

## 性役割意識に影響を及ぼす要因の検討

### —性別・学歴・世代の交互作用効果に着目して—

津 多 成 輔\*

#### 1. 問題の所在と本稿の課題

1985年に成立した男女雇用機会均等法など、日本においては男女平等な社会を実現するための法制度が存在する。一方で、1999年に施行された男女共同参画社会基本法は性別役割分業を前提としたものとして解釈できること、2000年代のジェンダーフリーバッシングなどのバックラッシュも見られる。World Economic Forum (2018)によれば、2018年の日本の男女平等指数は0.662で149カ国中110位であるとされており、男女平等が実現されているとは言い難い。具体的に男女平等指数の詳細を見ていくと政治分野では0.081(125位)、経済分野では0.595(117位)となっている。例えば、経済分野の実態としては、女性の就業率は年齢別に示すと所謂、M字カーブ<sup>1)</sup>の形態を取っている。近年このM字カーブの弱まりは見られるものの、就業率そのものの相対的な低さや既婚者におけるM字カーブは維持されている。

その背景には根強い性役割意識がある。「夫は外で働き、妻は家庭をまもる」という考えに対して、賛成する割合の経年変化を見ると、1972年には83.2%であり、年々減少し2002年には47.0%と初めて半数を割る形となったが、それ以降は微増減し、2016年は賛成に該当する者の割合は40.5%となっている<sup>2)</sup>。

一般的に性役割意識は、若い世代ほど否定的であるとされる。例えば、原・肥和野(1990)は女性の性役割意識は、若い世代ほど伝統的な割合を年齢別、男性／女性別にみると、女性

では20代が47.2%と最も高く、50代で30.2%と最も低く、70代以上で43.8%と年齢を横軸にとった際にV字型を描く形になっている<sup>3)</sup>。

ただし、若い世代で支持されている性役割意識は「夫は外で働く」だけ、「妻は家庭をまもる」だけという伝統的な性役割意識ではない可能性については検討する必要がある。例えば、1998年版『厚生白書』で紹介された「男は仕事と家事、女は家事と趣味(的仕事)」(新・専業主婦志向)という新たな性役割意識がある。石崎(2004)は30代向けの女性雑誌を分析し、家庭の経済的基盤を夫に支えてもらい、趣味を満喫する専業主婦像が多く描かれていることを報告しており、「新・専業主婦志向」には一定の支持があることがうかがえる。また小倉(2007)は学歴によって結婚意識が異なることを指摘し「新・専業主婦志向」は短大出身の女性に特有のものであるとしている。上野(2012)は、短期大学的女子学生は「母性愛」信奉傾向<sup>4)</sup>が4年制大学的女子学生よりも高いが、専業主婦希望度は4年生大学的女子学生と差は見られないことを報告している。

若年層の女性が性役割意識への賛成や専業主婦を志向する背景には、近年の経済状況が厳しくなっていることも関連している可能性がある。「新・専業主婦志向」が提示された1998年の20代の女性の平均給与<sup>5)</sup>は20～24歳で253.6万円、25～29歳で305.6万円であったが、2014年には20～24歳で230.9万円、25～29歳で297.1万円となっており、厳しさが増している。

また、女性の性役割意識に影響を及ぼす要因としては就業がある。就業と性役割意識の関係

\* 兵庫教育大学

については、上子（1979）が共働きの妻の方が男女平等的な意識が強いこと、原・肥和野（1990）が女性は雇用者ほど伝統的な性役割意識が弱いこと、若松・柏木（1994）が男性は妻が常勤または就業時間が長い場合に性役割意識が弱いことを報告している。

教育もまた性役割意識と深い関連がある。例えば、原・肥和野（1990）が女性は高学歴者ほど伝統的な性役割意識が弱いこと、桜井（2014）が教育年数が短い場合には「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」などの性役割意識の項目からなる合成変数が肯定されることを報告している。ただし、これらの結果がスクリーニング効果（大学に進学する者の意識が性役割意識を持ちにくい）によるものなのか、人的資本理論に基づく効果（大学教育が性役割意識を弱める）によるものなのかについては留意する必要がある。前者のスクリーニング効果に依拠すれば、大学教育そのものには性役割意識を弱める効果はなく、後者の人的資本理論に依拠すれば、大学教育に性役割意識を弱める効果があるということになる。

一方で、教育が性役割意識を強化するという報告もある。例えば、亀田・館（1987）は教科書の固定的な性別役割描写や女生徒集団と男生徒集団の行動様式の違いなどの学校内の様々な要因が生徒を性別役割に沿って社会化していくとしている。また、木村（1998）は性役割分業に否定的なはずの高学歴女性に専業主婦の割合が高いことについて、実態と志望する就業状況との認知的不協和を低減するために非就業状態

を正当化する方向に性役割意識が変化するという仮説を提示している。

これらの性役割意識に関する研究を整理すると以下の表1にまとめることができるだろう。これらの研究の蓄積の上に生じる課題としては、次の3点が指摘できる。

第一に性役割意識の中にも経済の主体や育児の主体など多様な側面があり、これらを切り分けて検討していくことに課題がある。「新・専業主婦志向」に象徴されるように新たな性役割意識も生じている可能性が高いことから、性役割意識を単一のものとして捉えることには限界がある。具体的には「男は仕事」を肯定しつつも「女は家事」を否定するなどの新たな性役割意識を捉えるためには、意識を細分化し検討する必要がある。

第二に研究対象が女性に限定されている場合が多いことが指摘できる。性役割意識が男性／女性という2つのカテゴリから成立するものであるならば、女性のみではなく男性の意識についても検討がなされるべきであろう。ただし、その際には、多くの研究が女性の性役割意識についての要因を明らかにしてきたように、各要因が与える影響については男性／女性で異なる可能性があることに留意したい。

第三に学歴による検討において各世代における選抜性を考慮していない点が挙げられる。以下の図1に示した男性／女性別の4年制大学進学率、短期大学進学率の推移によれば、2018年の4年制大学進学率は男性が56.3%、女性の進学率が50.1%となっており、その差はほとんどない<sup>6)</sup>が、1973年から1982年の間は25%以上

