

CIRJE-J-209

農地の転用機会が稲作の経営規模および  
生産性に与える影響：  
日本ではなぜ零細農家が滞留し続けるのか

東京大学大学院経済学研究科  
大橋 弘

科学技術政策研究所 (NISTEP) 研究員  
齋藤 経史

2009年1月

CIRJE ディスカッションペーパーの多くは  
以下のサイトから無料で入手可能です。  
[http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/03research02dp\\_j.html](http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/03research02dp_j.html)

このディスカッション・ペーパーは、内部での討論に資するための未定稿の段階にある論文草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられるたい。

# **Farm Size, Productivity, and Speculative Motives in Agricultural Land: Why Japanese Farmers are So Small in Scale?**

## **Abstract**

This paper examines the effect of speculative motives in agricultural land on farm size and labor productivity in Japan, by use of the prefecture- and size-level census panel data in the period from 1990 to 2005. The paper employs a discrete choice model to formulate the farm behavior in the choice of land size (including exit), and then simulates the model to assess the counterfactual situation in the absence of speculative motives. While it identifies the existence of strong increasing returns, the paper finds that speculative motives in agricultural land do account for why Japanese farm size is small in scale. Our simulation result reveals that in the absence of the speculations, farm size would have become larger by 30 percent and labor productivity increased by more than 20 percent.

# 農地の転用機会が稲作の経営規模および生産性に与える影響：

## 日本ではなぜ零細農家が滞留し続けるのか\*

大橋 弘<sup>1</sup>  
齋藤 経史<sup>2</sup>

2009年1月

本論文では、1990年から2005年までの都道府県別／経営耕地規模別の農林業センサスを用いて、農地の転用期待が日本における稲作の経営規模およびその生産性に与える影響を構造型推計モデルによって定量的に分析する。日本では宅地等への転用目的で農地が売却される場合、耕作目的にて取引される農地価格に比べ高額で取引される。この農地の転用機会が存在するために、日本の農家は転用目的で売却できる機会を待って農地を手放さず、小規模農家の滞留に繋がっていることが広く指摘されている。

この論文ではまず農家の離農および経営規模の選択行動を離散選択モデルにより定式化を行い、次にその推計結果を用いて農地の転用機会が消失するという仮想的な状況をシミュレーションを現出させることで、農地の転用機会が経営規模および稲作生産性に与える影響を分析する。分析の結果、転用目的での農地売却価格が耕作目的での売却価格にまで低下すると、平均的な稲作の作付面積は約35%増加し、労働生産性も約30%向上することが分かった。つまり、農地の転用機会が存在することによって稲作生産が本来持つ規模の経済性が生かされず、生産性の劣る零細農家が滞留している日本の稲作農業の現状が実証的に明らかにされた。一方、本論文の結果から、農地の転用を規制するだけでは我が国の稲作農業は赤字体質から脱却できず、自立した稲作経営を確立するためには、さらに踏み込んだ農地制度の改革が検討されるべきことも示唆された。

---

\* 大泉一貫、柏木雅之、川村保、木南章、小松泰信、武智一貴、山下一仁、吉川洋の各氏、および21世紀政策研究所、経済産業研究所でのセミナー参加者から多くの有益なコメントを受けたことに感謝する。

<sup>1</sup> 東京大学大学院経済研究科

<sup>2</sup> 科学技術政策研究所(NISTEP)研究員

# 第1章 はじめに

農業は他の製造業と比較して土地依存度の高い産業である。稲作に代表される土地利用型農業においては、その生産性は土地利用の大規模化に強く依存している。こうした点を意識してか、我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年近くになんて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。それにも拘らず、我が国における農家1戸当たりの平均経営耕地面積は耕作放棄地の増大に伴って減少しているのが現状である<sup>3</sup>。

本論文では、農業における経営規模の拡大が阻害されている理由の1つとしてしばしば挙げられる農地転用および農地転用に対する期待に焦点を絞って、その影響について分析を行う。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意味している。こうした農地転用は、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、実際には農林水産大臣あるいは都道府県知事からの許可の下、広く行なわれている。小規模農家が過半を占める我が国農業の収益性は低く、農地の農業的利用は相対的に劣位にある利用形態であるために、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にのぼることもしばしば観察される<sup>4</sup>。転用期待があるため、零細規模であっても農家は農地を容易に手放さないために農業経営の大規模化が阻害され、結果として我が国農業の収益性が高まらない、という指摘が以前からされてきた（磯辺（1985）、神門（1996））<sup>5</sup>。しかしながら、農地転用が農業経営の経営規模および生産性に与える定量的な分析は、筆者が知る限り皆無である。農地の転用機会が存在することが我が国農業にどれだけのインパクトを与えているのかを知ることは、農地政策における農地転用規制のあり方を考える上でも重要な課題であることは論を俟たないと思われる。

本論文では、土地利用型農業を代表し、かつ我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、農地の転用機会が稲作農家の経営規模やその生産性に与える影響を定量的に分析する。この論文ではデータとして1990年から2005年までの都道府県レベルの農林業センサスを主として用いた。そもそも転用期待の影響を推定するにあたり、転用期待がある状況（つまり我が国の現状）と「転用期待がない状況」とを比べる誘導型推計（reduced-form estimation method）を用いることは適当ではない。なぜなら我が国において「転用期待がない状況」はどの時期の都道府県をとっても現出しなかったからである。この論文では、構造型推計（structural estimation method）と呼ばれる手法を用いて「転用期待がない状況」をシミュレーションに基づいて導出することを通じて、転用機会の影響を定量的に評価した。構造型推計の手法自体は産業組織論を中心として最先端の実証分析に広く用いられつつあるが、農業経済分野（とりわけ転用機会の文脈）において用いるのは、著者が知る限りこの論文が嚆矢となる。

<sup>3</sup> 日本の農業経営規模は国際的な観点から見てもその水準を大幅に下回っている。2005年農林業センサスにおいては、我が国の平均経営耕地は約127aであるが、この値は米国のおよそ0.7%にしか過ぎない（米国2002 Census of Agricultureより）。

<sup>4</sup> 公共用地の取得に伴う損失補償基準では、「取得する土地に対しては、正常な、取引価格をもって補償とする」（第8条）とされている。ここに土地にかかわる用地の指定はないが、近隣の農地の取引に関する資料においては、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。

<sup>5</sup> 農地の転用期待と農業経営の規模との関係については、政策的にも様々な形で議論されている。例えば総合規制改革会議『規制改革の推進に関する第3次答申』（平成15年）では「農地価格は、転用期待もあり収益還元価格を大幅に上回る高水準にあるため、先進的な担い手農家に農地が集積されない状況にある」（P151）との記載がある。

構造型推計を用いるにあたり、農地の転用機会によりどれだけの稲作農家が離農し、また経営を継続する農家についてはどれだけ経営耕地規模を変化させるかについての経済的誘因のメカニズムを明らかにする必要がある。本論文では、まず農家の経営継続を含む経営規模の選択についての行動を、2段階離散選択モデルにより解明した。この手法においては、農家における農業経営の継続の意思決定ばかりでなく、経営耕地規模の選択も同時に推定することが可能である。

稲作農家が農業経営の継続や経営耕地規模の選択を行う際に、農地の利用形態に応じた農地の割引現在価値の大きさが経済的な誘因として大きな役割を果たす。しかしながら、稲作による利潤は公表されたデータとして得ることは難しいばかりか、その値は地域差や天候によって大きく左右される。そこで、この論文では、稲作の生産関数を推計することにより、平年並みの作況に基準化された稲作産出額を各地域別およびセンサス年度別に計算をした。生産関数を用いたこの手法のメリットとして、農林業センサスから得ることが出来ない自給的農家（我が国の農家の3割を占める小規模零細農家。具体的には第2章にて定義する）についての稲作産出額を推計することが可能となる。なお生産関数の推定から得られた1つの結果として、いくつかの異なる関数形どれもが有意な規模の経済性を示した点が挙げられる。

生産関数の推定値および要素価格のデータを用いることにより、本論文では、農地の利用形態に応じた農地の割引現在価値を導出した。ここでは農地の利用として、稲作耕作をするケース、農地を貸し付けるケース、そして耕作放棄をするケースの3つの形態を想定した。農家はこの3つの形態いずれにおいて転用機会を得ることができる。われわれの推定から、これら3つの利用形態に応じて農家の離農および耕地規模の選択が異なるインパクトを受けることが明らかにされた。特に零細農家においては、農地を貸し出さず、耕作放棄をして転用を待つことが経済的に合理的な選択となり、転用機会が農地の農業的な利用の阻害要因となっていることが明らかになった。

推定された稲作農家の経営継続および経営耕地規模の選択行動を基にして、本論文では転用機会が外生的に失われた場合における稲作農家の行動変化を分析する。転用機会が失われた場合における稲作農家の作付面積および稲作生産性のシミュレーションの手法を行う。転用期待が消失する状況として、この論文では転用目的の稲作耕地の売却価格が耕作目的における売却価格と等しくなるという状況を想定した。このシナリオはあくまで仮想的な状況であるが、上述のような構造推計を行なうことによって、こうした仮想的な状況を推量することが本論文にて可能となった。現実のデータと上記における仮想的な状況におけるシミュレーション結果との差が、転用機会が存在することの影響となる。

本論文の結果、仮に1995年以降、農地の転用価格が規制され耕作目的の価格でしか売却をすることができなくなった場合に、2005年における稲作の平均作付面積は47アールから63アールへと約35%増加し、労働生産性に相当する1人1日当たりの販売額は4332円から5553円程度へと約25%増加することが分かった。つまり、転用目的による売却価格が低下すれば、稲作の作付面積および労働生産性には定量的に無視し得ない影響があることが見て取れた。この点は、転用による農地の資産価値向上への期待が、生産関数の推定にて観測された規模の経済を覆すほどの影響を農家の行動に与えることを示している。特に、転用の機会がなくなることによる自給的農家に対するインパクトは大きく、10年間に自給的農家の約60%が離農する可能性があることと示された。もっとも農地転用による売却価格が引き下げられても稲作耕作からの販売額1円当たりの費用は平均3.34円となっており、転用期待だけでは我が国稲作農業の赤字体質を十分に説明できないことも含意として得られた。

次章以降の構成は以下のようになっている。第2章では、稲作生産および転用に関するデータを紹

介し、その関係を概観する。第3章では稲作の生産関数の推定値および農地の現在価値を用いて、農業経営の継続および規模の選択に関する離散選択モデルの推定を行う。第4章では離散選択モデルの推定値を用いて、転用目的の田の売却価格が低下した場合のシミュレーション分析を行う。第5章は結語である。

## 第2章 予備的分析

本章では具体的な推定作業に入る前に、転用機会が農家の経営規模に影響を与えている可能性を示唆する統計的事実を紹介する。他の条件を所与としたもので、農地の転用からくる農家にとっての資産的価値は、転用確率および転用したときの農地価格の2つの変数に依存する。この2つの変数は、農地の所在する地域（例えば当該農地が都市近郊に存在するのか、或いは農用地区域に存在するのか等）に依存し、また転用に対する農家の主観的事前確率も対象とする農家によって異なることが予想される。本章の分析は、都道府県別の事後的なデータという限られた情報の中で議論を行なうことにする。

