

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

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

順序変数を従属変数とする回帰モデルの検討：
学歴と結婚意欲の関係は線形か？

Is the Association between Educational Attainment and Marital Aspiration Linear?
Comparison of Regression Models for Ordinal Variables

柳下実 (首都大学東京)
不破麻紀子 (首都大学東京)

Minoru YAGISHITA, Makiko FUWA

May 2016

No.96

順序変数を従属変数とする回帰モデルの検討： 学歴と結婚意欲の関係は線形か？

柳下実（首都大学東京）

不破麻紀子（首都大学東京）

要約

本稿は、順序変数を従属変数とした回帰モデルにおいて想定される独立変数の効果の平行性の仮定について、とくにそれが成り立っていないケースでいかなる問題が生ずるのかを、結婚意欲と学歴の関連を例に検討した。女性の学歴と結婚行動の関連については、代表的な仮説の一つとして人的資本の多寡に着目する女性の自立仮説が挙げられる。この仮説からは、女性の高い学歴は結婚から得る利得を減らすため、結婚意欲が弱いことが予想される。一方でつり合い婚仮説からは、高い学歴を持つ女性は結婚市場で優位な立場にあり、結婚から得られるメリットが大きいいため、結婚意欲が強いことが予想される。これまでの実証分析では、「結婚意欲」変数の選択肢を名義または順序尺度の従属変数とした場合、二項ロジットモデルや、順序ロジットモデル、多項ロジットモデルがおもに使われてきた。しかし、これらの手法ではモデルが想定する平行性の仮定や推定されるパラメータの多さなどの問題がある。本稿では、独立変数の効果の平行性の仮定を部分的に緩和した部分比例オッズモデルを用いて分析し、順序ロジットモデルや多項ロジットモデルの結果と比較を行った。分析結果によると、順序ロジットモデルから学歴は結婚意欲と関連を持たないことが示された。一方で、部分比例オッズモデルで平行性の仮定を緩和したモデルからは、学歴と結婚意欲は関連を持つことが示された。本稿の結果から、順序ロジットモデルを用いる際には、平行性の仮定が成り立っているかどうかを検討することが重要であり、また順序変数を従属変数として分析する際は、問いにもよるが、部分比例オッズモデルが有用であることが示された。

謝辞

本研究は、科学研究費補助金基盤研究（S）（18103003, 22223005）の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。本稿の分析にあたり、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SSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y） wave1-5, 2007-2011（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）」、「東大社研・壮年パネル調査（JLPS-M） wave1-5, 2007-2011（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）」と第3回全国家族調査（NFRJ08）（日本家族社会学会全国家族調査委員会）の個票データの提供を受けた。本研究の成果は、東京大学社会科学研究所・社会調査・データアーカイブ 共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究会 2015 課題公募型研究『若年・壮年者をめぐる家族と格差』の一部である。また、二次分析にあたり、JSPS 科研費基盤研究（C）（25380658）の助成を受けた。

1. 課題設定

本稿は、順序変数を従属変数とした回帰モデル（たとえば順序ロジットモデル）において想定されている従属変数の各カテゴリー間における独立変数の効果の平行性の仮定¹、とくにそれが成り立っていないケースでいかなる問題が生ずるのかについて検討する。平行性の仮定とは「強く反対」と「反対・賛成・強く賛成」や「強く反対・反対」と「賛成・強く賛成」など従属変数のカテゴリー間で対照する際、どのカテゴリー間でも独立変数の効果が等しいと想定することを意味する。この仮定があまり成り立たないことは知られている（Long & Freese 2014）が、それによって生じる問題や平行性の仮定が持つ理論的・実証的含意について日本語で十分に論じられてきたとは言えない。そのため本稿では分析例として、女性の学歴と結婚意欲の関連を取り上げ、検討する。

独身者の結婚意欲については、1989年の出生率「1.57 ショック」や生涯未婚率の急激な上昇を受けて、社会的関心が高まってきた。結婚行動そのもののみならず、結婚行動の背景となる結婚に対する態度や意識についての調査も増加している。1980年代以降、出生動向基本調査など大規模調査において、独身者の結婚に対する態度について設問が追加されてきた。後述するようにこれらの調査結果からは、現代日本において未婚女性の結婚意欲は総じて「強い」とされてきた。

日本における未婚・晩婚化の要因については、女性の就業の拡大や不安定な雇用の増加、親との同居率の高さなど、さまざまな要因が検討されている。学歴と結婚行動の関連についてもさまざまな仮説が立てられているが、とくに代表的なものとして学歴が就業における人的資本を高めるとする女性の自立仮説が挙げられる(Becker 1981)。女性の自立仮説からは、女性の高い学歴は結婚から得る利得を減らすため、結婚意欲が弱いことが予想される。一方で、つり合い婚仮説（Oppenheimer 1988; Oppenheimer & Lew 1995）からは、高い学歴を持つ女性は結婚市場で優位な立場にあり、結婚から得られるメリットが大きいため、結婚意欲が強いことが予想される。これら2仮説からは、学歴等の人的資本は結婚に対する肯定的または否定的な意向と関連すると想定される。すなわち、学歴と結婚意欲は線形の関係にあり、ゆえに、明示されてはいないが、学歴の効果は「結婚意欲」の各カテゴリー間で一定であると想定していると考えられる。

「結婚意欲」変数の選択肢を名義または順序尺度ととらえた場合の回帰分析の手法として、二項ロジットモデルや、順序ロジットモデル、多項ロジットモデルがおもに使われてきた（e.g., 橋本 2009; 厚生労働省大臣官房統計情報部 2013; 松田 2015）。このうち、順序ロジットモデルは、独立変数が結婚意欲にもたらす効果は結婚意欲の各カテゴリー間で同じ

