

# 農家女子人口の婚姻による異動

小 島 宏

- I. 序 論
- II. データ
- III. 農家女子人口の婚姻による異動
- IV. 人口学的要因の考察
- V. 結 論

## I. 序 論

戦後、特に昭和30年代後半から40年代前半にかけての高度経済成長期に農家人口は急激に減少した。30年には3,635万人で日本の総人口の41%を占めていたが、50年には2,295万人にまで減り、総人口の21%しか占めなくなった。当然のことながら、農家人口総数の減少の約半分は女子世帯員の減少によるものであった。農家女子人口はこの20年間に1,850万人から1,183万人へと、年平均33.3万人の割合で減った。

女子人口の減少は主に十代と二十代の女子の転出超過によるものであった。これらの年代の女子人口の異動（転入・転出を含めた増加・減少）の中では、婚姻による異動が半分近くを占めていた。また、婚姻による女子の異動は女子農業労働力の異動を伴う場合が多いため、家族労働力に依存する日本の農家にとっては重要な意味をもっていた。さらに、結婚は農家の人口と労働力の再生産にも直接結びついてきた。

農家女子人口の婚姻による異動は農家に対して重大な影響を与え、その結果日本社会全体に対しても決して小さくはない影響を与えてきたが、これに関する研究は少ない。<sup>(1)</sup> 農家人口の異動に関する研究の中では女子の異動は軽視されてきた。特に女子の結婚による異動は無視されたり、他のものと一括して論

じられることが多かった。しかし、これを無視ないし軽視しては農家人口の異動の正確な全体像を把握できなくなる恐れがある。

戦前、野尻（1940；1942）は農民離村に関する総合的な実証研究の中で、女子の縁組による離村にもそれなりの比重を置いていた。しかし、戦後はこれに匹敵するような研究がない。水沼（1966）と栗田（1978）は本稿と同じく農（林漁）家就業動向調査の結果を使って分析を行なったが、あまり詳細なものではなかった。この研究はそのような空白の一部を埋めることを目的としている。

本稿においては、農（林漁）家就業動向調査の結果を用いて、高度経済成長期とその前後における農家女子人口の婚姻による異動の二側面（年令階級別構成と純転出率）の変化と地帯間・階層間の相違を明らかにし、その人口学的要因を考察する。それらに先立って、データとこの異動の規模について手短に論じる。

## II. データ<sup>(2)</sup>

農林水産省統計情報部は昭和33～37年度については『農林漁家就業動向調査』、38年以降については『農家就業動向調査報告書』をほぼ毎年刊行している。これらは一年間に生じた農（林漁）家世帯員の異動を事由別に分類・集計した結果を掲載している。これらの事由の一つとして33～37年度に関しては「婚姻」による転入・転出という項目、38～50年に関しては「縁事」による転入・転出という項目が設けられていた。いずれも「結婚、離婚、養子縁組、養子縁組の解消による転入・転出」と定義されていた。

本稿においてはこれらのデータを用いて農家女子人口の婚姻による異動パターンを分析するが、これには二つの大きな問題がある。一つは調査の連続性に関するもので、もう一つは「婚姻」ないし「縁事」の定義に関するものである。

農林漁家就業動向調査と農家就業動向調査は厳密な意味では接続していない。調査対象が前者では農林漁家であるのに対して、後者では農家である。調査期間は前者では会計年度であるが、後者では暦年である。また、調査結果の分類・集計の方法も同一ではない。しかしながら、本稿においては可能な限りの

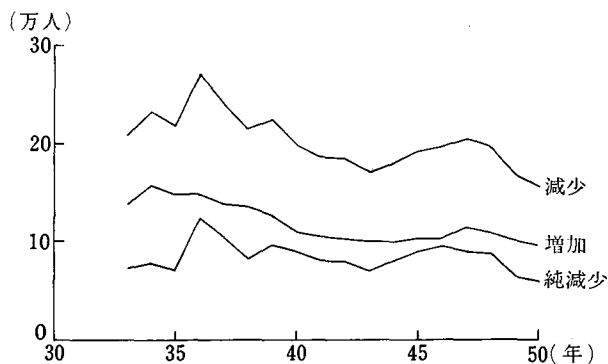
修正を加えた上で、両調査によるデータを連続したものとして扱う。

「婚姻」ないし「縁事」は定義によれば、結婚以外に離婚、養子縁組とその解消を含む。養子縁組とその解消の件数は15才以上の女子については無視できるであろうが、離婚件数は無視できるほど少なくはない。最近の『人口動態統計』によれば、農家世帯における離婚件数は婚姻件数の5～7%に当たる。詳しい情報がないため、これに関する修正は困難であるが、転入と転出によりある程度相殺される場合もあると思われる。

### Ⅲ. 農家女子人口の婚姻による異動

昭和33～50年の間の各年において、15～34才の全国農家女子人口の婚姻による増加は9.5～15.7万人、減少は15.5～27.2万人、純減少は6.0～12.4万人であり、いずれもかなり変動した（第1図）。平均すれば、それぞれ11.9万人、20.3万人、8.4万人であった。また、結婚が集中する20～24才においては7.6万人、13.6万人、6.0万人であった（第1表）。この増加は結婚を通じて全国の農家と非農家から農家へ転入した女子の数を表わし、減少は全国の農家から農家と非農家へ転出した女子の数を表わす。従って、純減少は全国の農家から非農家へ純転出した女子の数を表わす。<sup>(3)</sup>

