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

Quantification of Land Fragmentation Using the Geographical Information System and Evaluation
of the Performance of Land Consolidation Bank

岡村 伊織^{1*} 草薙 仁² 藤栄 剛³

Iori OKAMURA^{1*} Hitoshi KUSAKARI² Takeshi FUJIE³

Abstract : Land fragmentation is a major obstacle to agricultural productivity improvement in Japan. Land Consolidation Banks (LCBs), which were established in each prefecture of Japan in 2014, aim to facilitate land consolidation and reduce land fragmentation. Many qualitative studies have been conducted to evaluate the performance of LCBs. However, few papers shed empirical light on the relationship between land fragmentation and LCBs due to the lack of adequate data. In this paper, we have created data from a large sample of farm plots in Hyogo Prefecture, processing these data using GIS software to calculate the degree of land fragmentation and quantitatively clarify the effects of the LCB in the prefecture on the improvement of land consolidation. The farmland plot data was created in the following manner : Data from the "Agricultural Land Information System" was collected using the web scraping method, these data then being attached to cadaster data in the targeted areas. The large sample of farmers' plots revealed that farmers who cultivate relatively large areas of farmland in the targeted areas had succeeded in enlarging their average plot size but had not succeeded in reducing the distance between plots. In addition, we applied propensity score matching to evaluate the impacts of the LCB in Hyogo Prefecture on the enlargement of farm size and on the reduction of land fragmentation. The econometric analysis based on community level data showed that the LCB has contributed to the transfer of farmland but has not contributed to the consolidation of spatially dispersed plots.

Keywords : Land Fragmentation, Land Consolidation Bank, GIS, Propensity Score Matching, Agricultural Land Information System

キーワード : 圃場分散, 農地中間管理機構, GIS, 傾向スコアマッチング, 全国農地ナビ

1. はじめに

日本農業の生産性向上と競争力の強化は農政の基本課題であるが、そのためには、経営耕地面積を拡大させる担い手を明確化し、耕作権の分散を解消する必要がある。このうち、担い手の経営耕地面積の拡大は農地の集積（以下、集積）、耕作権の分散を解消することは農地の集約化（以下、集約化）と呼ばれる¹⁾。

農地面積に占める担い手の利用面積の割合（担い手の利用面積率）は、2014 年以降上昇傾向で推移しており、集積はある程度の進展が見られるが、集約化は未達成な地域が多いとされる²⁾。そうした地域では、圃場が分散したまま、担い手農家が遠隔地の圃場の管理も引き受けるため、通作距離の伸長や作業コストの増大を引き起こし、規模拡大の阻害につながる^{注1)}。

圃場分散が農作業効率に与える影響や、圃場分散の改善策に関して、実態調査をもとにした研究は蓄積されているが^{3), 4)}、計量的な分析は少なく、それらも経営体や集落の範囲内など、小規模なサンプルを用いた分析にとどまっている⁶⁾。圃場分散に関する計量的な検討が十分でない原因として、広域的な圃場データの収集が困難であった点をあげられる。既存の研究では、圃場分散の状況を把握するために、農業委員会が保有する農地台帳からの転写や、農家への聞き取り調査が必要であったため、広域的なデータ収集には、膨大な作業を要した。こうしたデータの制約のために、農業政策が集積に与えた影響を計量的に評価した研究^{7), 8), 9)}も、農地の貸借量や経営耕地面積に関する分析にとどまっており、貸借後の圃場の位置関係は考慮していない。

2014 年度からスタートした農地中間管理事業は、公

¹明治大学大学院農学研究科 ²高崎健康福祉大学農学部 ³明治大学農学部

¹Graduate School of Agriculture, Meiji University ²Faculty of Agriculture, Takasaki University of Health and Welfare ³School of Agriculture, Meiji University

Corresponding Author* : ioka@meiji.ac.jp

的な仲介機関である農地中間管理機構（以下、機構）が、貸し手から農地を一括して借受け、まとまった形で借り手（担い手農家）に貸付ける事業であり、集積・集約化推進政策の中核として位置づけられている。一般に、農家が土地を取引する際には、取引相手を探索する費用、土地条件の吟味費用、集落や取引相手との調整費用などの取引費用を負担する必要がある。この取引費用によって、農地貸借量の抑制^{11), 12)}や、未利用農地率の上昇¹⁰⁾が引き起こされることが先行研究によって理論的に示されている。したがって、機構による仲介活動が、先述のような取引費用の軽減につながれば、集積の進展に寄与すると期待される。また、有本ら¹³⁾は、複数の農地取引アルゴリズムの有効性を比較し、機構のように集権的に農地を収集・配分することが、相対での農地取引よりも集約化に効果的であることを示している。

一方で、農地取引の実態は、ミクロ経済学で仮定されるような合理的な価値判断に基づくものではなく、人間関係などの「非市場的」な要因が大きく作用することが知られている⁵⁾。機構の実態を評価した調査研究の中には、こうした「非市場的」な農地市場において、機構が利用権を調整できる余地は限定的であると指摘するものもある¹⁴⁾。また、現時点では、機構以外の方法によって集積・集約化を図る経営体が、一定程度存在することも指摘されている^{16), 17)}。

このように、理論的研究では、機構による事業が集積・集約化に効果的であることが示唆されるものの、実態調査のなかには、機構の集積・集約化効果に対して懐疑的な論考もみられる。しかし、機構が集積・集約化に寄与したのかという点は、実証的に検討すべき課題であり、この課題に対して、計量分析を行った実証的研究は、管見の限りでは見受けられない。

そこで、本稿では、農地中間管理事業による集積・集約化効果を計量的に明らかにすることを課題とする。この課題を達成するために、筆者らは『全国農地ナビ』や市町村が保有する農地台帳のデータをもとに、広域的な圃場分散状況のデータセットを作成した。このデータセットをもとに、傾向スコアマッチングによって農地中間管理事業による集積・集約化効果を推定した。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、データの概要と圃場分散の把握方法について述べ、経営体レベルで圃場分散の変化を確認する。第3節では、分析対象地域における担い手の借地方法と、その特徴を確認する。第4節では、農地中間管理事業による集積・集約化効果について計量的に検討し、最後に、第5節で得られた結果について考察を行い、今後の課題を述べる。

2. データと圃場分散状況の把握

2.1 データの概要

圃場分散の状況を広域的に把握するために、澁木¹⁸⁾に倣い、農地情報公開システムである『全国農地ナビ』から圃場の位置情報を入手した。『全国農地ナビ』は、web上に、圃場ごとに農地ピンが表示され、圃場の位置、地目（田、畑など）、面積、耕作者番号などの情報にアクセスできるオープンソースのデータベースである。

本稿では、Pythonを用いてブラウザを自動操作し、webスクレイピングを行うことで、『全国農地ナビ』から地番、緯度、経度など、圃場の位置に関する情報を収集した^{注2), 注3)}。ただし、『全国農地ナビ』には、耕作放棄された圃場や林野化した圃場も含まれることや、特定農作業受委託契約が考慮されていないことなど、問題点も指摘されている^{注4)}。

