

Department of Agricultural and Resource Economics  
Working Paper Series

No. 09-E-001

農地利用と流動化に対する区画整理の影響評価  
—新潟県の事例—

有本寛

2009年12月1日

東京大学大学院農学生命科学研究科  
農業・資源経済学専攻  
経済学研究室

〒113-8657 東京都文京区弥生 1-1-1

Tel: 03-5841-5328.

Email: arimotoy@mail.ecc.u-tokyo.ac.jp.

# 農地利用と流動化に対する区画整理の影響評価<sup>\*</sup>

—新潟県の事例—

(Impact of land readjustment projects on farmland use and liquidization: The case of Niigata Prefecture)

有本寛<sup>†</sup>

2009年12月1日

## 要旨

本稿は、新潟県の農業集落レベルのパネルデータ（1990年、2000年）を利用して、区画整理が農地利用の改善と流動化に与えた影響を定量的に評価した。その結果、区画整備地率が高い集落ほど耕作放棄地率が低く、農地貸借や作業受委託が活発であることが確認された。1990年から2000年の間に区画整理が実施された集落は、区画整理が未実施の集落のなかでも傾斜やDID旧市町村への距離などの点で相対的に条件の良い集落であった。このような集落条件の違いを揃えるため、傾向スコアマッチングによる「差の差」の推定によって事業の効果を測定した。推定の結果、区画整理の実施が耕作放棄地率の悪化を緩和し、作業受委託を促進することが分かった。集落の条件別でみると、条件が良い集落では作業受委託の拡大に対する事業効果が大きい一方で、条件が悪い集落では事業が離農を促し、担い手への農地の集積が進みつつある可能性を示唆する結果が得られた。

---

<sup>\*</sup> 本稿の執筆にあたり、橋詰登氏（農林水産政策研究所）にデータについてご教示頂いた。また、新潟県農地部、農地計画課の皆様、伊藤順一、川崎賢太郎、塚田和也各氏より有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。

<sup>†</sup> 東京大学大学院農学生命科学研究科。Email:arimotoy@mail.ecc.u-tokyo.ac.jp.

## 1. はじめに

今日の日本農業は、耕地面積の減少や耕作放棄地の増加にみられる農地利用の停滞、農業従事者の高齢化、農業収益の低迷などの農業構造の脆弱化が進んでいる（農林水産省，2008）。その原因のひとつが農地の零細性である。日本の農家 1 戸当たりの農地面積は 1.8ha であり、アメリカ（180.2ha）の約 99 分の 1、EU（16.9ha）の 9 分の 1、オーストラリア（3423.8ha）の 1902 分の 1 と、その零細性は際立っている（農林水産省，2008：p.16）。さらに、農地の分散性も著しい。農林水産省の調査によれば、調査対象となった 202 の担い手は平均で 14.8ha の経営面積を 28.5 団地に分散して保有しており、それらの農地間の最大距離は 3.7km にも及ぶ（農林水産省，2008：p.33）。このような農地の零細性と分散性は、日本だけではなく世界各地でも観察される。中国、ベトナム、インドなどの東アジアや東南・南アジア地域では人口増加や分割相続によって零細化と分散化が進み、中央・東ヨーロッパなどの旧共産圏ではソ連崩壊後に国有地を国民に平等に分割譲渡したことがこの問題の原因となったとされる（Heston and Kumar, 1983; Niroula and Thapa, 2005; Ram, Tsunekawa, Sahad and Miyazaki, 1999; Sikor, Muller and Stahl, 2009; Tan, Heernik, and Qu, 2006）。

農地の零細性と分散性は、機械の利用を妨げたり、移動や労働時間を増やしたりすることで、農業経営の効率化を阻害し、農業の産業としての発展に支障を来す。日本では、耕地分散が生産費を増大させており、耕地分散の悪化を伴わない形での規模拡大であれば、従来規模の経済性がはたらく上限とされていた 5ha 程度以上であってもそれが機能することが明らかにされている（川崎，2009）。耕地の分散性に伴う非効率性はバングラデシュ（Rahman and Rahman, 2008）、ルワンダ（Bizimana, Nieuwoudt and Ferrer, 2004）、ベトナム（Hung, MacAulay and Marsh, 2007）、中国（Chen, Huffman and Rozelle, 2009; Nguyen, Cheng and Findlay, 1996; Wan and Cheung, 2001）、ヨルダン（Jabarn and Epplin, 1994）など各地で報告されており、農地の零細性と分散性の解消が農業部門の成長にとって極めて重要であることが認識されつつある。

以上の問題を解決するための手段として交換分合や圃場整備が各地で実施されている（Pasakarnis and Maliene, forthcoming; Thomas 2006; Vitikainen, 2004 など）。日本では、「土地改良長期計画」（平成 20 年 12 月 26 日閣議決定）において、「効率的かつ安定的な経営体の育成と質の高い農地利用集積」が政策目標として設定され、その実現手段として圃場整備事業が実施されている。圃場整備とは、「小さな面積で分散した不整形な農地を集め、形を整え、あわせて用水路や排水路、農道などを総合的に整備することにより、大型機械の導入を可能にし、農業の生産性を向上させるもの」（農林水産省農村振興局，2005a）である。平成 21 年度農林水産予算の一般公共事業費 9,760 億円のうち約 6 割の 5,772 億円が農業農村整備事業費であり、このうち 1,307 億円が特に農地の整理に充てられ、予算規模としても大きい。

圃場整備の効果として、経営レベルでは農業生産性の向上、労働時間の短縮、生産コストの

削減<sup>1</sup>などが期待されるが、近年の日本では地域レベルの効果として農地流動化の促進や担い手の育成、面的集積が重視されている。圃場整備事業が農地流動化や面的集積をもたらし、耕作放棄の抑制や作付率の向上にみられる農地利用の活性化に繋がる理由として、さしあたり次の4点が挙げられよう。第1に、圃場の整形や大区画化、団地化によって耕作条件が改善され、生産性が向上するため、借入需要が増える<sup>2</sup>。第2に、圃場整備によって土地の質が均質化し、農地に対する情報の非対称性が緩和されるため、借入がしやすくなる。第3に、工事や換地によって土地に対する執着心が薄れて、貸付への忌避感が軽減される（國光，2008: p.106）。第4に、圃場整備事業には、一定以上の流動化と担い手への集積が達成できた場合に事業費の公的な補助が増額されるソフト事業が付随することがあり、この条件をクリアするために農地の流動化が一気に進むことがある（農業研究センター，1996）。さらに副次的な効果として、圃場整備は地域の農地利用や農地集積を考えるきっかけや「場」を創り出すことも指摘されている（安藤，2003 : pp.125-6）。以上のように、圃場整備事業は農地利用の改善や流動化に寄与すると考えられるが、これまでのところ、その効果の体系的な測定は行われていない。また、集落の条件（例えば傾斜や中山間地域か否か）によって、効果の大きさも異なるであろう。圃場整備事業が農地利用や流動化に与える影響を測定し、その有効性を評価することで、農地の零細性・分散性に起因する問題の解決に向けた有益な知見が得られると考えられる。

本稿の目的は、圃場整備事業のうち特に区画整理が農地利用の改善や流動化に与える影響を定量的に評価することである。そこで、本稿は新潟県を事例とし、農業集落レベルのパネルデータを用いて、定量的な政策評価（インパクト評価、プログラム評価）で一般的に用いられる「差の差」の推定によって区画整理の効果を測定する。すなわち、評価対象とする成果指標の事業実施前後の変化を、区画整理が実施された集落（処置群）と実施されなかった集落（対照群）の間で比較し、そこに有意差があるかどうかを検証する。さらに、事業実施の選別問題に対応するために、処置群の集落とよく似た特徴を持つ対照群の集落をマッチさせて「差の差」を算出する、マッチングによる推定もおこなう。新潟県を取り上げるのは、国内有数の米生産地でありながら基盤整備が遅れていたことを背景に、近年集中的に整備が進められており、事業効果の測定に適しているからである。「第4次土地利用基盤整備基本調査」によると、2001年3月末現在の基盤整備率（田）の全国平均が57.4%であるのに対して、新潟県は50.3%にとどまっている。こうした遅れのためか、1993年（「第3次土地利用基盤整備基本調査」時）から2001年にかけての整備済面積の増加は14,751haと全国一の伸びとなっている。

圃場整備事業の効果を計量的に検証した先行研究としては、竹谷（1986）、中嶋（1996）、近藤（1998）、木南・木南（2005）、國光（2008）などが挙げられる<sup>3</sup>。近藤（1998）は農家レベルのアンケート調査に基づき、圃場整備に対する農家の評価の要因が労働節約効果にあったこ

