## 特集 戦前日本の所得と消費と労働

# 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\* ──

## 斎 藤 修

本論文では,両大戦間期の農家世帯内における労働時間の配分がどのようになされていたかを検討する.この予備的考察のために利用するのは,一橋大学の戦前期農家経済調査個票データベース・プロジェクトで作成中の,1931-41 年の 11 年間を対象としたパネルデータの一部で,茨城・山梨・大阪・徳島の 4 府県における調査対象世帯 17 家族である.本稿は市場要因などに焦点をあてた経済学的な分析ではなく,農家世帯に特有の近接要因の分析に限定する.それらの要因のなかでもっとも重要であったのは,既婚女性であれば夫の,未婚の子供であれば父親または母親の労働時間であった.農家女性は,夫がより長時間働かなければならない状況となれば同じ割合で労働時間を増加させ,それに伴って家事にあてる時間を減少させていたのである.また,彼女らの労働時間供給行動には,日本の直系家族型家族周期の影響が有意にみられたことも明らかとなった.IEL Classification Codes: N35. Q12

## はじめに

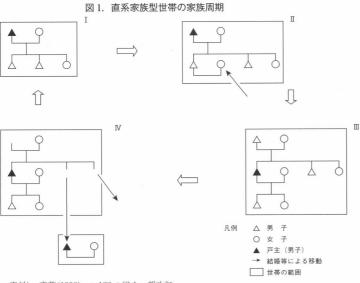
本稿は、現在、一橋大学経済研究所で進行中の戦前期農家経済調査個票データベース作成第一期プロジェクトの最初の成果を利用した研究である。この農家経済調査はきわめて多様かつ多面的な内容をもっているが<sup>1)</sup>、本稿では両大戦間の時代における農家労働を取上げ、家族労働間の分業と協業の側面につき予備的な考察を行い、本格的な労働時間配分と供給分析のための一助とする。

#### 1. 問題の所在

筆者は以前、帝国農会の男女別労働時間の調査によって、30-40歳代農家女性の家事を含む年間総労働時間は3,000時間を大きく超え、農業だけでも1,500時間を上回っていたこと、しかも女性の労働負担は、夫の労働時間との関連においてきわめて伸縮的であったことを明らかにした(斎藤1991; Saito 1996). これは1933年調査のクロスセクション分析からの解釈であった。農家経済にとって両大戦間期は波乱の時代といわれるが、しかし、その過程において農家世帯内の分業と協業にどのような変化があった

のか、とくに男女間の労働パターンに何か重要 な変化があったのかどうかについては十分な議 論がされてこなかった2). より長期の視点をと れば, 日本の農業は労働集約を基本とし, 長期 的趨勢としては労働投入が増大する傾向にあっ た. 農業が集約化するにつれて男性の労働負担 は重くなる傾向にあり、しかも(西欧の場合と は異なり)女性の労働が男性によって代替され るということは観察されず, むしろ女性の労働 時間もまた長くなったと考えられる(斎藤 1991: Saito 1996). それは徳川時代を通じての 趨勢であったとともに、明治農法が拡まる時期 においても, またそれに続く自小作前進と中農 標準化の時代においても見出すことのできる特 質だったのではないであろうか. この点を農家 経済調査の個票データによって検討することが, 本稿の目的の一つである.

もう一つの目的は、家族周期の視点を明示的に取入れることである。戦前日本の農家がその典型であるような小農経済の分析に家族周期概念を適用したのはアレクサンドル・チャヤーノフであった。彼は、家族周期の律動のなかで消費生活面での圧迫が家族労働のいっそうの自己利用(あるいは自己搾取)を促すところに小農家



資料) 斎藤(1992), p.122の図を一部改訂.

族経済の一特質をみた(Chavanov 1923/57). 小農経済とは、労働投入にかんしては雇用労働 市場に頼ることなく、しかしもう一つの生産要 素である土地については伸縮的な利用を図ると ころの存在である. それは小農が非合理的な経 済主体であったからではなく, 土地賃貸市場が 存在し,かつ生産と家計が分離していない経済 組織においては合理的な行為の結果という判断 もまた, その小農経済論では含意されていたこ とであった(この点については友部 2007, 斎藤 2009を参照)、もっともチャヤーノフは、その 家族周期の律動を制御していた家族システムの 構造的な違いがもたらす影響について明言する ことはなかった.彼自身は「両親の家より分離 したばかりの若い家族に、子供が3年毎に産れ、 その子供は死なず」、14歳となれば働き始める という仮定の下で,家族内の消費者数と労働従 事者数の比がどのように変化するかをみたにす ぎない(Chavanov 1923/57, pp. 15-19). 最近の 家族史および歴史人口学の研究をみればわかる ように、伝統的な家族システムには 核 家族 型,合同家族型,直系家族型があり,核家族 型の世帯形成様式は合同家族型のそれとは本質 的に異なり、また直系家族型の世帯形成様式は 前二者のどちらとも異なったワーキングスをも っていた. とくに顕著な差異が生ずるのは子供

の結婚と離家のタイミングにお いてであった.

伝統日本におけるシステムは 典型的な直系家族型であった. 合同家族型と異なって横の兄弟 の軸に沿った拡大志向を内包せず,家族世帯は縦型の構造を家族 間期は,形態上は核家族世帯と 同一の段階から,下方に拡大を した多世代複合家族世帯形態と として戸主権の移譲とととに上 方拡大の形態へと変化し,最終 的には親世代の死去によってを 家族形態へと再帰するパターン となることも大きな特徴であ

(斎藤 1992, 2002; Saito 1998). それゆえ、農家経済調査の個票を分析する際には、この点をも考慮に入れるべきであろう。図1は典型的な直系家族世帯の家族周期を示しているが、このうち複合家族世帯形態にある段階 II と III を段階 I と IV とではどのような違いがあるのか、興味あるところである.

第二は, 歴史的観点からみた女性労働の問題 である。エステル・ボースルプは、労働集約的 な農業においては女子労働の男子労働にたいす る比と雇用労働依存率の間に逆相関がみられる ことに注目, 集約農業の長期的発展過程におい ては女性の役割が高かった可能性を示唆した (Boserup 1970/86, pp. 24-31). ここから、様々 な原因によって生ずる自己搾取の担い手は女性 であったのではないかと推測されるが、筆者は 前稿において、1930年代日本の農家世帯にお いて実際にそのような傾向がみられたのではな いかと示唆した(斎藤 1991, p. 36). また, 谷本 雅之も 1900 年代-10 年代の事例から, 世帯主 の妻の生産労働への関与は事実上「フルタイ ム」であったという。たしかに「労働の質的内 容の男女間非対称性」はあるものの、妻の農業 へのかかわり方は本格的で、夫とともに農家労 働力の基幹であり、しかも妻の労働が世帯内労 働時間の「戦略的」配分と動員を実現する上で の要であったと論ずるのである(谷本 2003, pp. 149-159).

