

# 我が国の農業に関する経済分析

-農林業センサス（1990-2010）に基づくシミュレーション-

東京大学 経済学研究科

課程博士 学位論文

齋藤経史



# 我が国の農業に関する経済分析

－農林業センサス（1990-2010）に基づくシミュレーション－

齋藤経史

## 目次

第 1 章 はじめに.....	9
1.1 本論文の目的と構成.....	10
第 2 章 農地の転用期待に関する分析.....	13
2.1 はじめに.....	14
2.2 農地転用と農業規模に関するデータ .....	16
2.2.1. 農地転用に関する都道府県別データ .....	16
2.2.2. 農地転用の年間期待収入と農業規模 .....	19
2.3 2 段階の離散選択モデル.....	22
2.3.1. 離散選択モデルの構造.....	22
2.3.2. 農家の選択と農林業センサスデータとの対応.....	23
2.3.3. 説明変数の設定 .....	25
2.3.4. 稲作生産関数による期待稲作収入の導出 .....	26
2.3.5. 農地の利用方法ごとの現在価値の導出 .....	31
2.3.6. 離散選択モデルの推定.....	36
2.4 転用期待がない状況のシミュレーション分析 .....	40
2.4.1. シミュレーションの設定 .....	40
2.4.2. シミュレーション結果.....	41

2.5 おわりに .....	43
補論 2-1：農林業センサスにおける調査対象と農家区分 .....	44
補論 2-2：農地の現在価値の導出過程 .....	45
<b>第 3 章 稲作生産調整政策に関する分析 .....</b>	<b>47</b>
3.1 はじめに .....	48
3.2 稲作生産調整政策の変遷と交付金に関する設定 .....	51
3.2.1. 稲作生産調整政策の変遷 .....	51
3.2.2. 農業の担い手（認定農業者・集落営農組織） .....	52
3.2.3. 2019 年に見込まれる稲作生産調整に関する交付金（ベース設定） .....	54
3.2.4. 政策変更に関するシミュレーション設定 .....	57
3.3 離散選択モデルの設定と推定 .....	61
3.3.1. 離散選択モデルの分析対象農家 .....	61
3.3.2. 離散選択モデルの分析対象地域 .....	62
3.3.3. 離散選択モデルの構造 .....	63
3.3.4. 農家の選択と農林業センサスデータの対応 .....	65
3.3.5. 説明変数の設定 .....	67
3.3.6. 稲作および転作の期待利潤の導出 .....	70
3.3.7. 離散選択モデルの推定 .....	78
3.4 2019 年における稲作生産調整政策のシミュレーション分析 .....	82
3.4.1. 将来予測に関するシミュレーション設定 .....	82
3.4.2. 政策変更設定における均衡米価の導出と経済厚生の変化 .....	84
3.4.3. 各主体の便益に関する定義と日本全体の田作への変換 .....	92
3.4.4. 離散選択モデルに基づくシミュレーション（45 都府県の田作販売農家） .....	95

3.4.5. 各主体の便益に関する分析（日本全体の田作に関する推計） .....	98
3.5 おわりに .....	102
補論 3-1：ソーラーシェアリング制度 .....	104
補論 3-2：ソーラーシェアリング（農地利用に中立な交付金）の設定 .....	105
<b>第 4 章 集落営農に関する分析</b> .....	<b>109</b>
4.1 はじめに .....	110
4.2 稲作生産関数の推定 .....	113
4.2.1. 農業集落および稲作生産に関するデータ .....	113
4.2.2. 区間形式のデータに対する推定方法 .....	116
4.2.3. サンプルセレクションに関する推定と補正 .....	117
4.2.4. 稲作生産関数の推定結果 .....	119
4.3 個別農家での稲作生産のシミュレーション分析 .....	123
4.3.1. 稲作生産額の導出 .....	123
4.3.2. 稲作生産費用および売上原価率の導出 .....	123
4.3.3. 個別農家での稲作生産のシミュレーション結果 .....	125
4.4 集落営農による稲作生産のシミュレーション分析 .....	126
4.4.1. 費用シェアの測定とシミュレーションの設定 .....	126
4.4.2. 集落営農による稲作生産のシミュレーション結果 .....	129
4.4.3. 個別農家での稲作生産との比較 .....	131
4.5 おわりに .....	135
<b>第 5 章 おわりに</b> .....	<b>137</b>
5.1 各章の要約 .....	138

5.2 総括 .....	140
--------------	-----

参考文献

謝辞

## 図表目次

### 第2章

図表 2-1	2004 年における田の転用に関する年間期待収入と農業規模.....	18
図表 2-2	2004 年における農地転用に関する期待収入と農地規模の散布図（3 種） .....	20
図表 2-3	農家の経営継続・規模の選択構造 .....	22
図表 2-4	経営耕地規模別データによる稲作生産関数の推定結果.....	29
図表 2-5	稲作生産関数の予測値の比較（農林業センサス 2000、新潟県、 平年並み作況） .....	30
図表 2-6	農地利用の選択構造 .....	32
図表 2-7	作付面積と選択の現在価値（農林業センサス 2000, 新潟県, 作況指数 100） .....	35
図表 2-8	農業経営継続と規模選択に関する離散選択モデルの推定結果.....	38
図表 2-9	農地転用期待に関するシミュレーション結果（農林業センサス 2005 時点） .....	41
図表 2-10	稲作面積および労働生産性のヒストグラム（農林業センサス 2005 時点） .....	42

### 第2章補論

図表 A2-1	農林業センサスにおける農家の区分.....	44
---------	-----------------------	----

### 第3章

図表 3-1	2019 年度に見込まれる稲作生産調整に関する交付金（ベース設定） .....	55
図表 3-2	農林業センサス 2010 における農家数と一戸あたりの経営耕地面積.....	62
図表 3-3	田作農家の選択構造の樹形図 .....	64
図表 3-4	農林業センサス 2005 から 2010 への選択（秋田県の田作販売農家） .....	66
図表 3-5	期待農産物生産額の導出 .....	73
図表 3-6	田作作物の期待収入と費用（2009 年の秋田県：産稲作生産調整目標達成ケース） .....	77
図表 3-7	4 段階の離散選択モデルの推定結果 .....	79
図表 3-8	主食用米市場における均衡とベース設定からの乖離に関する調整.....	85
図表 3-9	〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕における経済厚生の変化 .....	87
図表 3-10	政府介入のない米の総生産量に近づける政策変化が経済厚生に与える影響.....	91
図表 3-11	2019 年に関するシミュレーション結果（45 都府県の田作販売農家） .....	95
図表 3-12	2019 年におけるベース設定からの便益変化（日本全体に関する推計値） .....	99

## 第4章

図表 4-1	農業集落数、稲作農家数、稲作農家の投入（農林業センサス 2000 42 府県販売農家） .....	115
図表 4-2	米の販売のプロビット推定結果 .....	118
図表 4-3	稲作生産関数の推定結果 .....	120
図表 4-4	個別農家での生産：米の生産額あたりの費用（農林業センサス 2000：42 府県販売農家） ...	125
図表 4-5	稲作の費用割合（農林業センサス 2000：新潟県） .....	127
図表 4-6	各設定における稲作生産に関する投入と費用（農林業センサス 2000：42 府県販売農家） ...	127
図表 4-7	集落営農での生産：米の生産額あたりの費用（農林業センサス 2000：42 府県販売農家） ...	130
図表 4-8	米の生産額あたりの費用に関するヒストグラム（個別農家および集落営農での稲作） .....	131
図表 4-9	稲作労働一人日あたり生産額および稲作利潤.....	133
図表 4-10	稲作労働一人日あたり生産額および稲作利潤に関するヒストグラム .....	133



## 第1章 はじめに

## 1.1 本論文の目的と構成

本論文では、農林業センサスのデータを用いて、我が国の農業改革の阻害要因・農業政策の効果を定量的に分析することを目的としている。本論文の第2章から第4章では、農地の転用期待・稲作生産調整政策・集落営農を取り扱っている。各章の分析は、日本において重要とされている農業制度・農業政策に着目した農地利用に関連した分析となっている。

農業にとって、農地は最も重要な生産要素であるとともに、農業改革の焦点でもある。農業生産において規模の経済が存在し、一般に規模拡大が平均費用を低下させることは共通認識となっている。このため、古くは1961年に制定された農業基本法から農業規模の拡大を政策目標として掲げ、50年以上にわたってそれを促進する政策が実施されてきた。国際化・グローバル化が進展する現在において、農業規模の拡大による生産性の向上は、従前以上に喫緊の課題となっている。我が国を含む12カ国は、2015年10月5日に環太平洋戦略的経済連携協定（TPP）の大筋合意に至った。TPPをはじめとする国内外の農産物市場の統合に対応するために、農業規模拡大・農業生産性の向上の重要性は、より一層高まっている。

しかし、北海道を除く都府県に着目すれば、我が国における農業規模の拡大は遅々として進んでいない。都府県の農家における平均的な経営耕地面積（田・畑・果樹園の作付面積の和）は、農林業センサス1990において89a(=10 m<sup>2</sup>)、農林業センサス2010において97aである。20年間における平均経営耕地面積の変化は、9%の微増にすぎない。<sup>1</sup> また、農林水産省が公表している「米をめぐる関係資料」によれば、日本における平均的な農家の経営規模はアメリカ合衆国の1%、EUの17%にすぎない。<sup>2</sup> 我が国において農業規模拡大の進展は緩慢であり、農業規模は海外に比べて大幅に低い水準となっている。

我が国において、農業規模の拡大が進展しない主たる要因として、神門（2006）、高橋（2009）、有本・中嶋（2010）、本間（2010）、山下（2010）では、農地の転用期待を挙げている。農家が許可を受けて、宅地等への転用目的で農地を売却する場合、耕作目的で売買される農地価格に比べて高額となる。この農地転用の利益が、農地の流動化を阻害し、農業規模拡大の阻害要因となっていると指摘されている。第2章においては、農地の転用期待が、稲作規模・生産性に与える影響を定量的に分析する。

農業規模の拡大をはじめとする農業生産性の向上は重要である一方で、農産物を購入する消費者、それに加えて納税によって農業・農村に支出される交付金を負担する納税者を軽視することはできない。消費者・納税者との関わりが強い農業政策として、稲作生産調整政策が挙げられる。稲作生産調整政策は、主食用米の供給量を低く抑えることで米価を高く維持し、消費者の負担となってい

---

<sup>1</sup> 北海道における農家の平均経営耕地面積は、農林業センサス1990において1,081a、農林業センサス2010において1,840aである。北海道における農家の平均経営耕地面積は20年間で70%増加している。

<sup>2</sup> 米をめぐる関係資料([http://www.maff.go.jp/j/seisan/kikaku/kome\\_siryou.html](http://www.maff.go.jp/j/seisan/kikaku/kome_siryou.html))

る。同時に田において小麦・大豆といった転作作物の作付を促すため、稲作生産調整に協力した農家に交付金が支払われており、納税者の負担ともなっている。また、2010年度から飼料用米・米粉用米といった非主食用米に対する交付金が重点化され、農家は米の用途を非主食用米に限定することで、小麦・大豆に比べても高額の交付金を受給できる。第3章においては、小麦・大豆に対する転作交付金、非主食用米への用途限定の各稲作生産調整政策が、消費者・納税者・生産者の便益および経済厚生に与える影響を定量的に分析する。

第2章および第3章においては、農業規模拡大の阻害要因に相当する農地の転用期待、稲作生産調整政策に変更があった場合における農業規模の変化を分析している。農業規模の拡大は、一般に農地の借り入れによって行われるため、同一の農業集落内で農地を貸し出す農家も存在しなくてはならない。我が国において現実的な農業規模の上限は、同一農業集落内の農地であると考えられる。特定の農家が主導して、農業集落が一体となっていく農作業の共同化は、集落営農として注目を集めている。集落営農は、農業規模の実質的な拡大策としても、農業就業人口減少への対抗策としても期待されている。第4章では、集落営農によって達成できる経営効率・生産性を定量的に分析する。

以上のように第2章においては生産者に焦点を当て、我が国における農業規模拡大の主たる阻害要因となっている農地の転用期待を分析する。第3章においては、農業生産と消費者・納税者との関わりに焦点を当て、稲作生産調整政策を分析する。第4章においては、我が国の農業生産が潜在的に達成できる経営効率・生産性に焦点を当て、集落営農を分析する。各章の着眼点は異なるが、いずれの章も我が国の農業において、注目を集めている農業改革の阻害要因・農業政策である。本論文では、農林業センサスのデータを用いて、これらの改革の阻害要因・農業政策をシミュレーションによって定量的に評価する。



## 第2章 農地の転用期待に関する分析

## 2.1 はじめに

稲作に代表される土地利用型農業において、その生産性は土地利用の大規模化に強く依存している。こうした点を認識して、わが国では長年にわたり農地利用の大規模化をその政策目標としてきた。1961年に制定された農業基本法では『農業経営の規模の拡大〔中略〕を図る』（第2条3）と記され、以後50年以上にわたって農家の規模の拡大を目的とした農地関連政策が施行されてきた。それにもかかわらず、北海道を除く都府県の農家の平均経営耕地面積は、農林業センサス1990において89a、農林業センサス2010において97aであり、20年間での増加率は9%にすぎない。農林水産省が公表している「米をめぐる関係資料（2015年7月）」によれば、日本における平均的な農家の経営規模はアメリカ合衆国の1%、EUの17%となっている。<sup>3</sup>本章では、日本において農家の経営規模の拡大を阻害する要因の一つとして挙げられる「農地転用に対する期待」をとりあげ、その影響について定量分析を行う。

「農地転用」とは、農地を住宅、工場、道路等に用地変更することを指している。農地転用は、農地法や農業振興地域の整備に関する法律（農振法）によって原則禁止となっているが、現実には農林水産大臣あるいは都道府県知事の許可のもとで広く行われてきた。<sup>4</sup>転用される際の農地価格は、耕作目的として取引される農地価格と比べて数倍となるとされている。<sup>5</sup>このため磯辺（1985）、神門（1996, 2006）では、零細農家であっても農地を容易に手放さず、転用期待が農業経営の大規模化・農業の収益性の向上を阻害していると指摘している。本間（2010）、山下（2010）をはじめとする農業経済学の文献および高橋（2009）、有本・中嶋（2010）の農地制度、農地流動化に関するサーベイにおいても農地転用制度に関する課題を大きく採り上げている。しかしながら、転用期待が経営規模に与える効果に関して、経済モデルに基づく定量分析は筆者が知る限り皆無であった。農地の転用機会の存在が、わが国農業にどれだけの影響を与えているのかを明らかにすることは、農地転用制度のあり方を考える上で重要である。

本章では、土地利用型農業を代表するとともにわが国の農産物の中で最大のシェアを持つ稲作に焦点を当て、農地の転用期待が稲作農家の経営規模やその生産性に与える影響を離散選択モデルによって定量的に分析する。本章の分析に用いる農林業センサス構造動態統計では、5年前における調査から当期における調査への経営耕地規模別の遷移数が行列形式で公開されている。5年前の調査時点の経営耕地規模別農家を選択主体、当期の調査の経営耕地規模・離農を選択肢とし、農地の転用期待に関連する農家の選択を分析する。

---

<sup>3</sup> 米をめぐる関係資料([http://www.maff.go.jp/j/seisan/kikaku/kome\\_siryou.html](http://www.maff.go.jp/j/seisan/kikaku/kome_siryou.html))

<sup>4</sup> 田原（2005）では農地価格の実証分析によって、転用規制が厳格に運用されるべき農用地区域内においても転用規制が完全ではないことを示している。生源寺（2003）では、自治体によっては農用地区域からの除外手続きがルーチン化している可能性を示唆している。

<sup>5</sup> 公共用地の取得に伴う損失補償基準において「取得する土地に対しては、正常な、取引価格をもって補償するとする」（第8条）とされている。損失補償基準に用地の指定はないが、企業による土地開発に準じる補償額とすることが一般的である。

本章における分析の手順は大きく二段階に区分される。分析の第一段階では農家の退出および経営規模の選択に関する離散選択モデルを推定する。この離散選択モデルの説明変数として、稲作生産関数の推定から得られた稲作収入、農地の転用期待に関する現在価値を設定する。分析の第二段階では離散選択モデルの推定結果を用いて、転用期待がなかった場合における農家の選択のシミュレーションによって評価する。より具体的には、農林業センサス 2005 の調査時点に当たる 2004 年に関してシミュレーションを行い、転用期待が農家の稲作規模、労働生産性に与える影響を定量的に測定する。

先んじて本章における 2004 年に関するシミュレーション結果を述べれば次の通りである。10 年前から農地の転用期待が解消していた場合、農家の平均稲作面積は転用期待がある場合に比べて 49a から 66a へ 34%増加する。また、稲作の労働生産性に相当する労働 1 人日あたりの稲作生産額は 4,455 円から 5,687 円へ 28%増加する。農地の転用期待が農業規模拡大を阻害し、労働生産性の停滞を招いている。

本章の次節以降においては、前述したシミュレーション結果に至るまでの分析過程を示す。2 節においては、転用期待および農業規模に関するデータを示し、その関係を概観する。3 節では農家の選択に関する離散選択モデル、その説明変数となる農地利用の現在価値を作成し、推定を行う。4 節では離散選択モデルの推定結果に基づき転用期待がないケースのシミュレーションを行い、転用期待が稲作規模、労働生産性に与える影響を定量的に評価する。5 節は本章における結語である。

## 2.2 農地転用と農業規模に関するデータ

### 2.2.1. 農地転用に関する都道府県別データ

本節では耕作からの利潤を含めた分析に先立って、1年あたりの農地転用に関する期待収入  $Ed$  と農業規模の関係を概観する。1年あたりの農地転用に関する期待収入  $Ed$  は2つの変数に依存している。1つ目の変数は1年あたりの農地転用が可能となる確率  $Pd$  であり、本章においては農地面積に占める1年あたりの転用面積から算出する。2つ目の変数は転用可能となった場合のキャピタルゲインであり、転用目的の農地価格  $Sd$  と耕作目的の農地価格  $Sf$  の差分から算出する。1年あたりの農地転用に関する期待収入  $Ed$  は、1年あたりの転用確率  $Pd$  と農地価格の差分  $(Sd - Sf)$  を掛け合わせた(2.1)式によって算出できる。

$$Ed = Pd(Sd - Sf) \quad (2.1)$$

続いてデータを(2.1)式に代入して、1年あたりの農地転用に関する期待収入  $Ed$  を導出する。なお、以降の節においては農地転用期待、耕作がもたらす利潤が農家の選択に与える影響を分析する。この耕作がもたらす利潤を特定するためには作物を特定する必要がある。本章においては、日本人の主食であるとともに、農産物の生産額シェアが最も大きい稲作（米）に着目する。<sup>6</sup> 本章では稲作の利潤に着目するため、転用期待に関しても田における転用確率  $Pd$ 、利用目的別の田の価格差分  $(Sd - Sf)$  に着目する。

農地転用に関する期待収入  $Ed$  は、都道府県別データを用いて算出する。農地転用の期待収入に関する1種類目の変数である転用確率の分子に当たる転用面積は、土地管理情報収集分析調査〔農地の移動と転用〕（農林水産省）から田に関する転用面積合計を収集した。<sup>7</sup> 転用確率の分母に当たる田の総面積は、固定資産等の概要調書（総務省）の田に関する面積を利用した。農地転用の期待収入に関する2種類目の変数にあたる転用目的の農地価格  $Sd$ 、耕作目的の農地価格  $Sf$  として、田畑売買価格等に関する調査結果（全国農業会議所）のデータを使用した。<sup>8</sup> 以上のデータを(2.1)式に代入して1年あたりの農地転用に関する期待収入  $Ed$  を導出する。

図表 2-1 の左側の[E1]～[E4]は、2004年に関する転用割合  $Pd$ 、転用目的の農地価格  $Sd$ 、耕作目的の農地価格  $Sf$ 、それらから算出された1年あたりの農地転用に関する期待収入  $Ed$  を都道府

<sup>6</sup> 生産農業所得統計によれば、2013年における農業総産出額の8兆5,748億円のうち20.8%に当たる1兆7,864億円が米の産出額となっている。

<sup>7</sup> 土地管理情報収集分析調査には、農地法4条に基づく同一の所有者における農地転用面積と農地法5条に基づく所有権の移転を伴う農地転用面積がそれぞれ記載されている。農地法4条に基づく転用は、転用時点で農地売却益が得られないが、転用後は宅地としての売却が可能となる。このため、所有権の移転を伴わない農地転用においても、転用しての売却と同等の資産価値の向上があると見なし、本章における転用面積には農地法4条に基づく面積も加算している。

<sup>8</sup> 田畑売買価格等に関する調査結果は、都市計画法による区域別に公表されている。都道府県の平均売却価格は公表されていないため、回答した旧市町村数で加重平均をとった中田（標準程度の環境の田）の売却価格を用いた。



県別に示している。図表 2-1 の [A1] [A2] では、農林業センサス 2005 の総農家に関する指標を示し、[C1] ~ [C3] では販売農家に関する指標を示している。なお、本章の分析において主たるデータとして利用する農林業センサスは、タイトルに示された年の 2 月 1 日を調査時点とし、それまでの 1 年間の農業生産に関する調査をしている。このため、本章の分析では農林業センサス以外のデータも農林業センサスの調査対象時点と時点を合わせるべく西暦の末尾が 4 年、9 年に関するデータを用いる。なお、農林業センサス 2005 において調査設計の大幅な改正があったため、農林業センサス 2005 から 2010 への遷移データは本章の分析に利用できない。<sup>9</sup> よって、図表 2-1 では、評価対象となる最も新しい時点である 2004 年に関する田の転用に関する指標、農業規模に関する指標を示している。

図表 2-1 の [E1:田の年間転用割合  $Pd$ ] は、田の転用面積を総面積で割ることで、転用確率に当たる転用割合を示している。[E2:転用目的の田の売却価格  $Sd$ ] [E3:耕作目的の田の売却価格  $Sf$ ] は、目的別の田の売却価格を示している。これらデータから(2.1)式を用いて [E4:田の転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] を算出した。図表 2-1 の [E4:転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] の最下段に示している全国平均は、1a あたり 5,889 円となっている。米及び麦類の生産費（農林水産省）によれば、2004 年における 1a あたりの稲作生産額の全国平均値は 11,850 円である。全国平均値においても米の生産額の約 50%に相当する転用に関する期待収入額が見込まれるため、転用期待は農家の土地利用に無視できない影響があることが推察される。転用期待は耕作の有無にかかわらず存在することを考慮すると、農業経営の規模や耕作放棄に看過できない影響があると考えられる。

また、図表 2-1 は [E4:転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] が、地域によっても大きく異なることを示している。東京都、神奈川県、愛知県、大阪府においては、米の生産額を大幅に超える期待収入額が見込まれる。その一方で、稲作の生産地として代表的な東北地方や北陸地方においては転用に関する期待収入が比較的小さい。また、図表 2-1 は 2004 年に関する指標を示しているが、転用割合の低下によって転用に関する期待収入額は経年的に低下している。全国における 1 年あたりの田の転用割合は 1994 年で 0.50%、1999 年で 0.40%、2004 年で 0.31%、2009 年で 0.25%と低下している。<sup>10</sup> この転用割合の低下が主たる要因となり、転用に関する期待収入額の全国平均値は 1994 年で 11,463 円、1999 年で 8,559 円、2004 年で 5,889 円、2009 年で 4,902 円と低下している。<sup>11</sup> 転用に関

<sup>9</sup> 農林業センサス 2005 から基本的な調査対象が農家から農業経営体へと変化した。また農林業センサス 2005 では、本章の分析に重要な役割を果たす自給的農家に関する調査が簡略化された。農林業センサス 2005 においては自給的農家に包括的な ID を付与しておらず、農林業センサス 2010 の構造動態統計では 5 年前の自給的農家からの遷移が把握できない。農林業センサス 2005 における調査設計の改訂は吉村（2008）が詳しい。

<sup>10</sup> 神門（2006）では統計から漏れている違反転用と耕作放棄後の転用が増加していることを論じている。しかしながら、本章ではあくまで公表データに基づく定量分析を行う。

<sup>11</sup> 安藤（2005）では実需なき農地転用の増加していることを論じ、農地価格が低下傾向にあることを指摘している。本章の分析で作成した [転用目的の売却額－耕作目的の売却価格] は、1994 年で 229.9 万円/a、2009 年で 196.7 万円/a となっている。農地転用に関する期待収入の低下は価格の差分の減少も一部寄与している。

する期待収入は、地域差が大きいことに加えて経年的に変化している。これらの転用に関するデータを用いることで、転用期待が農家の行動に与える影響を分析する。

図表 2-1 2004 年における田の転用に関する年間期待収入と農業規模

列コード	[E1]	[E2]	[E3]	[E4]	[A1]	[A2]	[C1]	[C2]	[C3]
データ項目 都道府県	田の年間 転用割合: $P_d$	転用目的の田の 売却価格: $S_d$ (1aあたり: 万円)	耕作目的の田の 売却価格: $S_f$ (1aあたり: 万円)	田の転用に 関する年間 期待収入: $E_d$ (1aあたり: 円)	総農家数 (万戸)	総農家の 平均経営 耕地面積 (a)	販売農家数 (万戸)	販売農家の 平均経営 耕地面積 (a)	販売農家の 平均稲作 作付面積 (a)
*北海道	0.10%	82.1	3.8	805	5.91	1,637	5.20	1,859	237
青森県	0.21%	113.3	20.8	1,916	6.16	178	5.08	212	97
岩手県	0.18%	153.8	12.3	2,543	8.60	136	6.73	169	86
宮城県	0.21%	140.0	18.0	2,522	7.79	144	6.27	174	120
秋田県	0.16%	79.6	11.0	1,085	7.20	177	6.03	207	146
山形県	0.21%	172.8	31.6	2,976	6.16	172	4.90	211	138
福島県	0.19%	124.5	20.7	1,930	10.44	119	8.06	148	97
茨城県	0.20%	193.4	23.9	3,322	11.47	112	8.48	145	76
栃木県	0.22%	206.6	18.2	4,167	7.15	151	5.60	188	109
群馬県	0.50%	280.5	54.6	11,339	6.25	84	3.85	125	41
埼玉県	0.82%	557.2	144.1	33,996	7.93	79	5.27	109	58
千葉県	0.28%	228.0	38.1	5,291	8.20	114	6.37	141	86
*東京都	8.18%	2616.4	306.0	1,890,575	1.37	46	0.74	71	3
*神奈川県	1.54%	1318.6	328.4	152,018	2.97	52	1.64	79	16
新潟県	0.23%	159.9	26.1	3,097	10.65	138	8.20	174	134
富山県	0.31%	102.4	27.1	2,366	3.97	113	3.15	137	105
石川県	0.41%	148.4	34.4	4,707	3.17	104	2.23	140	104
福井県	0.32%	191.6	36.6	4,967	3.44	97	2.60	122	92
山梨県	0.54%	239.2	55.9	9,875	3.97	48	2.25	71	16
長野県	0.36%	247.1	50.6	7,061	12.69	64	7.47	95	38
岐阜県	0.51%	275.7	102.5	8,752	7.85	54	4.48	80	45
静岡県	0.48%	490.2	87.9	19,507	7.67	68	4.60	102	30
愛知県	0.86%	558.2	210.2	29,901	9.17	63	5.16	99	45
三重県	0.33%	178.4	34.5	4,786	5.97	80	3.99	110	69
滋賀県	0.38%	229.5	56.8	6,642	4.34	102	3.15	133	96
京都府	0.32%	351.7	86.3	8,613	3.89	61	2.44	87	54
*大阪府	1.47%	1054.5	559.2	72,729	2.79	35	1.18	59	35
兵庫県	0.34%	266.8	57.8	7,082	10.50	57	6.51	80	51
奈良県	0.46%	369.0	129.7	11,008	3.06	51	1.68	78	45
和歌山県	0.51%	247.6	55.4	9,877	3.65	72	2.56	96	23
鳥取県	0.28%	180.1	21.3	4,387	3.50	78	2.49	101	49
島根県	0.29%	103.9	8.1	2,815	4.43	66	2.93	90	61
岡山県	0.39%	177.1	45.9	5,101	8.18	63	5.17	89	58
広島県	0.38%	303.5	111.5	7,331	7.40	57	4.21	86	51
山口県	0.34%	169.2	17.9	5,195	5.00	72	3.23	102	66
徳島県	0.40%	351.6	52.6	11,935	3.88	60	2.44	85	48
香川県	0.68%	265.6	47.3	14,763	4.70	56	3.13	74	41
愛媛県	0.51%	232.2	53.2	9,057	5.59	73	3.70	101	35
高知県	0.31%	181.6	65.8	3,622	3.25	63	2.11	87	51
福岡県	0.47%	225.8	73.0	7,181	7.50	96	5.45	126	69
佐賀県	0.40%	114.4	17.5	3,904	3.79	127	3.12	150	89
長崎県	0.21%	200.5	12.2	4,032	4.20	83	2.85	114	43
熊本県	0.27%	127.5	19.4	2,946	7.42	116	5.43	152	70
大分県	0.27%	168.1	20.5	4,014	5.25	79	3.52	109	60
宮崎県	0.35%	191.3	24.8	5,858	5.07	102	3.52	139	50
鹿児島県	0.36%	104.0	10.5	3,329	8.88	93	5.43	141	34
*沖縄県	0.22%	123.2	9.6	2,455	2.40	110	1.72	148	3
全国計	0.31%	245.5	54.8	5,889	284.82	127	196.34	176	76
出所	固定資産の価格 等の概要調査(総 務省)・農地の移 動と転用(農林水 産省)	田畑売買 価格等に関する 調査結果 (全国農業 会議所)	田畑売買 価格等に関する 調査結果 (全国農業 会議所)	左記より算出	農林業センサス (農林水産省)				

\* 本章では北海道、東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県を除いた42府県を次節以降のデータ分析の対象としている。

## 2.2.2. 農地転用の年間期待収入と農業規模

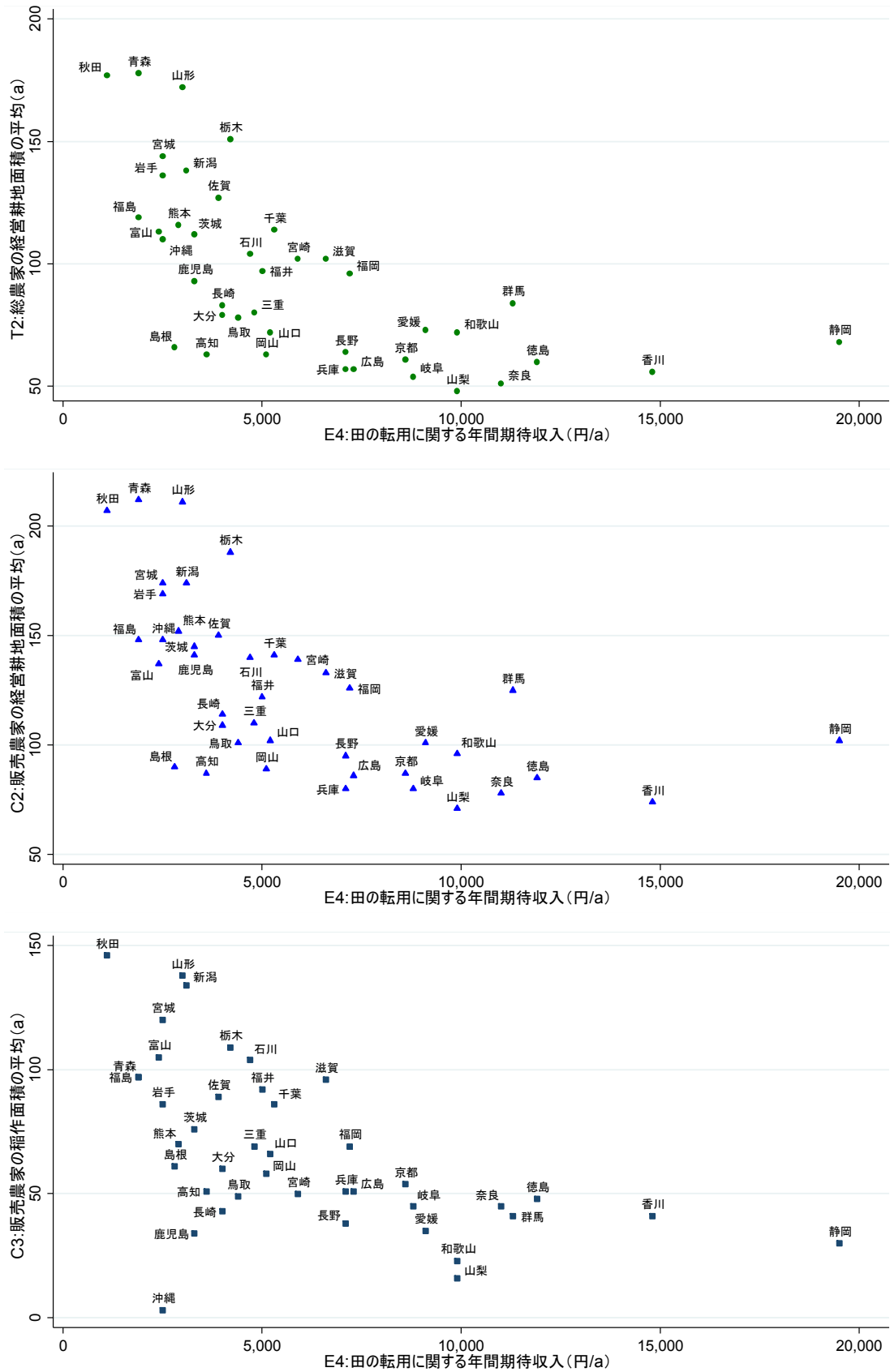
続いて、図表 2-1 の右側より農林業センサス 2005 における都道府県別の農業規模を概観する。農林業センサスにおいて総農家は販売農家と自給的農家から構成され、その区分は補論の A2-1 に示している。概して、自給的農家は経営耕地規模が  $30 \text{ a}^{\text{アール}}$  (=3,000 m<sup>2</sup>)未満の零細農家に対応している。なお、農林業センサスにおける経営耕地は、田、畑、果樹園の耕地の総和を意味している。農林業センサス 2005 においては総農家の 31.1%を占める自給的農家の調査は簡略化され、自給的農家に関する田、畑、果樹園の内訳が調査されなくなっている。このため、図表 2-1 では、全ての農家に関して把握できる調査項目である [T1: 総農家数] [T2: 総農家の平均経営耕地面積] を表している。

本章においては、転用の期待収入と稲作農業利潤が農家の選択に与える影響を分析する。このため、農林業センサスにおいて、農業生産に関する詳細な調査を行っている販売農家のデータを利用する。販売農家に関しては、経営耕地面積の内数である稲作面積の調査をしており、その総面積を公表している。稲作面積を販売農家数で割ることで、販売農家一戸あたりの平均稲作面積を導出することができる。図表 2-1 の右側では販売農家に関する指標である [C1:販売農家数] [C2:販売農家の平均経営耕地面積] [C3:販売農家の平均稲作面積] を都道府県別に示している。

図表 2-1 の [E4:田の転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] と総農家の指標である [T2: 総農家の平均経営耕地面積] の二列を比較すると、両者に負の相関関係があることが分かる。また [E4:田の転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] と [C2:販売農家の平均経営耕地面積] [C3:販売農家の平均稲作面積] それぞれの間にも負の相関関係が観察される。さらには [T1:総農家数] に占める [C1:販売農家数] から各都道府県に占める販売農家の割合を把握することができる。[E4:田の転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] が大きい都道府県ほど、販売農家の割合が低い関係が確認される。

図表 2-2 は図表 2-1、[E4:田の転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] を横軸にとり、農業規模を縦軸にとった散布図となっている。図表 2-2 の上段は [T2:総農家の平均経営耕地面積]、中段は [C2:販売農家の平均経営耕地面積]、下段は [C3:販売農家の平均稲作面積] を縦軸にとっている。なお、図表 2-1 において、経営耕地規模が群を抜いて大きい北海道、田の転用に関する年間期待収入が 20,000 円を超える埼玉県、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府は図の見やすさを考慮して図から除外している。図表 2-2 の 3 つの図では、府県によって総農家に占める販売農家の割合および経営耕地に占める稲作面積の割合が異なるため、点が上下に動いている。しかし、図表 2-2 の 3 つの図で [E4:田の転用に関する年間期待収入  $Ed$ ] が高い府県は、農業規模が低い傾向は共通している。

図表 2-2 2004 年における農地転用に関する期待収入と農地規模の散布図（3 種）



図表 2-2 に示した関係は転用の期待収入が大きくなると、農業経営の規模拡大が進まず、小規模農家が滞留する様子が推察される。また、詳細な農業生産データを把握できる販売農家の稲作においても総農家の経営耕地規模の傾向と概ね類似している。ただし、図表 2-2 に示した散布図は、転用の期待収入と農業経営の規模との間の相関関係であって因果関係を表しているわけではない。また、耕作をしながら農地転用の機会を待つケースが考えられるため、耕作から得られる利潤に関しても転用期待と整合的に考える必要がある。転用期待が農業規模に与える影響を分析するためには、耕作から得られる利潤を考慮して、農業継続や経営耕地規模を変化させるメカニズムを経済モデルで書き表す必要がある。次節では、農地の転用機会が農業経営の規模に与える影響を明らかにするための離散選択モデルを示す。

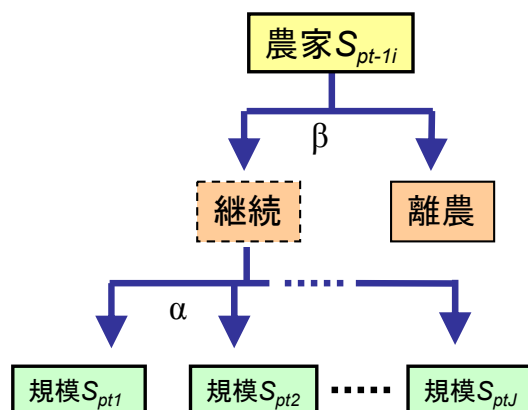
また、図表 2-1 にて示したように北海道の農業規模は都府県に比べ極端に大きい。一方で東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県は農家数の少なさが一因となり、分析に必要な稲作生産に関するデータが欠測しているケースが多い。加えて、本章においては、代表的な農作物として、稲作に着目するが、これらの都道府県では図表 2-1 における「C2:販売農家の平均経営耕地面積」に占める「C3:販売農家の平均稲作面積」が小さく、畑作・果樹作が主たる農業となっていると考えられる。このため、次節以降の分析では北海道、東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県を除いた 42 府県のデータを利用する。加えて、前述したように農林業センサスでは自給的農家に対して農業生産に関する調査を行っていない。このため自給的農家のデータを直接利用することはできない。しかしながら、転用期待による零細農家の滞留を分析する本章において、自給的農家を分析から除外することは適切ではない。このため、本章では販売農家のデータを用いて自給的農家のデータを補填する。この自給的農家に関するデータの補填の方法は次節の稲作生産関数の推定にて示す。

## 2.3 2段階の離散選択モデル

### 2.3.1. 離散選択モデルの構造

本節においては農家の農業継続、経営規模の選択を表す離散選択モデルの構築、推定を行う。本章では、農家は第一段階の選択として農業経営の継続または離農を選択し、経営を継続する場合において農業規模を選択する二段階の離散選択モデルを想定する。図表 2-3 が示すように府県  $p$  の  $t$  期において農業規模  $i$  を持つ農家  $S_{pt-1i}$  が存在すると想定する。農家  $S_{pt-1i}$  は  $t$  期への遷移において第一段階の選択として農業経営を継続するか否かを選択し、継続を選択した農家は第二段階の選択として農業規模  $j$  を選択するものとする。

図表 2-3 農家の経営継続・規模の選択構造



以降では簡略化のため、府県  $p$ 、時点  $t$  のサブスクリプトを省いて表記する。規模  $i$  の農家（以下、農家  $i$  と呼ぶ）は、 $J$  種の農業規模の選択肢に直面し、規模  $j$  を選ぶ確率を  $P_{ij}$  とする。この確率は以下のように農家  $i$  が経営継続  $L$  を決める確率  $P_{Li}$  と、農家  $i$  が経営継続を決めた条件のもとで農業規模  $j$  を選ぶ確率  $P_{ij|L}$  との積で(2.2)式の形で表すことができる。

$$P_{ij} = P_{ij|L} \cdot P_{Li} \quad (2.2)$$

多段階の選択があるモデルにおいては、より後の選択肢から数式を設定する。<sup>12</sup> (2.2)式の経営耕地規模の選択  $P_{ij|L}$  の関数形として条件付ロジットモデルを仮定すると、規模の選択に関するパラメータ  $\beta$  とその説明変数  $x_{ij}$  を使って以下のように表すことができる。

<sup>12</sup> 本章における Nested Logit モデルは直感的な導出を考慮して、NNNL(non-normalized nested logit)を使っている。Heiss (2002)ではNNNLとRUMNL(random utility maximization nested logit)を比較し、両者は推定値のスケーリングが異なることを論じている。本章のモデルにおいては、二段階目の推定値に inclusive value の推定値を掛け合わせれば、RUMNLの推定値に変換できる。

$$P_{ij|L} = \frac{\exp(\alpha x_{sij})}{\sum_{k=1}^J \exp(\alpha x_{sik})} \quad (2.3)$$

ここで、規模の選択に関する説明変数  $x_{sij}$  は、規模  $i$  の農家が 5 年後に規模  $j$  を選択する際に影響を与える変数である。

(2.2)式において一段階目の選択である農業経営の継続を選ぶ確率  $P_{Li}$  は、継続の選択に関するパラメータ  $\beta$  とその説明変数  $x_{ci}$  を使って以下のように表せる。

$$P_{Li} = \frac{\exp(\beta x_{ci} + \gamma \log(\sum_{k=1}^J \exp(\alpha x_{sik})))}{\exp(\beta x_{ci} + \gamma \log(\sum_{k=1}^J \exp(\alpha x_{sik}))) + 1} \quad (2.4)$$

農業継続の選択に関する説明変数  $x_{ci}$  は、農家  $i$  が農業経営を存続するか否かを判断する際に影響を与える説明変数である。なお、(2.4)式にある  $\gamma$  は二段階目の経営耕地規模の選択が、一段階目の経営継続に与える効果を現しており、inclusive value と呼ばれる。(2.3)式と(2.4)式より(2.2)式は、(2.5)式のように表せる。

$$P_{ij} = P_{ij|L} \cdot P_{Li} = \frac{\exp(\alpha x_{sij})}{\sum_{k=1}^J \exp(\alpha x_{sik})} \cdot \frac{\exp(\beta x_{ci} + \gamma \log(\sum_{k=1}^J \exp(\alpha x_{sik})))}{\exp(\beta x_{ci} + \gamma \log(\sum_{k=1}^J \exp(\alpha x_{sik}))) + 1} \quad (2.5)$$

規模の選択に関する説明変数  $x_{sij}$ 、農業継続の選択に関する説明変数  $x_{ci}$  を与え、観測される  $P_{ij}$  に対する尤度が最も高くなるように  $\alpha, \beta, \gamma$  を推定する。以降では選択主体、選択肢に当たる  $P_{ij}$  および説明変数  $x_{sij}$ 、 $x_{ci}$  の設定を論じる。

### 2.3.2. 農家の選択と農林業センサスデータとの対応

本章においては農家の選択を表すデータとして、公表されている農林業センサスの構造動態統計を用いる。構造動態統計では、5 年前の調査における経営耕地規模から当該調査における状況（離農・現在の経営耕地規模）の変遷を行列形式のカウントデータで公表している。県別に公表されている構造動態統計を農家の経営継続、継続した場合の規模選択のデータとして利用することで、(2.5)式に示した離散選択モデルに対応させる。ここでは、離散選択モデルの選択主体  $i$  および選択肢  $j$  と構造動態統計の対応に関して説明する。

離散選択モデルの選択主体  $i$  として、農林業センサス構造動態統計における 5 年前の経営規模ごとの農家を設定する。農林業センサス 2005 の構造動態統計では、農林業センサス 2000 から 2005 への

経営耕地規模別の遷移が公表されている。農林業センサス 2005 の構造動態統計において販売農家の経営耕地規模(a)の区分は [10,30), [30,50), [50,100), [100,150), [150,200), [200,250), [250,300), [300,400), [400,500), [500,750), [750,1000), [1000,1500), [1500,∞) の 13 区分となっている。ただし、[10,30) の経営耕地を持つ販売農家は補論 2-1 に示すように、50 万円以上の農産物販売額がある例外規定農家である。例外規定農家は農林業センサス 2005 において、196.3 万の販売農家のうち 2.6 万戸の 1.3% にすぎない。加えて、例外規定農家は土地利用型の農業を行っていないことが見込まれるため、本章の分析には選択主体としても選択肢としても例外規定農家を除外する。一方で自給的農家は農林業センサス 2005 において 88.5 万戸であり、総農家 284.8 万戸の 31.1% を占めている。自給的農家の農業生産に関する調査は実施されていないが、農家数が大きいことに加えて零細農家に着目する分析で捨象することができない。このため、自給的農家に関する農業生産の状況は、後述する稲作生産関数の推定によってデータを補填し選択主体に加える。本章の離散選択分析では各府県において、例外規定農家を除く経営耕地規模別の販売農家と自給的農家を選択主体  $i$  とする。

離散選択モデルの選択肢  $j$  として、農林業センサス構造動態統計の当該調査における規模を設定する。農林業センサス 2005 以前の構造動態統計では 5 年前の調査において存在していた農家数のうち離農・不明となった農家数を公表している。これらの離農・不明を農業からの退出と見なし、選択肢の一つとする。<sup>13</sup> よって選択主体  $i$  として示した経営耕地規模別の販売農家、自給的農家に離農を加えて選択肢  $j$  とする。なお、農林業センサスにおいて、過去 5 年間の新設農家が農家全体に占める割合は小さく、新設農家は一般に小規模な自給的農家である。<sup>14</sup> このため、本章の分析においては新規参入を捨象し、既存農家の退出・規模選択に着目する。<sup>15</sup>

続いて構造動態統計の経営規模別の遷移データに対応するように各年の農林業センサスの公表値から経営耕地規模別データを作成する。農林業センサス 2005 では農林業経営体調査報告書（農林業経営体分類編）として、経営耕地規模別の農業生産に関するデータが公表されている。公表されている経営耕地規模別の集計値を農家数で割る形で各時点、各府県、各経営規模における代表的な農家データを作成する。<sup>16</sup>

なお、農林業センサスにおける経営耕地は田・畑・果樹園を含めた農家が経営する耕地全体を指している。農林業センサスにおいて、経営耕地に耕作放棄地は含まれないため、農家の耕作放棄地

---

<sup>13</sup> 農林業センサスの調査対象の定義上、経営耕地規模が 10a 未満かつ農産物販売額が 15 万円未満となれば非農家となり、退出扱いとなる。

<sup>14</sup> 農林業センサス 2005 においては総農家数 284.8 万戸のうち新設農家は 2.6 万戸であり 0.9% にすぎない。また、2.6 万戸のうち 2 万戸の新設農家は自給的農家となっている。

<sup>15</sup> 本章の分析において新設農家として参入した農家データは当該期の離散選択分析では捨象される一方で、翌期の離散選択分析には選択主体のデータとして利用される。

<sup>16</sup> 農家数が 100 戸未満の都道府県別・経営耕地規模別のデータは、外れ値を含めた個々の農家の影響が強く出る可能性があるため、生産関数の推定及び離散選択の分析から除外した。



の拡大は経営耕地面積が縮小をもたらす。また、耕作放棄地の拡大をはじめとする理由によって、経営耕地規模が 10a 未満となれば農林業センサスにおいて離農として取り扱われる。

本章の分析においては稲作の耕作利潤に着目するため、各府県、各経営規模における代表的な農家に関して稲作投入および稲作産出を導出する。なお、公表されている経営耕地規模別区分は農林業センサスの時点によって一致せず、異なる時点で一对一の対応がつけられないケースがある。例えば、農林業センサス 1990 の経営耕地規模別公表データの最大区分は「5ha 以上」であり、農林業センサス 1995 の「15ha 以上」に比べて最大区分の下限が小さかった。時点によって経営耕地規模の公表区分が異なる場合は、より広い区分に合わせる形でデータを統合した。以上の手順で離散選択モデルにおける選択主体  $i$ 、選択肢  $j$  を設定した。

### 2.3.3. 説明変数の設定

選択主体  $i$ 、選択肢  $j$  の設定に続いて、離散選択モデル(2.5)式における説明変数  $x_{ci}$ 、 $x_{sj}$  を設定する。本章では、転用期待、耕作から得られる利潤を包含する形での農地の利用形態ごとの現在価値を説明変数の一部として設定する。ここでは、農地利用の現在価値の導出に先立って、離散選択モデルに与える説明変数の概要を示す。

一段階目の説明変数  $x_{ci}$  は農業経営の継続に影響を与え、二段階目の説明変数  $x_{sj}$  は経営耕地規模に影響を与える説明変数である。一段階目の農業経営の継続に関する説明変数  $x_{ci}$  においては、実際には退出した農家にも値を設定する必要があるため  $t-1$  期に存在する値を用いる。一方で、二段階目の経営規模の説明変数  $x_{sj}$  は条件付ロジットモデルにおける多重共線性を避けるためにも、同一の選択主体  $i$  であっても選択肢  $j$  によって異なる変数を設定する必要がある。

第一段階における農業経営の継続の説明変数  $x_{ci}$  として「総経営耕地面積」「転用期待を含む耕作を行う農地価値」「耕作を行わない農地価値」の 3 種の変数に時点の固定効果を設定する。また、第二段階における経営規模に影響を与える変数  $x_{sj}$  として「稲作の作付面積の変化分」「稲作面積の増加に関する耕作を行う農地価値」「稲作面積の減少に関する耕作を行わない農地価値」の 3 種の変数を設定する。一段階目と二段階目で「耕作を行う農地価値」「耕作を行わない農地価値」に関しては対称的な形で説明変数を設定している。一段階目の説明変数は、 $t-1$  期における農地面積での価値に対応し、二段階目の説明変数は  $t-1$  期から  $t$  期への変化分に関する価値に対応している。

ただし、これらの説明変数  $x_{ci}$ 、 $x_{sj}$  の導出には二種類の課題がある。一種類目の課題は、農家が選択時に見込んでいたと考えられる期待耕作価値の導出である。農家は平均的な作況を想定して経営継続の選択、農業規模の選択をしていると考えられる。しかし、農業生産に関するデータは一般に

気候や病虫害といった作況によって影響を受けた事後的なデータとなっている。前述したように本章では代表的な農作物として稲作に着目する。平均的な作況において見込まれていた稲作生産額を導出するためには、稲作の生産関数を推定し各年、各地域における作況を調整する必要がある。

二種類目の課題は、利用方法に応じた農地価値の導出である。前述した離散選択モデルにおける説明変数には耕作の価値、転用期待の価値が含まれている。耕作利潤は耕作をすれば毎年得られる一方で、農地転用は一度転用すれば、その時点で農地を手放すこととなる。また農地転用を期待する場合においても、転用機会まで耕作を行っているケースもあれば、耕作放棄を行うケースもあると考えられる。これらを包括的に考えて説明変数を設定するためには、農地の利用方法に応じた現在価値を導出する必要がある。以下では、離散選択モデルの説明変数を導出するため、まず稲作生産関数の推定を行い、続いて農地利用の現在価値を導出する。

