

農業委員会における女性登用のインパクト

高山 太輔（明海大学）
堀部 篤（東京農業大学）
中谷 朋昭（北海道大学）

2016年3月

要旨

本稿では、女性農業委員の増加が農業委員会の業務や市町村内の農地利用に与える影響を明らかにした。インパクト評価に際して、農業委員会あるいは当該市町村等の特性が、女性農業委員の積極的な登用に作用する内生性の可能性を否定できない。そこで、農業委員選出のために3年ごとに実施される統一選挙の有無を操作変数として利用した。

全国797の農業委員会に関して、2011年から2014年までのパネルデータを作成し、固定効果操作変数法により女性農業委員登用の効果を推定した結果、以下のことが明らかになった。女性農業委員の登用は、①農地の権利移動に関する業務に有意な影響を与えていなかった、②農業者年金への加入を促進した、③市町村内の遊休農地の解消または発生を抑制していた。特に②、③の効果は、推薦によって選ばれる農業委員の経験年数が少ない女性選任委員が増加した場合にのみ観察された。

以上から、議会や農業団体の推薦による新たな女性選任委員の登用によって、遊休農地の解消・発生防止および農業者年金への加入促進において正の効果をもたらしているとともに、農地の権利移動に関する業務については、選出方法および性別による差が認められないことが明らかとなった。

キーワード：男女共同参画，女性，農業委員会，操作変数

JEL: J16, Q15, Q18

1. はじめに

農業分野において女性の役割はより重要となってきた (De Janvry et al. 2002). しかし、女性の農業労働力は全体の 43% を占めているが (FAO 2011), その労働力が十分に能力を発揮しているとは言い難い. 途上国を中心に女性農業者は男性と比べて土地の所有権が脆弱なため生産要素市場へのアクセスが制限され, 男女間において農業生産性の格差が生じている (例えば, ブルギナファソ (Udry et al. 1995 ; Udry 1996 ; Akresh 2005), ガーナ (Goldstein and Udry 2008), エチオピア (Triuneh et al. 2001), ザンビア (Horrell and Krishnan 2007))¹. しかし, 男女間において農業生産における経済効率性や利潤効率性には差がないことが確認されており (de Brauw et al. 2008 ; Adesina and Djato 1997), 土地所有権の脆弱性や生産要素市場に対するアクセスを改善し, 女性のスキルや才能が十分に活用されれば, 農業生産性は上昇する (World Bank 2012).

同様に農業組織に対しても女性の積極的な参加が期待されている. 農業組織への女性の参画自体が目標とされる場合もあるが, 組織への女性の参加は灌漑施設や森林の保全管理のための共同行動 (Collective Action) の成功にとって重要な要因である (Pandolfelli et al. 2008). 例えば, 自然資源管理組織 (Westermann et al. 2005), 農業や公共財供給のための共同行動 (McCarthy and Kilic 2015), 森林管理組織 (Agarwal 2009), 灌漑組織 (Were et al. 2008 ; Meinzen-Dick and Zwartveen 1998), 農業生産組織 (Barham and Chitemi 2009) 等の組織や自然資源管理活動における女性の参加とそのパフォーマンスの関係を分析した多数の研究が存在する². しかし, 農業組織や活動におけるメンバー構成自体が内生性の問題を抱えている. そのため女性の組織や活動への参加が組織のパフォーマンスにどのような影響を与えているのかという問題に対して, パフォーマンスを高めているのかもしくは低めているのかだけでなく, 効果の有無自体にも頑健な結果を示すことは難しい. 例えば, 能力の高い女性の参加によって, 彼女らの知識や活動を通じて組織のパフォーマンスを高めているのか, より高いパフォーマンスを示している組織が能力の高い女性のメンバーを受け入れているのかを識別することは難しい. 一般的に女性の参加自体が持つ内生性の問題により組織の特徴と組織のメンバー構成のどちらが組織のパフォーマンスに影響を与えるかを識別することが難しくなる. この問題を解決するためには女性参加の内生性を考慮した実証分析により, 女性の参加が農業組織に与える影響を捉えなければならない.

本稿では, 日本における農業組織を対象として, 農業組織の構成員に対して外生的な変化を与えた自然実験を利用して, 農業組織のパフォーマンスと農業組織の構造 (女性の組織への参加) との関係性を明らかにする. 本稿で事例とする農業組織は農業委員会である. 農業委員会は, 農地に関する事務を執行する行政委員会であり, 原則, 市町村に 1 組織が存在して

¹ 包括的なレビューは Croppenstedt et al.(2013)を参照せよ.

² 同様に, 北欧等のクォーター制を対象に女性と企業パフォーマンスの研究も多く行われている. 例えば, Ahern and Dittmar(2012)は, ノルウェーにおける女性取締役員数を外生的に増加させた自然実験を利用して, 女性取締役員の増加が企業のトービンの Q の大幅な減少をもたらしたことを明らかにしている.

いる。農業委員会を構成する農業委員は、公職選挙法を準用した農業者の選挙で選ばれた選挙委員と、市町村長から選任される選任委員からなる。農業委員会は、農業者の代表機関として農地行政を中心に行っている。具体的には、農地の権利移動の許認可、農地転用案件への意見具申、遊休農地の調査・指導、農地の利用関係の調整等の農地の利用調整に係る業務である。その他、農業経営の法人化、上記に関する調査・研究、農業者への情報提供、意見の公表、行政庁への建議及び諮問への答申など多岐にわたる。また、近年は、農業者年金の加入促進も積極的に行われている。

むろん、事例とする農業委員会においても女性の登用とその組織のパフォーマンスとの関係に内生性の問題が生じている³。女性農業委員の登用が農業委員会の業務や農地利用に影響を与えているのではなく、業務が適切に行われている農業委員会が女性農業者を積極的に登用しているか、もしくは地域固有の要因によって女性農業委員の登用が促進されていることも考えられる。すなわち、逆の因果関係から生じる女性農業委員登用の内生性や女性農業委員登用が観察されない要因によって影響を受ける変数欠落のバイアスによる内生性である。そのため、本来は、女性の登用が農業委員会の業務に負の影響を与えているにも関わらず、逆の因果関係が存在するため、女性登用と農業委員会の業務の間の相関関係が正で観察されるかもしれない。また、観察することができない地域や農業委員会の属性が女性農業委員の登用に影響を与えており、正確に女性農業委員登用の効果を測定することを阻害している可能性もある。

