

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2018 年度課題公募型二次分析研究会

戦後日本の社会意識の変容過程についての計量社会学的研究

研究成果報告書

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
2019 年（令和元年）10 月

はじめに

金澤悠介（立命館大学）

本報告書は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が実施した二次分析研究会課題公募型研究「戦後日本の社会意識の変容過程についての計量社会学的研究」（2017～18年度）の研究成果をまとめたものである。

本研究会は、第二次世界大戦後から現在に至る日本社会の社会意識の変容過程を大規模な社会調査からの知見を組み合わせることで解明することを目指し、次の3つの研究プロジェクトを遂行した。

第一のものは高度経済成長にともなう社会意識の変容の解明を目指す研究で、『1955年SSM調査』や『1965年SSM調査』を分析対象とする。本報告書では金澤論文がこれに該当する。金澤論文は『1955年SSM調査』を対象に、高度経済成長期の始点となる1955年における社会階層の特徴を世代間社会移動と階層帰属意識という側面から描いている。

第二のものは高度経済成長期以降の社会意識の長期的趨勢の解明を目指す研究で、『日本人の意識調査（1973～2013年）』を分析対象とする。本報告書では松本論文がこれに該当する。松本論文は『日本人の意識調査』を対象にベイズ型Age-Period-Cohort分析を適用することで、日本人の価値意識の長期的趨勢を時代効果とコーホート効果の観点から検討している。革新的な分析手法によって価値意識の長期的趨勢に関するインパクトある知見が得られているという点で、松本論文は社会意識研究者にとって一読の価値があるものといえよう。

第三のものは労働市場の流動化やグローバル化が進展した2000年代以降の社会意識のありかたを解明する研究で、『東大社研・若年壮年パネル調査』を分析対象とする。本報告書では黒川論文と谷岡論文がこれに該当する。黒川論文は女性の職業キャリアのありかたと階層帰属意識の関係を検討している。黒川論文の特筆すべき点は系列データ分析の手法を用いて女性の職歴を類型化した上で、キャリア類型と現在の階層帰属意識の関係を検討し、階層帰属意識が現在の社会経済的地位のみならず、職業履歴という過去からの蓄積にも規定されていることを示したということである。この知見は現在中心的な視座をもつ既存の階層帰属意識研究に対し、過去からの蓄積にも目を向ける必要性を指し示す点で意義深いものといえる。谷岡論文はパネル調査の利点を活かし、学歴によって階層帰属意識の個体内変化のありかたがどのように異なるのかについて検討している。階層帰属意識の個体内変化を生み出す要因とその学歴差についての知見は興味深い。社会経済的地位は階層帰属意識の個人間の違いをうまく説明できるが個人内の変化はうまく説明できないという知見も、階層帰属意識（あるいは他の階層意識も？）にかかわる経験的パズルを提供する点で興味深い。

本研究会は9名の研究者が参加しているのだが、本報告書に執筆しているのはその中の

4名である。残りの5名のメンバーの研究成果は次の報告書に掲載予定である。彼／彼女らは研究成果も非常に興味深いものばかりなので、乞うご期待。

研究会の概要

テーマ

戦後日本の社会意識の変容過程についての計量社会学的研究

使用データ

0759-0764 1955～2005年 SSM 調査

0814 日本人の意識調査, 1973～2008

PY090, PM090 東大社研・若年壮年パネル調査 (JLPS-M) Wave 1-9, 2007-2015

研究の概要

本研究会の目的は、第二次世界大戦後から現在に至る日本社会の社会意識の変容過程を大規模な社会調査からの知見を組み合わせることで解明することである。1970年代から2000年代までの社会意識の変容過程については、NHK放送文化研究所世論調査部『日本人の意識調査』の分析により解明されつつあるが（太郎丸博（編）『後期近代と価値意識の変容』東京大学出版会）、（i）日本社会の産業構造が大きく変容した高度経済成長期（1950・60年代）や（ii）労働市場の流動化やグローバル化がさらに進展された2010年代も含めたかたちで、戦後日本における社会意識の全体的な変化を計量的に把握しようとした研究は存在しない。そこで、本研究会は『1955年～2005年 SSM 調査』、『日本人の意識調査（1973～2008年）』、『東大社研・若年壮年パネル調査 wave1～wave8（2007～2014年）』という3つの社会調査データを組み合わせて分析することで、戦後日本における社会意識の変化を解明する。本研究会の具体的課題は以下のとおりである。（I）『日本人の意識調査』を対象にAPC分析を行うことで社会意識の変容についての長期的趨勢を明らかにするとともに、（II）『1955年 SSM 調査』『1965年 SSM 調査』を分析することで1950・60年代の社会意識のありようを、（III）『東大社研・若年壮年パネル調査』を分析することで2010年代以降の社会意識の変容を解明する。（I）～（III）を総合することで戦後日本の社会意識の変容過程を計量的に明らかにする。

活動の記録

2017年度	第1回研究会	2017年8月1日
	第2回研究会	2017年10月7日
	第3回研究会	2017年12月16日
	第4回研究会	2018年3月16日
2018年度	第1回研究会	2018年7月8日
	第2回研究会	2018年10月14日
	第3回研究会	2018年12月16日
	第4回研究会	2019年3月16日

2018 年度課題公募型二次分析研究会
戦後日本の社会意識の変容過程についての計量社会学的研究
研究成果報告書

目次

はじめに.....	i	金澤悠介
研究会の概要.....	iii	
世代間社会移動と階層帰属意識からみた 1955 年の社会階層.....	1	金澤悠介
日本社会における価値意識の大局的なトレンドの検討.....	19	
——「日本人の意識」調査を用いたベイズ型 Age-Period-Cohort 分析——		松本雄大
女性の職業キャリアと階層帰属意識.....	90	黒川すみれ
学歴による階層帰属意識の個人内変化要因の違い.....	104	
——生活満足度の変化に着目して——		谷岡謙

世代間社会移動と階層帰属意識からみた 1955 年の社会階層

金澤悠介

(立命館大学)

本研究の目的は祖父-父親-本人という 3 世代間にわたる社会移動と帰属階層判断（ある個人がどの階層に属するのかということについての判断）の関係を検討することで、1955 年当時の社会階層のありかたを解明することである。3 世代にわたる職業（祖父職、父職、本人初職、本人 1945 年時職、本人現職）と階層帰属判断（祖父、父親、終戦（1945 年）時の本人、現在の本人）を対象に潜在クラス分析を適用したところ、次のような知見が得られた。(1) 3 世代間社会移動については事業家型、新中間階級型、自作農型、小作農型、労働者型、零細農型という 6 つのタイプが存在し、(2) この 6 つのタイプに対応する帰属階層判断パターンが存在し、それは祖父から現在の本人にいたるまで一貫した社会的地位が帰属されていた。この知見をもとに 1955 年の社会階層のありかたを議論した。

1. 研究の目的

本研究の目的は 1955 年 SSM 調査を対象に世代間社会移動と階層帰属意識の関係を分析することを通じて、当時の社会階層構造とそれに対する人々の主観的意味付けのありかたを解明することである。本研究が 1955 年に着目する理由は次の 2 点である。

第一に、1955 年は戦後日本の社会階層を考える上で重要な参照点になると考えられるからである。高度経済成長は日本の産業構造や人々のライフスタイルを大きく変容させ、現在まで続く日本社会のありかたを形成した時期（吉川 2012）だが、1955 年はまさにこの高度経済成長の始点といえる年であり、当時の社会階層のありかたは戦後日本（特に高度経済成長以降）の社会階層の変容過程を理解するための始点としての役割を果たすはずである。

第二に、1955 年は「社会階層と移動全国調査（以下 SSM 調査と略記）」が開始された年なのだが、そこには当時の社会階層のありかたを解明する上で非常に興味深い変数が含まれるからである。1955 年 SSM 調査では、祖父、父親、本人という 3 世代についての職業だけでなく、祖父、父親、本人それぞれ帰属階層（その社会的地位を「上」、「中の上」、「中の下」、「下の上」、「下の下」で判断する）も回答者に尋ねている（ただし、祖父と父親の帰属階層については回答者自身の判断）。これらの変数を分析することで、戦前社会とのつながりをも考慮しながら 1955 年当時の社会階層のありかたを解明できる。より具体的にいえば、(i) 祖父から本人へと連なる 3 世代間の社会移動の検討を通じて、戦前社会からの地位移動／地位継承のパターンをもとにした当時の社会階層の客観的側面を記述できるとともに、(ii) 世代ごとの職業的地位と帰属階層の対応関係を検討することで、当時の人々がどのような基準で主観的階層的地位を判断していたのかが解明できるため、社会階層の

客観的側面と主観的側面の双方から、1955年当時の社会階層のありかたを総合的に把握できる、と本研究は考える。

本研究の構成は以下の通りである。第2節では、先行研究をもとに1955年の社会状況と社会階層の特徴をまとめたのちに、本研究のアプローチについて議論する。第3節では、本研究が分析する1955年SSM調査の概要と変数の操作化について述べる。第4節では、データを分析することで、祖父、父親、本人という3世代にわたる社会移動と階層帰属意識の対応関係を明らかにする。第5節では、第4節の結果をもとに1955年当時の社会階層のありかたについて議論する。

2. 先行研究の検討

2.1 1955年の社会状況と社会階層

1955年は日本の高度経済成長の始点といえる年である¹⁾。この年は高度経済成長を推進するための諸基盤が整ったという意味で始点といえよう。国際的な立ち位置という点では、1952年にサンフランシスコ講和条約が発効したことにより、日本は再度独立国として国際社会に復帰した。そして、同年には国際通貨基金（IMF）にも加入し、1955年にはGATT（関税・貿易についての一般協定）にも加盟することで、日本は自由貿易体制に本格的に参入していくことになる。産業インフラについていえば、1955年に通商産業省が「石油化学工業の育成対策」を省議決定し、1958年から59年にかけて、岩国・大竹、四日市、新居浜、川崎の4ヶ所に大規模な臨海コンビナートが建設されていく。政治面についていえば、1955年10月に日本社会党の左右統一がおき、それへの対抗として自由党と民主党の保守合同により自由民主党が結党されることで、55年体制が成立する。いっぽう、産業構成についていえば、1955年の国勢調査によると、労働力人口のうち、第一次産業に就業するものの割合は41%で、それは第二次産業に就業するものの割合（23%）、第三次産業に就業するものの割合（36%）を上回っており、就業者数という点では第一次産業が当時の主要産業であった。しかし、以降は高度経済成長の進展により、第一次産業就業者割合は大幅に減少し、第二次産業就業者割合や第三次産業就業者割合が増加していく。あくまで就業者数という観点からだが、1955年は日本社会が第一次産業を中心とする社会から第二次産業、第三次産業を中心とする社会に変容する、その境目を指標する年なのかもしれない。

では、1955年の社会階層のありかたはどのようなものだったのだろうか。1955年には第1回のSSM調査が、そして1952年9月にはその予備調査である六大都市調査が行われているが、その調査報告書（六大都市調査については尾高・西平（1953）、1955年SSM調査については日本社会学会調査委員会（1958））において当時の階層構造についての体系的な分析がなされているわけではない。これらの調査は国際社会学会（International Sociological Association, ISA）の委託を受け、社会階層という海外由来の概念を日本で標本調査にもとづき測定するという日本初の試みであった²⁾。階層的地位を測定するためにいくつかのアプローチが採用されたのだが、調査報告書ではそれぞれのアプローチをもとに当時の日本

の階層構造を記述してみるという分析に終始している。複数のアプローチを統合するような理論的な視座がなかったことや、統計分析手法やコンピュータの計算能力の未発達という技術的問題がその原因なのかもしれない。

1955年SSM調査などを用いながら、1945年から55年までの日本の階層構造を解明したのが橋本（2013）や橋本（2016）である。橋本（2016）は職業階級の世代間・世代内社会移動の分析をもとに、第二次世界大戦の終戦による混乱、たとえば兵員・移民の引き揚げ、戦災による企業の経済活動の低下などによって、終戦直後は職業階級間の流動性が高まったものの、復興がすすむにつれて流動的な状況が沈静化していくことを示している。また、橋本（2013）は、戦後復興が進むなかで経済格差が拡大し、1955年においては企業規模間・産業間の賃金格差が大きくなったことを示している。加えて、職業階級間の格差も大きく、資本家や新中間階級に比べ、労働者、特に小零細企業の労働者や農民層は世帯収入も低く、貧困率が高いことが示されている。

このような格差の大きい階層状況を人々はどのように感じ、評価していたのだろうか。ここでは階層帰属意識に着目して、それをみていきたい。階層帰属意識は自身の生活状況だけでなく、社会的地位や社会的尊敬などを総合して導かれる主観的階層的地位（渡邊2018）である。階層帰属意識の分布を確認することで、当時の人々の主観のなかで客観的な階層状況がどのように映っていたのかが解明できる。高度経済成長が終了した1970年代なかば以降階層帰属意識の分布は大きく変化していないが（神林2015）、1955年の階層帰属意識は高度経済成長以降のものと比較すると、次の2点で特徴的である。

第一に、1955年の階層帰属意識は高度経済成長以降のものにくらべ、「中」意識をもつものの割合が低く、「下」意識をもつものの割合が高い。SSM調査の結果に依拠すると、自身の階層帰属意識を「中」（「中の上」＋「中の下」）と回答するものの割合は1975年では8割弱なのに対し、1955年では約4割である（神林2010a）。いっぽうで、「下」（「下の上」＋「下の下」）と回答するものの割合は1975年では約2割なのに対し、1955年では6割弱である（神林2010a）。1955年は「中」意識よりも「下」意識をもつ人の割合が高い社会であるが、この「下」意識の割合の高さは敗戦にともなう社会的・経済的混乱に由来することが森（2008）や渡邊（2018）で示されている。敗戦によって人々の生活水準が大きく悪化し、戦後復興によって多少は回復したものの、戦前の水準にはまだ達しないものが一定程度存在するために「下」意識の割合が多いというのが彼らの知見である。

1955年の階層帰属意識の第2の特徴点は、社会経済的地位（特に、学歴、職業、世帯収入）と階層帰属意識の関連が強いということである。1975年以降、社会経済的地位と階層帰属意識の関連は近年になるにつれて強くなることが示されているが（吉川1999；谷岡2018）、1955年における社会経済的地位と階層帰属意識の関連の強さは2000年代のものとは比べても遜色がない（神林2010a, 2010b, 2015）。先に述べたように1955年は格差が大きい社会であったことと、2000年代以降において「日本は格差社会である」という認識が広がっていったことを考慮すると、格差が大きい（と人々が認識している）社会では社会経済

的地位と階層帰属意識の関連が強くなるのかもしれない。

1955年の社会状況と社会階層のありかたをまとめると以下のようなになる。1955年は高度経済成長を推進する諸基盤が整備されたという意味で高度経済成長の始点となる年である。戦後復興が進むなかで、第二次産業や第三次産業で就業するものも増えたのだが、第一次産業に就業するものが多かった。社会的な格差も大きく、職業階級間でその生活条件は大きく異なっていた。そのような社会状況下で人々の主観的地位はその社会経済的地位に規定され、6割近い人が自身の階層的地位を「下」と位置づけていた。

2.2 本研究のアプローチ

第1節でも紹介したように、1955年SSM調査では、本人や父親に加え父方の祖父の職業が測定されているだけでなく、あくまで回答者の判断ではあるが父親や祖父の帰属階層も測定している。尾高・西平（1953）によれば、1955年SSM調査の予備調査である六大都市調査では1949年にロンドン大学政経学部が実施した調査票を参考に調査票が作成されたのだが、父方の祖父の職業や本人の階層帰属意識、父親と祖父の帰属階層はそのときに日本側が独自に追加³⁾したものであった。なお、本人の階層帰属意識も父親と祖父の帰属階層も「ある対象がどの階層に属するのかを判断する」という認知上の操作になっているため、以降ではこれらのものをまとめて帰属階層判断と呼ぶことにする。

恐らく、日本における階層的地位をよりよく把握するためにこれらの変数は追加されたのだろう。父方の祖父の職業まで測定しているのは、昭和前期のみならず明治・大正期を含めた戦前の日本社会との連続性のなかで1955年当時の社会移動のありかたを解明しようとしていたのかもしれない。あくまで筆者の想像でしかないが、戦前の日本社会では階層構造が固定的であったこと（富永 1990; 佐藤 2004; 三輪 2004）を考慮すると、祖父、父親、本人の職業を測定した背景として、祖父-父親-本人という3世代にわたる社会移動のパターンを検討すれば、戦前日本社会の固定的な社会移動のありかたが戦後10年たったあとにどのように継承されているか／されていないかを解明できるという洞察があったのかもしれない。また、祖父や父親の帰属階層を回答者に尋ねるとするのは、回答者の生活している時点の視点で過去を評価している点でなんらかのバイアスを生み出す可能性が高いように思われるのだが、これは職業をもとにした客観的方法と階層帰属意識をもとにした主観的方法を総合して回答者の階層的地位を測定するのがもっとも望ましいという当時の考えかた（尾高 1961）の反映なのかもしれない。あるいは、戦前の日本は階層構造が固定的であり、さらに階層判断基準が社会的に共有されていて、それは1955年当時の人々にもある程度継承されていると仮定すれば、回答者は祖父や父親の帰属階層を判断できたのかもしれない。

本研究は祖父-父親-本人という3世代にわたる社会移動と帰属階層判断をもとに、1955年当時の社会階層のありかたを探索的に解明することを目指す。具体的には、(i) 祖父から本人へと連なる3世代間の社会移動の検討を通じて、戦前社会からの地位移動／地位継

承のパターンをもとにした当時の社会階層の客観的側面を記述するとともに、(ii) 世代ごとの職業的地位と帰属階層の対応関係を検討することで、当時の人々がどのような基準で主観的階層的地位を判断していたのかを解明する。加えて、1945年の敗戦は1955年当時の社会階層のありかたに大きな影響を与えているという先行研究の知見(橋本 2016; 森 2008; 渡邊 2018)を考慮し、1945年時点での職業と階層帰属意識も分析に加える。また、回答者の世代内移動のありかたもみるために、初職も分析に加えた。なお、ここでは、戦前日本社会の階層判断基準は1955年にもある程度継承されていると仮定し、回答者による祖父と父親の帰属階層判断はある程度実態に即していると考えられる。

3. 使用するデータと変数

本研究は1955年SSM調査をデータセットと使用し、1945年時に16歳以上のもの、すなわち、1886~1929年生まれのもを対象とする。1945年時の職業と階層帰属意識を分析するため、1945年時点である程度の年齢に達している必要があると考えたからである。

本研究が使用する変数であるが、職業については父方の祖父の主職、父親の主職、回答者の初職、回答者の1945年時の職業、回答者の現職である。帰属階層判断については、祖父の帰属階層、父親の帰属階層、回答者の終戦直後(1945年)の階層帰属意識、回答者の現在の階層帰属意識である。

職業の分類については三輪(2004)や橋本(2016)に準拠して行った。ただし、橋本(2010, 2016)が指摘するように戦前の農業には地主、自作農、小作農という厳然とした階層が存在し、その生活条件も大きく異なるため、本研究でも農業従事者を地主、自作農、小作農というかたちで分類した。具体的には、以下のようなかたちで職業を分類した。

1. 資本家:「経営者」で経営規模が5人以上
2. 旧中間階級:「経営者」で経営規模が0~4人
3. 地主:「農林的職業」で従業上の地位が「地主」【祖父職, 父職】
4. 自作農:「農林的職業」で従業上の地位が「自作農」【祖父職, 父職】
5. 小作農:「農林的職業」で従業上の地位が「小作農」【祖父職, 父職】
6. 農林漁業:「農林的職業」で3~5以外のもの【祖父職, 父職】
「農林的職業」に従事するもの【初職, 1945年職, 現職】
7. 新中間階級:1~6以外で「専門」・「管理」・「事務」
8. 労働者:1~6以外で「販売」・「熟練」・「半熟練」・「非熟練」

ここで職業の扱いについていくつか注釈をしておく。1955年SSM調査では祖父職と父職については従業上の地位として「地主、自作農、小作農」というカテゴリーがあるのに対し、回答者については職歴および現職における従業上の地位の質問には「地主、自作農、小作農」のカテゴリーはない。したがって、地主、自作農、小作農については祖父職と父職しかあてはめることができなかった。次に、「農林漁業」というカテゴリーには(A)祖

父／父親が農業以外の第一次産業就業者（漁業，林業など），（B）祖父／父親の職業は農業なのだが，従業上の地位が欠損値のもの，（C）回答者で第一次産業に就業するもの，が含まれているため，慎重に解釈する必要がある．なお，（B）については「祖父／父は農民だったが，詳しいことはわからない」という回答者が多く含まれているだろう．最後に，回答者の1945年時の職業であるが，橋本（2016）に依拠して，「兵役」も追加した．

4. 分析結果

4.1 祖父，父親，本人の職業分布

まずは3節の職業分類をもとに，祖父，父親，本人の職業分布をみてみよう（表1参照）．祖父職，父職とも自作農のものの割合がもっとも高いが，自作農の割合は祖父職よりも父職のほうが低くなっている．この傾向は地主や農林漁業でもあてはまるが，小作農にかぎっては祖父職と父職でその割合は大きく変化していない．いっぽうで，農業以外の職業の割合については，祖父職よりも父職のほうがその割合が高くなっている．回答者の年齢によって，父親や祖父が職業生活を送っていた時代が大きく異なるし，父親については1945年以降の職業が回答されている可能性も否定できないが，戦前社会においても，近代化の進展によって，農林漁業の就業者が減少し，新中間階級（ホワイトカラー層）や労働者のような近代的セクターで働くものが増加していた．

回答者本人の職業をみると，初職については農林漁業の割合がもっとも高いものの，労働者のものも約3割と多い．いっぽうで，初職から資本家というものはほとんどいない．1945年時の職業をみると，やはり農林漁業のものがもっとも多い．また，初職に比べ，労働者の割合が大きく低下している．いっぽうで，新中間階級の割合は大きくは低下していない．兵役だったものは約1割いる．現職（1955年時の職業）をみると，1945年時職に比べ，農林漁業の割合が多少増加している．また，他の職業も同様の傾向であるが，これは1945年当時に兵役に就いていたものが，1955年にはさまざまな職業に就いたからであろう．まとめると，回答者本人については，初職，1945年時職，現職のどれをとってみても，農林漁業のものがもっとも多い．いっぽうで，初職に比べ，1945年職や現職では労働者の割合が低下している．分析対象者は1945年時に16歳以上のものであり，その多くは1945年以前に初職に就いていると推測できることから，初職で労働者になったものは他の職業に比べ，徴兵されやすかったり（渡邊 2014），終戦後は労働者以外の職業に就くものが多かったりしたのかもしれない．

表 1 祖父，父親，本人の職業分布

	祖父	父親	本人		
			初職	1945年時	現職
資本家	3.8%	6.6%	0.9%	4.1%	6.1%
新中間	2.3%	6.9%	19.3%	15.2%	16.9%
地主	7.2%	3.2%	----	----	----
自作農	43.9%	34.0%	----	----	----
小作農	14.0%	15.7%	----	----	----
農林漁業	11.1%	6.1%	39.0%	37.0%	41.6%
旧中間	15.2%	18.8%	9.8%	15.0%	18.3%
労働者	2.5%	8.6%	31.0%	16.9%	17.1%
兵役	----	----	----	11.8%	----
N	1510	1701	1720	1471	1646

4.2 世代間社会移動と世代内社会移動の素描

次に，クロス集計表をもとに，世代間社会移動と世代内社会移動について簡単に確認しておこう。

表 2 祖父職と父職のクロス集計表

		父親の主職							計	
		資本家	新中間	地主	自作農	小作農	農林漁業	旧中間		労働者
祖父の 主職	資本家	44%	11%	4%	7%	0%	4%	28%	4%	100%
	新中間	9%	29%	3%	26%	6%	0%	26%	3%	100%
	地主	8%	17%	34%	17%	5%	2%	13%	5%	100%
	自作農	3%	6%	1%	64%	8%	2%	10%	7%	100%
	小作農	2%	1%	0%	17%	64%	2%	5%	8%	100%
	農林漁業	2%	2%	2%	23%	18%	29%	17%	8%	100%
	旧中間	11%	7%	1%	11%	6%	5%	50%	10%	100%
	労働者	24%	11%	0%	5%	19%	11%	16%	14%	100%

表 3 父職と本人現職のクロス集計表

		本人の初職					計
		資本家	新中間	農業	旧中間	労働者	
父親の 主職	資本家	4%	34%	6%	24%	32%	100%
	新中間	0%	71%	13%	3%	13%	100%
	地主	2%	28%	39%	4%	28%	100%
	自作農	0%	13%	59%	4%	23%	100%
	小作農	1%	5%	66%	5%	24%	100%
	農林漁業	0%	6%	56%	0%	39%	100%
	旧中間	2%	25%	8%	28%	38%	100%
	労働者	1%	14%	15%	6%	65%	100%

表 2 は祖父職と父職のクロス集計表である。自作農と小作農は親子間で職業継承の割合が高い。また，資本家や旧中間階級のような自身で事業を営むものも親子間の職業継承率が高い。いっぽうで，新中間階級，地主，労働者は親子間の職業継承率があまり高くない。

表 3 は父職と回答者本人の現職のクロス集計表である。ここでも，農林漁業の親子間の職業継承率が高い。いっぽう，祖父-父親間の社会移動と異なり，父親-本人間の社会移動

では、新中間階級や労働者の職業継承率が高く、資本家や旧中間階級の職業継承率が低くなっている。

表 4 初職と 1945 年時職のクロス集計表

		1945年時の職業						計
		資本家	新中間	農業	旧中間	労働者	兵役	
初職	資本家	67%	0%	0%	7%	0%	27%	100%
	新中間	5%	66%	6%	8%	6%	9%	100%
	農業	2%	3%	75%	5%	5%	10%	100%
	旧中間	7%	7%	9%	63%	7%	8%	100%
	労働者	4%	6%	15%	18%	41%	16%	100%

表 5 1945 年時職と現職のクロス集計表

		現職					計
		資本家	新中間	農業	旧中間	労働者	
1945年 職	資本家	75%	9%	4%	7%	5%	100%
	新中間	8%	67%	8%	12%	5%	100%
	農業	0%	2%	92%	2%	4%	100%
	旧中間	8%	2%	5%	76%	9%	100%
	労働者	1%	9%	10%	17%	64%	100%
	兵役	5%	16%	39%	17%	24%	100%

表 4 は回答者本人の初職と 1945 年時職のクロス集計表である。ほとんどの職業で、6 割以上が初職と 1945 年時職が同じなのだが、労働者だけは初職と 1945 年時職が同じものが 4 割しかない。他の職業と比較しても、初職が労働者のものは 1945 年時に兵役に就いているものの割合が多い。なお、初職が資本家のもののうち、約 3 割が 1945 年時に兵役に就いているが、初職が資本家のものは 15 名しかおらず、この結果は慎重に解釈する必要がある。

表 5 は回答者本人の 1945 年時職と現職（1955 年時職）のクロス集計表である。ここでは、どの職業でも 7 割弱以上のものが 10 年間同じ職業に従事している。なかでも、1945 年に農業をしていたものは 9 割以上が 1955 年も農業をしている。

4.3 祖父、父親、本人についての帰属階層判断

祖父、父親、終戦直後（1945 年）の本人、現在の本人についての帰属階層判断をまとめたものが図 1 である。図 1 より祖父や父親に比べ、終戦直後および現在の本人の帰属階層判断の分布が下方にシフトしていることがわかる。先行研究では終戦直後および現在（1955 年時）の階層帰属意識（＝本人についての帰属階層判断）は、昭和 10 年当時の階層帰属意識に比べ、その分布が下方シフトしていることが示されていたが（森 2008; 渡邊 2018）、祖父や父親と比べた場合でも同様な傾向にある。

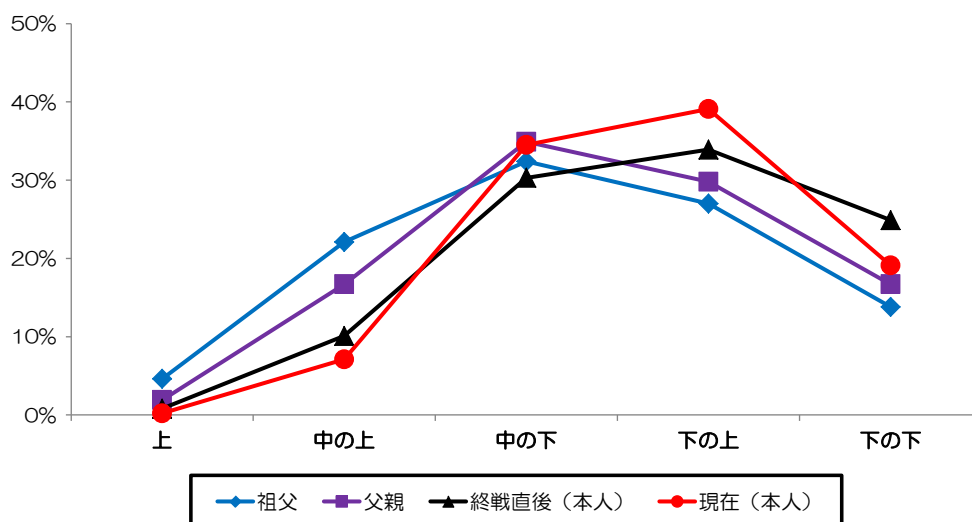


図1 祖父，父親，本人についての帰属階層判断の分布

4.4 世代間社会移動と帰属階層判断の関連構造

今までは祖父-父親-本人間の世代間社会移動と帰属階層判断のそれぞれについてみてきたが，ここではこの2つがどのような関係にあるのかを検討する．ここでは潜在クラス分析 (McCutcheon 1987; 三輪 2009 ; 藤原・伊藤・谷岡 2012) を用いて，職業 (祖父職，父職，本人初職，本人 1945 年時職，本人現職) と帰属階層判断 (祖父，父親，終戦直後の本人，現在の本人) の回答パターンの類似性をもとに回答者を分類するという方法を採用する．その理由は以下の通りである．

潜在クラス分析により抽出される分類カテゴリーには，それぞれに特有の職業のパターンと帰属階層判断のパターンが存在している．各カテゴリーに特有の職業パターンは祖父職，父職，本人職の特定の組み合わせとなるので，それは祖父-父親-本人の 3 世代間社会移動を構成する 1 パターンとして解釈できる．そして，各カテゴリーに特有の帰属階層判断のパターンは特有の職業パターンに付随するものとして，つまり，3 世代間社会移動のあるパターンに対応する主観的地位評価として解釈できる．そして，潜在クラス分析により抽出される分類カテゴリー間で，それぞれの職業のパターンと帰属階層判断のパターンを比較することで，祖父-父親-本人間の世代間社会移動と帰属階層判断がどのような関係にあるのかが明らかにできる．

では，潜在クラス分析の結果をみていこう．まず，回答者を分類するために，潜在クラスの数⁴⁾を決定する．クラス数を決定するためにモデル適合度の検討を行い，BIC の数値をもとに 6 クラスモデルを採択した (図表は省略)．

次に，推定された 6 クラスモデルをもとに，各類型に特徴的な 3 世代間社会移動のパターンとそれに対応する帰属階層判断のパターンをみていく (表 6⁵⁾ 参照)．

表 6 潜在クラス分析の結果

	事業主型	新中間層型	自作農型	小作農型	労働者型	零細農型
クラス構成割合	14%	15%	24%	17%	21%	9%
	【条件付反応確率】					
祖父職						
資本家	16%	5%	2%	0%	2%	0%
新中間	5%	7%	1%	0%	1%	0%
地主	14%	17%	7%	2%	5%	0%
自作農	26%	38%	61%	59%	40%	38%
小作農	2%	4%	12%	26%	17%	33%
農林漁業	5%	3%	9%	9%	9%	17%
旧中間	31%	24%	7%	3%	21%	10%
労働者	2%	2%	1%	1%	4%	1%
父親職						
資本家	22%	11%	1%	0%	8%	0%
新中間	6%	22%	5%	0%	1%	1%
地主	8%	6%	5%	0%	1%	0%
自作農	16%	30%	62%	58%	23%	38%
小作農	2%	5%	14%	35%	16%	40%
農林漁業	2%	1%	6%	3%	4%	12%
旧中間	43%	20%	6%	2%	24%	5%
労働者	2%	5%	1%	1%	25%	4%
初職						
資本家	6%	0%	0%	0%	1%	0%
新中間	13%	86%	3%	3%	0%	7%
農業	7%	5%	82%	85%	7%	65%
旧中間	41%	1%	3%	0%	14%	7%
労働者	33%	9%	11%	13%	78%	21%
1945年時職						
資本家	22%	2%	0%	0%	2%	2%
新中間	7%	78%	1%	3%	2%	7%
農業	0%	4%	84%	77%	2%	67%
旧中間	56%	2%	0%	2%	28%	11%
労働者	7%	5%	3%	2%	54%	8%
兵役	8%	9%	10%	17%	13%	5%
現職						
資本家	35%	7%	0%	0%	3%	1%
新中間	2%	75%	0%	2%	9%	5%
農業	2%	7%	94%	91%	3%	73%
旧中間	59%	6%	1%	3%	37%	13%
労働者	3%	5%	4%	5%	48%	9%
祖父_帰属階層判断						
上+中の上	42%	39%	38%	2%	24%	2%
中の下	41%	37%	45%	21%	31%	0%
下の上	11%	23%	12%	69%	38%	4%
下の下	6%	1%	5%	7%	7%	94%
父親_帰属階層判断						
上+中の上	36%	33%	28%	0%	8%	0%
中の下	45%	43%	57%	13%	29%	1%
下の上	13%	24%	13%	73%	48%	3%
下の下	6%	1%	2%	14%	15%	96%
戦争直後_階層帰属意識						
上+中の上	27%	16%	20%	0%	2%	3%
中の下	39%	37%	54%	15%	19%	2%
下の上	21%	35%	17%	60%	46%	19%
下の下	13%	12%	9%	26%	33%	76%
現在_階層帰属意識						
上+中の上	16%	15%	11%	0%	3%	0%
中の下	50%	56%	58%	10%	21%	4%
下の上	29%	26%	29%	66%	54%	15%
下の下	5%	3%	3%	24%	21%	81%

他のクラスに比べ、その割合が高いものは太字にした
N = 1099

(1) 事業主型

分析対象者の14%を占めている。他の類型に比べ、祖父職から現職まで一貫して資本家や旧中間階級（＝小零細企業の事業主）の割合が高く、何らかの事業を営んでいるものに特徴的な3世代間社会移動のパターンといえる。加えて、他の類型に比べ、祖父職や父職には地主の割合も高い。1955年当時の事業主のなかには、祖父や父親から継承した土地資産をもとに事業主に転身したものもいたのかもしれない。

帰属階層判断については、祖父から現在（＝1955年）の本人にいたるまで一貫して「上」、「中の上」、「中の下」の割合が高い。祖父の代から一貫して、事業主は自身を上層あるいは中層と位置づけていたようである。

(2) 新中間階級型

分析対象者の15%を占めている。他の類型に比べ、祖父職では地主と旧中間階級、父職では地主、旧中間階級、新中間階級の割合が高い。回答者本人では、初職から現職にいたるまで一貫して新中間階級の割合が高い。地主や事業主の息子が中等教育あるいは高等教育を受けることで新中間階級（＝ホワイトカラー層）になる。そして、新中間階級になった息子の子どもも学歴を得ることで新中間階級になりやすくなる。戦前から1955年にいたる日本社会のホワイトカラー層はこのようなプロセスで生み出されたのかもしれない。

帰属階層判断については、祖父から現在（＝1955年）の本人にいたるまで一貫して「上」、「中の上」、「中の下」の割合が高い。祖父の代から一貫して、新中間階級も自身を上層あるいは中層と位置づけていたようである。

(3) 自作農型

分析対象者の24%を占めている。祖父職と父職では地主と自作農の割合が高い。回答者本人では、初職から現職にいたるまで農業の割合が高い。祖父の代から自身の土地をもち農業を続けてきた人たちである。

帰属階層判断については、祖父から現在（＝1955年）の本人にいたるまで一貫して「上」、「中の上」、「中の下」の割合が高い。特に、他の類型に比べ、一貫して「中の下」の割合が高く、祖父、父親、1945年時の本人、現在の本人のすべてについて半数以上のものが「中の下」と判断している。祖父の代から一貫して、自作農は自身を中層と位置づけていたようである。

(4) 小作農型

分析対象者の17%を占めている。祖父職と父職では自作農と小作農の割合が高い。回答者本人では、初職から現職にいたるまで農業の割合が高い。祖父あるいは父親の代までは小作農をしており、農地改革によって自身の土地を手に入れた農民である。なお、本人の1945年時職を見てみると、他の類型に比べ、兵役に就いているものが著しく多い。渡邊（2014）は農業やブルーカラー層が第二次世界大戦初期において徴兵されやすかったことを示しているが、農業をしている中でも小作農のような経済的に弱い立場のものが特に徴兵されやすかったのかもしれない。

帰属階層判断については、祖父から現在（＝1955年）の本人にいたるまで一貫して6～7割のものが「下の上」と回答している。祖父の代から一貫して、小作農および小作農を祖父・父親にもつ農民は自身を下（の上）層と位置づけていたようである。

(5) 労働者型

分析対象者の21%を占めている。他の類型に比べ、祖父職では自作農と旧中間階級、父職では旧中間階級と労働者の割合が高い。回答者本人では、初職において労働者の割合が高いが、1945年時職や現職においては労働者だけでなく旧中間階級の割合も高い。労働者型には労働者としてキャリアを続けるものとキャリアの途中で自営業として開業するものという2つのタイプが混在している可能性が高い。また、祖父職と父職から推測すると、戦前日本の労働者層のルーツは2つあり、1つは自作農出身のものでもう1つは旧中間階級出身のものだったのかもしれない。

帰属階層判断については、祖父から現在（＝1955年）の本人にいたるまで一貫して「下の上」と「下の下」の割合が高い。祖父の代から一貫して、労働者階級も自身を下層と位置づけていたようである。

(6) 零細農型

分析対象の9%を占めている。他の類型に比べ、祖父職と父職では小作農と農林漁業の割合が高い。回答者本人では、初職から現職にいたるまで農業の割合が高いが、小作農型と比較した場合、初職において労働者の割合が高い。祖父あるいは父親が小作農だったが、本人の初職は労働者であり、その後、終戦を契機に帰農したものが一部含まれるのかもしれない。

帰属階層判断については、祖父から現在（＝1955年）の本人にいたるまで一貫して7～9割のものが「下の下」と回答している。祖父から一貫して自身を最下層として位置づけていることから、零細農型は農民の中でも特に生活が苦しかったものといえよう。

4.5 戦争によって階層帰属意識が低下したのは誰か？

ここで本論とはずれるが、終戦直後の階層帰属意識をもう少し詳しく検討してみたい。先行研究では、敗戦にともなう経済的・社会的混乱によって人々の階層帰属意識が低下したことが示されていた（森 2008; 渡邊 2018）。さらに、渡邊（2018）は階層帰属意識を生活の豊かさの指標と解釈し、階層帰属意識の低下を生活条件の低下とみなすことで、敗戦による生活悪化のリスクの高い人たちが誰なのかを明らかにした。渡邊（2018）は昭和10年当時の階層帰属意識と終戦直後の階層帰属意識を比較することで敗戦にともなう生活条件の低下を測定しようとしたが、本研究では祖父および父親の帰属階層判断と終戦直後の階層帰属意識（＝本人に対する帰属階層判断）を比較することで敗戦にともなう生活条件の低下を測定する。つまり、渡邊（2018）では昭和10年当時の自分との比較で生活条件の変化を考えているが、本研究では祖父や父親との比較、すなわち、世代間の比較をもとに敗戦にともなう生活条件の変化を考察する。

そのために、4.4節で行った潜在クラス分析の結果を利用する。3世代間社会移動の類型に対応する帰属階層判断のパターンを確認し、祖父や父親についての帰属階層判断に比べ、終戦直後の階層帰属意識の分布が下方シフトしているかどうかをみることで、どの社会移動類型がより生活条件の低下を経験しやすかったのかを検討する。さらにいえば、先の潜在クラス分析では祖父や父親の職業状況も含まれるので、出身階層と敗戦にともなう生活条件の低下の関係も検討できる。

では、3世代間社会移動類型ごとの帰属階層判断のパターンをみてみよう（図3）。祖父や父親の帰属階層判断に比べ、終戦後の階層帰属意識の分布が下方シフトしたのは事業家型、新中間階級型、労働者型、小作農型である。事業家型や新中間階級型は「上+中の上」、「中の下」の割合が減少し、「下の上」と「下の下」の割合が増加している。労働者型は「上+中の上」、「中の下」の割合が減少し、「下の下」の割合が増加している。小作農型は「下の上」の割合が減少し、「下の下」の割合が増加している。いっぽうで、自作農型については、終戦直後の階層帰属意識は多少下方シフトするものの、祖父や父親の帰属階層判断に比べ大きな変化はない。また、零細農型については、終戦直後の階層帰属意識が上方シフトしている。祖父や父親の帰属階層判断の分布に比べ、「下の下」の割合が減少し、「下の上」の割合が増加している。

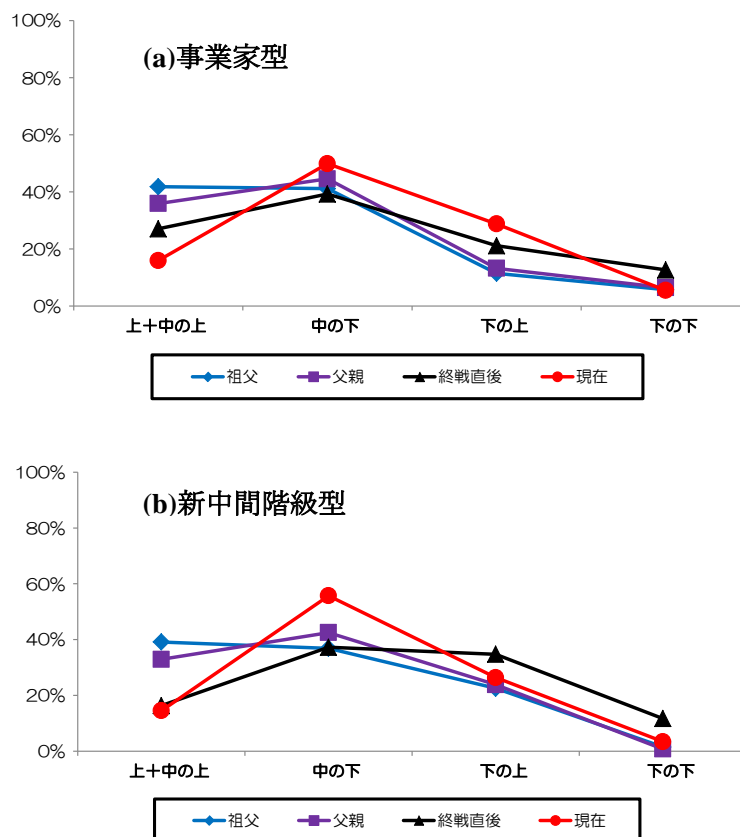


図3 3世代間社会移動類型ごとの帰属階層判断のパターン

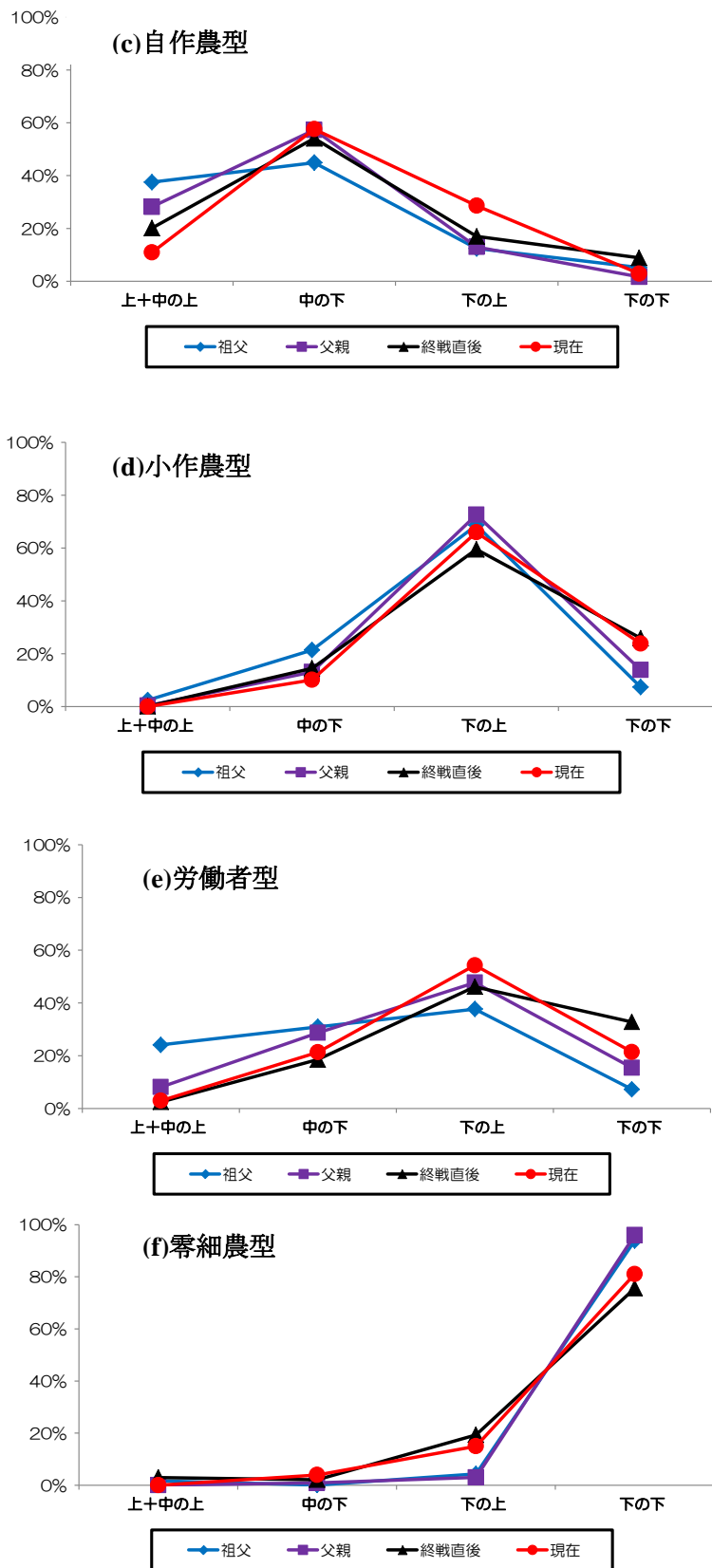


図3 3世代間社会移動類型ごとの帰属階層判断のパターン (続)

以上をまとめると、祖父や父親の帰属階層判断の分布に比べ、終戦直後の階層帰属意識の分布が下方シフトしたのは、事業家型、新中間階級型、労働者型、小作農型である。これらの人々は敗戦にともなう経済的・社会的混乱によって、祖父や父親に比べ、生活条件が悪化したと感じていた。事業家型、新中間階級型、労働者型は戦争によって店舗、会社、工場が破壊され、仕事の基盤を喪失したことで階層帰属意識が低下したのであろう。さらにいえば、事業家型や新中間階級型は祖父や父親の帰属階層が高く、祖父や父親の代の生活はかなり豊かであった可能性が高いため、その対比で、終戦直後の階層帰属意識が大きく低下したのかもしれない。また、小作農型は他の類型に比べ、1945年時職として兵役に就いていたものが多いが、渡邊（2018）の知見をもとに考えれば、階層帰属意識の低下は兵役の影響なのかもしれない。いっぽうで、自作農型や零細農型は終戦直後の階層帰属意識の下方シフトは起きていない。農業を営むものについては、生活条件に対する戦争の影響はそこまで大きくなかったのであろう。これは渡邊（2018）とも一貫する結果である。ただし、農業内での異質性には注意をする必要がある。小作農型のように、経済的脆弱性ゆえに徴兵されたものにとっては、戦争は生活の豊かさに負の影響を与えるようである。

5. 世代間社会移動と帰属階層判断からみた 1955 年の社会階層

本研究は 1955 年 SSM 調査を対象に、祖父-父親-本人の 3 世代間社会移動とそれに対応する帰属階層判断のパターンをもとに、1955 年の社会階層のありかたの解明を目指した。その結果、得られた知見をまとめると次の 3 点となる。

第一に、第二次世界大戦とその敗戦という階層構造の流動性を引き起こすイベント（橋本 2016）があったにもかかわらず、祖父-父親-本人の 3 世代間社会移動については安定的なパターンが見出された。ここで見出された事業家型、新中間階級型、自作農型、小作農型、労働者型、零細農型という 6 つの類型は、祖父職と父職という世代間社会移動にかかわる側面も、初職、1945 年時職、現職という世代内社会移動にかかわる側面もそれぞれ異なるものであった。

第二に、6 つの類型それぞれに対応する帰属階層判断のパターンがあり、それは祖父から現在の本人にいたるまで一貫した社会的地位が帰属されていた。事業家型と新中間階級型は祖父から現在の本人まで一貫して上層あるいは中層と認知されていた。自作農型は一貫して中層と認知されていた。小作農型と労働者型は一貫して下層の上位として認知されていた。そして、零細農型は一貫して最下層と認知されていた。

第三に、終戦時の階層帰属意識の分析から、類型ごとに敗戦による生活悪化リスクが異なることが明らかになった。自作農型と零細農型にとっては敗戦による生活悪化リスクはそれほど大きくないが、それ以外の類型については敗戦による生活悪化リスクはそれなりに大きかった。

では、以上の知見をもとに、1955 年の社会階層のありかたはどのように描けるのだろうか。橋本（2013）が示したように、当時は企業規模間そして産業間の賃金格差も大きく、

職業階級間の生活条件にも大きな格差があった。これは 1955 年という 1 時点における人々の現況をもとにした社会格差の記述であるが、本研究で明らかにしたのは 1955 年時点での人々の格差がその祖父や父親が生きた戦前社会から水路づけられたものだったということである。祖父-父親-本人の 3 世代間社会移動について安定したパターンが見出されたが、それが意味するのは 1955 年時点で豊かであったもの（貧しかったもの）は祖父や父親の代でも豊かであった（貧しかった）可能性が高い。帰属階層判断は祖父から本人の現在まで一貫していたが、渡邊（2018）が主張するように階層帰属意識が生活の豊かさを反映するもので、かつ、祖父や父親についての帰属階層判断も階層帰属意識と同様の判定メカニズムであると仮定すれば、祖父の代から一貫して「上」、「中の上」と評価される事業家型と新中間階級型、一貫して「中の下」と評価される自作農型、一貫して「下の上」と評価される小作農型と労働者型、一貫して「下の下」と評価される零細農型の間には通時的に大きな生活条件の格差があったに違いない。そして、1955 年は職業継承についてのわかりやすいパターンとそれに付随する生活条件の違いがあったため、人々の階層帰属意識がその社会経済的地位に大きく規定されていたのかもしれない。まとめると、1955 年については社会階層の客観的側面とその主観的認知が大きく乖離しないような時代だったのかもしれない。

[注]

- 1) 高度経済成長期については、吉川（2012）と猪木（2013）を大いに参考にした。
- 2) 尾高（1995）には、1955 年 SSM 調査実施にかかわるさまざまな困難が記述されている。当時の日本の社会学界には、全国レベルの大規模標本調査を実施したことのあるものや統計分析に通曉したものがいなかったため、サンプリングなどの調査設計やデータの統計処理についての技術的問題がまずは浮上した。しかし、これらの問題は統計数理研究所、特に西平重喜の協力によって解決された。調査の実施費用の工面という資金問題も生じたが、これもロックフェラー財団が多額の資金を寄付したことにより解決された。しかし、多額の資金を寄付されたということが人々からの疑念を呼び起こした結果、一部の社会学者たちからの「悪意ある扇動」（尾高 1995：27 頁）もあり、調査員予定者（多くは学生）の参加拒否が生じた。
- 3) 1955 年 SSM 調査において階層帰属意識が導入された経緯については神林（2010a）が詳しい。
- 4) 潜在クラスの数を確認することで、回答者を分類するカテゴリー数が確定する。たとえば、潜在クラスの数をもとにした場合には、回答者は 6 つのカテゴリー（類型）に分類されることになる。
- 5) 表 6 中の条件付き応答確率は、各クラスに所属している回答者がある項目に肯定的に反応する確率を示している。たとえば、自作農型の場合、祖父職における自作農の条件付き応答確率が 61%となっているが、これは自作農型のうち約 61%が祖父職は自作農であ

ると回答していることを意味している。

[謝辞]

二次分析にあたり、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「1955年SSM調査」(0759)の個票データの提供を受けました。

本稿は、2019年度課題公募型共同研究「戦後日本の社会意識の変容過程についての計量社会学的研究」の成果である。本稿の執筆にあたり、研究会のメンバーから有益なご指摘をいただいた。記して感謝します。

[参考文献]

- 藤原翔・伊藤理史・谷岡謙, 2012, 「潜在クラス分析を用いた計量社会学的アプローチ——地位の非一貫性, 格差意識, 権威主義的伝統主義を例に」『年報人間科学』33: 43-68.
- 橋本健二, 2013, 『増補新版 「格差」の戦後史——階級社会 日本の履歴書』河出書房新社。
- , 2016, 『はじまりの戦後日本——激変期をさまよう人々』河出書房新社。
- 猪木武徳, 2013, 『日本の近代7 ——経済成長の果実 1955~1972』中央公論新社。
- 神林博史, 2010a, 「高度経済成長期の階層帰属意識——戦後日本における階層帰属意識に関するノート(1)」『東北学院大学教養学部論集』156: 25-54.
- , 2010b, 「『中』意識の飽和と潜在する変化——戦後日本における階層帰属意識に関するノート(2)」『東北学院大学教養学部論集』157: 1-24.
- , 2015, 「階層帰属意識からみた戦後日本——総中流社会から格差社会へ」数土直紀編『社会意識からみた日本——階層意識の新次元』有斐閣, 16-49.
- 吉川徹, 1999, 「『中』意識の静かな変容——階層評価基準の時点間比較分析」『社会学評論』50(2): 216-230.
- McCutcheon, A. L., 1987, *Latent Class Analysis*, Newbury Park, CA: Sage.
- 三輪哲, 2004, 「近代日本における教育機会の階層間格差——格差の趨勢的拡大と新中間層の形成」『社会学年報』33: 117-137.
- , 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』24: 345-56.
- 森直人, 2008, 「『総中流の思想』とは何だったのか——『中』意識の原点をさぐる」東浩紀・北田暁大編『思想地図 vol.2 特集ジェネレーション』日本放送出版協会, 233-270.
- 日本社会学会調査委員会, 1958, 『日本社会の階層的構造』有斐閣。
- 尾高邦雄, 1961, 「日本の中間階級——その位置づけに関する方法論的覚書」『日本労働協会雑誌』22: 4-27.
- , 1995, 「社会階層と社会移動調査の回顧と展望」『尾高邦雄選集第三巻 社会階層と社会移動』夢想庵, 21-76.
- 尾高邦雄・西平重喜, 1953, 「わが国六大都市の社会的成層と移動」『社会学評論』3(4): 2-51.
- 佐藤香, 2004, 『社会移動の歴史社会学——生業/職業/学校』東洋館出版社。

- 谷岡謙, 2018, 「2015年における階層帰属意識——時代変化と高齢層の特徴」小林大祐編『2015年 SSM 調査報告書 9 意識Ⅱ』2015年 SSM 調査研究会, 185-204.
- 富永健一, 1990, 『日本の近代化と社会変動——テュービンゲン講義』講談社.
- 渡邊勉, 2014, 「誰が兵士になったのか(2)——学歴・職業による兵役の不平等」『関西学院大学社会学部紀要』119: 19-36.
- 渡邊勉, 2018, 「アジア・太平洋戦争は, 誰の生活を変化させたのか——1955年 SSM 調査による階層帰属意識の分析」『関西学院大学社会学部紀要』129: 29-49.
- 吉川洋, 2012, 『高度成長——日本を変えた六〇〇〇日』中央公論新社.

