

World Value Survey（世界価値観調査）を用いた
実証研究：政治・家族

丸山真央 松谷満 中西泰子 仁平典宏
大槻茂実 鈴木賢志 田中雅子
田中規子 田辺俊介 山崎聖子

SSJDA-41

March 2009

World Value Survey (世界価値観調査) を用いた実証研究 政治・家族

—目次—

第1章	価値変容と政党選好	5～24 松谷 満
第2章	経済成長は政府に対する信頼感を高めるか	25～38 鈴木 賢志
第3章	日本における外国人労働者の受け入れ意識の変容	39～49 大槻 茂実
第4章	ネオリベリズムの時代の保革イデオロギー —世界価値観調査でみる日本人のイデオロギーの現在形	50～69 丸山 真央
第5章	再分配政策への態度と規定要因 —日本、米国、スウェーデンの比較を通して	70～86 田中 雅子
第6章	福祉国家の『挾撃』問題を再考する—自由・スティグマ・市民社会	87～107 仁平 典宏
第7章	価値意識と子どもを持つこととの関連 —国レベルおよび個人レベルにおける検討	108～121 中西 泰子
第8章	家庭教育が若年者の労働観へ与える影響 —12ヵ国間比較 (15歳以上34歳以下の若者を中心として)	122～144 田中 規子

はじめに

人びとの価値観は、個々の国・地域の歴史・文化に裏打ちされた長期的なトレンドと、時の政治・経済情勢に影響を受ける短期的なトレンドから成り立っており、常に変化の風に晒され、揺れ動いている。いまグローバル経済システムは、アメリカ一極集中型から脱皮し、アジアや中南米、新興国も含めた新しいシステムへとリストラクチャリングの途にあり、サブプライム危機はそうした世界経済の構造変化の大きなうねりに拍車をかけた。そんなうねりのなか、旧共産主義体制からの転換をはかるロシアはじめ旧東欧圏や、やはり旧来の体制や宗教観と近代化の狭間を揺れ動く中東諸国など、各国の政治・社会、そこに暮らす人びとの価値観も大きく変容している。さらにはグローバリゼーションの進展により、政治・経済・社会を含めたグローバルシステムの相互依存関係は今日ますます緊密になり、そうした意味合いからも、生活者の意識・価値観に関する経年での国際比較分析が焦眉の急となっている。

本報告書は、そのような課題意識のもと、様々な価値観の国際比較や時系列比較をテーマとして行った研究会の成果をまとめたものである。この研究会は、東京大学社会科学研究所日本社会研究センターが SSJ データアーカイブに所蔵されているデータの利用促進と、二次分析の普及を目的として 2000 年より開催している「二次分析研究会」の 9 回目として行われ、電通総研が寄託した「世界価値観調査 (World Values Survey)」を主なデータとして用いた。

「世界価値観調査」は、世界のおよそ 100 カ国の研究機関が参加して実施している国際プロジェクトで、同一の調査票にもとづき各国・地域ごとに全国の 18 歳以上男女 1,000 サンプル程度の回収を基本とした個人対象の意識調査である。対象分野は政治観、経済観、労働観、教育観、宗教観、家族観など約 90 問 190 項目という広範囲に及ぶ。1981 年より 1990 年、1995 年、2000 年、2005 年と過去五回実施し、今後も引き続き調査を行う予定である。調査参加国の中には、従来は国際的な比較データを入手することが困難であったアフリカや旧ソ連、中南米、中東の国々も含まれている。こうした規模の大きさ、時系列のデータの豊富さに加え、世界価値観調査のもう一つの意義は、調査票設計に各国の参加研究機関が参加し、グローバル色豊かな仮説・視点に基づき実施されている点である。

このように「世界価値観調査」は屈指の規模を誇る国際比較調査であるが、相互の信頼関係に基づく国際協働プロジェクトであるため、進行スケジュールや、集計仕様などにばらつきが生じるという弱点も有している。また、言語や文化の関係上、調査票に記載されている文言の概念が存在しない、あるいは異なっていることから国・地域によっては質問不能でデータが捕捉されていない場合もある。

しかし、そうした弱点にも関わらず、今年度の二次分析研究会では、25 名の研究者が世界価値観調査に関心を持ち、分析を試みた。研究会は 5 月から月に一回程度のペースで開催し、参加者がそれぞれの問題設定や仮説、分析結果を発表し、それについて参加者全員

で議論する形で行われた。回を進めるごとに、まさに二次分析の真骨頂ともいえる「調査データの有する長所や短所に対する理解」が深まり、「うまく制御する形での分析」が進んでいった。本報告書は、そうした最終成果として16本の論考を「労働・幸福・リスク」編と「政治・家族」編の二分冊に収めたものである。各論考ともに、一次分析ではなし得ない視点での分析を、各研究者が持つ専門性や関心をもとに行っており、二次分析研究の醍醐味を実感いただけるものと確信する。

「世界価値観調査」を寄贈する代表として、このように多くの研究者や大学院生がそれぞれの視点から分析を行うという貴重な機会を創造して下さった東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センターの関係者の皆様に深く感謝するとともに、このデータセットを活用し、さまざまな分析を試みて下さった研究者の方々に厚く御礼申し上げる。また、一年間直接参加者の指導にあたって下さった田辺俊介先生、サポート下さった佐藤慶一先生に改めて御礼したい。このお二人のおかげで、「世界価値観調査」が有する難点でもある複雑なデータセットをスムーズに分析者に活用していただくことができた。そして最終報告会でコメントや司会をして下さった不破麻紀子先生、玄田有史先生、日野愛郎先生、石田浩先生、石田淳先生、石塚浩美先生、木村好美先生、三輪哲先生、村上あかね先生、佐野嘉秀先生、佐藤香先生、戸田淳仁先生、宇野重規先生、山本耕資先生（アルファベット順）にも、この場を借りて御礼申し上げる。

「世界価値観調査」は2010年に第六回の実施を予定しており、今後も対象国・地域を拡張し、タイムシリーズデータを積み重ねていく。できるだけ多くの研究分野の方に本調査を活用していただき、新たな知見や研究成果が多数生まれ、実社会への貢献が少しでも進展するならば、望外の喜びである。

2009年3月30日
2008年度二次分析研究会
客員准教授 山崎 聖子

＜二次分析研究会 2008 参加者（アルファベット順）＞

荒見 玲子	東京大学大学院 法学政治学研究科 博士課程
土岐 智賀子	立命館大学大学院 社会学研究科 博士後期課程 *40
畠山 洋輔	東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程 *40
平林 美佐	株式会社リクルート ワークス研究所 研究助手
金戸 幸子	東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程
金 秀炫	お茶の水女子大学大学院 人間文化創成科学研究科 博士後期課程
李 秀眞	日本学術振興会 外国人特別研究員（受入機関：お茶の水女子大学） *40
丸山 真央	日本学術振興会 特別研究員（受入機関：首都大学東京） *41
松田 典子	お茶の水女子大学大学院 人間文化創成科学研究科 博士後期課程 *40
松谷 満	桐蔭横浜大学 スポーツ健康政策学部 講師 *41
見田 朱子	東京大学大学院 人文社会系研究科社会学研究室 博士課程 *40
中西 泰子	明治学院大学 社会学部附属研究所 研究調査員 *41
仁平 典宏	日本学術振興会 特別研究員（受入機関：一橋大学） *41
大槻 茂実	東京都立大学大学院 社会科学研究課 博士課程 *41
佐藤 慶一	東京大学 社会科学研究所 助教 *40
鈴木 賢志	明治大学 国際日本学部 国際日本学科 専任准教授 *41
田中 慶子	財団法人家計経済研究所 研究員
田中 雅子	東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程 *41
田中 規子	お茶の水女子大学大学院 人間文化創成科学研究科 博士後期課程 *41
寺地 幹人	東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程 *40
豊田 義博	株式会社リクルート ワークス研究所 主任研究員 *40
佃 亜樹	立命館大学大学院 社会学研究科 博士後期課程

アドバイザー

山崎 聖子	東京大学 社会科学研究所 客員准教授／電通総研 主任研究員
末廣 昭	東京大学 社会科学研究所 教授
田辺 俊介	東京大学 社会科学研究所 助教

（所属は 2009 年 3 月 31 日時点）

*40 RPS40 号執筆者

*41 RPS41 号執筆者

World Value Survey（世界価値観調査）を用いた実証研究

「労働・幸福・リスク編」目次（別冊）

第1章	11 カ国の就業観比較—日本の特殊性を再確認する試みとして	5～23 豊田 義博
第2章	組織内公平性の日米比較	24～36 松田 典子
第3章	職業選好の規定構造に関する考察 —仕事における自己実現志向の日伊比較	37～49 土岐 智賀子
第4章	仕事・余暇の志向とその規定要因に関する日韓比較	50～72 李 秀眞
第5章	日本社会における「努力」と「運」の関係・序	73～82 寺地 幹人
第6章	ソーシャル・キャピタルの国際比較分析試論	83～95 畠山 洋輔
第7章	『幸福の基準』、及びその設定における「近代化」の影響	96～117 見田 朱子
第8章	世界のリスク意識の特性分析	118～133 佐藤 慶一

第1章 価値変容と政党選好

松谷 満

1. 問題

現代日本社会における価値観の変容とはいかなるものであるのか、その変化は有権者の政党選好にどのような影響を及ぼし、かつどのような政治を現出させる可能性をはらむのか。これが、本稿で明らかにしたい問いである。

1960年代後半以降、欧米先進諸国は脱産業化期を迎えたとされ、政治の領域でも既存の政党政治におさまらない現象があらわれるようになった。旧来の社会的亀裂の無効化、有権者の脱政党化もしくは政党支持の不安定化、そして左右のニュー・ポリティクス在台頭などがあげられよう。

日本でも同様に、亀裂の無効化、有権者の脱政党化が確認されている（的場 2003; 松本 2001）。その一方、左右のニュー・ポリティクスは少なくとも現状では萌芽的な段階にとどまっている。ただし、知事の「無党派」化が進む地方政治、ポピュリストの政治家の登場、いまや当たり前となった住民投票など、新たな現象が次々と生じている。

こうした脱産業化期の政治状況を分析する枠組みとして、価値観という文化的側面の重要性を主張したのが、R.イングルハートである。彼によれば、今日の社会はそれ以前の社会との比較において、経済的に豊かにかつ安定した秩序が保証されている。豊かな社会で人格形成期を過ごした新世代は、旧世代とは異なり自己実現や生活の質を重視する価値観（＝脱物質主義）をもつようになってきている。脱物質主義者は環境、マイノリティの権利、個人の政治参加などを重視する人びとであり、その増加が政治に変化をもたらす（Inglehart 1990=1993）。

イングルハートの主張は、西欧諸国における緑の党の登場などを説明するには適合的であったが、極右勢力の伸張といった政治の変化にともない、その妥当性に疑問が付されている（Ignazi 1992）。同時に、そもそも脱物質主義という概念が妥当であるのか、といった点を含め実証的な見地からも多くの批判が出された（Flanagan 1987; 日野 2002; 2005）。筆者も理論・実証の両側面から詳細な検討を行っており、脱物質主義という概念・指標によっては現代社会の価値変容と政治の変化を適切にとらえきれないとの結論に達している（松谷 2007）。

では、どのような価値変容を中心に据えるべきか。本稿では、社会学における個人化論に注目したい。個人化論の提唱者であるU.ベックによれば、個人化とは次のような状況をさす。近代化は伝統からの解放をともなうものであったが、そこには国家、階級、地域社会、近代家族といった安定的な基盤が備えられていた。しかし、近代の深化にともない人びとはそれらの紐帯からも解き放たれる。基盤は消失したわけではないが、自らの人生は個人が選択する（せざるをえない）ものとなった（Beck 1986=1998）。ベック以外に、A.ギデンズ、Z.バウマン

らも同様の時代診断を下しており¹,個人化は現代社会における主要な変動要因とみなされている。

こうした個人化論に依拠し,本稿では価値変容について「個人化への適応として,人びとのあいだに個人主義的人間観が浸透しつつある」との大仮説にもとづいた仮説を次節で提示することにした。

個人主義的人間観とは,簡潔に定義するならば「あらゆる側面において個人の自由および責任を重視するような価値観」となる。この定義は政治思想におけるリバタリアニズムを想起させよう(森村 2001)。よく用いられるノーラン・チャート(図1)にそくしていうならば,個人的自由および経済的自由をとともに重視するのがリバタリアンである。したがって,先の仮説は「リバタリアン増加」仮説と読み替えることも可能である。

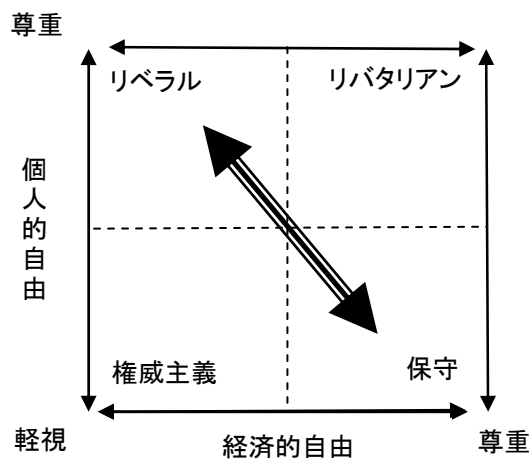


図1 ノーラン・チャート

価値観および政治に関する先行研究からすると,本稿の仮説はさして目新しいものではない。ただ,既存の研究は個人的自由の軸,権威主義(もしくは伝統主義)から自由主義(もしくは反権威主義)へという価値変容に大きな関心を示してきたといえる(Flanagan 1987; Flanagan and Lee 2003; 日野 2002; Inglehart and Welzel 2005; 轟 2000; 綿貫 1986)。

もちろん,政治研究において経済的自由の軸は重視されてきた(Houtman 2003)。ただし多くの場合,社会主義—資本主義という旧来のイデオロギー的対立軸の反映として扱われてきたといえる。本稿ではむしろ経済的自由の軸を,個人主義的人間観の一側面をあらわすもの,もしくはそれと連動する意識軸としてとらえたい。このように,人びとの意識における経済と文化の両側面の関連性の変化に注目するのが,本稿の特色といえよう。

¹「範型と形式をつくる重い任務は個人の双肩にかかり,つくるのに失敗した場合も,責任は個人だけに帰される」(Bauman 2000=2001: 11)。「自己は,自己が存在する広範な制度的文脈と同様に,再帰的に形成されなくてはならない。しかもこの自己の形成という課題は,多様な選択肢と可能性による混乱のまっただなかで達成されなくてはならない」(Giddens 1991=2005: 3)。

ここで問題となるのが、価値変容が欧米諸国と日本とで共通するのか、という点である。個人化という後期近代における社会変動を中心に据えるならば、欧米諸国と日本とでは価値変容に共通する傾向が確認されてしかるべきだろう。現に、クラークらは新しい政治文化の特徴として右派自由主義的な「新しい財政ポピュリズム」に注目した議論を行っている（Clark and Inglehart 1998=2001）。しかし、00年代以降もそうした傾向が持続しているかは定かでない。また、文化的背景の差異が価値変容にも影響している可能性がある。したがって、本稿では日本を中心に分析しつつも、他の欧米先進諸国についてもあわせて検討したい。

では、先の仮説が実証された場合、その政治的含意はどのようなものか。本稿では、「脱政党化のさらなる進行」と「新自由主義的な政治の伸張」という仮説をたてたい。個人主義的人間観の浸透により、政党という組織形態・動員形態は有権者の志向とますます相容れないものとなっていくのではないか、というのが前者の仮説、リバタリアンの増加は脱伝統的かつ脱社民主義的な政治をもたらすのではないか、というのが後者の仮説である。

後者については、筆者らが2005年衆院選直後に東京都内で実施した調査にもとづく知見が参考になる（松谷 2007; 松谷ほか 2006; 松谷・高木・丸山・樋口 2006）。本稿で使用するものと比較的共通する変数によって価値類型を構成し、政党支持と2005年衆院選（小選挙区）での投票行動との関連をみたのが図2、小泉純一郎元首相および石原慎太郎東京都知事に対する好感度（0～100の感情温度）の平均値を比較したのが図3である。

リバタリアンは、自民党支持率はそれほどでもないが、2005年衆院選での伸び率（投票率／支持率）がもっとも大きい（図2）。また、自民党に対する好感度は低い一方で、小泉および石原には好感をもつという特徴が顕著である（図3）。すなわち、リバタリアンは政党を介さずに、新自由主義的な政策を促進する政治家を直接支持する傾向があるといえる。ただ、この知見は東京の有権者の2005年みのデータから得られたものである。同様の傾向が全国データにおいても確認できるかどうか、本稿であらためて分析を行いたい。

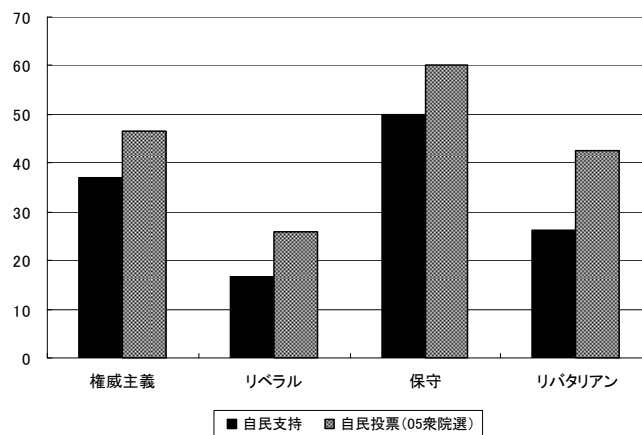


図2 価値類型と政党支持・投票行動（2005年東京調査）

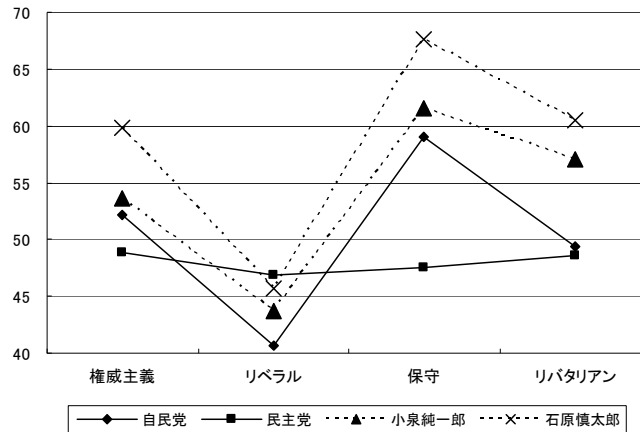


図3 価値類型と感情温度（2005年東京調査）

2. 仮説と変数

本節では分析に際しての具体的な操作仮説および使用する変数について説明する。まず、もっとも重要となる価値観変数であるが、前節で示したように個人的自由および経済的自由についての尺度および、それらを組み合わせた価値類型を使用する。

個人的自由については、多様な尺度が考えられるが、本稿では家族・性愛などのトピックに対する寛容度をその指標としたい。具体的には「同性愛」「妊娠中絶」「離婚」「安楽死」に対する是非を問う項目（10件法）を主成分分析によって合成し、「文化的自由主義」という変数とみなすことにした。先の仮説との関連でいえば、自己の生のあり方は社会規範ではなく個々人の選択に委ねるべきという個人主義的な価値観をあらわすものと考えることができる。

文化的自由主義を構成する項目については、日本のデータについて各調査年で共通する関連構造が確認されたため、全調査年のデータ（5回分）を一括して主成分分析を行い、各項目の負荷量を加味した合成変数を作成した²。

表1 文化的自由主義（主成分分析）

	負荷量	共通性
離婚	.86	.74
妊娠中絶	.81	.65
同性愛	.72	.52
安楽死	.71	.51
固有値	2.42	

*日本のみのデータによる。クロンバックの $\alpha=.78$

² 各項目のスコアを、0を中心に正負に意味があるように変更し、主成分得点係数を掛け合わせたうえで加算し、-5から5までの値をとるように調整した。なお、この手法は田邊俊介氏にご教示いただいたものである。なお、国際比較の際には、単純に加算したうえで-5から5の値をとるように調整している。後述の各国データ全体についてみた場合、この尺度のクロンバックの α は.80であった。

次に、経済的自由主義については、諸外国との比較可能性を考慮するうえで、「収入はもっと平等にすべきだ=>個々人の努力を刺激するようもっと収入の開きを大きくすべきだ」「競争は、人に働く気を起こさせ、新しいアイデアを生み出すので、好ましい=>競争は、人間の悪い面を引き出すので、有害である」³（ともに10件法）という2項目の加算尺度とした。ただし、各調査年の相関はそれほど安定したものではなく、尺度の妥当性については一定の留保が必要である⁴。

経済的自由主義については、別の問題も残る。先の文化的自由主義との対比において、この概念—指標はむしろ表層的な意見とみたほうが妥当ではないか、という点である。たとえば、先の質問については当該社会の収入格差状況が当然影響するであろう。「格差が拡大しすぎている」と認知されるような社会においては自由主義者といえどもその是正を求めるかもしれない。逆もまた然りである。したがって、経済的自由主義を文化的自由主義と同等の次元とみなすことには無理があるだろう。ただし、経済的自由主義はそのときどきの社会経済状況を単に反映するだけでなく、価値観の表出という側面もあるのではないか。この点をふまえ、本稿では文化的自由主義を中心にすえつつ、経済的自由主義がそれと連動するような傾向を示すようになってきたのではないか、という点にとくに注目しながら分析を進めていきたい。

具体的な操作仮説を以下に示す。まず、個人主義的人間観の浸透は時系列的な変化として確認できるはずである。

仮説1 文化的自由主義の増加がみられる

仮説2 経済的自由主義の増加がみられる

また、個人主義的人間観の浸透は両者の一元化を意味するわけだから、次の仮説が成り立つはずである。

仮説3 文化的自由主義と経済的自由主義の相関が高まっている

それは同時に、価値類型におけるリバタリアンの増加をもたらす。

仮説4 リバタリアン類型の増加がみられる

なお、仮説1~4についてはとくに欧米先進諸国についてもあわせて検討したい。調査年および変数の制約上、本稿の分析ではフランス、ドイツ、イタリア、オランダ、イギリス、アメリカの6カ国をとりあげる。本稿の仮説からすれば、いずれの国においても同様の傾向が確認できるはずである。

上記は時系列的な変化についての仮説だが、実際にそうした変化がみられるとして、具体

³ この項目については数値を逆転させて使用している。

⁴ 日本のデータについて、全調査年でのクロンバックの α が.30にとどまっており、本来ならば別個に扱う必要がある。しかし、個別に分析を行った場合でもその結果に大きな違いがみられなかったことから、便宜的に加算尺度を用いた。なお、文化的自由主義と同様に、加算尺度を-5から5までの値をとるように調整している。国際比較の際も同様の加工を施している。ちなみに、後述の各国データ全体についてみた場合、この尺度のクロンバックの α は.24であった。経済的自由主義については、より妥当性、信頼性のある尺度の考案が今後の課題として残されたといえよう。

的にはどういった要因が影響していると考えられるだろうか。前節では「個人化への適応」を主因とみなした大仮説を示したが、世代効果の有無をまず検討したい。世代効果への着目は、イングルハートの脱物質主義テーゼにならったものである。前節で述べたように、脱物質主義というとらえかたそのものは妥当でないが、世代交代による価値変容という視点は示唆に富む。本稿の仮説にあてはめるならば、個々人の成長期における社会環境が個人化の進行する時期のものであるのか、それ以前のものであるのか、といったことが当人の価値観形成に重要な影響を及ぼしているとの想定が可能である。したがって、次の仮説を検証したい。

仮説 5 文化的自由主義の増加には世代効果がみられる

仮説 6 経済的自由主義の増加には世代効果がみられる

分析では、生年世代を 10 年ごとに区分した変数を用い、世代効果の有無を確認する。また、世代効果以外の諸要因についても多変量解析によって検討したい。とくに、個人化という変動要因に関連するものとして、学歴、職業、収入、都市規模、集団参加の 5 変数を取りあげる。高学歴化およびホワイトカラー化は自律性の向上をもたらす、収入の増加は個人の選択肢を広げ、都市化および集団参加の減少は共同体的なつながりを衰退させる。それらの帰結として個人主義的人間観が浸透するとの想定である。

仮説 7 個人化に関連する諸要因が価値観に影響している

次に、政党選好に関する仮説である。前節で述べたとおり、「脱政党化のさらなる進行」と「新自由主義的な政治の伸張」が価値変容にともない生じているかどうかを検証する。前者については、「政党に対する信頼」⁵を目的変数とし、価値観との関連をみる。

仮説 8 個人主義的人間観の浸透は政党不信をもたらす

後者については、何をもって「新自由主義的な政治」を体現するものとみなすか、という難しい問題がある。2001 年以降の小泉自民党政権がそれである、との仮定が成り立つかもしれない。しかし、本稿でとりあげる 2005 年の世界価値観調査はその実施時期が総選挙の 2 ヶ月前の時点、具体的には郵政民営化をめぐって国会が混乱しているさなかであった。したがって自民党が新自由主義的な政党として認知されていなかった可能性もある。逆に、この時期においては民主党のほうが都市型の改革政党として認知されていた節がある（小野 2006）。また、世界価値観調査における支持政党質問は投票意向をたずねるものであるが、仮説 8 が妥当だとすれば、リバタリアンは特定の政党への投票意向を明言しないおそれもある。このように分析上の難点はあるが、ひとまずは以下の仮説を示しておきたい。

仮説 9 リバタリアン類型において 2005 年の自民党投票意向⁶が顕著に増加した

⁵ 選択肢は「1 非常に信頼する」から「4 全く信頼しない」の 4 件法となっている。

⁶ 投票意向については、「仮に明日、総選挙があるとしたら、あなたはどの党に投票しますか、または、どの党が一番ひかれますか」という質問である。あわせて、「二番目に選ぶとしたら、どの党ですか」「絶対に投票しないのはどの党ですか」という質問もなされている。

3. 分析

3.1 価値観の変化

先に示した仮説を以下で検証していきたい。まず、価値観の時系列的な変化についてである（仮説 1, 仮説 2）。複数の項目を合成した 2 つの価値観変数の変化を図 4 に示した。数値は各調査年の平均値である。文化的自由主義、経済的自由主義ともに平均値が上がっている。とりわけ文化的自由主義の変化は顕著である。経済的自由主義はその変化量が小さいものの有意に上昇している。ちなみに、変数に加工する前の 6 項目について個別にみた場合も、有意に変化していることが確認された。仮説 1 および仮説 2 は少なくとも日本については妥当だといえる。

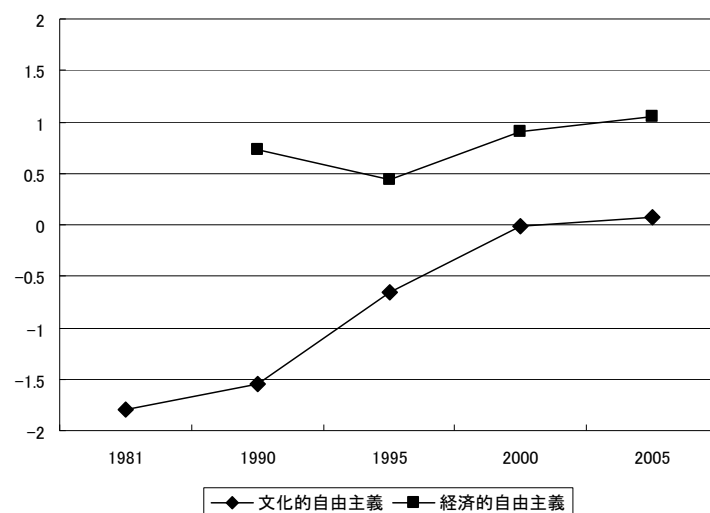


図 4 価値観の時系列変化（日本）

では、欧米諸国についてはどうか。図 5 は文化的自由主義の変化を、図 6 は経済的自由主義の変化を示したものである。文化的自由主義については、イタリアを除き平均値の上昇が確認できる。したがって、文化的自由主義の増加については日本のみではなく先進諸国に共通する傾向と考えてよいだろう。

一方、経済的自由主義については時系列の変化はイタリアを除く 5 カ国について有意であったものの、日本とは異なり増加ではなく減少傾向にあることがわかった。アメリカについては 2000 年から 2005 年にかけて平均値が上がっているが、1990 年との比較では低下している。日本のみが増加しているという結果は、よく指摘されるように周回遅れの新自由主義が日本において浸透しつつあるということのあらわれなのだろうか⁷。いずれにせよ前節で指摘したとおり、経済的自由主義は当該国の社会経済状況に左右される表層的な意識であると考えたほうが適切なようである。

⁷ 1990 年より前の世界価値観調査では、経済的自由に関連する項目が含まれておらず、その変化を十分に検証することができなかった。他のデータを用いて今後あらためて検証することにした。

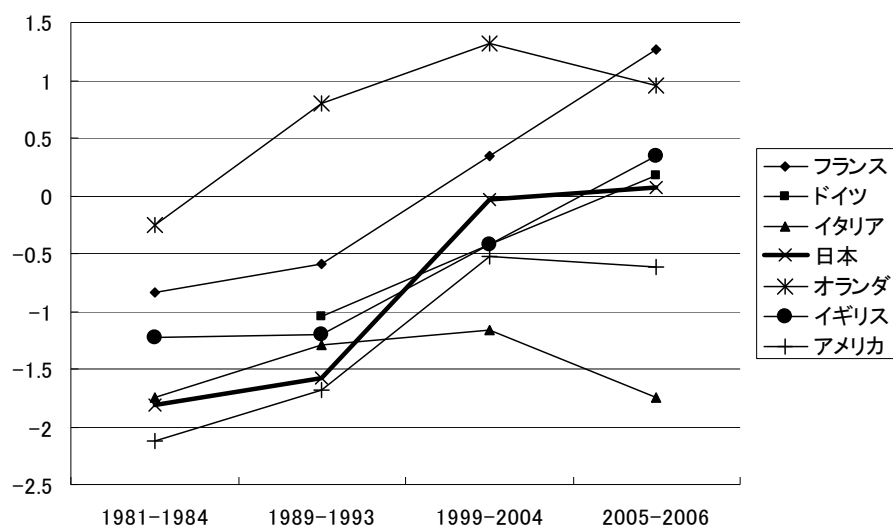


図5 文化的自由主義の時系列変化 (7カ国)

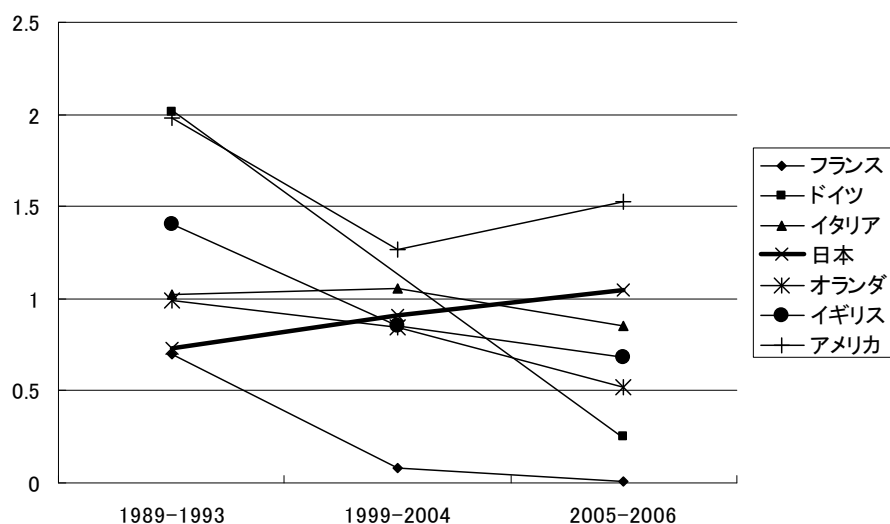


図6 経済的自由主義の時系列変化 (7カ国)

引き続き、文化的自由主義と経済的自由主義との関連について検討したい。本稿では時系列変化とは別に、一元的な個人主義的人間観が浸透しているとの仮説をたてた（仮説3）。仮に、文化的自由主義と経済的自由主義が同様の文脈でとらえられるようになってきたとすれば、両者の相関が高まっているはずである。表2に日本も含めた7カ国の調査年ごとの相関を示した。

表からわかるとおり、7カ国で共通する特徴をみることはできない。ただし、日本においては仮説どおりに相関係数の値が上昇している。係数自体は大きいものではないが、00年代になって、文化的自由主義と経済的自由主義が同様の文脈でとらえられるようになってきた

ことがわかる.一方,他の国においては無相関かむしろ負の相関が多いことが目につく.先の仮説と同様に,日本と欧米諸国とのあいだに価値変容の相違があることが明確となった.その相違をもたらす背景要因について本稿で検討する余裕はないが,日本のみにみられる特徴として注目に値しよう.

表2 文化的自由主義と経済的自由主義との相関

調査年	1989-1993	1999-2004	2005-2006
フランス	-.03	-.08**	.00
ドイツ	.00		.00
イタリア	.02	.07**	.00
日本	.07	.09**	.16**
オランダ	-.07*	-.10**	-.06
イギリス	.07**	.08*	-.10**
アメリカ	-.01	-.08**	-.08*

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

では,文化的自由主義と経済的自由主義から価値類型を構成した場合,各国でどのような分布になっているのだろうか.また,その分布にはどのような変化がみられるのだろうか.両変数については 0 を中心に正負の方向が意味をもつよう加工しているため,それにもとづき類型を構成した.両変数とも正の値をとる場合はリバタリアン,負の値をとる場合は権威主義,文化的自由主義のみ正の値をとる場合はリベラル,経済的自由主義のみ正の値をとる場合は保守となる.直近の 2005-2006 年データについてその分布を示したのが表3である

表3 価値類型の分布 (2005-2006 年)

	権威主義	リベラル	保守	リバタリアン
フランス	19.3	40.3	12.8	27.6
ドイツ	26.2	26.4	22.4	25.0
イタリア	32.1	10.1	43.9	13.9
日本	18.2	11.8	30.1	39.8
オランダ	14.9	31.4	18.2	35.5
イギリス	19.6	27.5	24.9	28.0
アメリカ	16.2	9.9	47.3	26.6

表からわかるとおり,各国の特徴はきわめて多様である.フランスはリベラルが多く,アメリカおよびイタリアでは保守が多い.オランダはリベラルおよびリバタリアンが多く,ドイツおよびイギリスは比較的均等に分布している.他国との比較において日本はリバタリアンがもっとも多く,リベラルが少ないという特徴をもつ.こうした各国の特徴から政党システムの相違についての示唆も得られるだろうが,その点についてはまた別の機会に検討したい.

では,価値類型の分布はどのように変化してきているのか.まず日本について図7に示した.図からわかるように00年代以降その分布が大きく変化している.権威主義および保守が

減少傾向にある一方、リバタリアンが顕著に増加している。リベラルは90年代においては増加傾向にあったがその後は頭打ちとなっている。このように、日本についてはリバタリアン類型の増加（仮説4）も妥当であることが実証されたといえよう。

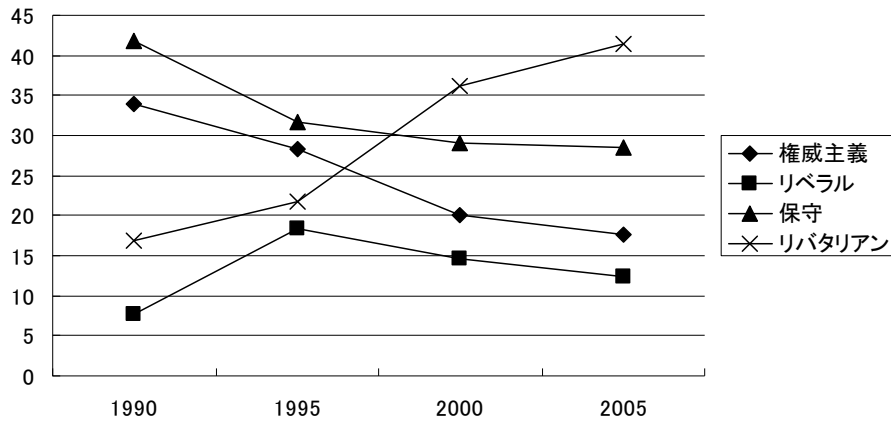


図7 日本における価値類型の時系列変化

ただし、他国についてはそのような傾向はみられない。図8および図9はリバタリアンおよびリベラルの時系列変化を示したものである。リバタリアン類型については、イギリス、アメリカ、フランスでも増加しているが、その変化は数パーセント程度である。やはり、日本における増加が傑出している。一方、リベラル類型についてはアメリカ、イタリア、日本以外の国々で増加していることがわかる。

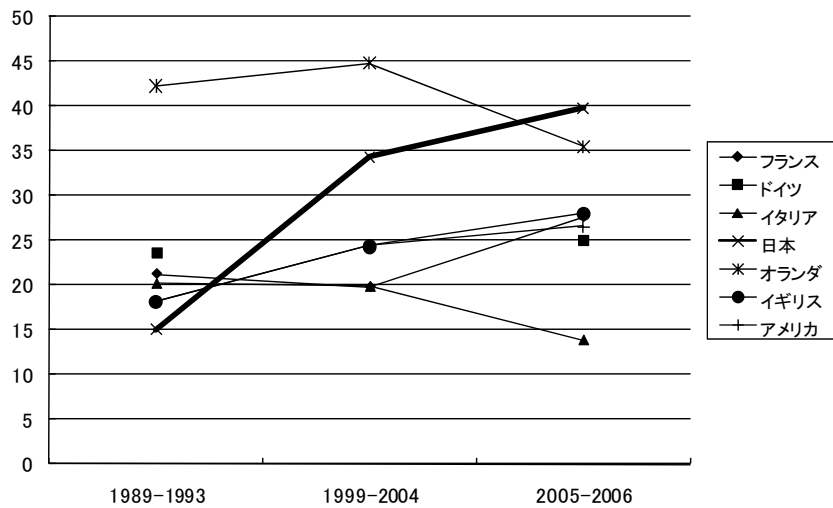


図8 リバタリアン類型の時系列変化 (7カ国)

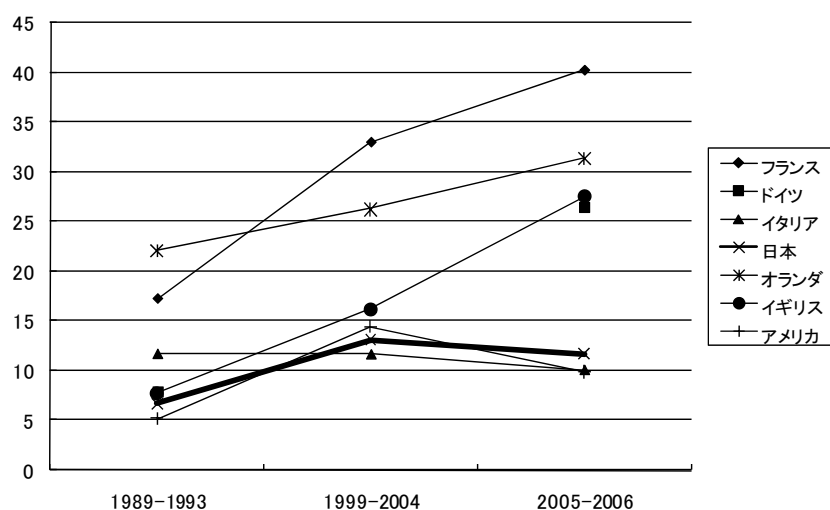


図9 リベラル類型の時系列変化 (7 カ国)

以上のことから、価値観の変化についての本稿の知見は次のように整理できる。個人主義的人間観の浸透について、少なくとも文化的自由主義については先進諸国に共通する傾向であることが確認できた。一方、経済的自由主義については日本のみで増加が確認されたのみであった。また、日本は他国と異なり、近年文化的自由主義と経済的自由主義との相関が高まっている。これは、両者が同様の文脈においてとらえられるようになってきたことを意味する。それは同時に、日本におけるリベタリアン類型の顕著な増加を意味する。

すなわち本稿の仮説 1 は妥当であるが、仮説 2~4 については日本のみにおいて妥当であることが明らかになった。ただし、この傾向が今後も持続するのか、あるいは他の先進諸国と共通の方向へと収斂していくのか、といったことについては今後の調査をまたなければならない。とくに経済的自由主義については、短期的な社会経済状況の影響を受けやすいと考えられるためより慎重な検討を要する。そうした留保つきではあるが、日本と欧米諸国とのあいだで自由主義のとらえかたが大きく異なってきているという点は本稿の発見的な知見といえるだろう。

3.2 価値観の規定因

では、日本における文化的自由主義、経済的自由主義の増加はいかなる要因によるものであるのか、引き続き検討しよう。まず世代効果仮説（仮説 5、仮説 6）である。文化的自由主義、経済的自由主義について図 10 および図 11 に生年世代別の平均値の時系列変化を示した。

文化的自由主義については全調査年で世代別の平均値に有意差があることがわかった。1920-30 年代、1950 年代以降の世代が比較的共通しており、1940 年代生まれがその中間に位置している。図をみるに文化的自由主義については世代効果があると考えてよいだろう。また、各世代の平均値は徐々に上昇傾向にあることから、時勢効果もあわせて確認されたと

いえる。

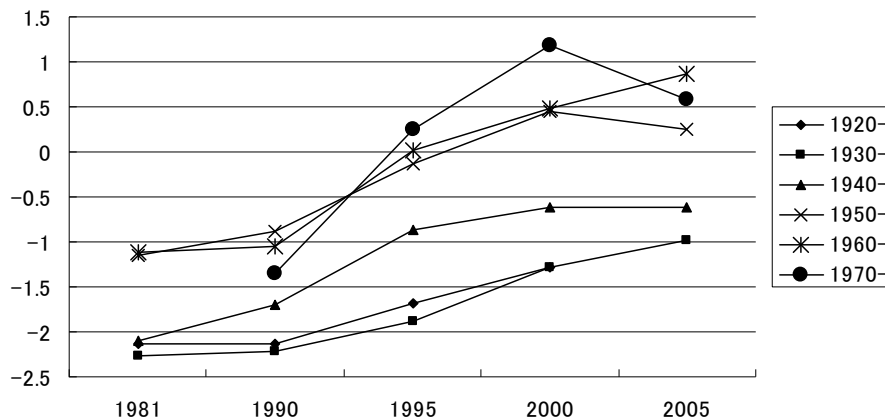


図 10 日本における文化的自由主義の時系列変化（生年世代別）

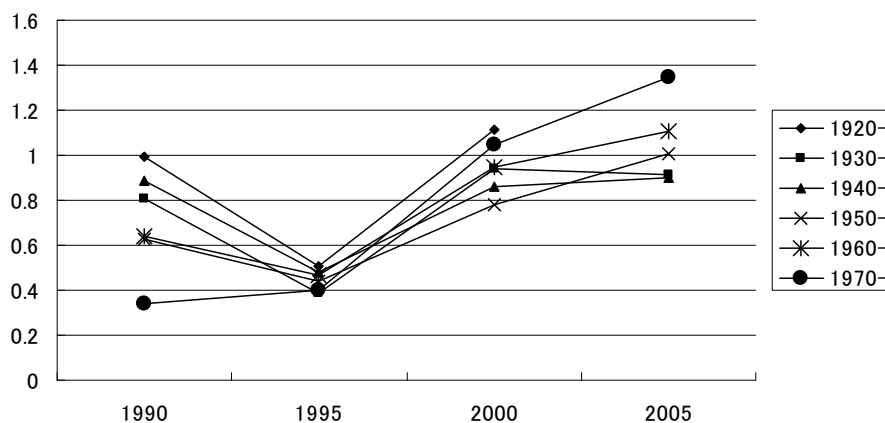


図 11 日本における経済的自由主義の時系列変化（生年世代別）

一方、経済的自由主義については、1999 年および 2005 年のみに有意差があった。図をみても世代ごとの特徴はうかがいがたい。したがって、経済的自由主義には明確な世代効果はなく、時勢効果による変化と考えられる。この変化については、小泉政権の影響をみる向きもあるだろうが、おそらくはそれ以外の要因も多分にかかわっているとみたほうがよい。小泉政権が誕生したのは 2001 年であるが、データではすでに 2000 年の段階で上昇傾向がみられる。また、1983 年の JES 調査では、「収入格差の縮小への賛成はかなり多く、ほぼ国民全体の合意が形成されている」（蒲島・竹中 1996: 249）との結果が得られている。1990 年以前のデータがないため検証は困難であるが、80 年代中盤以降の社会状況の変化が経済的自由主義を漸次的に増加させたともみなしうのではないか。

では、文化的自由主義と経済的自由主義の相関には世代差が確認できるだろうか。表 4 に生年世代別の相関を示した。1940 年以前の生年世代については 2 つの価値観のあいだに相関は確認できない。一方、1950 年代以降の生年世代については、1990 年段階からその萌芽が

確認され、2005年にいたってかなり明確な関連を有するようになってきている。とくに1970年代生まれについては0.34とかなり高い相関となっている。ちなみに、こうした世代別の傾向も日本のみにもみられる特徴であった。もちろん、こうした傾向が今後も持続するとは限らないが、現段階では1950年代以降の生年世代を中心に一元的な個人主義的人間観が浸透していることが確認できたといえよう。

表4 文化的自由主義と経済的自由主義との相関（生年世代別）

生年世代						
調査年	1920-	1930-	1940-	1950-	1960-	1970-
1990	-.08	.04	.08	.17*	.11	
1995	.04	-.02	.02	-.07	-.04	.19*
2000	-.03	.02	.08	.13	.17*	.08
2005		.06	.07	.19**	.18*	.34**

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

生年世代以外の要因は個人主義的人間観の浸透に影響しているのか（仮説7）。学歴、職業、収入、都市規模、集団参加について年齢を統制したうえでの効果を検討したい⁸。学歴、収入については過去2回分のデータしかなく時系列変化を確認することはできなかったが、職業、都市規模、集団参加については平均値の有意差を確認できた。すなわち、日本社会においてホワイトカラー化、都市化、参加の減退が進行していることを意味する。6つの変数を説明変数、文化的自由主義、経済的自由主義それぞれを目的変数とする重回帰分析を行った（表5）。

表5 価値観の規定因（2005年）

	文化的自由主義	経済的自由主義
年齢	-.29 **	.01
学歴	.09 *	.15 **
職業	.01	-.04
収入	.09 **	.14 **
都市規模	.10 **	.02
集団参加	-.04	-.02
R ²	.15 **	.05 **

** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ 数値は標準偏回帰係数

決定係数はどちらも高いものとはいえず、経済的自由主義はとくに低い数値にとどまっている。各変数の効果について確認すると、文化的自由主義については、年齢の効果が際立つ

⁸ 変数の概要は以下の通りである。

学歴：「1 中学卒、2 高校・短大卒、3 大卒以上」の3区分

職業：「1 ホワイトカラー 0 それ以外」のダミー

収入：世帯収入10区分

都市規模：「1 農村、2 人口5万未満の都市、3 人口5万以上15万未満の都市、4 人口15万以上の都市、5（東京・大阪など12大都市）」の5区分

集団参加：「宗教団体、スポーツ・レクリエーション団体、芸術・音楽・教育団体、労働組合、同業者団体・職業団体のいずれかに1つでも加入している場合は1、加入していない場合は0」のダミー

ており、学歴、収入、都市規模に弱い効果がみられる。ただし、収入の効果のみ 2000 年データで分析した際には確認できず、その効果は不安定なものといえる。経済的自由主義については、学歴、収入に有意な効果がみられる。これについては 2000 年データでも同様の結果が得られた。また、職業と集団参加は両意識に対してその影響はみられなかった。このように、個人化に関連すると仮定した諸要因は、世代が文化的自由主義に及ぼす効果を除いては、効果は微弱であった。社会意識に対する社会的属性の影響はつねに弱く、しいてあげれば学歴の効果が目立つという先行研究の知見（吉川 2006）にそった結果が得られたといえる。

以上、価値観の規定因について分析した結果は次のように整理できる。日本においては文化的自由主義と経済的自由主義がともに増加傾向にあるが、前者についてのみ世代効果が確認でき、また両者とも時勢効果が確認された。このことから文化的自由主義は今後もさらに増加するが、経済的自由主義は短期的な社会状況に左右される表層的な意見という側面が強いことが確認されたといえる。しかしながら、80 年代以前から考えるならば収入格差の是認は相当程度浸透しているとも考えられ、短期的な変動を繰り返しつつも、その傾向が持続することも十分ありえよう。

旧世代にはみられなかった一元的な個人主義的人間観が若年世代において徐々にではあるが浸透しつつあることも確認された。ただ、その傾向がはっきりとあらわれたのは 2005 年データのみであり、今後の調査によってさらなる検討が必要となろう。

本稿の分析では、生年世代に加え、学歴、職業等を個人化に関連する要素とみなし、価値観の規定因をさぐった。これら社会的属性を個人化の文脈でとらえることについては、より慎重な議論および分析が必要であろうが、今回の分析からは学歴のみが 2 つの価値観に共通して効果をもつことが明らかとなった。いずれにせよ属性要因の説明力はかなり低いものであり、どういった要因が価値観に影響しているのか、時勢効果の背景には何があるのか、といったことについてより精緻な検討が必要である。

3.3 価値観と政党選好

これまで価値変容それ自体とその規定因を検討してきたが、引き続き価値変容の政治的帰結について分析を行いたい。まず仮説 7 についてである。表 5 で用いた属性変数等をそのまま統制変数とし、価値観が政党に対する信頼に独自の効果をもっているのか重回帰分析によって検証した（表 6）。

決定係数はきわめて低く、これらの説明変数によっては政党に対する不信感を十分に説明できない。ただ、年齢および文化的自由主義が微弱ではあるが不信感を促す効果をもつことは 2000 年、2005 年データでともに確認された。

ちなみに、文化的自由主義は一般的な信頼や政治以外の組織や制度（テレビ、労働組合、警察、裁判所、大企業、市民団体など）に対しては有意な効果はなく、政党および政府に対する不信にのみ効果があった。この関連については、制度や組織のあり方に対する不満であるのか、

それとも現今の政党・政府が生 の 多様性を十分に尊重しえていないことへの不満であるのか,二通りの解釈が可能であろう.いずれにせよ,文化的自由主義がさらに浸透していくのであれば,政治不信はさらに高まっていくことが予測されよう.

