

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¹

齋藤 経史²

2009年5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定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、次にその推定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によって現出させることで、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28%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わ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。

* 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。

¹ 東京大学大学院経済研究科

² 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、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年近くにわたっ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。それにもかかわらず、国際比較上、わが国における農家一戸当たりの平均経営耕地面積は極端に小さい³。

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一つに挙げられる「農地転用に対する期待」に焦点を絞り、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。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、広く行なわれてきた。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から⁴、零細規模であっても農家は農地を容易に手放さず、結果として農業経営の大規模化が阻害され、農業の収益性が高まらないという指摘がされてきた（磯辺（1985）、神門（1996, 2006））⁵。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わが国農業にどれだけのインパクトを与えているのかを明らかにすることは、農地転用規制のあり方を考える上でも緊喫の課題である。

以下では、土地利用型農業を代表し、かつ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。その際、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たるデータとして用いた。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（つまりわが国の現状）と「転用期待がない状況」とを比べるような誘導型推定手法（reduced-form estimation method）を用いることは適当ではないと考えられる。なぜならわが国において「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、構造型推定（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。構造型推定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、筆者が知る限りこの論文が嚆矢となる。

構造型推定を用いるにあたり、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

³ 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、わ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）。

⁴ 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するとする」（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。

⁵ 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。

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から得ることが難しいばかりか、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定することにより、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することにより上記のデータの問題を解決した。また生産関数を用いることで農林業センサスから産出等に関するデータを得ることが出来ない自給的農家（わが国の農家の3割を占める小規模農家であり、具体的には第2章にて示す）に関しても分析に取り込んでいる。

生産関数の推定値および要素価格のデータを用いて、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形態として、「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つを想定した。農家はこの3つの形態いずれにおいて転用を期待することができる。推定結果から、農家の規模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なった。特に小規模農家においては、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わかった。

次に、推定された経営継続および経営耕地規模の選択行動を基にして、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った。転用期待が消失する状況として、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ケースを想定した。このとき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による影響を示すことになる。

分析の結果、1995年以降、農地の転用価格が規制されることで耕作目的の価格以上では農地を売却できなかったとき、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、約4300円から約5600円程度へと30%程度増加することがわかった。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無視し得ない定量的な影響があることが確認された。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。もともと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、転用期待だけではわ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。

以下、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結果を紹介し、第5章ではその推定値を用いて、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6章は結語である。

第2章 予備的分析

まず転用機会と農家の経営規模の関係を概観したい。他の条件を所与としたもとで、農地の転用による資産的価値は、転用における農地価格および農家の転用確率の2つの変数に依存する。もちろん、転用における農地価格は、農地の所在する地域にも依存すると考えられる。例えば一つの県内でも当該農地が都市近郊に存在するのか、あるいは農用地区域に存在するのかでは農地価格は大きく異なるだろう。また、転用に対する農家の主観的確率も、農家や農地によって異なると予想される。しかしながら、データの制約上、この論考では都道府県別の、且つ事後的なデータを用いて分析することとする。

農家の主観的な農地転用確率は、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い。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。都道府県別の転用目的と耕作目的に区分された田の売却価格は、全国農業会議所『田畑売買価格等に関する調査結果』の売却目的別のデータから作成した⁹。転用確率については、農林水産省『土地管理情報収集分析調査〔農地の移動と転用〕』（2005年）から、田に関する転用面積合計を都道府県別に取り出し¹⁰、総務省『固定資産の価格等の概要調書』（2005年）¹¹から得られる一般田と介在田・市街化区域田の地積との和を用いて除すことにより、事後的な意味での確率を求めた。これらのデータをまとめたものが表1である。

なお、農林業センサスにおける農家は、図1に示されるように、経営耕地面積30アールを主な閾値として「販売農家」と「自給的農家」に区分される。農林業センサスでは、「販売農家」に関しては農作物毎の農地面積や農産物販売額などの詳細な調査を行う一方、「自給的農家」に関しては簡易調査で済ませている。こうした農林業センサスの都道府県別データを用いて、農地転用による期待収入と経営規模の関係を示す。

⁹ 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。本章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で加重平均をとることで導出した。

