

大学教員の意識に関するAge-Period-Cohort分析

—教育・研究志向を事例にして—

中尾 走・樊 怡舟・宮田 弘一
村澤 昌崇・松宮 慎治

大学教員の意識に関する Age-Period-Cohort 分析

—教育・研究志向を事例にして—

中尾 走*
 樊 怡**
 宮田 弘***
 村澤 昌****
 松宮 慎*****

1. 序論

本研究の目的は、日本の大学教員の意識の時間的変化に対して、年齢 (age)・時代 (period)・コーホート (cohort) の3つの側面から説明を試みることである。周知の通り、日本の大学教員を取り巻く状況は、大きく変化している。たとえば、任期制の導入や不安定な雇用の増加、社会人教員・実務家教員と呼ばれるノン・アカデミックなキャリアを持つ教員の増加、一律に配分される基盤研究費から科学研究費補助金等の競争的資金へとシフトさせた研究費配分方法の変更、国立大学の独立行政法人化、大学ランキングを意識した教育・研究活動の要求などが挙げられ、その結果、大学教員の実態や意識が変化することが予想された。

現に、このような政策の実施・変更による、大学教員の実態や意識の変化を対象にした先行研究はいくつか存在する。例えば、神田・富澤 (2015) は2002年、2008年、2013年に実施された調査を比較し、大学教員の研究活動時間が大幅に減少していること、加藤 (2008) は1997年と2005年の調査を比較し、研究費と研究時間が共に減少していることを明らかにしている。また、有本編 (2008) では、1992年と2007年の15年間における大学教員の流動性や教育・研究時間、研究費の配分額、研究生産性などの実態の変化、学生観や教育と研究の志向性等の意識の変化、そしてストレスの変化などを取り扱っている。他にも、Huang et al. (2020) による1992年から2017年のガバナンスの変化、藤村 (2018a, b) による研究生産性の比較などもある。

ただし、このような時間的経過を扱う研究には注意が必要である。なぜなら、この変化が、実は調査時点の違い“以外”の要因によって説明できる可能性を否定できないからである。上記で挙げた先行研究は、大学教員の実態・意識の変化を、「調査時点の違いによる変化」として捉えていることに等しく、それ以外の可能性については検討していない。一方で、大学教員の意識の変化が、年齢に依存しうることが指摘する研究 (丸山, 2013) もあり、現在日本の大学教員の高齢化が進行しているという指摘 (小林, 2015; 文部科学省, 2018) も踏まえれば、調査時点による大学教員の

* 広島大学大学院教育学研究科教育学習科学専攻 (高等教育学) / 日本学術振興会特別研究員

** 広島大学大学院教育学研究科教育学習科学専攻 (高等教育学)

*** 尾道市立大学事務職員

**** 広島大学高等教育研究開発センター副センター長 / 准教授

***** 広島大学大学院教育学研究科教育学習科学専攻 (高等教育学) / 神戸学院大学事務職員

意識の違いは、実は時代の効果ではなく、大学教員が年齢を経たことによって変化したのかもしれない。

そこで、これまで調査時点の違いとして説明されてきた、大学教員の意識の時間的変化に対して、本稿では年齢・時代・コーホートという3つの側面から説明を試みる。年齢効果とは、加齢による生理学的な側面、あるいはライフステージや社会的地位の移行に伴う意識の変化であり、大学教員の意識が年齢を経るごとに、どのように変化しているかを示すものである。時代効果とは、社会情勢などマクロな変化によって集団全体の傾向が変動する効果を指し、大学教員であれば様々な大学改革による変化が当てはまるだろう。ほとんどの先行研究が、調査時点の違いで大学教員の実態・意識の変化を説明してきたが、それは実はこの時代効果による説明に等しい。コーホート効果とは、同一世代に誕生した出生年に起因する効果であり、特定のイベントを経験した時期が共通する集団と異なる集団の間に現れる差異である。大学教員という特定の職業に着目するため、3つ目のコーホート効果に着目する意義は、国民に対する意識調査に比べて小さいと思われるかもしれないが、日本ではいまだに多くの大学生が18歳で入学することを踏まえると、同時期に大学に入学し、大学院へと進学、大学教員のキャリアを選択したというコーホートによる効果が現れてもおかしくはない¹⁾。

上記のような解釈は、あくまでも仮説に過ぎないが、先行研究の多くが大学教員の实態や意識の変化を暗黙のうちに時代効果として捉えてきた。そのため、本稿では年齢やコーホート効果による変化も検討し、「大学教員の实態や意識が年齢・時代・コーホートのどの要因によって変化しているのか」を明らかにすることが研究目的である。