そこで、女性農業委員登用の効果を識別するために、女性農業委員の登用に影響を与えるが、農業委員会の業務や土地利用に直接影響を与えない変数（操作変数）を利用する。2010年に行われた全国農業委員会会長大会及び全国農業委員会会長代表者集会において、2011年に実施される「第21回農業委員会統一選挙」では女性農業委員について「1農業委員会当たり複数選出」に向けて取り組むことが農業委員会系統組織の目標として掲げられた。その結果、議会推薦による選任委員として多くの女性農業者が登用され、2010年から2011年にかけて女性農業委員の割合と女性農業委員数は、以前の選挙後とは異なるトレンドで上昇をした（図1）。2011年の統一選挙では全農業委員会の約7割が改選期にあたり、その翌年以降に残りの農業委員会で選挙が実施された。そのため、農業委員会の選挙実施のタイミングにヴァリエーションが存在する。農業委員の任期は3年であり、選挙が3年ごとに実施され農業委員が選出される。農業委員選出のための選挙は各農業委員会で定期的に行われるため、農業委員会の業務や市町村内の農地利用とは無相関である。本研究では、選挙委員の選出や選任委員の改選が行われる選挙のタイミングを操作変数に用いて、農業委員会における女性登用の効果を推定した。

2011年から2014年にかけての797農業委員会のパネルデータを作成し、固定効果操作変数法により女性農業委員登用の効果を推定した。推定の結果、以下のことが明らかになった。女性農業委員の登用は、①農地の権利移動に関する業務に有意な影響を与えていなかった、

³ 内生性の問題に関しては不破（2008）に詳しい。

②農業者年金への加入を促進した，③市町村内の遊休農地の解消または発生を抑制していた。

さらに，女性農業委員の選出方法の違い（選挙委員か選任委員）によって農業委員会の業務や農地利用への効果が異なる可能性が考えられる。女性農業委員の選出方法を勘案すると，選任委員の増加は新規の女性農業委員の登用，選挙委員の増加は選任委員を経験している女性の選挙委員での登用を意味している。選手方法の違いを考慮して女性農業委員の登用の効果を推定したところ，農業者年金加入の促進や市町村内の遊休農地の解消または発生抑制の効果は，推薦によって選ばれる女性選任委員が増加した場合に観察された。農業委員会の業務は，選挙委員か選任委員，男か女，経験年数に関係なく平等に農業委員に振り分けられる。そのため，年金加入業務や遊休農地の指導等の業務に新人の女性農業委員が加わった場合，その女性農業委員が持つ新たなネットワークが組織に加えられ，新人女性農業委員が持つネットワークが活用されることにより新たな効果を発揮するものと考えられる。

次節では，農業委員会及び統一選挙の概要と女性農業委員の選出プロセスについて概観する。第3節では，この分析で使われたデータの概略を説明し，女性農業委員登用の効果の測定方法とその分析結果を示す。第4節はまとめとする。

2. 農業委員会の概要と女性農業委員の選出プロセス

(1) 農業委員会の概要

農業委員会は，原則として市町村に一つ設置される行政委員会であり⁴，事務所の設置，予算の計上，行政事務は市町村長が所掌する。一方で農業者の代表機関であることから，市町村長の指揮監督を受けることなく，行政執行上の判断，決定を行う。

農業委員会を構成する農業委員は，公職選挙法を準用した農業者の選挙で選ばれた選挙委員と，市町村長から選任される選任委員からなる。選挙委員の選挙権および被選挙権は，10a以上の農地の耕作に従事する者や年60日以上耕作に従事する農業生産法人の構成員等である⁵。選任委員は農業団体や市町村議会が推薦した者を市町村長が選任する⁶。

農業委員会の業務内容は，農業者の代表機関として幅広く規定されているが，1951年の組織発足の目的が自作農の創設および維持であったことから，農地行政が中心となっている。法律に規定された所掌事務は，農地の権利移動の許認可，農地転用案件への意見具申，

⁴ 2013年10月現在，全国1,742市区町村のうち，1,699市区町村で1,710の農業委員会が設置されている。

⁵ 選挙権および被選挙権は，区域内に住所を有する満20歳以上で，以下①～③のいずれかを満たす者である。①10a以上耕作を行っている者（北海道は30a以上），②①と同居する親族または配偶者で，年60日以上耕作に従事する者，③農業生産法人の構成員で年60日以上耕作に従事する者。

⁶ 農業団体（農協，農業共済組合，土地改良区）から1名ずつ推薦された者と市町村議会が学識経験者として推薦した者（4名以内，議員とは限らない）を市町村長が選任する。なお，市町村長は団体から複数推薦された場合の選択権はあるが，1人推薦された場合の拒否権はない。

遊休農地の調査・指導，のほか，農地の利用関係の調整，農業経営の法人化，上記に関する調査・研究，農業者への情報提供，意見の公表，行政庁への建議及び諮問への答申などである。

（２）農業委員会における女性の登用

農業委員会では農業委員選出にあたり，女性農業委員については「一農業委員会あたり複数選出」に向けての取り組みが行われている。しかし，第 21 回農業委員会統一選挙（2011 年）では，「女性農業委員ゼロの委員会の解消」，「1 農業委員会あたり複数選出」が農業委員会系統組織の目標として掲げられたが，2014 年現在，女性農業委員のいる農業委員会数は 1,179（69.0%）委員会，女性農業委員の割合は 7.2%に留まっている⁷。女性農業委員の登用が進まない要因として，女性の農地，農業，地域に対する知識不足から生じる参加に対する「気おくれ」や農業委員（選任委員）の選出にかかわる組織（自治会，水利組合，生産組合，農協生産部会等）に女性の参加が少なく，農業委員選出の話し合いの場そのものに参加できていないことが指摘されている（藤本 2009）。このように女性の地位が農村や農業の現場において確立されていないことが女性の参画を阻んでいると考えられる。そのため，女性農業者の社会参画を促す要因や女性農業者の社会参画が地域農業に与える影響を明らかにし，女性農業者が果たす役割の理解や女性農業者の地位を向上させていくことが望まれている。

（３）農業委員会統一選挙の概要

選挙委員の任期は 3 年であり，選任委員も選挙委員の任期満了の日までの在任となる。最初の選挙は，農業委員会等に関する法律が 1951 年 3 月に制定されたことから，同年 7 月に実施され，同年 8 月 1 日に各市町村農業委員会が発足した。その後 3 年おきに行われる 7 月の選挙を，農業委員会系統組織では農業委員統一選挙と呼んでいる。近年では，統一選挙は 2008 年，2011 年，2014 年に実施されているが，統一選挙の年に改選する農業委員会は約 7 割である。これは，市町村合併による任期変更や東日本大震災による任期の延長のためと考えられる。

（４）女性農業委員の選出プロセス

農業委員の選出プロセスは，選挙委員と選任委員とで大きく異なる。2005 年には，女性農業委員 1,869 人のうち，選挙委員は 471 人（25.2%），選任委員は 1,398（74.8%）であり，2014 年統一選挙後は同 2,577 人のうち，選挙委員は 528 人（20.5%），選任委員は 2,049 人（79.5%）となっている⁸。人数は選挙委員，選任委員のどちらも増加しているが，選任委員

⁷ 農協においても，女性役員数は 6.9%(2014 年度)に留まっている。

⁸ 2005 年の数値は農林水産省「農林水産業における女性の活躍推進について」（2015 年 11 月）による。原資料は農林水産省「農業委員会及び都道府県農業会議実態調査」であり，全都道府

