

男性44%、女性36%であって、調査に協力した大学教師たちは、「うちの学生も4割ですか」と呆然としていたと、教員の態度を記述している。

財) 家族計画協会のホームページには、機関紙「家族と健康」から「いまどきの思春期」として産婦人科医のメッセージがあるが、ここから、家庭でも学校でも男女の交際行動と性の問題がオープンには話し合われていないことが推察される。

「大人である私たちも、もっと正直に性の問題に向き合って語り合うことをしなくては、お互いに理解し合うことができないのではないのでしょうか。目下私の課題は、どこまで自分にそれができるか」((北信母性保護相談所(長野市) 所長 渡邊智子)

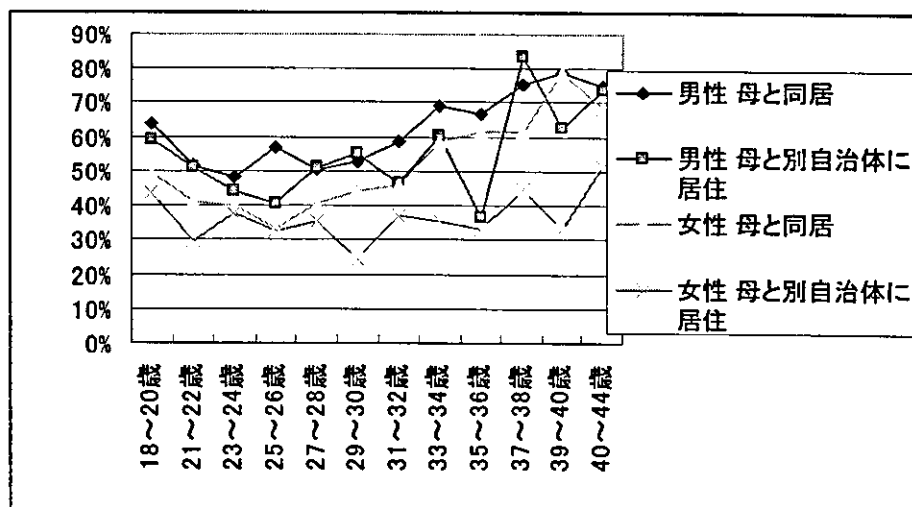
「思春期の小・中・高生の性の問題は、学校教育においてきわめて大事なことでありながら、一方で腰が引けて正面から向き合って話し合うことのできない親たちにも、この問題の一因があるとは思いますが」(医療法人社団憲信会関根産婦人科(東京都練馬区) 関根憲、関根憲治)

4-2 親同居と性交渉

子どもの交際行動への親からの影響を見るために、性交渉の有無と親同居の関係を見ることとした。すなわち母親と同居の場合、母親が別自治体に居住している場合にわけて見ることにした。その他として同じ自治体に居住、同じ敷地内居住、すでに死亡などの選択肢がある。

30歳代後半以降の女性で特に顕著だが、母親と同居しているほど交際相手がいない割合が高まる。男性はさほど差は大きくないものの、ややそうした傾向が見られる。

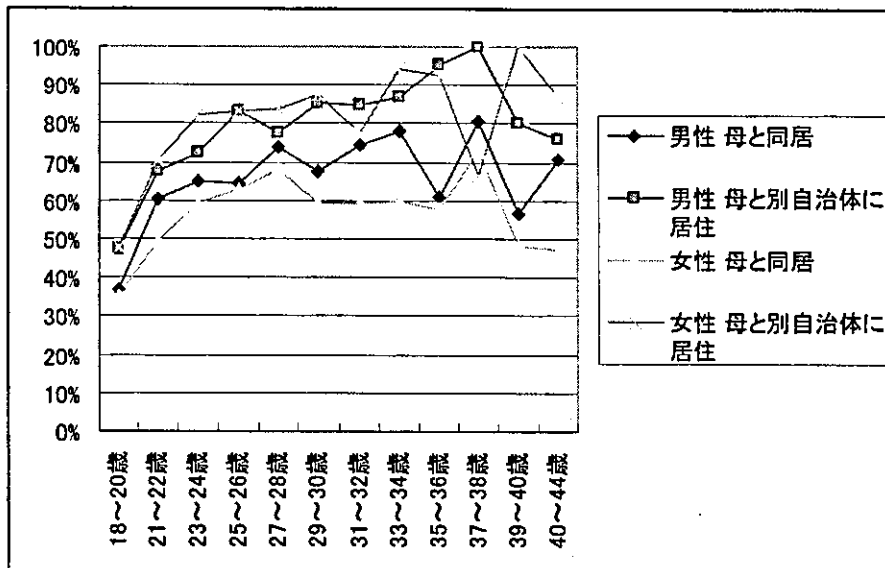
図11 異性との交際がない者の割合



性交経験を見ると、年齢上昇とともに、経験がある者が増えるが、母親と同居している女性は、ほぼ24歳から経験者が増えないのに対して、母親と非同居の場合は、性交経験が高まる。また男性についても、女性ほど顕著な差はないが、やはり親同居の場合、性交経

験が抑制される。なお「結婚前の男女でも愛情があるならば性交渉をもってかまわない」という価値観には賛成者が多いが、母親と同居の場合は、ややこれに賛成しない者が男女とも増える。

図12 性交経験がある者の割合



「結婚前でも男女で愛情があるならば性交渉をもってかまわない」と考える者は、親世代でも年々増えている。たとえば2002年調査によれば、これに賛成、どちらかといえば賛成する妻は、8割弱をしめる。

しかしながら、家族が男女交際を奨励し、そのスキルを家庭内教育として伝達するような文化は依然形成されていないと考えられる。交際行動は、結婚につながるものと親が位置づけ、結婚相手に対して家族が干渉する東アジア文化が根強く残っているのではないかと想像される。

4-3 性交経験の有無、交際相手の有無のプロビット分析

諸変数を考慮した上で、男女交際を活発化させる要因、消極化させる要因について、分析する。性交経験についてみたものが、表2である。親同居、伝統的な規範観、学生であることなどは、性交経験を減らす方向に作用し、解放的性規範を持つこと、仕事を持っていること、女性の場合は低学歴であることが、性交経験を増やすが、男性の場合、短大・専門学校卒が、大卒に比べて性交経験が高い。また結婚相手に求める条件が、女性の場合、相手の容姿に厳しい場合に性交経験は減り、男性の場合、人柄重視ほど、性交経験が増え、学歴や職業重視ほど経験が減っている。また年齢が上がるほど、経験は増える。大都市かそうでないかによる有意な差は見られない。

説明力は比較的高く、「恋愛と結婚は別」といった解放的性規範を持つかどうかによって大きく行動の差がある。また年齢、母親と同居かどうか、仕事を持っているかどうかなどの説明力も高い。

表2 性交経験ありの規定要因

	女性		男性	
	係数	t値	係数	t値
中卒	0.59612 ***	3.36	0.12363	1.11
高卒	0.17025 **	2.30	0.11164 *	1.80
短大卒	0.07779	1.20	0.14067 ***	2.08
年齢	0.26794 ***	8.04	0.23466 ***	8.67
年齢自乗	-0.00407 ***	-7.34	-0.00334 ***	-7.82
居住地域(ベース:非DID)				
DID(10万未満)	-0.00925	-0.04	0.32910	1.19
DID(10-20万未満)	-0.15020	-0.65	0.29152	1.03
DID(20-50万未満)	-0.00109	0.00	0.31689	1.12
DID(50-100万未満)	0.07886	0.35	0.32296	1.15
DID(100-200万未満)	-0.07402	-0.30	0.31209	1.07
DID(200万以上)	0.00347	0.01	0.28117	0.98
準DID	0.07499	0.33	0.22243	0.79
母親と同居	-0.37835 ***	-6.20	-0.28106 ***	-5.16
家族観:伝統的	-0.01234 ***	-3.91	-0.00880 ***	-2.81
個人主義的	0.01045 ***	3.31	0.00266	0.88
解放的性規範	0.05139 ***	17.83	0.04099 ***	15.48
職種(ベース:学生)				
正社員	0.41367 ***	4.71	0.53515 ***	6.69
パート・派遣	0.38955 ***	4.09	0.40166 ***	4.22
自営・家族従業	0.01972	0.12	0.67010 ***	5.27
無業	0.24412 **	2.03	0.13124	1.15
結婚相手の条件:経済力学歴職業	-0.00308	-1.05	-0.01564 ***	-4.80
人柄	0.00370	1.24	0.00849 ***	3.37
容姿	-0.00687 ***	-2.63	0.00000	0.00
定数項	-8.19834 ***	-10.10	-6.60882 ***	-9.22
修正済み決定係数	3005		3432	
サンプル数	0.1719		0.1767	