表 6 政党に対する不信感の規定因 (2005 年)

年齢	-.09 *
学歴	-.03
職業	-.01
収入	.04
都市規模	.00
集団参加	-.08 *
文化的自由主義	.09 *
経済的自由主義	.02
R^2	.03 *

** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ 数値は標準偏回帰係数

最後に,仮説 9 について検証したい.調査では投票意向について 2 つまで政党名をあげることができる質問を行っている.まずは,一番目に選んだ政党のみに着目して,その変化をみてみよう.図 12-13 には全体の時系列変化およびとくに増加傾向にあるリバタリアン類型の変化を示した.

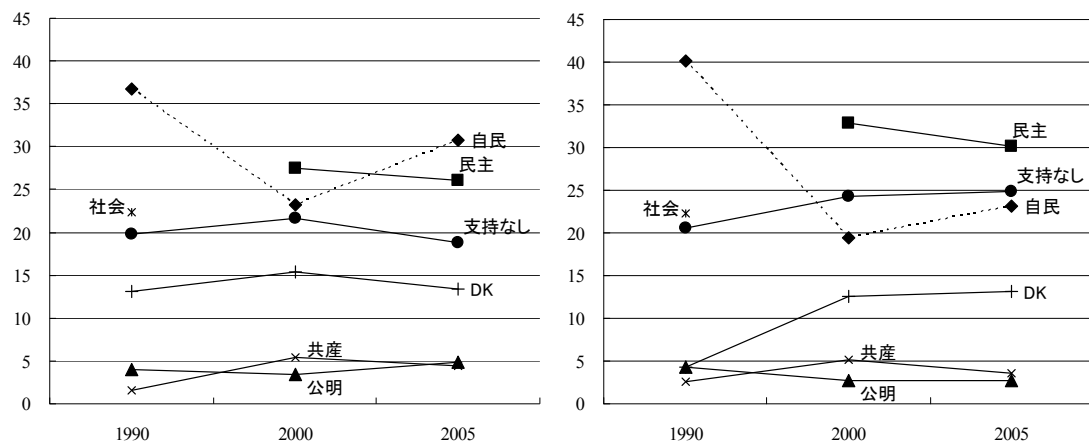


図 12-13 日本における支持政党 (投票意向) の時系列変化

図 12 (左) = 全体, 図 13 (右) = リバタリアン類型

*2000 年の「自由党」については「民主党」に含めた.

全体の傾向をみると,自民党支持の割合が 1990 年には 36.7%だったのが森政権時の 2000 年には 23.2%まで低下,小泉政権時の 2005 年においては 30.7%まで回復している.民主党支持の割合は 2000 年も 2005 年も 20%台後半で推移している.明確に「支持する政党はいない」と回答した「支持なし」,「わからない」と回答した「DK」を足し合わせると,いずれの調

査年も 30%台で推移している。

では、2005 年における自民党の支持回復傾向はリバタリアンの増加によるものなのだろうか。図 13 をみると 2000 年から 2005 年にかけて自民党支持率は数%しか上昇しておらず、リバタリアンの増加のみで自民党の支持回復を説明することは難しい。むしろ権威主義およびリベラル類型において 10 数%の自民党支持率の上昇がみられ、それが大きく寄与していると考えられる。ただ、なぜこの時期に経済的自由を重視しないこれらの類型において支持が高まっているのかは判然としない。

リバタリアン類型は、2005 年の調査において唯一民主党支持率が自民党支持率を上回っている。また無党派層（支持なし+DK）が 37.9%と他の類型よりも顕著に高い。したがって、仮説 9 については調査時期の問題があるにせよ妥当性が低く、民主党を支持するか支持する政党がないという特徴がみいだされたといえよう。

しかし、よく指摘されるように、1 つの政党のみを選択する質問では有権者の政党選好を十分に理解できないおそれもある。たとえば自民党か民主党かその時々状況によって投票する政党をかえるという行動パターンも十分にありうるためである（三宅 1998）。したがって、投票意向の質問を加工し党派類型変数を新たに作成した。具体的には投票意向に関してあげた政党が与党（自民・公明）のみなら「与党」、野党（民主・共産・社民）のみなら「野党」、与野党を横断してあげているなら「与野党」、そのいずれでもないなら「無党派」とした。この党派類型と価値類型の関連をみたのが表 7 である。

表 7 価値類型と党派類型（2005 年）

	与野党	与党	野党	無党派	N
権威主義	30.5	25.5	14.2	29.8	141
リベラル	20.4	20.4	25.5	33.7	98
保守	30.7	24.6	19.7	25.0	228
リバタリアン	23.2	13.2	23.8	39.9	341
合計	26.2	19.4	21.2	33.2	808

** $p < 0.01$

党派類型に関しても、おおよその傾向は先の図 12-13 とかわらない。権威主義および保守は与党もしくは与野党支持が多く、リベラルおよびリバタリアンには野党支持が多い。また、リバタリアンはとりわけ無党派が多くなっている。やはりリバタリアンの増加が自民党の支持回復に寄与したというわけではなさそうである。ただし、2005 年総選挙についての筆者らの分析結果（図 2）との矛盾は残る。ひとつには、価値類型を構成する指標の相違、調査対象地点の相違などが考えられよう。もうひとつは、リバタリアン類型における無党派が 2005 年総選挙については例外的に自民党に投票したという可能性である。これらの点については今後あらためて検討したい。

さて、本稿で示した仮説ではないが、価値類型に関する筆者の関心からもう 1 つ分析を付

け加えたい。本稿の価値類型は西欧諸国のニュー・ポリティクス研究者である H. キッチェルトのモデルからも着想を得ている (Kitschelt 1994)。キッチェルトは図 1 に近似したモデルを提示し、左派自由主義 (リベラル) と右派権威主義 (保守) という価値亀裂によって左派ニュー・ポリティクスの台頭を説明した。

キッチェルト・モデルにならうならば、日本におけるリベラル類型もより鮮明にその特徴を示してもいいはずである。なぜ、そうした傾向が日本ではみられないのか。分析の過程で、その理由の一端もまた世代間の差異にもとめられることがわかった。表 8 はリベラル類型における世代と党派類型のクロス表である。

表 8 リベラル類型における世代と党派類型との関連 (2005 年)

	与野党	与党	野党	無党派	N
20代以下	18.2	4.5	4.5	72.7	22
30-40代	28.1	28.1	12.5	31.3	32
50代以上	15.9	22.7	45.5	15.9	44

** $p < 0.01$

このように 50 代以上では、リベラルは野党支持の特徴がかなり明確にあらわれている。一方、20 代以下では、サンプル数が少ないもののほとんどが無党派となっている。すなわち、高年世代においては自己の価値観と政治とのあいだにつながりをみいだせるのに対し、若年世代においては自己の価値観が政治へうまく媒介されていないのである。

この点はリバタリアン類型についても同様である。クロス表の結果は省略するが、50 代以上のリバタリアンは与野党双方に対して投票意向が強くあらわれている。つまり、特定の政党にこだわらずそのときどきの政治状況によって投票を行うという志向がみられる。対して、20 代以下ではリベラルと同様にほとんどが無党派である。

もちろん、新たな政党の登場や、政界再編によって価値観が再び政治へと媒介される可能性はあろう。しかし、現状の若年世代については、保革自己イメージはもとより、価値亀裂を前提とした分析ですら必ずしも有効ではないのかもしれない。

以上、価値観と政党選好の分析では、本稿の仮説は十分には実証されなかった。脱政党化の進行には文化的自由主義の増加がわずかながら関与していることはわかった。一方、リバタリアンの増加と新自由主義的政治の伸張とのあいだに明確な関連をみることはできなかった。価値類型そのものの有効性も含め、価値変容の政治的帰結の検討については多くの課題が残されたといえよう。

4. 結論

現代日本社会における価値観の変容とはいかなるものであるのか、その変化は有権者の政党選好にどのような影響を及ぼし、かつどのような政治を現出させる可能性をはらむの

か.冒頭で述べたようにこれが本稿の問いであった.

本稿では,個人化にともなう個人主義的人間観の浸透という仮説をおき,国際比較データをもとに,具体的な操作仮説を検証していった.本稿で得られた知見を以下に示す.

- (1) 文化的自由主義については欧米諸国,日本ともに増加傾向にある
- (2) 経済的自由主義については日本のみで増加傾向にある
- (3) 一元的な個人主義的人間観の浸透は日本のみでみられる.
- (4) 一元的な個人主義的人間観の浸透は世代効果によるところが大きい
- (5) 価値変容の政治的帰結として,政治不信の増大が確認できるが,政党選好に対する影響は不明確な部分が多く,今後の可能性について新たな示唆は得られなかった.

今後の研究課題としては,以下のものがある.まず,価値観指標の再検討である.本稿で示した価値類型モデルは指標の再検討次第ではさまざまに応用可能性があると考えている.既存データの見直しと新たな指標の開発の両面を検討していきたい.また,日本のみが異なる価値変容を示したという知見を精査する必要がある.この傾向が一時的なものに過ぎないのか,持続するものなのか,持続するものとすれば日本と欧米諸国とのあいだでなぜこのような違いが生じているのか.日本におけるニュー・ポリティクスの不在という点も含め,価値観の国際比較を引き続き行っていきたい.そして,政治の変容をとらえるにあたっては,やはり価値観以外の諸要因も含めて考えていかねばならない.とくに若年層の政党選好や政治行動がどういった要因によって左右されるものなのか,といった問題については従来の社会的亀裂・価値亀裂にとどまらない新たなアプローチを模索する必要があるだろう⁹.

謝辞

本稿の分析にあたり,東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ,1981-2003」「世界価値観調査,2005-」((株)電通総研)の個票データの提供を受けました.関係する方々に深く感謝申しあげたい.また,2008年度二次分析研究会のアドバイザーである山崎聖子,田辺俊介両氏,同研究報告会のコメンテーターである日野愛郎氏には多くの有益なコメントをいただいた.あらためて感謝申しあげたい.

文献

Bauman, Z., 2000, *Liquid Modernity*, Polity Press. (=2001, 森田典正訳『リキッド・モダニティ—液状化する社会』大月書店.)

Beck, U., 1986, *Risikogesellschaft: Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Suhrkamp Verlag. (=

⁹ 若年層の政治意識・行動については,ドイツのミリュー・アプローチにもとづく調査研究を目下行っているところである(松谷 2009).

- 1998, 東廉・伊藤美登里訳『危険社会——新しい近代への道』法政大学出版局.)
- Clark, T.N. and R. Inglehart, 1998, “The New Political Culture: Changing Dynamics of Support for the Welfare State and other Policies in Postindustrial Societies,” T.N. Clark and V. Hoffman-Martinot eds., *The New Political Culture*, Westview Press. (=2001, 三浦まり訳「新しい政治文化——脱産業化社会における福祉国家と社会政策への支持のダイナミックス」クラーク, テリー・ニコラス・小林良彰編『地方自治の国際比較——台頭する新しい政治文化』慶應義塾大学出版会, 11-96.
- Flanagan, S.C., 1987, “Changing Values in Advanced Industrial Societies Revisited: Towards a Resolution of the Values Debate,” *American Political Science Review*, 81(4): 1303-1319.
- Flanagan, S.C., and A.R. Lee, 2003, “The New Politics, Culture Wars, and the Authoritarian-Libertarian Value Change in Advanced Industrial Democracies,” *Comparative Political Studies*, 36(3): 235-70.
- Giddens, A., 1991, *Modernity and Self-Identity: Self and Society in the Late Modern Age*, Polity Press. (=2005, 秋吉美都ほか訳『モダニティと自己アイデンティティ——後期近代における自己と社会』ハーベスト社.)
- 日野愛郎, 2002, 「ニューポリティックスの台頭と価値観の変容」『レヴァイアサン』31: 121-147.
- , 2005, 「ニュー・ポリティックス理論の展開と現代的意義——イングルハートの議論を中心に」賀来健輔・丸山仁編『政治変容のパーспекティブ——ニュー・ポリティックスの政治学Ⅱ』ミネルヴァ書房, 26-41.
- Houtman, D., 2003, *Class and Politics in Contemporary Social Science: “Marxism Lite” and Its Blind Spot for Culture*, Aldine de Gruyter.
- Ignazi, P., 1992, “The Silent Counter-Revolution: Hypotheses on The Emergence of Extreme Right-Wing Parties in Europe,” *European Journal of Political Research*, 22(1): 3-34.
- Inglehart, R., 1990, *Cultural Shift In Advanced Industrial Society*, Princeton University Press. (=1993, 村山皓司・富沢克・武重雅文訳『カルチャーシフトと政治変動』東洋経済新報社.)
- Inglehart, R. and C. Welzel, 2005, *Modernization, Cultural Change and Democracy: The Human Development Sequence*, Cambridge University Press.
- 蒲島郁夫・竹中佳彦, 1996, 『現代日本人のイデオロギー』東京大学出版会.
- 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.
- Kitschelt, H., 1994, *The Transformation of European Social Democracy*, Cambridge University Press.
- 的場敏博, 2003, 『現代政党システムの変容——90年代における危機の深化』有斐閣.
- 松本正生, 2001, 『政治意識図説——「政党支持世代の退場」』中央公論新社.

- 松谷満, 2007, 「脱政党政治と価値意識——政治文化論の再構築に向けて」大阪大学大学院人間科学研究科提出博士論文.
- , 2009, 「若者におけるポピュリズムの支持基盤——ミリュー・アプローチによる実証的検討」『茨城大学地域総合研究所年報』42.
- 松谷満・高木竜輔・丸山真央・久保田滋・樋口直人・矢部拓也・村瀬博志・町村敬志, 2006, 「『劇場型選挙』のプロレゴメナ——2005年総選挙における東京都民の投票行動と社会意識」『茨城大学地域総合研究所年報』39: 103-140.
- 松谷満・高木竜輔・丸山真央・樋口直人, 2006, 「日本版極右はいかにして受容されるのか——石原慎太郎・東京都知事の支持基盤をめぐって」『アジア太平洋レビュー』3: 39-52.
- 三宅一郎, 1998, 『政党支持の構造』木鐸社.
- 森村進, 2001, 『自由はどこまで可能か——リバタリアニズム入門』講談社.
- 小野耕二, 2006, 『日本政治の転換点 第3版』青木書店.
- 轟亮, 2000, 「反権威主義的態度の高まりは何をもたらすのか——政治意識と権威主義的態度」海野道郎編『日本の階層システム 2 公平感と政治意識』東京大学出版会, 195-216.
- 綿貫譲治, 1986, 「社会構造と価値対立」綿貫譲治・三宅一郎・猪口孝・蒲島郁夫『日本人の選挙行動』東京大学出版会, 17-53.

第2章 経済成長は政府に対する信頼感を高めるか

鈴木 賢志

要約

経済成長が政府に対する信頼感を高めるか否かは、アメリカをはじめ世界中の国々で長らく議論されてきた。これは日本においても例外ではないが、わが国の研究はマクロレベルの時系列推移の分析に偏っており、結論にはばらつきがある。このような背景のもとで、本研究では国内総生産の規模および成長率と政治的信頼感とのマクロレベルの関係を、クロス・セクションおよびタイム・シリーズデータで縦断的・横断的に分析し、さらにマイクロレベルの関係を、世界価値観調査の個票データに基づき分析した。その結果、マクロレベルでは経済状況と政治的信頼感について有意な関係は認められなかったが、マイクロレベルでの関係は認められ、さらに人々の客観的な所得水準よりも家計に対する主観的な満足度の方が政治的信頼感との関係が深いことを発見した。

1. はじめに

2008年9月に本格化した金融危機は、アメリカ合衆国のみならず全世界に大きな打撃を与えた。わが国を含む多くの国々では、経営不安に苦しむ金融機関の救済を目的として、大規模な公的資金が準備され、また実際に投入されている。

本研究は、このような政府の経済政策の効果について分析を行う。ただしここで分析の対象とするのは、経済的な効果ではなく、政治的な効果である。すなわち、経済政策が成功し、経済が成長することは、政府に対する国民の信頼感を高めることになるのか。これが本研究における中心的な論題である。

自己利益の最大化が、政治家や官僚といった政治的アクターの行動原理であるという公共選択理論の見地に立てば (Downs 1957)、国民経済が危機に瀕した際に政府が躍起になってその立て直しを図ろうとするのは、それが成功すれば政府は国民の信頼を得られるし、逆に失敗したり放置したりすれば政府は国民の信頼を失う、という認識が広く共有されているから、という説明が成り立つ。この点については、あまり反論の余地がないであろう。しかし、広く共有されている認識が事実として常に正しいとは限らない。実際のところ、どれほどの人々が政治と経済を結びつけて考えているのか。言い方を変えれば、どれほどの人々が、意識的にせよ無意識的にせよ、国あるいは自身を取り巻く経済の状況に対する判断を、政府に対する信頼感の水準に反映させているのか。これは実証すべき課題として十分価値のある問題である。

事実、この問題は「経済的投票 (economic voting)」の名のもとで、政治学・経済学・社会学といった多岐に渡る分野で、古くから多くの研究者の関心を集め、すでに多くの実証研究が蓄積されている。しかし、これまでの実証研究の大半は、欧米諸国、とりわけアメリカ合衆国を

対象としたものである (Lewis-Beck and Stegmaier 2000) .人々が経済状況をいかなる基準で、いかなる方法によって評価するのか、また人々が政府に対する信頼感をいかに表現するのかは、それぞれの社会における文化や制度的条件、歴史的経験文脈といった様々な要因の影響を受けると考えられる。したがって、諸外国の実証研究から得られた知見を参考にしつつも、経済状況と政治的信頼感の結びつきに関する日本独自の構造を追究することは、学問的にみて大きな意義があるといえよう。

もちろん、この分野においても日本を対象とした優れた研究がいくつか存在する。Inoguchi (1980) は、1960年から1976年にかけての、国会における自民党議席の割合、選挙における自民党得票数の全投票数および全有権者数に対する割合、世論調査における自民党および政府に対する支持率といった指標が、国民所得の伸びや消費者物価指数の伸びといった経済的指標との間に有意な相関関係を有しているかを検証した。そして、当時の日本にあっても、経済情勢は政府および与党に対する政治的な支持に有意な影響を与える、という結論を導いた。他方、Anderson and Ishii (1997) は1958年から1992年にかけての、政権与党自由民主党と、最大野党社会党の支持率をそれぞれ被説明変数とした回帰分析を行い、失業率や物価上昇率、国内総生産の成長率との相関関係を調べたが、いずれも有意な結果は得られなかった。また三宅・西澤・河野 (2001) は、時事世論調査のデータを用いて、自民党支持・内閣支持と経済情勢を主観的に評価する変数との関係を、国レベル、個人レベルの両者について調べ、いずれについてもその有意な関係を示唆する結果を得ている。

これら3つの先行研究はいずれも内閣や政党に対する支持率に焦点を当てたものである。これに対して Pharr (2000) は、「政治や政治システムに対する、より基本的な感情」(op.cit: 179) の説明要因を分析すべく、朝日新聞の世論調査における「政治に対する満足度」と経済的指標との関係に着目した。しかしいずれの指標も政治的満足度との間で有意な相関関係を見出すことができず、日本では「広くメディアが主張している考え方とは全く逆に、経済問題は政府や指導者に対する人々の信頼感に対して、明らかにあまり関係がないようである」(op.cit: 181) との結論を導いている。先行研究のこのような結果を踏まえて、本研究は世界価値観調査と内閣府の『社会意識に関する世論調査』という、先行研究とは別の政治的信頼感に関するデータ・セットを用いて、経済状況と政治的信頼感との関係をさらに追究することを目的としている。

本論の構成は以下のとおりである。まず次節では、経済状況がどのような形で政治的信頼感に影響を与えるかについて論ずる。第3節では、各国における政治的信頼感の高さと経済状況との関係に焦点を当てるクロス・セクション分析と、日本における政治的信頼感の時間的推移と経済状況との関係に焦点を当てるタイム・シリーズ分析という、いわば「ヨコ」と「タテ」の2つの方向からマクロレベルの関係を明らかにする。第4節では、個人の経済状況と政治的信頼感との関係を明らかにするミクロレベルの分析を行う。以上の2つのレベルの分析結果に基づき、第5節では日本において経済状況が政治的信頼感に影響を与える構造に

ついて論じ、結論を導く。

2. 経済状況と政治的信頼感の関係

前節で紹介したように、経済状況と政治的信頼感との相関関係を明らかにしようとする研究は数多い。しかしながら、そもそもなぜ経済状況が政治的信頼感に影響を与えると考えられるのかについては、あまり明確に論じられてこなかった。そこで本節では、次節以降の実証研究に先立ち、経済状況が政治的信頼感に影響を与える過程を整理しておくことにする。

さて、経済状況によって政治的信頼感が左右されるということは、人々が経済状況の良し悪しを何らかの形で評価しているということである。そして、そのような評価の基準となる情報には社会的情報と個人的情報の2つがあると考えられる。社会的情報とは、マスメディアの報道等によって得られる経済成長率や失業率の動向など、一国の経済全体の状況に関する知識や、その他様々な形で得られる社会状況の見聞、例えば近所の公園にホームレスをしばしば見かけるようになったなど、自分の個人的な経済状況とは直接関係のない情報のことである。これに対して個人的情報とは、たとえば自分や家族が失業したとか、収入が減ったなどといった、自分の個人的な経済状況に直接関わる情報のことである。

もし人々が政治的信頼感を形成するに当たり、経済状況に対する評価を反映させているとすれば、社会的情報と個人的情報のどちらが基準となっているのであろうか。政治学では、個人的な経済状況が人々の政治的態度を決定する主たる要因であるという議論が古くからあるが (Downs 1957; Lipset 1960; Tufte 1978)、少なくともアメリカでは「個人の経済状況については個人の責任である」という考えが浸透しており、人々の政治的信頼感とは社会的な経済状況に対する評価を反映しているが、個人的な経済状況に対する評価を反映していないと主張する研究も見られる (Kinder and Kiewiet 1979; Feldman 1982)。他方、日本については、人々の個人的な経済状況と政治的信頼感との関係についての分析を試みたものはない。しかし、アメリカと比べて「お上頼み」の傾向が強い文化的傾向を鑑みれば、その逆説的な表現として、個人の経済状況を政治や政策のせいにする傾向が見られる可能性があると考えられる。本研究がマクロ (国) レベルのみならず、ミクロ (個人) レベルの分析を行う理由は、ここにある。

もしマクロレベルでは経済状況と政治的信頼感の間に相関関係が認められたのに、ミクロレベルでは相関関係が認められなければ、日本もアメリカと同様に、人々は個人の経済状況を政府の評価には結び付けないということになる。しかし、もしミクロレベルでの相関関係も認められるとすれば、日本ではマクロ・ミクロの両面から経済状況を評価した結果が政治的信頼感に反映されている、という主張が可能になる。

また、経済状況と政治的信頼感の間にミクロレベルの相関関係が認められたとしても、近年の「いざなぎ超え」景気に代表されるように、マクロレベルでの経済成長が、多くの人々の経済状況の実感に必ずしも対応していないために、マクロレベルでは相関関係が認められな

いという可能性もある。これを逆に言えば、マクロレベルでの相関関係が認められなかったからといって、直ちに「日本では、経済状況が政治的信頼感に影響は低い」と結論づけるのは早計であるということである。

3. マクロレベルにおける、経済状況と政治的信頼感の関係

マクロレベルの分析では、ある国のある1時点における経済状況と政治的信頼感の程度が分析の単位となる。もし多くの国々において同様の形式による意識調査が長年にわたり継続的に実施されているのであれば、空間軸と時間軸の両者を加味した、いわゆるパネル分析が可能となるが、そのような分析に耐えうるデータは現時点では存在しない。そこで本研究では、ある1時点における日本を含む多国間の分析（クロス・セクション分析）と、日本における時系列の分析（タイム・シリーズ分析）の2つの分析をそれぞれ行うことにする。

3.1 各国における政治的信頼感の高さと経済状況との関係

世界価値観調査（World Values Survey）は、1981年から1984年にかけての第1回調査以来、5回に渡る調査が実施されており、日本はいずれの調査にも参加してきた。信頼感に関する質問は第1回調査より継続的に行われているが、何に対する信頼感を問うかは、回により、あるいは国により少しずつ異なっている。

政治的信頼感に関わる質問としては、「国会に対する信頼感」「行政に対する信頼感」「政府に対する信頼感」「政党に対する信頼感」の4つが挙げられるが、本研究では「政府に対する信頼感」を政治的信頼感の尺度として用いることにする。これは、ある経済状況のもとで人々が政治的な評価を下す場合に、国会や行政、政党といった政治システムを構成する個別の要素を想起するのではなく、むしろ政治システムを全体としてとらえた「政府」を想起する可能性の方が高いであろうという考えに基づいている。「政府に対する信頼感」の質問は、日本については1995年に実施された第3回調査、2000年に実施された第4回調査、2005年に実施された第5回調査の合計3回の調査の中に含まれている。

2004年から2006年にかけて第5回調査に参加した国々の中で、「政府に対する信頼感」に関する質問を行ったのは、日本を含めた25カ国・地域である。いずれの国についても、「非常に信頼する」「やや信頼する」「あまり信頼しない」「まったく信頼しない」の4つの選択肢から1つを選ぶ形式になっている。なお、この4つに加えて日本のように「わからない」という選択肢を設けている国が多いが、そのような選択肢を設けておらず、わからない場合は全て無回答に数える国もいくつかある。

この質問から各国の政治的信頼感の高さを計るには、様々な方法がある。たとえば「非常に信頼する」を4点、「やや信頼する」を3点、「あまり信頼しない」を2点、「まったく信頼しない」を1点とし、各国ごとの得点の合計を政治的信頼感の高さとみなすような方法が考えられよう。しかし「非常に」「やや」「あまり」「まったく」というのはきわめて曖昧な概念で

あり,個人差や国民性の差が生じやすいと考えられる.したがって本研究では「信頼する」か「信頼しない」かの選択を最も重視すべきであるという立場から,各国において「非常に信頼する」および「やや信頼する」という回答がどの程度の割合を占めるかを,それぞれの国の政治的信頼感の高さとみなすことにする.

表1は,該当する25カ国・地域を,この政治的信頼感の高さによって並べ替えたものである.日本では,全回答者数1,096人中,「非常に信頼する」と回答したのは16人(1.5%),「やや信頼する」と回答したのは303人(27.6%)であり,両者の合計は319人(29.1%)であった.これは全25カ国・地域の中で18番目であり,その中で日本の政治的信頼感は相対的に低いことがわかる.

表1 政府に対する信頼感－「非常に信頼する」「やや信頼する」の割合の合計

ルーマニア	70%	アメリカ	37%
フィンランド	64%	グアテマラ	36%
キプロス	58%	イギリス	33%
イラク	57%	アンドラ	33%
香港	55%	日本	29%
コロンビア	50%	フランス	29%
チリ	47%	ドイツ(旧西独地域)	28%
韓国	46%	オランダ	26%
メキシコ	44%	イタリア	26%
ロシア	43%	スロベニア	23%
スウェーデン	42%	ドイツ(旧東独地域)	19%
オーストラリア	39%	ポーランド	17%
ニュージーランド	38%		

それでは,こうした政治的信頼度の高さは,経済状況とはいかなる関係にあるだろうか.この問いに答えるには,まず政治的信頼度に影響を与える可能性のある経済状況とは何かを考えなくてはならない.経済状況に関する変数として,先に挙げた日本に関する3つの既存研究において共通して用いられていたのは,国内総生産であった.国内総生産の規模およびその成長率は,諸外国の研究でも広く見られる説明変数である.

国内総生産の規模については,各国の調査年における国内総生産を購買力平価によって標準化した上で,それを総人口で除した1人当たり国内総生産を用いるのが適当であろう.他方,国内総生産の成長率については,人々の政治的信頼感が現在の成長率に基づいて形成されるのか,それともより長期的なスパンで形成されるものなのかは,自明ではない.そこで調査年の成長率,調査年までの過去5年間の平均成長率,および調査年までの過去10年間の平均成長率を説明変数に加えた.統計データはInternational Monetary Fund(2008)より入手した.なお上記の25カ国・地域のうち,アンドラとイラクは信頼できる経済指標が入手できなかったため除外し,ドイツについては旧西独地域と旧東独地域の回答結果を両者のおおまか

な人口比（4：1）を用いて統合することで、国単位の経済指標に対応させる形をとった。したがって分析に含まれる国の数は22カ国である。

表2は、その分析結果を示したものである。これによると、調査年までの過去5年間の国内総生産の実質成長率の平均値が、他の説明変数よりもやや有意性が高いが、一般的な判断基準となる5%水準には達していない。したがってこれらの指標は政府に対する信頼感についてあまり強い影響を与えているとは言えないと考えられる。

なお、説明変数が全て国内総生産に関するものであり、これらの変数間で多重共線性が存在するのではないかと懸念されるが、多重共線性の代表的な指標であるVIF（Variance Inflation Factor, 分散拡大要因）を調べたところ、最大でも3.73ということで、さほど問題はないと判断できる。

表2 政府に対する信頼感の回帰分析（クロス・セクション）

	回帰係数	標準誤差	p値
1人当たり国内総生産 (千国際ドル、2005年基準※)	0.001	0.003	0.775
国内総生産の実質成長率(%) 調査年	-0.119	2.927	0.968
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去5年間の平均	6.848	3.540	0.070
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去10年間の平均	-3.315	3.508	0.358
切片	0.276	0.133	0.054
サンプル数	22		
決定係数	0.331		

※ 購買力平価によって換算された国内総生産は、各年の購買力平価に基づくものであるため、異なる年の異なる国のデータを直接比較することはできない。そこで2005年以外の年に調査が行われた国々については、2005年のデータを基準として、各国の実質成長率をもとに調査年のデータを算出した値を用いている。

3.2 日本における政治的信頼感の推移と経済状況との関係

先に述べたように、日本はこれまでの世界価値観調査に全て参加している。しかし、同調査はまだ5回しか行われていないこと、しかも本研究で着目している質問（政府に対する信頼感）については1995年以降の3回分しか蓄積がないことから、これを用いて1国の時系列的な推移と経済状況との関係を把握するのは困難である。したがって時系列的な推移の分析に当たっては、国内にある別のデータを用いることとする。

国内の時系列データとしては、Pharr（2000）が用いている朝日新聞の世論調査がある。しかし同調査の質問は「一般的に、今の政治に満足か不満か」というものである。そのため、回答者は政党内や政党間の権力争いのような「政治」を想起し、国民経済に影響を与えるような政府の政策運営までを含んだ形で満足感を表明しているとは言えない可能性もある。それであれば、この質問に対する回答によって示された満足度が、経済状況を表すいずれの指標とも相関関係が認められなくても、何ら不思議ではない。そこで本研究では、もう少し政府の政策に対する評価を反映するような世論調査に目を向ける。それは内閣府（2000年まで総理府）が実施している『社会意識に関する世論調査』である。

『社会意識に関する世論調査』は1969年に調査が開始され、1974年から2002年にかけては毎年12月に（ただし1999年と2001年は不実施）、それ以降は1月から2月にかけて実施されている世論調査である。各回のサンプル数は10,000人で、初期の頃は回収率が80%前後に達していたが、近年は少しずつ減少し、現在は50%をやや上回る程度の回収率となっている。しかしながら少なくとも5,000を超えるサンプル数を確保できるため、統計的な信頼性の高い、国内でも有数の世論調査であるといえる。

さて同調査では、1982年以降「あなたは、一般的にみて、国の政策に国民の考えや意見が反映されているという感じを持っていますか、持っていませんか。」という、国の政策への民意の反映度に関する質問を実施している。国民が、国の政策にその意見が反映されていると感ずることは、厳密には政府に対する信頼感とは同一のものではない。しかしこのような感覚を、政府に対する信頼感の表現の1つであるとみなすことは不可能ではない。日本では、政治的信頼感に関わる質問を同調査ほど長期的かつ大規模に行っている例が他にないことを考えれば、この質問に対する回答を政治的信頼感の指標として分析を行うことは、必ずしも無意味なことではないと考えられる。

さて、この質問に対する回答は「かなり反映されている」「ある程度反映されている」「あまり反映されていない」「ほとんど反映されていない」「わからない」という5つの選択肢が用意されている。この構成は直近の2008年の調査まで変わっていない。ここでは、先の国際比較分析の例にならい、「かなり反映されている」および「ある程度反映されている」という回答の割合を政治的信頼感の高さとみなし、それをもとに分析を行うことにする。

図1は、その推移を示したものである。調査開始以来で最も高かったのは1985年の36.5%であり、それ以降は1990年代の初めにかけて減少傾向ながらも緩やかに推移した。しかしバブル経済の崩壊による影響が徐々に露呈してきた1990年代半ば以降に急落し、2000年に15%を記録した。その後は上昇し、20%をやや上回る水準で推移している。なお、この動きは、世界価値観調査における「政府に対する信頼感」の回答（「非常に信頼する」と「やや信頼する」の割合の合計）が、1995年の30.0%から2000年の25.4%に落ち込んだ後、2005年に29.1%とやや持ち直していることと整合的であり、両者が互いに類似していることがうかがえる。

それでは、このような形で表わされる日本の政治的信頼感と、経済状況を表す指標との間

には、いかなる相関関係が認められるであろうか。これについて回帰分析を行った結果が表 3 である。なお調査の回答が調査時点およびその直前の経済状況を反映しているという仮定に基づき、毎年 12 月に調査が実施されていた 1982 年から 2002 年については調査年の経済指標を、1 月から 2 月にかけて調査が実施されるようになった 2004 年以降については、調査年の前年のデータを対応させた。

説明変数については、先のクロス・セクション分析で組み入れた国内総生産に関する諸変数に加えて、対象とする調査の前の回の調査結果を組み入れた。これは政府や政策に対する国民の感情は基本的にある程度の時系列的な連続性を有しているであろうという予想に基づいている。なお、日本の国内総生産に関するデータは内閣府の算定に基づいているが、算定方式の変更などにより内閣府は 1982 年から 2007 年にかけての一貫したデータを一般には公表していない。そこで分析では、国際比較分析の目的で長期に渡り一貫したデータを推計し公表している International Monetary Fund (2008) および OECD (2008) のデータを用いた。

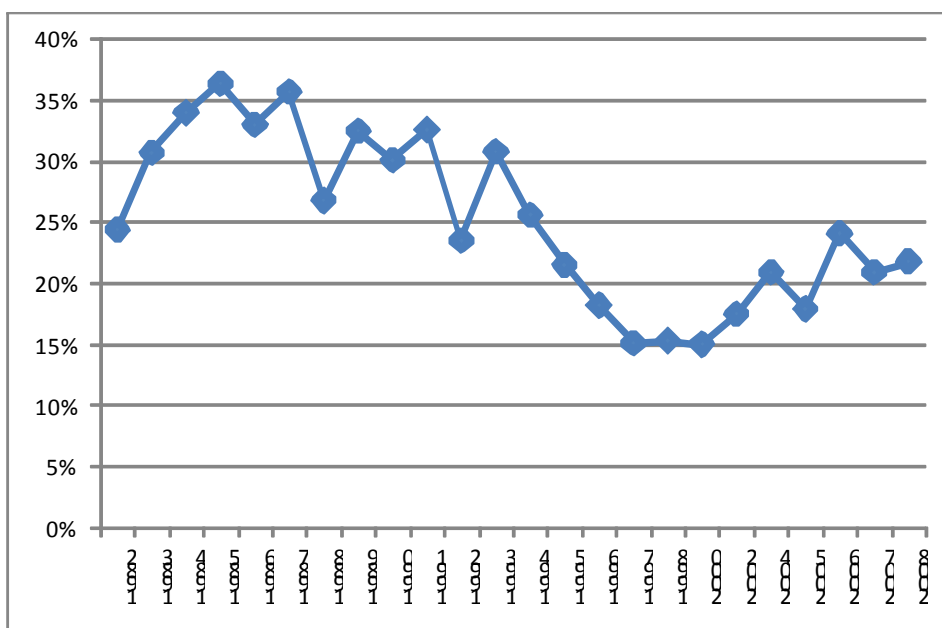


図1 国の政策への民意の反映度

— 「かなり反映されている」「ある程度反映されている」の割合の合計,1982年～2008年

(注) 横軸は年.1999年,2001年,2003年は不実施.

