HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	直接支払いが稲作の所得と生産性に及ぼす影響に関する計量経済学的研究 ： 農業者戸別所得補償制度を対象として
Author(s)	日田, アトム
Degree Grantor	北海道大学
Degree Name	博士(農学)
Dissertation Number	甲第14734号
Issue Date	2021-12-24
DOI	https://doi.org/10.14943/doctoral.k14734
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/96848
Type	doctoral thesis
File Information	Nita_atomu.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

直接支払いが稲作の所得と生産性に及ぼす影響に関する計量経済学的研究

－農業者戸別所得補償制度を対象として－

北海道大学　大学院農学院
農学専攻生産フロンティアコース　博士後期課程

日　田　ア　ト　ム

論文目次

第 1 章　背景と課題 1
　第 1 節　背景 1
　　1)　直接支払いの概念 1
　　2)　農業者戸別所得補償制度と経済政策の目的 3
　第 2 節　先行研究と問題点 5
　　1)　所得不安定性 5
　　2)　生産性 8
　　3)　所得分配の不平等性 14
　第 3 節　課題の設定と分析対象の限定 16
第 2 章　農業者戸別所得補償制度の概要および米生産と稲作所得の概況 20
　第 1 節　農業者戸別所得補償制度の概要 20
　第 2 節　米生産と稲作所得の概況 21
　　1)　米生産の概況 21
　　2)　稲作所得の概況 22
第 3 章　直接支払いが稲作の所得不安定性に及ぼす影響 26
　第 1 節　本章の課題 26
　第 2 節　計測方法とデータ 28
　　1)　分散の要因分解分析 28
　　2)　ロバスト回帰分析 28
　　3)　データ 29
　第 3 節　稲作の所得不安定性に対する所得要素の寄与 33
　第 4 節　稲作の所得不安定性に対する直接支払いの影響の分析結果 35
　第 5 節　考察 37
　第 6 節　小括 39
第 4 章　直接支払いが稲作の生産性に及ぼす影響 41
　第 1 節　本章の課題 41
　第 2 節　分析モデル 43
　第 3 節　計測方法とデータ 45
　　3)　マルチラテラル TFP 指数 45
　　4)　差分の差推定法 45
　　5)　データ 47
　第 4 節　生産性の推移 51
　第 5 節　稲作の生産性に対する直接支払いの影響の分析結果 53
　第 6 節　考察 55
　第 7 節　小括 57
第 5 章　直接支払いが稲作の所得分配の不平等性に及ぼす影響 59

第 1 節　本章の課題 59
第 2 節　計測方法とデータ 61
1）　ジニ係数の要因分解分析 61
2）　データ 62
第 3 節　稲作所得と直接支払いの農家間分布 65
第 4 節　稲作の所得分配の不平等性に対する直接支払いの影響の分析結果 67
第 5 節　考察 71
第 6 節　小括 74
第 6 章　要約と結論 76
第 1 節　要約 76
第 2 節　結論 79
1）　本制度の評価 79
2）　直接支払いによる所得支持についての総合考察 81
付録 83
付録 1　データセットの作成方法 83
1）　個票原データの加工方法 83
2）　パネルデータの作成方法 84
3）　各章の分析に利用したデータセット 85
4）　個票利用についての将来展望 86
付録 2　直接支払いが稲作の生産性に及ぼす影響に関する頑健性テスト 89
1）　政策効果の経時的な変化の検討および二元配置固定効果推定法 89
2）　差分の差推定法に傾向スコアマッチングを組み合わせた方法 89
引用文献 98
謝　辞 116

図目次

図 1-1　本論文の構成 19
図 2-1　主産物生産量，作付面積，および費用の推移（2008 年＝100） 24
図 4-1　直接支払いの政策効果の計測方法（概念図） 44
図 4-2　参加農家および非参加農家の平均 TFP 水準の推移 52
図 5-1　総稲作所得およびその構成要素（市場稲作所得および直接支払い）
の集中度曲線 70
付図 1　個票データを用いたパネルデータ構築方法（概念図） 88

表目次

表 2-1　主産物生産量，作付面積，および費用の推移 24
表 2-2　稲作の 10a 当たり粗収益，費用，所得，および直接支払い金額
の推移（名目値） 25
表 3-1　直接支払いが所得または粗収益の不安定性に及ぼす影響を評価した先行研究 27
表 3-2　各所得要素平均値の推移 32
表 3-3　回帰分析で使用する変数の要約統計量 32
表 3-4　総稲作所得の分散の要因分解結果 34
表 3-5　各所得要素の変動係数の比較 34
表 3-6　所得安定化効果の推定結果 36
表 4-1　直接支払いが TFP に及ぼす影響を評価した先行研究 49
表 4-2　変数の定義と要約統計量 50
表 4-3　平行トレンドの仮定の検証 52
表 4-4　DiD 法による直接支払いの政策効果の計測結果 54
表 5-1　総稲作所得およびその構成要素（市場稲作所得および直接支払い）の平均値
の推移 64
表 5-2　総稲作所得水準の十分位階級による総稲作所得および直接支払いの農家間分布 66
表 5-3　総稲作所得のジニ係数要因分解結果 69
表 5-4　先行研究による直接支払いのジニ係数要因分解の分析結果 73
付表 1　個票データおよび各章の分析に用いたデータセットのサンプルサイズ 88
付表 2　政策効果の経時的な変化 92
付表 3　DiD 法による直接支払いの政策効果の計測結果（二元配置固定効果推定法） ... 94
付表 4　DiD-PSM 法による直接支払いの政策効果の計測結果 95
付表 5　ロジットモデルの推定結果 96
付表 6　マッチング前後における各説明変数の Standardized difference（SD）および
Variance ratio（VR） 97

第1章　背景と課題

第1節　背景

1）直接支払いの概念

2000 年以降，日本の水田農業政策は価格支持政策から直接支払いに転換してきた（安藤，2016）．この政策転換は，米政策の消費者負担型から納税者負担型への転換を意味する（多田・伊藤，2018）．財政負担による納税者負担型の政策では，国の財源が限られている中で，農業者が政策支援を受けることに対する納税者である国民の理解が重要となる（石井，2011）．こうした農業保護政策における政策転換は，世界貿易機関（以下，WTO）農業協定に則ったものであり，世界の潮流に合致している．なお，本論文では，直接支払いを「農産物の価格に含まれることなく，特定の政策目的に即して生産者に直接支払われる助成金」（生源寺，2006，p.74，l.1-2）として定義する（註1）．

直接支払いに世界的に注目が集まったのは，農産物の国際貿易上の歪みの解決策としてであった（森田，2006a）．欧州連合（以下，EU）（註2）と米国との間における過剰農産物の輸出競争の結果として生まれた国際貿易の混乱を改善するために GATT のウルグアイラウンド農業交渉が行われ，その合意内容が 1995 年に WTO 農業協定として確定された（森田，2006a；荏開津・鈴木，2015）．この WTO 農業協定では，貿易や生産に影響を及ぼすような国内支持は，削減されるべきものと規定されている（WTO，1995）．EU においてこれに先んじて実施された，1992 年の共通農業政策（以下，CAP）改革は価格支持を直接支払いへと転換し，所得支持を農業生産の振興と切り離す方向のものであった（森田，2006b；荏開津・鈴木，2015）．米国においても，WTO 農業協定に従い，1996 年農業法で不足払い制度が廃止され，生産とは無関係な一定額を支給する直接支払いへと転換された（西澤，2006；岩田，2011；荏開津・鈴木，2015）．このように直接支払いは，価格支持に比べて農産物の過剰生産を引き起こしにくく，貿易に対する歪曲的な効果が小さい所得支持の手段として先進国を中心に導入されてきた．

その後，EU や米国では，特定農産物の生産活動または特定の生産要素の利用に結合した直接支払い（以下，カップル支払い）から特定農産物の生産活動または特定の生産要素の利用から切り離された直接支払い（以下，デカップル支払い）への転換が図られている（荘林・木村，2014）（註3）（註4）．これは，「より効率的かつ効果的な所得支持政策

（註1）これは，OECD (1994, p.7, l.1-3) による'payments made directly from public authorities' budgets to individual farmers that have the effect of increasing farmers' incomes'（公的機関の予算から個別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効果を持つ支払い）という定義とも概ね整合的である．ただし，生源寺（2006）は助成金と定義しているものの，広義には直接支払いは補助金なども含むより広い概念である．事実，本論文で分析対象とする農業者戸別所得補償制度に含まれる直接支払いは，すべて交付金と称している．

（註2）当時は EU の前身である欧州共同体（EC）．

（註3）カップル支払いとデカップル支払いの定義は OECD (2001)に倣った．

（註4）直接支払いのデカップリングは生産や貿易に対する影響を減少させるものの，完

への転換，市場価格支持による国際市場の歪曲防止といった国際規律を考慮」（荘林・木村，2014，p.57，l.3-4）したためである．なお，その特定農産物の生産活動または特定の生産要素の利用から切り離されているという性質から，デカップル支払いでは食料の「増産には結びつかない」（磯田・品川，2011）との批判がある．また，デカップリングが行われた 2003 年 CAP 改革についての検討から，デカップル支払いでは農家は農業生産に従事することなく，過去の受給額に基づいた直接支払いを受給することも可能になるために，時間の経過とともに納税者の理解を得るのが困難になるとの指摘もある（石井，2011）．

直接支払いは，農家への所得移転を目的とするものと，農業生産に付随する外部性への対処を目的とするものに大別される（OECD，1994；荘林・木村，2014）．日本における農家への所得移転を目的とする直接支払いは，2007 年に品目横断的経営安定対策（註5）として具体化された（本間，2014）．この政策は当初，支援の対象を一定規模以上の認定農業者および集落営農に限定するというものであった．しかし，2010 年には，民主党政権への政権交代を背景に，原則としてすべての販売農家を対象とする農業者戸別所得補償制度（以下，本制度）（註6）へと転換された（生源寺，2011）．本制度は水田農業を政策の中心に置いた点に大きな特徴がみられる（荘林・木村，2014）．

本制度は，農家への所得移転を目的とするもののなかでも，特に所得支持を主たる目的とするものに分類される（荘林・木村，2014）．ただし，直接支払いの導入は価格支持の見直しと同時に行われ，直接支払いは価格支持の削減や撤廃に対応した所得補償として実施されることが多い．この点において，本制度は国境措置や生産調整等の価格支持の削減や撤廃を伴わずに実施されたという意味で，「特異なケースであり，その政策的意義については大きな疑問が残る」（荘林・木村，2014，p.56，l.12-13）との指摘がある．

本論文では，日本における農家への所得移転を目的とする直接支払いの影響を評価するため，本制度を対象として取り上げる．後述するように，本制度の主要部分はすでに廃止されている．しかし，本制度は本格的かつ厳密な事後評価を実施し，その分析結果を将来の制度設計に活かしていくべき，極めて大きな意義と必要性があるものと考える．具体的には，第 1 に，本制度は，その予算規模，対象となった農家戸数や農地面積のいずれにお

全にそれらから中立的にはなりえないため，「デカップリングは相対的なデカップリングの程度という観点から議論することが適当」（荘林・木村，2014，p.57，l.18-19）である．そこで，本論文でデカップリングと表現する場合には，完全に生産から中立的にすることではなく，EU の単一支払いのように過去の基準期間の作付面積等を基準とする等により，相対的なデカップリングの程度を増加させることを指すものとする．

（註5） 品目横断的経営安定対策は，2007 年末に制度の内容が見直され，名称も都府県では「水田経営所得安定対策」，北海道では「水田・畑作経営所得安定対策」に変更された．本論文では，変更前の「品目横断的経営安定対策」の名称を用いる．

（註6） 生源寺（2011）によれば，本制度は直接支払いの一種であるとされる．ただし，大泉（2010）は，本制度の精神は直接支払制度なのだろうとしつつも，その中身は不足払いであると述べている．また本間（2014）は，本制度の実態は価格政策の復活であったと述べている．

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）．そうであるにも関わらず，その影響を計量経済学的手法によって定量的に評価した先行研究は皆無に等しい．エビデンスに基づく政策形成の観点から，事後的な政策評価が必須である．第 2 に，荒川（2020，p.10）によれば，「10 年たった現在もなお稲作農家には，本制度への回顧と復活を望む声が存在」するとされる．また，日本農業新聞（2021a）では，「米の主産地では『いまだに戸別所得補償への期待がある』」という自由民主党議員の意見が紹介されている．さらに，野党は本制度（特に米の所得補償交付金）の復活・拡充を提起している（日本農業新聞，2020；2021b；2021c）．以上のように，今後本制度と類似の直接支払いが再度実施される可能性はゼロではない．加えて，第 3 に，荒川（2021）は，日本農業について輸出国との間には圧倒的な競争条件格差があるとし，国境措置を緩める場合には，国内農業の継続のためにはその価格と生産費との差額の全部または一部を直接支払いという納税者負担で支える仕組みが必要になるとの認識を示した．外園・前田（2007）は，米の輸入関税が削減された場合のシミュレーション分析において，品目横断的経営安定対策では大きく下がっていく米価を支えることはできないとの認識を示したうえで，不足払い的な直接支払いによる生産者の支持の影響も評価している．そのため，もし将来において米の関税が削減されるようなことがあれば，稲作農家に対する直接支払いによる所得支持は 1 つの選択肢となろう．その場合には，本制度に関する分析結果が，その所得支持支払いの制度設計のための基礎的知見となる．

2） 農業者戸別所得補償制度と経済政策の目的

本制度を含む直接支払いは，一般に経済政策の一種である．ここで言う経済政策とは，政府によって行われる，「一定の目標達成に向けられる諸手段の効率的利用のための方途の選択」（熊谷，1964，p.9，l.24-25）である．本論文の定義による直接支払いは，公共予算という手段を，ある政策目的の達成のために農家（農業経営）へ移転する政策と表現でき，この経済政策の範疇に入ると言えよう．経済政策の主目的は，経済的安定，経済的進歩，経済的公正，および経済的自由（註7）であるとされる（Boulding, 1958）．以下で，経済政策の主目的という観点から，本制度の直接支払いが稲作の所得と生産性に及ぼす影響についての論点を整理する．

第 1 に，経済政策の主目的のうち経済的安定は，本制度の主目的が「農業経営の安定」にあることに鑑みて重要である．「農業経営の安定」は，所得変動の低減と所得水準の向上の両面から捉えられ得る．本制度の直接支払いが所得水準に及ぼす影響については，後述の通り統計資料を用いた分析がすでに複数見られ，所得水準を向上させることが指摘さ

（註7） 熊谷（1964，p.28，l.15-16）は，「『経済的自由』の目標については，ボールディングの意味するところは必ずしも明確でない」としている．本論文では，経済的自由に関する論点については十分に議論できていない．直接支払いの所得支持効果によって所得が増加することで経済的制約が弱められると捉えれば，本制度の直接支払いは経済的自由の向上には貢献していたとも解釈できよう．

れている（谷口，2010；磯田，2011；藤野，2011；住本・草刈，2014）．一方で，本制度の直接支払いが所得変動に及ぼす影響を計量経済学的手法によって定量的に評価した先行研究は見られなかった．このため，所得変動の側面からの所得不安定性への影響評価が必要だと考えられる．

第 2 に，経済政策の主目的のうち経済的進歩は，農政の理念や基本方針を定める食料・農業・農村基本法（以下，基本法）（加藤，1985；小嶋，2018）が「効率的かつ安定的な農業経営の育成」を方針として掲げていることに鑑みて重要である（註8）．「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，p.154，l.28-30）とされる．新たな設備投資や技術導入を通じた稲作生産性向上は，「効率的かつ安定的な農業経営の育成」に不可欠な要素の 1 つである．本制度の直接支払いに，こうした生産性を向上させる影響があったか否かの評価は極めて重要だと考える．

第 3 に，経済政策の主目的のうち経済的公正は，もともと所得水準が高い大規模経営にさらに多額の直接支払いが集中することで，「所得再分配の公正性に関する議論を引き起こす可能性」（澤田，2007，p.18，l.54-55）があることに鑑みて重要である．当初の，支援の対象を一定規模以上の認定農業者および集落営農に限定するという品目横断的経営安定対策の制度設計では，高所得である一部の大規模農家が直接支払い予算額の大部分を受給したと考えられる．こうした品目横断的経営安定対策の制度設計に対する批判が 2009 年の民主党政権への政権交代にもつながったとされる（村田，2010）．一方，本制度の直接支払いはすべての販売農家を交付対象としているために，高所得である一部の大規模農家が直接支払い予算額の大部分を受給するという状況は緩和されていた可能性がある．こうした議論は，ヨーロッパや米国ではすでに顕在化している．欧米では，高所得である一部の大規模農家が直接支払い予算額の大部分を受給していることが問題視され，受給上限額の設定や，直接支払いを大規模農家から小規模農家へ再分配する制度の導入等が行われてきた（Zulauf, 2012; European Commission, 2017; European Commission, 2018a）．こうした背景から，直接支払いが農家間の所得分配に及ぼす影響という側面からの定量評価が，欧米を中心に多数行われている（例えば，Mishra et al., 2009; Ciliberti and Frascarelli, 2018; Tantari et al., 2019）．この論点は日本では看過されてきた．しかしながら，今や日本でも分配政策については，国民の関心が高まり政治的な重要論点となっている．こうした状況下で，本制度の直接支払いについて，所得分配面への影響評価を試みることは極めて重要だと考える．

（註8） 加藤（1985，p.14，l.5-7）は，1961 年施行の農業基本法について，「他の法律に対して法的効力の上で優位に立つものではない．ただ，内容的・実質的に見れば，農業基本法で宣言された施策の方針に基づいて他の農業関連法が制定されることになり，その意味で法政策の上では農業基本法が優位に立つ」としている．それを受けて小嶋（2018，p.129，l.3-6）は，その後制定された食料・農業・農村基本法についても，「農政に関する理念や基本方針を示すとともに，法制上や財政上の措置をはじめとする農政上の諸施策を基本法に適合するような形で方向づける役割」をもつものとしている．

第2節　先行研究と問題点

本節では，本制度の直接支払いが稲作所得の不安定性に及ぼした影響，稲作生産性に及ぼした影響，稲作所得の分配の不平等性に及ぼした影響という 3 側面に関連する国内外の先行研究を整理し，それらの問題点を明らかにする．概要を先に述べれば，前述の 3 側面に関しては，日本国内においては関連する指摘が一部にみられるものの，計量経済学的手法によって定量的に検証した先行研究は皆無に等しい状況であった．一方で，直接支払いに関するこうした定量評価は国外では多数存在していた．

1） 所得不安定性

以下，本制度の直接支払いが稲作所得の水準や不安定性に及ぼした影響，および稲作所得の不安定性に関わる日本国内の先行研究を整理する．その後，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響を評価した国外の先行研究を整理する．概要を先に述べれば，整理の結果，先行研究の問題点として，日本国内においては直接支払いが稲作所得の水準に及ぼす影響については複数の評価が見られるものの，特に所得変動の側面から所得不安定性に注目し，本制度の直接支払いの影響を計量経済学的手法によって定量評価した先行研究はみられないことが明らかとなった．加えて，国外の先行研究においても複数の直接支払いの影響を峻別して議論した先行研究は限られていること，直接支払いの削減の影響評価は見られないことが明らかとなった．

本制度の直接支払いが稲作所得の水準に及ぼした影響については，以下のような評価がみられるものの，特に所得変動の側面から所得不安定性に及ぼす影響を，計量経済学的手法によって定量評価した先行研究は見当たらなかった．

服部（2012）は，不足払いとしての本制度は，価格支持の削減によって価格が低下した場合でも生産者には生産費の一定水準が保証され，所得の安定および一定の利益を確保すると指摘している．髙武（2010）も，米の所得補償交付金が不足払いとして再生産を行うことのできる所得額を確保する「セーフティ・ネット」（髙武，2010，p.141，l.2）の役割を果たし得ることを評価している．

谷口（2010）は，農林水産省『米生産費統計』（平成 19 年産）を用いた試算から，米の所得補償交付金の受給によっても，家族労働費，自己資本利子，自作地地代を差し引いた経済余剰は全国平均で見て赤字となることを示した．加えて，家族労働費，自己資本利子，および自作地地代を差し引かない稲作所得で見ると 0.5ha 未満層でも赤字が黒字に転換する効果を持つ一方，10ha 以上の階層では米の所得補償交付金の受給によって経済余剰が黒字となることから，これらの大規模農家では労働投入を増やし規模拡大するインセンティブが大きくなると指摘している．

磯田（2011）も，農林水産省『米生産費統計』（平成 21 年産）を用いた試算から，都府県平均で見て，米の所得補償交付金および米価変動補塡交付金を粗収益に加えると，支払利子・地代算入生産費を上回ることを示した．加えて，その黒字幅は大規模層ほど大きく，10ha 以上階層では借地経営型地代を支払い得る水準となることから，本制度は借地

拡大の経済条件を復活させ得ると指摘している．

同様に，藤野（2011）も農林水産省『米生産費統計』（平成 21 年産）を用いた試算から，2ha 未満層では米の所得補償交付金および米価変動補塡交付金を粗収益に加えても支払利子・地代算入生産費には届かない一方で，2ha 以上層ではこれを上回り，3ha 以上層になると全算入生産費をカバーできることを示した．このことから，本制度は規模拡大のインセンティブとして働くことが期待されるとしている．

しかし，以上の先行研究（谷口，2010；磯田，2011；藤野，2011）に対して住本・草刈（2014）は，本制度参加の収入として米の所得補償交付金および米価変動補塡交付金を考慮するのみならず，その費用として生産調整によって失った稲作所得を考慮し，これら収入と費用の差を純収入と定義した．純収入を農林水産省『米生産費統計』（平成 22，23 年産）を用いて推計した結果，米の所得補償交付金および米価変動補塡交付金は米価下落時における稲作農家の収益性改善に対して一定の効果を持つといえる一方，大規模層よりも中規模層に手厚い政策となっており，本制度は稲作の構造改革に逆行した政策であったと評価している．

なお，本制度の直接支払いの 1 つである，米の所得補償交付金の 10a 当たり 15,000 円という交付単価には批判がみられる．この交付単価は，標準的な生産費と販売価格との差額として算定されている．ここで標準的な生産費とは，過去 7 年間の中庸 5 年における経営費および家族労働費の 8 割程度の平均として計算された（荘林・木村，2014）．しかし，この標準的な生産費として全算入生産費のすべてが考慮されていないため，米の所得補償交付金の交付単価は不足払いとして不十分との指摘がある（髙武，2010；服部，2010；磯田・品川，2011；梶井，2011）．一方で，所得支持を目的とするのであれば農家の兼業所得も含む農家所得全体を基準とするべきであり，また家族労働費は仮に稲作に従事しなかった場合の機会費用に基づいて評価されるべきものであるとの批判もある（荘林・木村，2014）．

さらに，特に小規模農家にとっては，交付される米の所得補償交付金は少額になるとの指摘もある（伊庭，2011）．同様に，生源寺（2011）は，経営水田面積が 1ha 未満の農家にとっては，米の所得補償交付金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指摘している（註9）．

稲作所得の不安定性との関連では，小糸（2001）は，農林水産省『米生産費統計』（昭和 51～平成 10 年産）の東北の規模階層別データ等を利用した生産関数の計測を通じて，肥料投入の抑制による単収減少および技術変化は収量リスクを減少させた一方で，適期作業に影響を与える農業就業者数の減少および作付規模の増加は収量リスクを増加させる要

（註9） 生産調整との関連では，本制度の導入に伴って生産調整への不参加のペナルティが廃止されたにも関わらず，この制度変更による農家の反応は大きくなかったとの指摘もある（伊庭，2011）．これは，本制度実施の長期安定性への懸念という心理的要因に加え，一旦不作付け化した水田において水稲を再作付けすることは困難な場合が多いという圃場条件の要因も関係していたとされる（伊庭，2011）．

因となっていたことを明らかにした．

中島（2002）は，農林水産省『米生産費統計』（平成 7～平成 9 年産）の都府県データを用いた危険回避度の推定によって，作付面積が大きいほど，言い換えれば利潤が大きいほど，稲作農家の絶対的危険回避度が低いことを示した．加えて，直接支払いによる所得の増加は，米供給量を増大させるインセンティブを与える可能性があることを指摘している．また，岸・齋藤（2015）は，農林水産省『米生産費統計』（昭和 56～平成 24 年産）の東北・北陸のデータ等を用いた生産関数と絶対的危険回避度の計測を通じて，長期的に収量変動は減少傾向にあることを示した．また，中島（2002）と同様に，稲作農家の危険回避度は利潤の減少関数であることも明らかにしている．

国外の先行研究では，分散の要因分解手法（Burt and Finley, 1968）を用いて，農業所得（Bojnec and Fertő, 2019; Kimura et al., 2010; Severini et al., 2016a），農業粗収益（El Benni and Finger, 2013a; Hadrich, 2013），および農家所得（Mishra and Sandretto, 2002）の変動に対する各所得要素の寄与が分析されている．特に，Severini et al. (2016a)および Bojnec and Fertő (2019)は，農業所得の分散を粗収益，生産費用，および直接支払いの 3 つの所得要素に分解し，農業所得の不安定性の大部分は粗収益と費用によってもたらされており，直接支払いはこれらの所得要素に比べて安定的な所得要素であることを示している．

さらに，回帰分析によって，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響を評価した先行研究も存在する（Bojnec and Fertő, 2018; El Benni et al., 2012a; Enjolras et al., 2014; Knapp and Loughrey, 2017; Severini et al., 2017）．なかでも，El Benni et al. (2012a)，Bojnec and Fertő (2018)，および Severini et al. (2017)は，直接支払い変数およびその他のコントロール変数に農業所得または農家所得の変動係数を回帰することにより，直接支払いは所得不安定性を低下させることを明らかにしている．一方，Enjolras et al. (2014)および Knapp and Loughrey (2017)は，直接支払い変数およびその他のコントロール変数に市場所得の標準偏差を回帰し，直接支払いが所得リスクを増大させることを示している．ただし所得の標準偏差は，所得の変動に関わらず，平均所得が高いほど大きくなるため，変動係数ではなく標準偏差を所得不安定性の指標として使用することには問題があると考えられる．したがって，直接支払いを受け取った結果として市場所得が増加した場合（例えば，直接支払いを受け取ったことで経営規模を拡大できたような場合），変動係数ではなく標準偏差を所得不安定性の指標として使用すると，直接支払いの所得不安定化効果が過大評価される可能性がある．したがって，所得不安定性の指標としては，標準偏差よりも変動係数が望ましいと考えられる．

著者の知る限り，複数の交付金を区別して直接支払いの所得不安定性に対する影響を評価しているのは，Knapp and Loughrey (2017)および Lim et al. (2018)のみである．Knapp and Loughrey (2017)は，回帰分析を使用して，デカップル支払いが所得リスクを増加させることを示した．Lim et al. (2018)は，総農業所得（市場所得と直接支払いの合計）と市場所得の変動係数を単純に比較し，固定単価支払いと価格条件付き支払いが所得

の不安定性に及ぼす影響が，農家のグループによって異なることを示した．以上のように，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響の評価において複数の交付金の影響を峻別した先行研究は限られている．それゆえ，直接支払いの種類によって所得不安定性に及ぼす影響が異なるのか明らかにするため，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響の評価において，交付金別に影響を峻別した分析も必要である．

直接支払いの政策変更が所得不安定性に及ぼす影響に関する先行研究もまた限られている．直接支払いの導入に関して，El Benni et al. (2012a)および Lee (2006b)は，価格支持から直接支払いへの変更が，所得不安定性に及ぼした影響を評価し，直接支払いへの移行によって農業所得の不安定性が低下したと結論付けている．直接支払いの改革に関して，Carvalho and Godinho (2006)は，地中海地域において，デカップリングが行われた 2003 年 CAP 改革によって，総農業所得の不安定性は減少した一方で，直接支払いを除く期待生産所得のみを考慮した場合は，不安定性を増加させると結論付けた．Feil et al. (2014)は，直接支払いを導入した CAP の MacSharry 改革が農業所得の不安定性を低下させたが，Fischler 改革とドイツの再生可能エネルギー源法の導入が農業所得の不安定性に有意な影響を与えなかったことを示している．Kastens and Featherstone (1997)および Serra et al. (2005)は，いずれも直接支払いが生産量水準や商品価格に直接結びつかなくなったために，米国の 1996 年農業法（FAIR）は，農業所得リスクを増大させたと主張している．なお，FAIR 法の成立によっては，価格支持と不足払いは減額され，直接支払いがデカップリングされた（Serra et al., 2005）．

2） 生産性

以下，本制度の直接支払いが生産性に及ぼした影響，および近年の稲作生産性に関する国内の先行研究を整理する．その後，直接支払いが生産性に及ぼす影響を評価した国外の先行研究を整理する．概要を先取りすれば，先行研究の問題点として，本制度の直接支払いの生産性に対する影響については統計データに基づいた計量経済学的分析による定量評価が見られないこと，日本稲作の総合生産性（以下，TFP）を計測した近年の先行研究では Malmquist TFP 指数や Törnqvist TFP 指数が利用されているものの，各年・各農家における TFP 水準の計測においてはこれらの手法は適切でないことを指摘した．加えて，国外における研究動向を整理した結果，欧米を中心に多数の先行研究が存在する一方で，アジアを対象に直接支払いが農業生産性に及ぼした影響の評価は限られており，特に稲作生産性に焦点を当てた先行研究は見られないことも示された．

日本国内においては，本制度の直接支払いが稲作生産性に及ぼした影響に関連する指摘として，以下のようなものがある．まず，本制度の大きな特徴の 1 つはすべての販売農家（および集落営農）を交付対象としたことであり，小規模農家であっても直接支払いを受給できる．そのため，この制度設計には構造改革の観点から，農家間の資源移動を阻害したとの批判がある．具体的には，本制度によって離農が抑制されたことが指摘されている他（西川，2014），地主の農地所有意欲の回復による農地の貸しはがしが発生したとも言

われる（荒川，2020）．これらは，農地流動化といった農家間における資源配分の効率性を損なうことで，稲作部門全体の生産性向上を妨げる可能性がある．

なお，前小節で述べた通り，谷口（2010），藤野（2011），磯田（2011）は，農林水産省『米生産費統計』を用いた試算によって，大規模農家では小規模農家よりも，米の所得補償交付金および米価変動補塡交付金の受給によるメリットが大きいために，本制度は規模拡大のインセンティブとなることを指摘している．しかし，住本・草刈（2014）は，以上の先行研究では生産調整のために失った稲作所得が機会費用として考慮されていないことを指摘し，この機会費用を考慮すると，本制度加入の純所得は大規模層よりも中規模層で大きく，稲作の構造改革に逆行する政策になっていたと評価している．

ただし，稲作部門全体の生産性水準は，農地流動化といった農家間における資源配分のみならず，農家レベルの生産性にも依存する．本制度の直接支払いは，農家レベルの生産性にも影響を及ぼし得るとの指摘がある．服部（2012）は，本制度は規模拡大を考える農家に対して所得の安定および一定の利益を確保することで，投資を促進し，規模拡大の基礎となり得るとしている．また，髙武（2010）は，米の所得補償交付金の標準的な生産費と標準的な販売価格との差額が全国一律で補填される仕組みによって，規模の大きい農家ほど規模拡大等の目途が立てやすくなったとして評価している．

一方，本制度の中でも米に関する米の所得補償交付金および米価変動補塡交付金は，農家の生産性向上に対するインセンティブを低下させるとも指摘されている（松木，2010；横山，2010）．具体的には，これら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）．

ただし，こうした農家レベルの影響が現れるためには，本制度の直接支払いが農家行動を変化させる必要がある．この点については，本制度の導入に伴って生産調整への不参加のペナルティが廃止されたにも関わらず，この制度変更による農家の反応は大きくなかったとの指摘もある（伊庭，2011）．これは，本制度実施の長期安定性に懸念があり，政策変更の継続に懐疑的な生産者が少なくなかったという心理的要因に加え，一旦不作付け化した水田において水稲を再作付けすることは困難な場合が多いという圃場条件の要因も関係していたとされる（伊庭，2011）．こういった指摘からは，本制度の実施によっても農家行動が大きくは変化しなかった可能性が示唆される．

日本国内において直接支払いが農業生産性に及ぼす影響を計量経済学的手法によって定量的に評価したものとしては，多田・伊藤（2018）が，確率的フロンティア分析を用いて，農業粗収益に対する直接支払いの比率が高い経営体ほど，他の条件を一定とすれば技術効率が低いことを示している．ただし，本論文とは異なり，多田・伊藤（2018）は水田作付け延べ面積階層別の集計データを用いて技術効率を推定している．技術効率は，与えられた要素投入量のもとで達成可能な最大の生産量との比較にもとづく相対的な指標であ

り，技術効率が高い農家の生産性が，必ずしも高いとは限らないことに注意が必要である．また，後述の国外を対象とした先行研究のほとんどは農家レベルのデータを使用しており，農家レベルデータの利用が集計データよりも適切であることが先行研究でも示唆されている（Minviel and Latruffe, 2017）．さらに，多田・伊藤（2018）では，特定の政策ではなく，性質の異なる複数の直接支払いの影響をひとまとめに計測しており，分析対象は水田農家の農業生産全体となっている．

日本稲作の生産性に関しては膨大な研究蓄積がみられる．なお，生産性指標には，労働生産性や単収（土地生産性）など複数の指標が考えられるが，直接支払いの受給はこれらの部分生産性のそれぞれに異なる影響を及ぼし得ることから，すべての生産要素を考慮した TFP の利用が望ましい．そこで，以下では，21 世紀に入って発表された，稲作の TFP を計測した先行研究に限って整理する（註10）．まず，近藤・山本（2003）は，農林水産省『米生産費統計』（昭和 46～平成 7 年産）と Malmquist TFP 指数を用いて，1971 年から 1995 年までの TFP 変化を計測し，その要因を技術変化（生産フロンティアのシフト）とキャッチ・アップ効果（生産フロンティアへの接近，言い換えれば技術効率の向上）に分解した．分析の結果，減反開始期以降となる分析期間中の平均では，TFP 変化が停滞しており，その要因である技術変化とキャッチ・アップ効果についてはいずれも停滞していたことを示した．

近藤・山本（2004a）は，近藤・山本（2003）の分析を，同じデータおよび手法を用いて拡張し，TFP 変化とその要因の時系列推移を確認するとととともに，道府県別に計測した．分析の結果，全国平均の TFP 変化は，天候の影響などから年次変動が大きく，明確な上昇トレンドは見出されなかった．また，道府県別にみても，減反開始期以降において TFP 変化，技術変化，およびキャッチ・アップ効果はいずれも，一部地域を除いて停滞していたことを示した．

近藤・山本（2004b）は，近藤・山本（2004a）の分析を拡張し，各道府県の米粗生産額をウェイトとして用いることで，日本全体の稲作 TFP 変化に対する各地域の貢献度を明らかにした．分析の結果，日本全体の稲作 TFP 向上への貢献度は北海道が最大であり，次いで北陸が大きいこと，東北は米生産量シェアにおいて日本最大の米産地であるものの，冷害などの影響により日本全体の TFP 変化を引き下げる方向の貢献となっていたこと，日本全体の TFP 変化への貢献は近畿以西で低いことを明らかにした．

近藤他（2005）は，近藤・山本（2003；2004a；2004b）による分析では，TFP 変化の停滞が統計的検定によって検証されていなかったことを踏まえ，近藤・山本（2004a）の計測結果を利用して生産性水準の地域間格差が縮小傾向にあるか否かを統計的に検証した．分析の結果，1971 年時点で生産性が高かった地域は TFP の伸び率が低くとどまり，逆に当初低かった地域の伸び率が高くなる傾向を明らかにした．ただし，Malmquist TFP

（註10） それ以前の研究動向については，加古（1996）および黒田（2005）に詳しい．

指数では各年の TFP 水準は直接計算されないため，1971 年の生産性水準としては，同年のキャッチ・アップ水準（技術効率水準）を用いている．

笹木他（2005）は，近藤他（2005）と同様の問題意識で，パネルデータによる単位根検定を用いた時系列分析を検証方法として利用した．データは，近藤・山本（2004a）の計測結果から計算した生産性水準のパネルデータである．ただし，前述の通り，Malmquist TFP 指数では TFP 水準は直接計測されないため，計測初年である 1971 年の技術効率水準に各年の TFP 変化の値を乗じることで生産性水準を計算している．分析の結果，生産性水準の低い県と生産性水準の高い県との間の生産性水準の格差は縮小していたと結論付けている．

以上の減反開始期以降のデータを用いた分析に対して，山本他（2007）は農林水産省『米生産費統計』（昭和 32～平成 7 年産）を利用して，「戦後におけるわが国稲作生産性は，①技術進歩率が相対的に高く，キャッチ・アップ効果が低下する減反以前の第 1 局面，②技術進歩率が低下し，キャッチ・アップ効果が上昇する減反以降から近年までの第 2 局面の順に推移し，③その後は技術進歩率・キャッチ・アップ効果ともに停滞し，全体として稲作生産性の伸びがゼロとなる第 3 局面に向かっている可能性がある」（山本他，2007，p.154，l.47-53）という仮説を検証した．Malmquist TFP 指数によって県別に計測される TFP 変化とその要因を，県別米粗生産額をウェイトとして全国平均値および東西に本に集計した結果，第 1 局面および第 2 局面が前述の仮説で想定した通りの状況であったことから，1995 年以降の稲作の生産性の伸びがゼロになりつつある可能性が「警鐘」として示唆されたとしている．

近藤他（2010）は，山本他（2007）の分析枠組みに準拠しながらも，TFP 変化とその要因の集計を，東西日本よりも詳細な農区別に行い，日本全体の TFP 変化に対する各地域の貢献度を分析するとともに，TFP 水準の地域間格差が縮小しているか否かを検証した．分析の結果，農区別で見ても山本他（2007）の稲作生産性停滞仮説で想定した通りの状況であることが示されたとともに，第 1 局面（減反以前）においては東北が日本全体の稲作 TFP の向上をリードしていた一方，第 2 局面（減反以降から近年）においては北陸がこれをリードしていたことを明らかにした．また，第 1 局面および第 2 局面を通じて，稲作 TFP の地域間格差は縮小傾向にあったことが示された．

以上の 1995 年までを分析対象とした先行研究に対して，Kondo et al. (2017)は，農林水産省『米生産費統計』（平成 8～18 年産）を用いて，1996～2006 年の部分生産性と Malmquist TFP 指数による TFP の変化率を計測した．また，各年の生産性水準は，笹木他（2005）と同様に計測初年である 1996 年の技術効率水準に各年の TFP 変化の値を乗じて計算されている．分析の結果，分析期間において労働生産性以外は向上している一方で土地生産性（単収），資本生産性，経常財生産性はいずれも停滞していたこと，それらの結果 TFP も停滞していたこと，さらには生産性水準の地域間格差が縮小していたことを示した．

