

世代間関係から見た結婚行動

北村行伸・坂本和靖*

本論文は少子高齢化問題の核心にあるとされる、未婚化・晩婚化などの結婚行動の変化を世代間関係という切り口から解明しようとするものである。

『消費生活に関するパネル調査』を用いて、結婚経験率が大きく落ち込んだ1990年前半から2000年代前半にかけての晩婚・非婚化現象の要因分析を行った。ここで得られた知見は以下の通りである。第1に、親同居未婚者にとって、親からの所得移転は結婚確率を低下させる効果が確認された。ただし、それは親が戦前・戦中世代、子がバブル世代においてのみでしか確認することができなかった。これは「パラサイト・シングル仮説」で描かれていた独身者像が一時的なものであったことを示している。第2に、子がバブル崩壊以降世代において、長時間就業している者、初職でよい就職先につけなかった者は結婚確率が低下する傾向がみられた。第3に、「乗り換えモデル」を検証すべく、父親と夫候補者の所得比が結婚に与える影響をみたところ、親の世代に関係なく、「親の所得が500万円以上」のケースにおいてのみ結婚確率を引き下げていることがわかった。

1. はじめに

日本の家族制度を歴史的に展望すると、棚村(1998, p. 26)がまとめているように、農業や自営業を中心とした戦前の産業構造のもとでは、家庭が生産や経済活動の拠点であったが、戦後の高度成長下で就業構造も変化し、経済活動の拠点は家庭から企業へとシフトしてきた。このような中で、「男は仕事、女は家庭」という性別役割分業が進み、サラリーマン化により家庭は企業の影響を強く受けるようになった。日本型企業社会では、終身雇用や年功序列という日本の経営システムや税制、教育制度などの社会制度が、家庭内での性別役割分業を強化していった。しかし、このパターンが1990年代より急速に変化しつつある。すなわち、労働は知識集約型なものに移行し、家事の外部化、商品化の傾向は、女性を家庭内に拘束せず、社会や職場との関わりを増大させる要因として働くようになってきた。このような社会では、必然的に多様な生き方や多様な男女の在り方が可能になってくる。婚姻は、公的社会的制度としての側面より、個人のプライベートな結合として自由や規制緩和の方向に向かい、結婚の目的も、生殖や子の養育に限られず、夫婦の在り方や役割分担も多様化が進んできた。

2006年には総人口が減少し始め、合計特殊出生率も2005年には1.25にまで低下しており、短期的に回復する見込みはない。その中で、出

生率の低下の主因が未婚化・晩婚化にあることが指摘されている。結婚は公的には民法によって規定されているが、反面極めて私的な契約であって、社会的な規範がかわればいくらかでも変化するものである。とりわけ、バブル崩壊後の1990年代には、歴史上前例が無いほどのスピードで結婚の規範が変化してきている。本論文では、このような変化をとげている結婚問題を1990年代以後のパネルデータを用いながら、しかし、より長い歴史的な視野の中で考えてみたいと思う。

このような歴史的変動を経てきた婚姻制度に関しては、人類学や民俗学、歴史学の分野では膨大な研究蓄積がある¹⁾。これらの研究では、具体的な婚姻制度やその歴史的変遷、地域間での差異などが論じられており、極めて示唆に富む情報が集められている。数学者あるいは経済学者の結婚問題はGale and Shapley(1962)の数学的マッチング・モデルとBecker(1973, 1974)の経済学的結婚モデルを嚆矢としている。Beckerのモデルでは2人の経済主体が会って、新しい連携を形成することによって、連携する以前に比べてより高い効用あるいは利得が得られれば、結婚が成立し、他の主体と組んだ方が利得が高ければ結婚という連携は成立しないというメカニズムから成り立っている。Gale and Shapley(1962)では、複数の男女がパートナーを探している場合に最適な組み合わせはどのように決めるべきかという理論からなっ

ている²⁾。これらの研究では結婚という連携の安定性や効率的なマッチングのアルゴリズムを作ることに精力が注がれており、それ自体は広がりのある研究分野を形成している。しかし、現実的な結婚問題と関連づけて考えると、結婚する者が恋愛結婚であれ、見合い結婚であれ、最終的にマッチングすればその背景にあるものは問わなかったり、マッチングの安定性や均衡に関しては論じられているが、マッチングの解消(離婚)や再婚の可能性を含んだダイナミックな関係についてはまだ研究が始まったばかりで、概念的な分析さえ進んでいないというのが現状である。

Edlund の一連の研究(Edlund(2006), Edlund and Pande(2002), Edlund and Korn(2002), Edlund and Lagerlöf(2004, 2006a. b), Edlund, Haider and Pande(2005))では現実の結婚形態と所得再分配に関する政治行動の関連を分析したり、あるいは文化人類学的な結婚形態をベースに、どのような結婚形態が子供への人的資本投資を最も活発に行うか、あるいは経済成長をもたらすかといった観点から分析を行っている。彼女の結婚の経済分析は Becker モデルとは全く異なり独自のものであり、現実の結婚形態を世代間、異性間の資産移転の問題として定式化することに特徴がある。例えば、結婚が親の合意に基づく見合い結婚を主として行ってきた中東、インド、戦前の中国、アフリカ、日本と個人の合意に基づく恋愛結婚が主流であったキリスト教国、ユダヤ人、仏教徒との違いを親から子への資金移転と花婿から花嫁への移転の違いで説明したり、資産移転も花婿から花嫁に支払う結婚結納金(Bride price)や花嫁から花婿へ支払う持参金(Dowry)が経済的地位や社会的慣習に応じて決まることを統一的に説明しようと試みている。さらに、世界の多くの国が一夫一婦制を採用しているが、一夫多妻制を採用している国で起こる人的資本への過少投資の多寡や女性の立場の問題なども論じており、極めて興味深い研究プロジェクトが進行している。

とはいえ、Edlund 達の研究も結婚形態をパターン化して分類しており、個々の国の中での多様性や異質性については十分な研究がなされていない。また結婚することを通しての資産移転については論じているが、最近アメリカの研究者の関心事である離婚の増加とその経済的帰結に関してはまだまだ研究が十分には進んでい

ない³⁾。

本論文でも結婚から労働、出産、相続、子供の教育投資、はては離婚にまで及ぶ幅広い研究領域をすべてカバーすることは意図していない。冒頭に述べたように近年の日本の結婚形態の変化の実態、とりわけ未婚化・晩婚化の実態の一部を統計的に明らかにするに止まっている。この膨大な研究領域に対しては複合的に多様なデータを用いて繰り返し分析を行うことが必須であることを明記しておきたい。

2. 婚姻制度の沿革

日本の婚姻を巡る法制度の歴史はどのように変化してきたかを概観しておきたい⁴⁾。

明治民法に先立つ江戸時代は武士層と庶民層では全く異なる規範が適用されていた。武士層は婚姻や養子縁組は藩あるいは幕府に対して願出が必要であったのに対して、庶民にはそのような管理はなされていなかった。離婚も武士は両家の熟談によりはじめて可能になったが、庶民では「三行半」による迫出しが可能であった。相続は、武士の場合、被相続人が願出することによって封禄(家督)を再給されることになっていた。ある程度の資産や家業のあった庶民層では遺言による相続が行われていたと言われている。

明治維新後、近代的な憲法を採用すると同時に、家族法や財産法を包含した民法が必要になり、紆余曲折を経て、明治31年(1898)7月16日に明治民法の第四編「親族」と第五編「相続」が施行され、結婚・離婚をはじめとする家族生活全体にかかわる法体系が完成した。この法は、「家」制度を中心に置き、家長である戸主が家族構成員を統率し、家の財産は長男が優先して継承する家督相続制度に基づいていた⁵⁾。社会の単位は「家」であった。婚姻に関しても、個人の自由な位置に基づく結婚ではなく、「家」と「家」の婚姻であり、あくまでも「家」の存続のための後継者を確保することを目的としていた。婚姻に関しても戸主の権限は強く、婚姻・養子縁組への同意権を保有していた。また、妻はすべての財産や決定権を夫に吸収されてしまい、財産所有権・管理権・相続権・親権などは通常与えられていなかった。

このような明治民法は、江戸時代に人口比2%にすぎなかった武士層の「家」制度を踏襲したものであり、必ずしも国民の意識に合致したものではなかったようである⁶⁾。

戦後の民法は1947年5月3日に施行された日本国憲法に基づき、明治民法と新憲法の齟齬を暫定的に改正した民法を1948年1月1日より施行した。しかし、個人の尊厳と男女の平等を宣言した憲法第24条に応じて、明治民法の「家」中心の制度から「個人」中心の制度に移行するはずであったが、十分な準備期間が無かったために最小限の改正に止まっていた。とは言え、明治民法と戦後民法の違いは明らかである。すなわち、戦後民法では成人であれば、後見人の同意は必要ではなく、また、夫婦は夫または妻の氏を称せばよく、離婚も民主的な手続きを経れば成立しない。財産所有権・管理権・相続権⁷⁾・親権なども夫婦で対等に扱われることとなった。しかし1990年代以後の急激な社会の自由化、多様化の流れの中で民法は多くの点で新たな対応を迫られるようになっていく⁸⁾。