表3の右2欄は、24-39歳という結婚相手を探す年齢層にあって、恋人、友人がいない者はどのような者かをプロビット分析で見たものである。左2欄は独身者全体(18歳以上)について、プロビット分析を行ったものである。

性交経験(表2)に比べると決定係数は高くない。24-39歳層の結果に注目すると、年齢の効果はなく、学歴の効果もなく、地域差も明確にあるとは思われない。男性の場合は、自分が無職の場合、および母親同居の場合に、恋人も友人もない確率が高い。また結婚相手の条件として、経済力学歴職業を重視する場合ほどそうであり、人柄を重視する場合に低い。これは条件が厳しいために交際しないのか、交際しないから、夢のような条件を考えるのかは定かではない。女性の場合は、結婚相手の条件として容姿を重視する場合ほど、恋人や友人を持たない確率は高く、解放的な性規範を持つ場合に低い。

表3 恋人、友人等の交際相手がいない者のプロビット分析

	女性		男性		女性(24-39歳)		男性(24-39歳)	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
中卒	-0.01915	-0.12	-0.04202	-0.41	-0.23810	-1.00	-0.18670	-1.29
高卒	0.07119	1.04	0.08375	1.5	0.06185	0.66	0.01551	0.21
短大卒	-0.01530	-0.25	0.10116	1.64	0.00444	0.05	0.00094	0.01
年齢	-0.08926 ***	-2.81	-0.07901 ***	-3.07	-0.15391	-1.25	-0.13688	-1.24
年齢自乗	0.00182 ***	3.43	0.00162 ***	3.96	0.00330	1.62	0.00299	1.64
居住地域(ベース:非DID)								
DID(10万未満)	0.08893	1.11	0.06073	0.77	0.02025	0.18	-0.01769	-0.16
DID(10-20万未満)	-0.16293 ***	-2.04	-0.03792	-0.5	-0.18878 *	-1.70	-0.03927	-0.37
DID(20-50万未満)	-0.02847	-0.39	0.01882	0.28	-0.16782	-1.63	0.00909	0.10
DID(50-100万未満)	-0.09528	-0.88	0.12429	1.25	-0.09414	-0.61	0.24589 *	1.76
DID(100-200万未満)	0.01745	0.19	0.01671	0.19	0.11120	0.87	0.03151	0.25
DID(200万以上)	-0.15075 **	-1.93	0.10106	1.42	-0.15389	-1.40	-0.08535	-0.85
準DID	-0.35485	-1.56	-0.40243	-1.51	-0.41419	-1.10	-0.23532	-0.51
母親と同居	0.08353	1.51	0.08737 *	1.8	0.03098	0.40	0.18498 ***	2.74
家族観:伝統的	-0.00005	-0.02	-0.00249	-0.89	0.00111	0.27	-0.00272	-0.70
個人主義的	-0.01201 ***	-4.07	0.00245	0.89	-0.00766 *	-1.83	0.00641 *	1.69
解放的性規範	-0.02041 ***	-7.98	-0.01266 ***	-5.33	-0.02095 ***	-5.50	-0.00528	-1.64
職種(ベース:学生)								
正社員	-0.21382 ***	-2.58	-0.39461 ***	-5.22	0.26579	0.92	-0.20062	-1.09
パート・派遣	-0.13969	-1.55	-0.31168 ***	-3.48	0.32021	1.08	-0.05364	-0.27
自営・家族従業	0.07705	0.49	-0.30253 ***	-2.68	0.50668	1.54	-0.10293	-0.49
無業	0.00574	0.05	0.17940	1.58	0.55277 *	1.80	0.39104 *	1.78
結婚相手の条件:経済力学歴職業	0.00603 **	2.19	0.01551 ***	5.08	0.00552	1.41	0.01460 ***	3.31
人柄	-0.00124	-0.44	-0.00955 ***	-4.06	0.00011	0.03	-0.00767 ***	-2.29
容姿	0.00998 ***	4.06	0.00243	0.95	0.00964 ***	2.76	0.00157	0.44
定数項	2.66779 ***	3.68	1.65989 ***	2.68	2.34319	1.14	0.86901	0.48
修正済み決定係数	0.0461		0.0507		0.05		0.0418	
サンプル数	3005		3432		1555		1742	

18歳以上(独身者サンプル)全体で見ると、学生よりは仕事を持った方が、また年齢が上昇する方が、交際相手が増えることがわかる。仕事については、女性は「正社員」の方が交際する相手に会いやすいが、パート・アルバイトや無業は、学生と有意な差がない。これは正社員の方が、会社という場を通じて、安定した生活を保障できる男性に会いやすいからかもしれない。また解放的な性規範を持つことも交際を活発化させる。また結婚相手に求める条件が容姿や経済力職業といった面で厳しいほど、交際相手は持たない。

5. 考察

男性については、年齢が上がると、結婚意志はあるものの、異性とのつきあい行動がない男性が未婚者に増えていく。また相手の容姿や人柄等に対する期待は下がっていくものの、自分よりかなり年下の女性を相手に求める傾向がある。一方、女性については、30歳代に入ると、異性とのつきあい行動が下がるとともに、理想の相手がいない限り結婚しないと考える者が増えていく。

かつて日本社会では、結婚意志があるが相手のいない独身者がいれば、周囲が「つりあいのとれる」(おそらく学歴や職業、出身家庭等の「結婚条件」面で)相手探しをする慣行があった。そこで独身者が自ら交際を申し込まなくとも、それ以上に条件を限定しなければ、結婚にいたる可能性は高かったと考えられる。こうした社会では、交際行動が活発な男女よりは、「真面目」な男女が好まれたのであり、特に娘については、家族は「嫁入り前」の娘の結婚条件を上げるためにも男女交際を制限したと考えられる。

しかし周囲の「世話焼き」行動がなくなることを前提とすると、男女は若いうちから、相手探しを自分で行い、交際する術を身につけることが結婚に向かうためのスキルともな

る。ところが、紹介、見合い文化がすたれたにもかかわらず、男女交際を必ずしも奨励しない文化は暗黙に親や社会に残っているのではないだろうか。実際に親同居の独身者ほど、性交渉だけでなく、「交際相手がいるか」という点で見ても男女交際は不活発であり、また先行研究からは、男女交際をどう子どもに教えるのか、親の戸惑いが見受けられる。調査を追うごとに交際相手のいない独身者が増えているが、これは、男女交際文化が形成されない一方で、相手がいなくても結婚意志のある男女に対する、見合い、会社の上司や親族の世話焼き行動が減少したためではないだろうか。

「世話焼き」が復活すれば結婚が回復するかといえばこれについては必ずしもそうともいえないかもしれない。金子(2004)は、独身者意識を分析し、結婚の魅力が低下した結果、「結婚できない」から「結婚しない」に移ってきているとしている。具体的には2002年の『出生動向基本調査 独身者票』を、過去10年分の調査と比較し、男性20歳代後半以上では結婚しない理由として、結婚の「必要性を感じない」が上昇し、女性は「仕事や学業に打ち込みたい」と、結婚に代替する活動への意欲が上昇していること、その一方「適当な相手にめぐり合わない」を理由として挙げる者が減少していることから、結婚することへの切迫感が薄れているとしている。

