



KYOTO UNIVERSITY

NRE Discussion Papers No. 2026-01

Division of Natural Resource Economics, Graduate School of Agriculture, Kyoto University

圃場分散に対する農地集約政策の効果検証

Assessing the Impact of Agricultural Land Consolidation Policies on Farmland Fragmentation

浅田奏一郎・北野慎一

Soichiro Asada and Shinichi Kitano

January 9, 2026

Discussion Papers

Natural Resource Economics Discussion Papers are preliminary research reports by members of the GSA-NRE Kyoto University circulated for discussion, comment, and suggestion purposes. They have not been peer-reviewed or been subject to the review by the editorial board. All rights are reserved by the authors.



Faculty/Graduate School of
AGRICULTURE
KYOTO UNIVERSITY

Division of Natural Resource Economics
Kyoto 606-8502 Japan

圃場分散に対する農地集約政策の効果検証

Assessing the Impact of Agricultural Land Consolidation Policies on Farmland Fragmentation

浅田奏一郎¹・北野慎一¹

Soichiro Asada and Shinichi Kitano

要約

日本における農地集約政策は、担い手への農地集積など一定の成果を上げてきたものの、圃場分散の解消にどの程度寄与しているかについては、十分な検証がなされていない。本研究では、圃場分散の解消を目的とした集約政策が、耕作者単位の圃場分散に与える因果効果を実証的に分析する。具体的には、インフラ整備を伴う「圃場整備事業」と、集落内での話し合いを通じて合意形成を促す

「人・農地プラン」という性質の異なる二つの政策に着目する。圃場分散の指標として、兵庫県内の複数市町村を対象に GIS データから算出した耕作者単位の団地の Simpson Index を用いる。効果の推計には、市町村固定効果を含む回帰モデルに加え、操作変数を用いた Control Function Approach を適用し、政策実施に伴う内生性問題に対処する。分析の結果、いずれの政策も圃場分散の解消に対して、統計的に有意な効果を有することが明らかとなった。加えて、地域類型別の分析から、圃場整備事業の効果は比較的地域条件に左右されにくい一方で、人・農地プランは中間地域・山間地域といった圃場条件や社会経済的制約が厳しい地域において、より高い効果を持つことが明らかとなった。これらの結果は、農地集約政策の効果が地域条件に応じた異質性を有することを示唆しており、今後の制度設計を考える上で有用な知見を提供する。

Abstract

Although agricultural land consolidation policies in Japan have promoted the concentration of farmland among core farmers, their effectiveness in reducing farmland fragmentation remains insufficiently examined. This study empirically investigates the causal effects of consolidation policies on farmer-level farmland fragmentation. We focus on two policies with distinct characteristics: land consolidation projects involving infrastructure development and the Farmers and Farmland Plan, which promotes consensus building through local discussions. Farmland fragmentation is measured using a farmer-level Simpson Index constructed from GIS data for multiple municipalities in Hyogo Prefecture. Policy effects are estimated using regression models with municipality fixed effects and a Control Function Approach with instrumental variables to address endogeneity. The results show that both policies significantly reduce farmland fragmentation. Further analysis reveals that land consolidation projects exhibit relatively stable effects across regions, whereas the Farmers and Farmland Plan is more effective in intermediate and mountainous areas with more severe physical and socioeconomic constraints. These findings highlight regional heterogeneity in policy effects and offer important implications for the design of agricultural land consolidation policies.

¹ 京都大学農学研究科; Graduate school of Agriculture, Kyoto university

Contact information: asada.soichiro.88a@st.kyoto-u.ac.jp (Asada) and shinichi.kitano.4s@kyoto-u.ac.jp (Kitano)

1. はじめに

圃場分散とは、耕作する圃場が小区画に分割され且つそれらが空間的に離れている状態のことを表す (McPherson 1982)。この現象は様々な地域で見られ、その原因と功罪が様々な研究によって示されている。圃場分散の利点は、主に多様な条件下で耕作されることから生じる。具体的には、耕作地が空間的に散在することより、天候不順等による作物への局所的な影響を分散させ、収穫のリスクを軽減させるメリットなどである (Blarel et al. 1992; Ciaian et al. 2018)。一方で、圃場分散のデメリットは、区画間を移動する時間の増加 (Bently 1987) や、区画の細分化による大型機械導入の阻害 (Otsuka et al. 2013; Wan & Cheng 2001) によって生産コストが上昇する問題が挙げられる。この他にも、圃場分散によるデメリットは多くの国の農業部門において実証されている (Turkey: Bahar & Kirmikil 2021; Japan: Kawasaki 2010; Vietnam: Nguyen & Warr 2020; China: Tan et al. 2006; India: Deininger et al. 2016)。

圃場分散を解決するために導入される政策が、農地集約政策 (以下、集約政策) である。集約政策とは、細分化された農地を集团的に統合・再配分することで土地利用効率を高める政策を指す (Vitikainen 2004)。集約政策は農業生産の効率化のみならず、農村開発、貧困削減、環境問題への貢献など多様な目的の下で実施されてきた。しかし、農地は関係主体が多く調整が複雑であることから、政策を実装するための事業コストは高くなる傾向がある。そのため、農業や社会構造に加え、環境・貧困といった周辺領域へ及ぼす影響も含め、集約政策の効果を正確に把握することが求められる (Colombo & Perujo-Villanueva 2019)。これまでの研究では、日本における集約政策の経済効果の推計 (Kunimitsu 2005)、環境影響 (Moravcova et al. 2016)、社会関係資本への効果 (Takayama & Nakatani 2018)、労働市場や農家退出への影響 (Arimoto 2011; Nguyen & Warr 2020) など、多様な観点から分析が行われている。また、分散解消効果そのものを推計した研究として、Crecente et al. (2002)、Janus and Markuszewska (2019)、Colombo and Perujo-Villanueva (2019) などがある。

日本で行われている集約政策¹は、農業経営体の大規模化や耕作圃場の空間的な分散解消を通じて、農業部門の生産性向上を図ることを主な目的としている (MAFF 2020)。しかし、農業経営体の規模拡大には一定の成果がみられるものの、圃場の空間的な分散の解消は不十分であることが指摘されている (Kawasaki 2010)。日本の集約政策の効果を検証した多くの研究では、農地の貸借率や耕作者の規模といった変数を成果指標としており、圃場の空間的な分散度を成果指標とした研究は少ない。Kawasaki (2010) の指摘を鑑みれば、集約政策が

¹ 集約政策 (Land Consolidation Policy) には、空間的な分散の解消 (集約) を目標に据える政策だけでなく、大規模化といった耕作規模拡大 (集積) を目標にすえた政策も含まれるが、両者の区別は明確ではない。

圃場の空間的分散にどのような影響を与えるかを明らかにすることは、その制度設計を考える上で重要な課題といえる。

近年の圃場分散に関する研究では、GIS データの活用が盛んである。特に、圃場の位置に関する地理データから圃場間の距離や圃場分散度の算出が可能であり、それらの指標を用いたより精緻な分析が行われている (Deininger et al. 2016; Ali et al. 2019; Liu et al. 2022)。近年、日本でも GIS データの整備が進み、圃場に関する大規模な地理データが公開されたため、圃場分散に関するより詳細なデータの入手が可能になった。例えば、地理データを用いて日本を対象に圃場分散度を計算し分析に用いている研究として、岡村・藤栄 (2021) や岡村ら (2021) ²が挙げられる。これらの研究では、一団となっている圃場を「団地」と定義し、団地単位での分散指数を計算している。水田作等においては、圃場数や区画面積が作業効率を規定するのと同様に、圃場が隣接して団地化している場合、移動距離の削減によって農作業効率が向上すると想定される。

本研究では、こうしたフレームワークを援用し、団地化の度合いを成果指標として集約政策の効果を検証する。特に、広範囲な地域を対象にした GIS データを分析に用いることで、一般的な政策効果の識別を試みる。また、圃場分散は地理条件や社会的条件に大きく左右されやすいため (Tan et al. 2006; Liu et al. 2022)、政策の平均的な効果を推計するためには多様な地域データを用いる必要が生じるとともに、多様な条件に応じた効果の異質性を検証することが制度設計を考える上で重要な課題となる。

本研究の政策効果分析の特徴は、タイプの異なる 2 つの政策をカバーする点である。特に、日本で実施されている集約政策のうち、圃場整備事業 (以下、「圃場整備」) と人・農地プラン (以下、「プラン」) の 2 つを挙げる。圃場整備は、農業部門の生産性向上を目的として、圃場の大区画化や水路や農道の整備などのインフラ工事を行う。事業に伴って圃場の耕作権の再割り当てを行い、耕作地の空間的な分散を解消する。つまり、インフラ整備を伴ったハード型の政策である。一方で、人・農地プランは自治体のサポートの元、自主的に集落内で将来の耕作者の選定や利用 (耕作) 権設定などのプラン作りを促す政策である。つまり、プランは圃場整備とは対照的に、ソフト事業による分散解消を図る政策である。

これらの政策の性質の違いは、分散解消効果に異質性をもたらす可能性がある。とりわけ、日本では比較的大規模な農業経営が展開されている平地地域と、小・中規模な農業経営が中心となる中山間地域とでは、圃場分散のパターンや形成要因が大きく異なると考えられる。また、中山間地域では、圃場整備などの集約政策が実施されにくいことも指摘されて

² 岡村・藤栄 (2021) は政策以外の分散に影響を与える要因を分析し、岡村ら (2021) は農地中間管理機構の分散解消効果を推計している。

いる (Arimoto 2011; Takayama & Nakatani 2018)。これは、条件不利地域では地形的要因から単位面積当たりの圃場整備費用が相対的に高くなることに加えて、近年の農業政策が競争力のある担い手育成に重点が置かれてきたことも関連する (西原・小島 2021)。一方で、人・農地プランは、集落レベルの主体が自主的に農地利用の将来像のプラン策定のためのソフト事業である。条件不利な中山間地域では、都市的地域と比べて集落の社会的ネットワークや共同作業体制が相対的に維持されている場合が多く (Kitano 2025b)、こうした社会関係資本を活かすことでプラン策定が進めやすい可能性がある。

