている主な作物は、野菜では千葉県の「県の花」でもある菜の花(生食用)を筆頭に、ししとう、苺、いんげん豆、パセリ、生姜、春菊、大豆、花卉はカーネーション、カナリヤナス、金魚草、果樹が枇杷、みかんなどである。

集落における耕作放棄の現状について尋ねたところ、「特に問題ではない」と回答したのが18集落、「やや問題あり」が31集落、「大いに問題あり」が7集落であった。10年前と比較すると「改善された」とする集落が3、「変化なし」が29集落、「悪化した」が22集落である(非回答2集落)。10年前から変化なし、もしくは改善されたと答えた32集落のうち16集落は現時点で耕作放棄が問題であるとしている<sup>(7)</sup>。

### 3. 耕作放棄の要因分析の枠組みと仮説

本稿は、以下に述べるような分析の枠組みを採用している。まず、個別の農家家計が耕作放棄を決定するのは、私的な効用の最大化に基づくと考える。したがって、次の不等式が成立する時、農家家計*i*は*t*期において耕作放棄(将来にわたり作付けをしないという意思決定)を行う。

$$E_{it} \sum_{k=0}^T \delta_i^k A_{it+k} > E_{it} \sum_{k=0}^T \delta_i^k (C_{it+k} + M_{t+k}) \quad (1)$$

ここで、 $A_{it+k}$ は耕作放棄により農家家計*i*が*t+k*期に得る便益であり、 $C_{it+k}$ は耕作継続により農家家計*i*が*t+k*期に得る便益である。この耕作継続には、自分で耕作する場合以外に、作業委託により耕作を続ける場合や、土地の貸付により小作人が耕作を行う場合を含む。耕作の主体を問わず、耕作により生じる外部効果(農業の多面的機能) $M_{t+k}$ を右辺に加えてある。この外部効果はあくまで土地を所有する農家家計*i*が私的に享受する便益ではあるが、その大きさは当該農家による耕作継続の意思決定だけでなく、同じ集落内の他の農家が耕作を継続するかどうかにも依存している。つまり、 $M_{t+k}$ は公共財的な性格を持ち、集落内の農民が協調して耕作を継続する場合には大きな便益をもたらす、そうでない場合にはわずかな便益しかもたらさない。それ以外は標準的な*t*期における期待効用最大化の定式である。すなわち、 $\delta_i$ は農家家計*i*の割引率、 $E_{it}$ は農家家計*i*の期待値オペレー

ター、そして  $T$  はこの農家家計の効用最大化計画期間の終了時点である。農家家計  $i$  は  $t$  期に利用可能なすべての情報に基づいて、 $T$  期までの効用の期待値を計算する。よって、単純に言えば、現時点で耕作放棄の便益を高める要因は耕作放棄を促し、耕作継続の便益や耕作継続による正の外部効果を高める要因は耕作継続を促すことになる。

問題は、どのような要因がそれらに影響するかである。それを考えるには、耕作放棄は2つの要素配分に関する決定に基づいていることを想起する必要がある。第一には、土地資源を作付け地（一時的な不作付け地を含む）と耕作放棄地に配分することであり、第二には、耕作放棄により生じた労働力を別の活動に配分することである。したがって、家計レベルでは、土地および労働力の附存量およびそれらの生産性が資源配分に影響することが明らかであるが、集落レベルの土地市場と労働市場の状況にも左右されることになる。もちろん、土地市場と労働市場は相互に依存しているのだが、ここでは単純化して両者が独立していると仮定して考察する。さらに耕作継続の外部効果は、農家家計  $i$  が、自分以外の農家家計の将来の行動に関する予測によるものである。つまり、自分が耕作継続すれば他の農家も耕作継続することが期待できるならば、大きな外部効果が期待できる。そこで本研究では、個々の農家家計が持つ他の農家の協調行動に期待できる能力（信頼やネットワークなど）を農家家計に附存するソーシャルキャピタルとして分析に明示的に取り入れた。

では、具体的にどのような要因が想定できるのか考えたい。まず、集落レベルの労働市場からの影響の可能性をまとめると、第1表のようになる。労働市場の影響は、生産物の価格に変化がない時、賃金率が上昇すれば農業部門の雇用労働力（家族労働も含む）の費用が上昇するため農業の収益率が低下する ( $C \downarrow$ )、あるいは同じことではあるが非農業部門に雇用されることが相対的に有利になるため耕作放棄の便益が上昇する ( $A \uparrow$ )。その結果、耕作放棄が進む。この場合、農業生産自体の収益性が相対的に低下しているの、仮に地代に変化がなければ、耕地を貸し付けるにも借り手が見つからず、耕作を放棄せざるを得ない。

第1表 集落の労働市場からの影響（仮説）

	影響	耕作放棄	
現在の総世帯数	$C \uparrow$	減少	
近年の転出世帯率	$C \downarrow$	増加	地代に変化がない場合
農業雇用労働の利用水準	$C \uparrow$	減少	
農作業委託の利用水準	$C \uparrow$	減少	
最寄り鉄道駅への隣接度	$A \uparrow$	増加	非農業にシフト
民間企業に雇用されている率	$A \uparrow$	増加	非農業にシフト
農産物直売所への参加率	?	不定	本文参照
中山間直接支払い集落協定の存在	?	不定	本文参照

第1表に示したように、集落の人口（世帯数で近似）が多ければ賃金率が低く、また農業雇用労働市場や作業委託市場が機能していれば低い費用で労働力を雇用することができるため、そのような集落の農家家計は耕作を続けることが可能であると予測できる。逆に、転出世帯数が多ければ、賃金率の上昇を招くため、農業生産の収益が低下し耕作放棄が起こると考えられる。また、民間企業による雇用機会の増大や都市へのアクセスも集落の賃金率を上げるため、農業生産の収益が低下し、耕作放棄が増える。第1表の最後の2点だけ、多少説明が必要であろう。農産物直売所への参加は、農業からの収益を増大するという意味では耕作放棄を抑制する可能性がある。しかし、そのために農家は生産だけでなく加工や販売に労働力を投入する必要があるため、賃金率の上昇を招くであろう。また、農産物直売所で販売する農産物は、野菜や果実など労働集約的に生産されるものが多い。したがって、生産性の低い土地を放棄し、土地利用の集約化が起こると予想され、耕作放棄を促進する可能性がある。一方、中山間地域等直接支払い制度については、集落協定が遵守されていれば農業生産が維持されている可能性は高い。しかし、実態として、同制度は集落の住民に草刈りなどの雇用機会を与えており、賃金率の上昇が起こり、生産性の低い耕地は放棄すると予想される。以上の仮説は、冒頭で示した既存研究の①、②、③、④の結論と基本的に同じである。

第2表 集落の土地市場・土地生産性からの影響(仮説)

	土地 生産性	耕作放棄 への影響	
自小作人比率	C ↑	減少	放棄せずに貸し付け
小作人比率	C ↑	減少	放棄せずに貸し付け
灌漑面積比率	C ↑	減少	
渇水の頻度	C ↓	増加	

土地市場と土地生産性の影響は第2表にまとめた。まず、土地の貸借市場が機能していれば、土地所有者は土地の借り手を容易に見い出すことができるため、耕作放棄をする必要はない。借り手を探索する費用も生産費用に含めるならば、土地貸借市場が機能する集落においては生産費用が低く、農業生産性が高いということになる。第2表では、集落の自小作人比率および小作人比率によって土地貸借市場の状態を捉えることにし、それらの比率が高い場合には耕作放棄が少ないと考えた。一方、灌漑が普及している集落ほど土地生産性が高く、渇水の頻度の高い集落ほど土地生産性が低いので、それぞれ耕作放棄を抑制、促進する要因になる。また、灌漑面積が少なく、渇水の頻度が高いほど、生産の変動が一般に大きくなる。式(1)では「便益」とだけ述べて、効用関数を定義しなかったが、一般的な特性を持つ効用関数を想定すれば、生産性の平均値が同じでも変動が大きいほど期待効用は減少する。つまり、生産変動の大きい集落では、耕作放棄が多くなる。なお、地代が土地の生産性やリスクを反映して決まっているなら、生産性が低くリスクが高い土地

であっても、地代が低いので土地の借り手は見つかるはずである。それならば耕作放棄されるとは限らない。しかし、日本の農村部の土地市場はそれほど効率的ではないと考えられ、また一般に土地の借り手自体が多くないため、生産性が低くリスクの高い土地は耕作されずに放棄される傾向が強いと予測される。こうした土地生産性に関する仮説は、冒頭の既存研究⑤、⑥につながるものがある。