第1図 15～34才の全国農家女子人口の婚姻による異動



(注) 昭和46年の数値は0～34才に関するもの。

(出所) 農(林漁)家就業動向調査。

第1表 全国農家女子人口の婚姻による異動の規模

異 動	婚姻による人口異動の実数 (万人)		婚姻による人口異動／年初人口 (%)		婚姻による人口異動／人口異動総数 (%)		婚姻による基幹的農業従事者異動／基幹的農業従事者異動 (%)
	a	b	a	b	a	b	c
	15～34才	20～24才	15～24才	20～24才	15～34才	20～24才	～34才
増 加	11.9	7.6	2.8	8.0	52.7	61.6	40.5
減 少	20.3	13.6	4.8	14.2	44.2	75.8	25.9
純減少	8.4	6.0	2.0	6.3	35.8	111.1	—

(注) a. 昭和46年を除く33～50年の平均。

b. 昭和38～50年の平均。

c. 昭和46年を除く38～50年の平均。

(出所) 農(林漁)家就業動向調査。

また、婚姻による女子人口の異動の相対的規模を明らかにするため、それを年初における同年令の女子人口で除した比率の平均値を第1表の第3～4列に示した。農家では毎年20～24才の女子の7人に1人が結婚により転出していることになる。第1表の第5～6列は女子人口の婚姻による異動を女子人口の異動総数で除した比率の平均値である。20～24才では女子人口の純減少総数に対する婚姻による女子人口の純減少の比率が84%から154%へとしだいに増加したため、平均値が100%を越えた。<sup>(4)</sup>

第1表の第7列は34才未満の女子の基幹的農業従事者(主として農業に従事する者)の異動総数のうちで婚姻による異動が占める比率の平均値を示す。婚姻による増加は増加総数の4割程度である。しかし、高度経済成長期を通じて未婚女子の就農率が激減した結果、他の事由による女子農業従事者の増加の大きな部分が既婚女子の就業状態の異動によるものとなったため、結婚は女子農業労働力の増加の大半に関わるようになったとも言える。また、婚姻による純増加はつねに正であったが、純増加総数は負になることもあったため、前者が後者を上回ることが多かった。

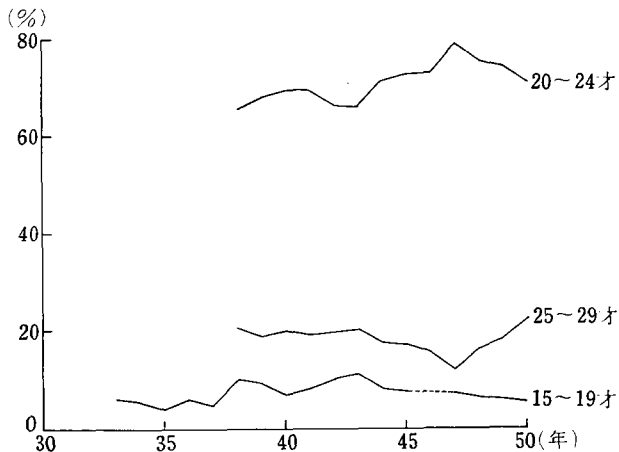
このような重要性をもつ農家女子人口の婚姻による異動がどのように変化し、相違しているかを二つの側面に関して明らかにする。

# 1. 年令階級別構成

農家女子世帯員の婚姻による転入・転出の6割以上が20～24才の年令階級に集中するが、この年令階級のシェアもその上下の年令階級のシェアも決して一定ではない。ここでは、15～34才における婚姻による女子転入者数を100として、その中で各年令階級の転入者数が占めるシェアを求め、その変化と相違について検討する。ただし、30～34才の年令階級のシェアは3%前後と低く、わりあい安定しているし、その中で離婚による部分が比較的大きいと思われるため、これには触れない。また、婚姻による転出者の年令階級別構成は転入者のものと類似しながらも、それほど明確なパターンを示さないため、これにも触れない。

第2図は、全国農家における三つの年令階級のシェアを示したものである。この図からは次のようなことが明らかになる。昭和37～38年にかけて15～19才のシェアが急増した。40年にはこれがやや減少する代わりに、他の二つの年令階級のシェアがやや増加した。42～43年には15～19才のシェアが増加したのに対して、20～24才のシェアが減少した。44～47年にかけては20～24才のシェアが増加し、25～29才のシェアが減少したが、48年以降は逆に前者が減少し、後

第2図 全国農家へ婚姻により転入した女子の年令階級別構成  
(15～34才=100%)



(注) 昭和46年の数値は推計値または欠損値。

(出所) 農(林漁)家就業動向調査。

者が増加した。その間に15～19才のシェアは緩やかに減少した。

以上の結果から、農家へ嫁入りした花嫁の平均年令は昭和37～38年にかけて低下し、40年にはやや上昇し、42～43年には再び低下したことがうかがわれる。そして、遅くとも48年からは再び上昇し始めたようだ。

第2表は、経済地帯別農家と経営耕地規模別農家における各年令階級のシェアを当該期間について平均した結果を示す。平均値が表わすような相違は当該期間全体を通じてみられる。経済地帯別にみると、15～19才のシェアは山村で高く、平地農村と農山村でやや高く、都市近郊で低い。20～24才のシェアは都市近郊と平地農村で高く、農山村でやや高く、山村で低い。25～29才のシェアは都市近郊と山村で高く、農山村でやや高く、平地農村で低い。結局、農家が迎える花嫁の平均年令は都市近郊で高く、平地農村で低いが、いずれの地帯においても結婚が20～24才に比較的集中している。<sup>5)</sup> これに対して山村では結婚がそれほど集中せず、早婚と晩婚が併存している。農山村は平地農村と山村の中間のパターンを示す。

経営耕地規模別農家の間には規則的な相違がある。経営耕地規模が大きくな

第2表 農家へ婚姻により転入した女子の年令階級別構成 (15～34才=100%)