農地の転用確率は、合理的期待のもとで、事後的に転用された農地の割合と等しくなる。また農地転用からくる期待収入は、危険中立的な農家を仮定すれば、転用したときの農地価格からその機会費用である耕作目的での農地価格を引いたものに、農地の転用確率を乗じることにより求めることができる。我々は、『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、2005）から田に関する転用面積合計を都道府県別に取り出し<sup>6</sup>、『固定資産の価格等の概要調書』（総務省、2005）<sup>7</sup>から得た一般田と介在田・市街化区域田の地積との和を用いて除すことにより、事後的な意味での農地の転用確率を求めた。また、都道府県別の転用目的と耕作目的とに区分された田の売却価格は、『田畑売買価格等に関する調査結果』（全国農業会議所）の売却目的別のデータから得た<sup>8</sup>。

表1には地域別に算出された稲作耕地の転用割合、目的別の稲作田の売却価格に加えて、農林業センサスにおける例外規定農家を除く販売農家（30<sup>アール</sup>以上の経営耕地面積を持つ世帯）の稲作作付面積の平均値、自給的農家（30<sup>アール</sup>未満の経営耕地面積を持ち、且つ年間の農産物販売額が50万円未満の日農家を除く農家）の割合を記載している。農林業センサスにおける農家の定義を図1に示した。

<sup>6</sup> 農地法4条による転用は売却を伴わないが、用地変更後は宅地としての売却が可能となるため、農地法5条による転用売却と同等の利益があるものと考え、転用面積に算入した。

<sup>7</sup> 非農家が保有する農地や耕作放棄地も分析に取り込む目的から、それらのデータが得られない農林業センサスの農地面積をここでは用いなかった。

<sup>8</sup> 田畑売買価格等に関する調査結果は、都市計画法に沿って公表されている。本論文では都道府県別に集計された旧市町村数で加重平均をとった売却価格を用いた。耕作目的の売却価格は中田（標準程度の環境の田）を自作地として売る場合の値を用いた。転用目的の売却価格に関しては、住宅用、工場用地など転用用途により区分されていることから、用途別に集計された旧市町村数の加重平均をとることで導出した。

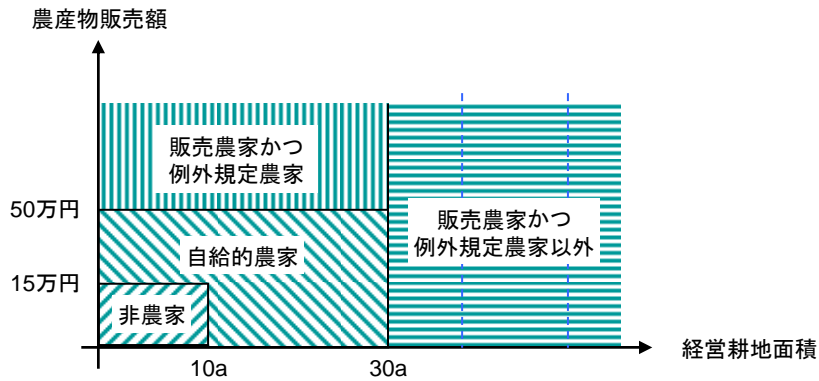


図1：農林業センサスの定義

2005年農林業センサスの調査対象期間における田の転用割合は全国平均値で0.31%であり、一見すると小さいように見えるが、この確率は単年度の値であることに注意が必要である。農地を長期的に保有する際には、この確率が毎年積みあがることになるために、結果的には無視しえない大きさとなる。また転用目的の売却価格は、耕作目的の売却価格を全国平均で200万円ほど上回っている。そこで、転用の期待収入は、事後的転用確率と転用による利潤との積から、1アールあたり約6500円と求められる。転用の期待収入は耕作の有無にかかわらず存在することを勘案すると、農業経営の規模や耕作放棄に看過できない影響を与えていることが推察できる。

続いて、上記のデータを用いて農地転用による期待収入が農業の経営規模とどのような関係にあるかを見ることにする。転用の期待収入が大きくなれば小規模農家が滞留し、農業経営の規模拡大の障害となることが思量される。図2に、転用から得られる1年あたりの期待収入額を横軸にとり、販売農家の平均稲作作付面積を縦軸にとる地域別の散布図を描いた。<sup>9</sup> 図2から転用の期待収入が大きい地域では、販売農家の平均稲作作付面積が小さいという負の関係を示しているが見てとれる。

転用の期待収入と自給的農家の割合との関係を地域別に示したものが図3である。なお、自給的農家とは図1に示されたように30アール未満の経営耕地しか持たない小規模の農家である。図3によると、転用から得られる期待収入が大きい地域では自給的農家の割合が高いという正の関係が現れていることが分かる。

図2および図3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関係を示唆している。尤もこれらの図における分析結果は、あくまで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、この章での分析では、都道府県間の差異や時間的な特殊要因をコントロールしておらず、これらの図では農地の転用機会が農業経営規模に与える影響の大きさを必ずしも精確に浮き彫りにされていない可能性が高い。次章では、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経済分析モデルを紹介する。特に、計量経済学的な視点に立てば、日本の農業については農地の転用機会を持たないような農家は存在しないために、D I D分析 (difference-in-differences analysis) に代表される誘導型推定 (reduced-form estimation method) を行なうことは適当ではない。そこで、本論文のテーマである農地

<sup>9</sup> 分析対象とした42府県の中で埼玉県は横軸の値が4.51と第2位の静岡県2.70を大きく上回っている。図の見やすさを考慮して、図2および図3から埼玉県を省いている。

の転用機会の影響を分析するためには、農家が転用機会によって経営耕地規模を変化させる経済的なメカニズムをモデルとして書き表せるような構造型推定 (structural-form estimation method) を行うことが必要となる。



表1：地域別の農地の転用割合と農地売却価格

農林業 センサス 対応年	1年間の田の 転用割合		転用目的の売却価格 (1アールあたり：万円)		耕作目的の売却価格 (1アールあたり：万円)		販売農家の 稲作の平均作付面積 (アール)		総農家に占める 自給的農家の割合	
	2000年	2005年	2000年	2005年	2000年	2005年	2000年	2005年	2000年	2005年
北海道	0.13%	0.10%	89.2	85.5	4.0	3.8	522.94	593.51	10.4%	12.0%
青森県	0.30%	0.21%	120.3	121.3	21.6	20.8	107.50	126.54	14.7%	17.5%
岩手県	0.25%	0.18%	135.2	159.2	13.6	12.3	91.58	96.73	17.9%	21.7%
宮城県	0.29%	0.21%	188.7	146.3	23.1	18.0	118.07	127.28	16.0%	19.4%
秋田県	0.32%	0.16%	112.2	83.8	12.9	11.0	136.62	148.81	13.1%	16.2%
山形県	0.32%	0.21%	161.3	188.2	33.4	31.6	136.77	152.81	16.2%	20.4%
福島県	0.31%	0.19%	149.7	134.3	21.1	20.7	95.52	103.78	17.6%	22.8%
茨城県	0.25%	0.20%	218.4	201.4	29.9	23.9	79.45	89.05	19.4%	26.1%
栃木県	0.33%	0.22%	232.7	208.9	26.5	18.2	111.40	120.42	16.1%	21.6%
群馬県	0.80%	0.50%	365.0	286.3	72.6	54.6	52.35	61.59	26.8%	38.4%
埼玉県	1.06%	0.82%	858.2	571.9	201.2	144.1	73.68	84.21	25.4%	33.5%
千葉県	0.41%	0.28%	318.8	230.3	64.0	38.1	85.79	110.12	17.2%	22.3%
東京都	3.55%	8.18%	1671.0	2616.4	115.0	306.0	28.21	36.82	41.6%	46.3%
神奈川県	1.32%	1.54%	1715.5	1318.6	468.3	328.4	37.11	39.90	36.9%	44.7%
新潟県	0.37%	0.23%	177.5	170.1	32.3	26.1	114.93	134.85	17.5%	23.0%
富山県	0.45%	0.31%	163.3	113.0	31.3	27.1	97.66	104.71	16.6%	20.8%
石川県	0.43%	0.41%	188.4	166.2	37.1	34.4	88.25	106.35	22.5%	29.6%
福井県	0.41%	0.32%	242.5	206.2	40.4	36.6	87.65	97.04	19.6%	24.5%
山梨県	0.70%	0.54%	375.1	258.7	53.2	55.9	35.37	38.90	38.0%	43.3%
長野県	0.49%	0.36%	306.1	268.5	47.8	50.6	41.61	47.81	33.5%	41.1%
岐阜県	0.62%	0.51%	411.2	287.0	135.0	102.5	42.97	50.15	34.7%	42.9%
静岡県	0.66%	0.48%	586.2	498.7	94.3	87.9	50.42	60.57	32.1%	40.1%
愛知県	0.62%	0.86%	687.2	567.2	265.8	210.2	51.16	60.70	34.0%	43.7%
三重県	0.47%	0.33%	199.7	192.2	37.7	34.5	67.15	77.91	26.7%	33.2%
滋賀県	0.59%	0.38%	274.5	233.7	69.0	56.8	81.07	97.66	21.7%	27.3%
京都府	0.49%	0.32%	435.4	369.3	142.2	86.3	50.37	58.52	31.9%	37.3%
大阪府	1.49%	1.47%	1436.1	1054.5	801.8	559.2	37.78	40.99	51.0%	57.9%
兵庫県	0.45%	0.34%	365.5	285.5	73.4	57.8	48.91	55.28	32.2%	38.0%
奈良県	0.54%	0.46%	502.0	401.3	220.8	129.7	42.13	48.64	37.8%	45.1%
和歌山県	0.65%	0.51%	302.8	264.4	73.2	55.4	40.97	45.58	28.1%	29.9%
鳥取県	0.50%	0.28%	210.9	189.3	20.9	21.3	49.22	53.84	22.8%	28.8%
島根県	0.43%	0.29%	134.4	117.4	8.3	8.1	54.98	62.57	27.2%	33.8%
岡山県	0.40%	0.39%	244.4	191.4	56.8	45.9	54.21	61.66	30.3%	36.8%
広島県	0.43%	0.38%	367.6	334.0	122.2	111.5	53.46	59.77	36.8%	43.2%
山口県	0.41%	0.34%	182.3	189.0	20.3	17.9	63.86	74.77	29.3%	35.4%
徳島県	0.56%	0.40%	321.2	379.5	59.1	52.6	56.20	62.88	31.6%	37.2%
香川県	0.60%	0.68%	398.3	281.8	78.1	47.3	41.25	45.16	27.2%	33.4%
愛媛県	0.59%	0.51%	278.7	262.7	56.2	53.2	49.18	55.71	28.0%	33.9%
高知県	0.52%	0.31%	202.0	209.9	60.7	65.8	58.38	67.16	28.7%	35.2%
福岡県	0.50%	0.47%	269.9	239.1	79.4	73.0	72.56	82.56	21.8%	27.3%
佐賀県	0.42%	0.40%	157.5	138.7	20.9	17.5	91.55	98.28	14.4%	17.6%
長崎県	0.32%	0.21%	221.2	215.0	13.1	12.2	49.74	53.93	25.6%	32.0%
熊本県	0.26%	0.27%	157.7	141.2	21.1	19.4	77.21	86.40	20.8%	26.8%
大分県	0.58%	0.27%	184.9	187.6	20.0	20.5	61.93	73.16	27.2%	32.9%
宮崎県	0.39%	0.35%	136.3	205.7	28.9	24.8	51.14	60.32	25.2%	30.5%
鹿児島県	0.42%	0.36%	126.8	120.2	11.1	10.5	48.05	56.42	33.3%	38.8%
沖縄県	0.01%	0.22%	69.7	123.2	10.8	9.6	138.74	187.85	25.8%	28.6%
全国計	0.40%	0.31%	310.7	262.3	71.3	54.8	84.45	96.10	25.1%	31.1%