<sup>1</sup> 川崎（2009 : p.18）によれば、区画整理地率が80%以上になると効率性が高まり、費用が削減される。

<sup>2</sup> 逆に言えば、圃場整備が実施されていない農地は借り手がつきにくくなっている。

<sup>3</sup> 他に農林水産省自身による評価として、農林水産省農村振興局（2005b）がある。

とを示している。木南・木南（2005）は、新潟県の市町村別パネルデータを用いて、土地改良が生産農業所得に与えた効果を計量的に検証している。本稿の関心にもっとも近い國光（2008：第5章）は、仮想的な農地の貸借市場を想定し、農家へのアンケート調査をもとに圃場整備前後の農地貸出・借入関数を推定し、圃場整備が小規模農家の自作化と地代の上昇という効果をもたらす一方で、借り手である大規模農家がそれを上回る借入を行い、総合的には農地利用の集積が促進されるという分析結果を報告している。國光（2008：第5章）が農家を分析単位として、区画整理に対する農家の行動（反応）を分析しているのに対して、本稿は農業集落を分析単位とし、農家の反応はともかく、区画整理が農地利用と流動化に与えた影響（帰結）を地域的に捉えて測定する。本稿のアプローチは農家の行動を解明することはできないが、区画整理とその地域的な帰結の関係を直接分析するには適している。一方、竹谷（1986）は、1980年センサスの結果を用いて、圃場整備と農地流動化の関係を地域的視点から計量的に検討している。竹谷（1986）が府県、市町村単位のカロスセクション分析であるのに対して、本稿は農業集落レベルに解像度を上げ、さらにパネルデータの特性を活かした分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。第2節ではデータと変数について説明する。第3節では、区画整理の効果の測定方法を説明する。第4節では、1990年と2000年のデータを用いたカロスセクション分析（プーリング推計）、差分推計、「差の差」の推計、マッチング推計、および集落属性ごとの事業効果に関する分析の結果を示す。第5節で結論と残された課題を提示する。

## 2. データ

分析の観察単位は農業集落である。データは、新潟県の『2000年世界農林業センサス・農業集落カード』を用いる。このデータには、新潟県内のすべての農業集落について、基本指標、戸数、人口、土地、家畜、請負わせ・請負い、農用機械、立地条件、農業生産、農業集落の慣行、地域・環境資源、生活環境、地域の諸組織、交流事業に関する情報が収録されており、主要な農業関連指標については、1970、75、80、85、90、95、2000年の経年データが含まれる<sup>4</sup>。分析は、区画整理に関するデータが得られる1990年と2000年を対象とする。

分析に用いる諸変数の定義および記述統計は、表1のとおりである。圃場整備事業の実施に関する指標として用いるのは、区画整理地率（＝区画整理面積／耕地面積）<sup>5</sup>および、1990年から2000年の間に「一定の」区画整理地が実施されたか否かを示すダミー変数である<sup>6</sup>。ここで

---

<sup>4</sup> 農業集落カードを利用し、農業集落レベルで経年的な変化についての計量分析を行った研究としては、橋詰（2004）。

<sup>5</sup> 耕地面積は「農業集落の精通者の知見に基づき、農業集落の範囲内にある耕地を開き取った面積」であり、属地統計である。

<sup>6</sup> 耕地面積および区画整理面積は「農業集落調査」に基づいている。『2000年世界農林業センサス・農業集落

いう区画整理は、「農業構造改善事業又は土地改良事業等によるもので、事業の実施主体が国、都道府県、市町村、土地改良区及び農協などの他、個人で実施した整備事業（数戸共同で実施する場合を含む。）も含む」ものである。必ずしも 30a以上の区画とは限らない。1990年から2000年の間に「一定の」区画整地が実施されたか否かの判断基準は、(1) 2000年の区画整理地面積が1990年よりも大きく、かつ(2) 区画整理地率が25%ポイント以上増加していること<sup>7</sup>、とした（以下、「区画整理を実施」という場合は、すべてこの基準に基づいている）。区画整理地率を使わない理由は、(1) 区画整理がおこなわれなかったとしても、耕地面積が減少していれば区画整理地率が上がり、(2) 区画整理がおこなわれたとしても、その面積以上に耕地面積が減少していれば区画整理地率が下がるため、区画整理の実施の有無を正確には判断できないからである<sup>8</sup>。

区画整理の成果として、本稿は農地利用と流動化を対象とする。農地利用の指標には、耕作放棄地率と作付率<sup>9</sup>を用いる。農地流動化は、農地貸借の展開を示す借入耕地率、貸付耕地率に加えて農作業受託地率（全作業、耕起・代かき、田植え、稲刈り・脱穀）も指標とする。全作業受委託以外の部分作業委託は、厳密には農地の流動化とは言えないが、作業レベルでは集積といえるし、機械作業を委託することで農業機械費用の削減による経営効率化を見込めることから事業の目的に合致する。よって、作業受委託も広義の流動化として扱うことにする。なお、以上の農地利用と流動化の指標については、『農林業センサス』のデータが集落ごとの属地統計ではなく、農家ごとの属人統計をその農家が居住する集落ごとに集計していることに留保が必要である。このため、ある農家が居住集落外で出作をおこなっている場合には、居住集落で区画整理が実施されたとしてもその影響は反映されにくい。最後に、農地の集積と担い手の育成に関連して、経営規模2ha以上農家率も検討の対象とする。

### 3. 事業効果の測定方法

#### 1) 事業効果

本稿で測定する区画整理の効果は、事業を実施した集落（処置群）に対する平均処置効果

---

カード』には2000年のデータしか収録されていないため、1990年のデータは別途『1990年世界農林業センサス・農業集落カード』から採取し、結合した。1990年と2000年の「農業集落調査」個票をマッチングさせた研究としては、橋詰（2006）がある。

<sup>7</sup> 25%ポイントという基準は、農地利用は流動化の改善には区画整理が一定程度面的に実施される必要があることを踏まえたものである。

<sup>8</sup> 実際、全4681集落のうち区画整理地率が上昇した集落は1637（35.0%）あるが、このうち402集落（24.5%）では、区画整理地面積は変化がないか減少しており、耕地面積が減少したために区画整理地率が上昇している。

<sup>9</sup> なお、区画整理事業の実施要件として転作の遵守が課せられることがあるが、ここでの作付率はコメ以外の品目も含むので、転作による大豆や麦の作付けを農地利用の低下として捉えるおそれはない。

(average treatment-effect-on-the-treated: ATT) である。  $y_{li}$  を集落  $i$  が区画整理を実施したときの成果指標、  $y_{0i}$  を区画整理を実施しなかったときの成果指標、  $D_i$  を区画整理を実施した場合に 1、それ以外は 0 をとるダミー変数とすると、処置群に対する平均処置効果は

$$ATT = E(y_{li} - y_{0i} | D_i = 1) \quad (1)$$

で表される。すなわち、事業を実施した集落が、仮に事業を実施しなかったときと比較した場合に、平均するとどれくらい成果指標に差がみられるかを特定する。しかし、ある集落について、事業を実施したときの成果指標と実施しなかったときの成果指標を同時には観察できない。よって、いかに「事業を実施しなかったときの成果指標」を設定するかがインパクト評価上の課題となる。本稿では、下記に示す 4 つの方法で評価をおこなう。

区画整理のインパクト評価は、一般的なそれと異なる点が 2 つある。第 1 の違いは、区画整理地率でみた場合、「処置」が実施の有無という二値的な変数ではなく連続であることである。これは、連続な区画整理地率を説明変数としたパネルデータ分析をおこなうと同時に、事業実施の有無を表すダミー変数を用いる場合でも、その定義を変えて感応度分析をおこなうことで対処する。

第 2 の相違点は、例えば区画整理地率が 20% の集落に対して、新たに事業を実施して 60% に向上させるというように「処置」を追加できることである。この場合、過去の「処置」(20%) による長期的な効果と、新たに「追加」された事業の効果 (40% の向上) との識別が困難となる。実際、区画整理が農地利用や流動化にもたらす効果には、瞬発的な短期的効果と長期的な効果があると考えられる。短期的効果は、事業の実施にあたって農家が離農や貸借・委託を決意したり、担い手育成支援事業の選定条件を満たしたりするために、一気に農地の流動化や集積が進むことを織り込むであろう。これに対して長期的な効果は、農地が整備してあるという条件が整っているほど、農地の貸借や作業受委託を思い立ったときに受け手を見つけやすく、実際の流動化が実現しやすいという効果を反映するだろう。こうした短期的効果と長期的効果の測定と識別は興味深い問題であるが、本稿で利用するデータでは区画整理地率に関するデータが 2 時点しかないため検証が困難であり、今後の課題としたい。

もし過去の区画整理の効果が長期に渡って発揮されるとすれば、対照群も (過去に) 「処置」を受けているため、処置群の比較対照として適切ではなくなるという問題が派生的に生じる。1990 年から 2000 年の間に区画整理を実施しなかった対照群の 1990 年時点での区画整理地率は 76.4% であり、処置群の 15.2% と比べて 61.2% ポイント高い ( $p$  値 < 0.001)。つまり、対照群の集落は 1990 年以降に区画整理が実施されなかったというよりは、既におおかた実施されていたのである。よって、対照群で過去の「処置」の効果が発揮されている場合、処置群と対照群を単純に比較した場合、処置効果は過少に推定される。この問題の対処については後述する。

## 2) 測定方法

本稿では以下の4つの方法で、(1)式で表される区画整理の効果(ATT)を測定する。

第1の方法は、すべての集落をプールし、成果指標を区画整理地率と集落属性変数で回帰するプーリング推定である。推定式は、

$$y_{it} = \alpha + \beta d_{it} + \gamma x_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

で表される。ただし、 $y_{it}$ は $t$ 年における集落 $i$ の成果指標、 $d_{it}$ は区画整理地率、 $x_{it}$ は集落属性、 $\delta_t$ は年次固定効果、 $\varepsilon_{it}$ は誤差項である。この方法はクロスセクションの変動を使って、事業効果を測定するため、集落間で観察不可能な欠落変数がある場合は、事業効果の推定値はバイアスを持つ。

