

未婚者の交際状況

若年パネル調査 (JLPS-Y) データを用いた二項ロジット分析

平井太規*

要旨

本稿の目的は、パネルデータを用いた二項ロジットモデルによる分析を通して、異性との交際動向を検討することである。周知の通り、過去20年以上にわたって結婚年齢および未婚化率が上昇してきた。多くの既存研究においては、結婚の規定要因が繰り返し検証されてきたものの、社会学的・人口学的なより広い観点から家族形成の動向を検証する上では、交際の規定要因に関する分析も必要となる。こうした点に基づき、本稿では若年パネル調査 (JLPS-Y) データを用いていかなる規定要因によって交際相手が、あるいは異性の友人を保持しているかについて分析を行った。

分析の結果、以下のことが明らかになった。第一に最近のコホートほど交際相手がいる可能性が低下している。第二に、性別問わず、正規雇用などの高い社会経済的資源を保持している場合には、交際相手がいる可能性を高める。第三に、男性は交際において長時間労働、高頻度出勤などの時間的制約を受けず、むしろ交際において有利になる。対照的に、女性においてはそのような時間的制約を受けやすい側面もみられた。

以上から、結婚と同様に異性交際においても階層間格差が存在すると同時に、就労環境による影響も一部でみられることが明らかになった。

キーワード

未婚者、交際、二項ロジット分析

1. 問題設定

本研究の目的は、パネル調査データを用いて未婚者の交際状況を検討することである。近年、結婚動向が大きく変容する中、結婚するかしないか (結婚しているか、していないか) についての研究は多く蓄積されつつあるが、結婚の前段階としての異性交際に関する研究はあまり多くない。しかし、結婚動向をより包括的、多角的に捉える上では、どのような要因で異性交際が成立しているかについ

ても明らかにされる必要がある。

1.1 未婚化・晩婚化の趨勢とその影響

戦後日本において未婚化、晩婚化が表出し始めたのは1970年代後半、高度経済成長が鈍化し始めた時期である。2015年時点での男性の30~34歳の未婚率は47.1%、35~39歳で35.0%であり、女性ではそれぞれ34.6%、23.9%となった (総務省 2015)。また、平均初婚年齢は2015年で夫30.7歳、妻29.0歳となり (厚生労働省 2017)、1975年の26.9歳、24.4歳から約4~5歳上昇した¹⁾。嫡出規範が強く (渡辺 2008)、婚姻関係にない状態での出生

* 正会員、神戸学院大学現代社会学部
e-mail : hirai@css.kobegakuin.ac.jp

がほとんど生じない日本では²⁾、こうした婚姻カップルの減少および結婚のタイミングの遅れは出生動向に影響する。事実、最新の合計特殊出生率(2017年)は1.43であり、これは人口置換水準である2.1を下回る低水準を維持しており(厚生労働省 2018)、「出生動向基本調査」の第14回調査(2010年)では、完結出生児数³⁾が調査開始から初めて2を割り込み、1.96人となった(国立社会保障・人口問題研究所 2017)。2015年の第15回調査においても、1.94人と引き続き2未満となり、今や社会全体における子ども数の減少のみならず、夫婦の出生力そのものの低下を含意して少子化の現象を捉えることが求められよう。このように、結婚動向の著しい変容は、家族形成機会の喪失や遅延、また、次世代再生産にも多大な影響を及ぼすだけでなく、高齢化や人口減少など人口構造の転換にも直結すると考えられる。その意味で、結婚動向は、家族変動の持続と変容といった学術的な観点のみならず、将来的な日本社会の土台を想定する上で政策的にも極めて重要な指標であるため、結婚に関する多くの分析がなされてきた。

1.2 結婚のタイミングに与える影響

結婚動向に関する膨大な研究の蓄積によって、とりわけ代表的な論点は結婚機会における階層間格差の存在(白波瀬 2011; 太郎丸 2011)である⁴⁾。雇用形態によって賃金、社会保険、各種手当など待遇面で大きな開きがあるため、正規雇用であるほど、男女問わず結婚の可能性が拡大する契機となる(永瀬 2002; 酒井・岩松 2005; 吉田 2012; 茂木 2014; 佐々木 2016)。対照的に雇用の不安定とそれに伴う稼働力の低さは結婚の生起確率を低下させ、とりわけこれは男性に顕著である(酒井・樋口 2005; 水落 2006; 津谷 2009; 津谷 2011; 佐々木尚之 2012)。

加えて近年では、雇用の安定性のみならず、そのプラスアルファの要素としての学歴、出

身階層なども人的魅力として求められるようになってきているという(Fernandez et al. 2001)。折しも、1980年代以降、若年層の賃金が低下傾向にあり(太田 2007; Yokoyama et al. 2016)、更に所得格差の拡大(四方 2015)は、家族形成を実践すべく乗り越えなければならぬ経済的障壁を一層高くしてきた。これらが示唆するのは、若年層を取り巻く各種の環境の変化や社会的・経済的制約が強まる中で雇用の安定性に付随、あるいは経済的障壁を補填でき得る本人および親の学歴、自身の生育環境などによる結婚への影響力も小さくない(Blossfeld and Timm 2003; 佐々木昇一 2012)ということである。

実際、学歴でみると大卒以上は教育年数が長いことで就業開始のタイミングがそれ以下の学歴層よりも遅れることもあって結婚タイミングこそ遅れるものの、20歳代後半から30歳代前半頃において、高学歴であるからこそ結婚機会が拡大する効果を発揮するようになる(Raymo and Iwasawa 2005; 野崎 2007; 津谷 2009; Blossfeld and Buchholz 2009; 加藤 2011; 佐々木尚之 2012)。親の学歴や所得、自身の生育環境の豊かさなどでみると、「相対所得仮説」(Easterlin 1980)にあるように、育ってきた世帯の生活水準と自身の今後見込まれる生活水準を考慮した際に、親が経験した水準を上回ることができるかと判断したタイミングで結婚が生じやすいとされる。そのため、親の社会経済的地位の高さに伴って結婚への抑制効果が働き(朝井 2007)、自身の所得水準が親のそれを超過していると結婚の機会拡大につながる(高山ほか 2000)一方で、15歳時の父親職業が管理職以上など、出身階層が高いことでむしろ結婚が早まるという分析もある(加藤 2004)。

1.3 結婚の前段階としての交際の重要性

以上のように、性別やコーホートによって結婚への効果は大なり小なり異なるものの、

学歴や職業、収入といった社会的な地位の指標となり得る社会経済的資源⁵⁾を豊富に持つことが格差社会、不確実な社会状況の中で「結婚の壁」(佐藤・永井・三輪編 2010)を打破することにつながる。ところが、結婚するとしてもそれ以前に超えなければならない壁が存在する。すなわち、「恋愛の壁」(小林 2012)、更にいえば「異性交際の壁」「異性友人の壁」などである。

恋愛結婚が一般化し、自由恋愛が浸透している中で(檜田 2000)、結婚の前段階として、異性との交際がある⁶⁾。政略結婚など親族による介入がない限り、自身が将来のパートナーの候補となる異性と出会い、交際に発展させることが結婚の可能性を広げる上で必要になってきている。

かつて有用なマッチング機能のひとつであった「職縁結婚」(岩澤・三田 2005)が希薄化したことをはじめ見合い結婚や社内結婚などの「共同体的な結婚システム」が弱体化してきた(加藤 2010)。未婚化、晩婚化が顕在