### 2.3.4. 稲作生産関数による期待稲作収入の導出

ここでは離散選択モデルの説明変数となる稲作期待収入を作成するため、稲作生産関数の推定を行う。稲作生産関数を推定する第一の目的は、前述したように平年並みの作況における上での稲作の産出額を求めることにある。農林業センサスから得られる稲作の産出額データは、作況による影響を受けたものである。農家は平年並みの作況を見込んで農地の利用選択を行うものと考えられる。稲作生産関数に作況による影響を組み込んで推定を行うことで、平年並みの作況における生産額を予測する。

稲作生産関数を推定する第二の目的は、自給的農家に関する稲作の産出額を導出するためである。本章 2 節にても論じたように農林業センサスにおいて、農業投入や農産物の販売額の詳細なデータがあるのは販売農家に限られている。零細農家の動向を考える上で農家の約 3 割を占める自給的農家を捨象することはできず、生産関数の推定によって稲作販売額の予測値を作成する。稲作生産関数の推定によって、平年並みの作況における稲作販売額の予測値を作成するとともに自給的農家を分析対象に取り込む。

### 稲作生産に関するデータ

稲作生産関数の推定を行うに当たってその生産要素と稲作産出を与える必要がある。本章において、農林業センサス 1990 から 2005 の経営耕地規模別の公表データから稲作に関する指標を抽出した。「稲作面積： $G_{pti}^{アール}$  (a)」「自家稲作労働： $L_{pti}$  (延べ人日)」「稲作用農業機械  $K_{pti}$  (万円)」の 3 種類の生産要素を投入して「稲作生産額 (2000 年実質価値)： $Y_{pti}$  (万円)」を得るとする。

<sup>17</sup> なお、変数のサブスクリプトは、農林業センサスの府県  $p$ 、時点  $t$ 、経営耕地規模  $i$  を表す。なお、公表されている経営耕地規模別データから稲作に関する指標を抽出する過程は、技術的であるため齋藤・大橋（2008）を参照されたい。

生産関数の推定に当たって、稲作面積、自家稲作労働、稲作用農業機械の 3 種の生産要素に加えて、時点別の固定効果  $DT_t$ 、府県別の固定効果  $DP_p$ 、作況指数  $S_{pt}$  を用いる。時点別の固定効果  $DT_t$  は、調査年による経営耕地規模の区分、投入指標の作成方法の相違や時点による生産性の変化を吸収することが期待される。地域別の固定効果  $DP_p$  は、地域による自然条件や農業設備の違いを調整できると考えられる。作況指数  $S_{pt}$  は、各年、各府県の天候や病虫の被害からの影響を調整するために用いる。<sup>18</sup>

なお、本章では公表されている経営耕地規模別データから稲作に関する平均的な投入、生産を抽出して推定用データを作成している。このため、個別の農家の生産性に応じて投入量が増減するという点での内生性の懸念は小さいと考えられる。地域・時点によって平均的な生産性が増減する可能性に関しては、それらの固定効果を推定式に組み込むことで対応している。さらには、天候や病虫害によって生産性や投入量が増減する可能性に関しては、作況指数によってコントロールしている。

### 稲作生産関数の推定モデル（関数形）

稲作の生産関数の関数形としては Cobb-Douglas 型、Stone-Geary 型、Translog 型、CES (Constant Elasticity of Substitution) 型の 4 種類を想定した。Cobb-Douglas 型、Stone-Geary 型、Translog 型の生産関数は一括して(2.6)式で表すことができる。なお、 $\varepsilon_{pti}$  は推定における誤差項である。

$$\begin{aligned} \log Y_{pti} = & \delta_g \log(G_{pti} + \delta_{gb}) + \delta_l \log(L_{pti} + \delta_{lb}) + \delta_k \log(K_{pti} + \delta_{kb}) \\ & + \delta_{g2} (\log G_{pti})^2 + \delta_{l2} (\log L_{pti})^2 + \delta_{k2} (\log K_{pti})^2 \\ & + \delta_{gl} \log G_{pti} \log L_{pti} + \delta_{lk} \log L_{pti} \log K_{pti} + \delta_{gk} \log G_{pti} \log K_{pti} \\ & + \delta_{dt} DT_t + \delta_{dp} DP_p + \delta_s S_{pt} + \delta_c + \varepsilon_{pti} \end{aligned} \quad (2.6)$$

(2.6)式の 1 行目と 4 行目のみを取り出し、生産要素の投入下限をゼロ ( $\delta_{gb} = 0$ ,  $\delta_{lb} = 0$ ,  $\delta_{kb} = 0$ )

としてパラメータ  $\delta_g$ ,  $\delta_l$ ,  $\delta_k$ ,  $\delta_{dt}$ ,  $\delta_{dp}$ ,  $\delta_s$ ,  $\delta_c$  を推定するのが Cobb-Douglas 型である。Cobb-Douglas 型に生産要素の投入下限  $\delta_{gb}$ ,  $\delta_{lb}$ ,  $\delta_{kb}$  を合わせて推定するのが Stone-Geary 型である。Stone-Geary 型

<sup>17</sup> 農林業センサスの調査票では、世帯員の農業労働に関して「日数の数え方は 1 日は 8 時間とし、例えば半日ずつ 2 日働いたら 1 日とします」と記されている。また、農業経営のための常用雇用に関しては年間 225 日の農業労働と見なしている。

<sup>18</sup> 作況指数は平年並みの作況を 100 とした値で公表されているが、は稲作生産高の作況指数弾力性の近似値として解釈できるよう平年並みの作況を 0 とした小数値に変換した。

の投入量下限の推定値は、分割できない最低投入量を調整する可能性がある。Cobb-Douglas 型に(2.6)式の 2、3 行目の二乗項や交差項を加えて推定するケースが Translog 型である。

また、CES 型の推定式は以下(2.7)式のように表すことができる。

$$\log Y_{pti} = \frac{\delta_v}{\delta_\rho} \log[\delta_g (G_{pti})^{\delta_\rho} + \delta_l \log(L_{pti})^{\delta_\rho} + (1 - \delta_g - \delta_l)(K_{pti})^{\delta_\rho}] + \delta_{dt} DT_i + \delta_{dp} DP_p + \delta_s S_{pt} + \delta_c + \varepsilon_{pti} \quad (2.7)$$

(2.7)式において、代替の弾力性は  $1/(1-\delta_\rho)$  として表すことができる。また、 $\delta_v$  は CES 型関数において規模の経済を表すパラメータであり、 $\delta_v$  が 1 より大きければ規模に関して収穫逓増を意味する。<sup>19</sup>

Cobb-Douglas 型以外の 3 種の生産関数は、推定値の解釈が容易な Cobb-Douglas 型に拡張を加えた形になっている。(2.6)式における Stone-Geary 型は、Cobb-Douglas 型に生産要素の投入下限を調整するパラメータを追加している。また、(2.6)式の Translog 型は Cobb-Douglas 型に二乗項、交差項を追加する形での拡張となっている。さらに(2.7)式において  $\delta_\rho \rightarrow 0$  に漸近させれば代替の弾力性は 1 となり、CES 型の特殊形としての Cobb-Douglas 型へ収束する。Stone-Geary 型、Translog 型、CES 型の 3 種の関数形は、Cobb-Douglas 型を何らかの拡張したものと考えることができる。

## 稲作生産関数の推定結果

前述した稲作に関する 3 種の生産要素のデータ、4 種類の関数形で稲作生産関数を推定する。時点、府県、経営規模別の区分によって作成された標本数は合計 1,384 である。なお、時点別の固定効果  $DT_i$ 、府県別の固定効果  $DP_p$  を設定しているため、それぞれにレファレンスグループを設定する必要がある。ここでは分析期間の中間に当たる 2000 年、米の産出量が最も多い新潟県をレファレンスグループとした。図表 2-4 においては、それぞれの関数形での推定結果を表している。

図表 2-4 の 2 列目の Cobb-Douglas 型の推定結果においては、稲作の作付面積の推定値  $\delta_g$  は 0.9950 である。この値は稲作産出量の作付面積弾力性を表しており、作付面積が 1%増加するとほぼ同率で産出量が増加することが分かる。土地利用型農業において、農地は最も重要な生産要素であり、投入量の変化率と産出量の変化率が対応していることは直感に合致する。また、自家稲作労働の推定値は 0.1332、稲作用農業機械の推定値は 0.0218 となっている。以上から  $\delta_g, \delta_l, \delta_k$  の和は 1.1501 である。この値は、両側 5%水準において有意に 1 を超え規模に関する収穫逓増を示唆している。

<sup>19</sup> Arrow et al. (1961)に示された CES 型関数は、規模に関する収穫一定を仮定していた。その後、Kmenta (1967)によって CES 型関数においても規模の経済を許容するように拡張された。

図表 2-4 経営耕地規模別データによる稲作生産関数の推定結果

関数形	Cobb-Douglas型	Stone-Geary型	Translog型	CES型
推定方法	OLS	NLS	OLS	NLS
$\delta_g$ : 稲作の作付面積	0.9950 (0.0203)	0.9926 (0.0205)	0.8040 (0.2465)	0.7899 (0.0418)
$\delta_l$ : 自家稲作労働	0.1332 (0.0601)	0.1409 (0.0808)	-1.1692 (0.5622)	0.0959 (0.0263)
$\delta_k$ : 稲作用機械	0.0218 (0.0422)	0.0214 (0.0307)	1.3997 (0.6076)	
$\delta_{gb}$ : 稲作の作付面積(SG下限)		-0.0886 (0.7416)		
$\delta_{lb}$ : 稲作労働(SG下限)		9.3335 (63.8786)		
$\delta_{kb}$ : 稲作用機械(SG下限)		-55.4705 (73.2959)		
$\delta_{g2}$ : 稲作の作付面積(TL二乗項)			-0.0708 (0.0261)	
$\delta_{l2}$ : 自家稲作労働(TL二乗項)			-0.3363 (0.1868)	
$\delta_{k2}$ : 稲作機械(TL二乗項)			-0.4436 (0.0796)	
$\delta_{gl}$ : 作付面積・労働(TL交差項)			0.1228 (0.1200)	
$\delta_{lk}$ : 労働・機械(TL交差項)			0.7078 (0.2189)	
$\delta_{gk}$ : 作付面積・機械(TL交差項)			0.0379 (0.0765)	
$\delta_\rho$ : 代替の弾力性に関する値(CES)				-1.8030 (0.4571)
$\delta_u$ : 規模の経済に関する値(CES)				1.1211 (0.0177)
$\delta_{d1990}$ : 1990年の固定効果	-0.2852 (0.0190)	-0.2837 (0.0186)	-0.3047 (0.0205)	-0.3049 (0.0168)
$\delta_{d1995}$ : 1995年の固定効果	-0.2817 (0.0201)	-0.2815 (0.0218)	-0.2834 (0.0198)	-0.2932 (0.0213)
$\delta_{d2005}$ : 2005年の固定効果	-0.1103 (0.0165)	-0.1105 (0.0163)	-0.0913 (0.0154)	-0.1034 (0.0163)
$\delta_s$ : 作況指数	0.5500 (0.1015)	0.5496 (0.1187)	0.5493 (0.1033)	0.5879 (0.1156)
$\delta_c$ : 定数項	-0.6056 (0.1619)	-0.6351 (0.4091)	-0.6821 (1.5606)	-0.4406 (0.1197)
サンプルサイズ	1,384	1,384	1,384	1,384
標準誤差	0.2138	0.2140	0.2070	0.2088
$R^2$	0.9604	0.9604	0.9631	0.9623
Prob(規模に関して 収穫一定)	0.0000	0.0199	0.0131	0.0000

(注) 括弧内は標準誤差である。OLSの標準誤差はWhiteの分散不均一修正の推定値である。

NLSの標準誤差はBootstrap法を用いて3000回の標本再抽出から推定している。

2000年および新潟県をレファレンスグループとしている。地域別の固定効果は41種あるため、表示を省略している。

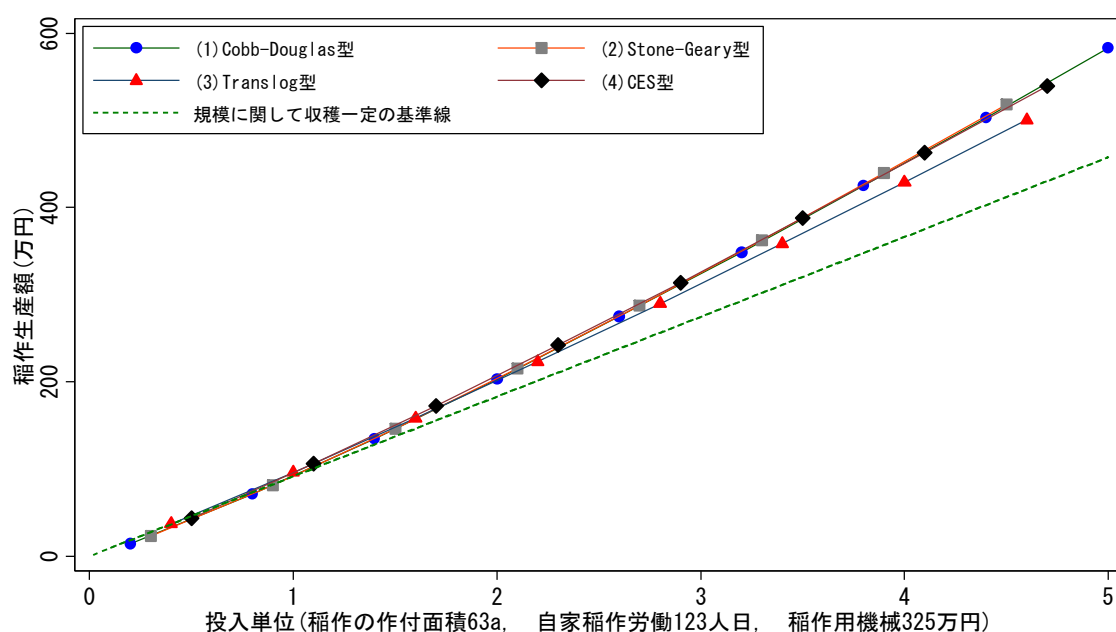
図表 2-4 の 3 列目の Stone-Geary 型の推定結果において、 $\delta_g$ ,  $\delta_l$ ,  $\delta_k$  の推定値は Cobb-Douglas 型の推定結果と類似している。また、生産要素の投入の下限を調整している  $\delta_{gb}$ ,  $\delta_{lb}$ ,  $\delta_{kb}$  は両側 5%水準において 0 と有意差がない。販売農家に限ったサンプルであれば、投入量の下限は推定上の問題となりにくいことが示唆されている。図表 2-4 の 4 列目の Translog 型の推定結果では、稲作労働の推定値は一乗項と二乗項ともに負の値となっており、稲作労働が増加すると産出が減少するという不自

然な推定結果となっている。また、図表 2-4 の 5 列目の CES 型の推定結果では、作付面積の推定値  $\delta_g$  と稲作用機械の推定値に対応する  $(1-\delta_g-\delta_l)$  の関係が、Cobb-Douglas 型と大きく異なっている。本章では、経営耕地規模別の公表データを用いているため、経営耕地規模毎に代表的な生産要素投入が設定される。このため生産要素の投入量に十分なばらつきがなく、比較的柔軟な関数形である Translog 型、CES 型において不安定な推定結果となっている可能性がある。

図表 2-4 において生産要素以外の推定値に着目すると、各年の固定効果の大小関係は 4 種の関数形において一致している。加えて、作況指数が稲作産出量に与える影響の推定値は、4 種の関数形において 0.54~0.59 の範囲に収まっており、全てが有意な推定結果となっている。また、決定係数に関しては他の関数系に比べてより制約の強い Cobb-Douglas 型が 0.9604 となっている。図表 2-4 の中で最も高い決定係数は Translog 型の 0.9631 であり Cobb-Douglas 型との差異はわずかとなっている。図表 2-4 の各関数形において生産要素以外の推定値は概ね共通しており、決定係数の差は小さい。

図表 2-4 の結果は、生産要素に関する推定結果には差異があるものの、現実的な要素投入が与えられた場合は類似した稲作産出量が見込まれると推察できる。そこで代表的な生産要素投入を与えた場合の稲作生産額の予測値を各関数形にて算出する。図表 2-5 は平年並みの作況のもとで、2000 年の新潟県に関して各関数系による予測値の比較、規模に関する収穫逡増の程度を示している。横軸には、経営耕地規模別データの全国平均値である稲作の作付面積 63a、自家稲作労働 123 人日、稲作用機械 325 万円を投入 1 単位として、生産要素間の一定比を保ったまま投入を増加させた際の稲作生産額を示している。また図表 2-5 では、規模に関して収穫一定の基準線を点線で挿入している。

図表 2-5 稲作生産関数の予測値の比較（農林業センサス 2000、新潟県、平年並み作況）



図表 2-5 は生産関数の推定結果に関して二つのことを示唆している。第一の示唆は現実的な要素投入を与える限りにおいて 4 種の関数形による予測値の差異は小さいことである。第二の示唆は、どの関数形を採用しても、明確な規模の経済が観察できることである。稲作における規模の経済性に関する結果は、加古（1979）や Hayami and Kawagoe (1989) に代表される先行研究とも整合的である。

図表 2-4、図表 2-5 では頑強性を確認するために 4 種の関数形の結果を示したが、それらの決定係数の差異は小さい。加えて、現実的な生産要素投入を設定する限りにおいて関数形による予測値の差異も小さい。このため、次節における現在価値の算出には 4 種の関数形の中で簡潔かつ安定的な推定値が得られる Cobb-Douglas 型の推定結果を利用する。稲作生産関数の推定結果を使うことで、各府県、各時点において平年並みの作況として見込まれた稲作産出量が導出できる。

また、稲作生産関数の推定結果を利用して自給的農家のデータを補完する。前述したように自給的農家に関しては農業生産に関する調査が行われていないが、都道府県別に自給的農家数及びその経営耕地面積が公表されている。自給的農家に稲作への投入設定を与えれば、稲作生産関数によって自給的農家の稲作産出量を予測することが可能である。そこで、販売農家の中で最小の経営耕地規模区分 30～50a の平均経営耕地面積と自給的農家の平均経営耕地面積の比率を用いて、下記の(2.8)式で自給的農家における稲作生産投入を算出した。<sup>20</sup>

$$I_{pt1} = I_{pt1} \frac{T_{pt1}}{T_{pt2}} \quad (2.8)$$

$I = \{G, L, K\}$  であり、各生産要素に対応し、 $T$  は各区分における平均的な経営耕地面積に対応している。サブスクリプトの  $pt1$  は自給的農家、 $pt2$  は 30～50a の経営耕地を持つ販売農家に対応している。(2.8)式から導出した自給的農家の稲作投入を、図表 2-4 の Cobb-Douglas 型の稲作生産関数に与えることで、自給的農家の稲作生産額を予測する。以上の手順で自給的農家に関する稲作投入、産出を補完した。

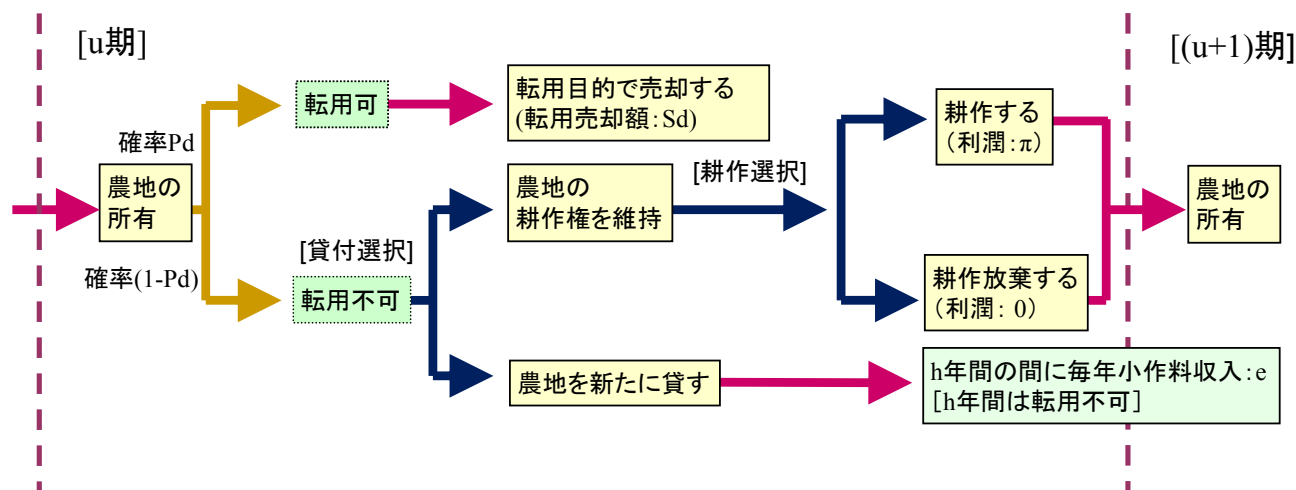
### 2.3.5. 農地の利用方法ごとの現在価値の導出

前小節で推定した稲作生産関数を用いれば、平年並みの作況における期待稲作収入を導出することができる。ここでは期待稲作収入のデータも用いて離散選択モデルの説明変数となる農地の利用形態ごとの現在価値を導出する。農家は利用方法に応じた農地の価値によって経営継続及び農業規模を選択すると考えられる。本章においては比較的規模の小さい農家の継続・規模の選択に焦点を

<sup>20</sup> 経営耕地規模が小さいほど、稲作面積の割合は多い傾向にある。農林業センサス 2005 では都府県の販売農家の経営耕地面積に占める稲作面積の割合は、経営耕地規模 4ha 未満で 56.0%であるが経営耕地規模 4ha 以上で 52.8%となっている。

当てるため、農家は農地を所有しているものと考え、図表 2-6 に示される農地利用の選択構造を想定する。<sup>21</sup>

図表 2-6 農地利用の選択構造



図表 2-6 において、期初に確率  $Pd$  で農地転用が可能となる。農地転用が可能であった場合、農家は転用での売却額  $Sd$  を得る。<sup>22</sup> 一方、農地転用が不可能であった場合、農家は農地の耕作権を維持するか貸し付けるかを選択する。<sup>23</sup> 農地の耕作権を維持する場合は、農地の耕作または耕作放棄を選択する。よって、農地の転用が不可能であった場合に農家が選択できる農地の利用形態として [1] 耕作、[2] 耕作放棄、[3] 農地の貸付の 3 ケースが想定される。これらのいずれかを選択した後は図表 2-6 において同様の選択構造を持つ次の期が訪れる。<sup>24</sup>

図表 2-6 の選択構造を想定して、田の面積  $1a$  から得られる割引現在価値を計算する。農家は、農地利用に関わる選択を行う時点での期待値が将来的に継続すると想定して行動すると想定する。<sup>25</sup> 今期の期待値が将来的に継続することを見込むため、次期においても今期と同じ選択をすると想定し農地利用の現在価値を算出する。以下では図表 2-6 における [1] 当該農家が耕作をするケース、[2] 耕作放棄をするケース、[3] 農地の貸付を行うケースのそれぞれのケースについて、農地利用の割引現在価値を導出する。なお、[1] に関しては転用機会の有無で現在価値を区別できるように、[1a]

<sup>21</sup> 経営耕地規模が大きいほど、農地を借り入れる割合は高い傾向にある。農林業センサス 2005 では都府県における販売農家の田の経営耕地面積に占める借り入れた農地の割合は、経営耕地規模 4ha 未満において 13.0%であるが、経営耕地規模 4ha 以上において 50.0%となっている。

<sup>22</sup> 図表 2-1 に示したように「転用目的の売却価格」は「耕作目的の売却価格」を大幅に上回っているため、転用機会があれば、転用目的で売却するのが経済合理的な判断と考えられる。このため本章では転用機会があれば必ず農地を売却すると想定した。

<sup>23</sup> 大規模農家において農地の借入の割合が高いため、本章の選択において農地の流動化は農地売買ではなく、農地の賃借によって行われると仮定した。

<sup>24</sup> 本章において図表 2-3 の農家の経営継続、規模の選択は農林業センサスの調査頻度に合わせて 5 年を 1 期間としているが、図表 2-6 の農地の利用選択において 1 期間は農産物の収穫が得られる期間に対応して 1 年を 1 期間としている。

<sup>25</sup> 本章において、農家の農地価格・転用確率・米価・小作料に関する想定は、近視眼的であると想定している。



として耕作をしながら転用機会を待つケース、[1b]として転用機会がなく耕作のみを行うケースと区分して導出する。

### [1a] 耕作をしながら転用機会を待つケース

府県別・経営耕地規模別に定義された農家 $i$ は、転用機会が訪れるまで 1a 当たりの農地の耕作によって利潤 $\pi_{pti}$ を毎年得るものとする。耕作による利潤 $\pi_{pti}$ は、農作物の販売額から農地以外の生産費用を引いた値となる。本章では農地は田と見なして、稲作生産関数によって予測された平年並みの稲作生産額を各時点、各府県の米価で調整した値を販売額とした。また、農地以外の生産費用は稲作労働と稲作用機械である。稲作労働に関する要素価格については農作業料金・農業労賃に関する調査結果（全国農業会議所）を用いた。また、1年当たりの稲作用農業機械の投入額は、生産要素の推定で利用した稲作用農業機械のストック額を耐用年数で割って算出した。<sup>26</sup> これらの値を用いて稲作による利潤 $\pi_{pti}$ を導出した。なお、利潤である $\pi_{pti}$ は必ずしも正ではなく、販売額よりも費用が大きい場合は負になり得る。

利子率（割引率）を $r$ とすれば、転用機会が訪れるまで稲の耕作を行う場合の農地の割引現在価値 $Vf_{pti}$ は、以下の(2.9)式のように表すことができる。なお、割引現在価値導出に関しては補論 2-2 に示している。

$$Vf_{pti} = \frac{\pi_{pti}(1+r)}{r + Pd_{pt}} + \frac{Pd_{pt}Sd_{pt}}{r + Pd_{pt}} \quad (2.9)$$

(2.9)式右辺の第一項は、農地転用までの耕作による利潤の現在価値、第二項が農地を転用した時に得られる期待収入の現在価値である。稲作生産関数の推定結果として示したように稲作には規模の経済が存在するため、稲作の利潤 $\pi_{pti}$ は $i$ のサブスクリプトが付いており、稲作規模の拡大するにつれて $\pi_{pti}$ が大きくなる。なお、利子率 $r$ として、泉田（2013）の 6 章に示された定期預金利率と農業近代化資金の末端貸付金利の中間値を用いた。<sup>27</sup> 農林業センサス 1990 から農林業センサス 2005 までに対応するそれぞれの利子率（割引率） $r$ は 3.83%、2.77%、1.03%、0.88%と設定した。

### [1b] 転用機会がなく耕作のみを行うケース

<sup>26</sup> 自家稲作労働の生産要素価格として、府県別・時点別の水稻（機械作業補助）の現金支給額の男女平均値を用いる。また、農林畜産業用固定資産評価標準（農林水産省）における農機具資産評価標準において、稲作用機械の耐用年数が 5 年と 8 年であったことから、その中間値の 6.5 を用いる。

<sup>27</sup> 泉田（2013）の 7 章にて分析しているように、1990 年代以降において農家が JA バンクの農業近代化資金を借入れに利用することは稀となっている。ただし、本章では農業に関する同一制度の金利の長期系列として、泉田（2013）の 6 章の値を用いた。

転用機会がなく当該農家が耕作する場合は、(2.9)式における  $Pd_{pt}$  に 0 を代入する形となる。この場合、農家は農地から利潤  $\pi_{pti}$  を永続的に得ることを見込み、その現在価値  $Vo_{pti}$  は(2.10)式で表すことができる

$$Vo_{pti} = \frac{\pi_{pti}(1+r)}{r} \quad (2.10)$$

なお、 $Vo_{pti}$  は(2.9)の  $Pd_{pt}$  に 0 を代入した値であるため、 $Pd_{pt}$  に 0 から 1 の値が代入される(2.9)式の第一項に比べて絶対値が大きい。

## [2] 耕作放棄をして転用機会を待つケース

耕作放棄をした場合、農作物の販売額がなくなる一方で、農業労働、農業用機械の投入がなくなる。このため、図表 2-6 に示しているように耕作した場合の利潤  $\pi_{pti}$  に 0 を代入する形となる。耕作放棄をしながら農地の転用機会を待つ場合の現在価値を  $Vb_{pt}$  とするとき、(2.9)式の  $Vf_{ipt}$  の右辺第二項として下記の(2.11)式で表される。

$$Vb_{pt} = \frac{Pd_{pt}Sd_{pt}}{r + Pd_{pt}} \quad (2.11)$$

なお、単位面積あたりの農地転用から得られる収入は規模に依存しないため(2.11)式の  $Vb_{pt}$  のサブスクリプトに  $i$  が付かない。

## [3] 農地を貸し付けるケース

農家は年間小作料  $e_{pt}$  で  $h$  年間の貸付を行うものとする。本章の分析においては、いったん農地を貸し出せば、貸出期間の  $h$  年間は転用できないものと仮定する。<sup>28</sup> 農家は貸付期間が終了する  $h$  年後に転用機会がなければ、再び  $h$  年間農地の貸し出しを行うものと想定する。これらの想定から補論 2-2 に示した導出過程を経て、貸し出しによる現在価値  $Ve_{pt}$  は(2.12)式のように表せる。

$$Ve_{pt} = \frac{e_{pt}(1+r)[(1+r)^h - 1] + Pd_{pt}Sd_{pt}r}{r[(1+r)^h - 1]} \quad (2.12)$$

また、農地の貸し出しを行う場合に貸し手が得られる小作料は、水田小作料の実態に関する調査結果（全国農業会議所）の府県別・時点別の値を用いる。なお、本章において農地の貸し出し期間  $h$  は

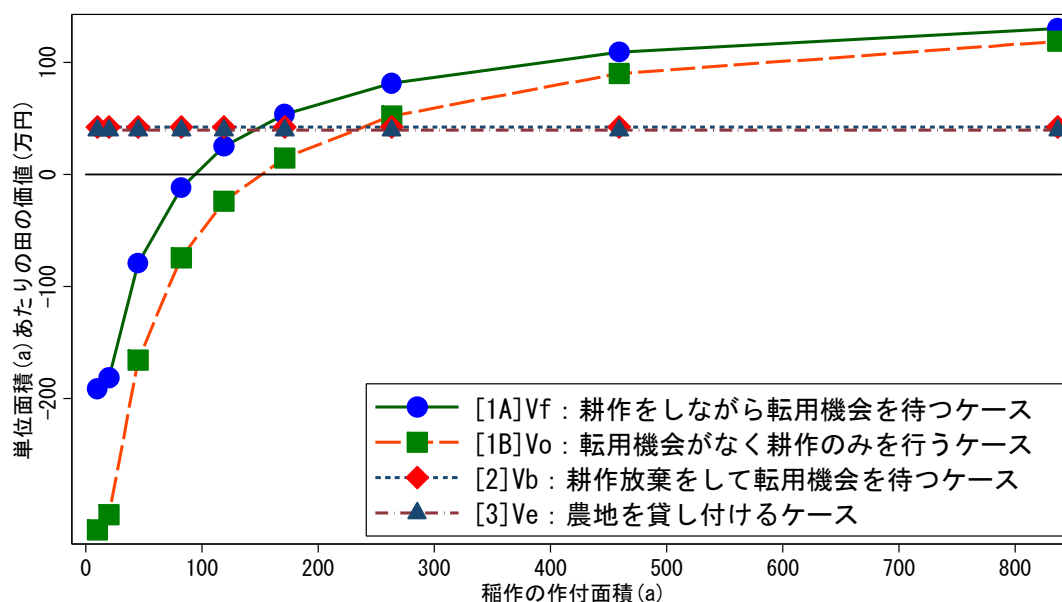
<sup>28</sup> 神門（2006）P144 には「せっかくの転用機会遭遇時にも離作補償に迫られる可能性を心配するから、農地の貸し出しにも慎重になる」としている。離作補償額や離作に関する取引コストは明らかではないため、本章では貸付期間中は転用できないと仮定した。

土地管理情報収集分析調査〔農地の移動と転用〕（農林水産省）を参考に 6 年とした。<sup>29</sup> 貸し出しに関する農地の価値は、貸し手の経営規模に依存しないため、(2.12)式の  $Ve_{pt}$  にはサブスクリプトに  $i$  が付かない。

## 2000 年の新潟県による現在価値の例示

ここでは、農地の利用形態ごとの割引現在価値  $Vf_{pti}$ 、 $Vo_{pti}$ 、 $Vb_{pt}$ 、 $Ve_{pt}$  と稲作規模の関係を示す。図表 2-7 は、経営耕地規模別データから導出した稲作の作付面積と単位面積あたりの農地利用価値との関係を示している。なお図表 2-7 では農林業センサス 2000、新潟県において平年並みの作況を見込んだケースを例示している。

図表 2-7 作付面積と選択の現在価値（農林業センサス 2000, 新潟県, 作況指数 100）



$Vf_{pti}$  は耕作をしながら転用機会を待つ価値であり、規模の経済によって作付面積である  $i$  に依存する。図表 2-7 において、作付面積が大きいほど耕作の価値が高まるため、 $Vf_{pti}$  は右上がりとなっている。また、 $Vo_{pti}$  は転用機会がなく耕作のみを行う価値であり、 $Vf_{pti}$  と同様に規模の経済が働き、右上がりになっている。ただし、 $Pd_{pt}$  に 0 を代入しているため、 $Vf_{pti}$  と平行ではない。一方、耕作放

<sup>29</sup> 農林水産省が公表している 2000 年に対する「土地管理情報収集分析調査〔農地の移動と転用〕」では、農地法第三条による賃借権の設定が 3,384ha、農業経営基盤強化促進法による賃借権の設定が 90,786ha となっており、大部分の農地貸付は農業経営基盤強化促進法の制度を利用している。その農業経営基盤強化促進法の利用権設定の期間別面積は、1 年未満が 2,252ha、1 年～3 年が 8,170ha、3～6 年が 40,740ha、6 年～10 年が 14,266ha、10 年以上が 25,359ha となっている。これらの期間の区間中間値を面積で加重平均して 6.26 年と導出されたため、四捨五入して 6 年とした。

棄の価値  $Vb_{pt}$ 、農地貸し出しの価値  $Ve_{pt}$  は、当該農家の稲作の作付面積に依存しないため、水平となっている。

図表 2-7 において、稲作の作付面積が約 100a を下回ると  $Vf_{pti}$  が負となっている。これは農産物販売額と転用の期待収入の和よりも稲作費用の方が大きいことを意味している。図表 2-7 の例示では、米にブランド力があり、米価が最も高い水準にある新潟県でさえも、転用期待を含めても小規模農家は赤字経営となっていることが推察される。小規模農家にとって稲作をした場合に赤字となるのならば、規模の大きい農家にその農地を貸し出す方が合理的であるようにも思われる。しかし、図表 2-7 の例示では、耕作放棄による農地の現在価値の方が貸出による農地の現在価値よりもわずかに大きくなっている。水田小作料の最も高い新潟県でさえ耕作放棄の価値は貸し出しの価値を上回るケースがある。<sup>30</sup> 本章で分析対象とした 168 の府県・地域のうち 151 の府県・地域において、耕作放棄の価値  $Vb_{pt}$  が貸し出し価値  $Ve_{pt}$  を上回る。東北地方を除けば、耕作放棄の価値が貸し出し価値を上回ることが一般的となっている。図表 2-7 から、転用期待の存在によって小規模農家にとって耕作放棄が合理的な選択となり得ることを示唆している。<sup>31</sup>

以上のように稲作生産関数を推定することで平年並みの作況において見込まれていた稲作の利益を導出した。また、農業生産の内容が調査されていない自給的農家に対しても、稲作に関する投入と設定した。加えて、稲作生産関数の推定結果を用いて農地の利用形態ごとの現在価値を導出した。導出された現在価値を離散選択モデルの説明変数として用いて、転用期待が農家の選択に与える影響を分析する。

### 2.3.6. 離散選択モデルの推定

導出した農地の利用形態ごとの現在価値を用いて、(2.5)式の離散選択モデルの推定を行う。離散選択モデルに与える説明変数は本章の 3.3 節にて概説したが、導出した農地利用の現在価値に基づいて詳述する。まず第 1 段階における農業経営継続の説明変数  $x_{ci}$  を説明し、続いて第二段階の経営規模の説明変数  $x_{sij}$  を説明する。

第一段階における農業経営の継続の説明変数  $x_{ci}$  として〔総経営耕地面積〕〔転用期待を含む耕作を行う農地価値〕〔耕作を行わない農地価値〕と時点の固定効果を設定する。〔総経営耕地面積〕は、畑や果樹園も含んだ経営耕地面積であり、全体での農業規模が経営継続に与える影響をとらえる。〔転用期待を含む耕作を行う農地価値〕としては、単位面積あたりの  $Vf_{pt-li}$  を用いた。一般に耕

<sup>30</sup> 1999 年に関する水田小作料の実態に関する調査（全国農業会議所）では新潟県が田の小作料が最も高い。

<sup>31</sup> この大小関係は、農地を貸し出しているうちは転用機会がないとする仮定に依存している。

作から得られる利潤が高いほど、経営を継続する可能性が高いと考えられる。〔耕作を行わない農地価値〕には耕作放棄から得られる農地価値 $Vb_{pt-1}$ 、農地の貸し出しによる農地価値 $Ve_{pt-1}$ のいずれか大きい方に対応する $\max(Vb_{pt-1}, Ve_{pt-1})$ を用いた。<sup>32</sup> この説明変数は、当該農家が稲作をすることの機会費用に対応している。さらに農業経営の継続の説明変数 $x_{ci}$ として、レファレンスグループを除く時点のダミーを固定効果として加えている。

第二段階の経営規模の説明変数 $x_{sj}$ として〔稲作の作付面積の変化分〕〔稲作面積の増加に関する耕作を行う農地価値（転用期待なし）〕〔稲作面積の減少に関する耕作を行わない農地価値〕を設定する。説明変数〔稲作面積の変化分〕には、前期と今期の作付面積の乖離を絶対値で評価した $|G_{pti} - G_{pt-li}|$ である。この説明変数は、今期の作付規模が過去の作付規模に依存している点を捕捉する。残り二つの説明変数は下記の(2.13)式、(2.14)式のように設定している。

$$\begin{aligned} & \text{稲作面積の増加に関する耕作を行う農地価値(転用期待なし)} \\ & = D_t(G_{pti} - G_{pt-li})Vo_{pti} \quad \text{if} \quad G_{pti} > G_{pt-li} \end{aligned} \quad (2.13)$$

$$\begin{aligned} & \text{稲作面積の減少に関する耕作を行わない農地価値} \\ & = D_t(G_{pt-li} - G_{pti}) \cdot \max(Vb_{pt-1}, Ve_{pt-1}) \quad \text{if} \quad G_{pt-li} > G_{pti} \end{aligned} \quad (2.14)$$

なお、(2.13)式、(2.14)式において、条件に合致しない場合は説明変数に 0 を代入する。また、(2.13)式、(2.14)式における $D_t$ は 5 年間に対応する割引因子である。規模の選択に関しては農林業センサスの調査頻度から 5 年後の規模を選ぶ形となるため、現在価値に関する変数には割引因子 $D_t$ を掛けている。割引因子に用いた利子率（割引率）は、農地利用の現在価値の導出と同様に泉田（2013）の

値を用いて、二時点間の金利の平均値から割引因子 $D_t = \frac{1}{(1+0.5(r_{t-1}+r_t))^5}$ とした。

(2.13)式の〔稲作面積の増加に関する耕作を行う農地価値(転用期待なし)〕は、作付面積を増やし耕作することによる経済的利潤の誘因に対応している。ただし、作付面積の増加は農地の借り入れによると想定し、増加させる農地の価値には転用期待を含まない $Vo_{pti}$ を用いる。(2.14)式の〔稲作面積の減少に関する耕作を行わない農地価値〕は、経営耕地規模を減少させる経済的誘因を変数として表したものである。稲作面積が減少した場合、農家は耕作放棄あるいは農地を貸し出したと見なす。稲作面積の減少分に $\max(Vb_{pt}, Ve_{pt})$ を乗じて、それを説明変数として用いた。

<sup>32</sup> 耕作放棄の農地価値、貸し出しの農地価値は、規模に依存せず両者の間には強い相関関係がある。多重共線性によって推定結果が不安定になることを避けるため、いずれかの大きい値を説明変数として設定した。

前述の農業経営継続の説明変数  $x_{ci}$  および経営規模の説明変数  $x_{sij}$  を用いて、(2.5)式を二段階の条件付ロジットモデルにて推定した結果が図表 2-8 である。図表 2-8 の上側には経営継続の選択に関する推定値  $\beta$  を表している。推定結果として、総経営耕地面積が大きい農家ほど継続する傾向が強い。また、転用期待を含む稲作価値が小さい農家の方が継続する傾向がある。その一方で、農地を耕さない価値が高い農家の方が農業継続する傾向がある。これらの農業継続に関する推定結果は、稲作からの利潤が小さい、より小規模な稲作農家の方が農業継続する傾向にあることを示している。<sup>33</sup> 加えて、耕作をしない農地価値が大きい時点・地域において、農家がより農業継続をする傾向が強いことを示している。

図表 2-8 農業経営継続と規模選択に関する離散選択モデルの推定結果

説明変数		単位	推定値	標準誤差
継続の 選択 $\beta$	経営耕地面積	a	0.02	0.00003
	$Vf_{pt-li}$	億円	-2.37	0.19558
	$\max(Vb_{pt-1}, Ve_{pt-1})$	億円	7.84	0.22931
	固定効果 1990-1995	-	0.17	0.00444
	固定効果 1995-2000	-	0.17	0.00408
	定数項	-	0.43	0.00583
inclusive value		-	0.43	0.00324
規模の 選択 $\alpha$	$ G_{pti} - G_{pt-li} $	a	-0.05	0.00002
	$D_t(G_{pti} - G_{pt-li})Vo_{pti}$ if $G_{pti} > G_{pt-li}$	億円	2.78	0.00178
	$D_t(G_{pt-li} - G_{pti}) \cdot \max(Vb_{pt-1}, Ve_{pt-1})$ if $G_{pt-li} > G_{pti}$	億円	1.01	0.00309
対数尤度			-13808043	
サンプルサイズ			98,792,915	

(注) 規模の選択において、条件に合致しない説明変数には0を代入している。

図表 2-8 の下側には規模の選択に関する推定値  $\alpha$  を示している。推定結果として、農家は前期の稲作規模に近い規模を選択する傾向を示している。また、農家は稲作面積を増やすこと、あるいは減らすことで得られる追加的な利益が大きい規模を選択している。規模の選択に関する推定結果は、稲作による規模拡大のメリットと転用期待を含む農地を規模縮小のメリットの綱引きで決定していることを示している。なお、前述したように  $Vb_{pt}$  が  $Ve_{pt}$  を上回るケースが一般的であるため、耕作をしない農地価値は概ね耕作放棄をして転用機会を待つ農地価値に対応している。

<sup>33</sup> 小規模稲作農家は概して第二種兼業農家であり、農業以外の収入が主たる収入となっているケースが多い。この推定結果は小規模稲作農家の特性を示している可能性がある。

また図表 2-8 において inclusive value の推定値は 0.43 であり 0 以上 1 以下の範囲に入っている。これは、理論的に整合的な範囲となっていることに加えて、規模の選択肢がより魅力的になれば、農業継続を選択する傾向が高まることを意味している。図表 2-8 は、転用期待が大きければ規模の選択として農家は農地規模を縮小することを示している。しかし、転用期待が大きければ零細農家であっても農業継続を選択するため、零細農家が滞留する結果を示唆している。総じて転用期待が大きければ、農家は規模を縮小するものの退出する傾向は小さいことを含意している。

以上のように図表 2-8 は、推定値の符号からその定性的な影響、含意を確認することはできる。しかしながら、離散選択モデルの推定結果自体から各説明変数の影響のインパクトに関する定量的な評価は困難である。そこで、次節においては図表 2-8 の推定結果に基づく転用期待がないケースに関するシミュレーションを通じて、その定量的なインパクトを評価する。

## 2.4 転用期待がない状況のシミュレーション分析

### 2.4.1. シミュレーションの設定

本節では図表 2-8 に示した離散選択モデルの推定結果に基づき「転用期待がない状況」のシミュレーションを行う。そのシミュレーションによって、転用機会が存在することが稲作面積および稲作の生産性に与える影響を定量的に評価する。(2.9)式の  $Vf_{pt}$ 、(2.11)式の  $Vb_{pt}$ 、(2.12)式の  $Ve_{pt}$  が示すように転用期待が農地価値に与える影響は、転用確率  $Pd_{pt}$  と転用したときの農地価格  $Sd_{pt}$  の 2 つの変数に依存している。ここでは「転用期待がない状況」として、仮に転用機会があったとしても転用目的の売却価格  $Sd_{pt}$  では農地を売却することはできず、耕作目的による価格  $Sf_{pt}$  でしか農地を売却できない場合を想定する。<sup>34</sup>

シミュレーションの手順は次の通りである。 $Vf_{pt}$ 、 $Vb_{pt}$ 、 $Ve_{pt}$  に含まれている転用目的の売却価格  $Sd_{pt}$  に耕作目的の売却価格  $Sf_{pt}$  を代入し、新たな説明変数を作成する。作成した新たな説明変数および図表 2-8 の推定値  $\alpha$ 、 $\beta$  を用いて、転用売却価格が低下した場合における各遷移の選択確率を計算する。t-1 期の経営耕地規模別農家数に各遷移の選択確率を掛け合わせることで、t 期における仮想的な退出・経営耕地規模別農家数をシミュレートする。

また、このシミュレーションは反復して行うことが可能である。t-2 期から転用売却価格が低下することを想定すれば、t-1 期における各規模の農家数の予測値を算出できる。その各規模の農家数の予測値に各遷移の選択確率を掛け合わせることで、t-2 期から継続して転用売却価格が低下していたケースの農家数をシミュレートできる。農林業センサスの調査は 5 年に 1 回であることから、遷移に関する 1 期間を 5 年とする。シミュレーションの対象時点を農林業センサス 2005 とし、1 期前の農林業センサス 2000 から転用売却価格が低下したケースを Sim(A)、2 期前の農林業センサス 1995 から転用売却価格が低下したケースを Sim(B)とする。<sup>35</sup>

またシミュレーションにおいては、直感的な労働生産性の指標として労働 1 人日当たりの稲作生産額を作成する。本章では各規模の農家に対して、稲作生産の生産要素の一つとして、稲作労働（人日）を与えている。また、推定した稲作生産関数を用いれば、平年並みの作況における稲作生産額を予測できる。予測された稲作生産額を稲作労働（人日）で割ることによって、稲作労働 1 人日当

<sup>34</sup> 本章では、転用期待は耕作目的の農地売却価格に影響を与えないという仮定の下にシミュレーションを行っている。仮に転用期待が耕作目的の農地価格への影響があるとすれば、本章におけるシミュレーション結果は実際の転用期待の効果を過小評価していることになる

<sup>35</sup> 3 期前の農林業センサス 1990 から転用売却価格が低下したケースもシミュレートすることができる。しかし本章の 3.2 に示したように、農林業センサス 1990 の経営耕地規模別公表データの最大区分は「5ha 以上」であり、それ以降の区分に比べて小さい。農林業センサス 1990 を利用したシミュレーションは大規模農家に関する遷移が不正確となるため、省略した。



たりの生産額を導出できる。農林業センサスにおいては、1日の労働時間を8時間と設計しているため、8時間あたりの稲作生産額と考えることができる。この指標は農地や農業機械への支払を捨象しているが、1人日（8時間）あたりの生産額として直感的な労働生産性の指標となる。

## 2.4.2. シミュレーション結果

図表 2-9 では、現実の農林業センサス 2005 の値を Data と記し、5 年前から転用売却価格が低下したケースを Sim(A)、10 年前から転用売却価格が低下したケースを Sim(B)として示している。図表 2-9 においては、それぞれの設定に関して [1] 総農家数、[2] 自給的農家数を示している。また、[1] [2] の比率から総農家に占める自給的農家の割合を表している。加えて図表 2-9 では [3] 農家の稲作面積、[4] 稲作労働 1 人日あたりの生産額を示している。

図表 2-9 農地転用期待に関するシミュレーション結果（農林業センサス 2005 時点）

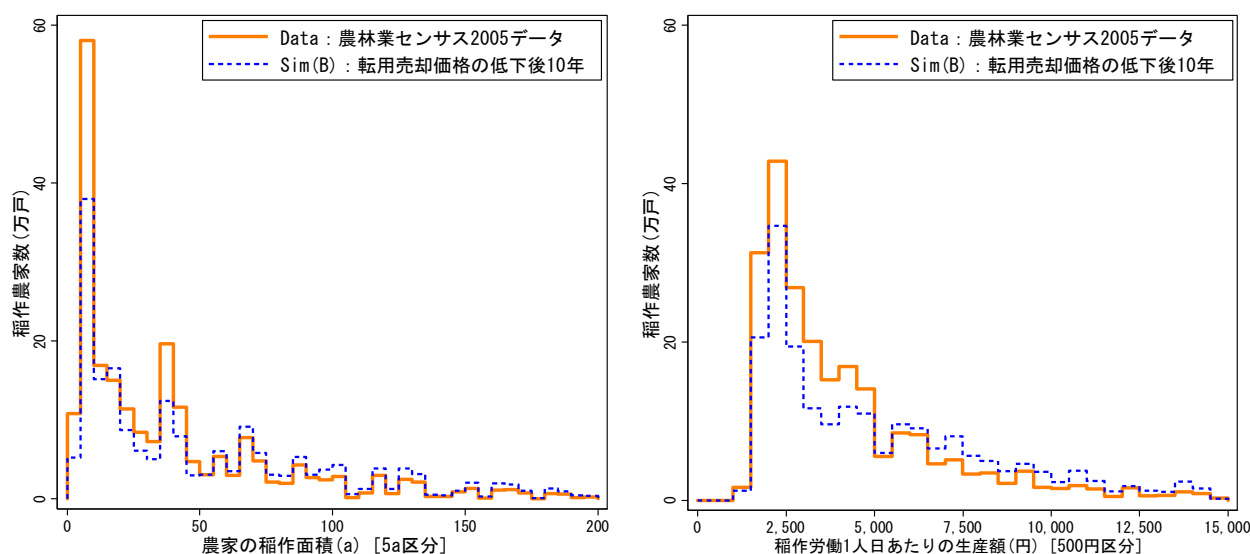
		Data	Sim(A)	Sim(B)
転用売却価格 $S_d$ を低下させる時点			農林業センサス2000 (価格低下後5年)	農林業センサス1995 (価格低下後10年)
[1]総農家数(戸)		2,303,776	2,126,508	2,078,689
[2]自給的農家数(戸)		693,709	544,276	424,033
総農家に占める自給的農家の割合([2]/[1])		30.1%	25.6%	20.4%
[3]農家の稲作面積(a)	平均値	49.4	53.8	66.4
	第1四分位	8.6	9.6	12.1
	中央値	26.3	28.1	38.5
	第3四分位	62.2	69.4	89.6
[4]労働生産性: 稲作労働1人日あたりの 生産額(円)	平均値	4,455	4,838	5,687
	第1四分位	2,249	2,264	2,452
	中央値	3,299	3,489	4,281
	第3四分位	5,185	6,065	7,197

