



RIETI Discussion Paper Series 08-J-059

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

齋藤 経史

科学技術政策研究所

大橋 弘

経済産業研究所



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/>

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*

齋藤 経史*

大橋 弘†

日本では宅地等への転用目的で農地を売却する場合、周辺の宅地価格に近い額でしばしば取引されている。この転用目的での農地価格は、耕作目的にて取引される農地価格に比べて高額で取引される傾向にある。そのために農家は転用目的で売却できる機会を期待して農地を手放さず、結果として農業における耕作規模の拡大を阻害しているとの指摘がある。本論文では農地転用による期待収入が、稲作の経営規模および生産性に与える影響について離散選択モデルを用いて定量的に分析した。シミュレーション分析の結果、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30%増加し、労働生産性も約23%向上することが分かった。本分析から農地の転用収入への期待が存在することによって、農業経営の大規模化および生産性向上が妨げられていることが実証的に裏付けられた。

* 吉川洋・松本和幸両教授をはじめとする「少子高齢化のもとでの経済成長」研究会メンバー、および山下一仁氏から多くの有益なコメントを受けたことに感謝する。

* 科学技術政策研究所(NISTEP) 研究員

† 東京大学大学院経済研究科

第1章 初めに

直面する人口減少による成長制約を克服し、日本の潜在的な成長力を高めていくためには、経済のグローバル化に対応した形での国内制度の整備を着実に整えていくことが不可欠である。今後、日本がEPA交渉を推進していく上でも、改革が遅れているとされる農業の分野に対する取り組みは不可欠であろう。本論文においては、農地利用における問題点をデータから定量的に議論する。

日本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を図る」と明記され、以後50年近くにわたって規模の拡大を目的とした政策が志向された。しかし、日本の農業経営は国際的に見ても小規模であるという評価は免れ得ない。¹

神門(1996)(2006)では、農業における経営規模の拡大が進まない最大の理由として、農地転用から得られる期待収入の存在を挙げている。農地の転用とは、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。こうした農地の転用は、農地法や農業振興地域の整備に関する法律（農振法）によって原則禁止となっているが、現実には農林水産大臣あるいは都道府県知事から許可を得れば、企業の土地開発や公共事業の用地買収などによる農地の転用が可能となっている。その際、農地は周辺の宅地に近い価格で取引される。² 転用目的での農地価格が耕作目的にて取引される農地価格に比べ高額であるために、小規模農家であっても農地を容易に手放さず、結果として農業経営の大規模化を阻害しているのではないかと指摘がされてきた。³

転用収入への期待と農業経営の規模との関係については、様々な場面で議論されている。2001年に内閣府に設置された総合規制改革会議の答申においては「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」とされ、また経済財政諮問会議の専門調査会や農林水産省に設置された農地政策に関する有識者会議においても、農家の転用収入への期待が議題の一つとなっている。このように転用収入への期待が、農業経営の大規模化や効率化に悪影響を及ぼしている、という認識は共有されつつある。しかしながら、その定量的な効果については未だ分析がなされているとは言いがたい。

本論文では、農家の転用収入への期待が農業経営の規模や稲作の生産性に与える影響に関して定量的な分析を行なうことを目的とする。本論文における推定およびシミュレーション分析の結果として、仮に1995年以降、転用目的の田の売却価格が耕作目的における売却価格に等しくなっていたならば、2005年における稲作の平均作付面積は現実値と比較して約30%増加し、労働生産性は約23%向上することが明らかになった。

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

¹ 2005年農林業センサスにおける都府県の総農家数は約279万戸、総経営耕地は約264万haであるから平均経営耕地は約95aである。一方で、対応する北海道の平均経営耕地は1645aである。また、アメリカの農務省の2002 Census of Agricultureによればアメリカの平均経営耕地は178haである。よって都府県の平均的な経営耕地面積は、北海道の5.8%、アメリカの0.5%である。

² 公共用地の取得に伴う損失補償基準の第8条では、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している。法律上に用地の指定はないが、近隣の農地の取引に関する資料は少なく、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。

³ 神門(2006)では、貸し出している農地を転用する場合、小作人に離作補償を支払うことが一般的であるとしている。このため、転用収入への期待が農地の貸借も阻害していると指摘している。

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 データと統計分析

本章では分析に用いる統計の特性およびデータの作成方法を論じる。第1節では、稲作生産に関わるデータを出典である農林業センサスの概要と合わせて説明をする。第2節では、農地の転用に関するデータおよび変数の作成について論じる。第3節では、農地の規模と農地転用との関係について概観する。

第1節 稲作の生産に関するデータ

本論文では農業生産のデータとして、1990年、1995年、2000年、2005年の4時点における農林業センサスを用いる。農林業センサスは、農林水産省によって5年に1度、一定規模以上の全ての農家に対して実施される調査である。農林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日の前年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。農林業センサスでは30a以上の経営耕地面積を営む世帯、もしくは調査日の前年における農産物販売金額が50万円以上あった世帯を販売農家と定義している（図1参照）。

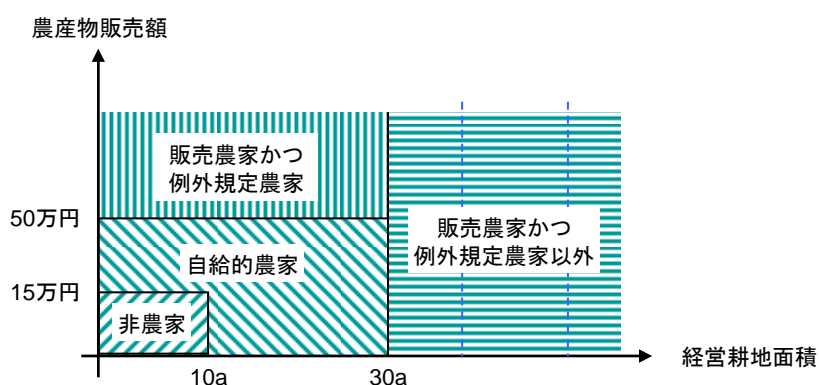


図1：農林業センサスの定義

農林業センサスは、販売農家に関して詳細な調査および公表を行っている。本論文では経営耕地規模別の統計を用いることで、異なる規模の農家のデータを作成する。⁴ 農林業センサスに記載されている経営耕地は稲作・畑作・果樹作の合計値だが、ここでは日本の農産物の中で最も大きなシェアを持つ米に着目する。⁵

⁴ 30a未満の経営耕地かつ50万円以上の販売額を持つ販売農家は、例外規定農家として経営耕地規模別データに記載されている。しかし、30a未満の経営耕地を持つ農家は販売額が50万円を下回ると自給的農家となり、詳細なデータが公表されなくなる。このため、本論文では農産物の販売額にかかわらず30a以上の経営耕地を持つ農家のデータを利用する。

⁵ 2004年の生産農業所得統計によれば、米の販売額の全国合計は約2兆円であり、耕種農産物合計の約6.2兆円の約32%を占める。稲作に加えて畑作や果樹作を行っている農家に関しては、稲作部門の投入および産出に注目をする。なお、稲作生産に係わる変数の作成方法については補論Aを参照のこと。

本論文において、稲作農家は稲作作付面積 G_{tpi} 、自家稲作労働 L_{tpi} 、稲作用の農業機械 K_{tpi} の3つの生産要素を投入して、米の産出 Y_{tpi} を得るとする。なお、変数のサブスクリプトは、それぞれ時点 t 、地域 p 、規模 i を表す。また、データの区分上、府県によって地域を区切り、北海道、東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県を除いた42府県を分析対象とする。^{6 7} これらのデータは各経営耕地規模別に得られている稲作耕地面積、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されている。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。それぞれの年度においてサンプルサイズが異なるのは、欠損値があることに加え、経営耕地規模の区分が異なっているためである。⁸

第2節 農地の転用に関するデータ

本節では、農地の転用に関わるデータの出典および変数の作成方法を説明する。我々は、1年間に転用された田の面積を用いて、田の転用割合を作成した。転用割合の分母として、総務省（固定資産の価格等の概要調書）の一般田と介在田・市街化区域田の地積の和を使用した。⁹ 一方、転用割合の分子としては、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】）の田に関する転用面積合計を¹⁰、そして転用目的と耕作目的に区分した田の売却価格として、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を用いている。¹¹

表1には地域別に算出された転用割合、目的別の売却価格に加えて農林業センサスにおける販売農家の稲作作付面積の平均値、自給的農家の割合を記載している。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%である。便宜的にデータから観測される転用割合を農地が転用可能となる確率として考えると、この転用確率は農地を長期的に保有する際にも無視できない大きさであることが分かる。表1が示すように2004年の全国平均の転用目的の売却価格は、耕作目

⁶ 本論文で用いる農家の指標は都道府県別の公表データから作成しているため、公表値が存在しない都府県は分析用のデータから除外される。分析対象とした時点において、米の生産費のデータが公表されていない東京都、神奈川県、大阪府、沖縄県は分析用のデータから除外している。データが公表されていない主な理由は、統計の対象となる農家が少ないためである。

⁷ 北海道と都府県では、農林業センサスにおける調査項目や公表分類が一部異なっている。さらには稲作中心の都府県に対して北海道は畑作中心であり、平均耕地面積は都府県の約17倍と大きく乖離している。よって、北海道は農林業センサスの調査、公表における他の都府県との不整合に加えて、都府県とは大きく乖離した農業の規模および構造を持つと考えられる。

⁸ 1990年調査では経営耕地規模の最大区分は[5ha以上]であったが、1995年調査と2000年調査では[15ha以上]となった。さらに2005年調査では大規模農家を中心に、より細分化した経営耕地規模別データを公表している。公表される経営耕地規模の区分が細分化されれば、作成可能な農家の指標は増加する。一方で経営耕地規模の区分が細分化されれば、区分された経営耕地規模に農家が存在しない場合や数戸から構成されている場合がある。少数の農家から作成されている指標は、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。農業生産の指標を作成するための農家数が100戸未満の場合は、分析用のデータから除外している。

