

ストラの対象になるのは一般論としての中年サラリーマンではなく、自分が寄生している親にも当てはまることだからである。家族が崩壊するリスクは、これから自分が築こうとする家族にも当てはまるが、より身近には現在自分が属している家族の崩壊を心配するのが先であろう。社会全体がリストラを経験する時に、山田の意味でのパラサイトシングルであることが許されるのは、親が社会の中の勝ち組に入っていることが前提である。現代社会の勝者は少数であることを考えると、パラサイトシングルとしてののうのうとしていられる人はそれほど多くないはずであり、今後、増加を続けるということも考えにくい。未婚化の現実として、正規就業につけず、不安定な生活を強いられて、結婚したくてもできない人、あるいは親がリストラされて家計を助けている人も少なからずいることに注意を払う必要があるだろう。

2002年3月に発表された『人口動態統計特殊報告』（厚生労働省）では、平成12年(2000)に第一子として生まれた子どもは569,000人であったが、そのうち結婚期間が妊娠期間より短いケースが150,000人であった。すなわち、全体の26.3%が「できちゃった婚ベビー」であると報告されている。10代の母親に限定すれば、81.7%が「できちゃった婚」であるとされている。20-24歳でも58.3%と半数を超えている。これらの現象については本研究では扱えないが、結婚の形態や結婚までの過程に大きな変動が生じており、「できちゃった婚」の場合、結婚生活の設計や収入面でもその手当てが十分できていない可能性が高く、なんらかの対応が求められている。

本研究では上述したようなパラサイトシングルの問題を中心に結婚を巡る様々な論点を実証的に検討しながら、主として、独身女性の結婚の意思決定の実像に迫ることを目的としている。論文の構成は以下のようになっている。第2節では結婚と出生に関する統計的事実を確認し、第3節では結婚の意思決定に関する理論をサーベイし、第4節で計量モデルによる実証を試みる。第5節で全体の議論をまとめる。

## 2 結婚と出生に関する統計的事実

### 2.1 人口の自然増加率の低下

表1では出生、死亡、自然増加率、婚姻率、離婚率など人口動態の基礎統計を示している。この表から明らかなように、出生率と死亡率が急速に低下し、その結果として自然増加率が1925年当時から13%近く下がってきている。それに対して、婚姻率はやや低下してきており、離婚率はやや増加傾向にありが、いずれも先の3つに比べればきわめて緩やかな変化に留まっている。このことは、新たに出産する年齢層の結婚、出産行動に劇的な変化が起こっていることを示唆している。

### 2.2 女子の高学歴化と出生率の減少

表2は母親の年齢別出生力を示したものである。容易に想像できるように、出産適齢年齢の女性の出生率が劇的に低下していることが見て取れる。とりわけ、24歳以下層と40歳以上の層では出産が著しく少なくなってきた。しかし、2000年には、35歳以上の高齢出産が増加していることも注目される。

### 2.3 合計特殊出生率

次に、再生産年齢（15-49歳）にある女子の年齢別特殊出生率の合計を合計特殊出生率（total fertility rate）として計算したものが表3に掲載されている。この指標は、1人の女子が再生産年齢を経過する間に、その年の年齢別特殊出生率に基づいて子供を生んだと仮定した場合の平均出生児数を表している。周知のように、この合計特殊出生率は急速に低下し、現在では再生産水準である2.1を大きく割り込んでいる。ここで、注意しなければならないのは、この合計特殊出生率は既婚、未婚すべてを含んだ女子の平均出生児数であって、既婚女性の平均出生児数ではない。因みに、これ以上子供を産む可能性がなくなった時点における夫婦集団

の平均出生児数を完結出生児数と呼ぶ。表4はこれまでの出生動向基本調査によって、結婚持続期間15-19年における夫婦の完結出生児数を比較したものである。完結出生児数は1972年まで低下し続け、その後、2.2人周辺で安定している。さらに結婚後15-19年の夫婦の出生児数分布を第7回～第10回調査で比較したのが表5である。ここでも無子夫婦あるいは一人っ子夫婦が増大している兆しはなく、全体の半数以上の夫婦が2人以上の子供を持ち、4分の1の夫婦が3人の子供を持つという構図は変化していない。また、4人以上の子供を持つ夫婦の割合もそれほど変化していない。つまり、合計特殊出生率と平均出生児数の近年における乖離の加速は、既婚者の出生児数の低下によるものではなく、未婚者の増加にあるといえよう。

## 2.4 未婚率の上昇

『国勢調査報告』（総務省統計局）に基づいて生涯未婚率を見ると（表6）、2000年には男子で12.57%、女子で5.82%と大幅に増加していることがわかる。特に、男性は1970年には1.70%であったことを思えば、異常な増加と言わざるを得ない。因みに女子は1970年には3.33%であったが、その増加率は男子と比べてはるかに低い。

表7は1920 - 2000年における性別・年齢別未婚率を表示したものである。これによると未婚率が10%を割る年齢階層が1920年では30 - 34歳であったものが、1970年には35 - 39歳まで伸び、2000年にはなんと55 - 59歳になるまで10%を切らなくなっている。結婚適齢期に当たる25-29歳の世代では、男子で未婚率が1970年から2000年の間に23%も上昇しており、2000年時点では、ほぼ70%に達している。女子の未婚率はさらに急激な増加傾向を見せており、1970年から2000年の間になんと36%も上昇し、2000年時点では54%に達している。この未婚率の上昇は驚くべき変化であり、ここに合計特殊出生率低下の最大の鍵がありそうである。

