

長期パネル調査を用いたパーソナリティの安定性についての日米比較分析

—コーンとスクーラーの研究との比較

Japan and US Comparison Analysis of Stability of Personality by Using Long Term Panel Survey: Comparison with the Kohn and Schooler's Research

阪口祐介 SAKAGUCHI, Yusuke (大阪大学大学院人間科学研究科博士後期課程)

本稿は、長期パネル調査を用いた日米比較分析を行い、日米におけるパーソナリティの安定性について明らかにする。分析の結果、アメリカに比べると日本はパーソナリティの安定性が低いが、ウクライナやマリといった国に比べれば、日本とアメリカはパーソナリティが安定的であることを示す。

キーワード 長期パネル調査, 日米比較分析, パーソナリティの安定性



はじめに：パーソナリティの安定性とは

本稿は、長期パネル調査を用いた日米比較分析を行い、日米におけるパーソナリティの安定性について明らかにする。

はじめに、パーソナリティの安定性について説明する。発達心理学におけるパーソナリティ変容の研究は、パーソナリティ変容を測定するために、「平均の変化」と「順序の安定性」の2つの指標を主に用いてきた(Costa et al., 2000; McCrae et al., 2000)。平均の変化は、2時点間で集団のパーソナリティの平均が上昇もしくは下降したかを示す。一方、順序の安定性は、本稿における「パーソナリティの安定性」のことであり、2時点間でパーソナリティの相対的な位置が変化しないことを示す。たとえば、権威主義的な人は年齢を重ねても権威主義的であり続け、脱権威主義的な人は脱権威主義的であり続けるというように、ある人の権威主義度の社会における相対的位置が変わらないことを意味する。そ

して、逆にパーソナリティの不安定性は、時間を経ると、ある人の権威主義度の社会における相対的位置が変化することを示す。このパーソナリティの安定性の程度を測るには、同じ対象者に時間を経て回答を得たパネル調査データを用いて、第1波調査時点のパーソナリティと第2波調査時点のパーソナリティの相関を求める必要がある。本稿では、これをパーソナリティの時点間相関と呼ぶ。

こうしたパーソナリティの安定性を国際比較分析することは、次節で詳しく述べるように、第一に、M.L. コーンとC. スクーラーの「職業とパーソナリティ」にかんする仮説を検証する際に前提となる作業である。そして第二に、パーソナリティの安定性についての国際比較データは、発達心理学におけるパーソナリティ変容の研究に対して、国によってパーソナリティの安定性は異なるという重要な知見を与える。

筆者の研究グループは、日本において上記の国際比較研究と比較可能な長期パネル調査を実施しており、本稿では、このデータを用

いて、パーソナリティの安定性についての日米比較分析を行う。そして、その結果を既存の国際比較研究と比較し、日本はアメリカに比べるとパーソナリティの安定性は低い、ウクライナやマリと比較すると日米両国ともパーソナリティは安定的であることを示す。また、日本においては、パーソナリティの安定性に加えて、パーソナリティの平均の変化についての分析も行う。

1 問題の所在

✿ コーンとスクーラーの研究におけるパーソナリティの安定性の位置づけ

本稿で焦点となるパーソナリティの安定性は、コーンとスクーラーによる職業とパーソナリティ研究の仮説を検証する際の前提作業である。以下では、彼らの研究におけるパーソナリティの安定性の位置づけを示す。

コーンとスクーラーはセルフディレクションという概念を軸にして、職業階層によってパーソナリティが異なるメカニズムを実証的に解明してきた。セルフディレクションとは、「独自の基準に基づいて行動し、外的な諸要因のみならず、内的なダイナミズムに従い、オープン・マインドをもって他者を信用し、自分自身のなかに道徳的基盤をもつ」方向性と定義される (Kohn, 1981: 268)。これまで、ブルーカラー層は権威主義的な傾向があり、ホワイトカラー層は脱権威主義的な傾向があるというパーソナリティの階層性が指摘されていたが、その形成メカニズムは明らかではなかった。この問題に対し、コーンは、ホワイトカラー層は働き方を自らで決定できるセルフディレクティブな職業条件にいることが影響して、パーソナリティも外的基準に頼ら

ず、自らの基準に基づいた決定を重視するセルフディレクティブな志向性を形成するという仮説を立ち上げ、実証分析によって検証した (Kohn, [1969] 1977)。

次に、コーンとスクーラーは、1974年にパネル調査を実施することで、職業とパーソナリティの双方向因果の確証へと段階を進める (Kohn and Schooler, 1983)。この双方向因果仮説とは次のような仮説である。人はセルフディレクティブな働き方をしていれば、その後のパーソナリティもセルフディレクティブになり、セルフディレクティブなパーソナリティの人は、その後の働き方をセルフディレクティブなものに変化させる。彼らは、アメリカにおいてこの双方向因果の確証に成功した。こうしたコーンとスクーラーによる研究は、アメリカだけではなく、日本、ウクライナ、ポーランドにおいても展開し、国際的なレベルで仮説の一般化が試みられている (Naoi and Schooler, 1985; Schooler and Naoi, 1988; Kohn et al., 1990; Kohn, 2006)。