圃場分散解消へのタイプの異なる政策アプローチは、地域条件や社会経済条件に応じて異なる効果を発揮する可能性がある。このような観点から地域条件に応じた 2 つの集約政策の効果の異質性を検証することは、地域の事情に応じた集約政策をデザインする上で重要な示唆を与えるものと考ええる。すなわち、本研究ではハードとソフトの二種類の集約政策が圃場分散に与える影響の違いを分析するとともに、地域条件によってその効果にどのような差異が生じるかを検証する。

論文構成は以下の通りである。第 2 節では、日本における圃場分散の現状と日本の集約政策について概観するとともに関連する先行研究について整理する。第 3 節では GIS データによる圃場分散指標の導出、用いたデータと分析方法について解説する。第 4 節では推計結果を示すとともに、結果の含意とその限界点について議論する。終章では本稿から導かれる結論を述べる。

2. 研究の背景

2.1 日本における圃場分散の現状

日本における農地政策は、1970 年代以降、農地貸借を促進する方向で農地法の改正及び関連法制度の整備が進められてきた。さらに近年は、認定農業者制度による選別政策、法人による農地の貸借や所有を条件付きで認める規制緩和、農地中間管理機構による農地取引の仲介などを通じて、農地市場の活性化が図られている。これらの政策は、農業経営の規模拡大を後押しする構造改革として位置づけられる (Ito et al. 2016; 藤栄 2016; 岡村ほか 2021)。農林水産省 (2025a) によれば、総農地面積は一貫して減少している一方で、担い手が耕作する農地面積は増加傾向にあり、構造改革を目的とした政策は一定の効果を示している。

ただし、大規模化を中心とした構造改革が進んでいるものの、圃場分散が依然として十

分に解消されないことが課題として指摘されている（農林水産省 2008）。図 1 は経営規模別に水田作経営体の団地数³の推移を示したものである⁴。まず、10-15ha 層の経営体では団地数が減少する傾向が確認できる。一般的な農業集落規模を概ね 20ha 弱と想定すれば⁵、集落内で効率的な農地利用調整を行うことが相対的に容易となる経営規模がこの階層と考えられる。一方で、最も規模の大きい 15ha 以上の経営体では団地数が増加する傾向が確認できる。すなわち、一定規模を超えた大規模農家では、規模拡大に伴って圃場の面的連続性が低下し、分散が深刻化しやすい可能性がある。この背景には、近隣農地の取得が必ずしも容易ではないという実情がある。特に、農地の効率的な売買・貸借（資源配分）が十分に機能しないという農地市場の不完全性がその一因とされている（梶井 1990）。具体的には、取引件数の少ない薄い市場、土地の貸借・売買に伴う取引コスト、圃場条件や所有者情報に関する情報の非対称性・不完全性、および地域における人間関係や慣習に起因する制約などが、耕作者にとって望ましい形での団地化を阻害している。

（図 1 団地数の推移）

一般的に、圃場分散は労働生産性に負の影響を与える（Tan et al. 2008; Jia & Petrick 2014）。例えば、圃場が空間的に分散していると圃場間の移動に時間を要するため農地の保全・管理コストが増加する。（Bentley 1987; Ali et al. 2019; Markussen et al. 2016）。また、小規模な圃場が多いと、大型の農機具（資本の不分割性）による規模の経済が享受できず、農機具の導入（または貸借）のインセンティブが阻害される（Deininger et al. 2016; Tan et al. 2008; Tran et al. 2022）。日本における農家単位のデータを用いた定量分析（Kawasaki 2010; Kawasaki 2011）では、労働投入の増加などによるコストが、リスク分散によるベネフィットを上回り、ネットで損失となることが示されている。さらに、圃場分散のコストは大規模農家ほど大きくなるため、一定程度規模拡大が進んだ今の状況では、政策の重点を圃場分散の解消に移行すべきと結論づけている。

加えて、圃場分散の解消には集団的な交換プロセスが有効となる。Arimoto（2016）は、個人ごとに農地交換を行う場合と、複数の農家が集団で農地の交換を行う場合をシミュレーションで比較し、後者の方がより良い結果をもたらすことを示した。これは、交換プロセスへの参加者が多いほど、一対一交換では実現しないより望ましい取引が実現する可能性

³ 団地（Parcel）とは一塊になっている複数の圃場を示す。例えば、Kawasaki（2010）では "a 'parcel' refers to a gathering or complex consisting of several neighboring plots"、Arimoto（2011）では "In this study, I define a parcel as a block or complex of one or more contiguous plots." と説明されている。

⁴ 農林水産省の農業経営統計調査の個別経営体の結果による。統計上、農業経営体として定義される 3ha 以上を比較する。抽出調査によるサンプルサイズ約 1000 の値で、階層ごとではサンプルサイズが 100 程であるがゆえに、サンプリング誤差を含むことに留意されたい。

⁵ 2020 年度時点の都府県の農業集落数約 13 万で田の耕地面積 216 万 ha を割ると平均 16.4ha となる。

が高まるからである。特に、日本では大規模農家は個別相対で農地交換を行う傾向が強く（細山 2004）、規模拡大と並行して集団的な分散解消アプローチを強化する必要性が示唆される。しかし、そのような集団のプロセスには、取引費用に起因する合意形成上の困難が伴う（中島・有本 2011）。したがって、より効率的な集団交換プロセスをどのような政策がサポートし得るかを検討することが、圃場分散の解消を進める上で重要となる。

2.2 農地集約政策

本稿では、日本で実施されている主な集団的な集約政策として、圃場整備（事業）と（人・農地）プランの 2 つにフォーカスする。まず、圃場整備は、1964 年から実施されている農業生産のためのインフラ整備であり、実質的に分散解消に貢献する政策である。圃場整備では、不規則で狭小な圃場をより大きな区画に整形すると同時に、農道や灌漑設備を整備する（Hashimoto & Nishi 2016）。一般的に、新しい区画の所有権や耕作権は事業後の生産効率に配慮して割当てられる。この「換地」と呼ばれる圃場の再割当てによって圃場分散が解消・軽減される。圃場整備を実施した地域では、収益の向上や労働時間の削減、作業受託の促進、農地の集積⁶、貸借の増加など多様な効果が見られる（Kunimitsu 2005; Arimoto 2011; Takahashi 2012）。特に、区画の拡大や団地化により移動時間や水管理に要する時間が削減され、労働時間が大きく低下することが報告されている（MAFF 2025b）。ただし、圃場整備は基本的にインフラ整備であり、その費用は集落（地権者）のみで補えるほど安価ではない。一般的に、費用負担の按分は 50%が政府、30%が都道府県、残りが集落となっており、このような予算の都合上、工事の実施は集落の要請に基づいて、都道府県や政府が事業主体となって実施する（Arimoto 2011）。圃場整備の実施には、事業参加資格者の 2/3 以上の合意が必要となる（農林水産省 2015）。しかし、合意に至るには、集落内で換地や費用分担を調整する必要があり、極めて高度な集落内での合意形成プロセスが必要とされる（Arimoto 2011; 農林水産省 2015; Takayama & Nakatani 2018）。

一方で、プランは、2012 年から開始された担い手への農地集積を目的とした比較的新しい政策である（梶原 2022）。プランは、圃場整備と異なり、物理的なインフラ整備を伴わない。また、集落内の自主的な話し合いを通じた農地の利用調整をサポートするため、ソフト事業と位置付けることが出来る。具体的には、農業集落単位で将来の農業の担い手（中心経営体）を明確化し、その担い手を中心に農地を集積するための計画を作成する⁷。作成され

⁶ 圃場整備事業の農地集積効果については、意見が分かれている。國光（2003）は正の効果を示す一方で、Arimoto（2011）や、武川（2019）ではそのような効果は見られなかった。ただし、農地集積は圃場整備後すぐに起こるものではなく、長期的な効果として現れる可能性が考えられ、さらなる検証が必要である。

⁷ 人・農地プランは農業集落を基礎としつつも、担い手の耕作範囲や農地の連続性を考慮し、集落を超えた範囲（旧市町村や市町村単位）で策定されるケースもあった。

た計画に基づき、複数年にわたって効率的な農地利用を実現するための取り組みが行われる（MAFF 2020）。プラン導入のインセンティブとして、所定の様式に従った計画作成を条件とした補助金や融資支援制度が設けられている（梶原 2022）。これらは、地域において、将来の担い手を選定・育成し、彼らへ農地を集積するための政策的誘導である。

2.3 政策効果の異質性

前節で述べた通り、日本で行われている 2 種類の集約政策は、圃場の再配置や利用調整を行うために集落内での合意形成を必要とする点では共通しているが、事情内容や実施主体、費用構造は大きく異なる。

まず、圃場整備は、1964 年から継続的に実施されてきたインフラ整備を伴うハード事業である。このため、実施には多額の事業費が必要となり、その一部は集落内の受益者が負担する（Arimoto 2011）。したがって、圃場整備事業の実施には費用に見合った効果が期待できる地域、すなわち営農条件が良く、生産性の高い地域で実施されやすい傾向がある。それ故、先行研究では、山間地域よりも平地地域において圃場整備事業が実施されていることが報告されている（Takayama & Nakatani 2018; Arimoto 2011; 武川 2019）。これは、平地地域は水田の大規模区画化が比較的容易であり、圃場条件が均質であるため換地による農地集積が進みやすい一方で、山間地域は地形的制約が大きく、単位当たり整備費用も大きくなることに加えて、圃場条件の異質性から合意形成に困難が伴うためと考えられる。

一方、プランは地域の話し合いと計画策定を目的としたソフト型の事業である。プラン策定の実態に関する先行研究でも、圃場整備と同様に、集落内での合意形成の重要性が指摘されている。濱島（2018）は、若い農業者など将来の担い手となる中心経営体が多い地域では調整に時間を要し、プラン策定に困難が生じる場合があるものの、最終的な合意に至るためには、中心経営体がプラン策定のリーダーとして機能することが重要になると述べている。また、Takahashi et al.（2018）は、共有資源管理や圃場整備といった共同作業の経験が社会関係資本の蓄積に寄与し、その結果としてプラン策定が容易になることを示している。

