The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	文系学部卒男性がもたらす若年層の権威主義化
Author(s)	渡辺, 健太郎
Citation	年報人間科学. 2017, 38, p. 139-157
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/60473
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

〈論文〉

文系学部卒男性がもたらす若年層の権威主義化

渡辺 健太郎

論文要旨

本稿では、「なぜ若年層の権威主義化が生じたのか」を明らかにするため、「大学進学率」と「専攻分野」を用いた説明を試みた。先行研究では、若年・高学歴層の権威主義化が指摘されていたが、高学歴層のうち、どのような人たちが権威主義化しているのかについては明らかにされてこなかった。

そこで、SSM1995データとSSP2015データの比較を行った結果、若年層における権威主義化は高学歴男性において生じていたことが確認された。そして、高学歴層の権威主義化についてより詳細に検討するために、SSP2015データを用いた構造方程式モデリングにより、「大学進学率」と「専攻分野」の交互作用効果を検討した。その結果、大学進学率の高まりにともなって、文系学部卒の男性が権威主義傾向を示すことが明らかとなった。大学進学率と権威主義的態度に関連が見られたのは、相対的権威主義層の高等教育への流入と学生同士の相互作用によると考えられる。以上より、高等教育の拡大に伴う文系学部卒男性の権威主義化によって、若年層の権威主義化がもたらされたことが示唆された。

キーワード

権威主義、文系、大学進学率、教育、専攻分野

1．問題の所在

権威主義研究は、第二次世界大戦におけるナチズムの台頭を背景として展開されてきた。E. Frommは、近代における個人が孤独感と無力感に苛まれるために、「～への自由」という積極的自由ではなく、「～からの自由」という消極的自由を選択することを示し、その逃避のメカニズムとしてのマゾヒズム的傾向とサディズム的傾向を指摘した（Fromm 1941=1965）。そして、自分自身を無力化して権威に服従しようとするマゾヒズム的傾向と、他者を支配したいと欲するサディズム的傾向、この2つの傾向があいまったサド・マゾヒズム的性格が権威主義的性格とされる（Fromm 1941=1965）。一方、T. Adornoらは、因習主義、権威主義的服従、権威主義的攻撃性、反内省主義、迷信とステレオタイプ、権力と「タフネス」、破壊性とシニズム、投射性、性という9つの要素によって権威主義的性格を特徴付けた（Adorno　et al. 1950=1980）。FrommとAdornoらでは、権威主義的態度の定義は若干異なるものの、権威に対する「服従性」と権威に従わない存在への「攻撃性」という2つの特徴が概念構成上の核となっている[1)]。

『権威主義的パーソナリティ』以後は、権威主義的性格を測定する尺度の一部が、アメリカを中心と

して国際比較研究を展開したM. Kohnによって、自己指令性を構成する因子として用いられた（Kohn 1989）。自己指令性（self-direction）とは、「自分自身の判断基準で行為し、外的帰結だけでなく内的力学にも注意を払い、寛容であり、他者を信頼し、自己の責任における道徳的基準をもつ」（Kohn 1989: 189）ことをあらわす概念である[2)]。自己指令性は、「現代社会の道徳的価値である『自律性』を強調しながら、前提とする社会認識が過去のものとなりつつあった権威主義研究の所産を捉えなおしたもの」（吉川　1998: 58）として理解される。

日本における権威主義研究は、最近ではSSM調査（「社会階層と社会移動全国調査」）[3)]を中心として蓄積が進められてきている。以下では、日本における権威主義的態度の近年の趨勢について確認したのち、本稿で解くべき課題を提示する。

轟亮は、全国調査データを用いて、1985年と1995年の権威主義的態度の比較を行っている（轟 2000）。権威主義項目を肯定的回答、中間回答、否定的回答という3段階尺度に統合し[4)]、①中間回答を肯定的回答に含めた場合と②否定的回答に含めた場合のそれぞれで比較を行なった結果、①では肯定的回答の増加が全体として確認されなかったのに対し、②では否定的回答の増加がみられたことから、反権威主義的傾向の高まりが指摘された（轟 2000）。

しかし、1995年から2005年の10年間では、すべての権威主義項目で中間回答が増加し、「そう思わない」の回答がそれぞれの項目に占める割合が、3.2ポイントから13.1ポイントの幅で減少した（轟 2011）[5)]。この10年間で生じた変化として特筆すべきなのは、「若年・高学歴層」における権威主義化である。「権威」項目の相関係数は0.114であり[6)]、他の項目よりも強い権威主義化の傾向を示すが、1965年から1974年生まれの男性高学歴層に分析を限定すると、相関係数が0.299となることから、「若年・高学歴層」における権威主義化が指摘されている（轟 2011）。

同様の傾向は、1995年と2010年の全国調査データの比較からも確認できる。松谷満は、1995年時点で高等学歴を有する25歳から34歳の反権威主義的態度の平均は3.95であったが、2010年には3.06へと減少しており、この差-0.89は他の年代・学歴カテゴリと比較して、もっとも大きい値であることを明らかにしている（松谷 2014）[7)]。以上より、1995年以降の日本における権威主義的態度は、若年・高学歴層を中心として高まりつつあるといえるだろう。

高学歴層の権威主義化という現象は、これまでの権威主義研究が示してきた知見とは、やや異なる様相を呈している。なぜなら、日本における権威主義的態度の規定要因としては、教育の効果が指摘されてきたためだ（吉川 1998; 轟 2000など）。具体的には、権威主義的態度と教育の間には、「高い教育達成は、知的能力の伸長、知識の増加や知的柔軟性の向上によって、反権威主義的態度を増加させ、自律的・主体的判断の可能性を高めている」（轟 2000: 213）という関係が想定されてきた。教育によって権威主義的態度が剥奪されていく効果は、「剥奪効果」と呼ばれる（吉川・轟 1996）。ただし、教育は権威主義的態度を弱める方向で一律に作用するのではなく、教育によって権威主義的態度が強化される場合もある。それは、生活指導や校則、教員による管理などによって権威主義的な態度を付与される場合である（吉川・轟 1996）。このような意味で「諸刃の剣」でもある教育において、権威主義的態度を「剥奪」する効果と「付