年令階級	全国農家 (昭和38～50年平均) <sup>a, b</sup>	経済地帯別農家 (昭和38～45年平均) <sup>b</sup>			
		都市近郊	平地農村	農山村	山村
15～19才	7.2	4.3	8.0	8.0	9.7
20～19才	70.6	70.4	70.1	66.8	62.4
25～29才	18.2	20.7	17.3	19.5	21.1

年令階級	経営耕地規模別農家 (昭和38～50年平均) <sup>a, c</sup>					
	～0.5ha	0.5～0.7ha	0.7～1.0ha	1.0～1.5ha	1.5～2.0ha	2.0ha～
15～19才	5.7	6.5	7.3	8.4	10.0	16.2
20～24才	66.5	68.8	71.6	73.3	76.0	71.7
25～29才	23.4	21.3	18.3	15.4	11.8	10.1

(注) a. 昭和46年を除く平均。

b. 15～19才のシェアについては、昭和33年以降の平均。

c. 0.5～0.7ha と 0.7～1.0ha の農家については、昭和38年を除く平均。

(出所) 農(林漁)家就業動向調査。

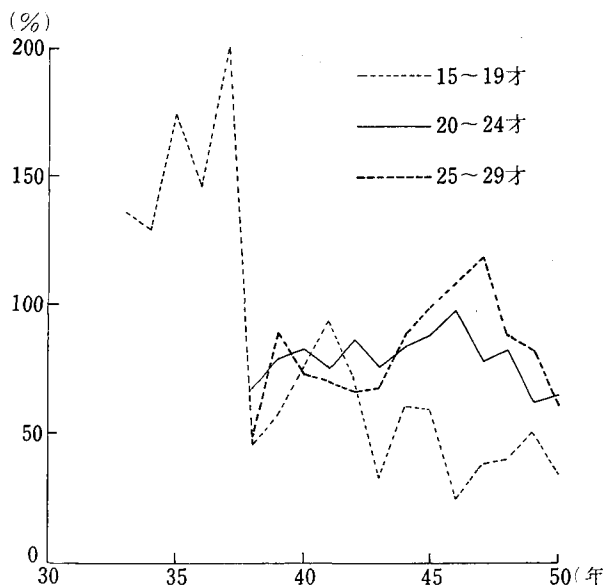
るに従って15～19才のシェアが大きくなり、25～29才のシェアが小さくなる。20～24才のシェアは2.0ha以上の農家を除いて、経営耕地規模が大きくなるほど大きくなっている。結局、花嫁の平均年令は経営耕地規模が大きな農家ほど低い。<sup>(6)</sup> また平均値からは明らかではないが、15～19才のシェアの相違はこの期間を通じて急速に縮小し、0.5ha未満の農家と2.0ha以上の農家の間に20%近くあったものが5%程度になった。しかし、25～29才のシェアの相違にはそのような変化がみられない。

## 2. 純転出率

第1図からも推測できるように、農家では結婚により転入する女子の1.5～2.0倍の女子が結婚により転出し、転出超過が5～10割にも上っている。

第3図は三つの年令階級について、全国農家女子世帯員の婚姻による純転出率を示したものである。これは転出者数と転入者数の差を転入者数で除して求めた。15～19才の純転出率は昭和37年まで非常に高かったが、38年に急に下が

第3図 全国農家における年令階級別女子世帯員の婚姻による純転出率(%)



(注) 昭和46年については推計値ないし欠損値。

(出所) 農(林漁)家就業動向調査。

った。42年にやや高いピークに達するまで上昇するが、再び低下し、さらに上下を繰り返しながらも趨勢的な低下傾向を示している。

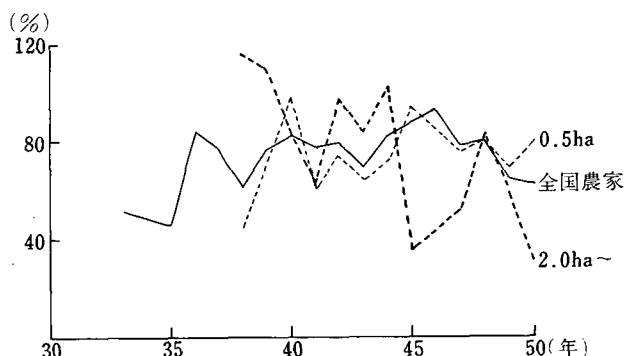
20～24才と25～29才の二つの年令階級における純転出率の変動は比較的似通っている。いずれも昭和43年ごろから上昇し始め、46年ないし47年にピークを迎え、それ以後低下した。この間の動きは15～19才の純転出率の変化とは対照的である。

第4図に示された全国農家における15～34才の純転出率の動きは、三つの年令階級における純転出率の変動をそれぞれのシェアに応じて反映している。これは昭和35年まで比較的低い水準にあったが、36年に急上昇し、それ以後高い水準で推移するようになった。38年と43年に一時低下し、46年にピークに達した後には低下したが、50年においても35年以前の水準にまでは下がっていない。

第3表の数値は、15～34才の農家女子世帯員の婚姻による純転出率を当該期間について平均した結果である。経済地帯間の相違は明らかで、純転出率は都市近郊、平地農村、農山村、山村の順に低くなっている。このような傾向は当該期間全体を通じてみられるが、昭和38年までは経済地帯間の相違は小さかった。ところが、39年からは大きな相違がみられるようになり、変動の方向も一致するとは限らなくなった。

