

農業者戸別所得補償制度の導入が 稲作生産性水準に及ぼした影響*

日田アトム^a 澤内大輔^b 近藤功庸^c
シモーネ・セヴェリーニ^d 山本康貴^e

【要旨】

農業者戸別所得補償制度は、所得支持を目的とするものとしては、日本で初めての本格的な直接支払いである。しかし、日本稲作の生産性向上が求められる中で、戸別補償制度の導入が稲作生産性に及ぼした影響を実証的に解明した先行研究は見当たらない。また、戸別補償制度導入の影響には農家の規模や時期による違いがみられた可能性があり、その実証は直接支払いの効果的・効率的な運用のために重要である。そこで本稿では、戸別補償制度の導入が農家の稲作の全要素生産性水準に及ぼした影響を、特に影響の規模間・時点間の違いに注目して実証的に解明することを目的とする。傾向スコアマッチングと差分の差分法を組み合わせた分析の結果、作付面積1ha以上の農家については、特に戸別補償制度の導入当初にあたる2011年においてのみ、稲作の全要素生産性水準に対し正の影響を有していた可能性が示された。

JEL Classification Codes: D24, Q12, Q18

* 本稿の作成に当たり、宋柱昌氏（韓国全羅北道道庁）および董思源氏（北海道大学大学院）には、先行研究の整理にご協力いただいた。また、データの入手に関して農林水産省統計部の皆様に多大なご協力を頂いた。ここに記して謝意を表す。本稿は科学研究費助成事業（挑戦的萌芽研究・課題番号18K19243、特別研究員奨励費・課題番号20J10895、基盤研究(C)（一般）・課題番号20K06261、および基盤研究(B)・課題番号22H02441）による研究成果の一部である。

^a 農林水産政策研究所研究員 E-mail: atomu_nitta290@maff.go.jp

^b 北海道大学商学部准教授 E-mail: sawauchi@hokkai.ac.jp

^c 旭川市立大学経済学部教授 E-mail: kondo@live.asahikawa-u.ac.jp

^d トゥーシア大学農業森林科学部教授 E-mail: severini@unitus.it

^e 北海道大学農学研究院教授 E-mail: yamay@agr.hokudai.ac.jp

Impact of Implementation of the Direct Payments Program on Productivity Level of Rice Production in Japan

Atomu Nitta

Policy Research Institute, Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries, Japan

Daisuke Sawauchi

Hokkai School of Commerce, Japan

Katsunobu Kondo

Asahikawa City University, Japan

Simone Severini

University of Tuscia, Italy

Yasutaka Yamamoto

Hokkaido University, Japan

Abstract

The Japanese government implemented an extensive direct payment program to support farm income in 2010. However, no previous study has empirically examined the impact of the program implementation on rice productivity, and such an examination is essential because the current demand exists for increased productivity in rice production in Japan. Furthermore, the impacts may vary depending on the farm scale and time point. This empirical study examines the impact of program implementation on farm-level total factor productivity (TFP) level in rice production, focusing on the differences across farm scales and time points. Based on the results of combined propensity score matching and difference-in-differences analysis, it appears that program implementation had a positive impact only on larger farms, especially at the beginning of program implementation.

JEL Classification Codes: D24, Q12, Q18

1. はじめに

直接支払いは「公的機関の予算から個々の農家に対して直接に交付される、農家の所得を増加させる補助金」として定義される、農業補助金の一種である(OECD, 1994)。直接支払いは、特に先進国において農政手段の主流となっている(荘林・木村, 2014)。

日本における直接支払いとして、2011年に導入された農業者戸別所得補償制度(以下、戸別補償制度)¹⁾があった。戸別補償制度は、その予算規模、対象となった戸数や農地面積のいずれにおいても、所得支持を目的とするものとしては日本で初めての本格的な直接支払いである(荒幡, 2015a)。戸別補償制度の特徴の1つに、米を対策の中心に置いていたことが挙げられる(荘林・木村, 2014)。

1999年に制定された食料・農業・農村基本法(以下、基本法)では「効率的かつ安定的な農業経営を育成し、これらの農業経営が農業生産の相当部分を担う農業構造を確立する」ことが方針として掲げられている。稲作に関しては、2002年に策定された「米政策改革大綱」を端緒として米政策改革が進められた。米政策改革は、「米づくりの本来あるべき姿」の実現を目指すことを目的としており、「米づくりの本来あるべき姿」の1つの側面として、「効率的かつ安定的な農業経営が農業生産の相当部分を占めていること」が挙げられている(農林水産省, 2006)。「効率的かつ安定的な農業経営」とは、「効率的な生産により高い生産性と収益性を確保し、所得を長期にわたって継続的に確保できる経営体」(塩川, 2019)とされる。これらと整合的に、2004年から一定規模以上の認定農業者等に対して稲作収入の安定を図る「担い手経営安定対策」が講じられ、その後2007年に導入された「品目横断的経営安定対策」へと引き継がれた(小針, 2018)。すなわち、日本稲作においては、担い手に補助金による支援を集中させることで「効率的かつ安定的な農業経営」の育成、言い換えれば高い生産性を有する農家の育成が図られていたと言える。

戸別補償制度は、2009年の政権交代を背景として品目横断的経営安定対策に代わって導入され、支援の対象をすべての販売農家に拡大したものであり、当時は「農政の大転換」(農林水産省, 2009)と評された。他方で、前述の基本法の規定との適合性を欠いていたとの指摘(小嶋, 2018)もある。政策支援の集中によって高い生産性を有する農家の育成を目指すという方針の転換を図ったとも言える戸別補償制度の導入は、稲作の生産性水準にどのような影響を及ぼしたのだろうか。エビデンスに基づく政策形成の観点から、この点について検証が必要である²⁾。また、国産米の輸出拡大や自給力維持のため、生産性向上による競争力向上や生産費低減などが必要とされている(國光, 2014; 南石, 2015)にもかかわらず、近年日本の稲作生産性は停滞している(山本他, 2007; Kondo *et al.*, 2017)という現状において、直接支払いの導入が稲作生産性に及ぼす影響の解明は、今後の稲作を対象とする政策支援のあり方の検討にも資すると考えられる。

戸別補償制度が農家の稲作生産性に及ぼす影響に関しては、理論的側面から、生産性向上に対するインセンティブを低下させるという指摘がある(松木, 2010; 横山, 2010)。具体的には、戸別補償制度の直接支払いは全国一律の作付実面積基準で交付金額が決まるため、農家間や地域間の単収の相違が交付金額に反映されない。その結果、所得支持効果が低単収の生産者に対して相対的に高

¹ 2010年にはモデル対策として同様の枠組みで実施されていたものの、本格導入は2011年であった。また、2010年は様子見をしていた生産者もあり、参加が定着したのは2011年とされるため(荒幡, 2015b, p.171)。本稿では戸別補償制度の導入を2011年として分析する。

² 政策評価等によるエビデンスに基づく政策形成の重要性については、例えば三輪・Ramseyer (2001)や小林(2020)を参照のこと。

く、高単収の生産者には相対的に低くなる制度設計となっており、単収向上に対するインセンティブを低下させる可能性があるとされる（松木，2010）。実証的には、稲作だけでなく水田作経営全体を対象とした分析ではあるが、戸別補償制度を含む直接支払いへの依存度が高い農家ほど、農業生産の技術効率が低いことが多田・伊藤（2018）によって明らかにされている。これは、ソフトな予算制約³）に起因する効率性の低下であり、直接支払いによる支援が生産者の経営改善に向けたインセンティブを低下させたと指摘されている（多田・伊藤，2018）。技術効率の低下は、生産性の低下をもたらす。以上から、戸別補償制度の導入は農家の稲作生産性を低下させた可能性が考えられる⁴）。

しかし、戸別補償制度導入の影響には、農家の規模によって差異がみられる可能性がある。実際に、水田作付面積 1 ha 未満のような小規模農家にとっては、戸別補償制度の直接支払いの交付対象面積が小さいために交付金額も小さく、その経営に及ぼす影響は小さいとの問題提起がある（伊庭，2011；生源寺，2011）。他方、戸別補償制度は大規模な農家ほど直接支払いの受給金額が大きくなる制度設計であった。理論的には直接支払いの受給による生産性向上は、直接支払いの受給によって投資促進や規模拡大等が引き起こされることによって生じる（Ciaian and Swinnen, 2009；服部，2010；Rizov *et al.*, 2013）ことに鑑みると、戸別補償制度導入によって、小規模農家と比較して多額の直接支払いを受給した中・大規模農家において、投資促進や規模拡大が生じた可能性も考えられる。加えて、戸別補償制度導入の影響に時点間における違いが存在していた可能性も考えられる。こうした規模間・時点間における影響の違いの解明は、直接支払いの効果的・効率的な運用のために重要である。

なお、戸別補償制度が、「農業経営の安定と国内生産力の確保」という制度の主目的の達成に貢献したか否かに関しては、研究蓄積が進んでいる。具体的には、戸別補償制度の導入が農業経営の安定に及ぼした影響の評価に関しては、稲作所得の水準や変動に及ぼした影響が明らかにされている（谷口，2010；高武，2010；藤野，2011；服部，2012；住本・草苺，2014；Nitta *et al.*, 2022 など）。また、戦略作物の作付面積拡大に関連して、戸別補償制度の導入に伴い産地づくり交付金に代わって導入された水田活用の所得補償交付金による、主食用米生産の抑制効果が確認されている（小川，2021）。他方、前述の理論的研究（松木，2010；横山，2010）や水田作経営全体を対象とした研究（多田・伊藤，2018）を除き、戸別補償制度の導入が稲作生産性に及ぼした影響を実証的に解明した先行研究は見当たらない。

国際的な研究動向に目を向けると、補助金は受給した経済主体の効率性を低下させることが経済学的に示されている（Kornai, 1986）。他方、農業分野においては、補助金の受給によって投資促進や規模拡大等を通じて生産性が向上し得ることも指摘されている（Ciaian and Swinnen, 2009）。このように直接支払いが農業生産性に及ぼす影響は理論的に明らかではなく、注目されるべき論点として国際的には実証研究が盛んに行われてきた（例えば、Rizov *et al.* (2013), Minviel and Latruffe (2017), Garrone *et al.* (2019), Baráth *et al.* (2020), Mennig and Sauer (2020)）。しかし、これらの先行研究をみても直接支払いが生産性や技術効率に及ぼす影響の分析結果は多様であり、生産性向上が課題となってきた日本稲作において、多額の予算を投じて実施された戸別補償制

³ Kornai (1986) によれば、ソフトな予算制約は、収支の厳格な関係が政府補助金といった外部からの補填によって緩和されるときに生じるとされており、その企業経営に対する影響の 1 つとして効率性の低下が挙げられている。

⁴ 戸別補償制度の問題点としては、農地流動化、すなわち農家間における資源移動の妨げとなった可能性も指摘される（安藤，2016；西川，2014 など）。本稿の分析は農家レベルの生産性に対する影響を計測するものであり、農家間の資源移動を考慮した実証分析は今後の課題である。

度が、国内の先行研究や Kornai (1986) が指摘したような負の影響の有無を含め、稲作生産性に及ぼした影響を実証的に検証する意義は大きい。

以上より、本稿では、戸別補償制度の導入が農家の稲作生産性に及ぼした影響（以下、生産性影響）を、特に規模間および時点間の違いに注目して実証的に解明することを目的とする。生産性の指標としては経営のパフォーマンスや政策影響の評価尺度として適している全要素生産性 (Total Factor Productivity: TFP) (胡, 2005) を利用する。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では本稿で分析対象とする戸別補償制度の概要を述べる。第 3 節では分析に用いるデータについて説明し、第 4 節では稲作生産性水準の計測および戸別補償制度導入の生産性影響の計測に利用する分析方法を説明する。第 5 節では分析結果を示す。第 6 節では本稿で得られた結果をまとめるとともに、政策的含意を述べる。

2. 農業者戸別所得補償制度の概要

戸別補償制度は 2010 年にモデル対策として導入された後に、2011 年から本格実施されたものであり、基本的に米の所得補償交付金、水田活用の所得補償交付金、米価変動補填交付金、および畑作物の所得補償交付金の 4 つの直接支払いから構成されていた。このうち、米価変動補填交付金および畑作物の所得補償交付金に関しては、データ制約により分析対象から除外する。以上より、本稿では、米の所得補償交付金および水田活用の所得補償交付金のみを直接支払いとして考慮する⁵⁾。以下、本稿で考慮する 2 つの直接支払いの概要を述べる。