また，石田・石亀（2012）は，農林水産省『米生産費統計』（昭和 34～平成 21 年）と Malmquist TFP 指数を用いて，1959～2009 年の TFP 変化を，技術効率変化（キャッチ・アップ効果），技術進歩，および生産要素比率変化（資本蓄積）に分解した．分析の結果，近年においても技術進歩および生産要素比率の変化が，生産性向上に大きく寄与していることを示した．

以上の Malmquist TFP 指数を用いた先行研究の他にも，Törnqvist TFP 指数を利用した先行研究もみられる．國光（2011）は，Törnqvist TFP 指数を用いて農業および稲作の TFP 変化率を計測し，TFP 変化率に影響する要因とその影響の大きさを回帰分析によって解明した．稲作の分析では，農林水産省『米生産費統計』を利用した．分析の結果，1969～2006 年にわたって，稲作の TFP 変化は，全体的には上昇傾向を示していた．また，TFP 向上に対して規模の経済要因，農業社会資本，知識資本が正の影響を及ぼしていることを示した．

また，國光（2014）は，データとして農林水産省『米生産費統計』および農林水産省『耕地および作付面積統計』，TFP の計測手法として Törnqvist TFP 指数と Malmquist TFP 指数をいずれも用いて，異なる指数による計測結果の比較を通じて稲作 TFP の地域間格差の動向を分析した．分析の結果，1980～2009 年の期間において，いずれの指数を用いた場合でも TFP 変化が向上していること，Malmquist TFP 指数の方が地域間の TFP 変化の分散が大きくなる傾向を示した他，地域間の TFP 格差の収束状況も分析している．

Kunimitsu et al. (2014)および國光他（2014）は，日本稲作の TFP に対する気候変動と社会経済要因の影響を分析した．その際，Törnqvist TFP 指数を用いて計算した各県の分析期間初年における TFP 水準に，各県の TFP 変化を年ごとに乗じていくことで各年における TFP 水準を計算している．

しかし，Törnqvist TFP 指数は，時系列と横断面における生産性の高低関係が，基準とする時点や地域（農家）により逆転するという不都合が生じる可能性がある（Caves et al., 1982；山本，1990）．言い換えれば，基準とする時点や地域（農家）を変えることで結論が変わり得る．そのため，TFP 水準を用いた分析のためには，どの地域（農家）を基準としても地域（農家）間の TFP 水準の大小関係が変化しない性質を持つ指数を利用するのが適切である．この性質を「循環性」と呼び，循環性を持つ TFP 指標としてマルチラテラル TFP 指数（Caves et al., 1982）がある．

国外の先行研究では，直接支払いが農業生産の TFP に及ぼす影響に関する分析結果は研究により様々である．ただし，直接支払いの政策効果は，その政策目的によって異なると考えられる．直接支払いは，農家への所得移転を目的とするものと，農業生産に付随する外部性への対処を目的とするものに大別され（OECD，1994；荘林・木村，2014），本制度は前者の農家への所得移転を主たる目的とするものとされる（荘林・木村，2014）．

まず，TFP の水準または変化に対する直接支払いの影響を推定した先行研究のうち，本制度と同様に農家への所得移転を主たる目的とする直接支払いの政策効果を推定したものに絞ってみていく．Latruffe and Desjeux (2016)は，EU の面積支払い，頭数支払い，お

よび単一支払いが耕種農家および酪農家の TFP 変化には有意に正の影響を持つ一方，肉牛農家には有意な影響を及ぼさないことを示した．また，Mary (2013)は，1996 年から 2003 年の期間に投資助成，面積支払い，およびその他の作物補助金はフランスの耕種農家の TFP 水準に有意な影響を及ぼさない一方で，頭数支払いは TFP 水準を有意に低下させたことを示した．米国においては，Ahearn et al. (2005)が，州レベルのデータを使用して，農産物補助金が農業の TFP 水準に正の影響を与えることを示した一方で，Yee et al. (2004)は，Ahearn et al. (2005)と同様の方法およびデータで，農産物補助金が米国南東部の農業 TFP 水準に有意な影響を与えないことを示している．朱他（2015）は，直接支払いが中国のトウモロコシ生産の TFP 水準を増加させることを示した．以上のように，農家への所得移転を主たる目的とした直接支払いに絞っても，その政策効果の推定結果は先行研究により様々である．

農業生産に付随する外部性への対処を目的とするものについても，直接支払いの政策効果の分析結果は先行研究によって異なっていた．なお，なかでも Baráth et al. (2020)および Mennig and Sauer (2020)は，差分の差推定法（以下，DiD 法）と傾向スコアマッチング（以下，PSM）を組み合わせた方法（以下，DiD-PSM 法）を用いて直接支払いの政策効果を推定した．Baráth et al. (2020)は，投資助成，条件不利地域助成，および農業環境支払いがスロベニアの農家の TFP 変化に有意な影響を及ぼさないことを示した．Mennig and Sauer (2020)は，農業環境支払いの受給が酪農家の TFP 変化を低下させる一方で，耕種農家への影響は有意でないことを示した．

分析対象の国・地域については，先行研究の多くは欧米を対象としており，アジアを対象としたものは朱他（2015）と Kim and Lee (2020)に限られる．なお，対象部門に関しては，稲作部門に焦点を当てた先行研究は著者らの知る限り見当たらなかった．

EU を対象とする計量経済学的研究によれば，カップル支払いはデカップル支払いよりも生産性の水準または変化に負の影響を持つ可能性が高いことが示唆されている（Rizov et al., 2013；Kazukauskas et al., 2014；Garrone et al., 2019）（註11）．本制度は，単収向上のインセンティブを低下させた可能性があることに加え，当年産の作付実面積基準で交付金額が決まるためにカップル支払いの側面があり，生産性を低下させた可能性がある．一方で，大規模な農家ほど本制度のもたらす利益は大きいために，本制度の直接支払いは規模拡大のための，あるいは拡大した経営体制を整備するための資金的基礎になるとの理論的指摘もある（服部，2012）．しかしながら，本制度が農家の生産性に及ぼす影響を計量経済学的手法によって定量評価した先行研究は，筆者らの知る限り存在しない．

（註11） Rizov et al. (2013)によれば，これは第 1 に，カップル支払いは受給のために当該年の農業生産が必要であることで，デカップル支払いよりも農業生産に歪曲的な効果を持ちやすく，結果として効率性を低下させやすいためである．第 2 に，カップル支払いの交付金額は年ごとの農業生産の水準に依存するため，直接支払いを担保として利用する際の金融機関のモニタリングコストが高くなるためであるとされる．その結果，カップル支払いはデカップル支払いよりも信用制限が緩和されにくく，投資促進による生産性向上の効果が小さくなると考えられる．

最後に，TFP の計測手法に関して，ほとんどの先行研究では，TFP の計測のために確率的フロンティア分析（SFA），データ包絡分析（DEA），または Olley-Pakes 法（Olley and Pakes, 1996）や System GMM（Blundell and Bond, 2000）による生産関数分析が採用されている．これとは対照的に，本論文では農家レベルの稲作の TFP を測定するために，マルチラテラル TFP 指数（Caves et al., 1982）を用いる．著者らの知る限り，農家レベルの TFP に対する直接支払いの影響の推定にマルチラテラル TFP 指数を使用した先行研究は見当たらない.

3） 所得分配の不平等性

以下，農業所得の分配に関する日本国内の先行研究，および直接支払いが農業所得の分配に及ぼす影響を評価した国外の先行研究を整理する．日本国内においては，以下の通り農業所得の分配を分析した先行研究がみられるものの，日本農業を対象に，本制度の直接支払いが所得分配に及ぼす影響を評価した先行研究は見当たらない．一方，国外においては，直接支払いの再分配効果に焦点を当てた先行研究が豊富にみられる．

本制度の直接支払いの再分配効果に着目した先行研究は見当たらなかった．再分配効果は，直接支払いの影響として日本国内においては注目されてこなかった論点であると言えよう．所得分配と関連する論点としては，本制度のすべての販売農家を交付対象としたという特徴に対して，品目横断的経営安定対策との比較において，「苦境にある中小水田農家をも救済対象としたことに大きな意義がある」（青柳，2010，p.117，l.49-50）との好意的な評価がある．また，品目横断的経営安定対策を念頭に，澤田（2007）は，直接支払いが所得分配に及ぼす影響に着目し，もともと所得水準が高い大規模経営にさらに多額の支払いが集中することで，所得再分配の公正性に関する議論を引き起こす可能性があることを指摘している．

農業補助金が所得分配の不平等性に及ぼす影響に言及した先行研究として，農家経済調査の経営耕地面積階層別の集計データとジニ係数を用いて，1950 年代から 1970 年代にかけての農家所得の不平等度の推移を分析した溝口他（1978）および高山（1980）がある．溝口他（1978）および高山（1980）は，農家所得を農業所得，農外所得，およびその他所得の構成要素に分け，農家所得のジニ係数をこれらの要素に要因分解することで，不平等度の変化の要因が分析されている．分析の結果 1960 年代後半以降には農家所得の不平等度が上昇しており，その要因として，兼業化が大規模経営においても進展したことに加え，各種の農業補助金が大規模経営体に集中したことがあると指摘している．具体的には，転作奨励金が大規模農家に集中して投下されたことが，農家世帯の所得分布の不平等性を上昇させた可能性がある（高山，1980）．

その他，農業政策の所得再分配効果を分析した国内の先行研究としては，澤田（1977）が挙げられる．澤田（1977）は全国農業地域区分別の集計データとジニ係数を用いて，米価支持政策が地域間階層間の不平等度を上昇させていたことを明らかにした（澤田，1977）．

また，奥田・黒柳（1976）は農家租税公課諸負担調査報告等のデータとジニ係数を用いて，農家部門における課税の所得再分配効果を分析している．この際，課税前の原所得のジニ係数と，課税後の所得のジニ係数とを比較し，課税後の所得の方がジニ係数の値が小さいことを，課税の再分配効果と判断している．

なお，農家所得の分配を分析した先行研究としては，斎藤（2008）と Rakhine・千年（2012）がある．斎藤（2008）は，農家生計費調査の可処分所得階層別農家分布および農家経済調査の農家総所得別戸数分布表のデータと，ジニ係数の所得要素による要因分解および平均対数偏差を用いて，農家所得の分配の不平等性を分析した．Rakhine・千年（2012）は，農家経済調査のデータとジニ係数の所得要素による要因分解を用いて，地域間における農家所得の分配の不平等性を分析した．

一般に，個人間または世帯間の所得分配は社会的および政治的な最重要課題である（例えば，Lau et al., 1981，Levy, 1987，Taylor, 1992，Lee, 2006a，Aristei and Perugini, 2010，Bittencourt et al., 2019 を参照）．そのため国外では，農業部門に関して，直接支払いを含む農業補助金一般が所得分配に及ぼす影響の評価が，米国（Ahearn et al, 1985; Gardner, 1969; Keeney, 2009; Mishra et al., 2009），EU（Allanson, 2006, 2008; Allanson and Rocchi, 2008; Tantari et al., 2019; Ciliberti and Frascarelli, 2018; Deppermann et al., 2014; Deppermann et al., 2016; El Benni and Finger, 2013b; El Benni et al., 2012b; Hansen and Offermann, 2016; Kaditi and Nitsi, 2011; Keeney, 2000; Schmid et al., 2006; Severini and Tantari, 2013b, 2013a, 2015; von Witzke, 1979; von Witzke and Noleppa, 2007），およびアジア（Chang, 2013; Fang and Rizzo, 2011; Lee, 2005; Li et al., 2011; Luh and Wei, 2018）を対象に広く行われている．これらの先行研究の過半数は農業補助金が所得分配の不平等性を減少させることを明らかにしている．

これら先行研究の多くは，農家レベルデータとジニ係数を用いて農業補助金の影響を評価している．特に近年は，ジニ係数の所得要素による要因分解手法（Lerman and Yitzhaki, 1985; Pyatt et al., 1980; Rao, 1969）によって，補助金の影響を分析した研究が増えている（Ahearn et al., 1985; Chang, 2013; Ciliberti and Frascarelli, 2018; El Benni and Finger, 2013b; El Benni et al., 2012b; Fang and Rizzo, 2011; Hansen and Offermann, 2016; Kaditi and Nitsi, 2011; Keeney, 2000; Li et al., 2011; Mishra et al., 2009; Severini and Tantari, 2013a, 2013b, 2015; Tantari et al., 2019）．このジニ係数の要因分解手法は，アジア諸国における所得格差の問題にもしばしば適用されてきた経緯がある（Birthal and Singh, 1995; Mandal et al., 2010; Saiful Nathan and Mohd Rosli, 2016; Singh, 2007; Singh and Datta, 2013; Thapa et al., 1992; Tuyen, 2016）．

第3節　課題の設定と分析対象の限定

以上より，本論文では，経済政策の主目的という観点から，本制度の直接支払いが稲作の所得と生産性に及ぼす影響を定量的に評価する（註12）．具体的には，以下の 3 つの問いを計量経済学的手法によって定量的に検証することを課題とする．

①「農業者戸別所得補償制度の直接支払いは，稲作の所得不安定性を低下させたか？」

②「農業者戸別所得補償制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼしたか？」

③「農業者戸別所得補償制度の直接支払いは，稲作の所得分配の不平等性を低下させたか？」

以上 3 つの問いは，それぞれ経済政策の主目的である経済的安定，経済的進歩，および経済的公正に合致している．さらに，これらの問いについての定量評価は皆無に等しい．エビデンスに基づく政策形成の観点からは，意思決定に活用するため，政策の効果は定量的に検証される必要がある（小林，2020）．

そこで本論文では，経済政策の主目的という観点から，定量的なエビデンスが不足している本制度の側面について定量評価を行う．問い①の検証によって本制度が所得変動の側面から稲作所得の不安定性を低下させたと判断できるのであれば，経済的安定の側面から経済政策として望ましい効果を有していただけでなく，「農業経営の安定」という本制度の主目的の 1 つに合致していたと評価できる．問い②の検証によって本制度が生産性を向上させたと判断できるのであれば，経済的進歩の側面から経済政策として望ましい効果を有していただけでなく，「効率的かつ安定的な農業経営の育成」という基本法の方針に合致していたと評価できる．問い③の検証によって本制度が稲作所得の分配の不平等性を低下させたと判断できるのであれば，品目横断的経営安定対策からの転換によって，高所得である一部の大規模農家が直接支払い予算額の大部分を受給しているという状況を緩和していた可能性がある．その場合，経済的公正の側面から経済政策として望ましい効果を有していたと評価できる．

以上の通り，本論文では稲作に分析対象を限定する．問い①および②に関連して，所得不安定性の程度には作目によって差異が見られ（Severini et al., 2016b），また生産技術は作物によって異なると考えられる．そこで，直接支払いの単一作物への影響を抽出するため，本制度が政策の中心に置いた稲作（荘林・木村，2014）を分析対象とすることが有益であると考えた．問い③に関しては，ヨーロッパや米国では，澤田（2007）が提起した，もともと所得水準が高い大規模経営にさらに多額の支払いが集中することで，所得再分配の公正性に関する議論を引き起こすという問題がすでに顕在化している．こうした背

（註12） 日本の直接支払いを対象にインパクト評価を行った先行研究として，中山間地域等直接支払制度や農地・水保全管理支払交付金が，多面的機能に関わる指標（耕作放棄地割合等）に対する影響を評価した，高山・中谷（2011），中谷（2016），Ito et al. (2018)，Ito et al. (2019)，Takayama et al. (2020)，および Takayama et al. (2021)がある．

景から，欧米では，直接支払いが農業所得の農家間における分配に及ぼす影響の評価がしばしば行われている．ヨーロッパにおいて，農家間の所得分配に対する直接支払いの影響は，分析対象とする農家の作目ごとに異なるとの指摘があることから（Severini and Tantari, 2013a, 2013b），本論文では問い①および②と同じ稲作を対象に，本制度の直接支払いが稲作所得の農家間における分配に及ぼす影響に注目する．

本論文は本章を入れて 6 つの章から構成される（図 1-1）．本章では，本論文の背景および先行研究の成果を整理したうえで，本論文の課題を設定した．第 2 章では，分析対象とする本制度の直接支払いの概要，および稲作の所得と生産性に関わる現況を，先行研究と統計資料から整理する．

第 3 章では，分散の要因分解手法および変動係数を従属変数とする回帰分析を利用して問い①を検証する．所得不安定性は分散および変動係数によって所得変動として計測される．特に変動係数は，分散や標準偏差といった他の変動の指標とは異なり，所得水準の大きく異なる農家間でも比較可能な指標である．所得不安定性に対する直接支払いの影響は，変動係数の外れ値に対処するため，外れ値に頑健なロバスト回帰分析によって検証する．

第 4 章では，マルチラテラル TFP 指数によって計測される TFP 水準を生産性指標として利用し，政策効果を DiD 法によって推定することで問い②を検証する．生産性指標には，労働生産性や単収（土地生産性）など複数の指標が考えられるが，直接支払いの受給はこれらの部分生産性のそれぞれに異なる影響を及ぼし得ることから，すべての生産要素を考慮した TFP の利用が望ましい．マルチラテラル生産性指数は TFP 水準の計算に適した手法である．DiD 法は，政策のインパクト評価手法の中で，実証結果のエビデンスレベルが高い方法（中谷，2016）である．

第 5 章では，ジニ係数の要因分解手法を利用して問い③を検証する．本論文では，所得分配の不平等性はジニ係数によって計測される．ジニ係数は所得分配の一般的な指標であり，その要因分解手法を利用すれば直接支払いが農家間の稲作所得の分配に及ぼす影響を評価できる．

第 6 章では，各章を要約するとともに，各章の結果をまとめ，本論文の結論を述べる．

分析に使用するデータは，すべて農林水産省『米生産費統計』個票である．個票データの利用には，計量経済学的分析において，農家ごとに異なるような多様な属性を適切に制御できるため（Cameron and Trivedi, 2005），よりエビデンスレベルが高い結果を得やすいという利点がある．（註13）．

（註13） ただし，農林水産省『米生産費統計』個票のサンプルは，例えば平均作付規模からみて大規模農家に偏っているなど，日本の稲作農家の母集団分布からの偏りがみられる．そのため，各章の分析は小規模農家への影響を過小評価している可能があることに留意する必要がある．この問題の解決方法として，公刊されている農林水産省『米生産費統計』の 1 経営体当たり平均値の算出のために利用されているウェイトを入手し，利用することが考えられる．しかし，個票データの利用申請に際して農林水産省にこのウェイトの

なお，本論文の分析対象を以下のように限定する．第 1 に，後述するが，農林水産省『米生産費統計』個票からは，米価変動補塡交付金および畑作物の所得補償交付金のデータが得られないため，分析対象とする直接支払い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であり，これらを本制度の直接支払いと定義する．第 2 に，前述した通り，本制度の影響を多面的に評価するうえで，本論文は本制度の直接支払いが稲作所得の不安定性，稲作生産性の水準，稲作所得の分配の不平等性に及ぼした影響という 3 つの側面に着目する．当然ながら，本制度の直接支払いは，農地流動化といった他の側面にも影響を及ぼし得る．本論文では，分析対象とする 3 つの側面以外の論点のうち，特に本論文と関連の深いものについて先行研究での議論を整理するにとどめ，その定量評価は今後の課題とする．なお，本制度のうち特に米の所得補償交付金には「補助金政策一般論」（荒幡，2015b，p.130，l.13-14）としての側面と「選択的減反への参加メリット措置」（荒幡，2015b，p.130，l.13）としての側面があるが，本論文が注目するのは，本制度の補助金政策としての側面である．第 3 に，農林水産省『米生産費統計』の制約から，本論文で分析対象とするのは個別経営（世帯による農業経営）のみであり，組織経営は対象となっていない．第 4 に，同様に，データ制約から稲作以外の作目は考慮していない．例えば，所得の不安定性は農業所得，もしくは農家所得全体として対処されていれば良いとの議論もあり得る．しかし，本論文では，米という単一の作物に着目することで，直接支払いの影響を検証するうえで作物の違いの影響を取り除くことを意図している．

利用を依頼したところ，調査票情報でないという理由で許可されなかった．将来的には，個票データを用いた研究の信頼度を向上するために，このウェイトも提供されることが望ましいと考えられる．

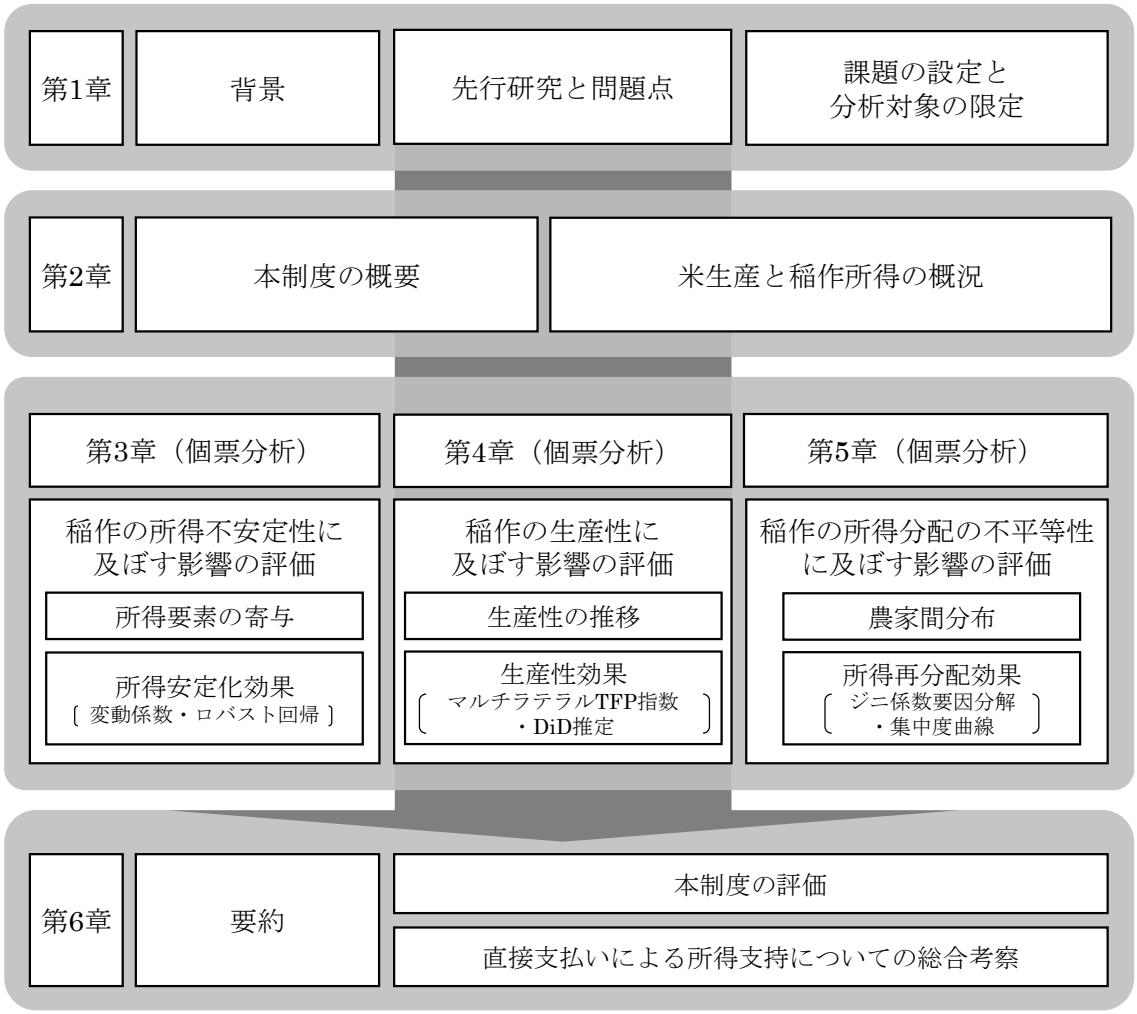


図 1-1　本論文の構成

資料：著者作成.
註：1）図中の「本制度」は農業者戸別所得補償制度を指す.
　　2）図中の「個票分析」は，農林水産省『米生産費統計』個票を利用した分析であることを指す.

第2章　農業者戸別所得補償制度の概要および米生産と稲作所得の概況

第1節　農業者戸別所得補償制度の概要

本節では，本論文で分析対象とする本制度の概要を整理する．本制度は，「農業経営の安定と国内生産力の確保」を主目的としており，2010 年にモデル対策として米を対象に導入され，2011 年から本格実施された．本制度は，基本的に米の所得補償交付金，米価変動補塡交付金，水田活用の所得補償交付金，および畑作物の所得補償交付金という 4 つの直接支払いからなっていた（註14）．このうち，本論文で分析対象とする直接支払いは，特に米の所得補償交付金および水田活用の所得補償交付金である．米価変動補塡交付金および畑作物の所得補償交付金は，本論文で利用する農林水産省『米生産費統計』個票からデータが得られないため，分析対象から除外した．

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 円が交付された．この米の所得補償交付金の交付単価は，米価変動補塡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としたものである．米の所得補償交付金とは異なり，米の生産数量目標に従うことは受給要件とされていない．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および集落営農を対象に，作物ごとに定められた交付単価で作付面積に基づいて交付される．2013 年以前は，支払単価は対象作物ごとに 10a 当たり 20,000 円（そば，なたね，加工用米），35,000 円（麦，大豆，飼料作物），および 80,000 円（米粉用米，飼料用米，稲発酵粗飼料用稲）に設定されていた（農林水産省，2011）．

その後，本制度には 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付単価が 10a 当たり 7,500 円に半減され，米価変動補塡交付金は廃止された．一方，水田活用の所得補償交付金は 2014 年に拡充された．その後，米の所得補償交付金は 2018 年から廃止された．米価変動補塡交付金は，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，その差額を基に算定された交付単価で，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するものであり，結果として 2010 年にのみ発動された．しかし，2010 年には，本制度はモデル対策として実施されたため，米価変動補塡交付金を含む本制度に関するデータは利用できない．以上より，本論文では，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 2 種類の直接支払いのみを分析対象とする．なお，以上のように，米の所得補償交付金と水田活用の所得補償交付金という本制度の直接支払いは，いずれも当年産の作付実面積基準で交付金額が決まるため，カップル支払いの側面がある．

（註14） 農業者戸別所得補償制度，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 年にそれぞれ経営所得安定対策，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名称が変更された．ただし，その枠組みは基本的に変更されていない．本論文では，便宜上，2013 年以降についても 2012 年以前の名称を用いる．

第2節　米生産と稲作所得の概況

本節では，先行研究および統計資料から，本論文で分析対象とする日本の米生産と稲作所得の概況に関して整理する．

1）米生産の概況

日本稲作においては，長きにわたって大規模化による生産性向上が目指されてきた（OECD, 2019）．しかし，近年，日本の稲作部門の生産性成長が停滞しているとの指摘があり（山本他，2007；Kondo et al., 2017），国産米の競争力向上のために生産費低減なども求められている状況にある（南石，2015）．例えば，Kondo et al. (2017)によれば，1996～2006 年の期間において，労働生産性が向上していた一方で，他の部分生産性（単収，資本生産性，経常財生産性）や TFP は停滞していたことが示されている．また，良食味米が求められたこと，および減反が多くの期間において面積制限でなく数量管理として行われたことによって単収が停滞しており，これが日本稲作の生産費低減を阻んでいるとの指摘もある（荒幡，2015b）．

以下，統計資料から，米生産の現況を整理する．表 2-1 は，農林水産省『米生産費統計（平成 20～28 年産）』から，主産物生産量と要素投入量の動向を整理したものである．物財費は，農林水産省『農業物価統計』の農業生産資材総合指数によって基準年を 2008 年として実質化した．

10a 当たり主産物数量は 511kg から 533kg の範囲で推移しており，明瞭な増加または減少傾向はみられない．10a 当たり物財費は 2008 年の 85,500 円から 2016 年の 73,212 円へと推移しており，2013 年以降は 2016 年まで低下傾向にある．なお，2013 年に大きく低下しているのは，「平成 19 年度税制改正における償却済み資産の減価償却計算の見直しに伴い平成 20 年産から行ってきた残存価額の償却の多くが 24 年産で終了したこと等から，農機具，建物等の償却費が減少した」（農林水産省，2015）ためと考えられる（註 15）．経営体当たり作付面積は 2008 年の 129a から 2016 年の 165a へと単調増加しており，この期間における経営規模の拡大が見て取れる．一方 10a 当たり直接労働時間は 2008 年の 26 時間から 2016 年の 23 時間へと減少している．

図 2-1 は，表 2-1 の各項目について 2008 年の値を 100 として推移を図示したものである．10a 当たり主産物生産量には明瞭な傾向は見て取れないことから，全国平均で見れば，この期間において単収（土地生産性）に傾向的な変化はないようである．また，経営体当たり作付面積が増加傾向にある一方で 10a 当たり直接労働時間が減少傾向にあることから，その程度は別にしても，経営規模の拡大によって稲作部門の労働生産性が平均的に見て向上傾向にあることが示唆される．これは，Kondo et al. (2017)の指摘とも整合的である．Kondo et al. (2017)の指摘の通り稲作の TFP が停滞しているとすれば，水田農業を対策の中心に置いた本制度の直接支払いが稲作 TFP 及ぼした影響は注目される．なお，図

（註15） 本論文では，減価償却費計算の見直しに起因する償却費の変化の補正は行っていない．

2-1 を見る限りでは，本制度が実施された 2010 年以降に，主産物生産量および要素投入量の推移の傾向に大きな変化は見られない．

2） 稲作所得の概況

主食用米の国内需要量は一貫して減少傾向にあり，米の販売価格も長期的に低下傾向で推移している（農林水産省，2021）．このような状況下において，服部（2010）は，米の生産者価格と生産費の 1998 年から 2007 年までの推移を整理し，米の生産者価格の下落率が生産費の低下率を上回っていると述べている．髙武（2010）は，2001 年から 2008 年までのセンター入札価格と全算入生産費の比較から，全国平均レベルでは再生産を確保できる価格水準にはなかったとしている．北出（2016）は，米の販売価格と生産コストの動向を整理し，家族経営が家族労働費等を除いた純収益（経営者利潤）でなく，これを含む所得すら確保できない危機的状況にあり，その根本原因は米価下落であると述べている．

そこで，以下，近年の稲作所得および本制度の所得支持効果について統計資料から概観する．表 2-2 は，公刊されている農林水産省『米生産費統計（平成 20～28 年産）』から，稲作の全国平均の粗収益，費用，所得，および本制度の直接支払いの金額（名目値）の動向を整理したものである（註16）．本制度実施前後の概況を把握するため，本論文で分析対象とする 2008 年から 2016 年までについて整理した．農林水産省『米生産費統計（平成 20～28 年産）』においては，2011 年産以降，農業者戸別所得補償制度受取金（2013 年産以降は経営所得安定対策受取金）として，本制度の直接支払いの受給金額が公表されている．

本論文を通じて，表 2-2 の各項目について，以下の通り定義する．「粗収益」（A）は，農林水産省『米生産費統計』の収益性指標のうち「粗収益」であり，主産物および副産物をいずれも含む．「家族労働費，自己資本利子，および自作地地代を控除した生産費総額」（B）とは，費用合計，支払利子，支払地代，自己資本利子，自作地地代の和である生産費総額から，家族労働費，自己資本利子，自作地地代を控除したものである．「市場稲作所得」（C）は，農林水産省『米生産費統計』の収益性指標のうち「所得」に等しく，「粗収益」（A）から「家族労働費，自己資本利子，および自作地地代を控除した生産費総額」（B）を減じたものである．この定義より，本論文における市場稲作所得には，家族労働費，自己資本利子，自作地地代が含まれる．「本制度の直接支払い合計」（D）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（戦略作物助成，二毛作助成および産地資金）の受取合計額である．なお，本制度は 2010 年にはモデル対策として導入されていたものの，2010 年の農林水産省『米生産費統計』からは本制度の直接支払いの金額データは得られない．これは本論文で利用する個票においても同様である．「総稲作所得」（E）は，「市場稲作所得」（C）と「本制度の直接支払い合計」（D）の和で

（註16） 本制度実施以前にも，稲作農家は，品目横断的経営安定対策や産地づくり交付金といった助成を受けていた．しかしながら，これらの金額は農林水産省『米生産費統計（平成 20～28 年産）』に示されていないため，表 2-2 には記載していない．

ある．「家族労働費」は，直接労働費および間接労働費にそれぞれ含まれる家族労働費の和である．

まず，表 2-2 の粗収益を見ると，2008 年の 121,634 円から 2016 年の 113,134 円へと推移している．この期間内には粗収益が 2 度 100,000 円を下回っており，2010 年には粗収益は 96,977 円に，2014 年には 93,624 円へと下落した．これらはいずれも米価の下落が主要因と考えられる（服部，2012；Fujibayashi, 2015；北出，2016；小針，2018）．なお，同期間においては，水稲作況指数は 98 から 103 の範囲で推移している（農林水産省，2019）．

次に，市場稲作所得の推移を見ていく．市場稲作所得は 2008 年の 29,101 円から 2016 年の 28,245 円へと推移している．前述の通り米価が下落した 2010 年および 2014 年において，市場稲作所得は 10a 当たり 6,000 円台まで落ち込んでおり，いずれも前年比でみて 3 割以下（それぞれ 27%，24%）となっている．市場稲作所得と家族労働費を比較すると，市場稲作所得が家族労働費を上回っているのは 2012 年のみで，他のすべての年において市場稲作所得は家族労働費を賄えていない．これは前述の，「米価が全国平均レベルでは再生産を確保できる価格水準にはなかった」（髙武，2010，p.141，l.4-5）状況が，2008 年以降も不変であることを示唆している．

そこで，本制度の直接支払いの所得支持効果を概観するため，市場稲作所得に本制度の直接支払いを加えた総稲作所得を見てみよう．前述の通り，2010 年の直接支払いの金額データは農林水産省『米生産費統計』から得られないため，2011 年以降を見る．すると，2013 年までの 3 年間において，市場稲作所得に直接支払いを加えたものである総稲作所得は家族労働費を上回っている．しかし，2014 年および 2015 年においては総稲作所得の金額は家族労働費よりも低い．これは，前述の米価下落に加え，米の所得補償交付金の交付単価が 2014 年から半減されたことによるものと考えられる．同時に米価変動補塡交付金も廃止されており，本制度によっては米価下落による所得低下は補填されていない．なお，2016 年には，総稲作所得は家族労働費を上回る水準に回復している．

以上のように，先行研究で度々指摘されているように，基本的に直接支払いを除く市場稲作所得では家族労働費まで賄うことはできない一方，平均的には本制度の直接支払いは家族労働費を上回る程度の水準まで稲作所得を増加させる所得支持効果を有していたと考えられる（註17）．しかし，2014 年の米の所得補償交付金の半減によって，その所得支持効果は低下している．

（註17） ただし，直接支払いの受給は，農家行動の変容を通じて粗収益および市場稲作所得にも影響を及ぼす可能性がある．例えば，直接支払いの受給によって投資が促進されれば，直接支払いは交付金額以上に稲作所得を増加させる可能性もある．一方，直接支払いの受給によって生産の効率性が低下するような場合には，直接支払いの受給による稲作所得の増加は，直接支払い交付金額より小さくなる可能性もある．こうした点を考慮した，直接支払いが所得水準に及ぼす影響の厳密な推定は今後の課題としたい．

表 2-1　主産物生産量，作付面積，および費用の推移

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
10a 当たり主産物生産量（kg／10a）	533	514	511	523	529	528	526	519	533
10a 当たり物財費（円／10a）	85,500	85,841	86,116	83,738	85,904	76,842	74,888	74,156	73,212
経営体当たり作付面積(a)	129	133	138	142	147	154	157	160	165
10a 当たり直接労働時間（時間／10a）	26	26	25	25	24	24	24	23	23

資料：農林水産省『米生産費統計（平成 20～28 年産）』.
註：1）10a 当たり物財費は，農林水産省『農業物価統計』の農業生産資材総合指数によって基準年を 2008 年として実質化した.

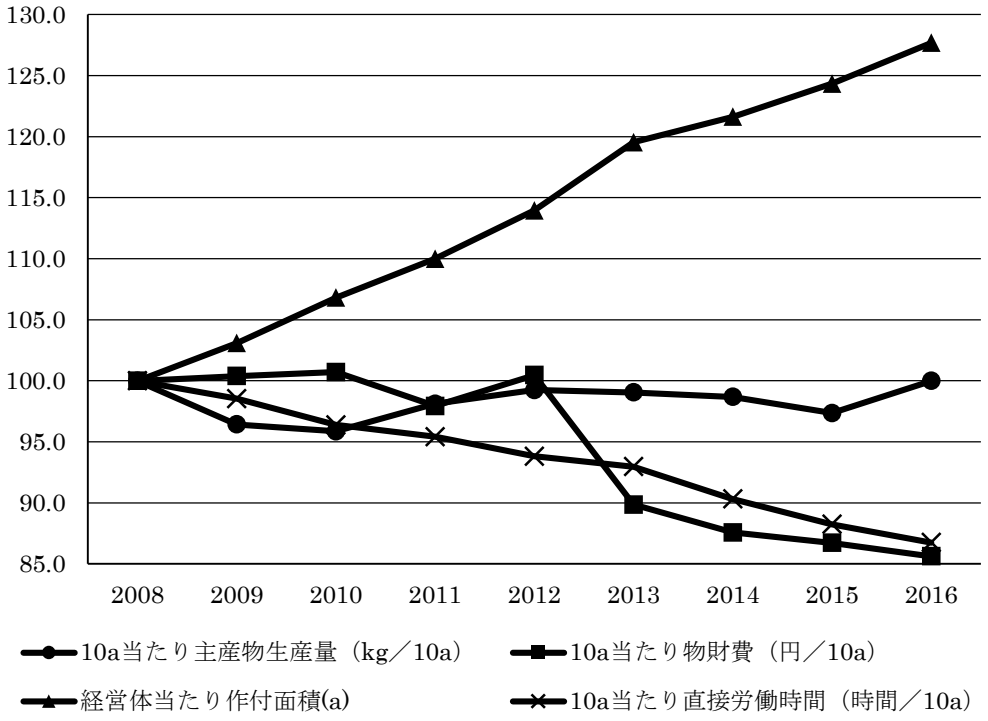


図 2-1　主産物生産量，作付面積，および費用の推移（2008 年＝100）
資料：農林水産省『米生産費統計（平成 20～28 年産）』より著者作成.