図表 2-9 において [1] 総農家数、[2] 自給的農家数を見ると、Data、Sim(A)、Sim(B)の順で減少している。また自給的農家の減少率は総農家の減少率を上回っているため、自給的農家の割合はそれぞれ 30.1%、25.6%、20.4%と減少している。図表 2-9 は転用期待が解消することによって自給的農家を中心とした退出が段階的に促されることを示している。図表 2-9 において Data から Sim(B)への平均的な稲作面積の変化を見ると、49.4a から 63.4 a へ 34%増加している。また、労働生産性に相当する稲作 1 人日あたりの生産額は Data から Sim(B)で 4,455 円から 5,687 円へと 28%増加している。転用期待が解消してから 5 年後の Sim(A)に比べて、10 年後の Sim(B)の方が作付面積の増加、労働生産性の向上が大きくなっている。

また、図表 2-10 では、Data と Sim(B) における [3] 稲作面積および労働生産性にあたる [4] 労働 1 人日当たりの稲作生産額をヒストグラムによって比較している。図表 2-10 においては、ヒストグラムの左側の小規模農家においては Sim(B)を表す青の点線が Data を表すオレンジの実線を下回っ

ている。一方、図表 2-10 のヒストグラムは青の点線がオレンジの実線を上回っている。<sup>36</sup> 図表 2-10 は転用期待の低下は自給的農家をはじめとする小規模農家退出のみではなく、中規模農家への遷移が高まることを示唆している。加えて、Sim(B)では、稲作労働 1 人日あたりの生産額として、10,000 円を超える農家の割合が増えている。この水準に至れば、稲作労働以外の費用支払を考慮しても、雇用される稲作労働と同等以上の労働収入を確保することが可能となる。

図表 2-10 稲作面積および労働生産性のヒストグラム（農林業センサス 2005 時点）



図表 2-9 および図表 2-10 の結果から、転用目的の売却価格  $Sd_{pt}$  が低下すれば、一戸あたりの稲作面積および労働生産性は増加することが期待される。転用期待の消失に対応する Data から Sim(B)への平均稲作面積の 34%増加は、現実の都府県における農業規模の増加率に比べて顕著に大きいと考えられる。<sup>37</sup> また、1 人日あたりの稲作生産額の 28%増加は、顕著な労働生産性の向上である。本章の分析結果から、農地の転用期待が農業規模の拡大、労働生産性の向上の阻害要因となっていることが定量的に示された。

<sup>36</sup> 本章の分析では、農林業センサスの経営耕地規模別の公表データを用いて、各経営耕地規模における稲作面積の平均値をとる形で、各規模における代表的農家のデータを作成している。自給的農家や 30a～50a の経営耕地規模を持つ販売農家では、府県による代表的農家の稲作面積の差異が小さく、特定の稲作面積の区間に集中する。このため図表 2-10 において、特定の稲作面積の区間において、高頻度となっている。

<sup>37</sup> 公表されている農林業センサスにおいて、北海道を除く都府県の販売農家に関する平均稲作面積を求めることができる。農林業センサス 1995 では 80.3a、農林業センサス 2005 では 83.8a となっており、販売農家の稲作作付面積の 10 年間の増加率は 4.4%である。

## 2.5 おわりに

本章では農地の転用期待が、零細農家の滞留や耕作放棄の原因となっていることを農地利用の現在価値から示した。さらには、離散選択モデルに基づくシミュレーションに基づき、転用期待の解消から10年が経過すれば、平均的な稲作面積は34%増加することを示した。転用期待の解消は、農業規模の拡大、農業の生産性の向上に大きく貢献することが定量的に示された。

農地転用期待が零細農家を滞留させ農地流動化を阻害していることは、日本政府も認識している。2009年12月における農地法の改正には、公共転用への法定協議会制度の導入、違反転用への罰則を含めた転用規制の強化が含まれている。<sup>38</sup> また2014年6月に閣議決定された規制改革実施計画においては「農地流動化の阻害要因となる転用期待を抑制する観点から、転用利益の地域農業への還元等、公平で実効性のある方策について中長期的に検討を進める。」と記載された。<sup>39</sup> この計画を受けて農林水産省に「農地流動化の促進の観点からの転用規制のあり方に関する検討会」が設置され、転用期待を抑制するための、政策が検討されている。<sup>40</sup>

2009年の農地法の改正においては、小作料の目安となる標準小作料が廃止となった。その代わり農地法第52条によって、農業委員会は農地の賃借、小作料の情報収集と提供を行うことが義務づけられた。農地から毎年得られる小作料が把握できれば、割引率を仮定することで農地の収益還元価格を導出することができる。転用を目的として農地を売却する場合でも、農家が収益還元価格しか受け取ることができなければ、農家の転用期待を解消することができる。収益還元価格である農家の受取額と買い手の支払額の差額が生まれるのであれば、自治体や地域に還元する制度も検討されるべきである。農地売却における農家の受取額を農地の利用目的によらずに一定とすることで、転用期待を解消することができる。転用期待が解消されれば、農業規模の拡大が促され、農業生産性の向上に資すると考えられる。

また、転用期待が消失し10年が経過した図表2-9のSim(B)においても、平均的な稲作面積は66.4aであり、大半の稲作農家は赤字経営となっている。本章のシミュレーション結果は転用期待の消失は農業の生産性向上に大きく貢献することを示している。しかし、同時に転用期待の消失のみで直ちに日本の稲作農業が抱える問題が解消しないことを示している。本章のシミュレーション結果は転用期待を解消させる政策が重要である一方で、他の農地規模拡大政策に平行して取り組む必要性を示唆している。

---

<sup>38</sup> 高橋（2013）では、農地転用規制に関する問題は法制度自体ではなく、法律の運用、解釈が主たる原因となっていることから制度改正によって農地転用が大きく減少するとは考えにくいと論じている。

<sup>39</sup> 規制改革会議([http://www8.cao.go.jp/kisei-kaikaku/kaigi/publication/p\\_index.html](http://www8.cao.go.jp/kisei-kaikaku/kaigi/publication/p_index.html))

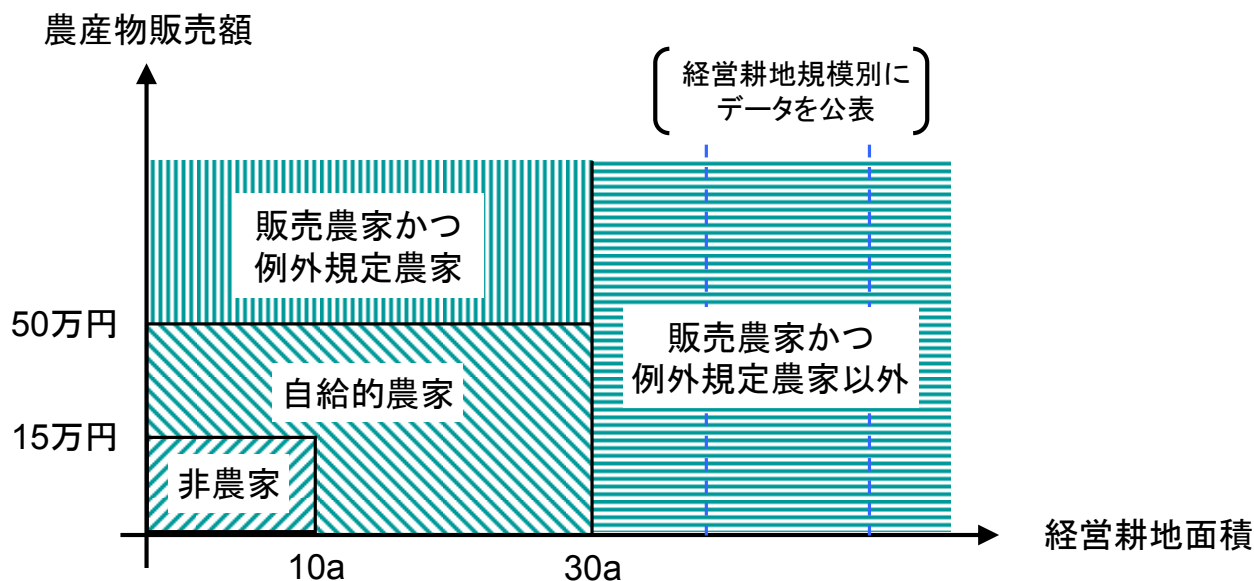
<sup>40</sup> 農地流動化の促進の観点からの転用規制のあり方に関する検討会(<http://www.maff.go.jp/j/nousin/noukei/totiriyo/kentoukai.html>)

## 補論 2-1：農林業センサスにおける調査対象と農家区分

農林業センサスでは経営耕地が 10a 以上または農産物販売額が 15 万円以上の世帯は「農家」に定義され、その数および経営耕地面積は調査対象となる。また、経営耕地が 30a 以上または農産物販売額が 50 万円以上である農家は「販売農家」と定義され、個々の販売農家に対して詳細な調査が実施される。農家ではあるものの販売農家に該当しない場合は「自給的農家」と定義される。農林業センサスにおける農家の区分は図表 A2-1 のようになっている。概して自給的農家は零細農家に対応していると考えることができる。

農林業センサスでは、販売農家に関しては農作物ごとの農地面積や農産物販売額などの詳細な調査を行っている。その一方で、自給的農家に関しては簡便な調査で済ませ、両者で公表方法も異なっている。また、販売農家に関しては、経営耕地の面積で区分したデータを公表している。本章においては、経営耕地規模別に区分された公表データを用いて、当該経営規模における代表的な農家データを作成した。

図表 A2-1 農林業センサスにおける農家の区分



## 補論 2-2：農地の現在価値の導出過程

本補論では図表 2-6 のように農家の選択構造を設定した場合において、各利用形態の農地の現在価値を導出する。現在価値を導出するための農家の選択・行動に関する設定は次の通りである。

- [1] 期初に確率  $Pd$  で農地の転用が可能となり、転用が可能であった場合は転用売却額  $Sd$  を得る。
- [2] 転用が不可能であった場合は、農地の耕作権を維持するか貸し付けるかを選択する。
- [3] 耕作権を維持する場合は、農地を自ら耕作あるいは耕作放棄するかを選択する。
- [4] 農地を貸し付けた場合は、貸付期間における転用機会は消失するものの小作料収入が得られる。
- [5] 自ら耕作、耕作放棄、農地の貸付のいずれかを選択した  $u$  期の終了後は、 $u+1$  期となる。
- [6] 状況が変化しなければ  $u+1$  期においても、農家は  $u$  期と同じ選択を行う。このため、 $u$  期の選択が継続することを見越して、農地の現在価値を想定する。

以上の設定から本章では、[1A] 耕作をしながら転用機会を待つケース、[1B] 転用機会がなく耕作のみを行うケース、[2] 耕作放棄をして転用機会を待つケース、[3] 農地を貸し付けるケースの 3 種の現在価値の 4 種類の現在価値を導出した。ただし [1A] を導出した後の [1B]、[2] の導出は簡潔であるため、本文内で言及している。本補論においては [1A] および [3] の導出を論じる。

### (1A) 耕作をしながら転用機会を待つケース

転用機会があるまで耕作する場合における農地の現在価値の期待値  $Vf_{ipt}$  は下記のように表せる。

$$Vf_{ipt} = Pd_{pt} \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=1}^m \frac{(1 - Pd_{pt})^{m-1} \pi_{ipt}}{(1 + r_t)^{n-1}} + Pd_{pt} Sd_{pt} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(1 - Pd_{pt})^{m-1}}{(1 + r_t)^m} \quad (A2.1)$$

右辺第一項は転用までの耕作利潤の現在価値の期待値に相当し  $\mu_{pti}$  とし、下記のように計算できる。

$$\mu_{pti} = \pi_{pti} \sum_{m=1}^{\infty} \left( \frac{1 - Pd_{pt}}{1 + r_t} \right)^{m-1} = \frac{\pi_{pti}(1 + r_t)}{r + Pd_{pt}} \quad (A2.2)$$

右辺第二項は転用売却の現在価値の期待値に相当し  $v_{pt}$  とすると、下記のように計算できる。

$$v_{pt} = Pd_{pt} Sd_{pt} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(1 - Pd_{pt})^{m-1}}{(1 + r_t)^m} = \frac{Pd_{pt} Sd_{pt}}{r_t + Pd_{pt}} \quad (A2.3)$$

よって、 $Vf_{ipt}$  は  $\mu_{ipt}$  と  $v_{pt}$  の和として下記のように表せる。

$$Vf_{pti} = Pd_{pt} \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=1}^m \frac{(1 - Pd_{pt})^{m-1} \pi_{pti}}{(1 + r_t)^{n-1}} + Pd_{pt} Sd_{pt} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(1 - Pd_{pt})^{m-1}}{(1 + r_t)^m} = \frac{\pi_{pti}(1 + r_t)}{r + Pd_{pt}} + \frac{Pd_{pt} Sd_{pt}}{r + Pd_{pt}} \quad (A2.4)$$

### [3] 農地を貸し付けるケース

$h$  年間農地を貸し付ける場合の現在価値  $Vh_{pt}$  は下記のように表せる。

$$Vh_{pt} = \sum_{m=1}^h \frac{e_{pt}}{(1+r)^{m-1}} = \frac{e_{pt}[(1+r)^h - 1]}{r(1+r)^{h-1}} \quad (\text{A2.5})$$

貸し出した  $h$  年後には転用機会が確率  $Pd_{pt}$  で発生する。農家は転用できる場合は転用し、転用できない場合は再び  $h$  年間の貸し出しをすると、農地の貸し出しによる割引現在価値の期待値  $Ve_{pt}$  は以下のように表せる。

$$\begin{aligned} Ve_{pt} &= Pd_{pt} \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=1}^m (1 - Pd_{pt})^{m-1} \left( \frac{Vh_{pt}}{(1+r_t)^{h(n-1)}} \right) + Pd_{pt} \sum_{m=1}^{\infty} (1 - Pd_{pt})^{m-1} \left( \frac{Sd_{pt}}{(1+r_t)^{hm}} \right) \\ &= \frac{e_{pt}(1+r_t)[(1+r_t)^h - 1] + Pd_{pt}Sd_{pt}r_t}{r_t[(1+r_t)^h - 1]} \end{aligned} \quad (\text{A2.6})$$

### 第3章 稲作生産調整政策に関する分析

### 3.1 はじめに

1970 年に開始された稲作生産調整政策は、主食用米の供給量を低く抑えることで高い米価を維持し、消費者の負担となっている。同時に田において小麦・大豆・非主食用米といった転作作物の作付を促すために稲作生産調整に協力した農家には交付金が支払われており、納税者の負担ともなっている。本章では、稲作生産調整政策が経済厚生に与える影響を定量的に分析する。

日本において、米は主食であるとともに農産物産出額の中で最大の割合を占めている。稲作に関する政策は、消費者にとっても生産者である農家にとっても重要な関心事項となっている。また近年において、稲作をはじめとする日本の農業は国内外からさらなる注目を浴びている。本章 2.1 で紹介するように 2013 年 11 月において、稲作生産調整目標面積の配分および米の直接支払交付金が 2018 年度に廃止される計画が発表された。このため、稲作生産調整政策が廃止されるとの誤解を招く報道がなされたことが、さらなる注目の一因となった。<sup>41</sup>

しかしながら、稲作生産調整政策を「主食用米の作付面積を少なく抑えることで米価を高く維持する政策」と定義すれば、稲作生産調整政策は強化される予定である。2015 年 3 月に閣議決定された食料・農業・農村基本計画では米粉用米、飼料用米の生産努力目標が 2013 年度の 13 万 t から 2025 年度の 120 万 t と記されており、「米による転作」に相当する非主食用米の大幅な増産が進行している。

また、環太平洋戦略的経済連携協定（TPP）において、米、麦、牛肉・豚肉、乳製品、甘味資源作物は重要五品目とされ、たびたび着目されている。稲作生産調整政策は、主食用米の国内供給量を抑えるために米の輸入制限と一体化しており、貿易政策とも密接な関係を持っている。このため、稲作生産調整政策は日本の貿易政策・産業政策に関わるものとして大きな関心を集めている。

稲作生産調整政策は一般の消費者、生産者のみならず、農政に関する専門家、研究者の中でも関心の高いテーマである。しかし、稲作生産調整政策に関する研究は数多くあるものの、その中心は生産調整関連政策の紹介や公表されたデータの解説、農村でのフィールドワークとなっている。近年において稲作生産調整に関して経済モデルに基づく定量分析は、生産調整に焦点を当てた分析を書籍としてとりまとめた荒幡（2010, 2014）、需要関数および供給関数から稲作生産調整の厚生に与える効果を分析した Takahashi (2012)、トランスログ型可変利潤関数を用いて米価支持政策、減反政策等の効果に関する分析をとりまとめた黒田（2015）が挙げられる。しかし、日本農業の中心である稲作に関する政策への関心の高さに比べて経済モデルに基づく実証分析は数少ない。本章では離散選択モデルと農林業センサスデータによって、稲作生産調整に関わる農家の選択を定量的に分析

---

<sup>41</sup> 戸別所得補償政策から始まった米の直接支払交付金および生産調整目標配分の廃止を日本国内の主要メディアは「減反廃止」と報道した。また、日本国内のメディアのみならず、イギリスの *The Economist* 誌（2013 年 11 月 30 日号）においても“The phasing out of *gentan*” “The scrapping of *gentan*”と報道している。これらの報道に対して、山下（2013）では「減反の本質が何かを全く知らないために起こった誤報」と指摘している。



する。特に 2010 年度以降に重点化した飼料用米をはじめとする非主食用米への交付金が経済厚生に与える影響を分析する。

また、OECD においては、各国の農業保護の指標として生産者支持推定額（PSE: Producer Support Estimate）を算出している。PSE は農業を支持する政策から発生する消費者または納税者から生産者への年間金銭移転額を示している。OECD (2014)によれば、2013 年における日本の PSE は農業粗収入の 55.6%にあたる 539 億ドルとなっており、OECD 平均の 18.2%を大幅に超えている。OECD による PSE はマクロ経済指標の内外価格差に農産物の生産量を掛け合わせた値に財政支援額を加えて算出される。Oskam and Meester (2006)にまとめられたように OECD による PSE には「不正確な国際価格データ」「国内生産量の固定的な取り扱い」「国際的な輸送費用の無視」「国際的に異なる農産物の品質の無視」といった批判があり、過大推計の可能性があるとしている。本章においては OECD の PSE のように納税者負担と消費者負担を区分する分析を行うが、これらの批判を回避した国内市場におけるシミュレーションによる評価となっている。

加えて、OECD (2014)では、日本において稲作をはじめとする農業に大きな保護が必要な理由として、国際的に見て経営規模が小さく農業の生産性が低いことが挙げられている。農業に関する国際的な生産性格差や経営規模格差は Lagakos and Waugh (2013)、Adamopoulos and Restuccia (2013)においても採りあげられている。日本において農家の経営規模が拡大せず、生産性が向上しない要因として、本章の第 2 章で採りあげたように、転用機会によって農地の流動化が進まないことが挙げられる。それに加えて、稲作生産調整政策によって稲作面積が拡大せず、代表的な農作物である米に関して規模の経済性が十分に発揮できない可能性が考えられる。<sup>42</sup> 本章においては、稲作生産調整政策が稲作作付規模および平均費用に与える影響にも焦点を当てる。

先んじて、本章の結果を述べれば下記の通りである。2019 年度における非主食用米への仕向量を 2013 年度水準の 13 万 t に維持した場合、食料・農業・農村基本計画の目標に沿って非主食用米への仕向量を増やした場合に比べて、経済厚生を 710 億円増大させる。なお、従来、稲作生産調整政策に関する交付金として代表的であった小麦・大豆への転作交付金を廃止しても、経済厚生増大は 16 億円に過ぎない。新たな稲作生産調整政策に相当する非主食用米への仕向増加は、経済厚生への損失が相対的に大きく、優先して見直すべき政策であると考えられる。また、稲作生産調整政策に伴う農家の所得低下を緩和することが必要であれば、農地利用に中立な交付金を活用することが望ましい。

本章の以降の構成は以下のようになっている。2 節では稲作生産調整政策の変遷を示し、本章が分析対象とする政策シミュレーションの設定を説明する。3 節では、農家の農地利用に関する離散選択モデルを構築し、農林業センサスを用いて推定する。4 節では稲作生産調整政策に関連する米価・経

---

<sup>42</sup> 稲作生産調整政策が稲作の作付規模に与える影響に関しては、加古（1986）、神門（1993）が定量分析をしている。また、荒幡（2014）の 3 章 4 節に稲作生産調整と稲作規模の関係がまとめられている。

済厚生分析の枠組みを論じ、シミュレーションによって経済厚生に与える影響を定量的に分析する。5 節は本章における結語である。

## 3.2 稲作生産調整政策の変遷と交付金に関する設定

### 3.2.1. 稲作生産調整政策の変遷

本章での分析対象とする稲作生産調整政策は 1970 年から本格的に開始され、現在に至るまで継続されている。ただし、稲作生産調整に関わる施策名は「水田農業経営確立対策」「水田農業構造改革対策」といった形で数年おきに変化している。<sup>43</sup> 各施策によって・交付金の名称・交付金対象者・交付金単価・農家による稲作生産調整への主たる協力方法が異なっている。農家による稲作生産調整への主たる協力方法は「田に作付を行わない休耕」から小麦・大豆等を作付けする「稲以外による転作」へ移り、近年では加工用米や飼料用米などの非主食用米を田に作付けする「米による転作」の割合も高まっている。<sup>44</sup> しかし、稲作生産調整政策の目的が「主食用米の作付面積を低く抑えることによって、米価を高く維持する」ことは各時点の施策で共通している。

日本政府（農林水産省）を起点とする稲作生産調整への協力要請は、概してその方法を二種類に分けることができる。一種類目の方法は、稲作生産調整の目標割合・面積をより大きい地域から順に農家まで割り当てることにある。全国レベルで定めた稲作生産調整目標面積を都道府県、市町村、農業集落、農家とより細かな単位に落とし込んでいく。<sup>45</sup> 各地域、農業集落、農家は割り当てられた目標面積に関して稲作生産調整を求められる。二種類目の方法は、交付金やペナルティによって稲作生産調整に協力するインセンティブを与えることである。稲作生産調整目標を達成・協力した地域・農家には交付金をはじめとするメリットを与え、未達成・協力しなかった地域・農家にデメリットを与える。稲作生産調整政策の基本手法は、稲作生産調整の目標面積の配分およびその目標達成のインセンティブを与えることにあった。

ただし、一種類目の方法である目標面積の設定および配分の影響力は失われつつある。荒幡（2010）の P556 が示すように、2009 年以前は農家の稲作生産調整への協力面積が目標にわずかに届かない場合でも、稲作生産調整の未達成者は田における転作交付金を全く受け取ることができなかった。一方、2010 年以降は、稲作生産調整目標が未達成であっても、稲作生産調整に協力した面積に応じた交付金を受給できるようになった。2010 年から目標面積の達成・未達成で農家を二分する制度から、稲作生産調整への協力面積に比例して交付金が受け取れる制度となっている。2015 年現在において、生産調整目標を達成したか否かによって、農家の状態を二分してメリット・デメリットが変化し得るのは、民主党政権時の 2010 年度に戸別所得補償政策として開始された「米の直接支払交付金」の

<sup>43</sup> 稲作生産調整政策の変遷に関しては、中渡（2010）、猪熊（2014）に簡潔にまとまっている。

<sup>44</sup> 荒幡（2014）の第 3 章 1 節には 1970 年～1973 年の間の稲作生産調整の大半が休耕であった実態をデータで説明している。

<sup>45</sup> 稲作生産調整目標の配分割り当ての実態に関しては、荒幡（2014）の第 4 章に詳しく示されている。

みとなっている。<sup>46</sup> その「米の直接支払交付金」が 2018 年度には廃止予定となっている。稲作生産調整目標の達成によって農家を二分する必要がなくなるため、陽表的な生産調整目標の設定・配分も併せて廃止予定となっている。一部のメディアでは、この制度変更を稲作生産調整政策の廃止と報道した。<sup>47</sup>

しかしながら、二種類目の方法に当たる稲作生産調整に協力した農家への交付金は 2018 年度以降も継続が予定されている。<sup>48</sup> 2015 年 3 月 31 日に閣議決定された食料・農業・農村基本計画では、2025 年における主たる転作作物の生産量の目標値と併せて「飼料用米、米粉用米、麦、大豆等の戦略作物については、水田活用の直接支払交付金による支援と下記の取組により、生産性を向上させ本作化を推進する。品目ごとの生産努力目標の確実な達成に向けて、不断に点検しながら、生産拡大を図る。」と記されている。2018 年度に稲作生産調整政策の制度変更は実施されるが、交付金に関する財政支出を伴い「主食用米の作付面積を低く抑えることによって、米価を高く維持する」ことを目的とする稲作生産調整政策は継続予定となっている。

### 3.2.2. 農業の担い手（認定農業者・集落営農組織）

ここでは、稲作生産調整に関する交付金と関連する農業の担い手（認定農業者制度・集落営農組織）を概説する。農業に関する交付金制度は、2006 年に成立した「担い手経営安定新法（農業の担い手に対する経営安定のための交付金の交付に関する法律）」によって変化した。それ以前は農業経営の規模や農家の種類を問わず、農地面積や収量に応じた一律の交付金であったが、担い手経営安定新法によって一定規模以上の農業経営体に集中した支援・交付金が可能となった。

担い手経営安定新法に基づき 2007 年度から開始された品目横断的経営安定対策では、生産条件不利補正対策として、4ha 以上(北海道は 10ha 以上)の認定農業者か 20ha 以上の集落営農組織が麦・大豆・てん菜・でんぷん原料用ばれいしょを生産した場合に交付金支援を行った。農業政策の文脈における「農業の担い手」は時期や文脈によって定義が変わり得るが、品目横断的経営安定対策およ

---

<sup>46</sup> 2014 年度の稲作生産調整に関する交付金の概算決定額は、畑作物の直接支払い交付金が 2093 億円、水田活用の直接支払交付金が 2770 億円、米の直接支払い交付金が 806 億円である。このうち 2018 年度の廃止が決定したのは米の直接支払い交付金のみである。

<sup>47</sup> 山下（2013）では「今の減反制度では、生産目標数量の配分はなんら拘束力のない、意味のないものとなっている。」と指摘している。一方で、荒幡（2015）P19 では「減反政策の核心部分は、「国からの配分」とその達成の強制である。これを廃止するならば、核心部分がなくなるのであるから、「廃止」と言って差し支えないのではなかろうか。」と記している。

<sup>48</sup> 非協力者や未達成者にペナルティ（デメリット）を与える制度は 2010 年に廃止となった。過去における稲作生産調整の非協力・未達成のペナルティに関しては荒幡（2014）の第 5 章に詳述されている。

びそれに続く水田経営所得安定対策においては認定農業者および集落営農組織を「農業の担い手」と見なし、交付金支援を行っていた。<sup>49</sup>

まず、「農業の担い手」を構成する第一の要素として、認定農業者制度を概説する。<sup>50</sup> 1993年に成立した農業経営基盤強化促進法により、市町村が農業の担い手を認定する認定農業者制度が成立した。認定農業者制度は、農業者が農業経営改善計画を市町村に提出し、市町村が期間5年の認定農業者として農家を含む農業経営体を認定する制度である。<sup>51</sup> 各市町村は農業に関する10年計画として、農家が満たすべき経営規模や農業所得の数値目標を示した基本構想を制定している。認定農業者に応募する農家は、市町村の基本構想に沿う形で将来5年にわたる経営規模拡大の目標・農業経営の合理化の目標等を記載した農業経営改善計画を市町村に提出する。各市町村は「①農業経営改善計画が市町村基本構想に照らして適切なものであること、②計画が農用地の効率的かつ総合的な利用を図るために適切なものであること、③計画の達成される見込みが確実であること」を基準として、認定する形になっている。

農家が認定農業者となるメリットとしては、農業生産に関する交付金の受給資格となり得ること、農業委員会による優先的な優良農地のあっせんを受けられること、公的資金による低利融資を受けることができること等が挙げられる。一方で、認定農業者のコスト・デメリットとしては、農業経営改善計画を作成する必要があることに加えて、認定期間の中間年（3年目）と最終年（5年目）には経営状況を市町村に報告する必要がある等の事務コストが挙げられる。また、2009年以前において、認定農業者には稲作生産調整への協力が制度上、義務づけられていた。<sup>52</sup>

認定農業者制度は1993年に創設された制度ではあるが、2007年度に実施された品目横断的経営安定対策から認定農業者であることが交付金の受給資格の一要件となった。品目横断的経営安定対策の生産条件不利補正対策の交付金は、過去の生産実績に基づいて算定される緑ゲタとされる部分と当年の生産量・品質に基づく黄ゲタで構成される。このため、代表的な交付金額の算定は困難であるが、小麦・大豆に関しては、農産物自体の販売額よりも交付金収入の方が多いたことが一般的である。<sup>53</sup> 稲作生産調整に協力する形で田において小麦・大豆を生産する転作農家にとっても、認定農業者となることが転作収入を大きく左右するため、2006年前後で認定農業者数は急増した。<sup>54</sup>

---

<sup>49</sup> OECD (2009)のP61においても「What is a core farmer? (担い手とは何か?)」のコラムにおいても、「Certified farmers (認定農業者)」と「Community-based farm co-operatives (集落営農組織)」が挙げられている。なお、2014年度に制度開始となった認定新規就農者も担い手に対する交付金の受給・増額の対象となっている。

<sup>50</sup> 農業政策と認定農業者数の関係、認定農業者の該当と転作割合の関係は齋藤・大橋 (2015b) に示している。

<sup>51</sup> 2014年3月末における認定農業差数は、個人（共同申請含む）が213,261件、法人が17,762件となっている。

<sup>52</sup> 認定農業者の稲作生産調整への協力義務は、2010年4月の農林水産省からの告知によって解消した。

([http://www.maff.go.jp/tokai/seisan/ninaite/ninaiteikusei/pdf/nintei\\_link\\_220423.pdf](http://www.maff.go.jp/tokai/seisan/ninaite/ninaiteikusei/pdf/nintei_link_220423.pdf))

<sup>53</sup> 梅本 (2007) では、一定の農業生産条件において販売収入・各制度における交付金額の試算をしている。その試算において、品目横断的経営安定対策（生産条件不利補正対策）の小麦・大豆それぞれの交付金額は、小麦の農産物販売収入の9.7倍、大豆の農産物販売収入の1.2倍となっている。

<sup>54</sup> 品目横断的経営安定対策を見据えた2006年度における認定農業者の急増は、本間 (2010) のP159、齋藤・大橋 (2015b) のP16に示されている。

続いて、「農業の担い手」を構成する第二の要素にあたる集落営農組織を概説する。集落営農の定義にも幅があるが、2007 年度に開始された品目横断的経営安定対策では交付金の対象となる集落営農組織の条件として、「①規約の作成、②農用地の利用集積目標の設定、③共同販売経理、④主たる従事者の所得目標の設定、⑤5 年以内の法人化計画の作成」の 5 条件を全て満たす組織でなくてはならなかった。これらの条件を満たす 20ha 以上の経営耕地面積を持つ集落営農組織であれば、品目横断的経営安定対策の交付金を受け取ることができた。なお、品目横断的経営安定対策を引き継ぐ形で翌年度から実施された水田経営所得安定対策では、④主たる従事者の所得目標の設定が緩和されるとともに、⑤の 5 年以内の法人化についても、目標の延期が可能であることが示された。

集落営農組織であることが交付金受給資格の一つとなったため、2006 年度の前後で 20ha 以上の経営耕地を持つ集落営農組織数は大幅に増加した。<sup>55</sup> 急増した集落営農組織は多様であり、橋詰〔編〕（2013）の第 10 章および平林・小野（2014）では、その類型および実態を示している。交付金制度の変化に合わせて急増した集落営農組織には、枝番管理組織が多い可能性が指摘されている。枝番管理組織とは、集落営農を構成する農家に枝番と呼ばれる番号 ID を付与し、枝番ごとに農産物の収量・品質をチェックし、利益配分に反映させるシステムである。このため、枝番管理組織では、集落営農組織に向けた交付金を受給できる一方で、個別農家での農業生産活動と同じ実態を維持することが可能であった。

以上のように 2007 年度の品目横断的経営安定対策から「農業の担い手」とされた認定農業者・集落営農組織は、交付金をはじめとして集中的な政策支援の対象となった。しかし、「農業の担い手」に集中した政策支援は、2009 年 9 月の民主党への政権交代によって中断された。民主党は戸別所得補償政策として、農業者を区別しない支援を標榜し、政権交代を果たした。2012 年には自民党への再度の政権交代があったが、政策の急変を避けるためにも 2010 年度から 2014 年度は農業者を区別しない交付金制度が維持された。2015 年度からは一部の交付金制度は「農業の担い手」に対象を限定する制度となり、過去 10 年間で農業に関する交付金制度は三転している。なお、認定農業者および集落営農組織の定量分析への導入方法は、本章 3.6 にて論じる。

### 3.2.3. 2019 年に見込まれる稲作生産調整に関する交付金（ベース設定）

ここでは稲作生産調整に関連する交付金制度を概説し、分析対象とする 2019 年において基準となる交付金制度の設定を示す。前述したように 2010 年以降は新規需要米とされる飼料用米・米粉用米・稲発酵粗飼料（WCS 用稲）に多額の交付金が交付される形となり「米による転作」が急拡大してい

---

<sup>55</sup> 集落営農実態調査（農林水産省）によれば、2006 年から 2008 年までの 20ha 以上の集落営農数は 3,488 件、4,939 件、5,807 件と急増している。より長期的な規模別集落営農数の推移は齋藤・大橋（2015b）の P44 を参照されたい。

るが、長期間にわたって主たる転作作物は麦・大豆であった。<sup>56</sup> 非主食用米への重点的な支援が実施されている 2015 年度現在においても、小麦・大豆が代表的な転作作物であることに変わりはない。農林水産省の公表資料によれば、2015 年度における田作小麦、田作大豆の作付面積はそれぞれ 17 万 ha、11 万 ha である。<sup>57</sup> 同資料では、非主食用米を含めた水稻作付面積が 162 万 ha であるから、田のうち約 15%は小麦・大豆の作付となっている。

転作作物の作付を促す交付金は一般に「田畑共通の交付金」と「田における転作交付金（生産調整交付金）」の二種類に大別することができる。前者の「田畑共通の交付金」は作付けされている農地が田か畑を区別せずに、交付対象に指定されている畑作物に対して支給される交付金である。一方で、後者の「田における転作交付金（生産調整交付金）」は稲作生産調整政策に協力して、田で転作を行うことで得られる交付金である。よって、稲作生産調整政策に協力して田に小麦・大豆を作付けた場合は「田畑共通の交付金」と「田における転作交付金（生産調整交付金）」の両方を受給することができる。

より具体的に交付金制度を見るために、2013 年度以降の農業交付金制度の政策パッケージとなっている経営所得安定対策における「田畑共通の交付金」と「田における転作交付金（生産調整交付金）」を例示する。本章におけるシミュレーション分析では、2015 年 3 月に閣議決定された食料・農業・農村基本計画に沿って、非主食用米への仕向が進展した 2019 年度をシミュレーションの評価対象時点とする。2018 年度に廃止が予定されている「米の直接支払交付金」を除いて、2015 年時点における交付金制度が 2019 年度まで継続し、食料・農業・農村基本計画に沿う形で非主食用米への仕向が進展する状況をベース設定とする。図表 3-1 では、2019 年度のベース設定において見込まれる交付金制度を表している。<sup>58</sup>

図表 3-1 2019 年度に見込まれる稲作生産調整に関する交付金（ベース設定）

交付金区分	2013年度以降の 交付金制度名	交付金の対象農家	交付金の対象農地
田畑共通の交付金	畑作物の直接支払交付金	農業の担い手（認定農業者、集落営農組織）	田畑を問わず、小麦・大豆等の畑作物を作付けた農地
田における転作交付金 （生産調整交付金）	水田活用の直接支払交付金	全農家	主食用米以外（小麦・大豆・非主食用米等）を作付けた田

図表 3-1 が示すように、2013 年度から実施されている経営所得安定対策の中には「田畑共通の交付金」に該当する「畑作物の直接支払交付金」および「田における転作交付金（生産調整交付金）」

<sup>56</sup> 2014 年度の水田活用の直接支払金としては、麦、大豆、飼料用作物が 3.5 万円/10a であるのに対して、]稲発酵粗飼料（WCS 用稲）は 8 万円/10a であり、飼料用米、米粉用米は収量に応じて 5.5～10.5 万円/10a が設定されている。

<sup>57</sup> 米をめぐる状況について（[http://www.maff.go.jp/j/seisan/kikaku/kome\\_siryu.html](http://www.maff.go.jp/j/seisan/kikaku/kome_siryu.html)）

<sup>58</sup> 2019 年度のベース設定における交付金制度は、2018 年度に予定されている「米の直接支払交付金の廃止」を除いて、本章の執筆時点である 2015 年度と同様の交付金制度が継続すると想定している。



に該当する「水田活用の直接支払交付金」が含まれている。「畑作物の直接支払交付金」は、前節で示した「農業の担い手（認定農業者・集落営農組織）」が、小麦・大豆をはじめとする転作作物を作付けた場合、田畑の別を問わず受給できる交付金である。一方で「水田活用の直接支払交付金」は、農業経営体の種別を問わず、小麦・大豆をはじめとする主食用米以外の作物を田に作付けた場合において、その面積に応じて受給できる交付金となっている。<sup>59</sup>

前述したように近年における稲作生産調整制度に関する制度変更として、非主食用米に関する交付金の大幅増額が挙げられる。2010 年度以降、米粉用米・飼料用米といった非主食用米に対し、高額の交付金が支給される制度となった。<sup>60</sup> 2013 年度以降の「水田活用の直接支払交付金」においては、代表的な転作作物である小麦・大豆が 3.5 万円/10a である一方で、飼料用米は標準収量にて 8 万円/10a が設定されている。非主食用米として代表的な飼料用米への交付金単価は、転作作物として代表的であった小麦、大豆の 2 倍以上となっている。

飼料用米をはじめとする非主食用米は「水田活用の直接支払交付金」の転作作物の一つとして扱われ交付金の対象農作物となっているが、実態としては一般に「転作」ではない。飼料用米には多収穫の専用品種もあるが、農林水産省の公表資料によれば、2012 年産の飼料用米のうち約 7 割を主食用米品種が占めている。<sup>61</sup> 農家は、主食用米として販売しない誓約書を添付した申請を収穫前に農林水産省に対して行うことで「水田活用の直接支払交付金」における非主食用米に関する交付金を受給できる。農家は田植え時に主食用米としての販売を想定していても、収穫前に非主食用米に用途を限定する申請を行うことで交付金を受給できる。<sup>62</sup> よって非主食用米への仕向は、転作ではなく米の用途変更あるいは用途限定と考える方が実態に合っている。

非主食用米に対する高額の交付金や農林水産省の奨励を受けて、非主食用米の作付面積は急拡大している。<sup>63</sup> 「米をめぐる状況について」によれば、2008 年の非主食用米（加工用米+新規需要米）の作付面積は 3.9 万 ha であったが、7 年間で 4.4 倍に急拡大し 2015 年には 17.2 万 ha となっている。また、2015 年 3 月に閣議決定された食料・農業・農村基本計画では、2013 年度と 2025 年度の食料消費の見通しとしての国内消費仕向量および生産努力目標が記載されている。その目標においては、非主食用米（米粉用米+飼料用米）への仕向量を 2013 年度の 13 万 t から 2025 年度の 120 万 t まで増

---

<sup>59</sup> 荒幡（2010）の P556 で示されているように、2009 年以前は稲作生産調整目標にわずかに届かない場合でも、稲作生産調整の未達成者は田における転作交付金を全く受け取ることができなかった。2009 年以前は田における転作交付金は、稲作生産調整目標の達成可否によって農家を二分する制度であった。一方、2010 年度以降は、稲作生産調整目標が未達成であっても生産調整に協力した面積に応じた交付金を受給できるようになっている。

<sup>60</sup> 飼料用米に対する交付金は 2009 年度以前から存在したが、小麦・大豆に比べても高い交付金単価で、全農家を対象とする交付金制度は、2010 年度の水田利活用自給力向上事業が発端となっている。

<sup>61</sup> 飼料用米の推進について（[http://www.maff.go.jp/j/seisan/kokumotu/pdf/meguiji\\_271006.pdf](http://www.maff.go.jp/j/seisan/kokumotu/pdf/meguiji_271006.pdf)）

<sup>62</sup> 農林水産省は、主食用米として作付けられた米を飼料用米に用途変更するために 2015 年産の飼料用米生産の申請期限を 6 月末から 7 月末へと延長した。（<http://www.maff.go.jp/j/press/seisan/kokumotu/150529.html>）

<sup>63</sup> 農林水産省では、2015 年 4 月に「飼料用米生産・利用拡大シンポジウム」を開催するなど、飼料用米の生産、利用の拡大に注力している。（<http://www.maff.go.jp/j/press/seisan/kokumotu/150401.html>）



やし、12 年間で 9.2 倍とすることを目標に掲げている。食料・農業・農村基本計画の目標を達成するためには、非主食用米への仕向の大幅な拡大は今後も継続する見込みとなっている。

その一方で、食料・農業・農村基本計画では、2013 年度から 2025 年度の生産努力目標の増加率として、小麦で 17%増、大豆で 60%増を示している。北海道を除けば、小麦・大豆は田に作付けられていることが一般的であるため、農林水産省は将来においても田作小麦・田作大豆の作付面積の増加を目指していると考えられる。<sup>64</sup> このため、交付金支援を伴う非主食用米への仕向増加と平行して、農林水産省は小麦・大豆への転作に関する政策支援の継続を見込んでいると考えられる。

以上の状況をふまえて、2015 年時点における交付金制度が 2019 年まで継続し、食料・農業・農村基本計画に沿う形で非主食用米への仕向が進展するベース設定を以下のように想定する。まず、非主食用米への仕向量を 2013 年度の 13 万 t から 2025 年度の 120 万 t まで増加させる場合、1 年あたりの非主食用米仕向量の増加は 8.9 万 t が見込まれる。このことから、2019 年度において非主食用米の仕向量は 66.5 万 t になると設定する。その仕向増加に必要な「水田活用の直接支払交付金」の非主食用米への交付金単価は、2015 年度における標準収量の飼料用米に準じて 8 万円/10a を設定する。一方、田において小麦・大豆への転作を促す「水田活用の直接支払交付金」に関しては、2015 年度の交付金単価に準じて、小麦・大豆への転作に対して 3.5 万円/10a を設定する。2019 年におけるベース設定では、2015 年度の「水田活用の直接支払交付金」の交付金単価が維持されるとともに、非主食用米に対する交付金総額が増加することで、非主食用米への仕向量が合計 66.5 万 t となると想定する。

### 3.2.4. 政策変更に関するシミュレーション設定

本章の分析では、2019 年度において食料・農業・農村基本計画に沿う形で図表 3-1 に示した交付金制度が実施される場合をベース設定とする。ここでは、本章のシミュレーションにおいてベース設定から外れる形での政策変更の設定を説明する。本章では政策変更の設定として [(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定] [(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定] [(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] の 3 種を想定する。以下では、それぞれの設定における仮定および設定を示す。

#### [(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定]

図表 3-1 に示したようにベース設定では、生産した米を非主食用米として仕向ける場合は、「水田活用の直接支払交付金」を受給できる。非主食用米として代表的な飼料用米において、標準収量で 8 万円/10a が設定されている。交付金制度における非主食用米の標準単収は 530kg/10a とされているこ

---

<sup>64</sup> 北海道を除いた地域において 2014 年産の小麦・大豆の田の作付割合は 93%である。

とから、非主食用米に対する交付金として 8 万円/530kg を仮定する。また「経営所得安定対策等の概要（平成 27 年度版）」のパンフレットにある「水田における麦、大豆、非主食用米等の所得（10 アール当たりのイメージ）」では、交付金収入を含めると非主食用米の利潤は、概ね主食用米の利潤と同程度であることが示されている。<sup>65</sup> 非主食用米への交付金を含めた合計収入は、実態としても主食用米の販売収入と概ね同程度となっていることから、これらは同等と仮定する。加えて、主食用米品種が非主食用米として仕向けられることが一般的であることから、農業生産面でも主食用米と非主食用米は同等であり、単収および生産費用は変わらないものと仮定する。<sup>66</sup> 以上の仮定より、交付金を含めた収入面および稲作生産面で主食用米と非主食用米は同等であると想定する。

農家は交付金を含めて同額の収入・利潤が得られるのであれば、生産した米の用途を問わないと仮定する。よって、非主食用米への交付金総額の増加は、農家が直面する米需要の増加と同等の効果を持つ。また、飼料用米や米粉としての販売額は、主食用米の 10 分の 1 以下である。このため、政府が非主食用米に対する交付金総額を増やさない限りは、農家が自発的に非主食用米に仕向けることはない想定する。<sup>67</sup> 以上の想定から、政府が非主食用米に対する交付金総額を一定の水準に維持すれば、非主食用米の仕向量の水準は維持される。2019 年において、非主食用米への仕向量を 66.5 万 t とするベース設定では、2013 年度からの増分 53.5 万 t に対する非主食用米への交付金総額として 806 億円が見込まれる。<sup>68</sup> ベース設定から外れる政策シミュレーション設定の一つとして、非主食用米に関する交付金抑制による仕向量抑制を設定する。

本章におけるシミュレーション設定の一つとして、[(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定]を設定する。この設定では、2019 年度における非主食用米への仕向量を 2013 年度における仕向量に合わせて 13 万 t とする。なお、2013 年度の非主食用米の仕向水準を基準とする理由は二つある。第一の理由として、食料・農業・農村基本計画に 2013 年度の米粉用米・飼料用米の生産努力目標の値が掲載されており、定量的な設定として準拠できるためである。第二の理由として、非主食用米への交付金支援が重点化される 2010 年度以前から飼料用米・米粉としての利用は少ないながらも存在した。

---

<sup>65</sup> 飼料用米・米粉用米（標準単収値）は、収入が 8.7 万円/10a、利潤が 2.3 万円/10a、飼料用米・米粉用米（標準単収値+150kg/10a）は収入が 12.6 万円/10a、利潤が 5.0 万円/10a であるのに対し、「主食用米」は 2018 年に廃止が予定されている「米の直接支払交付金（0.75 万円/10a）」を含めて、収入が 12.35 万円/10a、利潤が 3.65 万円/10a としている

<sup>66</sup> 2013 年度における単収の実績値は食料・農業・農村基本計画に示されており、主食用米が 539kg/10a、飼料用米が 498kg/10a、米粉用米が 516kg/10a となっている。

<sup>67</sup> 経営所得安定対策等の概要（平成 27 年度版）のパンフレット「水田における麦、大豆、非主食用米等の所得（10 アール当たりのイメージ）」では販売収入として、飼料用米・米粉用米（標準単収値）が 0.7 万円/10a、飼料用米・米粉用米（標準単収値+150kg/10a）が 0.9 万円/10a、主食用米が 11.6 万円/10a と示されている。

<sup>68</sup> 経営所得安定対策等の概要のパンフレットの設定において、飼料用米・米粉用米（標準単収値）の交付金を含めた利潤を主食用米と等しくするためには、米の直接支払交付金があるケースで 1.35 万円/10a、米の直接支払交付金がないケースで、0.6 万円/10a を非主食用米の交付金額に上乗せする必要がある。主食用米の利潤と一致させるよう交付金単価を増大する場合は、本章の設定より非主食用米に関する納税者負担はそれぞれ 16.8%、7.5%大きくなる。このため、本章の非主食用米への支援に関する納税者負担額は小さく見積もっている可能性がある。

<sup>69</sup> 本章においては 2013 年度以降の非主食用米の仕向増加は、非主食用米への交付金支援に依存していると想定するが、非主食用米への交付金支援を廃止しても非主食用米の生産・仕向がゼロとならない可能性を許容する。これらの理由から、非主食用米への仕向量を 2013 年度に合わせて 13 万 t とすることをシミュレーション設定の一つとした。

#### 〔(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕

図表 3-1 に示したようにベース設定では、田に小麦・大豆を作付けた農家に「水田活用の直接支払交付金」が支給されることを想定している。前述したように 2015 年度における小麦・大豆に関する「水田活用の直接支払交付金」は 3.5 万円/10a であり、2019 年度のベース設定においても、この交付金が維持されることを想定している。ベース設定から外れる政策シミュレーション設定の一つとして、小麦・大豆に対する「水田活用の直接支払交付金」の廃止を設定する。

本章における政策変更のシミュレーション設定の一つとして、2019 年度における〔(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕を設定する。この設定では、農家が小麦・大豆へ転作した場合でも、ベース設定において交付されていた「水田活用の直接支払交付金」の 3.5 万円/10a を受給できないものとする。その結果、小麦・大豆への転作に関する交付金が消失するため、納税者負担が減少する。加えて、稲の作付量・米の生産量が高まることで米価が低下し、消費者の厚生が高まることが見込まれる。なお、この設定においても、図表 3-1 に示した田畑を問わずに小麦・大豆を作付けた「農業の担い手」に交付される「畑作物の直接支払交付金」は、引き続き交付されることを想定する。

#### 〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕

図表 3-1 に示したように、ベース設定における畑作物の直接支払交付金は、その対象農家が「農業の担い手」に限定されるとともに、対象農地は畑作物の作付地に限定されている。一方「水田活用の直接支払交付金」は、いずれの農家でも、主食用米を作付なければ受給できる形式となっている。これらの交付金制度は、農家の種類によって交付金単価に差を付ける形で非主食用米への仕向・転作を促し、主食用米の供給量を抑制するように設計されている。そこで、ベース設定における交付金制度と対照的な形で農家および農地に依存しない交付金制度をシミュレーション設定の一つとして与える。

本章における政策変更のシミュレーション設定の一つとして、2019 年度における〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕を設定する。この設定ではベース設定の交付金に追加する形で、農家および農地を区別せず作付面積に応じて一定単価の交付金を支給する。追加する交付金設定は、

<sup>69</sup> 飼料用米利用に関する状況は、中野（2010）が説明している。また、農林水産省の資料「米粉の需要拡大（2008 年 1 月）」によれば、2006 年度において 6000t の米が米粉として利用されたことが示されている。

([http://www.maff.go.jp/j/soushoku/keikaku/komeko/pdf/zyuyo\\_kakudai.pdf](http://www.maff.go.jp/j/soushoku/keikaku/komeko/pdf/zyuyo_kakudai.pdf))

WTO 協定において緑の政策に分類される直接所得補償に近い。<sup>70</sup> ただし、WTO 協定において緑の政策に分類された直接所得補償は、「生産に関連しない所得支持」でなければならないが、本章における設定では、支給される交付金は当期の作付面積に依存するため、農家の作付面積の拡大を促す効果を持つ。<sup>71</sup> このため、この交付金支給によって稲作面積が拡大し、米の生産量が増加すれば、米価が低下し消費者の厚生が高まる。その一方で、追加的な交付金支出により納税者負担は増加することが見込まれる。

〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕の具体的な設定は、農地の一時転用許可に基づいて、農業生産と太陽光発電を同時に実施するソーラーシェアリングに準拠している。なお、ソーラーシェアリング制度に関する概要は補論 3-1、ソーラーシェアリング制度に準じたシミュレーション設定は補論 3-2 に示している。農地利用に関する交付金は、ソーラーシェアリング設備を農地の 5% に設置した場合の売電利潤と対応させている。都道府県による平均的な日射量に応じて、太陽光発電量・売電利潤には差があるが、北海道と沖縄を除いた 45 都府県においては平均 1.24 万円/10a の売電利潤が得られる設定となっている。<sup>72</sup> このため、〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕は、農家の種類・農地の利用方法にかかわらず、平均 1.24 万円/10a の作付交付金が支給される設定となっている。

