

# 権威主義に関する時点間比較の検討

## —ベイズ型リッジ回帰を用いた APC 分析<sup>1</sup>—

松本雄大  
(大阪大学)

### 【論文要旨】

本稿は、1995 年から 2015 年までの SSM 調査を用いて、権威主義の時点間比較を行った。2005 年 SSM 調査の分析から、最も反権威主義的だと期待されている「若年層」の権威主義化が指摘されており、それが 2015 年においても継続しているかを確認する。また「若年層」という言葉は「年齢が若い」「出生年が新しい」と両義的であり、どちらに起因するかで社会的意味や考察がまったく異なったものになる。そのため年齢・時代・コーホートを同時に検討する APC 分析によって、時点間の変化をどのように位置づけるべきかを議論する。しかし APC には識別問題を抱えているため、ベイズ推論によるリッジ回帰分析を用いることで対応した。ただし本稿は APC だけに焦点を絞っているため、社会階層変数の統制や他の政治意識との関連は検証していない。

権威主義の各項目を度数分布からポリコリック相関、カテゴリカル因子分析まで丁寧に比較した。分析結果としては、コーホート効果に関して一度は反権威主義化したのが 1955～1964 年コーホートを底として再び権威主義化するような 2 次曲線の趨勢が明らかとなった。しかし、これは強い権威主義の人びとが増加したのではなく、むしろ戦後直後の強い反権威主義的傾向がその後のコーホートにおいて緩やかに弱まっていったことによる現象だと示唆している。

キーワード：権威主義、APC 分析、ベイズ型リッジ回帰

## 1. はじめに

伝統に依拠して判断を下すような前近代的価値観が再び旺盛するといったことは、現実味が乏しいと考えるのではないだろうか。そのため計量社会学において伝統性と深いつながりのある権威主義に関しても、そのリバイバルは念頭に置かれてこなかった。

しかし「社会階層と社会移動全国調査」（以下、SSM 調査）の 1995 年と 2005 年の比較からは反権威主義化の停滞、いいかえれば権威主義への揺り戻しのような現象が生じており、また最も反権威主義的だと期待された「若年層」においてその傾向が顕著だということ明らかになる。もちろん 2 時点間の分析であることから、単なる一過性にすぎないのか回帰的な変化が起きはじめているのかは言及できないが、権威主義についての趨勢は注視しなければならない状況だといえる。

---

<sup>1</sup> 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

そこで本稿は、権威主義の時点間変化を丁寧に分析していく。特に 2015 年度の SSM 調査が加わることによって、2005 年後の推移や 1995 年からの大局的なトレンドも検証することができる。また先行研究において「加齢による権威主義化」や「旧コーホートの権威主義性」のような指摘があるものの、これらの議論は分析過程で推定される年齢の傾斜を解釈したにすぎなかった。対して本稿は、年齢・時代・コーホートを同時に検討する APC 分析を行い「解析的」な年齢とコーホート効果の峻別を試みることによって、2015 年の「若年層」に現れた変化の位置づけを示す。

本稿の構成として、まず SSM 調査を主とした権威主義の先行研究を概観しながら現状における問題点を把握し、新たな論点としてコーホートに着目する意義を示す。次に分析では、権威主義の各項目を度数分布の水準から相関係数、因子構造まで細かく比較する。そして年齢・時代・コーホートを同時に推定するため、ベイズ推論によるリッジ回帰分析を行う。最後に、分析から得られた時系列変化に関する議論と考察をする。なお権威主義の規定要因となる社会階層変数の統制や、他の政治意識との関係性には触れず、あくまで権威主義と APC の関連性にのみ言及する。また末尾へ、本稿のデータを利用した APC 識別問題の簡易的な説明と、リッジ回帰分析を実行するためのプログラム・コードを付した。

## 2. 先行研究と問題の所在

### 2.1 SSM 研究による研究蓄積と「空転」

SSM 調査には 1985 年から権威主義を測定する項目が含まれており、これは階層帰属意識などと並んで長期継続的に問われている意識変数の 1 つとなる。それだけ権威主義が重要視された背景として、いくつか指摘できる。

まず権威に対するマゾヒズム的な服従性や権威にあやかたサディズム的攻撃欲求は、ファシズムといった反民主主義的な社会的態度と密接な関係にあると考えられる。そして権威が示す外的基準へ受動的に従う「同調性」を反転したものは、自らで主体的に判断を行う「自己指令性」として近代産業社会に適合的な志向だとみなされた。また伝統に支えられずとも大きな力を持った権威は少なかったため、権威主義は保守性や因習性とも相関関係が存在するといえる。このように権威主義は様々な側面へ基底から影響する社会意識であるため、そのパーソナリティ形成のメカニズムに大きな関心が集まった。特に「自己指令性／同調性」の軸は、M. L. Kohn らによって実施された「職業とパーソナリティ」研究により、職業的立場が低い人々は権威主義的だという傾向が計量的に示されたので(Kohn and Schooler 1969)、日本社会においても社会階層との関連性が確認できるのかは初期の研究目的であった。

1985 年 SSM 調査では、「目上の人には、たとえ正しくないと思っても従わなければならない」といったものを含めて合計 6 つの項目群が備えられた。これらは主成分分析によって 1 つにまとめることができ、その特徴として「権威への服従を支持する」「伝統重視を唱え

る」「自己の外部に判断規準を求める」などがあげられる。また項目群に関して、政治的態度へ直接的に言及したものはなく、天皇への敬愛といった具体的な伝統的価値については避けているため、時代の影響を受けにくいよう設計されている。

社会階層との関連性では成人有職男性の場合、確かに職業威信スコアとの相関関係が存在していた。しかし年齢と教育の効果を統制すると職業階層上の差異は消失するため、あくまで疑似的なものにすぎなかった（直井 1988）。一方、年齢効果は50～60歳代が権威主義的であったことから、「加齢にともなう知的柔軟性の低下」という生理学的な影響によると考えられた。また高学歴者が反権威主義的であるという教育に関する傾斜は、さらに踏み込んだ議論として規定要因を「学校教育制度」へ求めた。すなわち学校教育が道徳的特質を伝達し、それが永続的パーソナリティとして変わらず残存するならば、戦前の軍国主義的な旧制教育によって権威主義的な態度が形成された可能性を見出せる（吉川・轟 1996）。そして新制教育による以前の伝統性からの解放および民主主義の浸透と、旧制教育を受けた人々が社会から退出することで戦後の教育改革が完成するとした。

1995年SSM調査は権威主義に関する質問項目が4つとなり、回答も5件法へと変更された。しかし女性が調査対象者に含まれるなど、日本社会の縮図として精度が増した分析が可能となる。その分析結果として最も大きな影響力を有していたのは、やはり教育効果であった。しかし、その効果はやや縮小傾向であり、これは高等教育の機能が「質的大衆化」へと向かっていることに由来すると付け加えられた（轟 1998）。質的大衆化の含意は、おおよそ教員1人あたりの学生数の増加や教育内容の標準化によって、柔軟な発想や判断の育成や民主主義的な価値伝達といった実質的側面の変化、いつてしまえば低下がもたらされることで、以前と同じだけの高等教育を経験しても権威主義的傾向が低減されないというものである。

このような教育効果の留保があったとはいえ、2005年SSM調査においても反権威主義化が進行しているだろうと期待された。だが分析から明らかとなったのは転じて権威主義的傾向の強まりであり、さらに最も反権威主義的と想定されてきた「若年層」や高学歴層での権威主義化だった（轟 2011）。具体的には強い反権威主義的回答が減少し中間回答が増加したため、「今日において、そもそも何が権威に値するのかが定まっておらず、そのため一貫して反権威主義的であることが困難となった」という判断保留傾向の増加として扱われた。この権威主義への「揺れ戻し」は興味深いものなのだが、時期を同じくして教育効果の縮小のような「社会階層との関連性の低下」が生じたため、現象を解釈しようにもその手がかりすらも見失ってしまったのである。したがって、2015年SSM調査も同様に権威主義化しているのかという検証も重要だが、この近年生じている趨勢を上手く位置づけられる新たな枠組みを提示することも必要となる。