ボースルプ理論は主として労働集約的なアジ アの農業発展に適合的と理解されているが、よ り資本集約的な展開をみせた西欧の歴史的経験 についてはヤン・デ・フリースの家計革命論が ある(de Vries 1994, 2008). 産業革命に先立っ て家計革命があったと論ずるデ・フリースは, その起源を農村への消費財市場の浸透に求め, それによって生ずる家計の現金需要の増大が自 家生産(Z財生産)の縮小と雇用労働の増加とを 招き、農家世帯の賃金労働者世帯への転換をも たらしたという3). この過程はプロト工業化と も称される農村工業の展開と重なりあい、既婚 女性や子供の労働供給増加がみられた. しかし 北西ヨーロッパ諸国では、一方では農業の資本 主義化、他方では製造業における工場制工業の 成立によって労働力の 男性 化が生じた. このクロノロジィは日本のような小農社会の発 展過程には適用できないし,変化の起点が消費 にあったという主張は西欧の歴史的経験に照ら しても議論のあるところであるが、しかし、そ の結果として生じた既婚女性の労働力率低下傾 向にかんするデ・フリースの解釈は興味深い. それは、小農社会における変化の解釈にも示唆 的なのである. すなわち, その局面においては, 生活の質と水準を維持し, 高めるために重要で あった食生活や衛生の領域で市場から購入でき る財は種類と範囲が非常にかぎられていたため に、家事という形態での Z 財生産の意義が再 び高まったのだというのである(de Vries 2008, pp. 201-202, 237). 逆にいえば, デ・フリース の議論は、それ以前の局面において既婚女性が 生産的労働への関与を増加させたときには、そ のような意味での家事が犠牲にされる傾向にあ ったということを示唆している.

本稿では、そのような家事労働の側面をも考慮に入れ、また夫婦間だけではなく、親子間における労働の連関性にも目を向け、両大戦間期の農家世帯内における労働時間の配分がどのようになされていたかを検討したい.

## 2. 時代の状況とデータ

本稿で利用することになる農家経済調査(農林省調査)の第3期11年間は農家経済にとって激動の時代であった. 大恐慌の農村経済への影響がもっとも深刻であった数年間, そこからの回復過程, そして統制経済下におかれるまでの期間が含まれるからである. 農家所得の実質値はおそらくデータが始まる最初の年度である1931年が底で, それ以降は増加趨勢に転じたが, その勢いはそれほど強くなかった. 1938年から40年になると農産物価格の上昇率が上がり, 農家所得が急騰した. それは, 徴兵および動員の影響が農家経済に及び始めることとなった時期にもあたっていた.

このうち1937年ころまでの時期について, その変化を農家階層の観点からみると, すでに 述べたように自小作前進と中農標準化の時代と 特徴づけることができる。1920年代に入り、 階層としては自小作農が,経営規模でいえば 1-2 町歩の中農が割合を増加させ、その動きは この時期を通じて一貫してみられたのである. 恐慌からの回復過程においても自作農の所得は 他の階層より伸び悩みの程度が大きく, 他方で, 小作農家における小作料負担はゆるやかに、 し かし一貫した低下傾向を示していた4).この間, 養蚕農家が減少に転じ、兼業農家の比重も低下 した、さらに、もともと小さかった農家経済に おける雇用労働の比重がますます小さくなった. いいかえれば、農業専業的で、いっそう「家族 労力本位」の中農が前進したのがこの時期の特 徴であった(綿谷 1959, 加瀬 2002)5).

本稿で利用するのは、1931-41年の11年間をカバーする農家経済調査の個票で、具体的には茨城・山梨・大阪・徳島の4府県における調査対象17世帯(自作6世帯、自小作6世帯、小作5世帯)のパネルデータである。ただ、11年間にわたって完全に連続したデータが得られるのは大阪府の4世帯にかぎられ、他の世帯には後半の時期に1年から3年の欠年が存在する。表1にみられるように、どの農家階層をとっても世帯の延年数が世帯数×11より下回ってい

表 1. 4 府県個票データ: 17 世帯の自小作別構成, 1931-41 年

	世帯	世帯年数	労働に従事する世帯員延数				
			既婚男子	既婚女子	他の家族員	計	
自作	6	56	75	88	68	231	
自小作	6	59	59	89	44	192	
小作	5	46	83	59	41	183	
計	17	161	217	236	153	606	

資料) 「戦前期農家経済調査個票データベース」

(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). 註) 「労働に従事する」というときの労働には家事労働も含む.

表 2. 17 世帯の家族周期段階指標. 1931-41 年

	平均/構成比	最大一最小	標準偏差	N
直系複合形態にある世帯が				
総世帯年数にしめる割合(%)	41.1	_	_	185
世带員平均年齡:既婚男子	45.7	72-18	11.2	185
既婚女子	41.7	69-18	12.0	185
未婚男子	18.0	30-11	3.7	79
未婚女子	17.6	23-11	2.8	35
数え年1歳の子供がいる世帯の				
総世帯年数にしめる割合(%)	9.7	_	_	185
同 5 歳以下の子供がいる世帯の				
総世帯年数にしめる割合(%)	58.9	_	_	185
同 12 歳以下の子供がいる世帯の				
総世帯年数にしめる割合(%)	80.5	MARKET	_	185

資料) 表1に同じ.

註) 未婚の男子と女子は、労働に一年をとおして従事していた場合にのみカウントしており、後掲の表 4(b) および表 4(c) の N に対応している。詳細は第 4 節 4.1 項をみよ

るのはそのためである. したがってパネルデータとしては完全ではないが, 以下の予備的分析ではデータの欠損から問題が生じないように配慮をして進めたい.

戦前の農家経済調査はいわゆる典型調査であった。平均的なというより典型的な自作,典型的な自作,典型的な自小作,典型的な小作農家から調査対象が選ばれたのであるが<sup>6)</sup>、その判断基準の一つが世帯規模であった。「世帯員は6~7人で、うち3~4人が農業従事者であること」と記されており、また「農家経済を複雑にするが如き係累が同居していないこと、年雇のあるものは可及的之を避けること」とも述べられていた(稲葉1953、p.20)。これは、配偶者や跡とりを事故や病気で欠く農家が選ばれたり、合同家族的な構造をもち、住込の年雇をも世帯員として抱えていた農家が選定されたり、直系家族世帯の家族周期から外れた農家が含まれたりする可能性は非常に低かったことを意味していよう。農家

経済調査は、典型的な直系家族世帯の家族問期に乗っていた農家を対象としようとしたのである。実際、表1に示された既婚男性と既婚女性それぞれの数が世帯年数を上回っていたということは、直系家族周期の複合形態段階にあった世帯が少なからず含まれていたことを含意する。他方、労働に従事する世帯員の延人数