これらの問題点に対応するために、兵庫県A市、B町、C市、D市^{注5)}の、4市町（以下、分析対象地域）の農業委員会から提供を受けた『水稻生産実施計画関連データ』^{注6)}（以下、台帳データ）を用いて、圃場面積や耕作者などの情報を接続した。具体的には、『全国農地ナビ』データと台帳データを、それぞれの地番をもとに接続し、圃場の位置情報は『全国農地ナビ』を、圃場面積、耕作権、作目などの情報は台帳データを用いた^{注7), 注8)}。なお、兵庫県を対象とした理由は、集積が進展する中で、集約化の達成が重要課題とされているからである^{注9)}。

また、農地中間管理事業の実施状況を表す変数として、兵庫県農地中間管理機構である公益社団法人兵庫みどり公社（以下、兵庫みどり公社）から提供を受けた機構貸付実績を用いる^{注10)}。ただし、この貸付実績は大字レベルの集計データである。そのため、農地中間管理事業を評価する際には、集積・集約化に関する変数も大字レベルのデータを用いる。

さらに、大字の特徴を表す変数として、『地域の農業を見て・知って・活かすDB』（以下、DB）に記載されている『農林業センサス』の情報をを用いる。ただし、DBの区分は集落レベルであり、圃場分散度や機構貸付実績の区分と異なる。そこで、DBの農業集落境界データと、e-statからダウンロードした大字の境界データ（小地域、世界測地系緯度経度Shapefile）を、GISソフト（QGIS）を用いて比較した。その結果、分析対象地域では集落と大字の境界がおおむね一致したため、本稿では、集落の区分と大字の区分を同一とみなして分析を行った^{注11)}。

2.2 集積指標と圃場分散度

以下では、集積状況を評価するための集積指標と、集

約化状況を評価するための圃場分散度の作成方法について述べる。

集積指標は、大字内の圃場がどの程度集積されているかを表す指標である^{注12)}。集積指標の1つとして、大字の総耕地面積に占める経営耕地面積5ha以上の農家の耕作面積割合（以下、5ha以上農家割合）を用いる。なお、5haを用いた理由は、先行研究（例えば、安藤¹⁵⁾）において、集積状況を把握する際に用いられていたためである。

これに加えて、農家あたりの耕作面積を用いて大字ごとに算出したSimpson Index（以下、 SI_{farmer} ）も集積指標として用いる。 SI_{farmer} は当該大字に存在する農家の耕作面積を a_k とすると、 $SI_{farmer}=1-\sum_k(a_k)^2/(\sum_k a_k)^2$ で定義される。 SI_{farmer} は当該大字において、圃場の耕作権がどの程度偏在しているかを表し、 SI_{farmer} が小さければ集積が進んでいることを表す。例えば、小規模農家から大規模農家に耕作権が移動することで、大字内での耕作権の偏りが高まれば、当該大字の SI_{farmer} は低下する。なお、これらの集積指標は台帳データをもとに算出する。

次に、圃場分散度の算出方法について述べる。圃場分散は多様な側面を有する事象であり、複数の指標を用いて圃場分散状況を評価することが望ましいとされる¹⁹⁾。本稿では、圃場分散度として、①団地化された圃場がどの程度増加（あるいは減少）したかを評価する指標と、②圃場間の距離がどの程度変化したかを評価する指標を算出した。これらの圃場分散度をもとに、隣接して団地化された圃場が増加するか、圃場間の距離が縮小すれば圃場分散が改善されたと判断した。

①の指標を作成するためには、圃場の隣接関係を把握する必要がある。ただし、『全国農地ナビ』のデータはポイントデータであり、そのままでは圃場の隣接関係を把握することができない。そこで、澁木¹⁸⁾に倣い、ボロノイポリゴンを用いて、仮想的な圃場のポリゴンを作成した。ボロノイポリゴンとは、各ポイントの垂直二等分線によって形成されるポリゴンであり、各ポイントに最も近い領域であることを意味する。ただし、単純にボロノイポリゴンを作成するだけでは非常に離れた圃場でも隣接関係にあると認識される可能性があるため、140m以上離れたポイント同士は、隣接関係がないものとした^{注13)}。以上の手順で、隣接関係にある圃場の耕作者が同一であれば、隣接関係にある圃場をまとめて団地であるとした。また、耕作者が同一の圃場が隣接していない場合は、圃場単体を団地とみなした。

以上の団地の定義を用いて、平均団地面積と SI_{land} の2つの圃場分散度を算出した。まず、平均団地面積は、総耕地面積を団地数で除した値とした。また、 SI_{land} は先述

のSimpson Indexについて、団地面積をもとに計算した値とした。具体的には、大字レベルの SI_{land} は大字の団地数を k 、団地面積を b_k とすると、 $SI_{land}=1-\sum_k(b_k)^2/(\sum_k b_k)^2$ で定義される。平均団地面積が大きく、 SI_{land} が小さければ、集約化が進展していることを表す。例えば、ある農家が交換分合などによって、飛び地として耕作していた圃場の耕作権を手放し、自分が耕作する圃場に隣接する圃場の耕作権を取得すると、平均団地面積は増加し、 SI_{land} は低下する。なお、平均団地面積と SI_{land} は圃場間距離を考慮していない。このため、これらの指標は農作業の連続性を厳密に反映していないという意味で、圃場分散度の指標としての限界を有することに注意する必要がある。

次に、②の指標については、圃場のポイントデータをもとに標準距離（Standard distance, SD）^{注14)}を算出する。標準距離は、ある耕作者が耕作する圃場数を n 、それぞれの圃場の直交座標を (x_k, y_k) 、耕作者が耕作する全圃場の、重心の直交座標を $(\bar{x}, \bar{y})$ とすると、(2)式で定義される。標準距離の減少は、圃場間距離の縮小を表す。

$$SD = \sqrt{\left[\sum_k \{ (x_k - \bar{x})^2 + (y_k - \bar{y})^2 \} \right] / n} \quad (2)$$

ただし、標準距離は農家レベルの指標であり、大字レベルで定義できない。そのため、農地中間管理事業の評価には標準距離を用いず、平均団地面積と SI_{land} を圃場分散度とする。

2.3 分析対象地域の概要と圃場分散状況

まず、分析対象地域の機構貸付状況について確認する。分析対象地域とした4市町の全耕地面積に占める機構貸付実績の割合（機構貸付率）はB町で20%超、A市とD市が10%前後、C市は5%未満である^{注15)}。B町は県内で機構貸付率が最も高い市町村の1つであり、A市・D市は県平均よりもやや高い水準、C市は県平均よりも低い水準である。このように、機構貸付の進展状況は市町によって異なる。