表3 政府に対する信頼感の回帰分析 (タイム・シリーズ)

	回帰係数	標準誤差	p値
前回の調査結果	0.309	0.240	0.215
1人当たり国内総生産(百万円) 実質、2000年基準	-0.074	0.025	0.008
国内総生産の実質成長率(%) 調査年	-0.155	0.586	0.795
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去5年間の平均	2.184	1.152	0.075
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去10年間の平均	-1.352	1.467	0.370
切片	0.431	0.123	0.003
サンプル数	23		
決定係数	0.774		

まず前回の調査結果については、分析前の予想に反して、有意な説明力を持たないという結果が示された。また国内総生産の成長率については、先のクロス・セクション分析の場合と同じく、過去5年間の平均成長率が、相対的に有意性が高いものの、5%の有意水準には達していないことがわかった。なお VIF の最大値は 4.57 であり、先の分析よりは若干高いが、分析に深刻な影響を及ぼす多重共線性が発生しているとは考えられない。

先のクロス・セクション分析と大きく異なるのは、1人当たり国内総生産の水準が説明変数として非常に有意であるという点である。しかも回帰係数は負、つまり国内総生産が増加すればするほど、政治的信頼感が下がる傾向にあることが示されている。なぜこのような負の関係が認められるのであろうか。1つの可能性は、国が経済的に豊かになるほど人々の思考やニーズが多様化し、政府が多くの人々を満足させることが難しくなってきたために、政治や政策に信頼を寄せる人々の割合が下がってきたということである。この仮説が正しければ、次節のミクロレベルの分析では、「所得水準が高いほど政治的信頼感が下がる」といった関係が認められることになる。

2番目に考えられるのは、1人当たり国内総生産は時間的経過を代替している可能性である。国内総生産はマイナス成長を記録する年もあるが、そのような年は稀であって、基本的には時間の経過とともに増加する傾向にある。したがって国民1人当たり国内総生産が時間を表す変数となっており、その傾きが負であるということは、時間の経過とともに政治的信頼感が低下していることを示していると解釈することができる。1950年代から1960年代にかけて高度経済成長を記録してきた日本では、1980年代にはまだ比較的多くの人々がその記憶を有し、それを少なくとも表面的に牽引してきた政府に対して信頼を寄せていたように思われるが、時間の経過とともにその記憶は薄れていく。しかも少子高齢化や経済のグローバル

化が進行し、将来に対する経済的な不安が個人的にも社会的にも高まる中で、多くの人々の信頼感を獲得できるような政治や政策を行うことがますます難しくなっていることを鑑みれば、時間的経過とともに政治的信頼感が低くなる傾向があるとしても不思議ではない。実際、データの対象期間における暦年の値と1人当たり国内総生産との間の相関関係は非常に強く ($R^2=0.906$)、また政治的信頼感と暦年との間にも強い負の相関関係 ($R^2=0.521$) が存在している。

4. ミクロレベルにおける、経済状況と政治的信頼感の関係

前節では、国内総生産という国レベルの経済状況と、政府に信頼を寄せる、あるいは政策に民意が反映されていると感じる人々の割合との関係に焦点を当て、その結果、国内総生産の成長率が少なくとも中期的なスパンで政治的信頼感の高さと相関関係を有することが明らかになった。

しかしこのような関係が、人々が意識的あるいは無意識的に社会の経済状況を直接評価したことによって生じたものなのか、それとも国の経済状況が人々の個人的な経済状況に影響を与え、それを人々が評価したことによって生じたものなのかは、マクロレベルの分析からは明らかにすることはできない。このような認識のもとで、本節では人々の個人的な経済状況と政治的信頼感の関係を明らかにする。

ここで使用するのは、第5回世界価値観調査の個票データである。日本では同調査に1,096人が回答し、「非常に信頼する」および「やや信頼する」と回答したのは319人(29.1%)であることはすでに述べたが、ここではロジスティック回帰分析を用いて、「非常に信頼する」または「やや信頼する」と回答する確率が、回答者の経済状況によって変化すると言えるのかを明らかにする。

回答者の経済状況については、世界価値観調査において家計の所得水準を10段階で尋ねているので、これを用いる。ところで世界価値観調査では家計の状況に対する満足度という、経済状況に対する主観的な評価についても尋ねている。そして少なくとも日本では、所得の客観的な水準と所得に対する主観的な満足度との間の相関関係は高くない ($R^2=0.058$)。したがって家計の所得水準という客観的な指標だけでなく、後者の主観的な指標も説明変数に組み入れることとした。なお制御変数として、性別、年齢、学歴、就労状態、居住地域(調査実施地域と同一と仮定する)といった回答者の属性を表す変数を分析モデルに含めた。以上により、得られた結果が表4である。

表4 回答者が「非常に信頼する」または「やや信頼する」と回答する確率
(ロジスティック回帰モデル)

	回帰係数	p値
家計の所得水準	-0.055	0.060
家計の状況に対する満足度	0.103	0.009
性別ダミー: 女性=1	0.205	0.280
年齢	0.025	0.000
学歴ダミー: 大学在学中、中退もしくは卒業=1	-0.344	0.068
就労状態ダミー: パートタイム労働者=1	-0.494	0.045
主婦=1	-0.007	0.978
失業者=1	-1.096	0.157
居住地域ダミー: 12大都市=1	-0.117	0.517
人口5万人未満・過疎地=1	0.002	0.991
切片	-2.140	0.000
N	835	
LR chi2(9)	48.66	
Prob > chi2	0.000	
疑似決定係数(Pseudo R2)	0.047	

この分析によると、家計の所得水準は政治的信頼感に対して有意に寄与しておらず、しかも回帰係数の符号が負となっている。これとは対照的に、家計の状況に対する満足度は非常に有意に、正の方向で寄与している。このことは、個人レベルで政治的信頼感を左右するのは客観的な経済状況ではなく、経済状況に対する主観的な判断であることを示唆している。

なおその他の変数についてみると、非常に有意な関係を示したのは年齢である。先に、日本では高度経済成長期の記憶が時間の経過とともに徐々に薄れ、それによって政治的信頼感が低下しているのではないかという議論を行ったが、年齢が政治的信頼感に対して非常に有意であることも、このような視点から説明することができる。すなわち、年齢の高い人々ほど高度経済成長期から1980年代にかけての、日本がまだ世界経済の牽引車とされていた時期を長く過ごしており、その結果として政治的信頼感が高い傾向が見られるということである。

また就労状態について、パートタイム労働者(週30時間未満)であることが、その他の人々(主としてフルタイム労働者)との比較において、有意な水準で負の方向に寄与している。経済状況の影響を除去してもなお、パートタイム労働であることが政治的信頼感に対して有意な相関を有するということは、日本では、こうした就業状態にある人々が、政府に対して信頼感を持ちにくい状況にあることを示していると言えるであろう。

なおモデルの有効性を示すF値は十分高い($p < 0.000$)が、モデルの当てはまり具合を示す疑似決定係数(Pseudo R²)は0.047と非常に低い。これは、経済状況に対する主観的な判断や年齢、就業状態が政治的信頼感に対して有意な影響を与えていることは確認できるものの、

同時にここで取り上げた説明変数以外の様々な要因が存在していることを示唆している。

5. 結論

本研究では、日本における経済状況と政治的信頼感の関係をマクロ・ミクロの2つのレベルで分析した。その結果、マクロレベルではクロス・セクション分析においてもタイム・シリーズ分析においても、国内総生産の水準や成長率は政治的信頼感に対して統計的に有意な影響を与えているとは言えないことがわかった。この結論は、Pharr (2000) の研究結果と整合的である。ただし国内総生産がここで分析対象とする経済指標として適切であったかどうかについては議論の余地があり、注意を要する。

他方、本研究においてミクロレベルでの経済状況と政治的信頼感の関係を認めることができたのは大きな成果である。しかも人々の客観的な所得水準よりも家計に対する主観的な満足度の方が政治的信頼感との関係が深いという発見は、所得水準を機械的に向上させようとするのではなく、人々が経済的な満足感を得られるようにすることが、政治的信頼感の向上を図る上で効果的であるという、政策立案・決定者に対する重要な示唆を含んでいると考えられる。なお、このように経済状況に対する主観的な満足度が有意な影響を与えるという分析結果は、自由民主党および内閣に対する支持と主観的な経済評価との間に有意な関係を見出した三宅・西澤・河野 (2001) の結果と整合的である。

ただし本研究では、経済成長が政治的信頼感に与える影響を確認することができたものの、その影響は非常に限定的であるということも同時に明らかになった。なお本研究では、なるべく簡明な形で経済成長と政治的信頼感の関係を明らかにしたいという思いから、分析モデルに対して政治的変数を投入するのを避けた。しかし効果的な政治的変数の投入により、経済成長と政治的信頼感の関係をより鮮明に浮かび上がらせることができるという可能性もある。これらの可能性の検証は、後続の研究に委ねることとする。

謝辞

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ,1981-2003」「世界価値観調査,2005-」((株)電通総研)の個票データの提供を受けました。

文献

三宅一郎・西澤由隆・河野勝 (2001) 『55年体制下の政治と経済』,木鐸社。

Anderson, Christopher J. and Jun Ishii, 1997, "The Political Economy of Election Outcomes in Japan," *British Journal of Political Science*, 27, 619-630.

Downs, Anthony, 1957, *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper.

Feldman, Stanley, 1982, "Economic Self-Interest and Political Behavior," *American Journal of*

- Political Science, 26(3): 446-466.
- Inoguchi, Takashi, 1980 “Economic Conditions and Mass Support in Japan, 1960-1976,” Paul Whiteley ed., *Models of Political Economy*, London: Sage, 121-151.
- International Monetary Fund, 2008, *World Economic Outlook Database October 2008 edition*, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/02/weodata/index.aspx>.
- Kinder, Donald R. and D. Roderick Kiewiet, 1979, “Economic Discontent and Political Behavior: The Role of Grievances and Collective Economic Judgments in Congressional Voting,” *American Journal of Political Science* 23: 495-527.
- Lewis-Beck, Michael S. and Stegmaier, Mary, 2000, “Economic determinants of electoral outcomes,” *Annual Review of Political Science*, 3: 183-219.
- Lipset, Seymour Martin, 1960, *Political Man: The Social Bases of Politics*, New York: Doubleday.
- OECD, 2008, *OECD Factbook 2008: Economic, Environmental and Social Statistics*, Paris: OECD.
- Pharr, Susan, 2000, “Officials’ Misconduct and Public Distrust: Japan and the Trilateral Democracies,” Susan J. Pharr and Robert D. Putnam eds., *Disaffected Democracies: What’s Troubling the Trilateral Countries?* Princeton: Princeton University Press.
- Tufte, Edward R., 1978, *Political Control of the Economy*, Princeton: Princeton University Press.

参考資料

各変数の平均値,最大値,最小値,標準偏差

【マクロレベルクロス・セクション分析】

変数	N	平均値	標準偏差	最大値	最小値
政治的信頼感	22	0.40	0.14	0.70	0.17
1人当たり国内総生産 (千国際ドル、2005年基準)	22	24.07	10.85	42.69	4.23
国内総生産の実質成長率(%) 調査年	22	0.04	0.02	0.07	0.01
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去5年間の平均	22	0.03	0.01	0.07	0.01
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去10年間の平均	22	0.03	0.01	0.05	0.01

【マクロレベル — タイム・シリーズ分析】

変数	N	平均値	標準偏差	最大値	最小値
政治的信頼感	24	0.25	0.07	0.36	0.15
1人当たり国内総生産(百万円) 実質、2000年基準	24	3.62	0.52	4.39	2.70
国内総生産の実質成長率(%) 調査年	24	0.03	0.02	0.07	-0.02
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去5年間の平均	24	0.03	0.01	0.05	0.00
国内総生産の実質成長率(%) 調査年までの過去10年間の平均	24	0.03	0.01	0.04	0.01

【ミクロレベル分析 区間変数】

変数名 (N=1096)	N	平均値	標準偏差	最大値	最小値
家計の所得水準	1000	4.69	2.85	1	10
家計の状況に対する満足度	1004	6.16	2.10	1	10
年齢	1096	48.15	15.74	18	79

【ミクロレベル分析 ダミー変数】

変数名 (N=1096)	N	ケース0	ケース1	平均値
政治的満足度:「非常に信頼する」・「やや信頼する」=1	1028	709	319	0.31
性別ダミー:女性=1	1096	483	613	0.56
学歴ダミー:大学在学中、中退もしくは卒業=1	1072	783	289	0.27
就労状態ダミー:パートタイム労働者=1	1055	892	163	0.15
就労状態ダミー:主婦=1	1055	866	189	0.18
就労状態ダミー:失業者=1	1055	1038	17	0.02
居住地域ダミー:12大都市=1	1096	773	323	0.29
居住地域ダミー:人口5万人未満・過疎地=1	1096	886	210	0.19

第3章 日本における外国人労働者の受け入れ意識の変容

大槻 茂実

1. 問題関心

深刻な少子高齢化を背景として、近年わが国では外国人労働者を受け入れつつある。法務省入国管理局によれば、外国人登録者数は毎年過去最高を記録しており、2005年には外国人登録者数は200万人を突破し、わが国の総人口の1.57%に達したとされる（法務省入国管理局）。また労働人口の確保が日本人のみでは困難となれば、ますます今後も来日する外国人の数は増加していくと考えられる。

すでにいわれているように、外国人労働者を受け入れるということは労働力の補填のみを意味しない。彼ら／彼女らを生活者としても受け入れることも同時に意味する（梶田・丹野・樋口 2005）。したがって、どのような形で外国人を受け入れるかは将来の日本社会を見通す意味でも極めて重要な問題であるといえよう。

一方で、受け入れる日本社会自体も必ずしも外国人の受け入れに万全な状態にあるわけではない。例えば、社会的格差の拡大はたびたび指摘されている（例えば橘木 1998、佐藤 2000 など）。また、景気動向指数が上昇した2002年以降は企業レベルを中心に景気が拡大する傾向にはなったものの、個人レベルの経済状況は必ずしも好転していないと考えられる。事実、「国民生活基礎調査」（厚生労働省）によれば、「生活が苦しい」と答える世帯が年々緩やかではあるが増加を続けている。競争をとまなう格差の拡大を望むのか、あるいは格差を解消するような平等な社会を望むのか、日本社会は今現在重要な分岐点にあるといえよう。

このような視点に立ったとき、日本人の外国人に対する意識に関しては、「どのような日本社会を望ましいと考えているのか」といった志向する日本社会像も同時に整理していく必要があると考えられよう。そこで、本研究では、今現在日本人がもつ社会全体に関する公共的価値選択も含めた上で、外国人労働者の受け入れをどのように判断しているのかを明らかにする。

2. 先行研究

外国人の増加に対する日本人の賛否意識を扱ったこれまでの研究では、増加意識は外国人に対する「排他性」、「偏見」などの1指標として用いられ、増加意識と関連する個人の属性・社会的地位として年齢、学歴などが通説としてしばしば指摘されてきた。

年齢に関しては、年齢が若ければ若いほど外国人の増加に肯定的であることが経験的に

明らかにされてきており、その説明として若い年齢層の方が高齢層よりも知的柔軟性が高いため外国人の増加に寛容であるという知的柔軟性がある（松本 2004）。

また、学歴に関しては高学歴者の方が低学歴者よりも外国人の増加に肯定的であることが経験的に明らかにされてきた（伊藤 2000,2005； 田辺 2001； 松本 2004,2006； 額賀 2006； 大槻 2006）。理論的な説明として、学歴という希少な社会的資源をすでに得ることができた高学歴者は、その社会的資源の獲得をめぐる競争相手集団に対して低学歴者よりも寛容であるといった葛藤理論的な説明や、高等教育を受けることで、生まれ育った地域に根ざした価値観を相対化し、またより多様で普遍的な文化的価値を学ぶことで平等意識が形成されるといった教育そのものの効果による説明がある（Bettelheim and Janowitz 1964=1986）。

ところで、外国人の増加に対する賛否は、いわば日本社会にどこまで外国人を受け入れるかを意味するが、そのような増加賛否の意識はそもそもどのような社会を望むかといった人々の志向も密接に絡んでいると考えられよう。このような視点に立ったとき、日本人の外国人に対する意識に関しては、日本人がどのような日本社会を望ましいと考えているのかといった日本社会への志向も同時に整理していく必要があると考えられよう。

2000年代になって、日本経済は小泉政権の下「失われた 10 年」から脱却したとされる。しかしながら、「ワーキングプア」や「勝ち組負け組」といった言葉がしばしばメディアでも使われるように、日本社会における経済格差は日本人の多くにとっての共通の関心であろう。

志向される将来の日本社会は新自由主義的な競争社会であろうか、あるいは格差を解消するような平等社会であろうか、外国人の受け入れが今後の日本社会が維持・発展していく上で重要な問題であるとするならば、そのような外国人受け入れ意識は日本社会の公共的価値選択といったより広い文脈の志向性と関連していることが考えられる。そこで本研究では、今現在日本人がもつ社会全体に関する公共的価値選択も含めた上で、外国人労働者の受け入れをどのように判断しているのかを明らかにする。次節で、具体的な分析枠組みを提示する。

3. 枠組みとデータ

本研究では、2000年から2005年にかけての日本における外国人労働者の受け入れ意識の変容を明らかにする。その際、日本社会の公共的価値選択そのものが外国人労働者の受け入れ意識の規定要因となっていると考えられることから、本研究ではこれまでの研究で扱われてきた属性・社会的地位変数に加え、公共的価値選択も独立変数として「外国人労働者の受け入れ意識」の規定要因を探る。

具体的には、「外国人労働者の受け入れ意識」を従属変数として、性別・年齢・学歴・職種・公共的価値選択を独立変数としたロジスティック回帰分析を2000年データ、2005年データ

のそれぞれで行い,2 時点の時系列比較を通して外国人労働者の受け入れ意識の変容を探る.データとしては世界価値観調査 2000 年データ (以下,WVS-2000) ,2005 年データ (以下,WVS-2005) を用いる.その際,WVS-2000 データと WVS-2005 データの時系列比較を行うため,回答者の年齢層は 18 歳~79 歳に限定する.

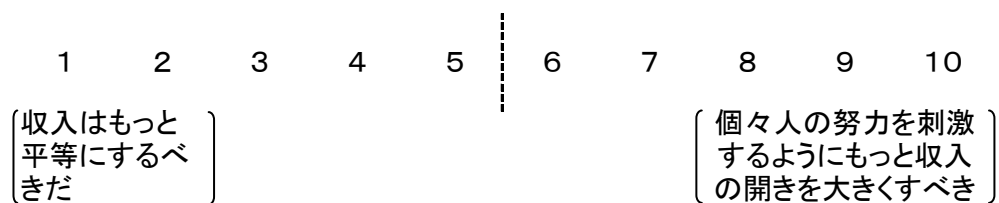
従属変数である外国人労働者の受け入れ意識に関しては,世界価値観調査では以下のような質問項目を用いる.

問 49 あなたは,わが国に働きにくる外国人労働者について政府はどう対処すべきだと思いますか.次の中から 1 つ選んでください.

- | | |
|---|---------------------------|
| 1 | 働きたい人はだれでも受け入れるべきである |
| 2 | 働き口がある限り受け入れるべきである |
| 3 | 受け入れる外国人労働者の数に制限を設けるべきである |
| 4 | 外国人労働者の入国を禁じるべきである |
| 9 | わからない |

独立変数として用いる公共的価値選択に関しては公共的価値選択についての変数を,以下のような質問項目から作成する.このうち 1~5 と回答した場合に「平等型」,6~10 と回答した場合に「競争型」とする.

問 44 次にあげるいろいろな問題について,あなたはどのように考えていますか.左の意見と全く同じならば「1」,右の意見と全く同じならば「10」とお答え下さい.「2~9」はその間にある意見の強さを示します.(1つずつ○印)



以上のような分析枠組み・変数を用いて具体的な分析を行う.具体的な分析手順としては,外国人労働者の受け入れ意識を 2 値化し,次に性別・年齢・学歴・職種・公共的価値選択といった独立変数としたロジスティック回帰分析を WVS-2000 データ,WVS-2005 データそれぞれで行う.

4. 分析

これまでの研究から外国人の受け入れに対する賛否は学歴との関連があることが確認されてきた。そこで、外国人労働者の受け入れ意識を 2 値化するにあたって受け入れ意識と回答者の学歴との関連を本研究で用いる WVS データで確認したところ以下のようなになった（表 1）。

表1 学歴と「外国人労働者受け入れ条件」の関連

		働きた いれ人 は誰 でも 受け 入れ る べ き	働 き 口 が あ る か ぎ り 受 け 入 れ る べ き	受 け 入 れ る 外 国 人 労 働 者 に 制 限 を 設 け る べ き	外 国 人 労 働 者 の 入 国 を 禁 じ る べ き	合計
高学歴	N	36	435	302	21	794
	%	4.5%	54.8%	38.0%	2.6%	100.0%
低学歴	N	51	606	658	61	1376
	%	3.7%	44.0%	47.8%	4.4%	100.0%
合計	N	87	1041	960	82	2170
	%	4.0%	48.0%	44.2%	3.8%	100.0%

$$\chi^2 \text{値} = 28.134 \quad P \text{値} = 0.000$$

高学歴者のうち 54.8%の人々が「働き口があるかぎり受け入れるべき」と回答し、低学歴者の 47.8%が「受け入れる外国人労働者に制限を設けるべき」と回答している。これら 2 つの選択肢は、外国人労働者の受け入れを部分的に認めるという意味では同じ内容を指すとも考えられるが、特に高学歴者の多くが「働き口があるかぎり受け入れるべき」と回答していることから、「働き口があるかぎり受け入れるべき」は「受け入れる外国人労働者に制限を設けるべき」よりも外国人労働者の受け入れについて、より肯定的な意味合いがあったと考えられる。そこで、「働きたい人は誰でも受け入れるべきである」と「働き口があるかぎり受け入れるべき」を「外国人労働者の受け入りに肯定的」とし、「受け入れる外国人労働者に制限を設けるべき」と「外国人労働者の入国を禁じるべき」を「外国人労働者の受け入りに否定的」とし、「外国人労働者受け入れ賛否」変数を作成する。

表2 「外国人労働者受け入れ賛否」の度数分布

		WVS-2000	WVS-2005
「受け入れ肯定」	N	697	457
	%	57.1%	45.3%
「受け入れ否定」	N	524	552
	%	42.9%	54.7%
合計	N	1221	1009
	%	100.0%	100.0%

表2は、WVS-2000、WVS-2005における外国人労働者受け入れ賛否の度数分布表である。WVS-2000 データでは、過半数の人々が外国人労働者の受け入れに肯定である一方、WVS-2005 データでは、逆に外国人労働者の受け入れに否定的である人々が過半数を占めている。単純な度数分布であるため解釈には注意が必要であるが、2000年から2005年にかけて日本人の外国人労働者に対する受け入れ意識が否定的に傾きつつある可能性があるといえよう。

次に、外国人労働者の受け入れ意識と属性・社会的地位・公共的価値選択との2変数間の関連をみる。その際、学歴に関しては、短大中退未満を低学歴、短大中退以上を高学歴とした。職種に関しては、世帯主の職種をホワイトカラー、非ホワイトカラーと加工した。

表3 WVS-2000における「外国人労働者受け入れ意識」と属性・社会的地位・公共的価値選択の関連

		受け入れ 否定	受け入れ 肯定	合計	χ^2 値(F値)	P値
性別	男性	246 41.6%	345 58.4%	591 100%	0.935	0.334
	女性	283 44.4%	355 55.6%	638 100%		
	合計	529 43.0%	700 57.0%	1,229 100%		
年齢	平均値	50.50	43.47	46.49	62.037	0.000
	標準偏差	15.475	15.391	15.808		
	N	524	697	1,221		
学歴	低学歴	367 48.0%	397 52.0%	764 100%	25.333	0.000
	高学歴	139 32.9%	283 67.1%	422 100%		
	合計	506 42.7%	680 57.3%	1,186 100%		
職種	非ホワイト	187 43.8%	240 56.2%	427 100%	1.373	0.241
	ホワイトカラー	276 40.2%	410 59.8%	686 100%		
	合計	463 41.6%	650 58.4%	1,113 100%		
公共的価値選択	平等型	219 48.8%	230 51.2%	449 100%	11.912	0.001
	競争型	268 38.5%	429 61.5%	697 100%		
	合計	487 42.5%	659 57.5%	1,146 100%		

「年齢」に関しては統計量としてF値を算出。その他の変数に関しては χ^2 値を算出した。

表4は WVS-2000 データにおける分析結果である。このうち統計的に有意であったのは、

年齢,学歴,公共的価値選択であった.年齢に関しては,外国人労働者の受け入れ否定タイプの平均年齢が,肯定タイプよりも高い傾向にあった.学歴に関しては,高学歴者の方が外国人労働者の受け入れに肯定的である割合が 67.1%であったことから,高学歴の多くが肯定的な傾向にあったといえよう.先行研究では,外国人の受け入れ意識と年齢,学歴との関連がしばしば指摘されてきたが,本研究でのデータにおいても2変数間の関連において同様の分析結果が得られたといえよう.公共的価値選択に関しては,競争的な社会を志向している場合の方が平等的な社会を志向している場合よりも受け入れに肯定的な傾向にあった.

表4 WVS-2005における「外国人労働者受け入れ意識」と属性・社会的地位・公共的価値選択の関連

		受け入れ否定	受け入れ肯定	合計	χ^2 値(F値)	P値
性別	男性	248	205	453	0.000	0.982
		54.7%	45.3%	100%		
	女性	304	252	556		
		54.7%	45.3%	100%		
	合計	552	457	1,009		
		54.7%	45.3%	100%		
年齢	平均値	50.26	45.04	47.90	28.294	0.000
	標準偏差	15.265	15.837	15.736		
	N	552	457	1,009		
学歴	低学歴	356	262	618	6.210	0.013
		57.6%	42.4%	100%		
	高学歴	184	188	372		
		49.5%	50.5%	100%		
	合計	540	450	990		
		54.5%	45.5%	100%		
職種	非ホワイト	199	134	333	4.483	0.034
		59.8%	40.2%	100%		
	ホワイトカラー	303	274	577		
		52.5%	47.5%	100%		
	合計	502	408	910		
		55.2%	44.8%	100%		
公共的価値選択	平等型	157	124	281	0.415	0.520
		55.9%	44.1%	100%		
	競争型	365	316	681		
		53.6%	46.4%	100%		
	合計	522	440	962		
		54.3%	45.7%	100%		

「年齢」に関しては統計量としてF値を算出.その他の変数に関しては χ^2 値を算出した.

次に,同様の分析を WVS-2005 データで行ったところ上記のようになった(表4).このうち統計的に有意であったのは,「年齢」,「学歴」,「職種」であった.

年齢に関しては,WVS-2000 と同様に,外国人労働者の受け入れ否定タイプの平均年齢が,

肯定タイプよりも高い傾向にあった。学歴に関しても、WVS-2000 と比較して比率は異なるものの、分析結果としては WVS-2000 と同様、高学歴の方が外国人労働者の受け入れに肯定的である割合が低学歴者よりも高い傾向にあった。したがって、2 変数間の関連でいえば年齢と学歴に関しては、WVS-2000、WVS-2005 両データにおいて、外国人労働者の受け入れ意識との関連の仕方が先行研究と同様の傾向がみられたといえよう。一方、公共的価値選択に関しては、WVS-2005 では WVS-2000 と異なり外国人労働者の受け入れ意識との関連がみられなかった。また、WVS-2000 と異なる点として WVS-2005 ではホワイトカラー層の方が非ホワイトカラー層よりも外国人労働者の受け入れに肯定的であった。

以上の2変数間の関連を踏まえた上で、外国人労働者の受け入れ意識を従属変数としたロジスティック回帰分析を行う。表5は WVS-2000 における分析結果である。

表5 外国人労働者受け入れ意識を従属変数としたロジスティック回帰分析(2000年)

	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	Exp(B)
性別(男性=0)	-0.082	0.135	0.372	1	0.542	0.921
年齢	-0.026	0.004	34.985	1	0.000	0.974
学歴(低学歴=0)	0.305	0.150	4.154	1	0.042	1.356
職種(非ホワイト=0)	0.042	0.144	0.085	1	0.771	1.043
公共的価値選択(平等志向=0)	0.363	0.136	7.106	1	0.008	1.437
定数	1.610	0.256	39.626	1	0.000	5.004

従属変数: 受け入れ否定=0, 受け入れ肯定=1

N=1014

モデル χ^2 値 = 58.127

モデルP値 = 0.000

Cox-Snell のR²値 = 0.056

統計的に有意な効果が認められたのは、年齢、学歴、公共的価値選択であった ($\alpha=5\%$ 水準)。効果の向きとして、年齢は若年層の方が、学歴は高学歴の方が、公共的価値選択は競争志向の方が外国人労働者の受け入れに肯定的であった。公共的価値選択の効果があったことから、2000 年においては競争とは外国人労働者もプレーヤーとして含めた上での競争であった可能性が考えられよう。

表6 外国人労働者受け入れ意識を従属変数としたロジスティック回帰分析(2005年)

	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	Exp(B)
性別(男性=0)	0.025	0.141	0.032	1	0.858	1.026
年齢	-0.020	0.005	16.751	1	0.000	0.980
学歴(低学歴=0)	0.115	0.152	0.573	1	0.449	0.891
職種(非ホワイト=0)	0.262	0.151	3.011	1	0.083	0.770
公共的価値選択(平等志向=0)	0.059	0.155	0.146	1	0.702	1.061
定数	0.864	0.285	9.188	1	0.002	2.372

従属変数: 受け入れ否定=0, 受け入れ肯定=1

N=856

モデル χ^2 値 = 25.255

モデルP値 = 0.000

Cox-Snell のR²値 = 0.029

表6はWVS-2005における外国人労働者の受け入れ意識を従属変数としたロジスティック回帰分析結果である。このうち統計的に有意な効果が認められたのは、年齢のみであった($\alpha=5\%$ 水準)。年齢の効果の向きとして、WVS-2000と同様に年齢は若年層の方が、外国人労働者の受け入れに肯定的であった。一方、WVS-2000で効果がみられた学歴、公共的価値選択に関しては、WVS-2005では統計的に有意な効果はみられなかった。このことから、外国人労働者の受け入れのロジックが2000年から2005年にかけて変容した可能性が考えられよう。

5. 考察

本研究では、2000年から2005年にかけての日本における外国人労働者の受け入れ意識の変容に注目した。その際、日本社会の公共的価値選択そのものが外国人労働者の受け入れ意識の規定要因となっていると考えられることから、本研究ではこれまでの研究で扱われてきた属性・社会的地位変数に加え、公共的価値選択も独立変数として外国人労働者の受け入れ意識の規定要因の分析を行った。

分析の結果、以下のことがわかった。WVS-2000では年齢、学歴、公共的価値選択の外国人労働者の受け入れ意識に対する効果がみられた。一方、WVS-2005においては、WVS-2000と同様に年齢は若年層の方が、外国人労働者の受け入れに肯定的であった。一方、WVS-2005では学歴、公共的価値選択の効果はみられず、年齢のみ外国人労働者の受け入れ意識に対する効果がみられ、最後に若干の考察を付け加えたい。

年齢に関しては、WVS-2000でもWVS-2005でも外国人労働者の受け入れに否定的なタイプの平均年齢が、受け入れに肯定的なタイプよりも高い傾向にあった。先行研究でも、高齢層の方が若年層よりも外国人の増加に否定的であることは指摘されてきた。本研究での分析でも、それらの研究と同様の傾向が示されたといえよう。

学歴に関して、外国人労働者の受け入れ意識との2変数間の関連においては、WVS-2000でもWVS-2005でも、高学歴の方が低学歴者よりも外国人労働者の受け入れに肯定的な割合が高い傾向にあった。しかしながら、ロジスティック回帰分析を行ったところ、WVS-2005では学歴の外国人労働者の受け入れ意識に対する効果はみられなかった。

これまでの研究においては、外国人の受け入れ意識と学歴との関連は

先行研究では、外国人の受け入れ意識は「あなたが生活している地域に外国人が増えることに賛成ですか、反対ですか」といった質問項目や外国人に対する社会的距離などから測定され、「排外意識」や「偏見」といった指標として扱われてきた(伊藤 2000; 田辺 2001, 2002; 額賀 2006; 大槻 2006 など)。こうした質問項目で得られた回答は、回答者の具体的な生活状況に関する事柄としての外国人の受け入れ意識であったといえよう。一方で、本研究で扱った質問項目は「外国人労働者について政府の対処」といったより公共的・政治的な意味合いが含まれていた。したがって、学歴といった個人の階層的な地位を判断材料とした意識と

いうよりは、より中立的な意識であったと考えられる。このようなことが、これまでの知見と異なり WVS-2005 では学歴の外国人の受け入れ意識に対する効果がみられなくなった理由の 1 つとしてあげられよう。換言すれば、2000 年においては「外国人労働者について政府の対処」といった事柄は個人の階層的地位に反映されたものであったが、2005 年においてはより中立的な事柄として認識されるようになった可能性が指摘できよう。

本研究で扱ったデータにおいて、全体的な傾向として WVS-2000 では過半数の人々が外国人労働者の受け入れに肯定的であったが、WVS-2005 では逆に外国人労働者の受け入れに否定的な割合が過半数を占めていた。総務省統計局によれば日本における外国人人口は 2000 年においては 130 万人、2005 年においては 150 万人となっており、外国人人口の割合としては 2000 年では 1.03%、2005 年では 1.22%と増加している（総務省統計局 2006）。比率としては小さいものの、90 年代より一貫して増加傾向にあり、「これ以上の外国人労働者の受け入れには賛成できない」といった単純な脅威としての判断が WVS-2005 の外国人労働者の受け入れ意識にあらわれたことが考えられる。

また、単純な人口量・比率のみならず社会的風潮の変化もその要因として考えられよう。ここにおける 1 つの説明として、メディアによる報道が考えられる。中島は、1999 年以降外国人報道件数が著しく上昇していることから、メディアによる過剰な報道によって『外国人犯罪の増加・凶悪化・組織化』が日本社会に印象づけられ、国家の主要な治安対策として位置づけられるにいたった¹（中島 2005）。こうした外国人に対する否定的な風潮が外国人労働者の受け入れに否定的にさせるマクロ的要因の 1 つとして考えられる。

あるいは、劣悪な外国人労働者の社会状況を鑑みた上で、安易な受け入れに躊躇する人々が増加したことも理由の 1 つとしてあげられ。デカセギなどの形で日本にやってきた外国人の不安定な状況にあることなどが顕在化していくにつれ、国や自治体の十分な社会的支援・政策をなしに、安易に外国人を受け入れることはかえって状況を悪化させることにもつながるといったように、現在の外国人の社会的な状況を鑑みた上で総合的な判断を人々が行うようになったのではないだろうか。

あるいは、日本人ブルーカラー層がすでに不安定な立場にある以上、安価な労働力として外国人に職を提供することに、多くの人々が躊躇し始めたことも別の理由として考えられよう。本研究では、WVS-2000 と WVS-2005 における外国人労働者の受け入れ意識の回答傾向の理論的説明を検証することはまでは明らかにできない。ここでは、その可能性を提示するに留めたい。

また、外国人労働者を受け入れるということは、希少な社会的資源の獲得する上でのライバルを増やすことになると考えられる。そうであれば、外国人労働者の受け入れ意識は、職業といった学歴以外の階層的地位指標とも関連している可能性が高いと考えられるが、本研究では職種に関して、外国人労働者受け入れ意識に対する効果はみられなかった（ $\alpha=5\%$ 水

¹中島は、1989 年から 2002 年までの外国人刑法犯検挙人員に対する外国人犯罪報道件数の割合から年における「報道率」を算出し、その傾向から外国人犯罪に関するメディアの報道を分析している。

準)² 1つの理由として、今現在において、外国人の存在がまだリアリティをもって認知されておらず、いまだ「外部化」された存在とみなされていることが考えられないだろうか。だとすれば、今後は、職場・日々の生活などにおいて外国人が顕在化している地域や人々を対象としたデータを通して、改めて外国人労働者の受け入れ意識と学歴以外の階層的地位指標・分析を改めて行う必要があるであろう。

公共的価値選択に関しても、学歴と同様にロジスティック回帰分析の結果、WVS-2000 では外国人労働者の受け入れに対する効果がみられた、競争志向タイプの方が平等志向タイプよりも外国人労働者の受け入れに肯定的な傾向にあったが、WVS-2005 では、そのような効果はみられなかった。

2000年の段階では、競争的な社会を志向している人々は外国人を含めた競争的な社会を想定していたことが考えられる。換言すれば、2000年の段階では個人の志向する公共的価値判断のあらわれの1つとして外国人労働者の受け入れ意識があったといえよう。一方で、2005年の段階では、志向している公共的価値が平等であろうが競争であろうが、それ自体が外国人労働者の受け入れ意識に影響を及ぼさない傾向にあったということは、2005年の段階では外国人の受け入れが日本社会の公共的価値の議論から「外部化」された事柄として認識されるようになりつつあると考えられないだろうか。

あるいは、どのような公共的価値を志向するであれ、外国人労働者の受け入れに関しては上記に指摘した外国人人口量の増大・メディアなどの社会的風潮・多くの外国人労働者の劣悪な社会状況に関する情報など共通した「情報の質」が働きはじめとも考えられよう。

最後に、本研究で行ったロジスティック回帰分析では WVS-2000, WVS-2005 いずれにおいてもそれほど高いモデルの説明力は得られなかった。このことの原因として、これまでの研究で指摘されてきた外国人との接触経験が独立変数として投入できなかったことが挙げられる。マクロな「情報の質」やその変化に加え、個人の外国人との接触経験から得られると想定されるミクロな「情報の質」も含めた上で、より詳細な分析を行う必要があるであろう。今後の課題としたい。

謝辞

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ,1981-2003」「世界価値観調査,2005-」((株)電通総研)の個票データの提供を受けました。

²特に WVS-2005 では、 $\alpha=10\%$ 水準ではかろうじて効果がみられ、ホワイトカラー層の方が外国人労働者の受け入れに肯定的であったことから、徐々にではあるが外国人労働者の受け入れが自らの職業との関連した事柄として認識されはじめている可能性もある。

参考文献

- Bettelheim, B. and M. Janowitz. 1964. *Social Changes and Prejudice*, The Free Press.
=1986. 高崎健次訳『社会変動と偏見』新曜社.
- 法務省入国管理局. 2006. 「平成 17 年年末現在における外国人登録者統計について」.
(<http://www.moj.go.jp/PRESS/060530-1/060530-1.html>)
- 伊藤泰郎. 2000. 「社会意識とパーソナルネットワーク」森岡清志編『都市社会のパーソナルネットワーク』東京大学出版会 141-159.
- . 2005. 「外国人に対する寛容度の地域比較」『パーソナルネットワークの地域間都市間比較に関する実証的研究』平成 15～17 年度科学研究費補助金(基盤研究(B))研究成果報告書 128-145.
- 梶田孝道・丹野清人・樋口直人. 2005. 『顔の見えない定住化—日系ブラジル人と国家・市場・移民ネットワーク』名古屋大学出版会.
- 厚生労働省 「平成 17 年国民生活基礎調査の概況」.
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa07/2-6.html#>)
- 松本康. 2004. 「外国人と暮らす—外国人に対する地域社会の寛容度」松本編『東京で暮らす—都市社会構造と社会意識』東京大学出版会 197-219.
- . 2006. 「地域社会における外国人への寛容度—隣人ネットワークが媒介する居住地効果」広田康生・町村敬志・田嶋淳子・瀬戸一郎編『先端都市社会学の地平』8-32.
- 中島真一郎. 2005. 「国家対策となった外国人犯罪—「警察白書」の浸透と激増する外国人犯罪報道」. 岡本雅享監修・編著『日本の民族差別—人種差別撤廃条約からみた課題』, 257-261.
- 額賀美紗子. 2006. 「Xenophobia and the Effect of Education: Determinants of Japanese Attitudes toward Acceptance of Foreigners」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編)『日本版 General Social Survey 研究論文集[5]JGSS で見た日本人の意識行動』191-202.
- 大槻茂実. 2006. 「外国人接触と外国人意識—JGSS-2003 データによる接触仮説の再検討」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編)『日本版 General Social Survey 研究論文集[5]JGSS で見た日本人の意識行動』149-159.
- 佐藤俊樹. 2000. 『不平等社会日本—さよなら総中流』中央新書.
- 総務省統計局. 2006. 「外国人人口の推移」.
(<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2005/gaikoku/00/01.ht>)
- 橋本俊詔. 1998. 『日本の所得格差—所得と資産から考える』岩波書店.
- 田辺俊介. 2001. 「外国人への排他性と接触経験」『社会学論考』22:1-15.
- . 2002. 「外国人への排他性とパーソナルネットワーク」森岡清志編『パーソナルネットワークの構造と変容』都立大学出版会.

第4章 ネオリベラリズムの時代の保革イデオロギー —世界価値観調査でみる日本人のイデオロギーの現在形—

丸山 真央

1. はじめに

1990年代以降、日本政治でもネオリベラリズムをめぐる争点が浮上し、小泉「構造改革」時代を経て今日にいたる中でこれが主要な政治・政策対立軸を構成するようになったが、この中で国民意識はどう変化したのだろうか。本稿では戦後日本の主要な政治的対立軸であった保革イデオロギーに着目し、これとネオリベラリズムをめぐる争点態度の関連を検討することで今日の日本人のイデオロギー構造の一端を明らかにしたい。分析に際しては世界価値観調査(WVS)のデータを用い、1990年以降の時系列比較と、2005年時点での主要国との国際比較をあわせて行う。

まず次節で、戦後日本の保革イデオロギーをめぐる議論を簡単にふりかえる。保革イデオロギーは戦後資本主義社会に共通する主要な政治的対立軸だったが、日本の保革イデオロギーについては、その「特殊性」が1960年代から指摘されてきた。欧米では再分配をめぐる対立軸として保革イデオロギーが機能していたのに対し、日本の場合、伝統と反伝統の文化的世代的対立や、国民的平等、安全保障をめぐる対立として保革イデオロギーが機能してきたとされる。こうした「特殊」日本的な保革イデオロギーの歴史的な形成の経路は、ネオリベラリズムの時代の国民の政治意識にどのように影響を及ぼしているのだろうか。

3.4節の分析では、イデオロギーのもつ争点態度への「整序」機能という観点に立って、ネオリベラリズムをめぐる争点態度への保革イデオロギーの規定力を検討する。まず1990年代以降、日本では「競争主義」や「民営化支持」といったネオリベラル争点への保革イデオロギーの規定力が下がり、保革とは別の対立軸を構成されるようになってきたことを示す。しかし同時に、保革イデオロギーは、ネオリベラリズムの構成要素のうち「反平等主義」や「政府の役割よりも自己責任」といった争点に対しては、依然として一定程度強い効果をもち続けていることも示す。

次にこうした特徴を主要国との比較の中で検討する。リベラリズムの伝統をもつアングロサクソン諸国や、福祉国家の経験をもつ西ヨーロッパ諸国においては、ネオリベラリズムをめぐる争点態度は保革イデオロギーによってかなり強く「整序」されている。これに対して、「平等主義」や「政府の役割」の重視といった意識とのみ関連をもつ今日の日本の保革イデオロギーのありようは、そうした欧米諸国とはかなり異質な性格をもつことを示す。

こうしたネオリベラリズムの時代の日本の保革イデオロギーは、戦後日本の国家の役割とそれに対する国民意識といった歴史的経緯の刻印を受けたものだと考えられるが、この点を最後に5節で考察する。

2. ネオリベラリズムの時代の保革イデオロギーとその日本的「特殊性」

2.1 戦後日本の保革イデオロギーとその変容

R・イングルハートらは1970年代,当時ヨーロッパ共同体に加盟する9か国を対象にヨーロッパ価値観調査を行い,ヨーロッパの先進資本主義諸国の国民意識において保革イデオロギー (Left-right identification) が共通の基本的な政治的対立軸を構成していることを明らかにした (Inglehart and Klingemann 1976) .ヨーロッパのみならず戦後先進資本主義社会の主要な政治的対立軸として「保守」と「革新」,「右」と「左」の保革イデオロギーがあったことはその後多くの論者が指摘してきたとおりである.

戦後日本においても保守政党 (自民党) と革新政党 (とくに社会党) の対立で構成される55年体制が長期にわたって続き,政策でも国民の政治意識においても,保革のイデオロギー対立が基本的な対立軸を構成してきた (久米ほか 2003) .三宅一郎らは1960年代,「進歩-保守の軸」が「基本的政治・社会的態度」であることを示し (三宅・木下・間場 1967) ,1970年代初頭に白鳥令も,政治意識上の保革対立が自民党支持と非自民党支持を分かつものであることを確認していた (白鳥 1973) .

しかし1970年代以降,いずれの国でも保革イデオロギーはその影響力が目立って低下するようになり,日本も例外ではなかった.蒲島郁夫と竹中佳彦は,日本の保革イデオロギーの包括的な研究の中で戦後日本の保革イデオロギーのトレンドを検討し,1970年代以降,投票行動や支持政党に対する保革イデオロギーの規定力が低落するようになったことを明らかにしている (蒲島・竹中 1996) .

では,このことは1980年代以降たびたび糊口に上がってきたような「脱イデオロギー」「イデオロギーの終焉」 (村上 1984) を意味するのだろうか.政治意識の実証研究が明らかにしてきたのはこれとは対蹠的な経験的事実であった.日本人の政治意識において保革イデオロギーは1980年代を通じて消滅せず,むしろ根深く残存していることがたびたび報告されてきた (三宅 1985; 蒲島 1986, 1998) .前出の蒲島・竹中の研究はこれを指して,「保革の消滅」ではなく「保革の多元化」とみなすべきではないかという仮説を提起した.

1990年代に入って55年体制が崩壊し,今度こそ本当に「保革の消滅」を迎えたかに思われたが,ここでも事態はそれほど大きくは変わらなかった.たしかに政党間の政策対立では保革のイデオロギー対立が影を潜めた.その意味では保革対立が無効化,あるいは弱体化したというのは正しい.しかし国民意識においては1990年代を通じてなおも根強く保革イデオロギーが残り,政治的対立の主要な軸を形成していた.明るい選挙推進協会調査のデータを用いた分析では1990年代以降も保革イデオロギーと支持政党,投票行動の相関がかなり高いことが指摘されており (蒲島・竹中 1996) ,JES系データでも同様のトレンドが確認されている (平野 2005) .2000年代に入って以降も政党評価に対する保革イデオロギーの説明力がかなり高いことがJGSSのデータで確認されているし (安野 2008) ,イデオロギー認知も政策争点に対する説明力も依然として高いことが報告されている (田鹿 2005; 相澤

2007) .

2.2 ネオリベラリズムの時代の保革イデオロギー

ところで,政党間の政策対立において 1990 年代以降,保革のイデオロギー対立に代わって前景化したのがネオリベラリズムをめぐる対立である.経済的自由主義に基づいて国家,市場,市民社会それぞれの機能と相互関係を再定義しようとするこのイデオロギーが 1980 年代,英米で政治的アジェンダとして登場したのは周知のとおりである.同時代の日本でも中曽根政権によって部分的に採用されたが,55 年体制崩壊後,橋本行革を経て小泉構造改革にいたる道行きの中で本格的に国家改革のイデオロギーとして採用され,政策対立軸を構成するようになった.小野耕二はこの対立軸を「大きな政府ー小さな政府」の対立と規定し,これが従来の「保守ー革新」とは別の第 2 軸を構成し,それらからなる 2 次元的な対立空間が出現したとまとめている (小野 2006) .

こうした政策上の新たな対立軸の出現の中で国民の意識はどのように変化したのだろうか.田中愛治と三村憲弘は,戦後日本の保革イデオロギーの基軸を構成してきた平等意識と政治経済のあり方をめぐる意識の関係の変化に着目し,政治経済対立軸そのものの変化を指摘している (田中・三村 2006) .山口二郎も同様にネオリベラリズムと平等意識との関連に着目して,国民意識におけるネオリベラルな対立軸の所在を探っている (山口 2007) .

他方,ネオリベラリズムをめぐる対立が,従来の保革イデオロギーと関連の低いものとして出現しているとする説も提出されている.JES 系データの分析を行った平野浩は保革イデオロギーとは別の「ネオリベラル軸」が出現しているのではないかという仮説を提起している (平野 2004) .安野智子と池田謙一は JGSS データの検討を通じて,「少なくとも現代の日本では,保革のイデオロギーが富の再分配への考え方を反映したものでは必ずしもない」(安野・池田 2002: 188 注 4) と述べている.また田鹿鈴子は同じく JGSS データを用いて,「政府支出の多寡」への選好というネオリベラリズムをめぐる争点態度のひとつと政党支持の関係を分析し,「個人のイデオロギー意識が支持政党を決定するとはいいがたく,また支持政党があったとしても,そこから『正しい』政策態度を選択する際には,知識レベルによる差が生じている」(田鹿 2005: 283) と指摘して,必ずしもネオリベラリズムをめぐる争点態度が従来の保革イデオロギーと関連をもたず,むしろ有権者の知識水準による対立が生じているとしている.

2.3 保革イデオロギーの日本的「特殊性」

今日の日本の保革イデオロギーとネオリベラル・イデオロギーの関係を検討する際,確認しておきたいのが,戦後日本の保革イデオロギーの「特殊性」とでもいうべき性格をめぐる議論である.