2. 方法

(1) APC 分析

繰り返し横断データ、パネル・データなどを用いて年齢・時代・コーホートの効果を切り分ける手法は Age-Period-Cohort 分析（以下、APC 分析）と呼ばれる。ただし、APC 分析によって、年齢・時代・コーホートの効果を切り分けるのは実は簡単ではない。なぜなら、それぞれは「年齢＝時代－コーホート」という関係になっており、それぞれの効果を分離することが困難なためである。例えば、2017年の調査で、45歳の大学教員は全員1972年生まれのコーホートであり（ここでは簡便化のために誕生日のタイミングの違いなどは考慮しない）、時代とコーホートを統制すると、年齢が一意に定まる²⁾。そのため、APC 分析は何らかの制約条件や仮定を置くことで、それぞれの効果を識別し、推定されてきた。以下では、太郎丸（2016）、松本（2019）を参考にそれらの手法を整理し、APC 分析の概要を示す。

まず、変数の操作というシンプルな方法で推定を行うものとして、①時代区分の幅を変える、②年齢・時代・コーホートのうち一つ以上を変数効果として推定する、③年齢・時代・コーホートのいずれかを実質的な意味のある変数に置き換えるという3つの方法が挙げられる。

第一の「時代区分の幅を変える」とは、年齢を20～29歳、30～39歳、40～49歳と10歳幅でダミー

変数を作るのに対して、コーホートを1945年～1959年、1960～1974年、1975～1990年など15年幅でダミー変数を作成し、変数として投入することである。この場合、3つの効果のうち、2つが決まった段階で残りの一つの効果が一意に定まるわけではないので、推定は可能である。しかしながら、どの幅で区切るかという恣意性が高く、区切り方によって推定値が変わるため、あまり推奨はされていない。あくまでも、識別不可能な3つの効果を、推定だけ可能にする方法の一つである。

第二の「いずれかを変量効果として投入する」とは、これまで先行研究でも行われてきた (Yang & Land, 2006; 佐々木, 2012; 西野・中西, 2016など)。これは、各個人が同じ年齢集団、時代集団、コーホート集団に属すると考え、変量効果として推定する階層的なモデルであることから、Hierarchical Age-Period-Cohort model (以下、HAPC) と呼ばれている。しかしながら、HAPCは、変量効果として指定した効果が小さくなるという欠点がO'Brien (2017) によって指摘されており、そのメカニズムも坂口・中村 (2019) によって明らかにされている。

第三の「実質的な意味のある変数に置き換える」とは、年齢・時代・コーホートに対し、相関の高い代理変数が想定される場合、その要因をモデルに投入することで、識別可能となる。例えば、その時代の豊かさを示すGDPなどを時代効果として投入することである。APC分析ではそれぞれの効果を識別した後に、その背後による要因によって解釈することも多く、年齢・時代・コーホートを別の実質的な意味のある変数に置き換えることを川口 (2014) などは推奨している。今回の大学教員の例であれば、どの時代に大学生生活を過ごしたかなどが考えられるかもしれない。

しかしながら、この方法にも欠点がある。そもそも、実質的な変数に置き換えたとしても、元の変数との相関が非常に高いため解決にならない場合や、そのような実質的な変数が見つけれない場合などがある。

以上の3つは、変数の操作によって、年齢・時代・コーホートの効果を推定するための方法であった。その他には、数学的な制約条件を設けることで推定を行う方法がある。松本 (2020) によれば、その方法は、①パラメータの二乗和に制約を設ける方法と②パラメータの1次階差の二乗和に制約を設ける方法の二つに分けられる。

まず「パラメータの二乗和に制約を設ける」とは、パラメータの大きさに罰則を課すことにより、ランク落ちして逆行列が計算出来ない場合などに有効な方法である。これは多重共線性で行列がランク落ちしてしまい、逆行列が得られない場合に有効なリッジ回帰をAPC分析に応用した例などが挙げられる。具体的には、以下のような違いがある。

$$\hat{\beta} = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \right)^2 \quad (1)$$

$$\hat{\beta} = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \right)^2 + \lambda \sum_{j=1}^p \beta_j^2 \right\} \quad (2)$$

式 (1) は、一般的な最小二乗法による二乗和の最小化である。リッジ回帰は、式 (2) のように罰則項 ($\lambda \sum_{j=1}^p \beta_j^2$) を課すことで、推定可能としている。