の割合が高く、またその割合は高まっている。2014年における選挙委員のうち女性の割合は2.0%、同選任委員は23.0%であり、女性農業委員の選出は選任委員が中心となっている。

女性の選任委員は、議会推薦による学識経験者がほとんどを占める⁹。議会推薦による女性農業委員の選出増加の要因は、政府、農業委員会系統組織、女性農業委員組織の三者による取り組みによるものと考えられる¹⁰。政府による「男女共同参画基本計画」「食料・農業・農村基本計画」「農林水産事務次官通知」「農林水産省経営局長通知」において女性農業委員の登用目標が示されたことに加え、都道府県農業会議や任意組織として40の府県にある女性農業組織（2015年12月現在）が、市町村議会や市町村長に直接的な要望活動を行っている。これらを受け、農業団体推薦や選挙推薦では女性農業委員が生まれにくい状況を踏まえ、議会推薦により女性農業委員が選出されている状況にある。

農業委員会は、業務の執行に当たって農業委員の地区担当制を採っているところがほとんどである¹¹。そのため、選挙委員の選出においても、あらかじめ地区ごとに候補者を選定している場合が多いとされる。実際、農業委員の選挙は公職選挙法を準用しているが、定数と同数の候補者となることが多く、投票の実施は約1割である¹²。農村部の地区（集落）を基礎とした意思決定過程はイエを単位に行われ、農地の権利主体もイエが基本的単位であること、そして戸主は男性である場合が依然として大半であることが、女性の選出が少ない要因として推測される。ただし、女性の選挙委員の絶対数は増加しており、経験の豊富な女性農業委員を中心に選挙委員での登用もゆっくりではあるが着実に定着しつつある。

3. 女性農業委員登用が業務及び土地利用に与える影響

(1) データとアウトカム指標の設定

本稿で用いる農業委員会のデータは、2011年から2014年の『農業委員会活動整理カード』を利用する。このデータには農業委員会の活動体制及び活動状況、農業委員会が設置されている市町村の農業情報が記載されている。データ上で農業委員会に付与されているコードをもとにパネルデータを作成した。

分析対象は、797農業委員会とする。分析対象とした農業委員会は3つの基準により選定した¹³。第一に、選挙の実施時期を考慮し、2011年4月以降に選挙が実施された農業委員会

県で10月1日現在の値。2014年は全国農業会議所「第22回農業委員統一選挙後における農業委員会の体制等調査結果のポイントについて」（2014年11月28日プレスリリース）による。沖縄県は10月1日そのほかの都道府県は8月1日現在。

⁹ 農林水産省「農林水産業における女性の活躍推進について」（2015年11月）によれば、2005年の1,398人のうち1,369人が議会推薦である。

¹⁰ 詳しくは、堀部（2012）を参照。

¹¹ 農地の権利移動の許認可を行う際や遊休農地の調査・指導を行う際に、農地が置かれた状況について精通している必要があるため。

¹² 農林水産省「農業委員会について」（平成26年2月3日、規制改革会議第8回農業ワーキング・グループ提出資料）による。

¹³ なお、データ不備の11農業委員会も除いた。

のみを対象とする。2011年のデータは2011年10月1日現在、2012年から2014年は各年の4月1日現在の値である。そのため2011年1月から3月までに農業委員を選出する選挙が実施された農業委員会は、2011年から2014年の分析対象年において二回実施された選挙の影響が含まれたデータとなるためである。第二に、市町村区域内に一つだけ設置されている農業委員会とする。農業委員会の設置基準は原則として市町村に一つとなっている。ただし、例外として、①農地のない市町村には、農業委員会を置かない、②農地面積が著しく小さい場合（都府県200ha以下、北海道800ha以下）は置かないことができる（設置するか否かは市町村が選択）、③農地面積が著しく大きい場合（農地面積7,000haを超える場合）等は、区域を2つ以上に分けて、その各区域に農業委員会を置くことができる、とされている。そのため、②の農地面積が設置基準に満たないが設置されている農業委員会と③の区域内に複数設置されている農業委員会は、農業委員会設置の有無に市町村の判断が含まれており、通常設置されている農業委員会とは設立過程が異なる。データ制約や本稿で用いる分析手法ではその影響が捉えられないため分析から除外した。第三に、2010年現在の女性農業委員数が1人以下の農業委員会に限定する¹⁴。2010年に「1農業委員会当たり複数選出」に向けて取り組むことが農業委員会系統組織の目標として掲げられており、2010年時点でその影響を受ける可能性がある農業委員会に分析対象を限定した。

表1は2011年から2014年までの分析に用いた農業委員会の特徴や設置されている市町村の農地利用の特徴を表すクロスセクションデータの平均値である¹⁵。パネルAは説明変数である農業委員に占める女性農業委員の割合、パネルB～Dは、被説明変数となる農業委員会の業務（必須業務と任意業務）と市町村の農地利用の状況を表す変数である。

パネルAより、標本における1農業委員会当たりの農業委員数は約21人である。分析期間内の平均農業委員数は大きく変化していないが、女性農業委員の割合は1.44%から4.27%に上昇している。この期間に選挙実施により男性農業委員が女性農業委員に置き換わっていることがわかる。特に、女性農業委員の選出方法別では女性選任委員の割合の増加（3.96%から9.14%）が女性選挙委員の割合の増加（0.55%から0.99%）より目立つ。また、選挙の有無をみると2011年に分析対象の農業委員会の約7割で選挙が実施されている。この2010年から2011年にかけて女性農業委員の割合が1.44%（2010年）から3.07%（2011年）と分析期間中で最も大きいポイントで変化している。

パネルBからDは、女性農業委員増加の効果のアウトカムとして用いる農業委員会の業務と市町村内の農地利用の指標を表している。

農業委員会の所掌業務は、必須業務と任意業務の二つに大別される¹⁶。必須業務は、農地法、農業経営基盤強化促進法¹⁷、特定農山村法等によって権限を付与された事項についての

¹⁴ 2010年における女性農業委員1人以下の農業委員会は1,103農業委員会ある。

¹⁵ 変数の定義については付表1を参照。

¹⁶ 本稿における農業委員会の所掌業務の内容についての記述は、関谷（2002）、全国農業会議所（2008）、緒方（2011）に依拠している。

¹⁷ 農業経営基盤強化促進法による利用権の設定は、市町村による農用地利用集積計画の公告に

処理である。これらは、農業委員会専属の業務であり、関係者の権利を制限し、義務を課する法的拘束力を持つ。主な業務の一つとして農地法に基づく農地の売買や貸借の許可があり、農業委員が現地調査を行い農地の状況を確認し、許可・不許可を決定する。また、農地の転用においても農地の状況を確認し、意見書を付して申請書を知事へ送付する。任意業務は、法令による権限の付与は受けないが、区域内における農業振興等に必要な事項である¹⁸。2003年以降、農業者年金事業市町村事務取扱要領第2条に基づき、農業委員会は農業者年金事業に関する事務を執行しており、加入推進活動等に対する支援、資材の提供を受けている¹⁹。また、必須業務と任意業務の両業務による成果として、市町村内の農地利用にも影響を及ぼしていると考えられる。適切に農地の売買や貸借の許可を行うことにより市町村内の農地の集積が進むであろうし、遊休農地の調査を行い農地所有者に対して指導・勧告を行うことにより遊休農地の発生防止に寄与しているであろう。

