

【調 査】

戦前日本農業の規模と土地生産性の相関関係

—— 山形県庄内地方(1935年)の横断観察研究¹⁾ ——

有本寛・藤栄剛・仙田徹志

農業生産における規模と生産性の逆相関関係は、発展途上国を中心に広く報告されており、農地の配分効率性の観点から政策的な関心も高い。本稿は、『庄内地方米作農村調査』(1935年)の農家レベルのマイクロデータを整備し、山形県庄内地方の稲作でこの逆相関がみられるか、またその潜在的な要因となる農地貸借市場は効率的だったのかを検証する。検証の結果、生産性および投入強度について、明瞭な逆相関関係はみられなかった。農地貸借は、余剰農地の貸し出しはほぼ完全にできているものの、借り入れは不十分であった。これらの結果は、農地市場がおおむね効率的だったため、生産性や投入強度の逆相関が発生しなかったことを示唆している。ただし、農地不足の農家は借り入れが十分できず、家族労働力を過剰に抱え込んでしまった可能性はある。逆にいえば、大規模層は、土地生産性を落とさず労働力を節約できており、庄内地方で労働節約的な技術(耕地整理と乾田馬耕)が展開したことと整合的である。この技術採択を境界として大規模化する農家と落層する農家に両極分解したと考えられる。

JEL Classification Codes: N55, Q12, Q15

1. はじめに

農業における規模と生産性の逆相関関係(以下、逆相関関係)とは、経営規模が小さいほど土地生産性(土地面積当たりの生産量や生産額。以下、特に指定しない場合は「生産性」を土地生産性の意味で使う)が高い事象を指す。逆相関関係は、地域を問わず、発展途上国を中心に広く報告されている定型化された事実である。

この逆相関関係は、農業や経済発展にとって重要な意味を持つ。資源配分がパレート効率的でない可能性を示唆するからである。農家間に生産性格差があるとすれば、生産性が低い農家から高い農家へ、両者が得をする適当な価格で資源の移転(ないし貸与)が可能である。その結果、限界生産性は均等化し、生産性格差は消滅する。逆相関関係は、そうした農家間の資源の移転が不十分であることを示唆する。

ではなぜ逆相関関係が普遍的に観察されるのか。農業生産性は、一義的には労働や肥料等の投入強度(intensity, 土地単位面積当たりの投入量)で決まる。したがって、逆相関が生じる直接的な要因は、規模が小さいほど投入強度が高いことにある。この規模と投入強度の逆相関は、理論的には土地や労働など、

2つ以上の要素の調整が不十分なときに発生する(Feder 1985; Kevane 1996)。例えば、賦存労働力に対して所有農地が過少な農家が、農地を借り入れできず、余剰労働力も農外に放出できない状況である。このとき、過少な農地に労働力が多投され、結果として土地生産性(労働生産性)が過剰に高まる(下がる)。このような「複数の要素の不十分な調整」は、一般的には要素市場の不完全性によって生じる。実証上の課題は、当該事例において逆相関があるか、またそのメカニズムは何か、そしてどの要素の調整が、なぜ不十分となっているかを明らかにすることである。

逆相関関係は、中長期的には農家の経営規模分布に関する構造変化をもたらす。もし、小規模農家の生産性が高いならば、生産性が低い大規模農家から農地を移転することで、農地の配分が社会的に最適化される。つまり、農地の調整(特に農地市場の機能)が十分ならば、中長期的には生産性が高い経営規模階層に農地が集積するはずである。実証上の課題は、このような構造変化が起きているか、それがどの程度円滑かである。

戦前日本農業に関する既存研究は、直接はこれらの論点を扱っていないものの、中農標準化や両極分解(農民層分解)に関する研究が密接に関連している。

中農標準化とは、戦前日本において、経営面積が概ね1~2町程度の中規模な農家の実数、シェアともに増大し、両極の小・零細規模層や大規模層が衰退した傾向のことである。中農標準化は、すでに当時からその事実が指摘された(高岡 1915/1976; 栗原 1943/1974)。もっぱらの議論の焦点は、主に社会主義運動との関連における中農標準化の意義にあった²⁾(解説としては、大内 1984; 玉 1993)。一方で、そのメカニズムについても検討はなされ、大筋では「中規模層がほかの層に比べて経営的に効率的だから」という説明がなされている(大内 1969; 綿谷 1979 など)。実証的には、経営規模が大きくなり過ぎるとTFP(全要素生産性)や技術効率性(Malmquist 生産性)で測定した生産性が下がる傾向が、報告されている(Maru, Kusadokoro, and Takashima 2015; 草刈 2012; 藤栄・仙田 2016)。

このように、中農標準化論は逆相関論と関連しているものの、相互に接続することはなく、いくつか課題を残している。まず、逆相関論の既存研究と比較可能なかたちでの逆相関関係の検証と、その背景やメカニズムの考察が残されている。逆相関を引き起こしうる要素市場の効率性の検証も、逆相関や中農標準化の理解に寄与するだろう。また、戦前日本農業の規模間の生産性格差を論じた既存研究には、データの問題も残る。利用されているデータの多くは、各都道府県から少数の農家をサンプリングしているが、規模別農家の分布は全国で均一ではない。大規模層が地帯的に反収の低い東北地方に集中しているといったサンプリングの偏りや、規模以外の地理的・農学的条件が交絡している可能性がある(綿谷 1979: 197; Larson *et al.* 2014)。したがって、できるだけ経営規模以外の条件が揃っているデータで規模間格差を検証することが望ましい。

本稿の目的は、戦前日本の農業生産において、逆相関関係のような規模間の生産性格差があったのか、農地市場は効率的に機能していたのかを定量的に検証し、逆相関論と中農標準化論を架橋することである。そのために、『庄内地方米作農村調査』の農家レベルの調査個票からデータベースを整備し、分析する。本データは、山形県の庄内地方の10カ村を対象としている。対象村については悉皆調査であり、サンプル・サイズも3,010戸と大きい。規模以外の条件は比較的均質と考えられ、サンプリングの偏りもないため、既存研究が直面していたデータ上の問

題は緩和される³⁾。

本稿が提示する主な統計的事実は、次の通りである。第1に、本稿のデータでは、逆相関関係は確認できなかった。米の反収でみた生産性は、作付規模にかかわらずほぼ一定だった。第2に、投入強度についても、規模と逆相関している明確な根拠は得られなかった。ただし、家族労働力は、逆相関している可能性が高い。第3に、総所得は規模と順相関しているが、外生的な家計属性を調整すると、規模の所得向上効果は2町あたりで頭打ちになった。第4に、農地貸借市場の効率性を把握する調整係数はほぼ1で、農地市場はおおむね効率的に機能していたことが示唆された。ただし、借り入れは十分にできていない傾向がみられた。

これらの統計的事実から、次の示唆が得られる。まず、逆相関関係については、農地市場が比較的機能していたため、明確な逆相関関係が生じなかったと考えられる。賦存労働力(家族労働力)に対して過剰な農地を所有する農家は、余剰地を貸し出し、経営規模を縮小することで、労働投入強度の低下とそれに伴う生産性の低下を防止できたということである。一方、賦存労働力に対して所有農地が過少な農家は、農地を十分には借り入れられず、労働力を持て余した結果、労働強度を高めてしまったと考えられる。とはいえ、投入の中身をみた分析からは、それが自給肥料の生産に振り向けられ、購入肥料を節約することで、比較的効率的に燃焼された可能性が示唆される。一方、構造変化との関連では、本稿が対象とする山形県庄内地方は中農標準化ではなく、両極分解傾向がみられた地域であった。本稿の規模間格差に関する発見は、それと必ずしも整合的ではなかった。

本稿の貢献は以下の通りである。第1に、逆相関関係に関する農業・開発経済学分野の既存研究に対して、初めて比較可能なかたちで戦前日本の事例を提示する。無相関の報告例は少なく、逆相関関係が発生するメカニズムを理解する一助になることが期待される。さらに、見せかけの逆相関を生じうる地理的・農学的条件が比較的均質なデータを使っている点も、本稿の利点である。第2に、規模間の生産性格差や農地市場の効率性について、新たなデータから戦前日本農業に関する知見を日本農業史の研究蓄積に追加する。本稿が提示する統計的事実は、中農標準化や両極分解のメカニズム、当時の農地市場

の効率性に関する理解に貢献すると考えられる。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、逆相関論と中農標準化論・両極分解論のレビューをおこない、両者の接続点を検討する。第3節は、データと方法を説明する。第4節では、規模と生産性、投入強度、収益性の相関関係を、第5節は、農地貸借市場の効率性を検証する。最後に、第6節で結論を述べる。

2. 概念的整理

2.1 逆相関論：規模と生産性の逆相関

農業における規模と生産性の逆相関(inverse farm size-productivity relationship)は、耕作規模が大きくなるほど土地生産性が下がる傾向のことをいう。この逆相関は、古今東西多くの事例で報告されており、農業経済学の分野では定型化された事実とされている(解説とサーベイは Eastwood, Lipton, and Newell 2010; Otsuka 2007 を参照)。

逆相関のメカニズムに関するもっとも有力な説明は、生産要素(土地、労働、資本等)の調整が不完全なため、経営規模によって過剰(過少)投入が生じ、生産性格差が生じるというものである⁴⁾。生産要素調整の不完全性は、(土地、労働、信用、保険などの)複数の要素市場の機能不全によってもたらされる。戦前日本の文脈で該当する要素は、農地と労働であろう。農地(貸借)市場が不完全で、経営規模を容易に調整できない(経営面積が所有面積と一致する)としよう。その場合でも、生産関数が規模に対して収穫一定であり、所有農地に合わせて労働力を調整できれば、限界生産力は経営面積に関わらず一定となり、規模間格差は生じない。しかし、農地市場と同時に労働市場も不完全となれば、生産性の規模間格差が生じる。例えば、農外労働市場が未発達なとき、所有農地に対して賦存労働力が余剰な農家は、労働力も農外に放出できず、農地市場で農地も調達できない。このため経営規模を拡大できず、(相対的に過少な)農地に労働を多投する。あるいはは所有地に対して賦存労働力が過少な農家は、不足する労働力を労働市場から雇用するものの、雇用労働力は家族労働力よりも労働インセンティブが低く、監視のコストがかかるため実効労働投入が下がってしまう(Benjamin 1992; Eswaran and Kotwal 1986; Benjamin and Brandt 2002 など)。こうした経路を通して、小規模経営ほど労働力を多投し、生産性が

過剰に上がってしまう現象が生じうる。

ただし、この労働力調整の不完全性に関する議論は、雇用労働に依存した労働集約的な農業を前提としている。近年、アジアを中心に農外雇用が拡大した結果、農業労働力の不足と農業労賃の高騰が深刻化し、雇用労働を農業機械や機械作業委託(賃耕・賃刈)で代替する資本集約化が進行している(Zhang, Yang, and Reardon, 2017; Wang *et al.* 2016; Foster and Rosenzweig 2011 など)。その結果、雇用労働の監視が不要となり、かつ機械化によって規模の経済が発揮されるため、大規模経営の生産性が高まる。これを背景に、逆相関が緩和傾向にあることが報告されている(インドネシア: Yamauchi 2016; ベトナム: Liu, Violette, and Barrett 2016; インド: Deininger *et al.* 2016)。

2.2 中農標準化論

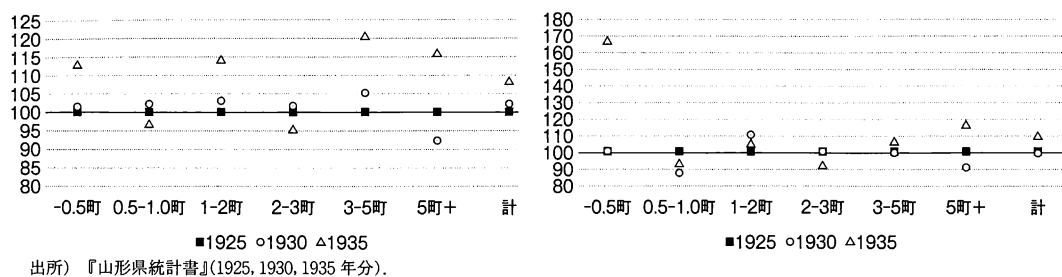
逆相関関係の資源配分上の含意は、中長期的には、生産性が高い小規模層に農地が集積され、経営規模でみて小規模層の実数とシェアが増大する構造変化が起こることである。また、逆相関があるならば、農地を再配分する農地改革が効率性の観点からも正当化される(Lipton 2009)。

戦前日本農業に関する既存研究の議論の起点は、逆相関論が問題とした規模間の生産性格差ではなく、その含意である構造変化にあった。戦前日本では、小規模ではなく中規模層の実数・シェアが増大する中農標準化⁵⁾が進行したという観察である。中農標準化とは、農家が1.0～2.0町の中規模層に集中し、それより下層、特に0.5町未満の零細層と2町以上の大規模層、とりわけ5町以上の最上層が急速に減少していく動きである。