以上のように、本章では〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕〔(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕の 3 種類の政策変更の設定を与えて、ベース設定と比較する形で経済厚生に与える影響を分析する。(a)の設定は、2010 年度以降に拡充されつつある新たな稲作生産調整政策の抑制に対応している。(b)の設定は、長期間にわたって稲作生産調整政策の主流となっていた転作に対する交付金廃止に対応している。(c)の設定は、これまで実施されていなかった農地利用に中立的な交付金の追加交付に対応している。次節においては経済厚生の分析に用いる農家の離散選択モデルを構築し、農林業センサスのデータを用いて、農家の選択に関するパラメータを推定する。

---

<sup>70</sup> WTO 協定における農業補助金の分類、取り扱いに関しては山下（2010）の第 5 章に詳しい。

<sup>71</sup> WTO 協定において、緑の政策に分類される直接所得補償は、過去の一定期間における所得や作付面積に依存した交付金として現在の生産と切り離した形が示された。仮に本章のモデルにおいて、過去の作付面積に交付金額を依存させる設定としても、農家が政策の継続を見越して農業収入の利潤の期待値に反映させれば、現在価値への変換を除いて本章の分析結果と等しくなる。

<sup>72</sup> 45 都府県において、売電利潤の最小値は 8,475 円/10a、最大値は 15,868 円/10a である。

## 3.3 離散選択モデルの設定と推定

### 3.3.1. 離散選択モデルの分析対象農家

本節においては、稲作生産調整に関する農家の選択も離散選択モデルによって表し、推定を行う。離散選択モデルの設定に先立って、農林業センサスにおける分析対象とする農家の範囲を論じる。本章では、稲作生産調整政策に焦点を当てた分析を行うため、分析対象とする農家は田に作付けを行っている田作農家に限定される。

農林業センサスにおける田の定義は「耕地のうち、水をたたえるためのけい畔のある土地」となっている。このため、作付けを行っている田であっても、必ずしも稲を植えているとは限らない。稲作生産調整政策に全面的に協力する場合は、農家が経営する田の全面で小麦・大豆への転作を行っているケースも考えられる。本章においては、こうした田の全面で転作を行っている農家も田作農家として分析対象に含める。また、田の作付は稲作・転作をしていることを前提とし、農林業センサスでは経営耕地に含まれる「一時的に何も作らなかった（休耕田）」は、田の作付面積から除外する。よって本章の分析において、各農家の田の作付面積から稲作面積を差し引けば、各農家の転作面積が導出される。

一方で、田作農家に着目して分析を行うため、田の経営耕地を持たず、畑作・果樹作のみを行っている農家は分析の対象外となる。よって、後述する離散選択モデルにおいて、転作を含めて田への作付けを完全に中止する農家は、仮に畑作・果樹作を継続していたとしても、「田作からの退出」として取り扱う。ただし、北海道を除く都府県における販売農家の総経営耕地の7割を田が占めており、都府県において田は代表的な農地と見なすことができる。<sup>73</sup> よって、北海道を除けば、田の利用に関する分析は代表的な農地利用に関する分析に対応していると考えることができる。

また、農林業センサスにおけるデータ利用に関する制約から分析対象を販売農家に限定し、自給的農家および農業生産法人などの組織経営体は離散選択モデルの推定から除外する。<sup>74</sup> 農林業センサス 2000 以降において、自給的農家の経営耕地が、田・畑・果樹園のいずれであるかを調査していない。自給的農家は、田の面積をはじめとする農業生産に関する詳細なデータを得ることができないため、離散選択モデルの推定の対象外とする。<sup>75</sup> また、後述するように、本章の離散選択モデルでは5年前からの農業継続および規模の変化に着目する形で構築する。このため、分析対象期間を通じた農業継続・離農に関するデータを利用できない組織経営体は、離散選択モデルの推定から除

---

<sup>73</sup> 農林業センサス 2010 では都府県（北海道以外）において、販売農家の総経営耕地面積は 225 万 ha、そのうちの田の経営耕地面積は 159 万 ha である。

<sup>74</sup> 農林業センサスにおける販売農家・自給的農家の定義は補論 2-1 を参照されたい。

<sup>75</sup> 販売農家が作付規模を縮小し、自給的農家となった場合も退出として取り扱われる。

外する。農林業センサスにおけるデータ利用上の制約から、離散選択モデルの推定に利用するデータは販売農家とする。

さらに、離散選択モデルの推定においては、5年前の調査と接続できない農家を含めて新規参入は除外する。<sup>76</sup> 農家の新規参入に関しては2章3.2にも示したように、農林業センサスには明瞭に新規参入を示すデータ数が少なく、参入農家は一般に小規模である。また、本節で説明する異時点のデータを利用する遷移の分析には、前期のデータが設定できない新規参入の取り扱いが困難である。このため、新規参入は捨象し、農家の継続と退出に着目する。以上より、本章の分析対象は田作を行っている販売農家である。なお、以降の分析において誤解を招く恐れがない場合は、田作を行っている販売農家と表記せずに、単に農家と称する。

### 3.3.2. 離散選択モデルの分析対象地域

本小節では、農林業センサスの販売農家に関する公表データから田作農家一戸あたり稲作面積・転作面積を概観し、本章の分析対象とする地域を示す。図表 3-2 は農林業センサス 2010 から、販売農家数と一戸あたりの経営耕地面積に関するデータを示している。図表 3-2 の左側には販売農家数と一戸あたりの経営耕地面積を示している。同様に右側では、田の経営耕地を持つ販売農家数と一戸あたりの田の作付面積を示している。各行には[A]全国とそれを構成する[H]北海道、[M]北海道、沖縄以外の 45 都府県 [O]沖縄県を示している。図表 3-2 は、これらの3つの地域によって農地利用の傾向が大きく異なることを示している。

図表 3-2 農林業センサス 2010 における農家数と一戸あたりの経営耕地面積

コード	地域	販売農家数 (戸)	販売農家の平均経営 耕地面積(ha)	田の経営耕地 を持つ 販売農家数(戸)	田の経営耕地を 持つ販売農家の 平均稲作面積(ha)	田の経営耕地を 持つ販売農家の 平均転作面積(ha)
[A]	全国	1,631,206	1.96	1,416,588	0.95	0.23
[H]	北海道	44,050	21.37	22,710	5.01	4.03
[M]	45都府県	1,572,033	1.42	1,393,441	0.88	0.16
[O]	沖縄県	15,123	1.61	437	1.22	0.16

図表 3-2 では、農林業センサス 2010 の[A]全国値では販売農家数は 163.1 万戸であり、その 87%に当たる 141.7 万戸の販売農家が田の経営耕地を持っていることを示している。また、田の経営耕地を持つ販売農家の平均的な稲作面積、転作面積はそれぞれ 0.95ha、0.23ha である。田の作付面積に占める転作割合は 19%となっている。[A]の全国に関する値は、販売農家の 96%以上を占める[M]45 都府

<sup>76</sup> 本章の分析において農家の新規参入は離散選択推定の分析対象としないが、参入した農家データは翌期の遷移の推定に利用される。例えば農林業センサス 1995 から 2000 の間に参入した田作農家は、この間の離散選択推定からは除外されているが、農林業センサス 2000 から 2005 への離散選択推定には前期に存在した田作農家のデータとして利用される。

県の構成が大きく反映されている。一方で[H]北海道と[O]沖縄県は、[A]の全国に関する値と比べて農家の構成、農地利用が大きく異なっている。

図表 3-2 の農地利用に着目すると、[H]北海道における販売農家一戸あたりの経営耕地は、他の都府県に比べて著しく大きくなっている。また、北海道において、田の経営耕地を持つ販売農家の割合は比較的小さい一方で、田における転作割合も他の都府県と比べて大きい。北海道は、大規模畑作が中心であるとともに田における転作割合が高い。一方で[O]沖縄県は、田の経営耕地を持つ販売農家が全体の 3%である。主要農産物が畑におけるサトウキビとなっている沖縄では、田作は例外的である。以上のように[H]北海道および[O]沖縄県は、[M]沖縄県を除く都府県に比べて、農地利用の傾向が大きく異なっている。

図表 3-2 は、田の利用選択に関して[M]45 都府県と同じ枠組みで、[H]北海道、[O]沖縄県を分析することが困難であることを示している。このため、稲作生産調整政策に着目する本章の離散選択分析においては、[M]45 都府県を分析対象地域とする。[M]45 都府県においては、田作農家における田の利用選択が、販売農家全体の農地の利用動向を代表していると考えられることができる。

本章の離散選択モデルにおいては、北海道・沖縄県を除く 45 都府県における田作販売農家を推定用のデータとして用いる。なお、本節の離散選択モデルでは 45 都府県の販売農家に推定対象を限定するが、次節の 2019 年における経済厚生分析においては、北海道および沖縄の販売農家・2010 年以降の新規参入農家・自給的農家・農家以外の農業経営も包含した日本全体の田作に関する分析を行う。45 都府県における田作販売農家に関する離散選択モデルの結果を全国の田作に関する結果に換算するための仮定・手順に関しては、本章 4.2、4.3 にて論じる。

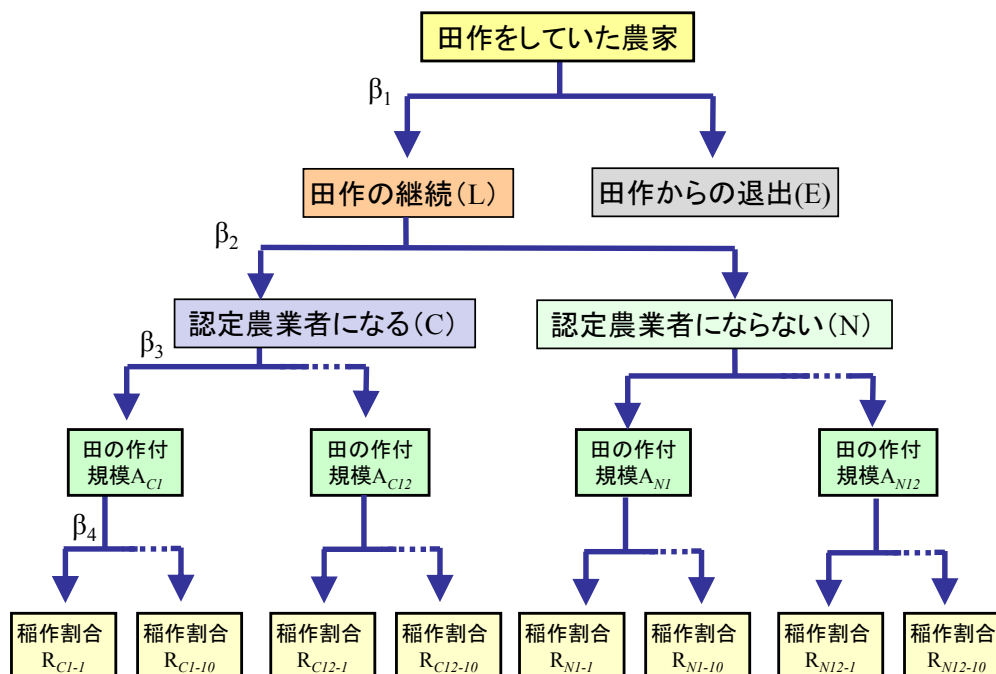
### 3.3.3. 離散選択モデルの構造

本章では田作農家の継続および田の利用の選択構造とし図表 3-3 に示す「田作の継続」「認定農業者」「田の作付規模」「稲作割合」の 4 段階の選択モデルを考える。前期を田に作付けていた農家は第 1 段階の選択として、次期に田作を継続するか退出する。田作を継続した場合、続く第 2 段階から第 4 段階までの選択肢として認定農業者・田の作付規模・田の稲作割合を選択する。

第 2 段階の選択である認定農業者制度に関しては、本章 2.2 に論じたように、農業者が農業経営改善計画を市町村に提出し、市町村が農業者を認定する制度である。認定農業者は、稲作生産調整に関する交付金の受給資格となり得る一方で、申請や報告に関する事務コストが発生する。農林業センサスでは農家内における認定農業者の在籍有無を調査しており、データから認定農業者の在籍を判別することができる。このため、図表 3-3 に示している離散選択モデルの 2 段階目に農業規模の選択に影響がある制度として認定農業者となる選択を組み込んでいる。なお、農家を対象とする認定農業者制度は一般に農家内の農業生産を主導している個人を認定する制度であるが、本章では離散

選択モデルへの適合と実態を考慮して、認定農業者への応募を農家の選択と見なし「認定農業者が在籍する農家」を「認定農業者」として表記する。

図表 3-3 田作農家の選択構造の樹形図



離散選択モデルの関数形は条件付ロジットをネストで重ねる形で作成する。図表 3-3 の最も左側の選択枝を用いて、4 段階目から 1 段階目に遡る形で推定式を説明する。第 4 段階の稲作割合の選択確率は田の作付規模  $A_{C1}$  を所与とした上で、稲作割合の説明変数を  $x_{4ik}$  として下記(3.1)式のように書ける。なお、後述するように第 4 段階の稲作割合の選択枝数は各 10 である。

$$P_{R_{i1}|A_{C1}} = \frac{\exp(\beta_4 x_{4i1})}{\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik})} \quad (3.1)$$

続く第 3 段階における田の作付規模の選択は、認定農業者 C を所与として、田の作付規模 1 を選択する確率は下記(3.2)式のように表せる。なお、後述するように第 3 段階における田の作付規模の選択枝数は各 12 である。

$$P_{A_{i1}|C_i} = \frac{\exp(\beta_3 x_{3i1} + \lambda_4 \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik})))}{\sum_{l=1}^{12} \exp(\beta_3 x_{3il} + \lambda_4 \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik})))} \quad (3.2)$$

また、第 4 段階の稲作割合の選択は  $\lambda_4 \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik}))$  を通じて、第 3 段階における田の作付規模の選択に影響を与えている。 $\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik})$  は第 4 段階の選択枝からの inclusive value、 $\lambda_4$  はそ



の推定係数である。同様に第 2 段階の認定農業者になる選択は第 3 段階以下の選択を踏まえて下記のように表せる。<sup>77</sup>

$$P_{C|L_i} = \frac{\exp(\beta_2 x_{2i} + \lambda_3 \log(\sum_{l=1}^{12} \exp(\beta_3 x_{3il} + \lambda_4 \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik}))))))}{\exp(\beta_2 x_{2i} + \lambda_3 \log(\sum_{l=1}^{12} \exp(\beta_3 x_{3il} + \lambda_4 \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik})))) + 1)} \quad (3.3)$$

さらに、第 1 段階の田作を継続する選択は第 2 段階以下の選択を踏まえて下記のように表せる。

$$P_{L_i} = \frac{\exp(\beta_1 x_{1i} + \lambda_2 \log(\exp(\beta_2 x_{2i} + \lambda_3 \log(\sum_{l=1}^{12} \exp(\beta_3 x_{3il} + \lambda_4 \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik})))) + 1)) + 1)}{\exp(\beta_1 x_{1i} + \lambda_2 \log(\exp(\beta_2 x_{2i} + \lambda_3 \log(\sum_{l=1}^{12} \exp(\beta_3 x_{3il} + \lambda_4 \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\beta_4 x_{4ik})))) + 1)) + 1)} \quad (3.4)$$

なお、第 3 段階、第 4 段階に関しては、多重共線性を引き起こすため、前期の農家の属性をはじめとする各選択肢で同一の説明変数を入れることができない。一方、第 1 段階の田作の継続・認定農業者選択の継続はそれぞれ二択となっている。「田作を継続する」および「認定農業者になる」という選択肢に関してのみ説明変数  $x_{1i}$   $x_{2i}$  を入れ、確率全体を 1 に基準化することで、前期の農家の属性のような選択肢に依存しない説明変数が入り得る形としている。田作農家  $i$  が図表 3-3 の最も左にある選択肢である翌期に田作を継続し、認定農家となり、田の作付規模の第 1 種を選択し、稲作割合の第 1 種を選択する確率は(3.1)式から(3.4)式の確率を全て掛け合わせることで算出できる。モデルが示す選択確率が最も現実の田作農家の選択と近くなるように最尤法によって  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$  を推定する。

### 3.3.4. 農家の選択と農林業センサデータの対応

本章の分析では、農家の離農・土地利用選択のデータとして、農林業センサス 1995 から農林業センサス 2010 の販売農家に関する個票データを利用する。5 年を 1 期間として 4 時点 3 遷移の農林業センサスデータを用いて農家の選択を分析する。前小節に示した離散選択モデルにおける 241 種の選択肢の設計および秋田県での数値例を示す。<sup>78</sup> 本章の分析においては認定農業者の選択が 2 種類、田の作付規模の選択が 12 種類、稲作の作付割合の選択が 10 種類を設定した。これらの積の 240 種類に、田作からの退出の選択を加えた 241 種類が本章の分析の選択肢数となっている。図表 3-4 は、例示のために秋田県の田作農家に関する農林業センサス 2005 から 2010 への選択を実データによって示している。

3 段階目における田の作付面積の 12 選択肢は、農林業センサス 2010 の都府県に関する農業構造動態統計報告書の経営耕地規模の区分に概ね準拠する形で、[0.3ha 未満] [0.3～0.5ha] [0.5～1ha]

<sup>77</sup> 認定を与えるのは市町村であるが、多くの市町村ではウェブサイトにて「認定農業者になりませんか」という形で、認定農業者への応募を推奨している。また、齋藤・大橋 (2015b) に示したように、認定農業者数は交付金制度に左右されることから、認定農業者の増減は主として農家の認定農業者への応募選択に左右されていると見なす。

<sup>78</sup> 秋田県は米の生産量が新潟県、北海道に次いで第 3 位である。一方で、稲作割合が高い新潟県、転作割合が高い北海道に対して全国平均に近い転作割合となっている。このため、転作の選択に関する例示としてふさわしいと考えた。

〔1～1.5ha〕 〔1.5～2ha〕 〔2～3ha〕 〔3～4ha〕 〔4～5ha〕 〔5～7.5ha〕 〔7.5～10.0ha〕 〔10～15ha〕 〔15ha 以上〕とした。なお、本章の離散選択モデルにおいては、選択肢となる田の作付規模にその区間の代表的な田の作付規模等を説明変数に用いるケースがある。各区間の代表的な作付規模は、実際の規模区間内における田の平均作付面積として設定した。都市部の都府県や四国など大規模田作農家が存在しない場合は〔10～15ha〕 〔15ha 以上〕に該当する農家が存在せず、平均的な田作面積が算出できずに大規模田作農家の選択肢が落ちる場合がある。大半の田作農家において選択肢の数は 241 であるが、現実のデータで大規模農家が存在しない都府県においては、選択肢数は 241 を下回るケースがある。本章においては、各時点、各都府県において、存在する田の作付規模の平均値を選択肢として与えている。

また、4 段階目の稲作割合の 10 選択肢は〔0%（転作のみ）〕 〔1%～20%〕 〔20%～30%〕 〔30%～40%〕 〔40%～50%〕 〔50%～60%〕 〔60%～70%〕 〔70%～80%〕 〔80%～99%〕 〔100%（稲作のみ）〕とした。本章においては、続く本章 3.6 に論じるように、稲作あるいは転作を行った場合の固定費用を想定している。このため、〔0%（転作のみ）〕 〔100%（稲作のみ）〕は、田の作付を転作・稲作のいずれかに偏った場合のみとして計算した。このため、これらの選択肢に隣接する〔1%～20%〕 〔80%～99%〕は 20%の割合の幅を持っている。<sup>79</sup>

図表 3-4 農林業センサス 2005 から 2010 への選択（秋田県の田作販売農家）

農林業センサス2005時点の秋田県の田作販売農家:59,023												農林業センサス2010時点の秋田県の田作販売農家(参入除く):44,476	
	田の作付規模 (稲作と転作の和)	田の稲作割合										田の作付 規模合計	離農・田作 から退出
		0% (転作のみ)	1%～20%	20%～30%	30%～40%	40%～50%	50%～60%	60%～70%	70%～80%	80%～99%	100% (稲作のみ)		
認定 農業者と なる	0.3ha未満	57	0	0	1	0	2	1	1	2	40	104	
	0.3～0.5ha	67	0	0	1	3	4	4	6	3	62	150	
	0.5～1ha	115	3	6	1	11	12	29	21	22	153	373	
	1～1.5ha	59	0	6	4	7	19	48	41	45	213	442	
	1.5～2ha	15	4	5	3	10	13	72	71	78	247	518	
	2～3ha	16	5	4	9	14	35	180	214	218	676	1,371	
	3～4ha	10	1	1	7	13	31	241	246	266	649	1,465	
	4～5ha	11	1	7	8	10	32	269	279	237	470	1,324	
	5～7.5ha	9	5	5	4	22	43	358	361	275	490	1,572	
	7.5～10ha	6	2	1	4	9	17	152	128	97	166	582	
	10～15ha	9	4	3	4	12	29	128	93	70	135	487	
	15ha以上	14	2	8	7	8	18	54	54	51	126	342	
	稲作割合合計	388	27	46	53	119	255	1,536	1,515	1,364	3,427	8,730	
認定 農業者と ならない	0.3ha未満	275	0	2	4	10	19	38	31	59	1,265	1,703	
	0.3～0.5ha	308	6	17	16	30	79	296	302	359	4,069	5,482	
	0.5～1ha	269	19	42	57	90	215	801	778	990	7,054	10,315	
	1～1.5ha	91	13	32	37	39	134	663	750	855	4,628	7,242	
	1.5～2ha	36	12	23	25	37	81	500	582	586	2,719	4,601	
	2～3ha	28	8	6	15	36	105	595	669	598	2,129	4,189	
	3～4ha	10	6	2	8	6	23	206	204	171	585	1,221	
	4～5ha	4	1	2	1	1	13	55	56	56	194	383	
	5～7.5ha	0	1	0	3	1	5	39	25	32	154	260	
	7.5～10ha	0	0	0	0	0	3	9	8	4	47	71	
	10～15ha	1	0	0	0	0	1	3	3	2	81	91	
	15ha以上	0	0	2	0	2	0	1	1	1	181	188	
	稲作割合合計	1,022	66	128	166	252	678	3,206	3,409	3,713	23,106	35,746	
離農・田作から退出												14,547	

<sup>79</sup> 図表 3-4 および選択肢の設定では便宜的に〔1%～20%〕 〔80%～99%〕と表しているが、正確には〔0%より大きく 20%未満〕 〔80%以上～99%未満〕である。

図表 3-3 に示したように、農家は第 1 段階の選択として田作の継続あるいは田作からの退出を選択する。これは図表 3-4 において、最下段か最下段以外の選択かの 2 択から選ぶ形となる。田作の継続を決定した農家は第 2 段階の選択として、認定農業者となるか否かを選択する。図表 3-4 においては最も左にある列の認定農業者となるかならないかの 2 択から選ぶ形となる。続く第 3 段階の選択として、田の作付規模を選択する。図表 3-4 においては左から 2 番目の列にある各 12 種の田の作付規模を選択する形となる。田の作付規模を選択した農家は第 4 段階の選択として田の稲作割合を選択する。図表 3-4 においては縦列で示された [0%(転作のみ)] ~ [100% (稲作のみ)] の各 10 種の選択肢から選ぶ形となる。

最後の 4 段階目の選択として縦列の稲作割合に着目すれば、最頻値は認定農業者であるか否かを問わず [稲作割合 : 100% (稲作のみ)] となっている。ただし、認定農業者において [稲作割合 : 100% (稲作のみ)] の割合は 8,730 戸中 2,405 戸の 27.5%であるのに対し、認定農業者以外では 35,746 戸中 19,893 戸の 55.7%となっており、その割合は大きく異なっている。図表 3-4 では認定農業者、田の作付面積、稲作割合の間にある程度の傾向は見られるが、農家の選択には明瞭な偏りがなく広く分布していることが分かる。本章 2.2 にて論じたように 2009 年以前には認定農業者には、生産調整への協力義務が制度上、課されていた。しかし、図表 3-4 では認定農業者となったとしても、田の作付面積の全てで稲作のみを行っている農家が 4 割近くを占めており最頻値となっている。加えて稲作あるいは転作に特化した割合は、隣接する [稲作割合 : 1%~20%] および [稲作割合 : 80%~99%] に比べて高くなっている。図表 3-4 の秋田県における例示は、個々の農家の転作割合は必ずしも平均値の周辺に集中していないことを示している。

### 3.3.5. 説明変数の設定

#### [1 段階目 : 田作の継続に関する選択]

本小節では前節に示した離散選択モデルの説明変数を示す。1 段階目の田作の継続に関しては、各農家の前期の農業総売上（百万円）および総経営耕地面積（ha）を説明変数とする。<sup>80</sup> 前期の総経営耕地面積および農業総売上が多い農家の方が田作を継続する可能性が高いと考えられる。なお、実際には退出した農家に関しても前期の値を説明変数として用いることができる。

加えて、第 1 段階における田作の継続の説明変数として、各年の固定効果を設定する。農林業センサス 1995 から 2010 の 45 都府県において田に作付けを行った農家はそれぞれ 2,308,987 戸、2,016,778 戸、1,685,257 戸、1,370,583 戸となっている。<sup>81</sup> この 4 時点 3 遷移における田作農家の減少

<sup>80</sup> 農林業センサスでは農産物の売上額を「100 万円未満」「100 万円以上 300 万円未満」「300 万円以上 500 万円未満」といった区間形式で調査している。両端がある区間に関しては区間の中間値、両端がない区間に関しては、区間の端の売上額を説明変数とした。区間推定に対応した詳細な生産関数の分析は第 5 章で取り扱う。

<sup>81</sup> 全ての田において「一時的に何も作らなかった（休耕田）」であった農家は除いているため、図表 3-2 の値に比べわずかに小さくなっている。

率は 12.7%、16.4%、18.7%と増加している。田の作付面積や農産物販売額のみならず産業構造の変化・高齢化・後継者不足によって離農は加速していることが見込まれる。このため、田作の継続に関して各年で異なる固定効果を設定する。

## 【2 段階目：認定農業者に関する選択】

2 段階目の認定農業者の選択に関しては、当期の田以外の農業売上および当期の田以外の経営耕地面積を説明変数とする。<sup>82</sup> 認定農業者の認定は、最終的には市町村の判断に委ねられるものの、外形的な要件として、経営耕地規模や農業収入が挙げられているケースが多い。また、2 段階目で用いる説明変数は当期の値であるため、3 段階目・4 段階目の選択と関連がある田作に関する説明変数は利用せず、農林業センサスから田以外の経営耕地面積、農業売上を説明変数として用いる。三段階目以下の田作に関する選択が認定農業者の選択に与える部分は inclusive value とその推定係数の  $\lambda_3$  で反映すると考える。加えて、齋藤・大橋（2015b）に示したように、認定農業者数は交付金政策からの影響を受けつつも総じて増加傾向にあるため、各年の固定効果を設定することで経年的な増加に対応する。

## 【3 段階目：田の作付規模に関する選択】

3 段階目となる田の作付規模の選択に関しては、認定農業者とそれ以外の農家で分けた前期の作付規模からの乖離を設定する。図表 3-4 に示した田の作付規模の各選択肢に関して平均作付面積が設定できる。各選択肢におけるそれぞれの作付面積と前期の作付面積の乖離を説明変数として設定する。

<sup>83</sup> 一般に前期と乖離した作付面積の選択は農家にとっては金銭的・心理的な費用を伴うため、作付面積の乖離に関する推定値は負となることが考えられる。ただし、認定農業者は低利融資が受けられたり、農業委員会から農地の斡旋が優先されたりすることで、経営耕地の拡大を支援する制度の恩恵を受けることができる。加えて、認定農業者が市町村に提出した農業経営改善計画において農業規模の拡大を記入しており、規模拡大が期待されている。このため、認定農業者とそれ以外では、作付規模の変化に対する金銭的・心理的な費用は異なり得ることに加えて、田作規模の増大と減少も非対称である可能性が考えられる。よって、田の作付面積の乖離に関する説明変数は、認定農業者と認定農業者以外で分けるとともに、前期の作付け規模からの上方乖離・下方乖離でも分け 4 種類を設定する。

また、追加的な 3 段階目の説明変数として、前期の田の作付規模が含まれる作付規模選択に関しては選択肢にダミー変数を設定した。田の作付面積の変更には借り手・貸し手とのマッチングや

<sup>82</sup> 農林業センサスでは、農産物の売上額に占める部門別の販売割合を調査している。北海道を除く都府県において、小麦、大豆に関する大部分の作付は畑ではなく田で行われている。このため、田以外の農業売上は「水稻・陸稻」「麦類」「雑穀・いも類・豆類」の売上割合を総売上から差し引いたものとしている。

<sup>83</sup> 前期の田の作付面積が含まれる選択肢に関しても、前期の作付面積からの乖離値は算出できるが、同一の田作規模の選択は同一の田作面積を維持するものと見なし、前期の田作規模が含まれる選択肢は乖離値を 0 に置き換えた。

賃借契約の事務コストをはじめとする固定費用がある可能性がある。前期の田作規模が含まれうる選択肢にダミー変数を設定し、その推定値が正であれば、作付け規模の乖離に比例する費用のみならず、作付け規模の変更自体に金銭的・心理的な固定費用があると考えることができる。前期の田作規模を含みうる選択肢にダミー変数を設定することで、田作規模変更にかかる固定費用の影響を吸収する。

さらに、3段階目の説明変数として「0.3ha 未満」の選択肢に関しては、選択肢にダミー変数を設定した。田の作付規模が「0.3ha 未満」の選択肢に関しては、田・畑・果樹園を合わせた総経営耕地規模が 0.3ha を下回る可能性もある。総経営耕地が 0.3ha 未満となれば農林業センサスにおける自給的農家の範囲に入り、本モデルにおいて田作販売農家からの退出と見なされるケースがある。このため、農林業センサスの販売農家データを用いる分析では「0.3ha 未満」の選択は実態よりも選択確率が下がる可能性がある。よって、田の作付面積が「0.3ha 未満」の選択肢に関しては、選択肢にダミー変数を与えることで、農林業センサスにおける販売農家データとしての制約を埋め合わせる形にしている。

#### 【4 段階目：田の稲作割合に関する選択】

4 段階目となる田の稲作割合の選択に関する説明変数として、稲作および転作に関する期待利潤の金額を設定する。農家は稲作あるいは転作において金銭的な利益が見込まれる選択肢を選ぶものと想定する。なお、農業生産から得られる収入は農産物販売額のみならず、転作交付金を含めた種々の交付金がある。データから得られた事後的な値から事前に見込まれた期待値に変換することで期待収入を作成する。期待収入から農業費用を差し引くことで、期待利潤を作成する。ただし、これらの導出に関わる転作に関連する交付金制度・期待農業収入の作成は複雑となっている。このため、稲作および転作の期待利潤の作成は、改めて次小節にて論じる。

また、図表 3-4 の農林センサス 2010 における秋田県のデータで例示したように、過半の農家において稲作割合は 0%あるいは 100%に偏っている。固定費用や規模の経済の設定から、稲作あるいは転作への集中の一部を説明できると考えられる。しかしながら、過半の農家における稲作・転作への偏りは必ずしも金銭的な費用のみならず、稲作・転作の両作付に関しては、心理的な負担を含めた非金銭的な費用が存在する可能性がある。このため、4 段階目の説明変数として、稲作・転作の両作付に関してはダミー変数を追加し、稲作あるいは転作作物の生産に関する知識・技術を習得すること、複数の作物の並行した作付を計画することに関する非金銭的な費用を考慮する。

さらに 4 段階目の追加的な説明変数として、前期の稲作割合との乖離を認定農業者と認定農業者以外、増加と減少を分けて時点別に設定する。各農家の稲作割合は、稲作生産調整への協力を踏まえて、前期からの増減で決定する傾向にあると考えられる。それらの選択は、認定農業者の該当・非該当、稲作割合を増やす上方乖離・稲作割合を減らす下方乖離、遷移の時点によっても異なると

考えられる。<sup>84</sup> これらの状況を鑑みて、前期からの稲作割合の乖離に関する説明変数は、各期間の遷移において4種類、3期間の遷移で合計12種類を設定する。

なお、4段階目の選択の冒頭で示した稲作および転作の期待利潤は、次小節で説明する。各作物の作付時の期待利潤は、作付け時の期待農業収入から農業生産費用を差し引く直感的な方法で導出する。導出に関する考え方は直感的ではあるものの、その導出にはデータの利用可能性等に由来する課題がある。次小節においては、これらの課題に対応した期待利潤導出を論じる。

### 3.3.6. 稲作および転作の期待利潤の導出

本小節では離散選択モデルの4段階目の説明変数として用いる稲作および転作に関する期待利潤変数の作成方法の概要を説明する。農家は田の利用選択から得られる利潤を作付前に予測して、その利用選択を行うと考える。稲作および転作に関して、交付金を含む期待農業収入額と農業生産費用を算出し、その差分を期待利潤と見なす。<sup>85</sup> なお、稲作生産調整に関する交付金制度は時点によって異なり、公表データからの交付金額導出は技術的かつ複雑である。このため、本小節においては、期待利潤導出の枠組みを論じる。離散選択モデルの推定に用いた各時点における生産調整に関する交付金額の導出の詳細に関しては、齋藤・大橋（2015b）を参照されたい。

#### 〔(1)農業収入・農業費用に利用するデータ〕

本章では田における農業収入額および農業生産費用に関するデータとして、農林水産省が「農業経営統計調査」として実施し「米及び麦類の生産費」「工芸農作物等の生産費」として公表しているデータを用いる。「米及び麦類の生産費」には稲作および田作小麦、「工芸農作物等の生産費」には田作大豆に関する収入や費用のデータが掲載されている。<sup>86</sup> 以下では、これらを総じて生産費統計と称する。生産費統計では、各作物の農業収入額、機会費用を含めた農業生産費用を地域・作付規模別に公表している。本章では稲作、田作小麦、田作大豆の各作物に関して、作付面積10aあたりの生産費統計のデータを用いて分析に用いる変数を作成する。

生産費統計では農業生産に関する収入と費用を地域別、作付規模別に調査、公表している。ただし、サンプルサイズが不十分であることが一因となり、生産費統計では地域別・作付規模別を組み合わせた詳細なデータは非公表となっているケースが多い。よって農業収入額および農業生産費用それぞれに関して、都府県別、作付規模別のより重要と考えられる区分からデータを作成する。農

---

<sup>84</sup> 稲作生産調整に関するペナルティ、自治体や農協による協力への説得活動の実態、稲作生産調整への協力意識の変化に関しては荒幡（2014）の5章にまとめられている。

<sup>85</sup> 作付前の農業生産費用の不確実性は、農業販売額の不確実性に比べて小さいと考えられる。また、利用可能なデータから農業生産費用の不確実性を調整することは困難であるため、本章においては農業生産費用の不確実性は捨象する。

<sup>86</sup> これらの統計では調査対象農家における当該農作物の作付面積のうち8割以上が田作であれば、田作小麦・田作大豆のデータとして集計されている。

業収入額に関しては、都府県に依存する単収、品質、農作物のブランドの影響が強いと考えられる。このため、農業収入額に関しては地域別の 10a あたり収入額データを利用する。規模が拡大しても単収および販売単価は変わらないと見なし、農業収入面では規模拡大のメリットは発生しないと想定する。一方で、農業生産費用に関しては、規模の経済による単位面積あたりの費用低下が大きい可能性が考えられる。このため、農業生産費用に関しては作付面積規模別データを利用する。

農業収入面、農業費用面の共通のサブスクリプトとして  $p$  は都府県、 $t$  は時点、 $k$  は{稲、田作小麦、田作大豆}の作物種を表す。農業収入面のサブスクリプトとして  $f$  は認定農業者や集落営農の構成員など補助金の増額対象となるの農業者の種類を指す。農業費用面のサブスクリプトとして、 $s$  は稲作・転作作物の作付規模を表す。

## 〔(2) 期待農業収入額 $ARE_{ptkf}$ の構成〕

期待農業収入額  $ARE_{ptkf}$  は、期待農産物生産額  $ASA_{ptk}$ 、田畑共通の交付金の期待生産量に依存する額  $SCP_{ptkf}$ 、田畑共通の交付金の作付面積に依存する額  $SCA_{tkf}$ 、田における転作交付金  $SRR_{tkf}$  の和として下記(3.5)式で構成される。

$$ARE_{ptkf} = ASA_{ptk} + (SCP_{ptkf} + SCA_{tkf}) + SRR_{tkf} \quad (3.5)$$

田畑共通の交付金の期待生産量に依存する額  $SCP_{ptkf}$ 、田畑共通の交付金の作付面積に依存する額  $SCA_{tkf}$  は、小麦・大豆に関して、田畑のいずれで作付けた場合も支給される交付金である。一方、田における転作交付金  $SRR_{tkf}$  は、稲作生産調整目標を達成した場合に田における転作面積に応じて得られる交付金である。

また(3.5)式は単位面積あたりの金額であるが、本章では単収および販売単価は規模に依存しないと仮定している。このため、(3.5)式に各作物の作付面積  $G_k$  を掛け合わせれば、その作物に関する期待農業総収入額  $TRE_{ptkf}$  を算出できる。

$$TRE_{ptkf} = ARE_{ptkf} \cdot G_k \quad (3.6)$$

以降の(2a)から(2d)では、(3.5)式の期待農業収入額  $ARE_{ptkf}$  を構成する  $ASA_{ptk}$ 、 $(SCP_{ptkf} + SCA_{tkf})$ 、 $SRR_{tkf}$  の作成方法を説明する。

### [(2a)期待農産物生産額 $ASA_{ptk}$ の導出]

(3.5)式における期待農産物生産額  $ASA_{ptk}$  の元となる値として、生産費調査で公表されている  $OSA_{ptk}$  を利用する。ただし、生産費調査のデータは都道府県よりも大きい地域区分でしか公表されていないケースもある。なお、都道府県  $p$  の区分でデータがない場合は全国を 10 地域「北海道、東北、北陸、関東・東山、東海、近畿、中国、四国、九州、沖縄」に区分けする全国農業地域区分  $a$  を用いる。さらに全国農業地域区分でのデータもない場合は、地域に関するサブスクリプトを付けずに全国に関する値を用いる。

また、生産費統計に記載されている農産物生産額は、作況に影響された事後的な値である。離散選択モデルにおける土地利用の選択時においては平年並みの作況を見越していたと想定する。このため、公表データから、稲作および転作に関する都府県別の期待農産物生産額を導出する。なお、各時点・都府県における転作作物は、耕地及び作付面積統計において、麦、大豆の作付面積が大きい方と設定した。

期待農産物生産額  $ASA_{ptk}$  は事後的な公表値である農産物生産額データ  $OSA_{ptk}$  に作況調整係数  $CAC_{ptk}$ 、米価調整係数  $RAC_{tk}$ 、平均収量調整係数  $AAC_{ptk}$  を掛け合わせて下記(3.7)式から導出する。

$$ASA_{ptk} = OSA_{ptk} \cdot CAC_{ptk} \cdot RAC_{tk} \cdot AAC_{ptk} \quad (3.7)$$

また、米に関しては全国的な作況による生産量の増減によって米価が変化することを想定する。荒幡（2010）が示した需要の価格弾力性-0.2899 の逆数が-3.45 であることから、全国水稻作況が 1 上昇した場合、米価は総じて 3.45% 下落すると仮定する。なお、食料需給表によれば 2013 年度における小麦の自給率は 12%、大豆の自給率は 7% であることから簡単化のため、転作作物の小麦・大豆に関しては国内生産量から価格への影響がないと仮定する。<sup>87</sup>

公表されている農産物生産額データ  $OSA_{ptk}$  に作況調整係数  $CAC_{ptk}$ ・米価調整係数  $RAC_{tk}$  を掛けることで、当該地域における事前に予測された平年の収量での生産額に換算する。<sup>88</sup> 転作作物に関しては都道府県別の農産物生産額データが公表されていないため、平均収量から導出した値に平均収量調整係数  $AAC_{ptk}$  を掛けて都府県による単収の違いを調整する。<sup>89</sup> 図表 3-5 の各列を縦に掛け合わせる形で、期待農産物生産額  $ASA_{ptk}$  を導出する。

<sup>87</sup> 藤野（2009）では、国内大豆の作況と大豆価格の関係を論じており、国産小麦・大豆の生産量がそれらの価格に影響しないという仮定は、実態に合っていない可能性はある。

<sup>88</sup> 作況指数  $S$  は平年並みの作況が 0 となる小数値に変換している。

<sup>89</sup> 公表されている平均収量は、過去 7 年間のうち最高年と最低年を除く 5 ヶ年の平均の 10 アール当たり収量を指している。



図表 3-5 期待農産物生産額の導出

		表記	$k = \text{稲作}$	$k = \text{田作小麦または田作大豆}$ (都府県別に作付面積が多い方を設定)	
				田作小麦	田作大豆
利用する10aあたりの農業収入データ		$OSA_{ptk}$	各都道府県の 水稲10aあたり農業粗収益	農業地域別 小麦10aあたり農業粗収益	全国平均の 大豆10aあたり農業粗収益
作付前の 期待収入 への変換	作況調整係数	$CAC_{ptk}$	$\frac{1}{1 + S_{pt\_rice}}$	$\frac{1}{1 + S_{at\_wheat}}$	$\frac{1}{1 + S_{t\_soybean}}$
	米価調整係数	$RAC_{tk}$	$\frac{1}{1 - 0.0345S_{t\_rice}}$	1	1
平均収量調整係数		$AAC_{ptk}$	1	$\frac{AC_{pt\_wheat}}{AC_{at\_wheat}}$	$\frac{AC_{pt\_soybean}}{AC_{t\_soybean}}$

### [(2b) 農家の種類 $f$ と交付金の設定]

期待農産物生産額  $ASA_{ptk}$  は、同一時点・同一都道府県であれば、農家の種類に依存せず同一の値である。しかし、後述する交付金額は認定農業者などの農家の種類  $f$  によって変化し得る。認定農業者となるメリットの一つとして、農業生産に関する交付金の受給および増額が挙げられる。本章 2.2 に触れたように、2007 年度における田畑共通の麦・大豆への交付金に相当する品目横断的経営安定対策（生産条件不利補正対策の交付金）から、その交付対象が規模要件を満たした認定農業者を含めた「農業の担い手」に限定されることとなった。2007 年度から 2009 年度および 2015 年度以降においては、「農業の担い手」が田畑共通の麦・大豆への交付金の需給条件となっている。。また、2009 年においては、「農業の担い手」であることによって、田における転作交付金が増額された。このため、離散選択モデルの 2 段階目で認定農業者の選択をはじめとして、交付金の受給・増額の要件を満たせば、農家の種類  $f$  に応じて交付金額が変化すると設定する。

また、本章 2.2 に触れたように認定農業者のみならず、要件を満たす集落営農組織の構成員であれば、農業生産に関する交付金の受給・増額が可能となるケースがある。農林業センサスでは、集落営農組織に対しては「農家以外の農業事業体」の調査票を配布するが、集落営農を構成する農家が自営農地を維持し、その規模が農業センサスの調査対象基準に合致していれば、農家側にも調査票が配布される。農林業センサスのデータから農家が集落営農に属しているか否かを直接判別することはできないため、本章では農家が属する農業集落において実行組合が存在する場合、農業集落には集落営農が存在し、当該農業集落内の農家は集落営農組織の構成員と見なす。<sup>90</sup> なお、農林業セ

<sup>90</sup> 橋詰登〔編〕（2013）の第 10 章および平林・小野（2014）が示すように、農林業センサスの調査が規定通りに実施されれば、「農業の担い手」に対する交付金を受給する集落営農組織において、受給対象となる作付面積は「農家以外の農業事業体」が経営する農地として捕捉される。しかし、枝番管理組織をはじめとして集落営農組織として農業生産の実態に乏しい場合は、農林業センサスの調査票を配布する調査員・調査票に記入する農家が、集落営農としての経営耕地と農家としての経営耕地を正確に判別できたかは定かではない。また、農業集落内で転作受託に伴う交付金が非公式に配分される可能性も考えられる。このため、本稿においては、規模要件を満たす集落営農が存在すると見なす農業集落においては、農家は「農業の担い手」としての交付金を受給できると設定した。

ンサスにおける実行組合とは「農業生産活動における最も基礎的な農家集団である。具体的には、生産組合・農事実行組合・農家組合・農協支部など様々な名称で呼ばれているが、その名称のいかんにかかわらず、総合的な機能をもつ農業生産者の集団をいう。」と定義されている。また、集落営農における交付金の受給・増額要件として、経営耕地 20ha 以上といった形で規模要件が課される場合もある。この規模要件に関しては、農林業センサスデータの集落内の経営耕地総面積から識別した。本章では、実行組合がある農業集落が経営耕地の規模要件を満たせば、交付金の受給・増額の要件を満たすと想定し、農家の種類を設定した。<sup>91</sup>

### [(2c) 田畑共通の麦・大豆への交付金( $SCP_{ptkf} + SCA_{tkf}$ )の作成]

本章 2.3 に触れたように、田畑共通の麦・大豆への交付金は、田と畑のいずれに作付けた場合も得られる田畑共通の交付金である。この交付金は畑に作付けても交付されるため、稲作生産調整への協力・非協力を問わない。しかしながら、認定農業者の該当・非該当をはじめとして、農家の種類によって交付金単価が異なる時期もある。全国平均の収量における 10a あたりの交付金単価が、農林水産省の資料や生産費統計によって公開されている。公開情報に基づいて田畑共通の麦・大豆への交付金の値を作成する。

田畑共通の麦・大豆への交付金は、生産量に比例する  $SCP_{ptkf}$  と作付面積に比例する  $SCA_{tkf}$  に分けられる。生産量に比例する交付金  $SCP_{ptkf}$  は、公表されている全国平均収量における交付金単価  $USP_{tkf}$  を各都道府県の平均収量で調整する。全国平均収量における交付金単価  $USP_{tkf}$  に図表 3-5 にも示した平均収量調整係数に  $AAC_{ptk}$  に対応する値を掛け合わせ、下記(3.8)式によって算出する。

$$SCP_{ptkf} = USP_{tkf} \frac{AC_{ptk}}{AC_{tk}} \quad (3.8)$$

平均収量が大きい都道府県では、生産量に比例する交付金額が高くなる。一方で、作付面積に比例する  $SCA_{tkf}$  は収量によって交付金額は変わらない。<sup>92</sup> 生産量に比例する  $SCP_{ptkf}$  と作付面積に比例する  $SCA_{tkf}$  の和が田畑共通の麦・大豆への交付金となる。

### [(2d) 田における転作交付金（生産調整交付金） $SRR_{tkf}$ の作成]

<sup>91</sup> 農林業センサス 2010 において、実行組合があった農業集落は 2014 年・019 年のシミュレーションにおいても集落営農に該当すると見なした。

<sup>92</sup> 作付面積に比例する交付金は過去数年の作付面積に依存し、作付と交付の時点が乖離するケースがある。この場合の交付金単価は当年における割引現在価値として算出した。交付金単価の導出に関する詳細は齋藤・大橋（2015b）を参照されたい。

本章 2.3 に触れたように、田における転作交付金  $SRR_{tkf}$  は、田に特定の作物を作付けた場合に作付面積に応じて得られる交付金である。同種の作物を畑に作付ければ受給できず、一般に稲作生産調整のための交付金となっている。また、2009 年以前は稲作生産調整の達成・未達成で農家を二分し、未達成の場合は転作をしていても田における転作交付金を得ることができなかった。このため、農林業センサス 2010 以前において、農家が稲作生産調整目標を未達成の場合は、田における転作交付金を受給できなかったと想定する。農家の選択に応じて稲作生産調整目標の達成を識別し、田における転作交付金を設定する。

離散選択モデルの 4 段階目の選択における稲作割合の下限が、設定した生産調整目標割合を下回った場合は稲作生産調整目標を達成と見なす。この場合、農家は交付金単価  $URR_{tkf}$  に当該作物の作付面積を掛け合わせた  $SRR_{tkf}$  を受給する。一方で、離散選択モデルの 4 段階目の選択における稲作割合の下限が設定した生産調整目標割合を上回った場合は、稲作生産調整目標を未達成と見なす。なお、田における転作交付金の交付金単価  $URR_{tkf}$  は、作物統計の巻末付録などの公表資料から作成した。また、各時点・都道府県における生産調整目標割合は、農林水産省の生産調整に関する公表資料に基づいて設定した。

### 〔3〕 農業生産費用の導出

続いて、生産費統計における作付け規模別データを用いた農業生産費用の導出に関する説明を行う。農業生産費用は、総費用  $TCO_{tk}$  を被説明変数とし、最も重要な生産要素である農地  $G_{tk}$  の作付面積の二乗項までを説明変数として、推定によって求める。推定結果において定数項の推定値は、農業生産の固定費用に対応する。この推定結果を利用することで、作付面積と総費用の対応関係を導くことができる。

生産費統計における調査・公表の制約から、前述したように地域を捨象した規模別データを用いる。稲作に関しては北海道以外の都府県データを、田作小麦および田作大豆に関してはそれぞれの全国に関するデータを利用した。生産費統計における作付規模別データには、該当する規模区間  $s$  における平均値として当該作物の作付面積および 10a あたりの全算入生産費（機会費用を含めた総費用）が記載されている。生産費統計における各作物の単位面積あたりの費用と作付面積を掛け合わせることで作付面積規模別に総費用  $TCO_{tk}$  を算出する。

算出された作付規模別の総費用  $TCO_{tk}$  を被説明変数として、下記(3.9)式の形によって各作物の総費用関数を推定する。

$$TCO_{tk} = b1_{tk} G_{tk} + b2_{tk} G_{tk}^2 + bc_{tk} \quad (3.9)$$

$G_{iks}$  は時点  $t$ 、作物  $k$ 、規模  $s$  の作付面積を表している。 $b1_{ik}$ 、 $b2_{ik}$ 、 $bc_{ik}$  は時点、作物種別に推定されるパラメータである。総費用関数の推定結果において、一般的に  $b1_{ik}$  は正、 $b2_{ik}$  は負、 $bc_{ik}$  は正となった。この推定結果は、限界費用の逓減と固定費用の存在を示している。なお、(3.9)式から得られる総費用  $TCO_{ik}$  は、各作物の総作付面積に対応する総費用となっている。 $TCO_{ik}$  を各作物の作付面積  $G_{ik}$  で割ることで、単位面積あたりの平均費用  $TCP_{ik}$  を導出できる。

$$ACO_{ik} = \frac{TCO_{ik}}{G_{ik}} \quad (3.10)$$

(3.9)式の予測値を用いることで、生産費統計の公表値に存在しない作付面積に関しても  $TCO_{ik}$  および  $TCP_{ik}$  を導出できる。

#### 〔4〕農業利潤の例示〕

これまでに述べた手順で導出した期待農業収入額  $ARE_{ptkf}$  と単位面積あたりの平均費用  $ACO_{ik}$  の差分から、面積あたりの農業利潤  $APR_{ptkf}$  を算出できる。また  $APR_{ptkf}$  に各作物の作付面積  $G_{ik}$  を掛け合わせれば、各作物に関して総利潤  $TPR_{ptkf}$  を導出できる。

$$APR_{ptkf} = ARE_{ptkf} - ACO_{ik} \quad (3.11)$$

$$TPR_{ptkf} = TRE_{ptkf} - TCO_{ik} \quad (3.12)$$

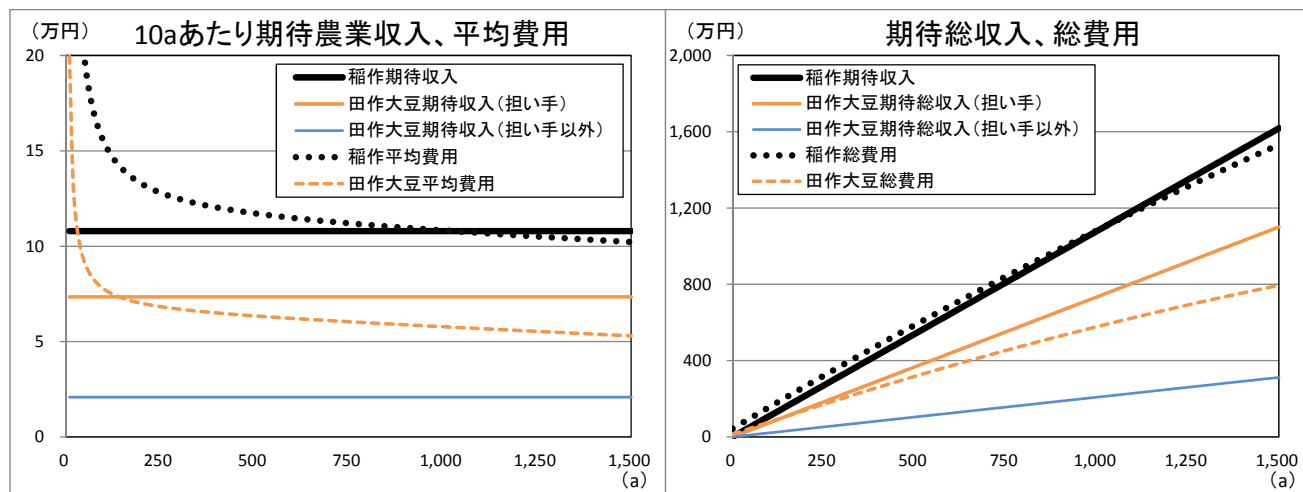
これらの例示として、農林業センサス 2010 に対応する 2009 年産の秋田県に関する稲作期待収入額を示す。作況・米価・収量の調整を経て得られた 2009 年の秋田県における稲作の期待農産物生産額  $ASA$  は 10.80 万円/10a である。この時期に稲作に関する交付金がないため、稲作については期待農業収入額  $ARE$  が期待農産物生産額  $ASA$  に一致する。