606人のうち既婚男子が36%,

既婚女子は39%であったのにたいして、その他の家族したのには25%にしかならなかった。ところの、労働に従事する「他のを大った。とうの、労働に従事する「他のを大った。とうでしょうでは、横直に規定されたものといえる。まさに、農業に従るできる年齢の家族員は3-4人程度というのがこの時代の典型的な農家世帯だったのである。

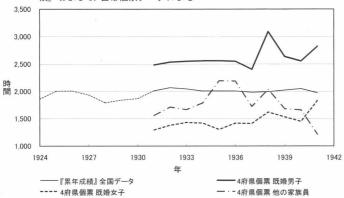
表 2 は、17 農家世帯の家族

周期との関連を別な角度からみる.2世代の夫婦が縦に結合した直系複合形態にある世帯が総世帯年数にしめる割合は、41%と低くない. 既婚男子と既婚女子の平均年齢をみるとともに40歳代であるが、最大一最小の幅は大きい. これは20歳前後で結婚した跡とりのいる世帯が少なくなかったことの反映である.他方、労働に従事する未婚の子供の年齢幅は大きくなく、とくに女子のそれは11歳から23歳と狭い.数え年1歳の乳児がいる世帯は1割程度であるが、5歳以下の子供がいる世帯は約6割、12歳以下、すなわち小学生より小さな子供がいる世帯は8割に達していた.

#### 3. 一人当り労働時間の概観

最初に、農家経済調査の時系列統計『累年成績』を利用して(稲葉 1953, pp. 48-49, 60-63), 全国集計データが何を示しているかをみる。そ のうえで、4 府県 17 世帯のパネルデータが語

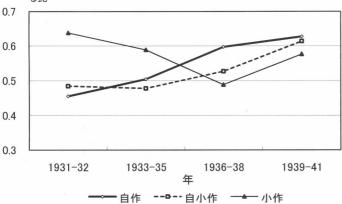
図 2. 農家一人当り総生産労働時間, 1924-41 年: 農家経済調査『累年成績』 および 17 世帯個票データによる



資料) 全国データは稲葉(1953)による. 個票データは表1に同じ.

- 註1) 総生産的労働時間とは総労働時間から家事労働時間を引いた値であり、いずれも能力換算をしない労働時間を労働従事者実員数で除す。その際、全国データの場合は総生産的労働従事者数が得られないので、農業労働従事者数で代用した。
  - 2) 全国データ系列のうち、1930年までと1931-42年とは厳密な意味では連続的とはいえない可能性があるため、前者の期間を破線としている。

図 3. 個票データによる自小作別総生産労働時間: 既婚女子の既婚男子にたいする比



資料) 表1に同じ.

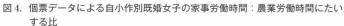
る事実を提示する.

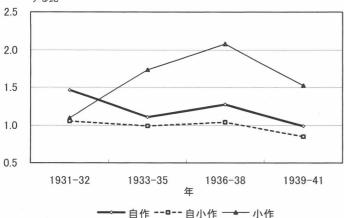
刊行された農家経済調査報告書では、性別・年齢別の農業労働投入をそれぞれ能力換算して集計するという方式をとっている。その自小作別集計表から調査戸数による加重平均をとった時系列グラフをみると(図2)、男女込みの農業従事者一人当り総生産労働時間(家事を含まない)は1920年代に変動を繰り返している。とくに、1929年恐慌を境に上昇を示した後、パネルデータが始まる1931年からはほぼ横ばい傾向にあった。全体として労働投入にあまり大きな変化はなかったという印象である。むしろ、

重要な変化としては — 図示は省略するが — 農業労働のなかで、養蚕労働時間が全体としてゆっくりと低下、その分が稲作ではない他の農作業に向けられる傾向があった.しかし、『累年成績』では男女も親子も能力換算されて集計されてしまっているため、世帯内の構成員別の変化はわからないのである.

そこで、4 府県 17 世帯のパネ ルデータに目を転じよう.以下, 同じ図2に描きこまれた世帯構成 員別のグラフからわかることは次 のとおりである. 第一に、総生産 労働時間における世帯構成員別の 水準差は大きかった. 既婚男性は 2.500 時間を少しこえる水準, 既 婚女性は1.500時間前後,その他 の構成員は両者の中間にあった. 第二に、世帯構成員別の趨勢をみ ると, 既婚男性と既婚女性は増加, 未婚の男女からなるその他家族員 はともに上昇から減少へと変化し ていた. 観察件数が少ないためグ ラフの振幅が大きいが、それでも 既婚女性の増勢は顕著かつ印象的 である。第三に ― これも図示は 省略するが ― 生産労働の中核に ある農業労働の内訳では,全国の

傾向と同じく養蚕が全体としてゆっくりと低下、稲作ではない他の農作業が増える傾向にあった. このように、4府県17世帯のサンプルにかんするかぎり、農家経済調査の『累年成績』統計から受ける印象とは異なって、農家世帯内での労働時間配分には小さからぬ変化があったのである.未婚の子供たちの労働時間は大きな変動を示していた.もっともその変化は、男女を混みにし、彼らの年齢をまったく考慮に入れない計算の結果であって、それを時代の趨勢とみるのは正しくない.それより注目に値するは既婚女性の労働時間の増加傾向であろう.彼女ら





資料) 表1に同じ.

表 3. 労働時間にかんする基本等計量:17 世帯個票データ, 1931-41 年

	総生産労働時間		農業労働時間		家事労働時間	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子
(a) 既婚						
平均	2,789	1,697	2,286	1,609	347	1,570
中央値	2,804	1,674	2,348	1,619	288	1,403
標準偏差	596	747	657	732	258	827
変動係数	0.21	0.44	0.29	0.45	0.74	0.53
最大值	4,268	3,905	4,252	3,905	1,833	4,567
最小值	1,182	45	646	29	6	262
N	185	185	185	185	186	186
(b)未婚						
平均	1,953	1,211	1,580	1,039	230	582
中央値	2,306	859	1,767	703	168	383
標準偏差	957	1,089	906	1,082	198	555
変動係数	0.49	0.90	0.57	1.04	0.86	0.95
最大值	3,406	3,496	2,992	3,446	1,000	1,711
最小值	12	25	12	22	3	77
N	79	35	79	35	73	33

資料) 表1に同じ.

の総生産労働時間に家事労働時間を加えてみると、1931-32年の2,800時間台から多少の上下動をしながら上昇をして、1937年以降は3,000時間の大台に乗ったのである。戦時期になると農業労働力が「女性化」したといわれてきたが(大門2006、pp.42-43)、その変化は戦時動員が本格化するより前から始まっていた可能性がある。

図3は、既婚女性と既婚男性の総生産労働時間の比を自小作別にみたものである。期間の後半に欠年のある農家が多いので、全体を四つの

時期に区分して示している。それによれば、自作および自小作農家では女性の労働時間が夫の労働時間が大の労働時間と比較して長くなっていたことがわかる。それにたいして小作を蒙では、恐慌からの回復過程では、恐慌からの低下させ、戦に戻すという、どちらかとが関に戻すという、どちらかとを関に戻すという。大となり、女性の労働時間における家事と農業労働時間における家事と農業労働時間の関係にもみられた。図4は農時間においする家事労働時間の比を自小作別にみているが、自作

と自小作農家では家事労働時間が相対的に 減る傾向にあったのにたいして、小作農家 では 1930 年代後半にかけての顕著な上昇 と下降というパターンを示したのである.