表 2-2　稲作の 10a 当たり粗収益，費用，所得，および直接支払い金額の推移（名目値）

（単位：円／10a）

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
粗収益 [A]	121,634	115,430	96,977	118,721	129,339	113,522	93,624	100,643	113,134
家族労働費，自己資本利子，および自作地地代を控除した生産費総額 [B]	92,533	91,260	90,420	89,956	92,886	86,345	87,148	87,085	84,889
市場稲作所得 [C=A-B]	29,101	24,170	6,557	28,765	36,453	27,177	6,476	13,558	28,245
本制度の直接支払い合計[D]	-	-	-	12,615	14,030	12,972	7,447	7,530	7,917
総稲作所得 [E=C+D]	-	-	-	41,380	50,483	40,149	13,923	21,088	36,162
家族労働費	36,652	35,289	34,378	34,354	34,151	33,726	33,199	32,297	32,178

資料：農林水産省『米生産費統計（平成 20～28 年産）』.

註：1）「粗収益」は，農林水産省『米生産費統計』の収益性指標のうち「粗収益」（主産物および副産物）．「家族労働費，自己資本利子，および自作地地代を控除した生産費総額」は，費用合計，支払利子，支払地代，自己資本利子，自作地地代の和である生産費総額から，家族労働費，自己資本利子，自作地地代を控除したもの．「市場稲作所得」は，「粗収益」から「家族労働費，自己資本利子，および自作地地代を控除した生産費総額」を減じたものであり，農林水産省『米生産費統計』の収益性指標のうち「所得」に等しい．「本制度の直接支払い」は，農林水産省『米生産費統計』の農業者戸別所得補償制度受取金（2013 年産以降は経営所得安定対策受取金）．「総稲作所得」は，「市場稲作所得」と「本制度の直接支払い」との和である．

2）表中の「-」はデータが入手できないことを示す．

第3章　直接支払いが稲作の所得不安定性に及ぼす影響

第1節　本章の課題

本章の課題は，「本制度の直接支払いは，稲作の所得不安定性を低下させたか？」という問いを検証することである．この問いが肯定された場合，本制度の直接支払いは，経済的安定の側面から経済政策として望ましい効果を有していただけでなく，本制度の主目的の１つである「農業経営の安定」にも合致していたと評価できる．

農業所得の安定性の確保は，農政の中心的な目標の１つである（Jones, 1969; Meuwissen et al., 2008；荘林・木村，2014）．価格支持や直接支払いを含む様々な農業政策が農家のリスク低減に貢献しており，このうち価格支持は一般に国内価格の不安定性を低減するとされる（OECD, 2009）．しかし，多くの先進国では，農産物の国際貿易上の歪みの低減を目的として，農業保護政策は価格支持から直接支払いに転換されてきた（OECD, 2000）．

表 3-1 に整理したように，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響は，国外では多くの先行研究で分析されてきた（El Benni et al., 2012a; Hadrich, 2013; Enjolras et al., 2014; Severini et al., 2016a, 2017; Castañeda-Vera and Garrido, 2017; Knapp and Loughrey, 2017; Bojnec and Fertő, 2018, 2019; Lim et al., 2018）．これらの先行研究の多くは，所得等の不安定性を分散や変動係数によって計測し，直接支払いが農家の所得の不安定性を低下させることを示した．一方で，一部の先行研究では，直接支払いが農業所得の不安定性を増大させる場合もあることが報告されている（Bojnec and Fertő, 2018; Enjolras et al., 2014; Knapp and Loughrey, 2017）．したがって，所得の不安定性に対する直接支払いの影響は実証的な問題である．また，所得不安定性の程度には作目によって差異が見られるとの指摘（Severini et al., 2016b）があることから，稲作にのみに焦点を当てることで，直接支払いの所得安定化効果を適切に計測できると考えられる．

稲作所得の不安定性に対する直接支払いの影響を評価するため，本章では，まず，分散の要因分解分析と変動係数の所得要素間の比較を通じて，稲作の所得不安定性に対する所得要素の寄与を検討する．次に，変動係数と外れ値に頑健なロバスト回帰分析を用いて前述の問いを検証する．変動係数は，分散や標準偏差といった他の変動の指標とは異なり，所得水準の大きく異なる農家間でも比較可能な指標である．ロバスト回帰分析によって推定される直接支払い額の係数推定値が統計的に有意に負値と認められる場合に，本制度の直接支払いは稲作所得の不安定性を低下させたと判断する．なお，以上より本章における所得不安定性とは，分散または変動係数によって計測される所得変動として定義される．

また，直接支払いの政策変更が所得不安定性に及ぼす影響に関する先行研究が限られていることから，非常に限られた内容ではあるが，分散の要因分解分析を通じて，直接支払いの削減が稲作の所得不安定性に及ぼす影響も検討する．公的支出削減の必要性から，米国や EU では直接支払いが削減されており（European Commission, 2018b; Zulauf and Orden, 2014），日本でも，2014 年に本制度の直接支払いのうち米の所得補償交付金が削減された．しかし，所得の不安定性に対する直接支払い削減の影響評価は不足している．

表 3-1　直接支払いが所得または粗収益の不安定性に及ぼす影響を評価した先行研究

著者・発表年	分析対象の国・地域	分析期間	対象部門	対象の所得要素	不安定性の指標	影響評価の方法
El Benni et al. (2012a)	スイス	1992～2009	農業全体	農業粗収益；農家所得	変動係数	回帰分析
Hadrich (2013)	ノースダコタ州，米国	1993～2010	農業全体	総農業粗収益	分散；変動係数	分散の要因分解；回帰分析
Enjolras et al. (2014)	フランス；イタリア	2003～2007	耕種農業	市場農業所得	標準偏差	回帰分析
Severini et al. (2016a)	イタリア	2003～2012	農業全体	総農業所得	分散	分散の要因分解
Severini et al. (2017)	イタリア	2003～2012	農業全体	農業粗収益；総農業所得	変動係数	回帰分析
Castañeda-Vera and Garrido (2017)	バリャドリッド県，スペイン	1993～2015	耕種農業	総農業所得	標準偏差；変動係数	モデルシミュレーション
Knapp and Loughrey (2017)	アイルランド	2005～2013	農業全体	市場農業所得	標準偏差	回帰分析
Bojnec and Fertő (2018)	スロベニア	2004～2013	農業全体	総農業所得	変動係数	回帰分析
Lim et al. (2018)	韓国	2008～2012	農業全体	市場農業所得；総農業所得	変動係数	変動係数の単純比較
Bojnec and Fertő (2019)	ハンガリー；スロベニア	2007～2015	農業全体	総農業所得	分散	分散の要因分解

資料：各先行研究から著者作成.

註：1）対象の所得要素について，総農業所得は，市場農業所得と直接支払いの合計である．市場農業所得は，直接支払いを含まない農業所得で，農産物の販売価額から費用を差し引いたもの．同様に，総農業粗収益は，農業粗収益と直接支払いの合計である．

第2節　計測方法とデータ

1）分散の要因分解分析

本章では，第 1 に，稲作の所得不安定性に対する所得要素の寄与を分析するため分散の要因分解手法を用いる．分散の要因分解において，稲作所得と各所得要素は式(3-1)の通りに定義される．

$$TRI = MRI + DP = REV - EC + DP \tag{3-1}$$

ただし，TRI は総稲作所得，REV は稲作からの粗収益，EC は生産費総額から家族労働費，自己資本利子及び自作地地代を控除したもの（本章において，以下，単に費用と呼ぶ），DP は本制度の直接支払い合計（すなわち，米の所得補償交付金と水田活用の所得補償交付金の合計），そしてMRI は市場稲作所得である．第 2 章でも定義した通り，市場稲作所得は，農林水産省『米生産費統計』の収益性指標のうち「所得」に等しく，「粗収益」から費用を減じたものである．

このとき，総稲作所得の分散は，式(3-2)の通りに要因分解される（Kimura et al., 2010）．

$$\begin{aligned} Var(TRI) = {} & Var(REV) + Var(DP) + Var(EC) + 2Cov(REV, DP) \\ & - 2Cov(REV, EC) - 2Cov(DP, EC) \end{aligned} \tag{3-2}$$

ただし，$Var(\,)$は当該所得要素の分散，$Cov(\,)$は当該所得要素間の共分散を表す．

式(3-2)の両辺を，右辺第 1 項から第 3 項までの和で割ることによって，式(3-3)のように変形される（El Benni and Finger, 2013a; Severini et al., 2016a）．

$$\begin{aligned} & \frac{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC) + 2Cov(REV, DP) - 2Cov(REV, EC) - 2Cov(DP, EC)}{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC)} \\ & = \frac{Var(REV)}{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC)} + \frac{Var(DP)}{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC)} \\ & + \frac{Var(EC)}{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC)} + \frac{2Cov(REV, DP)}{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC)} \\ & - \frac{2Cov(REV, EC)}{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC)} - \frac{2Cov(DP, EC)}{Var(REV) + Var(DP) + Var(EC)} \end{aligned} \tag{3-3}$$

ただし，式(3-3)右辺の第 1，第 2，および第 3 項を，それぞれ粗収益，直接支払い合計，および費用の直接効果と呼ぶ．一方，同第 4，第 5，および第 6 項は共分散による間接効果である．3 つの直接効果の合計は 1 となり，それらのうちのいずれかの増加は，総稲作所得（TRI）の変動を増加させる．2 つの要素の正の（負の）共分散はそれらが経時的に同じ（逆の）方向に変化していることを示す（El Benni and Finger, 2013a）．

なお，分散は各所得要素の変動のみならず，水準にも影響を受ける指標である．そこで，分散の要因分解の結果を補足するため，次小節で説明するロバスト回帰分析に用いるデータを利用して，農家ごとに計算した変動係数を各所得要素間で比較検討する．

2）ロバスト回帰分析

第 2 に，直接支払いおよびその他農家属性が稲作所得の不安定性に及ぼす影響の評価は，ロバスト回帰分析（Li, 1985）を用いて行う．総稲作所得の変動係数を従属変数として，直接支払い変数の係数が有意に負として推定された場合，本制度の直接支払いは稲作所得の不安定性を低下させたと判断する．

変動係数は，水準が異なるもの同士でもその不安定性を比較することができる．一方で，変動係数は当該変数の平均が負値またはゼロに近い場合には適していない（Severini et al., 2016a）．今回使用するデータでは，市場稲作所得と総稲作所得が負の値を取っている農家が存在する．そこで，Severini et al. (2016a)に従い，変動係数を利用したロバスト回帰分析は総稲作所得の期間平均値が正の値である農家のみに限定して行う．それでもなお，ロバスト回帰分析で使用するサンプルの中には，総稲作所得の期間平均値がゼロに近い値をとるために総稲作所得の変動係数が非常に大きな外れ値をとる農家が存在する．したがって，こうした外れ値が推定値に及ぼす影響を低減させるような推定手法を利用する必要がある．そこで，Severini et al. (2017)に倣い，この問題点に対処できるロバスト回帰分析（Li, 1985）（註18）を利用する．

ロバスト回帰分析では，まず各観測について Cook の距離（D）を計算し，D> 1 となる観測を除外する（註19）．次に，M 推定量（Li, 1985）によって，絶対誤差に基づいて観測ごとにウェイトを計算し，誤差が与える影響が小さくなるように繰り返し推定を行う．

ロバスト回帰分析によって計測する回帰式は式(3-4)のように表される．

$$Y_i = \boldsymbol{\beta} \boldsymbol{x}_i + e_i \tag{3-4}$$

ただし，添え字$\boldsymbol{i}$ は農家を示し，$\boldsymbol{\beta}$は独立変数$\boldsymbol{x}_i$に関連するパラメーターを表す．そして$\boldsymbol{e}_i$は誤差項である．従属変数$\boldsymbol{Y}_i$としては総稲作所得の変動係数を用いる．独立変数は，先行研究（Barry et al., 2001; Severini et al., 2017; Bojnec and Fertő, 2018）を参考に，面積当たり直接支払い合計，面積当たり米の所得補償交付金，面積当たり水田活用の所得補償交付金，米作付面積，総費用に占める固定費用の割合，米作付面積に対する労働時間の比率，米作付面積に対する生産調整面積の比率，およびそれぞれ平地農業地域，中間農業地域，山間農業地域であることを示す 3 つのダミー変数（基準：都市的地域）とした．

本論文では，3 つの回帰モデルを計測する．第 1 に，直接支払い変数として，経営水田面積 1ha 当たりの直接支払い合計受給額を使用するモデルである．第 2 に，直接支払い合計変数の代わりに，1ha 当たり米の所得補償交付金変数および 1ha 当たり水田活用の所得補償交付金を用いるモデルである．これは，所得の不安定性に及ぼす影響は直接支払いの種類によって異なる可能性があるためである．第 3 に，直接支払いの影響が地理的に異なる可能性を考慮し，2 つの直接支払い変数と，3 つの農業地域類型区分ダミー変数（平地農業地域ダミー変数，中間農業地域ダミー変数，および山間農業地域ダミー変数）との交差項を加えたモデルも利用する．

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 24 年産～平成 28 年産）』個票を用いて構築した，全国の 661 戸からなるバランスドパネルデータである．玄米販売量が

（註18） 推定には Stata 17.0 の rreg コマンドを用いた．

（註19） 本章の分析において，ロバスト回帰分析に用いたサンプル中に D> 1 となった農家は見られなかった．

600kg 未満の経営体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（註20），および 2012～2016 年のすべての年次でデータが得られない農家は分析から除外した．また，先行研究（Severini et al., 2016a）に倣って，すべての金額データは GDP デフレーター（2011 年基準）によってデフレートした．

表 3-2 に，以上の個票データを用いて，式(3-1)のように定義した各所得要素の平均値の推移を示した（註21）．市場稲作所得および粗収益は，米価下落によって（Fujibayashi, 2015；小針，2018），2014 年に大きく減少している（註22）（それぞれ前年比約 45%，82%）．直接支払い合計および米の所得補償交付金も 2014 年に大きく減少している（それぞれ前年比約 60%，48%）．これは，第 2 章で述べた通り，米の所得補償交付金の交付単価が 2014 年以降に半減されたためである．

分散の要因分解分析と回帰分析では，用いるデータのサンプルサイズが異なる．分散の要因分解分析では，661 戸からなるバランスドパネルデータ全体を用いる．一方で，変動係数を用いる分析，すなわち所得要素間の変動係数の比較とロバスト回帰分析では，総稲作所得の期間平均値が正の値をとる農家のみに限定した，514 戸からなるサブサンプル（バランスドパネルデータ全体の 77.8%）（註23）を用いる．これは，前小節で述べた通

（註20） これは，公刊されている農林水産省『米生産費統計』における集計対象経営体の基準に倣った処理である．集計対象経営体は，調査対象経営体から，脱落経営体および玄米販売量が 600kg 未満の経営体および平年作に対する調査年の収量の増減が 20%以上であった経営体を除いたものである．ただし，平年作とは，過去 5 か年の 10a 当たり収量のうち，最高及び最低の年を除いた 3 年間の 10a 当たり平均収量．

（註21） 公刊されている農林水産省『米生産費統計』から 10a 当たりの所得要素の推移を示した表 2-2 と，表 3-2 とでは値が異なる．例として，稲作所得が大きく下落した 2013 年から 2014 年の総稲作所得の変化を見る．表 3-2 では総稲作所得は 2013 年の 2631.35 千円から 2014 年の 1291.27 千円へと約 50.93%低下している一方，表 2-2 では 2013 年の 40,149 円／10a から 2014 年の 13,923 円／10a へと 65.3%の低下となっている．このような違いの原因には，以下の 3 つが考えられる．第 1 に，これらの表の表示単位が 10a 当たりと 1 戸当たりとで異なることである．第 2 に，表 2-2 の資料として用いた，公刊されている農林水産省『米生産費統計』の 1 経営体当たり平均値の算出では，農林業センサスの調査結果を用いて計算された農家別のウェイトが利用されている一方，本論文の分析ではこのウェイトが利用できなかったことが考えられる（ウェイトの詳細は付録 1 を参照）．第 3 に，表 3-2 の計算に利用したサンプルは，2012～2016 年についてバランスドパネルデータとして接続できた農家のみに限定されていることである．第 5 章で示す表 5-1 は，表 3-2 と同様に，上述した農家別のウェイトを利用せずに農家当たりの所得要素平均値を求めた一方，パネルデータとして接続できない農家も利用している．そのため，バランスドパネルデータとして接続したことによるデータの偏りを検討するために表 3-2 と表 5-1 を比較すると，2012 年と 2013 年の水田活用の所得補償交付金を除くすべての所得要素で，表 3-2 の方が表 5-1 の値よりも大きい．このことから，本章で利用するバランスドパネルデータは，元の個票データよりも大規模農家に偏っている可能性がある．

（註22） 市場稲作所得および粗収益は 2015 年においても，2012，2013，および 2016 年よりも低い水準となっている．これは，2015 年の米価および収量が比較的低い水準にあったためである．

（註23） 総稲作所得の期間平均値が負値となっている農家は，サンプル全体の 22.2%を占

り，総稲作所得の変動係数を所得不安定性の指標として用いており，変動係数は当該変数の平均が負値またはゼロに近い場合の利用には適していない（Severini et al., 2016a）ためである．

表 3-3 に，回帰分析に用いた総稲作所得の変動係数，直接支払い変数，およびその他の農家属性変数の要約統計量を示した．

める一方で，これらの農家が受給した直接支払い合計の金額は，サンプル中では 2.11～3.42%に過ぎない．サンプルサイズを損なわない他の方法として，サンプル中の総稲作所得の最小値（負値）の絶対値をすべての観測値に加算することで，すべての農家で総所得がゼロ以上の値をとるように補正する方法が考えられる（畠山，1995）．こうした方法による分析は今後の課題としたい．

表 3-2　各所得要素平均値の推移　（単位：千円／戸）

	2012	2013	2014	2015	2016
総稲作所得	3151.19	2631.35	1291.27	1538.19	2243.33
	(100.00)	(100.00)	(100.00)	(100.00)	(100.00)
市場稲作所得	2427.15	1912.71	860.33	1127.59	1803.58
	(77.02)	(72.69)	(66.63)	(73.31)	(80.40)
粗収益	6387.08	5957.47	4863.38	4895.46	5598.58
	(202.69)	(226.40)	(376.64)	(318.26)	(249.57)
費用	3959.93	4044.76	4003.05	3767.87	3795.00
	(125.66)	(153.71)	(310.01)	(244.95)	(169.17)
直接支払い合計	724.03	718.64	430.94	410.60	439.75
	(22.98)	(27.31)	(33.37)	(26.69)	(19.60)
米の所得補償交付金	599.93	617.26	293.23	281.03	289.53
	(19.04)	(23.46)	(22.71)	(18.27)	(12.91)
水田活用の所得補償交付金	124.10	101.39	137.71	129.57	150.22
	(3.94)	(3.85)	(10.66)	(8.42)	(6.70)

資料：著者作成.
註：1）費用は生産費総額から家族労働費，自己資本利子及び自作地地代を控除したもの.
　　2）()内の値は総稲作所得に対する各所得要素の比率（%）.
　　3）観測数は 661 戸.

表 3-3　回帰分析で使用する変数の要約統計量

	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
総稲作所得の変動係数	1.31	6.02	0.04	0.48	91.28
面積当たり直接支払い合計（千円/ha）	70.35	39.77	0.00	71.51	241.88
面積当たり米の所得補償交付金（千円/ha）	54.35	25.41	0.00	59.03	99.96
面積当たり水田活用の所得補償交付金（千円/ha）	16.00	28.45	0.00	1.38	226.93
米作付面積（ha）	6.26	7.97	0.22	2.66	55.51
総費用に占める固定費用の割合	0.15	0.09	0.00	0.15	0.42
米作付面積に対する労働時間の比率（時間/ha）	233.18	133.67	53.24	197.91	1256.31
米作付面積に対する生産調整面積の比率	0.35	0.47	0.00	0.20	4.61
平地農業地域ダミー（基準：都市的地域）	0.52	0.50	0.00	1.00	1.00
中間農業地域ダミー（基準：都市的地域）	0.23	0.42	0.00	0.00	1.00
山間農業地域ダミー（基準：都市的地域）	0.07	0.25	0.00	0.00	1.00

資料：著者作成.
註：1）観測数は 514 戸.

第3節　稲作の所得不安定性に対する所得要素の寄与

本節では，問いの検証に先立って，稲作の所得不安定性に対する所得要素の寄与を分散の要因分解分析（表 3-4）によって検討する．まずは直接効果を見ていく．分散の要因分解分析の結果によると，粗収益，直接支払い，および費用の分散の和の大部分は，粗収益（59.6%）および費用（36.2%）に占められている．直接支払い合計は，金額で見ると平均で総稲作所得の 20～30%を占めるにもかかわらず（表 3-2 参照），粗収益，直接支払い，および費用の分散の和に占める比率は 4.2%に過ぎない．この結果から，直接支払いは市場稲作所得に比べて安定的な所得要素であるために，総稲作所得の不安定性を低下させることが示唆される．

粗収益・直接支払い合計間の間接効果は正の値である（12.4%）．このように粗収益・直接支払い合計間の間接効果が相対的に大きいのは，粗収益が急減したのと同年（2014 年）に米の所得補償交付金の交付単価が半減されたことで，粗収益と米の所得補償交付金との相関が大きくなったためと考えられる．粗収益・費用間の共分散が正の値（25.4%）であったことは，生産費の大きい，すなわち要素投入量の大きい年次において粗収益が大きい傾向にあることを示唆している．最後に，直接支払い合計・費用間の間接効果が非常に小さい（3.6%）ことは，直接支払い合計の変動と費用の変動に明確な相関がないことを示唆している．

表 3-4 からは，前述の通り，直接支払いは市場稲作所得に比べて安定的な所得要素であることが示唆される．しかし，分散は各所得要素の水準にも影響を受ける指標である．そこで，所得要素間の不安定性を比較するため，表 3-5 に各所得要素の変動係数を比較した結果を示した．ただし，前節で述べた通り，変動係数は当該変数の平均が負値またはゼロに近い場合の利用には適していない（Severini et al., 2016a）．そのためデータは，次節のロバスト回帰分析で利用する，総稲作所得の期間平均値が正の値をとる農家のみに限定したものを利用した．ただし，それでもなお，表 3-5 に示した市場稲作所得の変動係数の最小値と最大値，および総稲作所得の変動係数の最小値を見ると異常値がみられる．これは，総稲作所得の期間平均値がゼロ以下の値をとる農家を除外した場合であっても，市場稲作所得は負値をとる農家や，総稲作所得は正値であってもゼロに近い値をとる農家が存在することが原因である．そのため，以下，中央値に注目する．

表 3-5 によれば，粗収益（A）と費用（B）の変動係数の中央値はそれぞれ 0.15 と 0.12 である．一方，粗収益から費用を差し引いた市場稲作所得（C）の変動係数の中央値は，0.51 である．それに対して，直接支払い合計（D）の変動係数の中央値は 0.35 であり，市場稲作所得に比べて安定的な所得要素であることがわかる．ただし，米の所得補償交付金の変動係数中央値（0.37）に比べて水田活用の所得補償交付金の変動係数中央値（0.87）は大きい．このことから，本制度の直接支払いのなかでも，特に米の所得補償交付金は市場稲作所得に比べて安定的であったと言える．総稲作所得（E）の変動係数の中央値（0.48）は市場稲作所得に比べて小さく，市場稲作所得に，相対的に安定的な直接支払い合計が加わったことで，総稲作所得の不安定性が低下したことが示唆される．

表 3-4　総稲作所得の分散の要因分解結果

観測数	直接効果			間接効果		
	Var(REV)	Var(DP)	Var(EC)	Cov(REV, DP)	Cov(REV, EC)	Cov(DP, EC)
661	0.596	0.042	0.362	0.124	0.254	0.036

資料：著者作成.

註：1）農家ごとに計算された式(3-3)各項のサンプル平均値である．Var(REV)は式(3-3)における粗収益の分散の直接効果，Var(DP)は式(3-3)における直接支払いの分散の直接効果，Var(EC)は式(3-3)における費用の直接効果，をそれぞれ示す．Cov(REV, DP)は，粗収益・直接支払い合計間の共分散による間接効果，Cov(REV, EC)は粗収益・費用間の共分散による間接効果，Cov(DP, EC)は直接支払い合計・費用間の共分散による間接効果，をそれぞれ示す.

2）観測数は 661 戸.

表 3-5　各所得要素の変動係数の比較

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
粗収益 [A]	514	0.17	0.10	0.02	0.15	0.72
費用 [B]	514	0.15	0.10	0.01	0.12	0.70
市場稲作所得 [C=A-B]	514	1.82	25.07	–261.75	0.51	450.14
直接支払い合計 [D]	464	0.42	0.27	0.01	0.35	2.00
米の所得補償交付金	461	0.44	0.20	0.10	0.37	2.00
水田活用の所得補償交付金	278	1.00	0.57	0.08	0.87	2.00
総稲作所得 [E=C+D]	514	1.31	6.02	0.04	0.48	91.28

資料：著者作成.

註：1）すべての年次で直接支払いの受給金額がゼロの農家では直接支払いの変動係数が計算できない．そのため，直接支払い，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変動係数の観測数は，他の所得要素に比べて少ない.

2）総稲作所得の値は，表 3-3 に示した総稲作所得の変動係数に等しい.

第4節　稲作の所得不安定性に対する直接支払いの影響の分析結果

本節では，「本制度の直接支払いは，稲作の所得不安定性を低下させたか？」という問いを，ロバスト回帰分析によって検証する．推定結果を表 3-6 に示した．列(1)では，直接支払い合計についての係数推定値は有意水準 1%で有意に負である（–0.0011）．直接支払い合計変数の代わりに，米の所得補償交付金と水田活用の所得補償交付金の変数を利用した列(2)では，米の所得補償交付金の係数推定値のみ有意に負（–0.0017）である一方，水田活用の所得補償交付金の係数推定値には有意水準 10%で統計的にゼロと有意差が認められなかった．

以上より，先述の問いは肯定された．すなわち，本制度の直接支払いは合計として稲作の所得不安定性を低下させたと考えられる．しかし，交付金別にみると，総稲作所得の不安定性との間に有意に負の関係が見られたのは，米の所得補償交付金のみであった．

列(3)の直接支払い変数と農業地域類型区分ダミー変数の交差項を見ると，面積当たり米の所得補償交付金変数と平地農業地域ダミー変数の交差項の係数推定値は，有意水準 10%で有意に負であった（註24）．これは，平地農業地域においては，米の所得補償交付金と稲作所得の不安定性との負の関係が，都市的地域に比べて大きいことを示している．また，面積当たり水田活用の所得補償交付金変数と中間農業地域ダミー変数の交差項は有意水準 5%で有意に正であった．これは，都市的地域においては水田活用の所得補償交付金と稲作所得の不安定性との間に 10%水準で有意に負の関係がみられた（–0.0030）一方で，中間農業地域ではこの負の関係が有意に小さくなることを示している．このことから，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響は地域類型によって異なる可能性がある．

直接支払い以外の農家属性変数でも，先行研究と同様の傾向が見られた．まず，米作付面積は総稲作所得の不安定性と有意に負の関係にある．このことからは，小規模農家に比べて，大規模農家では悪天候等に耐える能力が高く，栽培品種の多様化等によりリスク管理が可能となっていることが示唆される（Barry et al., 2001; El Benni et al., 2012a; Severini et al., 2017）．総費用に占める固定費用の割合は総稲作所得の不安定性と有意に正の関係にある．このことからは，固定費の割合が高い農家は，米価の下落等に対応して要素投入を調整するのが困難であることが示唆される（Bojnec and Fertő, 2018; El Benni et al., 2012a; Severini et al., 2017）．米作付面積に対する労働時間の比率の係数推定値は，列(3)でのみ有意水準 1%で有意に正である一方，列(1)および(2)では相対的に有意性が低い．労働集約的な農家は，他の条件が一定の下で，稲作所得の不安定性が高い可能性が示唆される．米作付面積に対する生産調整面積の比率および農業地域類型区分ダミー変数の係数推定値には，有意水準 10%で統計的にゼロと有意差が認められなかった．

（註24） 列(3)では，米の所得補償交付金変数および水田活用の所得補償交付金変数による交差項を含んでいることから，それらについての係数推定値は限界効果として解釈できない．そこで，これらの直接支払い変数について，独立変数の平均値で評価した限界効果を推定した．これら限界効果によれば，列(1)および(2)と同様，米の所得補償交付金変数の限界効果のみが有意に負であり，水田活用の所得補償交付金変数の限界効果は有意水準 10%で統計的にゼロと有意差が認められなかった．

表 3-6　所得安定化効果の推定結果

	(1)	(2)	(3)
面積当たり直接支払い合計	–0.0011***		
	(0.0004)		
面積当たり米の所得補償交付金		–0.0017***	–0.0006
		(0.0006)	(0.0012)
面積当たり水田活用の所得補償交付金		–0.0008	–0.0030*
		(0.0005)	(0.0015)
面積当たり米の所得補償交付金×平地農業地域ダミー			–0.0025*
			(0.0015)
面積当たり米の所得補償交付金×中間農業地域ダミー			–0.0006
			(0.0017)
面積当たり米の所得補償交付金×山間農業地域ダミー			0.0020
			(0.0025)
面積当たり水田活用の所得補償交付金×平地農業地域ダミー			0.0017
			(0.0017)
面積当たり水田活用の所得補償交付金×中間農業地域ダミー			0.0046**
			(0.0019)
面積当たり水田活用の所得補償交付金×山間農業地域ダミー			0.0021
			(0.0035)
米作付面積	–0.0064***	–0.0066***	–0.0063***
	(0.0020)	(0.0020)	(0.0020)
総費用に占める固定費用の割合	1.0008***	1.0121***	1.0085***
	(0.1632)	(0.1641)	(0.1678)
米作付面積に対する労働時間の比率	0.0003**	0.0002*	0.0003***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
米作付面積に対する生産調整面積の比率	0.0430	0.0401	0.0312
	(0.0319)	(0.0320)	(0.0330)
平地農業地域ダミー（基準：都市的地域）	–0.0324	–0.0298	0.0932
	(0.0389)	(0.0391)	(0.0826)
中間農業地域ダミー（基準：都市的地域）	–0.0121	–0.0056	–0.0538
	(0.0447)	(0.0451)	(0.1016)
山間農業地域ダミー（基準：都市的地域）	–0.0919	–0.0858	–0.2541
	(0.0642)	(0.0649)	(0.1543)
定数項	0.4344***	0.4668***	0.4180***
	(0.0654)	(0.0689)	(0.0834)
観測数	514	514	514
自由度調整済み決定係数	0.1265	0.1289	0.1411

資料：著者作成.
註：1）()内の値は標準誤差. *, **, ***はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%で有意.

第5節　考察

第 1 に，本章の結果は，表 3-6 の面積当たり直接支払い合計（列(1)）や面積当たり米の所得補償交付金変数（列(2)）の係数推定値が有意に負であり，本制度の直接支払い，特に米の所得補償交付金が総稲作所得の所得不安定性を低減し得ることを示した．米の所得補償交付金の交付単価には，その交付単価が不足払いとして不十分との指摘（髙武，2010；服部，2010；磯田・品川，2011；梶井，2011）や，特に小規模農家にとっては米の所得補償交付金の交付対象面積が小さいために，その交付金額も小さく，その経営に及ぼす影響は小さいとの指摘もあった（伊庭，2011；生源寺，2011）．しかし，米の所得補償交付金には，稲作の所得不安定性を低下させる効果が認められた．一方，表 3-6 の列(2)の推定結果によれば，面積当たり水田活用の所得補償交付金変数の係数推定値は，米の所得補償交付金変数の係数推定値に比べて小さく，また有意水準 10%でゼロと有意差が認められなかった．米の所得補償交付金変数との推定値の大きさと有意性の違いの要因として推察されるのは，米の所得補償交付金と水田活用の所得補償交付金の交付金額の変動の程度の違いである．表 3-5 によれば，受給農家 1 戸当たりのこれらの交付金の変動係数の中央値は，米の所得補償交付金（0.37）の方が水田活用の所得補償交付金（0.87）よりも小さい．このことから，米の所得補償交付金の方が水田活用の所得補償交付金に比べ安定的な所得減であり，それゆえ米の所得補償交付金の方が水田活用の所得補償交付金に比べ所得安定化効果が相対的に大きかった可能性が示唆される（註25）．

第 2 に，所得安定化効果の程度を検討する．表 3-6 に示した係数推定値の大きさを解釈するため，ごく簡単な試算を行う．表 3-6 の列(1)の推定結果は，経営水田面積 1ha 当たりの直接支払い受給金額が千円増加した場合に，総稲作所得の変動係数が 0.0011 減少すると解釈される．同様に，列(2)では，特に 1ha 当たりの米の所得補償交付金受給金額が千円増加した場合に，変動係数が 0.0017 減少すると解釈される．仮に，経営水田面積すべてに米を作付ける農家が新たに米の所得補償交付金を受給する場合には，2013 年以前の交付単価（15,000 円／10a）で考えると，1ha 当たり 150,000 円の直接支払いを追加的に受給することになる．このとき，平均的には，表 3-6 の列(1)の推定結果に基づけば変動係数は 0.165（0.0011×150 千円），列(2)の推定結果に基づけば 0.255（0.0017×150 千円）低下することになる．経営水田面積 1ha 当たりの米の所得補償交付金受給金額の平均値は 5.4 万円程度であるため，実際の所得安定化効果はこれよりは小さいと考えられるが，総稲作所得の変動係数の中央値が 0.48（表 3-3）であることを考えると，本章で示された推定値は決して小さいものではないと言えよう．

第 3 に，表 3-6 に示した回帰分析の結果を先行研究（Bojnec and Fertő, 2018; El Benni et al., 2012a; Enjolras et al., 2014; Knapp and Loughrey, 2017; Severini et al., 2017）と比較する．本章の結果は，直接支払い金額が所得不安定性と負の関係にあることを示したという点で，El Benni et al. (2012a)および Severini et al. (2017)と同様である．分散の要

（註25）ただし，どのようなメカニズムでこのような違いが生じているかは，本論文では明らかにすることができなかった．この点の解明は今後の課題である．

因分解分析と回帰分析の結果からは，イタリアを対象に指摘されているのと同様に，直接支払いが他の所得要素に比べて安定的であることによって所得不安定性を低下させることを示唆している（Severini et al., 2016a, 2017）（註26）．また，表 3-6 の列(3)より，Bojnec and Fertő (2018)によって議論されているように，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響は地域類型によって異なる可能性がある．加えて，農家規模や固定費の割合が所得不安定に影響を及ぼし得るという点についても，国外の先行研究の指摘を裏付けている．

第 4 に，非常に限られた内容ではあるが，直接支払いの政策変更が所得不安定性に及ぼす影響について検討するため，回帰分析から離れて，本章の分散の要因分解分析（表 3-4）の結果を先行研究（Bojnec and Fertő, 2019; Severini et al., 2016a）と比較する．本章の結果は，粗収益の不安定性が最も大きく，かつ直接支払い合計の不安定性が最も小さいという点で，先行研究と同様である．一方で，本章で示された粗収益・直接支払い合計間の共分散による間接効果の値（12.4%）は，先行研究で示された値に比べて大きい．Severini et al. (2016a)によって，イタリアのデータを用いて示された粗収益・直接支払い合計間の間接効果は-2.2%であった．また，Bojnec and Fertő (2019)によって，ハンガリーおよびスロベニアについて示された粗収益・直接支払い合計間の間接効果は，それぞれ 0.02%および 0.0%であった．本章で示された粗収益・直接支払い合計間の間接効果が先行研究に比べて大きいのは，米価下落によって粗収益が低下した 2014 年において，米の所得補償交付金も半減されたことが要因と考えられる．この結果は，米価下落と同年に直接支払いの交付金額が削減されれば，稲作所得の不安定性が増加することを示唆している（註27）．

最後に，本章の回帰分析（表 3-6）で得られた，作付面積と稲作所得の不安定性が有意な負の関係にあるという結果については，小糸（2001）によって示された規模拡大が収量リスクを増加させるという指摘とは異なるものとなった．この要因として第 1 に推察されるのは，注目した指標の違いである．具体的には，本論文が対象としたのは収量ではなく稲作所得の不安定性であり，稲作所得は収量のみならず，販売単価や費用といった要因にも影響されるということである．しかし，本論文の課題は直接支払いの影響を評価することにあり，所得不安定性の要因の詳細な検討は今後の課題としたい．

（註26） しかし，本論文では，直接支払いが所得不安定性に影響を及ぼすメカニズムについては検討できていない．この点は今後の課題である．

（註27） ただし，こうした政策変更の影響を厳密に議論するためには，その他の要因を一定として評価する，計量経済学的分析を必要とする．本制度の制度変更が稲作の所得不安定性やその他の側面に及ぼした影響の厳密な評価は今後の課題である．

第6節　小括

本章の課題は，「本制度の直接支払いは，稲作の所得不安定性を低下させたか？」という問いを検証することであった．データは 2012～2016 年の個票データから構築したバランスドパネルデータを用いた．所得不安定性の指標としては，分散と変動係数を用いた．問いの検証は，外れ値に対して頑健なロバスト回帰分析を用いた．

分析の結果，この問いは肯定された．具体的には，第 1 に，直接支払い変数の係数推定値は負（−0.0011）となり，有意水準 1%で統計的にゼロと有意差が認められた．第 2 に，交付金別にみると，米の所得補償交付金変数の係数推定値は負（−0.0017）となった一方で，水田活用の所得補償交付金変数の係数推定値は有意水準 10%でゼロと有意差が認められなかった（表 3-6）．この結果から，本制度の直接支払い，特に米の所得補償交付金は，経済的安定の側面から経済政策として望ましい効果を有していただけでなく，「農業経営の安定」という本制度の主目的の 1 つに合致していたと評価できる．

直接支払いが所得不安定性を低下させる要因として推察されるのは，直接支払いが他の所得要素に比べて安定的であることである（Severini et al., 2016a, 2017）．また，直接支払いの所得安定化効果は決して小さいものではなかった可能性も示唆された．

本章の分析結果から，政策的インプリケーションとして，以下の点が挙げられる．表 3-6 に示した直接支払い変数と農業地域類型区分ダミー変数の交差項を用いた推定結果（列(3)）では，面積当たり米の所得補償交付金×平地農業地域ダミーおよび面積当たり水田活用の所得補償交付金×中間農業地域ダミーの交差項が，それぞれ有意水準 10%および 5%で有意であった．このことから，Bojnec and Fertő (2018)によって議論されているように，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響は地域類型によって異なる可能性がある．それゆえ，制度設計において受給農家の位置する地域類型の違いを考慮することで，所得安定化効果を高められる可能性がある（註28）．