本研究の新規な部分は、耕作放棄という私的意思決定が農業の持つ正の外部性（多面的機能）を損なうという点を問題としている。耕作継続による典型的な正の外部性は、洪水防止機能と獣害抑制機能であろう。したがって、洪水の頻度の高い集落や獣害が問題となっている集落においては、そうでない集落と比べて、耕作継続による便益が大きいと予測できる（第3表）。しかし、多面的機能を発揮させるには集落内の多くの農家が協調して耕作継続に取り組む必要がある。そのような協調行動が欠けている場合には、洪水の多い集落や獣害のある集落では農業生産性が低いので、農家家計は逆に耕作放棄をするであろう。したがって、農家家計は、集落レベルの洪水や獣害の有無を所与として、集落の他の農家家計の協調行動に関する期待に基づき、耕作継続と耕作放棄の私的な便益を比較して意思決定することになる。ここでは、洪水や獣害の存在は個々の農家の意思決定には影響されない所与の条件であると見なしている。協調行動の有無が不明なため、集落の洪水や獣害が耕作放棄に及ぼす影響は確定できない。なお、冒頭で紹介した既存研究の⑦は、鳥獣害の発生が耕作放棄の原因としており、生産性低下を通じた影響を見ていることになる。

第3表 集落における多面的機能の便益(仮説)

	耕作の便益	耕作放棄への影響	
洪水の頻度	$M \uparrow$	減少	農家の協調行動がある場合
	$C \downarrow$	増加	農家の協調行動がない場合
獣害の存在	$M \uparrow$	減少	農家の協調行動がある場合
	$C \downarrow$	増加	農家の協調行動がない場合

次に農家家計レベルの要因について考察する。まず、労働力にかかわるものとして、世帯主の年齢、世帯員の数、世帯員にしめる後期高齢者（75歳以上）の割合、世帯員にしめる農業外就労者の割合、農業後継者の有無などがある（第4表）。これらは既存研究の①、②、③と関連がある。農村部においては、若い世代ほど農業外の常勤雇用機会が多く、賃金率が高いのが普通である。したがって、年齢が高いほど機会費用が減少し、少なくとも身体を動かして働ける限り、耕作を放棄しない傾向が強まると考えられる。しかし、ある年齢以上では逆に身体機能の衰えのため、耕作ができなくなり放棄することになる。ただし、以上は自ら耕作することを想定した予測である。土地を貸し付けたり、作業委託を利用したりすることが容易な環境であれば、農地所有者の機会費用と耕作放棄には明確な関係はなくなるはずである。

一方、世帯員の数は、世帯員数が多ければ、個々の世帯員の機会費用が高くても、分担すれば一人当たりの労働負担が少ないので耕作を継続することが可能なのであると思われる。しかし、世帯内の農業外就労者の比率が高ければ、家族労働の機会費用は上昇するので、耕作放棄が促進されるであろう。ただし、世帯員の数が多く、農業外に就労する比率が高い場合でも、それで得た収入を労働者の雇用や作業委託に使うことで耕作を継続することができるので、一概に耕作放棄が進むとは言えない。最後に農業後継者がいる場合は、耕作を継続する動機になると考えられる。しかし、世帯主よりも機会費用の高い若い世代の意向が農業経営に反映することになり、後継者の存在は、耕作放棄を助長するかも知れない。

第4表 農家家計の労働力の影響(仮説)

	影響	耕作放棄	
世帯主年齢	A ↓	減少	ある年齢まで
後期高齢者の比率	A ↓	減少	高齢者が労働可能な場合
世帯員の数	C ↑	減少	
農業外就労者の比率	?	不定	本文参照
農業後継者の存在	?	不定	本文参照

農家家計の資産、とりわけ土地の生産性の影響は第5表にまとめた。こちらは、既存研究の④、⑤、⑥に対応する。まず耕地に灌漑があるかどうか、またその灌漑の水供給が安定かどうかにより、耕作放棄の意思決定は大いに左右される。灌漑がなく天水にのみ依存する耕地では、生産性が低く不安定であるため、耕作放棄を選択する可能性が高い。逆に、河川やダムからの用水路により灌漑されている耕地は、最も生産性が高いため、相対的に耕作放棄の確率は低いと予測できる。ため池灌漑による生産性は、天水と用水路の中間にくると思われるが、それが耕作放棄にどう影響するかは予測できない。集落レベルの土地生産性に関連してすでに説明したが、生産性の低い土地は一般に借り手も少ないと考えられるので、所有者が耕作放棄する可能性が高いだけでなく、借り手が見いだせないために耕作継続ができないであろう。

第5表 農家家計の物的資産の影響(仮説)

	影響	耕作放棄	
耕地に灌漑がない	C ↓	増加	
耕地に灌漑がある:ため池	?	不定	天水と用水路の中間
耕地に灌漑がある:用水路	C ↑	減少	
世帯員1人当たりの所有農地面積	?	不定	本文参照
世帯員1人当たりの保有ウシ頭数	?	不定	本文参照

資産としては、農家の世帯員1人あたりの所有農地面積（水田、畑地、樹園地の合計）と保有ウシ頭数（雌牛と雄牛の合計）を考える。土地については、賃金率が高い状況で1人当たりの土地面積が広いと、所有地の一部について耕作放棄をすると予測できる。しかし、農業生産性については規模の経済が働くことが知られており、農地面積の広い家計ほど生産性が高く、耕作継続の便益が高くなる。したがって、所有面積が耕作放棄にどのように影響するかは確定できない。一方、ウシの保有頭数は、家畜生産が耕種農業を代替するものであるならば、家畜が多いほど農業生産に振り分ける労働力や資本が少なくなるため、耕作放棄が促進されるであろう。しかし、放棄せずに貸付する、または作業委託するという選択肢もあり得る。また、飼料作物の栽培も可能である。したがって、ウシの頭数と耕作放棄には明確な関係は予測できない。

第6表 農家家計のソーシャルキャピタルの影響(仮説)

	多面的機能による便益	機会費用の増加の影響	耕作放棄	
農業関連組織への参加	$M \uparrow$	$A \uparrow$	不定	生産集約化の可能性
社会・生活関連組織への参加	$M \uparrow$	0	減少	
人的ネットワークの多様性	$M \uparrow$	$A \uparrow$	不定	農業外雇用機会増大
地域の人々への信頼感	$M \uparrow$	0	減少	

本研究では、農家家計レベルの要因として、ソーシャルキャピタルに焦点をあてる。第3表にまとめたような多面的機能は、集落の農家家計が協調して耕作を継続しないと実現しないことは明らかであるが、ソーシャルキャピタルはそのような協調的行動を促進すると見なされているからである。ソーシャルキャピタルは、大きく構造的ソーシャルキャピタルと認知的ソーシャルキャピタルに分類できる。ここでは、構造的ソーシャルキャピタルとして、農業関連組織への参加程度（農協、生産組合、水利組合、販売組織など）、社会・生活関連組織（老人会、青年団、消防団、講など）への参加程度、人的ネットワークの多様性を取り上げる。一方、認知的ソーシャルキャピタルは、地域の人々への信頼感を指標とした。

第6表に示したように、ソーシャルキャピタルが集落内の協調行動を促すとすれば、多かれ少なかれ、耕作継続により生じる多面的機能からの便益を増加するといえよう。しかし、どのソーシャルキャピタルがそのような効果を強く持つかは、予測が難しい。一方、第6表にあげたソーシャルキャピタルの指標のうち、農業生産や農業外雇用との関連で耕作を継続するかどうかに影響を与えると考えられるものがある。まず、農業関連組織への参加については、販売のための組織や直売所、農産物加工などを含んでいる。これらへの参加は、農業生産物からの所得を増やす効果があるが、家族労働をそうした活動に配分することから機会費用が増大する。したがって、農家は収益を上げられる農業生産活動に集約化し、条件不利な土地は放棄する可能性がある。もちろん、その場合でも、土地を貸し



付けることで耕作を継続することもありうる。いずれにしても、耕作放棄への影響は確定的に予測できない。同じように、多様な人的ネットワークは、農業部門の収益の向上や農業外雇用機会の増大を通じて家計に貢献するが、逆に耕作を放棄する動機を強めると考えられる。したがって、人的ネットワークが耕作放棄におよぼす影響は不定である。

#### 4. 集落の属性と耕作放棄

ここでは、第3節の議論にしたがって、調査対象農家家計の立地する30集落について、耕作放棄に影響を及ぼすと予測される属性をまとめる。

第7表 調査対象集落の労働市場と耕作放棄<sup>1)</sup>

	水田		畑	
	耕作放棄あり (N=30)	耕作放棄なし (N=74)	耕作放棄あり (N=16)	耕作放棄なし (N=88)
集落の総世帯数 <sup>2)</sup>	104 (62.7)	85.4 (49.1)	90.1 (42.9)	90.8 (55.7)
過去10年間に転出した世帯の総世帯数に対する割合(%) <sup>2)</sup>	0.05 (0.04)	0.04 (0.05)	0.04 (0.04)	0.04 (0.05)
集落における農業雇用労働の利用水準 (人・日/年/世帯) <sup>2)</sup>	72.9 (206)	73.6 (139)	20.8 (18.8)	83.0 <sup>***</sup> (172)
集落における作業委託の利用水準(委託・受託面積(a)/年/世帯) <sup>2)</sup>	75.3 (188)	71.1 (96.0)	40.8 (51.6)	78.0 (137)
集落から最も近い駅までの距離(km) <sup>2)</sup>	8.83 (4.16)	6.24 <sup>***</sup> (3.40)	6.19 (2.76)	7.14 (3.96)
集落の農業外就労者のうち民間部門で雇用者されている者の割合(%) <sup>2)</sup>	65.5 (21.7)	64.6 (19.1)	63.3 (24.7)	65.1 (18.9)
農産物直売活動への農家あたり参加者数 <sup>2)</sup>	0.08 (0.08)	0.07 (0.08)	0.04 (0.06)	0.08 <sup>*</sup> (0.08)
中山間直接支払いの集落協定のある集落の比率 <sup>3)</sup>	NA	NA	NA	NA

