

水稲直播栽培技術の採択要因とその効果

川崎 賢太郎*

1. はじめに

一般に規模の拡大は面積あたり労働時間の短縮へとつながる。スケールメリットである。しかし、それを期待できないのが稲作における育苗作業である。0.5~1.0 ha層と5~10 ha層を比較した場合、10 aあたりの総労働時間が36時間から19時間へと半減する一方、育苗に要する時間は同3.3時間、3.2時間とスケールメリットが全く働かず、その結果、大規模農家ほど相対的に重い育苗作業に直面している(平成19年産米生産費調査)。同じく大規模農家を悩ませる存在が労働ピークである。稲作では春の育苗・田植期と秋の収穫期が二大労働ピークであり、短期間のうちに迅速に作業を済ませなければ米の品質や収量が低下してしまう。農家が一日に作業できる面積には限りがあるため、規模が拡大するほど、労働ピークの軽減が重要な課題となる。

これらを一挙に解決できる手段が直播栽培である。直播では育苗・田植作業が不要となるため、通常の移植栽培と比べて労働時間が大幅に短縮される。また収穫期が移植栽培よりも遅れるため、移植と組み合わせることで労働ピークを分散させることができる。さらに生じた余剰労働を活用すれば、経営の複合化や規模拡大を進めることも不可能ではない。

こうしたことから、多くの道府県では直播の目標面積を設定し、導入マニュアルの整備、研修会・県単事業の実施等を通じ、直播の普及を推進しているところである。その結果、全国の直播面積は増加傾向にあるものの、水稲総作付面積に占めるシェアは未だ1%程度であり(農林水産省[21])、増加の余地は多分に残されている。そこで本稿ではさらなる普及策に資するため、如何なる「要因」が直播の採択行動を左右し、直播を採択した場合にどのような「効果」が期待できるのか、という二点に関して分析を行う。

以下第2節では先行研究のレビュー等を通じ、具体的に着目すべき要因や効果を整理する。その上で第3節では、技術力や作業委託との関連に注意しながら、直播の採択要因を分析する。一方、第4節の焦点は直播が複合

化や規模拡大に与える効果である。セレクションバイアスを考慮しなければ不正確な結果が得られる可能性があるため、propensity score matching等の手法を用いて分析を進める。

2. 課題設定

まず直播の採択行動を左右する「要因」であるが、第一に考えられるべきは農地の規模や労働力の貯存状況であろう。全国208の直播農家を対象としたアンケートによって、直播のメリットを整理した土田他[25]によると、約50%の農家が省力化に期待を抱いている。同様に齋藤[23]や仁平[20]も、省力化は直播導入の最大のメリットないし動機の1つであることをアンケート調査から明らかにしている。ここから類推すれば、省力化ニーズが高いと考えられる大規模農家や労働力の少ない農家ほど、直播を採択しやすいはずである。

第2の要因としては農家の技術力が挙げられる。直播栽培では、良好な種子の選別、丁寧なカルパーコーティングの実施、播種精度や除草精度を高めるための本田の均平化や土壌硬度の調節、適切な播種深度の確保、きめ細かな水管理、排水条件の確保、除草剤の種類や散布時期の選択、倒伏を避けるための施肥への配慮等、あらゆる作業に細心の注意が要求される(梅本[26])。つまり直播栽培は、「誰にでもできる栽培方法とはなっていない(農林水産省[21])」のである。農家に十分な技術力が備わっていることが、直播採択の前提条件と言ってい

よい。第3は圃場条件である。上述のように直播では排水条件の確保、均平化、鳥害回避や止水時期調整のための団地形成が重要となるが、排水は排水施設の整った圃場ほど、均平化や団地形成は区画が整形され起伏が少ない農地ほど、実現しやすい。また鳥害回避という意味では中山間地よりも平野部のほうが直播に適していよう。したがって、圃場や地理条件も直播採択に寄与しているものと考えられる。

本稿ではこうした諸要因に着目して分析を進めるが、先行研究と比べた場合の特色は、第1に、計量経済学的手法を用いて影響を数量的に把握する点である。例えば規模が1%拡大した場合にどの程度採択率が上がるか等、

*農林水産政策研究所

諸要因の影響力を計測する試みは、先行研究には見られないものである。これによって数ある要因の中でいずれがドミナントか、明らかにすることができる。第2は技術力の指標化である。一般には農家の学歴、就農年数、単収等を用いることが多いが、これらは必ずしも技術力を正確に表すわけではなく、あくまで代理変数でしかない。本稿ではフロンティア費用関数を利用することで、よりダイレクトに技術力の指標化を行う。第3は作業委託との対比である。春作業の負担軽減に迫られた農家には、直播だけでなく作業委託という選択肢もあるはずである。これら2つの選択を分かちつ要因は何か。その対比を通じて直播農家の特徴を明らかにする試みもまた、先行研究では見られない特色である。

他方、直播の「効果」であるが、まず考えられるのは要因面でも触れた省力化、すなわち労働時間の短縮である。一步進めて金額タームで言えば、稲作のコスト削減や所得増大も考えられる。このうち省力化が実現されることについては論をまたないが、コスト削減や所得増大は、実質的にはほとんど期待できないようである。直播を行えば省力化が進み、育苗のためのハウスやそのスペース、田植機等への投資が不要となるため、確かにコストは面積あたりないし総額で約1割低下する。しかし一方で、鳥獣害、出芽・苗立ちの悪さ、倒伏等に起因して、単収が平均1割減少するため、生産量あたりのコストは移植と変わらず（農林水産省〔21〕）、所得も増えない（註1）。

このように単に移植を直播に置き換えただけでは、稲作部門の収益性に大きな変化は期待できないが、もし仮に直播によって生じた余剰労働を規模拡大や複合部門の強化等で有効活用できるならば、経営全体の所得を増大させることは不可能でない。事実、数理計画法を用いた各種の試算例は、規模拡大や複合部門の強化を伴うならば、直播は経営所得の増加をもたらすという結論で概ね一致している（工藤〔8〕、前川〔12〕、前川・南石〔13〕、宮本他〔14〕、中原・堀内〔17〕、南石他〔18〕〔19〕）。

