



RIETI Discussion Paper Series 10-J-009

# 集落営農が稲作の生産および費用に与える影響 —大規模稲作経営のシミュレーション分析—

齋藤 経史

文部科学省 科学技術政策研究所

大橋 弘

経済産業研究所

西村 清彦

日本銀行



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 集落営農が稲作の生産および費用に与える影響 —大規模稲作経営のシミュレーション分析—\*

齋藤 経史 (文部科学省 科学技術政策研究所)

大橋 弘 (東京大学大学院 経済学研究科)

西村清彦 (日本銀行)<sup>o</sup>

### 要旨

本論文では、農林業センサスを用いて2000年の42府県において、約192万戸の稲作農家に代わって約12万の農業集落が実質的な経営単位として機能した場合に、稲作の生産や費用に与える効果を定量的に評価する。サンプルセレクションおよび区間形式のデータに対応した手法を用いて、稲作の生産関数を推定し、シミュレーションを用いて、集落営農による大規模稲作経営の効果を分析する。

分析の結果、2000年において5.04兆円を費やしていた稲作の生産費用（機会費用を含む）は集落営農による大規模経営を行うことによって1.97兆円へと約61%削減できることが分かった。また、2000年の個別農家による生産では、約1.5%の農家しか採算がとれていないが、集落内で上位10%の生産性を持つ農家が集落営農を主導すれば、約11%の農業集落にて採算がとれることが明らかとなった。集落営農は、我が国の稲作の赤字構造を包括的に解決するわけではないが、収益性を大幅に改善することが示された。

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

\*本稿は、経済産業研究所におけるプロジェクト「少子高齢化のもとでの経済成長」の一環として執筆されたものである。本論文の作成にあたり、藤田昌久所長、森川正之副所長をはじめとする経済産業研究所のセミナー参加者から有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝を申し上げます。

<sup>o</sup>本研究への主要な貢献は、日本銀行政策委員会のメンバーになる前になされた。

## 第一章 はじめに

少子高齢化が不可避の我が国において、高齢者の就労比率が最も高い産業は農業である。2005年の農林業センサスによれば、農業就業人口は335万人<sup>1</sup>、そのうち65歳以上の高齢者が195万人で58.2%を占めている。<sup>2</sup> 我が国において農業の活性化は一産業の発展のみならず、高齢者の活躍の場という点においても重要である。しかし、食料・農業・農村白書において『農業労働力のぜい弱化の進行が懸念』等、農業従事者の減少や高齢化による生産性の低下が懸念されている。

また、稲作に代表される土地利用型農業において、その生産性は農地の規模に強く依存している。このため、我が国では長年にわたり農地利用の大規模化を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項）と記され、以後50年近くにならわって規模拡大を目的とした農地関連政策が施行されてきた。しかしながら、農地の規模拡大は遅々として進んでおらず、作付面積が1haを下回る小規模農家が過半を占めている。<sup>3</sup> このため、我が国の農家一戸あたりの平均経営耕地面積は国際的に見て極端に小さく、農産物は国際価格に比べ高価となっている。<sup>4</sup>

農業従事者の減少および小規模農家中心の非効率な構造を解決するための方策の一つが、本論文で採りあげる『集落営農』である。集落営農とは「集落など地縁的にまとまりのある一定の地域内の農家が農業生産を共同して行う営農活動」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、より少ない人手でより広い農地を耕作することが可能となる。このため、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として期待されている。

1999年に農業基本法に代わって制定された食料・農業・農村基本法において「国は、地域の農業における効率的な農業生産の確保に資するため、集落を基礎とした農業者の組織その他の農業生産活動を共同して行う農業者の組織、委託を受けて農作業を行う組織等の活動の促進に必要な施策を講ずるものとする。」と集落営農への支持を表明している。また、2005年度より集落営農実態調査が開始され<sup>5</sup>、集落営農を促進する施策も実施されている。

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

---

<sup>1</sup> 農林業センサスにおいて、調査期日前1年間に「農業のみに従事した世帯員」及び「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世帯員」を農業従事者としている。

<sup>2</sup> 内田(2007)では、特に専業傾向が強い基幹的農業従事者、農業就業者、農業従事者の順に75歳以上の後期高齢者のシェアが急増していることを示している。

<sup>3</sup> 北海道を除いて、我が国の農業経営規模拡大への動きは緩慢である。1985年の農業センサスではの販売農家一戸あたりの平均経営耕地面積は北海道で1012a、都府県で105aであったが、2005年の農林業センサスでは北海道で1859a、都府県で130aとなっている。

<sup>4</sup> 2005年農林業センサスにおいては、わが国の平均経営耕地は約127aであるが、この値は米国の約0.8%にしか過ぎない(米国2007 Census of Agricultureより)。

<sup>5</sup> 集落営農実態調査において、集落営農は『「集落」を単位として農業生産過程における一部又は全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』としている。

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。農林業センサスの農業集落自体に関する機能や動向に関しては小田切[編] (2008) の第 6 章にまとめられている。また、小林 (2005)、田代 (2006) 農林水産政策研究所 (2009) 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、全国レベルでの集落営農の効果に関する定量分析を未だに行われていない。そこで本論文では農林業センサスのデータを用いて、集落営農が稲作農業の生産や費用に与える影響を分析する。徹底した集落営農が実現した場合の稲作生産の状況を示すことで、我が国の稲作農業の可能性を示すことが、本論文の目的である。

本論文の分析の結果、2000 年における稲作農家において、5.04 兆円を費やしていた稲作の生産費用（機会費用を含む）は、集落営農による大規模経営を行うことによって 1.97 兆円へと約 61%削減できることが明らかになった。また、個別の稲作農家による生産では、農家ベースで 1.5%、金額ベースで約 8%の産出しか採算がとれていなかったが、集落内で上位 10%の生産性を持つ農家が集落内の稲作農業を指揮すれば、約 11%の農業集落、金額ベースで約 27%の産出で採算がとれることが明らかとなった。集落営農は我が国の稲作の赤字構造を包括的に解決するわけではないが、収益性を大幅に改善することが示された。