3. 結婚行動の実態

前節での法制度の変化を受けて、本節では結婚行動の実態がいかに変化したかを示す特徴的なくつかの統計データを見てみよう。

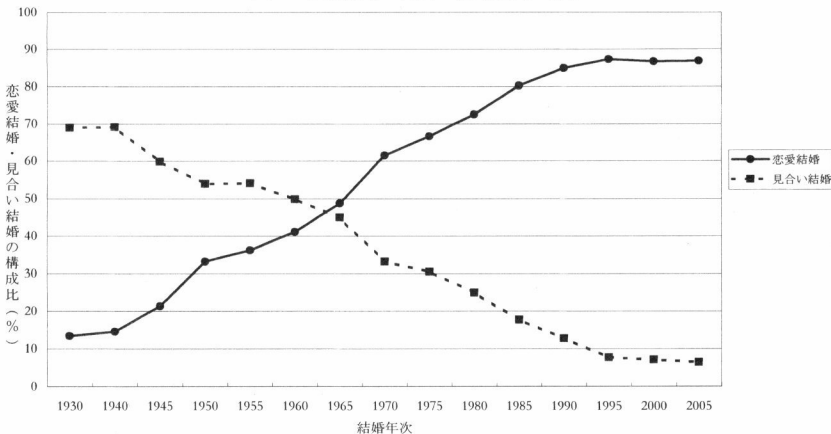
まず始めに、戦後民法の影響で、「家」制度が大きく崩れてきた一つの証拠として図1を見ていただきたい。これは国立社会保障・人口問題研究所で行っている『出生動向基本調査』(各年)に含まれている、結婚年次別にみた恋愛結婚と見合い結婚の構成比率を図示したものである。これによると1930年代(昭和5-15年)には約70%が見合い結婚で、恋愛結婚は約10%強であったのが、戦後、一貫してこの比率が変化し、1965年頃にこの比率が逆転している。2005年では、恋愛結婚が約90%、見合い結婚が10%

を割り込んでいる⁹⁾。このことは明らかに結婚が家同士の契約であるという戦前の意識が払拭されてきた歴史を反映していると考えていだろう。追加的な情報として、リクルート(2005)『ゼクシィ結婚トレンド調査』を見ると、結婚式の内容も大きく変容していることがわかる¹⁰⁾。

もっとも目立つのは仲人・媒酌人が63.9%(1994)から1.3%(2005)へと激減したことである。戦前は仲人・媒酌人は夫婦の社会的保証人として極めて重要な存在であったが(湯沢(2005)p. 53)、婚姻を個人の自由な結合と考え、しかも社会や勤務先との関係で結婚を認知してもらうという考え方が急速に消滅したことを物語っている。また、結婚によって、親の戸籍から離れることが、相続権の喪失には結びつかなくなり、結婚を機に大きな資産移転を行う必然性もなくなった。その結果、花婿から花嫁への資産移転である結納も、花嫁の父から花嫁への移転である持参金も形骸化し、その額も低下した。実際に結納を行ったのは48.7%(1995)から27.8%(2005)へと低下し、結納金も結納品もともになしというカップルが半数を超えている。

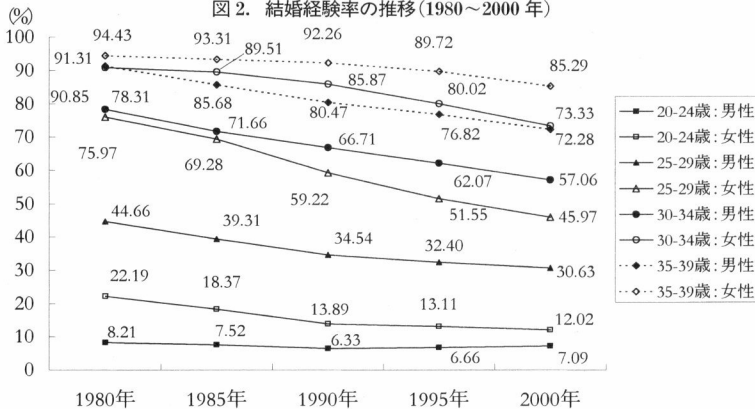
図2は結婚経験率の推移を年齢階層別に描いたものである。1990年代以後、結婚経験率が25-29歳の女性、30-34歳の男女、35-39歳の男性で大きく低下していることがわかる。これは、晩婚化の指標として捉えられている。すなわち、2000年時点で、25-30歳の時点で、男性は約30%、女性で46%が結婚しており、残りの70%、54%がそれぞれ独身だということになる。34-35歳時点で、男性は57%、女性は73%が結婚しており、残りの43%、27%がそれぞれ独身となっている。これらの年齢層は1980年時点では、男性、女性ともに約91%が結婚していたことを考えると、未婚化・晩婚化がこの20年で進行したことは明らかである。表1は50歳時点で未婚であれば生涯未婚と定義し、その比率を1920年から2000年にわたって計算したものである。この表によれば、1990年以後、急速に生涯未婚率が上

図1. 恋愛結婚と見合い結婚構成の推移



は、男性、女性ともに約91%が結婚していたことを考えると、未婚化・晩婚化がこの20年で進行したことは明らかである。表1は50歳時点で未婚であれば生涯未婚と定義し、その比率を1920年から2000年にわたって計算したものである。この表によれば、1990年以後、急速に生涯未婚率が上

図2. 結婚経験率の推移(1980~2000年)



出所)『国勢調査』の時系列データ。

http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2000/kako/danjo/zuhyou/da04.xls

表1. 性別生涯未婚率および初婚年齢 (SMAM): 1920~2000年

年 次	男		女	
	生涯 未婚率(%)	初婚年齢 (歳)	生涯 未婚率(%)	初婚年齢 (歳)
1920	2.17	25.02	1.80	21.16
1925	1.72	25.09	1.61	21.18
1930	1.68	25.77	1.48	21.83
1935	1.65	26.38	1.44	22.51
1940	1.75	27.19	1.47	23.33
1950	1.46	26.21	1.35	23.60
1955	1.18	27.04	1.46	24.68
1960	1.26	27.44	1.87	24.96
1965	1.50	27.42	2.52	24.82
1970	1.70	27.47	3.33	24.65
1975	2.12	27.65	4.32	24.48
1980	2.60	28.67	4.45	25.11
1985	3.89	29.57	4.32	25.84
1990	5.57	30.35	4.33	26.87
1995	8.99	30.68	5.10	27.69
2000	12.57	30.81	5.82	28.58

出典) 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』(2005)。

昇し、初婚年齢も上がっている。とりわけ男性は2000年時点ですでに12.6%が生涯未婚ということになっている。これは、1970年までが1.7%程度であったことを考えれば、結婚市場に大きな構造変化が生じていることを物語っている。

これまでの経験から、独身者は親と同居している可能性が極めて高いことが知られている。表2は『出生動向基本調査』(各年)より計算した年齢別の親と同居する未婚者の比率である。男性では第11回調査から第12回調査にかけて上昇したが、第13回調査では横ばいである。女性では傾向は年齢により異なり、18-19歳の同居率が減少する一方で、30-34歳の同居率は上昇している。しかし、いずれにしても70%

を超える未婚者が親と同居しているということは、極めて高い数字である。表3は就業別に見た親との同居率である。男性の場合、「パート・アルバイト」「自営・家業従事」「無職・家事」で80%代であり、「正規雇用」「学生」で60%と低くなっている。女性では「学生」を除けば、就業別の同居率に大きな差はないが、相対的に「無職・家事」「パート・アルバイト」で高く、「正規雇用」「自営・家事従業」で低くなっている¹¹⁾。

4. 1990年代以降の変容

未婚・晩婚化現象の動きが顕在化したのは1980年以降と考えられる。図2を見る限り、この20年間で、25-39歳の年齢層では大幅に結婚経験率が落ち込んでおり、特に25-29歳女性は30.01%ポイント、30-34歳男性は21.25%ポイント、30-34歳女性は17.52%ポイントも減少している。

こうした晩婚・非婚化現象を説明する仮説として注目されたのが、社会学者である山田昌弘が唱えた「パラサイト・シングル仮説」(山田1999)であった。この仮説は、親との同居により、光熱費・家賃などを節約し、その分を自らの娯楽費・交際費に充て、また家事を同居する母親に任せることで、自由な生活を謳歌できる子供は、親元から自立する意識が薄れ、親元を離れて結婚しにくくなっているというものである。

しかしながら、1990年代後半から2000年代前半にかけての不況に伴い、若年者の労働需要が減少し、また雇用の非正規化が進み、親同居未婚者の実態が変容していった(山田(2004))。前述の「パラサイト型」だけではなく、経済的に自立できないために消極的に同居している未婚者もでてきた。また、無事に就業したとしても、後述するように、新規採用抑制によって就業している若年層の仕事量が増加し(玄田2001)、余暇時間が減りパートナーとの交際に時間があまり割けないために結婚までに至らないケースも増えている。

これまでの未婚者研究においては、親と同居

表 2. 調査・年齢別にみた、親と同居する未婚者の割合

【男 性】		単位：％				
年 齢	第 8 回調査 (1982 年)	第 9 回 (1987 年)	第 10 回 (1992 年)	第 11 回 (1997 年)	第 12 回 (2002 年)	第 13 回 (2005 年)
18～19 歳	71.7	75.2	65.6	66.0	59.8	70.1
20～24 歳	68.2	68.5	59.7	66.7	72.4	72.0
25～29 歳	71.5	69.9	63.5	64.3	70.3	69.0
30～34 歳	67.3	71.4	68.0	63.9	72.4	69.9
総数(18～34 歳)	69.6	70.4	62.8	65.5	69.5	70.3
参考(35～39 歳)	—	—	63.5	64.1	73.4	68.7