表1 性役割意識に影響する要因についての先行研究の知見の要約

要因	男性	女性
学歴	基本的には、教育年数が長いほど性役割分業の意識が弱まる。	基本的には、教育年数が長いほど性役割分業の意識が弱まる。ただし、高学歴で非就業の場合は、性役割分業の意識が強まる
世代	若い世代ほど伝統的な意識を持たなくなる。	若い世代ほど伝統的な意識を持たなくなる。ただし、「新・専業主婦志向」のような新たな性役割意識も生じており、近年の調査では若年層で性役割分業に賛成する割合が増加している。
就業	—	フルタイムの職に就業している場合、性役割意識が弱まる。

の差があり、1975 年で男性 41.0%、女性 12.7% でその差が 28.3%と最大になっている。日本の教育システムが、選抜を通して序列化の装置として機能する側面があることや選抜性がより高いほど給与水準が高い実態があることを踏まえると、男性／女性の間で教育機会に差がある場合には相対的に男性にとって給与水準が高くなるため、選抜を通して性役割意識が強化される可能性がある。前述のように各世代によって大学進学率も異なり、「大学教育を受けること」の持つ意味も各世代で異なるために、世代と学歴を合わせた検討が求められる。

以上の問題意識に基づき、本稿では男性／女性別に性役割意識に及ぼす要因を明らかにする。中でも特に世代間の大学教育の選抜性の違い（世代と学歴の交互作用）、大学教育が性役割意識に及ぼす影響の男性／女性間の違い（性別と学歴の交互作用）に着目し検討する。

## 2. 検討方法

### 2.1. データの概要

本稿では、これらの問題意識のもと日本社会における「共生」に関わる社会意識の様態を探索することを目的とした「共生社会に関する調査」のデータを分析対象とする。表 2 に示したようにこの調査は、「共生」に関わる社会意識を多角的に捉えるものであり、後述するように性役割意識についての質問項目も含まれている。これらの意識と関連する要因として、社会的属性や社会経験について問う項目も設定されている。加えて、この調査は 2014 年に行われ、調査対象者として性別、年齢、居住地域ごとに日本の総人口に比例した人口構成比で 2000 名を抽出し実施されている点で、男性／女性別、世代別、学歴別での性役割意識の検討に適していると考えられる。ただ、人口構成比による抽出では、結果に対して人口が多い都市部の影響が強

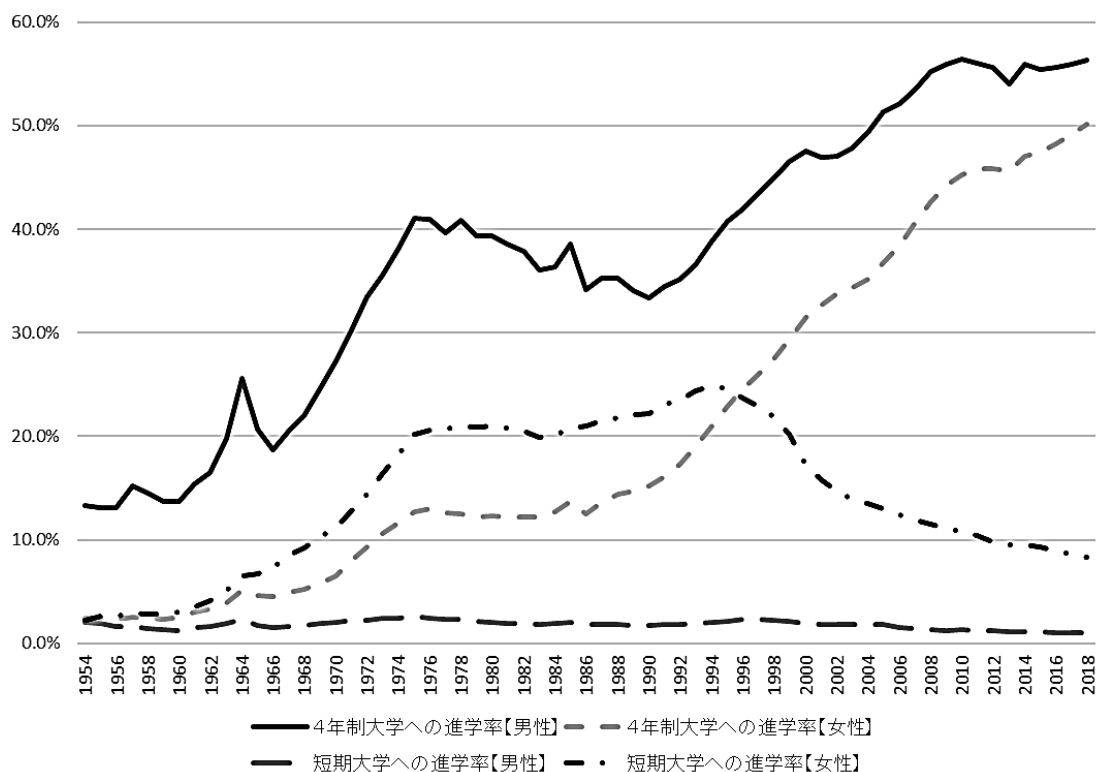


図 1 男性／女性別の 4 年制大学進学率および短期大学進学率の推移<sup>7)</sup>

(文部科学省 「学校基本調査」より作成)

く反映されることなどの生存者バイアスがあることには留意したい。その他の特筆すべき特徴は、ウェブ調査で実施されているため無回答がないこと、回答者が必ずインターネットを利用していることが挙げられる。本調査の詳細については岡本（2014）を参照して頂きたい。

表 2 「共生社会に関する調査」の概要

実施機関	筑波大学人間系研究戦略委員会
研究代表	岡本智周
調査期間	2014 年 1 月 10 日～13 日
調査方法	インターネットを利用したウェブ調査
調査対象	インターネット調査専門会社に登録している 20 歳以上のモニタより、性別（男性／女性）、年齢（20 代／30 代／40 代／50 代／60 代以上）、居住地域（北海道／東北／関東／中部／近畿／中国／四国／九州）ごとに日本の総人口に比例した人口構成比で計 2000 名を抽出
調査内容	回答者の基本属性、就業状況、家庭状況、共生社会に関する認識と態度、高齢者・障害者・外国人に対する意識、日本社会に対する態度、インターネットの利用状況（計 45 問）

## 2.2. 性役割意識の変数について

本稿で分析対象とする性役割意識についての変数は、「子どもが 3 歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」および「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」について、あなたの考えに近いものを 4 件法（「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」）で問うた項目である。