経営耕地規模間における純転出率の相違は昭和38～50年の平均値に関する限

第4図 15～34才の農家女子世帯員の婚姻による純転出率



(注) 昭和46年については推計値ないし欠損値。

(出所) 農(林漁)家就業動向調査。



第3表 15～34才の農家女子世帯員の婚姻による純転出率（％）

期 間 (昭和)	全 国 農 家	経 済 地 帯 別 農 家			
		都市近郊	平地農村	農 山 村	山 村
33～50年a, b	72.4	82.3	75.1	64.1	59.5
38～44年	75.5	—	—	—	—
49～50年	63.4	—	—	—	—

期 間 (昭和)	経 営 耕 地 規 模 別 農 家					
	～0.5ha	0.5～ 0.7ha	0.7～ 1.0ha	1.0～ 1.5ha	1.5～ 2.0ha	2.0ha～
38～50年a, c	73.6	72.9	67.5	82.4	77.8	75.9
38～44年c	69.2	68.7	68.3	88.0	82.1	93.2
49～50年	74.6	67.6	64.0	53.6	54.7	44.0

(注) a. 昭和46年を除く平均。

b. 経済地帯別農家については、昭和33～45年の平均。

c. 0.5～0.7ha と 0.7～1.0ha の農家については、昭和38年を除く平均。

(出所) 農（林漁）家就業動向調査。

り、あまり大きなものではないし、必ずしも規則的なものでもない。そこで、経営耕地規模別農家と全国農家における純転出率を一つの図上に描いてみると、大まかではあるが次のようなことがかろうじて言える。<sup>7)</sup> なお、第4図はそのような図の一部に当たる。

1.0ha 未満の農家の純転出率は昭和44年ごろまで全国農家のそれを下回ることが多かったが、45年以後は後者の回りに集まり、49～50年にかけては後者を上回るようになった。1.0ha 以上の農家の純転出率は逆に44年ごろまで全国農家のそれを上回ることが多かったが、45年以後は後者の回りに集まり、49～50年にかけては後者を下回るようになった。ただし、2.0ha 以上の農家の純転出率は第4図においても明らかなように、45～47年にかけて全国農家のそれをかなり下回っていた。以上において述べたことは、第3表に示された38～44年の平均値と49～50年の平均値によっても裏付けられる。

#### Ⅳ. 人口学的要因の考察

年令階級別構成と純転出率に関してみられた変動と相違の人口学的要因を考

察することにする。結婚年令の決定要因については、Dixon (1970; 1971) の分析枠組がある。これによれば、結婚年令は①相手の得やすさ、②（経済的な面での）結婚のしやすさ、③結婚の望ましさを構成する諸変数により決まる。この枠組に若干の修正を加えれば、年令階級別構成の決定要因の分析にはもちろん、純転出率の決定要因の分析にも使えることは別の機会に述べた（小島 1979; 1980）。しかしながら、実証分析をする際には②と③を構成する変数を近似的にでも表わすような指標は容易に得られない。

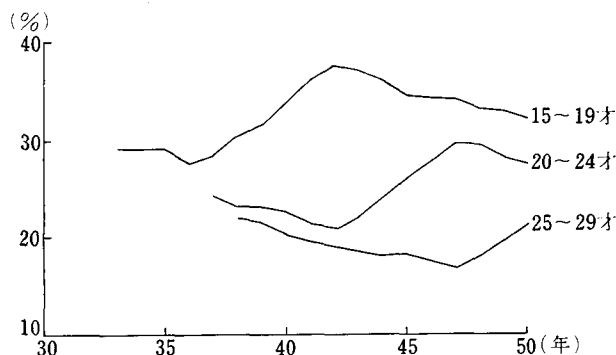
そこで、ここでは①を構成する人口学的変数、特に農家における（結婚）適齢期の未婚男子あとつぎ人口と適齢期の未婚女子人口を主に考察の対象とする。両者の年令構成、特に農家の嫁の供給源である後者の年令構成が婚姻により異動する農家女子人口の年令階級別構成を左右すると予想される。<sup>(8)</sup> また、前者の大きさが結婚を通じて農家へ転入する女子の数を限定し、後者の大きさが結婚を通じて農家から転出する女子の数を限定するため、<sup>(9)</sup> 両者の大小関係が婚姻による純転出率を左右すると予想される。

しかしながら、これらを正確に表わす指標はない。適齢期の範囲はもともと固定したものではないし、たとえ大まかに定めることができて農家人口は各才ごとに配偶関係別にも集計されていないためである。利用できる指標は年令初における5才階級別の男子あとつぎ人口と女子人口だけである。全国農家以外については、男子あとつぎ人口の代わりに男子人口を使わねばならない。また、二十代の女子人口は多数の既婚者を含むから、婚姻による異動の結果をも反映している。従って、以下の分析は試験的なものにならざるを得ない。

## 1. 年令階級別構成の決定要因

まず、全国農家へ婚姻により転入する女子の年令階級別構成が変動した要因を考察する。昭和37～38年にかけて15～19才の転入者のシェアが急増したが、一つの理由としては統計上の問題が考えられる。<sup>(10)</sup> 同年令の転出者のシェアはそれほど急に増加しなかったからである。しかし、もう一つの理由としては、農家において嫁の供給側である十代後半の女子人口が相対的に増加する一方で、嫁の需要側である適齢期の男子あとつぎ人口がそれ以上に増加したことが考え

第5図 全国農家女子人口の年令階級別構成（15～34才＝100％）



（出所） 農（林漁）家就業動向調査。

られる。第5図は15～34才の全国農家女子人口を100として求めた、各年令階級の女子人口のシェアを示すが、この頃から15～19才の女子人口が相対的に増えたことは明らかである。また、男子あとつぎ人口を女子人口で除して求めた性比は、15～19才においても20～34才においても急増した。ただし、これらの指標の変化にも統計上の問題が関与している可能性がある。