以上より、女性農業委員の登用が必須業務に与える影響を捉える指標として農地法第3条に係る農地の権利移動（有償所有権移転面積率、無償所有権移転面積率、賃借権設定面積率、業務完了までの実処理期間）、農法第4・5条に係る農地の権利移動（転用面積率）、農業経営強化基盤促進法による農地の権利移動（有償所有権移転面積率、無償所有権移転面積率、賃借権設定面積率）とする。任意業務を捉える指標は農業者年金加入状況（加入率）とする。また、必須業務及び任意業務の結果として市町村内の農地利用に影響を与える。この影響を捉える指標は、遊休農地率、農地集積率²⁰とする。分析に用いた農業者年金に関するデータは『農業者年金基金 HP』²¹、農業委員会が設置されている市町村内の農地の移動に関するデータは『農地の移動と転用』を利用した。

なお、2015年9月4日に公布された改正農業委員会等に関する法律では、同法の目的、農業委員会の所掌事務、農業委員の選出方法など、組織の根幹に関わる変更がなされている。ただし、本稿の分析対象期間とは異なるため、改正内容については扱わない。

(2) 実証分析の方法

このセクションでは、女性農業委員の登用が農業委員会の業務及び市町村内の農地利用に与えたインパクトを推定する。その際に女性農業委員の登用を捉える指標として農業委

よって行われるが、公告の前に農業委員会による農用地利用集積計画の決定、利用権選定の調整が期待されている。

¹⁸ 農業委員会は、その区域内の①農地等として利用すべき土地の農業上の利用の確保、②農地等の利用の集積その他農地等の効率的な利用の促進、③法人化その他農業経営の合理化の推進、④農業生産、農業経営及び農民生活に関する調査及び研究、⑤農業及び農民に関する情報提供に関する事項を行うことができる。業務内容は重要とされるが、業務のスリム化のために平成16年に任意業務として規定された。他の機関が行う業務と重複しているものもある。

¹⁹ 農業者年金の加入は、家族経営協定の締結と併せて推進されることが多い。

²⁰ ここでの集積面積は認定農業者への利用権の新規設定面積（農業経営基盤強化促進法および農地法）を表す。

²¹ <http://www.nounen.go.jp/nounen/toukei/shichoson.html> を参照。

員会に占める女性農業委員の割合を用いる。ただし、農業委員に占める女性の割合が内生変数であることに留意が必要である。例えば、女性農業委員の登用が農業委員会の業務や農地利用に影響を与えているのではなく、業務が適切に行われている農業委員会や農地利用が適切に行われている地域または農業条件の良い地域の農業委員会が女性農業者を積極的に登用しているのかもしれない。すなわち、想定している因果関係が逆の方向に働いている可能性がある。また、女性農業者に対する意識など観察することができない地域固有の要因が女性農業委員の登用に影響を与えていることも考えられる。このような女性農業委員登用に関する内生的な農業委員会の決定は、農業委員会の業務や農地利用と女性農業委員の登用との関係を識別することを困難にさせている。そのため外生変数として農業委員に占める女性農業委員の割合を扱えば、パラメータの推定量にバイアスが生じるので、女性農業委員登用の効果を正確に測ることができない。

この内生性を克服するために、本稿では、Levitt (1997) に依拠して操作変数アプローチを用いる。Levitt (1997) は人口 1 人当たりの警察官数が犯罪発生を抑制する効果を推定した。ただし、警察官数が犯罪件数に影響を与えているのではなく、前年度の犯罪件数を見て市町村が警察への予算を増やしている可能性がある。逆の因果関係から生じる内生性の問題に対処するために、市長選挙・州知事選挙のタイミングを操作変数として警察官数が犯罪件数に与える効果を識別した²²。本稿では、農業委員会において農業委員改選のために、3 年おきに実施される「選挙」を操作変数として利用することにより、女性農業委員増加の効果を識別する。2010 年に行われた全国農業委員会会長大会及び全国農業委員会会長代表者集会において、2011 年に実施される「第 21 回農業委員会統一選挙」では女性農業委員について「1 農業委員会当たり複数選出」に向けて取り組むことが農業委員会系統組織の目標として掲げられた。その結果、前出の図 1 及び表 1 の通り 2010 年から 2011 年にかけて女性農業委員の割合と女性農業委員数がこれまでとは異なるトレンドで上昇をした。2011 年の統一選挙は対象とした農業委員会の約 7 割が実施し、その翌年以降に残りの農業委員会において選挙が実施された。そのため、各農業委員会の選挙実施のタイミングにヴァリエーションが存在している（図 2）。選挙は各農業委員会ですべて定期的に行われるため、農業委員会の業務や市町村の農地利用とは無相関である。そのため農業委員選出のための「選挙の実施」の有無を操作変数として利用する。

ただし、選挙実施の有無を女性農業委員の割合の操作変数として使用する際、その妥当性を検討しておく必要がある。1999 年の男女共同参画社会基本法の施行以来、農業委員会は選挙の実施ごとに女性農業委員を登用する傾向にあり、2010 年に農業委員会系統組織において女性農業委員の複数選出という目標が掲げられたが、女性農業委員が増加しない可能

²² 現職の市長や州知事は再選を目指し、選挙実施前年に警察官に対する予算を増やすことにより犯罪を減らすインセンティブを持つことに着目し、選挙のタイミングを操作変数として利用した。選挙の実施は警察官数には影響を与えるが、犯罪件数自体には警察官数を通してしか影響を与えることはない。

性も考えられる。その場合、弱相関操作変数の問題が生じる。しかし、前出の図1が示す通り女性農業委員数の増加は2005年、2008年の統一選挙前後では観察できないが、2011年の統一選挙後にはこれまでの選挙実施前後とは異なる変化を示している²³。また、図3aと図3bは2010年の女性農業委員が1人以下と2人以上の農業委員会別の選挙前後の女性農業委員の割合の推移である。2010年の女性農業委員が2人以上の農業委員会では女性農業委員の割合に大きな変化は見受けられない（図3a）が、2010年に女性農業委員が1人以下の農業委員会では、2011年選挙を境に女性農業委員の割合が増加している（図3b）。2010年時点で女性農業委員が一人以下の農業委員会では、農業委員会系統組織が掲げた女性農業委員の複数選出の目標に反応し、女性農業委員が増えていることがわかる。