¹⁰ 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。

¹¹ 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。

図1：農林業センサスの定義

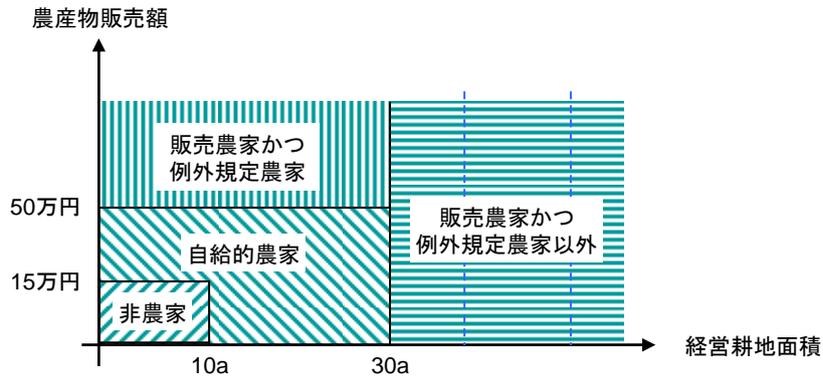


図2は、転用から得られる毎年の1アール当たりの期待収入額を横軸に、販売農家の平均稲作作付面積を縦軸にとって地域別の散布図を描いたものである¹²。この図では、転用の期待収入と販売農家の平均稲作作付面積との間に負の関係があることを示している。また、図3は、転用の期待収入と自給的農家の割合との関係を地域別に示したものであり、転用から得られる期待収入が大きい地域では、経営耕地面積が30アールを下回る自給的農家の割合が高いことが分かる。

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。

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正確に捉えられていない可能性がある。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、DID分析 (difference-in-differences analysis) に代表される誘導型推定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学的なメカニズムをモデルとして書き表す構造型推定を行うことが必要となる。

¹² 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位の静岡県との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から埼玉県を省いた。

¹⁴ 農林業センサスにおける離農世帯 (440,264戸) に加えて、所在不明となった不明世帯 (13,546戸) を合わせて離農として扱う。

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）

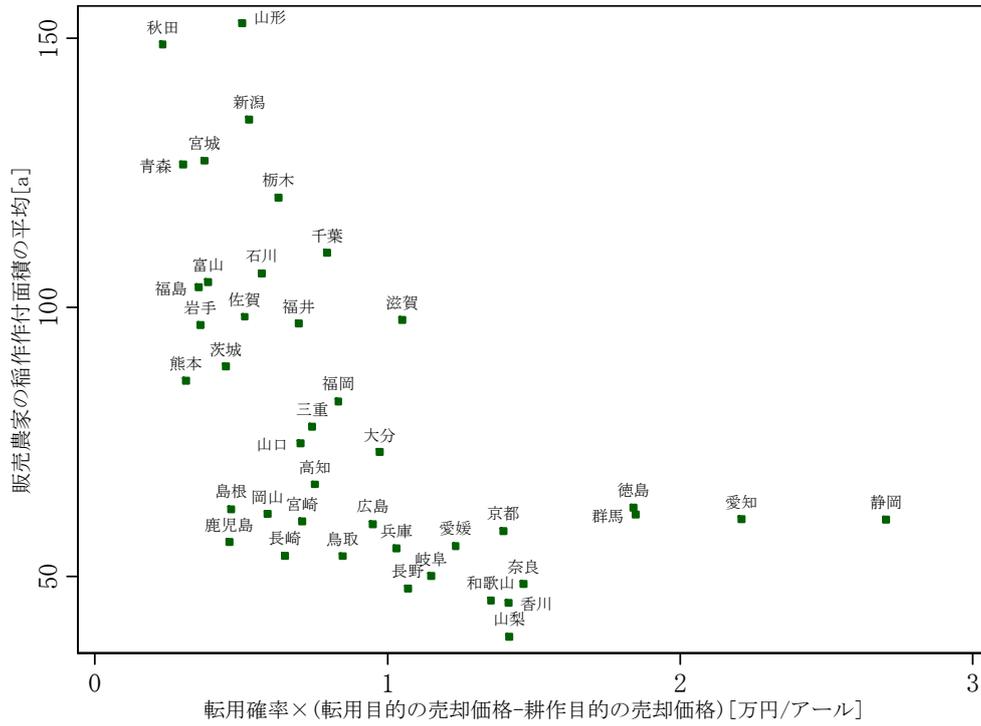
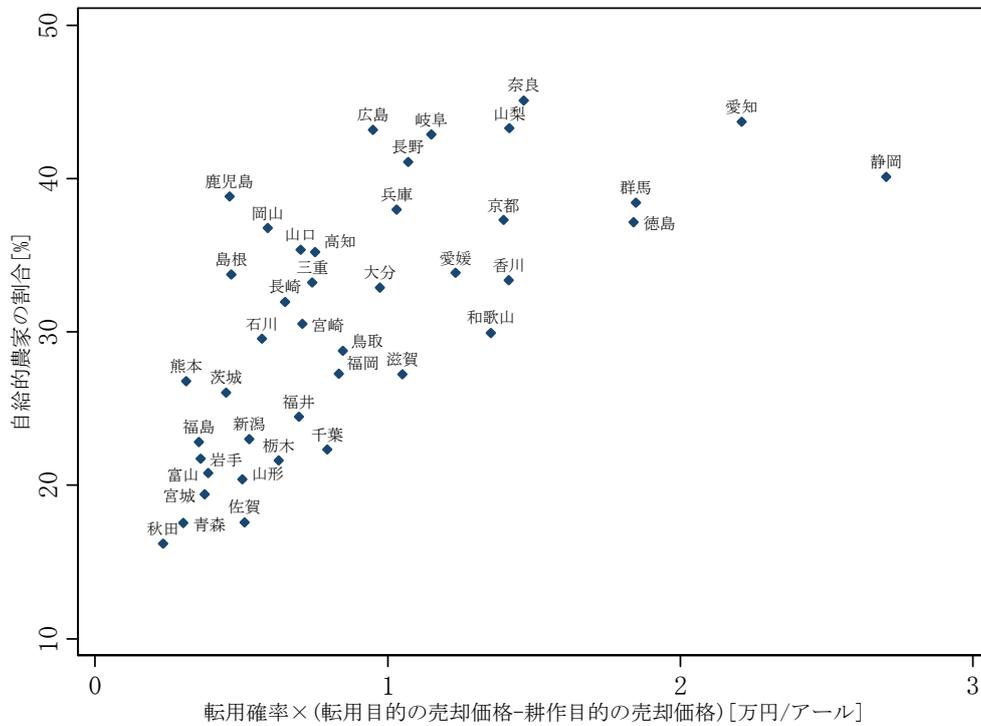