表 1 は、2021 年時点における地域区分別の圃場整備実施率⁸とプラン策定率を示している。平地地域では圃場整備実施率が高い一方で、中山間地域はプラン策定率の方が高い傾向が見られる。平地地域では、その収益性の高さから圃場整備事業は実施されやすいものの、担い手となる農家が多いがゆえに農地の利用調整は難しく、プラン策定に至りにくいと考えられる。また、圃場整備事業が完了している地域では、ある程度集積が進んでおり、プラン策定の必要性に乏しい可能性もある。中山間地域においては、地形的制約や担い手不足を

⁸ 圃場整備実施率は、30a 以上区画の水田が存在する集落の割合として計算した。

理由に圃場整備事業は実施されにくい一方で、平地地域よりも比較的合意形成が容易でプラン実施率が高いと考えられる。

(表 1 地域別政策実施率)

圃場整備事業の実施状況やプラン策定の度合いは地域差が大きいため、これら 2 つの集約政策の効果にも地域条件による異質性が存在する可能性がある。特に、地域全体での換地による分散解消が一体的に進む圃場整備事業と異なり、プランの策定による分散解消プロセスは段階的かつ経時的に進行する。したがって、政策効果の発現タイミングやその異質性を明らかにすることは、重要な実証的課題である。

3. データと分析手法

3.1. 対象地域

本研究では、兵庫県内の一部市町村を対象地域として分析を行う。分析対象地に兵庫県を選ぶ理由は以下の 2 点である。第 1 に、地理的・社会的条件が多様な点である。兵庫県は主に瀬戸内海側（県南部・淡路島）と日本海側（県北部）の 2 地域から構成される。県南部や淡路島では、平地地域や中間地域がその大部分占めており、圃場整備率が高く、比較的規模が大きい営農活動が展開されている。一方で、日本海側は山間地域がほとんどを占め、相対的に圃場の規模は小さく、営農条件の悪い地域である。また、県南部や淡路島は、大都市圏である京阪神地域に近く、非農業部門での就業機会に恵まれており、副業的な農家が多い。一方で、県北部は大都市地域から遠く、主業農家率が高いが、過疎高齢化が進んでおり、農業部門の衰退が著しい地域である（Kitano 2020）。圃場分散は社会的・地理的条件に応じて多様な影響を受けるため、それらの条件をコントロールした分析が必要となる。

第 2 の理由は、兵庫県内の 90%を超える耕地が水田であるためである（全国平均は 54%）（兵庫県 2021）。分散錯圃の解消は、大型の機械を用い、水管理が重要となる水田農業の効率化には不可欠である。ただし、圃場整備の実施率は全国平均と同じく 60%程であるものの、担い手への集積率が他県と比較して低く（2024 年時点で全国：61.5%・兵庫県：28.0%）、水田利用の最適化は他県と比べて進んでいない（農林水産省 2020b; 農林水産省 2025a）。

具体的に分析に用いるデータは、兵庫県全域からデータ利用が可能な市町村を県北部・中部・南部の 3 つの地域に分けてサンプリングした（図 2）。

(図 2 対象市町村)

3.2. GIS データと圃場の分散指標

本研究では、GIS データ⁹を用いて圃場の空間的な分散指標を計算する。これは後で説明する分析モデルで目的変数として用いる。使用するデータは、「eMAFF 農地ナビ¹⁰」と呼ばれるインターネットで公開されている圃場の地理データである。このデータには、圃場のポリゴン及びポイントデータの他に、面積や耕作者の番号、土地に関する権利の種類などが収録されている。対象地域の圃場を耕作者の番号で集計することで、耕作者毎の圃場データベースが作成可能である。ただし、このデータベースは、離農農家の圃場や耕作放棄地、転用圃場などが正しく反映されておらず、主に小規模圃場の情報が不正確である。これに対処するため、データベースの耕作者情報のうち、圃場の合計面積が 30a 以上の耕作者のみを対象に分析する。30a 以上は農林業センサスで「農業経営体」と定義される条件であり、これに該当する経営体の圃場データについては一定程度正確に現況を反映していると判断する。

表 2 は、市町村ごとの集落数、対象耕作者の数、圃場数、対象耕作者の平均耕地面積である。

(表 2 地域別の記述統計量)

圃場の分散度合いの指数としてしばしば用いられる区画の平均面積や区画数は、分散指標としては不十分であることが先行研究で指摘されている (Bentley 1987; Deininger et al. 2016)。これは区画の平均面積や区画数が、圃場間のアクセスの困難さを指標化できていないためである。圃場分散のデメリットは、圃場間の移動時間の増加や機械の非効率的な利用に起因する。それ故、アクセスの困難さを考慮した分散指標が必要となる。

稲作が中心の日本では、圃場が隣接しているかどうかは圃場間のアクセス度合いを左右する重要な要素となる。これは、区画の平均面積と区画の数が同じであっても、区画がより隣接している方が、移動や作業が効率的になるからである (Kawasaki 2010; Kawasaki 2011)。したがって、より有効な圃場分散の指標を計算するには、圃場が団地化されているかどうかを考慮しなければならない¹¹。本研究では、岡村・藤栄 (2021) を参考にし、複数の区画であってもそれらが隣接していれば 1 つの団地とみなす。さらに、個々の団地を単位としてその空間的な分散状況を把握することで、耕作者毎の分散度合いを評価する。具体的には、耕作者レベルの団地面積についての Simpson Index (SI) を計算する。SI は以下の (1) 式のよ

⁹ 本稿で用いた GIS データは Appendix 表 1 に示す。

¹⁰ eMAFF 農地ナビ: <https://map.maff.go.jp>

¹¹ 圃場のアクセス度合いの指標としては圃場間距離が多用される (Deininger et al. 2017; Ali et al. 2019)。しかし、実際の移動に用いられる経路を特定することが困難であること、遠隔地にある小さな圃場 (外れ値) などによって過大な影響を受けることなどを考慮すると、距離を用いて移動コストを適切に評価する指標を構築することは難しい。佐藤ら (2020) は、GPS を用いた実際の移動距離から圃場分散による移動コストを計算している点で、この問題を解決している。

うに計算される。

$$\text{Simpson Index (SI)} = 1 - \sum_d (r_d)^2, \quad r_d = \frac{A_d}{A_{all}} \quad (1)$$

A_{all} は耕作者の合計耕作面積、 A_d は団地 d の面積である。この指数は、0~1 までの値をとり、圃場分散が解消するほど値は小さくなる。表 3 は SI の計算結果である。表には SI の記述統計量の他に、平均団地面積や団地数、耕作者の耕作規模を示している。表中の市町村は、SI の平均値について昇順となっている。平均 SI と平均団地面積の値を比較すると、SI が小さいほど、平均団地面積が大きいという負の結果を読み取ることができる ($\text{Corr. coef.} = -0.191; p < 0.001$)。一方、平均団地数との間には正の相関が確認できる ($\text{Corr. coef.} = 0.231; p < 0.001$)。他の条件を一定とすれば、平均団地面積が大きく、団地数が少ない方が耕作者にとっての圃場条件は望ましい。上記の相関関係から SI はいずれの条件とも整合的な圃場分散指標であることが分かる。ただし、SI は耕作者の規模も正の関係性を持つ ($\text{Corr. coef.} = 0.217; p < 0.001$)。これは経営面積が大きくなるほど圃場分散が大きくなることを示し先行研究の報告と一致するが (Kawasaki 2010; 岡村・藤栄 2021)、平均団地面積や平均団地数とも正の相関を有することが予想される。それ故、3.4 節で説明する通り、分析では耕作者単位の耕作面積で分析モデルを制御することとする。

(表 3 市町村別の圃場の分散指標)

3.3. モデル

本研究では、日本で行われている集約政策が圃場分散に及ぼす影響を推計する。まず、ベースラインとなる回帰式は下式 (2) の通りである。

$$SI = \beta LC + \gamma x + \eta M + \varepsilon \quad (2)$$

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

目的変数は前項で作成した耕作者毎の SI である。 $LC = (\text{Infra}, \text{Plan})$ は、耕作者が所属する集落における集約政策 (Land Consolidation) の実施状況を示す¹²。 x は LC 以外で圃場分散度合いに影響を与える耕作者及び集落に関する要因である。また、集約政策の実施は主に市町村を通じて実施される。それ故、政策実施は市町村の地理的、気候的、社会的特性に依存する一方で、そうした特性は圃場分散の状態にも影響を与える。これらをコントロールするため、市町村固定効果 (M : Municipalities) を導入する。 β および γ は推定されるパラメーター、 ε は誤差項である (I は $n \times n$ の単位行列)。SI は値が大きくなるほど圃場が分散してい

¹² 本研究では回帰式に 2 種類の集約政策を同時に含むので、 LC は $n \times 2$ の行列となる。

ることを表すため、推定された β がマイナスの値をとるのであれば、集約政策が有効に機能していることを示す。

集約政策の実施が耕作者に対してランダムに割り当てられれば、集約政策の因果効果として β は適切に推定できる。しかし、集約政策の実施は、上記で示した以外の欠落変数によって内生性バイアス持つ可能性がある。本研究では操作変数を導入することで内生性の問題に対処する (Angrist et al. 1996)。用いる操作変数は、耕作者 i が所属する市町村 $M(i)$ のうち、耕作者が農地を持っていない集落の政策変数 LC の平均値である。これは、いわゆる leave-one-out 型の空間的操作変数に類似するものであり、先行研究においても使用されている。

(Kitano 2025a; Kung 2002)。ここで、耕作者 i が所属する市町村内の集落 (Communities) の集合を $\mathcal{C}_{M(i)}$ 、耕作者 i が農地を所有している集落の集合を $\mathcal{C}_i^{own}$ と定義する。任意の集合 A および B について、 $|A|$ は集合 A に含まれる要素数を、 $A \setminus B$ は集合 A から集合 B を除いた差集合を表すものとする、本分析における耕作者 i についての操作変数は下式 (3) のように表すことができる。

$$z_i = \frac{1}{|\mathcal{C}_{M(i)} \setminus \mathcal{C}_i^{own}|} \sum_{k \in \mathcal{C}_{M(i)} \setminus \mathcal{C}_i^{own}} LC_k \quad (3)$$