女性農業委員の登用が農業委員会の業務と農地利用に与える効果を推定するために、以下のモデルを設定した。

$$(1) \quad Y_{i,t} = \alpha + \beta W_{i,t} + \theta_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $Y_{i,t}$ は t 期における農業委員会 i もしくは農業委員会 i の位置する市町村のアウトカム変数、 $W_{i,t}$ は t 期における農業委員会 i の女性農業委員の割合を表す。 θ_i は農業委員会 i の固定効果を表し、農業委員会の業務および農地利用に影響を与える時間に対して不変な属性である。 τ_t は2011年から2014年までの時間効果を表し、 t 期におけるすべての農業委員会の業務および農地利用に共通して影響を与える要因をコントロールする。 ε_{it} は時間によって変化する誤差項であり、すべての θ_i および τ_t と独立であると仮定される。内生変数である女性農業委員の割合に対する操作変数として農業委員選出のための選挙の有無を用いる。選挙の有無は、農業委員会 i が選挙実施前であれば0、実施後であれば1をとるダミー変数である。

なお、(1)式に時間によって変化する説明変数を加えることもできるが、Angrist and Pischke (2008)において指摘されている「望ましくない説明変数 (bad controls)」を含む可能性がある

²³ 女性農業委員の複数選出は、2008年第20回の統一選挙でも決議しており、初めて掲げたわけではないが、2011年に女性農業委員の割合が特に伸びた理由は、以下のことが考えられる。

第一に、2008年は、市町村合併後二回目の選挙であるため、合併前と比べ委員数自体が減少しており、選出集落の範囲等の調整が重要課題だったため女性選出は優先度が低かった。第二に、政府、農林水産省も共同参画への姿勢を強めた。第三に、第二の理由を受けて、それまでは統一選挙直前の5月下旬に決議を行っていた（目標を掲げていた）が、2011年統一選挙の時は、前年の2010年の5月下旬に決議を行った。そのため、女性農業委員選出に向けた要請活動や女性候補者の選出、調整活動を行うための十分な期間が準備された。第四に、2011年3月に全国の女性農業委員ネットワークが発足し、活発な運動が可能となった。

る。「望ましくない説明変数」は、その変数自体が女性農業委員の割合の変化の結果となる変数のことである。例えば、有償所有権移転面積率を説明変数に加えた場合、その変数は被説明変数とする農地集積率に影響を与えるかもしれないが、有償所有権移転面積率の変化は女性農業委員の割合の変化によって引き起こされている可能性がある。そのため、女性農業委員の割合の変化の効果が、説明変数である有償所有権移転面積率の変化を通じて被説明変数の農地集積率に影響を与え、女性農業委員の割合の変化が農地集積率に与える影響を正しく推定できなくなる。そのため、本稿では、説明変数に農業委員会の固定効果だけを含むことにする。

さらに、女性農業委員は議会等の推薦（選任委員）か選挙（選挙委員）によって選出される。女性農業委員が選出される際、第一期目は選任委員として選出され、何期か選任委員を務めた女性が選挙委員に立候補することにより選出されることが多い²⁴。そのため、選出方法によって農業委員会の業務や農地利用に及ぼす効果が異なるかもしれない。そこで、女性農業委員の選出方法を区別したモデルも推定することで、農業委員会の業務や土地利用に与える効果を捉えることとする。

(3) 女性の登用が農業委員会の業務及び土地利用に与える影響

表 2 は女性の登用が農業委員会の必須業務（農地法第 3 条に係る農地の権利移動，農地法第 4・5 条に係る農地の転用，農業経営基盤強化促進法による農地の権利移動）に与える影響，表 3 は女性の登用が農業委員会の任意業務（農業者年金加入状況）及び農地利用に与える影響の操作変数推定の結果を表す。

まず、操作変数の妥当性であるが、一つの操作変数しか用いていないため操作変数が外生変数であるということ帰無仮説とする過剰識別制約検定を行うことはできない。ただし、表 2 と表 3 の操作変数推定における第一段階推定のすべての F 値の統計量は基準とされる水準 (F=10) を大きく上回っているため、分析に用いた操作変数の弱相関操作変数の問題は少ないと考えられる (Stock et al. 2002)。

推定結果をみると表 2 の列 (1) ～ (8) に示した農地の権利移動に関するアウトカムの操作変数推定は有意となっていない。これらの結果から、女性農業委員の割合の上昇は、農業委員会の農地に関する業務のアウトカムに影響を与えているとはいえないと判断される。ただし、現場レベルでは農業委員に女性が登用されると、農地行政に影響が出るのではないかと懸念されており、女性の登用が農地行政に影響を与えていないという結果は、今後の農業委員会への女性の参画を阻む結果ではないと考えられる。そもそも、農地行政に関する農業委員の業務は、農地の状況を確認し、農地の売買・貸借・転用の許可・不許可を決定することである。業務の執行に当たって農業委員の地区担当制を採っているところがほとんどであるため、男女関係なく農業委員は担当地区の農地についての情報を持っており、女性が

²⁴ 全国女性農業委員ネットワークへの聞き取り調査による (2015 年 12 月に会長を含む役員 4 名に実施)。

登用されても農業委員会の業務は滞りなく執行されたと考えられる。

次に、農業者年金の加入率をアウトカム指標としたとき（表3の(1)列）、女性農業委員の割合のパラメータが正で有意に推定されている。推定値の大きさから、女性農業委員の1%ポイントの上昇は、農業者年金加入率を0.14%ポイント増加させる効果があると判断できる。民間企業では労務作業では男性の生産性が高くなる傾向がある一方で、商品の企画・開発業務では女性の生産性のほうが高くなることが指摘されている（山本，2012）。また、経済産業省（2012）は女性の活用がプロセスイノベーション（新たな販売手法や販路の開拓）等の経営効果をもたらす可能性があることを報告している。農業者年金加入者の増加は、既存の男性農業委員が能力を保有していなかった業務に女性農業委員が登用された結果であると考えられる。なお、一見すると女性農業委員の登用の効果の大きさは小さいと思われる。しかし、農業者年金の加入率は、数十年の加入運動を経た現在でも9.7%（2012年度）に過ぎないということを勘案すれば、1%ポイントの女性農業委員の増加が農業者年金加入率を0.14%ポイント上昇させるという効果は決して小さいとは言えない。

また、遊休農地率をアウトカム指標としたとき（表3の(2)列）も、パラメータは負で有意に推定されており、女性農業委員の1%ポイントの上昇は、遊休農地率を0.47%ポイント低下させる結果となった。分析期間中の遊休農地率の平均は約8.5%であり、この効果は決して小さいとは言えない。2009年の農地法改正によって、農業委員会は遊休農地や違反転用の実態を把握するために地域の農地利用状況を調査することが義務付けられており、遊休農地の所有者に対する指導・勧告を行っている。櫻井他（2007）・芝原他（2007）は、農家の持つ人的ネットワークの多様性が耕作放棄を抑制し、他農家への農地の貸し付けを促していることを明らかにしている。女性農業委員が登用されることにより遊休農地の指導・勧告を行う農業委員と農家の間に新しいネットワークが構築され、市町村内の遊休農地の抑制に結びついているのではないかと推察される。