日本社会における価値意識の大局的なトレンドの検討 ——「日本人の意識」調査を用いたベイズ型 Age-Period-Cohort 分析——

松本 雄大

(大阪大学／日本学術振興会)

本稿の目的は、日本社会において異なる時点の間に現れた価値意識の変化を、個々人の年齢・時代・コーホートという3効果から理解することである。そして時代効果とコーホート効果について、この日本社会に大局的な変化のトレンドが存在するのかを主成分分析によって検討することである。分析には、時代であれば1973年から2013年までの40年間、コーホートであれば1899年から1997年までの約100年間の変化を捉えられる「日本人の意識」調査を利用した。

Inglehart の「生存志向／自己表出志向」次元に重点を置いて価値意識を選定し、「日本人の意識」調査についてベイズ型の Age-Period-Cohort 分析を行った結果、以下の知見が得られた。価値意識の時系列変化に対して、時代効果は乱数データと類似する程度の共変動しか現れなかったが、コーホート効果では共通のメカニズムを想定できるような大局的トレンドが抽出された。したがって「時代論」よりも「世代論」の方が日本社会には適すると考えられる。

1 はじめに

本稿での「価値」は、人々が「望ましい」と判断する対象、あるいは人々によって適切だと判断されている基準として扱う。そして「価値意識」は、価値の対象の範囲を広げる形で「人々が持っている主観的な価値観および、それと密接にかかわる世界認識や認知、感覚、態度を含むもの」とする(太郎丸 2016: 2)。

本稿の目的は、日本社会において異なる時点の間に現れた価値意識の変化を、個々人の年齢・時代・コーホートという3つの情報から理解することである。加えて、様々な価値意識に対して Age-Period-Cohort 分析を行うことで、特に時点間の変化を生む時代とコーホートの側面について、この日本社会に大局的な変化のトレンドがあるのかを検証していく。具体的な分析手順は、「日本人の意識」という反復横断型の社会調査を用いて価値意識の時系列変化を APC 分析で要因分解し、得られた時代効果とコーホート効果に対してさらに主成分分析を実行することで、広範囲にわたる価値意識に共通するような時間軸上のトレンドが抽出できるかを検討する。いいかえれば、価値意識のまとまった変化が現れるのは時代とコーホートのどちらの側面なのか、つまり「時代論」と「世代論」のどちらが日本社会の時系列変化を語るにふさわしいのか、あるいはそのような包括的な議論は困難であり個別具体的に理解すべきものなのかについて、本稿は言及する。

APC の視点とは、「対象者の生まれた時期」という「コーホート」(出生年)、「対象者が観測

された時期」という「時代」（時点），そして「対象者が生まれてから観測されるまでの経過時間」という「年齢」（加齢）の3つに着目するものである。すなわち APC 分析は，人間ならば誰にも備わっている根源的な情報に基づいて時系列変化を要因分解する方法だといえる。その3効果について，年齢効果は加齢に伴う生理学的な側面やライフイベントによる社会学的な差異であり，時代効果は社会情勢の変化といった社会変動に合わせた成員全体の推移を指す。またコーホート効果は出生年に起因する差異であり，重大な社会変動の経験時期によってもたらされる成員間の変化に注目したものと考えられる（Glenn 1977=1984）。

さらに APC の視点によれば，2つの効果が時点間の変化を生む原因となる。まず，時点間に社会情勢の変化が起きたという時代効果である。しかし，もし古いコーホートが特殊な価値意識を持っていた場合，古いコーホートが寿命などで社会から退出し新しいコーホートが参入するという人口の入れ代わり（新陳代謝）によって（Ryder 1965），時代効果がまったくなかったとしても時点間の変化が生じることになる。したがって APC 分析は，すべての時代やコーホートに共通する年齢間の差異を考慮して，時系列変化の原因が時代効果とコーホート効果のどちらなのかを明らかにする方法でもある。

「日本人の意識」とは，NHK 放送文化研究所が16歳以上の国民を対象として1973年から5年間隔で実施されている全国調査である（NHK 放送文化研究所 2015）。調査には基本的な価値観から様々な領域までの質問項目が含まれ，2019年7月の時点では東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター（SSJDA）より2013年（第9回）までが公開されている。すなわち，この調査を利用することで日本人の価値意識に関する40年間の変化を分析できる。

ここで，時点間の変化について3つの具体例を取り上げることにより，APC 分析の重要性を示そう。1つ目は，1973年に20歳の人と1973年に70歳の人の間に変化が現れた事例を想定する。この場合，時点が1973年と等しいため時代効果は無視できるが，差異の原因は「20歳と70歳」の年齢効果なのか，出生年に注目すると「1903年生まれと1953年生まれ」のコーホート効果なのかを識別することができない。2つ目は，1973年に20歳の人と2013年に20歳の人の間に変化が現れた事例を想定する。この場合，年齢が20歳と等しいため年齢効果は無視できるが，差異の原因は「1973年と2013年」の時代効果なのか，「1953年生まれと1993年生まれ」のコーホート効果なのかを識別することができない。3つ目は，1973年に20歳の人と2013年に60歳の人の間に変化が現れた事例を想定する。この場合，出生年が1953年と等しいためコーホート効果は無視できるが，差異の原因は「20歳と60歳」の年齢効果なのか，「1973年と2013年」の時代効果なのかを識別することができない。このように，時点間に現れる変化を単純に比較するだけでは様々な要因によって解釈が可能となるため，3効果の影響力を定量的に評価する分析方法が不可欠なのである。

本稿の構成として，2節は Inglehart の価値変動論と本稿の方針を記述する。3節は分析に利用する変数の概要とベイズ推論による APC 分析のモデルを提示し，4節は APC 分析の推定結果を図の形式で示す。5節では APC 分析の推定結果を用いた全体的なトレンド分析を行い，6節は本稿で得られた知見を考察する。7節は補足的に経済状況の分析を行い，8節は付録として APC 分析の Stan スクリプトや記述的な時系列変化の図を記す。

2 先行研究

本稿は、価値意識の時系列変化について年齢・時代・コーホートの3効果からアプローチを試みるものである。そのような関心の場合、社会科学では R. Inglehart の価値変動論が大いに参考になる。なぜなら、Inglehart は時代効果とコーホート効果を理論的に区分した上で価値意識の時系列変化を議論しており、また世界価値観調査 (World Values Survey) のような大規模データを用いた検証によって包括的な研究成果をあげてきたからである。そこで、まず Inglehart が分析対象とした価値意識や APC 効果との理論的な関係性を概観し、それを踏まえて本稿の方針を示したい。

2.1 Inglehart の価値変動論

Inglehart は、脱物質主義化の現象について2つの仮説を提示することで、時代とコーホートを理論的に区分した。1つ目の「欠乏仮説」は、「個人の価値優先順位には社会経済的な状況が反映され、相対的に不足するものへ主観的に大きな価値を置く」ことを想定する。もう1つ目の「社会化仮説」は、「人の基本的な価値意識は、その成人前の期間に広く行きわたっていた状況をおおむね反映する」というものである¹⁾。そして、この2つの仮説を合わせることにより、西洋の国々では空前の歴史的繁栄と1945年以来戦争のない状態が続いた結果として、厳しい経済的不安を経験したコーホートと比較し、新しいコーホートは経済的・身体的安全を重視せず非物質的な欲求を優先するようになったことを論じた (Inglehart 1990=1993: 64)。また新しいコーホートへと徐々に入れ代わることで、社会成員内の脱物質主義者が増加する様子を「静かなる革命」と称した (Inglehart 1977=1978)。

さて、この社会化仮説がコーホート効果に対応し、未成人期の社会経済的な状況に応じて緩やかながらも長期的にコーホート間で変化が生じることを表現している。一方、時代効果は即時に反映される短期的な変化であり、このような形で時代効果とコーホート効果は時系列変化の異なる側面を表している。加えて時点間に現れる変化量については、コーホート効果はあくまで段階的な変化であるため、時代効果の方が変化の総量は大きいと考えられる。

次に、価値意識の分析対象を確認しよう。Inglehart は脱物質主義の議論を経て、2次元による包括的なフレームワークを示した。「伝統主義／世俗合理主義」の次元は、「神や権威を尊重するか」「自国に自信を持っているか」「妊娠中絶を認めるべきでないか」などで測定され、文字通り「伝統主義／合理主義」が論点となる。そして「生存志向／自己表出志向」の次元は、「脱物質主義を重視するか」「幸福であるか」「同性愛を許容するか」「署名活動に参加するか」「他者は信頼できるか」などで測定され、「生存や経済的豊かさ／個人の生き方の自由」が論点である。これらは、国の水準において農業社会から工業社会への移行が世俗合理主義化、工業社会から脱工業社会への移行が自己表出志向化と対応し、あるいは社会経済的な発展が新しいコーホートの世俗合理主義化や自己表出志向をもたらすように、社会変動と価値意識を結びつける重要な基軸であると考えた (Inglehart & Baker 2000)。それだけではなく、この2次元は「消費行動」「性意識」「ジェンダー規範」「家族観」「仕事の価値」「労働意識」「宗教」「政治意識」「政治活動」など、人生の主要な領域すべてに影響を与えるものだとしている。

また自己表出志向の次元において、脱工業社会では首尾一貫した変化（シンдрーム）が起きていると主張する。それは、社会経済的な発展が個人の自律性やジェンダー平等性などに関連する価値意識の変化をもたらし、結果として民主主義の成長につながるとする「人間発達のプロセス」(Human Development Sequence)である (Inglehart & Welzel 2005)。ここでの社会経済的な発展とは、経済発展や教育水準の向上、情報化や人間関係の多様化を指し、これらによって物質的・認知的・社会的な束縛が薄れゆくことで、自己表出志向化が進行するとした。そして社会経済的な発展が重要となる理由は、戦争や社会体制の崩壊などを除けば、人々の生活条件に大きく影響するものなど他に存在しないからである。

2.2 本稿の方針

このように、Inglehart は価値意識の時系列変化に関する包括的なフレームワークを提示し、理論的な予測を世界価値観調査のデータで検証しながら議論を展開した。ところが実際に分析を行ったのは、国際比較により 1 人あたり GDP の増加が宗教などの文化差を考慮しても自己表出志向化を促すことや、自己相関を統制したとしても Granger の因果の意味で自己表出志向化が民主主義の成長に貢献するという関係までとなる²⁾ (Inglehart & Welzel 2005)。すなわち、「世俗合理主義化や自己表出志向化が時代効果ではなくコーホート効果として生じている」や、「コーホート効果において価値意識のシンдрームと呼べるような共変動が存在する」など、これらの論点は理論的に指摘するだけにとどまり実証されたわけではない。Inglehart による APC 効果への言及は、経済が発展した国のコーホート間では急激に価値意識の変化が生じているのに対し、経済が未発展の国ではコーホート間において価値意識の差異が現れないことを根拠として、この現象がライフサイクルのような年齢効果でなくコーホート効果だと解釈するところまでとなる。

そこで、本稿は Inglehart が提唱する価値変動論について、価値意識の時系列変化を APC 分析によって「時間軸上の変化のみ」を精緻に検証することを目指す。もちろん、「静かなる反革命」という西洋において緑の党が躍進する中で移民排斥を掲げる極右政党の台頭や (Ignazi 1992)、日本の社会調査を利用した分析など (太郎丸編 2016)、これまでも Inglehart の主張に対する賛否両論はある。しかし、いずれの研究もどの APC 効果が原因なのか曖昧である指摘や考慮していない議論、また 3 効果を同じ水準で比較できていないなど、満足な解析が実行されているものは少ない³⁾。一方、本稿は 3 効果を同時に検討できるベイズ型の APC 分析を用いることで、年齢・時代・コーホートの各効果を厳格に識別する。そして分離された効果を主成分分析することにより、価値意識間に大局的なトレンドが存在するかを検証していく。したがって本稿の方針は、Inglehart の価値変動論を仮説検証することではなく、「伝統主義／世俗合理主義」「生存志向／自己表出志向」のような少なくとも時点間で変化が期待できる変数を分析対象として、価値意識について時系列変化の全体像を見渡すことである。

また、日本社会を分析対象とするのは、戦後の焼け野原から高度経済成長となり近年の経済停滞期のように、経済水準や経済成長率が激動しているという理由である。本稿の主眼ではないが、社会経済的な発展が影響するという価値変動論の想定ならば、日本社会では価値意識の大きな時系列変化が期待できる。加えて Inglehart は、一方的に自己表出志向化が進行するの

表 3.1 「日本人の意識」調査の記述統計量（割合）

		1973	1978	1983	1988	1993	1998	2003	2008	2013	全体
年齢	16-19	7.9	8.7	8.4	7.8	7.4	5.5	6.2	5.0	5.1	7.1
	20-24	10.0	7.8	6.7	7.5	8.4	7.1	4.7	4.7	3.9	7.0
	25-29	12.2	11.4	7.7	7.3	6.7	7.4	5.9	5.3	5.1	8.0
	30-34	12.1	13.0	12.0	8.7	8.3	7.5	8.1	7.8	5.3	9.6
	35-39	12.0	12.7	12.8	12.6	8.9	8.6	9.5	8.8	8.0	10.7
	40-44	11.9	10.4	11.1	10.3	11.2	8.5	8.6	8.3	9.3	10.1
	45-49	9.2	9.9	9.8	10.2	10.7	10.5	7.9	8.7	9.2	9.6
	50-54	6.6	8.4	8.5	8.7	9.4	10.2	10.9	8.7	9.2	8.9
	55-59	5.8	6.6	8.4	8.7	8.8	10.6	10.9	12.2	10.0	8.8
	60-64	5.2	5.0	6.1	7.9	9.5	9.8	10.3	10.8	12.5	8.2
	65-69	4.1	3.4	4.9	6.1	6.2	7.9	9.2	10.8	10.7	6.6
70-74	2.9	2.7	3.6	4.0	4.5	6.5	7.9	8.9	11.8	5.4	
性別	男性	45.9	44.9	44.8	45.2	45.2	46.5	45.9	45.1	43.5	45.3
	女性	54.1	55.1	55.2	54.8	54.8	53.5	54.1	54.9	56.5	54.7
学歴	初等	44.6	36.8	31.5	26.6	21.1	18.0	15.4	13.9	10.3	25.9
	中等	47.7	53.9	56.4	60.9	64.0	63.7	65.3	64.3	66.0	59.4
	高等	7.7	9.3	12.1	12.5	14.9	18.3	19.4	21.8	23.8	14.7
職業	専門・管理	4.7	5.9	5.3	5.4	5.5	4.7	5.8	7.3	6.3	5.6
	事務・販売	17.9	19.3	22.1	22.9	27.3	30.9	28.2	29.7	30.0	24.7
	マニュアル	18.7	17.1	15.9	16.0	16.6	14.9	14.2	13.8	16.6	16.1
	自営	12.0	13.9	13.4	12.8	11.6	9.7	10.6	10.5	8.3	11.7
	農業	8.0	6.2	5.6	6.0	3.7	3.9	2.9	1.8	1.4	4.7
	無職	38.6	37.7	37.6	36.9	35.2	35.9	38.3	36.8	37.4	37.2
N		4,120	4,068	3,800	3,568	3,499	3,305	2,930	2,665	2,545	30,500

ではなく、経済の衰退などで生活が不安定となれば伝統主義や生存志向に逆行する可逆的なものだと考えている⁴⁾。そのため、戦後の焼け野原から高度経済成長やバブル崩壊といった経済状況を想像しながら、時代効果やコーホート効果にどのように反映されるのか、いつ頃からトレンドが転換したのかを眺めると興味深い知見が得られるかもしれない。

3 データ

3.1 データの概要と統制変数

本稿は、「日本人の意識」調査について 1973 年から 2013 年までを統合したデータを使用する。年齢も 5 年間隔で区切られているが 75 歳以上は 1 つのカテゴリとまとめられているので、16 歳から 74 歳までを分析対象とした。そのため、年齢は 16 歳から 74 歳までの約 60 年間、時代は 1973 年から 2013 年までの 40 年間、コーホートは 1899 年生まれから 1997 年生まれまでの約 100 年間の変化を分析することになる。

Inglehart の「人間発達の過程」では、社会経済的な発展が価値意識の時系列変化をもたらすと考えている。社会経済的な発展に関するすべての要素を検討することは難しいが、社会調査には学歴や職業の変数が含まれるため、それら社会階層変数を統制変数と扱うことで、学歴や職業分布の影響を取り除いた際の価値意識の時系列変化を確認することができる。

統制変数は、「日本人の意識」調査には世帯年収の変数が含まれていないため、性別・学歴・職業の 3 つを取り上げる。性別は「男性」と「女性」、学歴は在学中を含めて最終学歴が高校未満を「初等」、大学未満を「中等」、それ以上を「高等」と区分する。職業は「専門職・自由職・その他の職業」と「経営者・管理者」を「専門・管理」、「事務職・技術職」と「販売職・サービス職」を「事務・販売」、「技能職・熟練職」と「一般作業職」を「マニュアル」、「自営業者」を「自営」、「農林漁業者」を「農業」、それ以外を「無職」とした。そして、表 3.1 は各時点と統合データについて、年齢と統制変数の分布（割合）を % で示したものである。分析対象者は統制変数に欠損のない 30500 人から、それぞれの応答変数での欠損を除いたものとなる。

3.2 応答変数の選定

価値意識の分析対象は、日本社会という脱工業社会のデータを利用するため、「生存志向／自己表出志向」の次元に関連する価値意識へ重点を置く。そこで、「日本人の意識」調査に含まれる変数の中より「生活満足感」「ライフスタイル志向」「ジェンダー規範」「政治意識」「ナショナリズム」という 5 つの領域を作成し、分析を行う⁵⁾。まず「生活満足感」領域は、「衣食住」「生きがい」「生活環境」「人間関係」が対象である。

- 「衣食住」（生活満足感）は、「着るものや食べもの、住まいなど、物質的に豊かな生活を送っている。」（第 3 問 A）に対して、「そう思う」を 1、「そう思わない」を 0 とする。
- 「生きがい」（生活満足感）は、「生きがいをもち、心にハリや安らぎのある生活を送っている。」（第 3 問 B）に対して、「そう思う」を 1、「そう思わない」を 0 とする。
- 「生活環境」（生活満足感）は、「環境がととのい、安全で快適に過ごせる地域に住んでいる。」（第 3 問 C）に対して、「そう思う」を 1、「そう思わない」を 0 とする。
- 「地域や職場など人間関係」（生活満足感）は、「この地域や自分の職場には、打ちとけて話し合ったり、気持ちよくつきあえる人が多い。」（第 3 問 D）に対して、「そう思う」を 1、「そう思わない」を 0 とする。

「ライフスタイル志向」領域は、消費態度について「消費志向」、労働意識として「仕事重視

志向」, 仕事の価値では「理想の仕事」として「安定」「収入」「専門」⁶⁾, また「理想の人間像」では「規律型」「権利型」「実用型」「教養型」が対象である.

- 「消費志向」(消費か貯蓄)は, 「今かりに, お宅の1か月分程度の臨時収入が, あなたの手にいったとします. あなたはそのお金をどうするのがいちばんいいと思いますか.」(第5問)に対して, 「先のことは考えないで, 思いきりよく使ってしまう」を1, 「何に使うか計画をたてて, その費用にあてる」を0, 「将来必要となるかもしれないから, 貯金しておく」を-1とする.
- 「仕事重視志向」(仕事か余暇)は, 「リストには, 仕事と余暇のあり方について, いろいろな意見がのっています. あなたはどれが最も望ましいと思いますか.」(第22問)に対して, 「仕事よりも, 余暇の中に生きがいを求める」を-2, 「仕事はさっさとかたづけ, できるだけ余暇を楽しむ」を-1, 「仕事にも, 余暇にも, 同じくらい力を入れる」を0, 「余暇も時には楽しむが, 仕事のほうに力を注ぐ」を1, 「仕事に生きがいを求めて, 全力を傾ける」を2とする.
- 「仕事にもいろいろありますが, どんな仕事が理想的だと思いますか.」(第19問)のいちばん理想的だと思う仕事に対して, 「失業の心配のない仕事」を「安定」(理想の仕事), 「高い収入の得られる仕事」を「収入」(理想の仕事), 「責任者として, さいはいが振るえる仕事」を「専門」(理想の仕事)とする.
- 「今の世の中で, 子どもたちがどんな人間に育つことがいちばん望ましいと思いますか.」(第26問)に対して, 「秩序を守る, 規律正しい人間」を「規律型」(理想の人間像), 「お互いの権利や生活を尊ぶ人間」を「権利型」(理想の人間像), 「実社会で役だつ知識や技能を身につけた人間」を「実用型」(理想の人間像), 「教養があり, 心豊かな人間」を「教養型」(理想の人間像)とする.

「ジェンダー規範」領域は, 「理想の家庭」として「夫唱婦随」「夫婦自立」「性役割分担」「家庭内協力」, そして「夫婦同姓志向」が対象である.

- 「リストには, 異なった4軒の家庭の様子が書いてあります. あなたはどの家庭が最も望ましいとお考えですか.」(第8問)に対して, 「父親は一家の主人としての威厳をもち, 母親は父親をもちたてて, 心から尽くしている」を「夫唱婦随」(理想の家庭), 「父親も母親も, 自分の仕事や趣味をもっていて, それぞれ熱心に打ち込んでいる」を「夫婦自立」(理想の家庭), 「父親は仕事に力を注ぎ, 母親は任された家庭をしっかり守っている」を「性役割分担」(理想の家庭), 「父親はなにかと家庭のことにも気をつかい, 母親も暖かい家庭づくりに専念している」を「家庭内協力」(理想の家庭)とする.
- 「夫婦同姓志向」(男女のあり方)は, 「一般に, 結婚した男女は, 名字をどのようにしたらよいとお考えですか.」(第11問)に対して, 「当然, 妻が名字を改めて, 夫のほうの名字を名のるべきだ」を1.5, 「現状では, 妻が名字を改めて, 夫のほうの名字を名のったほうがよい」を0.5, 「夫婦は同じ名字を名のるべきだが, どちらが名字を改めてもよい」を-0.5, 「わざわざ一方に合わせる必要はなく, 夫と妻は別々の名字のままでよい」を-1.5とする.

「政治意識」領域は、脱物質主義に関連するような「政治課題」として「秩序の維持」「経済の発展」「福祉の向上」「脱物質的政策」,「政治活動」では「署名」「特になし」が対象である。

- 「今、日本の政治が、取り組まなければならないいちばん重要なことからは、何でしょうか。」(第 40 問) に対して、「国内の治安や秩序を維持する」を「秩序の維持」(政治課題),「日本の経済を発展させる」を「経済の発展」(政治課題),「国民の福祉を向上させる」を「福祉の向上」(政治課題),「国民の権利を守る」「国民が政治に参加する機会をふやす」「外国との友好を深める」を「脱物質的政策」(政治課題)とする。
- 「あなたは、この 1 年ぐらいの間に、政治の問題について、リストにあるようなことをおこなったことがありますか。」(第 44 問) に対して、「署名運動に協力した」を「署名」(政治活動),「特に何もしなかった」を「特になし」(政治活動)とする。

最後に「ナショナリズム」領域は、「自国への愛着」「自国への自信」「郷土愛」「自国民中心主義」「自国への貢献」「外国への敬意」が対象である⁷⁾。

- 「自国への愛着」(ナショナリズム)は、「日本に生まれてよかった」(第 34 問 A) に対して、「そう思う」を 1,「そう思わない」を 0 とする。
- 「自国への自信」(ナショナリズム)は、「日本は一流国だ」(第 34 問 B) に対して、「そう思う」を 1,「そう思わない」を 0 とする。
- 「郷土愛」(ナショナリズム)は、「日本の古い寺や民家を見ると、非常に親しみを感じる」(第 34 問 C) に対して、「そう思う」を 1,「そう思わない」を 0 とする。
- 「自国民中心主義」(ナショナリズム)は、「日本人は、他の国民に比べて、きわめてすぐれた資質をもっている」(第 34 問 D) に対して、「そう思う」を 1,「そう思わない」を 0 とする。
- 「自国への貢献」(ナショナリズム)は、「自分なりに日本のために役に立ちたい」(第 34 問 E) に対して、「そう思う」を 1,「そう思わない」を 0 とする。
- 「外国への敬意」(ナショナリズム)は、「今でも日本は、外国から見習うべきことが多い」(第 34 問 F) に対して、「そう思う」を 1,「そう思わない」を 0 とする。

3.3 分析モデル

APC 間には「年齢=時代-コーホート」の線形従属があり、3 効果を分離するのが難しいという識別問題が存在する (O'Brien 2014)。ただし紙面の都合より、本稿では APC の識別問題や、その統計的な識別不足を解消する方法の是非について深く言及できないため、以下に APC 分析に関する研究をあげておく。まず本稿で利用する「漸進的変化」の条件は、中村隆が提案したものであり (中村 1982), 中村 (2005) にも詳しい記述がある。また、松本 (2019) は中村のモデルも含め等値制約や Intrinsic Estimator (IE), そしてリッジ回帰分析まで APC 分析を幅広く解説している。そのモデルの中でもシミュレーションを用いた比較より、中村のモデルは IE よりも優れた推定精度だと検証されている (森ほか 2008)。

それでは、本稿で用いる APC 分析のベイズモデルを紹介する。ただし、本稿は多くの変数

を分析対象と扱うため、応答変数が正規分布に従う場合を例とする。なお、ベクトルや行列の転置はプライム (\prime) で示す。

$$\mathbf{y} \sim \text{Normal}(\mathbf{X}\mathbf{b}, \sigma\mathbf{I}) \quad (3.1)$$

$$\mathbf{X} = [\mathbf{X}^A, \mathbf{X}^P, \mathbf{X}^C, \mathbf{X}^O] \quad (3.2)$$

$$\mathbf{b} = [(\mathbf{b}^A)', (\mathbf{b}^P)', (\mathbf{b}^C)', (\mathbf{b}^O)']' \quad (3.3)$$

$$\sum_{i=1}^I b_i^A = \sum_{j=1}^J b_j^P = \sum_{k=1}^K b_k^C = 0 \quad (3.4)$$

まず、年齢のカテゴリーは「16-19 歳」を $i=1$ 、「20-24 歳」を $i=2$ として最後の $i=12$ が「70-74 歳」のように $i=1, \dots, I$ まで対応させる ($I=12$)。同様に、時代のカテゴリーは「1973 年」を $j=1$ 、「1978 年」を $j=2$ として「2013 年」が $j=9$ までの $j=1, \dots, J$ であり ($J=9$)、コーホートのカテゴリーは「1899-1903 年生まれ」を $k=1$ 「1904-1908 年生まれ」を $k=2$ として「1994-1997 年生まれ」が $k=20$ までの $k=1, \dots, K$ となる ($K=20$)。そして年齢効果を b_i^A 、時代効果を b_j^P 、コーホート効果を b_k^C と扱い、それぞれがゼロ和制約 (3.4) を満たすものとする。

応答変数のベクトルは \mathbf{y} であり、年齢効果のベクトルを $\mathbf{b}^A = [b_1^A, \dots, b_I^A]'$ として、同じく $\mathbf{b}^P, \mathbf{b}^C$ も定める。 $\mathbf{X}^A, \mathbf{X}^P, \mathbf{X}^C$ は APC に、 \mathbf{X}^O が統制変数に対応したのデザイン行列とする。APC 効果だけの総変化量を推定するならば \mathbf{X}^O は 1 の並んだベクトルであり、それを「総効果モデル」と扱う。学歴や職業などの社会階層変数を含んだデザイン行列であれば、それらの影響が統制された APC 効果が検証できるため「実質効果モデル」と呼ぶ。また \mathbf{b}^O は、 \mathbf{X}^O に合わせたパラメータのベクトルである。そして、応答変数 \mathbf{y} が平均 $\mathbf{X}\mathbf{b}$ で標準偏差 $\sigma\mathbf{I}$ の正規分布に従うとして、(3.1) のようなモデル化を行った。ここで、 \mathbf{I} は単位行列とする。

しかし、APC の識別問題によって (3.1) での推定値は一意に決まらないので、制約条件を付加する必要がある。そのため本稿は、中村による「ベイズ型コウホートモデル」の制約条件となる「漸進的変化」の仮定を採用する。漸進的変化の仮定とは、「隣接するパラメータの 1 次階差の縮小化」というパラメータ間に緩やかな変化を想定するものであり (中村 1982: 81)、いいかえると APC が順序性を持つ時間変数だということを考慮して、識別問題における相殺関係の線形トレンドの成分を縮小化する制約でもある。これは、各効果がランダムウォークに従う仮定と等しいため (松本 2019),

$$b_{i+1}^A \sim \text{Normal}(b_i^A, \sigma^A) \quad i = 1, \dots, I-1 \quad (3.5)$$

$$b_{j+1}^P \sim \text{Normal}(b_j^P, \sigma^P) \quad j = 1, \dots, J-1 \quad (3.6)$$

$$b_{k+1}^C \sim \text{Normal}(b_k^C, \sigma^C) \quad k = 1, \dots, K-1 \quad (3.7)$$

というパラメータの構造が明示的な形式で表現する。(3.5)(3.6)(3.7) はパラメータを正規分布によって条件づけると捉えればベイズ推論の事前分布とみなせるため、結果的に尤度 (3.1) と事前分布 (3.5)(3.6)(3.7) の積である事後分布を最大化する形で推定値を求めることができる。

4 APC 分析

本稿は、「R」という計算環境およびプログラミング言語によって分析を行った⁸⁾ (R Core Team 2019). APC 分析はベイズ推定によって実行するため、図では総効果モデルと実質効果モデルに関する APC 効果の事後中央値と 95% 信用区間を示した. また MCMC の設定は、「chains = 4, iter = 2000, warmup = 500, thin = 3」であり、すべてのモデルにおいて各パラメータは $\hat{R} < 1.1$ を満たすため、MCMC は収束したと判断できる (松浦 2016). また、APC 分析は応答変数に合わせて、ロジスティック回帰モデルや多項ロジスティック回帰モデルも使用する. なお多項ロジスティック回帰モデルの場合、超パラメータ σ の下限を 0.05 と定めている.