次章以降の構成は以下のようになっている。第二章では、分析に用いる農林業センサスのデータを紹介し、記述統計を示す。第三章では、稲作の生産関数を推定し、個別の稲作農家における総費用および単位産出あたりの費用を導出する。第四章では、シミュレーションから集落営農における総費用および単位産出あたりの費用を導出し、個別農家における稲作生産と比較する。第五章は結語である。

## 第二章 データ

本論文では主として 1990 年、1995 年、2000 年の三時点における農業センサスの個別データを用いる。農業センサスは、農業の基本構造を明らかにするために 5 年に一度、農林水産省によって一定条件を満たす農家全てに実施される調査である。<sup>6</sup> 農業センサスの個別データには、個別農家の投入と産出のデータに加えて、各農家が属する農業集落の ID が記載されている。<sup>7</sup> この農家が属す

---

<sup>6</sup> 農業センサスにおける農家の定義は、10a 以上の経営耕地面積を営む世帯、もしくは調査期日前 1 年間における農産物販売金額が 15 万円以上あった世帯である。

<sup>7</sup> 農林業センサスにおける農業集落は 1970 年のセンサスにおいて「市区町村区域の一部において農業上形成されている地域社会」の実態把握という見地から、主に市町村が設定する行政区に準じて範囲が改訂された。1970 年センサスから 2000 年センサスの間は、統計の連続性を確保する観点から、基本的には地域範囲の見直しが行われていない。なお、農林業センサスの調査設計の委員会においても、「実態としての農業集落と統計調査のフレームとしての農業集落（地域単位）との乖離が生じてきている」とされており、農林業センサスにおける農業集落の範囲見直しが議論されている。

る集落の ID を利用して、集落営農のシミュレーション分析を行う。

集落営農を行った場合のシミュレーションを行うためには稲作の投入と産出の関係を示す生産関数が必要となる。まず生産関数の推定に必要な農林業センサスから稲作への投入と産出のデータを作成する。稲作農家は、稲作作付面積  $G_{idpt}$  ( $a = 100 \text{ m}^2$ )、自家稲作労働  $L_{idpt}$  (延べ人日)、稲作用農業機械  $K_{idpt}$  (万円) の 3 つの生産要素を投入して稲作の産出  $Y_{idpt}$  (万円) を得るとする。変数のサブスクリプトは農家  $i$ 、農業集落  $d$ 、府県  $p$ 、調査時点  $t$  をそれぞれ表している。<sup>8</sup> なお、大規模畑作中心の北海道は分析から除外すると共に、農産物生産費調査報告【米及び麦類の生産費】における稲作作業別の労働時間に欠損があるため、労働投入のデータを作成できない東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県の 4 府県を除いた。このため、分析対象とするのは 42 府県である。

第一の生産要素である田  $G_{idpt}$  に関しては、農業センサスで調査している『稲を植えた田』の面積 ( $a$ ) を用いる。第二の生産要素である自家稲作労働  $L_{idpt}$  は世帯員による労働、農業雇用、農作業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  $K_{idpt}$  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。なお生産要素のデータの作成方法の詳細は、齋藤・大橋 (2008) の補論 A 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。農林業センサスは農産物の販売総額は [15 万円未満][15~50 万円]等の区間を、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、農家毎に米の販売額の区間データを導出する。続いて、米の販売額の区間データを『農村物価統計 (農林水産省)』における自主流通米 (水稲うるち玄米 1 等) の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ことで米価の水準や変化の影響を除去している。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稲作の実質産出区間としている。

表 1 は 2000 年における集落数、農家数、稲を植えた農家の投入の記述統計である。表 1 によると、2000 年において約 12 万農業集落、約 191 万戸の農家が稲作を行っていたことが分かる。よって、農業集落は平均して約 16 の稲作農家で構成されていることは分かる。また、稲を植えた農家の約 14% が米の販売を行っていない。米の販売を行っていない農家は実質産出額の区間がデータとして存在

---

<sup>8</sup> 稲作用農業機械と稲作産出の金額は、全て 2000 年の価値に実質化している。

しない。このため、次章ではサンプルセレクションの手法を用いて、米を販売していない農家を包含した稲作生産関数の推定を行う。

表 1：集落数、農家数、農家の平均投入、記述統計（2000 年）

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

### 第三章 稲作の生産関数の推定

#### 第一節 区間形式のデータに対する推定方法

前章にて導いた米の実質産出区間に対して稲作作付面積  $G_{idpt}$  ( $a=100$  m<sup>2</sup>)、自家稲作労働  $L_{idpt}$  (延べ人日)、稲作用農業機械の実質額  $K_{idpt}$  (万円) を用いて対数変換をした稲作の生産関数の推定を行う。<sup>9</sup> 本論文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)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>10</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小さく、簡便さにおいて優れている。<sup>11</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)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  $y_{idpt}$  の下限を  $y_{Lidpt}$ 、上限を  $y_{Uidpt}$  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(1)式のように書くことができる。<sup>12</sup>

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

(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>13</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(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あらかじめ知ることができない。誤差項の分布形状が仮

<sup>9</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(2115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(317749戸)は実質額で1万円の投入があるものとした。

<sup>10</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>11</sup> 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>12</sup> (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。なお、先行研究では、区間  $a$  の上限は区間  $a+1$  の下限となり区間同士は重複しないが、本論文では農産物の販売総額に稲作の販売割合を掛け合わせる等の調整を行っているため、区間同士が重複し得る。

<sup>13</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。このため、本論文の分析においては上限のみが分かる観測値は存在しない。

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。

第三の推定方法は、修正モーメント法(MMM)である。<sup>14</sup> 以下の(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(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。

$$OSSR = \sum_{i=1}^N \left[ 1[y_{Uidpt} > \mathbf{x}'_{idpt} \beta] (y_{Uidpt} - \mathbf{x}'_{idpt} \beta)^2 + 1[y_{Lidpt} < \mathbf{x}'_{idpt} \beta] (\mathbf{x}'_{idpt} \beta - y_{Lidpt})^2 \right] \quad (2)$$