本稿では、前述の問題意識に基いて性役割意識を細分化して検討するために、これらの 2 変数を合成変数とせず、「子どもが 3 歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」を育児の主体、「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」を経済の主体についての性役割意識を問うているものとして解釈し分析に用いる。なお、これらの 2 変数の Pearson の相関係数は 0.385 ( $p=0.000$ ) であった<sup>8)</sup>。以下、本稿では、「子どもが 3 歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」を「性役割意識【育児の主体】」、「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」を「性役割意識【経済の

主体】」と表記する。

これらの項目を分析するにあたって次の 2 点には留意したい。第一に、設問の抽象度が相対的に低いことである。例えば、冒頭で言及した「男女共同参画社会に関する世論調査」の調査の項目である「夫は外で働き、妻は家庭をまもる」は「家庭」という言葉に育児・家事・介護など様々なものが内包されているために抽象度が高い。対して、本稿で扱う項目は「外」の中でも経済の主体、「家庭」の中でも育児の主体に焦点化し問うた項目であるといえる。第二に、性役割意識の総体ではないことである。具体的には、本稿で扱う設問は、心理学分野の尺度（例えば、「平等主義的性役割態度スケール短縮版（SESRA-S）」（鈴木 1994））のように複数の設問の合成変数から性役割意識の総体を捉えようとするものではない。第一の点に重ねた言及になるがこの意味で、本稿で得られた結果は性役割意識の総体には汎化できない。

## 2.3. 変数の設定

以下の表 3 には、本稿の分析に用いる変数およびその単純集計結果を示した。先行研究で指摘されているように、性役割意識に影響を及ぼす要因は性別で異なるため、「性別」を統制変数として設定した。「世代」については、先行研究では連続変数として設定されることが多いが、本稿では各年齢層に該当することについてのダミー変数とした。これは、世代間の大学教育の選抜性の違い（世代と学歴の交互作用）に着目した検討を行うという問題意識と関連している。具体的には、男女間の 4 年制大学進学率の差は必ずしも年齢層と比例する形で縮まっているとはいえず、年齢層を連続変数として用いる方法では課題があるためである。なお、上記のような問題意識のもと特定の世代的経験に着目した解釈を行うため、「世代」と表記しているものの厳密には、単発の社会調査であることから特定の年齢層を迎えることによる意識への影響を切り分けることができない点には留意する。「学歴」については、大学教育の選抜性の世代間の差についても検討する上で、最後に通った学校が大学／大学院に該当することについてのダミ

表 3 本稿で分析に用いる変数およびその単純集計結果

変数	変数の主旨	重回帰分析の際の変数の変換方法	単純集計結果 (N=2000)
性別	回答者の性別	統制変数	男性 (49.9%) 女性 (50.1%)
学歴	回答者が最後に通った学校 (中退を含む), または, 現在在籍している学校が大学以上に該当するか	「大学」「大学院」を 1, 「中学校」「高校」「専門学校」「短期大学・高等専門学校」「その他」を 0	中学校 (1.4%) 高校 (28.2%) 専門学校 (11.9%) 短期大学・高等専門学校 (13.3%) 大学 (40.9%) 大学院 (4.3%) その他 (0.1%)
世代	回答者が各年齢層 (20代/30代/40代/50代/60代以上) に該当するか	X 代に該当を 1, X 代以外を 0	20 代 (16.3%) 30 代 (21.7%) 40 代 (20.2%) 50 代 (19.8%) 60 代以上 (22.1%)
就業	回答者の就業形態がフルタイムに該当するか (女性のみに投入)	「経営者・役員」「常時雇用されている一般従業員 (公務員を含む)」を 1, 「嘱託」「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「自営業主」「自由業者」「その他」および「働いていない」を 0	【女性のみの結果】 経営者・役員 (1.0%) 常時雇用されている一般従業員 (公務員を含む) (16.6%) 嘱託 (0.5%) 臨時雇用・パート・アルバイト (24.5%) 派遣社員 (3.2%) 自営業主 (3.1%) 自由業者 (1.2%) その他 (0.2%) 働いていない (49.8%)
世代×学歴	交互作用項 (男性/女性のどちらにも投入)	「世代」と「学歴」の積	—
学歴×就業	交互作用項 (女性のみに投入)	「学歴」と「就業」の積	—
世代×就業	交互作用項 (女性のみに投入)	「世代」と「就業」の積	—
世代×学歴×就業	交互作用項 (女性のみに投入)	「世代」と「学歴」と「就業」の積	—
性役割意識 【育児の主体】	回答者の「子どもが 3 歳くらいまでは, 母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」についての考え	4 件法 (「そう思う」を 4, 「どちらかといえばそう思う」を 3, 「どちらかといえばそう思わない」を 2, 「そう思わない」を 1)	そう思う (22.4%) どちらかといえばそう思う (48.9%) どちらかといえばそう思わない (22.6%) そう思わない (6.2%)
性役割意識 【経済の主体】	回答者の「家族を (経済的に) 養うのは男性の役割だ」についての考え	同上	そう思う (11.8%) どちらかといえばそう思う (50.6%) どちらかといえばそう思わない (28.2%) そう思わない (9.5%)

一変数とした。「就業」については, フルタイム勤務していることについてのダミー変数とし, 先行研究で女性においてその影響が指摘されているため, 女性のみの投入変数とした。交互作用項についてはある世代における学歴の効果を検討するために「世代×学歴」を設定した。ま

た女性について分析する際には「就業」と各変数の交互作用項を設定した。

#### 2.4. 交互作用を用いる際の変数の解釈

本稿の分析では, ある「世代」における「学歴」の効果などの交互作用効果を分析するがその解釈について以下の点に留意したい。以下の

図2には主効果のみの分析(a)と交互作用効果を含めた分析(b)の変数間の関連図を示した。交互作用効果とは、調節変数zの条件がある場合の独立変数xの効果を意味しているが、ここで指摘したいのは主効果のみの分析(a)と交互作用効果を含めた分析(b)における独立変数xの解釈の違いについてである。具体的に本稿の分析の観点に照らせば、独立変数xが「学歴」、調節変数zが「世代」、従属変数yが「性役割意識」ということになる。主効果のみの分析(a)の場合は、独立変数xの係数は「学歴」全体の効果と解釈できるが、交互作用効果を含めた分析(b)では、独立変数xの係数はある「世代」における「学歴」の効果(交互作用効果)が取り除かれた「学歴」の効果ということになる。このように交互作用効果を含めた分析(b)では、主効果のみの分析(a)と比較して独立変数xの解釈にも変化が生じることに留意したい。