一方、農地の集積率をアウトカム指標とした場合（表3の(3)列）は、女性農業委員の割合のパラメータは有意となっていない。農地の集積のためには地域や農家との合意形成が必要であり、地域関係者の協力や理解が欠かせない。農地の所有者は世帯主である男性が多く、農地に関する意思決定は所有者である世帯主が行うものとの認識のために、女性農業委員にとっては農地集積に係る地域の合意形成を得ることが難しいのかもしれない。

(4) 選出方法の違いによる女性の登用が農業委員会の業務及び土地利用に与える影響

女性農業委員の選出方法の違い（選挙委員か選任委員）によって農業委員会の業務や農地利用への効果が異なる可能性が考えられる。女性農業委員の選出方法を勘案すると、選任委員の増加は新規の女性農業委員の登用、選挙委員の増加は選任委員を経験している女性の選挙委員での登用を意味している。そこで、(1)式における女性農業委員の割合（ $W_{i,t}$ ）を、女性選任委員の割合または女性選挙委員の割合に置き換えて（1）式を新たに推定する。表

4は、女性選挙委員の登用、表5は女性選任委員の登用が年金加入率及び遊休農地率に与える影響の操作変数推定の結果を表す。(1)式において、女性農業委員の割合を説明変数とした際に有意となったアウトカム指標の結果だけを記載している。なお、女性農業委員の割合を用いた際に有意となっていないアウトカム指標を対象として同様の分析を行ったが、いずれの被説明変数においてもパラメータは有意とはならなかった。なお、表4の第一段階のF値及びt値の結果より、利用した操作変数が妥当とは言えない。そのため、表5の結果のみを対象として議論する。

表5の推定結果より、農業者年金加入率と遊休農地率において女性選任委員の割合の係数が正で有意となっている。おおむね農業委員会の業務は、選挙委員か選任委員、男か女、経験年数に関係なく平等に農業委員に振り分けられる。そのため、年金加入業務や遊休農地の指導等の業務に新人の女性農業委員が加わった場合、その女性農業委員が持つ新たなネットワークが加えられ、それが活かされ新たな効果を発揮するものと考えられる。このことは、農業委員の経験がない女性の登用であっても、女性登用の効果を生み出すことを意味している。

4. まとめ

本稿では、農業委員会における女性農業委員の登用が農業委員会の業務や市町村内の農地利用に与える影響を明らかにした。ただし、女性農業委員の割合を説明変数として農業委員会の業務や農地利用を回帰すると、女性農業委員の割合は内生変数になる。そのため、農業委員会統一選挙のタイミングを女性農業委員の割合の操作変数として用いて、女性農業委員登用の効果を識別した。

推定の結果、以下のことが明らかになった。女性農業委員の登用は、①農地の権利移動に関する業務に有意な影響を与えていなかった、②農業者年金への加入を促進した、③市町村内の遊休農地の解消または発生を抑制していた。特に②、③の効果は、推薦によって選ばれる女性選任委員が増加した場合に観察された。

以上から、議会や農業団体の推薦による新たな女性選任委員の登用によって、遊休農地の解消・発生防止および農業者年金への加入促進において正の効果をもたらしているとともに、農地の権利移動に関する業務については、選出方法および性別による差が認められないことが明らかとなった。したがって、性別比率の均衡のためだけでなく、上記活動の成果を向上させるためにも、積極的な女性農業委員の登用が期待される。

ただし、農業委員会法の改正により、2016年4月から農業委員会の業務は農地利用の最適化(担い手への農地集積・集約化、耕作放棄地の発生防止、解消)に重点が置かれることとなり、農業委員の選出方法が市町村長の任命制へと変更され、定員が現行の半分程度となる。また、農地利用最適化推進委員が新設され、担当地域において現場活動を行い、許可業務を行う農業委員会と連携することにより農地利用の最適化を推進していくことが期待されている。農業委員については、農業委員会等に関する法律に、性別に著しい偏りが生じな

いように配慮することが明記されたが、本稿における分析から、女性の登用が男女共同参画の観点からだけでなく、農地利用や農業振興の観点からも望まれる。また、農地利用最適化推進委員については性別に関する記述はないが女性の登用が遊休農地の発生を抑制するということを考慮すると、性別への配慮規定は無くとも、農地利用最適化推進委員においても農業委員とあわせて一定の女性農業者数を農地行政の現場に確保することが重要である。

引用文献

- Adesina, A.A., and K.K. Djato. (1997) Relative Efficiency of Women as Farm Managers: Profit Function Analysis in Côte d'Ivoire, *Agricultural Economics* 16 (1): 47–53.
- Agarwal, B. (2009) Gender and Forest Conservation: The Impact of Women's Participation in Community Forest Governance, *Ecological Economics* 68(11): 2785–2799.
- Ahern, K. R., and A. K. Dittmar. (2012) The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation, *Quarterly Journal of Economics* 127(1): 137-197.
- Akresh, R. (2005) Understanding Pareto Inefficient Intrahousehold Allocations, *IZA Discussion Paper No. 1858*.
- Angrist, J. D., and J. Pischke. (2008) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Barham, J., and C. Chitemi. (2009) Collective Action Initiatives to Improve Marketing Performance: Lessons from Farmer Groups in Tanzania, *Food Policy* 34(1): 53–59.
- Croppenstedt, A., M. Goldstein, and N. Rosas. (2013) Gender and Agriculture: Inefficiencies, Segregation, and Low Productivity Traps, *The World Bank Research Observer* 28(1): 79–109.
- de Brauw, A., Q. Li, C. Liu, S. Rozelle, and L. Zhang. (2008) Feminization of Agriculture in China? Myths Surrounding Women's Participation in Farming, *The China Quarterly* 194:327–48.
- De Janvry, A., E. Sadoulet, and R. Murgai. (2002) Rural Development and Rural Policy, *Handbook of Agricultural Economics* Vol.2A: 1593-1658.
- FAO (2011) *The State of Food and Agriculture 2010-11 Women in Agriculture: Closing the Gender Gap for Development*, Food and Agriculture Organization.
- 藤本保恵 (2009) 「農業委員の選出実態と女性の参画」『2009 年度日本農業経済学会論文集』, 354-361.
- 不破信彦 (2008) 「実証開発経済学の分析手法の最近の動向について:計量経済分析における「内生性」問題を中心に」『農業経済研究』 79(4), 233-247.
- Goldstein, M., and C. Udry. (2008) The Profits of Power: Land Rights and Agricultural Investment in Ghana, *Journal of Political Economy* 116 (6):981–1022.
- 堀部篤 (2012) 「女性農業委員の登用状況—第 21 回農業委員統一選挙結果から—」『生活研究』 143 号, 4-6.
- Horrell, S., and P. Krishnan. (2007) Poverty and Productivity in Female-Headed Households in