次の「パラメータの1次階差の二乗和に制約を設ける」とは、一時点前の変化から大きな変化をしないなどの時系列構造をモデル化することで、パラメータ推定を行うことである。このように時系列構造をモデル化し、APC 分析に応用した例として、各効果がランダムウォーク³⁾ に従うと仮定したモデルがある (Schmid & Held, 2007)。

$$\alpha_{i+1} \sim \text{Normal}(\alpha_i, \sigma_A) \quad (3)$$

$$\beta_{i+1} \sim \text{Normal}(\beta_i, \sigma_B) \quad (4)$$

$$\gamma_{i+1} \sim \text{Normal}(\gamma_i, \sigma_C) \quad (5)$$

式 (3) ~ (5) は、年齢・時代・コーホートの効果 (それぞれの効果の係数を α , β , γ で示している) の $i+1$ 個目の係数が、1次階差のパラメータの正規分布に従うランダムウォークモデルを表しており、パラメータが緩やかに変化する漸進的変化を想定している。また、隣接するパラメータの1次階差を小さくするという意味でもあり、中村 (1989) が提案するベイズ型コーホートモデルと同等の制約条件となる (松本, 2019)。

この二つの方法は、松本 (2019) によるモンテカルロ・シミュレーションの結果によれば、どちらも同程度の推定精度であり、パラメータを精度良く復元している。そのため、この二つのどちらかが現実的な推定手法であろう。この二つの中で、本稿ではパラメータの二乗和に制約を設けるリッジ回帰の方法を採用した。理由は、パラメータの1次階差の二乗和に制約を設ける方法では1時点前と1時点後の大きな変化は想定されていないからである。けれども、1節で挙げた先行研究では時点ごとに大きな変化を明らかにしているものもあり、このような想定が適切ではない可能性があると考えたからである。以下、本稿ではパラメータの二乗和に制約を設けるリッジ回帰の方法によって、年齢・時代・コーホートの効果を識別し、推定する⁴⁾。

(2) データと変数

データは、1992年、2007年、2011年、2017年に行われた大学教員に関する調査データの二次分析である⁵⁾。なお、回答者数 (回収率) は、1992年調査: 1,889人 (38.6%)、2007年調査: 1,100名 (24.5%)、2011年調査: 1,048名 (16.7%)、2017年調査: 2,127人 (24.1%) であった。これら4つのデータの中で、共通項目でなければ APC 分析を用いることは出来ない。そこで、本稿ではこれら4時点のデータの共通項目の中で、「教育と研究の重要性 (以下、教育・研究志向)」に焦点を当てて、APC 分析を適用していく。その他の共通項目もあるが、教育・研究志向は全ての調査において4件法で調査されているため、選択肢の数の違いがないというメリットがある。

3. 分析

(1) 記述的分析

この質問項目は、あなたご自身の関心は主として教育あるいは研究のどちらにありますか。あてはまる番号を1つ選んで下さい。1=主として教育、2=どちらかと言えば教育、3=どちらかと言えば研究、4=主として研究の4件法で尋ねている。表1には、調査年と教育・研究志向のクロス表を示し、セルの上段に度数を下段に列パーセントを示している。

次に、図1は、コーホートを横軸に、縦軸に教育・研究志向の平均値を示し、年齢別にマーカーを変えた折線グラフを示した。教育・研究志向の平均値は、平均値が小さいほど教育志向が高く、平均値が高いほど研究志向が高いため、図1で上であれば研究志向が高く、下であれば教育志向が高いことを示している。

表1 調査年別のクロス表

		調査年				合計
		1992年	2007年	2011年	2017年	
教育・研究志向	教育	63 3.5%	56 5.2%	44 4.2%	115 5.7%	278 4.7%
	どちらかと言えば教育	430 24.0%	295 27.3%	210 20.3%	411 20.5%	1346 22.8%
	どちらかと言えば研究	991 55.4%	578 53.4%	589 56.9%	1094 54.5%	3252 55.0%
	研究	306 17.1%	153 14.1%	193 18.6%	386 19.2%	1038 17.6%
合計		1790 100.0%	1082 100.0%	1036 100.0%	2006 100.0%	5914 100.0%