図3：転用の期待収入と自給的農家の割合（2005年）



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3.1では、選択行動を記述するために、継続と規模選択に関する二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は、農地利用を通じた利潤最大化問題として定式化できると考え、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、3.2では稲作に係わる生産関数を推定する。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定することにより、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。3.3では、生産関数の推定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。

3.1 二段階離散選択モデル

農家は、農業センサスで公表されている都道府県毎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。農地が売却・貸付、あるいは耕作放棄地されて経営耕地面積が10アール未満となった場合、本論考では農林業センサスに準じて離農として扱うこととする。なお、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¹⁴、日本の農業を語る上で離農を無視することはできない¹⁵。本論文では、1990年から2005年までの4時点の農林業センサスデータを用いる。¹⁸

農家が経営を継続するか否かおよび経営規模を決める際の意味決定過程を二段階の離散選択モデルで近似する。ある t 期において経営耕地規模 i を持つ農家は、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として経営耕地規模 j を選択する。ただし、 $i, j = 1, 2, \dots, 10$ であり、それぞれの i と j は特定の区間の経営耕地規模に対応する¹⁹。

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う。ただし、大規模畑作中心の北海道および請負・請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、3.2にて解説する）。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1,384である。標本数が年度毎に異なるのは、各年度において異なる数

¹⁴ わが国の農業においては、新設農家の占める割合は小さいために、分析において参入は考慮していない。

¹⁸ 農林業センサスにおいて、1990年を境にしてその時点の以前と以後とは調査対象となる農家の定義が異なっているため、データの整合性の観点から本論文では、1985年以前のセンサスを用いなかった。

¹⁹ 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：
 $[10,30), [30,50), [50,100), [100,150), [150,200), [200,300), [300,500), [500,1000), [1000,1500), [1500, \infty)$ 。

²¹ 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、分析から除外した。

の欠損値があることによる²¹。

規模 i の農家（以下、農家 i と呼ぶ）が翌期に規模 j を選ぶ確率を P_{ij} とするとき、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²³。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 α 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表すことができる。

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

ここで、規模の選択に関する説明変数 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、[稲作の作付面積の変化分] [作付面積の増加分の耕作から得られる割引現在価値] [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点を考慮したものである。詳しい変数の説明は第4章にて行う。

(1)式の一段階目の選択である継続を選ぶ確率 P_{Li} は、継続の選択に関するパラメータを β 、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。²⁴

²³ 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）。

²⁴ なお $\gamma = 1$ のとき、継続と規模の選択がそれぞれ独立の条件付ロジットモデルとして書ける。

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

継続の選択に関する説明変数 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、本論考では [総経営耕地面積] [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] の3つに注目する。規模の選択に関する説明変数 x_{ij} と同様、詳細は次節で説明する。(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 α 、 β 、 γ を最尤法によって推定する。次の3.2では、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の説明と推定を行う。

3.2 稲作生産関数の推定

ここでは稲作生産関数を推定する。生産関数を推定する目的は2つある。一つは、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ためである。農家は、平年並みに基準化された作況指数に基づいて農地の現在価値を算出し、長期的な観点から経営継続や耕地規模の判断を下すと考える。

二つ目は、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するためである。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詳細なデータがあるのは販売農家に限られている(図表1参照)。一方、わ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の農業投入や農産物の販売額は調査されていない。そこで、販売農家のデータから得られ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。