<sup>1)</sup> 104戸の対象農家は30集落にわたり分布しているため、集落レベル観測数は30であるが、農家レベルの耕作放棄の有無により重み付けして平均値を求めたため観測数の合計は104である。

<sup>2)</sup> 上段は平均値、下段の括弧内は標準偏差である。平均値の差をT検定し、結果を\*\*\*は有意水準1%未満、\*\*は同5%未満、\*は10%未満で示した。

<sup>3)</sup> 平均値ではなく、比率が異なるかどうか、Pearsonのカイ二乗検定を行った。

第8表 調査対象集落の土地市場・土地生産性と耕作放棄<sup>1)</sup>

	水田		畑	
	耕作放棄あり (N=30)	耕作放棄なし (N=74)	耕作放棄あり (N=16)	耕作放棄なし (N=88)
総農家数に占める自小作数と小作農家数の割合 (%) <sup>2)</sup>	27.1 (17.1)	26.3 (18.6)	22.0 (12.6)	27.4 (18.9)
集落内の農地面積に占める灌漑農地面積の割合 (%) <sup>2)</sup>	64.9 (40.3)	82.2** (27.1)	77.7 (34.2)	77.1 (32.0)
集落で過去10年間に濁水があった回数 <sup>2)</sup>	0.73 (1.11)	0.70 (0.95)	0.56 (0.96)	0.74 (1.00)

<sup>1)</sup> 104戸の対象農家は30集落にわたり分布しているため、集落レベル観測数は30であるが、農家レベルの耕作放棄の有無により重み付けして平均値を求めたため観測数の合計は104である。

<sup>2)</sup> 上段は平均値、下段の括弧内は標準偏差である。平均値の差をT検定し、結果を\*\*\*は有意水準1%未満、\*\*は同5%未満、\*は10%未満で示した。

第9表 調査対象集落の多面的機能と耕作放棄<sup>1)</sup>

	水田		畑	
	耕作放棄あり (N=30)	耕作放棄なし (N=74)	耕作放棄あり (N=16)	耕作放棄なし (N=88)
集落で過去10年間に洪水があった回数 <sup>2)</sup>	0.33 (0.76)	0.85*** (1.12)	0.50 (0.97)	0.74 (1.07)
タヌキやハクビシンによる獣害のある集落の比率 <sup>3)</sup>	NA	NA	NA	NA

<sup>1)</sup> 104戸の対象農家は30集落にわたり分布しているため、集落レベル観測数は30であるが、農家レベルの耕作放棄の有無により重み付けして平均値を求めたため観測数の合計は104である。

<sup>2)</sup> 上段は平均値、下段の括弧内は標準偏差である。平均値の差をT検定し、結果を\*\*\*は有意水準1%未満、\*\*は同5%未満、\*は10%未満で示した。

<sup>3)</sup> 平均値ではなく、比率が異なるかどうか、Pearsonのカイ二乗検定を行った。

まず、第7表では、集落の労働市場に関連する変数を比較した。平均値（あるいは比率）を比較するだけでは、予測に反して大半の変数に有意な違いがない。水田については、耕作放棄をしている集落の方が、最寄り駅からの距離が有意に大きい。予想では、鉄道へのアクセスがよい集落において非農業就業機会が多く賃金率が高くなるため、耕作放棄が促進されるとした。しかし、この結果は、遠隔地における人口の減少による賃金率の上昇や農産物販売の条件が不利であることが、農業生産の収益を低下させ、耕作の継続を困難にしていることを示している。一方、畑の場合は、耕作放棄をしている集落において農業雇用労働の利用水準が有意に低い。これは、畑における農業生産が、水田と比べて顕著に雇用労働に依存していることを反映するものであると思われる。

次に、集落の土地市場および土地生産性と耕作放棄の関係を第8表にまとめた。こちらも、予測に反して、平均値は耕作放棄の有無によりあまり有意な違いはないが、水田の耕

作放棄のある集落で農地の灌漑率が有意に低いことは期待通りである。一方、農業の多面的機能に関連する洪水の頻度と獣害の有無については、第9表に示すように、明確な傾向が見いだせる。水田では、耕作放棄のある集落において有意に洪水の頻度が低い、畑では耕作放棄のある集落で獣害の発生比率が有意に低い。第9表の結果を第3表にそって解釈するならば、水田では洪水防止という多面的機能に配慮した協調行動が存在し、畑では獣害抑制という多面的機能に配慮した協調行動が存在することが示唆されている。

## 5. 農家家計の属性と耕作放棄

本節では、調査対象農家家計について、耕作放棄に影響を及ぼすと予測される属性を第3節の議論にしたがってまとめる。まずその前に農家家計レベルで耕作放棄地がどのくらいあるのかを確認しよう。第10表に示すように、調査した農家家計は、平均すると畑の約3倍の面積の水田を所有しており、樹園地は少ない。耕作放棄は、主として水田と畑で発生しており、所有地に対する耕作放棄の比率は同じ程度であることがわかる。水田が、畑や樹園地と異なるのは、所有する面積が広いだけでなく、一部が貸し付けられている点である。畑や樹園地を貸し付ける例は、調査からはまったく見いだせなかった。なお、樹園地の作付け、耕作放棄面積は田畑と比較すると小さいので、樹園地は本稿の分析対象とはしない。

実際に耕作放棄をしている農家の数は水田が30戸、畑が16戸である。なお、そのうち6戸は水田と畑の両方で耕作放棄をしている。よって、耕作放棄農家あたり耕作放棄面積

第10表 農家一戸あたりの所有農地面積<sup>1)</sup>

		最小値	最大値	平均値	標準偏差
水田	作付け	0	260	66.2	48.7
	貸し付け	0	120	5.0	18.0
	耕作放棄	0	80	6.8	13.7
	計	0	360	78.0	51.7
畑	作付け	0	110	22.7	23.6
	貸し付け	0	0	0.0	0.0
	耕作放棄	0	30	2.2	6.3
	計	0	110	24.8	24.6
樹園地	作付け	0	150	12.0	29.0
	貸し付け	0	0	0.0	0.0
	耕作放棄	0	10	0.1	1.0
	計	0	150	12.1	29.0

<sup>1)</sup> 表中の数値の単位はアール。観察数は104。

の平均値は水田が 23.4 アール、畑が 14.0 アールとなる。2005 年農林業センサス（農林水産省（online a））から計算すると、耕作放棄農家あたり耕作放棄面積の全国平均は、水田が 20.0 アール、畑が 25.5 アールである。千葉県の平均は、水田が 20.2 アール、畑が 23.8 アールである。これらと比較すると、調査対象農家の耕作放棄規模は水田の場合ほぼ同じだが、畑は小さい。これは畑の所有面積自体が小さいためであると考えられる。

次に、耕作放棄に影響すると思われる農家家計の属性のうち労働力にかかわるものを第 11 表にまとめた。畑の耕作放棄については、有意に異なる変数は一つも見いだせない。一方、水田については、耕作放棄している農家家計の方が、世帯主の年齢が有意に高く、世帯員の数が有意に少ない。この 2 つは予想通りの結果である。また、農外就業者率や農業後継者の有無が耕作放棄と関連していない点については、すでに説明したように、これらの変数は耕作放棄を促進することも抑制することも考えられるため、矛盾はしていない。後期高齢者については、働く能力を有しているか否かを区別していないため、その影響を正しく計測できていないのであろう。

第 11 表 農家家計の労働力と耕作放棄

	水田		畑	
	耕作放棄あり (N=30)	耕作放棄なし (N=74)	耕作放棄あり (N=16)	耕作放棄なし (N=88)
世帯主の年齢 <sup>1)</sup>	64.9 (8.56)	61.0* (9.67)	62.3 (9.33)	62.2 (9.57)
後期高齢者（75 才以上）の世帯員に対する比率（%） <sup>1)</sup>	0.16 (0.20)	0.13 (0.17)	0.11 (0.19)	0.14 (0.18)
世帯員数（人） <sup>1)</sup>	3.20 (1.10)	4.16*** (1.70)	3.81 (1.94)	3.90 (1.55)
世帯の農外就業者率（%） <sup>1)</sup>	0.28 (0.30)	0.23 (0.28)	0.30 (0.23)	0.23 (0.30)
農業後継者がいる世帯の比率（%） <sup>2)</sup>	0.70 NA	0.64 NA	0.50 NA	0.68 NA