※上段の数値は度数，下段の数値は列%を示す。

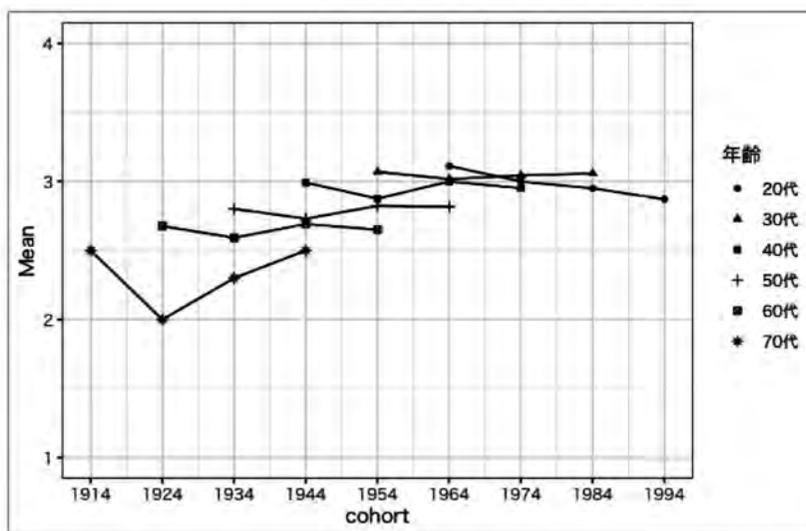


図1 コーホートを横軸とした年齢別の教育・研究志向の変化

図1より解釈できるのは、基本的には年齢が上昇するにつれて、教育志向が高まっている点である。例えば、横軸の1944年のコーホートに着目すると、4時点の調査から40代・50代・60代・70代のデータが得られており、70代が最も教育志向が高く、40代が最も研究志向が高いことが分かる。ただし、このような年齢の上昇による教育志向の高まりは、1964年のコーホートまでであり、1974年のコーホートでは、30代が最も研究志向が高く、次に20代・40代となっている。

それでは、実際にこのような変化を年齢・時代・コーホートで切り分けたときにどのように推定されるのだろうか。以下では、パラメータの二乗和に制約を設けるリッジ回帰の方法を用いて、年齢・時代・コーホート効果の識別を試みる。その際、以下のようにAPCそれぞれの効果（それぞれの効果の係数を α 、 β 、 γ で示している）に対して正規分布の事前分布を仮定し、それらの標準偏差は等しいという制約を設けることで、推定を行う。

$$\alpha_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_A)$$

$$\beta_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_B)$$

$$\gamma_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_C)$$

$$\sigma_A = \sigma_B = \sigma_C$$

推定に関しては、マルコフ連鎖モンテカルロ法（以下、MCMC）を用いたベイズ推定を用いた。MCMCの設定は、「chains=4, iter=3000, warmup=1000, thin=5」であり、収束判断には、 $\hat{R} < 1.1$ という条件を満たしていれば、収束したと判断可能（松浦, 2016）であるため、本稿でもこの条件より収束判断を行なった。まず、それぞれのモデルの比較を行い、その結果を表2に示した。

表2 モデルの比較

Model	WAIC	Model	WAIC	Model	WAIC
年齢	13192.12	年齢・時代	13191.81	年齢・時代・コーホート	13168.82
時代	13404.50	年齢・コーホート	13191.45		
コーホート	13294.92	時代・コーホート	13194.45		

表2より、WAICによってモデル評価を行うと、WAICの値が小さい方がモデルの当てはまりが良い（松浦, 2016）と解釈できるため、年齢・時代・コーホートのAPCモデルが最もモデルの当てはまりが良いことが分かる。また、これまで多くの先行研究が時代による違いで、大学教員の実態・意識の変化を説明してきたわけだが、WAICによるモデルの当てはまりを検討すると、当てはまりが良いわけではないことが分かる。これは、少なくとも教育・研究志向という意識の変化については、その他の要因による説明を行った方が良い可能性を示しており、それが本稿では年齢・時代・コーホートによる説明である。以下では、APCモデルの分析結果を表3に示し、年齢・時代・コーホートのそれぞれの係数の事後分布の平均値と95%信用区間を図示したものが図の4~6である。また、収束判断である $\hat{R} < 1.1$ を満たしていることを示すために、表3にはその値を一番右に示している。分析には、その他の統制変数は投入せず、その他の変数の影響を切片へと吸収させる総効果モデルによって推定を行なった。