⁹ 農林業センサスにおける農地面積を用いない理由は、農林業センサスの定義における非農家が保有する農地や耕作放棄した田を合算するためである。

¹⁰ 農地法4条による転用は土地所有者の変更を伴わず、売却を行わない。しかし、用地変更後は宅地としての売却が可能となるので、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、転用面積を合算している。

¹¹ 田畑売買価格等に関する調査結果は、都市計画法の線引きごとに区分して公表されている。本論文では都道府県別に集計旧市町村数で加重平均をとった売却価格を用いる。耕作目的の売却価格は中田（標準程度の環境の田）を自作地として売する場合の値を使う。また、転用目的の売却価格に関しては、住宅用、工場用地といった転用の用途によって区分されているが、こちらも用途別に集計旧市町村数の加重平均をとることで導出している。

的の売却価格を約208万円上回っている。この転用目的と耕作目的の売却価格の乖離は転用による利益と考えるのが適当である。すると、1年間における転用の期待収入は、転用確率と転用による利益の積により1a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考えれば、農業経営の規模や耕作放棄に無視できない影響を与えていることが推察される。

第3節 農業経営の規模と転用の関係

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。¹² 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30a未満の経営耕地を持つ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。しかし、こうした散布図での分析においては、転用の期待収入が農業経営の規模に与える影響の大きさが必ずしも見えてこない。次章では、転用の期待収入が農業経営の規模に与える影響を明らかにするためのモデルを示す。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転用の期待収入が存在しないような農家が存在しないために、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の転用期待の影響を分析するためには、農家が転用期待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ような構造型推定（structural-form estimation method）を行なうことが必要となる。こうした考え方に基づき、次章では転用の期待収入が農業経営の規模に与える影響を明らかにするためのモデルを導入する。

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。

表1：地域別の転用確率と農地売却価格

	1年間の田の 転用割合: Pd		転用目的の売却価格: Sd (1aあたり:万円)		耕作目的の売却価格: Sf (1aあたり:万円)		販売農家の 稲作の平均作付面積(a)		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
農林業 センサス 対応年										
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している。

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年の統計を用いている。

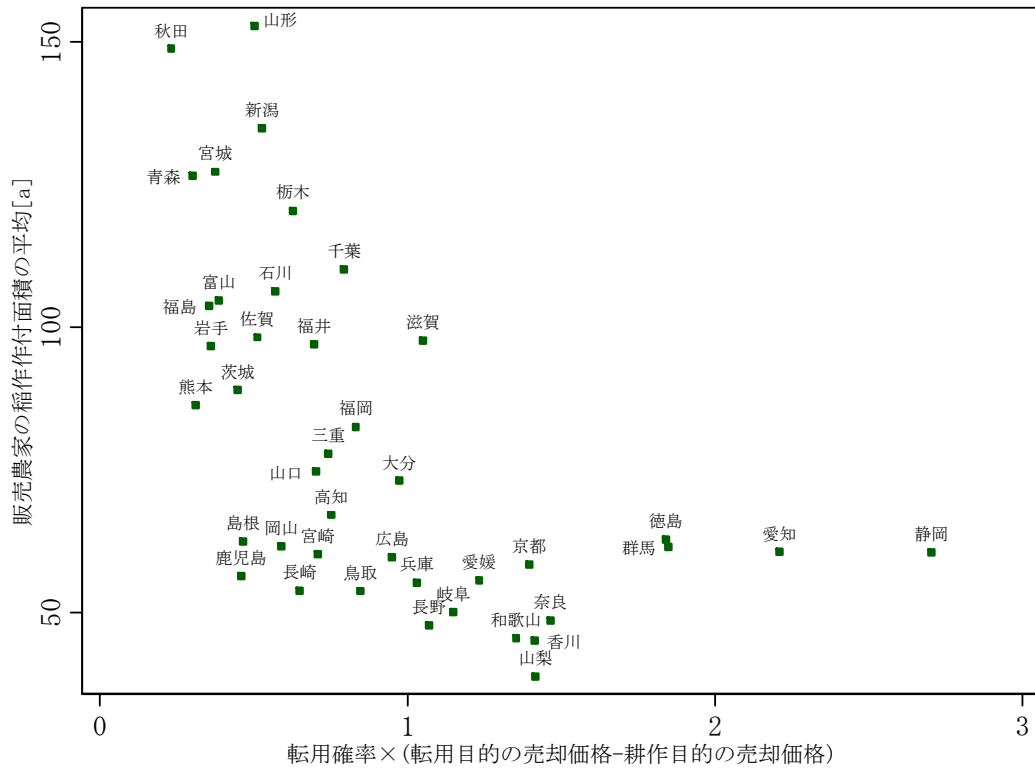


図2：転用の期待収入と販売農家の平均稲作作付面積（2005年）

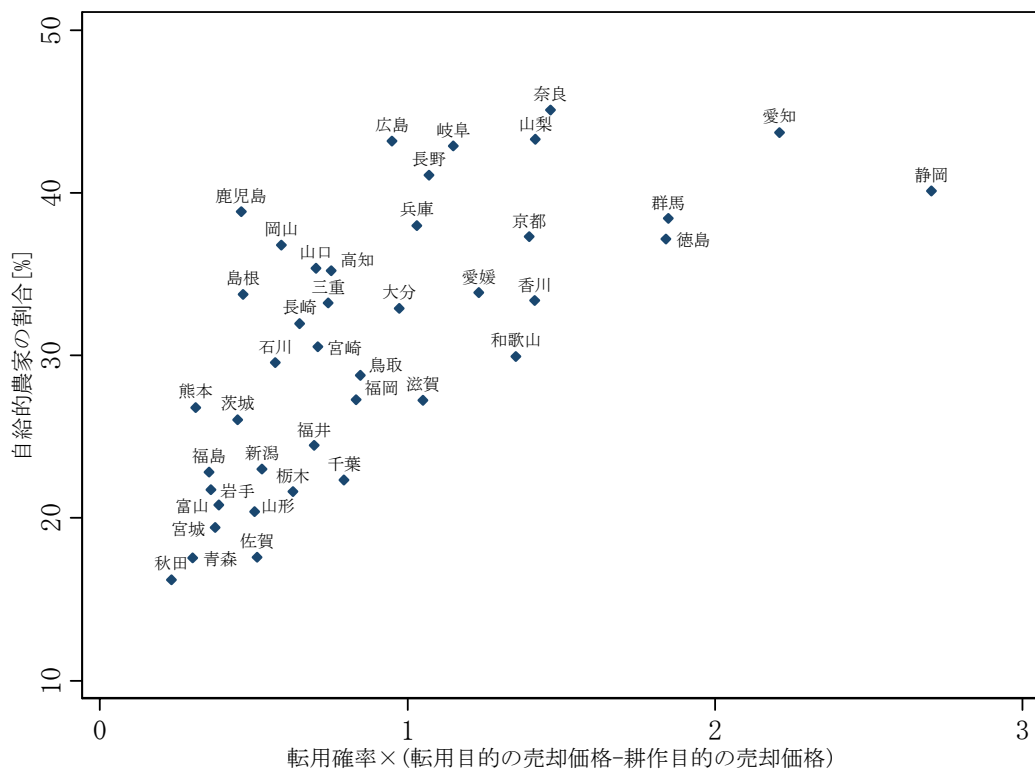


図3：転用の期待収入と自給的農家の割合（2005年）

第3章 離散選択モデルによる推定

本章では、農家の経営継続を含む経営規模の選択に関する計量モデルを紹介し、推定を行う。第1節では、経営継続および経営耕地規模に関する離散選択モデルを解説する。第2節では、稲作の生産関数を推定することで基準化された稲作からの収入の予測値を作成する。続いて第3節では、農地利用に関する選択構造を踏まえ、異なる農地利用の形態から発生する利潤の割引現在価値を計算する。最後の第4節では、第3節までの議論をとりまとめ、離散選択モデルの推定を試みる。

第1節 農家が直面する離散選択モデル

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公表している。本論文では、この構造動態統計に対応し、農家は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）を無視することはできない。実際に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（不明を含む）となっている。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の中で明示的に考慮する。

農家の経営規模の決定について以下の図4のような2段階の離散選択モデルを考えたい。ここでは、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を選択するものとする。

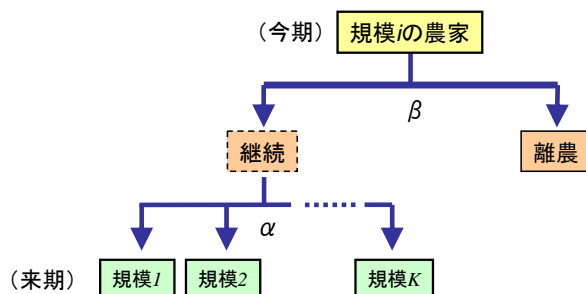


図4：農家の継続・規模の選択の構造

今期に経営耕地規模 i を保有する農家の選択モデルを考える。この農家が来期に農業経営を継続する確率を P_{Li} とする。農業経営を継続することを決めた規模 i の農家が、2段階目の選択として規模 j ($j = 1, 2, \dots, K$) を選ぶ確率 P_{ij} は以下のように表現できる。

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

(1)式の規模の選択 P_{ijL} に条件付ロジットの形式を仮定すると、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 を使って以下のように表わせる。

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

さらに(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 として以下のように表せるとする。¹³

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

なお、(2)式と(3)式より (1)式は

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

となる。(4)式の α 、 β 、 γ は最尤法によって推定する。

(4)式における規模の選択に関する説明変数 x として、今期と来期間の経営規模の乖離、稲作から得られる利潤、耕作放棄による損失の縮減額などを用いる。また、継続の選択に関する説明変数 y として、総経営耕地面積や稲作から得られる利潤、耕作地貸付からの利潤などを勘案する。これらの説明変数に関しては第4節にて詳述する。説明変数を作成する準備作業として、以下に続く第2節では稲作に関する生産関数を推定し、第3節では農地の利用選択の現在価値を計算する。