<sup>1)</sup> 上段は平均値、下段の括弧内は標準偏差である。平均値の差を T 検定し、結果を\*\*\*は有意水準 1%未満、\*\*は同 5%未満、\*は 10%未満で示した。

<sup>2)</sup> 平均値ではなく、比率が異なるかどうか、Pearson のカイ二乗検定を行った。

農家家計の物的資産で、耕作放棄に関連する可能性があるものを第 12 表の上半分を示した。予想通り、耕作放棄をしているグループに天水田を持つ農家の比率が有意に高い。しかし、それ以外の物的資産の平均値には有意な違いはない。畑については、耕作放棄に有意に相関する物的資産は全くない。第 12 表の下半分は、農家 1 戸あたりの水田と畑の所有面積を比較したものである。これら変数は説明変数として用いていないので、他の変数と区別した。これを見ると、水田の耕作放棄をしている農家の所有する水田面積の平均

値は、耕作放棄していない農家の所有する水田面積の平均値と比べて有意に小さい。畑の所有面積は両グループで有意差がないので、水田と畑の面積の合計を比較しても、水田を耕作放棄した農家の農地所有面積は小さい。1人あたりに換算すると両グループで有意差がないので、所有面積が小さいために規模の経済が発揮できず生産性が低いことが原因であろう。一方、畑の方は、耕作放棄をしている農家の所有する畑の面積が有意に大きい。つまり、畑の耕作放棄は、畑の余剰が原因といえるかも知れない。

第12表 農家家計の物的資産と耕作放棄

	水田		畑	
	耕作放棄あり (N=30)	耕作放棄なし (N=74)	耕作放棄あり (N=16)	耕作放棄なし (N=88)
耕地に灌漑のない農家の比率 <sup>1)</sup>	0.23 NA	0.07** NA	0.81 NA	0.80 NA
耕地にため池灌漑のある農家の比率 <sup>1)</sup>	0.73 NA	0.77 NA	0.13 NA	0.07 NA
耕地に用水路灌漑のある農家の比率 <sup>1)</sup>	0.27 NA	0.37 NA	0.06 NA	0.05 NA
世帯員1人あたり所有農地面積（水田、 畑、樹園地の合計、単位：アール） <sup>2)</sup>	33.0 (18.3)	35.9 (27.7)	33.9 (27.8)	35.3 (25.0)
世帯員1人あたり飼育牛頭数 <sup>2)</sup>	0.67 (1.87)	1.55 (4.42)	1.80 (3.71)	1.20 (3.92)
農家1戸あたり水田所有面積（アール） <sup>2)</sup>	65.6 (28.2)	83.0** (58.0)	60.8 (38.5)	81.1 (53.3)
農家1戸あたり畑所有面積（アール） <sup>2)</sup>	23.9 (21.3)	25.2 (26.0)	37.6 (29.6)	22.5** (23.0)
水田と畑の合計面積（アール） <sup>2)</sup>	89.5 (34.8)	108.1* (65.2)	98.4 (47.7)	103.6 (60.5)

<sup>1)</sup> 比率が異なるかどうか、Pearson のカイ二乗検定を行った。結果を\*\*\*は有意水準1%未満、\*\*は同5%未満、\*は10%未満で示した。

<sup>2)</sup> 上段は平均値、下段の括弧内は標準偏差である。平均値の差をT検定し、結果を\*\*\*は有意水準1%未満、\*\*は同5%未満、\*は10%未満で示した。

本研究の関心は、ソーシャルキャピタルの役割である。第13表に、農家家計のソーシャルキャピタルの附存量と耕作放棄の関係についてまとめた。分析の結果、耕作放棄の有無により平均値の異なるソーシャルキャピタルは人的ネットワークの多様性だけであった。すなわち、水田の耕作放棄をした農家のネットワークの多様性は、耕作放棄をしていない農家の多様性と比べて有意に低い。これは、集落の内外に豊富な人脈を持つ農家の方が、水田耕作を継続する傾向があることを意味している。そのようなソーシャルキャピタルが

第13表 農家家計のソーシャルキャピタルと耕作放棄

	水田		畑	
	耕作放棄あり (N=30)	耕作放棄なし (N=74)	耕作放棄あり (N=16)	耕作放棄なし (N=88)
世帯員1人あたりの参加する農業関連組織の数 <sup>1)</sup>	1.49 (0.75)	1.33 (0.69)	1.35 (0.91)	1.38 (0.67)
世帯員1人あたりの参加する社会・生活関連組織の数 <sup>1)</sup>	1.30 (0.60)	1.11 (0.71)	1.25 (0.81)	1.15 (0.66)
人的ネットワークの多様性指標 <sup>1), 2)</sup>	3.38 (1.75)	4.15** (1.79)	3.85 (1.68)	3.94 (1.84)
地域の人々に対する信頼指標 <sup>1), 3)</sup>	6.22 (0.81)	6.10 (1.05)	5.98 (1.04)	6.16 (0.98)

<sup>1)</sup> 上段は平均値, 下段の括弧内は標準偏差である。平均値の差をT検定し, 結果を\*\*\*は有意水準1%未満, \*\*は同5%未満, \*は10%未満で示した。

<sup>2)</sup> 重要な友人・知人を5人まで思い浮かべてもらって, その性別, 年齢, 居住地, 職業の4つの属性に基づき, 回答者本人と異なる程度を指標化した。数値が大きいほど回答者の持つ人的ネットワークは本人と異なる属性を持つ。

<sup>3)</sup> 地域の一般住民, 市町村の職員, 普及センターの職員, その他公務員一般, 農協の職員, 警察官について, それぞれ信頼できるかどうかを5段階で尋ね(一般住民だけは2段階), スコアを合計した。人々への信頼が高いほど, 大きな数値となる。

第14表 農家家計の農業所得と耕作放棄

	水田		畑	
	耕作放棄あり (N=30) <sup>3)</sup>	耕作放棄なし (N=74) <sup>4)</sup>	耕作放棄あり (N=16) <sup>5)</sup>	耕作放棄なし (N=88) <sup>6)</sup>
世帯の年間のべ農業従事日数(人日)	461 (224)	602** (291)	517 (247)	569 (286)
世帯の1人あたり年間農業従事日数(日)	188 (88.4)	234** (91.3)	198 (103)	225 (90.3)
農業所得割合(%) <sup>1)</sup>	42.6 (34.2)	60.5** (34.1)	42.7 (32.9)	57.7 (34.9)
農業関連販売額合計 <sup>1), 2)</sup>	8.47 (3.28)	9.90** (3.14)	8.87 (3.54)	9.59 (3.18)

<sup>1)</sup> 上段は平均値, 下段の括弧内は標準偏差である。平均値の差をT検定し, 結果を\*\*\*は有意水準1%未満, \*\*は同5%未満, \*は10%未満で示した。

<sup>2)</sup> 実数ではなく次の代理変数を用いている。1=販売なし, 2=5万円未満, 3=5-15万円, 4=15-30万円, 5=30-50万円, 6=50-70万円, 7=70-100万円, 8=100-200万円, 9=200-300万円, 10=300-500万円, 11=500-700万円, 12=700-1000万円, 13=1000万円以上。

<sup>3)</sup> 農業所得割合については2件のデータ欠損あり。

<sup>4)</sup> 農業所得割合については2件, 農業関連販売額については1件のデータ欠損あり。

<sup>5)</sup> 農業所得割合については1件, 農業関連販売額についても1件のデータ欠損あり。

<sup>6)</sup> 農業所得割合については3件のデータ欠損あり。

多面的機能を維持するための協調行動を促している」と解釈することができよう。これは伝統的な集落共同体で想定されてきた行動規範とは異なるものであると思われるが、その点の詳しい分析は別稿に譲ることにする。

最後に、耕作放棄の有無別に農業経営の状況を見る（第14表）。これらの変数は内生変数であると考えられるので、耕作放棄の要因であるとは解釈できず、次の節の重回帰分析で説明変数として用いなかった。ここでは、耕作放棄している農家としていない農家では、農業経営の点でどのように異なっているかを示すにとどめる。まず、一見して明らかなのは、水田の耕作放棄と農業経営には有意な相関があるのに対して、畑を耕作放棄している農家としていない農家は、平均値においてほとんど違いがないことである。水田について見ると、耕作放棄している農家の年間ののべ農業従事日数、1人あたりの農業従事日数は、ともに有意に少ない。また、総所得に占める農業所得の割合も農業関連販売額も、水田の耕作放棄をしている農家の方が耕作放棄をしていない農家よりも小さい。以上から、水田の耕作放棄をしている農家は、農業から非農業に労働配分をシフトしていることがわかる。しかし、そのような効果は、畑の耕作放棄では観察されない。