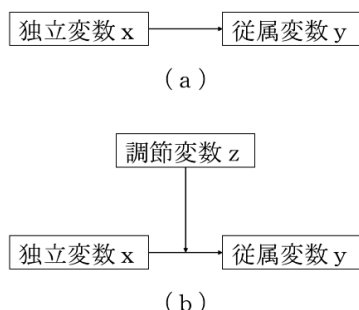


図2 独立変数，従属変数，調整変数の関係  
(石田(2014)を参考に作成)

### 3. 分析結果

#### 3.1. 基本集計結果

分析に先立って、交互作用項に用いる「世代」と「学歴」および「世代」と「就業」の間の関連を検討するために、表4には世代別、男性／女性別の「学歴」が大学以上に該当する割合およびフルタイムの職に就業する割合を示した。

表4の結果として特徴的な点を挙げれば、本調査の男性の40代、50代、60代の「学歴」が大学以上である割合が当該世代の大学進学率よりも高い点である。女性においては「世代」が上昇すると「学歴」が大学以上である割合、フ

ルタイムの職に就業する割合が減少するという結果となっている。また、「学歴」と「就業」の間の関連については、女性のフルタイムの職への就業している割合は大学以上で22.7%、それ以外で15.3%であった<sup>9)</sup>。

表4 世代別、男性／女性別の  
「学歴」が大学以上に該当する割合  
およびフルタイムの職に就業する割合

性別	世代	大学以上	フルタイム
男性	20代 (N=165)	70.3%	39.4%
	30代 (N=219)	59.4%	74.4%
	40代 (N=203)	56.7%	70.4%
	50代 (N=196)	58.2%	64.3%
	60代以上 (N=214)	56.1%	29.9%
女性	20代 (N=160)	50.6%	24.4%
	30代 (N=214)	42.5%	26.2%
	40代 (N=201)	24.9%	15.4%
	50代 (N=200)	21.5%	20.0%
	60代以上 (N=228)	19.3%	4.4%

次に従属変数となる性役割意識の変数の基本的な傾向を把握するために、以下の表5では、世代別、男性／女性別の性役割意識に対して「そう思う」割合を示した。表5の結果では、性役割意識【経済の主体】については男性の方が「そう思う」割合が大きいが、性役割意識【育児の主体】については男性／女性間で大きな差は見られなかった。本稿の以下の分析では、男性／女性別に重回帰分析の結果を示すがそもそもの割合に男性／女性間で差があることに留意したい。

表5 世代別、男性／女性別の  
性役割意識に対して「そう思う」割合

性別	世代	性役割意識 経済の主体	性役割意識 育児の主体
男性	20代 (N=165)	56.4%	64.2%
	30代 (N=219)	58.0%	61.2%
	40代 (N=203)	71.9%	71.4%
	50代 (N=196)	70.4%	77.6%
	60代以上 (N=214)	79.4%	83.6%
女性	20代 (N=160)	57.5%	68.1%
	30代 (N=214)	53.7%	62.6%
	40代 (N=201)	61.2%	73.1%
	50代 (N=200)	57.5%	71.5%
	60代以上 (N=228)	56.1%	77.2%

### 3.2. 男性についての分析

表6には、男性に対して「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」（性役割意識【経済の主体】）についての重回帰分析を行った結果を示した<sup>10)</sup>。モデル1では「世代」の変数として20代のダミー変数を投入しており、モデル2では30代のダミー変数、モデル3では40代のダミー変数、モデル4では50代のダミー変数、モデル5では60代以上のダミー変数を投入した<sup>11)</sup>。

「世代」の変数に着目すると、20代のダミー変数を投入したモデル1で標準化係数が負の値、60代のダミー変数を投入したモデル5で標準化係数が正の値となった。この結果は、性役割意識【経済の主体】が20代においては弱く、60代で強いことを示している。

「学歴」の変数に着目すると、40代のダミー変数を投入したモデル3および50代のダミー変数を投入したモデル4で標準化係数が負の値となった。有意ではなかったものの他のモデルでも「学歴」の変数の標準化係数は負の値となっており、どの世代においても大学教育を受けたことは性役割意識【経済の主体】を弱めることと関連があるといえる。

「世代×学歴」の交互作用項の変数に着目すると、50代のダミー変数を投入したモデル4で標準化係数が正の値となった。この結果は50代の世代で大学教育を受けた経験があることは性役割意識【経済の主体】を強めることと関連していることを示している。

表7には、男性に対して「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」（性役割意識【育児の主体】）についての重回帰分析を行った結果を示した。表6とは異なり、60代のダミー変数を投入したモデル5で「世代」の変数の標準化係数が正となったが、それ以外では統計的に有意な結果はなかった。性役割意識【育児の主体】は世代の影響が見られるが、大学教育を受けたこととは関連がないといえる。

### 3.3. 女性についての分析

表8には、女性に対して「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」（性役割意識【経済の主体】）

についての重回帰分析を行った結果を示した<sup>12)</sup>。

「世代」の変数に着目すると、20代のダミー変数を投入したモデル1で標準化係数が正の値、60代のダミー変数を投入したモデル5で標準化係数が負の値となった。この結果は、性役割意識【経済の主体】が20代においては強く、60代で弱いことを示している。

「学歴」についてはモデル1以外のすべてのモデルで標準化係数が負の値となった。有意ではなかったもののモデル1でも標準化係数は負の値となっており、どの世代においても大学教育を受けたことは性役割意識【経済の主体】を弱めることと関連があるといえる。「就業」については、モデル4およびモデル5で標準化係数が負の値となった。これについても、それ以外のモデルで標準化係数は負の値となっており、フルタイムの職に就業していることは性役割意識【経済の主体】を弱めることと関連があるといえる。

交互作用項に着目すると、20代のダミー変数を投入したモデル1で「世代×学歴」の変数で標準化係数が負となった。20代の世代で大学教育を受けた経験があることは性役割意識【経済の主体】を弱めることと関連があるといえる。

「世代×就業」については50代のダミー変数を投入したモデル4で標準化係数が正となった。50代の世代でフルタイムの職に就業していることは性役割意識【経済の主体】を強めることと関連があるといえる。

「世代×学歴×就業」については60代以上のダミー変数を投入したモデル5で標準化係数が負となった。60代の世代で大学教育を受けフルタイムの職に就業していることは性役割意識【経済の主体】を弱めることと関連があることを示している。

表9には、女性に対して「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」（性役割意識【育児の主体】）についての重回帰分析を行った結果を示した。