小麦と大豆の作付面積の比較から、秋田県の転作作物は大豆と見なすことができる。作況と収量の調整を経て得られた 2009 年の秋田県における田作大豆の期待農産物生産額  $ASA$  は 1.58 万円/10a である。また、当該農家が担い手であれば、田畑共通の大豆への交付金額 ( $SCP_{ptkf} + SC4_{tkf}$ ) として、2.24 万円/10a が交付される。さらには、農家が稲作生産調整目標を達成した場合、田における転作交付金  $SRR_{tkf}$  は担い手であれば 3.5 万円/10a、担い手でなければ 0.5 万円/10a である。以上より 2009 年の秋田県において、農家が稲作生産調整目標を達成した場合の期待農業収入額  $ARE$  は、担い手であれば 7.34 万円/10a、担い手でなければ 2.08 万円/10a となる。

図表 3-6 は 2009 年の秋田県で稲作生産調整目標を達成したケースで、導出された期待農業収入と費用を対応させる形で図示している。図表 3-6 の左図には 10a あたりの平均費用  $ACO_k$  および面積あ

たりの期待収入  $ARE_k$  を示している。また、図表 3-6 の右図では、左図の値に作付面積  $G_k$  を掛け合せて、各作物の総費用と期待収入を示している。

図表 3-6 田作作物の期待収入と費用（2009 年の秋田県：産稲作生産調整目標達成ケース）



図表 3-6 の左図において、10a あたりの期待農業収入  $ARE_k$  は作付面積に依存しないため、水平線となっている。一方で(3.9)式で推定した総費用関数において、固定費用に相当する切片の高さが存在するとともに二乗項の推定値  $b2_{tk}$  が負となっていることから、図表 3-6 の左図に示した面積あたりの平均費用  $ACO_k$  は、作付面積の拡大に応じて低下するが、次第にその効果は逡減する。<sup>93</sup>(3.11)式に示された面積あたりの利潤  $APR_k$  は  $ARE_k$  と  $ACO_k$  の差として計算され、作付面積が小さければ負になる。

図表 3-6 の右図では、各作物の作付面積全体での期待総収入  $TPR_k$  と総費用  $TCO_k$  を表している。期待総収入が原点を通る直線である一方で、総費用  $TCO_k$  は固定費用に相当する切片の高さを持つとともに二乗項の推定値が負であるために作付面積  $G_k$  の増加に伴ってゆるやかに水平に近付く。図表 3-6 の右図において、点線と実線の差が稲作及び転作作物の利潤  $TPR_k$  に相当する。この  $TPR_k$  を離散選択モデルの 4 段階目における稲作利潤・転作利潤の説明変数として設定する。

図表 3-6 によれば、農家が担い手に該当し、生産調整目標を達成した上で交付金を踏まえた収入を想定すれば、転作作物である大豆の方が、稲作に比べてより小さい作付面積で利潤を得ることが可能である。しかしながら、図表 3-4 に示したように 2009 年の秋田県における認定農業者 8,730 戸中 93%に相当する 8,097 戸が田の作付面積の過半で稲作を行っており、転作割合は必ずしも稲作利潤・転作利潤の金額の大きさのみに対応していないことが分かる。あるいは非金銭的な費用を含め、転

<sup>93</sup> 作付規模の拡大による平均費用の低下量の低減は(3.9)式の推定を行わずとも、生産費調査の結果から確認できる。

作には生産費統計に表れない困難があることが推察される。<sup>94</sup> このため、本章では稲作利潤・転作利潤で異なる推定値が得られるように説明変数を分けている。

前述した離散選択モデルにおける田作を継続した場合の 240 種の選択肢には、認定農業者となるか否かの選択に加えて、稲作の作付面積・転作作物の作付面積が与えられている。また(2d)に示したように各時点、都道府県別の稲作生産調整目標の割合から、各稲作割合が生産調整目標への協力に該当するか否かを与えることができる。稲作面積および転作作付面積および稲作生産調整への協力の有無を与えることができれば、各選択肢において、交付金収入を考慮した期待稲作利潤・期待転作利潤を算出することができる。各選択肢におけるそれぞれの期待利潤を離散選択モデルの 4 段階目の説明変数として設定する。

### 3.3.7. 離散選択モデルの推定

本節では、農林業センサスの田作農家のデータを用いて 4 段階の離散選択モデルの推定を行う。農林業センサス 1995 から農林業センサス 2010 までの 4 時点 3 遷移における 45 都府県の田作農家に関するデータを用いて推定をする。農林業センサス 1995 から農林業センサス 2005 において分析対象とする田作農家はそれぞれ 2,308,987 戸、2,016,778 戸、1,685,257 戸であり、これらの田作農家を選択主体として翌時点の選択肢に関する離散選択分析を行う。

本章 3.1 に示した離散選択モデルに基づいて、1 段階目の田作の継続、2 段階目の認定農業者、3 段階目の田の作付規模、4 段階目の稲作割合の各選択に対して説明変数を設定し、最尤法によって推定を行う。各段階の説明変数は本章 3.3 にその全体像を示しており、4 段階目の説明変数としての稲作期待利潤・転作期待利潤は本章 3.4 に説明した通りである。なお、4 時点 3 遷移で延べ 6,011,022 戸の田作販売農家が最大 241 の選択肢から選ぶ計 1,437,923,662 の選択肢に関する分析となっている。ただし、延べ約 600 万戸の農家、約 14 億のレコードを直接利用して本章の離散選択モデルの収束計算を行うことは個人で利用可能な PC のメモリ容量および計算時間から不可能である。このため、各時点、各都府県で 12 分の 1 に当たる 8.33%の農家を無作為抽出し、500,902 戸の田作農家による 119,823,102 件のサンプルデータを用いて推定を行う。<sup>95</sup>

図表 3-7 では、8.33%のサンプルデータに対する 4 段階の離散選択の推定結果(対数尤度:-1113901.1)を示している。図表 3-7 の説明変数を 1 段階目から確認すると、前期の農業総売上は莫大なサンプルサイズにもかかわらず、田作の継続に有意な効果を持っていないことが示されている。その一方で、総経営耕地が多い農家ほど田作を継続する傾向にあることが分かる。また、農業経営体の継続に関

<sup>94</sup> 吉田 (2015) では、稲作のみを行い赤字であっても稲作経営を継続する兼業農家の成立過程とその功罪を論じている。渡部 (1998) では「一般に農家は稲作志向が強く、自分の他を転作田とすることには抵抗があり」と記されている。

<sup>95</sup> 推定用のサンプルを全標本の 8.33%としても、メインメモリの使用量は大きく、長い計算時間がかかる。本章では 32GB のメインメモリを搭載した core-i7 4790k の PC において Stata MP8 Version 13.1 によって最尤推定を行った。メモリの節約、計算時間を短縮する配慮をしたが、約 30GB のメモリ使用量となり、図表 3-7 の推定結果の計算に 235 時間がかかった。

する時点の固定効果同士を比較すると、より新しい時点において小さい推定値が得られており、同一条件でも離農・田作中止をする傾向が強まっていることが示されている。

図表 3-7 4 段階の離散選択モデルの推定結果

段階	説明変数		推定値	標準誤差
1段階目 (田作継続)	前期の農業総売上(百万円)		0.0006	0.0010
	前期の総経営耕地面積(ha)		0.2991	0.0060
	1995→2000	田作農家の継続選択の固定効果	0.2661	0.0091
	2000→2005		0.0606	0.0092
	2005→2010		-0.1439	0.0098
2段階目 (認定 農業者)	当期の田以外の農業売上(百万円)		0.4894	0.0037
	当期の田以外の経営耕地面積(ha)		0.7766	0.0077
	1995→2000	認定農業者の選択の固定効果	-4.3479	0.0153
	2000→2005		-3.8209	0.0138
	2005→2010		-3.3832	0.0130
3段階目 (田の 作付規模)	認定農業者: 前期との田の作付面積の上方乖離(ha)		-0.3326	0.0046
	認定農業者: 前期との田の作付面積の下方乖離(ha)		-0.5067	0.0101
	認定農業者以外: 前期との田の作付面積の上方乖離(ha)		-1.8919	0.0082
	認定農業者以外: 前期との田の作付面積の下方乖離(ha)		-0.6944	0.0073
	田の作付規模区分の前期と合致の選択ダミー		2.0520	0.0040
	田の作付規模0.3ha未満の選択ダミー		-0.3009	0.0061
4段階目 (稲作割合)	稲作期待利潤(百万円)		0.4078	0.0236
	転作期待利潤(百万円)		0.2609	0.0145
	稲作・転作の両作付ダミー		-1.0776	0.0051
	1995→2000	認定農業者: 稲作割合の上方乖離(%)	-0.0431	0.0015
		認定農業者: 稲作割合の下方乖離(%)	-0.0435	0.0006
		認定農業者以外: 稲作割合の上方乖離(%)	-0.0257	0.0004
		認定農業者以外: 稲作割合の下方乖離(%)	-0.0535	0.0002
	2000→2005	認定農業者: 稲作割合の上方乖離(%)	-0.0381	0.0011
		認定農業者: 稲作割合の下方乖離(%)	-0.0560	0.0008
		認定農業者以外: 稲作割合の上方乖離(%)	-0.0154	0.0003
		認定農業者以外: 稲作割合の下方乖離(%)	-0.0618	0.0003
	2005→2010	認定農業者: 稲作割合の上方乖離(%)	-0.0335	0.0009
		認定農業者: 稲作割合の下方乖離(%)	-0.0548	0.0007
認定農業者以外: 稲作割合の上方乖離(%)		-0.0144	0.0004	
認定農業者以外: 稲作割合の下方乖離(%)		-0.0689	0.0003	
inclusive value	2段階目→1段階目		0.8952	0.0628
	3段階目→2段階目		0.9532	0.0282
	4段階目→3段階目		0.1263	0.0184

図表 3-7 の 2 段階目の認定農業者になる傾向は、当期の田以外の農業総売上および田以外の経営耕地面積が大きいほど強くなる傾向にあることが分かる。認定農業者になる傾向は、田以外の農業売上および経営耕地面積の双方が正の影響を持っている。また、2 段階目に関する時点の固定効果同士を比較すると、経年的に推定値が上がっており、同一の経営耕地規模であっても認定農業者になり易くなっている傾向が表れている。

3 段階目における田の作付面積の乖離に関しては、より離れた作付け規模の選択を行わない傾向にあるため、全ての推定値が負となっている。ただし、認定農業者に関しては、上方乖離の推定値は下方乖離の推定値に比べて絶対値で小さく、認定農業者の田の作付面積は増加傾向となることが分かる。一方で認定農業者以外に関しては、上方乖離の推定値は下方乖離の推定値に比べて絶対値で大きく、田の作付面積は減少傾向にあることが分かる。加えて、前期と同じ田の作付規模区間を継続する選択ダミーは正の値となっており、田の作付け規模の変化には金銭的・心理的な固定費用がある可能性を示唆している。また、農林業センサスの販売農家のデータ制約を考慮するために設定した 0.3ha 未満の田の選択に関するダミーは負の推定値を示している。当該規模の選択した農家の一部は自給的農家となり、農林業センサスの販売農家に限ったデータにおいて表面化しない可能性を示している。

4 段階目における稲作の作付割合の選択に関しては、稲作利潤および転作利潤とも正であり、農家は農作物からの利潤が大きい選択肢を選ぶ傾向にある。ただし、稲作利潤の推定値は転作利潤に比べて大きくなっており、稲作と転作が同じ利潤額であれば転作に比べて稲作をより好む傾向、あるいは転作作物の作付けには稲作に比べて生産費統計に表れない非金銭的な費用が大きいことが示されている。また稲作・転作の両作付ダミーの推定値は負となっており、稲作あるいは転作作物の生産に関する知識・技術を習得すること、複数の作物の並行した作付には非金銭的な費用があることを示唆している。

また 4 段階目の追加的な説明変数として、前期との稲作割合の乖離が認定農業者とそれ以外の 2 種、稲作割合が増える方向の上方乖離と減る方向の下方乖離の 2 種で計 4 種類をそれぞれの期間で設定している。総じて、前期と近い稲作割合を選択する傾向にあるため、これら 12 種類の推定値は全て負となっている。各期間において認定農業者と認定農業者以外を比べると、認定農業者で上方乖離が絶対値で大きく、下方乖離が絶対値で小さくなっている。この推定結果は、認定農業者は転作に関する補助金などの金銭的な利潤をコントロールしても、認定農業者以外に比べて、稲作生産調整に応じて稲作割合を低下させる傾向にあることを示している。金銭的な利潤をコントロールしても、認定農業者の方が転作の選択が高い一因として、制度の上で認定農業者には稲作生産調整への協力が義務づけられていたことが考えられる。<sup>96</sup>

最後に、下層の選択肢が上層の選択肢に与える inclusive value は全て正の値となっており、下層の選択肢の魅力が増せば、それを含む上層の選択肢が選ばれやすくなる傾向を示している。4 段階目の稲作・転作の作付面積から得られる利潤などを考慮して、3 段階目の田の作付規模を選択している。また、3 段階目における田の作付規模の変化等を考慮して、2 段階目の認定農業者となるか否かを選択している。1 段階目では、2 段階目の認定農業者となるか否かを考慮した上で、田作の継続を選択

---

<sup>96</sup> 荒幡（2014）P336 では、行政担当者としても稲作生産調整への協力依頼は、認定農業者の方が行いやすかったことを示している。



している。ひいては 4 段階目の稲作割合およびそこから得られる利潤が 1 段階目の田作継続の選択にまで遡って影響を与えていることを示している。

図表 3-7 が示す推定値は、総じて理論や直感と整合的な符号を示している。図表 3-7 の推定値および、農家の状態および各選択肢の属性を説明変数として与えれば、農家が各選択肢を選ぶ確率を予測できる。各農家が各選択肢を選ぶ確率を算出し、全ての農家に関して選択確率を足し上げれば、翌期の状態数を予測できる。なお、離散選択モデルの推定においては 8.33% のサンプルデータを用いたが、状態数の予測およびシミュレーションに関しては計算負荷が小さいため、利用可能な全てのデータを用いる。

離散選択モデルによる予測の手始めとして、農林業センサス 2010 の実データ数と農林業センサス 2005 からの予測数を比較することで、モデルの当てはまりを確認する。農林業センサス 2005 データに対して、推定に用いた現実の説明変数を離散選択モデルに与えて農林業センサス 2010 に関する予測を行う。ただし、1 段階目と 2 段階目の選択は時点に関する固定効果を設定したため、標本誤差を除いて、各年の予測数が実データ数と一致する。図表 3-7 の推定結果によって 1 段階目における田作継続と 2 段階目における認定農業者の認定に関する予測数を導出し、実データ数と比較したところ乖離は 0.1% を下回った。よって、1 段階目の田作継続、2 段階目の認定農業者の認定に関する状態数からはモデルの当てはまりを確認できない。

離散選択モデルの当てはまりを端的に示す指標として、3 段階目・4 段階目の選択を集計して得られる田作総面積、稲作総面積が考えられる。45 都府県データにおいて、農林業センサス 2005 から 2010 への遷移で実際に選んだ選択肢による田作総面積は 139.5 万 ha となる。一方で、図表 3-7 から 3 段階目までの予測値を集計することで得られる田作総面積は 138.5 万 ha であった。また、田作面積の内数となっている稲作面積に関しては、実際の選択における稲作総面積が 118.4 万 ha、予測に基づく稲作総面積が 117.5 万 ha となっている。農林業センサス 2010 における実際の選択に対して予測値の田作総面積は 99.3%、予測値の稲作総面積は 99.2% となっている。田作・稲作の総面積の乖離がそれぞれ 1% 未満であることから図表 3-7 の推定結果は、現実における農家の選択を概ね説明できていると見なす。次節では、図表 3-7 で得られた離散選択モデルの推定結果に基づく経済厚生分析を行う。

## 3.4 2019 年における稲作生産調整政策のシミュレーション分析

### 3.4.1. 将来予測に関するシミュレーション設定

本節では、前節で推定した離散選択モデルに基づいて稲作生産調整に関するシミュレーション分析を行う。本章 2.4 に示したように、2015 年 3 月に閣議決定された食料・農業・農村基本計画に沿って非主食用米の仕向増加が進展した 2019 年（農林業センサス 2020 の調査対象期間）をシミュレーションの評価時点とする。ただし、農林センサス 2015 のデータが得られていないことに加えて、将来予測を含むため、農林業センサス 2015、2020 の調査対象時点に関する設定を与える。

2014 年および 2019 年に関する各選択肢の田作面積・稲作面積は、農林業センサス 2010 のデータに準じて作成する。本章 3.2 で示した離散選択モデルの選択肢に合わせる形で農林業センサス 2010 の農家の作付規模を 12 種、稲作割合を 10 種に分割し、計 120 種の選択肢を作成する。120 種の選択肢を認定農業者の該当有無によって 2 種に分け、田作からの退出の選択肢を追加して 241 種の選択肢を作成する。2014 年に対する選択肢を作成できれば、農林業センサス 2010 のデータに対して、図表 3-7 の推定結果を用いて、2014 年に関する予測値を得ることができる。<sup>97</sup> また、2014 年時点の予測値に対して、再び 5 年後の予測値を作成することで 2019 年に関する予測ができる。<sup>98</sup> 2 期間の遷移を予測することで 2019 年に関するシミュレーションを行う。

なお、本章の離散選択モデルにおいて、1 段階目の田作継続、2 段階目の認定農業者の選択に関しては、時点別に固定効果が入っており、図表 3-7 の推定値が得られている。2014 年以降に関するシミュレーションを行うためには、農林業センサス 2010 までの遷移から推定された固定効果をそれ以降の固定効果へと変更する必要がある。図表 3-7 で推定された固定効果は農業売上・総経営耕地面積・inclusive value での影響をコントロールした後の各時点において田作を継続する傾向・認定農業者となる傾向に対応している。図表 3-7 で示したように田作の継続の固定効果に関しては、時点が進むと減少している。<sup>99</sup> その一方で、認定農業者となる傾向の固定効果に関しては時点が進むと増加している。

固定効果の推定値に関する経年的な変化を確認するために、 $1/(\exp(\text{各固定効果の推定値})+1)$  の形で他の変数の影響を調整した選択確率を抜き出す。推定を行った 3 遷移における田作継続の選択確率は、それぞれ 0.5661、0.5152、0.4641 と低下している。その一方で、認定農業者の選択確率は 0.0128、

<sup>97</sup> 2014 年の予測値の作成において、2 段階目の説明変数「当期の田以外の農業売上」「当期の田以外の経営耕地面積」は、農林業センサス 2010 データの各府県、作付規模、稲作割合の平均値を用いている。

<sup>98</sup> 2019 年の予測値の作成において、1 段階目の説明変数「前期の農業総売上」「前期の総経営耕地面積」および 2 段階目の説明変数「当期の田以外の農業売上」「当期の田以外の経営耕地面積」は、農林業センサス 2010 データの各作付規模、稲作割合における平均値を用いている。

<sup>99</sup> 吉村（2008）が示すように農林業センサス 2005 においては調査体系の抜本改正があった。また、橋詰〔編〕（2013）が示すように、農林業センサス 2010 においては、本章 2.3 にも示した交付金の対象変化によって、個々の農家における農業生産の中止を伴う集落営農組織の設立が多くなっている。このため、農家数の変化は調査体系や交付金制度の影響を受けている可能性もある。

0.0214、0.0328 と増加している。3 遷移における平均的な選択確率の変化を見ると、田作の継続に関しては-0.0510、認定農業者に関しては+0.0100 となっている。この傾向が 2019 年まで継続すると見なして 2014 年・2019 年に関する選択確率を設定する。2014 年・2019 年に関する田作継続の選択確率は、0.4131、0.3621、認定農業者の選択確率に関しては 0.0428、0.0528 と設定する。この選択確率に対応する固定効果のパラメータとして、田作の継続に関して-0.3510、-0.5662、認定農業者に関しては-3.1072、-2.8861 を設定する。それぞれの値を農林業センサス 2010 から 2015 および農林業センサス 2015 から 2020 への遷移の固定効果として設定する。

なお、図表 3-7 が示すように、4 段階目の稲作生産調整割合の選択には、認定農業者および稲作割合の増減で区別して、時点別に 4 種の推定値が得られている。図表 3-7 の同一区分における推定値の経年変化を見ると、上昇しているケースもあれば、低下しているケースもある。4 段階目の前期の稲作割合乖離に関する推定値の経年変化には明白な大小関係や規則性が見られない。このため、農林業センサス 2015 以降に関するシミュレーションでは、推定された中で最も新しい期間に当たる農林業センサス 2005 から 2010 への遷移におけるパラメータを設定する。

また離散選択モデルの 4 段階目の説明変数として、稲作期待利潤・転作期待利潤を 2014 年・2019 年に対しても設定する必要がある。本章 3.6 で示したように期待利潤を構成する要素は期待農業売上・農業生産費用・交付金である。期待農業売上に関しては、将来的な単収の増加を想定する必要がある。しかしながら、作物統計によれば米の平均収量は 2008 年から 2014 年まで 530kg/10a で一定となっている。<sup>100</sup> このことから 2014 年以降においても面積あたりの稲作収穫量は不変と仮定した。田作小麦・田作大豆に関しても単収は将来的に変わらないものと仮定する。2014 年・2019 年における期待農業売上、農業生産費用に関しては、米価に関する設定を除いて全作物に関して公開されている中で本稿の執筆時点において最新の 2013 年産に関する生産費統計のデータに準拠した。

2014 年および 2019 年のベース設定における米価は、食料・農業・農村基本計画に記された国内消費仕向量を米価に影響する需要要因、生産努力目標を米価に影響する供給要因と見なして設定する。まず、需要側の要因として食料・農業・農村基本計画の国内消費仕向量は、総人口の減少および一人あたりの米消費量の減少を考慮して、米粉用米・飼料用米を除く米の消費仕向量を 2013 年度で 857 万 t、2025 年度で 761 万 t と記載している。<sup>101</sup> 計画を達成するために毎年一定量の減少があると考えれば、2013 年度から 2025 年度までの 1 年あたりの減少量は 8 万 t と算出できる。米粉用米・飼料用米を除いた米の消費仕向量を主食用米に対する需要と見なし、2014 年において 849 万 t、2019 年

<sup>100</sup> 荒幡（2014）の 1 章では日本における単収の停滞に関して、国際比較や生産調整との関係を踏まえて議論している。その中には「減反 40 年の下で、現場レベルの単収が停滞しているだけではなく、試験場レベルでも、多収穫に向けた研究開発に力点を置かなくなっている(P89)」と記されている。

<sup>101</sup> 食料・農業・農村基本計画の第 1 表には、1 人あたりの年間米消費量（米粉用米と飼料用米を除く）が 2013 年度で 57kg、2025 年度で 54kg と示されている。

度において 809 万 t と想定する。ここから 2013 年における米の需要量を 1 とした場合の比率は、2014 年において 0.9907、2019 年において 0.9440 となる。

一方、米価に影響する供給側の要因として、食料・農業・農村基本計画における生産努力目標を基準に考える。図表 3-1 に示した現在予定されている政策が実施された場合、ベース設定においては、生産努力目標の生産量が実現されると想定する。食料・農業・農村基本計画では非主食用米を含めた米全体に関する生産努力目標は 2013 年度・2025 年度においても 872 万 t で横ばいであるが、非主食用米を 13 万 t から 120 万 t に仕向量を大幅に拡大することで主食用米の仕向減少を予定している。2013 年度と 2025 年度における非主食用米を除く米の生産努力目標は、それぞれ 859 万 t、752 万 t と示している。この計画を達成するように主食用米の生産量を削減するとすれば、1 年あたりの減少量は 8.9 万 t と想定でき、主食用米生産量は 2019 年において 805.5 万 t が見込まれる。食料・農業・農村基本計画の生産努力目標に従う設定では、2013 年における主食用米の供給量を 1 とした場合の比率は、2014 年において 0.9896、2019 年において 0.9377 となる。

食料・農業・農村基本計画の目標に従って主食用米の生産量を抑えた場合、需要量の減少率に比べて供給量の減少率が大きくなっている。主食用米の需要量に対する供給量は 2013 年度を 1 として、2014 年において 0.9989、2019 年において 0.9933 となる。ベース設定では、主食用米の需要に対する供給量はわずかに減少することで 2013 年に比した米価の上昇が見込まれる。本章 3.6 に示したように、主食用米の供給量が 1%増大すれば米価は 3.45%低下することを仮定する。以上から食料・農業・農村基本計画における生産努力目標に沿う場合は、2013 年に比べて 2014 年は 0.38%の米価の上昇、2019 年のベース設定では 2.31%の米価の上昇があるものと想定する。

一方で、本章 3.6 に示したように小麦・大豆に関しては自給率がそれぞれ 1 割程度である。本章では簡単化のため、転作作物の小麦・大豆に関しては国内生産量から小麦価格・大豆価格への影響がなく、将来においても 2013 年の農産物価格が継続すると仮定する。この想定から、2014 年、2019 年における小麦価格、大豆価格は 2013 年の生産費統計の値を用いる。以上より、米に関してのみ、2013 年に関する生産費統計から作成した期待農産物生産額を、2014 年度において 0.38%、2019 年度のベース設定において 2.31%増加させる。続いて、本章 2.4 に示したベース設定からの政策変更が米価および経済厚生に与える影響を説明する。

### 3.4.2. 政策変更設定における均衡米価の導出と経済厚生の変化

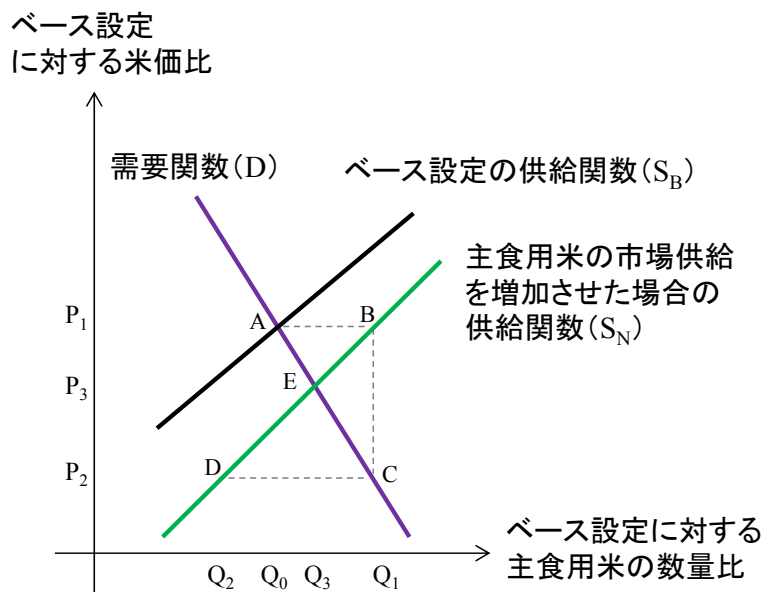
本章ではベース設定以外に 3 種類の政策シミュレーションを行う。3 種類の政策シミュレーションの設定は、本章 2.4 に示したように [(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定] [(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定] [(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] である。これらの 3 種類の設定は、いずれもベース設定に比べて主食用米の供給量を増加させることが想定

される。ここでは図表 3-8 の市場均衡に関する図を用いて、主食用米の供給量を増加させる政策変更が、均衡米価に与える影響を説明する。

主食用米の供給関数が図表 3-8 のベース設定における  $S_B$  から政策変更後の  $S_N$  へと右側にシフトすることを想定する。この場合、ベース設定における主食用米の均衡点  $A(P_1, Q_0)$  から新たな均衡点の  $E(P_3, Q_3)$  に移ると考えられる。政策変更後の均衡における農家の選択およびその結果に関する指標を見るためには、図表 3-8 における新たな均衡米価  $P_3$  を導出する必要がある。

以下では〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕と〔(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕に分けて、それぞれにおける均衡米価  $P_3$  の導出および経済厚生分析の手順を論じる。なお、本章にておける経済厚生は、米市場に関する消費者余剰・生産者余剰に加え、米市場の市場均衡の図において交付金額を面積で表せる非主食用米の仕向に関する交付金額（負の政府余剰）の和として構成される。本章 4.3 においては、米市場の市場均衡の図において、交付金額を面積で表せない移転額で各主体の余剰を調整する形で、各主体の便益を定義する。

図表 3-8 主食用米市場における均衡とベース設定からの乖離に関する調整



#### 〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕

非主食用米への支援計画がベース設定より抑えられた場合は、主食用米としての市場供給が増加することで、主食用米の供給関数が図表 3-8 に示された  $S_B$  から  $S_N$  へと右側にシフトする。図表 3-8 において  $(Q_1 - Q_0)$  が非主食用米の仕向抑制量となる。この場合、ベース設定における主食用米の均衡点  $A(P_1, Q_0)$  から新たな均衡点の  $E(P_3, Q_3)$  に移る。政策変更後の均衡における農家の選択および主食用米市場の状況を見るためには、新たな均衡米価  $P_3$  を分散選択モデルに与えることが必要となる。

非主食用米の仕向量抑制に関する新たな均衡米価  $P_3$  の導出方法は、次の通りである。まず  $(P_1, Q_0)$  はベース設定の米価と主食用米の数量であるため、それぞれ 1 と設定する。図表 3-8 において非主食用米の仕向量  $(Q_1-Q_0)$  だけ抑え、追加的に主食用米として市場供給をすると想定すれば、農家の米価想定が  $P_1$  であった場合の主食用米の供給量に相当する  $Q_1$  の座標を与えることができる。

仮に  $Q_1$  の主食用米が供給された場合、需要に合致する米価は需要曲線に沿って  $P_2$  となる。 $P_2$  の座標は、主食用米の追加供給量  $(Q_1-Q_0)$  と需要の価格弾力性を与えれば、特定することができる。本章の分析では、荒幡（2010）が示した米の価格弾力性に基づいて主食用米の数量が 1% 増大すれば米価は 3.45% 低下することを仮定している。このため  $(Q_1-Q_0)$  の数量変化に基づく価格変化から  $P_2$  を下記 (3.13) 式で導出する。

$$P_2 = -3.45(Q_1 - Q_0) + P_1 = -3.45(Q_1 - 1) + 1 \quad (3.13)$$

$(Q_1-Q_0)$  の主食用米の供給量変化に基づく価格変化から  $P_2$  を導出できる。

しかし、仮に農家が米価  $P_2$  を見込んで農地の利用方法を選択した場合、米の生産量は減少し、主食用米の供給量も  $Q_2$  へと低下すると考えられる。この  $Q_2$  の座標に関しては、下記 (3.14) 式から導出する。

$$Q_2(P_2, C_B) = \frac{TOR(P_2, C_B) - NSR_N}{TOR(P_1, C_B) - NSR_B} = \frac{TOR(P_1, C_B) \frac{DCR(P_2, C_B)}{DCR(P_1, C_B)} - NSR_N}{TOR(P_1, C_B) - NSR_B} \quad (3.14)$$

日本全体の米生産量が TOR、非主食用米の仕向量が NSR、図表 3-7 の離散選択モデルに基づいて予測された稲作生産量が DCR である。P は米価、C は米価と非主食用米の仕向量を除いた農業生産に関する状況を示している。

(3.14) 式においては、TOR から非主食用米の仕向量 NSR を差し引けば、主食用米として市場供給量 Q が得られると想定する。 $TOR(P_1, C_B)$  はベース設定での米の総生産量として与えられ、 $TOR(P_2, C_B)$  は離散選択モデルの予測値を用いて導出する。なお、図表 3-7 の推定結果に基づくる米の生産量は本章 3.1、3.2 に示したように 45 都府県の販売農家に対象を限定している。ここで、離散選択モデルにおいて、対象外とした田作に関しても、推定対象となった農家と同率で米の生産量を変化させると仮定する。<sup>102</sup> この仮定から、非主食用米の仕向減少による米価変化時における日本全体の米生産量予測  $TOR(P_2, C_B)$  を導出できる。 $TOR(P_1, C_B)$ 、 $TOR(P_2, C_B)$ 、 $NSR_B$ 、 $NSR_N$  が設定できれば (3.14) 式から  $Q_2$  が導出できる。

<sup>102</sup> 農林業センサス 2010 において、離散選択モデルに用いた 45 都府県の販売農家の稲作作付総面積は 123.1 万 ha である。耕地および作付面積統計によれば、2009 年の全国の稲作総面積は 163.7 万 ha である。離散選択モデルにおいて分析対象とした 45 都府県の販売農家は稲作面積の約 75% を耕作している。

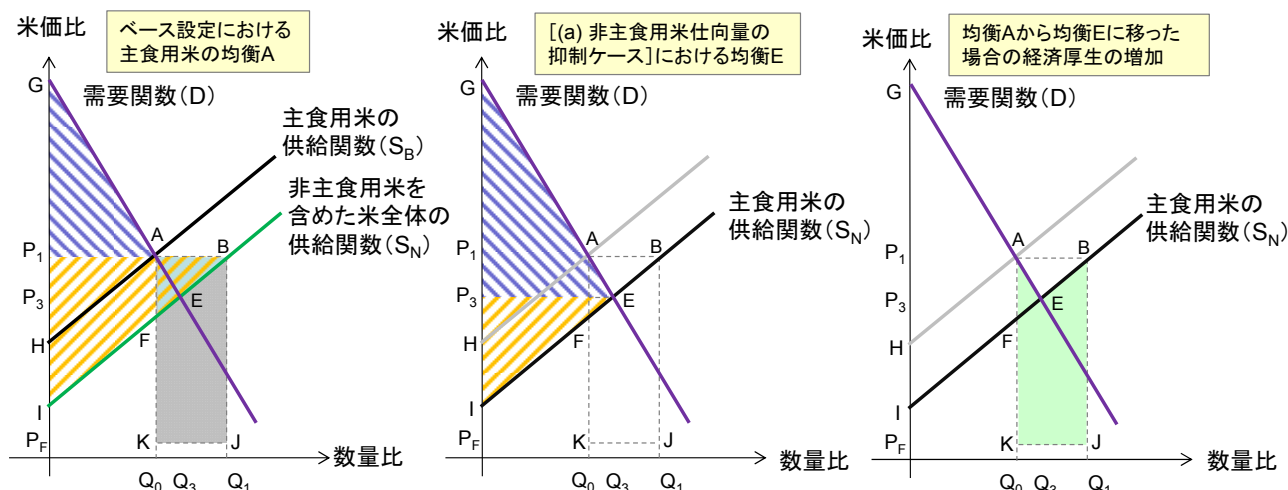
座標を 1 に基準化した  $A(P_1, Q_0)$ に加えて、 $(Q_1, P_2, Q_2)$ の値を算出できれば、図表 3-8 における B、C、D の座標を特定できる。均衡の近傍において需要の価格弾力性を一定と見なす場合は、米価比と数量比を軸に取っている図表 3-8 において、主食用米の需要関数 D は直線と見なすことができる。<sup>103</sup> A、B、C、D の座標が得られれば、 $\triangle ABE$ 、 $\triangle CDE$  を近似的に相似の三角形と見なし、内分点として新たな均衡米価  $P_3$  の値を(3.15)式から得ることができる。

$$P_3 = \frac{P_1(Q_1 - Q_2) + P_2(Q_1 - Q_0)}{(Q_1 - Q_2) + (Q_1 - Q_0)} \quad (3.15)$$

本章では、2015 年時点で予定されている政策が実施された場合、食料・農業・農村基本計画の生産努力目標の生産量が実現すると想定し、ベース設定としている。このため、2019 年のベース設定における  $TOR(P_1, C_B)$  は 872 万 t、主食用米の仕向量  $NSR_B$  は本章 2.4 に示したように 66.5 万 t と想定している。〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕では、2019 年度においても非主食用米への仕向量を 2013 年度水準と同等とすることを想定し、 $NSR_N$  は 13 万 t とする。この場合、2019 年度における〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕の  $P_3$  は 0.8451 である。

均衡米価  $P_3$  の導出後は、政策変更による経済厚生を分析する。図表 3-8 に点 F、G、H、I、J、K を追加した図表 3-9 を用いて、交付金支援を伴う非主食用米仕向に関する経済厚生の変化を表す。図表 3-9 では、ベース設定の均衡点 A から垂線を引き、供給関数  $S_N$  と交わる点を F とする。G、H、I は、数量 0 と需要関数、供給関数が交わる点である。加えて、面積あたりの販売額が主食用米の 10 分の 1 以下とされている飼料や米粉の価格水準を  $P_F$  と置き、 $P_F$  の水準と B の垂線が交わる点、A の垂線が交わる点をそれぞれ J、K と置く。

図表 3-9 〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕における経済厚生の変化



<sup>103</sup> 図表 3-8 において需要曲線、供給曲線は必ずしも直線とは見なせない。しかし、内分点としての均衡数量  $Q_3$  と均衡米価  $P_3$  を離散選択モデルに設定した場合の主食用米の供給量の比較によって仮定の妥当性を確かめることができる。本章シミュレーション結果で確認したところ両者の差は微細であり、均衡の近傍における線形の仮定は妥当と考えられる。

需要関数  $D$  と米価  $P$  の水平線の間を主食用米の消費量まで積分すれば、消費者の厚生に相当する消費者余剰となる。また米価の水平線と米全体に関する供給関数を米全体の供給量まで積分すれば、生産者の厚生に相当する生産者余剰となる。加えて、政府を経由して納税者が支払う交付金の総額を納税者負担（負の政府余剰）と定義する。以上から全体の経済厚生に相当する総余剰は、消費者余剰+生産者余剰+政府余剰として定義する。<sup>104</sup>

なお本章においては、供給関数・需要関数は均衡の近傍においては需要関数と供給関数が価格比・数量比に対して線形近似できると見なしている。しかし、大域的には需要関数と供給関数が線形近似できるとは見なしていないため、 $G$ 、 $H$ 、 $I$  を用いた計算や面積は概念図として示すものの計算には利用しない。このため、消費者余剰、生産者余剰それ自体ではなく、図表 3-9 において供給関数のシフトに伴う余剰の変分に着目する。また、転作作物に相当する小麦・大豆・飼料用米に関する市場は捨象し、交付金支出のみに着目する。<sup>105</sup>

図表 3-9 の左図では、非主食用米へ 66.5 万 t の仕向があるベース設定における場合の経済厚生を示している。ベース設定の供給関数  $S_B$  における主食用米の均衡点は  $A(P_1, Q_0)$  であるが、[(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定] に比べて、非主食用米の仕向量の増分( $Q_1 - Q_0$ ) を交付金によって追加的に支援している。本章 2.4 に論じたように、農家は主食用米として米価  $P_1$  販売しても、非主食用米として  $P_F$  で販売し交付金  $AK$  を受給しても、金銭的な収入は変わらないと仮定している。農家は非主食用米として販売すれば、飼料や米粉としての非主食用米としての販売額  $P_F$  に加えて、交付金単価  $AK$  を得ることができる。

ベース設定に対応する図表 3-9 の左図において消費者余剰は  $\triangle GAP_1$  である。一方で生産者側は、[(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定] に比べて追加的に仕向けた非主食用米を含めた  $Q_1$  の米を供給し、生産者余剰は  $\triangle P_1BI$  となる。<sup>106</sup> また、納税者が非主食用米の生産者に支払わなければならない追加的な交付金額  $\square ABJK$  は納税者負担となっている。ベース設定における 66.5 万 t の非主食米への交付金支援がある図表 3-9 の左図において、総余剰は  $\triangle GAP_1 + \triangle P_1BI - \square ABJK$  となる。図表 3-9 の左図において斜線で塗った部分が経済厚生として正の部分、灰色に塗った部分が経済厚生として負の部分に相当する。図表 3-9 における面積としては  $\triangle ABF$  が相殺するため、台形  $GAFI$  - 台形  $FBJK$  が、図表 3-9 の左図における総余剰となる。

<sup>104</sup> 余剰や経済厚生に関する議論はミクロ経済学の教科書のほぼ全てで言及されている。課税や補助金が経済厚生に与える影響を平易に説明した文献としては、八田（2008）の第 4 章が挙げられる。

<sup>105</sup> 食料需給表によれば 2013 年度における小麦の自給率は 12%、大豆の自給率は 7%である。また、飼料自給率は 2013 年度の概算値で 26%であり、飼料用米に大規模な生産支援が開始される以前の 2008 年の水準と変わらない。このため仮に小麦、大豆、飼料用米の国内供給量が増えたとしても、農産物価格に与える影響は軽微と想定している。

<sup>106</sup> [(a) 非主食用米仕向量の抑制ケース] においても、2013 年度における非主食用米仕向量 13 万 t を設定しているため、本来の米全体の供給関数は  $S_N$  よりも右側にあると考えることができる。ただし、本章においては、生産者余剰の変化分に着目するため、 $S_N$  より右側の余剰に関しては相殺する。非主食用米仕向量 13 万 t に対応する納税者負担も相殺するため変化分には表れない点では、生産者余剰と同様である。



続いて、図表 3-9 の中央図では [(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定] は、非主食用米への仕向量を 66.5 万 t から 13 万 t に抑制する政策に対応している。この場合の均衡点は E であり、消費者余剰は  $\triangle GEP_3$ 、13 万 t の非主食米仕向に対応する部分を除いた生産者余剰は  $\triangle P_3EI$  となる。13 万 t を超える仕向に対する非主食用米への交付金支出がないため、図表 3-9 の中央図では、経済厚生合計は  $\triangle GEI$  となる。図表 3-9 の中央図は左図に比べて、消費者余剰は台形  $P_1AEP_3$  だけ増加し、生産者余剰は台形  $P_1BEP_3$  だけ減少し、負の政府余剰に相当する交付金の追加支払額  $-\square ABKJ$  が消失する。

ベース設定に対応する図表 3-9 の左図から [(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定] に対応する図表 3-9 の中央図への移行に伴う総余剰の増加は、図表 3-9 の右図の緑に塗った部分となる。図表 3-9 の右図のうち  $\triangle AEF$  に相当する面積が、経済学における死重の損失である。死重の損失は政府介入によって均衡米価が変化したことでもたらされる経済全体からの厚生損失である。政府による市場介入によって財の価格が変化する場合、死重の損失が発生するのは自明であるが、図表 3-9 では死重の損失  $\triangle AEF$  のみならず、消費者・生産者の厚生に還元されない政府支出  $FBJK$  が経済厚生から消失することを示している。仮に主食用米に関する需要の価格弾力性が 0 であり、図表 3-9 において需要関数  $D$  が垂直であった場合は死重の損失は発生しないが、非主食用米の交付金支出に伴う経済厚生消失は依然として発生する。交付金支援を伴う非主食用米仕向は死重損失  $\triangle AEF$  のみならず、より大きい  $FBJK$  の厚生損失をもたらしている。

## [(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定] および

## [(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定]

続いて [(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定] および [(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] における米価の導出手順を説明する。図表 3-7 の離散選択モデルの推定結果において、稲作利潤・転作利潤が農家の農地利用の誘因となっている。(b)(c)は、稲作田から得られる収入を相対的に高める政策設定であるため、ベース設定に比べて米の総生産量増加が見込まれる。米の生産量の増加は、非主食用米の仕向量を一定とすれば、図表 3-8 において主食用米の供給関数を  $S_B$  から  $S_N$  へ右側にシフトさせる。この点では、(a)の非主食用米の仕向量抑制と同じである。ただし、(a)では、分析者が  $NSR_N$  と  $NSR_B$  との差を与えることで、図表 3-8 の  $Q_1$  を外生的に設定できたが、(b)(c)においては  $Q_1$  の主食用米の供給量も政策変更による農家の反応に依存している。

このため、下記の(3.16)式によってベース設定と同じ米価  $P_1$  において、状況  $C_B$  が  $C_N$  に変化した場合の  $Q_1$  を離散選択モデルに基づいて導出する。

$$Q_1(P_1, C_B) = \frac{TOR(P_1, C_N) - NSR}{TOR(P_1, C_B) - NSR} = \frac{TOR(P_1, C_B) \frac{DCR(P_1, C_N)}{DCR(P_1, C_B)} - NSR}{TOR(P_1, C_B) - NSR} \quad (3.16)$$

(3.16)式において、米価および非主食用米仕向量以外の状況は  $C_N$  に集約されている。離散選択モデルを用いて、新たな状況における 45 都府県の販売農家に関する米生産量の予測値  $DCR(P_1, C_N)$  を作成し、(3.16)式を用いてベース設定と同じ米価  $P_1$  における主食用米供給量  $Q_1$  を導出する。 $Q_1$  導出後の均衡米価  $P_3$  の導出手順は「(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定」と同様である。需要の価格弾力性の設定から図表 3-8 における  $P_2$  を導出し、(3.16)式における  $P_1$  に  $P_2$  を代入して  $Q_2$  を導出する。図表 3-8 の  $\triangle ABE$ 、 $\triangle CDE$  を近似的に相似の三角形と見なし、内分点として新たな均衡米価  $P_3$  の値を(3.15)式から得る。

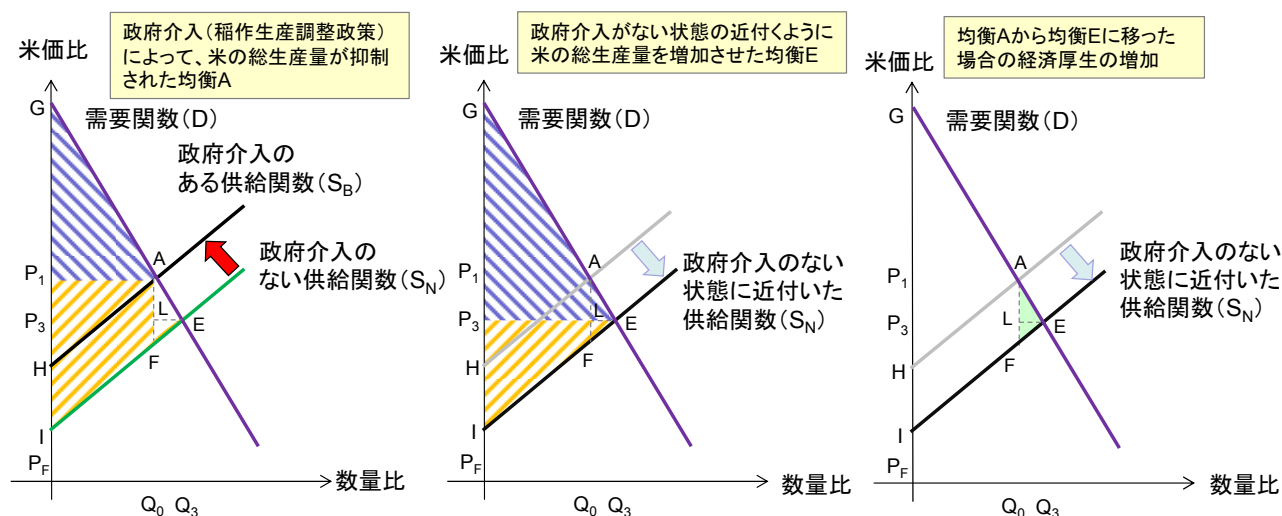
(b)(c)における具体的な政策変更の設定は、本章 2.4 に示した通りである。[(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定] では、ベース設定では、交付されていた小麦・大豆に関する「水田活用の直接支払交付金」の 3.5 万円/10a が廃止されることを想定する。また、[(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] では、ソーラーシェアリングによる太陽光発電量の想定による都府県の差異はあるものの農家の種類・農地の利用方法にかかわらず、平均 1.24 万円/10a の作付交付金が支給される設定とする。2019 年度における [(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定]、[(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] の  $P_3$  はそれぞれ 0.9602、0.9774 である。

均衡米価  $P_3$  の導出後は、政策変更による米の総生産量の拡大させる政策変更が経済厚生に与える影響を説明する。ベース設定の  $A(P_1, Q_0)$  においては、稲作生産調整政策によって政府介入がないケースに比べて少ない主食用米の供給量、高い米価が維持されることで、死重損失が発生している。ベース設定の供給関数  $S_B$  に比べて、米の総生産量を拡大させる(b)(c)への政策変更は、供給関数を右シフトさせることで、死重損失を軽減する。ここでは図表 3-10 を用いて、ベース設定に比べて米の生産量を増加させる政策が経済厚生に与える影響を示す。なお、(b)(c)の設定においては、非主食用米の仕向量をベース設定と同一としているため、非主食用米に関する経済厚生は捨象する。

図表 3-10 の左図では、米の総生産量を抑制していたベース設定における主食用米に関する経済厚生を表している。消費者余剰は  $GAP_1$  であり、主食用米に関する生産者余剰は価格  $P_1$  と政府介入のない供給関数  $S_N$  との積分値として  $P_1 AFI$  となる。ここで(b)(c)のような政府介入がない均衡に近づく政策を実施し、ベース設定の供給関数  $S_B$  から政府介入がない供給関数  $S_N$  へ移るケースを考える。なお、(b)(c)への政策変更は、政府介入のない均衡に近づける政策であって死重損失は軽減するものの解消しない。しかし、図表 3-10 では簡潔な説明のために、死重損失が解消するケースの概念図として説明する。<sup>107</sup>

<sup>107</sup> 図表 3-10 の E を死重損失が解消した均衡点と見なす場合は、A と E の間に死重損失を軽減する均衡点を新たに設定することで、より厳密な図を書くことができる。ただし、本章では経済厚生の変化分に着目するため、厳密な図を書いても、簡略化した図と同じ結論が導かれる。