## 6. 耕作放棄の要因

本稿では、水田における耕作放棄と畑における耕作放棄には、異なる要因があると予測し、別々に分析する。水田の場合、とりわけ、集合的な灌漑施設を有する水田では、ある農家家計の私的な耕作放棄決定が他の農家家計に負の影響を及ぼすことが予測される。また農業の多面的機能のうち洪水防止機能についてはもっぱら水田が有していると考えられている。したがって、ソーシャルキャピタルが耕作放棄に与える影響も異なるであろう。また、上で何度か触れたように、土地市場が効率的に機能していれば、自ら耕作することを止めたとしても耕作したい者に土地を貸付すれば耕作は継続できる。そこで、耕作放棄だけでなく、土地の貸付の要因についても同時に分析を行う。ただし、第10表に示したように畑の貸付の例はないため、貸付の分析は水田に限定した。

まず、初めは水田の耕作放棄である。すでに示したように調査対象農家104戸のうち、水田の一部でも耕作放棄している農家は30戸である。そこで、従属変数として、次の3つを作成した。①水田の一部でも耕作放棄した農家を1、してない農家を0とする二値のダミー変数、②農家が耕作放棄した水田面積、③農家が耕作放棄した水田面積のその農家の所有する水田面積に対する比率である。②と③については、耕作放棄していない74戸の値は0となる。説明変数は、前節の第7表から第13表で論じた集落および農家家計レベルの変数を用いる。従属変数の特性から、①はプロビット、②と③はトービットにより推計した。推計結果は、第15表である。

第15表 水田の耕作放棄の決定因子

説明変数\被説明変数	所有水田の耕作 放棄の有無	所有水田の耕作 放棄面積(a)	所有水田のうち 耕作放棄の率
<b>農業の多面的機能</b>			
過去10年間の洪水回数	-3.83 (1.36)**	-19.3 (10.4)*	-35.1 (16.4)**
タヌキ類による獣害あり(ダミー変数)	-3.67 (1.57)**	-11.3 (16.4)	-28.7 (25.9)
<b>農家家計のソーシャルキャピタル</b>			
世帯員1人あたり農業組織数	-1.53 (0.96)	-6.98 (9.62)	-6.21 (15.0)
世帯員1人あたり社会・生活組織数	1.35 (0.81)*	6.01 (7.70)	14.0 (12.0)
ネットワークの多様化指数	-0.70 (0.20)***	-4.73 (2.33)*	-6.96 (3.59)*
地域住民への信頼度指数	0.30 (0.18)	2.06 (4.00)	3.48 (6.13)
<b>集落の属性</b>			
総世帯数	0.00 (0.01)	0.00 (0.09)	-0.04 (0.14)
過去10年間の転出世帯率(%)	-45.2 (18.1)**	-357 (146)**	-550 (233)**
農業雇用労働の利用水準(人日)	0.00 (0.00)	-0.03 (0.03)	0.00 (0.04)
作業委託の利用水準面積(a)	-0.01 (0.00)***	-0.07 (0.04)*	-0.15 (0.06)**
最も近い駅までの距離(km)	0.69 (0.20)***	3.72 (1.57)**	6.99 (2.52)**
民間部門への雇用者率(%)	0.06 (0.02)***	-0.01 (0.24)	0.18 (0.38)
農産物直売活動への参加者数	14.5 (5.56)**	134 (77.1)*	216 (121)*
集落協定を締結した(ダミー変数)	-0.07 (0.85)	17.7 (11.7)	17.3 (18.4)
自小作と小作農家の率(%)	0.09 (0.04)**	0.23 (0.39)	0.54 (0.61)
灌漑農地面積率(%)	0.08 (0.03)**	0.21 (0.26)	0.40 (0.41)
過去10年間の湧水回数	2.06 (0.96)**	0.51 (9.41)	8.60 (14.6)
<b>農家家計の属性</b>			
世帯主の年齢	-0.59 (0.25)**	-11.6 (4.59)**	-16.4 (7.2)**
世帯主の年齢の2乗	0.01 (0.00)**	0.10 (0.04)**	0.14 (0.06)**
後期高齢者(75才以上)率(%)	0.85 (1.39)	8.50 (20.2)	10.6 (31.5)
世帯員数	-1.36 (0.39)***	-15.3 (5.58)**	-23.2 (8.65)**
農外就業者率(%)	-1.62 (1.16)	-29.0 (16.9)*	-44.6 (26.4)
農業後継者がいる(ダミー変数)	1.99 (0.66)***	25.8 (10.2)**	27.6 (15.8)*
水田に灌漑なし(ダミー変数)	4.90 (1.43)***	40.9 (14.8)**	51.0 (23.1)**
水田にため池灌漑あり(ダミー変数)	-2.48 (1.31)*	3.23 (12.1)	6.21 (18.9)
水田に用水路灌漑あり(ダミー変数)	3.26 (1.49)**	21.4 (15.0)	45.5 (24.0)*
世帯員1人あたり飼育牛頭数	-0.15 (0.13)	-3.35 (1.57)**	-4.85 (2.57)*
世帯員1人あたり所有農地面積(a)	-0.07 (0.02)***	-0.34 (0.24)	-1.05 (0.45)**
定数項	8.93 (6.88)	345 (153)**	464 (239)*
$\sigma$	NA	21.5 (3.14)	33.2 (4.83)
サンプル数	104	104	104
Pseudo R <sup>2</sup>	0.55	0.16	0.16

括弧内は標準誤差。\*\*\*は有意水準1%未満, \*\*は同5%未満, \*は10%未満を意味する。

多面的機能に関する変数のうち、集落の洪水の頻度はどのモデルでも有意に水田の耕作放棄を抑制している。一方、タヌキ等による獣害については、獣害のある集落において水田の耕作放棄をする農家が存在する確率が有意に低いものの、農家の耕作放棄面積と獣害の有無には有意な関係は見いだせない。以上より、洪水防止については明らかに、また獣害についてもある程度、農家はそうした多面的機能の維持に考慮して水田の耕作を継続し



ていると結論することができる。

一方、ソーシャルキャピタルは、すべてのモデルで一貫して有意なのは、人的ネットワークの多様性指標である。自分と異なる年齢、性別、地域に多くの知人を持つほど、水田の耕作の放棄をしていない。人的ネットワークを発達させた人ほど、水田農業のもつ外部性に対する配慮をしていると言えるであろう。しかし、それ以外のソーシャルキャピタル変数は水田の耕作放棄に関して有意な影響を示さない。有意ではないが、農業関連組織への参加程度は耕作放棄を抑制している。しかし、社会・生活関連組織への参加程度と地域の人々への信頼感は、推計したほとんどの係数が0と有意に異なるものの、符号で見ると予測に反して耕作放棄を促進する要因となっている。

農家家計レベルの他の変数を見ると、まず予想通り、世帯主の年齢は上昇とともに水田の耕作放棄が減少するが、ある年齢で逆に耕作放棄が増加に転ずる。増加に転ずるのはおよそ60歳前後である。しかし、世帯における後期高齢者の比率は水田の耕作放棄に影響しない。また、やはり予測通り、農家の世帯員数が多いほど、水田の耕作放棄は少ない。農業外就労者比率も、水田の耕作放棄を有意に抑制している。これは、農業外に就労して農業に配分する家計内労働力が乏しくても、逆に作業委託や雇用労働力を使って耕作を継続する傾向が強いことを示している。

一方、農業の後継者の存在は、有意に水田の耕作放棄を促進している。これは、すでに論じたように、若い世代の意向が農業経営に反映しているためであると解釈できる。若いほど耕作放棄する傾向にあるのは、上で年齢の影響を見た通りである。農家家計の1人当たりの資産については、土地、家畜ともに資産が多いほど水田の耕作放棄が少ない。これは、そうした資産を持つ農家家計ほど、農業外よりも農業に資源を配分していることを示唆している。また、農家の持つ水田の灌漑設備との関連を見ると、予想通り、天水田では有意に耕作放棄が生じている。また、ため池灌漑の場合も有意に耕作放棄されている。これは、ため池灌漑の水供給が、用水路灌漑と比べて不安定で乏しいことを意味している。

集落レベルの変数では、予測に反して、集落の総世帯数は農家家計の水田の耕作放棄には影響していない。しかし、過去10年間の集落からの転出世帯率は、水田の耕作放棄を有意に減らしており、予想外の結果であり、理由は明らかではない。ただし、この調査は転出した農家は対象になっていないので、その水田の状態は考慮されていない。転出した農家の水田が放棄されているため、集落に残った農家は多面的機能を維持するために耕作を継続しているのかも知れない。それ以外に3つのモデルで一貫して有意な推計結果が得られたのは、最寄り鉄道駅からの距離、農産物直売所への参加率、農作業委託の利用水準である。このうち、農産物直売所への参加率は、水田の耕作放棄を増やし、農作業委託の利用水準は水田の耕作放棄を減らしており、予想通りの結果が得られた。しかし、鉄道駅からの距離は、すでに論じたように、農業外就労の機会を減らす効果よりも、雇用労働者の確保が困難などの点で農業生産の費用を上げるために水田の耕作放棄を引き起こすのであろう。それ以外では、集落協定の有無は農家家計の水田の耕作放棄には影響がなかった。また、渇水の頻度や民間企業への就労率は、予想通り水田の耕作放棄の確率を有意に高め