第2節 生産関数による稲作の利潤の導出

本節では稲作の生産関数を推定し、平年並みの作況に基準化された稲作産出の予測値を作成する。基準化された稲作の産出量を推計することにより、第3節に用いる稲作耕作から得られる長期的な収益の算出が可能になると共に、農林業センサスではデータを取得することができない自給的農家の稲作産出額も推計することが可能となる。

稲作の実質産出額 Y_{tpi} に対して、稲の作付面積 G_{tpi} 、自家稲作労働 L_{tpi} 、稲作用機械 K_{tpi} を生産要素とした生産関数を推定する。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_p 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コントロールすることが予想される。作況指数 S_p 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。¹⁴

¹³ (3)式における γ 続く項はinclusive valueと呼ばれる。 $\gamma = 1$ であれば、継続と規模の選択を別々に条件付ロジットで推定するのと同値となる。Train(2003)では条件付ロジットモデルの応用例やinclusive valueの解釈を示している。

¹⁴ 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。なお以下で定義される s_p は平年並の作況を0とした小数値に変換している。

生産関数にはCobb-Douglas型、Stone-Geary型、Translog型、CES型 (Constant Elasticity of Substitutionの略)の4つの関数形を用いた。Cobb-Douglas型、Stone-Geary型、Translog型の推定式は(5)式を用いて表すことができる。

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

(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

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型となる。¹⁵ 更に、Cobb-Douglas型に(5)式の2行目と3行目の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。また、CES型の推定式は、以下のように表すことができる。

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

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定した結果が表2である。なお、表2では2000年の新潟県をレファレンスグループとしている。¹⁶

推定(1)のCobb-Douglas型では、稲作の作付面積の推定値 δ_g は0.9950となっている。この値は稲作産出の作付面積弾力性として、1%作付面積が増加した際の稲作産出の増加は、約1%と解釈することができる。 $\delta_g + \delta_l + \delta_k$ の和は有意に1を超えており、規模の経済があることが分かる。

推定(2)はStone-Geary型である。 δ_g , δ_l , δ_k の推定値は、推定(1)のCobb-Douglas型とほぼ同じである。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、販売農家に限ったデータでは生産要素投入の下限から受ける影響は軽微であることが示唆される。

推定(3)のTranslog型では、稲作労働の推定値は1乗項と2乗項ともに負の推定値となっている。これは稲作労働の増加が産出を低下させる推定値を示しており、生産関数の基本的な性質を満たしていない。また、推定(4)のCES型では、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、推定(5)(6)は

¹⁵ 第2章で作成した農家の投入指標は自家消費相当分を含む可能性があるが、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。Stone-Geary型は投入量の下限を合わせて推定することで、自家消費相当分の投入をコントロールできると考えられる。

¹⁶ 実質価値の基準とした2000年をレファレンス時点とし、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。なおレファレンスの取り方を変更しても、推定による予測値は変わらない。

推定(3)(4)から稲作用機械を除いて、作付面積と稲作労働のみを生産要素とした推定結果である。推定(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推定結果となっている。

表2において、概ね共通した特徴が3点ある。第1には、作付面積が産出に対して大きな影響を持つ点である。稲作産出の増加には作付面積の拡大が重要であることを示している。第2には、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。¹⁷ 第3には、産出の作況指数弾力性の近似値を表す δ_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未知であり、農家は長期的な視点から継続や経営規模を選択するものと考えられる。このため、本章で推定する離散選択モデルでは平年並みの作況で代用することにより基準化する必要がある。

生産関数の推定結果を用いると、平年並みの作況における産出の予測値を作成できる。図5はレファレンスである2000年の新潟県に関して、平年並みの作況における予測値を描いている。図5からどの関数形を用いた場合でも規模の経済があること、多数の稲作農家が属する規模では予測値の乖離は小さいことが示される。以降の分析では表2の推定(1)を用いて基準化された産出量を用いることとする。¹⁸

また、投入のデータを与えれば、公表データからは得ることができない自給的農家に関する米の実質産出 Y_{pu} の予測値を作成できる。次節では、自給的農家も含めて、農地の各利用形態における現在価値を算出する。¹⁹

¹⁷ 加古(1979)、Hayami and Kawagoe(1989)においても、多数の稲作農家が属する耕地規模において、規模拡大が稲作の平均費用を低下させることを示している。

¹⁸ ただし、表2のどの関数形を用いても、次節以降の分析結果は大きく変わらない。

¹⁹ 自給的農家に関する投入指標の作成手順は、補論Bを参照のこと。

表 2：生産関数の推定結果

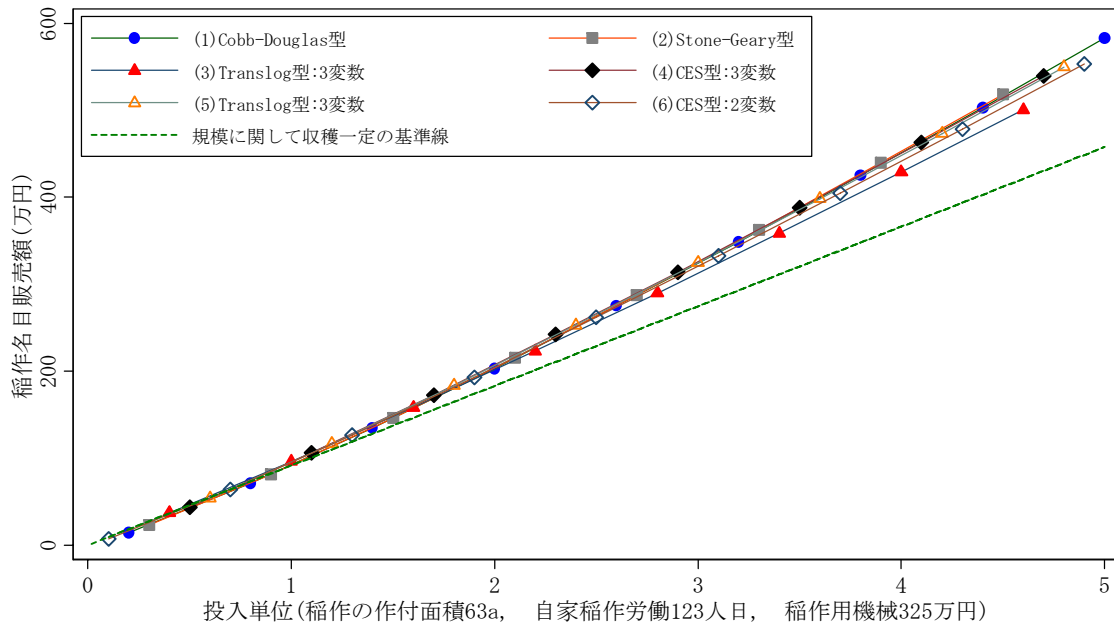
推定番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
関数形	Cobb-Douglas型	Stone-Geary型	Translog型:3変数	CES型:3変数	Translog型:2変数	CES型:2変数
推定方法	OLS	NLS	OLS	NLS	OLS	NLS
δ_g : 稲作の作付面積	0.9950 (0.0203)	0.9926 (0.0205)	0.8040 (0.2465)	0.7899 (0.0418)	0.9180 (0.2849)	0.8756 (0.0332)
δ_l : 自家稲作労働	0.1332 (0.0601)	0.1409 (0.0808)	-1.1692 (0.5622)	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_v : 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。



(注) 投入1単位は作成した1384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。規模に関して収穫一定の基準線はCobb-Douglas型の投入1単位の予測値と原点を結ぶ直線である。

図5： 稲作販売額の予測値（2000年，新潟県，作況指数100）

第3節 農地利用の現在価値の導出

ここでは、第1節で議論した農家の離農および耕地規模の選択に影響を与えると考えられる農地の利用形態に注目して分析を行なう。農地の利用選択の構造は図6のように示される。まず図6における各期のパラメータを説明する。農家にとって所与の確率 Pd で単位面積あたりの所有農地に対する転用機会が訪れ、転用目的の売却価格 Sd （円/a）を得るものとする。²⁰ ²¹ 農地を貸し付けた場合、年当たりの小作料収入 e （円/a）を得る。²² 農地を耕作する場合は、労働と農業機械に関する追加的な費用をかけることで耕作からの利潤 π （円/a）を得ると仮定する。

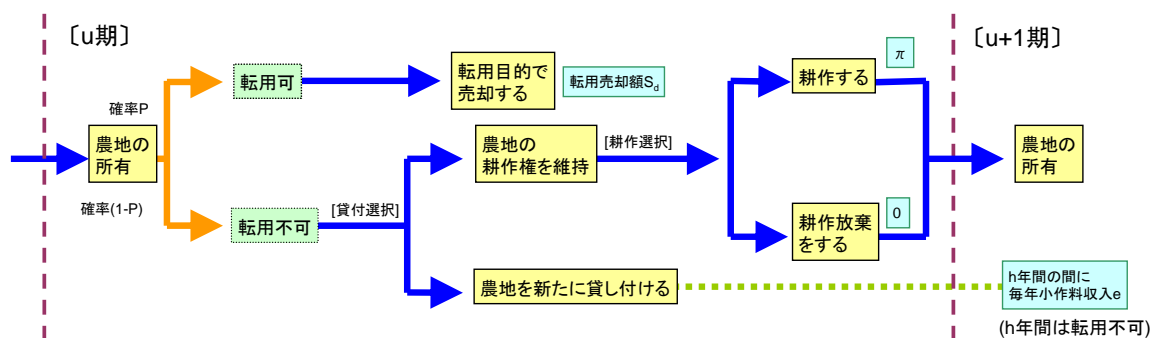


図6： 農地の利用選択の構造

²⁰ 本章の現在価値の導出において農地を借り入れておらず、所有していると仮定している。2005年の農林業センサスによれば都府県において200a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である。多数の稲作農家が属する規模に関しては、借り入れ耕地の割合は小さい。