男女交際が家庭内で推進される文化が形成されないとすれば、男女交際の仲介産業の拡大が必要とされているのかもしれない。ただしこれまで商業的な仲介が広く受け入れられてきたわけではなかった。となると、知り合いの紹介、同窓会の紹介、といった新しい紹介システムの定着が必要なのかもしれない。しかしそれ以上に、婚前交渉が女性で6割、男性で7割、初交相手は「恋人・友人」が8割近くと、性交渉の面では男女交際が活発になっている。しかしその一方で、交際相手なしが、独身男女29-30歳で4割から6割であることを考えると、男女が継続的に交際し、交際を通じてパートナーを探すことを教える家庭教育が必要となっているのであるだろう。

もっとも「欧米型」のデート文化をモデルとしてそれが日本で受容されるのかは定かではない。たとえば欧米型デート文化では、親にオープンに交際相手を紹介すること、特定の相手が決まらないうちは、複数の相手と交際することなどが奨励されるが、日本では親に黙って(隠れて)の交際が少なくなく、また複数の相手とのデートは、文化的に承認されないかもしれない。阿藤のいう「結婚の自由市場化」にあって、どうパートナーと出会い、好ましいパートナーを選択するスキルを子どもに身につけさせるのか、それをどう暗黙にある伝統文化の上に作り上げるかは、非婚化が進む子どもの親世代が新たに面している課題といえよう。

<参考文献リスト>

- 阿藤誠「未婚女性の伝統的家族意識－シングル化との関連で」毎日新聞社人口問題調査会編『「家族」の未来－ジェンダーを超えて－毎日新聞社・第12回全国家族計画世論調査』エヌ・エフ・シー
- 岩澤美帆(1999)「1990年代における女子のパートナーシップ変容：‘婚姻同居型’から‘非婚費同居型’へ」第55巻第2号
- 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』2005年1月号(No. 535)

(財) 家族計画協会 機関紙『家族と健康』シリーズ いまどきの思春期

<http://www.jfpa.or.jp/02-kikanshi1/shisyunki17.html>

金子隆一 (2004) 「なぜ結婚しないのか」『平成 14 年第 12 回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) 第Ⅱ報告書: わが国独身層の結婚観と家族観』国立社会保障人口問題研究所

金子隆一・三田房美(2004) 「夫婦の結婚過程」『平成 14 年第 12 回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) 第Ⅰ報告書: わが国夫婦の結婚過程と出生力』国立社会保障人口問題研究所

厚生労働省児童家庭局母子保健課『生涯を通じた女性の健康施策に関する研究会報告書』平成 11 年 7 月。 http://www1.mhlw.go.jp/houdou/1107/h0721-2_18/h0721-2.html

三田房美 (2004) 「異性との交際」『平成 14 年第 12 回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) 第Ⅱ報告書: わが国独身層の結婚観と家族観』国立社会保障人口問題研究所

(財) 日本性教育協会『「若年の性」白書—第 5 回青少年の性行動全国調査報告』小学館

深谷昌志監修(2004) 「高校生の「つきあい」事情」『モノグラフ・高校生 Vol.72』ベネッセ未来研究センター

深谷昌志監修(2004) 「高校生の親子関係」『モノグラフ・高校生'90 Vol.30』ベネッセ未来研究センター

我妻堯 (1998) 「未婚女性の性行動、女性の避妊・中絶の変化」毎日新聞社人口問題調査会編『「家族」の未来—ジェンダーを超えて—毎日新聞社・第 12 回全国家族計画世論調査』エヌ・エフ・シー

3. 若年就業と親との同別居

大石 亜希子

1. はじめに

親と同居する成人未婚子の存在は、1990年代半ば以降、社会学者をはじめとして多くの研究者の関心を集めてきた（宮本ほか 1997、山田 1999）。2002年に実施された国立社会保障・人口問題研究所の『第12回出生動向基本調査（独身者調査）』（以下、NFS12S）によると、18～34歳の未婚者のうち、男性の69.5%、女性の76.4%が親と同居している。10年前（1992年）と比較すると、女性についてはほとんど変化がないものの、男性では同居率の上昇が顕著である（表1）。これを少子化との関連からみると、親と同居する未婚者は晩婚の傾向があることは多くの研究で指摘されており（北村 2002, Raymo 2003）、同居率が高まることで晩婚化が一層進み、統計開始以来の低水準にある日本の合計特殊出生率がさらに低下するのではないかと懸念されている。

このように親子同居が増加した背景として、本稿では従来の研究で指摘されてきた社会学的な要因のほかに、若年労働市場の悪化に注目する。1990年代初頭のパブル崩壊以降、企業の新卒採用は大幅に抑制され、完全失業率は1990年には2.1%であったものが2002年には5.4%に達した。失業率の上昇は若年層で著しく、15～19歳の完全失業率は同期間に6.6%から12.8%へ、20～24歳の場合も3.7%から9.3%まで上昇している。就業形態も変化している。前述のNFS12Sでは、未婚男女のうち正規職員として就業する者の割合は5年前より低下し、代わってパートやアルバイトなどの非正規雇用者や無職者が増加している。正規職員と非正規職員の賃金格差が大きい日本の現状では、正規の仕事に就かないで親元から独立することは困難と考えられる。

若年層の就業と親子同居あるいは離家（nest-leaving）の関係については、海外では多くの研究が蓄積されている。その嚆矢であるMcElroy（1985）は、米国の若年男性を対象として就業と同別居を同時決定の枠組みで分析し、若者にとって親との同居が失業保険の役割を果たしていると指摘している。また、若年層の高賃金や就業機会の豊富さが同居率を引き下げる効果をもつことは、Whittington and Peters（1996）、Card and Lemieux（2000）が明らかにしている。さらに Martinez-Granado and Ruiz-Castillo（2002）は、McElroy（1985）の枠組みを発展させ、就業・別居・進学という3つの選択を同時推定し、低失業率が若者の就業を促進し、就業が親との別居を促すことをスペインのデータで示している。

一方、日本においては、親子同居の問題は家族社会学や人口学の視点から、若年就業の問題は労働経済学の視点から、それぞれ分析されてきたものの、両者の関係に注目した枠組みで実証分析を行ったものはほとんど見あたらない。しかしながら、若年労働市場の悪化が若年層の就業選択や家族形態、ひいては結婚行動にも影響を与えているとすれば、少子化が進む日本社会にとって大きな問題である。

本稿の目的は、若年層の就業行動と親との同別居について、雇用情勢が与える影響を明らかにすることを通じて政策対応のあり方を探ることにある。本稿の構成は以下の通りで

ある。II.では NFS12S から観察される若年層の雇用情勢の実情を主に卒業年次・学歴別に把握する。III.では学卒直後の就業状態に注目し、学卒直後に正規職員として就業する確率と雇用情勢や学歴などとの関係を明らかにする。IV.では現在の就業状態に注目し、学卒時の雇用情勢が現在の就業形態にどのように影響しているのかを分析する。V.では親との同別居に就業形態やその他の要因が与える影響を把握する。VI.では分析結果のまとめと政策的インプリケーションの考察を行う。

II. 若年層の就業動向

本稿で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2002年に実施した『第12回出生動向基本調査（独身者調査）』（NFS12S）の個票である。NFS12Sは、全国の1048調査地区（2000年の国勢調査区から層化無作為抽出）の中から系統抽出法によって選ばれた600地区に居住する18歳以上50歳未満の独身者すべてを対象とした標本調査である。本稿ではそのうち18～34歳の未婚男女を対象に分析を行う。