本章の分析の限界点および今後の課題は以下の通りである．第 1 に，サンプル農家では，米以外の農産物を生産している可能性がある．直接支払いが農業所得全体に及ぼす影響は，稲作所得に及ぼす影響とは異なる可能性がある．農業所得全体の不安定性についての分析は今後の課題である．第 2 に，本論文では変動係数を使用しているため，稲作所得が負値をとる農家を回帰分析から除外しており，結果は必ずしもそうした農家に一般化できないことに留意する必要がある．所得が負値をとる農家も含む分析は今後の課題である．第 3 に，分析期間中に米の所得補償交付金が半減されたことが，稲作の所得不安定性に対する直接支払いの影響の分析結果に影響を与えた可能性がある．この半減の影響を取り除いた分析のためには，米の所得補償交付金の半減が行われた 2014 年の以前のみ，もしくは以後のみに分析期間を限定する必要がある．しかし，分析時点では，各直接支払いに関するデータは 2012 年から 2016 年の期間でしか入手できなかったため，2014 年以前

（註28） しかし，どのような制度設計が有効であるかは，より詳細な検討が必要である．また，農家の生産条件に応じて直接支払いを設計することには，「行政コストが必要となる」（松田，2004，p.117，l.24）という欠点もある．

または以後の期間のみに限定すると，分析期間が 2 年または 3 年となる．類似の先行研究（表 3-1）では，最低でも分析期間は 5 年であったことから，本論文でも，2012 年から 2016 年のすべての年次を用いて分析した．第 4 に，本論文では所得の不安定性に焦点を当てている．一方で，直接支払いの削減は，所得の変動のみならず，所得水準の低下を通じて農業経営を不安定化させ得る（Majewski et al.2008; Vrolijk et al.2010）．直接支払いやその削減が所得水準に及ぼす影響の定量評価については，本章では十分に取り組めていない．第 5 に，表 3-6 の推定結果より，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響は地域類型によって異なる可能性があり，また稲作の所得不安定性には作付面積規模を始めとする様々な要因が影響を及ぼしている可能性がある．しかし，地域類型による直接支払いの影響の異質性や，所得不安定性の決定要因の詳細な解明は今後の課題である．第 6 に，本章で利用した分析方法は先行研究に倣ったものであるものの，必ずしも直接支払いの所得安定化効果を識別できていない可能性がある．具体的には，特に米の所得補償交付金について稲作所得の不安定性との間に認められた有意に負の関係には，リスク回避的であるがゆえに所得不安定性を低く抑えている農家が，そうでない農家よりも米の所得補償交付金に強く依存しているという相関関係も反映されている可能性がある．この点については，サンプルサイズの大きいデータを用いて，今後本格的に検討する必要がある．

第4章　直接支払いが稲作の生産性に及ぼす影響

第1節　本章の課題

本章の課題は，「本制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼしたか？」という問いを検証することである．この問いが肯定された場合，本制度の直接支払いは，経済的進歩の側面から経済政策として望ましい効果を有していただけでなく，基本法の方針に合致していたと評価できる．

2000 年以降，日本農業の根幹をなす米政策は価格支持から直接支払いに転換してきた（安藤，2016）．2010 年に品目横断的経営安定対策に代わって導入された直接支払いである本制度は，「農業経営の安定と国内生産力の確保」を主目的としている．

基本法では「効率的かつ安定的な農業経営の育成」が方針として掲げられている．「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，p.154，l.28-30）とされる．それゆえ，直接支払いと基本法との整合性という観点からも，直接支払いが稲作生産性に及ぼす影響は，注目されるべき論点である．

しかも近年，日本の稲作部門の TFP の成長が停滞しているとの指摘がある（山本他，2007；Kondo et al., 2017）．国産米の競争力向上のために生産費低減なども求められている（南石，2015）．そうした中で，本制度の直接支払いが日本の稲作生産性を低下させていたとすれば，望ましくない．はたして本制度には，そのような問題が生じていたのだろうか？

本制度の問題点としては，農地流動化といった農家間における資源移動の妨げとなった可能性がしばしば指摘される（安藤，2016；西川，2014 など）．この点に関しては，西川（2014）によって本制度によって離農が抑制されたことが事例調査を通じて示されており，本制度の規模要件を設けないという制度設計は構造改革を進めるうえでは不適切であったとの評価がなされている．ただし，稲作部門全体の生産性水準は，農地流動化といった農家間における資源配分のみならず，農家レベルの生産性にも依存する．

農家レベルの生産性に関して，本制度は，「効率的かつ安定的な農業経営の育成」に資するとの理論的指摘がある．これは，本制度の直接支払いが投資を促進する（服部，2012）ことによるものとされる．投資の促進といった政策効果は，農家レベルの生産性水準を向上させる可能性がある．一方で，特に米の所得補償交付金は，全国一律の作付実面積に基づいて交付金額が決まるために農家の生産性向上に対するインセンティブを低下させるとの指摘がある（松木，2010；横山，2010）ことに加え，本制度のようにカップル支払いの側面がある直接支払いは，農家レベルの生産性の水準または変化に負の影響を持つ可能性が高いことが示唆されている（Rizov et al., 2013；Kazukauskas et al., 2014；Garrone et al., 2019）．ただし，直接支払いが農家レベルの生産性に及ぼす影響は理論的には明らかでなく，正負両面の可能性があり，その影響を解明するには実証的な分析が必要である（Rizov et al., 2013）．

実証面からも，直接支払いが生産性や技術効率に及ぼす影響に関する先行研究の分析結

果は多様である（Rizov et al., 2013; Minviel and Latruffe, 2017）．日本を対象とした先駆的研究として，多田・伊藤（2018）は，他の条件を一定とすれば，農業粗収益に対する直接支払いの比率が高い経営体ほど，技術効率が低いことを明らかにした．ただし，多田・伊藤（2018）は，本論文が注目する TFP への影響は分析しておらず，個票ではない平均データを用いており，本制度を含む複数制度の直接支払いの影響をひとまとめに推定した分析に留まっている．

そこで本章では，「本制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼしたか？」という問いを，以下のデータと分析方法を用いて検証することにした．まず，用いるデータは，農家レベルデータである個票データから構築したパネルデータである．パネルデータの利用には，データとして観測不能な農家属性を取り除いた，より信頼性の高いインパクト評価が可能になるという利点がある（中谷，2016）．生産性指標には，労働生産性や単収（土地生産性）など複数の指標が考えられるが，直接支払いの受給はこれらの部分生産性のそれぞれに異なる影響を及ぼし得ることから，すべての生産要素を考慮した TFP の利用が望ましい．TFP の計測方法として，もっともよく利用されている通常の（Törnqvist）TFP 指数は，時系列と横断面における生産性の高低関係が，基準とする時点や農家により逆転するという不都合が生じる可能性がある（Caves et al., 1982；山本，1990）．そこで，こうした通常の（Törnqvist）TFP 指数の欠点を解消できるマルチラテラル TFP 指数を用いる．問いの実証は，政策のインパクト評価手法の中で，実証結果のエビデンスレベルが高い方法（中谷，2016）である DiD 法を用いる．後述する実証モデルに基づいて推定された直接支払いの影響が統計的に有意であった場合に，冒頭に示した問いは肯定された，すなわち「本制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼした」ものと判断することにした（註29）．

（註29） 日本を対象に個票を用いて農業生産性を計測した先行研究として，農林水産省『農業経営統計調査』個票を用いて農家レベルの TFP を計測した Akune and Hosoe (2021)がある．

第2節　分析モデル

本章では，直接支払いが農家の稲作 TFP 水準に及ぼす影響を政策効果と呼ぶ．図 4-1 に，本制度に参加して直接支払いを受給した農家（以下，参加農家）および本制度に参加せず直接支払いを受給しなかった農家（以下，非参加農家）の，本制度開始前後における TFP 水準の数値例を示した．具体的には，参加農家の TFP 水準は本制度開始前（点 A）には 1.000 であったが，本制度開始後（点 A’）には 0.800 へと変化したとする．すなわち，本制度開始前後で 0.200 だけ参加農家の TFP 水準が低下している．しかしながら，政策効果の推定値は－0.200 とはならない．これは，参加農家に対する政策効果は，参加農家が政策に参加した場合の TFP 水準と，同一農家が非参加であった場合の TFP 水準とを比較して推定されるべきだからである．ところが，当然ながら，同一農家が政策に参加した場合のデータと非参加であった場合のデータとを同時に得ることはできない．では，政策効果はどのように計測されるのであろうか．

図 4-1 には，ある非参加農家の TFP 水準も示している．この非参加農家の TFP 水準は，本制度開始前の 1.100（点 B）から本制度開始後の 0.960（点 B’）へと，0.140 だけ低下している．結論から言えば，政策効果は，本制度開始前後における参加農家の TFP 水準の差分（－0.200）と非参加農家の TFP 水準の差分（－0.140）との差（－0.060）として推定される．

図 4-1 において点線で示した直線 AA”は，非参加農家の TFP 水準の推移を示す直線を，本制度開始前の TFP 水準（1.100）が参加農家と同じ 1.000 となるように下方向に平行移動させたものである．このとき，点線 AA”は参加農家が政策に非参加であった場合にたどったであろう反事実的な TFP 水準の推移と解釈される．その結果，本制度開始前後における参加農家の TFP 水準の変化（－0.200）のうち－0.140 は，本制度以外の観測不能な要因によるものと解釈される．

以上より，図 4-1 における政策効果は，本制度開始前後の参加農家の TFP 水準の差分（－0.200）と，非参加農家の TFP 水準の差分（－0.140）との差（－0.200＋0.140＝－0.060）として推定される．これは，第 1 図のうえでは，点 A’と点 A”との間の距離として表すことができる．図 4-1 は，図中の下向きの矢印で示した通り，直接支払いが政策参加農家の TFP 水準を低下させる場合として図示している．

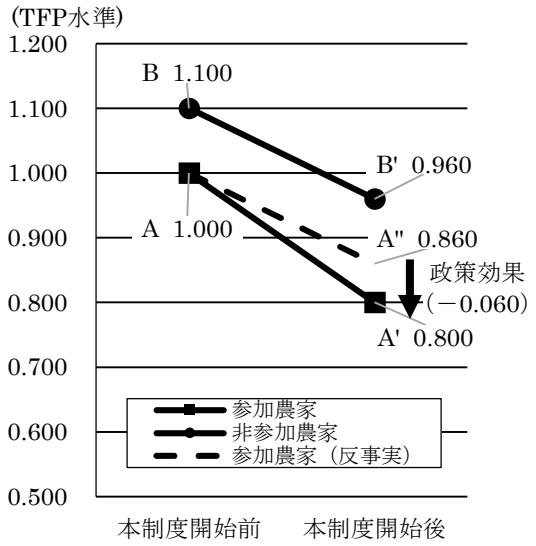


図 4-1　直接支払いの政策効果の計測方法（概念図）

資料：著者作成.

註：1）参加農家（反事実）は，参加農家が本制度に非参加であった場合にたどったであろう仮想的な TFP 水準の推移と解釈される.

第3節　計測方法とデータ

それでは，図 4-1 に示した政策効果は，どのようにして計測されるのであろうか．本節では，その具体的方法を説明する．1 点目は，図 4-1 に示した各点の TFP 水準を計測する方法である．2 点目は，政策効果を計測する方法である．最後に，計測に使用するデータについて説明する．

1）マルチラテラル TFP 指数

直接支払いの政策効果を計測するにあたって，どのような TFP の指標および計測方法が望ましいのであろうか．まず TFP 指標については，図 4-1 に示したように本制度参加農家と本制度非参加農家の 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する．このような性質を循環性と呼び，循環性を持つ TFP 指標にマルチラテラル TFP 指数（Caves et al., 1982）がある．TFP がフロンティア生産関数等の計量経済学的推計を通じて計測される（パラメトリックな方法）の場合，内生性問題等への対処が必要となる．これに対し，本論文で用いるマルチラテラル TFP 指数は，フロンティア生産関数などの計量経済学的推計は不要となる指数法（ノンパラメトリックな方法）によって計測される（Wang et al., 2019）（註30）．以下，マルチラテラル TFP 指数の具体的な計算方法を説明する．

1 生産物の場合，農家k と基準農家l との間の TFP 格差は次のように表せる．

$$\begin{aligned}\ln TFP_k - \ln TFP_l &= (\ln Q_k - \ln Q_l) \\ &- \left\{\frac{1}{2}\sum_n \left(W_n^k + \overline{W_n}\right)\left(\ln I_n^k - \overline{\ln I_n}\right) - \frac{1}{2}\sum_n \left(W_n^l + \overline{W_n}\right)\left(\ln I_n^l - \overline{\ln I_n}\right)\right\}\end{aligned} \quad (4\text{-}1)$$

ただし，$\ln TFP$は TFP 水準の自然対数，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，バーは算術平均を示す．2 時点間の TFP 変化も同様に計算できる．式(4-1)によって各年における農家間の TFP 格差を計測したのち，同様に計測した各年間の基準農家の TFP 変化を用いて，各農家の各年における TFP 水準を算出した．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 の計算は参加農家と非参加農家で同時に計算した．

2）差分の差推定法

政策効果の推定には，パネルデータで利用可能なインパクト評価の手法である DiD 法を用いる（註31）．以下，DiD 法について Ferraro and Miranda (2014)を参考に概説する．

（註30） 一方，パラメトリックな計量経済学的推計で用いられる誤差項が考慮されないことから，指数法は，測定誤差が大きい場合に生産性の計測が不正確になることが指摘されている（Van Biesebroeck, 2007）．

（註31） DiD 法による政策効果の推定は必ずしも経済理論に基づくモデルに基礎を置いて

DiD 法では，本制度開始前後の 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，本制度開始前後における非参加農家の TFP 水準の変化は，参加農家が本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．政策効果の DiD 法による推定値は，以下の式(4-2)を計測することで得られる．

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 post_t treated_i + \beta_2 post_t + \beta_3 treated_i + \varepsilon_{it} \quad (4\text{-}2)$$

ただし，TFP_{it}は農家iのt年における TFP 水準，$post_t$は本制度開始後であることを表すダミー変数，$treated_i$は参加農家であることを表すダミー変数，ε_{it}は誤差項である．このとき，本制度への参加が TFP 水準に及ぼした政策効果は係数β_1で表される（註32）．本論文で DiD 法を用いて推定する政策効果は，処置群における平均処置効果（average treatment effect on the treated: ATT）と呼ばれるものである．

DiD 法を用いるうえで不可欠な仮定として，本制度開始前後の期間において，非参加農家の TFP 水準の変化と，参加農家が本制度に参加していなかった場合の反事実的な TFP 水準の変化が等しいというもの（平行トレンドの仮定）がある．この仮定は強いものであるものの，観察可能な農家属性をコントロール変数として用いることで弱めることができる．そこで，次小節で述べる農家属性のラグ付き（1 期）変数，および全国農業地域区分（以下，農区）ダミー変数を式(4-2)に加えたモデルで推定を行った．ただし，これらコントロール変数が本制度の影響を受けるものであれば，その利用は不適切であることから（Angrist and Pischke, 2009），コントロール変数を利用しない式(4-2)による推定も行う他，農家 iに固有の固定効果（以下，農家固定効果）を加えたモデルによる推定結果も示す（註33）．

平行トレンドの仮定は直接検定できない．しかし，本制度開始前の期間のデータのみを利用し，式(4-2)の本制度開始後ダミー変数（$post_t$）を 2009 年ダミー変数に替えた回帰式

いるわけではないため，原因から結果に至るメカニズムを解明することは難しく（中谷, 2016），この点の解明は今後の課題として残された．

（註32） 本章では点推定値に加えて 95%信頼区間を示す．一方，検出力分析を行うべきとの見方もある．しかし，事後の検定力分析は，統計的に有意でない結果に適用した場合には検定力が常に低くなり，これを適切に解釈する基準が存在しないために望ましくなく，95%信頼区間を示す方が有益であるとの指摘がある（Levine and Ensom, 2001; Yuan and Maxwell, 2005）．また，本論文と類似の手法を用いた先行研究（Baráth et al., 2020; Ibrahim et al., 2020; Mennig and Sauer, 2020; 松下，2017; 藤栄，2016; 伊藤他, 2014; Pufahl and Weiss, 2009 など）でも，検定力分析の結果は示されていない．なお，なかでも Baráth et al. (2020)および Mennig and Sauer (2020)は，いずれも直接支払いが農家レベルの TFP に及ぼす影響が統計的に有意でないことを示している．

（註33） また，平行トレンドの仮定をモデル内で検証し，経時的な政策効果の変化を検討するため，本制度開始後ダミー変数（$post_t$）に代えて，年ごとのダミー変数を用いるモデルによる推定結果も付録 2 に示す．加えて，本制度への参加は任意であり，政策の割り付けが無作為でないことに対処するため，頑健性テストとして DiD 推定に傾向スコアマッチングを組み合わせた方法による推定結果も，付録 2 に示す．

を計測することで，本制度開始前の期間における参加農家と非参加農家の TFP 水準の推移に差があるかを検証することができる．

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 28 年産）』個票から構築した，2008～2016 年を分析期間とする都府県農家のアンバランスドパネルデータである（註34）．ただし，玄米販売量が 600kg 未満の経営体および平年作に対する調査年の収量の増減が 20%以上であった経営体の他，TFP の計測に問題が生じるため，資本に含まれる費目が負値をとる農家を除外した（註35）．さらに，DiD 推定のため，本制度開始前（2008～2009 年）しかデータが得られない農家および本制度開始後（2011～2016 年）にしかデータが得られない農家は除外した（註36）（註37）．分析期間の決定理由は，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 年から 2016 年の期間であったことである．また，先行研究（川崎，2009；Kawasaki, 2010）に倣って北海道を分析から除外した．

2008 年と 2009 年は，DiD 法を適用するのに必要な，本制度開始前の期間として利用する．また，前述のとおり 2010 年の本制度に関するデータは利用できないため，2010 年のデータは TFP 水準の計算にのみ使用し，DiD 法による政策効果の推定には使用しない．2011～2016 年は本制度開始後の期間である．本制度開始後の期間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参加農家と定義し，同期

（註34） 投資の促進効果といった直接支払いの生産性水準への影響は，本制度開始後ただちには現れない可能性もあり，長期のデータを用いた分析が望ましい．ただし，表 4-1 に示した通り，国外の先行研究でも同程度の分析期間で生産性への影響を評価した例は複数みられる．

（註35） 資本に含まれる費目（特に農機具費と自動車費）が負値をとるのは，これらの減価償却費の計算において，「処分差益が減価償却費を上回った場合は，統計表上においては減価償却費を負数」とされているためである．なお，農林水産省に対して行った問い合わせの結果，「処分差利益は，売却価額が帳簿価額（年初の現在価から減価償却費を差し引いた額）を上回る場合に」生じるとの回答を得ている．この操作によって，2008 年に 8 戸，2009 年に 10 戸，2010 年に 11 戸，2011 年に 12 戸，2012 年に 18 戸，2013 年に 18 戸，2014 年に 18 戸，2015 年に 20 戸，2016 年に 17 戸の都府県農家が除外された．

（註36） これは，本制度開始の前後について，それぞれ少なくとも 1 年分ずつデータが得られる農家にしか，DiD 法は適用できないためである．その結果，本章の分析に用いるサンプルは，少なくとも 2009～2011 年の 3 年分のデータが存在している農家に限られる．

（註37） 表 4-2 に DiD 推定に利用したデータの基本統計量を示した．公表されている農林水産省『米生産費統計』（平成 20 年産～平成 28 年産）によると，分析期間中の都府県における調査対象農家の経営耕地面積は 2.01ha から 2.52ha へと推移している．これと比較すると，本論文で DiD 推定に利用したデータは，特に本制度参加農家で，都府県の平均像と比較して大規模農家に偏ったものである可能性がある．小規模農家では本制度によって受給する直接支払いの金額も小さいため，その経営に及ぼす影響も小さいと考えられる（生源寺，2011）．このことから，本論文で推定された政策効果は実際のものよりも過大評価されている可能性に留意する必要がある．

間内のいずれの年においても全く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（註38）（註39）（註40）．

DiD 法に用いるデータセットは次のように作成した．まず，参加農家と非参加農家をどちらも含むデータセット全体を用いて，各農家の各年次におけるマルチラテラル TFP 水準を計算した．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 の計算は参加農家と非参加農家で同時に計算した．その後，この TFP 水準を，各農家の政策参加ダミー変数および観察可能な属性のデータセットと結合した．サンプルサイズは計 3,125 観測である．コントロール変数として用いる農家属性は，経営耕地面積，土地労働比率，借地割合，雇用労働割合，70 歳未満の労働割合，生産調整面積比率，および農区ダミー変数（基準：東北）である（表 4-2）（註41）．これらのうち農区ダミー以外のコントロール変数は，すべてそれぞれラグ付き（1 期）変数とした．

TFP 指数の計算では，生産量は主産物数量（kg）として定義した（註42）．生産要素には，経常財（種苗，肥料，農薬，およびその他諸材料），資本（農機具，自動車，賃借料および料金），労働（労働時間計），および土地（米作付面積）が含まれる．経常財と資本は，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計算した経常財と資本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．

（註38） この参加農家と非参加農家の定義は，農家ごとの受給期間の違いが政策効果の推定に影響を及ぼさないためのものであり，Pufahl and Weiss (2009)に倣った．その結果，本制度開始後の期間の一部の年次でのみ本制度の直接支払いを受給した農家は，本章の定義上，参加農家にも非参加農家にも分類されず，分析に使用されない．こうした農家は，2008 年に 28 戸，2009 年に 33 戸，2011 年に 33 戸，2012 年に 33 戸，2013 年に 32 戸，2014 年に 31 戸，2015 年に 28 戸，2016 年に 27 戸存在した．

（註39） 本論文では，2011 年から本格実施された本制度への参加による直接支払い受給が農家レベルの稲作 TFP 水準に及ぼした影響の評価を課題としているため，参加農家および非参加農家をこのように定義した．しかし，2010 年以前にも，類似の直接支払いとして品目横断的経営安定対策があった．そのため，本論文で推定される政策効果には，本制度参加の影響のみならず，以前の制度から本制度への切り替えの影響が含まれている可能性がある．ただし，例えば，2009 年における都府県の交付経営体数は，生産条件不利補正対策で 25,318 件，収入減少影響緩和対策で 61,367 件に留まっている一方（農林水産省，2010），本論文で分析対象とする 2 つの直接支払いの 2011 年における交付件数の合計は 1,547,759 件（農林水産省，2012）と桁違いに大きい点を鑑みると，その影響は限定的であるとも推察される．こうした点までの考慮は，個票データで品目横断的経営安定対策の受給状況に関するデータが得られないことから，今後の課題として残された．

（註40） 今回の分析では，米の所得補償交付金と水田活用の所得補償交付金の影響は峻別できていない．交付金ごとの影響評価は，今後の課題である．

（註41） コントロール変数としては，共変量（交絡因子）のみを選択することが望ましい．しかし，ここでは，欠落変数バイアスを低減するため，TFP 水準に影響を及ぼし得る変数についても，個票データから入手可能なものは極力含めた．

（註42） 本論文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 4-1　直接支払いが TFP に及ぼす影響を評価した先行研究

著者・発表年	TFP の計測方法	分析対象の国・地域	分析期間	成果指標	対象部門	補助金の種類
Baráth et al. (2020)	SFA	スロベニア	2006-2013	TFP 変化	農業全体	投資助成；条件不利地域助成；農業環境支払い
Mennig and Sauer (2020)	SFA	ドイツ・バイエルン州	2007-2011	TFP 変化	酪農；耕種作物	農業環境支払い
Latruffe and Desjeux (2016)	DEA	フランス	1990-2006	TFP 変化	畑作物；酪農；肉牛	カップル支払いおよび単一支払；条件不利地域助成および農業環境支払い
Latruffe and Fogarasi (2009)	DEA	フランス；ハンガリー	2001-2004	TFP 変化	酪農；COP	直接支払い合計
Zhengfei and Lansink (2006)	DEA	オランダ	1990-1999	TFP 変化	耕種作物	直接支払い合計
朱他（2015）	DEA	中国	2004-2008	TFP 水準	トウモロコシ作	食糧直接補助；農業資材総合補助；農作物優良品種補助
Rizov et al. (2013)	Olley–Pakes	EU-15	1990-2008	TFP 水準；TFP 変化	農業全体	直接支払い合計
Kim and Lee (2020)	Olley–Pakes	韓国	2008-2017	TFP 水準	農業全体	直接支払い合計
Mary (2013)	System GMM	フランス	1996-2003	TFP 水準	耕種作物	投資助成；休耕補償金；条件不利地域助成；農業環境支払い；頭数支払い；面積支払い；その他作物補助金
Ahearn et al. (2005)	USDA 推計	米国	1982, 1987, 1992, 1996	TFP 水準	農業全体	農産物補助金；保全補助金
Yee et al. (2004)	USDA 推計	米国南東部	1960-1996	TFP 水準	農業全体	農産物補助金

資料：各先行研究から著者作成.

註：1）SFA は，確率的フロンティア分析によるものであることを指す．DEA は，データ包絡分析によるものであることを指す．Olley–Pakes および System GMM は，それぞれ Olley and Pakes (1996)および Blundell and Bond (2000)の方法による生産関数分析をもちいたもの．USDA 推計とは，米国農務省（USDA）によってマルチラテラル TFP 指数を用いて推計された TFP 指数（USDA, 2020）．

2）EU-15 とは，オーストリア，ベルギー，デンマーク，フィンランド，フランス，ドイツ，ギリシャ，アイルランド，イタリア，ルクセンブルク，オランダ，ポルトガル，スペイン，スウェーデン，イギリスの 15 か国の総称.

3）COP（cereal, oilseeds and proteinseeds）は，穀物・油糧種子・蛋白作物を指す.

4）地域，部門，直接支払い別に結果を記載すると複雑になるため，推定結果までは示していない.

表 4-2　変数の定義と要約統計量

	定義	参加農家	非参加農家
TFP 水準	マルチラテラル TFP 指数を用いて，2008 年において TFP 水準が最も高い農家の 2008 年の値を 1 として計算した TFP 水準.	0.524 (0.164)	0.399 (0.147)
経営耕地面積	経営耕地面積の合計（ha）.	6.568 (9.711)	2.147 (1.888)
土地労働比率	直接労働時間（時間）に対する作付実面積（ha）の比率.	0.005 (0.002)	0.003 (0.002)
借地割合	作付実面積（ha）に占める借入地（ha）の比率.	0.334 (0.325)	0.175 (0.261)
雇用労働割合	直接労働時間（時間）に占める雇用（時間）の比率.	0.071 (0.117)	0.075 (0.124)
70 歳未満の労働割合	投下労働時間（時間）に占める 70 歳未満（時間）の比率.	0.731 (0.387)	0.554 (0.441)
生産調整面積比率	経営田面積（ha）に占める生産調整実施面積（ha）の比率.	0.214 (0.177)	0.040 (0.088)
関東・東山ダミー（基準：東北）	農家が関東・東山に属する場合に 1，それ以外の場合に 0.	0.146 (0.353)	0.489 (0.500)
北陸ダミー（基準：東北）	農家が北陸に属する場合に 1，それ以外の場合に 0.	0.177 (0.382)	0.021 (0.142)
東海ダミー（基準：東北）	農家が東海に属する場合に 1，それ以外の場合に 0.	0.061 (0.239)	0.127 (0.334)
近畿ダミー（基準：東北）	農家が近畿に属する場合に 1，それ以外の場合に 0.	0.049 (0.215)	0.084 (0.278)
中国ダミー（基準：東北）	農家が中国に属する場合に 1，それ以外の場合に 0.	0.054 (0.226)	0.062 (0.241)
四国ダミー（基準：東北）	農家が四国に属する場合に 1，それ以外の場合に 0.	0.019 (0.135)	0.039 (0.194)
九州ダミー（基準：東北）	農家が九州に属する場合に 1，それ以外の場合に 0.	0.105 (0.306)	0.105 (0.307)

資料：著者作成.

註：1）上段の数値は平均，()内の数値は標準偏差.

2）本論文において農業者戸別所得補償制度（本制度）開始前後のいずれの期間にも含まれない 2010 年は除いた.

3）観測数は計 3,125．参加および非参加農家の戸数は年次ごとに次の通り．参加農家 0 戸，非参加農家 510 戸（2008 年），参加農家 0 戸，非参加農家 569 戸（2009 年），参加農家 479 戸，非参加農家 90 戸（2011 年），参加農家 306 戸，非参加農家 57 戸（2012 年），参加農家 279 戸，非参加農家 51 戸（2013 年），参加農家 247 戸，非参加農家 47 戸（2014 年），参加農家 215 戸，非参加農家 39 戸（2015 年），参加農家 200 戸，非参加農家 36 戸（2016 年）.

第4節　生産性の推移

本節では，問いの検証に先立って，マルチラテラル TFP 指数によって計測された TFP 水準の動向を確認する．図 4-2 に 2008～2016 年（本制度に関するデータが得られない 2010 年を除く）の参加農家と非参加農家の平均 TFP 水準の推移を示した．なお，図 4-2 からは，本制度開始後においても参加農家と非参加農家の間で TFP 水準の推移に大きな傾向の違いは見られない．

本制度開始前である 2008～2009 年の期間において，TFP 水準は参加農家と非参加農家ともに同様のトレンドを持っている．加えて，「本制度開始前の期間において参加農家と非参加農家の TFP 水準のトレンドが等しい」という帰無仮説について，統計的仮説検定を行った（表 4-3）．その結果，2009 年ダミー×参加農家ダミーの交差項の係数推定値には有意水準 10%でゼロと有意差が認められなかった．このことから，本制度開始前の期間において，参加農家と非参加農家の TFP 水準のトレンドが等しいという仮説は棄却されなかった．以上より，DiD 法を用いるうえで不可欠な仮定である平行トレンドの仮定は満たされたと考えられる．

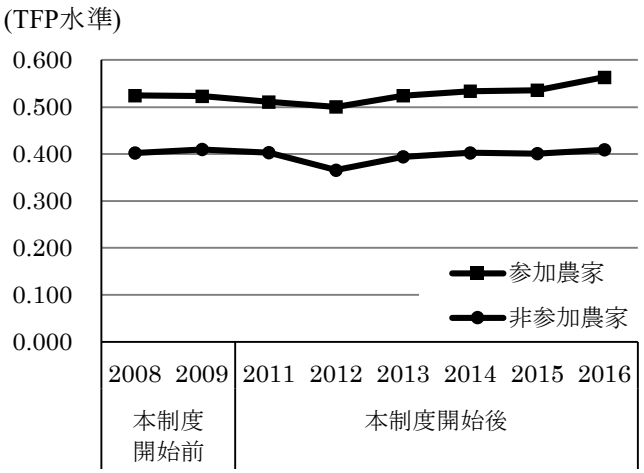


図 4-2　参加農家および非参加農家の平均 TFP 水準の推移

資料：著者作成.

註：１）本制度の直接支払いに関するデータが得られないため，2010 年は除外した.

表 4-3　平行トレンドの仮定の検証

	(1)	(2)
2009 年ダミー×参加農家ダミー	–0.009	–0.004
	(0.012)	(0.009)
2009 年ダミー（基準：2008 年）	0.008	0.007
	(0.011)	(0.008)
参加農家ダミー	0.123***	
	(0.018)	
定数項	0.402***	0.504***
	(0.017)	(0.002)
観測数	1,079	1,079
自由度調整済み決定係数	0.064	0.001
農家固定効果	無	有

資料：著者作成.

註：１）( )内の数値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.
*, **, ***はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%で有意.
２）本制度開始前の期間は 2 年間しかデータが得られないため，ラグ付き変数をコントロール変数として用いるモデルでは推定できない.

第5節　稲作の生産性に対する直接支払いの影響の分析結果

本節では，「本制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼしたか？」という問いを，DiD 法によって検証する．表 4-4 は，DiD 法による直接支払いの政策効果の推定結果である．本制度開始後ダミーと参加農家ダミーの交差項についての係数推定値は，いずれのモデルでも有意水準 10%で統計的にゼロと有意差が認められなかった．具体的には，列(1)では，政策効果の推定値は 0.011（t 値=0.78，p 値=0.436）となった．また，列(1)のモデルに農家固定効果を加えた列(2)の場合，政策効果の推定値は–0.003（t 値= –0.35，p 値=0.723）と負値となった．次に，列(1)のモデルにコントロール変数を加えた列(3)でも推定値は負値であり，–0.008（t 値= –0.71，p 値=0.480）であった．最後に，列(3)のモデルに農家固定効果を加えた列(4)でも，政策効果の推定値は–0.002（t 値= –0.15，p 値=0.880）と負値であった．ただし，これらの政策効果推定値には，t 検定によれば有意水準 10%で統計的にゼロと有意差は認められなかった．なお，推定された政策効果の 95%信頼区間は，列(1)では(–0.016, 0.038)，列(2)では(–0.021, 0.015)，列(3)では(–0.032, 0.015)，列(4)では(–0.021, 0.018)であった．以上より，先述の問いの答えは「否」と判断された．

政策効果以外について見ていくと，列(1)および(3)より，参加農家は非参加農家に比べて有意に TFP 水準が高い傾向にある．これは，相対的に TFP 水準の高い農家が，本制度への参加を選択したことによると考えられる．次に，列(3)および(4)のコントロール変数を見ていく．まず，列(3)の推定結果によれば，前年の経営耕地面積が大きい農家は，TFP 水準が有意に高い．これは，規模の経済性が発揮された結果である可能性がある．しかし，経営耕地面積の経年的な変化は多くの農家で小さいために，列(4)では農家固定効果に吸収され，経営耕地面積の係数推定値はゼロと有意差がみられなくなったと考えられる．列(3)と列(4)ともに前年の土地労働比率の高い農家は TFP 水準が高い傾向がみられる．本章において土地労働比率は直接労働時間に対する作付実面積の比率であることから，大規模な農家ほど労働生産性は高く，土地労働比率も高い傾向にあると考えられる．そのため，これは，規模の経済性の発揮による生産性向上（多田・伊藤，2018）の結果である可能性がある．列(3)でのみ，前年の借地割合の高い農家は TFP 水準が有意に高い傾向にある．本章において借地割合は作付実面積に占める借入地の比率であることから，これは，借地によって作付地の拡大のみならず，面的な集積が可能になっているためである可能性がある．70 歳未満の労働割合の係数推定値は，列(4)でのみ有意に負となった．70 歳未満の労働割合が高い農家では，若年の労働投入が多いことで新技術への対応が容易となる可能性がある（山本，1994）一方，相対的に経験や知識の蓄積が少なくなり得る．このうち列(4)では，70 歳未満の労働割合が高い農家は経験や知識の蓄積が少なくなくなることによる，TFP 水準への負の影響が検出された可能性が考えられる．列(3)で，農区ダミー変数の係数推定値は，すべて有意に負となった．これは，基準となった東北に比べて，他の農区の TFP 水準が有意に低いことを意味する．

表 4-4　DiD 法による直接支払いの政策効果の計測結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
本制度開始後ダミー×参加農家ダミー	0.011	–0.003	–0.008	–0.002
	(0.014)	(0.009)	(0.012)	(0.010)
参加農家ダミー	0.118***		0.035**	
	(0.017)		(0.016)	
本制度開始後ダミー	–0.011	0.005	0.002	–0.002
	(0.012)	(0.008)	(0.011)	(0.009)
経営耕地面積（1 期ラグ）			0.004***	–0.000
			(0.001)	(0.001)
土地労働比率（1 期ラグ）			31.952***	7.079**
			(2.734)	(2.809)
借地割合（1 期ラグ）			0.055***	0.037
			(0.017)	(0.025)
雇用労働割合（1 期ラグ）			–0.100***	0.000
			(0.033)	(0.028)
70 歳未満の労働割合（1 期ラグ）			0.016	–0.023**
			(0.011)	(0.010)
生産調整面積比率（1 期ラグ）			–0.076***	0.015
			(0.025)	(0.017)
関東・東山ダミー（基準：東北）			–0.051***	
			(0.014)	
北陸ダミー（基準：東北）			–0.073***	
			(0.016)	
東海ダミー（基準：東北）			–0.181***	
			(0.017)	
近畿ダミー（基準：東北）			–0.140***	
			(0.014)	
中国ダミー（基準：東北）			–0.110***	
			(0.018)	
四国ダミー（基準：東北）			–0.115***	
			(0.025)	
九州ダミー（基準：東北）			–0.106***	
			(0.016)	
定数項	0.406***	0.502***	0.356***	0.477***
	(0.016)	(0.002)	(0.018)	(0.019)
観測数	3,125	3,125	2,556	2,556
自由度調整済み決定係数	0.073	–0.000	0.536	0.009
農家固定効果	無	有	無	有

資料：著者作成.

註：1）( )内の数値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．*, **, ***はそれぞれ有意水準 10%，5%，1%で有意.

2）列(3), (4)では，ラグ付き（1 期）のコントロール変数を利用しているために，列(1), (2)に比べてサンプルサイズが小さくなっている.