図表 3-10 政府介入のない米の総生産量に近づける政策変化が経済厚生に与える影響



図表 3-10 の中央図においては、米の生産が促進された供給関数  $S_N$  に移ったケースの余剰を示している。主食用米市場の均衡点は  $A$  から  $E$  へ移れば、消費者余剰の変化は  $P_1AEP_3$ 、生産者余剰の変化は  $LEF - P_1ALP_3$  と表せる。供給関数の右シフトによって総余剰は  $AEF$  だけ増加し、この面積は主食用米市場において解消された死重損失に相当する。ベース設定の供給関数  $S_B$  から政府介入がない供給関数  $S_N$  へ移り、死重損失が解消することによって主食用米市場における総余剰が増大する。 $S_N$

以上の消費者余剰・生産者余剰・死重損失に関する議論は、仮に転作に対する交付金がなくとも成り立つ。米の生産が独占企業・カルテルによって行われている場合、政府や農業団体からの農家への説得や稲作生産調整への非協力者に対するペナルティのみによって実施されていても、供給関数が  $S_N$  からベース設定の  $S_B$  に移っていれば、余剰・死重損失に関する変化は同じになる。仮に転作や非主食用米に対する交付金がなかったとしても、何らかの市場支配力が働き供給関数がベース設定の  $S_B$  となっていた場合は、消費者余剰は減少し、死重損失が発生する。

稲作生産調整政策を高米価維持のためのカルテルとして考えれば、個々の農家はカルテルを脱して、より多く主食用米を販売しようとするインセンティブを持つ。例えば、政府や農業団体が主食用米をより多く生産・販売しようとする農家の行動を抑えるためには、競争的な市場には存在しないメリットを稲作生産調整に協力した農家に与えるか、デメリットを稲作生産調整に協力しない農家に与える必要がある。ただし、稲作生産調整への非協力者や未達成者にペナルティ（デメリット）を与える制度は 2010 年に廃止され、2015 年現在および今後計画されている稲作生産調整政策は、生産調整に協力する農家にメリットを与える制度のみとなっている。

生産者である農家が稲作生産調整政策に協力するための代表的なメリットが転作に対する交付金であり、その原資は納税者が納める税金となっている。〔(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕では、小麦・大豆に対する転作交付金を廃止する設定であり、農家にとっては稲作生産調整に協力して転作をするメリットが解消する。転作に関する交付金を解消することで

納税者負担を軽減するとともに、主食用米の生産量を政策介入がない状態に近づけ、米価を下げることで消費者余剰を高める政策変更となっている。

また、[(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定]は、ベース設定に対して農地利用に中立的な交付金を追加することで、納税者の負担を増加させる設定となっている。一方で、生産者である農家にとっては、ベース設定に比べて稲作・転作の双方の利潤を高めることとなる。図表 3-7 の推定結果に示したように農家の農地利用の選択に与える影響は転作に比べて稲作の方が大きく、稲作の作付面積をより大きく増やす。この結果、主食用米の生産量を政策介入がない状態に近づけ、米価低下させ消費者余剰を高める点においては、(b)と同じである。

(b)(c)のいずれも、ベース設定に比べて米価を低下させ、政府介入がない状態に近づけることで消費者余剰を高める点、死重損失が軽減する点は共通している。(b)(c)の政策変更において、ベース設定からの経済厚生の変化は AEF に限定され、図表 3-10 の右図に緑で塗られた部分のみとなる。また、(b)は納税者から生産者への交付金を減少させる一方で、(c)は納税者から生産者への交付金を増加させる。死重損失の軽減を除けば、納税者から生産者への交付金は総余剰を変化させない所得移転と見なすことができる。所得移転を考慮した消費者便益、納税者便益、生産者便益に関して次小節にて説明する。

### 3.4.3. 各主体の便益に関する定義と日本全体の田作への変換

ここでは、本章のシミュレーション分析に用いる消費者・納税者・生産者の便益変化を定義し、説明する。それぞれの主体に関する便益の変化は下記(3.17)(3.18)(3.19)式で示される。各主体の便益変化の和として、総便益の変化は(3.20)式で表される。

$$\text{消費者便益の変化} = \text{主食用米の消費者余剰の変化} \quad (3.17)$$

$$\text{納税者便益の変化} = -\text{田作に関わる交付金支払総額の変化} \quad (3.18)$$

$$\text{生産者便益の変化} = \text{米全体の生産者余剰の変化} + \text{非主食用米への仕向以外に関する交付金} \quad (3.19)$$

$$\text{総便益の変化} = -\text{消費者便益の変化} + \text{納税者便益の変化} + \text{生産者便益の変化} \quad (3.20)$$

まず、(3.17)式に示した消費者便益の変化は、主食用米に関する消費者余剰それ自体である。本章の分析においては、小麦・大豆・飼料用米に関しては自給率が低く、国内生産量が農産物価格に与える影響は軽微と見なすことができ、簡単化のためにも捨象する。<sup>108</sup> このため、(3.17)においては、

<sup>108</sup> 食料需給表によれば 2013 年度における小麦の自給率は 12%、大豆の自給率は 7%である。また、飼料自給率は 2013 年度の概算値で 26%であり、飼料用米に大規模な生産支援が開始される以前の 2008 年の水準と変わらない。このため仮に小麦・大豆・飼料用米の国内供給量が増えたとしても、農産物価格に与える影響は軽微と想定している。

主食用米に由来する消費者便益の変化のみに着目する。消費者は米価の下落および主食用米の消費量によって便益を受ける。

続いて、(3.18)式に示した納税者便益の変化は、田作に関する交付金支払額の変化の符号を入れ替えた値である。なお、シミュレーションの評価時点とする 2019 年において、田作に関する交付金は 4 種類から構成される。ベース設定の交付金は、本章 2.4 の図表 3-1 に示した田における「畑作物の直接支払交付金」、大豆・小麦に関する「水田活用の直接支払交付金」、非主食用米に関する「水田活用の直接支払交付金」の 3 種である。さらに 4 種目の交付金として、設定(c)の田における農地利用に中立な交付金加わる。納税者便益の変化は、これら 4 種の田作に関わる交付金支払総額の変化に対応している。

1 種類目の交付金である「畑作物の直接支払交付金」は図表 3-1 に示したように農業の担い手（認定農業者・集落営農組織）における転作面積に応じて交付される。2 種類目の交付金である大豆・小麦に関する「水田活用の直接支払交付金」は、全農家における転作面積に応じて交付される。また 4 種類目の交付金として設定した農地利用に中立な交付金は、農家の種別および田の稲作・転作を問わず、作付面積に応じて交付される。これら 3 種の交付金に関しては、45 都府県の田作販売農家に対する離散選択モデルの選択に応じて内生的に受給額が決定する。

一方で、3 種類目の非主食用米に関する「水田活用の直接支払交付金」に関しては、農林業センサスのデータにおいてもその仕向が区別できず、離散選択モデルから交付金額を導出することはできない。よって、非主食用米に対する交付金は、離散選択モデルの外側にある米価支持のための政策費用として考慮する。具体的には、本章 2.4 に示したように、2013 年度から 2019 年度への非主食用米の仕向増分 53.5 万 t に対する交付金 806 億円が設定(a)以外に計上されると設定する。ただし、交付金 806 億円離散選択モデルから内生的に定まる 3 種の交付金は 45 都府県の販売農家に限定されているのに対して、非主食用米に対する交付金は、日本全体での米生産からの仕向量に対応している。

また、(3.19)式に示した生産者便益の変化は、非主食用米を含めた米全体から得られる生産者余剰の変化と非主食用米への仕向以外に関する交付金の変化によって構成される。<sup>109</sup> 本章 2.4 に示したように、生産者である農家は非主食用米に対する交付金を含めれば、主食用米と非主食用米で同等の収入を得ることができると想定している。よって、米全体に関する生産者余剰には、非主食用米への仕向に関する交付金が含まれている。このため、(3.19)式における交付金額の変化に関しては、非主食用米への仕向に関する交付金額の変化を包含しない。

各主体の便益変化に対応する(3.17)(3.18)(3.19)式の総和をとる形で(3.20)式では、総便益の変化が表されている。前小節にて示した経済厚生は、米市場に関する消費者余剰・生産者余剰に加え、米市場の市場均衡の図において、交付金額を面積で表せる非主食用米の仕向に関する交付金額（負の政

<sup>109</sup> シミュレーション結果に示すように、稲作農業は赤字経営になっているケースが一般的である。このため、ミクロ経済学で一般的に想定する限界費用と供給曲線の対応関係を利用できない。よって、(3.19)式における生産者便益の変化は、稲作生産費用と直接の関係を持たない数値となっている。

府余剰)の和として構成されている。(3.18)および(3.19)式が示すように、非主食用米の仕向以外に関する交付金は、納税者から生産者への所得移転となっている。所得移転と見なす交付金額は、納税者便益の変化と生産者便益の変化の和をとると相殺するため、総便益には影響を与えない。

以上のように(3.17)、(3.18)、(3.19)式によって、消費者・納税者・生産者のそれぞれの便益を定義する。ただし、これらの便益の間では直接、比較できない構成要素がある。本章における離散選択モデルでは、本章 3.1、および 3.2 に示したように、推定対象とするデータを 45 都府県における田作販売農家に限定している。よって、離散選択モデルから内生的に導出される値には、北海道および沖縄の販売農家・2010 年以降の新規参入農家・自給的農家・農家以外の農業経営体が経営する田作に関する便益が含まれていない。その一方で、非主食用米の仕向増分 53.5 万 t に対する交付金 806 億円は、日本全体の米に関する交付金となっている。対象範囲が異なる便益の尺度を合わせるために、45 都府県における田作販売農家に関する値を全国における田作全体に関する値に変換する必要がある。

この変換を行うために、第一に 45 都府県における田作販売農家に関する値と全国における田作全体に関する値の基準となる比率を導出する。第二に設定変更時における変化率は両者で同じであると仮定する。第一に挙げた基準となる比率と第二に挙げた同一の変化率の仮定によって、45 都府県における田作販売農家に関する値を全国における田作全体に関する値に変換する。

第一の基準となる比率に関しては、2015 年度に閣議決定された食料・農業・農村基本計画の生産努力目標と離散選択モデルによって導かれるベース設定の生産量を用いる。基本計画における日本全体の米の生産努力目標は 2013 年度においても、2025 年度においても 872 万 t となっている。また、離散選択モデルに 2019 年のベース設定を与えれば、45 都府県の田作販売農家における米の生産量が予測値として 557.5 万 t が導出される。これらの値から得られた比率 0.6393 が 2019 年における基準となる比率である。

また、第二の仮定に関しては、(3.14)(3.16)式に用いた 45 都府県の田作販売農家と全国の田作の生産量の変化率は等しいという仮定を交付金額にも拡張する形となる。この仮定からベース設定からの政策変更に伴う米の生産量および交付金額の変化率は、45 都府県の田作販売農家と日本全体で等しい。これらの設定によって、離散選択モデルに基づいて 45 都府県の田作販売農家に関する交付金額  $DSA_N$  が導出できれば、下記の(3.21)式に基づいて日本全体に関する交付金額  $TSA_N$  を導出することができる。

$$TSA_N = \frac{TOR_B}{DCR_B} DSA_N = \frac{872 \text{ 万 } t}{DCR_B} DSA_N \quad (3.21)$$

なお、(3.14)(3.16)式に示したように、 $TOR_B$  はベース設定における日本全体の米の生産量、 $DCR_B$  は離散選択モデルが予測するベース設定における 45 都府県の田作販売農家に関する米の生産量に対応している。離散選択モデルの予測に基づく 45 都府県の田作販売農家に関する便益変化は、(3.21)式に

よって、日本の田作全体の値に変換することができる。前述した 4 種の交付金のうち、非主食用米に関する「水田活用の直接支払交付金」を除く 3 種の交付金の額は、離散選択モデルから内生的に決定する。このため、2013 年度から 2019 年度への非主食用米の仕向増分 53.5 万 t に対する交付金以外に関しては、(3.21)式による変換によって日本の田作全体に関する便益変化を導出する。

次小節においては(3.21)式の変換を行う前段階として、45 都府県の田作販売農家に関するシミュレーション分析を行う。本章 2.4 に示した設定(a)(b)(c)が、45 都府県の田作販売農家の選択やその結果としての米の生産費用にどのような影響を与えるかを分析する。加えて、2019 年におけるベース設定のシミュレーションから  $DCR_B$ 、設定(a)(b)(c)に関するシミュレーションから  $DSA_N$  を導出し、日本全体に関する便益変化の分析への橋渡しとする。

### 3.4.4. 離散選択モデルに基づくシミュレーション(45 都府県の田作販売農家)

本小節では、農林業センサス 2020 の調査対象期間に対応する 2019 年における 45 都府県の田作販売農家に関するシミュレーションの結果を示す。農林業センサス 2010 のデータにおける 45 都府県の田作販売農家に対して、図表 3-7 に離散選択モデルの推定結果および本章 4.1 に示した設定に基づきシミュレーションを行う。条件に基づいて導出した 2019 年における 45 都府県の田作販売農家に関するシミュレーション結果が図表 3-11 である。なお、設定(a)(b)(c)の米価は、本章 4.2 に示した予備的な離散選択モデルの推定を経た均衡米価を利用している。

図表 3-11 2019 年に関するシミュレーション結果 (45 都府県の田作販売農家)

大区分	区分	項目	ベース設定 (食料・農業・ 農村基本計 画に沿った 政策の実施 設定)	(a) 非主食用米 への仕向量 の抑制設定	(b) 小麦・大豆に 関する水田活 用の直接支 払交付金の 廃止設定	(c) 農地利用に 中立な交付金 の追加 交付設定
45都府県 における 田作全体の 指標 (販売農家)	田作農家数	田作継続: 認定農業者(戸)	141,188	140,810	140,921	149,929
		田作継続: 認定農業者以外(戸)	840,466	840,083	840,418	833,204
		過去5年間で田作退出農家(戸)	156,066	156,827	156,380	154,587
	作付総面積・ 米の期待生産量	稲作総面積(万ha)	105.04	103.07	106.14	105.68
		転作総面積(万ha)	16.63	18.19	15.34	16.68
		米の期待生産量(万t)	557.48	546.94	563.42	560.86
	田における交付金 (非主食用米への仕向に 対する交付金を除く)	畑作物の直接支払交付金(億円)	475.03	522.44	436.04	477.55
		水田活用の直接支払交付金(億円)	581.94	636.62	0.00	583.81
		農地利用に中立な交付金(億円)	0.00	0.00	0.00	15.18
田作農家 一戸あたりの 指標 (販売農家)	田作農家一戸 あたりの作付面積	稲作面積(a)	107.00	105.08	108.16	107.49
		転作面積(a)	16.94	18.54	15.63	16.97
	田作農家一戸 あたりの田における 売上・収入	米の生産額(万円)	130.69	108.47	126.83	128.32
		田作大豆、田作小麦の生産額(万円)	2.98	3.15	2.77	2.99
		交付金収入(万円)	10.77	11.82	4.44	10.80
	田作農家一戸 あたりの田作費用	稲作生産費用(万円)	162.93	161.02	164.09	163.42
		転作生産費用(万円)	15.55	16.51	14.75	15.58
	田作農家一戸 あたりの田作利潤	農産物販売額のみ(万円)	-44.81	-65.90	-49.25	-47.69
		交付金を含む利潤(万円)	-34.05	-54.08	-44.81	-21.46
米1kgあたりの 指標	米1kgあたりの 米価・生産費用	米価(円)	230.1	194.5	220.9	224.9
		生産費用(円)	286.9	288.8	285.8	286.5

まず1種類目の政策変更の設定として、図表3-11におけるベース設定と〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕を45都府県の田作全体の指標で比較する。ベース設定では非主食用米へ66.5万tが仕向けられているのに対して〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕では、非主食用米への仕向は2013年度水準の13万tに抑えている。非主食用米への仕向量を2013年度水準に抑えれば、主食用米としての市場供給が増加し、均衡米価は15.5%低下するため、稲作総面積は1.9%縮小し、転作総面積は9.4%拡大する。この結果、田における交付金支払（非主食用米への仕向関連を除く）の総額が1057.0億円から1159.1億円へ9.7%増加する。交付金支援を伴う非主食用米への仕向を削減すると、転作面積の拡大に合わせて、田作小麦・田作大豆への交付金支出が拡大することが示されている。

次にベース設定と設定(a)の田作農家一戸あたりの指標を比較する。設定(a)では、一戸あたりの稲作面積は、ベース設定に比べて稲作面積は1.8%低下する。しかし、一戸あたりの稲作生産費用は1.2%の低下となっており、稲作面積の低下率に比べて稲作費用の低下率は低くなっている。この理由として、認定農業者・大規模農家において、転作を拡大する傾向が相対的に強いことが挙げられる。米の平均生産費用に着目すると、ベース設定の286.9円/kgから288.8円/kgへと増加している。費用の0.7%に相当する1kgあたり1.9円の平均費用の増加は、基本計画に沿って日本全体で米の生産量が872万tであるとすれば、約166億円の稲作生産費用の増加をもたらす。設定(a)の非主食用米の仕向抑制による米価低下は、特に大規模農家において転作を促進することで稲作の平均費用増加をもたらしている。

続いて2種類目の政策変更の設定として、図表3-11におけるベース設定と〔(b)小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕を45都府県の田作全体の指標で比較する。小麦・大豆への転作交付金の廃止設定はベース設定に比べて期待転作利潤を低下させるため、転作総面積が減少する一方で稲作総面積が拡大する。稲作総面積の拡大によって、米の生産量はベース設定に比べて1.06%上昇する。また、転作交付金の廃止設定における交付金額に着目すると、小麦、大豆に対する水田活用の直接支払交付金を廃止するため、ベース設定で581.9億円が支出されていた交付金額は0となる。一方で図表3-1に示したように、「農業の担い手」に関しては、田畑共通の畑作物の直接支払交付金が支払われる設定になっている。ただし、転作面積が減少するため、田における畑作物の直接支払交付金も減少する。この結果、田における交付金支払（非主食用米への仕向関連を除く）の総額が、ベース設定に比べて1057.0億円から436.0億円へ58.7%減少することとなる。

次にベース設定と設定(b)の田作農家一戸あたりの指標を比較する。設定(b)ではベース設定に比べて、一戸あたりの稲作面積は1.1%拡大する一方で米価は4.0%低下するため、米の生産額は3.0%低下する。また、設定(b)では一戸あたりの稲作面積が拡大するため、1kgあたりの米の生産費が低下する。米1kgあたりの生産費用に着目すると、ベース設定の286.9円/kgから転作交付金の廃止設定の285.8円/kgへと低下する。費用の0.4%に相当する1kgあたり1.1円の平均費用の低下は、日本全体で米の生産量が872万tとすれば、約96億円の生産費用の低下をもたらす。



さらに3種類目の政策変更の設定として、図表 3-11 におけるベース設定と[(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定]を45都府県の田作全体の指標で比較する。設定(c)では、認定農業者の在籍する農家数が6.9%増加する一方で、認定農業者以外の農家数および過去5年間での田作退出農家はそれぞれ0.9%減少している。農地利用に中立な交付金の追加交付によって、農地規模拡大が容易な認定農業者を選択する傾向が示されている。また、設定(c)では、農地利用に中立な交付金の追加交付によって、稲作総面積および転作総面積の双方が増加している。ただし、増加の程度は稲作と転作で異なっており、稲作総面積は6,400ha増加し、転作総面積は500ha増加となっている。この結果は図表 3-7 の離散選択モデルの推定値に起因している。4段階目の推定結果では、稲作期待利潤の推定値は転作期待利潤の推定値よりも大きい。このため、稲作と転作で同じ面積あたりの交付金があると設定していても、農家は稲作面積を増やす傾向がより強くなっている。この結果、設定(c)はベース設定に比べて、米の期待生産量は557.48万tから560.86万tに増加している。

次にベース設定と設定(c)の田作農家一戸あたりの指標を比較する。田作農家一戸あたりの稲作面積・転作面積に関しては、ベース設定と設定(c)でほとんど変わらない。稲作・転作の総面積は増えているが、退出農家が減少し田作農家数が増加している。交付金の導入による総作付面積の拡大と小規模農家を中心とする退出の減少が、一戸あたりの作付面積に与える効果を概ね相殺していると推察される。このため、農家一戸あたりの平均作付面積の拡大は0.49aに過ぎず、1kgあたりの生産費用の低下も0.4円となっている。日本全体で米の生産量が872万tとすれば、約35億円の稲作生産費用低下をもたらす。

以上が45都府県の田作販売農家に関してベース設定と3種の政策変更設定の比較である。続いて、政策変更の設定がもたらす結果を横断的に見ることで、シミュレーション全体としての含意を説明する。まずは各設定における稲作平均費用に着目する。設定(a)は非主食用米への仕向を抑制し、均衡米価を低下させることで大規模農家を中心に稲作作付面積を縮小させ、稲作平均費用が増加している。一方で設定(b)は、転作によって得られる交付金を解消することで、稲作の作付面積を拡大し、稲作平均費用を減少させている。また、設定(c)は稲作・転作を区別しない交付金を追加的に交付する設定であるが、図表 3-7 の離散選択モデルの結果から、農家は稲作面積をより大きく拡大し、稲作平均費用を下げる結果となっている。稲作平均費用を下げることを政策目的とするのであれば、設定(b)(c)のような一戸あたりの稲作面積を拡大する政策が望ましい。

なお、設定(a)はベース設定に比べて1kgあたりの稲作平均費用は高まるが、稲作生産費用の低下を目的とする非主食用米への仕向増加は正当化できない。本章では、(3.14)式に示したように離散選択モデルに用いた45都府県における田作販売農家による米の生産量と全国の米の生産量が同率で変化すると仮定している。この仮定に基づく米の生産量は、ベース設定において872万t(主食用米805.5万t、非主食用米66.5万t)、設定(a)において855万t(主食用米842.5万t、非主食用米13.5万t)となる。このため、図表 3-11 における稲作平均費用に対して、米の総生産量/主食用米数量を掛け合

わせて、主食用米 1kg あたりの平均費用を導出すると、ベース設定において 310.6 円/kg、設定(a)において 293.2 円/kg となる。一般に稲作面積の拡大を促す政策が稲作平均費用低下にとって望ましいが、非主食用米への仕向を増加させれば、主食用米 1kg あたりの費用および稲作生産総費用を増加させる結果となる。

次に各設定における田作農家一戸あたりの利潤に着目する。図表 3-11 のいずれの設定においても、一戸あたり米の生産額および田作小麦・田作大豆の生産額は、それぞれの費用を下回っており、田作農家は赤字経営となっている。交付金受給額を収入に加算しても、赤字経営であることは変わらず、ベース設定における田作農家一戸あたりの利潤は-34.05 万円となっている。稲作生産調整政策を部分的に解消する設定(a)(b)においては、田作農家一戸あたりの赤字額がそれぞれ 20.04 万円、10.76 万円拡大する。一方で、ベース設定に追加して農地利用に中立な交付金（平均 1,240 円/a）を交付する設定では、ベースモデルに比べて田作農家一戸あたりの赤字額が 12.58 万円削減される。稲作生産調整政策を緩和すれば、一般に農家の赤字は拡大する。しかし、設定(c)が示すように、稲作生産調整以外の交付金によっても農家の赤字を補填することが可能である。

[(b)小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定] はベース設定の交付金を廃止する政策、[(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] はベース設定に交付金を追加する政策であるが、いずれも米価を低下させることで消費者の便益には貢献している。しかし、設定(b)は納税者の便益を増加させる一方で、設定(c)は納税者の便益を低下させる。次小節においては、非主食用米への仕向に関する交付金を含めて、各主体の便益変化を分析する。

### 3.4.5. 各主体の便益に関する分析（日本全体の田作に関する推計）

前小節に示した図表 3-11 は、離散選択モデルが分析対象としている 45 都府県の田作販売農家に限定された結果となっている。本章 4.3 節に示した(3.21)式を用いて、離散選択モデルに基づくシミュレーション結果から日本全体の田作に関する便益変化を導出する。図表 3-11 が示す 2019 年のベース設定における米の期待生産量が 557.48 万 t を(3.21)式の  $DCR_B$  に代入し、離散選択モデルが示す 45 都府県の田作販売農家における交付金額を日本全体に関する値に変換する。<sup>110</sup> 変換された日本全体に関する交付金額の変化を包含し、(3.17)～(3.20)式に基づいてベース設定から 3 種の政策変更設定への便益変化を分析する。

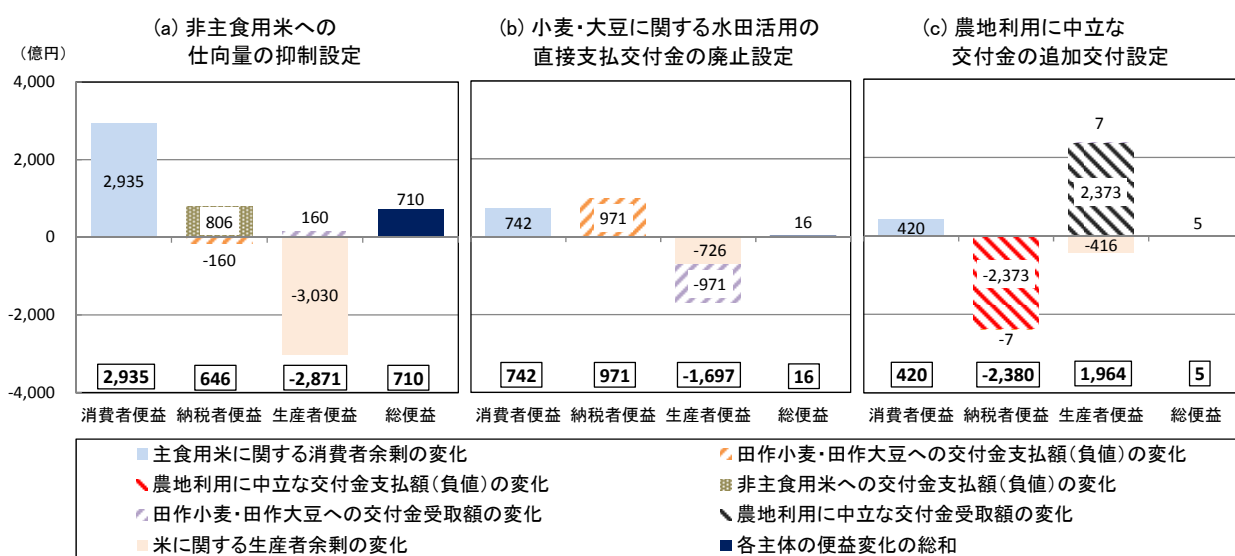
本章 2.3 にて説明したように 2019 年度のベース設定では、食料・農業・農村基本計画に沿う形で 66.5 万 t の非主食用米の仕向を想定している。また、非主食用米への仕向に必要な交付金として、2015 年度においても実施している「水田活用の直接支払交付金」の 8 万円/10a を設定している。加えて、

<sup>110</sup> 離散選択モデルに基づく 2014 年における 45 都府県の田作販売農家の米の期待生産量は 589.03 万 t であった。2014 年に関する予測値から 2019 年のベース設定への米の期待生産量の低下は、新規参入農家の累積と増加、農家以外の農業経営体の規模拡大に対応していると考えられる。

2019 年度のベース設定では、田作小麦・田作大豆への交付金として「水田活用の直接支払交付金」の 3.5 万円/10a が 2019 年においても継続すると見なしている。非主食用米への仕向に関する交付金は、2010 年度から拡充された新たな稲作生産調整政策に対応し、田作小麦・田作大豆への交付金は、従来型の稲作生産調整政策に対応している。

本章 2.4 に説明したように、〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕では、ベース設定から非主食用米の仕向量を 2013 年度水準の 13 万 t に抑えることで、解消する新たな稲作生産調整政策を抑制する設定としている。また〔(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕では、従来型の稲作生産調整政策に対応する田作小麦・田作大豆への転作交付金を解消する設定となっている。加えて、〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕では、稲作・転作を問わない農地利用に中立な交付金を追加交付する形で、平均値 1.24 万円/10a が交付される設定である。図表 3-12 では、ベース設定からそれぞれの政策に変更した場合における各主体の便益変化を示している。

図表 3-12 2019 年におけるベース設定からの便益変化（日本全体に関する推計値）



図表 3-12 では、いずれの政策変更の設定においても、消費者便益がベース設定に比べて高まっている。(3.17)式が示すように消費者便益の変化は、消費者余剰の変化それ自体である。設定(a)(b)(c)のいずれにおいても主食用米の供給量が拡大し、ベース設定に比べて米価が低下することで、消費者はより単価の安い米を、より多く消費することができる。本章 4.2 に示したように、ベース設定に比した均衡米価の下落率は、設定(a)では 15.49%、設定(b)では 3.98%、設定(c)では 2.26%である。各設定における消費者余剰の増大の大小関係は、米価の下落率の大小関係に対応している。

また、ベース設定に比べての納税者便益の変化は、設定(a)においては非主食用米の仕向増分 53.5 万 t に関する交付金支出が 806 億円減少する。その一方で、米価低下により転作面積が拡大するため、田作小麦・田作大豆に関する交付金支払が 160 億円増加する。この結果、設定(a)では納税者便益は

ベース設定に比べて 646 億円純増する。設定(b)では、田作小麦・田作大豆への「水田活用の直接支払交付金」、田における「畑作物の直接支払交付金」がそれぞれ、910 億円減少、61 億円減少することで、納税者便益はベース設定に比べて 971 億円増加する。設定(c)においては、田における「農地利用に中立な交付金」が 2,373 億円増大することに加えて、田作小麦・田作大豆に関する交付金が 7 億円増大することで、納税者便益はベース設定に比べて 2,380 億円低下する。

続いて、ベース設定に比べての生産者便益の変化に着目する。設定(a)においては、主食用米への仕向拡大に伴う米価の低下によって 3,030 億円の生産者余剰の低下が見込まれる。田作小麦・田作大豆の交付金受給額が 160 億円増加するため、生産者便益は 2,871 億円の純減となる。設定(b)においては生産者余剰が 726 億円減少することに加えて、田作小麦・田作大豆に関する交付金の受給が 971 億円減少する。このため生産者便益は 1,697 億円減少する。設定(c)においては、生産者余剰が 416 億円減少するものの、農地利用に中立な交付金を中心に交付金受給額が 2,380 億円増加するため、生産者便益は 1,964 億円増加する。

続いて、ベース設定に比べての総便益の変化に着目する。設定(a)においては 710 億円の総便益の増加が見込まれる。これは本章 4.2 に示したように非主食用米への仕向は、死重損失を超える経済厚生低下をもたらしており、それを抑制・解消することで経済厚生が高まるためである。一方で、設定(b)(c)においては、死重損失の減少に該当する総便益の増加は、それぞれ 16 億円、5 億円と、設定(a)に比べれば小額となっている。

本章 4.3 にて説明したように、本章における総便益の変化は経済厚生の変化と一致する。設定(a)と設定(b)(c)の間での総便益の変化に関する大きな差異は、図表 3-9 の右図における経済厚生損失が図表 3-10 の右図における経済厚生損失よりも大きいことに対応している。新たな稲作生産調整政策の抑制に対応する設定(a)は、従来型の稲作生産調整の停止に対応する設定(b)と比べても、経済厚生の上昇が約 44 倍とはるかに大きい。経済厚生を大幅に低下させる食料・農業・農村基本計画に示された交付金支援を伴う非主食用米への大幅な仕向増加は、優先して中止すべき稲作生産調整政策である。

設定(b)の結果は、田作大豆・田作小麦に対する転作交付金が 16 億円の死重損失を生み出し、経済厚生を低下させることを示している。非主食用米に対する仕向増加に比べれば、経済厚生減少額ははるかに小さいものの、主食用米の供給量を抑えることで、米価を高く維持する稲作生産調整政策は、一般に死重損失を発生させることで経済厚生を低下させる。設定(b)が示すように経済厚生を高めるためには、転作交付金は縮小・廃止の方向で検討すべきである。

〔(a) 非主食用米への仕向量の抑制設定〕〔(b) 小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金の廃止設定〕は、ともに総便益（経済厚生）を増加させることを示している。しかしながら、これらの設定に対応する政策を実施した場合、ベース設定に比べて生産者便益が低下することを図表 3-12 では示している。生産者便益すなわち田作農家の収入や利潤を確保することを政策目的とする場合

は、〔(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定〕が示すように、農地利用に中立な交付金を交付することが望ましい。農地利用に中立な交付金は、米市場において政府介入がない供給量・米価に近づける範囲においては、総便益（経済厚生）をわずかながらも増加させる。農地利用に中立な交付金は、経済全体への悪影響がなく、田作農家の収入や利潤を確保する政策としては正当化され得る。ただし、図表 3-12 が示すように納税者負担を拡大させるため、納税者である日本国民が政策を是認することが条件となる。

図表 3-12 による政策の含意としては、次のようにまとめることができる。食料・農業・農村基本計画に示された交付金支援を伴う非主食用米への仕向増加は、経済厚生に大きな損失をもたらすため、優先して中止すべき政策である。また、小麦・大豆への転作交付金も経済厚生に損失をもたらすことから、軽減・廃止の方向で検討すべきである。それらの政策変更は、農家の収入・利潤の低下を伴う。農家の収入・利潤低下の緩和を納税者である日本国民が是認するのであれば、農地利用に中立な交付金としての所得移転によって補填すべきである。

### 3.5 おわりに

本章では、農家の土地利用に関する離散選択モデルに基づくシミュレーションによって、稲作生産調整政策の農地利用・経済厚生に与える効果の定量分析を行った。新たな稲作生産調整政策である交付金支援を伴う非主食用米への仕向、従来型の稲作生産調整政策である小麦・大豆への転作交付金、農地利用に中立な交付金を評価した。非主食用米の仕向および転作交付金は、いずれも稲作生産調整政策として、米価を高く維持する結果となるが、経済厚生に与える影響は大きく異なっている。

非主食用米の仕向増加は、転作交付金に比べても大きな消費者負担をもたらす。また、非主食用米の仕向増加は、生産者余剰を含めた経済厚生への純減も転作交付金に比べて大きい。2019 年において、交付金支援を伴う非主食用米への仕向を 2013 年度水準に抑えた場合、消費者・納税者の便益純増額は 3,581 億円となる一方で、生産者の便益純減額は 2,871 億円である。消費者・納税者の便益純増額が、生産者の便益純減額を上回り、田作に関わる経済厚生の増加額は 710 億円となる。この金額は 2019 年において転作交付金（小麦・大豆に関する水田活用の直接支払交付金）を廃止した経済厚生の増加額 16 億円に比べても約 44 倍と、はるかに大きい。交付金支援を伴う非主食用米の仕向増加は、優先して中止すべき政策であると考えられる。

加えて、図表 3-12 が示すように食料・農業・農村基本計画に沿って、非主食用米の仕向の増大を行った場合、顕在化する納税者便益の低下よりも潜在的な消費者便益の低下の方が大きい。納税者による交付金負担は農業に関する補助金制度や予算書・支払実績にて各納税者が確認することができる。その一方で、消費者便益の低下は潜在的な損失となっており、その損失額を把握することは困難である。交付金支援を伴う非主食用米の仕向増加は、潜在的な消費者便益を大幅に減少させる点に加えて、その減少額が顕在化しない点から、望ましい政策とは言えない。

また、転作交付金を廃止すれば、経済厚生が 16 億円増加することに加えて、1kg あたりの米の平均生産費が 1.1 円低下する。食料・農業・農村基本計画に準じて、日本全体での米の生産量が 872 万 t とすれば、約 96 億円の稲作生産費用の低下をもたらす。稲作生産調整政策は、認定農業者・大規模農家を中心に転作を促すことで稲作の生産費用を高めている。転作に対する交付金は経済厚生を低下させるとともに稲作の生産費用を高めていることから、望ましい政策とは言えず縮小・廃止の方向で検討すべきである。

しかしながら、稲作生産調整政策を緩和・抑制した場合、生産者便益は低下し、農家の所得・利潤が低下する。この低下を緩和する必要があるれば、農地利用に中立な交付金としての所得移転によって補填すべきである。農地利用に中立な交付金を交付した場合、一戸あたりの稲作面積が増加することで稲作生産の平均費用の低下をもたらす。また、稲作生産量が増加することで政策介入のない米市場の生産量・米価に近づける段階においては、経済厚生を高める方向に作用する。

農地利用に中立な交付金は、消費者便益の低下が大きい非主食用米の仕向増加とは異なり、納税者から生産者への所得移転となる。このため負担額が顕在化し、納税者による確認が容易となる。また、一戸あたりの稲作面積を増加させる方向に働くことで、稲作の平均生産費用の低下を促すとともに、政策介入のない米市場の生産量・米価に近づける段階では、経済厚生拡大をもたらす。農地利用に中立な交付金は納税者から生産者への所得移転を主目的としているため、副次的な効果は定量的には小さいものの望ましい性格を持つ政策であると考えられる。

2015 年の食料・農業・農村基本計画に示された交付金支援を伴う非主食用米への大幅な仕向増加は、経済厚生に与える損失が大きく、優先して中止すべき政策である。また、田作小麦・田作大豆への転作交付金は、経済厚生に損失を与えることに加えて、稲作平均費用を高めてしまうため、縮小・廃止の方向で検討すべきである。ただし、これらの稲作生産調整政策の抑制・廃止は農家の収入・利潤低下を伴う。農家の収入・利潤低下を補うことを納税者である日本国民が是認するのであれば、農地利用に中立な交付金によって補填することが望ましい。

## 補論 3-1：ソーラーシェアリング制度

本補論では、農地利用に中立な交付金設定に準拠したソーラーシェアリング制度を概説する。農地には第2章に示した転用規制があるため、地面に設置する形式の産業用太陽光発電設備を設置することはできない。しかし、2013年3月に農林水産省から「支柱を立てて営農を継続する太陽光発電設備等についての農地転用許可制度上の取扱いについて」が公表され、一時転用の許可を得て農地における太陽光発電設備の設置が可能となった。<sup>111</sup> 許可された形式の太陽光発電設備は、太陽光が農地を部分的に照らすように設計されており、同一の土地において農業生産と発電を同時に行う形となる。この制度や設備は、農業と発電で太陽光を分けるために「ソーラーシェアリング」と呼ばれている。<sup>112</sup>

ソーラーシェアリングは、再生可能エネルギーによる発電のみならず、農家が売電収入を得ることで経営安定に貢献することが期待されている。ソーラーシェアリング制度開始後の2013年6月には、ソーラーシェアリングの普及を支援する一般社団法人ソーラーシェアリング協会が発足した。<sup>113</sup> ソーラーシェアリングの田・畑・果樹園への設置事例はソーラーシェアリング協会の公表資料および長島（2015）においても示されている。また、現地調査や実体験に基づくソーラーシェアリングの事例および展望に関しては、中山・大門（2014）や中村（2014）に論じられている。

ソーラーシェアリングの実施を希望する農家は、農業委員会を経由して知事に3年間の一時転用許可を申請する。一時転用の申請の際には、発電設備の設計図、設備の下部となる農地における営農計画書、農作物への影響の見込みに関する資料を添付する。<sup>114</sup> 許可を受けた農家は1年に1回、農業生産に支障が生じていないかを報告し、問題がなければ3年後に再び許可される仕組みとなっている。このため、農業生産に支障がなければ、繰り返し許可申請を行うことで長期的にソーラーシェアリング設備を設置し、発電を行うことができる。

また、ソーラーシェアリング設備によって発電した電力は、経済産業省の認定を受けることで「固定価格買取制度」での売電が可能となる。<sup>115</sup> ソーラーシェアリング設備は、一般に10kW以上の定格出力を持ち、固定価格買取制度において非住宅用太陽光発電設備として20年間の全量買取が保証

---

<sup>111</sup> 「支柱を立てて営農を継続する太陽光発電設備等についての農地転用許可制度上の取扱いについて」  
(<http://www.maff.go.jp/j/press/nousin/noukei/130401.html>)

<sup>112</sup> 「ソーラーシェアリング」は和製英語であり、英語圏における solar-sharing は本来、太陽光発電に対する共同出資を指している。

<sup>113</sup> 一般社団法人 ソーラーシェアリング協会 (<http://solar-sharing.org/>)

<sup>114</sup> ソーラーシェアリングによって、単収が2割以上減少した場合は営農の適切な継続が確保されていないと見なされ、一時転用許可が取り消される。

<sup>115</sup> 2012年7月に開始された「固定価格買取制度」は、再生可能エネルギー設備で発電した電気を、電力会社が一定期間、一定価格で買い取ることを国が保証する制度である。電力会社の電力購入費用は、電力の利用者に賦課金として転嫁される。([http://www.enecho.meti.go.jp/category/saving\\_and\\_new/saiene/kaitori/index.html](http://www.enecho.meti.go.jp/category/saving_and_new/saiene/kaitori/index.html))



されている。繰り返しの一時転用許可および固定価格買取制度によって、農家は 20 年にわたる売電収入を見込むことができる。

本章においては、農家が田・畑・果樹園の経営耕地の 5% にソーラーシェアリング設備を設置するケースをシミュレーションによって評価する。この設定は農家が田における稲作・転作、畑、果樹園のいずれにおいても売電利潤に相当する交付金が得られる設定として [(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] のシミュレーションに対応している。

## 補論 3-2：ソーラーシェアリング（農地利用に中立な交付金）の設定

本補論では、本章における [(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定] に準拠したソーラーシェアリングの導入量・売電収入・費用に関する設定を論じる。地域別・農家規模別・作物別にソーラーシェアリング設備の導入動向を把握できる公表資料は存在しない。このため、本章は経営耕地（田・畑・果樹園）への一定割合へのソーラーシェアリング設備の外生的な導入することを設定する。この設定が、農家・作物に依存しない農地利用に中立な交付金に反映されている。

シミュレーション結果が示すように農地面積 157.4 万 ha のうちの 5% に当たる 7.9 万 ha にソーラーシェアリング設備を設置することを意味している。本章では、ソーラーシェアリングに関する公表資料に準拠して 1a あたりの最大設備設置量は 3kW と仮定する。<sup>116</sup> 1a (3kW) の設置設定から 7.9 万 ha に対するソーラーシェアリング設備の合計定格出力は 2,361 万 kW となる。このソーラーシェアリングの導入割合を 5% 以上に増加させることは、社会的に望ましくないことに加えて、現実的でもない。

齋藤・花田・大橋（2014）にも示したように、2013 年の発電構成および費用設定における社会的に最適な太陽光発電導入量は約 1,250 万 kW である。経済産業省の公表資料によれば、2015 年 7 月末において、太陽光発電設備は導入容量が 2,650 万 kW、認定容量が 8,250 万 kW である。<sup>117</sup> 太陽光発電設備の効率向上や価格低下などによる状況変化を考慮しても、現在の太陽光発電設備導入量で既に最適な導入量を超えている可能性がある。既存の導入量に追加してのソーラーシェアリング設備 2,361 万 kW の導入は、社会的に最適な導入量を大きく超えた水準となることが見込まれる。

また、2015 年 7 月に経済産業省が公表した「長期エネルギー需給見通し」では 2030 年度における太陽光発電の導入見込量を 6,400 万 kW、そのうち非住宅用太陽光発電の導入見込量を 5,500 万 kW としている。<sup>118</sup> 認定容量が 2030 年の導入見込量を超えている現状を踏まえれば、太陽光発電設備の

---

<sup>116</sup> ソーラーシェアリングの発案者である長島彬氏のウェブサイトには、1a あたりの定格出力を 3kW として計算例が示されている。（<http://www.d3.dion.ne.jp/~higashi9/sola1.htm>）

<sup>117</sup> 固定価格買取制度情報公開用ウェブサイト（[http://www.fit.go.jp/statistics/public\\_sp.html](http://www.fit.go.jp/statistics/public_sp.html)）

<sup>118</sup> 長期エネルギー需給見通し（[http://www.enecho.meti.go.jp/committee/council/basic\\_policy\\_subcommittee/#mitoshi](http://www.enecho.meti.go.jp/committee/council/basic_policy_subcommittee/#mitoshi)）

導入に対する政策支援は今後抑制される可能性がある。<sup>119</sup> このため、本章で設定した経営耕地の 5% に対するソーラーシェアリング設備の導入は、想定し得る導入量の上限あるいは上限を超えた仮想的な水準の導入量と考えられる。<sup>120</sup>

続いて、ソーラーシェアリングがもたらす売電収入および利潤を離散選択モデルに組み込む。本章ではソーラーシェアリング導入によって、離散選択モデルにおける農地がもたらす収入・利潤が変化すると見なす。図表 3-7 の離散選択モデルの推定結果において、農地がもたらす収入に関わる変数は 1 段階目の「前期の農業総売上」、2 段階目の「当期の田以外の農業売上」、4 段階目の「稲作期待利潤」および「転作期待利潤」である。前者の二つの変数は農林業センサスのデータ上の制約から、農業売上のデータを利用している。後者の二つの変数は本章 3.6 に示した方法で導出した農業利潤を利用している。農業に関する 1 年間の売上・利潤に対応するように、ソーラーシェアリングに関しても売電収入および利潤を設定する。

定格出力 1kW のソーラーシェアリング設備を導入した場合の 1 年間の売電収入は、太陽光発電量と売電単価から算出される。太陽光発電量に関しては、新エネルギー・産業技術総合開発機構が公開している日射量データベースの地点別の平年日射量を用いた。<sup>121</sup> 日射量データベースが提供する METPV データでは、国内 837 地点・20 年間（1990～2009 年）の日射量の情報 1 時間単位で公開している。METPV が公開する地点別の平年日射量に対して、齋藤・花田・大橋（2014）の補論に示したクリギングによって、都府県別の日射量データを作成した。<sup>122</sup> 定格出力 1kW の年間発電量は都府県によって異なり、929kWh～1,098kWh である。

一方、太陽光発電の売電単価に関しては、「固定価格買取制度」の利用を想定する。ここでは、固定価格買取として公開されている中で最新の 2015 年 7 月以降の非住宅用太陽光発電の買取価格に相当する 1kW あたり税込み 29.16 円を仮定した。定格出力 1kW の年間売電収入は都府県によって異なり、27,096 円～32,018 円である。よってソーラーシェアリング設備を設置した農地 1a(3kW)あたりの売電収入として 81,269 円～96,053 円が見込まれる。ソーラーシェアリング導入設定のシミュレーションにおいては、導出された売電収入が離散選択モデルを 1 段階目の「前期の農業総売上」、2 段階目の「当期の田以外の農業売上」に加算する。

---

<sup>119</sup> 齋藤・大橋（2015a）に示したように太陽光発電導入量の地域的な偏りや連系線の制約がある。仮に太陽光発電設備を導入した場合でも時間帯・地域によっては太陽光発電の出力抑制の実施が見込まれるため、想定された売電収入を得ることができない。

<sup>120</sup> 本章では、農林業センサスの販売農家のうち 45 都府県の田作農家をソーラーシェアリングの設置対象と見なした。本章の設定では北海道、沖縄の農家は設置対象から除外している。また、畑作あるいは果樹園作のみを行っている農家も設置対象から除外している。

<sup>121</sup> NEDO 日射量データベース (<http://www.nedo.go.jp/library/nissharyou.html>)

<sup>122</sup> この日射量データに対して太陽光発電協会編（2011）に準拠して標準的な設置形態として示されている南向き、傾斜角 30 度の設定で定格出力あたりの発電量を算出した。

また、4段階目の〔稲作期待利潤〕および〔転作期待利潤〕にソーラーシェアリングの利潤を加算するためには、まずソーラーシェアリングの費用を設定する必要がある。一年あたりのソーラーシェアリング費用は、初期投資にあたる資本費を1年あたりの現在価値に換算した金額に毎年支払う運転維持費を加算して算出する。これらの費用は再生可能エネルギー設備に関する費用を公表している調達価格等算定委員会の資料を参考に設定する。調達価格等算定委員会の資料においては、初期投資にあたる資本費はシステム費用・土地造成費・接続費用から構成される。ソーラーシェアリングのシステム費用は2014年2月の調達価格等算定委員会の資料から30.5万円/kWとする。<sup>123</sup> なお、ソーラーシェアリングは農地を利用するため、追加的な土地造成費はかからないと想定する。また接続費用は非住宅用の太陽光発電システムと同じく1.35万円/kWとする。初期投資として必要な資本費は、システム費用と接続費用の和から31.85万円/kWとする。

続いて2015年5月に公表された資源エネルギー庁の発電コスト検証ワーキンググループの報告書を参考に算出した資本費を1年あたりの現在価値に換算する。<sup>124</sup> ソーラーシェアリングの稼働年数は非住宅用太陽光発電の基本設定に合わせ25年とした。また、稼働期間終了時にはシステム費用の5%の廃棄費用がかかるものとして、1年あたりの資本費を算定した。また、ソーラーシェアリングを設置する土地には追加的な固定資産税はかからない一方で、設備には非住宅用の太陽光発電と同様に1.4%の固定資産税がかかることを想定する。なお、現在価値の算出に必要な割引率は、2015年4月における農業近代化資金の貸付金利から0.8%とする。<sup>125</sup> 以上の設定から算出した1年あたりの資本費は13,439円/kWと算定した。

また、ソーラーシェアリング設備の稼働に伴い毎年支出が必要な運転維持費は、土地賃借料・修繕費・諸費・一般管理費・人件費から構成される。ソーラーシェアリングは既存の農地を利用するため、追加的な土地賃借料はかからないものとし、土地賃借料を除く運転維持費は調達価格等算定委員会の資料における非住宅用の太陽光発電システムと同じ8,000円/kW/年とする。1年あたりの資本費と運転維持費の和として、ソーラーシェアリング設備の1年あたりの費用は21,439円/kWと算出される。ここから1aの農地に3kWのソーラーシェアリングを設置する場合、その年間費用は64,317円と導出できる。

1a（3kW）あたりのソーラーシェアリングによる年間売電収入81,269円～96,053円から年間費用を差し引くことで、年間利潤が算出できる。1a（3kW）のソーラーシェアリングの設置に対して年間利潤16,951円～31,736円が見込まれる。ソーラーシェアリング導入設定においては、導出された年間利潤を4段階目の〔稲作期待利潤〕および〔転作期待利潤〕に加算する。

---

<sup>123</sup> 調達価格等算定委員会（第13回）資料2のスライド13「ソーラーシェアリングのコスト：確認された4件のシステム価格の平均は30.5万円/kW」と示されている。

<sup>124</sup> 長期エネルギー需給見通し小委員会に対する発電コスト等の検証に関する報告  
([http://www.enecho.meti.go.jp/committee/council/basic\\_policy\\_subcommittee/mitoshi/cost\\_wg/pdf/cost\\_wg\\_01.pdf](http://www.enecho.meti.go.jp/committee/council/basic_policy_subcommittee/mitoshi/cost_wg/pdf/cost_wg_01.pdf))

<sup>125</sup> 農業近代化資金の基準金利2.05%から県の利子補給1.25%を差し引いて算出した。

ソーラーシェアリングの導入設定においては、農家が経営する農地の 5%にソーラーシェアリングを設置することを想定する。ソーラーシェアリングの収入を離散選択モデルの 1 段階目の「前期の農業総売上」、2 段階目の「当期の田以外の農業売上」に加算し、ソーラーシェアリングの利潤を 4 段階目の「稲作期待利潤」および「転作期待利潤」に加算する。なおソーラーシェアリング制度と固定価格買取制度の設立を考慮して、ソーラーシェアリングの 2015 年導入を想定し、2014 年から 2019 年への遷移における効果に着目する。<sup>126</sup>

また、本補論の冒頭に述べたように、導出されたソーラーシェアリングの設定は、本章における「(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定」に対応している。本章における離散選択モデルで着目した田に関して、ソーラーシェアリングの設定は作付面積に対して売電利潤に相当する交付金が得られる設定と等しくなっている。このため本章では、農地の 5%に設置したソーラーシェアリングによる売電収入・売電利潤の設定を「(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定」と見なしている。