中農標準化のメカニズムとして、既存研究は「中規模層が(ほかの層に比べて)経営的に効率的」であり、大規模層の小規模化と、小規模層の離農または規模拡大によって生じるという論理で大筋では一致している(大内 1969; 1984; 綿谷 1979 など。中農標準化論の概説は梶井 1985; 八木 1995 を参照)。

大規模経営が不利になる理由は、農外労働市場の発達に伴い、労賃が上がり、「雇用労働に依存することの非採算性」(大内 1984: 38)が顕在化するからである。雇用労働に依存せず、家族労働力のみで耕作可能な範囲は、当時の技術水準ではおおむね約2町が上限とされた⁶⁾。これは標準化していった中規

図 1. 山形県庄内地方の経営規模階層別農家戸数の変化
(a) 庄内三郡(1925=100) (b) 庄内調査10ヵ村計(1925=100)



模層の経営規模に相当する。

一方、小規模経営が衰退する理由は、(1)自作では余剰が小さいため、経営の発展力が弱く停滞的であること、(2)小作は小作料負担のため自給的であり、農業は農外労働収入の補充として営まれていること、(3)小規模では家計費を農業所得のみで賄えないこと、などが指摘されている。農外労働市場の展開に伴い、消費水準も高まると、農外雇用並みの所得を得ようとする機運が高まる。しかし、そのような水準の農業所得を得るには一定規模の経営が必要⁷⁾であり、それに満たない小規模農家は離農するという論理である。

逆に、小規模層が規模拡大する要因として、(1)昭和戦前期の農業生産力の向上⁸⁾によって、小規模層は土地生産性の上昇と資本蓄積が可能となり、土地購入による自作地の拡大が可能になったこと、(2)農業機械化の進展が農繁期の労働ピークを緩和し、家族労働力のみで経営可能な規模を拡大したこと、(3)大規模層の規模縮小と零細農の離農によって農地が供給されたこと、などが挙げられる。

2.3 庄内地方の両極分解傾向

ところが、本稿が対象とする山形県庄内地方では、中農標準化ではなく両極分解傾向がみられた⁹⁾。図1に、1925年¹⁰⁾から1935年にかけての、経営面積階層別の農家戸数の推移を示す。1925年の農家戸数を100とした指数である。以下、便宜的に、経営規模1-2町を中規模層(中農)、それ以下を小規模層、それ以上を大規模層とする。図1(a)は庄内三郡(東田川郡、西田川郡、飽海郡)、(b)は本稿が依拠する庄内調査が対象とした10ヵ村の各規模階層の農家戸数の合計を指数化している。いずれも、0.5町未満層と3町以上層の両極の農家戸数が増加している一方、0.5~3町規模の中間層の系統的な増加はみ

られない。

中農標準化論は、庄内地方の両極分解傾向を説明できない。むしろ、庄内地方は、マルクス経済学が当初想定していた両極分解論(農民層分解論)の論理が適用できる、戦前日本では稀な事例といってよい。端的に言えば、規模の経済がはたらくため、大規模経営に有利となり、農地が小規模経営から大規模経営に集積される、というものである。以下、この議論の適用可能性を、庄内地方の実態と合わせて確認しておこう。

庄内地方は、山形県の日本海沿岸地域に位置し、現在は二市三町で構成される地域である¹¹⁾。庄内平野を中心とした日本有数の米所であり、戦前から稲作技術の先進地、農業生産力の高い地域として、経済史のみならず、農業経営学、農村社会学などの分野で注目されてきた(森・大門 1996: 11)。

庄内地方の特徴を、本稿の分析に関連する範囲で整理しておく。第1に、気候的に裏作ができない水稲単作地帯であり、農業経営に占める養蚕や畑作の寄与度は小さい。したがって、農業内の複合化という戦略が採りづらい。第2に、農事改良¹²⁾と耕地整理が、本間家に代表される大地主等の地主主導で積極的に推進された¹³⁾。

後者の耕地整理と乾田馬耕の導入が、両極分解の主因であったとされる(酒井 1960)¹⁴⁾。これはまず、小規模経営を不利化させた。耕地整理は藁場や雑草地等の入会地の喪失をもたらし、自給飼料や自給肥料の供給源として採草地に依存していた下層農は、肥料や飼料の購入が必要となり、役畜の保有コストが増大した。さらに、耕地整理事業後は小作料率の高位化¹⁵⁾、作田保証金の導入¹⁶⁾、農家の選別¹⁷⁾がおこなわれた(山田 1960: 202)。その結果、多くの小規模層が落層し、年雇の供給層になった。この落層の一方で、耕地整理による開墾や畑地転換によって、

水田面積が増えたことから、農家戸数が増加(新規参入)した¹⁸⁾。以上の中小規模層の落層と新規参入が、零細層の増加の背景と考えられる。

他方、耕地整理は大規模経営を有利化させ、農地の借入れと年雇の導入による経営規模拡大を可能にした(酒井 1960)。(1)収量の高位安定化、(2)畜耕による労働生産性の向上と、本田整理、中耕除草、脱穀調整の各段階における農機具の使用の普及による繁忙期労働の軽減、が直接の要因である。さらに、相対的に低い労賃¹⁹⁾という条件が、雇用労働に依存した規模拡大を可能にした。こうしたメカニズムを通じて、両極分解が進行したとされる²⁰⁾。

以上の解釈は、農地の分散状況、雇用労賃水準、ならびに農業技術水準が農民層分解の形態を規定したことを示唆している。また、雇用労賃水準や農業技術水準が農民層分解の規定要因であるとする点は、大内(1969)の指摘とも一致している。

2.4 両論の接続と課題

以上のように、逆相関論と中農標準化・両極分解論は、議論の起点や対象は異なっているものの、本質的には同じメカニズムを想定している。考察の対象は、逆相関論は規模間の生産性格差、中農標準化・両極分解論は、経営規模階層別農家戸数の中長期的な構造変化、と相異している。しかし、背景に想定しているメカニズムは共通して、規模間の生産性(ないし収益性)の格差であり、ここで両論を接続できる。逆相関論は小規模層の生産性が高く、この層に農地が配分される(すべき)とみるのに対して、中農標準化論(両極分解論)は、中規模層(大規模層)の経営効率が高く、この層が標準化するとみる。さらに、逆相関論は近年の農業の機械化を受けて、規模の経済を視野に入れた議論の拡張をみせており、両極分解論と収斂しつつある²¹⁾。

ただし、両論は規模間の「経営効率」の範疇として、どこまで視野を広げるかで微妙に異なっている。前者は、もっぱら(1)投入・産出関係でみる技術的な生産性(productivity)に留まっているのに対して、後者は論者によっては、(2)雇用や投入等の費用も考慮した農業所得(利潤)の収益性(profitability)²²⁾、(3)兼業所得を含めた農家所得の収益性、(4)消費まで含めた効用最大化(主体均衡)、まで議論の範囲を広げている。

以上の整理を踏まえると、戦前日本を対象とした

実証上の課題は次の2点に絞られよう。第1は、規模間の生産性格差があったのかどうか、あったとすればどの階層の生産性が高かったのか、またそのメカニズムは何か、第2は、構造変化の動きがそれらと整合的だったか、である。前者は、実際に規模間格差を測定することで検証できる。後者は直接の検討は難しいが、中長期的に標準化していく経営規模と、経営効率が高い規模が整合しているかは検証できる。

本稿は、構造変化を説明する作業仮説として、「標準化していった規模階層の経営効率がもっとも高かったから」とする通説を踏襲する。実証上、その「経営効率」は、「雇用労働に依存することの非採算性」の議論や、物的な生産効率の最大化が、経営的な利潤最大化と一致するとは限らないことを考えれば、少なくとも費用を考慮した利潤をみるべきである。しかし、本データには経営費の情報がないため、限定的であるが生産性の指標である反収(作付面積1反²³⁾当たりの米生産量)を主に検討する²⁴⁾。なお、農業利潤の指標として、費用の一部である地代の情報があるため、小作料の支払いを除いた手取反収も分析する。また、総所得も農家所得の粗い指標ではあると考えられるため、参考として検討する。

3. データ

3.1 データの概要

本稿で用いる「庄内地方米作農村調査(以下、庄内調査)」は、山形県新庄市に設置された積雪地方農村経済調査所(1933年設置)(以下、積調)によって、米穀年度1935年(1935年11月から1936年10月)を対象とし、1936年10月に実施された。

調査の目的は、集計結果をとりまとめた積雪地方農村経済調査所(1937a)『庄内地方米作農村調査(積雪地方農村経済調査所報告第19号)』(1937年12月)(以下、『報告』)によれば、「極度に分化した稻作地方に於ける、土地所有及農家耕作反別が、如何に配分されてゐるかを知つて、米作農村の構成を窺ふと共に、その上に立つて、主として農家の米の受入、及拂出状況を調査することによつて、農家の階段別に米が如何様に生産、収得され、それが如何様に處理されてゐるかを審にし以て之等地方農家経済の機構を明かにすること」とある。

調査対象は、『報告』によれば、「庄内地方でも中心的な稻作村と目される十箇村を選び、その村内の

全米作農家及米作を為さざる耕地所有者の全部」であり、調査村は有意抽出であるが、調査対象村については悉皆調査である。庄内地方は二市三郡からなるが、すべて郡部から調査村は選定されている²⁵⁾。調査原票は、10カ村3,010戸分が残存しており、『報告』に集計されている2,974戸よりも36戸多い。

庄内調査の調査項目は以下の通りである。大きくは6項目から構成されている。(1)フェイスシートとして自小作別、総所得、(2)耕地面積では所有、耕作面積と米麦をはじめ10作目の作付面積、(3)田の施肥では自給肥料の投入量、購入肥料の金額が調査されている。(4)世帯員・労働では、年雇も含めた家族員数²⁶⁾、労働員数、臨時雇総延べ日数、1日あたり賃金、(5)米の移出入では農家の米の移出入が調査されており、受入として前年度繰越量、生産高、四半期別の購入量、小作料受入量、一方、払出として、自家消費量、小作料納入、次年度繰越量、四半期別の販売量が調査され、これに加え、反あたり実納小作料が調査されている。最後に、(6)米の販売先では、産業組合、個人、農会など業態別の米の販売先が調査されている。

実査は、専門の調査員ではなく、委託者の指揮監督の下で、調査実地担当者がおこなった²⁷⁾。委託者は、個人名が『報告』には記載されているが、その記載からは村農会もしくは青年学校に委託されたものと推察される。

戦前日本農業に関する農家レベルの代表的なミクロデータとしては、農林省『農家経済調査』や帝国農会『農業経営調査』などがある。これらと比べた、本データの特徴として、(1)サンプル・サイズが大きいこと(10カ村の3,010戸)、(2)山形県の庄内地方という一地方を対象としており、気象や土壌条件、風土や農法といった条件が比較的均質と考えられる一方で、同地方の三郡の中には地主小作型や自小作型などの異なる類型が含まれると考えられること、(3)選定された村については、属人調査であるが悉皆調査であること、が挙げられる。一方、欠点は、(1)1時点の横断面データであること、(2)対象地域が庄内地方の10カ村に限定されており、代表性を欠くこと、(3)得られる変数が少ないこと、(4)農地面積や総所得などの情報の精度が低いと予想されること(後述)、が挙げられる。以上のような特徴を持つ庄内調査であるが、東京帝國大學農學部農政學研究室(1936)と並び、戦後の庄内農業の展開の基礎を

俯瞰する戦前期の貴重な資料として、山田(1960)を始めとする多くの研究で活用されてきた。

3.2 復元と修正

本調査の調査原票は、雪の里情報館(山形県新庄市、旧農林省積雪地方農村経済調査所跡地)に残存している。本稿では、これをデータベース化し、修正を加えて、分析に使った(付録参照)。復元・修正したデータの信頼性、整合性を確認するため、農家戸数、田耕作面積、米生産量、および経営規模別農家戸数の村ごと合計値を、本調査をとりまとめた『報告』²⁸⁾および『山形県統計書』(以下、『統計書』)と比較したところ、資料間で系統的な相異がみられた。このため、本稿は他データとの比較はしない。ただし、庄内調査内、少なくとも同じ村のなかでは整合性はとれているとみなし、統計分析では村固定効果を入れ、村内比較を中心として利用することとした(以上、詳細は有本・藤栄・仙田 2017 参照)。

以上の復元と修正作業をおこなったが、以下の限界がある。第1に、畑の面積も田と同様の問題があるが、修正が不可能であった。修正の手がかりとなる適当な作付面積の情報が得られないからである。したがって、畑の面積は本稿の分析では対象外とした。第2に、多くの変数に異常値がみられる。これらは、適宜、対数をとったり、上下位1%点などを閾値に異常値を除外したりするなどの対応をした。

4. 規模との相関

本節では、経営規模と生産性、投入強度、および所得との相関を検証する。

4.1 経営規模階層別の特性

まず、経営規模階層別の特性を確認しておこう。米を作付した全サンプルをプールした米作付面積規模階層別の各変数の平均を表1に示す。階層区分は、『農商務統計』を踏襲し、0.5町未満、0.5-1.0町、1.0-2.0町、2.0-3.0町、3.0-5.0町、5町以上とした。以下、中農標準化論に則り、中規模層(1.0-2.0町)を基準として議論する。異常値で結果が著しく歪んでいると考えられる場合は、上位・下位1%点を基準としてサンプルを限定することで異常値を除外している(サンプルの範囲は各分析で明記している)。