本分析では回帰式に含める 2 種類の LC それぞれについてこの操作変数を導入する。 $\mathbf{z} = (z_{Infra}, z_{Plan})$ が操作変数として機能するには、 LC と強く相関しているかどうか (関連性) 及び、誤差項と目的変数に対して直接的な因果関係を持たない (除外制約) が条件となる。関連性に関しては、一般的に圃場整備事業やプランの実施について当該集落が所属する市町村が強く関与しており、同じ市町村内で集約政策の実施状況が似通っている可能性が高い。ゆえにこの操作変数は強い関連性を持つことが期待される。一方で、耕作者にとっての集約政策の効果は、当該耕作者が圃場を有し且つ圃場整備やプラン作成が実施された地域でしか発現しない。よって、耕作者が農地を持っていない集落での集約政策はその耕作者の分散指標に直接的には影響を与えない。ゆえに、この操作変数は外生性の条件を満たすと考える。

上記の操作変数を用いて、Control Function Approach 法 (CFA) を用いて推計を行う。まず、第 1 段階で LC を $\mathbf{z}$ に回帰する。次に、第 1 段階で推定された回帰式でサンプルごとの残差 ($\hat{\varepsilon}$) を導出する。第 2 段階では、第 1 段階の残差を説明変数に含め、SI を目的変数とした回帰を実施することで、一般的な 2SLS 推定量と同様の結果を得ることができる (Woodridge 2015)。推定する回帰式は以下の通りである。

$$LC = \theta \mathbf{z} + \gamma \mathbf{x} + \eta \mathbf{M} + \varepsilon \quad (4.1)$$

$$SI = \beta LC + \gamma x + \eta M + \lambda \varepsilon + u \quad (4.2)$$

CFA を用いる利点は、第 2 段階において残差項のパラメータ (λ) の有意性を確認することで、**LC** が外生変数であるという帰無仮説を検定できる点にある (Woodridge 2010)。もし、 λ が 0 と有意差が存在する場合、**LC** は内生性を持つ変数と判断でき、通常の OLS 推計である (2) 式よりも、操作変数を用いた推計が望ましい。

3.4. データ

モデルの説明変数 (x) のうち耕作面積は、SI と同じく GIS データから取得したものをを用いる。これは SI が一般的に経営規模の拡大とともに大きくなるためこれを制御する目的で導入する。それ以外の説明変数のデータソースは 2020 年の農林業センサス調査と農業基盤情報基礎調査、2021 年時点での人・農地プランの実施状況である¹³。これらデータは農業集落ごとに集計されたデータである。目的変数の分散指標は耕作者単位のデータであるため、耕作者の圃場のポイントデータと農業集落のポリゴンデータから、耕作者の所属集落及び耕作集落を特定する。なお、耕作者の所属集落はその耕作者の圃場面積が最も多い集落とし、モデルの説明変数 x には耕作者の所属集落の集計値を用いる。

集約政策を表す変数 **LC** は、圃場整備率 (*Infra*) とプランダミー (*Plan*) の 2 つで構成される。前者は、集落内の 30a 以上区画の耕地面積を総耕地面積で除したものであり、耕作者が所属する集落においてどの程度圃場整備が進んでいるかを表す。*Plan* は 2021 年 3 月末時点で、集落内で (実質化した) プランが策定されていれば 1、されていなければ 0 を取るダミー変数である。実質化したプランとは、2019 年のプラン政策の見直しに伴って、策定されたプランが、分散解消や担い手への集積を明確に定めたものであると市町村が判定したプランである。よって、実質化したプランを変数に用いることで、分散解消に効果のないプランを省いている。図 3 は豊岡市と養父市を対象に、耕作地の所在と、集落ごとに SI の分布、圃場整備率、プランダミーをプロットしたものである。SI が低い場所は、圃場整備率が高く、プランが策定されている傾向が伺える。ただし、養父市南部の山間地域など、分散度合いが高い地域でもプランが策定されており、SI とプラン策定の関係は明白とは言えない。

(図 3 豊岡市と養父市の圃場分散・集約政策実施状況)

その他のコントロール変数は Arimoto (2011) や岡村・藤栄 (2021) を参考に農林業センサスの集落データから抽出した。なお、分散指標は耕作者の規模に影響を受けやすいことを

¹³ 2020 年農林業センサス: https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/shuraku_data/2020/sa/sa_2020.html 農業基盤情報基礎調査: https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/shuraku_data/2020/ga/index.html 人・農地プラン: https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/shuraku_data/2020/ge/index.html

考慮して、圃場の地理データから計算した耕作者の圃場の合計面積も説明変数に含める。それ故、分析によって導出されるパラメータは、規模をコントロールした上での政策効果とみなすことが出来る。表 4 は用いた変数の記述統計量である。

(表 4 説明変数の一覧表)

4. 分析結果と考察

4.1. 推計結果

推計結果を表 5 に示す。第 1 列は通常の OLS、2-4 列は操作変数を用いた推計結果である（コントロール変数の推計結果は Appendix 表 2 に示す）。第 2 列と第 3 列は従属変数に圃場整備率とプラン実施ダミーを用いた CFA の第 1 段階、第 4 列は第 2 段階の推計結果である。まず、CFA の第 1 段階の結果から、圃場整備率の操作変数 (z_{Infra}) が 1%水準で有意、プランダミーの操作変数 (z_{Pran}) が 5%水準で有意であり、弱い操作変数の問題は認められない。しかしながら第 2 段階において、第 1 段階の残差項はいずれも 0 と有意差が見られなかったため、政策変数が内生性を持つ統計的証拠は確認されなかった。結果的に、OLS 推定値と IV 推定値は係数水準がほぼ一致しており、内生性バイアスは実質的に問題とならないと判断する。

(表 5 推計結果)

圃場整備率 (*Infra*) とプランダミー (*Plan*) について、いずれの係数も負で有意と推計された。圃場整備の分散解消効果については、先行研究で示されているように、インフラ整備に付随して実施される「換地」と呼ばれる土地の再割り当てによって圃場分散が解消されることが示唆される (Arimoto 2011; Hashimoto & Nishi 2018)。加えて本研究では、プランの策定も分散解消に有効に機能していることが明らかとなった。これは、将来の計画策定そのものに加えて、そのプロセスにおける合意形成への支援などのソフト事業が、農地の利用調整を促進し、分散解消に寄与していることを示している。

集約政策の効果の大きさを分析するために、圃場整備率とプランダミーの係数を大きさ注目して比較検討する。圃場整備率が 1 の時、集落内のすべての圃場が整備されたことを示す ($Infra = 1$)。仮に圃場整備されていない状態 ($Infra = 0$) からすべての圃場を整備した場合、圃場整備は集落内の SI に約 $0.4SD$ ($\equiv 0.077 \div 0.194$) の削減効果をもたらす (SI の標準誤差は表 3 を参照されたい)。圃場整備率が平均値の 0.54 となった場合は、SI に及ぼす

削減効果は $0.2SD$ ($\equiv 0.54 \times 0.077 \div 0.194$) である。一方、プランが策定された時の効果 ($Plan = 1$) は、36% ($\equiv 0.028/0.077$) の圃場整備に相当する。プランが圃場整備に対してコストを非常に低く抑えられることを鑑みれば、プランが極めて有効に機能することが分かる。ただし、本分析では個々の政策効果の異質性を考慮しておらず、全地域での平均的因果効果であることには注意が必要である。

4.2. 政策効果の異質性

2つの集約政策の実施状況は地域条件によって異なる(表1)。この現象は圃場条件や社会経済条件などを反映したものと考えられ¹⁴、政策効果に異質性をもたらす可能性がある。このことを検証するため、耕作者を地域類型によって分類したサブサンプルを作成し、サブサンプルごとに集約政策の効果を推計する。サブサンプルの分類には、農林水産省が農林業センサス統計において定める、「都市的・平地地域」「中間地域」「山間地域」の三つの農長地域タイプの区分を用いる。この区分は、農業集落を一定基準の「林野率」と「耕地率」で分類したものがある。具体的には、林野率が80%かつ耕地率が10%未満であれば「山間地域」、耕地率が20%以上であれば「平地地域」、それ以外で都市地域でなければ「中間地域」となる(農林水産省2009)(地域類型ごとの記述統計量はAppendix表3に、対象地域の地域類型ごとの構成はAppendix表4に示す)。推計方法は前節の全サンプルの推計と同じく、(4.1)式と(4.2)式によるCFAを用いる。表6はサブサンプルを用いたCFAモデルの推計結果である。いずれの地域区分においても第1段階の操作変数 z の係数は有意であった(表中には示していない)。すなわち、サブサンプルにおいても操作変数の関連性は満たされる。また、残差項の係数は山間地域の圃場整備率の第1段階以外はゼロと有意差は見られず内生性の統計的証拠は確認されなかった(コントロール変数の推計結果はAppendix表5に掲載する)。

(表6 地域類型別の政策効果の異質性)

以下では、地域類型別の政策変数の係数の大きさの違いに着目して結果を考察する。まず、圃場整備率の係数はいずれのサブサンプルにおいても負で有意であった。これは、圃場整備の実施はいずれの地域においても分散解消効果をもたらすことを示している。圃場整備では農地の区画の再割り当てを事業内で実施することから、地域条件に関わらず分散解消効果がある。また、都市的・平地地域は中間・山間地域よりも若干ではあるが政策効果が大きい。一方、プランダミーの係数には明確な地域差が観察された。都市的・平地地域では、統計的な有意性が確認されなかったのに対し、中間地域および山間地域では負で有意な効

¹⁴ 地形などによる圃場条件や営農条件の不利性、過疎高齢化による人的資源の枯渇などの要因は政策参加の程度に差異を生じさせる。

果が推定され、プランが分散解消に有効に機能していることが示された。これは、プランの政策効果が圃場整備のそれよりも、地域条件に応じた異質性を持つことを示唆している。特に、都市的・平地地域から山間地域へと圃場条件や営農条件が厳しくなるにしたがってプランの効果が発揮される。