「保守ー革新」「左ー右」が,西ヨーロッパや北アメリカでいわれるものとは異なるもの

だという指摘はかなり早い段階からなされてきた。綿貫譲治は、日本が欧米諸国に遅れて後発的かつ急速に近代化したかゆえに「伝統」意識が広く残存していることを指摘し、「保守－革新」という政治の対立が「伝統－反伝統」という文化的世代的な対立であるとする説を提起した（Watanuki 1967）。また大嶽秀夫は政策対立の次元に関して、「保守－革新」が欧米のような「再分配をめぐる対立ではなく、安保健衛問題に焦点」があったと論じている（大嶽 1999）。

このような戦後日本の保革イデオロギーの「特殊性」の指摘がもっとも明確にあらわれたひとつが「脱物質主義」をめぐる議論であろう。広く知られているようにイングルハートは、保革イデオロギーにあらわれた再分配をめぐる「物質主義」的対立軸が1960年代、「豊かな社会」の到来によって影響力を弱らせ、代わって物質的豊かさとは異なる「脱物質主義」的価値観が支配的になり新たな政治的対立軸を構成しつつあるという有名なテーゼを提唱し、脱保革イデオロギー政治の出現を主張した（Inglehart 1977）。

こうした脱物質主義テーゼが日本にもあてはまるかどうかをめぐっては1980年代に広く議論が行われた¹。イングルハート自身は、他の先進資本主義社会と同様、日本でも脱物質主義的価値観が広がっていると主張したが（Inglehart, 1982）、これに対してS・フラナガンは、日本でみられるのは「物質主義－脱物質主義」の対立というよりも「権威主義－自由主義」の対立であると主張した（Flanagan 1979, 1982; Flanagan and Lee 2000, 2003）。戦後日本の「保守－革新」対立が「伝統－反伝統」の文化的対立であると指摘していた綿貫譲治は、「物質主義－脱物質主義」の対立が、日本では「伝統・工業価値－脱伝統価値」という対立だと主張した（綿貫 1986）。

脱物質主義テーゼは1990年代以降、新しい政治文化（New Political Culture, NPC）論へと拡張されて今日にいたるが、こうした日本的「特殊性」をめぐる対立の構図は基本的に変わっていない。NPC論は、「環境」や「参加」という価値の重視、それと同時に戦後福祉国家への反発や財政保守主義的志向など、従来の「保守－革新」に回収されえない対立軸が出現し、保革イデオロギーに代わって「古い政治文化－新しい政治文化」という対立軸が影響力をもつというものである（Clark and Hoffman-Martino 1998; クラーク・小林 2001）。日本でもNPCが出現しているとする説がある一方（中谷 2005）、福祉国家をめぐる価値観などに関しては、NPC論の想定とはズレがあり、実際にNPCが政治的・政策的な対立軸を構成するのは、シングルイシュー型選挙などの制度条件次第であるという指摘もある（丸山 2006）。

2.4 視点と方法

1990年代以降、日本でもネオリベリズムをめぐる政策対立が本格的に出現する中で、国民の争点態度の形成において保革イデオロギーはどのような役割を果たしているのだろうか。この点を考えるにあたって、本稿ではA・ダウンズが指摘したイデオロギーの機能に着目

¹ この論争と後述のNPC論については、丸山（2007）を参照。

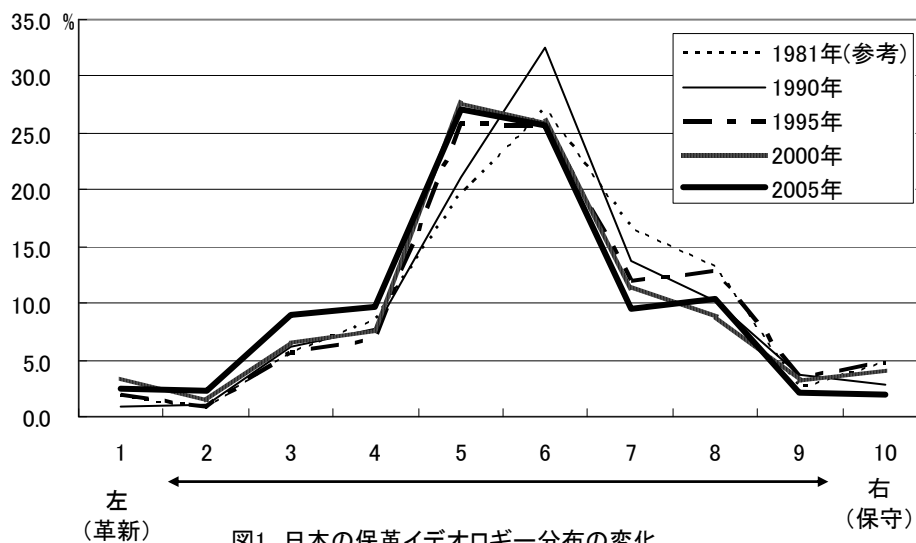
したい。ダウズは、有権者が必ずしも政党やその政策に関する情報を十分にもつわけでは
ないという「不確実性」の状態を前提としたうえで、次のように述べている。

「このような状況のもとでは、政党のイデオロギーを有用なものとする有権者は数多い。
というのは、イデオロギーにより有権者があらゆる争点を、自分自身の哲学に結びつける
必要が一掃されるからである。イデオロギーのおかげで、かれは政党間差異に注意を集中
できる。したがって、イデオロギーはあい異なる立場すべての見本として利用することが
できる。このような短絡により、有権者は広範囲にわたる争点に精通する費用を節約でき
る」(Downs 1957=1980: 101)

つまり、イデオロギーは乗り物 **vehicle** のようなものであり、新しい争点が登場した際に有
権者が政党支持や投票行動など自らの政治的態度を決定するうえで、その態度を「整序」す
る機能を果たすというのである。この観点に立てば、ネオリベラリズムという新しい争点に
直面した際、有権者は保革イデオロギーによって自らの態度を「整序」とみるとみることがで
きる。では、1990 年代以降の日本において保革イデオロギーはネオリベラリズムという新し
い争点への態度をどの程度「整序」する機能を果たしているのか。換言すれば、ネオリベラ
争点への保革イデオロギーの効果はどの程度あるのか。これが検討する本稿の第1の問いで
ある。

ネオリベラリズムをめぐる争点態度が保革イデオロギーによって「整序」されるとすれ
ば、それは当然、ネオリベラリズム以前の保革イデオロギーのありようの影響を受けること
が考えられよう。ネオリベラリズムという「普遍」的な変動圧力がグローバルに作動する中
で、しかし各国の政治は同じ方向に向かって変化、収斂しているわけではなく、多様な対応を
とっているし、このような多様性は各国に「特殊」な国民意識のありようの影響を受けてい
るはずである。このように国民意識が歴史的経路としてネオリベラリズムの時代の各国政
治・社会の変動の多様性を説明する一因となるとすると、欧米とは異なるとされてきた日本
の保革イデオロギーは、ネオリベラリズムの時代の政治争点への規定力においていかなる
日本的「特殊性」を残存させているのであろうか。これが第2の問いである。

次節以降、WVS のデータを用いて2つの分析を行う。ひとつは1990年から2005年までの
4回のデータの時系列比較である。これにより1990年代以降の日本の保革イデオロギーと
ネオリベラリズムをめぐる争点態度それぞれの変化と両者の関連の変化を検討する。いま
ひとつは2005年のデータでのアングロサクソン、西ヨーロッパ、東アジアの主要国との国際
比較である。データの制約があるが、基本的にアメリカ、イギリス、フランス、イタリア、旧西
ドイツ、韓国の6か国を対象として、日本の保革イデオロギーとネオリベラリズムをめぐる争
点態度それぞれの変化の特徴と両者の関連の特徴を検討する。



3. 時系列比較

3.1 保革イデオロギー

まず 1990 年代以降の日本の保革イデオロギーの変化を検討しよう。WVS では保革イデオロギーを、「政治の立場を明らかにするにあたって、世間ではよく『左（革新）』とか『右（保守）』とかいいますが、あなたはいかがですか」という質問文で、1（左・革新）～10（右・保守）の 10 点法で尋ねている。この回答の変化をみていこう。

図 1 は、1990 年から 2005 年までの日本の保革イデオロギーの分布の変化をみたものである。正規分布に近い凸型で、5,6 点に半数強が集中しているのはこの 15 年間それほど大きく変化していない。表 1 でちらばりをみてもさほど変化がない。無回答、「わからない」(NA/DK) とする割合は 1990 年代から 2000 年代に向かって下がる傾向にあり、イデオロギー認知が低下した様子はいかがえない。

このようにさほど動きのない変化は、明推協調査と JES のデータでも同様であり（蒲島・竹中 1996; 竹中 2008）、「90 年代以降、顕著な形で脱保守化や中道化が進んでいると即断するべきではない」という竹中佳彦（2008: 31）の指摘は WVS のデータ分析でも踏襲しうる。冷戦の終結や 55 年体制の崩壊、さらにはネオリベリズムの時代の到来といった変化の中でも依然として脱イデオロギー化は進んでおらず、保革イデオロギーが国民意識の中に残存しているのはたしかなようである²。

表1 日本の保革イデオロギーの変化

	平均値	標準偏差	N	NA/DK
1981年(参考)	6.04	1.80	1204	41.8%
1990年	5.93	1.68	1011	38.4%
1995年	5.98	1.84	1054	28.7%
2000年	5.70	1.89	1362	24.6%
2005年	5.50	1.79	1096	21.3%

² ただ気になるのは、全体に重心が左（革新）に動いており、平均値も 1995 年から 2005 年にかけて下がっていて、「革新」化しているようにみえることである。明推協調査と JES のデータではこうした傾向はみられないことから、これが WVS の調査方法に由来するものなのか、他の要因によるのかは、別途検討が必要であろう。

表2 保革イデオロギー(保守度)の規定要因(日本)(値は標準化偏回帰係数)

	1990年	1995年	2000年	2005年
性別(男性ダミー)	-0.062	0.037	-0.005	0.041
年齢	0.200 ***	0.221 ***	0.238 ***	0.126 **
最終学校卒業年齢	0.048	-0.062	0.059	0.002
職業(参照=無職)				
管理職	0.008	-0.195 *	-0.091	-0.075
専門職	-0.024	-0.171 **	-0.097 +	-0.035
事務職	0.132	-0.203 *	-0.145 +	-0.040
マニュアル職	0.170 +	-0.292 ***	-0.096	-0.058
農林漁業	0.219 **	-0.039	-0.006	0.002
自営業	0.061	-0.107 *	-0.088 +	-0.034
収入(10階級)	0.119 *	0.082 *	0.023	-0.033
調整済み R2 乗	0.054	0.100	0.057	0.009
推定値の標準誤差	1.713	1.719	1.826	1.777
F 値	3.199	7.571	5.946	1.662
有意確率	***	***	***	+
N	384	593	821	749

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

ではこうした保革イデオロギーはいかなり社会的属性によって規定されているのだろうか。表 2 は主な属性変数を説明変数として、保革イデオロギーを被説明変数とした重回帰分析の結果である。1990年から2005年まで一貫して強い効果があるのは年齢である。職業変数は時期によって効果が異なるが、1995年を除いてそれほど目立った効果はみられない。何よりこうした属性モデルの説明力は一貫して低いというのが特徴といっていよう。

3.2 ネオリベリズムをめぐる争点態度

次に 1990 年代以降の日本におけるネオリベリズムをめぐる争点態度の変化をみてみよう。WVS では、ネオリベリズムをめぐる争点を 4 問尋ねている。いずれも 2 つの対立する意見を両端に置き、どちらに近いかを 10 件法で答えさせる方法である（いずれも右の意見に近いほど、すなわちネオリベリズムに親和的であるほど得点が高くなるように調整した）。

【反平等主義】「収入はもっと平等にすべきだ」 ←→ 「個々人の努力を刺激するようもっと収入の開きを大きくすべきだ」

【民営化志向】「企業や産業の国家所有を増やすべきだ」 ←→ 「企業や産業の私的所有を増やすべきだ」

【政府役割より自己責任】「国民皆が安心して暮らせるよう国はもっと責任を持つべきだ」 ←→ 「自分のことは自分で面倒を見るよう個人がもっと責任を持つべきだ」

【競争主義】「競争は、人間の悪い面を引き出すので、有害である」 ←→ 「競争は、人に働く気を起こさせ、新しいアイデアを生み出すので、好ましい」

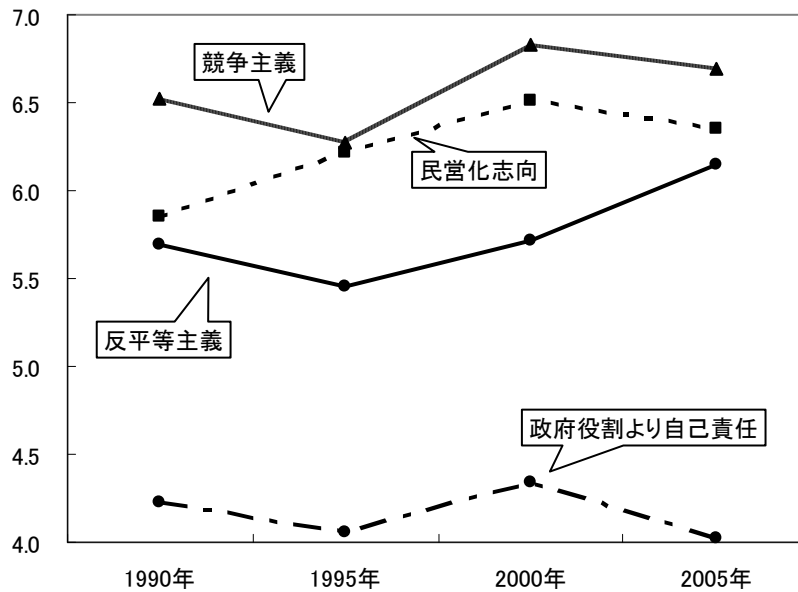


図2 日本におけるネオリベリズムをめぐる争点態度(平均得点)

図2は1990年以降の日本でのそれぞれの推移を平均値でみたものである。一口にネオリベリズムといっても、構成するそれぞれの要素ごとに是非の程度は異なる。1990年から2005年までを通じて「競争主義」は比較的的支持され、それに「民営化志向」が続くが、「反平等主義」は平均あたりを上下しており、「自己責任」はほかの争点に比べてかなり否定感が根強い。

それぞれトレンドも異なっている。「反平等主義」は、1995年にいったん落ち込んだが、その後2005年に向かって増加傾向をみせている。戦後日本の政治意識を特徴づけてきた平等意識の強さは、WVSでみる限り、明らかに衰退しつつある。

「民営化志向」は、1990年代を通じて一貫して上昇しているが、2000年に頭打ちとなり、その後横ばいないしは漸減傾向にある。これは2001年に小泉構造改革が始動し、郵政事業や道路公団の民営化が実際に動き出して政治争点化されたことに伴って、政治的対立軸として認知され、対立が際立ったことによるものと思われる。実際、表3で争点の認知の変化をみると、いずれも次第に認知度が上昇しており、認知度がもっとも低水準にあった「民営化志向」も2000年以降、NA/DKの割合が下がっている。

図2に戻ろう。「自己責任」と「競争主義」はほぼ横ばいだが、1995年まで低落傾向にあったものが1990年代後半に上昇、2000年代に再び横ばいないし減少に転じている。

表3 日本におけるネオリベリズムをめぐる争点態度

	反平等主義			民営化志向			政府役割より自己責任			競争主義		
	平均値	標準偏差	NA/DK	平均値	標準偏差	NA/DK	平均値	標準偏差	NA/DK	平均値	標準偏差	NA/DK
1990年	5.69	2.23	16.1%	5.86	1.94	33.2%	4.22	2.51	11.3%	6.52	2.11	16.3%
1995年	5.45	2.16	9.6%	6.22	1.84	30.5%	4.05	2.44	5.8%	6.28	2.35	9.1%
2000年	5.72	2.20	8.4%	6.51	1.85	23.8%	4.34	2.59	3.5%	6.83	2.07	8.1%
2005年	6.15	2.08	6.0%	6.36	1.80	21.4%	4.03	2.46	3.0%	6.70	2.03	4.8%

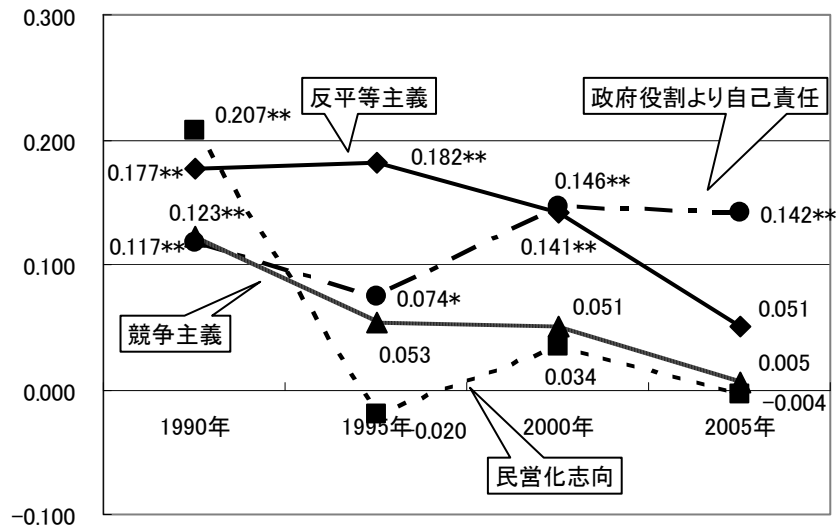


図3 保革イデオロギーとネオリベラリズムに関する争点態度の相関
(値はピアソンの相関係数)

3.3 保革イデオロギーとネオリベラリズムをめぐる争点態度の関連

保革イデオロギーがネオリベラリズムをめぐる争点態度にどの程度効果があるのかをまず単相関でみてみよう。図3によると、「反平等主義」「競争主義」「民営化志向」はいずれも1990年から2005年に保革イデオロギーとの関連が低くなっている。「政府役割より自己責任」はほぼ横ばいで、2005年時点で唯一、保革イデオロギーと有意な相関関係にある。

こうした両者の関係について、属性変数を統制して検討するため、ネオリベラル争点それぞれを被説明変数とする重回帰分析を行った。投入したのは保革イデオロギー得点のほか、性別、年齢、学歴（最終学校卒業年齢）、職業、収入階級と、保革イデオロギーに代わって効果をもつとされる脱物質主義イデオロギー得点である。その結果が表4a～4dである。

「反平等主義」の規定要因としては、1990年以来、保革イデオロギーと収入が一貫して有意であり、保革イデオロギーの「整序」力を確認できる。「民営化志向」に対しては、1995年以降保革イデオロギーが有意な効果をもたず、むしろ規定要因となっているのは性別、年齢、学歴であり、2005年にはそれまで有意でなかった職業変数が効果をもつようになっていて、総じて社会的属性に規定されている。「自己責任」に対しては、2000年以降、保革イデオロギーが有意な効果をもつようになった。「競争主義」はモデルそのものの説明力が一貫して低い。

まとめると、保革イデオロギーの「整序」力をもっとも強いのは「反平等主義」である。2000年以降、「自己責任」にも効果をもつようになったが、「民営化志向」と「競争主義」については保革イデオロギーの規定力がほとんどみられない。

ちなみに、脱物質主義イデオロギーのネオリベラル争点に対する「整序」力はいずれの争点と時期についてもほとんどみられない。

表4a 「反平等主義」の規定要因(日本)(値は標準化偏回帰係数)

	1990年	1995年	2000年	2005年
性別(男性ダミー)	0.180 **	0.072	0.099 *	0.045
年齢	-0.039	-0.006	-0.062	0.028
最終学校卒業年齢	-0.118 +	0.017	0.058	0.145 **
職業(参照=無職)				
管理職	0.027	-0.022	0.066	0.041
専門職	0.115	-0.037	0.058	0.005
事務職	0.066	0.038	0.038	0.108
マニュアル職	0.049	-0.010	-0.037	0.106
農林漁業	0.009	0.018	0.015	0.049
自営業	-0.045	0.027	-0.028	0.058
収入(10階級)	0.164 **	0.275 ***	0.125 **	0.121 **
改革イデオロギー(保守度)	0.175 **	0.139 **	0.192 ***	0.107 **
脱物質主義(5段階)	0.038	0.036	0.010	0.033
調整済み R2 乗	0.058	0.087	0.072	0.038
推定値の標準誤差	2.162	2.016	1.990	1.921
F 値	2.448	5.125	5.561	3.098
有意確率	**	***	***	***
N	283	517	705	630

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

表4b 「民営化志向」の規定要因(日本)(値は標準化偏回帰係数)

	1990年	1995年	2000年	2005年
性別(男性ダミー)	0.184 *	0.108 *	0.189 ***	0.102 *
年齢	0.030	0.093 +	0.098 *	0.127 **
最終学校卒業年齢	0.036	0.212 ***	0.014	0.201 ***
職業(参照=無職)				
管理職	-0.124	0.015	-0.143	-0.108
専門職	-0.127	-0.068	-0.089	-0.071
事務職	-0.192	0.064	-0.116	0.034
マニュアル職	-0.210	0.070	-0.127	0.014
農林漁業	-0.042	0.020	-0.058	-0.050
自営業	-0.146 +	0.072	-0.078	0.005
収入(10階級)	-0.003	0.080	0.042	0.032
改革イデオロギー(保守度)	0.139 *	0.024	0.046	-0.028
脱物質主義(5段階)	-0.111 +	0.099 *	0.071 +	-0.020
調整済み R2 乗	0.038	0.056	0.037	0.041
推定値の標準誤差	1.884	1.773	1.728	1.689
F 値	1.793	3.197	3.064	3.030
有意確率	+	***	***	***
N	238	446	648	567

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

表4c 「政府役割より自己責任」の規定要因(日本)(値は標準化偏回帰係数)

	1990年	1995年	2000年	2005年
性別(男性ダミー)	0.126 +	-0.004	0.116 **	0.077 +
年齢	-0.091	0.141 **	0.026	0.085 +
最終学校卒業年齢	0.076	0.002	0.054	0.068
職業(参照=無職)				
管理職	-0.025	0.117	0.061	0.016
専門職	-0.119	-0.099	0.035	0.014
事務職	-0.208 +	0.035	0.069	-0.005
マニュアル職	-0.261 *	0.048	0.044	0.020
農林漁業	-0.078	0.035	0.033	0.004
自営業	-0.046	0.061	-0.001	-0.001
収入(10階級)	0.088	0.138 **	0.046	0.091 *
改革イデオロギー(保守度)	0.085	0.046	0.184 ***	0.112 **
脱物質主義(5段階)	-0.108 +	0.061	0.030	-0.012
調整済み R2 乗	0.043	0.049	0.040	0.023
推定値の標準誤差	2.518	2.379	2.444	2.331
F 値	2.089	3.252	3.497	2.222
有意確率	*	***	***	*
N	293	519	725	636

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

表4d 「競争主義」の規定要因(日本)(値は標準化偏回帰係数)

	1990年	1995年	2000年	2005年
性別(男性ダミー)	0.096	0.088 +	0.091 *	0.075 +
年齢	-0.007	0.069	0.019	0.029
最終学校卒業年齢	-0.108	0.107 *	0.009	0.109 *
職業(参照=無職)				
管理職	-0.001	-0.122	0.124	-0.157 +
専門職	0.086	-0.084	0.097	-0.057
事務職	0.037	-0.085	0.118	-0.058
マニュアル職	0.107	-0.183 +	0.064	-0.071
農林漁業	0.079	-0.044	0.089	-0.071
自営業	0.003	-0.014	0.031	-0.034
収入(10階級)	-0.014	0.038	0.013	0.093 *
保革イデオロギー(保守度)	0.090	0.062	0.082 *	0.064
脱物質主義(5段階)	0.001	0.018	-0.007	0.026
調整済み R2 乗	0.007	0.024	0.006	0.021
推定値の標準誤差	2.111	2.255	1.961	1.898
F 値	1.181	2.034	1.368	2.161
有意確率	n.s.	*	n.s.	*
N	290	512	709	636

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

4. 国際比較

4.1 保革イデオロギー

今回は WVS-2005 による国際比較を通して日本の保革イデオロギーの特徴を検討する。まず表5で保革イデオロギーの平均値をみると、日本はアングロサクソン諸国と同程度、ヨーロッパ諸国に比べるとおしなべて保守的であることがわかる。イデオロギー分布は、ここでとりあげた主要諸国に比べて、日本の分布のちらばりは小さい。イデオロギー認知を NA/DK の割合でみると、各国で調査方法にばらつきがあるため単純な比較はできないが、日本は NA/DK の割合が比較的高く、保革イデオロギー認知は低い水準にあるとはいえよう。

次に保革イデオロギーの分布を比較してみよう。まず図 4a はアングロサクソン諸国と日本の保革イデオロギーの分布を比較したものだが、日本は英米、カナダと比べると、中道より保守寄りに分厚い層がある。次の図 4b はヨーロッパ諸国と比べたものだが、日本は旧西ドイツと似た分布をしているといえる。これは 1970 年代のヨーロッパ価値

表5 保革イデオロギーの国際比較

	平均値	標準偏差	N	NA/DK
アメリカ	5.71	1.83	1249	3.7%
イギリス	5.29	1.85	1041	15.5%
カナダ	5.43	1.88	2148	24.9%
フランス	4.79	2.12	1001	7.0%
イタリア	5.09	2.20	1012	26.7%
スペイン	4.63	1.97	1200	12.9%
旧西ドイツ	5.03	1.89	988	12.2%
スウェーデン	5.59	2.20	1003	2.8%
日本	5.50	1.79	1096	21.3%
韓国	5.69	2.06	1200	0.2%
台湾	6.16	2.13	1225	1.3%

観調査との比較を行った蒲島・竹中(1996)によってすでに指摘されていた特徴だが、30年を経た現在でもこの特徴は変わっていない。最後に東アジアの韓国、台湾の分布と日本を比較したのが図 4c であるが、東アジアの3か国はきわめて似た分布をしているといえる。

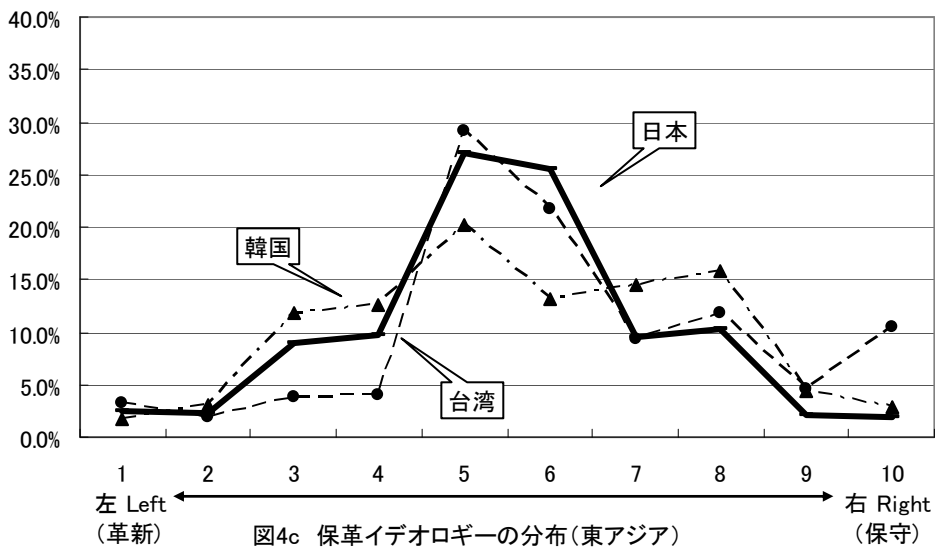
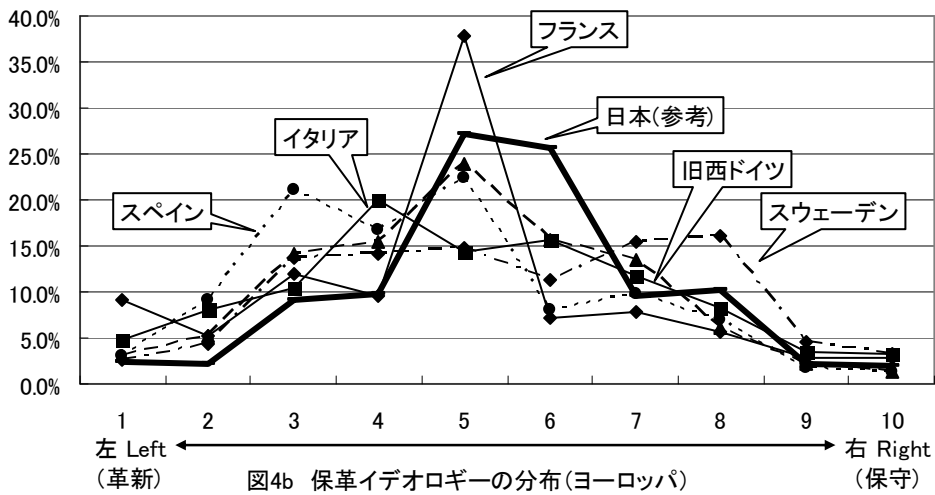
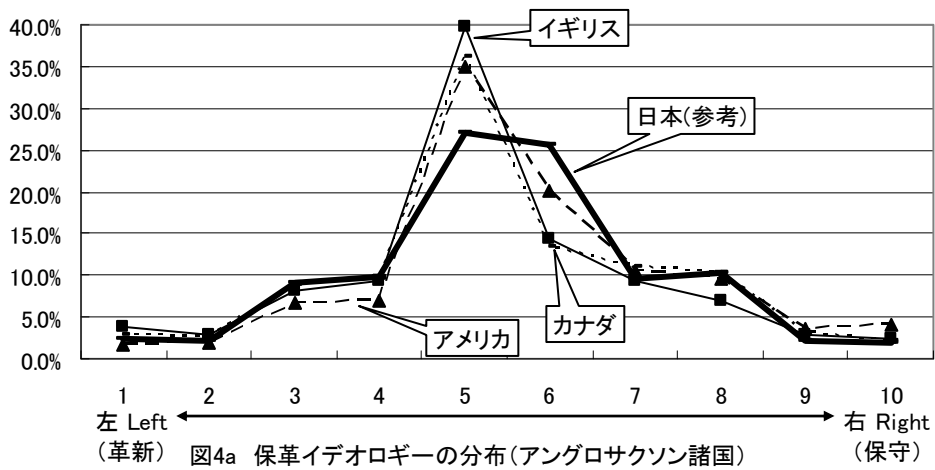


表6 保革イデオロギー(保守度)の規定要因(2005年)(値は標準化偏回帰係数)

	日本	アメリカ	イギリス	フランス	イタリア	旧西ドイツ	韓国
性別(男性ダミー)	0.041	0.005	0.019	-0.016	-0.046	0.141 ***	0.041
年齢	0.126 **	-0.076 +	0.078 +	0.030	0.040	0.094 *	0.274 ***
最終学校卒業年齢	0.002	-0.022	-0.072	-0.043	-0.046	-0.093 *	-0.007
職業(参照=無職)							
管理職	-0.075	0.095	0.250 +	-0.171	-0.201	-0.126	-0.041
専門職	-0.035	0.053	0.240	-0.107	-0.214	-0.213 +	-0.176 **
事務職	-0.040	0.091	0.280 +	-0.209	-0.292	-0.202	-0.165 *
マニュアル職	-0.058	0.126	0.294	-0.274	-0.230	-0.232	-0.133 *
農林漁業	0.002	0.079	0.059	-0.007	-0.066	0.019	-0.080 +
自営業	-0.034	0.037	0.220 *	0.054	-0.067	-0.120	-0.078
収入(10階級)	-0.033	0.069	0.102 *	0.078 +	0.122 *	-0.005	0.085 *
調整済み R2 乗	0.009	-0.003	0.016	0.039	0.015	0.052	0.112
推定値の標準誤差	1.777	1.909	1.847	2.064	2.165	1.840	1.938
F 値	1.662	0.843	2.028	4.121	1.601	4.489	8.876
有意確率	+	n.s.	*	***	n.s.	***	***
N	749	502	636	770	397	634	627

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

こうした保革イデオロギーへの属性の効果を試みよう。表6は、前節で日本の時系列比較でも行ったのと同様に、社会的属性変数を説明変数として、保革イデオロギー得点を被説明変数とする重回帰分析を行った結果である。旧西ドイツと韓国を除いて、全体として保革イデオロギーへの属性の規定力は非常に小さい。こうした比較の中で日本の保革イデオロギーをみると、属性の規定力が小さいのは他の先進諸国とほぼ似ているが、韓国とともに顕著にみられる年齢の効果については欧米諸国ではそれほど顕著にはみられず、この点が特徴的だといえる。

4.2 ネオリベリズムをめぐる争点態度

次に、同じく2005年データの国際比較から日本のネオリベリズムをめぐる争点態度の特徴を試みよう。表7は主要国のそれぞれ4つの争点態度を試みたものである。

まず「反平等主義」は、ヨーロッパ諸国が全体に低水準なのに対して、アングロサクソン諸国はそれよりも高い傾向にあり、日本を含む東アジアはさらに「反平等主義」意識が強いのがわかる。ちなみに、ヨーロッパ諸国は大きく、アングロサクソン諸国はそれに続き、日本はもっとも小さい。

「民営化志向」は、一部の国のデータがないが、日本は旧西ドイツと同程度、アメリカより

表7 ネオリベリズムをめぐる争点態度の国際比較

	反平等主義			民営化志向			政府役割より自己責任			競争主義		
	平均値	標準偏差	NA/DK	平均値	標準偏差	NA/DK	平均値	標準偏差	NA/DK	平均値	標準偏差	NA/DK
アメリカ	6.18	2.20	3.0%	7.39	1.94	2.6%	6.01	2.68	2.7%	7.57	2.00	3.4%
イギリス	5.41	2.65	2.2%				5.95	2.69	0.9%	6.82	2.44	1.2%
カナダ	5.65	2.47	2.5%	6.66	2.23	6.0%	5.96	2.49	2.1%	7.16	2.19	2.6%
フランス	5.04	2.84	0.2%				5.88	2.70	0.3%	5.97	2.63	0.3%
イタリア	5.94	2.43	2.5%	6.11	2.15	8.5%	4.77	2.48	2.8%	6.58	2.33	4.2%
スペイン	5.65	2.62	1.7%	5.57	2.14	11.4%	4.42	2.28	2.6%	6.80	1.96	3.6%
旧西ドイツ	4.96	2.36	6.5%	6.30	2.12	11.2%	4.70	2.52	2.7%	6.85	2.05	3.4%
スウェーデン	6.09	2.45	1.2%				6.47	2.18	0.6%	7.62	1.89	0.6%
日本	6.15	2.08	6.0%	6.36	1.80	21.4%	4.03	2.46	3.0%	6.70	2.03	4.8%
韓国	6.59	2.45	0.1%	5.46	2.31	0.0%	3.62	2.40	0.0%	7.12	2.11	0.0%
台湾	6.85	2.32	0.3%	5.75	2.37	1.1%	5.11	2.64	0.3%	7.26	2.10	0.5%

表8 保革イデオロギーとネオリベリズムをめぐる争点態度の相関(ピアソン相関係数)

	日本	アメリカ	イギリス	フランス	イタリア	旧西ドイツ	韓国
反平等主義	0.051	0.282**	0.224**	0.224**	0.290**	0.087*	0.050
民営化志向	0.006	0.164**			0.264**	0.062	-0.033
政府責任より自己責任	0.142**	0.410**	0.212**	0.220**	0.246**	0.028	0.138**
競争主義	-0.005	0.104**	0.098**	0.173**	0.150**	0.142**	-0.181**

** $p < .01$, * $p < .05$

は低く、韓国、台湾よりは強い。ここでも日本のちらばりの小ささが際立っている。

「自己責任」は、リベリズムの伝統をもつアングロサクソン諸国が全体にもっとも強く、ヨーロッパ諸国はそれに次ぐ程度、日本や韓国は低位にある。

「競争主義」は、アメリカで強く、韓国、台湾もかなり強いが、日本はヨーロッパ諸国と同程度で、それほど強いわけではない。

争点ごとに主要国の中での日本の位置取りは異なるが、総じて、ネオリベリズムに肯定的なアングロサクソン諸国と否定的なヨーロッパ諸国の中間にある傾向にあるとはいえるだろう。また4つの争点のいずれにおいても、日本でのNA/DKの割合の高いのが特徴的である。すなわち、ネオリベリズムをめぐる争点への認知度が低く、また態度を決めかねる人が主要国中もっとも多いということである。

4.3 保革イデオロギーとネオリベリズムをめぐる争点態度の関連

ネオリベリズムをめぐる争点態度への保革イデオロギーの「整序」効果を国際比較でみていこう。まず表8は保革イデオロギーとネオリベリズムをめぐる争点のそれぞれとの単相関をみたものである。まず気づくのは、他の諸国ではいずれの争点とも有意な相関がみられるのに対して、日本では「政府より自己責任」を除いて有意な相関がみられないという特徴である。旧西ドイツでも「民営化志向」と「自己責任」、韓国でも「反平等主義」と「自己責任」については有意な関連がみられないが、他の国ではおおかたどの争点とも関連をもっている。

こうした傾向について属性の効果を統制するため、前節と同様、ネオリベリズムをめぐる争点態度それぞれの規定要因を明らかにするため重回帰分析を行った。投入した変数は前節と同じである。その結果が表9a～9dである。

「反平等主義」に対しては、日本以外の主要国で保革イデオロギーが有意な効果をもっており、つまり保革イデオロギーによってかなり強く「整序」されているといえる。それに対して、日本ではそれほど強い効果はみられない。同様の傾向は「競争主義」にもみられる。むしろ「反平等主義」意識を規定しているのは学歴であり、高学歴ほど反平等意識をもつという結果である。「競争主義」は、日本ではモデル自体がそれほど高い説明力をもたない。

このような保革イデオロギーの規定力の低さという日本の特徴は「民営化志向」にもみられる。アメリカ、イタリア、旧西ドイツ、韓国では「民営化志向」に対して保革イデオロギーの効果がみられるが、日本では有意な効果をもたず、代わりに性別、年齢、学歴といった属性が規定要因となっている。

「自己責任」も、日本はモデルの説明力が高くないが、保革イデオロギーの効果がみられ、

これはアメリカ、イギリス、フランス、イタリアと同様の傾向である。

脱物質主義イデオロギーは、他の主要国では「自己責任」や「競争主義」に対して「整序」力をもっているが、日本ではネオリベラリズムをめぐる4つの争点態度のいずれに対しても「整序」力をもたない。日本の脱物質主義イデオロギーの「特殊性」がかねてより指摘され

表9a 「反平等主義」の規定要因(2005年)(値は標準化偏回帰係数)

	日本	アメリカ	イギリス	フランス	イタリア	旧西ドイツ	韓国
性別(男性ダミー)	0.045	-0.017	0.048	-0.012	0.020	-0.004	0.046
年齢	0.028	-0.016	0.060	-0.038	-0.087	0.111 *	0.037
最終学校卒業年齢	0.145 **	-0.089 +	0.036	-0.004	-0.157 *	0.033	0.037
職業(参照=無職)							
管理職	0.041	0.119	0.152	0.225	-0.108	-0.027	0.029
専門職	0.005	0.192	0.144	0.223	-0.171	-0.047	0.021
事務職	0.108	0.135	0.081	0.143	-0.311	-0.091	0.044
マニュアル職	0.106	0.114	0.163	0.223	-0.363 +	-0.105	0.106 +
農林漁業	0.049	0.083	0.016	0.078	-0.242 *	-0.055	0.015
自営業	0.058	0.138	0.055	0.124	-0.118	-0.053	0.066
収入(10階級)	0.121 **	0.112 *	0.074	0.114 **	0.066	0.100 *	0.138 **
保守イデオロギー(保守度)	0.107 **	0.289 ***	0.185 ***	0.238 ***	0.235 ***	0.122 **	0.051
脱物質主義(5段階)	0.033	-0.100 *	-0.145 ***	-0.033	0.053	-0.089 *	0.081 +
調整済み R2 乗	0.038	0.121	0.070	0.089	0.094	0.040	0.020
推定値の標準誤差	1.921	1.998	2.524	2.675	2.353	2.258	2.317
F 値	3.098	6.647	4.702	7.134	4.281	3.003	2.036
有意確率	***	***	***	***	***	***	*
N	630	491	586	749	379	577	621

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

表9b 「民営化志向」の規定要因(2005年)(値は標準化偏回帰係数)

	日本	アメリカ	イギリス	フランス	イタリア	旧西ドイツ	韓国
性別(男性ダミー)	0.102 *	0.069			0.124 *	0.071	0.070 +
年齢	0.127 **	0.152 ***			0.014	-0.020	0.078
最終学校卒業年齢	0.201 ***	0.153 **			0.053	-0.001	0.117 *
職業(参照=無職)							
管理職	-0.108	0.011			0.003	-0.091	-0.017
専門職	-0.071	0.028			-0.099	-0.035	-0.180 **
事務職	0.034	0.009			-0.122	-0.141	-0.119
マニュアル職	0.014	-0.040			-0.106	-0.152	-0.124 *
農林漁業	-0.050	0.019			-0.086	-0.007	-0.073 +
自営業	0.005	0.009			0.026	-0.014	-0.128 *
収入(10階級)	0.032	-0.049			0.014	0.059	0.048
保守イデオロギー(保守度)	-0.028	0.174 ***			0.369 ***	0.120 **	-0.097 *
脱物質主義(5段階)	-0.020	-0.027			0.002	-0.159 ***	-0.093 *
調整済み R2 乗	0.041	0.056			0.155	0.040	0.027
推定値の標準誤差	1.689	1.841			2.033	2.055	2.244
F 値	3.030	3.421			6.740	2.927	2.464
有意確率	***	***			***	***	**
N	567	491			375	548	622

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

表9c 「政府役割より自己責任」の規定要因(2005年)(値は標準化偏回帰係数)

	日本	アメリカ	イギリス	フランス	イタリア	旧西ドイツ	韓国
性別(男性ダミー)	0.077 +	0.059	0.023	0.023	0.092 +	-0.075 +	0.046
年齢	0.085 +	0.087 *	0.097 *	0.067	0.081	0.001	0.109 *
最終学校卒業年齢	0.068	-0.046	0.008	0.070	0.060	0.060	-0.036
職業(参照=無職)							
管理職	0.016	-0.090	0.085	-0.145	0.034	-0.080	0.001
専門職	0.014	-0.122	0.025	-0.108	0.056	-0.038	0.081
事務職	-0.005	-0.125	0.076	-0.209	0.047	-0.224	0.129 +
マニュアル職	0.020	-0.223	0.042	-0.227	0.037	-0.320	0.061
農林漁業	0.004	-0.036	-0.031	-0.055	-0.021	-0.103	0.010
自営業	-0.001	-0.064	0.052	0.048	0.076	-0.071	0.125 *
収入(10階級)	0.091 *	0.165 ***	0.154 ***	0.107 **	0.093	0.062	0.028
保守イデオロギー(保守度)	0.112 **	0.429 ***	0.161 ***	0.190 ***	0.204 ***	0.028	0.172 ***
脱物質主義(5段階)	-0.012	-0.127 **	-0.130 **	-0.076 *	-0.038	-0.151 ***	0.020
調整済み R2 乗	0.023	0.271	0.082	0.098	0.054	0.060	0.044
推定値の標準誤差	2.331	2.209	2.496	2.522	2.465	2.412	2.311
F 値	2.222	16.229	5.421	7.801	2.790	4.112	3.411
有意確率	+	***	***	***	***	***	***
N	636	491	596	748	376	590	622

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

表9d 「競争主義」の規定要因(2005年)(値は標準化偏回帰係数)

	日本	アメリカ	イギリス	フランス	イタリア	旧西ドイツ	韓国
性別(男性ダミー)	0.075 +	0.129 **	0.119 **	0.058	0.101 +	0.103 *	0.043
年齢	0.029	0.112 *	-0.048	0.136 **	-0.024	0.033	-0.036
最終学校卒業年齢	0.109 *	0.062	-0.032	0.082	-0.129 +	0.037	-0.027
職業(参照=無職)							
管理職	-0.157 +	0.003	0.188	0.052	-0.191	0.061	0.015
専門職	-0.057	0.026	0.184	-0.063	-0.259	-0.015	-0.106 +
事務職	-0.058	0.021	0.179	0.040	-0.355 +	0.031	-0.051
マニュアル職	-0.071	-0.089	0.148	-0.074	-0.425 *	-0.071	-0.150 *
農林漁業	-0.071	0.029	0.066	0.003	-0.174	0.090	0.021
自営業	-0.034	0.080	0.162	0.045	-0.088	0.015	-0.054
収入(10階級)	0.093 *	0.026	0.113 *	0.054	-0.026	-0.046	0.080 +
保守イデオロギー(保守度)	0.064	0.097 *	0.083 *	0.141 ***	0.178 ***	0.125 **	-0.186 ***
脱物質主義(5段階)	0.026	-0.143 **	-0.041	-0.065 +	0.000	-0.128 **	-0.053
調整済み R2 乗	0.021	0.062	0.042	0.056	0.065	0.057	0.039
推定値の標準誤差	1.898	1.931	2.318	2.563	2.322	1.894	2.010
F 値	2.161	3.692	3.177	4.702	3.187	3.933	3.096
有意確率	*	***	***	***	***	***	***
N	636	488	595	748	379	584	622

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .1$

てきたが、ネオリベリズムをめぐる争点態度との関連でもその「特殊性」がうかがえるという結果である。

5. 知見と考察

1990年代以降、日本でもネオリベリズムをめぐる政策対立軸が浮上する中で、それまで政治的対立の基軸をなしてきた保守イデオロギーが、ネオリベラル争点への態度に対していかなる効果をもつのかを、WVSデータの時系列比較と国際比較を通じて検討してきた。分析の知見を5点にまとめよう。

第1に、冷戦の終結や55年体制の崩壊を経て、保守の政策対立が後退し、ネオリベリズムの影響力が強まるようになっても、1990年から2005年にいたるまで、脱保守イデオロギー化が進んだ様子はいかがえない。1990年代に保守化が進んだとの指摘は俗耳に入りやすいが、そうした傾向はWVSデータでは確認できず、むしろどちらかといえば革新化の兆しがみられる。ただこれはほかのデータではみられない傾向であるため、改めて別に検討する必要がある。

第2に、ネオリベリズムをめぐる争点は1990年代以降、日本でも総じて認知度が高まっている。争点態度のトレンドは争点や時期によって異なるが、ネオリベリズムが日本人の政治意識の中で争点化するようになったと見てよいだろう。

しかし保守イデオロギーがネオリベリズムのイデオロギーにとって代わられたわけではない。むしろ両者の関係が次第に変化してきたというのが第3の知見である。ネオリベラル争点に対する保守イデオロギーの「整序」力は争点ごとに異なっており、1990年代以降、時間の経過とともに変化してきている。一貫してもっとも強い関連をもつのは「反平等主義」であり、「民営化」や「競争主義」はあまり関連がみられない。「政府役割より自己責任」は、1990年代には保守イデオロギーと関連をもたなかったが、2000年以降保守軸にのるようになってきている。つまりネオリベリズムをめぐる争点態度は、保守イデオロギーに「整序」される部分と、そうではなく保守と別の対立軸として表れる部分があるとみられる。

第4に、主要諸国との比較でみると、日本の保革イデオロギーとネオリベラル争点との関係はいくらか「特殊」な相貌をみせている。アングロサクソン諸国と西ヨーロッパ諸国では、保革イデオロギーがいずれのネオリベラル争点への態度にも効果をもち、「整序」力を有している。つまり保革軸にネオリベラリズムをめぐる対立軸がのるかたちで政治的対立軸が形成されているといえる。しかし日本の場合、こうした保革イデオロギーによるネオリベラル争点の「整序」は、「反平等主義」と「自己責任」に限られ、「民営化志向」と「競争主義」ではみられず、かなり部分的な「整序」にとどまっている。

第5に、脱物質主義イデオロギーに関しても、他の主要国ではネオリベラル争点と有意な関連がみられることが多く、これはNPC論の指摘に合致する結果だが、日本の場合、まったく関連がみられないという特徴がある。

では、このようなネオリベラリズムの時代の「特殊」日本的なイデオロギーの構造はどこから生じてきたのであろうか。考えられるのは、ネオリベラリズムが攻撃対象とする福祉国家段階の政治経済と、そこでの国民意識のありようという歴史的経路である。

欧米では、平等や福祉が福祉国家を通じて追求され、その実現には革新（社会民主主義）勢力が大きな役割を果たした。そうした保革の「戦後和解」がネオリベラリズム段階で崩れ、ネオリベラリズムの是非が保革イデオロギーによって「整序」されるようになった。それに対して戦後日本の場合、福祉国家や革新勢力によって国家による再分配システムの形成や国民的平等が追求されたわけではなく、企業社会や市場を通じて実現された側面が大きい³。こうしてつくられてきた政治経済体制は当然、ネオリベラリズムという「普遍」的な変化の力にさらされたとき、「特殊」な変化の相貌をみせるであろうし、国民意識の中の保革イデオロギーのありようも、「特殊」なかたちで再編成されることになるだろう。民営化の攻勢にさらされる産業国有化の遺産は、福祉国家に比べるとはるかに小規模であり、だからこそ国民意識の中で争点化しづらい。競争意識はすでに企業社会に埋め込まれていたからこそ、新たな政治的対立としては認知されにくい。他の先進資本主義諸国とは異なる保革イデオロギーとネオリベラル争点の関連の低さという今日の日本人のイデオロギー構造の「特殊」な姿は、このように歴史的な経緯のあらわれとして理解することができるだろう。

今日、ネオリベラリズムのグローバルな趨勢はひとつの転換点にさしかかっている。日本のネオリベラリズムの行方とともに、日本人のイデオロギー構造はさらに変化していくであろうが、これがどのような方向への変化なのかは次のWVSで明らかになるはずである。保革イデオロギーにせよ、ネオリベラリズムをめぐる争点態度にせよ、1990年代以降の日本のトレンドは、必ずしも直線的ではなく、かなり跛行的にみえる。それゆえに本稿での分析は

³ こうした戦後日本の政治経済体制は、たとえば「会社主義」（東京大学社会科学研究所編 1991）や「企業社会」「開発主義」（渡辺 1990, 2004）、あるいは福祉国家論における「第四の世界」（埋橋 1997；埋橋編 2003）、レギュラシオン論における「企業主義的レギュラシオン」「トヨタイズム」（山田 1994；山田・ボワイエ編 1999）など、さまざまな立場からさまざまに名づけられてきたが、いずれも欧米との比較において戦後日本の政治経済体制における福祉や再分配での国家役割の相対的小ささと企業・市場の社会的機能の大きさという「特殊性」を指摘するという点では共通している。

さらに時間を置いて再検討する必要があるし,それによってネオリベリズムの時代の日本人のイデオロギー構造の特徴も明らかになると思われる.