中規模層は他の層に比べて、反収(石/反)はやや高く、規模と反収は逆U字の関係を示している。

表 1. 米作付面積規模階層別の平均値

		米作付面積規模カテゴリ					
	変数の範囲	0.0-0.5 町	0.5-1.0 町	1.0-2.0 町	2.0-3.0 町	3.0-5.0 町	5.0 町+
観察数		443	383	565	545	782	111
シェア (%)		16	14	20	19	28	4
<u>米の生産(米作付面積 1 反当たり)</u>							
米反収(石／反)	(p 1, p 99)	2.59	2.55	2.61	2.61	2.58	2.47
自給肥料(円／反)	(0, p 99)	4.0	3.7	3.9	3.7	3.6	3.6
購入肥料(円／反)	(0, p 99)	5.8	6.3	6.5	6.6	6.7	6.6
肥料計(円／反)	(0, p 99)	10.3	10.0	10.4	10.3	10.3	10.2
労働員数(人／反)		1.6	0.3	0.2	0.2	0.1	0.1
臨時雇総延人日(人日／反)		0.19	0.24	0.41	0.53	0.59	0.63
米作付面積／労働員数(反／人)		1.49	3.43	5.35	6.90	8.43	9.44
<u>所得</u>							
米手取反収(石／反)	(p 1, p 99)	1.63	1.52	1.58	1.71	1.88	1.94
総所得(円)	[0, p 99]	270.9	390.6	633.0	1071.2	1832.3	2776.4
一人当たり総所得(円)	[0, p 99]	53.0	73.8	106.1	145.0	206.0	252.5
米販売収入率	[0, 1]	0.51	0.60	0.77	0.84	0.87	0.90
「農外所得」／労働員数(円／人)	[0, p 99]	94.6	82.4	79.9	75.9	73.6	58.0
<u>田の賃借</u>							
田無所有ダミー		0.72	0.62	0.52	0.27	0.10	0.05
田貸出ダミー		0.03	0.03	0.03	0.08	0.12	0.29
田借入ダミー		0.86	0.90	0.94	0.89	0.81	0.63
田借入地率(≧0)		0.81	0.83	0.82	0.72	0.55	0.38
<u>家計属性</u>							
家計員数(人)		5.1	5.5	6.5	7.7	9.1	11.5
労働員数(人)		2.0	2.4	3.0	3.9	4.6	6.0
被扶養者比率		0.58	0.53	0.51	0.48	0.47	0.46
厩肥投入ダミー(3 村)		0.14	0.32	0.65	0.81	0.93	0.97
厩肥投入ダミー		0.07	0.14	0.32	0.36	0.36	0.30
田所有面積(反)		1.8	6.8	8.3	9.6	21.8	52.2
田経営面積(反)		2.5	7.2	14.7	24.7	37.1	52.0
米作付面積(反)		2.4	7.1	14.7	24.8	37.5	55.4

注) 米作付農家に限定($n=2,830$)。「変数の範囲」列に記載のある変数は、異常値を除外するため、示している範囲内のサンプルに限定した。p 1, p 99 はそれぞれ 1% 点, 99% 点を示す。本表の限定サンプルの平均値と、全サンプルの中央値はほぼ一致している。「厩肥投入ダミー(3 村)」は、厩肥欄に十分な回答のある 3 村(南平田, 中平田, 東郷)にサンプルを限定した数値である。

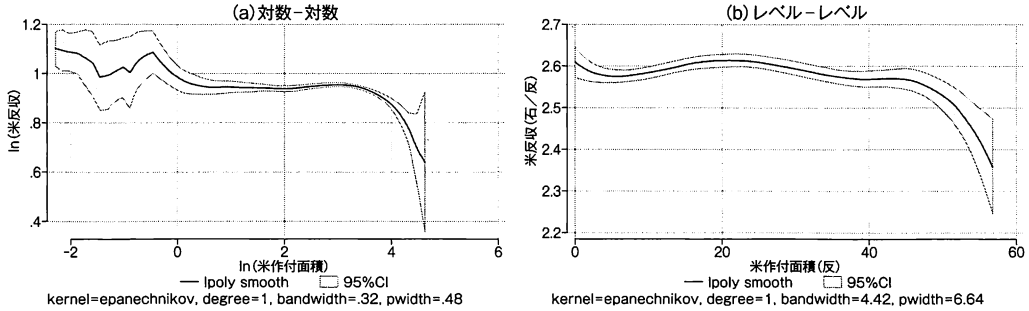
ただし、顕著な差ではない。5 町以上層は中規模層に比べて 5% 低く、1 町未満の小規模層も中規模層に比べて 1~2% 程度低い。小作料の支払いを控除した米手取反収²⁹⁾は、大規模層がやや高いが、これは後述するように借入地率が低く、小作料支払いが少ないからである。

1 人当たり総所得³⁰⁾は、規模と順相関しており、5 町以上層は中規模層比で 2 倍以上である³¹⁾。米販売収入率は、総所得に占める推定米販売額³²⁾の割合である。(小作料収入を含む)農業収入の粗い代理変数として算出した。5 町以上層は総所得の 9 割を米

の販売から得ているのに対して、0.5 町未満層は 51% であり半分を農外収入に頼っている。ただし、小規模層ほど総収入が低いいため、米販売収入率も低めに算出される。この問題を回避するため、労働員数 1 人当たりの「農外所得(=総所得-推定米販売額)」をみると、0.5 町未満層は 94.6 円、5 町以上層は 58.0 円と約 1.6 倍の開きがあるが、米販売収入率ほどは規模階層間の違いはみられない。

投入強度をみると、反当たり労働員数は逆相関で、0.5 町未満で顕著に高く、労働力が余っていることを示唆している。ただし、労働員数のすべてが稲作

図2. 米作付面積と反収



に従事しているとも限らないし、実際に米作に投入した労働時間を示すわけではない(後述)。臨時雇総延入日(人日/反)は逆に、大規模層になるほど多い。肥料投入をみると、自給肥料³³⁾は規模と逆相関、購入肥料は順相関しており、合計額では規模間格差はばばない。

中規模層まではほぼ9割の農家が田の借り入れをしており、借入地率(田借入面積/田経営面積)も8割程度である。大規模層になると借入率³⁴⁾、借入地率ともに下がる。これは規模が大きいほど所有(賦存)農地が広いからである(特に経営規模2町以上は、所有規模も2町以上とかなりの土地持ちである)。同様に、家計員数と労働員数も規模と順相関している。また、被扶養者比率((家族員数-労働員数)/家族員数)も規模と逆相関しており、大規模ほど扶養圧力は低い。厩肥投入ダミーは、当該農家の家畜保有の代理変数とみなす。ただし、この変数は測定に深刻な問題がある。5村では厩肥欄が無回答であり、2村(北平田村と広野村)は3%以下と著しく低く、適切に調査されていないと思われる。実質的な回答が得られていると推察されるのは残りの3村(南平田、中平田、東郷)である。この点を無視して、全サンプルをプールした場合、1町を境に3割を超える一方、0.5町未満層は7%と大多数が家畜に依らない耕作をしていた。前述の3村に限ると、2-3町は8割、3-5町は9割、5町以上はほぼ全農家が厩肥を投入している。

以上の記述統計から、規模と生産性の明確な逆相関はうかがえない。投入強度はやや複雑だが、反当たり労働員数は逆相関がみられる。一方、所得は順相関している。投入→生産性→所得へと、単線的な関係になっていないため、全体像の把握は容易ではない。そこで、次項以降、それぞれの規模との相関関係を詳細に分析する。

4.2 規模と生産性

図2に、反収を作付規模で回帰した、ノンパラメトリックな局所線形回帰³⁵⁾の結果とその95%信頼区間を示す。(a)では逆相関に関する既存研究との比較可能性を保つため、両対数をとった。緩やかな負の相関を描いており、逆相関があるようにみえる。しかし、反収(縦)軸の目盛りは対数値0.4~1.2であり、最小値と最大値でも2.2倍、おおむねフラットな領域の対数値1と、最小値0.6の比較でも1.5倍しかないことに注意されたい。レベル-レベルでみた(b)は、逆U字型をしており、中規模層の反収がもっとも高い。2町強のあたりでピークを迎え、5町以上で顕著に下がっている。ただし、やはり、最大値(約2.6)と最小値(約2.4)で1.1倍の違いしかない。

規模と生産性の相関をパラメトリックに検証するため、逆相関論のもっとも標準的な定式化である以下の推定式を、最小二乗法(OLS)で回帰した：

$$\ln y_{ij} = \alpha_1 + \beta_1 \ln Area_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \delta_j + \varepsilon_{ij}$$

ここで、 y_{ij} は村 j に居住する農家 i の米反収(石/反)、 $Area_{ij}$ は米作付面積(反)、 X_{ij} は農家属性、 δ_j は村ダミー、 ε_{ij} は誤差項である。対数をとる際、値がゼロの場合は0.001を加えた。

表2に推定結果を示す。1~3列は、規模と生産性の間に対数線形の関係を想定し、規模の指標として $\ln$ (作付面積)を用いた。4~6列は、関係が非線形の可能性を考慮し、作付面積規模別ダミーを用いた。それぞれ、村ダミー、農家属性、投入強度の変数を順次加えている。1~3列の $\ln$ (作付面積)の係数は、コントロール変数の追加にかかわらず、-0.00671~-0.00949とほぼ安定している。作付面積が2倍(100%増)になると、反収が0.7~0.9%下がる計算である。作付面積規模別ダミーを指標とした

表 2. 規模と生産性の相関

被説明変数: $\ln(\text{反収}(\text{石}/\text{反}))$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(\text{米作付面積}(\text{反}))$	-0.00949 (0.0103)	-0.00903 (0.0136)	-0.00671 (0.0111)			
作付規模: 0-0.5 町				0.0182 (0.0222)	0.0186 (0.0299)	-0.00461 (0.0186)
作付規模: 0.5-1.0 町				-0.00656 (0.0108)	-0.00725 (0.0132)	-0.0171 (0.0125)
作付規模: 1.0-2.0 町(参照)				参照	参照	参照
作付規模: 2.0-3.0 町				0.0116 (0.00629)	0.0139 (0.00900)	0.0220 (0.0107)
作付規模: 3.0-5.0 町				-0.00282 (0.00877)	0.00600 (0.00881)	0.0196 (0.00979)
作付規模: 5.0 町+				-0.0531 (0.0340)	-0.0403 (0.0336)	-0.0235 (0.0287)
田無所有ダミー		-0.0157 (0.0140)	-0.0160 (0.0130)		-0.00781 (0.0120)	-0.00707 (0.0116)
田貸出農家ダミー		0.0142 (0.0350)	0.0127 (0.0367)		0.0150 (0.0342)	0.0134 (0.0369)
田借入地率[0-1]		0.0443 (0.0407)	0.0443 (0.0420)		0.0414 (0.0388)	0.0434 (0.0407)
厩肥投入ダミー		-0.00150 (0.0218)	-0.00574 (0.0180)		-0.00763 (0.0195)	-0.0130 (0.0155)
被扶養者比率[0-1]		0.00637 (0.0164)	0.0169 (0.0207)		0.00964 (0.0172)	0.0365 (0.0268)
$\ln(\text{労働員数}/\text{作付面積})$			0.00822 (0.00726)			0.0199 (0.00940)
$\ln(\text{臨時雇総延人日}/\text{作付面積})$			0.000377 (0.00326)			-0.000393 (0.00338)
$\ln(\text{自給肥料}/\text{作付面積})$			0.0176 (0.00823)			0.0177 (0.00822)
$\ln(\text{購入肥料}/\text{作付面積})$			0.0134* (0.00431)			0.0137** (0.00370)
定数項	1.062*** (0.0298)	1.029*** (0.0416)	0.983*** (0.0527)	1.033*** (0.00207)	0.996*** (0.0361)	0.959*** (0.0471)
村固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観察数	2827	2798	2795	2826	2798	2795
修正済み R^2	0.102	0.102	0.115	0.103	0.103	0.119

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. 標準誤差は, 村レベルでクラスターした.