昭和40年には15～19才の転入者のシェアがやや減少したが、これは人口規模が小さいベビーバスト・コーホート（baby-bust cohort, 昭和19～21年に生まれた同時出生集団）が18～19才に達したためであろう。十代の結婚は18～19才に集中するため、この年令の女子人口が減ったのに応じて、農家へ嫁入りする女子の数も減ったものと思われる。しかし、第5図に示された15～19才の女子人口のシェアは、40年にも多少緩やかではあるが増加している。これは人口規模が大きいベビーブーム・コーホート（baby-boom cohort, 昭和22～24年に生まれた同時出生集団）が15～17才に達して、18～19才の人口の減少を補ったためであろう。

昭和42～43年になると15～19才の転入者のシェアが増加し、20～24才の転入者のシェアが減少したが、これはベビーバスト・コーホートが20～23才に達したのに対して、ベビーブーム・コーホートが17～20才に達したことに応じたものと思われる。第5図に示された15～19才と20～24才の女子人口のシェアの

動きは、これを裏付けている。

昭和44～47年にかけて20～24才の転入者のシェアが増加し、25～29才のシェアが減少したことにも、二つのコーホートの加齢が関わっているのは確かであろう。44年にはベビーブーム・コーホートの一部が二十代に達し、多量に結婚するようになったため、20～24才の転入者のシェアが増え始めたものと思われる。また、そのあおりを受けて25～29才の転入者のシェアが減り始めたのであろう。さらに、45年からはベビーバスト・コーホートが二十代後半の結婚が集中する25～26才に達し始めたため、25～29才の転入者のシェアが減り続けたようだ。47年にはベビーブーム・コーホートが22～24才に達して適齢期の真ただ中におり、ベビーバスト・コーホートが25～27才を占めていたため、20～24才の転入者のシェアが最大になり、25～29才の転入者のシェアが最小になったものと思われる。二つのコーホートの加齢に伴う女子人口の年令階級別構成の変化は、第5図においても明らかである。

昭和48年以後は逆に20～24才の転入者のシェアが減り、25～29才の転入者のシェアが増えたが、これはベビーブーム・コーホートが二十代後半に達し始めたのに対して、それより人口規模が小さい年下のコーホートが二十代前半を占めるようになったためであろう。第5図もこのことを裏付けている。

しかしながら、多くの女子が未婚のまま農家に残っていたことについては他の要因、つまり農家における適齢期男女の性比の不均衡が考えられる。夫婦の年令差が3才程度あるのが望ましいとすれば、ベビーブーム・コーホートの女子はベビーバスト・コーホートの男子の中から結婚相手を選ぶのが望ましいことになる。後者はもともと前者より数が少ない上、農家においては職業上の転出によりさらに少なかった。ベビーブーム・コーホートの男子も職業上の転出のために農家には少なかった。そこで、ベビーブーム・コーホートの女子の一部が未婚のまま二十代後半を迎えた。そのような時にベビーブーム・コーホートの男子あとつぎが多量に農家に還流したが、3才程度年下のコーホートの女子の数が少ないこともあって、同年令の女子と結婚した。以上の結果、40年代末に25～29才の転入者のシェアが増大したものと推測される。農家におけ

る女子の晩婚化にはこのような人口学的要因だけではなく、教育水準の向上、雇用機会の拡大といった社会経済的要因も関与していたことは確かであろう。

15～19才の転入者のシェアが昭和44年頃から緩やかに低下しているのはこの年令階級の女子人口のシェアが低下したことにもよるであろうが、社会経済的要因による影響も大きいと思われる。

婚姻による転入者の年令階級別構成に関して経済地帯間、経営耕地規模間に相違がみられたが、次のような問題があるため、その相違をそのまま女子人口の年令構造の相違に帰することはできない。第一に、各々のカテゴリーの農家の間で世帯員の社会経済的属性が異なるが、結婚年令はこのような属性により左右される度合いが大きいことがある。第二に、一つのカテゴリーの農家へ婚姻により転入した女子が同じカテゴリーの農家から転出したとは限らないため、転入者の年令階級別構成は転出者のそれに比べて、そのカテゴリーの農家における女子人口の年令構造に左右される度合いが小さいことがある。第三に、女子人口の有配偶率がカテゴリー間で異なる可能性もある。従って、ここでは転入者の年令階級別構成の相違と女子人口のそれとの対応関係を指摘することを主とする。このような対応関係は両方向の因果関係を表わすのかもしれない。

第4表の上段は、15～34才の女子人口を100として、その中で各年令階級の女子人口が占めるシェアを当該期間について平均した結果を示す。平均値が表わすような相違は当該期間全体を通じてみられる。

経済地帯別にみると、20～24才の転入者のシェアが都市近郊、平地農村、農山村、山村の順に低くなることと同年令の女子人口のシェアがこの順序で低くなるのが対応している。また、山村においては25～29才の転入者のシェアが高いことと同年令の女子人口のシェアが高いことが対応している。ところが、15～19才の転入者のシェアが高いのに同年令の女子人口のシェアが低い。山村では、歪んだ人口構造が早婚と晩婚の併存という特殊な婚姻パターンの一因となっているものと思われる。