謝辞

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ,1981-2003」「世界価値観調査,2005-」(株)電通総研)の個票データの提供を受けました.

また2005年二次分析研究会では,アドバイザーの山崎聖子,田邊俊輔の両先生や,研究報告会でコメントターの労を引き受けてくださった宇野重規先生をはじめ,皆さまから有益なコメントをいただいた.改めて感謝を申しあげたい.

文献

相澤優子,2007,「保革意識と争点態度—JGSS-2000にみる身近な争点の影響」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『JGSSで見た日本人の意識と行動 研究論文集[6]』大阪商業大学比較地域研究所.

Clark, T. N., and V. Hoffmann-Martinet eds., 1998, *The New Political Culture*, Boulder: Westview.
クラーク, テリー・ニコルス,小林良彰編著,三浦まり訳,2001,『地方自治の国際比較—台頭する新しい政治文化』慶應義塾大学出版会.

Downs, A., 1957, *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper & Row. (=1980, 古田精司監訳『民主主義の経済理論』成文堂.

Flanagan, S. C., 1979, “Value Change and Partisan Change in Japan: The Silent Revolution Revisited,” *Comparative Politics*, 11.

Flanagan, S. C., 1982, “Measuring Value Change in Advanced Industrial Societies: A Rejoinder to Inglehart,” *Comparative Political Studies*, 15(1).

Flanagan, S. C., and A. R. Lee, 2000, “Value Change and Democratic Reform in Japan and Korea,” *Comparative Political Studies*, 33(6).

Flanagan, S. C., and A. R. Lee, 2003, “The New Politics, Culture Wars, and the Authoritarian-Libertarian Value Change in Advanced Industrial Democracies,” *Comparative Political Studies*, 36(3).

平野浩,2004,「政治的対立軸の認知構造と政党—有権者関係」『レヴァイアサン』35.

平野浩,2005,「日本における政策争点に関する有権者意識とその変容」小林良彰編『日本における有権者意識の動態』慶應義塾大学出版会.

Inglehart, R., 1977, *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles among Western Publics*, Princeton: Princeton University Press. (=1978, 三宅一郎ほか訳『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.)

Inglehart, R., 1982, “Changing Values in Japan and the West: *Comparative Political Studies*, 14.

- Inglehart, R., and H. Klingemann, 1976, "Party Identification, Ideological Preference and the Left-Right Dimension among Western Mass Publics," I. Budge, I. Crewe, and D. Farlie eds., *Party identification and Beyond: Representations of Voting and Party Competition*, London: John Wiley & Sons.
- 蒲島郁夫, 1986, 「有権者のイデオロギー」三宅一郎・猪口孝・蒲島郁夫編『日本人の選挙行動』東京大学出版会.
- 蒲島郁夫, 1998, 『政権交代と有権者の態度変容』木鐸社.
- 蒲島郁夫・竹中佳彦, 1996, 『現代日本人のイデオロギー』東京大学出版会.
- 久米郁男・古城佳子・真淵勝・川出良枝・田中愛治, 2003, 『政治学』有斐閣.
- 丸山真央, 2006, 「ポスト 55 年体制期の地方政治のダイナミズムと『新しい政治文化』—2003 年徳島県知事選を事例に」『日本都市社会学年報』24.
- 丸山真央, 2007, 「投票行動研究における社会学モデルの現代的再生に向けて—社会的ミュー論による日本政治研究のための方法論的整理」『一橋研究』31(2).
- 三宅一郎, 1985, 『政党支持の分析』創文社.
- 三宅一郎・木下富雄・間場寿一, 1967, 『異なるレベルの選挙における投票行動の研究』創文社.
- 村上泰亮, 1984, 『新中間大衆の時代』中央公論社.
- 中谷美穂, 2005, 『日本における新しい市民意識—ニュー・ポリティカル・カルチャーの台頭』慶應義塾大学出版会.
- 小野耕二, 2006, 『日本政治の転換点 第三版』青木書店.
- 大嶽秀夫, 1994, 『自由主義的改革の時代—1980 年代前期の日本政治』中央公論新社.
- 大嶽秀夫, 1999, 『日本政治の対立軸—93 年以降の政界再編の中で』中央公論新社.
- 白鳥令, 1973, 『日本における保守と革新』日本経済新聞社.
- 田鹿鈴子, 2005, 「イデオロギーの果たす役割—保革イデオロギーは支持政党・政策態度の決定に影響しているか?」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『JGSS で見た日本人の意識と行動 研究論文集[4]』大阪商業大学比較地域研究所.
- 竹中佳彦, 2008, 「現代日本人のイデオロギー再考—対立・拘束力・規定力」『論叢現代文化・公共政策』(筑波大学人文社会科学研究所現代文化・公共政策専攻) 7.
- 田中愛治・三村憲弘, 2006, 「国民意識における平等と政治—政治経済対立軸の継続と変化」『年報政治学』2006- I .
- 東京大学社会科学研究所編, 1991, 『現代日本社会 1 課題と視角』東京大学出版会.
- 埋橋孝文, 1997, 『現代福祉国家の国際比較—日本モデルの位置づけと展望』日本評論社.
- 埋橋孝文編, 2003, 『講座福祉国家のゆくえ 2 比較のなかの福祉国家』ミネルヴァ書房.
- 渡辺治, 1990, 『「豊かな社会」日本の構造』旬報社.
- 渡辺治, 2004, 「開発主義・企業社会の構造とその再編成」渡辺治編『変貌する〈企業社会〉

- 日本—一橋大学大学院社会学研究科先端課題研究 1』旬報社.
- Watanuki, J., 1967, "Patterns of Politics in Present-Day Japan," S. M. Lipset and S. Rokkan eds., *Party Systems and Voter Alignments: Cross-national Perspectives*, New York: Free Press. (= 1976, 綿貫譲治『日本政治の分析視角』中央公論社.)
- 山田鋭夫, 1994, 『20世紀資本主義—レギュレーションで読む』有斐閣.
- 山田鋭夫, ロバール・ボワイエ編, 1999, 『戦後日本資本主義—危機と調整の分析』藤原書店.
- 山口二郎, 2007, 「戦後政治における平等の終焉と今後の対立軸」『年報政治学』2006-II.
- 安野智子, 2008, 「政党支持と政党評価の規定要因」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動—日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会.
- 安野智子・池田謙一, 2002, 「イデオロギーと政府の役割」岩井紀子・佐藤博樹編『日本人の姿—JGSS にみる意識と行動』有斐閣.

第5章 再分配政策への態度と規定要因 -日本, 米国, スウェーデンの比較を通して-

田中 雅子

1. はじめに

豊かな人に税を課し、貧しい人に給付を支給する再分配は、論争的な政策である。とりわけ 1990 年代以降、高齢化、グローバル化といった内外の環境変化に伴って、福祉国家に期待される役割はますます増大している。その一方で、福祉国家を賄うための財源については、各国ともに厳しい財政制約に晒されており、政府のとりうる政策を一層困難なものとしている。

我が国でも再分配は、所得格差拡大との関係で活発に議論がなされてきた。所得格差は拡大したのか、そうだとすればその要因は何かという観点から、経済学や社会学で数多くの実証研究が蓄積されている(大竹 1994, 2003, 2005; 橋本 1998; 佐藤 2000, 白波瀬 2002)。所得格差の問題は、社会支出の大きさ、配分と密接な関係をもつ。社会支出の大きさは、受け手の側の給付の十分性、担い手の側の負担の許容性のバランスであり、社会支出の配分は、どのような所得再分配機能を持たせるかという点で決定されるものである。我が国では、近年、税による所得再分配機能の低下が懸念され¹、一方で社会保険料の逆進性が指摘される。今後日本は、自己責任と社会連帯のバランスにおいてどのような社会を目指すのかという問いが浮かび上がってくる。

本稿の関心は、誰に対してどのくらいの大きさの再分配を行うのか、という各国が行う政策によって、同政策に対する人々の態度にどのような違いが見出されるのか、ということにある。本稿が用いるデータは、幅広い国を対象として価値や意識の変化をはかる世界価値観調査である。まず、価値と政策との関係を考えるにあたっては、いくつか整理すべきことがある。第一に、価値と政策がダイレクトに結びつくわけではないという点である。第二に、価値と政策は双方向の関係があるという点である。

第一の点について、武川正吾は福祉国家を支える諸価値と具体的な社会政策の間にある中間的な媒介原理を指摘する(武川 2005)。ここで想定される媒介原理とは、自由や平等といった諸価値に比べると抽象度は低いものの、現実の社会政策の中で意思決定や行為の指針となるものである。媒介原理の例として普遍主義や選別主義という社会政策の準則は、価値そのものではないが、具体的な政策プログラムを導出する基準といえよう。再分配に対応する価値は連帯(solidarity)であり、これは何らかのコミュニティの成員が、共通の利害や理念に基づいて相互に支援し合うことを意味する(武川 2005:187)。そして連帯という価値が、再分配の規模(高福祉高負担か低福祉低負担)、再分配の方法(必要原則か貢献

¹ 例えば所得税率は、1979年には16段階で最高税率75%だったが、数次にわたって緩和され、2007年には6段階で最高税率40%となっている。(出典：図説『図説日本の税制』平成20年度)

原則、選別主義か普遍主義)、再分配の回路(民間か公共)という媒介原理をとおして、社会政策給付に具体化されると捉えている。

第二に、価値が独立変数にも従属変数にもなりうるということである。つまり、ある国で採用されている政策は、当該国の国民が有する価値に起因するという見方も可能である一方、国民の価値はその国で行われている政策によって影響を受け、形成されるとみることでもある。価値意識の理論体系を明らかにした見田宗介は、「価値(意識)によって事実(存在)を説明しつつ、その価値(意識)が事実(存在)からいかに発生したかを追求」(見田 1966: 47 傍点原文)すること、そして二つの過程のむすびつきを説明することの重要性を指摘する。本稿では、各国の再分配政策によって形成される従属変数としての価値と、再分配政策への態度を規定する独立変数としての価値という2つの視角から分析を試みる。

2. 先行研究と本稿の分析視角

2.1 先行研究

政府による再分配の目的は何であろうか。経済学の立場からは、効率性と公平性という2つの目的が挙げられる。効率性については、一般に低所得者のほうが消費性向は高いため、所得の再分配により経済成長にプラスの効果をもつことである。一方の公平性は、貧困問題の解消にある。

再分配政策への支持を規定する要因にはいくつかの先行研究がある。まず人々の経済合理性を仮定した静学的一般均衡モデルでは、政府の活動を再分配と課税のみとし、有権者の完全情報を仮定する。Meltzer and Richards (1981)は、低所得者ほど再分配に賛成し、高所得者は反対すること、また多数決ルールのもとではメディアン所得の人が決定力をもつことを示した。

しかしながら、所得変化や階層移動を考慮した動学的な環境では、こうした予想は必ずしもあてはまらない。Benabou and Ok(2001)は、社会で所得階層間の移動性が高い場合には、低所得者も将来高所得者になる可能性を考慮して、所得再分配政策を支持しない可能性を示した²。所得上昇可能性を考慮したこのような考え方は、”Prospect of Upward Mobility(POUM)”仮説と呼ばれている。実証研究ではAlesina and La Ferrara(2001)がGSSを用いて、米国の再分配政策に対する選好を分析し、そこでは階層間移動が公正に行われていると考える人ほど再分配への支持が低くなることを示した。また、POUM仮説は所得上昇だけではなく、下降可能性にも対応した概念である。ロシアのデータを分析したRavallion and Lokshin(2000)は、将来の所得低下を予想する場合には、高所得者も再分配を支持する傾向があることを明らかにした。日本ではOhtake&Tomioka(2004)が、所得格差を認識する人の増加を背景に、再分配政策強化への支持について独自データに基づき分析を行って

² これには ①政策の継続性②過度にリスク回避的でない③現在、平均より低い所得の人々は平均以上になることを望んでいる、という3つの前提を置いている。

る。彼らは現在所得が再分配支持に負の影響をもたらす一方、現在所得をコントロールしてもリスク回避的な人や将来への雇用不安をもつ人は再分配を支持する傾向を示した。また、相対的に貧しい高齢者は再分配政策強化への支持が高くなるのに対し、若年層にはそうした傾向は認められないとしている。Alesina及びOhtakeとの比較という視点から、JGSSデータを分析した篠崎（2005）は、所得上昇可能性の低い高齢者や低学歴層、生活環境の低下を経験或いは予測する人、社会階層移動に否定的な人は、再分配政策を支持する傾向を示した。

2. 2 先行研究と本稿の立場

以上の先行研究は、所得上昇可能性や階層間移動に着目して再分配支持への構造を明らかにするものであるが、日本を分析の中心とし、政策との関係を探る本稿の目的に鑑み、先行研究の枠組みの問題点を挙げておきたい。それは第一に米国バイアスの存在、第二に年齢効果の不十分な検証である。

第一の米国バイアスとは、階層間移動や所得上昇可能性というPOUM仮説は、米国に最も当てはまりの良い現象ではないかというものである。すなわち当初所得の格差が大きく、政府による再分配が小さい米国では、所得上昇志向が強まることが予想される。一方、当初所得の格差が小さく、さらに政府による再分配を期待できる国では、所得上昇志向は米国ほど高まらないであろう。実際、日本では現在所得が再分配政策の支持に有意な影響をもっている（Ohtake&Tomioka2004、篠崎 2005）。したがって日本を分析の中心に据える本稿のアプローチでは、所得上昇可能性の影響を主眼としない。

第二に年齢との関係である。POUM 仮説に基づけば、他を一定として、所得上昇の機会が低い高齢者ほど、再分配政策を支持することが想定される。しかしながら Alesina and La Ferrara(2001)による米国のデータでは、加齢とともに再分配支持が逆に減少している。日本の場合、Ohtake&Tomioka(2004)によると、加齢による再分配支持は低所得者層のみに確認されている。年齢、現在所得、階層間移動、将来予想所得、これらは再分配政策と単純な線形では結びついていない可能性がある。例えば我が国では、近年むしろ所得下降可能性への危惧が現役世代（労働年齢人口）を中心として高い。現役世代は所得上昇可能性もある一方で、下降リスクも大きい。逆に高齢者は、所得上昇可能性は低い一方、下降リスクも労働人口と比べれば小さいといえる。

以上のような問題点を踏まえ、利用可能なデータという制約も考慮し、次章では本稿の分析枠組みを提示する。

3. 分析枠組みと各国の再分配政策

3.1 分析枠組み

本稿の目的は、国によって異なる再分配政策が人々の同政策への態度とどのような関係をもつのかというものである。再分配の機能には大きく2つの要素がある。ひとつは世代内の再分配であり、高所得者から低所得者への分配である。もう一つは世代間であり、現役世代から高齢世代へのそれである。各国が採用する再分配政策がどの程度の大きさなのか、そして誰を対象としたものなのかといった現行プログラムの違いは、人々の社会政策への態度に影響をもたらす、とここでは想定する。

社会政策への態度を規定するものとして、本稿は3つの要因に注目する。まず年齢、性別などのデモグラフィックな要因、次に職業や収入などの社会経済的な要因、最後が価値、意識である。これらの要因は、現行の再分配政策からの影響を受け、再分配の回路、規模、方法といった媒介原理を仲介して、再分配政策への態度を形成すると考える。本稿では、データの制約と分析枠組みの簡潔さを考慮し、媒介原理の中でも「再分配の回路」にのみ焦点をあてる。各国で採用する再分配政策のマクロデータから導出される予測と、世界価値観調査から得られる再分配への態度に何らかの関係を見いだすことが、本稿が依拠する基本的な枠組みである。以上の関係を図式化したものが図3-1である。

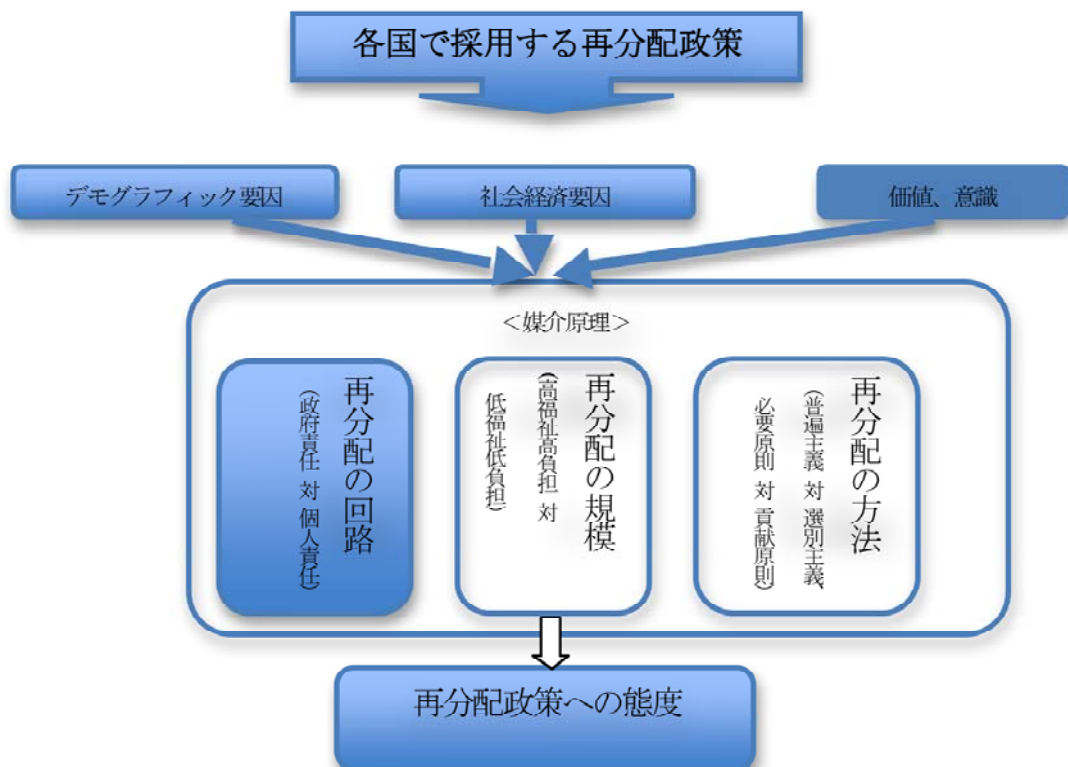


図3-1 分析枠組み 参考 武川(2005:186)

3. 2 各国の再分配政策

政府による再分配の比較では、3つの点に注目する。第一に再分配前の平等度である。政府による介入以前に、そもそも社会にどの程度の所得の不平等、格差が存在するのかということである。第二に政府による再分配の大きさである。第三に再分配の主たる対象である。つまり誰に手厚い再分配がなされ、誰に貧弱であるのか、ということである。これらの点を明らかにすることで、再分配政策に対する潜在的な不満を抱える層、或いは潜在的に強い支持をもつ層を予測することができる。

我が国の再分配政策でしばしば指摘されるのは、現役世代への再分配の薄さである（太田 2006；OECD2006；小塩 2006）。現役世代（労働年齢人口）については、再分配前の市場所得の不平等は低いものの、所得再分配が十分機能していないために、等価可処分所得でみると不平等度の改善が他の先進国に比べ小さいことが指摘されている。

所得格差の水準や再分配政策の効果を計測するために、本稿では汎用性、簡便性を鑑み、ジニ係数を用いる。ジニ係数は周知のように、累積分布度数から所得格差が大きいほど1、小さいほど0に近づくもので、平均値に近いところの所得分布に影響される³。

表 3-1、3-2 は、65 歳を境にした現役世代と高齢世代別に、税や移転による再分配前後のジニ係数の変化を示したものである。これによって各国の再分配政策の特徴とその効果が概観できる。もともと平等度が高いうえに再分配が現役、高齢世代ともに大きいスウェーデン、現役世代への再分配は薄いが高齢者には相対的に手厚いイタリア、日本、そして移転前の不平等度が相対的に高く、再分配も薄い米国といった分類ができる。

表 3-1 65 歳以下 移転前後ジニ係数（2000 年代半ば）

	移転前	移転後
米国	0. 43	0. 37
日本	0. 38	0. 31
イタリア	0. 49	0. 35
英国	0. 41	0. 34
ドイツ	0. 43	0. 30
フランス	0. 41	0. 28
スウェーデン	0. 37	0. 24

³ 所得格差を測る指標としては、他にアトキンソン指数、所得の平均対数偏差、対数分散があるが、アトキンソン指数は両極端の値に、後者2つは低所得層の所得に影響を受けやすい特徴がある（小塩 2006:15-17）。

表 3-2 65 歳以上 移転前後ジニ係数 (2000 年代半ば)

	移転前	移転後
米国	0. 60	0. 40
日本	0. 68	0. 34
イタリア	0. 86	0. 31
英国	0. 60	0. 27
ドイツ	0. 76	0. 27
フランス	0. 82	0. 31
スウェーデン	0. 64	0. 22

出典：OECD Online Database；<http://stats.oecd.org>

次に、再分配の大きさをはかる代替指標として社会支出の対 GDP 比、高齢者への支出の大きさをはかる上で社会支出の高齢者向け割合を示したものが表 3-3 である。スウェーデン、ヨーロッパ諸国が高い社会支出を行うのに対し、米国、日本は低く抑えられている。支出の内訳としては、イタリアと日本で高齢者向け支出の割合が高い。総じてわが国は、少ない社会支出の多くの割合を高齢者向けに支出しているといえる。

表 3-3 諸外国の社会支出と高齢者支出割合 (2005 年)

	社会支出/GDP	高齢者/社会支出
スウェーデン	29. 4%	32. 7%
フランス	29. 2%	37. 3%
ドイツ	26. 7%	41. 9%
イタリア	25. 0%	46. 4%
英国	21. 3%	28. 6%
日本	18. 6%	46. 2%
米国	15. 9%	33. 3%

出典：OECD Online Database；<http://stats.oecd.org>

3. 3 比較対象国としての米国、スウェーデン

日本の特徴を探るための比較対象国として、本稿では米国とスウェーデンを取りあげる。両国をあげる理由について、ここでは述べておきたい。まず米国は、日本と比べ当初所得の格差が大きいにもかかわらず再分配の規模が小さい。このような国では、現役世代、高齢世代ともに低所得者層から再分配への強い支持が生じるのではないだろうか、と推測される。次にスウェーデンについては、再分配前の所得平等度は日本と同程度だが、再分配の規模は大きく、かつその対象は高齢者だけでなく現役世代にも手厚い。スウェーデンで

は手厚い給付を支えている現役世代の高所得者層から大きな再分配への不満があるのではないかと推測される。日本より再分配の大きいスウェーデン、小さい米国の選択は、福祉国家として我が国が今後どちらの方向に向かうのか、その場合有権者の態度にどのような変化がおこるのかを予測するという比較政治学上の関心に基づく。尚、高齢者に偏重した再分配という点で日本と類似するイタリアは、再分配政策への態度を測る「世界価値観調査（以下、WVS）2005」のデータ欠損により、分析対象から外したことを付記しておきたい。

4. 分析

4. 1 再分配政策に対する態度

再分配政策への態度を測る指標として本稿が採用するのは、WVS2005 データからの次のような設問である。

（問 52 ; V152）次にあげる事柄は、民主主義の性質としてどの程度必須のものだと思いますか。1 は「民主主義に必須ではない」、10 は「民主主義に必須である」を示すとします
A) 政府が豊かな人に税金を課して、貧しい人に補助金を支給する⁴。

ただし、この設問は、直接的に再分配政策への態度を測るものとはいえない。民主主義に対して肯定的か否かによって、回答に歪みが生じる可能性があるからである。したがって本分析では、（問 53 ; V162）民主主義の国に住むことの重要性に対し、肯定的であるというフィルターをかけることとした。すなわち、民主主義国に住むことは重要ではないとした回答者を欠損扱いとして分析を行う。尚、民主主義国に住むことは重要ではないと回答した者の割合は、日本とスウェーデンではいずれも有効回答の 1.7%と僅かであったが、米国では 10.2%と多く、回答者の属性は 40 代以下、家計に不満である傾向が 1%水準で有意に確認された。したがって米国については、分析に使用するサンプルは 40 代以上で家計満足な傾向であることに留意する必要がある。

次にこの変数に対する基本的なデータを確認する。再分配が必須であることを示す 10 の回答を 3 択に分類した結果が図 4-1 である。これによると、再分配の大きな西欧、スウェーデンでは再分配が必須であるとする回答が多く、逆に再分配が小さい米国では必須ではないとする回答が多い。日本は両者の中間程度の回答であり、英国と類似している。

⁴ 英文の質問表は次のものであるが、日本語版と比べ民主主義の性質としての重要性が強調されている印象がある。

”Many things may be desirable , but not all of them are essential characteristics of democracy. Please tell me for each of the following things how essential you think it is as a characteristic of democracy. V152)

Governments tax the rich and subsidize the poor. ”

日本の特徴としては、「わからない」という回答が多いことである。「わからない」という回答は女性が8割を占めたが、以下の分析で主眼とする年代や家計満足度に有意な差はみられなかった。従って以後の分析では、DK/NAを欠損扱いする。ただし日本のサンプルには、女性が少なくなっていることに留意する必要がある。また、米国、日本、スウェーデンに関する基本統計量を示したものが表4-1である。

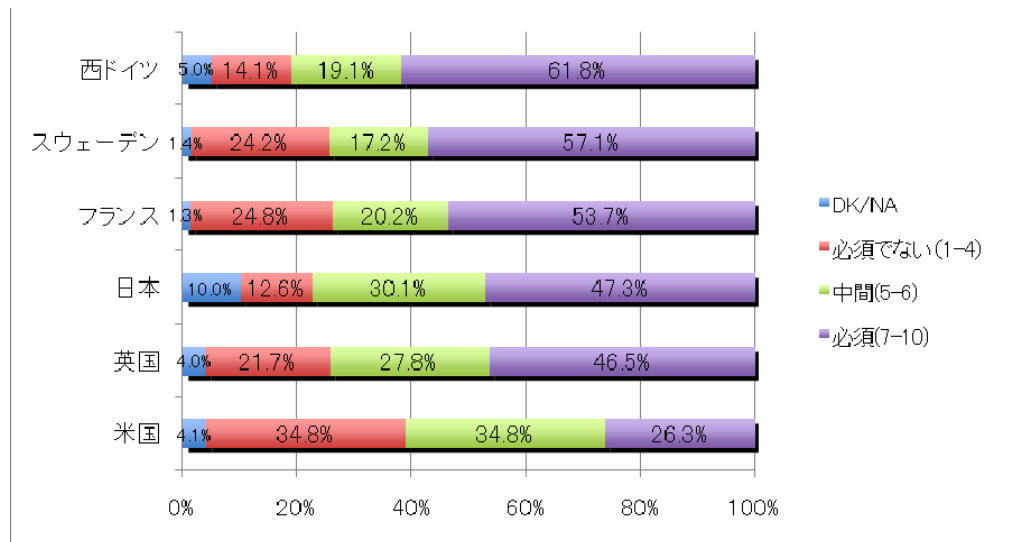


図4-1 再分配政策に対する態度

表 4-1 再分配政策への態度の三国基本統計量

		必須でない	中間	必須		N
米国	29歳以下	31.7%	42.1%	26.2%	100.0%	164
	30代	38.6%	33.0%	28.4%	100.0%	176
	40代	37.0%	32.8%	30.2%	100.0%	192
	50代	31.9%	34.5%	33.6%	100.0%	235
	60歳以上	44.7%	31.1%	24.2%	100.0%	302
日本	29歳以下	18.7%	34.5%	46.8%	100.0%	139
	30代	8.1%	33.3%	58.5%	100.0%	135
	40代	12.2%	35.4%	52.4%	100.0%	164
	50代	15.6%	31.2%	53.2%	100.0%	186
	60歳以上	15.0%	31.4%	53.6%	100.0%	220
スウェーデン	29歳以下	28.7%	17.1%	54.1%	100.0%	181
	30代	27.0%	19.7%	53.3%	100.0%	152
	40代	30.1%	14.0%	55.9%	100.0%	186
	50代	24.0%	14.6%	61.5%	100.0%	192
	60歳以上	16.3%	20.9%	62.8%	100.0%	258
米国	男性	38.9%	33.9%	27.2%	100.0%	537
	女性	36.1%	34.4%	29.5%	100.0%	532
日本	男性	16.0%	33.4%	50.6%	100.0%	401
	女性	12.4%	32.5%	55.1%	100.0%	443
スウェーデン	男性	29.5%	16.5%	54.0%	100.0%	491
	女性	19.2%	18.4%	62.3%	100.0%	478
米国	家計満足	38.8%	34.2%	27.0%	100.0%	673
	家計不満	35.4%	34.1%	30.6%	100.0%	396
日本	家計満足	16.1%	34.2%	49.7%	100.0%	579
	家計不満	9.8%	30.2%	60.0%	100.0%	265
スウェーデン	家計満足	24.7%	17.2%	58.2%	100.0%	734
	家計不満	23.8%	18.3%	57.9%	100.0%	235

4.2 媒介原理としての政府責任

政府が豊かな人に税金を課して、貧しい人に補助金を支給することは必須か否か、という設問は、いささか抽象度が高いものである。「一般論として」或いは「総論として」という前提でなければ、回答は困難であろう。したがって再分配政策への態度は、個人属性や各国での政策から直接的に反映されるものというよりも、人々の政策への態度を形成する何らかの媒介原理を経由するのではないかと本稿では捉える。ここでは、媒介原理の中でも、再分配の回路、すなわち政府責任か個人責任かに対する意見を問う、以下の変数に注目する。

(問44 c ; VII8)

国民皆が安心して暮らせるよう国はもっと責任を持つべきだ1

～自分のことは自分で面倒を見るよう個人がもっと責任を持つべきだ10

政府責任か個人責任かに対する意見は、再分配政策に比べ抽象度は低く、個人属性や各国での政策からの影響を想定しやすい。また、政府責任と再分配政策との関係としては、政府責任を志向するほど、政府による再分配は必須であるという態度に向かうと推測する。表 4-2 は米国、日本、スウェーデンの年代別にみた政府責任に対する意見の分布である。

表 4-2 三国の年代別政府責任

米国	個人責任	中間	政府責任		N
29歳以下	44.5%	28.0%	27.4%	100.0%	164
30代	45.1%	22.9%	32.0%	100.0%	175
40代	41.7%	27.6%	30.7%	100.0%	192
50代	43.6%	22.2%	34.2%	100.0%	234
60歳以上	62.5%	19.7%	17.7%	100.0%	299
全体	49.0%	23.5%	27.5%	100.0%	1064
日本	個人責任	中間	政府責任		N
29歳以下	12.5%	23.5%	64.0%	100.0%	136
30代	10.5%	29.3%	60.2%	100.0%	133
40代	12.3%	24.7%	63.0%	100.0%	162
50代	17.4%	28.3%	54.3%	100.0%	184
60歳以上	24.9%	32.3%	42.9%	100.0%	217
全体	16.5%	28.0%	55.5%	100.0%	832
スウェーデン	個人責任	中間	政府責任		N
29歳以下	40.6%	34.4%	25.0%	100.0%	180
30代	57.9%	26.3%	15.8%	100.0%	152
40代	48.6%	31.9%	19.5%	100.0%	185
50代	58.1%	24.6%	17.3%	100.0%	191
60歳以上	60.7%	25.3%	14.0%	100.0%	257
全体	53.7%	28.3%	18.0%	100.0%	965

まず、三国に共通しているのは、60歳以上の高齢世代が現役世代に比べ、個人責任を志向する点である。次に三国の相違については、政府による公的支援の大きなスウェーデンではむしろ、より個人責任を志向する傾向が強く、一般に個人責任を重視するといわれる米国よりも高い。日本は最も政府責任を強く志向しており、両国とは対照的であることがわかる。

次に、政府責任に対する意見を規定する要因を考える。ここでは、説明要因を性別、年齢などのデモグラフィックな要因、職業、収入などの社会経済要因、価値意識の3つに大別し、以下のような分析を行う。結果は表 4-3 のとおりである。

<従属変数>政府責任に対する回答 10 択を、1 自己責任(7-10) 2 中間(5-6) 3 政府責任(1-4)の順序変数とした。

<独立変数>

- ① 性別：女性ダミー 正を予想
- ② 既婚ダミー 正を予想
- ③ 不健康ダミー 健康状態を「よくない」とする回答者をダミーとし、正を予想
- ④ 年齢：29 歳以下，30 代，40 代，50 代，60 代以上と 5 つのカテゴリーに分け，現行政策との関連をみる狙いから，高齢世代を基準とし，現役各世代との比較を行う。
- ⑤ 家計満足：家庭の家計状態にどの程度満足かの 10 択を二値にし，家計不満をダミー変数とした。
- ⑥ 雇用形態：フルタイムは負，自営は負，失業は正の効果を予想
- ⑦ 革新イデオロギー：保革を尋ねる 10 択の設問から革新 1-5 の回答を革新イデオロギーとしてダミー変数とした。正の効果を予想

<分析方法>順序ロジット回帰分析

表 4-3 政府責任への三国規定要因

	米国		日本		スウェーデン	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性ダミー	0.033	0.123	0.278	0.149†	0.179	0.131
既婚ダミー	-0.167	0.126	-0.036	0.183	-0.183	0.143
不健康ダミー	-0.300	0.329	-0.097	0.253	0.430	0.360
年齢階層(基準60代)						
20代	0.827	0.220***	0.767	0.252**	0.530	0.213*
30代	0.969	0.216***	0.730	0.228***	0.075	0.233
40代	1.007	0.210***	0.774	0.222***	0.333	0.226
50代	0.837	0.193***	0.466	0.204*	-0.072	0.226
家計不満足	0.697	0.127***	0.250	0.153	0.051	0.161
雇用形態						
フルタイム	-0.440	0.159**	-0.050	0.175	0.018	0.167
自営	-0.396	0.235†	-0.373	0.228	-0.359	0.371
失業	0.077	0.386	-0.553	0.515	0.230	0.384
革新イデオロギー	1.190	0.124***	0.241	0.139†	1.330	0.134***
／cut1	1.114		-0.962		1.005	
／cut2	2.278		0.495		2.538	
有効標本数	1064		832		965	
対数尤度	182.27		41.02		142.31	
Pseudo R2	0.08		0.02		0.07	

† p<.1、*p<.05、** p<.01 ***p<.001

分析結果からは以下のようなことがわかる。第一に、米国と日本では、高齢世代を基準として、現役のいずれの年代も政府への責任を志向することである。一方、スウェーデンでそうした傾向が認められるのは 20 代のみである。第二に、革新イデオロギーは三国ともに政府責任に正の効果がみられ、予想と合致する結果となっている。国ごとにみると、米国でフルタイム、自営が負、家計不満が正、日本では女性に正の効果が確認された。

現役世代と高齢世代との相違が、米国と日本では観察され、スウェーデンでは一部にしか認められないことはどのように説明できるであろうか。政策との関連をみる立場からは、次のように推測する。再分配が高齢世代だけではなく、現役世代にも行き届くスウェーデンでは、政府責任に対する世代間のギャップが小さく、20 代の若年層と高齢者層の間で確認される程度である。しかしながら、再分配が小さく、とりわけ現役世代への再分配が期待できない日本、米国では、高齢者に比べ現役のいずれの世代も、政府責任への志向を強めるのではないかと推論される。ただし、米国は高齢者への再分配も相対的に小さいため、この結果からは日米間の相違は説明できない。

4. 3 再分配政策への規定要因

次に、再分配政策への態度を規定する要因について分析を行う。ここでは、政府責任を規定する要因と同じ枠組みであるモデル 1、政府責任を媒介原理とし、年代と家計満足度の交互作用項、利他主義を加えたモデル 2 を検討する。分析概要及び結果は以下の通りである。

<従属変数>再分配政策に対する態度 10 択を、1 必須ではない(1-4) 2 中間(5-6) 3 必須(7-10)の順序変数とした。

<独立変数>4. 2 で用いた独立変数に、モデル 2 では以下の変数を加える。

- ①年代*家計満足：家計満足度が与える影響は年代によって異なる可能性があると考え、交互作用を検討する。
- ②利他主義：問 32, V84 正の効果を予想
- ③政府責任：再分配政策に対する媒介原理の作用を検証

<分析方法>順序ロジット回帰分析

表 4-4 再分配支持の三国規定要因

	米国モデル1		米国モデル2		日本モデル1		日本モデル2		スウェーデン モデル1		スウェーデン モデル2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性ガミ	0.078	0.116	0.017	0.118	0.137	0.147	0.111	0.149	0.316	0.131**	0.295	0.135**
既婚ガミ	-0.145	0.119	-0.168	0.121	0.129	0.192	0.147	0.184	0.006	0.143	0.025	0.145
不健康ガミ	-0.341	0.311	-0.310	0.317	0.139	0.251	0.151	0.254	0.058	0.373	0.029	0.394
年齢階層(基準60代)												
20代	0.309	0.201	0.406	0.249†	-0.211	0.245	-0.364	0.273	-0.459	0.215**	-0.415	0.253†
30代	0.237	0.199	0.139	0.240	0.295	0.231	0.537	0.271**	-0.208	0.226	-0.332	0.253
40代	0.306	0.196	0.176	0.243	-0.048	0.218	0.132	0.268	-0.234	0.224	-0.103	0.242
50代	0.440	0.179**	0.310	0.217	-0.032	0.205	-0.027	0.241	-0.010	0.222	0.104	0.240
家計不満足	0.034	0.122	0.096	0.237	0.485	0.152**	0.742	0.347**	-0.093	0.185	0.613	0.334
年齢階層 * 家計不満												
20代 * 不満			-0.555	0.368			0.426	0.538			-0.866	0.612
30代 * 不満			-0.321	0.387			-1.060	0.503**			-0.153	0.641
40代 * 不満			-0.126	0.374			-0.805	0.480			-1.237	0.636†
50代 * 不満			-0.038	0.357			-0.118	0.489			-1.013	0.629
雇用形態												
フルタイム	0.038	0.147	0.131	0.149	-0.226	0.170	-0.229	0.172	-0.406	0.166**	-0.395	0.168**
自営	-0.159	0.220	-0.042	0.223	-0.220	0.228	-0.184	0.230	-0.885	0.322**	-0.826	0.326**
失業	0.376	0.359	0.495	0.366	0.287	0.568	0.335	0.573	0.450	0.443	0.536	0.448
革新イデオロギー	0.619	0.116***	0.452	0.122***	0.117	0.137	0.109	0.138	0.693	0.133***	0.547	0.139***
政府責任			0.873	0.127***			0.360	0.155**			0.543	0.150***
利他主義			0.269	0.059***			0.132	0.068†			-0.010	0.077
／cut1	-0.016		1.297		-1.571		-0.828		-1.131		-1.052	
／cut2	1.472		2.846		0.141		0.911		-0.279		-0.185	
有効標本数	1064		1064		832		832		965		965	
対数尤度	47.58		100.80		22.81		40.56		63.18		83.92	
Pseudo R2	0.02		0.04		0.01		0.02		0.03		0.04	

†p<.1, *p<.05, **p<.01 ***p<.001

4. 4 分析結果と考察

まず、4. 2節と同じ枠組みを用いたモデル1からは、再分配への態度は政府責任を従属変数としたときよりも、世代間の相違が明確にあらわれていないことがわかる。高齢世代に比べ、米国では50代に再分配が必須であるという正の効果が認められるものの、日本では各世代とも有意ではなく、スウェーデンでは20代が負の効果を示している。革新イデオロギーは米国とスウェーデンで正、雇用形態はスウェーデンのみでフルタイム、自営が負の効果を示している。

次に、年代と家計満足の交互作用や媒介原理としての政府責任を加えたモデル2をみていく。年代については三国で対照的である。有意水準10%ではあるが、高齢世代に比べ20代は、米国では再分配に正、スウェーデンでは負と反対の効果を示している。日本の結果も解釈は複雑である。まず主効果として、高齢世代に比べ30代は再分配に正、家計不満は正の効果をもつ。しかしながら年代と家計不満の交互作用をみると、30代のみ家計不満が負の効果をもつ。

現行政策からの影響をみる立場からは、次のように解釈する。スウェーデンでは現役世代、高齢世代ともに大きな再分配が行われているが、それを支える負担も必然的に重くなる。負担の担い手は現役世代が主体となるため、超過負担に対する反発がみられるのではないかと、いうものである。例えば表4-3と表4-4の比較からは、スウェーデン若年層の特徴がみえてくる。すなわち、高齢者層に比べ20代の若年層は、政府責任を志向する一方で、再分配に対しては否定的な態度を示しているのである。再分配を支えるための超過

負担に対する現役世代からの反発は、スウェーデン以外の国でも十分想定される。しかし、日本や米国のように再分配の規模が小さい国では、超過負担も軽いものであり、また現役世代への再分配の小ささは、再分配をより必須であると志向し、反発を相殺するのではないかと考えられる。超過負担への反発と再分配への渴望が相殺された結果として、米国では 20 代に日本では 30 代に正の効果がみられたのではないだろうか。

