

未婚者の居住形態と家族形成意欲- 『少子化に関する自治体調査』を用いた分析-

メタデータ	言語: jpn 出版者: 明治大学大学院 公開日: 2009-04-15 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 福田, 節也 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/4711

未婚者の居住形態と家族形成意欲

——『少子化に関する自治体調査』を用いた分析——

Living Arrangements and Family Formation Intentions of The Non-married Youth in Japan

博士後期課程 経済学専攻 2003年度入学

福田 節也

FUKUDA, Setsuya

【論文要旨】

This paper examines the relationship between living arrangements of the non-married youth and their autonomy, marital intentions, and childbearing plans. Living arrangements of the young adults are determined by demographic behaviors. Along with the later marriage trend, the youth's living arrangements are diversifying in Japan since cohabitation is slowly spreading and parental divorce is increasing. Previous studies, however, suggest that living arrangement is also the factor affects the patterns of family formation. This study seeks to explain the causal relationship between living arrangements and demographic outcomes by investigating the socio-economic determinants of the youth's intentions to form a family.

The data is from the surveys jointly conducted by the Shoshika Kenkyukai founded by Health and Labor Sciences Research Grants (H14-Policy-029) and the local governments of six cities. Those cities are Shinagawa-ku and Hachioji-shi in Tokyo, Sakae-cho in Chiba, Chichibu-shi in Saitama, Tajimi-shi in Gifu, and Hatano-shi in Kanagawa. The samples are randomly taken in each city by a mailing method. The total response rate of the surveys for the single samples is 20.0%. I used for the analyses only never-married male and female aged 20-39 from the merged dataset of the surveys. The data from Chichibu-shi, however, is excluded from the analyses due to the over representation of divorced singles. Samples with missing data are deleted by the listwise methods. As a result, maximum of 803 men and 1025 women are subjected of analyses. The standardized 9-10 scales of perception of independence, marital intention, and childbearing plan are examined by the OLS regressions with robust standard errors clustered by cities. The explanatory variables used in the models are the followings: living arrangement (living alone, non-family living, living with single parent, and

living with intact parents), age, educational level, gender role score, partnership status (have a fiancée/fiancee, have a dating partner as a boyfriend/girlfriend, have a dating partner as a friend, have no dating partner), income, and employment status.

The analyses reveal that living arrangements affect the youth's intentions of family formation by influencing the social factors such as partnership, gender role attitude, and family value. For both sex, living away from parents has the strongest effect on the youth's perceptions of autonomy controlling for the economic variables. Young adults who have an intimate relationship with a partner tend to have high intention of marriage and strong desire for children. However, women living in non-family households have lower intentions of family formation than women living with parents if the partnership variables are controlled in the model. As previous studies mentioned, experiencing "family role hiatus" seems to erode women's attitudes toward traditional family role. Moreover, living in lone parent families constantly associate with low desire for children for both sex. Parental divorce has negative consequence to the child's reproductive intention.

【キーワード】 未婚化, 居住形態, 自立, 結婚意欲, 出生意向

はじめに

同棲経験率の上昇や親世代の離婚の増加により、未婚者の居住形態は多様化する傾向にある。居住形態は人口行動の帰結として決定されるのみならず、人口行動を規定する要因でもある。例えば、わが国における研究では、親との別居は未婚者のパートナー形成を促す強い影響を与えていることが示されている（岩上，1999；大谷，1993；金子，1994）。また、パラサイト・シングルを巡る議論では、親との同居が近年の晩婚化を促す主要因であると論じられてきた（山田，1999）。そして、欧米の研究では、親の離婚によって片親家庭や再婚家庭で育った者ほど婚外子出生や同棲、早婚を経験しやすいことが示されている（Cherlin et. al., 1995; Goldscheider & Goldscheider, 1998; Kiernan, 1992）。

本稿においては、居住形態が未婚者の自立、結婚意欲、将来子どもをもつ意思にどのような差異をもたらしているのか、またそのような差異がどのような社会的、経済的要因によって説明されるのかを検証する。若者の自立や家族形成に対する意欲の側面から今日の未婚化現象に接近することが本稿の目的である。

分析には東京都品川区、千葉県印旛郡栄町、岐阜県多治見市、東京都八王子市、そして神奈川県秦野市の5つの自治体において行われた『少子化に関する自治体調査』独身票の個票データを用いた。各自治体データを結合した統合データにより、未婚者の自立、結婚意欲、将来子どもをもつ意思の規定要因に関する多変量解析を行った。分析の結果、片親家庭に居住する未婚男女は家族形

成に対する意欲が低いこと、同棲をはじめとする非家族同居の男女において結婚意欲や子どもをもつ意思の差が最も大きいこと、そして未婚男女の結婚意欲は年齢が上昇するにつれて乖離する傾向があることなどのいくつかの興味深い知見が得られた。

1. 未婚者の居住形態と家族形成

わが国では20-39歳の未婚男性の6割、未婚女性の7割が親と同居している。親と別居している未婚男女のほとんどが単独世帯に居住する一人暮らしであり、同棲、寮生活、ルームシェアなどの非家族世帯に居住している未婚者は全体の5%程度である(福田, 2003)。一方、平成12年国勢調査を用いた筆者の計算によると、親と同居する20-39歳の未婚男性の17.3%、同未婚女性の16.1%が父親もしくは母親のみの片親家庭に居住している。したがって、未婚者の居住形態は両親との同居、一人暮らし、片親との同居、非家族同居の順に大別できる。本節では未婚者の居住形態と家族形成との関係について先行研究の知見を整理する。

親との同別居は、未婚者のパートナー形成に強い影響を与えている。先行研究においては、親と別居している未婚男女ほど恋人がいる確率や性交経験率が高いことが指摘されている(大谷, 1993; 金子, 1994; 岩上, 1999)。その理由については明らかではないが、親の監督からの解放などがその理由として考慮されている(大谷, 1993)。恋愛結婚が全初婚の9割を占める今日、恋人や異性の友人といった潜在的な結婚相手の有無は、未婚者の結婚タイミングに無視できない影響を与えているものと思われる。

また、パラサイト・シングル(山田, 1999)を巡る議論では、若者が成人後もなお親と同居し、豊かな生活水準を享受していることが、近年の晩婚化を促す主要因であると論じられてきた。いわゆるパラサイト・シングル仮説である。パラサイト・シングル仮説の登場以来、近年の人口学研究においては未婚期の居住形態と初婚タイミングの関係を検証する実証研究がみられるようになってきた。しかし、その結果は必ずしも一貫したものではない(北村, 2002; 永瀬, 2002; Raymo, 2003a)。また、近年では経済的に困難な未婚者ほど親元に留まる傾向が強まっていることから(大石, 2004)、親との同居と晩婚化のメカニズムには再考の余地があるようである。

離家に関する研究事例が豊富なアメリカでは、離家が初婚タイミングに与える影響について分析されている¹⁾。GoldscheiderとWaite(1987年)は、結婚前の離家経験によって女性の初婚が遅れるという結果を導びいている。離家によって女性は、定位家族における「娘」や生殖家族における「母もしくは妻」といった家族役割から解放され、いわゆる「家族役割の狭間(Family “role hiatus”)」(Goldscheider & Waite, 1987, p. 508, ll. 25-26)を経験する。結婚に性別役割分業的な要素が強くみられた1970年代のアメリカでは、女性は離家によって自立や自由といった結婚以外の選択肢を獲得しており、それらの選択肢を手放したくないために晩婚傾向にあったと解釈されている。