## 2.5 交際期間の長期化

『出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）各年』（厚生省）では、第9回調査（1987年）より、結婚に至る過程について調べている。具体的には、結婚した夫婦が初めて出会った時の平均年齢や結婚するまでの平均交際期間を調べている。表8にその結果が集計されている。この結果から明らかなように、平均的な出会いの年齢はほとんど変わらないが、夫婦が出会ってから結婚するまでの平均交際期間は年々延長してきており、10年間で32%も長くなってきている。すなわち、わが国の未婚化、晩婚化は交際期間の延長という形で進行していることがわかる。但し、この結果は、結婚した夫婦について、過去の出会いに溯って調査したものであり、結婚していない人の交際期間は含まれていない。先の表7からわかるように、女子30歳で50%以上、男子30歳で69%の人が未婚であるということは、これらの未婚男女の多くは出会、交際、別離を延々と繰り返していると考えられる。この間、彼らが交際中の相手とどれぐらいの期間交際を続けるのか、あるいは様々な相手との出会いを求めて交際期間を引き延ばしているのかはデータから明らかではないが、結婚の意思決定を先延ばしする行動にもある種の合理性があることを説明する必要がある。

こうした未婚化、晩婚化の傾向はコーホートについて比較するとさらに顕著である。その結果は表9に出ている。ここでは、初婚過程を終了したとみなせる年齢に達した女子出生コーホートについて比較したものであり、現在、結婚適齢期に入っている1960-1980年の出生コーホートについては結婚過程が進行中ということで、この調査には入っていない。容易に想像がつくように、平均交際期間は1960年コーホート以後さらに延びているだろう。

## 2.6 見合結婚の減少と恋愛感情に基づく結婚の増加

『第11回 出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）1997年』（厚生省）によると、夫婦が出会ったきっかけによって結婚年齢や交際期間は大きく異なる。例えば学校で知り合った場合には、結婚までの交際期間は非常に長くなる（平均7.4年）。逆に見合いの場合には、交際期間は1年と短い。ところで表10が示すように見合い結婚の割合は戦後一貫

して低下しており、1995年以後では、見合い結婚が10%を割っている。このことは、平均交際期間の延長の一部は、見合い結婚比率の低下によってもたらされていると言えよう。出会いから結婚までの過程には地域特性も関係している。つまり、大都市を中心にした人口集中地区では結婚が遅く、交際期間も長い傾向が見られる。出生動向基本調査では最終学歴による違いも指摘されている。すなわち、高学歴の人ほど出会いの年齢、結婚年齢が高く、交際期間も長い。このことから、若年層で生じている高学歴化も、同世代における未婚化、晩婚化に寄与していることがわかる。第9回出生動向基本調査以後は、夫婦の結婚が「恋愛にもとづく結婚であった」かどうかを尋ねている。1990年代に入ってから全結婚の9割以上が恋愛結婚であったと答えている。また、見合い結婚においても恋愛に基づくとする結婚の割合が高まっており、見合い結婚はその割合が低下しているだけでなく、その内容も恋愛結婚に近いものへと変容してきている。

## 2.7 世帯内単身者の実態

国立社会保障・人口問題研究所『世帯内単身者に関する実態調査』はパラサイトシングルの実態を明らかにする目的で、『平成12年度 国民生活基礎調査』世帯票と同時に実施し、両データをリンケージしたものである。

その内容を概観すると、まず世帯内単身者の年齢については、表11に年齢別世帯単身者数が示されている。20-24歳(32.5%)、25-29歳(30.6%)、30-34歳(14.4%)、35-39歳(6.5%)の順で世帯単身者全体分布の割合が高く、63.1%が20歳代で占められており、30歳代前半を含めると77.5%にのぼる。30歳を境に分布が半減していることから、30歳代に入ると、独立して家計を営む傾向にあると考えられるが、独立する年代が遅れてきていることも事実である。

ついで学歴については表12に表示してある。ここでは、高校卒が最も高い割合を占めているが、世代が若くなるにつれて、その割合が減少し、専門・専修学校卒、短大・高専卒の割合が高まっており、高学歴化の流れが反映されていることがわかる。就業形態に関しては、表13に示すように、フルタイム正規就業(72.7%)が最も多く、アルバイト(11.1%)、パート(7.8%)と続いている。男女別に見ると、女性の33.2%が非正規就業についており、男子の約20%と比べて高い。

年齢別に就業形態についてみると、最も若い「19歳以下」のコーホートでは、43.7%が非正規就業についており、不安定な収入を親に支えて貰っていることが推測できる。彼らが非正規就業についている理由が自発的であるかそうでないかは、この時点では判断は下せないが、就職氷河期の言葉からも明らかなように、若年者を取り巻く就職環境は悪化していることは事実である。特に中学卒、高校卒にとっては就職のみならず、非正規就業さえも非常に困難な状況となっている。図1では、学歴別・年齢別に離職失業者を示している。これをみると、大学卒よりも高校卒の方がより深刻な失業状態にあることがわかる。年齢別に高校卒の離職失業者数では、45-54歳、55-64歳の中老年層の数も多いが、25-34歳の離職失業者が最も多いことに注目すべきである。

玄田(2001)は、若年失業が増加する理由として、中学・高校卒の新卒採用者に対して、職業訓練の機会を提供してきた大企業への就業は不可能になっていること、さらには雇用調整が新規採用の抑制によって行なわれていることを挙げている。こうした労働環境下において、彼らが、親と同居するというのは、彼らなりの生きていく上での一つの戦略であり、逆に親と同居するという事は、生活費を賄ってもらわなければ、苦しい状況にあるという若者の厳しい現実を映しだしているとも見てできる。