## 4. 世帯内の分業と協業

前節での観察,とくに農家階層別の観察が時代の変化を表現していたのだとすれば、その説明には農家経済をとりまく相対価格などの市場条件,生産技術的条件,農政や租税政策の影響などが考慮に入れられなければならない。ただ,個票による観察は農家を固定してのものであり,この時期の農家経済調査全体がそのような設計のもとに行われたのであった。したがってこの11年間の変化は個々の世帯の事情に規定されたものであって、必ずしも時代の変容を反

映していたわけではなかったかもしれない. そこで、本稿ではそのような本格的な経済分析を試みる前に、チャヤーノフの重視した家族周期の時間的要因、直系家族型に固有の家族周期段階上の要因、そして世帯内における世帯構成員間の分業および協業について検討をしておきたい. いわば近 接要因の分析である.

表 3 は、17 農家個票データから得られる個々人の労働時間にかんする種々の統計量を示す。総労働時間の平均水準は図1でみたのと大きく変わらないが、その内訳をみると、既婚男

性が農業に大部分の時間を投入していたのにたいして、既婚女性は農業と家事の双方にともに1,500時間程度あるいはそれ以上を費やしていたという違いがある。個々人のあいだのばらつきは――家事労働時間を除き――男性よりも女性において大きいが、それでも未婚の子供の場合と比較すれば小さい。これは、既婚女性には年齢とは別に、嫁あるいは姑という家庭内における地位から期待される労働負担決定の要因があったのにたいして、子供の場合は年齢を重ねるごとに増加する程度に規則性があったということの現われであろう。小学校を終えたばかりの子供と20歳をすぎた青年とでは、担うべき労働の量に格段の差があったに違いない。

もっとも、農家の投下した総労働時間という 点からみれば、重要なのは夫婦の労働力であっ て未婚の子供ではなかった. すでに表1から, 農家労働力のなかで未婚の子供の比重が小さか ったことをみたが、一人当りの平均労働時間を 考慮に入れると彼らの寄与はさらに小さかった ことがわかる.表1の人数に表3の平均総生産 労働時間を乗じてシェアを求めると, 子供の寄 与率は20%に達しない。既婚男子48.5%,既 婚女子 32.1%、未婚の子供 19.4% である7). こ の数字は、生産単位としての農家にとって夫婦 の労働力が基幹であったことを示すと同時に, そしてその夫婦組数が1であるか2であるかは 非常に大きな違いであったこと, すなわち家族 周期段階の違いが重要であったことをも示唆し ている.

平均による観察から個別事例に目を転じて最大値の項をみると、既婚男子で農業労働 4,252時間、既婚女子で同じく 3,905時間という 1935年の例がある。家事を含むすべての労働時間は、それぞれ 4,506時間と 4,861時間にもなった。これは一日平均 12時間、あるいは 13時間以上にもなったであろう長時間労働であった。彼らは 44歳と 41歳の長男夫婦で、直系複合形態にある小作農家である。小作ではあるが零細農とはいえず、この年は 1 町 9 反歩を耕作していた。64歳になる世帯主の父と母もそれぞれ 3,543時間と 1,398時間を農作業に投下しており、農業

に 3.000 時間以上を配分していた家族員が 3人 もいる精農といってよい. 母親の農業労働時間 は長くないが、彼女の家事労働時間は2,183時 間にもなり、家事に956時間しか費やさない嫁 と一種の分業関係にあったことが窺える. この ような精励のゆえであろうか, この農家は 1931年から1941年のあいだに耕作規模を1町 8反から2町へと増加をさせていた。もう一例 みておこう. 家事労働だけで1938年に4.567 時間を記録した長男の妻の例である. この農家 も小作で、耕作規模は1町5反5畝とやや小さ く,彼女は30歳である.ただ,姑はすでにな く、農作業は義父である世帯主と夫、それに未 婚の義弟とによってなされていた。 そのためで あろうか、彼女は年間69時間しか農業へは振 り向けておらず、労働時間のほぼすべてを家事 に充てていたのであった。これらはいずれも極 端な事例である。ただ、既婚女性が家事労働に あてた平均は1,570時間であったので,4,500 時間もの家事需要がありえたという事実は、通 常の場合には — 他の女性家族員の手助けはあ ったにせよ ―― 家事労働が相当に切り詰められ ていたことを物語る. さらに両世帯の比較から は、農家の女性が労働時間を、家業の農業と家 事とに与えられた条件のなかでいかに伸縮的に 配分しようとしていたかを示唆しているように 思われる.

以下,まず夫婦間の関係を,次いで親子間の 関係を検討する.

## 4.1 夫婦間

世帯内分業と協業の根幹には夫婦の労働があったので、妻の労働時間の夫の労働時間にたいする弾力性値を推計するという手法をとることにしたい。これは前稿で採用した方法であったが、個票データからは個々の家族のおかれた年々の状況を分析へ明示的に取入れることができるので、子供の年齢に端的に現われている家族構成上の変化、さらには直系家族の家族周期に特徴的な、二世代の夫婦単位が一つの世帯内で協同できる段階とそれ以外の段階の相違などを明示的に考慮に入れる。具体的には、それら

の影響をコントロールしたうえで妻の労働時間の夫の労働時間にたいする弾力性値を推計することになる。さらに、農家階層ごとに農家女性の労働時間投入レベルや供給パターンに違いがあるか否かをも検討する。それらの要因を制御したうえで妻の労働時間の夫の労働時間にたいする弾力性値 — それぞれの水準に影響されない反応係数 — を求めるのである。

前稿では、クロスセクション統計から月別あるいは季節別のデータによって両者の関係を推定し、弾力性は1.5から1.8ときわめて高い値をとっていたことを見出した(斎藤 1991).この結論は農業における繁忙期と農閑期のあいだの労働時間配分関係を反映しているものと解釈されるが、農家経済調査のような年次データによって測定を行った場合に、その弾力性の水準はどうなるであろうか。その水準は自小作別に異なっていたであろうか。また、前稿ではできなかった家族周期の影響を制御することによって、その計測は影響を受けるであろうか。

被説明変数は、世帯内で妻の地位をもつ女性 ――経営主の妻とはかぎらず、長男が有配偶の 場合はその妻をも含む――の年間農業労働時間で、説明変数の第一はその夫の年間農業労働時間である(ともに自然対数値に変換). 前稿でも述べたように、夫の労働時間は年々の農業生産にかんするすべての意思決定を反映した結果とみなせる. したがって、それにたいする妻の労働時間供給がどれほど弾力的であったかを推計することで、農家世帯内の分業と協業のパターンの一端を明らかにすることが可能となる.

