

# 戦間期日本における農家の世帯人口の変動と労働配分

草刈 基・丸 健・高島正憲・斎藤 修

昭和恐慌によるショックから回復し戦時体制が本格化していく1930年代の日本農村は、わずか10年ほどの間に人口滞留期から流出期へと移行した。1930年代後半には兵役への動員や兼業機会の増大により若年男子の他出が増加したが、これは、以前は家に留められることが多かった長男の他出をも伴う動きであった。農林省第3期農家経済調査の個票パネルデータを用いて、若年男子労働力の大量流出に対する世帯内労働力の再配分を、定量的手法により分析した。1930年代後半には、壮年女子によって若年男子の農業労働が代替されるようになり、若年男子労働力の喪失とともに、女子労働力への依存が高まったことが定量的に確認された。また、強くではないものの、長男の他出に対しては若年女子や次男など他の若年男子で農業労働を代替する傾向が見られ、若年男子の他出が他の世帯員の労働に与える影響は出生順序により一様ではないことが示唆された。

JEL Classification Codes: N55, O13, Q12

## 1. はじめに

本稿の目的は、1930年代後半に日本農村で生じた若年男子労働力の大量流出に対する農家の対応を、労働力の再配分の側面から実証的に明らかにすることにある。

明治期から近年まで、標準的な日本農家は小農であり、ライフ・サイクルに従いながら生活の維持・向上を目的として、主に家族労働力に依拠して生産・消費活動に従事する経済主体であった。小農経済は純粋な自給経済とは異なり、経済活動において外部と接触をもち、市場や経済状況の変化から影響を受ける。日本の農家行動を解明するために開発された小農経済モデルである農家主体均衡論においても、日本農村の状況を考慮して労働・土地市場の有無や不完全性に関する仮定を設定し、農家の労働供給や生産物供給に関する理論的分析が行われた(中嶋1983)。

経済成長と共に非農業部門の労働市場は拡大する。これは、小農にとって兼業機会の拡大を意味し、家族労働力の再配分が行われる契機となる。戦前期の日本の経済成長の過程において、農家数や農業就業人口は比較的安定していたが、その背景には、一部の地域を除き、日本の農家の「家」制度が、一子相続を基本とした直系型家族であったことが挙げられる(斎藤2009; 坂根2011)<sup>1)</sup>。日本の直系型家族の

ライフ・サイクルの下では、跡取りは嫁を他家から迎え入れ、両親と同居し、家業である農業を継承する。非跡取りの男子や女子は、跡取りの相続が困難となった場合を除き、都市への移住、他家への嫁入り、分家などの手段により、生家を離れていく。このような「家」の維持を目的とした世帯人口の調整は、長男が跡取りになることが多かったことから、「長子(移動)線」と呼ばれ、明治以降の戦前期を通して農家数・農業就業人口の安定をもたらすとともに、商工業部門への労働供給を可能とし、日本の経済発展に貢献した(野尻1942/78; 坂根2011)。

しかしながら、戦前期の最終期である1930年代に、直系型家族のライフ・サイクルに混乱が生じた。昭和恐慌直後の1930年代初頭には、失業者の帰村に加え、都市部での就労機会の減少によって家に留まった若年層が滞留し、農村部の過剰人口が増加した(野尻1942/78; 暉峻1984)。1930年代中ごろから農家経済は回復基調に入るが、軍需主導による重化学工業の成長により兼業機会が再び増加し、戦時体制が本格化する1930年代後半には突然かつ大規模な動員増加も重なり男子農業労働力の大量喪失を引き起こした。同時に、軍需産業と密接に関連した鋳工業が農村部に進出し、通勤による農外就労が一般化し、離村をしない形での若年男子を中心とした労働力の農外への流出も増加した(林2003)。この動きは、これまで「家」、そして農業に留められる

ことの多かった長男の流出を伴うものであった<sup>2)</sup>。

1930年代後半の兼業機会の拡大と動員増加に際し、農家は家族労働力をどのように再配分し対応したのであろうか。先行研究では、この時期に農業経営が労働節約的になっていく一方で、女子労働力利用の強化など世帯内で労働力の再配分が起きたことが指摘されているが、兼業機会の拡大や動員増加との定量的な関係性は検証されていない(野尻 1942/78)。しかし、1930年代後半にいたるまでの日本では労働集約的な農業技術が発展し、女子の労働時間は、自身や乳児の健康に悪影響を与える可能性があるほどに増大していた(斎藤 1991; 大門 2005)。また、斎藤(2009)は、本研究でも用いる農林省第3期農家経済調査の17件の個票データを利用し、既婚女子の農業労働時間は夫の農業労働時間と強い補完関係にあり、さらに、家事労働とは代替関係にあったことを明らかにしている。1930年代後半の女子労働力利用の強化は、家事労働との代替の下で女子に負担を強いる形で行われたと考えられ、それが兼業機会の拡大や動員増加と関連づけられたものであったのかを検証することが必要であろう。

兼業機会の拡大と家族労働力の再配分については、主に戦後の高度経済成長期以降を対象として研究が行われてきた。そこでは、世帯主の兼業就業が一般化していくなか、世帯主の兼業就業が進む条件や兼業時間に対する農業労働時間の調整問題に焦点があてられた(石田 1981, 荒山 1986)。さらに、核労働力である世帯主の兼業化とその他の非核労働力、とりわけ、妻の就業行動が着目された。1960-70年代の農家女子の就業行動を分析した石田(1983)は、非核労働力である既婚農家女子の就業行動は、核労働力である夫の就業選択から一方的な影響を受け、夫のフルタイム兼業への就業により妻の就業率(農業と兼業を含む)が低下することを指摘した。しかし、1980年代になると夫の兼業就業への依存は弱まり、女子自身が直面する労働市場の状況や子供の人数などの家族形態の影響を強く受けるようになった(福井 1990)。

高度経済成長期以降は世帯主の兼業就業が増加したことから、核労働力の兼業化に対応した非核労働力の再配分という枠組みが用いられた。しかし、1930年代後半の兼業機会の拡大と動員増加は、世帯主の就業行動に大きな影響を与えるにはいたらず、主に若年男子の世帯からの他出に影響を与えた。したがって、この時期の農家世帯の労働の再配分を分

析するにあたり、直系型家族で想定されるライフ・サイクルのパターン以上に若年男子労働力の他出が進み、それに対応して女子労働力を含め労働力の再配分が起きたという枠組みで接近することが有効であると考えられる。

そこで本稿では、1930年代後半の兼業機会の拡大と動員増加に対する農家の労働力の再配分を明らかにするために、1931-41年にかけて実施された農林省第3期農家経済調査の個票資料をパネルデータとして用い、世帯人口の変動に対する世帯内労働力の調整に関する定量的な分析を行う<sup>3)</sup>。この分析の中で、人口滞留期であった1930年代前半と流出期へと移行した1930年代後半との間に、流出が進んだ若年男子の世帯人口の変動に対する世帯内労働力の調整に変化が生じていたかに着目し、先行研究で指摘されている女子労働力の利用が強化されていたかを明らかにする。合わせて、長男と長男以外の男子人口の変動が農家の労働配分に異なる影響を与えていたかを検証する。

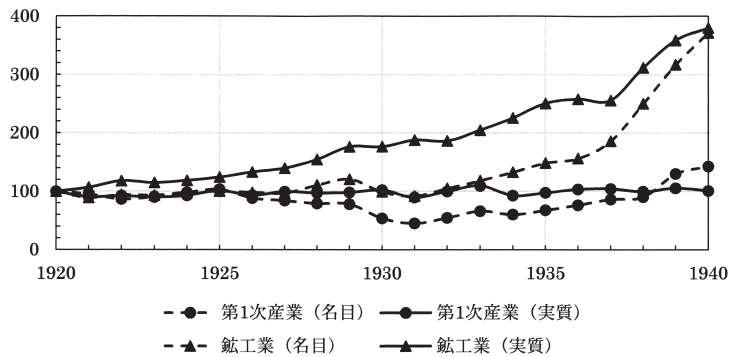
## 2. 1930年代の農業・鉱工業と労働市場の変化

1930年代日本経済の前半期は、第1次世界大戦の戦後恐慌と昭和恐慌の2度の恐慌に挟まれた1920年代の長期的な不景気からの回復に充てられたが、後半期には戦時経済に突入していく。同時に、農業に代表される伝統産業と鉱工業に代表される近代産業間の成長の格差が顕在化した。

図1は、1920年値を100としたときの、農業を含む第1次産業と鉱工業のGDPの1920年から1940年までの推移を示している。第1次産業の名目GDPは1920年代後半から昭和恐慌後の1931年まで低下傾向にあり、その後上昇に向かった。しかし、1939年になってようやく、1920年の水準にまで回復した。この間の実質GDPはほぼ横ばいで推移しており、名目GDPの変化は、第1次産品の交易条件の変化によるところが大きい。深尾・牧野・攝津(2019)の推計によると、1926-40年の第1次産業のTFP上昇率は年率0.2%で戦前期を通じて最も低く、生産性の上昇は停滞していた<sup>4)</sup>。

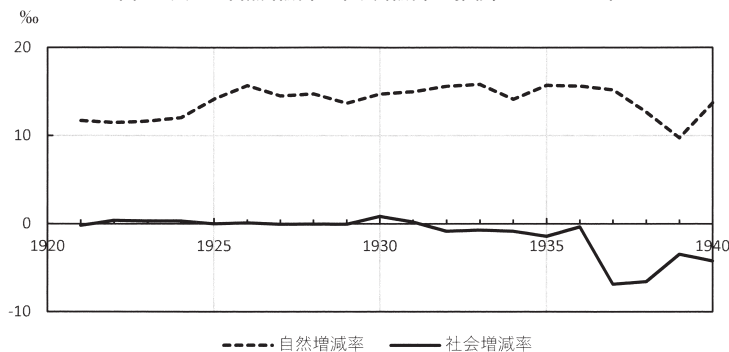
鉱工業に目を転じると、1920年代の名目GDPは停滞しているものの、価格の低迷による影響が大きく、実質では成長を続けていた。昭和恐慌により名目値で一時的な減少を経験したが、1930年代から名目・実質値ともに急速な成長を遂げている。1930年代を通して第1次産業との格差が拡大したことが

図1. 第1次産業と鉱工業のGDPの推移, 1920-1940年(1920=100)



資料) 深尾・牧野・攝津(2019), 付表1.  
注) 実質GDPの基準年は1934-36年。

図2. 人口の自然増減率と社会増減率の推移, 1920-1940年



資料) 日本統計協会編『日本長期統計総覧』CD-ROM版(日本統計協会, 2001年), 表2.1.  
注) 1. 10月1日, 内地に現在する, 総務省統計局推計による全国人口系列(国勢調査入基準). 海外にいる軍人・軍属等を含まない.  
2. 人口の自然増減率は, 普通出生率マイナス普通死亡率.  
3. 社会増減率は, 「内地外における在留日本人の当年の人口増減数から自然増減数を減じて」得られた数値の総人口に対する比率.