第2の方法は、各集落について1990年と2000年の差分をとる差分推定であり、推定式は以下ようになる：

$$\Delta y_i = \alpha + \beta \Delta d_i + \gamma \Delta x_i + \Delta \varepsilon_i \quad (3)$$

ただし、 $\Delta$ は1990年から2000年にかけての変化を表す。集落ごとに差分をとり、時系列方向の変動を利用するため、プーリング推定における観察不可能な欠落変数に起因するバイアスのうち、時間を通じて不変な影響によるものは除去される。

以上のプーリング推定と差分推定では、説明変数として区画整理地率を用いるため、先に述べたような理由から事業実施を正確に捉えていないという問題を抱えている。そこで、第3および第4の方法では、事業実施の指標として区画整理の実施の有無を表す区画整理ダミーを用いる。

第3の方法として、処置群と対照群の間で事業実施前(1990年)と実施後(2000年)の農地利用と流動化に対する変化を比較し、区画整理の効果を測る「差の差(difference-in-differences: DID)」推定を採用する。推定式は

$$\Delta y_i = \alpha + \beta D_i + \gamma \Delta x_i + \Delta \varepsilon_i \quad (4)$$

である。係数 $\alpha$ が対照群の成果指標の1990年から2000年の変化を表し、区画整理ダミーの係数 $\beta$ が処置群の変化の、対照群の変化との差(「差の差」)を表す。

ところで、区画整理の実施は無作為ではなく、集落条件や農家の総意などに依存して内生的に決まっている可能性が高い。そこで第4の方法として、処置群の農業集落それぞれに対して対照群のなかから特徴のよく似た農業集落をマッチさせて事業実施前後の変化を比較するマッ



チング推定をおこなう (Rosenbaum and Rubin, 1983; Heckman, Ichimura and Todd, 1997)<sup>10</sup>。マッチング推定にはさまざまな方法があるが、本稿では、nearest-neighbor, kernel, local linearの3つのマッチングをおこなう。

最後に留意を要するのは、本稿では1990年から2000年の間に事業を実施したか否かを指標とするため、事業実施からの経過年数に最大10年近い開きが生じることである。つまり、各事業の実施年度のデータが得られないため、事業からの経過年数をコントロールすることができず、1991年に完了した事業と1999年に完了した事業の効果を区別なく評価してしまう。よって、本稿で測定される事業効果は、経過年数1年から9年までのそれぞれの効果を平均したものである。

## 4. 結果：区画整理の効果

### 1) 区画整理地率と農地利用および流動化

まず、区画整理地率を事業実施の指標として、区画整理と農地利用および流動化の相関関係を定量的に検証する。表2パネルAは、1990年と2000年のデータをプールし、(2)式をOLSで回帰した推定結果である。被説明変数は農地利用および流動化の各指標であり、これらを区画整理地率、傾斜、農業地域類型、DID旧市町村までの距離、都市計画区域、農業振興地域、兼業農家率、農業就業人口65歳以上比率、農家戸数、および2000年ダミーで回帰する<sup>11</sup>。全体的に、区画整理地率が高い集落ほど農地利用と流動化が進んでいる傾向がみられる。区画整理地率が高いほど、耕作放棄地率は有意に低く、貸付耕地率や作業受託地率も高い。経営規模2ha以上の農家の比率も高くなっている。その他の説明変数の係数の符号もおおむね妥当な結果となっている。傾斜がより急であったり、山がちであったりといった条件が不利な集落では耕作放棄地率が高く、大規模農家の比率は低い。逆に、作業受委託は平坦地よりも緩傾斜地で展開している。兼業農家率が高い集落では、作業受委託は進展している反面、大規模農家の比率は低い。また、高齢化が進んでいる集落では農地利用が低迷している。

表2パネルBは、集落ごとに1990年と2000年の差分をとった(3)式をOLSで回帰した差分推定(2期データのため固定効果推定と同じ)の結果である。よって、ここでは区画整理地率と成果指標の時間的な変化の関係をみていることになる。説明変数には、区画整理地率の差分の他に、時間を通じて変化する兼業農家率、農業就業人口65歳以上比率、農家戸数の差分も加えてある。2行目は、初期時点の区画整理地率の影響を取り除くために、1990年時点の区画

<sup>10</sup> マッチングによる政策評価のサーベイとしてはTodd (2008), Caliendo and Kopeinig (2008)などを参照。

<sup>11</sup> 被説明変数の間では、特に農地貸借(借入、貸付耕地率)と作業受委託の間に代替関係があると考えられる。しかし、2000年データで単相関をみた限りでは、逆に借入耕地率と各種の作業受託地率で、5%水準で有意な正の相関がみられた。ただし、相関係数の大きさはせいぜい0.1であり、強い相関ではない。

整理地率も説明変数に含めた推計結果である。3行目は、1990年時点で区画整理地率が0の集落のみを対象とした。順に係数の絶対値は大きくなる傾向が観察でき、過去の「処置」の長期的効果によって、区画整理の効果が過小推定されていることが示唆される。推計によって係数の符号や統計的有意性に相違があるが、区画整理地率が上がった集落では作業受託地率（耕起・代かき、田植え）が上がる傾向があり、農地の借入も進んだ可能性が高い。

以上の結果を総合すると、クロスセクションで見ると、区画整理が進んでいる集落では農地利用や流動化の度合いが高く、時系列方向でも区画整理地率が上がった集落では作業受託を中心とした流動化が進んだ傾向が確認された。しかし、農地利用と流動化の進展の原因をただちに区画整理に帰することはできない。なぜなら、もともと農地利用や流動化の度合いが高かった、あるいは高まりやすい集落で区画整理が積極的に進められた可能性があるし、区画整理地率は先に述べたように、必ずしも区画整理の実施を正確に反映しているとは限らないからである。また、区画整理地率の変化がそれほどないことも、係数の標準誤差を大きくしている可能性がある<sup>12</sup>。そこで、次節ではこれらの問題点に留意し、「差の差」の推定によって区画整理の効果を検証する。

## 2) 「差の差」推定

以下では、事業実施の指標として、1990年から2000年の間に区画整理地面積が増え、かつ区画整理地率が25%ポイント以上増えた場合に1、それ以外は0をとる区画整理ダミーを用いる。また、先に述べたように事業を実施しなかった集落は平均的に区画整理地率が高く、すでに「処置」済みの集落が多い。対照群で過去の「処置」効果が長期的に発揮される場合は、処置群の事業効果が過少に推定されることから、以下では分析対象とする農業集落を1990年時点で区画整理地率が0であり、かつ2000年の区画整理地率が判明する1094集落に限定する<sup>13</sup>。このように分析対象を限定することで、処置群も対照群も「処置」については初期時点で同条件となり、まったく区画整理が行われていない集落に新規に事業を実施することの効果測定できる。1990年時点で区画整理が未実施の1094集落のうち、2000年までに区画整理をおこなった496集落が処置群であり、残りの598集落が対照群である。ただし、このように限定した集落は、1990年時点で一部でも区画整理が実施されていた集落に比べて傾斜が急で中山間地域の集落も多く、条件が相対的に不利である<sup>14</sup>。このようなサンプルの偏りが分析結果に与える

<sup>12</sup> 実際、1990年時点で区画整理地率のデータが得られる4780集落のうち1694集落は1990年段階で区画整理地率が1であり、2000年も同水準を維持しているため、区画整理地率の変化は0である。

<sup>13</sup> サンプルを限定したとしても、事業を実施した812集落のうち496集落(61.1%)は1990年時点で区画整理地率が0であり、事業実施集落の過半は確保している。

<sup>14</sup> 1990年時点で区画整理が未実施の集落群と、一部でも実施されていた集落群それぞれにおいて、集落が急傾斜地である割合は41.4%と11.0%、中間農業地域である割合は53.9%と34.5%、山間農業地域である割合は14.3%と9.0%である(すべて $p$ 値<0.001)。

含意については、第5節で議論する。

(4) 式に示した「差の差」の OLS 推定の結果を表3 パネル A, B に示す。定数項は、対照群の 1990 年から 2000 年の被説明変数の変化を表し、区画整理ダミーの係数は処置群の 1990 年から 2000 年の変化の、対照群のそれとの差である。したがって、処置群の 1990 年から 2000 年の変化は、定数項の係数に区画整理ダミーの係数を加えたものとなる。

パネル A は、区画整理ダミーのみを説明変数とした推定の結果であり、各成果指標について処置群と対照群それぞれの 2 時点間の変化を単純に平均した生の「差の差」である。区画整理ダミーの係数の符号をみると、耕作放棄地率で負、貸付耕地率で正、作業受託地率（耕起・代かき、田植え）で正で有意となっている。

図 1 に、この結果に基づいた 1990 年と 2000 年両時点の各指標の平均を処置群と対照群に分けて示す。農地利用は、耕作放棄地率と作付率ともに悪化の傾向にある。耕作放棄地率は 1990 年時点で既に処置群の方が状況は良かった。処置群でも耕作放棄地率は悪化しているものの、その進行度は対照群に比べると遅い。ただし、作付率は逆に処置群の方がもともと低く、区画整理を経てさらに悪化している。農地貸借は、経年的には拡大の傾向にある。処置群の方が上昇の幅が大きく、特に貸付耕地率で顕著である。作業受託も広がっている。いずれの作業においても、もともと処置群の方が対照群に比べて作業受託地率が高かったが、区画整理の実施を経てさらに広がりを見せており、対照群の変化に比べて作業によって 0.8 から 2.4%ポイントの差をつけた上昇をみせている。