「世代」の変数に着目すると、30代のダミー変数を投入したモデル2で標準化係数が負の値、

40 代のダミー変数を投入したモデル 3 で標準化係数が正の値となった。この結果は、性役割意識【育児の主体】が 30 代においては弱く、40 代で強いことを示している。

「学歴」についてはモデル 2 とモデル 4 以外のすべてのモデルで標準化係数が負の値となった。有意ではなかったもののモデル 1 とモデル

4 でも標準化係数は負の値となっており、どの世代においても大学教育を受けたことは性役割意識【育児の主体】を弱めることと関連があるといえる。

交互作用項に着目すると、20 代のダミー変数を投入したモデル 1 で「世代×学歴」の変数の標準化係数が正となった。20 代の世代で大学教

表 6 「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」の重回帰分析の結果（男性）（ $N=997$ ）

	モデル 1 (20 代)	モデル 2 (30 代)	モデル 3 (40 代)	モデル 4 (50 代)	モデル 5 (60 代)
(定数)					
世代	-0.097 <sup>†</sup>	-0.075	0.025	-0.059	0.166**
学歴	-0.043	-0.051	-0.074*	-0.098**	-0.055
世代×学歴	-0.042	-0.045	0.035	0.108*	-0.013
調整済 R <sup>2</sup> 値	0.019	0.014	0.004	0.006	0.026
F 値	7.263	5.618	2.394	3.041	9.846
モデルの 有意確率	0.000	0.001	0.067	0.028	0.000

\*\*\* :  $p < 0.001$ , \*\* :  $p < 0.010$ , \* :  $p < 0.050$ , <sup>†</sup> :  $p < 0.100$

表 7 「子どもが 3 歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」の重回帰分析の結果（男性）（ $N=997$ ）

	モデル 1 (20 代)	モデル 2 (30 代)	モデル 3 (40 代)	モデル 4 (50 代)	モデル 5 (60 代)
(定数)					
世代	-0.047	-0.073	-0.057	-0.003	0.159**
学歴	0.007	0.006	-0.033	-0.032	0.006
世代×学歴	-0.041	-0.049	0.073	0.073	-0.032
調整済 R <sup>2</sup> 値	0.004	0.010	-0.001	0.002	0.016
F 値	2.266	4.305	0.726	1.559	6.461
モデルの 有意確率	0.079	0.005	0.536	0.198	0.000

\*\*\* :  $p < 0.001$ , \*\* :  $p < 0.010$ , \* :  $p < 0.050$ , <sup>†</sup> :  $p < 0.100$

表 8 「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」の重回帰分析の結果（女性）（ $N=1003$ ）

	モデル 1 (20 代)	モデル 2 (30 代)	モデル 3 (40 代)	モデル 4 (50 代)	モデル 5 (60 代)
(定数)					
世代	0.088*	-0.030	0.016	-0.020	-0.062 <sup>†</sup>
学歴	-0.054	-0.112**	-0.102**	-0.069 <sup>†</sup>	-0.109**
就業	-0.065	-0.057	-0.051	-0.110*	-0.086*
世代×学歴	-0.109*	0.075	0.051	-0.049	0.042
学歴×就業	-0.035	-0.048	-0.030	-0.018	-0.006
世代×就業	—	—	-0.021	0.088 <sup>†</sup>	0.055
世代×学歴×就業	—	—	-0.030	-0.015	-0.102*
調整済 R <sup>2</sup> 値	0.020	0.017	0.015	0.015	0.018
F 値	5.012	4.433	3.219	3.219	3.690
モデルの 有意確率	0.000	0.001	0.002	0.002	0.001

\*\*\* :  $p < 0.001$ , \*\* :  $p < 0.010$ , \* :  $p < 0.050$ , <sup>†</sup> :  $p < 0.100$



表9 子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念する方がよい」の  
重回帰分析の結果（女性）（ $N=1003$ ）

	モデル1 (20代)	モデル2 (30代)	モデル3 (40代)	モデル4 (50代)	モデル5 (60代)
(定数)					
世代	-0.068	-0.082*	0.070†	0.019	0.013
学歴	-0.096*	-0.052	-0.073†	-0.054	-0.085*
就業	-0.161***	-0.156***	-0.124**	-0.200***	-0.180***
世代×学歴	0.086†	-0.024	0.011	-0.052	0.039
学歴×就業	0.017	0.025	0.002	0.045	0.034
世代×就業	—	—	-0.085†	0.059	0.086*
世代×学歴×就業	—	—	0.033	-0.027	-0.033
調整済R <sup>2</sup> 値	0.028	0.033	0.029	0.027	0.030
F値	6.731	7.941	5.286	4.972	5.416
モデルの 有意確率	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

\*\*\*:  $p < 0.001$ , \*\*:  $p < 0.010$ , \*:  $p < 0.050$ , †:  $p < 0.100$

育を受けた経験があることは性役割意識【育児の主体】を強めることと関連があるといえる。

「世代×就業」については、40代のダミー変数を投入したモデル3で標準化係数が負の値、60代以上のダミー変数を投入したモデル5で標準化係数が正の値となった。40代の世代でフルタイムの職に就業していることは性役割意識【育児の主体】を弱めるが、60代の世代でフルタイムの職に就業していることは性役割意識【育児の主体】を強めることと関連があるという結果となった。

#### 4. 考察と今後の課題

考察に先立って本稿の分析で得られた結果に基づいて、性役割意識に対して10%水準で有意な影響があった項目を以下の表10に要約した。

まず、「就業」については先行研究の通り、女性においてフルタイムの職に就業していることが性役割意識を弱めるという結果となった。ただし冒頭でも指摘したように性役割意識に変化は見られるものの、就業の実態についてはまだまだ課題があると言わざるを得ず、女性が就業できる環境作りが求められる。

「世代」の効果については、男性の場合においては先行研究の通り若年層ほど性役割意識が弱いという傾向がみられた。他方、女性においてはその結果は複雑で、経済の主体についての性役割意識には20代であることが正の影響、60

代以上であることが負の影響を及ぼし、育児の主体についての性役割意識には30代で負の影響、40代であることが正の影響を及ぼしている。大胆に言えば、経済の主体としての性役割意識と育児の主体としての性役割意識に対する「世代」の効果は真逆であるといえる。これらの背景には、やはり20代の女性の厳しい経済状況がある可能性が高い。つまり、個人の収入が見込めない場合に性役割意識【経済の主体】を受け入れている可能性がある。この考察を裏付けるかのように、「世代×学歴」の交互作用効果では、大学教育を受けた20代であることが性役割意