## 2.2 「コーホート」という次元

そこで本稿は、時間軸上の変化を捉える次元の1つである「コーホート効果」に注目する。社会学上においてコーホートという視点の嚆矢は、K. Mannheimまで遡ることができる。彼によるコーホート効果とは、まず歴史的に大きな社会変動は当該社会成員に何らかの類似性をもたらすという仮定からはじまる。ただし、その影響は必ずしも皆等しいというものではなく、まだ世の中の見通しが立たないような「若年者」がある社会変動をその社会の「第一印象」として体験するのと、「高齢者」がこれまでの経験の積み重ねの1つとして受け取るのとは社会的意義が異なると主張する (Mannheim 1928=1958)。特に人格が形成される前に経験した社会変動はその個人における「世界観」を構築し当該個人の中へ沈殿して定着するため、こうした過程によって戦争や大恐慌といった影響が時代を経ても社会成員間にグラデーションを生じさせるのである。

コーホートの次元は新たな時系列的変化が現れたとき、それを読み解く上で有効に機能する。むしろ既存研究においてコーホート効果を明示的に扱わなかったことが、全体的なトレンドの理解を曇らせていたともいえる。なぜなら現時点の「若年層」は新しい時代変化の体现者であり、「若者論」はその特徴を描き出すこととして好まれているが、この「若年層」には2つの意味が含まれているからである。すなわち「若者論」は「若年層」か「新コーホート」のどちらに起因するのかで社会的意味や原因の考察が異なるため、表出している特徴が加齢によって変化しうる年齢効果なのか、その後も変化せずに特徴を保持し続けるコーホート効果なのかを峻別しなければならない。もちろん権威主義における旧制教育と新制教育の差異は当該個人内で不変のコーホート効果として考えられるように、コーホートに対する指摘も確かにある。しかし年齢・時代・コーホートを同時に検討するAPC分析を行わなければ実証的に人びとの社会意識の変化を語ることはできないのである。そして本稿はコーホート効果において権威主義の時系列変化が鮮明に浮かび上がってくることを示す。

## 3. 計量的分析

### 3.1 各項目の度数分布の比較

分析に用いるデータは、1995年SSM調査(B票)と2005年SSM調査、そして2015年SSM調査(2017年2月17日版)を統合したものである。以下で紹介する変数の欠損値に対してすべてリストワイズを行い、1995年が2503人、2005年が2480人、2015年が5840人の合計10823人を分析対象とした<sup>2</sup>。

---

<sup>2</sup> 分析はRによって実行し(R Core Team 2017)、推定のために利用したパッケージは、ポリコリック相関係数が「psych」(Revelle 2017)、カテゴリカル因子分析が「mirt」(Chalmers 2012)、リッジ回帰などのモデリングおよびベイズ推定が「rstan」(Stan Development Team 2017)である。