さて、技術的な問題になるが、上記の双方向因果を確証する方法について述べたい。双方向因果の確証は、図1のような共分散構造方程式モデルを作り、 a_1 および a_2 の相関を0に固定したうえで、 $b_1 \cdot c_1$ と $b_2 \cdot c_2$ の効果を推定する。 c_1 が職業条件からパーソナリティへの効果であり、 c_2 がパーソナリティから職業条件への効果である。ただし、この双方向因果効果 $c_1 \cdot c_2$ を推定するモデルの識別性を確保するためには、職業条件の時点間相関 b_1 およびパーソナリティの時点間相関 b_2 が中程度以上の数値を取り、安定している必要がある (Schooler et al., 2007: 7-8)。これまでの研究では b_1 の職業条件の相関はどの国でも安定していることが確認されているため、² 実質的に問題となるのはパーソナリ

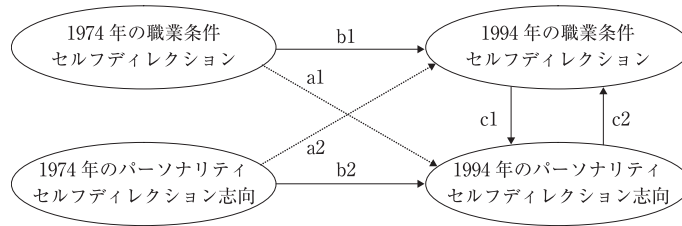


図1 双方向因果モデルの例

ティの時点間相関 b_2 の安定性，すなわちパーソナリティの安定性である。よって国際比較研究において双方向因果モデルを構築する際，このパーソナリティの安定性を確認したうえで，双方向因果モデルへ向かうことになる。このようにパーソナリティの安定性を確認することは，コーンとスクーラーによる主要な仮説である双方向因果を確証する前提だといえるのである。

✿ 国ごとに異なるパーソナリティの安定性

コーンやスクーラーらの研究グループは，上述の職業とパーソナリティの双方向因果を検証する国際比較研究を進める過程において，ウクライナやマリでは，モデルの前提となるパーソナリティの安定性が確認できないことを指摘した (Kohn et al., 2004; Kohn, 2006; Schooler et al., 2007)。表4 (74頁) では本稿の分析結果と既存の研究をあわせて5カ国におけるパーソナリティの時点間相関を示している。表4をみると，アメリカ人男性における，30年の間隔をおいたパーソナリティの相関は，権威主義 0.79，自尊心 0.52を示す。一方，間隔が4年 (92/3-96年) のウクライナ男性については，権威主義 0.18，自尊心 0.31である。また，間隔が6年 (96/7-02年) のマリ男性は，権威主義 0.13，自尊心 0.14である。この結果は，アメリカ男性は30年を経ても権威主義度や自尊心の強さの社会における相対的位置をあまり変化させないが，

ウクライナ男性とマリ男性は数年の間にそれらを変化させることを意味する。なお，ポーランド男性は権威主義の時点間相関が 0.78と高く，アメリカ男性と同じ水準である。ただし，時点の間隔がアメリカ男性 30年，ポーランド男性 4年と異なる。

こうしたウクライナやマリにおけるパーソナリティの安定性の低さは，スクーラーらも指摘するように (Schooler et al., 2007: 18)，社会環境がパーソナリティの安定性に影響を与えることを示唆し，発達心理学のパーソナリティ変容の研究に重要な知見を与える。これまでの発達心理学の研究は，パーソナリティ変容について，平均の変化はあるが，順序は安定的であることを示してきた (McGue et al., 1993; McCrae et al., 2000)。マックレーらは40代の男女に，6～9年の間隔をおいたパネル調査を行い，外向性や情緒安定性といったパーソナリティ変容について調べた。その結果，年齢を経ることでパーソナリティの平均は変化するが，パーソナリティの時点間相関は 0.6～0.8の値をとり，順序は安定的であることを示した (McCrae et al., 2000)。これに対し，ウクライナやマリにおいて，パーソナリティの時点間相関が約 0.3以下と低いことは，社会環境の違いによってパーソナリティの安定性が異なることを示唆しているのである。

こうしたウクライナやマリにおけるパーソナリティの安定性の低さは次のように解釈さ

れる。コーンは、ウクライナにおけるパーソナリティの時点間相関が低いのは、調査の時期にウクライナは社会主義から資本主義体制に移行し、根本的な社会変動を経験したからだとして解釈した (Kohn, 2006: 177-78)。さらに、スクーラーらは、マリにおけるパーソナリティの時点間相関が低いのは、この時期に地方分権化や民主化、自然災害が起り、そうした社会変動に影響を受けたためだと解釈した (Schooler et al., 2007)。そして、スクーラーらは、この結果に基づき、社会の安定性がパーソナリティの安定性に影響すると論じている。

しかし、上述のように「社会の安定性がパーソナリティの安定性に影響する」という知見が示されたものの、現時点において、比較可能な形でパーソナリティの時点間相関が示された社会は4カ国と少ない。そのためパーソナリティの安定性に影響する社会の安定性がどのようなものかが明確ではない。そうしたなか、日本におけるパーソナリティの安定性の分析結果とその解釈を示すことは、社会の安定性とパーソナリティの安定性の関係を考察するうえで重要な知見を与えると考えられる。

なお、パーソナリティの安定性の基準については、前述の先行研究を参考にして、時点間相関が約0.3以下だと低い、約0.4~0.5だと中程度、約0.6以上だと高いとする。そして、中程度の約0.4以上の時点間相関があると、パーソナリティは安定的であるとする。