表10 性役割意識についての重回帰分析の結果の要約

変数	男性		女性	
	経済の主体	育児の主体	経済の主体	育児の主体
世代	20代で負 60代以上で正	60代で正	20代で正 60代以上で負	30代で負 40代で正
学歴	負	関連なし	負	負
就業	—	—	負	負
世代×学歴	50代で正	関連なし	20代で負	20代で正
学歴×就業	—	—	関連なし	関連なし
世代×就業	—	—	50代で正	40代で負 60代で正
世代×学歴×就業	—	—	60代で負	関連なし

識【経済の主体】に対して負の影響がある。つまり、20代の女性であっても大学教育を受け、相対的に高い収入が見込まれる場合には性役割意識【経済の主体】を持ちにくい可能性がある。対して、性役割意識【育児の主体】については、大学教育を受けた20代は肯定的であるという結果となった。この結果は上野（2012）が、短期大学的女子学生から4年制大学的女子学生への「母性愛」信奉傾向の広がり指摘していたこととも合点がいく。

上記のように整理すると性役割意識は「夫は外で働き、妻は家庭をまもる」という単純な構図では評価できないといえる。また、若年層だからといって単純に性役割意識を強化しているとも言えない。その上で、1998年に『厚生白書』が提示した「男は仕事と家事、女は家事と趣味（的仕事）」（新・専業主婦志向）のような像は、若年層の女性の置かれる経済状況が厳しい時代においても自身が大学教育を受け、相対的に高い収入が見込まれ「経済的には男性に依存しないが、育児は女性の役割である」と考える20代の高学歴な女性と親和的であるだろう。他方、本稿の結果は「新・専業主婦志向」とも異なる性役割意識の存在も示唆している。具体的には、経済的に厳しい状況から「経済的に男性に依存する」ことを受け入れる「受動的な性役割意識」を持つ20代の女性の存在の可能性も今後、十分に検討する必要がある。

「学歴」の効果については、男性の性役割意識【育児の主体】以外で負の値となっており、大学教育は性役割意識を弱めることに繋がるといえる。ただし、大学教育を受けた50代であることは性役割意識【経済の主体】に正の影響がある。本稿の分析対象となった50代は大学に進学する場合は、主に1973年から1982年に大学に入学している世代である。この世代の男性の4年制大学進学率は40%前後であったことに加え、志願倍率が現在よりも高く大学を志望したとしても3人に1人<sup>13)</sup>が入学できない状況であり、選抜性が非常に高かった。また女性の4年制大学進学率は15%弱を推移しており、男性／女性間で教育機会に差があった時代でもあ

る。これらの選抜性の違いは確かに個人の収入と関連しており、本稿が分析対象とした調査の結果からも大学以上の学校に通った経験のある50代の年収は682.7万円と最後に通った学校が大学・大学院以外の50代の男性の年収412.3万円を比較すると大きな開きがあることが分かる<sup>14)</sup>。このような状況を踏まえると、50代の高学歴な男性であることは、同世代の女性は学歴水準が低く経済的主体となりにくい一方で、自身は「大学教育を受け、収入が高い」と認識できるために「自身が家庭の経済での担い手である」という意識を強化することに繋がるという仮説が想定できる。

上記のような結果は、学校の選抜の機能から整理することができる。つまり、男性／女性というカテゴリ間で教育機会に差がある状況で、選抜の機能によって経済的な豊かさが規定される場合には、各カテゴリでの性役割意識が強化されるといえるだろう。ただし、このような「学歴」の効果は大学教育に伴う選抜の機能の一面であり、本稿が示したように大学教育を受けること自体には性役割意識を弱める効果があることには強く言及しておきたい。

以上の考察を踏まえて、本稿を締めくくりにあたり今後の課題を3点提示したい。第一に社会階層間の性役割意識の検討である。本稿は20代女性であっても学歴の違いによって性役割意識が異なることを提示したように、社会階層間で性役割意識が多様化している可能性がある。第二に、多様化する性役割意識の分類とそれぞれに及ぼす要因の検討である。第一の点と関連して、性役割意識も多様化している。これらの様相は、「夫は外で働き、妻は家庭をまもる」への賛否という二項対立では捉えきれず、本稿のように性役割意識を細分化した形での検討が求められる。第三に、性役割意識に影響を及ぼす大学教育の内容についての検討である。本稿は大学教育が性役割意識を弱めることを報告したが、大学教育の何が性役割意識に影響を及ぼすかは明らかにできていない。具体的には、大学教育において知を蓄え探求することが性役割意識の変革に繋がるのか、大学という場において

様々な人と触れ合うことによって規範意識が揺さぶられることが性役割意識に影響を及ぼすのかなどについての検討が求められる。

#### 〈付記〉

本稿は、筑波大学人間系戦略委員会の活動の一環として実施された「共生社会に関する調査」について、調査代表者の岡本智周から特別にデータの貸与を受け、執筆されたものである。