表3 パネル A および図 1 では、成果指標の変化を説明する要因を区画整理の実施以外はコントロールしていない。表3 パネル B では時間を通じて変化する変数（兼業農家率、農業就業人口 65 歳以上比率、農家戸数）の差分を説明変数に加えた。これらの説明変数を追加しても、区画整理ダミーの係数の符号や大きさ、統計的有意性に大きな変化は生じなかった。

### 3) マッチング推定

処置群と対照群の特徴の違いを明らかにするために、初期時点（1990 年時点）における農地利用や流動化の状況、および集落属性を比較した（表 4）。その結果、処置群は 1990 年段階では区画整理が未実施であったという点で対照群と同条件であったにも関わらず、農地利用や流動化が進展しており、かつ条件も良いことが判明した。農地利用と流動化の状況からみると、処置群の耕作放棄地率は 4.8%で、対照群の 10.9%と比べて 6.1%ポイント低く、その差は 1%水準で統計的に有意である。耕作放棄地率でみれば、処置群は区画整理が実施される以前から農地の有効利用がなされていたといえる（ただし作付率は処置群の方が対照群よりも 0.7%ポイント低い）。農地の流動化をみると、貸付耕地率と（全作業受託を除く）作業受委託のいずれにおいても、差の大きさはせいぜい 1.4%ポイントと大きくはないものの処置群の方が高く、有意差がある。また、大規模農家の比率も処置群の方が顕著に高い（差は 13.4%ポイント）。処置群と対照群の間で集落属性を比較すると、処置群は全体的に傾斜が緩く、平地農業地域が多く、DID

旧市町村にも近い。集落属性別の処置率（事業実施率）でもこうした傾向が確認できる（表 5）。

以上より、処置群は対照群よりも事業実施前から農地利用や流動化が進んでおり、かつ条件も良いことが分かった。もし、耕作条件の良さ、農地利用や流動化、事業の実施の間に正の相関があれば、区画整理の効果は過大に評価されることになる。よって、事業の効果をより正確に測定するために「差の差」のマッチング推定をおこなう。マッチングは、nearest-neighbor, kernel, local linear の 3 通りの方法を用いる。

マッチングに用いた変数は集落属性変数と 9 つの成果指標の 1990 年値である。Kernel および local linear マッチングの傾向スコアは probit モデルによって推定する。各説明変数の平均で評価した限界効果の推定値を表 6 に示す。列 (1) は、説明変数として集落属性変数を用い、列 (2) はさらに 9 つの成果指標の 1990 年値を加えた。傾斜地や DID 旧市町村から遠い集落では事業実施の確率が低く、農業振興地域では事業実施確率が高い。また、1990 年時点で農地利用が低迷していた集落では実施確率が低く、農地の貸し付けや作業受委託が盛んで、大規模経営の比率が高い集落ほど実施確率が高い。やはり、事業が未実施の集落のなかであっても、条件が相対的によい集落から区画整理がおこなわれたことがうかがえる。どちらのモデルの傾向スコアによるマッチングであっても「差の差」の推定結果に質的な違いはないため、以下では列 (2) に基づくマッチング推定の結果を報告する。

Nearest-neighbor マッチングは、Abadie and Imbens (2002) に従い、処置群の各集落に対して対照群から集落属性がもっとも近い 4 つの集落をマッチさせる<sup>15</sup>。標準誤差は、Abadie and Imbens (2002) の variance estimator である。Abadie and Imbens (2002) によって提案された bias-corrected estimator の推計もおこなう。Kernel および local linear マッチングのカーネル関数は epanechnikov kernel を用い、bandwidth は 0.6 とした<sup>16</sup>。標準誤差は 50 回反復のブートストラップ法で求める。以上のマッチング推計では、すべて common support を満たすサンプルのみを推計に用いた。マッチング後の集落属性のバランスを確認するために、事業実施前（1990 年時点）の成果指標と集落属性変数に対する区画整理の「処置」効果を推定した。表 7 の結果に依れば、nearest neighbor と kernel マッチングでは多くの変数で有意差が検出されバランスに成功していないものの、bias-corrected nearest neighbor および local linear マッチングではそれなりにバランスしているといえるだろう。

表 3 パネル C に区画整理の処置効果のマッチング推定値を示す。区画整理ダミーの符号は、マッチング方法に関わらず一定であるが、統計的有意性はマッチング方法によって異なる結果となった。作業受託地率（耕起・代かき）は、マッチング法にかかわらず正で有意であり、区画整理の実施によって 2.4 から 3.1% ポイント上昇したという結果である。耕作放棄地率も 4 つのマッチング推定結果のうち 3 つにおいて負で有意な係数が得られており、区画整理が耕作放

<sup>15</sup> 推計は Stata の nmatch コマンドでおこなった。

<sup>16</sup> Bandwidth を 0.02, 0.4, 0.8 で試したが、結果に質的な差は生じなかった。

棄の悪化に歯止めをかける効果があったことがうかがえる。貸付地率および作業受託地率（田植え）も事業によって向上した可能性が高い。

以上をまとめると、手法によって、統計的有意性や係数の大きさに若干の差は生じたものの、全体的な傾向としては一貫した結果が得られた。すなわち、区画整理の実施は耕作放棄地率の悪化を緩和する一方で、農地の貸付や作業受委託を拡大させるといえる。ただし、対照群と比較した場合の効果の大きさは必ずしも大きくなく、最大でもせいぜい3%ポイント程度である。なお、やや気になる結果として、統計的に有意ではないものの処置群の方が作付率の低下が進んでいる傾向が一貫して観察されている。ひとつの解釈としては、区画整理の結果、耕作を継続する耕地としない耕地の選別が進んだことが考えられる<sup>17</sup>。

#### 4) 集落属性による区画整理の効果の違い

最後に、区画整理の効果が傾斜または農業地域類型によってどのように異なるのかを検証する。具体的には、(4)式の「差の差」の推計式に、区画整理ダミーと傾斜または農業地域類型ダミーの交差項を入れた次の推定式をOLSで回帰する：

$$\Delta y_i = \alpha + \beta_1 D_i + \beta_2 D_i z_i + \beta_3 z_i + \gamma \Delta x_i + \Delta \varepsilon_i \quad (5)$$

ただし、 $z_i$ は傾斜または農業地域類型ダミーである。時間を通じて変化する変数（兼業農家率、農業就業人口65歳以上比率、農家戸数）の差分も説明変数に加えてある。

表8に結果を示す。パネルAは傾斜ダミーを交差させた結果である。傾斜地では、作業受委託の展開に対する区画整理の効果が参照カテゴリーである平坦地と比べて有意に小さいことが確認できる。しかし一方で、大規模経営比率に対する効果は大きい。農業地域類型ダミーを交差させたパネルBの結果も同様の傾向を示している。区画整理の効果は、やはり耕作条件が良い集落で発揮されやすいといえよう。ただし、借入地率は山間農業地域でもっとも効果が大きく、統計的に有意でないものの、経営規模2ha以上農家率についても条件が不利な集落でより大きな効果がみられる。条件不利地では、区画整理が作業受委託の拡大ではなく、農家の離農の促進を通じた担い手への集積が進んでいる可能性が示唆される。

## 5. 結論と考察

本稿は、新潟県の農業集落を対象に、区画整理が農地利用と流動化に与えた影響を検証した。得られた結果を要約すると次の通りになる。第1に、区画整備地率が高い集落ほど、農地利用や流動化が活発な傾向があることが確認された。第2に、1990年時点で区画整理がまったく実

<sup>17</sup> この解釈は、新潟県農地部の皆様にご教示頂いた。

施されていなかった農業集落のうち、1990年から2000年の間に区画整理が実施された集落は、傾斜やDID旧市町村への距離などの点で相対的に条件の良い集落であった。第3に、「差の差」の推定および、「差の差」のマッチング推定の結果、区画整理の実施が耕作放棄地率の悪化を緩和するとともに、作業受委託を促進する効果が確認できた。さらに、農地の貸付の拡大にも寄与した可能性が高い。第4に、作業受委託の拡大に対する事業効果は、傾斜が緩く平地で条件の良い集落の方が大きい傾向が確認された。条件が不利な集落では、統計的にはあまり有意ではないものの、事業の実施が作業受委託の展開ではなく農地貸借の拡大と大規模農家の比率を向上させる傾向がみられた。これは、区画整理が離農を促し、貸借を通して担い手となる農家に農地が集積しつつあることを示唆していると考えられる。

以上のように、区画整理は農地利用と流動化にある程度寄与していると考えられる。ただし、このことは無制限の区画整理の実施を正当化するものではなく、厳密な費用対効果の吟味によって事業実施が決定されるべきであることは言うまでもない。特に、条件不利地域では効果が相対的に小さいことには留意が必要であろう。また、農地利用や流動化の促進を政策目標とするならば、区画整理以外の政策手段と比較したなかで、もっとも効果的なものを選択すべきであり、常に区画整理が望ましいとは限らないことも付け加えておく。