みてとれる。

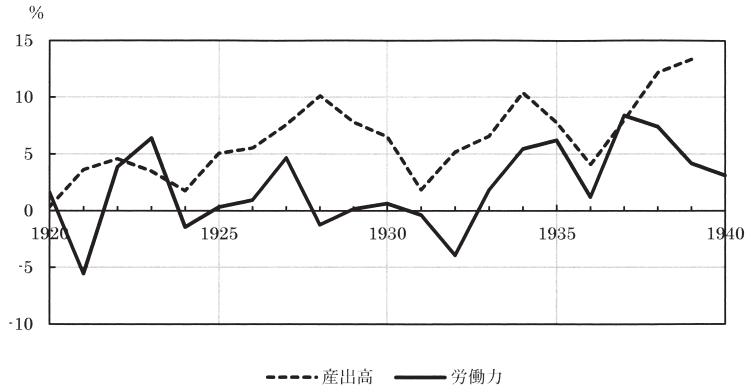
1920-30年代は, 労働市場への人口圧力が感じられるようになった時代であった(斎藤1992)。図2は, この時代における人口の自然増減率と社会増減率を示す。1900年以前の人口増加率は決して高くなく, 自然増減の年率は1%に達していなかったが, 世紀が変わるところからその水準が1%を超え, 1925年以降には1.5%前後の高水準となっていた。その傾向に変化が生ずるようになったのが1930年代後半であった。社会増減率は, 1932年にマイナスに転じ, 日中戦争が始まる1937年からは大幅な社会減となった。実数でいえば, 1932-36年には年平均5.5万人の減であったのが, 1937年には44万人もの減少となり, それに対応するかのようになり, 自然増減率も低下を始めた。

そこで, 日中戦争を契機とする純海外移住の増加が労働力人口に与えた影響を推計した。まず海外移

住者はすべて15歳以上とみなし, かつ徴集兵・召集兵の場合は速やかに海外の戦地に赴いたと仮定すれば, 年々の社会増の累積値を国内の15歳以上人口に加えることによって, 彼らが内地を離れなかったときの15歳以上人口を求めることができる。ただし, 15歳以上人口系列は, 深尾・牧野・攝津(2019)の年末現在人口推計を使うので, 前者を後者の1年ずらした値に加算することにする。このような試算から, 海外移動がなかった場合の1940年における15歳以上人口は4690万人と算出され, 現実の値が4550万人であったので, 140万人が流出した勘定になる。この人口学的に推計された海外移住者数には軍人・軍属と非軍人とが含まれている。非軍人の流出者が1932-36年水準のまま推移したとすれば, その累計は22万人, したがって召集による流出者数は118万人と推計される。

この推計を陸海軍兵員統計によってチェックして

図3. 鉱工業の動向：産出高と雇用の対前年増加率，1920-1940年



資料) 深尾・牧野・攝津(2019), 付表1.

注) 産出高の場合, 対前年比にはかなり大きな変動があるので, 3か年移動平均をとって対前年増加率を計算した.

みよう<sup>5)</sup>. それによれば, 1940年の陸海軍計の軍人・軍属数が154万人, 1936年推定値は35万人であったので, その増分は119万人となる. 1938年以降の兵員統計が載せるのは「動員総人員」であり, 戦死者が含まれているので, その数を考慮に入れたとしても先の推計値118万人にほぼ一致するといえてよい. いいかえれば, 1937年から4年の間に, 100万余の成人労働力が突然に, 国内の経済活動から外地での戦争行動へと振替られたのであり, その人口学的な影響は出生率の低下, そして自然増減率の低下となって表れた.

1920-30年代の鉱工業産出の成長に対応して鉱工業部門の雇用もまた増加した. 図3には, この鉱工業産出の成長と雇用との対応関係が, 対前年増加率によって描かれている. その対応には1年のラグがみられることがあり, また昭和恐慌時には雇用増加を伴わない成長も経験したが, 1932年からの景気回復においては雇用もまた高い成長率を示したのである. しかし, 1937年からの戦時体制下の大量動員による労働供給の減少は, 鉱工業の雇用にも影響を与えた. 図3からもわかるように, 1937年以降は鉱工業の産出高増加率と労働力増加率が逆方向へ動いている. 労働需要に見合うほどの労働力の増加が望めなくなったのである.

1930年代における最大の労働供給源は農村であったが, 雇用増加のすべてが農村から都市部への単身労働者の移動によって賄われたと考えるのは早計である. 両大戦間期には, 農村部への工場建設がゆっくりとであったが進み, やがて「職工農家」と呼ばれた兼業農家の存在が同時代人にも意識されるようになった(林2003). 農家の跡とりが工場就業を

本業とし, 農業を副業とするようになった農家の出現である. 1930年代後半には, これに徴集・召集による離村が重なり, 農村で「労働力不足」が強く意識されることとなった<sup>6)</sup>.

### 3. 農林省第3期農家経済調査のパネル構造

戦前期の農林省農家経済調査(農林省調査)は, 帝国農会が1913-15年に実施した農家経済簿記による農家調査を引き継ぎ, 1921年に始まった. 農林省調査は, 簿記形式や調査農家の選定方法に改正を加えながら, 第2次世界大戦終結後の1948年まで途切れることなく実施された.

本稿は, 農林省第3期農家経済調査(第3期調査)個票資料のデータベースから北海道と沖縄を除く45府県の個票資料を抽出し, 分析を進める<sup>7)</sup>. 農林省調査の資料論的検討や農家経済簿記についての検討は, 既に先行研究で詳しく行われているため, 詳細についての言及は行わない(稲葉編1953; 農林省統計情報部編1975; 尾関・佐藤2008; 佐藤編2009; 浅見編2011). ここでは, 第3期調査のデータベースをパネルデータとして捉えたときの構造について検討したい.

第3期調査の調査マニュアルによると, 世帯員は「調査者及び之と同一経済にあるもの(雇人を除く)」として定義されている(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター, 2008, p.195). また, 年度始に世帯員を記帳し, 出産, 死亡, 婚姻等による変化があった場合にはそのたびに記入していくこととされている. しかし, 兵役や出稼ぎ等で1年中不在と記載されている者が世帯員として記録されているケースと, 逆に, 前後年の調査から1年中不在

表 1. 参入・退出時点での調査世帯の概要

	1931年調査世帯 1931年時点		1932-41年参入世帯 参入時点		1931-40年退出世帯 退出時点	
	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.
世帯数	313		278		279	
家長年齢	41.79	(10.99)	38.96	(10.45)	43.77	(11.60)
世帯員数	6.46	(2.06)	6.06	(1.96)	6.42	(2.07)
家族形態*						
単婚	0.46	(0.50)	0.48	(0.50)	0.45	(0.50)
直系：妻+嫁	0.11	(0.31)	0.05	(0.23)	0.11	(0.31)
直系：妻+姑	0.39	(0.49)	0.44	(0.50)	0.40	(0.49)
その他	0.04	(0.20)	0.03	(0.17)	0.05	(0.21)
自小作別*						
自作	0.36	(0.48)	0.32	(0.47)	0.34	(0.47)
自小作	0.36	(0.48)	0.36	(0.48)	0.37	(0.48)
小作	0.28	(0.45)	0.32	(0.47)	0.29	(0.46)
養蚕経営*	0.58	(0.49)	0.42	(0.50)	0.43	(0.50)
経営農地面積(反)	12.23	(5.70)	12.14	(5.73)	12.66	(6.50)
病気世帯員*	0.15	(0.36)	0.10	(0.30)	0.20	(0.40)
正の農家経済余利*	0.47	(0.50)	0.79	(0.41)	0.71	(0.45)
負債*	0.92	(0.27)	0.79	(0.41)	0.89	(0.32)

資料) 農家経済調査データベース(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター)。

注) アスタリスクのついた変数はダミー変数である。

であったと推察される者が世帯員として記録されていないケースとが混在しており、調査の現場で世帯員の記入方法に混乱があったと思われる。そこで、1年中不在と記載されている世帯員をオリジナルのリストから除き、本稿で使用する世帯員リストを改めて作成した。調査年度内の任意の期間に調査者の家に同居し、かつ、同一経済にあるものが世帯員リストに含まれることになる。本稿で用いる第3期調査45府県から得られたサンプルには、591世帯と4,428人の世帯員が含まれ、1931年から1941年の11年間の延数は、それぞれ3,094世帯、19,931人となっている。

戦前期の農林省調査は定点観測を原則としているが、実際には、1年のみ調査されている世帯が最も多く、11年間を通じて調査された世帯は21世帯にすぎない。調査回数(中央値)は世帯で5.2(5)回、世帯員では4.5(4)回となっている。調査年度により世帯数が増減するが、主に調査からの世帯の脱落と参入、個票資料の散逸の2つの要因によって生じている。特に1940年に世帯数が大幅に減少するが、これは資料の散逸によるもの大きい<sup>8)</sup>。農林省調査では、何らかの理由により調査の継続が困難となった世帯が生じた場合、他の農家世帯を新たに選出し調査世帯数の維持をはかった。調査2年目に当たる1932年以降、毎年10世帯以上の世帯が新たに参入しており、特に1932年と調査最終年の