与」する効果が相殺された結果として、「剥奪効果」が強く表れているために、教育は権威主義的態度を弱めるという関連が示されてきた（吉川・轟 1996）。

先行研究（轟 2011; 松谷 2014）で示された若年・高学歴層の権威主義化、そしてこれまで指摘されてきた「剥奪効果」（吉川・轟 1996）という2つの知見をあわせて考えるならば、高学歴層においては、「剥奪効果」が失われつつあるということが推察できる。E. Durkheimの言葉を借りるならば、「剥奪効果」の衰退は、高等教育が有する「体系的社会化」（Durkheim 1922=1976: 59）機能の変容として捉えることもできる。つまり、若年・高学歴層の権威主義化は社会意識論の領域においてのみ重要なのではなく、これまで民主的な価値を伝達してきた高等教育がその社会化機能を変容させつつあるという点で、教育社会学的にも重要な問題だといえる。以上より、高学歴層における「剥奪効果」の弱まりという視点から、「なぜ若年層の権威主義化が生じたのか」を問う必要がある。

2. 先行研究

2.1 先行研究の検討

本節では、教育年数の効果の弱まりを説明する吉川徹（2014）の議論を中心に検討することで、その議論の射程と限界について指摘する。

吉川によれば、「剥奪効果」の弱まりは、権威主義的態度の「傾斜」が緩まったことによって生じたとされる（吉川 2014）。このことは、権威主義的態度の分散が縮小しつつあることを意味しているのだが、まずはその過程について踏まえておく必要があるだろう。

戦後の日本では、急速な高学歴化によって学歴の高低差が拡大した。そこに軍国主義的教育を経験した戦前・戦中世代と民主化教育を経験した戦後世代での権威主義的態度の高低差があいまって、権威主義的態度に対する学歴の効果が生じていた（吉川・轟 1996）。しかし、戦前・戦中世代の人口が減少していくことで、世代差と学歴差を前提として成立していた学歴と権威主義的態度の関連は薄れることになる（吉川 2014）。つまり、教育制度の「質的な差異」が、世代とそれに重なる「学歴」にあらわれていたため高学歴層ほど反権威主義的という関係が見出されていたものの、戦前・戦中世代の退出によって、「質的な差異」を成り立たせていた人口構成上の差異が徐々になくなり、学歴の効果が弱まってしまったのである。

吉川の議論は、戦前・戦中世代が一定の立場を占める社会において、権威主義的態度の趨勢を説明するにあたっては有効な枠組として機能するものの、戦前・戦中世代の人口減少によって戦後世代の割合が高くなる社会においては、戦後世代内で生じる権威主義的態度の変化を、世代とそれにリンクした教育制度や学歴に還元して説明することはできなくなってしまう。しかし、本稿で問題とする若年層の権威主義傾向こそは、戦後世代において生じている現象なのである。つまり、若年・高学歴層の権威主義的態度を説明するために必要なのは、戦前・戦中世代の存在を前提とした枠組ではなく、戦後世代内での教育に関する変化を扱う枠組だといえる。

戦後世代の権威主義的態度を説明する枠組の不在を第1の課題とするならば、第2の課題としては学歴

の測定の問題を挙げることができるだろう。これまでの日本の権威主義研究では、学歴は主に教育年数によって測定されてきた（轟2011，吉川 2014など）。ただし、教育年数には、学歴という「垂直的な分離」に焦点を合わせることができるようになるというメリットと同時に、ある個人がどのような教育を受けていたかを見落としてしまうというデメリットも存在している。より高学歴層に焦点を当てて述べるならば、高等教育における専攻分野の違いによって生じる「水平的な分離」（高松里江 2008）にも注目する必要がある。そして、教育年数のみへの注目は、より詳細な分析を困難にさせる。たとえば、轟は、教育年数の効果の弱まりの背景として高学歴層の権威主義化を指摘するところまでは成功している（轟 2011）。しかし、データ上の制約もあるために、それ以上の指摘、すなわち「どの高学歴層が権威主義化しているのか」を明らかにするには至っていないのである。

権威主義的態度の分析において「水平的な分離」の枠組も検討すべきなのは、「どの高学歴層が権威主義化しているのか」という視点からのアプローチが可能になるという理由だけではない。たとえば、R. Stubagerは、「水平的な分離」と権威主義的態度の関連を示している。Stubagerは、デンマークの18〜75歳の有権者2000人を対象として2004年に行った郵送調査データ（回収率 60%）の分析を行った（Stubager 2008）。その結果、学歴が高く、健康と福祉、人文学と芸術、教育などの領域の教育を受けた個人ほど、権威主義得点が低いことが明らかになっている[8)]。

彼の研究では、これまでの日本の権威主義研究で主に用いられてきた権威・従前・伝統・委任の4項目とは異なる項目が用いられているという違いがある[9)]。しかし、彼の権威主義概念の中核は「階層性」と「不寛容性」であり、「階層性」には権威への「服従性」、「不寛容性」には「攻撃性」の含意がある。この点から、日本の権威主義研究にStubagerの枠組を適用することは可能であると判断できる。また、「水平的分離」による権威主義的態度の違いを指摘する海外の研究を、日本の権威主義研究に応用すること自体も重要だといえるだろう。

2.2　本稿の分析枠組

先行研究の課題を踏まえて、以下では本稿の2つの分析枠組を提示する。第1の枠組は、戦後世代が経験した変化としての、高等教育の拡大である。先行研究（吉川・轟 1996）では、戦前・戦中世代と戦後世代の間に存在する軍国主義教育と戦後民主化教育という違いが、権威主義的態度の差異を説明するとされた。これは、教育の「質的な変化」が権威主義的態度の違いを説明することを意味する。もちろん、1995年から2005年までに生じた若年層の権威主義化について考えたとき、教育の「質的な変化」をその背景に想定することもできるだろうが、それと同様に教育の「量的な変化」についても検討することは可能だろう[10)]。

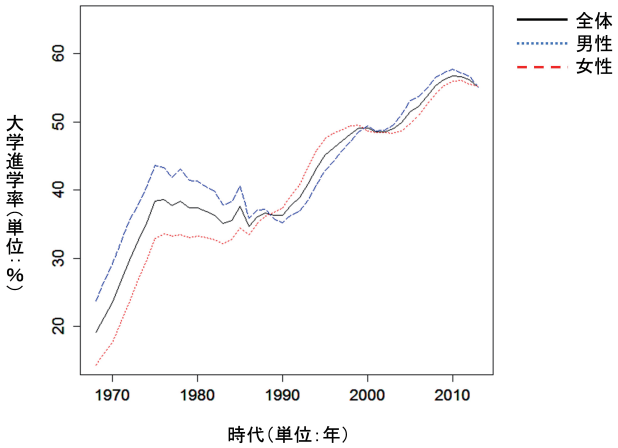


図1　大学進学率の推移

図1は1968年以降の大学進学率を示している[11)]。SSM1995の20代が経験したのは、大学進学率が約40%の時代である。一方で、SSM2005で20代の人々が経験したのは、大学進学率50%という時代である。この大学進学率の上昇が権威主義的態度の変化をどれだけ説明できるのかは定かではない。しかし、戦後世代が経験した教育領域における大きな「量的な変化」としての大学進学率の効果については、確認しておく必要があるだろう。そこで本稿では、第1の枠組において、大学進学率と権威主義的態度の関連について検討する。