#### 〈注〉

- 1) 以下の図3には、女性の年齢階級別の就業率の推移を示した。女性の就業率を年齢別に示すと、学校卒業後20代でピークに達し、30代の出産・育児期に落ち込み、子育てが一段落した40代で再上昇し、アルファベットの「M」のかたちに似た曲線を描く傾向が見られる。
- 2) ここでは、「賛成」・「どちらかといえば賛成」を合わせた割合を賛成の割合として示した。1972年は、総理府「婦人に関する意識調査」の結果であり、2002年および2016年は、内閣府「男女共同参画社会に関する世論調査」の結果である。
- 3) 以下の表11には男性／女性別、年齢別の「夫は外で働き、妻は家庭をまもる」に賛成する割合（「男女共同参画社会に関する世論調査」2016年調査）を示した。
- 4) 江上（2005）によれば、「母性愛」信奉傾向は「社会文化的通念である伝統的性役割観に基いた母親役割を信じそれに従って養育を実践する傾向」と定義されている。
- 5) ここでは、国税庁「民間給与実態統計調査結果」の値を示した。2014年の値を用いたのは、本稿が分析対象とするデータの調査時期と合わせるためである。
- 6) World Economic Forum（2018）の男女平等指数では、教育分野については0.99と高く評価されている。これは、教育分野の指数が、就学率等に基づいて算出されるためである。ただし、教育分野においてもその内実に全く差がないわけではなく、児童・生徒を男性／女性に社会化する隠れたカリキュラムも多く存在する。
- 7) 「学校基本調査（年次統計）」より作成。4年制大学進学率、短期大学進学率には、過年度を含む。高等学校進学率は1974年に男性89.7%、女性91.9%となっている。
- 8) 男性／女性別にPearsonの相関係数を算出すると男性は0.408 ( $p=0.000$ )、女性は0.368 ( $p=0.000$ )で男性／女性間で差は見られなかった。
- 9) 男性のフルタイムの職への就業している割合は大学以上で59.2%、それ以外で52.0%であった。
- 10) 厳密に言えば、重回帰分析ではなく、独立変数が質的変数のみであるので、用いる分析方法は数量化Ⅰ類である。ただ、「数量化Ⅰ類の計算原理は回帰分析と基本的には同じ（中略）『ダミー変数を用いた回帰分析』（中略）の結果と、数量化Ⅰ類とは同じ結果を示す」（青木 2009:214）ので、ここではダミー変数を用いた重回帰分析を行った。
- 11) モデルを5つに分けたのは、一つのモデルに同時に複数の世代についてのダミー変数を投入すると多重共線性の問題が生じるためである。
- 12) 女性のモデル1（20代）、モデル2（30代）では、「世代×就業」と「世代×学歴×就業」の変数で多重共線性の問題が生じたため、変数を除いて重回帰分析を行った。
- 13) 大学に入学できない者の割合は、「学校基本調査」のデータを用いて「（大学志願者－大学入学者）／大学志願者」で算出した。1973年から1982年にかけては31.6%から36.3%までの値を推移している。
- 14) 個人年収の階級区分の代表値を用いて平均を算出した。具体的に、「200～400万円」の代表値は「300万円」、「400～600万円」の代表値は「500万円」、…、とした。ただし、「200万円未満」の代表値は「100万円」とし、「わからない」および「2000万円以上」は除いて平均値を算出した。図4には、男性／女性別、学歴別の年齢階級別の平均年収を示した。

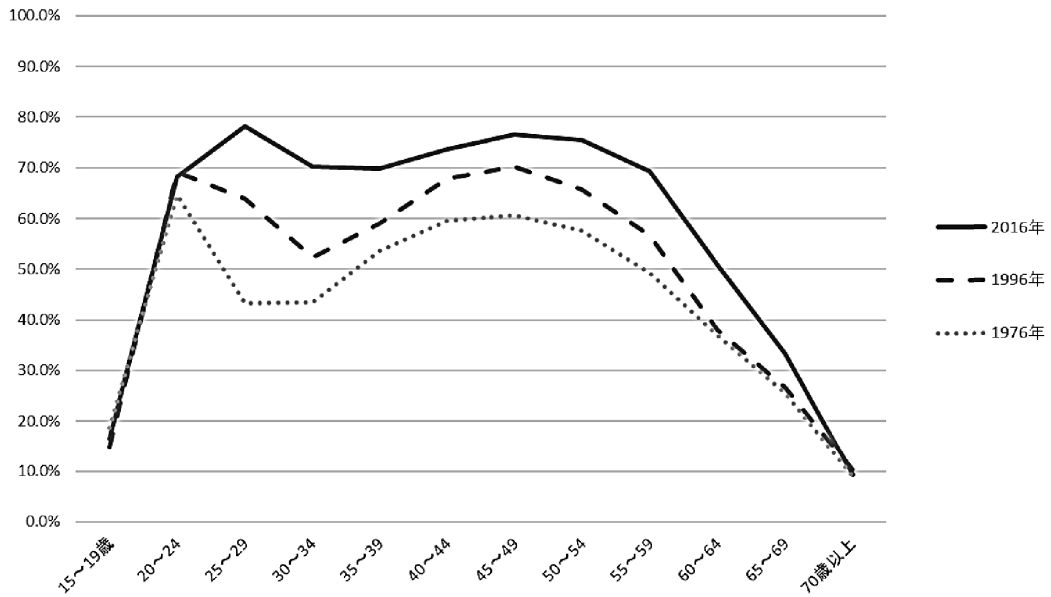


図3 女性の年齢階級別の就業率の推移総務省（「労働力調査（基本集計）」より作成）

表11 男性／女性別、年齢別の「夫は外で働き、妻は家庭をまもる」に賛成する割合  
（「男女共同参画社会に関する世論調査」2016年調査）

	20～29歳	30～39歳	40～49歳	50～59歳	60～69歳	70歳以上
男性	40.3%	36.2%	44.8%	38.9%	45.2%	53.7%
女性	47.2%	38.1%	34.0%	30.2%	34.7%	43.8%