²¹ 現実には転用するか否かは農家の選択である。しかし、表1が示すように転用目的の売却価格は耕作目的の売却価格を大幅に上回っている。収入面では転用目的で売却するのが合理的な選択と考えられる。

²² 図6において、転用不可であった場合の選択肢として農地としての売却の選択肢を設けることも考えられる。しかし、農地の拡大は売買ではなく貸借によってなされることが一般的である。2005年の農林業センサスによれば、都府県における5ha以上の経営耕地を持つ農家の総経営耕地面積の約43万haのうち約23万haは借入耕地である。簡略化のため、農地としての売却は選択肢から除外している。

現在価値の導出に当たり、農家*i*は将来にわたる Pd_p , Sd_p , e_p , π_{ipi} の期待値を意思決定時点の実現値と等しいと考えて農地の利用を選択すると仮定する。なお、現在価値の算出における利子率を r とする。転用機会までの農地の利用方法は、図6における最後のステージの『耕作する』『耕作放棄をする』および転用不可であった場合の『農地を新たに貸し付ける』の3通りとなる。

『耕作する』を選択する場合、農家*i*は転用機会まで每期利潤 π_{ipi} を得ることから、 π_{ipi} の正負を問わず、単位面積あたりの農地の現在価値 Vf_{ipi} は以下のように表せる。²³

$$Vf_{ipi} = \frac{\pi_{ipi}(1+r)}{r + Pd_p} + \frac{Pd_p Sd_p}{r + Pd_p} = \frac{\pi_{ipi}(1+r) + Pd_p Sd_p}{r + Pd_p} \quad (7)$$

一方、『耕作放棄をする』を選択する場合の農地の現在価値は、毎期の利潤 π_{ipi} を(7)式にて0とすることで導出できる。実際、大部分の稲作農家は赤字生産となっており、利潤が負となる農家が多いことが知られている。²⁴ このため、各農家が利潤の正負をもとに耕作を判断した場合の現在価値を作成する。利潤があれば農家は耕作を行い、負であれば耕作放棄する場合の現在価値を Vc_{ipi} とする。利潤が負である農家は、耕作放棄をすることで稲作労働と稲作用機械を投入しない分だけ損失を縮減できる。すると、耕作放棄による損失縮減額の現在価値 Vb_{ipi} は、耕作する場合の現在価値 Vf_{ipi} と利潤条件付きの現在価値 Vc_{ipi} との差分より $Vb_{ipi} = Vc_{ipi} - Vf_{ipi}$ となることが分かる。²⁵

また、耕作放棄をすれば経営耕地面積は縮小する。耕作放棄をした農地に関しても、転用の期待収入は存在するため、耕作の利潤と転用の期待収入は農業経営の継続および経営耕地規模の選択に関して、異なる影響を持つと考えられる。このため、(7)式に $Pd_p = 0$ を代入することで耕作の利潤のみから算出される現在価値 Vo_{ipi} を作成する。 Vo_{ipi} は転用の可能性のない状態で耕作する場合の農地の現在価値に対応する。

最後に『農地を新たに貸し付ける』を選択する場合の現在価値を導出する。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、年間小作料 e_p で h 年間の貸付が行なわれるものとする。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

²³ 本節の現在価値の算出手順は、補論Cを参照のこと。

²⁴ 北出(2005, P100)では、農林水産省（米および麦類の生産費）のデータを用いて、約200a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。第2章の図2に示しているように販売農家に限った場合でも、全ての地域の平均作付面積は200aを下回り、大部分の稲作農家は赤字生産となっていることが推察される。

²⁵ 一度、耕作放棄をすると農地として復旧するには時間と費用がかかる。このため、耕作放棄は一時的な選択ではない。農林業センサスにおいて、一時的な休耕は耕作放棄とは別の回答項目となっている。

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 年後に転用機会が確率 Pd_{tp} で訪れ、転用できない場合は再び h 年間農地の貸出を行なうものと考え、その現在価値 Ve_{tp} は以下のように表せる。

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

データを代入することで、上記の現在価値 V_f 、 V_c 、 V_o および V_e を計算する。転用確率 P 、転用目的の売却価格 S_d については第2章の表1で用いた値を使用する。単位面積当たりの耕作の利潤 π_{tpi} は、前節の生産関数より得られた実質産出 Y_{tpi} を各年、各地域の米価で実質化した販売額 H_{tpi} 、補論Aで導出した稲作労働に関する費用 CL_{tpi} 、農業機械に関する費用 CK_{tpi} を用いて以下のように算出できる。

$$\pi_{tpi} = \frac{H_{tpi} - (CL_{tpi} + CK_{tpi})}{G_{tpi}} \quad (9)$$

また、上述のように農地の貸付は多様な形態が考えられるが、小作料 e_{tp} は全国農業会議所（水田小作料の実態に関する調査結果）の値を用いる。なお現在価値の計算に用いる利子率 r は1%としている。²⁶

前節の生産関数の推定において、レファレンスとした2000年の新潟県を用いて、作付面積と現在価値の関係を表したグラフが図7である。図7では耕作放棄による損失縮減額の現在価値 V_b 、利潤条件付き耕作の現在価値 V_c 、転用の可能性のない状態で耕作する場合の現在価値 V_o を表している。図7において、200aを下回る作付面積では $\pi < 0$ となるため、 V_c は耕作放棄をして転用を待つ場合の現在価値となり水平になる。2000年の新潟県に関して V_c は約48万円で水平となるが、 V_e は作付面積によらず約42万円である。このため、小規模農家であっても農地を貸し出さず、耕作放棄をして転用を待つことが金銭面から合理的な選択となる。²⁷ 転用の期待収入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。

²⁶ 利子率 r は、農家が長期的な利子率をどのように考えるかに依存しており、各時点の金利も必ずしも適当ではない。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。

²⁷ 転用不可であった場合には農地を耕作目的で売却することも考えられるが、第2章の表1にある耕作目的の売却価格 S_f の約32万円であるから V_c の下限の約48万円、 V_e の約42万円を下回っている。しかし現在価値は、利子率 r から大きな影響を受けるため、水準の大小関係は目安にすぎない。利子率 $r = 0.02$ に設定すれば、 V_c の下限は約27万円、 V_e は約21万円となり、耕作目的の売却価格 S_f との大小関係が入れ替わる。

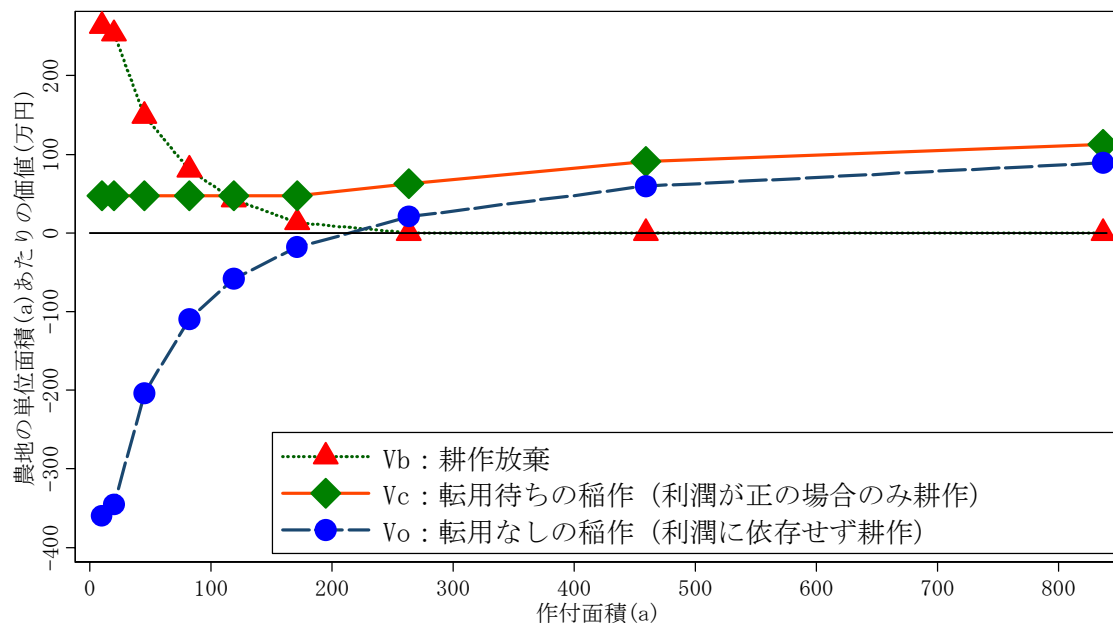


図7：作付面積と選択の現在価値（2000年，新潟県，作況指数100）

第4節 二段階条件付ロジットモデルの推定

本節では第1節に示した離散選択モデルで用いた説明変数を解説した後、当該モデルの推定を行う。初めに本節における農家の継続および説明変数の意味を理解するために、農林業センサスにおける離農および土地持ち非農家を説明する。第2章の図1に示されるように農林業センサスでは経営耕地が10aを下回れば非農家となり、構造動態統計において離農として扱われる。しかしながら、農林業センサスでは「農家以外で耕地及び耕作放棄地を5a以上所有している世帯」を土地持ち非農家として計上している。