全ての被説明変数が区間ではなく特定のデータポイントであった場合、MMM は最小二乗推定となる。<sup>15</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期待できる。これら三種の推定方法を用いて稲作生産関数の推定を行う。

## 第二節 サンプルセレクションの推定

本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。米の実質産出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  $e_{idpt}$  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ため、販売額が観測可能な標本 ( $s=1$ ) では  $E(e_{idpt} | s=1) > 0$  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  $x_{idpt}$  と生産性  $e_{idpt}$  が相関を持つため、一致推定量を得ることができない。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、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。本論文においても、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要約できる。米を販売している農家における  $e_{idpt}$  の期待値  $E(e_{idpt} | s=1) > 0$  として  $\lambda$  を作成する。得られた  $\lambda$  を稲作生産関数の推定に加えると、 $E(e_{idpt} | x, s=1, \lambda) = 0$  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、本節では二通りの方法を用いる。

<sup>14</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>15</sup> 逆にあまりに区間が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、逆ミルズ比を足し込む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『稲を植えた面積(a)、稲を植えた以外の経営耕地(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(米の販売 | 稲を植えた農家)をプロビット推定した結果が表 2 である。<sup>16</sup>

3 時点の調査において稲を植えた農家の総数は 765 万戸に達するために、全ての変数は有意となっているが、特に米販売の可能性を高めるのは『稲を植えた面積(a)』である。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。この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。

表 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		

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の基本的な発想は観測可能性と誤差項の関係が推定値に与える影響を吸収させることにある。<sup>17</sup> 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、誤差項の分布が仮定できない場合であっても Das,

<sup>16</sup> 農林業センサスでは、世帯員中に農業以外に就業している兼業従事者のいない農家を専業農家とし、それ以外の農家を兼業農家としている。

<sup>17</sup> 観測できる確率が高い属性においては、Heckit における逆ミルズ比も 0 に近づく。

Newey and Vella (2003)で論じられているように  $y = f(x) + e$  と観測できない誤差項が加法的に入っている限りは、観測確率の変換値を二段階目の推定式に足し込む点は共通している。誤差項の分布形状に依存しない観測確率を算出し、できる限り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>18</sup>

ノンパラメトリックなセクション指標として区分別の無販売確率を用いる。まず 42 府県を調査年別に 126 の区分に分ける。府県と年の区分の中で 16 歳以上の世帯員平均年齢、稲を植えた面積の四分位を計算し、稲を植えた以外の経営耕地の四分位を計算し、64 区分に分け、さらに兼業と田の耕作放棄地の有無によって 256 区分に分ける。府県と年による 126 区分と他の条件の 256 区分の組み合わせで、合計 32,256 通りの区分に分ける。区分毎に稲作農家の米の無販売確率の平均値を算出し、予測無販売確率としている。OLSM と MMM では予測無販売確率をセクション指標  $\lambda$  として生産関数推定に加えることでサンプルセクションを考慮する。

### 第三節 稲作生産関数の推定

本節では稲作の生産関数を推定する。稲作の生産関数の関数形としては Cobb-Douglas 型とそれを包含する Translog 型を用いる。稲作作付面積  $G_{idpt}$ 、自家稲作労働  $L_{idpt}$ 、稲作用農業機械  $K_{idpt}$  を用いて以下の対数変換した Cobb-Douglas 型および Translog 型で稲作生産関数を推定する。<sup>19</sup>

$$\begin{aligned} \log Y_{idpt} = & \delta_g \log G_{idpt} + \delta_l \log L_{idpt} + \delta_k \log K_{idpt} \\ & + \delta_{g2} (\log G_{idpt})^2 + \delta_{l2} (\log L_{idpt})^2 + \delta_{k2} (\log K_{idpt})^2 \\ & + \delta_{gl} \log G_{idpt} \log L_{idpt} + \delta_{lk} \log L_{idpt} \log K_{idpt} + \delta_{gk} \log G_{idpt} \log K_{idpt} \\ & + \delta_{Ft} FT_t + \delta_{Fp} FP_p + \delta_s S_{pt} + \delta_c + f(\lambda_{idpt}) + \varepsilon_{idpt} \end{aligned} \quad (3)$$

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。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。<sup>20</sup> 作況指数  $S_{pt}$  は、各年の天候や病虫の被害からの影響

<sup>18</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>19</sup> Translog 型はテイラー近似からの導出を考えれば、二乗項には 1/2 の係数がつくが、本論文では推定値を変換せずに記載している。

<sup>20</sup> 農林業センサスでの地域の区分は、都道府県、市区町村、旧市区町村、農業集落の順で細分化されている。本論文の分析対象の 42 府県において、2000 年に稲を植えた農家が含まれる地域区分は 2765 市区町村、10096 旧市区町村となっている。細分化した地域区分での固定効果は技術的に可能であるものの MLNE や MMM において収束しない。このため、本論文では 42 府県の固定効果のみを用いている。

を調整するために用いる。<sup>21</sup> MLNE に逆ミルズ比、OLSM と MMM に区分別の無販売確率を 3 乗項まで加え、2000 年の新潟県をレファレンスグループとして推定した結果が表 3 である。

表 3：稲作の生産関数の推定結果

推定番号 関数形 推定方法	(C1)	(C2)	(C3)	(T1)	(T2)	(T3)
	Cobb-Douglas型			Translog型		
	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)
$\delta_{g2}$ : 稲作の作付面積 (二乗項)				0.0653 (0.0004)	-0.0144 (0.0006)	0.0693 (0.0009)
$\delta_{l2}$ : 自家稲作労働 (二乗項)				0.0263 (0.0002)	0.0295 (0.0002)	0.0355 (0.0004)
$\delta_{k2}$ : 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)
$\delta_{\lambda_{1M}}$ : 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)
$\delta_c$ : 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。MMM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。