第2の枠組は、専攻分野である。専攻分野の枠組を社会意識論の領域に応用した研究は少ない。したがって、社会意識論の領域において、どのように専攻を区分するのが適当であるのかについてのコンセンサスは確立されていない。しかし、社会学の他領域における先行研究では、専攻分野の2分類あるいは3分類という大きな区分が用いられている[12)]。そこで本稿では、①先行研究でも比較的大きな分類が用いられており、②本稿で使用するデータ上の制約があるという2つの理由から、文系と理系という分類によって専攻分野の枠組を構成することとする。

3. 使用データと変数、分析の方針

分析には、SSM1995（「1995年社会階層と社会移動全国調査」）のB票データとSSP2015（「2015年階層と社会意識全国調査（第1回SSP調査）」）[13)]を使用する。SSM1995はSSP2015データとの比較から権威主義的態度の趨勢を確認する際に使用し、主な分析にはSSP2015データを用いる。SSM1995データのB票データは、層化二段確率比例抽出を用いて、全国の20~69歳の男女4032名を対象とした調査（回収率67.1%）によって得られたものである。一方、SSP2015データは、層化3段無作為抽出を用いて、全国の20~64歳の男女9000名を対象とした調査（回収率43.0%）によって得られたものである。本稿でSSP2015データを使用する第1の理由は、本データがSSM1995との比較を念頭に設計された最新の大規

模社会調査によって得られている点にある。第2の理由としては、SSP2015データが、権威主義的態度項目と専攻分野までをカバーした数少ないデータであることが挙げられる。

分析に使用する変数は、権威主義的態度を測定する４項目（権威・従前・伝統・委任）、年齢（20~64）、職業（上層ホワイト、下層ホワイト、自営業、熟練ブルー、非熟練ブルー、農業、無職）、世帯収入（対数変換したもの）、学歴、男女それぞれの大学進学率、調査時点である。以下、権威主義的態度4項目、学歴、大学進学率について確認しておく。

権威主義的態度は、以下の4つの質問項目によって測定される。「権威のある人々にはつねに敬意を払わなければならない」（権威）、「以前からなされていたやり方を守ることが、最上の結果を生む」（従前）、「伝統や習慣にしたがったやり方に疑問を持つ人は、結局は問題をひきおこすことになる」（伝統）、「この複雑な世の中で何をなすべきかを知る一番よい方法は、指導者や専門家に頼ることである」（委任）。それぞれの項目の選択肢には5件法が用いられている。分析では、値が大きくなるほど権威主義的な回答となるように値を反転させた。以上の4項目を、SSM1995とSSP2015のマージデータを用いて因子分析を行い、その因子得点を権威主義的態度として使用する。

学歴については、「人文社会系」、「理工系（理工系・6年制学部）」、「院卒」、「短期大学・高等専門」、「非大卒」という5つのカテゴリを設定した。大学進学率については、文部科学省（2015）の学校基本調査データを参考に、対象者が19歳時の男女別進学率を割り当てた。また、大学進学率は男女それぞれの全体平均（男性：41.6，女性：37.7）で中心化したものを用いる[14)]。

分析の方針については、第1にSSM1995とSSP2015の権威主義的態度について分散分析を行い、轟（2011）で指摘されていた1995年からの若年・高学歴層の権威主義化が2015年データでも生じているのかを確認する。第2に、「どの高学歴層で権威主義化が生じているのか」を明らかにするために、SSP2015データのみを用いて、「各学歴ダミーと大学進学率の交互作用項」を投入した構造方程式モデリングを行う。また、これらの分析は男性と女性で大学進学率の変化の傾向が異なるため、別々に行う。学歴ダミーの基準カテゴリは非大卒ダミーとする。これは、本稿の関心が高学歴層の権威主義化にあるためである。

構造方程式モデリングには、SSP2015データのみを用いる[15)]。よって、本稿で行うのはクロスセクショナルデータによる分析ということになる。このことは、「なぜ若年層の権威主義化が生じたのか」という問いに対して、本稿からは、直接的に「権威主義化」に説明を与えることができないということを意味する。しかし、先述のとおりSSP2015は文理を含んだ学歴項目と権威主義項目が共に盛り込まれている数少ないデータセットである。SSP2015データを用いた分析によって、どの高学歴層で権威主義傾向が強いのかを明らかにすることができれば、その知見は時点間比較によって検証されるべき命題として提示することができる。したがって、このデータを使用して戦後世代における権威主義的態度の説明を試みることは、今後の権威主義研究に応用可能な枠組を示すという役割を十分に果たすことができると考えられる。

4. 分析

4.1 権威主義的態度の平均値の推移

表1 権威主義4項目の因子分析

	男性	女性
権威	0.532	0.497
従前	0.701	0.712
伝統	0.589	0.578
委任	0.538	0.489
因子寄与	1.410	1.327
寄与率(%)	35.259	33.171

注)最尤法推定による

表1は、男女別に権威主義的態度4項目について因子分析を行った結果を示している。表中の値は、第1因子に対する値である。各項目の因子負荷量は男女とも0.4以上あり、寄与率も30%以上であった。以上の分析から得られた因子得点を権威主義的態度とした。

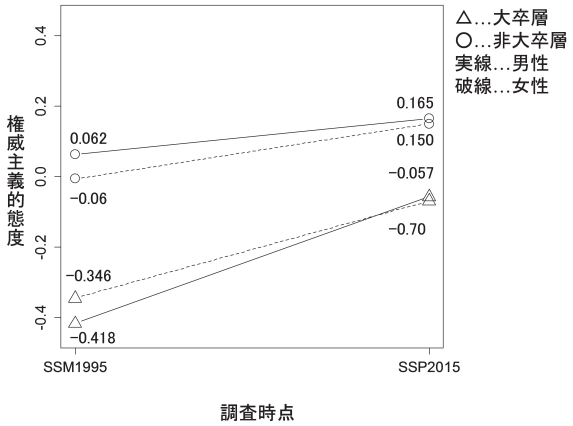


図2 権威主義的態度の時点間比較

図2は、学歴・調査時点ごとの権威主義的態度の平均をあらわしている。すべてのカテゴリにおいて権威主義的態度の高まりを確認することができることから、1995年データと2015年データの比較においても、権威主義化の趨勢を確認することができたといえる。平均値の変化量がもっとも大きいカテゴリは男性大卒層である。1995年時点では-0.418だったものが、2015年時点では-0.057になっており、男性大卒層の