また、離家によって女性は高等教育への進学や就業、非家族同居(大学の寮や借家でルームメイトや異性のパートナーと暮らすこと)といった、伝統的な家族役割に対する性向を減じるような様

々な体験をすることも、こうした傾向を説明する一因とされている (Goldscheider & Waite, 1987)。実際に、アメリカでは早期の離家は女性の就業志向を高め、希望子ども数や性別役割分業意識を低下させるというように、その嗜好、態度、将来設計をより非家族主義的な方向に変化させることが実証されている (Waite, et. al., 1986)。Goldscheider ら (1987年) によると、1970年代のアメリカにおける晩婚化は、離家による女性の態度や嗜好の変化が行動の変化に結びついた帰結であると解釈されている。

一方、同じ Goldscheider ら (1987年) の研究では、男性については結婚前に離家経験があるほど初婚タイミングが早いという結果が導かれている。男性は女性に比べて、1, 2年ほど親との別居生活を体験してから結婚することを望む傾向が強いという (Goldscheider & Goldscheider, 1987)。そのため、結婚前に離家を体験した男性ほど結婚が早いのは、結婚に対する心理的な準備ができていたためであると解釈されている (Goldscheider & Waite, 1987)。しかし、離家経験や居住形態が男性の初婚タイミングに与える影響は女性に比べて弱く不安定である。結婚生活において男性のほうがよりプライバシーや経済的自立を確保しやすいのに対し、女性はそれらを確保することが難しいことがその理由として挙げられている (Goldscheider & Waite, 1987)。このように離家と結婚の関係が男女で異なるのは、性別役割分業に基づく結婚形態に起因していることが示唆される。

また、日本よりも早く離婚の増加を経験した欧米では、片親家庭に居住する男女のパートナー形成についても多くの研究がなされている。イギリスのパネルデータを用いた Cherlin ら (1995年) の研究によると、親の離婚を経験した未婚者は親との葛藤などの否定的な理由による早期の離家を体験しやすく、このことが特に女性の同棲や早婚、ひいては婚外子出生の経験確率を高めているという。しかし、死別による片親家庭である場合は、離婚による片親家庭の場合に比べて親との葛藤による離家や婚前同棲、婚外子出生が少なく傾向にあり、親の離別理由によって子の家族形成過程には違いがみられるという (Cherlin, et. al., 1995)。また、同じ離婚家庭であっても、男性は再婚家庭の出身者である場合に母子家庭の出身者に比べて若年就業、親との葛藤による早期の離家、同棲、早婚を経験しやすいのに対し、女性は親の再婚の有無に関わらず親の離婚そのものがこれらの非標準的なライフコースを促すという違いがある (Kiernan, 1992)。

日本では離婚件数の増加に伴い、親の離婚を経験する子どもの数が増加している (厚生労働省, 2004)。人口動態統計と国勢調査を用いた筆者の計算によると、20歳未満人口に占める親が離婚した子の比率は10.36% (2000年) と過去20年間で2倍以上にも達している。近年においては、子の親権の8割は妻によって行われているが (2000年)、25歳以降における離・死別女性の合計再婚率 (2000年)²⁾は同男性の半分以下の水準 (男: 775.7%, 女: 369.9%) であり (厚生労働省, 2004)、親の離婚を経験した子の多くが母子家庭に居住していることが示唆される。しかし、同時に日本では欧米に比べて同棲や婚外子出生が少なく、親の離婚によって片親家庭に居住する未婚者がどのような人口行動をとるのかについては不明な点が多い。

以上みてきたように、わが国では未婚者の居住形態が人口行動にどのような影響を与えている

のかについては、あまり多くの知見が蓄積されていないのが現状である。しかし、25-29歳の未婚男女の同棲経験率は10%（2002年時点）を超え（国立社会保障・人口問題研究所，2004），親の離婚を経験する子どもが増加している今日（厚生労働省，2004），未婚者の居住形態は多様化する傾向にある。このような居住形態の多様化が今後の人口変動にいかなる影響を与えるのかは重要な関心となるであろう。以下では『少子化に関する自治体調査』の独身データを用いて，居住形態が未婚者の自立，結婚意欲，子どもをもつ意思にどのように関わるのかについて考察することとする。

2. データ

分析には前述の東京都品川区，千葉県印旛郡栄町，岐阜県多治見市，東京都八王子市，そして神奈川県秦野市の5つの自治体において行われた『少子化に関する自治体調査』独身票の個票データを用いる。『少子化に関する自治体調査』は，厚生労働科学研究費による政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」プロジェクト（課題番号 H14-政策-029）に設置された少子化研究会によって実施された質問票調査である。調査の実施時期は自治体によって異なるが，2002年12月から2005年2月にかけて行われ，質問票はすべて郵送法により配布された。

本稿におけるすべての分析では20歳から39歳の未婚男女を対象とした。各自治体における調査の実施時期や回収率に関しては表1を参照されたい。なお『少子化に関する自治体調査』は秩父市においても実施されたが，今回の分析では使用しない³⁾。本稿では表1中の各自治体のデータを結合した統合データを用いて，未婚男女の居住形態と自立，結婚，出生に関する意識についての分析を行う。

表1 『少子化に関する自治体調査』独身調査の各自治体における実施概要

		調査実施年月	配布数	有効回答数*	有効回収率
調査地域	品川区	2002年12月-2003年1月	3000	516	17.2
	栄町	2003年2月-3月	498	123	24.7
	多治見市	2003年10月-11月	3000	673	22.4
	八王子市	2003年11月-12月	3000	553	18.4
	秦野市	2005年1月-2月	3000	620	20.7
統合データ		—	12498	2485	19.9

* 性別・年齢不詳サンプルは除く。

3. 未婚者の居住形態と自立・結婚・出産に関する意識

3-1. 未婚者の居住形態

はじめに未婚者の居住形態について考察する。表2は5つの自治体で行われた調査データを結合したデータ（以後、統合データと呼ぶ）を用いた未婚男女の居住形態を表している。未婚者の居住形態は性別により異なる。親との同居率は男性が65.1%、女性が75.3%と女性の方が親と同居する率が10%ほど高い。親同居者の割合は男女ともに全国平均より5%弱高くなっている。しかし、片親家庭に居住する男女の割合をみると親同居全体に対して男女各14.6%、14.5%と全国平均（各17.3%、16.1%）よりやや少ない。さらに、親と同居する男性の3割弱、同女性の2割強が一度は親元を離れた経験をもつ。一方、親と別居している未婚者の多くは一人暮らしをしているが、男女とも全未婚者の5%弱が家族以外との同居や兄弟姉妹のみから成る世帯に居住している。これらの結果は、本調査における未婚者の居住形態は、全国平均に比べてやや両親ともに揃った親同居に偏っている傾向があるものの、ほぼ母集団を代表したものであることを示している。

なお、未婚者の居住形態には若干の地域差がみられる。その概略を述べると、栄町や多治見市、秦野市といった地方の市町では親との同居割合が男女ともに全国平均よりも高い値を示している。一方、都市部に位置する品川区では親と別居している未婚者の割合が高く（男女各50.0%、43.9%）、同棲を含む家族以外との同居世帯に居住している未婚者の割合も高い（男女各6.9%、7.4%）。八王子市については、一人暮らしの男性および家族以外と居住している女性の割合が高い

表2 性別未婚者の居住形態

(%)