プランは、集落レベルでの話し合いの促進、担い手情報の整理、農地利用計画の策定、必要な補助金の交付といった「ソフト事業」を中心に構成される。それ故、その成否は地域のネットワークやソーシャルキャピタルの蓄積度合いに依存する可能性が高い。中山間地域は都市的・平地地域よりも Bonding（結束）型のソーシャルキャピタルが蓄積されやすいため（Kitano 2025b）、プランがより機能しやすい環境にあると考えられる。また、プランは圃場整備に比べ財政負担が小さく、営農条件が不利な中山間地域においても受け入れられやすい。加えて、中山間地域では、後継者不足や高齢化、耕作放棄地の拡大など農地保全にかかる課題解決が急務であり、プラン策定によって農地集積・利用調整を進める動機が存在する。

他方で、平地地域では一定程度プラン策定がなされている（約 37%）ものの、分散解消効果は確認されなかった。これは、都市的・平地地域では依然農地需要が高く、むしろ競争的な農地市場によって分散解消が進んでいる可能性がある。これは、農地の分散解消を進める上でプランの必要性が低いことを意味し、実際に中山間地域に比して低いプラン策定率につながっていると思われる（表 1）。

4.3. 本研究の限界点

ここでは本研究における限界点について述べる。まず、本研究で用いた分散指標が SI のみであるという点である。先行研究において、SI よりも圃場間の距離や、移動にかかる所要時間の方が生産効率性に悪影響を及ぼすことが指摘されている（Tan et al. 2010; 佐藤ら 2020）。Deininger et al.（2016）は、農家の営農規模に応じた圃場分散の差異に着目し、大規模農家では SI よりも圃場間の距離が生産効率に影響を与えていることを示した。本研究では、用いたデータセットから距離や移動時間に関する変数を作成することが困難であったため、SI のみを目的変数として用いた。しかし、SI だけでなく距離や移動時間も考慮した推計を行うことが、政策効果をより詳しく分析する上で望ましい。

また、本研究のデータは横断面データであるため、農業経営体固有の属性による影響や集約政策の経時的効果については十分に考慮できていない。これは圃場のポリゴンデータが公開されて日が浅く、それ故パネルデータが構築できないことに伴う限界点である。本研究の分析では、政策の平均的な因果効果を推定するために操作変数法を用いたが、パネルデ

一タの利用がより望ましいことは言うまでもない。この点は時系列の圃場データの公開を待って実施すべき残された課題である。

最後に、本研究の分析フレームワークは、分散指標の改善が営農の効率性の改善に寄与するという前提に基づいている。しかし、分散指標の改善が効率性の改善が農業経営体の生産性の向上に寄与しないのであれば、農家に分散解消のインセンティブは生まれず、集約政策の効果はより曖昧なものとなる。すなわち、農業経営体の生産性に対して、集約政策が圃場分散の解消を通じて、どのように寄与しているかについてのメカニズムの解明がより重要な課題といえる。本分析では、政策が結果的に生産性に寄与したかや、その経路については十分に検討できていない。このような効果を推計するためには、生産関数や費用関数などを融合したアプローチを用いて集約政策の効果を推計する必要がある。

5. 結論

長年、日本の農業部門における政策は、農業経営体の規模拡大を通じて労働生産性の向上や経営効率の改善を目指してきた（Takahasahi 2012）。しかし、圃場分散の問題は、移動や水管理にかかる労働時間を上昇させるとともに、機械導入を阻害することで、構造的改革による十分な効果の発現を妨げる要因になってきた。このような問題意識に基づき本研究では、現在実施されているタイプの異なる2つの集約政策の効果を評価することで、集約政策に資する知見の導出を試みた。

本研究で明らかになったことは以下の二点である。第一に、圃場整備事業（ハード事業）と人・農地プラン（ソフト事業）の2つの集約政策が圃場分散の解消に与える因果効果を同時に推定し、両政策に効果があることを実証した。特に、近年実施されている人・農地プランにも、長年実施されてきた圃場整備と比較し得る分散解消効果が存在することを示した。日本の圃場整備では、インフラ工事そのものに要するコストに加えて、利害関係者（ステークホルダー）間の調整に伴う取引コストも発生するため、その総コストは非常に大きなものとなる。一方で、人・農地プランは、計画策定や合意形成を支援するための補助金交付を中心とした政策であり、圃場整備と比較して、相対的に低コストで実施できるという利点を有する。人・農地プラン政策が圃場分散解消にとって有効な手段となり得るのであれば、限られた予算の下で有力な選択肢となる。特に、財政制約を背景として圃場整備事業の予算が抑制傾向にあることを踏まえると（西原・小嶋 2021）、人・農地プランのようなソフト事業は集約政策として今後その重要性を増す可能性が高い。

第二に、圃場整備事業と人・農地プランは、実施される地域条件によって政策効果に差異が存在することが明らかとなった。特に、人・農地プランの効果には明確な異質性が認められ、平地地域では分散解消効果が確認されなかった一方で、中間地域そして山間地域と圃場条件および営農条件が厳しくなるにつれて分散解消効果が発現することが示された。圃場条件の良い平地地域では、大規模農家や兼業農家など、営農を存続する農家が相対的に多く、農地市場が一定程度機能しているため、計画的かつ集団的な農地取引の必要性が低い可能性がある。一方で、条件不利な中山間地域では、過疎高齢化により、農業の担い手が不足している。当然ながらこのような地域では、計画的かつ集団的な農地の利用調整の必要性が高くなる。日本では現在でも総耕地面積のうち 38%が中山間地域に存在し、総農業産出額のうち 40%を同地域に依存している（農林水産省 2009）。それ故、中山間地域において人・農地プランのようなソフト事業を通じて圃場分散の解消を進めることは、日本農業の持続可能性を確保する上で重要な政策課題であるといえる。

引用文献

- Ali, D. A., Deininger, K., & Ronchi, L. (2019). Costs and Benefits of Land Fragmentation: Evidence from Rwanda. *The World Bank Economic Review*, 33(3), 750–771.
<https://doi.org/10.1093/wber/lhx019>
- Angrist, J. D., Imbens, G. W., & Rubin, D. B. (1996). Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 444–455.
<https://doi.org/10.2307/2291629>
- Arimoto, Y. (2011). The impact of farmland readjustment and consolidation on structural adjustment: The case of Niigata, Japan. *CEI Working Paper Series*, Article 2011–3.
<https://ideas.repec.org/p/hit/hitcei/2011-3.html>
- Arimoto, Y., Nakajima, S., & Tomita, K. (2016). Farmland Consolidation by Plot Exchange: A Simulation-based Approach. *The Japanese Journal of Rural Economics*, 18, 1–16.
<https://doi.org/10.18480/jjre.18.1>
- Bahar, S. K., & Kirmikil, M. (2021). The evaluation of agricultural landowner inputs before and after land consolidation: The Kesik Village example. *Land Use Policy*, 109, 105605.
<https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2021.105605>

- Bentley, J. W. (1987). Economic and Ecological Approaches to Land Fragmentation: In Defense of A Much-Maligned Phenomenon. *Annual Review of Anthropology*, 16, 31–67.
- Blarel, B., Hazell, P., Place, F., & Quiggin, J. (1992). The Economics of Farm Fragmentation: Evidence from Ghana and Rwanda. *The World Bank Economic Review*, 6(2), 233-254.
- Ciaian, P., Guri, F., Rajcaniova, M., Drabik, D., & Gomez y Paloma, S. (2018). Land fragmentation and production diversification: A case study from rural Albania. *Land Use Policy*, 76, 589–599. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.02.039>
- Colombo, S., & Perujo-Villanueva, M. (2019). A practical method for the ex-ante evaluation of land consolidation initiatives: Fully connected parcels with the same value. *Land Use Policy*, 81, 463-471. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.11.018>
- Crecente, R., Alvarez, C., & Fra, U. (2002). Economic, social and environmental impact of land consolidation in Galicia. *Land Use Policy*, 19(2), 135–147. [https://doi.org/10.1016/S0264-8377\(02\)00006-6](https://doi.org/10.1016/S0264-8377(02)00006-6)
- Deininger, K., Monchuk, D., Nagarajan, H. K., & Singh, S. K. (2016). Does Land Fragmentation Increase the Cost of Cultivation? Evidence from India. *The Journal of Development Studies*, 53(1), 82–98. <https://doi.org/10.1080/00220388.2016.1166210>
- Ito, J., Nishikori, M., Toyoshi, M., & Feuer, H. N. (2016). The contribution of land exchange institutions and markets in countering farmland abandonment in Japan. *Land Use Policy*, 57, 582–593. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2016.06.020>
- Janus, J., & Markuszewska, I. (2019). Forty years later: Assessment of the long-lasting effectiveness of land consolidation projects. *Land Use Policy*, 83, 22–31. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2019.01.024>
- Jia, L., & Petrick, M. (2014). How does land fragmentation affect off-farm labor supply: Panel data evidence from China. *Agricultural Economics*, 45(3), 369–380. <https://doi.org/10.1111/agec.12071>
- Kawasaki, K. (2010). The costs and benefits of land fragmentation of rice farms in Japan. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 54(4), 509–526. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2010.00509.x>
- Kawasaki, K. (2011). The Impact of Land Fragmentation on Rice Production Cost and Input Use. *The*