2 データ、変数、分析モデル

データ

分析で用いる長期パネル調査データについて

て説明する。日本は、第1波が1979年(女性は1982年)に、第2波は2006年に実施された。第1波調査は、79年に関東7都県(東京都、神奈川県、埼玉県、栃木県、群馬県、茨城県、千葉県)に在住していた有職男性を母集団として、2段階の層化無作為抽出法によって抽出した標本に対し実施され、629名のサンプルを回収した。女性については、82年に男性サンプルの配偶者421名に対して調査が実施された。第2波調査は06年に、第1波調査の有効回収サンプルに追跡調査を行い、男性243名、女性159名の面接票を回収した。なお、追跡調査におけるサンプル脱落の状況やその発生要因などについては、田藤(2009a)が詳しく論じている。

アメリカでは、男性は1964年、74年、94年に3回の調査が実施された。女性は74年、94年に2回の調査が実施された。第1波調査は64年にNational Opinion Research Center (NORC)が、全国から有職男性をエリアサンプリングによって抽出した標本に対し調査を実施し、3101名の男性サンプルを回収した。第2波調査は74年に、第1波で回答した男性から抽出した対象者に追跡調査を実施し、対象者の78%である687人の男性から回答を得た (Kohn and Schooler, 1983: Appendix A)。このとき配偶者にも調査を行い、配偶者の90%である555人から回答を得た。第3波調査は94年~95年に第2波調査の回答者に対する追跡調査を実施し、男性351名、女性355名の面接票を回収した。

なお、パーソナリティの時点間相関は調査間隔に影響を受けると予想される。そのため、時点の間隔が同じ条件下で、時点間相関を比較する方が正確な比較ができる。そこで男性については、日本の第1波79年と第2波06年の時点間相関(間隔27年)と、アメリカの

第1波64年と第3波94年の時点間相関（間隔30年）を比較する。女性については、日本の第1波82年と第2波06年の時点間相関（間隔24年）と、アメリカの第1波74年と第2波94年の時点間相関（間隔20年）を比較する。

❁ 変数：5つのパーソナリティ

本稿はパーソナリティの変数として、コーンらがセルフディレクティブな志向性およびディストレスを測定するために使用した、権威主義的伝統主義、道徳性の基準、自尊心、自己卑下、不安感を用いる。権威主義的伝統主義と道徳性の基準は社会的態度、社会への志向性であり、自尊心、自己卑下、不安感は自己概念、自己に対する志向性である（Kohn, 2006: 22-23）。それぞれのパーソナリティは、複数の項目からなる潜在変数である。パーソナリティ変数の説明と、それを構成する質問項目を吉川編（2007: 178）に則して示す。なお詳しい質問項目は論文末の付表1から付表5に示す。

権威主義的伝統主義は、「権威に同調し、権威に従わない者にたいして寛容的でない度合い」であり、以下の9項目から構成される。両親への絶対服従、指導者や専門家に頼る、先祖代々に従う、よい指導者は厳格、婚前交渉の否定、性犯罪への厳罰、伝統や慣習に従う、権威ある人に敬意、以前のやり方を守る。

道徳性の基準は、「自己の内的な道徳基準に従うか、形式的な規則に従うかの度合い」であり、以下の4項目から構成される。自分が困らなければよい、うまくいけば何でもよい、法の網をくぐってよい、法が許せば何をしてもよい。これらの質問に反対である方が数値は高くなり、道徳性の基準が形式的な規則に従う度合いが高いことを示す。

自尊心は、「自己の能力にどのくらい自信をもっているかの度合い」であり、以下の4項目から構成される。自分は好ましい人間、少なくとも人並みの価値、たいてい人並みにできる、計画をすればやりとげられる。

自己卑下は、「自己の価値をどのくらい低くみているかの度合い」であり、以下の4項目から構成される。私は駄目な人間、自分は無用な人間、確信できることが少ない、誰も心配してくれない。

不安感は、「心理的不安を感じている程度」であり、以下の11項目から構成される。自分が駄目になる、意気消沈する、不安や悩みがある、理由もなく不安になる、じっと座ってられない、思いにとりつかれる、何事もつまらない、欲しいものを得るのに無力だ、過ちを犯したと感じる、世の中はわけがわからない、生きる目標がない。

❁ モデル

モデルの説明をする。ここでは図2に則して、日本男性における自尊心の長期測定モデルについて説明する。このモデルでは、図2のように79年の自尊心および06年の自尊心はそれぞれ4項目から構成される潜在変数である。79年の自尊心と06年の自尊心は相関することを仮定し、この時点間相関の値が分析の焦点になる。それぞれの項目の因子負荷量は2時点で等値制約をかけている。また、時点間で同じ項目には誤差相関をつけた。このモデルで分析を行った後、修正指標に従い、時点間、時点内で誤差相関を加えた。

こうした手順で、5つのパーソナリティについて、日本の男性、女性、アメリカの男性、女性それぞれでモデルを構築し、分析した。分析ソフトはM-Plusを用い（Muthén and Muthén, 2007), full information maximum