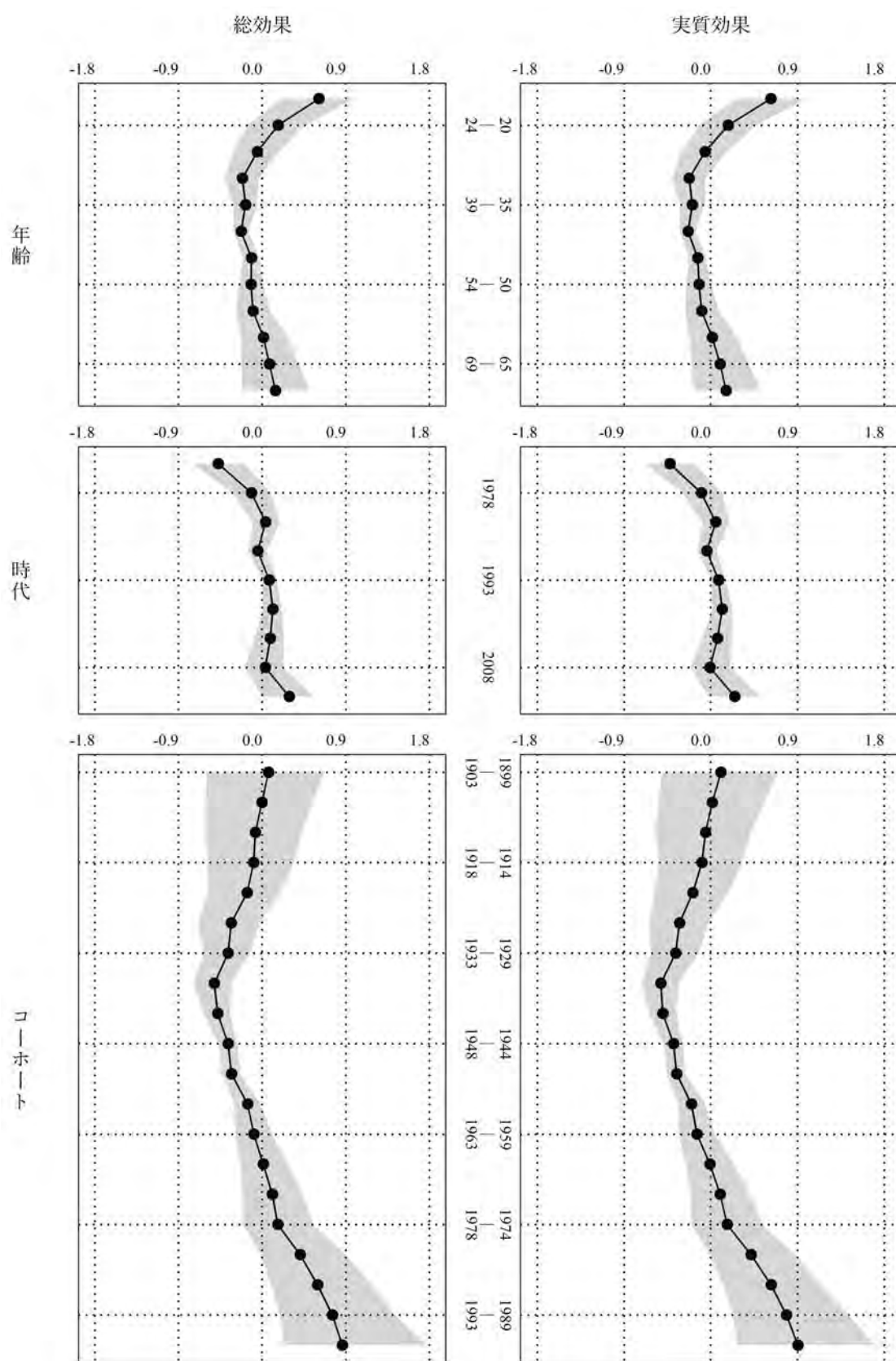


図 4.1 「衣食住」(生活満足感)の APC 効果

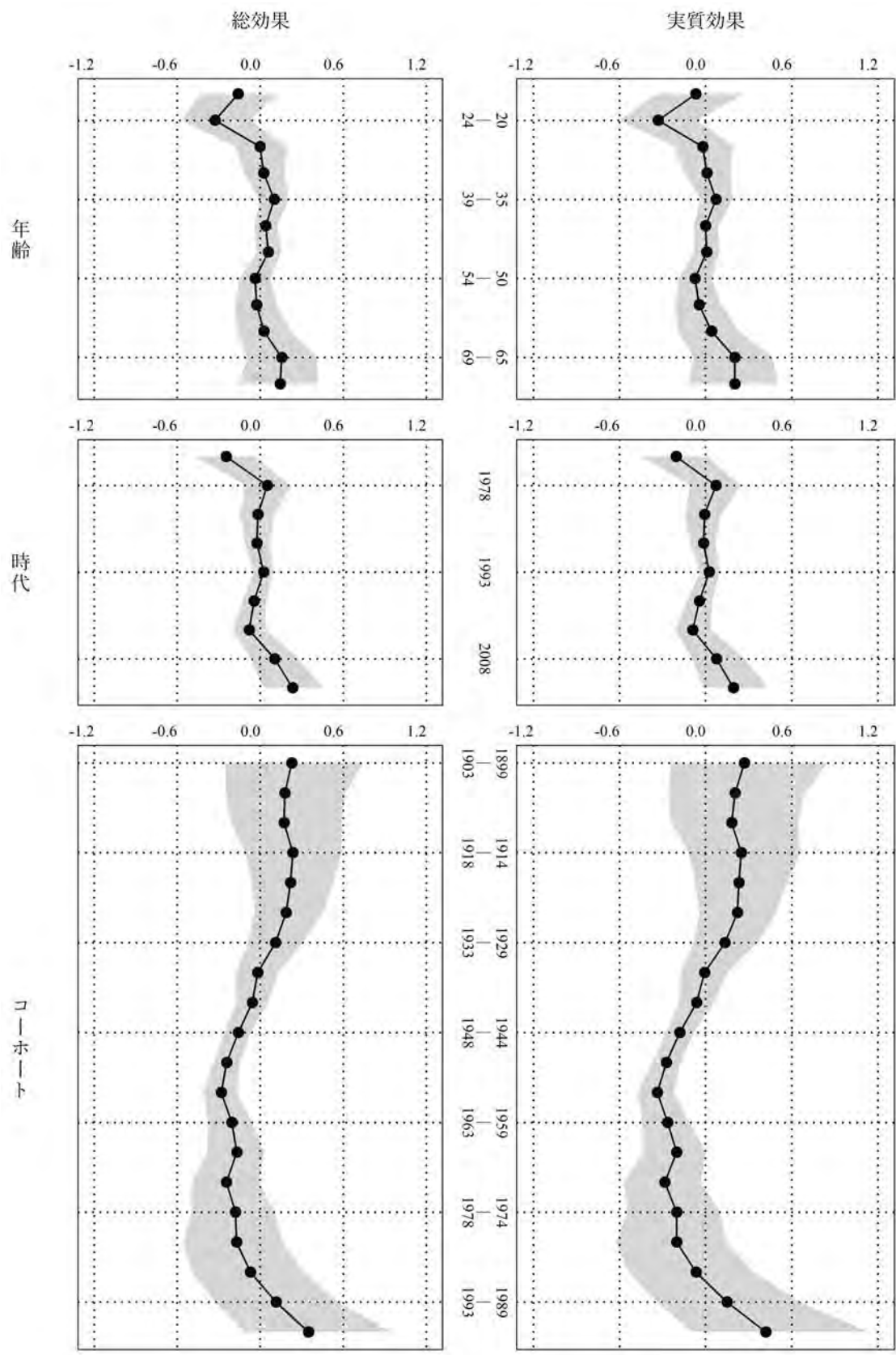


図4.2 「生きがい」(生活満足感)のAPC効果

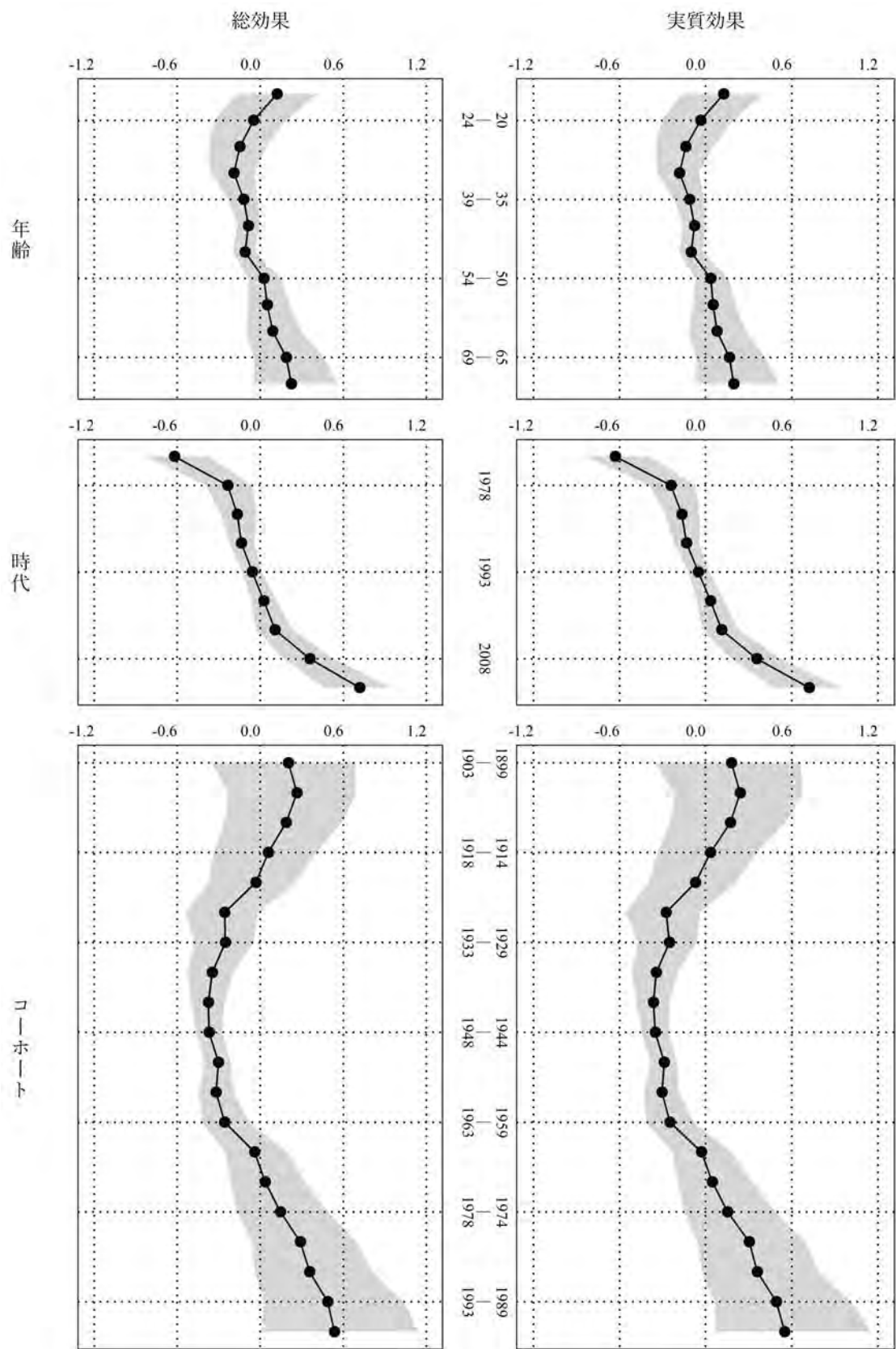


図 4.3 「生活環境」(生活満足感) の APC 効果

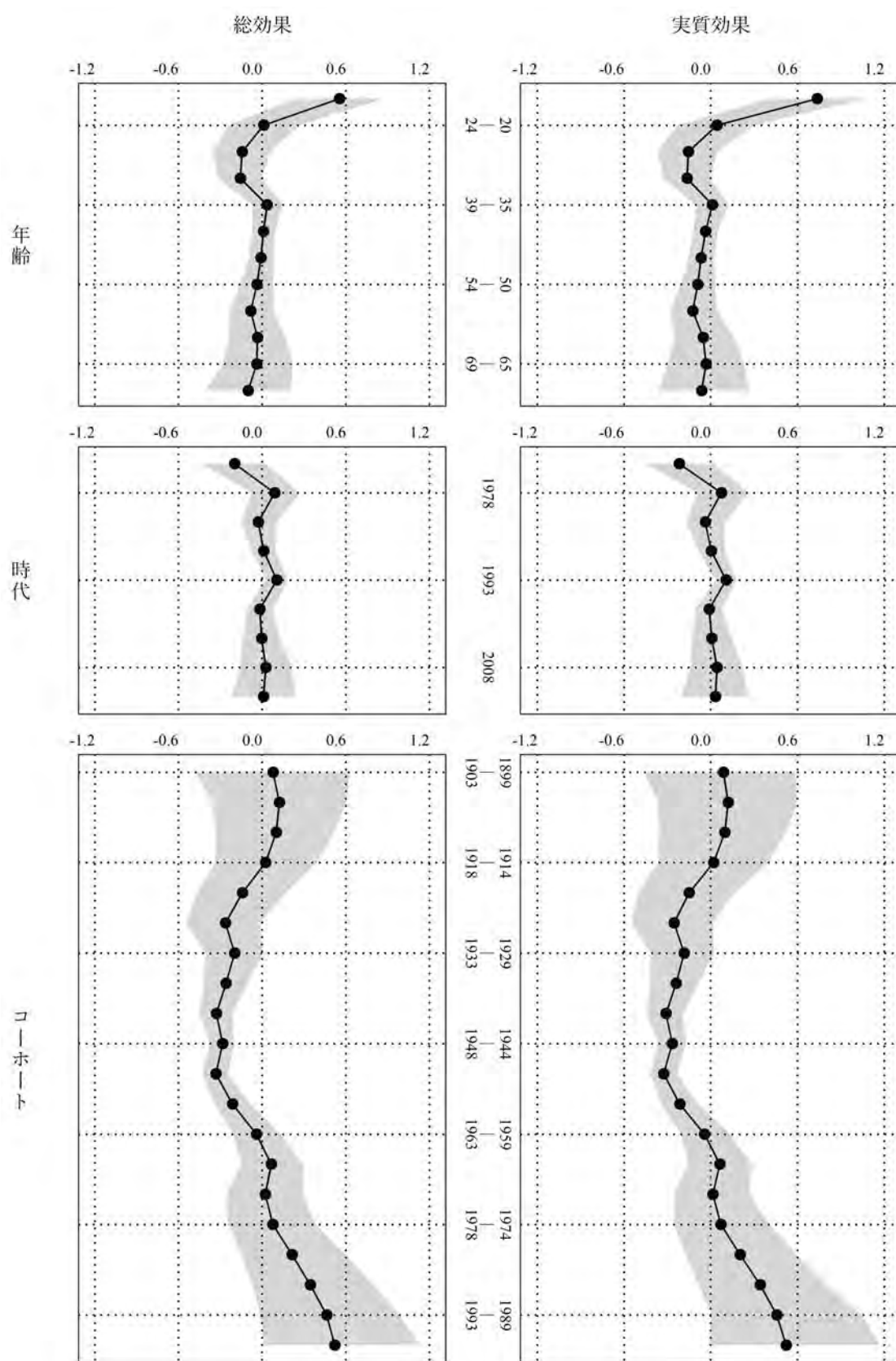


図 4.4 「人間関係」(生活満足感) の APC 効果

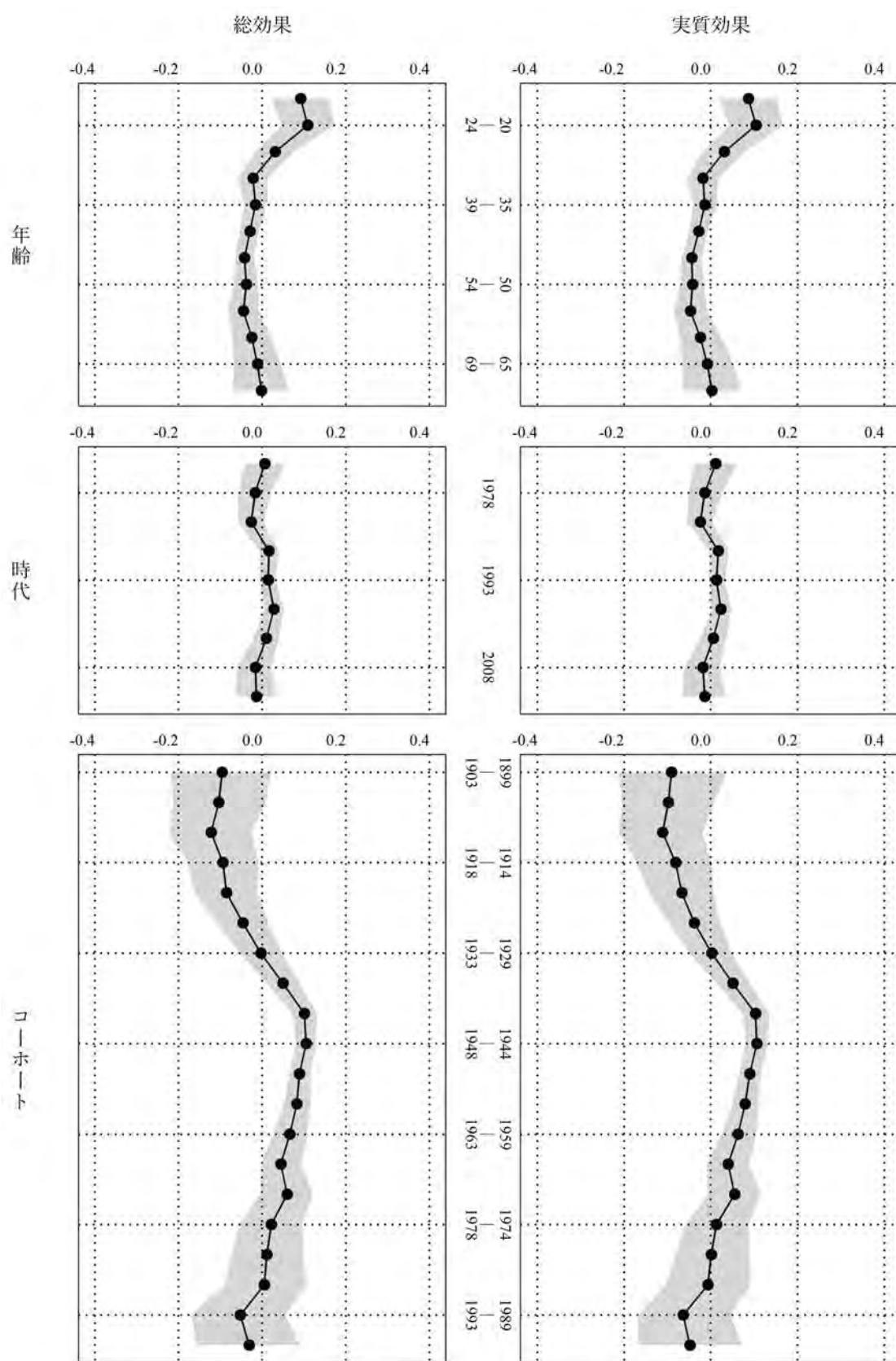


図 4.5 「消費志向」(消費か貯蓄)の APC 効果

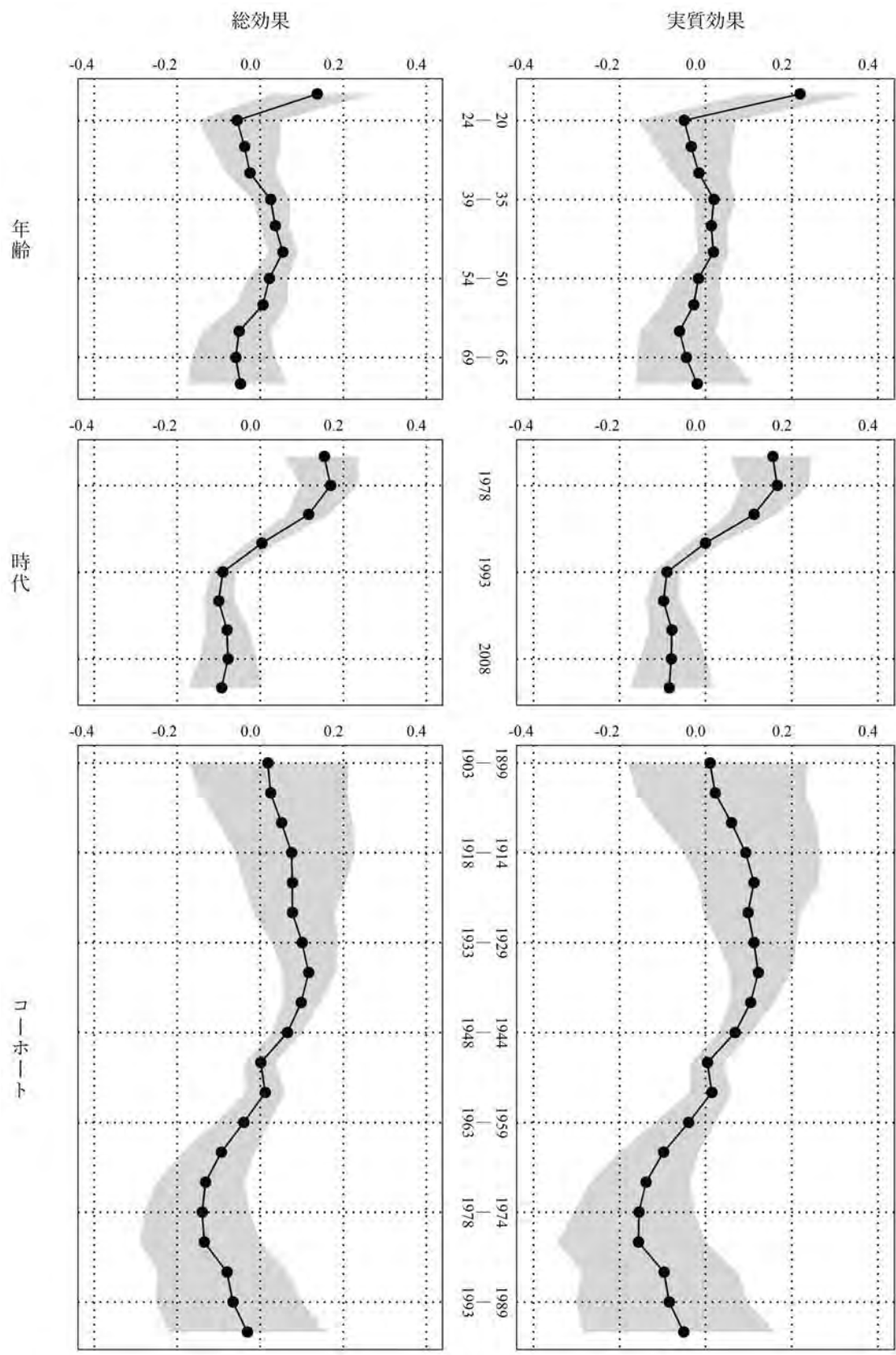


図 4.6 「仕事重視志向」(仕事か余暇)の APC 効果

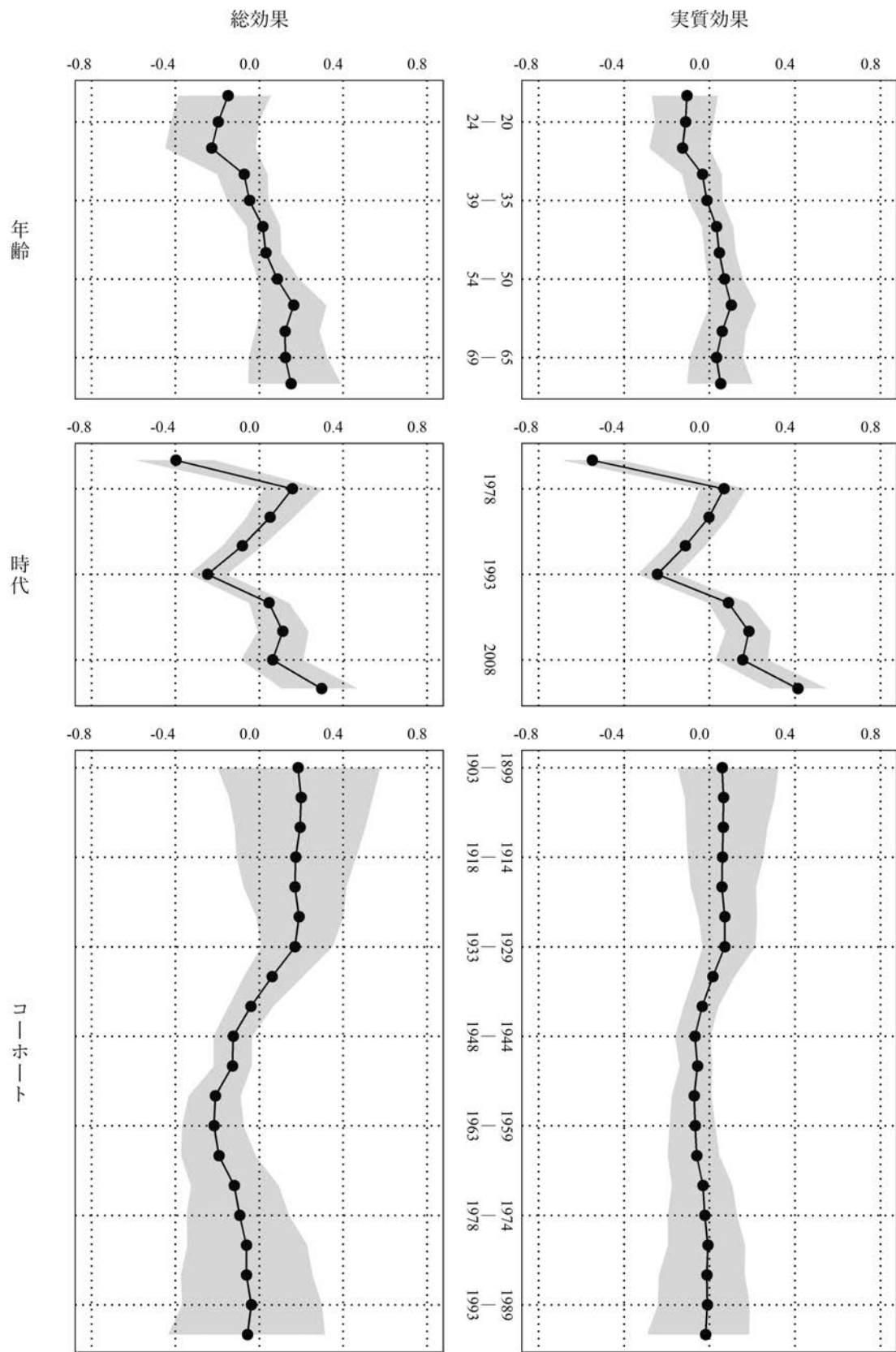


図 4.7 「安定」(理想の仕事)の APC 効果

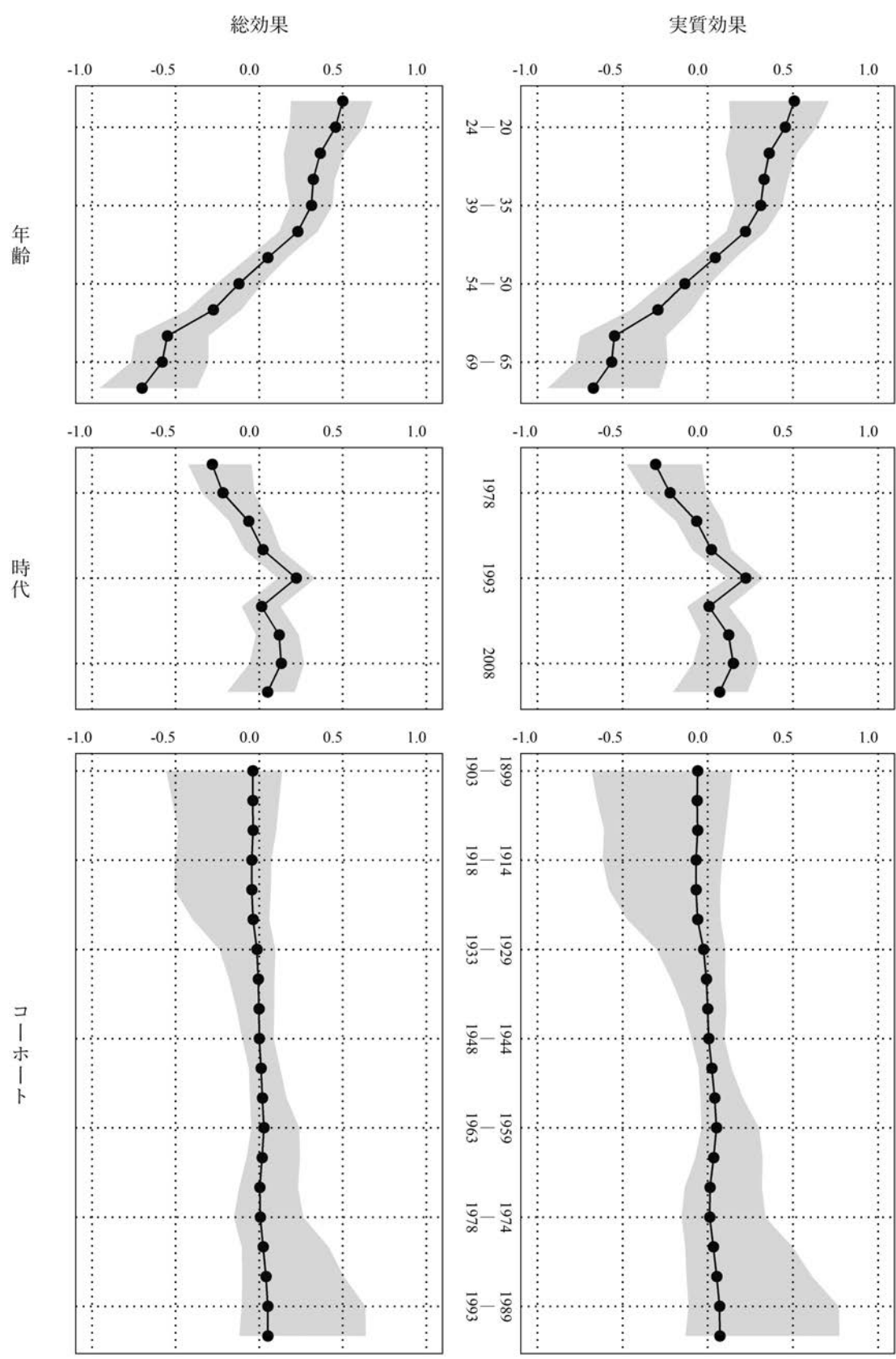


図 4.8 「収入」(理想の仕事)の APC 効果

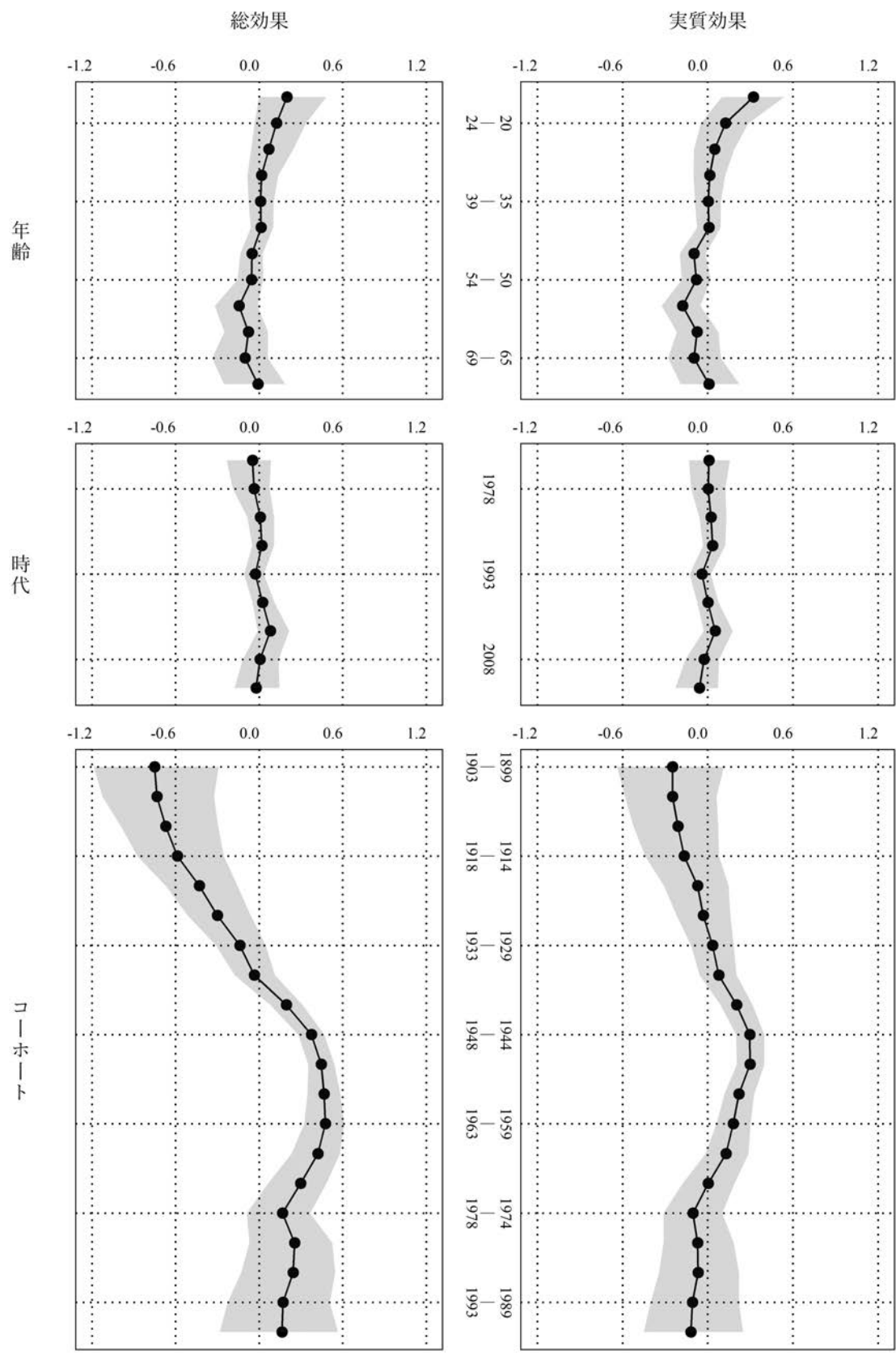


図 4.9 「専門」(理想の仕事)の APC 効果

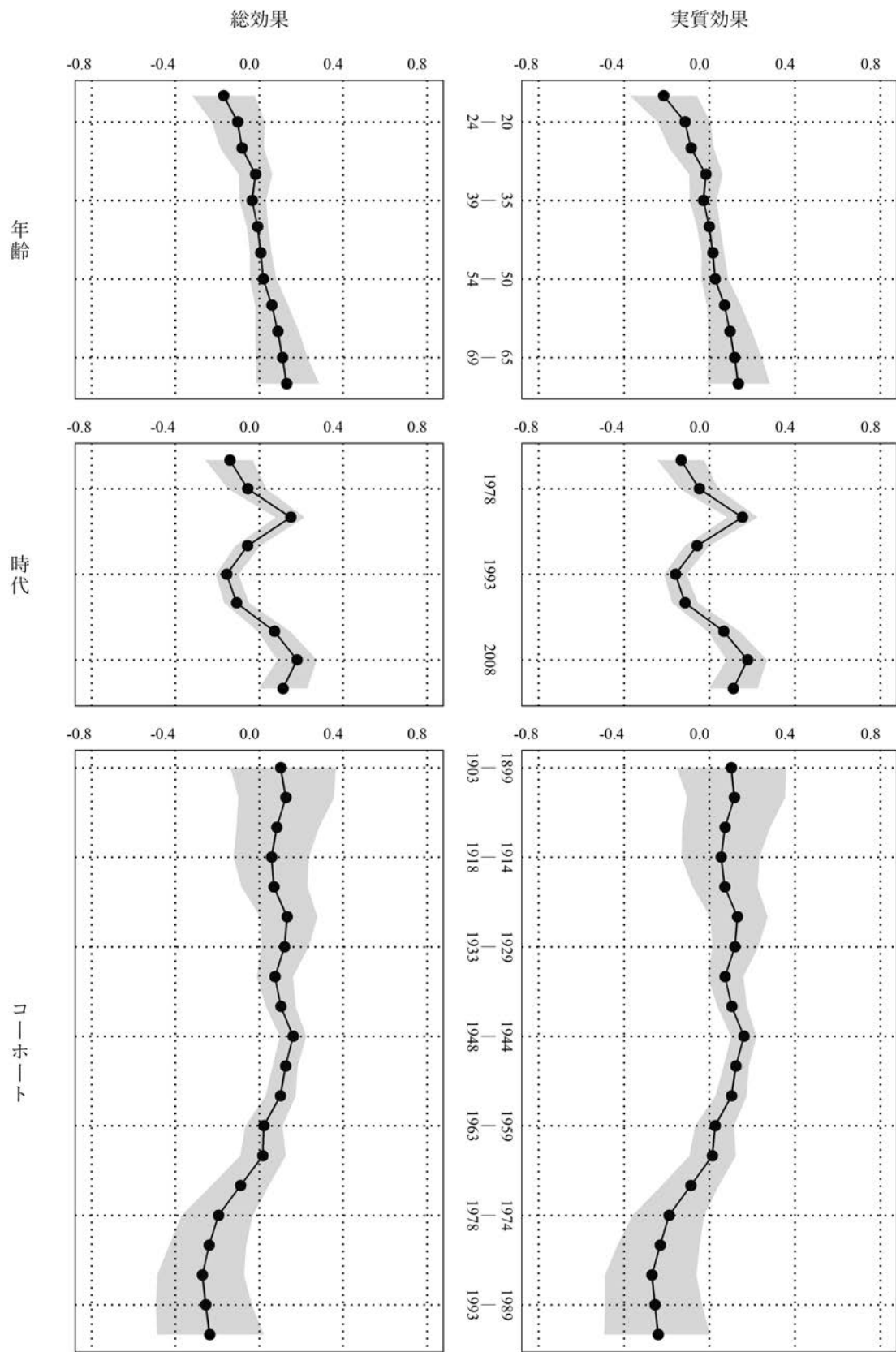


図 4.10 「規律型」(理想の人間像) の APC 効果

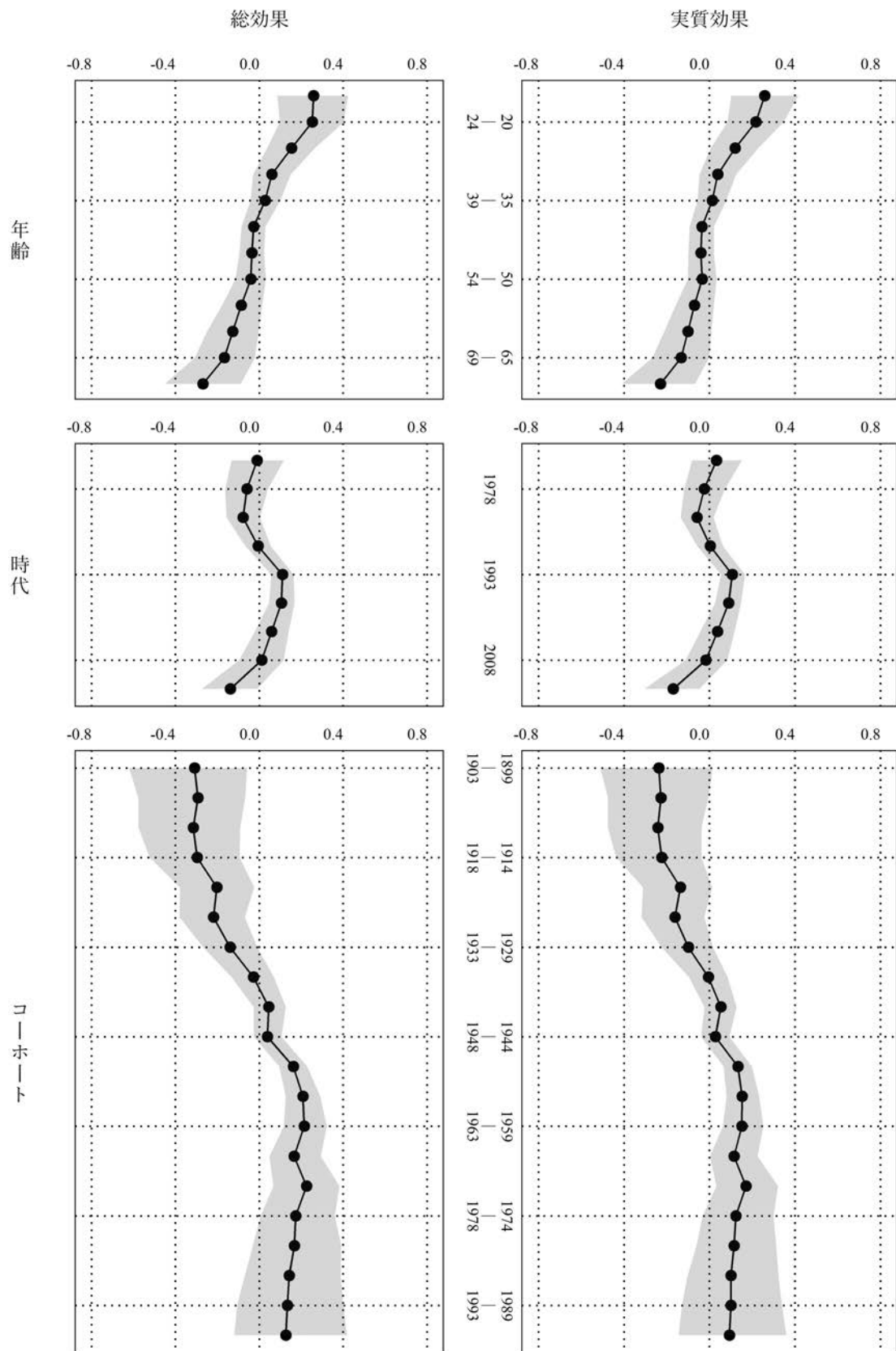


図 4.11 「権利型」(理想の人間像) の APC 効果

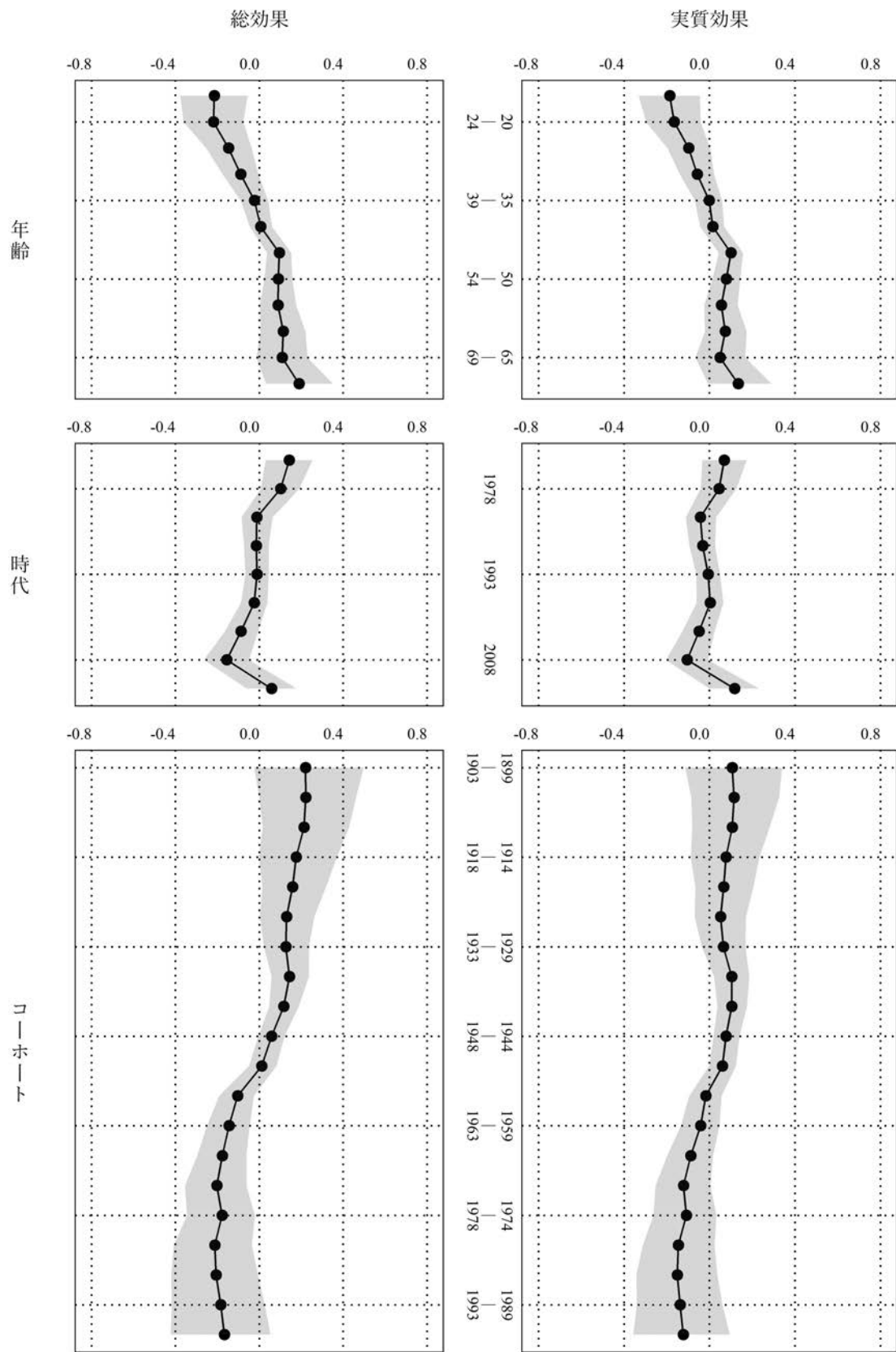


図 4.12 「実用型」(理想の人間像) の APC 効果

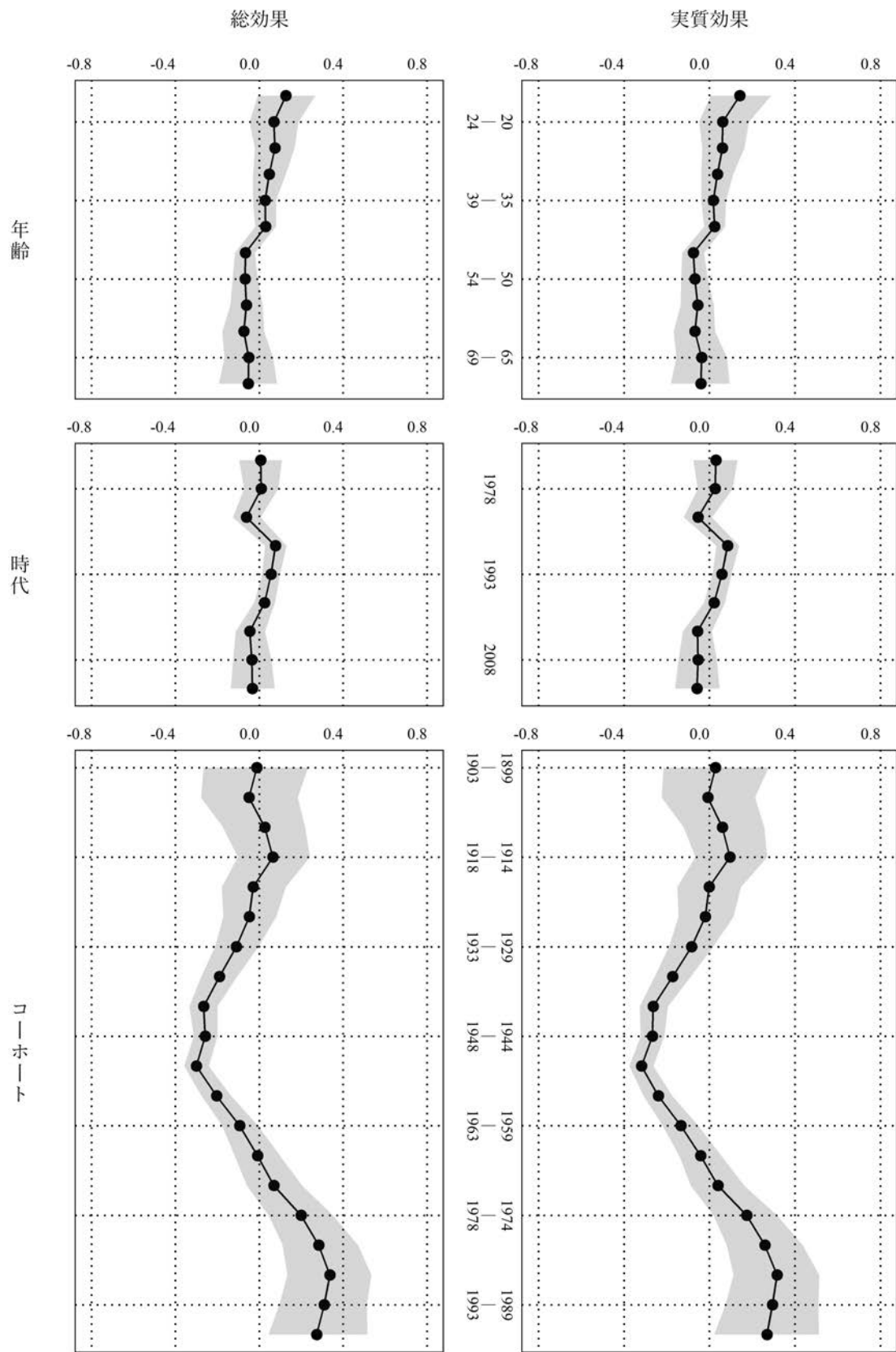


図 4.13 「教養型」(理想の人間像)の APC 効果

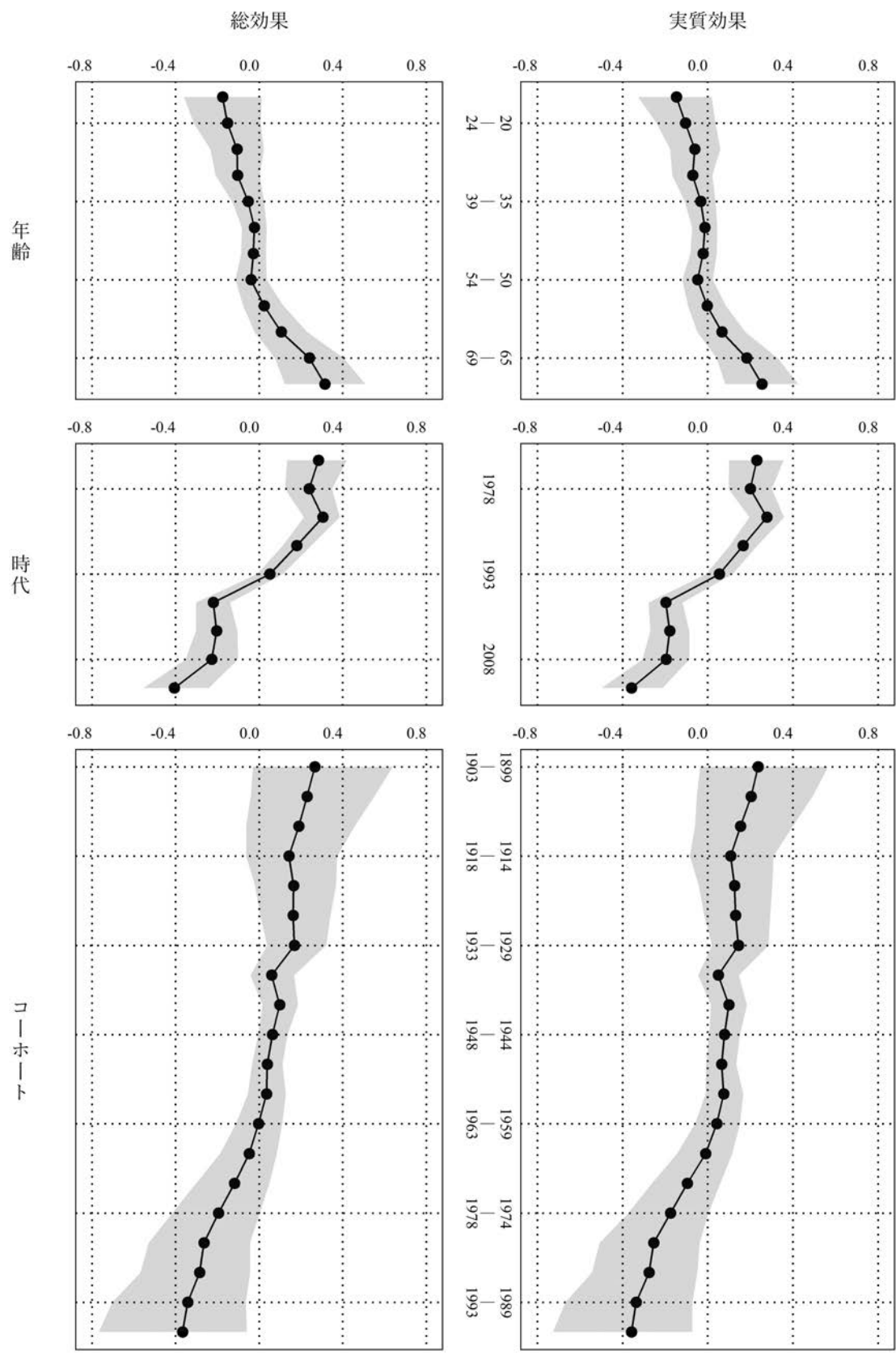


図 4.14 「夫唱婦隨」(理想の家庭)の APC 効果

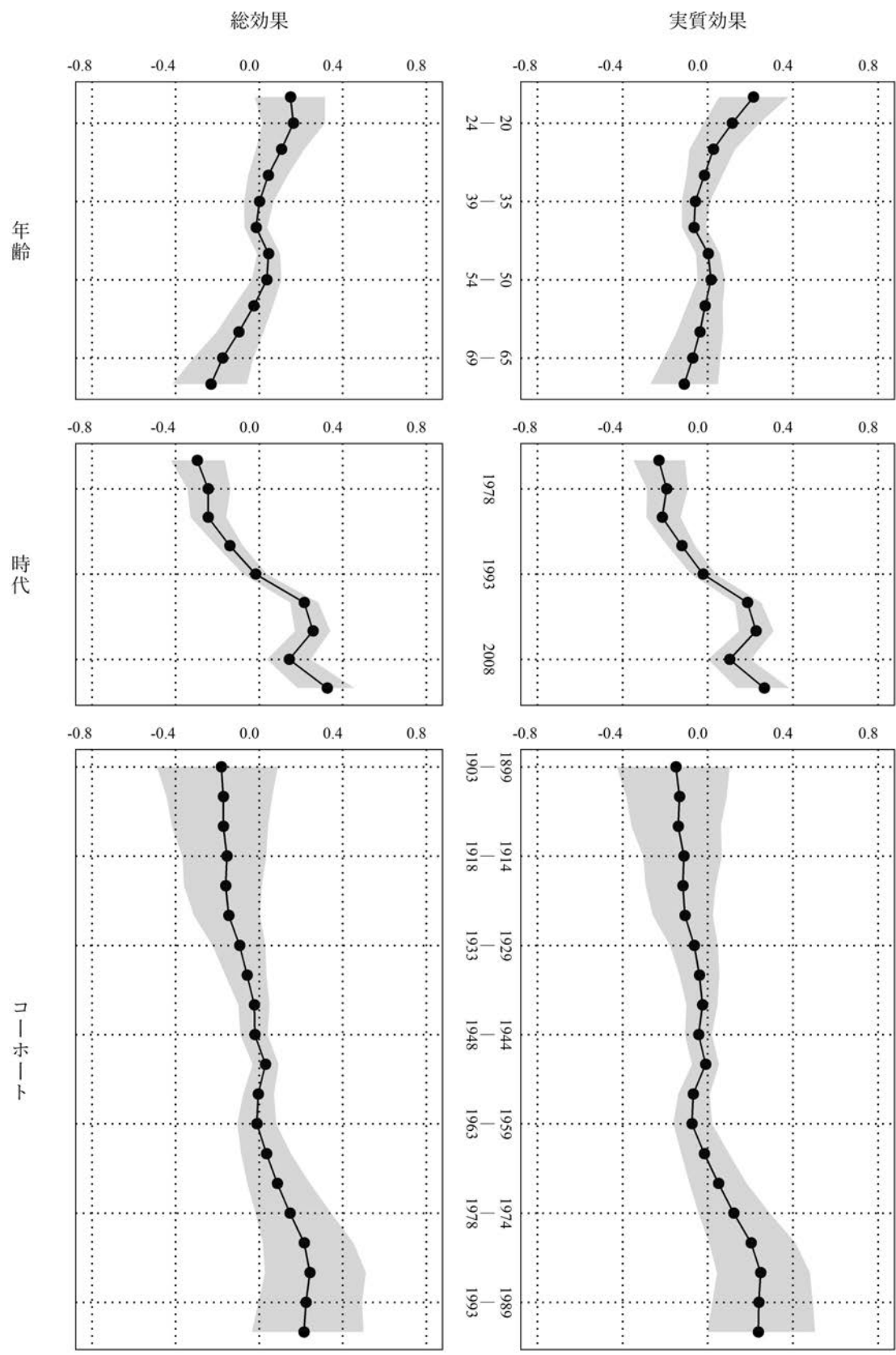


図 4.15 「夫婦自立」(理想の家庭)の APC 効果

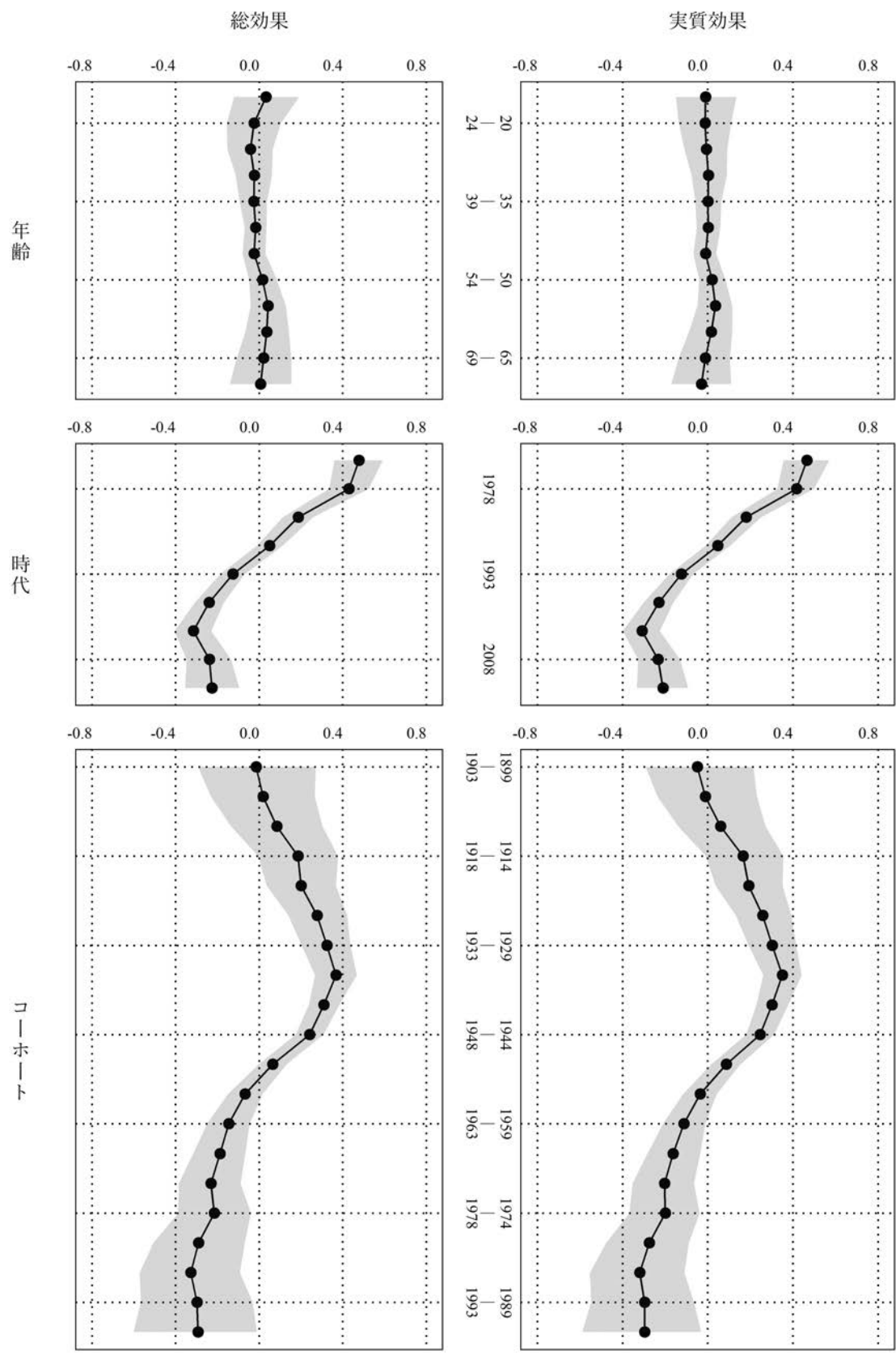


図 4.16 「性役割分担」(理想の家庭) の APC 効果

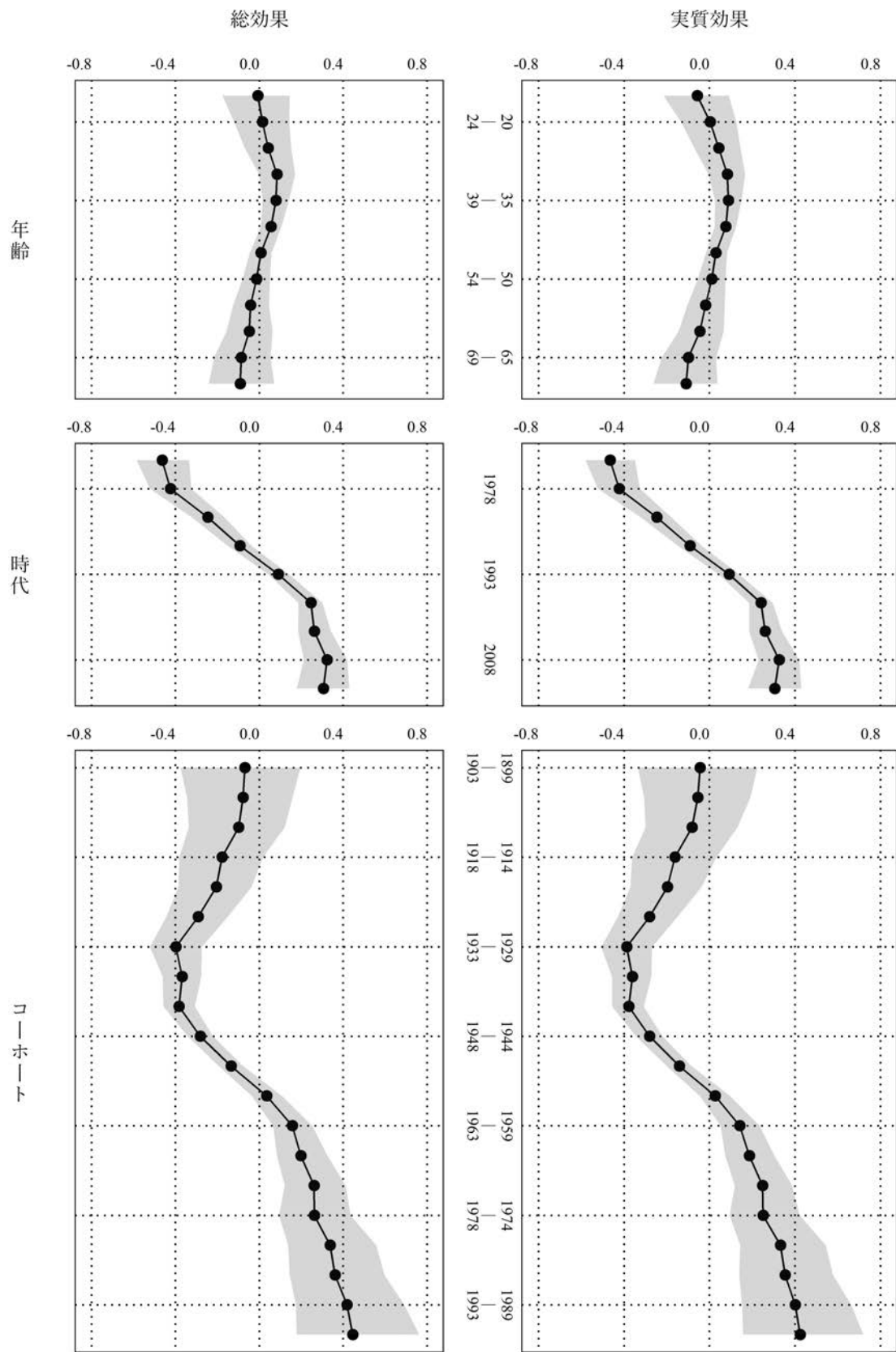


図 4.17 「家庭内協力」(理想の家庭) の APC 効果

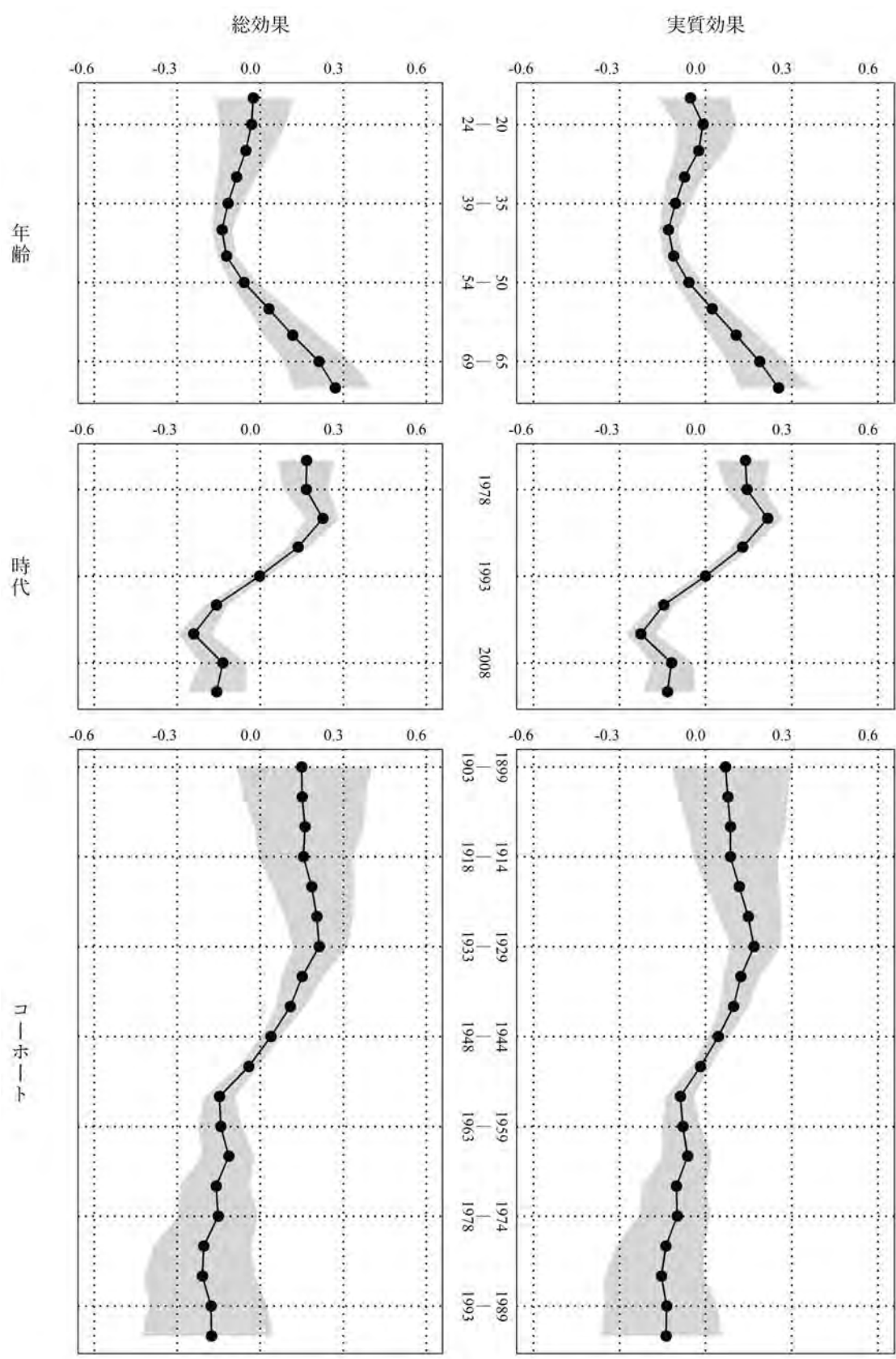


図 4.18 「夫婦同姓志向」(男女のあり方)の APC 効果

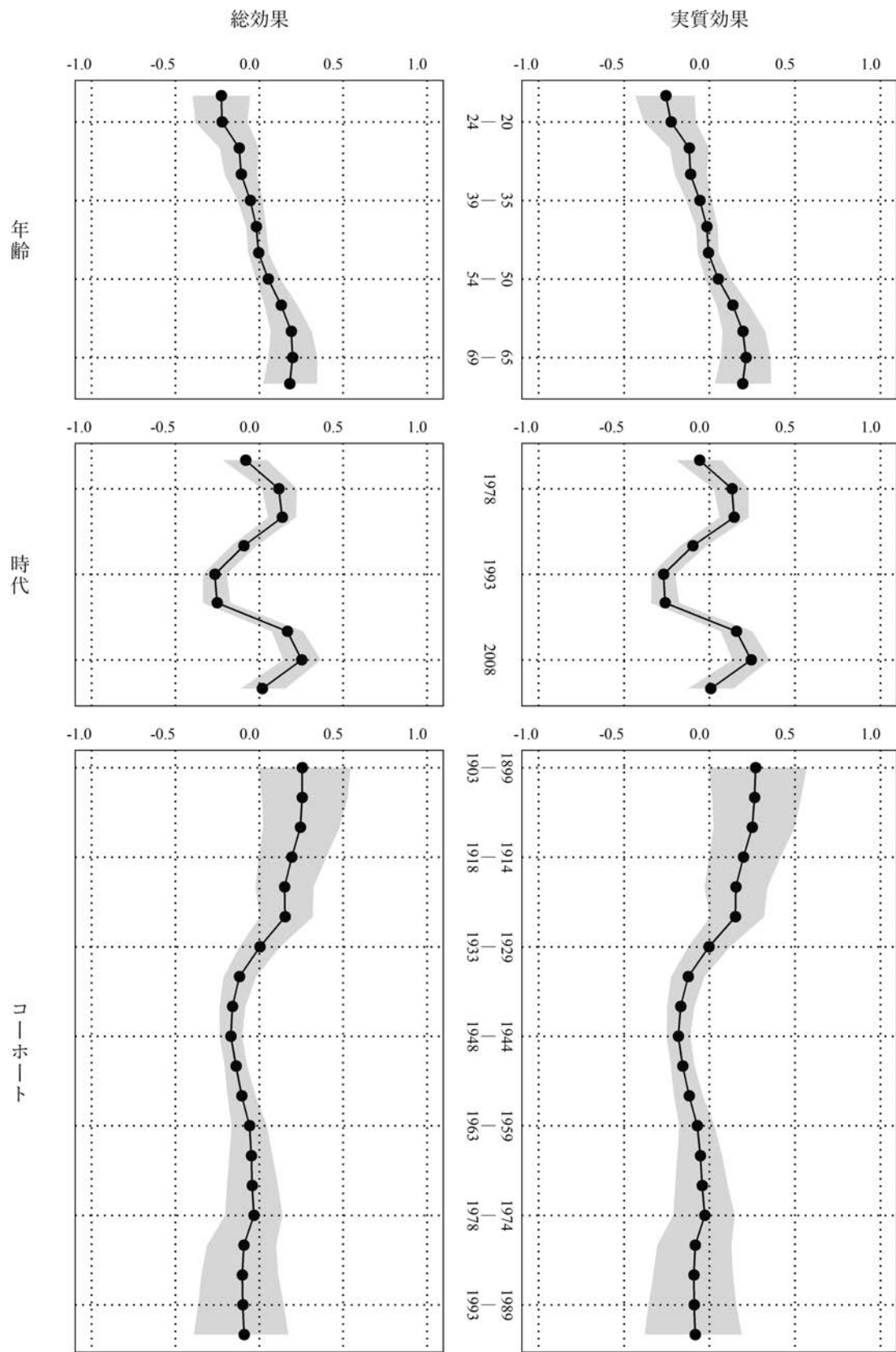


図 4.19 「秩序の維持」(政治課題) の APC 効果

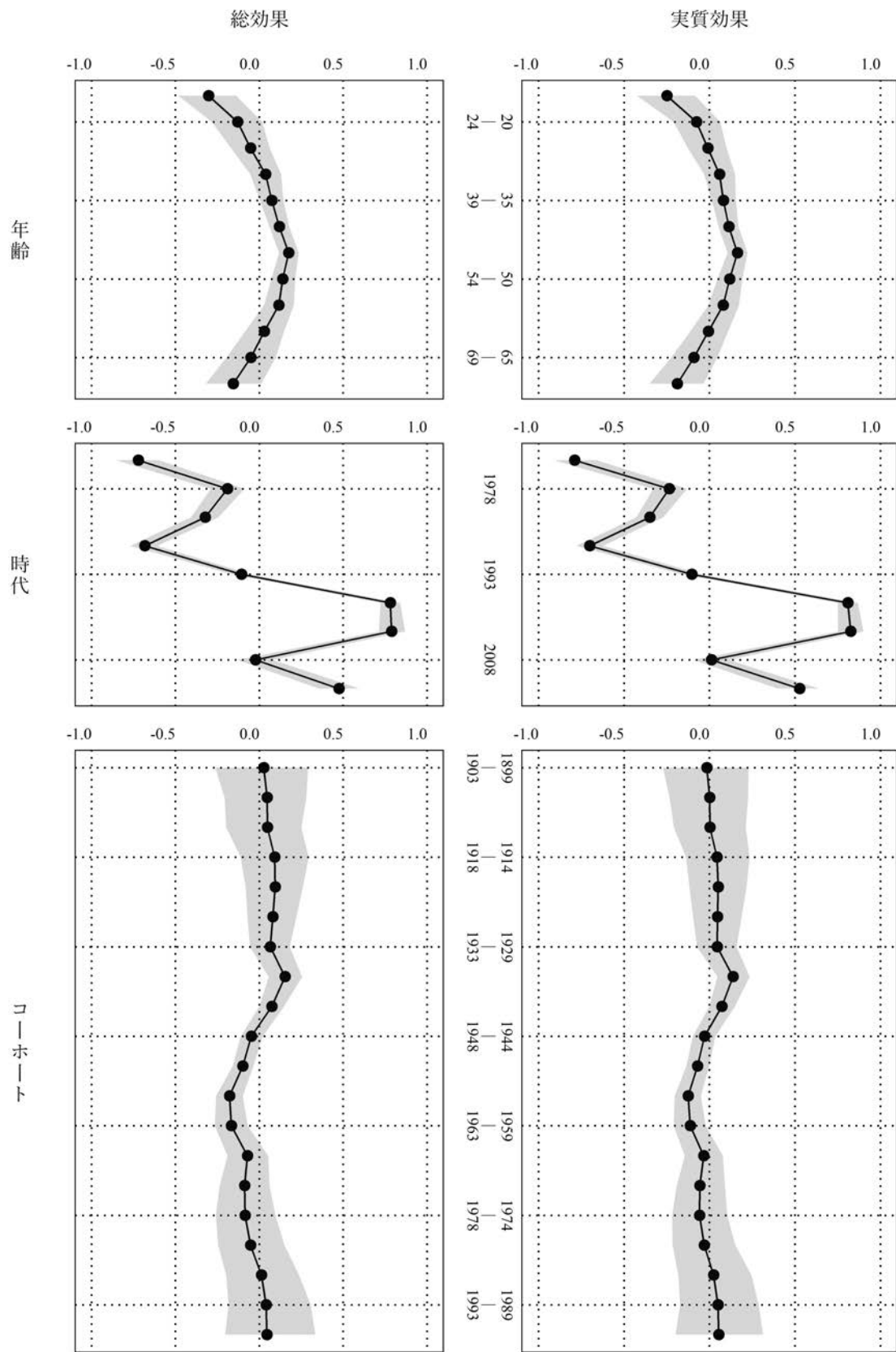


図 4.20 「経済の発展」(政治課題) の APC 効果

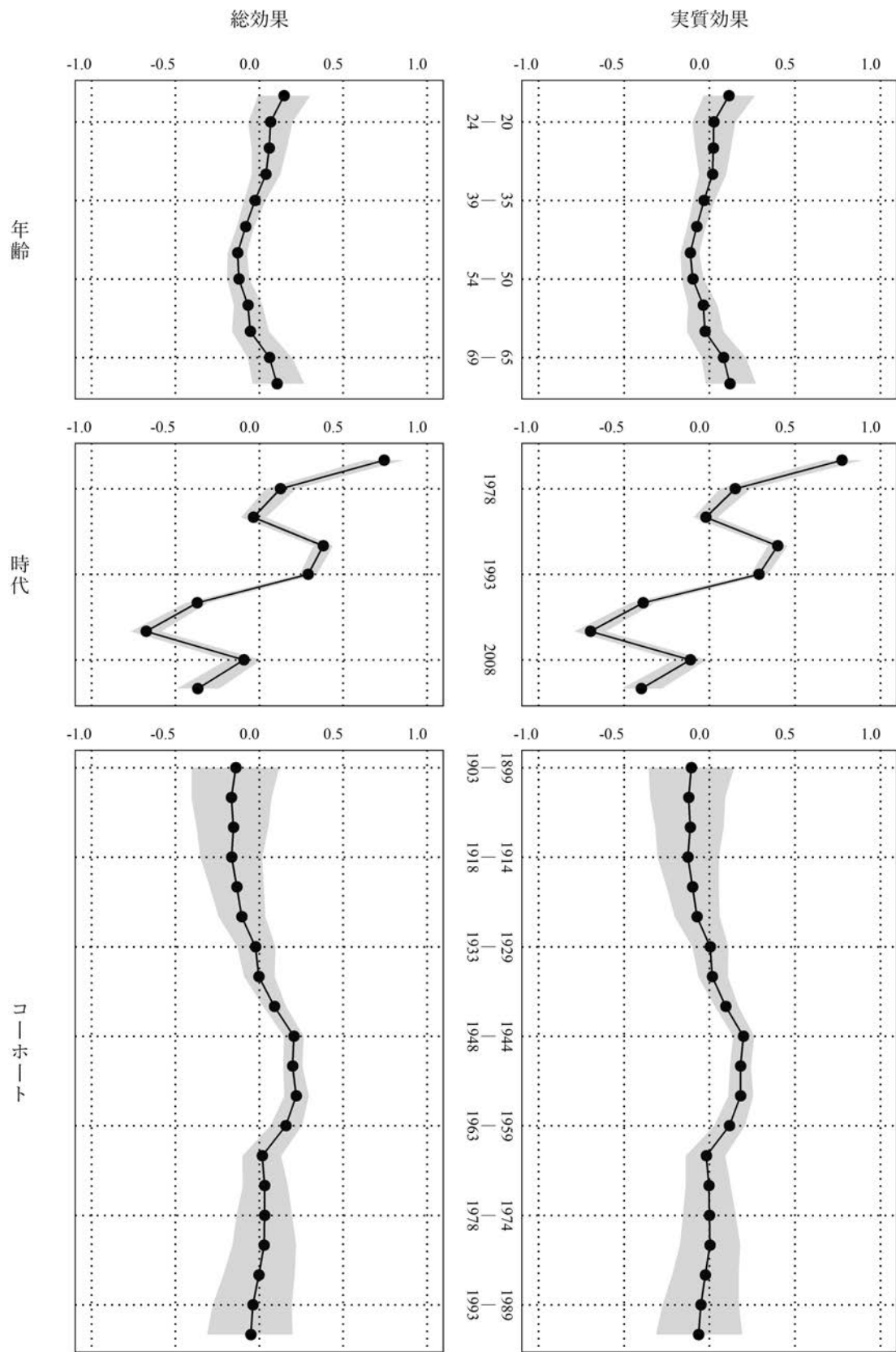


図 4.21 「福祉の向上」(政治課題) の APC 効果

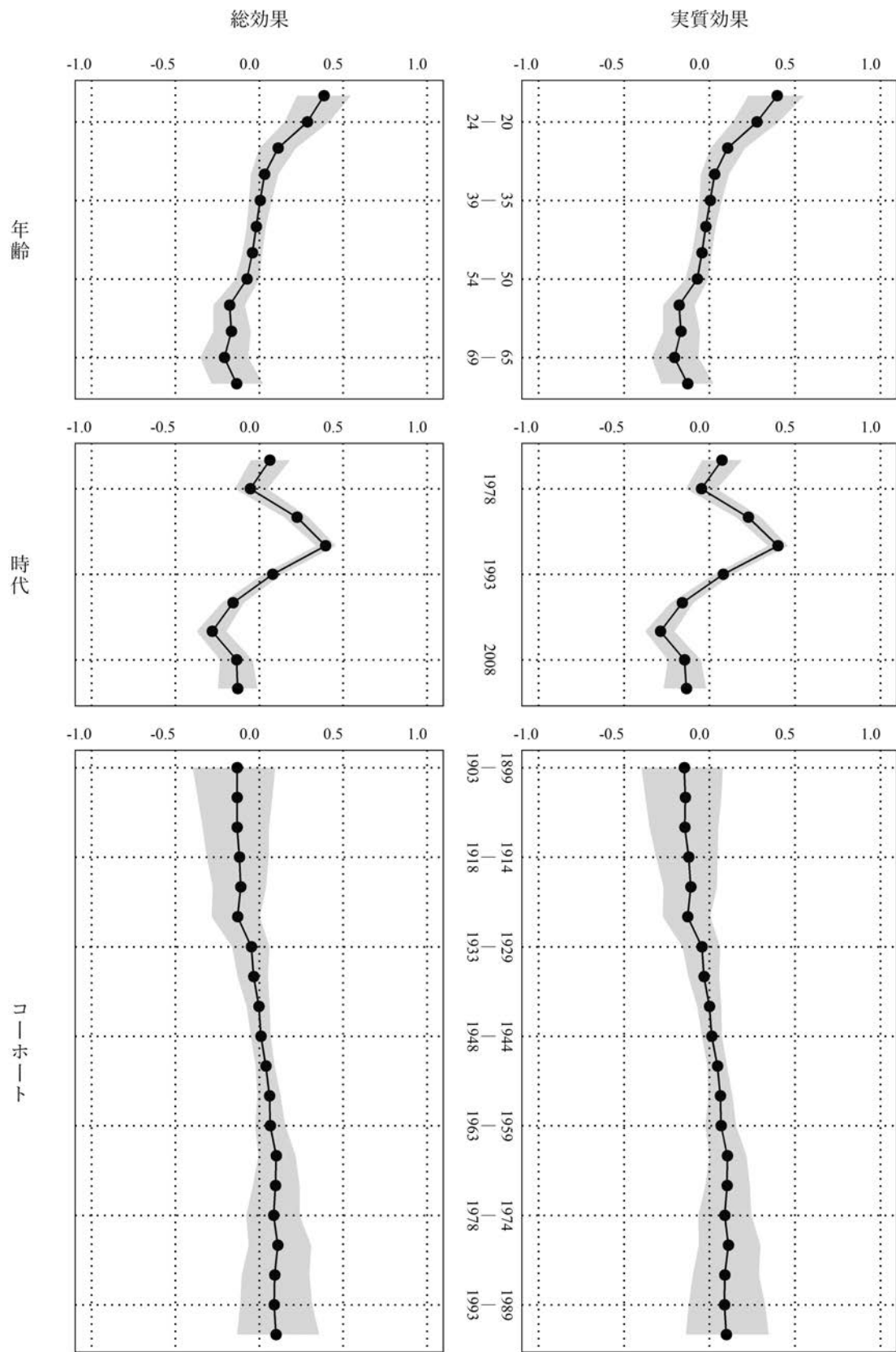


図 4.22 「脱物質的政策」(政治課題) の APC 効果

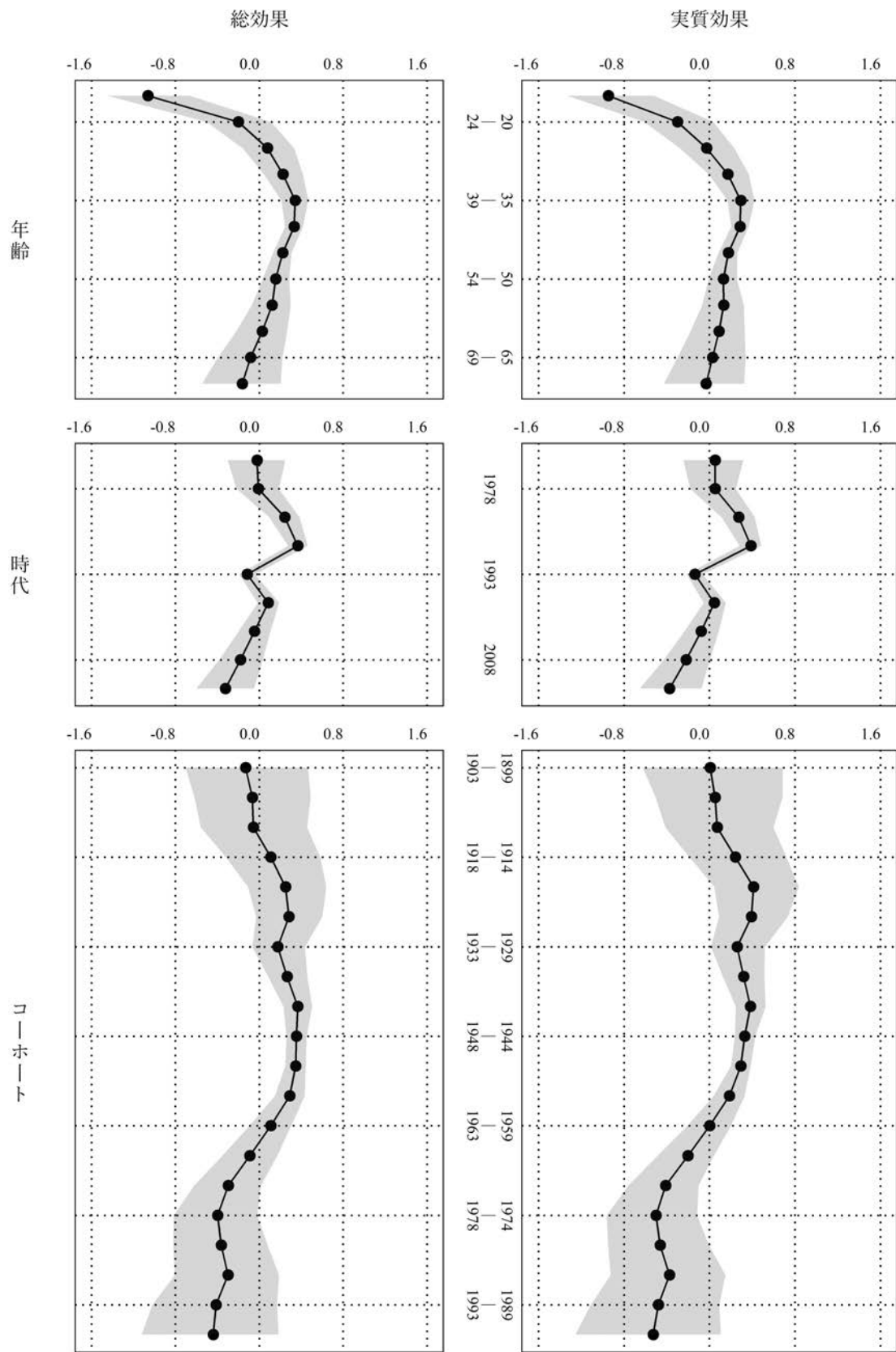


図 4.23 「署名」(政治活動) の APC 効果

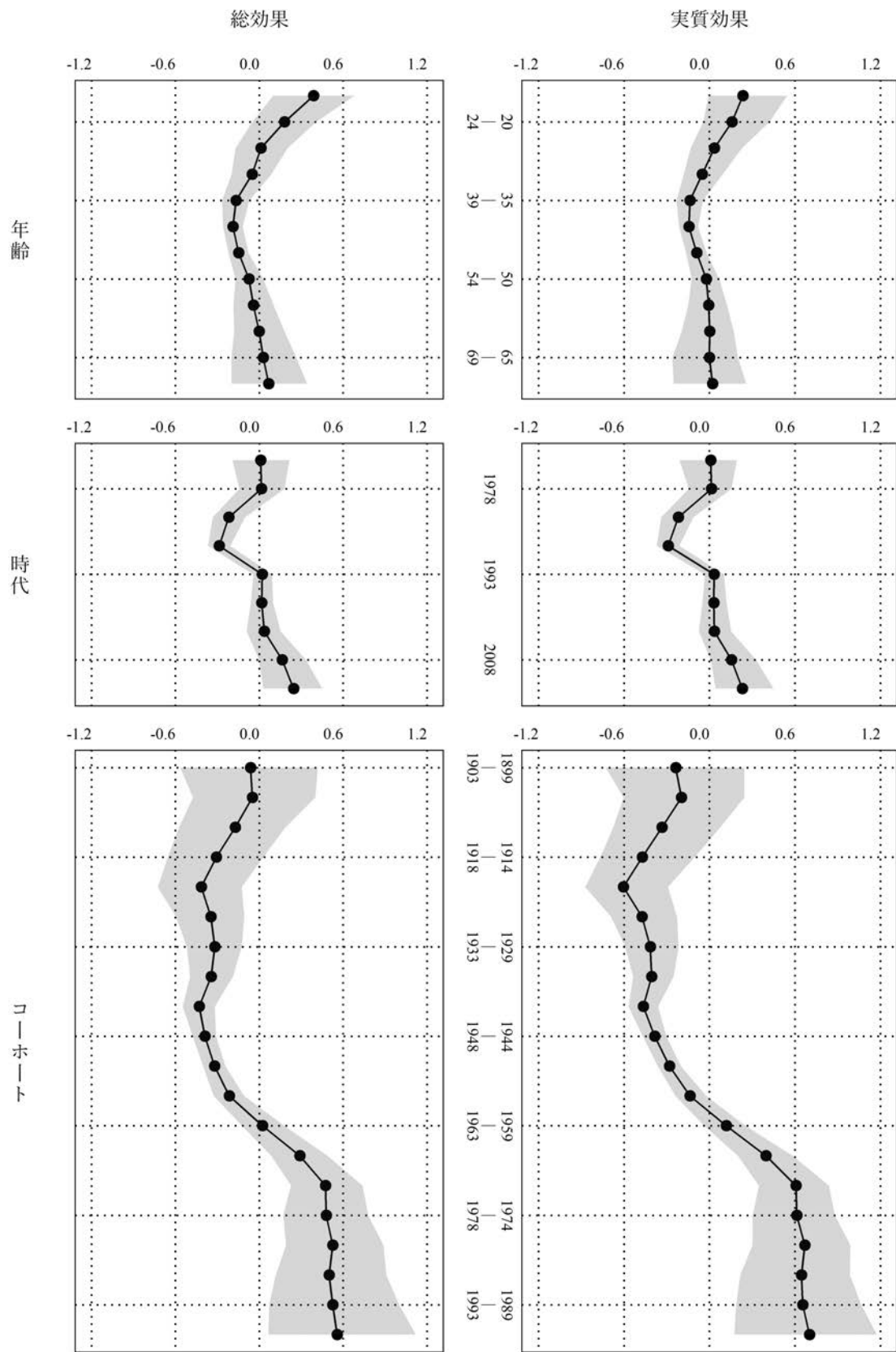


図 4.24 「特になし」(政治活動) の APC 効果

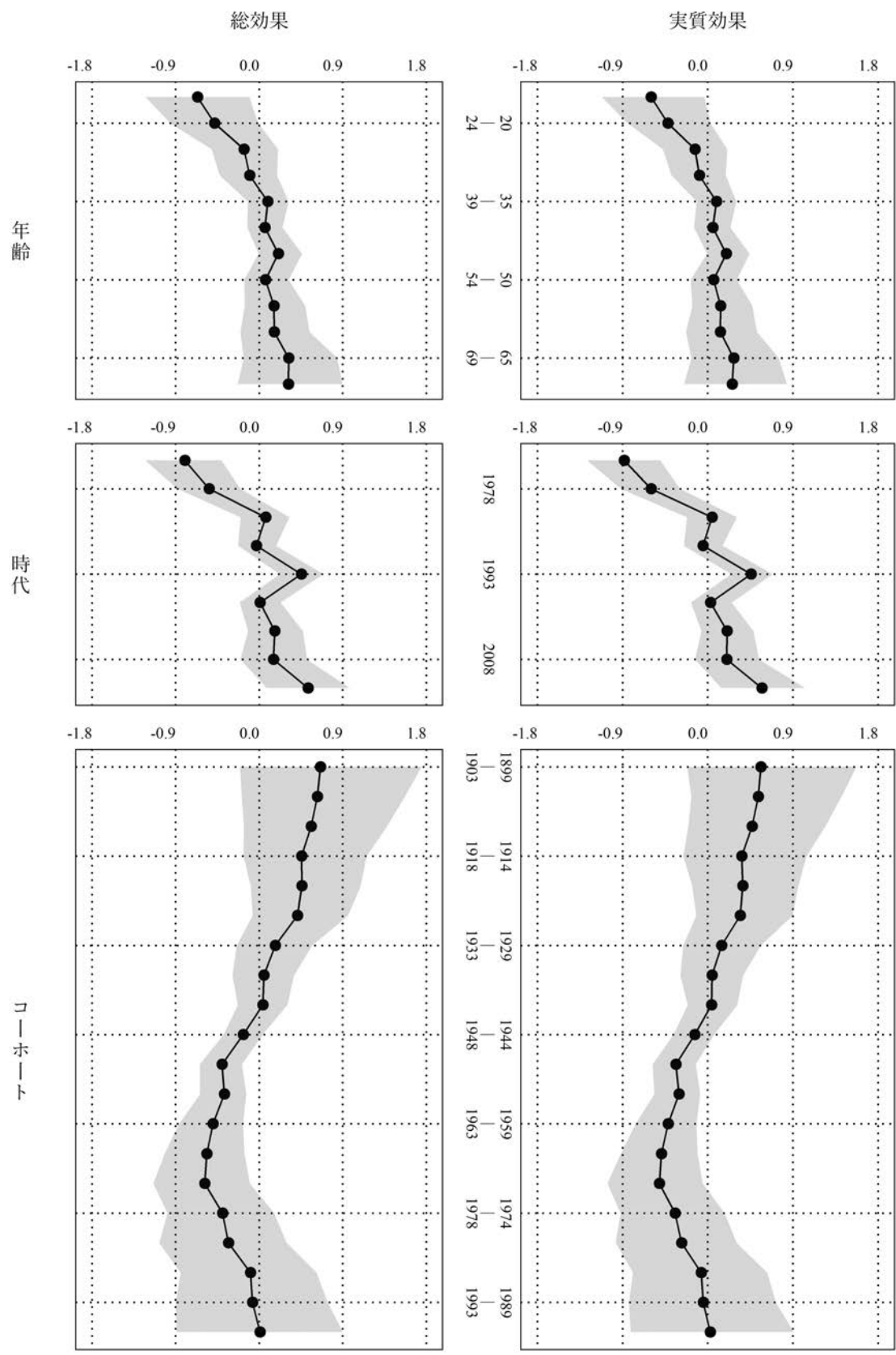


図 4.25 「自国への愛着」(ナショナリズム)の APC 効果

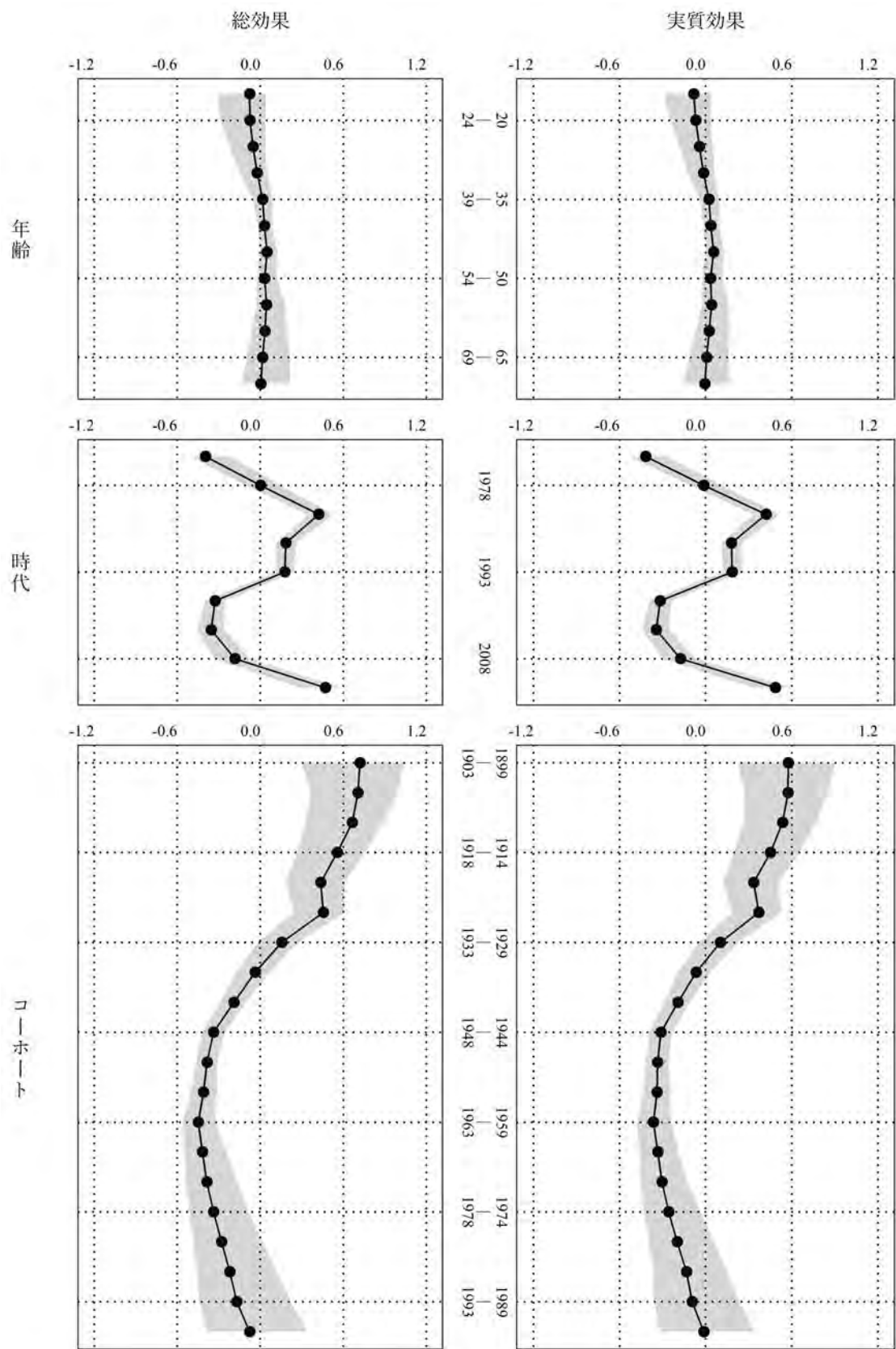


図 4.26 「自国への自信」(ナショナリズム)の APC 効果

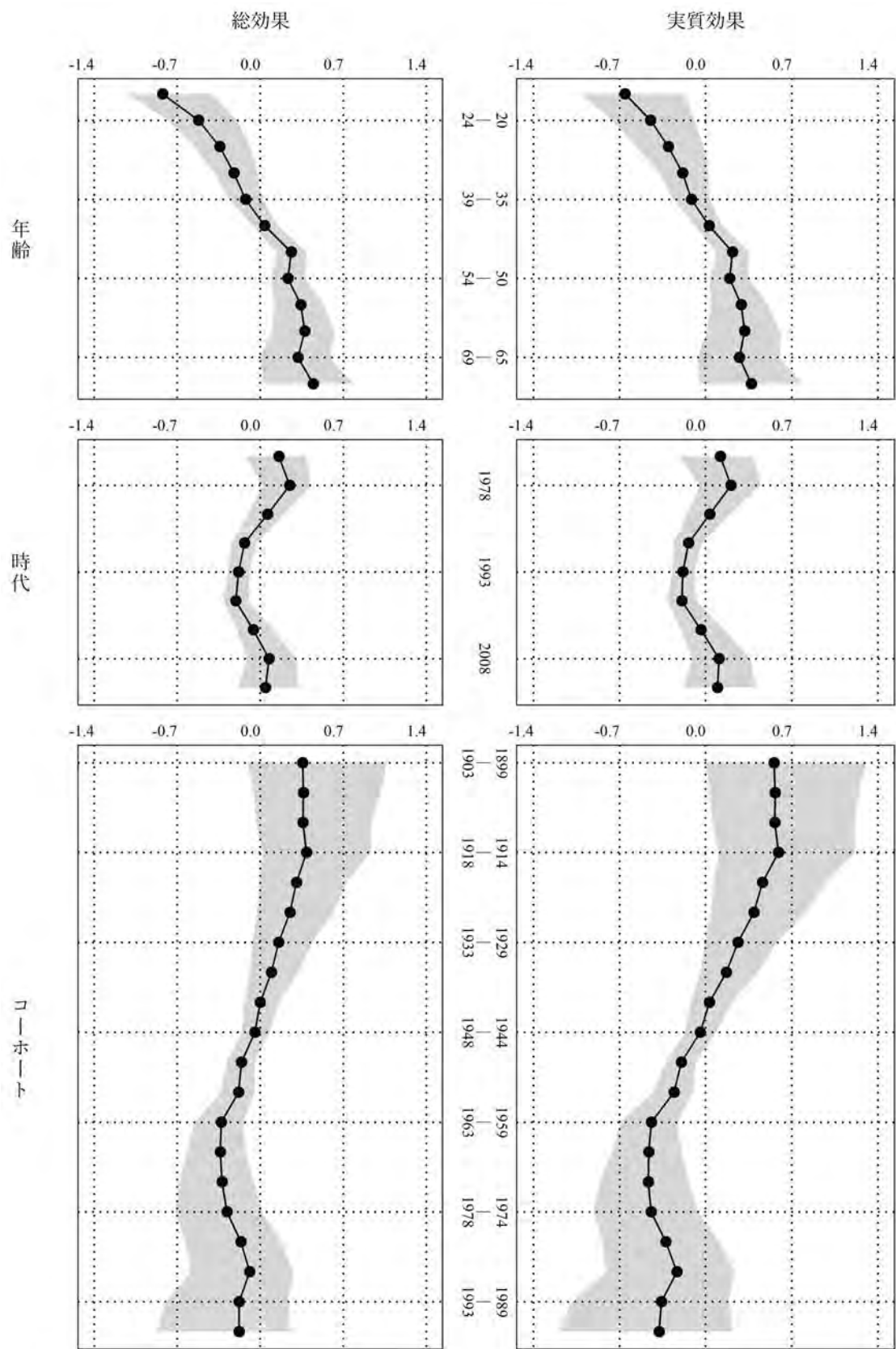


図 4.27 「郷土愛」(ナショナリズム)の APC 効果

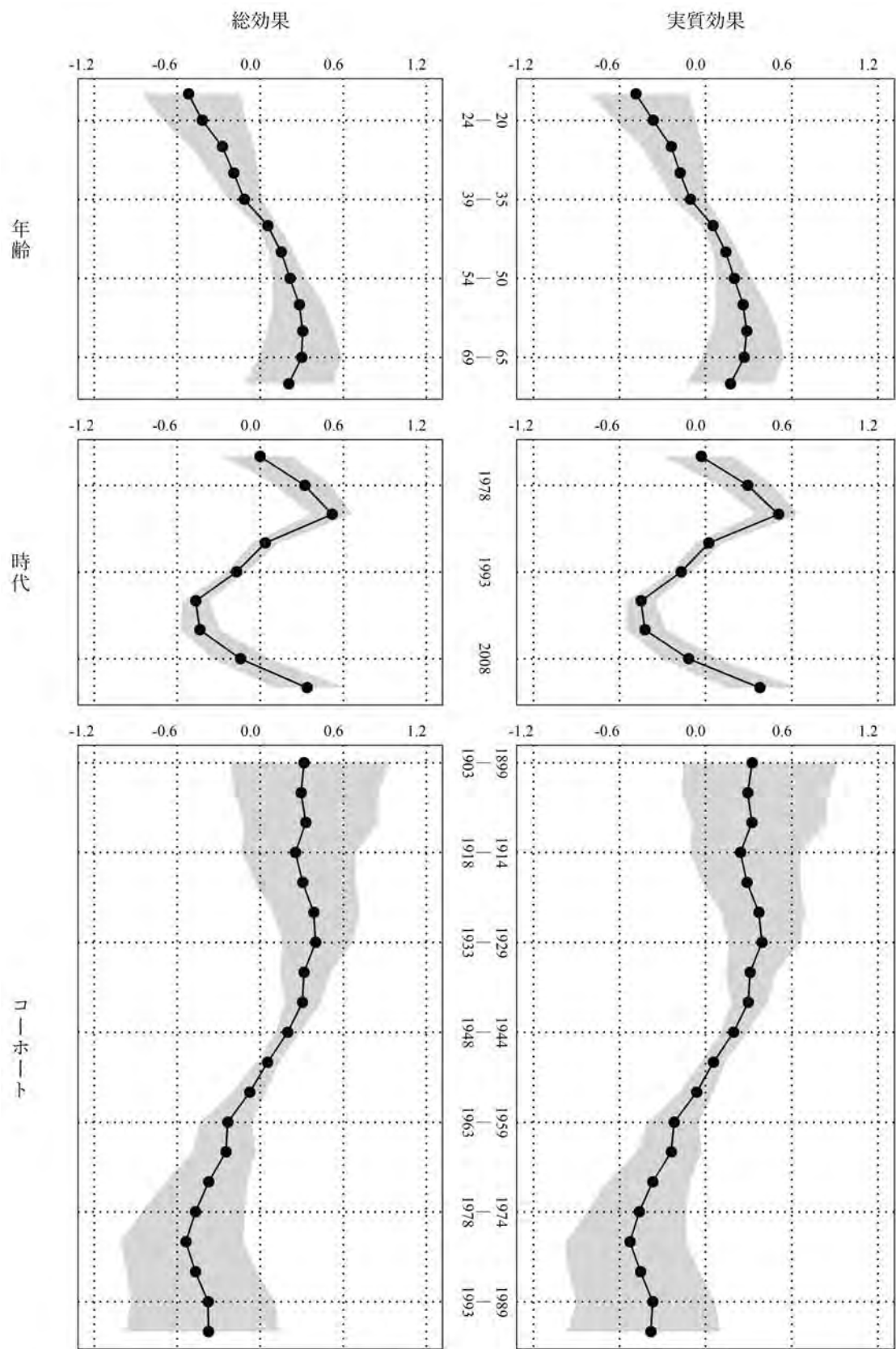


図 4.28 「自国民中心主義」(ナショナリズム) の APC 効果

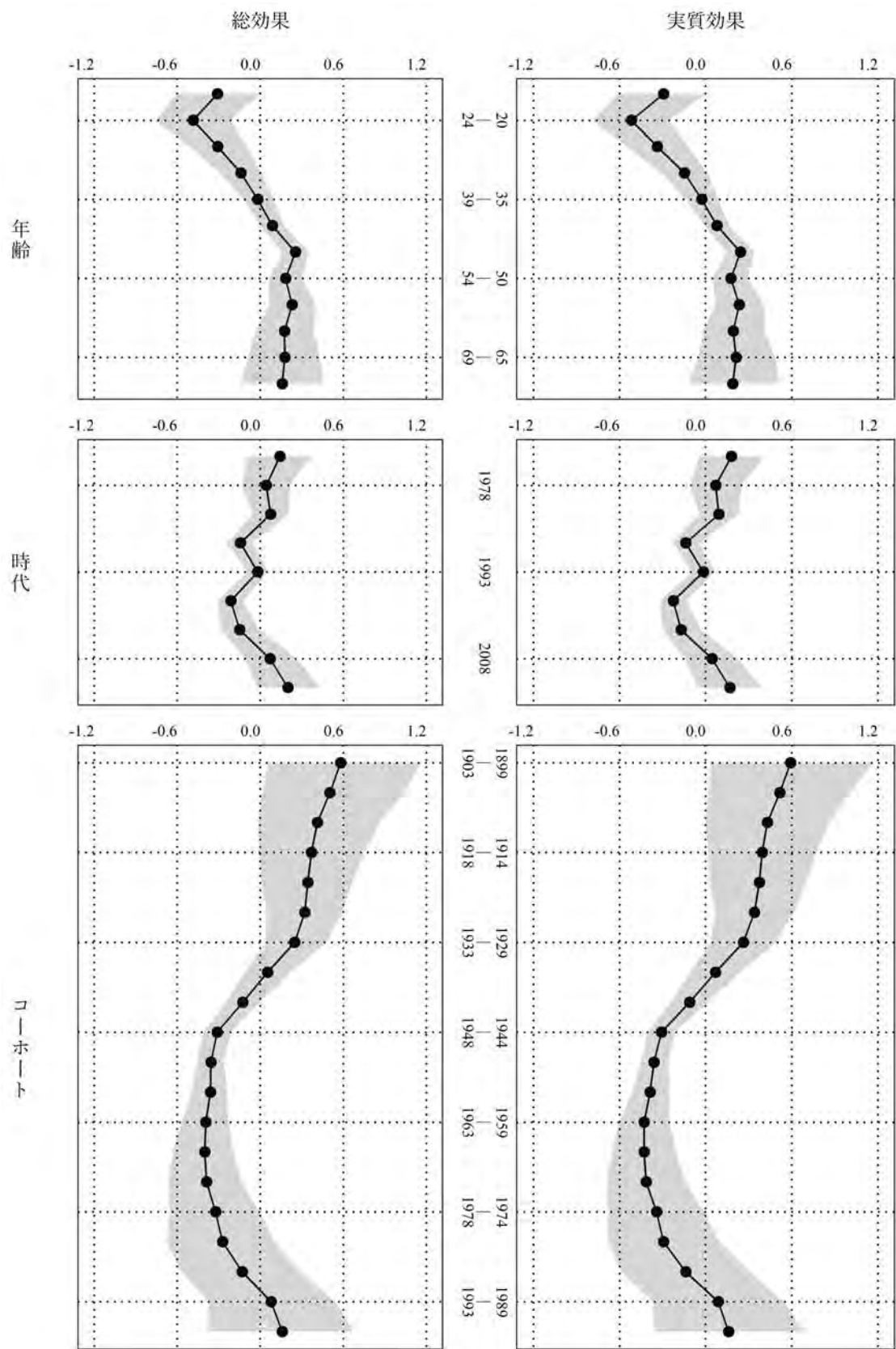


図 4.29 「自国への貢献」(ナショナリズム)の APC 効果

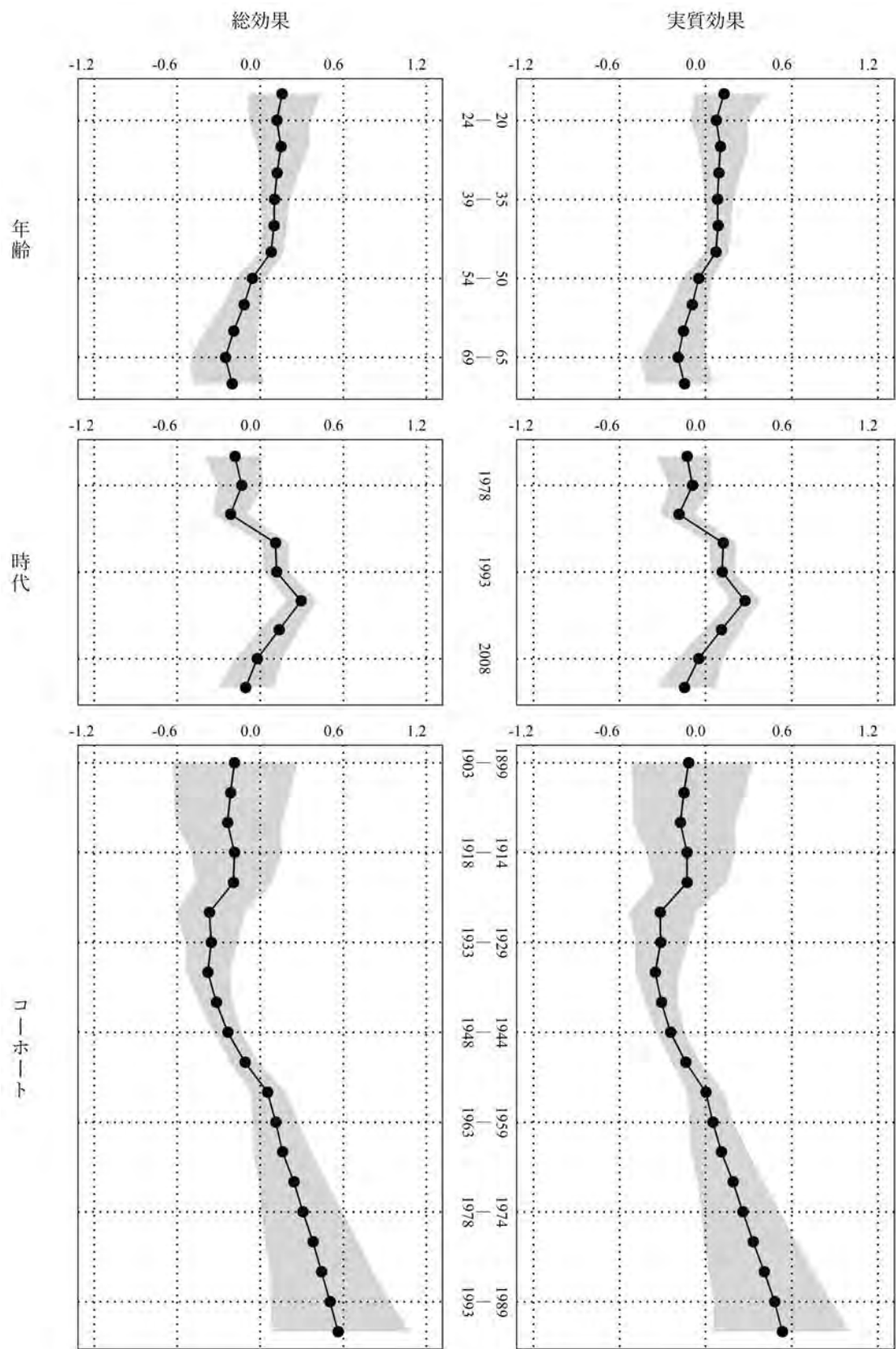


図 4.30 「外国への敬意」(ナショナリズム)の APC 効果

5 トレンド分析

これ以降では、APC 分析によって得られた推定値を利用して、価値意識の APC 効果にはどのような傾向があるのか、多くの変数が共変動するような大局的トレンドが存在するかを検討していく。

5.1 社会階層変数の影響

はじめに、総効果モデルと実質効果モデルの推定値を比較することで、社会階層変数の影響力を確認する。そのため、年齢効果を例として指標の操作化を説明する。まず、APC 分析の年齢効果における事後分布の中央値を \hat{b}_i^A とおく。そして総効果モデルの場合を $\hat{b}_i^{A[F]}$ 、実質効果モデルの場合を $\hat{b}_i^{A[N]}$ と分ける。このとき時間軸上に現れる変化は、隣接する推定値の階差 $\hat{b}_{i+1}^{A[F]} - \hat{b}_i^{A[F]}$ によって得ることができる。したがって、総効果モデルにおける年齢効果の総変化量を $\kappa^{A[F]}$ とすれば

$$\kappa^{A[F]} = \sum_{i=1}^{I-1} \left(\hat{b}_{i+1}^{A[F]} - \hat{b}_i^{A[F]} \right)^2 \quad (5.1)$$