はじめに、未婚者の就業状況を前回調査（『第11回出生動向基本調査（独身者調査）』、1997年実施）と比較してみよう。過去5年間に、男女とも「正規の職員」が減少する一方で、「パート・アルバイト」、「無職・家事」が増加している（図1）。とくに未婚男性のうち「正規の職員」として働く者の割合は、前回調査の58%から今回調査では47%まで低下し、未婚女性に占める正規就業者の割合（49%）を下回る状況になっている。

以上は「（調査時点）現在」における就業状況の推移をみたものであるが、これとは別に、NFS12Sでは「学校を卒業した直後」の就業状況も調査している。図2は、学卒直後における正規就業者の割合を、卒業年次・学歴別に示したものである¹。調査対象が未婚者に限られているため、卒業年次が古い（したがって年齢が高い）ほど、未婚という属性が特定のバイアスをかけている可能性はあり、注意しなければならない。しかし、平均初婚年齢が男性で28.5歳（2002年）、女性で26.8歳（同）に達する状況では、少なくとも1990年代半ば以降に学校を卒業した者（その大半が調査時点で30歳未満）については、代表性を確保しているものと考えられる。

グラフで示されるように、男女ともに1990年代半ば以降、学卒直後の正規就業比率は大幅に低下している。大卒以上の学歴でも、正規就業比率は5割をやや上回る程度であり、高卒では4割前後まで落ち込んでいる。文部科学省『学校基本調査』でも、大卒就職率は1991年の81.3%から2002年には56.9%まで低下しており、同じ趨勢を示している。

III. 学卒直後の正規就業決定要因・再考

そこでまず、学卒直後の就業状態——とくに正規の職員としての就業——に雇用情勢が及ぼす影響を分析する。先行研究である黒澤・玄田(2001)、Genda and Kurosawa (2001)は、1990年代以降の失業率上昇が新規学卒者の非正社員化や就業マッチングの悪化と転職

¹ なお、現在在学中（休学等を含む）の者や卒業年次が不詳の者は除いている。また、学歴は「あなたが卒業した学校は」という質問への回答から把握しているので、卒業年次が不詳の者を除いているとはいえ、厳密には中退者を識別できない。

活動の活発化を促したことを明らかにしている。ただしこれらの研究は 1997 年のデータに基づいており、それ以降に一層悪化した雇用情勢の影響を把握できていない。本稿が使用する NFS12S は 2002 年 6 月に実施されているため、より最近の動向が反映されている。

分析対象は、NFS12S の調査対象である 18～34 歳の未婚男女のうち在学中（休学等を含む）の者や卒業年次が不詳の者を除く男性 2262 人、女性 2306 人の合計 4568 人である。これらのサンプルについて、学校を卒業した直後に正規の職員であったかどうかを示すダミー変数を被説明変数とし、学歴や労働市場の需給を示す指標、そしてトレンド項を説明変数とするモデルを Probit で推定する。結果は表 2 にまとめてある。

先行研究である Genda and Kurosawa (2001) の分析では、①男性は女性よりも正社員として就業する確率が高く、②男性の大学・大学院卒業者は他の学歴と比べて正社員になる確率が高い半面、女性についてはこうした傾向はみられない、③卒業・中退する前年度の完全失業率が高いほど正社員になる確率は有意に低い、④トレンドとして正社員就業確率は低下している、⑤とくに大卒女性の正社員就業確率は失業率が上昇すると大幅に低下する——ことが示されている。

これと比較して、本研究の推定結果では以下のような傾向が観察される。

第 1 に、正規就業確率における男女差は有意には観察されない。男女計の推定における女性ダミーの係数は有意でなく、男女別の推定結果に基づき構造変化テストを行った場合も、男女間で係数が等しいという帰無仮説を 5% 水準では棄却しない。

第 2 に、最終学歴別では、高卒と比較して専修学校や短大・高専、大学以上の学歴を持つ者は、10～16% 程度正規就業確率が高い。しかしながら高卒以上における学歴間の差は小さく、とくに専修学校と大学とでは、男女とも正規就業確率に及ぼす効果に大きな違いはない。正規就業確率を引き上げる効果が最も高いのは、女性の短大・高専卒である。なお、最終学歴が中学校の場合、男女とも正規就業確率は大幅に低くなる。

第 3 に、卒業する前年の失業率が高い場合、学卒時の正規就業確率は有意に低くなる²。失業率が 1% ポイント上昇すると、正規就業確率は男性で 6.4% ポイント、女性で 4.6% ポイント（ただし女性の場合、有意度は低い）低下する。過去 10 年間に失業率は 3% ポイント程度上昇しているので、雇用情勢の効果だけで正規就業確率は 18% ポイント程度も低下したことになる。

第 4 に、卒業年次が新しくなるほど正規就業確率は有意に低下するが、この低下傾向は女性にのみ観察される。すなわち、学歴や労働市場の状況をコントロールした上でも、新卒女性が正規の職員として就職することが年々困難になっていることを示している。

最後に、先行研究（黒澤・玄田 2001, Genda and Kurosawa 2001）との比較のため、推定対象を①1997 年以前卒業者、②1997 年以前卒業者で学卒直後に雇用就業（パート、アルバイトを含む）していた者に限定して推定を行った。結果は表 2 の下部にまとめてある。両者の研究で使用された『若年者就業実態調査』は、1997 年 10 月に実施されており、

² なお、失業率を雇用情勢の指標として使用すると潜在的に内生性の問題が生じうることは Genda and Kurosawa (2001) で指摘されている。雇用情勢が悪い時期に卒業を控えた学生は、就職よりも進学を選択したり、留年したりして社会に出るタイミングをずらす可能性がある。その場合、雇用情勢と学歴は同時決定になるため、推定結果にはバイアスが含まれる可能性がある。そこで彼らの研究と同様に有効求人倍率（新規学卒者は除かれている）を用いて再推定を行ったが、結果は上記とほぼ同じであった。

未婚・既婚を問わず30歳未満の若年者を対象としている。また、『若年者就業実態調査』は、民営事業所の就業者を対象としており、無業者や自営業者を含んでいない。一方、本稿のサンプルは未婚者に限られるものの、無業者や自営業者などが含まれている。厳密な比較を行うためには、1997年時点での雇用就業者にサンプルを限定すべきであるが、NFS12Sではそうした情報が入手できない。そこで2通りの方法で比較を行う。①のサンプルでは、1998年以降の影響が除去されているだけで、1997年時点での無業者や失業者もサンプルに含まれている。②のサンプルでは、学卒直後から1997年までの期間が比較的多く含まれるため、無業者や失業者をかなりの程度除外している³。

①のサンプルによる推定結果では、失業率が有意でなく、女性の短大・高専卒ダミーはいぜんとして有意であるもの大卒以上ダミーが有意でなくなる。したがって、女性の正規就業機会の拡大に大卒以上の学歴が効果を持たないという状況は、近年改善されてきているようである。一方、②のサンプルによる推定結果では、失業率は有意でないものの、女性の正規就業確率は男性よりも有意に低く、高学歴になるほど正規就業確率が有意に高くなる効果が男性だけに観察され、卒業年次が新しくなるほど正規就業確率が男女ともに有意に低下するなど、先行研究と同じ傾向が観察された。したがって、無業者や失業者を含むというNFS12Sの特長が、先行研究との違いを生んでいる主な要因であると考えられる。

IV. 若年層の就業形態と雇用情勢

つぎに、学卒時の雇用情勢が現在の就業形態にどのように関わっているかを分析する。ここでは就業形態を「正規の職員」、「パート・アルバイト」、「派遣・嘱託」、「自営業（家族従業者を含む）・内職」、「無職・家事」の5種類に分類する（在学者は除外）。使用するサンプルは、前節の分析対象としたもののうち、現在の就業形態が不詳の者や次節の分析に必要な情報（親の所得水準等）に欠値がある者を除く3685人である。被説明変数を就業形態（基準は「正規の職員」とし、説明変数には卒業前年の失業率、性別、最終学歴、居住地域が人口集中地区か否かを使用して、multinomial logit modelを推定した。