¹ 以下では、「平行性の仮定」、「独立変数の効果の平行性の仮定」などと省略する。

であるという平行性の仮定を置くモデルである。一方で多項ロジットモデル（二項ロジットを含む）では、独立変数の効果の平行性は前提されず、また各カテゴリーが結婚意欲の強さの順序を示すという順序性の想定も置かれない。順序ロジットモデルを用いた多くの先行研究では順序変数を従属変数とした際に、平行性の仮定が成り立っているかどうか検討するものは少なく、分析において仮定が成り立っていない場合は、独立変数の効果が過大または過小評価されている恐れもある。そこで本稿では女性の自立仮説とつり合い婚仮説を検討する際に、平行性の仮定を部分的に緩和した部分比例オッズモデルを用いた分析と、順序ロジットモデルや多項ロジットモデルの結果の比較を行い、女性の学歴と結婚意欲の関連を検討する。使用するデータは、東京大学社会科学研究所が2007年に実施した「働き方とライフスタイルに関する全国調査（以下、JLPS）」の若年・壮年パネル調査 wave 1 である。本稿の内容は以下の通りである。まず1章1節では近年のランダムサンプルの調査における未婚女性の結婚意欲の分布について検討する。続く2節で、女性の学歴と結婚意欲の関連についての先行研究および結婚意欲が実証的な分析のなかでどのように分析されてきたのかを概観する。2章では本稿で使用するデータおよび方法を述べる。3章で分析結果を示し、4章で結果について考察し、結論を述べる。

(1) 大規模調査における結婚意欲変数

a. 未婚女性の結婚意欲

表1は第14回出生動向基本調査独身者調査・平成24年度21世紀成年者縦断調査・第三回全国家族調査および本稿で使用するJLPSにおける女性の「結婚意欲」の分布をまとめたものである²。厚生労働省が行っている出生動向基本調査では、1980年代以降の独身者の結婚意欲とその変動を約5年ごとに調査している。出生動向基本調査からは1980年代後半以降の結婚意欲に関しては若干の変動はあるものの、強い意欲が保たれていることが示されている。1987年の第9回出生動向基本調査で「いずれ結婚するつもり」と答えた女性（18-34歳）は92.9%であったが、2002年には88.3%にまで低下した。しかし、表1にあるように2010年の第14回調査では89.4%とやや上昇傾向がみられている。また「一生結婚するつもりはない」と答えた女性は6.8%にとどまる。2012年の第1回21世紀成年者縦断調査結果によると、20歳代独身女性の結婚意欲は「絶対したい」39%、「なるべくしたい」35%、「どちらとも言えない」18%、「あまりしたくない」5%、「絶対したくない」2%となっており、結婚を「絶対」あるいは「なるべく」したいと考える女性が約75%を占めている。

² 結婚意欲を扱ったランダムサンプルで近年の著名な調査についてまとめた。第三回全国家族調査では、28歳未満は調査対象外である。

表1. 今回検討した結婚意欲に関する設問およびサンプル

調査年	第14回出生動向基本調査 独身者調査		21世紀成年者縦断調査		第三回全国家族調査		JLPS	
	2010	2012	2009		2007			
サンプル	18-34歳の未婚者		20-29歳の独身者 (離死別含む)		28-34歳の未婚者		20-34歳の未婚者	
質問項目(%)	いずれ結婚するつもり	絶対したい	絶対したい	絶対したい	絶対したい	絶対したい	ぜひ結婚したい	45.9
	ある年齢までには結婚する	なるべくしたい	なるべくしたい	なるべくしたい	なるべくしたい	できれば結婚したい		34.0
	理想の相手を待つ	どちらとも言えない	どちらとも言えない	どちらとも言えない	どちらとも言えない	結婚してもなくてもよい		11.9
	不詳	あまりしたくない	あまりしたくない	あまりしたくない	あまりしたくない	結婚したくない		2.3
	一生結婚するつもりはない	絶対したくない	絶対したくない	絶対したくない	絶対したくない	結婚について考えていない		5.3
	不詳	不詳	1.1	無回答	無回答	無回答		0.6
n		3406	13000	124	124			799

注: 出生動向基本調査独身者調査に合わせるため, 第三回全国家族調査のサンプルの上限年齢を34歳とした. JLPSについても同様である. なお, 出生動向基本調査では学生がサンプルに含まれている. 比較する際に条件をあわせるため, この表ではJLPSのサンプルに学生を含めている. 出生動向基本調査のデータは国立社会保障・人口問題研究所(2012)から, 21世紀成年者縦断調査での値は総務省(n.d.)から転載した.

第三回全国家族調査においても「絶対したい」25.8%、「なるべくしたい」43.5%であり、他の調査結果に比べると若干低いものの、結婚したいと考える人が約7割を占めている。

JLPS において結婚意欲は「結婚について、あなたはどのように考えていますか」と聞かれ「ぜひ結婚したい」、「できれば結婚したい」、「結婚してもしなくてもよい」、「結婚したくない」、「結婚について考えていない」の5件法で回答を求められる。「ぜひ結婚したい(45.9%)」・「できれば結婚したい(34.0%)」と考えている未婚女性は、79.9%であり、結婚意欲は総じて強い。結婚意欲が最も「強い」と考えられる「ぜひ結婚したい」人は4割、「やや強い」と考えられる「できれば結婚したい」人も3割を超えている。これに対し、「結婚したくない」と回答している人は2.3%、「結婚について考えていない」と答えた人は5.3%と、結婚意欲の「弱い」人は、比較的少数にとどまっている。

b. 未婚女性の結婚意欲は強いのか？

以上のように、いずれの調査においても7割から9割近くの未婚女性が結婚について肯定的な意識を持っていることが示されており、女性の結婚意欲は高い水準で維持されているといえる。このことから、日本においては未婚女性の結婚意欲が強いにもかかわらず、未婚・晩婚化が進んでいる点を危惧する声も多い。ただし、詳細にみていくと、結婚したいとする人のなかでも結婚意欲の強さには差異がみられる。たとえば、表1にあるように出生動向基本調査で「いずれ結婚するつもり」と答えた人の中で、「ある程度の年齢までには結婚する」と年齢を区切って結婚を考えている女性は58.4%にとどまっており、4割以上が「理想の相手が見つかるまでは結婚しなくてもよい」と回答している。この回答の割合は1990年代に増加しそれ以降は減少傾向がみられているが、依然として多くの女性が「理想の相手が見つかる」ことを結婚する条件としている。すなわち、「結婚するつもり」と答えた人の半数近くが、妥当な結婚相手が見つからない限り、「結婚しなくてもよい」と考えていることになり、結婚意欲の強さという観点からは、必ずしも強く結婚を希望しているとはいえない(国立社会保障・人口問題研究所 2012)。21世紀縦断調査においても結婚に対して否定的な態度ではないものの、「どちらとも言えない」とする女性が2割弱を占める(総務省 n.d.)。さらに全国家族調査では28-34歳を対象とした場合、「どちらともいえない」が2割を超えている。また、21世紀成年者縦断調査では「絶対したい(39%)」が最も多いのに対し、第三回全国家族調査では、対象の年齢層の違いもあってか「なるべくしたい(43.5%)」が最も多いカテゴリーとなっている。社研パネル調査でも、9人に1人が「結婚してもしなくてもよい(11.9%)」と答えており、一定程度の人が結婚に対してアンビバレントな意識を持っていることが示されている。これらは、結婚意欲の強い人のみならず、結婚意欲の弱い人や結婚に対してアンビバレントな意識を持っている人にも着目していく必要があることを示している。