このように直播の効果は大別して、稲作部門で見られる直接効果と、余剰労働を規模拡大や複合化に活用することによって生まれる経営全体への間接効果の二点に集約できる。このうち前者については、上述のとおり既に一定の知見が蓄積されており、新たに分析を行う意義はさほどない。一方、間接効果については、前出の数理計画法を用いた研究が数多く行われているが、これらは地代を払えば新たな農地が自由に入手できるという仮定の下で、最適な直播面積や所得を求める、いわば仮想的な試算であって、直播が実際に規模拡大や複合化を推進しているか否かの知見を与えるものではない。そこで本稿は間接効果に光を当て、それが実際のデータから観察できるかどうか検証を試みる。

3. 直播の採択要因

1) 分析手法

本節では直播の採択要因を分析する。手法は、新技術や新品種の採択要因を探る研究で広く用いられている技術採択モデル（Feder et al.〔5〕）である。

$$D^* = \mathbf{X}\alpha + e^*, \quad D = 1 \text{ if } D^* > 0, \quad D = 0 \text{ if } D^* \leq 0 \quad (1)$$

D は直播を採択していれば1、そうでなければ0をとるダミー変数、 \mathbf{X} は説明変数行列、 e^* は誤差項を表す。 D は二値変数であるから、probitモデルやlogitモデルを用いれば、パラメータ α を求めることができる。ただし前節で述べたとおり、春作業の負担軽減に迫られた農家には、直播だけでなく、作業委託という選択肢も用意されているはずである。つまり農家が直面するのは直播か否かという二肢選択ではなく、直播か作業委託か否かという多肢選択の可能性がある。そこで直播を行っている農家を「直播グループ」、直播を行わずに春作業の委託を行っている農家を「委託グループ」、いずれも行っていない農家を「移植グループ」とし、これら3グループ（註2）の規定要因についても、multinomial probitモデル（Hausman and Wise〔6〕）を用いて分析する。

2) データ

データは平成7～18年産の米生産費統計個票から得た。同統計には直播作業に投入した労働時間が記載されているが、これが0より大きい農家については直播ダミー D を1とし、そうでなければ0とした。同様に、育苗または田植の作業委託面積が0より大きい場合は作業委託ダミー DI を1とした。

規模と労働力には、経営耕地面積（田・畑・草地の合計）および世帯員数（経営耕地面積あたり）を用いる。直播で単収が1割程度落ちることを勘案し、一部地域ではそのぶん生産調整面積を減免する制度があるため、水稲作付面積を用いれば内生性が生じる可能性が高い。そのためここでは総耕地面積を用いる。労働力の指標についても、労働時間や農業従事者数を用いれば逆因果関係（直播を採択すれば、労働時間や従事者が減少しうる）に起因して内生性が生じうるため、世帯員数を用いた。ただし経営耕地面積もまた直播の影響を受ける可能性があるため（第4節の分析課題である）、経営耕地面積および世帯員数は、念のため前期のラグを用いる。また雇用のアベイラビリティによっても労働条件は異なりうることから、雇用労働を用いた経験があるか否かを表すダミー変数も利用する（註3）。このほか圃場条件を表す指標として、地形ダミー（平地、都市、中山間地の3通り）および区画整理比率ダミー（50%未満、50%以上80%未満、80%以上の3通り。各農家の水稲総作付面積に占める区画整理済み面積の割合で定義される）を用いる。

最後に技術力の指標であるが、技術採択モデルに関する先行研究で頻繁に用いられているのは、農家の学歴や就農年数である（例えば Adesina and Zinnah [1], Cameron [3]）。しかし学歴や就農年数は、技術力と必ずしも一対一の関係にあるわけではなく、あくまで代理変数でしかない。すなわち測定誤差が含まれている可能性が高く、内生性が生じる恐れがある。したがってよりダイレクトに技術力を反映する変数が望ましいが、その意味でおそらく容易に思いつくのは、単収や面積あたり生産費等であろう。しかし単収は技術力だけでなく、肥料・農薬の投入量や豊凶変動にも左右される。生産費も同じく要素価格や規模に左右される。つまりこれらもまた代理変数の域を出ない。そこで本稿では、フロンティア費用関数から算出した費用効率性（ CE : Cost Efficiency）を、技術力の指標として用いる。導出手順は以下のとおりである。まず(2)式で表される translog 型フロンティア費用関数を fixed effect 推計する（詳細は川崎 [7] 参照）。結果を安定させるため、推計には、北海道と沖縄を除く都府県の水稲作付面積 50 ha 以下の農家のうち、データが3年以上利用可能な経営体のデータを用いた。

$$\begin{aligned} \ln c_{it} = & \beta_0 + \beta_Y \ln y_{it} + \beta_{YX} \ln y_{it} \ln y_{it} + \sum_m \beta_m \ln w_{mit} \\ & + \sum_m \beta_{Ym} \ln y_{it} \ln w_{mit} \\ & + \frac{1}{2} \sum_m \sum_n \beta_{mn} \ln w_{mit} \ln w_{nit} + u_i + v_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで c は全算入生産費、 w は要素価格、 y は米生産量、 v は誤差項、 i, t はそれぞれ農家、年を、 m, n は生産要素を表すインデックスである。 u は個別効果と呼ばれる項であり、これが小さいほど効率的な経営体を意味する。生産要素は土地、資本、労働、経常投入の4種類とした。また推計に先立ち、豊凶変動に基づく生産量の測定誤差をコントロールするため、生産関数の推計を別途行い、それによる生産量の予測値を上式の y に代入した。

次に u を、区画整理比率ダミー、地形ダミー、地域ダミー（東北、北陸、関東・東山、東海、近畿、中国・四国、九州の7区分）、団地数、作業受託ダミー、春作業委託ダミー DI 、（春作業に限らない）作業委託ダミー、直播ダミー D によって最小二乗法（OLS）で回帰し（註4）、残差 u' を求めた。かくして u' は、これら圃場条件や経営条件、規模や要素価格の違いでは説明できない費用格差、つまり農家の技術力や能力に基づく効率性の違いを表すこととなる。 D や DI を加えたのは、直播や作業受託の影響を u' から除去し、(1)式で逆因果関係に基づく内生性を避けるためである。ただし推計結果によれば、 D は u に有意な影響を及ぼしていなかった (t 値 = -0.25)。これは前節で述べたように、直播と移