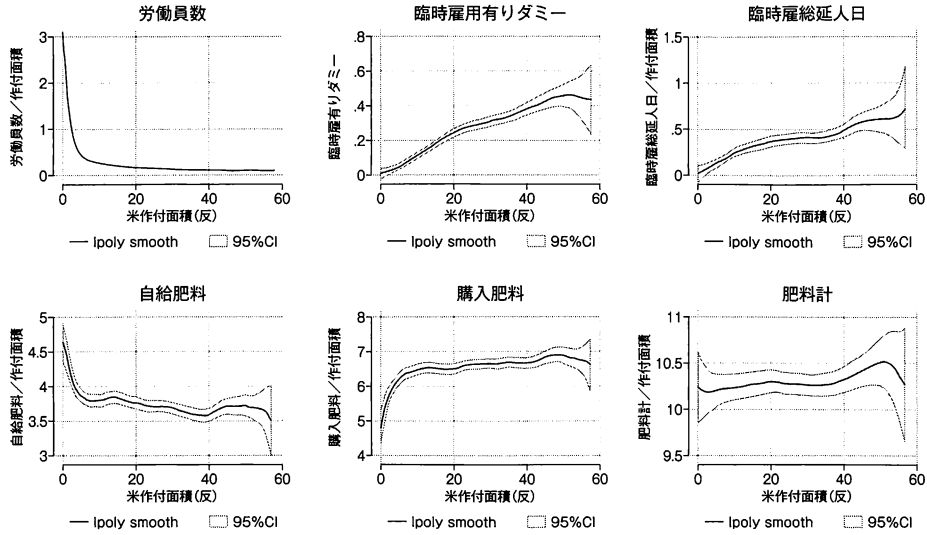
4~6 列の結果もほぼ同様に, 規模に対して緩い負の相関関係を示している. 家計属性を調整した 5 列の結果は, 1.0-2.0 町の中規模層比で 0.5 町未満層は +1.9%, 0.5-1.0 町層は -0.7%, 2.0-3.0 町層は +1.4%, 3.0-5.0 町層は +0.6%, 5.0 町以上層は -4.0% の反収差である.

3 列と 6 列は作付面積当たりの要素投入強度も調整している. 逆相関論は, 生産性格差の要因を投入強度の規模間格差にみている. この経路が正しければ, 投入強度を調整すれば, 反収と規模の相関は消えるはずである. 実際に, 逆相関の強度が(もとも

と弱い, さらに)弱まっていることは, 投入強度の違いが規模を通して生産性の格差に結びついていることと整合的である.

以上の推定結果は, 規模と生産性の間にごく緩い負の相関があることを示している. ただし, その弾力性はせいぜい -0.01 であり, 効果量は既存研究で報告されている数字に比べれば一桁小さく³⁶⁾, 推定精度も低い. 他の事例と比較しても, 逆相関はなかったと結論づけられる. 一方, 戦前日本の規模間の生産性格差を分析した先行研究(Maru, Kusado-koro, and Takashima 2015; 草処 2012; 藤栄・仙田

図3. 米作付面積と投入強度(レベル-レベル)



2016)は、規模と生産性の間に逆U字、もしくは正の相関を見出しており、本稿の結果はそれと相異する³⁷⁾。

なお、田借入地率(小作地率)と反収の間に負の相関はみられなかった。つまり、自小作間で生産性に差異はないことを示唆している³⁸⁾。

4.3 規模と投入

逆相関が発生する理由は、小規模ほど投入強度が高いからである。すでに逆相関はほぼないことを確認したが、要素調整が不完全であれば、規模と投入強度は一定ではなくなる。これを確認しておこう。

図3に、規模と投入強度の関係を示す。規模によって投入強度に違いがみられる。労働投入は、小規模ほど労働員数が多く、臨時雇が少ない。特に、1町未満の小規模層は、1町当たりの労働員数が5人以上なのに対して、それ以上の層は1~2人程度でほぼフラットになっている。肥料投入は、1町前後を境に自給肥料投入が多く、購入肥料投入が少ない。4町以上は、自給肥料と購入肥料ともにやや少ない。結果として、肥料投入は規模と順相関である。

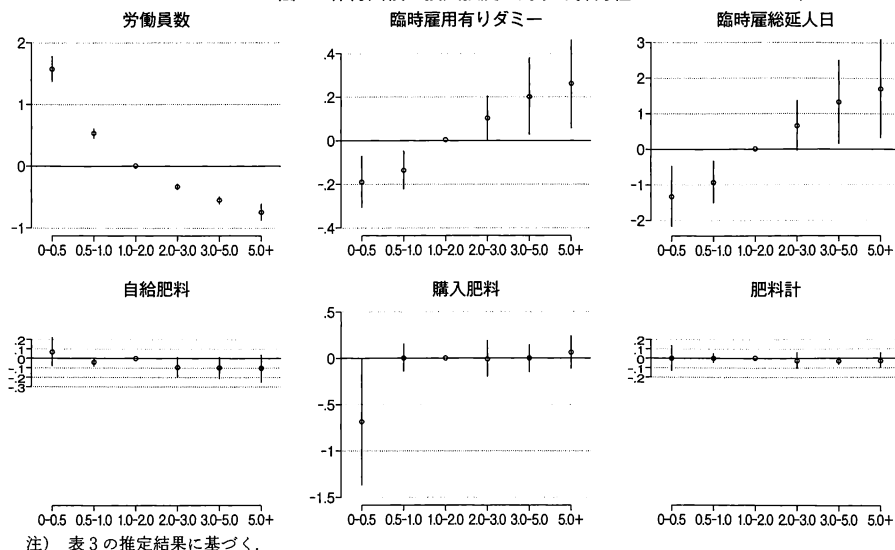
これらの傾向は、各投入の強度を作付規模等でパラメトリックに回帰した分析結果でも確認できる。ここでは被説明変数として投入強度を、米作付面積とコントロール変数としての農家属性、および村ダミーで回帰した(米反収は、要素投入後に決まる変数なので、説明変数には加えない)。

図4に、各投入の強度(田作付面積1反当たり、対数)に対する作付規模階層ダミーのOLS推定値を示す(推定結果は表3)。推計では、家計属性(田無所有ダミー、田貸出農家ダミー、田借入地率、厩肥投入ダミー、被扶養者比率)と村ダミーを調整した。肥料投入強度は、比較のため縦軸のスケールを揃えた。

労働投入強度は、規模間でかなりの格差がある。労働員数の投入強度では、0.5町未満層は中規模層(1.0~2.0町)比で+156%、5町以上層は-76%と相当の逆相関である。しかし、臨時雇は逆に順相関傾向を示している(臨時雇用ダミーでは、0.5町未満層は-19%、5町以上層は+26%)。肥料投入強度は、推定精度は低いものの、自給肥料は0.5町未満層で中規模層比+7.3%、5町以上層で-10.6%と逆相関、購入肥料は0.5町未満層で-6.9%、5町以上層で+5.2%と順相関であり、こちらも無視できない格差を示唆する効果量といえよう。

ただし、これらの結果は必ずしも、規模と投入の逆相関を示唆しているとはいえない。第1に、労働と肥料ともに、それぞれ内部では相関関係を相殺し合う方向にある。自給肥料と購入肥料は規模に対してそれぞれ逆相関、順相関であり、合計するとほぼ無相関に近い逆相関である(0.5町未満層で中規模層比-0.6%、5町以上層で-3.1%)³⁹⁾。労働も同様に、労働員数と臨時雇は規模に対してそれぞれ逆相関と順相関している。ただし、労働員数と臨時雇の

図 4. 作付面積の投入強度に対する弾力性



単位が異なるため、総合した場合無相関となるかは、本データでは明らかにできない⁴⁰⁾。

第2に、逆相関が顕著な労働員数は、測定の問題から実効労働投入としては過剰評価されていると思われる。まず、労働員数は(人数であるため)離散的に勘定されており、連続的な実労働時間との乖離が大きく、測定誤差がある。また、前述したが、これらの労働員数が全員農業に従事しているとは限らない。この指標は、フローの実効労働投入ではなく、労働員数の最大準備人数というストックとみなすのが適当だろう。実労働投入は労働員数が示唆するよりは少なく、規模と労働員数強度の逆相関は、推計結果よりは緩いと予想される。

第3に、本節でみられる規模間の投入強度の格差が、前節の生産性(反収)の規模間格差には十分に反映されていない。表2の反収の推定結果では、傾向としては確かに、0.5町未満層の労働員数の多さと5町以上層の少なさが、それぞれ高反収、低反収に対応している。しかし、労働員数の相異とは桁が異なる。この点も、労働員数が実効労働力を過大評価している可能性を裏づける。

以上の検討から、規模と投入強度の逆相関があったと結論づけるには、根拠が不十分であると考えられる。ただし、家族労働力は、測定誤差の問題を考慮しても、逆相関している蓋然性は高いと思われる。家族員数の余剰は特に1町未満の小規模層に顕著である。

では、小規模層の余剰労働力は何に使われていた

のだろうか。ひとつの可能性は、農外就業である。

しかし、これを支持する根拠は乏しい。4.1節ですでに検討した通り、労働員数1人当たりの「農外所得」は規模階層間で大きな違いはない。さらに、山形県の出稼ぎ労働者数は少なく、出稼ぎの供給源としての山形県の位置づけは低い⁴¹⁾。内務省社会局社会部(1937)によれば、山形県の出稼ぎ者は、1928年の2,552人(全国計905,824人)から1934年の21,243人(全国計1,010,428人)へ急増しているが、急増後の1934年でも対全国比率は2.10%と低水準にとどまる。その他、大正期の農商務省農務局を始め、中央職業紹介事務局や内務省社会局社会部による調査結果も、山形県における同様の低調な出稼ぎ労働者数を報告している。国勢調査(1935年)の一時不在者の数値からも、農村部でありながら、山形県では出稼ぎが活発でないことがうかがえる。庄内地方は山形県全体と比較して農業従事者の比率が高く(庄内73.7% vs. 山形県52.9%)、一時不在者の比率が低い(1.2% vs. 1.8%)。また、通勤・通学者の割合も低く、通勤兼業は一般的ではなかった。兼業農家率(19.5% vs. 24.9%)からも、他産業部門の副業化などが進んでいないことがわかる⁴²⁾。

以上のように、庄内地方は、豪雪かつ米作単作地帯という点で、農業労働においては繁忙期が集中し、他方で農閑期は十分な農外就業機会にも恵まれない厳しい条件下にあったことがうかがわれる⁴³⁾。

余剰労働力のいまひとつの使い道は、農業部門内

表 3. 規模と投入強度の相関

	ln(労働員数／米作付面積)		臨時雇用ダミー		ln(臨時雇総延日／米作付面積)		ln(自給肥料／米作付面積)		ln(購入肥料／米作付面積)		ln(肥料計／米作付面積)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
作付規模：0-0.5 町	1.404*** (0.101)	1.561*** (0.0904)	-0.201* (0.0647)	-0.191** (0.0520)	-1.431* (0.479)	-1.357** (0.382)	-0.0187 (0.0665)	0.0728 (0.0692)	-0.718* (0.257)	-0.685* (0.299)	-0.0532 (0.0408)	-0.00554 (0.0584)
作付規模：0.5-1.0 町	0.500*** (0.0503)	0.516*** (0.0342)	-0.142* (0.0506)	-0.139** (0.0387)	-0.988* (0.357)	-0.952** (0.266)	-0.0581 (0.0315)	-0.0396 (0.0183)	-0.0299 (0.0885)	0.00380 (0.0652)	-0.00934 (0.0170)	-0.00180 (0.0216)
作付規模：1.0-2.0 町(参照)	参照	参照	参照	参照	参照	参照	参照	参照	参照	参照	参照	参照
作付規模：2.0-3.0 町	-0.283*** (0.0525)	-0.341*** (0.0216)	0.117* (0.0441)	0.0977 (0.0459)	0.804* (0.307)	0.650 (0.317)	-0.0588 (0.0576)	-0.0957 (0.0482)	0.0178 (0.0598)	-0.0124 (0.0864)	-0.00388 (0.0333)	-0.0352 (0.0347)
作付規模：3.0-5.0 町	-0.461*** (0.0542)	-0.564*** (0.0253)	0.236* (0.0848)	0.199* (0.0782)	1.617* (0.576)	1.317* (0.525)	-0.0482 (0.0574)	-0.102 (0.0511)	0.0137 (0.0565)	-0.0123 (0.0646)	0.00927 (0.0402)	-0.0327 (0.0187)
作付規模：5.0 町+	-0.578*** (0.0757)	-0.755*** (0.0593)	0.306* (0.0999)	0.255* (0.0897)	2.124* (0.709)	1.696* (0.622)	-0.0466 (0.0546)	-0.106 (0.0649)	0.0859 (0.0552)	0.0520 (0.0770)	0.0140 (0.0502)	-0.0306 (0.0352)
田無所有ダミー		-0.00947 (0.0296)		-0.0639 (0.0301)		-0.438 (0.212)		-0.0308 (0.0223)		-0.0373 (0.0346)		-0.0162 (0.0157)
田貸出農家ダミー		0.0668 (0.0613)		0.124 (0.0816)		0.942 (0.593)		-0.0449 (0.0421)		0.196 (0.108)		-0.0219 (0.0415)
田借入地率[0-1]		-0.108 (0.0540)		0.00656 (0.0561)		-0.0559 (0.372)		-0.0153 (0.0620)		0.153 (0.130)		-0.00370 (0.0613)
厩肥投入ダミー		0.0293 (0.0425)		0.0115 (0.120)		0.141 (0.841)		0.220 (0.145)		0.174 (0.223)		0.128 (0.160)
被扶養者比率[0-1]		-1.310*** (0.140)		0.0791* (0.0334)		0.598* (0.227)		-0.105 (0.0715)		-0.0576 (0.0670)		-0.139 (0.0923)
定数項	-1.592*** (0.0362)	-0.863*** (0.0763)	0.312*** (0.0348)	0.296*** (0.0426)	-4.816*** (0.241)	-4.860*** (0.291)	1.529*** (0.0355)	1.617*** (0.0519)	1.774*** (0.0182)	1.696*** (0.131)	2.380*** (0.0231)	2.469*** (0.0258)
村固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観察数	2829	2800	2826	2797	2826	2797	2827	2800	2829	2800	2827	2800
修正済み R ²	0.469	0.657	0.340	0.353	0.326	0.340	0.037	0.058	0.049	0.053	0.014	0.024