(2) 女性の学歴と結婚意欲

a. 先行研究

女性の人的資本と結婚行動の関連については、おもに女性の自立仮説とつり合い婚仮説が実証研究において検証されてきた。女性の自立仮説 (Becker 1981) は、女性の経済的自立が結婚から得る利得を減らし、未婚率が高まるとする。結婚行動に関する日本の研究では高学歴女性は結婚しにくい傾向が報告されてきたが (e.g., 津谷 2011; Tsuya & Mason 1995; Raymo 2003), 高学歴女性の晩婚化は在学期間の延長が大きな要因であることも指摘されている (Blossfeld 1995; 加藤 2011)。Oppenheimer (1988; Oppenheimer & Lew 1995) が提唱したつり合い婚仮説は、ジョブサーチ理論を結婚市場での探索行動に応用したモデルである。つり合い婚仮説によると、近年の未婚化の主な原因は若い男性の経済状況の悪化と経済格差の拡大であるとされる。しかし、女性の学歴の効果についても言及しており、高い人的資本が結婚市場で魅力的な属性となるため、高学歴女性は結婚しやすくなるとしている。実際、欧米を中心とした実証研究では、人的資本の高い女性は結婚しやすい傾向がみられている (Oppenheimer 1988)。

女性の自立仮説とつり合い婚仮説は人的資本と結婚「行動」の関連についての仮説である。そのため、人的資本と結婚意欲の関連について言及はなされていない。ただし、女性の自立仮説では経済的に自立した女性は結婚から得る経済的メリットが減るとされることから、高学歴女性の結婚意欲は弱いと想定されているといえる。一方で、つり合い婚仮説にもとづくと、結婚市場において優位な立場にあることは、人的資本の高い女性が結婚から得られる利益をより大きいものにすると考えられる。このため、つり合い婚仮説からは学歴の高さは、結婚意欲の強さと正の関連をもつと想定できる。

b. 結婚意欲と学歴の関連は実証分析でどのように検討されてきたか

上述の大規模調査を用いた結婚意欲に関する実証的な先行研究において、学歴と結婚意欲の関連は順序ロジットモデルや多項ロジットモデルを用いて検討されてきた。たとえば、21世紀成年者縦断調査を用いた研究では、就業形態の結婚意欲に与える影響の分析に、学歴が統制変数として用いられている。結婚意欲は「絶対したい」、「なるべくしたい」、「どちらとも言えない」、「あまりしたくない」、「絶対したくない」の5段階で測られている。順序ロジットモデルの結果からは、学歴の高さと結婚意欲の強さとの間に正の関係が見いだされている (厚生労働省大臣官房統計情報部 2013: 付表 4)。厚生労働省大臣官房統計情報部 (2013) の分析は独立変数の効果の平行性を前提する順序ロジットモデルを用いていることから、明示はされていないが、結婚意欲の強さの度合いの順序性や学歴の結婚意欲の各カ

テゴリーに対する効果が同じであることを想定しているといえる。一方で、橋本（2009）は JLPS データを用いて、2 値の結婚意欲と学歴の関連を検討している。結婚意欲は「ぜひ結婚したい」・「できれば結婚したい」を 1 とし、「結婚してもしなくてもよい」・「結婚したくない」・「結婚について考えていない」を 0 とするダミー変数として分析されている。結果から、性別によって学歴の効果の度合いが異なり、有業者に限定すると高学歴の男性は低学歴の男性に比べておよそ 7 倍結婚意欲を持ちやすいのに対し、女性にも学歴の効果は見られるが男性ほど強くないことが示されている。橋本（2009）の研究はパネル推定であることもあり、結婚意欲がダミー変数に加工され、結婚意欲の有無に焦点が当てられている。このため、学歴と結婚意欲の強さの関連については検討されていない。

これらの分析のほか、結婚意欲の強さの順序性や学歴の効果の平行性を前提としない分析も行われている。たとえば、出生動向基本調査データを用いた松田（2015）の研究では「ある程度の年齢までには結婚する」、「理想の相手が見つかるまでは結婚しなくてもよい」、「一生結婚するつもりはない」の選択肢で測った結婚意欲を多項ロジットモデルで検討している。その結果、学歴が高い女性が、「ある程度の年齢……」を選択しやすいことが示されている（松田 2015）。多項ロジットモデルでは、独立変数の効果が等しいことは想定されていない。しかしその一方で、推定するパラメータが順序ロジットモデルに比べ多くなり、モデルとして儉約的でなくなる可能性がある。また、これら 3 つの選択肢は回答者の結婚意欲の強弱を順序的にとらえているとも考えられるが、多項ロジットモデルを用いた分析では、順序性についての情報を持たない名義尺度として従属変数が定義されている点や基準となるカテゴリーの設定によって結果が異なることには注意が必要である。

以上のように、実証分析では結婚意欲変数はおおむね結婚意欲の強弱を順序的に示すものとして想定されている。結婚意欲が順序変数として用いられている場合は、学歴など独立変数の効果の平行性が暗黙的に想定されている。一方で、多項ロジットモデルを使用する分析においては、独立変数の効果の平行性は前提とされず、結婚意欲の強さの順序性も想定しない名義尺度として結婚意欲変数は扱われている。本稿では一般的に利用されることが多い順序ロジットモデル、その想定を緩和した部分比例オッズモデル・多項ロジットの結果を比較する。