推定結果と各説明変数の限界効果は表3に示す通りである。まず、卒業前年の失業率は「パート・アルバイト」として就業する確率や「無職・家事」となる確率を有意に引き上げる効果を持っている。失業率が1%ポイント上昇することにより、「パート・アルバイト」となる確率は1.9%ポイント、「無職・家事」となる確率は2.7%ポイント、それぞれ上昇する。近年の若年層における非正規就業や無業者の増加には、学卒時の雇用情勢が明らかに影響している。

他の変数の効果についてみると、女性は男性よりも「パート・アルバイト」、「派遣・嘱託」などの非正規職、あるいは「無職・家事」になる確率が高い。年齢の効果は「自営業・内職」を除きあまり有意でない。ただしこれは古いコーホートほど自営業者の割合が高いことを反映しているだけかもしれない。学歴の影響は大きく、とくに最終学歴が中学校で

³ NFS12Sの対象は未婚者であるため、学卒直後から1997年までの期間が短いサンプルのほうが長いサンプルよりも多い。また、1997年まではそれ以降と比較して就職率も高かったため、学卒直後に無業者であるサンプルも少ない。

ある場合、「無職・家事」となる確率は高卒者よりも19%近く、「パート・アルバイト」となる確率も9%程度上昇する。反対に高学歴であるほど「正規の職員」として就業している確率が高い。人口集中地区に居住している場合には非正規就業確率が上昇するが、これは大都市ほど非正規就業の機会が豊富であることを示している可能性もある。

なお、multinomial logit model の特定化に誤りがなく、すなわち IIA の仮定 (independence from irrelevant alternatives property) が成立しているかどうかを検定するために、5つの選択肢の中から1つを除外した制約付きモデルでの推計結果 ($\hat{\beta}_R$)

と、5 選択肢を持つフルモデルでの推計結果 ($\hat{\beta}_F$) とを比較した (Hausman and McFadden(1984))。

Hausman 検定量は、

$$H_{IIA} = (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)' [\text{Var}(\hat{\beta}_R) - \text{Var}(\hat{\beta}_F)]^{-1} (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)$$

であり、これは IIA が成立するという帰無仮説のもとでは、 $\hat{\beta}_R$ の行数と同じ数の自由度のカイ二乗分布に従う。検定の結果、いずれの選択肢についても統計量は有意水準を満たさず、IIA が成立しているという帰無仮説は棄却されなかった。

V. 若年層の就業形態と親との同別居

ここまでで、雇用情勢が学卒時に正規の職員となる確率や現在の就業形態に影響を及ぼしていることが明らかになった。この節では、若年層の就業形態と親との同別居について、両者の関係を分析する。

親と同居する成人未婚子の存在に注目する、いわゆる「パラサイト・シングル仮説」が提示されたのは1990年代後半のことであった(山田 1999)。しかしながら Raymo(2003) が指摘しているように、1975年と1995年の2時点における未婚者の同居率にはほとんど差はない。実際に『出生動向基本調査』で親子同居率の上昇が明瞭に観察されるようになったのは、最近5年間のことである。親子同居を促進する要因として、従来の社会学的分析で指摘されてきたものは、親の所得水準の上昇、きょうだい数の減少、都市化、女性の高学歴化と所得水準の上昇などであるが、これらの要因だけで最近の同居率の上昇を説明することは難しい。

本稿で注目するのは、1990年代以降の雇用情勢の悪化である。とくに前節までで示したような雇用情勢悪化による正規就業機会の減少が、若者の経済的自立を困難にし、同居率の上昇をもたらしている可能性を検討する。本稿の冒頭で述べたように、海外では若年就業と親子同居の関係に注目した分析が行われているが、日本ではこうした分析はほとんどない。同別居決定式の説明変数に若年層の就業形態を含めた分析例もあるが、非正規雇用のほうが同居する確率が高いという研究 (Kitamura 2002) がある一方で、失業者は有意に親と同居する確率が高い半面、フルタイム雇用者とパートタイム雇用者の間には有意

な差はないという研究（高田 2004）もあり、結論は一致していない⁴。高田(2004)では、同別居決定式の説明変数に有効求人倍率も含まれており、労働需給が逼迫していると別居が促進されると述べている。

若年就業と同別居の同時決定関係を厳密に計量経済学的に分析するのであれば、McElroy (1985)や Martinez-Granado and Ruiz-Castillo (2002)のように連立モデルで推定を行うことが本来望ましい。本稿のように5種類の就業形態を想定しているときは、就業形態選択の multinomial logit model と同別居選択の probit model を同時推定すべきである⁵。しかしながら、表 3 で示したように就業形態選択式の擬似決定係数は 0.046 にとどまっており、もともとの式の適合度が低い状況で同時推定を行うことには困難が伴う。この節では就業形態選択が同別居決定と独立である場合と同様にして同別居決定式の推定のみを行うこととする。

説明変数には、現在の就業形態のほか、従来の社会学的研究で指摘されてきた要因——年齢、性別、最終学歴、DID か否か、親の所得水準⁶（対数）、きょうだい関係を示す変数（跡継ぎか否か）——を含めている。さらに、結婚を視野に入れている場合や交際している異性がいる場合には、親との別居指向も強いと予想されるため、「いずれ結婚するつもり」であることを示すダミー変数と「恋人として交際している異性がいる」ことを示すダミー変数を含めている。なお、「跡継ぎ」とは、男性の場合には長男であること、女性の場合には兄弟のいない長女であることを意味している⁷。要約統計量は表 4 に示す通りである。

表 5 は推定結果と各変数の限界効果を男女別に示している。はじめに、注目される就業形態の影響についてみると、「正規の職員」と比較して、「パート・アルバイト」である場合は親と同居する確率が男性で 6.8%ポイント、女性で 5.6%ポイント、それぞれ有意に高まる。「無職・家事」の場合にはさらに同居確率が高く、男性で 10.5%ポイント、女性で 7.4%ポイント高い。雇用情勢の悪化から若年層の正規就業が困難になり、非正規職や無業者になる確率が高まったことが、同居率の上昇の背景にあると考えられる。

そのほかの説明変数の影響は、既存研究と整合的である。女性は親と同居する確率が男性よりも 3%ポイント高く、年齢が 1 歳上がると同居確率は 0.7%ポイント低下する。高卒以上の学歴では、高学歴であるほど親と別居する傾向が強い。これは高学歴者ほどプライバシーを重視することを意味している可能性もあるが、中卒者も親と別居する傾向が強いことから、学歴による所得水準の差や就業機会の差（大卒者などが親元から離れたところで就職する可能性）をとらえているとも考えられる。同じ大卒以上の学歴でも、男性は女性よりも別居する傾向が強い。人口集中地区に居住する場合は親と同居する確率が 10%ポイント以上低くなる。都市部では家賃が高いにもかかわらず、別居傾向が観察されるのは、子のほうが親元を離れて人口集中地区に移動しているためとも考えられる。

親の所得が高い場合、同居する確率は高くなる。ただし有意水準は 10%を満たす程度で、

4 データはいずれも（財）家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票であり、対象は女性に限定されている。

5 Oishi and Oshio (2004)は、夫方と妻方どちらの親と同居するかをテーマとして、妻の就業決定 probit と同別居決定 multinomial probit（夫方同居・妻方同居・別居の 3 択）の同時推定をしている。

6 調査前年の年収である。父母健在の場合には、父母それぞれの年収を合計している。

7 既婚者を対象に親との同別居選択を分析した Oishi and Oshio (2004) では、跡継ぎであることが同居の重要な決定要因であることが示されている。