表3 APC分析の分析結果

		mean	sd	2.50%	97.50%	Rhat
切片		2.8147	0.0256	2.7641	2.8627	1.0008
年齢効果	20-29	0.0553	0.0672	-0.075	0.1886	1
	30-39	0.1986	0.0337	0.1334	0.2651	0.9996
	40-49	0.1315	0.0265	0.0793	0.1821	1.0011
	50-59	0.0059	0.0264	-0.0453	0.0584	0.9998
	60-69	-0.1569	0.0293	-0.2149	-0.0993	1
	70-79	-0.2343	0.0769	-0.3958	-0.0889	0.9997
時代効果	1992	0.0039	0.1075	-0.2109	0.2206	1.0015
	2007	0.0004	0.1033	-0.2089	0.2042	1.0003
	2011	0.0029	0.1053	-0.2139	0.2118	0.9988
	2017	-0.0071	0.1037	-0.2214	0.1915	0.9998
コーホート効果	1905-1914	-0.0184	0.0731	-0.155	0.1352	1.001
	1915-1924	-0.0051	0.039	-0.0789	0.0727	0.9994
	1925-1934	-0.0512	0.0318	-0.1154	0.0103	1.0001
	1935-1944	0.0343	0.028	-0.0178	0.0938	0.9996
	1945-1954	-0.0515	0.028	-0.108	0.0047	0.9992
	1955-1964	0.0275	0.031	-0.0342	0.0868	0.999
	1965-1974	0.047	0.036	-0.0259	0.1176	0.9994
	1975-1984	0.0194	0.0613	-0.1027	0.1381	1.0009
1985-1994	-0.0018	0.1175	-0.2467	0.2277	0.9993	
超パラメータ	σ_λ	0.1175	0.0297	0.0723	0.1885	1.0004
	WAIC			13168.82		