2. データと方法

使用するデータは、東京大学社会科学研究所が 2007 年に実施した JLPS の若年・壮年パネル調査 Wave1 である。回帰分析に用いるサンプルは、学生を除いた 20 歳から 40 歳の未婚女性である。サンプルサイズは 838 である。

従属変数は結婚意欲である。JLPS は、結婚意欲の強さを 5 件法でたずねている³。本稿では 5 個のカテゴリーを 3 カテゴリーへ統合した。「ぜひ結婚したい、できれば結婚したい」を 3、「してもしなくてもよい」を 2、「考えていない、したくない」を 1 とし、結婚意欲の強さの指標とする。そのため従属変数は 3 段階の順序変数となる⁴。

独立変数は、大学卒業以上ダミー（大卒・大学院卒 = 1）であり、コントロール変数として、30 代以上ダミー、年収、正規職ダミー（基準）、非正規職ダミー、自営業ダミー、無職ダミー⁵、15 歳時の暮らし向き、親同居ダミー（母親・父親のいずれかと同居していれば 1）、性別分業意識を投入する。性別分業意識・15 歳時の暮らし向きは、性別分業を肯定している場合に高い値をとるように、15 歳時の暮らし向きがよい場合に高い値をとるようにリコードした。年収変数は年収についてカテゴリーの中央値をとって連続変数とした。回帰分析ではさらに 100 で除した変数を利用しており、1 単位の変化が年収 100 万円の変化を意味する。

分析には順序ロジットモデル・部分比例オッズモデル・多項ロジットモデルを用いるが、ここでは、本稿の主たる分析手法である部分比例オッズモデルを中心に記述する。部分比例オッズモデルは近藤・古田 (2009) で利用されているように、順序ロジットモデルの仮定を緩和したモデルである。以下で、順序ロジットモデル⁶と一般化順序ロジットモデルについて短く説明した後、これらのモデルとの関係性から部分比例オッズモデルについて述べる。それらのより詳細な解説については、Long (1997), Long & Freese (2014), Liu (2015), Williams (2006), Hosmer, Lemeshow and Sturdivant (2013) を参照されたい。

M カテゴリーをもつ順序変数は、順序ロジットモデルでは以下のようにモデル化される。表記は Williams (2006) を踏襲した。

³ JLPS の結婚意欲変数には選択肢として「結婚について考えていない」が含まれているため、厳密には順序変数とはいえない。ただし、表には示していないが、JLPS で前述の結婚意欲変数とは別に回答を求められる「結婚意向——結婚を経験したいか・したくないか——」への回答と比較してみると、結婚意欲変数で「ぜひ」・「できれば」のどちらかを選んだ人の 9 割以上が「結婚を経験したい」と答えており、結婚意欲変数で「結婚してもしなくても」を選んだ女性も約半数が「結婚を経験したい」としている。それに対し、「考えていない」を選んだ女性のうち「結婚を経験したい」を選んだ人は 14%にとどまっており、「考えていない」を選んだ女性の結婚意欲は「してもしなくても」や「ぜひ」、「できれば」のカテゴリーを選んだ人より弱いと考えられる。

⁴ 補完的な分析として、5 カテゴリーの結婚意欲を従属変数とする分析も行った（付表 A, B, C）が、結果は順序ロジット、部分比例オッズモデル、多項ロジットモデルともに、3 カテゴリーにした際の分析結果と実質的に同じであった。

⁵ 独身者の結婚意欲に関しては、近年、就業形態との関連も着目されてきた。たとえば、男女ともに非正規雇用の人のほうが正規雇用の人より結婚にメリットを感じていないことが示されており、その差は特に男性に大きいことが指摘されている(吉田 2012; 永瀬 2002)。しかし、縦断調査データを用いた研究からは、前職からの就業形態の変化は、女性の結婚意欲と関連を持たないことも報告されている(厚生労働省大臣官房統計情報部 2013)。

⁶ 本稿では順序ロジットモデルとして、比例オッズモデル (proportional odds model) を想定している。

$$P(Y_i > j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i\beta)\}}, \quad j = 1, 2, \dots, M - 1$$

それに対し、部分比例オッズモデルがその一部に含まれる一般化順序ロジットモデル (generalized ordered logit model) では以下のようにモデル化される。

$$P(Y_i > j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)\}}, \quad j = 1, 2, \dots, M - 1$$

この二つのモデルを比較すると、順序ロジットモデルでは係数に添え字がないのに対し、一般化順序ロジットモデルでは係数に添え字がある。その理由として、順序ロジットモデル (比例オッズモデル) では、従属変数のどのカテゴリー間移行においても、係数は変化しないと想定されており、この想定は平行性の仮定 (parallel regression assumption) と呼ばれている (Long 1997)。それゆえ推定される係数は独立変数一つに対して一つとなる。平行性の仮定が成り立っているのかどうかは、個々の独立変数について検定することが可能である (Long 1997; Long & Freese 2014)。

順序ロジットモデルに対し、一般化順序ロジットモデルでは独立変数一つにつき、「順序変数のカテゴリー-1」だけ係数を推定することが可能である。しかしその結果推定されるパラメータが増え、結果の解釈が難しくなる可能性がある (Williams 2016)。部分比例オッズモデル (partial proportional odds models) は、順序ロジットモデル (比例オッズモデル) と一般化順序ロジットモデルの中間に位置し、順序ロジットモデルが想定する平行性の仮定が成り立っていない独立変数の係数のみを、カテゴリーに応じて変動することを可能にしたモデルである。g をリンク関数とすると、部分比例オッズモデルは以下のように書ける (Derr 2013)。

$$g(j) = \alpha_j + X'\beta + Z'\gamma_j, \quad j = 1, 2, \dots, M - 1$$

平行性の仮定が成り立っている場合 (X) には、すべてのカテゴリー間で同じ係数 (β) が推定されるが、そうでない場合 (Z) は、カテゴリー間に応じて別の係数 (γ_j) が推定される。そのため部分比例オッズモデルを用いることで、推定されるパラメータが少なく一般化順序ロジットモデルよりも儉約的であるが、平行性の仮定を一部緩和することでデータに応じたモデリングが可能になる。また順序ロジットモデルで平行性の仮定が満たされていない際には部分比例オッズモデルの利用ではなく、多項ロジットモデルの利用が推奨されることがある (鹿又 2006; 三輪・林 2014)。本稿では部分比例オッズモデルの結果を中心に、