化するまでの時代においては上司、同僚、親族、近所の人々などが結婚や交際の相手を紹介し、介入するといった作用も働いていたが、結婚そのものが「個人の裁量」としての選択行動(Smits 2003)として強調されることの多い社会に移行してきた。その意味で、結婚の実現のために果たすべきライフイベントとして恋愛や交際の重要性が高まっている。

ところが、表1および2にあるように、未婚者で交際相手がいる割合が男性では2005年以降、女性では2002年以降減少傾向にあり、2015年時点で交際相手がおらず異性の友人もいない層が男性で7割弱、女性で6割弱にまで増加している。交際相手なしに限定してみると、そのほとんどが異性の友人を持っていない。交際もさることながら、異性の友人をもつ糸口さえつかめていない未婚者が非常に多いことがうかがえる。

以上の社会的背景を踏まえ、より包括的に家族形成動向を把握するためには、結婚のみならず、結婚の前段階としての異性との交際

表1 男性未婚者(18~34歳)による交際状況の推移

	1987年	1992年	1997年	2002年	2005年	2010年	2015年
婚約者あり	2.9	3.2	2.9	2.7	2.9	1.8	1.6
交際相手あり	19.4	23.1	23.3	22.4	24.3	22.8	19.7
交際相手なし：異性友人あり	23.6	19.2	15.3	11.3	14.0	9.4	5.9
交際相手なし：異性友人なし	48.6	47.3	49.8	52.8	52.2	61.4	69.8
不詳	5.5	7.2	8.7	10.9	6.6	4.6	3.1
N	3299	4215	3982	3897	3139	3667	2705

注：数値は%，Nは各調査年における未婚者数

出所：「出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所 2017)より筆者作成

表2 女性未婚者(18~34歳)による交際状況の推移

	1987年	1992年	1997年	2002年	2005年	2010年	2015年
婚約者あり	4.6	3.9	3.8	3.9	4.8	3.1	2.9
交際相手あり	26.2	31.6	31.6	33.1	31.9	30.9	27.3
交際相手なし：異性友人あり	25.4	19.5	15.9	12.4	12.9	11.9	7.7
交際相手なし：異性友人なし	39.5	38.9	41.9	40.3	44.7	49.5	59.1
不詳	4.3	6.3	6.8	10.2	5.7	4.6	3.0
N	2605	3647	3612	3494	3064	3406	2570

注：数値は%，Nは各調査年における未婚者数

出所：「生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所 2017)より筆者作成

状況などについても着目していく必要がある(村上 2010; Ishida 2013)。そこで本研究では、パネル調査データを用いて未婚者の交際状況を検討する。

2. 未婚者の交際の動向に関する先行研究の整理

前章にあるように結婚動向に関する既存研究が豊富にあるのとは対照的に、未婚者の交際動向に焦点を当てた研究は多くはない。多くの社会調査では結婚歴に関するあらゆる調査項目が設定されているのに対して、交際歴に関する情報はほとんど得られてこなかったからである。

そうした背景の中で、交際を促進および阻害する規定要因を明らかにした数少ない研究のひとつに中村・佐藤(2010)がある。中村・佐藤は20代の男女を対象に行った調査の結果に対して、特定の異性の交際相手の有無を従属変数にしたロジスティック回帰分析を行った。その結果、男性は収入が高いほど、職場の独身異性の人数が多いほど、友人つきあいの頻度が多いほど調査時点において交際相手がいる確率が高かった。企業規模では大きくなるほど交際相手がいる場合のオッズ比が小さくなっているものの、年収に比例してオッズ比は高くなるように、社会経済的資源の大きさは結婚同様、交際においても有利なようである。また、職場内の独身異性の人数がほとんどいない状況と比較して、多い場合であると交際相手がいるオッズ比が高くなり、職場環境や対人関係も交際相手の有無に大きく影響している。女性ではパートであるほど、また休日出勤の頻度が多いほど交際相手がいなかった。勤務形態では正社員と比べパートでは交際相手の有無に関するオッズ比が小さくなっている。また、休日勤務がほとんどないのに比べ、回数が増えるにつれて交際相手がいる場合のオッズ比が小さくなっていた。正規雇用という社会的地位の安定に加え、時間的余裕

が交際を後押ししていることが見出された。

佐々木昇一(2012)は男性に限定してリカーシブ2変量プロビットモデルを用いて、出会いの機会を媒介として交際状況に与える要因を推定した。その結果、非正規では出会いの確率は高くなるものの、最終的な交際の確率は低くなる。つまり、交際のきっかけ自体は正規雇用よりも非正規雇用で有利となっている反面、実際に交際に発展させるためには安定的な収入を必要としており、結果的に非正規といった就業上の不安定は、交際更には結婚においても不利に働くとしている。

桶川(2013)は「異性の交際相手がいないかつ異性の友人もない」を男女別・年代別にロジスティック回帰分析で検証した。男性では、20代では正規雇用であると、30歳以上では収入がより多いと、またいずれの年代においても職場以外で仕事上、異性と出会う機会が多いほど、習い事・趣味・娯楽先の異性の人数が多いほど有意に交際相手がいるか異性の友人がいる。30歳以上では、職場内の独身異性の人数も有意に交際相手や異性の友人の有無に影響していた。また、気軽な相談相手がいることも有意に交際相手や異性の友人がいることにつながる。女性では雇用形態こそ有意になっていないが、30歳以上では収入が多いほど有意に交際相手もしくは異性の友人がいる。加えて、男性とほぼ同様であるが双方の年代において、職場内の独身異性が多いほど、職場以外で仕事上、異性と出会う機会が多いほど、習い事・趣味・娯楽先の異性の人数が多いほど、気軽な相談相手がいるほど有意に交際相手か異性の友人がいる傾向にあった。

以上の先行研究から、性別問わず雇用や所得による交際相手の有無への影響が極めて大きいことが見出された。非正規雇用の増加を始め経済的な不安定は結婚のみならず、未婚者の交際状況にまで影響を及ぼしている実態が浮かび上がってくる。また、自身の周辺に

どれだけ異性がいるかといった環境的な条件も交際状況に影響するといった興味深い知見が明らかにされてきた。ただし、桶川 (2013) では交際相手と異性友人の有無をセットにした従属変数を用いて分析されている。確かに田中 (2010) が指摘するように、異性の友人を持つことは交際、更には結婚への進展につながる可能性を有する。そのため、異性の友人の有無についても検証する必要性があるものの、交際相手がいることと異性の友人を持っていることでは次元が異なる状況であるので、これについては区分して再検討を行う必要があるだろう。

なお、本節で提示した先行研究では、いずれも経済産業省の「少子化時代の結婚産業の在り方に関する研究会」が実施した調査データで⁷⁾、インターネットモニターを通じて収集されたデータが使用されている。中村・佐藤自身も言及しているが、インターネット調査においては代表性に問題がある点がしばしば指摘されている (Fralely 2007)。その意味で、ランダムサンプリングされた社会調査データを使用し、先行研究の妥当性を検証する必要がある。また、いずれの先行研究もあ

る一時点のみにおける状況を分析したものであるが、交際相手や異性の友人の有無といった状況は常に変動し得るものであるため、一定期間以上の状況が把握し得るデータにて検証するのがより正確な動向を把握する上で有用となるだろう。これらの要件を満たす上ではパネル調査データが必要となるが、近年ではパネル調査データは増加傾向にあり (野村総合研究所 2012)、その中には未婚期におけるライフコースの経年的変化に関する情報も収集されるようになってきている。以上の先行研究の知見および課題に鑑みて、第3章で本研究の分析枠組みを提示する。