次に世帯内単身者の経済的側面に着目してみる。これまで、パラサイトシングル像として裕福な消費生活を満喫しており、刹那的であり、将来に備えた貯蓄を行っていないと描かれてきた。しかし、世帯内単身者の74%が貯蓄をしており、年齢が高くなるにつれてその割合も高まっていることから、ある程度、節度をもって生活している姿が推測できる(表14)。

電気・ガス・家賃などの基礎的生活費を親に依存しているとされている世帯内単身者が実際にはどのくらいのお金を親に払っているのだろうか。単身者全体の繰り入れ平均額は2.85万円となっており、自立して暮らすことを考えると、大幅に低い金額となっている。40歳代になると額が1.7倍に増える。これは、30歳代を過ぎる頃から、親が定年退職を迎え、再就職し大幅な収入減にあるか、あるいは無職状態となってしまうため、家計を維持するために多くの額を振り入れなければならなくなるからであると考えられる(表15)。繰り入れ額の平均を世帯の所得階級ごとに見ると、所得が低い階層では比較的高い繰り入れが認められる。この場合、世帯内単身者は家族に貢献しており、パラサイトシングルとし

て一概に親に寄生的な存在であると見ることには無理がある。

次に世帯内単身者がいる家計全体の属性について考察する。まず、住宅状況であるが、世帯内単身者がいる家計では、持ち家率は81.3%と非常に高く、子どもが個人的に利用できるスペースがあることが推測できる。しかし、部屋数別分布をみると、3部屋以下の世帯が13.3%もあり、また12.5%が自分の部屋を所有していないこともあり、必ずしも自由な空間を利用している訳ではないことが明らかになった（表16、表17参照）。

ついで、所得については、親が50歳代の時に平均所得額が最も高いが、これは年功序列制の賃金プロファイルがピークに達する時期に当たっており容易に推測できる。また、『平成12年度国民生活基礎調査』から得られた結果と比較すると、全ての世代において、世帯員一人当たり所得は低くなっており、パラサイトシングルを支える裕福な世帯というイメージとは異なっていることも明らかになった（表18）。

このように世帯内単身者の実態を厳密に見ていくと、山田（1999）がイメージしたパラサイトシングル像はかなり限定的な現象であり、統計的により重要な側面はむしろ容易に正規就業につけずに、親と同居せざるを得ない若者の姿だと言えそうである。

### 3 結婚の意思決定に関する考え方

前節で見た結婚のパターンを経済学的に解釈すると次のようになるだろう。女子の高学歴化、労働力化に伴い、24歳以下での結婚や出産は激減しており、しかも、旧来の意味での見合結婚によるパートナーの社会的割当 (quota) がほぼ消滅し、より自然体の恋愛結婚をするようになってきている。しかし同時に、結婚に対する社会的規制（適齢期プレッシャー等）がなくなり、親と同居することによってある程度の経済的補助を受け、その上経済的に女子の稼得能力が増えるに従って、結婚を急ぐインセンティブも低下している状況下では、いわば、自由競争結婚市場の下では、結婚適齢期の人口の女子で半数、男子で2/3が相手を探しあぐねており、その結果として、出生率が激減しているという現象が生じている。このような結婚から出産にいたるパターンをどのように理論化すればよいだろうか。これまで提示されてきたモデルをCigno(1991)、加藤（2001）、阿部・北村(1999)などを参考に簡単にサーベイしてみたい。

Weiss (1997) は「結婚とは、合理的な個人による自発的な結合あるいはパートナーシップの形成であり、この結合の目的は家計内の非市場財を共同で生産し、かつ共同で市場財および非市場財を消費することにある」と定義している。この定義の背後には結婚することで、独身でいる以上の便益を受けるということが想定されている。それは、第一に二人の人間が比較優位に基づいて分業を行えば、より高い生産と効用が得られるということ。第二に子どもや住宅など家計内公共財の負担は結婚した方が軽くなるということ。第三に、結婚には生活共同体的な機能があり、一方が失業あるいは病気などで稼得能力が失われた場合、あるいは予想以上に長生きしてしまった場合には、他方がこれを補うという保険機能がある。第四に結婚することによって子どもの育児や住宅の取得など長期継続的な関係を築くことができるということである。

それでは、このようなパートナーをどのようにして探し、その結果得られたパートナーシップをどのようにして維持しているのであろうか。これまで提示された結婚の意思決定に関するモデルには、Gale and Shapley (1962)<sup>2</sup>、Becker (1973, 1974, 1991)、オペレーションズ・リサーチにおける最適停止問題の応用などが含まれるが、ここでは主としてベッカーモデルの拡張を考えたい。

### 3.1 ベッカーモデル

Becker (1973, 1974, 1991) は家族経済学や結婚の経済学の基本的考え方を提示している。単純化して表現するとベッカーモデルの枠組みは次のようになる。個人は市場から財・サービスを購入し、これを消費して、楽しみやくつろぎなどの満足を得ている。そのためには、市場財の消費と同時に自分の時間も必要となる。楽しみやくつろぎを家計内財と呼び、これを生産する過程を家計内生産 (household production) と呼ぶ。家計内生産はひとりでもできるが、他の人と共同して行なうことも出来る。 $k$  人がそれぞれ自分の時間と  $m$  種類の市場財を利用して家計内生産を行なうということを考える。個人はこのようにして生産される家計内財を消費