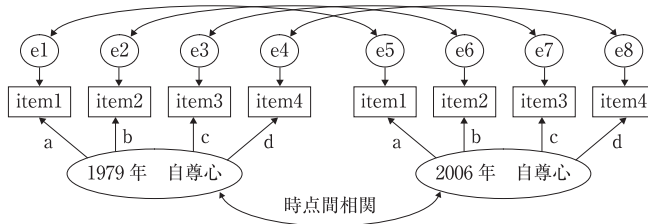


図2 日本男性における自尊心の長期測定モデル

表1 自尊心の長期測定モデルの結果

	アメリカ・男		日本・男	
	1964	1994	1979	2006
	パス係数 (標準解)			
・私は自分自身を好ましい人間だと思う	0.626	0.722	0.427	0.551
・私は、すくなくとも他の人々と同じくらい価値ある人間だと思う	0.433	0.511	0.571	0.752
・私は、たいていのことなら他の人々と同じくらいできる	0.314	0.351	0.478	0.621
・私は一般に、計画をたてれば、それをやりとげられると確信している	0.542	0.620	0.387	0.510
時点間の相関係数・その標準誤差	0.524	0.080	0.468	0.094
CFI	0.980		0.936	
RMSEA	0.036		0.060	
自由度	16		18	
N	351		243	

注) すべて5%水準で有意

likelihood methodによって欠損値の情報も使用した。

表1は、上記のモデルによって測定した日本男性およびアメリカ男性の分析結果である。表から、パス係数を日米で比較すると、すべて正負の方向が同じで近い値を示す。適合度を示したCFIとRMSEAは問題ない値であり、適合度は良いといえる。本稿で焦点となる時点間相関をみると、アメリカでは0.524、日本は0.468と中程度の値であり、両国で似ている。

3 分析——日米における同質性と異質性

✿ パーソナリティの安定性の日米比較分析

表2は、アメリカ男性、日本男性、アメリカ女性、日本女性について、5つのパーソナ

リティの時点間相関をまとめたものである。分析結果の詳細は付表1から付表5に示す。以下では、男女別に分析結果をみていこう。

はじめに男性から確認する。表2から一見して気づくことは、一部のパーソナリティを除くと、パーソナリティの時点間相関は約0.4~0.5の中程度の値を示し、日米で似ていることである。相関係数の相等性の検定をした結果、自尊心、自己卑下、不安感は、日米で有意な差が確認できなかった。

一方、権威主義、道徳性については有意差が確認でき、アメリカは日本に比べて、パーソナリティの時点間相関が高いことがわかる。アメリカでは権威主義は0.79、道徳性は0.57と社会への志向性の時点間相関が高い。権威主義と道徳性については、アメリカ男性は30年を経てもパーソナリティの相対的位置をあまり変化させず、パーソナリティの安

表2 パーソナリティの時点間相関

	男 性		女 性	
	アメリカ	日 本	アメリカ	日 本
調査時点	64-94	79-06	74-94	82-06
調査間隔	30	27	20	24
権威主義的伝統主義	.79*	> .50*	.78*	> .64*
道徳性の基準	.57*	> .41*	.60*	> .46*
自尊心	.52*	.47*	.53*	> .33*
自己卑下	.43*	.46*	.64*	< .76*
不安感	.26*	.22*	.62*	> .38*

注) 5%水準で日米に有意差があったパーソナリティには不等号を付す

定性の程度が高いといえる。他方、日本は、権威主義 0.50、道徳性 0.41 とアメリカに比べると低く、中程度の値である。ただし、日本男性も 27 年を経てパーソナリティの相対的位置を大きく変化させることはなく、パーソナリティは安定的だといえるだろう。不安感については、アメリカ 0.26、日本 0.22 と両国とも時点間相関が低いことがわかる。

次に表2から女性の結果を見ていこう。女性についても、おおむね値は日米で似ている。日本女性の自尊心と不安感を除くと、時点間相関は 0.4 以上であり、パーソナリティは日米ともに安定的であることがわかる。

一方、アメリカの時点間相関は、自尊心を除くと約 0.6 以上と高い。権威主義、道徳性、自尊心、不安感のパーソナリティの時点間相関は、アメリカの方が日本よりも高いことがわかる。詳しく見ていくと、まず、アメリカ女性でもアメリカ男性と同様に、社会への志向性である権威主義と道徳性は 0.78、0.60 と高い値を示す。しかし日本では、権威主義が 0.64 と高いが、道徳性の基準は 0.46 と中程度であり、自尊心や不安感も 0.3 程度とやや低くなっている。ただし、自己卑下にかんしては、アメリカ 0.64、日本 0.76 と両国とも時点間相関は高いものの、日本の方が時点間相関は高いことがわかる。

日米比較分析の結果は、パーソナリティの

安定性について、日米の同質性と異質性を示す。同質性については、パーソナリティの種類や男女によって差はあるものの、パーソナリティの時点間相関は約 0.4 以上の数値を示しており、日米双方ともに一定の安定性はある。一方、異質性については、男女両方に共通して、権威主義と道徳性という社会への志向性において、アメリカでは約 0.6~0.7 の高い時点間相関を示し、日本よりもパーソナリティが安定的であるといえる。

✿ 日本における平均の変化についての分析

最後に、日本のみにおいて、パーソナリティ変容のもう 1 つの指標である、平均の変化を分析する。なお、アメリカでは、パーソナリティの質問が 1964 年調査では 5 件法であったが、94 年調査では 7 件法に変更されたため、平均の変化を分析することができない。