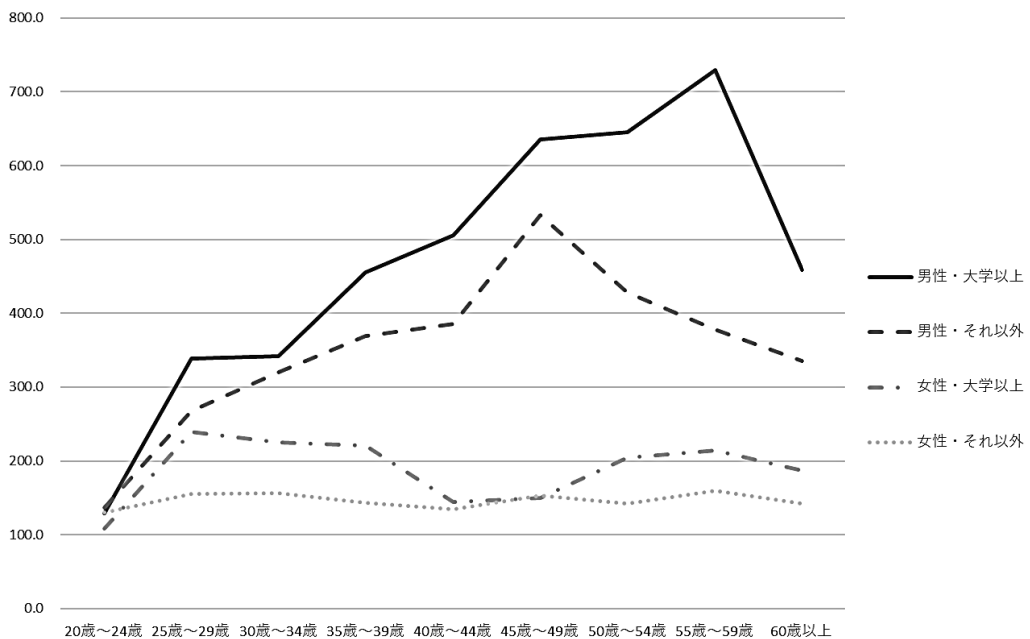


図4 本調査の男性／女性別、学歴別の年齢階級別の平均年収

## 〈引用文献〉

- 青木繁伸, 2009, 『R による統計解析』オーム社。
- 江上園子, 2005, 「幼児を持つ母親の『母性愛』  
信奉傾向と養育状況における感情制御不  
全」『発達心理学研究』第 12 巻第 2 号,  
pp. 122-134.
- 原純輔・肥和野佳子, 1990, 「性役割意識と主婦  
の地位評価」岡本英雄・直井道子編『現代  
日本の階層構造 4 女性と社会階層』東京大  
学出版会, pp. 165-186.
- 石崎裕子, 2004, 「女性雑誌『VERY』にみる幸福  
な専業主婦像」『国立女性教育会館研究紀  
要』第 8 号, pp. 61-70.
- 石田賢示, 2014, 「交互作用項の利用」三輪哲・  
林雄亮編『SPSS による応用多変量解析』オ  
ーム社。
- 亀田温子・舘かおる, 1987, 「学校におけるセク  
シズムと女性学教育」女性学研究会編『講  
座女性学 4 女のみで見る』勁草書房,  
pp. 79-105.
- 上子武次, 1979, 『家族役割の研究』ミネルヴァ  
書房。
- 木村邦博, 1998, 「既婚女性の学歴・就業形態と  
性別役割意識」尾嶋史章編『1995 年 SSM 調  
査シリーズ 14 ジェンダーと階層意識』  
1995 年 SSM 調査研究会, pp. 23-48.
- 国税庁, 「民間給与実態統計調査結果」, (2018  
年 1 月 20 日取得, [http://www.nta.go.jp/  
publication/statistics/kokuzeicho/jike  
iretsu/01\\_02.htm](http://www.nta.go.jp/publication/statistics/kokuzeicho/jikeiretsu/01_02.htm)).
- 厚生省, 1998, 『厚生白書 (平成 10 年度版)』,  
(2018 年 1 月 20 日取得, [https://www.mhl  
w.go.jp/toukei\\_hakusho/hakusho/kousei/  
1998/](https://www.mhlw.go.jp/toukei_hakusho/hakusho/kousei/1998/)).
- 文部科学省, 「学校基本調査 年次統計」, (201  
8 年 1 月 20 日取得, [https://www.e-stat.g  
o.jp/stat-search/files?page=1&layout=d  
atalist&toukei=00400001&tstat=00000101  
1528&cycle=0&tclass1=000001021812&seco  
nd2=1](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00400001&tstat=000001011528&cycle=0&tclass1=000001021812&second2=1)).
- 内閣府, 「男女共同参画社会に関する世論調査」,  
(2018 年 1 月 20 日取得, [http://www.gend  
er.go.jp/research/yonon/](http://www.gender.go.jp/research/yonon/)).
- 小倉千加子, 2007, 『結婚の条件』朝日新聞出版。
- 岡本智周, 2014, 「『共生社会』という言葉の認  
知について——調査の概要と分析の焦点」  
岡本智周・坂口真康編『共生社会に関する  
調査——2014 調査報告』筑波大学人間系研  
究戦略委員会, pp. 6-16.
- 桜井淳平, 2014, 「子育てと家族に関わる意識と  
その背景要因の探索——『共生』が育む新  
たな子育て・家族のありよう」岡本智周・  
坂口真康編『共生社会に関する調査  
——2014 調査報告』筑波大学人間系研究戦  
略委員会, pp. 38-50.
- 総務省, 「労働力調査 (基本集計)」, (2018 年 1  
月 20 日取得, [https://www.e-stat.go.jp/  
stat-search/files?page=1&layout=datali  
st&toukei=00200531&tstat=000000110001&  
cycle=0&tclass1=000001040276&tclass2=0  
0001011681&second2=1](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200531&tstat=000000110001&cycle=0&tclass1=000001040276&tclass2=00001011681&second2=1)).
- 総理府, 「婦人に関する意識調査」。
- 鈴木淳子, 1994, 「平等主義的性役割態度スケ  
ール短縮版 (SESRA-S) の作成」『心理学研究』  
第 65 巻 1 号, pp. 34-41.
- 武知優子, 2008, 「思春期・青年期とジェンダー」  
青野篤子・赤澤淳子・松並知子編『ジェン  
ダーの心理学ハンドブック』ナカニシヤ出  
版, pp. 20-36.
- 上野淳子, 2012, 「ジェンダーおよび学歴による  
将来像の違い」『四天王寺大学紀要』第 54  
号, pp. 183-196.
- 若松素子・柏木恵子, 1994, 「『親となること』  
による発達——職業と学歴はどう関係して  
いるか」『発達心理学研究』, 第 10 巻,  
pp. 83-98.
- World Economic Forum, 2018, *The Global Gender  
Gap Report 2018*, (2018 年 1 月 20 日取得,  
[https://www.weforum.org/reports/the-gl  
obal-gender-gap-report-2018](https://www.weforum.org/reports/the-global-gender-gap-report-2018)).

**Factors That Affect Gender Role Attitudes:  
Focus on Effects of Interaction between Sex, Academic Background and Generation**

Seisuke TSUDA

The purpose of this paper is to clarify the factors on gender role attitudes by sex. Among them, this paper focus on differences in the rate of university entrance between generations (interaction between academic background and generation) and differences between men and women in the influence of university education on gender role attitudes (interaction between sex and academic background). Analysis of the survey conducted on 2000 adults in Japan revealed the following two things.

First, the tendency of older people to have a consciousness of traditional gender role attitudes rather than young people, as pointed out by previous studies, applies only to men, and a new type of gender role consciousness applies to women. For example, women in their twenties who went to university think that it is not only men's role to support household costs, but they think that women's role is in childcare. In addition, it is possible that woman in her twenties who are economically strict and have no experience of going to university may be forced to accept gender role attitudes.

Second, if there is a disparity in educational opportunities between men and women, academic background would strengthen male sex role consciousness. Specifically, men in their 50s in Japan are strong gender role attitudes. However, the results of this paper emphasize that university education itself has the effect of weakening sex role awareness.

The future task is to clarify the difference in sexuality consciousness among social classes. Moreover, it is necessary to clarify what of university education affect gender role attitudes.