<sup>2</sup>Gale and Shapley (1962) は、男女の結婚行動を両者の協力によって行われる交渉ゲームであるとみなして、「現在の状況ではだれも結婚している相手 (配偶者) を替えることを望まず、しかもそれができない状態」を結婚における安定割当と定義し、協力ゲームの解 (コア) として、安定割当が導けることを示した。より厳密な議論については Gusfield and Irving (1989) を参照されたい。



し、これから得られる効用を最大化するというのが問題設定である。具体的には、市場で労働することによって得られる賃金と家計内生産にかけられる時間との配分、一人家計か二人家計（家族）かで得られる効用の違いを、その際、一人家計であれば自分自身の楽しみやくつろぎのために使える時間を二人家計（家族）のために使う時間によってもたらされる非効用で割り引くなどして、結婚したり、家族を形成することの費用と便益を、独身でいることと比較するというものである。

家計内生産関数は次のように定義できる。

$$Z = f(x_1, x_2, \dots, x_m; t_1, t_2, \dots, t_k; A) \quad (1)$$

ここで、 $x_i$  は財・サービスの投入財、 $t_j$  は家族構成員が投入した時間、 $A$  はそれ以外の個人属性である。

さらに  $Z_{m0}$  は独身男性  $M$  の最大生産量を表し、 $Z_{0f}$  は独身女性  $F$  の最大生産量を表す。 $m_{mf}$  は結婚した場合の男性の所得、 $f_{mf}$  は結婚した場合の女性の所得を表す。 $M$  と  $F$  が結婚するための必要条件は独身でいるより結婚した方が所得（生産量）が高い場合であろう。

$$\begin{aligned} m_{mf} &\geq Z_{m0} \\ f_{mf} &\geq Z_{0f} \end{aligned} \quad (2)$$

$m_{mf} + f_{mf}$  を結婚によって得られる夫婦の総生産とすると、結婚の必要条件是次のように表せる。

$$m_{mf} + f_{mf} \equiv Z_{mf} \geq Z_{m0} + Z_{0f} \quad (3)$$

また結婚は個人の効用最大化だけではなく、社会全体の生産最大化を達成するようなパートナーを選ぶことが自分にとっての利益になるという結婚市場全体の均衡を考慮しよう。結婚は男性  $n$  人  $\times$  女性  $n$  人の組み合わせ

せから決まる<sup>3</sup>。独身も選択肢と考えると、 $(n+1) \times (n+1) - 1 = n^2 + 2n$ の可能性がある。

結婚マトリックス

	$F_1$	.	.	$F_k$	$F_j$	$F_n$
$M_1$	$Z_{11}$	.	.	$Z_{1k}$	.	$Z_{1n}$
.	.	$Z_{22}$	.	.	.	.
$M_i$	.	.	$Z_{ii}$	.	.	.
$M_k$	$Z_{k1}$	.	.	$Z_{kk}$	.	.
.	.	.	.	.	$Z_{jj}$	.
$M_n$	$Z_{n1}$	.	.	.	.	$Z_{nn}$

社会全体の結婚したカップルによる総生産は次のように表される。

$$Z^k = \prod_{i \in M, j \in F} Z_{ij} \quad k = 1, 2, \dots, n! \quad (4)$$

このうち最大の総生産を生み出す組み合わせは次のように表せる。

$$Z^* = \max_k Z^k \geq Z^k \quad \forall k \quad (5)$$

ベッカーモデルは通常のマクロ経済学の分析に家計内生産という概念を導入することによって、性別分業や能力の比較優位の問題、その結果逆に想定される最適なパートナーの資質や独身でいることの正当性などが解明できることを示したのである。これらのモデルの有用性は疑いがないが、情報が完全に与えられており、すべての潜在的パートナーの嗜好

<sup>3</sup>一般には男女の数が一致する保障はないが、ここでは簡単化のために一致させている。Becker (1973, 1991) では、男女の数が不一致の場合も検討されている。

や属性が判っており、かつ同居した場合に得られるであろう効用や家計内生産、家計内消費の水準も判っているという前提は、実際に結婚しなければわからない情報や結婚生活が消費と生産、育児だけではなく愛情というかなり不確かなものうえに成り立っていることを考えるとかなり強い仮定である。Becker(1991)では離婚問題も扱われているが、離婚率の最も高い結婚5年以内のカップルについては、離婚した方が効用が高いという理由付けだけでは不十分で、むしろ結婚する前の情報の非対称性、不完全性に原因があるように思われる。

また、ベッカーモデルでは独身者は一人家計を形成しており、賃金労働から家事、娯楽にいたるまで全て個人で行なっていることが前提となっている。ところが、日本では独身者の過半数が親と同居しており、その意味では独身者はすでに複数家族に属しており、しかも家計内労働などでほとんど時間を使わないパラサイトシングルとして存在している。この場合、結婚の意思決定は一人家計から二人家計への移行ではなく、既に確立され、家計内分業上優遇されている家族から、二人家計への移行を扱わなければならないことを意味している。

### 3.2 結婚相手との釣り合い

Gale and Shapley(1962)のように個人的感情(選好)だけで相手を選ぶということはあまりない。むしろ、結婚した後の仕事の内容や家事への協力姿勢、消費に対する金銭感覚など、現実生活上、結婚相手とどれぐらい釣り合っているかを考えるだろう。これは理論的にはどのように考えればいいのだろうか。