【女 性】		単位：％				
年 齢	第 8 回調査 (1982 年)	第 9 回 (1987 年)	第 10 回 (1992 年)	第 11 回 (1997 年)	第 12 回 (2002 年)	第 13 回 (2005 年)
18～19 歳	83.7	80.1	73.2	70.5	71.6	65.1
20～24 歳	84.7	77.6	78.2	73.8	77.0	76.5
25～29 歳	79.4	78.9	80.0	79.4	78.5	81.8
30～34 歳	64.8	70.0	69.2	72.1	76.1	79.3
総数(18～34 歳)	82.0	78.0	76.7	74.5	76.4	76.4
参考(35～39 歳)	—	—	65.2	69.1	74.4	70.2

出典) 国立社会保障・人口問題研究所『出生動向基本調査：結婚と出産に関する全国調査』(各年)。

表 3. 調査・就業の状況別にみた、親と同居する未婚者の割合

【男 性】		単位：％				
年 齢	第 8 回調査 (1982 年)	第 9 回 (1987 年)	第 10 回 (1992 年)	第 11 回 (1997 年)	第 12 回 (2002 年)	第 13 回 (2005 年)
正規雇用	71.1	69.8	67.4	64.8	72.3	66.9
自営・家族従業等	88.7	88.5	85.1	81.8	79.1	81.4
派遣・嘱託	—	—	—	—	67.1	75.3
パート・アルバイト	64.6	77.9	71.6	75.3	80.1	80.0
無職・家事	82.8	87.6	90.8	86.9	85.0	84.6
学生	56.4	63.6	46.5	53.3	50.9	63.9
総数(18～34 歳)	69.6	70.4	62.8	65.5	69.5	70.3

【女 性】		単位：％				
年 齢	第 8 回調査 (1982 年)	第 9 回 (1987 年)	第 10 回 (1992 年)	第 11 回 (1997 年)	第 12 回 (2002 年)	第 13 回 (2005 年)
正規雇用	81.7	80.4	77.4	78.5	77.9	79.5
自営・家族従業等	86.2	78.8	82.5	78.6	73.3	79.6
派遣・嘱託	—	—	—	—	84.6	83.1
パート・アルバイト	87.2	84.2	85.4	77.1	83.0	87.7
無職・家事	88.7	90.3	93.3	86.4	85.2	89.4
学生	78.0	64.9	68.6	58.9	63.9	58.8
総数(18～34 歳)	82.0	78.0	76.7	74.5	76.4	76.4

出典) 国立社会保障・人口問題研究所『出生動向基本調査：結婚と出産に関する全国調査』(各年)。

している未婚者(親同居未婚者)を中心に上げられている。本論文でもそれに倣い、親同居未婚者の結婚選択行動に注目した分析を行うこととする。

以下の実証分析では、データとして、財団法人家計経済研究所が作成する『消費生活に関するパネル調査』(以下『家計研パネル』)の 13 ヶ年分(1993～2005 年)を利用する。実際に結婚選択関数の推計などに利用するサンプルは、前年まで未婚で、親と同居している 24 歳以上の女性が対象となっている¹²⁾。

5. 仮説

5.1 親からの移転の影響

親からの仕送りや小遣いなどの所得移転は、豊かな消費生活を可能にし、独身生活の水準を上昇させる。パラサイト・シングル論に従えば、これにより、結婚に踏み切れなくなっていると考えられる。

しかし、事はそれほど単純ではない。親と子それぞれの世代の違いによる(親からの移転の)影響の違いについて注意する必要がある。北村・坂本(2004)が指摘したように、宮本・岩上・山田(1997)で論じられた「パラサイト・シ

表 4. 本人世代と親世代

		単位：人数×年		
		親		
		戦前世代 1944 年以前生まれ	戦後世代 1945 年以降生まれ	
子 ど も	バブル世代 1959～1969 年 生まれ	2,424	335	2,759
	バブル崩壊以降世代 1970 年以降 生まれ	49	791	840
		2,473	1,126	3,599

ングル」や「ヤングアダルト」と言われている世代を精査すると、彼らは 1960 年代に生まれ、1985 年以後のバブルの時代に 20 歳代半ばにあり、就職でも苦勞することなかった世代(バブル世代)であったこと。またその親の多くは 1920～40 年代前半生まれの戦前・戦中世代であり、この世代は高度経済成長期で雇用も安定しており、その多くがバブル期に退職しており、多額の退職金を得ていることがわかる。

それに対して、1990 年以降に 20 歳代を経験した世代は、デフレ不況の影響を被り、「就職氷河期」を経てきている。またその親は 1940 年代後半から 1950 年代と団塊世代以降に相当し、1990 年代の平成デフレの時期に企業リストラや倒産などを経験し、戦前・戦中世代が得たような賃金、退職金を受け取れていないというのが現状である。内閣府の調査では、未婚同居者の子どもは決して裕福ではなく、別居者と比べてもそれほど高い消費水準ではない。バブル期には優雅なパラサイト・シングルというイメージがあったが、現在では、「独立して生活する自信がない」、「独立のためにお金を貯める必要がある」という消極的な理由から同居しているものが 80% 弱にのぼっている(内閣府(2003, p. 121))。

本論文では、親を「戦前・戦中世代」(1944 年以前生まれ)と「戦後世代」(1945 年以降生まれ)に分け、子どもを「バブル世代」(1959～1969 年生まれ)と「バブル崩壊以降世代」(1970 年生まれ以降)と分けて(表 4)、親からの所得移転、相対所得比、初職の効果に違いが見られるかを検証した。

これまでの観察を考慮すれば、親の世代が「戦前・戦中世代」、子どもの世代が「バブル世代」である方が、親からの所得移転が結婚選択確率に与える影響が大きいと考えられる。

5.2 長時間就業の影響

1988 年の改正労働基準法(法定労働週を 48 時間から 44 時間へ短縮)の制定を契機に、労働時間は着実に減少し、1997 年以降は中小企業における猶予措置期限が切れ、かつ同年の新たな改正により 40 時間体制に移行した。加えて、長期不

況による需要の減少から労働時間の減少が進んだ。

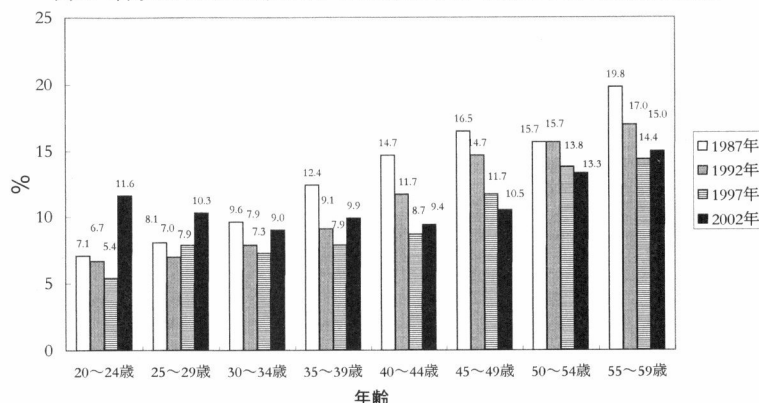
玄田(2001, pp. 131-138)は、『就業構造基本調査』(総務省統計局)の 1987-1997 年データを用いて、年齢階層によって、労働時間の減少の程度が大きく異なることを示している。特に 20 歳代、30 歳代の若い年齢層の長時間労働者の割合は減っておらず、不況により、新規採用が抑制され、若い年齢層での仕事の負担の増大していることを指摘した。さらに、2002 年データを加えてみると、年間 250 日以上就業している労働者のうち、週あたり労働時間 60 時間以上の割合は、20 歳代では、1987 年の値を超えており、30 歳代前半では、1987 年水準にもどりつつある(図 3)。

こうした若年層における労働時間の増大は、余暇時間の減少に直結しており、趣味娯楽時間、交際時間の減少を招いてしまう。かつてのように「職縁結婚」が盛んであるならば、会社に居ながらにして、結婚相手を見つけることができたかもしれない。しかし、「終身雇用」という保障がなくなり、会社への帰属意識が薄く、会社も女性従業員に実質的な労働を期待するようになってしまった現在では、出会いの場を社外に求めなければならなくなっている(岩澤・三田(2005))。余暇時間の減少、「職縁結婚」の停滞により、異性と出会う確率が減少していると考えられる¹³⁾。

世代による効果の違いを考慮すると、労働時間が増大したと考えられる 1990 年代後半から 2000 年代にかけて、20 歳代から 30 歳代を迎えた、「バブル崩壊以降世代」において、就業が結婚に与える影響が強く現れたと考えられる。

本論文では、長時間就業の効果をはかるために、長時間就業ダミーを作成した(年間労働日数が 250 日以上で、週あたり 60 時間働いている = 1, それ以外 = 0)。

図3. 年間250日以上就業している有業者のうち、週あたり60時間以上の割合



出典) 総務省統計局『就業構造基本調査』。

5.3 相対的所得比の影響

「イースタリン仮説」(Easterlin(1966))でも触れられていたように、(結婚、出産などの)家族形成行動は、父親の稼得能力に規定されている。(青年層が)生まれ育った経済的生活水準が高ければ高いほど、結婚選択における留保水準が高いことを意味し、(親との同居生活に比べて、配偶者候補者との結婚生活の生活水準が相対的に低いと考えられた場合)結婚、出産行動に対して、負の影響を与えることとなる(パラサイト・シングル仮説)。