のように階差の平方和を計算すればよい。同様に、時代効果とコーホート効果の総変化量は

$$\kappa^{P[F]} = \sum_{j=1}^{J-1} \left(\hat{b}_{j+1}^{P[F]} - \hat{b}_j^{P[F]} \right)^2, \quad \kappa^{C[F]} = \sum_{k=1}^{K-1} \left(\hat{b}_{k+1}^{C[F]} - \hat{b}_k^{C[F]} \right)^2 \quad (5.2)$$

とかける。また $\kappa^{A[N]}$, $\kappa^{P[N]}$, $\kappa^{C[N]}$ は、実質効果モデルに対して同じ操作を行ったものとする。さらに、実質効果モデルの総変化量が総効果モデルの総変化量に対してどれだけ異なるのかを知りたいければ、その比を η とおくと

$$\eta^A = \frac{\kappa^{A[N]}}{\kappa^{A[F]}}, \quad \eta^P = \frac{\kappa^{P[N]}}{\kappa^{P[F]}}, \quad \eta^C = \frac{\kappa^{C[N]}}{\kappa^{C[F]}} \quad (5.3)$$

で求めることができる⁹⁾。 $\eta = 0$ は実質効果モデルの総変化量が 0 の場合であり、つまり総効果モデルに現れる総変化がすべて社会階層変数で説明されたことになる。 $\eta = 1$ は実質効果モデルと総効果モデルの総変化量が等しい場合であり、すなわち社会階層変数がまったく影響しなかったことになる。そして $\eta > 1$ であれば、総効果モデルよりも実質効果モデルの総変化量が大きくなったことを意味する。

しかし、実質効果モデルと総効果モデルの総変化量を比較する際、総効果モデルの総変化量そのものが小さければ誤差のような実質効果モデルの変化でも η には大きく反映される。そこで $\kappa^{APC[F]}$ は、総効果モデルにおける APC 効果の総変化量を足し合わせたものとして

$$\kappa^{APC[F]} = \kappa^{A[F]} + \kappa^{P[F]} + \kappa^{C[F]} \quad (5.4)$$

それに占める当該効果の割合 τ を

$$\tau^A = \frac{\kappa^{A[F]}}{\kappa^{APC[F]}}, \quad \tau^P = \frac{\kappa^{P[F]}}{\kappa^{APC[F]}}, \quad \tau^C = \frac{\kappa^{C[F]}}{\kappa^{APC[F]}} \quad (5.5)$$

表 5.1 総効果モデルと実質効果モデルの比較

	η^A	τ^A	η^P	τ^P	η^C	τ^C
衣食住（生活満足感）	1.042	0.371	0.924	0.300	1.065	0.328
生きがい（生活満足感）	1.261	0.351	0.879	0.309	1.359	0.340
生活環境（生活満足感）	0.915	0.121	1.016	0.555	0.986	0.325
人間関係（生活満足感）	1.530	0.546	1.010	0.185	0.987	0.270
消費志向（消費か貯蓄）	0.907	0.337	0.956	0.117	0.941	0.546
仕事重視志向（仕事か余暇）	1.710	0.505	0.965	0.279	1.152	0.216
安定（理想の仕事）	0.377	0.072	1.177	0.852	0.190	0.076
収入（理想の仕事）	0.954	0.589	1.093	0.405	2.145	0.006
専門（理想の仕事）	2.328	0.133	1.018	0.060	0.372	0.807
規律型（理想の人間像）	1.495	0.064	1.016	0.712	0.940	0.224
権利型（理想の人間像）	0.870	0.261	1.007	0.328	0.724	0.412
実用型（理想の人間像）	0.919	0.230	0.944	0.544	0.556	0.226
教養型（理想の人間像）	1.288	0.101	1.107	0.212	1.026	0.687
夫唱婦随（理想の家庭）	0.785	0.176	0.844	0.632	1.056	0.192
夫婦自立（理想の家庭）	0.972	0.168	0.827	0.702	1.256	0.130
性役割分担（理想の家庭）	0.431	0.028	0.958	0.557	0.906	0.414
家庭内協力（理想の家庭）	1.637	0.035	0.991	0.483	0.958	0.482
夫婦同姓志向（男女のあり方）	0.972	0.242	0.932	0.508	0.579	0.250
秩序の維持（政治課題）	1.120	0.064	1.006	0.818	1.036	0.118
経済の発展（政治課題）	0.919	0.030	1.042	0.949	0.735	0.022
福祉の向上（政治課題）	0.881	0.021	1.033	0.943	0.838	0.036
脱物質的政策（政治課題）	1.046	0.172	1.009	0.796	1.073	0.031
署名（政治活動）	0.633	0.586	1.065	0.264	1.090	0.150
特になし（政治活動）	0.433	0.195	1.037	0.341	1.287	0.464
自国への愛着（ナショナリズム）	0.850	0.155	1.060	0.651	0.763	0.194
自国への自信（ナショナリズム）	1.129	0.003	1.026	0.826	0.768	0.171
郷土愛（ナショナリズム）	0.626	0.535	0.929	0.259	1.763	0.205
自国民中心主義（ナショナリズム）	0.903	0.093	1.024	0.774	0.963	0.133
自国への貢献（ナショナリズム）	1.179	0.285	1.058	0.332	1.085	0.383
外国への敬意（ナショナリズム）	0.737	0.104	0.954	0.560	0.937	0.336
平均値	1.028	0.219	0.997	0.508	0.984	0.272
中央値	0.936	0.170	1.009	0.526	0.974	0.225