次に、分析対象地域における農業構造について確認する。『2015年農林業センサス』によると、A市は平地農業地域、B町は山間農業地域、C市は中間農業地域、D市は都市的地域に区分される集落が多く、それぞれの市町で地理的な条件は異なる。全体では、都市的、平地、中間、山間農業地域に区分される集落の割合は、それぞれ19%、38%、27%、16%である。分析対象地域は、都府県平均に比べて水田の割合が高く、経営耕地面積に占める田の割合が97%（2015年）となっている。農業人口の特徴として、高齢化が進展していることや（農業

就業人口のうち 65 歳以上の割合が 2015 年で 77%), 副業的農家が多数存在すること (販売農家のうち副業的農家の占める割合が 2015 年で 85%) があげられる。また、担い手への集積状況について、2019 年 3 月末時点での担い手の農地集積率は A 市, B 町, C 市, D 市の 4 市町で 26%である^{注16)}。担い手の農地集積率の都府県平均が 44%であることを踏まえると、分析対象地域では、集積が他の都府県に比べて遅れていると言えよう。さらに、集落営農の状況について、『集落営農実態調査』(2019 年)によると、分析対象地域では、全集落のうち集落営農が存在する集落の割合が 56%である。兵庫県全体の割合が 21%であるため、分析対象地域は兵庫県内では、集落営農が比較的多い地域であるといえる^{注17)}。

さらに、2014 年 3 月から 2019 年 3 月までの 5 年間における集約化の進展状況について、農家レベルで計算した平均団地面積、 SI_{land} 、標準距離をもとに確認する。**Fig.1** は圃場分散度を農家ごとに算出し、横軸に 2014 年 3 月時点における経営耕地面積、縦軸に 2014 年 3 月から 2019 年 3 月にかけての平均団地面積の差分、 SI_{land} の差分、標準距離の差分を取ってプロットし、それぞれに Lowess (Locally weighted scatter plot smoothing) 曲線を描画したものである^{注18)}。

平均団地面積の散布図 (1 番上) では、散布図の右上 (経営耕地面積が大きく、平均団地面積も増加させているサンプル) のポイントが多く、Lowess 曲線も右上がりであることから、大規模農家の平均団地面積が拡大している傾向を確認できる。一方で、 SI_{land} の散布図 (中央) では、Lowess 曲線がゼロ付近を推移していることが確認された。さらに、標準距離の散布図 (1 番下) では、経営耕地面積に関係なく、プロットが上下均等に分散しており、Lowess 曲線もゼロ付近を推移していることがわかる。

以上より、2014 年 3 月から 2019 年 3 月にかけての平均団地面積の変化からは、大規模農家層で圃場分散の改善が進んでいる可能性が示唆されたが、 SI_{land} と標準距離の変化からは、圃場分散の改善は確認されなかった。こうした圃場分散度の変化と、機構を通じた貸借 (以下、機構貸借) の因果関係については、第 4 節で計量的に検討する。次節では、計量分析に先立ち、分析対象地域における借地方法と、機構貸借の位置づけを整理する。

3. 分析対象地域における農地貸借

3.1 相対取引

一般に、最も基本的な借地の方法は農地法第 3 条に基づく貸借とされる。しかし、農地法による借地は農業委

Fig.1 経営耕地面積と圃場分散度の変化

Plots of Changing Land Fragmentation Indexes versus Farm Size

資料:『全国農地ナビ』、『水稲生産実施計画関連データ』(C 市を除く)より、筆者ら作成。

注:1) 経営耕地面積、平均団地面積の差分の単位はヘクタール、標準距離の差分の単位はメートルであり、グラフの横軸は 2014 年 3 月時点での経営耕地面積 (対数値) である。

注:2) 実線は算出された Lowess 曲線を、破線は変化がゼロであることを示す。

注:3) 散布図の作成と Lowess 曲線の描画は Python を用いた。

注:4) 図表を見やすくするために、2014 年 3 月時点で経営耕地面積が 1ha 未満の農家は散布図から除外した。

員会の許可を必要とするなど、手続きが煩雑であることや、契約期限が到来しても両者による解約の合意がなければ、原則貸借は解約されないことから、貸し手から農地が十分に供給されないという問題点を有していた。このため、1975 年に農用地利用増進事業が実施され、農地法で規定された法定更新が適用されない短期間の貸借権の設定 (利用権設定) が可能となった。この農用地

利用増進事業を土台として、1980年に「農用地利用増進法」が制定され、「農用地利用増進法」は1993年に全面的な改正を経て「農業経営基盤強化促進法」（以下、基盤法）と改められた^{注19)}。基盤法に基づく利用権設定は、農用地利用集積計画に基づいていれば、農業委員会の許可を得なくても借地（利用権の設定）が可能となる点や、契約期間の満了時に自動的に契約が終了する点など、貸し手にとって利用しやすい制度設計であるため、現在に至るまで農地流動化における重要な手段として位置づけられてきた。

これらに加えて、特定農作業受委託契約を通じた借地も行われる。特定農作業受委託契約には、基本的な農作業すべての請負だけでなく、生産物の処分権も含まれる。このため、名称は特定農作業受委託となっているものの、実質的には耕作権自体を移譲している状態である^{注20)}。分析対象地域における担い手の耕作面積の内訳をFig.2に示す。これによると、担い手の耕作面積のうち、自己所有している土地は4%に過ぎず、耕作地のほとんどは借地（借入地と特定農作業受委託契約）であることがわかる。また、借地の手段として、特定農作業受委託契約が42%と高い割合を占めている。機構貸借面積は借入地の面積に含まれるが、その割合は決して高くなく、現時点では基盤法による借地も一定数行われている^{注21)}。分析対象地域で特定農作業受委託契約による借地が高い割合を占める理由として、ブロックローテーションが行われる地域が多く存在することや、慣習的な貸借の手段として、特定農作業受委託契約が行われてきた地域があることなどがあげられる。

なお、農地法・基盤法の手続きや、特定農作業受委託契約を行わずに借地を行う「ヤミ小作」と呼ばれるケースも存在する。Fig.2にはヤミ小作による借地は含まれないが、先述の台帳データでは、農業共済の組合員番号等の情報をもとに耕作者を定義しているため、ヤミ小作による借地も把握されている^{注22)}。

Fig.2 分析対象地域における担い手の耕作面積の構成
Component of Core Farmers' (Ninaite) Land in Targeted Areas

資料：兵庫県農業経営課所有のデータより算出。

注：1) 2019年3月時点での数値をもとに算出。

注：2) ここでの担い手は、認定農業者、認定新規就農者、基本構想水準到達者、集落営農を指す。

注：3) 特定農作業受委託面積は、集落営農によるものも含む。

3.2 機構貸借のメリットと問題点

以下では、機構貸借のメリットと問題点を検討する。機構の業務内容には、貸し手と借り手の仲介だけでなく、新規貸出農地の掘り起こしや、借り手の耕作条件の改善も含まれる。