2005年の農林業センサスによれば、都府県における土地持ち非農家118万戸のうち、耕作放棄地を持つ世帯は55万戸（46%）であり、貸付耕地を持つ世帯は69万戸（58%）である。すなわち、所有農地全体を耕作しない場合は、農地を貸し付けて離農する傾向がある。一方、都府県における総農家279万戸のうち、耕作放棄地を持つ農家は82万戸（29%）、貸付耕地を持つ農家は59万戸（21%）である。すなわち、所有農地の一部を耕作しない場合は、農地を貸し付けずに耕作放棄する傾向がある。本節では、農地の一部を耕作しない場合、農家は耕作放棄しながら農業を継続し、農地全体を耕作しない場合、農家は農地を貸付け、離農すると考える。²⁸

続いて、第1節の(3)式に示した経営継続に関する説明変数 y を解説する。経営継続の選択に関する説明変数 y は y_g, y_{vo}, y_{ce} の3種類を用いる。畑や果樹園を含めた総経営耕地面積が大きい農家は継続する傾向があると考えられるため、継続に関する第1の説明変数 y_g として総経営耕地面積 GT_{pi} を用いる。また、稲作からの利潤が大きい場合には農家は継続する傾向があると考えられる。

²⁸ 土地持ち非農家による耕作放棄と貸付の関係は、内田(2007)で論じられている。

そこで継続に関する第2の説明変数 y_{vo} として耕作利潤の現在価値 Vo_{tpi} を使う。さらには転用待ちの条件付き稲作の現在価値 Vc_{tpi} と貸借の現在価値 Ve_{tp} の乖離 ($Vc_{tpi} - Ve_{tp}$) を継続に関する第3の説明変数 y_{ce} とする。転用の期待収入が貸借の現在価値 Ve_{tp} を上回る分だけ、小規模農家であっても農地貸付による離農を行わず、農業を継続すると考える。以上の y_g, y_{vo}, y_{ce} に定数項と時点のダミーを加えて経営継続に関する説明変数とした。

次に第1節の(2)式に示した規模の選択に関する説明変数 x を解説する。規模の選択に関する説明変数 x には x_{dg}, x_{vo}, x_{bg} の3種類を用いる。今期の経営規模を基準とした増減から来期の経営規模を選択すると考えられる。そこで規模に関する第1の説明変数 x_{dg} として、今期と来期の間での稲作の作付面積の乖離の絶対値 $|G_{tpi} - G_{t+1pj}|$ を用いる。また、耕作放棄をしても転用目的で田を所有することが可能であるため、稲作のみから得られる利潤が経営規模の選択に影響を与えると考えられる。そこで規模に関する第2の説明変数 x_{vo} として、稲作からの利潤の現在価値である Vo_{t+1pj} と作付面積 G_{t+1pj} との積を用いる。²⁹ 最後に、今期から来期にかけて耕作面積が減少した場合、耕作放棄等による損失の縮減が誘因となった可能性がある。³⁰ 以下の(10)式の形で、耕作放棄による損失縮減額 Vb_{t+1pj} と縮小した作付面積 $(G_{tpi} - G_{t+1pj})$ との積により縮減される損失額の合計値を算出し、その値を説明変数 x_{bg} として用いる。

$$x_{bg} = \begin{cases} Vb_{t+1pj}(G_{tpi} - G_{t+1pj}) & \text{if } G_{tpi} > G_{t+1pj} \\ 0 & \text{if } G_{tpi} \leq G_{t+1pj} \end{cases} \quad (10)$$

表3は1990年から2005年の4時点、3回の遷移を二段階の条件付ロジットモデルで推定した結果である。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。³¹ 全ての推定値が1%で有意である。

²⁹ 前節では、農地を所有することを前提として潜在的な農地の貸し手として農家の選択のモデルを設計している。このため、経営耕地の拡大は前節のモデルの対象外である。しかし、推定においては、 x_{vo} が大きければ農地を拡大する場合もあり得る。

³⁰ 作付面積が減少した場合は、耕作放棄の他にも農地の貸出や売却が考えられる。しかし、図7に示したように耕作放棄が金銭的に合理的であるケースは多い。また農地の貸出や売却であっても、小規模農家が損失を縮減している点では耕作放棄と同様である。

³¹ 例外規定農家および新設農家は分析の対象外としている。2000年から2005年にかけての都府県の新設農家数は25691であり、そのうち20003は自給的農家である。新設農家が占める割合は戸数、耕地面積ともに小さい。

表3： 二段階の条件付ロジットの推定結果

説明変数	推定値	標準誤差
α_{dg} : 稲作の作付面積の乖離 (a)	-0.05611	0.0000276
α_{vo} : 転用なしの稲作の価値×作付面積(億円)	0.12149	0.0017032
α_{bg} : 耕作放棄の現在価値(億円)	0.40914	0.0013232
β_g : 総経営耕地面積 (a)	0.01660	0.0000353
β_{vo} : 転用なしの稲作の価値(億円)	2.94857	0.1221572
β_{ce} : 転用待ちの条件付稲作価値-貸出価値(億円)	10.50419	0.1691373
β_{yd1} : 1990年から1995年への遷移ダミー	0.10706	0.0033910
β_{yd2} : 1995年から2000年への遷移ダミー	0.08884	0.0031195
β_c : 定数項	0.57927	0.0056634
γ_{iv} : inclusive value	0.30366	0.0036983
対数尤度	-14411533	
サンプルサイズ	98792915	

規模の選択に関して注目すべき推定値は α_{vo} および α_{bg} である。 α_{vo} は稲作からの利潤が大きい規模を選択することを示し、 α_{bg} は耕作放棄による損失の縮減額が大きい規模を選択することを示している。 α_{vo} は農家が稲作の利潤を求めて大規模化する変化に対応し、 α_{bg} は小規模農家が耕作放棄によりさらに小規模化する変化に対応している。また、経営継続に関して注目すべき推定値は β_{ce} である。転用の期待収入が大きければ、農家は経営を継続する傾向にあることを示している。 y_{ce} が小さければ、潜在的貸し手となる農家は、農地の貸出を伴う離農が促されると考えられる。

表3では、推定前の予想と合致する推定値の符号が得られている。しかし、離散選択モデルにおいて、その影響の大きさの定量的な評価は困難である。このため、次節ではシミュレーション分析を用いて、転用の期待収入が農業経営の継続および規模の選択に与える影響を定量的に評価する。

第4章 シミュレーション分析

前章第4節の2段階の条件付ロジットモデルの推定結果において、 β_{ce} は転用の期待収入が大きければ農家は経営を継続する傾向にあることを示している。本章では、モデルの推定値を用いたシミュレーションを行うことによって、転用の期待収入が農地利用の規模および稲作の生産性に与える影響の大きさを確認する。

前章第1節の(4)式に表3の推定値を用いることで、説明変数 x 、 y に応じて各経営耕地規模に遷移する選択確率 P_{ij} が得られる。こうして算出された選択確率 P_{ij} に構成農家数 N_{ips} を乗ずることで得られる農家数の期待値を各地域内で合計することにより、来期の規模別の農家数を推測するものとする。

(4)式に用いた説明変数のうち y_{ce} は、 Vc_{pi} および Ve_{ip} を通じて転用目的の売却価格 Sd_{ip} の関数と

なっている。転用目的の売却価格 Sd_{tp} が変化すれば選択確率 P_{ij} も変化する。このため、転用目的の売却価格 Sd_{tp} の変化が y_{ce} を通じて、離農や規模の変化に与える影響をシミュレートすることが可能である。

本論文では、第2章の表1の転用目的の売却価格 Sd_{tp} が耕作目的の売却価格 Sf_{tp} にまで低下したケースについてシミュレーションを行う。³² 転用目的の売却価格 Sd_{tp} が低下すれば y_{ce} の低下を通じて小規模農家を中心とした離農が促されることになる。加えて、耕作の利潤の現在価値である x_{vo} 等が選択に与える影響が相対的に強まり、農地利用の規模を拡大させることが予想される。シミュレーションの対象時点は2005年とし、2000年から転用目的の売却価格が低下したケースをSim(A)、1995年から低下したケースをSim(B)、1990年から低下したケースをSim(C)とする。³³

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。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(A)、Sim(B)の順に増加している。その一方でSim(C)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。これは、脚注8に記載しているように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。³⁴ よって1990年を初期時点としたSim(C)では大規模農家を中心に、その予測精度に問題があると推察される。もっとも、転用目的の売却価格 Sd_{tp} 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(C)に次いで Sd_{tp} 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_{tp} 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49aから64aへ約30%増加し、労働生産性に相当する1人日あたりの販売額は4454円から5494円へ約23%増加する。転用目的の売却価格 Sd_{tp} 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3.42円と赤字生産になって

³² 表1において、耕作目的の売却価格 Sf に関しても都市部の都道府県の方が高く、転用の期待収入が Sf にも反映されていると考えられる。仮に転用目的の売却価格 Sd が表1における耕作目的の売却価格 Sf の水準にまで下がれば、耕作目的の売却価格 Sf 自体も低下すると考えられる。このため、本論文のシミュレーションは、転用収入への期待が消失した場合ではなく、転用の期待収入が低下した場合に対応している。

³³ なお、(4)式から得られる値は、各経営耕地規模の総農家数の予測値である。総農家数の予測値に対して各経営耕地規模の稲を植えた農家の割合をかけることで、稲作農家数の予測値を導出する。

³⁴ 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る。

いる。よって、転用目的 Sd_p 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。

DataとSim(B)を比較するために、作付面積のヒストグラムを図8に記載している。Dataに比べSim(B)は、約50aの作付面積を下回る小規模農家は大きく減少している。また、稲作労働1人日あたりの販売額のヒストグラム（図9）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。図8と図9は転用目的の売却価格 Sd_p 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64a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49aに比べ、約30%増加の増加に相当する。それに対応し、平均費用は約17%低下し、平均労働生産性は約23%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。