分析では、第 1 波と第 2 波について 2 つの母集団の同時解析を行った。モデルは、因子負荷量は 2 時点で等値制約をかけ、第 1 波のパーソナリティの因子を 0 に固定した。このモデルで、男女別に 5 つのパーソナリティについて分析をする。表 3 は、分析結果であるパーソナリティの平均値を示したものである。第 2 波のパーソナリティの数値が正で有意なら、そのパーソナリティの平均が上昇したこ

表3 パーソナリティの平均の変化（日本）

	男性		女性	
	第1波 平均値	第2波 平均値	第1波 平均値	第2波 平均値
権威主義的伝統主義	0.000	0.513**	0.000	-0.002
道徳性の基準	0.000	-0.063	0.000	0.087
自尊心	0.000	-0.208*	0.000	-0.162
自己卑下	0.000	-0.063	0.000	0.184
不安感	0.000	-0.001	0.000	0.008

注1) 値は標準解

注2) *5%水準で有意, **1%水準で有意

表4 5カ国におけるパーソナリティの時点間相関

	アメリカ		日本		ポーランド		ウクライナ		マリ	
	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女
調査時点	64-94	74-94	79-06	82-06	92-96		92/3-96		96/7-02/3	
調査間隔	30	20	27	24	4		4		6	
権威主義的伝統主義	.79*	.78*	.50*	.64*	.78*	.76*	.18*	.37*	.13	.08
道徳性	.57*	.60*	.41*	.46*	.52*	.63*	.56*	.38*	-	-
自尊心	.52*	.53*	.47*	.33*	.32	.29*	.31*	.27*	.14	-.06
自己卑下	.43*	.64*	.46*	.76*	.55*	.56*	.17	.18*	-	-
不安感	.26*	.62*	.22*	.38*	.42*	.62*	.26*	.28*	-.03	.05
N	351	355	243	159	99	98	379	452	501	501

注1) *5%水準で有意

注2) ウクライナ, ポーランドは Kohn (2006: 183) の表 7.2 から作成した。マリは Schooler et al. (2007: 24) の表 1 から作成した。アメリカと日本は本稿の分析結果である。

とを意味し、負で有意ならば低下したことを意味する。

表3から男性については、権威主義が正の値で有意であり、権威主義の平均が上昇したことがわかる。自尊心は負の値で有意であり、自尊心は低下したといえる。一方、女性については、第2波において有意な値を示すパーソナリティはなく、平均に変化があるとはいえない。すなわち、男性については、全体として権威主義の平均が上昇し、自尊心の平均は低下しつつも、それぞれのパーソナリティについての人々の相対的な位置は安定的であったといえる。一方、女性については、全体としてパーソナリティの平均は変化せず、パーソナリティについて人々の相対的な位置も安定的であったといえる。

4

議論——日米におけるパーソナリティの安定性

国際比較から見た日米のパーソナリティの安定性

それでは、分析で示した日本とアメリカの結果を、すでに先行研究によって示されたポーランド、ウクライナ、マリの結果と比較し、国際比較からみた日米におけるパーソナリティの安定性について考察する。

これまで先行研究で確認された時点間相関と、本稿で分析した時点間相関をまとめたものが表4である。表から、パーソナリティの種類によって差はあるが、アメリカの時点間相関は約0.5以上の値を示すことが多く、日本は約0.4以上の値を示すことが多い。一方、

ウクライナでは、約 0.3 以下の値を示すパーソナリティが多く、マリでは 0.1 程度である。ここから、アメリカの方が日本よりパーソナリティが安定的である傾向にはあるが、ウクライナ、マリの結果と比較すると、日米の時点間相関は中程度以上であり、両国ともパーソナリティが安定的な国だといえるだろう。たとえば男性の権威主義の時点間相関はアメリカ 0.79、日本 0.50、ウクライナ 0.18、マリ 0.13 である。この結果は、日米は両国とも約 30 年を経ても人々の権威主義度の社会における相対的位置は大きく変わらないが、ウクライナやマリでは数年の間でそれは変化することを示している。

ただし、アメリカと日本においてもすべてのパーソナリティが安定的であるわけではない。男性では日米ともに不安感の時点間相関は低く、日本女性の自尊心および不安感の時点間相関は低い。この原因は、自尊心や不安感がディストレスにかかわる変数であり、権威主義といった社会的態度に比べて、そのときの気分や体調によって変化しやすいパーソナリティであるためだと考えられる。

❷ 分析結果の知見

このように日本において長期間を経たパーソナリティの時点間相関は中程度以上であり、一定のパーソナリティの安定性が確認された。なお、すでに職業条件の時点間相関の高さは示されている（田藤，2009b）。これで、日本においても職業とパーソナリティの双方向因果仮説の検証を行う条件が整ったといえる。筆者の研究グループは、今後、働き方がパーソナリティに影響し、パーソナリティが働き方に影響するという双方向因果の確証へと段階を進める予定である。