順序ロジットモデルや多項ロジットモデルの結果と比較し、検討する。

分析は Stata 14 を用いて行う。平行性の仮定が成り立っていないかどうかについては、Long & Freese (2014)の SPost13 に含まれる brant コマンドを用いて検定する。部分比例オッズモデルの推定には、Williams (2006) の gologit2 コマンドを用いる。このコマンドについては、Liu (2015) にも解説が、結果の解釈については Williams (2016) に解説があるので、それらも参考にされたい。

3. 結果

(1) 記述統計

学生を除いた未婚女性（20～40 歳）の結婚意欲の分布を表 2 に示した。約 78%が「ぜひ結婚したい・できれば結婚したい」と回答しており、回帰分析に使用するサンプルの未婚女性の結婚意欲は学生を含めた表 1 の結果（20～34 歳）ともさほど変わらない。

表2. 結婚意欲の分布

	<i>n</i>	%
結婚したくない・結婚について考えていない	81	8.76
結婚してもしなくてもよい	124	13.41
ぜひ結婚したい・できれば結婚したい	720	77.84
計	925	100

表 3 が回帰分析で使用する独立変数の記述統計である。サンプルのうち三十代以上は 36% であり、未婚女性のなかでは 20 代の方が多い。平均的な年収は 234 万円である。また大卒以上の学歴を持つ人は 33%であった。未婚女性のサンプルのため、正規職が 58%と比較的多く、非正規が 33%、自営業が 3%、無職が 6%となっている。15 歳時の暮らし向きは、平均的には「普通」である。サンプルの 78%が父親もしくは母親の少なくとも一方と同居している。

表3. 記述統計

	平均	標準偏差
三十代ダミー(0~1)	.36	.48
年収(0~1500)	234.16	141.34
大卒以上ダミー(0~1)	.33	.47
正規職ダミー(0~1)	.58	.49
非正規職ダミー(0~1)	.33	.47
自営業ダミー(0~1)	.03	.16
無職ダミー(0~1)	.06	.24
15歳時の暮らし向き(1~5)	3.16	.84
親同居ダミー(0~1)	.78	.42
性別分業意識(1~5)	2.42	1.23

注: 括弧内は最小値と最大値. $n = 838$.

(2) 回帰分析の結果

本節では結婚意欲を従属変数とした分析を行う。仮説として、女性の自立仮説からは高い学歴を持つ女性は結婚から得る経済的メリットが少ないため、より弱い結婚意欲を持つことが予想される。それに対し、つり合い婚仮説からは、高い学歴を持つ女性は結婚市場において優位な立場にあることから、結婚から得られる利益が大きいと考えられるため、結果として女性の高い学歴は強い結婚意欲と結びつくことが予想される。表4は、学歴と結婚意欲のクロス表である。カイ二乗検定は1%水準で有意であった。そのため、学歴と結婚意欲は独立でない。大きな差がみられるのは「結婚したくない・考えていない」の列であり、大卒未満では11%がこのカテゴリーを選択しているが、大卒以上では4%である。

表4. 学歴と結婚意欲の関連

	結婚したくない・ 考えていない	してもしなくても よい	ぜひ・できれば	
大卒未満	68	80	481	629
%	10.81	12.72	76.47	100
大卒以上	13	44	236	293
%	4.44	15.02	80.55	100
	81	124	717	922
	8.79	13.45	77.77	100

注: カイ二乗検定 $p < .01$

残差の分析からも期待度数よりも有意に大卒未満の「結婚したくない・考えていない」が多く、大卒以上の同じセルが期待度数よりも有意に少ないことが分かった。クロス表の分析か

らは、学歴の高低が結婚意欲の強弱と単純に関連しているわけではないように見える。コントロール変数を投入した回帰分析において、これらの連関は変化するのだろうか。

表 5 の左側が結婚意欲についての順序ロジットモデルの結果である。他の変数をコントロールすると、順序ロジットモデルの結果からは大卒以上ダミーは有意な効果を持たない。そのため女性の自立仮説・つり合い婚仮説ともに支持されない。他の有意な変数は、三十代ダミー・年収・15 歳時の暮らし向き・性別分業意識である。二十代と比べ三十代であると結婚意欲が弱い。年収が高いと、結婚意欲が強く、性別分業意識が高いと低い場合と比べ、結婚意欲が強いことがわかる。有意水準が 10%ではあるが、15 歳時の暮らし向きも有意であり、15 歳時の暮らし向きがよいと結婚意欲が強い。就業形態によって結婚意欲に差は見られない。クロス表の結果からは学歴と結婚意欲の間になんらかの関連があることが示唆されていた。その関連は単に他の変数をコントロールしていなかったため、見られたものなのだろうか。それとも、平行性の仮定によって、学歴と結婚意欲の関連が過小評価されているのだろうか。

表5. 結婚意欲に関する順序ロジットモデルおよび部分比例オッズモデル

	順序ロジット モデル		部分比例オッズモデル	
	Coef.	S.E.	Coef	S.E.
三十代ダミー (= 1)	-.81 ***	.18	-.80 ***	.18
年収	.19 *	.08	.19 *	.08
大卒以上ダミー (= 1)	.17	.19		
大卒以上一段階目			.97 **	.20
大卒以上二段階目			.09	.35
就業形態(基準: 正規職)				
非正規職ダミー (= 1)	.15	.21	.14	.21
自営業ダミー (= 1)	-.73	.48	-.74	.49
無職ダミー (= 1)	.11	.38	.10	.38
15歳時の暮らし向き	.19 †	.11	.20 †	.11
親同居ダミー (= 1)	.29	.21	.28	.21
性別分業意識	.42 ***	.08	.42 ***	.08
切片1	-.52	.48	.35	.48
切片2	.66	.47	-.62	.47
Loglikelihood	-519.69 ***		-514.41 ***	
Macfadden's Pseudo R ²	.06		.07	

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001; † p < .1 (両側検定) . n = 838.