第6節　考察

表 4-4 の本制度開始後ダミー×参加農家ダミーの交差項の係数推定値の通り，稲作の農家レベルの TFP 水準に対する本制度の直接支払いの効果は，有意水準 10%で有意に認められなかった．国内の先行研究による指摘を見ると，農家レベルにおいて，直接支払いの受給は投資を促進し，規模拡大の基礎となり得るとの指摘がある（髙武，2010；服部，2012）一方で，特に米の所得補償交付金は，全国一律の作付実面積基準で交付されることで，単収向上に対するインセンティブを低下させるとの指摘もあった（松木，2010；横山，2010）．しかしながら，本章の結果（表 4-4）によれば，本制度の直接支払いが稲作の TFP に及ぼした影響は有意水準 10%でゼロと有意差が見られなかったことから，TFP から見る限りこれらの影響はいずれも明瞭に検出されなかった．

この要因として第 1 に推察されるのは，米の所得補償交付金の交付金額の低さである．米の所得補償交付金の交付金額は，全国一律の交付単価に農家毎の交付対象面積をかけて算出される．この交付単価は，標準的な生産費と販売価格との差額として算定されている．しかし，この標準的な生産費として全算入生産費のすべてが考慮されていないため，米の所得補償交付金の交付単価は不足払いとして不十分との指摘がある（髙武，2010；服部，2010；磯田・品川，2011；梶井，2011）．さらに，経営水田面積が 1ha 未満の小規模農家にとっては，米の所得補償交付金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指摘もある（伊庭，2011；生源寺，2011）．このように，特に小規模農家にとって，米の所得補償交付金の交付金額は農家行動を変化させ，TFP 水準を変化させるに足る水準ではなかった可能性がある．

第 2 に，本制度の実施は予算措置によるものであり，法制化されたものではなかったことである．本制度は法的根拠が薄く，その実施についての長期安定性が懸念された（伊庭，2011；磯田・品川，2011）．その結果，多くの参加農家は，本制度開始後すぐには行動を大きく変更させず，その結果として TFP 水準に大きな影響を及ぼさなかった可能性が考えられる．

さらに，多田・伊藤（2018）は，確率的フロンティア分析を用いて，本制度を含む複数の直接支払いの農業粗収益に対する比率が高い経営体ほど，他の条件を一定とすれば技術効率が低いことを示している．本章の結果と，多田・伊藤（2018）の結果との違いの要因としては，上述したような本制度の直接支払いの特徴のほかに，利用した指標が TFP と技術効率とで異なることが考えられる（註43）．

最後に，先行研究を整理した表 4-1 記載の先行研究 11 本のうち 7 本（註44）は，本論

（註43） 以上のような先行研究の指摘と，本章の分析結果の違いの要因を検証するためには，直接支払いが生産性に影響を及ぼすメカニズムを明らかにする必要がある．この分析は今後の課題としたい．

（註44） 地域，部門，直接支払い別に結果を記載すると複雑になるため，表 4-1 では推定結果までは示していない．統計的に有意でない結果を示した先行研究は，Baráth et al. (2020)，Mennig and Sauer (2020)，Latruffe and Desjeux (2016)，Rizov et al. (2013)，Mary (2013)，Latruffe and Fogarasi (2009)，Yee et al. (2004)の 7 本である．

文と同様，一部の地域，部門，または直接支払いについて統計的に有意でない結果であった．例えば，Mary (2013)では，EU の面積支払いが TFP 水準に及ぼす影響は有意でなかった．EU における面積支払いとは，農地の一定割合を休耕することを受給要件として，対象作物の作付面積に応じて支払われる直接支払いである（松田，2004）．このことから，米の所得補償交付金の受給要件が米の生産調整目標に従うことであった点も，本制度の直接支払いが生産性に及ぼす影響が有意でなかったことの理由の一つである可能性がある．

第7節　小括

本章の課題は，「本制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼしたか？」という問いを検証することであった．データは 2008～2016 年の個票データから構築したアンバランスドパネルデータを用いた．生産性指標としては，最もよく利用されている通常の（Törnqvist）TFP 指数は，時系列と横断面における生産性の高低関係が，基準とする時点や農家によって逆転する可能性がある．そこで，こうした通常の（Törnqvist）TFP 指数の欠点を解消できるマルチラテラル TFP 指数を用いた．問いの検証は，パネルデータで利用可能なインパクト評価の手法である差分の差推定法（DiD 法）を用いた．

分析の結果，この問いの答えは「否」と判断された．具体的には，直接支払い受給の政策効果は有意水準 10%でゼロと有意差が認められず，農家レベルの稲作生産性の水準に対する本制度の直接支払いによる明瞭な政策効果を検出することはできなかった（表 4-4）．なお，生産性水準のトレンドには参加農家と非参加農家との間で目立った差異が見られず（図 4-2），また農家属性をコントロールすると DiD 法による政策効果の点推定値は有意ではないものの負値となった（表 4-4）．この結果から，本制度の直接支払いは，経済的進歩の側面から経済政策として望ましい効果を有していたとまでは言えず，また「効率的かつ安定的な農業経営の育成」という基本法の方針に合致していたとの評価もできない．

統計的に有意な政策効果が検出されなかった要因として第 1 に推察されるのは，米の所得補償交付金の交付金額の低さである．米の所得補償交付金の交付金額は，特に小規模農家にとっては，その農家行動を変化させ，TFP 水準を変化させるに足る水準ではなかった可能性がある．第 2 に，本制度の実施は予算措置によるものであり，法制化されたものではなかったことである．本制度は法的根拠が薄く，農家にはその実施の長期安定性に対する懸念があった（磯田・品川，2011）．その結果，多くの参加農家は，本制度開始後すぐには行動を大きく変更せず，その結果として TFP 水準に大きな影響を及ぼさなかった可能性が考えられる．以上のことから，本制度が農家レベルの稲作生産性の水準に及ぼした影響は小さかった可能性が推察される．

本章の分析結果から，政策的インプリケーションとして，以下の 2 点が挙げられる．第 1 に，本制度の直接支払いを生産性向上にも資するものとする一つの方法としては，品目横断的経営安定対策の固定払いのように，生産数量の換算面積を基準とした支払いとすることが指摘できる（松木，2010；横山，2010）（註45）．農家間や地域間の単収相違が

（註45） 生産数量の換算面積を基準とする場合，農家への交付金額は，交付単価と生産数量換算面積の積として計算される．以下，松木（2010）に基づき，作付実面積基準の場合と，生産数量換算面積基準の場合とで，直接支払いの交付金額の計算方法がどのように異なるか，概説する． 作付実面積基準の場合，農家iに対する交付金額は次のように計算される．なお，添え字iは，その項目が農家ごとに異なる値をとることを意味する．

$$交付金額_i^{作付実面積基準} = 交付単価 \times 作付実面積_i$$

一方，生産数量換算面積基準の場合，交付金額は次のように計算される．

交付金額に反映され，単収向上に対するインセンティブを向上させる可能性があるからである．第 2 に，当年の作付面積に基づいたカップル支払いではなく，過去の支払い実績や作付面積に基づいたデカップル支払いとすることで，生産の効率性低下を招きにくくなり，また信用制限の緩和による投資の促進が起こりやすくなるため，生産性向上効果を増加させる可能性も欧州などの直接支払いに関する研究成果例（Rizov et al., 2013; Kazukauskas et al., 2014; Garrone et al., 2019）から示唆される（註46）（註47）．

本章の分析の限界点および今後の課題は以下の通りである．第 1 に，本論文では，米の所得補償交付金と水田活用の所得補償交付金の影響が峻別できていないことに注意が必要である．第 2 に，本制度の政策効果は，農家の規模や主副業などによって異なる可能性がある．しかしながら，こういった農家の異質性に関する検討は，農家を複数にグループ分けするとサンプルサイズが小さくなることから本論文では行うことができなかった．第 3 に，本制度が投資など，TFP 以外の指標に及ぼす影響の評価は今後の課題である．

$$交付金額_i^{生産数量換算面積基準} = 交付単価 \times 生産数量換算面積_i$$

このとき，農家iの生産数量換算面積は以下のように求められる．

$$生産数量換算面積_i = \frac{単収_i}{全国平均単収} \times 作付実面積_i$$

それゆえ，生産数量換算面積基準の交付金額の計算式は，以下のようになる．

$$交付金額_i^{生産数量換算面積基準} = 交付単価 \times \frac{単収_i}{全国平均単収} \times 作付実面積_i$$

これらの計算式より，作付実面積基準で交付金額が決まる場合には，各農家の単収水準は，当該農家に対する交付金額には影響しない．それに対して，生産数量換算面積基準で交付金額が決まる場合には，単収水準が全国平均単収よりも高い農家ほど，交付金額も大きくなることがわかる．それゆえ，交付金額を生産数量換算面積基準とした方が，作付実面積基準とする場合と比べ，単収向上に対するインセンティブが相対的に強く働くと考えられる．ただし，生産数量換算面積基準とした場合，農家の単収が低下した場合の当該農家の収入低下率は，作付実面積基準とする場合よりも大きくなるという問題もある（松木，2010）．

（註46） とはいえ，こういった制度設計変更が稲作生産性に及ぼす影響については，さらなる理論的・実証的検討が必要である．

（註47） 生産調整との関連で言えば，2004 年のポジ方式への移行が生産性向上への生産者の意欲を低下させた可能性がある（多田・伊藤，2018）．

第5章　直接支払いが稲作の所得分配の不平等性に及ぼす影響

第1節　本章の課題

本章の課題は，「本制度の直接支払いは，稲作の所得分配の不平等性を低下させたか？」という問いを検証することである．この問いが肯定された場合，本制度の直接支払いは，経済的公正の側面から経済政策として望ましい効果を有していると評価できる．

多くの先進国において，直接支払いの分布は大規模農家に偏っており，大規模農家がその大部分を受給している（Bekkerman et al., 2019; European Commission, 2017）．この状況が問題視された結果，多くの場合，EU 諸国における支払いの累進的な減額（モデュレーション）や再分配支払い（European Commission, 2017），および米国における受給上限額（Zulauf, 2012）のような，最大の受益者の受給金額を減額または制限するための措置が実施されている．さらに，デカップリングも，直接支払いの所得再分配効果を高め得るとされる（Severini and Tantari, 2015）．

他の先進国と同様に，2000 年以降，日本の水田農業政策は価格支持政策から直接支払いに転換してきた（安藤，2016）．直接支払いでは，どの経営がどれだけの支払いを受けたかが，価格支持政策と比べて明瞭になりやすい．そのため，澤田（2007）は，直接支払いの所得分配に及ぼす影響に着目し，もともと所得水準が高い大規模経営にさらに多額の支払いが集中することで，所得再分配の公正性に関する議論を引き起こす可能性があることを指摘している．上述のように，実際に欧米では最大の受益者の受給金額を減額または制限するための措置が実施されていることから，日本でも同様の議論が生じる可能性は十分にある．

本論文が分析対象とする直接支払いである，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，いずれも当年産の作付実面積に基づいて支払われていたため，カップル支払いの側面を有している．カップル支払いでは，直接支払いの農家間における分配は必然的に不平等になる（OECD，1999）．具体的には，本制度においては，交付金額は当年産の作付面積に依存しているため，大規模経営体への交付金額は小規模経営体よりも大きくなる．さらに，EU 諸国や米国で実施している支払いの累進的な減額（モデュレーション），再分配支払い，または受給上限額の設定など，一定以上の金額を受給する農家への支援額を削減または制限する仕組みは，日本では実施されていない．したがって，日本への直接支払いの分配は非常に不平等になっていると考えられる．直接支払いを含まない市場稲作所得の金額は，大規模経営体の方が小規模経営体よりも大きいため，所得がもともと高い経営体に対して，さらに多額の交付金が集中することになるのである．

国外に目を向けると，多くの先行研究において直接支払いの再分配効果が分析されており，そのほとんどは直接支払いが所得分配の不平等性を低下させることを指摘している．しかし，著者の知る限り，日本における直接支払いの再分配効果を分析した先行研究は存在しない．日本においては，直接支払いの分布の不平等性が高いと推察されることから，直接支払いが所得分配の不平等性を低下させる効果は他国に比べて小さい，またはその効果がみられない可能性もある．なお，直接支払いの所得再分配効果は農家類型によって異

なるため（Severini and Tantari, 2013a, 2013b），米という単一の作物，および稲作所得に焦点を当てることにより，作物の違いの影響を取り除き，直接支払いの所得再分配効果を適切に計測できる．

第2節　計測方法とデータ

1）ジニ係数の要因分解分析

本制度の直接支払いの農家間における所得再分配効果を評価するため，本章ではジニ係数の所得要素による要因分解手法（Lerman and Yitzhaki, 1985; Pyatt et al., 1980; Rao, 1969）を用いる．ジニ係数は不平等度の代表的指標であり，通常 0 から 1 の値をとる．0 に近づくほど平等，1 に近づくほど不平等となる（高山，1980；大竹，2005）（註48）．

総所得が k 個の構成所得からなるとき，ジニ係数 Gは以下のように分解される．

$$G = \sum_{k=1}^{K} R_k G_k S_k \tag{5-1}$$

ただし，R_kは所得要素k と総所得の順位との「ジニ相関（Gini correlation）」である．これは，k 番目の所得要素の金額と総所得の順位との間の共分散を，当該所得要素k の金額と当該所得要素k の順位の共分散で割ることで求められる（$\mathrm{cov}(y_k, \mathrm{F})/\mathrm{cov}(y_k, \mathrm{F}_k)$）．それゆえ，$R_k$は所得要素$k$ が総所得の増加関数である場合に 1 に等しくなる（Lerman and Yitzhaki, 1985）．G_kは所得要素k のジニ係数，S_kは所得要素k の総所得に占めるシェアを示す．

R_kとG_kの積は所得要素k の集中度係数C_kと呼ばれ（式(5-2)）（註49），総所得の水準に基づく順位で並べられた集団に対して，所得要素k がどのように分配されているかを表す．ジニ係数は異なる所得要素間で比較できない一方，集中度係数は異なる所得要素間で比較可能である．

$$C_k = R_k G_k \tag{5-2}$$

ある所得要素が所得分配に及ぼす限界効果を評価するため，Lerman and Yitzhaki (1985)は所得要素k の平均値の変化による総所得のジニ係数の変化率を計る尺度を，式(5-3)のように導いた．

$$\frac{dG}{d\mu_k} = \frac{1}{\mu}(C_k - G) = \frac{1}{\mu}(R_k G_k - G) \tag{5-3}$$

これにより，総所得のジニ係数の所得要素k 弾力性(η_k)を式(5-4)の通りに求めることができる（Lerman and Yitzhaki, 1985）．

$$\eta_k = \frac{1}{G}\left[\frac{\mu_k}{\mu}(R_k G_k - G)\right] = \frac{1}{G}[S_k(R_k G_k - G)] = \frac{R_k G_k S_k}{G} - S_k \tag{5-4}$$

この弾力性(η_k)により，ある所得要素k の 1%の変化が所得分配に与える影響を計測できる．所得要素k の弾力性が負値である場合，所得要素k の比例的な増加は所得分配の不平等性を低下させる．$R_k G_k S_k / G$は，総所得分配に対する所得要素k の比例的な寄与(P_k)を示

（註48） 一般的にジニ係数は 0 から 1 の値をとるが，所得に負の値が含まれるような場合は 1 よりも大きい値をとりうる（Hagerbaumer, 1977）．

（註49） 集中度係数は，擬ジニ係数（pseudo-Gini coefficient）や，準ジニ係数（quasi-Gini coefficient），集中係数と呼ばれる場合もある（豊田，1987；鈴木，2006）．

す．直接支払いの弾力性が負値である場合，先述の問い（本制度の直接支払いは，稲作の所得分配の不平等性を低下させたか？）は肯定されたと判断する（註50）．

ローレンツ曲線はジニ係数を視覚的に表すことができる．ただし，例えば総稲作所得のローレンツ曲線と市場稲作所得のローレンツ曲線とを用いて，これらの分布を比較することはできない．一方，集中度曲線（註51）を利用すれば異なる所得要素間で所得分配を比較できる．ジニ係数がローレンツ曲線から計算できるように，総所得に対する所得要素kの集中度係数(C_k)は，集中度曲線（註52）から計算できる（Pyatt et al., 1980）．さらに，ローレンツ曲線（集中度曲線）が交差するような場合には，ジニ係数（集中度係数）の大小から所得分配の不平等性の程度を順位づけることはできない．言い換えれば，集中度曲線が交差する場合には，ジニ係数の要因分解のみによる分析では判断が不適切となる可能性がある．そこで本章では，ジニ係数の要因分解分析に加え，頑健性テストとして集中度曲線も利用する．総稲作所得の集中度曲線が市場稲作所得の集中度曲線よりも上に位置しており，かつそれらの曲線が交わっていない場合，この集中度曲線の分析結果は，直接支払いの弾力性が負値であるというジニ係数の要因分解分析の結果を裏付けることとなる．

2）データ

使用するデータは農林水産省『米生産費統計（平成 24 年～平成 28 年）』個票である．本サンプルは，各年 1010～985 戸の，全国の個別農家から構成される．玄米販売量が 600kg 未満の経営体および平年作に対する調査年の収量の増減が 20%以上であった経営体

（註50） 大規模農家に直接支払いが集中するような場合（例えば，品目横断的経営安定対策のように，直接支払いの受給に規模要件が課されている場合にはそれが顕著となろう），農家の規模拡大を促す可能性がある．一方，直接支払いの分配の不平等性が低いと，直接支払い受給金額の規模拡大による増加幅が小さくなるため，農家の規模拡大に対するインセンティブを低下させる可能性がある．例えば，作付面積を基準に交付される直接支払いに受給上限額が設定されている場合には，一定以上に作付面積を拡大しても受給できる直接支払いの金額は変わらないため，生産者は直接支払い受給金額が受給上限額と等しくなる程度を超えての規模拡大は目指さなくなる可能性も考えられる．直接支払いは，このような農家行動の変化を通じて，稲作所得の分配に影響を及ぼす可能性がある（Coelho et al., 2012; Hennessy, 1998）．しかし，このような農家行動を通じた影響は本分析では考慮されていない．ただし，第 3 章においても述べたように，米の所得補償交付金の交付金額の低さや本制度実施の長期安定性に対する懸念から，本制度の直接支払いによって農家行動は大きく変化しなかった可能性も推察される．

（註51） 集中曲線（豊田，1987）と呼ばれる場合もあるが，本論文では鈴木（2006）に倣って集中度曲線とした．

（註52） 所得分配の分析に広く用いられるローレンツ曲線は，集中度曲線の特殊形と言える．具体的には，集中度曲線の横軸を各農家を総稲作所得の高い順に並べた場合の累積農家数比率とした場合に，縦軸も総稲作所得金額の累積比率とすれば，それは総所得についてのローレンツ曲線に等しくなる．集中度曲線は所得要素間でそれらの所得分配を比較可能である一方，例えば総稲作所得のローレンツ曲線と市場稲作所得のローレンツ曲線とは，横軸が異なるために比較できない．

のみサンプルから除外した．分析に利用したサンプルは，農林水産省『米生産費統計』における集計対象経営体に該当する．

分析対象とする所得は，総稲作所得である．本章においても，第 2 章および第 3 章と同様，総稲作所得を市場稲作所得と直接支払い合計の和と定義する．繰り返しになるが，市場稲作所得は農林水産省『米生産費統計』における所得を用いた．この所得は「生産費総額から家族労働費，自己資本利子及び自作地地代を控除した額を粗収益から差し引いたもの」として定義される．直接支払い合計は，本制度の直接支払いである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合計である．

表 5-1 に，以上の個票データを用いて，農家 1 戸当たりの総稲作所得およびその構成要素の平均値の推移を示した（註53）．市場稲作所得と米の所得補償交付金の減少によって，総稲作所得は 2014 年に減少した．市場稲作所得減少の主因は，米価の下落（Fujibayashi, 2015；小針，2018）である．さらに，米の所得補償交付金の減少は，第 2 章で述べた通り 2014 年に米の所得補償交付金の支払単価が半減されたためである．一方で，水田活用の所得補償交付金は 2014 年に拡充されたため，表 5-1 に示した水田活用の所得補償交付金額は 2014 年にわずかに増加している．市場稲作所得の増加によって，総稲作所得は 2016 年には約 200 万円まで増加しており，2014 年および 2015 年は，市場稲作所得の水準から見て，他の年とは異なる状況であったといえる．

（註53） 公刊されている農林水産省『米生産費統計』から 10a 当たりの所得要素の推移を示した表 2-2 と，表 5-1 とでは値が異なる．例として，稲作所得が大きく下落した 2013 年から 2014 年の総稲作所得の変化を見る．表 5-1 では総稲作所得は 2013 年の 2,404.71 千円から 2014 年の 1,487.42 千円へと約 50.04%低下している一方，表 2-2 では 2013 年の 40,149 円／10a から 2014 年の 13,923 円／10a へと 65.32%の低下となっている．このような違いの原因には，以下の 2 つが考えられる．第 1 に，これらの表の表示単位が 10a 当たりと 1 戸当たりとで異なることである．第 2 に，表 2-2 の資料として用いた，公刊されている農林水産省『米生産費統計』の 1 経営体当たり平均値の算出では，農林業センサスの調査結果を用いて計算された農家別のウェイトが利用されている一方，本論文の分析ではこのウェイトが利用できなかったことが考えられる（ウェイトの詳細は付録 1 を参照）．

表 5-1　総稲作所得およびその構成要素（市場稲作所得および直接支払い）の平均値の推移

（単位：千円／戸）

	2012	2013	2014	2015	2016
総稲作所得	2816.82	2404.71	1201.28	1487.42	2099.92
市場稲作所得	2146.10	1732.37	807.66	1089.55	1682.54
米の所得補償交付金	546.22	568.83	278.13	269.66	275.23
水田活用の所得補償交付金	124.50	103.51	115.49	128.21	142.15

資料：著者作成.

註：1）観測数は 2012 年に 1,010 戸，2013 年に 996 戸，2014 年に 991 戸，2015 年に 986 戸，2016 年に 985 戸.

第3節　稲作所得と直接支払いの農家間分布

本節では，問いの検証に先立って，稲作所得と直接支払いの農家間分布を予備的に評価する．表 5-2 は総稲作所得の水準に基づいてサンプル農家を順序付け，Severini and Tantari (2013a, 2013b)に従って，それらを十分位階級に区分したものである．第 1 十分位には総稲作所得が最も低い 10%の稲作農家が含まれ，2 番目の十分位には次の 10%が続く．逆に，第 10 十分位には総稲作所得が最も大きい 10%の農家が属する．

表 5-2 によれば，上位 2 十分位に属する農家は，常に総稲作所得の 79～94%を稼得したが，下位の十分位には，総稲作所得が負の農家が含まれる．総稲作所得の上位 2 十分位に属する農家は，サンプル農家に支払われた直接支払い合計の 68～74%を受給している．また，表 5-1 に示した通り，市場稲作所得と米の所得補償交付金の減少によって，2014 年および 2015 年における総稲作所得は，他の年に比べて低い．その結果，2014 年および 2015 年には，総稲作所得が負の農家が増加した結果，第 1 十分位および第 2 十分位のみならず，第 3 十分位や第 4 十分位の総稲作所得平均値も負の値となっている．

表 5-2　総稲作所得水準の十分位階級による総稲作所得および直接支払いの農家間分布

（単位：%）

	総稲作所得					直接支払い合計				
	2012	2013	2014	2015	2016	2012	2013	2014	2015	2016
十分位階級										
第 1 十分位	–1.35	–1.95	–7.63	–4.86	–2.26	1.10	1.28	5.25	3.41	1.52
第 2 十分位	–0.23	–0.28	–2.53	–1.43	–0.47	0.78	1.24	1.93	1.15	0.75
第 3 十分位	0.32	0.29	–1.17	–0.45	0.10	0.90	1.05	1.05	1.15	0.83
第 4 十分位	0.90	0.87	–0.22	0.15	0.58	1.28	1.27	1.32	1.08	1.09
第 5 十分位	1.65	1.82	0.73	0.96	1.45	2.40	2.08	1.99	1.77	1.90
第 6 十分位	3.02	3.46	2.17	2.47	3.08	3.40	4.01	3.47	4.39	3.19
第 7 十分位	5.75	5.93	4.70	5.24	5.93	5.68	6.08	5.87	5.58	5.23
第 8 十分位	11.38	10.85	9.60	9.90	10.51	11.05	11.84	11.06	10.59	11.68
第 9 十分位	23.52	22.53	23.30	23.10	23.20	22.49	24.22	21.84	20.09	21.42
第 10 十分位	55.04	56.48	71.06	64.92	57.87	50.91	46.92	46.22	50.80	52.40
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

資料：著者作成.

註：1）各値は各十分位階級内における総稲作所得または直接支払い合計の合計金額を，サンプル全体の合計金額で割ることで求めた.

2）観測数は 2012 年に 1,010 戸，2013 年に 996 戸，2014 年に 991 戸，2015 年に 986 戸，2016 年に 985 戸.

第4節　稲作の所得分配の不平等性に対する直接支払いの影響の分析結果

本節では，「本制度の直接支払いは，稲作の所得分配の不平等性を低下させたか？」という問いを，ジニ係数の所得要素による要因分解を用いて検証する．表 5-3 は，ジニ係数要因分解の結果を示したものである．

総稲作所得の分配の不平等性は 2012 年から 2016 年にわたって高い．米価下落によって市場稲作所得が低下した 2014 年および 2015 年を除けば，総稲作所得のジニ係数は 2012 年の 0.7611 から 2016 年の 0.7955 の範囲である．2014 年および 2015 年には，総稲作所得のジニ係数はそれぞれ 0.9868 および 0.8929 まで上昇している（註54）．総稲作所得に占める市場稲作所得のシェアを見ると，2014 年の 67.23%から 2016 年の 80.12%の範囲であり，分析期間にわたって，市場稲作所得は総稲作所得の約 70～80%を占めている．一方，直接支払い合計のシェアは 2016 年の 19.88%から 32.77%の範囲である．このように，市場稲作所得のシェアが大きいため，市場稲作所得は直接支払い合計に比べて，総稲作所得の水準と分配に強く影響し，総稲作所得のジニ係数に対する寄与度は 76.26%（2013 年）～82.77%（2016 年）となっている．

直接支払い合計の弾力性が負値である場合に，本制度の直接支払いは稲作所得の分配の不平等性を低下させたと判断できる．表 5-3 によると，直接支払い合計の弾力性は，2014 年の－0.1335 から 2012 年の－0.0264 の範囲であり，すべての年において負値である．以上より，先述の問いは肯定された．

以下，本制度の直接支払いが稲作所得の分配の不平等性を低下させた要因を，弾力性の定義である式(5-4)から検討する．表 5-3 を見ると，前述の通り，総稲作所得に占める直接支払い合計のシェア（19.88～32.77%）は市場稲作所得のシェア（67.23～80.12%）に比べて全年次で小さい．これは，R_kとG_kの積（すなわち，C_k）が総稲作所得のジニ係数（G）よりも小さい場合には，直接支払い合計の弾力性（$\eta_k = \frac{R_k G_k S_k}{G} - S_k = S_k(\frac{R_k G_k}{G} - 1)$）を小さくする方向に働く．一方，式(5-2)の通り定義される集中度係数（$C_k = R_k G_k$）を見ると，直接支払い合計の集中度係数（0.5849～0.6869）は市場稲作所得の集中度係数（0.7875～1.1827）に比べて全年次で小さい．これは，弾力性の定義である式(5-4)のうち$\frac{R_k G_k S_k}{G}$を小さくすることで，直接支払い合計の弾力性を小さくする方向に働く．このことから，本制度の直接支払いが稲作所得の分配の不平等性を低下させた要因は，直接支払い合計の集中度係数（C_k）が市場稲作所得に比べて小さいこと，言い換えれば，直接支払いの農家間における分配が，市場稲作所得の分配に比べて平等であったためと考えられる．

また，特に 2014 年（－0.1335）には，他の年と比べて直接支払い合計の弾力性が，絶対値で見て大きくなっている．以下，この要因を，弾力性の定義である式(5-4)から検討する．表 5-3 を見ると，2014 年においては，他の年に比べて直接支払い合計のジニ相関（$R_k = 0.8002$）が低下し，同時に市場稲作所得の減少によって直接支払い合計のシェア（$S_k = 0.3277$）がわずかに増加している．まず，R_kが低下した場合，式(5-4)において

（註54） 再分配前所得に相当する当初所得で計測した日本全体のジニ係数は，2011 年に 0.5536，2014 年に 0.5704 であった（厚生労働省，2019）．

$R_k G_k S_k/G$が低下することで，弾力性が低下する（負値であれば絶対値で見て増加する）．次に，S_kが増加した場合，$R_k G_k S_k/G$が増加する一方で，R_kとG_kの積（すなわち，C_k）が総稲作所得のジニ係数（G）よりも小さい場合には，弾力性（$\eta_k = \frac{R_k G_k S_k}{G} - S_k = S_k(\frac{R_k G_k}{G} - 1)$）全体は低下する（負値であれば絶対値で見て増加する）．表 5-3 に示した通り，すべての年次において直接支払い合計についてのC_kは総所得のジニ係数よりも小さい．このことから，2014 年における直接支払い合計の弾力性の絶対値で見た増加は，直接支払い合計のジニ相関（R_k）の低下と直接支払い合計のシェア（S_k）の増加が要因と考えられる．なお，2014 年における直接支払い合計のジニ相関の低下は，中所得階層の農家が米価下落によって低所得階層へと移動したことによる．また 2014 年における直接支払い合計のシェアの増加は，米価の下落によって市場稲作所得が低下したことによる．

交付金別にみると，米の所得補償交付金も，総稲作所得と同様に不平等に分布している．米の所得補償交付金のジニ係数は，2012 年の 0.7097 から 2016 年の 0.7156 に推移しており，分析対象期間にわたって大きな変動はない．ただし，米の所得補償交付金の集中度係数は，市場稲作所得の集中度係数よりも低いため，稲作所得の分配の不平等性を低下させる．対照的に，水田活用の所得補償交付金は総所得に占めるシェアが小さく，かつそのジニ係数が非常に高いため，水田活用の所得補償交付金の再分配効果は米の所得補償交付金よりも低くなる．

頑健性テストのため，図 5-1 に集中度曲線を示した（註55）．図 5-1 によれば，総稲作所得（市場稲作所得と直接支払い合計の合計）および直接支払い合計の集中度曲線は，ほとんどの場合で市場稲作所得の集中度曲線よりも上に位置しており，かつそれらの曲線は交わっていない（註56）．これは，総稲作所得および直接支払い合計が，直接支払いを含まない市場稲作所得よりも平等に分配されていることを意味する．言い換えれば，直接支払いは稲作所得の分配の不平等性を低下させることを示している．このことから，集中度曲線からも，ジニ係数の要因分解の結果が確認された．

（註55） 市場稲作所得と総稲作所得は一部の農家で負値をとるため，累積所得比率が負となる領域まで集中度曲線が及んでいる．同様に所得が負値をとる場合の集中度曲線を示した先行研究に Deppermann et al. (2016)がある．

（註56） ただし，2016 年の累積農家数比率が 1 に近い領域（具体的には，累積農家数比率が 97.46%以上の部分）で，市場稲作所得と総稲作所得の集中度曲線が交差しており，市場稲作所得の集中度曲線が総稲作所得の集中度曲線よりも上に位置している．そのため，2016 年においては，特に総稲作所得の水準が高い階層において，直接支払いが稲作の所得分配の不平等性を低下させたとは必ずしも判断できない．

表 5-3　総稲作所得のジニ係数要因分解結果

	総稲作所得に占めるシェア, S_k	ジニ係数, G_k	ジニ相関, R_k	集中度係数, C_k	総稲作所得のジニ係数への寄与度, P_k	弾力性, η_k
2012						
市場稲作所得	0.7619	0.7923	0.9940	0.7875	0.7883	0.0264
直接支払い合計	0.2381	0.7243	0.9341	0.6766	0.2117	–0.0264
米の所得補償交付金	0.1939	0.7097	0.9355	0.6639	0.1692	–0.0248
水田活用の所得補償交付金	0.0442	0.9380	0.7804	0.7321	0.0425	–0.0017
総稲作所得	1.0000	0.7611	1.0000	0.7611	1.0000	0.0000
2013						
市場稲作所得	0.7204	0.8303	0.9873	0.8198	0.7626	0.0422
直接支払い合計	0.2796	0.7156	0.9190	0.6577	0.2374	–0.0422
米の所得補償交付金	0.2365	0.7098	0.9133	0.6482	0.1980	–0.0386
水田活用の所得補償交付金	0.0430	0.9091	0.7809	0.7099	0.0395	–0.0036
総稲作所得	1.0000	0.7745	1.0000	0.7745	1.0000	0.0000
2014						
市場稲作所得	0.6723	1.2136	0.9745	1.1827	0.8058	0.1335
直接支払い合計	0.3277	0.7308	0.8002	0.5849	0.1942	–0.1335
米の所得補償交付金	0.2315	0.7100	0.7681	0.5454	0.1280	–0.1036
水田活用の所得補償交付金	0.0961	0.9030	0.7530	0.6799	0.0662	–0.0299
総稲作所得	1.0000	0.9868	1.0000	0.9868	1.0000	0.0000
2015						
市場稲作所得	0.7325	1.0023	0.9847	0.9869	0.8096	0.0771
直接支払い合計	0.2675	0.7416	0.8569	0.6354	0.1904	–0.0771
米の所得補償交付金	0.1813	0.7103	0.8339	0.5924	0.1203	–0.0610
水田活用の所得補償交付金	0.0862	0.9171	0.7917	0.7261	0.0701	–0.0161
総稲作所得	1.0000	0.8929	1.0000	0.8929	1.0000	0.0000
2016						
市場稲作所得	0.8012	0.8274	0.9932	0.8218	0.8277	0.0265
直接支払い合計	0.1988	0.7482	0.9217	0.6896	0.1723	–0.0265
米の所得補償交付金	0.1311	0.7156	0.9147	0.6546	0.1079	–0.0232
水田活用の所得補償交付金	0.0677	0.9208	0.8224	0.7573	0.0644	–0.0033
総稲作所得	1.0000	0.7955	1.0000	0.7955	1.0000	0.0000

資料：著者作成.

註：1）観測数は 2012 年に 1,010 戸，2013 年に 996 戸，2014 年に 991 戸，2015 年に 986 戸，2016 年に 985 戸.

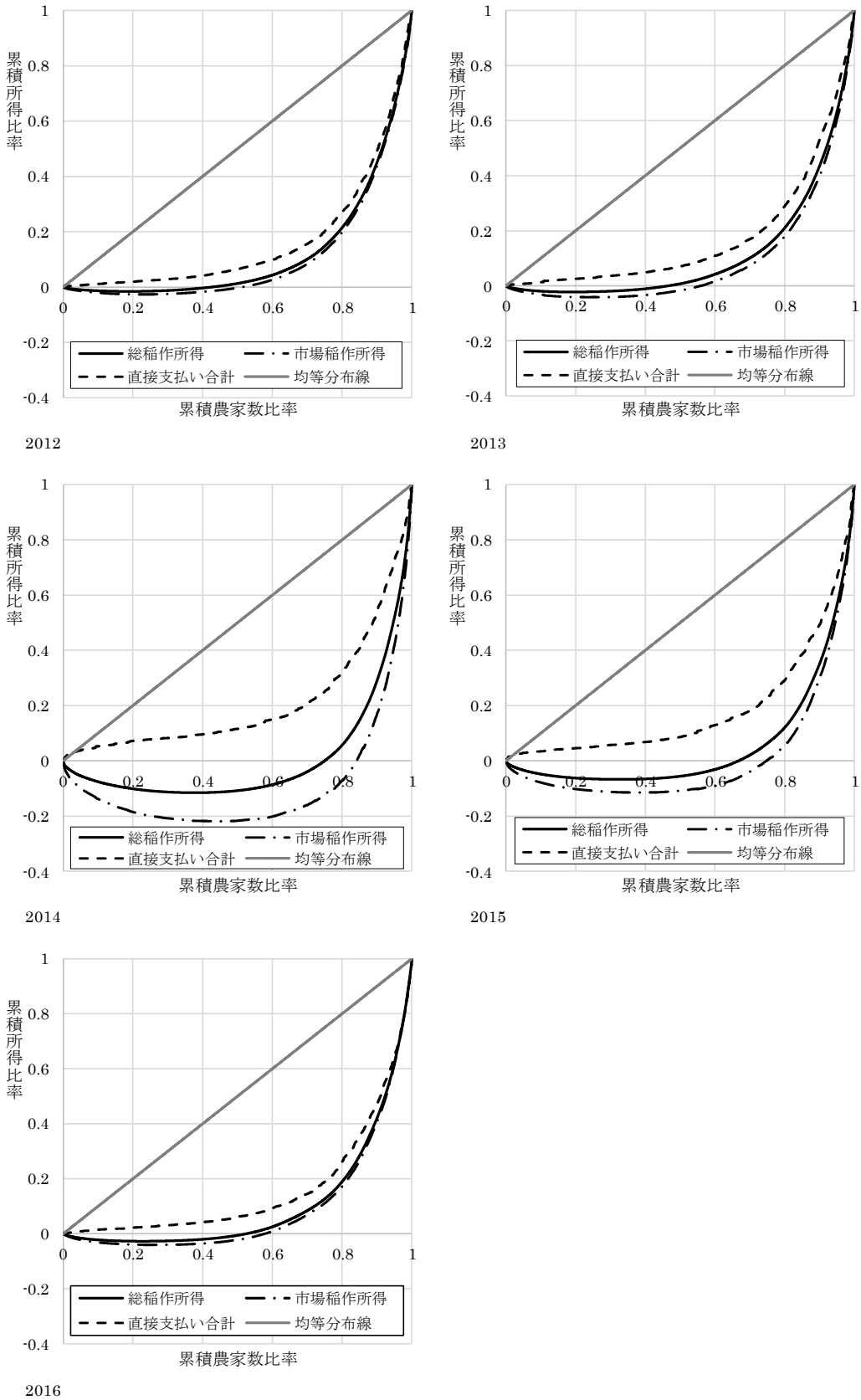


図 5-1　総稲作所得およびその構成要素（市場稲作所得および直接支払い）の集中度曲線

資料：著者作成.

註：1）観測数は 2012 年に 1,010 戸，2013 年に 996 戸，2014 年に 991 戸，2015 年に 986 戸，2016 年に 985 戸.