また、日本における家計不満との交互作用についても考察を加えておきたい。データから読み取れるものは、家計への不満は全体として再分配に正の効果をもつものの、30 代では家計に満足であるほど再分配を必須とみなす、というものである。なぜ他の現役世代にはこのような傾向がみられなかったのか、現役世代間の態度の相違を説明するには、より詳しい分析が求められる。一つの解釈としては、現役世代と高齢世代の所得下降リスクの違いである。現役世代は、所得上昇可能性はあるものの、下降リスクもある。一方の高齢世代は、所得上昇可能性は低いものの、下降リスクも低い。30 代は今後 20 年、或いは 30 年以上労働市場への参加が必要とされており、家計満足な人はそうした下降リスクに私的に対処することも可能であるが、公的な管理への強い要望があるのではないかと、いうものである⁵。

また、媒介原理としての政府責任については、三国ともに再分配に正の効果が有意に認められた。これは、政府の責任を重視する人ほど再分配は必須であると回答する傾向をあらわしており、再分配の回路として政府責任が媒介原理として作用していることを示す。しかしながら年代に注目してみると、政府責任に対しては、高齢世代と現役世代の差が日米で顕著にみられたものの、再分配に対しては一部の年代にのみ両世代間の相違があらわれている。既述のように、スウェーデンの若年層では、高齢層に比べ政府責任を志向する一方で、再分配には否定的な態度を示しており、年代は政府責任と再分配では同じように影響しているわけではないことが示唆される。また政府責任と再分配の関係をマクロでみると、ミクロレベルからの想定とは異なる結果が示されている。ミクロレベルでは三国ともに政府責任を重視する人ほど再分配を支持する傾向があるが、図 4-1、表 4-2 でみると、マクロレベルでは、政府責任への志向が三国で最も低いスウェーデンが再分配への支持が最も高くなっているのである。その他の変数では、革新イデオロギーが米国とスウェーデンで正、利他主義が米国と日本で正、スウェーデンで女性が正、フルタイム・自営が負の効果が認められた。

5. 結論

WVS2005 を用いた政策態度の比較分析からは、以下のような暫定的な結論が得られた。

第一に、再分配の規模が相対的に大きなスウェーデン、ヨーロッパ諸国では、再分配政策は必須であるという回答が多く、逆に米国や日本のように再分配が小さな国では、必須

⁵ 尚、スウェーデンの 40 代でも家計不満の交互作用が負の効果を示しているが、同国では家計不満の主効果が有意ではないことから、日本と同様の解釈は困難であると考えられる。

であるという回答が少ない結果が得られた。

第二に、再分配の回路として政府責任に対する志向については、日米では高齢世代に対して現役各世代が個人責任より政府責任を志向するが、スウェーデンでは20代のみにもそうした傾向が確認された。再分配が高齢世代だけではなく、現役世代にも行き届くスウェーデンでは、政府責任に対する世代間のギャップが小さいが、現役世代への再分配が期待できない日本、米国では、高齢者に比べ現役のいずれの世代も、政府責任への志向を強めるのではないかと、というのが本稿の推論である。

第三に、政府責任は三国ともに再分配に対して正の効果をもち、媒介原理としての作用が認められるものの、年代については三国で異なる結果となった。米国では高齢世代に対し20代が再分配に正の効果をもつ一方、スウェーデンでは反対に負の効果を示した。日本では30代が再分配に正、家計不満が正の効果を示したが、年齢と家計不満の交互作用では再分配に負の態度が確認された。現行政策からの説明を試みる立場からは、現役世代にかかる再分配の超過負担を指摘する。再分配を行うためには負担の担い手が必要であり、この場合主たる担い手は現役世代である。再分配の大きな国では超過負担に対する現役世代の反発が強くなるのではないかと、というものである。

また、日本ではなぜ30代のみにか家計不満との交互作用に負の効果がみられたのかについては、現役と高齢世代の所得下降リスクの違いを挙げた。30代は今後20年、或いは30年以上労働市場への参加が必要とされており、家計満足な人はそうした下降リスクに私的に対処するよりも、公的な仕組みに対する強い要望があるのではないかと、いうものである。

最後に残された問題点についてふれておきたい。まず本稿の目的は、各国で採用する現行政策からの影響をはかるというものであるが、現行政策がすでにビルトインされたデータを用いて分析するために、三ヶ国の類似点と相違点を比較することによって、これを代替している。したがって、現行政策とは全く別の要因から生じている事象までも、政策に起因しているという過度の一般化の可能性が存在するという点である。次に、WVS2005という一時点での分析からくる限界である。本稿の知見である現役世代と高齢世代の態度の相違が、はたして年齢効果からくるものか、世代効果からくるものかという問いには、今後時系列での分析が待たれる。

以上のような問題点は残るものの、再分配政策に対する態度を比較の視座から検討するという試みからは、政策と政策態度との関係に一つの解釈の可能性を与えることができたのではないかと考える。

謝辞

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ, 1981-2003」「世界価値観調査, 2005-」((株)電通総研)の個票データの提供を受けました。データ提供に記して深く感

謝申し上げます。また、2009年1月30日の二次分析研究報告会では、司会者の田辺俊介先生、討論者の宇野重規先生、山本耕資先生をはじめ、報告会にご参加の方々から有益なコメントをいただきました。心からの謝意を記します。もちろん本稿の誤りは、すべて筆者に属するものです。

参考文献

- Alesina, A. and E. La Ferrara, 2001. "Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities", *NBER Working Paper* No.8267.
- Benabou, A. and E. Ok, 2001. "Social Mobility and the Demand for Redistribution" *Quarterly Journal of Economics* 116(2):447-487.
- Estevez-Abe, Margarita, 2008. *Welfare and Capitalism in Postwar Japan*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Hirschman, A.O., 1973. "The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development" *Quarterly Journal of Economics* 87,544-566.
- 厚生労働省, 2002. 『平成14年 所得再分配調査報告書』.
- Lynch, Julia, 2007. *Age in the Welfare State*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Meltzer, A. and S. Richards, 1981. "A Rational Theory of the Size of Government" *Journal of Political Economy* 89(5):914-927.
- 見田宗介, 1966. 『価値意識の理論』 弘文堂.
- 宮本太郎, 2006. 「福祉国家と平等をめぐる政治—20世紀的前提の転換—」『年報政治学 平等と政治』 木鐸社:94-116.
- 大竹文雄, 1994. 「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済学』 45(5):386-402.
- , 2003. 「所得格差の拡大はあったのか」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著 『日本の所得格差と社会階層』 日本評論社, 3-19.
- , 2005. 『日本の不平等』 日本経済新聞社.
- OECD, 2006. "OECD Economic Survey of Japan" July.
- Ohtake, F. and J. Tomioka, 2004. "Who Support Redistribution?" *Japanese Economic Review* 55(4):333-354.
- 太田清, 2006. 「日本の所得再分配—国際比較で見たその特徴」内閣府経済社会総合研究所 Discussion Paper Series 171.
- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫, 2006. 『日本の所得分配-格差拡大と政策の役割-』 東京大学出版会.
- Ravallion, M. and M. Lokshin, 2000. "Who Wants to Redistribute? The Tunnel Effect in 1990 Russia" *Journal of Public Economics* 76:87-104.
- 佐藤俊樹, 2000 『不平等社会日本』 中公新書.

- 篠崎武久,2005「再分配政策への支持を決定する要因」『J G S S で見た日本人の意識と行動 日本版 General Social Surveys 研究論文集 4』大阪商業大学比較地域研究所.
- 白波瀬佐和子,2002.「日本の所得格差と高齢者世帯—国際比較の観点から」『日本労働研究雑誌』 500:72-85.
- 橘木俊詔,1998.『日本の経済格差』岩波新書.
- 武川正吾,2005.『福祉社会の価値意識』ミネルヴァ書房.
- 武川正吾,2007.『連帯と承認』東京大学出版会.

第6章 福祉国家の「挟撃」問題を再考する 自由・スティグマ・市民社会

仁平典宏

1. はじめに一挟撃される福祉国家

周知のように「福祉国家」は、1970年代後半以降、多くの先進国において、縮小・再編が進められてきた。その過程や進度はそれぞれの国や「レジーム」ごとに異なるとはいえ、福祉国家が規範的な正当性を喪失したと考えることはできる。この福祉国家への攻撃に関する重要な点の一つは、それが規制緩和や再分配制度の縮小など市場領域の拡張をめざす立場のみならず、「左派」¹の立場からも本質的な批判がなされてきたという点である。19世紀における最大の問題が資本主義なら、20世紀（特に半ば以降）の批判理論の中心的なテーマは、われわれの生を管理し肥大化する官僚制国家／システムをどう統御するかということにあった。全体主義の記憶から社会の問題系が政治を領有することに警鐘を鳴らし続けたアレント、生-権力の解明と告発を自らの課題としたフーコー、あるいは運動の時代として記憶される「1968年」の諸思想（例えばTouraine 1968=1970, Lipnack & Stamps 1982=1984 など）や実践の多くも、われわれの生に介入する社会国家的権力に対する異議申し立てだったと整理できる面がある。

確かに福祉国家は、その目的と手段との間に深刻な諸矛盾（Offe 1984）が存在していたが、それに対する左派からの批判は、ネオリベラリストからの批判と共に福祉国家を「挟撃」し、1970年代以降の福祉国家縮小の流れをつくっていった。つまり、多くの先進国では大なり小なり経験した「ネオリベラリズム化（neoliberalization）」（Peck & Tickell 2002）と、軌を一にすることになった。左派からの批判は、福祉国家が肥大し、われわれの生に介入し続けるという予期のもとでリアリティを有していたが、現在その予期は逆転し、今や批判理論の課題は、再び格差・貧困を生み出す資本主義（ただしグローバルなそれ）に移ったかのようだ。この中で、再び福祉国家を希求する声も大きくなっている。

¹ 通常、「左派」は、理念的には基本的に平等を擁護する立場として想定される。ただし20世紀（特に後半）の「左派」においては、現実の福祉制度に対しては、それが孕む抑圧性や矛盾糊塗性に対し、より解放が進んだ立場を仮構的に措定した上で、その地点から現実の福祉国家を批判するということが一般的であった。本稿の「左派」とは、そのような立場をさす。

しかしそれに先だって,これまで行われてきた福祉国家批判の論拠がどこまで妥当している／いたのか,検討する必要があるだろう.特に,平等という価値は是認しつつも,福祉国家という装置が持つ「意図せざる逆機能」ゆえに提示されてきた批判は,福祉国家を擁護する側こそが真摯に受け止める必要があるだろう.とはいえ,それらの批判は多岐にわたっており,すべてを検討することはできない.本稿では,次の三つの批判=仮説を検討対象とする.

- (1)福祉国家は,多元的で活動的な「市民社会」を抑圧する(福祉国家と市民社会との相互排除仮説)
- (2)福祉給付は受給者にスティグマを付与する(スティグマ仮説)
- (3)福祉国家は,活動的な意欲や自律性を浸蝕する(意欲・自律性の喪失仮説)

次節では,この三つについて,説明を加えたい.

2. 検討命題と分析方針

2.1 三つの仮説

(1) 福祉国家と市民社会の相互排除仮説

その第一のものは,福祉国家は多元的で活動的な「市民社会」を抑圧するというものである.ここで「市民社会」とは,一般的に「人々が,(経済的・物質的利益へと還元しきれない)理念に主導された形でアソシエーションに参加し,それを通して公的領域を担うような社会モデル」と捉えられることが多い.これは,特に1990年代以降,国家・資本を制御するほぼ唯一の審級として,社会を語る言説空間上で比類なき位置を占めており,「市民社会論ルネサンス」と形容されるほど隆盛している(Habermas 1990; Cohen & Arato 1994).この文脈においては,福祉国家の拡大を,そのような活動的な市民社会を抑圧・弱体化するファクターとして位置づけられることがある.この捉え方は大衆社会論／市民社会論の中で,「全体主義的 or 官僚制的国家と大衆社会」への抵抗軸として,市民社会が積極的に位置づけていた文脈とも接続するが(Kornhauser 1959=1961,佐藤 1994 など),近年では,ネオ・トクヴィル派の議論の影響が大きい.この議論では,特にソーシャル・キャピタル論の文脈で顕著だが,人々が—政治的・非政治的を問わず—自発的結社に参加・活動している度合いが高いほど,市民社会が健全に機能しているという前提をおく.そし

て政府が拡張し、人々の生活に入り込むことで、様々な自発的活動が衰退するようになり、民主主義の精神が失われていくことに警鐘を鳴らす。

このような議論の文脈については、トクヴィルの評価のされ方の変化にも現れているように（宇野 2007）、保守派の立場からこの論点が進められることもある²。またこの論点との関連で、本仮説は、第三の仮説（意欲・自律性の喪失仮説）の一つの側面であるというとらえ方もできるだろう。

そして重要なのは、社会保障制度のネオリベラリズム的再編が進められる文脈で、市民社会を推奨する言説が盛んになったということである。イギリスにおけるニュー・レイバーの理論的支柱であるアンソニー・ギデンズが「アクティブな市民社会」を唱えるのも、従来型の社会保障制度をよりワークフェア的「社会投資型」の福祉制度へと代替するという文脈と接続している（Giddens 1998=1999）。

一方で、これらの主張と表裏をなすように、参加型の市民社会の奨励が、福祉国家縮小のイデオロギーや作動条件となることを批判する議論も見られる（Rose 1999, Ehrenberg 1999=2001, 中野 2001, 渋谷 2003, Sinha 2005, 仁平 2005）。

さて上記の議論は一福祉国家が市民社会を抑圧するにせよ、市民社会称揚が福祉国家解体と「共振」するにせよ—いずれも、両者が両立困難なトレードオフ関係に置かれているという前提を共有している。北島健一はこれを福祉国家と非営利セクターの市民社会との「相互排除パラダイム」と呼ぶが（北島 2002）、この思考法は左右を問わず広く共有されていると見てよい。しかし、この前提が常に妥当するか否かは検討する余地がある。例えば、NPO論で有名なレスター・サラモンも、アメリカの福祉制度の拡充と非営利セクターの拡大が同時進行したことを示している（Salamon 1995）。日本においても、アソシエーション活動が制度としても実態としても盛んになった大正時代、1970年代、1990年代などは、同時に社会保障制度の拡充期としても記憶される（ただし1970年代と90年代の共に後半は、福祉の抑制局面にかかっている）。果たして福祉国家と市民社会は、どのような関係にあるのか。本稿の第一の検討課題はこれである。

(2)スティグマ仮説

福祉国家の「目的と手段の乖離」として重要なもう一つの論点は、福祉給付が受給者にスティグマを付与してしまうという問題である。福祉を与えるこ

² 詳しくは Ehrenberg（1999=2001）の分析を参照。

とが、ある種のラベリング効果として「異なる・劣った存在」としてまなざす社会的視線を呼び込み、当事者の承認やアイデンティティを傷つけることになる（Spicker 1984=1987）。これによって当事者はスティグマに苦しむだけでなく、これを避けるために、本来権利として受けられるはずの福祉を自ら拒否することで、より一層の困難に陥ることも生じる。

この論点は、近年のベーシック・インカム（BI）論からの批判という形でなされることもある（Fitzpatrick 1999=2005）。例えば、様々な BI 論のうちラディカルな立場では、従来の福祉制度は、属性や資力に応じて選別し給付を行うのを常とするためスティグマを伴うのが避けられない一方、BI は全員に無差別に給付をするために、その問題性が克服されるという。ここで前提となっているのが、既存の福祉制度のスティグマ不可避性である。

以上の議論は、既存の福祉制度の「矛盾」の決定的な問題点をついているが、果たして社会福祉制度が必然的にスティグマを伴うのかは、検討の余地がある。例えば、ティトマス（Titmuss 1968=1971）は制度的再分配モデルをとる国においては、残余モデルの国よりスティグマが小さいことを示唆しているが、これは制度のあり方によって、スティグマは可変的であることを含意する。本稿の第二の検討課題は、社会保障制度のあり方とスティグマとの関係について、検討することである。

(3) 意欲・自律性の喪失仮説

三点目の仮説は、福祉国家が、人々の主体性や活動する意欲、自律する力などを浸蝕するというものである。ここにはいくつかのバリエーションが存在する。

第一に、「働く意欲」に関するものである。これは、いわゆる保守派が伝統的に好んできた「福祉国家は人々を怠惰にする」という論点と重なる。この文脈における「自由／自律」とは、「福祉への〈依存〉」という語の対義語として仮構される「福祉に依存せず自分の力で自律・自立して生きること、あるいはその意志」のことであり、実質的に「就労を通じた経済的自律・自立」をさす。これは、福祉国家批判の語り口として典型的なものだが、近年のいわゆるワークフェア政策の中では、特に強調されている³。例えば、障害者運動が提起してきた「自分のことを他者に決められない」という意味での「自立生活運動」

³ここには、いわゆる「第三の道」も含まれる。その中では、近年「貧困」という語に替えて〈社会的包摂／社会的排除〉の二値コードが好んで用いられるが、福祉の供給を抑えるという文脈における「包摂」の語用法が用いられることがある（Giddens 1994=2002）。

の自立の思想が、「障害者自立支援法」の中で「就労を通じた経済的自立と自由な生活」へと換骨奪胎されたように、これをワークフェア的な自由／自律と呼んでおきたい。

ちなみにこれは、実は先述のスティグマ仮説と重複する部分を有している。つまり、スティグマ仮説が福祉受給に伴うラベリング（福祉を受ける人はダメな人）の効果に関するメタレベルの仮説だとしたら、本仮説はそのスティグマ自体がベタに有する背後仮説（福祉は人々の意欲を失わせる）そのものである。

第二に、より一般的な「人生／生き方」に関するものである。福祉国家は、人々を規格化することで生の自律性を奪い、生の喜びの代わりにシニシズムを到来させるというもので、近代批判的な疎外論として提起されるものである。例えば、1960～70年代の思想の中核には、イリイチやフーコーなどに見られるように、近代国家が、学校教育や医療化など様々なシステムを張り巡らし、人々の生に介入・規格化することで、「自ら創造し、選び、働き、自立する力を失わせた」という視点がある。フーコーが、この種の権力の結節点として生・権力＝福祉国家を置いたことは、周知の通りである。そして、イリイチにせよフーコーにせよ、近代を超えた地点により自由に生を享受できるあり方を模索していた。この論点は、先述のように、その後の福祉国家の縮小という文脈の中で、公的な福祉制度、医療制度、教育制度に対する批判と読み替えられ、「ネオリベラリズム化」の流れと共振する部分があった⁴。とはいえ、福祉国家という制度が、人々を標準化・規格化することで作動するという面をもっていたことは確かで、それがどの程度、主体の構成に（ネガティブな）影響を与えていたといえるのか検討する余地はある。

第三に、「政府」に対する自律に関わるものである。つまり、福祉制度が、人々の国家に対する依存を高めていくという批判である。上記の近代批判とも大きく重なるが、ここでは国家・政府との関係に、批判の焦点が絞られている。近代ナショナリズムが、イデオロギーだけではなく、生を保証するという物質的基盤をもつことで有効に機能したことを考えると、この論点は現在の福祉国

⁴ ただし、イリイチはともかくフーコーに関しては、彼の論点が単純な反福祉の文脈に接続しないように注意も払っている面もある。例えば、次のフーコーによるイリイチ批判を参照。「...みずからの植民地的あるいは半植民地的な状況ゆえに、そのような医療構造とごく希薄な、あるいは二義的な関係しかもてなかった社会があります。そういった社会はいま医療化を要求しており、何百万人というひとが患っている感染症に苦しんでいるのですから、医療化を求める権利があります.....（彼／女らに対して、ヨーロッパ的な医療化が新たな問題を生む等といった）反医学的なユートピア主義の名において主張する議論を認めることはできません」（Foucault 1976=2000: 67）。

家を考える上で決定的な意味をもつ。また、アメリカにおける福祉制度忌避の一つの思想的背景は、それによって政府支配を呼び込み、個々人の、あるいはコミュニティの自律性を喪失させるというものであることはよく知られている。福祉国家という制度は、果たして政府に対する心理的距離を無化するのか、これが三点目の検討課題である。

2.2 分析の基本方針

分析の基本的な方向性としては、国際比較を用いていきたい。

三つの仮説はいずれも、福祉国家としての度合いが高いほど、社会のあり方が特定の傾向を取っており、国家間比較の枠組が有効である。

「福祉国家」としての度合いを捉えるために、OECDの2005年のデータから、GDPに占めるSocial Expenditureの割合を「福祉充実」の指標として読み替えて用いることにする⁵。そのため、World Value Survey (WVS) に含まれる分析対象国の数も、それに応じて減少することになる。このような福祉制度を社会支出のような単純な量的な指標のみで捉えようとする態度は、質的な指標も用いながら精緻さを増している近年の福祉レジーム分析の水準から見ると (Esping-Andersen 1990=2001, Iversen 2005), あまりに素朴な—ウィレンスキー以前の時代に戻ったような—一面があるのは否めない。しかし、本稿は初発の分析という位置づけであり、精緻な分析は今後の課題としておきたい。

また、WVSのデータセットとしては2005年のものを用いる。

以下では、章ごとに、各仮説の検討を進めていきたい。

3. 「福祉国家と市民社会の相互排除仮説」の検討

3.1 指標について

はじめに検討する「福祉国家と市民社会の相互排除仮説」について、その作業仮説は「社会支出の割合が高い国ほど、人々の参加活動は低調である」としておきたい。

ところで、ここで用いる「参加活動の度合い」は、どのように指標化すればいいだろうか。ここでは、ネオトクヴィリアンのソーシャル・キャピタルの捉え方に学び⁶、人々が自発的団体にどのくらい参加しているか、という形で指標化を行っていきたい。

⁵ 財源 (Source) は「Public」、支出の対象領域は「全て」を含める。

⁶ そこでは必ずしも理念的な、あるいは政治や社会変革志向的な団体だけではなく、ボーリング・クラブなどの社交団体も含まれる (Putnam 2000)。

団体参加に関しては,WVS の 2005 年には,次の項目が存在している.V24~V33 であり,それぞれ次のとおりである。「教会,宗教団体 (church or religious organization)」「スポーツ・レクリエーション団体 (sport or recreation)」「芸術,音楽,教育団体 (art, music, educational)」「労働組合 (labour unions)」「政党 (political party)」「環境保護団体 (environmental organization)」「同業者団体,職業団体 (professional organization)」「慈善団体 (charitable/humanitarian organization)」「消費者団体 (consumer organization)」「その他の自発的 (ボランティア) 団体 (any other organization)」。本稿では,これらの団体への参加数 (正確には参加団体種類数) を加算したものを使用する。

さて,このような形での指標化について,次の二つの疑問が生じる可能性がある。第一に,これだけ意味合いの異なる活動を単純に合算していいのかというもの,第二に,団体間の差異だけではなく,それぞれの団体の意味も,国によって異なるのではないかというものである。いずれの指摘ももつともであるが,本稿では,第一の疑問は,第二の疑問に答えることを通して,回答可能なのではないかと考える。どうということだろうか。

第二の疑問から考えてみよう。団体のもつ意味が国によって異なる時,比較可能性はどう担保されるのか—これは国際比較においてクリティカルな問題である。さらにここには,それは質問文の翻訳という厄介な問題も絡む。例えば,上述のように「charitable/humanitarian organization」を日本語の質問紙では「慈善団体」と訳している。このいささか時代がかった言葉は,回答者に影響を与えている。図 1 は,日本における回答の推移を示したものである。日本では,1990 年代から 2000 年代にかけて,通称 NPO 法などの施行により,団体への参加数も団体に関わる人の数も増えているわけだが,しかし,本調査においてはほとんど無反応である。「慈善」という言葉がリアリティと乖離していることが考えられる。一方で,年齢との相関は,1981 年から 2005 年にかけて強まっている。つまり,年齢を取るほどこの活動に関わる傾向が強まっているわけだが,これも近年指摘されている傾向と異なっている。むしろ「慈善」という言葉に反応する層が,年配者に限定されるようになってきた怖れがある。

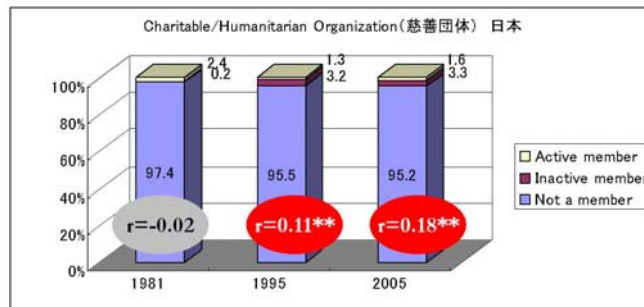


図 1

それでは、1990年代に増加したとされるNPO参加者やボランティア参加者は、何に反応したのだろうか。一つ考えられるのが、「any other organization」である。これの日本語訳は「その他の自発的（ボランティア）団体」となっているが、次のように1995年から10年の間に大幅に増大している。言うまでもなく「自発的」「ボランティア」という用語系に反応し、本来、「charitable/humanitarian organization」につけるべき人もここに吸収された可能性がある。

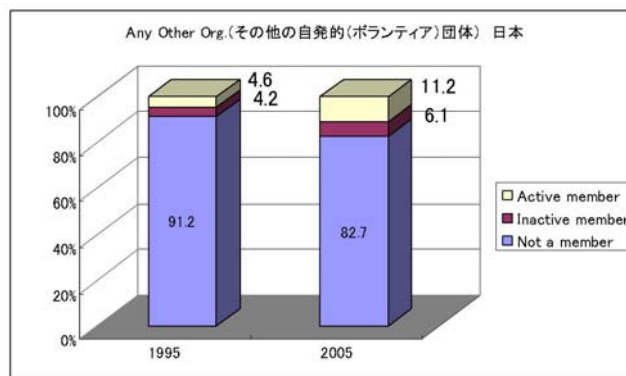


図 2

さて、ここで一つ目の疑問に戻ろう。確かに、団体間の意味は異なっており、それを合算することへの懸念は正当なものである⁷。しかし逆に、正確さを期して一つの団体に代表させると、「慈善団体」の例で見たように、今度はその

⁷ 他に注意しなくてはならないのは、この中に挙げられている団体が、ある社会によっては、「自発的」とは言えず「強制的」な加入形態をとっているという可能性である。例えば、今回の指標にはないが、日本のかつての「町内会」は、そのような性質を有していた。日本の「同業者団体」についても、加入にどの程度の自由度があるか検討の余地がある。このようなケースは、日本以外の国においても生じる可能性があるが、今回その検討を行う余裕はない。今回はその問題が孕まれうることを認めつつ——そしてその問題＝ノイズを相対的に薄めるためにも——合算したデータを用いていることをする。

団体の意味が一翻訳の問題も絡んで一各国の文脈に影響される怖れが出てしまう。そのノイズを除去するためにも、異なる団体への参加団体の種類数を合算するという一見乱暴な方法は、一定の合理性を持つと考えられる⁸。

むしろ、参加の質的差異として注意すべきことは、組織形態を必ずしも有するとは限らない政治的アクション／運動への参加の扱いである。社会運動論などにおいては、この両者の差異は「運動」という概念構成において重視されてきた。他方、ボランティアなど非政治的な団体参加が称揚される中で、一ボーリングクラブへの参加などではなく一政治的行為がもつ民主主義に対する固有の意義を主張する議論が見られるが（Ehrenberg 1999=2001, Sampson et al. 2005）、その文脈内においても、政治的アクション／運動に注目することは重要である。この点を考慮し政治的活動への参加の変数も用いる。具体的にはV100～V103の合算変数である。V100～V103とはそれぞれ、「signing a petition（請願書・陳情書への署名）」「joining in boycotts（不買運動（ボイコット）」）「attending peaceful/lawful demonstrations（合法的なデモ）」「other political action（その他）」に、最近参加したかどうかを聞くものである。この政治的行為の指標も、補足的に用いていく。

3.2 分析

まず、各国の参加団体種類数の平均値を見ていきたい。

⁸ またこの参加活動団体の合算という方法は、政治学の研究などでも多く用いられている。例えば平野（2002）、安野・池田（2002）、安野（2003）は、ボランティアな団体への所属数が、政治参加に正の効果を与えていることを実証しているが、ここでも団体間の差異ではなく、そのアグリゲートした指標を用いている。

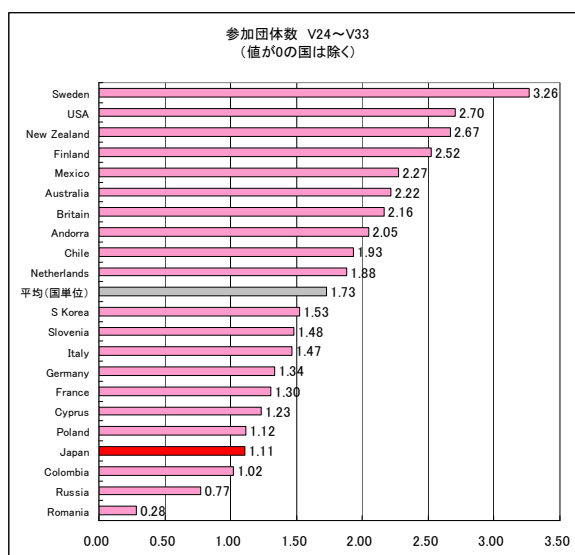


図 3

相互排除仮説が正しい場合,社会福祉や再分配が充実しているほど,市民社会団体への参加は減退するはずである.図 3 を見ると,確かにアメリカをはじめアングロサクソン系のつまり「自由主義レジーム」に分類される国で,参加数は高くなっている.その一方で,スウェーデンのように社会保障が進んでいる国でも,参加団体の種類数の値は高い.この関係をより詳細に見るために,各国の社会支出のデータも踏まえた上で,各値をプロットしてみた.それが図 4 である.

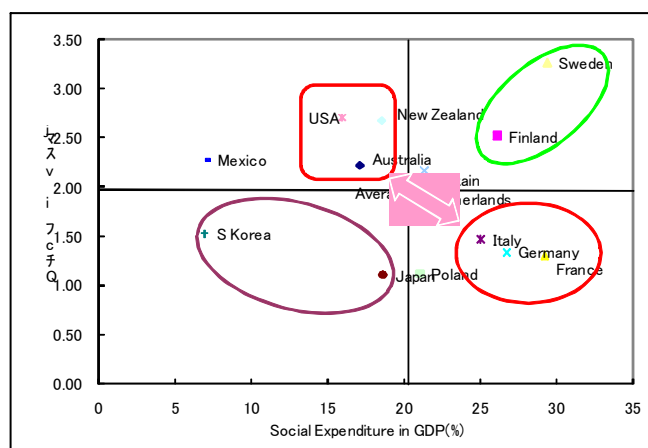


図 4

図 4 の中央に引いてある縦と横の線は,これらのサンプル内の平均値を表す.この平均値に分割された形で四つの象限ができる.第 1 象限が「参加も社会支出割合も高い類型」,第 2 象限が「参加度は高いが,社会保障割合は低い

類型」,第3象限が「参加も社会保障割合も低い類型」,第4象限が「参加度は低く,社会保障割合は高い類型」である.相互排除仮説というのは,両変数に負の相関が見られるとき,第2象限と第4象限に分布が集中することを意味している.第2象限には,アメリカ,オーストラリア,ニュージーランドなどアングロサクソン系の国々が,第4象限にはフランス,ドイツ,イタリア,ポーランドといったヨーロッパ大陸系の国々が含まれる.エスピン=アンデルセン(Esping-Andersen 1990=2001)の概念系を用いるなら,自由主義レジームと保守主義レジームと言い換えてもよい.相互排除仮説は,この両レジームのみに注目する限り,妥当するようと思われる.しかし,それ以外の国も分析対象に含めていくと,その構図は崩れる.特に重要なのは社会保障制度と参加の両方の値が高い第1象限の存在であり,ここにはスウェーデンとフィンランドといった社会民主主義(社民)レジームの国が含まれる.ちなみに日本は韓国と共に,両方の値が相対的に低い第3象限に位置づけられている.

団体参加に替えて,政治的行為に注目しても,同型の構造が見られる.図5に見られるように,政治的行為が高いのはアメリカ,オーストラリアだが,同時にスウェーデンでも高い値を見せている.

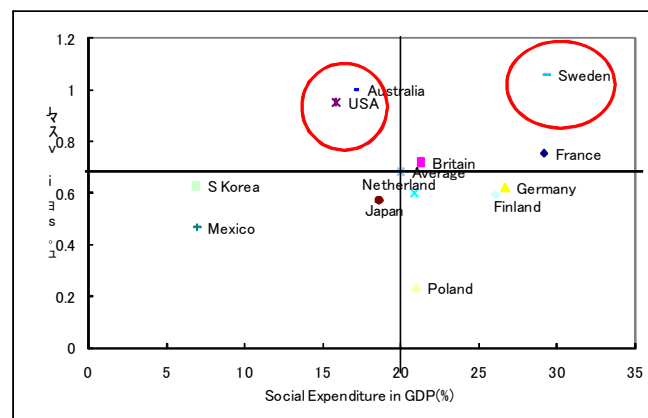


図 5

このように,相互排除仮説とは,アングロサクソン系と大陸ヨーロッパ系の国々との関係を一一般化したときに浮かび上がってくるものだと考えられる.しかし,その二項対立図式が見落としているのは,「両方とも高い」類型があるという単純な事実である.この点の含意については,終節で再度検討したい.

4. 「スティグマ仮説」の検討

「スティグマ仮説」は、従来の福祉制度は不可避免的にスティグマを伴うことを示唆するものであるが、そのままでは検証命題になりにくい。よって、「福祉国家の類型によって、スティグマ付与の度合いは異なる」という議論を補助線として導入していきたい。前述のように、ティトマスの議論では、制度的再分配の類型ではスティグマが相対的に付与されにくいというが、これは、福祉充足に従いスティグマが消尽する可能性を示唆する。つまり、スティグマは、福祉国家のせいというより、それが不十分な（中途半端な？）形で成立しているため生じるということになり、スティグマ仮説と逆立することになる。一方で、福祉制度の充足度とスティグマとが無関係な場合、あるいは、福祉充足している方がスティグマの付与される可能性が高い場合、福祉国家批判が妥当することになる。

よってここでは、福祉制度の充実がスティグマ付与にどのような影響を与えているのか見ることで、両者の関係について検討したい。

なおスティグマを捉える指標についてだが、福祉受給に対する「スティグマ」は、ワークフェアを巡る議論が教えるように（Peck 2001）、働くことを唯一の収入獲得の手段と捉える規範との獲得と表裏である。よって、ここではそれを捉えるための指標として、次の質問項目を用いたい。

V51 Humiliating to receive money without having to work for it.

（日本 2005 問 16B 「働かずにお金を得る事は、恥ずかしいことである」）

これは、1～5 の 5 点尺度となっており、高い方が福祉受給（者）に対する忌避感が強いことを意味する。

分析の方向性は先ほどの仮説(1)の検証と同様に、国ごとの社会支出とスティグマ平均の関係をみる。図 6 は、それを示したものである。

一見して分かるように、分布はなだらかな右下がりとなっている。これは両者が負の相関にあることを意味し、相関係数は-0.44(n.s.)である。

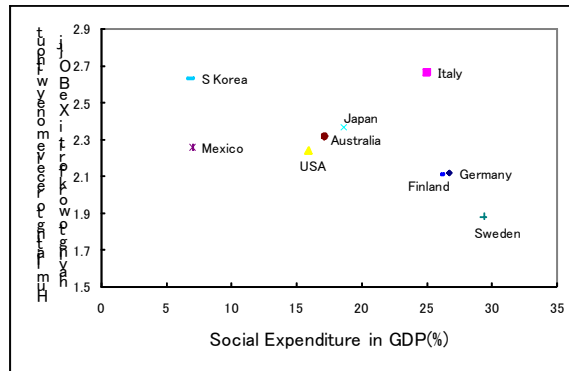


図 6

イタリアが若干はずれた位置にあるが⁹,概ね社会支出の高い国ではスティグマ付与が弱く,低い国ではスティグマ度が高くなっている。

サンプル数が限られているため,試論的にとどまるが,この結果の限りでは,ティトマスの説と整合的ということがいえそうである.ここからスティグマ仮説への含意を考えてみたい.出発点となった BI 論(ラディカル派)からの批判のモデルは,〈既存の福祉国家/BI→スティグマ付与の有無〉というもので,独立変数は実はダミー変数的なものである.ただ,実際の検証プロセスとしては「既存の福祉国家」の外部に出ることができないため,その拡張がスティグマ付与にどのような影響を与えるかという,連続変数モデルへと(誤)変換して検証したのであった.さてこの限界を踏まえた上で,今回の分析の結果によると,現在の福祉国家モデルを前提にしても,福祉給付を増やしていくとスティグマ付与が—0 ではないにしろ—極めて低いレベルになることが予想することができる.スティグマ付与の度合いが低いとはいえない現在の日本を前提にすると,現行の福祉制度か BI かという二者択一的の議論が説得力を持つが,その 0 / 1 的発想を変えて,現行の制度のままでも給付を増やして漸近的にスティグマをゼロに近づけていく方法もあるのではないのだろうか.今回の結果は,そのように,福祉国家制度の消極的な擁護の可能性を示唆している。

5. 「意欲・自律性の喪失仮説」の検討

5.1 指標について

先ほど見たように,この仮説は少なくとも次の 3 つの領域における意欲・自律性の問題として検討することができる.それは,□「就労自立」,□「人生/生

⁹ イタリアは,「地中海レジーム」などと呼ばれ,日本や韓国などの東アジアと同様に,性別役割分業を前提とした家族による扶助規範が強いとされている.この点が影響している可能性があるが,本分析ではそこまで踏み込めない。

き方」, □「政府との関係」である.これらの項目に対応する WVS の質問項目として,以下のものを考えておきたい.

表 1

①仕事	V50 To develop talents you need to have a job(才能は仕事でこそ実現する)	5点尺度
	V51 Humiliating to receive money without having to work for it(スティグマ)	5点尺度
	V52 People who don't work turn lazy(仕事しないと怠惰になる)	5点尺度
	V53 Work is a duty towards society(仕事は社会に対する義務)	5点尺度
	V54 Work should come first even if it means less spare time(余暇時間より仕事)	5点尺度
	主成分得点(V50~54)	
②人生	V46 How much freedom of choice and control(人生は全く自由になる)	10点尺度
	V122 Fate versus control(自分が自分の人生を決定)	10点尺度
③政府	V118 Government responsibility(自分のことは、政府でなく、自分の責任で面倒見るべき)	10点尺度

□「仕事」との関連については,V50~V54 をあげられる.これらは,就業することに対する強い規範意識であり,仕事への意欲と捉えても大きな間違いはないだろう.なおここでは,個々の質問に加えて,主成分分析で合成変数化した主成分得点¹⁰も用いる.

□自分の人生に対する自律/自由の感覚としては,V46 と V122 を用いる¹¹.これらは,宿命感やシニシズムにとらわれず,自分の人生を自分で決定する意欲とそれが成功するという予期を捉えていると考えられる.

□政府との関係における自律の感覚についてはV118 を用いる¹².これは,生計を立てていくための責任が,自分にあるのか政府にあるのか尋ねるもので,いわゆる「自己責任論」対「政府責任論」の構図とも重なると考えられる.よって福祉制度が充実するほど,自助ではなく,政府に責任を求める意識が高まるというのがここでの作業仮説である.

なお以上の質問は,すべて得点が高いほど「活力がある」と判断できるようにまとめている.

¹⁰ 全ての国のケースをプールした上で分析し,回帰法で保存した主成分得点を用いている.

¹¹ 日本語のワーディングは次のとおり.いずれも A と B の間にある 10 点尺度から選ぶ.V46: A「人生は全く自由にならない」,B「人生は全く自由になる」,V122: A「人生はすべて運命で決まっている」,B「人間が自分自身の運命を決定する」.

¹² 日本語のワーディングは次のとおりで,10 点尺度である.V118: A「国民皆が安心して暮らせるよう国はもっと責任を持つべきだ」,B「自分のことは自分で面倒を見るよう個人がもっと責任を持つべきだ」.

5.2 分析

はじめにそれぞれの項目と、社会支出費との相関を取ってみる。次のとおりである。

表 2

		Pearson R	sig.
①仕事	V50 To develop talents you need to have a job(才能は仕事でこそ実現する)	-0.37	0.294
	V51 Humiliating to receive money without having to work for it(スティグマ)	-0.44	0.203
	V52 People who don't work turn lazy(仕事しないと怠惰になる)	<u>-0.68</u>	*
	V53 Work is a duty towards society(仕事は社会に対する義務)	-0.29	0.410
	V54 Work should come first even if it means less spare time(余暇時間より仕事)	0.03	0.935
	主成分得点 (V50~54)	-0.44	0.200
②人生	V46 How much freedom of choice and control(人生は全く自由になる)	-0.26	0.371
	V122 Fate versus control(自分が自分の人生を決定)	-0.45	0.187
③政府	V118 Government responsibility(自分のことは、政府でなく、自分の責任で面倒見るべき)	0.40	0.162

全体的に、対象国数が少ないこともあり、統計的に有意とはなっていない。しかし、分布もあわせて見ることで、大まかな傾向を順次確認していきたい。

□仕事との関係についてみてみよう。統計的有意ではないものの、多くは負の相関の傾向が見いだせる。ここでは、統計的に有意となっている V52 について分布を示しておきたい。

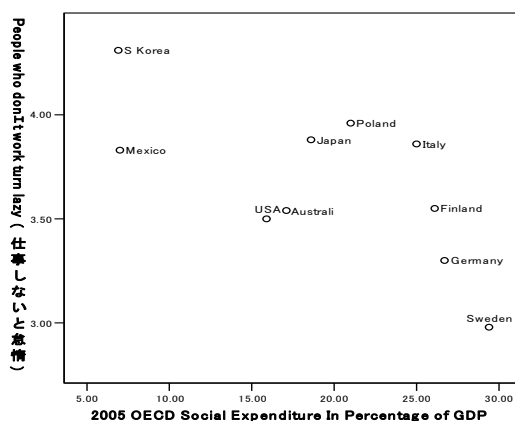


図 7 仕事しないと怠惰になる (V52)

これらの負の相関が示すことは、先に、仮説(2)のスティグマ仮説で見たこと表裏をなしている。つまり、福祉が充実している国において福祉スティグマが

付与されないということは、同時に、「ワークフェア的な自由／自立」への志向を、弱くする傾向がある。もちろん、実際には社会民主主義レジームにおける就業率は極めて高く、その意味で、「福祉国家は働く意欲をなくす」という命題は偽である。とはいえ、少なくとも意識レベルにおいて、「就業の価値化」と、社会保障支出は負の関係にあるとも言えそうである。

□「人生に対する自律感」についても、非有意ながら負の連関が見られる。しかし、分布に着目すると、異なる傾向も見いだせる。特に、V46 は、右上にスウェーデン、左上にアングロサクソン系の国々、右下にヨーロッパ大陸系の国々、左下に日本・韓国という、仮説(1)の検証の際に、図4や図5で出現したパターンと同様になっている。V122 は、より素直な負の相関の分布を取っているが、スウェーデンが特異な形で、高い自律感覚を示している。これらの点は、この仮説に対する強いノイズになっている。

(V122)

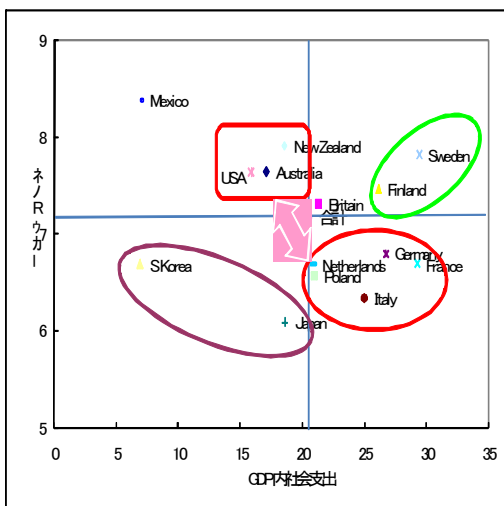


図8 人生は自由になる (V46)

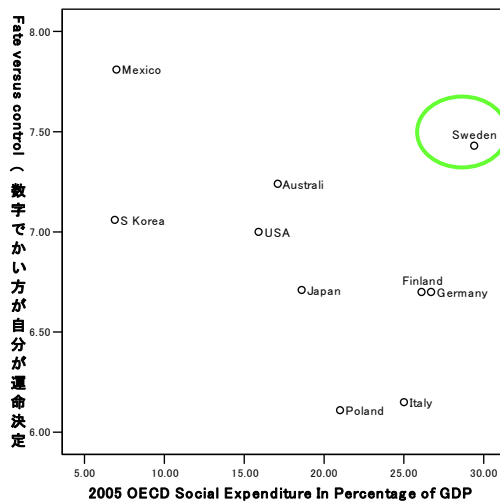


図9 自分が自分の人生決定

□「政府」との関係についてはどうだろうか。まず確認したいのは、V118 は—非有意ながら—唯一、正の連関を示しているということである。つまり仮説は棄却されている。これは、社会保障費比率が低い国は生活の保障を国に求め、一方で、高い国はある種のリアクションが生じ、自己責任の方へ回帰しつつあるという説明がまず思い付く。

しかし、その説明に回収されない部分も残る。それは、社会保障費比率の程度を同じくする国々の間で、意識の現れ方に分岐が生じているということであ

る.そして,その分布は,例の「4象限」的パターンに近い形をとっている.つまり,社会保障支出比率に違いのあるアングロサクソン系の国々と,社民レジームの国(プラス,フランス)が,ともに高い自己志向を示しているのである.