と定義する。このような τ を参照することで、総効果モデルにおける各効果の総変化量の大小を考慮しながら検討を進める。また τ は、 $\tau^A + \tau^P + \tau^C = 1$ を満たす。

表 5.1 は、価値意識の APC 効果に関する η と τ をまとめたものである。 η の結果から順に確認すると、 η^A は平均値 1.028 と中央値 0.936、 η^P は平均値 0.997 と中央値 1.009、 η^C は平均値 0.984 と中央値 0.974 となる。このように η はおよそ 1 であり、全体としてみれば社会階層変数の有無で APC 効果の推定値は変化せず、社会階層変数の影響をほぼ受けていないこと

が読み取れる。したがって、価値意識として取り上げた 30 の変数について、高学歴化や職業分布の変化で時系列変化を考察するのは難しいことになる。また、時点間の変化を生む時代効果とコーホート効果について掘り下げると、社会階層変数が加わることで総変化量が大きく減少したものは、 $\eta < 0.5$ を基準とすればコーホート効果における「理想の仕事」の「安定」と「専門」である。確かに、何を理想の仕事と思うかが現在の職業を決めることも想定されるが、そのような因果関係も含めて現実と理想の職業のように自明で強い関連性が期待できる場合でなければ、社会階層変数は価値意識の時系列変化に対して大きく影響しなかった。

次に τ では、 τ^A が平均値 0.219 と中央値 0.170、 τ^P が平均値 0.508 と中央値 0.526、 τ^C が平均値 0.272 と中央値 0.225 となる。すなわち価値意識の全体としては、時系列変化の約半分が時代効果で占められており、その残りを年齢効果とコーホート効果で分け合う形であった。しかしコーホート効果は年齢効果よりも τ が大きいので、時系列変化を考察するときには時代効果だけでなくコーホート効果も重要であることが示された。最後に、本稿は表 5.1 を細かく議論することはないが、比較結果の読み方には注意が必要である。たとえば、コーホート効果の「収入」について η^C は大きな値であるが τ^C は非常に小さな値であるため、社会階層変数が影響したというよりも誤差の範囲と考えられる。

5.2 主成分分析を用いたトレンドの抽出

日本社会において時点間の変化が現れるとき、その原因は社会変動の影響として成員全体が変化する場合と、古いコーホートが社会から退出し新しいコーホートが参入するという人口の新陳代謝による場合の 2 つが考えられる。そこで、年齢効果を考慮した上での時代効果とコーホート効果に焦点を当てていく。なお、社会階層変数の影響を統制した実質効果モデルの中央値を用いて議論を進める。

しかしながら、時系列の変数間における相互関係を正確に分析することは容易でない。「見せかけの回帰」の問題としてよく知られるように、何の関係性もないデータ同士を回帰分析したのにもかかわらず、回帰係数は有意となるような現象が時系列のデータでは起こるからである（馬場 2018）。本稿は、時代効果やコーホート効果の概観を掴むためにピアソンの相関係数を用いるが、上記の問題により相関係数が大きくなりやすい点に注意しなければならない。

図 5.1 は、時代効果について価値意識間の相関係数を求めて三角行列に要約し、それを図示したものである。図 5.2 は、同じ操作をコーホート効果に対して行ったものとなる。また、ここでは相関係数の正負は関心とせず相関係数の大きさだけに注目するため、相関係数の絶対値が 1 に近づくとつれて黒色が濃くなり四角の図も大きくなるようにした。反対に、相関係数が 0 に近づけば白色で四角の図も小さくなる。まず図 5.2 のコーホート効果は、様々な価値意識の間で相関係数の絶対値が大きいように見える。一方、図 5.1 の時代効果は「ジェンダー規範」と他の変数との間や、「生活満足度」と「ナショナリズム」のように同じ領域に属する変数間だけでしか相関係数の絶対値が大きくなかった。もちろん、単純な相関係数では「見せかけ」の可能性があるので強く言及することは難しい。しかし全体的な傾向として、コーホート効果と比べて時代効果の共変動は小さいと考えられる。

次に、大局的なトレンドが存在するかを検討するため、価値意識の時代効果やコーホート効

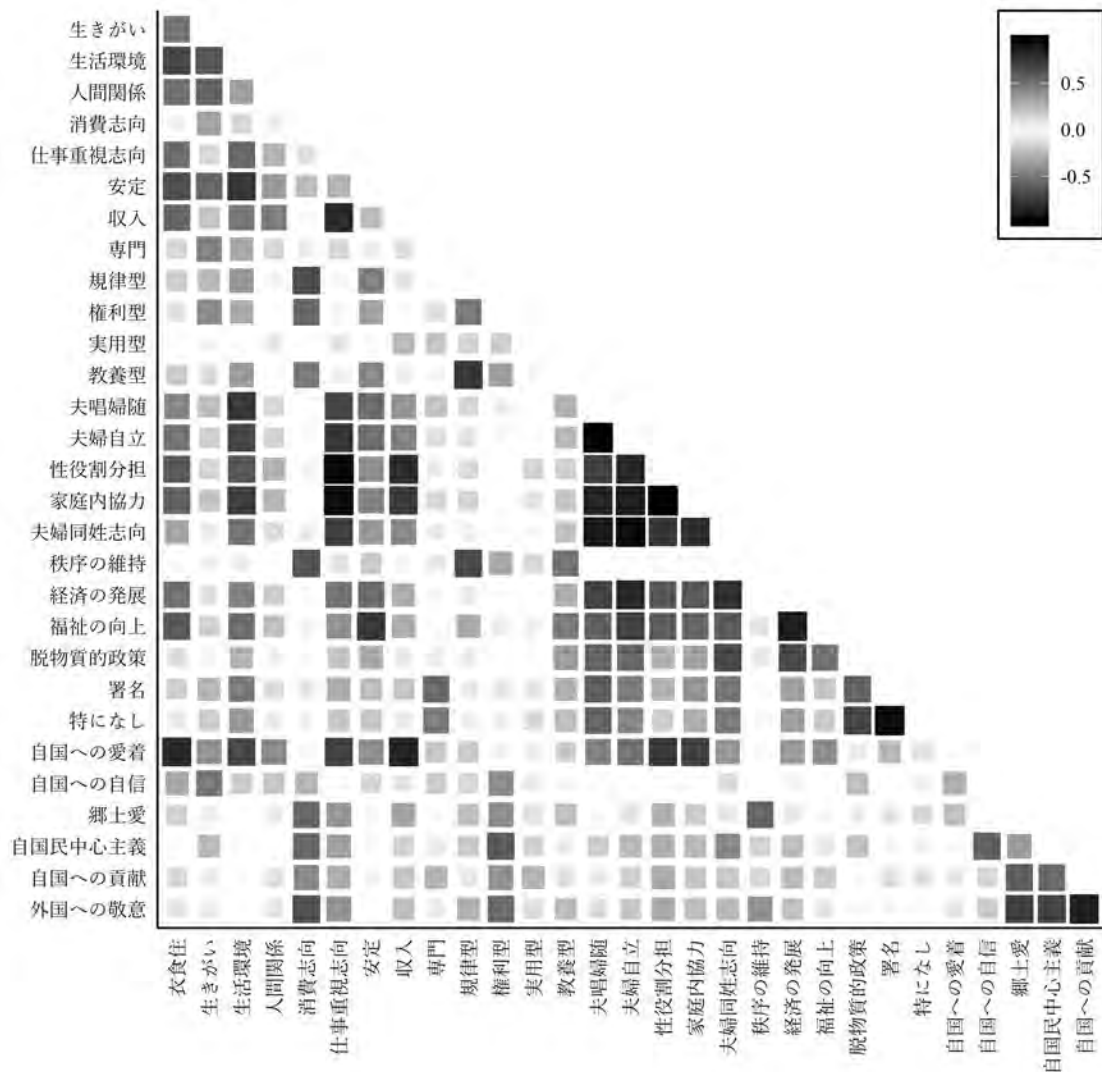


図 5.1 時代効果の相関行列

果に対して主成分分析を利用した次元削減を行う。今、図 5.1 や図 5.2 の相関行列を固有値分解すれば、固有値は最大 30 個まで得ることができる。しかし、その固有値について「どこまでの主成分がデータを説明するに有益か」を判断しなければならない。そこで本稿は、平行分析によって主成分の採用数を決定する。

平行分析とは因子分析での因子数を決める方法の 1 つであり、分析するデータと同じ変数やサンプルの数のデータを正規乱数により生成し、その相関行列の固有値を計算し比較することで、乱数データの固有値の方が大きくなる因子までを採用するものとなる（堀 2005）。つまり、実際に分析するデータと同じサイズの正規乱数行列を作成し、乱数データに現れる傾向よりも強い関連性があるところまでを重要とみなす方法である。ただし一般的な平行分析は正規乱数による人工データを生成するが、本稿の分析対象は時系列データであるため、時系列用の正規乱数を使う必要がある。具体的には、ある時点の値は前時点に正規乱数を加えたものとい

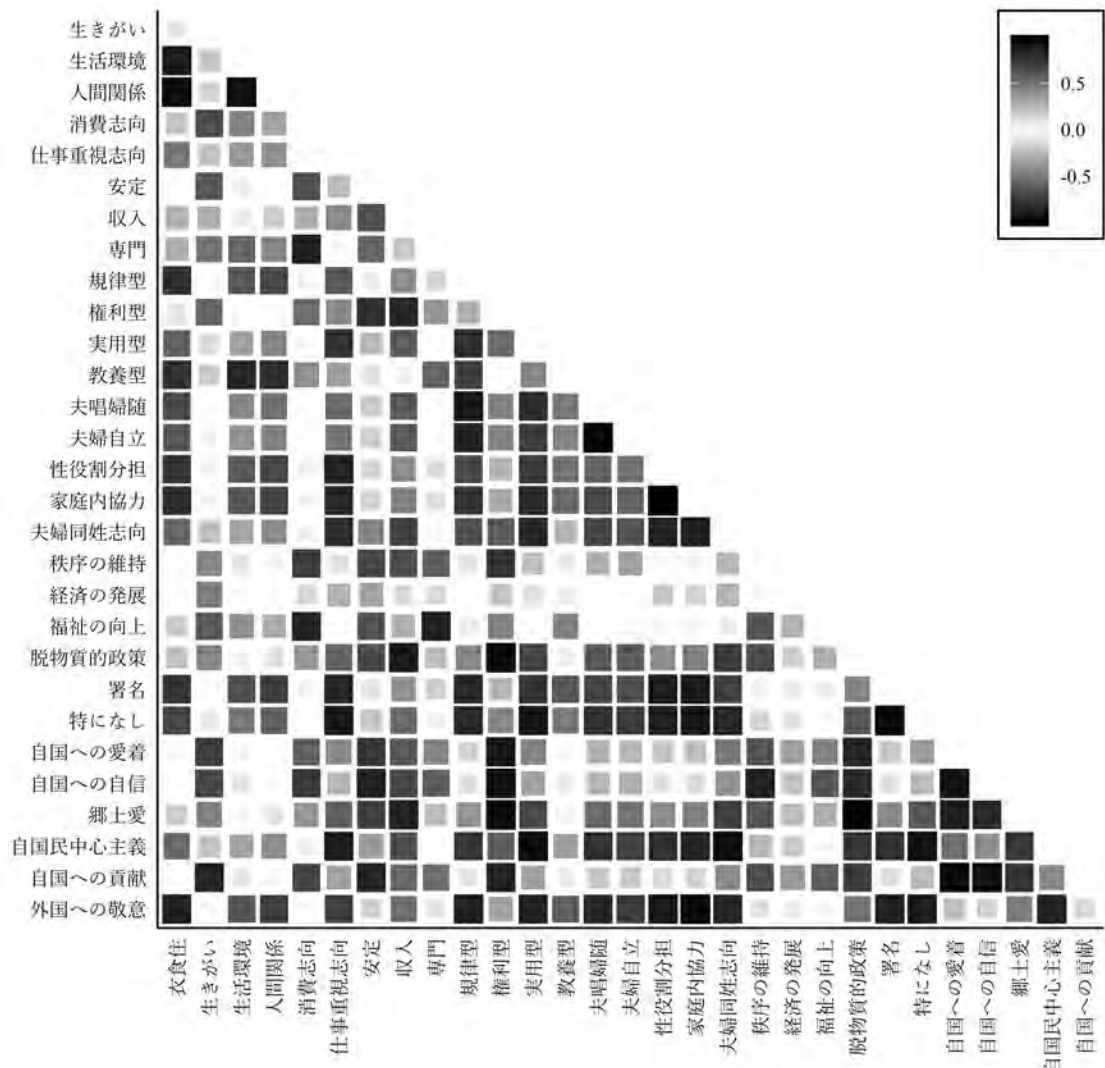


図 5.2 コーホート効果の相関行列

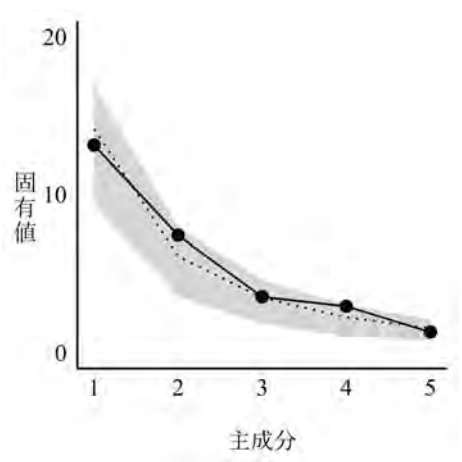


図 5.3 時代効果のスクリープロット

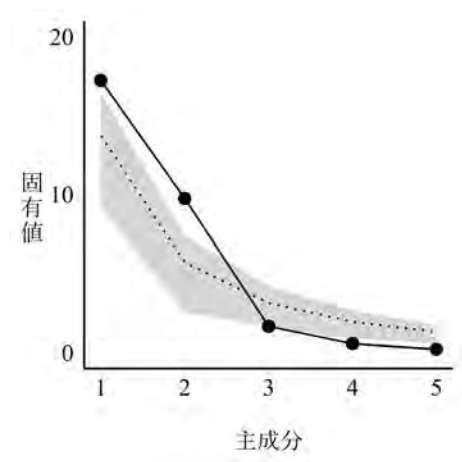


図 5.4 コーホート効果のスクリープロット

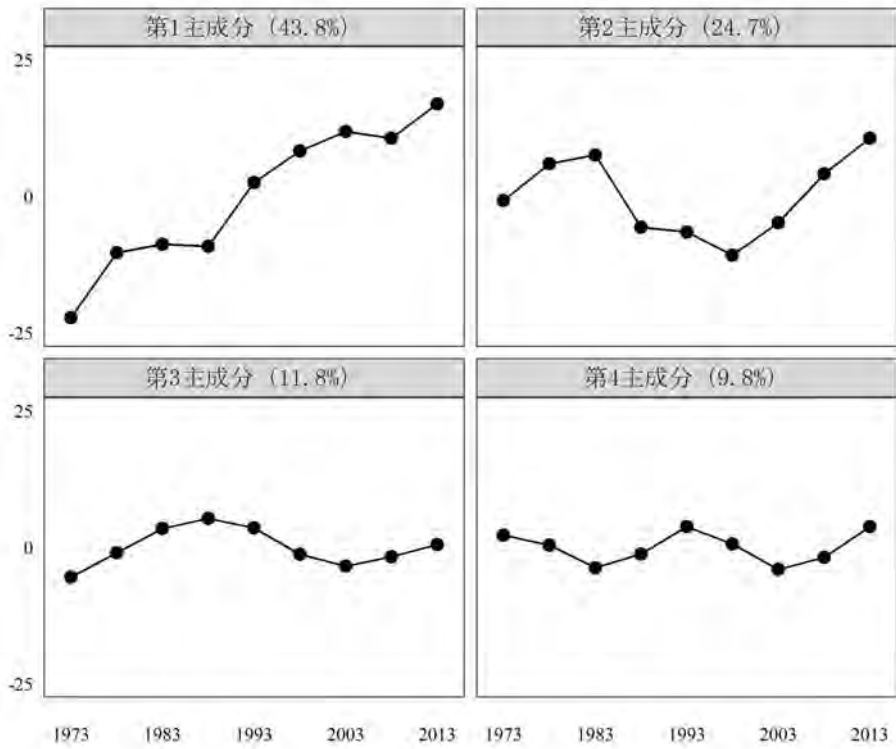


図 5.5 時代効果における各主成分の得点

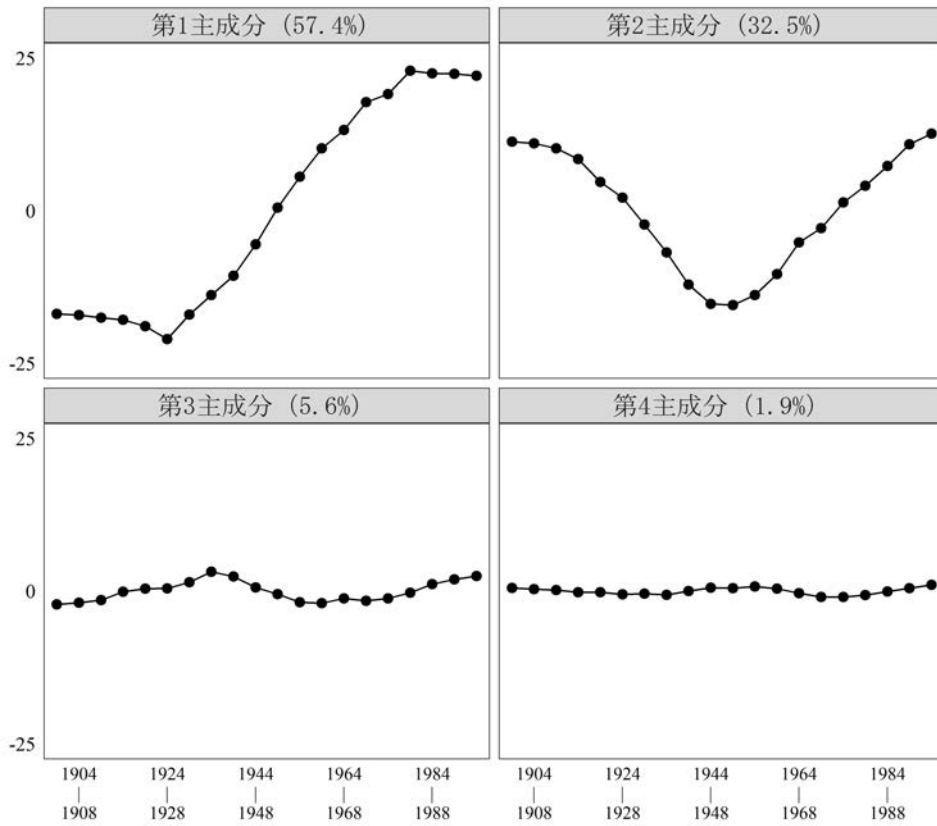


図 5.6 コーホート効果における各主成分の得点

表 5.2 それぞれの効果における各主成分への負荷量

	時代効果		コーホート効果	
	第1 主成分	第2 主成分	第1 主成分	第2 主成分
衣食住（生活満足感）	0.838	0.074	0.709	0.669
生きがい（生活満足感）	0.569	0.558	-0.460	0.763
生活環境（生活満足感）	0.915	0.315	0.499	0.840
人間関係（生活満足感）	0.581	0.039	0.595	0.762
消費志向（消費か貯蓄）	-0.099	-0.923	0.277	-0.937
仕事重視志向（仕事か余暇）	-0.880	0.378	-0.899	-0.165
安定（理想の仕事）	0.808	0.379	-0.662	0.676
収入（理想の仕事）	0.789	-0.242	0.889	-0.274
専門（理想の仕事）	-0.389	-0.341	0.113	-0.963
規律型（理想の人間像）	0.428	0.677	-0.844	-0.455
権利型（理想の人間像）	-0.179	-0.887	0.839	-0.517
実用型（理想の人間像）	-0.144	0.280	-0.951	-0.160
教養型（理想の人間像）	-0.538	-0.589	0.495	0.832
夫唱婦随（理想の家庭）	-0.932	0.016	-0.894	-0.248
夫婦自立（理想の家庭）	0.948	-0.138	0.868	0.211
性役割分担（理想の家庭）	-0.929	0.278	-0.860	-0.395
家庭内協力（理想の家庭）	0.955	-0.182	0.889	0.394
夫婦同姓志向（男女のあり方）	-0.891	0.255	-0.969	-0.051
秩序の維持（政治課題）	0.068	0.671	-0.593	0.669
経済の発展（政治課題）	0.864	-0.165	-0.378	0.379
福祉の向上（政治課題）	-0.853	-0.042	0.235	-0.916
脱物質的政策（政治課題）	-0.668	-0.025	0.928	-0.336
署名（政治活動）	-0.695	-0.281	-0.861	-0.443
特になし（政治活動）	0.615	0.250	0.945	0.272
自国への愛着（ナショナリズム）	0.843	0.012	-0.757	0.601
自国への自信（ナショナリズム）	0.120	0.539	-0.698	0.702
郷土愛（ナショナリズム）	-0.229	0.822	-0.914	0.366
自国民中心主義（ナショナリズム）	-0.312	0.852	-0.984	-0.088
自国への貢献（ナショナリズム）	-0.311	0.810	-0.684	0.699
外国への敬意（ナショナリズム）	0.315	-0.916	0.905	0.394
主成分の寄与率	0.438	0.247	0.574	0.325
ランダムウォークに従う人工データ				
主成分負荷量の絶対値（平均値）	0.628	0.377	0.618	0.364
主成分負荷量の絶対値（中央値）	0.705	0.339	0.692	0.328
主成分の寄与率（平均値）	0.472	0.206	0.458	0.192
主成分の寄与率（中央値）	0.471	0.204	0.457	0.191

う正規乱数の累積和にあたるランダムウォークを、時代効果の場合ならばサンプルサイズを 9、コーホート効果の場合ならばサンプルサイズを 20 で変数 30 個分を用意する。そして、ランダムウォークの行列を固有値分解し、固有値の大きさを保存するという処理を 2000 回繰り返すことにより、乱数データの傾向を掴む。

図 5.3 は、価値意識の時代効果を固有値分解した際に得られる固有値を実線でスクリープロットに示したものである。そして、乱数データよりも固有値が大きいかを片側検定で確認するため、ランダムウォークのシミュレーションより計算される固有値の中央値を破線、95% の値（と参考までに 0% の値）までを灰色の網掛け領域で加えている。第 5 主成分までを基準に図示すると、図 5.3 は第 1 主成分から破線の方が実線よりも固有値が大きくなる。この結果が意味するのは、時代効果の全体に現れる共変動は乱数データでの共変動と変わらないということである。言い換えれば、乱数データの相関行列であっても図 5.1 の時代効果における相関の強さと同じような傾向を示し、つまり時代効果の全体を要約するようなトレンドは存在しないことを表している。図 5.4 はコーホート効果の場合だが、そこらでは対照的に第 2 主成分まで乱数データの中央値や 95% よりも固有値が大きくなる。したがって、コーホート効果には大局的なトレンドが第 1 主成分と第 2 主成分の 2 つ存在すると示された。

具体的な主成分の特徴は、図 5.5 や図 5.6 のように主成分得点として表せる。時代効果の各主成分の得点である図 5.5 は、第 1 主成分が広義の単調増加の傾向であり、第 2 主成分は「1983 年」まで増加し「1998 年」まで減少傾向に転じて以降は増加傾向に戻るものとなる。ただし、図 5.5 の時代効果の場合は周期性というどの時系列データにも現れる特徴が、特に第 3 主成分と第 4 主成分で顕著にみられる。この点からも、時代効果の主成分が本稿のデータ特有のものであることよりも、乱数データの挙動に近いと理解できる。一方、図 5.6 のコーホート効果の場合、第 1 主成分は「1924-1928 年生まれ」から「1979-1983 年生まれ」まで増加する傾向となり、第 2 主成分が「1944-1948 年生まれ」や「1949-1953 年生まれ」を転換点とした 2 次曲線である。そして、この第 2 主成分までが本稿のデータより導かれる有益なトレンドであり、第 3 主成分以降は主成分得点からも小さな変化しかなかった。

価値意識の時代効果やコーホート効果に主成分分析を行った結果を通じて、コーホート効果は第 2 主成分までが重要な情報であり、時代効果は主成分による要約が有益でないと得られた。しかしコーホート効果の結果と比較するため、また乱数データと時代効果の傾向は類似しているかを確認するため、時代効果とコーホート効果のそれぞれ第 2 主成分までを用いて分析を続ける。

表 5.2 は、価値意識について時代効果とコーホート効果の第 1 主成分と第 2 主成分への負荷量を示したものである。さらに、これまでの平行分析に利用したランダムウォーク行列に対する計算結果の詳細も記載している。スクリープロットの結果と重複するが、コーホート効果の場合は第 2 主成分までランダムウォークに従う人工データのものより寄与率が大きくなる。しかし時代効果の場合、独立に生成したランダムウォークよりも第 1 主成分の寄与率は小さくなる。このように主成分と寄与率の関係は上記の形で支障ないが、主成分と負荷量の関係は一考しなければならない。つまり、「主成分と関連があるとみなせる負荷量の大きさはどの程度なのか」という問いである。ランダムウォークのシミュレーションでは、時代効果とコーホート

効果に共通として、第 1 主成分への負荷量の絶対値は 0.6 以上に対して第 2 主成分への負荷量の絶対値が 0.3 以上となっている。第 1 主成分に対して負荷量の絶対値が大きくなる原因は、図 5.5 や図 5.6 の主成分得点をみると、第 1 主成分には増加・減少のトレンドが含まれることだとわかる。しかし、負荷量の基準は 0.4 以上のように同じ扱いでよいのか、第 1 主成分と第 2 主成分で異なる基準を設けるべきなのか、またカットオフポイントの適切な数値についても見極める必要がある。

5.3 自己相関を考慮したトレンドの検討

本稿は価値意識と主成分の関係について、回帰モデルに主成分を投入して分析することで統計的な関連が存在するかを検証していきたい。具体的には、主成分 (Principal Component) の頭文字を用いて、時代効果における第 1 主成分の標準化得点を $Score_j^{P[PC1]}$ 、コーホート効果における第 2 主成分の標準化得点を $Score_k^{C[PC2]}$ のようにおき

$$\hat{b}_j^{P[N]} = \beta_0^P + \beta_1^P Score_j^{P[PC1]} + \beta_2^P Score_j^{P[PC2]} + \varepsilon_j^P \quad (5.6)$$

$$\hat{b}_k^{C[N]} = \beta_0^C + \beta_1^C Score_k^{C[PC1]} + \beta_2^C Score_k^{C[PC2]} + \varepsilon_k^C \quad (5.7)$$

という回帰モデルを構築する。しかし、時系列データである $\hat{b}_j^{P[N]}$ や $\hat{b}_k^{C[N]}$ に対して (5.6) や (5.7) を実行すれば、残差 ε_j^P や ε_k^C に自己相関が含まれることで最小 2 乗推定量の有効性が失われてしまう。そこで、残差に AR(1) を想定する形で自己相関を考慮した Prais-Winsten 法 (2 Step) によって (5.6) や (5.7) を推定した。

表 5.3 と表 5.4 は Prais-Winsten 法を用いた推定結果であるが、比較としてランダムウォークのシミュレーションを行った分析結果も合わせて記述している。それは平行分析と同じように、時代効果はサンプルサイズが 9、コーホート効果はサンプルサイズが 20 のランダムウォークを生成し、各主成分を回帰させたときの AR(1) や R^2 を保存する操作を 2000 回繰り返したものである。表 5.3 の時代効果からみると、価値意識の場合の AR(1) は平均値 -0.055 と中央値 -0.063 であり、 R^2 は平均値 0.698 と中央値 0.729 となる。ランダムウォークの人工データの場合、AR(1) は平均値 -0.130 と中央値 -0.114 であり、 R^2 は平均値 0.627 と中央値 0.693 となる。これらを比べると、各主成分を回帰させたときの時代効果の全体的な傾向はランダムウォークによる人工データの傾向と大きな差異はないことがわかる。

さて、これまでは時代効果とコーホート効果を同条件で比較するため同一の変数を用いて分析を行ってきた。しかし APC 分析の 95% 信用区間を確認すると、変化していないと扱べき変数がいくつか存在する。そこで、95% 信用区間がすべて重なっているものを「効果なし」と扱い、時代効果では「専門」の変数の議論から取り除く。表 5.3 について、第 1 主成分は「ジェンダー規範」領域の変数で統計的に有意となったが、他の領域では有意となる変数が疎らである。また第 2 主成分は「ナショナリズム」領域の変数で統計的に有意であるが、「ジェンダー規範」や「政治意識」の領域など多くの変数が有意とならなかった。

次に、表 5.4 のコーホート効果の分析結果を確認する。ランダムウォークの人工データの場合、AR(1) は平均値 0.345 と中央値 0.379 であり、 R^2 は平均値 0.490 と中央値 0.503 となる。表 5.3 の時代効果の人工データと比較すれば、サンプルサイズの増加に伴い R^2 は減少するが

表 5.3 時代効果における Prais-Winsten 法を用いた各主成分の検証

	第1主成分		第2主成分		AR(1)	R ²
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		
衣食住（生活満足感）	0.935	0.244 **	0.132	0.227	0.263	0.723
生きがい（生活満足感）	0.535	0.227	0.549	0.231	-0.127	0.640
生活環境（生活満足感）	0.916	0.097 **	0.320	0.098 *	-0.106	0.942
人間関係（生活満足感）	0.464	0.259	-0.010	0.266	-0.306	0.357
消費志向（消費か貯蓄）	-0.102	0.105	-0.927	0.108 **	-0.495	0.924
仕事重視志向（仕事か余暇）	-0.873	0.122 **	0.377	0.121 *	0.063	0.908
安定（理想の仕事）	0.749	0.125 **	0.399	0.129 *	-0.443	0.872
収入（理想の仕事）	0.789	0.225 *	-0.248	0.227	-0.040	0.694
専門（理想の仕事）	-0.387	0.332	-0.329	0.336	-0.085	0.273
規律型（理想の人間像）	0.456	0.224	0.694	0.228 *	-0.139	0.681
権利型（理想の人間像）	-0.162	0.104	-0.900	0.107 **	-0.635	0.922
実用型（理想の人間像）	-0.212	0.306	0.232	0.316	-0.339	0.167
教養型（理想の人間像）	-0.579	0.214 *	-0.597	0.220 *	-0.209	0.695
夫唱婦随（理想の家庭）	-0.936	0.145 **	0.012	0.146	-0.027	0.874
夫婦自立（理想の家庭）	0.962	0.104 **	-0.124	0.106	-0.165	0.936
性役割分担（理想の家庭）	-0.939	0.092 **	0.278	0.093 *	-0.115	0.951
家庭内協力（理想の家庭）	0.987	0.079 **	-0.168	0.081	-0.258	0.965
夫婦同姓志向（男女のあり方）	-0.830	0.172 **	0.312	0.154	0.359	0.806
秩序の維持（政治課題）	0.068	0.302	0.671	0.302	0.002	0.454
経済の発展（政治課題）	0.868	0.198 **	-0.164	0.197	0.036	0.767
福祉の向上（政治課題）	-0.848	0.208 **	-0.042	0.209	-0.038	0.735
脱物質的政策（政治課題）	-0.672	0.359	0.022	0.313	0.411	0.372
署名（政治活動）	-0.688	0.278 *	-0.282	0.275	0.052	0.548
特になし（政治活動）	0.578	0.341	0.227	0.321	0.238	0.378
自国への愛着（ナショナリズム）	0.859	0.241 *	0.058	0.230	0.184	0.685
自国への自信（ナショナリズム）	0.266	0.392	0.659	0.344	0.396	0.435
郷土愛（ナショナリズム）	-0.267	0.241	0.759	0.223 *	0.278	0.669
自国民中心主義（ナショナリズム）	-0.235	0.195	0.893	0.177 **	0.320	0.810
自国への貢献（ナショナリズム）	-0.289	0.181	0.800	0.184 **	-0.172	0.788
外国への敬意（ナショナリズム）	0.265	0.055 **	-0.913	0.056 **	-0.559	0.982
平均値					-0.055	0.698
中央値					-0.063	0.729
ランダムウォークに従う人工データ						
平均値					-0.130	0.627
中央値					-0.114	0.693

** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

表 5.4 コーホート効果における Prais-Winsten 法を用いた各主成分の検証

	第1主成分			第2主成分			AR(1)	R ²
	Coef.	S.E.		Coef.	S.E.			
衣食住（生活満足感）	0.732	0.108	**	0.672	0.093	**	0.687	0.858
生きがい（生活満足感）	-0.605	0.368		0.875	0.243	**	0.912	0.486
生活環境（生活満足感）	0.513	0.080	**	0.836	0.076	**	0.488	0.908
人間関係（生活満足感）	0.615	0.097	**	0.779	0.092	**	0.484	0.871
消費志向（消費か貯蓄）	0.278	0.072	**	-0.931	0.070	**	0.354	0.919
仕事重視志向（仕事か余暇）	-0.795	0.202	**	-0.146	0.168		0.741	0.492
安定（理想の仕事）	-0.660	0.123	**	0.651	0.115	**	0.490	0.778
収入（理想の仕事）	0.924	0.194	**	-0.209	0.158		0.763	0.568
専門（理想の仕事）	0.138	0.101		-0.947	0.093	**	0.560	0.861
規律型（理想の人間像）	-0.854	0.114	**	-0.429	0.105	**	0.580	0.813
権利型（理想の人間像）	0.841	0.045	**	-0.516	0.045	**	0.096	0.965
実用型（理想の人間像）	-0.937	0.109	**	-0.151	0.099		0.592	0.818
教養型（理想の人間像）	0.481	0.101	**	0.805	0.093	**	0.558	0.854
夫唱婦随（理想の家庭）	-0.939	0.165	**	-0.264	0.137		0.742	0.669
夫婦自立（理想の家庭）	0.868	0.212	**	0.196	0.166		0.797	0.494
性役割分担（理想の家庭）	-0.821	0.137	**	-0.373	0.116	**	0.715	0.738
家庭内協力（理想の家庭）	0.882	0.106	**	0.388	0.089	**	0.722	0.842
夫婦同姓志向（男女のあり方）	-0.967	0.099	**	-0.035	0.090		0.592	0.848
秩序の維持（政治課題）	-0.636	0.235	*	0.645	0.174	**	0.844	0.535
経済の発展（政治課題）	-0.315	0.366		0.446	0.324		0.652	0.129
福祉の向上（政治課題）	0.245	0.123		-0.923	0.116	**	0.489	0.797
脱物質的政策（政治課題）	0.937	0.049	**	-0.332	0.048	**	0.259	0.961
署名（政治活動）	-0.841	0.097	**	-0.457	0.090	**	0.531	0.858
特になし（政治活動）	0.926	0.071	**	0.282	0.066	**	0.537	0.917
自国への愛着（ナショナリズム）	-0.759	0.106	**	0.592	0.097	**	0.573	0.837
自国への自信（ナショナリズム）	-0.705	0.051	**	0.700	0.048	**	0.470	0.958
郷土愛（ナショナリズム）	-0.917	0.060	**	0.350	0.058	**	0.387	0.939
自国民中心主義（ナショナリズム）	-0.979	0.065	**	-0.070	0.060		0.564	0.930
自国への貢献（ナショナリズム）	-0.662	0.106	**	0.717	0.089	**	0.729	0.860
外国への敬意（ナショナリズム）	0.916	0.057	**	0.397	0.055	**	0.424	0.949
平均値							0.578	0.782
中央値							0.568	0.851
ランダムウォークに従う人工データ								
平均値							0.345	0.490
中央値							0.379	0.503

** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AR(1)は増加する特徴が示される¹⁰⁾。しかし、表5.4のコホート効果における価値意識の場合、時代効果よりもサンプルサイズが大きくなったにもかかわらず R^2 は平均値0.782と中央値0.851のように増加している。したがって、コホート効果は第1主成分と第2主成分によって大きく説明できることが読み取れる。

ここで時代効果と同じように、コホート効果でもAPC分析の95%信用区間がすべて重なっている「安定」「収入」「脱物質的政策」を議論から除外する。それを踏まえて表5.4をみると、第1主成分と第2主成分の両方において「生活満足感」「ライフスタイル志向」「ジェンダー規範」「政治意識」「ナショナリズム」といったすべての領域の変数で統計的に有意となり、時代効果とは異なって多くの変数と包括的に関連することが示された。

最後に、表5.2の各主成分の負荷量についてどこにカットオフポイントを設けるべきかを検討したい。主成分負荷量の絶対値について、ランダムウォークに従う人工データの平均値と中央値の中間を採用するとき、第1主成分は0.650、第2主成分は0.350程度の数値となる。この基準ならば取り除いた変数を考慮すると、時代効果において第1主成分と関連するのは16個、第2主成分と関連するのは14個であり、コホート効果において第1主成分と関連するのは18個、第2主成分と関連するのは20個である。一方、表5.3や表5.4で統計的に有意となった変数は、時代効果の場合で第1主成分は16個、第2主成分は12個となり、コホート効果の場合で第1主成分は23個、第2主成分は20個となる。もちろん、自己相関の扱いなど同じモデルではないためまったく等しくはならないが、表5.2の負荷量のカットオフポイントは第1主成分が0.650、第2主成分は0.350という数値が適当なのではないかと考えられる。

6 考察

本稿は、価値意識の時系列変化を年齢・時代・コホートの3効果から理解することを目的とした。そしてInglehartの自己表出志向に関連する価値意識を取り上げて、これらに大局的な変化のトレンドが存在するかを検証してきた。

「日本人の意識」調査を用いて価値意識のAPC分析を行った結果、以下のことがわかった。まず社会階層変数は、統計的に0でない効果を持っているかもしれないが、価値意識のAPC効果を大きく説明することはなかった。すなわち、高学歴化や職業分布の変化によって価値意識の時系列変化を解釈することは難しいといえる。そして年齢効果を考慮した上で、時系列変化を生む要因について主成分分析を行った結果、時代効果は乱数データと類似する程度の共変動しかなかったのに対し、コホート効果では大局的なトレンドを抽出することができた。これは、価値意識の時代効果はそれぞれ個別具体的に理解すべきものであるが、価値意識のコホート効果には何らかの共通するメカニズムが存在することを示唆している。つまり「時代論」よりも「世代論」の方が、日本社会の時系列変化には適すると考えられる。この点について、本稿はInglehartの価値変動論を検証する方針ではないが、「コホート効果の重要性」や「コホート間における価値意識のシンドローム」は示すことができただろう。

そのコホート効果のトレンドは2つあり、1つは図5.6の第1主成分のように古いコホートから新しいコホートにかけて変わり続けている傾向である。もう1つは図5.6の第2主成分のように「1944-1953年生まれ」を転換点とした2次曲線の変化である。この転換点に

あたるコーホートは、「全共闘世代」と呼ばれる人々となる（長山 2014）。表 5.4 の分析結果を確認しても、「政治活動」の「署名」や「特になし」で第 2 主成分が統計的に有意となる。その結果を読み解くと、「1944-1953 年生まれ」の人々が何らかの政治的活動に最も参加していた傾向となるため、第 2 主成分は全共闘世代を転換点とした変化であることが支持される。

また、全共闘世代を転換点とした 2 次曲線の変化は「若者の保守化」という現象を理解するのも役に立つ。ただし、本稿は「若者」を「出生年が新しい」というコーホート効果の意味で扱うことにする¹¹⁾。ここで、全共闘世代を転換点とした 2 次曲線の変化が存在するということは、戦前コーホートと最も新しいコーホートに類似した特徴があることを意味している。すなわち、かつて戦前コーホートだけと思われていた「伝統的・保守的」な特徴が再び新しいコーホートに現れたのなら、人々はそれを「保守回帰」のように感じるだろう。たとえば表 5.4 の分析結果をみると、「ナショナリズム」領域の「自国への自信」や「自国への貢献」は第 2 主成分が統計的に有意となることなどがあげられる。しかしながら、このような現象は「若者や新しいコーホートに変化が現れた」のように表面的に解釈するのではなく、2 次曲線の大きな変化であることを把握して議論すべきである。

最後に、本稿の議論を要約しておきたい。APC 分析を行うことで得られた知見は、日本社会における価値意識の時系列変化が、他の価値意識とは共変動を持たないランダムな挙動の時代効果と、多様な価値意識の間で共変動するようなトレンドが存在するコーホート効果の混合により生じていることである。ここで重要なのは、変化量自体が最も大きいのは時代効果という点である。もちろん、「日本人の意識」調査の特性や調査期間が長くなれば時代効果とコーホート効果の変化量は増加することも考えられるが、表 5.1 より総変化量に占める時代効果の割合 τ^P は約 50% となっている。つまり、時系列変化における総変化量の中で、およそ半分が他の価値意識と共通するメカニズムを持たない変化である。このように時系列変化は、まったく性質が違う効果が合わさって形成されるため、異なる時点間に現れる変化を安易に解釈するならば、誤った結論を導く可能性があり知見の蓄積にもならないといえる。したがって、価値意識の時系列変化を議論するならば、まず APC 分析によって各効果を分離しなければならない点を改めて強調しておきたい。

7 補論

コーホート効果の補足的な分析として、Inglehart の価値変動論について少し言及したい。ただし、社会階層変数の影響は小さいため「人間発達の過程」のような社会経済的な発展の全体を扱うのではなく、価値意識と経済状況の關係に焦点を当てる。

さて、経済状況を表す指標は様々なものがあげられる。その中でも本稿は、過去から現在まで長期的な数値が取得しやすい点や Inglehart も分析した点を考慮して、「実質 GDP（国内総生産）」を用いる。本稿のようなコーホート効果を検討する場合、最も古いコーホートは 1899 年生まれとなる。そのような過去の GDP など集計されていないが、経済学者の A. Maddison は推定値も含めて世界中の国の GDP を 1820 年から 1990 年代まで算出しているため（Maddison 1995=2000）、それを利用する。1890 年から 1960 年までを Maddison の数値、1961 年から 2018 年までを世界銀行の数値として合算し（World Bank 2019）、2018 年の実質 GDP を 1 と

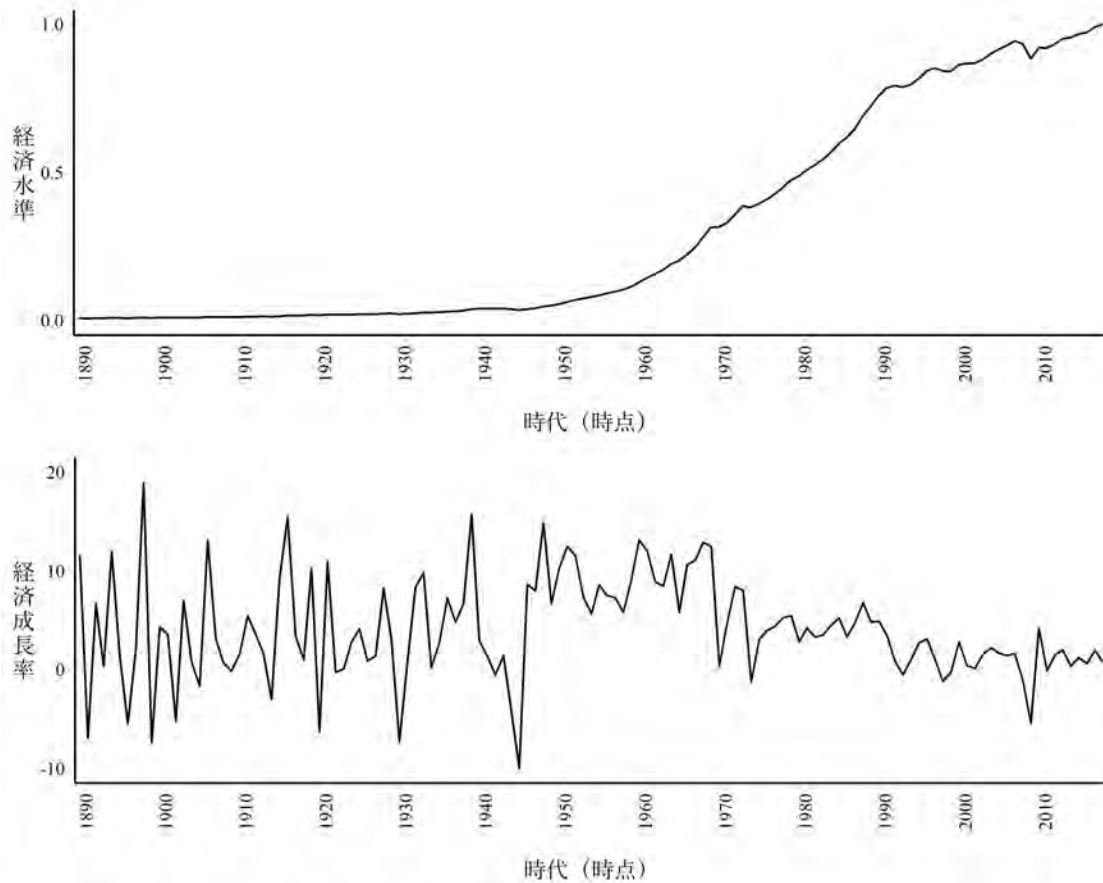


図 7.1 時代間における経済状況の推移

した場合の経済水準の変化を示せば図 7.1 となる。また同時に実質 GDP の変化率も計算し、図 7.1 には経済成長率の変化も合わせて図示した¹²⁾。図 7.1 の経済状況は、1950 年代以降で経済水準が向上し続けており、経済成長率では戦後から 1970 年代の石油危機までマイナス成長のない高度経済成長や、1970 年から 1990 年代のバブル経済の崩壊までの経済安定期、そして 1990 年代以降の経済停滞期が表れている。

Inglehart の欠乏仮説と社会化仮説を合わせると、人格が形成される未成人期の経済状況を反映する形で価値意識が決まることを意味する。この操作化もいろいろな基準が想定できるが、本稿は未成人期を 0 歳から 19 歳までとしてその経済状況の平均値を「未成人期の経済状況」と扱う。具体例をあげれば、図 7.1 の 1900 年から 1919 年までの経済水準の平均値を計算し、それを「1900 年生まれ」の経済水準の数値とみなすのである。同様の操作化を経済成長率の場合にも行い、コーホート間について未成人期の経済状況を示したものが図 7.2 となる。図 7.2 より経済水準は、出生年が新しくなるにつれて未成人期の経済水準は向上していく様子がわかる。一方で経済成長率は、1940 年から 1950 年代生まれ頃で未成人期の経済成長率がピークに達する。これは、そのコーホートが未成人期の中に高度経済成長を最も享受できたことに由来すると考えられる。

「日本人の意識」調査ではコーホートの区分が 5 年間隔なため、「1899-1903 年生まれ」の

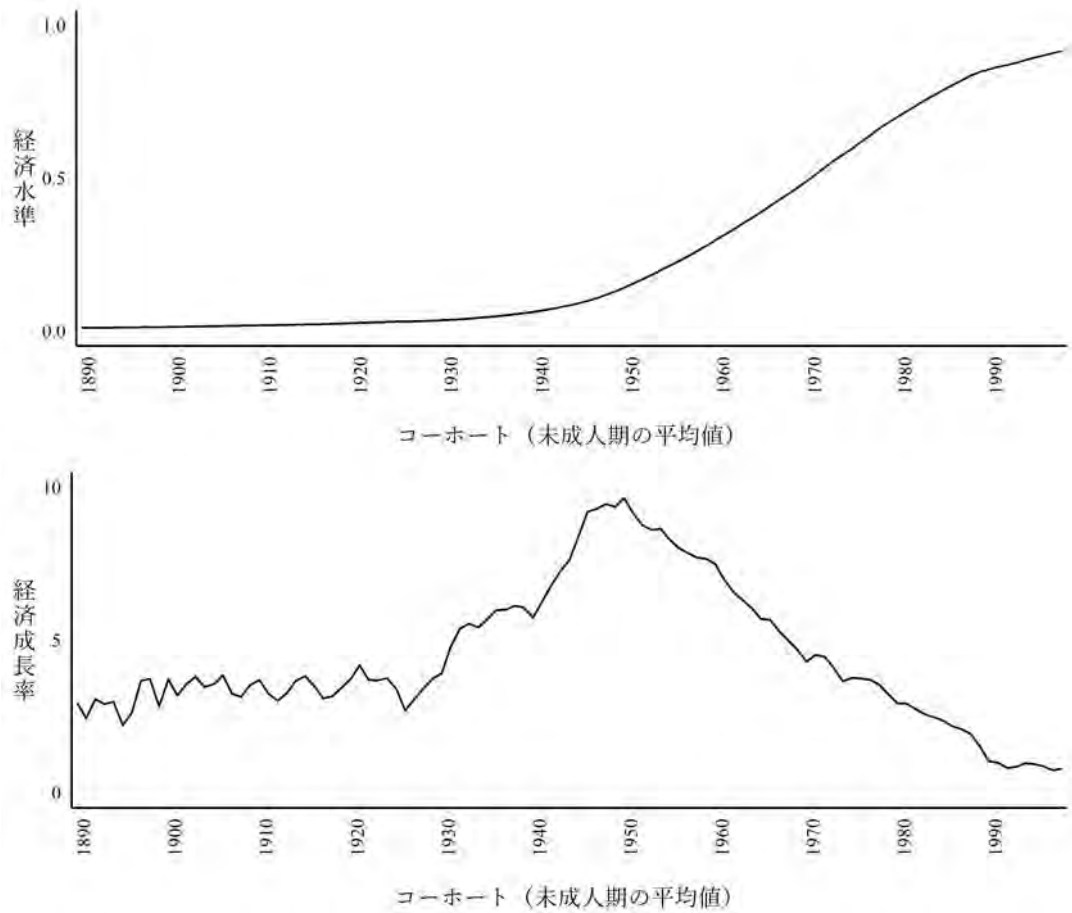


図 7.2 コーホート間における経済状況の推移

数値は図 7.2 の 1899 年から 1903 年までの平均値を当てはめることで対処する。そして、経済水準 (Level) と経済成長率 (Growth Rate) の頭文字を用いて、図 7.2 の経済水準の平均値について標準化したものを $GDP_k^{C[L]}$ 、図 7.2 の経済成長率の平均値について標準化したものを $GDP_k^{C[GR]}$ とおき、(5.7) の主成分の代わりに

$$\hat{b}_k^{C[N]} = \beta_0^C + \beta_1^C GDP_k^{C[L]} + \beta_2^C GDP_k^{C[GR]} + \varepsilon_k^C \quad (7.1)$$

