

農地整備が農地利用集積に与える影響

Analysis on the Impact on the Farmland Accumulation
through the Implementation of the Land Consolidation Project

植野 栄 治[†]
(UENO Eiji)

増岡 宏 司^{††}
(MASUOKA Kouji)

三谷 和 也[†]
(MITANI Kazuya)

中田 摂子^{†††}
(NAKATA Setsuko)

I. はじめに

農地整備は、区画整理工、用排水路工、農道工、暗渠排水工、土層改良などから構成されるが、これらを1つの事業計画で総合的に実施できる「ほ場整備事業」が昭和38年度に創設されてから今年で50年目を迎える。平成21年時点で、わが国の全水田面積約250万haのうち、約6割に相当する155万haが30a程度以上の区画に整備されている。

ほ場整備事業については、平成15年度に総合評価が行われ、労働生産性、土地生産性が向上するとともに、土地利用秩序形成に役立っていることが確認された¹⁾。さらに、水田の汎用化による麦・大豆の作付面積の拡大、ブロックローテーション導入、担い手への農地利用集積を促進していることが示されている²⁾。また、齊藤ら³⁾は、市町村データを用いたパス解析により農地整備は、地形・地勢などの生産基盤条件とともに農地利用集積に正の影響を与え、都市化・混住化は負の影響を与えていることを示している。

本報では、北海道を除く旧市区町村（昭和25年時点の市町村、以下「旧村」という）データを用い、農地整備の実施が農地利用集積に与える影響を検証するとともに、農地利用集積に与えるそのほかの要因とその影響度合いについて明らかにする。さらに、農地整備の導入を規定する要因について評価を行う。

II. 分析方法

1. 分析の枠組み

本報は、3つの分析から構成される。

(1) 農地整備が農地利用集積に与える影響の検証
農地整備実施前後および農地整備後の農地利用集積率の動向について検証を行う。

(2) 農地利用集積に影響を与える要因分析
農地整備とともに農地所有状況、営農状況、農家の高齢化、地域の社会的条件などの諸条件が農地利用集積に影響

を与えていると仮定し、農地利用集積率を従属変数とした重回帰分析により各要因の影響について評価を行う。

(3) 農地整備導入有無に影響を与える要因分析
各地域が農地整備を導入するか否かに注目し、各地域の農地整備実施有無を従属変数としたロジスティック回帰分析により、各要因の影響について評価を行う。

2. 分析指標

農地整備の実施状況、農地利用集積状況および要因と仮定した地域の諸条件を示す指標について、表-1のとおり選定した。分析は、経営規模が都府県と大きく異なる北海道を除く9,973旧村を対象として実施した。分析の単位を旧村としたのは、①農地整備事業の平均的な受益面積(50~100ha)からみて集落単位では小さすぎる、②合併後の規模からみて市町村単位では大きすぎる、③農地利用集積は受益地区外の農地を含めて進展しており、地縁的なまとまりのある範囲が分析の単位として望ましいと考えられることが理由である。農地利用集積面積は経営耕地面積が5ha以上の農業経営体の経営耕地面積、利用集積率は農地利用集積面積を平成12年総農家の経営耕地面積で除することによって算出した。

III. 分析結果

1. 農地整備前後および農地整備後の農地利用集積動向

平成13年から21年の間に20ha以上の農地整備を行った旧村と行っていない旧村を比較することにより、農地整備が農地利用集積に与える影響を検証した(図-1)。

その結果、整備の実施に関わらず利用集積率は増えているが、整備実施旧村は未実施旧村と比較していずれの年も農地利用集積率が高く、かつ農地利用集積率の伸びが大きい。農地利用集積率、農地利用集積差分について平均値の差の検定を行った結果、いずれもp

[†] (一財) 日本水土総合研究所

^{††} 農村振興局

^{†††} NTC コンサルタンツ (株)