<sup>21</sup> 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が、 $S_{pt}$  は平年並の作況を 0 とした小数値に変換したものをを用いた。

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>22</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、妥当だと考えられるものの (C2)では  $\delta_g$  が 1 を超え、作付面積のみでの限界生産力が逓増する非現実的な結果となっている。一方で OLSM と MMM は限界生産力が逓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)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逓減する結果となっている。MLNE の(T2)では最も重要な生産要素である作付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  $\hat{y}_{idpt}$  が実測区間  $[y_{Lidpt}, y_{Uidpt}]$  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  $e_{idpt}$  は下記の式で算出される。

$$\begin{cases} e_{idpt} = 0 & \text{if } y_{Lidpt} \leq \hat{y}_{idpt} \leq y_{Uidpt} \\ e_{idpt} = y_{Lidpt} - \hat{y}_{idpt} & \text{if } \hat{y}_{idpt} < y_{Lidpt} \\ e_{idpt} = y_{Uidpt} - \hat{y}_{idpt} & \text{if } y_{Uidpt} < \hat{y}_{idpt} \end{cases} \quad (4)$$

MLNE と MMM では、予測値  $\hat{y}_{idpt}$  が実測区間  $[y_{Lidpt}, y_{Uidpt}]$  の中に入った場合、残差  $e_{idpt}$  は 0 となる。一方で実測区間  $[y_{Lidpt}, y_{Uidpt}]$  から外れた場合は、予測値  $\hat{y}_{idpt}$  に近い方の区間の端から予測値  $\hat{y}_{idpt}$

<sup>22</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。『米及び麦類の生産費調査(農林水産省)』では、[経営耕地 30a 以上又は過去一年間の農産物販売が 50 万円以上の農家]等の形式で農業センサスの標本の一部を取り出して調査している。

までの距離が残差  $e_{idpt}$  となる。<sup>23</sup> とりわけ、残差を分析対象に含む場合は、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。よって MMM によって得られた推定結果を用いて以降の分析を進める。

続く関数形の選択として、Cobb-Douglas 型(C3)と Translog 型(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>24</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、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「産出額 1 円の米の生産にかかる費用」を用いて Cobb-Douglas 型(C3)と Translog 型(T3)の推定結果を比較する。

まず、各農家の稲作投入と(C3)と(T3)の推定結果を用いて各農家の稲作産出額を導出する。生産関数による予測値  $\hat{y}_{idpt}$  が実測区間  $[y_{Lidpt}, y_{Uidpt}]$  に入る場合と米を販売していない稲作農家の場合は、 $\hat{y}_{idpt}$  を稲作産出の予測値とする。予測値  $\hat{y}_{idpt}$  が実測区間  $[y_{Lidpt}, y_{Uidpt}]$  から外れた場合は、個々の農家の生産性が残差  $e_{idpt}$  に反映されているとみなし、予測値から近い方の区間の端  $(= \hat{y}_{idpt} + e_{idpt})$  を産出額の予測値とする。<sup>25</sup> 導出された予測値を指数関数によって実額に変換し、都道府県別の米価で割り戻すことで名目産出額を算出する。

次に機会費用を含めた稲作の生産費用を導出する。まず農家の要素投入に生産要素価格を掛け合わせ、各生産要素にかかった費用を導出する。田の要素価格として、全国農業会議所『水田小作料の実態に関する調査結果』の府県別/時点別の値を用いる。自家稲作労働の要素価格として、全国農業会議所『農作業料金・農業労賃に関する調査結果』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。<sup>26</sup> 1 年当たりの稲作用機械の投入額は、稲作用農業機械のストック額を推定耐用年数で除して算出した。<sup>27</sup>

なお、農業においては原材料とも言える種苗費に加えて、肥料費、農業薬剤費、光熱費といった消耗型の費用がある。これらの投入は、農林業センサスのデータに存在しないことに加えて、田の面積に比例した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

<sup>23</sup> MLNE と MMM において、推定から得られた残差を生産性で見なす場合、生産性の下限(より 0 に近い方)を示している。

<sup>24</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、表 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。

<sup>25</sup> 本論文では金額ベースの被説明変数に対する残差を総じて生産性と扱っているため、米の売れ残りを出さず、より高価で販売することも生産性に含まれ得る。

<sup>26</sup> 代替的なデータがないために農業労賃のデータを用いているが、農作業以外の労働が困難な地域や年齢においては、稲作労働の機会費用はより低い可能性がある。

<sup>27</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 を用いる。

し、費用としては無視することができないため、農産物生産費調査報告【米及び麦類の生産費】を用いて補完した。農産物生産費調査報告における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」を種苗費や消耗型の費用に相当する値として算出し、対応する作付面積を掛け合わせることで、田、稲作労働、稲作用機械以外の費用とした。<sup>28</sup> 以上の手順で算出された田、稲作労働、稲作用農業機械、その他の費用の和を総費用とした。2000年の42府県全体では、機会費用を含めた稲作生産の総費用は5.04兆円である。その内訳は、田の費用が0.33兆円、稲作労働の費用が2.76兆円、稲作用機械の費用が1.16兆円、原材料や消耗型の費用が0.79兆円である。

導出した産出額と総費用を用いて、各関数形で2000年42府県全体の「産出額1円の米の生産にかかる費用」を示したのが表4である。Cobb-Douglas型とTranslog型のどちらでも投入は等しいため、稲を植えた農家数1,912,925戸、稲を植えた面積144.94万haであることは共通している。そのうち産出額が費用を上回っており採算のとれる農家はCobb-Douglas型で25742戸の1.3%、Translog型で30840戸の1.6%であり、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。なお、作付面積の規模の大きい農家は産出額が多く、単位生産あたりの費用が小さい傾向にある。このため、金額ベースで産出額に占める採算がとれる割合を見ると、約1.65兆円の総産出のうち0.12兆円～0.15兆円と7%～9%を占めている。このように産出額から見ても採算がとれる割合は10%に満たず、日本の稲作農業は総じて採算割れとなっている。