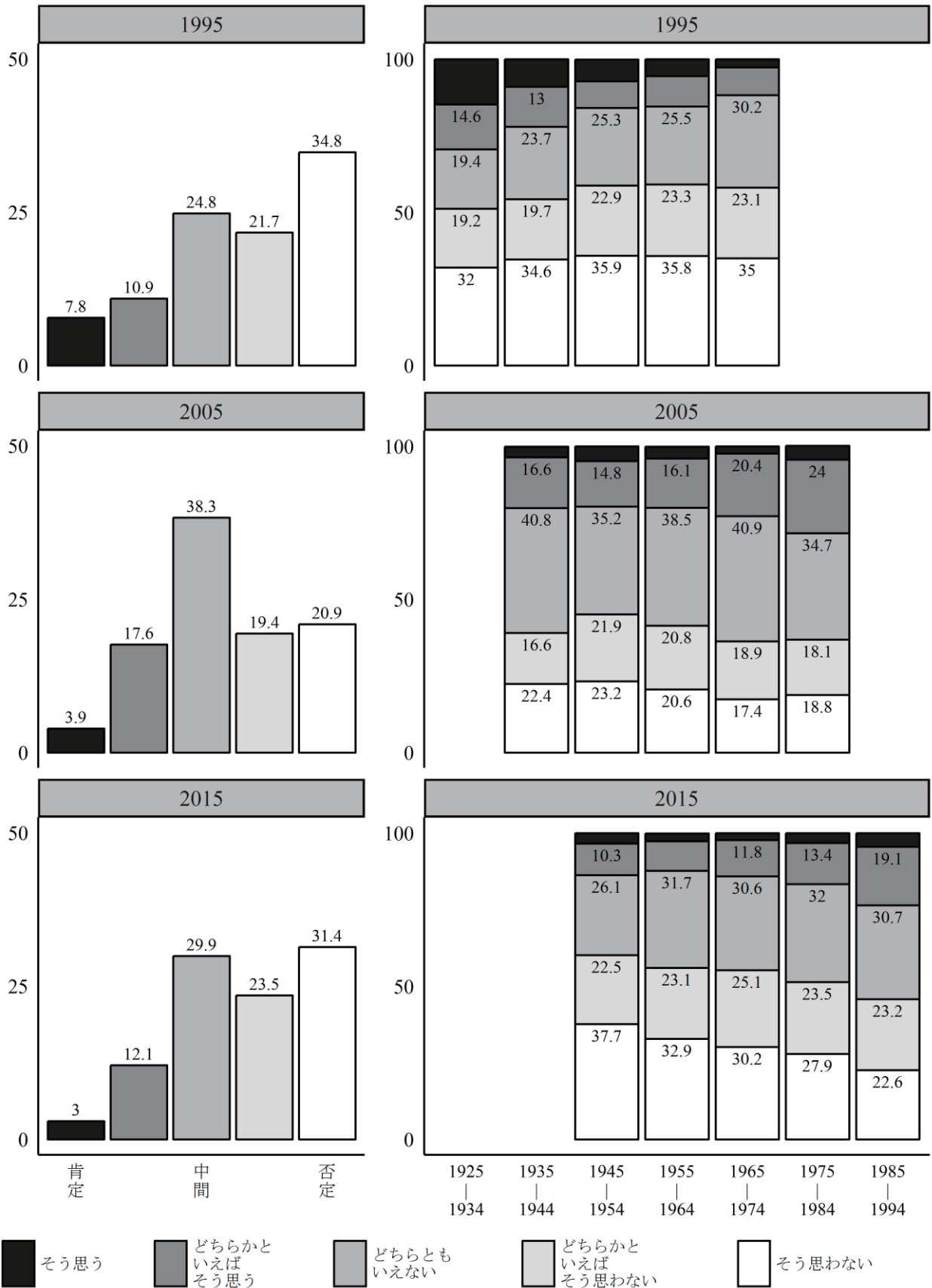


図1 「権威性」における時代とコーホート別の度数分布

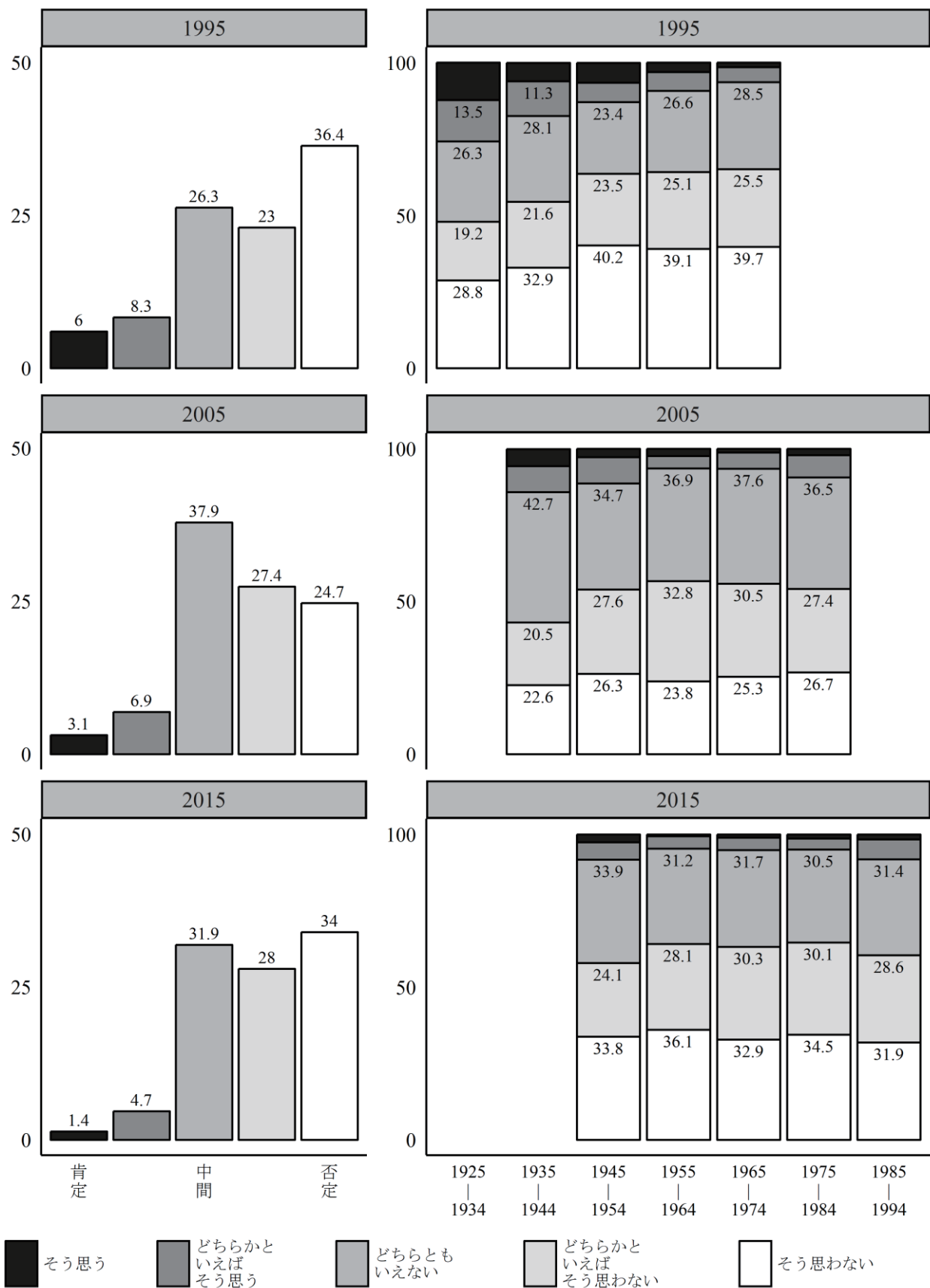


図2 「保守性」における時代とコーホート別の度数分布

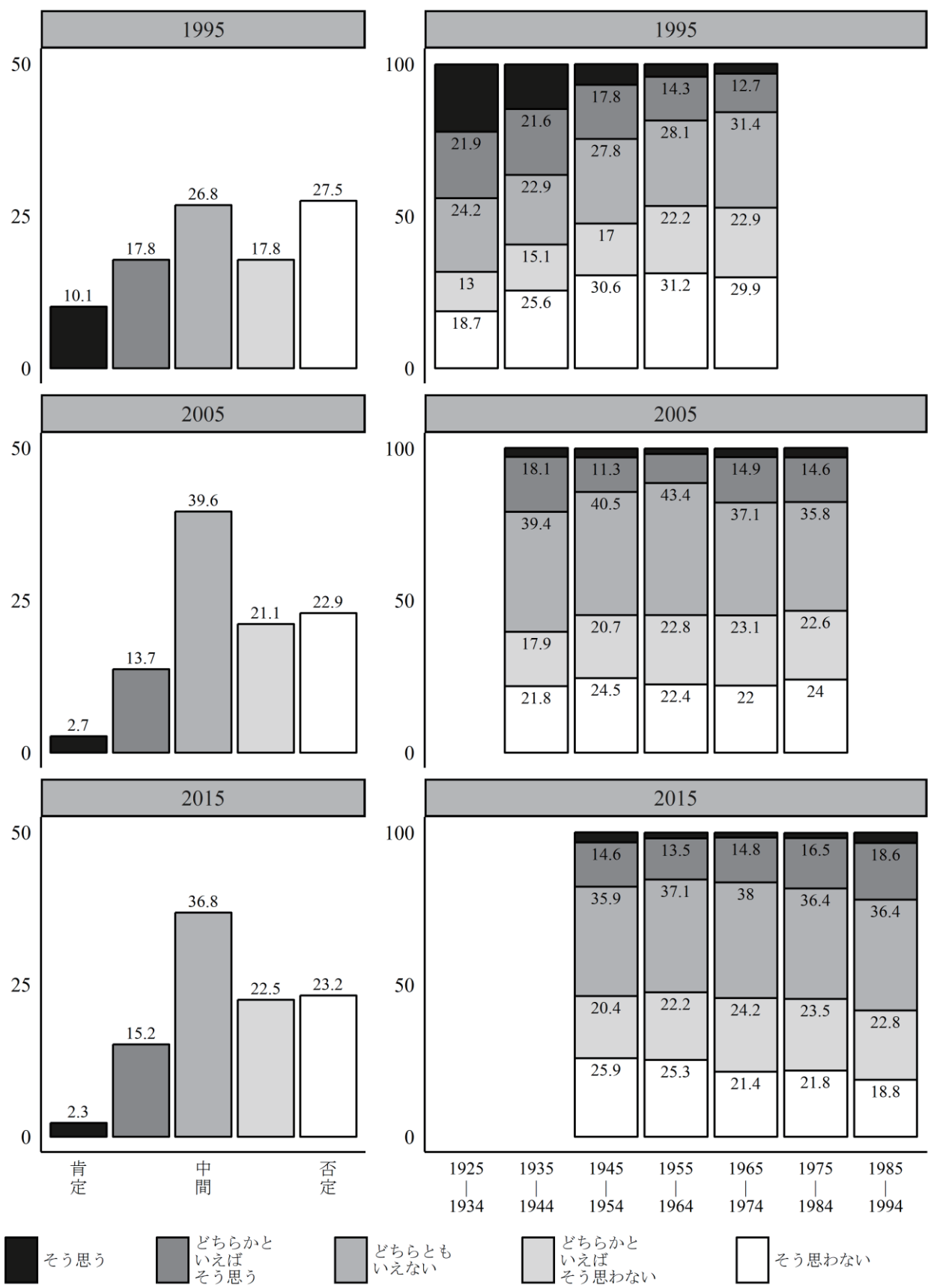


図3 「委任性」における時代とコーホート別の度数分布

被説明変数は権威主義に関する項目であり、「権威のある人々には常に敬意を払わなければならない」という「権威性」、「以前からなされてきたやり方を守ることが、最上の結果を生む」という「保守性」、「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」という「委任性」の3つを使用する<sup>3</sup>。それぞれ「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらともいえない」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」の5件法で問われている。説明変数となる時間変数は、年齢ならば20～69歳まで、時代なら1995～2015年まで、コーホートならば1925～1994年まで、それぞれ10年間隔で区切ったダミー変数を用いた。

それでは、まず各項目における回答の度数分布を時代とコーホート別に比較していく。図1から図3まで左側が時代ごとの度数分布を、右側は時代ごとにコーホート別の度数分布を示しており<sup>4</sup>、右側の図は時代が10年間経つとコーホートが10年ずつスライドする。図の左側について度数分布の時代変化をみていくと、いずれの項目においても「そう思う」という強い肯定回答が1995年から2015年にかけて減少しており、特に図2の「保守性」の項目は肯定回答自体が減り続け、2015年時点でおおよそ95%が中間および否定回答となる。このように時代変化だけからは、1995年や2015年と比べて2005年だけ「どちらともいえない」という中間回答が多いが、権威主義的傾向は全体として減少的だといえるだろう。