農地整備、圃場整備、農地利用集積、整備実施地域、整備未実施地域、重回帰分析、ロジスティック回帰分析

表-1 分析指標

| 要因 | 指標 | 分類 | 規準変数等 | 時点 |
|--------------------|---------------|-------------------------|--|--------------------------|
| 農地所有状況 (受益者の状況) | 戸当たり経営耕地面積※1 | 数量 | 総農家：単位 a | S45, S55, H2, H12 |
| | 土地持ち非農家率 | 数量 | 総農家+土地持ち非農家：単位 a 土地持ち非農家数÷(総農家数+土地持ち非農家数) | H12 H12 |
| 営農状況 | 販売農家率 | 数量 | 販売農家数÷総農家数 | H2, H12 |
| | 第二種兼業農家率 | 数量 | 第二種兼業農家数÷総農家数 | S45, S55, H2 |
| | 農家数増減率 | 数量 | (S55 総農家数-S45 総農家数)÷S45 総農家数 など | S55-S45, H2-S45, H12-S45 |
| | 環境保全型農業取組み率 | 数量 | 取り組んでいる販売農家数÷総農家数 | H12 |
| | 農業生産関連事業取組み率 | 数量 | 取り組んでいる販売農家数÷総農家数 | H12 |
| | 戸当たり農業従事者数 | 数量 | 単位：人/戸 | H2, H12 |
| | 交流事業への取組み有無※2 | 名義 | 旧村内に取り組んでいる集落あり=1, 集落なし=0 | H17 |
| 地域資源を活用した施設有無※3 | 名義 | 旧村内に施設のある集落あり=1, 集落なし=0 | H17 | |
| | 法人化した経営体有無 | 名義 | 法人化した経営体がある=1, いない=0 | H17 |
| 農家の高齢化 | 農家人口高齢化率 | 数量 | 65歳以上農家人口÷農家人口 | S55, H2, H12 |
| | 農業就業人口高齢化率 | 数量 | 65歳以上農業就業人口÷農業就業人口 | S55, H2, H12 |
| | 戸当たり農家人口 | 数量 | 単位：人/戸 | S45, S55, H2, H12 |
| 社会的条件 (都市化・過疎化) | 農家率 | 数量 | 総農家数÷総戸数(農業集落の計) | S45, S55, H2, H12 |
| | 市街化区域 | 名義 | 旧村内に市街化区域なし=1, あり=0 | H12 |
| | 都市 | 名義 | 農業地域類型都市=1, 都市以外=0 | H12 |
| | 過疎指定 | 名義 | 過疎指定あり=1, なし=0 | H12 |
| 自然的条件 (傾斜・立地) | 平地 | 名義 | 農業地域類型平地=1, 平地以外=0 | H12 |
| | 農振農用地田面積規模 | 順序 | 1, 2, 3, 4, 5, 6※4 | H21 |
| | 傾斜 | 順序 | 1, 2, 3, 4, 5※5 | H21 |
| 農村協働力 | 寄合年間6回以上開催集落率 | 数量 | | H12 |
| | 水路の集落管理 | 名義 | 集落として管理する集落5割超=1, 5割以下=0 | H12 |
| 農地利用集積 | 農地利用集積率 | 数量 | 5ha以上経営農家の経営耕地面積÷総農家経営耕地面積 | H12 |
| 農地整備 | 50a以上面積率 | 数量 | 50a以上農振農用地田面積÷農振農用地田面積 | H13, H21 |
| | 20a以上面積率 | 数量 | 20a以上農振農用地田面積÷農振農用地田面積 | H13, H21 |
| | 50a以上面積率変化 | 数量 | 50a以上面積率(H21)-50a以上面積率(H13) | H21-H13 |

※1 戸当たり経営耕地面積：農地整備導入への影響分析(ケース3, ケース4)のみ使用。

※2 交流事業：農山村地域資源を活用した観光客の受入れ, 産地直送を介した交流, 児童, 生徒の農林業体験学習の受入れ, 農林業ボランティア活動を介した交流のいずれかを実施した集落のある旧村を「取組みあり」と分類し, 取組み有無を指標として用いた。

※3 地域資源を活用した施設：産地直売所, 市民農園, 農業・農村研修資料館, 農業公園のいずれかの施設がある旧村を「施設あり」と分類し, 施設の有無を指標として用いた。

※4 農振農用地田面積規模：旧村内の農振農用地田面積, 1:50ha未満, 2:50~100ha, 3:100~200ha, 4:200~300ha, 5:300~500ha, 6:500ha以上