女性の場合には全く有意ではない。親の利他心が未婚女性の同別居行動に及ぼす影響を検討した高田(2004)においても、親の所得の効果は有意でなく、本稿はそれと整合的である。海外の実証研究をみると、親の所得が高いほど同居する確率は低下するというもの(Rosenzweig and Wolpin 1993)と、逆のものがある。英国のパネルデータで世帯動態を分析した Ermisch (1999)では、親が高所得であることは、子供が一人住まいをしたり友人等と共同生活をスタートさせたりする確率を低下させる半面、進学のために別居する確率は大幅に上昇させるなど、複雑な影響を及ぼすことが示されており、本稿のように一時点のデータで同別居状況を分析する枠組みでは、そうした影響をとらえきれていない可能性がある。

跡継ぎである場合には、同居する確率が4~5%ポイントほど高くなるのは、既存研究と整合的である。少子化の進行とともに長男長女が増加すると同居率が上昇することが示唆される。「いずれ結婚するつもり」である場合や「恋人がいる」場合は、親と別居する確率が有意に高く、それぞれ7.2%ポイントと8.7%ポイント、同居確率を引き下げている⁸。

VI. 結語

本稿では、若年就業と親との同別居の関係について、雇用情勢が及ぼす影響に注目して分析を行った。NFS12Sの個票を使用した実証分析の結果では、失業率の悪化が若年層の就業形態に大きな影響を及ぼしており、それが同別居行動をも左右していることが明らかになった。

本稿で得られた主要な発見をまとめると、以下のようになる。第1に、失業率の悪化は学卒時に正規の職員として就業する確率を有意に引き下げている。先行研究は分析対象に無業者を含んでいなかったが、NFS12Sに基づきサンプルに無業者を含めて実証分析を行っても、雇用情勢と若年層の就業機会の悪化との間に有意な関係が観察される。第2に、失業率が高い時期に学校を卒業した者は、その後においてもパート・アルバイトなどの非正規雇用や無業者となる確率が高い。「フリーター化」と言われるような若年層における非正規雇用や無業者の増加には、学卒期の雇用情勢が有意に影響している。第3に、非正規雇用者や無業者となっている未婚男女は、親と同居する確率が有意に高い。近年における同居率の上昇の背景には、雇用情勢の悪化から正規就業機会が減少したことがあると考えられる。第4に、学歴や学卒時の雇用情勢をコントロールした上でも、女性が正規就業することは年々困難になってきており、また、未婚女性は未婚男性よりも非正規雇用につく確率が高い。第5に、学歴が就業機会を制約する傾向が、とくに中卒で強く見られる。中卒者が学卒直後に正規の職員として就業する確率は大卒以上の学歴を持つ者の半分以下であり、その後の就業形態においても、無業であったり、パートやアルバイトなどの非正規雇用についていたりする傾向にある。

若年層の就業状況を改善するために必要な政策対応については、玄田(2004)など多くの文献で詳しく述べられているので、ここでは繰り返さない。本稿では、少子化との関連で

⁸ 岩上(1999)では本稿と逆に同別居状態が恋人の有無に及ぼす影響を分析している。それによると、別居している未婚者のほうが恋人がいる確率が高い。

政策的インプリケーションを考察したい。本研究の実証分析からは、雇用情勢の悪化が若年層の非正規雇用や無業化を招き、それが親との同居に関連していることが分かった。近年の研究成果では、親と同居する未婚者は晩婚の傾向があることや（北村 2002, Raymo 2003）、20 代にフリーター経験のある女性は正社員経験のある女性よりもその後の有配偶率が低いこと（樋口・太田ほか 2004）が明らかにされている。本稿の分析でも、結婚意欲がある場合や恋人がいる場合には、同居率が低いことが確認されている。これらを考え合わせると、若年層の就業環境が改善されない場合、非正規雇用や無業の増加、同居率上昇を通じて晩婚化が加速され、さらに出生率が低下する可能性が高い。若年就業は、単なる労働政策の問題ではなく、人口など社会全般に関わる問題であるということが認識されるべきである。

今日、次世代育成支援の観点から子育てについては育児と就業の両立支援策を中心に多くの施策が講じられつつある。それらの重要性はいささかも損なわれるものではないが、若年層が親から独立した生活を営めるような就業機会を得られることは、次世代育成の前提として不可欠である。その意味では、若年層で急増している非正規雇用者と正規雇用者間の大幅な賃金格差や労働条件の格差を是正して均等処遇を促進することや、職業訓練を強化することが望まれる。

本稿では NFS12S から得られる情報を最大限に利用して近年の若年層の状況を明らかにしてきたが、残された課題も多い。とくに就業選択と同別居、そして結婚行動については、本来は同時性を考慮した枠組みで分析されるべきである。その際、離家プロセスの複雑性を明らかにするにはパネルデータによる分析が望ましい。さらに、同別居選択に影響する住居費を明示的に取り込むことも課題である。今後、『21 世紀成年者縦断調査』など公的なパネルデータが整備されることにより、より詳細な分析が行われることを期待したい。

参考文献

- Card, D. and T. Lemieux (2000) "Adapting to Circumstances: The Evolution of Work, School, and Living Arrangements among North American Youth," in Blanchflower, D.G. and R.B. Freeman eds., *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, Chicago: University of Chicago Press, 171-213.
- Ermisch, J. (1998) "Prices, Parents, and Young People's Household Formation," *Journal of Urban Economics*, Vol. 45, No.1, pp.47-71.
- 玄田有史(2004)『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社。
- Genda, Y. and M. Kurosawa (2001) "Transition from School to Work in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.15, No.4, pp465-488.
- Hausman, J. and D.F. MacFadden (1984) "Specification Tests for the Multinomial Logit Model," *Econometrica*, Vol..52, No.5, pp.1219-1240.
- 樋口美雄・太田清・家計経済研究所編 (2004)『女性たちの平成不況』日本経済新聞社。
- 岩上真珠(1999)「20 代、30 代未婚者の親との同別居構造－第 11 回出生動向基本調査独身調査より－」『人口問題研究』55(4), pp.1-15.

- 北村行伸(2002)「結婚の経済学」一橋大学経済研究所世代間利害調整プロジェクトワーキングペーパーNo.84.
- 国立社会保障・人口問題研究所編(2004)『平成14年第12回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)第II報告書:わが国独身層の結婚観と家族観』国立社会保障・人口問題研究所。
- 黒澤昌子・玄田有史(2001)「学校から職場へー「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』No.490,pp.4-18.
- Martinez-Granado, M. and J. Ruiz-Castillo (2002) "The Decisions of Spanish Youth: A Cross-section Study," *Journal of Population Economics*, Vol.15, pp.305-330.
- McElroy, M.B. (1985) "The Joint Determination of Household Work and Market Work: The Case of Young Men," *Journal of Labor Economics*, Vol.3, No.3, pp.293-316.
- 宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘(1997)『未婚化社会の親子関係ーお金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣選書、有斐閣。
- 永瀬伸子(2002)「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2),pp.22-35.
- Oishi, A.S. and T. Oshio (2004) "Coresidence with Parents and a Wife's Decision to Work in Japan," 一橋大学経済研究所世代間利害調整プロジェクトワーキングペーパーNo.223.
- Raymo, J.M. (2003) "Premarital Living Arrangements and the Transition to First Marriage in Japan," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 65, pp.302-315.
- Rosenzweig, M. R. and K. I. Wolpin (1993) "Intergenerational Support and the Life Cycle Incomes of Young Men and Their Parents: Human Capital Investments, Coresidence, and Intergenerational Transfers," *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, pp.84-112.
- 高田しのぶ(2004) "Living Arrangements of Single Japanese Women: Are Japanese Parents Altruistic?" 『人口学研究』第34号、pp.1-11.
- Whittington, L.A. and H.E. Peters (1996) "Economic Incentives for Financial and Residential Independence," *Demography*, Vol. 33, No. 1, pp.82-97.
- 山田昌弘(1999)『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書。