また、Cobb-Douglas型とTranslog型の双方で、産出総額が約1.65兆円となっていることに加えて、農家ごとの「産出額1円あたりの米の生産にかかる費用」の平均値や分位数に関しても、関数形による予測値の乖離が小さい。表4は日本の稲作の赤字体質とともに個別農家のデータで観測される範囲に内挿する限りは、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。

表4：Cobb-Douglas型とTranslog型の予測値（2000年42府県 稲作農家数1,912,925戸）

	採算がとれる 稲作農家数(戸)	稲作の産出額計 [兆円]	採算がとれる 稲作の産出額[兆円]	産出額1円の稲作生産にかかる費用[円]					
				平均	第1十分位	第1四分位	中央値	第3四分位	第9十分位
Cobb-Douglas型	25,742	1.64	0.12	7.12	1.73	2.54	4.04	6.92	13.70
Translog型	30,840	1.66	0.15	7.05	1.72	2.55	4.00	6.73	13.50

## 第四章 集落営農のシミュレーション分析

### 第一節 費用のシェアの測定と作成

前章で得られた稲作の生産関数に、集落営農に対応した稲作の投入を与えれば、集落営農における稲作の産出を導出することができる。本節では集落営農における稲作生産に対応する生産要素の

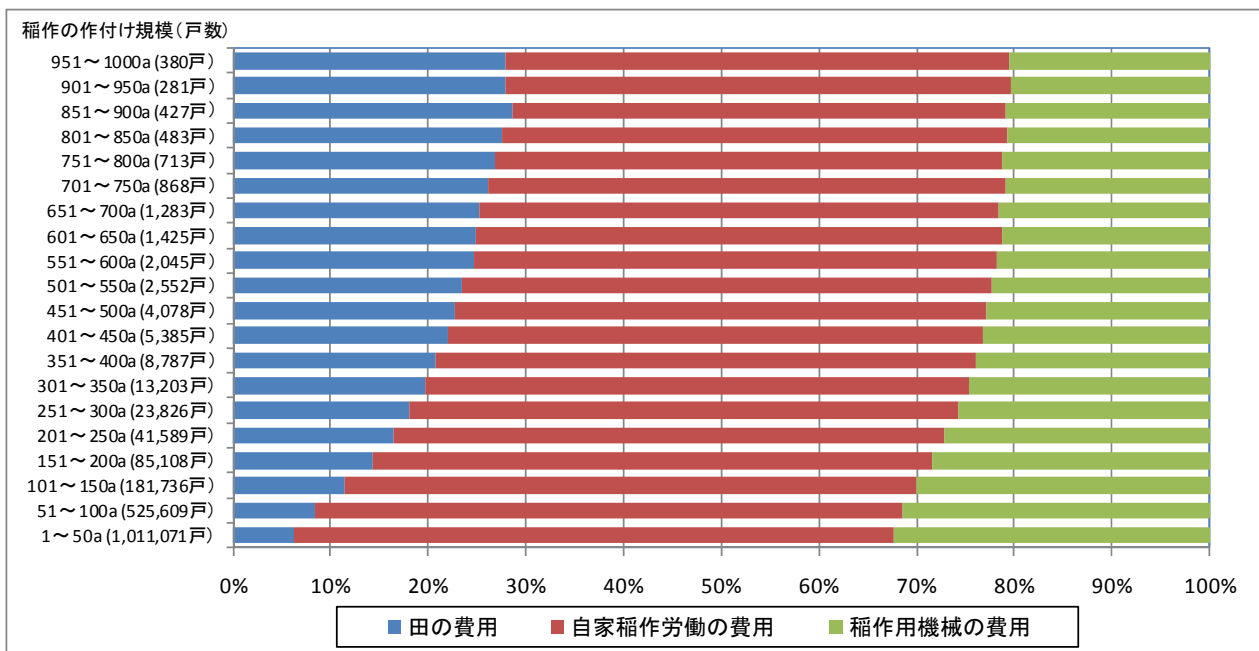
<sup>28</sup> 2000年(11年産)のデータによれば1aあたりの物材費から農機具費を差し引いた額は50a未満なら7009円、50a～1haでは5887円、1～1.5haでは5383円、1.5～2haでは4659円、2～3haでは4444円、3～5haでは4245円、5ha以上では4073円である。

投入量を導出する。<sup>29</sup>

集落内の田を一つの農場とみ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の投入とするとは考えにくい。集落営農の効果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、より少ない人手でより広い農地を耕作可能とすることが挙げられる。<sup>30</sup> このため、集落営農を含めた規模拡大を行うと、稲作労働や稲作用機械の費用シェアが下がることが想定される。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に対応するため、以下の手順でデータから要素投入を算出する。

前章にて要素投入に生産要素価格を掛け合わせて算出した各生産要素の費用から、原材料や消耗型の費用を除いて稲作農家毎に生産要素の費用シェアを導出する。<sup>31</sup> 続いて、府県別／時点別に稲作の作付面積を 50a 毎に区切り、作付面積区分内の平均的な費用シェアを導出する。なお、外れ値によって費用シェアが不安定にならないように、区分に入った稲作農家が 10 戸未満であれば、一段階小さい作付面積区分の費用シェアにて代用する。図 1 は生産関数の推定にてレファレンスグループとした 2000 年の新潟県に関して費用シェアを表したものである。図 1 から作付面積が拡大すると

図 1：稲作の費用シェア（2000 年 新潟県）



<sup>29</sup> 生産関数が与えられれば、費用最小化問題を解くことで、費用関数を導出することが可能である。しかし、第三章にて推定された Cobb-Douglas 型生産関数の費用最小化問題を解くと、生産量が増加しても費用シェアは一定で総費用の 9 割以上を田の支出することとなる。これはデータから観察される費用シェアと大きく異なっている。このため、本論文においては費用最小化である資源配分効率性は仮定しない。本論文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。（資源配分効率性や技術的効率性に関しては、中島(2001)P43 を参照。）