1941年に多くの世帯の参入が確認される。

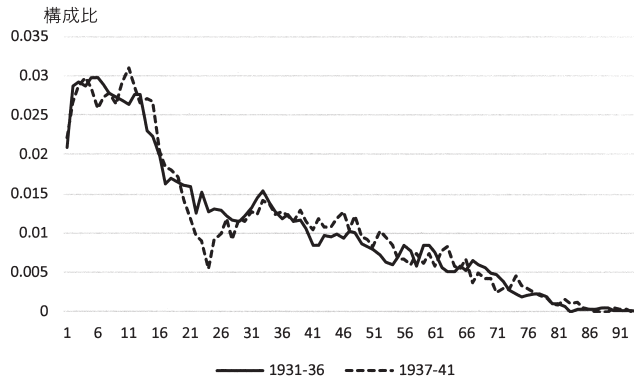
表1に調査世帯の概要をまとめている。第1列は第3期調査初年度である1931年に調査された世帯の1931年度、第2列は1932年以降に参入した世帯の参入年度、第3列は1940年までに調査から最終的に退出した世帯の退出年度の状況を示している。

なお、斎藤(2009)で指摘されているように、農林省調査は「典型調査」であった。調査村の標準的な農家を選ぶことが重視されており、家族構成が複雑な農家も避けるように指示されていた。単婚及び直系以外の家族形態をもつ世帯の割合は、初回調査時点で4%と低くなっているが、実際にはより多くの複雑な家族構成をもつ農家が存在していたと思われる。また、農林省調査は簿記調査であり、調査対象者に記帳能力が求められたため、ある程度の教育を受けた優良な農家が選定される傾向にあり、調査農家の平均経営規模も当時の全国平均と比べ2~3反程度大きい<sup>9)</sup>。本稿の分析結果の解釈にあたっては、当時の平均的な農家というよりも、典型的な直系家族のライフ・サイクルに従う、比較的優良な農家を代表した結果であることに注意が必要である。

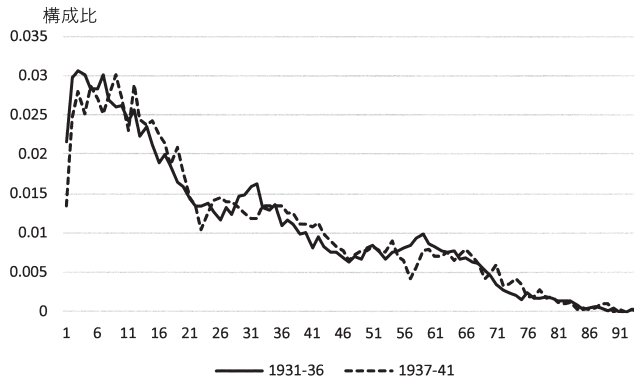
1931年調査世帯の家長の平均年齢は数え年で42歳であるが、1932年以降に参入した世帯では39歳となっており、調査の継続によるサンプル全体のライフ・サイクルの上昇が抑えられている<sup>10)</sup>。このため、参入世帯の家族形態は、単婚世帯及び妻と姑が

図 4. 世帯員サンプルの年齢構成比

A. 男子 (1931-36: N=5,809, 1937-41: N=4,034)



B. 女子 (1931-36: N=5,806, 1937-41: N=4,258)



資料) 表 1 に同じ。  
注) 年齢は数え年である。

同居する形での直系複合家族の形態が、若干ではあるが高くなっている。退出世帯の退出時の家族形態、土地所有階層(自小作別)、経営農地面積に、1931年調査世帯との大きな乖離は生じていない。養蚕経営農家の減少や、正の農家経済余剰を達成している世帯の上昇が見られるが、これらは養蚕経営の衰退や農家経済の昭和恐慌からの全体的な回復を反映している<sup>11)</sup>。一方で、1932年以降の参入世帯では、1931年調査世帯と比べて小作農家の比率が高くなっている。また、1932年以降の参入世帯と退出世帯を比較すると、参入世帯において病気の世帯員を抱えている割合や負債を抱えている割合が低くなっている。経営状態が悪化した農家に退出が多い一方で、比較的良好な状態にある農家を新たに選出しており、標準的な農家を選出しようとしていた農林省調査の意図がみとれる。

パネルデータの分析において、データの欠損が構造的に生じていた場合、推定結果にセレクション・バイアスが生じる恐れがある(Wooldridge 2010)。この問題については、計量分析を行う際に再度議論する。

#### 4. 1930年代の農家世帯人口と労働時間の変化

##### 4.1 世帯人口の変化

昭和恐慌からの回復過程において農業労働力の流出が進んだが、2節で検討した通り、戦争への動員が本格化した1937年以降に、農村での労働力不足もまた深刻化したと考えられる。本節では、1931年から1941年の第3期調査の調査期間のうち、1931年から1936年までを前期、1937年から1941年までを後期とし、世帯人口と世帯労働時間に具体的にどのような変化があったのかを確認したい。

表 2. 15-29 歳世帯員の他出状況

	男子						女子	
	全体		長男		長男以外		延数	他出率
	延数	他出率	延数	他出率	延数	他出率		
A. 世帯員								
1931-36	1,104	0.10	454	0.04	650	0.15	1,106	0.08
1931-37	430	0.17	176	0.14	254	0.18	555	0.10
全期間	1,534	0.12	630	0.07	904	0.16	1,661	0.09
B. 世帯								
1931-36	1,500	0.08	1,500	0.01	1,500	0.07	1,500	0.06
	(791)	(0.15)	(791)	(0.02)	(791)	(0.12)	(841)	(0.11)
1931-37	678	0.10	678	0.04	678	0.07	678	0.08
	(320)	(0.22)	(320)	(0.08)	(320)	(0.14)	(419)	(0.13)
全期間	2,178	0.09	2,178	0.02	2,178	0.07	2,178	0.07
	(1,111)	(0.17)	(1,111)	(0.04)	(1,111)	(0.13)	(1,260)	(0.12)

資料) 表 1 に同じ。

注) パネル B は、世帯数に対する 15-29 歳の世帯員の他出が生じた世帯の割合を表している。また、パネル B の括弧内は、男子については 15-29 歳男子のいる世帯、女子については 15-29 歳女子のいる世帯のみを対象にしたときの数値である。

図 4 は、世帯員サンプルを前期・後期それぞれでプールして集計した、個人レベルでの年齢構成比(数え年)を男女別に示している。男女ともに、高等小学校を卒業する 10 代の半ばから年齢構成比の急激な低下が始まっている<sup>12)</sup>。直系家族のライフ・サイクルに従う世帯員の他出が、高等小学校卒業後に本格化していたとみてよいだろう<sup>13)</sup>。男子では 20 代半ば、女子では 20 代前半あたりから構成比の減少幅が縮小し、逆に若干の上昇が見られるようになる。出稼ぎに出ている跡取りの帰村や他家からの嫁取りの時期に相当していると考えられる。

前期と後期を比較すると、男子でのみ、後期において 10 代後半から 20 代半ばまでの構成比の急激な減少が確認される。女子の年齢構成比に大きな変化は見られないが、若年層に着目すると、10 代後半の構成比が後期に若干上昇している傾向がみられる。

そこで、この若年男子の減少と他出との関係を確認してみよう。ある年度に世帯員リストに含まれていたが、その翌年には世帯員リストから外れた世帯員を他出者と定義する。表 2 のパネル A では、15-29 歳の世帯員を対象にして、当該年度及びその翌年に世帯が調査されている世帯員を母数としたときの他出者の比率を他出率として、前期・後期で集計した。調査期間全体では、年ベースで男子が 12%、女子は 9% の若年層が他出していたことがわかる。長男と長男以外の男子では明確な差が生じており、前者の他出率は年率で 7%、後者は 16% となっている。

長男と長男以外の他出傾向は、前期と後期で大き

く変化している。前期において、長男以外の他出率が 15% に対し、長男は 4% に過ぎない。後期になると、男子全体で他出率が上昇するが、特に長男の他出率が 14% にまで急激に上昇し、長男以外との差は 4 ポイントまで縮小する。後期における若年男子の他出の増加は、主に長男の他出によって生じていた。表 2 のパネル B は、15-29 歳の世帯員の他出を経験した世帯の比率を他出率として世帯単位で集計した値を示している。後期において長男の他出を経験した世帯が増加していることが確認される。一方で、若年女子の他出率も、世帯員単位、世帯単位ともに後期に 2 ポイントほど上昇しており、他出による若年男子の減少に対して女子世帯員の他出を抑えようとする目立った動きはみられない。

世帯員の他出の理由を第 3 期調査から直接知ることとはできない。しかし、調査票には年度内の不在期間を記入する欄があり、また、世帯員の備考欄に不在理由が記されているケースが多い。15-29 歳世帯員のなかで年度内に不在期間があった世帯員の比率を不在率とし、その不在理由を表 3 にまとめた。なお、年度内の不在の時期に係わらず、不在期間が報告されている世帯員を不在期間のあった世帯員として集計している。このため、年度途中で他出し不在となった世帯員と同様に、年度途中で嫁に迎えた世帯員や出稼ぎ・兵役から帰村した世帯員も不在期間のあった世帯員とみなしている。

調査期間を通し、年率で 17% 程度の若年男子が調査年度内に不在を経験している。後期の不在率は前期と比べ 4 ポイント上昇しており、他出と同様の

表 3. 調査年度内に不在期間のあった 15-29 歳世帯員とその理由

	延数	不在数	不在率	理由(不在数に対する比率)					
				死亡	婿/嫁取り	婿/嫁入り	出稼ぎ	兵役	不明
男子：全体									
1931-36	1,309	196	0.15	0.04	0.02	0.05	0.38	0.20	0.32
1937-41	819	158	0.19	0.03	0.01	0.03	0.38	0.38	0.17
全期間	2,128	354	0.17	0.03	0.02	0.04	0.38	0.28	0.25
男子：長男									
1931-36	539	62	0.12	0.02	0.00	0.00	0.32	0.27	0.39
1937-41	350	58	0.17	0.05	0.00	0.00	0.36	0.48	0.10
全期間	889	120	0.13	0.03	0.00	0.00	0.34	0.38	0.25
男子：長男以外									
1931-36	770	134	0.17	0.04	0.03	0.07	0.41	0.16	0.28
1937-41	469	100	0.21	0.02	0.02	0.04	0.39	0.32	0.21
全期間	1,239	234	0.19	0.03	0.03	0.06	0.40	0.23	0.25
女子									
1931-36	1,339	215	0.16	0.03	0.22	0.24	0.22	—	0.29
1937-41	1,046	138	0.13	0.01	0.13	0.27	0.33	—	0.27
全期間	2,385	353	0.15	0.02	0.19	0.25	0.26	—	0.28