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)	農林業センサス (農林水産省)	農林業センサス (農林水産省)
----	--	----------------------------------	----------------------------------	--------------------	--------------------

(注)本論文では北海道、東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県を除いた42府県をデータ分析の対象とする。

農林業センサスが前年の状況を調査していることに対応して、農林業センサス以外には1999年および2004年の統計を用いた。

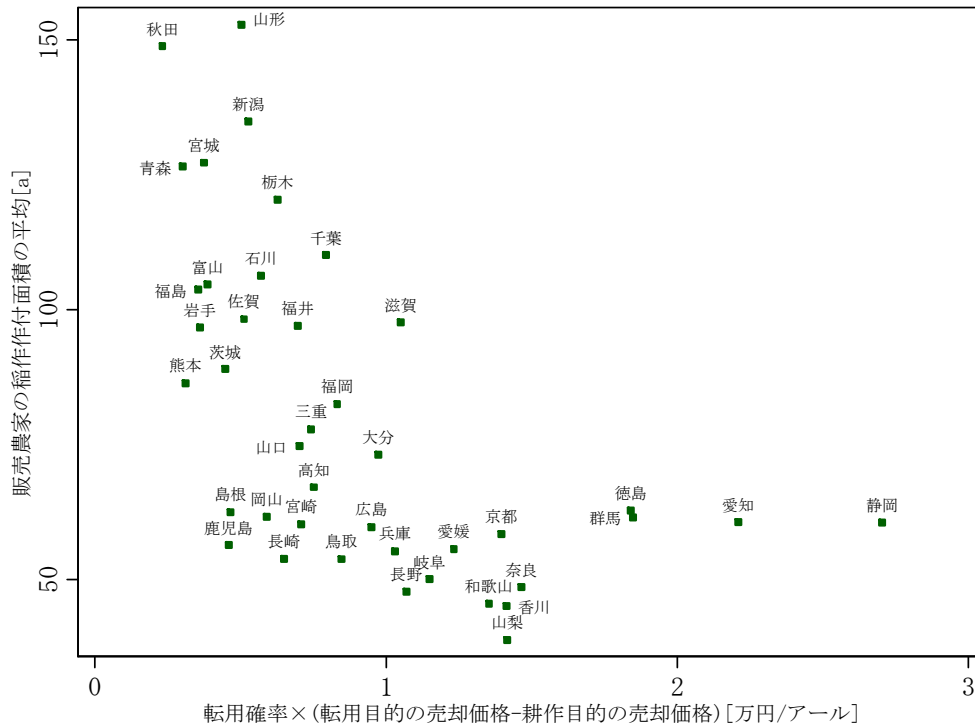


図2：転用の期待収入と販売農家の平均稲作作付面積（2005年）

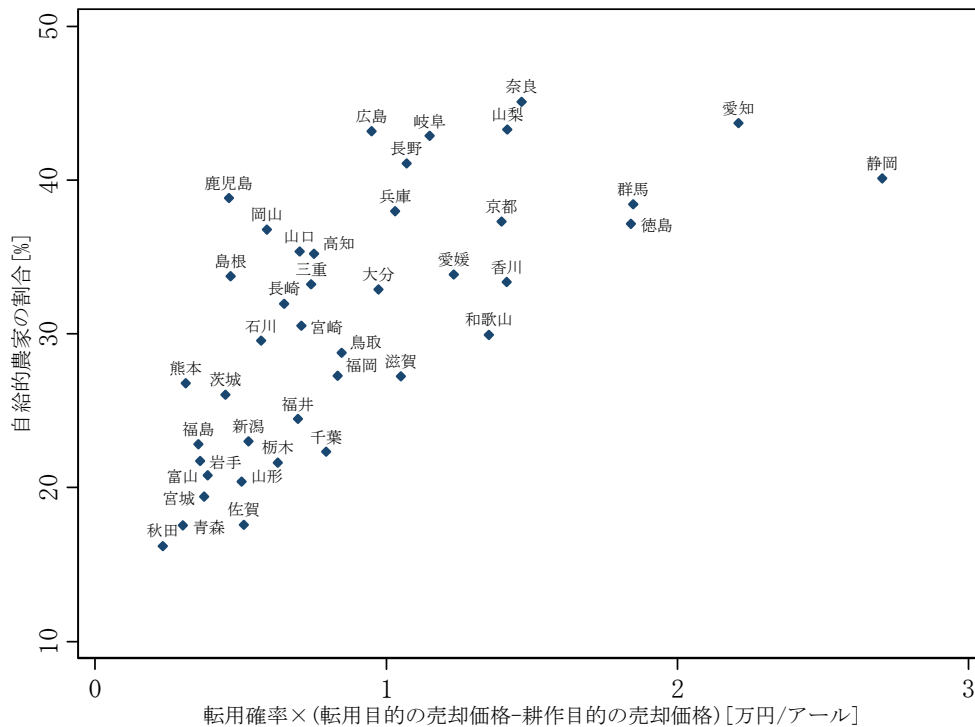


図3：転用の期待収入と自給的農家の割合（2005年）

## 第3章 農家の経営継続および規模選択

本章では、稲作農家が農業経営の継続や経営耕地規模の選択について議論する。まず第1節では、農家が経営継続および経営耕地規模の選択行動を記述するために2段階離散選択モデルを紹介する。こうした農家の選択行動の背景には、その結果としてどのように農地を利用して利潤を得るのかが影響を及ぼす。そこで、本章では利用形態別に農地の割引現在価値を計算する。農地の価値を計算するために、第2節では稲作に係わる生産関数を推計する。1990年から2005年までのパネルデータを用いて生産関数を推計することにより、地域差や年度差等の観測できない攪乱要因を調整することが可能である。第3節では、生産関数の推計値と生産要素価格のデータをあわせることにより農地の割引現在価値を計算する。

### 第1節 2段階離散選択モデル

本章における主たる分析には、農林業センサスの経営耕地規模別のデータを用いる。農林業センサスは、一定規模以上の全ての農家に対して5年おきに農林水産省によって実施される調査である。本論文では、1990年から2005年までの4時点のデータを用いる。農林業センサスの構造動態統計では、前回調査からの経営耕地規模の変化を遷移行列の形式で公表している。農家は、この構造動態統計に対応して5年ごとに経営耕地規模を選択するものとする。なお、日本の稲作農業を考える際に、農家の退出（離農）は大きな問題である。農業センサスにおける離農とは、農地を売却・貸付、あるいは耕作放棄地とした結果、経営耕地面積が10アール未満となった場合に生じる。2005年調査では、2000年における北海道を除いた日本の農家約305万戸のうち、約45万戸の14.8%が離農しており<sup>10</sup>、その影響を無視することはできない。そこで、本節では農家の経営耕地規模の選択ばかりでなく、離農についても分析に取り込むものとする<sup>11</sup>。

本論文では、農家の経営継続および経営規模の決定について次のような2段階の離散選択モデルを考える。ある $t$ 期において経営耕地規模 $i$ を持つ農家は第1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2段階として経営耕地規模 $j$ を選択する。但し $i, j = 1, 2, \dots, 10$ であり、それぞれの $j$ は特定の範囲の経営耕地規模に対応する<sup>12</sup>。農林業センサスにおいては、このような経営耕地規模の遷移確率分布が都道府県毎に与えられている。そこでここでは、都道府県別および経営耕地規模別のデータを分析上の農家単位として扱って分析を進める。但し、分析対象とする都道府県については、大規模畑作中心の北海道および請負・請け負わせにかかわる労働投入のデータに欠損がある東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県を除いた42府県を分析対象とした（労働投入については第2節にて解説する）。なお経営耕地は、稲作・畑作・果樹作の合計値となる。結果として作成された標本数は、1990年調査では361、1995年調査では300、2000年調査では306、そして2005年調査では417の合計1384である。標本数が年度毎に異なるのは、それ

<sup>10</sup> 本論文では、農林業センサスにおける離農世帯（440264戸）に加えて、所在不明となった不明世帯（13546戸）を合わせて離農として扱う。

<sup>11</sup> 我が国の農業（特に稲作）において新設農家の占める割合は小さいために本論文の分析では考慮しない。

<sup>12</sup> 本論文で用いている全ての年度の農林業センサスにおいて、10の経営耕地規模別の区分がある。1990年においては、 $[10,30), [30,50), [50,100), [100,150), [150,200), [200,250), [250,300), [300,400), [400,500), [500, \infty)$  となり、1995年以降については次のような経営耕地規模別の区分となる：  
 $[10,30), [30,50), [50,100), [100,150), [150,200), [200,300), [300,500), [500,1000), [1000,1500), [1500, \infty)$ 。

ぞれの年度において異なる数の欠損値があることによる<sup>13</sup>。

規模*i*の農家（以下、農家*i*と呼ぶ）が翌年に規模*j*を選ぶ確率を $P_{ij}$ とすると、この確率はこの農家*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規模*j*を選ぶ確率である $P_{ij|L}$ との積で表すことができる<sup>14</sup>。この節では以下、特に断らない限り時点*t*のインデックスを省いて議論をする。

$$P_{ij} = P_{ij|L} \cdot P_{Li} \quad (1)$$

なお各*i*に対して*j*は10区分存在することから、規模*i*から規模*j*の確率はデータにおける欠損値を含めれば100だけ存在することが分かる。(1)式の規模の選択 $P_{ij|L}$ に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 $\alpha$ と規模の選択に関する説明変数 $x_{ij}$ を使って以下のように表わせる。

$$P_{ij|L} = \frac{\exp(\alpha x_{ij})}{\sum_{k=1}^{10} \exp(\alpha x_{ik})} \quad (2)$$

説明変数 $x_{ij}$ は、規模*i*の農家が規模*j*を選択する際に影響を与える変数であり、本論では以下の3つを考える：規模を選択したことによる稲作の作付面積の変化分；稲作作付面積を増やすときには、作付面積の増加分の耕作から得られる割引現在価値；稲作作付面積を減らすときには、作付面積の減少によって節約される生産費用あるいは農地貸出からの現在価値、の3つである。詳しい変数の説明は第4章にて扱う。

(1)式の一段階目の選択である継続を選ぶ確率 $P_L$ は、継続の選択に関するパラメータを $\beta$ 、継続の選択に関する説明変数 $y_i$ として以下のように表せるとする。<sup>15</sup>

<sup>13</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分析から除外している。

<sup>14</sup> 経営継続を決める段階を第1段階、それに続く規模の選択を第2段階と考えると、ここでの分析枠組みは2段階の離散選択モデルとみなすことができる。なお離散選択モデルの文献にて既に知られているように、実際の選択行動は上記の通りである必要はない（詳しくは例えば、Train (2003)を参照のこと）。

<sup>15</sup> なお $\gamma = 1$ のとき、継続と規模の選択がそれぞれ独立のロジットモデルとして書ける。

$$P_{Li} = \frac{\exp(\beta y_i + \gamma \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\alpha x_{ik})))}{\exp(\beta y_i + \gamma \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\alpha x_{ik}))) + 1} \quad (3)$$