という回帰モデルを作成する。ここでも残差の問題が生じるため、同じく Prais-Winsten 法により推定を行った。

表 7.1 は、(7.1) を Prais-Winsten 法を用いて分析した結果となり、表 5.4 の場合と同様に「安定」「収入」「脱物質的政策」を議論から除外する。表 7.1 の「未成人期の経済水準」について統計的に有意な変数をいくつか取り上げれば、正の効果は「衣食住」「生活環境」「人間関係」「消費志向」「専門」「権利型」「教養型」「夫婦自立」「家庭内協力」「福祉の向上」「外国への敬意」であり、負の効果は「仕事重視志向」「規律型」「実用型」「夫唱婦随」「性役割分担」「夫婦同姓志向」「秩序の維持」「自国への愛着」「自国への自信」「郷土愛」「自国民中心主義」「自国への貢献」となる。これらの変数らは「経済水準の向上による自己表出志向化」という Inglehart の理論と整合的な結果である。次に「未成人期の経済成長率」に関しても同様に取り上げると、

表 7.1 Prais-Winsten 法を用いたコーホート間における経済状況の検討

	未成人期の 経済水準		未成人期の 経済成長率		AR(1)	R ²
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		
衣食住（生活満足感）	0.717	0.142 **	-0.333	0.123 *	0.638	0.784
生きがい（生活満足感）	-0.305	0.313	-0.790	0.239 **	0.763	0.420
生活環境（生活満足感）	0.452	0.188 *	-0.490	0.164 **	0.633	0.632
人間関係（生活満足感）	0.556	0.179 **	-0.463	0.161 *	0.579	0.676
消費志向（消費か貯蓄）	0.465	0.173 *	0.915	0.160 **	0.529	0.662
仕事重視志向（仕事か余暇）	-0.634	0.287 *	-0.081	0.206	0.803	0.243
安定（理想の仕事）	-0.890	0.087 **	-0.962	0.087 **	0.188	0.901
収入（理想の仕事）	1.072	0.135 **	0.501	0.123 **	0.559	0.785
専門（理想の仕事）	0.365	0.164 *	0.927	0.146 **	0.599	0.713
規律型（理想の人間像）	-0.833	0.071 **	0.234	0.070 **	0.250	0.935
権利型（理想の人間像）	1.034	0.093 **	0.762	0.091 **	0.243	0.889
実用型（理想の人間像）	-0.885	0.158 **	-0.013	0.129	0.705	0.700
教養型（理想の人間像）	0.350	0.092 **	-0.711	0.090 **	0.330	0.891
夫唱婦随（理想の家庭）	-1.007	0.088 **	-0.008	0.083	0.494	0.909
夫婦自立（理想の家庭）	1.006	0.148 **	0.060	0.122	0.698	0.763
性役割分担（理想の家庭）	-0.736	0.219 **	0.024	0.163	0.782	0.478
家庭内協力（理想の家庭）	0.830	0.192 **	-0.023	0.138	0.805	0.592
夫婦同姓志向（男女のあり方）	-0.996	0.156 **	-0.316	0.129 *	0.696	0.704
秩序の維持（政治課題）	-0.847	0.230 **	-0.692	0.174 **	0.770	0.533
経済の発展（政治課題）	-0.313	0.372	-0.648	0.325	0.629	0.190
福祉の向上（政治課題）	0.507	0.106 **	1.072	0.103 **	0.334	0.864
脱物質的政策（政治課題）	1.090	0.084 **	0.602	0.081 **	0.368	0.909
署名（政治活動）	-0.747	0.180 **	0.170	0.151	0.681	0.641
特になし（政治活動）	0.843	0.151 **	-0.042	0.117	0.752	0.715
自国への愛着（ナショナリズム）	-0.805	0.188 **	-0.707	0.158 **	0.678	0.608
自国への自信（ナショナリズム）	-0.860	0.129 **	-0.819	0.113 **	0.632	0.795
郷土愛（ナショナリズム）	-1.024	0.116 **	-0.551	0.107 **	0.530	0.823
自国民中心主義（ナショナリズム）	-0.956	0.166 **	-0.218	0.116	0.817	0.653
自国への貢献（ナショナリズム）	-0.743	0.164 **	-0.801	0.137 **	0.685	0.696
外国への敬意（ナショナリズム）	0.937	0.115 **	-0.038	0.100	0.637	0.841
平均値					0.594	0.698
中央値					0.635	0.708
ランダムウォークに従う人工データ						
平均値					0.347	0.479
中央値					0.369	0.483

** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

正の効果は「消費志向」「専門」「権利型」「福祉の向上」であり、負の効果は「夫婦同姓志向」「秩序の維持」「自国への愛着」「自国への自信」「郷土愛」「自国への貢献」となる。同じく、以上の変数らも「経済成長率の上昇による自己表出志向化」という関係に整合的である。すなわち、図 5.6 の第 1 主成分を経済発展のような経済水準の変化、図 5.6 の第 2 主成分を景気変動のような経済成長率の変化と想定すれば、経済状況が良い場合に自己表出志向化するという関係によって多くの変数を説明することができる。

しかし、Inglehart の予測に当てはまらないものもあり、未成人期の経済水準では「署名」「特になし」のような「政治活動」の変数が理論と異なる。また未成人期の経済成長率では、「衣食住」「生きがい」「生活環境」「人間関係」のような「生活満足感」領域、「規律型」「教養型」のような「理想の人間像」の変数において理論と違う傾向を示している。これらの変数をどのように扱うべきかについては、今後の課題として別の機会に議論したい。

さて、Inglehart は未成人期の経済水準を重視してきたが、本稿の分析では未成人期の経済成長率も重要であると示唆された。この点について 1 点の補足を行う。Inglehart が「静かなる革命」のようにはじめてコーホート効果に注目した 1970 年代では、経済水準の向上と経済成長率の上昇の 2 つを当時の若いコーホートは経験していたため、両者の影響を区別することが難しかった。そして、その後の Inglehart の研究は国際比較分析へと視点を移すため、国家間の比較では経済水準そのものによる影響が大きかったことが、Inglehart が経済成長率に関心を向けなかった原因だと考えられる。しかし、本稿では 1 国の時系列変化を精緻に APC 分析したことによって、未成人期の経済成長率が影響する可能性を見い出せたといえる。

もちろん本稿の分析だけでは、本当に経済状況がコーホート効果を生じさせる要因ということ結論づけることはできない。特に図 5.6 の第 1 主成分のような単に増加する傾向ならば、別の原因を想定しても同じような分析結果が得られるからである。その点は Inglehart 自身も認めているように、経済発展が始まったような国や社会体制が崩壊したような国などの様々な国家について数十年間のデータを収集し、国際比較による APC 分析を行うことでしか、正確に Inglehart の命題の真偽を判断することはできない。そのため本稿の立場では、「未成人期の経済成長率」がコーホート効果生む要因の 1 つという可能性を示唆するにとどまりたい¹³⁾。また、今回の分析は試験的に検討したのみであり、GDP を全人口や労働人口で割るべきなど経済状況の指標作成についてはまだまだ工夫が必要だと考えられるため、それらはこれから考察を重ねていきたい。

8 付録

8.1 ベイズモデルの Stan スクリプト

以下の Stan スクリプトは、本稿で利用した APC 分析のベイズモデル（正規分布）を簡易的にしたものとなる。各効果のゼロ和制約は Stan 上で行っているため、デザイン行列の基準カテゴリーは不要である。

```
1 data {
2   int N;
3   int I;
4   int J;
5   int K;
6   int L;
7   matrix[N, I+J+K+L] X;
8   vector[N] Y;
9 }
10
11 parameters {
12   vector[I-1] b_A_raw;
13   vector[J-1] b_P_raw;
14   vector[K-1] b_C_raw;
15   vector[L] b_O;
16   real<lower=0> sig;
17   real<lower=0> sig_A;
18   real<lower=0> sig_P;
19   real<lower=0> sig_C;
20 }
21
22 transformed parameters {
23   vector[I] b_A;
24   vector[J] b_P;
25   vector[K] b_C;
26   vector[I+J] ap;
27   vector[K+L] co;
28   vector[I+J+K+L] b;
29   vector[N] mu;
30
31   b_A[1:(I-1)] = b_A_raw[1:(I-1)];
32   b_A[I] = - sum(b_A_raw[1:(I-1)]);
33   b_P[1:(J-1)] = b_P_raw[1:(J-1)];
34   b_P[J] = - sum(b_P_raw[1:(J-1)]);
35   b_C[1:(K-1)] = b_C_raw[1:(K-1)];
36   b_C[K] = - sum(b_C_raw[1:(K-1)]);
37
38   ap = append_row(b_A, b_P);
39   co = append_row(b_C, b_O);
40   b = append_row(ap, co);
41   mu = X*b;
42 }
43
44 model {
45   Y ~ normal(mu, sig);
46   b_A[2:I] ~ normal(b_A[1:(I-1)], sig_A);
47   b_P[2:J] ~ normal(b_P[1:(J-1)], sig_P);
48   b_C[2:K] ~ normal(b_C[1:(K-1)], sig_C);
49 }
```