そして、欧米とは異なる東アジアの日本に

おいてパーソナリティの安定性が検証された。日本社会は 1945 年の敗戦後、根本的な政治システムの変容を経て、高度経済成長期においては急速な都市化と産業化を経験した。しかし 80 年代にはポスト産業化期に入り、そこから現在に至るまで大きな社会変動のない安定的な時代を歩み続けたといえるだろう。たしかに、バブル崩壊以降の経済不況やグローバル化といった労働環境の変化が人々に与えた影響も少なくないと予想される。しかし、民主主義・資本主義という政治・経済システムの根本的な変容がないという点では安定的な社会を歩んだといえる。こうした社会の安定性が土台となり、パーソナリティも安定的であったと解釈できる。

一方、日本はアメリカほどにパーソナリティが安定的でないことも明らかになった。特に、権威主義と道徳性という社会への志向性の時点間相関については、男女においてアメリカの方が日本より高いことが明らかになった。これは、アメリカでは、社会に対する価値観や態度が日本に比べて変化しにくいことを意味する。この結果は、アメリカと日本の、個人主義／集団主義といった価値観の違い、宗教的な信仰心の違いなどを反映していると解釈することも可能である。アメリカにおける個人主義的価値や宗教的信仰心の強さは、人々に一貫した価値観をもち続けるように作用したのかもしれない。

ただし、このように日本でパーソナリティの安定性が確認されたことは、長期パネル調査データによるサンプル脱落による影響を受けている可能性もある。しかし、サンプル脱落要因を分析した田藤（2009a）によれば、男女ともに高齢者、持ち家なしの人々が脱落傾向にあるものの、階層や収入はあまり影響せず、決定係数も 0.1 程度とそれほど高くはな

い。特定の属性にサンプルが著しく偏っているとはいえず、サンプル脱落による影響は少ないと考えられる。

本稿では、長期パネル調査を用いて、パーソナリティの安定性について日米の同質性と異質性を明らかにした。このことは、第一にコーンとスクーラーによる双方向因果仮説を検証する際の前提作業を行い、第二にパーソナリティの国ごとの変動性について新たなデータを提示したという点で、一定の意義があるといえるだろう。

注

- ・1 コーンとスクーラーの「職業とパーソナリティ」研究については、詳しいレビューを行った吉川編（2007）を参照されたい。
- ・2 田藤（2009b）は、本稿で用いたデータを分析し、日本において職業条件の時点間相関は実質的複雑性0.622、管理の厳格性0.540と高いことを確認した。
- ・3 1979年の調査設計や標本についての詳細は直井（1987）を参照されたい。直井によると、1979年における調査研究は、東京大学文学部社会学研究室（代表富永健一、共同研究者直井優・今田高俊）とアメリカの国立精神衛生研究所の社会環境研究室（代表M.L. コーン、共同研究者C. スクーラー）との間で日米比較共同研究として企画され、調査設計がなされ、主に直井とスクーラーとの間で進められた。しかし、実査以降は、「社会階層と価値志向に関する調査研究」の代表者である直井優と研究分担者の渡辺秀樹を中心に遂行された（直井、1987: 110）。
- ・4 第2波調査は、吉川徹を代表として「職業とパーソナリティ」調査が実施された。調査の詳細や基礎的な分析については吉川編（2009）を参照されたい。なお、面接票をもとにしたベースサンプルからの継続率は男性38.6%、女性37.8%である。
- ・5 田藤（2009a）によれば、男性では、高齢層、無配偶、持ち家なしでサンプルが脱落する傾向にあるが、職業や収入、地域の影響はない。女性では、高齢層、持ち家なしでサンプルが脱落する傾向にあるが、収入、地域の影響はない。男女ともに擬似決定係数は0.1程度であり、特定の層にサンプルが著しく偏る傾向はないといえる。
- ・6 第2波調査のベースサンプルからの継続率は男性51.1%、女性64.0%である。

- ・7 分析で用いるパーソナリティ変数は、パーソナリティではなく、社会的態度や志向性という言葉を使う方が的確であると考えられる。しかし、コーンらの研究では、パーソナリティという言葉が使用されることが多いため、本稿ではパーソナリティと呼ぶ。
- ・8 図1では第1波と第2波のパーソナリティを「因果」で示したが、分析では、Schooler et al.（2007）と同じく図2のように、「相関」としてモデルを立てた。ただし、「因果」で分析しても時点間の関連性を示す数値は同じである。
- ・9 本稿では、個別のパーソナリティの安定性を分析しており、これらのパーソナリティを、セルフディレクティブとしてまとめたセカンド・オーダーの確証的因子分析は行わない。その理由は、個別のパーソナリティについて、時点間相関を日米比較した方が、パーソナリティ間の安定性の違いを詳細に把握できると考えるからである。
- ・10 CFIは、 $1 - (\text{推定モデルの}\chi^2 - \text{推定モデルの自由度}) / (\text{独立モデルの}\chi^2 - \text{独立モデルの自由度})$ で表され、モデルの当てはまりの良さを表す指標である。RMSEAはモデルの当てはまりの悪さを表す指標である。