反権威主義的態度が弱まっていることが確認できる。

これらの変化が統計的に有意なものであるのかを確認するため、大卒ダミーと調査時点ダミー、その交互作用項を投入した分散分析を男女別に行った。

表2　記述統計（男性）

		平均	標準偏差	N
SSM1995	非大卒	0.062	0.954	802
	大卒	−0.418	0.795	355
	全体	−0.085	0.934	1157
SSP2015	非大卒	0.165	0.763	861
	大卒	−0.057	0.718	759
	全体	0.061	0.750	1620
全体	非大卒	0.115	0.861	1663
	大卒	−0.172	0.762	1114
	全体	0.000	0.835	2777

表3　分散分析表（男性）

要因	平方和	自由度	平均平方和	F 値
級間要因	90.928	3	30.309	45.599**
級内要因（誤差）	1843.194	2773	0.665	
全体	1934.122	2776		

**$p<.01$, *$p<.05$, †$p<.10$　$Adj.R^2=0.046$

要因	平方和	自由度	平均平方和	F 値
大卒ダミー	75.257	1	75.257	113.221**
時点ダミー	32.869	1	32.869	49.449**
時点*大卒	10.102	1	10.102	15.197**

**$p<.01$, *$p<.05$, †$p<.10$

男性モデルは1%水準で有意であり、主効果に加え、学歴と調査時点の交互作用項も有意である（表３）。表２と表３が示しているのは、第1に男性大卒層は男性非大卒層に比べて反権威主義的であるということ、第2に1995年から2015年までの間に男性の権威主義的態度は全体として高まっていること、第3に、この20年における男性大卒層の権威主義化の程度は、男性非大卒層のそれよりも大きいということである。具体的な値で確認してみると、男性大卒層における平均値の変化量は0.361となっており、男性非大卒層の平均値の変化量である0.103を上回っていることがわかる（表２）。

つまり、男性における近年の権威主義化の主な担い手は、高学歴層であったといえる。1995年時点で大卒層と非大卒層の間に生じていた権威主義的態度の高低差は、特に大卒層がその反権威主義的態度を弱めるかたちで縮小することにより、2015年には男性全体としての権威主義化が生じていたのである。

表4 記述統計（女性）

		平均	標準偏差	N
SSM1995	非大卒	−0.006	0.966	974
	大卒	−0.346	0.819	312
	全体	−0.089	0.943	1286
SSP2015	非大卒	0.150	0.746	1126
	大卒	−0.070	0.695	778
	全体	0.060	0.733	1904
全体	非大卒	0.077	0.858	2100
	大卒	−0.149	0.743	1090
	全体	0.000	0.827	3190

表5 分散分析表（女性）

要因	平方和	自由度	平均平方和	F 値
級間要因	66.398	3	22.133	33.306**
級内要因（誤差）	2117.181	3186	0.665	
全体	2183.579	3189		

**$p<.01$, *$p<.05$, †$p<.10$ $Adj.R^2=0.029$

要因	平方和	自由度	平均平方和	F 値
大卒ダミー	48.808	1	48.808	73.449**
時点ダミー	29.088	1	29.088	43.772**
時点*大卒	2.220	1	2.220	3.341†

**$p<.01$, *$p<.05$, †$p<.10$

女性においても、男性と同様の傾向を確認することができた。モデルは1%水準で有意であり、学歴と調査時点の主効果に加え、10%水準ではあるが、それらの交互作用効果を確認することができる。女性非大卒層の平均値の変化量は0.156であり、女性大卒層では0.276となっており、女性大卒層の権威主義化が女性全体の権威主義化にもたらした影響が大きいことが確認できる。

男女別の分散分析からは、1995年から2015年にかけての権威主義化、そして学歴による権威主義的態度の高低差は確認できるものの、大卒層が非大卒層に比べて権威主義的態度をより強めつつあるという類似した結果が得られた。

しかし、先行研究で指摘されてきた若年・高学歴層の権威主義化について検討するためには、学歴に加え、年代を考慮した時点間比較を行う必要がある。そこで、男女に分けて、年代・学歴ごとの権威主義的態度の平均値をプロットした。

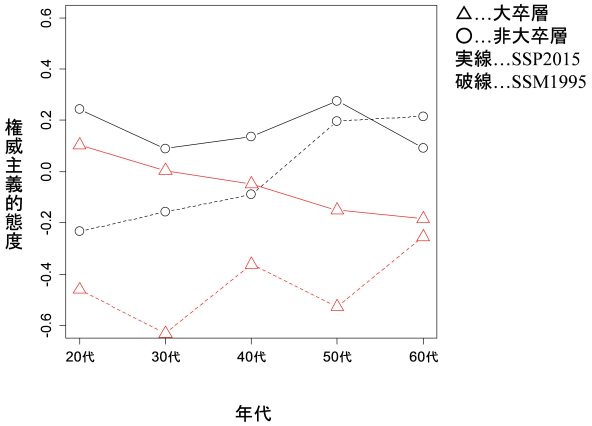


図3　各年代の権威主義的態度の平均（男性）

図３から、今日の若年男性大卒層の権威主義的態度は、20年前の非大卒層以上にまで高まっていることが伺える。2015年時点の20代大卒層の平均値は0.104だが、これは1995年時点の20代非大卒層の平均値の-0.234よりも高い[16)]。同様に、2015年時点の30代大卒層の平均値は0.004だが、これは1995年時点の30代非大卒層の平均値である-0.157を上回っている[17)]。

男性では、1995年から2015年までの20年間でも、若年・高学歴層の権威主義化が確認されたといえる。大卒層の平均値の変化について確認すると、1995年時点の20代の平均値が-0.460だったが、2015年には0.104となり、30代で-0.631から0.004へと権威主義化したことがわかる[18)]。20代と30代の平均値の変化量は大卒層の中で最も大きいため、この若年層の権威主義傾向が主となって、大卒層全体の効果として表出していたと考えられる。