親との同別居	同居者の内訳	男 性	女 性
親と同居	両親	55.6	64.4
	うち祖父母も同居	(9.0)	(10.4)
	片親	9.5	10.9
	うち祖父母も同居	(2.0)	(1.4)
	小 計	65.1	75.3
	うち離家経験割合	29.4	23.9
	親同居割合の全国平均 ^注	61.7	70.8
親と別居	一人暮らし	31.3	19.8
	恋人・その他	3.6	4.9
	うちその他（兄弟姉妹・友人等）	(1.5)	(2.0)
	小 計	34.9	24.7
合 計		100	100

N = 887

N = 1110

注：平成12年国勢調査より算出した20-39歳の未婚者の親子同居割合

* ()内の数値はいずれも未婚者合計に対する値

出所：『少子化に関する自治体調査』統合データを用いた筆者の分析

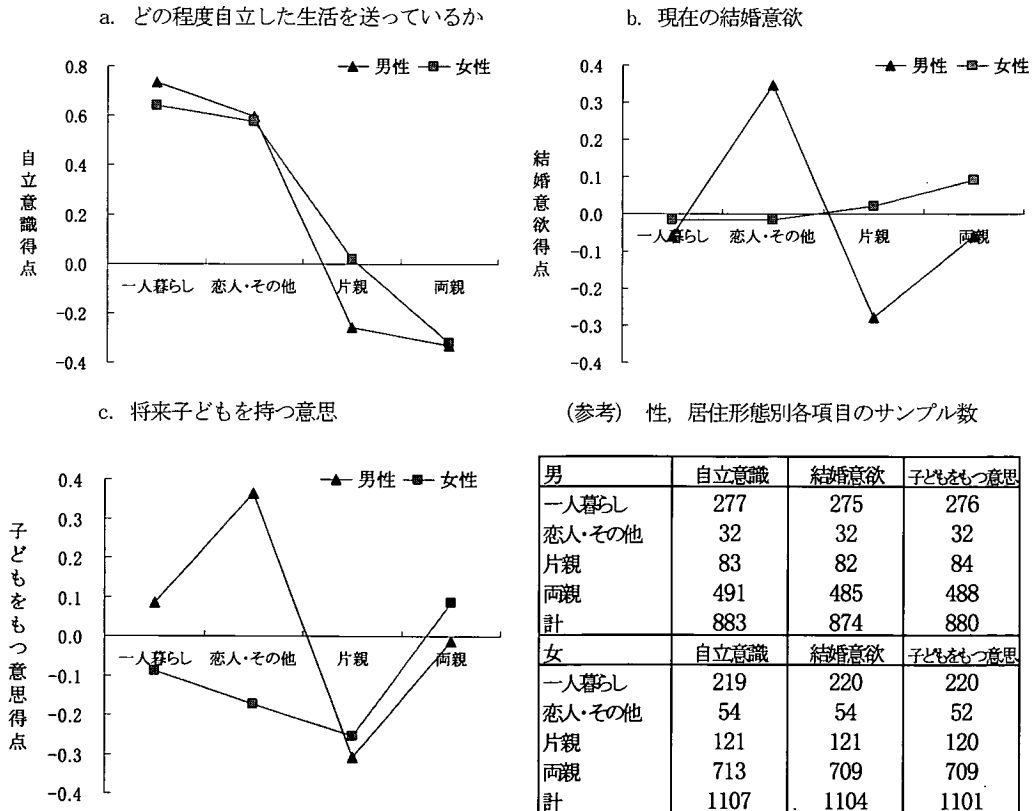
(各40.6%，8.0%)。詳細については、各自治体調査の報告書(少子化研究会，2003a，2003b，2004a，2004b，2005)を参照されたい。

3-2. 未婚者の居住形態と自立・結婚・出産に関する意識

未婚者の自立意識，結婚意欲，将来子どもをもつ意思の平均点を性，居住形態別に図示したものが図1である。得点が高いほど自立した生活を送っているという意識が高く，結婚意欲や将来子どもをもつ意思が強いことを表している。本節では各5自治体のデータを結合した統合データにより，未婚者の意識と居住形態との関連について以下に述べる。ただし，各項目は品川区および柴町調査では9段階尺度，多治見市，八王子市，そして秦野市調査では10段階尺度で回答を得ている。そのため，各項目の尺度は自治体毎に標準化した値を用い，9段階尺度と10段階尺度が同時に分析できるよう配慮した⁴⁾。

自立意識(図1のa)については，男女ともに一人暮らしおよび非家族同居において高く，片親や両親との同居において低い傾向がある。これは各自治体に共通してみられたパターンである。特に片親家庭に居住する男性および両親と同居する男女の自立意識は平均を大きく下回る値を示して

図1 未婚者の性，居住形態別，自立，結婚，出生に関する意識得点の分布



出所：『少子化に関する自治体調査』統合データを用いた筆者の分析

おり、未婚者の自立と居住形態が密接な繋がりをもっていることが示唆される。

結婚意欲（図1のb）についてみると、同棲をはじめとする家族以外と居住している男性は結婚意欲が強く、片親家庭に居住している男性は結婚意欲が著しく低い傾向が認められる。一方、女性の結婚意欲は居住形態による差異がほとんどみられない。しかし、結果的に同棲などの非家族同居の男女において結婚意欲に大きな差が生じていることは注目すべき点である。

次に、将来子どもをもつ意思（図1のc）については、男性は結婚意欲とほぼ同様のパターンがみられる。しかし、女性については非家族同居および片親家庭に居住している女性において子どもをもつ意思が低い傾向がある。近年において増加傾向にある同棲や離婚の増加は、未婚男女の家族形成にとって負の方向に作用する可能性が示唆される。

これまでの考察において明らかなように、未婚者の居住形態と自立、結婚、出生に関する意識には一定の関連があるものと思われる。しかし、未婚者の自立や家族形成に関する意欲は、所得や就業状態、教育水準といった社会経済的属性や性別や年齢といった人口学的要因、さらには異性との交際状況といった要因に強く影響されるであろう。したがって、未婚者の意識構造と居住形態との関係を明らかにするには、未婚者の意識に関連する種々の要因を統制した上で居住形態との関係を検証する必要がある。次節においては多変量解析によって、未婚者の居住形態と家族形成に関する意欲との因果関係について考察する。

4. 未婚者の自立・結婚・出産に関する意識の規定要因

本節では、各自治体の独身データを結合した統合データを用いて、未婚者の自立・結婚・出産に関する意識の規定要因に関する重回帰分析を行う。ここでは、1) 未婚者の居住形態と意識との間に有意な関係がみられるのか、2) それらの関係はどのような社会経済的要因によって説明されるのか、に焦点を当てることとする。

4-1. 記述統計

重回帰分析に用いた変数の記述統計を示したものが表3である。前節の分析において、未婚者の意識と居住形態との関わりには男女差がみられることが示唆されたため、サンプルは男女別に分けて分析を行うこととした。

従属変数は前節において用いた自立意識、結婚意欲、子どもをもつ意思の各尺度を標準化した値である。標準化により各尺度の値を、自治体毎に平均0、標準偏差1の正規分布を仮定した値に変換した。これにより各尺度の段階数が自治体ごとに異なるという欠点を便宜的に補うことが可能となる。しかし、尺度を標準化することにより、各尺度の平均値がすべての自治体において同じであるという仮定を置くこととなる。このことは統合データからは地域差の検定ができないという別の問題を生じさせることとなる。しかしここでは、統合データによる一般的な結果を得ることを重視し、標準化値を用いることとする。