植の生産量あたりコストに差がないことに起因した結果と考えられる。最後に得られた u' を用いて費用効率性 $CE_i = \exp[\min(u') - u'_i]$ を計算し、これを以て技術力と定義した。 CE は0から1までの値をとり、1に近づくほど効率性の高い経営体を意味する。特に $CE=1$ は、費用がフロンティア上にある最も効率的な農家を意味し、また例えば $CE=0.80$ は、同一の生産量、要素価格、圃場条件や経営条件等の下であっても、費用を現状より20%下げる余地が残されていることを意味する。なお CE は、技術効率性と配分効率性の積に一致し（Kumbhakar and Lovell [9]）、少ない投入で高い収量をあげている農家や、生産要素の配分が適切な農家ほど、高い値となる。

基礎統計量（第1表）によると、約1万1,000の農家のうち、直播を採択しているのは159戸（1.5%）である。これを採択していない農家（非直播農家）と比較すると、直播農家は非直播農家よりも大規模で世帯員数が少ないことがわかる。委託グループと比べると格差はさらに拡大し、規模は7倍、世帯員数は1/3である。一方、 CE には格差が見られず、いずれも0.5強である（註5）。 CE の分布を見ると、多くの農家は0.3以上であり、最頻層0.4~0.6で全体の6割強を占める。 CE が高まるにつれデータ数は減るが、0.9以上という高い CE を達成している農家もわずかながら（0.24%）存在する。

3) 推計結果

(1) 直播の採択要因

第2表の(1)列目が、probit モデルによる(1)式の推計結果である。符号と有意性に着目すると、まず CE は正値かつ有意である。つまり技術力が高い農家ほど直播を採択しやすい。さらに世帯員数は負値、経営耕地面積は正値であるから、世帯員が少ない農家や大規模農家ほど、換言すれば労働力に余裕がない農家ほど、採択率が高い傾向が見いだせる。このほか中山間地では採択率が低い、区画整理比率の高い農家や、若い専業農家（主・若ダミー）ほど、積極的に直播に取り組んでいる。中山間地や区画整理比率の結果は、先述のとおり鳥害の多さや排水・均平化・団地形成の難易度を反映したものであり、若い専業農家が採択しやすいのは、新技術に対する意欲の高さの表れであろうか。

このように符号と有意性から判断して、規模、労働力、技術力、圃場条件の影響は、いずれも第2節で整理した論点と整合的である。次にいずれの要因がドミナントか、弾力性（註6）を用いて観察すると、 CE （1.80）と世帯員数（-1.55）の絶対値が他と比べて著しく大きいことがわかる。なお経営面積の弾力性は0.34だが、この変数は世帯員数（経営面積あたり）の分母を通じて採択率に影響する。こうしたルートも考慮すれば、経営面積の弾力性は1.89となり（註7）、 CE に並ぶ大きさとなる。これらに続くのが区画整理比率（80%以上）、中山

第1表 基礎統計量

データ数 単位	全農家		直播農家 (D=1)		非直播農家 (D=0)		委託グループ (D=0∧DI=1)		参考 CEの分布(全農家)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	CE	データ数
	10,825	159	10,666	2,448						
費用効率性 (CE)	0.535	0.111	0.531	0.104	0.535	0.111	0.537	0.115	≤0.1	0
経営耕地面積 (ラグ)	271	387	1,089	1,366	259	338	166	246	0.1~0.2	3
世帯員数 (面積あたり・ラグ)	0.031	0.027	0.013	0.014	0.031	0.027	0.041	0.031	0.2~0.3	59
雇用労働ダミー	0.662	0.473	0.748	0.435	0.661	0.473	0.615	0.487	0.3~0.4	962
地形ダミー (平地基準)									0.4~0.5	3,395
都市	0.165	0.372	0.233	0.424	0.164	0.371	0.146	0.353	0.5~0.6	3,628
中山間地	0.347	0.476	0.157	0.365	0.350	0.477	0.384	0.486	0.6~0.7	1,965
区画整理比率ダミー (50%未満基準)									0.7~0.8	600
50~80%	0.103	0.304	0.063	0.244	0.103	0.305	0.103	0.304	0.8~0.9	187
80%以上	0.721	0.449	0.868	0.340	0.718	0.450	0.748	0.434	0.9<	26
主副業ダミー (副業的農家基準)									合計	10,825
主・若ダミー	0.177	0.382	0.459	0.500	0.173	0.378	0.078	0.268		
主・老ダミー	0.137	0.343	0.164	0.371	0.136	0.343	0.097	0.296		
準・若ダミー	0.041	0.198	0.031	0.175	0.041	0.198	0.019	0.136		
準・老ダミー	0.245	0.430	0.164	0.371	0.246	0.431	0.221	0.415		
地域ダミー (東北基準)										
北陸	0.168	0.374	0.208	0.407	0.168	0.374	0.325	0.469		
関東・東山	0.182	0.386	0.138	0.346	0.183	0.387	0.138	0.345		
東海	0.064	0.244	0.151	0.359	0.062	0.242	0.056	0.230		
近畿	0.079	0.269	0.031	0.175	0.079	0.270	0.056	0.229		
中国・四国	0.115	0.319	0.214	0.411	0.114	0.317	0.091	0.288		