ここで男女の個人的属性(知識、体格、教育、賃金、趣味、健康状態など)の一つの要素を取り出し、 $A_m$ は男性のその属性の量、 $A_f$ を女性が保有する量とする。男性 $M_i$ と女性 $F_j$ が結婚した場合の家計内財の生産量を $Z_{ij}$ とする。男女とも、その属性の数量的な増加は、この家計内財の生産量を増加させるとする。すなわち、

$$\frac{\partial Z_{ij}(A_m, A_f)}{\partial A_m} > 0, \quad \frac{\partial Z_{ij}(A_m, A_f)}{\partial A_f} > 0 \quad (6)$$

となる。もし、男性の属性 $A_m$ と女性の属性 $A_f$ が同時に増加し、家計内財の生産量 $Z_{ij}$ もまた増加する場合、 $M_i$ と $F_j$ はその属性において正の

順位付けを持つという。正の順位付けにある男女は、次の式を満たす時、家計内財の生産量を極大にすることができる。このとき、 $M_i$  と  $F_j$  は釣り合った相手 (assortative mate) であるという。この場合互いの属性は補完的である。

$$\frac{\partial^2 Z(A_m, A_f)}{\partial A_m \partial A_f} > 0 \quad (7)$$

逆に、男性の属性と女性の属性が同時に増加し、その結果、家計内財の生産量が減少する場合を負の順位付けを持つという。負の順位付けにある男女が家計内財の生産量を極大化するためには次の関係を満たす必要がある。この時、互いの属性は代替的である。

$$\frac{\partial^2 Z(A_m, A_f)}{\partial A_m \partial A_f} < 0 \quad (8)$$

家計内財の生産量を最大化するという観点からは、属性の順位付けが正の場合も負の場合もあり得る。非経済的属性、例えば、知性や健康であれば、正の順序付けが家計内財の生産を最大化する。知的な男性と知的な女性のカップルが望ましいことになる。それに対して、属性が経済的なもの、例えば、賃金であれば、負の順序付けが家計内財を最大化する。賃金格差の大きいカップルほど好ましいことになる。この場合は比較優位に基づく分業が家計内財の生産を上昇させるということである。

このアプローチの示唆しているものは、釣り合った相手とは、必ずしも似たもの同士ではないということである。また近年、女子の高学歴化に伴って、女性の賃金が相対的に上昇し、家庭内分業のメリットを引き下げた結果、結婚をしにくくさせたという解釈もできるだろう。

### 3.3 最適停止問題における結婚問題

阿部・北村(1999)では結婚を上述のような完全情報下での最適化ではなく、不完全情報下で、しかも非可逆的な逐次問題として捉えることを主張している。すなわち、結婚市場でパートナーを探すというモデルで

は、自分にはいったいどのようなパートナーがふさわしく、またそのような人と出会う確率はどれくらいあるのかが事前にはわかっていない。つまり、結婚市場では、先ず自らの留保水準を設定する必要があり、そのためにもサーチをしなければならないという考え方である。これを数学的モデルとして定式化すると次のようになる<sup>4</sup>。結婚のパートナーを捜すことは、複数の候補が逐次面接に訪れ、再面接出来ないような状況で、最適のパートナーを決める問題だと考えるのである。

ある人が最大  $n$  人の候補の中から最適な人を選ぶ戦略を考えているとする。その際、将来どのような人に会う可能性があるかということは事前にはわからないという意味で不確実性に直面している。どのような戦略が最適だろうか。

この問題の目的は最適なパートナーを選ぶということである。とすると、 $(l+1)$  番目の人を選ぶのが最適であるためには、 $l \geq k$  までに出会った人の中で最高の人  $M$  を超えることが必要である。これは、 $k$  番目以後の人の中から  $M$  を超える人と巡り会う確率を最大にするという問題に設定し直すと、結局、最適な  $k$  を選ぶということに帰着する。

$n$  人の中で最適なパートナー  $Q$  が  $r+1$  番目に表れると想定しよう。最適戦略は次の二つの条件を満たしていなければならない。

(1)  $r \geq k$  でなければならない。なぜならば、この戦略では最初の  $k$  人はやり過ごすことになっているので、 $r < k$  の内に最適なパートナーが表れたとすると、その人はいかに素晴らしくとも拒否されることになるからである。

(2) 1番目から  $r$  番目までの最高のパートナーは、1番目から  $k$  番目までの最高のパートナーでなければならない。

最適なパートナーが  $r+1$  番目に表れる確率は  $1/n$  である。パートナー  $Q$  を選択する確率は  $k/r$  である。従って、ある人が最適なパートナー  $Q$  を選ぶのは、最初の  $r$  人を拒否し、 $r+1$  番目の人を選択する場合にのみ起こるので、その確率は次のようになる。

$$P_r = \frac{1}{n} \frac{k}{r} \quad (9)$$

<sup>4</sup>最適停止問題とは最適なパートナーを求めて探索する期間をどこで打ち切るかを考えるもので、厳密な数学的展開については、穴太 (2000) 第5章、第6章を参照されたい。

$r$  が取り得る値は  $r = k, k + 1, k + 2, \dots, n - 1$  である。最適戦略をとって、成功する確率は、

$$P = \prod_{r=k}^{n-1} P_r = \frac{k}{n} \prod_{r=k}^{n-1} \frac{1}{r} \quad (10)$$