表4：シミュレーション結果（2005年）

	Data	Sim(A)	Sim(B)	Sim(C)	
Sdを低下させる時点		2000	1995	1990	
総農家数	2664030	2472700	2431078	2292079	
稲を植えた農家数	2303776	2128634	2088542	1961832	
稲作の作付面積 [a]	平均値	49.40	54.15	64.38	62.17
	第1四分位	8.63	11.32	15.21	15.43
	中央値	26.34	32.59	40.37	40.37
	第3四分位	62.25	69.74	89.60	89.57
労働(1人日)あたりの販売額 [万円]	平均値	0.45	0.48	0.55	0.54
	第1四分位	0.22	0.23	0.26	0.26
	中央値	0.33	0.37	0.45	0.45
	第3四分位	0.52	0.61	0.72	0.72
販売額(円)あたりの費用 [円]	平均値	4.13	3.83	3.42	3.39
	第1四分位	2.39	2.01	1.66	1.66
	中央値	3.75	3.42	2.70	2.65
	第3四分位	6.05	5.72	5.08	5.04

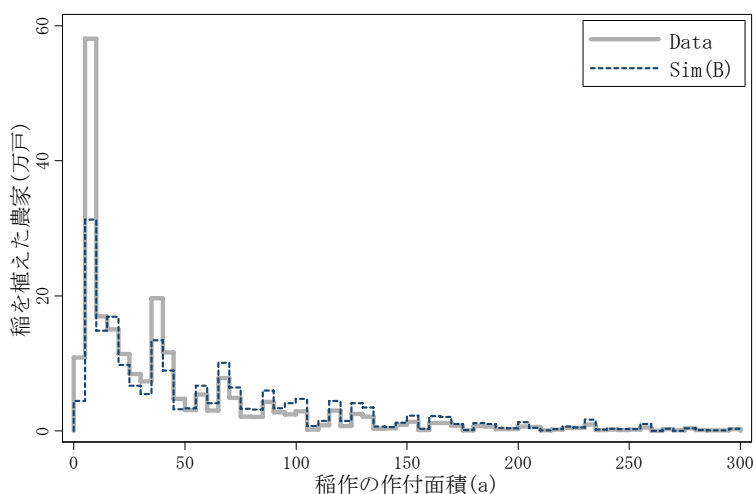


図8：稲作の作付面積のヒストグラム（区間：5a）

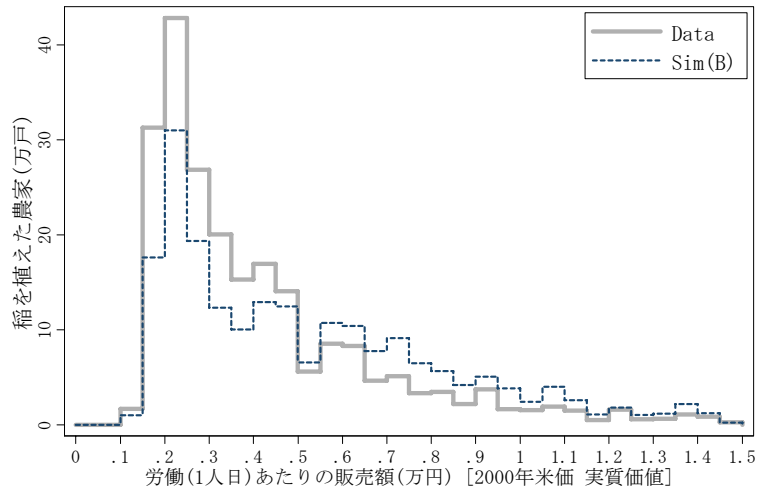


図9：労働（1人日）あたりの販売額（区間：0.1万円）

第5章 終わりに

農業を取り巻く情勢が国際的に大きく変化する中で、日本の農業の国際競争力の向上は重要な政策課題である。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、本論文では農地の転用期待が持つ問題点を明らかにした。具体的には、転用の期待収入が農家の経営規模に与える影響を推定し、シミュレーションによりその影響を定量的に評価した。転用目的の売却価格が耕作目的の売却価格にまで低下すると、1995年から2005年の間に、平均作付面積は約30%増加し、労働生産性は約23%向上することが示された。つまり、農地の転用収入への期待があることで、農業経営の大規模化、農業における生産性向上が妨げられていることが定量的に明らかとなった。

日本の農業の生産性を向上させるために、転用の期待収入を低下させ、小規模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。しかし、現実問題として、転用目的の売却価格と耕作目的の売却価格の差異をどのように縮小するかは、明らかではない。そうした政策論議を促すためにも、まずは農地の売却価格を詳細に公表していくことが重要であるだろう。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ためである。

農地の売却価格のデータ公開を検討する際に、参考になるのが小作料データの公表の仕方である。このデータに関しては、農地の品質で分けられた標準小作料が市町村レベルで公にされている。³⁵ 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。将来的には、農地の売却目的に依存しない基準価格を参照した取引の制度化も検討されるべきである。

³⁵ 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.
- Maddala, G. S. (1986) Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics (Econometric Society Monographs): Cambridge University Press.
- Train, Kenneth E. (2003) Discrete Choice Methods with Simulation: Cambridge University Press.
- 内田多喜生(2007) 「農地の所有構造の変化と土地持ち非農家の動向」『農林金融』第60巻, 第10号, pp. 12-24
- 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
- 小林弘明(1984) 「農地転用の供給関数分析」『農業総合研究』第38巻, pp.71-104
- 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
- 島本富夫(2001) 『現代農地賃貸借論』農林統計協会
- 生源寺真一(2003) 『新しい米政策と農業・農村ビジョン』家の光協会.
- 新谷正彦(1990) 「農業生産関数の計測：展望」『農林業問題研究』第26巻, 第3号, pp.34-41

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：稲作生産および費用に関する指標の作成

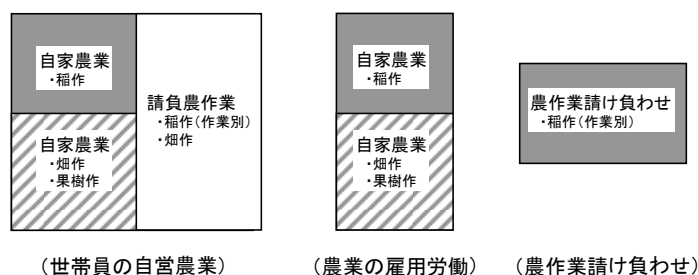
本補論では、稲作の投入と産出に関する指標の導出手順を論じる。時点 t 、地域 p 、経営耕地規模 i の各条件において、稲作の作付面積 G_{tpi} （ $a = 100\text{m}^2$ ）、自家稲作の労働投入 L_{tpi} （延べ人日）、稲作農業機械の実質投入額 K_{tpi} （万円）、稲作実質産出額 Y_{tpi} （万円）を求める。

稲作の作付面積 G_{tpi} の導出

農林業センサスでは、経営耕地規模別に稲作の作付面積の総和 GT_{tpi} が公表されている。^{36 37 38} 稲作の作付面積の総和 GT_{tpi} を農家数 N_{tpi} で割ることで、経営耕地規模別の作付面積の平均値 G_{tpi} （ $a = 100\text{m}^2$ ）を導出する。

自家稲作労働の L_{tpi} の導出

図A-1では、農林業センサスにおける農業労働と自家稲作労働の関係を表している。図A-1が示すように各農家の経営耕地に対する労働投入として、世帯員による自家農業労働、農業の雇用労働、農作業の請け負わせの3種類に分類される。農林業センサスでは、それぞれの労働分類に関して、図A-1の外周部分に関する調査しか行っていないために、色づけされている自家稲作労働の部分の抽出する必要がある。



図A-1：農林業センサスにおける農業労働

³⁶ 公表データの制約上、水稲と陸稲の合計値である。産出側においても水稲と陸稲の合計値を用いて指標を作成している。しかし、耕地及び作付面積統計によると、水陸と陸稲の合計作付面積に占める水稲割合は99.77%（2005年産）であるため、ほとんど水稲と考えると差し支えない。

³⁷ 農地を借り入れて耕作した場合は、農産物の所有権は耕作した農家にある。このため、借地耕作は調査農家の農産物販売額に算入される。一方、農作業を受託した場合は受託作業の料金収入はあるが、農産物の所有権は農地を所有している農家にある。

³⁸ 1995年調査以前は収穫面積、2000年調査以後は販売目的での作付面積と記載されている。2000年調査以後も調査票には『販売目的で作付けた作物の一部を自給向けにした場合は、自給分を含めた面積を記入してください。』と記載されている。

まず、経営耕地規模別に平均的な世帯員の自営農業日数を導出する。農家内の各世帯員の自営農業の従事日数に関して、農林業センサスでは、[1～29日][30～59日]の区間形式で調査している。各労働日数区間 ξ の上限 \overline{Li}_ξ と下限 \underline{Li}_ξ の中間値 Li_ξ に該当する農家数 $N_{pi\xi}$ をかけ総和をとる。³⁹次に経営耕地規模別の農家数の N_{pi} で割ることで、経営耕地規模別に平均的な自営農業日数 LM_{pi} を算出する。

$$LM_{pi} = \frac{1}{N_{pi}} \sum_{\xi=1}^Z Li_\xi N_{pi\xi} \quad (\text{A-1})$$

続いて、経営耕地規模別に平均的な農業の雇用労働日数を導出する。農林業センサスでは農業の雇用労働に関して、常用雇用の人数、臨時的な雇入れの延べ人日を経営耕地規模別に公表している。⁴⁰農林業センサスの農業投下労働日数規模別の変換式では、常用雇用1人の労働日数を250日としているため、これに倣って以下のように、経営耕地規模別に平均的な農業雇用の延べ人日 LJ_{pi} を算出する。⁴¹

$$LJ_{pi} = \frac{1}{N_{pi}} (250 \times \text{常用雇用人数} + \text{臨時的な雇入れの延べ人数}) \quad (\text{A-2})$$