<sup>30</sup> 『米及び麦類の生産費調査（農林水産省）』においても、作付けの規模が拡大するにつれて労働の費用シェアが減少している。

<sup>31</sup> 原材料や消耗型の費用に関しては別途、集落内で合算された田の面積に対して脚注 28 にある各作付規模の単位費用を作付面積に掛け合わせて導出する。

田の費用シェアが増加し、稲作労働と稲作用機械の費用シェアが低下することが分かる。しかし、作付面積が10haまで拡大したとしても、田の費用シェアは約3割、稲作労働の費用シェアは約5割、農業用機械の費用シェアは約2割となっている。

以上の手順でデータから得られた費用シェアを用いて集落営農における投入量を設定する。第一に集落内の田を一つの農場とみなして集落営農を行うと仮定し、集落内の作付面積を合算する。<sup>32</sup> 合算された作付面積に対応する費用シェアから、稲作労働投入と稲作用農業機械投入を導出することで集落営農の投入とする。

## 第二節 集落内の生産性ごとのシミュレーション

集落営農のシミュレーションのためには、投入に続いて農業集落の生産性に相当する誤差項を決定する必要がある。集落営農を行う場合、各集落において高い生産性を持つ農家が中心となり運営する可能性が高いと考えられる。このため「集落内で最大の生産性の農家」「集落内で上位10%の生産性を持つ農家」「集落内で上位25%の生産性を持つ農家」「集落内で中央値の生産性の農家」が集落営農を主導した場合の予測値を導出する。

表5は各生産関数形および各生産性の設定ごとの集落営農の産出の予測値を表している。各集落で田を統合して稲作を行うという設定のため、作付面積の総和は表4と同じく144.94万haである。一方、表4では稲を植えた農家が1,912,925戸であったが、稲を植えた集落として116,859集落となっている。また、機会費用を含め約5.04兆円（田の費用：0.33兆円、稲作労働の費用：2.76兆円、稲作用機械の費用：1.16兆円、原材料や消耗品の費用：0.79兆円）がかかっていた生産費用は田以外の費用が減少するため約61%削減され、約1.97兆円（田の費用：0.33兆円、稲作労働の費用：0.74兆円、稲作用機械の費用：0.31兆円、原材料や消耗品の費用：0.60兆円）となる。

Cobb-Douglas型の予測値を見ると、「産出額1円あたりの米の生産にかかる費用」の平均値や四分位は表4に比べ大きく下がっている。一方で、集落内の最大生産性のケースを除いて、産出額合計表5は表4と異なり、Cobb-Douglas型とTranslog型で産出額の合計値や単位産出額あたりの費用の

表5：集落営農における産出額合計と単位産出あたりの費用予測値  
(2000年 42府県全体 116,859集落)

関数形	生産性の設定	採算がとれる集落(集落)	稲作の産出額計 [兆円]	採算がとれる産出額[兆円]	産出額1円の稲作生産にかかる費用[円]					
					平均	第1十分位	第4四分位	中央値	第3四分位	第9十分位
Cobb-Douglas型	集落内の最大生産性	30233	2.58	1.87	2.28	0.58	0.98	1.58	2.72	5.20
	集落内の上位10%生産性	13146	1.52	0.41	2.47	0.96	1.31	1.79	2.76	5.20
	集落内の上位25%生産性	3292	1.23	0.08	2.69	1.28	1.59	2.06	2.94	5.23
	集落内の中央値生産性	549	1.13	0.02	2.91	1.51	1.71	2.23	3.20	5.59
Translog型	集落内の最大生産性	29791	5.44	4.95	3.23	0.54	0.99	1.96	4.15	8.12
	集落内の上位10%生産性	16929	3.05	2.34	3.42	0.86	1.32	2.22	4.17	8.12
	集落内の上位25%生産性	8335	2.71	1.90	3.69	1.12	1.65	2.62	4.45	8.17
	集落内の中央値生産性	5757	2.59	1.77	4.01	1.25	1.83	2.88	4.94	8.75

<sup>32</sup> 『集落営農実態調査（農林水産省）』によれば、集落営農の約76%は一つの集落内で行われている。なお、『集落営農実態調査』では、農地の共同経営以外の様々な協力関係を調査している。



予測値が大きく異なっている。表 4 では個別農家データがある範囲への内挿であったために、関数形による相違は小さかった。しかし、集落営農のシミュレーションによって個別農家のデータがほとんどない外挿が中心になると、関数形の違いが明瞭に表れている。また、Cobb-Douglas 型と Translog 型の違いに加えて、集落内の生産性の設定によっても、産出額計や単位費用が大きく異なっている。

稲作生産関数の関数型および生産性の設定によってシミュレーション結果が大きく変わるが、表 5 のいずれの設定に着目すべきかの判断は困難である。そこで、Cobb-Douglas 型の「集落内で上位 10% の生産性を持つ農家」の産出額計が最も表 4 の個別農家での産出額に近いことから、集落内の上位 10% 生産性の設定に着目する。<sup>33</sup> Cobb-Douglas 型と Translog 型の双方で、集落内の上位 10% の生産性を持つ農家が集落営農を主導した場合を想定し、「産出額 1 円あたりの米の生産にかかる費用」に関して、図 2 では生産者のシェアのヒストグラム、図 3 には生産額のシェアのヒストグラムを描いている。

図 2 と図 3 のヒストグラムを比較すると、単位生産あたりの費用が極端に小さい少数の農家が、Translog 型のシミュレーション結果を決定づけていることが分かる。<sup>34</sup> このため、Cobb-Douglas 型のシミュレーション結果に着目すると、採算がとれる割合は集落数ベースで 116,859 集落中 13,146 集落の 11.2%、産出額ベースで 1 兆 5228 億円中 4142 億円の 27.2% である。表 4 で示した個別農家での稲作生産に比べれば大きく収益性が改善するものの、集落営農は我が国の稲作の赤字構造を包括的に解決するわけではないことが分かる。