まず、機構に土地を貸し出した地域や農家に対して、所定の交付要件を満たせば、機構集積協力金が給付される。機構関連の予算には、農地中間管理機構事業（農地賃料、農地保全管理費等の事業費）とほぼ同程度、ないしはそれを上回る規模の予算が、機構集積協力金交付事業（機構へ農地を貸し出した地域や農家に対する支援金）に計上されており、機構集積協力金自体が機構に新規農地を貸し出すインセンティブになっていると思われる。また、兵庫県農地中間管理機構では、農地集約推進員による日常的な訪問活動や、広報活動などによって、貸出希望農地の掘り起こしも行われている^{注23)}。

また、機構を利用することで借り手農家が享受できるメリットは、以下のとおりである。まず、機構に対して農地を貸し出す際に、基本的に借り手農家が選択できず、貸し出し先の選択は機構にゆだねられる（白紙委任）ため、機構は貸し出された農地の利用権を調整し、圃場の団地化・連担化を行うなど、借り手が耕作しやすい環境を整えることができる。さらに、機構の貸借期間は原則10年であり、借り手にとって営農計画を立てやすいというメリットがあるほか、所定の条件を満たせば、農業者の工事費用負担なしで圃場整備が可能となる「機構関連農地整備事業」を利用できる。

他方で、農地中間管理事業には、以下のような問題点も指摘されている。まず、機構には農地を中間保有する能力がないため、機構が農地の貸し出しから借受けまでのタイムラグを解消できるわけではない¹⁴⁾。また、先述のように、機構に土地を貸し出す際は白紙委任が原則であるため、誰に貸し出されるかわからない不安から、貸し出しを忌避する農家も少なくないと指摘されている¹⁴⁾。さらに、借り手と貸し手とのマッチングが成立したとしても、機構に貸し出してから受け手に配分されるまで、約3か月の手続き期間を要する。このことも、貸し手が機構への農地の貸し出しをためらう原因の一つとされる^{注24)}。

Fig.3は兵庫県の機構貸付実績と新規集積面積（機構貸付実績のうち、新たに担い手の集積につながった面積）の累積値の推移である。2015年度以降、機構貸付実績の上昇が鈍化しているのは、機構集積協力金の単価の引き下げや、制度の変更が行われたためと推察される。このように、交付金単価や制度内容によって貸付面積が変動する側面もあるものの、農地中間管理事業は集積に貢献した可能性を読み取れる。

Fig.3 機構貸付実績と新規集積面積の推移（累積値）

Land Rental Area by LCB and Newly Leased Area

資料：公益社団法人兵庫みどり公社『平成30年度農地中間管理事業の実施状況』

ただし、3.1節で述べたように、現時点では、必ずしも機構貸借は集積・集約化の主要な手段ではなく、基盤法による利用権設定や特定農作業受委託契約などの相対取引を通じて、集積・集約化を図る農家も一定数存在する^{注25)}。そのため、機構貸借が集積・集約化に貢献したか否かを判断する際には、機構を利用した場合（処置群）と機構を利用しなかった場合（対照群）を比較する必要がある。

4. 農地中間管理機構の集積・集約化効果

4.1 処置変数と結果変数

本節では、集積・集約化指標に機構貸借が与えた影響を計量分析によって明らかにする。2.1節で述べた通り、事業実施の有無を表す処置変数の作成には、大字レベルの機構貸付実績を用いる。以下では、機構貸付実績をもとに、2019年3月時点で、機構貸借が行われている大字を処置群、行われていない大字を対照群とする。

結果変数は2.2節で述べた通り、集積指標として5ha以上農家割合と SI_{farmer} を、集約化指標として平均団地面積と SI_{land} を用いる。結果変数の変化について、事業実施地域（処置群）と事業非実施地域（対照群）で比較する際に、処置群と対照群の単純な比較では、「もともと集積・集約化が容易であった大字で、機構が利用された」といったセルフセレクション・バイアスが生じる可能性がある。

実際に、兵庫みどり公社への聞き取り調査を通じて、機構貸借が進展しやすい地域の特徴を整理した結果、①もともと農地貸借が多く行われていること、②担い手となる農家が明確化されていること、③土地利用型農業を中心に行っている地域であること、④都市的・平地農業地域であること、⑤ブロックローテーションが行われていない地域であること、という5点が挙げられた。このため、単純比較による効果の把握では、セルフセレクション・バイアスを伴う可能性が高いと判断した。

4.2 分析手法

以上の問題に対処するために、傾向スコアマッチング（Propensity score matching）を用いて、(3)式で定義される処置群における平均処置効果（Average treatment effect on the treated, ATET）を算出する^{注26)}。

$$\begin{aligned} \text{ATET} &= E(Y_1 - Y_0 | D=1) \\ &= E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=1) \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、 $D=1$ は処置群、 $D=0$ は対照群、 Y_1 と Y_0 はそれぞれ処置を受けた場合と処置を受けなかった場合の結果変数を表す。 $E(Y_0 | D=1)$ は現実には観察不可能であるが、ランダム化比較試験（Randomized controlled trial, RCT）によって、処置群が無作為に割り当てられていれば、 $E(Y_0 | D=0)$ を $E(Y_0 | D=1)$ とみなすことで、ATETを算出できる。しかし、現実には、倫理面・コスト面での制約から、RCTの実施は困難である場合が多いため、共変量の情報を利用して、RCTに近い状況を再現する方法がしばしば用いられる。

具体的には、共変量を $\mathbf{X}$ とすると、共変量が同じであれば、 D と結果変数 Y_i が独立であることを意味する「強く無視できる割当（Strongly ignorable treatment assignment）」の仮定（ $Y_i \perp D | \mathbf{X} \ (i=0,1)$ ）を置くことで、ATETは(4)式のように算出される^{注27)}。

$$\begin{aligned} \text{ATET} &= E_{\mathbf{X}}[E(Y_1 | \mathbf{X}, D=1) - E(Y_0 | \mathbf{X}, D=1)] \\ &= E_{\mathbf{X}}[E(Y_1 | \mathbf{X}, D=1) - E(Y_0 | \mathbf{X}, D=0)] \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、実際には $\mathbf{X}$ に該当する外生変数は多数存在すると考えられ、変数が多ければ共変量によるマッチングが困難となる「次元の呪い」が生じる。この問題に対処するために、Rosenbaum and Rubin²⁰⁾が提案したのが、共変量の情報をもとに、処置群に割り当てられる確率（傾向スコア）を推定し、傾向スコアの値が近いサンプル同士を比較する方法である。傾向スコアを $e(e=p(D=1 | \mathbf{X}))$ とすると、ATETは(5)式で表される。

$$\text{ATET} = E_e[E(Y_1 | e, D=1) - E(Y_0 | e, D=0)] \quad (5)$$

さらに、本稿で用いる結果変数は、農地中間管理事業開始前（2014年3月時点）と農地中間管理事業開始後（2019年3月時点）のデータが入手可能である。そのため、差分の差（Difference-in-difference, DID）推定を利用した、傾向スコアマッチング差分の差推定量を算出できる。共変量の情報を共通にしたときに、事業対象にならなかったときの経時変化が処置群と対照群の間で等しい、という平行トレンド仮定が成立すれば^{21), 注28)}、ATETの傾向スコアマッチング差分の差推定量（ ATET^{DID} ）は、以下のように定義される。

$$\text{ATET}^{DID} = E_e[E(Y_{1a} - Y_b | e, D=1) - E(Y_{0a} - Y_b | e, D=0)] \quad (6)$$