資料) 表 1 に同じ。

表 4. 調査世帯の人口構成

	1931-36		1937-41		全期間	
	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.
延世帯数	1,800		1,294		3,094	
世帯員数						
1-14 歳	2.44	(1.61)	2.39	(1.61)	2.42	(1.61)
男：15-29 歳	0.73	(0.83)	0.63	(0.78)	0.69	(0.81)
女：15-29 歳	0.74	(0.77)	0.81	(0.80)	0.77	(0.78)
男：30-59 歳	0.96	(0.43)	0.98	(0.39)	0.97	(0.42)
女：30-59 歳	0.94	(0.50)	0.94	(0.46)	0.94	(0.48)
60 歳以上	0.65	(0.75)	0.67	(0.76)	0.66	(0.75)
計	6.45	(2.06)	6.41	(2.05)	6.44	(2.05)
世帯労働人口						
男子	1.96	(0.90)	1.79	(0.87)	1.89	(0.90)
女子	1.96	(0.83)	1.95	(0.90)	1.95	(0.86)
計	3.92	(1.33)	3.74	(1.35)	3.85	(1.34)
世帯労働人口 1 人当り労働時間						
男子	2,988	(749)	2,953	(845)	2,974	(790)
女子	2,973	(827)	3,048	(821)	3,004	(826)
計	2,927	(674)	2,932	(706)	2,929	(687)

資料) 表 1 に同じ。

傾向にある。兵役による不在が 20% から 38% に上昇しており、1937 年以降は出稼ぎと並ぶ主要な不在理由となっているが、特に、長男では兵役による不在が約半数を占めている。一方で、長男以外の男子では、後期においても出稼ぎが最も大きな不在理由となっている。年度内の不在の全てが世帯からの他出につながるわけではないことに注意が必要であるが、1937 年以降の兵役の増加が特に長男の他出を増加させたことを間接的に示しているといえよう。渡邊(2014a, 2014b)は、日中戦争以降の徴収・招

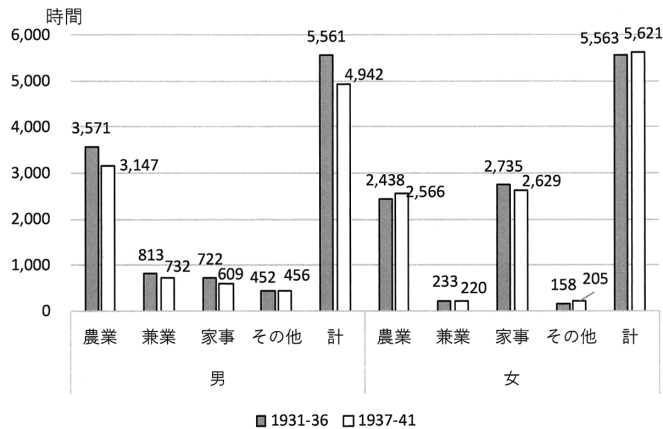
集において、長男の優遇が認められないことを指摘しているが、この指摘と整合的である。

若年女子の不在率は、後期において 3 ポイントほど減少している。これは、主に他家からの嫁取りが減少したために生じている。世帯員の他家への嫁入りや出稼ぎに減少は見られず、特に出稼ぎについては、表に示した不在数に対する比率だけでなく、世帯員数に対する比率においても若干ではあるが増加している。

表 4 では、世帯の人口構成の変化を前期と後期で



図5. 男女別、内容別の合計世帯労働時間の世帯平均



資料) 表1と同じ。

比較している。上述の世帯員レベルの分析から推察される通り、若年(15-29歳)男子層は、前期から後期にかけて世帯当たりで0.1人減少しており、最も大きな変化が観察される。逆に、若年女子及び14歳以下の子供は0.05人の増加を示しているが、壮年層に大きな変化は見られない。世帯人口全体では6.45人から6.41人へと若干の減少を示している。

若年男子の減少を受け、男子世帯労働人口は1.96人から1.79人に減少しているが、女子の世帯労働人口に大きな変化は見られない。結果として世帯労働人口は3.92から3.74人に減少している。なお、世帯労働人口は、労働調査票において労働時間が記録されている世帯員の人数として計算した。

#### 4.2 世帯労働時間の変化

前節では、1937年以降に長男を伴った若年男子の他出が進み、世帯労働人口も減少したことを確認した。本節では、労働時間の変化について検証したい。

前掲の表4の下段には、世帯労働人口1人当たりの平均年間労働時間を男女別に示している。なお、世帯の労働時間は世帯員個人のレベルで報告されている労働時間の合計であり、14歳以下の子供の労働時間も含まれている。後期において女子の1人当たり労働時間は70時間程度増加している一方で、男子は若干減少している。したがって、世帯平均を見た限りにおいては、男子労働人口の減少に対する、世帯に残った男子による労働の代替は確認されない。

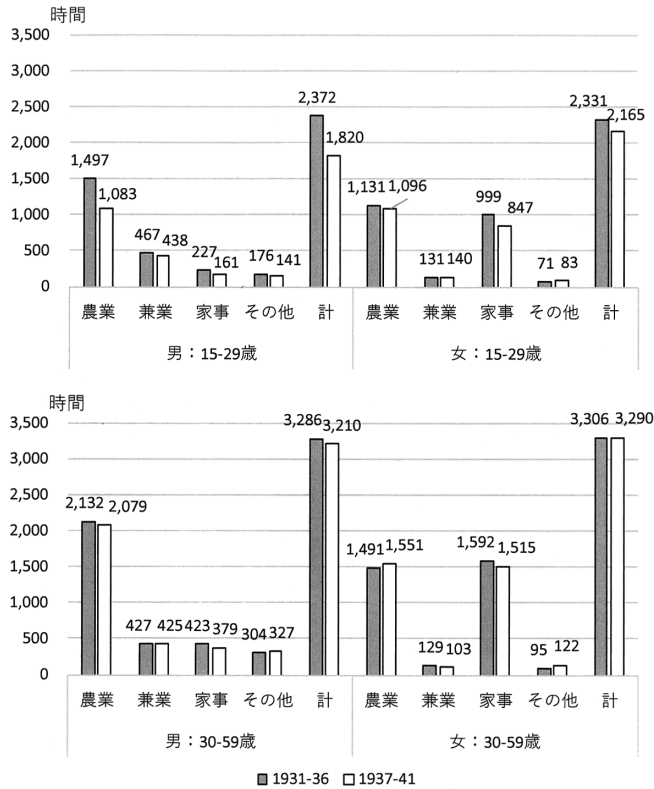
労働時間の構成と男女の貢献の変化を確認するため、図5に男女別、内容別に合計した世帯労働時間をまとめた。第3期調査では、世帯員の労働時間が

農業、兼業、家事、その他に分けて記録されているが、兼業には農業経営外での賃金労働に加え、林業や商業などの自営業が含まれる。また、その他労働には水利組合での夫役、他家の手伝いなど無報酬の労働が含まれる(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター、2008, p.221, p.238)。

後期における男子の労働時間の減少は合計で600時間に達している。これを労働の内容別にみると、その他以外の労働時間は全て減少しているが、特に、農業労働時間の減少は400時間以上に達している。ただし、総労働時間の減少の解釈には注意が必要である。第3期調査では、世帯員の労働の一切の時間を日記形式で労働表に記帳することになっていた(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター、2008, p.237)。しかしながら、実際の調査結果において、農家世帯に居住しながら通勤により兼業労働を主としている世帯員について、その兼業労働時間が計上されていない事例が見られた。上述したように、1930年代後半の軍需産業の興隆により、特に男子に対して通勤による兼業機会が増大したことが指摘されている(野尻1942/78;小林1961)。通勤による兼業労働時間の増加が把握されていないために、男子の総労働時間の減少が観察された可能性を否定できない。

女子の労働時間の合計は若干増加しているものの、大きな変化は見られない。しかし、内容別に確認すると、農業労働が約130時間の増加に対し、家事労働は110時間ほど減少している。女子は男子の農業労働時間の減少の一部を代替し、かわりに家事労働を減少させ労働時間全体のバランスをとっていたと考えられる。しかし、農業労働の男女間の代替は完

図 6. 男女・年代別の平均年間労働時間



資料) 表1に同じ。

全ではなく、昭和恐慌から戦時体制にかけて労働節約的な農業経営に移行していったといえよう。また、既に平均的に年間3,000時間近く働いていた女子にとって、男子労働人口の減少局面においても家事労働を減らすことなく、農業労働時間のみを増加させることは困難であったことが示唆される。

1930年代には、養蚕業における条桑育、発動機に代表される農業機械など、労働節約的な生産技術の普及も進んだ(野尻1942/78; 土井1983)。また、1930年代後半に、農繁期に重なる農作業の時期の調整や各作業時間の短縮、自給肥料生産の縮小ははかられたことが指摘されている(野尻1942/78)。しかし、最も主要な作物である稲作において、女子の大幅な労働時間の短縮が可能になるのは、田植機やコンバインなどが普及した1960年代以降であった(石田1983)。奥井(2011)は、産業組合中央会から発行されていた農村向け雑誌である『家の光』の中で、昭和恐慌後の経済厚生運動下に「台所改善」と称される台所の能率向上が積極的に提案され、また、そのための講が設立された事例を紹介している。これに加え、農繁期の共同炊事場や託児所の設置が国

によって推進され、家事労働の共同化と軽減もはかられた(深江2002)。これらの取り組みが、家事労働の負担をどの程度軽減したかは定かでない。しかし、夫の農業労働時間と妻の家事労働時間の代替関係に表されるように(斎藤2009)、女子の農業労働時間の増加は、家事とのトレード・オフの下で行われたと思われる。

これまでの分析から、1937年以降に若年男子の他出が進んだこと、同時期に男子世帯員全体の農業労働への貢献が減少し、かわりに女子世帯員全体での貢献が上昇したことが明らかになった。跡取り以外の子供の他出や他家からの嫁取りなど、直系家族のライフ・サイクルに沿った世帯員の変動の多くは若年層で生じるため、移動性の高い若年層と移動性の低い壮年層との間で、世帯内の分業における役割に違いがあった可能性がある。そこで、男女ごとに15-29歳の若年層と30-59歳の壮年層に分けて集計した1人当たりの平均年間労働時間を、図6にまとめた。