表3 変数の記述統計

a. 男子

	変 数 名	サンプル数	最小値	最大値	平均	標準偏差
従属変数	自立意識	900	-1.73	2.43	0.05	1.06
	結婚意欲	891	-1.76	2.03	-0.07	1.01
	出生意向	897	-2.22	1.03	0.00	0.98
居住形態	一人暮らし	887	0	1	0.31	0.46
	恋人・その他との同居	887	0	1	0.04	0.19
	片親との同居	887	0	1	0.09	0.29
	両親との同居 (r)	887	0	1	0.56	0.50
社会人口学的変数	満年齢 (歳)	904	20	39	27.54	5.28
	学歴 (大卒ダミー変数)	888	0	1	0.53	0.50
	性別役割分業意識	893	-1.69	2.58	0.13	1.00
経済変数	税込み年収 (万円)	889	0	1500	278.15	224.55
	就業状態					
	無職	855	0	1	0.07	0.25
	パート・派遣	855	0	1	0.10	0.31
	正規就業 (r)	855	0	1	0.58	0.49
	自営・その他	855	0	1	0.08	0.27
パートナーシップ変数	学生	855	0	1	0.17	0.37
	交際異性なし (r)	896	0	1	0.55	0.50
	異性の友人交際あり	896	0	1	0.15	0.36
	恋人あり	896	0	1	0.26	0.44
	婚約者がある	896	0	1	0.04	0.19

モデルにおける独立変数は居住形態である。居住形態は前節の4分類を用いた。各居住形態はダミー変数によって示され、平均値は各居住形態に分類されるサンプルの割合を表している。ただし、すべての居住形態ダミー変数をモデルに投入すると完全な多重共線性を生じ、係数の推定が不可能となる。そのため、両親との同居ダミーはモデルには含めない。他の居住形態ダミー変数は両親との同居ダミーの影響を0とした場合の相対的な値を係数として示すこととなる。この場合、両親との同居カテゴリーは居住形態変数における準拠集団 (reference group) と呼ばれる。表3中の (r) で表される変数は、準拠集団として両親との同居と同様に解釈される。

統制変数として、モデルでは社会人口学的変数 (年齢, 学歴, 性別役割分業意識⁵⁾、経済変数 (税込み年収, 就業状態)、そしてパートナーシップ変数 (異性交際なし, 異性の友人交際あり, 恋人あり, 婚約者あり) を用いた。また、女性の結婚行動は大卒と短大卒では異なることが指摘されていることから (Raymo, 2003b)、学歴の分類に短大卒を加えて、大卒, 短大卒, その他の3カテゴリーとした。さらに、税込み年収は14段階のカテゴリー変数 (なし, 1-50万円未満, 50-100万円未満, 100-130万円未満, 130-150万円未満, 150-250万円未満, 250-350万円未満, 350-450万円未満, 450-550万円未満, 550-650万円未満, 650-750万円未満, 750-850万円未満, 850-1000万円未満, 1000万以上) であるが、分析には各カテゴリーの中央値を用いた。モデルでは変

b. 女子

	変 数 名	サンプル数	最小値	最大値	平均	標準偏差
従属変数	自意識	1129	-1.73	2.43	-0.04	0.95
	結婚意欲	1126	-1.76	2.03	0.06	0.99
	出生意向	1123	-2.22	1.03	0.00	1.01
居住形態	一人暮らし	1110	0	1	0.20	0.40
	恋人・その他との同居	1110	0	1	0.05	0.22
	片親との同居	1110	0	1	0.11	0.31
	両親との同居 (r)	1110	0	1	0.64	0.48
社会人口学的変数	満年齢 (歳)	1132	20	39	26.62	4.77
	学歴					
	短大卒	1126	0	1	0.22	0.42
	大卒	1126	0	1	0.38	0.49
	その他 (r)	1126	0	1	0.40	0.49
	性別役割分業意識	1122	-1.69	2.58	-0.11	0.99
経済変数	税込み年収 (万円)	1110	0	1500	226.22	183.85
	就業状態					
	無職	1085	0	1	0.09	0.29
	パート・派遣	1085	0	1	0.22	0.42
	正規就業 (r)	1085	0	1	0.48	0.50
	自営・その他	1085	0	1	0.07	0.26
	学生	1085	0	1	0.13	0.34
パートナーシップ変数	交際異性なし (r)	1121	0	1	0.41	0.49
	異性の友人交際あり	1121	0	1	0.14	0.35
	恋人あり	1121	0	1	0.38	0.49
	婚約者がいる	1121	0	1	0.06	0.24

(r) : 準拠集団 (reference group)

数を段階的に投入することにより、未婚者の意識を規定する要因に関する因果関係の考察を行う。

分析には最小2乗法 (ordinary least square method) による重回帰分析を行う。ただし、全国標本の調査データを使用する場合とは異なり、複数の調査地域から収集されたデータを結合して使用する場合、係数の統計的推測においていくつか留意する点がある。例えば、各意識得点の分布に地域性が存在し、各調査地域における意識得点が独立ではない場合、重回帰分析の仮定の1つである残差の独立仮定が満たされないこととなる。これにより係数の標準誤差が正しく推定することができず、統計的検定、すなわちP値の算出にバイアスを与えることとなる。本分析では従属変数の値を地域ごとに標準化しているため、特にこの問題が強く懸念される。そこで係数の統計的検定に厳密を期すため、本分析では調査地域によってクラスタリングしたロバスト標準誤差を算出することとする⁶⁾。これにより各意識得点の地域性を補正し、残差の独立仮定を満たした場合のP値を算出することが可能となる。

4-3. 未婚男性の自立・結婚・出産に関する意識の規定要因

表4は未婚男性の自立意識、結婚意欲、子どもをもつ意思の規定要因に関する重回帰分析の結果を示している。表中のbは偏回帰係数を、 β は標準回帰係数を意味している。前者は変数の1単位当たりの変化が従属変数にもたらす変化量を表し、後者は変数の1標準偏差当たりの変化が従属変数にもたらす変化量を表している。後者の係数は同一モデル内において他の係数と比較可能な値として解釈できる。

自立意識より順に規定要因を考察する。自立意識は他の2つの意識と比べて、最も居住形態による差が大きい。親と別居する男性、特に一人暮らしの男性は自立した生活を営んでいるという意識が強い傾向がある。こうした傾向は年収や就業状態といった経済変数を統制したモデル3においても根強く残存しており、親との別居が未婚男性の自立意識に重要な影響を与えていることが示唆される。経済変数もまた未婚者の自立意識に重要な影響を与えている。年収が高い男性ほど自立意識得点が高く、就業形態が無職や学生、パートである男性は自立意識得点が高い。特に学生の自立意識得点は低い傾向がある。年齢が高いほど自立意識が高いという傾向がモデル2まではみられたが、経済変数を統制することによってその影響は消失しており、自立意識と年齢との関係は経済的地位という第3の変数によって解釈されている。また、同様にモデル2では学歴が低いほど