ただし、事業開始前の結果変数を Y_b 、事業開始後の結果変数を $Y_{ia}(i=0,1)$ とする。以下では(6)式の ATET^{DID} を推定し、事業評価を行う。

4.3 共変量データと記述統計量

分析に用いる処置変数と共変量の内容を **Table 1** に示す。共変量は事業実施の有無に影響を与える変数でなければならない²¹⁾。そこで、先述の聞き取り調査の結果や、北海道における農地保有合理化事業を対象に、傾向スコアマッチングを行った高山ら⁷⁾を参考にして、共変量を選択した。共変量のうち、2014年3月時点の大字ごとの水稲作付率^{注29)}、経営耕地面積（農家一戸あたりの平均値）、農家数は台帳データをもとに作成し、その他の変数は、DBの『農林業センサス』の変数をもとに作成した。

共変量は処置変数と結果変数から影響を受けないことが要求されるため²¹⁾、台帳データは2014年3月時点、DBは2010年時点のデータを用いた。また、傾向スコアマッチングを行う際には、共変量として用いた変数が、処置群と対照群でバランスがとれているかを確認する必要がある。そのため、本稿では、マッチング前後でそれぞれの変数の Standardized difference と Variance ratio を計算し、Standardized difference が小さくなり、Variance ratio が1に近づくように共変量の選択を行った^{注30)}。

分析に先立ち、処置群と対照群における変数の記述統計量を **Table 2** に示す。結果変数は2.2節で述べたように、大字レベルで算出した、5ha以上農家割合、 SI_{farmer} 、平均

Table 1 処置変数と共変量
Treatment Variable and Covariates

変数名	内容
機構貸借の有無	公益社団法人兵庫みどり公社所有のデータより、2019年3月時点で機構から貸付けが行われていれば1、そうでなければ0
水稲作付率	2014年3月時点の台帳データの総耕地面積のうち、水稲作付面積、自己保全管理面積の割合
経営耕地面積（対数値）	2014年3月時点の台帳データから、農家一戸当たりの経営耕地面積を計算
農家数（対数値）	2014年3月時点の台帳データに記載されている農家数を利用
兼業農家率	『2010年農林業センサス』より、販売農家数に占める第2種兼業農家の割合
借入耕地面積率	『2010年農林業センサス』より、経営耕地総面積に占める借入耕地面積の割合
高齢化率	『2010年農林業センサス』より、総農業従事者数に占める65歳以上の農業従事者数の割合
中間農業地域	中間農業地域であれば1、そうでなければ0
山間農業地域	山間農業地域であれば1、そうでなければ0

資料：『2010年世界農林業センサス』、『水稲生産実施計画関連データ』（台帳データ）をもとに、筆者ら作成。

Table 2 処置群と対照群の記述統計量
Descriptive Statistics of Treated and Untreated Samples

	処置群		対照群	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
5ha以上農家割合の初期値	0.407	0.320	0.163	0.228
SI_{farmer} の初期値	0.725	0.224	0.891	0.103
平均団地面積の初期値 (a)	31.09	22.09	19.87	16.71
SI_{land} の初期値	0.897	0.118	0.954	0.084
5ha以上農家割合の変化	0.078	0.142	0.034	0.126
SI_{farmer} の変化	-0.079	0.115	-0.018	0.040
平均団地面積の変化 (a)	6.813	13.44	1.571	3.791
SI_{land} の変化	-0.069	0.118	-0.011	0.047
水稲作付率	0.549	0.164	0.672	0.139
経営耕地面積（対数値）	8.680	0.372	8.459	0.495
農家数（対数値）	3.974	0.431	3.791	0.540
兼業農家率	0.821	0.130	0.825	0.117
借入耕地面積率	0.573	0.671	0.350	0.296
高齢化率	0.407	0.127	0.386	0.099
都市的地域・平地農業地域	0.620	0.490	0.495	0.502
中間農業地域	0.220	0.418	0.306	0.463
山間農業地域	0.160	0.370	0.198	0.400
サンプル・サイズ	50		111	

資料：『水稲生産実施計画関連データ』（台帳データ）、農林水産省『2010年農林業センサス』をもとに、筆者ら作成。

注：上から4行に表示した結果変数の初期値は2014年3月時点の数値である。また、共変量として利用した水稲作付率、経営耕地総面積（対数値）、農家数（対数値）は2014年3月時点での数値、兼業農家率、借入耕地面積率、高齢化率、都市的地域・平地農業地域、中間農業地域、山間農業地域は2010年時点での数値である。

団地面積、 SI_{land} とした。まず、集積状況を表す5ha以上農家割合は、2014年3月から2019年3月までの増加が対照群よりも処置群で大きく、同期間における SI_{farmer} の減少は、対照群よりも処置群で小さかった。以上より、処置群は対照群よりも、集積が進んだことを表している。また、集約化を表す結果変数（平均団地面積と SI_{land} ）に関しても、処置群では、対照群に比べて SI_{land} の減少が大きく、平均団地面積の増加が大きいことから、処置群は対照群よりも集約化が進んだことがわかる。

ただし、4.1節で述べたように、このような単純比較では、セルフセレクション・バイアスが生じうる。例えば、借入耕地面積率は処置群のほうが高く、中山間地域の割合は対照群のほうが高くなっており、このような共変量の相違が、処置群と対照群の結果変数の差に影響する可能性がある。そのため、事業効果を精緻に把握するためには、これらの共変量の条件をコントロールしたうえで、処置群と対照群を比較する必要がある。

4.4 傾向スコアの推定

機構貸借の実施確率（傾向スコア）の推定にはロジット・モデルを用いた。**Table 3** に示した推定結果を見ると、水稲作付率の符号は兵庫みどり公社への聞き取りの結果に反してマイナスで有意となり、水稲作付率が低い大字で機構貸借が行われやすいことが示されている。分析対象地域では、小豆や野菜などの園芸作物の作付けを中心に行う大規模経営体が一定数存在し、そのような経

Table 3 ロジット・モデルの推定結果
Estimation Result of Logit-model

	推定値	z 値
水稲作付率	-5.484 **	-3.42
経営耕地面積（対数値）	0.331	0.67
農家数（対数値）	0.849 *	2.11
兼業農家率	-0.680	-0.35
借入耕地面積率	0.556	1.07
高齢化率	1.014	0.49
中間農業地域	-0.798 *	-1.70
山間農業地域	-0.555	-0.94
定数項	-3.373	-0.62
サンプル・サイズ	161	
Pseudo-R ²	0.176	