- Japanese Journal of Rural Economics*, 13, 1–14. <https://doi.org/10.18480/jjre.13.1>
- Kitano, S. (2020). Determinants of community farm development in Hyogo Prefecture, Japan. *Journal of Environmental Information Science*, 2020(1), 22–32. https://doi.org/10.11492/ceispapersen.2020.1_22
- Kitano, S. (2025a). The effect of social capital on organic farming and its heterogeneity. *Organic Agriculture*, 15(2), 345–360. <https://doi.org/10.1007/s13165-025-00501-z>
- Kitano, S. (2025b). The Impact of Rural Development Policy on Social Capital: Measurement, Heterogeneity, and Implications for Collective Action. *Rural Sociology*, 90(3), e70014. <https://doi.org/10.1111/ruso.70014>
- Kung, J. K. (2002). Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China. *Journal of Comparative Economics*, 30(2), 395–414. <https://doi.org/10.1006/jcec.2002.1780>
- Kunimitsu, Y. (2005). Impacts of Paddy-Field Consolidation Projects on Farmland Rental Transactions: Application of Discrete Choice Model. *The Japanese Journal of Rural Economics*, 7, 49–60. <https://doi.org/10.18480/jjre.7.49>
- Liu, J., Jin, X., Xu, W., & Zhou, Y. (2022). Evolution of cultivated land fragmentation and its driving mechanism in rural development: A case study of Jiangsu Province. *Journal of Rural Studies*, 91, 58–72. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2022.02.011>
- MAFF (2020). *Summary of the Basic Plan*. Retrieved March 13, 2025, from https://www.maff.go.jp/e/policies/law_plan/attach/pdf/index-13.pdf
- Markussen, T., Tarp, F., Thiep, D. H., Tuan, N.D.A. (2016) Inter- and intra-farm land fragmentation in Vietnam. *WIDER Working Paper 2016/11*. Helsinki: UNU-WIDER. <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2016/054-6>
- McPherson, M. F. (1982). *Land Fragmentation: A Selected Literature Review*. Harvard University, Harvard Institute for International Development.
- Moravcová, J., Koupilová, M., Pavlíček, T., Zemek, F., Kvítek, T., & Pečenka, J. (2017). Analysis of land consolidation projects and their impact on land use change, landscape structure, and agricultural land resource protection: Case studies of Pilsen-South and Pilsen-North (Czech Republic). *Landscape and Ecological Engineering*, 13(1), 1–13. <https://doi.org/10.1007/s11355->

- Nguyen, H., & Warr, P. (2020). Land consolidation as technical change: Economic impacts in rural Vietnam. *WORLD DEVELOPMENT*, 127. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104750>
- Otsuka, K., Liu, Y., & Yamauchi, F. (2013). Factor Endowments, Wage Growth, and Changing Food Self-Sufficiency: Evidence from Country-Level Panel Data. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5), 1252–1258. <https://doi.org/10.1093/ajae/aat028>
- Takahashi, D. (2012). Farmland Liquidization and Transaction Costs. *The Japanese Journal of Rural Economics*, 14, 1–19. <https://doi.org/10.18480/jjre.14.1>
- Takahashi, D., Chang, T., & Shobayashi, M. (2018). The role of formal and informal institutions in farmland consolidation: The case of Shiga Prefecture, Japan. *International Journal of the Commons*, 12(2), 80–107. <https://doi.org/10.18352/ijc.829>
- Takayama, T., & Nakatani, T. (2018). Impact of Participatory Development Projects on Social Capital: Evidence from Farmland Consolidation Projects in Paddy Areas of Japan. *Japan Agricultural Research Quarterly: JARQ*, 52(3), 273–283. <https://doi.org/10.6090/jarq.52.273>
- Tan, S., Heerink, N., & Qu, F. (2006). Land fragmentation and its driving forces in China. *Land Use Policy*, 23(3), 272–285. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2004.12.001>
- Tan, S., Heerink, N., Kruseman, G., & Qu, F. (2008). Do fragmented landholdings have higher production costs? Evidence from rice farmers in Northeastern Jiangxi province, P.R. China. *China Economic Review*, 19(3), 347–358. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2007.07.001>
- Tran, D., Vu, H. T., & Goto, D. (2022). Agricultural land consolidation, labor allocation and land productivity: A case study of plot exchange policy in Vietnam. *Economic Analysis and Policy*, 73, 455–473. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.11.017>
- Vitikainen, A. (2004). An Overview of Land Consolidation in Europe. *Nordic Journal of Surveying and Real Estate Research*, 1(1), Article 1. <https://journal.fi/njs/article/view/41504>
- Wan, G. H., & Cheng, E. (2001). Effects of land fragmentation and returns to scale in the Chinese farming sector. *Applied Economics*, 33(2), 183–194. <https://doi.org/10.1080/00036840121811>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.
- Wooldridge, J. M. (2015). Control Function Methods in Applied Econometrics, *The Journal of Human Resources*, 50(2), 420–445. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.420>

- 岡村伊織・草苅仁・藤栄剛 (2021)「GIS による広域的な圃場分散状況の把握と農地中間管理事業の評価」『農村計画学会論文集』1(1), 29–39. https://doi.org/10.2750/jrps.1.1_29
- 岡村伊織・藤栄剛 (2021)「圃場分散と農業集落の地理的・社会的条件—空間計量経済分析によるアプローチ—」『農林業問題研究』57(3), 95–106. <https://doi.org/10.7310/arfe.57.95>
- 梶井功 (1990)「分散耕地克服の課題」梶井功編『農場制農業に関する研究』農林統計協会, 3–23.
- 梶原武 (2022)「人・農地プランの展開—集落機能を活用した農業者・農地の将来設計」『レファレンス』854, 59–88. <http://id.ndl.go.jp/bib/032011492>
- 佐藤赳・高橋太郎・合崎英男・山田七絵・中嶋康博 (2020)「中国雲南省山間地における圃場アクセスが水稻生産に与える影響—農家/圃場 GIS データセットを用いた空間計量経済分析—」『農業経済研究』92(2), 123–146. <https://doi.org/10.11472/nokei.92.123>
- 武川翼 (2019)「圃場整備事業の担い手への農地流動化促進効果」『農業経済研究』91(2), 281–286. <https://doi.org/10.11472/nokei.91.281>
- 西原是良・小嶋大造 (2021)「平成期における農業公共事業の政策的検証」『経済政策ジャーナル』18(1), 47–60. https://doi.org/10.34471/jeps.18.1_47
- 濱島敦博 (2018)「人・農地プラン策定集落の属性と農地利用の合意形成に関する一考察—兵庫県南あわじ市の事例から—」『日本健康学会誌』84(6), 224–231. https://doi.org/10.3861/kenko.84.6_224
- 兵庫県農政環境部 (2021)『ひょうごの「農」2021』(2025 年 5 月 15 日参照) <https://web.pref.hyogo.lg.jp/nk02/documents/nou2021.pdf>
- 藤栄剛 (2016)「農地・構造政策と農地集積」『農業経済研究』88(1), 67–82. <https://doi.org/10.11472/nokei.88.67>
- 農林水産省 (2008)『担い手への農地の利用集積の現状と課題』(2025 年 2 月 9 日参照) https://www.maff.go.jp/j/study/nouti_seisaku/senmon_02/pdf/data1.pdf
- 農林水産省 (2009)『中山間地域をめぐる情勢』(2025 年 11 月 6 日参照) https://www.maff.go.jp/j/nousin/tyusan/siharai_seido/s_project_team/01/pdf/ref_data2.pdf
- 農林水産省 (2012-2022)『農業経営統計調査』(2025 年 7 月 1 日参照) <https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/noukei/>

農林水産省 (2015) 『土地改良事業（ほ場整備事業）について』 (2025 年 6 月 19 日参照)

<https://www.mlit.go.jp/common/001098595.pdf>

農林水産省 (2019) 『多面的機能払実施状況報告書』 (2025 年 5 月 20 日参照)

https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/shuraku_data/2020/gc/index.html

農林水産省 (2020a) 『農業基盤情報基礎調査』 (2024 年 10 月 20 日参照)

https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/shuraku_data/2020/ga/index.html

農林水産省 (2020b) 『農業生産基盤の整備状況について (平成 30 年 3 月)』 (2025 年 10 月 22 日参照)

<https://www.maff.go.jp/j/council/seisaku/nousin/bukai/R0104/attach/pdf/siryou-8.pdf>

農林水産省 (2020c) 『農林業センサス』 (2024 年 10 月 25 日参照)

<https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/afc/index.html>

農林水産省 (2021) 『集落営農実態調査』 (2024 年 10 月 25 日参照) 」

<https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/einou/>

農林水産省 (2021) 『人・農地プラン』 (2024 年 10 月 20 日参照)

https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/shuraku_data/2020/ge/index.html

農林水産省 (2025a) 『農地中間管理機構の実績等に関する資料』 (2025 年 11 月 22 日参照)

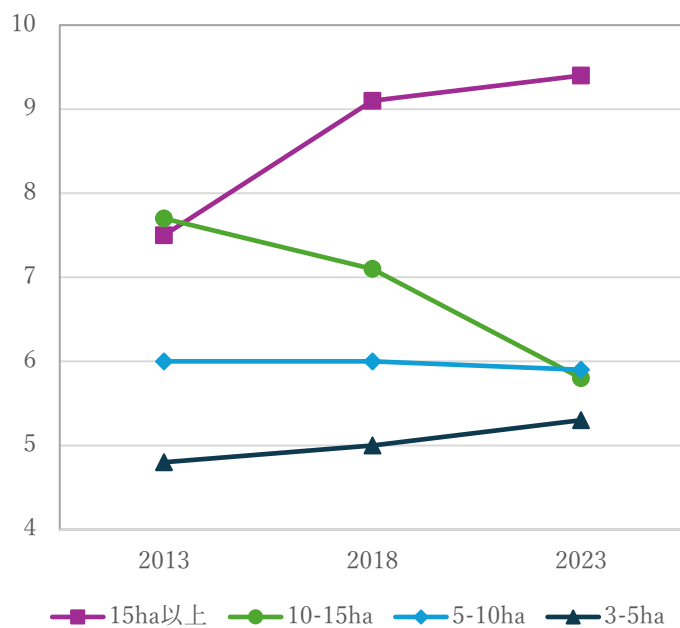
<https://www.maff.go.jp/j/press/keiei/seisaku/attach/pdf/250611-1.pdf>

農林水産省 (2025b) 『農地整備をめぐる事情』 (2025 年 11 月 20 日参照)

<https://www.maff.go.jp/j/nousin/keiiku/noutiseibi/attach/pdf/index-177.pdf>

細山隆夫 (2004) 『農地賃貸借進展の地域差と大規模借地経営の展開』 農林統計協会.