最終節では,このことの含意について,仮説的に検討したい.

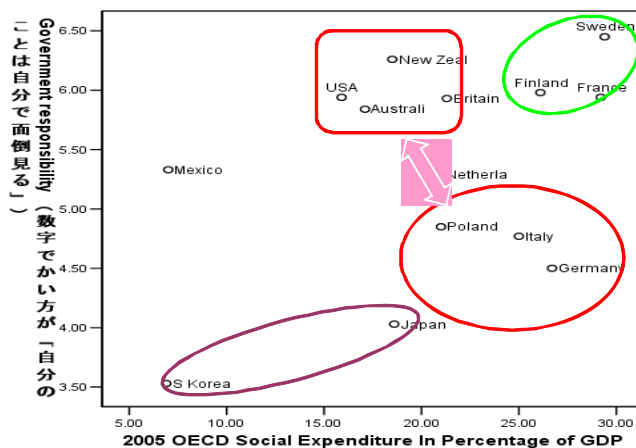


図 10 自分のことは自分の責任で面倒を見る (V118)

6. 結語にかえて一二つの「自由」?

本稿の問題意識は,福祉国家と自由/自律が,トレードオフの関係にあることがしばしば指摘されるが,それはどの程度妥当するのかわかるものであった.その際,トレードオフの関係にあると措定されるそれ—ここで「自由/自律」と呼ぶもの—は,問題提起の角度によって様々のレベルがあり,それぞれについて検討した.

分析の結果,社会保障支出比と「自由/自律」との関係には,2パターンあることが示された.

第一のものは,社会保障支出比が増えるほど低下するという線形のパターンを描くもので,「ワークフェア的な自由/自立」がそれに当たる.これが持つ社会福祉批判への含意は両義的で,「スティグマ仮説」はこれによって棄却され,一方で,「仕事への意欲停滞仮説」とは整合的な結果となった(ただし,高い就業率や充実した職業訓練制度を見る限り,社民レジームは人々を職業世界の中に高度に統合はしている).

第二のものは,社会保障支出比の相対的な高低は,人々の意識・行動の高低と相対的に独立し,4つのグループを形成する非線形のパターンである.これによって,福祉制度が充実するからといって,市民社会の活発さ,人生に対する

自律性感覚,政府に対する自律性感覚が,常に低下するわけでないことが示された.

この二点目の知見は,福祉制度と自由／自律性のトレードオフという構図が,回避可能であることを示唆している.確かに,アングロサクソン系の国々(自由主義レジーム)では,社会保障支出比は低いが自由の感覚は高く,一方,大陸ヨーロッパ(保守主義レジーム)の国々では社会保障費は高いが自由の感覚は低い.この対照的な構図を前提とする限り,トレードオフ構造は普遍的な「真理」として受け取られることになる.しかしその真理は,アングロサクソン vs.大陸ヨーロッパという伝統的な対立構図を反復する限りでの「真理」でしかない.

参加活動と社会保障が共に相対的に低い日本では,その二つのタイプのうちどちらを目指すのかという,二者択一的な問いとして提示されがちである.それが日本において,相互排除仮説がリアリティを持つ一つの背景のように思われる.しかし,その二者択一的問い自体,問いなおすことができるだろう.〈社会保障を充実させつつ,自由／自律性も享受する〉という類型も,確かに実現しているのだから.

他方で,福祉国家は,脱商品化の度合いが低いワークフェア的自由とは,確かに両立しがたい.とはいえ,そこでの「自由」とは,仕事への強迫観念を意味する「不自由」と表裏一体である.

一方で,政府から距離を取ってアソシエーション的に活動し,自分の人生も自分で決める—そのようなタイプの自由／自律性とは両立する.福祉国家の「弊害」を論じるときは,この二つの自由／自律性を区別することは有効であろう.残された問いとして,ヨーロッパ型と北欧型がどのような背景のもとで,このような分岐を示しているのかというものがある.この点については,本稿のような国家レジームが社会を規定するというモデルとともに,社会内の意識や諸関係が国家レジームのあり方に影響を与えるという,逆向きのベクトルも検討する必要があるだろう¹³.これについては今後の課題としたい.

謝辞

本稿の分析にあたり,東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報セン

¹³ この点については,東京大学社会科学研究所の山本耕資氏から,(1) 仕事をするに脅迫観念(ワークフェア的自由)がない《自由》が,福祉制度の充実に肯定的な効果を与えているということ,及び(2) 民主主義政治に対する有効性感覚が高いことがトレードオフ回避の条件を構成するという二点の仮説に関する示唆を頂いた.今回は分析が及ばなかったが,重要な指摘だと考える.今後の課題にしたい.

ターSSJ データ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ,1981-2003」「世界価値観調査, 2005-」((株)電通総研)の個票データの提供を受けました。

また,東京大学社会科学研究所の山本耕資氏から本稿に関する貴重なコメントを頂いた.記して謝したい.

引用・参考文献

- Cohen, Jean L. and Andre Arato, 1994, *Civil Society and Political Theory*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Ehrenberg, John, 1999, *Civil Society: The Critical History of an Idea*, New York University Press. (=2001, 吉田傑俊監訳『市民社会論—歴史的・批判考察』青木書店.)
- Esping-Andersen, Gøsta, 1990, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Polity Press. (=2001 岡沢憲芙・宮本太郎監訳『福祉資本主義の三つの世界—比較福祉国家の理論と動態』ミネルヴァ書房) .
- Fitzpatrick, Tony, 1999, *Freedom and Security: An Introduction to the Basic Income Debate*, Palgrave Macmillan. (=2005, 武川正吾, 菊地英明訳『由と保障 : ベーシック・インカム論争』勁草書房.)
- Foucault, Michel, 1976, 'Crisis de un modelo en la medicina?' *Revista retroamericana de Ciencias de la Salud*, n^o3, janvier-avril pp.197-209 (2000「医学の危機あるいは反医学の危機？」蓮見重彦・渡辺守章監修『ミシェル・フーコー思考集成□—セクシュアリテ／真理』筑摩書房. pp.48-68) .
- Giddens,Anthony, 1994, *Beyond Left and Right : The Future of Radical Politics*, Polity Press.= 2002 松尾精文・立松隆介訳『左派右派を超えて—ラディカルな政治の未来像』而立書房.
- Giddens, Anthony, 1998, *The Third Way: The Renewal of Social Democracy*, Polity Press (=1999, 佐和隆光訳『第三の道—効率と公正の新たな同盟』日本経済新聞社) .
- Habermas, Jürgen, 1990, *Strukturwandel der Öffentlichkeit: Untersuchungen zu einer Kategorie der bürgerlichen Gesellschaft*, Frankfurt am Main: Suhrkamp. (=1994, 細谷貞雄・山田正行訳, 『公共性の構造転換 (第2版)』未来

- 社.)
- 平野浩, 2002, 「社会関係資本と政治参加—団体・グループ加入の効果を中心に」日本選挙学会『選挙研究』17号 pp. 19-30. 安野智子 2003 「JGSS-2001にみる有権者の政治意識」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2]—JGSS で見た日本人の意識と行動』pp.75-91.
- Iversen, Torben, 2005, *Capitalism, Democracy, and Welfare*. Cambridge University Press.
- 北島健一, 2002, 「福祉国家と非営利組織—ファイナンス／供給分離モデルの再考」宮本太郎編著『福祉国家再編の政治』ミネルヴァ書房, 247-275.
- Kornhauser, William, 1959, *The Politics of Mass Society*. Free Pr. (= 1961, 辻村明訳『大衆社会の政治』東京創元社.)
- Lipnack, Jessica & Stamps, Jeffrey 1982 *Networking*, Ron Bernstein Agency Inc. = 1984 正村公宏監訳『ネットワーキング—ヨコ型情報社会への潮流』プレジデント社.
- 中野敏男, 2001, 『大塚久雄と丸山眞男—動員, 主体, 戦争責任』青土社.
- 仁平典宏, 2005, 「ボランティア活動とネオリベリズムの共振問題を再考する」日本社会学会『社会学評論』56(2) pp.485-499.
- Offe, Claus, 1984, *Contradictions of the Welfare State*. London: Hutchinson
- Putnam, Robert, 2000, *Bowling Alone*, Simon&Schuster.
- Peck, Jamie, 2001, *Workfare States*. The Gulford Press.
- Peck, Jamie, and Adam Tickell, 2002, “Neoliberalizing Space,” *Antipode*, 34(3): 452-72. (Brenner, N., and N. Theodore eds., *Spaces of Neoliberalism: Urban Restructuring in North America and Western Europe*, Oxford: Blackwell: 33-57.)
- Salamon, Lester, 1995, *Partners in Public Service*, The John Hopkins University Press: Baltimore.
- Sampson, R. J., D. McAdam, H. MacIndoe, and S. Weffer-Elizondo, 2005, “Civil Society Reconsidered: The Durable Nature and Community Structure of Collective Civic Action,” *American Journal of Sociology*, 111(3): 673-714.
- 佐藤慶幸 1994 『アソシエーションの社会学—行為論の展開 [新装版]』早稲田大学出版部
- 渋谷望, 2003, 『魂の労働—ネオリベリズムの権力論』青土社.

- Sinha, S., 2005, "Neoliberalism and Civil Society: Project and Possibilities," A. Saad-Filho and D. Johnston eds., *Neoliberalism : A Critical Reader*, London: Pluto: 163-9.
- Spicker , Paul, 1984, *Stigma and Social Welfare*. Croom Helm. (= 1987, 西尾祐吾訳, 『スティグマと社会福祉』誠信書房.)
- Titmuss. Richard. M., 1968, *Commitment to welfare*. London : Allen and Unwin.
= 1971 三浦文夫監訳 『社会福祉と社会保障—新しい福祉をめざして』社会保障研究所
- Touraine, Alan, 1968, *La mouvement de mai ou le communisme utopique*, Paris : Seuil. =1970 寿里茂・西川潤訳 『現代の社会闘争—五月革命の社会学的展望』日本評論社.
- 宇野重規, 2007, 『トクヴィル—平等と不平等の理論家』講談社.
- 安野智子・池田謙一, 2002, 「JGSS-2000 にみる有権者の政治意識」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所 『日本版 General Social Surveys 論文集 JGSS-2000 で見た日本人の意識と行動』 pp. 81-105.

第7章 価値意識と子どもを持つこととの関連 —国レベルおよび個人レベルにおける検討—

中西 泰子

1. 問題設定：価値意識と出生行動を関連づける社会的文脈

家族に対する伝統的な価値規範の拘束力が弱まることで、人々は子どもを持たなくなり、少子化は進んでいくのだろうか。データからその傾向を探ると、国レベルと個人レベルでは異なった傾向が見えてくる。

先進諸国を対象とした国際比較では、伝統的な家族観が揺らぎ、新しいライフスタイルに対する許容度が高い国では、伝統的な家族観が根強く新しいライフスタイルに対する許容度が低い国々よりも出生率が高くなっている（阿藤 2005）。

一方（日本における）個人レベルの分析では、国際比較から見られる国レベルの関連性とはまったく反対の関連性が想定されている。すなわち伝統的な家族観を持つひとのほうがより結婚し、子どもを持つという傾向が確認されている（阿藤 2005, 福田 1999, 2004, 星 2008）。

阿藤は、こうした国レベルと個人レベルの関連性にパラドックスを単なる生態学的誤謬として片づけるのではなく、双方のレベルの組み合わせり方について、つぎのような仮説を提示している。「ジェンダー観も含めて家族観の変化が大幅に進んだ国では、個人の自己実現欲求や男女平等観が高まっても、二者択一的なライフコース選択状況（結婚か仕事か）に陥るため、より伝統的な家族観を持つものが、より結婚、二子以上の子ども数を選択し、より新しい家族観を持つものが、より未婚、子ども数を制限する。一方、社会において家族観の変化が大幅に進んだ国では個人が新しい家族観を持つか否かは、パートナーシップや子ども数とは強い関係を持たなくなる」（阿藤 2005:39）。そのために、伝統的な家族観とパートナーシップや子ども数との関連は、国レベルではポジティブ、個人レベルではネガティブなものになるとされる。

こうした国レベルと個人レベルにおける関連性のパラドックス状況を確認し、そのメカニズムを解明することは、個人レベルでの関連性を、その背後にある社会的背景をふまえて明らかにしていくという点でも重要なものである。多様なライフスタイルを許容する意識が高い国で革新的な意識を持つ場合と、伝統的な価値規範の強い国で革新的な意識を持つ場合とでは、その意識が行動に与える影響は異なると考えられる。

個人レベルと国レベルの組み合わせについて検討するためには、「先進各国について（中略）家族観とパートナーづくり・子ども数の両方の変数群を含む比較可能なデータが必要である」（阿藤 2005:39）。今回、そのようなニーズに対応可能なデータとして、世界価値観調査をとりあげ、国レベルおよび個人レベルの双方において子どもを持つことと家族観との関連を捉えていく。すなわち、国レベルと個人レベルを組み合わせた形での国際比較を目指

す。

2. 先行研究

2.1 少子化と価値観変動仮説

少子化のメカニズムとしては、未婚化晩婚化といった結婚行動のパターンおよび夫婦間の出生行動パターンの及ぼす影響が検討されてきた。そして結婚行動や出生行動のパターンに影響を及ぼす諸要因は、技術的要因・構造的（社会経済的）要因・文化的要因の3側面に分類される（van de kaa2002,阿藤 1997）。本論で注目する価値意識は、文化的要因と位置づけられる。また福田は、夫婦の出生力を左右する要因として社会経済要因、価値意識要因、ジェンダー要因を挙げている。価値意識は、結婚行動や出生行動に一定の影響を及ぼす要因として位置づけられている。

それではどのような価値意識がとりあげられてきたのだろうか。価値意識と少子化との関連に注目した価値観変動仮説は、欧米諸国において展開されてきた（Aries1982,Lesthaeghe et al1988,van de kaa2002）。共通する見方は、既存の道徳や価値規範の拘束力が弱まり、人々の自己実現欲求が高まることによって、結婚や出産が個々の選択可能な人生のオプションとなったというものである（阿藤 1997）。個人主義化や脱物質主義化といった価値観の変動と出生率の動向との関連が検討されてきた。Inglehart の脱物質主義指標など含め、様々な指標を用いた検討が行われてきた。

日本の出生率変動を価値観変動仮説の観点から検証した研究は多くはない。希少な研究として、阿藤は、世論調査の時系列比較をもとに「子ども中心社会の終焉説ならびに個人主義化仮説は日本の場合必ずしもあてはまらず、家族観の変化と密接につながる女性の地位・役割観の変化との関連が深いのではないか」（阿藤 1997）と述べている。すなわち、日本では、子ども中心主義や個人主義といった欧米の価値観変動仮説で取り上げられてきたような個人主義化や価値観よりも、家族に関する価値意識の影響力が大きいのではないかと指摘されている。

2.2 国際比較（国レベル）と個人レベルのパラドックス

男女共同参画の観点から行われた国際比較研究では、OECD 諸国において出生率が平均以上の国々は、平均以下の国々に比べて社会全体において多様性に寛容な意識が強いという結果が示されている（男女共同参画会議 2005）。しかし日本国内の時系列分析や個人レベルの分析結果では、伝統的な価値意識の弱さ（多様性に寛容な意識）が、結婚や出産を控えさせる効果を持つことが示唆されている。非伝統的で自己志向的な価値意識を持つ人は、家族中心的な意識を持つ人よりも第一子を産む時期が遅くなっているという結果（福田 2004）や、伝統的結婚観を持つ人が結婚から出産までの期間が短かく、子ども数が少ないという結果（永瀬 1999,星 2008）が得られている。

すなわち、国レベルの関連性と個人レベルにおける関連性にはパラドックスが予想される。ただし、これまでの研究では、国際比較（国レベルの分析）の結果と、各国における個人レベルの分析とが、それぞれ別個に検討されてきた。そのため、国レベルと個人レベルでのパラドックスがどのような意味を持つのかは定かではない。このことは、個人レベルでの関連性が地域的文脈によってどのように変わるのかが明らかにされていないということの意味する。よって本論文では、同一の価値意識変数が、国レベル（国際比較）と個人レベルにおいて、それぞれどのように出生行動と関連するかについて検討し、国レベルと個人レベルを組み合わせた形での国際比較を試みる。具体的には、まずは国レベルでの価値意識と出生率との関連を確認し、その結果をふまえて特徴的な複数国をとりあげ、個人レベルでの関連を検討していく。

3. データおよび分析方法

3.1 データおよび分析対象

分析に用いるのは世界価値観調査（World Value Survey）の2005-2006年調査データである。世界価値観調査は、基本として各国18歳以上（一部20歳以上）の男女1000サンプル獲得を目安に行われる調査で、これまで、1981年、1990年、1995年、2000年、2005年と5回にわたって行われている。今回用いるデータは5回目に行われた最新の調査データである。

分析対象は分析レベルによって異なる。国レベルの分析対象とするのは、調査対象国に含まれているOECD諸国である。さらに分析に用いる変数を質問項目として採用している国に限定されるため、最終的に対象国は15カ国となった。国レベルでの分析では、この15カ国の20歳以上¹男女を対象として、それぞれの国における各価値意識の平均値を求め、各国の合計特殊出生率（TFR）との関連を図示する。

ついで行う個人レベルの分析では、国レベルの分析をふまえて複数の国（フランス・韓国・日本）を選出し、各国の20～49歳女性を分析対象として、価値意識と婚姻および子ども数との関連を検討する。年齢については、再生産年齢（15～49歳）を参照し、かつ対象者を20歳以上としている国が多いことから、20～49歳に限定している。

世界価値観調査は、各国で独自の調査方法がとられており、個人レベルの分析で対象とするフランス、日本、韓国についても、調査方法は異なっている。日本調査は、2005/7/7～8/5にかけて、日本リサーチセンターのモニター2000サンプルに対して郵送で調査が行われ、有効回収数は1096票となっている。サンプリングでは、2000年の国勢調査をもとに、年齢と性別を組み合わせた割り当て法が用いられている。フランス調査は、2006/1/30～2/24にかけて面接調査法によって実施。性別、年齢、職業、地域をコントロールする割り当て抽出法を用いたサンプリングを行っており、有効回収数は1001票である。韓国の有効票は1202票となっている²。

¹ 調査対象年齢が18歳からの国と20歳からの国があるため、対象年齢を揃えるために一律20歳以上とした。

² 韓国調査の概要（サンプリング方法や回収率など）は現在問い合わせ中である。

3.2 変数

・結婚観（パートナー観）

本論文で取り上げる価値意識は、パートナーシップに関する意識、すなわち結婚観（パートナー観）である。「未婚の母に対する許容度」および「離婚に対する許容度」の2変数を用いて、結婚観を把握する。この2変数が国レベルおよび個人レベルの双方における独立変数となる。

「未婚の母に対する許容度」については、「もしある女性が、「子供は欲しいが、特定の男性と永続的な関係は持ちたくない、つまり未婚の母でありたい」といったとします。あなたはそういう考え方を認めますか、それとも認めませんか」という質問に対して「認める」「認めない」「場合による」という3択で回答する形式となっている。変数として用いるにあたって、「場合による」という回答を「認める」「認めない」の中間に位置する回答と見なし、認めるという回答が高い点数となるように1～3点を配点した。

「離婚に対する許容度」については、離婚に対して、一方の極に「全く正しい(認められる)」という意見、もう一方の極に「全く間違っている(認められない)」という意見を置く10段階の目盛りを設定し、任意の数字を回答する形式となっている。変数として用いるにあたっては、離婚に対する許容度が高いほうが点数が高くなるように、1～10点を配点した。これら2つの意識変数を用いて、結婚観を把握する。未婚の母や離婚に対する許容度が低い場合は、伝統的な結婚観を持っているものとする。

・出生行動および結婚行動

子どもの有無と女性のライフスタイルに関する意識との関連を見るにあたって、国レベルの分析においては各国の合計特殊出生率（2000-2005年の平均値）を従属変数とする。

一方個人レベルでは、婚姻状態および子ども数を従属変数とする。質問票では婚姻状態（marital status）は、「結婚している(married)」「事実上の結婚生活を送っている(living together as married)」「離婚(Divorced)」「別居(Separated)」「死別(Widowed)」「独身(Single/never married)」の6項目で把握されている。このうち、離婚、別居、死別は分析から除外し、結婚しているか否かの2値で婚姻状態を把握し分析に用いる。子ども数は、子どもがいない場合と、1人いる場合、2人以上いる場合の3値で把握し、分析に用いる。婚姻状態および子ども数の分布については、表2を参照されたい。

なお、個人レベルの分析における統制変数として、年齢、最終学歴、経済状態、および婚姻状態（子ども数を従属変数とするモデルにおいて）を用いる。年齢は実数をそのまま用い、最終学歴は四年制大学相当（university level）の教育を受けているか否かの2値によって把握している。なお、経済状態は10段階に分けられた「家計の満足度（scale of income）」を用いる³。

³ 世帯収入の項目はあるが、世帯人数が分からないため結果の解釈は難しい。よって次善の策として主観

本論文の分析で使用する変数を分析レベル別にまとめたものが、表 1 である。

表 1 使用する変数一覧

分析レベル	国レベル	個人レベル
従属変数	各国の合計特殊出生率	婚姻状態／子ども数
独立変数	結婚観 (未婚の母／離婚 に対する許容意識)	結婚観 (未婚の母／離婚 に対する許容意識)
統制変数	なし	年齢／学歴／経済状態／婚姻状態

4. 分析

4.1 国レベル：結婚観と合計特殊出生率との関連性

図 1 と 2 は、各国の合計特殊出生率（TFR）と結婚観を示す 2 つの意識変数との関連を図示したものである。これをみるとそれぞれの意識の強弱が TFR の高低と関連している傾向が見出せる。なお、各意識と TFR との関連性の強さは、未婚の母に対する許容度の関連は相関係数 0.46（ただしスペインとメキシコを除いた場合）、離婚に対する許容度との関連は相関係数 0.54（メキシコを除いた場合）となっている。相関係数が 0.5 前後を示していることから、各意識と TFR との間に一定の関連があるといえるだろう。

ただし、メキシコとスペインの二国は例外的な関連を示している。N（対象国の数）が 15 程度という少ないということもあり、この二国を含めるか否かで相関係数は大幅に変わる。二国（もしくはどちらか一国）を含めると相関係数は「0.2」前後となる。

スペインおよびメキシコの二国が他の諸国とは異なる位置にあることについて簡単に解釈を述べるとするならば、まずメキシコの場合、先進諸国に含まれているとはいえ、他の OECD 諸国に比べて開発の度合いに大きな開きがあることが影響していると考えられる。スペインについては、カトリック系の国で許容度が低い国として位置づけられてきたが今回の結果を見ると、フランスやオランダよりも許容度が高い。実態と意識とが一致していない状況がうかがえる。スペインでは近年、南欧諸国の中でも婚外子割合が急激に伸びてきている国である（西岡 2005）。北西欧諸国と比べるとまだその割合は低いものの、近年の急激な伸び率が意識に反映したのではないかと考えられる。二国の位置づけは非常に興味深い。本論文の国レベルの分析では結婚観と出生率との全体的な関連傾向を把握することを目的としている。よってここではスペインとメキシコの二国を一種の外れ値として扱い、他の諸国を対象として結果の考察を進めていく。

的指標を用いた。

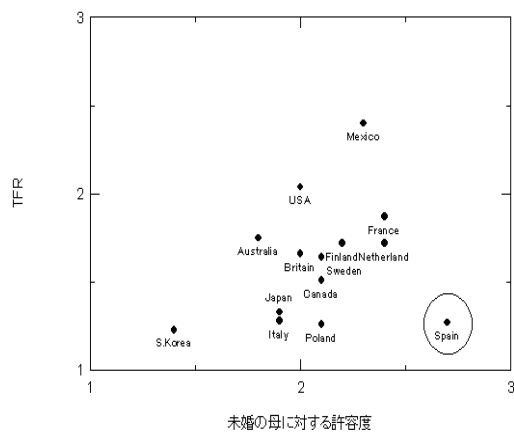


図1 未婚の母に対する許容度と TFR

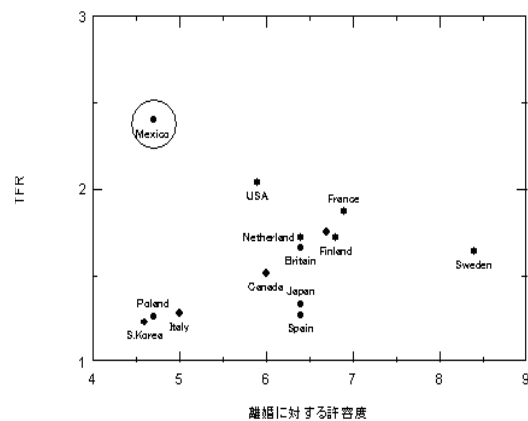


図2 離婚に対する許容度と TFR

・未婚の母に対する許容度【図1】

未婚の母に対する許容度が高い国ほど TFR が高いという傾向が見られる。フランスやオランダが許容度が高くかつ TFR も高い。一方で韓国の許容度は顕著に低く、かつ TFR も低い。日本は許容度では、イタリアと並んで中間地点に位置している。

・離婚に対する許容度【図2】

離婚に対する許容度も、未婚の母に対する意識と同様、許容度が高い国ほど TFR が高い傾向にある。スウェーデンの許容度が最も高く、それにフランスやフィンランドが続く。最も許容度が低いのは韓国であり、ポーランドやイタリアといった東欧、南欧諸国も低い数値を示しており、これらの国々の TFR は低い。日本は、離婚に対する許容度については、西欧諸国と並んで高い値を示している。

全体的な傾向として、北西欧諸国において伝統的な結婚観の揺らぎが見られる。一方東欧、南欧諸国や日本、韓国では、伝統的な意識が根強い。そして伝統的な結婚観の強弱は、TFR の高低と関連している。伝統的な結婚観が弱い国では出生率が低い。すなわち国レベルにおいては、伝統的な結婚観と出生率とがネガティブな関連を示していることが分かる。

図1, 2をみると、伝統的な意識が弱く TFR も高い国の典型としてフランスやスウェーデン、より伝統的な意識を持っていて TFR も低い国の典型として韓国がある。日本は、許容度では西欧型に近いが、TFR では韓国に近い。

つぎに行う個人レベルの分析では、社会全体において伝統的意識が弱く出生率が高い国としてフランスを、社会全体において伝統的意識が強く出生率が低い国として韓国、そしてそのどちらにも当てはまりきれない日本の3カ国を対象として、結婚観と婚姻状態および子ども数との関連を検討する。

4.2 分析：個人レベル

北西欧諸国ではもはや婚姻は出産の開始を示すシグナルではないと言われる（西岡2005）。近年の人口学的変動はもはや婚姻とは関連なく生じている（Cherlin2004）とも言われるが、日本や韓国をはじめ婚外子の出生率が低い国々では、依然として婚姻と出生行動とが結びついている。結婚観と出生行動との関連について国際比較を行うにあたっては、双方の状況を含みこんだモデルをたてる必要がある。よって本論における個人レベルの分析では、子ども数と意識との関連だけでなく、婚姻状態と意識との関連についても検討する。先にも述べたが個人レベルの分析では20～49歳の女性を分析対象とする。分析対象サンプル数は、フランス250、日本282、韓国397である。用いる変数は、先に記したとおりである（表1参照）。

まずは、従属変数となる婚姻状態および子ども数と、国レベルの分析でも用いた結婚観との単独の関連を見る。

表2 各意識変数と婚姻状態および子ども数との関連

		婚姻状態				子ども数			
		全体	未婚	既婚 (離死別除く)		子どもなし	1人	2人以上	
フランス									
未婚の母に対する許容度	平均値	2.48	2.30	2.66	***	2.56	2.48	2.43	NS
	N	247	123	124		77	47	122	
離婚に対する許容度	平均値	7.30	7.35	7.25	NS	7.16	6.84	7.56	NS
	N	249	125	124		77	48	123	
日本									
未婚の母に対する許容度	平均値	2.05	2.07	2.00	NS	2.02	2.14	2.04	NS
	N	265	186	79		81	50	130	
離婚に対する許容度	平均値	7.25	7.34	7.06	NS	7.21	7.26	7.31	NS
	N	265	183	82		82	50	126	
韓国									
未婚の母に対する許容度	平均値	1.54	1.45	1.74	***	1.74	1.43	1.43	***
	N	397	274	122		132	63	201	
離婚に対する許容度	平均値	4.95	4.55	5.85	***	5.82	4.84	4.42	***
	N	397	274	122		132	63	201	

+ p<.10.*p<.05,* *<.01,* * *<.001 (NSは非有意)

表2は、国別に、各意識変数と婚姻状態および子ども数との関連を示したものである。婚姻関係を結んでいる群とそうではない群との間で、さらに子どもがいない群、子どもが1人の群、子どもが2人以上の群の3つのグループ間で、結婚観に違いがあるかを検討している。結果は、フランスの場合、未婚の母に対する許容度が婚姻状態と関連しているが、子ども数はどちらの意識との関連も見られない。一方韓国では、どちらの意識も婚姻状態および子ども数の双方と関連している。日本は、どちらの意識も婚姻状態にも子ども数とも関連していない。

社会全体が女性の多様なライフスタイルを認めているフランスでは、個人が伝統的な結婚観を持っているかが子ども数とは関連していない。一方社会全体の許容度が低い韓国では非伝統的な意識を持っている女性が子どもを持つ割合は低いといえる。ただしフ

ランスにおいても婚姻状態については、伝統的な意識（未婚の母に対する許容度）との関連が見られる。フランスでは1999年に制定されたPACS法によって、婚姻関係を結ばないカップルにも婚姻関係を結んだ場合とほぼ同様の法的権利が認められるようになっている。そうした状況においてあえて婚姻関係を結ぼうとする女性は、伝統的な家族観を持っている割合が高いのではないかと考えられる。

フランスで結婚観と婚姻状態との関連が、韓国では結婚観と婚姻状態および子どもの有無との関連が認められたが、伝統的意識を持つかどうかは、学歴や年齢といった要因による影響も想定される。例えば女性の学歴は、女性の社会経済的地位を示すものとして、結婚行動や出生行動に独自の効果を及ぼす変数として位置づけられてきた（福田2004）。伝統的意識が及ぼす効果が、学歴などの統制によって消えてしまう場合には、意識が及ぼす効果は擬似効果であったと考えられる。女性のライフスタイルに関する意識が婚姻状態や子ども数に対して独自に示す効果を確認するためには、学歴や年齢などの変数を統制した分析が必要となる。よってつぎに、年齢、最終学歴、経済状態（scale of income）を統制変数として投入し、婚姻状態及び子ども数を従属変数とする多変量解析を行う。

まずは、婚姻の有無（既婚=1,未婚=0）を従属変数とするロジスティック回帰分析の結果を提示する（表3）。表中の数値はオッズ比であり、数値が1より大きい場合は既婚である確率が高くなり、1より小さくなる場合は確率が低くなる。

結果をみると、3カ国ともに共通して年齢が高くなるにつれて結婚している割合が高まるという傾向が強く出ている。さらに、韓国と日本では、家計満足度が高いほうが結婚している割合が高い。フランスは、家計満足度との関連はないが、学歴との関連が見られ、大学卒業程度の学歴を持っている場合に、結婚している割合が低くなる。

そして、これらの変数の影響を統制したうえで、伝統的な結婚観が及ぼす意識の影響をしてみると、フランスおよび韓国において、伝統的な結婚観を持っているほうが結婚しているという結果が見られる。フランスでは未婚の母に対する許容度が低い女性のほうが婚姻関係を結んでおり、韓国では離婚に対する許容度が低い女性のほうが結婚している。日本は、どちらの意識との関連も見られない。

表3 結婚観と婚姻状態

	フランス	日本	韓国
	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)
年齢	1.20 ***	1.23 ***	1.40 ***
家計満足度	0.63	0.46 +	0.19 ***
四大卒	1.25 *	0.90	0.95
未婚の母許容度	0.56 **	1.27	0.63
離婚許容度	0.97	0.98	0.84 *
モデルカイ二乗値	96.21 ***	88.43 ***	286.70 ***
-2対数尤度	218.12	180.99	203.04
N	236.00	229.00	411.00

+ p<.10.*p<.05,**<.01,***<.001

次に子ども数を従属変数とする分析にうつる.多変量解析を行うにあたって子ども数の分布を見てみると(表2参照),正規分布をなしていないことが分かる.そのため分析に際しては,子どもが1人の場合を基準とし,子どもがいない場合と子どもが2人以上いる場合との違いを見る多項ロジスティック回帰分析を採用した(表4).

表4 結婚観と子ども数(婚姻状態統制なし)

対比:子ども1人	0人(子どもなし)			子ども2人以上		
	Exp(B)	Exp(B) 95%信頼区間 下限 上限		Exp(B)	Exp(B) 95%信頼区間 下限 上限	
フ 年齢	0.87 ***	0.80	0.94	1.14 ***	1.07	1.21
ラ 家計満足度	0.83	0.64	1.08	1.16	0.92	1.47
ン 四大卒	4.71 **	1.85	12.01	0.48	0.20	1.17
ス 未婚の母許容度	0.97	0.57	1.64	1.06	0.66	1.69
離婚許容度	1.04	0.89	1.21	1.07	0.93	1.24
N=226						
日 年齢	0.85 ***	0.80	0.91	1.05 +	1.00	1.10
本 家計満足度	1.24 *	1.04	1.49	1.06	0.92	1.23
四大卒	2.51 +	0.88	7.11	0.35 +	0.12	1.04
未婚の母許容度	0.75	0.38	1.49	0.78	0.44	1.38
離婚許容度	1.02	0.83	1.25	0.99	0.83	1.17
N=225						
韓 年齢	0.78 ***	0.73	0.83	1.07 **	1.02	1.11
国 家計満足度	1.10	0.87	1.40	1.10	0.92	1.32
四大卒	2.31 *	1.06	5.05	0.43 *	0.22	0.83
未婚の母許容度	2.06 *	1.07	3.95	1.18	0.69	2.05
離婚許容度	1.14	0.95	1.35	0.95	0.83	1.07
N=396						

+ p<.10.*p<.05,**<.01,***<.001

結果(表4)をみると,婚姻状態を従属変数とした分析と同様に,3カ国ともに年齢による影響が大きい.さらに3カ国ともに,学歴の影響が見られ,四年制大学卒業相当の学歴を持っている場合に子どもを持っている割合,および子どもを2人以上持っている割合が低くなる.くわえて日本の場合は,家計満足度が子どもの有無と関連しており,家計満足度が高いほう

が子どもを持っている。

これらの変数を統制したうえで、結婚観が及ぼす影響を見てみると、韓国においては、未婚の母に対する許容度が子どもの有無と関連しているが、フランスおよび日本では、どちらの意識変数との関連もみられない。また、3カ国すべてにおいて共通する特徴として、子どもが1人だけか、それとも2人以上いるかは意識とは関連していない。

つづいて表5は、婚姻状態を統制した場合の分析結果を示したものである。3カ国ともに婚姻状態の影響が確認される。しかし、その影響の大きさという点では、3カ国の違いは顕著である。日本や韓国では婚姻の有無と子どもの有無との関連が顕著である。とくに韓国では、婚姻関係を結ばずに子どもを持っている女性が1人しかいないため、オッズ比が極端な数値となっている。日本では韓国ほど顕著ではないものの、それでもフランスに比べるとかなり顕著な関連が見られる。フランスでも一定の関連はあるものの、相対的には弱いものである⁴。

さて婚姻状態を統制した場合、結婚観と子どもの有無との関連はどうなるのだろうか。結果は婚姻状態を統制しない場合と大きな違いはない。フランスや日本では意識との関連はなく、韓国のみで弱いながらも未婚の母に対する許容度との関連が見られる。ただし、その関連の有意性は10%水準で採択されるものであり、積極的に取り上げるほどのものとは言い難い。

表5 結婚観と子ども数（婚姻状態統制あり）

	対比:子ども1人	0人(子どもなし)			子ども2人以上		
		Exp(B)	Exp(B) 95%信頼区間		Exp(B)	Exp(B) 95%信頼区間	
			下限	上限		下限	上限
フ ラ ン ス N=226	年齢	0.89 **	0.82	0.96	1.11 **	1.04	1.18
	家計満足度	0.85	0.66	1.10	1.14	0.90	1.45
	四大卒	4.91 **	1.89	12.77	0.47	0.19	1.16
	婚姻状態(既婚=1)	0.40 +	0.14	1.16	2.57 *	1.08	6.09
	未婚の母許容度	0.86	0.49	1.50	1.20	0.74	1.96
	離婚許容度	1.04	0.88	1.21	1.08	0.93	1.25
日 本 N=225	年齢	0.92 *	0.86	1.00	1.05 +	1.00	1.11
	家計満足度	1.26 +	1.00	1.58	1.03	0.88	1.21
	四大卒	3.99 *	1.08	14.70	0.33 *	0.11	0.97
	婚姻状態(既婚=1)	0.03 ***	0.01	0.11	13.19 *	1.42	122.35
	未婚の母許容度	0.86	0.37	2.03	0.75	0.42	1.35
	離婚許容度	1.03	0.79	1.34	0.98	0.83	1.17
韓 国 N=396	年齢	0.92 ***	0.84	1.02	1.05 +	1.00	1.11
	家計満足度	1.11	0.75	1.66	1.03	0.88	1.21
	四大卒	0.77	0.21	2.90	0.33 *	0.11	0.97
	婚姻状態(既婚=1)	0.00 ***	0.00	0.00	13.19 *	1.42	122.35
	未婚の母許容度	2.68 +	0.92	7.83	0.75	0.42	1.35
	離婚許容度	1.04	0.78	1.38	0.98	0.83	1.17

+ p<.10, * p<.05, **<.01, ***<.001

⁴ 1999年までのデータで同様の分析をした結果、オッズ比は2005年時点よりも格段に高い数値を示していた。1999年のPACS法制定の影響が2005年時点になって現れたと考えられる。

分析がやや入り組んでいるため、国ごとの関連性を図にしたものを図3～5として示している。まとめると、まずフランスでは、未婚の母に対する許容度が婚姻状態に影響を及ぼしているものの、子どもの有無に対しては婚姻状態を統制した場合にもしない場合にも影響を及ぼしていない。すなわち、未婚の母に対する許容度と子どもの有無の間には、直接的な影響も、婚姻状態を経由した間接的な影響も想定しにくい。つぎに韓国の場合、離婚に対する許容度が婚姻状態と関連しているが、子どもの有無に対しては婚姻状態を統制した場合には関連が見られなくなる。むしろ未婚の母に対する許容度と子どもの有無との関連が見られるが、その関連性は強いものではない。すなわち、韓国の場合には伝統的な結婚が及ぼす影響は、主として間接的なものであると考えられる。最後に日本の場合は、婚姻状態も子どもの有無も意識との関連がないため、直接的間接的どちらの影響も想定しがたい。

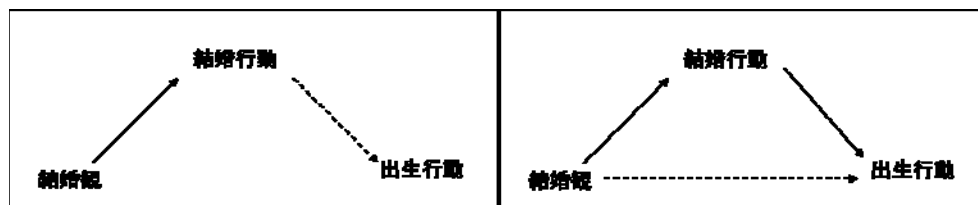


図3 フランス

図4 韓国

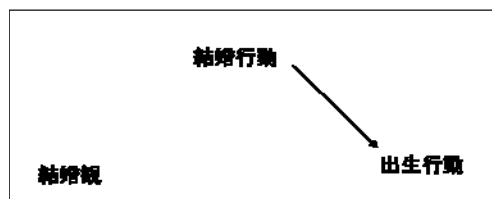


図5 日本

5. 考察

ここまでの結果をもとに、結婚観と子どもを持つこととの関連についてそれぞれの国の状況を比較考察する。

まずフランスについて。フランスは OECD 諸国の中でも自由なパートナー観が強い国であり、結婚に対する社会からの規範的圧力が弱い。未婚の母に対する保障や多様なパートナーシップを認める社会制度の存在が、婚姻と出生行動との結びつきを緩やかなものにしていく。こうした状況において、再生産年齢にある女性個人が伝統的な結婚観を持っているか否かは、出生行動とは関連していない。婚姻状態と伝統的な結婚観（未婚の母に対する許容度）との関連は見られ、伝統的な意識を持っている場合に婚姻関係を結ぶ傾向にあるが、婚姻状態に媒介されて結婚観が子どもの有無に間接的な影響を及ぼすといった傾向は見出せない。フランスの場合、子どもの有無と婚姻状態との関連が相対的に低く、婚姻関係を結ばずに子どもを持つ割合も高い。つまり、伝統的な結婚観を持つ人は婚姻関係を結んだうえで子ど

もを持つが、伝統的な結婚観に懐疑的な女性も、婚姻関係を結ばずに子どもを持つことが可能であるため、伝統的意識の強弱に関わらず、子どもを持つことが可能となっていると考えられる。

一方、伝統的な結婚観が強く出生率も低い、フランスとは対極にある韓国について、韓国では、伝統的な結婚観が強いほうがより結婚している。さらに、結婚と出産とが非常に強く結びついている。すなわち、結婚せずに子どもを持つ女性がほとんどいない。国レベルの分析では、伝統的意識と出生行動との関連はネガティブなものであったが、韓国における個人レベルの分析では、両者がポジティブな関連を見せている。すなわち、国レベルと個人レベルにおいてパラドキシカルな結果が生じている。

先述のように阿藤は、家族観と少子化との国レベルおよび個人レベルでの関連性のパラドックスについて、家族観の変化が進んでいない国ではより伝統的家族観を持つものがより結婚し子どもを持ち、社会において家族観の変化が大幅に進んだ国では個人の家族観の新旧は、それらと関係しなくなるという仮説を提示している（阿藤 2005）。フランスと韓国の分析結果は、この仮説を証明するものといえる。

しかし日本の結果については、どう考えればよいのだろうか。日本の場合、社会全体の伝統的家族観は韓国のように強くはない。そして個人レベルにおいても、伝統的な家族観を内面化している人のほうが結婚や出産を経験するという関連性はない。こうした結果は、中間程度、もしくはどちらかといえば北西欧諸国よりもいえる位置にあるにもかかわらず、実際の制度や婚外子割合を見ると、韓国と同様に伝統的な形を維持しているという日本の状況を反映したものであると考えられる。

なぜ日本では、意識と行動との関連性が見出せなかったのか、そのひとつの解釈として、自分の行動指針とする価値観と他者評価に際して参照される価値観とが一貫していないという可能性が考えられる。日本では、例え自分自身は未婚の母となることに抵抗があり、有配偶状態で子どもを持っていたとしても、そうしたことを他者に要求するような規範意識を持つ人が少ないと考えられる。すなわち、自分はずたくないが、そういう人がいてもそれを反社会的な行為として責めたりするのではなく許容するといった傾向があらわれているものと解釈できる。日本の場合に、結婚していても未婚の母に対する許容意識が低くならないのは、自分自身のことと、他者のことを違う基準で認識しているからと考えられる。

そうした解釈を裏づける傾向のひとつとして、今回とりあげなかった「結婚は時代遅れの制度だと思うか」という質問については、日本では実に4%しか賛同しておらず、結婚制度への信頼が根強いということが挙げられる。すなわち、日本の場合、未婚の母に対する許容度が、伝統的なパートナーシップを打開し、自由なパートナー関係を求める、さらにはパートナーシップを前提としないで子どもを持つことを求める意識を表したものとまではなっていないと考えられる。むしろ、伝統的な結婚制度を土台としたうえで、未婚の母という例外に対してもそれを規範的に抑圧するべきではないという考え方が伺える。

もし制度等が変わり、実際に婚外子割合が高くなっていくと、未婚の母に対する許容意識が自由なパートナーシップの希求を表すものへと変わっていくのかもしれないが、それは今後の推移を見守るほかない。

また、なぜ先行知見（福田 2004,阿藤 2005,星 2008）では見られた伝統的意識と出生行動との関連が、今回の分析では確認できなかったのだろうか。対象者や出生行動の把握の仕方が異なるということの影響もあると考えられるが⁵、くわえてとりあげた意識の内容が異なることの影響も大きいのではないかと考える。本論では未婚の母や離婚に対する許容度によって結婚観を把握したが、「夫は仕事で妻は家事」といった性別分業意識や子ども観などをとりあげた場合には、伝統的意識と結婚行動や出生行動との関連が見出せるのかもしれない。家族に関する意識とはいっても一枚岩ではない。家族に関する意識のどの部分が結婚行動や出生行動と関連を見せるのかについては、今後確認していくべき課題としたい。

最後に述べておくべき点として、本論文は横断データを用いているため、過去における結婚行動や出生行動を調査時点における意識との関連で説明していることになる。そのため、意識と行動との間で因果関係の向きを特定することは難しい。因果関係を確認するためには、相関関係があること、擬似相関ではないこと、時間的先行性を満たしていることが要件となるが、今回検討できたのは相関関係と擬似相関のみである。そのため、未婚の母に対する許容度が低いから結婚したという関連性だけでなく、結婚したことによって未婚の母への許容度が低くなったという関連性も想定可能である。そもそも、行動と意識との影響関係について、どちらか一方の影響関係のみを想定することが非現実的であるともいえよう。本論文では、先行研究での問題構成に基づき、主として価値意識が行動に影響を及ぼすという因果の向きを前提として分析、考察を行ってきた。ただし、厳密に因果の向きを同定するためには、パネルデータによる検証が課題である。

謝辞

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ,1981-2003」「世界価値観調査,2005-」（(株)電通総研）の個票データの提供を受けました。

2008年度二次分析研究会では、皆様から多くのアドバイスをいただきました。また研究報告会では、コメンテーターの早稲田大学准教授木村好美先生に有益なコメントをいただきました。お世話になった皆様方に感謝申し上げます。

文献

Aries,P,1980,Two Successive Motivations for the Declining Birth Rate in the West,Population and Development Review, 6(4), 645-50.