るが、耕作放棄面積には影響していない。一方、集落の灌漑面積率や小作農の比率は、耕作放棄面積には影響がないものの、予想に反して水田の耕作放棄の確率を高めている。以上のように、集落レベルでは、一部に予想に反する符号や有意な影響を示さない変数があるものの、概ね予想通りの推計結果が得られている。

次の第16表は、畑における耕作放棄の決定要因を分析した結果である。調査対象農家104戸のうち、畑の一部でも耕作放棄している農家は16戸である。水田の場合と同様に、従属変数は、①畑の一部でも耕作放棄した農家を1、していない農家を0とする二値のダミー変数、②農家が耕作放棄した畑面積、③農家が耕作放棄した畑面積のその農家の所有する畑面積に対する比率である。②と③については、耕作放棄していない88戸の値は0となる。説明変数および推計方法は、水田の場合と同じである。

多面的機能に関する変数を見ると、水田の場合と異なり、集落の洪水の頻度はどのモデルでも有意な影響がない。洪水防止機能を持つのは水田であるから、この結果は期待された通りである。一方、タヌキ等による獣害については、獣害のある集落において畑地の耕作放棄の確率、面積ともに有意に低い。したがって、農家が畑地の耕作を継続する理由には獣害の防止という多面的機能の観点が含まれていることが示唆される。しかし、ソーシャルキャピタルについては、社会・生活関連組織への参加程度を除くと、畑地の耕作放棄を抑制する傾向が見られるものの、どの変数の係数も0と有意に異ならない。したがって、水田の場合と異なり、畑地の耕作放棄については、集落内の人間関係などは考慮されていないと考えられる。

農家家計の属性、すなわち世帯主の年齢や資産などを見ると、水田の場合と異なりほとんどの変数が畑地の耕作放棄に関して有意な影響がない。例外は、農業後継者の有無である。これについては3つのモデルで一貫して耕作放棄を有意に抑制する効果が見られる。これは水田とは全く正反対の結果である。水田の場合、若い世代の意向を反映していると解釈したので、それにしたがうならば、畑の場合は（理由は不明ながら）後継者となる若い世代の意向を反映していないと解釈できる。そもそも、世帯主の年齢も畑の耕作放棄に関係ないことから、年齢による機会費用の違いなども畑の耕作放棄には影響しないといえよう。しかも、畑の灌漑の有無や灌漑の種類と耕作放棄にも明確な関係は見いだせない。

集落の属性では、集落の世帯数が多いほど畑地の耕作放棄が少ない。これは予想通りである。一方、集落協定については、協定がある集落において畑地の耕作放棄が起こる確率が有意に高く、その農家あたりのその面積も広い。これは、協定の目的が耕作放棄の防止にあるとすると、予測に反する結果に見える。しかし、ソーシャルキャピタルが畑地の耕作放棄に影響しないことからわかるように、畑地については各農家は集落内の他の農家との協調を考慮していないためであると解釈できる。それに、第1表に関連して述べたように、直接支払いが農家にとっては賃金率の上昇になっており、耕作放棄の誘因を与えているという側面もあるであろう。労働市場については、雇用労働力の利用水準が高い集落ほど、耕作放棄が少ない（ただし、有意な推計はプロビットモデルだけで、あとの2つは有意度が高いものの10%未満という基準は満たさない）。これは、畑作では雇用労働力を

第16表 畑の耕作放棄の決定因子

説明変数\被説明変数	所有畑の耕作放棄の有無	所有畑の耕作放棄面積(a)	所有畑のうち耕作放棄率(%)
<b>農業の多面的機能</b>			
過去10年間の洪水回数	-0.31 (0.30)	-3.94 (6.22)	-8.47 (26.0)
タヌキ類による獣害あり(ダミー変数)	-1.79 (0.71)**	-28.8 (13.6)**	-84.5 (52.4)
<b>農家家計のソーシャルキャピタル</b>			
世帯員1人あたり農業組織数	-0.08 (0.46)	-3.45 (9.97)	-1.04 (38.9)
世帯員1人あたり社会・生活組織数	0.45 (0.31)	5.92 (7.29)	5.59 (28.0)
ネットワークの多様化指数	-0.21 (0.17)	-2.66 (2.72)	-13.3 (11.0)
地域住民への信頼度指数	-0.10 (0.23)	-1.69 (3.95)	-9.53 (15.3)
<b>集落の属性</b>			
総世帯数	-0.02 (0.00)***	-0.20 (0.12)	-0.91 (0.47)*
過去10年間の転出世帯率(%)	-19.9 (8.69)**	-250 (209)	-843 (737)
農業雇用労働の利用水準(人日)	-0.04 (0.01)**	-0.51 (0.32)	-1.94 (1.26)
作業委託の利用水準面積(a)	-0.01 (0.00)*	-0.09 (0.08)	-0.21 (0.31)
最も近い駅までの距離(km)	0.00 (0.09)	0.16 (2.04)	-0.38 (8.03)
民間部門への雇用者率(%)	-0.01 (0.01)	-0.12 (0.25)	-0.39 (1.00)
農産物直売活動への参加者数	-6.03 (6.84)	-70.9 (115)	-453 (472)
集落協定を締結した(ダミー変数)	2.50 (0.72)***	35.4 (19.0)*	126 (71.9)*
自小作と小作農家の率(%)	0.01 (0.02)	0.18 (0.36)	0.72 (1.45)
灌漑農地面積率(%)	0.01 (0.01)	0.13 (0.20)	0.34 (0.82)
過去10年間の濁水回数	-0.07 (0.31)	-2.23 (8.29)	-4.36 (34.2)
<b>農家家計の属性</b>			
世帯主の年齢	0.55 (0.34)	7.87 (5.77)	21.4 (19.8)
世帯主の年齢の2乗	0.00 (0.00)	-0.06 (0.05)	-0.16 (0.16)
後期高齢者(75才以上)率(%)	0.11 (1.15)	6.84 (23.1)	17.13 (92.8)
世帯員数	0.23 (0.15)	2.29 (3.88)	7.73 (15.1)
農外就業者率(%)	1.30 (0.68)*	9.74 (13.1)	59.8 (53.4)
農業後継者がいる(ダミー変数)	-1.91 (0.66)***	-29.8 (10.1)***	-99.0 (41.1)**
畑に灌漑なし(ダミー変数)	-0.06 (0.90)	-7.62 (11.9)	-7.96 (44.6)
畑にため池灌漑あり(ダミー変数)	0.66 (0.84)	10.1 (15.8)	34.9 (64.9)
畑に用水路灌漑あり(ダミー変数)	1.79 (0.93)*	16.0 (15.7)	84.2 (64.5)
世帯員1人あたり飼育牛頭数	-0.06 (0.06)	-1.20 (1.27)	-5.51 (5.09)
世帯員1人あたり所有農地面積(a)	0.00 (0.01)	0.02 (0.19)	-0.03 (0.75)
定数項	-14.1 (10.2)	-197 (182)	-451 (633)
$\sigma$	NA	15.2 (3.14)	63.5 (13.7)
サンプル数	104	104	104
Pseudo R <sup>2</sup>	0.44	0.20	0.16

括弧内は標準誤差。\*\*\*は有意水準1%未満, \*\*は同5%未満, \*は10%未満を意味する。

使う傾向が強いことと整合的な結果である。

最後に、本稿の課題である耕作放棄に関連して、水田の貸付の決定要因を分析する。第10表に示したように、調査地では畑の貸付が行われていないので、水田のみが分析の対象となる。貸付にも焦点をあてるのは、いうまでもなく、耕作を継続するもっとも有効な手段は耕作を希望するものに土地を貸すことだからである。第10表からわかるように、

平均面積で見ると、耕作放棄水田面積と貸し付け水田面積はほぼ等しい。しかし、水田を貸し付けている農家は、104戸中13戸だけであった。そのうち4戸は耕作放棄と貸付の両方を行っている。

耕作放棄の場合と同じように、従属変数として、次の3つを作成した。①水田の一部でも貸し付けた農家を1、してない農家を0とする二値のダミー変数、②農家が貸し付けた水田面積、③農家が貸し付けた水田面積のその農家の所有する水田面積に対する比率で