となる。オイラーの  $e$  を用いると、次のような近似が出来ることが知られている。

$$\ln(1 + x) = x \ln e = x \quad (11)$$

とすれば次の級数は近似できる。

$$\ln N = \ln \frac{n}{n-1} \frac{n-1}{n-2} \frac{n-2}{n-3} \dots \frac{3}{2} \frac{2}{1} \quad (12)$$

$$= \ln\left(\frac{n}{n-1}\right) + \ln\left(\frac{n-1}{n-2}\right) + \dots + \ln\left(\frac{3}{2}\right) + \ln\left(\frac{2}{1}\right) \quad (13)$$

$$= \frac{1}{n-1} + \frac{1}{n-2} + \dots + \frac{1}{2} + \frac{1}{1} \quad (14)$$

この関係を使って (2) の右辺最後の項を計算すると次のようになる。

$$\prod_{r=k}^{n-1} \frac{1}{r} = \prod_{r=1}^{n-1} \frac{1}{r} - \prod_{r=1}^{k-1} \frac{1}{r} \approx \ln(n-1) - \ln(k-1) = \ln\left(\frac{n-1}{k-1}\right) \quad (15)$$

これから  $P$  は次のように表わせる。

$$P = \frac{k}{n} \ln\left(\frac{n-1}{k-1}\right) \quad (16)$$

$P$  を最大にするような  $k$  を求めると (つまり、 $\partial P / \partial k = 0$  とおくと)、 $k = n/e$  なので、近似的に最適な  $k$  は  $n/e$  となることがわかる。つまり、最初の  $n/e$  人をやり過ごし、自分のパートナーの候補として現れる人の集団の情報を集め、その後、最初の  $n/e$  の中での最高であった人を越える候補が現れた時点で結婚を承諾することである。また、この時、 $n/e$  人

だけやり過ぎて最適なパートナーにめぐり合える確率は約  $1/e$  になる。ここで  $e$  は 2.71828 と近似されるので、その確率は約 0.36788 である。

最近の結婚適齢期世代の行動がこのモデルで近似できるとすると、晩婚化、未婚化傾向は、自分が出会うであろう候補の数  $n$  が増加しているからであるという解釈ができる。実際、未婚化、晩婚化が最も進んでいるのは東京であり、そこでは出会いの機会は他の地域より高いと考えられる。これは、出生動向基本調査で明らかにされているように、大都市を中心にした人口集中地区では結婚が遅く、交際期間も長い傾向が見られることとも整合的である<sup>5</sup>。

確かに、このモデルではパートナー候補の数が固定されており、しかもパートナーの質はランダムに配置されているので、時間とともに質が一定方向に変化する（例えば、時間と共に悪化する）ということは想定されていない。また、探索コストもゼロと仮定されている。このような設定上の限界はあるが、始めの何人かをやり過ぎて、パートナー候補の分布情報を蓄積した上で、最適な人を決めるという方法は、一見ドライに見えるが、若いころから何人かの相手と付き合っ、その経験から、自らの好みや相手との相性を知った上で、結婚パートナーを決めるという行動であると解釈すれば現実味があるのではないだろうか。

## 4 計量モデルによる実証結果

本節では、これまで見てきた結婚の意思決定に関する理論モデルを実証的に検討したい。もちろん理論モデルにぴったりとあった統計データが利用できるわけではないし、実証にすぐ使えるような理論モデルを導出したわけでもない。ここでは理論モデルの含意を汲み取って、どのような経済変数が結婚の意思決定に影響を与えているのかを、個人属性（例えば、居住地域、年齢、就業形態）や親との関係（例えば、親の所得、同居の有無）を含めて検証する。

---

<sup>5</sup>Cigno(1991)では、他の状況が等しければ、探索期間が長いほどよりよい結婚が実現されることを指摘している。フィリピンでは、結婚時点の期待収入で測定された夫の質は、妻が探索費用に費やした変数と正の相関があり、（人口密度と男女比で測定された）妻の探索費用と負の相関があることや、イギリスでは結婚の失敗（ミスマッチの尺度）は若くして結婚した（探索が少ない）女性についてより高いことが観察されると報告している。

## 4.1 データ

ここで利用するデータは、財団法人家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』の1993-1997年分である。これまで、結婚の意思決定メカニズムに関する研究では、その多くがクロスセクションデータあるいはクロスセクションデータを複数年まとめたプーリングデータを用いていたが、本研究では、パネルデータを用い、それが頑強な推計を得るためには適切なデータであり、それを用いたパネルデータ推計は我々の問題に取り組むにはふさわしい方法であること示している。

これまで結婚の意思決定に関する研究では、クロスセクションデータが使用されていたために、調査時点での結婚状態と同時期の社会経済変数を用いたプロビット分析が行われていた(樋口, 1994)。本研究で用いる『消費生活に関するパネル調査』では、パネルデータという特質を活かして、有配偶サンプルの結婚前の状態を捕捉することができる。これにより、結婚を選択したものとそれを行っていないものとの「無配偶状態」における比較という視点を分析にもちこむことができる。また、結婚によって、彼女たちの就業状況・所得などの社会経済的要素がどのように変化することもみることができる。

「結婚をする」という意思決定をおこなったものと、それをしないで踏みとどまっているものとの差異はどこにあるのだろうか。ここで簡単に、調査期間中(1993-1997年)に結婚したもの(結婚サンプル、延べ807人)と、未婚状態を継続したもの(未婚継続サンプル、延べ1093人)との基本的属性についてみておこう。