そこで、表 5 (左側) の結果について、平行性の仮定が成り立っているのかどうかを brant コマンドにより検定した (表 6)。表 6 によると、包括的検定ではすべての係数がすべての

カテゴリー間において等しいとする帰無仮説が 10%水準で棄却されており、個別の変数の検定では、大卒以上ダミーの係数がすべてのカテゴリー間において等しいとする帰無仮説が 5%水準で棄却された。これは、大卒以上ダミーについて平行性の仮定が成り立っていないことを示しており、大卒以上ダミー変数がカテゴリー間で異なる傾きを取ることを可能にするモデリングが必要とされる。次に部分比例オッズモデルで上記のモデルを推定する。

表6. ブラントテストの結果

	chi2	p > chi2	df
包括的検定	14.94	0.09	9
三十代ダミー	2.57	0.11	1
年収	0	0.95	1
大卒以上ダミー	7.92	0.01	1
非正規職ダミー	0.02	0.90	1
自営業ダミー	0.2	0.65	1
専門職ダミー	0.04	0.84	1
15歳時の暮らし向き	2.68	0.10	1
親同居ダミー	0.32	0.57	1
性別分業意識	0.17	0.68	1

表 5 の右側が結婚意欲に関する部分比例オッズモデルである。順序ロジットモデルと異なる点は、大卒以上ダミーについて係数が二つ推定されている点である。部分比例オッズモデルでは順序ロジットモデルで有意でなかった大卒以上が、「考えていない・したくない」と「してもしなくても」以上の間（一段階目）で有意であり、「してもしなくても」以下と「ぜひ・できれば」の間（二段階目）では有意でない。これはクロス表で見られた関連と同様のものである。

部分比例オッズモデルの結果をまとめると、大卒以上であることは女性の結婚意欲を、「考えていない・したくない」から「してもしなくても」までは高めるが、それ以上高める効果はみられない⁷。女性の自立仮説は支持されないが、つり合い婚仮説も支持されたとは言いきれない。学歴の高さは結婚に対して肯定的な意識を持たせる効果があるというよりは、結婚を「してもしなくてもよい」ライフプランの一つの選択肢としてとらえる余裕を提供するように思われる。

学歴の高さは「結婚したくない・考えていない」と答えにくくなる点で、プラスの効果が

⁷ 今回は対象が未婚者であり、年齢が上がるに従って未婚者から既婚者への転換が起こっている。そうした場合に、学歴の効果が年齢によって異なる可能性がある。それを検討するため、年齢を四段階（20~24歳、25~39歳、30~34歳、35~40歳）にした変数を作成し、学歴と年齢四段階の主効果ならびに交互作用項を加えたモデルも推定したが、学歴と年齢の交互作用項は有意でなく、年齢によって学歴の効果が異なることはなかった。

あるとはいえる。しかし、「結婚したい」というレベルまで結婚意欲を高める効果はないため、高学歴の女性が実際に結婚するかどうかは、彼女らの結婚を取り巻く環境によって大きく左右されることになる。このため、学歴と結婚意欲の関連の一部が正の方向であることをもってして、高学歴女性の結婚意欲が「強い」と解釈することは、学歴の効果を過大に評価してしまう恐れがあるといえる。

最後に表 7 が結婚意欲に関する多項ロジットモデルの結果である。多項ロジットモデルから得られた結果も部分比例オッズモデルから得られた大卒以上ダミーに関する結果と整合的である。大卒以上であると、「結婚したくない・考えていない」よりも「してもしなくてもよい」と回答しやすいが、「ぜひ・できれば」と「してもしなくてもよい」の間には学歴によって差がないことが示されている。部分比例オッズモデルで有意だった年収は有意でなく、多項ロジットモデルにおいても就業形態によって結婚意欲に差は見られなかった。

表7. 結婚意欲に関する多項ロジットモデル

	結婚したくない・考えていない		ぜひ・できれば結婚したい	
	vs してもしなくてもよい	vs してもしなくてもよい	vs してもしなくてもよい	vs してもしなくてもよい
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
三十代ダミー (= 1)	-.31	.33	-.97 ***	.22
年収	-.07	.15	.16	.10
大卒以上ダミー (= 1)	-1.22 **	.39	-.29	.23
就業形態 (基準: 正規職)				
非正規職ダミー (= 1)	.01	.38	.13	.26
自営業ダミー (= 1)	-.19	.89	-.83	.56
無職ダミー (= 1)	-.17	.67	.01	.45
15歳時の暮らし向き	-.37 †	.20	.03	.13
親同居ダミー (= 1)	-.30	.36	.14	.25
性別分業意識	-.15	.14	.36 ***	.09
切片	1.81 *	.83	.90	.59
Loglikelihood	-511.16 ***			
Macfadden's Pseudo R ²	.08			

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001; † p < .1 (両側検定) . n = 838.

部分比例オッズモデルが利用できない場合は、順序ロジットモデルと比較できるのは多項ロジットモデルとされることが多い。多項ロジットモデルでは平行性の仮定が置かれませんが、順序変数を分析する際に他のモデルと比べパラメータが多くなる。本稿の例では部分比例オッズモデルに比べ、多項ロジットモデルでは係数が 8 個多く推定されている。しかし、ブランテストの結果に見たように年収や就業形態について、平行性の仮定が成り立っ

ているとする帰無仮説は棄却されていない。このため多項ロジットモデルの結果を参照する必要性は低い。

ブランチテストの結果から、表5（左側）の順序ロジットモデルでは、大卒以上ダミーについて平行性の仮定が成り立っておらず、推定値に問題があることが示唆された（表6）。また表7の多項ロジットモデルでは、従属変数のもつ順序性は考慮されず、二つのカテゴリーの比較をするため、残りの一つのカテゴリーの情報が生かされない。さらに推定するパラメータが部分比例オッズモデルと比べ非常に多くなり、今回の分析では儉約的なモデルとは言えない。表5（右側）の部分比例オッズモデルでは、平行性の仮定が成り立っていない部分についてはその想定を緩和し、従属変数の順序性を考慮した推定が行われる。また多項ロジットモデルと比べ推定されるパラメータが少なく、儉約的である。本稿の結果からは、問いにもよるがクロスセクションのデータにおいて順序変数を分析する際には、部分比例オッズモデルも有用であることが示された。