出典：平成7~18年産の米生産費統計個票より筆者計算。

註：1) 主：主業農家（農業所得が主で、65歳未満の自家農業従事日数60日以上の方がいる農家）。

2) 準：準主業農家（農外所得が主で、65歳未満の自家農業従事日数60日以上の方がいる農家）。

3) 若（老）：65歳未満で自家農業労働日数が150日以上の方がいる（いない）農家。

4) 副業的農家：主業農家および準主業農家以外の農家。

第2表 採択要因の推計結果

被説明変数 推計方法 log likelihood Pseudo R-squared データ数=10,825	(1)		(2)		(3)		(4)		
	直播ダミーD probit -645 0.222 t値	弾力性	直播グループ multinomial probit -5,330	係数	t値	委託グループ multinomial probit -5,330	係数	t値	委託ダミーDI probit -4,763 0.182 t値
費用効率性 (CE)	1.145	1.80	1.486	3.7 ***	-0.585	-3.1 ***	-0.424	-3.2 ***	-0.32
経営耕地面積 (ラダ)	4.31E-04	0.34	5.02E-04	5.5 ***	-5.80E-04	-2.0 **	-1.90E-04	-2.0 **	-0.07
世帯員数 (面積あたり・ラダ)	-17.109	-1.55	-18.130	-2.9 ***	9.961	9.6 ***	7.669	12.3 ***	0.34
雇用労働ダミー	-0.093	-0.18	-0.173	-1.7 *	-0.154	-3.5 ***	-0.117	-3.7 ***	-0.11
地形ダミー (平地基準)									
都市	0.006	0.00	-0.020	-0.2	-0.092	-1.5	-0.052	-1.2	-0.01
中山間地	-0.335	-0.34	-0.412	-3.0 ***	0.119	2.4 **	0.105	3.1 ***	0.05
区画整理比率ダミー (50%未満基準)									
50~80%	0.118	0.04	0.188	0.8	0.187	2.3 **	0.120	2.0 **	0.02
80%以上	0.323	0.68	0.486	2.7 ***	0.242	4.1 ***	0.165	4.0 ***	0.17
主副業ダミー (副業的農家基準)									
主・若ダミー	0.214	0.11	0.099	0.6	-0.578	-5.9 ***	-0.476	-8.3 ***	-0.12
主・老ダミー	0.042	0.02	-0.073	-0.5	-0.360	-4.7 ***	-0.287	-5.7 ***	-0.06
準・若ダミー	-0.063	-0.01	-0.298	-1.2	-0.905	-6.9 ***	-0.662	-7.3 ***	-0.04
準・老ダミー	0.079	0.06	-0.035	-0.3	-0.415	-7.8 ***	-0.309	-8.3 ***	-0.11
地域ダミー (東北基準)									
北陸	0.255	0.13	0.588	4.2 ***	0.884	15.2 ***	0.631	15.5 ***	0.15
関東・東山	0.102	0.05	0.085	0.6	-0.205	-3.2 ***	-0.135	-3.0 ***	-0.03
東海	0.591	0.11	0.697	3.9 ***	-0.180	-1.9 *	-0.134	-2.0 **	-0.01
近畿	-0.337	-0.08	-0.478	-1.7 *	-0.608	-6.9 ***	-0.434	-7.0 ***	-0.05
中国・四国	0.947	0.32	1.155	7.6 ***	-0.375	-5.0 ***	-0.283	-5.4 ***	-0.05

註：1) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを意味する。

2) いずれも定数項および年次ダミーを含む。

3) 主・準・若・老の意味は第1表を参照。

間地、中国・四国であるが、その値は0.68, -0.34, 0.32にすぎず、全て合わせても、技術力や規模・労働力の弾力性には届かない。つまり区画整理比率が80%未満から以上へと上昇し、(ありえないことではあるが)地形が中山間地から平地へと変わり、さらに農家が域外から中国・四国へ転入したとしても、それらが採択率に与える影響は、わずか1%のCE上昇や規模拡大の影響にも満たないことになる。また説明が前後するが、作業委託ダミーを被説明変数とした場合(第2表(4)列目)、最も大きな弾力性は0.34(世帯員数)にすぎない。つまり技術力や規模・労働は、特に直播採択の局面で、他の変数と比べて際立った影響を発現するに至る。

次に規模と採択率の関係を第1図左側に示した(註8)。1haの場合、採択率はわずか0.2%だが、規模が拡大するにつれ採択率は上昇し、20haで8%、30haで18%に達する。同様にCEの影響を表すのが右側である。規模を30haで固定すると、採択率はCEが0.5の場合で16.5%だが、CEが0.7ならば22.8%へと4割近く増加する。小規模になると水準は低下するが、変化率は増大する。例えば1haの場合、採択率はCEが0.5の場合で0.16%だが、0.7の場合、0.32%へと倍増する。このように水準と変化率の両面から見れば、技術力はいずれの規模階層でも採択行動に強い影響を及ぼすと言える。CEの平均値は約0.5であるから(第1表)、上昇の余地は未だ十分に残されている。今後の技術力の向上は直播普及の大きな鍵と言える。

最後に得られた弾力性を用いて若干の試算を行う。センサスによると、過去10年(1995年から2005年)で全国の農家世帯員数や戸数は約25%減少し、耕地面積は約7%減少しているが、こうした変化は直播採択率にどのような影響を与えたのだろうか。世帯員数は面積あたりの値であり、またマクロ的に見れば、一戸あたり経営面積は、耕地面積/農家数であることに注意すると、直播採択率の変化率は、 $-1.55 \times \{(1-0.25)/(1-0.07) - 1\} + 0.34 \times \{(1-0.07)/(1-0.25) - 1\} = 38\%$ と計算で

きる。すなわち過去10年間の農家人口の減少と規模の増加は、直播採択率を約4割上昇させたことになる。

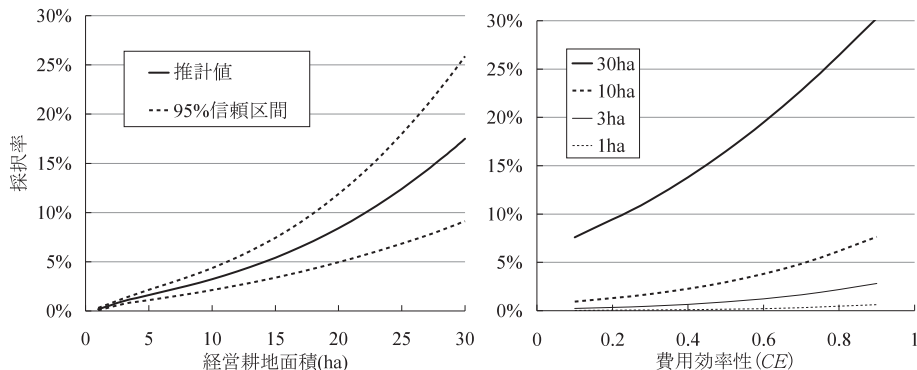
(2) 直播と作業委託の選択

続いて第2表の(2)、(3)列目がmultinomial probitモデルの結果である。比較の基準は移植グループであり、移植グループの係数は全てゼロと考えればよい。また(4)列目には、作業委託ダミーDIを被説明変数としたprobitモデルの結果を掲載した。

まず直播グループ((2)列目)における係数の符号や有意性、大小関係は、概して(1)列目と等しい。すなわち技術力が高く、世帯員数が少なく、大規模なほど直播を採択しやすい。他方、委託グループ((3)列目)に目を転じると、作業委託はCEや経営面積の減少関数、世帯員の増加関数である。つまり技術力の低い農家や小規模な農家、世帯員の多い農家ほど、作業委託を行う確率が高い。このほか区画整理比率が高いほど委託しやすいこと(註9)、平地や都市部よりも中山間地で委託が進んでいること(註10)、主業農家や準主業農家に比べて、(ダミーの基準である)副業的農家が最も委託率の高いこと、また主業農家・準主業農家いずれにおいても、高齢農家ほど委託しやすいこと等が観察される。(4)列目のprobitモデルも同様である。