データの説明

稲作農家は、「稲作作付面積」 G_{pi} (アール)、 $\overset{\text{アール}}{a}$ 、「自家稲作労働」 L_{pi} (延べ人日)、「稲作用農業機械」 K_{pi} (万円)の3つの生産要素を投入して「稲作の生産高」 Y_{pi} (万円)を得るとする。金額は全て2000年の価値に実質化されている。なお、変数のサブスクリプト(添字)は、農林業センサスの調査時点 t 、地域 p 、規模 i をそれぞれ表す。ただし、3.1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、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データを作成した。また、稲作の生産高 Y_{pi} 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関わる部分を取り出す形で作成をした。

自家稲作労働 L_{pi} は、世帯員による自営農業日数²⁵、雇用労働延べ日数²⁶、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²⁷。

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_{pi} 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。

生産関数の推定に当たっては、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

²⁵ 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。

²⁶ 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。

²⁷ 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。

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。²⁸

推定モデルと推定結果

推定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)式にて表すことができる。なお、 ε_{ipt} は推定における誤差項である。

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

関数形の特徴を簡単に述べるならば、(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 δ_g , δ_l , δ_k , δ_{dt} , δ_{dp} , δ_s , δ_c を推定するのがCobb-Douglas型である。それに加えて δ_{gb} , δ_{lb} , δ_{kb} も合わせて推定するのがStone-Geary型であり、投入量の下限を推定が可能となっている。この投入量の下限の推定値は、実質販売額を用いた産出に含まれていない自家消費相当分を調整する役割がある。Cobb-Douglas型に(5)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。なお、CES型の推定式は、以下のように表すことができる。

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

以上4つの関数形を用いて、2000年の新潟県をレファレンス・グループとした推定結果が表2である。Cobb-Douglas型の推定結果(2-1)による稲作の作付面積の推定値 δ_g は0.9950である。この値は稲作産出の作付面積弾力性を表しており、作付面積が1%増加すると稲作産出はほぼ同じ比率で増加することがわかる。 $\delta_g + \delta_l + \delta_k$ 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確認される。

²⁸ 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。

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
δ_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)
δ_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)	
δ_k : 稲作用機械	0.0218 (0.0422)	0.0214 (0.0307)	1.3997 (0.6076)			
δ_{gb} : 稲作の作付面積 (下限)		-0.0886 (0.7416)				
δ_{lb} : 稲作労働 (下限)		9.3335 (63.8786)				
δ_{kb} : 稲作用機械 (下限)		-55.4705 (73.2959)				
δ_{g2} : 稲作の作付面積 (二乗項)			-0.0708 (0.0261)		-0.0769 (0.0291)	
δ_{l2} : 自家稲作労働 (二乗項)			-0.3363 (0.1868)		-0.0798 (0.1054)	
δ_{k2} : 稲作用機械 (二乗項)			-0.4436 (0.0796)			
δ_{gl} : 作付面積・労働 (交差項)			0.1228 (0.1200)		0.1583 (0.1050)	
δ_{lk} : 労働・機械 (交差項)			0.7078 (0.2189)			
δ_{gk} : 作付面積・機械 (交差項)			0.0379 (0.0765)			
δ_ρ : 弾力性要素 (CES型)				-1.8030 (0.4571)		-2.0208 (0.5300)
δ_ν : 規模 (CES型)				1.1211 (0.0177)		1.1120 (0.0162)
δ_{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)
δ_{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)
δ_{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)
δ_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)
δ_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 ²	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。

Stone-Geary型の推定結果(2-2)によれば、 δ_g 、 δ_l 、 δ_i の推定値はCobb-Douglas型の推定結果(2-1)とほぼ同じである。また、投入の下限を調整している δ_{gb} 、 δ_{lb} 、 δ_{kb} は有意ではなく、販売農家に限れば、自家消費相当分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結果となっている。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。(2-3)(2-4)の推定結果は、三種の生産要素を用いてTranslog型、CES型といった柔軟な関数形を推定しているため、推定値が不安定となっていることが考えられる。推定結果(2-5)(2-6)は、それぞれ(2-3)(2-4)の説明変数から稲作用機械を除いて、作付面積および稲作労働の二種類の生産要素として推定した結果である。(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。(2-6)のCES型においては、作付面積が生産に与える寄与が約9割となっており、他の関数形での推定結果と整合的である。生産要素を稲作作付面積と時価稲作労働に限定すれば、柔軟な関数形であっても頑強な結果が得られていることが分かる。

表2における生産関数の推定値から、3つの結果が見てとれる。まず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。二つ目は、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であり、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³⁰。三つ目は、稲作産出の作況指数弾力性の近似値を表す δ_s は約0.55であり、作況が産出に対して有意な影響を与えている点である。データに表れる産出は各年の作況の影響を受けているが、次節では農地の現在価値は平年並みの作況を用いて調整を行っている。

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性の程度を示したものである。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)を示している。図4からは、表2で示した6つの生産関数形のどれをとっても概ね同じ稲作販売額を示しており、現実的な投入を設定する場合の予測値は関数形によらず安定していることが分かる。3.3以降では、Cobb-Douglas型の推定結果(2-1)による予測値を用いる。さらに図4では、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、稲作生産において規模の経済が存在することがわかる。