3. 分析枠組み

3.1 データ

分析に使用するのは、東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトとして実施された「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」の「若年パネル調査 (JLPS-Y)」の二次データである⁸⁾。この調査は、1972年から1983年までの出生コーホートである若年層を対象に家族、仕事・職業、学歴、青年期の暮らし、健康状態など多岐に渡る調査項目

表3 JLPS-Yデータの概要

調査対象	日本全国に居住する20～34歳の男女 (2006年12月時点)					
調査地域	全国					
標本抽出	層化2段無作為抽出					
	継続調査			追加調査		計
	調査年	有効回収数	回収率	有効回収数	回収率	総回収数
サンプルサイズ	2007年 (w1)	3367	35%			3367
	2008年 (w2)	2716	81%			2716
	2009年 (w3)	2443	79%			2443
	2010年 (w4)	2174	73%			2174
	2011年 (w5)	2232	76%	712	32%	2944
	2012年 (w6)	2121	79%	542	76%	2663
	2013年 (w7)	2038	79%	517	73%	2555
	2014年 (w8)	1989	81%	493	70%	2482
	2015年 (w9)	1933	81%	461	66%	2394

注：回収率は継続調査、追加調査ともに有効回収数÷アタック数×100で算出したもの。2011年 (w5) の継続調査において、復活サンプルがあるため前年より有効回収数が増加している。

出所：SSJDA ホームページ (<https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=PY090>) より一部引用して筆者作成

が設定されており、結婚や交際などについても時系列的に把握できることから本研究に最適といえる。調査開始の2007年(w1)では総アタック数9771のうち、有効回収数は3367、回収率は35%であり、2011年(w5)からは追加サンプルも設定された。調査対象、調査地域、標本抽出、サンプルサイズ等の詳細については表3の通りである。2019年5月時点で、2007年(w1)から2015年(w9)年までの9年分のデータが一般利用可能となっているが、2008年(w2)のみ交際状況に関する情報が不足しているため、これを除く8年分のデータを使用し、観測された期間内に未婚の時期がある男性1037人、女性900人を分析対象とする⁹⁾。

3.2 変数と分析手法

分析に際して「0 = 交際相手なし」「1 = 交際相手あり」のカテゴリカルな変数を従属変数と設定し¹⁰⁾、二項ロジットモデルに基づいて分析する。パネルデータであるJLPS-Yの特性を活かし、表4のようなパーソンイヤー

データに置き換え、w1とw2~w9をプールしたデータにする。例として、表4の架空のデータでは、ID=1では6年間分のデータがあり、それらを上から下の順に時系列に各変数を整理している。例えば、性別と学歴は時間が経過しても基本的には変わらないものなので同じ数値となっている。一方、年齢は1歳ごとに上がっていくので、20歳、21歳と1歳刻みに下に続いており、職業や労働時間、イベントなども各調査時点における状況が経年的にどのように変化しているかを表している。観測可能な最大8年のうち平均観測期間が男性全体3.88年、女性全体3.68年であり(表5)、男性1037人、女性900人それぞれをすべてパーソンイヤーデータに置き換えたところ、男性3542ケース、女性2994ケースが実際の分析に使用された。このため、同一の個人が複数回分のケースとしてデータ化されている。なお、この中には学生は含まれておらず、観測されたのはすべて学業を終えている社会人である。

分析は2段階で行い、最初にすべてのケー

表4 パーソンイヤーデータ例

ID	性別	学歴	年齢	職業	労働時間	交際状況
1	2	3	20	2	4	1
1	2	3	21	2	4	1
1	2	3	22	2	4	1
1	2	3	23	1	8	1
1	2	3	24	1	10	1
1	2	3	25	1	12	3
2	1	2	23	1	7	1
2	1	2	24	1	7	2
2	1	2	25	3	0	1
2	1	2	26	1	9	2
3	1	4	29	2	3	2
3	1	4	30	2	5	2
3	1	4	31	1	10	2
3	1	4	32	1	10	3
3	1	4	33	1	8	3
3	1	4	34	1	8	2
4	2	4	28	2	3	2
4	2	4	29	1	10	3
4	2	4	30	1	14	3

表5 各変数の記述統計

変数	男性				女性			
	全体 (N=3542)		有職者 (N=3080)		全体 (N=2994)		有職者 (N=2598)	
	Avg	S.D.	Avg	S.D.	Avg	S.D.	Avg	S.D.
観測期間	3.88	2.33	3.94	2.31	3.68	2.25	3.76	2.22
年齢	31.02	4.83	30.96	4.81	29.39	4.61	29.38	4.60
	N	%	N	%	N	%	N	%
従属変数								
交際相手なし	2727	77.0	2338	75.9	1884	62.9	1606	61.8
交際相手あり	815	23.0	742	24.1	1110	37.1	992	38.2
出生コーホート								
1972-75年	1023	28.9	857	27.8	460	15.4	390	15.1
1976-79年	856	24.2	745	24.2	740	24.7	629	24.2
1980-82年	736	20.8	651	21.1	654	21.8	575	22.1
1983-86年	927	26.2	827	26.9	1140	31.8	1004	39.6
最終学歴								
高校以下	1099	31.0	929	30.2	626	30.9	506	19.5
専門・短大・高専	722	20.4	616	20.0	1182	39.5	1044	40.2
大学以上	1721	48.6	1535	49.8	1186	39.6	1048	40.3
職業								
正規	2391	67.5	2289	74.3	1903	63.6	1784	68.7
非正規	628	17.7	583	18.9	817	27.3	753	29.0
その他	219	6.2	208	6.8	69	2.3	61	2.3
無職	304	8.6	-	-	205	6.8	-	-
就業時間：1日あたり								
7時間以下	-	-	200	6.5	-	-	299	11.5
8時間	-	-	1053	34.2	-	-	1088	41.9
9-11時間	-	-	1360	44.2	-	-	1048	40.3
12時間以上	-	-	467	15.2	-	-	163	6.3
就業日数：月あたり								
20日以下	-	-	1065	34.6	-	-	1088	41.9
21-22日	-	-	892	29.0	-	-	814	31.3
23-24日	-	-	434	14.1	-	-	365	14.0
25日以上	-	-	689	22.4	-	-	331	12.7
居住形態								
一人暮らしでない	2665	75.2	2269	73.7	2429	81.1	2082	80.1
一人暮らしである	877	24.8	811	26.3	565	18.9	516	19.9
交互作用								
大卒以上×12時間以上	-	-	265	8.6	-	-	94	3.6
大卒以上×25日以上	-	-	234	7.6	-	-	98	3.8
正規雇用×12時間以上	-	-	403	13.1	-	-	145	5.6
正規雇用×25日以上	-	-	163	5.3	-	-	75	2.9

スを対象に出生コーホート、年齢、最終学歴、職業（雇用形態）など先行研究でも多く検証されてきた社会経済的変数を投入する。ここでは職業に無職¹¹⁾のカテゴリーを設定してい

ることで、主に有職や無職かでどのような差異があるのかに焦点を当てて検証する。なお、先行研究では収入のような個別具体的な社会経済的変数も含まれていたが、雇用形態と収

入には関連性が強い、例えば正規雇用では収入の平均が相対的に高く、非正規雇用、無職なるにつれて低くなるのが予想され、多重共線性を避ける意味でも本研究では投入しないこととした。また、居住形態として一人暮らしダミーも投入する。実家暮らしであるか否かで時間的、金銭的自由度が異なり、交際状況に何かしらの影響を与えていると考えられるためである。