注：**, *はそれぞれ1%, 10%水準で有意であることを表す。

営体が機構を利用したことが、この結果に影響したと考えられる^{注31)}。

また、中間農業地域ダミーの符号はマイナスで有意、山間農業地域ダミーは有意ではないが係数の符号はマイナスであった。聞き取り調査の結果のとおり、中間地域では機構貸借が行われにくい傾向がみられた。

さらに、農家数の係数もプラスとなり、農家数が多い大字で、機構貸借が行われやすいことが明らかになった。農家数が多い大字で集約化を達成するためには、農家数が少ない大字よりも大きな調整コストを要すると考えられる。そのため、農家数が多い大字では、このような調整コストを機構に負担してもらほうが効率的であり、機構貸借が進展したと推察される。

4.5 処置効果

次に、ロジット・モデルの推計結果を用いて傾向スコアを算出し、最近傍マッチング法（Nearest neighbor matching）によって、マッチングを行った。マッチングの結果を **Table 4** に示す。なお、結果の頑健性を確認するために、1:1 マッチングと 1:2 マッチングの2通りのマッチングを行った。

まず、平均値の単純比較を表す Un-matched の結果を見ると、機構が貸付けを行った大字と貸付けを行わなかった大字で 5ha 以上農家割合、 SI_{farmer} 、平均団地面積、 SI_{land} の変化に有意な差が検出された。このことから、単純比較では機構が貸し付けを行った大字が、貸し付けを行わなかった大字よりも、集積・集約化が進んだことがわかる。ただし、単純比較はセルフセレクション・バイアスを考慮しないため、この結果のみで機構による集積・集約化効果を評価することはできない。

そこで、集積指標である 5ha 以上農家割合と SI_{farmer} について、マッチング後の結果を確認する。5ha 以上農家割合は ATET が有意でなかった一方で、 SI_{farmer} は ATET が 5%水準で有意であり、機構の集積効果は結果変数に

Table 4 傾向スコアマッチングの結果
Estimation Results of Propensity Score Matching

	変数名	マッチングの方法	Difference	標準誤差	t 値 z 値
集積指標	5ha 以上 農家割合	Un-matched	0.0440 *	0.022	1.97
		ATET (1:1)	0.0337	0.024	1.38
		ATET (1:2)	0.0348	0.025	1.40
	SI_{farmer}	Un-matched	-0.0619 **	0.012	-5.06
		ATET (1:1)	-0.0439 *	0.021	-2.45
		ATET (1:2)	-0.0517 *	0.019	-2.30
集約化指標	平均団地 面積	Un-matched	5.2423 **	1.379	3.80
		ATET (1:1)	1.6946	2.743	0.62
		ATET (1:2)	2.8576	2.007	1.42
	SI_{land}	Un-matched	-0.0588 **	0.015	-3.91
		ATET (1:1)	0.0186	0.061	0.31
		ATET (1:2)	-0.0242	0.027	-0.90

注：1) Stata Ver.16 の treatment effect パッケージを使用して算出。

注：2) **, *はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを表す。

注：3) 処置群と対照群のサンプル・サイズはそれぞれ 50 と 111 である。

注：4) 標準誤差は Abadie and Imbens²²⁾の方法によって算出。

よって異なる。分析対象地域では農家の平均的な経営規模が小さく、5ha 以上の農家が存在しない大字がみられた。こうした大字で、機構による集積効果が発揮されたことで、結果変数によって検出された集積効果が異なった可能性がある。

また、圃場分散度である平均団地面積と SI_{land} について、すべての ATET で単純比較よりも Difference の絶対値が小さく、有意ではなかった。この結果から、機構によるセルフセレクションをコントロールすると、分析対象地域において、機構による集約化への貢献を検出することはできなかった^{注32)}。

5. むすび

本稿では、圃場のポイントデータを広域的に収集し、傾向スコアマッチングによって、兵庫県農地中間管理機構による集積・集約化効果を評価した。

機構による集積効果については、結果変数によって異なる結果が得られた。このため、機構による集積効果が認められたと断定することはできない。しかし、機構による集積効果が部分的にみられた背景としては、機構集積協力金や機構による訪問活動が、農地供給の増加に寄与した可能性があげられる。また、機構の仲介活動によって、農地の探索費用や、貸し手と借り手との調整費用などの取引費用が縮減されたことも、集積効果が検出された要因であると推察される。

一方で、機構による集約化効果は、分析結果全体を通して検出されなかった。この背景として、機構が集積的な農地収集・配分機能を発揮できるほど、十分な数の農家が参加していなかったことがあげられる。十分な数の農家が参加しなかった理由として、機構の手続き期間が

3 か月と長期間であったこと、白紙委任が条件として課されていたこと、などがあげられよう。さらに、既存の実態調査が指摘するように、農地中間管理事業が、実際には農地を「中間管理」できないことも、集権的な土地利用調整機能を発揮できなかった原因の1つとしてあげられるかもしれない。

周知のとおり、農地中間管理事業の5年後見直しの結果、人・農地プランの実質化が機構の重要な役割として位置づけられた。人・農地プランを実質化するためには、機構による地域での話し合いをベースにした農地利用の最適化や、農業委員・農地利用最適化推進委員と機構との連携が必要となる。具体的な取り組みとして、兵庫県の一部地域では、集落の話し合いをもとに機構が地域の農地すべてを一括して借受け、農業委員会などと連携し、効率的な農地管理や利用権の移転を図る「いきいき農地バンク方式」などの取り組みがみられる^{注33)}。こうした取り組みの成否が、今後、機構が集約化にコミットするうえで、重要なカギになると考えられる。

最後に、分析上の限界と残された課題について述べる。まず、傾向スコアマッチング差分の差の分析では、観測されない変数が機構貸付率と、農地集積・集約化状況の双方に影響する場合や、平行トレンドの仮定が成立しない場合、計測結果にバイアスが生じる。これらの要因によって、本稿の計測結果にバイアスが生じた可能性が残された点は留意を要する。また、本稿では、機構による個別農家への集積・集約化効果を定量化することができなかった。農家レベルの機構貸付のデータを作成するなど、使用データを改良し、この点を検討することは、今後の課題としたい。

付記

本稿は、JSPS 科研費 JP17H03881 による研究成果の一部である。

謝辞

本稿の執筆にあたって、公益社団法人兵庫みどり公社や関係市町村の農業委員会の方々に、大変お世話になりました。特に、兵庫みどり公社の小坂高司氏には、農業委員会に対するデータ収集の交渉など、研究に全面的に協力していただきました。また、元東北大学大学院の澁木智之氏からは、web スクレイピングの方法等について丁寧なアドバイスをいただきました。さらに、明治大学農学部の中嶋晋作先生から、有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