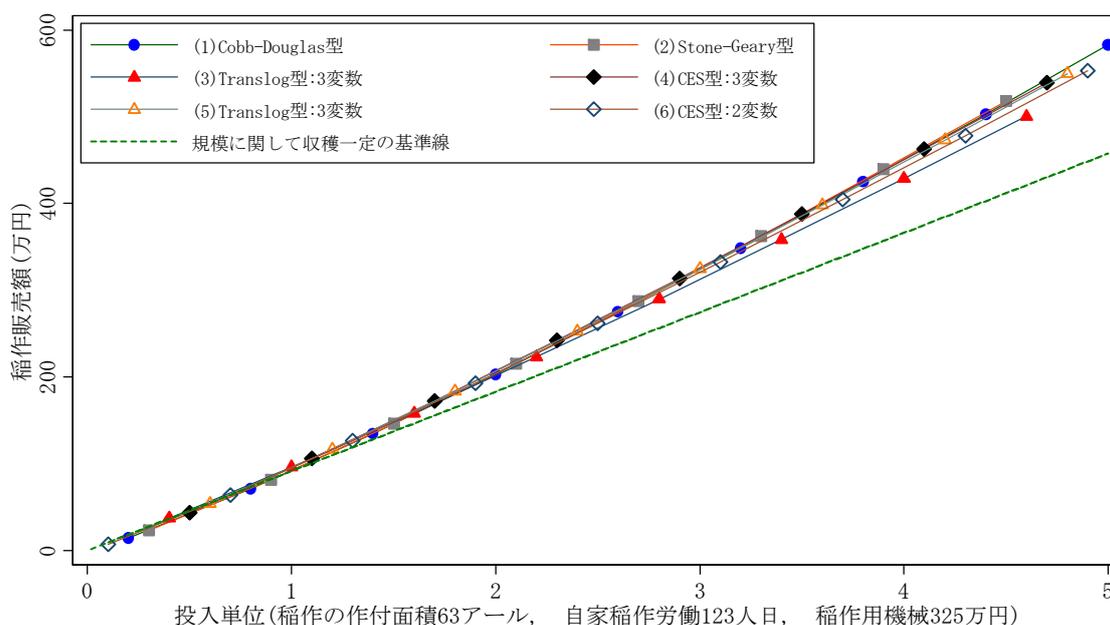
また、これまでの生産関数の推定では、農林業センサスにて稲作農業への投入や産出のデータを得ることができる販売農家を用いた。一方、自給的農家に関しては、販売農家と同様の形式でデータを

³⁰ 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キログラム当たりの全算入生産費が逡減する状況がみてとれる。

得ることができないが、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用いることによって、自給的農家における稲作生産投入を計算した³¹。

こうして作成された自給的農家の稲作生産投入を用い、3.2にて推定した生産関数から自給的農家の稲作生産量を導出した。3.3以降では、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を分析する。

図4：規模に関する収穫通増（2000年,新潟県,作況指数100）



(注) 投入1単位は作成した経営耕地規模別の農家の各データに対して、稲を植えた農家数でウェイトをとった加重平均から算出している。

3.3 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、農地から得られる価値の多寡が重要となる。この節では、3.2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。比較的規模の小さい農家の継続・規模の選択に焦点を当てるため、農家は農地を所有しているもの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入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転用の期待を持ち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

³¹ 自給的農家の詳細なデータの作成方法については齋藤・大橋（2008）に記載されている。

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と考えていると仮定する。

もっともここで置かれた仮定は制約的であることに注意が必要である。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。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、転用機会が訪れるまで1アール当たりの農地の耕作から毎年利潤 π_{ipt} を得る。この π_{ipt} は生産関数によって推計された時点 t 、地域 p における農家 i からの稲作産出高から、要素投入の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ため、田の要素価格については「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については全国農業会議所『農作業料金・農業労賃に関する調査結果』を用い³³、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除して算出した³⁴。

それぞれの農家 i は、所与の確率 Pd_{pt} で単位面積当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に基づくが、「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、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、農家は転用機会がある場合、農地を転用し、転用目的の売却価格を Sd_{pt} （円／^{アール} a）を得るものとする。転用を期待しつつ稲作耕作をするときに農家 i が得る単位面積当たりの農地の割引現在価値 Vf_{ipt} は、以下のように表すことができる³⁵。

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

³³ 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。

³⁴ 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。

³⁵ 選択構造と現在価値の算出についての詳細は、齋藤・大橋（2008）に記載されている。

³⁸ 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。

r は利子率であり、1%とする³⁸。(7)式右辺の第一項は、転用までの稲作耕作からの利潤の現在価値、第二項が農地を転用したときに得られる期待利潤である。なお転用機会が存在する下での農家*i*が直面する実質的な利子率は、市場利子率に転用確率を加えた $(r + Pd_{pt})$ となる。