説明変数  $y_i$  は、規模  $i$  の農家が経営を存続するか否かを判断する際に重要と考えられる変数であり、本論では以下の3つを考える：総経営耕地面積の大きさ；稲作の耕作による現在価値；および耕作放棄あるいは農地貸出による現在価値、である。説明変数  $x_{ij}$  と同様、詳細は第4章にて説明を行う。(2)式と(3)式より (1)式は

$$P_{ij} = \frac{\exp(\alpha x_{ij})}{\sum_{k=1}^K \exp(\alpha x_{ik})} \cdot \frac{\exp(\beta y_i + \gamma \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\alpha x_{ik})))}{\exp(\beta y_i + \gamma \log(\sum_{k=1}^{10} \exp(\alpha x_{ik}))) + 1} \quad (4)$$

となる。第4章では、(4)式の  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  を最尤法によって推定する。次の節では、ここで導入された変数  $x_{ij}$ 、 $y_i$  を作成する際に必要となる稲作に係わる生産関数について説明、推計を行う。

## 第2節 稲作生産関数の推計

前節にて議論した農家の経営継続および経営耕地規模の選択行動には、農家が保有する農地から生み出される利潤の割引現在価値が大きな影響を及ぼす。しかしながら、農地から生み出される利潤をデータから直接観察することは不可能なため、本節では稲作の生産関数を推計し、続く次節にて利用形態に応じた農地価値の割引現在価値を計算する。

この節にて稲作の生産関数を推計する利点は主に2つある。利点の1つ目は、毎年変化する作況を調整することによって、平年並みの作況に基準化した上での稲作産出額を求めることができる点である。推計では、平年並みに基準化された作況指数に基づいて農家は経営継続や耕地規模の判断を下すと考える。利点の2つ目は、公表されている農林業センサスのデータ上の問題を解決しようとするものである。2005年の農林業センサスにおいて、農業投入や農産物の販売額のデータがあるのは、例外規定農家を除く販売農家（30アール以上の経営耕地面積を営む世帯）に限られている（図1参照）。一方、我が国の農業を考えるうえで、農家の30%以上（2005年時点）を占める自給的農家を無視することはできないが、農業投入や農産物の販売額は調査されていない。ここでは、自給的農家における稲作の生産要素投入を販売農家のデータから外挿することにより、販売農家を用いた稲作生産関数を使って、自給的農家の稲作生産量を推計すること試みる。

### データの説明

稲作農家は稲作作付面積  $G_{tpi}$  (アール)、自家稲作労働  $L_{tpi}$  (延べ人日)、稲作用の農業機械  $K_{tpi}$  (万円) の3つの生産要素を投入して稲作の生産高  $Y_{tpi}$  (万円) を得るとする。但し括弧内は測定単位を表わす。金額は全て2000年にて実質化されており、用いたデフレーターについては後に説明をする。変数のサブスクリプトは、それぞれ農林業センサスの調査時点  $t$ 、地域  $p$ 、規模  $i$  を表す。但し、前節と同様にデータは都道府県別／経営耕地規模別であることから、データは各経営耕地規模別に得られる稲作耕地面積、自家稲作労働、稲作用農業機械の総和を農家数で割って得られる平均値から作成した。

自家稲作労働  $L_{tpi}$  は、世帯員による自営農業日数<sup>16</sup>、雇用労働延べ日数<sup>17</sup>、および農作業請け負わせによる延べ日数の和を都道府県別／経営耕地規模別の平均的な稲作農家について各々作成した。労働投入のデータは、それぞれの農家世帯について稲作労働を区分して公表されていないために、都道府県別／経営耕地規模別の平均農家について経営耕地面積に占める稲作作付面積の割合にて按分することにより稲作労働投入を求めた<sup>18</sup>。

上記で求めた世帯員による稲作に係わる自営農業日数には、請負農作業が入っているために、稲作に係わる請負農作業(人日)を除く必要がある。農林業センサスでは、稲作農作業を6つ作業(「育苗」「耕起・代かき」「田植」「防除」「稲刈り・脱穀」「乾燥・調整」)に分類して、各作業について請負面積を公表している。そこで農業経営統計調査報告『米及び小麦の生産費』(農林水産業)から得られる各稲作作業の稲作労働全体に占める割合を計算し、それぞれの請負面積にウェイト付けすることにより、稲作に係わる請負面積を計算し、更に経営耕地単位面積当たりの労働投入を掛け合わせて請負稲作作業に係わる労働投入を計算した。請け負わせ稲作農業に関しても、同様の手順を踏むことで請け負わせ稲作労働投入を求めた。以上で求めた世帯員による自営稲作労働延べ日数、雇用稲作労働延べ日数、請け負わせ稲作労働延べ日数を足すことにより稲作労働投入を算出した。より詳細なデータ作成方法については、齋藤・大橋(2008)に記載されている。

稲作用の農業機械  $K_{tpi}$  は、農林業センサスから得られる都道府県別／経営耕地規模別の農業機械の所有台数を基に作成をした。農業機械を種類別に農業生産資材の全国平均購入価格(『農作物価統計』)を用いて実質価値を算出し、その総和を農業機械に関する投入とした。トラクター台数の扱い、および農林業センサスにおける各種農業機械と農作物価指数における調査項目との対応については補論Aを参照のこと。

稲作の生産高  $Y_{tpi}$  は、農林業センサスにて公表されている都道府県別／経営耕地規模別の農産物販売額から稲作に係わる部分を取り出す形で作成をした。実質化をするために、農作物価指数の中

<sup>16</sup>世帯員による自営農業日数については、農林業センサスから得られる労働日数区間の中央値を採用して、それぞれの都道府県別／経営耕地規模別に総労働日数を計算し、農家数にて除すことにより求めた。

<sup>17</sup>雇用労働日数については、常用雇用(農業のためにあらかじめ年間7ヶ月以上の契約で雇った者)の人数に農林業センサスにて仮定されている常用雇用者1人当たりの労働日数250日を掛け、それに臨時的な雇入れ(「農業臨時雇(日雇・季節雇)」「手間替え・ゆい」「手伝い」の和)の延べ人数を足すことにより計算した。

<sup>18</sup>この作業は、単一経営農家(農産物販売金額1位部門の販売金額が総販売の8割以上を占める農家)について行なっている。

のうるち玄米（1等程度）を用いた。

生産関数の推計に当たっては、上記3つ生産要素に加えて、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、調査年による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、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>19</sup>

## 推計モデルと推計結果

推計する稲作の生産関数としては、Cobb-Douglas型、Stone-Geary型、Translog型、CES (Constant Elasticity of Substitutionの略) 型の4つの関数形を用いた。Cobb-Douglas型、Stone-Geary型、Translog型の生産関数は(5)式にて表わすことができる。

$$\begin{aligned} \log Y_{ipt} = & \delta_g \log(G_{ipt} + \delta_{gb}) + \delta_l \log(L_{ipt} + \delta_{lb}) + \delta_k \log(K_{ipt} + \delta_{kb}) \\ & + \delta_{g2} (\log G_{ipt})^2 + \delta_{l2} (\log L_{ipt})^2 + \delta_{k2} (\log K_{ipt})^2 \\ & + \delta_{gl} \log G_{ipt} \log L_{ipt} + \delta_{lk} \log L_{ipt} \log K_{ipt} + \delta_{gk} \log G_{ipt} \log K_{ipt} \\ & + \delta_{dt} DT_t + \delta_{dp} DP_p + \delta_s S_{pt} + \delta_c + \varepsilon_{ipt} \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式において生産要素の投入の下限をゼロ（つまり  $\delta_{gb} = 0$ ,  $\delta_{lb} = 0$ ,  $\delta_{kb} = 0$ ）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。それに加えて  $\delta_{gb}$ ,  $\delta_{lb}$ ,  $\delta_{kb}$  も合わせて推定するのがStone-Geary型となる。Stone-Geary型においては投入量の下限を合わせて推定することとなる。本論文で用いた実質販売額を用いた産出には自家消費相当分が含まれていないため、Stone-Geary型は自家消費相当分の投入を調整すると考えられる。更に、Cobb-Douglas型に生産要素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。誤差項は  $\varepsilon_{ipt}$  となる。

CES型の推定式は、以下のように表すことができる。

<sup>19</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。

$$\log Y_{ipt} = \frac{\delta_v}{\delta_\rho} \log[\delta_g (G_{ipt})^{\delta_\rho} + \delta_l \log(L_{ipt})^{\delta_\rho} + (1 - \delta_g - \delta_l)(K_{ipt})^{\delta_\rho}] + \delta_{dt} DT_t + \delta_{dp} DP_p + \delta_s S_{pt} + \delta_c + \varepsilon_{ipt} \quad (6)$$

以上4つの関数形を用いた稲作生産関数を最小二乗法にて推計した。2000年の新潟県をレファレンスグループとした推計結果は表2にて示してある。ここでは、分析対象とした42府県のうち最大の田の面積を持つ新潟県をレファレンスグループとしたが、どの地域を取り上げても、以下で説明する推計結果に影響はない。

Cobb-Douglas型の推計結果 (2-1)では、稲作の作付面積の推定値  $\delta_g$  は0.9950と得られた。この値は稲作産出の作付面積弾力性を表わしており、作付面積が1%増加すると稲作産出はほぼ同等の割合で増加することが分かる。 $\delta_g + \delta_l + \delta_k$  の和は統計的にも経済的にも有意に1を超えており、規模の経済が存在することが見て取れる。

Stone-Geary型の推計結果は(2-2)にて示してある。 $\delta_g$ 、 $\delta_l$ 、 $\delta_k$  の推計値は、Cobb-Douglas型の推計結果(2-1)とほぼ同じである。また、投入の下限を調整している  $\delta_{gb}$ 、 $\delta_{lb}$ 、 $\delta_{kb}$  は有意ではなく、販売農家に限れば、自家消費相当分がデータで補足できないことが推定結果に与える影響は小さいことが示唆される。

Translog型から得られた結果 (2-3) では、稲作労働の推計値は1乗項と2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の結果となっている。また、CES型 (2-4) では、稲作用機械のパラメータに相当する値は  $1 - \delta_g - \delta_l = 0.114$  であり、稲作労働のパラメータ  $\delta_l = 0.0959$  とほぼ等しいことが見て取れる。一方で、推計結果(2-5)(2-6)はそれぞれ(2-3)(2-4)から稲作用機械を除いて作付面積および稲作労働のみを生産要素として推計した結果である。(2-5)のTranslog型においては、各生産要素の限界生産力は逡減し、生産要素の補完関係を表す結果となっている。

表2における生産関数の推計値には、共通する3つの結果を見て取れる。1つ目は、作付面積が稲作生産に対して大きな影響を持つ点である。稲作生産量の作付面積に対する弾力性は、どの関数形を見ても0.79から1.00の間にあり、他の要素投入の係数の推計値と比較してみても5倍以上の大きさとなっている。2つ目として、稲作生産に有意な規模の経済がある点である。規模の経済を示す推定値は1.11~1.16になっており、規模の拡大が生産性の上昇をもたらすことを示している。規模の経済性の存在についての本論文の結果は、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。<sup>20</sup>

<sup>20</sup> 農業経営統計調査報告(米及び麦類の生産費)においても、作付面積と共に60キログラムあたりの全算入生産費が逡減する状況が見て取れる。



最後に、稲作産出の作況指数弾力性の近似値を表す  $\delta_s$  は約0.55となっており、作況が産出に対して有意な影響を与えている点である。各年の作況は、農家にとって農業継続や規模の選択をする時点で通常不確実なものと考えられる。そこで、次章にて推計する離散選択モデルでは平年並みの作況を基準して分析を行なう。