次に有職者に限定した分析を行う。社会経済的変数に加えて、1日あたりの就業時間と月あたりの就業日数を投入し、就業環境に関する影響も検証する。本稿で繰り返し言及しているように、若年層を中心に非正規雇用が増加し、雇用の不安定化が生じているが、その反面正社員ひとりあたりの仕事量、負担が増大し、長時間労働がより常態化しているこ

とで、そうした時間的制約が余暇や趣味、娯楽ひいては交際、異性との出会いの時間をも減少させてしまいかねない(北村・坂本2007)。北村・坂本の分析では年間労働日が250日以上で週あたり60時間以上の長時間労働では、バブル崩壊以降の世代において結婚しているオッズ比が有意に負となっていたが、交際状況においても労働時間および日数による何らかの影響があるかもしれない。以上の枠組みに基づく分析の結果を第4章に示す。

4. 未婚者の交際相手の有無に関する規定要因

交際相手の有無に関する二項ロジット分析の結果について表6、表7をみていきたい。各表ともオッズ比が高くなるほど、交際相手がいる可能性が高まることを示している。な

表6 交際相手の有無に関する二項ロジット分析(1)全体

変数	男性 (N=3542)		女性 (N=2994)	
	b	Exp(b)	b	Exp(b)
出生コーホート				
1972-75年 (基準)				
1976-79年	-0.305	0.737*	-0.461	0.630**
1980-82年	-0.362	0.697*	-0.527	0.591**
1983-86年	-0.460	0.631**	-0.550	0.577**
年齢一乗項	-0.115	0.891	0.174	1.190
年齢二乗項	0.000	1.000	-0.005	0.995*
最終学歴				
高校以下 (基準)				
専門・短大・高専	-0.305	0.737*	-0.105	0.901
大学以上	0.034	1.035	-0.273	0.761*
職業				
正規 (基準)				
非正規	-0.507	0.602**	-0.304	0.738**
その他	-0.179	0.836	0.240	1.272
無職	-0.677	0.508**	-1.031	0.357**
居住形態				
一人暮らしダミー	0.261	1.298**	0.160	1.174
定数項	2.644	14.076	-0.615	0.541
-2LL	3669.657		3771.016	
χ^2	151.398**		177.167**	
df	11		11	
Nagelkerke R ²	0.063		0.078	

**p<0.01, *p<0.05, +p<0.10

お、各表の一番下にあるNegalkerke R^2 は、モデルの当てはまり具合を示した決定係数である。いずれの分析結果においても、これらの決定係数は決して高いとはいえないが、各変数による影響の有無が一定以上確認できるため、ここでは決定係数の大きさはさほど重視しないこととする。まず表6であるが、出生コーホートでは、男性は出生年が遅くなるにつれて、有意に負となっている。つまり、より若い世代ほど交際相手がいない可能性が高い。女性でも男性同様に近年のコーホートほど有意に負であった。最終学歴でみると、男性では高校以下と比べて専門・短大・高専であると、女性では大学以上であると有意に負となるといった学歴効果がある。学歴が高くなるほど交際相手がいる/いない可能性が高まる、といったような明確な関係性があるわけではなく、学歴効果は性別によって異なり、とりわけ、高学歴女性において交際相手を見つける難しさが示されたといえる。

職業では、性別問わず正規に比べて非正規と不安定な就業状況にあると、交際相手がいる可能性が有意に低くなる。更には、無職であっても同様に低くなり、無職のオッズ比は非正規よりも小さい。つまり、無職であると、交際相手がいる確率が正規と比較して男性で約50%、女性で約64%低下する。このように、労働市場から離れていると社会的接点が希薄になることの影響が作用するためか、交際のきっかけを失ってしまいやすい状況になる。また、一人暮らしダミーは男性のみ有意となり、居住形態による影響もみられる。

続いて、表7の左側から有職者に限定した分析結果をみていこう。model 1は出生コーホート、年齢、最終学歴、職業、1日あたりの就業時間、月あたりの就業日数、居住形態を投入し、model 2では交互作用項を追加した。男性のmodel 1では、出生コーホート、最終学歴、職業などの効果は表6とさほど変わらない。就労環境による影響をみると、1日

あたりの就業時間が8時間と比較して12時間以上であると、また月あたりの就業日数が21-22日と比較して、25日以上であると、有意に交際相手がいる可能性がそれぞれ約30%高まる。先行研究の結果から、就業時間が長くなり、とりわけ長時間労働の領域に入っていると、交際状況に負の影響をもたらすと予想していたが、むしろ交際相手がいる可能性を拡大させる効果を発揮していた。また、月あたりの就業日数では25日以上と月の8割以上の出勤があるなど、多忙であるほど交際相手がいる可能性が高いといったように、時間的制約はむしろ交際に有利な条件となっているようである。ただし、model 2では有意になっておらずその効果は消失している。「大卒以上×12時間以上」のように高い社会的資源と時間的制約の強さによる相乗効果を合わせて検証をした結果、変数単体としての影響力が消失している結果となり、交互作用項はいずれも有意にはなっていない。なお、一人暮らしダミーも有意になっていないように、男性の有職者においては居住形態による影響はみられない。

表7の右側は女性の交際状況における分析結果である。出生コーホートは近年のコーホートほど、最終学歴では大卒以上であると、職業では非正規雇用であると交際相手がいる場合のオッズ比が有意に負となる傾向は表6と大きく変わらない。1日あたりの就業時間ではmodel 1において、7時間以下であると有意に正となる。ただし、交互作用項を投入したmodel 2でみると、有意になっておらず、対照的に12時間以上と就業日数の25日以上では有意となっている。つまり、就業時間が8時間と比較して12時間以上であると3.562倍、就業日数では21-22日と比較して25日以上であると1.349倍、交際相手がいる可能性が高まる。男性同様に、就業時間の長さや就業日数の多さは交際の障壁とはなり得ず、むしろ交際相手がいる可能性を広げることにな

表7 交際相手の有無に関する二項ロジット分析(2)有職者のみ

変数	男性 (N = 3080)				女性 (N = 2598)			
	model 1		model 2		model 1		model 2	
	b	Exp(b)	b	Exp(b)	b	Exp(b)	b	Exp(b)
出生コーホート								
1972-75年 (基準)								
1976-79年	-0.384	0.681*	-0.408	0.665*	-0.454	0.635*	-0.446	0.640*
1980-82年	-0.322	0.725 ⁺	-0.345	0.708 ⁺	-0.498	0.608*	-0.519	0.595*
1983-86年	-0.420	0.657 ⁺	-0.430	0.650 ⁺	-0.431	0.650 ⁺	-0.450	0.638 ⁺
年齢一乗項	-0.161	0.852	-0.160	0.852	0.190	1.209	0.182	1.200
年齢二乗項	0.001	1.001	0.001	1.001	-0.005	0.995*	-0.005	0.995*
最終学歴								
高校以下 (基準)								
専門・短大・高専	-0.332	0.718*	-0.322	0.725*	-0.128	0.880	-0.124	0.883
大学以上	0.118	1.126	0.013	1.013	-0.268	0.765*	-0.205	0.815 ⁺
職業								
正規 (基準)								
非正規	-0.442	0.643**	-0.482	0.618**	-0.211	0.810*	-0.248	0.780*
その他	-0.253	0.776	-0.292	0.747	0.174	1.190	-0.043	0.958
就業時間：1日あたり								
7時間以下	-0.223	0.800	-0.223	0.800	-0.283	0.754 ⁺	-0.241	0.786
8時間 (基準)								
9-11時間	0.119	1.127	0.122	1.129	0.018	1.018	0.012	1.012
12時間以上	0.272	1.313*	0.437	1.548	-0.054	0.947	1.270	3.562*
就業日数：月あたり								
20日以下	0.031	1.031	0.044	1.045	0.021	1.021	0.014	1.015
21-22日 (基準)								
23-24日	-0.059	0.943	-0.075	0.927	-0.038	0.963	-0.038	0.963
25日以上	0.263	1.301*	0.053	1.055	0.082	1.086	0.300	1.349 ⁺
居住形態								
一人暮らしダミー	0.107	1.113	0.112	1.119	0.159	1.173	0.183	1.200 ⁺
交互作用								
大卒以上×12時間以上			-0.066	0.936			0.363	1.438
大卒以上×25日以上			0.550	1.734			-0.760	0.468
正規雇用×12時間以上			-0.167	0.846			-1.661	0.190**
正規雇用×25日以上			-0.082	0.921			0.035	1.035
定数項	3.184	24.150	3.283	26.662	-1.064	0.345	-0.917	0.400
-2LL	3256.094		3250.285		3328.711		3312.045	
χ^2	145.000**		150.809**		126.390**		143.056**	
df	16		20		16		20	
Nagelkerke R ²	0.069		0.071		0.065		0.073	