ケース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稲作産出も生産にかかる費用は0となり、(7)式右辺の耕作から得られる利潤 π_{ipt} も0となる。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)式右辺第二項は残る。耕作放棄をする場合には農家*i*が得る単位面積当り農地の割引現在価値 Vb_{pt} は、 Vf_{ipt} の右辺第二項となる。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 Vb_{pt} にインデックス*i*はないことの注意が必要である。なお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と仮定する。

ケース③：農地の貸付を行う場合

ここでは、時点*t*、地域*p*における農家*i*は、年間小作料 e_{pt} で*h*年間の貸付が行われるものと考えられる。なお、小作料は、全国農業会議所『水田小作料の実態に関する調査結果』の都道府県別/時点別の値を用いるため、 e_{pt} からインデックス*i*が落ちている。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ないが、*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して、貸出による現在価値 Ve_{pt} を以下のように算出する。

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

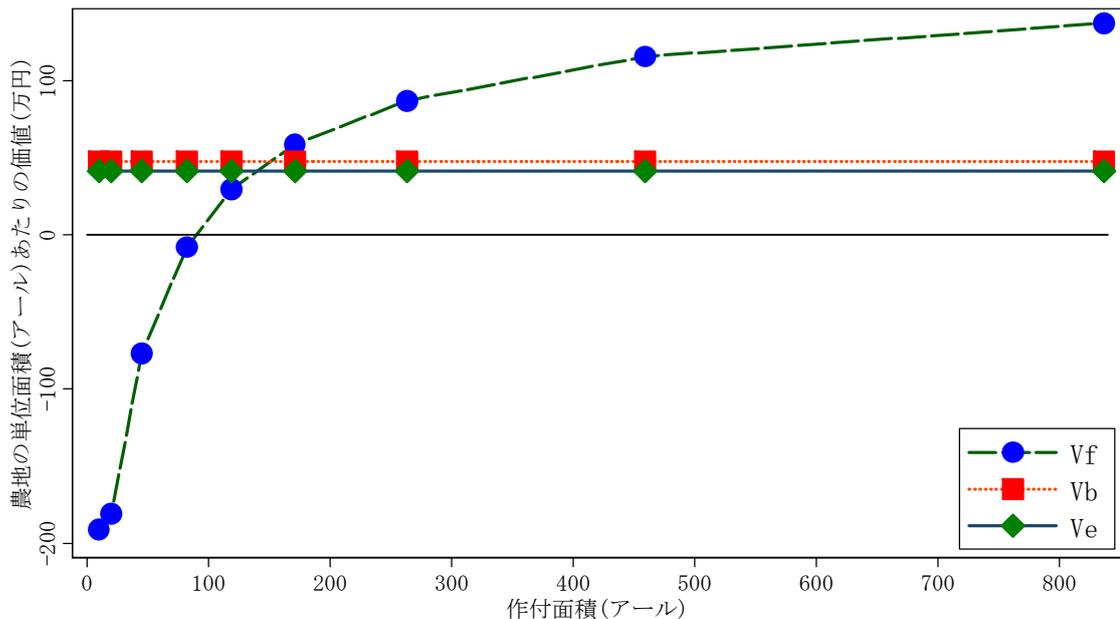
また、貸付期間の*h*は、農林水産省『土地管理情報収集分析調査〔農地の移動と転用〕』における「農業経営基盤強化促進法」による賃借権設定の存続期間別構成（面積比）の区間中央値を平均して6年とした。

作況指数100のもとでの2000年の新潟県を例として、農地の割引現在価値 Vf_{ipt} 、 Vb_{pt} および Ve_{pt} の関係を表したのが図5である。これによれば、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、農林水産省『米および麦類の生産費』のデータから、日本の一般的な稲作作付面積では赤字生産となると指摘する北出（2005, p.100）の指摘とも合致する。

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、小規模農家にとって耕作放棄が最大の期待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。ここから、小規模農家が多く、多数の耕作放棄地が発生しているわ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推察される。こうした分析を踏まえ、次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定結果

ここでは、3.1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二段階離散選択モデルの推定結果を示す。推定に用いる (4) 式を、3.1 より再掲する。

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

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判断に影響を与える変数である。 y_i としては3つの変数を用いた。すなわち、[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)] [耕作をしないことから得られる割引現在価値 (億円)] である。

説明変数 [総経営耕地面積] は、農家の規模が経営の継続に対する判断に与える影響を捉えるために用いる。他の2つの変数は、稲作農業に関わる経済的利潤を3.3の議論を踏まえて導入したものである。説明変数 [稲作耕作から得られる割引現在価値] は、農家 i が得る単位面積当たりの農地の割引現