得られた結果をまとめると、部分比例オッズモデル・多項ロジットモデルの両方から、学歴は「結婚したくない・考えていない」と「してもしなくても（部分比例オッズモデルの場合は、それ以上）」の間に有意な効果を持つが、それ以外のカテゴリー間では有意な効果を持たないことが分かった。この知見は順序ロジットモデルのみを検討するだけでは明らかにされなかったものであり、本稿の結果は順序ロジットモデルで分析する際には順序ロジットモデルの仮定が満たされているのか検討することと、多項ロジットモデルで同じモデルを検討することが重要であることを裏書きしている⁸。

4. 考察と結論

本稿では学歴と結婚意欲の関連を例に、順序変数を分析する際に利用できる順序ロジットモデル・部分比例オッズモデル・多項ロジットモデルを比較した。まず大規模調査における未婚女性の結婚意欲の分布を概観した。出生動向基本調査・21世紀成年者縦断調査・全国家族調査・JLPSの比較から、日本においては未婚女性の結婚意欲は高い水準で維持されていることが分かった。ただし、結婚に対して両義的な意識を持つ女性も一定程度おり、分析においてはそういった層にも着目していく必要があることが示された。

次に結婚行動に関する代表的な理論である女性の自立仮説とつり合い婚仮説を参照し、結婚意欲と学歴の関連を検討した。女性の自立仮説からは、女性の高い学歴は結婚から得る

⁸ Brant test が利用できない場合 Williams (2016) は累積ロジットモデルを利用して変数間の関連を検討することもできると述べている。4段階の順序変数を例にとると、この場合3つ2項ロジットモデルを推定することになる。3つのモデルはそれぞれ従属変数として、「1 vs 2, 3, 4」・「1, 2 vs 3, 4」・「1, 2, 3 vs 4」のダミー変数とする。

利得を減らすため、高い学歴を持つ女性は結婚意欲が弱いことが予想された。つり合い婚仮説からは、高い学歴を持つ女性は結婚市場で優位な立場にあり、結婚市場において優位な立場であることによって、結婚から得られる利益が多くなることが考えられるため、高い学歴を持つ女性は結婚意欲が強いことが予想された。

先行研究からは、結婚意欲に対する分析レベルでのアプローチが三つ見出せる。第一に、従属変数を結婚意欲ありとなしにダミー化し、ロジスティック回帰分析をするものがある。結婚意欲をダミー化すると、結婚意欲にあると想定される順序性、すなわち結婚意欲の強さの度合いが分析に含まれない。ただしパネル推定など、収束の問題がある際にはとりうる選択肢である。第二に、結婚意欲を順序変数とし、順序ロジットモデルを利用するものがある。その場合は、順序ロジットモデルが想定する平行性の仮定——独立変数の効果が従属変数のどのカテゴリー間においても一定である——を満たしているかどうかの問題となる。もし満たしていないとすれば、モデルは正しい推定値を与えない。第三に、結婚意欲を名義尺度として扱い、多項ロジットモデルを利用するものがある。多項ロジットモデルは順序ロジットモデルが想定する平行性の仮定を置かないため、独立変数の効果が基準カテゴリーと対比されるカテゴリーによって異なるのかどうかを検討できる。しかしながら多項ロジットモデルは推定されるパラメータが多くなるため儉約的でない可能性がある。

理論的な水準では、独立変数と従属変数の関係が線形なのか、そうではないのか、という点が問題になる。学歴の結婚意欲に対する効果を順序ロジットモデルで推定した場合、平行性の仮定が暗黙の内に置かれているため、学歴の結婚意欲に対する効果は結婚意欲のいかなるカテゴリー間でも等しいと想定される。女性の自立仮説・つり合い婚仮説両者とも、学歴の効果の線形性を仮定しているが、それが成り立つかどうかは経験的な問いである。くわえて学歴が結婚に否定的な意識の人を両義的な意識まで上げるのか、両義的な意識の人を肯定的な意識まで上げるのかは、理論的にも、また実際的にも大きな違いを持つ。しかし、順序ロジットモデルのみで独立変数と従属変数の関連を検討しては、これらを検討する機会を逃してしまう。

本稿の分析では、順序ロジットモデルから、学歴は結婚意欲と関連を持たないことが示されたが、平行性の仮定をブランドテストで検定した結果、大卒以上ダミーについて平行性の仮定が成り立っていないことが分かった。部分比例オッズモデルの結果からは、学歴と結婚意欲は関連を持つことが示された。女性の高い学歴は、「結婚したくない・考えていない」と「結婚してもしなくてもよい」・「ぜひ・できれば結婚したい」の間では正の効果を持つが、「結婚したくない・考えていない」・「結婚してもしなくてもよい」と「ぜひ・できれば結婚したい」の間では効果を持たないことが分かった。同様の結果が、学歴に関して多項ロジットモデルからも得られた。現代の日本においては、学歴などの人的資本と結婚意欲の間には、女性の自立仮説やつり合い婚仮説から予想されるよりも複雑な関係が存在する可能性がある。

る。本稿の結果から、順序ロジットモデルを用いる際には、平行性の仮定が成り立っているのか検討することが重要であり、また順序変数を従属変数として分析する際は、問いにもよるが、部分比例オッズモデルが有用であることが示された。変数間の関連を十全に検討するためにも回帰分析の前提やそれが持つ理論的含意に配慮することが重要である。