第二は、家族システムに固有の家族周期要因である。直系家族システム下の家族周期にみられる特質は、子供のうち一人だけが結婚後も親の世帯にとどまるという世帯形成上のルールによって、夫婦単位が縦につながった複合家族構成をとる段階が必ず存在するところにある(前掲図1の段階 II と III). この跡とり以外の子供はすべて結婚前に(あるいは結婚とともに)離家を始めるので(図1の段階 IV)<sup>8</sup>, 家族労働力の規模がどんどん大きくなるということはないが、二世代の中核的経営担当者が揃う段階

II-III は、農業経営上もっとも充実した期間ということができる。この期間はまた一般的にいって、母親(姑)の家事労働負担によって若い世代の妻(嫁)が農業労働に専念できるという点でも、有利な状況にあるといえる。すでに表2によってみたように、本データベース中にはこのような家族周期段階にあった農家が少なからずある。そこで、その段階にある年は1、他のすべての場合を0とする変数をとり、その変数を夫の農業労働時間に乗じた交差項を加えることとする。これによって、家族周期の段階によって弾力性値に変化が生ずるか、具体的にいえば、直系型複合家族構成をとる段階には妻の労働時間供給の弾力性が多少なりとも低下するかどうかを検討する。

第三のグループは家族周期の時間的側面を表 す指標である. 妻の年齢, 子供の年齢構成, 母 親(姑)などが考慮されるべきであろう。いうま でもなく、世話をしなければならない子供がい れば母親の農業従事の確率は低下し、家事を担 当してくれる姑がいれば逆にその確率が高まる と想定される. 妻自身の年齢は, これらすべて を反映した変数となる. その意味では単純な関 係がみえにくい可能性があり、実際、計算結果 はすべてのケースで有意とはならなかったので 以下では表示を省く、子供の養育のかんする変 数は、数え年1歳の子供の有無、同5歳以下の 子供の有無,同12歳以下の子供の有無をそれ ぞれ考慮した. 通常は女性が外部労働市場に出 るときにその抑制効果が顕著であることが知ら れているが、自営業世帯の自家労働の場合でも 同様の負の効果が見られたか否かをみるのであ る. 結果は1歳の子供と12歳以下の子供とが 有意に負となることが多く, しかも後者のほう が全体としてのあてはまりはよかったので,以 下の表では12歳以下の子供にかんする推計結 果のみを掲げる. 最後に、姑の家事負担の効果 は, 直系複合家族形態にある世帯の場合, その 変数によってすでに捉えられているので新たな 変数を加えなくともよいが、それ以外の段階に あって寡婦となった姑がいるときの効果はみる 必要がある. そこで, 直系複合家族形態にない

表 4(a). 既婚女性の労働時間, 夫の労働時間, 家族周期要因, および世帯特性: 17 世帯個票データ, 1931-41 年

	被説明変数							
	妻の 農業労働時間(ln 値)		妻の総生産 労働時間(ln 値)	妻の 家事労働時間(ln 値)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)			
説明変数:		· ·						
切片	-0.16	-0.18	1.07	10.45	10.55			
	(-0.09)	(-0.11)	(0.68)	(9.84*)	(9.98*)			
夫の農業労働時間(ln 値)	1.01	1.02	0.87	-0.48	-0.49			
	(4.61*)	(4.66*)	(.4.25*)	(-3.48*)	(-3.59*)			
直系複合形態×	-0.03	-0.04	-0.04	0.06	0.06			
夫の農業労働時間	(-1.77)	$(-2.11^{\dagger})$	$(-2.22^{\dagger})$	(5.01*)	(4.99*			
姑/嫁家事従事×	0.13	_	_	-0.07	_			
非直系複合形態	(0.85)			(-0.73)				
12歳以下の子供	-0.34	-0.33	-0.33	0.30	0.29			
	$(-2.43^{\dagger})$	$(-2.33^{\dagger})$	$(-2.52^{\dagger})$	(3.39*)	(3.36*			
兼業農家	0.46	0.51	0.48	-0.16	-0.16			
	$(2.18^{\dagger})$	$(2.55^{\dagger})$	(2.56†)	(-1.19)	(-1.23)			
農家階層:自作農家	-0.01	-0.03	-0.07	0.03	0.03			
	(-0.06)	(-0.20)	(-0.50)	(0.37)	(0.36)			
小作農家	-0.56	-0.58	-0.55	0.13	0.12			
	(-3.08*)	(-3.24*)	(-3.30*)	(1.18)	(1.11)			
R <sup>2</sup> (自由度調整済)	0.249	0.250	0.243	0.291	0.288			
N	185	185	185	186	186			

註) 括弧内はt値、\*は1% の有意水準に、 $\dagger$ は5% の有意水準に達していることを示す。

世帯と寡婦の姑の有無との交差項をとることにする。

第四のグループは農家階層で、自作農家か否 か、小作農家か否かの2組の0-1変数を採用す る. ここでの関心は、経営主である夫の農業労 働時間に反映しているところの生産および市場 条件の総体と、すべての家族周期要因をコント ロールしたうえで, なお可処分所得の多い農家 階層の妻ほど労働時間は短いという想定が成り たつか否かである。あるいは、図3から観察さ れたように、自作・自小作層と小作層とのあい だに異なった趨勢を生みださせるような違いが みられる否かである。最後に、兼業農家であっ たか否かも考慮に入れる. 兼業に従事する農家 では、妻の労働時間への需要も多いと予想され るからである. 両大戦間の時期は兼業農家が減 少したと述べたが、17世帯中には3戸の兼業 農家 ― 商業を営む自作農,薪炭業を営む自小 作農, 瓦製造を営む小作農各1戸 -- が存在す る. これは農家階層と同じく全期間を通じて変 化をしない変数で9)、兼業農家であれば1、専 業農家を0とする.

以上の分析枠組をも とに10), 世帯および年 次にかんして集計をす ることなく、個々の夫 婦の各年の労働時間を 観察単位として回帰を とる. その結果は表4 (a) に示されている. 最初に, 妻の農業労働 時間を被説明変数とし た式(1)と式(2)、妻の 家事労働時間を被説明 変数とした式(4)と式 (5) とを比較する. 式 (1)では、直系複合家 族構成をとる段階の効 果も直系複合形態にな い世帯における姑の存 在もともに有意な結果 が得られていないのに

たいして、後者の項を除いた式(2)では、直系 複合家族構成の効果が有意に、そして予想通り に負となっている。式(4)と式(5)では直系複合 家族構成効果がどちらの場合でも有意であるが、 直系複合形態にない世帯における姑の存在はや はり効いていない。これは、姑の家事面での援 助が効いていなかったということを(直系複合 家族構成をとった世帯の場合にはその効果が含 まれているので)必ずしも意味しないであろう が、とりあえず以下では、その項を含まない回 帰方程式の推計結果から観察されることを列挙 しよう。