- Zimbabwe, *Journal of Development Studies* 43(8): 1351–80.
- 経済産業省 (2012) 『ダイバーシティと女性活躍の推進—グローバル化時代の人材戦略』 経済産業調査会.
- Levitt, S. D. (1997) Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime, *American Economic Review* 87(3):270-290.
- McCarthy, N., and T. Kilic. (2015) The Nexus between Gender, Collective Action for Public Goods and Agriculture: Evidence from Malawi, *Agricultural Economics*, 46(3):375-402.
- Meinzen-Dick, R., and M. Zwarteveen. (1998) Gendered Participation in Water Management: Issues and Illustrations from Water Users' Associations in South Asia, *Agriculture and Human Values* 15(4): 337-345.
- 緒方賢一 (2011) 「改正農地法の運用と農業委員会の現実的課題-山形・高知の実態を踏まえて-」原田純孝編『地域農業の再生と農地制度—日本社会の礎=むらと農地を守るために』, 252-276.
- Pandolfelli, L., R. Meinzen-Dick, and S. Dohrn. (2008) Gender and Collective Action: Motivations, Effectiveness and Impact, *Journal of International Development* 20(1): 1-11.
- 櫻井武司・芝原真紀・櫻井清一 (2007) 「耕作放棄と農地貸付：農業の多面的機能とソーシャルキャピタルの観点から」『2007年度日本農業経済学会論文集』, 141-148.
- 関谷俊作 (2002) 『日本の農地制度』農政調査委員会.
- 芝原真紀・櫻井武司・櫻井清一 (2007) 「水田と畑における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」『2007年度日本農業経済学会論文集』, 149-156.
- Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo. (2012). A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics*.
- Tiruneh, A., T. Tesfaye, W. Mwangi, and H. Verkuijl. (2001) *Gender Differentials in Agricultural Production and Decision-Making Among Smallholders in Ada, Lume and Gimbichu Woredas of the Central Highlands of Ethiopia*, International Maize and Wheat Improvement Center.
- Udry, C. (1996) Gender, Agricultural Production, and the Theory of the Household, *Journal of Political Economy* 104(5): 1010–46.
- Udry, C., J. Hoddinott, H. Alderman, and L. Haddad. (1995) Gender Differentials in Farm Productivity: Implications for Household Efficiency and Agricultural Policy, *Food Policy* 20 (5): 407–23.
- Were, E., J. Roy, and B. Swallow. (2008) Local Organization and Gender in Water Management: a Case Study from the Kenya highlands, *Journal of International Development* 20(1): 69-81.
- Westermann, O., J. Ashby, and J. Pretty. (2005) Gender and Social Capital: The Importance of Gender Differences for the Maturity and Effectiveness of Natural Resource Management Groups, *World Development*, 33(11): 1783-1799.

World Bank (2012) *World Development Report 2012*, World Bank.

山本勲 (2014) 「上場企業における女性活用状況と企業業績との関係－企業パネルデータを用いた検証－」, RIETI Discussion Paper Series 14-J-016.

全国農業会議所 (2008) 『改訂 8 版 農業委員会法の解説』, 全国農業会議所.

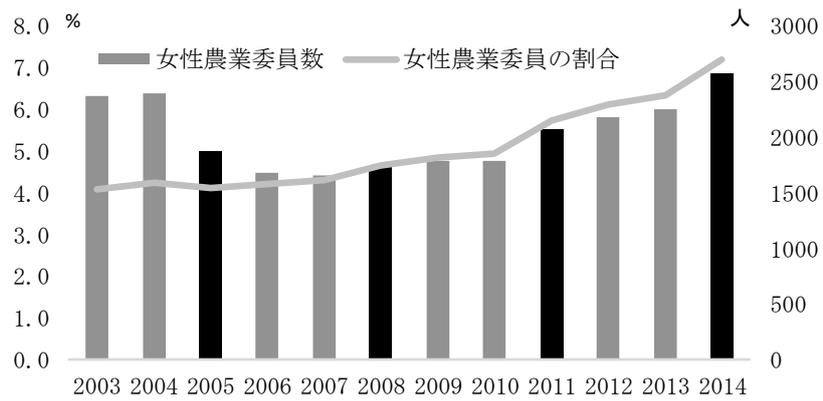


図1 女性農業委員数とその割合の推移

注：濃黒は統一選挙が行われた年を表す。

表1 データの基本統計量

	2010	2011	2012	2013	2014
Panel A. 農業委員の特徴					
女性農業委員の割合	1.44	3.07	3.43	3.82	4.27
女性選挙委員の割合	0.55	0.99	1.10	1.22	1.41
女性選任委員の割合	3.96	9.14	10.36	11.46	12.50
農業委員数	20.94	20.94	20.86	20.78	20.73
選挙委員数	15.78	15.74	15.66	15.59	15.52
選任委員数	5.16	5.20	5.20	5.19	5.20
選挙の有無	0.00	0.66	0.73	0.95	1.00
Panel B. 必須業務に係る変数					
農地法第3条に係る農地の権利移動					
有償所有権移転面積率	n.a.	0.33	0.35	0.35	n.a.
無償所有権移転面積率	n.a.	0.27	0.32	0.32	n.a.
賃借権設定面積率	n.a.	0.14	0.14	0.13	n.a.
実処理期間	n.a.	20.55	20.53	20.40	20.45
農業経営基盤強化促進法による農地の権利移動					
有償所有権移転面積率	n.a.	0.32	0.34	0.37	n.a.
無償所有権移転面積率	n.a.	0.01	0.02	0.02	n.a.
賃借権設定面積率	n.a.	3.80	3.74	4.08	n.a.
農地法第4・5条に係る農地の転用					
転用面積率	n.a.	0.24	0.25	0.31	n.a.
Panel C. 任意業務に係る変数					
農業者年金加入状況					
加入率	n.a.	11.52	11.02	10.55	10.37
Panel D. 農地利用に関する変数					
遊休農地率	n.a.	8.85	8.87	8.30	8.71
農地集積率	n.a.	34.74	35.17	35.13	36.13

注：サンプルサイズは各年797である。ただし、遊休農地率と農地集積率のサンプルサイズは、2011年は741、2012年は779、2013年は767、2014年は592である。