しかし図の右側についてコーホート別の度数分布を確認すると違った結果がみえてくる。まず、いずれの項目も1995年時点で1925～1934年コーホートにおいて強い肯定回答者が一定数は存在していたが、1965～1974年コーホートへかけて急激に減少しており、つまり反権威主義化が現れている。2005年では図1の「権威性」において「どちらかといえばそう思う」という肯定回答が1935～1944年コーホート(16.6)から1975～1984年コーホート(24)へと若干の増加がみられるが、全体的にコーホート間の差は消失している。しかし2015年のデータからは、図2の「保守性」においてコーホートの差異は存在しないが、図1の「権威性」では「そう思わない」という強い否定回答が1945～1954年コーホート(37.7)から1985～1994年コーホート(22.6)へ、また図3の「委任性」においても強い否定回答が1945～1954年コーホート(25.9)から1985～1994年コーホート(18.8)へと減少している。そして、図1の「権威性」は肯定回答が1945～1954年コーホート(10.3)から1985～1994年コーホート(19.1)へ、図3の「委任性」は1945～1954年コーホート(14.6)から1985～1994年コーホート(18.6)へと上昇傾向が確認できる。

まとめると、時代の変化からは徐々に反権威主義化が進行しているようにみえるが、コーホートの変化において一度は権威主義に対する強い肯定回答が弱まっていったものの、新た

<sup>3</sup> 「伝統や慣習にしたがったやり方に疑問をもつ人は、結局は問題をひきおこすことになる」という「因習性」の項目は、2015年の調査票に含まれていない。

<sup>4</sup> 「そう思う」の回答を除き、該当の割合が10%を超える場合に数値を記載した。



な現象として強い反権威主義の低下という傾向を読みとることができる<sup>5</sup>。

### 3.2 権威主義の相関・因子構造

時点間比較分析を行う際には、被説明変数が同一の概念を測定し続けていることが前提となる。権威主義の場合、厳密に言えば「権威として想定されているものが同じなのか」といった側面も無視することはできないのだが、本稿では権威主義の項目間について相関係数と因子構造の計量的な側面を確認する。これ以降の分析では扱いやすいように「そう思わない」から「そう思う」へ順に1～5までの数値を与えた。

表1 ポリコリック相関係数とカテゴリカル因子分析

	1995		2005		2015		全体	
	保守性	委任性	保守性	委任性	保守性	委任性	保守性	委任性
権威性	0.482	0.370	0.453	0.367	0.404	0.353	0.442	0.357
保守性		0.428		0.414		0.474		0.445

	1995		2005		2015		全体	
	因子 負荷量	共通性	因子 負荷量	共通性	因子 負荷量	共通性	因子 負荷量	共通性
権威性	0.685	0.470	0.674	0.455	0.578	0.335	0.633	0.400
保守性	0.772	0.596	0.754	0.569	0.766	0.587	0.774	0.599
委任性	0.602	0.363	0.623	0.388	0.675	0.456	0.637	0.405

まず相関分析は「保守性」の度数分布が正規分布ではなく大きく歪んでいる点を考慮し、各項目を順序変数として扱ったポリコリック相関係数を算出する。表1によれば、各項目とも安定した相関係数の大きさを保持しているといえる。しかし2015年においてのみ「権威性」と「保守性」の相関がやや小さくなり、「保守性」と「委任性」の相関が増している点には気をつけなければならないだろう。

次に3項目から権威主義因子が抽出されるのかをカテゴリカル因子分析にて検討した。因子負荷量をみればそれぞれ十分と思われる大きさであり、確かに権威主義因子が存在していることがわかる。ただし2015年の因子負荷量について、相関係数の場合と同様に「権威性」

<sup>5</sup> コーホートに着目した際に現れる変化が時代に注目する場合に反映されないのは、少子高齢化によって2015年時の新コーホートは社会全体の人口構成に対する割合が小さいからだと考えられる。

の数値が落ち「委任性」は上昇している。この傾向が今後も継続するのかわ定かでないが、本稿では統合したデータ全体で因子分析を行った結果として得られる因子得点を利用する。

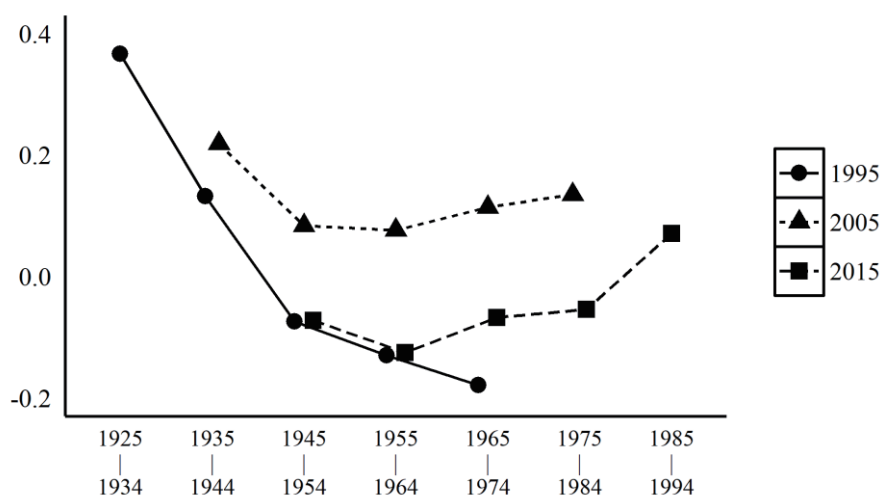


図4 権威主義因子得点の時点間比較

図4は計算した因子得点をもとに、コーホート別に時代ごとの数値を示したものである。1995年では1925～1934年コーホートが最も権威主義的であり、そこから1945～1954年コーホートまで急激に権威主義が低下し、以後は緩やかな反権威主義化となっている。しかし2005年は全体的に1995年時と比べて権威主義化し、前回調査で見られたようなコーホート間の差はほぼ消失した。そして2015年では全体として反権威主義化したものの、コーホートの傾斜は1985～1994年の新コーホートの方が権威主義的という結果となった。つまり、1995年では若いコーホートが反権威主義だったのに対して、2015年では若いコーホートが権威主義的へと転じているのが現れている。

しかし2015年時点の1985～1994年コーホートが同時代の20歳代と対応するように、これまでコーホートを基準にしてきた議論は年齢に読みかえて解釈することも可能である。したがって、これまでの図に現れている変化が本当にコーホートに帰着するのかわAPC分析による時点間比較によって検証しなければならない。

### 3.3 リッジ回帰を用いたAPC分析

被説明変数の権威主義を $Y_n$ とするとき $N = 10823$ であり、年齢・時代・コーホートの各効果を要因分解するモデルは(1)のようにかける。添字 $i, j, k$ を年齢・時代・コーホートに対応させ、 $I, J, K$ はそれぞれの区分数だとすれば、本稿の場合 $I = 5, J = 3$ となる。 $X_{ni}^A$ は年齢に関するダミーコーディングのデザイン行列であり、 $X_{nj}^P, X_{nk}^C$ が順に時代とコーホートのデザイン行列をさす。 $\beta_0$ を総平均効果とし、 $\beta_i^A, \beta_j^P, \beta_k^C$ が年齢効果・時代効果・コーホート効果にあたる。

$$Y_n = \beta_0 + X_{ni}^A \beta_i^A + X_{nj}^P \beta_j^P + X_{nk}^C \beta_k^C + \varepsilon_n \quad (1)$$

$$\beta_i^A \sim \text{Normal}(0, \sigma_\lambda) \quad i = 1, \dots, I \quad (2)$$

$$\beta_j^P \sim \text{Normal}(0, \sigma_\lambda) \quad j = 1, \dots, J \quad (3)$$

$$\beta_k^C \sim \text{Normal}(0, \sigma_\lambda) \quad k = 1, \dots, K \quad (4)$$