127

なお、ソーラーシェアリング設備の設置面積あたりの年間売電利潤は 45 都府県の平均で 24,804 円/a である。本章におけるソーラーシェアリングの設置設定が農地の 5%であるため、売電利潤に 0.05 を掛け合わせることで、田の作付面積に対して平均 1,240 円/a の交付金を支払うシミュレーションと同等と考えることができる。「(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定」として考える場合は、45 都府県における田作面積 122 万 ha に必要な交付金総額は 1,517 億円となる。<sup>128</sup> 45 都府県の販売農家の田作に関する交付金 1,517 億円に対して、本章 5.3 に示した 2019 年における全国の田作への換算係数 1.5642 を掛け合わせれば、日本全体の田作に対して必要な交付金額 2,373 億円を導出することができる。

---

<sup>126</sup> ソーラーシェアリング導入設定は 2009 年から 2014 年への遷移には影響を及ぼしていないが、2014 年から 2019 年への遷移に影響を及ぼすことを想定した。

<sup>127</sup> ソーラーシェアリングの導入設定では、田以外の農地に関しても「前期の農業総売上」、2 段階目の「当期の田以外の農業売上」に売電収入を反映させている。離散選択モデルが対象とした 45 都府県の販売農家は、本章 3.2 に示したように田作が中心となっているが、「(c) 農地利用に中立な交付金の追加交付設定」のシミュレーション結果は畑・果樹園における売電収入によって、田作継続、認定農業者が増える効果が含まれている。

<sup>128</sup> ソーラーシェアリング導入設定において、45 都府県の田作農家における畑・果樹園を含めた総作付面積は 157 万 ha である。畑・果樹園に関しても田と同様に交付金 1,240 円/a の交付金が必要と考える場合は、ソーラーシェアリングと同等の設定に必要な交付金総額は 45 都府県において 1,951 億円となる。

## 第4章 集落営農に関する分析

## 4.1 はじめに

我が国において、農業就業人口は劇的に低下している。農業就業人口は農林業センサス 1990 において 482 万人であったが、農林業センサス 2000 において 389 万人、農林業センサス 2010 において 261 万人となっている。<sup>129</sup> 過去 20 年間で半分近くにまで減少してしまった農業就業人口は、今後さらなる減少が見込まれている。農林業センサス 2010 によれば、農業就業人口 261 万人のうち 65 歳以上が 161 万人であり 62%を占めている。澤田（2013）においては農林業センサス 2010 の世帯構成分析を通して、世代の継承・家族経営の再生産が困難な状況を論じている。今後のさらなる農業就業人口の低下は避けられないと考えられる。また、前章までに示したように我が国の農業規模は小さく、小規模農家中心の非効率な生産構造となっている。農業従事者の減少および小規模農家中心の非効率な生産構造を解決するための方策の一つが、本章で採りあげる集落営農である。本章ではシミュレーションによって集落営農が持つ潜在的な可能性を評価する。

2005 年から実施されている集落営農実態調査によれば、集落営農とは「集落を単位として、農業生産過程における全部又は一部についての共同化・統一化に関する合意の下に実施される営農」を指している。集落営農では複数の農家が共同で農業経営を行うことで、より少ない人手で農地を耕作することが可能となる。集落営農は、我が国が直面している農業問題に立ち向かう方策の一つとして期待されている。

農作業の共同化は、古くから自然発生的に結（ゆい）・手間替えとして農村において自然発生的に実施されてきた。農業集落全体での農作業の共同化が集落営農であり、現在では政策的な支援対象となっている。2005 年以降においては、3 章でも採り上げた認定農業者に加えて集落営農組織も「担い手」の一員として取り扱われるようになった。2006 年の「担い手経営安定新法（農業の担い手に対する経営安定のための交付金の交付に関する法律）」の成立以降、要件を満たす集落営農組織は、重点的な支援対象の一つとなっている。

集落営農は、農業従事者の減少と高齢化に立ち向かう方策としても、農業規模の拡大や効率化の方策としても期待されている。これに伴い、集落営農に関連する調査・研究も蓄積が進んでいる。農林業センサスのデータから集落営農の実態を表した分析として、橋口（2008, 2013）、橋詰 [編]（2013）にまとめられている。また、小林（2005）、田代（2006）、荒井等 [編]（2011）においては、実地調査を中心に地域ごとの集落営農の特徴や課題をまとめている。しかしながら、全国レ

---

<sup>129</sup> 農林業センサスに基づく農業就業人口は「15 歳以上の農家世帯員のうち、調査期日前 1 年間に農業のみに従事した者又は農業と兼業の双方に従事したが、農業の従事日数の方が多い者」を指している。このため、農業就業人口には組織経営体における農業労働者が含まれていない。橋詰登 [編]（2013）が指摘するように、農林業センサス 2010 においては、交付金受給を目的とする集落営農組織が数多く設立された。特に農林業センサス 2010 においては、集落営農組織への転換が、統計上の農業就業人口の低下に寄与していると考えられる。

ベルでの集落営農による効果や可能性に関する定量分析は行われていない。そこで本章では農林業センサスの個票データを用いて、集落営農が農業生産に与える影響を分析する。<sup>130</sup>

前章までは転用期待や稲作生産調整政策が農業規模や稲作規模の抑制に作用していることを論じた。しかし、仮にこれらの農業規模の抑制要因がなくなったとしても、一般に農業規模の上限は農業集落内の農地に限定されると考えられる。<sup>131</sup>そこで本章では、現実的な農業規模の上限である農業集落における耕地を統合した場合のシミュレーションによって、我が国の農業が潜在的に達成可能な経営効率を分析する。<sup>132</sup> 集落営農のシミュレーション結果から、企業会計における売上原価率に相当する生産額あたりの費用、労働生産性に相当する労働一人日あたりの生産額を分析する。

また、集落営農のシミュレーションをはじめとして現実とは異なる投入量を与えた場合の農業生産を予測するためには、特定の農産物を抽出し農作物の生産構造を特定する必要がある。本章では日本人の主食であるとともに農産物販売額の中で最大の割合を占める稲作に着目する。まず、農林業センサスにおけるデータ形式に配慮して、稲作生産関数を推定することで稲作の生産構造を特定する。続いて、導出された稲作生産関数の推定結果に基づいて、稲作総面積は個別農家での稲作生産に合わせた集落営農のシミュレーションを行う。最後に個別農家での稲作生産と集落営農での稲作生産の結果を比較することで、集落営農の可能性を定量的に評価する。なお、農林業センサスの個票データ利用の制限から、本章で使ったデータは農林業センサス 1990 から農林業センサス 2000 までの 3 時点である。

先んじて本章における結果を述べれば次の通りである。農林業センサス 2000 の時点で個別農家で稲作生産をしていたケースでは約 5.04 兆円を費やしていた稲作生産費用（機会費用を含む）は、集落営農を実施することで約 1.97 兆円へと 61%削減できる。また、個別農家での稲作生産では農家ベースで 1.3%、生産額ベースで 7.2%しか採算がとれていないが、集落営農に移行することによって、生産者ベースで 13~20%、生産額ベースで 40~50%の割合で採算がとれる。加えて集落営農に移行することで稲作農業に関する平均的な労働生産性は約 2 倍となる。集落営農によって、我が国の稲作農業の生産性、収益性を大幅に向上する一方で、8 割以上の農業集落においては依然として稲作に関する赤字経営が見込まれる。

本章の以降の構成は次のようになっている。2 節では集落営農の分析に用いる農林業センサスデータを紹介し、そのデータ構造に対応する形で稲作生産関数を推定する。3 節では、稲作生産関数

---

<sup>130</sup> 本章においては、潜在的に達成可能な経営効率に着目するため、いかにして農業規模を拡大し、集落全体での農業生産を行うかに関しては捨象する。

<sup>131</sup> 平成 27 年集落営農実態調査（農林水産省）によれば、集落営農を構成する農業集落数別集落営農数は 1 集落が 11,027 件、2 集落以上が 3,826 件となっている。実態としては複数集落で集落営農を実施しているケースはあるが、本省では農地利用・農業経営の共同化によって経営効率が増加するのは一つの農業集落内に限られると見なした。

<sup>132</sup> 本章における集落営農は、集落一農場方式とも呼ばれる協業経営方式を念頭においている。しかし、橋詰登[編]（2013）が示すように、実態としての集落営農組織には、農地利用・農作業の共同化がほとんど実施されておらず、交付金受給を主目的とする枝番管理組織も多いと考えられる。

に基づいて、個別農家での稲作生産における費用および経営効率の指標を求める。4 節では、集落営農における稲作投入を設定し、集落営農に関するシミュレーションを行う。さらには個別農家での稲作農業と集落営農での稲作農業での経営効率を比較する。5 節は本章における結語である。



## 4.2 稲作生産関数の推定

### 4.2.1. 農業集落および稲作生産に関するデータ

本章では集落営農の可能性を分析するために1990年、1995年、2000年の3時点における農林業センサスの個票データを用いる。農林業センサスでは地域区分は大きい順に都道府県、市区町村、旧市区町村、農業集落、調査区となっている。農林業センサスにおける農業集落は「市区町村の区域の一部において農業上形成されている地域社会のことである。〔中略〕具体的には、農道・用水施設の維持・管理、共有林野、農業用の各種建物や農機具等の利用、労働力（ゆい、手伝い）や農産物の共同出荷等の農業経営面ばかりでなく、冠婚葬祭その他生活面にまで密接に結びついた生産及び生活の共同体であり、さらに自治及び行政の単位として機能してきたものである。」と説明されている。一般的に集落営農を実施する際には、この農業集落内の農家が共同して農業生産を行うものと想定される。

農林業センサスの個票データを用いれば、各農家が属する農業集落を識別することができる。本章では、現実には個別農家で行っていた農業生産を農業集落内で協力して実施した際のシミュレーションを行う。なお、農林業センサスの個票データからは、販売農家に関する農業投入と農産物販売額の情報を得ることができる。<sup>133</sup> 本章ではシミュレーションによって評価する農業生産として、作付面積および農作物販売額において最大の割合を占めている稲作を採りあげる。農業集落内の販売農家が稲作農業を共同で実施するケースのシミュレーションによって、集落営農の費用や生産性を評価する。

仮想的な集落営農のシミュレーションを行うためには、稲作の投入と生産の関係を示す稲作生産関数を推定する。稲作農家は、稲作面積  $G_{ptci}$  ( $a^{\text{ール}}=100 \text{ m}^2$ )、自家稲作労働  $L_{ptci}$ （延べ人日）、稲作用農業機械  $K_{ptci}$ （万円）の3種類の生産要素を投入して稲作の産出  $Y_{ptci}$ （万円）を得るとする。変数のサブスクリプトは府県  $p$ 、調査時点  $t$ 、農業集落  $c$ 、農家  $i$  をそれぞれ表している。<sup>134</sup> なお、稲作の生産に着目するため、大規模畑作中心の北海道は分析用データから除外する。加えて、東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県の4府県は、生産要素データの作成において欠損があるため、分析用データから除外した。このため、分析対象とするのは北海道、東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県を除く42府県である。また、農林業センサス2000では自給的農家に関して、稲を植えた面積を調査していない。データの制約に加えて、本章では一定の作付規模を持った販売農家が集落営農に参加すると見なすため、自給的農家は分析の対象外とした。

<sup>133</sup> 販売農家は30a以上の経営耕地または農業販売額が50万円以上の農家を指している。販売農家と自給的農家の区分は補論2-1に示している。

<sup>134</sup> 稲作用農業機械と稲作生産額は、全て2000年の価値に実質化している。

第一の生産要素である田  $G_{ptci}$  に関しては、農業センサスで調査している稲作面積を用いる。第二の生産要素である自家稲作労働  $L_{ptci}$  は世帯員による労働、農業雇用、農作業の請け負わせに関して自家稲作労働に関する部分を抽出し、その総和（延べ人日）を用いる。稲作用の農業機械  $K_{ptci}$  は、農業機械の保有台数を農業物価統計の各機械の価格で名目額へ変換し、稲作用途割合の和を 2000 年の実質額（万円）へ調整することで作成した。なお、稲作生産投入に関するデータの作成方法の詳細は、齋藤・大橋（2008）に記載している。

一方、農林業センサスにおける産出に関する項目は、農産物の販売総額および品目別の販売割合のみである。分析に用いる農林業センサスでは農産物販売総額を「販売額なし」「15 万円未満」「15～50 万円」…「1 億円以上」等の区間で調査している。また、販売割合は農産物品目別に 10 段階で調査している。稲作の産出を導出するためにまず、農産物の販売総額の上限および下限に稲作の販売割合を掛け合わせることで、各農家における米の販売額の上限と下限を導出する。続いて、米の販売額の上限と下限を農業物価統計（農林水産省）における都道府県別の年間平均米価を用いて、2000 年の全国平均米価に実質化する。さらに食料需給表（農林水産省）から当該年度の米の 1 人当たり供給（菓子・穀粉を除く）の実質価値に世帯員数に掛け合わせ自家消費相当額を算出する。この自家消費相当額を米の実質販売額の上限と下限に加算することで米の生産額の区間と見なした。

図表 4-1 は農林業センサス 2000 における集落数、販売農家数、稲を植えた販売農家の投入に関する都道府県別記述統計であり、農林業センサス 2000（42 府県）において約 12 万農業集落、約 191 万戸の販売農家が稲作を示している。すなわち、一つの稲作農業集落は平均 16.4 戸の稲作農家で構成されている。ただし図表 4-1 は、一集落内の稲作農家数は東日本で多く、西日本では少ない傾向があることを示している。また、稲を植えた農家の 13.8%が米の販売を行っていない。米の販売を行っていない稲作農家は米の生産額の区間がデータとして存在しない。これらの稲作農家を無視して稲作生産関数を推定すれば、サンプルセクションによって一貫性のある推定値をえることができない。このため、本章では稲作生産関数の推定に先立ってサンプルセクションに対応する推定を行う。

また図表 4-1 では、稲作農家における 3 種類の生産要素の投入に関する平均値を府県別に示している。3 種類の生産要素で府県による相異が最も大きいのは稲作面積である。稲作面積の平均値を比較すると、東北地方は西日本の概ね 2 倍となっていることが分かる。その一方で自家稲作労働、稲作用農業機械の平均投入量は、稲作面積の平均投入量に比べて府県による差異が小さい。図表 4-1 から稲作面積の増加率に比べて稲作労働、稲作用農業機械の投入の増加率が低い傾向が推察される。集落営農をはじめとする一生産者あたりの作付面積の拡大があった場合、稲作労働、稲作用農業機械の単位面積あたりの投入は減少する可能性を示唆している。なお、図表 4-1 のような記述統計では、稲作の生産額を表すことができない。前述したように農林業センサスにおいては、農産物の販

売額を上限と下限の区間形式で調査しているため、区間の中間値をとるなどの操作を除けば、米の販売額を一意の値として導出できない。この課題に対処するため、次小節では区間形式の米の販売額データを被説明変数とする稲作生産関数の推定方法を説明する。

図表 4-1 農業集落数、稲作農家数、稲作農家の投入（農林業センサス 2000 42 府県販売農家）

	稲を植えた 総面積 (万ha)	稲を植えた 集落数 (集落)	稲を植えた 農家数 (戸)	米を販売した 農家数 (戸)	集落内の 平均稲作 農家数 (戸)	稲を植えた農家における平均値		
						稲作作付 面積 (a)	自家稲作 労働 (人日)	稲作用農業 機械額 (万円)
青森県	5.41	1,652	50,513	46,685	30.6	107.0	247.1	322.9
岩手県	6.12	3,433	70,051	60,251	20.4	87.4	231.2	334.2
宮城県	8.07	2,621	68,910	64,940	26.3	117.1	198.8	378.5
秋田県	9.30	2,680	67,401	66,152	25.1	138.0	204.8	398.3
山形県	7.07	2,676	51,521	49,702	19.3	137.3	174.7	423.6
福島県	7.87	4,139	86,607	76,114	20.9	90.8	198.9	358.6
茨城県	6.89	3,839	93,951	81,815	24.5	73.3	145.0	374.7
栃木県	6.49	3,344	61,354	56,526	18.3	105.8	247.4	457.2
群馬県	1.73	1,761	37,523	26,433	21.3	46.0	137.5	348.2
埼玉県	3.27	3,649	48,097	38,625	13.2	68.0	186.3	438.1
千葉県	5.56	3,425	63,766	56,459	18.6	87.1	183.1	458.5
新潟県	11.27	4,959	93,560	90,665	18.9	120.5	252.8	466.3
富山県	3.80	2,175	38,475	37,897	17.7	98.8	184.3	446.5
石川県	2.43	1,852	27,284	26,054	14.7	89.0	209.3	424.1
福井県	2.70	1,734	30,340	29,365	17.5	89.1	252.2	398.6
山梨県	0.42	1,012	13,214	8,027	13.1	32.1	163.1	294.7
長野県	3.11	4,363	76,426	59,979	17.5	40.7	169.4	281.7
岐阜県	2.34	2,911	51,408	40,613	17.7	45.4	184.4	331.1
愛知県	2.65	3,486	55,747	40,351	16.0	47.5	209.3	278.4
三重県	3.05	2,087	45,686	39,941	21.9	66.7	196.8	444.2
滋賀県	3.37	1,572	37,236	36,117	23.7	90.5	184.8	506.4
京都府	1.40	1,724	27,658	22,424	16.0	50.5	221.8	424.7
兵庫県	3.66	3,874	72,994	63,083	18.8	50.1	198.6	435.7
奈良県	0.80	1,320	18,247	15,881	13.8	43.7	190.8	472.4
和歌山県	0.66	1,430	17,161	11,622	12.0	38.6	159.7	416.2
鳥取県	1.36	1,593	26,885	23,785	16.9	50.6	235.1	312.0
島根県	1.98	3,547	34,236	31,554	9.7	57.8	188.3	363.4
岡山県	3.26	4,477	59,116	53,131	13.2	55.2	166.6	440.3
広島県	2.47	4,528	45,066	38,842	10.0	54.8	192.6	455.5
山口県	2.30	3,641	35,847	32,708	9.8	64.2	219.7	448.3
徳島県	1.29	1,824	23,529	19,616	12.9	54.7	240.4	493.2
香川県	1.43	2,853	33,446	31,109	11.7	42.6	207.7	476.8
愛媛県	1.45	2,639	31,219	23,586	11.8	46.4	193.1	390.8
高知県	1.17	2,167	21,467	14,848	9.9	54.4	320.6	426.0
福岡県	4.08	3,579	57,512	50,794	16.1	71.0	234.6	431.4
佐賀県	2.98	1,879	32,928	30,828	17.5	90.4	229.6	402.9
長崎県	1.32	2,152	27,263	20,093	12.7	48.5	183.4	331.7
熊本県	4.05	3,833	55,031	46,392	14.4	73.6	299.3	406.1
大分県	2.32	3,076	37,939	32,745	12.3	61.2	209.3	406.1
宮崎県	2.01	2,586	38,899	26,647	15.0	51.6	305.0	312.3
鹿児島県	2.05	4,767	47,412	25,912	9.9	43.2	164.0	291.5
42府県全体	144.94	116,859	1,912,925	1,648,311	16.4	75.8	206.4	395.3

## 4.2.2. 区間形式のデータに対する推定方法

農林業センサスのデータから得られる米の実質生産額の上限と下限に対して、稲作面積  $G_{ptci}$ 、自家稲作労働  $L_{ptci}$ 、稲作用農業機械の実質額  $K_{ptci}$  を生産要素と見なして、対数変換をした稲作生産関数を推定する。<sup>135</sup> 本章では区間形式の稲作産出額から稲作の生産関数を推定するために以下の三種の推定方法を用いる。

第一の推定方法は、区間上限と区間下限の中間値に対する最小二乗推定(OLSM: OLS for Midpoint)である。Stewart (1983)が指摘しているように、各区間の中間点を被説明変数とする方法では、一般に一致推定量は得られない。<sup>136</sup> しかしながら、OLSM は区間の幅が小さい場合には推定上の問題が軽微であり、簡便さにおいて優れている。<sup>137</sup>

第二の推定方法は、正規分布の誤差項を仮定した最尤推定(MLNE: Maximum Likelihood based on Normal Errors)である。被説明変数が区間データであっても誤差項の分布形状を仮定すれば、最尤推定を行うことができる。区間データとして観測できる  $y_{ptci}$  の上限を  $y_{ptciU}$  とし、下限を  $y_{ptciL}$  とし、誤差項の形状に正規分布を仮定した場合、区間データに対する推定は Tobit 推定の応用として対数尤度  $\log L$  を(5.1)式のように書くことができる。<sup>138</sup>

$$\log L = \sum_{i \in UPPER} \log \left[ 1 - \Phi \left( \frac{y_{ptciL} - \mathbf{x}_{ptci}' \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \right] + \sum_{i \in INTERVAL} \log \left[ \Phi \left( \frac{y_{ptciU} - \mathbf{x}_{ptci}' \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) - \Phi \left( \frac{y_{ptciL} - \mathbf{x}_{ptci}' \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \right] \quad (5.1)$$

(5.1)式の  $\Phi$  は標準正規分布の分布関数を示している。 $UPPER$  に属する変数は  $y_L$  以上、 $INTERVAL$  に属する変数では  $y_L$  以上かつ  $y_U$  以下であることがデータから得られる情報である。<sup>139</sup> MLNE は、誤差項が均一分散の正規分布に従っていれば、一致推定量となる。しかし(5.1)式の対数尤度から明らかなように誤差項が正規分布に従っていることに強く依存する推定方法である。一般に実証分析において、誤差項の分布形状を知ることができない。誤差項の分布形状を仮定できない場合、MLNE が OLSM よりも真の関係に近い推定結果をもたらす保証はない。

<sup>135</sup> 投入が 0 の生産要素は対数変換ができないため、自家稲作労働が 0 であった場合 (2,115 戸) は、1 人日の投入があるものとし、稲作用農業機械が 0 であった場合 (31,7749 戸) は実質額で 1 万円の投入があるものとした。

<sup>136</sup> 真の関係からの乖離の方向やその大きさは、誤差項の分布や分散にも依存して一様に示すことができない。Cameron (1987)、Caudill (1992)ではモンテカルロ実験を行い、推定への影響を考察している。

<sup>137</sup> [1 億円以上] といった形で下限のみの情報がある観測値は、OLSM において下限の値を被説明変数とした。

<sup>138</sup> (5.1)式の尤度関数の最尤推定には様々な呼称がある。Maddala (1986)では models of friction(P162)として紹介されており、Caudill (1996)では grouped data regression、計量ソフトウェアの Stata では interval regression と記されている。

<sup>139</sup> 農林業センサスにおける販売額のデータの最小値は [販売額なし]、二番目に小さい値は [15 万円未満] である。[販売額なし] はサンプルセレクションとして考慮する一方で、[15 万円未満] は「0 円以上 15 万円未満」として区間データとして扱う。

第三の推定方法は、修正モーメント法(MMM: Modified Moment Method)である。<sup>140</sup> 以下の(5.2)式のように観測可能な残差平方和(OSSR)を最小化する推定値 $\beta$ を求める。なお、(5.2)式において  $1[\ ]$  は、括弧内の条件を満たせば 1、満たさなければ 0 をとる関数である。

$$OSSR = \sum_{i=1}^N \left[ 1[y_{ptciU} > x'_{ptci}\beta] (y_{ptciU} - x'_{ptci}\beta)^2 + 1[y_{ptciL} < x'_{ptci}\beta] (x'_{ptci}\beta - y_{ptciL})^2 \right] \quad (5.2)$$

全ての被説明変数が区間ではなく一つの値であった場合、MMM は、その特殊形として最小二乗推定となる。<sup>141</sup> OLSM のように分析者が被説明変数を区間の中心に設定することがなく、MLNE のように誤差項の分布形状を仮定する必要もないため、MMM では比較的頑強な結果が得られると考えられる。本章では OLSM、MLNE、MMM の三種の推定方法を用いて稲作生産関数の推定を行う。

#### 4.2.3. サンプルセレクションに関する推定と補正

本小節では生産関数の推定に先立ち、米を販売していない農家を考慮するためにサンプルセレクションの推定を行う。米の実質生産量が極めて少ない場合は、稲作を行っても産出の全てを自家消費等に回し、米の販売を行わなくなるケースがある。稲作販売の有無は、観測不可能な個別農家の生産性 $e_{ptci}$ に依存し、生産性が高い方が米を販売する確率が高まると考えられる。このため稲作販売額が観測可能な標本( $s=1$ )では $E(e_{ptci} | s=1) > 0$ となる。この場合に、販売額が観測可能な標本のみを用いて生産関数の推定を行うと、販売有無のサンプルセレクションを通して、生産要素 $x_{ptci}$ と生産性 $e_{ptci}$ が相関を持つため、推定値は一致推定量とならない。こうしたサンプルセレクションへの対処は Heckman (1979)以降、労働経済学を中心に実証分析に応用された。Olley and Pakes (1996)、Levinsohn and Petrin (2003)ではマイクロパネルデータに対する生産関数推定で用いられている。本章においても、サンプルセレクションを考慮して稲作の生産関数を推定する。

米の販売に関するサンプルセレクションへの対処は以下のように行った。米を販売している農家における $e_{ptci}$ の期待値 $E(e_{ptci} | s=1) > 0$ として $\lambda$ を作成する。推定によって得られた $\lambda$ を稲作生産関数の推定に加えると、 $E(e_{ptci} | x, s=1, \lambda) = 0$ となる。観測可能性と誤差項の相関を $\lambda$ に吸収させることで生産要素 $x$ の一致推定量を得ることができる。このセレクションの指標 $\lambda$ を得るために、本章では二通りの方法を用いる。

<sup>140</sup> 推定方法の分類や収束に関しては、Manski and Tamer (2002)で論じられている。

<sup>141</sup> 逆に被説明変数の区間があまりに広い場合や誤差項の分散が小さい場合は不定となり、推定不可能となる。

第一のセレクションの指標は Heckman (1979)以来、Heckit として標準的に用いられている逆ミルズ比  $\frac{\phi(x)}{\Phi(x)}$  である。Heckit では誤差項に正規分布を仮定して、切断正規分布の期待値である逆ミルズ比を二段階目の推定の説明変数としている。二段階目の推定に逆ミルズ比を足し込むことで、サンプルセレクションの項が他の推定値に与える影響を吸収する。MLNE に関しては、誤差項が正規分布に従うことを仮定しているため、生産関数の推定への説明変数として逆ミルズ比を加えることに一貫性がある。この逆ミルズ比の予測値を得るために、稲を植えた農家に対して米の販売の有無を Probit で推定する。米の販売有無を説明する変数として「稲作面積(a)、稲作以外の経営耕地(a)、16 歳以上の世帯員の平均年齢(歳)、田の耕作放棄地のある農家ダミー、兼業農家ダミー」を用いて、 $\Pr(\text{米の販売} | \text{稲を植えた農家})$  をプロビット推定した結果が図表 4-2 である。

図表 4-2 米の販売のプロビット推定結果

	平均値における 限界確率	標準誤差	Z値	説明変数の 平均値
稲を植えた面積(a)	0.000161	0.000001	1299.99	66.9561
稲を植えた以外の経営耕地面積(a)	-0.000001	0.000000	-34.41	36.5913
16歳以上の世帯員の平均年齢(歳)	0.000012	0.000000	73.07	52.545
田の耕作放棄地のある農家ダミー	-0.000205	0.000006	-41.01	0.112384
兼業農家ダミー	0.000326	0.000007	57.11	0.862964
1990年ダミー	-0.000786	0.000008	-169.58	0.394019
1995年ダミー	-0.001340	0.000013	-244.11	0.356014
対数尤度	-2053174			
擬似決定係数	0.5275			
標本販売確率	0.7449754			
サンプルサイズ	7,652,714			

図表 4-2 では、3 時点の調査において稲を植えた農家の総数は約 765 万であるため、標準誤差は極めて小さく、説明変数は有意となっている。米販売の可能性を高めるのは『稲を植えた面積(a)』となっている。また、専業農家よりも兼業農家の方が米の販売確率が高く、田の耕作放棄地がある農家は米の販売確率が下がることが示されている。図表 4-2 に示したプロビット推定の結果から逆ミルズ比を作成し、MLNE に対するセレクションの指標  $\lambda$  とする。

第二のセレクションの指標は、誤差項の分布形状に依存しないノンパラメトリックな手法から作成する。サンプルセレクションへの対応の基本的な考え方は、観測可能性と誤差項の相関が関心のある推定値に与える影響を説明変数の追加によって吸収させることにある。誤差項の分布が仮定できれば、観測確率の予測値を変換してセレクションの指標  $\lambda$  を作成することができる。一方で、誤差項の分布の形状を仮定できない場合であっても Das, Newey and Vella (2003)が示すように推定式が  $y = f(x) + e$  と誤差項  $e$  が加法的に入っている限りは、観測確率の変換値  $\lambda$  を二段階目の推定式

に足し込む点は共通している。<sup>142</sup> 誤差項の分布形状に依存しない観測不可能となる確率を算出し、柔軟な形で二段階目の推定式に足し込むことで、サンプルセクションが他の推定値に与える影響を吸収させる。<sup>143</sup>

ノンパラメトリックなセクションの指標として、各状態における稲を植えた農家の米を販売していない確率（非観測確率）を用いる。まず 42 府県×3 時点で 126 のカテゴリーに分ける。各カテゴリーにおいて、16 歳以上の世帯員平均年齢、稲を植えた面積、稲以外を植えた経営耕地の四分位によって 4×4×4 の 64 の区分を作成する。また、兼業農家の該当・非該当、田の耕作放棄地の有無によって 2×2 の 4 区分に分ける。これらの 126×64×4 の 32,256 の区分それぞれに関して、稲を植えた農家が販売をしていない確率を算出する。この非観測確率を柔軟な形に変換し、OLSM と MMM におけるセクションの指標とする。

#### 4.2.4. 稲作生産関数の推定結果

本小節では関数形として Cobb-Douglas 型と Translog 型を仮定した稲作生産関数を推定する。<sup>144</sup> 稲作面積  $G_{ptci}$ 、自家稲作労働  $L_{ptci}$ 、稲作用農業機械  $K_{ptci}$  を用いて、以下の対数変換した稲作生産関数を推定する。

$$\begin{aligned} \log Y_{ptci} = & \delta_g \log G_{ptci} + \delta_l \log L_{ptci} + \delta_k \log K_{ptci} \\ & + \delta_{g2} (\log G_{ptci})^2 + \delta_{l2} (\log L_{ptci})^2 + \delta_{k2} (\log K_{ptci})^2 \\ & + \delta_{gl} \log G_{ptci} \log L_{ptci} + \delta_{lk} \log L_{ptci} \log K_{ptci} + \delta_{gk} \log G_{ptci} \log K_{ptci} \\ & + \delta_{Ft} FT_t + \delta_{Fp} FP_p + \delta_s S_{pt} + \delta_{con} + \delta_\lambda f(\lambda_{ptci}) + \varepsilon_{ptci} \end{aligned} \quad (5.3)$$

生産関数の推定に当たって、上記 3 種類の生産要素に加えて、時点別の固定効果  $DT_t$ 、地域別の固定効果  $DP_p$ 、作況指数  $S_{pt}$  を用いる。時点別の固定効果  $DT_t$  は、年による調査方法の相違や時点による生産性の変化を吸収することが期待される。府県別の固定効果  $DP_p$  は、地域による自然条件や農業設備の違いを調整できると考えられる。作況指数  $S_{pt}$  は、各年の天候や病虫の被害からの影響を調整するために用いる。<sup>145</sup>  $\delta_c$  は定数項の推定値、 $f(\lambda_{ptci})$  はサンプルセクションの指標を変

<sup>142</sup> 誤差項に正規分布を仮定する Heckit においても、二段階目の関係が観測不可能となる確率が高ければ、逆ミルズ比は大きくなる。

<sup>143</sup> Olley and Pakes (1996)においても、生存確率の累乗項やカーネルを用いてセクションをコントロールしている。

<sup>144</sup> 個票データを用いることでサンプルサイズが大きいことに加えて、被説明変数が上限と下限で構成される特殊な推定であるため、線形での推定が可能な選択肢を選択した。

<sup>145</sup> 作物統計（農林水産省）において、作況指数は平年並の作況を 100 とした値で公表されている。本章では  $S_{pt}$  は稲作生産量の作況指数弾力性の近似値として解釈できるよう平年並の作況を 0 とした小数值に変換したものをを用いた。

換した値である。サンプルセレクションの指標として MLNE に逆ミルズ比を与え、OLSM と MMM に各区分の無販売確率を 3 乗項まで設定する。以上の設定を用いて、農林業センサス 2000 における新潟県をレファレンスグループとして稲作生産関数を推定した結果が図表 4-3 である。

図表 4-3 稲作生産関数の推定結果

列コード	[C1]	[C2]	[C3]	[T1]	[T2]	[T3]
関数形	Cobb-Douglas型			Translog型		
推定方法	OLSM	MLNE	MMM	OLSM	MLNE	MMM
$\delta_g$ : 稲作の作付面積	0.9839 (0.0005)	1.0556 (0.0005)	0.9571 (0.0010)	0.5211 (0.0034)	1.3771 (0.0051)	0.5119 (0.0067)
$\delta_l$ : 自家稲作労働	0.0523 (0.0003)	0.0603 (0.0003)	0.0678 (0.0006)	-0.0990 (0.0019)	-0.1140 (0.0020)	-0.1328 (0.0038)
$\delta_k$ : 稲作用機械	0.0214 (0.0001)	0.0235 (0.0002)	0.0291 (0.0003)	0.0018 (0.0011)	0.0091 (0.0011)	0.0181 (0.0022)
$\delta_{g^2}$ : 稲作の作付面積 (二乗項)				0.0653 (0.0004)	-0.0144 (0.0006)	0.0693 (0.0009)
$\delta_{l^2}$ : 自家稲作労働 (二乗項)				0.0263 (0.0002)	0.0295 (0.0002)	0.0355 (0.0004)
$\delta_{k^2}$ : 稲作用機械 (二乗項)				0.0035 (0.0001)	0.0035 (0.0001)	0.0026 (0.0002)
$\delta_{gl}$ : 作付面積・労働 (交差項)				-0.0262 (0.0005)	-0.0297 (0.0005)	-0.0359 (0.0009)
$\delta_{lk}$ : 労働・機械 (交差項)				0.0022 (0.0002)	0.0027 (0.0002)	0.0017 (0.0003)
$\delta_{gk}$ : 作付面積・機械 (交差項)				-0.0033 (0.0003)	-0.0055 (0.0003)	-0.0035 (0.0005)
$\delta_s$ : 作況指数	0.4209 (0.0050)	0.3580 (0.0051)	0.3595 (0.0099)	0.4017 (0.0050)	0.3611 (0.0051)	0.3371 (0.0099)
$\delta_{d1990}$ : 1990年 固定効果	-0.1351 (0.0005)	-0.1315 (0.0005)	-0.1312 (0.0011)	-0.1249 (0.0005)	-0.1087 (0.0005)	-0.1196 (0.0011)
$\delta_{d1995}$ : 1995年 固定効果	-0.1761 (0.0007)	-0.1776 (0.0008)	-0.1747 (0.0015)	-0.1650 (0.0007)	-0.1681 (0.0008)	-0.1629 (0.0015)
$\delta_{\lambda IM}$ : 逆ミルズ比 (サンプルセレクション)		0.2784 (0.0010)			0.3595 (0.0019)	
$\delta_{\lambda 1}$ : 無販売確率 (サンプルセレクション)	-0.4089 (0.0083)		-0.4251 (0.0167)	-0.8715 (0.0088)		-0.8833 (0.0176)
$\delta_{\lambda 2}$ : 無販売確率 2乗項 (サンプルセレクション)	1.9611 (0.0261)		2.1197 (0.0516)	2.6456 (0.0264)		2.7481 (0.0520)
$\delta_{\lambda 3}$ : 無販売確率 3乗項 (サンプルセレクション)	-1.4175 (0.0218)		-1.4829 (0.0426)	-1.8262 (0.0219)		-1.8541 (0.0427)
$\delta_{con}$ : 定数項	-0.2753 (0.0025)	-0.7006 (0.0025)	-0.2988 (0.0052)	1.1492 (0.0093)	-1.0469 (0.0134)	1.1928 (0.0187)
サンプルサイズ	5,701,084	5,701,084	5,701,084	5,701,084	5,701,084	5,701,084
標準誤差	0.4970	0.4724		0.4950	0.4712	
決定係数	0.7026			0.7050		
対数尤度		-7,309,509			-7,296,295	
OSSR			588,882			581,068

(注) OLSMとMLNEの括弧内は標準誤差である。MMDの括弧内は標準誤差の下限を示している。

2000年および新潟県をレファレンスグループとしている。府県別の固定効果は表示を省略している。

Cobb-Douglas 型の推定結果[C1]～[C3]を見ると、生産要素の推定値の和( $\delta_g + \delta_l + \delta_k$ )が 1.05 から 1.13 となっており、規模に関する収穫逓増を表している。Cobb-Douglas 型の推定結果は、多数の稲作農家が属する耕地規模において規模に関する収穫逓増を示した加古（1979）や Hayami and



Kawagoe (1989)と整合的な結果となっている。<sup>146</sup> また、生産要素の推定値の中では稲作の作付面積のパラメータ  $\delta_g$  が最も大きく 0.95~1.05 の値を示している。これは作付面積が 1%増加すれば、産出額が約 1%増加するという弾力性の対応関係を示している。作付面積と産出の弾力性がほぼ対応している関係は、直感的に妥当だと考えられる。ただし[C2]MLNE では  $\delta_g$  が 1 を超え、作付面積のみでの限界生産力が逡増する非現実的な結果となっている。一方で[C1]OLSM と[C3]MMM は限界生産力が逡減する妥当な結果となっている。

続いて、Translog 型の推定結果を表す[T1]~[T3]を見ると、[T2]MLNE の  $\delta_g$  は 1.3771 と 1 を大きく上回っているが、 $\delta_{g2}$  は -0.0144 と作付面積の限界生産力が逡減する結果となっている。[T2]MLNE では最も重要な生産要素である稲作面積の推定値の符号が、[T1]や[T3]とは異なっている。Cobb-Douglas 型と Translog 型の両方で、MLNE は他の 2 つの推定方法と乖離する推定結果となっているが、OLSM と MMM は概ね一致している。MLNE では推定係数の一致性は、誤差項が均一分散の正規分布であるという仮定に依存している。一方、OLSM と MMM では推定係数の一致性は誤差項の分布形状に依存しない。日本の稲作生産において、その誤差項が均一分散の正規分布であるという仮定が満たされていないため、MLNE は他の推定方法と乖離する結果を示していると考えられる。

また、OLSM と MMM の推定結果は概ね一致しているものの、OLSM では区間の中間点を被説明変数としているため、予測値  $\hat{y}_{ptci}$  が実測区間  $[y_{ptciL}, y_{ptciU}]$  に入った場合でも区間中間点からの距離を残差として算出する。一方で MLNE や MMM における残差  $e_{ptci}$  は下記の(5.4)式で算出される。

$$\begin{cases} e_{ptci} = 0 & \text{if } y_{ptciL} \leq \hat{y}_{ptci} \leq y_{ptciU} \\ e_{ptci} = y_{ptciL} - \hat{y}_{ptci} & \text{if } \hat{y}_{ptci} < y_{ptciL} \\ e_{ptci} = y_{ptciU} - \hat{y}_{ptci} & \text{if } y_{ptciU} < \hat{y}_{ptci} \end{cases} \quad (5.4)$$

MLNE と MMM では、予測値  $\hat{y}_{ptci}$  が実測区間  $[y_{ptciL}, y_{ptciU}]$  の中に入った場合、残差  $e_{ptci}$  は 0 となる。一方で実測区間  $[y_{ptciL}, y_{ptciU}]$  から外れた場合は、予測値  $\hat{y}_{ptci}$  に近い方の区間の端から予測値  $\hat{y}_{ptci}$  までの距離が残差  $e_{ptci}$  となる。MLNE と MMM において、推定から得られた残差を生産性に見なす場合、生産性下限（より 0 に近い方）を示している。とりわけ、残差を生産性として分

<sup>146</sup> 加古（1979）、Hayami and Kawagoe (1989)では米及び麦類の生産費調査（農林水産省）を用いて、生産量の追加的増加に対する平均生産費の減少を示すことで費用側から規模の経済を分析している。

析対象にする場合は、区間中央値からの距離を残差とする OLSM の使用は避けるべきと考えられる。このため、これ以降では MMM によって得られた推定結果を用いて分析を進める。

また、MMM における関数形の選択として Cobb-Douglas 型の[C3]と Translog 型の[T3]を比較すると、生産要素の一次項の推定値  $\delta_g, \delta_l, \delta_k$  は大きく異なっている。Cobb-Douglas 型は、一般に安定的な推定結果を得やすいが、サンプルサイズが約 570 万と膨大であるために Cobb-Douglas 型を支持する帰無仮説は常に棄却される。<sup>147</sup> 一方で Translog 型は投入量の範囲によって各生産要素の限界生産力が異なるため、稲作生産関数の推定結果から一般的な性質を表すことが困難である。このため、次節以降では Cobb-Douglas 型の[C3]と Translog 型の[T3]のそれぞれの推定結果を用いてシミュレーションを行う。

---

<sup>147</sup> MMM は OSSR を残差平方和として用いて推定値の標準誤差を算出している。観測できない残差を含めた残差平方和は OSSR 以上の値となるため、図表 4-3 における MMM の推定式の標準誤差、推定値の標準誤差は下限を示している。

## 4.3 個別農家での稲作生産のシミュレーション分析

### 4.3.1. 稲作生産額の導出

本節では、集落営農のシミュレーションと比較ができるように個別農家での稲作生産に関するシミュレーションを行う。本章においては、売上原価率に相当する「米の生産額あたりの費用」に着目するため、個別農家での稲作生産における生産額および費用を導出する。まずは「米の生産額あたりの費用」の分母に当たる米の生産額を導出する。

前節にて導出された稲作生産関数を用いれば、農林業センサスでは上限と下限でのみ示されていた稲作生産額を単一の予測値  $\tilde{y}_{ptci}$  として算出することができる。各農家の稲作投入と図表 4-3 の [C3]と[T3]の推定結果を用いて、稲作生産額を導出する。稲作生産関数の推定を行った 42 府県のデータに対してシミュレーションを行い、農林業センサス 2000 時点をその対象とする。また実際には米を販売していない農家であっても、稲作生産関数によって米の生産量を予測することで分析に組み込む。

稲作生産関数に基づく稲作生産の予測値は次のように処理する。稲作生産関数による予測値  $\hat{y}_{ptci}$  が実測区間  $[y_{ptciL}, y_{ptciU}]$  に入る場合および米を販売していない稲作農家に関しては  $\hat{y}_{ptci}$  を稲作生産の予測値とする。予測値  $\hat{y}_{ptci}$  が実測区間  $[y_{ptciL}, y_{ptciU}]$  から外れた場合は、個々の農家の生産性が残差  $e_{ptci}$  に反映されているとみなし、稲作生産関数自体の予測値から近い方の区間の端 ( $\log \tilde{y}_{ptci} = \log \hat{y}_{ptci} + e_{ptci}$ ) を生産性が反映された生産額の予測値とする。<sup>148</sup>  $\hat{y}_{ptci}$  は稲作生産関数の予測値を指数変換することで直接得られる値である一方で、 $\tilde{y}_{ptci}$  は残差  $e_{ptci}$  である生産性を考慮した値となっている。さらに 2000 年の全国平均米価での生産額  $\tilde{y}_{ptci}$  に時点別・府県別の米価  $P_{pt}$  を掛け合わせることで稲作の名目生産額  $P_{pt} \tilde{y}_{ptci}$  を導出する。

### 4.3.2. 稲作生産費用および売上原価率の導出

名目生産額の導出に続いて「米の生産額あたりの費用」に必要な機会費用を含めた稲作生産費用を導出する。稲作生産費用は農家の要素投入に生産要素価格を掛け合わせ、各生産要素の総費用を導出する。それぞれの要素価格の設定は次の通りである。稲作面積  $G_{ptci}$  の要素価格  $R_{pt}$  として、水

<sup>148</sup> 稲作生産関数においては、府県ごとの米価を調整した米の生産額（1999 年産全国平均米価での評価）を被説明変数としている。このため、本章の生産性には同一府県内において高品質の米を生産すること、営業上の工夫によって米を高価で販売することも含まれる。

田小作料の実態に関する調査結果（全国農業会議所）の府県別/時点別の値を用いる。自家稲作労働  $L_{ptci}$  の要素価格  $W_{pt}$  として、農作業料金・農業労賃に関する調査結果（全国農業会議所）における水稲労働の現金支給額の男女平均値を用いる。1 年あたりの稲作用機械の費用は、稲作用農業機械のストック額  $K_{ptci}$  を推定耐用年数  $DY$  で割ることで算出した。<sup>149</sup>

なお、農業における費用は田、労働、農業用機械にかかるもののみではない。種苗費や光熱費といった消費型の費用  $O$  がある。これらの投入は、農林業センサスのデータに存在せず、稲作面積に対応する投入があると考えられるため、稲作生産関数の推定においては捨象している。しかし、費用としては無視できないため、農産物生産費調査報告〔米及び麦類の生産費〕（農林水産省）の稲作の規模別データを用いて、1a あたりの消費型の費用  $o_{tG}$  を導出した。<sup>150</sup> 1a あたりの費用  $o_{tG}$  に稲作面積  $G_{ptci}$  を掛け合わせることで消費型の稲作投入費用  $O_{ptci}$  とした。

以上の手順で算出された稲作田の費用  $R_{pt}G_{ptci}$ 、稲作労働の費用  $W_{pt}L_{ptci}$ 、稲作用農業機械の費用  $K_{ptci}/DY$ 、消費型費用の和  $O_{ptci}$  を総費用  $TC_{ptci}$  とした。農林業センサス 2000 の 42 府県全体では、田の費用  $\sum R_{pt}G_{ptci}$  が 0.33 兆円、稲作労働費用  $\sum W_{pt}L_{ptci}$  が 2.76 兆円、稲作用機械の費用  $\sum K_{ptci}/DY$  が 1.16 兆円、消費型の費用  $\sum O_{ptci}$  が 0.79 兆円である。以上から個別農家での稲作生産の総費用  $\sum TC_{ptci}$  は 5.04 兆円である。

総費用  $TC_{ptci}$  を名目生産額  $P_{pt}\tilde{y}_{ptci}$  で割ることで、稲作生産の売上原価率に相当する「米の生産額あたりの費用」  $CSR_{ptci}$  を算出することができる。

$$\text{米の生産額あたりの費用 } CSR_{ptci} = \frac{TC_{ptci}}{P_{pt}\tilde{y}_{ptci}} \quad (5.5)$$

(5.5)式が示す米の生産額あたりの費用  $CSR_{ptci}$  は、1 を下回っていれば稲作生産に利潤があり、1 を上回っていれば採算割れを起こすことを意味している。(5.5)式自体を分析対象とすれば、生産者である農家を単位とした結果が得られる。一方(5.5)式の分母である  $P_{pt}\tilde{y}_{ptci}$  をウェイトとすることによって米の生産額を基準とした指標を作ることができる。米の生産額を基準とした指標ではより米価の高い地域、より稲作生産量の多い農家を高いウェイトで評価することとなる。

<sup>149</sup> 農林畜産業用固定資産評価標準（農林水産省）における農機具資産評価標準において、稲作用農業機械の耐用年数が 5 年と 8 年であったことから、その中間値の 6.5 を用いた。

<sup>150</sup> 農産物生産費調査報告〔米及び麦類の生産費〕では、米の生産費は物財費、労働費、農地に関する費用から構成される。このため、作付面積規模別の単位面積あたりの「物材費から農機具費を差し引いた額」を消費型の費用とした。なお 1999 年産の米に関する 1a あたりの消費型の費用は 50a 未満では 7,009 円、50a～1ha では 5,887 円、1～1.5ha では 5,383 円、1.5～2ha では 4,659 円、2～3ha では 4,444 円、3～5ha では 4,245 円、5ha 以上では 4,073 円である。

### 4.3.3. 個別農家での稲作生産のシミュレーション結果

図表 4-4 は、稲作生産の売上原価率に相当する「米の生産額あたりの費用」 $CSR_{ptci}$ に着目して、各関数形で個別農家における稲作生産のシミュレーション結果を示している。図表 4-4 の上側においては稲作農家をカウントの基準とし、下側においては稲作生産額をウェイトとしている。

図表 4-4 個別農家での生産：米の生産額あたりの費用（農林業センサス 2000：42 府県販売農家）

	稲作農家数	採算がとれる 稲作農家	採算がとれる 稲作農家の割合	米の生産額あたりの費用(農家カウント)					
				平均	10%	25%	中位数	75%	90%
Cobb-Douglas型	1,912,925	25,742	1.3%	7.12	1.73	2.54	4.04	6.92	13.70
Translog型	1,912,925	30,840	1.6%	7.05	1.72	2.55	4.00	6.73	13.50
	米の生産額 (億円)	採算がとれる 生産額(億円)	採算がとれる 生産額の割合	米の生産額あたりの費用(生産額ウェイト)					
				平均	10%	25%	中位数	75%	90%
Cobb-Douglas型	16,398	1,184	7.2%	3.08	1.10	1.53	2.30	3.62	5.57
Translog型	16,619	1,528	9.2%	3.04	1.03	1.49	2.30	3.62	5.51

米の生産額あたりの費用 $CSR_{ptci}$ が 1 を割っていれば生産額が費用を上回っており、稲作生産の採算がとれていると考えることができる。図表 4-4 の上側において、稲作農家でカウントをとった場合は、採算がとれる稲作農家は全体の 1%~2%となっている。機会費用を含めれば、稲作から利潤を得ている農家は例外的であることが分かる。図表 4-4 の下側においては米の生産額でウェイトをとって採算がとれる割合を示している。大規模稲作農家は、稲作生産額が大きく、単位生産量あたりの費用が小さい傾向にある。このため、生産額でウェイトをとることで、採算がとれる割合は上昇する。約 1 兆 6500 億円の米の生産額に占める採算がとれる割合は約 7%~10%となっている。生産額によってウェイトを付けても、採算がとれる稲作の割合は概ね 1 割以下で、日本の稲作農業は総じて採算割れの赤字構造であることが分かる。

また、図表 4-4 において Cobb-Douglas 型と Translog 型の予測値は約 1.65 兆円で大きな乖離がない。このことから、関数形による予測誤差は小さいものと考えることができる。また、「米の生産額あたりの費用」の平均値やパーセンタイルに関しても、関数形による乖離は小さいと考えることができる。図表 4-4 は現実に対応する個別生産の稲作投入量を設定する限りにおいては Cobb-Douglas 型と Translog 型の予測値の差異が小さいことを示している。このため、次節においては Cobb-Douglas 型と Translog 型の両方の関数形を利用して、集落営農に関するシミュレーションを行う。

## 4.4 集落営農による稲作生産のシミュレーション分析

### 4.4.1. 費用シェアの測定とシミュレーションの設定

まず集落営農の稲作生産において想定される生産要素の投入量を設定する。なお、生産関数と生産要素価格が与えられれば、費用最小化問題を解くことで最適な生産要素の投入量を導出することも可能である。しかし、前節の稲作生産関数の推定結果においては稲作面積が最も重要な生産要素であったが、本章で示すように実際の費用シェアは稲作生産関数の推定結果に対応していない。このため、本節では実際の費用シェアのデータを用いて稲作に関する投入量を導出する。<sup>151</sup>