そこで、小川(2002)では、「親と同居している女性にとっては親から夫への乗り換え」として結婚を定義し、「乗り換えモデル」を提唱している。『国勢調査』と『賃金構造基本統計調査』を用いて、各都道府県別に、父親年齢層と夫候補者年齢層の賃金比と結婚確率との相関関係を見ると¹⁴⁾、20歳代では、父親年齢層と夫候補者年齢層との賃金格差は結婚確率に影響を与えており(「父親の年齢/夫の年齢」比が高いほど、結婚確率は小さい)、30歳代ではその関係は見いだせなかったとしている。

ここでは、既婚女性のデータを用いて、夫の所得関数を推計し(説明変数: 妻の属性(年齢, 学歴¹⁵⁾, 居住地都市規模¹⁶⁾)、その推計式を用いて、無配偶者の夫候補者の所得の代理変数を求めた。ここでは、調査期間中に結婚したサンプルについては、実際に結婚した夫の所得の情報を用いた。この変数を用いて、「同居している親の所得と夫候補者の所得(推計値)」の比が、結婚確率に影響を与えるかどうかを検証する。本来なら、交際している男性の所得情報を用いるべきであるが、『家計研パネル』では把握でき

ないため、代理変数を用いている。

5.4 初職の影響

初職の影響についても考慮したい。先行研究である、酒井・樋口(2005)や坂本(2006)においても、この影響は結婚に対して、大きな影響を与えることが確認されている。1990年代の長い不況期には、高齢者のみならず、若年者の失業率が上昇し、就業環境は悪化し、学卒後就職できず、フリー

ターとなる者も増加した。若年時にフリーターのような不安定な職業に就いていた者がその後も十分な稼得能力を保持しえないままにいるなら、結婚相手として選ばれにくいだろう(酒井・樋口(2005, p.31))。逆に結婚相手を選ぶとしても、現実のマッチングは、同類婚もしくは、男性優位とした上方婚(しかしその差は小さい)が多く、稼得能力のある男性と巡り会うことができず、結婚市場が分断されている可能性が高い¹⁷⁾。

酒井・樋口(2005)では、『慶應家計パネル調査』を用いて、結婚に関するサバイバル分析を行い、フリーター経験者は正規雇用経験者に比べて、婚期が遅くなることを示している。また、白波瀬(2005)の『社会階層と社会移動全国調査』を用いた分析では、(1985年と比較して)1995年の所得別未婚率をみると、男女とも低所得階層(150万円未満, 150～250万円未満)の未婚率が上昇していることが明らかにされている。

本論文では、本人の初職を「農林漁業、自営業・家族従業員」、「正規就業: 就業先規模500人以上, 官公庁」、「正規就業: 同500人未満」、「非正規就業」(レファレンスグループ)に4分割したものを説明変数として用いる。

6. 推計手法

本論文の推計が坂本(2006)と異なる点は、未婚期において、親との同居によるセレクションを考慮したことにある。坂本(2006)では、『消費生活に関するパネル調査』の未婚者の親との同居確率が高いため(80.87%)、分析には未婚同居者のみを用いていた。しかし、本論文では、(親との)同居選択と結婚選択との内生性を考慮

表 5-1. 結婚選択関数(全体)

被説明変数： 結婚選択ダミー	Sample Selection Probit		IPW-Sample Selection Probit		Panel Probit (Random Effect)		Parametric (Weibull)	Survival
	dy/dx	Robust Std. Err.	dy/dx	Robust Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	Haz. Ratio	Robust Std. Err.
親・戦後世代	0.002	0.108	0.059	0.193**	0.001	0.119	1.350	0.247*
子ども・バブル崩壊以降世代	-0.020	0.101	-0.039	0.135**	-0.024	0.109	0.735	0.118**
年齢($t-1$)	-0.007	0.013***	-0.007	0.017**	-0.004	0.018	0.101	0.038***
長時間就業ダミー	0.001	0.373	-0.031	0.504	0.002	0.450	1.965	1.266
所得($t-1$)	-2.16E-04	3.17E-04***	-2.42E-04	4.19E-04***	-2.55E-04	3.87E-04***	0.997	0.001***
中学校卒	-0.022	0.388	-0.031	0.402	-0.029	0.425	0.002	0.003***
[高校卒]								
専門学校・専修学校卒	0.047	0.109**	0.044	0.152*	0.056	0.134**	148.553	114.917***
短期大学・高等学校卒	0.028	0.100*	0.008	0.131	0.029	0.120*	132.713	101.864***
大学・大学院卒	0.014	0.114	0.015	0.151	0.016	0.133	18136.860	27328.480***
親の年収/夫候補者の年収	0.007	0.028	0.004	0.034	0.007	0.029	1.063	0.049
親からの移転ダミー($t-1$)	-0.033	0.103**	-0.045	0.130**	-0.030	0.112**	0.734	0.135*
友人の数($t-1$)	1.04E-04	0.002	4.67E-04	0.002	9.38E-05	0.002	1.003	0.003
初職(自営業・家従従業員)	-0.017	0.519	0.039	0.632	-0.020	0.634	1.071	1.207
初職(正規就業, 企業規模 500 人以上)	0.091	0.107***	0.113	0.148***	0.109	0.138***	2.435	0.442***
初職(正規就業, 企業規模 500 人未満)	0.063	0.094***	0.035	0.136*	0.073	0.119**	1.917	0.315***
[初職(非正規就業)]								
定数項	0.129	0.456	0.395	0.599	-0.344	0.567	—	—
被説明変数： 同居選択ダミー($t-1$)								
大都市居住($t-1$)	-0.003	0.029***	-0.002	0.036***	—	—	—	—
[その他の市居住($t-1$)]								
町村居住($t-1$)	0.002	0.039***	0.000	0.052*	—	—	—	—
親の所得(500 万円未満, $t-1$)	-0.001	0.028***	-0.001	0.036***	—	—	—	—
[親の所得(500~1000 万円未満, $t-1$)]								
親の所得(1,000 万円以上, $t-1$)	0.001	0.042***	0.000	0.053***	—	—	—	—
きょうだい数	-0.002	0.019***	-0.001	0.024***	—	—	—	—
母親専業主婦	4.12E-04	0.027**	2.16E-04	0.035**	—	—	—	—
持ち家($t-1$)	0.002	0.045***	0.001	0.056***	—	—	—	—
[CohortA]								
CohortB	-0.001	0.031***	-0.001	0.038***	—	—	—	—
CohortC	0.001	0.035***	-2.97E-04	0.056*	—	—	—	—
定数項	1.345	0.070***	1.511	0.092***	—	—	—	—
Number of obs		2940		2940		2359		2359
Censored obs		605		605				
Uncensored obs		2335		2335				
Number of Groups						736		
Log pseudolikelihood		-2120.039		-43178.110		-710.164		-72.235
Wald chi2		82.09		91.03		73.04		141.88
Prob>chi2		0.000		0.000		0.000		0.000
Likelihood-ratio test of rho=0: chi^2						2.2		
Prob>=chi^2=						0.069		

注) ***1%, **5%, *10% 水準で統計的に有意。

定数項のみは dy/dx ではなく、Coefficient を記している。

するため、まず一段階目に、親と同居するか否か、二段階目に未婚同居者のみに限定し、彼女らが結婚するか否かについて分析する目的で、Pooled Sample Selection in a Probit Model を用いた。

まず、選択方程式(ここでは同居選択関数)において、未婚期に同居する(*CoResi*)女性はあるような特徴があるか Probit Model による推計を行う。ここでは、特に一緒に住む親の経済力(所得、資産、*ParentEco*)について、また岩上(1999)に倣い、母親による家事サービスがあるか否か(*HouseKeep*)¹⁸⁾、そして、きょうだい(兄弟姉妹)人数、居住都市規模などを説明変数

(z)として用いている。そして、分析は未婚期に親と同居するサンプルだけに限られた行動方程式(ここでは結婚選択関数)では、結婚を選択するかどうか(*Marry*)は未婚期($t-1$)の特徴を用いて Probit Model による推計を行っている。ここでは、親からの所得移転(*Trans*)、本人の初職の就業形態(*FirstJob*)、長時間就業(*Longtime*)、(親と夫候補者との)相対所得比(*Relative*)などとともに、本人の基本的属性である、年齢、所得、学歴(x)などを説明変数として用いることにする¹⁹⁾。

$$\begin{aligned} CoResi_{t-1}^* = & \gamma + \delta_1 ParentEco_{t-1} + \delta_2 \\ & HouseKeep_{t-1} + \delta_3 z_{t-1} + u_{2j} \end{aligned} \quad (1)$$

表 5-2. 結婚選択関数(親世代別)