若年男子について見ると、前期の農業労働時間は約1,500時間であり、壮年男子に次いで大きく、労

働力としての農業経営への貢献は壮年女子と同等であった。しかし後期になると、それは400時間以上減少し、若年女子と同水準まで低下している。1930年代後半に若年男子の他出が増加したが、世帯に残った者の農業離れも進み、若年男子の農業経営に果たす役割は低下した。兼業等の他の労働時間も後期に減少しており、結果として、1人当たり総労働時間は約550時間減少している。しかし、上述したように、第3期調査は通勤による兼業機会の増大を反映することができていない可能性があり、若年男子の労働時間が後期に減少したと結論付けることはできない。

壮年男子は年間2,000時間以上を農業労働に費やしており、農業労働力の中心であった。後期になると若干の農業労働時間の減少が見られるものの、大きな変化は生じていない。若年女子の農業労働時間は概ね1,100時間程度であり、前期には農業労働力としての貢献は最も低く、家事労働時間も壮年女子より短くなっており、非核労働力としての性格がもっとも強い。ただし、若年男子と同様に、他家での子守などの兼業が捕捉されていない可能性がある。後期になると農業労働時間、家事労働時間ともに若干減少し、150時間強の総労働時間の減少を示している。壮年女子では、後期になると農業労働時間が若干ではあるが上昇し、家事労働時間は減少している。若年男子の農業離れにより、女子労働力、とりわけ壮年女子の農業労働力としての世帯内での役割が上昇したといえよう。

## 5. 労働時間と世帯人口との関係性

### 5.1 世帯レベルの分析

第3期調査の個票データの集計から、1937年以降に15-29歳の若年男子の他出が進み、この年齢層の農家世帯人口が減少したこと、同時期に、若年男子の農業労働時間は減少し、壮年女子のみが農業労働時間を増加させ、農業労働力としての世帯内での役割が上昇したことが示された。本節では、労働時間を被説明変数、世帯人口の構成を説明変数とした回帰分析を行い、世帯人口の変化と世帯内の労働配分の変化の関連性を定量的に検証する。

まず、世帯レベルの労働時間について、第3期調査の個票データからパネルデータを構築できるといふ利点を活かし、1階差分モデルによる回帰分析を行う。1階差分モデルを採用する理由は、世帯固定効果の除去に加え、世帯人口の水準ではなく、その

変動に対する労働配分の調整を明確に分析することにある。

前節で指摘したように、兼業労働時間の信頼性に疑問が残るため、本節の回帰分析においては、農業労働時間と家事労働時間についてのみ分析を行う。また、当時の農業労働力の中心は家族であり、外部労働力の利用は限られていたが、若年男子人口の減少により外部労働力の利用に変化があった可能性を検証するため、賃労及び手伝いにより外部から取り入れた農業労働時間を被説明変数とした分析も合わせて行う。説明変数には、世帯構造を表す変数として、15-29歳の長男の同居を表すダミー変数、年度内に世帯に在宅した夫婦の組数を用いる。世帯の人口構成を表す変数として、男女別の15-29歳の世帯員数、男女別の30歳以上の世帯員数、1-6歳の子供及び7-14歳の子供の人数を用いる。また、経営規模、農家経済の状況、村内の経済状況などをコントロールするために、年度始経営耕地面積、年度始負債額、病気世帯員ダミー、日雇男性農業労働賃金を説明変数に導入する。これらの変数の1階差分と年ダミー変数を説明変数とし、上述の各被説明変数について、前期(1931-36年)と後期(1937-41年)にサンプルを分割し、1階差分モデルによる推定を行う。付表1に、各変数の定義と記述統計量を示している。

3節で検討した通り、脱落した世帯と新規に参入した世帯との間に構造的な差があると考えられるため、世帯レベルの回帰分析にセレクション・バイアスが生じている可能性を否定できない。Wooldridge(2010)は、データの欠損によるセレクション・バイアスの軽減方法について包括的な議論を展開している。しかし、その多くで、データの欠落の単調性、すなわち、サンプルから脱落した世帯・個人は復帰しないこと、初年度以降に新規の参入がないことが仮定されている。第3期調査では、復帰や新規参入が繰り返し生じており、欠落の単調性を仮定することはできない。欠落の単調性を仮定しない一般的な状況下での研究の蓄積は少ない(Michaud *et al.* 2011; Slade 2012)。本研究では、セレクション・バイアスを考慮しない通常の1階差分モデルに加え、Slade(2012)と同様に、IPW(Inverse Probability Weighting)を用いて観察可能な要因によるセレクション・バイアスを考慮したモデルを計測し、両者の結果を比較することで頑健性の確認を行う。

IPW法は、以下の2段階で推定を行う。まず、

表 5. 世帯労働時間の推定結果

	農業		家事		外部(農業)	
	1931-36	1937-41	1931-36	1937-41	1931-36	1937-41
長男 15-29 歳	119.78 (151.14)	-36.32 (195.91)	146.82 (143.31)	62.96 (158.02)	-4.44 (46.18)	-88.42*** (31.16)
夫婦数	187.14 (176.82)	324.93 (273.07)	246.40** (108.87)	390.87** (159.80)	36.43 (44.10)	7.02 (45.47)
男: 15-29 歳	361.69*** (118.76)	97.02 (123.01)	155.98** (69.54)	34.16 (83.98)	-42.17 (40.74)	39.48* (23.51)
女: 15-29 歳	236.23** (94.71)	522.86*** (146.50)	320.07*** (68.78)	375.78*** (97.91)	-22.52 (25.45)	4.13 (24.52)
男: 30 歳以上	509.38*** (162.18)	287.73 (292.67)	211.47 (141.15)	131.86 (173.83)	-77.81 (48.58)	15.96 (61.20)
女: 30 歳以上	96.08 (150.36)	220.99 (191.27)	426.55*** (96.80)	200.65 (173.09)	-55.51 (46.13)	1.95 (22.27)
子供: 1-6 歳	-39.03 (76.47)	72.90 (109.04)	64.68 (52.81)	130.81* (73.21)	19.00 (19.69)	-3.25 (20.23)
子供: 7-14 歳	-53.20 (81.12)	286.27*** (109.26)	96.74 (61.06)	128.93* (69.70)	18.76 (26.74)	15.13 (18.52)
年度始農地面積	26.03 (22.96)	130.18** (51.62)	27.03* (16.00)	74.40 (50.19)	0.14 (9.06)	19.47*** (6.08)
年度始負債額	0.12 (0.10)	0.66* (0.38)	-0.12* (0.07)	0.26 (0.29)	-0.09* (0.05)	-0.01 (0.05)
病気世帯員	-362.07*** (80.84)	-401.33** (168.03)	-82.68 (62.90)	57.08 (108.97)	48.20* (27.30)	38.95* (22.34)
男性日雇賃金	431.17** (215.79)	18.80 (228.47)	-110.94 (208.69)	-237.78 (182.88)	-58.14 (61.29)	18.48 (33.36)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	1275	903	1275	903	1275	903
R <sup>2</sup>	0.062	0.070	0.056	0.065	0.020	0.025

注) 括弧内の数値はロバスト標準誤差を示している。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で有意であることを示している。

調査2年目の1932年以降の調査年ごとに、既出世帯を対象にして、既出世帯がその年のサンプルに含まれる確率をプロビット・モデルにより推定する。次に、世帯がサンプルに含まれる確率の推定値の逆数をウェイトとし、労働時間についての1階差分モデルを推定する。

1段階目のプロビット・モデルの説明変数には、2段階目の労働時間のモデルと同じ説明変数に加え、表1でまとめた、家族形態、土地所有、養蚕経営、経済余剰に関する変数および地域ダミー(東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州)を用いる。欠落の単調性の仮定の下では、1期のラグを説明変数の値として用いるが、サンプルへの復帰や新規参加がある場合には1期のラグを用いることができない。このため、説明変数の値は、各世帯が初めてサンプルに登場した初年度の値に固定する。また、前期(1931-1936)と後期(1937-1941)のそれぞれで推定確率の世帯平均値をとり、第2段階目のウェイトとし

て利用する。

上記の手順でIPWによってセレクション・バイアスを考慮したモデルを推定し、ハウスマン検定を用いて、通常の1階差分モデルとの推定結果の構造的な差を検定したが、全ての推定において有意差は確認されなかった。このため、表5には通常の1階差分モデルの推定結果をまとめている。

まず、農業労働時間について結果を確認する。1936年までの前期においては、15-29歳の男女別世帯員数及び30歳以上の男子世帯員の係数は有意に正であり、30歳以上の女子世帯員を除き、労働年齢の世帯員の増減に対応する形で農業労働時間が調整されていたことがわかる。1937年以降にこの状況は変化し、世帯員の増減に対する農業労働時間の調整は、15-29歳の女子及び7-14歳の子供でのみ生じ、男子世帯員に対しては行われなくなっている。また、前期においては認められなかった経営規模の増減に対する農業労働時間の調整が、後期になると

有意に確認されるようになる。

1節で述べた通り、昭和恐慌による農村への帰村などにより、1930年代中ごろまでは余剰労働力が農家世帯内に滞留していたと考えられている。この時期の農家世帯は、余剰労働力を吸収するために、労働年齢の世帯人口の増減に対応して農業経営内で需要する労働量を調整していたことが示唆される。一方、兼業機会が拡大し若年男子を中心に世帯からの他出や農業離れが進んだ1930年代後半になると、男子世帯員数に応じた農業労働時間の調整は行われなくなった。代わりに、若年女子や就学年齢以降の子供の世帯員数に応じて農業労働時間が調整されるようになった。これには、若年男子の農業離れが進み、若年女子や子供が労働力として積極的に利用されるようになったという見方と、昭和恐慌からの回復により若年女子や子供の消費が上昇したために農業労働時間が調整されるようになったという二つの解釈が可能であろう。この点に関しては、次の世帯員レベルの労働時間の分析において改めて議論を行う。

家事労働においては、前期では15-29歳男子及び30歳以上女子の世帯員数が有意に正であったが、後期には有意ではなくなっている。家事労働に対する30歳以上女子の世帯員数の係数は、前期から後期にかけて200時間以上減少しているのに対し、農業労働に対する係数は有意ではないものの120時間程度上昇している。30歳以上女子の変動に対し家事労働で調整していた一部が、農業に振り分けられるようになったことが示唆される。