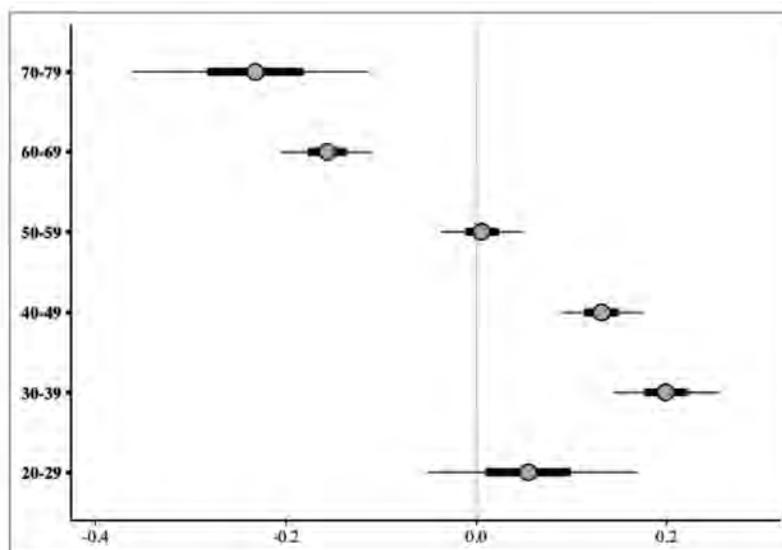


図4 年齢効果のプロット

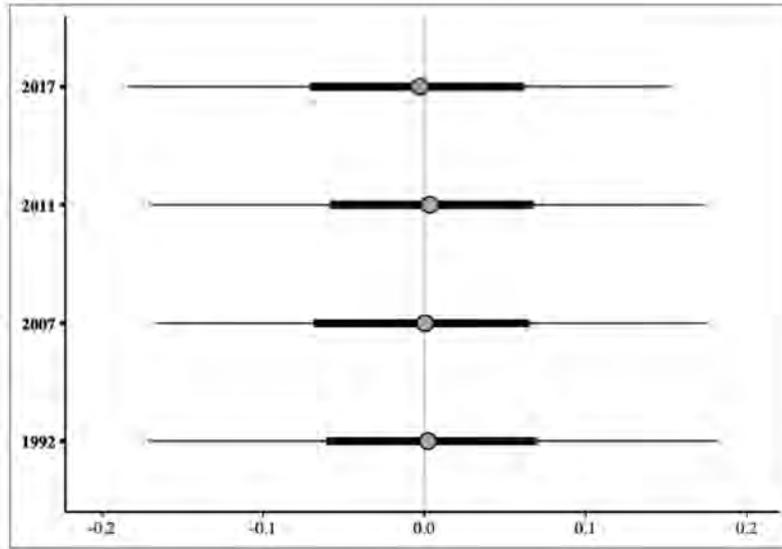


図5 時代効果のプロット

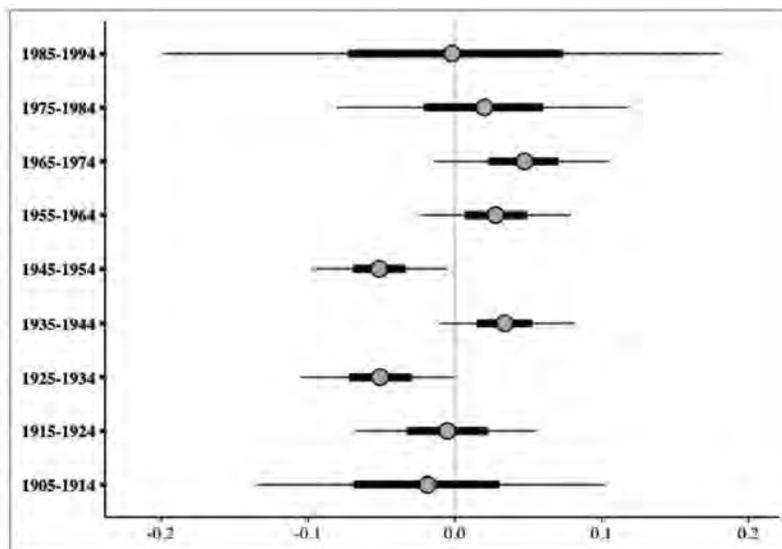


図6 コーホート効果のプロット

これらの図4～6は、プラスであれば、相対的に研究志向が高く、マイナスであれば相対的に教育志向が高いと解釈できる。図5・6の時代効果やコーホート効果については、一貫した傾向は示されていない。特に、時代効果については、どの時代の調査においても教育と研究の志向性については変化していないということである。次に、コーホート効果に着目すると、一貫した傾向を示しているわけではないが、コーホートによって教育・研究志向が異なることがわかる。1985から1994年生

まれのコーホートと1905から1914年生まれのコーホートのように、サンプルサイズが小さい場合、標準誤差が大きくなっており、解釈が困難である。サンプルサイズが大きく、安定して推定されている1925年から1974年生まれまでの5つのコーホートに着目すると、1925から1934年生まれのコーホート、1945から1954年生まれのコーホートは、相対的に教育志向が高く、それ以外のコーホートでは相対的に研究志向が高いという結果が得られている。本稿の分析では、なぜこのようなコーホートによる教育・研究志向の違いが生じたのかについては、明らかにできないが、コーホートによっても教育・研究志向が異なるという結果は興味深い分析結果であろう。年齢効果については、年齢との曲線関係が推定されている。具体的には、20代では少し研究志向が高い程度であるが、30代でピークを迎える。その後、40代、50代、60代、70代と徐々に研究志向は低くなり、教育志向へとシフトしていくといった関係である。この年齢効果が時代やコーホートに関係なく一貫しており、例えば、国立大学の独立行政法人化以前の1992年調査とそれ以降の2007、2011、2017年調査では教育と研究の志向性が大きく変化しているわけではないということである。一貫しているのは、若い時には研究志向が高く、30代でピークを迎え、そこから徐々に教育志向が相対的に高くなるということである。このような分析結果は、異なる年度の調査を比較するだけでは明らかにすることが出来ず、年齢・時代・コーホートという3つの効果に着目したため、明らかになった知見であろう。

4. 結語

本稿では、教育・研究志向を事例にして大学教員の意識の変化を年齢・時代・コーホートの3つの側面から説明しようと試みてきた。その結果、分かったのは以下の3点である。一つ目に、教育・研究志向の変化は、時代によっては、全く変化していないということである。二つ目に、コーホート効果として、生まれた年代によって教育・研究志向が異なり、1925から1934年生まれのコーホート、1945から1954年生まれのコーホートにおいて、相対的に教育志向が高いことである。三つ目に、年齢効果としては、20代から30代にかけて研究志向性が高くなり、40代以降は研究志向性が低くなると同時に教育志向性が高くなるという曲線関係の変化が明らかになった。40代までの大学教員は、任期制等の影響もあり、研究業績を増やさなければ、次の職が見つからないため、研究志向が高くなる。40代以降はテニユアトラックという安定した職を得て、ようやく教育にも注力することが出来るようになるため、教育志向が高くなっているなどの、大学教員の不安定なライフキャリアが表現された結果かもしれない。

1節で既に述べた通り、先行研究の多くが、調査時点の異なる調査結果の比較によって、大学教員の実態や意識の変化を実質的に時代効果として解釈してきた。しかしながら、本稿の分析結果からは、そのような先行研究の解釈は、年齢やコーホート効果によって変化したものを時代効果として誤って解釈していた可能性を示している。これはあくまでも、教育・研究志向という一つの事例に過ぎないが、年齢・時代・コーホートという3つの視点からの説明を行わなければ明らかにならなかった知見である。

太郎丸（2016）は、「日本の社会学における若者論は世代と時代と年齢の問題をブレンドしたもの」と指摘しており、大学教授職研究も同様に、世代と時代と年齢の問題をブレンドして捉えていたことが先行研究の課題の一つであったと言える。この課題を乗り越えるために、本稿では APC 分析を応用した。このような取り組みは、高等教育研究として行われてきておらず、大学生論など高等教育研究の他の対象への応用可能性を拡げたと捉えられるだろう。