被説明変数: 結婚選択ダミー	親:戦前・戦中世代					
	IPW-Sample Selection Probit		Panel Probit (Random Effect)		Parametric Survival (Weibull)	
	dy/dx	Robust Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	Haz. Ratio	Robust Std. Err.
親・戦後世代	—	—	—	—	—	—
子ども・バブル崩壊以降世代	—	—	—	—	—	—
年齢($t-1$)	-0.006	0.016***	-0.003	0.017	0.123	0.024**
長時間就業ダミー	-0.014	0.502	0.025	0.474	2.154	1.543
所得($t-1$)	-2.52E-04	4.69E-04***	-2.66E-04	4.22E-04***	9.97E-01	0.001***
中学校卒 [高校卒]	0.011	0.402	0.002	0.468	0.005	0.005***
専門学校・専修学校卒	0.056	0.164**	0.071	0.164**	103.501	47.124***
短期大学・高専学校卒	0.012	0.140	0.030	0.142	82.818	37.031***
大学・大学院卒	0.027	0.158	0.039	0.157*	8708.605	7231.069***
親の年収/夫候補者の年収	0.005	0.036	0.007	0.032	1.072	0.045*
親からの移転ダミー($t-1$)	-0.046	0.140**	-0.025	0.133	0.672	0.142*
友人の数($t-1$)	0.001	0.003*	3.68E-04	0.002	1.005	0.003*
初職(自営業・家従従業員)						
初職(正規就業, 企業規模 500 人以上)	0.118	0.165***	0.114	0.148***	2.849	0.545***
初職(正規就業, 企業規模 500 人未満)	0.021	0.133	0.070	0.137***	1.848	0.341***
[初職(非正規就業)]						
定数項	0.310	0.525	-0.602	0.544		
Number of obs		2303		1862		1862
Censored obs		454				
Uncensored obs		1849				
Number of Groups				483		
Log pseudolikelihood		-36246.06		-544.227		-59.050
Wald chi2		35.46		64.05		279.76
Prob>chi2		0.000		0.000		0.000
Likelihood-ratio test of rho=0: chi^2				2.61		
Prob>=chi^2=				0.053		
被説明変数: 結婚選択ダミー	親:戦後世代					
	IPW-Sample Selection Probit		Panel Probit (Random Effect)		Parametric Survival (Weibull)	
	dy/dx	Robust Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	Haz. Ratio	Robust Std. Err.
親・戦後世代	—	—	—	—	—	—
子ども・バブル崩壊以降世代	—	—	—	—	—	—
年齢($t-1$)	0.013	0.058	0.004	0.040	0.336	0.066***
長時間就業ダミー	-0.135	0.553***	-0.094	202.000	2.03E-06	0.006
所得($t-1$)	2.77E-05	0.001	-1.57E-04	0.001	0.999	0.001
中学校卒 [高校卒]						
専門学校・専修学校卒	0.014	0.310	0.027	0.213	20.791	12.948***
短期大学・高専学校卒	-0.060	0.349	0.018	0.211	20.300	12.822***
大学・大学院卒	-0.124	0.476*	-0.060	0.272*	103.431	108.891***
親の年収/夫候補者の年収	0.001	0.102	0.009	0.067	1.132	0.160
親からの移転ダミー($t-1$)	-0.041	0.261	-0.041	0.198	0.791	0.293
友人の数($t-1$)	-0.002	0.006	-0.001	0.005	0.985	0.010
初職(自営業・家従従業員)						
初職(正規就業, 企業規模 500 人以上)	0.040	0.361	0.060	0.338	2.074	1.130
初職(正規就業, 企業規模 500 人未満)	0.167	0.289**	0.110	0.201***	2.668	0.855***
[初職(非正規就業)]						
定数項	-2.545	1.609	-1.701	1.115		
Number of obs		582		497		497
Censored obs		96				
Uncensored obs		486				
Number of Groups				253		
Log pseudolikelihood		-4872.918		-158.877		-32.002
Wald chi2		733.9		20.64		50.42
Prob>chi2		0.000		0.037		0.000
Likelihood-ratio test of rho=0: chi^2				0.000		
Prob>=chi^2=				1.000		

注) ***1%, **5%, *10% 水準で統計的に有意。

1. 定数項のみは dy/dx ではなく、Coefficient を記している

2. 親、子どもの世代別の推計を行うため、ここでは、「親・戦後世代」「子ども・バブル崩壊以降世代」、「CohortB」、「CohortC」などの変数は推計に用いていない。

3. ここでは同居選択関数の表は割愛している。

4. 初職が「自営業・家族従従業員」であるサンプルは少ないため、ケース別の推計では割愛している。

5. 本人学歴が「中学校卒」であるサンプルは少ないため、「親・戦後世代」ケースでは割愛している。

表 5-3. 結婚選択関数(子ども世代別)

被説明変数： 結婚選択ダミー	子ども：バブル世代					
	IPW-Sample Probit	Selection Robust Std. Err.	Panel Probit (Random Effect)	Std. Err.	Parametric Survival (Weibull)	Robust Std. Err.
	dy/dx		dy/dx		Haz. Ratio	
親・戦後世代	—	—	—	—	—	—
子ども・バブル崩壊以降世代	—	—	—	—	—	—
年齢(t-1)	-0.008	0.019***	0.006	0.018***	0.191	0.038***
長時間就業ダミー	-0.017	0.533	0.046	0.505	1.595	1.145
所得(t-1)	-3.03E-04	5.31E-04***	-4.13E-04	5.26E-04***	0.996	0.001***
中学校卒	-0.050	0.494	-0.041	0.578	0.013	0.014***
[高校卒]						
専門学校・専修学校卒	0.026	0.190	0.065	0.197**	36.044	16.809***
短期大学・高専学校卒	-0.004	0.174	0.037	0.182	33.728	15.673***
大学・大学院卒	0.020	0.208	0.097	0.206***	1484.315	1242.431***
親の年収／夫候補者の年収	0.004	0.040	0.006	0.041	1.067	0.053
親からの移転ダミー(t-1)	-0.041	0.190*	-0.017	0.171	0.814	0.204
友人の数(t-1)	0.000	0.003	0.000	0.003	1.004	0.004
初職(自営業・家従従業員)						
初職(正規就業, 企業規模 500 人以上)	0.089	0.187***	0.090	0.182***	2.468	0.554***
初職(正規就業, 企業規模 500 人未満)	0.032	0.186	0.043	0.163*	1.520	0.320**
[初職(非正規就業)]						
定数項	0.927	6.58E-01	0.651	0.596		
Number of obs		1678		1378		1378
Censored obs		301				
Uncensored obs		1377				
Number of Groups				307		
Log pseudolikelihood		-30148.85		-380.286		-32.213
Wald chi2		55.08		77.93		200.67
Prob>chi2		0.000				0.000
Likelihood-ratio test of rho=0: chi^2				5.89		
Prob>=chi^2=				0.008		
被説明変数： 結婚選択ダミー	子ども：バブル崩壊以降世代					
	IPW-Sample Probit	Selection Robust Std. Err.	Panel Probit (Random Effect)	Std. Err.	Parametric Survival (Weibull)	Robust Std. Err.
	dy/dx		dy/dx		Haz. Ratio	
親・戦後世代	—	—	—	—	—	—
子ども・バブル崩壊以降世代	—	—	—	—	—	—
年齢(t-1)	0.005	0.025	0.011	0.056*	0.027	0.009***
長時間就業ダミー	-0.090	0.201***	-0.067	2.99E+04	2.16E-07	5.54E-04
所得(t-1)	-2.21E-05	0.001	-8.10E-05	0.001	0.999	0.001
中学校卒	-0.044	0.347	-0.036	0.493	5.59E-05	6.47E-05***
[高校卒]						
専門学校・専修学校卒	0.044	0.181	0.035	0.196	2079.396	1510.582***
短期大学・高専学校卒	0.007	0.149	0.021	0.174	2034.645	1469.368***
大学・大学院卒	-0.020	0.177	-0.038	0.222*	2.83E+06	3.97E+06***
親の年収／夫候補者の年収	0.001	0.055	0.006	0.046	1.076	0.067
親からの移転ダミー(t-1)	-0.008	0.157	-0.022	0.155	0.704	0.170
友人の数(t-1)	0.000	0.002	0.000	0.004	1.000	0.006
初職(自営業・家従従業員)						
初職(正規就業, 企業規模 500 人以上)	0.125	0.172***	0.139	0.257***	2.161	0.557***
初職(正規就業, 企業規模 500 人未満)	0.086	0.157***	0.122	0.222***	2.306	0.511***
[初職(非正規就業)]						
定数項	-2.014	0.748***	-3.910	1.655**		
Number of obs		1529		1250		1250
Censored obs		304				
Uncensored obs		1225				
Number of Groups				495		
Log pseudolikelihood		-15270.72		-383.141		-27.100
Wald chi2		550.97		20.03		229.65
Prob>chi2		0.000		0.067		0.000
Likelihood-ratio test of rho=0: chi^2				1.75		
Prob>=chi^2=				0.093		

注) ***1%, **5%, *10% 水準で統計的に有意。

1. 定数項のみは dy/dx ではなく、Coefficient を記している。

2. 親、子どもの世代別の推計を行うため、ここでは、「親・戦後世代」「子ども・バブル崩壊以降世代」、「CohortB」、「CohortC」などの変数は推計に用いていない。

3. ここでは同居選択関数の表は割愛している。

4. 初職が「自営業・家族従従業員」であるサンプルは少ないため、ケース別の推計では割愛している。

表 5-4. 結婚選択関数(親の所得別)