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. 標準誤差は、村レベルでクラスターした。

図 5. 米作付面積と所得(レベル-レベル)

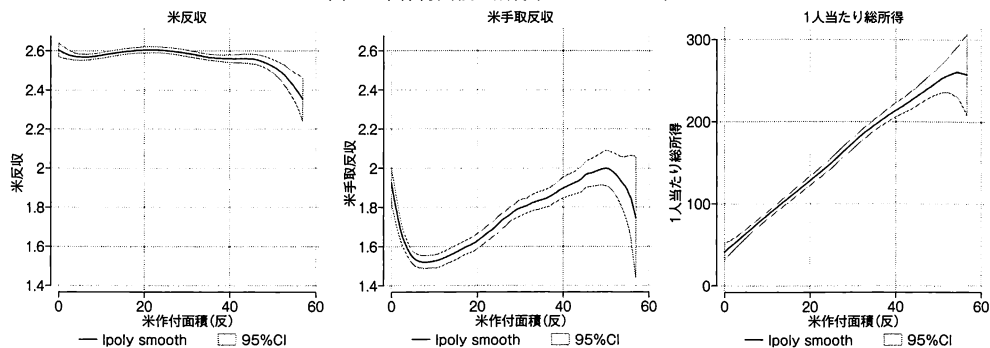


表 4. 規模と1人当たり総所得の相関

	ln(1人当たり総所得)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(米作付面積(反))	0.771*	0.520**		
	(0.236)	(0.136)		
作付規模: 0-0.5 町			-1.864	-1.626*
			(0.887)	(0.667)
作付規模: 0.5-1.0 町			-0.633*	-0.510**
			(0.268)	(0.140)
作付規模: 1.0-2.0 町(参照)			参照	参照
作付規模: 2.0-3.0 町			0.271**	0.00491
			(0.0550)	(0.115)
作付規模: 3.0-5.0 町			0.657***	0.103
			(0.0499)	(0.134)
作付規模: 5.0 町*			0.988***	0.134
			(0.105)	(0.172)
田無所有ダミー		-0.164		-0.183
		(0.115)		(0.123)
田貸出農家ダミー		0.593***		0.622***
		(0.0971)		(0.101)
田借入地率[0-1]		-0.836**		-0.909**
		(0.208)		(0.229)
厩肥投入ダミー		0.853		0.868
		(0.512)		(0.451)
被扶養者比率[0-1]		-1.193*		-1.144*
		(0.423)		(0.378)
定数項	3.169**	5.116***	5.352***	6.820***
	(0.680)	(0.181)	(0.125)	(0.486)
村固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観察数	2465	2454	2464	2454
修正済み R ²	0.342	0.390	0.350	0.399

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. 標準誤差は、村レベルでクラスターした。

が少ない。購入肥料の経費を削減するため、自給肥料の生産に余剰労働力を投入したことが可能性として考えられる。

4.4 規模と収益

最後に、規模と収益の関係を確認しておこう。反収や投入強度と同様に、図5に、作付規模と米手取反収と家族員数1人当たり総所得との相関を示す。米手取反収は、比較のため米反収も再掲し、縦軸のスケールも揃えた。

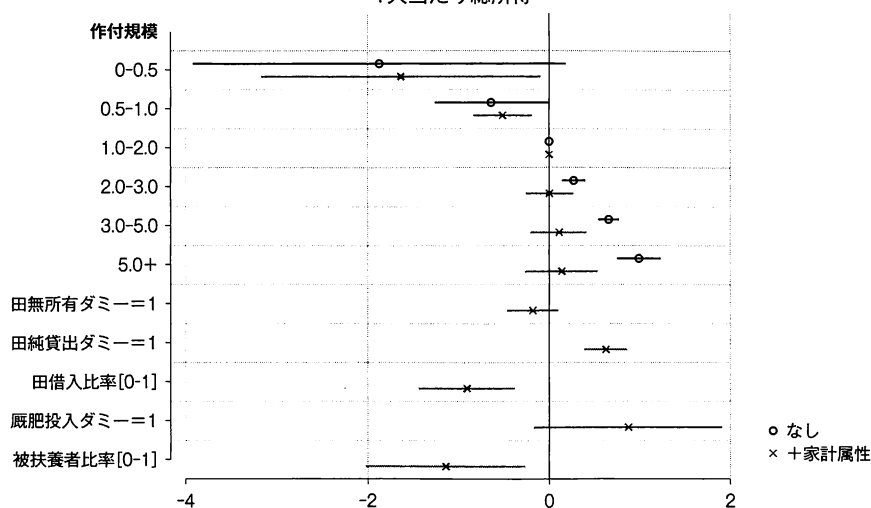
米反収の緩い逆相関とは異なり、米手取反収は規模と順相関である(ただし、1町未満と5町以上の両端で逆転している)。一見、規模を大きくすれば粗農業所得も高くなるようにみえるが、実際はほぼ借入地率で決まっている。反収も小作料水準も規模に依らずほぼ一定だからである⁴⁴⁾。一方、1人当たり総所得は、規模に対して単調で線形の順相関を示している。1人当たり総所得を収益性の指標とみれば、規模を拡大することが合理的であることを示唆している。

しかし、総所得は小作料の授受を反映しており、農地の所有(賦存)状況に強く依存する。そこで、家計属性の影響を取り除くため、OLS推計をおこなった(表4, 図6)。規模と所得の間に非線形の関係を想定し、

で効率的に燃焼することである。とはいえ、庄内地方は稲作単作地帯であり、裏作や複合化が困難であった(2.3節)。しかし、肥料を自作することで経費を削減することはできる。実際、労働員数が余剰な零細層は、自給肥料の投入が多く、購入肥料の投入

作付面積を規模別ダミーで捉えた推定(3, 4列)では、家計属性を調整しなければ、規模は綺麗な順相関を示すが、家計属性を調整すると、規模の推定値は中規模層である1.0-2.0町あたりで伸びが急激に鈍化している⁴⁵⁾(図6)。家計属性を調整しなければ、

図 6. 1人当たり総所得(対数)との相関(推定値)
1人当たり総所得



注) 表 4 の推定結果に基づく。

最大の 5 町以上層は、中規模層比で約 2 倍(0.988)の所得を得ている計算になるが、家計属性を調整すれば 13% 増にとどまる。家計属性の係数をみると、所有農地が十分大きい(土地を貸し出している、土地の借り入れが少ない)、厩肥を投入している(家畜がいる)、家計内の被扶養者の割合が低い農家ほど所得が高い。これらの変数は、基本的には外生的な要素賦存とみなせる。よって、家計属性を所与とすれば、作付規模を 2 町以上に広げても、所得の伸びは限定的ということになる。これは、中規模層あたりで、規模拡大の動機が薄まることを示唆している。

この結果は、中農標準化とは整合的であるが、庄内地方でみられた両極分解傾向とは相容れない。特に、大規模層は、借り入れによって規模拡大をしている自小作農が多いことも、所有農地の小ささが規模拡大の阻害要因とする結果に疑問を抱かせる。ひとつの可能性として、総所得の定義の曖昧さや測定誤差の問題が挙げられる。

以上の本節の結果から、収益(総所得)でみた不整合はひとまずおくと、両極分解傾向は次のように説明できる。規模が大きくなるほど家族労働投入が低い(4.3 節)にも関わらず、反収は下がらない(4.2 節)ことは、大規模層ほど労働生産性が高いことを意味する。庄内地方の特徴(2.3 節)から、耕地整理による労働節約的な技術の導入(畜耕と農機具)と、それによる規模の経済性によって、大規模層ほど TFP が高かったことが予想される。このため、技

術を導入し大規模化する農家と、技術変化についていけず落層する農家に分かれ、両極分解に至ったと考えられる。

5. 農地貸借市場の効率性

前節の分析では、規模と生産性の間に逆相関はなく、規模と投入においても(家族労働力については留保を要するものの)明瞭な関係はみられなかった。これらは、労働力と農地の調整ができていたことを示唆している。賦存労働力に対して賦存農地が過少な(所有・労働比率の低い)農家は農地を借り入れる、もしくは労働力を農外に放出し、賦存労働力に対して農地が過剰な(所有・労働比率の高い)農家は農地を貸し出す、もしくは労働力を雇用することで、要素比率を調整していたということである。本節では、農地貸借市場の効率性の検証を通して、この推察を裏づけることを試みる⁴⁶⁾。

5.1 土地・労働比率の分布

土地・労働比率の分布は、所有ベースに比べて経営ベースでより均等化している。土地・労働比率のカーネル分布を図 7 に示す。土地・労働比率は、労働員数を分母として、田の所有面積と経営面積を別々に推定した。所有面積ベースでは、土地無し農家が約 41%(1,223/3,010 戸)いるため、ゼロの近傍に偏っている。その一方で、100 町を超える大地主も 3 戸いる。経営面積ベースでは、相対的に分布の

図 7. 土地・労働比率のカーネル密度分布

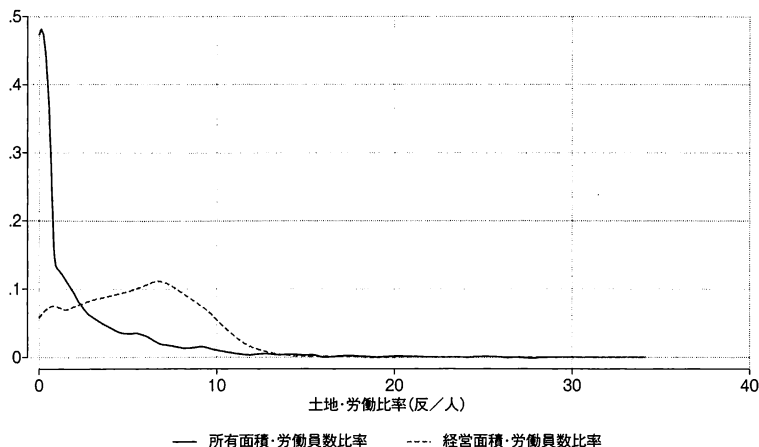


表 5. 土地・労働比率の要約統計

	所有・労働比率	経営・労働比率
観察数	3,010	3,010
平均	12.90	20.06
分散	56.83	15.35
歪度	0.00	6.10
尖度	1.30	18.05
中央値	11.00	25.20
四分位範囲	433.08	2.34
最小値	0.00	0.00
最大値	1552.8	71.1

裾野が狭くなっており、7反/人あたりでピークを形成している。土地・労働比率(反/人)の要約統計(表5)を確認すると、所有ベースの所有・労働比率は中央値が11であるのに対して、経営ベースの経営・労働比率の中央値は25.2に上昇している。一方、分散は大幅に減少しており、土地・労働比率は、経営ベースでは所有ベースに比べて均等化していることを示している。

経営ベースでの土地・労働比率の収斂は、主に貸借によってもたらされている。図8に、所有・労働比率と貸借の参加確率、および純借入面積の局所線形回帰線を示す。所有・労働比率が高い家計は田の貸し出しを、低い家計は借り入れをする確率が高い。また、所有・労働比率が高いほど、より広い面積を貸し出し、所有・労働比率が低いほど、より広い土地を借り入れている。所有・労働比率と田の貸出・借入面積の関係はほぼ線形である。

5.2 調整係数の推定

農地市場が効率的に農地の再配分に寄与したとい

う仮説を検証するため、ここでは、Skoufias(1995)にならない、いわゆる「調整係数(adjustment coefficient)」⁴⁷⁾を推定する。調整係数とは、

$$A^{rin} = \theta(A^* - A^{own})$$

で表される関係式の係数 θ である。 A^{rin} は純借入面積(貸出超過なら負)、 A^* は農地市場が完全な場合の希望耕作面積、 A^{own} は所有面積である。 $A^* - A^{own}$ が過不足している面積であり、 θ はそれが貸借によってどの程度調整されているかを表す。1であれば完全に調整されているし、0.5であれば半分しか調整されていない。実証上 A^* は観察できないが、賦存労働力や家畜保有などの家計属性の関数とみなす(Skoufias 1995; Kevane 1996; Deininger, Ali, and Alemu 2008; Jin and Jayne 2013; Chamberlin and Ricker-Gilbert 2016)。

推計モデルは、

$$A_{ij}^{rin} = \alpha_2 + \theta A_{ij}^{own} + \gamma_2 X_{ij} + \delta_j + \varepsilon_{ij}$$