第 1 に、米の所得補償交付金では、「米の生産数量目標に従って生産（耕作）した販売農家又は集落営農」を対象に、主食用米の作付面積から自家消費分 10a を控除した交付対象面積に応じて、10a 当たり 15,000 円が給付された。この米の所得補償交付金の交付単価は、米価変動補填交付金と併せて標準的な生産費と標準的な販売価格の差額を補填するように設計されていた。第 2 に、水田活用の所得補償交付金は、旧来の転作奨励金を基本的に全国一律単価の直接支払いに転換したものである。米の所得補償交付金とは異なり、米の生産調整目標に従うことは受給要件ではない。その主要部分である戦略作物助成は、水田で麦、大豆、米粉用米、飼料用米等の戦略作物を栽培する販売農家と集落営農を対象に、作物ごとの交付単価で作付面積に基づいて給付される。ただし、水田活用の所得補償交付金のうち、本稿で考慮するのは加工用米、米粉用米等に対する支払いのみである⁶⁾。2013 年以前は、加工用米に対する支払単価は 10a 当たり 20,000 円、米粉用米に対する支払単価は 10a 当たり 80,000 円であった（農林水産省, 2011）。以上をまとめると、本稿においては、戸別補償制度のうち食用米に対する直接支払いの導入を戸別補償制度の導入と捉え、戸別補償制度導入が、これら直接支払いを受給した農家に及ぼした生産性影響を計測する。

戸別補償制度には、導入後、2014 年に変更が加えられた。具体的には、米の所得補償交付金の交

⁵ 米の所得補償交付金および水田活用の所得補償交付金は、2013 年には名称が米の直接支払交付金および水田活用の直接支払交付金へと変更された。本稿では、分析期間に名称変更後の 2013 年も含むが、これらの交付金が 2013 年までは導入当初の枠組みを維持していたことに鑑み、2012 年以前の名称を用いる。米価変動補填交付金は、当年産の販売価格が標準的な販売価格を下回った場合に発動され、米の所得補償交付金と同じ交付対象面積に基づいて交付されるものである。交付金額は当年産の販売価格と標準的な販売価格との差額を基に算定された。ただし、発動されたのは結果として 2010 年のみであり、本稿で利用するデータからは、2010 年の米価変動補填交付金を含む戸別補償制度に関するデータは利用できない。

⁶ これは、農林水産省『米生産費統計』個票における水田活用の所得補償交付金の定義に従ったものである。2022 年 5 月に農林水産省統計部に聞き取った結果によると、農林水産省『米生産費統計』個票では、水田活用の所得補償交付金のうち、農林水産省『米生産費統計』の調査対象である「食用に供する目的で栽培している水稲」、具体的には、加工用米、米粉用米に係る交付金額のみが計上されている。

付単価が10aあたり7,500円に半減されたが⁷⁾、水田活用の所得補償交付金は拡充された。この政策変更が生産性影響の計測に影響することを避けるため、本稿の分析期間を2013年までに限定する。なお、こうした制度変更の影響も注目すべき論点であるが、その実証は今後の課題としたい。

3. データ

使用するデータは、農林水産省『米生産費統計（平成20年産～平成25年産）』個票から構築した、2008～2013年を分析期間とする府県農家のバランスドパネルデータである⁸⁾。分析期間の設定理由は、農林水産省『米生産費統計』個票が農林水産省への利用申請によって利用可能なのは、分析実施時点で2008年以降であったこと、および2014年に戸別補償制度に変更が加えられており、その政策変更が生産性影響の計測に影響するのを避けることである。バランスドパネルデータとしたのは、分析期間中にサンプル中の農家の構成が変わると、その構成の変化が生産性影響の計測に影響する可能性があるためである。

後述の生産性影響の計測では、戸別補償制度導入前のデータおよび戸別補償制度導入後のデータがどちらも必要となる。分析期間のうち、2008年と2009年は戸別補償制度導入前の期間として利用する。また、農林水産省『米生産費統計』個票からは2010年の戸別補償制度の直接支払いの受給状況のデータが得られないため、2010年のデータはTFP水準の計測にのみ使用し、生産性影響の計測には使用しない。2011～2013年は戸別補償制度導入後の期間として利用する。農家によって戸別補償制度への参加期間が異なることが生産性影響の計測に影響することを避けるために、戸別補償制度導入後の期間（2011～2013年）のすべての年に米の所得補償交付金または水田活用の所得補償交付金を受給した農家を、戸別補償制度参加農家と定義する。一方、同期間内のいずれの年においても全くこれらの直接支払いを受給しなかった農家を非参加農家と定義する。

データ加工は以下の手順で行った。まず、パネルデータ構築前に、①各年の玄米販売量が600kg未満の農家および平年作に対する調査年の収量の増減が20%以上であった農家は除外する。これは、公開されている農林水産省『米及び麦類の生産費』で集計対象となっている農家のみ限定する操作である⁹⁾。次に、②分析対象を府県に限定するために北海道の農家を除外し¹⁰⁾、③TFPの計測に問題が生じるために資本に含まれる費目が負値をとる農家を除外する。加えて、農家によって戸別補償制度への参加期間が異なることが生産性影響の計測に影響することを避けるために、④戸別補償制度導入後である2011～2013年の期間において、一部の年にもみ戸別補償制度の直接支払いを受給した農家を除外する。その後、⑤2008～2013年の期間のいずれかの年次でデータが得られない農家は除外し、バランスドパネルデータを構築する。以上の手順で加工したデータを用いて各農家の稲作TFP水準を計測した後、稲作TFP水準の計測結果と生産性影響の計測に必要な

⁷ その後、米の所得補償交付金は2018年から廃止された。また、2014年には米価変動補償交付金の廃止も行われている。

⁸ 農林水産省『米生産費統計』は、米の生産に要した費用や要素投入量のデータであり、他の作物の生産に投入された費用や要素投入量は含まれない。また、この個票データに含まれるのは世帯による農業経営（個別経営）のみであり、組織法人経営は対象となっていない。なお、そのため本稿の分析対象はデータの定義上は「個別経営体」であるが、理解を容易にするため「農家」と表記する。さらに、先行研究（Kawasaki, 2010; 吉田, 2023）に倣い、生産環境が大きく異なると考えられる北海道は分析から除外した。本稿と同様に農林水産省『米生産費統計』個票を用いた吉田（2023）は、個票データのサンプルに含まれる大規模な農家が北海道に多い傾向にあることを示し、大規模層の結果が北海道の数値に強く影響を受ける事態を避けるために北海道を除いたサンプルを分析に用いている。本稿においても、特に中・大規模農家についての推定結果に同様の問題が生じ得ることから、北海道を分析から除外した。ただし、北海道を含むデータを利用することには、サンプルサイズを確保するとともに全国状況を考慮できるという利点もあり、地域の生産環境の違いを考慮して北海道を含む分析を行うことは今後の課題となる。

⁹ 病虫害等で大幅な減収が生じた農家といった外れ値に対処する目的でこうした処理を行った。

¹⁰ なお、沖縄県は農林水産省『米生産費統計』の調査対象ではないため、沖縄県の農家はデータには含まれない。

表1 データ加工によるサンプルサイズの変化 (単位: 戸)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
①集計対象経営体以外を除外	794	814	830	820	1010	996
②北海道の農家を除外	720	744	745	733	922	907
③資本に含まれる費目が負の値をとる農家を除外	717	740	740	728	916	901
④ 2011~2013 年の一部の年にしか直接支払いを受給していない農家を除外	527	590	647	702	464	420
⑤バランスドパネルデータ構築	310	310	310	310	310	310
作付面積 1 ha 未満	90	90	90	90	90	90
うち参加農家	67	67	67	67	67	67
うち非参加農家	23	23	23	23	23	23
作付面積 1 ha 以上	220	220	220	220	220	220
うち参加農家	195	195	195	195	195	195
うち非参加農家	25	25	25	25	25	25

注)「集計対象経営体」は、原データのサンプルから、玄米販売量が 600 kg 未満の農家および過去 5 年間の 10 a 当たり収量のうち、最高および最低の年を除いた 3 年間の 10 a 当たり平均収量 (平年作) に対する調査年の収量の増減が 20% 以上であった農家を除いたものであり、公刊されている農林水産省『米及び麦類の生産費』において集計対象となった農家である。

出所) 農林水産省『米生産費統計 (平成 20 年産~平成 25 年産)』個票より著者作成。

各農家の参加農家ダミー変数および観察可能な農家属性のデータ等を結合し、生産性影響計測用データセットとする。最後に、戸別補償制度導入の生産性影響には、規模間において違いが存在する可能性がある。生源寺 (2011) は、水田作付面積が 1 ha に満たないような小規模農家に対して支給される米の所得補償交付金の金額は小さく、その受給が経営にもたらす影響が小さいと指摘している。また、磯田 (2011) は戸別補償制度のうち米の所得補償交付金 (および米価変動補填交付金) の受給によって、米価だけでは赤字だった階層の中でも水稲作付面積 1 ha 以上層は黒字化する一方、1 ha 未満層は赤字のままであることを試算の結果から示している。これらの指摘を踏まえ、生産性影響計測用データセットを戸別補償制度導入前の米作付面積 (2008, 2009 年の平均値) が 1 ha 未満の農家と 1 ha 以上の農家の 2 つのサブサンプルに分ける。それぞれのサブサンプルごとに生産性影響を計測することで、規模間における生産性影響の違いを検証する¹¹⁾。以上のデータ加工によるサンプルサイズの変化を表 1 に示した¹²⁾。

以下、稲作生産性水準の計測に用いるデータおよび生産性影響の計測に用いるデータの概要を述べる。稲作生産性水準の計測では、生産量は主産物数量 (kg) として定義した¹³⁾。生産要素には、土地 (米作付面積)、労働 (労働時間計)、資本 (農機具、自動車、賃借料および料金)、および経

¹¹⁾ なお、公刊されている農林水産省『米及び麦類の生産費』によると、水稲作付面積の都府県平均値は 2008 年に 1.21 ha、2009 年に 1.25 ha と 1 ha に近い値である。

¹²⁾ 個票元データ (表 1 の①集計対象経営体以外の農家と②北海道の農家を除く) から分析に用いるバランスドパネルデータの構築に当たって除外された観測の特徴を示し、バランスドパネルデータと比較した結果を付表 1 に示した。その結果、2013 年の土地労働比率以外のすべてで、有意水準 5% で有意差がみられなかった。そのため、本稿ではデータ加工によって多くの観測が分析から除外されているが、それによるサンプルの偏りの影響は大きくないものと考えられる。なお、アンバランスドパネルデータを用いることで、バランスドパネルデータを用いる場合と比べて多くの観測を分析に用いることが可能である。しかし、本稿で利用している個票データは概ね 5 年程度でサンプルが入れ替わる調査設計となっており、アンバランスドパネルデータを用いる場合、計測結果からサンプル中の農家の入れ替わりの影響を峻別することが困難となる。

¹³⁾ 本稿と同様に農林水産省『米生産費統計』個票を用いて、耕地分散が生産費に及ぼす影響を推定した川崎 (2009) および Kawasaki (2010) も、生産量を主産物数量として定義している。

表 2 稲作生産性水準の計測に利用するデータの要約統計量 (2008~2013 年)

	2008		2009		2010		2011		2012		2013	
	参加 農家	非参加 農家	参加 農家	非参加 農家	参加 農家	非参加 農家	参加 農家	非参加 農家	参加 農家	非参加 農家	参加 農家	非参加 農家
生産量 (kg)	21001.74 (27673.88)	6786.42 (6273.39)	21071.98 (28157.21)	6682.42 (6435.72)	20996.21 (28210.36)	6468.00 (6161.19)	21204.74 (29533.68)	6612.46 (7061.66)	22567.10 (31341.37)	6736.06 (7340.43)	24279.73 (36051.54)	6817.15 (7432.47)
土地投入量 (ha)	3.86 (5.20)	1.29 (1.22)	3.98 (5.50)	1.30 (1.22)	4.11 (5.66)	1.33 (1.29)	4.15 (6.08)	1.34 (1.44)	4.27 (6.28)	1.33 (1.44)	4.56 (6.89)	1.33 (1.44)
労働投入量 (時間)	712.38 (707.60)	427.97 (318.98)	724.88 (746.11)	434.24 (334.34)	733.94 (752.97)	436.09 (385.27)	735.22 (805.38)	435.38 (400.81)	752.95 (836.64)	418.82 (389.19)	795.54 (944.75)	411.92 (375.05)
資本投入量 (千円)	1263.57 (1521.26)	628.88 (516.59)	1190.40 (1329.47)	558.56 (445.25)	1263.51 (1449.64)	562.71 (569.03)	1301.13 (1606.17)	608.64 (612.06)	1387.17 (1874.00)	602.39 (472.03)	1390.40 (2048.47)	539.98 (477.27)
経常投入量 (千円)	746.68 (932.58)	233.36 (177.32)	756.48 (944.76)	248.28 (220.74)	787.37 (972.58)	248.36 (231.45)	782.48 (1009.96)	249.13 (252.36)	834.99 (1107.96)	250.37 (247.33)	887.11 (1242.05)	252.93 (255.81)