要すれば春作業の委託は、技術力が低く、小規模、高齢で農業への依存度が低い、中山間地の農家の間で浸透している。これは技術力が高く、大規模で若く、農業が所得の大半を占める平野部の農家の間で直播が選ばれていることと対照的である。作業受委託の本質は、十分な労力や機械装備を持たない生産性の低い農家が、そうでない農家に作業を委託することによって、出し手と受け手の双方がベターオフを実現する点にあるが、本稿の結果はこうした側面を多分に含んだものと言える。

ただし、作業委託には現金支出を伴う。その点、直播では新たな支出がほとんど不要である(註11)。また先述のとおり(註1)、平均的には単収が1割下がるため所得の増加に期待はできないが、逆に言えば、単収さえ



第1図 経営耕地面積・費用効率性と直播採択率

維持できれば直播は所得の増加につながる。このため技術力に自信を持ち、チャレンジ精神旺盛な若い専業農家ほど、他者への委託に頼ることなく、直播栽培に取り組む姿が想起できる結果とも言える。

4. 直播の効果

1) 分析手法

本節では次に直播の間接効果、すなわち直播が規模拡大や複合化の進展に与える効果を計測する。具体的には、経営耕地面積（田・畑・草地の合計）、水稲作付面積、複合部門収入（水稲以外の農畜産物収入と作業受託収入の和）（註12）の3つを、効果（outcome）を表す指標として用いる。これら outcome を Y で表し、直播を行った場合の outcome を Y_1 、行わなかった場合のそれを Y_0 と書く。

直播が Y に与える影響を推計する場合、まず伝統的なパラメトリック回帰では、 $Y = \mathbf{Z}\gamma + \gamma_D D + e$ のように、 Y が直播ダミー D および各種説明変数 \mathbf{Z} の関数で表されると仮定する。このとき D と誤差項 e が無相関ならば、これを OLS 回帰することによって、直播の効果 γ_D を得ることができる。しかし D や Y に影響を及ぼす変数 A が存在し、それが \mathbf{Z} に含まれていない場合、 D と e に相関が生じ、OLS 推計にはセレクションバイアスが生じてしまう。例えば農家のモチベーション等は A の好例である。それが高い農家ほど、直播という新技術に積極的に取り組み、同時に規模拡大や複合化にも積極的なことが予想できるためである。 A がデータとして観察できるならば、 A を \mathbf{Z} に含めた上で OLS 推計すればよい。これはコントロール関数と呼ばれる方法である。しかし A が観察できないならば、 e と (1) 式の誤差項 e^* が二変量正規分布に従うと仮定した上で、最尤法によって2つの式を同時推計することが一般的である。

しかしこれらパラメトリックな手法の最大の欠点は、関数の型をアприオリに仮定せねばならないことである。さらに最尤法に関して言えば、誤差項が二変量正規分布に従うという仮定は極めて制約的である。第1表で見たように直播農家と非直播農家は、規模等の面で大きく性質が異なるが、こうした場合、二変量正規分布は満たされにくい（Cameron and Trivedi [2]: p.871）。これらの問題を解決できるのが propensity score matching（以下、PSM）である（Rosenbaum and Rubin [22]）。セミパラメトリックな手法である PSM は、 D と Y の間に特定の関数型を仮定せず、最尤法のように誤差項に強い仮定を置く必要もないため、各種政策やプログラム評価の手法として、近年様々な分野で急速に普及しつつある。

PSM は、直播採択者の Y_1 と、採択者とよく似た性質を持つ不採択者の Y_0 を比較することで、直播の効果を推計する。具体的には、まず probit モデル等によって

直播の採択率（propensity score. 以下、 P ）を推計する。次に不採択者 j のウェイトを、採択者 i ごとに決定する。ウェイトは P の値に依拠し、採択者 i の P に近い P を持つ不採択者ほど高いウェイトが置かれる。そしてそのウェイトを用いて不採択者の Y_0 を加重平均し、 Y_1 との差を求める。これを全ての採択者に関して繰り返し、平均をとったものが直播の効果（ATT: average treatment effect on the treated と呼ばれる）である。フォーミュラに定式化すれば、以下のように書ける。

$$ATT = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_P} [Y_{1i} - E[Y_{0i} | D_i = 1, P_i]] \quad (3)$$

$$E[Y_{0i} | D_i = 1, P_i] = \sum_{j \in I_0} \phi_{ij} Y_{0j}$$

ここで I_1 は採択者の集合、 I_0 は不採択者の集合、 S_P は common support 領域（註13）、 n_1 は S_P を満たす採択者の数をそれぞれ表す。ウェイト ϕ_{ij} の選び方によって、PSM にはいくつかのバリエーションが生まれるが、本稿では最もオーソドックスな nearest neighbor matching を用いる（註14）。これは各採択者に、最も近い P を持つ不採択者から順に何戸かマッチさせる方法である。本稿ではその戸数として、1戸（single nearest matching）と10戸（ten nearest matching）の二通りを試みる。例えば前者の場合、採択者の P に最も近い P を持つ不採択者のウェイトは1、他の不採択者のウェイトは0となる。

2) 推計結果

第3表がパラメトリック回帰の結果である。最尤法における D の説明変数は前節同様 \mathbf{X} とし、 Y の説明変数 \mathbf{Z} は、前期 Y および \mathbf{X} から CE を除いたものとした。前期 Y を含めるのは可能な限り unobservable な要因をコントロールするためである。 CE は稲作の技術力であることから、直播採択を通じて間接的に複合化や規模拡大に影響を及ぼすとしても、直接的にこれら変数に影響を及ぼすとは考えにくいと、 \mathbf{Z} から除いた。なお掲載は省くが、定数項、地域ダミー、年次ダミーも説明変数として用いた。例えば価格や転作条件の変化は、これらによって間接的にコントロールされる。また直播・委託・移植というように、選択肢が3つ以上ある場合、2つの選択肢でペアを組み、効果を測定する方法が一般的なため（Lechner [11]）、春作業を委託している農家をサンプルから除外した。つまり直播も委託も未実施の農家（移植グループ）を基準に、直播の効果を測る。なお平成16年以降の複合部門収入が得られなかったため、 Y を複合部門収入とする場合、データ数が他よりも少ないことに注意されたい。