文献

- Costa, P. T., J. H. Herbst, R. R. McCrae and I. C. Siegler, 2000, "Personality at Midlife: Stability, Intrinsic Maturation, and Response to Life Events," *Assessment*, 7 (4): 365-78.
- 吉川徹編, 2007, 『階層化する社会意識——職業とパーソナリティの計量社会学』勁草書房。
- 編, 2009, 『職業と家族とパーソナリティについての同一パネル長期追跡調査』(平成16-19年度科学研究費補助金〔基盤研究(A)〕研究成果報告書〔研究課題番号:16203031〕)。
- Kohn, M. L., [1969] 1977, *Class and Conformity: A Study in Values, With a Reassessment*, 2nd ed., Chicago: University of Chicago Press.
- , 1981, "Personality, Occupation, and Social Stratification: A Frame of Reference," *Research in Social Stratification and Mobility*, 1: 267-97.
- , 2006, *Change and Stability: A Cross-National Analysis of Social Structure and Personality*, Paradigm Publishers.
- and C. Schooler, 1983, *Work and Personality: An Inquiry into the Impact of Social Stratification* (with the Collaboration of J. Miller, K. A. Miller, C. Schoenbach and R. Schoenberg), Norwood, NJ: Ablex.
- , A. Naoi, C. Schoenbach, C. Schooler, and

- K. M. Slomczynski, 1990, "Position in the Class Structure and Psychological Functioning in the United States, Japan, and Poland," *American Journal of Sociology*, 95 (4): 964-1008.
- , V. Khmelko, V. Paniotto and H. -F. Hung, 2004, "Social Structure and Personality during the Process of Radical Social Change: A Study of Ukraine in Transition," *Comparative Sociology*, 3 (3-4): 239-84.
- McCrae, R. R., P. T. Costa, F. Ostendorf et al., 2000, "Nature Over Nurture: Temperament, Personality and Life Span Development," *Journal of Personality and Social Psychology*, 78 (1): 173-86.
- McGue, M., S. Bacon and D. T. Lykken, 1993, "Personality and Change in Early Adulthood: A Behavioral Genetic Analysis," *Developmental Psychology*, 29 (1): 96-109.
- Muthén, L. and B. Muthén, 2007, *Mplus User's Guide Fifth Edition*, Los Angeles, CA: Statsoft.
- 直井優, 1987, 「仕事と人間の相互作用」三隅二不二編『働くことの意味——Meaning of Working Life: MOWの国際比較研究』有斐閣。
- Naoi, A. and C. Schooler, 1985, "Occupational Con-
ditions and Psychological Functioning in Japan," *American Journal of Sociology*, 90 (4): 729-52.
- Schooler, C. and A. Naoi, 1988, "The Psychological Effects of Traditional and of Economically Peripheral Job Settings in Japan," *American Journal of Sociology*, 94 (2): 335-55.
- Schooler, C., P. Mounkoro, C. Diakite and L. Caplan, 2007, "Social Change and Psychological Change in Rural Mali," *Conference Papers, Annual Meeting American Sociological Association*, New York.
- 田藤裕祐, 2009a, 「長期追跡パネル調査における継続・脱落の要因分析」『社会と調査』2: 69-73。
- , 2009b, 「職業上のセルフディレクションと階級地位——仕事の実質的複雑性, 管理の厳格性, 仕事の単調性」吉川徹編・前掲『職業と家族とパーソナリティについての同一パネル長期追跡調査』。

付表1 権威主義的伝統主義の長期測定モデルの結果

	アメリカ・女		日本・女		アメリカ・男		日本・男	
	1974	1994	1982	2006	1964	1994	1979	2006
	パス係数 (標準解)							
・子どもに教えるべきもっとも大切なことは、両親にたいする絶対服従である	0.734	0.738	0.630	0.562	0.609	0.692	0.566	0.613
・この複雑な世の中で何をなすべきか知る唯一の方法は、指導者や専門家に頼ることである	0.560	0.566	0.553	0.542	0.517	0.585	0.490	0.547
・先祖代々と違ったやり方をとることは間違いだ	0.550	0.520	0.552	0.478	0.518	0.587	0.490	0.535
・よい指導者は、尊敬をうるためには、下の者にたいして厳格でなければならない	0.517	0.526	0.567	0.524	0.460	0.537	0.475	0.526
・高潔な人なら、婚前交渉のあった女性を尊敬するはずがない	0.597	0.612	0.331	0.271	0.503	0.579	0.412	0.435
・性犯罪を犯した者を刑務所にいれるだけでは甘すぎる	0.439	0.437	0.381	0.331	0.395	0.444	0.426	0.433
・公衆の前で鞭打ったり、またはそれ以上の刑を課すべきだ	0.497	0.484	0.543	0.529	0.497	0.561	0.495	0.531
・伝統や慣習にしたがったやり方に疑問をもつ人は、結局は問題をひきおこすことになる	0.372	0.331	0.666	0.559	0.343	0.408	0.525	0.565
・権威ある人々には、つねに敬意を払わなければならない	0.539	0.546	0.626	0.548	0.476	0.565	0.593	0.627
・以前からなされてきたやり方を守ることが、最上の結果を生む								
時点間の相関係数・その標準誤差	0.784	0.033	0.636	0.073	0.792	0.039	0.499	0.068
CFI	0.977		0.921		0.968		0.988	
RMSEA	0.028		0.043		0.031		0.017	
自由度	130		133		130		132	
N	355		159		351		243	