農業経営における外部労働力の利用について見ると、前期においては、世帯人口要因と間に有意な関係性は確認されない。しかし、後期になると、15-29歳長男の同居ダミーと有意に負の相関をもつようになる。農業経営を継承する年齢に差し掛かるときの長男の不在は、農業経営の労働需要に影響を及ぼしたと考えられる。また、世帯の農業労働時間と同様に、後期においてのみ、外部労働力の利用と経営農地面積との間に正の相関が確認される。1930年代後半になると、農業経営に投下する労働時間が農業経営の規模に応じて調整されるようになったといえよう。

## 5.2 世帯員(個人)レベルの分析

世帯レベルの分析に続き、世帯員個人の労働時間と世帯人口の変動との関係を検証するために、世帯

員個人の農業労働時間を被説明変数とし、男女別、年齢階層別(15-29歳、30-59歳)に回帰分析を行う。説明変数には、世帯レベルの分析と同じ変数に加え、世帯員個人の変数として、年齢、年齢の二乗、既婚ダミー、疾病ダミーを導入する。ただし、世帯人口の変数には、本人を除いた値を用いている。推定には世帯レベルの分析と同様に、1階差分モデルを用いた。IPWを用いてセレクション・バイアスの影響を確認した<sup>14)</sup>。世帯レベルの分析と同様に、通常の1階差分モデルの推定結果との有意差は確認されなかったため、表6では通常の1階差分モデルの結果のみを示している。なお、女子の家事労働時間についても分析を行ったが、世帯構成や人口に関して前期と後期の間で有意な差は見られなかった。

まず、15-29歳の男子世帯員数と各年代の世帯員の農業労働時間との関係に着目してみよう。若年男子世帯員数の係数は、若年男子及び壮年女子の農業労働時間に対して、後期でのみ負に有意となっている。ただし、壮年女子の農業労働時間に対する係数は1%の高い有意水準を示しているのに対し、若年男子に対する係数の有意水準は10%に留まっている。4節において、1937年以降、若年男子の移動性が上昇すると共に農業労働への関与が減少した一方で、主に壮年女子がその一部を代替した可能性があることを指摘した。世帯員レベルの農業労働時間の回帰分析は、これと整合的な結果を示しており、1937年以降に確認される壮年女子の農業労働時間の増加は、若年層男子の他出傾向の増加に対する農家世帯の対応であったことが示唆される。

15-29歳長男の同居ダミーは、後期になると30-59歳女子を除く世帯員の農業労働時間に対し負の相関を示すようになる。ただし、15-29歳女子の農業労働時間に対する係数のみが10%水準で有意であり、他については有意ではない。15-29歳長男の同居ダミーは、長男が他出した場合には15-29歳男子人口と同時に変動する。したがって、明確な差とまではいえないものの、長男の他出が他の世帯員の農業労働時間に与えるインパクトは長男以外と比べて大きく、壮年女子に加え若年女子を中心に代替することによって対応していたことを示していると考えられる。

その他の世帯員数の変動と農業労働時間の関係を確認する。15-29歳男子の農業労働時間は、前期においてのみ30歳以上男子の世帯員数と有意に正の相関を示している。余剰労働力のあった1930年代

表 6. 世帯員個人の農業労働時間の推定結果

	男性：15-29 歳		女性：15-29 歳		男性：30-59 歳		女性：30-59 歳	
	1931-36	1937-41	1931-36	1937-41	1931-36	1937-41	1931-36	1937-41
長男 15-29 歳	67.74 (187.29)	-180.73 (190.77)	-40.40 (95.27)	-178.45* (95.08)	30.73 (59.94)	-81.42 (85.88)	-23.49 (44.47)	26.67 (84.00)
夫婦数	-139.35 (152.59)	-39.89 (163.71)	51.43 (125.08)	14.00 (114.24)	-52.84 (62.40)	-58.55 (106.79)	-24.31 (55.44)	-67.76 (77.27)
男：15-29 歳	-13.42 (71.96)	-133.23* (67.74)	-81.23* (43.34)	-27.52 (59.11)	-15.79 (29.40)	21.74 (48.93)	-45.90 (31.37)	-124.14*** (46.33)
女：15-29 歳	-48.95 (67.40)	-47.27 (83.48)	17.94 (62.79)	-91.40 (66.87)	8.65 (34.39)	145.38** (73.17)	-5.46 (33.15)	29.45 (60.44)
男：30 歳以上	277.42** (139.32)	-214.19 (175.46)	-56.61 (75.30)	64.16 (100.15)	-33.90 (60.98)	-19.29 (145.16)	-21.29 (53.65)	54.60 (100.72)
女：30 歳以上	34.10 (129.76)	-244.73 (159.53)	-127.43 (101.25)	-218.88* (129.00)	-14.50 (45.40)	145.32* (83.63)	-130.87** (61.24)	161.58* (97.95)
子供：1-6 歳	-20.96 (59.18)	54.01 (60.28)	-60.22 (37.16)	-18.76 (50.57)	30.59 (27.97)	10.90 (42.04)	-55.87* (32.83)	-16.58 (40.25)
子供：7-14 歳	12.76 (61.30)	-84.51 (55.36)	-98.31** (41.73)	47.29 (54.35)	-22.71 (30.05)	87.45* (46.25)	-67.31** (30.59)	-3.17 (44.32)
年度始農地面積	4.86 (16.75)	13.96 (35.91)	3.46 (10.48)	-2.42 (12.34)	2.18 (7.36)	42.95** (20.65)	4.47 (8.58)	42.94*** (15.63)
年度始負債額	-0.82 (4.30)	6.45 (10.84)	3.12 (5.09)	9.95 (11.33)	3.83 (2.58)	19.84* (10.84)	2.57 (2.50)	23.60** (10.56)
病気世帯員	-49.55 (64.17)	68.32 (73.04)	18.53 (47.57)	51.10 (68.32)	-28.48 (27.85)	-8.26 (66.86)	-44.73 (28.28)	-45.35 (49.88)
男性日雇賃金	118.19 (150.39)	-159.05 (178.40)	135.54 (144.82)	5.61 (127.26)	125.54 (80.59)	7.64 (107.05)	133.60 (95.13)	164.97 (105.56)
個人変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	875	563	880	701	1217	878	1184	839
R <sup>2</sup>	0.043	0.095	0.056	0.084	0.043	0.053	0.073	0.123

注) 括弧内の数値はロバスト標準誤差を示している。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で有意であることを示している。

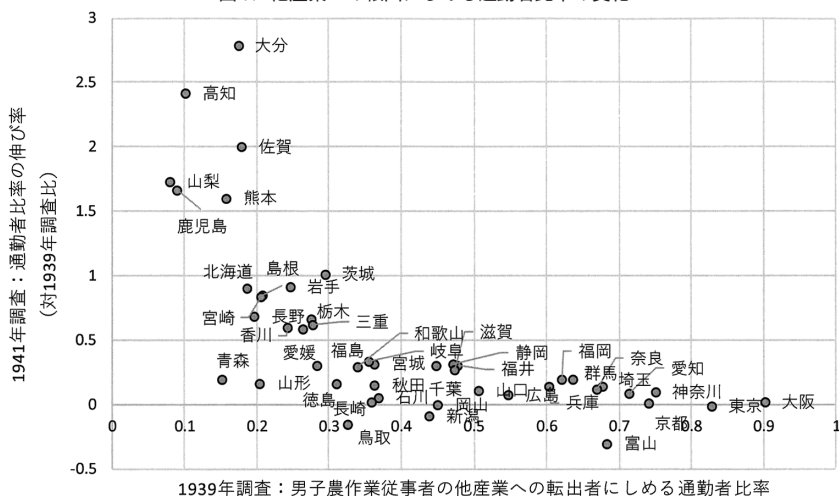
前半には、農業経営の中心である壮年男子労働力を補完する形で、それに準ずる若年男子の労働時間が調整されていたが、若年男子の農業離れが進んだ1930年代後半になると、このような補完関係は見られなくなった。

後期において、30-59歳男子の農業労働時間が、15-29歳及び30歳以上女子、7-14歳の子供の世帯員数と有意な正の相関をもつようになる。特に15-29歳女子の係数は5%水準で有意である。これは、世帯農業労働時間と15-29歳女子及び7-14歳の子供の世帯員数との間に正の相関が見られるようになったことと対応しているといえよう(表5)。同時に、前期に有意であった15-29歳及び30-59歳女子の農業労働時間と7-14歳子供の子供の世帯員数との負の相関が、後期には有意でなくなっている。代わりに、15-29歳女子の労働時間は、30歳以上女子の世帯員数と10%水準ではあるが、有意に負の相関を示すようになる。1930年代後半には、若年男子の移動

性の上昇や農業離れにより、農業経営において壮年女子が壮年男子に次ぐ中心的な労働力となった。同時に、若年女子は壮年女子労働力の代替としての役割を果たすようになったために、壮年男子の農業労働時間が若年・壮年女子労働力と補完関係を持つようになったと考えられる。

では、1930年代後半に子供の労働力利用も高まったのであろうか。第3期調査の個票資料を確認すると、7-14歳子供の労働参加率は、前期15%から後期11%に低下している<sup>15)</sup>。また、労働参加している7-14歳子供の農業労働時間も254時間から190時間に減少しており、子供の労働力利用が高まった証拠は得られない。壮年男子の農業労働時間や世帯全体の農業労働時間と7-14歳の子供人口と正の相関は、就学年齢以降の子供の子育てにかかる費用の上昇と関連づけられるかもしれない。一方で、第3期調査の一部の個票資料を用いた結果ではあるが、草刈・丸・高島(2016)は、1930年代を通して

図7. 他産業への転出にしろる通勤者比率の変化



資料) 農林省総務局統計課編(1946)『農作業従事者に関する調査』農林省総務局統計課。

- 注) 1. 横軸は、1937年7月から1939年8月までに、農業から通勤もしくは離村の形で他産業に転出した男子農作業従事者の総数にしめる、通勤者の比率を示している。  
2. 縦軸は、1940年2月から1941年2月までの同通勤者比率の1939年値に対する伸び率である。