注) 上段の数値は平均。() 内の数値は標準偏差。

出所) 農林水産省「米生産費統計(平成 20 年産~平成 25 年産)」個票より著者作成。

常財(種苗, 肥料, 農薬, その他諸材料)が含まれる¹⁴⁾。資本と経常財は, 農林水産省『農業物価統計』の対応する項目の価格指数を用いて作成した資本と経常財のマルチラテラル価格指数によって, それぞれ基準年を 2008 年として実質化した。また, 次節で述べる通り, 本稿で利用する規模の経済性を考慮したマルチラテラル TFP 指数の計測では, 費用関数を計測するために総費用のデータが必要となる。総費用は, 上述の資本と経常財の金額, 直接労働費計, および支払地代と自作地地代の合計とした。

生産量および要素投入量の要約統計量を表 2 に示した。表 2 によると, 生産量およびすべての生産要素で, 参加農家の方が非参加農家よりも大きな値となっている。また, この傾向は戸別補償制度が導入される以前と以後とで変わらない。このことから, より大規模な農家が戸別補償制度への参加を選択している可能性があり, 政策の割り付けが無作為とはなっていないことが窺われる。それに対処するため, 生産性影響の計測では, 後述する傾向スコアマッチング(propensity score matching; PSM)を適用する。

生産性影響の計測では, 後述する傾向スコアを求めるため, 参加農家ダミー変数の他, 観察可能な農家属性として, 戸別補償制度導入前の経営耕地面積, 準主業農家ダミー変数, 副業的農家ダミー変数, 土地・労働比率, および借地面積割合を利用する。これらの変数の選択理由は次節で述べることとし, ここでは各変数の参加農家・非参加農家別の平均値を示す(表 3)。

表 3 によれば, サンプル全体では, 準主業農家ダミー以外のすべての農家属性の平均値について, 参加農家と非参加農家との間で統計的に有意な差がみられた。戸別補償制度参加農家は, 戸別補償制度導入前の時点で, 非参加農家よりも経営耕地面積が大きく, 副業的農家の割合が低く, 土地・労働比率が高く, 借地面積割合が高い傾向にあった。また, 作付面積が 1 ha 未満の農家と 1 ha 以上の農家とでサンプルを分けた場合, 作付面積 1 ha 未満のみのサブサンプルでは, 土地・労働比率の平均値について, 参加農家と非参加農家との間で統計的に有意な差がみられた。作付面積 1 ha 以上のみのサブサンプルでは, 経営耕地面積と土地・労働比率について, 参加農家と非参加農家との間で統計的に有意な差がみられた。次節で詳述するが, これらの農家属性は稲作生産性水準や戸別補償制度への参加確率に影響し得る要因であるため, これら農家属性の参加農家・非参加農家間における違いを調整しなければ, 生産性影響を適切に計測できない恐れがある。

¹⁴⁾ 本稿で利用した要素投入量は, 多田・伊藤(2018)や Kondo *et al.*(2017), 山本他(2007)等と同様に, すべて各年のフローデータである。資本投入に関して, 農機具費は大農具の減価償却費および修繕費と小農具の購入費および修繕費, 自動車費は自動車類の減価償却費および修繕費, 賃借料及び料金は共同負担金, 農機具等の賃借料, および航空防除費等の料金からなる。なお, 個票データを用いて生産性を計測した先行研究の例として, 農林水産省『営農類型別経営統計』個票を用いて付加価値生産関数を計測した Akune and Hosoe(2020)や阿久根・細江(2019)がある。これらの計測では, 農機具等について簿価から時価での実質純資本ストックへの再計算が行われている(詳細は阿久根・細江(2019)を参照のこと)。

表 3 戸別補償制度導入前における参加農家・非参加農家の農家属性平均値（マッチング前）

	参加 農家	非参加 農家	参加・非参加の差	t 検定 (p 値)
サンプル全体				
経営耕地面積 (ha)	6.17	1.99	4.18	0.001**
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.15	0.08	0.07	0.229
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.39	0.54	-0.16	0.043*
土地・労働比率	0.49	0.31	0.18	0.000**
借地面積割合	0.32	0.17	0.16	0.002**
作付面積 1 ha 未満				
経営耕地面積 (ha)	1.22	1.27	-0.05	0.802
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.13	0.04	0.09	0.236
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.64	0.70	-0.05	0.644
土地・労働比率	0.36	0.19	0.17	0.000**
借地面積割合	0.12	0.05	0.06	0.187
作付面積 1 ha 以上				
経営耕地面積 (ha)	7.87	2.65	5.22	0.007**
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.15	0.12	0.03	0.657
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.30	0.40	-0.10	0.298
土地・労働比率	0.54	0.41	0.12	0.010**
借地面積割合	0.40	0.27	0.12	0.078

注) 経営耕地面積、土地・労働比率、および借地面積割合は 2008、2009 年の平均値。準主業農家ダミーおよび副業的農家ダミーは 2009 年の値。**, * はそれぞれ有意水準 1%、5% である。
出所) 農林水産省『米生産費統計 (平成 20 年産～平成 25 年産)』個票より著者作成。

4. 分析方法

4.1 稲作生産性水準の計測

TFP 指標については参加農家と非参加農家の TFP 水準を比較するために、農家間で矛盾なく TFP 水準を比較できる必要がある。この「矛盾なく比較できる」というのは、どの農家を基準としても農家間の TFP 水準の大小関係が変化しないことを意味し、このような性質を循環性と呼ぶ (Caves *et al.*, 1982a)。循環性を有するという利点があることから、本稿では稲作生産性水準の計測のためにマルチラテラル TFP 指数を利用する¹⁵⁾。また、日本稲作については規模の経済性の存在が指摘されている (黒田, 2015) ことから、中でも規模の経済性を考慮したマルチラテラル TFP 指数 (山本, 1990; 近藤他, 2013) を用いる。マルチラテラル TFP 指数は、生産関数などの計量経済学的推計は不要となるノンパラメトリックな指数法¹⁶⁾によって計測される (山本, 1990; Wang

¹⁵⁾ 換言すれば、循環性を持たない TFP 指数、例えばテルンクビスト (Törnqvist) TFP 指数を適用した場合、テルンクビスト TFP 指数は TFP 水準の計算において、どの農家を基準とするかによって、一部農家間の大小関係が逆転する状況が起り得る欠点を有する。その意味で、TFP 指数の循環性欠如は基準となる農家の選定において、恣意性が免れない。

¹⁶⁾ 関連して、Akune and Hosoe (2021) は農林水産省『営農類型別経営統計』個票を用いて農業 TFP を計測し、水田作経営を含む営農類型ごとの生産性分布がべき分布であることを明らかにしている。ただし、本稿で計測するのは稲作に関する TFP であり、Akune and Hosoe (2021) が計測した経営全体の TFP とは異なる分布を有している可能性がある。

et al., 2019).

指数法による生産性の計測において規模の経済性を考慮する場合、生産性のある与えられた要素投入量の下での生産量の差として捉える生産量基準生産性指数と、与えられた生産量の下での要素投入量の差として捉える要素投入量基準生産性指数とが考えられる (Caves *et al.*, 1982b; 山本, 1990). そこで以下、マルチラテラル生産量基準生産性 (以下、生産量基準 TFP) 指数とマルチラテラル要素投入量基準生産性 (以下、投入量基準 TFP) 指数の計算方法を説明する. 1 生産物の場合、同一農家における $t+1$ 年と t 年との間の TFP 変化は、式 (1)(2) のように計算できる (理論的な詳細は山本 (1990) を参照されたい).

$$\ln MOBP_{t+1} - \ln MOBP_t \quad (1)$$

$$\begin{aligned} &= (\ln Q_{t+1} - \ln Q_t) \\ &\quad - \frac{1}{2} \sum_n \{ (W_{n,t+1} + \overline{W}_n) (\ln I_{n,t+1} - \overline{\ln I}_n) \\ &\quad - (W_{n,t} + \overline{W}_n) (\ln I_{n,t} - \overline{\ln I}_n) \} \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_n \left[\left\{ (1 - e_{t+1}) W_{n,t+1} + \overline{(1 - e)W}_n \right\} (\ln I_{n,t+1} - \overline{\ln I}_n) \right. \\ &\quad \left. - \left\{ (1 - e_t) W_{n,t} + \overline{(1 - e)W}_n \right\} (\ln I_{n,t} - \overline{\ln I}_n) \right] \end{aligned}$$

$$\ln MIBP_{t+1} - \ln MIBP_t \quad (2)$$

$$\begin{aligned} &= (\ln Q_{t+1} - \ln Q_t) \\ &\quad - \frac{1}{2} \sum_n \{ (W_{n,t+1} + \overline{W}_n) (\ln I_{n,t+1} - \overline{\ln I}_n) \\ &\quad - (W_{n,t} + \overline{W}_n) (\ln I_{n,t} - \overline{\ln I}_n) \} \\ &\quad + \frac{1}{2} \left[\left\{ (e_{t+1})^{-1} - 1 + \overline{e^{-1} - 1} \right\} (\ln Q_{t+1} - \overline{\ln Q}) \right. \\ &\quad \left. - \left\{ (e_t)^{-1} - 1 + \overline{e^{-1} - 1} \right\} (\ln Q_t - \overline{\ln Q}) \right] \end{aligned}$$

ただし、 $\ln MOBP$ は自然対数をとった生産量基準 TFP 水準、 $\ln MIBP$ は自然対数をとった投入量基準 TFP 水準、 Q は生産物の生産量、 W_n は投入要素 n のコスト・シェア、 I_n は投入要素 n の投入量、バーは全農家・全年次の算術平均を示す。 e は規模の経済性を表し、 e が 1 より大きい (小さ) ければ、規模に関して収穫逓増 (逓減) とみなす (山本, 1990)¹⁷。同一時点における異なる農家間の TFP 格差も同様に計算できる。

¹⁷ 規模の経済性 e は山本 (1990) と近藤他 (2011) に倣い、以下のコブ・ダグラス型費用関数を計測し、生産弾力性 $\beta_{1,t}$ の逆数として求めた ($e_t = 1/\beta_{1,t}$)。

$$\ln C_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \ln Q_t$$

ただし、 C_t は t 年の総費用である。本稿では個票データを用いるため、農家ごとに時系列で規模の経済性を計測することは無論考えられる。しかしながら、本稿の計測期間は 2008~2013 年の 6 箇年に過ぎず、各農家の観測数が 6 と小さいことから、規模の経済性は農家ごとではなく、近藤他 (2011) に倣って年次別にクロスセクションで計測した。これは規模の経済性がすべての農家で等しいと仮定することを意味し、その計測方法の改善は残された課題である。なお、規模に関して収穫一定を仮定したマルチラテラル TFP 指数を用いた場合も、戸別補償制度の影響に関する本稿の分析結果は大きくは変わらず、結論は不変であった。

本稿では、生産量基準 TFP と投入量基準 TFP の 2 つの指数を用いて、2008 年における農家間の TFP 格差を計測したのち、各農家における各年次間の TFP 変化を累積的に乗じていくことで、各農家の各年における生産量基準と投入量基準の TFP 水準をそれぞれ算出した。参加農家と非参加農家の TFP 水準を比較可能なものとするため、TFP 水準は参加農家と非参加農家で同時に計算した。

4.2 生産性影響の計測

本稿では、上述の方法で計測した稲作 TFP 水準に対する、戸別補償制度導入の生産性影響を計測する。この生産性影響は、PSM と差分の差分 (difference-in-differences: DID) 法を組み合わせた方法 (PSM-DID 法) を適用することで、戸別補償制度参加農家に対する平均処置効果 (ATT) として計測される。PSM-DID 法は、近年、EU の直接支払いが農家レベルの TFP に及ぼす影響の計測に用いられている (Mennig and Sauer, 2020; Baráth *et al.*, 2020)。以下、概要を述べる。

4.2.1 傾向スコアマッチング

戸別補償制度への参加は任意であり、それゆえ政策の割り付けが無作為にならない。このような政策の効果を推定する場合に、PSM はしばしば利用されている (農業政策における適用例や手法の詳細は中谷 (2016) を参照)。PSM では、各農家の戸別補償制度導入前の観察可能な属性から傾向スコアと呼ばれる戸別補償制度への参加確率を求め、この傾向スコアの値の近さに基づいて、戸別補償制度参加農家に非参加農家をマッチングする。傾向スコアは、参加農家ダミー変数を従属変数、前節で述べた観察可能な農家属性を独立変数とするロジットモデルの推定によって求めた。