図4は平年並みの作況をもとで、2000年の新潟県に関して規模に関する収穫逓増の存在を図で表したものである。横軸には、稲作の作付面積63アール、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、生産要素の一定比を保ったまま投入を増加させた際の稲作名目販売額（万円）を、表2にて用いた6つの生産関数形について表している。どの生産関数も、おおむね同じ稲作販売額を示しており、推計結果は関数形に依らず頑強であることが分かる。また推計された販売額は、点線にて表される規模に関して収穫一定の基準線の上に位置しており、稲作生産にて収穫逓増が存在することが分かる。

これまでの生産関数の推計では、農林業センサスにて農業への投入や産出のデータを得ることができる販売農家を用いた。自給的農家については、販売農家と同様の形式でデータを得ることができないが、農林業センサスにおいては都道府県別に自給的農家数および自給的農家の経営耕地面積を公表している。そこで、販売農家の中で最小の経営耕地規模である30～50アールの経営耕地面積との比率を外挿することによって、自給的農家における稲作生産投入を計算することが可能である。われわれは、こうして作成した自給的農家の稲作生産投入を用い、本節にて推計した生産関数から自作的農家の稲作生産量を計算した。次節以降では、以上のように導出した自給的農家も取り込んで、農家の離農及び経営規模の選択についての経済的な決定要因について分析する。

表 2：生産関数の推定結果

推定方法	(2-1)	(2-2)	(2-3)	(2-4)	(2-5)	(2-6)
	Cobb-Douglas型 OLS	Stone-Geary型 NLS	Translog型:3変数 OLS	CES型:3変数 NLS	Translog型:2変数 OLS	CES型:2変数 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)	0.9180 (0.2849)	0.8756 (0.0332)
$\delta_l$ : 自家稲作労働	0.1332 (0.0601)	0.1409 (0.0808)	-1.1692 (0.5622)	0.0959 (0.0263)	0.1855 (0.6222)	
$\delta_k$ : 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 (下限)		-0.0886 (0.7416)				
$\delta_{lb}$ : 稲作労働 (下限)		9.3335 (63.8786)				
$\delta_{kb}$ : 稲作用機械 (下限)		-55.4705 (73.2959)				
$\delta_{g2}$ : 稲作の作付面積 (二乗項)			-0.0708 (0.0261)		-0.0769 (0.0291)	
$\delta_{l2}$ : 自家稲作労働 (二乗項)			-0.3363 (0.1868)		-0.0798 (0.1054)	
$\delta_{k2}$ : 稲作機械 (二乗項)			-0.4436 (0.0796)			
$\delta_{gl}$ : 作付面積・労働 (交差項)			0.1228 (0.1200)		0.1583 (0.1050)	
$\delta_{lk}$ : 労働・機械 (交差項)			0.7078 (0.2189)			
$\delta_{gk}$ : 作付面積・機械 (交差項)			0.0379 (0.0765)			
$\delta_\rho$ : 弾力性要素 (CES型)				-1.8030 (0.4571)		-2.0208 (0.5300)
$\delta_\nu$ : 規模 (CES型)				1.1211 (0.0177)		1.1120 (0.0162)
$\delta_{d1990}$ : 1990年 固定効果	-0.2852 (0.0190)	-0.2837 (0.0186)	-0.3047 (0.0205)	-0.3049 (0.0168)	-0.3058 (0.0162)	-0.3080 (0.0165)
$\delta_{d1995}$ : 1995年 固定効果	-0.2817 (0.0201)	-0.2815 (0.0218)	-0.2834 (0.0198)	-0.2932 (0.0213)	-0.2916 (0.0196)	-0.2923 (0.0213)
$\delta_{d2005}$ : 2005年 固定効果	-0.1103 (0.0165)	-0.1105 (0.0163)	-0.0913 (0.0154)	-0.1034 (0.0163)	-0.1109 (0.0165)	-0.1114 (0.0160)
$\delta_s$ : 作況指数	0.5500 (0.1015)	0.5496 (0.1187)	0.5493 (0.1033)	0.5879 (0.1156)	0.5665 (0.1040)	0.5849 (0.1159)
$\delta_c$ : 定数項	-0.6056 (0.1619)	-0.6351 (0.4091)	-0.6821 (1.5606)	-0.4406 (0.1197)	-0.3629 (1.0132)	-0.3438 (0.0976)
サンプルサイズ	1384	1384	1384	1384	1384	1384
標準誤差	0.2138	0.2140	0.2070	0.2088	0.2108	0.2091
R <sup>2</sup>	0.9604	0.9604	0.9631	0.9623	0.9616	0.9621
Prob(規模に関して 収穫一定)	0.0000	0.0199	0.0131	0.0000	0.0001	0.0000
Prob(Cobb-Douglas)		0.9018	0.0000	0.0001	0.0013	0.0001

(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表示を省略している。

Prob(Cobb-Douglas)として、Cobb-Douglas型から拡張した部分の推定値がゼロである場合に、記載している推定結果が得られる確率を示している。

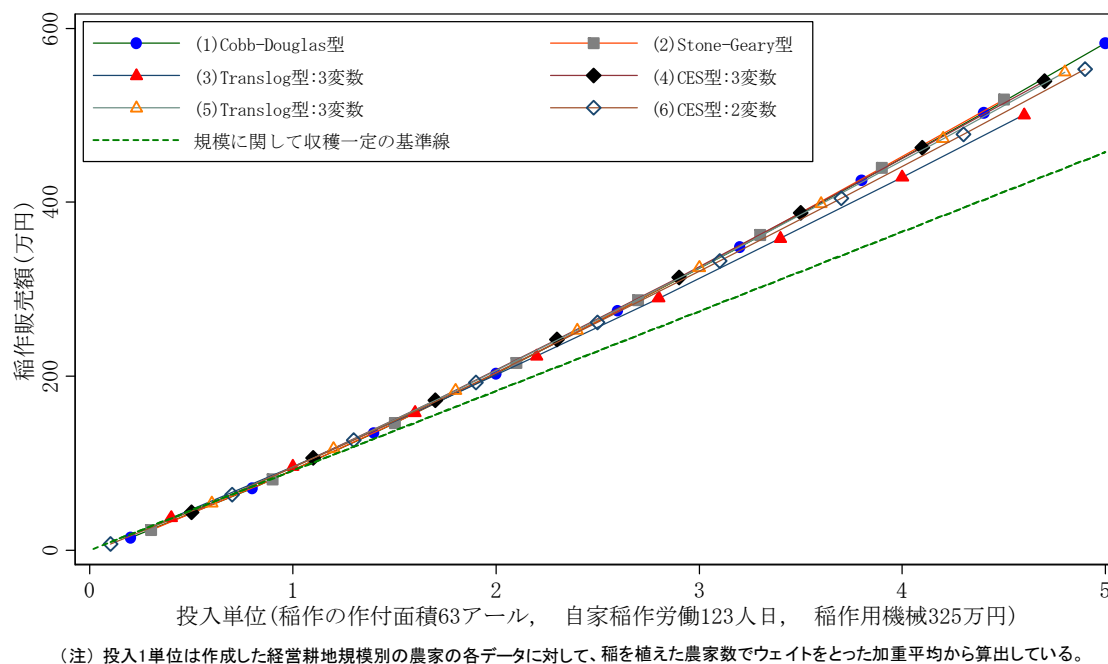


図4： 規模に関する収穫逡増（2000年，新潟県，作況指数100）

### 第3節 農地利用の現在価値

農家が離農および経営耕地規模を選択するときには、保有している農地から得られる価値がどれだけのものかが重要となる。この節では、第2節で導出した稲作における生産量と要素投入との関係をもとにして、農地の利用形態に応じた割引現在価値を導出する。

この論文では、農地を所有している農家を対象として分析を進める。実際に、2005年の農林業センサスによれば都府県において200アール以下の経営耕地を持つ販売農家の経営耕地総面積約154万haのうち、借り入れ耕地は約16万haであり、規模の小さい農家に関しては借り入れ耕地の割合は小さい。ここでは、農地の利用形態には3つあるものと仮定する。①転用期待をしつつ稲作耕作をする場合、②耕作放棄をする場合、そして③農地の貸付を行なっている場合、の3つである。以下ではそれぞれのケースについて、農地1アールから得られる割引現在価値を計算する。農地から得られる利潤の割引現在価値を計算するに当たって、都道府県別／経営耕地規模別に定義された農家は1990年、1995年、2000年、2005年の各期に、農地利用について上記①—③のどれかを選択するとする。農家は近視眼的（myopic）な予想を持つとし、農地利用に係わる選択を行う時点で観測される実現値が将来まで継続するものと仮定する。

もっともここで置かれた仮定は非常に制約的であることに注意が必要である。耕作をする農家であっても、所有農地の一部を耕作放棄したり貸し付けたりすることが可能である。実際に2005年の農林業センサスによれば、土地持ち非農家279万戸のうち、耕作放棄地を持つ農家は29%、貸し付けている農家が21%存在する（なお、ここでは耕作放棄地を持ち、かつ貸し付けている農家は重複して数えている）。また農家は農地利用についての判断を、将来の状況変化を見据えて決定してい

る可能性もあり、より厳密な分析においては動学的な最適化問題をもとに農家の最適な意思決定を考える必要があると思われる。この場合、耕作放棄を一度選択すると耕作地に戻すには相当の時間がかかるが、貸し出した場合には貸付契約終了後は耕作地に戻すことが容易であるなど、土地利用の選択についての非可逆性についてのモデル化も不可欠となる。こうしたより現実的な農家の意思決定問題へのより精緻な定式化は将来への課題とし、本論文ではこれ以上深く取り扱わないものとする<sup>21</sup>。以下では①—③のケース各々について、農地が生み出す利潤の割引現在価値を導出する。

### ケース① 転用期待をしつつ稲作耕作をする場合

都道府県別／経営耕地規模別に定義された農家*i*は、1アール当りの農地から転用機会が訪れるまで耕作から毎年利潤 $\pi_{ipt}$ を得る。この $\pi_{ipt}$ は時点*t*、地域*p*における農家*i*からの稲作産出高から、生産関数で用いた要素投入量にかかる費用を引いたものである。なお、この費用を出す際には、要素価格を知る必要がある。田の要素価格として、「水田小作料の実態に関する調査結果」（全国農業会議所）を用いた。稲作労働に関する要素価格として、「農作業料金・農業労賃に関する調査結果」（全国農業会議所）を用い、<sup>22</sup> 1年当たりの稲作機械の投入額は、農業機械のストック額を推定耐用年数で割ることで算出した<sup>23</sup>。これらのデータを用いて、要素市場は完全競争であることを仮定することにより、稲作耕作に係わる費用を計算した。

それぞれの農家*i*には、独立に所与の確率 $Pd_{pt}$ にて単位面積あたりの所有農地に対する転用機会を得るものとする。転用機会があるときに自らの農地を転用するか否かは個々の農家の判断ではあるものの、表1で見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おり、通常、転用機会を生かして転用目的で売却するのが経済合理的な判断だと考えられる。この点を踏まえ、農家は転用機会を得た場合、農地を転用するものとし、そのときの転用目的の売却価格を $Sd_{pt}$ （円/アール）を得るものとする。以上より、転用期待をしつつ稲作耕作をするときに農家*i*が得る単位面積あたりの農地の割引現在価値 $Vf_{ipt}$ は以下のように表せる。

$$Vf_{ipt} = \frac{\pi_{ipt}(1+r)}{r + Pd_{pt}} + \frac{Pd_{pt}Sd_{pt}}{r + Pd_{pt}} \quad (7)$$