である。ここで、 A_{ij}^{rin} は村 j に住む家計 i の純借入

図 8. 所有・労働比率と田の賃借

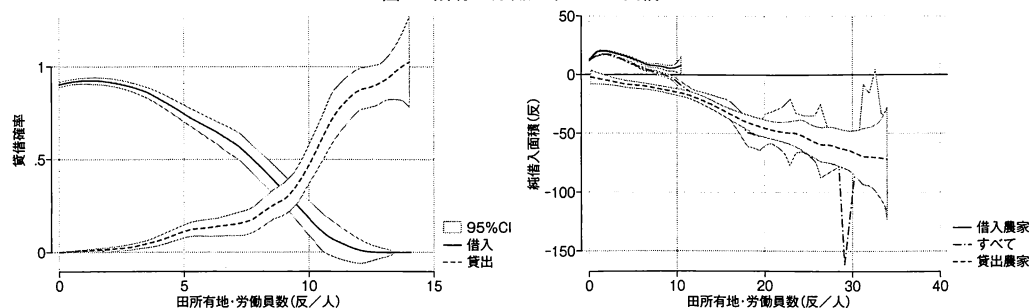


表 6. 田の賃借面積との相関(調整係数)

被説明変数: サンプル:	純借入面積(反)			純借入面積(反)(>0)			純貸出面積(反)(>0)		
	すべて			純借入農家			純貸出農家		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
田所有面積(反)	-1.005*** (0.00786)	-0.993*** (0.00864)	-1.003*** (0.00672)	-0.337*** (0.0401)	-0.431*** (0.0452)	-0.480*** (0.0421)	1.011*** (0.00589)	1.006*** (0.00390)	1.008*** (0.00352)
家族員数(人)	2.921*** (0.327)		1.303*** (0.0595)	2.288*** (0.256)		1.146*** (0.111)	-1.540* (0.635)		-0.311 (0.331)
労働員数(人)	10.54*** (2.125)	7.507** (2.126)	6.961** (1.995)	6.288** (1.803)	4.800* (1.702)	4.473* (1.665)	-20.44*** (2.866)	-14.34** (3.709)	-14.24** (3.667)
厩肥投入ダミー		5.786*** (0.779)	4.388*** (0.737)		4.799*** (0.561)	3.658*** (0.470)		-3.648 (1.666)	-3.367 (1.773)
定数項	0.690 (2.405)	0.173 (3.006)	-4.062 (2.863)	0.891 (1.804)	0.153 (1.919)	-3.557 (2.030)	-19.38* (6.306)	-15.17 (9.032)	-13.55 (8.684)
観察数	2997	2997	2997	2448	2448	2448	246	246	246
修正済み R^2	0.962	0.968	0.970	0.349	0.430	0.466	0.993	0.993	0.993

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. 標準誤差は、村レベルでクラスターした。純貸出農家の推定(7~9列)の被説明変数は、解釈を容易にするため、純借入面積に(-1)を掛けて純貸出面積としている。

面積(純貸出なら負), A_{ij}^{own} は所有面積, X_{ij} は家計属性(家族員数, 労働員数, 厩肥投入ダミー), δ_i は村ダミー, ε_{ij} は誤差項である。

OLS 推定の結果を表 6 に示す。1~3 列, 4~6 列, 7~9 列で, サンプルと被説明変数が異なる。それぞれ順に, サンプルは全農家(賃借していない農家も含む), 純借入農家, 純貸出農家, 被説明変数は純借入面積(貸出超過なら負), 純借入面積(正), 純貸出面積(正)である⁴⁸⁾。

推定結果は, 農地賃借が要素均等化に寄与したことを示唆している。農地は, 土地余剰の農家から貸し出され, 土地不足の農家が借り入れ, 労働員不足の農家から貸し出され, 労働員余剰の農家が借り入れたことを示している。

田所有面積の推定値(θ)をみると, 全サンプル(被説明変数: 純借入面積)ではほぼ -1 である。つまり, 農家内の要素賦存(家族員数, 労働員数, 厩

肥投入ダミー)を所与として, 所有面積が 1 反多い農家は借入面積が 1 反少ない傾向にある。したがって, 平均的にみれば, 所有面積の過不足はほぼ完全に調整されている。ただし, 純借入農家(被説明変数: 純借入面積)の調整係数は -0.337~-0.480 であり, 最大限に見積もっても, 不足面積のおよそ半分しか借り入れてきていない。他方, 純貸出農家(被説明変数: 純貸出面積)の調整係数はおおむねほぼ 1 と, (労働力に対して)所有地の過剰分は, 平均的にはほぼ完全に貸し出されている。その他の説明変数は, 理論的な予測通りである。農地は労働力の少ない農家から多い農家へ, また家畜がいない農家からいる農家(厩肥ダミー=1)へ, 移転している。

推定結果は, 土地(農地賃借)市場は, 平均的には効率的だったことを示唆している。特に, 土地過剰農家は, 余剰の農地を貸し出すことで, 家族労働力の労働強度の低下を回避できたであろう。一方, 土

地が不足している農家は、農地を十分に借り入れられていない⁴⁹⁾。その結果として労働力が余り、投入強度の上昇に繋がったことが示唆される。この解釈は、前節でみた小規模層の労働員の投入強度の高さと整合的である。

6. 結論

本稿は、1930年代半ばの山形県庄内地方の稲作を事例に、規模と生産性の逆相関関係がみられるか、またその潜在的な要因となる農地貸借市場の効率性を検証した。

『庄内地方米作農村調査』(1935年)の農家レベルのミクロデータを使った検証の結果、生産性および投入強度について、明瞭な逆相関関係はみられなかった。農地貸借市場は、貸し出しはほぼ完全な調整を達成しているものの、借り入れは不十分であることが判明した。これらの結果は、農地市場がおおむね効率的了だったため、投入や生産性の逆相関が発生しなかったことを示唆している。ただし、農地不足の農家は借り入れが十分でできず、家族労働力を過剰に抱え込んでしまった結果、小規模層で労働強度が高まったことが示唆される。この余剰労働力は購入肥料を節約するため、自給肥料の生産に燃焼された可能性がある。

総合すると、本稿の事例では、要素市場(特に農地)が比較的効率的に機能しており、目立った資源配分の失敗は発生しなかったと考えられる。規模と土地生産性の無相関と、規模と労働生産性の順相関は、大規模層ほどTFPが高かったことを示唆する。庄内地方の事情(耕地整理と乾田馬耕の普及)はこれと整合的であり、労働節約的な技術の採択を境界として、大規模化する農家と落層する農家に分かれ、両極分解に至ったと考えられる。

一方、所得は規模と順相関しており、その限りでは庄内地方の両極分解傾向と整合的である。ただし、農地賦存などの家計属性を調整すると、その相関は2町程度で急激に下がることがわかった。これは、規模拡大を指向するものの、大規模層以上への拡大は伸び悩み、中規模層が堆積することを意味しており、両極分解ではなく、中農標準化と整合的である。この不整合の検討は、経営費を含む別のデータでの分析が待たれる。

以上の本稿の分析結果と解釈には、いくつかのデータおよび分析上の限界に基づく制約と留保を要す

る。第1に、本稿では本来、費用を考慮した収益性を検討すべきところを、生産性の分析に留まらざるを得なかった。中農標準化論や両極分解論では、規模と労働投入や費用の関係が最大の焦点であるため、これらの情報を含む別のデータでの検討が求められる。第2に、本稿のデータは、1935年山形県庄内地方という限定された対象を扱っており、本稿の知見がどの程度一般性を持つかは、他のデータや事例の分析との比較を通して、慎重に検討する必要がある。第3に、労働員数や総所得には測定誤差があると予想され、労働強度や所得に関わる結論についても留保が必要である。第4に、農家個別の経営能力など、観察不可能な交絡要因が分析結果にバイアスをもたらしめている可能性は排除できない。

いずれも、データの制約による問題であり、解決は容易ではない。『農家経済調査』等の異なるデータでも、本稿の分析結果が再現されるかを検討することが、今後の課題である。

(一橋大学経済研究所・明治大学農学部・
京都大学学術情報メディアセンター)

付録. 田の耕地面積の修正

庄内調査には、田の所有面積と耕作面積について次の問題がある。調査票では、田畑別に耕地の「所有面積」と「耕作面積」を聞いている。しかし、それらの次の設問が「計」となっており、意味をなさない。実際、「耕作面積」が貸借面積、「計」が実際の経営面積(所有面積+貸借面積)を表していると思われる調査票が多数みられ、混同が見受けられる。そこで、田については、以下の方針で「耕作面積」(経営面積。両者は同じであるが、区別のため、原データを「耕作面積」、修正後を経営面積とする)を修正した。修正の鍵は、別途「米の作付面積」のデータが得られることである。これは田の経営面積と(ほぼ)一致しているはずであり、「耕地」欄の各データと照合が可能である。ただし、畑についてはこの戦略がとれないため、修正は断念した。

ゴールは、経営面積=所有面積+貸借面積の各要素を特定することである。まず、原データの「所有面積」に誤りはないと仮定した。続いて、原データの「田計」が「米の作付面積」と一致しているか確認したところ、3,010件中、2,255件が一致しなかった。原データの解釈は2通り考えられる。第1は、

調査票通り、所有面積と耕作面積を記入し、それを合計しているパターンである。この場合、「計」が意味をなさない。第2は、「計」が所有面積＋貸借面積の合計、つまり経営面積となっているパターンである。この場合、「耕作面積」欄に、実際は貸借面積が記入されている。

まず、パターン1(所有面積と耕作面積を記入)が多数を占めると仮定し、この修正をおこなった(修正1)。この場合、「田計」は意味をなさないので無視する。まず、貸借面積＝「耕作面積」－「所有面積」を計算した。次に、経営面積＝「所有面積」＋貸借面積を再計算した。次に、パターン2(所有面積と貸借面積を記入)の修正をおこなった(修正2)。パターン2では、「田計」＝経営面積(≒米の作付面積)となっている。「田計」から「所有面積」を引いて貸借面積を計算し、「田計」を経営面積とした。最後に、「田計」が空欄もしくは0となっているが、原データの「所有面積」＋「耕作面積」が「米の作付面積」と一致している場合を修正した(修正3)。この場合は、調査員が「田計」の意味を把握しかねて空欄もしくは0としたと考えられる。これらは、「耕作面積」を貸借面積とみなし、「所有面積」と貸借面積の合計を経営面積とした。

以上の修正を経てもなお、経営面積と「米の作付面積」が一致しないケースを精査した。その結果、作付面積の記入漏れ、明らかな桁違いのミスなどを修正した。結果、不一致は330件となった。経営面積と実際の作付面積に多少の相異はありうる。両者の差が3反以上のものは40件、1町以上のものは27件あった。これ以上の修正はできないため、そのまま残した。

なお、以上の問題は、大場(1967)も指摘しており、一定の補正をおこなっている。本稿でおこなった修正は、調査員の調査項目の概念に対する誤認識を想定した多段階にわたるものであり、大場(1967)による修正よりも汎用性が高いといえる。

注

1) 本稿の執筆にあたって、谷本雅之、黒崎卓の各氏、および一橋大学経済研究所定例研究会の参加者から、有益な示唆やコメントを得た。また、データベース化の過程では、小島恵美子氏(京都大学)から多大な協力を得た。記して感謝したい。本研究は、科学研究費補助金基盤研究(B)「両大戦間期農家経済のミクロ

データ分析」(代表者：京都大学・仙田徹志、研究課題番号：25292133)、同「戦時体制期・戦後改革期農家経済のミクロデータ分析」(代表者：京都大学・仙田徹志、研究課題番号：16H04988)の成果の一部である。

2) マルクス経済学の立場では、資本主義の発達に伴い、農業においても農家が資本家・土地所有者・労働者に分割され、資本家の経営が多数の労働者を雇用して大規模経営を展開する両極分解(農民層分解)が予想されていた(大内1984: 19)。中農標準化はこれとは逆行するため、議論を呼んだ。

3) もちろん、本データには欠点もある。データの特性による限界は、結論で考察する。

4) ほかに、地質などの交絡要因の影響(Bhalla and Roy 1988; Assuncao and Braido 2007; Barett, Bellemare, and Hou 2010)や、耕作面積の測定誤差(Lamb 2003; Carletto, Savastano, and Zezza 2013)、耕作面積や収量に関する農家の報告バイアス(Gourlay, Kilic, and Lobell 2017; Desiere and Jolliffe 2017)、また、一筆の耕地片のなかでも、中心部より周辺部の方が生産性が高いという「周辺効果(edge effect)」(Bevis and Barrett 2016)も指摘されている。

5) 中農標準化はもともと小農標準化と呼ばれていた。「小農」には家族労働力のみで経営でき、かつ家族を養い得る規模の農家経営という意味合いがある(大内1984)。こうした意味合いを反映しているかを、データからは判別できないため、本稿では純粋に経営規模を表す意味で「中農」という用語を用いる。

6) 1930年代半ばの状況では、「常識的に、田畑普通作の場合には、労働者1人あたり70アールというのが適正規模だといわれ」、夫婦2人＋子ども1人の計3人の労働力であれば、約2町が家族労働力で耕作可能な上限とされる(大内1984: 32)。

7) 『農家経済調査』の農家経済の収支によれば、1町未満では自作でも農外兼業所得に依存しないと家計費を賄えず、1.5町なら自作であれば賄えるが、小作では届かず、2町程度であれば自小作でも可能と試算されている(大内1984)。