表1 調査別にみた、親と同居する未婚者の割合

	第10回調査 (1992年)	第11回調査 (1997年)	第12回調査 (2002年)
男性	62.8	65.5	69.5
女性	76.7	74.5	76.4

注:18~34歳の未婚者。父母のどちらかと同居していれば「同居」とした。
出所:国立社会保障・人口問題研究所編(2004)

表2 学卒直後の正規就業確率に与える影響

	総数		
	男女計	男性	女性
女性(基準:男性)	-0.019		
最終学歴(基準:高校)			
中学校	-0.403 ***	-0.374 ***	-0.456 ***
専修学校(高卒後)	0.112 ***	0.125 ***	0.101 ***
短大・高専	0.137 ***	0.055	0.159 ***
大学以上	0.116 ***	0.118 ***	0.112 ***
卒業前年の失業率	-0.058 ***	-0.064 ***	-0.046 *
卒業年(西暦)	-0.011 ***	-0.006	-0.017 ***
N	4,568	2,262	2,306
擬似決定係数	0.056	0.053	0.063
対数尤度	-2905.61	-1445.10	-1455.04
帰無仮説:男女間で係数が等しい			
尤度比検定 $\chi^2(7)$	12.47 *		
	①1997年以前卒業者		
	男女計	男性	女性
女性(基準:男性)	0.006		
最終学歴(基準:高校)			
中学校	-0.415 ***	-0.372 ***	-0.498 ***
専修学校(高卒後)	0.076 ***	0.087 **	0.064
短大・高専	0.113 ***	0.090	0.115 ***
大学以上	0.100 ***	0.120 ***	0.068
卒業前年の失業率	-0.038	-0.034	-0.036
卒業年(西暦)	-0.014 ***	-0.010 *	-0.020 ***
N	2,404	1,255	1,149
擬似決定係数	0.054	0.054	0.057
対数尤度	-1472.79	-782.42	-687.31
	②1997年以前卒業者で学卒直後雇用者		
	男女計	男性	女性
女性(基準:男性)	-0.038 **		
最終学歴(基準:高校)			
中学校	-0.430 ***	-0.368 ***	-0.522 ***
専修学校(高卒後)	0.002	0.004	-0.009
短大・高専	0.065 ***	0.088 *	0.044
大学以上	0.036	0.090 ***	-0.046
卒業前年の失業率	-0.018	-0.015	-0.020
卒業年(西暦)	-0.012 ***	-0.010 **	-0.014 **
N	1,906	960	946
擬似決定係数	0.058	0.073	0.056
対数尤度	-849.01	-414.27	-429.08

注:***は1%、**は5%、*は10%水準で係数が有意であることを意味する。各説明変数の影響度は限界効果で示してある。ダミー変数の限界効果は、変数の値が0から1に変化したときの正規就業確率の変化幅として示されている。

表3 就業形態選択式の推定結果

	パート・アルバイト		派遣・嘱託		自営業・内職		無職・家事	
	係数	標準誤差 限界効果	係数	標準誤差 限界効果	係数	標準誤差 限界効果	係数	標準誤差 限界効果
女性(基準:男性)	0.567 ***	(0.099) 0.066	1.025 ***	(0.187) 0.035	-0.619 ***	(0.187) -0.033	0.393 ***	(0.120) 0.025
年齢	-0.036 *	(0.021) -0.006	0.008	(0.040) 0.000	0.069 **	(0.029) 0.003	0.041 *	(0.023) 0.004
最終学歴(基準:高校)								
中学校	1.021 ***	(0.215) 0.085	0.144	(0.623) -0.014	1.212 ***	(0.312) 0.037	1.677 ***	(0.219) 0.186
専修学校(高卒後)	-0.600 ***	(0.149) -0.060	0.146	(0.258) 0.013	-0.003	(0.235) 0.007	-0.976 ***	(0.198) -0.062
短大・高専	-0.708 ***	(0.149) -0.071	0.093	(0.245) 0.011	-0.128	(0.281) 0.001	-0.851 ***	(0.192) -0.054
大学以上	-0.871 ***	(0.152) -0.090	0.332	(0.255) 0.024	-0.396 *	(0.229) -0.008	-0.934 ***	(0.175) -0.061
人口集中地区(基準:非DID)	0.218 **	(0.100) 0.025	0.487 **	(0.191) 0.016	-0.175	(0.161) -0.010	0.130	(0.121) 0.007
卒業前年の失業率	0.180 **	(0.090) 0.019	-0.004	(0.168) -0.002	-0.057	(0.132) -0.005	0.330 ***	(0.110) 0.027
定数項	-1.221	(0.793)	-3.993 ***	(1.527)	-3.807 ***	(1.098)	-3.956 ***	(0.904)
N			3685					
対数尤度			-3861.09					
疑似決定係数			0.046					

注:***は1%、**は5%、*は10%水準で係数が有意であることを意味する。標準誤差は不均一分散修正済みのもの。ダミー変数の限界効果は、変数の値が0から1に変化したときの正規就業確率の変化幅として示されている。

表4 同別居状態別、使用変数の平均値

	合計	同居	別居
就業形態(基準:正規の職員)			
パート・アルバイト	0.163	0.175	0.113
派遣・嘱託	0.044	0.045	0.039
自営業・内職	0.048	0.050	0.041
無職・家事	0.103	0.113	0.058
女性(基準:男性)	0.508	0.514	0.482
年齢	25.553	25.352	26.423
最終学歴(基準:高校)			
中学校	0.047	0.048	0.046
専修学校(高卒後)	0.154	0.151	0.166
短大・高専	0.153	0.159	0.129
大学以上	0.262	0.233	0.388
人口集中地区(基準:非DID)	0.654	0.619	0.808
親の所得(対数)	6.122	6.127	6.101
跡継ぎ(基準:跡継ぎでない)	0.456	0.463	0.425
結婚意欲(基準:結婚しなし)	0.899	0.888	0.944
恋人あり(基準:恋人なし)	0.311	0.285	0.423
卒業前年の失業率	3.481	3.486	3.459
N	3685	2994	691

表5 同別居選択の推定結果

	男女計			男性			女性		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
女性(基準:男性)	0.132 **	(0.059)	0.033						
年齢	-0.029 ***	(0.007)	-0.007	-0.030 ***	(0.009)	-0.008	-0.026 ***	(0.009)	-0.006
最終学歴(基準:高校)									
中学校	-0.323 **	(0.126)	-0.091	-0.333 **	(0.158)	-0.096	-0.388 *	(0.215)	-0.110
専修学校(高卒後)	-0.196 **	(0.076)	-0.052	-0.144	(0.114)	-0.039	-0.222 **	(0.103)	-0.057
短大・高専	-0.059	(0.083)	-0.015	-0.410 **	(0.159)	-0.122	0.061	(0.100)	0.015
大学以上	-0.419 ***	(0.065)	-0.114	-0.521 ***	(0.087)	-0.144	-0.275 ***	(0.101)	-0.072
人口集中地区(基準:非DID)	-0.500 ***	(0.057)	-0.115	-0.459 ***	(0.079)	-0.110	-0.557 ***	(0.084)	-0.122
就業形態(基準:正規の職員)									
パート・アルバイト	0.267 ***	(0.076)	0.061	0.298 **	(0.117)	0.068	0.251 **	(0.100)	0.056
派遣・嘱託	0.250 **	(0.125)	0.055	0.174	(0.219)	0.041	0.275 *	(0.151)	0.058
自営業・内職	0.202	(0.124)	0.046	0.373 **	(0.162)	0.081	-0.072	(0.190)	-0.018
無職・家事	0.422 ***	(0.096)	0.088	0.512 ***	(0.144)	0.105	0.356 ***	(0.131)	0.074
親の所得(対数)	0.059 *	(0.031)	0.015	0.089 *	(0.047)	0.023	0.029	(0.042)	0.007
跡継ぎ(基準:跡継ぎでない)	0.178 ***	(0.056)	0.044	0.155 **	(0.075)	0.041	0.210 **	(0.088)	0.048
結婚意欲(基準:結婚しなし)	-0.333 ***	(0.095)	-0.072	-0.267 **	(0.127)	-0.061	-0.413 ***	(0.147)	-0.083
恋人あり(基準:恋人なし)	-0.331 ***	(0.053)	-0.087	-0.364 ***	(0.078)	-0.100	-0.302 ***	(0.073)	-0.076
定数項	1.978 ***	(0.305)		1.799	(0.448)		2.288 ***	(0.414)	
N	3685			1814			1871		
対数尤度	-1631.199			-813.2038			-809.207		
疑似決定係数	0.0828			0.0975			0.0765		