(A-1)式で算出した自営農業日数 LM_{pi} は、自家農業と農作業の受託した日数の合計値である。⁴²

また、(A-1)式の LM_{pi} および(A-2)式の LJ_{pi} は、畑作や果樹作を含めた農作業全体に関する労働の指標である。⁴³以下の手順を用いて、自家農業かつ稲作に関する農業労働を導出する。

稲作とそれ以外の農業では同じ農地面積であっても平均的に投入される労働量は異なっている。⁴⁴こうした単位面積当たりの労働投入量の相異を考慮するために、地域別に稲作、畑作、果樹作の単位面積当たりの労働投入を算出する。農林業センサスでは、単一経営農家に焦点を当てたデータが公表されている。⁴⁵まず、(A-1)(A-2)式の手順で、単一経営農家 ψ の自営農業日数 $LM_{p\psi}$ と雇用労働の延べ人日 $LJ_{p\psi}$ を作成する。続いて、導出された $LM_{p\psi}$ と $LJ_{p\psi}$ の和を単一経営農家の総経

³⁹ この計算方法は、農林業センサスにおける労働日数規模別分類の公表データの作成手順に倣っている。

⁴⁰ 臨時的な雇入れは『農業臨時雇（日雇・季節雇）』『手間替え・ゆい』『手伝い』の和である。

⁴¹ 常用雇用の定義は、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人である。

⁴² 1990年以前の農林業センサスでは自家農業と農作業請負日数を区分して調査していた。しかし、1995年以降の農林業センサスからは自家農業に関する調査項目自体がなくなっている。

⁴³ 農林業センサスにおいて畜産は農作業労働に含まれるが、経営耕地規模別に飼育頭数が公表されていないために、捨象している。

⁴⁴ 農林水産省が公表している農業経営統計調査には、稲作や野菜の品目別に単位面積当たりの労働時間が記載されている。単位面積あたりの労働時間は、畑作の方が稲作よりも長くなっている。

⁴⁵ 農林業センサスにおける単一経営農家とは、農産物販売金額1位部門の販売金額が総販売金額の8割以上を占める農家である。

営耕地 $GD_{p\psi}$ で割ることで、単位面積当たりの労働投入を推定する。⁴⁶

$$VL_{p\psi} = \frac{LM_{p\psi} + LJ_{p\psi}}{GD_{p\psi}} \quad \psi = \{\text{稲作}R, \text{畑作}F, \text{果樹作}O\} \quad (\text{A-3})$$

(A-3)式から時点 t 、地域 p 別に、稲作、畑作、果樹作の各単位面積当たりの労働投入量が導出される。⁴⁷

次に自営農業に含まれる請負農業に費やされた労働投入を推定する。農林業センサスでは、稲作や畑作の全作業を請け負った面積に加えて、稲作農作業 θ で分類して『育苗』『耕起・代かき』『田植』『防除』『稲刈り・脱穀』『乾燥・調整』の請負面積を調査している。各請負作業の労働時間を算出するために、稲作全作業の労働時間シェアを1とした時に、稲作作業 θ が稲作労働全体に占める労働時間シェア $LS_{p\theta}$ を農林水産省（農業経営統計調査報告【米及び小麦の生産費】）から計算する。

農林業センサスでは、経営耕地規模別に各請負作業の総面積が公表されているので、農家数で割って平均的な請負面積 $GRI_{pi\theta}$ を作成する。⁴⁸ 全稲作作業を請け負った場合の労働時間シェアを1として、以下の式から請負稲作の労働投入 LRI_{pi} を算出する。

$$LRI_{pi} = VL_{pR} \sum_{\theta} (LS_{p\theta} \cdot GRI_{pi\theta}) \quad (\text{A-4})$$

(A-4)式と同様の方法で、麦作の請負面積 GMI_{pi} とその他の作物の請負面積 GSI_{pi} から請負畑作の労働投入 LFI_{pi} を作成する。⁴⁹

$$LFI_{pi} = VL_{pF} (GMI_{pi} + GSI_{pi}) \quad (\text{A-5})$$

(A-3)式から稲作、畑作、果樹作の単位面積当たりの労働投入、(A-4)(A-5)式から請負農作業の労働投入を導出することができる。これらを用いて、世帯員の自営農業日数 LM_{pi} は、単位面積あたりの労働と面積の積である以下の比例式を満たすと仮定する。

⁴⁶ 農林業センサスでは、『麦類作』『雑穀・いも類・豆類』という形式で、畑作の中でも細分化した単一経営農家の公表データがある。稲作と果樹作以外の耕作は、畑作として合算して扱っている。また1990年と1995年の単一経営農家に関する県別の公表データには、世帯員の自営労働日数に関する記載がない。このため、全国を10地域に区分した全国農業地域別の単一経営農家のデータを用いて経営耕地で案分することで、各県の単一経営農家の自営労働日数を算出した。

⁴⁷ 実際には単一経営農家にも農作業請負および請け負わせがあるはずである。しかし2000年以降の公表データには記載がないために捨象している。

⁴⁸ 2005年の農林業センサスの経営耕地規模別データには、稲作全作業請負と作業別請負面積の総和をとった合計請負面積しか公表されていない。このため、県別に合計請負面積と各請負作業別の面積の比をとり、各経営耕地規模の合計請負面積にかけ合わせて $GRI_{pi\theta}$ を作成した。

⁴⁹ 2000年以前の農林業センサスでは、麦作以外をその他作物として合算して公表している。一貫性を保つよう、2005年の果樹園の請負面積に関しても、畑作に分類している。

$$VL_{tpR} \cdot G_{tpi} + LRI_{tpi} + VL_{tpF} \cdot GF_{tpi} + LFI_{tpi} + VL_{tpO} \cdot GO_{tpi} : LM_{tpi} = VL_{tpR} \cdot G_{tpi} : LRM_{tpi} \quad (A-6)$$

(A-6)式より、世帯員による自家稲作労働の投入 LRM_{tpi} は

$$LRM_{tpi} = \frac{VL_{tpR} \cdot G_{tpi} \cdot LM_{tpi}}{VL_{tpR} \cdot G_{tpi} + LRI_{tpi} + VL_{tpF} \cdot GF_{tpi} + LFI_{tpi} + VL_{tpO} \cdot GO_{tpi}} \quad (A-7)$$

と書くことができる。また、農業雇用の稲作労働の投入 LRJ_{tpi} は、(A-6)式から農作業請負を除いた比例式を用いて、以下のように算出する。

$$LRJ_{tpi} = \frac{VL_{tpR} \cdot G_{tpi} \cdot LM_{tpi}}{VL_{tpR} \cdot G_{tpi} + VL_{tpF} \cdot GF_{tpi} + VL_{tpO} \cdot GO_{tpi}} \quad (A-8)$$

最後に作業別の稲作請け負わせによる労働投入を算出する。地域別の稲作の単位面積当たり労働 VL_{tpR} と稲の作付面積 G_{tpi} の積をかけ合わせることで、各面積に投入される平均的な労働投入量を導出する。この値に(A-5)式にも用いた労働時間シェア $LM_{tp\theta}$ および各経営耕地規模における作業別請け負わせシェア $GRI_{tpi\theta}$ の積の総和をかけることで、請け負わせによる稲作労働の投入 LRW_{tpi} を算出する。⁵⁰

$$LRW_{tpi} = VL_{tpR} \cdot G_{tpi} \sum_{\theta} (LS_{tp\theta} \cdot GRI_{tpi\theta}) \quad (A-9)$$

(A-7)式から世帯員による自家稲作労働の投入 LRM_{tpi} 、(A-8)から農業雇用による稲作労働の投入 LRJ_{tpi} 、(A-9)式から請け負わせによる稲作労働の投入 LRW_{tpi} を算出することができる。これらの和をとることで、自家稲作農業に関する労働投入 L_{tpi} とする。

稲作用機械 K_{tpi} の導出

農林業センサスでは、経営耕地規模別に農業機械の所有台数を公表している。⁵¹ 農業機械を種類別に実質価値を算出し、その総和を投入とする。農業機械を実質価値に変換するために、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用いる。

⁵⁰ 2000年以降の農林業センサスでは請け負わせに関しては、有無を尋ねる質問となっている。このため請け負わせ面積ではなく、各作業の請け負わせシェアを用いている。

⁵¹ 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。

農林業センサスは馬力で区間したトラクターの台数を調査している。一方で農業物価統計では、15馬力と35馬力のトラクターの価格が記載されている。農林業センサスのトラクターの馬力別の価格作成は、次の手順によっている。第一に農業物価統計の15馬力と35馬力の価格を

$$\text{トラクター価格}_{ht} = b_t \text{馬力}_h + c_t \quad h = \{15, 35\} \quad (\text{A-10})$$

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、農林業センサスの馬力の区間中間値を代入することで、各馬力のトラクター価格を導出している。

農林業センサスにおける稲作関連の機械を表A-1の形式で農業物価統計の項目を対応させ、名目価値に変換する。なお、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-1に示している農地面積で案分した変換係数 KT_ϕ をかけることで稲作用機械の投入量としている。よって、稲作用機械の名目投入額 KN_{ipi} は、変換係数 KT_ϕ 、機械名目価格 $KP_{i\phi}$ および農業機械の平均所有台数 KU_{ipi} を用いて以下のように表す。

$$KN_{ipi} = \sum_{\phi=1}^{\Phi} KT_\phi \cdot KP_{i\phi} \cdot KU_{ipi} \quad (\text{A-11})$$