表4 未婚男性の自立意識、結婚意欲、将来子どもをもつ意思の規定要因に関する重回帰分析
a. 自立意識

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	b	β	b	β	b	β	b	β
定数	-0.334***		-1.388***		-0.388*		-0.508**	
一人暮らし	1.062	0.466***	1.035	0.454***	0.944	0.414***	0.936	0.411***
恋人・友人等との同居	0.958	0.171***	0.865	0.155***	0.753	0.134***	0.668	0.119***
片親との同居	0.079	0.021	0.020	0.005	0.016	0.004	0.026	0.007
両親との同居 (r)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
満年齢			0.042	0.209***	0.004	0.022	0.007	0.034
学歴			-0.193	-0.091***	-0.113	-0.053	-0.122	-0.057
性別役割分業意識			0.036	0.034	0.025	0.023	0.024	0.022
税込み年収					0.001	0.159***	0.001	0.156***
就業状態								
無職					-0.704	-0.168***	-0.677	-0.161***
パート・派遣					-0.291	-0.083*	-0.285	-0.081*
正規就業 (r)					0.000	0.000	0.000	0.000
自営・その他					-0.067	-0.017	-0.068	-0.017
学生					-0.549	-0.193***	-0.518	-0.183***
異性交際なし (r)							0.000	0.000
異性の友人交際あり							0.136	0.046
恋人あり							0.091	0.038***
婚約者がいる							0.404	0.073***
調整済み R ²	0.218		0.273		0.357		0.361	
F 値の変化量	75.38***		21.19***		21.81***		2.68**	
サンプル数	803		803		803		803	

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10 (調査地域によってクラスタリングしたロバスト標準誤差より算出)

b. 結婚意欲

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	b	β	b	β	b	β	b	β
定数	-0.032		-0.881***		-0.378*		-0.746***	
一人暮らし	0.004	0.002	-0.033	-0.015	-0.104	-0.048*	-0.127	-0.058**
恋人・友人等との同居	0.404	0.076	0.426	0.080	0.353	0.067	0.046	0.009
片親との同居	-0.188	-0.053	-0.206	-0.058	-0.208	-0.059	-0.187	-0.053
両親との同居 (r)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
満年齢			0.030	0.155***	0.009	0.045**	0.018	0.093***
学歴			0.021	0.010	0.034	0.017	0.001	0.001
性別役割分業意識			0.169	0.166**	0.159	0.156***	0.142	0.140**
税込み年収					0.001	0.138*	0.000	0.108
就業状態								
無職					-0.343	-0.086*	-0.265	-0.066
パート・派遣					-0.205	-0.062**	-0.192	-0.058*
正規就業 (r)					0.000	0.000	0.000	0.000
自営・その他					-0.015	-0.004	-0.025	-0.007
学生					-0.165	-0.061	-0.073	-0.027
異性交際なし (r)							0.000	0.000
異性の友人交際あり							0.106	0.038
恋人あり							0.406	0.176**
婚約者がいる							1.128	0.216***
調整済み R ²	0.005		0.055		0.083		0.140	
F 値の変化量	2.43*		14.98***		5.78***		18.21***	
サンプル数	796		796		796		796	

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10 (調査地域によってクラスタリングしたロバスト標準誤差より算出)

自立意識が高いという傾向がみられるが、モデル3以降で経済変数、特に学生であるか否かを統制したことによってこの関係が消失している。高学歴のサンプルほど調査回答時点で学生である割合が高いためである。したがって、学歴と自立意識との間には因果関係は存在せず、学生であるか否かが自立意識に直接的な影響を与えている。また、異性の交際相手がいる場合に自立意識が高いという傾向が統計的に確認されているが（モデル4）、この関係はむしろ逆因果で、経済的に自立した生活を営んでいる男性ほど恋人や婚約者がいる傾向があることを示唆しているものと思われる。

次に、結婚意欲の規定要因をみしてみる。前節の図1においては、恋人や友人等と同居する非家族同居の男性において結婚意欲が高い傾向がみられた。表4のモデル1、2および3においても非家族同居の回帰係数は高い値を示しており、同様の傾向がみられる。しかし、サンプル数が少ないこともあり、その影響は統計的に有意ではない。また、モデル4においてパートナーシップ変数を統制すると、非家族同居の係数は大きく減少している。パートナーシップ変数をみると、異性とより親密なパートナーシップを形成している男性ほど結婚意欲が高い傾向にある。したがって、非家族同居の男性において結婚意欲が高い傾向がみられたのは、恋人や婚約者との同居によるものであったと推測される。

さらにモデル1および2においては、一人暮らしの男性の結婚意欲は両親と同居する男性とほ

c. 子どもをもつ意思

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	b	β	b	β	b	β	b	β
定数	0.007		0.499**		0.800**		0.359	
一人暮らし	0.094	0.045*	0.116	0.056**	0.072	0.035	0.052	0.025
恋人・友人等との同居	0.380	0.074	0.466	0.091*	0.450	0.088**	0.223	0.044
片親との同居	-0.246	-0.072***	-0.218	-0.064**	-0.215	-0.063**	-0.188	-0.055*
両親との同居 (r)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
満年齢			-0.020	-0.110***	-0.036	-0.192***	-0.025	-0.137***
学歴			0.068	0.035	0.082	0.042	0.060	0.031
性別役割分業意識			0.145	0.148***	0.140	0.143***	0.134	0.137***
税込み年収					0.001	0.129*	0.000	0.102
就業状態								
無職					0.001	0.000	0.075	0.020
パート・派遣					0.007	0.002	0.013	0.004
正規就業 (r)					0.000	0.000	0.000	0.000
自営・その他					-0.138	-0.038	-0.165	-0.046**
学生					-0.099	-0.038	-0.022	-0.009
異性交際なし (r)							0.000	0.000
異性の友人交際あり							0.330	0.122*
恋人あり							0.446	0.201**
婚約者がいる							0.865	0.171***
調整済み R ²	0.010		0.040		0.050		0.103	
F 値の変化量	3.73**		9.31***		2.67**		16.57***	
サンプル数	802		802		802		802	

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10 (調査地域によってクラスタリングしたロバスト標準誤差より算出)

(r) : 準拠集団 (reference group)

ほ同じ水準にある。しかし、経済変数を統制したモデル3以降では一人暮らしの係数は大きく負となり、結婚意欲を低下させる方向に転じている。親と同居する未婚者ほど雇用が不安定な傾向にあることが指摘されているが(大石, 2004), 経済的地位を一定とした場合, 一人暮らしの男性は両親と同居している男性よりも結婚意欲が低い傾向があることが明らかとなった。

なお、結婚意欲は収入の高い男性ほど強く、無職やパート・派遣の男性において低い傾向にある。しかし、これらの経済変数による影響はパートナーシップ変数を統制するとほぼ消失している。したがって、恋人や婚約者といった異性の交際相手の有無が、未婚男性の結婚意欲の近接的な要因となっている。また、収入や就業状態といった経済変数は、未婚男性の異性交際の有無に影響を与え、これを媒介することによってのみ結婚意欲に影響を与えていることが示唆される。

伝統的な性別役割分業意識は結婚意欲と正の関係をもつことが明らかである。その影響はパートナー形成や経済変数を統制してもほぼ変わらず、両者が強い結びつきをもつことを示唆している。現代においても結婚には性別役割分業におけるメリットが期待されているのであろう。さらに、未婚男性は年齢が上がるほど結婚を強く望む傾向がある。晩婚化により30歳代の未婚者が増えているが、彼らの多くが望んで未婚のままではいるわけではないことが伺える。

将来子どもをもつ意思については、結婚意欲と同様の傾向がみられる。すなわち、異性の交際相

手が子どもをもつ意思を高める直接的な要因となっており、収入や就業状態といった経済変数が与える影響はこれを媒介しているに過ぎない。また、性別役割分業意識が子どもをもつ意思と密接に結びついている。