第一に、妻の労働時間の夫の労働時間にたいする推計された弾力性値は1である。それは労働時間を農業のみにとっても総生産労働にとっても大きな違いは生じていない。前稿における水準1.5-1.8より低いのは、前者の計測が季節および月別データによるものであったためで、季節変動調整済の経年変動にかんしては1程度であったとみるべきであろう。それにしても、妻の労働時間供給は夫の農業労働時間にたいし

表 4(b). 未婚男子の労働時間,父親の労働時間,家族周期要因,および世帯特性: 17 世帯個票データ,1931-41 年

	被説	明変数
	未婚男子の 農業労働時間(ln 値) (6)	未婚男子の 総生産労働時間(ln 値) (7)
説明変数:		
切片	- 17.1	-7.80
	(-3.52*)	(-1.89)
父親の農業労働時間(ln 値)	1.76	0.30
	(3.27*)	(0.66)
年齢	0.96	1.16
	(4.78*)	(6.82*)
年齡自乗	-0.02	-0.03
	(-4.07*)	(-5.87*)
長男	0.16	0.45
	(0.48)	(1.62)
直系複合形態×	0.01	0.04
父親の農業労働時間	(0.28)	(1.09)
兼業農家	-0.08	-0.43
	(-0.21)	(-1.33)
農家階層:自作農家	-0.11	-0.08
	(-0.37)	(-0.31)
小作農家	0.57	0.29
	(1.38)	(0.82)
R <sup>2</sup> (自由度調整済)	0.493	0.612
N	79	79

註) 括弧内はt値. \*は1% の有意水準に, †は5% の有意水準に達していることを示す.

第二に、この弾力性値は家族周期段階によって変化をした。跡とりの結婚によって夫婦単位が縦につながった直系複合家族構成をとる段階になると、弾力性は0.05低下した。これはそれほど大きな値ではないが、家族周期の段階が既婚女性の自家労働供給行動に有意な効果をもっていたという発見は興味深い。別ないい方をすれば、農業経営的には相対的により大きな困難が伴う、核家族形態ないしは不完全な拡大家

族形態をとる期間中に, 妻の伸縮的な労働投入

が要請されたのだと解釈することができよう.

て十分に弾力的であったということができる.

第三に、子供の存在は想定どおり負の影響をもっていたが、世帯内の労働であっても外部への就業の場合と同様の効果が確認されたことには注意したい。この結果は、通勤という形態をとらなくとも、母親の就業には子供の養育に関して両立しがたい面があったということを含意しているのかもしれない。

そこで被説明変数を家事労働にとると, 第四

に,以上の要因すべてについて符 号が逆となる. もっとも, 式(4) と(5)の場合は定数項が十分に大 きく有意で,子供の存在は家事時 間を増やす効果があり、また夫の 農業労働時間にたいする弾力性も 1よりはずっと低位で 0.5 未満と いう相違はある. しかしそれにし ても, 農家女性の家族労働需要に たいする高い供給弾力性を支えて いたのは, 家事時間を切りつめる ことを厭わない性向であったこと が明らかであろう. この性向は, 家族周期段階のなかでは完全な直 系型複合家族形態をとっていない 期間にいっそう強く現れたのであ

最後に、兼業農家の妻にはより 多くの労働時間が要求されたという点は確認された一方で、夫の労 働時間の水準をコントロールした 上でもなお、より上位の階層の農

家における妻のほうが労働時間は短いという関 係はみられなかった. むしろ, 小作農の妻の場 合には,他の階層と比較して有意に労働時間が 短いのである。これは労働時間を農業にかぎっ ても総生産労働をとっても変わらない.表3で みたように,小作層には極端に農業労働の長い 夫婦や、逆に極端に家事労働時間の長い既婚女 性がいたが、このようなことがここで見出され た事実とどう関連するのか, より一般的にはこ の結論が分析的に何を意味するのかは直ちには 明らかでないが、図3の示すところとともに興 味ある発見ではある。他方,家事時間を被説明 変数としたときはこのような関係はみられない. いいかえれば、家事時間を切りつめることを厭 わない性向は、自作、自小作、小作層の女性を 問わずにみられたことであった.

#### 4.2 親子間

次に、未婚の同居世帯員と親の関係を検討する. 男子の場合、経営主の子供だけではなくそ

表 4(c). 未婚女子の労働時間, 母親の労働時間, 家族周期要因, および世帯特性:17 世帯個票データ, 1931-41 年

	被説明変数					
•	未婚女子の 農業労働時間(ln 値) (8)	未婚女子の 総生産労働時間(ln 値) (9)	未婚女子の 家事労働時間(ln 値 (10)			
切片	-13.30	-12.90	-5.60			
	$(-2.55^{\dagger})$	$(-2.16^{+})$	(0.59)			
母親の農業労働時間(ln 値)	0.74	0.44	_			
	(2.55 <sup>†</sup> )	(1.34)				
母親の総生産労働時間(ln 値)	_	_	-0.25			
			(-0.47)			
年齢	1.14	1.43	0.69			
	(2.08 <sup>†</sup> )	(2.30 <sup>†</sup> )	(0.71)			
年齢自乗	-0.02	-0.03	-0.01			
	(-1.35)	(-1.64)	(-0.38)			
直系複合形態×	-0.08	-0.19	-0.14			
母親の農業労働時間	(-0.81)	(-1.68)	(-0.83)			
12歳以下の子供	1.23	0.43	0.15			
	(3.67*)	(1.13)	(0.25)			
農家階層:自作農家	-0.84	-0.74	0.04			
	$(-2.30^{\dagger})$	(-1.80)	(0.05)			
小作農家	1.47	1.61	2.10			
	(2.68†)	(2.57†)	(2.11†)			
R <sup>2</sup> (自由度調整済)	0.755	0.661	0.271			
V	35	35	33			

註) 括弧内は t 値. \*は 1% の有意水準に、 †は 5% の有意水準に達していることを示す.

の兄弟が,女子の場合は姉妹が同居しているこ ともあるが、どちらも経営主の労働時間ではな く, 前者は父親の労働時間にたいする関係, 後 者は母親の労働時間にたいする関係に焦点をあ わせる(いずれも、父親が鰥夫、母親が寡婦で あるケースを含むこととする)。他方、同居世 帯員の側では彼らの頻繁な離家と帰家とに十分 な注意を払う必要がある。出入の事由は一様で はないが、結婚、就職、あるいは入営のため転 出した場合, 出稼, 奉公または会社勤務中, あ るいはその他の理由で世帯外員となり、盆暮の 帰省の期間だけ、または失業期間だけ実家の農 業を手伝ったと想定される場合は検討対象から 外すこととする. それらはほとんどの場合, 年 度途中からの労働となり, また年度途中で再度 他出することとなるためであり、臨時労働力と いう性格から労働時間の投入量には差があった と思われるからである.