**p<0.01, *p<0.05, ⁺p<0.10

る。しかしその一方で、「正規雇用×12時間以上」では有意に負となっているように、正規雇用と12時間以上の労働においてはそれぞれにおいては有意に正となる効果があるが、その両面を兼ね備えていると、かえってその

効果を打ち消すことになる。このように、時間的制約が強まることで大きな社会経済的資源を持っていたとしても、交際相手がいる可能性を低下させる側面も一部みられた。

5. 結論

本稿ではパネルデータのJLPS-Yの二次データを用いつつ、未婚者の交際状況について検討した。先行研究では扱われていないランダムサンプリングによる大規模社会調査データにより検証すると同時に、就業時間や就業日数など就労環境による影響を交えて検証してきたことを通して、未婚者の交際動向の一端を明らかにしてきたことに意義がある。分析によって明らかになったことをまとめる以下3点となる。

第一に、最近のコホートほど交際相手がない可能性が高まっている。分析では年齢や学歴、職業などがコントロールされており、それらの時代的变化とは独立に未婚者の交際状況の変化が生じていると考えることができる。「出生動向基本調査」では、未婚者の結婚意思における「いずれ結婚するつもり」が直近の第15回調査(2015年)においても男性85.7%、女性89.3%と今なお9割近くを占めているものの(国立社会保障・人口問題研究所2017)、男性では第9回調査(1987年)以降、女性では第13回調査(2005年)以降微減し続けている。同時に「一生結婚するつもりはない」が男性では第15回調査においてはじめて10%超となり、女性においても8.0%となっているように、結婚をライフコースとして考えていない傾向が目立つようになってきた。これらに起因していることの証左である可能性がある。また、スマートフォンやインターネットのますますの普及が対人関係への関心を薄れさせていることもあるかもしれない。更には、近年では一定の時間内において定額で恋人—正確に言えば恋人役の人—を「レンタル」できる新しいサービスも普及するなど、従来の人間関係とは別の領域で良くも悪くも多種多様な対人関係を金銭で形成できてしまう環境にもなっている¹²⁾。また、実在/架空問わずメディア上でロマンス対象—例えばアイドル、映画スター、ミュージ

シャン、キャラクターなどが存在する「バーチャルな恋愛(関係)」(山田2017)による影響も少なからずあるのかもしれない。これらに関する実態の詳細は定かではなく、推測に過ぎないが、自身を取り巻く様々な環境の影響を受けていることは十分に考えられよう。

第二に、無職や非正規は交際相手がいる可能性を著しく低下させるように、雇用形態による影響の大きさが顕著に表れており、より不安定な地位にいることは、異性交際の機会から遠ざかってしまう。結婚する/しないにおいても、非正規雇用や無職は可能性を低下させることから、就業上の階層間格差は結婚のみならず、未婚時の交際においても存在するといっている。学生時代と異なり、社会人の未婚者においては、交際相手がいることは将来的に結婚することと結びつけて考える機会も少なくないだろう。とりわけ20~30代はより結婚する/しないが現実味を帯びようになるため、交際相手を持つことに際して結婚相手の候補となり得るかを見定めた行動を選択しているのかもしれない。それ故に、結婚動向に類似した交際状況の実態が階層間格差として表れているのではないだろうか。また、交際相手がいる場合には、いずれもない場合と比べて、交流や社交の機会が増加することは想像に難くない。それに伴う出費も重なるため、正規雇用といった雇用の安定性による効果が必然的に表れるのかもしれない。

第三に、就労環境の影響では男女ともに就業時間が長い、また就業日数が多いことで交際相手がいる可能性を高めるなど、就労上の制約があることが有意に正となる結果であった。男性では、高学歴や正規雇用であっても時間的な制約を受けて異性の交際相手を持つ上で、不利になるといったことはみられなかった¹³⁾。これはどのように解釈できるだろうか。一般論として、就業時間が長くなるほ

ど残業代を含めて賃金が増加し、異性との交際、交流に費やせる余裕が生じることに起因している可能性がある。加えて、長時間仕事に従事していることで、仕事に精を出す魅力的な人と映るのだろうか。対照的に女性では、男性と同様に長時間労働と就業日数の多さ自体は交際相手がいる可能性を高める効果がみられるものの、正規雇用のような高い社会経済的資源を有しつつ就業時間が長い多いことを兼ねていると、相乗効果があるところか、かえって交際相手を持つことに不利になるように時間的制約の影響を受けやすい側面も見受けられる。視点を変えれば、時間上の都合を上手につけながら、交際の契機を最大化する、あるいはその能力が男性以上に長けているともいえるかもしれない。

以上の分析結果、とりわけ就労環境による影響をみると、性別によって程度の差があるものの、長時間労働が交際相手の有無に正の影響をもたらすものとなる。しかし、政策的な観点からみると、長時間労働は決して推奨されるべきものではないことは自明である。特に、1日の就業時間が10時間超の場合、法令に違反している可能性も高く、また心身の健康を害しやすい。その意味で、本稿の分析結果通りに就業に従事する時間を多く確保することで交際機会を拡大しても、かえって交際自体が充実しないことになるのではないかと懸念も払拭できない。いずれにせよ、本稿の分析結果とは正反対に、時間的余裕があることで交際機会が拡大するような施策を講じるのがのぞましい。折しも、昨今「働き方改革」が試みられているが、これによって結婚および異性交際に際してどのような影響の変容があるのか引き続き注視していくこと

も求められる。

本研究における今後の研究課題は次の通りである。第一に、観測期間は最大で8年と決して十分な長さとはいえない。第二に、交際状況は年単位での情報であり、月単位のように決して細かく調査されているわけではない。実際には、データ以上に交際状況は頻繁に変容している可能性があり、そうした動向を具体的に分析できているわけではない。第三に、JLPS-Yは2007年(w1)の回収率が35%と極めて低いものであるため、サンプルに偏りがあることも考えられる。一般的には、低階層であるほど回収率が下がるため、それらをデータとして収集できていないことも否定できない。第四に、交際状況について本人の恣意的な判断によるもので、客観的な指標に基づくものではないことに留意する必要がある。交際状況を尋ねる際、交際の定義を提示した上で回答者に判断し回答してもらうような質問紙上の工夫が必要になってくるかもしれない¹⁴⁾。第五に、本稿では先行研究の妥当性を代表性のあるデータを用いて検証することを最優先に行うべく、交際の規定要因として社会経済的資源と就業環境による影響を中心に検証を分析した。なお、JLPS-Yでは、「交際してみたい異性と出会うために、やってみたこと」として交際を実現するために実際に行った行動に関する調査項目もある。こうした行動が、少なからず交際相手の有無に影響している可能性もあるかもしれないので、別の機会に検討することとしたい¹⁵⁾。以上の課題をすべてクリアするのは決して容易なことではないが、より精確なデータ分析を通して本研究の分析結果を改めて検証していくことが求められる。