※5 傾斜：旧村内の農振農用地田のうち, 1:1/100未満が60%以上, 5:1/20以上が60%以上など, 数値が大きいほど傾斜が急であることを示す。

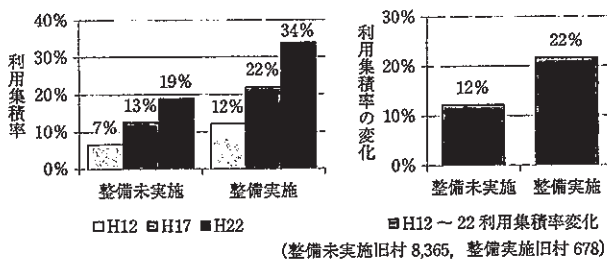


図-1 農地利用集積率の推移(都府県全旧村)

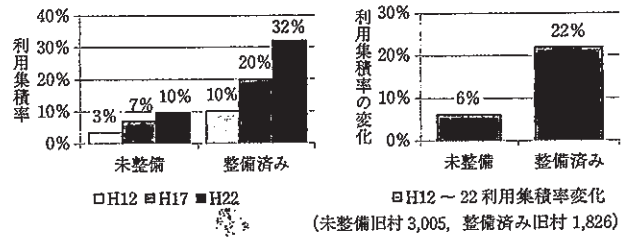


図-2 農地利用集積率の推移

(H13~21に整備を実施していない都府県旧村)

値は0.001未満で, 整備実施, 未実施の旧村間では, 農地利用集積率およびその伸びに有意な差があることが確認された。なお, p 値は「2群の平均に差がない」確率で, p 値が小さければ「差がある」ことを示す。

次に, 平成13年から21年の間に整備を行っていない旧村のみを抽出した上で, 平成13年時点で未整備の旧村と整備済みの旧村を比較し, 整備完了後においても整備実施旧村と未整備旧村では農地利用集積動向

に有意差があるかを検証した。ここでは平成13年時点の整備済み面積割合が10%未満の旧村を未整備, 90%以上の旧村を整備済みとした。

図-2に示すとおり, いずれの年次も整備済み旧村の利用集積率は未整備旧村の値より大きく, 農地利用集積率の伸びも大きい。前項同様平均値の差の検定を行った結果, いずれも p 値は0.001未満であり, 未整備, 整備済みの旧村間では農地利用集積率に有意な差

があることが確認された。

2. 農地利用集積に影響を与える要因

(1) 分析方法 表-1に示した指標を用い、農地利用集積に影響を与える要因について重回帰分析を行った。全都府県旧村を対象とするモデル(ケース1)と、平成12年時点で20a以上整備済みの旧村を対象とし、農地整備完了後の農地利用集積に与える要因を分析するモデル(ケース2)の2ケースを設定した。従属変数は平成22年の農地利用集積率とした。変数は表-1に示す全指標からステップワイズ法(閾値 $P<0.05$)により選択を行い、多重共線性については分散拡大係数が4以上である変数を除去することによって対応した。なお、この重回帰分析、次項に示すロジスティック回帰分析ともR².15.1を用いた。

(2) 分析結果 分析結果を表-2に示す。ケース1の変数選択後の重相関係数は0.71、ケース2は0.65、決定係数(自由度調整済み)はそれぞれ0.50、0.42であり、いずれのケースも有意であった。

ケース1を見ると、平成13年時点の20a、50a以上面積率、50a以上面積率変化(H21-H13)の偏回帰係数は正であり、他の要因を考慮しても農地整備は農地利用集積に正の影響を与えていることが示された。その他の要因を見ると、農地の出し手となる土地持ち非農家率の影響が強いが、営農面では販売農家率、農業生産関連事業取組み農家率、法人化など、社会的条件などでは、農家率、寄合の実施などが農地利用集積に与える正の影響が大きい。

ケース2において、平成21年の50a以上面積率の偏回帰係数が正であることから、再整備などによる大区画化は農地利用集積に正の影響を与えていることが示された。他の要因として、土地持ち非農家率のほか、販売農家率、農振農用地田面積規模などが、農地利用集積に与える正の影響が大きい。

3. 農地整備の導入に影響を与える要因

(1) 分析方法 農地整備の導入に影響を与える要因分析には、ロジスティック回帰分析を用いた。ロジスティック回帰分析は、ある事象の生起の有無を従属変数として独立変数群から予測するための手法である。ここでは、農地整備を導入するという生起確率を想定した要因から予測を行い、①他の要因を考慮した上でもその要因の影響があるといえるのか、②その影響の強さがどの程度であるかについて分析した。