また本稿の場合は調査時点と年齢区分を 10 年間隔でそろえているため、「 $K = I + J - 1 = 7, k = j - i + I$ 」という関係が成り立つ。これは年齢と時代が与えられたとき、ある個人のコーホート（出生年）は自動的に決定すること、つまり線形従属の関係になっている。APC の識別問題とは、こうした関係により (1) から推定値の候補が無限に得られるため、結果的に推定値が一義に定まらないことを意味する (O'Brien 2014)。具体的な問題は付録にて記述するため、ここでは「パラメータを推定するためには何かしらの制約条件を課す必要がある」という点を共有できればよい。

本稿は、こうした識別問題に対してリッジ回帰分析を試みる。リッジ回帰とは回帰係数の大きさに罰則を課すことにより係数の値を縮小させる推定方法であり<sup>6</sup>、リッジ回帰係数は罰則付き残差 2 乗和を最小化することで求められる (Hastie et al. 2009=2014)。回帰係数への制約は (2) (3) (4) のように事前分布として  $\text{Normal}(0, \sigma_\lambda)$  の正規分布を仮定したベイズ推定によって実行する。たとえば年齢と時代効果のモデルならば、(2) (3) の制約条件を用いることになる。そして年齢効果だけのモデルからすべての効果を投入したモデルを推定し、それぞれの WAIC を算出し比較することで、WAIC が最小となるモデルへ着目し議論する<sup>7</sup>。

表 2 「A」モデルから「A, P, C」モデルまでの比較

<i>Model</i>	<i>WAIC</i>	$\sigma_\lambda$	<i>Model</i>	<i>WAIC</i>	$\sigma_\lambda$
<i>A</i>	26390.1	0.044	<i>A, P</i>	26296.5	0.063
<i>P</i>	26320.5	0.112	<i>A, C</i>	26246.2	0.119
<i>C</i>	26239.4	0.165	<i>P, C</i>	26166.7	0.145
			<i>A, P, C</i>	26169.1	0.113

<sup>6</sup> 線形回帰モデルに相関のある変数が多く含まれている場合、係数の推定は不安定になり分散が大きくなる傾向がある。なぜなら、ある変数に関する大きな正の係数は、その変数と相関の高い変数における大きな負の効果によって相殺できるからである。そのためリッジ回帰のような係数の大きさに制約を課すことは多重共線性に対して有効となるのだが、APC 識別問題はそれだけで完全に克服できるわけではないことを付記しておく。

<sup>7</sup> MCMC の設定は「iteration=3000, warmup=500, thin=5」であり、4 chain においてすべてのパラメータで  $\hat{R} < 1.1$  を満たすため、MCMC は収束したと判断する (松浦 2016)。

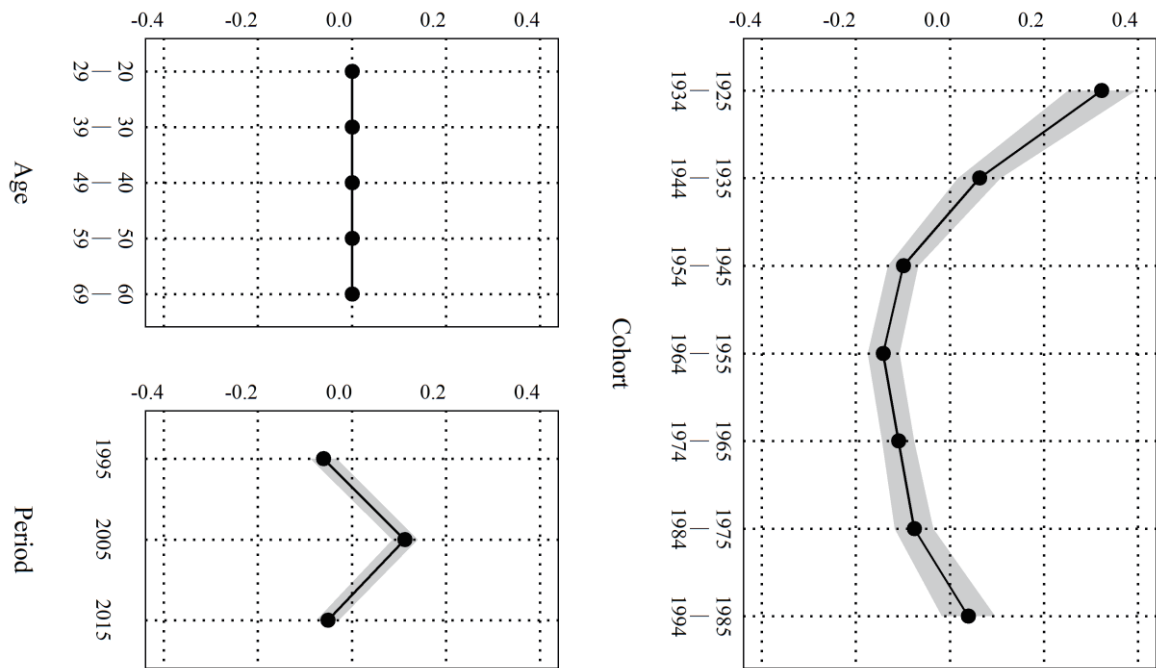


図5 リッジ回帰分析による「P, C」モデルの事後中央値と95%信用区間

分析はすべてベイズ推論に基づいているため帰無仮説有意性検定はなく、推定値は事後中央値を採用し信用区間の下限（2.5%）と上限（97.5%）に0を含まなければ統計的な効果が存在するとして扱う。表2からWAICが最小となるのは、時代とコーホート効果による「P, C」モデルであるため、権威主義に関して年齢効果の影響はなく時代とコーホート効果によって説明されると判断する。

表3のリッジ回帰分析より、「P, C」モデルの時代変化は1995年(-0.061)から2005年(0.112)と上昇し、2015年(-0.051)へと下降している。そしてコーホート変化では、1925~1934年コーホート(0.322)や1935~1944年コーホート(0.063)において正の効果であるが、そこから1945~1954年コーホート(-0.099)や1955~1964年コーホート(-0.142)で負の効果へ転じ、その後は緩やかに権威主義化へと舵を切りながら1985~1994年コーホート(0.039)までくると負の効果は消失する。信用区間からみても1985~1994年コーホートは1955~1964年コーホートなどと統計的な差異が存在するとわかる。また図5へは、それぞれの事後中央値と95%信用区間を網掛けによって示したが、それにはコーホート効果として一度は権威主義が低下していたものの再び新コーホートへ向かうにつれて上昇するという2次曲線の変化が現れている。参考までに「A, P, C」フルモデルの結果も記しているが、やはり年齢効果の影響はなかった。

表3 リッジ回帰による APC 分析の推定結果

		<i>P, C</i>		<i>A, P, C</i>	
		<i>median</i>	<i>2.5</i>	<i>median</i>	<i>2.5</i>
		( <i>sd</i> )	<i>97.5</i>	( <i>sd</i> )	<i>97.5</i>
<i>Age</i>	20-29	0.000		-0.077	-0.168
				(0.043)	0.006
	30-39	0.000		-0.021	-0.077
				(0.028)	0.035
	40-49	0.000		0.019	-0.015
			(0.017)	0.053	
	50-59	0.000		0.032	-0.017
				(0.026)	0.087
	60-69	0.000		0.048	-0.038
				(0.042)	0.131
<i>Period</i>	1995	-0.061	-0.088	-0.033	-0.078
		(0.014)	-0.032	(0.023)	0.013
	2005	0.112	0.086	0.112	0.086
	(0.013)	0.140	(0.013)	0.137	
	2015	-0.051	-0.076	-0.079	-0.124
		(0.012)	-0.028	(0.022)	-0.035
<i>Cohort</i>	1925-1934	0.322	0.251	0.241	0.126
		(0.038)	0.395	(0.064)	0.373
	1935-1944	0.063	0.017	0.013	-0.075
		(0.024)	0.108	(0.045)	0.097
	1945-1954	-0.099	-0.132	-0.128	-0.181
		(0.016)	-0.067	(0.026)	-0.078
	1955-1964	-0.142	-0.175	-0.149	-0.189
		(0.018)	-0.107	(0.021)	-0.106
1965-1974	-0.109	-0.144	-0.091	-0.146	
	(0.018)	-0.076	(0.027)	-0.038	
	1975-1984	-0.076	-0.117	-0.022	-0.113
		(0.021)	-0.035	(0.046)	0.070
	1985-1994	0.039	-0.017	0.134	0.020
		(0.029)	0.096	(0.063)	0.265
切片		0.080	0.062	0.081	0.060
		(0.010)	0.100	(0.010)	0.100
超パラメータ	$\sigma_\lambda$	0.145	0.092	0.113	0.075
		(0.042)	0.256	(0.028)	0.185
<i>WAIC</i>		26166.7		26169.1	