被説明変数: 結婚選択ダミー	親の所得 500 万円未満					
	IPW-Sample Selection Probit		Panel Probit (Random Effect)		Parametric Survival (Weibull)	
	dy/dx	Robust Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	Haz. Ratio	Robust Std. Err.
親・戦後世代	—	—	—	—	—	—
子ども・バブル崩壊以降世代	—	—	—	—	—	—
年齢($t-1$)	-0.007	0.023***	-0.003	0.020*	0.178	0.046***
長時間就業ダミー	0.087	0.584	0.005	0.605	1.046	1.069
所得($t-1$)	-8.44E-05	6.45E-04	-1.20E-04	0.001*	0.998	0.001**
中学校卒	0.021	0.391	0.018	0.378	0.010	0.010***
[高校卒]						
専門学校・専修学校卒	0.024	0.263	0.025	0.201	46.707	28.677***
短期大学・高専学校卒	-0.007	0.194	0.020	0.181	40.579	24.200***
大学・大学院卒	-0.021	0.257	0.009	0.219	1468.869	1629.669***
親の年取/夫候補者の年取	0.024	0.076***	0.022	0.062***	1.269	0.085***
親からの移転ダミー($t-1$)	-0.030	0.249	-0.019	0.194	0.638	0.213
友人の数($t-1$)	0.000	0.007	-0.001	0.007*	0.987	0.010
初職(自営業・家従従業員)						
初職(正規就業, 企業規模 500 人以上)	0.159	0.302***	0.138	0.279***	2.995	0.992***
初職(正規就業, 企業規模 500 人未満)	0.065	0.236**	0.065	0.196**	1.935	0.527**
[初職(非正規就業)]						
定数項	0.765	0.725	-0.549	0.670		
Number of obs		1255		1004		1004
Censored obs		254				
Uncensored obs		1001				
Number of Groups				399		
Log pseudolikelihood		-16845.19		-251.857		-32.376
Wald chi2		52.55		33.81		123.45
Prob>chi2		0.000		0.001		0.000
Likelihood-ratio test of rho=0: chi^2				0.31		
Prob>=chi^2=				0.29		
被説明変数: 結婚選択ダミー	親の所得 500 万円以上					
	IPW-Sample Selection Probit		Panel Probit (Random Effect)		Parametric Survival (Weibull)	
	dy/dx	Robust Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	Haz. Ratio	Robust Std. Err.
親・戦後世代	—	—	—	—	—	—
子ども・バブル崩壊以降世代	—	—	—	—	—	—
年齢($t-1$)	-0.004	0.023	-0.002	0.027	0.315	0.053***
長時間就業ダミー	-0.083	0.928***	-0.054	0.011***	6.3E-06	0.008
所得($t-1$)	-9.2E-05	5.95E-04	-6.5E-05	0.001	0.999	0.001
中学校卒						
[高校卒]						
専門学校・専修学校卒	0.027	0.241	0.064	0.246*	32.389	20.611***
初期大学・高専学校卒	-0.007	0.205	0.036	0.222	27.196	17.018***
大学・大学院卒	0.002	0.226	0.012	0.238	274.831	262.784***
親の年取/夫候補者の年取	-0.022	0.078*	-0.011	0.065*	0.849	0.097
親からの移転ダミー($t-1$)	-0.043	0.170*	-0.024	0.200	0.705	0.238
友人の数($t-1$)	0.000	0.003	0.000	0.003	1.001	0.005
初職(自営業・家従従業員)						
初職(正規就業, 企業規模 500 人以上)	0.078	0.208	0.070	0.221**	2.496	0.819***
初職(正規就業, 企業規模 500 人未満)	0.125	0.237*	0.135	0.201***	3.105	0.838***
[初職(非正規就業)]						
定数項	0.006	0.753	-0.858	0.800		
Number of obs		1013		850		850
Censored obs		182				
Uncensored obs		831				
Number of Groups				441		
Log pseudolikelihood		-11714.27		-232.274		-55.458
Wald chi2		79.66		31.63		89.11
Prob>chi2		0.000		0.000		0.000
Likelihood-ratio test of rho=0: chi^2				3.27		
Prob>=chi^2=				0.035		

注) ***1%, **5%, *10% 水準で統計的に有意。

1. 定数項のみは dy/dx ではなく、Coefficient を記している。
2. 親、子どもの世代別の推計を行うため、ここでは、「親・戦後世代」「子ども・バブル崩壊以降世代」、「CohortB」、「CohortC」などの変数は推計に用いていない。
3. ここでは同居選択関数の表は割愛している。
4. 初職が「自営業・家族従業員」であるサンプルは少ないため、ケース別の推計では割愛している。
5. 本人学歴が「中学校卒」であるサンプルは少ないため、「親の所得 500 万円以上」ケースでは割愛している。

$$\text{Marry}_i^* = \alpha + \beta_1 \text{Trans}_{i-1} + \beta_2 \text{FirstJob} + \beta_3 \text{Longtime}_{i-1} + \beta_4 x_{i-1} + u_{1i} \quad (2)$$

$$u_1 \sim N(0, 1), u_2 \sim N(0, 1), \text{Corr}(u_1, u_2) = \rho \quad (3)$$

ここで被説明変数は次のように定義される。

$$\text{CoResi}_{i-1}^* = \begin{cases} 1 & \text{if } \text{CoResi}_{i-1}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\text{Marry}_i =$$

$$\begin{cases} 1 & \text{if } \text{Marry}_i^* > 0 \ \& \ \text{CoResi}_{i-1}^* > 0 \\ 0 & \text{if } \text{Marry}_i^* \leq 0 \ \& \ \text{CoResi}_{i-1}^* > 0 \end{cases}$$

本論文では、上記のように二段階に分けて、結婚選択に関する推計を行う。またこれ以外に、サンプルを同居未婚者のみに限った、Panel Probit Model, Parametric Survival Model (Weibull 分布)での推計も併せて行った。

ここでは、親の世代と説明変数の交差項による分析を行うことも考慮したが、Ai and Norton(2003)で指摘されているように、非線形モデルに交差項を含めた場合、限界効果の推定が厳密には推定できないことが知られているので、ここでは、ケース別による推計を行った²⁰⁾。推計結果は表5-1、5-2、5-3、5-4に示されている。

サンプルの脱落問題にも注意を払う必要がある。坂本(2006)が指摘しているように、特に結婚や出産などの大きなライフイベント前後は調査回答者の転居による追跡困難、多忙を理由に拒否するケースが多い。これを何の処理も行わずに推計を行った場合、推計にバイアスが生じる恐れがある。脱落による結婚選択関数推計への影響として、分析対象から、結婚したサンプルが一部脱落し、未婚サンプルに偏るという、サンプルセレクション・バイアスが発生しているため、結婚選択に与える影響の効果を過小評価する可能性がある²¹⁾。

本論文では、脱落による推計バイアスを取り除くために、非線形一致推計ができる、Inverse Probability Weighting(IPW)法による調整を行った(Wooldridge 2001, 2003)。IPWを推計するために、調査に回答したら1、回答をしなかったら0とした継続回答ダミーを被説明変数とし、調査初年度における、本人の年齢、都市規模ダミー(13大都市、その他の市=レファレンス、町村)、親との同居、本人学歴(中学校卒、高校卒、専門学校・専修学校卒=レファレンス、短期大学・高専学校卒、大学・大学院卒)、本人

の年収、結婚意欲、正規就業、借り入れ負担感ありを説明変数とした、各年毎にProbit Model推計を行い、継続回答確率を推計している。

7. 推計結果

7.1 同居選択関数

まず、未婚期に親との同居選択関の推計結果を見ると、兄弟姉妹(以下では兄弟と省略)人数は負に有意な結果となり、兄弟が少ないほど親と同居していることが確認された。また親の経済状況による影響をみると、所得の影響は、「500万円未満」では負に、「1,000万円以上」では正に有意と、所得階層が高いほど同居を選択しており、実家が持ち家であるほど同居を選択していることが確認された。親が豊かであるほど同居確率が高くなっている。また、母親が専業主婦である世帯では、同居確率が高くなっていることから、母親からの家事サービスの供給も同居選択に影響している。結婚選択関数の推計結果については以下で説明する。

7.2 結婚選択関数

親からの所得移転 小遣いや仕送りなど親からの所得移転ダミーは、全体サンプルの場合、結婚選択確率に対して負に有意となり、(所得移転がない者と比べて)所得移転があるものの方が結婚を選択する確率が低いことが確認できる(表5-1)。また、ウェイトをかけない推計結果とかけた推計結果の限界効果を比較すると、全体サンプルでは、-0.033(ウェイトなし)、-0.045(ウェイト付)となり、脱落による影響によって、推計に過小バイアスが生じていることが確認された。またその他の推計Modelでも、Panel Probit Modelの限界効果は負に、Survival ModelのHazard率は0より小さくなり、所得移転の結婚選択確率への負の影響がみられた。

世代別による影響の違いみると、所得移転の効果は、親が戦前・戦中世代、子がバブル世代のケースにおいて確認され、親が戦後世代、子がバブル崩壊以降世代では確認できなかった(表5-2、5-3)。これは、前述したように、かつて親から所得移転を受けて、優雅な独身生活を興じるために結婚を回避していたパラサイト・シングル世代から、戦後世代の親とバブル崩壊以後世代の子に移行して、必ずしも未婚同居者が裕福な独身生活を満足するために結婚回避し

ているわけではないことを意味している。

長時間就業 長時間就業による影響は、親が戦後世代であるケース、子がバブル世代、バブル崩壊以降世代において、負に有意である結果が得られた。子どもの世代間で限界効果を比較をした場合、バブル世代では -0.017 、バブル崩壊以降世代では -0.090 と、予想通り長時間就業を結婚選択を抑制する効果がバブル崩壊以後世代に強く現れていることが確認できた。

相対所得比 次に、「乗り換えモデル」を検討するために、父親と夫候補者の所得比が結婚に与える影響についてみたが、全てのケースにおいて、有意な結果が得られなかった。既婚者データから、学歴による同類婚ないし上方婚を仮定して、妻の学歴などの属性を説明変数として、夫の賃金を推計したものを、未婚者の夫候補者の賃金の代理変数として用いたが、小川(2002)が地域別マクロデータで示したような結果は得られなかった²²⁾。