平成21年時点の未整備旧村と整備済み旧村を抽出して分析するモデル(ケース3)と、平成13年時点の整備済み割合が30%未満の3,876旧村を抽出し、平成13年から21年間の農地整備実施について分析するモデル(ケース4)を設定した。変数はステップ

表-2 重回帰分析結果(変数選択後)

| 指 標 | 標準化偏回帰係数 | |
|-----------------------------------|----------|--------|
| | ケース1 | ケース2 |
| 《農地所有》 | | |
| 土地持ち非農家率(H12) | 0.169 | 0.232 |
| 《営農》 | | |
| 販売農家率(H12) | 0.148 | 0.187 |
| 第二種兼業農家率(S55) | 0.164 | 0.130 |
| 農業生産関連事業取組み農家率(H12) | 0.041 | 0.058 |
| 戸当たり農業従事者数(H12) | | -0.043 |
| 法人経営体(いる=1)(H17) | 0.084 | 0.098 |
| 《高齢化等》 | | |
| 農業就業人口高齢化率 (ケース1:S45 ケース2:S55) | -0.025 | 0.084 |
| 農家人口高齢化率(H2) | | -0.099 |
| 《社会的条件》 | | |
| 農家率(H2) | 0.081 | 0.099 |
| 市街化区域ありかつ農業地域類型平地(=1) | 0.051 | 0.049 |
| 《自然的条件》 | | |
| 農振農用地田面積規模(H21) | 0.112 | 0.137 |
| 傾斜(H21) | -0.070 | -0.091 |
| 《農村協働力》 | | |
| 寄合年間6回以上開催集落率(H12) | 0.036 | 0.085 |
| 《農地利用集積》 | | |
| 農地利用集積率(H12) | 0.434 | 0.321 |
| 《農地整備》 | | |
| 50a以上面積率(H13) | 0.060 | 0.076 |
| 50a以上面積率(H21) | | |
| 20a以上面積率(H13) | 0.084 | |
| 50a以上面積率変化(H21-H13) | 0.051 | |

ケース1: 旧村数 9,787, p 値 <0.001 , 重相関係数0.7070
決定係数0.4999, 決定係数(自由度調整済み)0.4991

ケース2: 旧村数 1,995, p 値 <0.001 , 重相関係数0.6532
決定係数0.4267, 決定係数(自由度調整済み)0.4223

ワイズ法(閾値 $P<0.05$)により選択を行い、多重共線性については分散拡大係数(VIF)が4以上である変数を除去することによって対応した。

(2) 分析結果 分析結果を表-3に示す。オッズ比は当該指標を1増やすと農地整備を導入する確率が何倍になるかを示す値であり、1より大きい場合は正の影響があることを意味する。いずれのケースも尤度比検定、Hosmer & Lemeshowの適合度検定とも有意であり、正判別率(整備導入の予測確率が0.5以上を整備導入と見なした場合の実際の整備有無との適合率)は、ケース3は81.3%、ケース4は93.6%であった。

ケース3を見ると、他の要因を考慮しても農地整備の導入に影響を与えていることが確認された指標は、販売農家率など10指標である。標準化偏回帰係数により影響度合いを見ると、農振農用地田面積規模、傾斜、販売農家率の順に影響が強いことが示されている。ケース4を見ると、平成13年から21年間の農地整備実施に影響を与えているのは6指標である。営農関係の指標の中では、ケース3、ケース4いずれも販売農家率の影響が強く、販売を行う農家の維持、農

表-3 ロジスティック回帰分析結果 (変数選択後)

| 指標 | ケース3 | | ケース4 | |
|--------------------------------------|--------------|----------|--------------|----------|
| | 標準化偏 回帰係数 | オッズ 比 | 標準化偏 回帰係数 | オッズ 比 |
| 〈営農〉 | | | | |
| 販売農家率 (H12) | 0.585 | 20.46 | 0.485 | 12.94 |
| 第二種兼業農家率 (H12) | 0.529 | 24.96 | | |
| 農家数増減率 (H2-S45) | | | 0.367 | 14.17 |
| 農業生産関連事業取組み農 家率 (5%以上=1) (H12) | 0.242 | 1.64 | | |
| 法人経営体 (いる=1) (H17) | 0.119 | 1.27 | | |
| 〈高齢化等〉 | | | | |
| 戸当たり農家人口 (H12) | 0.126 | 1.22 | | |
| 〈社会的条件〉 | | | | |
| 農家率 (H2) | 0.307 | 3.61 | | |
| 市街化区域 (なし=1) | | | 0.179 | 1.52 |
| 過疎指定 (あり=1) | -0.333 | 0.46 | | |
| 〈自然的条件〉 | | | | |
| 農業地域類型 (平地=1) | 0.180 | 1.49 | | |
| 農振農用地田面積規模 (H21) | 0.739 | 1.61 | 0.907 | 1.98 |
| 傾斜 (H21) | -0.682 | 0.62 | -0.341 | 0.79 |
| 〈農地利用集積〉 | | | | |
| 農地利用集積率 (H12) | - | - | 0.170 | 9.24 |