説明要因としては既婚女性の場合とほぼ同様であるが、表3からの観察にもとづき、男女と

も本人の年齢と年齢の自乗の項とを加える.男子の場合は、さらに長男であるか否かを考慮するが12歳以下の子供の有無は加えず、女子の場合には12歳以下の子供の有無を考慮に入れて、兼業農家は(観察事例が十分でないため)外すこととする.

男子にかんする結果からみよう.表4(b)の式(6)から明らかなように、有意に効いていたのは、父親の農業労働時間、年齢およびその自乗項のみである。長男かどうかも、家族周期の段階も、兼業農家か否かも、そしてまた農家階層も、結婚前の同居する男子の労働時間供給行動には何の影響を及ぼしていなかった。年齢の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の効果は有意に正、年齢の自乗の対験はは大きくなく、年齢とともに期待される労働自担のレベルが着実に上がっていく様子が窺える。また、彼らの農業労働時間の父親の農業労働時間にたいする弾力性は1.76と非常に高く、彼らが次世代の農家経営を担う立場にあったことがみてとれる。なお、

農業労働時間ではなく総生産労働時間をとると、式(7)からわかるように父親の労働時間との関連が弱くなる。これは、出稼、奉公または会社勤務中の一時的帰宅の際の手伝と思われるケースはサンブルから注意深く外したけれども、在宅の子供が(家の兼業とは別の、兼業あるいはその他労働時間に含まれている)農業以外の職業に就いていた場合の影響はまだ十分に排除できていないことを示唆しているのかもしれない.

女子については,残念ながら十分な観察数を 確保することができなかった. 家事労働時間を 被説明変数とした式(10)ではその数がさらに減 り, きわめて不満足な結果に終っている. それ でも,表4(c)の式(8)-(9)からわかるように, 農業労働あるいは総生産労働時間にたいする年 齢の影響は認められ、その効果は男子並あるい はそれ以上に大きい(ただし、年齢の自乗の項 は男子と異なって有意ではない). また農業労 働に絞ってみれば、母親の労働時間との関係も, 世話をしなければならない子供の存在の効果も ともに確認できる. しかし, 表 4(a) の母親お よび表 4(b) の男子の場合と異なるのは農家階 層の効果である。式(8)からは、自作農の女子 は農業労働時間の水準が短く, 小作農の場合に は逆に長時間の水準にあるという傾向が、母親 の農業労働時間のレベルの影響とは独立に認め られるのである。小作効果だけであれば、式 (9)でも認められる。これは母親の場合と符号 が逆であり、かつ自作農との対照も興味深い. ただ、サンプル数を増やしていったときにも確 認できるだけの頑健性をもった観察であるかの どうかは、いまのところわからないというべき であろう.

## 5. 結語

両大戦間の時代における農家経済の基幹労働力は、夫婦を単位とした労働であった。これは農家が生産労働に投下した時間のなかで、未婚の子供の寄与は非常に小さく、20%にも達しなかったことから窺えることであるが、本稿での分析は、それに加えて、既婚女性の労働時間が夫の労働時間にたいして高い供給弾力性をも

って増減していたことをも明らかにした. これが第一の結論である.

第二に、その弾力性値は1であった。すなわち、夫が労働時間 — 生産や市場の条件変化をすべて反映した変数と考えられる — を増やしたとき、妻もまったく同じ割合で労働時間を増加させたということである。もちろん、夫と妻の作業内容が同じであったということはないであろうが、時間で計った投入量にかんするかぎり、両者の労働は一体であったとみてよい。

第三に、この妻の高い弾力性は、家事時間を切りつめることを厭わない性向によって裏打ちされていた。妻の家事時間の夫の労働時間にたいする弾力性値はマイナス 0.5 であった。市場条件などによって農家の労働投入を増やさなければならなくなったとき、妻は家事時間を減らしてそれに対応していたことが明らかになったのである。これは、「問題の所在」で言及をしたデ・フリースの家計革命論と Z 財生産とにかんする議論から得られる仮説 —— すなわち、既婚女性が生産的労働への関与を増加させたときに、家事は犠牲にされる傾向にあったのではないかという言明 —— とは完全に整合的な発見事実である。

第四に、直系家族型の家族周期の重要性も確認された。妻の供給弾力性は、生産労働でも家事労働でもともに、完全な直系型複合家族形態をとっていない局面でより強くなる傾向があった。これは同居する未婚の息子や娘の労働時間供給行動には認められない特質で、家族周期から必要となる労働面の調整の少なからぬ部分を妻がとっていたことを意味している。直系家族形態をとる自営業家計の場合、夫婦の労働がその家族経済の根幹にあったのであるが、妻の労働はより調整的な役割を果たしていたのであるう。

以上の観察結果は、より広い文脈でも興味深い含意をもつ。その一つは、世帯主である夫の労働時間が減らないかぎり、農家女性の総労働時間は増え続けたということである。労働の弾力性はプラス1で、家事のそれがマイナス 0.5であったからである。これは前稿において私が

想定したこと、すなわち徳川以降、農業がより 集約的となるに伴い、女性労働はいっそう長時間となる傾向にあったという判断に実証的な根拠を与えるものである(斎藤 1991; Saito 1996). それを両大戦間の文脈に限定していえば、中規模農家と自小作層が前進する過程でも既婚女性の貢献は少なくなかったにちがいない.

他方、その反面として必要な家事時間が切りつめられていたのだとすれば、それが増加に転ずるための条件は何だったのであろうか。理論が教えてくれるのは、生産における労働節約的技術の導入、大幅な所得上昇、そして自営業家計であるう。農家が自営業家計であることを止めるということはいまでも起こって生じたことであった。しかし、それは農村への消費社会や学歴社会の到来、また男女それぞれへので、実際に家事時間の増加はみられたのかどうかを確定し、またあったとすればそれぞれの効果をどう識別するかは容易でない作業となろう<sup>11)</sup>。別個の研究計画が必要となる課題といえる。

もっとも、以上の観察とその含意自体はいずれも暫定的なものとみなさるべきである。本稿で利用した17農家は、農林省第3期調査の対象となった342戸のわずか5%である。すべての農家を対象として同じ分析をしたときに、何が変わり何が変わらないかを、いまから予想することはできない。とくに観察件数不足であったのは子供の労働時間供給行動についてであったが、この点については予備的な考察としても不十分であった。分析的には、市場条件や技術的要因の変化を明示的に考慮に入れた考察、すなわち夫の労働時間を決定する要因の分析が必要となろう。また、農家階層の効果が認められるのはどのような意味においてかを明らかにすることも、今後の課題である。

(一橋大学経済研究所)

註

\* 本稿は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計

研究センターにおいて,京都大学大学院農学研究科生物資源経済学専攻の協力を得,21世紀 COE およびグローバル COE プログラムの一環として進められている農家経済調査個票データベース編成事業に多くを依拠している。本データベースによる分析にかんしては,日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究(A)「両大戦間期の農家経済:ミクロデータによる実証分析」(代表者:斎藤修)を受けることができた。関係者の方々に深謝の意を表したい。個票データが利用可能となるまでには多くの煩瑣な作業が必要であったが、それを一手に引受けていただいた尾関学氏、また本論文の草稿にたいして的確なコメントをくださった谷本雅之氏にも感謝する。