最後に、本稿の結果に対する留意点および今後の課題を挙げておきたい。第1は、分析の対象を1990年時点で区画整理地率が0であった集落に限定していることによる、効果の大きさの解釈である。本稿の分析結果は区画整理がまったく行われていなかった集落に初めて事業を実施したときの効果であり、潜在的には事業効果の上限値に近いと考えられる。しかし一方で、分析対象としたサンプルは、1990年時点で一部でも区画整理が実施されていた集落に比べても条件が不利な集落に偏っており、平均的な条件の集落における事業効果よりは過少に評価されていると考えられる。

第2の留意点は、区画整理の効果が得られるまでにかかる時間と効果の持続性の問題である。区画整理の実施後、農地利用や流動化への効果が発揮されるまでに一定の期間が必要ならば、本稿で対象とした期間中では効果が十分に観察できない可能性がある。

第3は、農地流動化にかかる農地貸借と作業受委託の関係である。本稿では、係数の大きさや有意性でみる限り、区画整理が農地貸借よりは作業受委託の拡大には寄与している傾向がみられる。これは近藤（1998）や國光（2008：第5章）の指摘とも共通するが、区画整理が営農条件を改善するために、逆に自作化を促進するのかもしれない。そうした自作傾向のなかで、生産コストを下げるために機械作業の受委託が拡大しているとすれば、農地貸借が停滞するなかで作業受託地率が上昇していることを説明できる。

第4に、本稿は国内有数の稲作地帯でありながら基盤整備が遅れていた新潟県を対象としており、ここでの知見がどこまで一般化できるかは明らかではない。他の都道府県についても同様の分析を行い、比較をすることが今後の課題である。

## 引用文献

- [1] Abadie, Alberto, and Guido Imbens (2002) “Simple and bias-corrected matching estimator for average treatment effects”, NBER Technical Working Paper, No. 283.
- [2] 安藤光義 (2003) 「農地集積上の諸問題を解く」 矢口芳生編『農業経営安定の基盤を問う』農林統計協会.
- [3] Bizimana, C., W. L. Nieuwoudt., and S. R. D. Ferrer (2004) “Farm size, land fragmentation and economic efficiency in Southern Rwanda”. *Agrekon*. 43(2):244-262.
- [4] Caliendo, Marco, and Sabine Kopeinig (2008) “Some practical guidance for the implementation of propensity score matching”. *Journal of Economic Surveys*, 22(1):33-72.
- [5] Chen, Zhuo., Wallace E. Huffman and Scott Rozelle (2009) “Farm technology and technical efficiency: Evidence from four regions in China” *China Economic Review*. 20(2):153-161.
- [6] 橋詰登 (2004) 「中山間地域における農業集落の存続要件に関する分析」『農林水産政策研究』第7号, pp.1-24.
- [7] 橋詰登 (2006) 『農業集落の変容が農村地域社会に及ぼす影響』行政対応特別研究〔農村集落〕研究資料第1号, 農林水産省農林水産政策研究所.
- [8] Heckman, J., Ichimura, H., Todd, P. (1997) “Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme”, *Review of Economic Studies*. 64(4):605-654.
- [9] Heston, Alan., and Dharma Kumar (1983) “The Persistence of Land Fragmentation in Peasant Agriculture: An Analysis of South Asian Cases”, *Explorations in Economic History*. 20(2):199-220.
- [10] Hung, Pham Van., T. Gordon MacAulay., and Sally P. Marsh (2007) “The economics of land fragmentation in the north of Vietnam”. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. 51(2):195-211.
- [11] Jabarin, Amer S., and Francis M. Epplin (1994) “Impacts of land fragmentation on the cost of producing wheat in the rain-fed region of northern Jordan” *Agricultural Economics*. 11(2-3):191-196.
- [12] 川崎賢太郎 (2009) 「耕地分散が米生産費および要素投入に及ぼす影響」『農業経済研究』第81巻第1号, pp.14-24.
- [13] 木南章・木南莉莉 (2005) 「土地改良の経済効果に関するパネルデータ分析」『地域学研究』第35巻, pp.415-425.
- [14] 近藤巧 (1998) 「農家の圃場整備に対する評価の計量分析」『基本法農政下の日本稲作』北海道大学図書刊行会, pp.97-128.
- [15] 國光洋二 (2008) 『農村公共事業の経済評価—マイクロデータによる事業評価手法と実践—』農林統計協会.

- [16] Lerman, Zvi., and Dragos Cimpoiu (2006) “Land Consolidation as a Factor for Rural Development in Moldova”. *Europe-Asia Studies*. 58(3):439-455.
- [17] 中嶋康博(1989)「稲作生産構造と土地資本」『農業経済研究』第 61 巻第 1 号, pp.19-28.
- [18] Niroula, Gajendra S., and Gopal B. Thapa (2005) “Impacts and causes of land fragmentation, and lessons learned from land consolidation in South Asia”. *Land Use Policy*. 22(4):358-372.
- [19] 農業研究センター (1996) 『大区画圃場整備と土地利用調整』農業研究センター経営研究, 第 33 号.
- [20] 農林水産省 (2008) 『平成 20 年版 食料・農業・農村白書』.
- [21] 農林水産省農村振興局 (2005a) 『資料-2 経営体育成基盤整備事業』, 農業農村整備事業の効率的実施に係る検討会, 平成 17 年度第 1 回検討会 (平成 17 年 7 月 25 日), [http://www.maff.go.jp/j/study/other/seibi\\_zissi/h17\\_01/pdf/data2.pdf](http://www.maff.go.jp/j/study/other/seibi_zissi/h17_01/pdf/data2.pdf).
- [22] 農林水産省農村振興局 (2005b) 『土地改良事業の効果 (ほ場整備事業) 総合評価の概要』  
[http://www.maff.go.jp/nouson/jikeika/sougou\\_hyouka.pdf](http://www.maff.go.jp/nouson/jikeika/sougou_hyouka.pdf) (2005 年 8 月 1 日公開).
- [23] Nugyen, Tin., Enjiang Cheng., and Christopher Findlay (1996) “Land fragmentation and farm productivity in China in the 1990s” *China Economic Review*. 7(2):169-180.
- [24] Pasakarnis, Giedrius., and Vida Maliene (forthcoming) “Towards sustainable rural development in Central and Eastern Europe: Applying land consolidation”. *Land Use Policy*.
- [25] Rahman, Sanzidur., and Mizanur Rahman (2008) “Impact of land fragmentation and resource ownership on productivity and efficiency: The case of rice producers in Bangladesh”. *Land Use Policy*. 26(1):95-103.
- [26] Ram, K. Anantha., A. Tsunekawa., D. K. Sahad., and T. Miyazaki (1999) “Subdivision and fragmentation of land holdings and their implication in desertification in the Thar Desert, India”. *Journal of Arid Environments*. 41(4):463-477.
- [27] Rosebaum Paul, and Donald Rubin (1983) “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”. *Biometrika*. 70:41-55.
- [28] 竹谷裕之 (1986) 「圃場整備と生産組織化, 兼業農業再編」御園喜博編『兼業農業の再編』御茶ノ水書房, pp.44-60.
- [29] Tan, Shuhao., Nico Heernik., and Futian Qu (2006) “Land fragmentation and its driving forces in China”. *Land Use Policy*. 23(3):272-285.
- [30] Thomas, Joachim (2006) “Property rights, land fragmentation and emerging structure of agriculture in Central and Eastern European countries”. *Electronic Journal of Agricultural and Development Economics*. 3(2):225-275.
- [31] Sikor, Thomas., Daniel Muller., and Johannes Stahl (2009) “Land Fragmentation and Cropland Abandonment in Albania: Implications for the Role of State and Community in



- Post-Socialist Land Consolidation". *World Development*. 37(8):1411-1423.
- [32] Todd, Petra E., (2008) "Evaluating social programs with endogenous program placement and selection of the treated", *Handbook of Development Economics*, Volume 4, pp.3847-3894.
- [33] van Dijk, Terry (2007) "Complications for traditional land consolidation in Central Europe", *Geoforum*. 38(3):505-511.
- [34] Vitikainen, Arvo (2004) "An Overview of Land Consolidation in Europe", *Nordic Journal of Surveying and Real Estate Research*. 1(1):25-44.
- [35] Wan, Guang H., and Enjiang Cheng (2001) "Effects of land fragmentation and returns to scale in the Chinese farming sector" *Applied Economics*. 33(2):183-194.