第17表 水田の貸し付けの決定因子

説明変数\被説明変数	所有水田の貸し 付けの有無	所有水田の貸し 付け面積(10 <sup>-1</sup> a)	所有水田の貸し 付け割合(10 <sup>-1</sup> %)
<b>農業の多面的機能</b>			
過去10年間の洪水回数	17.6 (5.72)***	26.8 (10.8)**	27.0 (11.1)**
タヌキ類による獣害あり(ダミー変数)	4.67 (4.20)	54.1 (27.0)*	51.1 (29.4)*
<b>農家家計のソーシャルキャピタル</b>			
世帯員1人あたり農業組織数	0.47 (0.77)	-14.17 (7.29)*	-14.08 (7.99)*
世帯員1人あたり社会・生活組織数	1.18 (1.85)	9.95 (5.27)*	11.84 (5.96)*
ネットワークの多様化指数	-1.57 (0.57)***	-3.39 (1.90)*	-3.50 (2.00)*
地域住民への信頼度指数	-2.91 (0.65)***	-7.58 (2.56)***	-7.27 (2.80)**
<b>集落の属性</b>			
総世帯数	-0.29 (0.07)***	-1.17 (0.59)*	-1.15 (0.63)*
過去10年間の転出世帯率(%)	NA	356 (213)	349 (242)
農業雇用労働の利用水準(人日)	0.02 (0.02)	-0.04 (0.02)*	-0.04 (0.03)
作業委託の利用水準面積(a)	0.07 (0.02)***	0.15 (0.07)**	0.14 (0.07)*
最も近い駅までの距離(km)	-3.17 (0.81)***	-4.72 (2.41)*	-4.50 (2.51)*
民間部門への雇用者率(%)	-0.26 (0.07)***	1.04 (0.66)	0.94 (0.74)
農産物直売活動への参加者数	-41.6 (7.26)***	-415 (206)*	-403 (217)*
集落協定を締結した(ダミー変数)	20.6 (5.49)***	44.3 (22.8)*	44.2 (24.2)*
自小作と小作農家の率(%)	-0.75 (0.29)**	-0.47 (0.25)*	-0.45 (0.30)
灌漑農地面積率(%)	-0.54 (0.17)***	-0.34 (0.15)**	-0.41 (0.18)**
過去10年間の湯水回数	-19.0 (7.20)***	-14.7 (6.03)**	-15.7 (6.57)**
<b>農家家計の属性</b>			
世帯主の年齢	3.58 (1.56)**	0.61 (3.34)	-0.17 (3.50)
世帯主の年齢の2乗	-0.03 (0.01)**	-0.01 (0.03)	0.00 (0.03)
後期高齢者(75才以上)率(%)	22.8 (11.4)*	37.7 (13.4)**	40.9 (15.5)**
世帯員数	-0.47 (0.93)	-7.44 (2.94)**	-7.13 (3.20)**
農外就業者率(%)	0.95 (1.91)	12.0 (12.2)	9.59 (13.3)
農業後継者がいる(ダミー変数)	0.84 (2.19)	5.69 (3.81)	3.52 (4.13)
水田に灌漑なし(ダミー変数)	-4.73 (1.38)***	-13.2 (7.55)*	-14.10 (9.58)
世帯員1人あたり飼育牛頭数	-1.39 (0.48)***	-0.25 (0.47)	-0.35 (0.57)
世帯員1人あたり所有農地面積(a)	0.02 (0.06)	0.12 (0.08)	0.06 (0.09)
定数項	9.53 (38.8)	68.0 (114)	102 (128)
σ	NA	2.13 (0.47)	2.66 (0.58)
サンプル数	104	104	104
Pseudo R <sup>2</sup>	0.76	0.35	0.32

括弧内は標準誤差。\*\*\*は有意水準1%未満、\*\*は同5%未満、\*は10%未満を意味する。

ある。説明変数として前節の表1から第6表で論じた集落および農家家計レベルの変数を用いて、①はプロビット、②と③はトービットにより推計した。しかし、従属変数の大半が0のためいくつかの変数は推計に用いることができなかった。推計結果は、第17表である。

まず、多面的機能の変数のうち、洪水の回数は水田の貸付を有意に促進している。これは、洪水の多い集落においては、水田の耕作を放棄せず貸し付けにより耕作を継続する傾向があることを意味する。すなわち、集落において多面的機能を維持するような協調行動が存在することを示唆する結果である。タヌキ等の獣害も、貸し付け面積やその比率に対して有意に正の影響を与えており、水田の貸付が多面的機能の維持を目的とすることを示している。第15表で見たように、これらの変数は、耕作放棄に対しては有意に抑制する効果を示しており、貸付に関して得られた結果と整合的である。

ところが、ソーシャルキャピタルについては、農業組織への参加、ネットワークの多様性、地域住民への信頼がいずれも水田の貸付を減少させている。貸付が多面的機能の維持のためだけだとすると、これらの推計結果は矛盾することになる。しかし、これらのソーシャルキャピタルが農業生産への取り組みを積極化する役割も果たしているとする（Sakurai, S (2006)）、この結果は、ソーシャルキャピタルが備わっている農家は、耕作放棄を抑制する一方で土地の貸付も抑制し、自ら農業を行っているということを意味している。しかし、社会・生活組織に多く参加している農家は、農業外の活動に重点を置いているため、水田の貸付が多いのである。

他の変数の推計結果については、詳しく論じないが、耕作放棄と概ね逆の符号となっており、整合的な結果となっている。興味深いのは、集落協定の存在が有意に水田の貸付を増やしている点である。集落協定には、水田の耕作放棄の抑制効果はなかったが、貸付の増加により結果として耕作の継続に貢献しているようである。また、耕作放棄と後期高齢者の比率にも有意な関係が見いだせなかったが、貸付については有意に正の影響がある。つまり、高齢化した場合、耕作放棄を選ぶよりも貸し付けることで耕作を継続する傾向があることが判明した。

## 7. まとめ

本稿は、千葉県安房地方で実施した農家家計調査データを用いて、農業の多面的機能を損なうことが懸念されている耕作放棄について農家および集落レベルの要因を解明したものである。先行研究で指摘されている様々な要因に加えて、多面的機能という農業の持つ外部性を分析の中心にすえた点が新規性のある点である。重要な仮説は、個々の農家家計が地域で協調的な行動をするならば、洪水防止や獣害抑制といった農業の持つ多面的機能について配慮するため、洪水や獣害の可能性の高い集落ほど耕作放棄が抑制されるというものである。また、個々の農民の持つソーシャルキャピタルは、集落の成員間に信頼や規範を醸成し、囚人のジレンマの回避に貢献することが指摘されている。本研究の文脈では、

ソーシャルキャピタルは「自分が耕作を継続すれば他人も耕作を継続するので多面的機能が維持されるであろう」という期待の形成を促すであろう。そこで、本研究のもう一つの重要な仮説は、ソーシャルキャピタルの附存量の多い農家家計ほど、耕作放棄をしない傾向があるというものである。

プロビットおよびトービットによる重回帰分析を行った結果、水田については洪水の頻度が、畑については獣害の存在が、それぞれ有意に耕作放棄を抑制していることが判明した。また、同様の分析モデルを水田の貸付に当てはめたところ、洪水頻度と獣害の存在のいずれもが水田貸付を有意に促進している。以上のことは、それぞれの農家が農業の持つ多面的機能に配慮するため、私的な意思決定の際に協調的な行動を取っていることを示唆するものである。さらに、水田に関しては、ソーシャルキャピタルの中でも、人的ネットワークの多様性指標が有意に耕作放棄を抑制していることも明らかとなった。地域で、自分と異なる様々な人とネットワークを持つようなタイプの農民は、多面的機能を維持するために協調的な行動をとる傾向があるといえよう。一方、地域に以前から存在するような社会・生活関連組織、例えば青年団、消防団、講などにより形成されるソーシャルキャピタルは、多面的機能についてほとんど貢献せず、また地域住民への信頼も有意な影響がなかった。このことは、日本の伝統的な村落共同体は、多面的機能の維持にはあまり有効ではないかも知れないということを示唆している。あるいは言い方を換えると、多面的機能のような農業の外部性が及ぶ範囲は、伝統的な集落の範囲を超えており、集落内の協調行動を規範とするような種類のソーシャルキャピタルは多面的機能の維持には無効であるかも知れない。ソーシャルキャピタルを多面的機能に関する政策に活用するには、この点について注意を払う必要があると思われるが、その方法についてはさらに精緻な調査を行うことで解明すべき今後の課題である。

#### 〔注〕

- (1) これら先行研究のうち、仙田（1998a；b）と吉田ら（2004）は耕作放棄の要因を多変量解析により明らかにしている。鄭ら（2004）と稲葉（2006）は耕作放棄との相関分析を行い、藤森ら（1997）と全国農業会議所（1999）は耕作放棄の理由を質問票調査で直接尋ねている。用いたデータは、稲葉（2006）は2000年世界農林業センサスの千葉県の旧市町村、吉田ら（2004）は同センサスの中国地方の旧市町村、仙田（1998a；b）は1990年世界農林業センサスの個票データである。鄭ら（2004）、後藤・杉田（2003）、全国農業会議所（1999）も世界農林業もしくは農業センサスデータを用いているけれども、前二者は地図や写真も併せて、後者は全国の旧市町村対象質問票調査結果を主に分析している。なお、藤森ら（1997）は独自の全国規模調査を分析に用いており、世界農林業センサスもしくは農業センサスのデータを使用していない。
- (2) 2000年世界農林業センサスから「農業集落の国土・環境保全に果たす役割及び地域社会の維持に係る取組を明らかにするため、地域・環境資源の保全、都市等との交流事業の実態を把握する項目」が農業集落調査に設けられた（農林水産省（online a））。
- (3) ソーシャルキャピタルの定義はWorld Bank（online）によった。本稿ではソーシャルキャピタルの定義や計測方