まず最尤法（註15）における ρ (e^* と e の相関係数) に着目すると、 -0.113 から -0.008 程度と小さく、Wald テストでも $\rho=0$ という帰無仮説を棄却できない。したがって e^* と e が相関していると言えないため、誤

差項の分布に強い仮定を置く最尤法をあえて用いる理由は見いだせない。そこで OLS とコントロール関数に着目すると、直播ダミーの符号はいずれも正だが、一部を除いて t 値が低く、ゼロと有意差を認めることはできない。唯一の例外は水稲面積の OLS 推計であり、5% 水準で直播ダミーは有意、係数は 0.063 である。被説明変数は対数値であるから、この結果は直播を採択することによって水稲面積が約 6% 増えることを示唆する。しかし OLS では直播の採択要因としての CE を考慮していないため、セレクションバイアスが生じている可能性がある。そこで、これを考慮したコントロール関数の結果を見ると、直播ダミーの係数は 0.038 にまで低下し、有意性も消失する。つまり複合化や規模拡大に対して、直播が有意に影響を与えていると結論することはできない。

続いて第 4 表が PSM の結果である (註 16)。単純平均と比較すると、いずれも有意に採択者のほうが大きい。PSM によるマッチング後の値を見ると、採択者と不採択者の差は大幅に縮まる。この差が直播の効果 (ATT) である。例えば複合部門収入の single nearest matching によれば、ATT は 0.187 である。これは不採択者よりも採択者のほうが約 18.7%、複合部門収入が多いことを意味する。しかし注意すべきはその t 値の低さである。0.86 という t 値は、ATT がゼロと有意差がないことを意味する。他のマッチング方法、他の指標も同様であり、ATT はゼロと有意差がない。

このようにパラメトリック回帰でも PSM でも、規模や複合化に対する直播の効果を有意に認めることはできなかったが (註 17)、その原因として第 1 に考えられるのは、規模拡大や複合化の意欲を持った農家の少なさで

ある。全国の直播農家を対象としたアンケートによれば、規模拡大を目的として直播を導入した農家は 36%、複合化目的は 28% に留まる (土田他 [25])。つまり大部分の農家にとって直播は単に省力化・軽労化の手段に過ぎない。一般に直播は補助労働を削減し、オペレータによるワンマン作業を可能にするため、規模拡大や複合化意欲を持たない農家にとっての直播効果は、補助労働の担い手である妻や母親といった女子労働や臨時雇用を削減し、余暇や家事等を増すに留まる。

第 2 は必要条件と十分条件の区別である。規模拡大について言えば、直播導入前に規模限界で営農していたとすれば、確かに直播による規模限界の打破は、規模拡大の必要条件である。しかし実際に規模拡大を実現するためには、農地の出し手が出現すること、地域内に規模拡大意欲を持つ者が複数いるならば、彼らとの競争に打ち勝つこと、の二点が要求される。しかしこれらに対して直播はなんら影響を与えない。出し手の出現は、出し手の年齢や後継者の有無等に依存し、言うまでもなく、受け手の直播実施状況とは無関係である。また先述のとおり、生産費・収量ともに 1 割低下するため、直播の地代負担力への影響はほぼニュートラルと考えられる。したがって他の農地需要者との競合において、直播農家が優位に立つとは考えにくい。以上のことから、直播は規模拡大の必要条件とはなっても、十分条件とはなりえないことがわかる。同様のことは規模拡大だけでなく、複合化のうち作業受託についても言える。また規模拡大が進まない以上、土地利用型作物による複合化が進展しないことも明らかである。

第 3 に、仮に上記の条件が全て満たされたとしても、

第 4 表 間接効果の推計結果 (PSM 推計)

	採択者		不採択者		平均の差	t 値
	平均	データ数	平均	データ数		
複合部門収入 (対数)						
単純平均	14.39	97	12.84	6,898	1.547	7.62 ***
Single nearest matching	14.39	96	14.21	86	0.187	0.86
Ten nearest matching	14.39	96	14.36	644	0.036	0.33
経営耕地面積 (対数)						
単純平均	6.38	129	5.29	8,218	1.082	14.87 ***
Single nearest matching	6.38	129	6.49	121	-0.110	-1.11
Ten nearest matching	6.38	129	6.33	843	0.049	0.92
水稲作付面積 (対数)						
単純平均	5.92	129	4.81	8,218	1.110	13.89 ***
Single nearest matching	5.92	129	5.77	118	0.159	1.31
Ten nearest matching	5.92	129	5.83	806	0.091	1.49

註：1) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを意味する。

2) PSM の t 値は Bootstrap 法 (200 回) に基づいて計算した。

直播による省力化は主に春季に生じ、年間を通じて生じるものではないことから、規模拡大や複合化を進展させようにも限界がある点を指摘できる。数理計画法を用いた先行研究の試算結果を整理した宮本他〔14〕によれば、仮に農地を自由に入手できるとしても、現行の技術体系下での規模限界上昇率は1~2割程度と、必ずしも大きなものではない。しかも施設・機械の作業効率や作業可能時間を考慮しない推計では規模が過大評価されている可能性も指摘されている（南石他〔19〕）。直播は革新的な規模拡大促進技術というよりも、むしろ省力化や軽労化、省資材化を目的とする技術（梅本〔26〕）なのである。複合化についても同様であり、年間を通して複合化が進めやすくなるわけではないことから、余剰労働を有効に複合化に結びつけられるか否かは、部門構成等に大きく左右される。規模や複合化に対する効果を有意に認めることができなかつたのは、こうした背景によるものと考えられる（註18）。

5. おわりに

本稿では米生産費調査の個票データを利用し、直播採択の「要因」と「効果」を分析した。前者の分析からは、まず規模や労働力が直播の採択行動を大きく左右する要因であることがわかった。近年農家人口の減少と規模拡大が徐々に進展しつつあるが、本稿の結果によれば、過去十年間のこうしたトレンドは、直播採択率を4割近く上昇させていたことが示唆された。この結果は、今後も高齢農家のリタイアや担い手への農地集積が進むならば、直播のニーズが継続的に上昇しうること示唆するものにはかならない。こうした未来に備え、早い段階から普及体制を充実しておくべきであろう。