8) 八木(1995)は、昭和戦前期の農業生産力向上の特徴として、(1)国・府県農業試験場の育種体制の確立、耐肥性・耐病性・耐冷性品種の育成や有機質肥料から化学肥料への転換・投入、さらに肥料の増投により、(2)灌漑・排水事業の展開による水田作の多肥多収や水田裏作麦の振興などの二毛作を可能とする土地改良事業が進行したこと、(3)動力刈摺機や脱穀機などの動力機械の急速な普及が、脱穀調整作業の省力化を通じて農繁期の労働ピークを緩和することによって、二毛作の安定化が図られたことや、揚水ポンプや噴霧器の導入によって水田作や果樹作をはじめとする商品作物の安定化を可能とする農業機械化が進展したことを挙げている。また、こうした農業生産力展開の背後には、重化学工業化による化学肥料、発動機・電動機や農業土木用セメントの供給があったとする。

9) 山形県全体では、経営規模でみた中農標準化傾向が確認できる(有本・藤栄・仙田2017)。1912年から1940年にかけての経営面積階層別の農家戸数の推移をみると、中規模層(1～2町)は50%近く増えている。1町以下の小規模層も増加している。一方、3町

以上は減少、特に5町以上の超大規模層は50%近く減少している。

10) 経営規模階層別の農家戸数が、市町村別で得られる最初の年次である。

11) さらに、庄内地方は最上川の南北で、川北にある飽海郡と、川南にある東・西田川郡の三郡に区分される。

12) 農事改良は、乾田馬耕を中心とした苗代改良、堆肥製造、肥料資金の貸し付けなどである。馬耕の普及は、乾田化を要請するため、耕地整理事業へと結びつくことになる。1911年までの山形県の耕地整理面積のうち87%が庄内三郡に集中し、庄内地方の水田面積の77%が耕地整理の対象となっている(菅野・田原・細谷 1984: 30)。庄内地方の耕地整理の動向は佐藤(1978)を参照。

13) 庄内地方の地主の職業は商業が多く、その商人資本的な性格が耕地整理等の積極的な投資の一因とされる(酒井 1960: 21)。地主の米をめぐる活動が活発に行われた経緯、ならびに庄内三郡の特徴については、菅野・田原・細谷(1984: 16-33)も参照。

14) 酒井(1960)の庄内調査の利用は、調査結果を取りまとめた積雪地方農村経済調査所(1937a)における自作などのステータス別・耕作規模別の集計値によるものであり、後述する庄内調査の問題点が補正されている訳ではない。しかし、庄内調査のほかに、山形県農会が実施した三調査(「米生産費調査」、「農家経営改善調査」、「農家経営調査成績」)、および『山形県稲作史』など、複数の統計調査や庄内地方の事例的調査研究の結果を用いており、上述した庄内調査の短所を補いながら、庄内地方の農民層の両極分解の論証を丁寧におこなっている。

15) 庄内地方の小作料率については、反収に対する割合の比較から「庄内地方が村山地方よりも低いとはいえない」(酒井 1960: 20)とされている。なお、東郷村での実地調査をまとめた東京帝国大学農学部農政学研究室(1936)は、小作権は安定しており(「旧慣」に基き一度契約せられた小作は特別な事情なき限り、殆ど永続的に継続」(p. 89))、「此の地に多き大地主(本間家、大瀧等)の方針に制約せられ、地主としては積極的に小作料の引上げを行はない」(p. 93)ため、小作地獲得競争が小作料の騰貴とならないとしている。

16) 作田保証金とは、小作人が新たに地主と小作関係を契約する際に納入する敷金である。小作権の相互確認と物的保証、ならびに耕作田に対する管理保証的な意味が込められている。耕地整理事業前から慣習として存在していたが、明治末から大正初期にかけてさかんに行われるようになった(菅野・田原・細谷 1984: 37-38)。酒井(1960: 13-14)は、庄内地方の小作権価格や小作敷金が村山地方に比べて高いことをふまえ、農民の経営規模を拡大しようとする動きが庄内地方で激しかったことを表している、と指摘している。

17) 農家の選別とは、山田(1960)が指摘した総地主的視野からの中農強化策のことを指す。中農強化策とは、農民層を甲(1町5反以上層)、乙(5反~1町5反層)、丙(5反未満層)に区分し、下層への耕作譲渡を禁止するものである。さらに、中以上層の経済的困難を緩和するために、1928年からは自己資金による「自

作農創設」、1929年には「肥料資金貸付および蓄積金」、1930年には「生産米投売防止資金貸」が導入された(山田 1960: 202)。また、菅野・田原・細谷(1984: 34)では、地主が自小作ないし小作上層に選択的に貸し付けることや、零細小作農の小作料未納に乗じて貸付地を取り上げ、小作農を整理し、改めて上層小作農に貸し付ける、という耕地整理の増分に対する地主の行動が述べられている。

18) 庄内三郡の水田面積は、整理後に4,624町と整理前の1.27倍になっている(菅野・田原・細谷 1984: 30、原典は鎌形 1953: 374)。また、1925~1935年にかけて、庄内調査10カ村の総農家戸数は253戸増えている。

19) 庄内地方の農業労賃は、山形県村山地方と比べれば低い(酒井 1960: 19)。なお、年雇労賃は米の1年間のまとめた現物払いで、男が3.5~4.25石、女が1~2石あった(東京帝国大学農学部農政学研究室 1936: 64; 永野 2005: 107)。

20) 酒井(1960)は中農標準化がみられた山形県村山地方との比較もおこなっている。水稻養蚕地帯である村山地方では、庄内地方と異なり、零細分散錯圃が広範に残された。このため、生産性の向上が困難であるとともに、規模の経済の発揮が阻害された。また、庄内地方と比べて農業機械の普及が遅れ、手労働が支配的であったこともあり、大経営の存続・発展はみられなかった。さらに、養蚕などへの集約化・多角化は集約的小規模経営の存続を可能にした。以上のメカニズムを通じて、1~2町層の増大による中農標準化が進行したとされる。

21) 両極分解論は、戦後の日本農業経済学的主要論点であり、理論的、実証的な研究蓄積も豊富である。この意味で、海外の農業経済学はようやく日本の農業経済学に追いついた。

22) さらに、自家雇用の賃金を何で評価するかも焦点のひとつである。

23) 10反=1町=1ha。

24) 同様に、Maru, Kusadokoro, and Takashima (2015)、草畑(2012)、藤菜・仙田(2016)などの先行研究も生産上の効率性を検証しており、本来、利潤ベースでみるべき経営効率の一部しか捉えていない。

25) なお、農林省経済更生部(1939)によると、すべての調査村が経済更生計画の樹立町村である。ただし、1935年の時点で計画樹立村であったのは3カ村である。

26) 庄内地方では「3町以上の経営は年雇を多く使っている」(酒井 1960: 9-10)という報告がある。実際、庄内地方で調査された4戸のうち、経営面積3.2町の経営は4人、5.7町の経営は3人、13.1町の経営は6人の年雇がいる。なお、庄内地方の年雇の供給層は、次三男か零細経営層の子弟であるという指摘がある(永野 2005: 106)。

27) この点は大場(1967)も指摘している。委託者による指揮監督の下、村内を字、行政区、統計調査区、農事実行組合の区域等によって分け、そのうち数カ所が調査区として設定された。区長、統計調査員、農事実行組合長、青年学校生徒が調査実地担当者として専任し、自計もしくは聴取調査が行われた。委託者は、

調査実地担当者をととして調査票をとりまとめ、村の概況調査とともに積調へ提出し、積調で一括集計された。

28) 残存する調査票と『報告』に掲載されている調査様式とは次の3点で異なる。第1は総所得である。調査票では総所得の欄があるが、『報告』では削除され、総所得の集計がなされていない。第2は耕地についてである。調査票では、田と畑について計の欄が存在するが、『報告』に掲載されている調査様式では削除されている。第3は自給肥料である。調査票では堆肥と厩肥は別欄になっているが、『報告』の様式では堆肥で統合され、集計結果で堆肥として掲載されている。調査様式の不整合の件は、耕地面積については概念上の問題、総所得と堆肥については、実査の結果が反映されたものと考えられる。耕地面積については、大場(1967)も指摘しているように、所有面積と耕作面積という概念の異なるものの「計」が要求されており、調査票の設計ミスであろうと思われる。総所得は1村で無回答、厩肥欄が5村で無回答となっており、このことが『報告』における調査様式の変更に影響したと考えられる。堆肥と厩肥は5村で堆肥として、まとめて回答されている可能性が高い。

29) 米の生産量から小作料を除いた手取りの生産高を、作付面積で除した。

30) 総所得の調査方法について、『報告』に記載はなく、小作料や農外収入が含まれるか、経費が控除されているかは不明である。

31) 所得と関連する売買動向として、大規模ほど米の購入率は下がる一方、中農以上はほぼすべての農家が米を販売している。ただし、0.5町未満層の半分弱は完全に自給用に米作をしている。大規模層ほど米販売量比率は高く、収穫後遅くまで販売している。また、大規模ほど米以外ダミーは高く、多角化している。以上、有本・藤栄・仙田(2017)を参照。

32) 米販売量(石)に、山田における玄米(中)の卸売価格28.13(円/石)『山形県統計書(1930年度)』を乗じて推定した。計算した米販売量収入率が1を超えた場合は、1とした。米販売量として計上された米は、自己生産物と現物小作料のほか、前年繰越分も原理的には含まれるが、これらは区別できない。

33) 庄内調査は、自給肥料の投入量を重量(貫)ベースで調査している。これを農林水産省の成分含有率と価格算定方法に基づき、窒素・磷酸・カリに成分換算し、さらに価格評価した。換算率や評価価格は、黒川(1982)による。評価額は1931年のものを用いた。換算にあたって、堆肥と厩肥を合算し、堆肥の成分含有率を用いた。

34) 田純借入面積(田所有面積-田耕作面積:貸出超過の場合は負の値をとる)が正なら田借入ダミーを1、負なら田貸出ダミーを1とした。

35) カーネルはEpanechnikovカーネルを用いた。以下同じ。

36) 例えば、ルワンダでは-0.38(Ali and Deininger 2015)、マダガスカルでは-0.2~-0.3(Barrett, Bellemare, and Hou 2010)、インドでは-0.16~-0.31(Assuncao and Braido 2007)、ベトナムでは-0.06~-0.15(Liu, Violette, and Barrett 2016)、ウガンダでは

-1.0(Carletto, Savastano, and Zezza 2013)などである。作物や農法によって経営規模は異なるため、比較には注意を要するが、最大規模はそれぞれ順に、おおむね20 ha, 1.5 ha, 60 ha, 2.2 ha, 240 haとなっており、ウガンダの240 ha(ただし平均は0.9 ha)を除いて、基本的には本事例と同様の小規模な家族労働力を中心とした経営と考えられる。

37) これらの研究は、TFPやMalmquist生産性で生産性を測定しており、土地生産性を採用した本稿や逆相関論の議論とは指標が異なるため、直接の比較はできない。逆相関論の既存研究は土地生産性ベースでなされてきており、比較可能性を維持する観点からは、先行研究が依拠する『農家経済調査』等の異なるデータでも、土地生産性と規模の逆相関が検出されるか否かの検証が必要であろう。

38) これは、同様の結果を示した既存研究と整合的である(梶井 1979; 川越 1995; Arimoto, Okazaki, and Nakabayashi 2010 など)。このことは特に不思議ではない。自作農に比べて小作農の生産性が劣るという予想は、いわゆる「マーシャルの非効率性」によって説明される。これが成り立つのは、小作農が刈分小作のもとで耕作しているときである。近代日本では、定額(現物定量)小作が一般的であり、そもそもこの前提条件が成立していない。また、「マーシャルの非効率性」は、小作農の投入強度と生産性の低下を予想するが、本稿の分析では、田賃借地率が高いと投入強度が下がるという負の相関はみられない。このことも「マーシャルの非効率性」が発生していないことを裏づけている。

39) ただし、肥効で考えた実質的な投入強度を考えると、結論は変わる可能性がある。肥料投入の合計額は規模とほぼ無相関であっても、その構成比は大規模層ほど購入肥料が高い。表2(3)列に示した反収に対する各肥料の推定値によれば、自給肥料の肥効は購入肥料の約1.3倍である(0.0176 vs. 0.0134)。よって、肥効でみれば規模と逆相関にある。ただし、自給肥料の肥効が購入肥料より高いという推定値は常識的にも不可思議である。肥効の比較は、自給肥料の成分要素と価格換算の係数に依存するため、ここでは判断を保留したい。

40) ただし、臨時雇(家族)労働員を代替するかは議論の余地がある。臨時雇は文字通り、田植えや収穫作業等の臨時雇と考えられ、反収には直接影響しない可能性が高い。

41) 庄内地方に関連した出稼ぎについて二つあけておく。第1は、戦前、戦後を通じた代表的な出稼ぎのひとつでもある酒造出稼ぎである。松田(1978)によれば、戦前(1927年)から戦後(1973年)にかけての増加地域として、庄内杜氏は位置づけられており、戦前期の酒造出稼ぎは多くなかったものと考えられる(松田 1978: 805-807)。第2は、漁業部門への出稼ぎである。東北の単作地帯が北洋漁業出稼ぎの供給源としてあった(宮出 1956)。庄内でも500人程度の出稼ぎがあったとされるが、主要な供給源は岩手県九戸郡や青森県三戸地方であり、庄内地方からの出稼ぎは少ない(宮出 1956: 57)。