しかし親・子の世代別ではなく、親の所得階層別で見た場合には、親の所得が500万円未満のケースでは正に有意となり(限界効果： 0.024)、500万円以上のケースでは負に有意となる(限界効果： -0.022)結果が得られた。このことから親の所得階層が高いほど、(父親と夫候補者との)相対所得比が高く、結婚選択を回避する「乗り換え理論」が部分的に確認できた。

初職 最後に、初職が結婚選択に与える影響について検証した。初職が「初職：非正規就業」(レファレンスグループ)に比べて、「初職：正規就業、企業規模500人以上、官公庁」、「初職：正規就業、企業規模500人未満」ダミーの限界効果は有意に正になるケースが多かった。つまり、(初職がパート、アルバイトなどであったサンプルに比べて、)初職が正規就業の場合、結婚選択の確率が高まる結果となり、酒井・樋口(2005)、坂本(2006)と同様の結果が得られた。特にバブル世代とバブル崩壊以降世代の「初職：正規就業、企業規模500人以上、官公庁」の限界効果を比較すると、前者は 0.089 、後者は 0.125 となっている。玄田(1997)が論じているように、日本の労働市場では、学卒直後の就職というものが、その後の長い職業生活に多大な影響を与えることが知られている。初職が非正規就業だった場合、その後、正規就業につき

安定した職を得にくくなり、生涯稼得賃金が大幅になることで、親からの独立が難しくなる。それとともに、「出会いの場」とされている職場においても、同じ非正規就業者としか出会えないため、男女とも安定した収入を得られないことから、結婚に至ることが難しくなる。

本節では、結婚選択問題を本人だけの属性のみならず、親からの移転、親と夫候補者の所得比が結婚に与える影響について、さらに親の所得階層別、親子の世代別に分類することで、その親からの影響をより明示的に確認することができた。

親からの移転が結婚選択確率を低下させる効果は、親が戦前・戦中世代、子がバブル世代において確認することができた。この結果は、親から移転される所得をもって贅沢し、結婚に踏み切れなかった「パラサイト・シングル仮説」を支持するものと見ることが可能であるが、1990年代後半から2000年代にかけて、その効果が薄れてきていることが明らかになった。

また、長時間就業は結婚選択確率を低下させているという結果が得られた。特に、1990年代後半から2000年代にかけて、その効果は大きくなっている。1990年における若年層に対する労働時間の増大は、余暇時間の削減を招き、これにより、パートナーと「出会う」機会が低下していることを意味する。仕事格差による影響が結婚確率にまで影響していることも明らかになった²³⁾。

8. おわりに

結婚や出産、離婚などの問題は経済学では中心的な課題として扱われてこなかった。しかし、経済活動の中心には人がおり、人が家族を作り、次世代を生み出すことで歴史が回っていくと考えれば、この問題はもっと関心を引いてしかるべきであろう。

本論文の限られた範囲での分析から観察されたこととしては、第1に、親世代と子世代の間関係は結婚選択に無視できない影響を与えているが、その関係は一定ではなく、それぞれの世代の歴史的経験に依存しているということ。第2に、雇用環境の変化によって、よい就職先を見つけられなかった若者や、逆に正規就業をしても長時間就業を強いられるような職場環境にある若者は、なかなか結婚ができない状況にあること。第3に、親と夫候補者の相対所得で

結婚選択をしているという強い証拠は得られなかったということ、が挙げられる。

本論文で残された課題としては、第1に、本論文ではこの10年で大きく結婚経験確率が落ち込んだ20歳代後半から30歳代の結婚選択行動を分析の対象としており、近年増加している婚前妊娠を契機とした結婚、特に10歳代から20歳代前半の結婚選択行動については、触れることができなかった。

第2に、親の就業状況との関係も大きいと考えられる。北村・坂本(2004)で示したように、親の年齢が就業可能年齢(65~70歳)を過ぎると、様相が変わることが予想される。本人たちの年齢が20歳代で親も現役である時は、家計への資金移転は必ずしも必要ではないが、親が退職し始める頃には、親に代わり、家計を担い、親の世話が必要になってくる。その結果、結婚相手の条件として、自分の親の面倒を見るだけの経済的な余裕が必要となったり、あるいは仕事以外時間において、家庭へ時間を充てなければなくなるなど、結婚選択が難しい状況へと追いやられてしまう。この点に関しては別途分析をする必要がある。

第3に、近年では、子どもへの人的資本投資が、その後の子どもの稼得能力に大きな影響を与え、それがまた子どもの結婚市場の魅力にも影響を与えている分析が行われるようになってきているが(Aiyagari *et al.* (2000), Edlund and Lagerlöf (2004, 2006a,b))²⁴⁾、人的資本を通した結婚への影響についても検証する必要があるだろう。

追加的な観察として次の点も指摘しておきたい。近年、結婚に関する制約が消滅し、個人同士の合意のみで結婚が選択できるような状況になったにもかかわらず、結婚経験率は低下している。これは、いわば、規制緩和が起こっているのに市場メカニズムがなかなか機能せず、効率的な資源配分が起こっていない状況に相当する。では、この原因をどう考えればいいのか。我々は2つの考え方があると思う。第1に、結婚という私的な契約がその他のより公的な契約(例えば、労働契約)に基づく制約の負の効果を吸収しているのではないかということである。すなわち、労働市場の2分化、正規労働者の過剰労働時間と非正規労働者の低賃金と雇用不安によって、いずれのグループに属していても結婚がなかなか容易に行えないような状況

にある。これが、本来は自由な恋愛結婚を促進するはずの機能を阻害しているという考え方である。国際経済学や経済政策で、自由化や規制改革の順序(sequences)が問題になるが、間違った順序で自由化を促進すると、他の市場での規制の影響を受けて本来自由であるべき市場が歪められてしまうという状況が生じることが指摘されているが、それに似たものがあるように思う。第2に、民法学者の中には、民法の流れを「家」制度の破壊の歴史であると捉え、家族は消滅し、独立した個人の緩やかな集合体として社会は機能するようになるのだと考える人もいる。とすれば、結婚に対する障壁がなくなっても、結婚を積極的に行い家族を形成するというインセンティブ自体が低下しているとも考えられる。もちろん、国民の80%以上が結婚し家庭を持っている状況で、家族が消滅するという議論は杞憂にすぎないという議論もあり得る。しかし、少子化対策を中心とした経済政策においても、家や家族のあり方が今後どうなるのかを見定めた上で対応しなければ、見当外れの政策を導入するリスクもあることを十分認識しておく必要がある。

(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・(財)家計経済研究所)

注

* 本論文は21世紀COEプログラム「社会科学の統計分析拠点構築」での成果に基づいている。一橋大学経済研究所定例研究会(2006年10月18日)の参加者より有益なコメントをいただいた。家計経済研究所にはデータの利用を許可していただいたことに対して感謝したい。

1) 例えば、Howard(1904), Goody(1983), Houlbrooke(1984), 江守(1995, 1998), 瀬川(2006)などを参照。

2) 最近の結婚のマッチング問題の数学的アプローチに関してはMortensen(1988), Knuth(1997), Gusfield and Irving(1989), Roth and Sotomayer(1990)などを参照されたい。より経済学に則した研究としてはBurdett and Coles(1997, 1999)などを参照。

3) この分野に関しては例えば、Alesina and Giuliano(2006)が離婚の増加と出生率の低下の関係について論じたり、Peters(1986)は離婚法制が結婚行動に与える影響を分析している。

4) 以下の議論は星野(1998)、大村(2004)、棚村(1998)、水野(1998)を参照している。

5) 戸主が死亡した場合、嫡出男子がいなくときには嫡出女子に先んじて庶子(父親が認知した婚姻外の子)の男子が家督相続人となると決められていた。

6) 大村(2004, p. 17)が論じているように、「家」制度による制約は、家督相続制度を除くと、居所指定権・婚姻同意権などがある程度で、明治民法下でも個人の自由はかなり認められていたと言われている。

7) 法定相続分として(1)子および配偶者が2分の1ずつ相続する。(2)配偶者および直系尊属が相続人であるときは、配偶者が3分の2、直系尊属が3分の1を相続する。(3)配偶者および兄弟姉妹が相続人であるときは、配偶者が4分の3、兄弟姉妹が4分の1を相続する。(4)子、直系尊属または兄弟姉妹が数人あるときは、各自の相続分は相等しいものとする。などの規定がある。一般の相続ではこの法定相続が行われており、遺言に基づく分配は、それが法定相続分を逸脱すればするほど争議のもとになり、家庭裁判所等の判断により遺産を分割することができる。

8) 現在、夫婦別姓選択制、同姓同士の結婚の可否、代理母による子供の親子関係の認定問題など様々な問題が未解決のまま残っている。

9) 結婚相談所やそれに類する機関の紹介によるマッチングも、見合い結婚とは見なされず、恋愛結婚として分類されているのではないかと判断できる。

10) 最近の結婚式事情に関しては石井(2005)、大久保他(2006)、斎藤(2006)を参照。

11) 親との同居率が高いのは日本だけの現象ではない。Manacorda and Moretti(2006)が示しているようにイタリアの18-30歳の若者の82%は同居している。因みに、同じ地中海側のポルトガルは78%、スペインは65%と高く、アメリカの43%、イギリスの53%、フランスの45%と対照的である。Manacorda and Moretti(2006)の実証研究では、親との同居は子供の側からのパラサイト・シングルの要請というより、親が子供をそばに置いておきたいという願望を反映していると結論づけている。