- 1) その詳細は本号所収の尾関(2009), 第1節に譲る.
- 2) たとえば、栗原(1943)はその趨勢を「勤労主義」的経営の進展と捉え、綿谷(1959)はそのなかにも資本集約化による生産力上昇の契機を見出していたが、いずれにおいてもジェンダーの視点は完全に欠落していた。
- 3) デ・フリース自身はこの過程を「勤勉革命」と呼んだが、それはむしろ「家計革命」と称するのが適当であろう. 斎藤(2008)、pp.61-63 を参照.
- 4) 明治末年からの齋藤萬吉調査と昭和期の農家経済調査とから、田収穫米ないしは稲作収入にたいする小作料支払分の割合がどう変化したかを計算することができる。それによれば、1890年代55%、1910年前後50%、1920年48%、1931-35年45%、1936-41年40%と、小作料割合は着実に低下してきたことが明らかである(稲葉1953、pp.36-37、78、84-85より算出)。
- 5) ただ戦時下となると、専兼別の趨勢に再び変化があった. 総農家戸数が漸減するなかで専業農家は減り、職工農家のように賃金労働を兼ねる農家が増加して兼業農家割合が上昇した(林1996、pp.166-168).
- 6) 記帳能力のあることも選定の重要な条件であったので、平均的な農家よりは優良農家が選ばれる傾向にあった。小作の場合はとくに、「平均的」な小作農家と調査対象となった農家との差が大きかったようである。
- 7) 表1と表3とでは観察対象が異なる。表3の既婚者からは鰥夫や寡婦が、未婚者からは第4.2節で述べるような人たちが除かれているからである。後者の多くは年度途中での出入がある人たちなので平均労働時間はかなり短く、また比率的には未婚の子供グループにしめる後者割合のほうが前者よりも大きい。したがって、実際の総農家労働時間にしめるシェアは194%よりもさらに小さかったはずである。
- 8) この非跡とりの離家タイミングについては, Smith(1977), chapter 8 に宗門改帳を用いた先駆的な 分析がある.
- 9) これは、これら二つが世帯固定的変数ということを意味しない。11年間に副業をやめて専業農家になることや、小作農が土地の一部を買いとって自小作農に分類替えとなることもありえないことではなかった、ただ、本稿の17世帯中にそのような事例は一つもなかっただけのことである。

- 10) この時代の分析にあたってもう一つ考慮に入れたい要因には、息子の動員がある。働き手である息子の応召は母親の農業労働時間を増やす効果をもったと想定されるが、個票中の事例があまりにも少なかったため、本稿ではその分析を断念した。
- 11) 実際,戦後農家の生活時間にかんする個別農家を対象とした詳細な調査結果報告は,それがきわめて複雑な過程であったことを教えてくれる. 杉山(1972, 1983, 1987),熊谷(1998),第4章を参照.

#### 引用文献

- 林宥一(1996)「世界大恐慌から戦時体制へ」, 暉峻衆 三編『日本農業 100 年のあゆみ:資本主義の展開と 農業問題』有斐閣, pp. 143-191.
- 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。
- 加瀬和俊(2002)「就業構造と農業」,石井寛治他編 『両大戦間期』日本経済史3,東京大学出版会,pp. 209-283
- 熊谷苑子(1998)『現代日本農村家族の生活時間:経済 成長と家族農業経営の危機』学文社.
- 栗原百寿(1943)『日本農業の基礎構造』中央公論社. 大門正克(2006)「農業労働の変化と農村女性:20世
- 大円正兒(2006)「農業労働の変化と最初女性・20世紀日本の事例」,西田美昭=アン・ワズオ編『20世紀日本の農民と農村』東京大学出版会,pp. 31-56.
- 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2号, pp.112-125.
- 斎藤修(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 1 号,pp. 31-41.
- 斎藤修(1992)「直系家族型世帯と労働市場:日本の比較史的位置」『歴史学研究』第638号, pp. 121-129.
- 斎藤修(2002)「比較史上における日本の直系家族世帯」, 速水融編『近代移行期の家族と歴史』ミネルヴァ書房, pp. 19-37.
- 斎藤修(2008)『比較経済発展論:歴史的アプローチ』 岩波書店.
- 斎藤修(2009)「土地貸借市場としての地主小作関係: 友部 仮説 の 検討」『経済 史 研 究』第 12 号, pp. 250-272.
- 杉山茂(1972)「庄内地方における一農家の生活構造: 生活時間調査を手がかりに」『農業総合研究』第 26

- 巻 2 号, pp. 137-162.
- 杉山茂(1983)「生活時間調査からみた農家の生活構造:山形県新庄市角沢のB農家をめぐって」『農業総合研究』第37巻3号, pp.73-120.
- 杉山茂(1987)「農家の生産・生活構造:山形県 C, D 農家の生活時間調査分析」、東北農業研究会編『東 北農業・農村の諸相』御茶の水書房、pp. 245-340.
- 谷本雅之(2003)「近代日本の女性労働と「小経営」」, 氏家幹人他編『日本近代国家の成立とジェンダー』 柏書房, pp.144-187.
- 友部謙一(2007)『前工業化期日本の農家経済:主体均 衡と市場経済』有斐閣.
- 線谷赳夫(1959)「資本主義の発展と農民の階層分化」, 東畑精一=宇野弘蔵編『日本資本主義と農業』岩波 書店, pp. 191-303.
- Boserup, E. (1970/86) *Woman's Role in Economic Development*, London: Allen and Unwin; reprint edn, Gower Publishing.
- Chayanov [Chaianov], A.V. (1923/57) Die Lehre von der bauerlichen Wirtschaft. Versuch einer Theorie der Familienwirtschaft im Landbau, Berlin; 『小農経済の原理』磯辺秀俊=杉野忠夫訳、大明堂、
- de Vries, J. (1994) "The Industrial Revolution and the Industrious Revolution," *Journal of Economic History*, Vol. 54, No. 2, pp. 249–270.
- de Vries, J. (2008) The Industrious Revolution: Consumer Behavior and the Household Economy, 1650 to the Present, New York: Cambridge University Press.
- Saito, O. (1996) "Gender, Workload and Agricultural Progress: Japan's Historical Experience," in R. Leboutte, ed., Proto-industrialization: Recent Research and New Perspectives. In Memory of Franklin Mendels, Geneva: Librairie Droz, pp. 129–151.
- Saito, O. (1998) "Two Kinds of Stem Family System? Traditional Japan and Europe Compared," Continuity and Change, Vol. 13, Issue 1, pp. 167–186.
- Smith, T.C. (1977) Nakahara: Family Farming and Population in a Japanese Village, 1717–1830, Stanford: Stanford University Press.