但し、*r*は利子率であり本論文の分析では1%とした<sup>24</sup>。(7)式右辺の第1項は、転用期待がないときに得られる稲作耕作からの利潤の現在価値、そして第2項が農地を転用したときに得られる

<sup>21</sup> なお一時的な休耕は、農林業センサスでは耕作放棄と見なされておらず、耕作地への再転換も比較的容易なことからより現実的な農地利用の選択肢の1つとしてより現実的なモデルでは考慮されるべきだと考えられる。

<sup>22</sup> 稲作労働の生産要素価格として、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>23</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>24</sup> 利子率*r*を1.5%や0.5%に変更しても本論文の基本的な結論は変わらない。

期待利潤となる。転用機会が存在する下での農家*i*が直面する実質な利子率は、市場利子率に転用確率を加えた $(r + Pd_{pt})$ となる。

### ②耕作放棄をする場合

時点*t*、地域*p*における農家*i*が耕作放棄をすると(7)式右辺の耕作から得られる利潤 $\pi_{ipt}$ は0となってしまふ。しかし農地を保有する限りにおいては転用機会が訪れる可能性があるために、(7)式右辺第2項は残ることとなる。そこで耕作放棄をする場合に農家*i*が得る単位面積当り農地の割引現在価値 $Vb_{pt}$ は、 $Vf_{ipt}$ の右辺第2項と等しくなる。なお、農地転用に関するデータは都道府県別／時点別にしか得られないために、同一地域および同一時期に存在する農家は同じ転用機会に直面するものと仮定する。そのために $Vb_{pt}$ にインデックス*i*がないことに注意が必要である。

### ③農地の貸付を行う場合

農地の貸付契約は貸付期間や小作料について多様な形態がありえるだろう。ここでは代表的な農家を想定し、時点*t*、地域*p*における農家*i*は年間小作料 $e_{ipt}$ で*h*年間の貸付が行なわれるものと考ええる。なお、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)の値を用いるが、この資料は農家の経営規模別の小作料を調査していない。そのために、ここでは同一地域では各時点において年間小作料が競争的に決まると仮定し、 $e_{ipt}$ からインデックス*i*を落として以下では議論を行う。貸付期間の*h*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)における農業経営基盤強化促進法による賃借権設定の存続期間別構成(面積比)の区間中央値に準じて6年とする。いったん農地を貸すと*h*年経つまでは転用をすることができず、*h*年後に転用機会を得ることができなければ、再び*h*年間農地の貸出を行うものとする。このとき農地の貸出による現在価値 $Ve_{pt}$ は以下のように表せる。

$$Ve_{pt} = \frac{e_{pt}(1+r)[(1+r)^h - 1] + Pd_{pt}Sd_{pt}r}{r[(1+r)^h - 1]} \quad (8)$$

作付面積*i*と上記で求めた農地の割引現在価値 $Vf_{ipt}$ 、 $Vb_{pt}$ 、および $Ve_{pt}$ の関係を表したグラフが図5である。ここでは作況指数100のもとでの2000年の新潟県を例として取り上げている。この図から $Vb_{pt}$ および $Ve_{pt}$ は作付面積に係わらずある一定の価値を取ることが確認できる。これは年間小作料や農地転用の期待利潤が作付面積に依存しないことが理由と考えられる。

図5では転用の期待収入を含めても、作付面積が100アールを下回ると  $Vf_{ipt}$  が負となる。この点は「米および麦類の生産費」（農林水産省）のデータを用いて、約200アールを下回る稲作作付面積では赤字生産となることを指摘している北出(2005, P100)の論点とも合致する。

また図5では、耕作放棄による現在価値のほうが貸出による現在価値よりも若干大きくなっている。この大小関係は利子率や小作料の設定に依存するものの、小規模零細農家にとって耕作放棄が最大の着たい利益をもたらす選択になり得ることが定量的に示されている。零細農家が多く大量の耕作放棄地が発生している我が国の農業において、転用機会が耕作放棄を含めた農地の利用選択に大きな影響を与えていることがこの分析からも推察される。ここでの分析を踏まえ、次の章では農家の離農および経営耕地規模の決定メカニズムについて議論する。

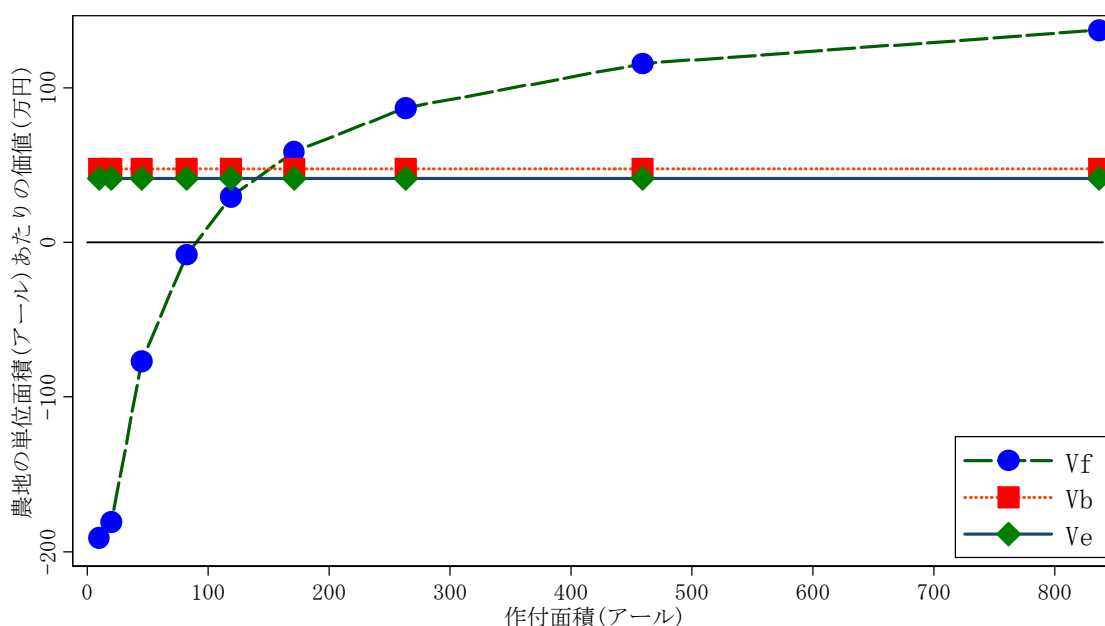


図5：作付面積と選択の現在価値（2000年，新潟県，作況指数100）

## 第4章 離農／経営規模選択モデルの推計結果

この章では、第3章第1節にて紹介した農家の離農および経営耕地規模の選択についての2段階離散選択モデルの推計結果を示す。ここで議論した推計結果は第5章にて説明する転用機会に係わるシミュレーション分析の土台をなすものである。離農の選択および経営規模の選択は、厳密には動学的な観点から評価をすることが望ましいが、第3章にて議論したように様々な農地の利用形態を考慮した形での定式化はこの論文の分析の範疇を超えるために、本論では、動学的な行動を明示的にモデル化しない形での推計を行なう。ここで推計するモデル (4) 式は、第1節より再掲すると以下となる。

$$P_{ij} = \frac{\exp(\alpha x_{ij})}{\sum_{k=1}^K \exp(\alpha x_{ik})} \cdot \frac{\exp(\beta y_i + \gamma \log(\sum_{k=1}^K \exp(\alpha x_{ik})))}{\exp(\beta y_i + \gamma \log(\sum_{k=1}^K \exp(\alpha x_{ik}))) + 1} \quad (4)$$

説明変数のうち、 $x_{ij}$  は経営耕地規模の選択に影響を与える変数であり、 $y_i$  は農業経営を存続するか離農するかの判断に影響を与える変数である。本論文では  $y_i$  として 3 つの変数を用いた。総経営耕地面積（アール）、稲作耕作から得られる割引現在価値（億円）、そして耕作をしないことから得られる割引現在価値（億円）の 3 つである。但し括弧内はそれぞれの変数の計測単位を表わす。第 3 章第 1 節でも定義したように、総経営耕地とは稲作・畑作・果樹作の合計を表わしたものである。大規模な経営耕地を持つ農家ほど経営を継続する傾向が強くと見られるものと考えられる。他の 2 つの変数は、稲作農業に係わる経済的利潤を前章第 3 節の議論を踏まえて変数として導入したものである。稲作耕作から得られる割引現在価値とは、農家  $i$  が得る単位面積あたりの農地の割引現在価値  $Vf_{ipt}$  である。耕作から得られる利潤が高いほど、経営を継続するメリットが大きいと考えられるだろう。最後に変数  $y_i$  として、耕作をしないことから得られる割引現在価値を使った。耕作放棄することから得られる割引現在価値  $Vb_{pt}$ 、あるいは農地の貸出による現在価値  $Ve_{pt}$  が大きい農家ほど離農を決断する傾向が強いと見られる。この変数は、稲作耕作を行うことのコストであるので、 $Vb_{pt}$  と  $Ve_{pt}$  とのいずれか大きい方を変数として用いた。以上の変数に加え、定数項および 1990 年から 1995 年への遷移ダミーと 1995 年から 2000 年への遷移ダミーを用いた。なお、遷移ダミーとは、1990 年から 1995 年（あるいは 1995 年から 2000 年）への  $(i, j)$  の組合せに対して 1 を取り、それ以外の時点について 0 を取るダミー変数である。

農業経営を継続すると決めた農家  $i$  は、同時に経営耕地規模を選択するものとする。我々は、1995 年・2000 年・2005 年の農林業センサスの動態構造統計から  $(i, j)$  の組合せを作り、そこから確率  $P_{ij}$  を計算した。なお前章第 1 節にて説明したように、 $(i, j)$  の組合せは各年各地域で欠測値を含め 100 通りある。農家  $i$  の経営耕地規模に影響を与える変数  $x_{ij}$  として、本論文では以下の 3 つの変数を用いた。稲作の作付面積の変化分（アール）、規模を拡大したことにより追加的に得られる稲作耕作からの割引現在価値（億円）、および規模を減少したことにより追加的に得られる稲作耕作をしないことからの割引現在価値（億円）である。但し、括弧内はそれぞれの変数の計測単位を表わす。なお、規模  $i$  から規模  $j$  への移行を表わす  $P_{ij}$  自体は、あくまで特定の  $(i, j)$  の組合せのセルに値が観測される確率を示すものであり、必ずしも特定の方向へ規模が変化する傾向を表現しているもので

はない。そこで、上記の説明変数を用いて推計された係数から、経営耕地規模の選択について経済学的な意味づけをすることは難しく、第5章でのシミュレーションの結果から経営耕地規模の選択の定量的なインパクトを初めて見ることができる。