しかし直播を導入する上での最も大きな課題と予想されるのが、農家の技術力である。フロンティア分析から得た費用効率性を技術力の指標に用いて分析を進めたところ、技術力が採択率を左右する極めて重要な要因であり、高い技術力を持つ農家ほど直播を採択しやすいこと、逆に言えば、高い技術力がなければ直播に参入しにくい傾向が鮮明に検出された。したがって技術指導や情報共有化を通じて技術上の参入障壁を軽減し、その門戸を広げていくことが望まれる。その際には対象農家を絞り込むことも有効である。分析結果によれば、直播農家と春作業を委託している農家はほぼ対極の特徴を有していた。技術力が高く、大規模で若い専業農家の間で直播が選ばれているのに対し、委託を選んでいるのは技術力が低く、小規模高齢な兼業農家であった。つまり春作業が重荷になっている農家が皆直播を取り入れているわけでは決してなく、直播を採択している農家には一定の特徴が見られる。技術指導や普及活動を図る上では、全農家を対象に薄く広く行うのではなく、大規模層を中心に呼びかけるなど、一種のターゲティング、選択と集中が有

効と言える。

一方、直播の「効果」を存分に引き出すためには、稲作部門で発揮される直接効果だけでなく、余剰労働の活用による規模拡大・複合化といった間接的な効果も重要な鍵となる。本稿ではこうした間接効果が観察されるかどうか、パラメトリック回帰やpropensity score matchingを用いて検証したが、いずれの手法でもその明瞭な証拠を見いだすことはできなかった。もちろん各種事例研究が示すように、なかにはうまく規模拡大や複合化に結び付けている優良事例も存在しよう。しかし我が国稲作農家の平均像を眺めたとき、規模や複合化に対する効果は必ずしも有意に検出できないのである。

この結果が示唆するのは、まず規模拡大や複合化を前提としたシミュレーションが数多く行われているが、それらは直播の効果を過大に評価している恐れがあるという点である。確かにそうした試算は直播の潜在的な可能性を物語るものとしては適当かもしれないが、現実がそのとおりに進むとは限らないことに留意すべきであろう。また直播に関する既存の実態調査では直接効果が主な焦点となっており、間接効果の入念な検証は行われてこなかった。今後は現地調査やアンケート調査等を通じた、本稿の結果の裏付けや補完分析が求められる。余剰労働が規模拡大や複合化につながらず、さらに単収減に起因して稲作の所得増にも結びつきにくいとすれば（註1）、現段階における直播の唯一のメリットは、省力化・軽労化ということになる。こうした結果は農家人口の減少や高齢化をふまえればもちろん一定の意義を持つが、さらなる普及をはかる上で、経済的なインセンティブとして不十分なことも否めない。直播技術を一層魅力あるものにするためにも、余剰労働の活路や単収の改善策を模索していくことが今後の重要な課題と言えよう。

（註1） 移植の所得 I_T を $PY - C$ と書くならば（ P ：価格， Y ：生産量， C ：コスト），直播では生産量とコストが1割減るため、直播の所得は $0.9PY - 0.9C = 0.9I_T$ である。よって I_T が負でない限り、直播は所得の増大につながらない。このように平均的に見れば所得増大につながらないにもかかわらず、直播の導入が進んでいるのは、省力化・軽労化のメリットが重視されているためであろう。

（註2） 厳密には、直播と委託を同時実施、直播のみ実施、委託のみ実施、いずれも未実施、という4グループに分類すべきだが、同時実施は30件と多くないことから、これと直播のみ実施（129件）を、併せて直播グループとした。選択肢を4つに増やすと極めて長い計算時間を要するという問題もある（Cameron and Trivedi〔2〕：p.516）。

（註3） データが観察できる間に、雇用労働を一度でも採用していれば1をとるダミー変数である。

（註4） u には年次変動がないと仮定されているため、説明変数は農家ごとの平均値とした。

（註5） 約0.5という平均値は、先行研究に比べて決して低すぎるわけではない。例えば米国畜産業を題材に CE を推計した Mosheim and Lovell〔16〕では、平均0.42である。

- (註6) 各説明変数が1%増加したときの、採択率の変化率。ただし説明変数がダミーの場合、その値が0から1に変化した場合の、採択率の変化率とした。全サンプルの平均値を各変数に代入して求めた。
- (註7) 経営面積が1%増えれば、まず採択率が0.34%上昇する。またこのとき「世帯員数/経営面積」が約1%減少するため、それによって採択率は1.55%上昇する。したがって採択率は計1.89%上昇することになる。
- (註8) 計算の際には、「世帯員数/経営面積」の分母変化も考慮した。他の変数は、全サンプルの平均値で固定した。
- (註9) 大型機械による効率化の作業が可能となること、圃場整備によって圃場が均質化し、出し手・受け手間の情報の非対称性が解消されること(國光[10]): p.106)等に起因した結果であろう。
- (註10) 中山間地では水管理や畦畔の草刈りの負担が重く、鳥獣害リスクも高いため、受け手にとって作業受委託のほうが賃賃よりも好まれることが背景にあるのではないかと(作業受委託では水管理や雑草管理は出し手が行い、受け手の収入は受託料金で固定されリスクがない)。
- (註11) 委託・直播別に支出や収益の比較を行った例として宮武[15]がある。
- (註12) 麦類、いも豆類、野菜、花き、受託の収入を別個に用いたり、組み合わせを交える等、いくつかの分類方法を試みたが、結論には影響しなかった。平均的には、複合部門収入は直播農家の総収入の31%を占め、内訳は野菜9%、麦7%、受託5%、花き3%等である。
- (註13) common support 領域については(註16)を参照。
- (註14) このほかkernel matchingやlocal linear matchingも試みたが、balancing propertyが満たされないため、採用を見送った。
- (註15) 最尤法による(1)式の推計結果は、第2表(1)列目とほぼ同様のため掲載を省く。
- (註16) probitモデルによる P の推計結果は、定性的には第2表(1)列目と同様のため掲載を省く。なおPSMを用いるためには、conditional independence (CI) 仮定、balancing property (BP) 条件、common support (CS) 条件を満たすことが必要である。このうちCI仮定 ($Y_0 \perp D|P$) を満たすために、 P の予測に用いる説明変数 W として、 D だけでなく、 Y に影響しうる変数も加えた (Smith and Todd [24])。さらに W に含まれる各変数ごとに、採択者と不採択者との間で平均値の差を t 検定し、有意差があった場合にはそれが解消されるまで、二乗項や交差項を W に加えた (BP条件)。その結果 W は、定数項、前期 Y 、前期 Y^2 、 CE 、 CE^2 、前期経営面積、前期世帯員数および各種ダミー変数(区画整理比率、地形、雇用労働、主副業、年次、地域)のほか、 Y が複合部門収入の場合、経営面積 2 、世帯員数 2 、経営面積 \times 世帯員数、経営面積 $^2 \times$ 世帯員数 2 を加えたものとした。また採択者の P が、不採択者の P の最大値以上または最小値以下となる場合には、その採択者をサンプルから除外した (CS条件)。また P が高くなると相対的に不採択者が少なくなり、 P がかけ離れた農家同士がマッチされかねないため (Dehejia and Wahba [4])、いずれの場合も、マッチさせた後の不採択者を再度母集団に戻し、他のマッチにも用いられるようにした (replacement)。
- (註17) 直播が規模に与える影響は検出できないが、前節で見たように、規模は直播採択に影響を及ぼしている。こうした因果関係の「向き」を区別できる点が、本稿で行った計量経済分析のメリットである。