在価値 Vf_{ipt} とした。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。最後の説明変数〔耕作をしないことから得られる割引現在価値（億円）〕については、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考えられることから、稲作耕作を行うことの機会費用として、 Vb_{pt} と Ve_{pt} とのいずれか大きいほうを変数として用いた。さらに定数項および2つの遷移ダミーを加えている。遷移ダミーとは、時点 t が1990年および1995年（あるいは1995年および2000年）のときに1をとり、それ以外は0をと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。農家 i の経営耕地規模に影響を与える変数 x_{ij} としては、以下の3つの変数を用いた。すなわち、〔稲作の作付面積の変化分（ Δa ）〕〔作付面積の増加分の耕作から得られる割引現在価値（億円）〕〔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（億円）〕である。

なお、説明変数〔稲作作付面積の変化分〕には、前期と今期の作付面積の乖離を絶対値で評価したものをを用いた。この説明変数を入れることによって、今期の選択行動が過去の選択の結果にも依存している点を捉えようとした。もっとも畑・果樹園の面積を所与とすれば、稲作作付面積が増減すれば、経営耕地規模の増減につながることから、説明変数である〔稲作作付面積の変化分〕は動学的な内生性を含んでいる可能性がある。本論文で対象とするサンプル期間は4時点しか利用可能でない中で、この動学的な内生性を補正することは本論文の範囲を超えるが、この内生性の問題により説明変数である〔稲作作付面積の変化分〕の係数が過小に推計される可能性があることに注意が必要である。しかし、この説明変数が規模の選択確率に与える影響は経済的にはそれほど小さくなく、第5章で議論するシミュレーション結果への影響は小さいと考えられる。また、説明変数〔作付面積の増加分の耕作から得られる割引現在価値〕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。

この値が大きい規模は、稲作の経営による経済的利潤が大きいと考えられる。説明変数〔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〕は、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である。稲作作付面積が減少した場合、農家は耕作放棄をしたか農地を貸し出したか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} のうち大きいほうを乗じて、それを説明変数として用いた。なお、

規模の選択に関しては5年後の規模を選ぶため、現在価値に関する変数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定した結果を表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 α を示し、下側に経営継続の選択に関する推定値 β を示している。

全ての推定値は有意水準1%であることが見て取れる。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、推定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、ここで推定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 (γ_{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

前節で得られた二段階の条件付ロジットモデルの推定結果を用いて、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。これまでに得られた結果を踏まえ、本節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。

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} の2つ

の変数に依存する。ここでは「転用期待がない状況」として、転用機会が得られたとしても転用目的の売却価格（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場合を考え³⁹、その場合に離農および経営耕地規模の選択がどのように変化するかを、前節における推定結果を用いてシミュレーションを行う。

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、**2.3**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} はいずれも下落する。特に、 Vf_{ipt} と Vb_{pt} は転用から得られる期待利得が同じであることから、 Sd_{pt} の下落による影響は同等となる。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} の低下は Vf_{ipt} や Vb_{pt} ほど大きくない。この結果、転用目的の売却価格が引き下げられると、耕作および耕作放棄することの機会費用が相対的に高まる結果となり、全ての農地を貸し出して離農する農家が増加するものと予想される。また、図5より、小規模農家ほど転用を期待しながら耕作す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農家であると想像される。

シミュレーションの手順は以下のとおりである。すなわち、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、表3の推定値を用いて、1990年における規模の選択確率を計算する。この選択確率に、1990年時に各規模の農家数を掛け合わせることで、1990年に転用売却価格が低下した場合の1995年における農家の継続・規模の移動を推定する。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年から低下させたケースのシミュレーション結果をSim (B)、2000年から低下させたケースをSim (C) とそれぞれ表している。

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1日当たりの販売額、販売額1円当たりの費用の3種類の指標を示している。転用による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ことがわかる。

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1日当たりの販売額、販売1円当たりの費用についてもいえる。これは、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⁴⁰。1990年を初期時点としたSim (A) では、規

³⁹ 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が、そうした波及効果を考慮せずに、データで与えられている耕作目的の売却価格を用いた。