非大卒層においても、20代から40代の権威主義傾向を確認することはできるものの、その影響は若年大卒層の権威主義化ほどではないといえる。なぜなら、先述のように、そもそも男性の権威主義化にとっては大卒層の権威主義化こそが主な要因であり、その大卒層の権威主義化をもたらした要因として若年大卒層の権威主義化が指摘できるためだ。

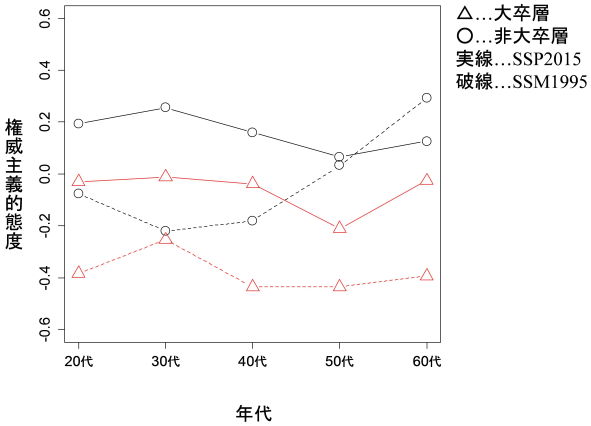


図4　各年代の権威主義的態度の平均（女性）

女性では、男性で確認されたような若年・高学歴層の権威主義傾向は生じていなかった（図４）。女性で生じていたのは、若年層に限定されない、大卒層全体としての権威主義化であった。女性大卒層では、0.224から0.397の幅で（20代：0.352、30代：0.243、40代：0.397、50代：0.224、60代：0.367）、権威主義的態度が高まっている。

非大卒層については、20代から40代にかけて権威主義傾向が確認できる。30代非大卒層は、-0.220から0.256へと最も大きく平均値が変化した。しかし、50代では0.033か0.066という微弱な権威主義化、60代ではむしろ反権威主義化の傾向（1995年：0.292、2015年：0.126）が生じており、大卒層のように全体として同じ変化が生じているわけではないことがわかる。女性大卒層では年代にかかわらず同程度の権威主義化が生じていたため、表５において交互作用効果が確認されたものと考えられる。

以上の分析から、先行研究（轟 2011; 松谷 2014）で指摘されていた若年層の権威主義化は、2015年データでは、とりわけ男性大卒層において顕著な現象だということが明らかになった。

4.2　構造方程式モデル

以下では、大卒層のうちのどのような人たちが権威主義傾向を強めているのかを明らかにするため、大学進学率と学歴ダミーの交互作用項を投入した構造方程式モデルについて検討する。分析に投入する変数は、権威主義的態度、年齢、世帯収入、職業、学歴、大学進学率、学歴と進学率の交互作用項である。従属変数である権威主義的態度については、SSP2015データを用いて権威主義的態度を測定する4項目の因子分析を行い、因子得点を権威主義的態度とした（表６）。

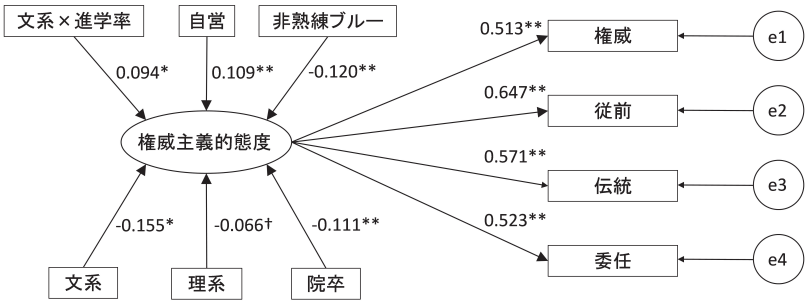
表6　権威主義4項目の因子分析

	女性	男性
権威	0.427	0.509
従前	0.703	0.632
伝統	0.610	0.591
委任	0.462	0.536
因子寄与	1.263	1.295
寄与率（%）	31.563	32.381

注）最尤法推定による

学歴には、「人文社会系」、「理工系（理工系・6年制学部）」、「院卒」、「短期大学・高等専門」、「非大卒」という5カテゴリそれぞれのダミー変数を用いる。また、職業には、「上層ホワイト」、「下層ホワイト」、「自営業」、「熟練ブルー」、「非熟練ブルー」、「農業」、「無職」という7カテゴリそれぞれのダミー変数を用いる。

女性では、若年・高学歴層における権威主義傾向が確認できなかったため、本稿の分析枠組が有効に機能しないことも考えられる。しかし、専攻それぞれの主効果を確認できるという理由から、女性についても男性と同様の枠組で分析を行うこととする。

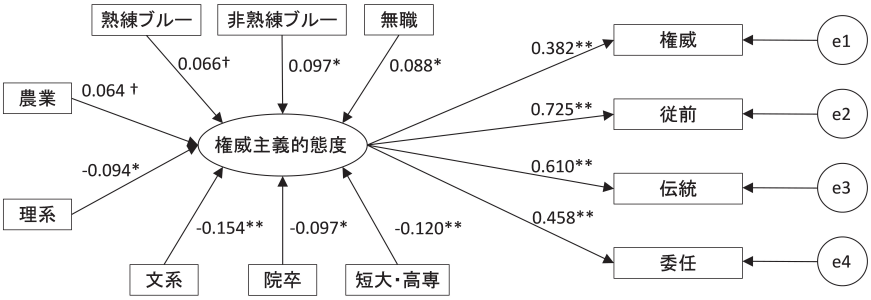


χ^2=98.795**, CFI=0.935, RMSEA=0.026

注）1）男性（n=1252）のみ分析
2）学歴変数の基準カテゴリは非大卒ダミー、職業変数の基準カテゴリは上層ホワイトダミー
3）数値は標準化係数
4）**p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

図5　男性の権威主義的態度（SEM）

図5は、男性の権威主義的態度の構造方程式モデリングの結果を示している。図が煩雑になるため、統計的に有意とみなされた変数のみを表示している。このモデルは、カイ2乗値が　98.795（p<.01）、RMSEAが0.026、CFIが0.935であるため、データへの当てはまりは良いといえる。標準化パス係数について確認すると、自営、非熟練ブルー、文系、理系、院卒、文系と大学進学率の交互作用項が有意となっている。短大・高専の効果は確認できず、非大卒層と短大・高専卒層の権威主義的態度には有意な差がないことが示された。また、権威主義的態度に対して、文系と大学進学率の交互作用項が正の効果を有していることから、文系学部においては、進学率が高まることで権威主義傾向が生じることがわかる。