傾向スコアを求めるためのロジットモデルで利用する農家属性は、以下のように決定した。まず、先行研究より、戸別補償制度への参加確率と相関し得る農家属性のうち、稲作生産性にも影響を及ぼし得るものをリストアップした。具体的には、荒幡 (2015b) は、大規模・専業農家は小規模・兼業農家に比べ戸別補償制度への参加確率が高いことを明らかにしている¹⁸⁾。これらの変数は、いずれも稲作 TFP 水準にも影響を及ぼし得る。ただし、経営規模は経営耕地面積等によって考慮できるものの、本稿で利用した農林水産省『米生産費統計』個票からは専兼業区分のデータは得られない。そこで本稿においては、ロジットモデルの独立変数として、経営規模を表す変数として経営耕地面積、専兼業区分の代理として主業農家を基準とする準主業農家ダミー変数および副業的農家ダミー変数を利用する。

次に、先行研究より、稲作生産性に影響を及ぼし得る農家属性をリストアップした。具体的には、直接支払いへの依存度が農業生産の技術効率に及ぼす影響を解明した多田・伊藤 (2018) のモデルでは、直接支払い以外に技術効率に影響を及ぼす要因として土地・労働比率および借地面積比率が利用されていた¹⁹⁾。そこで本稿においても、農林水産省『米生産費統計』個票から得られる変数から土地・労働比率および借地面積比率を計算し、ロジットモデルの独立変数として利用する。

¹⁸⁾ 荒幡 (2015b) は、大規模・専業農家ほど戸別補償制度への参加メリットが大きく、参加確率が高くなることを明らかにした。一方で、小規模農家の参加率が理論的に想定されるよりも高く、その要因として国の出先機関の担当者による参加促進運動や、集落の相互扶助精神による生産者段階での調整があったとも指摘している。しかし、本稿で利用した農林水産省『米生産費統計』個票からは、こうした実態面のデータは得られず、これらの考慮は今後の課題として残された。

¹⁹⁾ 多田・伊藤 (2018) では、土地・労働比率および借地面積比率以外にも、技術効率に影響を及ぼす要因として、経営形態の違いを制御する変数、および 2010 年の転作奨励金の制度変更 (水田活用の所得補償交付金の導入) を制御する変数が利用されていた。しかし、本稿は個別経営のみを対象とした分析であること、および傾向スコアを求める際に利用する農家属性は戸別補償制度導入前の値のみを用いることから、これらの変数は利用していない。

なお、以上の農家属性変数は、すべて戸別補償制度導入前の値を用いる。具体的には、経営耕地面積、土地・労働比率、および借地面積比率は 2008 年と 2009 年の平均値を利用し、準主業農家ダミー変数と副業的農家ダミー変数は年によって値が変わるため、2009 年の値を利用した。

以上の変数を用いて傾向スコアを求め、参加農家に非参加農家をマッチングする²⁰⁾。マッチングの際には、共通サポート条件²¹⁾を課し、また非参加農家が繰り返しマッチングに利用されることを許した。マッチング方法は、類似の先行研究 (Mennig and Sauer, 2020; Baráth *et al.*, 2020) に倣い、1 対 1 から 1 対 5 の最近傍マッチング、カーネルマッチング、半径マッチング (キャリパーは 0.05 に設定) の 7 通りの方法でマッチングを試行した。マッチングの目的は、参加農家・非参加農家間において農家属性のバランスをとることである。そこで、7 通りの方法によってマッチングしたデータのうち、参加農家・非参加農家間において、利用したすべての農家属性変数の平均値の差に有意水準 5% で統計的にゼロと有意差が認められなかったマッチング方法に限り、適切にバランスが取れたと判断して DID 法によって生産性影響を計測する。

4.2.2 差分の差分法

戸別補償制度導入の生産性影響は、上述の方法でマッチングし、適切にバランスが取れたと判断されたデータを用いて DID 法によって計測する²²⁾。以下、DID 法について Ferraro and Miranda (2014) を参考に概説する。

DID 法では、戸別補償制度導入前後の TFP 水準の変化を、参加農家と非参加農家の間で比較する。これにより、時間によって変化しない、参加農家と非参加農家の間における観察できない農家属性の差異による影響を取り除くことができる。このとき、戸別補償制度導入前後における非参加農家の TFP 水準の変化は、参加農家が戸別補償制度に参加しなかった場合の反事実的な TFP 水準の変化と解釈される。

第 1 に、規模間・時点間における違いを考慮しない場合の生産性影響を計測するため、サンプル全体でマッチングしたデータを用いて、式 (3) の固定効果モデルを計測する。このとき計測されるのは、戸別補償制度導入後の期間全体における平均的にみた生産性影響である。

$$TFP_{it} = \alpha + \delta DP_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ただし、 TFP_{it} は農家 i の t 年における稲作 TFP 水準、 DP_{it} は農家 i が t 年において戸別補償制度の直接支払いを受給しているか否かを示す受給ダミー変数、 α は定数項、 γ_i は農家 i に固有の固定効果、 λ_t は t 年の全農家に共通する時間効果、 ε_{it} は誤差項を表す。このとき、戸別補償制度への参加が TFP 水準に及ぼした、平均的な生産性影響は係数 δ で表される。

次に、生産性影響の規模間・時点間における違いを解明するため、まず、生産性影響計測用のデータセットを作付面積 (2008, 2009 年の平均値) が 1 ha 未満の農家と 1 ha 以上の農家の 2 つに分ける。その上で、それぞれのサブサンプルごとにロジットモデルの計測と PSM によるマッ

²⁰ 傾向スコアの算出に用いる農家属性としては、前述のもの以外にも農業地域類型や生産調整面積割合等、複数の組み合わせで試行した上で、 t 検定によるバランステストの結果を踏まえ、参加農家と非参加農家との間で農家属性のバランスが適切にとれるように選択した。

²¹ 参加農家・非参加農家間で傾向スコアの分布が重なる領域で ATT を計測するという仮定であり、セレクションバイアスに対処する上で不可欠なものである。

²² 具体的には、Stata 17 の `psmatch2` コマンドを利用して PSM を実施した。その結果計算されるウェイトを DID 法による計測に利用することで、マッチング後のデータによる生産性影響の計測を実施した。式 (3) による生産性影響の計測は `xtddidregress` コマンド、式 (4) による生産性影響の計測は `eventdd` コマンドを利用して実施した。

ングを行い、時点間の違いを考慮するために式 (3) に代えて式 (4) を計測する²³⁾。式 (4) は、式 (3) による DID 法を拡張したものであり、event study と呼ばれる分析方法である (Clarke and Tapia-Schythe, 2021)。

$$TFP_{it} = \alpha + \sum_{j=0}^2 \delta_j(\text{Lag } j)_t + \delta_{-2}(\text{Lead } 2)_t + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

ただし、Lag j および Lead 2 は、各観測が戸別補償制度の導入、すなわち 2011 年の j 時点後 (2011, 2012, 2013 年) および 2 時点前 (2008 年) であることを示す二値変数である (戸別補償制度導入 1 時点前の 2009 年基準)。 δ_j および δ_{-2} は、それぞれ戸別補償制度導入の j 時点後および 2 時点前における生産性影響を表す。

DID 法や event study を用いる上で最も重要な仮定として、平行トレンドの仮定がある。本稿において平行トレンドの仮定とは、もし戸別補償制度の導入が無ければ、戸別補償制度参加農家の稲作 TFP 水準のトレンドと、非参加農家の稲作 TFP 水準のトレンドの差が一定であるという仮定である (Huntington-Klein, 2022)。平行トレンドの仮定は直接的には検定できないものの、戸別補償制度導入前のデータのみを使って、導入以前の期間において参加農家と非参加農家の TFP 水準の推移に差があるかをみることで検証でき、式 (4) の計測によって戸別補償制度導入の生産性影響の計測と同時に検証できる (Clarke and Tapia-Schythe, 2021)。結果を先取りすれば、マッチング後のデータによれば、利用したどのマッチング方法でも平行トレンドの仮定は満たされていると判断できる。

さらに、生産性影響の計測においては SUTVA (Stable Unit Treatment Value Assumption) も満たされる必要がある。本稿において SUTVA とは、ある農家の潜在的な TFP 水準が、他の農家が戸別補償制度に参加したかに関連しないという仮定である (Angrist *et al.*, 1996)。ある農家の戸別補償制度への参加と他の農家の稲作 TFP 水準が関連する可能性として考えられることとして、戸別補償制度の導入によって米価を下げる力が働いたとの議論がある (磯田, 2011; 金, 2013)。戸別補償制度の導入の結果、非参加農家が直面する米価が影響を受け、それにより生産行動が変化したとすれば、SUTVA が満たされない恐れがある。ただし、本稿で対象とする 2013 年までの短期間において、各農家の戸別補償制度への参加が米価への影響を通じて他の農家の稲作生産性水準に与えた影響は小さいと仮定し、分析する。

5. 分析結果と考察

5.1 稲作生産性水準の計測結果

まず、式 (1)(2) によって、マッチング前のバランスドパネルデータを用いて農家別の稲作 TFP 水準を計測した。計測した 2008~2013 年 (生産性影響計測の対象としない 2010 年を除く) の TFP 水準を、参加農家・非参加農家別に平均した結果を図 1 に示した。サンプル全体の他、作付面積が 1 ha 未満と 1 ha 以上のサブグループでも集計した。

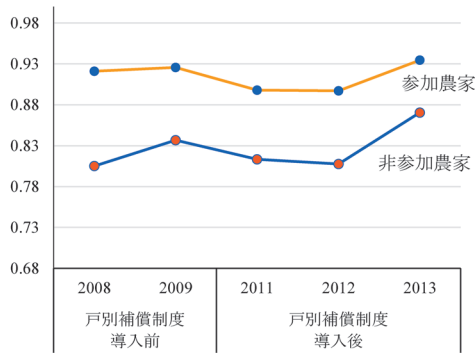
生産量基準 TFP と投入量基準 TFP 指数のどちらでも、サンプル全体では、参加農家の稲作 TFP 水準の平均値は、全期間を通して非参加農家よりも高い。このことから、戸別補償制度導入前の時点から稲作 TFP 水準が相対的に高い農家が、戸別補償制度に参加していた傾向にあることがわかる。この傾向は作付面積 1 ha 未満のサブサンプルでも同様であり、参加農家の方が分析期間を通じて TFP 水準が高い。

²³⁾ 傾向スコアの算出に用いた農家属性の各年の値をコントロール変数として利用した場合でも式 (4) を計測したが、計測結果はほとんど変わらなかった。

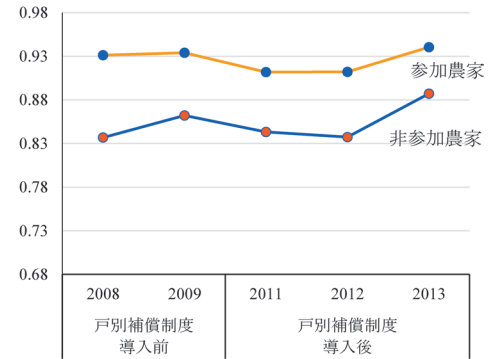
図 1 稲作生産性水準の計測結果（マッチング前）

サンプル全体

生産量基準TFP

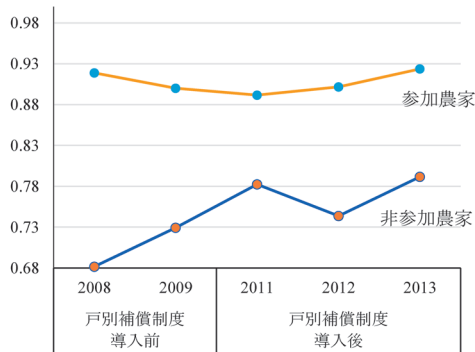


投入量基準TFP

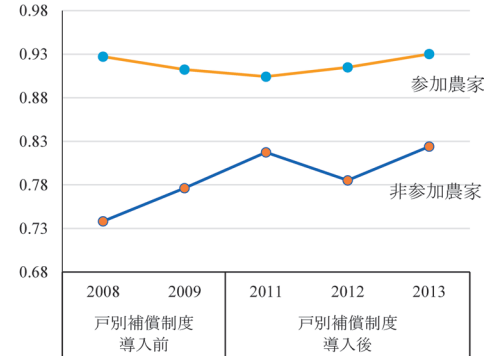


作付面積1ha未満

生産量基準TFP

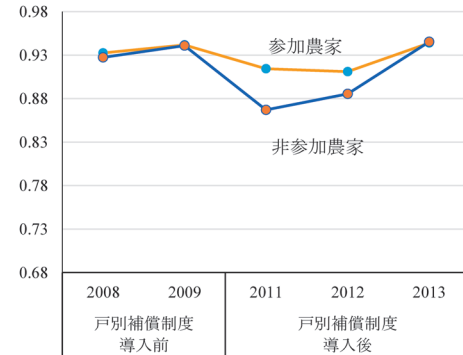
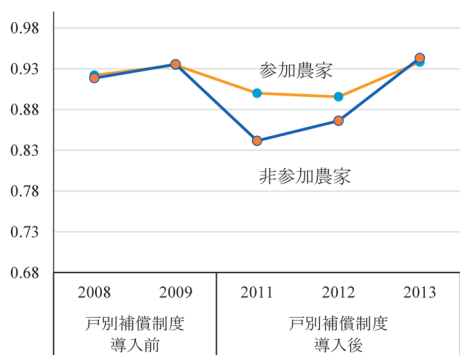