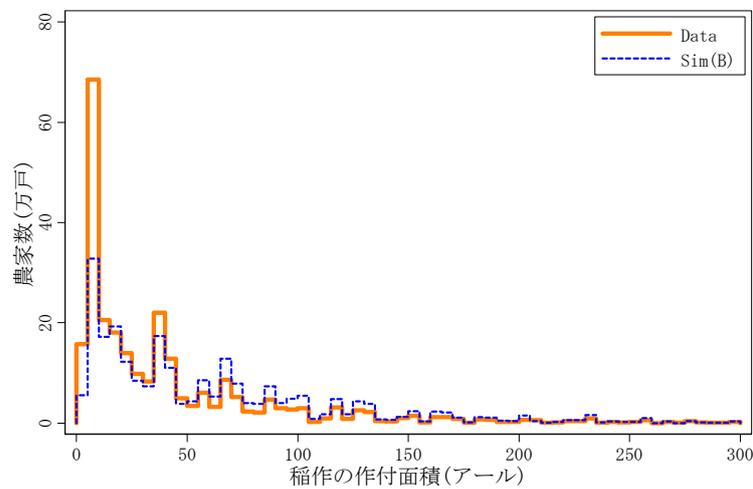
⁴⁰ 1990年以前から継続して10ha以上の経営耕地を持つ農家は一定数存在すると考えられる。しかし、[5ha以上]を最大の経営耕地区分とする1990年の公表データから1995年の農家数を分析対象としても、[10ha~15ha]の頻度はほぼゼロとなる。このため1995年の大規模農家に関して、シミュレーションの頻度の予測値は、現実のデータを下回ってしまう。

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し、Sim (A) に次いで Sd_{pt} が低下した後の期間が長い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} が低下して10年が経過したケースである。

表4：シミュレーション結果（2005年）

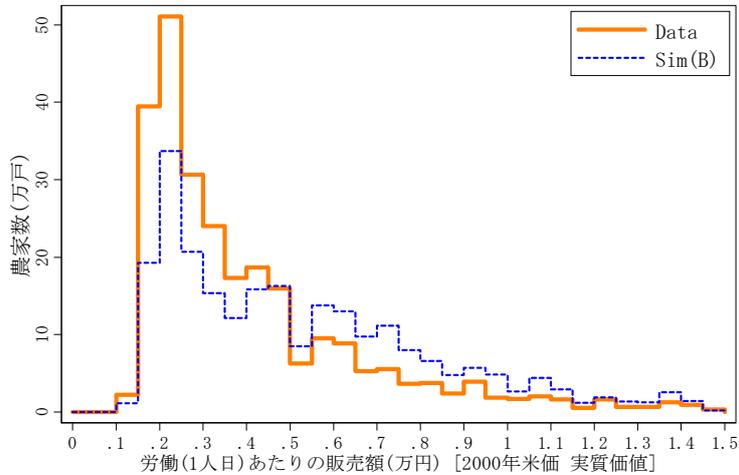
		Data	Sim(A)	Sim(B)	Sim(C)
S _d を低下させる時点			1990	1995	2000
総農家数		2664030	2357329	2453126	2480941
稲作の作付面積 [アール]	平均値	46.61	59.78	62.75	52.12
	第1四分位	8.38	15.60	15.60	11.32
	中央値	23.43	40.37	40.37	32.48
	第3四分位	55.62	85.82	87.05	68.76
労働(1人日)あたりの販売額 [万円]	平均値	0.43	0.55	0.56	0.48
	第1四分位	0.21	0.27	0.27	0.23
	中央値	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）



43 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。

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観がある。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: p. 21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及んでいる。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。貿易自由化の波が農業にまで及んできている中で、わが国の農産物で最大のシェアを持つ米は、海外からますます高まる輸入圧力に直面している。その一方で、国内においては転用期待と農業収益の低下によって、耕作放棄地は拡大の一途を辿っている。わ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は、零細農家の滞留や耕作放棄を解消していかなければならない。それには転用機会の存在を是正することが有効な手段となりうる——このことが、本章の定量分析によって初めて明らかにされたわけである。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るケースをシミュレーションによって評価すると、稲作の作付面積は約35%増加し、平均費用は約21%低下するとともに、平均労働生産性は28%上昇するという結果が得られた。農地の転用期待は、わが国の農業生産性を考えるうえで看過できない足枷となっていることが、この定量分析の結果から示唆される。

他方で農地の転用問題についての政策的な関心は、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、農地の品質で分けられた市町村レベルで公にされている⁴³。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が望まれる。農地売却価格のデータ公開により、情報が透明化され、転用期待が持つ問題の深刻さを政策立案の場で共有できる可能性がある。また、長期的には農地の売却目的によらない一物一価を確立することも検討に値する。

農地価格を透明化しようとする試みは、我々が初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、法案として国会に提出されたことがあった。この農地管理事業団に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、円滑化を図ろうとしたのである。しかし、この試みに対して、「与党は消極的、野党の社会党は貧農切り捨てと猛烈に反対し、農協系統団体も傍観的な態度を取りつづけたため、二度にわたり、国会で廃案となってしまった」（山下 2004）。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うえで有用であろう。

【参考文献】

- 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, 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』東京大学出版会
- 今村奈良臣 (1983) 『現代農地政策論』東京大学出版会
- 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
- 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)
- 齋藤経史, 大橋弘 (2009) 「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」東京大学経済学部 (CIRJE-J-209)
- 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
- 山下一仁 (2004) 『国民と消費者重視の農政改革』東洋経済新報社

【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査（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査（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。⁴⁵
- (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途割合を作成し、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途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

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

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

⁴⁵ 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。