注) すべて 5% 水準で有意

付表2 道徳性の基準の長期測定モデルの結果

	アメリカ・女		日本・女		アメリカ・男		日本・男	
	1974	1994	1982	2006	1964	1994	1979	2006
	パス係数 (標準解)							
・自分が困らないかぎり、好きなことを何でもやってよい	0.771	0.748	0.668	0.526	0.617	0.635	0.303	0.394
・うまくいささえれば、正か悪かは問題ではない	0.342	0.340	0.669	0.538	0.495	0.508	0.323	0.409
・実際に法を破らないかぎり、法の綱をくぐってもいっこうにさしつかえない	0.491	0.557	0.563	0.488	0.570	0.596	0.626	0.803
・あなたは、法が許すことであれば何をしてもよいと思いますか。それともたとえ法が許しても間違っていることもあると思いますか	0.077	0.272	0.335	0.361	0.278	0.281	0.312	0.410
時点間の相関係数・その標準誤差	0.601	0.066	0.463	0.124	0.573	0.076	0.413	0.137
CFI	0.967		0.957		0.993		0.923	
RMSEA	0.040		0.040		0.018		0.051	
自由度	18		22		18		18	
N	355		159		351		243	

注) すべて5%水準で有意

付表3 自尊心の長期測定モデルの結果

	アメリカ・女		日本・女		アメリカ・男		日本・男	
	1974	1994	1982	2006	1964	1994	1979	2006
	パス係数 (標準解)							
・私は自分自身を好ましい人間だと思う	0.645	0.755	0.521	0.485	0.626	0.722	0.427	0.551
・私は、すくなくとも他の人々と同じくらい価値ある人間だと思う	0.545	0.553	0.886	0.846	0.433	0.511	0.571	0.752
・私は、たいていのことなら他の人々と同じくらいできる	0.421	0.405	0.568	0.551	0.314	0.351	0.478	0.621
・私は一般に、計画をたてれば、それをやりとげられると確信している	0.450	0.565	0.265	0.262	0.542	0.620	0.387	0.510
時点間の相関係数・その標準誤差	0.530	0.070	0.331	0.104	0.524	0.080	0.468	0.094
CFI	0.988		0.995		0.980		0.936	
RMSEA	0.027		0.020		0.036		0.060	
自由度	18		16		16		18	
N	355		159		351		243	

注) すべて5%水準で有意

付表4 自己卑下の長期測定モデルの結果

	アメリカ・女		日本・女		アメリカ・男		日本・男	
	1974	1994	1982	2006	1964	1994	1979	2006
	パス係数 (標準解)							
・私はときどきほんとうに駄目な人間だと思う	0.534	0.652	0.676	0.706	0.622	0.730	0.579	0.613
・自分が無用な人間だと感ずるときがある	0.651	0.819	0.483	0.504	0.642	0.728	0.621	0.653
・ほんとうに確信のもてることからは、ほとんどない	0.322	0.419	0.344	0.348	0.246	0.292	0.458	0.494
・よく考えてみると、何がおころうと誰も心配してくれない	0.399	0.508	0.271	0.342	0.245	0.290	0.192	0.198
時点間の相関係数・その標準誤差	0.641	0.061	0.762	0.124	0.433	0.079	0.460	0.100
CFI	0.999		0.970		0.981		1.000	
RMSEA	0.007		0.033		0.030		0.000	
自由度	18		18		18		18	
N	355		159		351		243	

注) すべて5%水準で有意

付表5 不安感の長期測定モデルの結果

	アメリカ・女		日本・女		アメリカ・男		日本・男	
	1974	1994	1982	2006	1964	1994	1979	2006
	パス係数 (標準解)							
・あなたは、このままでは自分が駄目になってしま うと感ずることがありますか	0.691	0.576	0.701	0.799	0.606	0.701	0.588	0.722
・あなたは、意気消沈し、しょげかえってしまうこ とがありますか	0.545	0.310	0.637	0.692	0.596	0.670	0.647	0.804
・あなたは、不安になったり悩んだりすることがあ りますか	0.420	0.466	0.603	0.678	0.529	0.596	0.593	0.689
・あなたは、理由もなく何か不安に思うことがあ りますか	0.484	0.380	0.598	0.640	0.534	0.622	0.556	0.689
・あなたは気ぜわしくて、じっと座っておられない ことがありますか	0.492	0.578	0.157	0.182	0.514	0.590	0.313	0.362
・あなたは、何かの考えや思いにとりつかれて、そ こからのがれられないと感ずることがありますか	0.513	0.586	0.477	0.619	0.497	0.555	0.537	0.624
・あなたは、何ごとにもつまらないと感ずることが ありますか	0.603	0.618	0.648	0.751	0.569	0.685	0.478	0.574
・あなたは、人生で欲しいものを得るには、自分が 無力だと感ずることがありますか	-0.008 †	-0.011 †	0.395	0.392	0.551	0.652	0.549	0.653
・あなたは、何か間違ったことをしたと思うことが ありますか	0.499	0.462	0.368	0.391	0.33	0.364	0.453	0.529
・あなたは、この世の中はまったくわけがわからな いと感ずることがありますか	0.486	0.610	0.311	0.321	0.395	0.467	0.451	0.539
・あなたは、生きていく目標があまりないと感ずる ことがありますか	0.523	0.323	0.380	0.436	0.397	0.459	0.367	0.469
時点間の相関係数・その標準誤差	0.618	0.046	0.382	0.083	0.258	0.062	0.216	0.074
CFI	0.872		0.904		0.970		0.933	
RMSEA	0.060		0.049		0.029		0.043	
自由度	189		207		196		205	
N	355		159		351		243	

注) †を除いてすべて5%水準で有意