投入量基準TFP



作付面積1ha以上

生産量基準TFP



注) 農林水産省「米生産費統計」個票から戸別補償制度の受給状況のデータが得られないため、2010年は除外。
出所) 農林水産省「米生産費統計（平成20年産～平成25年産）」個票より著者作成。

他方、作付面積1ha以上のサブサンプルでは、参加農家・非参加農家間のTFP水準の格差は、作付面積1ha未満のサブサンプルに比べて小さくなっている。さらに、戸別補償制度導入後である2011年以降に着目すると、非参加農家のTFP水準が2011年に低下し、その後2013年にかけて

て上昇傾向にあるのに比べて、参加農家の TFP 水準の変動は比較的小さい。ただし、以上の傾向はマッチング前のデータを用いた場合の結果であり、政策の割り付けが無作為にならない点に対処していないものである。

ここで、平行トレンドの仮定について検討する。図 1 をみると、特に作付面積 1 ha 未満のサブサンプルについて、戸別補償制度導入前の TFP 水準の推移が参加農家と非参加農家とで異なっており、平行トレンドの仮定が満たされていないように思われる。しかし、図 1 はマッチング前のデータを用いて示したものであり、前節で述べたマッチング手順によって、この点についても改善することができる。なお、作付面積 1 ha 以上のサブサンプルについては、マッチング前において平行トレンドの仮定が満たされているように見える。マッチング後における平行トレンドの仮定の検証については後述する。

5.2 農業者戸別所得補償制度への参加要因

続いて、マッチングに利用する傾向スコアを求めるために、サンプル全体、および作付面積 1 ha 未満と作付面積 1 ha 以上のサブサンプルについて、戸別補償制度導入前の変数を用いてそれぞれロジットモデルを計測した(表 4)。サンプル全体では、経営耕地面積の平均限界効果は有意水準 1%、土地・労働比率(直接労働時間に対する作付実面積の比率)の平均限界効果は有意水準 5%で有意に正の値となった。その他の農家属性の平均限界効果については、有意水準 5%で統計的にゼロと有意差が認められなかった。つまり、戸別補償制度導入前の時点における経営耕地面積が大きく、労働時間当たりの作付面積が大きい農家ほど、戸別補償制度への参加確率が高い傾向にあった。経営耕地面積については、より大規模な農家は小規模農家に比べ戸別補償制度への参加確率が高いという荒幡(2015b)の指摘と整合的である。土地・労働比率については、戸別補償制度参加農家は非参加農家よりも稲作 TFP 水準が高い傾向(図 1)にあることを踏まえると、作業効率が相対的に高い農家ほど戸別補償制度への参加確率が高い傾向が現れた可能性がある。

規模別に計測した結果をみると、規模間で傾向が異なる。作付面積 1 ha 未満のみのサブサンプルでは、経営耕地面積の平均限界効果が負の値となっている。これは、規模を基準としてサンプルを分割したことで、特に作付面積 1 ha 未満のサブサンプルで経営耕地面積のばらつきが小さくなったことによるものと考えられる。準主業農家ダミーと土地・労働比率については、作付面積 1 ha 未満でのみ有意となっており、規模間で戸別補償制度への参加要因が異なっている可能性が示唆される。他方、作付面積 1 ha 以上のサブサンプルでは、平均限界効果が統計的に有意となったのは経営耕地面積のみである。これは、サンプル全体の場合と同様、より大規模な農家は小規模農家に比べ戸別補償制度への参加確率が高いという荒幡(2015b)の指摘と整合的である。ただし、ロジットモデルの計測が目的とするのはマッチングによる農家属性のバランス向上であり、戸別補償制度への参加要因の規模間における違いの詳細な分析は今後の課題としたい。

ロジットモデルによって求めた傾向スコアに基づいて、参加農家に非参加農家をマッチングした。マッチングの良し悪しを判断し、生産性影響の計測に利用するマッチング方法を決定するため、マッチング後の農家属性の平均値をみていく。サンプル全体でマッチングした後の農家属性の平均値(表 5)をマッチング前の平均値である表 3と比較すると、すべてのマッチング方法で、利用したすべての農家属性の参加農家・非参加農家間の平均値の差が絶対値でみて小さくなっている。ただしマッチング後でも、t 検定によると、1対4と1対5の最近傍マッチング、カーネルマッチング、および半径マッチングでは、経営耕地面積の値に参加農家・非参加農家間で平均値に有意水準 5%で有意差がみられる。つまり、1対4と1対5の最近傍マッチング、カーネルマッ

表 4 ロジットモデルの計測結果

	平均限界効果	z 値	p 値
サンプル全体（観測数：310）			
経営耕地面積（ha）	0.04	3.16	0.002**
準主業農家ダミー（基準：主業）	0.13	1.72	0.086
副業的農家ダミー（基準：主業）	0.06	1.33	0.184
土地・労働比率	0.43	2.54	0.011*
借地面積割合	-0.03	-0.34	0.736
サンプルサイズ	310		
対数尤度	-110.28		
Pseudo R ²	0.17		
作付面積 1 ha 未満（観測数：90）			
経営耕地面積（ha）	-0.13	-2.58	0.010**
準主業農家ダミー（基準：主業）	0.31	2.75	0.006**
副業的農家ダミー（基準：主業）	0.01	0.13	0.900
土地・労働比率	2.49	6.69	0.000**
借地面積割合	0.47	1.80	0.071
サンプルサイズ	90		
対数尤度	-32.30		
Pseudo R ²	0.37		
作付面積 1 ha 以上（観測数：220）			
経営耕地面積（ha）	0.06	3.51	0.000**
準主業農家ダミー（基準：主業）	0.07	1.17	0.244
副業的農家ダミー（基準：主業）	0.05	1.19	0.235
土地・労働比率	0.05	0.30	0.765
借地面積割合	-0.09	-1.20	0.232
サンプルサイズ	220		
対数尤度	-62.86		
Pseudo R ²	0.19		

注) **, *はそれぞれ有意水準 1%, 5% で有意。ロバスト標準誤差を利用。

出所) 農林水産省「米生産費統計（平成 20 年産～平成 25 年産）」個票より著者作成。

ング、および半径マッチングでは、マッチング後のデータで適切に農家属性のバランスが取れているとは判断できない。そのため、サンプル全体については、すべての農家属性について参加農家・非参加農家間でバランスが取れた 1 対 1～1 対 3 の最近傍マッチングによる生産性影響の計測結果を示す。

同様に、作付面積 1 ha 未満のみと作付面積 1 ha 以上のみのサブサンプルを用いて参加農家に非

表 5 戸別補償制度導入前における参加農家・非参加農家の農家属性平均値（マッチング後・サンプル全体）

農家属性	参加農家	非参加農家	参加・非参加の差	t 検定 (p 値)
1 対 1 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.31	3.16	0.14	0.460
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.13	0.03	0.342
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.44	0.48	-0.05	0.341
土地・労働比率	0.43	0.45	-0.02	0.215
借地面積割合	0.25	0.26	-0.01	0.579
1 対 2 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.31	3.07	0.24	0.209
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.17	-0.01	0.847
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.44	0.44	0.00	1.000
土地・労働比率	0.43	0.45	-0.02	0.259
借地面積割合	0.25	0.23	0.02	0.461
1 対 3 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.31	3.01	0.29	0.126
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.18	-0.02	0.527
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.44	0.44	0.00	0.949
土地・労働比率	0.43	0.45	-0.02	0.319
借地面積割合	0.25	0.23	0.02	0.387
1 対 4 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.31	2.93	0.38	0.042*
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.19	-0.03	0.349
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.44	0.45	-0.01	0.830
土地・労働比率	0.43	0.45	-0.02	0.282
借地面積割合	0.25	0.22	0.03	0.266
1 対 5 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.31	2.84	0.46	0.012*
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.22	-0.06	0.109
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.44	0.44	0.00	1.000
土地・労働比率	0.43	0.44	-0.01	0.625
借地面積割合	0.25	0.22	0.03	0.272
カーネルマッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.31	2.91	0.40	0.033*
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.19	-0.03	0.398
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.44	0.45	-0.01	0.776
土地・労働比率	0.43	0.45	-0.02	0.305
借地面積割合	0.25	0.22	0.03	0.192
半径マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.31	2.89	0.42	0.025*
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.19	-0.03	0.382
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.44	0.46	-0.02	0.731
土地・労働比率	0.43	0.45	-0.02	0.315
借地面積割合	0.25	0.21	0.04	0.159

注) *は有意水準 5% で有意。ここで参加農家・非参加農家間ですべての農家属性について平均値の差に有意差がみられないマッチング方法（具体的には、

1 対 1、1 対 2、及び 1 対 3 最近傍マッチング）による結果のみ表 8 では示す。

出所) 農林水産省『米生産費統計（平成 20 年産～平成 25 年産）』個票より著者作成。

参加農家をマッチングした場合の、マッチング後の農家属性の平均値を表 6 と表 7 に示した。その結果、作付面積 1 ha 未満では、1 対 2、1 対 4、および 1 対 5 の最近傍マッチングですべての農

表 6 戸別補償制度導入前における参加農家・非参加農家の農家属性平均値（マッチング後・作付面積 1 ha 未満）

農家属性	参加農家	非参加農家	参加・非参加の差	t 検定 (p 値)
1 対 1 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	1.35	1.11	0.24	0.264
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.15	0.03	0.12	0.089
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.61	0.82	-0.21	0.058
土地・労働比率	0.23	0.25	-0.01	0.394
借地面積割合	0.07	0.01	0.05	0.045*
1 対 2 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	1.35	1.06	0.29	0.170
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.15	0.06	0.09	0.237
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.61	0.82	-0.21	0.058
土地・労働比率	0.23	0.23	0.00	0.828
借地面積割合	0.07	0.05	0.02	0.553
1 対 3 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	1.35	1.09	0.26	0.218
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.15	0.04	0.11	0.129
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.61	0.83	-0.22	0.046*
土地・労働比率	0.23	0.23	0.00	0.977
借地面積割合	0.07	0.04	0.02	0.437
1 対 4 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	1.35	1.24	0.11	0.622
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.15	0.05	0.11	0.153
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.61	0.74	-0.14	0.244
土地・労働比率	0.23	0.24	0.00	0.925
借地面積割合	0.07	0.05	0.02	0.576
1 対 5 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	1.35	1.19	0.16	0.471
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.15	0.04	0.11	0.138
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.61	0.76	-0.16	0.173
土地・労働比率	0.23	0.23	0.01	0.779
借地面積割合	0.07	0.06	0.00	0.981
カーネルマッチング				
経営耕地面積 (ha)	1.38	1.00	0.38	0.071
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.03	0.13	0.076
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.59	0.86	-0.27	0.015*
土地・労働比率	0.23	0.24	0.00	0.943
借地面積割合	0.07	0.04	0.03	0.408
半径マッチング				
経営耕地面積 (ha)	1.38	1.02	0.36	0.099
準主業農家ダミー (基準：主業)	0.16	0.02	0.14	0.060
副業的農家ダミー (基準：主業)	0.58	0.85	-0.27	0.017*
土地・労働比率	0.23	0.24	0.00	0.811
借地面積割合	0.07	0.04	0.03	0.326

注) *は有意水準 5% で有意。ここで参加農家・非参加農家間ですべての農家属性について平均値の差に有意差がみられないマッチング方法（具体的には、

1 対 2、1 対 4、及び 1 対 5 最近傍マッチング）による結果のみ図 2 では示す。

出所) 農林水産省「米生産費統計（平成 20 年産～平成 25 年産）」個票より著者作成。

家属性について参加農家・非参加農家間でバランスが取れているため、これら 3 つのマッチング方法による生産性影響の計測結果を示す。また、作付面積 1 ha 以上では、1 対 1、1 対 3、および 1