付記

データの使用に際して東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター(SSJDA)に申請し、許可を得ました。

注

- 1) いずれも初婚同士、つまり結婚相手も初婚の場合の数値である。なお、結婚相手が再婚であると、初婚同士の平均年齢よりも高い傾向にある。
- 2) 『平成27年版厚生労働白書』によると日本の婚外子率は2.11%であり、これは米国38.50%。英国43.66%、仏国43.66%、独国29.96%などの先進諸国と比較してたいへん低い。
- 3) 『出生動向基本調査』において完結出生児童数とは、「結婚持続期間（結婚からの経過期間）15～19年夫婦の平均出生子ども数」（国立社会保障・人口問題研究所 2017）と定義されている。「夫婦の最終的な平均出生子ども数」とみなされ、「夫婦の子ども数」と表記されることもある。
- 4) 経済的安定性が結婚に有利である傾向は日本のみならず欧米でも確認されている。欧米においてもとりわけ男性において正規雇用ないしは家族扶養の条件が整っていない場合においては未婚、カップル自体が成立している場合には婚姻関係には移行せず同棲にとどまっていることが示されている（Oppenheimer et al. 1997；Clarkberg 1999；Lehrer and Chen 2013）。
- 5) 「社会的資源」と表現されることが多いが、「社会的資源」には地位、情報、経験、威信なども含まれるため、それらと区別する意味で主に社会学分野で「社会経済的資源」と表記されることがある。本稿ではそれに依拠して、学歴や職業などを「社会経済的資源」としている。
- 6) 恋愛結婚と見合い結婚の割合は2015年で87.7%、5.5%である（国立社会保障・人口問題研究所 2017）。
- 7) 中村・佐藤（2010）では「未婚者アンケート調査」データ、佐々木昇一（2012）と桶川（2013）では「結婚相談・結婚情報サービスに関する調査」データが使用された。
- 8) JLPS-YはJapanese Life Course Panel Surveysの略称であり、Yは若年層のYoungを意味している。ちなみに二次データとは別の研究者および機関が実査を行い、収集したデータのことである。二次データを使用した分析を二次分析といい、本研究も二次分析による研究成果である。
- 9) 未婚者のうち、婚約者がいる場合は婚姻状態にはないものの、広義の既婚者としてみなして分析から除外した。また、パネルデータの特性を考慮して、2年以上の情報が脱落しているケースも除外した。
- 10) JLPS-Yでは未婚者に対する交際相手の有無について「1. 婚約者がいる 2. 特定の交際相手がいる 3. 現在はいない」の設問が設定されている。このうち、上記の6)の通り1を回答しているケースを除外し、2を選択している場合には「交際相手あり」とし、3を「交際相手なし」とした。なお、「交際相手なし」を選択した回答者には異性友人の有無も尋ねており、細かくは「交際相手なし＝異性友人あり」「交際相手なし＝異性友人なし」となるが、異性友人の有無については本研究では考慮しないこととした。
- 11) 本研究における無職とは、正規雇用になっておらず、またアルバイト等も一切していないように、労働市場にいない状態を示す。そのため、例えば正規雇用ではないがアルバイトをしている場合には、「非正規」としてカテゴライズされている。なお、「正規」「非正規」は何らかの企業や団体に属しており、「その他」はそれらには属さない自営業、自由業、家族従業員、農業・漁業・林業などの職業である。以上から、本稿では有職者は正規雇用、非正規雇用、その他の3分類となる。
- 12) 山田（2017）はこれらの一例（かつ極端な）として、キャバクラ、クラブ、性風俗産業などを挙げている。
- 13) ただし、既述のとおり長時間労働は結婚の可能性を低下させる要因ともなり得る。結婚生活において男性（夫）の家事・育児参加が求められている中、長時間労働の男性は忌避されやすいとも考えられるからである。
- 14) JLPS-Yではフェイスシートで性別を男性、女性の2択で回答するようになっており、交際状況においても「異性と交際」が前提となっている節がある。これは、心身共に性認証が一致している人々を前提とした上で、交際を男女間の異性交際として自明視していると考えられよう。本稿ではそれに基づいた分析を行ってきたが、近年、LGBTQなど性の多様化が指摘される中で交際状況も単なる異性同士の関係性という枠組みだけでは捉えられない状況になりつつある。そうした視点も含めた質問紙設計を検討していく必要もある。
- 15) その他に、結婚に対する価値観による影響も検討したが、これについてはむしろ交際相手がいる

/いないによって結婚への価値観が変わるという図式が想定されることから(釜野 2008), 本稿の分析枠組みからは外してある。

参考文献

- 朝井友紀子 (2007) 「日本における初婚のイベントヒストリー分析 — 周囲の社会経済状況が初婚に及ぼす影響 —」東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター二次分析研究会編『家族形成に関する実証研究』, pp.12-31
- 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』第535巻, pp.16-28
- 太田聰一 (2007) 「労働市場の地域間格差と出身地による勤労所得への影響」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム [Ⅲ] 経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, pp.145-172
- 桶川 泰 (2013) 「異性との交際が不活発な男性・女性はどのような人々か — 未婚者調査を用いたロジスティック回帰分析の結果から —」『国際文化学』第26巻, pp.49-65
- 梶田美雄 (2000) 「恋愛と結婚」増子勝義編『新世紀の家族さがし』学文社, pp.100-115
- 加藤彰彦 (2004) 「未婚化・晩婚化と社会経済的状况」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, pp.41-58
- 加藤彰彦 (2010) 「少子化・人口減少の歴史的意味 — 計量社会学的アプローチ —」『比較家族史研究』第24巻, pp.49-69
- 加藤彰彦 (2011) 「未婚化を推し進めてきた2つの力 — 経済成長の低下と個人主義のイデオロギー —」『人口問題研究』第67巻2号, pp.3-39
- 釜野さおり (2008) 「身近な人の結婚のとらえ方と結婚・子育てとの接触状況 — 結婚観と結婚意欲に関する分析 —」『人口問題研究』第64巻2号, pp.54-75
- 北村行伸・坂本和靖 (2007) 「世代間関係から見た結婚行動」『経済研究』第58巻1号, pp.31-46
- 厚生労働省 (2017) 『平成28年度 人口動態統計特殊報告「婚姻に関する統計」の概況』
- 厚生労働省 (2018) 『平成30年 (2018) 人口動態統計 (年次推計)』
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 『現代日本の結婚と出産 — 第15回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書 —』
- 小林 盾 (2012) 「恋愛の壁, 結婚の壁 — ソーシャル・キャピタルの役割 —」『成蹊大学文学部紀要』第47巻, pp.157-164
- 酒井 正・岩松尚吾 (2005) 「フリーター以前とフリーター以後」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム [1]』慶應義塾大学出版会, pp.139-162
- 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』第535巻, pp.29-41
- 佐々木昇一 (2012) 「結婚市場における格差問題に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』第620巻, pp.93-106
- 佐々木昇一 (2016) 「日本における若年層の雇用環境の悪化と結婚行動に関する実証分析」『生活経済学研究』第43巻, pp.31-41
- 佐々木尚之 (2012) 「不確実な時代の結婚 — JGSS ライフコース調査による潜在的稼働力の影響の検証 —」『家族社会学研究』第24巻2号, pp.152-164
- 佐藤博樹・永井暁子・三輪哲編 (2010) 『結婚の壁 — 非婚・晩婚の構造 —』勁草書房
- 四方理人 (2015) 「所得格差の研究動向 — 所得格差と人口高齢化を中心として —」『貧困研究』第14巻, pp.47-63
- 白波瀬佐和子 (2011) 「少子化社会の階層構造 — 階層結合としての結婚に着目して —」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, pp.317-333
- 総務省統計局 (2015) 『国勢調査』
- 高山憲之・小川 浩・吉田 浩・有田富美子・金子能宏・小島克久 (2000) 「結婚・育児の経済コス