年齢、学歴、職種など、サンプルの個人的属性を示すものは、総じて似通ったものとなっているが、相対的な両者の特徴をあげるとすれば、以下のようにまとめられる。

第1に、年齢は、全体サンプルとは異なり、両者とも分布が若い世代に偏っている(表19、表20)。相対的に未婚継続サンプルの方が、1993年当時27-30歳であったサンプルが多くなっている。このことは、調査期間中に両サンプルが「適齢期」を迎えていること示している。近年では年齢に関係なく、「理想的な相手が見つかるまで結婚しなくてもかまわない」未婚者が増えていることが、本データサンプルではどのように現れているのだろうか。無配偶者全体サンプルの未婚理由をみると、まだ結婚したい人に出会っていないが回答者の7割に達しており、「適齢期」といった社会的慣習よりも、理想を求める傾向にあった(表21)。一般的に言われている「年齢」という要因が、実際結婚したサンプルが結婚意思



にどのような影響を与えるかは後の分析で確かめてみたい。

第2に、学歴では、両者ともに高校卒業者が最も多く、無配偶継続サンプルでは短大・高専卒業者がその次に多い結果となっている(表22)。相対的に、未婚継続サンプルでは、短大・高専卒以上の割合が高くなっていることより、女性の社会進出が結婚の意思決定に負の影響を与えていることが予想される。ただし、大学・大学院卒では結婚・未婚とも20%程度とほぼ等しくなっており、学歴と結婚が直接的に負の関係にあるとは言えない。

結婚サンプルは明らかに、年を重ねるごとに有職サンプル数が大幅に減少している(表23、表24)。1993年から1997年にいたる5年間で、半分になってしまっている。このことは、いまだ社会通念として、「結婚退職」が多いことを示唆している。また結婚以降起こると想定される出産や育児などに対する制度不備も影響していると考えられる。

次に、勤め先の年収についてみると、結婚サンプルは対象者平均223.69(就業者平均262.10)万円、無配偶継続サンプルは対象者平均287.82(同300.19)万円と後者の方が大きい、結婚前後に分けてみると、結婚前は対象者平均276.94(同280.75)万円 結婚後は対象者174.47(同239.51)万円、これは各パネルの職業変化において、未婚継続パネルの80%近くが継続就業しているのに、比べて結婚後サンプルでは当該年に4割近くが無業化していることが原因と考えられる。特にパネル2年度→パネル3年度間に、結婚サンプルの多くが無業化してしまったことによる影響が大きいと考えられる。

また結婚サンプルの貯蓄は、結婚前240.76万円、結婚後195.79万円となっており、この間、新居の準備、結婚式費用などの結婚資金が必要となり、取り崩しが行われたことがうかがわれる。ちなみに未婚継続サンプルは311.30万円、サンプル全体では223.54万円となっている。都市規模別の分布を見た場合、未婚継続サンプルがサンプル全体、結婚前サンプルと比べて、13大都市における比重が10%近く高いことから、地域的差異があるように思われる。あとで分析を都市規模別ごとに分けることで、地域的属性の有意性について検討する。

## 4.2 パネルデータ推計の方法

調査時点ごとの未婚率(1-結婚率)を見ると、調査年度が後になるほど同じ年齢でも未婚率は高まることがわかる。これは晩婚化現象を反映

したものであるが、このような晩婚化現象を時間 (time or life-cycle) 効果、コーホート効果、個別固定効果のうちそれぞれがどの程度説明できるのかも実証的に解明しなければならない。同じデータを使った先行研究には樋口美雄、阿部正浩 (1999) があるが、そこでは、結婚に関しては (1) 既婚 = 1、未婚 = 0 のダミーを被説明変数としたプーリング・プロビット分析と (2) 未婚から結婚への状態の変化をプロビット分析と結婚年齢を変数にしたサバイバル分析を行っている。

本研究では、彼らの研究とは補完的に、パネルデータの特徴をより明示的に生かした、計量経済学的手法であるパネル・プロビット推計を用いる。

ここで、ランダム効果  $\nu_i$  が次のような正規分布  $N(0, \sigma_\nu^2)$  に従うと仮定する。

$$\Pr(y_i|x_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-\nu_i^2/2\sigma_\nu^2}}{\sqrt{2\pi\sigma_\nu}} \prod_{t=1}^T F(x_{it}\beta + \nu_i) d\nu_i \quad (17)$$

ここで、 $F(x_{it}\beta + \nu_i) = \begin{cases} \Phi(x_{it}\beta + \nu_i) & \text{if } y_{it} \neq 0 \\ 1 - \Phi(x_{it}\beta + \nu_i) & \text{otherwise} \end{cases}$ 、 $\Phi$  は累積正規分布関数である。さらに、対数尤度関数  $L$  を次のように定義する。

$$L = \sum_{i=1}^N w_i \log \Pr \{(y_i|x_i)\} \approx \sum_{i=1}^N w_i \log \left( \frac{1}{\sqrt{\pi}} \prod_{m=1}^M F \left( x_{it}\beta + \frac{r}{2} \frac{\rho}{1-\rho} a_m^* \right) \right) \quad (18)$$

ここで  $w_i$  はパネル  $i$  に対するウエイトを表す。一般回帰式とは異なり、解析的に連立方程式の解を求めることはできない。代替的に、数値計算に基づく求積法を用いて、 $F(\cdot)$  式を多項式で近似させる。しかし、時間軸の観察点が増えると、多項式の近似は有効ではなくなることが知られている。以下の式によって定義される  $\rho$  (rho) が 0.7 以上であれば、時間軸は 10 点 (10 年) 以内でなければならない。本研究で推計された  $\rho$  (rho) は 0.7 以上であるが、時間軸は 5 年であり問題はないと考えられる。上述のような対数尤度関数を最大化することによって、非線型確率関数  $F(\cdot)$  のパラメータを推計するというのがパネル・プロビットの手法である。