χ^2=92.750**, CFI=0.947, RMSEA=0.023

注）1）女性（n=1424）のみ分析
2）学歴変数の基準カテゴリは非大卒ダミー、職業変数の基準カテゴリは上層ホワイトダミー
3）数値は標準化係数
4）**p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

図6　女性の権威主義的態度（SEM）

女性では、権威主義的態度の規定構造が男性と異なる（図6）。モデルは、カイ2乗値が92.750（p<.01）、RMSEAが0.023、CFIが0.947となっており、こちらのモデルも十分な当てはまりの良さをもっていると

いえる。標準化パス係数について確認すると、熟練ブルー、非熟練ブルー、無職、農業、文系、理系、院卒、短大・高専が有意となっている。非大卒層と短大・高専卒層で権威主義的態度に有意な差があるというのが、男性と異なる点である。女性では、学歴変数の主効果は確認されたものの、交互作用項が有意でなかったことから、どこか特定の高学歴層における、進学率の向上による権威主義的態度の高まりは確認されなかった。

5. 考察

本稿では、なぜ若年層の権威主義化が生じたのかについて検討してきた。まず、主要な分析結果についてまとめておく。第1に、SSM1995とSSP2015の比較から、先行研究（轟 2011; 松谷2014）で指摘された若年・高学歴層の権威主義化は、主に男性で顕著な現象であったことが確認された。第2に、SSP2015データを用いた構造方程式モデルより、男女とも大学進学率の主効果は確認されなかったものの、男性では大学進学率と文系ダミーの交互作用項が正の効果を有していることが確認された。つまり、大学進学率が高まると、文系学部卒の男性は権威主義的態度を強めるということが確認された。

以上の2つの知見、若年層の権威主義化の担い手は主に男性高学歴層であったこと、そして男性高学歴層のうち人文社会系が権威主義傾向を示していたことを踏まえるならば、近年の権威主義化の一端は、高等教育の拡大に伴う人文社会系学部卒の男性によって担われていると考えることができる。よって、本稿の関心であった「なぜ若年層で権威主義化が生じたのか」という問いに対しては、「高等教育の拡大に伴って、文系学部卒の男性が権威主義傾向を強めることにより、その効果が全体に表出したため」という答えを提示することができるだろう。言い換えると、男性の大学進学率がその平均の41.6%を安定的に超えはじめるのが1990年代半ばであることから、それ以降に文系学部への進学を経験した男性、すなわち2015年時点で20代・30代の文系学部卒男性で権威主義傾向が生じているといえる。

しかし、大学進学率と世代の間に生じている負の相関については十分に踏まえておかなければならず、本稿の知見はコーホート効果とあわせて解釈されるべきだろう。また先述のとおり、今回得られた若年文系男性における権威主義傾向に関する知見は、あくまで1時点データを使用した分析であるので、結果の解釈には慎重にならなければならない。ただ、今回の分析では、SSM1995データとSSP2015データの2時点比較から若年・高学歴男性の権威主義化が確認され、SSP2015データの1時点データ分析からは高等教育の拡大に伴う文系男性の権威主義傾向が示された。この2つの知見は非常に整合的であるため、この20年の間で生じた若年・高学歴男性の権威主義化が、文系男性の権威主義傾向に担われていたと推論するのは難しいことではないだろう。

先行研究では、Stubagerが、教育を受けた領域間での権威主義的態度の比較を行った（Stubager 2008）。本稿では、それらの領域の内部で生じつつある権威主義的態度の変化に注目した分析を行った。その結果、Stubager（2008）では、おおよそ文系的な領域で教育を受けた個人の権威主義得点の低さが指摘されていたのに対し、本稿では、逆にそれらの領域で教育を受けた男性で権威主義的態度が高まりつ

つあることを明らかにすることができた。

以上が本稿の結論になるが、この論考を結ぶ前に、大学進学率が権威主義的態度に対して効果をもつメカニズムについて触れておかなければならないだろう。メカニズムとしては、以下のようなものが考えられる。これまでの権威主義研究によって示されてきた、教育年数が長いほど反権威主義的であるという関連は、高等教育経験者層の反権威主義的態度を示すものであった。しかし、大学進学率が高まることによって、旧来の高学歴層に比して権威主義的な層が高学歴層に「流入」することで、結果として高学歴層の権威主義的態度は平均して高まったということが考えられる。

そのような状況で、いかに高等教育が「剥奪効果」を発揮しようと試みても、多くの権威主義的な層を反権威へと社会化させるのは困難である。なぜなら、高等教育を受けている学生間での「付与効果」が考えられるためだ。教育がもつ2面性として「剥奪効果」と対をなす「付与効果」について、先行研究（吉川・轟 1996）では生活指導や校則、教員による管理などがその例として挙げられていたが、それらと同様に「学生」も互いに価値規範を伝達しあうことで、社会化のエージェント足りうると考えられる。この点について、Stubagerは、「学生同士の日常的な相互作用において、集団力学や周囲と調和することへの心理学的欲求は、教員からの影響と同じくらいに、個々の学生の社会化や社会化への期待を強化するかもしれない」（Stubager 2008：344）と述べている。学生間の相互作用効果について、吉見俊哉は「90年代以降、大学生になるハードルが低くなっていったことは、大学教育のユニヴァーサル化と言えば聞こえはいいが、実質的に大学全体の雰囲気を根底から変化させてしまうリスクを伴った」(吉見 2011: 222)と述べたうえで、「大学はその教室や実験室、キャンパスで学びが共有される空間だから、質の向上も劣化も学生相互に伝染し、相乗的な変化となっていく」（吉見 2011: 222）ことを指摘している。本稿では、このようにして学生間で権威主義的価値が伝達されることを「相互作用効果」と呼ぶことにする。

相対的権威主義層の「流入」だけであれば、社会全体としての権威主義的態度の平均は変化しないだろう。しかし、「流入」によって生じる「相互作用効果」のために、本来高等教育が有していた権威主義的態度の「剥奪効果」は発揮されないことになる。なぜなら、相対的権威主義層の「流入」によって、高学歴層の権威主義的態度の平均が上昇するのと同時に、高学歴層の反権威主義的態度の天井が「相互作用効果」によって徐々に引きおろされていくと考えられるためだ。そして、これらの結果生じたのが、「男子文系大学生の権威主義化」という事態だったのではないだろうか。