図 2 および図 3 では集落内での生産性上位 10% の農家が集落営農を主導すると仮定してシミュレーションを行った。表 5 にあるように、生産性の設定によってシミュレーション結果は大きく変わり得る。集落営農を含めた作付規模拡大が重要であることに加えて、生産性の高い農家へ農地を集積させることも重要な政策課題であろう。

---

<sup>33</sup> 本論文の集落営農のシミュレーションでは、集落ごとの作付面積を固定している。単位面積あたりの産出に大きな変化がないと考えれば、個別農家での生産における産出額と大きく変化しないと考えられる。

<sup>34</sup> 東北地方を中心に 100 を超える稲作農家が属し、集落の総作付面積が 300ha を超えるケースがいくつかある。こうした集落に対して Translog 型の生産関数で予測値を作成すると、極端に大きい産出額、極端に小さい単位産出額あたりの費用が算出される。

図2：産出額1円の稲作生産にかかる費用のヒストグラム（生産者シェア）

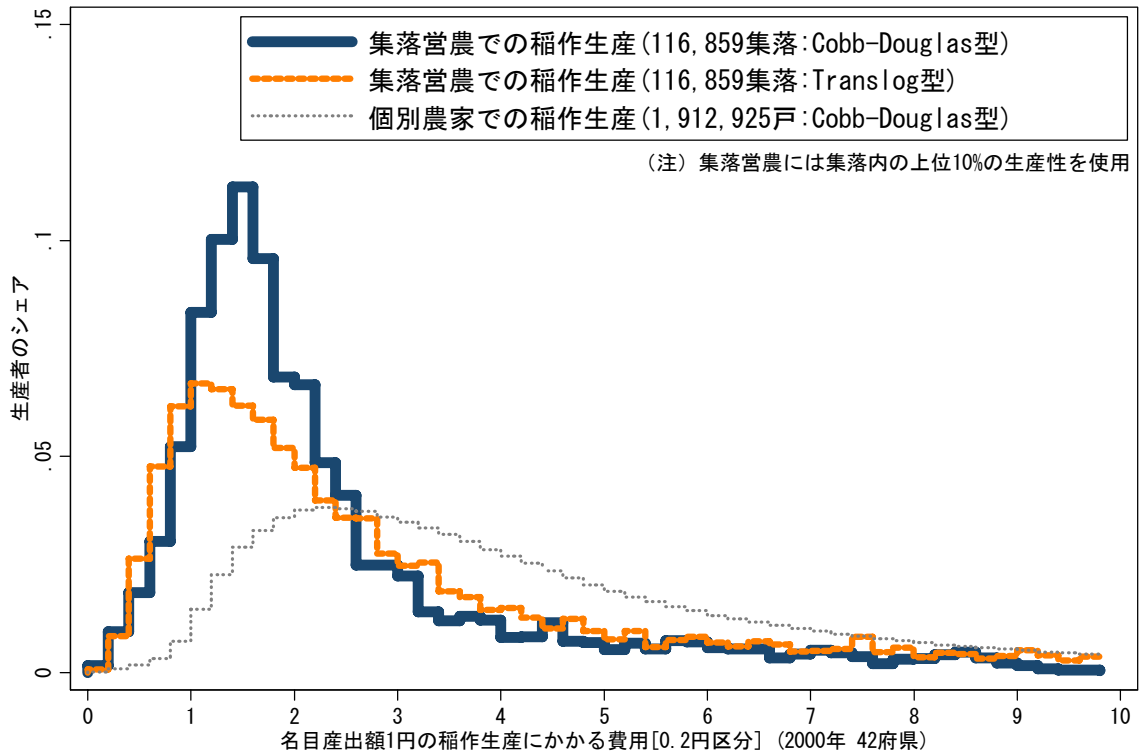
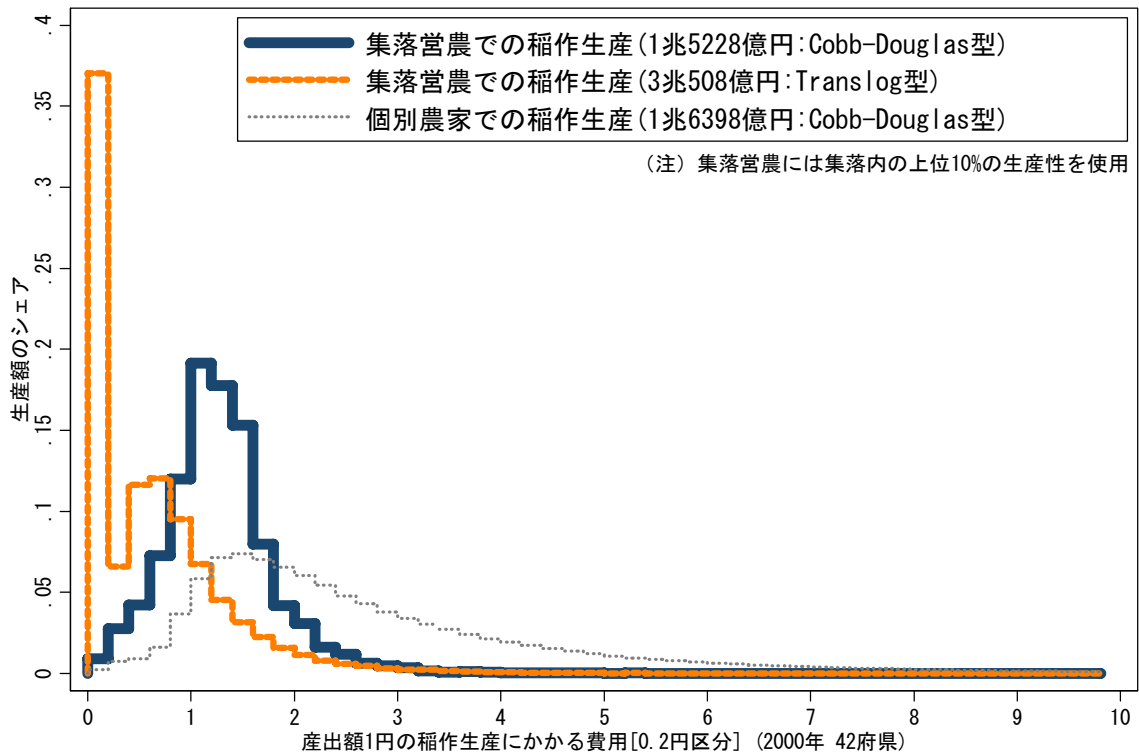