- トと出生力 — 少子化の経済学的要因に関する一考察 — 』『人口問題研究』第56巻4号, pp.1-18
- 田中慶子 (2010)「友人力と結婚」佐藤博樹・永井暁子・三輪哲編『結婚の壁 非婚・晩婚の構造』勁草書房, pp.159-171
- 太郎丸博 (2011)「若年非正規雇用と結婚」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会, pp.131-142
- 津谷典子 (2009)「学歴と雇用安定性のパートナーシップ形成への影響」『人口問題研究』第65巻2号, pp.45-63
- 津谷典子 (2011)「未婚化の要因 — ジェンダーからみた学歴と雇用 —」阿藤誠・西岡八郎・津谷典子・福田亘孝編『少子化時代の家族変容』東京大学出版会, pp.19-44
- 中村真由美・佐藤博樹 (2010)「なぜ恋人にめぐりあえないのか? — 経済的要因・出会いの経路・対人関係能力の側面から —」佐藤博樹・永井暁子・三輪 哲編『結婚の壁 非婚・晩婚の構造』勁草書房, pp.54-73
- 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2号, pp.22-35
- 野崎祐子 (2007)「雇用不安時代における女性の高学歴化と結婚タイミング — JGSSデータによる検証 —」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [6] JGSSで見た日本人の意識と行動 JGSS Research Series No. 3』, pp.131-146
- 野村総合研究所 (2012)『日本におけるパネルデータの整備に関する調査報告書』
- 水落正明 (2006)「卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」『生活経済学研究』第22・23巻, pp.167-176
- 村上あかね (2010)「パネル調査にみる若者の交際の現状」東京大学社会科学研究所『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』第36巻, pp.1-9
- 茂木 暁 (2014)「日本女性の結婚への移行の再検討 — 夫婦の「出会い方」の違いに注目して —」『人口学研究』第50巻, pp.55-74
- 山田昌弘 (2017)「日本の結婚のゆくえ — 困難なのか, 不要なのか —」平井晶子・床谷文雄・山田昌弘編『家族研究の最前線②出会いと結婚』, pp.25-44.
- 吉田 崇 (2012)「初職非正規就業が結婚タイミングへ及ぼす影響の男女比較」東京大学社会科学研究所編『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』第64巻, pp.1-8
- 渡辺秀樹 (2008)「家族意識の多様性」『社会学年誌』第49巻, pp.39-54
- Blossfeld, H.P. and Buchholz, S. (2009), “Increasing Resource Inequality among Families in Modern Societies: The Mechanisms of Growing Educational Homogamy, Changes in the Division of Work in the Family and the Decline of the Male Breadwinner Model”, *Journal of Comparative Family Studies*, 40 (4), pp.603-616
- Blossfeld, H.P. and Timm, A. eds (2003), *Who Marries Whom?: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Springer
- Clarkberg, M. (1999), “The Price of Partnering: The Role of Economic Well-being in Young Adults’ First Union Experiences”, *Social Forces*, 77(3), pp.945-969
- Easterlin, A.R. (1980), *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*, Basic Books
- Fernandez, R. Guner, N. and Knowles, J.K. (2001), “Love and Money: A Theoretical and Empirical Analysis of Household Sorting and Inequality”, *Quarterly Journal of Economics*, 120, pp.273-344
- Fraley, C.R. (2007), “Using the Internet for Personality Research: What can be done, How to do it, and Some Concerns”, Robins, W.R., Fraley, C.R. and Krueger, R.F. eds, *Handbook of Research Methods in Personality Psychology*, Guildford Press, pp.130-148
- Ishida, H. (2013), “Understanding Courtship in Japan”, *The Annals of the American Academy*, 646, pp.86-106
- Lehrer, L.E. and Chen, Y. (2013), “Delayed Entry into First Marriage and Marital Stability: Further Evidence on the Becker-Landes-Michael Hypothesis”, *Demographic Research*, 29(20), pp.521-542
- Oppenheimer, K.V. Kalmijn, M. and Nelson, L. (1997), “Men’s Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality”, *Demography*, 34, pp.311-330
- Raymo, M.J. and Iwasawa, M. (2005), “Marriage Market Mismatches in Japan: An Alternative View of Re-

- lationship between Women's Education and Marriage", *American Sociological Review*, 70(5), pp.801-822
- Smits, J. (2003), "Social Closure among the Higher Educated : Trends in Educational Homogamy in 55 Countries", *Social Science Research*, 32, pp.251-277
- Yokoyama, I., Kodama, N. and Higuchi, Y. (2016), "What Happened to Wage Inequality in Japan during the Last 25 Years? : Evidence from the FFL Decomposition Method", *The Research Institute of Economy, Trade and Industry, RIETI Discussion Paper Series*, 16-E-01, pp.1-26

Logistic Regression Analysis on Intimation of the Unmarried: Using the JLPS-Y Data

Taiki HIRAI*

Summary

This article explores factors of becoming intimate with opposite sex from the finding of logistic regression analysis of panel data. As is well known, age at marriage is rising in Japan. And the rate of unmarried is rising over the past 20 years. Many studies have been measuring the effects of marriage repeatedly, however it is necessary to analyze the factors of finding intimate partner, in the purpose of research of family formation in Japan, from the wide view and perspective of sociology and demography.

Taking this point, we examine which factors cause the unmarried find intimate partner, using the JLPS-Y data.

The empirical results in this article are as follows. First, as younger cohorts, the odds of having intimate partner is lower. Second, high socio-economic resources are important factor in the intimation. More specifically, the odds in having intimate partner with opposite sex is rising by the stability of the occupations. Third, the activity or behavior of intimation of men is not affected in the time availability, the working time per day and the frequency of working days per month. In contrast, intimation of women is partly affected in the time availability.

Key Words

The Unmarried, Intimation, Logistic Regression Analysis

* Faculty of Contemporary Social Studies, Kobe Gakuin University

機関誌『統計学』投稿規程

経済統計学会（以下、本会）会則第3条に定める事業として、『統計学』（電子媒体を含む。以下、本誌）は原則として年に2回（9月，3月）発行される。本誌の編集は「経済統計学会編集委員会規程」（以下、委員会規程）にもとづき，編集委員会が行う。投稿は一般投稿と編集委員会による執筆依頼によるものとし，いずれの場合も原則として，本投稿規程にしたがって処理される。

1. 総則

1-1 投稿者

会員（資格停止会員を除く）は本誌に投稿することができる。

1-2 非会員の投稿

- (1) 原稿が複数の執筆者による場合，筆頭執筆者は本会会員でなければならない。
- (2) 常任理事会と協議の上，編集委員会は非会員に投稿を依頼することができる。
- (3) 本誌に投稿する非会員は，本投稿規程に同意したものとみなす。