経営耕地規模別にみると、15～19才では規模が大きくなるにつれて転入者のシェアも女子人口のシェアも大きくなり、大小関係に対応がみられる。25～29

第4表 農家における女子人口の年令階級別構成（15～34才＝100％）および「適齢期」男女の性比（25～29才男子人口／20～24才女子人口）

		全国農家（昭和38～50年平均） <sup>a</sup>	経済地帯別農家（昭和38～45年平均） <sup>a</sup>			
			都市近郊	平地農村	農山村	山村
年令構成	15～19才	32.2	32.5	32.7	32.0	30.1
	20～24才	22.5	26.7	23.3	21.1	19.5
	25～29才	17.6	19.2	19.3	19.9	21.3
「適齢期」性比		81.0	79.4	84.1	89.5	103.3

		経営耕地規模別農家（昭和38～50年平均） <sup>a, b</sup>					
		0.5～ha	0.5～0.7ha	0.7～1.0ha	1.0～1.5ha	1.5～2.0ha	2.0ha～
年令構成	15～19才	33.2	33.7	34.4	34.6	34.6	36.1
	20～24才	24.8	25.1	24.6	24.6	25.1	24.9
	25～29才	19.9	19.6	19.2	18.9	18.9	18.7
「適齢期」性比		82.3	84.8	84.0	82.0	79.4	79.0

（注） a. 15～19才のシェアについては、昭和33年以降の平均。

b. 昭和46年を除く平均、さらに、0.5～0.7ha と 0.7～1.0ha の農家については、昭和38年も除く平均。

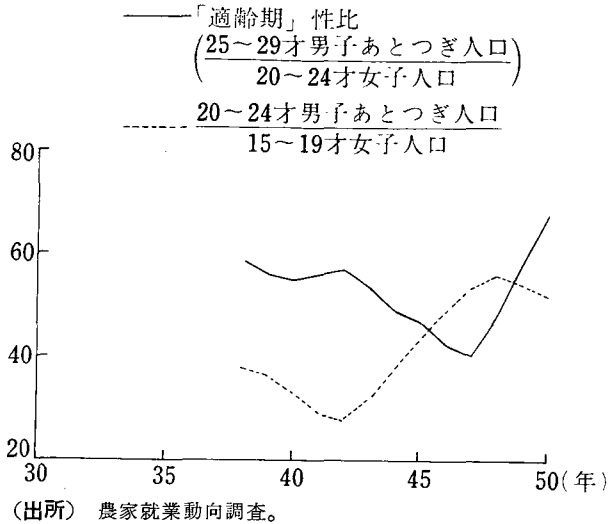
（出所） 農（林漁）家就業動向調査。

才では逆に規模が大きくなるにつれて両者が小さくなるが、やはり大小関係の対応がある。ただし、女子人口のシェアの相違はそれほど大きなものではない。

## 2. 純転出率の決定要因

まず、全国農家における年令階級別の純転出率の変動した要因を考察する。15～19才の純転出率が昭和33年に急激に低下した理由としては、すでに述べたように統計上の問題とともに適齢期の男子あつぎ人口が15～19才の女子人口に比べて増加したことが考えられる。また、この純転出率が再びピークを迎えた42年には、人口規模が大きなベビーブーム・コーホートの女子が17～19才に達して結婚可能になったが、結婚相手となるべきベビーバースト・コーホートの男子はもともと数が少ない上に職業上の転出のため農家ではさらに少なかった。そこで、農家の十代の女子は年上の結婚相手を非農家に求めたのであろう。実

第6図 「適齢期」の男子あとなつぎと女子の性比



際、第6図にみられるように、農家の20～24才の男子あとなつぎ人口を15～19才の女子人口で除して求めた性比は、42年に底を打っている。43年以後に15～19才の純転出率がしだいに低下したことには、この性比がしだいに上昇したことも関係するようだ。

また、20～24才と25～29才の純転出率の変動にも二つのコーホートの加齢が大きな影響を与えていると思われる。昭和43年ごろからベビーブーム・コーホートの女子が適齢期に入ったのと並行して、ベビーバスト・コーホートの男子も適齢期に入った。そして、20～24才の純転出率がピークを迎えた46年には、ベビーブーム・コーホートの女子が21～23才に達して適齢期の真ただ中にあったが、ベビーバスト・コーホートの男子も24～26才で適齢期男子の中心を占めていた。ところが、農家においてはいずれのコーホートの男子も職業上の転出のために少なかった。そこで、20～24才の農家女子世帯員の婚姻による非農家への流出が増えたのであろう。同じ頃に25～29才の純転出率が20～24才のそれよりも大きく増加したのは、二十代後半の女子が、豊富に供給された二十代前半の女子により農家の結婚市場から押し出されたためではないかと考えられる。農家においても夫より年下の妻が好まれるため、二十代後半の女子は二十

代前半の女子より不利な立場にあるからである。

昭和40年代末に近づくに従ってベビーブーム・コホートの男子が本格的に適齢期を迎えたが、農家ではこのコホートの男子あつぎが多量に環流したため、農家の結婚市場においてもともと数が少ない年下のコホートの女子に対してだけでなく、同じコホートの女子に対しても需要が高まり、二十代全体の純転出率が低下することになったようだ。この影響は十代の純転出率にも及んだ可能性がある。

第6図は全国農家の25～29才の男子あつぎ人口を20～24才の女子人口で除して求めた「適齢期」の性比を示しているが、これが20～24才と25～29才の純転出率とほぼ逆の動きをしていることも以上の考察を裏付ける。

15～34才の純転出率の変動は三つの年令階級の純転出率の動きを反映しているため、ここでは昭和38年以降の変化の要因については改めて触れず、それ以前の変化の要因を主に考察する。この純転出率は35年まで比較的低い水準にあったが、36年に急上昇してから高い水準で推移するようになった。これは30年代半ばに農家の未婚男子が未婚女子に比べて少なくなり、その状態が続いているためではないかと推測される。国勢調査の結果から市部と郡部における20～24才の未婚男女の性比を計算した結果を示すのが第5表である。これによれば昭和30年には両者における性比にほとんど差がなかったのに、35年には郡部における性比が大幅に低下し、それ以後一定の差が維持されるようになった。つまり、郡部においては二十代前半の未婚男子が相対的に少なくなったわけである。郡部の住民は必ずしも農家人口ではないし、その逆も真ではない。<sup>41)</sup> しか