8.2 価値意識の記述的な時系列変化

価値意識が連続変数ならば平均値，離散変数ならば割合（%）で図示している。

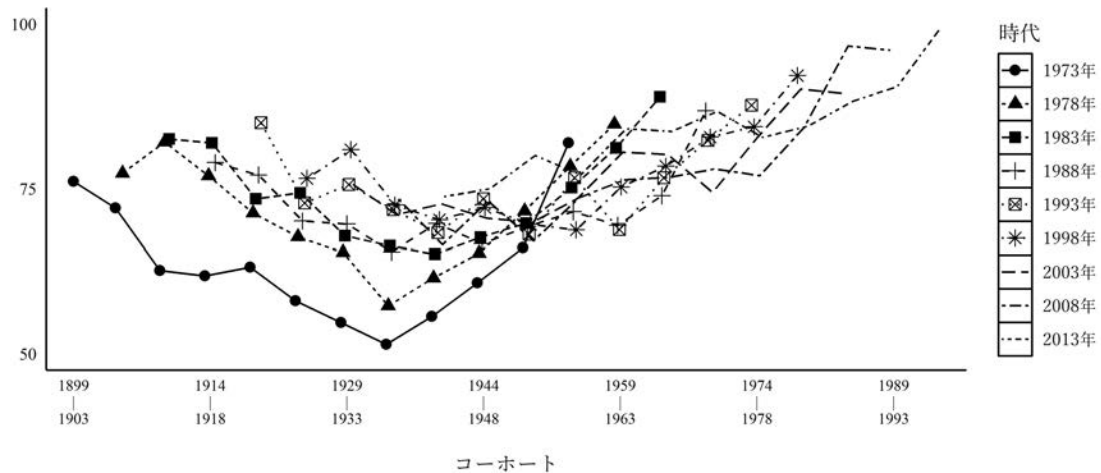


図 8.1 「衣食住」(生活満足感)の時点間比較

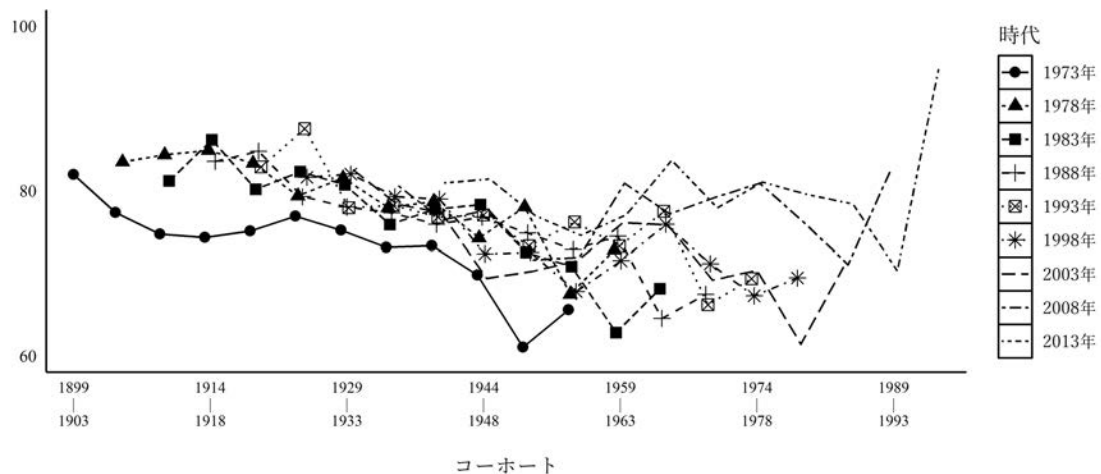


図 8.2 「生きがい」(生活満足感)の時点間比較

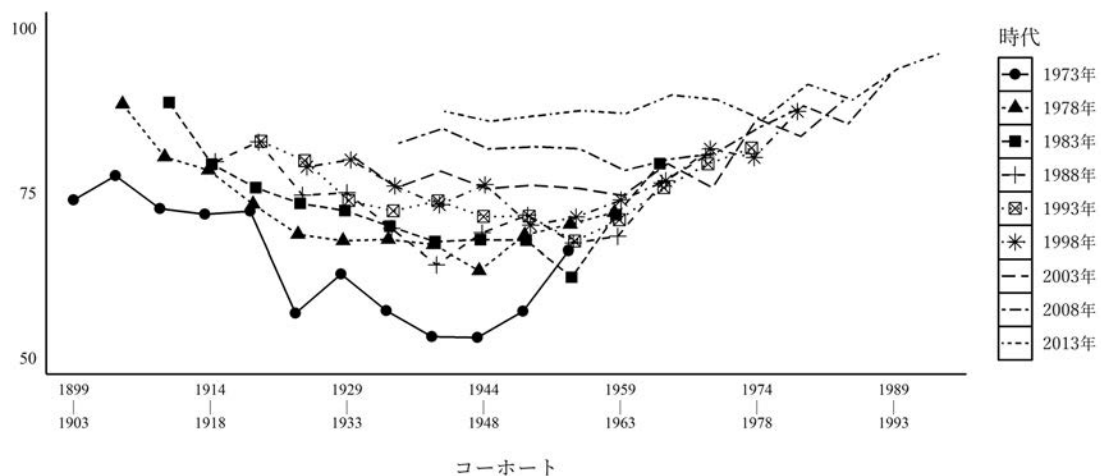


図 8.3 「生活環境」(生活満足感)の時点間比較

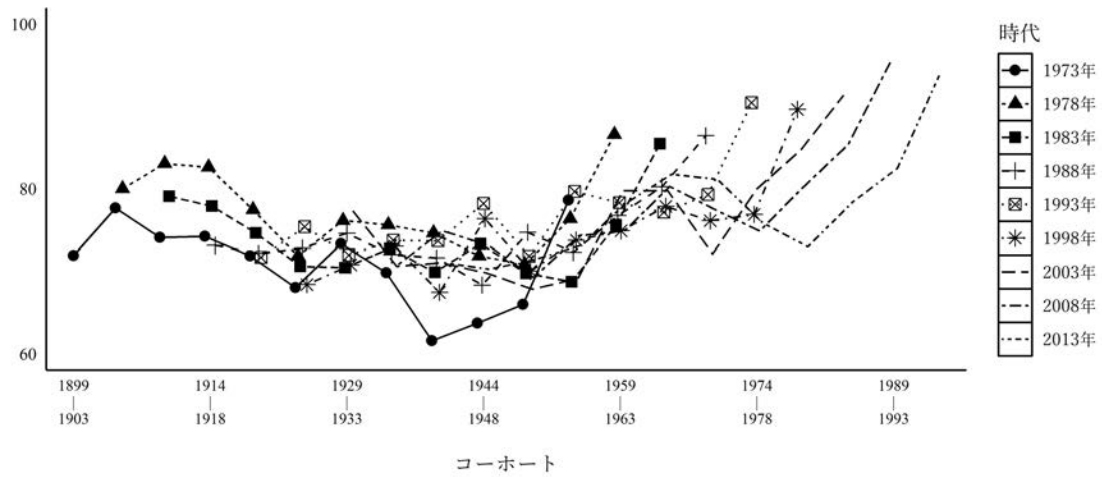


図 8.4 「人間関係」(生活満足感)の時点間比較

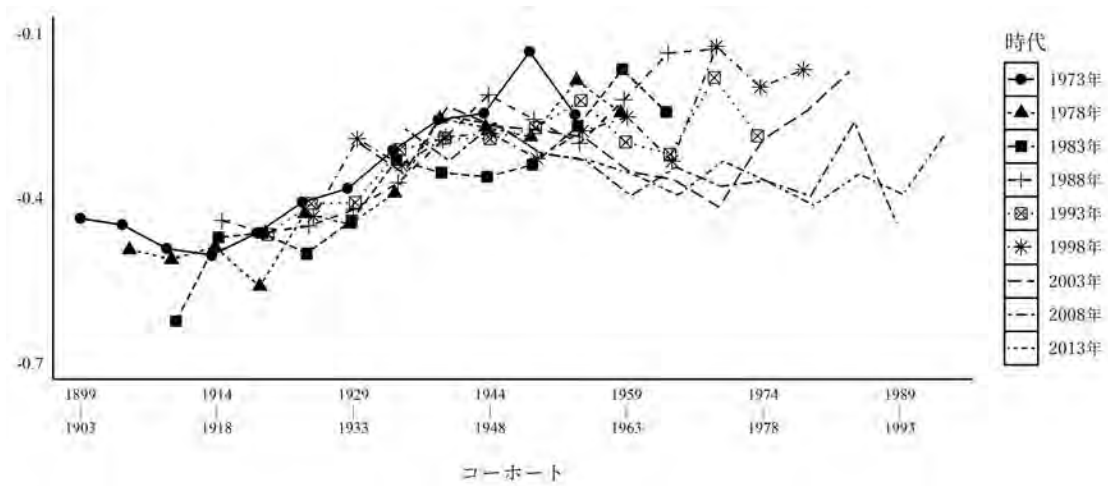


図 8.5 「消費志向」(消費か貯蓄)の時点間比較

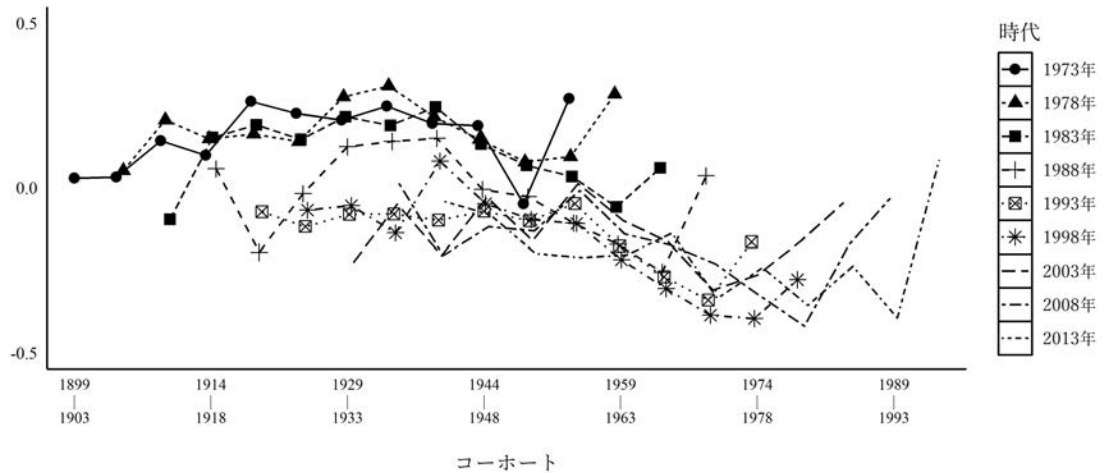


図 8.6 「仕事重視志向」(仕事か余暇)の時点間比較

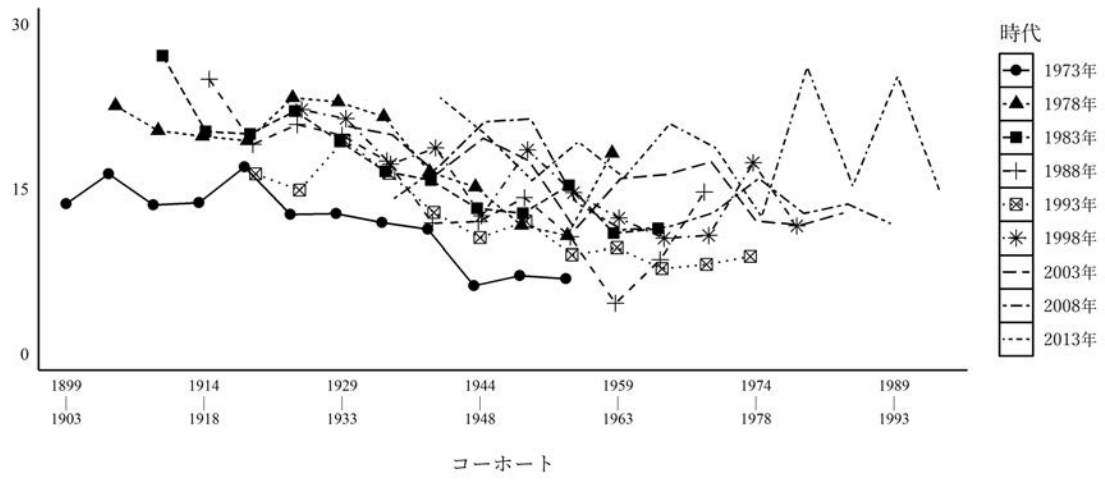


図 8.7 「安定」(理想の仕事) の時点間比較

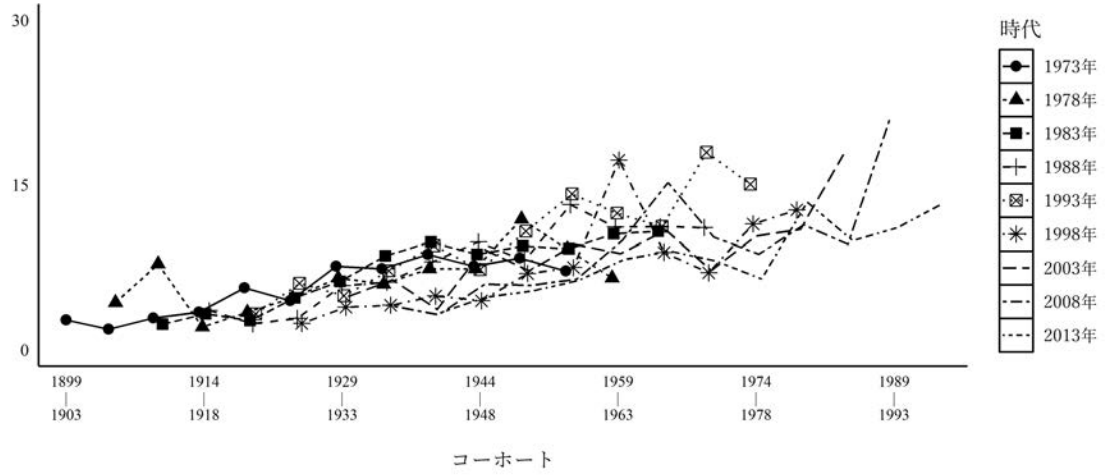


図 8.8 「収入」(理想の仕事) の時点間比較

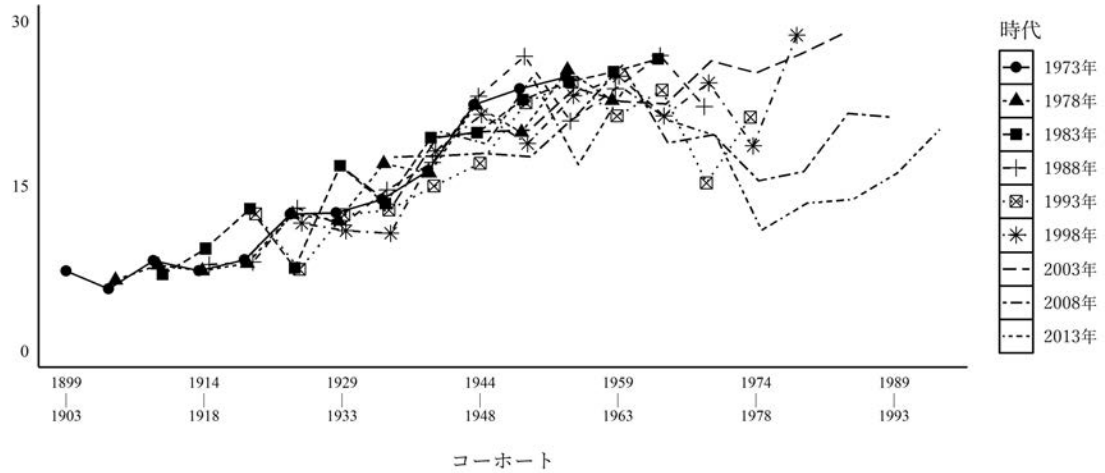


図 8.9 「専門」(理想の仕事) の時点間比較

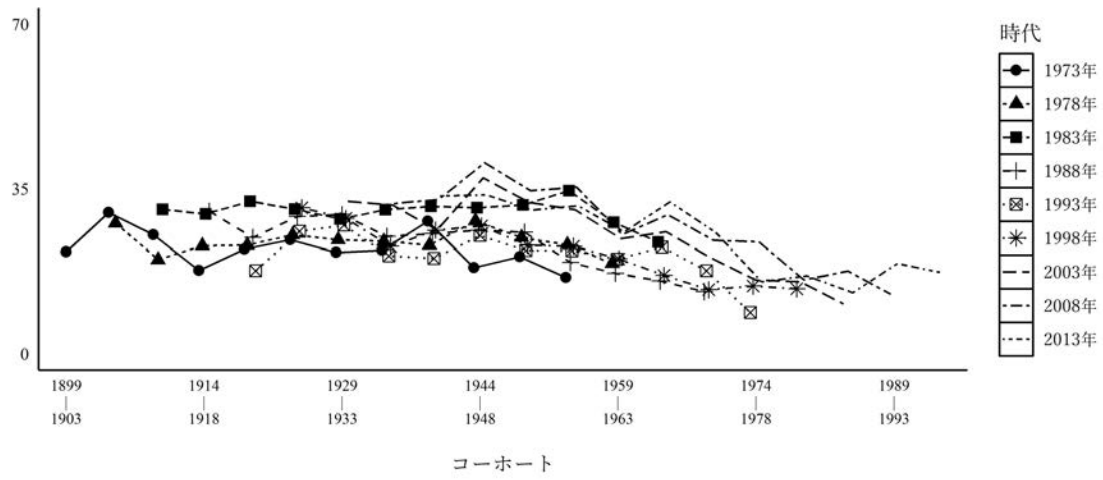


図 8.10 「規律型」(理想の人間像) の時点間比較

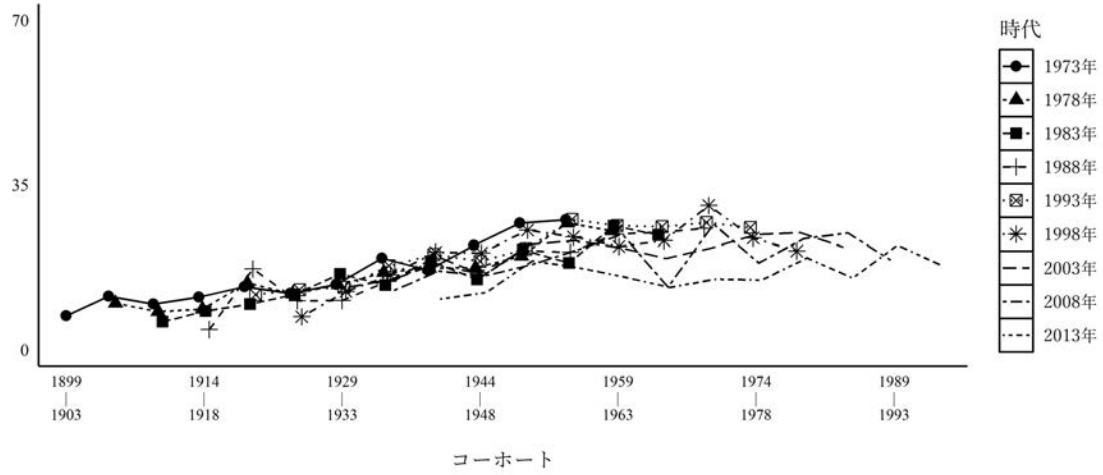


図 8.11 「権利型」(理想の人間像) の時点間比較

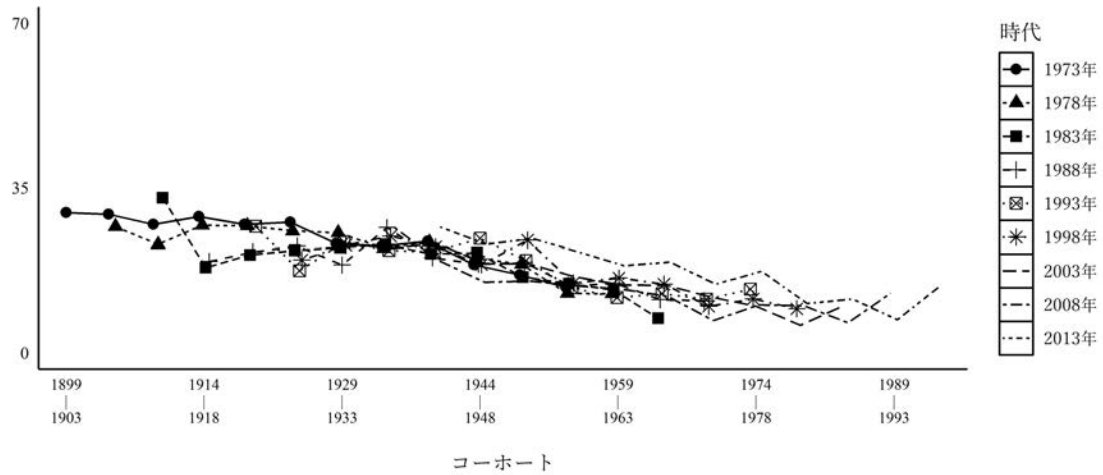


図 8.12 「実用型」(理想の人間像) の時点間比較

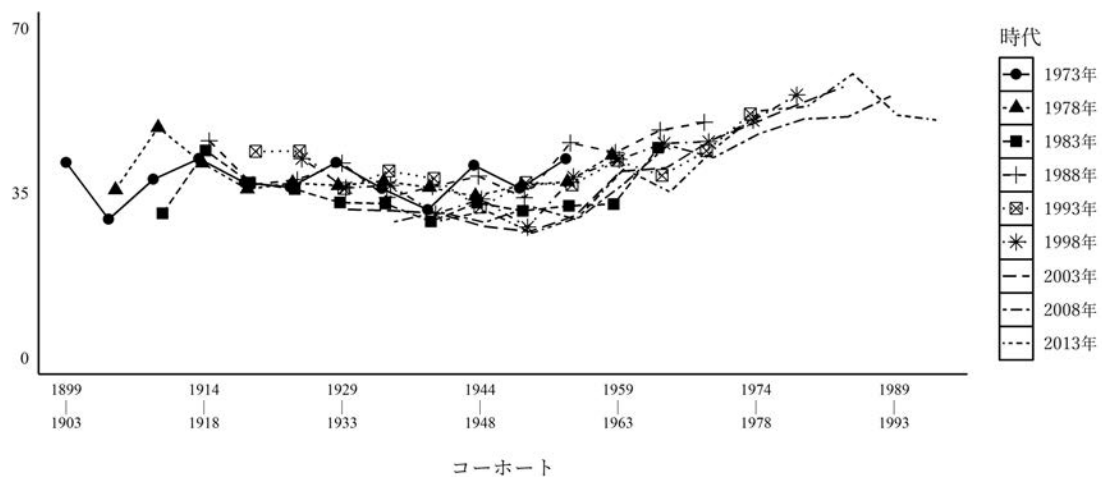


図 8.13 「教養型」(理想の人間像)の時点間比較

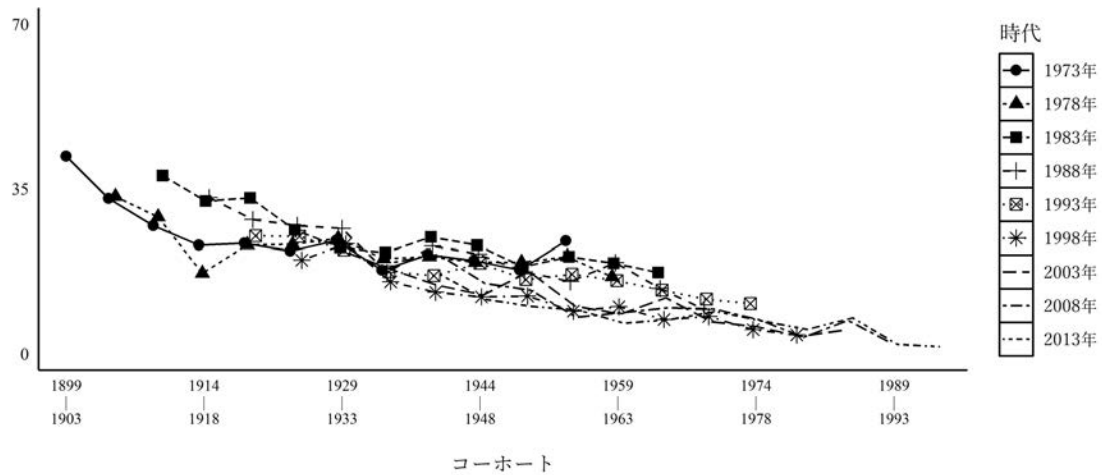


図 8.14 「夫唱婦随」(理想の家庭)の時点間比較

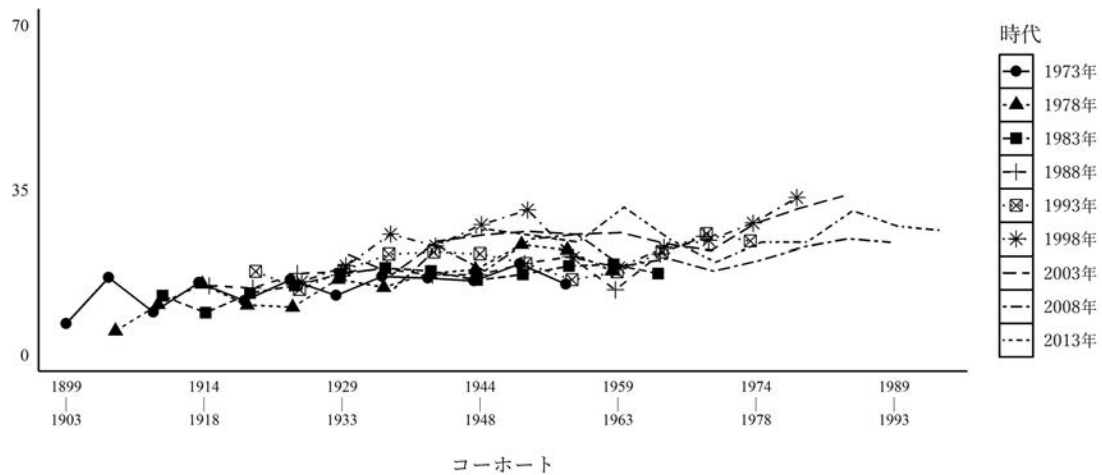


図 8.15 「夫婦自立」(理想の家庭)の時点間比較

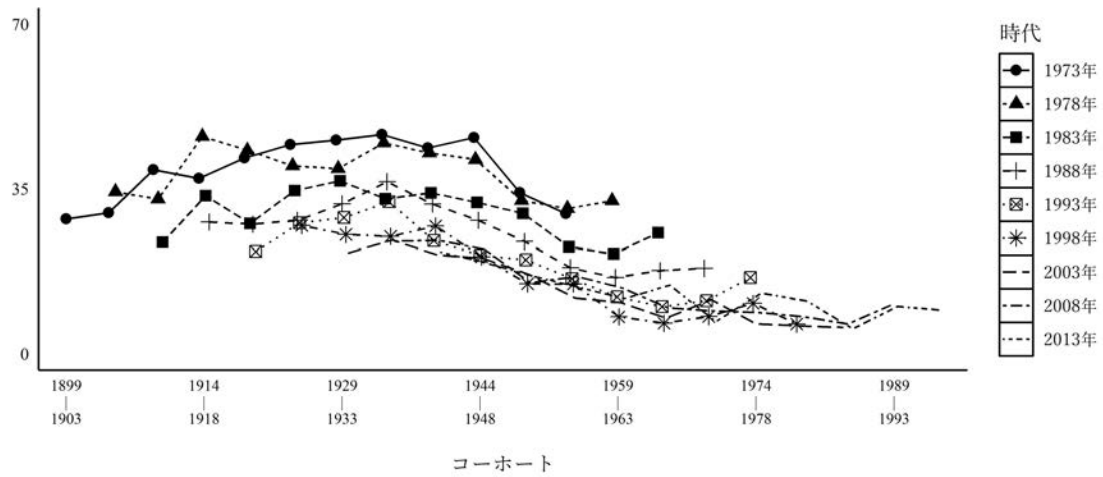


図 8.16 「性役割分担」(理想の家庭)の時点間比較

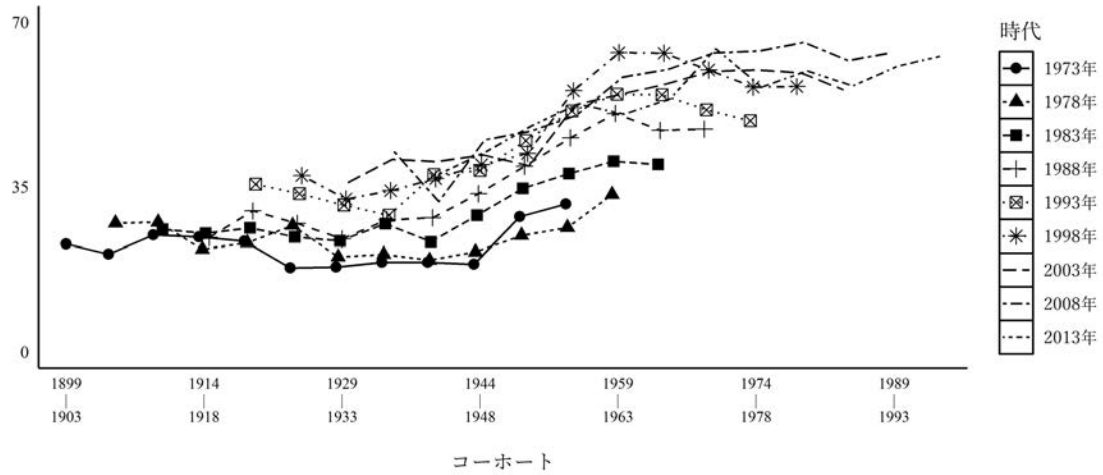


図 8.17 「家庭内協力」(理想の家庭)の時点間比較

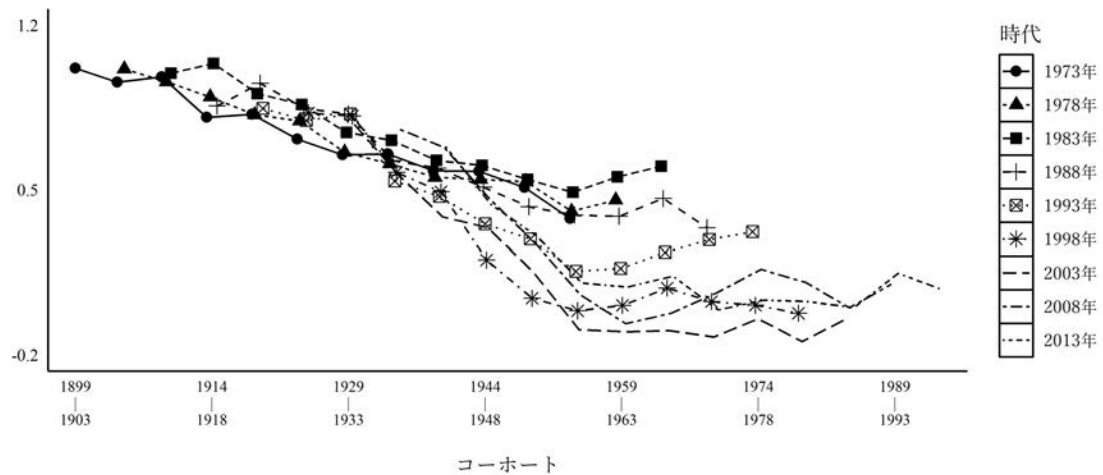


図 8.18 「夫婦同姓志向」(男女のあり方)の時点間比較

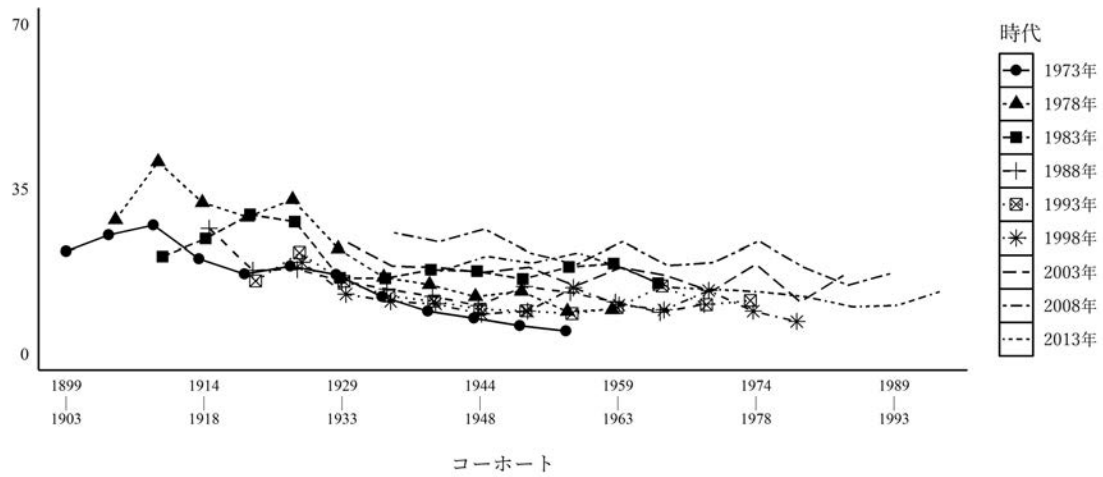


図 8.19 「秩序の維持」(政治課題)の時点間比較

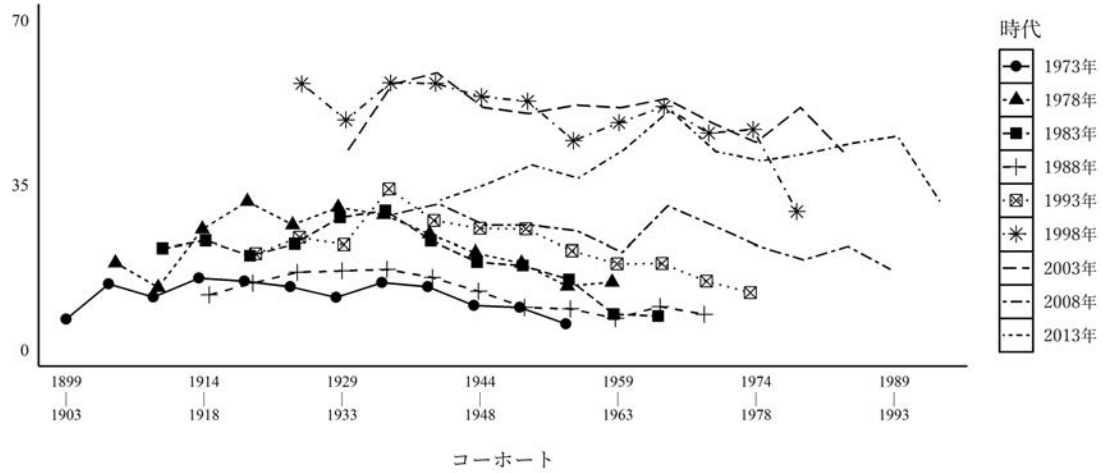


図 8.20 「経済の発展」(政治課題)の時点間比較

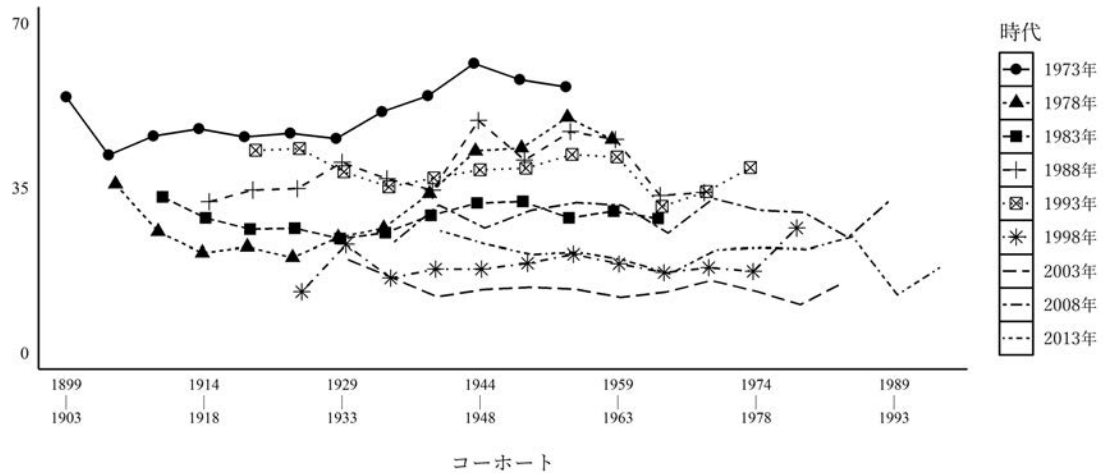


図 8.21 「福祉の向上」(政治課題)の時点間比較

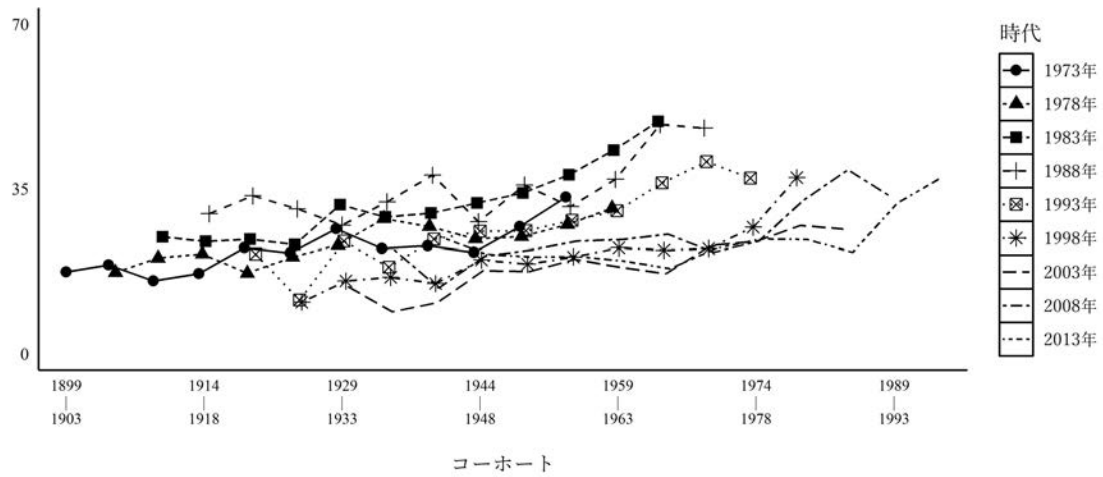


図 8.22 「脱物質的政策」(政治課題)の時点間比較

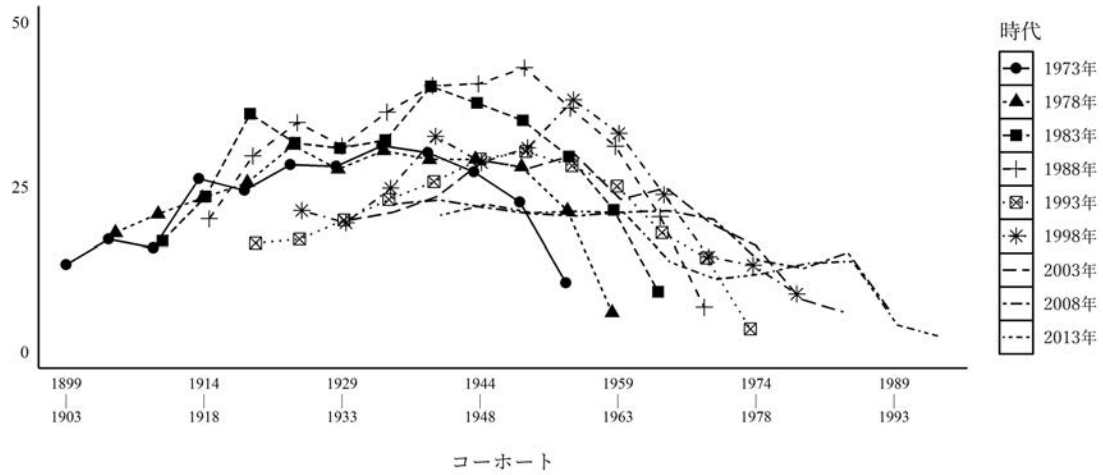


図 8.23 「署名」(政治活動)の時点間比較

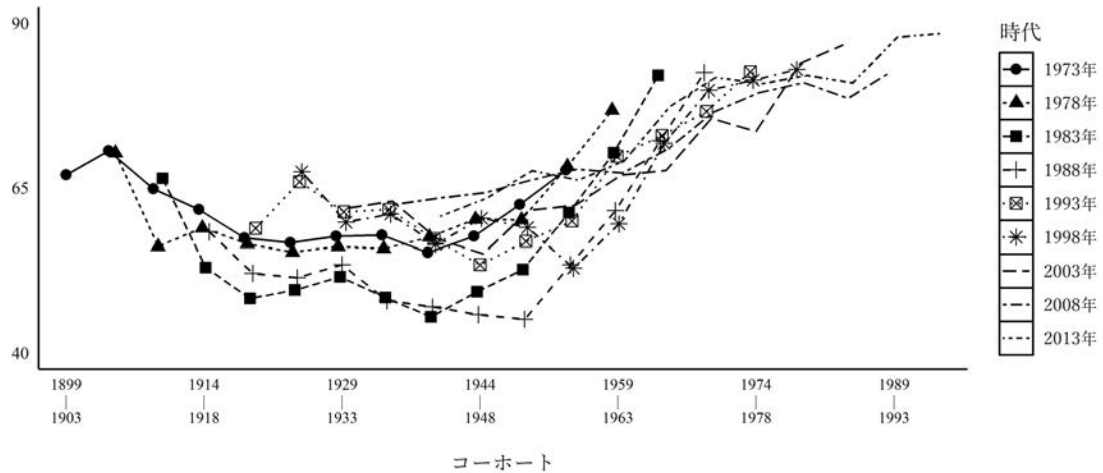


図 8.24 「特になし」(政治活動)の時点間比較

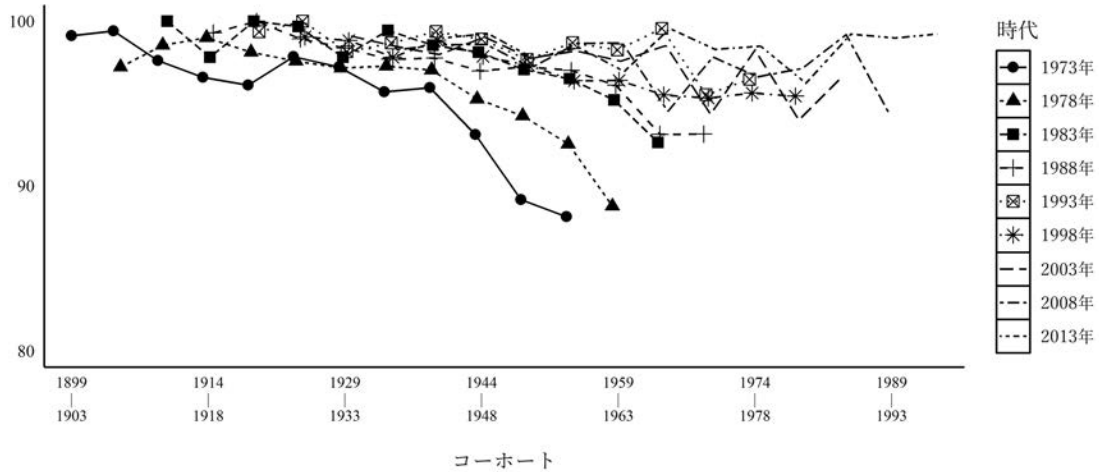


図 8.25 「祖国への愛着」(ナショナリズム)の時点間比較

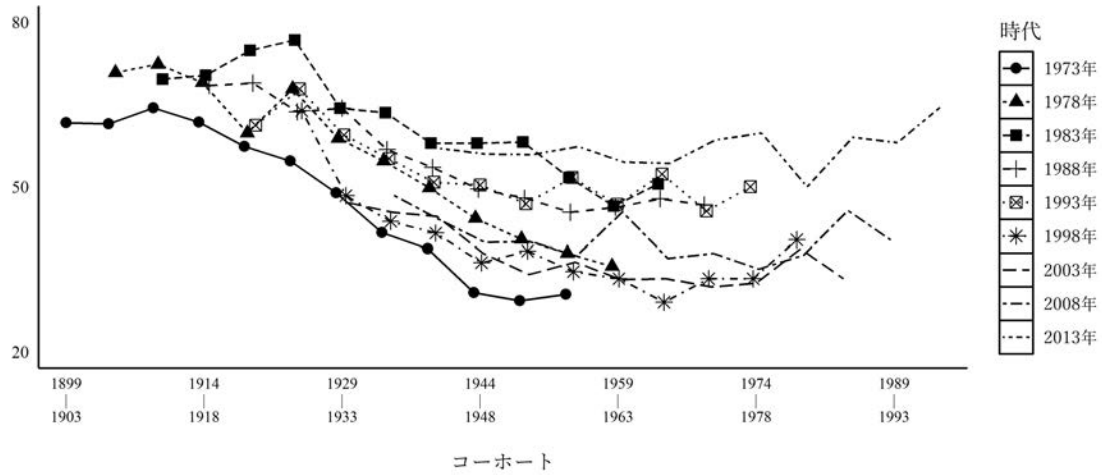


図 8.26 「祖国への自信」(ナショナリズム)の時点間比較

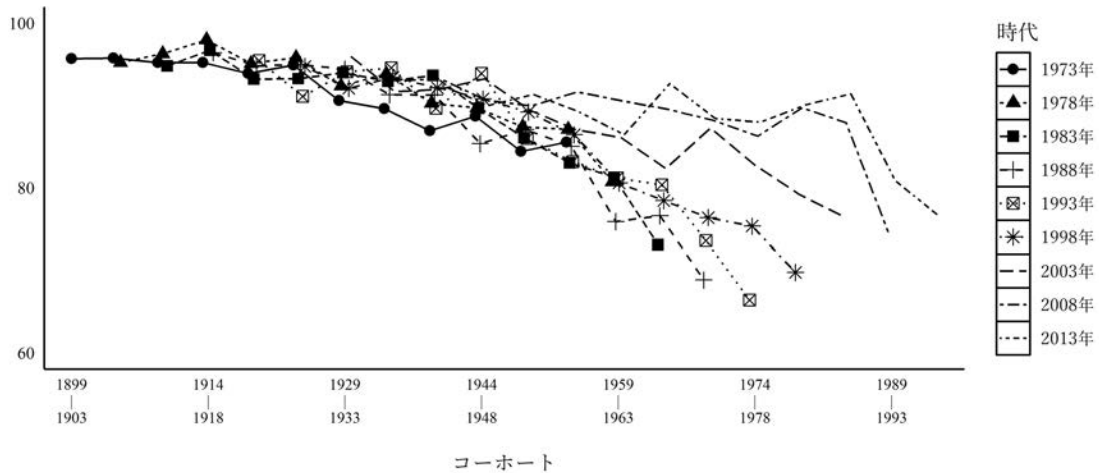


図 8.27 「郷土愛」(ナショナリズム)の時点間比較

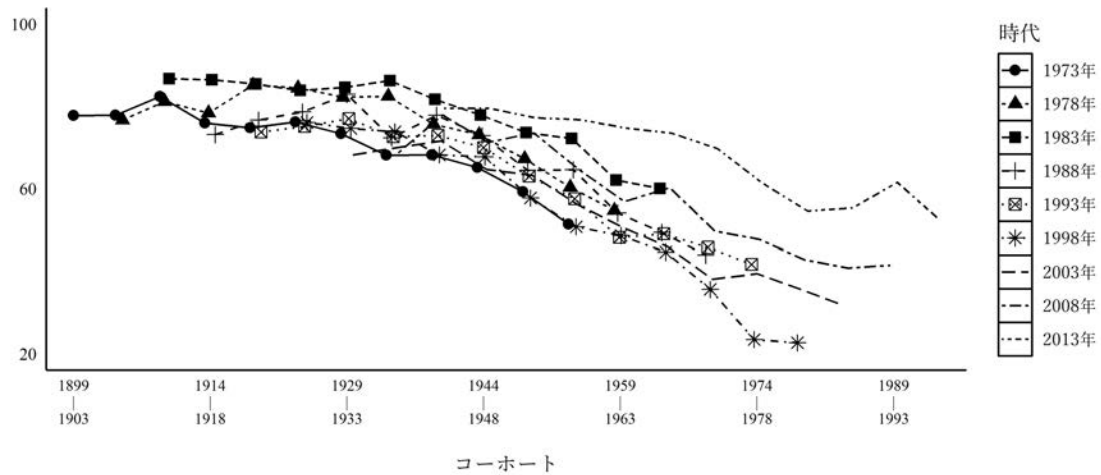


図 8.28 「自国民中心主義」(ナショナリズム)の時点間比較

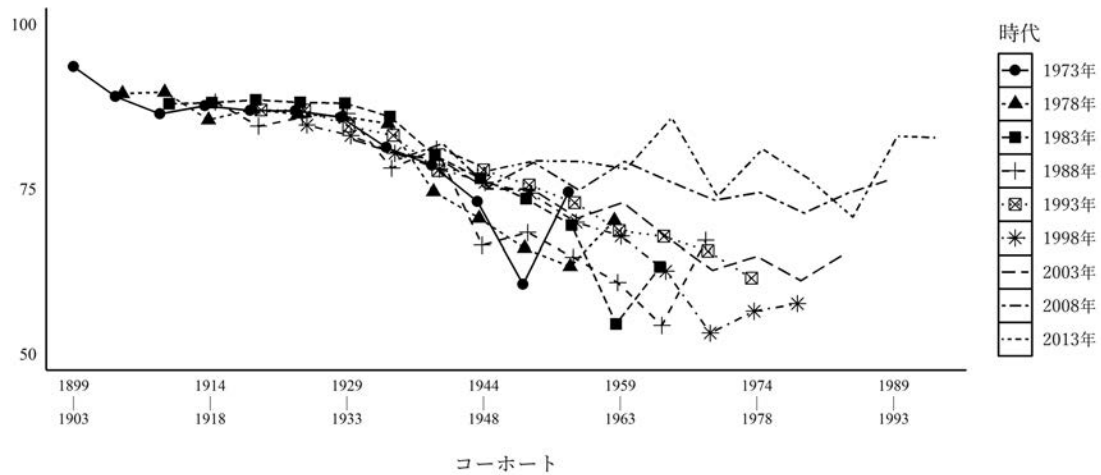


図 8.29 「自国への貢献」(ナショナリズム)の時点間比較

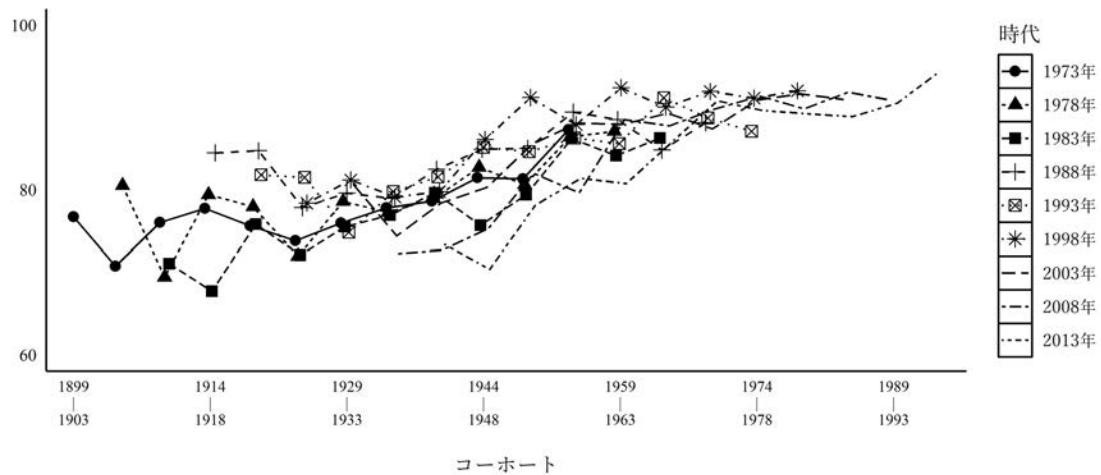


図 8.30 「外国への敬意」(ナショナリズム)の時点間比較

[注]

- 1) 社会化仮説は、未成人期の状況を反映すると考えるよりも、たとえば高齢者が新しい価値意識を受け入れようとするれば、これまで培ってきた慣習や世界観を捨てる必要があるため、それらが抵抗となることで成人以後において変わらない部分が生じるともいいかえられる。
- 2) ある国家が民主主義であるか否かは、後の時点における自己表出志向の強さに影響しないことを示した。
- 3) 1つの効果を0と固定したりランダム効果を仮定するようなモデルは、その当該効果を過小推定するような結果が得られる(松本2019)。また、隣接する集団に等値制約を設ける方法は分析者の恣意的な選択に委ねられる点や、それでも識別問題の解決にならないことが指摘される(Luo & Hodges 2016)。
- 4) 資源が乏しいとき、自らのグループか他の集団か、どちらが生き残るのかという問いは避けられない。したがって、外部者への差別や強い共同の義務、または排外主義などが広がり、同時に資源(利益)を守るための強い指導者や厳格な権威が求められるようになる。このように、生存志向は生活上の危機に対する合理的な反応だと考えられる(Inglehart & Welzel 2005: 142)。反対に、脱工業社会では新しい料理を楽しむため外国のレストランを探すように、生活が安定しているならば文化的多様性は許容されるだけでなく、刺激的なものだと感じられる。
- 5) それぞれの領域から変数を6つ程度ほど選択し、いずれかの論点が強く影響しないように配慮した。また特に断りのない限り、略称などはNHK文化放送研究所(2015)に準拠する。
- 6) 仕事の価値は、イニチアチブなど仕事そのものに内在する価値と、収入の高さや雇用の安定性など仕事の遂行やその結果に応じて外部から与えられる価値のように大きく区分することができる(田藤・宮田2015)。「理想の仕事」での選択肢は多いが、あまりにも該当者が少ないものは除くことで、その中でも典型的な内的価値である「専門」と外的価値にあたる「安定」「収入」を取り上げる。
- 7) これらの略称は、永吉(2016)を参考とした。
- 8) 利用したパッケージは、多様な図を出力する「ggplot2」(Wickham 2019)、図を合成する「gridExtra」(Auguie 2017)、様々な相関を計算する「corr」(Ruiz 2019)、ベイズ推定の実行する「rstan」(Stan Development Team 2019)、Prais-Winsten法を実行する「prais」(Mohr 2019)である。
- 9) 他の指標では、 $\hat{\beta}_i^{A[F]} - \hat{\beta}_i^{A[M]}$ なども考えられる。その平方和は、総効果モデルから実質効果モデルによってどれだけ推定値が変化したかを求めることができる。しかし、総効果モデルの総変化量に対して実質効果モデルの総変化量が小さくなった、つまり社会階層変数によって総効果モデルの一部が説明されたのか、それとも実質効果モデルの総変化量の方が大きいのかを知ることができない。そのため $\hat{\beta}_{i+1}^{A[F]} - \hat{\beta}_i^{A[F]}$ などの平方和を計算し、比を検討するものを採用した。一方、たとえば総効果モデルの推定値は減少傾向であり実質効果モデルの推定値は増加傾向のように社会階層変数の有無で大きな差異が生じたとしても、推定値の階差が変わらなければ、その比には影響が反映されないという問題もある。そのようなケースはAPC効果の図を確認すると少ないため、本稿の指標の方が適切であると考えた。
- 10) サンプルサイズが増加すれば任意の関数による近似が偶発的に上手くケースが少なくなり、その結果 R^2 は低下し、自己相関の成分が残差に多く含まれることによってAR(1)は上昇すると考えられる。
- 11) 太郎丸(2016: 18)によれば、日本の社会学での「若者論」は「世代と時代と年齢の問題を曖昧にブレンドしたもの」だと指摘する。確かに、これから社会で活躍する「若者」の特徴を捉えることは、現代社会の方向性を知る手がかりになるだろう。しかし、字義通りならば年齢が若いことを意味する若者を新しい価値観の担い手として扱う場合、年齢の側面ではなくコーホートの側面を論じていることになる。すなわち、若者には年齢効果とコーホート効果が混在するため、時系列変化の考察に適した言葉ではない。したがって、理論面と分析面の両方で3効果を区別することの重要性が強調される(太郎丸2016)。
- 12) 1945年の経済成長率について、Maddisonの推定値は「-50%」となっているが、他の数値と比べれば大きな外れ値となるため、本稿は「-10%」と修正した。
- 13) 「消費か貯蓄」を聞いた「消費志向」は、明確に経済状況と結びつき、また経済状況を反映するような変数だと思われる。その「消費志向」に対して「未成人期の経済成長率」が統計的に有意であったことを踏まえると、少なくともコーホート効果の2次曲線を生み出す原因の1つに「未成人期の経済成長率」を想定するのは難しくないと考えられる。

[謝辞]

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「日本人の意識調査, 1973～2008」「日本人の意識調査, 2013」(NHK 放送文化研究所世論調査部)の個票データの提供を受けた。

本稿は、2019 年度課題公募型共同研究「戦後日本の社会意識の変容過程についての計量社会学的研究」の成果である。本稿の執筆にあたり、研究会では有益な指摘をいただいた。記して感謝申し上げる。

また本稿は、JSPS 科研費 19J11114 の助成を受けたものである。

[文献]

- [1] Auguie, B., 2017, gridExtra: Miscellaneous Functions for "Grid" Graphics, R package version 2.3. (Retrieved September 5, 2019, <https://CRAN.R-project.org/package=gridExtra>).
- [2] 馬場真哉, 2018, 『時系列分析と状態空間モデルの基礎: R と Stan で学ぶ理論と実装』プレアデス出版.
- [3] Glenn, N. D., 1977, *Cohort Analysis*, Beverly Hills: Sage Publications. (藤田英典訳, 1984, 『人間科学の統計学 10 コーホート分析法』朝倉書店.)
- [4] 堀啓造, 2005, 「因子分析における因子数決定法: 平行分析を中心にして」『香川大学経済論叢』77(4): 35-70.
- [5] Ignazi, P., 1992, "The Silent Counter-Revolution: Hypotheses on the Emergence of Extreme-Wing Parties," *European Journal of Political Research*, 22(1): 3-34.
- [6] Inglehart, R., 1977, *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles among Western Publics*, Princeton, Princeton University Press. (三宅一郎・金丸輝男・富沢克, 1978, 『静かなる革命: 政治意識と行動様式の変化』東洋経済新報社.)
- [7] Inglehart, R., 1990, *Culture Shift in Advanced Industrial Society*, Princeton, Princeton University Press. (村山皓・富沢克・武重雅文訳, 1993, 『カルチャーシフトと政治変動』東洋経済新報社.)
- [8] Inglehart, R. & W. E. Baker, 2000, "Modernization, Cultural Change, and the Persistence of Traditional Values," *American Sociological Review*, 65(1): 19-51.
- [9] Inglehart, R. & C. Welzel, 2005, *Modernization, Cultural Change, and Democracy: The Human Development Sequence*, New York: Cambridge University Press.
- [10] Luo, L & J. S. Hodges, 2016, "Block Constraints in Age-Period-Cohort Models with Unequal-width Intervals," *Sociological Methods & Research*, 45(4): 700-26.
- [11] Maddison, A., 1995, *Monitoring the World Economy 1820-1992*, Paris: Development Centre of the Organisation for Economic Co-operation and Development. (金森久雄監訳・政治経済研究所訳, 2000, 『世界経済の成長史 1820～1992 年: 199 カ国を対象とする分析と推計』東洋経済新報社.)
- [12] 松本雄大, 2019, 「ベイズ統計モデリングによる Age-Period-Cohort 分析: ランダム効果モデル, リッジ回帰モデル, ランダムウォークモデルの比較」『理論と方法』(印刷中).
- [13] 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.
- [14] Mohr, F. X., 2019, prais: Prais-Winsten Estimator for AR(1) Serial Correlation, R package version 1.1.1, (Retrieved September 5, 2019, <https://CRAN.R-project.org/package=prais>).
- [15] 森宏・三枝義清・川口雅正, 2008, 「コウホート分析における識別問題への対処: シミュレーションによる検定」『社会科学年報』42: 69-99.
- [16] 永吉希久子, 2016, 「グローバル時代におけるナショナリズムの変化」太郎丸博編『後期近代と価値意識の変容: 日本人の意識 1973-2008』東京大学出版会, 149-75.
- [17] 中村隆, 1982, 「ベイズ型コウホート・モデル: 標準コウホート表への適用」『統計数理研究所集報』29(2): 77-97.
- [18] 中村隆, 2005, 「コウホート分析における交互作用効果モデル再考」『統計数理』53(1): 103-132.

- [19] 長山靖生, 2014, 『「世代論」の正体：なぜ日本人は世代論が好きなのか』河出書房新社.
- [20] NHK 放送文化研究所編, 2015, 『現代日本人の意識構造 [第八版]』NHK 出版.
- [21] O'Brien, R. M., 2014, *Age-Period-Cohort Models: Approaches and Analyses with Aggregate Data*, Boca Raton: CRC Press.
- [22] R Core Team, 2019, R: A Language and Environment for Statistical Computing, Vienna. (Retrieved February 4, 2019, <https://www.R-project.org/>).
- [23] Ruiz, E., 2019, corrr: Correlations in R. R package version 0.3.2. (Retrieved September 5, 2019, <https://CRAN.R-project.org/package=corrr>).
- [24] Ryder, N. B., 1965, "The Cohort as a Concept in the Study of Social Change," *American Sociological Review*, 30(6): 843-61.
- [25] Stan Development Team, 2019, RStan: the R Inference to Stan, R package version 2.17.3. (Retrieved February 4, 2019, <http://mc-stan.org>).
- [26] 田麿裕祐・宮田尚子, 2015, 「仕事の価値の付置と長期的変化：『日本人の意識』調査の2次分析」『社会学評論』66(1): 57-72.
- [27] 太郎丸博, 2016, 「後期近代と日本における価値意識の変容：研究の背景と枠組み」太郎丸博編『後期近代と価値意識の変容：日本人の意識 1973-2008』東京大学出版会, 1-23.
- [28] 太郎丸博編, 2016, 『後期近代と価値意識の変容：日本人の意識 1973-2008』東京大学出版会
- [29] Wickham, H., 2019, ggplot2: Create Elegant Data Visualisations Using the Grammar of Graphics, R package version 3.2.0. (Retrieved September 5, 2019, <https://ggplot2.tidyverse.org>).
- [30] World Bank, 2019, "World Development Indicators," (Retrieved September 3, 2019, <http://data.worldbank.org/country/japan>).

女性の職業キャリアと階層帰属意識

黒川すみれ

(お茶の水女子大学大学院)

本稿の目的は、女性の職業キャリアが現在の階層帰属意識に与える影響を検討することである。パネル調査の職歴データを用いて、系列データの分析手法である Dynamic Hamming Distance により女性の職業キャリアを 9 パターンに類型化した。これらの職業キャリアを階層帰属意識について OLS 回帰分析したところ、次の 3 つの知見が得られた。第一に、主に有配偶女性が家計補助のためにパート・アルバイトとして働き始めることが、階層帰属意識を低めること。第二に、直近のキャリアに正規雇用での就業経験があることが、階層帰属意識を低める効果を抑制している可能性があること。第三に、壮年期の未婚女性が非正規雇用で継続就業していることが、階層帰属意識を低めることである。これらの知見から、女性の場合は調査時点のみの職業ではなく、過去にどのような働き方をしてきたのかというキャリアの蓄積が重要であることが示唆された。

1. 問題設定

本稿では女性の職業キャリアが現在の階層帰属意識に与える影響を検討する。

階層帰属意識の規定要因を探究する研究はこれまでに多く蓄積され、学歴や収入、職業といった社会経済的地位の効果が明らかにされてきた(吉川 2006, 神林 2011, 数土 2009 など)が、これらに加えて考えられる要因として、星(2008)が興味深い指摘をしている。「たとえ階層的地位が同じであっても、態度や意識を決定する際に基準となる他者や集団、あるいは自分が望んでいる水準には違いがあり、その結果、階層帰属意識は単一の時点の階層的地位と整合しなくなる。このように、階層帰属意識の規定要因として、調査時点の階層的な地位指標との間になんらかの関連はみられるものの、そのみに主観的な地位認知の規定要因を求めることは難しく、また適切でもない」(星 2008 : 38-39)として、2005 年 SSM 調査データを用いて、職歴が主観的な地位認知(階層帰属意識)に与える影響を検討している。星(2008)は職業移動の操作化に、初職から現職に至るまでに経験した職種の数、勤め先の数、現在の職業的地位の勤続年数の 3 つの変数を使用し、職業移動と階層帰属意識の関連をみた。その結果、勤め先の数(転職回数)が負の効果を持っていること、経験した職種数が部分的に負の効果を持っていることを明らかにした。

星と同様に、2015 年 SSM 調査データを用いて世代内移動が階層帰属意識に与える影響を検討した鈴木(2018)の研究では、初職と現職の間の従業上の地位の移動をもって、職業移動の効果を検証した。その結果、移動パターン(上昇移動、非移動、下降移動)効果の出方が年齢層によって異なり、若年層では下降移動が負の効果、壮年層では上昇移動が正の効果をもつことを明らかにし、有職男性においては年齢階層別に職歴パターンの影響を検討する必要性を示唆した。

いずれの研究も、職業経歴が現在の階層帰属意識に影響を与えることを明らかにし、同一時点もしくは一時点の変数だけではなく、過去の職歴パターンを考慮することの重要性を示して。本稿はこれにならい、パネル調査を用いて調査時点からの直近8年間の職業キャリアを利用し、調査時点の階層帰属意識が職業キャリアによってどのように異なるのかを検討する。

本稿では、パネル調査によって8年間分の職業データが得られることを重視し、系列データの分析手法である Dynamic Hamming Distance (以下、DHD) を用いて職業キャリアを類型化する。手法については第2節で説明するが、職業キャリアを類型化するにあたり、女性を分析対象とすることで、男性よりも多様にありうる職業キャリアパターンを計量的手法に用いることが可能なかたちで抽出出来ることを示したい。

階層帰属意識に限らず、階層研究において女性の職業をどのように扱うかという問題は長く議論されている(盛山 1994 など)。階層的地位変数として職業を用いる際の無職の扱いや、女性の地位を女性本人の変数で測定するのか、配偶者や世帯主のもので代用するのか、といった問題があり、階層研究の分析には男性のみを対象としているものも少なくない。先に取り上げた星(2008)と鈴木(2018)も、分析対象を有職男性に限定している。本稿では、職業キャリアの抽出に DHD という、日本の社会科学で応用されるのが比較的新しい手法を用いることもあるため、本稿の位置づけは、パネル調査の職歴データを可能な限り活用して職業キャリアを操作化し、職業移動という視点から女性の階層帰属意識の規定要因を探索的に検討するものとした。

第2節で職業キャリアの類型化のための分析手法について説明し、実際に分析した結果を検討して、誰がどのような職業キャリアを歩んできたのかを確認する。第3節では、職業キャリアが階層帰属意識に与える影響を検証し、第4節で本稿の知見と課題をまとめる、

2. 女性の職業キャリアパターン

2.1 分析方法

職業キャリアを類型化して女性のキャリアパターンを抽出するにあたり、本稿では Dynamic Hamming Distance (DHD) という分析手法を用いる。DHD は系列データの類型を抽出するための方法のひとつである最適マッチング分析 (Optimal Matching, 以下 OM 分析) に派生したもので、日本では職歴やライフコースの分析(渡邊 2004, 香川 2011, 福田 2006 など)に OM 分析が使われるなか、胡中(2017)は生活時間の分析に DHD を応用し、その有用性を示している。DHD を社会学で応用するにあたっての具体的な分析手順や理論的背景は Lesnard (2010, 2014) で詳しく解説されているが、本稿ではまず OM 分析のアルゴリズムを簡単に紹介したうえで、DHD の特徴を述べる。

OM 分析では系列間の距離を求める。この距離とは、一方の系列をもう一方の系列に一致させるための操作にかかるコストの大きさである。系列を一致させるのに多くの操作が必要なほど、その系列間の距離は大きくなり、互いの系列が似ていないことを示す。操作には

挿入 (insertion), 削除 (deletion), 置換 (substitution) の 3 つがあり, それぞれの操作にはコストがかかることを考える. OM 分析では, 系列を一致させるためにかかる最小のコストをその系列間の距離とみなす. DHD はこれらの操作のうち, 置換のみによって系列を一致させる方法をとるものであり, かつ, 置換のコストが時点で変化するように設定されている. 端的に述べると, DHD のコスト設定は, 状態 a から状態 b への変化の起こりやすさが時点によって異なることを考慮したものであり, 時点ごとに, 発生しにくい状態に対してコストが高くなるようになっている. 例えば職業キャリアで考えた場合, 多くの人がフルタイムで働いているときに無業である系列は, 異質な働き方をしている系列であるとして, 無業からフルタイムに置換するコストを高く設定し, 距離が大きい (すなわち類似していない) キャリアと判断する. 置換コストは, 時点ごとの状態移行が発生する割合 (transition rate) をもとに, 次のように算出される.

時点 t において, 状態 a と状態 b を置換する場合のコストは,

$$S_t(a, b) = 4 - \{p(X_t = a | X_{t-1} = b) + p(X_t = b | X_{t-1} = a) + p(X_{t+1} = a | X_t = b) + p(X_{t+1} = b | X_t = a)\}$$

となる.

DHD は系列を一致させるために挿入・削除を行わず, このようなコスト設定の置換操作のみで系列間の距離を求めることにより, いつ, どのような状態だったのかというタイミングの一致を重視した類型化を可能にするという点で, 職業キャリアの類型化に適していると考えられる. Lesnard (2010) は, 挿入・削除の操作は状態やイベント発生のタイミングをずらして系列を一致させる操作であることから, どの時点でどのような状態であったかという時間の同時性を考慮するには, 挿入・削除の操作をしない DHD を用いることが重要であるとしている. 例えば, フルタイムから非正規雇用への転換を経験しているという 2 つのキャリアを想定したとき, その転換がキャリアの初期で発生したのか後期で発生したのかというタイミングを区別したいときは, OM 分析よりも DHD を用いた方が良くとされる.

本稿では DHD によって算出された職業キャリア間の距離行列をクラスター分析 (Ward 法) し, 職業キャリアを類型化した.

2.2 データと変数

使用するデータは, 「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(Japanese Life Course Panel Surveys - JLPS) の第 1 波 (2007 年) から第 8 波 (2014 年) の継続調査であり, 若年パネル調査 (JLPS-Y) と壮年パネル調査 (JLPS-M) を合わせて使用している. このうち, 従業上の地位変数に欠損がない女性のケースのみを分析対象とした. 有効ケース数は 1395 である.

調査が実施された 8 年間の職業キャリアを抽出するため, 職業キャリアを従業上の地位で測定した. 従業上の地位は正社員, 正職員を含む「正規雇用」, パート・アルバイト, 契約社員, 臨時職員, 嘱託を含む「パート・アルバイト・契約社員」, 派遣社員, 請負社員を

含む「派遣社員」、自営業主、自由業主、家族従事者、内職、経営者、役員を含む「自営等」、学生を除く無職を含む「無職」と、「学生」の6つに分類した。

2.3 職業キャリアの類型化

DHDによる分析の結果、第1波（2007年）から第8波（2014年）の女性の職業キャリアは9つのパターンに分類された¹⁾。図1はその結果を示したものであり、横軸を調査年として、個人のキャリアを一本の線に見立てて、各調査年時の従業上の地位をプロットしている。つまり、個人のキャリアを横長の一本の色付きの線で示し、同じクラスターに分類された個人のキャリアを縦に積み上げて表現したものである。各クラスター内では、色の変化の仕方や変化のタイミングに微妙な差はあるものの、おおむね同じようなキャリアを歩んできた者同士が同一のクラスターに分類されていることがわかる。

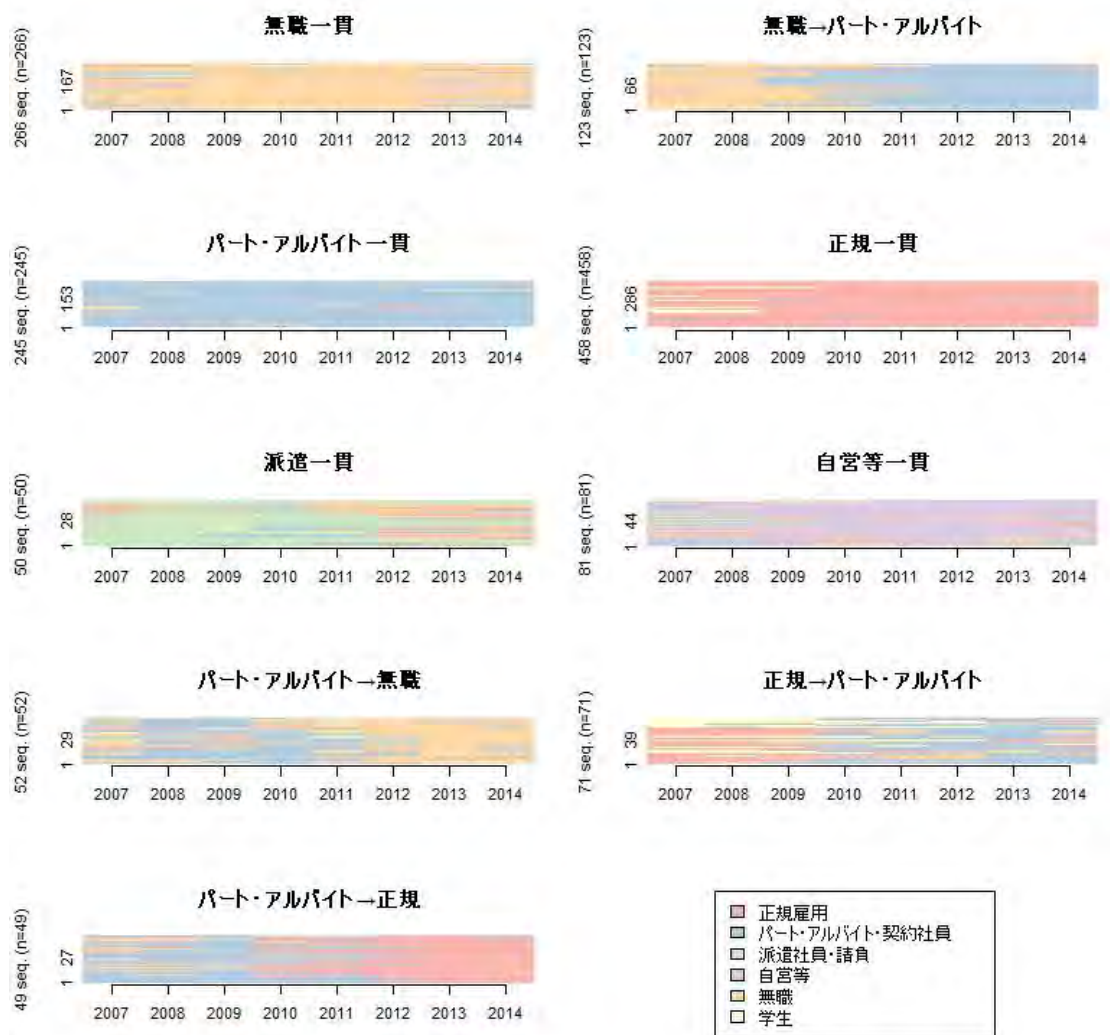


図1 女性の直近8年間の職業キャリア①

図2は、図1の内容をよりクラスターの特徴が明らかになるように表示の仕方を変えたものである。図1では個人のキャリアが横一本の線に繋がっていたが、図2では調査年ごとにその線を区切り、そのクラスターの各調査年における従業上の地位の分布を割合で示した。横軸は調査年、縦軸は割合である。図2の読み方の例として、「無職→パート・アルバイト」型キャリアをみると、2007年時点では8割以上が無職であったのが、2010年には無職とパート・アルバイト・契約社員が半数ずつとなり、2012年にはパート・アルバイト・契約社員がほとんどを占めるという内容になっている。横軸は調査年であり、縦軸は割合を示す。

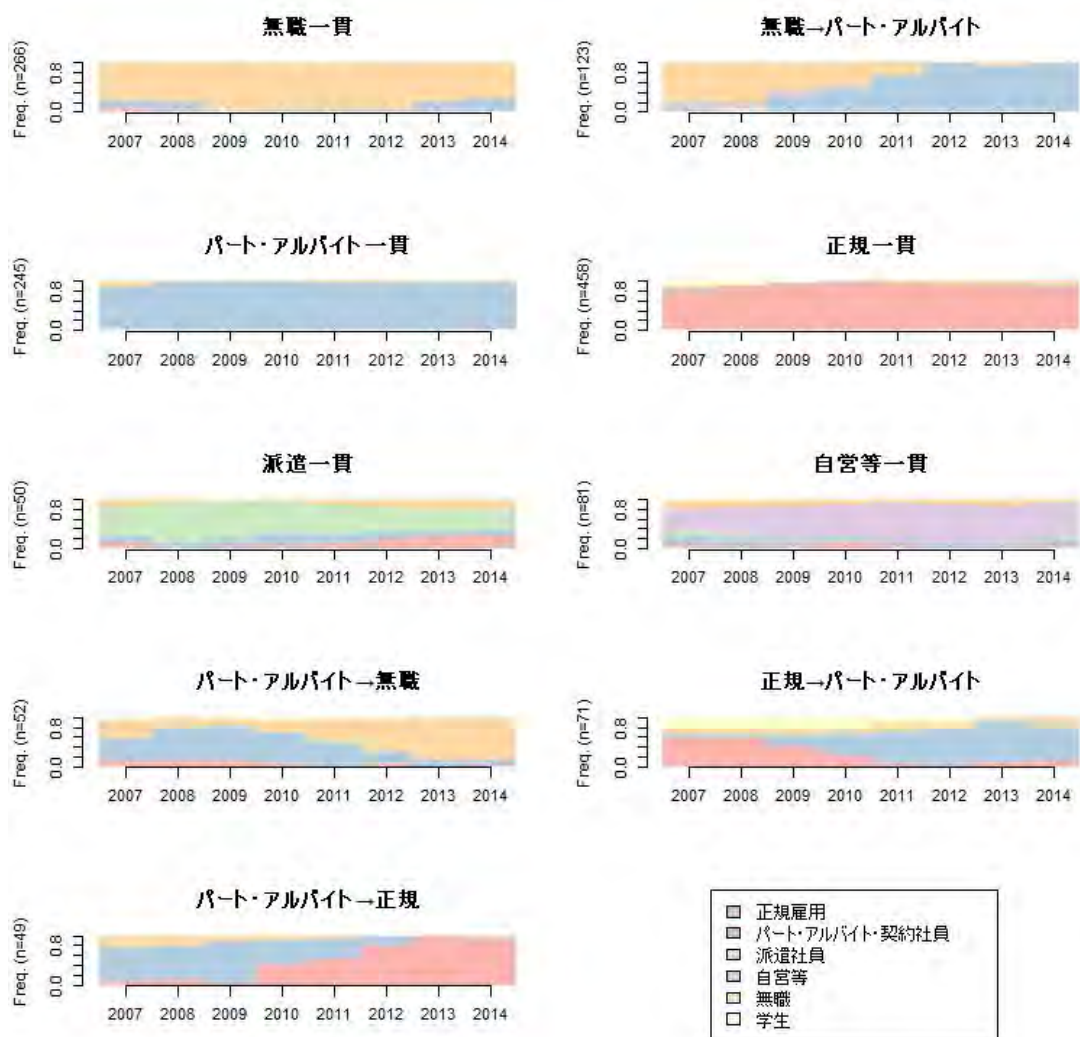


図2 女性の直近8年間の職業キャリア②

図1と図2を参照しながら、それぞれのキャリアパターンの内容を確認する。「無職一貫」型キャリア (n=266) は、直近8年間のほとんどが無職であった女性たちが含まれるキャリアパターンである。図1と図2を双方で確認すると、直近8年間の初期と後期にパート・アルバイト・契約社員として働いていた女性もわずかに含まれるが、キャリアのほとんどが無

職であったことが考慮され、「無職一貫」型にまとめられている。このように、必ずしもキャリアパターンの名前通りの働き方をしていないケースが含まれることが他のクラスターでもみられるが、これはOM分析やDHDの特徴のひとつでもあり、キャリアの大部分を占める働き方の類似性でもって、同一クラスターにまとめられる傾向がみてとれる。

「無職→パート・アルバイト」型キャリア（n=123）は、無職の状態から途中でパート・アルバイト・契約社員として働き始めたキャリアをもつ女性のキャリアパターンである。

「パート・アルバイト一貫」型キャリア（n=245）は、直近8年間のほとんどをパート・アルバイト・契約社員として働いてきた女性たちが含まれるキャリアパターンである。「正規一貫」型キャリア（n=458）は、直近8年間のほとんどを正規雇用で働いてきた女性たちが含まれるキャリアパターンであり、最も多くの女性たちが歩んできたキャリアパターンである。「派遣一貫」型キャリア（n=50）は、多くが主な働き方として派遣社員であったものの、正規雇用や無職など、派遣社員以外の働き方の経験も有する女性が一定数含まれており、「派遣一貫」としているが、いくらか多様性のあるクラスターとなっている。「自営等一貫」型キャリア（n=81）も同様に、多くが主な働き方として自営等であったものの、無職を含むそれ以外の働き方も経験している女性のキャリアパターンである。「パート・アルバイト→無職」型キャリア（n=52）は、パート・アルバイト・契約社員として働いたのち、仕事を辞めて無職となった女性が含まれるキャリアパターンである。「正規→パート・アルバイト」型キャリア（n=71）は、正規雇用として働いたのち、パート・アルバイト・契約社員に働き方を変えた女性たちが含まれるキャリアパターンである。「パート・アルバイト→正規」型キャリア（n=49）は、パート・アルバイト・契約社員として働いたのち、正規雇用に働き方を変えた女性たちが含まれるキャリアパターンである。

2.4 誰がどのような職業キャリアパターンを歩んできたか

次に、各キャリアパターンを歩んできた女性たちの特徴を確認する。表1は、第8波（2014年）時点の年齢、最終学歴、従業上の地位、婚姻上の地位と、初職の従業上の地位²⁾、個人年収、世帯年収、調査期間中（2007年～2014年）の結婚経験、出産経験³⁾、そして第6波（2012年）から第8波（2014年）の3年間の階層帰属意識の平均⁴⁾を、キャリアパターンごとに出したものである。

平均年齢をみると、最も若いのは「正規→パート・アルバイト」型キャリアの34.7歳である。このキャリアパターンには直近8年間に学生だったケースも含まれていることから、個人のキャリアの中でも初期から中期にかけてのキャリアに該当するケースが多いキャリアパターンであることが窺える。年齢が高いのは「パート・アルバイト一貫」型キャリア（41.9歳）、「無職→パート・アルバイト」型キャリア（41.4歳）、「自営等一貫」型キャリア（41.3歳）であり、これらのキャリアは壮年期の女性の起こりやすいキャリアパターンであると言える。

学歴をみると、教育年数が比較的高いのは「正規一貫」型キャリア（14.3年）、「正規→パ

表1 属性とキャリアパターン（行%）

	n	無職一貫		無職→ パート・アルバイト		正規一貫		派遣一貫		自営等一貫		パート・アルバイト →無職		正規→ パート・アルバイト		パート・アルバイト →正規	
		パート・アルバイト 一貫	無職→ パート・アルバイト	パート・アルバイト 一貫	パート・アルバイト 一貫	正規一貫	派遣一貫	自営等一貫	パート・アルバイト →無職	パート・アルバイト →正規	パート・アルバイト →正規	パート・アルバイト →正規					
	1395	266 19.1%	123 8.8%	245 17.6%	458 32.8%	50 3.6%	81 5.8%	52 3.7%	71 5.1%	49 3.5%							
平均年齢(歳)	1395	40.3	41.4	41.9	37.5	40.2	41.3	37.2	34.7	38.3							
平均教育年数(年)	1249	13.8	13.7	13.4	14.3	13.7	13.8	13.5	14.3	14.1							
現職	正規雇用	0.0%	0.4%	1.7%	82.9%	2.8%	0.9%	0.2%	1.7%	9.4%							
	パート・アルバイト	13.0%	23.0%	45.1%	5.0%	1.0%	2.0%	0.8%	9.8%	0.4%							
	派遣社員	0.0%	5.7%	11.4%	11.4%	62.9%	5.7%	0.0%	0.0%	2.9%	0.0%						
	自営等	13.0%	1.3%	0.0%	3.9%	0.0%	75.3%	3.9%	2.6%	0.0%							
	無職	60.9%	1.0%	2.2%	12.2%	3.2%	2.2%	14.1%	3.2%	3.2%	1.0%						
初職	正規雇用	20.0%	9.5%	16.4%	35.9%	3.3%	5.0%	3.1%	4.3%	2.5%							
	パート・アルバイト	19.0%	8.6%	24.6%	19.0%	3.4%	9.1%	6.0%	2.6%	7.8%							
	派遣社員	23.1%	15.4%	15.4%	15.4%	15.4%	0.0%	7.7%	7.7%	0.0%							
	自営等	31.3%	0.0%	0.0%	31.3%	0.0%	37.5%	0.0%	0.0%	0.0%							
	無職	11.2%	2.2%	4.5%	55.1%	0.0%	2.2%	4.5%	20.2%	20.2%	0.0%						
婚姻状態	有配偶	24.3%	11.6%	18.2%	25.8%	2.4%	6.1%	4.5%	3.8%	3.2%							
	未婚	5.5%	1.5%	14.7%	53.1%	5.8%	4.3%	1.8%	8.9%	4.3%							
	死別	25.0%	0.0%	25.0%	25.0%	0.0%	12.5%	0.0%	0.0%	12.5%							
	離別	4.8%	3.2%	20.6%	41.3%	11.1%	7.9%	1.6%	6.3%	3.2%							
個人年収(万円)	1329	29.0	104.5	141.4	328.7	191.5	167.7	29.3	168.1	270.2							
	1089	631.3	637.1	610.2	733.1	550.0	689.1	437.5	564.4	691.9							
調査期間中に結婚(人)	242	22 9.1%	1 0.4%	12 5.0%	133 55.0%	11 4.5%	9 3.7%	23 9.5%	21 8.7%	10 4.1%							
	379	129 34.0%	30 7.9%	22 5.8%	117 30.9%	9 2.4%	19 5.0%	24 6.3%	19 5.0%	10 2.6%							
調査期間中に出産を経験(人)	1363	5.22	5.07	4.64	5.29	4.48	5.28	4.69	5.00	4.82							

ート・アルバイト」型キャリア（14.3年）、「パート・アルバイト→正規」型キャリア（14.1年）であり、直近8年間のなかで正規雇用として働く経験を有するのは高学歴女性が多い。

第8波時点（現職）の従業上の地位とキャリアパターンの関係をみると、現在正規雇用で働く女性の82.9%が「正規一貫」型キャリアであったり、現在無職の約75%が「無職一貫」型キャリア（60.9%）と「パート・アルバイト→無職」型キャリア（14.1%）に分布していたりと、多くがキャリアパターンに表れている通りの働き方と一致しているが、そうではないケースも一定数存在している。これは前述したとおり、OM分析やDHDを用いて類型化した時の特徴であるが、例えば、現在無職の12.2%は「正規一貫」型キャリアに属しており、最近になって正規雇用としての仕事を辞めて無職になった女性が含まれていることを示す。働き方が流動的になりやすい女性の場合、ある一時点の働き方とこれまでのキャリアに占める主な働き方が異なることは十分に考えられるが、本稿のキャリアパターンはこうした女性特有のキャリアのあり方を考慮したものとなっている。

初職の従業上の地位とキャリアパターンの関係をみると、初職が正規雇用だった女性の半数以上は「無職一貫」型キャリア（20.0%）と「正規一貫」型キャリア（35.9%）を歩んでいる。初職がパート・アルバイトだった女性の多くが、その後も「パート・アルバイト一貫」型キャリア（24.6%）を歩んでいる一方で、「正規一貫」型キャリア（19.0%）である人も一定数存在しており、初職の従業上の地位と直近8年間のキャリアが異なるケースが多々みられることから、女性の働き方が流動的であることが窺える⁵⁾。

第8波時点の婚姻状態とキャリアパターンの関係をみると、「無職一貫」型キャリアが全体の19.1%であるのに対し、有配偶者の24.3%が含まれていることから、「無職一貫」型キャリアは比較的有配偶女性が歩みやすいキャリアであることが窺える。一方で、「正規一貫」型キャリアは全体の32.8%であるのに対し、未婚女性の53.1%が含まれていることから、「正規一貫」型キャリアは未婚女性が歩みやすいキャリアであったことが窺える。

個人年収と世帯年収をみると、いずれも最も高いのは「正規一貫」型キャリアであり、個人年収が328.7万円、世帯年収が733.1万円となっている。調査時点でパート・アルバイトとして働くキャリアである3つ（「無職→パート・アルバイト」「パート・アルバイト一貫」「正規→パート・アルバイト」）の個人年収を比較すると、高い方から順に「正規→パート・アルバイト」型キャリア(168.1万円)、「パート・アルバイト一貫」型キャリア(141.4万円)、「無職→パート・アルバイト」型キャリア(104.5万円)となっている。同じパート・アルバイトという働き方でも、直近に正規雇用で働いていた経験をもつ女性たちが従事するパート・アルバイト職と、同じパート・アルバイトで長く従事してきた女性たちが従事するパート・アルバイト職と、最近になって働き始めた女性たちが従事するパート・アルバイト職では、おそらくその職務内容が異なり、年収の高低に若干の違いが出ていると考えられる。

調査期間中に結婚した女性の55.0%が、直近8年間で「正規一貫」型で働いてきたが、このキャリアパターンには先に確認したように未婚者が多いので、ここで結婚が多く生じるというのは当然である。注目したいのは、調査期間中に出産を経験した女性の割合で、出産

経験者の34.0%が「無職一貫」型キャリア、30.9%が「正規一貫」型キャリアを歩んでいる。働いていない状況での出産を選択・経験した女性たちが多くいる一方で、正規雇用として働きながら、産休・育休を取得して就業を継続している女性たちが相当数いることも確認できる。

第6波（2012年）から第8波（2014年）の階層帰属意識（10段階）の平均とキャリアパターンの関係を見てみると、最も階層帰属意識が高いのは「正規一貫」型キャリアで5.29、最も低いのは「派遣一貫」型キャリアで4.48であった。

ここまでは表1をもとに、女性たちの現在の状況から過去8年間に歩んできたキャリアをみることで職業キャリアパターンの特徴を明らかにしてきた。次に、こうした職業キャリアパターンと階層帰属意識がどのように関連しているのかを検討する。

3. 職業キャリアと階層帰属意識

3.1 変数

それぞれの職業キャリアパターンの特徴を確認したうえで、直近8年間にどのような働き方をしてきたかという職業キャリアパターンが、現在の階層帰属意識に与える影響をOLS回帰分析にて検討する。

被説明変数は、第6波（2012年）から第8波（2014年）の3年間の10段階の階層帰属意識（「10.一番上」～「1.一番下」）の平均をとったものである。

統制変数として第8波時点の年齢年齢、第8波時点の婚姻上の地位（有配偶を基準とした未婚ダミー、離死別ダミー）、本人の教育年数、父親の教育年数、第8波時点の個人年収と世帯年収を設定する。

説明変数には、初職の従業上の地位（無職を基準とした正規雇用ダミー、パート・アルバイト・契約社員ダミー、派遣社員ダミー、自営等ダミー）、第8波時点の従業上の地位（無職を基準とした正規雇用ダミー、パート・アルバイト・契約社員ダミー、派遣社員ダミー、自営等ダミー）⁶⁾、職業キャリアパターン（「無職一貫」型キャリアを基準とした「無職→パート・アルバイトダミー」、「パート・アルバイト一貫ダミー」、「正規一貫ダミー」、「派遣一貫ダミー」、「自営等一貫ダミー」、「パート・アルバイト→無職ダミー」、「正規→パート・アルバイトダミー」、「パート・アルバイト→正規ダミー」）を設定する。

モデル1は統制変数のみを投入したもので、ここで基本的な傾向を確認する。モデル2では、統制変数に加えて初職の従業上の地位と現職（第8波時点）の従業上の地位を投入し、特定の一時点の職業が階層帰属意識に与える影響を検討する。モデル3では、統制変数に加えて初職の従業上の地位と職業キャリアパターンを投入し、初職と直近8年間のキャリアが階層帰属意識に与える影響を検討する。

3.2 分析結果

表2は記述統計を、表3はOLS回帰分析の結果を示している。

表 2 記述統計

	平均値	標準偏差	最大値	最小値		平均値	標準偏差	最大値	最小値
階層帰属意識	5.19	1.22	9	1	職業キャリアパターン				
Wave8時点の年齢(歳)	40.35	5.14	48	28	無職一貫	0.22	0.41		
婚姻上の地位 (Wave8時点)					無職→パート・アルバイト	0.11	0.31		
有配偶	0.81	0.39			パート・アルバイト一貫	0.17	0.38		
未婚	0.14	0.35			正規一貫	0.31	0.46		
離死別	0.04	0.20			派遣一貫	0.03	0.17		
教育年数					自営等一貫	0.06	0.23		
本人(年)	14.01	1.54	18	9	パート・アルバイト→無職	0.04	0.19		
父親(年)	12.42	2.51	18	9	正規→パート・アルバイト	0.03	0.18		
従業上の地位 (Wave8時点)					パート・アルバイト→正規	0.04	0.19		
正規雇用	0.32	0.47			年収 (Wave8時点)				
パート・アルバイト・契約社員	0.37	0.48			個人年収(万円)	181.80	185.57	1500	0
派遣社員	0.02	0.14			世帯年収(万円)	664.50	340.80	2500	0
自営等	0.05	0.22							
無職	0.23	0.42							