最後に、課題を指摘して本稿を締めくくるとしたい。まず一点目に結果の頑健性が挙げられる。本稿では、数多ある APC モデルの中からパラメータの二乗和に制約を設けるリッジ回帰の方法を採用した。松本（2019）のモンテカルロ・シミュレーションの結果を参照すると、真値から大きく乖離することはなく、係数の違いは100分の1単位の乖離度である。しかしながら、どのような APC モデルも仮定に依存したバイアスが生じ、完璧な APC モデルが不可能である以上、パラメータの1次階差の二乗和に制約を設ける方法など、その他の手法も同様の結果を示すのかという頑健性の確認が今後は必要であろう。

二点目に、なぜこのようなコーホート効果が生じたのかを明らかにすることである。本稿では、年齢効果の曲線関係という興味深い分析結果だけでなく、コーホートによっても教育・研究志向が異なるという分析結果が得られた。コーホート効果は一貫した傾向を示していないが、生まれた年代によって教育・研究志向が異なるというのは興味深い事実である。一方、なぜこのようなコーホート効果が生じたのかについては明らかにできておらず、今後更に分析をしていく必要があるだろう。これらは今後の課題として、稿を改めて取り組むこととしたい。

【付記】

本研究は、JSPS 科研費 JP18K18651・JP19H00621・JP20H01643・JP20J14673の助成を受けた成果の一部である。また、有本章氏より収集したデータの提供を受け、使用することをご快諾いただいた。感謝申し上げる次第である。

【注】

- 1) 昨今の実務家教員の増加など他の職業を経験した人を採用する傾向が高まっており（浦田，2015），同時期に大学院に通っていない層が一定数いることは考えられるが、コーホートごとに異なる意識を共通して持っていることも十分に考えられ、年齢・時代・コーホートの効果を切り分けてみる価値はあるだろう。
- 2) 回帰分析で、投入するダミー変数の数をカテゴリーの数だけ入れると、効果が識別されないため、カテゴリーの数-1個のダミー変数しか入れないと同様の問題である。
- 3) ランダムウォークモデルについては、沖本（2010）や馬場（2018）参照のこと。
- 4) APC 分析については様々な推定方法が提案されているわけであるが、「完璧」な APC 分析は不可能である（松本，2019）。そのため、どのようなモデルを選択しても、モデルの仮定に依

存したバイアスが存在することには注意を払わなければならない。また、本稿で説明した手法以外にも、Firebaugh (1997) の線形要因分解などがあり、日本では、永瀬・太郎丸 (2014) が APC 分析に応用している。

- 5) 1992年調査は、カーネギー教育振興財団が主催した「大学教授職に関する国際調査」の日本版を用いて19校の教員を対象にしたものである。2007年調査は1992年調査とほぼ同じ内容で、同じ19校の教員を対象にしたものである。2017年調査は「知識基盤社会における STEM 型 AP 調査」の一環で、35校の教員を対象にしたものである (有本他, 2018)。2011年調査は、「アジアにおける大学教授職の変容に関する調査」の一環で、23校の教員を対象にしたものである (有本他, 2013)。

【参考文献】

- 有本章編著 (2008) 『変貌する日本の大学教授職』玉川大学出版部。
- 有本章他 (2013) 「変貌するアジアの大学教授職 (2)」『日本教育社会学会第65回大会発表要旨集録』28-31頁。
- 有本章他 (2018) 「変貌する大学教授職に関する研究 (1)」『日本教育社会学会第70回大会発表要旨集録』28-31頁。
- 浦田広朗 (2015) 「大学院の変容と大学教員市場」『日本労働研究雑誌』No.660, 4-15頁。
- 沖本竜義 (2010) 『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』朝倉書店。
- 加藤毅 (2008) 「二極化する学術研究環境」『大学研究』36, 49-61頁。
- 川口雅正 (2014) 「科学方法論からみたコウホート分析の新解釈」『エコノミクス』18 (2), 93-129頁。
- 神田由美子・富澤宏之 (2015) 「大学等教員の職務活動の変化」『調査資料』236。
- 小林淑恵 (2015) 「若手研究者の任期制雇用の現状」『日本労働研究雑誌』No.660, 27-40頁。
- 坂口尚文 (2012) 「JGSS 累積データ2000-2008にみる日本人の性別役割分業意識の趨勢: Age-Period-Cohort Analysis の適用」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同研究論文集 [12]』69-80頁。
- 佐々木尚之 (2012) 「JGSS 累積データ2000-2008にみる日本人の性別役割分業意識の趨勢: Age-Period-Cohort Analysis の適用」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同研究拠点論文集』12, 69-80頁。
- 坂口尚文・中村隆 (2019) 「混合効果モデルとしてみたコウホート分析モデル」『理論と方法』34 (1), 3-17頁。
- 太郎丸博 (2016) 「データと分析法」太郎丸博編『後期近代と価値意識の変容』東京大学出版会, 25-50頁。
- 永瀬圭・太郎丸博 (2014) 「性別役割意識のコウホート分析」『ソシオロジ』58 (3), 19-33頁。
- 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」『統計数理研究所彙