第5節　考察

本章の分析は，本制度，特に米の所得補償交付金は稲作所得の分配の不平等性を低下し得ることを示した．これは，表 5-3 の集中度係数（C_k）において直接支払い合計の値が市場稲作所得よりも小さく，また図 5-1 で総稲作所得及び直接支払い合計の集中度曲線がほとんどの場合で市場稲作所得よりも内側にあることからわかるように，直接支払いの農家間における分配が，市場稲作所得の分配に比べて平等であったためである．

しかし，本制度の直接支払いの農家間の所得再分配効果は，ヨーロッパや米国等に比べて小さい可能性がある．具体的には，本章の結果を，ジニ係数の要因分解手法を使用した先行研究と比較すると，本直接支払いが農家の所得分配の不平等性を低下させることを示したという点で，本章の結果は先行研究と類似の結果である（Chang, 2013; Ciliberti and Frascarelli, 2018; Hansen and Offermann, 2016; Kaditi and Nitsi, 2011; Keeney, 2000; Li et al., 2011; Mishra et al., 2009; Severini and Tantari, 2013b, 2015; Tantari et al., 2019）．しかし，ほとんどの場合，本論文で示された 2014 年および 2015 年を除く年の直接支払い合計の弾力性の値は，先行研究で報告されている値よりも低い（表 5-4）．

表 5-4 に示した先行研究との比較によれば，これは，本論文で示した直接支払いのジニ相関（R_k）が，先行研究で報告された値と比べて高いためである．直接支払いと総所得との間のジニ相関が高いことは，より総所得水準の高い農家に，より多くの直接支払いが交付されていることを表す（Kaditi and Nitsi, 2011; Mishra et al., 2009）．デカップリングおよび直接支払いの累進的削減（モデュレーション）は，高所得な農家ほど直接支払いの交付金額が大きくなるという傾向を弱めるため，直接支払いと農業所得との間のジニ相関を減少させる可能性があるとされる（Severini and Tantari, 2013b, 2015）．これは，直接支払いのデカップリングは交付金額を当年産の作付面積と無関係とし，累進的削減（モデュレーション）は直接支払いの交付金額が大きい農家の交付金額を低下させるためである．すなわち，本制度の直接支払いには，デカップリングや累進的削減（モデュレーション）といった仕組みが導入されていなかったことで，国外の直接支払いと比較して，より大規模な農家に集中していた可能性が推察される（註57）．

さらに，本制度の制度設計によって，直接支払いが大規模農家に集中していた可能性もある．具体的には，米の所得補償交付金は米の生産調整目標を達成した農家にのみ交付されており，生産調整への「参加メリット措置」（荒幡，2015b，p.168，l.10）であったことである．小規模農家と比較して，大規模農家は自主的な生産調整の利得を受けやすく，生産調整政策に参加して直接支払いを受給するインセンティブが高いとされる（荒幡，2015b）．これは，生産調整への参加によって米の作付面積を減らしたことで減少する労働等の投入量を，他の作目の生産等に投入することができるならば，生産調整参加の純利潤を増加させることができるためである（Gardner, 1987）．さらに，このような移転

（註57） なお，これは，直接支払いのデカップリングや，再分配支払い，受給上限額，および直接支払いの累進的削減（モデュレーション）を導入することで，ジニ相関の低下を通じて本制度の直接支払いの再分配効果を高めることができた可能性も示唆している．

は，小規模農家よりも大規模農家の方が容易である（荒幡，2015b）．具体的には，小規模・兼業農家では，稲作に投下している労働は，「片手間のウィークエンドの労働力であるから，本格的な大豆栽培等に割くことは困難であり，（中略）『減反参加にともなう損失』となる」（荒幡，2015b，p.170，l.3-5）．一方で，大規模・専業農家では，「経営内に他の部門も抱え，また同じ稲作でも販売面で活動を強化する等で減反分の労働力は遊休化せず，『減反参加にともなう損失』とはならない」（荒幡，2015b，p.170，l.5-7）のである．

以上のような制度設計の結果，総稲作所得の稼得が多い上位 20%の農家が，本制度の直接支払い全体の約 70%を受給していたことも本章の分析から示された（表 5-2）．各農家の稲作所得の水準は作付面積の多寡に依存する部分が大きいと考えられる（高山，1980）．このことを踏まえると，もともと所得水準が高い大規模経営にさらに多額の支払いが集中することで，「所得再分配の公正性に関する議論を引き起こす可能性」（澤田，2007，p.18，l.54-55）があるという品目横断的経営安定対策を念頭に置いた指摘が，本制度について成り立つ可能性もあると言えよう．

表 5-4　先行研究による直接支払いのジニ係数要因分解の分析結果

著者	対象国・地域	分析期間	所得	S_k	G_k	R_k	η_k
Fang and Rizzo (2011)	中国	1991～2006	農家所得	0.0148～0.0581	0.8196～0.9585	0.5718～0.8276	0.0068～0.0235
Ciliberti and Frascarelli (2018)	イタリア	2014, 2015	農業所得	0.058～0.110	0.711～0.731	0.648～0.710	–0.049～–0.022
Severini and Tantari (2013b)	イタリア	2006～2007	農業所得	0.175	0.790	0.686	–0.038
Tantari et al. (2019)	イタリア	2014, 2019	農業所得	0.208～0.231	0.659～0.732	0.607～0.657	–0.102～–0.089
Kaditi and Nitsi (2011)	ギリシャ	1998, 2002, 2007	農業所得	0.215～0.269	0.524～0.547	0.558～0.628	–0.041～0.012
Chang (2013)	台湾	2007, 2009	農家所得	0.094～0.120	0.338～0.367	–0.140～0.045	–0.114～–0.107
Severini and Tantari (2015)	イタリア	2011	農家所得	0.210	0.710	0.486	–0.074
Hansen and Offermann (2016)	ドイツ	2013	農業所得	0.477	0.438	0.474	–0.263
Keeney (2000)	アイルランド	1992, 1996	農業所得	0.293～0.593	0.485～0.571	0.275～0.390	–0.287～–0.189
Mishra et al. (2009)	米国	1996～2001	農家所得	0.050～0.110	0.856～0.878	0.131～0.354	–0.083～–0.031
Li et al. (2011)	中国	2007	農家所得	0.02711～0.13833	0.30608～0.39969	0.32484～0.32644	–0.09960～–0.02172

資料：各先行研究から著者作成.

註：1）S_k，G_k，および R_k の値が報告されていた先行研究についてのみ掲示した．直接支払い合計の結果が利用可能な場合には，分析期間中の直接支払い合計の S_k，G_k，R_k，および η_k の範囲を示した．直接支払いの合計の結果が示されておらず，支払いごとの結果のみが利用可能な場合，シェアが最大の支払いの結果を示した．

2）農家所得を分析対象とした先行研究について，農家所得に占める農業所得の割合は以下のとおりである．Fang and Rizzo (2011)では 29.4～48.5%の範囲，Chang (2013)では 20.0～21.75 の範囲，Severini and Tantari (2015)では 37.6%，Mishra et al. (2009)では 32.3～41.9%の範囲，Li et al. (2011)では 5.1%～10.1%の範囲.

第6節　小括

本章の課題は，「本制度の直接支払いは，稲作の所得分配の不平等性を低下させたか？」という問いを検証することであった．データは2012～2016年の個票データを用いた．所得分配の不平等性の指標としては，ジニ係数を用いた．問いの検証は，所得要素間で分配を比較できるジニ係数の要因分解手法を用いた．

分析の結果，この問いは肯定された．具体的には，第1に，直接支払い合計の弾力性は2014年の－0.1335から2012年の－0.0264の範囲で全年において負値となった（表5-3）．第2に，水田活用の所得補償交付金は総所得に占めるシェアが小さく，かつそのジニ係数が非常に高いため，水田活用の所得補償交付金の再分配効果（弾力性）は米の所得補償交付金よりも低くなっていた（表5-3）．この結果から，本制度の直接支払い，特に米の所得補償交付金は，経済的公正の側面から経済政策として望ましい効果を有していたと評価できる．本結果は，これまでに日本国内においては注目されてこなかった，直接支払いの影響の一側面を初めて定量的に明らかにしたものである（註58）．

直接支払いが所得分配の不平等性を低下させる要因として推察されるのは，直接支払いの農家間における分配は，直接支払いを除く市場稲作所得の分配に比べて平等であることである．

ただし，本章の結果によれば，日本においても，EUおよび米国と同様，直接支払い受給額の分布は大規模農家に偏っており，大規模農家がその大部分を受給している（Bekkerman et al., 2019; European Commission, 2017）という状況にあったことも明らかとなった．さらに，本論文で報告された直接支払いの所得再分配効果は，米価下落によって市場稲作所得が低下した2014年および2015年を除いて国外の先行研究で報告されたものよりも小さい．日本において直接支払いの分配自体が不平等であり，またその所得再分配効果が他国に比べて小さかった要因としては，米の所得補償交付金が生産調整への「参加メリット措置」（荒幡，2015b，p.168，l.10）であったこと，およびデカップリングや直接支払いの累進的削減（モデュレーション）が導入されていなかったことがあると推察される．さらに，米価下落によって，2014年および2015年における直接支払いと総稲作所得との間の相関関係（ジニ相関）が低下し，所得再分配効果が高まった．

本章の分析結果から，政策的インプリケーションとして，以下の2点が挙げられる．第1に，本章で計測された直接支払い合計の弾力性（表5-3）は，先行研究で報告されている値（表5-4）よりも小さかった．この要因として，欧米では導入されている直接支払いの

（註58） ただし，この結果は，単位面積当たりの大規模農家の剰余が小規模農家の所得を上回る場合に，農地賃貸借を通じて大規模農家への農地集中が生じるという，いわゆる「梶井仮説」（梶井，1973）の観点に立てば，本制度の直接支払いは農地流動化を阻害するように働いていた可能性があると解釈することもできよう．なぜなら，本章の分析によれば，本制度の直接支払いは市場稲作所得に比べて平等に分配されていることから，大小規模間の収益性格差を縮小させる可能性があるためである．ただし，本制度の直接支払いは大規模農家の剰余も増加させるのであり，その農地流動化に及ぼす影響の評価は実証的な問題である．

デカップリングや累進的削減（モデュレーション）が，本制度の直接支払いでは導入されていなかったことがあると推察された．直接支払いの交付金額が当年産の作付面積に基づいて決定される場合，作付面積が大きい農家ほど交付金額が大きくなるため，高所得な農家ほど直接支払いの交付金額が大きくなる傾向が強くなる．それに対して，直接支払いのデカップリングおよび累進的削減（モデュレーション）の導入は，高所得な農家ほど直接支払いの交付金額が大きくなるという傾向を弱めるため，直接支払いの所得再分配効果を向上させる可能性がある（Severini and Tantari, 2013b, 2015）．これは，直接支払いのデカップリングは交付金額を当年産の作付面積と無関係とし，累進的削減（モデュレーション）は直接支払いの交付金額が大きい農家の交付金額を低下させるためである．このことから，直接支払いのデカップリングや累進的削減（モデュレーション）を導入することは，日本における直接支払いの所得再分配効果を高め得る．第 2 に，小規模農家の多くは農家所得に占める農業所得の割合が小さいことから，小規模農家に対する所得支持は限定的であるべきであるとの指摘がある（荘林・木村，2014）．しかし，本章の分析によれば，本制度の直接支払いは所得分配の不平等性を低下させるという効果を持つものの，直接支払い自体の分配は非常に不平等であった．これは，逆に言えば，すべての米販売農家を対象に全国一律単価で交付した場合でも，農家所得に占める農業所得の割合が小さい小規模農家に支払われる直接支払いの交付金額合計は小さくなるということである．そのため，本制度の直接支払いと同じくすべての販売農家を対象に全国一律の交付単価とした場合でも，結果的に，小規模農家に対する直接支払いによる所得支持は限定的になると評価することもできよう．

本分析の限界点と今後の課題は以下の通りである．第 1 に，サンプル農家では，米以外の農産物を生産している可能性がある他，兼業所得の存在も考えられる．特に農家所得全体を考慮する場合，小規模農家の多くは兼業所得を得ていると考えられることから，稲作所得のみを考慮する場合と比べて所得分配の不平等性は小さい可能性がある．さらに，直接支払いが農業所得または農家所得全体の分配に及ぼす影響は，稲作所得に及ぼす影響とは異なる可能性がある．農業所得または農家所得全体についての分析は今後の課題である．第 2 に，再分配支払い，受給上限額，支払いの累進的削減（モデュレーション）を導入することで直接支払いの所得再分配効果が改善されるかどうかは，実証的問題である．この評価のためには，Ciliberti and Frascarelli（2018），Deppermann et al. (2016)および Severini and Tantari (2013b)によって実施されたような事前シミュレーション分析が必要となる．

第6章　要約と結論

第1節　要約

第 1 章では，本論文の背景および先行研究の成果を整理したうえで，本論文の課題を設定した．本論文では，経済政策の主目的という観点から，本制度の直接支払いが稲作の所得と生産性に及ぼす影響を定量的に評価することとした．具体的には，以下の 3 つの問いを計量経済学的手法によって定量的に検証することを課題とした．

①「農業者戸別所得補償制度の直接支払いは，稲作の所得不安定性を低下させたか？」

②「農業者戸別所得補償制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼしたか？」

③「農業者戸別所得補償制度の直接支払いは，稲作の所得分配の不平等性を低下させたか？」

第 2 章では，分析対象とする本制度の直接支払いの概要，および稲作の所得と生産性に関わる現況を，先行研究と統計資料から整理した．その結果，その結果，米生産に関して，10a 当たり主産物生産量には明瞭な傾向は見て取れないことから，全国平均で見れば，2008～2016 年の期間において単収（土地生産性）に傾向的な変化はないようであった．また，経営体当たり作付面積が増加傾向にある一方で 10a 当たり直接労働時間が減少傾向にあることから，その程度は別にしても，経営規模の拡大によって稲作部門の労働生産性が平均的に見て向上傾向にあることが示唆された．これは，近年稲作の TFP が停滞しているとする Kondo et al. (2017)の指摘と整合的であった．また，直接支払いを含まない市場稲作所得だけでは家族労働費までを賄うことはできないこと，および本制度の直接支払いは家族労働費を上回る程度の水準まで稲作所得を増加させる効果を有していたことが確認された．

第 3 章では，「本制度の直接支払いは，日本の稲作の所得不安定性を低下させたか？」という問いを検証した．これは本制度を，経済政策の主目的の 1 つである経済的安定，および本制度の主目的の 1 つである「農業経営の安定」という側面から評価するためである．分析の結果，この問いは肯定された．具体的には，第 1 に，直接支払い変数の係数推定値は負（−0.0011）となり，有意水準 1%で統計的にゼロと有意差が認められた．第 2 に，交付金別にみると，米の所得補償交付金変数の係数推定値は負（−0.0017）となった一方で，水田活用の所得補償交付金変数の係数推定値は有意水準 10%でゼロと有意差が認められなかった．この結果から，本制度の直接支払いは，稲作所得の不安定性を低下させるという望ましい政策効果を有していた点が示唆された．

直接支払いが所得不安定性を低下させる要因として推察されるのは，直接支払いが他の所得要素に比べて安定的であることである（Severini et al., 2016a, 2017）．また，直接支払いの所得安定化効果は決して小さいものではなかった可能性も示唆された．

第 4 章では，「本制度の直接支払いは，稲作の生産性水準に影響を及ぼしたか？」という問いを検証した．これは本制度を，経済政策の主目的の 1 つである経済的進歩，および「効率的かつ安定的な農業経営の育成」という基本法の方針という側面から評価するため

である．分析の結果，この問いの答えは「否」と判断された．具体的には，直接支払い受給の政策効果は有意水準 10%でゼロと有意差が認められず，農家レベルの稲作生産性の水準に対する本制度の直接支払いによる明瞭な政策効果を検出することはできなかった．この結果から，本制度の直接支払いは，稲作生産性の向上という望ましい政策効果までは見られない点が示唆された．

統計的に有意な政策効果が検出されなかった要因として第 1 に推察されるのは，米の所得補償交付金の交付金額の低さである．米の所得補償交付金の交付金額は，特に小規模農家にとっては，その農家行動を変化させ，TFP 水準を変化させるに足る水準ではなかった可能性がある．第 2 に，本制度の実施は予算措置によるものであり，法制化されたものではなかったことである．本制度は法的根拠が薄く，農家にはその実施の長期安定性に対する懸念があった（磯田・品川，2011）．その結果，多くの参加農家は，本制度開始後すぐには行動を大きく変更せず，その結果として TFP 水準に大きな影響を及ぼさなかった可能性が考えられる．以上のことから，本制度が農家レベルの稲作生産性の水準に及ぼした影響は小さかった可能性が推察される．

第 5 章では，「本制度の直接支払いは，稲作の所得分配の不平等性を低下させたか？」という問いを検証した．これは本制度を，経済政策の主目的である経済的公正という側面から評価するためである．直接支払いには，もともと所得水準が高い大規模経営にさらに多額の支払いが集中することで，「所得再分配の公正性に関する議論を引き起こす可能性」（澤田，2007，p.18，l.54-55）がある．事実，欧米では，高所得である一部の大規模農家が直接支払い予算額の大部分を受給していることが問題視され，受給上限額の設定や，直接支払いを大規模農家から小規模農家へ再分配する制度の導入等が行われてきた（Zulauf, 2012; European Commission, 2017; European Commission, 2018a）．こうした背景から，欧米を中心に，直接支払いが農家間の所得分配に及ぼす影響という側面からの評価が多数行われている（例えば，Mishra et al., 2009; Ciliberti and Frascarelli, 2018; Tantari et al., 2019）．日本においても，当初の品目横断的経営安定対策の制度設計では，高所得である一部の大規模農家が直接支払い予算額の大部分を受給していたと考えられる．一方，本制度への転換によって，こうした状況は緩和されていた可能性がある．所得支持を主目的とするものとしては日本で初めて本格的な規模で実施された直接支払いである本制度についても，こうした影響について定量評価が必要である．分析の結果，問いは肯定された．具体的には，第 1 に，直接支払い合計が 1%増加した場合に総稲作所得のジニ係数が何%変化するかを示す弾力性は，2014 年の－0.1335 から 2012 年の－0.0264 の範囲で全年において負値となった．第 2 に，水田活用の所得補償交付金は総所得に占めるシェアが小さく，かつそのジニ係数が非常に高いため，水田活用の所得補償交付金の再分配効果は米の所得補償交付金よりも低くなっていた．この結果から，本制度の直接支払いは稲作所得分配の不平等性を低下させるという望ましい政策効果を有していた点が示唆された．

直接支払いが所得分配の不平等性を低下させる要因として推察されるのは，直接支払いの農家間における分配は，直接支払いを除く市場稲作所得の分配に比べて平等であることである．一方で，本論文で計測された直接支払いの所得再分配効果は，同様の手法による先行研究で示された値に比べて小さかった．その要因として，本制度の直接支払いにはカップル支払の側面があるために，より大規模で所得水準の高い農家に，より多くの直接支払いが交付されていることがあると考えられる．さらに，米の所得補償交付金が生産調整政策参加のメリット措置であるために，大規模農家の方が本制度参加のインセンティブが高くなりやすいことも（荒幡，2015b），大規模農家による米の所得補償交付金受給を増やし，その所得再分配効果を他国に比べ小さくするように働いていた可能性がある．

第2節　結論

1） 本制度の評価

本小節では各章の分析結果と政策的インプリケーションに基づき，本制度の評価を試みる．

稲作の所得不安定性への影響については，本制度の直接支払いは総稲作所得の不安定性を低下させることが示唆された．この要因として，本制度の直接支払い，特に米の所得補償交付金は市場稲作所得に比べて安定的であったことがあると推察された．この結果から，本制度の直接支払いは，経済的安定の側面から経済政策として望ましい効果を有していただけでなく，「農業経営の安定」という本制度の主目的の 1 つに合致していたと評価できる．

稲作の所得不安定性への影響についての分析結果から，政策的インプリケーションとして，以下の点が挙げられた．表 3-6 に示した直接支払い変数と農業地域類型区分ダミー変数の交差項を用いた推定結果（列(3)）では，面積当たり米の所得補償交付金×平地農業地域ダミーおよび面積当たり水田活用の所得補償交付金×中間農業地域ダミーの交差項が，それぞれ有意水準 10%および 5%で有意であった．このことから，Bojnec and Fertő (2018)によって議論されているように，直接支払いが所得不安定性に及ぼす影響は地域類型によって異なる可能性がある．それゆえ，制度設計において受給農家の位置する地域類型の違いを考慮することで，所得安定化効果を高められる可能性がある．

稲作の生産性水準への影響については，農家レベルの稲作生産性の水準に対する本制度の直接支払いによる政策効果の推定値は有意水準 10%で統計的にゼロと有意差が認められなかった．この要因として，米の所得補償交付金の交付金額の低さや本制度実施の長期安定性に対する農家の懸念から，農家行動が大きく変化しなかったことがあると推察された．なお，生産性水準のトレンドには参加農家と非参加農家との間で目立った差異が見られず，また農家属性をコントロールすると政策効果の点推定値は有意ではないものの負値となった．この結果から，本制度の直接支払いは，経済的進歩の側面から経済政策として望ましい効果を有していたとまでは言えず，また「効率的かつ安定的な農業経営の育成」という基本法の方針に合致していたとの評価もできない．

稲作の生産性水準への影響についての分析結果から，政策的インプリケーションとして，以下の 2 点が挙げられた．第 1 に，本制度の直接支払いを生産性向上にも資するものとする一つの方法としては，品目横断的経営安定対策の固定払いのように，生産数量の換算面積を基準とした支払いとすることが指摘できる（松木，2010；横山，2010）．農家間や地域間の単収相違が交付金額に反映され，単収向上に対するインセンティブを向上させる可能性があるからである．第 2 に，当年の作付面積に基づいたカップル支払いではなく，過去の支払い実績や作付面積に基づいたデカップル支払いとすることで，生産の効率性低下を招きにくくなり，また信用制限の緩和による投資の促進が起こりやすくなるため，生産性向上効果を増加させる可能性も欧州などの直接支払いに関する研究成果例（Rizov et al., 2013; Kazukauskas et al., 2014; Garrone et al., 2019）から示唆される．

稲作所得の分配の不平等性に対する影響については，稲作所得の分配の不平等性を低下させることが示された．この要因として，本制度の直接支払い，特に米の所得補償交付金の農家間における分配は市場稲作所得の分配に比べて平等であったことがあると推察された．この結果から，本制度の直接支払いは，経済的公正の側面から経済政策として望ましい効果を有していたと評価できる．

稲作所得の分配の不平等性に対する影響についての分析結果から，政策的インプリケーションとして，以下の 2 点が挙げられた．第 1 に，表 5-3 に示した本制度の直接支払いの所得再分配効果（直接支払い合計の弾力性）は，先行研究で報告されている値（表 5-4）よりも小さかった．この要因として，欧米では導入されている直接支払いのデカップリングや累進的削減（モデュレーション）が，本制度の直接支払いでは導入されていなかったことがあると推察された．直接支払いの交付金額が当年産の作付面積に基づいて決定される場合，作付面積が大きい農家ほど交付金額が大きくなるため，高所得な農家ほど直接支払いの交付金額が大きくなる傾向が強くなる．それに対して，直接支払いのデカップリングおよび累進的削減（モデュレーション）の導入は，高所得な農家ほど直接支払いの交付金額が大きくなるという傾向を弱めるため，直接支払いの所得再分配効果を向上させる可能性がある（Severini and Tantari, 2013b, 2015）．これは，直接支払いのデカップリングは交付金額を当年産の作付面積と無関係とし，累進的削減（モデュレーション）は直接支払いの交付金額が大きい農家の交付金額を低下させるためである．このことから，直接支払いのデカップリングや累進的削減（モデュレーション）を導入することは，日本における直接支払いの所得再分配効果を高め得る．第 2 に，小規模農家の多くは農家所得に占める農業所得の割合が小さいことから，小規模農家に対する所得支持は限定的であるべきであるとの指摘がある（荘林・木村，2014）．しかし，本制度の直接支払いは所得分配の不平等性を低下させるという効果を持つものの，直接支払い自体の分配は非常に不平等であった．これは，逆に言えば，すべての米販売農家を対象に全国一律単価で交付した場合でも，農家所得に占める農業所得の割合が小さい小規模農家に支払われる直接支払いの交付金額合計は小さくなるということである．そのため，本制度の直接支払いと同じくすべての販売農家を対象に全国一律の交付単価とした場合でも，結果的に，小規模農家に対する直接支払いによる所得支持は限定的となると評価することもできよう．

以上の分析結果によれば，経済政策の主目的という観点からは，本制度の直接支払いは，稲作所得の不安定性を低下させ，稲作所得分配の不平等性を低下させるという望ましい政策効果を有していた一方，稲作生産性の向上という望ましい政策効果までは見られなかったと評価できる（註59）．

（註59） ただし，本論文では政策実施の費用は考慮していない．この点の考慮には，費用便益分析による評価が必要となる．

2） 直接支払いによる所得支持についての総合考察

本制度の主要部分である米の所得補償交付金および米価変動補塡交付金はすでに廃止されている．しかしながら，野党は本制度の復活・拡充を提唱しており（日本農業新聞，2020；2021b；2021c），現在もなお，稲作農家には本制度の復活を望む声が存在するとも言われる（日本農業新聞，2021a；荒川，2020）．そのため，今後本制度と類似の直接支払いが再度実施される可能性はゼロではない．さらに，例えば，もし将来において米の関税が削減されるようなことがあれば，稲作農家に対する直接支払いによる所得支持も選択肢となろう（外園・前田，2007；荒川，2021）．そこで，以下，本論文の分析結果と政策的インプリケーションに基づき，直接支払いによる所得支持について、総合考察を試みる．

本論文の結果によれば，第 1 章と第 2 章で示した通り，本制度の直接支払いは，再生産を行うことのできる稲作所得水準を確保する「セーフティ・ネット」（髙武，2010，p.141，l.2）として機能し得ることに加え，稲作の所得不安定性も低減する可能性がある．一方で，本制度の直接支払いは，稲作の生産性を向上させる望ましい効果を有していたとまでは言えなかった．加えて，本制度の直接支払いには，稲作の所得分配の不平等性を低下させる効果が見られたものの，その所得再分配効果は他国に比べ小さかった．

このような本制度の直接支払いを，経済政策の主目的の観点から，より望ましいものとするためには，以下のような方策が考えられる．第 1 に，制度設計において受給農家の位置する地域類型の違いを考慮することである．これにより，本制度の直接支払いに見られた所得安定化効果をより強められる可能性がある．第 2 に，生産数量の換算面積を基準として交付金額を計算したり，デカップリングを導入したりすることである．これにより，本制度の直接支払いでは明瞭に検出されなかった生産性向上効果を強められる可能性が示唆される．加えて，第 3 に，デカップリングや累進的削減（モデュレーション）を導入することである．これにより，本制度の直接支払いに見られた所得再分配効果をより強められる可能性がある．なかでも，デカップリングは，経済政策の主目的のうち経済的進歩と経済的公正という二側面から見て望ましい制度設計となり得るため，農家への所得移転を目的とする直接支払いの制度設計に際しては，導入が検討されることが望ましい．

また，すべての販売農家を交付対象としており，小規模農家であっても直接支払いを受給できるという本制度の特徴は，しばしば議論の的となる．例えば，小規模農家の多くは農家所得に占める農業所得の割合が小さいことから，小規模農家に対する所得支持は限定的であるべきであるとの指摘がある（荘林・木村，2014）．しかし，第 5 章の分析によれば，すべての米販売農家を対象に全国一律単価で交付した場合でも，小規模農家に支払われる直接支払いの交付金額合計は小さくなるのであり，結果的に，小規模農家に対する直接支払いによる所得支持は限定的となると評価することもできよう（註60）．それゆえ，

（註60） なお，EU の状況を見ると，デカップル支払いであっても，面積を基準として支払われる限りは農地と同様に大規模農家に集中するために（European Commission,

本論文の分析結果からは，一定規模以上の生産者に交付対象を限定する制度設計は必ずしも必要なく，すべての販売農家を交付対象とする制度設計も選択肢に入ると考えられる．

以上より，本論文の結果と考察だけに基づいた場合，将来的に，大幅な米価下落等に対して直接支払いによる所得支持を検討する際には，デカップリングを導入することが望ましいと考えられる．また，すべての販売農家を交付対象とする制度設計も選択肢に入ると考えられる（註61）．

2017），一部の大規模農家が，交付金額全体の大部分を受給するという状況は大きくは変わらないと考えられる．例えば，Severini and Tantari (2013b)によれば，2006～2007 年のイタリアにおいて，直接支払いの大部分がデカップリングされているにもかかわらず，総農業所得の金額で見て上位 20%を占める農家が，サンプル農家に支払われた直接支払いの 63.1%を受給したとの結果が示されている．

（註61） とはいえ，実際の制度設計においては，本論文では分析されていない様々な論点も考慮する必要がある．例えば，全ての販売農家を交付対象とするか，それとも一定規模以上の生産者に交付対象を限定するか，という点については，直接支払いが導入される時点の農政の基本方針や政府の予算制約などにも大きく左右される．加えて，EU の直接支払いで導入・拡充されてきたクロスコンプライアンスといった自然環境に配慮した制度等（萩原，2019），本論文で議論していない制度設計からも学ぶ必要があろう．

付録

付録 1　データセットの作成方法

1）個票原データの加工方法

本論文の分析は，すべて農林水産省『米生産費統計』個票（以下，個票）を用いて作成したデータセットを用いている．そこで本小節では，データの加工手順のうち，本論文のすべての分析に共通する部分について説明する．

本論文のすべての分析は，利用申請によって入手した農林水産省『米生産費統計』個票の未加工の原データ（以下，原データ）のうち，公刊されている農林水産省『米生産費統計』において集計対象となっている農家のみに限定した．この集計対象となっている農家とは，具体的には，原データを以下の 5 区分（註62）に分類した場合の，区分⑤に該当する．

①調査年における米の収穫皆無の経営体.

②玄米販売 600kg 未満であった経営体.

③平年作に比べ 10a 当たりの収量が 80%以下であった経営体.

④平年作に比べ 10a 当たりの収量が 120%以上であった経営体.

⑤区分番号 1, 2, 3, 4 以外の経営体.

以上の区分のうち，分析から除外された区分①～④は，農林水産省『米生産費統計』の「利用者のために」においては，「玄米販売量が 600kg 未満の経営体及び過去 5 か年の 10a 当たり収量のうち，最高及び最低の年を除いた 3 年間の 10a 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%以上であった経営体」と表現されている．なお，これら①～⑤の区分は，農林水産省『米生産費統計』個別結果表において「集計区分」[A006]として記載されている．

付表 1 に，原データのサンプルサイズ，および本論文の分析に利用した集計対象農家（前述の区分⑤）のサンプルサイズを示した．2012 年以降のサンプルサイズは 2011 年以前のサンプルサイズに比べて大きい．これはサンプリングの方法が変更されたことによる．例えば，サンプリングの変更によって，農業経営統計調査のサンプリングにおいて基準として参照される農林業センサスの年次が，2008～2011 年の期間においては 2005 年農林業センサスであったのに対して，2012～2016 年の期間においては 2010 年世界農林業センサスへと変更されている．

本論文の第 3 章から第 5 章の個票を利用した分析では，すべて付表 1 に示した集計対象農家からなるサンプルを加工したデータセットを利用した．ただし，章ごとに，分析方法に応じて利用するサンプルが異なる．付表 1 には，各章の分析で利用したデータセットのサンプルサイズも示した．また，第 3 章および第 4 章では，各年の個票からパネルデータを構築して利用している．そこで次小節以降では，個票からパネルデータを構築する方法，および各章の分析で利用したサンプルの作成手順を説明する．

（註62） これらの区分の定義は，個票データの利用申請に際して農林水産省に対して行った問い合わせによって入手した．

2）パネルデータの作成方法

特に第 3 章および第 4 章の分析においては，個票からパネルデータを構築して利用した．そこで，本小節では，個票からパネルデータを構築する方法を説明する．

パネルデータとは，「複数の観察個体を複数時点にわたって観察したデータ」（西山他，2019）である．それゆえ，個票を用いたパネルデータの作成のためには，同一農家を複数年次にわたって特定する必要がある．しかし，個票には，複数年次にわたって同一農家を特定できる農家固有の ID のような項目は設けられていないため，複数の項目を組み合わせて同一農家の特定に利用する必要がある．

複数年次にわたって同一農家を特定できる農家固有の ID を作成するためには，まず各年の個票データ内において特定農家を一意的に示す ID（以下，当年農家 ID）を作成する必要がある．本論文では，当年農家 ID 作成のために，「事務所番号」[A002]，「センター番号」[A003]，および調査客体番号[A004]を用いた（註63）．これら 3 つの項目を結合することで，当年農家 ID が作成できる．

次に，当年農家 ID を利用して，各農家を複数年次にわたって特定する．しかし，当年農家 ID の作成に利用した 3 つの項目は，年次ごとに変わり得る（註64）．そこで，「事務所番号」，「前年センター番号」[A018]，および「前年調査客体番号」[A015]を用いる．例えば，2009 年の個票データにおける「前年センター番号」は，同一農家の 2008 年における「センター番号」を表しており，もし前年に同一農家が調査対象となっていない場合は欠損値となっている．「事務所番号」，「前年センター番号」，および「前年調査客体番号」の 3 つの項目を結合することで，「前年農家 ID」を作成した．例えば，2008 年と 2009 年の両年に調査対象であったある農家の 2009 年における前年農家 ID は，基本的に当該農家の 2008 年における当年農家 ID と等しくなる（註65）．

当年農家 ID と前年農家 ID を利用すれば，パネルデータの構築が可能である．具体的には，最終年（t 年とする）の個票データの前年農家 ID と，その前年（t-1 年）の個票データの当年農家 ID が等しい農家を，同一農家として接続する．次に，接続したデータの t-1

（註63） 農林水産省『米生産費統計』個別結果表の項目の名称は，いずれも農林水産省『米生産費統計（平成 20 年産）』個別結果表に記載のものを用いる．「事務所番号」は，平成 24 年産で「都道府県番号」，平成 25 年産から「都道府県」に変更されている．「センター番号」は平成 25 年産から「地域センター等」，平成 27 年産から「管理番号」に変更されている．「調査客体番号」は平成 25 年産から「調査対象経営体」に変更されている．これらの項目はすべて数値形式である．

（註64） 例えば，平成 27 年産から利用されている「管理番号」は，調査拠点の統合に伴って，同一農家でも年次によって異なる場合があることが農林水産省への問い合わせによってわかっている．

（註65） ただし，農林水産省の問い合わせによって，「センサス母集団情報更新の際に，調査対象経営体を整理し，調査対象経営体番号（４桁）を振り直している場合があり」当年農家 ID と前年農家 ID が一致していても，同一農家ではない可能性があるとの回答が得られている．

年の前年農家 ID と t-2 年の個票データの当年農家 ID が等しい農家を，同一農家として接続する．以降同様に，t-3 年以前のデータも同様に接続していく．2008～2016 年のアンバランスドパネルデータを構築する場合の概念図を，付図 1 に示す（註66）．バランスドパネルデータを構築する場合には，一部の年次しかデータが存在しない農家を除外すればよい．

3）各章の分析に利用したデータセット

本小節では，各章の分析に利用したデータセットの作成方法を説明する．第 3 章では，2012～2016 年を対象とする，全国の 661 戸からなるバランスドパネルデータを作成し，利用した．ロバスト回帰分析においては，このサンプルから，総稲作所得の期間平均値がゼロ以下の農家を除外したデータセットを利用した．付表 1 に示した通り，これらのデータセットはバランスドパネルデータのため，すべての年次でサンプルサイズは等しい．

データセットの作成手順は以下のとおりである．第 1 に，各年の個票データから必要な項目を抜き出す．第 2 に，この年次別データを，前述の方法でパネルデータとして接続する．その際，バランスドパネルデータとするため，各年次間で接続できない農家は除外する．第 3 に，各所得要素のデータを GDP デフレーター（2011 年基準）でデフレートする．分散の要因分解分析は，以上の手順で作成したデータセットを用いた．ロバスト回帰分析では，このデータセットから，総稲作所得の期間平均値が負の値をとる農家を除外したデータセットを用いた．独立変数は，各農家について期間平均値として計算した．

第 4 章（および本章第 2 節）では，2008～2016 年を対象とする，都府県農家からなるアンバランスドパネルデータを作成し，利用した（観測数は計 3125）．付表 1 に示した通り，このデータはアンバランスドパネルデータのため，年次ごとにサンプルサイズが異なる．

データセットの作成手順は以下のとおりである．第 1 に，各年の個票データから必要な項目を抜き出す．第 2 に，この年次別データを，前述の方法でパネルデータとして接続する．その際，アンバランスドパネルデータとするため，各年次間で接続できない農家もデータに残す．第 3 に，TFP の計測に問題が生じるため，資本に含まれる費目が負値をとる農家を除外する（註67）．第 4 に，DiD 推定のため，本制度開始前の期間に全くデータが得られない農家，および本制度開始後の期間に全くデータが得られない農家を除外する．第 5 に，北海道の農家を除外した．第 6 に，参加農家および非参加農家を示すダミー変数

（註66） このように，個票データを用いたパネルデータの構築では 2 年ごとに同一農家を接続していくため，例えば 2009 年および 2011 年にはデータが得られるにもかかわらず 2010 年にはデータが得られないような農家は，2009 年と 2011 年のデータ中において同一農家であると判別できないという問題がある．複数年次にわたって同一農家を特定可能な農家 ID が調査段階において作成されていればこのような問題は生じず，一部の年次でデータが欠損していても，特定農家を長期にわたって補足することが可能となる．

（註67） 註 35 に示した通り，資本に含まれる費目が負値をとるのは，減価償却費の計算方法のためである．

を作成する．第 4 章に示した参加農家および非参加農家の定義より，本制度開始後のすべての年次で本制度の直接支払いを受給した農家のみが分析に使用される．後述する DiD-PSM 法による推定に用いた 2008～2013 年のバランスドパネルデータは，データを接続する期間を 2008～2013 年に限定し，前述の方法でバランスドパネルデータとしたものである．傾向スコア計算のためのロジットモデルの独立変数は，2008～2016 年のアンバランスドパネルデータでは 2009 年の値，2008～2013 年のバランスドパネルデータでは 2008～2009 年の平均値を用いた．

第 5 章では，2012～2016 年の各年のデータを用いた．このデータセットは，付表 1 に示した集計対象農家と等しい．

以上の通り，利用するデータセットが異なっている．これは，章ごとに，利用した分析方法による制約に対応したためである．具体的には，第 3 章で分析期間を 2012～2016 年としたのは，交付金ごとのデータが利用可能なのは 2012 年以降のみのためである．また，バランスドパネルデータとして接続可能な農家のみを分析対象としたのは，農家ごとの所得不安定性をすべての農家について同じ期間で評価するためである．加えて，ロバスト回帰分析では，変動係数を利用するため，総稲作所得の期間平均値がゼロ以下となる農家は除外した．一方，第 4 章で分析期間を 2008～2016 年としたのは，DiD 推定を利用するには，本制度開始前の期間も分析対象に含める必要があるためである．また，第 4 章で述べた通り，TFP の計測や DiD 推定に問題が生じる農家は除外している．加えて，アンバランスドパネルデータとしたのは，より長期にわたってバランスドパネルデータとして接続すると，脱落する農家が増加し，サンプルサイズが低下するためである．ただし，付録 2 の DiD-PSM 推定では，分析期間を短くしたバランスドパネルデータも利用している．第 5 章においては，分析手法としてパネルデータの構築は不要であるため，第 3 章と同じく交付金ごとのデータが利用可能である 2012 年以降について，付表 1 の集計対象農家と同じサンプルをすべて利用した．

4） 個票利用についての将来展望

本小節では，個票データを用いた研究を一層進展させるため，提供される個票データにおいて整備されることが望ましいと考えられることを 2 点述べる．

第 1 に，従来から指摘されてきたことではあるが，個票データのサンプルには大規模への偏りがみられる．そのため，個票データを用いた分析では，小規模農家の存在を過小評価する可能性がある．この問題の解決方法として，農家ごとのウェイトを利用することが考えられる．事実，公刊されている農林水産省『米生産費統計』の 1 経営体当たり平均値の算出では，農林業センサスの調査結果を用いて計算された農家別のウェイトが利用されている．しかしながら，個票データの利用申請に際して農林水産省にこのウェイトの利用を依頼したところ，調査票情報でないという理由で許可されなかった．さらに，このウェイトは個票データおよび農林業センサスの公表情報からは再現できない．将来的には，個票データを用いた研究の信頼度向上のために，このウェイトも提供されることが望ましい

と考えられる．

第 2 に，本節で述べた，複数年次にわたって同一農家を特定できる農家固有の ID の不存在である．パネルデータには，「時間によって変化しない，観測不能な主体の特徴（異質性）を取り除いたインパクト評価ができる」（中谷，2016，p.105，l.16-18）という利点がある．エビデンスに基づく政策形成の観点からは，パネルデータを利用した信頼性の高い方法によって，各種政策についてインパクト評価を行うことが必要である．エビデンスに基づく政策形成の推進のためには，パネルデータの作成を前提としたデータの整備が望ましい（註68）．

（註68） とはいえ，個別農家の特定は，個人情報保護等の制約と学術研究上の必要性をどうバランスさせるかという困難な問題でもある．

付表１　個票データおよび各章の分析に用いたデータセットのサンプルサイズ

（単位：戸）

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
農林水産省『米生産費統計』個票									
原データ	850	854	847	836	1033	1033	1032	1033	1034
集計対象	794	814	830	820	1010	996	991	986	985
直接支払いが稲作の所得不安定性に及ぼす影響（第 3 章）									
分散の要因分解分析	-	-	-	-	661	661	661	661	661
ロバスト回帰分析	-	-	-	-	514	514	514	514	514
直接支払いが稲作の生産性に及ぼす影響（第 4 章，付録 2）									
2008～2016 年，アンバランスドパネルデータ	510	569	569	569	363	330	294	254	236
2008～2013 年，バランスドパネルデータ	310	310	310	310	310	310	-	-	-
直接支払いが稲作の所得分配の不平等性に及ぼす影響（第 5 章）									
ジニ係数の要因分解分析	-	-	-	-	1010	996	991	986	985

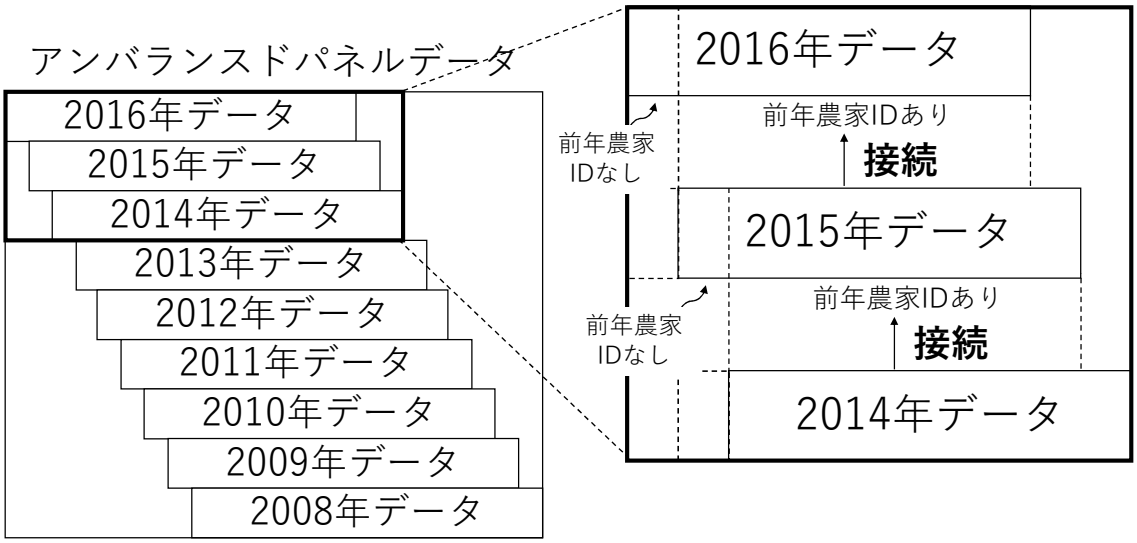
資料：著者作成.