本稿では、戦前・戦中世代と戦後世代の間で生じた教育の「質的変化」を前提として教育年数の効果を論じることができなくなりつつあるなか、教育の「量的変化」を扱うことによって、戦後世代の権威主義的態度を説明する教育の効果について検討した。ただし、その「量的変化」がもたらすメカニズムについては、十分な検討がなされているとはいえず、推論の域を出ない。今後、戦後世代が社会の中に占める割合を大きくしていくことを鑑みれば、「大学進学率の高まりは権威主義化をもたらす」という命題とそのメカニズムについては、より一層の検証が進められるべきだろう。

最後に、本研究の意義と今後の課題についてふれておく。まず、本研究では、戦前・戦中世代の存在を前提とした権威主義的態度の分析枠組（吉川・轟 1996; 吉川 2014）に引き続くかたちで、戦後世代の権

威主義的態度を説明する枠組の可能性を示した。そして、権威主義研究に専攻分野の枠組を応用し、その有効性を示した。しかし、本稿の結論である文系男性によってもたらされる権威主義化という趨勢については、時点間比較が可能なデータの蓄積よって、より精緻な検証を進めていく必要がある。

また、先述のメカニズムを女性に当てはめるのは難しいという課題が残っている。女性大卒層の権威主義的態度は、年代とそれに重なる大学進学率の上昇に関わらず、高まりをみせていた。この点については、女性の短大進学率の高さや、高等教育の拡大過程の男性との違いといった視点から、より注意深く検討していく必要があるだろう。

同じ教育年数に均された専攻分野間の差異を見落としてしまうことの問題は、必ずしも権威主義研究に限ったことではなく、社会意識論の領域において、広く指摘できることなのかもしれない。ある社会に暮らす人々の意識を1枚の織物として考えてみた場合、教育年数は「垂直的な分離」の軸でもって、横糸たちの奏でるグラデーションを見る。同様に、専攻分野は「水平的な分離」の軸で以て、縦糸たちのグラデーションを見る。今回この論文で示すことができたのは、やっとここにきてその縦糸たちのグラデーションが見え始めるようになったということなのかもしれない。

付記

本研究は JSPS 科研費 16H02045 の助成を受けて、SSP プロジェクト（http://ssp.hus.osakau.ac.jp/）の一環として行われたものである。SSP2015 データの使用にあたっては SSP プロジェクトの許可を得た。

〔二次分析〕に当たり、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〔「1995 年 SSM 調査，1995」（2005SSM 研究会データ管理委員会）〕の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

文献

[1] Adorno, T. W., E. Frenkel-Brunswik, D. J. Levinson et al., 1950, *The Authoritarian Personality,* New York: Harper and Brothers.（＝ 1980, 田中義久・矢沢修次郎・小林修一訳『現代社会学体系 12　権威主義的パーソナリティ』青木書店 .）

[2] Durkheim, E., 1922, *L'education et sociologie,* Paris: P.U.F.,（=1976，佐々木交賢訳『教育と社会学』誠信書房.）

[3] Fromm, E., 1941, *Escape from Freedom,* New York: Reinehart and Winston.（＝ 1951，日高六郎訳『自由からの逃走』東京創元社.）

[4] 原純輔・盛山和夫，1999,『社会階層―豊かさの中の不平等』東京大学出版会.

[5] Hayes, A. F., 2013, *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach,* New York: Guilford Press.

[6] 吉川徹，1998,『階層・教育と社会意識の形成』ミネルヴァ書房．―，2014,『現代日本の「社会の心」』有斐閣.

[7] 吉川徹・轟亮，1996,「学校教育と戦後日本の社会意識の民主化」『教育社会学研究』58：87-101.

[8] Kohn, M., 1977, *Class and Conformity: A Study in Values,* Chicago and London: The University of Chicago Press.

[9] 松谷満，2014,「どうして『社会は変えられない』のか」数土直紀編『社会意識から見た日本』有斐閣 : 144-166 . 文部科学省，2015,「学校基本調査 , 年次統計 , 進学率（昭和 23 年～）」,（2016 年 1 月 10 日取得　http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843&cycode=0）.

[10] 曽良中清司，1983,『権威主義的人間』有斐閣.

[11] Stone, W. F., G. Lederer, and R., Christie, 1993, “Introduction Strength and Weakness”, Stone, W. F., G. Lederer, and R., Christie eds., *Strength and Weakness: the Authoritarian Personality Today,* New York: Springer.

[12] Stubager, R., 2008, “Education Effects on Authoritarian–libertarian Values: A Question of Socialization 1.” *The British Journal of Sociology* 59(2): 327–50.

[13] 数土直紀，2014,「現代日本の階層意識の解明に向けて」数土直紀編『社会意識から見た日本』有斐閣 : 1-13.

[14] 高松里江，2008,「非正規雇用の規定要因としての高等教育専攻分野 ―水平的性別専攻分離の職域分離への転化に注目して」『年報人間科学』29(2): 75-89.

[15] 轟亮，2000,「反権威主義の高まりは何をもたらすのか」海野道郎『日本の階層システム 2 公平感と政治意識』東京大学出版会 : 195-216. ―，2011,「階層意識の分析枠組」斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会 : 79-91.

[16] 山本耕平･安井大輔, 2016,「大卒女性における専攻間賃金格差の分析―理工系出身女性の賃金抑制要因に注目して」『ソシオロジ』61(1): 63-81.

[17] 山本耕平・安井大輔・織田暁子，2015,「理系の誰が高収入なのか？―SSM2005 データにもとづく文系・理系の年収比較」『京都社会学年報』23: 35-53 .

[18] 吉見俊哉，2011,『大学とは何か』岩波書店

注

1）Fromm と Adolno らの権威主義的性格における共通点に関して、曽良中清司（1983）は自我の弱さを指摘しており、自我の弱さによって権威主義的服従性や権威主義的攻撃性が生ずるとしている。また、Stone, W. F. らによれば、「権威主義的個人は伝統的であり、例えば、同性愛などの“正当”と見なした標的に対しては攻撃的感情を持ち、権威や強力なリーダーシップに対しては服従する」（Stone et al. 1993: 4）とされる。自我の弱さや伝統主義など、権威主義の特徴はいくつかあるものの、それらの説明には「服従性」と「攻撃性」が含まれることから、本稿においてはこの 2 つの特徴によって権威主義的態度を捉えることとする。

2）自己指令性と対をなすのが、同調性（conformity）である。同調性とは、「権威の命ずるところに従い、内的過程を排した外的帰結に関心を寄せ、同調しないものや意見を異にするものに不寛容であり、他者に疑い深く、法の一字一句への恭順を強調する道徳的基準をもつ」（Kohn 1989: 189）ことを示す。