実証手法の正当性は最終的には統計検定によって判断されなければならない。パネル・プロビット推計がいいのか、プーリング・プロビット推計がいいのかは、テストをして決めるべき問題である。ここで用いる検

定統計量は次のように導かれる。まず次の統計量を定義する。

$$\rho = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + 1} \quad (19)$$

ここで、 $\sigma_v^2$  はパネル・レベルでの分散をあらわし、 $\rho$  は全分散に対するパネル・レベルでの分散の比率を表わす。ここで帰無仮説を  $\rho = 0$  とした対数尤度比検定 (Likelihood ratio test) を行い、 $\rho = 0$  が棄却できないければ、パネル・レベルでの分散は重要ではなく、パネル・プロビット推計はプーリング・プロビット推計と大きく変わらないことになる。逆に  $\rho = 0$  が棄却された場合には、パネル・プロビット推計を用いるべきであることになる。

次にパネル・プロビット推計では固定効果推計を行なうことは論理的に不可能であるし、無理に推計してもバイアスがあることを示したい<sup>6</sup>。これに関する直感的な説明は次のようなものである。0と1で表されるような2つの状態を被説明変数にした場合、個々のサンプルが持っている固定的な属性をその説明変数とすることは、被説明変数の状態が変化しなければなんとか意味をなすが、状態が変化すれば (すなわち、0→1か1→0)、固定的属性でそれを説明することはできない。パネル推計の性格上、そのような固定項は時系列平均をとる時点で消滅して、サンプル期間を通して変動する変数のみが有効な説明変数となるのである。

この点を敷衍するために次のようなモデルを考えよう。

$$\begin{aligned} y_{it}^* &= x_{it}\beta + v_{it} & v_{it} &\approx N(0, 1) & i &= 1, 2, 3, \dots, T_i \\ y_{it} &= 1 & \text{if } y_{it}^* &> 0, & \text{and } y_{it} &= 0 \text{ otherwise} \end{aligned} \quad (20)$$

ここで、ランダム効果モデルでは誤差項が次のように表されるとしよう。 $v_{it} = \mu_i + \epsilon_{it}$  ここで  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ 、 $\epsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\epsilon^2)$  であり、それぞれの項はお互いに独立かつ  $x_{it}$  とともに独立であるとする。この場合、 $E(v_{it}v_{is}) = \sigma_\mu^2$  となり、尤度関数は  $y_{it}$  の偏微係数の積として表せないことになる。つまり、最尤法による推計が非常に複雑になるのである<sup>7</sup>。

<sup>6</sup>この点に関しては南カリフォルニア大学の Cheng Hsiao 教授より有益な教示をいただいた。

<sup>7</sup>より厳密な議論に関しては Hsiao (1986, chapter 7)、Baltagi (1995, pp.178-182)、Greene(2000, pp.837-841) 等を参照されたい。

## 4.3 実証結果

### 4.3.1 結婚選択と居住形態

1990年代中頃までは、日本の社会制度の中では、女性の社会進出が結婚の意思選択に負の影響を与えているという論調が強かった。しかし近年、晩婚化問題はむしろ「キャリアアップ」を行い、社会的自立することを目指す女性に起因するのではなく、親と同居することによって基礎的経済的経費を負担してもらい、自分たちは高い経済的環境にいる「パラサイトシングル」が晩婚化の大きな要因として注目されるようになってきた。本節では、こうした議論を受け、家族との関係、特に前年に親と「同居」<sup>8</sup>していたかどうかということの説明変数に加えることで、家族関係と結婚の関係を分析を行いたい。

使用した変数には、前年の年収 (inc)、年収の2次項 (inc<sup>2</sup>)、前年の貯蓄 (dep)、年齢 (age)、年齢の2次項 (age<sup>2</sup>)、前年の非正規就業 (パート) ダミー (Occupdu1)、前年の無業ダミー (Occupdu2)<sup>9</sup>を、そして、同居ダミー (Cohabpa、親と同居=1、親と別居=0)、被説明変数には、有配偶か無配偶かを示す配偶状態ダミーを用いる。

また、パネル・プロビット分析を行うため、学歴、コーホートなどサンプルに属する固定的要因や、変動が少ない、都市規模、親の所得階層などの準固定的要因は事前に分類して分析を行う。

全サンプルに関する基本統計量は表 25 に、実証結果は表 26 に示してある。対数尤度比検定の結果、は棄却された。すなわちパネル・プロビット推計が支持され、プーリングプロビット推計は棄却される<sup>10</sup>。樋口・阿部 (1999) で有意とされた前年の本人収入はここでも負に有意となることが確認された。これは所得を外生とした場合、高収入のほうが結婚確率が低くなっていることを意味している。年齢に関しては、一次と二次の項を入れて非線形性を検定し、一次の項が正 (結婚確率を高める)、二次の項が負 (結婚確率を低める) となっている。両方とも有意な結果が得

<sup>8</sup>「同居」とは、家計経済研究所の定義に従い、「親と同一建物で、生計を共にしている (同居世帯)」、親と同一建物で、生計が別 (準同居世帯)、親と同一敷地内の別建物に居住 (準同居世帯) の3つのものとする。

<sup>9</sup>正規就業を基準値とする。

<sup>10</sup>この結果はいわば自明である。すなわち、パネル・プロビット分析を行なうために固定的要因を除外し、期間内に結婚したサンプルをその間に変動した変数で説明するモデルが、結婚の意思決定と変数間の時間的因果関係を明示的に扱えないプーリング・プロビット推計より、情報量が多く、説明力が高くなるのは明らかだからである。