註：1）農林水産省『米生産費統計』個票の原データは，利用申請によって農林水産省から入手した，未加工の個票データのサンプルサイズ．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 600kg 未満の経営体及び過去 5 か年の 10a 当たり収量のうち，最高及び最低の年を除いた 3 年間の 10a 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%以上であった経営体を除いたものであり，公刊されている農林水産省『米生産費統計』において集計対象となった経営体数に等しい．

2）直接支払いが稲作の所得不安定性に及ぼす影響（第 3 章）のロバスト回帰分析に利用したデータセットは，分散の要因分解分析のサンプルから，総稲作所得の期間平均値がゼロ以下の農家を除外したものである．

3）直接支払いが稲作の生産性に及ぼす影響の DiD-PSM 法による政策効果の推定（付録 2）では，ここに示したサンプルから，共通サポート仮定を満たさない農家を除外したデータセットを利用している．

4）直接支払いが稲作の所得分配の不平等性に及ぼす影響（第 5 章）で用いたデータセットは，2012～2016 年における農林水産省『米生産費統計』個票の集計対象農家に等しい．



付図１　個票データを用いたパネルデータ構築方法（概念図）

資料：著者作成.

付録 2　直接支払いが稲作の生産性に及ぼす影響に関する頑健性テスト

1）　政策効果の経時的な変化の検討および二元配置固定効果推定法

式(4-2)の本制度開始後ダミー変数（$post_t$）に代えて年次別のダミー変数を利用することで，政策効果の経時的な変化を検討することができる．加えて，この推定では，本制度開始前の期間における平行トレンドの仮定の検定も可能である．

この方法での推定結果を付表 2 に示した．まず，列(1)および(2)の参加農家ダミー×2009 年ダミーを見ると，本制度開始前の期間において，参加農家と非参加農家の TFP 水準のトレンドが等しいという仮説は棄却されなかった．参加農家ダミーと 2011 年以降の各年の年ダミーとの交差項は，2008 年を基準とした場合の，参加農家の TFP 水準に対する政策効果の推定値を示している．しかし，いずれの年次およびモデルでも，政策効果の推定値はゼロと有意差が認められなかった．

また，DiD 法は，二元配置固定効果推定法として定式化される場合もある．その場合，政策効果は以下の式(A-1)を計測することで得られる．

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DP_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \qquad \text{(A-1)}$$

ただし，DP_{it}は農家 iが t年において本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（註69）．α_iは農家固定効果，δ_tは年固定効果を表す．このとき，このとき，本制度への参加が TFP 水準に及ぼした政策効果は係数γ_1で表される．

二元配置固定効果推定法による推定結果を付表 3 に示した．式(A-1)のモデルを計測した列(1)，および式(A-1)にコントロール変数を加えた列(2)のいずれでも，政策効果の推定値，すなわち直接支払い受給ダミーの係数推定値にはゼロと有意差が認められなかった．

2）　差分の差推定法に傾向スコアマッチングを組み合わせた方法

以下，頑健性テストとして，DiD-PSM 法による推定も行う．これは，本制度参加は任意であり，それゆえ政策の割り付けが無作為にならないことへの対処である．DiD-PSM 法は，近年，EU を対象として直接支払いが TFP に及ぼす影響の農家レベルでの推定に用いられている（Mennig and Sauer, 2020; Baráth et al., 2020）．しかし，PSM において重要な仮定の 1 つである共通サポート（common support）仮定を満たす農家のみに分析を制限する必要から，第 4 章の分析に比べて，政策効果の推定に利用できるサンプルサイズが大幅に減少する．そのため，本文でなく，付録として結果を示すものである．

PSM では，TFP 水準や政策への参加確率に影響を及ぼす観測可能な属性を傾向スコアと呼ばれる一つの指標に縮約し，この傾向スコアの値の近さに従って農家をマッチングする（註70）．傾向スコアは，本制度への参加ダミー変数を従属変数，観察可能な農家属性

（註69） このダミー変数は，本制度開始前の期間においてはすべての農家でゼロとなる．

（註70） マッチングの良し悪しは，マッチングの結果として，参加農家・非参加農家間での観察可能な属性の差がどれほど縮まったかで判断される．本論文では，これを Ito et al. (2019)と同様に Standardized difference（以下，SD）と Variance ratio（以下，VR）で確認する．SD および VR の計算式は，それぞれ以下のとおりである．ただし，$\mu_{treatment}$

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．農家属性には，農家の経営成果の決定要因となり得る変数および本制度参加の決定要因となり得る変数が含まれる．これら変数の選択は，本制度への参加確率に関する先行研究（荒幡，2015b），および TFP または技術効率に関する先行研究（Giannakas et al., 2001；Latruffe et al., 2009；Bakucs et al., 2010；Zhu and Lansink, 2010；Kawasaki, 2010；Mary, 2013；Martinez Cillero et al., 2019；多田・伊藤，2018；Mennig and Sauer, 2020）に基づいて行い，これらの先行研究で考慮されている要因で個票データから入手可能な変数はできる限り利用するようにした（註71）．政策効果は，マッチング後のデータを用いて式(4-2)を計測することで推定した（註72）．

DiD-PSM 法による頑健性テストのため，分析対象期間を 2008 年から 2013 年に限定したバランスドパネルデータも構築した．頑健性テストに用いるデータセットの選択理由は以下の通りである．第 1 に，分析期間の設定理由は， 2014 年の制度変更の影響を取り除くためである．ただし，直接支払いが投資の促進を通じて TFP 水準を向上させる効果を持つとすると，その効果は短期的には現れない可能性もある．第 2 に，バランスドパネルデータとしたのは，年次ごとにサンプル中の参加農家の構成が変わると，構成の変化や参加農家の脱落の影響を含んだ推定量となる（高山ら，2015）可能性があるためである．ただし，すべての年次でデータが得られない農家が除外されることでサンプルサイズは減少する．

DiD-PSM 法による政策効果の推定結果を付表 4 に示した．推定には，表 4-4 と同じ 2008～2016 年のアンバランスドパネルデータに加えて，分析期間を 2008～2013 年に絞ったバランスドパネルデータも利用した．さらに，複数のマッチング手法を利用して，政策効果を推定した．政策効果の推定値（ATT）は–0.005～0.016 の範囲であった．しかし，いずれの分析期間，マッチング手法によっても政策効果は有意水準 10%で統計的にゼ

および$\mu_{control}$は，それぞれある変数の参加農家および非参加農家における平均値を表し，$\sigma^2_{treatment}$および$\sigma^2_{control}$は，それぞれ当該変数の参加農家および非参加農家における分散を表す．

$$\mathrm{SD} = \frac{(\mu_{treatment} - \mu_{control})}{\sqrt{(\sigma^2_{treatment} + \sigma^2_{control})/2}}, \mathrm{VR} = \frac{\sigma^2_{treatment}}{\sigma^2_{control}}$$

また，参加農家と非参加農家との間で傾向スコアの分布が重なる領域で ATT を計測するという共通サポート仮定を満たすため，Caliendo and Kopeinig (2008)に従い，傾向スコアの分布の重なりのない農家を分析から除外した．その結果，付表 4 の註や付表 5 に示したように，第 4 章の DID 推定に比べて観測数が減少していることに注意が必要である．

（註71） 傾向スコア算出のためのロジット推定は，農家属性を参加農家と非参加農家との間でバランスが取れた形にすることを目的としており，参加確率の正確な予測のためのものではない（Pattanayak et al., 2011）．そのため，ロジットモデルの説明変数は，先行研究に倣いながら，2 乗項の採用等含めて各変数のマッチング前後の標準化差および分散比が改善されるように選択した．

（註72） 政策効果が経時的に変化する場合，傾向スコアマッチングにイベントスタディーを組み合わせて政策効果を推定することが有効であると考えられる．こうした点の精査は残された課題である．

ロと有意差が認められなかった（註73）（註74）（註75）．信頼区間の下限は，–0.062 から–0.034 の範囲，上限は 0.034 から 0.068 の範囲であった．

（註73） 傾向スコアを求めるためのロジットモデルの推定結果は付表 5 に示す．さらに，付表 6 に各変数のマッチング前後の SD および VR を示した．

（註74）マッチングは Stata 15.0 の psmatch2 コマンドを用いて行い，その後マッチングされたデータを用いて DiD 推定を行った．

（註75） 加えて，傾向スコア算出のためのロジットモデル，または TFP 水準への政策効果を説明するモデルのいずれかの特定化が誤っていた場合にも一致性が得られる，doubly robust difference-in-differences 推定量（Sant'Anna and Zhao, 2020）による推定も行った．近年開発されたこの手法は，まだ適用は少ないものの，すでに実証研究に利用されつつある（Moshoeshoe, 2020; Wang et al., 2021; Breidenbach and Mitze, 2021）．R の DRDID パッケージによる推定の結果，前述の DiD および DiD-PSM の場合と同じく，doubly robust DiD による政策効果の推定値は有意水準 10%で統計的にゼロと有意差が認められなかった．

付表 2　政策効果の経時的な変化

	(1)	(2)	(3)	(4)
参加農家ダミー×2009 年ダミー	–0.009	–0.004		
	(0.012)	(0.009)		
参加農家ダミー×2011 年ダミー	–0.014	–0.010	–0.014	–0.006
	(0.013)	(0.011)	(0.011)	(0.010)
参加農家ダミー×2012 年ダミー	0.012	0.002	–0.001	0.006
	(0.018)	(0.014)	(0.014)	(0.012)
参加農家ダミー×2013 年ダミー	0.008	–0.008	–0.005	–0.004
	(0.020)	(0.014)	(0.016)	(0.013)
参加農家ダミー×2014 年ダミー	0.009	–0.016	–0.021	–0.011
	(0.021)	(0.014)	(0.017)	(0.013)
参加農家ダミー×2015 年ダミー	0.012	–0.003	–0.013	0.001
	(0.025)	(0.016)	(0.019)	(0.015)
参加農家ダミー×2016 年ダミー	0.032	0.010	0.009	0.015
	(0.026)	(0.018)	(0.021)	(0.019)
参加農家ダミー	0.123***		0.035**	
	(0.018)		(0.016)	
経営耕地面積（1 期ラグ）			0.004***	–0.001
			(0.001)	(0.001)
土地労働比率（1 期ラグ）			31.689***	5.192**
			(2.734)	(2.640)
借地割合（1 期ラグ）			0.054***	0.039
			(0.017)	(0.025)
雇用労働割合（1 期ラグ）			–0.100***	–0.013
			(0.032)	(0.028)
70 歳未満の労働割合（1 期ラグ）			0.019*	–0.005
			(0.011)	(0.010)
生産調整面積比率（1 期ラグ）			–0.079***	0.004
			(0.025)	(0.017)
関東・東山ダミー（基準：東北）			–0.052***	
			(0.014)	
北陸ダミー（基準：東北）			–0.073***	
			(0.016)	
東海ダミー（基準：東北）			–0.182***	
			(0.017)	
近畿ダミー（基準：東北）			–0.140***	
			(0.015)	
中国ダミー（基準：東北）			–0.110***	
			(0.018)	
四国ダミー（基準：東北）			–0.116***	
			(0.025)	
九州ダミー（基準：東北）			–0.105***	
			(0.016)	

（次頁に続く）

付表 2　政策効果の経時的な変化（続き）

	(1)	(2)	(3)	(4)
2009 年ダミー	0.008	0.007		
	(0.011)	(0.008)		
2011 年ダミー	0.001	–0.000	–0.004	–0.008
	(0.012)	(0.010)	(0.010)	(0.009)
2012 年ダミー	–0.036**	–0.009	–0.022*	–0.017
	(0.017)	(0.012)	(0.013)	(0.011)
2013 年ダミー	–0.008	0.019	0.002	0.011
	(0.018)	(0.012)	(0.014)	(0.012)
2014 年ダミー	0.001	0.030**	0.021	0.022*
	(0.019)	(0.012)	(0.016)	(0.012)
2015 年ダミー	–0.001	0.020	0.015	0.012
	(0.022)	(0.014)	(0.017)	(0.014)
2016 年ダミー	0.007	0.027*	0.017	0.018
	(0.024)	(0.016)	(0.019)	(0.017)
定数項	0.402***	0.499***	0.356***	0.476***
	(0.017)	(0.003)	(0.018)	(0.018)
観測数	3,125	3,125	2,556	2,556
自由度調整済み決定係数	0.077	0.033	0.540	0.050
農家固定効果	無	有	無	有

資料：著者作成.

註：１）( )内の数値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．*, **，***はそれぞれ有意水準 10%，5%，1%で有意.

２）列(3), (4)では，ラグ付き（1 期）の農家属性変数を利用しているために，列(1), (2)に比べてサンプルサイズが小さくなっている．また，同じ理由で，年ダミー変数の基準は列(1), (2)では 2008 年，列(3), (4)では 2009 年である.

付表 3　DiD 法による直接支払いの政策効果の計測結果（二元配置固定効果推定法）

	(1)	(2)
受給ダミー	–0.003	–0.002
	(0.009)	(0.010)
経営耕地面積		–0.001
		(0.001)
土地労働比率		5.195**
		(2.642)
借地割合		0.039
		(0.025)
雇用労働割合		–0.013
		(0.028)
70 歳未満の労働割合		–0.005
		(0.010)
生産調整面積比率		0.005
		(0.017)
2009 年ダミー	0.003	
	(0.004)	
2011 年ダミー	–0.005	–0.011
	(0.009)	(0.009)
2012 年ダミー	–0.005	–0.010
	(0.009)	(0.010)
2013 年ダミー	0.015	0.009
	(0.009)	(0.010)
2014 年ダミー	0.020**	0.014
	(0.009)	(0.010)
2015 年ダミー	0.020**	0.014
	(0.010)	(0.011)
2016 年ダミー	0.039***	0.033***
	(0.010)	(0.011)
定数項	0.499***	0.476***
	(0.003)	(0.018)
観測数	3,125	2,556
自由度調整済み決定係数	0.034	0.050
農家固定効果	有	有

資料：著者作成.

註：1）()内の数値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．*, **, ***はそれぞれ有意水準 10%，5%，1%で有意.

2）列(2)では，ラグ付き（1 期）のコントロール変数を利用しているために，列(1)に比べてサンプルサイズが小さくなっている．また，同じ理由で，年ダミー変数の基準は列(1)では 2008 年，列(2)では 2009 年である.

付表 4　DiD-PSM 法による直接支払いの政策効果の計測結果

	ATT	標準誤差	t 値	P 値	95%信頼区間	
					下限	上限
2008～2016 年						
最近傍マッチング						
1 対 1	–0.001	0.031	–0.03	0.977	–0.062	0.060
1 対 2	0.002	0.027	0.08	0.933	–0.052	0.056
1 対 3	-	-	-	-	-	-
1 対 4	0.009	0.025	0.34	0.732	–0.041	0.059
1 対 5	0.016	0.026	0.62	0.534	–0.035	0.068
カーネルマッチング	0.014	0.024	0.58	0.560	–0.034	0.062
半径マッチング	0.013	0.025	0.52	0.605	–0.036	0.061
2008～2013 年						
最近傍マッチング						
1 対 1	0.001	0.018	0.08	0.940	–0.034	0.037
1 対 2	-	-	-	-	-	-
1 対 3	–0.005	0.020	–0.27	0.789	–0.046	0.035
1 対 4	0.001	0.019	0.07	0.948	–0.036	0.038
1 対 5	-	-	-	-	-	-
カーネルマッチング	–0.004	0.019	–0.20	0.845	–0.041	0.034
半径マッチング	-	-	-	-	-	-

資料：著者作成.

註：1）マッチング後の共変量が両群でバランスがとれていると判断でき，かつ本制度開始前の期間において，参加農家と非参加農家の TFP 水準のトレンドが等しいという仮説が棄却されなかったもののみ示した．いずれかの条件を満たさないものはハイフンで示した．ATT 推定値はすべて有意水準 10%で統計的にゼロと有意差が認められなかった．

2）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.

3）2008～2016 年のアンバランスドパネルデータについては，農家ごとに利用する年次が変わるのを防ぐため，2009 年の農家属性を傾向スコアの計算に利用した．2008～2013 年のバランスドパネルデータでは，農家属性の 2008 年および 2009 年の平均値を傾向スコアの計算に用いた.

4）共通サポート仮定を満たす観測数は以下のとおりである．2008～2016 年のアンバランスドパネルデータの場合，2008 年は 510 戸のうち 404 戸（参加農家 330 戸，非参加農家 74 戸），2009 年は 569 戸のうち 454 戸（参加農家 367 戸，非参加農家 87 戸），2011 年は 569 戸のうち 454 戸（参加農家 367 戸，非参加農家 87 戸），2012 年は 363 戸のうち 294 戸（参加農家 240 戸，非参加農家 54 戸），2013 年は 330 戸のうち 264 戸（参加農家 216 戸，非参加農家 48 戸），2014 年は 294 戸のうち 233 戸（参加農家 189 戸，非参加農家 44 戸），2015 年は 254 戸のうち 202 戸（参加農家 165 戸，非参加農家 37 戸），2016 年は 236 戸のうち 187 戸（参加農家 152 戸，非参加農家 35 戸）となった．2008～2013 年のバランスドパネルデータの場合，各年 310 戸あるうち 117 戸（参加農家 73 戸，非参加農家 44 戸）が共通サポート条件を満たしていた．DiD-PSM 法による推定結果は，これら共通サポート条件を満たしたサンプルについて推定したものである.

付表 5　ロジットモデルの推定結果

	係数推定値	z 値
2008～2016		
経営耕地面積	0.141*	1.86
土地労働比率	273.537***	3.06
借地割合	0.147	0.26
雇用労働割合	–1.012	–0.78
70 歳未満の労働割合	0.289	0.85
生産調整面積比率	14.256***	6.00
生産調整面積比率二乗項	–16.727***	–3.57
定数項	–1.337***	–3.07
観測数	454	
対数尤度	–175.967	
疑似決定係数	0.207	
2008～2013		
経営耕地面積	–0.064	–0.25
土地労働比率	–68.534	–0.17
借地割合	–0.205	–0.18
雇用労働割合	1.853	0.54
70 歳未満の労働割合	0.343	0.57
生産調整面積比率	16.759***	3.12
生産調整面積比率二乗項	–21.783**	–2.47
圃場数	0.029	0.63
Ln (経常投入量)	2.047**	2.27
Ln (資本投入量)	–0.588	–1.12
Ln (労働投入量)	–1.762	–1.05
Ln (土地投入量)	1.096	0.63
Ln (地代総額)	–0.497	–0.70
定数項	–1.646	–0.10
観測数	117	
対数尤度	–65.283	
疑似決定係数	0.157	

資料：著者作成.

註：1）*, **, ***はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%で有意.

2）ロジットモデルの独立変数に利用されているのは，2008～2016 年のアンバランスドパネルデータの場合は 2009 年の農家属性，2008～2013 年のバランスドパネルデータの場合は 2008 年および 2009 年の農家属性の平均値.

付表 6　マッチング前後における各説明変数の Standardized difference（SD）および Variance ratio（VR）

	マッチング前	最近傍					カーネル	半径
		1 対 1	1 対 2	1 対 3	1 対 4	1 対 5		
SD・2008-2016 年アンバランスドパネルデータ								
経営耕地面積	0.44	–0.09	0.07	0.08	0.03	–0.09	–0.04	–0.03
土地労働比率	0.43	0.08	0.08	0.12	0.08	0.04	0.05	0.06
借地割合	0.23	0.12	0.17	0.20	0.11	0.03	0.01	0.02
雇用労働割合	–0.07	0.08	0.06	–0.07	–0.10	–0.15	–0.24	–0.25
生産調整面積比率	0.86	–0.12	–0.17	–0.22	–0.18	–0.11	–0.13	–0.13
生産調整面積比率二乗項	0.59	–0.20	–0.23	–0.26	–0.22	–0.14	–0.14	–0.14
70 歳未満の労働割合	0.21	0.05	0.05	0.00	0.02	–0.02	0.01	0.02
SD・2008-2013 年バランスドパネル								
経営耕地面積	0.31	–0.14	0.06	0.19	0.13	0.13	0.12	0.12
土地労働比率	0.37	–0.09	0.02	–0.02	–0.13	–0.15	–0.12	–0.13
借地割合	0.13	–0.03	0.05	0.14	0.14	0.17	0.18	0.19
雇用労働割合	–0.20	0.12	0.21	0.13	0.02	0.05	0.06	0.05
生産調整面積比率	0.36	–0.04	0.01	–0.08	0.00	0.07	0.02	0.04
生産調整面積比率二乗項	0.20	–0.10	0.02	–0.08	–0.03	0.04	–0.02	0.00
70 歳未満の労働割合	0.16	–0.04	0.04	0.12	0.13	0.10	0.02	0.01
圃場数	0.32	–0.05	–0.01	0.17	0.18	0.09	0.13	0.12
Ln (経常投入量)	0.40	–0.02	0.02	0.16	0.10	0.07	0.08	0.07
Ln (資本投入量)	0.25	0.09	–0.06	0.00	0.00	–0.01	0.00	–0.01
Ln (労働投入量)	0.07	–0.06	0.02	0.22	0.22	0.17	0.18	0.17
Ln (土地投入量)	0.33	–0.04	0.05	0.19	0.14	0.09	0.11	0.09
Ln (地代総額)	0.26	0.10	0.16	0.24	0.16	0.12	0.14	0.12
VR・2008-2016 年アンバランスドパネルデータ								
経営耕地面積	1.33	0.51	0.62	0.62	0.62	0.53	0.59	0.60
土地労働比率	1.04	0.86	0.72	0.79	0.74	0.75	0.73	0.72
借地割合	1.02	0.70	0.74	0.80	0.74	0.67	0.70	0.72
雇用労働割合	0.90	1.52	1.24	0.72	0.72	0.63	0.54	0.54
生産調整面積比率	1.72	0.77	0.80	0.80	0.83	0.87	0.90	0.91
生産調整面積比率二乗項	3.48	1.08	1.11	1.09	1.16	1.23	1.28	1.30
70 歳未満の労働割合	0.83	0.81	0.83	0.88	0.88	0.92	0.89	0.88
VR・2008-2013 年バランスドパネルデータ								
経営耕地面積	1.93	1.00	1.08	1.23	1.27	1.40	1.34	1.39
土地労働比率	1.06	0.67	0.85	0.80	0.71	0.68	0.74	0.73
借地割合	1.02	1.02	0.88	0.95	1.02	1.04	1.06	1.07
雇用労働割合	0.41	1.15	1.74	0.95	0.70	0.77	0.81	0.80
生産調整面積比率	1.81	0.75	1.05	0.83	0.92	1.07	0.93	0.96
生産調整面積比率二乗項	4.02	1.73	2.24	1.55	1.78	2.09	1.80	1.84
70 歳未満の労働割合	0.96	1.18	1.03	0.94	0.93	0.94	1.02	1.01
圃場数	1.91	1.07	1.15	1.28	1.32	1.28	1.27	1.27
Ln (経常投入量)	1.20	1.25	1.30	1.21	1.36	1.42	1.37	1.40
Ln (資本投入量)	1.23	1.63	1.67	1.73	1.89	1.98	1.98	2.04
Ln (労働投入量)	1.37	1.36	1.15	1.06	1.12	1.10	1.11	1.12
Ln (土地投入量)	1.06	0.92	0.93	0.92	1.01	1.08	1.04	1.07
Ln (地代総額)	1.18	1.11	1.00	1.03	1.13	1.23	1.13	1.16

資料：著者作成.

註：1）最近傍は最近傍マッチング，カーネルはカーネルマッチング，半径は半径マッチング（キャリパーは 0.05 に設定）を意味する.

2）マッチング後の SD は絶対値で 0.25 より小さく，VR は 0.5 から 2.0 の範囲にあるべきとされる（Stuart, 2010）.

3）バランステストに利用されているのは，2008～2016 年のアンバランスドパネルデータの場合は 2009 年の農家属性，2008～2013 年のバランスドパネルデータの場合は 2008 年および 2009 年の農家属性の平均値.

4）共通サポート仮定を満たす観測数は以下のとおりである．2008～2016 年のアンバランスドパネルデータの場合，454 戸（参加農家 367 戸，非参加農家 87 戸），2008～2013 年のバランスドパネルデータの場合，117 戸（参加農家 73 戸，非参加農家 44 戸）.

引用文献

[1] Ahearn, M., J. Johnson, and R. Strickland (1985) The Distribution of Income and Wealth of Farm Operator Households, *American Journal of Agricultural Economics* 67(5): 1087–1094. https://doi.org/10.2307/1241378.

[2] Ahearn, M. C., J. Yee, and P. Korb (2005) Effects of Differing Farm Policies on Farm Structure and Dynamics, *American Journal of Agricultural Economics* 87(5): 1182–1189. https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2005.00805.x.

[3] Akune, Y. and N. Hosoe (2021) Microdata Analysis of Japanese Farmers' Productivity: Estimating Farm Heterogeneity and Elasticity of Substitution Among Varieties, *Agricultural Economics* 52(4): 633–644. https://doi.org/10.1111/agec.12639.

[4] Allanson, P. (2006) The Redistributive Effects of Agricultural Policy on Scottish Farm Incomes, *Journal of Agricultural Economics* 57(1): 117–128. https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2006.00035.x.

[5] Allanson, P. (2008) On the Characterisation and Measurement of the Redistributive Effect of Agricultural Policy, *Journal of Agricultural Economics* 59(1): 169–187. https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2007.00132.x.

[6] Allanson, P. and B. Rocchi (2008) A Comparative Analysis of the Redistributive Effects of Agricultural Policy in Tuscany and Scotland, *Review of Agricultural and Environmental Studies* 86(1): 35–56. https://doi.org/10.22004/ag.econ.188544.

[7] 安藤光義（2016）「水田農業政策の展開過程―価格支持から直接支払いへ―」『農業経済研究』88(1)：26–39. https://doi.org/10.11472/nokei.88.26.

[8] Angrist, J. D. and J.-S. Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion,* Princeton: Princeton University Press.

[9] 青柳斉（2010）「米主産地の販売戦略の意義と限界―主に新潟県の場合から―」『農業経済研究』82(2)：112–118. https://doi.org/10.11472/nokei.82.112.

[10] 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.

[11] 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.

[12] 荒川隆（2020）『農業・農村政策の光と影』全国酪農協会.

[13] 荒川隆（2021）「国境措置と直接支払い 農業・農村支えるコスト」『日本農業新聞』2021 年 6 月 16 日：2.

[14] Aristei, D. and C. Perugini (2010) Preferences for Redistribution and Inequality in Well-being Across Europe, *Journal of Policy Modeling* 32(2): 176–195. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.02.001.

[15] Bakucs, L. Z., L. Latruffe, I. Ferto, and J. Fogarasi (2010) The Impact of EU Accession on Farms' Technical Efficiency in Hungary, *Post-Communist Economies* 22(2): 165–175. https://doi.org/10.1080/14631371003740639.

[16] Baráth, L., I. Fertő, and Š. Bojnec (2020) The Effect of Investment, LFA and Agri-environmental Subsidies on the Components of Total Factor Productivity: The Ease of Slovenian Farms, *Journal of Agricultural Economics* 71(3): 853–876. https://doi.org/10.1111/1477-9552.12374.

[17] Barry, P. J., C. L. Escalante, and S. K. Bard (2001) Economic Risk and the Structural Characteristics of Farm Businesses, *Agricultural Finance Review* 61(1): 73–86. https://doi.org/10.1108/00214760180001117.

[18] Bekkerman, A., E. J. Belasco, and V. H. Smith (2019) Does Farm Size Matter? Distribution of Crop Insurance Subsidies and Government Program Payments Across U.S. Farms, *Applied Economic Perspectives and Policy* 41(3): 498–518. https://doi.org/10.1093/aepp/ppy024.

[19] Birthal, P. S. and M. K. Singh (1995) Structure of Rural Income Inequality: A Study in Western Uttar Pradesh, *Indian Journal of Agricultural Economics* 50(2): 168–175. https://doi.org/10.22004/ag.econ.275016.

[20] Bittencourt, M., S. Chang, R. Gupta, and S. M. Miller (2019) Does Financial Development Affect Income Inequality in the U.S. States?, *Journal of Policy Modeling* 41(6): 1043–1056. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.07.008.

[21] Blundell, R. and S. Bond (2000) GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions, *Econometric Reviews* 19(3): 321–340. https://doi.org/10.1080/07474930008800475.

[22] Bojnec, Š. and I. Fertő (2018) Assessing and Understanding the Drivers of Farm Income Risk: Evidence from Slovenia, *New Medit* 17(3): 23–35. https://doi.org/10.30682/nm1803c.

[23] Bojnec, Š. and I. Fertő (2019) Do CAP Subsidies Stabilise Farm Income in Hungary and Slovenia?, *Agricultural Economics (Czech Republic)* 65(3): 103–111. https://doi.org/10.17221/190/2018-AGRICECON.

[24] Boulding K.E. (1958) *Principles of economic policy*, Englewood Cliffs: Prentice-Hall, Inc.

[25] Breidenbach, P. and T. Mitze (2021) Large-scale Sport Events and COVID-19 Infection Effects: Evidence from the German Professional Soccer 'Experiment', *Econometrics Journal*, utab021. https://doi.org/10.1093/ectj/utab021.

[26] Burt, O. R. and R. M. Finley (1968) Statistical Analysis of Identities in Random Variables, *American Journal of Agricultural Economics* 50(3): 734–744. https://doi.org/10.2307/1238271.

[27] Carvalho, M. L. da S. and M. de L. F. Godinho (2006) Will Farm Income Risk Change Under the New CAP Reform?, in C. Cafiero, and A. Cioffi, eds., *Income Stabilization in Agriculture. The Role of Public Policies,* Naples: Edizioni Scientifiche Italiane, 303–312. https://dspace.uevora.pt/rdpc/handle/10174/2945.

[28] Caliendo, M. and S. Kopeinig (2008) Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, *Journal of Economic Surveys* 22(1): 31–72. https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x.

[29] Cameron A. C. and P. K. Trivedi (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications,* New York: Cambridge University Press.

[30] Castañeda-Vera, A. and A. Garrido (2017) Evaluation of Risk Management Tools for Stabilising Farm Income Under CAP 2014–2020, *Economia Agraria y Recursos Naturales* 17(1): 3–23. https://doi.org/10.7201/earn.2017.01.01.

[31] Caves, D. W., L. R. Christensen, and W. E. Diewert (1982) Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers, *Economic Journal* 92(365): 73–86. https://doi.org/10.2307/2232257.

[32] Chang, H. H. (2013) Impact of the Economic Crisis on Income Inequality Among Farm Households, *China Agricultural Economic Review* 5(3): 412–423. https://doi.org/10.1108/CAER-07-2011-0075.

[33] Ciliberti, S. and A. Frascarelli (2018) The CAP 2013 Reform of Direct Payments: Redistributive Effects and Impacts on Farm Income Concentration in Italy, *Agricultural and Food Economics* 6(1): 19. https://doi.org/10.1186/s40100-018-0113-5.

[34] Coelho, L. A. G., C. M. P. Pires, A. T. Dionísio, and A. J. da C. Serrão (2012) The Impact of CAP Policy in Farmer's Behavior - A Modeling Approach Using the Cumulative Prospect Theory, *Journal of Policy Modeling* 34(1): 81–98. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2011.03.009.

[35] Deppermann, A., H. Grethe, and F. Offermann (2014) Distributional Effects of CAP Liberalisation on Western German Farm Incomes: An Ex-ante Analysis, *European Review of Agricultural Economics* 41(4): 605–626. https://doi.org/10.1093/erae/jbt034.

[36] Deppermann, A., F. Offermann, and H. Grethe (2016) Redistributive Effects of CAP Liberalisation: From the Sectoral Level to the Single Farm, *Journal of Policy Modeling* 38(1): 26–43. https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2015.11.002.

[37] 荏開津典生・鈴木宣弘（2015）『農業経済学 第 4 版』岩波書店.

[38] El Benni, N. and R. Finger (2013a) Gross Revenue Risk in Swiss Dairy Farming, *Journal of Dairy Science* 96(2): 936–948. https://doi.org/10.3168/jds.2012-5695.

[39] El Benni, N. and R. Finger (2013b) The Effect of Agricultural Policy Reforms on Income Inequality in Swiss Agriculture – An Analysis for Valley, Hill and Mountain Regions, *Journal of Policy Modeling* 35(4): 638–651. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2012.03.005.

[40] El Benni, N., R. Finger, and S. Mann (2012a) Effects of Agricultural Policy Reforms and Farm Characteristics on Income Risk in Swiss Agriculture, *Agricultural Finance Review* 72(3): 301–324. https://doi.org/10.1108/00021461211277204.

[41] El Benni, N., R. Finger, S. Mann, and B. Lehmann (2012b) The Distributional Effects of Agricultural Policy Reforms in Switzerland, *Agricultural Economics (Czech Republic)* 58(11): 497–509. https://doi.org/10.17221/215/2011-AGRICECON.

[42] Enjolras, G., F. Capitanio, M. Aubert, and F. Adinolfi (2014) Direct Payments, Crop Insurance and the Volatility of Farm Income: Some Evidence in France and in Italy, *New Medit* 13(1): 31–40. https://newmedit.iamb.it/2014/02/08/direct-payments-crop-insurance-and-the-volatility-of-farm-income-some-evidence-in-france-and-in-italy/.

[43] European Commission (2017) Report on the Distribution of Direct Payments to Agricultural Producers (Financial Year 2016), https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/food-farming-fisheries/farming/documents/direct-aid-report-2016_en.pdf (accessed on January 31, 2019).

[44] European Commission (2018a) CAP Explained: Direct Payments for Farmers 2015-2020, https://euroalert.net/publication/610/cap-explained-direct-payments-for-farmers-2015-2020 (accessed on September 16, 2020).

[45] European Commission (2018b) The Common Agricultural Policy, Legal Texts and Factsheets on the EU Budget for the Future, https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/budget-proposals-common-agricultural-policy-may2018_en.pdf (accessed on July 30, 2019).

[46] Fang, H. and J. A. Rizzo (2011) Income Inequality Dynamics in Rural China from 1991 to 2006: The Role of Alternative Income Sources, *Applied Economics Letters* 18(14): 1307–1310. https://doi.org/10.1080/13504851.2010.535778.

[47] Feil, J.-H., O. Musshoff, and T. Roeren-Wiemers (2014) Farm Level Effects of Policy Reforms in Germany: First Empirical Evidence, *Journal of Policy Modeling* 36(6): 1036–1047. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.11.003.

[48] Ferraro, P. J. and J. J. Miranda (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 & Organization 107: 344–365. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.03.008.