表 1. 変数の定義と記述統計

変数	定義	備考	1990		2000	
			平均	標準偏差	平均	標準偏差
区画整理地率	区画整理面積／耕地面積	田, 属地統計	0.654	0.423	0.766	0.368
区画整理ダミー	1990～2000年の間に区画整理面積が増え, かつ区画整理地率が25%ポイント以上増加したら1, そうでなければ0	田, 属地統計			0.171	
耕作放棄地率	耕作放棄地面積／(所有耕地面積+耕作放棄面積)	全耕地	0.044	0.082	0.056	0.085
借入耕地率	借入耕地面積／経営耕地面積	田	0.117	0.104	0.187	0.143
貸付耕地率	貸付耕地面積／所有耕地面積	田	0.039	0.068	0.046	0.079
作付率	(経営耕地-不作付地面積)／経営耕地面積	田	0.969	0.055	0.901	0.090
作業受託地率: 全作業	水稲作作業(全作業)を請け負った面積／経営耕地面積	田	0.012	0.066	0.014	0.116
作業受託地率: 耕起・代かき	水稲作作業(耕起・代かき)を請け負った面積／経営耕地面積	田	0.036	0.099	0.043	0.147
作業受託地率: 田植え	水稲作作業(田植え)を請け負った面積／経営耕地面積	田	0.031	0.086	0.045	0.124
作業受託地率: 稲刈り・脱穀	水稲作作業(稲刈り・脱穀)を請け負った面積／経営耕地面積	田	0.049	0.110	0.064	0.168
経営規模2ha以上農家率	経営規模2ha以上の農家戸数／総農家戸数		0.211	0.244	0.242	0.259
緩傾斜地	田の団地の斜度が1/100～1/20ならば1, そうでなければ0	田			0.287	
急傾斜地	田の団地の斜度が1/20以上ならば1, そうでなければ0	田			0.184	
平地農業地域	農業地域類型が平地農業地域ならば1, そうでなければ0				0.140	
中間農業地域	農業地域類型が中間農業地域ならば1, そうでなければ0				0.385	
山間農業地域	農業地域類型が山間農業地域ならば1, そうでなければ0				0.105	
DID旧市区町村まで30分～1時間	DID旧市区町村まで所要時間が30分～1時間ならば1, そうでなければ0				0.178	
DID旧市区町村まで1時間～1時間半	DID旧市区町村まで所要時間が1時間～1時間半ならば1, そうでなければ0				0.047	
DID旧市区町村まで1時間半以上	DID旧市区町村まで所要時間が1時間半以上ならば1, そうでなければ0				0.003	
都市計画区域市街化区域					0.021	
都市計画区域市街化調整区域					0.231	
都市計画区域線引きなし					0.336	
農業振興地域					0.075	
農業振興地域農用地区域					0.891	
兼業農家率	兼業農家戸数／総農家戸数		0.922	0.114	0.891	0.140
農業就業人口65歳以上比率	65歳以上の農業就業人口／農業就業人口 男女計		0.364	0.165	0.577	0.178
農家戸数	総農家戸数		23.686	18.892	18.869	15.682

註:

- 1) 経営耕地には, 作業単位で他人に委託している耕地を含む。ただし, 全作業委託している場合, 貸付地となっているかどうかは不明である。
- 2) 作付率は, 稲以外の作付も含む。
- 3) 属地統計以外は販売農家を対象にした属人統計の集落集計値に基づく。

表 2. 区画整理地率と農地利用および流動化

	耕作放棄地				作業受託地率				経営規模2ha 以上農家率
	耕作放棄地 率 (1)	作付率 (2)	借入耕地率 (3)	貸付耕地率 (4)	全作業 (5)	耕起・代かき (6)	田植え (7)	稲刈り・脱穀 (8)	
<b>A. プーリング推計</b>									
区画整理地率	-0.034 (0.003)***	-0.001 (0.002)	0.011 (0.009)	0.009 (0.002)***	0.008 (0.002)***	0.035 (0.003)***	0.029 (0.003)***	0.044 (0.005)***	0.066 (0.005)***
緩傾斜地	0.011 (0.002)***	-0.009 (0.002)***	-0.010 (0.009)	0.000 (0.002)	0.009 (0.004)**	0.029 (0.004)***	0.023 (0.004)***	0.036 (0.004)***	-0.132 (0.005)***
急傾斜地	0.054 (0.003)***	0.000 (0.003)	-0.033 (0.011)***	-0.005 (0.002)**	0.002 (0.003)	0.012 (0.004)***	-0.004 (0.004)	0.009 (0.007)	-0.127 (0.006)***
都市的地域	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.015 (0.011)	-0.001 (0.002)	-0.006 (0.003)**	-0.005 (0.004)	-0.011 (0.003)***	-0.011 (0.004)**	-0.068 (0.009)***
中間農業地域	0.023 (0.002)***	-0.003 (0.002)	0.006 (0.009)	0.002 (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.004)	0.000 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.147 (0.005)***
山間農業地域	0.033 (0.004)***	-0.001 (0.003)	0.013 (0.013)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.004)	0.006 (0.006)	0.006 (0.006)	0.010 (0.006)	-0.182 (0.006)***
DID旧市区町村まで30分～1時間	0.003 (0.003)	0.019 (0.002)***	-0.000 (0.008)	-0.007 (0.002)***	-0.001 (0.002)	-0.007 (0.003)**	-0.006 (0.003)**	-0.009 (0.004)**	0.011 (0.005)**
DID旧市区町村まで1時間～1時間半	0.006 (0.006)	0.023 (0.003)***	-0.014 (0.015)	-0.009 (0.003)***	-0.001 (0.003)	0.017 (0.009)*	-0.000 (0.006)	0.011 (0.008)	-0.018 (0.008)**
DID旧市区町村まで1時間半以上	0.070 (0.037)*	0.042 (0.009)***	0.036 (0.054)	-0.013 (0.019)	0.020 (0.017)	0.013 (0.026)	0.023 (0.023)	0.026 (0.027)	-0.029 (0.024)
都市計画区域都市街化区域	-0.031 (0.007)***	-0.020 (0.009)**	-0.042 (0.025)*	-0.002 (0.009)	0.001 (0.004)	-0.054 (0.028)*	-0.024 (0.008)***	-0.067 (0.030)**	0.017 (0.022)
都市計画区域都市街化調整区域	-0.007 (0.002)***	-0.002 (0.002)	-0.027 (0.009)***	-0.010 (0.002)***	0.001 (0.003)	-0.025 (0.004)***	-0.019 (0.003)***	-0.024 (0.004)***	0.031 (0.007)***
都市計画区域線引きなし	-0.013 (0.002)***	0.003 (0.002)	-0.041 (0.007)***	-0.009 (0.002)***	0.004 (0.002)	-0.018 (0.003)***	-0.010 (0.003)***	-0.013 (0.004)***	0.026 (0.005)***
農業振興地域	-0.003 (0.009)	0.008 (0.007)	0.051 (0.024)**	-0.010 (0.007)	-0.006 (0.004)	-0.010 (0.031)	0.014 (0.009)	-0.020 (0.032)	0.045 (0.016)***
農業振興地域農用地区域	-0.019 (0.008)**	-0.002 (0.006)	0.073 (0.019)***	-0.013 (0.006)**	-0.002 (0.004)	-0.032 (0.030)	-0.005 (0.007)	-0.036 (0.032)	0.091 (0.015)***
兼業農家率	-0.031 (0.010)***	-0.039 (0.008)***	-0.127 (0.044)***	-0.036 (0.007)***	-0.008 (0.012)	0.027 (0.011)**	0.035 (0.008)***	0.045 (0.009)***	-0.070 (0.019)***
農業就業人口65歳以上比率	0.020 (0.006)***	-0.022 (0.006)***	-0.185 (0.022)***	0.013 (0.005)**	-0.010 (0.007)	0.008 (0.008)	0.001 (0.006)	-0.002 (0.008)	-0.328 (0.014)***
農家戸数	-0.000 (0.000)***	-0.000 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.000 (0.000)**	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	-0.000 (0.000)*
2000年ダミー	0.011 (0.002)***	-0.065 (0.002)***	0.154 (0.008)***	0.000 (0.002)	0.002 (0.003)	0.005 (0.003)*	0.013 (0.003)***	0.014 (0.004)***	0.089 (0.005)***
定数項	0.088 (0.012)***	1.018 (0.010)***	0.308 (0.048)***	0.082 (0.009)***	0.020 (0.014)	0.012 (0.030)	-0.019 (0.011)*	0.005 (0.031)	0.402 (0.025)***
観察数	9384	9383	9382	9382	9383	9383	9383	9383	9385
決定係数	0.30	0.21	0.08	0.02	0.00	0.03	0.04	0.04	0.43
<b>B. 差分推計(区画整理地率の係数)</b>									
フルサンプル, 初期値なし	0.002 (0.003)	0.000 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.000 (0.003)	0.010 (0.010)	0.021 (0.008)***	0.012 (0.006)**	0.007 (0.007)	-0.004 (0.005)
フルサンプル, 初期値あり	-0.008 (0.005)	-0.009 (0.005)*	0.014 (0.006)**	0.005 (0.004)	0.010 (0.009)	0.017 (0.008)**	0.012 (0.006)*	0.006 (0.007)	0.011 (0.005)**
未整理サンプル, 初期値なし	-0.014 (0.007)**	-0.011 (0.007)	0.015 (0.008)*	0.011 (0.005)**	0.019 (0.015)	0.027 (0.010)***	0.015 (0.008)*	0.011 (0.010)	0.009 (0.007)

註:

1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。( )内は頑健標準誤差。

2) ダミー変数の基準グループは、傾斜が「平地地」、農業地域が「平地農業地域」、DID旧市町村までの所要時間は「30分未満」、都市計画区域は「都市計画区域外」、農業振興地域は「農業振興地域外」。

3) パネルBは区画整理地率に加えて、時間を通じて変化する集落属性変数(兼業農家率、農業就業人口65歳以上比率、農家戸数)の差分も説明変数として加えてある。「初期値あり」は区画整理地率の1990年値を説明変数として加えてあることを示す。