表 3 階層帰属意識の OLS 回帰分析

	モデル1		モデル2		モデル3	
	標準化係数	s.e.	標準化係数	s.e.	標準化係数	s.e.
Wave8時点の年齢	-0.001	0.032	-0.004	0.034	0.004	0.035
婚姻上の地位 (Wave8)						
(ref: 有配偶)						
未婚	-0.054	0.035	-0.052	0.035	-0.048	0.035
離死別	-0.099	0.032 **	-0.097	0.033 **	-0.096	0.033 *
教育年数						
本人	0.198	0.034 ***	0.191	0.035 ***	0.188	0.034 ***
父親	0.069	0.034 *	0.059	0.034	0.057	0.034
初職の従業上の地位						
(ref: 無職)						
正規雇用			0.142	0.131	0.152	0.131
パート・アルバイト・契約社員			0.133	0.125	0.149	0.124
派遣社員			0.042	0.041	0.047	0.041
自営等			0.071	0.052	0.062	0.051
従業上の地位 (Wave8)						
(ref: 無職)						
正規雇用			-0.039	0.059		
パート・アルバイト・契約社員			-0.073	0.042		
派遣社員			-0.018	0.033		
自営等			0.013	0.034		
職業キャリアパターン						
(ref: 無職一貫)						
無職→パート・アルバイト					-0.085	0.036 *
パート・アルバイト一貫					-0.161	0.039 ***
正規一貫					-0.089	0.055
派遣一貫					-0.087	0.033 **
自営等一貫					-0.015	0.035
パート・アルバイト→無職					-0.055	0.033
正規→パート・アルバイト					-0.054	0.033
パート・アルバイト→正規					-0.059	0.035
収入 (Wave8)						
本人年収	0.00	0.04	0.008	0.052	0.027	0.049
世帯年収	0.36	0.04 ***	0.366	0.037 ***	0.353	0.037 ***
R ²	0.250		0.256		0.274	
調整済みR ²	0.243		0.242		0.256	
AIC	2034.110		2043.617		2032.433	
N			791			

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05

まず統制変数の効果を確認すると、離死別ダミーの階層帰属意識を低める効果と、本人の教育年数、世帯年収の階層帰属意識を高める効果は、すべてのモデルにおいて有意な効果を持っており、これらの変数は女性の階層帰属意識に影響を与える要因として重要な変数であると言える⁷⁾。

次に、モデル2の初職と現職の従業上の地位をみると、どの変数にも有意な効果は確認されなかった。これも先行研究の通り、女性本人の職業は有意な説明力を持ちにくいということが確認された。

モデル3をみると、初職の従業上の地位は有意ではなかったが、職業キャリアパターンでは3つのキャリアが階層帰属意識を低める有意な効果を持っていた。「無職→パート・アルバイト」型キャリアと「パート・アルバイト一貫」型キャリアと「派遣一貫」型キャリアは、「無職一貫」型キャリアに比べて、階層帰属意識が有意に低いという結果が得られた。なかでも「パート・アルバイト一貫」型キャリアは強い負の効果を持っていることがわかった。

「無職→パート・アルバイト」型キャリアは、9つのキャリアの中で唯一、無職であった状態から働き始めた経験をもつキャリアである。このキャリアパターンに属する123ケースのうち、有配偶は116ケースとほとんどの女性が既婚者であることをふまえると、世帯の状況を鑑みて妻がパート・アルバイトとして働きに出たということが考えられる。「無職一貫」型キャリアと比べると、「無職→パート・アルバイト」型キャリアは女性たちが働いているにもかかわらず、世帯年収にそれほど差がない(表1参照)。直近8年間に、家計補助のために働きだしたという世帯状況であった女性は、階層帰属意識が低くなると考えられる。

「パート・アルバイト一貫」型キャリアと「派遣一貫」型キャリアは、直近8年間に就業を継続しているキャリアとなる。こうしたキャリアパターンはほかに「正規一貫」型キャリア、「自営等一貫」型キャリア、「正規→パート・アルバイト」型キャリア、「パート・アルバイト→正規」型キャリアがある。「自営等一貫」型キャリアの多くは家族従業者という雇用以外のかたちで働いているので、ここでは除外して考えると、被雇用で継続して働く必要があるなかで、「パート・アルバイト一貫」型キャリアと「派遣一貫」型キャリアは、非正規雇用での就業に継続して従事していたという点で、有意な負の効果が表れたのかもしれない。実際に、「正規一貫」型キャリアや、従業上の地位が転換していても、直近に正規雇用での就業経験を有している「正規→パート・アルバイト」型キャリアと「パート・アルバイト→正規」型キャリアには、有意な負の効果はみられない。

加えて、「パート・アルバイト一貫」型キャリアの有配偶率は約74.3%であること、平均年齢が41.9歳と最も高いこと、初職がパート・アルバイトだった女性の約半数がこのキャリアを歩んでいることをふまえると、壮年期に未婚でパート・アルバイトとして働き続ける女性が一定数存在し、さらにその中には初職から非正規雇用であった女性もいる可能性がある。こうした状況が、特に「パート・アルバイト一貫」型キャリアにおいて強い負の効果をもたらしていると考えられる。

最後に、各モデルのフィッティングを確認すると、分散説明率でも AIC でも、モデル3の職業キャリアパターンを投入したモデルが最も良くなっている。女性の階層帰属意識の分析の場合、現職（第8波）の職業よりも、短期のキャリアであっても、これまでにどのような働き方をしてきたのかという経歴が重要になることが明らかとなった。

4. おわりに

本稿では女性を対象に、職業キャリアが階層帰属意識に与える影響を検討してきた。分析の結果、階層帰属意識に影響を与える職業キャリアパターンには、大きく3つの特徴があることがわかった。

第一に、主に有配偶女性が家計補助のためにパート・アルバイトとして働き始めたことが、階層帰属意識を低めることである。これは、女性本人の働き方や職業キャリアの内容というよりは、女性自身をとりまく生活基盤の影響を想定しており、世帯レベルの要因が女性の働き方に表れた結果である。

第二に、直近のキャリアが非正規雇用（パート・アルバイト・契約社員、派遣社員）の継続就業であったことが、階層帰属意識を低めることである。正規雇用としての継続就業はもちろん、正規雇用と非正規雇用間で転換を経験した場合でも、正規雇用で働いている／いたということが、階層帰属意識の低下を抑制していた可能性がある。

第三に、壮年期の未婚女性が非正規雇用で継続就業していることが階層帰属意識を低めることである。こうした女性たちは初職も非正規雇用であったケースが多く、キャリアを通して「不利」な立場にあったことが窺える。

第二、第三の要因は、女性本人の働き方や職業キャリアの内容によるものであり、女性本人の職業変数が階層帰属意識に影響を与えることを示唆している。女性の場合は一時点の職業ではなく、どのような働き方をしてきたという蓄積が重要な意味をもつことが明らかとなった。これは、女性の働き方が流動的で多様にあるために、現在の働き方が同一だとしても、それまでのキャリアは異なる可能性が十分に考えられ、かつ、どのように異なるかも多様にありうるという特質のためである。現職だけの職業情報では、そうした多様性が集約されてしまい、ひとつの変数（例：パート・アルバイト・契約社員ダミー）に様々なキャリアパターン（例：「無職→パート・アルバイト」型キャリア、「パート・アルバイト・一貫」型キャリア、「正規→パート・アルバイト」型キャリアなど）が混在した結果、女性本人の現在の職業がもつ階層帰属意識への影響力がみえてこなかった可能性が示唆された。

最後に、本稿の職業キャリアパターンは、調査時点から直近8年間のキャリアという短期的なものであり、女性の職業キャリア全体の中の一部を切り取って検討していたにすぎない。また、本稿の職業キャリアにはいろんな年齢層が含まれているため、ライフステージの違いが考慮できていない。つまり、若年者にとっては個人のキャリアの中の初期段階を示しているが、壮年層にとっては個人のキャリアの中の中・後期に位置するキャリアであり、個人のキャリアの中のどのタイミングであるかが統一されていない。こうした点から、本稿の

職業キャリアによる検討は限定されたものであるが、今後の課題として別稿で取り組みたい。

[注]

- 1) DHD の分析は R の TraMineR パッケージを使用した。キャリアパターンのは数はデンドログラムを参考に、キャリアパターンとして他のクラスターと明確に差別化され、かつ解釈可能であることをもとに、9 つに分類した。
- 2) 初職の「無職」とは、第 1 波時点で「いままでに一度も仕事に就いたことがない」ケースを示す。
- 3) 「調査期間中の出産」は第 1 子に限らず、出産したことをカウントしており、期間中に複数回出産したケースも含まれるが、その場合も出産を経験した女性は 1 人としてカウントしている。
- 4) 10 段階評価のものを、階層帰属意識が高くなるほど得点が高くなるよう操作化した。また、10 段階評価の階層帰属意識では、調査年によって個人内の意識の回答に誤差程度の揺れが生じる可能性があるため、パネル調査の利点を生かし、調査年からの直近 3 年間の平均をとるというかたちで回答の揺れをならした。
- 5) 初職が無職(第 1 波時点で仕事に就いた経験がない)である女性のキャリアパターンとして、「正規一貫」型キャリア (55.1%) や「正規→パート・アルバイト」型キャリア (20.2%) がある。第 1 波時点では仕事に就いた経験がなかったが、その後正規雇用やパート・アルバイトとして働き始めたことになる。これらのキャリアパターンは平均年齢が比較的若く、図 1 や図 2 で確認すると「学生」が含まれていることから、初職が無職だった女性たちの学卒後の初期キャリアとして「正規一貫」型キャリアや「正規→パート・アルバイト」型キャリアがると考えられる。
- 6) OLS 回帰分析における従業上の地位の分類は、DHD を用いて職業キャリアを類型化した時と同様である。正社員、正職員を含む「正規雇用」、パート・アルバイト、契約社員、臨時職員、嘱託を含む「パート・アルバイト・契約社員」、派遣社員、請負社員を含む「派遣社員」、自営業主、自由業主、家族従事者、内職、経営者、役員を含む「自営等」、学生を除く無職を含む「無職」、であり、「学生」はケース数が少ないため除外した。
- 7) 統制変数として父親の職業から測定した出身階層を投入した場合の分析も試みたが、結果は変わらないことを確認している。

[謝辞]

二次分析にあたり、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) wave1-8, 2007-2014」「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) Wave1-8, 2007-2014」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト) の個票データの提供を受けました。

本稿執筆にあたり、二次分析研究会（研究題目：戦後日本の社会意識の変容過程についての計量社会学的研究）のメンバーの皆様から大変有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- 星敦士, 2008, 「主観的地位認知に対する職業移動の影響」轟亮編『2005年SSM調査シリーズ8 階層意識の現在』2005年SSM調査研究会, 37-50.
- 福田亘孝, 2006, 「ライフ・コースは多様化しているか?—最適マッチング法によるライフ・コース分析」西野理子・稲葉昭英・嶋崎尚子編『第二回家族についての全国調査第二次報告書 No.1—夫婦, 世帯, ライフコース』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 167-181.
- 香川めい, 2011, 「職業への移行の脱標準化はいかに起こっているのか?」小杉礼子・原ひろみ編『非正規雇用のキャリア形成—職業能力評価社会をめざして』勁草書房, 39-79.
- 神林博史, 2011, 「中流意識と日本社会—階層帰属意識の時代的变化とその意味」盛山和夫ほか編『日本の社会階層とそのメカニズム』白桃書房, 151-184.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等—成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- 胡中孟徳, 2017, 「中学生の生活時間と社会階層」『教育社会学研究』100: 245-264.
- Lesnard, Laurent. 2010, “Setting cost in Optimal Matching to uncover contemporaneous socio-temporal patterns.” *Sociological Methods and Research*, 38(3): 389-419.
- Lesnard, Laurent. 2014, “Using optimal matching analysis in sociology: Cost setting and sociology of time.” Philippe Blanchard, Felix Bühlmann and Jacques-Antoine Gauthier ed., *Advances in Sequence Analysis: Theory, Method, Applications*: Springer, Cham: 39-50.
- 盛山和夫, 1994, 「階層研究における「女性問題」」『理論と方法』9(2): 111-125.
- 数土直紀, 2009, 『階層意識のダイナミクス』勁草書房.
- 鈴木伸生, 2018, 「過去の世代内移動パターンによって現在の階層帰属意識は異なるのか?」吉田崇編『2015年SSM調査報告書3 社会移動・健康』2015年SSM調査研究会, 277-292.
- 渡邊勉, 2004, 「職歴パターンの分析—最適マッチング分析の可能性」『理論と方法』19:213-234.

学歴による階層帰属意識の個人内変化要因の違い ——生活満足度の変化に着目して——

谷岡謙

(中京大学)

本稿の目的は、パネルデータを用いて学歴による階層帰属意識の個人内変化の違いを検討することである。その際に主観的な生活評価を表す生活満足度に着目する。階層帰属意識3カテゴリの「上・中」間・「中・下」間移動の規定要因をHybrid多項ロジットモデルを用いて、学歴別・男女別に検討したところ、個人内変化の要因は、学歴によって違いがあることが明らかとなった。具体的には、大卒層においてのみ「上・中」間で生活満足度が効果を持つことが明らかとなった。また、個人内効果と個人間効果の差異からは、階層変数の変化が即座に階層帰属意識に反映されるのではなく、時間的なラグが生じていると考えられ、そのラグが生活満足度の効果に反映されている可能性が示唆された。ただし、学歴ごとの分析であっても個人内変化の要因を十分に説明できたとは言い難い結果となり、今後も個人内効果と個人間効果の差異が生じる原因を追求する必要がある。

1. 問題の所在

1.1 階層帰属意識研究の最前線

総中流社会において「中」意識として注目を集めた階層帰属意識は、現代社会においても人びとが自らの階層をどのように認識しているかを表す地位アイデンティティとして重要な役割を果たしている (e.g., 吉川 2014・数土編 2018)。そして近年の研究では、ある時点の階層帰属意識がその後の行動に影響を与える様子が実証されつつある。Fujihara(2015)では、高い階層帰属意識を持つ女性は、その後高い客観的地位を持つ男性と結婚する傾向があると指摘されている。また社会疫学分野の論文をレビューした神林 (2016)によれば、階層帰属意識が主観的健康感のみならず、実際の健康度にも影響を与えることが確認されている。そして、過去の健康状態によって現在の階層的地位が影響を受けることも実証されつつある (神林 2018)。以上を踏まえると、階層帰属意識が健康を通じて階層的地位に再帰的な影響を与える図式が実証されつつあると言えるだろう¹⁾。

階層意識研究の分野においては、階層変数による説明力の上昇、すなわち階層性の上昇により、人びとが自らの地位により準拠した冷静な地位認知をするようになってきていることが明らかとなっている (e.g., 神林 2011・吉川 2014)。さらに、学歴や年齢によって規定要因が異なることが明らかとなり、階層性の変化も全体で同じように進んでいるわけではないことが指摘されている。数土 (2018) は、大卒と非大卒で層を分けて社会意識論型回帰モデル (吉川 2014) を適用した場合に、大卒は階層性が高いのに対し、非大卒は階層性が低く人口学的な属性による影響を受けやすいと指摘している。そして、階層性の高い大卒層の増加によって、社会全体の階層性が高まったのではないかと数土は考察している。また、

1995年と2015年の階層帰属意識を学歴別に比較した谷岡（2019）では、1995年から2015年にかけて大卒層の階層性が上昇していることが確認されている。つまり、分布の無変化と階層性の上昇を説明する「静かな変容」（吉川 1999）は、階層性の高い大卒層が高学歴化により増加しているということと、その大卒層の階層性がさらに上昇していることという2つの側面によって構成されている可能性がある。また、潜在クラス分析を用いた谷岡（2018a）においても、階層性の時代変化の大きさが地位クラスによって異なることが確認されている。

1.2 階層帰属意識の個人内変化

以上のように、階層帰属意識の時代変化の研究は進展しつつあるが、これらの研究成果はクロスセクションデータの比較によって発見されたものであり、個人内変化を考慮したものではない。さらに、パネルデータを用いた階層帰属意識研究（三輪・山本 2012, 谷岡 2018c）で確認されているのは、個人間の差異を説明する要因（個人間効果）と個人内の差異を説明する要因（個人内効果）は異なるということである。クロスセクションデータでは階層帰属意識に効果を持つとされる収入や職業であっても、個人内変化を説明できない場合も多いことが確認されている。さらに、個人内効果は階層帰属意識に対して非線形的な効果をもっており、多くの変数が「中・下」間では有意になるのに対して、「上・中」間では有意にならないことが多い（谷岡 2018c）。よって、どのような変化によって人びとが「上」意識に至ることができるのかは判明していない。

このような個人内変化の要因をあまり説明できないのは、個人間効果がグループ間で異なっているように、グループ間の個人内変化メカニズムが異なることに原因がある可能性が考えられる。よって本稿では個人間効果の研究と同様に、学歴によって層を分けて個人内効果の違いを検討する。

その際に、本稿が注目するのが主観的な生活評価を表す生活満足度の効果である。生活満足度は、「中」意識研究の枠組みで注目されながらも、階層性の上昇に伴い、その後はその効果に注目する研究は少なかった。というのも、階層性が低い時代の階層帰属意識の説明要因として用いられた生活満足度だが、生活満足度を除いても階層変数によって十分な説明力が得られるようになったからである。また生活満足度の係数は、他の階層変数とは異なり時代によらず一定だった（吉川 1999）ことも要因だと考えられる。しかし、SSM2015データを分析した谷岡（2018b）では、生活満足度の効果も上昇傾向にあることが発見されている。つまり、現代社会においては、階層性が上昇し客観的な階層に人びとが依拠しつつも、同時に主観的な生活評価によっても階層帰属意識を判断する傾向が強まるという新たな局面を迎えていると言える。

よって本稿では、生活満足度の効果にも注目しつつ、学歴による個人内変化の違いを検証していく²⁾。

2. 方法

2.1 データと変数

使用するデータは、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」である。この調査は2007年より東京大学社会科学研究所によって毎年継続的に実施されているパネル調査である。この調査は、「若年パネル JLPS-Y (対象：満20～34歳)」と「壮年パネル JLPS-M (対象：満35～40歳)」と2つに分かれているが、分析にはその合併データを使用する。第1回調査 (wave1) の有効回収数は、若年パネルが3367 (有効回収率35%)、壮年パネルが1433 (有効回収率40%)であった。その後、毎年追跡調査が行われており、若年パネルと壮年パネルそれぞれの有効回収数はそれぞれ、wave2 では2716 (有効回収率81%)と1246 (87%)、wave9 では1933 (有効回収率81%)と974 (有効回収率88%)であった³⁾。

今回は、2007年から2015年 (wave1～wave9) のデータを使用する。分析対象は、学生・死別経験者⁴⁾・世帯収入が0のケースを除いた各 wave で使用変数に欠損のない20歳から40歳⁵⁾の男女である。データの情報量を活用するため、全ての wave に回答している対象者だけでなく、一部の wave でデータが欠損している回答者も含めて分析を行う。

変数は以下の通りである。従属変数には10段階階層帰属意識を「上(1-4)、中(5-6)、下(7-10)」の3カテゴリにリコードしたものを使用する。先述の通り、階層帰属意識の個人内変化には、変化パターンによってその要因が異なることが明らかになっているため、「上・中」間と「中・下」間という変化パターンごとに分析を行う。つまり本研究では、「上・中」間の移動と「中・下」階層間の移動の要因は異なるという仮定に基づいた分析となる。ただしこの仮定には、カテゴリ間の移動要因は上昇でも下降でも同じという仮定も含まれることに注意しなければならない。また、3カテゴリ間の移動を網羅的に分析するのであれば、「上・下」間の分析も必要となるが、「中」をまたいだ大きな変化であるこの移動は、後ほど確認するようにケースが少ないため、今回は行わない⁶⁾。

独立変数には、対数変換した世帯収入、EGP4 カテゴリ&無職ダミー (専門管理、一般ノンマニュアル、自営、マニュアル (基準)、無職)、非正規ダミー、婚姻状態 (未婚、既婚 (基準)、離婚) を使用する。

層分けに使用する学歴は、吉川 (2019) の学歴分類にならい、中卒・高卒・専門学校卒を非大卒とし、短大・高専以上の学校卒を大卒とする。また、統制変数として wave1 時点の年齢4カテゴリと各 wave のダミー変数を投入する。

2.2 分析モデル

本稿では、Hybrid モデル (Allison 2009) を拡張した多項ロジットモデルを用いる。Hybrid モデルを用いる理由は、個人内効果と個人間効果を同時に分析可能だからである。個人間の差異も確認することで、学歴による違いをよりわかりやすく提示したいと考える。Hybrid モデルはパネルデータ分析にマルチレベル分析の考え方を応用したモデルである。Level1 の変数として、各独立変数の個人内平均からの偏差を投入する。そして、Level2 には、各独

表 1 記述統計量

	非大卒男性		大卒男性		非大卒女性		大卒女性	
	mean	S. D.	mean	S. D.	mean	S. D.	mean	S. D.
階層帰属意識	2.322	0.669	1.932	0.719	2.326	0.637	2.050	0.661
世帯収入	6.250	0.565	6.465	0.538	6.236	0.578	6.421	0.570
専門・管理	0.187	0.390	0.544	0.498	0.177	0.382	0.249	0.432
一般NM	0.138	0.345	0.227	0.419	0.316	0.465	0.375	0.484
自営	0.127	0.333	0.045	0.207	0.047	0.211	0.033	0.179
マニュアル	0.512	0.500	0.163	0.369	0.197	0.398	0.080	0.271
無職	0.036	0.185	0.021	0.144	0.263	0.440	0.263	0.440
非正規	0.107	0.309	0.074	0.262	0.417	0.493	0.296	0.456
未婚	0.330	0.470	0.352	0.478	0.192	0.394	0.267	0.443
既婚	0.642	0.479	0.628	0.483	0.765	0.424	0.700	0.458
離別	0.028	0.164	0.020	0.138	0.043	0.203	0.033	0.178
生活満足度	3.509	1.009	3.701	0.903	3.740	0.932	3.883	0.872
20～24歳	0.113	0.316	0.159	0.366	0.127	0.333	0.158	0.364
25～29歳	0.183	0.386	0.202	0.402	0.172	0.378	0.234	0.423
30～34歳	0.336	0.473	0.314	0.464	0.284	0.451	0.310	0.463
35～40歳	0.368	0.482	0.325	0.468	0.417	0.493	0.298	0.457
n of observations	4786		5329		5584		5792	
n of groups	1007		1022		1063		1048	

立変数の個人内平均を投入する。このような操作をすることで、Level1 の変数は個人内効果を表し、Level2 の変数は個人間効果を表すことができるようになる。Level1 の個人内効果の係数は、固定効果モデルと一致することが確認されている（三輪・山本 2012）。

また、分析は男女別に行う。階層帰属意識の規定要因には、男女差があることがよく知られており（e.g., 赤川 2000）、個人内効果にも男女差が確認されているからである（谷岡 2018c）。よって、Hybrid 多項ロジットモデルによる分析を非大卒男性、大卒男性、非大卒女性、大卒女性の 4 層でそれぞれ行う。

3. 分析

3.1 変数の学歴差・男女差

まずは使用する変数について、その特徴を学歴ごとに確認しておこう。表 1 が学歴・性別ごとの記述統計量である。従属変数である階層帰属意識 3 カテゴリを見ると、大卒の方が高い（上が多い）ことがわかる。世帯収入を見ると、やはり大卒の方が高い。この差を実額換算すると、100 万円程度になる。職業では、非大卒はマニュアルが多く、大卒は専門・管理が多くなり、男性の方がよりその差が顕著である。非正規雇用を見ると、非大卒のほうが多い。しかし、男性ではそれほど大きな違いはない。婚姻状態には、男性では大きな違いがな

表 2 階層帰属意識の移行表

男性 非大卒	t+1期			度数	男性 大卒	t+1期			度数
	上	中	下			上	中	下	
上	45.8%	39.9%	14.3%	371	上	66.9%	28.8%	4.4%	1116
t期 中	10.0%	70.1%	19.9%	1,442	t期 中	17.1%	71.4%	11.6%	1,809
下	4.7%	23.2%	72.1%	1,360	下	7.3%	27.3%	65.4%	823
全体	11.9%	46.5%	41.6%	100.0%	全体	29.8%	49.0%	21.2%	100.0%
度数	378	1474	1321	3173	度数	1115	1837	796	3748

女性 非大卒	t+1期			度数	女性 大卒	t+1期			度数
	上	中	下			上	中	下	
上	36.1%	48.3%	15.7%	344	上	57.3%	36.5%	6.2%	813
t期 中	9.0%	68.7%	22.3%	1905	t期 中	12.6%	73.4%	14.0%	2337
下	2.9%	27.9%	69.3%	1551	下	4.4%	33.7%	62.0%	941
全体	9.0%	50.2%	40.9%	100.0%	全体	19.6%	56.9%	23.5%	100.0%
度数	341	1906	1553	3800	度数	801	2329	961	4091

く、女性では大卒層の方がやや未婚が高くなっている。そして生活満足度を平均値で確認すると、大きな差では無いものの大卒の方が高いことがわかる。

3.2 移行率の学歴差・男女差

次に階層帰属意識の移行表を性別・学歴別に確認しよう（表 2）。なお、移行表には 2 時点連続で調査に回答しているケースのみが含まれているため、Hybrid モデルのケース数よりも少なくなっている。移行率を見る前に、周辺分布から各層の階層帰属意識の分布を確認しておこう。先程平均値で確認したとおり、学歴が高いと階層帰属意識も高くなることがわかる。大卒男性では約 30%が「上」を占めるのに対し、非大卒男性では 10%強しかいない。一方で非大卒男性では約 40%が「下」であり、大卒男性だと 20%強となる。女性でも同様の傾向が見られるが、大卒女性の「上」がやや少なく、「中」が多いという違いも見受けられる。

では、移行率にはどのような違いがあるだろうか。まずわかるのは、非移動が多いということである。三輪・山本（2012）でも指摘されている通り、階層帰属意識は変化の大きい意識ではないということになる。しかし、この非移動についても学歴差があることがわかる。最も顕著な差が現れているのが、「上」から「上」、つまり「上」を維持できるかどうかである。大卒男性では約 67%が「上」を維持するのに対し、非大卒男性で「上」を維持できるのは約 47%になる。つまり、学歴によって階層帰属意識の高低に差があるだけでなく、高い意識を維持できるかどうかという点にも学歴が影響するのである。階層帰属意識の変化パターンを潜在クラス分析によって分析した谷岡（2016）では、学歴が高いと安定した階層帰属意識を持つことが確認されている。今回の移行表が示すのは、この安定性は「上」意識を

安定して持つことができるという点で、高学歴層の階層帰属意識における優位性を別の側面から示すものとなっている。

次に「中」を見ると、男女ともに学歴にかかわらず約70%の人が「中」を維持することができている。しかし、大卒男性では約17%が上昇、約11%が下降するのに対して、非大卒男性では上昇は約10%程度であり、下降は約20%となる。「中」維持という観点から見ると学歴差はないものの、上昇するチャンスという観点からは大卒の方が有利なことがわかる。最後に「下」を見ると、やや大卒の方が上昇しやすい傾向があるものの、「上」と「中」に比べると、その差は小さい。

また、本稿では扱わないが「上・下」間の「中」をまたいだ大きな移動について確認しておく、概ね10%を下回る少なさであることがわかる。非大卒層では「上」から「下」への下降が15%前後となっているが、そもそも「上」に属するケースが少ないため、ケース数としてはかなり少数であることがわかる。

階層帰属意識の変化の学歴差についてまとめると、男女共通して大卒であれば「上」を維持しやすく「中」からも上昇しやすいが、非大卒であれば下降しやすい。ただ、女性では、学歴による差がやや小さい結果となっている。

なお、階層帰属意識と同じ主観的な変数である生活満足度では、階層帰属意識とは異なり、学歴による変化の違いはほぼ見られなかった（図表は割愛）。しかし、平均値で確認したとおり、大卒層のほうがやや生活満足度が高いことには注意すべきである。

以上のように、階層帰属意識の移行率には学歴による違いがあることがわかった。では、その変化の要因には学歴によってどのような違いがあるのだろうか。変化の程度に差はあっても、変化の要因には差がないことも考えられる。以下では、多変量解析により個人内変化要因の学歴差を検討する。

3.3 分析結果

ではHybrid多項ロジットモデルの分析結果を見ていこう。まずは男性の結果（表3）である。Level1が個人内効果を、Level2が個人間効果をそれぞれ表している。まず「上・中」間の個人内効果の学歴差を見てみよう。まずわかるのは、有意な変数が少ないということである。特に非大卒男性では、どの変数も有意ではない。世帯収入などは係数が大きいものの、有意な効果とはなっていない。大卒男性において、有意な効果を持っているのは非正規、離別⁷⁾、生活満足度である。非正規雇用になれば「中」に下降しやすいことがわかる。そして、生活満足度が上昇すると、階層帰属意識も上昇しやすいことがわかる。大卒男性では、世帯収入や職業ではなく、生活満足度が変化した際に、階層帰属意識の変化に影響を与えることがわかる。しかし非大卒男性では、生活満足度が変化しても「上・中」間では階層帰属意識は変化しない。

次に「上・中」間の個人間効果の結果を見てみよう。個人内効果とは異なり、個人間効果では世帯収入や専門管理が有意な効果を持っており、世帯収入が高ければ、専門管理であれ

表3 Hybrid 多項ロジットモデルの分析結果（男性）

	非大卒				大卒			
	上 vs. 中 (ref.)		中 (ref.) vs. 下		上 vs. 中 (ref.)		中 (ref.) vs. 下	
	Coef.	(S. E.)	Coef.	(S. E.)	Coef.	(S. E.)	Coef.	(S. E.)
level1 世帯収入	.306	(.189)	-.368 **	(.123)	.217	(.134)	-.406 **	(.122)
専門・管理	-.004	(.288)	-.242	(.193)	-.008	(.236)	-.225	(.215)
一般NM	.254	(.291)	.084	(.181)	-.268	(.234)	-.232	(.215)
自営	-.086	(.343)	.064	(.218)	-.308	(.409)	-.307	(.321)
マニュアル	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
無職	.080	(.484)	.506 †	(.287)	-.678	(.471)	.308	(.367)
非正規	.159	(.424)	.360 †	(.202)	-.563 *	(.279)	.275	(.216)
未婚	.003	(.287)	.068	(.301)	-.091	(.186)	-.009	(.223)
既婚	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
離別	.379	(.554)	.149	(.442)	.696 *	(.318)	.639	(.408)
生活満足度	.000	(.089)	-.282 **	(.051)	.194 **	(.059)	-.282 **	(.057)
level2 世帯収入(平均)	.726 **	(.197)	-.793 **	(.143)	1.387 **	(.170)	-.903 **	(.188)
専門・管理(平均)	.670 **	(.223)	-.531 **	(.186)	.750 **	(.217)	-.918 **	(.203)
一般NM(平均)	.313	(.303)	.014	(.198)	.136	(.262)	-.440 †	(.238)
自営(平均)	.554 *	(.228)	.126	(.205)	.412	(.439)	.132	(.382)
マニュアル(平均)	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
無職(平均)	.563	(.741)	-.339	(.452)	.476	(.736)	.064	(.619)
非正規(平均)	.219	(.363)	1.001 **	(.279)	-.499	(.385)	.806 *	(.316)
未婚(平均)	-.095	(.192)	-.181	(.155)	.282	(.185)	-.222	(.187)
既婚(平均)	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
離別(平均)	-.266	(.464)	-.040	(.429)	.515	(.575)	-.793	(.609)
生活満足度(平均)	.294 **	(.109)	-.858 **	(.088)	.719 **	(.119)	-.825 **	(.109)
年齢：20～24歳	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
年齢：25～29歳	-.152	(.288)	-.328	(.210)	-.040	(.217)	-.093	(.231)
年齢：30～34歳	-.305	(.272)	-.498 *	(.203)	-.462 *	(.210)	-.459 *	(.218)
年齢：35～40歳	-.359	(.264)	-.763 **	(.211)	-.276	(.222)	-.351	(.243)
定数項	-7.428 **	(1.452)	8.232 **	(.929)	-12.291 **	(1.162)	8.659 **	(1.294)
Pseudo R2	0.133				0.162			
対数尤度	-4022.539				-4681.793			
n of observations	4786				5329			
n of groups	1007				1022			

注：統制変数（各waveダミー）

ば「上」に属しやすい。また、生活満足度が非大卒層でも有意になっている。全体的に大卒層の方が係数の値が大きく、これは大卒層の階層性の高さ（数土 2018）を反映していると考えられる。

では「中・下」間はどうだろうか。まず個人内効果を見ると、「上・中」間とは異なり、非大卒・大卒共通で世帯収入が効果を持っており、世帯収入が減少すると「下」になりやすいことがわかる。そして生活満足度が非大卒男性でも有意となっており、生活満足度が下がると「下」になりやすい。そして、個人間効果では、「上・中」間と同様に世帯収入と専門管理が有意であり、加えて非正規雇用も有意となっている。非正規雇用であれば、「下」に属しやすい。「中・下」間では、世帯収入と生活満足度が個人内効果と共通して有意なもの

表4 Hybrid 多項ロジットモデルの分析結果（女性）

	非大卒				大卒			
	上 vs. 中 (ref.)		中 (ref.) vs. 下		上 vs. 中 (ref.)		中 (ref.) vs. 下	
	Coef.	(S. E.)	Coef.	(S. E.)	Coef.	(S. E.)	Coef.	(S. E.)
level1 世帯収入	.074	(.178)	-.330 **	(.106)	.315 *	(.142)	-.095	(.104)
専門・管理	.075	(.378)	-.172	(.200)	.279	(.252)	.136	(.231)
一般NM	-.190	(.258)	-.078	(.142)	.052	(.228)	.324 †	(.192)
自営	.210	(.539)	.067	(.252)	.458	(.411)	.543	(.367)
マニュアル	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
無職	-.266	(.341)	.110	(.186)	.121	(.285)	.674 **	(.229)
非正規	-.022	(.269)	.301 *	(.149)	.162	(.185)	.376 *	(.151)
未婚	.285	(.371)	.370	(.240)	-.279	(.195)	.079	(.182)
既婚	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
離別	-.217	(.578)	.294	(.357)	.484	(.660)	1.094 *	(.428)
生活満足度	.182 †	(.093)	-.323 **	(.051)	.173 **	(.066)	-.215 **	(.056)
level2 世帯収入(平均)	.696 **	(.205)	-.811 **	(.129)	1.173 **	(.173)	-.892 **	(.131)
専門・管理(平均)	-.011	(.287)	-.689 **	(.214)	.053	(.399)	-.204	(.337)
一般NM(平均)	.163	(.281)	-.053	(.178)	-.086	(.384)	-.299	(.315)
自営(平均)	.151	(.374)	-.187	(.379)	.942	(.600)	-.439	(.471)
マニュアル(平均)	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
無職(平均)	.544	(.352)	-.066	(.222)	-.010	(.433)	-.305	(.374)
非正規(平均)	.070	(.214)	.247	(.163)	-.148	(.215)	.692 **	(.191)
未婚(平均)	.255	(.249)	-.212	(.168)	.118	(.196)	.063	(.186)
既婚(平均)	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
離別(平均)	.509	(.479)	.246	(.294)	.670	(.454)	.584	(.391)
生活満足度(平均)	.296 *	(.134)	-.866 **	(.083)	.372 **	(.116)	-.905 **	(.097)
年齢：20～24歳	(ref.)		(ref.)		(ref.)		(ref.)	
年齢：25～29歳	.113	(.272)	-.039	(.190)	.172	(.217)	.094	(.187)
年齢：30～34歳	.047	(.281)	-.204	(.180)	-.008	(.210)	-.066	(.186)
年齢：35～40歳	.086	(.273)	-.274	(.172)	-.104	(.224)	-.309	(.196)
定数項	-7.921 ** (1.465)		7.999 ** (.874)		-9.727 ** (1.262)		8.146 ** (.947)	
Pseudo R2	0.114				0.126			
対数尤度	-4631.050				-5000.413			
n of observations	5584				5792			
n of groups	1063				1048			

注：統制変数（各waveダミー）

の、個人間効果では、専門管理と非正規は個人間効果のみで有意となっており、「上・中」間と同様に、個人内効果と個人間効果で有意な変数が異なることがわかる。

次に女性の結果を見てみよう（表4）。まずは「上・中」間である。男性と同様に個人内効果から確認する。男性の結果と同じく、やはり有意な変数が少ない。ただし、大卒女性では世帯収入が有意であり、世帯収入が上昇すると「上」になりやすいことがわかる。また、男性と同じく生活満足度も有意な効果を持つ。ただし、非大卒女性では10%水準で有意となっており、大卒層よりもその効果は不確かであると考えられる。個人間効果を見ると、個人内効果と同じく世帯収入と生活満足度が有意となっている。ただ男性とは異なり、専門管理は有意ではない。

次に「中・下」間である。まず個人内効果を見ると、非正規と生活満足度が共通して有意となっている。非正規職になると、生活満足度が低下すると、「下」に移行しやすい傾向がある。男性で共通して有意であった世帯収入は、女性において非大卒層のみ有意となっている。その一方で大卒層では無職が有意な効果を持っており、無職になると「下」に移行しやすい。多くの場合、女性が無職になるのは結婚や育児がきっかけになると考えられるが、労働市場からの離脱で階層帰属意識が下がるのは大卒女性のみだということがわかる。また、離別についても大卒女性のみ有意な効果を持ち、「下」に移行しやすいことがわかる。そして「中・下」間の個人間効果を見ると、世帯収入と生活満足度が共通して有意な効果を持っている。大卒女性で世帯収入は個人内効果では有意でなかったが、個人間効果だと有意になっている。また個人内効果ではどちらも有意だった非正規も大卒女性のみが有意となっている。大卒女性の個人内効果で有意であった無職は、個人間効果では有意でなくなっている。同様に非大卒女性では、非正規雇用が個人間効果では有意でなくなっており、属性間の違いとその属性に変化したときの効果が異なることを示している。

なお、疑似決定係数を確認すると、男女ともに大卒層の方がやや高い結果となっており、大卒層の階層性の高さが表れている。しかし、階層性の低い傾向のある若年層（谷岡 2019）が多くを占めるため、その差は大きなものではない。

4. 結論

4.1 階層帰属意識変化の学歴差

本稿の目的は、生活満足度の個人内効果に着目しつつ学歴による階層帰属意識の個人内変化要因の違いを検証することにあつた。表 5 は、今回の分析結果をまとめた表である。1%水準もしくは5%水準で有意であった変数を「○」で表している。念のため10%水準で有意であったものを「△」で表しているが、以下では「○」のついた変数についてのみ議論する。

まずわかるのは、個人内効果で有意な変数が少ないことである。「中・下」間では有意な変数が増えるものの、それでも有意な変数は個人間と比べると少ない。その中でも安定した効果を持っていたのが生活満足度である。

学歴による階層性の違いは個人間効果の係数や疑似決定係数に表れていると考えられるが、個人内変化の学歴による違いが最もよく現れているのはどこだろうか。まず「中・下」間について考えると、男性ではあまり違いがないということがわかる。女性では、大卒女性のみ世帯収入が有意でなく、無職が有意となっている。無職が効果を持つのは、キャリア中断もしくは労働市場からの退出が大卒女性に大きな負担となっていることが示唆されている。そして「上・中」間では、大卒層でのみ生活満足度が有意な結果となっている。

この結果を見る限り、男女共通して学歴による個人内変化の違いが最もよく現れているのは、「上・中」間の生活満足度だと考えられる。大卒層であれば、生活満足度の上昇により階層帰属意識も「上」になりやすいが、非大卒層では生活満足度の上昇は「上」意識には影

表 5 分析結果のまとめ

	「上・中」間				「中・下」間			
	非大卒		大卒		非大卒		大卒	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
個人内効果								
世帯収入				○	○	○	○	
専門管理								
非正規雇用					△	○		○
無職					△			○
生活満足度		△	○	○	○	○	○	○
個人間効果								
世帯収入	○	○	○	○	○	○	○	○
専門管理	○		○			○	○	
非正規雇用					○		○	○
無職								
生活満足度	○	○	○	○	○	○	○	○

注：○：1%水準または5%水準で有意、△：10%水準で有意

響しない。3.2節で述べたとおり、生活満足度の移行率には学歴による違いはない。しかし、その変化が階層帰属意識に与える影響については学歴差が存在するのである。

4.2 個人内効果と個人間効果の違いはなぜ生まれるのか

谷岡（2018c）でも指摘されているが、今回の分析によりさらに浮き彫りになったのは、個人間では「上・中」間の違いを説明できているのにもかかわらず、「上・中」間の移動を説明できないという点である⁸⁾。1つ考えられるのは、観察期間前から「上」になっている層がずっと「上」を維持している割合が高いということである。この層は階層帰属意識を変化させていないため、個人内変化の説明には使用できないことになる。今回の分析対象は、wave1 時点で 20～40 歳と比較的若い人びとであり、その多くはまだ地位達成の最終段階に到達していないと考えられる。その「上」を早くから維持する層は、親世代からの各種資本の継承などにより、階層的地位や階層帰属意識の初期値が高くなっているのかもしれない。3.2節の移動表からは、「上」から「中」への下降や、「中」から「上」へ上昇する層が一定数いることが確認されたが、同時に「上」を維持する層も多いことが確認されている。これらの結果を踏まえれば、実際は「上」を維持する層と上昇しても維持できず下降する層が分かれて存在する可能性がある。そして、維持できない層の変化要因が階層変数でない場合は、今回のように個人内効果では有意にならず、個人間効果でのみ有意になると考えられる。

もう1つの理由として考えられるのが、実際の階層変数と階層帰属意識の変化の対応関係と、今回の分析モデルの想定が合致していない可能性である。というのも、今回のモデルでは、独立変数の変化が即座に階層帰属意識に反映されるモデルとなっている。しかし実際には、収入や職業が変わったからと言って、ただちに階層認知に反映されるとも限ら

ない。収入や職業の変化から数年経って初めて、階層判断に影響するようになることも考えられる。特に不安定で上昇と下降を繰り返すような場合には、その変化に一喜一憂しないように階層帰属意識にも反映されないかもしれない。このように階層認知の変化にタイムラグが存在するとすれば、今回のように個人内効果は有意でなくても、タイムラグが反映された個人内効果では有意ということになりうる。

実際に、SSMの職歴データを分析した鈴木(2018)は、初職と現職を比較し、その移動が階層帰属意識に影響を与えることを発見しており、移動の効果が持続する、つまり移動の効果は移動したタイミング以外でも存在することを示唆している。コン(2018)においても、過去の収入変化が現在の階層帰属意識に対して効果を持つことが明らかとなっている。

このタイムラグが生じづらいと考えられるのが、同じ主観的な変数である生活満足度である。自らの生活評価が変化すると同時に階層帰属意識も変化するというのは自然な結果だと言えるだろう。よって、場合によってはタイムラグで生じる階層変数の効果を生活満足度が吸収しているとも考えられる。

また、大卒女性の無職のように個人内効果は有意であったが、個人内効果では有意でなくなる変数もいくつか存在した。これは、変化した際には大きく本人の中で評価されるものの時が経つにつれて問題ないと考えられるようになるパターンや、そもそも変化しない層(観察期間前から無職)が無職であることを階層帰属意識判断に重視していないため、そのような考え方の違いが混在していると考えられる。

しかし、「中・下」間では個人内効果・個人内効果で有意な変数が共通している場合も多いため、タイムラグが生じていないことになる。どのような地位か、どのような移動かによって、反映されやすさが異なるのかもしれない。

以上の考察をまとめると、客観的な階層的地位が変化したタイミングではなく、その変化が生活評価に影響してはじめて階層帰属意識を変化させる可能性が示唆されるものの、そのタイムラグは学歴や移動パターンによって異なるということになる。

4.3 今後の課題

本稿によって明らかになったのは、階層帰属意識には階層変数による個人間の差異にのみならず個人内変化にも学歴による違いが存在するということである。しかし、個人内変化を説明できる割合は依然として小さく不可解な点も多いため、今回の発見により個人内変化メカニズムの解明が大きく前進したとは言えない⁹⁾。本稿の結果を踏まえると、今後研究を進めるにあたって、以下の4つの課題が考えられる。

第1に、個人内変化の要因を検討する前に、個人内変化のより詳細な傾向を把握しておくことも重要だと考えられる。移動しない層、移動しやすい層を明らかにするために、最適マッチング(Abbott 1990)等のシーケンス分析で移動傾向の状況をより正確に把握することも重要だと考えられる。

第 2 に、個人内効果と個人間効果の差異の原因がタイムラグにあるかどうかを検証する必要がある。その際には、独立変数のラグ項を用いたダイナミックパネルモデルが 1 つの方法として考えられる¹⁰⁾。また、個人内効果と個人間効果の差異の原因として、カテゴリ間の変化を区別していない(上昇も下降も同じ要因)ことも可能性の 1 つとして考えられる。より詳細な移動パターンごとの分析をすることも方法の 1 つだが、異なる方策として独立変数の変化の向きを考慮する(有田 2013, Allison 2018)ことも考えられる。特に世帯収入などの変数は係数の値は大きいにもかかわらず、有意でないケースが散見されるため、変化の向きを考慮することによりその効果が整理されるかもしれない。

第 3 に、タイムラグの効果に関連して、生活満足度が何を表しているのか、他の変数をモデルに追加して検討する必要がある。考えられるのは、所有財(稲垣 2018)や資産だが、データの制約もあるため完全な解明は難しいだろう。生活満足度が主観的な生活評価だけでなく、今回モデルに入れていない所有財や資産の代理指標となっている可能性はあるが、階層帰属意識に対して最も効果を持つと言われる世帯収入ですら効果が不安定なので、それらの変数が安定的な生活満足度の効果に影響するとは考えがたい。そのような問題はあっても、生活満足度は個人内変化解明の鍵になりうる可能性も秘めているため、慎重に検討を進める必要がある。

第 4 に、今回の分析は学歴による個人内変化の違いを検討しただけにとどまり、先行研究によって発見された学歴ごとの規定要因の時間による変化を捉えることはできてない。時点ダミーとの交互作用等で検討可能であると考えられるため、クロスセクションデータによる研究との接合のためにも、このような複雑な時間変化をモデルに組み込むことも必要となるだろう。

[注]

- 1) なお、問題性が自明である収入の格差などとは異なり、階層帰属意識に差があることがただちに問題となるわけではない。橋本(2003)が批判するように、「自らを上位置づける」ことをすべての人びとが望んでいるとは言えず、あくまで個人の性向の問題だからである。しかし、階層帰属意識の高低は、人びとの健康に関わりうる問題であることが明らかになっているため、本稿では階層帰属意識が高いほうが有利だという前提で話をすすめていく。
- 2) 階層帰属意識と同じ主観的な変数である生活満足度を使用するため、因果の向きに注意する必要がある。ただ、前田(1998)では、SEMを用いてどちらの因果がモデルにより適合するか検討されており、生活満足度が階層帰属意識に影響するモデルのほうが良いということがわかっている。このため、本稿でも生活満足度が階層帰属意識に影響を与えるという図式を採用している。
- 3) 長期追跡調査に伴う回答者の脱落に対処するため、2011年(wave5)より新たにサンプルが追加されているが、本稿では使用していない。
- 4) 死別経験者は全体で 58 ケースと数が非常に少ないため、今回は分析から除外している。

- 5) 階層帰属意識研究では、20代から60代までの現役層を分析することが多いため、今回の分析結果を他の研究と比較する際は注意が必要である。
- 6) 「上・下」間を分析した谷岡(2018c)では、個人内効果・個人間効果ともに「上・中」間、「中・下」間を合わせたような結果となっていることが確認されている。
- 7) 離別すると「上」になりやすいという不可解な結果となっているが、離別のケース数の少なさが影響している可能性がある。
- 8) 同じJLPSデータのwave1からwave7を分析した谷岡(2018c)では、6年間という観察期間の短さを1つの要因として取り上げていたが、8年間分のデータを分析した今回もあまり変わらない結果となった。今後のデータの蓄積により進展する可能性も否定できないが、その時間を待つよりもモデルの改善に取り組んだほうが有益であると考えられる。
- 9) 階層帰属意識を連続変量として通常のHybridモデルで分析したところ、どの層においても個人内の決定係数は0.03程度にとどまっている。個人間の決定係数が0.3程度あることを考えると、今回使用した変数・モデルでは、個人内変化を十分に説明できているとは言い難い結果となっている。
- 10) 独立変数に時間的なラグを設けるダイナミックパネルモデルによる試験的な分析を行ったところ、収入のラグ項が有意な効果を持つこともあった。しかし、ラグのない収入よりも大きな効果を持つとは言い難い結果でもあった。

[謝辞]

二次分析にあたり、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) wave1-9, 2007-2015」「東大社研・壮年パネル調査(JLPS) wave1-9, 2007-2015」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト)の個票データの提供を受けました。

本研究は、JSPS 科研費 19K23258 の助成を受けたものです。

[参考文献]

- Abbott, Andrew, 1990, "A Primer on Sequence Methods," *Organization Science*, 1(4): 375-392.
- Allison, Paul David, 2009, *Fixed effects regression models*, SAGE Publications.
- , 2018, "Asymmetric Fixed-effects Models for Panel data," *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*, 5: 1-12.
- 有田伸, 2013, 「変化の向き・経路と非変化時の状態を区別したパネルデータ分析——従業上の地位変化がもたらす所得変化を事例として」『理論と方法』28(1): 69-86.
- Fujihara, Sho. 2015. "The Effects of Objective Social Status on Subjective Social Status in Japan: A Preliminary Panel Data Analysis," Hiroshi Ishida eds., *Comparative Study of Changes in the Life Course and Cumulative Advantages and Disadvantages among the Youth in Contemporary Japan*, 338-348.

- 橋本摂子, 2003, 「社会的地位のポリティクス」『社会学評論』54(1): 49-63.
- 稲垣佑典, 2018, 「階層帰属意識の規定因としての所有耐久消費財再考」『社会学研究』101: 85-114.
- 神林博史, 2011, 「中流意識と日本社会」盛山和夫・片瀬一夫・神林博史・三輪哲編『日本の社会階層とそのメカニズム』白桃書房:151-184.
- , 2016, 「『主観的社会的地位と健康』研究の動向と課題——階層意識研究の視点からのレビュー」『人間情報学研究』21: 59-82.
- , 2018, 「過去の健康問題が社会経済的地位に与える影響——職歴における『健康上の理由』離職に注目した分析」吉田崇編『2015年SSM調査報告書3 社会移動・健康』2015年SSM調査研究会, 333-355.
- 吉川徹, 1999, 「『中』意識の静かな変容」『社会学評論』50(2): 76-90.
- , 2014, 『現代日本の「社会の心」』有斐閣.
- , 2018, 『日本の分断——切り離される非大卒若者(レッグス)たち』光文社.
- コン・アラン, 2018, 「戦後日本における階層帰属意識の規定要因——世代内移動と準拋集團に注目して」石田淳編『2015年SSM調査報告書8 意識I』2015年SSM調査研究会, 1-16.
- 前田忠彦, 1998, 「階層帰属意識と生活満足度」間々田孝夫編『現代日本の階層意識 SSM調査シリーズ6』1995年SSM調査研究委員会, 89-112.
- 三輪哲・山本耕資, 2012, 「世代内階層移動と階層帰属意識——パネルデータによる個人内変動と個人間変動の検討」『理論と方法』27(1): 63-83.
- 数土直紀, 2018, 「何が変わり, 何が変わらないのか」数土直紀編『格差社会のなかの自己イメージ』勁草書房, 183-191.
- 数土直紀編, 2018, 『格差社会のなかの自己イメージ』勁草書房.
- 鈴木伸生, 2018, 「過去の世代内移動パターンによって, 現在の階層帰属意識は異なるのか?」吉田崇編『2015年SSM調査報告書3 社会移動・健康』2015年SSM調査研究会, 277-292.
- 谷岡謙, 2016, 「主観的階層移動の類型化とその規定要因」『パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究』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, 158-170.
- , 2018a, 「時代・世代でみえる地位アイデンティティの移り変わり: 多母集団潜在クラス分析による検討」数土直紀編『格差社会のなかの自己イメージ』勁草書房, 140-155.
- , 2018b, 「2015年における階層帰属意識——時代変化と高齢層の特徴」小林大祐編『2015年SSM調査報告書9 意識II』2015年SSM調査研究会, 185-204.
- , 2018c, 「変化パターンを考慮した階層帰属意識のパネルデータ分析——多項ロジットモデルによる検討」『就労・家族・意識の変化に関するパネルデータ分析研究成果報告書』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, 191-

202.

———, 2019, 「現代日本における主観的地位の実態と変容」大阪大学大学院人間科学研究科 2018 年度博士論文.