表7 戸別補償制度導入前における参加農家・非参加農家の農家属性平均値（マッチング後・作付面積1ha以上）

農家属性	参加農家	非参加農家	参加・非参加の差	t 検定 (p 値)
1 対 1 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.60	3.52	0.08	0.653
準主業農家ダミー (基準: 主業)	0.17	0.21	-0.04	0.439
副業的農家ダミー (基準: 主業)	0.39	0.39	-0.01	0.901
土地・労働比率	0.46	0.47	-0.01	0.716
借地面積割合	0.30	0.27	0.03	0.387
1 対 2 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.60	3.37	0.23	0.202
準主業農家ダミー (基準: 主業)	0.17	0.18	-0.01	0.873
副業的農家ダミー (基準: 主業)	0.39	0.46	-0.07	0.219
土地・労働比率	0.46	0.51	-0.05	0.021*
借地面積割合	0.30	0.23	0.07	0.028*
1 対 3 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.60	3.46	0.15	0.414
準主業農家ダミー (基準: 主業)	0.17	0.17	0.00	0.957
副業的農家ダミー (基準: 主業)	0.39	0.40	-0.01	0.868
土地・労働比率	0.46	0.50	-0.04	0.109
借地面積割合	0.30	0.26	0.04	0.214
1 対 4 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.60	3.27	0.34	0.055
準主業農家ダミー (基準: 主業)	0.17	0.24	-0.06	0.187
副業的農家ダミー (基準: 主業)	0.39	0.38	0.01	0.926
土地・労働比率	0.46	0.49	-0.02	0.288
借地面積割合	0.30	0.24	0.06	0.083
1 対 5 最近傍マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.60	3.18	0.43	0.015*
準主業農家ダミー (基準: 主業)	0.17	0.26	-0.09	0.085
副業的農家ダミー (基準: 主業)	0.39	0.38	0.00	0.940
土地・労働比率	0.46	0.50	-0.04	0.112
借地面積割合	0.30	0.24	0.06	0.089
カーネルマッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.60	3.48	0.12	0.505
準主業農家ダミー (基準: 主業)	0.17	0.15	0.02	0.598
副業的農家ダミー (基準: 主業)	0.39	0.43	-0.04	0.465
土地・労働比率	0.46	0.49	-0.03	0.142
借地面積割合	0.30	0.27	0.03	0.353
半径マッチング				
経営耕地面積 (ha)	3.60	3.47	0.13	0.484
準主業農家ダミー (基準: 主業)	0.17	0.15	0.02	0.637
副業的農家ダミー (基準: 主業)	0.39	0.42	-0.03	0.569
土地・労働比率	0.46	0.49	-0.03	0.173
借地面積割合	0.30	0.27	0.03	0.355

注) *は有意水準 5% で有意。ここで参加農家・非参加農家間ですべての農家属性について平均値の差に有意差がみられないマッチング方法（具体的には、1 対 1、1 対 3、及び 1 対 4 の最近傍マッチング、カーネルマッチング、及び半径マッチング）による結果のみ図 3 では示す。
出所) 農林水産省『米生産費統計（平成 20 年産～平成 25 年産）』個票より著者作成。

対 4 の最近傍マッチング、カーネルマッチング、半径マッチングですべての農家属性について参加農家・非参加農家間でバランスが取れているため、これら 5 つのマッチング方法による生産性影響

表 8 生産性影響の計測結果（サンプル全体）

	サンプルサイズ (戸/年)	生産性影響 推定値	標準誤差	p 値	95% 信頼区間	
					下限	上限
生産量基準 TFP						
1 対 1 最近傍マッチング	257	0.04	0.05	0.356	-0.05	0.13
1 対 2 最近傍マッチング	263	0.05	0.04	0.160	-0.02	0.13
1 対 3 最近傍マッチング	266	0.05	0.04	0.166	-0.02	0.13
投入量基準 TFP						
1 対 1 最近傍マッチング	257	0.03	0.04	0.359	-0.04	0.10
1 対 2 最近傍マッチング	263	0.04	0.03	0.160	-0.02	0.10
1 対 3 最近傍マッチング	266	0.04	0.03	0.164	-0.02	0.10

注) 標準誤差は、農家単位でクラスター化したクラスターロバスト標準誤差。

出所) 農林水産省「米生産費統計（平成 20 年産～平成 25 年産）」個票より著者作成。

の計測結果を示す。

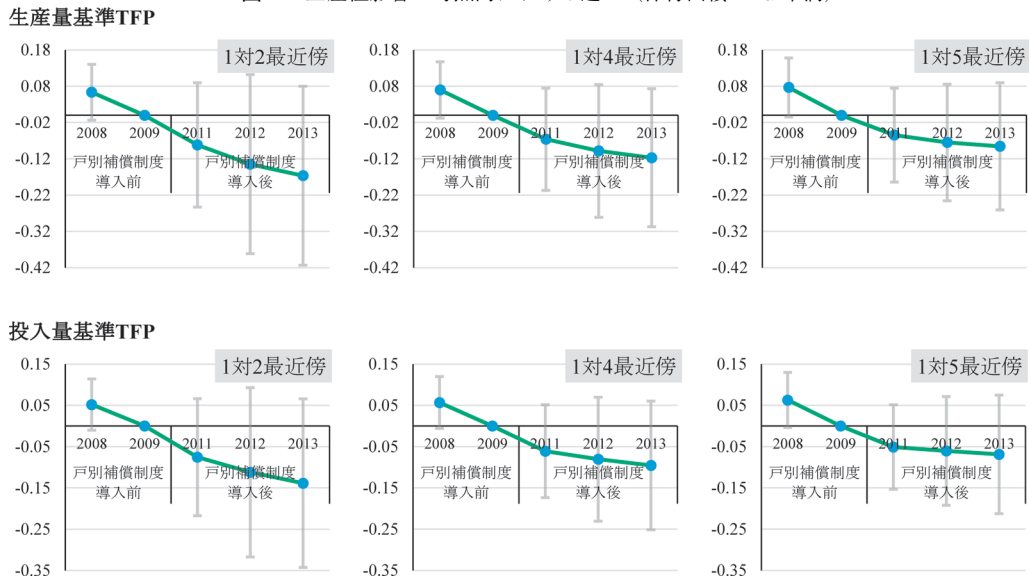
5.3 生産性影響の計測結果

まず、サンプル全体でマッチングしたデータを用いて、規模間・時点間における違いを考慮しない場合の戸別補償制度導入の生産性影響を式 (3) によって計測した (表 8)。生産量基準と投入量基準のどちらの TFP 水準でも、利用したすべてのマッチング方法で、生産性影響の推定値は正の値であったものの有意水準 5% で統計的にゼロと有意差が認められなかった。つまり、サンプル全体については、戸別補償制度導入による農家の稲作生産性水準に対する明瞭な生産性影響は検出されなかった。ただし、これは平均的な生産性影響の推定値であり、農家の規模や時期の違いによって生産性影響に差異があった可能性がある。

そこで、次に、生産性影響の規模間・時点間における違いを解明するため、作付面積 1 ha 未満と 1 ha 以上に分けたサブサンプルを用いて、式 (4) によって生産性影響を計測した。図 2 は、作付面積 1 ha 未満の参加農家の稲作 TFP 水準に対する、各時点における生産性影響推定値と 95% 信頼区間である。生産量基準と投入量基準の 2 通りの TFP 水準のそれぞれについて、すべての農家属性について参加農家・非参加農家間でバランスが取れた 1 対 2、1 対 4、および 1 対 5 の 3 通りの最近傍マッチングによってマッチングしたデータを用いて生産性影響を計測したため、全 6 通りの結果を示している。

すべての場合で、結果の傾向は概ね同様である。例えば、生産量基準 TFP 水準について、1 対 2 最近傍マッチングによってマッチングしたデータを用いた生産性影響の計測結果をみると、戸別補償制度導入の 1 年目にあたる 2011 年の生産性影響推定値は -0.08 であるものの、推定値の 95% 信頼区間はゼロを含んでいる。このことから、作付面積 1 ha 未満の参加農家の生産量基準 TFP 水準に対する、戸別補償制度導入の 2011 年における影響は明瞭には確認できなかった。その後の 2012 年と 2013 年において、生産性影響の推定値は絶対値でみてより大きな負の値へと推移しているが、いずれの年においても有意水準 5% で統計的にゼロと有意差が認められなかった。生産性影響推定値は負であるものの、有意水準 5% で統計的にゼロと有意差が認められないという傾向は、生産量基準と投入量基準のどちらの TFP 水準を用いても、またいずれのマッチング方法によって

図 2 生産性影響の時点間における違い（作付面積 1 ha 未満）



注) 式 (4) の δ_j および δ_{-2} の計測結果 (2009 年基準). パーは 95% 信頼区間. 農家単位でクラスター化したクラスターロバスト標準誤差を利用. 出所) 農林水産省『米生産費統計 (平成 20 年産～平成 25 年産)』個票より著者作成.

も同様であった.

次に, 図 3 は, 作付面積 1 ha 以上の参加農家の稲作 TFP 水準に対する, 各時点における生産性影響推定値と 95% 信頼区間である. 2 通りの TFP 水準それぞれについて 5 通りのマッチング方法によってマッチングしたデータを用いて生産性影響を計測したため, 全 10 通りの結果を示している.

生産量基準と投入量基準のどちらの TFP 水準についても, 1 対 3 と 1 対 4 の最近傍マッチング, カーネルマッチング, および半径マッチングによれば, 2011 年における生産性影響が有意水準 5% で統計的に有意に正の値をとっている. しかし, 2013 年にかけて生産性影響の推定値は小さくなり, 2012 年と 2013 年においては有意水準 5% で統計的にゼロと有意差が認められなかった.

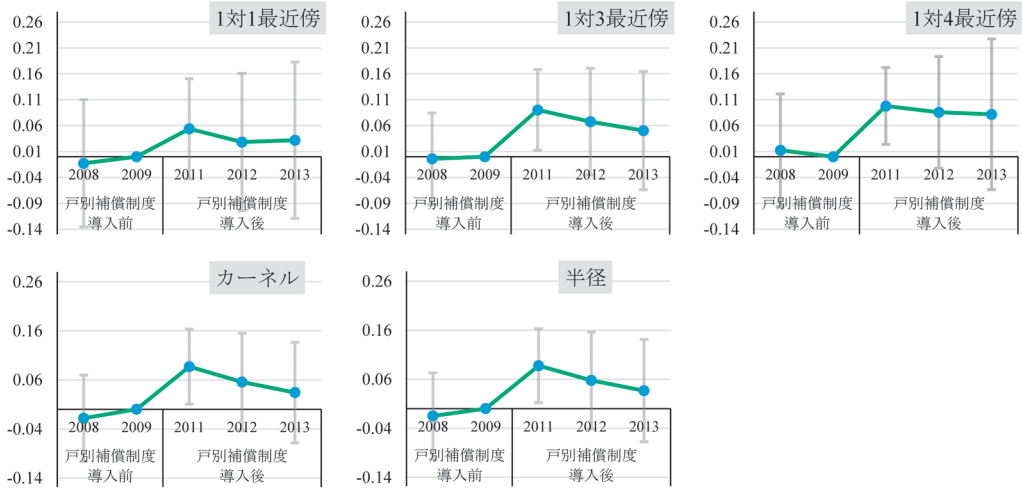
統計的に有意となった 2011 年の生産性影響推定値の大きさをみると, 生産量基準 TFP 水準では 0.09~0.10 程度, 投入量基準 TFP 水準では 0.07~0.08 程度である. TFP 水準の参加農家の平均値は, 生産量基準 TFP と投入量基準 TFP のどちらでも, 2009 年から 2011 年にかけて 0.03 程度低下していた (図 1) ことと比較すると, この生産性影響の推定値は小さくないと評価できる.

なお, マッチング後のデータを用いた式 (4) の計測により, 生産性影響を計測すると同時に, 以上の生産性影響の計測のために不可欠な平行トレンドの仮定が満たされていたかを検証することもできる (Clarke and Tapia-Schyte, 2021). 具体的には, 図 2 と図 3 にて戸別補償制度導入前の 2008 年の生産性影響の推定値をみると, 戸別補償制度導入後の期間に比べて絶対値でみて小さく, 有意水準 5% でみて統計的にゼロと有意差がみられない. 言い換えれば, 少なくとも戸別補償制度導入前の期間においては, 参加農家と非参加農家との間における TFP 水準の変化の差は小さく, 統計的にも有意ではない. このことから, 平行トレンドの仮定は満たされていると判断できる²⁴⁾.