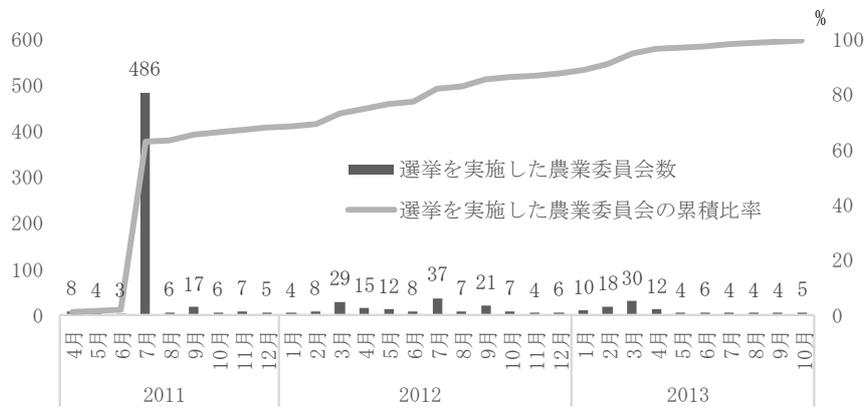


図2 農業委員会の選挙日程と選挙実施農業委員会の累積比率
注：サンプルサイズは797である。

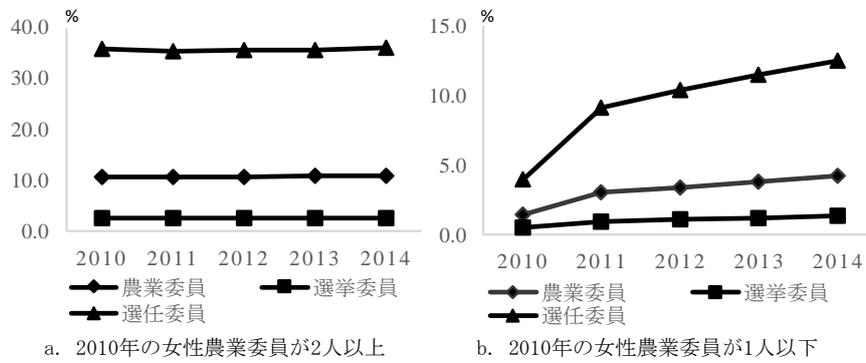


図3 女性農業委員の割合の推移
注：女性選挙委員と女性選任委員の定義は付表1を参照のこと。

表2 農業委員会における女性の登用が必須業務に及ぼす影響

	農地法第3条に係る農地の権利移動				農業経営基盤強化促進法 による農地の権利移動		農地法第 4・5条に 係る農地 の転用	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A. 操作変数回帰	有償所有 権移転率	無償所有 権移転率	賃借権設 定率	実処理期 間	有償所有 権移転率	無償所有 権移転率	賃借権設 定率	転用面積 率
女性農業委員の割合	-0.004 (0.023)	0.022 (0.020)	0.012 (0.014)	-0.086 (0.135)	-0.002 (0.024)	-0.007 (0.008)	-0.128 (0.131)	0.010 (0.011)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
農業委員会 fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2391	2391	2391	3188	2391	2391	2391	2391
Panel B. 第一段階回帰：被説明変数=女性農業委員の割合								
選挙の有無		1.723 ^{***} (0.158)		1.522 ^{***} (0.146)			1.723 ^{***} (0.158)	
Year fixed effects		Yes		Yes			Yes	
農業委員会 fixed effects		Yes		Yes			Yes	
F-statistic		118.99		109.4			118.99	
Observations		2391		3188			2391	

註1：***は有意水準1%を表す。

註2：括弧内の数値は標準誤差である。

表3 農業委員会における女性の登用が任意業務及び農地利用に及ぼす影響

	農業者年金 加入状況		農地利用	
	加入率		遊休農地率	農地集積率
	(1)		(2)	(3)
Panel A. 操作変数回帰				
女性農業委員の割合	0.141 *		-0.911 **	0.461
	(0.075)		(0.455)	(1.023)
Year fixed effects	Yes		Yes	Yes
農業委員会 fixed effects	Yes		Yes	Yes
Observations	3188		2879	2879
Panel B. 第一段階回帰：被説明変数=女性農業委員の割合				
選挙の有無	1.723***		1.542***	
	(0.158)		(0.160)	
Year fixed effects	Yes		Yes	
農業委員会 fixed effects	Yes		Yes	
F-statistic	118.99		92.58	
Observations	2391		2879	

註1：*, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を表す。

註2：括弧内の数値は標準誤差である。

表4 選挙委員への女性の登用が農業者年金加入率と遊休農地率に及ぼす影響

	加入率	遊休農地率
	(1)	(2)
Panel A. 操作変数回帰		
女性選挙委員の割合	0.988 *	-5.115
	(0.553)	(3.462)
Year fixed effects	Yes	Yes
農業委員会 fixed effects	Yes	Yes
Observations	3188	2879
Panel B. 第一段階回帰：被説明変数=女性選挙委員の割合		
選挙の有無	0.299 ***	0.281 **
	(0.115)	(0.126)
Year fixed effects	Yes	Yes
農業委員会 fixed effects	Yes	Yes
F-statistic	6.72	7.51
Observations	3188	2879

註1：*, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を表す。

註2：括弧内の数値は標準誤差である。

註3：コントロール変数として女性選任委員の割合を含む。

表5 選任委員への女性の登用が農業者年金加入率と遊休農地率に及ぼす影響

	加入率 (1)	遊休農地率 (2)
Panel A. 操作変数回帰		
女性選任委員の割合	0.048 ** (0.023)	-0.288 ** (0.135)
Year fixed effects	Yes	Yes
農業委員会 fixed effects	Yes	Yes
Observations	3188	2879
Panel B. 第一段階回帰：被説明変数=女性選任委員の割合		
選挙の有無	4.959 *** (0.475)	5.173 *** (0.530)
Year fixed effects	Yes	Yes
農業委員会 fixed effects	Yes	Yes
F-statistic	109	95.32
Observations	3188	2879

註1：**，***はそれぞれ有意水準5%，1%を表す。

註2：括弧内の数値は標準誤差である。

註3：コントロール変数として女性選挙委員の割合を含む。

付表1 変数の定義

定義	
Panel A. 説明変数（女性農業員の割合）	
女性農業委員の割合	農業委員に占める女性農業委員の比率
女性選挙委員の割合	選挙委員に占める女性選挙委員の比率
女性選任委員の割合	選任委員に占める女性選任委員の比率
Panel B. 被説明変数（必須業務）	
農地法第3条に係る農地の権利移動	
有償所有権移転面積率	経営耕地面積に占める所有権耕作地の有償所有権移転面積の比率
無償所有権移転面積率	経営耕地面積に占める所有権耕作地の無償所有権移転面積の比率
賃借権設定面積率	経営耕地面積に占める賃借権設定面積の比率
実処理期間	農地法第3条による申請から許可指令書交付までの平均日数
農業経営基盤強化促進法による農地の権利移動	
有償所有権移転面積率	経営耕地面積に占める所有権耕作地の有償所有権移転面積の比率
無償所有権移転面積率	経営耕地面積に占める所有権耕作地の無償所有権移転面積の比率
賃借権設定面積率	経営耕地面積に占める賃借権設定面積の比率
農地法第4・5条に係る農地の転用	
転用面積率	経営耕地面積に占める転用面積の比率
Panel C. 被説明変数（任意業務）	
農業者年金加入状況	
加入率	60歳以下の基幹的農業従事者数に占める農業者年金加入者数の比率
Panel D. 被説明変数（農地利用）	
遊休農地率	経営耕地面積に占める遊休農地面積の比率
農地集積率	経営耕地面積に占める農地集積面積の比率