子どもをもつ意思と居住形態との関連をみると、モデル2および3においては、非家族同居の男性において子どもをもつ意思が高いという傾向がみられる。しかし、モデル4でこうした傾向が消失していることから、やはり交際相手の存在が、非家族同居の男性において子どもをもつ意思が高かった原因といえる。また、片親同居の男性は将来子どもをもつ意思が低い傾向があり、パートナーシップ変数を統制したモデル4においても10%水準であるが統計的に有意である。片親家庭に居住している男性は親の離婚によって、将来子供をもつことに対して否定的な価値観をもっている可能性が示唆される。さらに、一人暮らしの男性は将来子どもをもつ意思が強い傾向がある。しかし、モデル3において経済変数を統制すると、その傾向が消失している。そのため、一人暮らしの男性において子どもをもつ意思が高いのは、親同居の男性に比べて経済的地位が高いためであったと推測される。一人暮らしの男性の結婚意欲が低い傾向にあったことを考慮すると、未婚の単身男性は現時点では独身の一人暮らしを満喫しながらも、将来的には結婚して子どもをもつ希望をもっているといえる。また、結婚意欲とは異なり、年齢が高い未婚男性ほど子どもをもつ意思が低い傾向がみられる。晩婚傾向にある男性ほど、子育てに伴う肉体的・精神的負担を回避したいという意図が働いているのであろうか。

これまでの知見を整理する。親との別居や経済的自立を達成している未婚男性ほど自立意識が強い。一方、結婚意欲および子どもをもつ意思に関しては、交際相手の有無が近接要因となっており、収入や就業状態といった経済変数は未婚男性の男女交際を媒介する変数として作用している。また、結婚意欲および子どもをもつ意思は、性別役割分業に関する伝統的な意識や年齢による影響を強く受けている。さらに、片親家庭に居住する未婚男性においては、子どもをもつ意思が低いことが明らかとなった。居住形態が定位家族（family of orientation）において内面化される家族観といった社会的要因を規定することによって、人口行動に関する意識に影響を及ぼしていることが示唆される。

4-4. 未婚女性の自立・結婚・出産に関する意識の規定要因

次に、未婚女性の自立意識、結婚意欲、将来子どもをもつ意思に関する規定要因について考察する。自立意識については男性と同様に居住形態による差異が大きい。一人暮らしおよび非家族同居の未婚女性ほど自立意識が高い傾向がある。しかし、男性とは異なり、片親家庭に居住している女性は両親と同居している女性よりも自らが自立していると考えられる傾向がある。おそらく片親家庭に居住する女性は、両親と同居している女性よりも家事の遂行や家計への繰り入れなどを通じた世帯への貢献度が高いために、より自立していると感じやすいものと思われる。

また、男性と同様に収入や就業状態が自立意識と強く結びついている。年収が高いほど自立意識

は高く、無職や学生では低い傾向がある。また、年齢と自立意識との関係も経済変数を統制することによって消失している。ただし、男性とは異なり、パートや派遣であるほど自立意識が低いという傾向は統計的に有意ではない。また、パートナーシップ変数と自立意識との逆因果関係はほとんど認められず、女性の経済的自立と異性交際との関連は薄いことが示唆される。

結婚意欲については、モデル3までは両親と同居している女性と他の居住形態の女性の結婚意欲との間には有意な違いはないように思われる。しかし、モデル4においては、非家族同居の女性において結婚意欲が低い傾向が認められる。これは男性の場合と同様に、交際相手の有無を統制したことによる。異性交際の有無といった条件が同じである場合、非家族同居の女性の結婚意欲は、親と同居する女性に比べて低いという関係が統計的に有意である。Goldscheiderら(1987)が解釈しているように親との別居、特に非家族同居の女性において伝統的な家族観が減じられているためといえるのではないか。これを裏付けるように、モデル2において性別役割分業意識を統制すると、非家族同居の女性の結婚意欲が低いという傾向が弱まっており、非家族同居と性別役割分業意識との負の相関が示唆されている。

表5 未婚女性の自立意識、結婚意欲、将来子どもをもつ意思の規定要因に関する重回帰分析
a. 自立意識

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	b	β	b	β	b	β	b	β
定数	-0.309**		-1.198***		-0.611**		-0.741***	
一人暮らし	0.968	0.406***	0.917	0.385***	0.854	0.358***	0.844	0.354***
恋人・友人等との同居	0.867	0.197***	0.806	0.183***	0.803	0.182***	0.749	0.170***
片親との同居	0.353	0.118***	0.313	0.104**	0.329	0.110**	0.323	0.108**
両親との同居 (r)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
満年齢			0.034	0.175***	0.010	0.048	0.011	0.058*
学歴								
短大卒			0.039	0.017	-0.025	-0.011	-0.042	-0.019
大卒			-0.064	-0.033	-0.021	-0.011	-0.030	-0.015
その他 (r)			0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
性別役割分業意識			-0.037	-0.039	-0.019	-0.020	-0.021	-0.022
税込み年収					0.001	0.157***	0.001	0.153***
就業状態								
無職					-0.431	-0.128***	-0.406	-0.121***
パート・派遣					-0.041	-0.018	-0.032	-0.014
正規就業 (r)					0.000	0.000	0.000	0.000
自営・その他					0.010	0.003	0.021	0.006
学生					-0.440	-0.158***	-0.422	-0.151***
異性交際なし (r)							0.000	0.000
異性の友人交際あり							0.137	0.052
恋人あり							0.145	0.075*
婚約者がいる							0.159	0.041
調整済み R ²	0.177		0.209		0.275		0.278	
F 値の変化量	74.65***		11.33***		19.43***		2.55*	
サンプル数	1025		1025		1025		1025	

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10 (調査地域によってクラスタリングしたロバスト標準誤差より算出)

b. 結婚意欲

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	b	β	b	β	b	β	b	β
定数	0.112**		0.271		0.629**		0.228	
一人暮らし	-0.129	-0.051	-0.071	-0.028	-0.086	-0.034	-0.097	-0.038
恋人・其他との同居	-0.188	-0.040	-0.068	-0.015	0.003	0.001	-0.287	-0.062*
片親との同居	-0.102	-0.032	-0.060	-0.019	-0.047	-0.015	-0.096	-0.030
両親との同居 (r)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
満年齢			-0.011	-0.051	-0.026	-0.127***	-0.020	-0.095**
学歴								
短大卒			0.245	0.102**	0.194	0.081*	0.141	0.059*
大卒			0.180	0.088***	0.233	0.113***	0.197	0.096***
その他 (r)			0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
性別役割分業意識			0.176	0.174***	0.183	0.181***	0.182	0.180***
税込み年収					0.001	0.255***	0.001	0.184**
税込み年収の2乗					0.000	-0.215***	0.000	-0.167**
就業状態								
無職					-0.128	-0.036	-0.110	-0.031
パート・派遣					-0.263	-0.110**	-0.231	-0.097*
正規就業 (r)					0.000	0.000	0.000	0.000
自営・その他					-0.212	-0.055***	-0.185	-0.048*
学生					-0.365	-0.123***	-0.315	-0.106***
異性交際なし (r)							0.000	0.000
異性の友人交際あり							0.330	0.118**
恋人あり							0.499	0.243***
婚約者がいる							1.143	0.277***
調整済みR	0.001		0.039		0.077		0.166	
F値の変化量	1.37		11.12***		7.94***		36.85***	
サンプル数	1022		1022		1022		1022	

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10 (調査地域によってクラスタリングしたロバスト標準誤差より算出)

また、未婚女性は年齢が高くなるほど結婚意欲が低下する傾向がある。女性のほうが加齢とともに結婚を望まない傾向が強まるのである。これは男性とは全く逆の傾向であり、年齢が上がるほど男女の結婚意欲に対するミスマッチが大きくなることを示唆している。