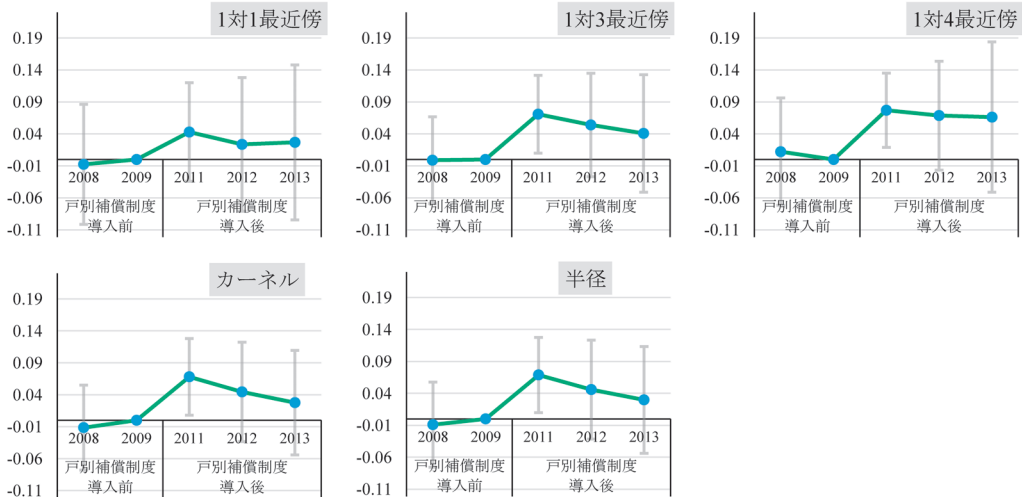
²⁴⁾ これはあくまで戸別補償制度導入前の期間において, 参加農家と非参加農家の TFP 水準のトレンドの差が一定であると言えるかを検証したものであり, 制度導入後の期間においても平行トレンドの仮定が満たされることを必ずしも意味しない. た

図 3 生産性影響の時点間における違い（作付面積 1 ha 以上）

生産量基準TFP



投入量基準TFP



注) 式 (4) の δ_3 および δ_{-2} の計測結果 (2009 年基準)。バーは 95% 信頼区間。農家単位でクラスター化したクラスターロバスト標準誤差を利用。出所) 農林水産省『米生産費統計 (平成 20 年産～平成 25 年産)』個票より著者作成。

以上より、作付面積 1 ha 以上の中・大規模農家については、特に戸別補償制度の導入当初にあたる 2011 年においてのみ、稲作 TFP 水準に対し正の影響を有していた可能性が示された²⁵⁾。谷口 (2010)、藤野 (2011)、および磯田 (2011) は、戸別補償制度のうち米の所得補償交付金 (及び米価

だし、参加農家と非参加農家の TFP 水準のトレンドが、戸別補償制度導入前においてさえ平行でなかった場合、それが制度導入後に平行になる可能性は低いと考えられ (Clarke and Tapia-Schythe, 2021)。こうした制度導入前の期間のデータを用いた検証は一般的に行われている。

²⁵⁾ 小規模農家と中・大規模農家を区分する基準を、戸別補償制度導入前の期間の米作付面積の中央値 (1.83 ha) とした場合の計測も行った。その結果、小規模農家と中・大規模農家ともに、生産性影響についてすべての年次で有意水準 5% で統計的にゼロと有意差が認められなかった。ただし、中・大規模農家に注目すると、有意差は認められなかったものの、戸別補償制度導入当初において正の影響が最も大きく、その後減少するという傾向は図 2 に示した結果と同様であった。しかし、サンプルサイズの問題から、規模階層と生産性影響の関係についての詳細な検討は困難であり、今後取り組むべき課題として残された。

変動補填交付金)が所得の水準に及ぼす影響を試算し、参加農家の稲作所得の増加幅は大規模な農家ほど大きいとした。他方、住本・草苺(2014)は、米の所得補償交付金(および米価変動補填交付金)を受給するためには生産数量目標に従って生産することが必要であるため、生産調整によって失った稲作所得を機会費用として考慮することが必要であるとし、この機会費用を考慮すると戸別補償制度への参加による所得の増加幅が中規模層(3~5ha層)で大きかったことを明らかにした。先行研究が指摘するように戸別補償制度による所得増加が投資促進や規模拡大を生じさせ(服部, 2010; 磯田, 2011)、投資促進や規模拡大によってTFP向上が生じる(Ciaian and Swinnen, 2009; 服部, 2010; Rizov *et al.*, 2013)のだとすれば、本稿で計測された正の生産性影響は、戸別補償制度への参加によって小規模農家に比べて中・大規模農家の所得が大きく増加し、その結果として生じた投資促進や規模拡大に起因する可能性がある²⁶⁾。なお、住本・草苺(2014)の指摘からは、中・大規模農家の中でも特に3~5ha程度の階層において正の生産性影響があった可能性が考えられるが、本稿ではサンプルサイズの限界からこの点は解明できなかった。

他方、中・大規模農家についても、2012年以降には有意な生産性影響が検出されなかった。その理由としては、単収の相違が交付金額に反映されないという戸別補償制度の制度設計の問題(松木, 2010; 横山, 2010)や、ソフトな予算制約に起因する効率性悪化を生じさせるという直接支払い自体が有する問題(多田・伊藤, 2018)による、TFP向上や経営改善に向けたインセンティブ低下の影響(松木, 2010; 横山, 2010; 多田・伊藤, 2018)が時間の経過とともに現れてきた可能性が推察される。

本稿では、2011年の中・大規模農家についてのみとはいえ、戸別補償制度が生産性向上に対するインセンティブを低下させることを理論的側面から指摘した松木(2010)と横山(2010)や、直接支払いが水田作経営の技術効率を低下させることを実証的に示した多田・伊藤(2018)とは異なる結果が得られた。この主因として考えられるのは、次の3点である。第1に、これらの先行研究とは異なり、本稿は規模間・時点間における影響の違いに注目していることである。本稿の結果においても、稲作TFPに対する正の影響が観測されたのは2011年の中・大規模農家のみであり、小規模農家やその他の年には有意な影響はみられず、さらに2012年以降における影響の推定値はTFPを低下させる方向に変化していた可能性も示されている。戸別補償制度がより長期に維持されていれば、TFPを低下させる影響がみられた可能性もある。第2に、多田・伊藤(2018)が指摘する、戸別補償制度の導入に伴って助成金の交付と米の生産調整数量の遵守とが切り離されたことの正の影響である。所得増加に伴う影響に加えて、転作奨励金が生産調整の実施と切り離されたことによる、「作物選択に関する経営判断の余地」(多田・伊藤, 2018)の拡大が相対的に生産調整面積の割合が大きい中・大規模農家において生じ、稲作TFP向上へのインセンティブが向上した可能性が考えられる。本稿の計測結果は、こうした戸別補償制度の導入に伴う政策転換も含めて総体として評価したものである。第3に、特に多田・伊藤(2018)は水田作経営全体を対象としているのに対して、本稿では稲作のみを対象としていることである。多田・伊藤(2018)の結果は、転作奨励金を中心とする直接支払いによって収益性が低い転作作物の作付が増加したことの影響が強く現れた可能性もある。これに対して、本稿の結果は、米生産に対する影響のみを峻別したものである。

²⁶⁾ 単純に式(4)の左辺を稲作所得(各種助成措置を含む)に代え、他は生産性影響の計測と同じ手順として戸別補償制度の稲作所得への影響の計測を試みた。その結果、生産性影響の計測結果と同様に、ほとんどのマッチング方法で、2011年の中・大規模農家についてのみ稲作所得に対する正の影響がみられた。この点は本稿における考察を裏付けるものである一方で、同じく単純に各要素投入量と生産量への影響を計測したところ、いずれの要素投入量と生産量についても統計的に有意な影響は確認できなかった。メカニズムの解明には、引き続き慎重な検討を要する。

これらを踏まえると、戸別補償制度の導入は、小規模農家よりも特に中・大規模農家に対して、より大きな所得増大による投資促進や規模拡大、経営判断の余地の拡大による稲作 TFP 向上へのインセンティブ向上を引き起こし、稲作 TFP に対する正の影響が生じた可能性がある。しかし、戸別補償制度の制度設計や直接支払い自体が有する問題による、TFP 向上や経営改善に対するインセンティブ低下が時間の経過とともに生じ、正の影響が相殺された可能性が示唆される。ただし、本稿では、以上のような影響が生じたメカニズムは実証的に明らかにできておらず、その解明は今後の課題である。

6. おわりに

本稿の目的は、農業者戸別所得補償制度の導入が農家の稲作 TFP 水準に及ぼした影響（生産性影響）を、特に規模間および時点間の違いに注目して実証的に解明することであった。日本稲作の生産性向上が必要とされる現況において、戸別補償制度の導入が稲作生産性に及ぼした影響を実証的に解明した先行研究は見当たらない。そこで本稿では、農林水産省『米生産費統計（平成 20 年産～平成 25 年産）』個票から構築した府県農家のバランスドパネルデータを用いて、規模の経済性を考慮したマルチラテラル TFP 指数によって稲作生産性水準を計測し、PSM-DID 法によって戸別補償制度導入の生産性影響を計測した。

分析の結果、規模間・時点間における影響の違いを考慮しない場合には、戸別補償制度導入による農家の稲作 TFP 水準に対する明瞭な生産性影響は検出されなかった。他方、生産性影響の規模間・時点間における違いの解明のため、作付面積の大小によってサンプルを 2 つに分けて、各時点の生産性影響を計測したところ、作付面積 1 ha 以上の中・大規模農家についてのみ、戸別補償制度の導入当初にあたる 2011 年において、稲作 TFP 水準に対し正の影響を有していた可能性が示された。

先行研究の指摘も踏まえると、戸別補償制度の導入は、特に導入当初の中・大規模農家において、投資促進や規模拡大、稲作 TFP 向上へのインセンティブ向上を引き起こすことで、一時的に稲作 TFP に対する正の影響が生じた可能性がある。しかし、時間の経過とともに、単収の相違が交付金額に反映されないという戸別補償制度の制度設計の問題（松木, 2010; 横山, 2010）や、ソフトな予算制約に起因する効率性悪化を生じさせるという直接支払い自体が有する問題（多田・伊藤, 2018）によって TFP 向上や経営改善に向けたインセンティブが低下し、正の影響が相殺された可能性が示唆される。

戸別補償制度の生産性影響に、規模間・時点間における違いが存在していた可能性があるという本稿の結果は、今後の制度設計に向けては、生産規模の違いによる影響の差異や政策導入後の経時的な影響の変化を考慮することで、直接支払いのより効果的・効率的な運用が可能になることを示唆するものである。しかし、本稿では、こうした違いが生じたメカニズムについては検討が不十分となっている。この点については、稿を改めて分析を深めたい。

参 考 文 献

- 阿久根優子・細江宣裕 (2019) 「個票データによる農家の生産性分析：農家間の異質性と農産物バラエティ間の代替の弾力性の同時推定」GRIPS Discussion Paper 19-05. <https://doi.org/10.24545/00001683>.
- 荒幡克己 (2015a) 「ヘックマンモデルによる戸別所得補償の参加率と支払実績の計量分析」『岐阜大学食品経済学研究室ワーキングペーパー』2015-2. http://www.abios.gifu-u.ac.jp/arahatak/WP15heckmanmodel_2.pdf.
- 荒幡克己 (2015b) 『減反廃止：農政大転換の誤解と真実』日本経済新聞出版。
- 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』第 88 巻, 第 1 号, pp. 26-39. <https://doi.org/10.11472/nokei.88.26>.