説明変数  $x_{ij}$  として用いた稲作作付面積の変化分には絶対値で評価したものをを用いた。畑作や果樹園の経営状況にもよるが、稲作の作付面積が大きく変化するほど、農家が経営耕地規模を変える可能性が高いと考えられる。規模を拡大したことにより追加的に得られる稲作耕作からの割引現在価値として、 $Vf_{ipt}$  に農家  $i$  による稲作作付面積の増加分を乗じたものをを用いた。畑作や果樹園の経営を所与としたもとの、この値が大きい農家ほど、稲作の経営による経済的利潤が大きいものと考えられる。最後に用いた変数が、規模を減少したことから追加的に得られる稲作耕作を止めたことによる割引現在価値である。稲作作付面積を減少させた場合、農家が耕作放棄をしたか、農地を貸し出したと考えるのが自然である。稲作作付面積の減少分に  $Vb_{pt}$  あるいは  $Ve_{pt}$  のうち大きい方を乗じて、それを変数として用いた。耕作放棄による生産費用の削減効果を含め、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だ。なお、規模の選択は5年後の規模であるため、現在価値には割引因子として  $\frac{1}{(1+r)^5}$  を掛けている。

モデル (4) を2段階の条件付ロジットモデルで推計した結果を表3に示した。1990年から2005年の4時点の中で、都道府県別／経営耕地規模別に定義された農家はそれぞれ独立に3回の離農選択・経営耕地規模選択を行うこととなる。表3の上側に規模の選択に関する推定値  $\alpha$  を示し、下側に経営継続の選択に関する推定値  $\beta$  を示している。

全ての推計値は有意水準1%であることが見て取れる。それぞれの推計値の符号は上記で議論した方向と一致していることが分かる。経営継続の判断については、総経営耕地面積が大きいほど、稲作からの割引現在価値が大きいほど、そして稲作耕作からの機会費用が小さいほど、離農をする確率が小さいことが見て取れる。

一方、経営を継続することを決めた農家において、経営耕地規模の選択についてみると、取り上げた3つの  $x_{ij}$  どれもが経済的にも統計的にも有意な影響を与えていることが分かる。但し、前述の通り、規模  $i$  から規模  $j$  への移行確率は、あくまで特定の  $(i, j)$  の組合せのセルに値が観測される確率を示すものであり、必ずしも特定の方向へ規模が変化する傾向を示しているものではないため、推計された係数について経済学的な意味づけをすることが困難である。そこで、次の章では、ここで推計した結果を用いたシミュレーションを通じて表3にて得られた結果の定量的なインパクトを評価することを試みる。



表3：二段階の条件付ロジットの推定結果

	説明変数	推計値	標準誤差
規模 の 選 択	稲作の作付面積の乖離（アール）	-0.058	0.00003
	割引項×転用を含む稲作価値 ×[稲作の作付面積の増加分](億円)	0.632	0.00190
	割引項×max[耕作放棄の価値, 貸出の価値] ×[稲作の作付面積の減少分](億円)	0.904	0.00238
継 続 の 選 択	総経営耕地面積（a）	0.017	0.00004
	転用を含む稲作価値(億円)	3.827	0.18423
	max[耕作放棄の価値, 貸出の価値](億円)	-0.575	0.20191
	1990年から1995年への遷移ダミー	0.083	0.00360
	1995年から2000年への遷移ダミー	0.087	0.00324
	定数項	0.556	0.00583
	Inclusive value ( $\gamma_{iv}$ )	0.348	0.00345
対数尤度		-14391600	
サンプルサイズ		98792915	

## 第5章 シミュレーション分析

ここでは、前章で得られた二段階の条件付ロジットモデルの推計結果を用いて、転用機会が存在することの稲作作付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。農地転用が可能であるために農業経営の大規模化が阻害され、結果として我が国農業の収益性が高まらないという指摘は以前からなされてきた。しかしながら、その影響を定量的に評価した分析は筆者が知る限り皆無である。第3章および第4章において得られた結果を踏まえ、本章ではシミュレーションを用いて転用期待の定量的な評価を行う。

そもそも転用期待が存在することの影響は、転用期待がある状況（つまり我が国の現状）と「転用期待がない状況」とを比べることにより評価ができるはずである。しかし、我が国においては、「転用期待がない状況」が本論文の分析期間のどの時期どの地域をとっても現出しなかった。そこでこの章では「転用期待がない状況」という仮想的な状況を、これまでの推計結果を踏まえてシミュレーションにより作り出すことを目的とする。

農地の転用が農家の利得に与える影響は、転用確率  $Pd_{pt}$  および転用したときの農地価格  $Sd_{pt}$  との2つの変数に依存する。現実には表1にあるように  $Pd_{pt}$  および  $Sd_{pt}$  は地域・時点毎に異なる値を取っている。ここでは「転用期待がない状況」として、転用機会が受けたとしても宅地並みの価格（つまり  $Sd_{pt}$ ）では農地を売却することはできず、耕作目的による価格でしか売れない状況を考え、

このときに離農確率および経営耕地規模の選択がどのように変化するかを第4章における推計結果を用いてシミュレーションを行う。表1によると、2005年の全国平均では農地の転用目的での売却価格が262万円であるのに対して、耕作目的での売却価格が55万円であることが分かる。そこでこのシナリオにおいて、農地の売却価格は全国平均で約5分の1程度まで引き下げられることを意味している<sup>25</sup>。他に考えられるシミュレーションのシナリオとして、転用確率 $Pd_{pt}$ をゼロとするようなものも考えられるが、実際問題として企業の土地開発や公共事業による用地買収をさせずに農地を永久にその用途にしか利用できないようにすることは現実的とは考えられず、本論文のシナリオとしては扱わない。

転用目的の売却価格 $Sd_{pt}$ が耕作目的の売却価格まで低下すると、第3章第3節にて議論した農地から得られる利潤の割引現在価値 $Vf_{ipt}$ 、 $Vb_{pt}$ 、 $Ve_{pt}$ はいずれもが下落することになる。特に、 $Vf_{ipt}$ と $Vb_{pt}$ とは転用から得られる期待利得は同じであることから、 $Sd_{pt}$ の下落による影響は同等に表れることになる。他方、貸付においては貸借権のため $h$ 年間は農地の転用ができないことから、 $Sd_{pt}$ が低下した影響は $Vf_{ipt}$ や $Vb_{pt}$ が受けたほどは大きくない。この結果、転用目的の売却価格が引き下げられると、耕作することの機会費用が相対的に高まる結果となり、表3の結果から離農する農家が増加することが予想される。また図5より規模が小さい農家ほど稲作耕作による利潤が低くなることから、 $Sd_{pt}$ の下落により離農する農家の多くは小規模零細農家であることが想像される。

シミュレーションの手順は以下の通りである。1990年における $Vf_{ipt}$ 、 $Vb_{pt}$ 、 $Ve_{pt}$ のそれぞれに含まれている $Sd_{pt}$ に耕作目的による売却価格を代入し、前章表3の推計値を用いて、1990年における規模の選択確率を計算した。このシミュレーションされた選択確率に、1990年時に規模 $i$ を持つ農家数を掛け合わせることで、転用売却価格が低下したことによる1995年における農家数をそれぞれの規模別に推計をした。この作業を繰り返すことで2005年における農家数がどれだけ変化したかを計測し、その結果をSim(A)として表4に記した。同様に、転用目的価格を1995年から低下させたときのシミュレーション結果をSim(B)、1990年から低下させたケースをSim(C)として表わしている。

表4では現実のデータをDataとし、各シミュレーションの結果に関する稲作の作付面積、労働1人日あたりの販売額、販売額1円あたりの費用の3種類の指標を示している。これらの指標は、第3章2節及び3節にて説明をした。これらの指標はそれぞれ都道府県別／経営耕地規模別にて既に農家1世帯あたりの平均値が求められている。そこで、これらの指標の分布の変化は、シミュレーションに

<sup>25</sup> 転用目的の売却価格が耕作目的の売却価格の水準にまで下がると、耕作目的の売却価格自体も影響を受ける可能性がある。この論文では、そうした波及効果を考慮せずにあくまで転用価格の外生的な変化という部分均衡的な観点から分析を行う。

よりそれぞれの経営耕地規模のセルに属する農家数が異なることにより生じる現象である。

転用の期待収入が低下することで小規模農家を中心に離農が促されるため、平均作付面積はData、Sim(C)、Sim(B)の順に増加している。その一方でSim(A)の平均作付面積はSim(B)よりも低下しており、作付面積の中央値ではSim(B)と等しくなっている。同様のことは、労働1人日あたりの販売額、販売1円あたりの費用についても言える。これは、第3章第1節でも紹介したように1990年調査の農林業センサスの経営耕地規模の最大区分が1995年以降の調査に比べて小さいことに起因していると考えられる<sup>26</sup>。1990年を初期時点としたSim(A)では規模の大きい農家を中心に、その予測精度に問題があると推察されるため、ここではSim(A)を議論の対象から外すこととする。但し、転用目的の売却価格  $Sd_{pt}$  の長期的な影響を分析するためには、その低下から長期間が経過したシミュレーションが望ましい。このため、Sim(A)に次いで  $Sd_{pt}$  が低下後の期間が長いSim(B)に注目する。Sim(B)は1995年から転用目的の売却価格  $Sd_{pt}$  が低下した10年が経過したケースである。

表4においてDataとSim(B)を比較すると、平均作付面積は47アールから63アールへ約35%増加し、労働生産性に相当する1人日あたりの販売額は4332円から5553円へ約28%増加する。転用目的の売却価格  $Sd_{pt}$  が低下すれば、稲作の作付面積および労働生産性には着実な増加を期待できる。しかし作付面積、労働生産性の増加したSim(B)であっても販売額1円あたりの費用は平均3.34円と赤字生産になっている。よって、転用目的  $Sd_{pt}$  の低下のみによって、短期間で日本の稲作農業の体質が大きく変わるわけではないことが分かる。

DataとSim(B)を比較するために、稲作の作付面積のヒストグラムを図6に記載している。Dataに比べSim(B)は、42府県の自給的農家が57%減少している。また、稲作労働1人日あたりの販売額のヒストグラム（図7）において、0.5万円より左側においてSim(B)の頻度はDataを大きく下回っている。これらの図は転用目的の売却価格  $Sd_{pt}$  の低下が、農家の規模によって異なる影響を与えることを示している。

本章ではシミュレーションを用いて、転用の期待収入が作付面積および生産性に与える影響の大きさを示した。転用目的の売却価格が耕作目的の売却価格にまで低下して10年が経過した場合、稲作の平均作付面積は63アールとなる。これは耕作目的の売却価格が低下しなかった場合の44アールに比べ、約35%増加の増加に相当する。それに対応し、平均費用は約21%低下し、平均労働生産性は約28%上昇する。転用の期待収入が低下することで小規模農家を中心とした離農を促し、稲作農業の生産性は向上することが見込まれる。

<sup>26</sup> 1990年以前から継続して10ha以上の経営耕地を持つ農家は一定数存在すると考えられる。しかし、[5ha以上]を最大の経営耕地区分とする1990年の公表データから1995年の農家数を分析対象としても、[10ha～15ha]の頻度はほぼゼロとなる。このため1995年の大規模農家に関して、シミュレーションの頻度の予測値は、現実のデータを下回ってしまう。

表4：シミュレーション結果（2005年）

S <sub>d</sub> を低下させる時点		Data	Sim(A)	Sim(B)	Sim(C)
		1990	1995	2000	
総農家数		2664030	2357329	2453126	2480941
稲作の作付面積 [アール]	平均値	46.61	59.78	62.75	52.12
	第1四分位	8.38	15.60	15.60	11.32
	中央値	23.43	40.37	40.37	32.48
	第3四分位	55.62	85.82	87.05	68.76
労働(1人日)あたりの販売額 [万円]	平均値	0.43	0.55	0.56	0.48
	第1四分位	0.21	0.27	0.27	0.23
	中央値	0.32	0.46	0.46	0.37
	第3四分位	0.51	0.72	0.72	0.61
販売額(円)あたりの費用 [円]	平均値	4.24	3.35	3.34	3.84
	第1四分位	2.45	1.69	1.66	2.04
	中央値	3.88	2.61	2.61	3.42
	第3四分位	6.20	0.74	4.74	5.72