参考文献

- Becker, Gary S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blossfeld, Hans-Peter ed., 1995, *The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies*, Westview Press.
- Derr, Bob, 2013, "Ordinal response modeling with the LOGISTIC procedure," *Proceedings of the SAS Global Forum 2013 Conference, Cary, NC: SAS Institute Inc. Available at <http://support.sas.com/resources/papers/proceedings13/446-2013.pdf>.*
- 橋本節子, 2009, 「未婚者層における結婚意識の変動と社会階層的要因——パネル・ロジットモデルによるアスピレーション分析」『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 No.29』東京大学社会科学研究所.
- Hosmer Jr, David W., Stanley Lemeshow and Rodney X. Sturdivant, 2013, *Applied Logistic Regression 3rd Edition*, Wiley.
- 鹿又伸夫, 2006, 「計量社会学における多重比較の同時分析:ロジットモデルによる教育達成分析」『理論と方法』21 (1) : 33-49.
- 加藤彰彦, 2011, 「未婚化を押し進めてきた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』67 (2) : 3-39.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2012, 『平成22年 我が国独身層の結婚観と家族観——第14回出生動向基本調査』.
- 近藤博之・古田和久, 2009, 「教育達成の社会経済的格差——趨勢とメカニズムの分析」社会学評論 59 (4) : 682-698.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2013, 「21世紀出生児縦断調査及び21世紀成年者縦断調査特別報告書(10年分のデータより)」, (2016年3月15日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/judan/tokubetsu13/dl/08.pdf>).
- Liu, Xing, 2015, *Applied Ordinal Logistic Regression Using Stata*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Long, Scott J., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables: A volume in the Sage Series for Advanced Quantitative Techniques*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- and Jeremy Freese, 2014, *Regression Models for Categorical Dependent Variables using Stata 3rd Edition*, Stata press.

- 松田茂樹, 2015, 「職場における出会いと結婚意欲の関係」松田茂樹・佐々木尚之・高村静・大澤朗子・小野田壮・藤澤美穂・上村秀紀・石田絢子編『少子化と未婚女性の生活環境に関する分析——出生動向基本調査と「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」の個票を用いて』内閣府経済社会総合研究所: 32-59, (2016年3月16日取得, http://www.esri.go.jp/jp/archive/e_dis/e_dis323/e_dis323.pdf).
- 三輪哲・林雄亮編, 2014, 『SPSSによる応用多変量解析』オーム社.
- 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): 22-35.
- Oppenheimer, Valerie Kincade, 1988, "A Theory of Marriage Timing," *American Journal of Sociology*, 94(3): 563-591.
- and Vivian Lew, 1995, "American Marriage Formation in the 1980s: How Important Was Women's Economic Independence?" Karen Oppenheim Mason and An-Magritt Jensen eds., *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press, 105-38.
- Raymo, James, 2003, "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women," *Demography*, 40(1): 83-103.
- 総務省, n.d., 「表 31 独身者数, 性, 年齢階級, 就業状況, 親との同居有無, 結婚意欲別」, (2016年3月14日取得, http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_csvDownload_&fileId=000006922693&releaseCount=1より取得)
- 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: パートナーシップと出生行動』東京大学出版会, 19-44.
- Tsuya, Noriko and Karen Oppenheim Mason, 1995, "Changing Gender Roles and Below-Replacement Fertility in Japan," Karen Oppenheim Mason and An-Magritt Jensen eds., *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press, 139-167.
- 吉田良生, 2012, 「若者の就業行動と婚姻率の低下」小崎敏男・牧野文夫編『少子化と若者の就業行動』原書房, 123-149.
- Williams, Richard, 2006, "Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables," *Stata Journal*, 6(1): 58-82.
- , 2016, "Understanding and Interpreting Generalized Ordered Logit Models," *The Journal of Mathematical Sociology*, 40(1): 7-20.

付表

付表A. ブラントテストの結果

	chi2	p > chi2	df
包括的検定	34.37	0.156	27
三十代ダミー	3.86	0.277	3
年収	1.6	0.658	3
大卒以上ダミー	10.02	0.018	3
非正規職ダミー	4.01	0.26	3
自営業ダミー	0.59	0.9	3
専門職ダミー	0.67	0.88	3
15歳時の暮らし向き	5.2	0.158	3
親同居ダミー	1.94	0.584	3
性別分業意識	4.73	0.193	3

付表B. 結婚意欲に関する部分比例オッズモデル

	部分比例オッズモデル	
	Coef.	S.E.
三十代ダミー (= 1)	-.72 ***	.14
年収	.11 *	.06
大卒以上ダミー (= 1)		
大卒以上一段階目	1.40 **	.48
大卒以上二段階目	.93 **	.34
大卒以上三段階目	.05	.19
大卒以上四段階目	.20	.16
就業形態 (基準: 正規職)		
非正規職ダミー (= 1)	-.11	.16
自営業ダミー (= 1)	-.65	.41
無職ダミー (= 1)	.06	.30
15歳時の暮らし向き	.21 *	.08
親同居ダミー (= 1)	.22	.16
性別分業意識	.38 ***	.06
切片1	1.01 **	.37
切片2	.67 †	.36
切片3	-.30	.35
切片4	-2.10 ***	.36
Loglikelihood	-994.22 ***	
Macfadden's Pseudo R ²	.05	

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001; † p < .1 (両側検定) . n = 838.

付表C. 結婚意欲に関する多項ロジットモデル

	結婚について考えていない		結婚したくない		できれば結婚したい		ぜひ結婚したい	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
三十代ダミー (= 1)	-.45	.37	.09	.51	-.73 **	.24	-1.22 ***	.24
年収	-.05	.18	-.12	.23	.15	.10	.18 †	.10
大卒以上ダミー (= 1)	-1.70 **	.52	-.51	.55	-.40 †	.24	-.20	.24
就業形態 (基準: 正規職)								
非正規職ダミー (= 1)	.17	.42	-.36	.60	.31	.27	-.05	.28
自営業ダミー (= 1)	-.55	1.15	.41	1.18	-.65	.62	-1.01	.63
無職ダミー (= 1)	.05	.74	-.73	1.19	-.02	.49	.07	.48
15歳時の暮らし向き	-.23	.23	-.75 *	.33	-.07	.14	.12	.14
親同居ダミー (= 1)	-.05	.42	-.70	.53	.11	.27	.20	.28
性別分業意識	-.04	.16	-.50 †	.27	.23 *	.10	.49 ***	.10
切片	.64	.95	2.37 †	1.21	.69	.63	-.36	.63

Loglikelihood -982.72 ***

Macfadden's Pseudo R² .06

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001; † p < .1 (両側検定) . n = 838. 基準カテゴリーは「結婚してもなくてもよい」である.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金

基盤研究 S : 2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度 基盤研究 C : 2013 年度～2016 年度

厚生労働科学研究費補助金

政策科学推進研究 : 2004 年度～2006 年度

奨学寄付金

株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

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について

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は、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>