- 磯田宏 (2011) 「米戸別所得補償モデル事業の実績と課題」梶井功編集代表・谷口信和編集担当『民主党農政1年の総合的検証—新基本計画から戸別所得補償本対策へ—』(日本農業年報 57) 農林統計協会, pp. 75-89.
- 伊庭治彦 (2011) 「西日本における戸別所得補償モデル事業への取り組みの実態」梶井功編集代表・谷口信和編集担当『民主党農政1年の総合的検証—新基本計画から戸別所得補償本対策へ—』(日本農業年報 57) 農林統計協会, pp. 112-124.
- 小川真如 (2021) 「産地交付金の交付額の地域間比較分析—現行の米生産調整における財政負担の実態に着目して—」『農業市場研究』第 29 巻, 第 4 号, pp. 22-28.
- 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. <https://doi.org/10.11472/nokei.81.14>.
- 金成學 (2013) 「農業者戸別所得補償制度の性格と限界」『山形大学紀要(農学)』第 16 巻, 第 4 号, pp. 229-239. <https://agriknowledge.affrc.go.jp/RN/2010851137.pdf>.
- 國光洋二 (2014) 「日本の稲作全要素生産性における地域間格差の動向—空間計量経済モデルの適用による知見—」『農林業問題研究』第 49 巻, 第 4 号, pp. 501-510. <https://doi.org/10.7310/arfe.49.501>.
- 黒田諠 (2015) 「戦後日本農業における米作部門の生産技術構造(1): トランスログ可変費用(VC)関数による分析」『米作農業の政策効果分析』慶應義塾大学出版会, pp. 19-84.
- 高武孝充 (2010) 「民主党政権の「戸別所得補償制度」はどこが問題か」佐藤了・板橋衛・高武孝充・村田武編著『水田農業と期待される農政転換』筑波書房, pp. 135-162.
- 小嶋大造 (2018) 「農業政策の裁量的政策形成と法的妥当性—農政論としての法律と裁量の視座—」『農業経済研究』第 90 巻, 第 2 号, pp. 126-143. <https://doi.org/10.11472/nokei.90.126>.
- 小林庸平 (2020) 「日本におけるエビデンスに基づく政策形成(EBPM)の現状と課題—Evidence-Based が先行する分野から何を学び何を乗り越える必要があるのか—」『日本評価研究』第 20 巻, 第 2 号, pp. 33-48. http://evaluationjp.org/files/Vol20_No2.pdf.
- 小針美和 (2018) 「米政策の推移—米政策大綱からの 15 年を振り返る—」『農林金融』第 71 巻, 第 1 号, pp. 45-59. <https://www.nochuri.co.jp/report/pdf/n1801re4.pdf>.
- 近藤功庸・山本康貴・慎鋪光 (2011) 「規模の経済性を考慮した韓国稲作の生産性分析」『農林業問題研究』第 47 巻, 第 1 号, pp. 150-153. <https://doi.org/10.7310/arfe.47.150>.
- 近藤功庸・山本康貴・慎鋪光 (2013) 「規模の経済性を考慮した生産性の地域別推移と地域間格差の同時分析—韓国稲作の事例—」『農林業問題研究』第 49 巻, 第 1 号, pp. 177-182. <https://doi.org/10.7310/arfe.49.177>.
- 塩川白良 (2019) 「食料・農業・農村基本法の理念と政策展開—その実績と今後—」『農業経済研究』第 91 巻, 第 2 号, pp. 146-163. <https://doi.org/10.11472/nokei.91.146>.
- 生源寺眞一 (2011) 『日本農業の真実』筑摩書房.
- 荘林幹太郎・木村伸吾 (2014) 「直接支払いの概念と政策設計—我が国農政の目的に応じた直接支払い政策の確立に向けて—」農林統計協会.
- 住本雅洋・草苺仁 (2014) 「米価の不確実性の低減と米作の収益性」『農林業問題研究』第 49 巻, 第 4 号, pp. 519-523. <https://doi.org/10.7310/arfe.49.519>.
- 多田理紗子・伊藤順一 (2018) 「経営形態別にみた水田農業の経営成果と直接支払いの経済効果」『農業経済研究』第 89 巻, 第 4 号, pp. 261-276. <https://doi.org/10.11472/nokei.89.261>.
- 谷口信和 (2010) 「米政策から水田農業政策へ—戸別所得補償モデル対策の意義と課題—」梶井功編集代表・矢坂雅充編集担当『民主党農政—政策の混迷は解消されるのか—』(日本農業年報 56) 農林統計協会, pp. 87-112.
- 中谷朋昭 (2016) 「農地・水・環境保全向上対策の評価と多面的機能支払への展望—政策目標と政策効果—」『農業経済研究』第 88 巻, 第 1 号, pp. 99-114. <https://doi.org/10.11472/nokei.88.99>.
- 南石晃明 (2015) 「稲作経営における生産コスト低減の可能性と経営戦略」伊東正一編著『世界のジャポニカ米市場と日本産米の競争力』農林統計出版, pp. 37-54.
- 西川邦夫 (2014) 「民主党政権下の水田農業構造変動—茨城県筑西市田谷川地区からの接近—」『2014 年度日本農業経済学会論文集』, pp. 13-18.
- 農林水産省 (2006) 「米政策改革基本要綱」, https://www.maff.go.jp/j/seisan/jyukyuu/komeseisaku/pdf/kihon_yoko.pdf (2023 年 6 月 8 日参照).
- 農林水産省 (2009) 「農業の立て直しと食と地域の再生に向けて」, https://www.maff.go.jp/j/kobetu_ninaite/keiei/pdf/danwa.pdf (2022 年 6 月 1 日参照).
- 農林水産省 (2011) 「農業者戸別所得補償制度実施要綱」, https://www.maff.go.jp/j/seisaku/kobetu_hosyo/pdf/h23_seido_jissiyokou.pdf (2019 年 12 月 21 日参照).
- 服部信司 (2010) 『米政策の転換—米政策を総括し, 民主党「戸別所得補償制度」を考察する—』農林統計協会.
- 服部信司 (2012) 『TPP 不参加 戸別所得補償の継続—そこに日本農業・日本社会の展望がかかる—』農林統計協会.
- 胡柏 (2005) 「生産性追求は環境保全と相容れないのか—環境保全型農業への移行に向けた理論視座の確立を求めて—」『農林業問題研究』第 41 巻, 第 1 号, pp. 24-33.
- 藤野信之 (2011) 「米戸別所得補償モデル事業の動向」『農林金融』第 64 巻, 第 4 号, pp. 34-43. <https://www.nochuri.co.jp/report/pdf/n1104jo1.pdf>.
- 松木靖 (2010) 「戸別所得補償政策に関する考察」『北海道武蔵女子短期大学紀要』第 42 巻, pp. 125-165. https://hmcj.repo.nii.ac.jp/?action=pages_view_main&active_action=repository_view_main_item_detail&item_id=466&item_no=1&page_id=13&block_id=32.
- 三輪芳朗・Ramseyer, J. Mark (2001) 「日本の経済政策と政策研究, とりわけ政策評価について—「産業政策」のケース—」『経済研究』第 52 巻, 第 3 号, pp. 193-204. <https://doi.org/10.15057/21248>.
- 山本康貴 (1990) 「農業における生産性およびコストの地域間・時点間比較」『帯広畜産大学学術研究報告, 人文社会科学論集』第 8 巻, 第 1 号, pp. 31-63. <http://id.nii.ac.jp/1588/00002736/>.

- 山本康貴・近藤功庸・笹木潤 (2007) 「わが国稲作生産性の伸びはゼロとなるか?—総合生産性, 技術変化およびキャッチ・アップ効果の計測を通じて—」『農業経済研究』第 79 巻, 第 3 号, pp. 154–165. <https://doi.org/10.11472/nokei.79.154>.
- 横山英信 (2010) 「米過剰問題・米生産調整政策の性格の理論的・歴史具体的検討—戸別所得補償モデル対策に関連して—」『アルテス リベラレス (岩手大学人文社会科学部紀要)』第 87 巻, pp. 75–104. <https://doi.org/10.15113/00013166>.
- 吉田真悟 (2023) 「規模階層及びコスト階層を考慮した個別稲作経営の生産・収益構造の分析」『農林水産政策研究』第 38 号, pp. 21–46. <http://doi.org/10.34444/00000148>.
- Akune, Y. and Hosoe, N. (2021) Microdata Analysis of Japanese Farmers' Productivity: Estimating Farm Heterogeneity and Elasticity of Substitution Among Varieties, *Agricultural Economics*, Vol. 52, No.4, pp. 633–644. <https://doi.org/10.1111/agec.12639>.
- Angrist, J. D., Imbens, G. W. and Rubin, D. B. (1996) Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 91, No. 434, pp. 444–455. <https://doi.org/10.1080/01621459.1996.10476902>.
- Baráth, L., Fertő, I. and Bojnec, Š. (2020) The Effect of Investment, LFA and Agri-environmental Subsidies on the Components of Total Factor Productivity: The Case of Slovenian Farms, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, No. 3, pp. 853–876. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12374>.
- Caves, D. W., Christensen, L. R. and Diewert, W. E. (1982a) Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers, *Economic Journal*, Vol. 92, No. 365, pp. 73–86. <https://doi.org/10.2307/2232257>.
- Caves, D. W., Christensen, L. R., and Diewert, W. E. (1982b) The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity, *Econometrica*, Vol. 50, No. 6, pp. 1393–1414. <https://doi.org/10.2307/1913388>.
- Ciaian, P. and Swinnen, J. F. M. (2009) Credit Market Imperfections and the Distribution of Policy Rents, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 91, No. 4, pp. 1124–1139. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2009.01311.x>.
- Clarke, D. and Tapia-Schyte, K. (2021) Implementing the Panel Event Study, *Stata Journal*, Vol. 21, No. 4, pp. 853–884. <https://doi.org/10.1177/1536867X211063144>.
- Ferraro, P. J. and Miranda, J. J. (2014) The Performance of Non-experimental Designs in the Evaluation of Environmental Programs: A Design-replication Study Using a Large-scale Randomized Experiment as a Benchmark, *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 107, pp. 344–365. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.03.008>.
- Garrone, M., Emmers, D., Lee, H., Olper, A. and Swinnen, J. (2019) Subsidies and Agricultural Productivity in the EU, *Agricultural Economics*, Vol. 50, No. 6, pp. 803–817. <https://doi.org/10.1111/agec.12526>.
- Huntington-Klein, N. (2022) *The Effect: An Introduction to Research Design and Causality*, Boca Raton: CRC Press.
- Kawasaki, K. (2010) The Costs and Benefits of Land Fragmentation of Rice Farms in Japan, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 54, No. 4, pp. 509–526. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2010.00509.x>.
- Kondo, K., Yamamoto, Y. and Sasaki, J. (2017) Total Factor Productivity of the Japanese Rice Industry, *Asian Economic Journal*, Vol. 31, No. 4, pp. 331–353. <https://doi.org/10.1111/asej.12134>.
- Kornai, J. (1986) The Soft Budget Constraint', *Kyklos*, Vol. 39, No. 1, pp. 3–30. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.1986.tb01252.x>.
- Mennig, P. and Sauer, J. (2020) The Impact of Agri-environment Schemes on Farm Productivity: A DID-matching Approach, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 47, No. 3, pp. 1045–1093. <https://doi.org/10.1093/erae/jbz006>.
- Minviel, J. J. and Latruffe, L. (2017) Effect of Public Subsidies on Farm Technical Efficiency: A Meta-analysis of Empirical Results, *Applied Economics*, Vol. 49, No. 2, pp. 213–226. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1194963>.
- Nitta, A., Yamamoto, Y., Severini, S., Kondo, K. and Sawauchi, D. (2022) Effects of Direct Payments on Rice Income Variability in Japan, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 66, No. 1, pp. 118–135. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12445>.
- OECD (1994) *Agricultural Policy Reform: New Approaches. The Role of Direct Income Payments*. Paris: OECD Publications.
- Rizov, M., Pokrivcak, J. and Ciaian, P. (2013) CAP Subsidies and Productivity of the EU Farms, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 64, No. 3, pp. 537–557. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12030>.
- Wang, S. L., Huang, J., Wang, X. and Tuan, F. (2019) Are China's Regional Agricultural Productivities Converging: How and Why?, *Food Policy*, Vol. 86, 101727. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.05.010>.

(投稿受付 2022 年 12 月 28 日・採択決定 2024 年 1 月 11 日)

付表 1 除外サンプルとバランスドパネルデータとの比較

	除外サンプル		バランスドパネルデータ		p 値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
2008					
経営耕地面積 (ha)	4.617	4.956	5.399	7.982	0.130
準主業ダミー (基準: 主業)	0.139	0.346	0.129	0.336	0.697
副業ダミー (基準: 主業)	0.402	0.491	0.377	0.486	0.496
土地労働比率	0.476	0.262	0.459	0.241	0.359
借地面積割合	0.282	0.310	0.297	0.323	0.534
2009					
経営耕地面積 (ha)	4.592	5.162	5.643	8.473	0.053
準主業ダミー (基準: 主業)	0.136	0.343	0.139	0.346	0.914
副業ダミー (基準: 主業)	0.429	0.495	0.410	0.493	0.607
土地労働比率	0.467	0.239	0.468	0.250	0.932
借地面積割合	0.290	0.313	0.301	0.319	0.635
2010					
経営耕地面積 (ha)	4.820	5.711	5.675	8.806	0.135
準主業ダミー (基準: 主業)	0.106	0.308	0.145	0.353	0.114
副業ダミー (基準: 主業)	0.455	0.499	0.423	0.495	0.377
土地労働比率	0.462	0.222	0.475	0.253	0.447
借地面積割合	0.290	0.311	0.304	0.317	0.539
2011					
経営耕地面積 (ha)	4.948	5.783	5.755	9.016	0.168
準主業ダミー (基準: 主業)	0.113	0.318	0.132	0.339	0.447
副業ダミー (基準: 主業)	0.444	0.497	0.429	0.496	0.678
土地労働比率	0.467	0.225	0.478	0.246	0.513
借地面積割合	0.299	0.315	0.312	0.324	0.593
2012					
経営耕地面積 (ha)	5.822	10.002	5.859	9.229	0.955
準主業ダミー (基準: 主業)	0.116	0.321	0.113	0.317	0.889
副業ダミー (基準: 主業)	0.503	0.500	0.448	0.498	0.115
土地労働比率	0.449	0.258	0.480	0.242	0.073
借地面積割合	0.297	0.339	0.313	0.322	0.462
2013					
経営耕地面積 (ha)	6.020	10.49	6.061	9.947	0.955
準主業ダミー (基準: 主業)	0.116	0.320	0.113	0.317	0.904
副業ダミー (基準: 主業)	0.514	0.500	0.477	0.500	0.294
土地労働比率	0.448	0.245	0.484	0.241	0.036*
借地面積割合	0.303	0.341	0.307	0.320	0.846

注) p 値は両側検定による。*は有意水準 5% で、除外サンプルとバランスドパネルとの間で平均値に有意差があることを指す。
出所) 農林水産省『米生産費統計 (平成 20 年産～平成 25 年産)』個票より著者作成。