「未整理サンプル」は1990年時点で区画整理地率が0であった集落のみを対象としている。

表 3. 区画整理事業の効果：「差の差」の推定

	耕作放棄地 率 (1)	作付率 (2)	借入耕地率 (3)	貸付耕地率 (4)	作業受託地率				経営規模2ha 以上農家率 (9)
					全作業 (5)	耕起・代かき (6)	田植え (7)	稲刈り・脱穀 (8)	
<b>A. DID (OLS, raw difference)</b>									
区画整理ダミー(差の差)	-0.012 (0.007)*	-0.010 (0.006)	0.007 (0.007)	0.010 (0.004)**	0.014 (0.012)	0.024 (0.009)***	0.011 (0.007)*	0.008 (0.008)	0.007 (0.006)
定数項	0.025 (0.005)***	-0.060 (0.004)***	0.057 (0.005)***	-0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.003 (0.003)	0.012 (0.003)***	0.012 (0.005)**	0.017 (0.003)***
time-variantな変数をコントロール	No	No	No	No	No	No	No	No	No
	1073	1072	1072	1071	1072	1072	1072	1072	1073
修正済み決定係数	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
<b>B. DID (OLS, time-variantな変数をコントロール)</b>									
区画整理ダミー(差の差)	-0.012 (0.006)*	-0.008 (0.006)	0.011 (0.007)	0.010 (0.004)**	0.014 (0.012)	0.023 (0.009)***	0.011 (0.007)*	0.008 (0.008)	0.008 (0.006)
定数項	0.018 (0.007)**	-0.067 (0.006)***	0.050 (0.009)***	-0.004 (0.004)	0.002 (0.004)	0.001 (0.006)	0.014 (0.005)***	0.006 (0.007)	0.012 (0.006)*
time-variantな変数をコントロール	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観察数	1064	1063	1063	1063	1063	1063	1063	1063	1064
修正済み決定係数	0.01	0.02	0.02	0.02	0.00	0.01	0.01	0.00	0.01
<b>C. DID マッチング推定値(区画整理ダミーのATT)</b>									
Nearest neighbor	-0.024 (0.008)***	-0.003 (0.008)	0.009 (0.008)	0.005 (0.004)	0.012 (0.010)	0.025 (0.007)***	0.015 (0.006)**	0.012 (0.007)*	-0.003 (0.008)
Nearest neighbor (bias-corrected)	-0.013 (0.008)*	-0.009 (0.008)	0.003 (0.008)	0.013 (0.004)***	0.011 (0.010)	0.031 (0.007)***	0.014 (0.006)**	0.017 (0.007)**	-0.016 (0.008)**
Kernel	-0.017 (0.005)***	-0.007 (0.006)	0.006 (0.009)	0.011 (0.004)***	0.002 (0.007)	0.024 (0.010)**	0.012 (0.007)	0.011 (0.010)	0.005 (0.006)
Local linear	-0.010 (0.008)	-0.013 (0.006)**	0.003 (0.009)	0.017 (0.005)***	0.000 (0.011)	0.030 (0.008)***	0.021 (0.011)*	0.017 (0.011)	-0.002 (0.010)

註:

1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。( )内は頑健標準誤差。

2) パネルBで加えたtime-variantな説明変数は、兼業農家率、農業就業人口65歳以上比率、農家戸数の差分である。

3) マッチング推計はすべてcommon supportのサンプルのみを対象としている。

Nearest neighbor matchingは、各処置集落に対して、4集落を対照群からマッチした。標準誤差はAbadie and Imbens (2002)のvariance estimatorである。

Kernelおよびlocal linear matchingの標準誤差は50回反復のbootstrap法で求めた。

表 4. 1990 年時点における処置群と対照群の比較

	処置群 (N=496)	対照群 (N=598)	差	p値
<b>農地利用および流動化の指標</b>				
耕作放棄地率	0.048	0.109	-0.061	0.000 ***
作付率	0.969	0.976	-0.007	0.012 ***
借入耕地率	0.119	0.112	0.007	0.298
貸付耕地率	0.038	0.033	0.005	0.124
作業受託地率:全作業	0.008	0.006	0.002	0.203
作業受託地率:耕起・代かき	0.025	0.017	0.008	0.087 *
作業受託地率:田植え	0.020	0.010	0.011	0.000 ***
作業受託地率:稲刈り・脱穀	0.035	0.021	0.014	0.010 **
経営規模2ha以上農家率	0.190	0.056	0.134	0.000 ***
<b>集落属性</b>				
緩傾斜地	0.270	0.278	-0.008	0.761
急傾斜地	0.224	0.574	-0.350	0.000 ***
都市的地域	0.147	0.067	0.080	0.000 ***
中間農業地域	0.421	0.661	-0.239	0.000 ***
山間農業地域	0.099	0.182	-0.083	0.000 ***
DID旧市区町村まで30分～1時間	0.202	0.380	-0.178	0.000 ***
DID旧市区町村まで1時間～1時間半	0.046	0.107	-0.061	0.000 ***
DID旧市区町村まで1時間半以上	0.002	0.003	-0.001	0.676
都市計画区域市街化区域	0.020	0.005	0.015	0.021 **
都市計画区域市街化調整区域	0.228	0.085	0.143	0.000 ***
都市計画区域線引きなし	0.286	0.259	0.027	0.316
農業振興地域	0.145	0.162	-0.017	0.438
農業振興地域農用地区域	0.819	0.786	0.033	0.179
兼業農家率	0.924	0.896	0.028	0.000 ***
農業就業人口65歳以上比率	0.371	0.391	-0.020	0.048 **
農家戸数	22.442	17.333	5.109	0.000 ***

表 5. 条件別にみた区画整理実施集落数

	傾斜				農業域類型				
	平坦地	緩傾斜地	急傾斜地	計	都市	平地	中間	山間	計
対照群	87	164	338	589	40	54	395	109	598
処置群	251	134	111	496	73	165	209	49	496
計	338	298	449	1,085	113	219	604	158	1,094
処置率	0.743	0.450	0.247	0.457	0.646	0.753	0.346	0.310	0.453

註:「処置」は1990～2000年の間に区画整理が実施されたことを表す。

「処置率」は各属性の全集落数に占める処置集落の割合。

表 6. 区画整理事業の実施選定 (probit モデルの推定による限界効果)

	(1)	(2)
緩傾斜地	-0.204 (0.044)***	-0.175 (0.047)***
急傾斜地	-0.396 (0.043)***	-0.325 (0.048)***
都市的地域	0.006 (0.072)	0.111 (0.078)
中間農業地域	-0.186 (0.051)***	-0.075 (0.057)
山間農業地域	-0.189 (0.059)***	-0.053 (0.071)
DID旧市区町村まで30分～1時間	-0.102 (0.040)**	-0.110 (0.042)***
DID旧市区町村まで1時間～1時間半	-0.160 (0.061)***	-0.166 (0.062)***
DID旧市区町村まで1時間半以上	-0.060 (0.285)	0.032 (0.314)
都市計画区域市街化区域	0.428 (0.119)***	0.363 (0.154)**
都市計画区域市街化調整区域	-0.078 (0.060)	-0.122 (0.062)*
都市計画区域線引きなし	-0.052 (0.043)	-0.049 (0.044)
農業振興地域	0.357 (0.093)***	0.365 (0.092)***
農業振興地域農用地区域	0.375 (0.078)***	0.356 (0.084)***
兼業農家率	0.200 (0.141)	0.172 (0.147)
農業就業人口65歳以上比率	-0.114 (0.101)	-0.009 (0.106)
農家戸数	0.003 (0.001)**	0.002 (0.001)*
耕作放棄地率		-0.484 (0.186)***
作付率		-0.623 (0.362)*
借入耕地率		0.181 (0.167)
貸付耕地率		0.701 (0.329)**
作業受託地率(全作業)		-0.332 (0.569)
作業受託地率(耕起・代かき)		0.756 (0.381)**
作業受託地率(田植え)		0.249 (0.455)
作業受託地率(稲刈り・脱穀)		-0.044 (0.234)
経営規模2ha以上農家率		0.663 (0.138)***
観察数	1077	1076
尤度比カイ2乗	LR Chi2(16)=263.21	LR Chi2(25)=318.74
Prob > chi2	0.000	0.000
疑似決定係数	0.1771	0.2146
対数尤度	-611.55557	-583.1756

註:

1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。( )内は標準誤差。係数は、各説明変数の平均で評価した限界効果。