図 1 水田作経営における団地数の推移



出所：農林水産省（2012-2022）『農業経営統計調査』の農産物生産費（米の作付規模別生産費）より。
注）食用米の作付けを行った田の団地数の階層別平均値である。

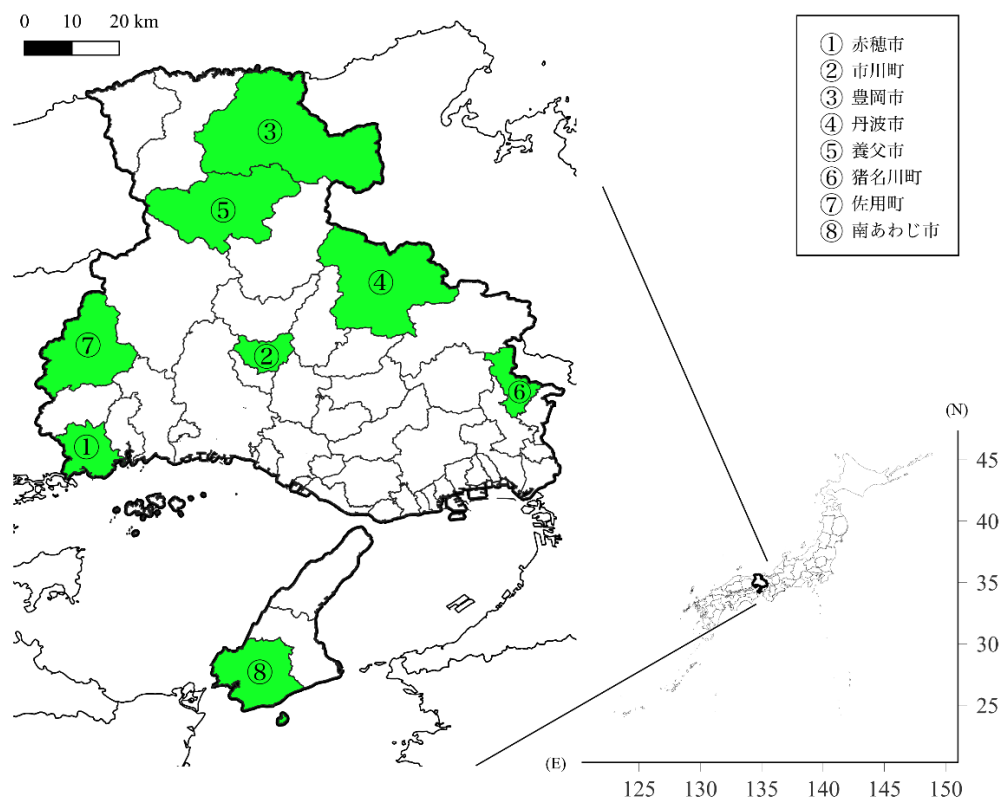
表 1 地域別政策実施率

	Obs.	圃場整備事業	プラン
平地地域	60925	32535 (53.4%)	22692(37.2%)
中間地域	45410	20832(45.9%)	22611(49.8%)
山間地域	24497	8347(34.0%)	11187(45.7%)

出所：農林水産省（2020a）『農業基盤情報基礎調査』、農林水産省（2021）『人・農地プラン』

注）Obs.は耕作面積が 0ha ではない農業集落の数、圃場整備事業の値は 30a~50a 区画面積と 50a 以上区画面積のいずれかが 0ha ではない集落の数、プランの値は 2021 年時点で実質化された人・農地プランを策定している集落の数である。

図 2 対象地域



出所：集落境界データから QGIS を用いて筆者作成。

表 2 地域別の記述統計量

	集落数	対象耕作者数	圃場数	耕地面積(a)
赤穂市	19	407	26160	88.7
市川町	29	625	6193	85
猪名川町	28	498	6228	78.6
佐用町	88	1418	17647	87.7
丹波市	214	5230	56121	62.7
豊岡市	199	3571	26160	70.6
南あわじ市	150	4271	46158	83.2
養父市	84	1442	13996	85.1
合計	811	17462	198663	82.2

出所：集落境界データと e-MAFF 農地ナビにて取得した地理データから筆者計算。

注）対象耕作地が存在しない集落は省略している。

表 3 市町村別の圃場の分散指標

	Simpson Index の記述統計量				その他分散指標		
	平均	標準偏差	最小	最大	平均 団地面積(a)	平均 団地数	平均 経営面積(a)
赤穂市	0.472	0.256	0	0.901	21.654	4.209	88.701
市川町	0.513	0.230	0	0.949	25.020	3.974	84.974
豊岡市	0.632	0.199	0	0.981	15.410	5.495	78.609
丹波市	0.666	0.191	0	0.991	13.478	7.471	87.738
養父市	0.671	0.179	0	0.989	9.758	7.359	62.679
猪名川町	0.692	0.185	0	0.935	11.279	7.602	70.645
佐用町	0.734	0.151	0	0.984	9.128	8.900	83.152
南あわじ市	0.734	0.162	0	0.985	12.184	7.837	85.130
全体	0.672	0.194	0	0.991	13.437	7.066	82.228
SI とその他分散指標との相関					-0.191***	0.231***	0.217***

出所：e-MAFF 農地ナビにて取得した地理データより筆者計算。

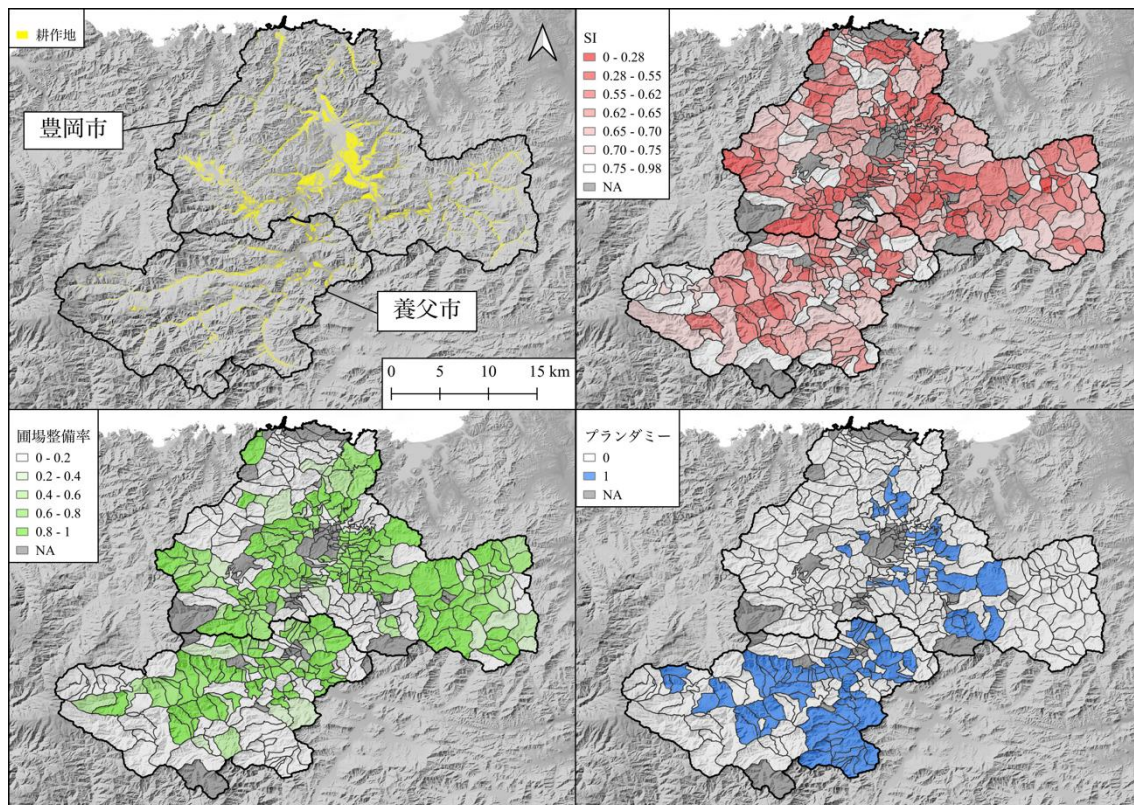
注）SI とその他分散指標との相関は、ピアソン相関係数とその有意性検定の結果を示している。

表 4 記述統計量

変数名	定義	年度	平均値	最大値	最小値
集約政策に関する変数					
圃場整備率	30a 以上区画面積/集落内の総耕地面積	2020	0.541	1	0
ブランドミー	2021 年時点で人・農地プランが実質化されていれば 1、そうでなければ 0	2021	0.224	1	0
集落内の営農状況に関する変数					
後継者無し農業経営体率	5 年以内の後継者を確保していない農業経営体/農業経営体数	2020	0.753	1	0
70 歳以上農業従事者率	70 歳以上の個人経営体数/個人経営体数	2020	0.398	1	0
主業農家率	主業農家数/個人経営体数	2020	0.738	1	0
自給農家率	自給農家数/総農家数	2020	0.357	0.875	0
集落内の農業従事者率	集落内の農業従事者人口/集落内の人口	2020	0.135	0.636	0
法人数	法人の数（農事組合法人を除く）	2020	0.204	3	0
集落営農ダミー	集落営農組合が存在すれば 1、存在しなければ 0	2021	0.254	1	0
農業部門の土地利用に関する変数					
全作業受託面積率	全作業受託面積/経営耕地面積	2020	0.012	2.276	0
水田率	販売目的の米作付面積/販売目的の総作付面積	2020	0.909	1	0
耕作面積（a）	地理データから計算した耕作者の総耕作面積	2020	82.228	8287.517	30.000
集落の社会的・地理的状況に関する変数					
DID から 30 分以内ダミー	DID（人口集中地域）から 30 分以内であれば 1、そうでなければ 0	2020	0.588	1	0
平地ダミー	平均傾斜度が 5 度以下であれば 1、そうでなければ 0	2020	0.358	1	0
集落内での共同活動に関する変数					
寄り合い 12 回以上ダミー	寄り合いの回数が月 1 回以上であれば 1、そうでなければ 0	2020	0.563	1	0
多面的機能支払い組織数	多面的機能支払いを受け取っている組織の数	2019	1.775	7	0