家計費全体や子供の養育に密接に関係する教育・医療費の伸びが停滞していたことを示している。詳細な消費面の分析が必要であり、今後の課題としたい。

### 5.3 地域性の検証

1930年代には、離村に通勤が加わり、農業労働力の流出が進んだことを指摘したが、通勤は農村の近くに兼業機会があって初めて成立するのであり、全国で均一に進行したわけではない。上で指摘した1930年代後半の若年男子の世帯人口の変動に対する農家世帯の対応の変化が、地域の労働市場と関連していたのであれば、この農家世帯の対応の変化も、労働市場が大きく変化した地域で生じた可能性がある。本稿の分析の最後に、1930年代後半に生じた壮年女子による若年男子労働力の代替に着目し、これが労働市場の変化の地域性と関連していたかどうかを、簡単にではあるが検討することにしたい。

農林省は、1939年から農繁期に供給可能な労働力を把握するための全国調査である『農作業従事者に関する調査』(以下、農作業調査)を開始した。この調査では、県別の農業労働力からの転出状況が離村と通勤に分けて把握されている。1939年と1941年の農作業調査の結果を用いて、通勤型の転出の増加傾向とその地域性を図7にまとめた。この図において、横軸は、1937年7月から1939年8月までに他産業に転出した男子農作業従事者にしめる通勤者の比率を、縦軸は、1940年2月から1941年2月ま

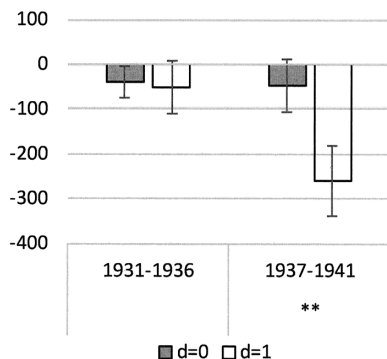
での同通勤者比率の1939年値に対する伸び率を示している。

図7より、1939年から1941年の間に、1939年時点では通勤による転出が少なかった地域で兼業機会が急速に創り出され、通勤による転出が大きく伸びたことがわかる。これらの県には、大分、佐賀、高知といった四国・九州地方が多く含まれるが、栃木、山梨など、中部地方や関東地方の県も含まれている。その一方で、大阪、東京、愛知などの都市圏では、1939年時点で既に通勤による転出が大勢を占めており、これ以上に伸びる余地はなかったことがわかる。

通勤による転出の伸長を地域労働市場の変化と捉え、1930年代後半に労働市場の変化を経験した地域ほど、壮年女子による若年男子労働力の代替が生じていたかどうかを、回帰分析により確認してみる。具体的には、まず、府県を図7に示した通勤比率の伸び率が0.5より大きい県と小さい県に分類する地域ダミー変数を作成する。5.2節と同様に、壮年(30-59歳)女子の農業労働時間を被説明変数とした1階差分モデルを推定するが、農家世帯の世帯構成を表す変数と世帯の人口構成を表す変数について、地域ダミーとの交差項を説明変数に加えることにより、地域性を検証する。

紙幅の節約のため、15-29歳男子世帯員数の係数の地域差のみを図8にまとめた。この図において、 $d=0$ は通勤による転出の伸び率が0.5以下であっ

図 8. 30-59 歳女子の農業労働時間に対する 15-29 歳男子世帯員数の係数の地域差



- 注) 1.  $d=0$  は、図 7 に示した通勤者比率の伸び率が 0.5 以下であった県における 15-29 歳男子世帯員数の係数、 $d=1$  は同伸び率が 0.5 より大きかった件における係数を示している。  
 2. 表 6 に示した回帰モデルに、世帯構造と世帯員数の変数について上記の地域ダミーとの交差項を導入したモデルの推定結果から、15-29 歳男子世帯員数の係数についてまとめた。  
 3. 図中のエラーバーはロバスト標準誤差を示している。  
 4. \*\* は、地域間の係数の差が 5% 水準で有意であることを示している。

た県、 $d=1$  は同伸び率が 0.5 より大きかった県における、15-29 歳男子世帯員数の係数を表している。この図からわかる通り、1937 年以降の後期に地域差が生じ、通勤による転出が大きく伸びた県において、壮年女子による若年男子労働力の代替が生じていたことが確認される<sup>16)</sup>。

1930 年代後半に農村部での兼業機会が急速に広まった地域では、若年男子は兼業所得の獲得が主な役割となり、農業労働力としての役割は補佐的なものになっていったと考えられる。このため、若年男子の他出が起きたとき、その農業労働力としての役割を壮年女子が代替可能であったのではないだろうか。ただし、この解釈の妥当性の検証は、農業経営の変化の地域性などをさらに詳細に分析する必要があるだろう。

## 6. 結語

昭和恐慌によるショックから回復し戦時体制が本格化していく 1930 年代の日本農村は、兼業機会の拡大や大規模な徴集・召集の増加により、わずか 10 年ほどの間に人口滞留期から流出期へと移行した。この変化は、高度経済成長期以降に生じた世帯主の兼業化とは異なり、直系型家族で想定されるライフ・サイクルのパターン以上に若年男子労働力を流出させたことによって、世帯労働力の再配分を促した。第 3 期調査のパネルデータを用いた回帰分析は、若年男子労働力の流出が進んだ 1930 年代後半に、壮年女子によって若年男子の農業労働が代替されるようになったことを明らかにした。また、同時

期に核労働力である壮年男子の農業労働時間は、女子人口と補完的になっていた。若年男子労働力の喪失とともに、女子労働力への依存が高まったことが定量的に確認された。少なくとも、農家経済調査の対象となった比較的優良であるとされる農家層においては、若年男子労働力の流出に際しても、農業経営の大幅な縮小は意図せず、労働節約的にはなりつつも世帯内の残存する労働力を農業に振り向け対応したといえよう。

壮年女子による若年男子労働力の代替は、通勤による転出が伸長した地域で主に生じており、1930 年代後半に生じた農家世帯の労働配分の変化は、農村部の兼業機会の増加と強く関係していたことが示唆される。一方で、明確ではないものの、長男の農業労働力の他出は長男以外の男子の他出と比べ、世帯の労働配分により大きな影響を与えていた結果も得られた。1930 年後半の長男の他出の増加は、兵役によるところが大きい。これらの結果を統合的に解釈するためには、兼業機会の拡大と兵役への動員の影響とを明確に分離する必要がある。日中戦争以降の召集の地域・時間的偏りを計量分析に活用していくことや、戦争への動員がさらに増加し農業労働力の不足が深刻化した 1940 年代前半についての分析を行っていく必要があるだろう。

(東京農工大学農学研究院,  
西武文理大学サービス経営学部,  
関西学院大学経済学部,  
一橋大学経済研究所)



## 注

謝辞 本研究は科学研究費プロジェクト「戦前・戦中・戦後にわたる長期の家計行動のダイナミクスとその制度分析(16H02029)」(代表:北村行伸)および「家計簿からみた生活水準の推移と社会経済の変容(19H00593)」(代表:北村行伸)の成果の一部である。本稿作成に当たり、一橋大学経済研究所定例研究会参加者・関係者各位、とりわけ定例研究会討論者の永瀬伸子氏とフロアの阿部修人、植杉威一郎、神林龍、黒崎卓、望月政志、森口千晶の各氏から改訂のための有益なコメントをいただいたことに感謝する。

1) 日本全体として農家数が安定していたのであり、地域的な偏りは存在していた(梅村 1961; 玉 2014)。

2) 戦前期の農村人口問題を扱った代表的な研究である野尻(1942/78)は、通勤圏内の兼業機会の増加によって1930年代後半に長男の流出が進んだことを認めつつも、長子線が堅持されていることを指摘した(野尻 1942/78, p. 475)。一方で、戦前と戦後における農村人口移動の性格の変化を分析した小林(1961)は、1930年代後半には既に長子線が崩れつつあったと主張している(小林 1961, p. 347)。

3) 1931年から1941年の農家経済調査は、文献によっては第4期として扱われている。これは、帝国農会による農家経済調査を第1期とみなし、農林省農家経済調査を第2期から始めた場合の区分方法である(尾関 2009)。

4) 明治期の技術成長を支えた労農技術の普及に変わり、1920年代以降、国立農事試験場を中心とした、科学的手法による新品種の開発と農林省指定試験制度による優良品種の選抜を通して生産性の向上が試みられた。しかし同時に、戦時体制に突入し農業労働力や生産資材が不足したため、その潜在能力が充分に発揮されなかった(速水 1986, pp. 101-102)。

5) 日本統計協会編(2001)『日本長期統計総覧』CD-ROM版、日本統計協会、表 26.3a。

6) 実際に、1930年から1940年にかけて男子農業就業者数が120万人減少し、逆に女子農業就業者数が80万人増加した(一橋大学経済研究所『長期経済統計データベース』(<http://rciss.ier.hit-u.ac.jp/Japanese/database/long.html>, 2019年11月14日アクセス)。

7) 第3期調査個票資料のデータベース化は、資料が保管されていた京都大学農学研究科生物資源経済学専攻および東京大学大学院農学生命科学研究科農業資源経済学専攻の協力のもと、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターが中心となり進められてきた。現在までに、一部の後から発見された個票資料を除き、47府県の個票資料のデータベース化が終了している。

8) 農家経済調査の集計報告書によると、1940年は330世帯の農家が調査されており、半数以上がデータベースで捕捉されていない(農林省農政局 1943)。なお、個票資料のデータベース化が完成することにより、資料の散逸による脱落サンプルの問題は改善される可能性がある。

9) 1930年代の経営農地面積の平均は9.4反であった。農地所有や経営面積から見た、より詳細な第3期調査対象農家の分布の特徴については、Kusadokoro,

Maru, and Takashima(2016)を参照のこと。

10) 第3期調査では、年齢欄に数え年を記入することになっている(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター, 2008, p. 195)。しかし、同一世帯員の年齢を時系列として並べたときに、調査年と年齢の上昇との間で整合性がとれないケースが散見された。このため本研究では、調査初年度に報告されている年齢を参照年齢とし、それ以降は調査年と初年度との差を参照年齢に加えることで修正した年齢を分析に用いることにした。

11) 1930年代の農家所得の増加に対して家計費の伸びが抑制されていたことも、農家経済余剰が増加した主要な要因である(草刈・丸・高島 2016)。

12) 茨城県佐野村の事例を研究した坂口(2016)によれば、尋常高等小学校尋常科の卒業生数と高等科卒業生数から算出した、1930年代後半の同村の高等小学校進学・卒業率は、男子で80%、女子で51%であった。なお、1941年に施行された「国民学校令」により、高等小学校は国民学校高等科となり、義務教育化された。