第5表 20～24才の未婚男女の性比

	昭和25年	30年	35年	40年	45年	50年
全 国	148	135	132	131	125	129
(1) 市 部	149	135	137	135	128	131
(2) 郡 部	147	135	121	115	113	120
(1) — (2)	2	0	16	20	15	11

(出所) 国勢調査。



し、全国農家における20～24才の男女の性比が少なくとも38年以降は100を下回り続けてきたことも、農家において二十代前半の未婚男子が少なかった可能性を示唆する。<sup>[2]</sup>

第4表の下段は経済地帯別、経営耕地規模別農家における25～29才の男子人口を20～24才の女子人口で除して求めた「適齢期」の性比の平均値を示す。男子あつぎ人口を利用できないことをはじめとする多くの問題があるため、ここでも純転出率の相違と性比のそれとの対応関係を指摘するだけにする。

経済地帯間にみられる純転出率の大小関係と「適齢期」の性比の大小関係とは逆の順序で対応している。純転出率は都市近郊、平地農村、農山村、山村の順に低くなるが、性比はその順序で高くなる。経営耕地規模別にみた場合、純転出率にはあまり大きな相違がないが、このことは「適齢期」の性比に大きな差がないことに対応しているのかもしれない。ただし、前者にからうじてみられた変動パターンに対応するようなものは後者にはみられない。

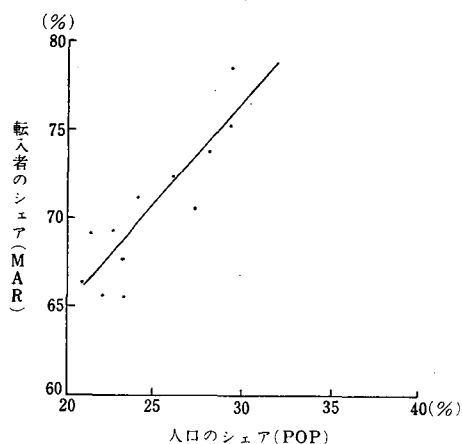
## V 結 論

以上の考察の結果、農家女子人口の婚姻による異動の二側面に対して農家における男女別、年令別の人口構造が大きな影響を与えていたことが明らかになった。特にその時間的変化に対しては、ベビーブーム・コーホートの加齢と性選別的移動が作用していたことが認められた。この場合、社会的に定義された適齢期の年令が男女で異なるため、加齢の影響も性選別的であった。また、婚姻による女子の異動に関する経済地帯間、経営耕地規模間の相違に対しても、人口構造の相違が作用していたことがうかがわれた。

少なくとも全国農家については、適齢期の中である特定の年令階級の未婚女子人口のシェアが増えれば、同じ年令階級の女子の婚姻による異動のシェアが増えるという仮説が一応支持された。また、適齢期の未婚男子あつぎに比べて適齢期の未婚女子が増えれば、結婚により農家から純流出する女子も相対的に増えるという仮説も一応支持された。

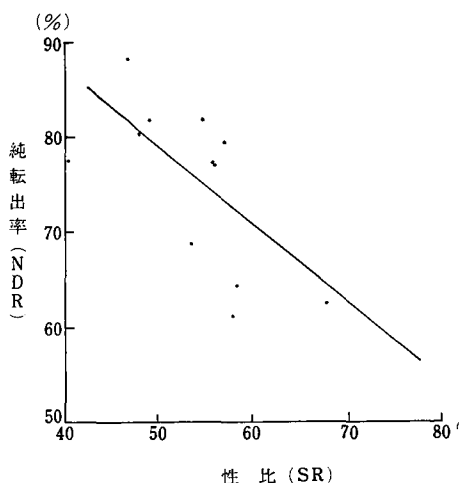
実際、考察で扱ったような指標に基づいて散布図を描いてみると、全国農家

第7図 20～24才の女子人口のシェアの関数としての  
20～24才の婚姻による女子転入者のシェア（昭  
和38～50年，全国農家） a



- (注) a. ただし，昭和46年を除く。  
b.  $MAR = 1.13POP \times 42.57$ ,  $Se = 2.00$ ,  $r = 0.88$ 。  
(出所) 農家就業動向調査。

第8図 「適齢期」の男子あとつぎと女子の性比の関  
数としての15～34才の女子の婚姻による純転出  
率（昭和38～50年，全国農家） a



- (注) a. ただし，昭和46年を除く。  
b.  $NDR = -0.82SR + 119.35$ ,  $Se = 6.89$ ,  $r = 0.65$ 。  
(出所) 農家就業動向調査。

における時間的変化に関しては比較的高い相関がみられるものがいくつかある。第7図と第8図はその一部である。ただし、点の数が少ないため、相関係数はそれほど大きな意味をもたない。また、このような相関は両方向の因果関係を反映している可能性がある。しかし、このような関係がかなり一定したものであるとすれば、将来の人口構造の予測に基づいて婚姻による女子の異動の動向を予測できる。昭和51年から現在までの動向については、実際の人口構造に基づく推計が可能である。