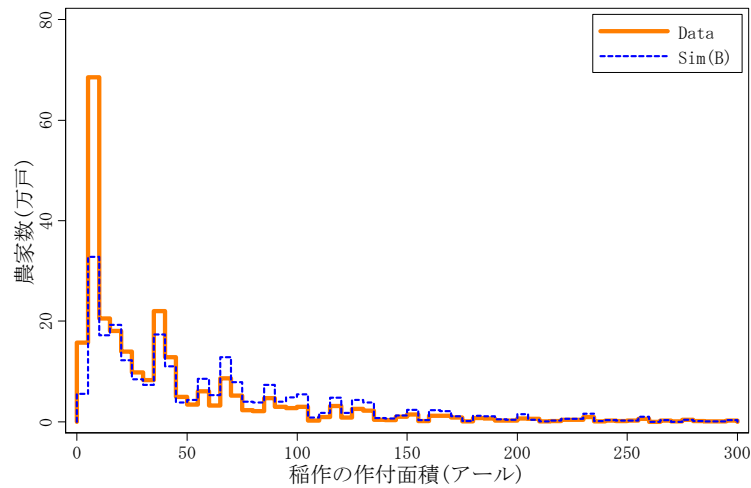


図6：稲作の作付面積のヒストグラム（区間：5アール）

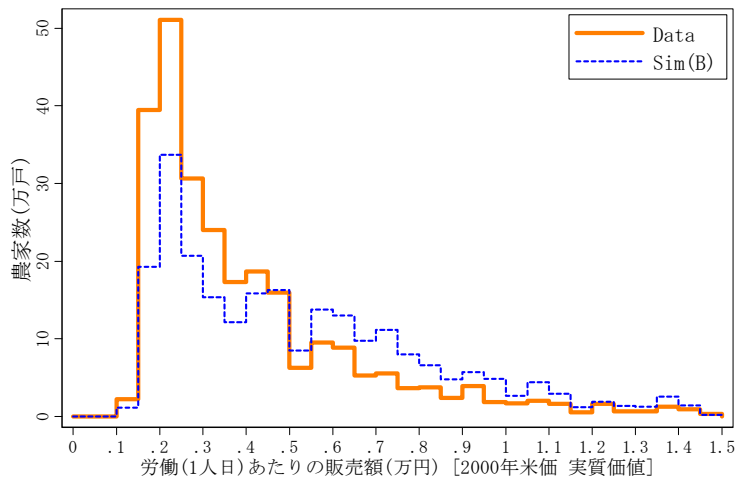


図7：労働（1人日）あたりの販売額（区間：0.1万円）

## 第6章 終わりに

農地価格の問題は、戦後の農地改革以降その根本的な検討がなされないまま今日まで至った感がある。1959年に当時の政府は農林漁業基本問題調査会を設置し、その答申の中で「小作料と農地価格は自立的収益を基準とする水準で安定させるもの」（今村, 1983: p21より引用）との提言を行った。しかしながらその後、小作料については統制小作料から標準小作料に変更され、農地の品質に応じて市町村レベルで参照すべき水準が透明化されたのに対して、農地価格については十分な議論がなされずに今日におよんでいる。当時、農林漁業基本問題調査会会長であった東畑精一氏は同調査会で地価問題が一度も議論されなかったことを悔いていると述懐している（東畑, 1979）。

それから50年が経過した今、日本の農業は大きな試練のときを迎えている。国際貿易の自由化の波が農業にまで及んできている中で、我が国の農産物で最大のシェアを持つ米は海外からはますます高まる輸入圧力に直面している。その一方で、国内においては農地が転用の期待に侵食され、耕作放棄地は拡大の一步を辿っている。我が国農業の国際競争力の向上を図るために、一層の経営規模の拡大とそれを通じた農業の生産性の向上が緊喫の課題となる中で、50年前に果たせなかった農地問題に手を入れることの機が熟しつつあるといえるだろう。

日本の農業の生産性を向上させるために、零細農家の滞留や耕作放棄を解消していくことが必要である。そのために転用機会の存在を是正することが有効であることが本論文にて定量的に始めて明らかにされた。本論文では、転用期待を是正する一つの考え方として、転用目的の売却価格を耕作目的の売却価格に引き下げた場合のシミュレーションを評価した。その結果、稲作の作付面積は、約35%増加し、平均費用は約20%低下するとともに、平均労働生産性は30%上昇した。農地の転用期待は我が国の農業生産性を考える上で、看過できない足かせとなっていることが推定より示唆される。

他方で農地の転用問題についての政策的な関心がまだまだ薄いように思われる。農地の転用に潜む深刻な問題を認識させるためにも、まずは農地の売買価格を詳細に公表していくことが重要であろう。農地売却価格のデータ公開により、農地価格の情報が透明化され、転用期待が持つ問題の深刻さを政策の場で共有することができる可能性がある。農地の売却価格のデータ公開を検討する際に、参考になるのが標準小作料の算定および公表の仕方である。標準小作料に関しては、農地の品質で区分けされた市町村レベルで公にされている。<sup>27</sup> 農地の売却価格についても、その基準値を農地の品質別に公表することは検討に値する。標準農地価格のデータの整備が行なわれれば、政策の目標となる転用目的と耕作目的の売却価格の乖離を明らかにすることができる。

農地価格を透明化しようとする試みは我々が始めて提言するものではない。自立的な農業経営を支えるために農地の流動化政策の一環として農地管理事業団の設立が1960年代半ばに構想されたことがあった。この全額政府出資の法人において農地の売買や賃貸を一括して担わせることにより、農地取引の透明化を図ろうとしたものであった。しかし、この試みは1966年の第51回参議院にて審議未了の廃案となり、その後の詳しい経緯は必ずしも明らかではない。こうした先人の知恵を生かすことも今後の農地政策を考える上では有用ではないだろうか。

<sup>27</sup> 標準小作料の導入の経緯や算定方法は、島本(第2章、2001)を参照のこと。

## 参考文献

- Hayami, Yujiro and Toshihiko Kawagoe (1989) “Farm mechanization, scale economies and polarization :The Japanese experience”, Journal of Development Economics, Vol. 31, No. 2, pp. 221-239, October.
- Train, Kenneth E. (2003) Discrete Choice Methods with Simulation: Cambridge University Press.
- 磯部俊彦(1985) 『日本農業の土地問題』 東京大学出版
- 今村奈良臣 (1983) 『現代農地政策論』 東京大学出版
- 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
- 北出俊昭(2005) 『転換期の米政策』 筑波書房
- 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
- 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」, 経済産業研究所 (DP-08-J-059)
- 島本富夫(2001) 『現代農地賃貸借論』 農林統計協会
- 東畑精一 (1979) 『私の履歴書』 日本経済新聞社

## 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]
- 2005年農林業センサス [農林水産省統計部編]

### 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, 17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]
- 生産農業所得統計 (平成17年度版) [農林水産省統計部編]

### 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]
- 農業経営統計調査報告 【米及び小麦の生産費】 (平成17年度版) [農林水産省統計部編]

### 田の面積：

固定資産の価格等の概要調書（平成元, 6年度版）〔自治省税務局固定資産税課編〕

固定資産の価格等の概要調書（平成11, 16年度版）〔総務省自治税務局固定資産税課資産評価室編〕

### 転用の面積：

土地管理情報収集分析調査結果【農地の移動と転用】（平成元, 6年度版）〔農林水産省構造改善局農政部農政課〕

土地管理情報収集分析調査結果【農地の移動と転用】（平成11, 16年度版）〔農林水産省経営局構造改善課〕

### 田の売却価格：

田畑売買価格等に関する調査結果（平成元, 6, 11, 16年度版）〔全国農業会議所編〕

### 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〕

作物統計（平成17年度版）〔農林水産省統計部編〕

### 水田小作料：

水田小作料の実態に関する調査結果（平成2, 7, 12年度版）〔全国農業会議所編〕

### 農作業料金：

農業労賃・農作業料金に関する調査結果（平成2, 7年度版）〔全国農業会議所編〕

農作業料金・農業労賃に関する調査結果（平成12, 17年度版）〔全国農業会議所編〕

## 補論A：稲作用機械 $K_{ip}$ の導出

本論文の稲作用機械  $K_{ip}$  は、農林業センサスおよび農業物価統計から下記の手順で導出した。

- (1) 農林業センサスから都道府県別／経営耕地規模別に各機械の平均所有台数を算出。<sup>28</sup>
- (2) 算出された平均所有台数に農林水産省（農業物価統計）の農業生産資材の全国平均購入価格を掛け合わせた各機械の名目額を算出。
- (3) 各機械の名目額を農業物価統計の大農具物価指数で割ることで各機械の実質額（2000年基準）を算出。
- (4) 都道府県別／経営耕地規模別に経営耕地に占める稲作用割合を作成し、変換係数とし、(3) で作成した各機械の実質額に掛け合わせた。
- (5) (4) の各機械の実質額の稲作用割合の総和を稲作用機会投入  $K_{ip}$  とした。

(2) において、農林業センサスと農業物価統計の機械の対応は表Aの通りである。また、農林業センサスに記載されている馬力区分別のトラクターの名目額は農業物価統計から15馬力と35馬力のトラクターの価格を用いて、次のように導出した。第一に農業物価統計の15馬力と35馬力の価格を

$$\text{トラクター名目価格}_h = b_i \text{馬力}_h + c_i \quad h = \{15, 35\}$$

として最小二乗推定を行う。第二に最小二乗推定から得られた推定値を用いて、農林業センサスに記載されている馬力の区間中間値を説明変数として代入することで、各馬力のトラクター名目額を導出した。

(4) において、トラクター等の稲作以外にも使用できる農業機械は、表Aに示している経営耕地面積で案分した変換係数をかけることで各機械の稲作用機械の投入量とした。

表A：農林業センサスの農業機械と農業物価統計との対応関係

農林業センサスの調査項目	農業物価統計の調査項目	変換係数
動力耕耘機：歩行型	動力耕耘機 (駆動・けん引兼用型：5～7馬力)	稲作面積が(稲作面積+畑作面積)に占める割合
農用トラクター：乗用型 (15馬力未満、15～30馬力など)	乗用トラクター (15馬力、35馬力)	同上
動力防除機	動力噴霧機 (可搬型)	稲作面積が(稲作面積+畑作面積+果樹作面積)に占める割合
動力田植機	動力田植機 (4条植：乗用型)	1
バインダー	バインダー (2条刈り)	1
自脱型コンバイン	コンバイン (自脱型：2条刈り)	1
米麦用乾燥機	通風乾燥機 (縦型循環式：16石型)	稲作面積が(稲作面積+麦作面積)に占める割合

<sup>28</sup> 2000年以前の調査では、農業機械の所有台数しか尋ねていない一方で2005年の農業機械の所有と利用の両方を尋ねている。しかしながら、2005年の農林業センサスでは、農業機械の所有台数を経営耕地規模別に公表していない。このため2005年は農業機械の利用台数を用いる。