12) Sample Selection in a Probit Model 推計の第1段階目には別居サンプルも含まれている。

13) 労働時間の増大は、余暇時間の減少だけにとどまらない。家計研パネルでは、労働時間が精神状況に与える影響は大きく、労働時間が増加するほど、「睡眠不足」「過労気味」を訴える割合が高くなることが確認されている(週あたり20時間未満:39.39%, 20時間~40時間未満就業:40.56%, 同40時間~60時間未満就業:55.09%, 60時間以上:86.96%)。

14) 小川(2002)では、女性の年齢を20~24歳とした場合、親の年齢階層は50~54歳、夫候補者の年齢階層は25~29歳。同25~29歳とした場合、同55~59歳、同30~34歳。同30~34歳とした場合、同60~64歳、同35~39歳としている。

15) 中学校、高校、専門学校・専修学校(レファレンス)、短期大学・高等学校、大学・大学院。

16) 14大都市(札幌市、仙台市、千葉市、さいたま市、東京都、川崎市、横浜市、名古屋市、京都市、大阪市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市)、その他の市(レファレンス・グループ)、町村。

17) 本人自身が稼働能力を持っていない場合には、稼働能力を保持する相手となかなか巡り合うことができないということである。

18) ここでは、専業主婦家事ダミーとして、回答者が20歳になるまでの間に、母親が一度も働いた経験のない場合は1、そうでない場合は0としたダミーを用いている。

19) なお、このモデルでは、より明示的な識別を行うために、選択方程式で用いる説明変数と行動方程式で用いる説明変数と分けていることを留意されたい。

20) Ai and Norton(2003)では、単純なProbit、

Logit 推計における、正確な交差項の限界効果の算出の仕方は紹介されているが、本論文で扱っているような推計に関して正確な限界効果の算出方法は提示されていない。

21) 詳しくは、坂本(2006)を参照されたい。

22) この結果は、代理変数がデータとして不適切であるために生じたとも考えられる。おそらく、いまだに残る年功序列賃金プロファイルを考慮すれば、父親と夫候補者のフロー所得比で結婚選択をすると考えすることに無理があるとも言える。本来ならば、将来の夫の所得の代理変数としては、現在の所得の推定値ではなく、将来所得の期待値を用いる方が望ましいだろう。

23) 上記の結果は、主にIPW-Sample Selection Modelの推計結果から導いている。世代別に分別した場合、その他のModelの推計結果では、年齢、学歴、初職以外の変数は有意な結果が得られなかった。

24) Ermisch and Francesconi(2002)では、低所得階層出身の女性は低い人的資本の投資しか受けられないため、彼女たちが大人になっても貧しくなる傾向が高く、結婚市場においても比較的魅力的でなくなる傾向がある。こうした環境下にある女性は未婚の母になりやすく、自分自身の子どもへの人的資本も少なくなってしまう、これが繰り返されてしまう点を指摘している。

参考文献

- 江守五夫(1995)『結婚の起源と歴史』社会思想社。
 江守五夫(1998)『婚姻の民俗』吉川弘文館。
 玄田有史(1997)「チャンスは一度」『日本労働研究雑誌』No. 449, pp. 2-12。
 玄田有史(2001)『仕事のなかの曖昧な不安 揺れる若年の現在』中央公論新社。
 星野英一(1998)『民法のすすめ』岩波新書。
 石井研士(2005)『結婚式 幸せを作る儀式』日本放送出版協会。
 岩上真珠(1999)「20代、30代未婚者の親と同居構造——第11回出生動向基本調査独自調査より——」『人口問題研究』第55巻第4号, pp. 1-15。
 岩澤美帆・三田房美(2005)「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』No. 535, pp. 16-28。
 北村行伸・坂本和靖(2004)「優雅なパラサイトシングルが変容」樋口美雄、岩田正美編著『女性たちの平成不況 女性はどう選択し、どう暮らしたか』第3章, pp. 87-115, 日本経済新聞社。
 宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘(1997)『未婚化社会の親子関係 お金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣選書。
 水野紀子(1998)「団体としての家族」『ジュリスト』1998年1月15日合併号, No. 1126, pp. 72-77。
 内閣府編(2003)『平成15年度版 国民生活白書 デフレと生活——若年フリーターの現在』ぎょうせい。
 大久保幸夫・畑谷圭子・大宮冬洋(2006)『30代未婚男』NHK出版生活人新書。
 大村敦志(2004)『家族法 第2版補訂版』有斐閣。
 小川浩(2002)「定年制度と結婚——少子化対策と整合的な賃金雇用制度の提案——」一橋大学経済研究所, PIE Discussion Paper, No. 111。
 リクルート(2005)『ゼクシィ結婚トレンド調査』リクルート社。
 斎藤美奈子(2006)『冠婚葬祭のひみつ』岩波新書。

- 酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後——就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』No. 535, pp. 29-41.
- 坂本和靖(2006)「サンプル脱落に関する分析——『消費生活に関するパネル調査』を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』No. 551, pp. 55-70.
- 瀬川清子(2006)『婚姻覚書』講談社.
- 白波瀬佐和子(2005)『少子高齢社会のみえない格差 ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.
- 棚村政行(1998)「男女の在り方・男と女」『ジュリスト』1998年1月1・15日合併号, No. 1126, pp. 20-28.
- 山田昌弘(1999)『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書.
- 山田昌弘(2004)『パラサイト社会のゆくえ』ちくま新書.
- 湯沢雅彦(2005)『明治の結婚 明治の離婚』角川書店.
- Ai Chunrong and Norton, Edward (2003) "Interaction Terms in Logit and Probit Models," *Economics Letters*, Vol. 80, Issue2, pp. 123-129.
- Aiyagari, S. Rao, Greenwood, Jeremy and Nezih, Guner (2000) "On the State of the Union," *Journal of political Economy*, Vol. 108, No. 2, pp. 213-244.
- Alesina, Albert and Giuliano Paola (2006) "Divorce, Fertility and The Shotgun Marriage," mimeo, Harvard University.
- Becker, S. Gary (1973) "A Theory of Marriage: Part1," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 4, pp. 813-846.
- Becker, S. Gary (1974) "A Theory of Marriage: Part2," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, pp. S11-S26.
- Burdett Ken and Melvyn G. Coles (1997) "Marriage and Class," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp. 141-168.
- Burdett Ken and Melvyn G. Coles (1999) "Long-term Partnership Formation: Marriage and Employment," *The Economic Journal*, Vol. 109, Issue 456, June, pp. F307-F334.
- Easterlin, A. Richard. (1966) "On the Relation of Economic Factors to Recent and Projected Fertility Changes," *Demography*, Vol. 3, No. 1, pp. 131-153.
- Edlund, Lena (2006) "Marriage: Past, Present, Future?" mimeo, Columbia University.
- Edlund, Lena and Korn, Evelyn (2002) "A Theory of Prostitution," *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 1, pp. 181-214.
- Edlund, Lena, Haider, Laila and Pande, Rohini (2005) "Unmarried Parenthood and Redistributive Politics," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, No. 1, pp. 95-119.
- Edlund, Lena and Lagerlöf, Nils-Petter (2004) "Implications of Marriage Institutions for Redistribution and Growth," mimeo, Columbia University.
- Edlund, Lena and Lagerlöf, Nils-Petter (2006a) "Individual vs Parental Consent in Marriage: Implications for Intra-household Resource Allocation and Growth," CEPR Discussion Paper, No. 5474.
- Edlund, Lena and Lagerlöf, Nils-Petter (2006b) "Individual versus Parental Consent in Marriage: Implications for Intra-household Resource Allocation and Growth," *American Economic Review*, Vol. 96, No. 2, pp. 304-307.
- Edlund, Lena and Pande, Rohini (2002) "Why have Women become Left-Wing: The Political Gender Gap and the Decline in Marriage," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 3, pp. 917-961.
- Ermisch, John (2003) *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press.
- Ermisch, John and Francesconi, Marco (2002) "Intergenerational Social Mobility and Assortative Mating in Britain," Institute for the Study of Labor Discussion Paper Series No. 465.
- Gale, David and Shapley, S. Lloyd (1962) "College Admission and the Stability of Marriage," *American Mathematical Monthly*, Vol. 69, No. 1, pp. 9-15.
- Goody, Jack (1983) *The Development of the Family and Marriage in Europe*, Cambridge University Press.
- Gusfield, Dan and Irving, Robert W. (1989) *The Stable Marriage Problem*, The MIT Press.
- Houlbrooke, Ralph A. (1984) *The English Family 1450-1700*, Longman.
- Howard, E. George (1904) *A History of Matrimonial Institutions*, 3 vols., The University of Chicago Press.
- Knuth, Donald E. (1997) *Stable Marriage and Its Relation to Other Combinatorial Problems*, American Mathematical Society.
- Manacorda, Marco and Moretti, Enrico (2006) "Why Do Most Italian Youths Live with Their Parents? Intergenerational Transfers and Household Structure," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 4, No. 4, pp. 800-829.
- Mortensen, Dale, T. (1988) "Matching: Finding a Partner for life or Otherwise," *American Journal of Sociology*, Vol. 94, Supplement, pp. S215-S240.
- Peters, H. Elizabeth (1986) "Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting," *American Economic Review*, Vol. 76, No. 3, pp. 437-454.
- Roth, Alvin and Malinda A. Oliveira Sotomayer (1990) *Two-Sided Matching: A Study in Game-Theoretic Modeling and Analysis*, Cambridge University Press.
- Wooldridge, Jeffery (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- Wooldridge, Jeffery (2003) "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Non-linear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity," Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies in its series CeMMAP working papers, CWP18/02. (<http://cemmap.ifs.org.uk/wps/cwp0218.pdf>)