さらに、年収については結婚意欲との間に2次曲線の関係が認められた。未婚女性の結婚意欲は、年収400万円を頂点として、それよりも低収入もしくは高収入であるほど低い傾向がみられた。低収入層における低い結婚意欲は、非正規雇用の女性における晩婚化が進行しているとする先行研究の結果と一致する(永瀬, 2002; 樋口・酒井, 2003)。一方、高年収の女性については、結婚によって夫の経済力に依存する必要がないために結婚を選択しないとするベッカーらの経済理論(Becker, 1965)によって説明される。また、女性の上方婚志向が強いわが国(山田, 1996)においては、高収入の女性ほど自分と同等かそれ以上の経済力をもつ男性を見つけることが困難となることも、高収入女性の低い結婚意欲を説明する要因かもしれない。この影響はパートナーシップ変数を統制したモデル4においても5%水準で有意であり、未婚男性の年収と結婚意欲との間に直接的な関係が見られなかったのと対照的な結果である。

c. 子どもをもつ意思

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	b	β	b	β	b	β	b	β
定数	0.112***		1.476***		1.681***		1.380***	
一人暮らし	-0.182	-0.071*	-0.045	-0.018	-0.078	-0.031	-0.106	-0.042
恋人・他との同居	-0.345	-0.072	-0.231	-0.048	-0.153	-0.032	-0.278	-0.058
片親との同居	-0.364	-0.113*	-0.293	-0.091*	-0.293	-0.091**	-0.309	-0.096**
両親との同居 (r)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
満年齢			-0.053	-0.252***	-0.066	-0.313***	-0.061	-0.286***
学歴								
短大卒			0.154	0.064*	0.090	0.037	0.052	0.022
大卒			0.014	0.007	0.015	0.007	-0.002	-0.001
その他 (r)			0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
性別役割分業意識			0.122	0.119***	0.135	0.131***	0.126	0.123***
税込み年収					0.002	0.306***	0.002	0.283***
税込み年収の2乗					0.000	-0.231***	0.000	-0.217***
就業状態								
無職					-0.183	-0.050*	-0.131	-0.036*
パート・派遣					-0.201	-0.083***	-0.174	-0.072***
正規就業 (r)					0.000	0.000	0.000	0.000
自営・その他					-0.221	-0.056**	-0.203	-0.052**
学生					-0.100	-0.033	-0.060	-0.020
異性交際なし (r)							0.000	0.000
異性の友人交際あり							0.151	0.053
恋人あり							0.354	0.171***
婚約者がいる							0.318	0.075
調整済み R ²	0.015		0.092		0.123		0.144	
F 値の変化量	6.13***		22.50***		6.93***		9.43***	
サンプル数	1018		1018		1018		1018	

*** p<.01, ** p<.05, * p<.10 (調査地域によってクラスタリングしたロバスト標準誤差より算出)

(r) : 準拠集団 (reference group)

学歴の影響をみると、モデル2においては短大卒、大卒、その他の学歴の順に結婚意欲が高いという傾向がみられる。しかし、収入や就業状態といった経済条件が一定である場合には、大卒女性の結婚意欲が短大を含むその他の学歴の女性たちよりも高くなっている。このことから、大卒女性の結婚意欲が短大卒女性よりも低かったのは、在学期間が長いことや収入が高いことによってもたらされているといえる。

また、就業形態については、学生や自営・その他の他に、近年増加傾向にあるパートや派遣の女性において結婚意欲が低い傾向が顕著である。収入が高い女性の結婚に意欲が低い一方で、低収入、低学歴、そして不安定な就業状態の女性においても結婚意欲が低いことが明らかである。

将来子どもをもつ意思については、片親家庭および非家族同居の女性において低い傾向がある。片親家庭の女性については、モデルを通してほぼ不変であることから、親の離婚が未婚女性の家族形成に関する意欲を低下させているものと思われる。また、統計的な有意性は検出されなかったものの、非家族同居の女性において子どもをもつ意思が低い傾向がある。結婚意欲と同様に非家族同

居の女性は非伝統的な家族観が強い傾向があると解釈することができる。ただし、日本においては異性と親密な関係をもつほど結婚意欲や子どもをもつ意思が高まる傾向がある。これらの影響が相殺しあうため、両親と同居する未婚女性と非家族同居の未婚女性の家族形成に対する意欲には大きな差がでない結果となっている。

さらに、年齢が上昇するほど子どもをもつ意思が低下する傾向がみられる。この傾向は結婚意欲においてもみられたが、子どもをもつ意思においてはさらに顕著である。高齢出産による肉体的・精神的負担が考慮されているのであろう。性役割分業意識や異性との交際が子どもをもつ意思と正の関係をもつことは結婚意欲と同様である。しかし、異性との交際状況との関係については、結婚意欲ほど強い関係はみられない。年収についてはやはり子どもをもつ意思との間に2次曲線の関係が認められた。出生意向に関しては年収500万円を頂点として、それよりも年収が低いほどもしくは高いほど出産を望まない傾向がみられた。また、子どもをもつ意思と就業状態との関連については、無職や自営・その他、そしてパートや派遣の女性において子どもをもつ意思が有意に低い傾向がみられる。なぜ自営・その他やパート・派遣の女性において、結婚意欲や出生意向が低いのかについては、本分析の結果からは原因を特定することができないが、非正規雇用の女性は結婚確率が低いことが指摘されており(永瀬, 2002; 樋口・酒井, 2003), なんらかの因果関係が存在するのかもしれない。その背景については、今後考察していく必要がある。

未婚女性の自立意識に関しては未婚男性と同様に親との別居や経済的自立が強い影響を与えていることが明らかとなった。一方、結婚意欲および子どもをもつ意思においても男性と同じく、交際相手の有無や伝統的な性役割意識、そして家族形成に対する価値観といった社会的要因が強く作用している。しかし、経済力が未婚女性の結婚意欲や将来の出生意向を強く規定している点が男性とは異なる。また、異性との交際状況を統制すると、親と別居している女性において結婚意欲、子どもをもつ意思ともに低い傾向があることや、年齢とともに結婚意欲が低下すること等、男性とは対照的な結果もみられた。

おわりに

本稿では『少子化に関する自治体調査』の独身者個票データを用いて、未婚者の居住形態と自立、結婚意欲、そして子どもをもつ意思との関連を考察してきた。本稿における主な関心は、未婚者の居住形態が結婚や出産といった家族形成に関する意欲にいかなる影響を与えているのか、またそれらの影響はいかなる社会経済的変数を媒介しているのかを知ることにあつた。各自治体のデータを結合した統合データを用いた重回帰分析によって、未婚者の居住形態は性別役割分業意識や交際相手の有無、そして定位家族において内面化される家族観といった社会的要因と関連することによって未婚者の家族形成に関する意欲に作用していることが示唆された。以下にその概要について述べる。

未婚化傾向の進展とともに、親と同居する未婚者が増加している。パラサイト・シングル(山田,

1999)を巡る議論では、親と同居する若者の自立心の低さが若者の就業キャリアや家族形成に負の影響を与えていると問題視された。分析の結果、若者の自立に関する意識は、居住形態に最も依存することが明らかとなった。男女ともに親と別居している者ほど、親と同居する未婚者よりも自立した生活を送っているという意識が高い。この傾向はひとり暮らしの男女において特に顕著である。また、片親家庭に居住する女性は両親と同居する女性よりも自立意識が高い傾向があることから、家計への繰り入れや掃除、洗濯、炊事をはじめとする身の回りの家事を自ら行うことが自立意識を高めるものと思われる。居住形態のほかにも、年収や正規就業といった経済変数が自立意識を高める影響を与えている。このことから経済的な自立もまた未婚者の自立意識に影響を与える重要な要因であるといえる。