- 報』29 (2), 77-97頁。
- 中村隆 (1989) 「継続調査によって社会の変化を捉えるコウホート分析の方法」『理論と方法』4 (2), 5-23頁。
- 西野理子・中西泰子 (2016) 「家族についての意識の変遷：APC 分析適用によるコウホート効果の検討」稲葉昭英・保田時夫・田淵六郎・田中重人編『日本の家族1999-2009：全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 47-67頁。
- 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。
- 藤村正司 (2018a) 「なぜ研究生産性が失速したのか？」『大学論集』第50集, 1-16頁。
- 藤村正司 (2018b) 「変容する大学教授職に関する研究 (1)」『日本高等教育学会第21回大会発表資料』。
- 松本雄大 (2018) 「権威主義に関する時点間比較の検討」石田淳編『2015年 SSM 調査報告書8 意識 I』143-164頁。
- 松本雄大 (2019) 「ベイズ統計モデリングによる Age-Period-Cohort 分析」『理論と方法』34 (1), 99-112頁。
- 松本雄大 (2020) 「なぜ Age-Period-Cohort 分析が重要なのか」『理論と方法』35 (2), 198-210頁。
- 松浦健太郎 (2016) 『Stan と R でベイズ統計モデリング』共立出版。
- 丸山和昭 (2013) 「データから見るキャリアステージの類型」東北大学高等教育開発推進センター編『大学教員の能力—形成から開発へ』東北大学出版会, 127-144頁。
- 森宏 (2014) 『社会科学のためのコウホート分析』シーエーピー出版。
- 文部科学省 (2018) 『平成28年度学校教員統計調査 (確定値) の公表について』 (https://www.mext.go.jp/component/b_menu/other/_icsFiles/afieldfile/2018/03/28/1395303_01.pdf) <2021年8月25日アクセス>。
- Glenn, F. (1997). *Analyzing Repeated Survey*, SAGE.
- Huang, F., Daizen, T., & Kim, Y. (2020). Changes in Japanese universities governance arrangements 1992–2017, *Studies in Higher Education*, 45(10), 2063-2072.
- O'Brien, R. M. (2017). Mixed Models, Linear Dependency, and Identification in Age-Period-Cohort Models, *Statistics in Medicine*, 36(16), 2590-2600.
- Schmid, V. J. & Held, L. (2007). Bayesian Age-Period-Cohort Modeling and Prediction: BAMP, *Journal of Statistical Software*, 21(8), 1-15.
- Yang, Y. & Land, K. C. (2006). A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys with an application to data on trends in verbal test scores, *Sociological Methodology*, 36(1), 75-97.

Age-Period-Cohort Analysis of Academic Professions' Attitudes: A Case Study on their Education and Research Orientation

Ran NAKAO *

Yizhou FAN **

Hirokazu MIYATA ***

Masataka MURASAWA ****

Shinji MATSUMIYA *****

The purpose of this study is to explain the temporal changes in the attitudes of university faculty members in Japan from three aspects: age, period, and cohort. Many previous studies have examined whether the actual situation and consciousness of university faculty members have changed while the changing environment and surroundings in higher education. However, there is still a problem in interpreting all such changes as differences at the time of the survey, because it is impossible to deny the possibility that the actual conditions and attitudes of university teachers may have changed due to factors other than differences at the time of the survey. Therefore, this paper clarifies how teaching and research orientation changed from the three aspects of age, period, and cohort. As a result of the analysis, secondary changes were estimated as age effects, while there were no changes as period and cohort effects. In light of these results, it is suggested that what has been interpreted in previous studies as differences between the two surveys is, in fact, merely an accumulation of changes in the actual conditions and attitudes of university faculty due to changes in age.

* Doctoral Student, Graduate School of Education, Hiroshima University / JSPS Research Fellow

** Doctoral Student, Graduate School of Education, Hiroshima University

*** Staff of Onomichi City University

**** Associate Professor, Research Institute for Higher Education (R.I.H.E.), Hiroshima University

***** Doctoral Student, Graduate School of Education, Hiroshima University / Staff of Kobe Gakuin University