- (註18) 直播の採択によって、その後の規模拡大や複合化の進展ベースに変化が生じるかどうかについては、直播が普及している数箇所の地域を対象に、県や普及センターの担当者に取り組みを行ったところ、いずれの地域からも(データではなく、あくまで現場の実感に基づくものだが)、特に明瞭な変化を認めることはできない旨の回答が得られた。

[付記] 本稿の作成にあたり、伊藤順一氏(農林水産政策研究所)、茅野甚治郎氏(宇都宮大学)、本誌編集委員および二名の匿名査読者から有益なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表したい。なお、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、筆者の属する機関のものではない。またありうべき誤りは全て筆者の責任である。

引用文献

- [1] Adesina, A. A. and M. M. Zinnah, "Technology Characteristics, Farmers Perceptions and Adoption Decisions: A Tobit Model Application in Sierra Leone," *Agricultural Economics*, Vol. 9, No. 4, 1993, pp.297~311.
- [2] Cameron, A. C. and P. K. Trivedi, "*Microeconometrics: Methods and Applications*," Cambridge University Press, 2005.
- [3] Cameron, L. A. "The Importance of Learning in the Adoption of High-Yielding Variety Seeds," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81, No.1, 1999, pp. 83~94.
- [4] Dehejia, R. H. and S. Wahba, "Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No.1, 2002, pp.151~161.
- [5] Feder, G., R. E. Just, and D. Zilberman, "Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 33, No.2, 1985, pp.255~298.
- [6] Hausman, J. A. and D. A. Wise, "A Conditional Probit Model for Qualitative Choice: Discrete Decisions Recognizing Interdependence and Heterogeneous Preferences," *Econometrica*, Vol. 46, No.2, 1978, pp.403~426.
- [7] 川崎賢太郎「耕地分散が米生産費及び要素投入に及ぼす影響」『農業経済研究』第81巻、第1号、2009、pp.14~24.
- [8] 工藤卓雄「水稻直播栽培における播種法別の導入形態」『日本農業経済学会論文集』1999、pp.32~37.
- [9] Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell, "*Stochastic Frontier Analysis*," Cambridge University Press, 2000.
- [10] 國光洋二『農村公共事業の経済評価：マイクロデータによる事後評価手法と実践』農村工学研究所、2008.
- [11] Lechner, M. "Program Heterogeneity and Propensity Score Matching: An Application to the Evaluation of Active Labor Market Policies," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 2, 2002, pp.205~220.
- [12] 前川英範「労働力水準、経営面積が水稻湛水直播栽培導入に及ぼす影響」『農業経営研究』第38巻、第1号、2000、pp.79~82.
- [13] 前川英範・南石見明「水稻湛水直播栽培の導入効果：条播および散播を対象とした数理計画分析」『農業経営研究』第37巻、第3号、1999、pp.31~41.
- [14] 宮本誠・松本功・岩井正志「水稻直播栽培の規模拡大・コスト低減効果とその限界」『農業経営研究』第36巻、第2

- 号, 1998, pp. 25~34.
- [15] 宮武恭一「補助労働の不足に対応した水稲湛水直播技術の経営的評価」『農業経営研究』第34巻, 第3号, 1996, pp. 60~65.
- [16] Mosheim, R. and C. A. K. Lovell, "Scale Economies and Inefficiency of US Dairy Farms," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 91, No. 3, 2009, pp. 777~794.
- [17] 中原秀人・堀内久太郎「家族経営における水稲直播栽培導入の可能性：福岡県の大規模稲麦作経営を対象として」『農業経営研究』第34巻, 第3号, 1996, pp. 78~81.
- [18] 南石晃明・長野間宏・小柳敦史「大規模水田作経営における不耕起乾田直播栽培技術の経営的評価：確率的多目的計画モデルによる分析」『日本農業経済学会論文集』1996, pp. 23~28.
- [19] 南石晃明・土田志郎・長野間宏・小柳敦史「水稲乾田直播栽培の定着要因：作業リスクを考慮した数理計画モデルによる関東南部における事例分析」『日本農業経済学会論文集』1997, pp. 36~41.
- [20] 仁平恒夫「兼業深化地域における小規模経営を中心とした水稲直播栽培の定着要因と評価：福井県上中町での取り組みを中心に」『日本農業経済学会論文集』1999, pp. 38~43.
- [21] 農林水産省『水稲直播栽培の現状について』2008.
- [22] Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, Vol. 70, 1983, pp. 41~55.
- [23] 齋藤仁蔵「北陸地域における水稲湛水直播栽培に対する生産者の評価」『農業経営研究』第37巻, 第2号, 1999, pp. 51~54.
- [24] Smith, J. A. and P. E. Todd, "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?" *Journal of Econometrics*, Vol. 125, 2005, pp. 305~353.
- [25] 土田志郎・長野間宏・小柳敦史「水稲直播栽培の現状と技術・経営課題」『農業経営研究』第36巻, 第1号, 1998, pp. 95~98.
- [26] 梅本雅「水田複合経営における水稲乾田直播栽培技術導入の経営的評価」『農業研究センター経営研究』第35号, 1996, pp. 25~40.
- (2009年4月13日受付, 2010年3月17日受理)