3）1955 年から 10 年ごとに実施されている大規模な全国調査であり、初職・現職を含む本人の属性に加え、親の属性、階層に関する意識などが尋ねられている（原純輔・盛山和夫 1999）。

4）1985 年 SSM 調査では 3 段階尺度、1995 年 SSM 調査では 5 段階尺度で権威主義的態度が測定されているため。

5）轟（2011）は、SSM1995 と SSM2005 では、調査モードの変更、項目無回答率の上昇、回収率の低下という問題があるため結論には留保が必要であるとしている。

6）轟（2011）において、権威主義的態度は、権威、従前、伝統、委任のという 4 つの項目から構成されている。それぞれの項目は 5 段階尺度、2 時点で測定されていることから、計 10 セルから調査時点と権威主義項目の回答の変化の相関係数を計算することができる。

7）松谷（2014）の分析では、権威項目だけが用いられている。

8）Stubager（2008）では、対象を操作する領域としての “Production, transportation, and technology”、他者を統制対象、あるいは利潤を最大化する存在とみなす領域としての “Service, business, and administration”、そして、福祉あるいは他者の主張に耳を傾ける領域としての “Care, instruction, and the arts” という 3 分類を用いている。

9）Stubager（2008）では、自国文化に対する移民の脅威、暴力を伴った犯罪に対する厳罰化、経済恐慌時の権力のあり方、

デンマーク文化に対するイスラムの脅威という 4 つの権威主義項目に対して、5 件法で回答を得ている。

10) 必ずしも 1995 年から 2015 年の間に生じた「質的な変化」ではないが、大学設置基準の大綱化（1991 年）などを挙げることができるだろう。

11) 学校基本調査データ（文部科学省 2015）を参照して作成した。

12) 社会学の領域で専攻分野に着目した先行研究としては、高松（2008）、山本耕平・安井大輔・織田暁子（2015）、山本・安井（2016）などがあり、これらの研究では専門分野と雇用形態、賃金の関連などを明らかにしている。専攻分野の区分について、高松（2008）では、人文科学・社会科学・自然科学という 3 分類を、山本・安井・織田（2015）、山本・安井（2016）では、理系と文系という 2 分類を用いている。

13) 大阪大学の吉川徹を代表として階層意識の研究者が参加しているプロジェクトであり、SSM 調査が社会移動に焦点を当てたのに対し、SSP プロジェクトでは階層意識に焦点が当てられているという特徴がある（数土直紀 2014）。

14) 推定精度の低下を回避するために中心化が行われる場合がある。この点について、Hayes（2013）は、①中心化を行った場合と行わなかった場合で、交互作用効果に変化がないこと、②中心化は多重共線性を取り除きはするが、推定精度や仮説検定、回帰係数の標準誤差に影響しないこと、③中心化は、それを行うことが結果の解釈にとってより意義がある場合に行うべきであることを指摘している。このような背景を踏まえたうえで、①本稿の関心は、学歴と大学進学率の交互作用項にあり、②大学進学率を中心化することによって、その平均値を準拠点としながら、高等教育の拡大がもたらした権威主義的態度の変化を捉えることができるという 2 つの理由から、それぞれの学歴ダミーは中心化せず、大学進学率のみを中心化して分析を行う。

15) SSP2015 データのみを用いて分析を行うのは、権威主義項目が尋ねられている SSM1995 の B 票データに学部に関する項目や文理に関する項目が含まれていないためである。

16) 付表参照

17) 付表参照

18) 付表参照

付表

付表　調査時点・学歴・年代別の権威主義的態度の平均値

				平均	標準偏差	N
男性	SSM1995	大卒	20代	−0.460	0.673	69
			30代	−0.631	0.662	78
			40代	−0.361	0.838	115
			50代	−0.527	0.767	44
			60代	−0.254	0.960	21
		非大卒	20代	−0.234	0.792	99
			30代	−0.157	0.896	119
			40代	−0.089	0.922	209
			50代	0.196	0.996	186
			60代	0.215	0.915	96
	SSP2015	大卒	20代	0.104	0.691	117
			30代	0.004	0.691	175
			40代	−0.049	0.709	173
			50代	−0.151	0.695	190
			60代	−0.184	0.810	104
		非大卒	20代	0.243	0.690	90
			30代	0.089	0.718	162
			40代	0.136	0.735	232
			50代	0.275	0.817	217
			60代	0.091	0.795	160
女性	SSM1995	大卒	20代	−0.382	0.826	85
			30代	−0.254	0.806	109
			40代	−0.436	0.804	70
			50代	−0.435	0.746	27
			60代	−0.393	0.751	11
		非大卒	20代	−0.077	0.792	106
			30代	−0.220	0.886	147
			40代	−0.180	0.955	278
			50代	0.033	0.950	244
			60代	0.292	1.119	104
	SSP2015	大卒	20代	−0.030	0.662	137
			30代	−0.011	0.723	171
			40代	−0.039	0.656	210
			50代	−0.211	0.680	182
			60代	−0.026	0.795	78
		非大卒	20代	0.193	0.726	119
			30代	0.256	0.743	202
			40代	0.160	0.735	285
			50代	0.066	0.787	283
			60代	0.126	0.714	237

Authoritarian Tendencies in Younger Japanese Driven by Male College Graduates Majoring in Social Sciences and Humanities

Kentaro WATANABE

Abstract:

The present paper aims to explain why authoritarian attitudes are increasing among younger Japanese in light of increased enrollment rates in tertiary education in specific disciplines. Research shows that younger and college-educated people are adopting greater authoritarian attitudes. However, it has not been clear who is acquiring these authoritarian attitudes among college-educated people. In comparing the data of SSM1995 and SSP2015, it was observed that the rise in authoritarian tendencies in younger Japanese was affected by men with higher education. To investigate people with higher education in detail, we examined the interaction between tertiary education enrollment rates and registration by major using Structural Equation Modeling with SSP2015 data. The result showed that the higher the enrollment rate in tertiary education is, the stronger the authoritarian attitudes among men who majored in Social Sciences and Humanities (SSH). The relationship between enrollment rates and authoritarian attitudes is assumed to be due to the influx of relatively authoritarian students to tertiary education and interaction between the students. The aforementioned results suggest that authoritarian tendencies in younger Japanese were driven by male college graduates who majored in SSH. Furthermore the authoritarian attitude among them intensifies with the rise in the rate of enrollment in tertiary education, possibly reflecting reinforcement from peers.

Key Words : authoritarianism, Social Sciences and Humanities (SSH), rate of enrollment in tertiary education, education, field of study