図3：産出額1円の稲作生産にかかる費用のヒストグラム（生産額シェア）



## 第五章 終わりに

本論文では、2000年において集落営農を行っていた場合に、どのような費用・生産が予測されるかを分析した。本論文の分析の結果、2000年における稲作農家において、約5.04兆円を費やしていた稲作の生産費用（機会費用を含む）は集落営農による大規模経営を行うことによって約1.97兆円へと約61%削減できることが明らかになった。

集落営農によって最も削減されるのは農業労働に関する投入である。個別農家の稲作生産においては2兆7576億円相当の労働費用がかかっていたが、集落営農のシミュレーションでは7391億円相当に減少している。農業就業人口が高齢化、減少する中では生産性の高い熟練農家の指導のもとで大規模耕作を行うことによって、少子高齢化に耐える農業生産を行うことが期待される。<sup>35</sup>

また、個別農家での稲作生産では農家ベースで1.5%程度、金額ベースで7~9%しか採算がとれていなかった。しかし、集落内で上位10%の生産性を持つ農家が集落営農を主導すれば、集落ベースで11%、金額ベースで27%の採算がとれることが分かった。しかしながら、この結果は89%の農業集落、産出高の73%は仮に生産性が高い農家が集落営農を主導しても赤字経営を免れ得ないことが明らかにしている。集落営農は我が国の稲作農業の収益性を大幅に改善する可能性を持っているが、その赤字構造を包括的に解決できるわけではない。

さらにはシミュレーションの過程において、生産性の高い農家に農地を集積させることが、日本の稲作農業の収益性を大きく左右することが示された。集落営農を含む規模拡大策は重要な政策課題であるが、規模拡大のみによって日本の稲作農業の基本的な構造を変えることはできない。農業を産業としてとらえ、支援すべき集落や農家を選択することも必要となってくるであろう。

---

<sup>35</sup> 本論文では集落営農が行えた場合のシミュレーションに着目したが、集落営農を行うための体制や権利調整の分析も重要である。高橋（2003）は集落営農のタイプ別に組織化の各段階での課題や留意点を論じている。楠本（2006）は土地の権利調整部門と農作業の部門を分離する二階建方式を提唱している。

## データ出所

### **農家データ：**

1990年世界農林業センサス [農林水産省経済局統計情報部編]

1995年農業センサス [農林水産省経済局統計情報部編]

2000年世界農林業センサス [農林水産省大臣官房統計情報部編]

### **米価・農業機械価格データ：**

農村物価賃金統計（平成2年度版） [農林水産省経済局統計情報部編]

農村物価統計（平成7年度版） [農林水産省大臣官房統計情報部編]

農業物価統計（平成12年度版） [農林水産省大臣官房統計部編]

### **単位面積当たりの農産物販売額：**

生産農業所得統計（平成2, 7, 12年度版） [農林水産省統計情報部編]

### **稲作作業別の労働時間：**

農産物生産費調査報告【米及び麦類の生産費】（平成2年度版） [農林水産省統計情報部編]

農業経営統計調査報告【米及び小麦の生産費】（平成7年度版） [農林水産省経済局統計情報部編]

農業経営統計調査報告【米及び小麦の生産費】（平成12年度版） [農林水産省大臣官房統計情報部編]

### **米の消費量：**

食料需給表（平成2, 7, 12年度版） [林水産省総合食料局編]

### **作況指数：**

作物統計（平成2, 7, 12年度版） [農林水産省統計情報部編]

### **水田小作料：**

水田小作料の実態に関する調査結果（平成12年度版） [全国農業会議所編]

### **農作業料金：**

農作業料金・農業労賃に関する調査結果（平成12年度版） [全国農業会議所編]

## 参考文献

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 B. (1992) "More on grouping coarseness in linear normal regression models" *Journal of Econometrics*, vol. 52(3), pages 407-417
- Caudill, Steven B. (1996) "Maximum likelihood estimation in a model with interval data: a comment and extension," *Journal of Applied Statistics*, vol. 23(1), pages 97-104 February.
- Das Mitali, 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* vol. 31(2) pages. 221-239, October.
- Heckman, J. (1979) "Sample Selection as a Specification Error" *Econometrica*, vol.47(1), pp.153-161.
- 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 F. and Elie Tamer(2002) "Inference on Regressions with Interval Data on a Regressor or Outcome" *Econometrica*, vol. 70(2), pages 519-546
- Olley, G Steven and Ariel Pakes(1996) "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, vol. 64(6), pages 1263-97
- Stewart, Mark B(1983) "On Least Squares Estimation When the Dependent Variable Is Grouped," *Review of Economic Studies*, vol. 50(4), pages 737-53
- 内田多喜生 (2007) 「後期高齢者への依存強める日本農業」『農林金融』第 60 巻 第 7 号, pp. 371-383
- 小田切徳美[編] (2008) 「日本の農業 : 2005 年農業センサス分析」農林統計協会
- 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
- 楠本雅弘 (2006) 「地域の多様な条件を生かす集落営農: つくり方・運営・経営管理の実際」農山漁村文化協会
- 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)
- 高橋明広 (2003) 「多様な農家・組織間の連携と集落営農の発展: 重層的主体間関係構築の視点から」
- 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
- 中島隆信 (2001) 「日本経済の生産性分析」日本経済新聞社.
- 農林水産政策研究所 (2009) 「水田・畑作経営安定対策下における集落営農組織等の動向と今後の課題」経営安定プロジェクト研究資料第 2 号