得られた稲作用機械の名目額 KN_{ipi} を農業物価統計の大農具物価指数 IK_t で割ることで、稲作用機械の実質額（2000年基準）を算出する。

表A-1：農林業センサスの農業機械と農業物価統計の対応

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+畑作面積)に 稲作面積が占める割合
農用トラクター：乗用型 (15馬力未満, 15～30馬力, …)	乗用トラクター (15馬力, 35馬力)	(稲作面積+畑作面積)に 稲作面積が占める割合
動力防除機	動力噴霧機 (可搬型)	(稲作面積+畑作面積+果樹作面積)に 稲作面積が占める割合
動力田植機	動力田植機 (4条植：乗用型)	稲作専用として1
バインダー	バインダー (2条刈り)	稲作専用として1
自脱型コンバイン	コンバイン (自脱型：2条刈り)	稲作専用として1
米麦用乾燥機	通風乾燥機 (縦型循環式：16石型)	(稲作面積+麦作面積)に 稲作面積が占める割合

稲作の産出 Y_{ipi} の導出

農林業センサスにおける農産物の産出に関する唯一の項目は、販売総額である。農林業センサスでは[15万円未満][15万円～50万円]といった区間形式で、販売総額を調査している。農産物販売額

の区間 i の上限値 \overline{HB}_i と下限 \underline{HB}_i の中間値を区間 i の農産物の販売額 HB_i とする。⁵² 時点 t 地域 p 経営耕地規模 i の平均的な農産物販売額 HU_{tpi} は、以下のように算出する。

$$HU_{tpi} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I HB_i \cdot N_{tps_i} \quad (\text{A-12})$$

(A-12)式は、各販売区間の農家数 N_{tps_i} でウェイトをとった農産物販売額の加重平均であり、畑作、果樹作を含めた農産物の総販売額である。農産物の総販売額から稲作の販売額を抽出するために、各年の農林水産省（生産農業所得統計）を用いる。⁵³ 生産農業所得統計では、都道府県別の農業粗生産額を稲作 VR_p 、畑作 VF_p 、果樹作 VO_p で分類して記載している。⁵⁴ 各分類の総販売額を農林業センサスにおける稲作の作付面積 G_p 、稲以外の作物を植えた田の面積 GFX_p と畑の経営耕地面積 GFF_p の和 GF_p 、果樹園面積 GO_p で割ることで、地域別の単位面積当たりの販売額を算出する。

$$VSR_p = \frac{VR_p}{G_p} \quad (\text{A-13})$$

$$VSF_p = \frac{VF_p}{GFF_p + GFX_p} = \frac{VF_p}{GF_p} \quad (\text{A-14})$$

$$VSO_p = \frac{VO_p}{GO_p} \quad (\text{A-15})$$

(A-13)～(A-15)式から得られた単位面積あたりの販売額を用いて稲作販売額を導出する。各経営耕地規模における農産物全体の販売額 HU_{tpi} と稲作の名目販売額 H_{tpi} は、以下の比例式を満たすと仮定する。⁵⁵

$$VSR_p \cdot G_{tpi} + VSF_p \cdot GF_{tpi} + VSO_p \cdot GO_{tpi} : HU_{tpi} = VSR_p \cdot G_{tpi} : H_{tpi} \quad (\text{A-16})$$

(A-16)式から稲作の名目販売額 HR_{tpi} は

$$H_{tpi} = \frac{VSR_p \cdot G_{tpi} \cdot HU_{tpi}}{VSR_p \cdot G_{tpi} + VSF_p \cdot GF_{tpi} + VSO_p \cdot GO_{tpi}} \quad (\text{A-17})$$

⁵² 公表データの農産物販売額が[5億円以上]と上限がない場合は、下限の値を用いる。

⁵³ 農林業センサスの調査では、農作物販売額に占める品目別の売上割合を調査している。しかし、経営耕地規模と売上げ割合の関係を示すデータは公表されていない。

⁵⁴ 本論文では、生産農業所得統計における米、果実以外の耕種は、畑作として扱っている。

⁵⁵ (A-16)式は、経営耕地規模によって稲作、畑作、果樹作の平均的なシェアが異なることに対応している。また、稲作に規模の経済があるとしても、畑作や果樹作に対して同じ比率の規模の経済があると仮定している。

と書くことができる。(A-17)式の右辺は、(A-13)～(A-15)式の値と農林業センサスの公表値であるために、左辺の稲作の名目販売額 H_{tpi} が導出できる。導出された稲作の名目販売額 H_{tpi} を農業物価統計のうるち玄米（1等程度） IR_p で割り、2000年（1999年産）の全国平均米価の実質価値 Y_{tpi} に変換する。⁵⁶

$$Y_{tpi} = \frac{HR_{tpi} \cdot IR_{2000\ p}}{IR_p} \quad (\text{A-18})$$

費用の導出

各生産要素の投入費用のデータについては、生産要素の投入量に生産要素価格を乗じることにより求めた。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）を用いた。稲作労働に関する要素価格として、全国農業会議所（農作業料金・農業労賃に関する調査結果）を用い、⁵⁷ 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。⁵⁸

⁵⁶ 農業物価統計において米価データ IR_p が公表されていなかった場合、時点 t および地域 p のダミー変数による固定効果モデルを用いて予測値を作成し、米価データとしている。

⁵⁷ 稲作労働の生産要素価格として、水稲（機械作業補助）の現金支給額の男女平均値を用いる。

⁵⁸ 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。

補論B：自給的農家に関する指標の作成

農林業センサスは自給的農家に関する詳細なデータを公表していないが、都道府県別に自給的農家数、自給的農家の経営耕地面積を公表している。販売農家の中で最小の経営耕地規模である30～50aの経営耕地の指標との比率をとることで、自給的農家の投入指標を作成する。以下では、自給的農家の指標を u 、30～50aの経営耕地規模を持つ販売農家の指標を h とする。それぞれ、総経営耕地を農家数で割ることで地域別、時点別の平均的な経営耕地 GD_{tpu} 、 GD_{tph} を導出する。

自給的農家の稲作の作付面積 G_{tpu} と経営耕地 GD_{tph} との比率は、30～50aの経営耕地規模を持つ販売農家と等しいと仮定し、 $GD_{tpu} : G_{tpu} = GD_{tph} : G_{tph}$ の比例式から G_{tpu} を以下のように算出する。

$$G_{tpu} = G_{tph} \frac{GD_{tpu}}{GD_{tph}} \quad (\text{A-19})$$

自給的農家の稲作労働 L_{tpu} および稲作用機械 K_{tpu} に関しても、同様の比例式を用いて算出する。得られた生産要素 G_{tpu} 、 L_{tpu} 、 K_{tpu} と稲作の生産関数を用いて、米の実質産出 Y_{tpu} の予測値を作成する。

また、第4章のシミュレーションに用いる地域別の自給的農家に占める稲を植えた農家数 CR_{tpu} は、自給的農家の総数 N_{tpu} に30～50aの販売農家の稲を植えた農家の割合 $\frac{CR_{tph}}{N_{tph}}$ を掛け合わせることで算出する。

補論C：農地の現在価値の算出

転用機会を待ちながら耕作をする場合

[貸付・売却選択]において、転用機会があるまで耕作する場合の農地の現在価値の期待値 Vf_{tpi} は

$$Vf_{tpi} = Pd_{tp} Sd_{tp} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(1 - Pd_{tp})^{m-1}}{(1+r)^m} + Pd_{tp} \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=1}^m \frac{(1 - Pd_{tp})^{m-1} \pi_{tpi}}{(1+r)^{n-1}} \quad (\text{A-20})$$

と表せる。(A-20)式の第一項を μ_{tp} とし、第二項を v_{tpi} とする。 μ_{tp} は、転用目的の売却の現在価値の期待値に相当し、以下のように計算できる。

$$\mu_{tp} = Pd_{tp} Sd_{tp} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(1 - Pd_{tp})^{m-1}}{(1+r)^m} = \frac{Pd_{tp} Sd_{tp}}{r + Pd_{tp}} \quad (\text{A-21})$$

v_{tpi} は転用までの耕作の利潤の現在価値の期待値に相当する。 v_{tpi} は、 v_{tpi} の両辺に $(1 - Pd_{tp})$ をかけ、 v_{tpi} から引くことで、以下のように計算できる。

$$v_{tpi} = \pi_{tpi} \sum_{m=1}^{\infty} \left(\frac{1 - Pd_{tp}}{1+r} \right)^{m-1} = \frac{\pi_{tpi} (1+r)}{r + Pd_{tp}} \quad (\text{A-22})$$

よって

$$Vf_{tpi} = Pd_{tp} Sd_{tp} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(1 - Pd_{tp})^{m-1}}{(1+r)^m} + Pd_{tp} \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=1}^m \frac{(1 - Pd_{tp})^{m-1} \pi_{tpi}}{(1+r)^{n-1}} = \frac{Pd_{tp} Sd_{tp} + \pi_{tpi} (1+r)}{r + Pd_{tp}} \quad (\text{A-23})$$

と書ける。

転用待ちの貸付価値

[貸付・売却選択]において、農地を貸し付ける場合の h 年間分の小作料収入 e_{tp} の現在価値 Vh_{tp} は

$$Vh_{tp} = \sum_{m=1}^h \frac{e_{tp}}{(1+r)^{m-1}} = \frac{e_{tp} [(1+r)^h - 1]}{r(1+r)^{h-1}} \quad (\text{A-24})$$

と書ける。 h 年後には転用機会が確率 Pd_{tp} で訪れ、転用できる場合は転用し、転用できない場合は再び h 年間の貸し出しをすると、貸借による割引現在価値の期待値 Ve は以下のように表せる。

$$\begin{aligned} Ve_{tp} &= Pd_{tp} \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=1}^m (1 - Pd_{tp})^{m-1} \left(\frac{Vh_{tp}}{(1+r)^{h(n-1)}} \right) + Pd_{tp} \sum_{m=1}^{\infty} (1 - Pd_{tp})^{m-1} \left(\frac{Sd_{tp}}{(1+r)^{hm}} \right) \\ &= \frac{e_{tp} (1+r) [(1+r)^h - 1] + Pd_{tp} Sd_{tp} r}{r[(1+r)^h - 1]} \end{aligned} \quad (\text{A-25})$$