#### 4. 結語

本稿は、社会階層との関連が失われつつある権威主義について新たな説明軸としてコーホートを提案し、APC分析を用いた時点間比較によってその有効性を検証した。

分析から得られた結果として注目すべきは、コーホート効果に関して一度は反権威主義化していたが1955～1964年コーホートを底として再び権威主義化するような70年間かけた2次曲線の趨勢が明らかとなった点である。しかし、この変化が「権威主義者の増加」を意味していないことも理解しなければならない。図1から図3をみればわかるように、「そう思う」といった強い肯定回答は1995年から2015年へかけて減少傾向なのである。したがって分析結果をまとめれば、以下のように考えられる。戦争を経験し旧制教育を受けたコーホートが強い権威主義であったのに対して、学生運動などを主導した戦後直後のコーホートは強い反権威主義となった。しかし、その後に日本社会へ参入してきたコーホートでは緩やかにその強い反権威主義が弱まっていたのであり、こうした変化がコーホート間の2次曲線を形成したのだといえる。

本稿の分析はAPCに限ったものであるため、このコーホート効果が生じた要因について実証的な議論をすることはできない。そのため、あくまで示唆にとどまるが1つの考察を提起したい。先に述べたように、コーホート効果は何らかの社会変動の影響を中核とする。それを踏まえると、2015年現在の「若年層」は非正規雇用の増加や年金財政の深刻化といった先行き不透明な経済不況によって、広い意味で「保守化」したのだと考えられるかもしれない。しかし本稿の分析から現れてくる趨勢は、2015年の「若年層」いいかえれば「新コーホート」のみが異例な特徴を示しているのではないため、バブル経済の崩壊以後だけに焦点を当てるべきでないことを伝えている。むしろ経済的な社会変動に着目するのならば、2次曲線の変化は1955～1964年コーホートが転換点だということを考慮すると、高度経済成長期や戦時中の貧困期まで遡って議論しなければならないだろう。

本稿の目的は権威主義の時点間変化を丁寧に分析していくことであったが、時代効果に対してはあまり言及してこなかった。その理由として今回のように3時点しかない場合、変化のトレンドがはっきりしないからである。本稿の例でいえば、2005年から2015年へかけて反権威主義化が進んだのか、そもそも時点間の変化は大きくなく2005年のみ中間回答が多かっただけなのか、判断する要素が調査データから乏しいといえる。したがって調査時点が蓄積されてきた際に、時代効果については改めて議論したい。またAPC識別問題を完全に克服したわけでもなく、先行研究で指摘された教育効果の統制や考察の議論の妥当性も検証できていないなど多くの限界を残したままである。それであってもコーホート効果という視点とそれに着目する意義、実際に解析するためのリッジ回帰分析の紹介、コーホート間の変化によって権威主義の趨勢を明瞭に把握できるという点を示せたため有意義であると考えられる。

## 5. 付録

### 5.1 APC 識別問題の簡易的な説明

ここからは APC の識別上の問題が具体的にどのようなものであるのかを例や図を示しながら簡単に説明したい。

繰り返しとなるが、APC 分析とは年齢・時代・コーホートを同時に検討する分析である。しかし理論の水準においても APC が混濁して解釈されるように、統計的水準であっても 3 効果はうまく分離することができない。これは「 $k = j - i + I$ 」が成立することにより、APC が線形従属の関係になるからである。このとき、APC に関するデザイン行列を  $X$  とすれば<sup>8</sup>「 $XB_0 = 0$ 」を満たすゼロ・ベクトル<sup>9</sup> $B_0$ が存在することになる（田中ほか 2007）。転置を  $T$  とし  $I = 5, J = 3$  のとき  $B_0 = (B_0^A, B_0^P, B_0^C)^T$  とすれば、 $B_0^A = (-2t, -t, 0, t, 2t)^T$ ,  $B_0^P = (t, 0, -t)^T$ ,  $B_0^C = (-3t, -2t, -t, 0, t, 2t, 3t)^T$  となる。表 4 はこれらのゼロ・ベクトルをコーホート表へ書き出したものであり、たとえばそれぞれの右上のセルであれば  $-2t - t + 3t = 0$  として、それぞれ 3 効果の各セルの総和が 0 となる。すなわち「傾き  $t$  の年齢効果、傾き  $-t$  の時代効果、傾き  $t$  のコーホート効果は完全に相殺し合う」ことを意味しており、 $t$  の値にかかわらず回帰モデルの尤度がまったく同一となるため、推定値が一義に定まらなくなるのである。

表 4 コーホート表における APC のゼロ・ベクトル

	$1$	...	$J$
$1$	$-2t$	$-2t$	$-2t$
$\vdots$	$-t$	$-t$	$-t$
$i$	$0$	$0$	$0$
$\vdots$	$t$	$t$	$t$
$I$	$2t$	$2t$	$2t$

	$1$	...	$J$
$1$	$t$	$0$	$-t$
$\vdots$	$t$	$0$	$-t$
$i$	$t$	$0$	$-t$
$\vdots$	$t$	$0$	$-t$
$I$	$t$	$0$	$-t$

	$1$	...	$J$
$1$	$t$	$2t$	$3t$
$\vdots$	$0$	$t$	$2t$
$i$	$-t$	$0$	$t$
$\vdots$	$-2t$	$-t$	$0$
$I$	$-3t$	$-2t$	$-t$

また、たとえば「A,P,C」フルモデルのリッジ回帰による推定値を利用して APC の識別問題を考えると、APC に関する無限の推定値の候補はゼロ・ベクトルによって (5) のように書き表すことができる。

<sup>8</sup> 本来であればダミーコーディングやエフェクトコーディングであってもいずれかの項をモデルから省略して推定するが、本稿は Stan 上でゼロ和制約を課しているため、 $X$  は  $I + J + K$  列となる。