13) 野尻(1942/78)によると、男子離村者の就業先は、工業が44%で最も多く、次いで商業が24%であった。女子離村者の場合も工業が47%で最も多かったが、それに次ぐのが家事使用人で34%を占めていた(野尻 1942/78, p. 308)。また、重工業化が進んだ1930年代後半に、工業に就業する男子離村者の割合が上昇する一方で、同女子離村者の割合は低下し、代わりに家事使用人に就業する女子の割合が上昇する(野尻 1942/78, p. 312)。

14) 1段階目のプロビット・モデルの推定には、2段階目の労働時間の推定モデルと同じ変数に加え、家族形態、土地所有、養蚕経営、病気世帯員、経済余剰に関する変数、さらに、世帯員レベルの変数として、不在期間ダミーおよび、男子のサンプルには家長ダミーと長男ダミーを、女子のサンプルには家長の妻を表すダミー変数を導入した。

15) 第3期調査個票の労働調査票に労働時間が記載されている世帯員を、労働力参加している世帯員とみなした。

16) 通勤による転出が伸びた県の多くは、四国・九州地方であった。図6に示した、壮年女子による若年男子労働力の代替の地域性が、四国・九州地方特有の現象であった可能性がある。このため、四国・九州地方とその他の地方との間で同様の分析を行ったが、1937年以降においても、四国・九州地方とその他の地方との間で係数の差は確認されなかった。

## 参考文献

- 浅見淳之編(2011)『農家経済調査データベース編成報告書 Vol.6 戦前期の農家簿記と農林省農家経済調査——京大式簿記を中心に——』一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター。
- 荒山裕行(1986)「農家の時間配分——動学的・家計内生産関数モデルによる実証研究——」『農業経済研究』第58巻第3号, pp. 139-150。
- 土井時久(1983)「戦前期養蚕業の経済分析」『北海道大学農経論叢』第39巻, pp. 245-328。

- 深江誠子(2002)「戦時下の農村女性たち」奥田暁子編『女と男の時空—日本女性史再考：近代』藤原書店, pp. 306-327.
- 深尾京司・牧野達治・攝津斉彦(2019)「日本経済の成長会計分析：1885-1970年」一橋大学経済研究所ディスカッションペーパー・シリーズ, A. 692.
- 福井清一(1990)「農家女子の労働力参加とその規定要因」『農業経済研究』第61巻第4号, pp. 218-225.
- 速水佑次郎(1986)『農業経済論』岩波書店.
- 林宥一(2003)「第4章 世界大恐慌から戦時体制へ—世界大恐慌から敗戦まで—」暉峻衆三編『日本の農業 150年—1850~2000年』有斐閣, pp. 97-122.
- 一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター(2008)『農家経済調査データベース編成報告書 Vol.1 農家経済調査マニュアル集成1—復刻 農林省統計調査要綱輯覧(農家経済調査の部其の一)第1分冊—』一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター.
- 稲葉泰三編(1953)『農家経済調査：調査方法の変遷と累年成績』農業総合研究刊行会.
- 石田正昭(1981)「農家の労働供給モデル」『農業経済研究』第53巻第1号, pp. 16-25.
- (1983)「農家女子の就業行動」『農業経済研究』第55巻第1号, pp. 1-10.
- 小林謙一(1961)『就業構造と農村過剰人口』御茶の水書房.
- 草刈基・丸健・高島正憲(2016)「昭和恐慌からの回復期における農家の教育・医療支出」『農林業問題研究』第52巻第3号, pp. 97-104.
- 中嶋千尋(1983)『農家主体均衡論』富民協会.
- 野尻重雄(1942/78)『農民離村の実証的研究』岩波書店(本稿では, 近藤康男編(1978)昭和前期農政経済名著集10, 農山漁村文化協会を用い, 引用頁数もそれによる).
- 農林省農政局(1943)『農家経済調査報告 自昭和15年3月至昭和16年2月』帝國農會.
- 農林省統計情報部編(1975)『農業経済累年統計 第3巻 農家経済調査史』農林統計協会.
- 奥井亜紗子(2011)『農村—都市移動と家族変動の歴史社会学—近現代日本における「近代家族の大衆化」再考—』晃洋書房.
- 大門正克(2005)「1930年代における農村女性の労働と出産—岡山県高月村の労働科学研究報告をよむ—」『エコノミア』第56巻第1号, pp. 89-115.
- 尾関学(2009)「両大戦間期の農家現物消費—予備的考察—」『経済研究』第60巻第2号, pp. 112-125.
- 尾関学・佐藤正広(2008)「戦前日本の農家経済調査の今日的意義—農家簿記からハウスホールドモデルの実証研究へ—」『経済研究』第59巻第1号, pp. 59-73.
- 齋藤修(1991)「農業発展と女性労働—日本の歴史的経験—」『経済研究』第42巻第1号, pp. 31-41.
- (1992)「直系家族型世帯と労働市場：日本の比較史的的位置」『歴史学研究』第638号, pp. 121-129.
- (2009)「農家世帯内の労働パターン—両大戦間期17農家個票データの分析—」『経済研究』第60巻第2号, pp. 126-139.
- 坂口謙一(2016)「高等小学校と青年学校本科以上を一貫したノンエリート農村「青年」の農業実習：1930年代の茨城県那珂郡佐野村における義務教育後の就学状況を中心に」『教職研究』第28巻, pp. 75-85.
- 坂根嘉弘(2011)『〈家と村〉日本伝統社会と経済発展』農山漁村文化協会.
- 佐藤正広編(2009)『農家経済調査データベース編成報告書 Vol.4 農家経済調査の資料論研究』一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター.
- 玉真之介(2014)「戦前期日本(1908~1940)における農家数変動の地域性」『農業経済研究』第86巻第1号, pp. 1-11.
- 暉峻衆三(1984)『日本農業問題の展開 下』東京大学出版会.
- 梅村又次(1961)『賃金・雇用・農業』大明堂.
- 渡邊勉(2014a)「誰が兵士になったのか(1)：兵役におけるコーホート間の不平等」『関西学院大学社会学部紀要』第119号, pp. 1-18.
- (2014b)「誰が兵士になったのか(2)：兵役におけるコーホート間の不平等」『関西学院大学社会学部紀要』第119号, pp. 19-36.
- Kusadokoro, Motoi, Takeshi Maru, and Masanori Takashima (2016) "Asset Accumulation in Rural Households during the Post-Showa Depression Reconstruction: A Panel Data Analysis." *Asian Economic Journal*, Vol. 30, No. 2, pp. 221-246.
- Michaud, Pierre-Carl, Arie Kapteyn, James P. Smith, and Arthur van Soest (2011) "Temporary and Permanent Unit Non-response in Follow-up Interviews of the Health and Retirement Study." *Longitudinal and Life Course Studies*, Vol. 2, No. 2, pp. 145-169.
- Slade, Alexander N. (2012) "Health Investment Decisions in Response to Diabetes Information in Older Americans." *Journal of Health Economics*, Vol. 31, No. 3, pp. 502-520.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd ed.*, Cambridge, Mass.: The MIT Press.

付表 1. 世帯労働時間の回帰分析に用いる変数の定義と記述統計

変数の定義	水準		差分		
	1931-36	1937-41	1931-36	1937-41	
観測数	1275	903	1275	903	
被説明変数					
農業	世帯の年間農業労働時間	5978.73 (2448.01)	5739.64 (2310.33)	-59.360 (1134.138)	-103.617 (1577.544)
家事	世帯の年間家事労働時間	3458.78 (1675.48)	3361.03 (1640.07)	22.369 (914.688)	-40.599 (1121.032)
外部(農業)	世帯の外から取り入れた年間農業労働時間	304.69 (661.75)	256.64 (713.65)	5.950 (380.913)	2.493 (279.761)
説明変数					
長男 15-29 歳	世帯員リストに 15-29 歳の長男が含まれる場合に 1, それ以外は 0	0.31 (0.46)	0.27 (0.44)	0.013 (0.237)	-0.011 (0.282)
夫婦数	世帯員リストに含まれる夫婦の組数	1.30 (0.54)	1.27 (0.52)	0.007 (0.219)	-0.010 (0.256)
男: 15-29 歳	世帯員リストに含まれる 15-29 歳男子の人数	0.72 (0.82)	0.66 (0.82)	0.002 (0.469)	-0.029 (0.515)
女: 15-29 歳	世帯員リストに含まれる 15-29 歳女子の人数	0.74 (0.78)	0.83 (0.82)	0.011 (0.469)	0.024 (0.489)
男: 30 歳以上	世帯員リストに含まれる 30 歳以上男子の人数	1.28 (0.56)	1.28 (0.53)	0.020 (0.243)	0.003 (0.273)
女: 30 歳以上	世帯員リストに含まれる 30 歳以上女子の人数	1.28 (0.66)	1.30 (0.60)	0.021 (0.281)	0.004 (0.290)
子供: 1-6 歳	世帯員リストに含まれる 1-6 歳の子供の人数	1.07 (0.99)	0.99 (0.93)	-0.025 (0.576)	-0.011 (0.518)
子供: 7-14 歳	世帯員リストに含まれる 7-14 歳の子供の人数	1.36 (1.09)	1.39 (1.15)	0.035 (0.546)	0.004 (0.553)
年度始農地面積	年度始の経営農地面積(反)	12.32 (5.61)	13.06 (5.68)	0.147 (1.316)	0.117 (1.687)
年度始負債額	年度始の実質負債額(円)	771.87 (1058.45)	356.88 (473.78)	-47.516 (378.490)	-85.968 (208.619)
病気世帯員	年度内に疾病を抱えた世帯員がいた場合に 1, それ以外は 0	0.13 (0.33)	0.13 (0.34)	0.005 (0.425)	0.011 (0.416)
男性日雇賃金	実質男性日雇賃金の県平均(円)	0.95 (0.20)	1.03 (0.21)	-0.061 (0.165)	0.028 (0.201)

資料) 表 1 に同じ。

注) 1. 括弧内の数値は標準偏差である。

2. 年度始負債額と男性日雇賃金は一橋大学経済研究所『長期経済統計データベース』(<http://rcisss.ier.hit-u.ac.jp/Japanese/database/long.html>, 2019 年 4 月 11 日アクセス)の農産物物価指数を用いて実質化した。

3. 男性日雇賃金は第 3 期調査の個票から得られるが、欠損値が多いため、年度別の県平均値を用いた。