本章では集落内の稲作田を共同して耕作することを集落営農の設定とする。この設定によって、集落営農においても米の総作付面積は、個別農家における生産と変わらないと想定する。稲作の作付面積を固定することから米の総生産量および、米価は個別農家における稲作生産と集落営農で変わらないと仮定する。また、集落内の稲作田を集約して一つの共有田と見なして集落営農を実施するとしても、個別農家での生産時に投入していた稲作労働と稲作用機械を合算して集落営農における投入とするとは考えにくい。集落営農の長所の一つとして複数の農家が共同で農業経営を行うことで、より少ない人手で耕作可能とすることが挙げられる。このため、集落営農を含め農地規模の拡大を行うと、一般的に稲作労働や稲作用機械の費用シェアが低下すると考えられる。集落営農による規模拡大時の労働投入や機械投入の節約は、以下の手順で実際のデータからその投入量を算定する。

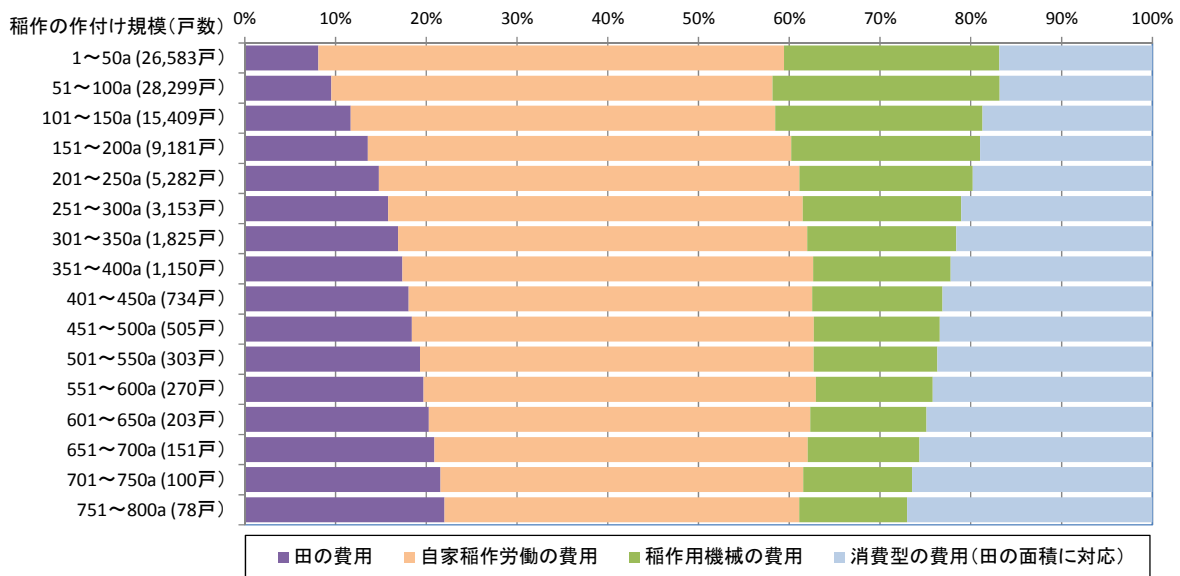
各農家の稲作労働、田、稲作用機械の3種の生産要素に対して、生産要素価格を掛け合わせて各生産要素に関する費用を算出する。また、種苗費や光熱費といった消費型の費用は各規模の単位面積あたりの費用と対応する稲作面積を掛けて算出し、4種類の稲作生産に関する費用を農家毎に作成する。続いて、府県別・時点別に稲作面積を50aごとに区切り、その区分における平均的な費用割合を導出する。なお、外れ値によって費用割合が不安定にならないように、区分に入る稲作農家が10戸未満であれば、一段階小さい区分の費用シェアを代入することとした

図表 4-5 は、稲作生産関数の推定においてレファレンスグループとした農林業センサス 2000 における新潟県に関する各稲作規模の費用割合を表している。図表 4-5 は稲作面積が拡大すると、田の費用および消費型費用の割合が拡大する一方で、稲作労働と稲作用機械の費用割合が低下することを示している。稲作面積の増加率に比べて稲作労働、稲作用機械の投入の増加率は小さいことが、規模拡大による費用低下の一因となっている。

---

<sup>151</sup> 生産要素の不可分などの理由によって、農家はデータに表れる形での費用最小化が行えない可能性を想定する。本章においては費用最小化を達成する資源配分効率性は仮定しない。本章では生産可能性フロンティア上での生産である技術的効率性のみを仮定している。なお、資源配分効率性や技術的効率性に関しては、中島（2001）の P43 を参照されたい。

図表 4-5 稲作の費用割合（農林業センサス 2000：新潟県）



本章では、集落営農を行った場合の稲作に関する投入は、同一府県、時点における大規模稲作農業の投入に対応させる形とする。第一に農林業センサスにおける同一の農業集落内の稲作田を統合して集落営農を行うことを想定し、農業集落内の販売農家の稲作面積を合算する。第二に集落内で合算された稲作面積に対応する 50a 単位の面積区間を特定し、対応する費用シェアから、集落営農における稲作労働・稲作用農業機械の投入量を算出する。以上の手順で集落営農によって稲作を行う場合の稲作労働・稲作用農業機械の投入量を設定する。

図表 4-6 は、個別農家での稲作生産と比較する形で集落営農における投入量を示している。本章の集落営農の設定では、個別農家の稲作面積を集落内で合算して集落営農の稲作面積としている。このため、個別農家での稲作生産であっても、集落営農の稲作生産であっても、総作付面積が 144.9 万 ha であることは共通している。また、各府県の小作料と稲作面積を掛け合わせることで、田の費用が 3,323 億円であることも共通している。

図表 4-6 各設定における稲作生産に関する投入と費用（農林業センサス 2000：42 府県販売農家）

		平均	パーセンタイル					総投入量	費用 (億円)	総費用 (億円)
			10%	25%	50%	75%	90%			
個別農家 (1,912,925戸) での稲作生産	稲作面積(a)	76	20	30	50	88	153	144.9万ha	3,323	50,444
	稲作労働(人日)	206	40	79	151	272	443	3.94億人日	27,576	
	稲作用機械(万円)	395	40	195	404	593	684	7.56兆円	11,645	
	消費型の稲作投入(万円)	41	14	21	31	52	75	0.79兆円	7,900	
		平均	パーセンタイル					総投入量	費用 (億円)	総費用 (億円)
			10%	25%	50%	75%	90%			
農業集落内の稲作農家数		16.4	2	6	13	22	34			
集落営農 (116,859集落) での稲作生産	稲作面積(a)	1,240	78	243	667	1,531	3,014	144.9万ha	3,323	19,743
	稲作労働(人日)	909	189	320	546	1,090	2,033	1.06億人日	7,391	
	稲作用機械(万円)	1,712	438	698	1,056	2,090	3,716	2.00兆円	3,079	
	消費型の稲作投入(万円)	509	46	108	272	624	1,228	0.60兆円	5,951	

二つの設定で稲作の総面積は等しい一方で、生産者数および作付面積以外の投入量は異なっている。個別農家での生産では、稲作農家数 1,912,925 戸で稲作を行っているが、集落営農では 116,859

の農業集落での稲作生産となっている。一集落あたりの稲作農家数は 16.4 戸であることに对应して、集落営農での平均稲作面積は 1,240a と個別農家での稲作生産の 16.4 倍になっている。42 府県の稲作総面積は等しいが、集落営農の設定によって、農家の平均稲作面積は 16.4 倍となる。一方で、稲作労働と稲作用機械の単位面積あたりの投入量は実際の大規模農家と対応する形で低下する。

個別農家での生産から集落営農へ移行することで、平均的な稲作面積が 16.4 倍増加する一方で、稲作労働の増加は 4.4 倍、稲作用農業機械の増加は 4.3 倍にとどまっている。このため、稲作労働の総投入量は 3.94 億人日から 1.06 億人日へ 73%削減、稲作用農業機械は 7.56 兆円から 2.00 兆円へ 74%の削減となっている。稲作労働と稲作用機械の投入量の削減に応じて、生産要素に対する費用も低下する。個別農家での生産において年間 2 兆 7,576 億円となっていた稲作労働費用は、集落営農によって 7,391 億円へ低下する。また個別農家での生産において年間 1 兆 1,645 億円となっていた稲作用機械の費用は、集落営農によって 3,079 億円へ低下する。個別農家での生産から集落営農へ移行することで、稲作労働と稲作用機械の費用はそれぞれ約 4 分の 1 となる。消費型の稲作投入に関する費用は 7,900 億円から 5,951 億円へ 25%低下する。<sup>152</sup> 以上の結果から個別農家での稲作生産から集落営農へ移行した場合、総費用は 5 兆 444 億円から 1 兆 9,743 億円へ 61%低下する。

図表 4-6 は、農業集落が一体となって稲作農業に取り組んだ場合、稲作に関する総費用を半分以下に抑えられる可能性を示唆している。また、集落営農による費用低下は、前述したように約 4 分の 1 となる稲作労働と稲作用機械の費用低下による影響が大きい。特に個別農家での生産において稲作労働は稲作生産費用の 54%を占めているための費用低下への寄与が大きい。個別農家での稲作生産から集落営農への総費用低下に占める寄与率は、稲作労働が 66%、稲作用農業機械が 28%、消費型の稲作投入が 6%となっている。農業就業人口の低下が懸念される我が国において、集落営農は経営効率化のみならず、農業生産量の維持にも有益であると考えられる。

続いて、集落営農による稲作生産額に関する設定を行う。集落営農のシミュレーションは 3 節に示した(5.3)式と類似した下記の(5.6)式を用いる。

$$\begin{aligned} \log \tilde{Y}_{ptc} = & \delta_g \log G_{ptc} + \delta_l \log L_{ptc} + \delta_k \log K_{ptc} \\ & + \delta_{g2} (\log G_{ptc})^2 + \delta_{l2} (\log L_{ptc})^2 + \delta_{k2} (\log K_{ptc})^2 \\ & + \delta_{gl} \log G_{ptc} \log L_{ptc} + \delta_{lk} \log L_{ptc} \log K_{ptc} + \delta_{gk} \log G_{ptc} \log K_{ptc} \\ & + \delta_{Ft} FT_t + \delta_{Fp} FP_p + \delta_{con} + e_{ptc} \end{aligned} \quad (5.6)$$

集落営農での稲作生産に想定される稲作面積  $G_{ptc}$ 、稲作労働  $L_{ptc}$ 、稲作用農業機械  $K_{ptc}$  は前述の方法から設定する。この投入量を図表 4-3 における[C3]と[T3]に与えることで、集落営農における対数変換された予測値を導出する。予測値を指数関数によって実額に変換した後、府県別の米価によ

<sup>152</sup> 消費型の稲作投入の費用は、種苗や肥料といった作付面積に概ね比例する費用と規模拡大によって単位面積あたりの費用が低下する建物費や光熱費等から構成される。脚注 150 に示したように稲作面積が増加すると、対応する規模区分が変わることで面積あたりの消費型の稲作投入が段階的に低下する。



て名目生産額を(5.6)式によって算出する。以上の手順で残差（生産性）を考慮しないケースの生産額の予測値が導出できる。

ただし、本章の集落営農のシミュレーションでは、(5.6)式において $e_{ptc}$ で表される各農業集落の生産性を考慮する。各時点、各府県において平均的な生産性であれば $e_{ptc}$ は0となる。農業集落の生産性が平均より高ければ $e_{ptc}$ は正、平均より低ければ $e_{ptc}$ は負となる。稲作生産関数の推定に用いたMMMでは(5.4)式より各稲作農家における生産性の下限と見なせる残差 $e_{ptci}$ が得られている。この残差を農家の生産性とし、農家が属する各集落営農に関する生産性 $e_{ptc}$ を設定する。

ここでは生産性の設定を行わずに稲作生産関数自体の予測値 $\hat{Y}_{ptc}$ を用いるシミュレーションに加えて、3種類の生産性の設定を行う。農業集落の生産性に関する1種類目の設定は、集落内の稲作面積によって加重平均をとった生産性である。生産性が農地に付随していると考えれば、各農家の生産性を集落内の稲作面積でウェイトをとった加重平均を農業集落の生産性とし、見なすのが妥当である。一方で、生産性は農家の生産技術や販売方法に付随しているとも考えることもできる。加えて集落営農を実施する場合、各農業集落において高い生産性を持つ農家が集落営農を主導すると考えられる。農業集落の生産性の2種類目、3種類目に関する設定は「集落内で上位25%」「集落内で上位10%」の農家の生産性が、農業集落の生産性に反映されることを想定する。<sup>153</sup> これら3種類の生産性が反映された稲作生産の予測値 $\tilde{Y}_{ptc}$ をシミュレーションの設定として加える。

なお、本章においては、現実の農家の稲作投入・稲作生産額に関するデータに基づいて推定された稲作生産関数を用いて集落営農による生産額を予測する。Kawasaki(2010)が米生産費調査の個票を用いて定量的に示したように、日本の稲作農家が経営する田が点在し、分散錯圃となっているとすれば、そのデータに基づく稲作生産関数も分散錯圃の影響を受けている。集落営農の実施によって農地の点在が解消し、面的集約が図れるとすれば、本章におけるシミュレーションは集落営農の効果を過小評価している可能性がある。

#### 4.4.2. 集落営農による稲作生産のシミュレーション結果

図表4-7は、農林業センサス2000の42府県に対して行った集落営農のシミュレーション結果である。売上原価率に相当する「米の生産額あたりの費用」を2種の関数形、4種の生産性の設定に

---

<sup>153</sup> 本章における集落営農のシミュレーションでは、米の総作付面積を個別農家での作付面積に固定することで、米の総生産量および米価への影響がないことを仮定している。このため集落内の高生産性農家が、集落営農を主導する場合は、高品質な米を栽培すること、営業上の工夫によって米を高価で販売することが想定される。

よって計 8 種類のシミュレーション結果として表している。なお、図表 4-7 では上側には生産者（農業集落）でカウントした結果、下側では稲作生産額をウェイトにとった結果を示している。

図表 4-7 では、図表 4-4 と同様に Cobb-Douglas 型、Translog 型のシミュレーション結果を示している。ただし、Translog 型では米の生産額の総額が 6 兆円を上回っており、米の生産額あたりの費用が 0 に漸近しているケースがある。これは Translog 型の稲作生産関数に対して、集落営農の設定による大きな生産要素投入を与えた場合に、異常な予測値となるケースがあることを示している。

<sup>154</sup> 図表 4-4 に示したように、現実の農家データが存在する範囲の内挿を行う場合は Cobb-Douglas 型、Translog 型のいずれでもその差異は小さい。しかし、図表 4-7 の集落営農のシミュレーションのような外挿を行う場合は、安定した結果をもたらす Cobb-Douglas 型の利用が望ましいと考えられる。以降では図表 4-7 の Cobb-Douglas 型のシミュレーション結果に着目する。

図表 4-7 集落営農での生産：米の生産額あたりの費用（農林業センサス 2000：42 府県販売農家）

生産者による 指標	農業集落内の 生産性設定	稲作を 行っている 農業集落数	採算が とれる 集落数	採算が とれる 集落割合	米の生産額あたりの費用(集落カウント)					
					平均	パーセンタイル				
						10%	25%	50%	75%	90%
Cobb-Douglas型	生産性設定なし	116,859	10,764	9.2%	1.83	1.01	1.14	1.46	2.05	3.43
	稲作面積加重	116,859	15,187	13.0%	1.90	0.96	1.13	1.49	2.16	3.59
	集落内上位25%	116,859	23,345	20.0%	1.76	0.84	1.04	1.35	1.92	3.42
	集落内上位10%	116,859	42,438	36.3%	1.61	0.63	0.85	1.17	1.80	3.40
Translog型	生産性設定なし	116,859	45,328	38.8%	1.59	0.53	0.77	1.20	2.00	3.39
	稲作面積加重	116,859	45,434	38.9%	1.65	0.52	0.77	1.22	2.09	3.56
	集落内上位25%	116,859	53,280	45.6%	1.53	0.46	0.68	1.08	1.84	3.38
	集落内上位10%	116,859	63,134	54.0%	1.41	0.36	0.54	0.92	1.72	3.36
生産額による 指標	農業集落内の 生産性設定	米の生産額 (億円)	採算が とれる 生産額 (億円)	採算が とれる 生産額割合	米の生産額あたりの費用(生産額ウェイト)					
					平均	パーセンタイル				
						10%	25%	50%	75%	90%
Cobb-Douglas型	生産性設定なし	17,232	5,826	33.8%	1.15	0.78	0.97	1.06	1.27	1.57
	稲作面積加重	17,299	6,976	40.3%	1.14	0.78	0.92	1.05	1.26	1.58
	集落内上位25%	18,883	9,465	50.1%	1.05	0.72	0.82	1.00	1.16	1.44
	集落内上位10%	23,295	17,263	74.1%	0.85	0.44	0.64	0.81	1.01	1.25
Translog型	生産性設定なし	62,600	59,131	94.5%	0.32	0.00	0.00	0.23	0.49	0.79
	稲作面積加重	59,673	56,208	94.2%	0.33	0.00	0.00	0.26	0.51	0.80
	集落内上位25%	65,499	62,613	95.6%	0.30	0.00	0.00	0.24	0.47	0.73
	集落内上位10%	73,797	71,709	97.2%	0.27	0.00	0.00	0.21	0.40	0.62

関数形の選択に続いて、生産性の設定に着目する。本章では図表 4-7 が示す Cobb-Douglas 型の生産関数の中でも「集落内の稲作面積による加重平均」と農業集落の中で上位 25%の生産性を持つ農家が集落営農を主導する「集落内で上位 25%」に着目する。これらは生産性が農地、農家のそれぞれ

<sup>154</sup> 東北地方を中心に 100 を超える稲作農家が属し、集落の総稲作面積が 300ha を超えるケースがある。こうした集落に対する Translog 型稲作生産関数の予測値は極端に大きくなる。

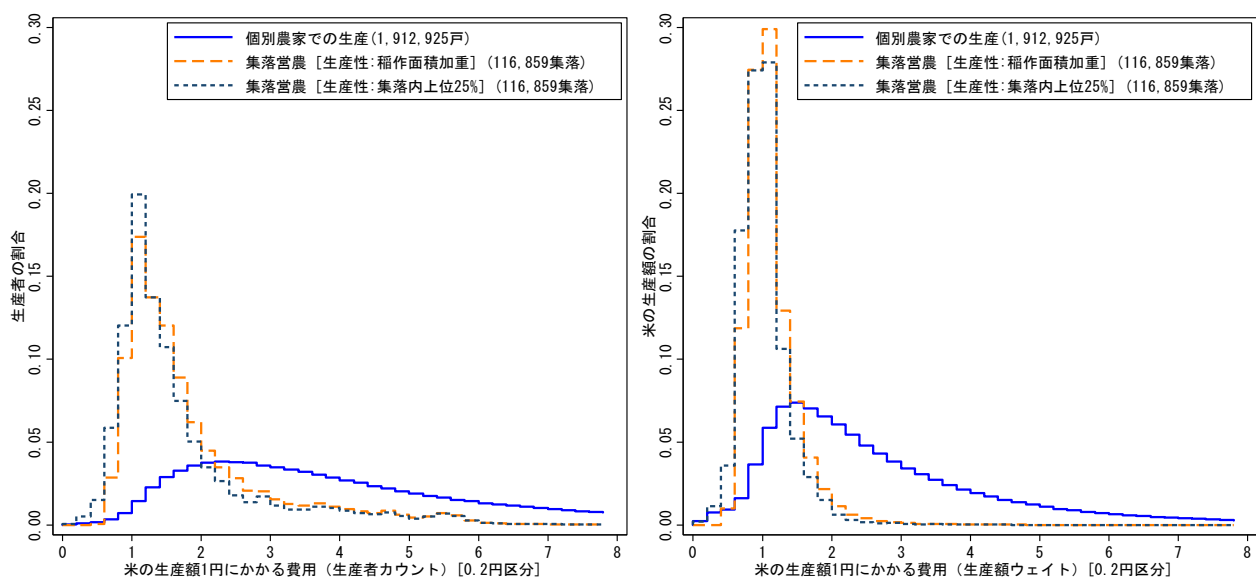
れに付随するという想定に対応していることに加えて、米の生産額も想定される範囲内であると見なすことができる。<sup>155</sup>

「集落内の稲作面積による加重平均」は生産性が農地に付随すると想定し、「集落内で上位 25%」は生産性が農家に付随すると想定している。このいずれが現実的なのかはデータ、シミュレーション結果から明らかではない。しかし実際には、生産性は農地・農家のそれぞれに付随する部分があると考えられる。「集落内で上位 25%」は「集落内の稲作面積による加重平均」よりも高い総生産額となっており、生産性の高い農家が集落営農を主導する体制を作ることの重要性を示唆している。

#### 4.4.3. 個別農家での稲作生産との比較

図表 4-8 は、図表 4-4 および図表 4-7 に示した「米の生産額あたりの費用」をヒストグラム（0.2 円区分）で比較している図表 4-8 の左側は生産者数でのカウントしたヒストグラム、右側が生産額でウェイトをとったヒストグラムとなっている。いずれもヒストグラムの高さの総和を 1 として、全体に対する割合を表している。

図表 4-8 米の生産額あたりの費用に関するヒストグラム（個別農家および集落営農での稲作）



図表 4-8 の左側の生産者カウントを見ると、個別農家での生産においてはヒストグラムの最頻値が 2.2 円～2.4 円である。青い実線の右裾が長くなっていることから、生産額の倍以上の生産費用をかけている稲作農家が多いことが分かる。これに対して集落営農におけるヒストグラムの最頻値は 1.0 円～1.2 円である。図表 4-4 においては採算がとれる農家の割合は 1.3%であったが、図表 4-7 において採算がとれる農業集落の割合は「集落内の稲作面積による加重平均」では 13.0%、「集落

<sup>155</sup> 図表 4-4 に示した個別農家での生産における稲作生産額は 1 兆 6,398 億円となっている。生産性には、高品質の米の生産、販売における工夫が含まれるため、同一の総稲作面積であっても生産額の増大はあり得る。しかし「集落内で上位 10%」が示す稲作生産額 2 兆 3,295 億円、生産額の増加として大きすぎると考えた。

内で上位 25%」では 20.0%となっている。図表 4-8 は、その状況を視覚的に表しており、集落営農を実施することで、稲作生産の経営効率を大幅に改善することができる。

図表 4-8 の右側のヒストグラムはより規模の大きい農家、より米価の高い府県のウェイトが大きくなるように生産額ウェイトをとっている。生産量が多い農家ほど、単位あたりの生産費用が低下する傾向があるため、生産額ウェイトは生産者カウントに比べてヒストグラムが左に移動する。図表 4-8 の右側では、米の生産額 1 円にかかる生産費用は、損益を分岐する 1 円の周囲に集中している。図表 4-4 においては採算がとれる生産額の割合は 7.2%であったが、図表 4-7 によれば、採算がとれる生産額の割合は「集落内の稲作面積による加重平均」で 40.3%、「集落内で上位 25%」で 50.1%となっている。集落営農による稲作生産では、米の生産額を基準とすれば、半数に近い生産額は正の利潤が得られる形となっている。しかし図表 4-7 および図表 4-8 は、集落営農に大きな経営効率改善の可能性があると同時に集落営農の限界を示している。仮に集落営農を実施したとしても、採算割れを起こす農業集落は 8 割以上、生産額から見ても 5 割以上の農業集落が稲作から利潤が得られないことを示している。

続いて集落営農の可能性と限界を別の視点から表すために、稲作労働一人日あたりの生産額と各生産者の稲作利潤に着目する。集落営農による経営効率向上の最大の要因は、図表 4-6 に示したように稲作労働の投入および費用が減少することである。その効果を明確にするため、直感的な労働生産性として稲作労働一人日あたり生産額  $LAP$  を下記(5.7)式で定義する。

$$\text{稲作労働1人日あたりの生産額 } LAP_{ptci} = \frac{P_{pt} \tilde{y}_{ptci}}{L_{ptci}} \quad (5.7)$$

(5.7)式で示された  $LAP$  は、労働以外の投入を捨象した直感的な労働生産性の指標である。同時に全ての生産要素の投入を包含した指標として、(5.8)式の形式で生産者が得る稲作利潤を稲作生産額から総費用を差し引くことで算出する。

$$\text{利潤 } PRO_{ptci} = P_{pt} \tilde{y}_{ptci} - TC_{ptci} = P_{pt} \tilde{y}_{ptci} - (R_{pt} G_{ptci} + W_{pt} L_{ptci} + K_{ptci} / DY + O_{ptci}) \quad (5.8)$$

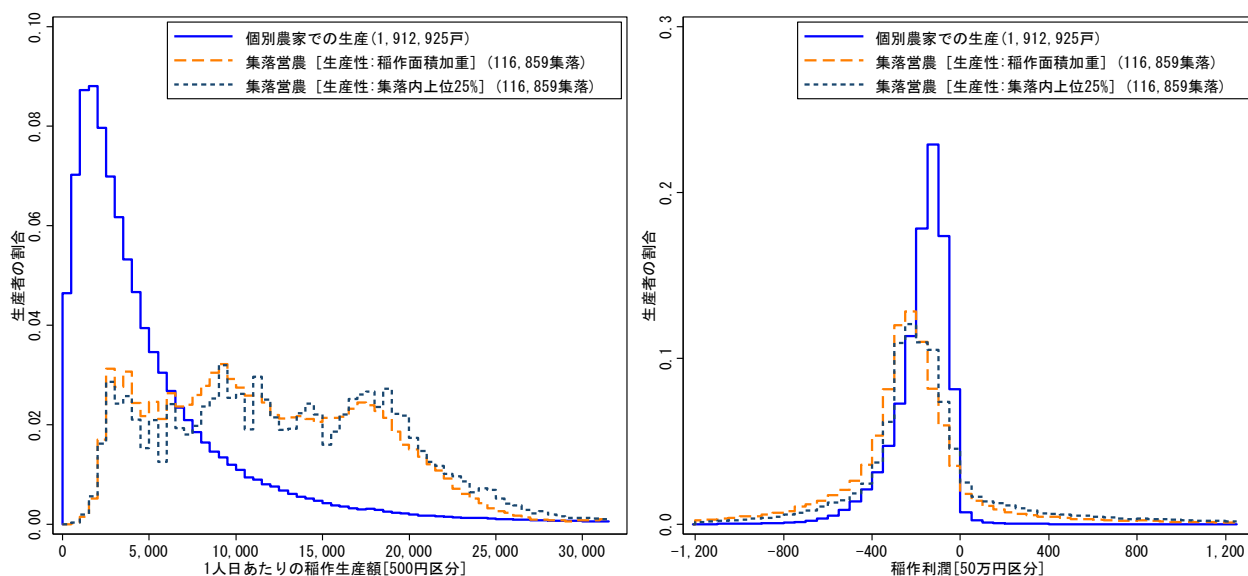
図表 4-9 および図表 4-10 では、個別農家での生産および集落営農の設定で、導出した指標を表と生産者割合のヒストグラムにて表している。図表 4-9 の上側および図表 4-10 の左図は、労働生産性に相当する稲作労働一人日あたり生産額  $LAP$  を表している。一人日あたり稲作生産額の平均値に着目すれば、集落営農に移行することによって 94%~119%の増加となっている。また、一人日あたり稲作生産額の中央値に着目すれば、集落営農に移行することによって 229%~374%の増加となっている。集落営農における生産性の設定によって、生産額の増加率に幅があるものの一人日あたり稲作生産額は、平均値にして約 2 倍、中央値にして約 3 倍の増加を見込むことができる。図表 4-10 の左図において、個別農家での生産は左に偏った分布となっているため、平均値よりも中央値の増

加率の方が高くなっている。集落営農への移行は、特に小規模農家にとって労働生産性向上の効果が大きい。

図表 4-9 稲作労働一人日あたり生産額および稲作利潤

		平均	パーセンタイル				
			10%	25%	50%	75%	90%
稲作労働一人日あたり生産額(円)	個別農家での生産	6,405	893	1,761	3,474	6,833	12,640
	集落営農(生産性:稲作面積加重)	12,420	3,776	6,877	11,415	17,121	21,004
	集落営農(生産性:集落内上位25%)	14,041	3,927	7,938	12,979	18,569	23,337
稲作の利潤(万円)	個別農家での生産	-178.0	-338.9	-230.1	-150.6	-95.7	-52.0
	集落営農(生産性:稲作面積加重)	-209.2	-601.7	-353.0	-232.7	-117.3	90.5
	集落営農(生産性:集落内上位25%)	-73.6	-483.0	-292.1	-185.0	-53.2	365.3

図表 4-10 稲作労働一人日あたり生産額および稲作利潤に関するヒストグラム



図表 4-9 の下側および図表 4-10 の右図は、生産者の利潤を表している。図表 4-7 に示したように採算のとれる集落の割合は、生産性の設定に依存して 13%~20%となっている。このため、集落営農のシミュレーションにおいても、図表 4-9 が示すパーセンタイルの中で利潤が正となるのは、90%のみとなっている。また、中央値に着目すれば、個別農家での稲作生産に比べて、集落営農の方が稲作生産の損失額が大きくなっている。これは、小規模の農家、少数の農家が属する農業集落が稲作生産を共同で行っても、規模の経済性を十分に発揮するには至らず、合計損失の増大を招くことを意味している。このため、図表 4-10 の右図において、個別農家での生産におけるヒストグラムの最頻値は 100 万円~150 万円の損失であるが、集落営農においては 200 万円~250 万円の損失となっている。集落営農への移行によって集落全体での損失額は減少するが、一生産者あたりの損失額は増加するケースもあると考えられる。

農業就業人口の減少が不可避の我が国において、農作業の共同化については集落営農が果たす役割は大きい。集落営農への移行は農業労働の節約を伴って、とりわけ小規模農家における労働生産性

を大きく向上させる。しかしながら、農業集落全体での農作業の共同化である集落営農への移行を果たしたとしても、大半の農業集落において稲作農業が赤字経営となる実態は変わらない。集落営農営農の有効性と限界を把握した上での政策の検討、実施が望まれる。

## 4.5 おわりに

本章では、農林業センサスのデータを用いて、集落営農に関するシミュレーション分析を行った。農業には一般に規模の経済があり、我が国においても長期にわたって規模拡大を目的とする政策が実施されている。ただし、農地規模拡大の一般的な上限として同一農業集落内の耕地であることが想定される。

そこで本章では、集落内の稲作面積を集落営農によって共同で耕作した場合の費用・経営効率をシミュレーションによって評価することで、我が国の稲作農業が潜在的に達成可能な経営効率を分析した。本章の分析の結果、農林業センサス 2000 の 42 府県において、個別農家で稲作生産をしていた場合は、約 5.04 兆円を費やしていた稲作生産費用（機会費用を含む）は、集落営農による大規模稲作経営を行うことによって約 1.97 兆円へと 61%削減できることが示された。

なお、集落営農による費用削減の効果が最も大きい生産要素は、総費用低下に占める寄与率が 66%となっている稲作労働である。農林業センサス 2000 の 42 府県における個別農家の稲作生産では、3.94 億人日（稲作労働費用 2 兆 7,576 億円）が投入されていた稲作労働は、集落営農を行うことで 1.06 億人日（稲作労働費用 7,391 億円）にまで低下させることができる。集落営農を実施することで稲作に関する労働投入・費用は約 4 分の 1 となる。農業従事者が高齢化し農業就業人口が減少する我が国においては、集落営農は少子高齢化に耐えうる農業生産の方策として期待することができる。

また、農林業センサス 2000 における個別農家での稲作生産では生産者ベースで 1%程度、生産額ベースで 7%しか採算がとれていない。しかし、集落営農に移行することによって生産者ベースで 13~20%、生産額ベースで 40~50%の割合で採算がとれることが示された。なお、集落営農に関する予測値の幅は、農家の生産性の設定に依存している。生産性の高い農家が集落営農を主導することが、集落営農の収益性を高める要因の一つとなっている。

同時に本章の分析結果は、集落営農の限界を定量的に示す形となった。仮に集落営農によって稲作を実施したとしても生産者ベースで 8 割以上、生産額ベースで 5 割以上が赤字経営となることが見込まれる。集落営農による規模拡大は労働生産性向上に関して大きな可能性を持っている一方で、仮に集落営農の実施が徹底された場合でも、赤字経営が常態化している稲作農業の構造を刷新するには至らない。集落営農支援政策は促進すべきではあるが、我が国の稲作農業の体質強化には支援すべき集落や農家を限定することが必要と考えられる。





## 第5章 おわりに

## 5.1 各章の要約

本論文は、我が国の農業に関する3種類の分析をとりまとめた。いずれの章における分析も農林業センサスのデータに基づいた実証分析である。概ね日本の全体を俯瞰するシミュレーションによって農地の転用期待、稲作生産調整、集落営農の効果を定量的に評価した。各章の要約は、以下の通りである。

### 第2章 農地の転用期待に関する分析

農家が知事等から許可を得て、農地を宅地等へ転用する場合、耕作目的の資産価値に比べて大幅に高額となる。この農地転用に関する期待利益が農地の流動化を阻害し、我が国における農業規模拡大の阻害要因となっていると指摘されている。第2章においては、農林業センサス1990～2005の4時点の公表データに基づき、農地の転用期待が稲作規模・稲作の生産性に与える影響を離散選択モデルに基づくシミュレーションによって分析した。

第2章における分析過程は、大きく三段階に区分される。第一段階では、稲作生産関数を推定し、その予測値と農地利用に関するモデルに基づいて、転用期待に関連する農地利用の現在価値を導出した。第二段階では、導出された農地利用の現在価値を説明変数として、離散選択モデルを推定した。第三段階では、離散選択モデルの推定結果に基づいて、転用期待がなかった場合における農家の選択に関するシミュレーションを行い、転用期待の影響を評価した。

離散選択モデルの推定結果に基づき、10年前から転用期待が消失した2004年時点に関するシミュレーションを行ったところ、現実のデータに比べて平均稲作面積は34%増加、平均労働生産性は28%増加となった。第2章の分析によって、農地の転用期待が稲作の規模拡大を阻害し、稲作労働生産性の停滞を招いていることが定量的に示された。

### 第3章 稲作生産調整政策に関する分析

1970年から本格的に実施されている稲作生産調整政策は、主食用米の供給量を低く抑えることで高米価を維持することを目的としている。2015年3月に閣議決定された食料・農業・農村基本計画では、非主食用米への仕向量を2013年度における13万tから2025年度における120万tまで9.2倍に増加させることを目標に掲げている。この計画に沿う形で、新たな稲作生産調整政策に相当する非主食用米（米粉用米・飼料用米等）への仕向増加が進行していることに加えて、従来の稲作生産調整政策として代表的であった小麦・大豆に対する転作交付金を継続している。第3章では、非主食用米への仕向増加が進展した2019年度を評価時点として、それぞれの稲作生産調整政策が経済厚生に与える影響を分析した。

第3章における分析過程は、大きく三段階に区分される。第一段階では、農地利用をはじめとする農家の選択に関する離散選択モデルを構築し、農林業センサス1995～2010の5時点のデータを用いて推定した。第二段階では、離散選択モデルの推定結果に基づいて、各政策設定における2019年に関するシミュレーションを行った。第三段階では、食料・農業・農村基本計画に沿う設定と政策変更をした設定のシミュレーション結果を比較することで、政策変更に伴う経済厚生の変化を導出した。

分析結果の概要は下記の通りである。2019年度における非主食用米への仕向量を2013年度水準の13万tに維持した場合、食料・農業・農村基本計画の目標に沿って非主食用米への仕向量を増やした場合に比べて、経済厚生を710億円増大させる。なお、従来、稲作生産調整政策に関する交付金として代表的であった小麦・大豆への転作交付金を廃止しても、経済厚生を増大は16億円に過ぎない。新たな稲作生産調整政策に相当する非主食用米への仕向増加は、経済厚生への損失が相対的に大きく、優先して見直すべき政策であると考えられる。また、稲作生産調整政策に伴う農家の所得低下を緩和することが必要であれば、農地利用に中立な交付金を活用することが望ましい。

## 第4章 集落営農に関する分析

農業集落を単位として、農地利用・農業生産過程を共同化・統一化する集落営農は、農業規模の実質的な拡大策としても、農業就業人口の低下への対抗策としても期待されている。第4章では、農林業センサス2000時点における約192万戸の稲作農家に代わって、稲作農家が属する約12万の農業集落が経営単位として稲作生産をした場合の経営効率をシミュレーションによって評価した。

第4章における分析過程は、大きく三段階に区分される。第一段階では、農林業センサスの区間形式の販売額データおよび販売に関するサンプルセクションに対応した稲作生産関数を推定し、その予測値に基づいて、個別農家による稲作生産の経営効率指標を導出した。第二段階では、集落営農において見込まれる生産要素投入を稲作生産関数に代入することで、集落営農による稲作生産の経営効率指標を導出した。第三段階では、第一段階で導出した個別農家による稲作生産の経営効率指標、第二段階で導出した集落営農による稲作生産の経営効率指標を比較した。

分析の結果、個別農家における稲作生産では5.04兆円であった生産費用（機会費用を含む）は、集落営農を実施することで1.97兆円へと61%削減できることが示された。また、稲作に関する平均労働生産性は94%～119%増加する。さらには、稲作生産から正の利潤を得られる生産者の割合は、個別農家における生産では1.3%であったが、集落営農においては13～20%が見込まれる。第4章の分析によって、集落営農は稲作農業の生産性・収益性を大幅に向上させる一方で、集落営農を実施したとしても8割以上の農業集落においては、赤字経営が見込まれることが示された。

## 5.2 総括

本論文の第2章から第4章では、農地の転用期待・稲作生産調整・集落営農を取り扱った。各章における分析では、日本人の主食であるとともに我が国において最大の農産物生産額を持つ稲作に着目した。それぞれの章における分析過程では、稲作生産額または稲作利潤を利用している。第2章においては「農林業センサス」の公表データを用いて稲作生産関数を推定した。第3章においては「米及び麦類の生産費」を用いて稲作生産に関する収入と費用を算出し、その差分から稲作利潤を導出した。第4章においては「農林業センサス」の個票を用いて稲作生産関数を推定した。本論文において、稲作の稲作生産額・稲作利潤に着目する理由は、稲作規模の拡大および規模の経済性を定量的に分析結果に反映するためである。

第2章においては、農地の転用期待が規模拡大の阻害要因になっており、転用期待が解消した場合に発揮できる「規模の経済性」による生産性向上を示した。第3章においては、新たな稲作生産調整政策である非主食用米の仕向増加は、米価の維持・平均稲作面積の増加による「規模の経済性」を発揮するが、生産性向上の恩恵を超える経済厚生損失があることを示した。第4章においては、集落営農の実施によって「規模の経済性」を最大限に発揮した場合に、達成可能な生産性・稲作利潤を示した。

他の条件を一定とすれば、農業規模・稲作規模の拡大は望ましく、それらは本論文のテーマとなっている。第2章で分析対象とした農地転用期待に関しては、規模の経済性を発揮できるよう転用期待を解消する政策・枠組が望まれる。一方で、第3章の分析対象とした非主食用米の仕向増加は、米価の上昇による稲作規模の拡大を促すが、規模拡大による恩恵に比べて経済厚生損失が大きく、実施すべきではない政策である。仮に農業規模・稲作規模が拡大したとしても、我が国の経済厚生を低下させるような政策は本末転倒である。

また、第4章で示したように、集落営農を実施して最大限の規模の経済を発揮したとしても、過半の農業集落において、代表的な農業生産物である稲作は赤字経営となることが見込まれる。仮に集落営農を実施したとしても、農業収入のみで我が国の農業生産・農村の機能を維持することは困難であると考えられる。ただし、農業・農村への政策的支援・交付金は、第3章に示した稲作生産調整政策のような農産物価格を変化させ、市場に歪みをもたらし、消費者負担となるものであってはならない。第3章で示したように、副次的な効果にも配慮した上で農地利用に中立な交付金等の形で支援されるべきである。

農業政策は、消費者負担・納税者負担・生産者負担を含めた総合的な検討をもとに実施されなくてはならない。経済モデルに基づく実証分析が、総合的な検討の一助となることを本論文によって示せていたならば、幸いである。

## 参考文献

- 荒井聡・今井健・小池恒男・竹谷裕之〔編〕（2011）『集落営農の再編と水田農業の担い手』，筑波書房.
- 荒幡克己（2010）『米生産調整の経済分析』，農林統計出版.
- 荒幡克己（2014）『減反40年と日本の水田農業』，農林統計出版.
- 荒幡克己（2015）『減反廃止-農政の大転換の誤解と真実-』，日本経済出版社.
- 有本寛・中嶋晋作（2010）「農地の流動化と集積をめぐる論点と展望」『農業経済研究』第82巻第1号，pp.62-71.
- 安藤光義（2005）「近年における農地転用の性格の変化--空洞化する農地所有」『農政調査時報』春 vol.553，pp.40-53.
- 泉田洋一（2013）『日本の農村金融・マイクロファイナンス』，農林統計協会.
- 梅本雅（2007）「品目横断的経営安定対策下における大豆作経営の対応方向」『豆類時報』第48巻，pp.19-26.
- 磯辺俊彦（1985）『日本農業の土地問題：土地経済学の構成』，東京大学出版会.
- 稲熊利和（2014）「米の生産調整見直しをめぐる課題― 過剰作付・米価下落への備え ―」『立法と調査』2014年7月 No.354，参議院事務局 企画調整室.
- 加古敏之（1979）「稲作における規模の経済の計測」『季刊理論経済学』第30巻第2号，pp.160-171.
- 加古敏之（1986）「生産調整前後における稲作の規模問題」『農業経済研究』第58巻第2号，pp.81-91.
- 黒田誼（2015）『米作農業の政策効果分析』〔シリーズ：総合研究 現代日本経済分析 第Ⅱ期〕，慶應義塾大学出版会.
- 神門善久（1993）「米価政策と減反政策のポリシーミックス」『経済研究』第44巻第1号，pp.32-40.
- 神門善久（1996）「農地流動化、農地転用に関する統計的把握」『農業経営研究』第34巻第1号，pp.62-71.
- 神門善久（2006）『日本の食と農 危機の本質』，NTT出版.
- 小林恒夫（2005）『営農集団の展開と構造―集落営農と農業経営』，九州大学出版会.

- 齋藤経史・大橋弘（2008）「農地の転用期待が稲作の経営規模および生産性に与える影響」『RIETI Discussion Paper Series』， 08-J-059.
- 齋藤経史・花田真一・大橋弘（2014）「太陽光発電の大規模導入に関する シミュレーション分析」『CIRJE Discussion Paper J-Series』， CIRJE-J-258.
- 齋藤経史・大橋弘（2015a）「電源別発電構成と経済評価: 2023 年におけるシナリオ別シミュレーション」『CIRJE Discussion Paper J-Series』， CIRJE-J-269.
- 齋藤経史・大橋弘（2015b）「稲作生産調整に関するシミュレーション分析：転作およびソーラーシェアリングに関する政策効果」『RIETI Discussion Paper Series』 2015 年 10 月， 15-J-055.
- 佐伯尚美（2009）『米政策の終焉』， 農林統計出版
- 澤田守（2013）「家族農業労働力の脆弱化と展望」， 安藤光義編『日本農業の構造変動—2010 年農業センサス分析』第 2 章所収， 農林統計協会
- 清水徹朗（2012）「日本の稲作の現状と政策課題」『農林金融』第 65 巻第 1 号， pp.35-44
- 生源寺眞一（2003）『新しい米政策と農業・農村ビジョン』， 家の光協会
- 高橋大輔（2009）『農地制度改革をめぐる近年の議論について—農地転用問題を中心に—』， 生源寺眞一編「改革時代の農業政策—最近の政策研究レビュー」第 8 章所収， 農林統計出版.
- 高橋大輔（2013）「農地制度改革をめぐる論点整理と今後の展望—平成 21 年農地制度改正をめぐって—」『土地と農業』第 43 巻， pp.95-106.
- 高橋信正 [編]（2013）『「農」の付加価値を高める六次産業化の実践』， 筑波書房.
- 田代洋一（2006）『集落営農と農業生産法人—農の協同を紡ぐ』， 筑波書房.
- 田原健吾（2006）「日本における転用規制と農地価格—転用規制の実効性に関する計量分析—」『2005 年度日本農業経済学会論文集』， pp.89-96.
- 中野真理（2011）「飼料用米の現状と課題」『調査と情報-Issue Brief-』 No.716.
- 中渡明弘（2010）「米の生産調整政策の経緯と動向」『レファレンス』 No.717.
- 中島隆信（2001）『日本経済の生産性分析』， 日本経済新聞社.
- 長島彬（2015）『日本を変える、世界を変える！「ソーラーシェアリングのすすめ」』， リックテレコム.
- 中村鉄哉（2015）『里山発電 地方の未来を変えるソーラーシェアリング』， ダイヤモンド社.

- 中山弘・大門信也（2014）「南相馬市における「ソーラーシェアリング」のとりくみ：震災からの歩みを中心に」『サステナビリティ研究』第4号，pp.17-25.
- 橋口卓也（2008）「農業集落の構造と動向」，小田切徳美編『日本の農業—2005年農業センサス分析』第6章所収，農林統計協会.
- 橋口卓也（2013）「農業集落の構造と動向」，安藤光義編『日本農業の構造変動—2010年農業センサス分析』第6章所収，農林統計協会.
- 橋詰登〔編〕（2013）『集落営農展開下の農業構造—2010年農業センサス分析』（構造分析プロジェクト〔統計分析〕研究資料 第3号），農林水産政策研究所.
- 八田達夫（2008）『ミクロ経済学Ⅰ—市場の失敗と政府の失敗への対策』（プログレッシブ経済学シリーズ），東洋経済新報社.
- 平林光幸・小野智昭（2014）「秋田県における「枝番管理」型集落営農組織の特徴と展望—秋田県C地区を事例に—」『農業構造の変動と地域性を踏まえた農業生産主体の形成と再編—各地域の現状分析—』（構造分析プロジェクト〔実態分析〕研究資料 第4号），農林水産政策研究所.
- 藤野信之（2009）「大豆の国際需給と日本の自給」『農林金融』第62巻第12号，pp.36-53
- 本間正義（2010）『現代日本農業の政策過程』（シリーズ：総合研究 現代日本経済分析），慶應義塾大学出版会.
- 山下一仁（2010）『農業ビッグバンの経済学—真の食料安全保障のために』，日本経済新聞出版社
- 山下一仁（2013）「戦後農政の大転換「減反廃止」は大手マスコミの大誤報」『ダイヤモンド・オンライン』，（2013年11月13日特別レポート）.
- 吉田忠則（2015）『コメをやめる勇気』，日本経済新聞出版社.
- 吉村秀清（2008）「2005年農林業センサス改定点と分析視点」，小田切徳美編『日本の農業—2005年農業センサス分析—』第7章所収，農林統計協会.
- 渡部岳陽（1998）「新たな米政策下における地域とも補償の実施が農家所得に与える影響」『農業経済研究報告』第30巻.

- Adamopoulos, Tasso and Diego Restuccia (2014) "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences," *American Economic Review*, vol. 104(6), pp. 1667-1697 American Economic Association,
- Arrow, Kenneth and Hollis Chenery and Bagicha Minhas and Robert Solow (1961) "Capital-labor substitution and economic efficiency", *The Review of Economics and Statistics*, 8(2), pp 225-250
- Cameron, Trudy Ann (1992) "The impact of grouping coarseness in alternative grouped-data regression models" *Journal of Econometrics*, vol. 52(3), pages 419-421
- Caudill, Steven (1992) "More on grouping coarseness in linear normal regression models" *Journal of Econometrics*, vol. 52(3), pages 407-417
- Caudill, Steven (1996) "Maximum likelihood estimation in a model with interval data: a comment and extension," *Journal of Applied Statistics*, vol. 23(1), pages 97-104.
- Das, Mitali and Whitney Newey, and Francis Vella (2003) "Nonparametric Estimation of Sample Selection Models" *Review of Economic Studies*, vol. 70(1), pages 33-58
- Hayami, Yujiro and Toshihiko Kawagoe (1989) "Farm mechanization, scale economies and polarization: The Japanese experience", *Journal of Development Economics* 31, No.2, pp. 221-239.
- Heckman, James (1979) "Sample Selection as a Specification Error" *Econometrica*, vol.47(1), pp.153-161.
- Heiss, Florian (2002) "Structural choice analysis with nested logit models" *The Stata Journal*, 2(3), 227-252.
- Kawasaki, Kentaro (2010) "The costs and benefits of land fragmentation of rice farms in Japan," *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 54,(4), pp. 509–526
- Kmenta, Jan (1967) "On estimation of the CES production function", *International Economic Review*, 8(2), pp 180-189.
- Lagakos, David and Michael Waugh (2013) "Selection, Agriculture, and Cross-Country Productivity Differences," *American Economic Review*, vol. 103(2), pp. 948-980, American Economic Association
- Levinsohn, James and Amil Petrin (2003) "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables" *Review of Economic Studies*, vol. 70(2), pages 317-341
- Maddala G. S. (1986). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics* Cambridge University Press.
- Manski, Charles and Elie Tamer (2002) "Inference on Regressions with Interval Data on a Regressor or Outcome" *Econometrica*, vol. 70(2), pages 519-546
- OECD (2009) *Evaluation of Agricultural Policy Reforms in Japan*, OECD Publishing,



- OECD (2014) *Agricultural Policy Monitoring and Evaluation 2014: OECD Countries*, OECD Publishing, Paris.
- Olley, Steven and Ariel Pakes (1996) "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, vol. 64(6), pages 1263-97
- Oskam, Arie and Gerrit Meester (2006) "How useful is the PSE in determining agricultural support?," *Food Policy*, vol. 31(2), pp. 123-141. Elsevier,
- Stewart, Mark (1983) "On Least Squares Estimation When the Dependent Variable Is Grouped," *Review of Economic Studies*, vol. 50(4), pages 737-53
- Takahashi, Daisuke (2012) "The distributional effect of the rice policy in Japan, 1986–2010," *Food Policy*, vol. 37(6), pp. 679-689. Elsevier,

## 謝辞

本論文をまとめるにあたって、大橋弘教授、伊藤元重教授、澤田康幸教授、林正義教授、矢坂雅充准教授には、改訂に関する建設的なコメントを頂きました。特に矢坂准教授は、論文全体を熟読して頂き、農業・農村の実態と本論文における分析、表現の整合性を丁寧にご教授頂きました。ここに記して感謝を申し上げます。

また、各章の作成時においても、学会・ワークショップにおいて数多くの方々のご指導、ご助言を頂きました。農業経済学者である荒幡克己教授（群馬大学）、有本寛准教授（一橋大学）、大泉一貫教授（宮城大学）、草苅仁教授（神戸大学）、神門善久教授（明治学院大学）、高橋大輔助教（東京大学）、本間正義教授（東京大学）、山下一仁博士（キャノングローバル戦略研究所）からは、日本農業に関する課題や農業制度の実態に関して、ご教授頂きました。加えて、生産性に関する実証分析の専門家である清田耕造教授（慶應義塾大学）、中島隆信教授（慶應義塾大学）、森川正之博士（経済産業研究所）からは、分析手法や結果表示に関する助言を頂きました。全ての方のお名前を挙げることはできませんが、様々な側面から、私の研究遂行・論文作成の助力を頂いた皆様に御礼申し上げます。なお、本論文に残り得る誤りは全て筆者の責です。