法にかんする既存文献のレビューはしないが、その点については Yokoyama and Ishida (2006), Sakurai, T (2006), Grootaert and Bastelaer (2002) などを参照のこと。

- (4) データ収集方法の詳細は Sakurai, S (2006) を参照のこと。
- (5) 農村の多角化については Sakurai, S (2006) および櫻井ら (2006) を参照のこと。
- (6) 南房総市は 2006 年 3 月に新設された。調査時点では、調査対象農業集落は富浦町、富山町、三芳村、丸山町、和田町の 5 旧町村から選定した。
- (7) 千葉県農林水産部安全農業推進課 (2006) によれば、3 市とも全域もしくは一部地域が特定農山村地域、過疎地域、半島振興対策地域に指定されている。いずれの市も中山間地域等直接支払制度の対象地域（通常地域）で、制度の実施された 2000 年から交付金の交付が始まっている。「特定農山村地域」は特定農山村地域における農林業等の活性化のための基盤整備の促進に関する法律第 2 条第 4 項の規定に基づいて公示された地域である。「過疎地域」は過疎地域自立促進特別措置法第 2 条第 1 項の規定に基づいて公示された地域である。「半島振興対策地域」は半島振興法第 2 条第 1 項の規定に基づいて指定された地域である。「中山間地域等直接支払制度」とは、「耕作放棄地の増加等により多面的機能の低下が特に懸念されている中山間地域等において、農業生産条件の不利を補正する農家等への交付金により、農業生産活動の維持を通じて、耕作放棄の発生を防止し多面的機能の確保を図る制度。交付対象となるのは、自然的・経済的・社会的条件の不利な地域にあり、かつ、農業生産条件の不利な農用地。交付を受けるには、農家が集落協定などを結び、農業生産活動等を 5 年間以上継続して行う必要がある」（農林水産省 (online b)）。

## 〔引用文献〕

- 千葉県 (online) 『千葉県』, <http://www.pref.chiba.lg.jp/index.html> (2006 年 12 月 21 日アクセス)。
- 千葉県農林水産部安全農業推進課 (online) 『「中山間地域直接支払制度」について』, <http://www.pref.chiba.lg.jp/nourinsui/03anzen/chusankan/1.html> (2006 年 11 月 29 日アクセス)。
- 千葉県南房総県民センター (online) 『南房総県民センター管内の概要』, <http://www.pref.chiba.jp/kenmin/nanbou/gaikyou.html> (2006 年 12 月 11 日アクセス)。
- 鄭会勲・淀川智之・矢沢正士 (2004) 「耕作放棄地を有する農業集落の空間構造的特性－北海道の 2 町村を事例として－」『農村計画論文集』6:259-264。
- 藤森新作・深山一弥 (1997) 「中山間地域の水田用水不足および耕作放棄、農地流動化実態とその対策－中山間市町村の実態と活性化戦略(10)－」『農業および園芸』72(3):25-33。
- 藤森新作・深山一弥・福与徳文・安中誠司 (1997) 「中山間地域の耕作放棄と今後の対応方向」『プロジェクト研究 (一般枠研究) 中山間地域の活性化条件の解明に関する研究』pp.26-27, つくば, 農林水産省農業研究センター。
- 福田竜一 (2003) 「農業集落の動向と諸活動」『日本農業の構造変化と展開方向－2000 年センサスによる農業・農村構造の分析』pp.341-380, 東京, 農林水産政策研究所。
- 合田素行 (2005a) 「第 10 章 米沢地域における農業環境政策の受容可能性－アンケートを

- 中心に－」『多面的機能プロジェクト研究資料 第1号』pp.181-190, 東京, 農林水産政策研究所。
- 合田素行 (2005b) 「第11章 多面的機能維持のための政策研究と課題」『多面的機能プロジェクト研究資料 第1号』pp.172-180, 東京, 農林水産政策研究所。
- 後藤徹寛・杉田幹夫 (2003) 「中山間地域における生物資源利用と耕作放棄の関係からみた二次的な自然環境の変貌」『環境情報科学論文集』17:107-112。
- Grootaert, Christiaan and Thierry van Bastelaer (2002) *Understanding and Measuring Social Capital*, Washington DC, World Bank.
- 橋詰登 (2005) 『行政対応特別研究 [農村集落] 研究資料第1号 農業集落の変容が農村地域社会に及ぼす影響－1990－2000年農業集落調査の構造動態分析－』, 東京, 農林水産政策研究所。
- 橋詰登 (2006) 「特集1 農業センサスを読む－経営体大規模化, 耕作放棄地, 集落機能は?－3 農業集落による地域資源管理の現状と動向 農村集落調査が明らかにした農業集落の機能と役割」『農業と経済』72(8):27-35。
- 稲葉弘道 (2006) 「耕地面積と耕作放棄地の変化の要因分析」『千葉大学 経済研究』20(4):79-106。
- 香川文庸 (2006) 「特集1 農業センサスを読む－経営体大規模化, 耕作放棄地, 集落機能は? 2 農林業経営体調査の結果を読む 農業は「だれ」が担うのか」『農業と経済』72(8):15-26。
- 農林水産省 (online a) 『農林業センサス』, <http://www.maff.go.jp/census/index.html> (2006年11月22日アクセス)。
- 農林水産省 (online b) 『農林水産関係用語集』, [http://www.maff.go.jp/yougo\\_syu/index.html](http://www.maff.go.jp/yougo_syu/index.html) (2006年12月6日アクセス)。
- OECD (2001) 『OECD レポート 農業の多面的機能』農政研究センター国際部会リポート No.47, 東京, 財団法人食料・農業政策研究センター。
- OECD (2004) 『OECD レポート 農業の多面的機能 政策形成に向けて』, 東京, 家の光協会。
- 小野智昭 (2003) 「第4章 農業構造の変化と農地利用－大規模経営と耕作放棄・不作付け地の動向を中心にして－」『日本農業の構造変化と展開方向－2000年センサスによる農業・農村構造の分析』pp.107-150, 東京, 農林水産政策研究所。
- 櫻井清一・横山繁樹 (2005) 「農村多角化と社会関係資本－日本の農村での経験より」『第16回国際開発学会全国大会報告論文集』, pp.100-103。
- 櫻井清一・横山繁樹・霜浦森平 (2006) 「農家の経済活動多角化と農村の社会関係資本－千葉県安房地方における農家調査の分析」『2006年度日本農業経済学会論文集』, pp.1-8。
- Sakurai, Seiichi (2006) “Role of Social Capital in Rural diversification: A Case of Mountainous Villages in Japan,” pp. 104-140, in S. Yokoyama and T. Sakurai, eds., *Potential of Social Capital for Community Development*, Tokyo, Asian Productivity Organization (APO).



- Sakurai, Takeshi (2006) “Measurement and Analysis Framework of Social Capital,” pp. 27-38, in S. Yokoyama and T. Sakurai, eds., *Potential of Social Capital for Community Development*, Tokyo, Asian Productivity Organization (APO).
- 仙田徹志 (1998a) 「耕作放棄地の発生要因に関する計量分析」『農業経営研究』36(1):57-62。
- 仙田徹志(1998b)「農家の耕作放棄行動に関する計量分析－1990年農業センサスマイクロデータによる－」『統計学』75:26-40。
- World Bank (online) <http://www1.worldbank.org/prem/poverty/scapital/home.htm> (2006年12月24日アクセス)。
- Yokoyama, Shigeki and Akira Ishida (2006) “Social Capital and Community Development: A Review,” pp. 10-26, in S. Yokoyama and T. Sakurai, eds., *Potential of Social Capital for Community Development*, Tokyo, Asian Productivity Organization (APO).
- 吉田晋一・佐藤豊信・駄田井久 (2004) 「中国地方を対象とした耕作放棄の要因分析 地域間の相違と要因間の関連に着目して」『農村計画論文集』6:277-282。
- 吉田晋一・佐藤豊信・駄田井久 (2005) 「耕作放棄の要因分析と将来予測－システムダイナミックスを用いて－」『農林問題研究』158:56-59。
- 全国農業会議所 (1999) 『平成11年度農用地利用調整特別事業遊休農地解消実践活動 遊休農地の実態と今後の活用に関するアンケート調査結果報告書』, 東京, 全国農業会議所。