42) 東北地方は他地方と比べて商工業の発展が劣

り、兼業機会がないため、農家の兼業収入は金額でもシェアでも低いことが指摘されている(帝國農會 1935: 444-445)。

43) 東北地方の農閑期の労働として藁加工、除雪作業、雪上物資輸送などの労働需要があることは指摘されている(帝國農會 1935: 420; 宮出 1956: 45)。とりわけ積雪地方は積雪により冬期の屋外作業ができないため、他地方に比べて労働の繁閑の差が著しいとされている(積雪地方農村経済調査所 1937b)。

44) 実際、表 1 の経営規模階層別の記述統計で確認できるとおり、作付面積 1 町前後の農家は平均すると田借入地率がもっとも高く(0.82)、5 町以上は低い(0.38)。

45) 作付面積を対数線形の連続値で説明変数とした 1, 2 列の結果は、規模と所得に正の相関があることを示している。家計属性をコントロールした 2 列の作付面積の弾力性は 0.52 であり、作付面積が 2 倍になれば 1 人当たり総所得は 52% 増える計算である。

46) 労働の調整については、雇用状況(特に常雇)の情報が必要であるが、本データではそれができない検証できない。

47) 解説は、Otsuka(2007)を参照。

48) Jin and Jayne(2013)や Chamberlin and Ricker-Gilbert(2016)にならい、借入農家、貸出農家のサンプルに無貸借農家を加えて、Tobit モデルの推定もおこなったが、推定結果はほぼ変わらなかった。

49) ひとつの理由として、「此の地に多き大地主(本間家、大龍等)の方針に制約され、地主としては積極的に小作料の引上げを行はないこと」(東京帝國大學農學部農政學研究室 1936: 93)から、小作料が低めに抑えられており、小作地の需要がタイトであったことが考えられる。ただし、酒井(1960)は庄内地方の小作料は村山地方と比べれば高かったとしている。

引用文献

有本寛・藤栄剛・仙田徹志(2017)「補遺 戦前日本農業の規模と土地生産性の相関関係：山形県庄内地方(1935年)の横断観察研究」(available upon request)。
中央職業紹介事務局(1930)『昭和3年中に於ける道府県外出稼者に関する調査概要』労働移動調査、第5輯、(<http://dl.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/1444311>)。
藤栄剛・草処基・仙田徹志(2012)「戦前期における農家家計の経営効率性」稲本志良編集代表『農業経営発展の会計学：現代、戦前、海外の経営発展』昭和堂、所収、pp. 249-267。
藤栄剛・仙田徹志(2016)「戦前日本における農家家計の生産性と集計的ショック」『農業経済研究』第88巻第2号、pp. 137-155。
梶井功(1979)『土地政策と農業』家の光協会。
梶井功(1985)「解題 農民層分解論—事実と諸論調」近藤康男責任編集『昭和後期農業問題論集4 農民層分解論II』農山漁村文化協会、所収、pp. 323-384。
鎌形勲(1953)『山形県稲作史』農林省農業総合研究所。
川越俊彦(1995)「戦後日本の農地改革：その経済的評価」『経済研究』第46巻第3号、pp. 249-259。
栗原百寿(1943/1974)『日本農業の基礎構造』(栗原白

寿(1974)『栗原百寿著作集I 日本農業の基礎構造』校倉書房、に復刻)。
黒川計(1982)『日本における明治以降の土壤肥料考』(下巻)「日本における明治以降の土壤肥料考」刊行会。
草処基(2012)「耕種・養蚕複合経営の生産技術の計測」稲本志良編集代表『農業経営発展の会計学：現代、戦前、海外の経営発展』昭和堂、所収、pp. 227-248。
松田松男(1978)「我が国における酒造出稼ぎの需給分布とその変化」『地理学評論』第52巻第11号、pp. 804-813。
宮出秀雄(1956)『農村潜在失業論』有斐閣。
森武磨・大門正克(1996)『地域における戦時と戦後—庄内地方の農村・都市・社会運動—』日本経済評論社。
永野由紀子(2005)『現代農村における「家」と女性—庄内地方に見る歴史の連続と断絶—』刀水書房。
内務省社会局社会部(1937)『昭和九年中に於ける出稼者に関する調査概要』、(<http://dl.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/1454240>)。
農林省経済更生部(1939)『農山漁村経済更生計画樹立村名簿—昭和七、八、九、十、十一、十二、十三年度指定—』経済更生計画資料第39号。(武田勉・楠本雅弘編(1985)『農山漁村経済更生運動史資料集成』柏書房、第1集第7巻に復刻資料として収録)。
農商務省農務局(1922)『副業的季節移動労力ニ関スル調査』副業参考資料八、(<http://dl.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/929629>)。
大場正巳(1967)『「庄内地方米作農村調査」の問題点』『農業総合研究』第21巻第3号、pp. 169-193。
大内力(1969)『日本における農民層の分解』東京大学出版会。
大内力(1984)「最近における農民層の動向」『日本学士院紀要』第40号第1号、pp. 19-61。
酒井惇一(1960)「農民分解の経営的基礎：昭和恐慌期における村山地方と庄内地方」『農業経済研究報告』第2巻、pp. 1-33。
佐藤繁實(1978)「庄内地方における農業生産力展開の契機：耕地整理とその影響」日本農業発達史調査会編『日本農業発達史』別巻(上)、中央公論社、所収、pp. 129-166。
積雪地方農村経済調査所(1937a)『庄内地方米作農村調査』積雪地方農村経済調査所報告第19号。
積雪地方農村経済調査所(1937b)『積雪地方に於ける出稼に関する調査』積雪地方農村経済調査所資料46号。
菅野正・田原音和・細谷昂(1984)『東北農民の思想と行動—庄内農村の研究—』御茶の水書房。
高岡熊雄(1915/1976)「小農保護問題—報告第一席」社会政策学会編『小農保護問題』(近藤康男編(1976)『明治大正農政経済名著集』第13巻、農山漁村文化協会、に復刻)。
玉真之介(1993)「農民層分解論の再検討」『農業問題研究』第36巻、pp. 12-24。
帝國農會(1935)「東北地方農村に関する調査—実態編—」。

- 東京帝國大學農學部農政學研究室(1936)『庄内田所の農業, 農村及び生活』岩波書店。
- 綿谷赴夫(1979)『農民層の分解』(綿谷赴夫著作集第1巻)農林統計協会。
- 八木宏典(1995)「生産力の発展と中農標準化」農林水産省農林水産技術会議事務局昭和農業技術発達史編纂委員会編『昭和農業技術発達史第1巻 農業動向編』, 農山漁村文化協会, pp. 172-190。
- 山田盛太郎(1960)『日本農業生産力構造』岩波書店。
- 山形県(1925, 1930, 1935)『山形県統計書』。
- Ali, Daniel Ayalew and Klaus Deininger (2015) "Is There a Farm Size-Productivity Relationship in African Agriculture? Evidence from Rwanda," *Land Economics*, Vol. 91, No. 2, pp. 317-343.
- Arimoto, Yutaka, Tetsuji Okazaki, and Masaki Nakabayashi (2010) "Agrarian Land Tenancy in Prewar Japan: Contract Choice and Implications on Productivity," *Developing Economies*, Vol. 48, No. 3, pp. 293-318.
- Assuncao, Juliano J., and Luis. H. B. Braidó (2007) "Testing Household-Specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 89, No. 4, pp. 980-990.
- Barrett, Christopher B., Marc F. Bellemare and Janet Y. Hou (2010) "Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity-Size Relationship," *World Development*, Vol. 38, No. 1, pp. 88-97.
- Benjamin, Dwayne (1992) "Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models," *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, pp. 287-322.
- Benjamin, Dwayne and Loren Brandt (2002) "Property Rights, Labour Markets, and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 35, No. 4, pp. 689-716.
- Bevis, Leah EM and Christopher B. Barrett (2016) "Close to the Edge: Do Behavioral Explanations Account for the Inverse Productivity Relationship?" mimeo.
- Bhalla, Surjit S., and Prannoy Roy (1988) "Misspecification in Farm Productivity Analysis: The Role of Land Quality," *Oxford Economic Papers*, Vol. 40, No. 1, pp. 55-73.
- Carletto, Calogero., Sara Savastano and Alberto Zezza (2013) "Fact or Artifact: The Impact of Measurement Errors on the Farm Size-Productivity Relationship," *Journal of Development Economics*, Vol. 103, pp. 254-261.
- Chamberlin, Jordan, and Jacob Ricker-Gilbert (2016) "Participation in Rural Land Rental Markets in Sub-Saharan Africa: Who Benefits and by How Much? Evidence from Malawi and Zambia," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 98, No. 5, pp. 1507-1528.
- Deininger, Klaus, Daniel Ayalew Ali and Takie Alemu (2008) "Assessing the Functioning of Land Rental Markets in Ethiopia," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 57, No. 1, pp. 67-100.
- Deininger, Klaus., Songqing Jin, Yanyan Liu, and Sudhir K. Singh (2016) "Can Labor Market Imperfections Explain Changes in the Inverse Farm Size-Productivity Relationship? Longitudinal Evidence from Rural India," IFPRI Discussion Paper 01358.
- Desiere, Sam and Dean Mitchell Jolliffe (2017) "Land Productivity and Plot Size: Is Measurement Error Driving the Inverse Relationship?" Policy Research Working Paper; no. WPS 8134. Washington, D.C.: World Bank Group.
- Eastwood, Robert, Michael Lipton, and Andrew Newell (2010) "Farm Size," In *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 4, ed. P. L. Pingali and R. E. Evenson, pp. 3323-3397. Amsterdam: Elsevier.
- Eswaran, Mukesh, and Ashok Kotwal (1986) "Access to Capital and Agrarian Production Organization," *Economic Journal*, Vol. 96, No. 382, pp. 482-498.
- Feder, Gershon (1985) "The Relationship between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision, and Credit Constraints," *Journal of Development Economics*, Vol. 18, No. 2/3, pp. 297-313.
- Foster, Andrew D. and Mark R. Rosenzweig (2011) "Are Indian Farms Too Small? Mechanization, Agency Costs, and Farm Efficiency," mimeo.
- Gourlay, Sydney, Talip Kilic and David Lobell (2017) "Could the Debate Be Over? Errors in Farmer-Reported Production and Their Implications for Inverse Scale-Productivity Relationship in Uganda," Paper Presented at the 2017 Centre for the Study of African Economies (CSAE) Conference.
- Jin, Songqing, and T. S. Jayne (2013) "Land Rental Markets in Kenya: Implications for Efficiency, Equity, Household Income, and Poverty," *Land Economics*, Vol. 89, No. 2, pp. 246-271.
- Kevane, Michael (1996) "Agrarian Structure and Agricultural Practice: Typology and Application to Western Sudan," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, No. 1, pp. 236-245.
- Lamb, Russel L. (2003) "Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error," *Journal of Development Economics*, Vol. 71, No. 1, pp. 71-95.
- Larson, Donald F., Keijiro Otsuka, Tomoya Matsumoto and Talip Kilic (2014) "Should African Rural Development Strategies Depend on Smallholder Farms? An Exploration of the Inverse-Productivity Hypothesis," *Agricultural Economics*, Vol. 45, No. 3, pp. 355-367.
- Lipton, Michael (2009) *Land Reform in Developing Countries: Property Rights and Property Wrongs*, London and New York: Taylor and Francis, Routledge.
- Liu, Yanyan, William Violette, and Christopher B.

- Barrett (2016) "Structural Transformation and Intertemporal Evolution of Real Wages, Machine Use, and Farm Size-Productivity Relationships in Vietnam," IFPRI Discussion Paper 01525.
- Maru, Takeshi, Motoi Kusadokoro and Masanori Takashima (2015) "Productivity and the Growth of Japanese Agriculture in the 1930s: A Panel Data Analysis Using a Survey of the Farm Household Economy," PRIMCED Discussion Paper Series 71.
- Otsuka, Keijiro (2007) "Efficiency and Equity Effects of Land Markets," In *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 3, ed. R. E. Evenson, and P. Pingali, pp. 2671-2703. Amsterdam: Elsevier.
- Skoufias, Emmanuel (1995) "Household Resources, Transaction Costs, and Adjustment through Land Tenancy," *Land Economics*, Vol. 71, No. 1, pp. 42-56.
- Wang, Xiaobing, Futoshi Yamauchi, Keijiro Otsuka and Jikun Huang (2016) "Wage Growth, Landholding, and Mechanization in Chinese Agriculture," *World Development*, Vol. 86, pp. 30-45.
- Yamauchi, Futoshi (2016) "Rising Real Wages, Mechanization and Growing Advantage of Large Farms: Evidence from Indonesia," *Food Policy*, Vol. 58, pp. 62-69.
- Zhang, Xiaobo, Jin Yang and Thomas Reardon (2017) "Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture," *China Economic Review*, Vol. 43, pp. 184-195.