<sup>9</sup> ある行列  $X$  を  $0$  とするようなベクトルのことをゼロ・ベクトルと呼んでいる。

表5 等値制約を課したモデルの推定結果とゼロ・ベクトルを用いた検算

		$P1 = P2$		$C6 = C7$		推定値の検算	
		<i>median</i>	2.5	<i>median</i>	2.5	$t =$	$t =$
		( <i>sd</i> )	97.5	( <i>sd</i> )	97.5	0.145	-0.156
<i>Age</i>	20-29	-0.399 (0.053)	-0.507 -0.295	0.277 (0.087)	0.105 0.445	-0.367	0.235
	30-39	-0.173 (0.030)	-0.232 -0.112	0.164 (0.060)	0.050 0.281	-0.166	0.135
	40-49	0.026 (0.018)	-0.010 0.060	0.025 (0.018)	-0.011 0.060	0.019	0.019
	50-59	0.194 -0.277	0.136 0.249	-0.145 (0.050)	-0.241 -0.048	0.177	-0.124
	60-69	0.353 (0.049)	0.253 0.448	-0.319 (0.098)	-0.513 -0.128	0.338	-0.264
	<i>Period</i>	1995	0.117 (0.013)	0.091 0.143	-0.220 (0.050)	-0.320 -0.124	0.112
2005		0.117 (0.013)	0.091 0.143	0.117 (0.013)	0.090 0.143	0.112	0.112
2015		-0.234 (0.026)	-0.285 -0.182	0.104 (0.048)	0.009 0.198	-0.224	0.077
<i>Cohort</i>	1925-1934	-0.192 (0.069)	-0.322 -0.048	0.820 (0.148)	0.530 1.118	-0.194	0.709
	1935-1944	-0.305 (0.057)	-0.413 -0.192	0.370 (0.097)	0.179 0.558	-0.277	0.325
	1945-1954	-0.290 (0.030)	-0.349 -0.232	0.045 (0.049)	-0.052 0.140	-0.273	0.028
	1955-1964	-0.165 (0.020)	-0.207 -0.126	-0.163 (0.021)	-0.205 -0.124	-0.149	-0.149
	1965-1974	0.052 (0.030)	-0.008 0.112	-0.285 (0.055)	-0.393 -0.178	0.054	-0.247
	1975-1984	0.282 (0.050)	0.177 0.376	-0.394 (0.115)	-0.620 -0.168	0.268	-0.334
	1985-1994	0.617 (0.080)	0.455 0.775	-0.394 (0.115)	-0.620 -0.168	0.569	-0.334
切片		0.086 (0.010)	0.067 0.106	0.086 (0.010)	0.066 0.107		
<i>WAIC</i>		26168.3		26168.8			



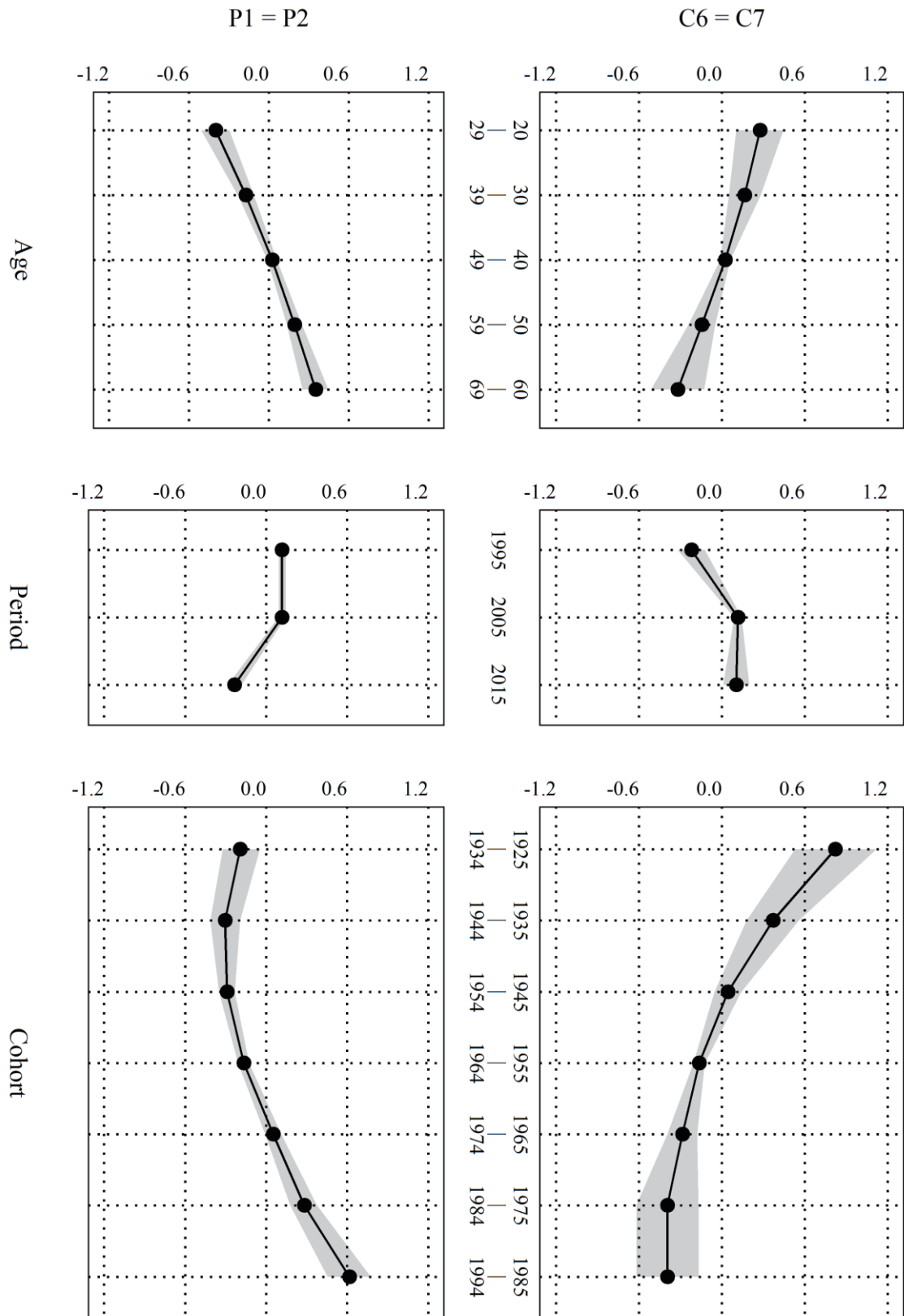


図6 それぞれの等値制約モデルの事後中央値と95%信用区間

$$\begin{aligned}
\beta_1^A &= -0.077 - 2t & \beta_1^C &= 0.241 - 3t \\
\beta_2^A &= -0.021 - t & \beta_2^C &= 0.013 - 2t \\
\beta_3^A &= 0.019 & \beta_3^C &= -0.128 - t \\
\beta_4^A &= 0.032 + t & \beta_4^C &= -0.149 \\
\beta_5^A &= 0.048 + 2t & \beta_5^C &= -0.091 + t \\
\beta_1^P &= -0.033 + t & \beta_6^C &= -0.022 + 2t \\
\beta_2^P &= 0.112 & \beta_7^C &= 0.134 + 3t \\
\beta_3^P &= -0.079 - t & &
\end{aligned} \tag{5}$$

(5) が本稿のデータにおける無限の推定値の候補であるが、その取りうる中で最小の推定値の組み合わせを考えてみる。「A, P, C」フルモデルのリッジ回帰の推定値を $\beta^R$ というベクトルとすれば、推定値の候補の 2 乗和は $f(t) = (\beta^R + B_0)^T(\beta^R + B_0)$ であり、 $t^2$ の係数が 0 より大きい 2 次関数となる。したがって、その最小値は $df/dt = 0$ となればよい<sup>10</sup>、 $t = 0.000$ と求められる。これは無限の推定値の候補の中で、「A, P, C」フルモデルのリッジ回帰の推定値は最小の係数の組み合わせを採用しているといえる。

そして (5) を用いれば、パラメータへ等値制約を課したときにどのような推定値が得られるのかを理解できる。たとえば「P1=P2」「C6=C7」という等値制約の結果を表 5 や図 6 へ示したが、その推定値はまったく異なっていることがわかる。このような推定値が選定されるメカニズムは、「P1=P2」であれば $\beta_1^P = \beta_2^P$ から $-0.033 + t = 0.112$ を解けば $t = 0.145$ となり、それを (5) へ代入した値として求められる。「C6=C7」の場合も同様に、 $\beta_6^C = \beta_7^C$ から $-0.022 + 2t = 0.134 + 3t$ より $t = -0.156$ を代入すれば表 5 のように計算することができる<sup>11</sup>。また、それぞれのモデルにおいて WAIC のような情報量規準が等しくなるため、データからどちらのモデルが優れているかを判定できない点も重要である。

このように APC 分析は施す制約によって、推定される数値が大きく異なる。そのため、年齢・時代・コーホートの時間順序性を考慮して APC それぞれへ 1 階差分トレンドを仮定した状態空間モデルなども提案されているが、分析対象の分野とモデルのバイアス条件を吟味して制約を課す必要がある。またゼロ・ベクトルの線形のトレンド成分は識別できないが、それと関係しない非線形成分は統計的に識別できるため、本稿が指摘したコーホートの 2 次曲線の趨勢は確かに存在すると主張できる。