ケース3: 旧村数 5,027, うち整備実施 1,938, 未実施 3,089, 正判別率 81.3%, 尤度比検定 p 値 < 0.001 , 適合度検定 p 値 0.6717

ケース4: 旧村数 3,876, うち整備実施 259, 未実施 3,617, 正判別率 93.6%, 尤度比検定 p 値 < 0.001 , 適合度検定 p 値 0.1381

参考) オッズ比を底として変化量をべき乗した値は確率が何倍になるかを示す。

例: ケース3で販売農家率が0.05低下すると整備済みの確率が0.86倍となる。

業生産関連事業や法人化への取組み, 利用集積の拡大が農地整備の実施へ正の影響を与えていることが確認された。

4. 考察

農地利用集積には当該地域の地形条件, 都市化, 過疎化などの社会的立地条件などが影響しているが, その条件を考慮しても農地整備は農地利用集積に正の影響を与えており, 50a以上への再整備も農地利用集積を促進していることが確認された。また, 農家の構造面から捉えると, 販売農家率および土地持ち非農家率が高いほど農地利用集積が進んでいる, つまり, 販売農家として農業を継続するか, 離農して土地持ち非農家となるかといった農家の分化が進む中で農地利用集積が進んでいることが示された。

農地整備の実施についても, 販売農家率が正の影響を与えており, 自給ではなく販売を目的とした農家が, 法人化, 事業化などとともに農地整備という手段を活用しながら農地利用集積を進めていると考えられる。一方, 地形条件が不利 (平地以外, 傾斜大) で小規模な農地が分散した地域 (農振農用地田面積小) では, 農地整備の実施, 農地利用集積ともに難しいこと

が課題として明らかとなった。

IV. おわりに

本分析により, 農地整備実施後の農地利用集積の伸びは, 農地整備を実施していない地域と有意な差があることが明らかになった。さらに農地整備完了後においても, 利用集積の進捗が速いことが確認された。今後10年間で農地集積率を50%から80%にアップするという目標が日本再興戦略の中で掲げられている。目標の実現に向け農地整備の一層の推進を図るとともに, 地形条件が不利な地域などにおける農地整備, 農地利用集積の推進方策を検討していく必要がある。

引用文献

- 1) 農林水産省: 土地改良事業の効果 (ほ場整備事業), http://www.maff.go.jp/j/assess/hanei/sougo/pdf/s_h16_5.pdf (参照2013年8月12日)
- 2) 齋藤晴美, 印藤久喜, 石島光男: 食料自給力強化の観点から見た農地整備の効果, 水土の知 78 (12), pp.17~20 (2010)
- 3) 齊藤政満, 田中龍太, 高阪快児: 農地・水保全管理支払と農地整備, 農地利用集積等との関連, 農業農村工学会論文集 279, pp.65~70 (2012)

(2013.11.26.受稿)

植野 栄治 (正会員)



略 歴
1966年 栃木県に生まれる
1989年 京都大学農学部卒業
農林水産省入省
2013年 (一財) 日本水土総合研究所
現在に至る

増岡 宏司 (正会員)



1975年 愛媛県に生まれる
1998年 神戸大学農学部卒業
農林水産省入省
2012年 (一財) 日本水土総合研究所
2014年 農林水産省農村振興局
現在に至る

三谷 和也 (正会員)



1980年 兵庫県に生まれる
2005年 神戸大学大学院修了
サンスイコンサルタント (株) 入社
2012年 (一財) 日本水土総合研究所
現在に至る

中田 摂子 (正会員)



1966年 長崎県に生まれる
1991年 京都大学農学研究科修了
太陽コンサルタンツ (株)
(現 NTC コンサルタンツ (株)) 入社
現在に至る