表7. マッチング後のバランシング・テスト

被説明変数(1990年値)	マッチング手法							
	Nearest neighbor		Nearest neighbor (bias-corrected)		Kernel (bandwidth=0.6)		Local linear (bandwidth=0.6)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
耕作放棄地率	-0.018	(0.004)***	0.000	(0.004)	-0.035	(0.003)***	-0.013	(0.004)***
作付率	-0.009	(0.002)***	0.000	(0.002)	-0.003	(0.002)	0.002	(0.003)
借入耕地率	0.016	(0.006)***	-0.000	(0.006)	0.001	(0.003)	-0.011	(0.010)
貸付耕地率	0.011	(0.002)***	-0.000	(0.002)	0.002	(0.002)	0.001	(0.003)
作業受託地率：全作業	0.004	(0.001)***	-0.000	(0.001)	0.002	(0.001)	0.003	(0.001)*
作業受託地率：耕起・代かき	0.010	(0.002)***	-0.000	(0.002)	0.005	(0.002)**	-0.001	(0.004)
作業受託地率：田植え	0.010	(0.002)***	-0.000	(0.002)	0.006	(0.002)***	0.001	(0.004)
作業受託地率：稲刈り・脱穀	0.018	(0.003)***	-0.000	(0.003)	0.010	(0.003)***	0.007	(0.005)
経営規模2ha以上農家率	0.095	(0.010)***	0.000	(0.010)	0.092	(0.024)***	-0.009	(0.017)
緩傾斜地	-0.049	(0.025)**	0.000	(0.025)	-0.052	(0.029)*	0.027	(0.033)
急傾斜地	-0.113	(0.021)***	0.000	(0.021)	-0.193	(0.011)***	-0.020	(0.016)
都市的地域	0.011	(0.005)**	0.000	(0.005)	0.060	(0.013)***	0.028	(0.024)
中間農業地域	-0.104	(0.022)***	-0.000	(0.022)	-0.184	(0.029)***	0.007	(0.033)
山間農業地域	0.011	(0.005)**	0.000	(0.005)	-0.045	(0.010)***	-0.003	(0.017)
DID旧市区町村まで30分～1時間	-0.029	(0.010)***	0.000	(0.010)	-0.109	(0.014)***	0.017	(0.023)
DID旧市区町村まで1時間～1時間半	-0.002	(0.001)	0.000	(0.001)	-0.033	(0.006)***	-0.019	(0.015)
DID旧市区町村まで1時間半以上	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)	0.001	(0.003)
都市計画区域市街化区域	0.015	(0.002)***	-0.000	(0.002)	0.014	(0.008)*	-0.011	(0.009)
都市計画区域市街化調整区域	0.002	(0.007)	0.000	(0.007)	0.109	(0.020)***	-0.012	(0.032)
都市計画区域線引きなし	-0.001	(0.012)	0.000	(0.012)	0.006	(0.017)	0.039	(0.029)
農業振興地域	0.017	(0.009)*	-0.000	(0.009)	0.004	(0.013)	0.003	(0.025)
農業振興地域農用地区域	-0.016	(0.008)**	-0.000	(0.008)	-0.006	(0.016)	0.007	(0.026)
兼業農家率	0.009	(0.007)	0.000	(0.007)	0.020	(0.005)***	0.027	(0.012)**
農業就業人口65歳以上比率	-0.011	(0.009)	0.000	(0.009)	-0.018	(0.008)**	-0.011	(0.011)
農家戸数	0.967	(1.121)	0.000	(1.121)	3.601	(0.717)***	1.050	(1.209)

注:

1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

2) 被説明変数はすべて1990年の値である。

3) マッチング推計はすべてcommon supportのサンプルのみを対象としている。

Nearest neighbor matchingは、各処置集落に対して、4集落を対照群からマッチした。標準誤差はAbadie and Imbens (2002)のvariance estimatorである。Kernelおよびlocal linear matchingの標準誤差は50回反復のbootstrap法で求めた。

表 8. 傾斜および農業地域類型別の区画整理の効果

	耕作放棄 地率 (1)	作付率 (2)	借入耕地 率 (3)	貸付耕地 率 (4)	作業受託地率				経営規模 2ha以上農 家率 (9)
					全作業 (5)	耕起・代か き (6)	田植え (7)	稲刈り・脱 穀 (8)	
<b>A. 傾斜地別の効果</b>									
区画整理ダミー(平坦地)	-0.007 (0.010)	-0.001 (0.011)	0.022 (0.012)*	0.012 (0.007)*	0.026 (0.023)	0.041 (0.014)***	0.034 (0.010)***	0.046 (0.023)**	-0.011 (0.012)
区画整理ダミー*緩傾斜地	0.007 (0.016)	-0.001 (0.016)	0.001 (0.019)	-0.010 (0.011)	-0.012 (0.025)	-0.032 (0.018)*	-0.027 (0.016)*	-0.044 (0.025)*	0.033 (0.018)*
区画整理ダミー*急傾斜地	-0.016 (0.018)	-0.002 (0.017)	-0.026 (0.018)	-0.008 (0.010)	-0.030 (0.024)	-0.018 (0.023)	-0.042 (0.013)***	-0.039 (0.025)	0.022 (0.015)
time-variantな変数をコントロール	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観察数	1056	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1056
修正済み決定係数	0.01	0.02	0.02	0.02	0.00	0.01	0.01	0.01	0.02
<b>B. 地域類型別の効果</b>									
区画整理ダミー(平地農業地域)	-0.013 (0.013)	-0.013 (0.013)	-0.016 (0.014)	0.004 (0.010)	0.046 (0.035)	0.064 (0.024)***	0.043 (0.019)**	0.036 (0.021)*	-0.002 (0.015)
区画整理ダミー*都市的地域	0.005 (0.019)	0.043 (0.020)**	0.022 (0.038)	-0.008 (0.017)	-0.062 (0.037)*	-0.094 (0.030)***	-0.080 (0.036)**	-0.085 (0.038)**	-0.012 (0.028)
区画整理ダミー*中間農業地域	-0.000 (0.016)	0.009 (0.016)	0.012 (0.018)	0.005 (0.011)	-0.043 (0.036)	-0.050 (0.027)*	-0.041 (0.020)**	-0.039 (0.023)*	0.007 (0.016)
区画整理ダミー*山間農業地域	0.006 (0.028)	-0.031 (0.025)	0.080 (0.025)***	0.001 (0.014)	-0.044 (0.035)	-0.073 (0.029)**	-0.057 (0.021)***	-0.013 (0.031)	0.028 (0.017)
time-variantな変数をコントロール	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観察数	1064	1063	1063	1063	1063	1063	1063	1063	1064
修正済み決定係数	0.01	0.03	0.03	0.03	0.01	0.03	0.03	0.02	0.02

註:

1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。( )内は頑健標準誤差。



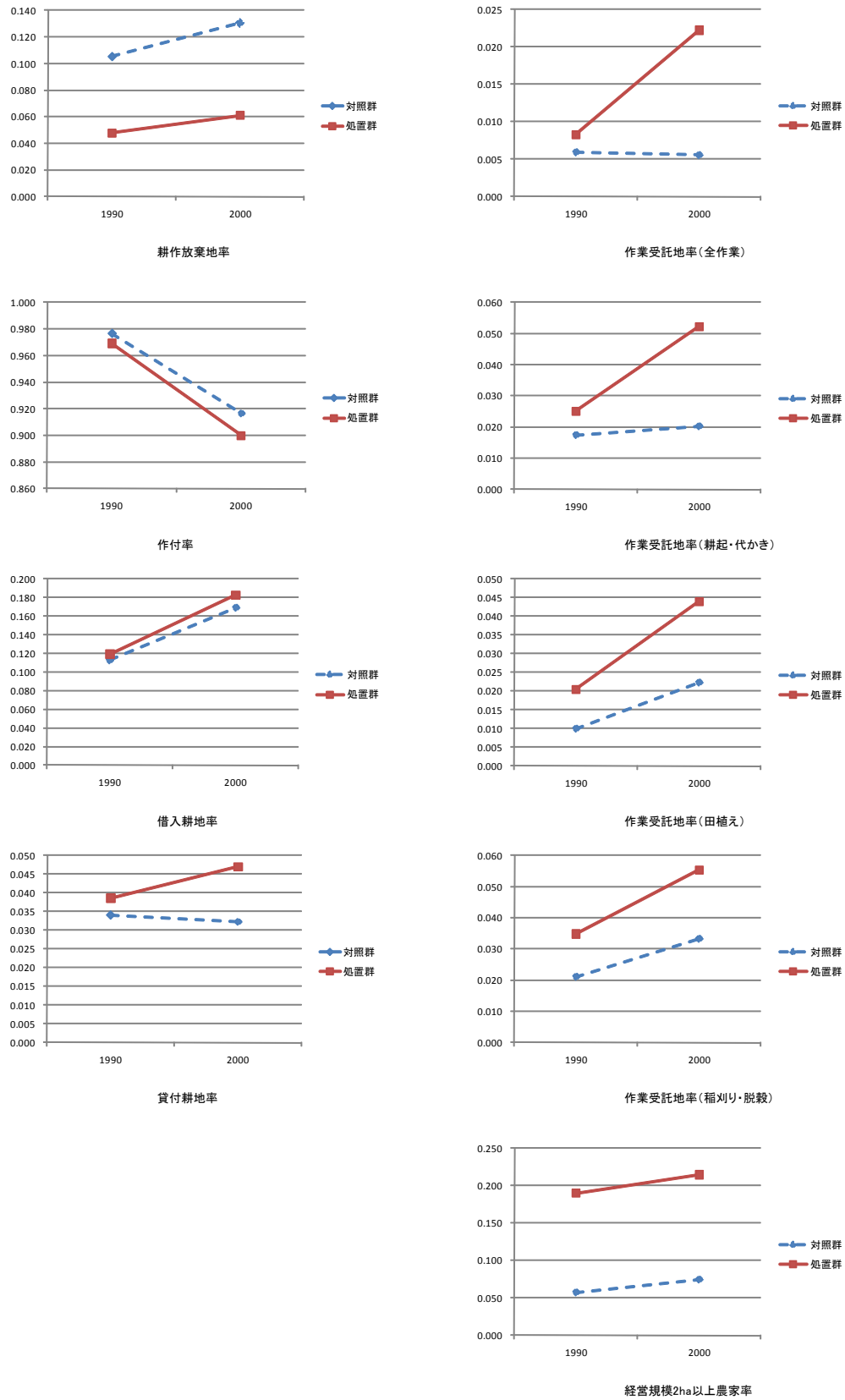


図 1. 対照群と処置群の成果指標の比較