1-3 未発表

投稿は未発表ないし他に公表予定のない原稿に限る。

1-4 投稿の採否

投稿の採否は，審査の結果にもとづき，編集委員会が決定する。その際，編集委員会は原稿の訂正を求めることがある。

1-5 執筆要綱

原稿作成には本会執筆要綱にしたがう。

2. 記事の分類

2-1 研究論文

以下のいずれかに該当するもの。

- (a) 統計およびそれに関連した分野において，新知見を含む会員の独創的な研究成果をまとめたもの。
- (b) 学術的な新規性を有し，今後の研究の発展可能性を期待できるもので，速やかな成果の公表を目的とするもの。

2-2 報告論文

研究論文に準じる内容で，研究成果の速やかな報告をとくに目的とする。

2-3 書評

統計関連図書や会員の著書などの紹介・批評。

2-4 資料

各種統計の紹介・解題や会員が行った調査や統計についての記録など。

2-5 フォーラム

本会の運営方法や統計，統計学の諸問題にたいする意見・批判・反論など。

2-6 海外統計事情

諸外国の統計や学会などについての報告。

2-7 その他

全国研究大会・会員総会記事，支部だより，その他本会の目的を達成するために有益と

思われる記事。

3. 原稿の提出

3-1 投稿

原稿の投稿は常時受け付ける。

3-2 原稿の送付

原則として、原稿は執筆者情報を匿名化したPDFファイルを電子メールに添付して編集委員長へ送付する。なお、ファイルは『統計学』の印刷レイアウトに準じたPDFファイルであることが望ましい。

3-3 原稿の返却

投稿された原稿（電子媒体を含む）は、一切返却しない。

3-4 校正

著者校正は初校のみとし、大幅な変更は認めない。初校は速やかに校正し期限までに返送するものとする。

3-5 投稿などにかかわる費用

- (1) 投稿料は徴収しない。
- (2) 掲載原稿の全部もしくは一部について電子媒体が提出されない場合、編集委員会は製版にかかる経費を執筆者（複数の場合には筆頭執筆者）に請求することができる。
- (3) 別刷は、研究論文、報告論文については30部までを無料とし、それ以外は実費を徴収する。
- (4) 3-4項にもかかわらず、原稿に大幅な変更が加えられた場合、編集委員会は掲載の留保または実費の徴収などを行うことがある。
- (5) 非会員を共同執筆者とする投稿原稿が掲載された場合、その投稿が編集委員会の依頼によるときを除いて、当該非会員は年会費の半額を掲載料として、本会に納入しなければならない。

3-6 掲載証明

掲載が決定した原稿の「受理証明書」は学会長が交付する。

4. 著作権

4-1 本誌の著作権は本会に帰属する。

4-2 本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者もしくはその遺族がその単著記事を転載するときには、出所を明示するものとする。また、その共同執筆記事の転載を希望する場合には、他の執筆者もしくはその遺族の同意を得て、所定の書面によって本会に申し出なければならない。

4-3 前項の規定にもかかわらず、共同執筆者もしくはその遺族が所在不明のため、もしくは正当な理由によりその同意を得られない場合には、本会が承認するものとする。

4-4 執筆者もしくはその遺族以外の者が転載を希望する場合には、所定の書面によって本会に願い出て、承認を得なければならない。

4-5 4-4項にもとづく転載にあたって、本会は転載料を徴収することができる。

4-6 会員あるいは本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者が記事をウェブ転載するときには、所定の書類によって本会に申し出なければならない。なお、執筆者が所属する機関によるウェブ転載申請については、本人の転載同意書を添付するものとする。

- 4-7 会員以外の者，機関等によるウェブ転載申請については，前号を準用するものとする。
- 4-8 転載を希望する記事の発行時に，その執筆者が非会員の場合には，4-4，4-5項を準用する。
1997年7月27日制定（2001年9月18日，2004年9月12日，2006年9月16日，2007年9月15日，2009年9月5日，2012年9月13日，2016年9月12日一部改正）

編集委員会からのお知らせ
機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

機関誌『統計学』への投稿を募集しています。

1. 原稿は編集委員長宛に送付して下さい(下記メールアドレス)。
2. 投稿は常時受け付けています。
なお、書評、資料および海外統計事情等の分類の記事については調整が必要になることもありますので念のため事前に編集委員長に照会して下さい。
3. 次号以降の発行予定日は、
第118号：2020年3月31日、第119号：2020年9月30日です。
なお、投稿から掲載が決まるまでに要する期間は通常3ヶ月以上を要します。
4. 原則として、すべての投稿原稿が審査の対象となります。投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、および「査読要領」の確認をお願いします。最新版は、本学会の公式ウェブサイト (<http://www.jsest.jp/>) を参照して下さい。

投稿、編集委員会についての問い合わせや執筆の推薦その他とも、下記編集委員長のメールアドレス宛に送付して下さい。

editorial@jsest.jp

以上

編集後記

投稿していただきました執筆者のみならず、そしてお忙しい中快く論文の審査をお引き受けいただきました査読者のみなさまに改めてお礼申し上げます。また、『統計学』創刊60周年記念事業委員会は本誌第112号に続き特集の編集ありがとうございました。
(池田伸 記)

執筆者紹介

栗原由紀子 (立命館大学経済学部) 平井太規 (神戸学院大学現代社会学部)
西村善博 (大分大学経済学部) 村上雅俊 (阪南大学経済学部)

支部名

事務局

北海道	062-8605	札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161)	水野谷武志
東北・関東	192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3406)	伊藤伸介
関西	640-8510	和歌山市栄谷 930 和歌山大学観光学部 (073-457-8557)	大井達雄
九州	870-1192	大分市大字且野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西村善博

『統計学』編集委員

委員長 池田 伸 (関西, 立命館大学)
副委員長 小林良行 (東北・関東, 総務省統計研究研修所)
委員 水野谷武志 (北海道, 北海学園大学), 山田 満 (東北・関東),
松川太一郎 (九州, 鹿児島大学)

『統計学』60周年記念事業委員会

委員長 大井達雄 (和歌山大学)
副委員長 水野谷武志 (北海学園大学)
委員 池田 伸 (立命館大学), 伊藤伸介 (中央大学),
杉橋やよい (専修大学), 村上雅俊 (阪南大学),
金子治平 (会長, 神戸大学), 上藤一郎 (常任理事長, 静岡大学)

統計学 No.117

2019年9月30日 発行	発行所	経済統計学会 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 音羽リスマチック株式会社 TEL/FAX 03 (3945) 3227 E-mail: office@jsest.jp http://www.jsest.jp/
	発行人	代表者 金子治平
	発売所	音羽リスマチック株式会社 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 TEL/FAX 03 (3945) 3227 E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp 代表者 遠藤 誠

Statistics

No. 117

2019 September

Special Section: The 60th Anniversary of the Journal

Special Topic A: Problems in Microdata Analysis of Official Statistics Based on Probability Sampling Designs

Verification of the Adjustment Methods for Sample Selection Bias Using Microdata of the Survey on Time Use and Leisure Activities

..... Yukiko KURIHARA (1)

Articles

Logistic Regression Analysis on Intimation of the Unmarried:
Using the JLPS-Y Data

..... Taiki HIRAI (17)

Materials

Training of Managerial Officials and their Assignment to the Statistics Departments of the Ministries in INSEE of France

..... Yoshihiro NISHIMURA (33)

Obituary

Professor Hiroshi Iwai and His Pioneering Statistical Study on Labor Force,
Unemployment and Unstable Employment

..... Masatoshi MURAKAMI (41)

JSES Activities

The 63rd Session of the JSES (48)

Prospects for the Contribution to *Statistics* (60)

Japan Society of Economic Statistics