[49] Fujibayashi, K. (2015) Japan: Grain and Feed Update - January 2015, GAIN report, JA5001, https://www.fas.usda.gov/data/japan-grain-and-feed-update-0 (accessed on June 10, 2019).

[50] 藤栄剛（2016）「農地・構造政策と農地集積」『農業経済研究』88(1)：67–82. https://doi.org/10.11472/nokei.88.67.

[51] 藤野信之（2011）「米戸別所得補償モデル事業の動向」『農林金融』64(4)：34–43. https://www.nochuri.co.jp/report/pdf/n1104jo1.pdf.

[52] Gardner, B. L. (1969) Determinants of Farm Family Income Inequality, *American Journal of Agricultural Economics* 51(4): 753–769. https://doi.org/10.2307/1237772.

[53] Gardner, B.L. (1987) *The Economics of Agricultural Policies*, New York: Macmillan.

[54] Garrone, M., D. Emmers, H. Lee, A. Olper, and J. Swinnen (2019) Subsidies and Agricultural Productivity in the EU, *Agricultural Economics* 50(6): 803–817. https://doi.org/10.1111/agec.12526.

[55] Giannakas, K., R. Schoney, and V. Tzouvelekas (2001) Technical Efficiency, Technological Change and Output Growth of Wheat Farms in Saskatchewan, *Canadian Journal of Agricultural Economics* 49(2): 135–152. https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.2001.tb00295.x.

[56] Hadrich, J. C. (2013) Quantifying the Sources of Revenue Variation in the Northern Great Plains, *Agricultural Finance Review* 73(3): 493–506. https://doi.org/10.1108/AFR-09-2012-0046.

[57] Hagerbaumer, J. B. (1977) The Gini Concentration Ratio and the Minor Concentration Ratio: A Two Parameter Index of Inequality, *Review of Economics and Statistics* 59(3): 377–379. https://doi.org/10.2307/1925059.

[58] 萩原英樹（2019）「外部環境の変化と政策対応―EU との比較から―」『農業経済研究』91(2)：193–206. https://doi.org/10.11472/nokei.91.193.

[59] Hansen, H. and F. Offermann (2016) Direktzahlungen in Deutschland – Einkommens- und Verteilungswirkungen der EU-Agrarreform 2013, (Direct payments in Germany – Income and Distributional Effects of the 2013 CAP Reform,) *German Journal of Agricultural Economics* 65(2): 77–93. (in German). https://doi.org/10.22004/ag.econ.284972.

[60] 畠山英夫（1995）「分布の取り扱いと変動係数について」『獣医情報科学雑誌』1995(34)：1–7. https://doi.org/10.2743/jve1986.1995.1.

[61] 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.
[62] 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.
[63] Hennessy, D. A. (1998) The Production Effects of Agricultural Income Support Policies Under Uncertainty, *American Journal of Agricultural Economics* 80(1): 46–57. https://doi.org/10.2307/3180267.
[64] 外園智史・前田幸嗣（2007）「コメ貿易における関税削減と直接支払いのポリシーミックス」『九州大学大学院農学研究院学芸雑誌』621：113–118. https://doi.org/10.15017/8884.
[65] 本間正義（2014）『農業問題―TPP 後，農政はこう変わる』筑摩書房.
[66] 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：112–124.
[67] Ibrahim, L. A., T. Sakurai, and T. Tachibana (2020) Local Rice Market Development in Ghana: Experimental Sales of Standardized Premium Quality Rice to Retailers, *Japanese Journal of Agricultural Economics*, 22: 118-122. https://doi.org/10.18480/jjae.22.0_118.
[68] 石田一喜・石亀裕樹（2012）「稲作生産性変化の定量的再検証―三要因への分解によって―」『農業経営研究』50(3)：45–49. https://doi.org/10.11300/fmsj.50.3_45.
[69] 石井圭一（2011）「EU からみた直接支払制度のあり方」『農業経済研究』82(4)：270–276. https://doi.org/10.11472/nokei.82.270.
[70] 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，75–89.
[71] 磯田宏・品川優（2011）『政権交代と水田農業：米政策改革から戸別所得補償対策へ』筑波書房.
[72] 伊藤順一・包宗順・倪鏡（2014）「中国江蘇省における農地の流動化―土地株式合作制度による取引費用の節減―」『農業経済研究』85(4)：205-219. https://doi.org/10.11472/nokei.85.205.
[73] Ito, J., H. N. Feuer, S. Kitano, and H. Asahi, (2019) Assessing the Effectiveness of Japan's Community-based Direct Payment Scheme for Hilly and Mountainous Areas, *Ecological Economics* 160: 62–75. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.01.036.
[74] Ito, J., H. N. Feuer, S. Kitano, and M. Komiyama (2018) A Policy Evaluation of the Direct Payment Scheme for Collective Stewardship of Common Property

Resources in Japan, *Ecological Economics* 152: 141–151. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2018.05.029.

[75] 岩田伸人（2011）「第４章 自由貿易体制下における農業・戸別所得補償制度の展望」岩田伸人・齋藤勝宏・安藤光義・松下秀介『戸別所得補償制度―農業強化と貿易自由化の「両立」を目指して―』21 世紀政策研究所：49–99. http://www.21ppi.org/pdf/thesis/111130_01.pdf.

[76] Jones, R. B. (1969) Stability in Farm Incomes, *Journal of Agricultural Economics* 20(1): 111–124. https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.1969.tb02322.x.

[77] Kaditi, E. A. and E. I. Nitsi (2011) Vertical and Horizontal Decomposition of Farm Income Inequality in Greece, *Agricultural Economics Review* 12(1): 69–80. https://doi.org/10.22004/ag.econ.178215.

[78] 梶井功（1973）『小企業農の存立条件』東京大学出版会.

[79] 梶井功（2011）「民主党農政かくあるべし――期待と現実」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：1–17.

[80] 加古敏之（1996）「農業の生産性」中安定子・荏開津典生編『農業経済研究の動向と展望』富民協会：92–105.

[81] Kastens, T. L. and A. M. Featherstone (1997) Federal Agricultural Improvement and Reform Act of 1996: A Kansas Perspective, *Review of Agricultural Economics* 19(2): 326–349. https://doi.org/10.2307/1349745.

[82] 加藤一郎（1985）『農業法』有斐閣.

[83] 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』81(1)：14–24. https://doi.org/10.11472/nokei.81.14.

[84] Kawasaki, K. (2010) The Costs and Benefits of Land Fragmentation of Rice Farms in Japan, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 54(4): 509–526. https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2010.00509.x.

[85] Kazukauskas, A., C. Newman, and J. Sauer (2014) The Impact of Decoupled Subsidies on Productivity in Agriculture: A Cross-country Analysis Using Microdata, *Agricultural Economics* 45(3): 327–336. https://doi.org/10.1111/agec.12068.

[86] Keeney, M. (2000) The Distributional Impact of Direct Payments on Irish Farm Incomes, *Journal of Agricultural Economics* 51(2): 252–265. https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2000.tb01227.x.

[87] Keeney, R. (2009) Transfer Efficiency and Distributional Impacts of U.S. Farm Support: Evidence from a Macro–Micro Simulation, *American Journal of Agricultural Economics* 91(5): 1289–1295. https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2009.01299.x.

[88] 金成㬚（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）』16(4)：229–239. https://agriknowledge.affrc.go.jp/RN/2010851137.pdf.
[89] Kim, Y. and J. Y. Lee (2020) Effects of Government Payments on Agricultural Productivity: The Case of South Korea, *Sustainability* 12(9): 3505. https://doi.org/10.3390/su12093505.
[90] Kimura, S., J. Antón, and C. LeThi (2010) *Farm level analysis of risk and risk management strategies and policies: Cross country analysis*, Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/18156797.
[91] 岸紘平・齋藤勝宏（2015）「東北・北陸における稲作生産のリスクおよび農家のリスク態度」『農業経済研究』87(2)：145–149. https://doi.org/10.11472/nokei.87.145.
[92] 北出俊昭（2016）『米の価格・需給と水田農業の課題―「減反」廃止への対応―』筑波書房.
[93] Knapp, E. and J. Loughrey (2017) The Single Farm Payment and Income Risk in Irish Farms 2005–2013, *Agricultural and Food Economics* 5(1): 9. https://doi.org/10.1186/s40100-017-0078-9.
[94] 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』71(1)：45–59. https://www.nochuri.co.jp/report/pdf/n1801re4.pdf.
[95] 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』20(2)：33–48. http://evaluationjp.org/files/Vol20_No2.pdf.
[96] 小糸健太郎（2001）「稲作における収量リスクとその影響」『2001 年度日本農業経済学会論文集』：47–49.
[97] 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』90(2)：126–143. https://doi.org/10.11472/nokei.90.126.
[98] 近藤功庸・笹木潤・山本康貴（2010）「日本における「稲作生産性停滞仮説」の再検証」『農林業問題研究』46(1)：14–22. https://doi.org/10.7310/arfe.46.14.
[99] 近藤功庸・山本康貴（2003）「減反開始期以降におけるわが国稲作生産性の停滞とその要因―Malmquist TFP 指数分析からの接近―」『2003 年度日本農業経済学会論文集』：355–359.
[100] 近藤功庸・山本康貴（2004a）「地域別に見たわが国稲作生産性の推移とその要因―減反開始期以降を対象として―」『農林業問題研究』40(1)：242–245. https://doi.org/10.7310/arfe1965.40.242.
[101] 近藤功庸・山本康貴（2004b）「減反開始期以降におけるわが国稲作生産性変化に対する地域別貢献度分析」『2004 年度日本農業経済学会論文集』：83–89.

[102] 近藤功庸・山本康貴・笹木潤（2005）「減反開始期以降におけるわが国稲作生産性の経済収束分析」『農業経営研究』43(2)：45–48. https://doi.org/10.11300/fmsj1963.43.2_45.

[103] Kondo, K., Y. Yamamoto, and J. Sasaki (2017) Total Factor Productivity of the Japanese Rice Industry, *Asian Economic Journal* 31(4): 331–353. https://doi.org/10.1111/asej.12134.

[104] 厚生労働省（2019）『平成 29 年 所得再分配調査報告書』. https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450422&tstat=000001024668&cycle=7&tclass1=000001132883&tclass2val=0（2021 年 8 月 27 日参照）.

[105] 髙武孝充（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・髙武孝充・村田武編著『水田農業と期待される農政転換』筑波書房：135–162.

[106] 熊谷尚夫（1964）『経済政策原理』岩波書店.

[107] 國光洋二（2011）「日本農業における全要素生産性の変化と影響要因」『2011 年度日本農業経済学会論文集』：1–8.

[108] 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』49(4)：501–510. https://doi.org/10.7310/arfe.49.501.

[109] Kunimitsu, Y., T. Iizumi, and M. Yokozawa (2014) Is long-term Climate Change Beneficial or Harmful for Rice Total Factor Productivity in Japan: Evidence from A Panel Data Analysis, *Paddy and Water Environment* 12(2): 213–225. https://doi.org/10.1007/s10333-013-0368-0.

[110] 國光洋二・工藤亮治・飯泉仁之直・横沢正幸（2014）「稲作の総合生産性に対する気候変動と空間的従属性の影響—空間計量経済モデルによる分析—」『地域学研究』44(3)：305–325. https://doi.org/10.2457/srs.44.305.

[111] 黒田誼（2005）「日本農業における技術変化の研究：展望」泉田洋一編『近代経済学的農業・農村分析の 50 年』農林統計協会：121–158.

[112] Latruffe, L., H. Guyomard, and C. L. E. Mouel (2009) The Role of Public Subsidies on Farms' Managerial Efficiency: An Application of a Five-stage Approach to France, Working Paper SMART – LERECO No 09-05, Rennes: SMART-LERECO. https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01595142/document.

[113] Latruffe, L. and Y. Desjeux (2016) Common Agricultural Policy Support, Technical Efficiency and Productivity Change in French Agriculture, *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies* 97(1): 15–28. https://doi.org/10.1007/s41130-016-0007-4.

[114] Latruffe, L. and J. Fogarasi (2009) Farm Performance and Support in Central and Western Europe: A Comparison of Hungary and France, Working Paper

SMART-LERECO No 09-07, Rennes: SMART-LERECO. https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01462369/document.

[115] Lau, L. J., P. A. Yotopoulos, E. C. Chou, and W. -L. Lin (1981) The Microeconomics of Distribution: A Simulation of the Farm Economy, *Journal of Policy Modeling* 3(2): 175–206. https://doi.org/10.1016/0161-8938(81)90026-0.

[116] Lee, J. E. (2006a) Inequality and Globalization in Europe, *Journal of Policy Modeling* 28(7): 791–796. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2006.04.013.

[117] Lee, Y. K. (2006b) Production and Income Effects of Direct Payments Program for Rice Industry, *Korean Journal of Agricultural Economics* 47(2): 51–67. https://agris.fao.org/agris-search/search.do?recordID=KR2006017055. (in Korean).

[118] Lee, M. (2005) The Income Distribution Effect of the Direct Payment Program for Paddy, *Journal of Rural Development/Nongchon-Gyeongje* 28(1): 1–16. https://doi.org/10.22004/ag.econ.288261. (in Korean).

[119] Lerman, R. I. and S. Yitzhaki (1985) Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States, *Review of Economics and Statistics* 67(1): 50–53. https://doi.org/10.2307/1928447.

[120] Levine, M. and M. H. H. Ensom (2001) Post Hoc Power Analysis: An Idea Whose Time Has Passed?, *Pharmacotherapy* 21(4): 405–409. https://doi.org/10.1592/phco.21.5.405.34503.

[121] Levy, A. (1987) Income Inequality and the Distribution of Ownership of Productive Resources: Theory and Application with Lognormal Distribution, *Journal of Policy Modeling* 9(2): 321–336. https://doi.org/10.1016/0161-8938(87)90031-7.

[122] Li, G. (1985) Robust Regression, in D.C. Hoaglin, F. Mosteller, and J.W. Tukey, eds., *Exploring data tables, trends, and shapes*. Hoboken: John Wiley & Sons, 281–343.

[123] Li, J., M. W. Feldman, S. Li, and G. C. Daily (2011) Rural Household Income and Inequality Under the Sloping Land Conversion Program in Western China, *Proceedings of the National Academy of Sciences* 108(19): 7721–7726. https://doi.org/10.1073/pnas.1101018108.

[124] Lim, C. -R., H. -J. Jeong, S. -S. Lim, and W.-H. Chung (2018) An Analysis of the Effects of Direct Rice Income Compensation Payment Program on Farm Income by Farm Typology, *Korean Journal of Agricultural Management and Policy* 45(3): 567–588. http://www.riss.kr/search/detail/DetailView.do?p_mat_type=1a0202e37d52c72d&control_no=6c93502b2b02954c7f7a54760bb41745. (in Korean).

[125] Luh, Y. -H. and M. -F. Wei (2018) Distributional Effect of the Farmer Pension Program in Taiwan, *China Agricultural Economic Review* 11(1): 180–205. https://doi.org/10.1108/caer-05-2017-0104.

[126] Majewski, E., A. Was, W. Guba, G. Dalton, and J. Landmesser (2008) Risk of Low Incomes Under Different Policy Scenarios, in M. P. M. Meuwissen, A. P. M. M. van Asseldonk, and R. B. M. Huirne eds., *Income Stabilization in European Agriculture: Design and Economic Impact of Risk Management Tools,* Wageningen: Wageningen Academic Publishers, 55–77.

[127] Mandal, S., K. K. Datta, and T. D. Lama (2010) Economic Evaluation of Farming System Research in NEH Region: Some Issues, *Indian Journal of Agricultural Economics* 65(1): 118–134. https://doi.org/10.22004/ag.econ.204674.

[128] Martinez Cillero, M., F. Thorne, M. Wallace, and J. Breen (2019) Technology Heterogeneity and Policy Change in Farm-level Efficiency Analysis: An Application to the Irish Beef Sector, *European Review of Agricultural Economics* 46(2): 193–214. https://doi.org/10.1093/erae/jby028.

[129] Mary, S. (2013) Assessing the Impacts of Pillar 1 and 2 Subsidies on TFP in French Crop Farms, *Journal of Agricultural Economics* 64(1): 133–144. https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2012.00365.x.

[130] 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』42：125–165. http://id.nii.ac.jp/1548/00000460/.

[131] 松田裕子（2004）『EU 農政の直接支払制度』農林統計協会.

[132] 松下秀介（2017）「先進的農業経営体の経営環境とリスク対応—規範的モデル分析を中心に—」『農業経済研究』89(2)：119–135. https://doi.org/10.11472/nokei.89.119.

[133] Mennig, P. and J. Sauer (2020) The Impact of Agri-environment Schemes on Farm Productivity: A DID-matching Approach, *European Review of Agricultural Economics* 47(3): 1045–1093. https://doi.org/10.1093/erae/jbz006.

[134] Meuwissen, M. P. M., M. A. P. van Asseldonk, and R. B. M. Huirne eds. (2008) *Income Stabilisation in European Agriculture: Design and Economic Impact of Risk Management Tools,* Wageningen: Wageningen Academic Publishers.

[135] Minviel, J. J. and L. Latruffe (2017) Effect of Public Subsidies on Farm Technical Efficiency: A Meta-analysis of Empirical Results, *Applied Economics* 49(2): 213–226. https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1194963.

[136] Mishra, A., H. El-Osta, and J. M. Gillespie (2009) Effect of Agricultural Policy on Regional Income Inequality Among Farm Households, *Journal of Policy Modeling* 31(3): 325–340. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2008.12.007.

[137] Mishra, A. K. and C. L. Sandretto (2002) Stability of Farm Income and the Role of Nonfarm Income in U.S. Agriculture, *Review of Agricultural Economics* 24(1): 208–221. https://doi.org/10.1111/1058-7195.00014.
[138] 溝口敏行・高山憲之・寺崎康博(1978)「戦後日本の所得分布(Ⅱ)」『経済研究』29(1)：44–60. https://hdl.handle.net/10086/23593.
[139] 森田明（2006a）「直接支払いの出現と世界の農政」岸康彦編『世界の直接支払制度』農林統計協会：131–148.
[140] 森田明（2006b）「EU（欧州連合）」岸康彦編『世界の直接支払制度』農林統計協会：3–20.
[141] Moshoeshoe, R. (2020) Long-term Effects of Free Primary Education on Educational Achievement: Evidence from Lesotho, Policy Research Working Paper 9404, Washington, D.C.: World Bank, https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/34502.
[142] 村田泰夫（2010）『戸別所得補償制度の衝撃―「作らせない農政」から「作らせる農政」への転換―』農林統計協会.
[143] 中島隆博（2002）「米価不確実性下における稲作農家の危険回避行動―シンプルなジョイント分析―」『農業経営研究』40(1)：10–19. https://doi.org/10.11300/fmsj1963.40.1_10.
[144] 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』88(1)：99–114. https://doi.org/10.11472/nokei.88.99.
[145] 南石晃明（2015）「稲作経営に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：37–54.
[146] 日本農業新聞（2020）「国民民主党農林水産調査会長舟山康江氏に聞く 直接支払い政策柱に 国の生産調整関与強化を」『日本農業新聞』2020 年 11 月 27 日：2.
[147] 日本農業新聞（2021a）「立憲，農村も支持低迷 「ポスト戸別補償」示せず」『日本農業新聞』2021 年 2 月 8 日：3.
[148] 日本農業新聞（2021b）「戸別補償復活を提起 衆院選公約の土台 立憲基本政策」『日本農業新聞』2021 年 4 月 5 日：3.
[149] 日本農業新聞（2021c）「立憲 直接支払い新設提起 米生産調整政府で 衆院選政策」『日本農業新聞』2021 年 6 月 10 日：2.
[150] 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』：13–18.
[151] 西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮（2019）『計量経済学』有斐閣.
[152] 西澤栄一郎（2006）「アメリカ」岸康彦編『世界の直接支払制度』農林統計協会：82–96.

[153] 農林水産省（2010）「【参考】水田・畑作経営所得安定対策の過去の交付状況」，https://www.maff.go.jp/j/kobetu_ninaite/keiei/pdf/19_22_kako_kouhu.pdf（2021 年 7 月 22 日参照）．
[154] 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_jissiyioukou.pdf（2019 年 12 月 21 日参照）．
[155] 農林水産省（2012）「平成 23 年度の農業者戸別所得補償制度の支払実績について」，https://www.maff.go.jp/j/kobetu_ninaite/keiei/attach/pdf/kouhyo-9.pdf（2021 年 7 月 22 日参照）．
[156] 農林水産省（2015）『平成 25 年産米及び麦類の生産費』農林統計協会.
[157] 農林水産省（2019）「作況指数，10a 当たり収量，平年収量及び一等米比率の推移」，https://www.maff.go.jp/j/study/suito_sakugara/h30_3/.（2021 年 8 月 21 日参照）．
[158] 農林水産省（2021）「米をめぐる状況について（令和３年７月）」，https://www.maff.go.jp/j/seisan/kikaku/attach/pdf/kome_siryou-312.pdf.（2021 年 8 月 21 日参照）．
[159] OECD (1994) *Agricultural Policy Reform: New Approaches. The Role of Direct Income Payments*. Paris: OECD Publications.
[160] OECD (1999) Distributional Effects of Agricultural Support in Selected OECD Countries, AGR/CA(99)8/FINAL, https://www.iatp.org/sites/default/files/Distributional_Effects_of_Agricultural_Support.htm (accessed on January 30, 2019).
[161] OECD (2000) *Agricultural Policies in OECD Countries: Monitoring and Evaluation 2000,* Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/agr_oecd-2000-en.
[162] OECD (2001) *Agricultural Policies in OECD Countries: Monitoring and Evaluation 2001*, Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/agr_oecd-2001-en.
[163] OECD (2009) *Managing Risk in Agriculture: A Holistic Approach*, Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/9789264075313-en.
[164] OECD (2019) *Innovation, Agricultural Productivity and Sustainability in Japan, OECD Food and Agricultural Reviews*, Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/92b8dff7-en.
[165] 大泉一貫（2010）「米政策の転換と大規模水田複合経営の経営成長」『農業経済研究』82(2)：82–92. https://doi.org/10.11472/nokei.82.82.
[166] 大竹文雄（2005）『日本の不平等』日本経済新聞社.
[167] 奥田晋一・黒柳俊雄(1976)「農家・非農家の租税実質負担率と所得再分配効果の計測」『北海道大学農經論叢』32：63–84. http://hdl.handle.net/2115/10909.

[168] Olley, G. S. and A. Pakes (1996) The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry, *Econometrica* 64(6): 1263–1297. https://doi.org/10.2307/2171831.

[169] Pattanayak, C. W., D. B. Rubin, and E. R. Zell (2011) Propensity Score Methods for Creating Covariate Balance in Observational Studies, *Revista Española de Cardiología* 64(10): 897–903. https://doi.org/10.1016/j.rec.2011.06.008.

[170] Pufahl, A. and C. R. Weiss (2009) Evaluating the Effects of Farm Programmes: Results from Propensity Score Matching, *European Review of Agricultural Economics* 36(1): 79–101. https://doi.org/10.1093/erae/jbp001.

[171] Pyatt, G., C. Chen, and J. Fei (1980) The Distribution of Income by Factor Components, *Quarterly Journal of Economics* 95(3): 451–473. https://doi.org/10.2307/1885088.

[172] Rakhine, T. M.・千年篤（2012）「近年の日本における地域間農家所得格差の変化とその要因」『農業経営研究』50(1)：76–81. https://doi.org/10.11300/fmsj.50.1_76.

[173] Rao, V. M. (1969) Two Decompositions of Concentration Ratio, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)* 132(3): 418–425. https://doi.org/10.2307/2344120.

[174] Rizov, M., J. Pokrivcak, and P. Ciaian (2013) CAP Subsidies and Productivity of the EU Farms, *Journal of Agricultural Economics* 64(3): 537–557. https://doi.org/10.1111/1477-9552.12030.

[175] Saiful Nathan, S. B. and M. Mohd Rosli (2016) Distributional Effects of Non-farm Incomes in a Malaysian Rice Bowl, *International Journal of Social Economics* 43(2): 205–220. https://doi.org/10.1108/IJSE-09-2013-0200.

[176] 斎藤和佐（2008）「高度経済成長期以降の農家間所得格差」『農業経済研究報告』39：17–43. http://hdl.handle.net/10097/40906.

[177] Sant'Anna, P. H. C. and J. Zhao (2020) Doubly Robust Difference-in-differences Estimators, *Journal of Econometrics* 219(1): 101–122. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.06.003.

[178] 笹木潤・近藤功庸・山本康貴（2005）「パネル単位根検定によるわが国稲作生産性の経済収束分析—減反開始期以降を対象として—」『農林業問題研究』41(1)：110–113. https://doi.org/10.7310/arfe1965.41.110.

[179] 澤田学(1977)「米価支持政策による所得再分配効果の推計」『北海道大学農經論叢』33：53–67. http://hdl.handle.net/2115/10920.

[180] 澤田学(2007)「畑作物政策と品目横断的経営安定対策：欧米との比較(2005 年度秋季大会シンポジウム『品目横断的政策と畑作農業』)」『北海道農業経済研究』13(2)：3–19. http://hdl.handle.net/2115/63608.

[181] Schmid, E., M. F. Hofreither, and F. Sinabell (2006) Impacts of CAP Instruments on the Distribution of Farm Incomes – Results for Austria, Discussion paper No. DP-13-2006, Wien: Universität für Bodenkultur Wien. https://wpr.boku.ac.at/wpr_dp/DP-13-2006.pdf.

[182] Serra, T., B. K. Goodwin, and A. M. Featherstone (2005) Agricultural Policy Reform and Off-farm Labour Decisions, *Journal of Agricultural Economics* 56(2): 271–285. https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2005.00004.x.

[183] Severini, S. and A. Tantari (2013a) The Effect of the EU Farm Payments Policy and its Recent Reform on Farm Income Inequality, *Journal of Policy Modeling* 35(2): 212–227. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2012.12.002.

[184] Severini, S. and A. Tantari (2013b) The Impact of Agricultural Policy on Farm Income Concentration: The Case of Regional Implementation of the CAP Direct Payments in Italy, *Agricultural Economics* 44(3): 275–286. https://doi.org/10.1111/agec.12010.

[185] Severini, S. and A. Tantari (2015) The Distributional Impact of Agricultural Policy Tools on Italian Farm Household Incomes, *Journal of Policy Modeling* 37(1): 124–135. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.01.004.

[186] Severini, S., A. Tantari, and G. Di Tommaso (2016a) Do CAP Direct Payments Stabilise Farm Income? Empirical Evidences from a Constant Sample of Italian Farms, *Agricultural and Food Economics* 4(1): 6. https://doi.org/10.1186/s40100-016-0050-0.

[187] Severini, S., A. Tantari, and G. Di Tommaso (2016b) The Instability of Farm Income. Empirical Evidences on Aggregation Bias and Heterogeneity Among Farm Groups, *Bio-based and Applied Economics* 5(1): 63–81. https://doi.org/10.13128/BAE-16367.

[188] Severini, S., A. Tantari, and G. Di Tommaso (2017) Effect of Agricultural Policy on Income and Revenue Risks in Italian Farms, *Agricultural Finance Review* 77(2): 295–311. https://doi.org/10.1108/afr-07-2016-0067.

[189] 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』91(2)：146–163. https://doi.org/10.11472/nokei.91.146.

[190] 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.

[191] 生源寺眞一（2006）『現代日本の農政改革』東京大学出版会.

[192] 生源寺眞一（2011）『日本農業の真実』筑摩書房.

[193] 食料・農業・農村基本政策研究会（2000）『食料・農業・農村基本法解説：逐条解説』大成出版社.

[194] Singh, K. (2007) Economics and Determinants of Fish Production and its Effects on Family Income Inequality in West Tripura District of Tripura, *Indian Journal of Agricultural Economics* 62(1): 113–125. https://doi.org/10.22004/ag.econ.204508.

[195] Singh, S. R. and K. K. Datta (2013) Future of Smallholders in the Indian Dairy Sector – Some Anecdotal Evidence, *Indian Journal of Agricultural Economics* 68(2): 182–194. https://doi.org/10.22004/ag.econ.206330.

[196] 住本雅洋・草苅仁（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』49(4)：519–523. https://doi.org/10.7310/arfe.49.519.

[197] 鈴木英之（2006）「ジニ係数の要因分解手法の検討と地域間賃金格差への適用」『地域政策研究』19：1–78. https://www.dbj.jp/reportshift/report/local_research/pdf_all/vol_19_all.pdf.

[198] 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』89(4)：261-276. https://doi.org/10.11472/nokei.89.261.

[199] 高山憲之（1980）『不平等の経済分析』東洋経済新報社.

[200] Takayama, T., N. Hashizume, and T. Nakatani (2020) Impact of Direct Payments on Agricultural Land Use in Less-favoured Areas: Evidence from Japan, *European Review of Agricultural Economics* 47(1): 157–177. https://doi.org/10.1093/erae/jbz008.

[201] 高山太輔・正木卓・中谷朋昭・堀部篤（2015）「農地保有合理化法人の設立は農地の流動化を促すか―北海道における市町村段階の農地保有合理化法人を対象として―」『農村計画学会誌』34(2)：151–159. https://doi.org/10.2750/arp.34.151.

[202] 高山太輔・中谷朋昭（2011）「中山間地域等直接支払制度による耕作放棄の抑制効果―北海道の水田・畑作地帯を対象として―」『農業情報研究』20(1)：19–25. https://doi.org/10.3173/air.20.19.

[203] Takayama, T., T. Nakatani, T. Senda, and T. Fujie (2021) Less-favoured-area Payments, Farmland Abandonment and Farm Size: Evidence from Hilly and Mountainous Areas in Japan, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 65(3): 658–678. https://doi.org/10.1111/1467-8489.12425.

[204] 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：87–112.

[205] Tantari, A., F. Pierangeli, and C. Cardillo (2019) Assessing the Impact of Direct Payments Convergence on Farm Income Inequality: The Case of Italian Farms, *Journal of International Food & Agribusiness Marketing* 31(4): 417–428. https://doi.org/10.1080/08974438.2019.1599761.

[206] Taylor, J. E. (1992) Remittances and Inequality Reconsidered: Direct, Indirect, and Intertemporal Effects, *Journal of Policy Modeling* 14(2): 187–208. https://doi.org/10.1016/0161-8938(92)90008-Z.

[207] Thapa, G., K. Otsuka, and R. Barker (1992) Effect of Modern Rice Varieties and Irrigation on Household Income Distribution in Nepalese villages, *Agricultural Economics* 7(3–4): 245–265. https://doi.org/10.1016/0169-5150(92)90052-Z.

[208] 豊田敬（1987）「税の累進度と所得再分配係数」『経済研究』38(2)：166–170. https://doi.org/10.15057/22473.

[209] Tuyen, T. Q. (2016) Income Sources and Inequality Among Ethnic Minorities in the Northwest Region, Vietnam, *Environment, Development and Sustainability* 18(4): 1239–1254. https://doi.org/10.1007/s10668-015-9700-8.

[210] USDA (2020) Agricultural Productivity in the U.S., https://www.ers.usda.gov/data-products/agricultural-productivity-in-the-us/ (accessed on June 12, 2020).

[211] Van Biesebroeck, J. (2007) Robustness of Productivity Estimates, *Journal of Industrial Economics* 55(3): 529–569. https://doi.org/10.1111/j.1467-6451.2007.00322.x.

[212] von Witzke, H. (1979) Prices, Common Agricultural Price Policy and Personal Distribution of Income in West German Agriculture, *European Review of Agricultural Economics* 6(1): 61–80. https://doi.org/10.1093/erae/6.1.61.

[213] von Witzke, H. and S. Noleppa (2007) Agricultural and Trade Policy Reform and Inequality: The Distributive Effects of Direct Payments to German Farmers Under the EU's New Common Agricultural Policy, Working Paper Series 10289, Berlin: Humboldt University Berlin, Department of Agricultural Economics. http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.10289.

[214] Vrolijk, H.C.J., C. J. A. M. De Bont, P. W. Blokland, and R. A. M. E. Soboh (2010) Farm Viability in the European Union: Assessment of the Impact of Changes in Farm Payments, LEI report 2010-011, Project code 31964, The Hague: LEI Wageningen UR. https://edepot.wur.nl/138917 (accessed on August 5, 2019).

[215] Wang, S. L., J. Huang, X. Wang, and F. Tuan (2019) Are China's Regional Agricultural Productivities Converging: How and why?, *Food Policy* 86: 101727. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.05.010.

[216] Wang, M., F. Liu, and M. Zheng (2021) Air Quality Improvement from COVID-19 Lockdown: Evidence from China, *Air Quality, Atmosphere & Health* 14(4): 591–604. https://doi.org/10.1007/S11869-020-00963-Y.

[217] WTO (1995) Agreement on Agriculture, https://www.wto.org/english/docs_e/legal_e/14-ag_01_e.htm (accessed on April 14, 2020).

[218] 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　人文社会科学論集』8(1)：31–63. http://id.nii.ac.jp/1588/00002736/.

[219] 山本康貴（1994）「個別経営間における生産費格差とその要因—北海道酪農の費用効率分析—」『農業経済研究』66(3)：135–143. https://doi.org/10.11472/nokei.66.135.

[220] 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』79(3)：154–165. https://doi.org/10.11472/nokei.79.154.

[221] Yee, J., M. C. Ahearn, and W. Huffman (2004) Links Among Farm Productivity, Off-farm Work, and Farm Size in the Southeast, *Journal of Agricultural and Applied Economics* 36(3): 591–603. https://doi.org/10.1017/S1074070800026882.

[222] 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）』87：75–104. https://doi.org/10.15113/00013166.

[223] Yuan, K. -H. and S. Maxwell (2005) On the Post Hoc Power in Testing Mean Differences, *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 30(2): 141–167. https://doi.org/10.3102/10769986030002141.

[224] Zhengfei, G. and A. O. Lansink (2006) The Source of Productivity Growth in Dutch Agriculture: A Perspective from Finance, *American Journal of Agricultural Economics* 88(3): 644–656. https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00885.x.

[225] Zhu, X. and A. O. Lansink (2010) Impact of CAP Subsidies on Technical Efficiency of Crop Farms in Germany, the Netherlands and Sweden, *Journal of Agricultural Economics* 61(3): 545–564. https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2010.00254.x.

[226] 朱満徳・李辛一・程国強（2015）「綜合性収入補貼対中国玉米全要素生産率的影響分析——基于省級面板数拠的 DEA-Tobit 両階段法」『中国農村経済』2015(11)：4–14+53. https://oversea.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CJFD&dbname=CJFDLAST2016&filename=ZNJJ201511003&uniplatform=NZKPT&v=VyaiHoTN%25mmd2FCfpuIgRhFVdefBdaGvLa7iQUeCccI9zL2qtV3XD8Sd9HuBLX8tJhvia.

[227] Zulauf, C. (2012) Farm Payment Limits: History and Observations, *farmdoc daily* (2):118, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana- Champaign, June 21, 2012.

[228] Zulauf, C. and D. Orden (2014) The US Agricultural Act of 2014: Overview and Analysis, IFPRI Discussion Paper 01393, Washington, D.C.: IFPRI. https://www.ifpri.org/publication/us-agricultural-act-2014-overview-and-analysis (accessed on September 17, 2020).

謝　辞

本研究を遂行し，学位論文として取りまとめるにあたり，多くの方々からご指導とご支援を賜りました．初めに，指導教員としてご指導いただいた，農業環境政策学研究室の山本康貴先生（北海道大学大学院農学研究院教授）と澤内大輔先生（北海道大学大学院農学研究院講師）には，謹んで深謝の意を表します．主査をお引き受けいただいた山本康貴先生は，学部 3 年次から約 7 年間にわたり，テーマ決定から本論文の取りまとめに至るまで，終始一貫して熱意をもってご指導くださいました．また，消極的な私に対し辛抱強く叱咤激励いただき，国際学会への参加など多くの成長の機会を与えてくださいました．副査をお引き受けいただいた澤内大輔先生には，2015 年 9 月のご着任から 6 年余り，テーマ決定からデータの入手，本論文の取りまとめに至るまで，心温かいご配慮に満ちたご指導をいただきました．特に，注意力の散漫な私の計測や論文草稿に対し，細部にわたり丁寧にご指導くださいました．

副査をお引き受けいただいた近藤巧先生（北海道大学大学院農学研究院教授）と合崎英男先生（北海道大学大学院農学研究院准教授）には，論文の構成や技術的な点などについて極めて貴重なご意見をいただきました．また，平素より度々励ましの言葉をいただきました．ご指導やお心遣いに対し，心より感謝申し上げます．

農業経済学分野の先生方には，本論文の取りまとめにあたり有益なご助言を多数いただいた他，日頃よりお気遣いをいただきました．先生方のご支援が無ければ，私は本論文の執筆に至ることすらできませんでした．特にコース長の東山寛先生（北海道大学大学院農学研究院教授）は，折に触れて温かいお言葉をかけてくださいました．厚く御礼申し上げます．

近藤功庸先生（旭川大学経済学部教授），Simone Severini 先生（Professor, Department of Agriculture and Forest Sciences, University of Tuscia），陳永福先生（中国農業大学経済管理学院教授），および赤堀弘和先生（秋田県立大学生物資源科学部助教）には，共同研究者として平素より多数のご指導とご支援を賜りました．ここに感謝の意を表します．本論文には共同研究の成果が含まれますが，指導教員である山本康貴先生と澤内大輔先生の他，共著者である近藤功庸先生と Simone Severini 先生には，研究成果を本論文の一部として用いることをご快諾いただきました．重ねて御礼申し上げます．

宋柱昌博士（韓国全羅北道庁）と董思源氏（北海道大学大学院）には，韓国と中国における先行研究の整理にご協力いただきました．農業環境政策学研究室を始めとする農業経済学分野の大学院生および学部生の方々からも，本論文を取りまとめるうえで多くの有用なご助言と励ましの言葉をいただきました．また，本論文の提出にあたっては，農業環境政策学研究室の後輩の方々にご協力いただきました．感謝申し上げます．

加えて，北大祭事務局の同期，先輩，後輩の方々や，農学部の同期諸氏を始めとする友人たちとの交流は，私にとって精神的な支えであったとともに，研究を進めるうえでの刺激となりました．家族は，私の好き勝手な進路に対して反対をすることもなく見守り続け

てくれるとともに，長きにわたって経済的支援を続けてくれました．本当にありがとうございました．

最後に，データの入手については農林水産省統計部の皆様に多大なご協力を頂きました．ここに記して謝意を表します．本論文の一部は科学研究費助成事業（挑戦的研究(萌芽)・課題番号 18K19243，特別研究員奨励費・課題番号 20J10895）によるものです．

令和 3 年 10 月 1 日

日田アトム