注釈

- 注1) 圃場分散は機械作業効率や、単収に悪影響を及ぼす一方で、作物生産におけるリスクの軽減などのメリットがあることも指摘されている。しかし、国内外の研究では、デメリットがメリットを上回るという認識が一般的である^{23), 24)}。
- 注2) 澁木¹⁸⁾は Excel VBA を用いて Internet Explorer を自動制御し、web スクレイピングを行っているが、本稿では Py-

thon によって、Google Chrome を自動制御することで、web スクレイピングを行った。なお、web スクレイピングの方法の違いによってデータの内容が変わることはない。

- 注3) web スクレイピングの具体的な方法について、以下、簡単に説明する。本稿では、Google Chrome を自動制御するために、web スクレイピング用のパッケージである Selenium を用いて web スクレイピングを行った。収集した圃場の情報のうち、圃場の地番については、HTML に記載されていたが、圃場の緯度・経度については記載されていなかった。このため、JavaScript のソースから緯度・経度が記載されている位置を選択し、情報を収集した。また、web スクレイピングの際には、サーバーへの負荷を考慮し、リクエストの間に2秒程度の間隔を空けた。
- 注4) 公益社団法人兵庫みどり公社への聞き取り調査による。
- 注5) D 市については、集落の境界と大字の境界が一致しない地域が多く存在したため、両境界がおおむね一致する地域のみを分析対象とした。
- 注6) 『水稻生産実施計画関連データ』には、圃場ごとの面積、作目、耕作者番号(協同組合番号)、所属集落などの情報が記載されている。
- 注7) 台帳データは、『全国農地ナビ』のデータのように地番と圃場の位置情報が必ずしも1:1で整合しているわけではない。例えば、複数の地番が1つの圃場として扱われている場合や、反対に、1つの地番を複数人で分割して耕作している場合がある。データを集計する際に、複数の地番が1つの圃場である場合は、それぞれの地番に均等になるように面積を按分した。また、複数人で圃場を分割している場合は、それぞれの耕作者が耕作する圃場の位置情報が同じであると仮定した。
- 注8) 『全国農地ナビ』には登録されているが、台帳データには登録されていない圃場が存在したが、それらは耕作されていない農地とみなした。また、台帳データの圃場のうち一部が、全国農地ナビに登録されていなかったため、データセットに含めることができなかった。これらの圃場は欠損値として扱われるが、欠損した圃場の割合は地域ごとに異なり、A 市で約20%、B 町で約10%、C 市で約15%、D 市では約10%(いずれも面積ベース)であった。
- 注9) 公益社団法人兵庫みどり公社への聞き取り調査による。
- 注10) 分析対象地域の土地台帳には、圃場が機構貸借の対象か否かという情報が記載されていないため、兵庫みどり公社所有の大字レベルの機構貸付実績を用いた。
- 注11) A 市では大字のなかに複数の集落が含まれるケースが一部にみられたため、集落レベルのデータを集計し、大字レベルのデータとした。
- 注12) 先行研究^{7), 8)}では、集積指標として借入耕地面積率が用いられているが、『農林業センサス』が2015年までしか公表されていないため、本稿では借入耕地面積率を用いることはできなかった。
- 注13) 分析対象地域において、1辺が140mを超える農地はみられなかったため、140m以上離れたポイント同士で隣接関係が生じないようにした。
- 注14) 大黒²⁵⁾は圃場間距離を用いた圃場分散度として、重心から各圃場までの合計距離を提示しているが、経営耕地面積が大きくなるにつれて、この圃場分散度が大きく算出される傾向が確認された。このため、本稿では、経営耕地面積に対する変化が比較的小さかった標準距離を用いた。
- 注15) 公益社団法人兵庫みどり公社『平成30年度農地中間管理事業の実施状況』による。明確な数値を記載していない理由は、市町村の特定を避けるためである。
- 注16) 兵庫県庁所有の資料による。ここでの担い手とは、認定農業者、認定新規就農者、基本構想水準到達者、集落営農である。なお、D 市(一部地域)における担い手の農地集積率は計算されていないため、分析対象地域の数値ではな

く A 市, B 町, C 市, D 市全域の数値を示した。

注17) 集落の農地面積の大半を耕作する集落営農では、自動的に集約化が達成されるため、機構の集約化効果を評価する際のサンプルとして適切ではない。そのため、第4節の分析では、『集落営農実態調査』の個票データを参照し、大字内の総耕地面積に占める集落営農の耕作面積の割合が80%を超える大字については、分析対象から除外した。なお、分析対象地域において、上記の条件に該当する大字の割合は17%であった。

注18) C市では、年ごとに耕作者番号が割り振られていたため、異時点間で耕作者を接続できなかった。そのため、Fig.1では、分析対象からC市を除外した。

注19) 農用地利用増進事業実施から、農業経営基盤法制定に至る経緯については、関谷²⁶⁾を参照。

注20) 公益社団法人兵庫みどり公社および分析対象地域の市町への聞き取り調査による。

注21) 分析対象地域において、借入地面積に占める機構貸借面積の割合を確認することはできなかったが、兵庫県全体では、2019年3月末時点における借入地面積のうち44%が機構貸借面積であった。

注22) 公益社団法人兵庫みどり公社への聞き取り調査による。

注23) 公益社団法人兵庫みどり公社への聞き取り調査による。

注24) 2020年4月から、手続きの一部である都道府県による配分計画の縦覧がなくなったため、手続き期間が約2か月に短縮された。

注25) 機構貸借ではなく相対取引を利用する理由として、3.2節で述べた機構の問題点に加え、機構を活用するメリットが十分に周知されていないことが挙げられる。なお、分析を行った時点では、農地中間管理事業以外の農地貸借仲介事業として、「農地利用集積円滑化事業」も実施されていたが、兵庫県ではほとんど利用されていない。

注26) 内生性の問題が生じている可能性がある場合には、操作変数法 (Instrumental variable method) など外生的な変数を用いてこの問題に対処する必要がある。ただし、本稿では、説明変数と強く相関し、被説明変数と Conceptually に無相関である操作変数を見つけることが困難であったため、傾向スコアマッチングを用いた。

注27) E_x は X の分布に関して期待値を取ることを意味する。

注28) 平行トレンド仮定が成立するかを検証するためには、過去の成果指標のデータが必要である。本稿では、分析対象地域の一部で、過去の成果指標のデータを入手できなかったため、平行トレンドの成立について検証することはできなかった。

注29) ここでの水稲作付率は農地台帳をもとに算出したため、『農林業センサス』の水田率とは数値が異なる。

注30) Standardized difference と Variance ratio については、Aus-

tin²⁷⁾を参照。

注31) 分析対象地域では、水稲作付率の低い大字のほうが機構を利用していたが、兵庫県全体で見ると、園芸作物を中心に行う市町村よりも、水田農業を中心に行う市町村のほうが、機構による貸付けが進展する傾向にある。