近年増加傾向にある同棲をはじめとする非家族同居においては、家族形成に対する意欲に最も大きな男女差がみられた。男女ともに非家族同居の半数以上は同棲によって占められている(表2)。非家族同居の男性は同居相手との結婚を意図してか、結婚意欲、子どもをもつ意思ともに非常に高いのに対し、非家族同居の女性の結婚意欲は両親と同居する女性とほぼ同水準である。モデルでは異性交際に関する条件が同じである場合、両親と同居する女性に比べて非家族同居の女性の結婚意欲は低いことが示された(表5のb)。このような非家族同居の未婚男女における意欲の差が、現実の結婚・出産行動にどのように反映されるのかは興味深い。

片親家庭に居住する未婚男女は、家族形成に対する意欲が低い傾向が一貫して認められる。欧米では親の離婚が同棲や婚外子出生、早婚と関連することが報告されているが(Cherlin, et. al., 1995; Goldscheider & Goldscheider, 1998; Kiernan, 1992)、日本においては片親家庭の出身者は、男女ともに将来子どもをもつ意思が低いという結果がみられた。片親家庭の出身者は、親の離婚により自らの家族形成に躊躇する傾向があるといえるだろう。このことから、近年における離婚の増加は次世代の少子化を促す方向に作用する可能性が示唆される。ただし、未婚者の家族形成に対する意欲がどの程度現実の行動に反映されるのかについては、今回の分析からは明らかではない。今後も注視していく必要があるといえるだろう。

同棲の広がりや、親の離婚を経験する子どもの増加により、未婚者の居住形態は多様化する傾向にある。今回の分析では居住形態と未婚者の家族形成に関する意識との関連を明らかにするに留まったが、このような居住形態の多様化が今後の人口変動にいかなる影響を与えるのかは引き続き重要な関心となるといえるだろう。

注

- 1) 若者が親元を離れる行動を離家という。
- 2) 性、年齢別(5歳階級)の30歳以降の再婚率を足し上げた値。
- 3) 秩父市調査では独身者が離別経験者や親別居者に偏っている傾向があるため、分析からは除外した。
- 4) 標準化の式は以下によって得られる。 $Z_{ijk} = (y_{ijk} - y_{jk}) / \sigma_{jk}$

Z_{ijk} : 自治体 k におけるサンプル i の項目 j の標準化値, y_{ijk} : 自治体 k におけるサンプル i の項目 j の値,

y_{jk} : 自治体 k における項目 j の平均値, σ_{jk} : 自治体 k における項目 j の標準偏差

以上の式により, 各自治体ごとに平均 0, 標準偏差 1 の正規分布を仮定した場合の各意識得点の変換値が得られる。

- 5) 性別役割分業意識の得点は, 「夫は外で働き, 妻は家庭を守るべきだ」, 「子どもが小さいうちは, 母親は育児に専念すべきだ」, 「夫に十分な収入がある場合, 妻は仕事を持たない方がよい」, 「妻にとって, 自分の仕事を持つよりも夫の仕事の手助けをする方が大切」, 「母親が働くと, 小学校へあがる前の子どもに良くない影響を与える」の 5 項目に対する 4 段階の回答 (1: そう思う, 2: どちらかといえばそう思う, 3: どちらかといえばそうは思わない, 4: そうは思わない) を足し上げ, 標準化した値を用いた。なお, 4 段階回答は再コードし, より伝統的な性別役割意識をもつほど高い値を示すようにした。
- 6) Stata Version7 の regress コマンドおよび cluster オプションを使用した。

参考文献

- Becker, G. S., 1965. "A Theory of the Allocation of Time." *Economic Journal* 75: 493-517.
- Cherlin, A., K. Kiernan, and P. L. Chase-Lansdale, 1995. "Parental divorce in Childhood and Demographic Outcomes in Young Adulthood." *Demography* 32: 299-318.
- Goldscheider, C. and F. K. Goldscheider, 1987. "Moving Out and Marriage: What Do Young Adults Expect?" *American Sociological Review* 52: 278-285.
- Goldscheider, F. K., C. Goldscheider, 1998. "The Effects of Childhood Family Structure on Leaving and Returning Home." *Journal of Marriage and the Family* 60: 745-56.
- Goldscheider, F. K., and L. J. Waite, 1987. "Nest-Leaving Patterns and the Transition to Marriage for Young Men and Women." *Journal of Marriage and the Family* 49: 507-516.
- Kiernan, K. 1992. "The Impact of Family Disruption in Childhood on Transitions Made in Young Adult Life." *Population Studies* 46(2): 213-234.
- Raymo, J. M., 2003a. "Premarital Living Arrangements and the Transition to First Marriage in Japan." *Journal of Marriage and Family* 65: 302-315.
- Raymo, J. M., 2003b. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women." *Demography* 40: 83-103.
- Waite, J. L., C. Witsberger and F. K. Goldscheider, 1986. "Nonfamily Living and the Erosion of Traditional Family Orientations Among Young Adults." *American Sociological Review* 51: 541-554.
- 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 独身者調査より」, 『人口問題研究』, 第55巻, 第4号, 1-15ページ。
- 大石亜希子, 2004, 「若年就業と親との同別居」, 『人口問題研究』, 第60巻, 第2号, 19-31ページ。
- 大谷憲司, 1993, 「婚前交渉, 結婚, 妊娠とパーソナリティ特性」, 『現代日本出生力分析』, 関西大学出版部, 第7章, 167-201ページ。
- 金子隆一, 1994, 「異性との交際」, 『第10回出生動向基本調査: 第II報告書』, 厚生省人口問題研究所, 第4章, 41-51ページ。
- 北村行伸, 2002, 「結婚の経済学」, 『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』, 厚生科学研究政策科学推進研究事業平成13年度報告書, 176-226ページ。
- 厚生労働省, 2004, 『人口動態統計』。
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2004, 『第12回出生動向基本調査: 独身者調査結果の概要』。
- 少子化研究会, 2003a, 『品川区「少子化に関する区民調査」結果報告書』, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進事業 (主任研究者・高橋重郷)「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」(少子化の見通しに関する一般調査プロジェクト)。
- 少子化研究会, 2003b, 『柴町「少子化に関する町民調査」結果報告書』(前掲プロジェクト)。
- 少子化研究会, 2004a, 『多治見市「少子化に関する市民調査」結果報告書』(前掲プロジェクト)。
- 少子化研究会, 2004b, 『八王子市「少子化に関する市民調査」結果報告書』(前掲プロジェクト)。

- 少子化研究会, 2005, 『秦野市「少子化に関する市民調査」結果報告書』(前掲プロジェクト)。
- 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』, 第58巻, 第2号, 22-35ページ。
- 樋口美雄, 酒井正, 2003, 「女性フリーターの増加要因とその後の生活への影響」, 家計経済研究所編, 『家計・仕事・暮らしと女性の現在: 消費生活に関するパネル調査—平成15年版(第10年度)—』, 第2章, 55-70ページ。
- 福田節也, 2003, 「日本における若年者の世帯変動: 離家傾向の推移と近年における居住形態の変化」, 『経済学研究論集』, 第19号, 1-19ページ。
- 山田昌弘, 1996, 『結婚の社会学』, 丸善ライブラリー。
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』, ちくま新書。