注:***は1%、**は5%、*は10%水準で係数が有意であることを意味する。標準誤差は不均一分散修正済みのもの。ダミー変数の限界効果は、変数の値が0から1に変化したときの正規就業確率の変化幅として示されている。

図1 男女別、未婚者の従業上の地位の変化

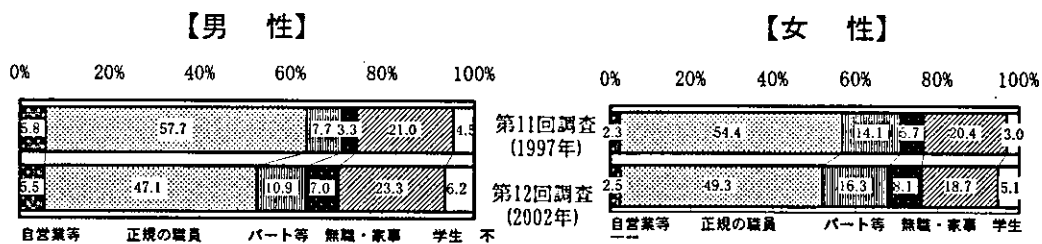
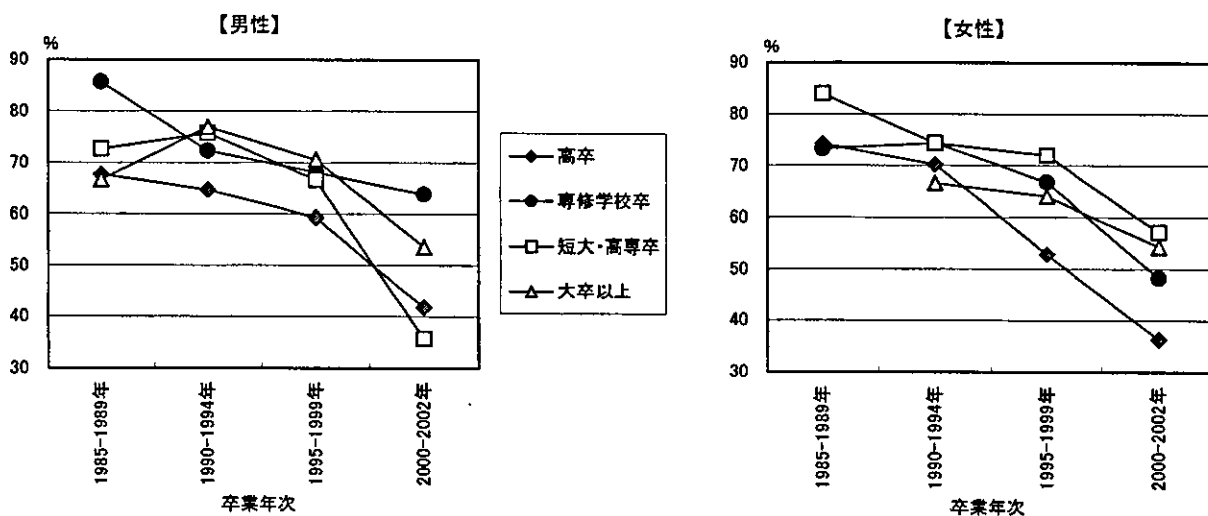


図2 男女別、学卒直後に正規職員となった者の比率



4. 非典型労働の拡がり と 少子化

守泉 理恵

はじめに

結婚・出産の機会費用とは、結婚や出産を理由として、それまで従事していた賃金を伴う仕事を辞めたり、フルタイムの仕事からパート等の非典型労働へ移行したときに発生する。退職したり、賃金の低い仕事に移ったりしなければ得られたであろう所得を費用とみなすのである。この機会費用は、結婚の価格、子どもの価格の一部を構成するのであり、機会費用の高額化は未婚化・晩婚化・非婚化や晩産化、少子化といった結婚・出生行動の変化に大きく寄与しているのではないかと議論されている。

結婚・出産の機会費用は、通常女子賃金を用いて計算される。女子賃金は、戦後日本の経済発展・産業構造変化とともに上昇してきた。従って女性の被る結婚・出産の機会費用も全体として高額化してきた。マクロの賃金データを使って機会費用の試算を行った内閣府(2003)では、大卒女性を想定したケースで、一貫就業した場合と比べて正社員再就職型では約 8,500 万円、パート再就職型では約 2 億 3700 万円の機会費用が発生すると推計されている¹。ミクロデータを使う方法による研究²では、Joshi (1990 ; 1998)、Hugh, Joshi and Peronaci (2000)、Nishimura(2000)、井口・西村(2002)など一連の成果がある。井口・西村(2002)では、日本女性の機会費用は子ども 1 人だと 6361 万円で、無子の女性に比べ所得の逸失率は 70%以上になるとしている。子ども 2 人では機会費用は 5374 万円、3 人で 4792 万円である。子ども数が多いほど機会費用が少ないのは、子どもが多いほど早く再就職(パート)をするからだという。先進欧米諸国の機会費用との国際比較でも、日本の機会費用は大きいことを明らかにしている。これは、結婚・出産で仕事を中断した後、再就職するまでの期間が長いこと、再就職時の主な就業形態はパート労働であること、税制における所得制限(配偶者控除等)のため労働供給を抑制する傾向があるからだという。

このように、多額の機会費用が発生する現在の状況では、経済的に合理的な判断をすれば、結婚や出産で仕事を辞めずに続けるのがもっとも利益を得られ、次いで一度中断してもあまり間をおかず常用フルタイム職に復帰するのが機会費用を小さく抑える対策となる。しかし、常用フルタイムの仕事と家事・育児の両立困難、および退職後の常用フルタイムの仕事への再就職困難といった労働問題は改善が遅れているため、多くの女性が結婚または出産時に退職し、多額の機会費用を被る状況におかれている。戦後、日本では学卒後の未婚女性の就業は一般化し、多くの女性が未婚期に雇用労働につくが、その仕事を辞める理由としてもっとも多いのは、今も結婚・出産である。平成 14 年就業構造基本調査による

¹ ある年の年齢別賃金プロファイルにしたがって定年まで賃金を得ると仮定し、定年まで一貫就業した場合の生涯賃金を基準に、さまざまな結婚・出産年齢、就業/再就業年齢、フルタイム・パートタイムの別、職種等を想定したシナリオ別の生涯賃金と比較して機会費用を算定するという方法。内閣府(2001)では、モデル大卒女性は、22 歳で就職、28 歳で第 1 子出産、退職し、再就職する場合は、子どもが小学校に入学するまで 6 年のブランクを経て 34 歳で復帰すると想定されている。

² 調査の個票データを用い、賃金関数、就業確率関数を推定し、データに含まれるさまざまな年齢の女性の就業確率をつなぎ合わせて作った年齢別就業割合をもとに賃金関数を使って生涯賃金を求め、子どもを持たず一貫就業した女性の生涯賃金と子どもを持った女性の生涯賃金の差を機会費用として算出する方法。