## 5.2 リッジ回帰分析のプログラム・コード

最後に、本稿で利用したリッジ回帰分析を R から実行するためのコードを記載する。

<sup>10</sup> 文字式の微分やベクトルの計算は「Maxima」によって実行した。

<sup>11</sup> 推定に MCMC を用いているため、完全に推定値が一致することはできなかった。

## R コード

```
1 library(dplyr)
2 library(rstan)
3
4 Data <- read.csv(file=
5   "SSM1995_2005_2015.csv",header=T)
6
7 A <- 5
8 P <- 3
9 C <- A+P-1
10
11 for (a in 1:A) {
12   for (p in 1:P) {
13     Data$Cohort7d[Data$Age5d == a &
14       Data$Period3d == p] <- p-a+A
15   }
16 }
17
18 for (a in 1:A) {
19   assign(paste("A", a, sep=""),
20     if_else(Data$Age5d == a, 1, 0))
21 }
22
23 for (p in 1:P) {
24   assign(paste("P", p, sep=""),
25     if_else(Data$Period3d == p, 1, 0))
26 }
27
28 for (c in 1:C) {
29   assign(paste("C", c, sep=""),
30     if_else(Data$Cohort7d == c, 1, 0))
31 }
32
33 X_raw <- cbind(A1, A2, A3, A4, A5,
34   P1, P2, P3,
35   C1, C2, C3, C4, C5, C6, C7)
36 X <- cbind(1, X_raw)
37 data <- list(Y=Data$Authoritarian, X=X, N=nrow(X), D=ncol(X),
38   A=5, P=3, C=7)
39
40 BR <- stan_model(file="BayesianRidge_APC.stan")
41 pars <- c("i", "a", "p", "c",
42   "sigma", "sigma_lambda")
43
44 Result <- sampling(
45   BR, data=data, pars=pars, seed=1234,
46   chains=4, iter=3000, warmup=500, thin=5,
47   control=list(adapt_delta=0.8))
```

分析に用いるデータはすでに3時点を統合しており、権威主義と年齢と時代の変数が含まれているものとする。年齢の変数 (**Age5d**) は、20歳代ならば1、30歳代ならば2、60歳代ならば5と数値が与えられた変数であり、時代の変数 (**Period3d**) も同様である。また本稿での添字*i, j, k*が、コードでは **a, p, c** となっている点に注意していただきたい。

11~16 行目 : 「 $k = j - i + I$ 」 の関係から、コーホートの変数を作成している。

18~31 行目 : APC それぞれのダミー変数を作成している。

44~47 行目 : 本稿での MCMC の設定である。

#### Stan コード (BayesianRidge\_APC.stan)

```
1 data {
2   int N;
3   int D;
4   int A;
5   int P;
6   int C;
7   matrix[N,D] X;
8   vector[N] Y;
9 }
10
11 parameters {
12   real i; // intercept
13   vector[A-1] a_raw;
14   vector[P-1] p_raw;
15   vector[C-1] c_raw;
16   real<lower=0> sigma;
17   real<lower=0> sigma_lambda;
18 }
19
20 transformed parameters {
21   vector[A] a;
22   vector[P] p;
23   vector[C] c;
24   vector[1+A] ia;
25   vector[P+C] pc;
26   vector[D] beta;
27   vector[N] mu;
28   a[1:(A-1)] = a_raw[1:(A-1)];
29   a[A] = -sum( a_raw[1:(A-1)] );
30   p[1:(P-1)] = p_raw[1:(P-1)];
31   p[P] = -sum( p_raw[1:(P-1)] );
32   c[1:(C-1)] = c_raw[1:(C-1)];
33   c[C] = -sum( c_raw[1:(C-1)] );
34   ia = append_row(i, a);
35   pc = append_row(p, c);
36   beta = append_row(ia, pc);
37   mu = X*beta;
38 }
39
40 model {
41   Y ~ normal(mu, sigma);
42   a[1:A] ~ normal(0, sigma_lambda);
43   p[1:P] ~ normal(0, sigma_lambda);
44   c[1:C] ~ normal(0, sigma_lambda);
45 }
```

28～33 行目：パラメータのゼロ和制約を課している。

34～36 行目：モデルには関係なく、Stan で高速に推定するためパラメータを統合した。

42～44 行目：リッジ回帰分析での制約条件 (2) (3) (4) にあたる。

また、WAIC を計算するための Stan コードは省略している。

#### [文献]

- Chalmers, R. P., 2012, “mirt: A Multidimensional Item Response Theory Package for the R Environment,” *Journal of Statistical Software*, 48(6), 1-29.
- Hastie, T, R. Tibshirani and J. Friedman, 2009, *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction Second Edition*, Springer. (=杉山将・井手剛・神嶋敏弘・栗田多喜夫・前田英作監訳. 『統計的学習の基礎：データマイニング・推論・予測』共立出版.)
- 吉川徹・轟亮. 1996. 「学校教育と戦後日本の社会意識の民主化」『教育社会学研究会』58: 87-101.
- Kohn, M. L. and C. Schooler, 1969, “Class, Occupation, and Orientation,” *American Sociological Review*, 34(5): 659-78.
- Mannheim, K., 1928, *Das Problem der Generationen*, Dunker & Humblot. (=1958. 鈴木広・田野崎昭夫訳. 『世代・競争』誠信書房.)
- 松浦健太郎. 2016. 『Wonderful R2 Stan と R でベイズ統計モデリング』共立出版.
- 直井道子. 1988. 「職業階層と権威主義的価値意識」原純輔編『階層意識の動態：1985 年社会階層と社会移動全国調査報告書 第二巻』1985 年 SSM 全国調査委員会. 225-42.
- O'Brien, R. M., 2014, *Age-Period-Cohort Models: Approaches and Analyses with Aggregate Data*, CRC Press.
- R Core Team, 2017, R: A language and environment for statistical computing, R Foundation for Statistical Computing, Austria. (Retrieved January 31, 2018, <https://www.R-project.org/>).
- Revelle, W., 2017, *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*, North-western University, (Retrieved January 31, 2018, <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.7.8.).
- Stan Development Team, 2017, RStan: the R interface to Stan, R package version 2.16.2. (Retrieved January 31, 2018, <http://mc-stan.org/>).
- 田中正光・三枝義清・森宏・川口雅正. 2007. 「コウホート分析における『識別問題』の克服：中村・IE モデルの比較検討」『専修経済学論集』42(2): 1-44.
- 轟亮. 1998. 「権威主義的態度と現代の社会階層」間々田孝夫編『現代日本の階層意識：1995 年 SSM 調査シリーズ 6』1995 年 SSM 調査研究会. 65-87.
- 轟亮. 2011. 「階層意識の分析枠組み：価値意識を中心として」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.

# **Examining an Intertemporal Comparison about Authoritarianism: Age-Period-Cohort Analysis Using Bayesian Ridge Regression**

**Yuta Matsumoto  
(Osaka University)**

## **Abstract**

In this paper, I examined intertemporal comparison about authoritarianism using SSM surveys from 1995 to 2015. Analysis of 2005 SSM survey suggests that "young people," which is expected to be the most anti-authoritarian group, became authoritarian, and I confirmed whether this trend continued even in 2015. Because the term "young people" is ambiguous with "new cohort," I verified through the APC analysis, which estimates age, period, and cohort at the same time. However, with problems in identification, I applied the Bayesian ridge regression. This paper did not consider the effect of social stratification variables and other political consciousness.

I carefully examined the frequency distribution, polychoric correlation, and categorical factor analysis. As a result, the cohort effect was a trend of a quadratic curve with the cohort born in 1955-1964 as the turning point. This suggests that, rather than an increase in authoritarian views, there is a phenomenon caused by weakening of strong anti-authoritarianism in subsequent cohorts.

Keywords: authoritarianism, age-period-cohort analysis, Bayesian ridge regression