注）「耕作面積」は、回帰分析の際には対数化した値を用いる。

図3 豊岡市と養父市の圃場分散・集約政策実施状況



出所：地図は QGIS を用いて作成した。背景と集落境界はそれぞれ、色別標高図と集落境界データより。耕作地は、2025 年の筆ポリゴンデータより。SI は『e-MAFF 農地ナビ』から取得した地理データより SI を計算し集落で平均したもの。圃場整備率は農林水産省（2020a）『農業情報基盤基礎調査』より。ブランドミーは農林水産省（2021）『人・農地プラン』より。

注）各ポリゴンは、農業集落を示す。灰色（NA）は、データが欠損している地域を示す。

表 5 推計結果

	OLS	CFA		
		第 1 段階①： <i>Infra</i>	第 1 段階②： <i>Plan</i>	第 2 段階： <i>SI</i>
圃場整備率 (<i>Infra</i>)	-0.072*** (0.003)			-0.077*** (0.010)
プランダミー (<i>Plan</i>)	-0.033*** (0.003)			-0.028*** (0.008)
圃場整備率 (z_{Infra})		-12.580*** (0.480)	0.081 (0.267)	
プランダミー (z_{Pran})		0.540* (0.301)	-21.440** (8.998)	
残差項①				0.006 (0.011)
残差項②				-0.006 (0.008)
Obs.	17462	17462	17462	17462
コントロール変数 ($\mathbf{x}$)	YES	YES	YES	YES
市町村固定効果 (<i>CITY</i>)	YES	YES	YES	YES
Adj. R2	0.330	0.350	0.404	0.330

注) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%有意を示す。第 1 段階①は目的変数に圃場整備率、第 1 段階②はプランダミーを入れた第 1 段階推計である。残差項①は第 1 段階①で推計された残差、残差項②は第 1 段階②で推計された残差である。括弧内の数値は不均一分散に頑健なホワイトの標準誤差を示している。

表 6 地域区分別の政策効果の異質性

	CFA / 第 2 段階		
	都市的・平地地域	中間地域	山間地域
圃場整備率 (<i>Infra</i>)	-0.115*** (-0.023)	-0.077*** (0.009)	-0.092*** (0.019)
プランダミー (<i>Plan</i>)	0.025 (0.041)	-0.026*** (0.007)	-0.044*** (0.012)
残差項①	0.013 (0.035)	0.001 (0.013)	0.039* (0.023)
残差項②	-0.051 (0.031)	-0.006 (0.009)	0.021 (0.017)
Obs.	3434	9368	4660
コントロール変数 (<i>x</i>)	YES	YES	YES
市町村固定効果 (<i>M</i>)	YES	YES	YES
Adj. R2	0.394	0.341	0.278

注) ***, *はそれぞれ 1%、10% 有意を示す。括弧内の数値は不均一分散に頑健なホワイトの標準誤差を示している。

Appendix 表 1 本論文で使⽤した地理データ一覧

データ名	データ元	取得年度	URL
⾊別標高図	国土地理院	2025	https://maps.gsi.go.jp/development/ichiran.html#relief
eMAFF 農地ナビ	農林⽔産省	2024	https://map.maff.go.jp
集落境界データ	農林⽔産省	2020	https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/shuraku_data/2020/ma/
筆ポリゴンデータ	農林⽔産省	2025	https://open.fude.maff.go.jp

Appendix 表2 コントロール変数の推計結果

	OLS	CFA		
		第1段階①： <i>Infra</i>	第1段階②： <i>Plan</i>	第2段階： <i>SI</i>
後継者無し農業経営体率	0.009 (0.007)	-0.029* (0.015)	-0.007 (0.019)	0.009 (0.007)
70歳以上農業従事者率	-0.013 (0.011)	0.055*** (0.021)	-0.005 (0.028)	-0.012 (0.011)
主業農家率	-0.038*** (0.012)	0.047** (0.023)	0.467*** (0.044)	-0.041*** (0.013)
自給農家率	0.033*** (0.008)	-0.179*** (0.017)	-0.263*** (0.036)	0.034*** (0.009)
集落内の農業従事者率	0.066*** (0.014)	0.033 (0.030)	-0.122*** (0.033)	0.067*** (0.014)
法人数	-0.001 (0.003)	0.000 (0.004)	0.036*** (0.007)	-0.001 (0.003)
集落営農ダミー	0.001 (0.003)	0.048*** (0.005)	0.178*** (0.010)	0.001 (0.003)
全作業受託面積率	-0.033** (0.014)	-0.015 (0.030)	-0.058* (0.033)	-0.033** (0.014)
水田率	-0.030** (0.012)	0.474*** (0.022)	0.135*** (0.019)	-0.029** (0.013)
耕作面積（対数値）	0.161*** (0.003)	0.011** (0.004)	0.012* (0.006)	0.161*** (0.003)
DID から 30 分以内ダミー	-0.010*** (0.003)	-0.002 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.010*** (0.003)
平地ダミー	-0.012*** (0.003)	0.047*** (0.006)	-0.017*** (0.006)	-0.012*** (0.003)
寄り合い 12 回以上ダミー	0.006** (0.003)	0.035*** (0.005)	0.024*** (0.006)	0.006** (0.003)
多面的機能支払い組織数	-0.005*** (0.001)	0.020*** (0.002)	-0.005** (0.003)	-0.005*** (0.001)
Obs.	17462	17462	17462	17462
コントロール変数 (x)	YES	YES	YES	YES
市町村固定効果 (M)	YES	YES	YES	YES
Adj. R2	0.330	0.350	0.404	0.330

注) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10% 有意を示す。第1段階①は被説明変数に圃場整備率、第1段階②は被説明変数にブランドミーを入れた第1段階推計である。括弧内の数値は不均一分散に頑健なホワイトの標準誤差を示している。

Appendix 表 3 地域別の記述統計量

変数名	都市的・平地地域			中間地域			山間地域		
	平均値	最大値	最小値	平均値	最大値	最小値	平均値	最大値	最小値
分散解消政策に関する変数									
圃場整備率	0.446	1	0	0.543	1	0	0.448	1	0
プランダミー	0.228	1	0	0.274	1	0	0.216	1	0
集落内の営農状況に関する変数									
後継者無し農業経営体率	0.716	1	0.200	0.759	1	0	0.743	1	0
70 歳以上農業従事者率	0.384	0.714	0.063	0.407	0.867	0	0.409	1	0
主業農家率	0.684	1	0	0.747	1	0	0.815	1	0.200
自給農家率	0.343	0.867	0	0.348	0.875	0	0.461	0.857	0
集落内の農業従事率	0.173	0.636	0.007	0.160	0.589	0	0.115	0.571	0
法人数	0.228	3	0	0.164	3	0	0.103	2	0
集落営農ダミー	0.235	1	0	0.199	1	0	0.194	1	0
農業部門の土地利用に関する変数									
全作業受託面積率	0.008	0.403	0	0.017	2.276	0	0.013	0.756	0
水田率	0.909	1	0.035	0.926	1	0.422	0.869	1	0
耕作面積 (a)	96.5	8287.5	30.0	82.8	4148.0	30.0	70.9	4064.7	30.0
集落の社会的・地理的状況に関する変数									
DID から 30 分以内ダミー	0.896	1	0	0.517	1	0	0.503	1	0
平地ダミー	0.610	1	0	0.351	1	0	0.143	1	0
集落内での共同活動に関する変数									
寄り合い 12 回以上ダミー	0.537	1	0	0.493	1	0	0.509	1	0
多面的機能支払い組織数	1.963	7	0	1.465	6	0	1.062	3	0

Appendix 表 4 市町村別の地域類型の構成

	集落数	都市的・平地地域	中間地域	山間地域
赤穂市	19	6 (31.5%)	7 (36.8%)	6 (31.6%)
市川町	29	6 (20.7%)	13 (44.8%)	10 (34.5%)
豊岡市	199	42 (21.1%)	46 (23.1%)	111 (55.8%)
丹波市	214	30 (14.0%)	140 (65.4%)	44 (20.6%)
養父市	84	0 (0%)	43 (51.2%)	41 (48.8%)
猪名川町	28	14 (50.0%)	0 (0%)	14 (50.0%)
佐用町	88	0 (0%)	46 (52.3%)	42 (47.7%)
南あわじ市	150	38 (25.3%)	107 (71.3%)	5 (3.3%)

出所：MAFF（2020c）『農林業センサス』

Appendix 表5 コントロール変数の推計結果（異質性推計）

	CFA / 第2段階		
	平地地域	中間地域	山間地域
後継者無し農業経営体率	0.035 (0.021)	0.022** (0.011)	-0.026** (0.012)
70歳以上農業従事者率	-0.058 (0.037)	-0.011 (0.015)	-0.001 (0.018)
主業農家率	-0.126*** (0.039)	-0.017 (0.016)	-0.024 (0.031)
自給農家率	0.012 (0.026)	0.052*** (0.012)	0.028** (0.014)
集落内の農業従事者率	0.182*** (0.037)	-0.004 (0.019)	0.116*** (0.034)
法人数	-0.013* (0.007)	-0.003 (0.003)	0.017** (0.007)
集落営農ダミー	0.013 (0.009)	-0.004 (0.005)	0.003 (0.006)
全作業受託面積率	-0.127 (0.121)	-0.007 (0.015)	-0.050 (0.040)
水田率	-0.019 (0.047)	-0.090*** (0.023)	0.013 (0.019)
耕作面積（対数値）	0.168*** (0.006)	0.161*** (0.004)	0.161*** (0.005)
DID から 30 分以内ダミー	0.030** (0.012)	-0.009** (0.004)	-0.011 (0.007)
平地ダミー	-0.001 (0.009)	-0.021*** (0.004)	0.009 (0.008)
寄り合い 12 回以上ダミー	0.014** (0.007)	0.003 (0.003)	0.005 (0.005)
多面的機能支払い組織数	-0.001 (0.002)	-0.003** (0.002)	-0.013*** (0.004)
Obs.	17462	17462	17462
コントロール変数 ($\mathbf{x}$)	YES	YES	YES
市町村固定効果 (M)	YES	YES	YES
Adj. R2	0.394	0.341	0.278

注) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%有意を示す。括弧内の数値は不均一分散に頑健なホワイトの標準誤差を示している。