注32) 機構の貸付面積を連続変数として扱っても結果が頑健であるかを確認するために、集積指標と圃場分散度を被説明変数、機構貸付率と共変量を説明変数として、OLS (Ordinary least squares) を行った。Appendix Table に示した推定結果によると、傾向スコアマッチングの結果と異なり、5ha 以上農家割合の結果を除き、機構貸付率の係数が有意となった。ただし、OLS では内生性やセルフセレクトションへの対処がなされていないため、推定値にバイアスが生じている可能性がある。

注33) 公益社団法人兵庫みどり公社「いきいき農地バンク方式」については、『平成30年度農地中間管理事業の実施状況』を参照。

引用文献

- 1) 農林水産省 (2016): 平成27年度食料・農業・農村白書, (オンライン), 入手先<https://www.maff.go.jp/j/wpaper/w_maff/h27/h27_h/index.html>
- 2) 梅本雅 (2019): コストダウンの戦略—農地の集積から面的集約へ, 農業と経済, 85 (9), 17-24.
- 3) 梅本雅 (1996): 圃場分散に対する圃場別生産管理の実態と特徴, 農業経営研究, 34 (4), 23-33.
- 4) 井坂友美 (2019): 農地集積過程における耕地分散解消のための調整に関する考察—岡山市興除地区における大規模個別農家の経営田を対象とした事例分析—, 農業経済研究, 91 (1), 65-70.
- 5) 井坂友美 (2017): 農地取引メカニズムの諸類型と非市場取引の実態, 農業経済研究, 89 (1), 32-49.
- 6) 鹿内健志・南孝幸・宮森林・上野正実 (2007): サトウキビ生産法人に集積された圃場の分散が生産性に及ぼす影響—地理情報システムを用いた分析—, 農作業研究, 42 (1), 29-36.
- 7) 高山太輔・正木卓・中谷朋昭・堀部篤 (2015): 農地保有合理化法人の設立は農地の流動化を促すか—北海道における市町村段階の農地保有合理化法人を対象として—, 農村計画学会誌, 34 (2), 151-159.
- 8) Ito, J., Nishikori, M., Toyoshi, M. and Feuer, H.N. (2016): The contribution of land exchange institutions and markets in counter-acting farmland abandonment in Japan. *Land Use Policy*, 57, 582-593.
- 9) 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.

Appendix Table OLS による推定結果
Estimation Results of Ordinary Least Squares

	5ha 以上農家割合		SI _{farmer}		平均団地面積		SI _{land}	
機構貸付率	0.087	(1.49)	−0.164 ***	(−3.08)	1425 *	(1.89)	−0.191 ***	(−2.63)
水稲作付率	0.021	(0.32)	0.036	(0.88)	−796.3 **	(−2.03)	0.088 **	(2.04)
経営耕地面積（対数値）	0.042 **	(2.07)	−0.011	(−0.94)	334.6 **	(2.20)	0.006	(−0.50)
農家数（対数値）	0.007	(0.36)	−0.009	(−0.99)	−16.49	(−0.24)	−0.007	(0.55)
兼業農家率	0.128	(1.36)	−0.074	(−1.49)	877.2 *	(1.71)	−0.113	(−1.61)
借入耕地面積率	−0.015	(−0.92)	0.014	(0.91)	−185.5	(−0.73)	0.027	(0.92)
高齢化率	0.129	(0.77)	−0.080	(−1.45)	650.8	(1.17)	−0.123	(−1.50)
中間農業地域	−0.034	(−1.33)	−0.005	(−0.34)	142.4	(0.29)	−0.010	(−0.59)
山間農業地域	−0.013	(−0.39)	−0.029 *	(−1.88)	222.7 *	(1.79)	−0.031	(−1.35)
定数項	−0.493 *	(−2.47)	0.177	(1.30)	−3069 *	(−1.73)	0.112	(0.73)
Adj R ²	0.024		0.224		0.221		0.244	
サンプル・サイズ	161							

注: 1) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを、カッコ内の数値はt値を示す。

注: 2) t値は不均一分散に頑健な標準誤差をもとに算出した。

- 10) 藤栄剛 (2003) : 取引費用が農地取引に及ぼす影響に関する一考察—探索と妥協を取り込んだ農地市場モデルの構築—, 農業経済研究, 75 (1), 9-19.
- 11) 草苺仁 (1998) : 日本の米作とコメ政策の展開 (奥野正寛・本間正義編, 『農業問題の経済分析』). 日本経済新聞社, 東京, 115-141.
- 12) 草苺仁・中川聡司 (2011) : 不完全競争市場における米作農家の借地行動—取引費用と不確実性の影響分析—, 農業経済研究, 83 (1), 28-42.
- 13) 有本寛・中嶋晋作・富田康治 (2014) : 区画の交換による農地の団地化は可能か?—シミュレーションによるアプローチ—, 農業経済研究, 86 (3), 193-206.
- 14) 安藤光義 (2017) : 農地中間管理事業を活用した農地利用集積推進の現状と課題, 土地と農業, 47, 4-40.
- 15) 安藤光義 (2016) : 水田農業政策の展開過程—価格支持から直接支払いへ—, 農業経済研究, 88 (1), 26-39.
- 16) 小針美和 (2015) : 農地中間管理機構初年度における農地集積の動向—求められる詳細な分析に基づく政策評価—, 農林金融, 68 (7), 410-424.
- 17) 山浦陽一 (2019) : 農地中間管理事業の課題と現場の模索—大分県を事例に—, 土地と農業, 49, 170-176.
- 18) 澁木智之 (2018) : 全国農地ナビのデータ取得と圃場分散の状況分析への適用, 季刊地理学, 70, 94-101.
- 19) Demetriou, D., Stillwell, J. and See, L. (2013) : A new methodology for measuring land fragmentation. *Computers, Environment and Urban Systems*, 39, 71-80.
- 20) Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B. (1983) : The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70 (1), 41-55.
- 21) 星野崇宏 (2009) : 『調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合』. 岩波書店, 東京.
- 22) Abadie, A. and Imbens, G.W. (2006) : Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74, 235-267.
- 23) Kawasaki, K. (2010) : The costs and benefits of land fragmentation of rice farms in Japan. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 54 (1), 509-526.
- 24) Nguyen, H.Q. and Warr, P. (2020) : Land consolidation as technical change : Economic impacts in rural Vietnam. *World Development*, 127, 104750.
- 25) 大黒正道・高橋英博・寺元郁博 (2004) : GIS を用いた水稻作春作業計画支援システムの開発, システム農学, 23 (1), 23-31.
- 26) 関谷俊作 (2002) : 『日本の農地制度 新版』. 農政調査会, 東京.
- 27) Austin, P.C. (2009) : Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Statistics in Medicine*, 28, 3083-3107.

(2020.8.25 受理, 2021.3.14 採用)