農家における人口構造と女子の婚姻による異動の間にみられた二つの関係は一見当たり前のことのようなものである。しかし、このような関係がより普遍的に成り立つとすれば、大きな意味をもつ。農家における男女別、年齢別人口の構造が他の事由による人口異動へも影響を与えている可能性は十分ある。また、非農家における人口構造がそこでの人口異動に作用していることも十分考えられる。さらに、ある地域における人口構造と人口異動の間やある産業における労働力の人口学的構造と異動の間にもこのような関係があるかもしれない。また、結婚の問題に限定して言えば、集計的データを使った実証研究において結婚年齢の説明変数として適齢期男女の性比を使うことは一般的であるが、適齢期男女の年齢構成の指標を使うものは少ないし、あっても大まかなものしか使っていない。細かい年齢別構成を考慮に入れた研究を行なえば、異なった結果が得られる可能性がある。

結局、人口過程の結果としての人口構造を問題にするだけではなく、前者の決定要因としての後者にもより多くの注意を払う必要があることが示唆された。だからと言って、人口過程を左右する社会経済的要因を軽視すべきではない。人口過程をより正確に分析するためには、人口学的変数と社会経済的変数の相相互作用を考慮に入れねばならない。

#### 〔謝辞〕

本稿執筆に関して終始指導を賜った田中駒男教授に謹んで感謝する。この研究の一部は日本社会学会第52回大会（人口部会）とイースト・ウェスト・センター人口研究所主催第11回人口学夏期セミナー（女子人口移動の分析部会）において報告したが、有益な助

言と批判を下さった皆川勇一、宮川実、山本文夫、Mayling Oey, Susan C. Watkins, Peter C. Smith の諸先生に謝意を表する。

〔注〕

- (1) いわゆる通婚圏研究は比較的多いが、これらは時間的、空間的に限定された対象を扱うし、地域構造や社会構造を明らかにすることを目的とするため、同類とはみなせない。ただし、合田（1976）による包括的な研究は農家人口に関するものではないが、貴重な情報を提供してくれる。
- (2) データ加工のための計算の一部は早稲田大学電子計算室の IBM370—138 により行なわれた。全国農家、経済地帯別農家、経営耕地規模別農家のデータだけではなく、地域別農家についても同様の計算を行なったが、地域区分の不連続性をはじめとする問題があるため、本稿においては扱わないことにした。
- (3) 理論上は、婚姻により農家から農家へ転入した女子の数と、農家から農家へ転出した女子の数とが等しいからである。
- (4) この比率が 100% を越えるに至ったのは、婚姻以外の事由による女子人口の純減少が正から負に転じたためである。換言すれば、婚姻以外の事由による女子人口の増加が減少を上回るようになったためである。
- (5) 合田（1976）によれば、昭和20年代の四国において結婚年令は都市地域で高く、平地農村で低かったが、どちらの地域でも結婚は最頻値年令前後に集中していた。合田の研究対象は農家に限定されていないが、ここで得られた結果と符合する。
- (6) この傾向は婚姻による女子の転出に関してもみられるが、戦前から続いているもののようだ。野尻（1940；1942）によれば、昭和5～10年頃には戸数割に基づく階層が高い農家ほど、嫁入離村者の嫁入平均年令が低くなる傾向があった。
- (7) 経営耕地規模別農家区分から北海道の農家が除外されているため、全国農家の純転出率は規模別農家の純転出率の加重平均に等しくないことに注意する必要がある。しかし、ほぼ同じと考えてかまわないであろう。
- (8) 農家へ嫁入りする女子の中には非農家出身者も少しはいるであろうから、非農家の女子人口の年令構成も婚姻による農家への転入者の年令階級別構成に影響を与えているかもしれない。しかし、農家女子人口の年令構成による影響の方がはるかに強いであろう。
- (9) これは、農家へ婚姻により転入する女子の大半をあとつぎの嫁だとみなせるからである。あとつぎ以外の農家の男子は結婚直前まで生家に留まっていたも、結婚と同時に転出して新居を構えたり、別の世帯を作ったりすることが多いため、非あとつぎ男子と結婚した女子が結婚により農家の世帯員となることは少ない。
- (10) 昭和37年までは会計年度について統計が取られており、人口異動は年度始め（4月1日現在）における満年令により分類されることになっていたが、転入者に関してはこのことが必ずしも守られずに数え年や異動時の満年令により分類されたかもしれない。春の結婚シーズンのピークが3月にかかるため、特に37年以前にこの影響が大きく現われた可能性がある。

- (11) その他に、市町村合併によりしだいに市部が拡大したことや、市部と郡部における結婚年令の違いも考慮に入れる必要がある。
- (12) さらに、全国農家における25～29才の男女の性比も昭和42年までは100を下回り続けていた。

〔引用文献〕

Dixon, Ruth B. (1970) *The Social and Demographic Determinants of Marital Postponement and Celibacy: A Comparative Study*. Unpublished Ph. D. dissertation, University of California, Berkeley.

——— (1971) Explaining Cross-Cultural Variations in Age at Marriage and Proportions Never Marrying. *Population Studies* 32: 215-233.

合田栄作 (1976) 『通婚圏』。大明堂。

小島宏 (1979) 「農家女子人口の‘縁事’による異動」。第52回日本社会学会大会（人口部会）報告論文。

——— (1980) Marriage Mobility of Farm Women in Postwar Japan. *Paper presented at the Eleventh Summer Seminar in Population (Workshop on the Analysis of Female Migration)*, East-West Population Institute, Honolulu.

栗田明良 (1978) 「農家後継者の結婚市場に関する統計的分析」。労働科学 54: 539-553。

水沼静一 (1966) 「婚姻の補充率」。農林統計研究 2(1): 22-24。

野尻重雄 (1940) 「職業離村と結婚離村」。農業と経済 7: 1441-1455。

——— (1942) 『農民離村の実証的研究』。岩波書店。