⁵ 既婚女性のみを対象とするか否かや、子ども数ではなく出産タイミングによって出生行動パターンを把握しているといった違いが、結果の違いとして現れた可能性も高い。

- 阿藤誠,1997,「日本の超少産化減少と価値観変動仮説」,人口問題研究 53(1),3-20.
- ,2005,「家族観の変化と超少子化」,毎日新聞人口問題調査会編,『超少子化時代の家族意識 第一回人口・家族・世代世論調査報告書』,毎日新聞社.
- Cherlin,P.H.,1004.The deinstitutionalization of American marriage,Journal of Marriage and Family,66.841-61.
- 男女共同参画会議・少子化と男女共同参画に関する専門調査会,2005,『少子化と男女共同参画に関する社会環境の国際比較報告書』.
- <http://www.gender.go.jp/danjo-kaigi/syosika/houkoku/hyousi.pdf>.
- Inglehart,R. & Wayne,E.B.,2000, Modernization, cultural change, and the persistence of traditional values, American Sociological Review,65(1),19-51.
- 福田宣孝,2004,「出生行動の特徴と決定要因—学歴・ジェンダー・価値意識—」,渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容 全国家族調査 (NRFJ98) による計量分析』,東京大学出版会,77-97.
- 星敦士,2008,「出生行動とサポートネットワーク」,安河内恵子編,『既婚女性の就業とネットワーク』,ミネルヴァ書房,158-75.
- Lesthaeghe,R and Johan Surkyn,1988,Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change, Population and Development Review,14,1-45
- 永瀬伸子,1999,「少子化の要因:就業環境か価値観の変化か—既婚者の就業形態選択と出産時期の選択—」,人口問題研究,55(2),1-18.
- 西岡八郎,2005,『超低出生・南欧諸国の出生変動の研究:日本の少子化への示唆』,博士(人間科学)学位論文 <http://dspace.wul.waseda.ac.jp/dspace/handle/2065/2980>.
- Van de kaa, Dirk,J., 2002,The Idea of a Second Demographic Transition in Industrialized Countries, Paper presented at the Sixth Welfare Policy Seminar of the National Institute of. Population and Social Security, Tokyo, Japan, (=福田宣孝訳『先進諸国における「第二の人口転換」』,人口問題研究 58(1),22-56.

第8章 家庭教育が若年者の労働観へ与える影響 12ヵ国間比較（15歳以上34歳以下の若者を中心として）

田中 規子

はじめに

高い失業率、フリーターやニートと呼ばれる若者の増加など、若年者の深刻化する雇用問題に対し、政府全体として、対策を講ずるために、文部科学省、厚生労働省、経済産業省、内閣府の関係4府省は、平成15年4月、関係4閣僚¹で構成される「若者自立・挑戦戦略会議」を発足させた。フリーター・ニートと呼ばれる数の推移については、内閣府定義のフリーター²は417万人(2000)、厚生労働省定義では181万人(2007)、内閣府のニート定義³では84.7万人(2002)、厚生労働省定義の若年無業者⁴は62万人(2007)となっている。各省庁のフリーター・ニートの定義⁵にばらつきがあるものの、現在、約60万人がニートであるといわれている。

ニートとは、働くことも、学ぶことにも意欲を失っている若者のことを言う。ニートの問題は日本だけでなく、海外でも働く意欲がない若者の無業者・ニートは、社会問題の1つとして捉えられている。ニートの語源は、英語の“Not in Education, Employment, or Training”から来ている。早くからニートの問題に取り組んでいる研究者に玄田有史⁶(2004)、小杉礼子⁷(2005)、堀有喜衣⁸(2005)、本田由紀⁹(2005)、宮本みち子¹⁰(2005)などがある。玄田(2004)は日本版ニートの実情について政府統計などを用いてマクロな視点からフリーター・ニートの現状を明らかにしている。小杉(2005)は、学校生活から職業生活への移行期におこる問題——不景気による新卒採用の抑制など——が、フリーターやニートにさせているのではないかと分析している。宮本(2005)は、職業移行の困難に直面しているフリーター・ニートたちの問題を、聞きとり調査によって、家庭環境と親子関係から分析している。本田(2005)もまた、若

1 文部科学大臣、厚生労働大臣、経済産業大臣、経済財政政策担当大臣。平成16年度からは内閣官房長官も参画。

2 フリーター(内閣府定義)は学生・主婦を除く(15歳から34歳人口のうちパート・アルバイト等、あるいは無業者で仕事を希望する若者)。

3 ニート(内閣府定義)は非労働力人口のうち15歳から34歳でかつ未婚であり、通学や家事を行っていない者(家事手伝いを含む)。

4 若年無業者(厚生労働省)は、非労働人口のうち、15歳から34歳で通学や家事を行っていない者。

5 社会実情データ図録 URL : www2.ttcn.ne.jp/honkawa/3450.html

6 玄田有史, 2004, 「「ニート」という若者」玄田有史・曲沼美恵『ニート：フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬舎, 15-53。

7 小杉礼子, 2005, 「若年無業・失業・フリーターの増加」堀有喜衣・宮本みち子『フリーターとニート』勁草書房, 1-20。

8 堀有喜衣, 2005, 「支援としての学校」小杉礼子・宮本みち子『フリーターとニート』勁草書房, 95-143。

9 本田由紀, 2005, 『若者と仕事』東京大学出版会。

10 宮本みち子, 2005, 「家庭環境課から見る」小杉礼子・堀有喜衣『フリーターとニート』勁草書房, 145-197。

者の学校教育から職業生活への移行期に、フリーター・ニートの原因を求めている点においては、小杉(2005)と重なる部分があるが、本田(2005)は、教育から仕事への移行期の問題点を不況などの経済的な背景に、その原因を求めるといよりも「教育の職業的意義」の変化に着目し、問題を呈している。かつて70年代～80年代の就職は「学校経由の就職」という経路をたどっていた。しかし、学校経由の就職の終焉しつつあるにもかかわらず、「教育の職業的意義」を高めるための教育システムが追いついていないことに問題の焦点をあてている。また、学校教育だけではなく、家庭教育の視座から、子どものキャリア形成の必要性についても言及している。佐藤洋作¹¹(2005)は、フリーターやニートの参与観察をとおして、そこから得られた知見から、若者の就業支援への活路を見出そうとしている。

教育の低下の問題、あるいは、学校教育から就業への移行期に何らかの問題が生じると若者はフリーターやニートなるのではないかと考えられている中で、外崎忠¹²(2006)は、<しつけ>が不足した子どもで、且つ低所得世帯の子どもが将来、フリーターやニートになりやすいのではないのか、つまり低所得世帯ゆえに、親が子どもに社会生活に必要な基本的なスキルや<しつけ>を子どもに施すことができず、結果としてニートにさせているのではないかという仮説である。かつては、家庭教育の一環として行われていた<しつけ>が、若年者のフリーターやニートの問題を考える際の重要なキーワードではないかと考える。

最近では、文部科学省がキャリア形成プログラム¹³と称して小学生から高校生まで、働くことについて、体系的に教育するプログラムを発表している。また、キャリア形成教育への導入のきっかけとなったともいわれる<生きる力¹⁴>を養う教育の強調も見逃せない。<しつけ>を通じて、家庭や地域コミュニティの中で、職業観なども身につけていたことを鑑みれば、その重要さは強調してもしすぎることはないように思われる。

文部科学省は、家庭の役割について、次のように述べている。子どもたちの成長・発達を支える重要な場は家庭である。職業生活の中にあっては、困難な面もあるだろうが、家庭で子どもたちの成長と発達を支える有形無形の大切さを感じる事が重要であるといい、文部科学省の手引き¹⁵によれば、本来は、<家庭教育>の中で、子どもを育てることが大切であることを主張している。同時に保護者が学校の取組を理解し、学校と一体となって子どもたちの成長・発達を支えていくことが、今後ますます強く求められることも加えつつ、

¹¹ 佐藤洋作, 2005, 「これからの社会と自立像—学力を超えて」『ニート・フリーターと学力』明石書店, 206-282.

¹² 千葉商科大学経済研究所 特集—ニートと大学—No. 21[2006-3-31発行]より引用。URL：
<http://www.cuc.ac.jp/keiken/view/21/tokusyuu/index3.htm>

¹³ 文部科学省「小学校・中学校・高等学校 キャリア教育推進の手引き—児童一人一人の勤労観、職業観を育てるために—」。

¹⁴ 「生きる力」とは、全人的な資質や能力を指す用語であり、具体的には「変化の激しいこれからの社会を生きる力」のことだという。1996年に文部省(現在の文部科学省)の中央審議会(中教審)が「21世紀を展望した我が国の教育の在り方について」という諮問に対する第一次答申の中で述べられた用語である。

¹⁵ 文部科学省「小学校・中学校・高等学校 キャリア教育推進の手引き—児童一人一人の勤労観、職業観を育てるために—」。

家庭や地域で、子どもたちを育成することの大切さを繰り返し強調している。＜家庭教育＞の在り方、働くことに対する保護者の考え方や態度は、子どもたちの人格形成や心身の発達に大きな影響を及ぼすものである。また、キャリア教育は、生活基盤である地域や周囲の大人、社会や産業とのかかわりを無視しては考えることはできない。

子どもたちは、家庭や地域での人間関係や生活体験を通じて、社会性を身につけ、生き方の基礎を培っていかなくてはならない。しかし、そのような生き方の基礎ともいえるべきおしえを育ててきた＜家庭教育＞が失われつつある。かつて、子どもたちは、両親の働く姿を日常的に目にし、そこから多くのことを学んできたという。しかし、昨今では、社会の変化が目まぐるしく早く、核家族化の進展や人々の価値観の多様化で、家庭生活の様相もまた、変わりつつある。家庭生活では、家事の合理化、外部化により、子どもたちは、親と一緒に、家事などの手伝いをする経験が少なくなり、親子の会話も少なくなっているという。

一方、地域は、本来、子どもたちが同年齢、異年齢の人たちと、自由に遊び、活動できる場のはずである。また、子どもたちが地域の中で、多様な人間関係を体験することができる場でもある。「子どもは地域の宝」ともいわれ、地域で子どもたちを育てていこうという機運が高まりつつある中で、大人も含め、生涯学習の観点からも、地域でキャリア教育を進めていくことが求められている。最近、児童からのキャリア形成教育の重要性について、文部科学省が頻繁に述べているように感じる。子どもを対象としたキャリア形成教育の取り組みは、日本だけではなく、海外でも取り組まれている。独立行政法人・労働政策・研修機構の『海外労働情報』「ワーク・ライフ・バランス¹⁶⁾」(2005年12月)によれば、少子化の悩みを抱えるドイツは、家族を中心に考えたキャリアプラン¹⁷⁾を提案しているようである。そのプログラムによると、早い時期から子どもの教育と躰に取り組むことが国にとって重要であることを謳っている。この提案から、労働観は家庭や学校などの教育によって育まれることがわかる。他にも例はある。児童のキャリア形成ではないが、高校生、大学生を対象とした職業教育は、英国、仏国、韓国、中国、タイでも行われている。海外でも「労働観」を育む教育は、海外でも政府の取り組む事業にさえなっている。

このような事情を踏まえると、＜労働観＞というものは、何もしないで育まれるもので

¹⁶⁾ 1980年代以降、欧米では、女性の社会進出、家族形態の多様化、男女労働者の意識の変化、そして人口の少子高齢化等を背景に、働く人々の意識が、「仕事と家庭—ワーク・ファミリー」のバランス、さらには、「仕事と（個人の）生活—ワーク・ライフ」のバランスへと、広がりを見せている。そして、業績向上のため、働く人々が望む方向を重要なテーマと捉え、優秀な人材を確保し、その人材が能力を十分に発揮できる環境の整備を試みる企業も増えてきた。企業経営にとっても、「ワーク・ライフ・バランス」は、キーワードのひとつとなっている。ワーク・ライフ・バランスは、これまでの「ファミリー・フレンドリー」施策よりも、より広い施策を包含する。性別や年齢に関係なく、労働者の仕事と生活全般のバランスを支援するという考え方であり、この「生活」のなかには、子育てや家庭生活だけでなく、地域活動や趣味・学習などあらゆる活動が含まれる。「ワーク・ライフ・バランス」という言葉の発祥はアメリカであるという。

¹⁷⁾ (独)労働政策研究・研修機構、2005、「特集ドイツ国力強化のために家族に優しい環境を整備」『海外労働情報』URL：www.jil.go.jp/foreign/labor_system/2005_12/german_01.html

はなく、むしろ教育によって、はじめて育まれるものではなかろうか。文部科学省をはじめとする各省庁のキャリア教育に係る提唱からもわかるように、若年者の労働観の育成は、急務で且つ重要な課題である。かつては、家族が、あるいは、地域社会が子どもの〈家庭教育〉を通してキャリア形成の一端を担っていたのだとすると、〈家庭教育〉と〈労働観〉の関係性に着目することが、将来のフリーター・ニート問題の解決の糸口となるのではないかと考える。〈家庭教育〉の研究は、幼児教育あるいは児童教育の分野で、多くの研究の蓄積がある。しかし、その多くが、聞き取り調査などの質的研究であり、客観性の点で、説得力が欠ける点が、どうしても否めない。そこで、本研究は、大規模データを用いて、〈家庭教育〉と、〈労働観〉の関係性を実証的に捉えたいと考える。

1. 先行研究

今津孝次郎¹⁸(1976)は『現代社会と「しつけ」』の中で、「今のこどもはしつけが足りない」「もっと厳しいしつけを」と、親の子どもに対しての〈しつけ〉の不足について1970年代に、既に中心的な議論の的であったことが述べられている。〈しつけ〉を〈家庭教育〉の一端とみなせば、家庭内でしつけられていた教育の不足の指摘は、2009年の現在に至っても尚、大いに議論すべきテーマであると思われる。

広田照幸¹⁹(1999)によれば、〈しつけ〉の希薄さの原因を核家族と地域社会の紐帯の弱体化に求め、〈しつけ〉の不足は、核家族化の結果なのか、あるいは核家族化する中で、地域社会の共同体意識の薄れによって生じたのではないかと、コミュニティを中心とした教育システムの崩壊から議論している。また、かつては、家族と地域コミュニティが子どもの躰をするシステムとして機能していたという点も指摘している。子どもたちは家庭や地域コミュニティの中で、無意識にしつけられ、そして、子どもがしつけられる教育とは、自分の家族、家庭内によってのみ、育まれてきたというよりは、むしろ他家、すなわち他の家族、あるいは地域によって育まれるものだと認識されていたようである。

最近では、宮本みち子²⁰(2005)が、若年者の職業移行期の問題点を若者の家庭環境と親子関係から探求している。宮本(2005)によると、職業移行期の若者のキャリア選択に関する意識や行動は、成長家庭の社会化のありようが影響を及ぼしていると思われること、また、その基底には親の価値規範、子どもに対する親の姿勢や行動の影響が大きいことを指摘している。近年の若者の職業意識が脆弱になっている原因を、家庭に求め、家庭が子どもに対して、職業をもって自立するための社会化の機能が弱くなっているのではないかと述べている。宮本の聞き取り調査によれば、学校時代の学業への姿勢は、親の教育方針・養育態度が関

¹⁸ 今津孝次郎, 1979, 「一シリーズ・教育問題を考える—「しつけ」とは何か」『現代社会と「しつけ」』7月号。URL:<http://www.mie-kyobun.or.jp/Tayori/Situke/Sit020.htm>

¹⁹ 広田照幸, 1999, 『日本人のしつけは衰退したか』講談社現代新書。

²⁰ 宮本みち子, 2005, 「家庭環境から見る」小杉礼子・堀有喜衣『フリーターとニート』勁草書房, 145-197。

係しているという。同様に職業選択、その後の職場への適応においても、それまでの期間に子どもの職業選択に関して、親がとってきた姿勢・態度と無関係でないことも指摘している。今津(1976)が、〈家庭教育〉における〈しつけ〉の大切さを労働の観点から述べてきたように、宮本もまた、〈家庭教育〉が子どもの将来の職業選択に大きな影響を与えていることを示唆しているようである。

また、本田由紀²¹(2008)は、〈家庭教育〉への政策的あるいは社会的関心が1990年代以降、急激に高まってきた経緯をあげ、政策として、〈家庭教育〉が注目されつつあることを述べている。その典型と言えるのが、1998年6月の中央教育審議会答申『「新しい時代を拓く心を育てるために」——次世代を育てる心を失う危険』において「心の教育」の必要性の提唱にまで至ったことに触れている点から、そのように推察することができる。さらに事態を重くみた中央協働審議会は、2000年11月の生涯学習審議会社会教育分科審議会報告「家庭の教育力の充実のための社会教育行政の整備」において、社会教育法に新しく家庭教育に関する規定を盛り込むことを提言し、条文化されたという。その直後の同年12月の教育改革国民会議報告書においても、「教育を変える 17 の提案」の筆頭に〈家庭教育は教育の原点である〉という項目が置かれ、子どものしつけは親の責任であることの自覚と、生活の基礎訓練を終えて子どもを社会に出すのが家庭の任務であることを強調している。2000年頃から、様々な政策文書において〈家庭教育〉の内容に具体的に踏み込んだ内容の提言がなされるようになり、2006年の教育再生会議においても、子どもたちの規範意識や生活習慣については、学校と家庭、地域が協力して身につけさせる提言が掲げられ、家庭だけでなく、地域・学校との連携が全面的に打ち出されている。

文部科学省(当時の文部省)が提唱した〈生きる力〉もまた、〈家庭教育〉と深いつながりをもっている。激変する社会の中で強く生き抜く人材を輩出するために、子どもたちの教育の一つの指針として述べられた〈生きる力〉を育む教育もまた重要課題である。1996年の中央教育審議会の第一次答申の中で述べられた、この〈生きる力〉とは、「これからの子どもたちに必要となるのは、いかに社会が変化しようと、自分で課題を見つけ、自ら学び、自ら考え、主体的に判断し、行動し、よりよく問題を解決する資質や能力であり、また、自らを律しつつ、他人とも協調し、他人を思いやる心や感動する心など、豊かな人間性であると定義しているようである。たくましく生きるための健康や体力が不可欠であることは言うまでもないが、我々は、こうした資質や能力を、変化の激しいこれからの社会を〈生きる力〉と称することとし、これらをバランスよく育てていくことが重要である」と第一次答申の中で述べられている。

最近では〈生きる力〉を題目とした研究も数多く見られるようになった。本研究との接点から言えば、その幾つかの研究の中で重要なヒントを得ることができた。例えば、毛竹ほ

²¹ 本田由紀, 2008, 「「家庭教育」をめぐる日本の社会の現状」『「家庭教育」の隘路』勁草書房, 3-19.

か²²(2008)の<生きる力>を向上させる決定要因の分析である。毛竹ほか(2008)の研究は、<生きる力>を向上させる 30 項目のスキルを設定して、<生きる力>と、それら 30 項目のスキルとの関連性を実証分析しているものである。いくつか発見された知見の中で「友好的な対人間関」が<生きる力>を向上させる要因の一つであることを明らかにしている。この結果は男女ともに有意であることが実証されており、本研究を進める上で、たいへん役に立った。

国際比較を通して、就業支援の政策提言を試みる研究もいくつかある。小杉礼子²³(2006)は、学校教育から就職の移行期における教育と就職の関係性に着目し、いち早く若者の失業者問題に取り組んでいた。小杉(2006)は、若年の無業者を国際比較することで、日本型ニートの全容を浮き彫りにしている。国際比較の意義について、小杉(2006)は、①早くから若年の就業問題にとりくんできた先進諸国から、我が国も学ぶ点が多いのではないかと②日本も先進諸国型の労働力需要であるという点で共通項が多いのではないかとということであった。家族観の違い、文化の違い、歴史の違いを留意しつつも、他国で行われている就業支援策を学ぶ意義は大いにあるのではないかと述べている。

若年者の就業問題は、最近の社会問題であり、若年者がフリーターやニートになる本当の原因は、未だ明らかにされていない。新しい研究分野であると言われつつも、多くの研究者によって、その研究成果は、積み重ねられつつある。

1970年代あるいは1980年代は、<家庭教育>の問題は、家庭の中の問題であった。しかし、今や<家庭教育>の問題は、家庭だけの問題ではなく、重大な社会問題になりつつある。研究者や関係省庁が、この問題に取り組むはじめた背景には、少子化や親のライフスタイルの変化による従来型の家庭教育機能が著しく低下したことがあるようだが、本研究では、若年者の家庭教育の捉え方・考え方と労働観の関係性に、その原因を求め、<家庭教育>と<労働観>の関係性を浮き彫りにしたいと考える。

2. データについて

本データは東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブから[2005-2006 WORLD VALUES SURVEY(世界価値観調査)]を借り受けたものである。世界数十カ国が参加して実施している国際プロジェクトの世界価値観調査は、各国・地域ごとに全国の18歳以上男女1,000サンプル程度の回収を基本とした個人対象の意識調査であり、対象分野は、政治観、経済観、労働観、教育観、宗教観、家族観、環境観などの約90問190項目に及ぶ屈指の規模を誇る国際比較調査である。このプロジェクトは、ミシガ

²² 毛竹・工藤洋介・伊藤菜緒・高橋俊哉・伊藤武樹, 2008, 「大学生の「生きる力」をレベルアップさせる因果的構造モデル」『弘前大学教育学部紀要』(99): 75-86.

²³ 小杉礼子, 2006, 「なぜ若者政策を国際比較するのか」堀有喜衣編『キャリア教育と就業支援』勁草書房, 1-8.

ン大学社会調査研究所のロナルド・イングルハート氏が中心となっておこなわれた調査である。電通総研日本リサーチセンター²⁴(2008)によれば、2005年から2006年にかけて実施された世界価値観調査は、最終的に80カ国以上のデータをまとめる予定で、現在その途上にあるということである。本研究で用いたデータは、集計が終了している25カ国・地域区分のデータ(n=32,509)である。若年者の労働観を従属変数にする多母集団同時推計で用いた尺度の信頼性²⁵については、 α 係数が0.885を示し、基準値である信頼性係数0.8を超える妥当な尺度であると判断する。

2.1 分析の手順

25カ国(サンプル数 n=32,509)の大規模データから、若年者データだけを取り出すことが、最初になすべきことである。若年者の趨勢をなるべく正確に捉えることを目的としたため、選ぶべきデータは、15歳から34歳以下の若年者とした。本データの若年者の様相を捉えつつ、若年者の労働観を分析するために、以下の3つの手順を踏んで分析している。

一つ目の分析は、クロス分析である。ここでは、15歳から34歳以下の若年者の<労働観>、<生きる力>、<信頼感>、<婚姻状態>をクロス分析している。<労働観>については、働く意味について問われた設問に対して得られた5つの回答のうち、1.「まったくそう思う」と2.「そう思う」の2件を合計した得点の比率を年齢ごとにグラフで示している。本データの「労働観」とは3つの労働観を総称して<労働観>と定義している。一つ目の労働観は、「働かない人は怠け者になる」という設問である。二つ目の労働観は、「労働は社会への義務である」という設問で、三つ目の労働観は、「余暇よりもまず働くことを優先する」という設問である。

<生きる力>については、子どもに身につけさせるべき教育のうち、自主性、想像性・創作力、公正さの三つを選択している。それぞれの設問に対して、1.「そう思う」あるいは2.「そう思わない」の2件法の回答に対して「そう思う」と答えている回答のみの結果をグラフで示している。三つの変数である自主性、想像性・創作力、公正さを総称して、<生きる力>としたのは、文部科学省が定義する「生きる力」の概念を、この三つの変数で説明できると考えたからである。つまり文部科学省が定義する生きる力とは、①「自ら学び、自ら考え、主体的に判断する資質・能力」、②「よりよく問題を解決する能力」、③「自らを律しつつ、他人とも協調し、他人を思いやる心や感動する心」である。本研究では文科省が定義する「生きる力」のうち、①の「自ら学び、自ら考える」を<自主性>で説明することにし、②の「よりよく問題を解決する能力」を<想像性・創作力>で説明することにし、③の「自らを律しつつ、他人とも協調し、他人を思いやる心や感動する心」を<公正さ(利己的なふ

²⁴電通総研日本リサーチセンター編、2008、『世界主要国価値観データブック』同友館。

²⁵尺度の信頼性を示すクロンバックの α 係数は0.885である。通常、0.8以上であれば、妥当な尺度とは見なされる。

るまいをしない) > によって、<生きる力>を説明することにした。

<信頼感>については、自分以外の他者についての信頼度を測るために、設定された設問である。本研究では、設問の「家族に対する信頼感(V125)」、「隣人に対する信頼感(V126)」、「知人に対する信頼感(V127)」を選び、それぞれの信頼感に対して、5件法で得られた回答のうち、1.「完全に信頼している」、2.「ほどほどに信頼している」の2件を合計した得点の比率をグラフによって示している。本研究において、自分以外の他者への「信頼感」に着目したのは、先行研究の毛竹ほか(2008)が「生きる力」と「友好的な対人関係」には有意な関連性があることを明らかにしている点にある。本研究では、毛竹ほか(2008)が述べる「有効的な人間関係」を築くこと、すなわち、自分と他者の友好関係とは、お互いの<信頼関係>を築かなければ、友好的な人間関係を築くことはできないと考えた。そこで、本研究では、人がどれだけ自分以外の他者を信頼しているのかを測る設問に着目することにした。

<婚姻状態>については、「結婚している」、「同棲している」、「独身」の三つの設問だけを選び、若年者の現在の婚姻状態を年齢ごとに示すことにした。婚姻状態の全容を明らかにする意味は、本データの若年者は、年齢15歳から34歳以下の若者であることを前提としているが、10代、20代、30代の3世代を横断していることを考えると、10代の若者と30代の若者では、現在置かれている立場(ライフステージ)は、かなり異なることが予想される。一般的に20代後半から30代前半で多くの若者が結婚すると言われているが、近年の若者の様相を知るには、婚姻状態を手掛かりにするのも一つの手段であると考えたからである。

二つ目の分析は、若年者の<生きる力>と<信頼感>の関係性と彼らの<労働観>に与える影響を共分散構造分析により分析している。サンプルは、年齢15歳から34歳以下の若年者のデータを用いている。

毛竹ほか(2008)の研究結果では、「生きる力」と「友好的な対人関係」の間には有意な関係があることを実証している。本研究では、毛竹ほか(2008)の分析方法を参考に、分析モデルを作成することにした。毛竹ほか(2008)の分析対象者は青森県の大学生(n=1,642)で、18歳から22歳の若い男女である。結婚して、子どもがいる若年者を対象としているとは、あまり考えられないため、本研究では、この点を考慮し、子どものいない若年者だけを分析対象とすることにした。また、毛竹ほか(2008)の「友好的な対人関係」を本研究では<信頼感>に置き換えた理由は、本章の一つ目の分析(クロス分析)のところで説明したとおり「友好的な人間関係」を築くには、信頼関係がなければ、成り立たないと考えたため、毛竹ほか(2008)の「友好的な人間関係」を測る尺度として、本研究の<信頼感>は代用可能な尺度であると判断したからである。

三つ目の分析は、<家庭教育>が若年者の<労働観>にどのような影響を与えているのか、12ヶ国間比較している。用いた分析手法は、多母集団同時推計である。三つ目の分析で国際比較を試みようとした理由は、小杉(2006)が世界の若者の就業状態を国際比較することで、日本型のニートの様相を鮮明にあぶり出した点にある。また、小杉(2006)が指摘するよう

に、日本以外の他国と比較することで、日本の様相を明らかにすることが、解決のための次ぎの一手を考えるための重要な参考資料となりうるのではないかと思った点にある。

次に分析に用いた変数について若干の説明を加える。本研究の〈家庭教育〉は、質問紙の質問項目(V12~V21)の10項目を総称して〈家庭教育〉という名前(概念)を作成した。質問紙における本項目(V12~V21)への質問は、「ここに家庭で子どもに身につけさせることのできる性質が列挙されていますが、この中で、あなたが特に大切だと思うものを5つあげて下さい」という設問である。質問紙中の〈家庭で子どもに身につけさせることのできる〉という点を最大限考慮して、〈家庭教育〉と名付けた。〈家庭教育〉を構成する変数は、質問紙のV12~V21にあたる。それぞれの内容は、「自主性(V12)」、「勤勉さ(V13)」、「責任感(V14)」、「想像力・創作力(V15)」、「寛容性(他人の立場・意見を尊重する, V16)」、「節約心(お金や物を大切にする, V17)」、「決断力・忍耐力(V18)」、「信仰心(V19)」、「公正さ(利己的なふるまいをしない, V20)」、「従順さ(V21)」である。回答は、「大切だと思う」あるいは「大切だと思わない」の2件法である。逆転項目になっているので解釈には注意であるが、推計では、「大切に思う」=0, 「大切に思わない」=1のように、変数を加工して解釈の整理をおこなっている。

2.2 分析モデル

二つ目の分析の〈生きる力〉, 〈信頼感〉, 〈労働観〉の関係性を分析する共分散構造モデルについて若干の説明を加える。共分散分析とは、観測データの背後にある様々な要因の関係を分析する統計手法で、本研究では、要因とよばれる変数は〈生きる力〉, 〈信頼感〉, 〈労働観〉といった数値として直接、観測できない概念的な変数のことをいう。

一方、観測によって得られるデータ(数値化可能な変数)を観測変数とよび、例えば、本研究では、質問紙の「自主性(V12)」、「想像力・創作力(V15)」、「公正さ(利己的なふるまいをしない, V20)」などで、数値化している変数を指している。分析モデル(図1参照)では□で図示した変数である。これら□の三つの観測変数は、○で示した概念変数〈生きる力〉を説明する変数として捉えてもよい。

分析モデル上に描かれている矢印(パス)は〈生きる力〉と〈信頼感〉の関係性を、また、〈生きる力〉が〈労働観〉に与える影響、〈信頼感〉が〈労働観〉に与える影響を示している。

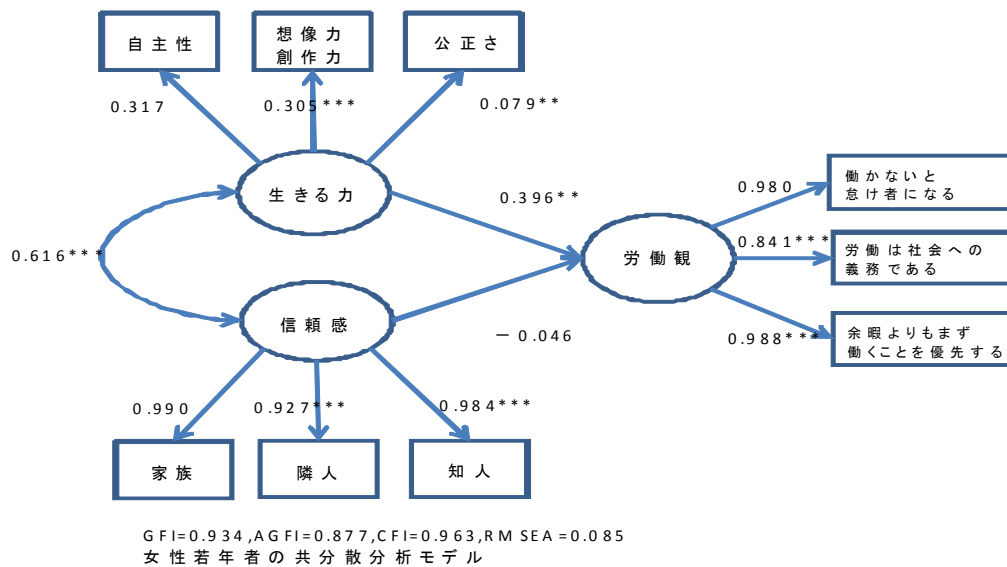


図 1 <生きる力>⇔<信頼感>→<労働観>の共分散分析モデル

2.3 記述統計量

次に記述統計による変数の外観を述べる。25カ国のサンプル数 $n=32,509$ で、そのうち、男性 $n=15,539(47.87\%)$ 、女性 $n=16,946(52.13\%)$ である。平均年齢は 43.7 歳で、40 歳代前半を平均とするデータである。本稿は、若年者の労働観を知ることが目的としているため、推計に用いた変数は 15 歳以上 34 歳以下を抽出して分析している。15 歳以上 34 歳以下の若者のサンプル数は、 $n=11,189$ で、平均年齢 25.79 歳である。15 歳以上 34 歳以下の若者(以下若年者とする)は、サンプル数 ($n=11,189$) のうち、男性 $n=5,473(41.98\%)$ 、女性 $n=5,716(51.09\%)$ である。若年者の結婚の有無 ($n=11,133$) については、結婚(同棲含む)している者は 47.3% ($n=5,101$) である。一方、独身は 52.68% ($n=5,680$) である。独身が、やや多い。

結婚制度の意識については、結婚制度を古いとは思っていない人が 80%を超えていることや、子どもには両親が必要であると考えている人も 80%を超えていて、これらの考え方については、多くの人々が肯定的に捉えていることがわかる。

学歴については、小学校卒=14.87%、職業訓練校=16.69%、高校卒=17.98%、大学卒=17.68%となっている。職業訓練校の位置づけに迷うが、学歴の世界的な平均値は、高校卒業程度と言えるのではなかろうか。

仕事の性質における主観的評価については、問われた項目の回答によると、作業的な労働と頭脳労働のそれぞれ 50%ずつと読み取れる。作業的業務もあれば、頭脳業務もあるといった具合なのかもしれない。ルーティン・ワークか、それとも創造的な仕事なのかについては、全体的には、ややルーティン・ワークに傾いている様相がうかがえる。仕事の独立性については、独立的に行う仕事(チーム作業ではない)と解釈可能であるが、ブルーカラーからホワイトカラーまですべてを網羅した結果であること、また、若年者だけではなく、回答者全体の結果であることも留意する必要がある。

表 1.記述統計量

変数名	度数	最小値	最大値	平均値	平均値が示すもの	標準偏差
性別	32,509	1	2	1.52	男性=47.87%女性=52.13%	0.5
年齢(全体)	32,487	15	97	43.74	40歳代前半	16.8383
*若年者の年齢	11,189	15	34	25.79	20歳代後半	4.945
結婚(同棲含む)の有無(全体)	32,395	1	6	2.66	法律婚=54.53%同棲=9.40%独身=22.95%	2.12
*若年者の婚姻状態	11,133	1	6	3.78	結婚(同棲含む)=47.31%(n=5,101)独身=51%(n=5,680)別居・離婚=2.9%(n=320)寡婦	2.327
*子どもがいない若年者	5,223	15	34	24.04	20歳代前半	4.557
結婚は古い制度か	20,546	1	2	1.81	「はい」=19.44%「いいえ」=80.56%	0.3957
子どもは両親が必要か	21,224	1	2	1.19	「はい」=80.92%「いいえ」=19.08%	0.392
学歴	31,037	1	9	5.71	小卒=14.87%職業訓練校=16.69%高卒=17.98%大卒=17.68%	2.379
仕事の性質:マニュアルか裁量的か	18,000	1	10	5.42	作業と頭脳労働の相互に50%ずつ	3.157
仕事の性質:ルーティンが創造的か	17,950	1	10	4.87	ややルーティン・ワーク	2.889
仕事の性質:独立性が高いか	17,942	1	10	6.68	やや独立的に行う仕事	2.728
社会階層	20,694	1	5	3.28	中の下	0.928
年収の主観的高さ	29,384	1	10	4.64	中の下	2.481
①自主性	32,542	1	2	1.51	どちらともいえない	0.499
②勤勉さ	32,542	1	2	1.57	どちらともいえない	0.495
③責任感	32,542	1	2	1.22	どちらかと言えばそのことについて言わない	0.414
④想像力・創作力	32,542	1	2	1.75	どちらかと言えばそのことについて言わない	0.435
⑤寛容性(他人の立場・意見を尊重する)	32,542	1	2	1.24	どちらかと言えばそのことについて言う	0.429
⑥節約心(お金や物を大切に)	32,542	1	2	1.60	どちらかと言えばそのことについて言わない	0.49
⑦決断力・忍耐力	32,542	1	2	1.60	どちらかと言えばそのことについて言わない	0.489
⑧信仰心	32,542	1	2	1.68	どちらかと言えばそのことについて言わない	0.465
⑨公正さ(利己的なふるまいをしない)	32,542	1	2	1.68	どちらかと言えばそのことについて言わない	0.465
⑩従順さ	32,542	1	2	1.63	どちらかと言えばそのことについて言わない	0.483
働かない人は怠け者になる	19,112	1	5	2.22	同意する	1.108
労働は社会への義務である	20,359	1	5	2.23	同意する	1.001
余暇よりもまず働くことを優先する	19,185	1	5	2.70	かなり同意する	1.196
家族に対する信頼感	25,856	1	4	1.37	かなり信頼している	0.802
隣人に対する信頼感	25,288	1	4	2.23	あまり信頼していない	0.801
知人に対する信頼感	25,673	1	4	1.93	ほぼ信頼している	0.735

注1) *若年者は基本的には最年少年齢15歳を含む34歳以下の男女をいう。

2.4 クロス分析

2.4.1 若年者の<労働観>

若者の<労働観>についてまとめた結果が図 2.である。労働観 1は、「働かない人は怠け者になる」と思う者、労働観 2は「労働は社会への義務である」と思う者で、労働観 3は「余暇よりもまず働くことを優先する」と思う者を年齢別に見たものである。横軸には年齢(若年層の18歳から34歳)をとっている。18歳以上としたのは、本件の回答に該当するサンプルが18歳以上であったことによる。

まず、労働観 1の「働かない人は怠け者になる」と思う者については、18歳以降から34歳に至るまで、約70%の人が、「働かない人は怠け者になる」と思っていることがわかる。

本研究の若年者は、「働かない人は怠け者になる」という認識を強くもっているようであり、他の 2 つの<労働観>「労働は社会への義務である」や「余暇よりもまず働くことを優先する」に比べて、相対的に高い水準をたもちながら、34 歳まで推移している。この結果から、「働かない人は怠け者になる」という認識は、10 代であれ、20 代であれ、30 代前半の若年者であれば、同様な意識であると言えるだろう。

労働観 2 の「労働は社会の義務である」と思う者は、全体を平均すると、約 65% の水準で 34 歳まで推移しており、労働観 2 についても、どの年代の若年者でも、共通に「労働は社会の義務である」と思っているようだ。ただ、労働観 1 の「働かない人は怠け者になる」と思う者と比べた場合、少し異なるのは、20 歳前では、「労働は社会の義務である」と思う者の比率の方が、1%未満の差ではあるが、若干高い水準であるのにもかかわらず、20 歳を過ぎる頃から、「労働は社会の義務である」と思う若年者は徐々に減少しはじめ、23 歳の時点では、約 61% の水準まで下がってしまう。その後、「労働は社会の義務である」と思う者は、24 歳以降から、少しずつ増え続けるものの、30 歳で、再び下降して、58.16% となる。この結果から、20 歳前までは、「働くことは社会の義務である」と考える者が多いが、20 歳を過ぎて、実際に働きはじめることが、労働の義務感を一層強くするわけではなさそうである。

労働観 3 の「余暇よりもまず働くことを優先する」については、そのように考えている者は、平均して約 40% を推移し、どの年齢でも 50% を満たないことから、「余暇よりもまず働くことを優先する」と考えることは、主流な考えではないように見受けられる。世界的には、「余暇よりも働くことを優先する」ことにあまり同意していないのかもしれないが、現実には、長時間働くことが日常化している国もあり、現実と主観的な思考には、多少の違いがあるのではないかと思われる。

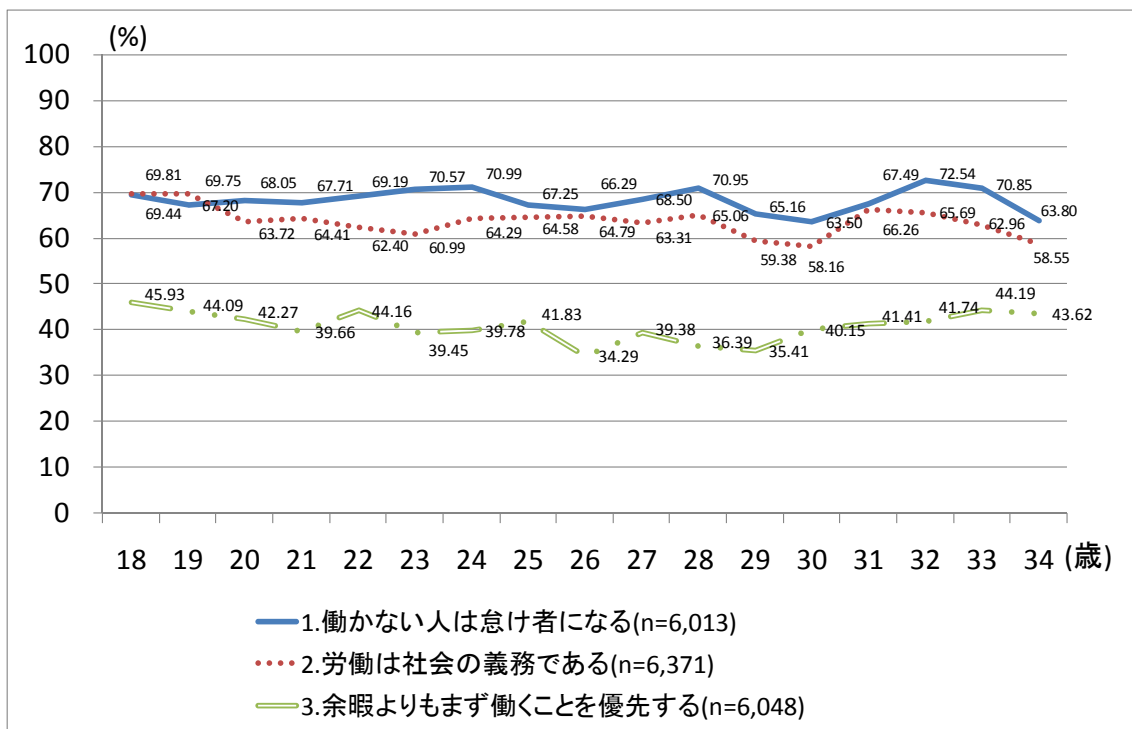


図 2 若年者の＜労働観＞

2.4.2 若年者の＜生きる力＞

15歳から34歳までの＜生きる力＞についてまとめたものが、図3である。生きる力1とは、「公正さ(利己的なふるまいをしない)」(以下「公正さ」とする)。生きる力2とは、「想像力・創作力」で、生きる力3は「自主性」を意味する。生きる力1の「公正さ」について述べると、16歳が、もっとも「公正さ」が大切だと考えているようである。図3によれば、65%の者が「公正さ」が大切であると考えていて、どの年齢よりも「公正さ」をもっとも高く評価している。しかし、16歳の65%を頂点に、下がりはじめ、18歳で44.59%となり、約20ポイントの下降が見られる。本データの平均的な学歴は、高校卒業(職業訓練校含む)程度であることから、18歳で働いている者が多いのではないかと考える。就業前では確かに「公正さ」は大切であると考えていたが、働きはじめたことにより、「公正さ」への考え方が少し変化したためではなかろうか。19歳以降は「公正さ」を大切だと考える者は、平均50%の水準を維持して推移していく。途中、27歳で再び41.25%まで下降するが、34歳まで、平均して約50%の水準の高さで「公正さ」は大切だと考えているようである。全体として、「公正さ」は半数の者から大切だと考えられていると言えるだろう。

生きる力2の「想像力・創作力」を大切だと考える者は、15歳から34歳までで、平均すると、約26%の水準で推移していく。生きる力1の「公正さ」で見られたような、大きな下降傾向は見られない。全体として30%未満ではあるが、安定的にどの年齢でも「想像性・創作力」は大切であると考えられていると言えるだろう。

生きる力3の「自主性」について、大切だと考える者の比率がもっとも高いのは、19歳の時で、40.33%となっている。その後、22歳まで下降していくが、全体として、約30%の水準で、「自主性」は大切であると考えているようである。他の2つの生きる力と比較すると、生きる力2の「想像力・創作力」よりは、「自主性」の方が、平均して10ポイント高い水準で支持されている。しかし、生きる力1の「公正さ」と比べると、「自主性」は、全体として約20ポイント低い水準で34歳まで推移している。この結果から、自主的に行動するという考え方は、公正さよりも大切だとは思われていないものの、30%以上の者が大切だと考えていることから、「自主性」は、「想像力・創作力」よりも、生きる上では、重要だと思われているようである。ただし、「自主性」と「想像力・創作力」を示すグラフが34歳の時点で重なっており、この時点で、30.90%の者が「自主性」や「想像力・創作力」を同じくらい大切だと考えているようである。

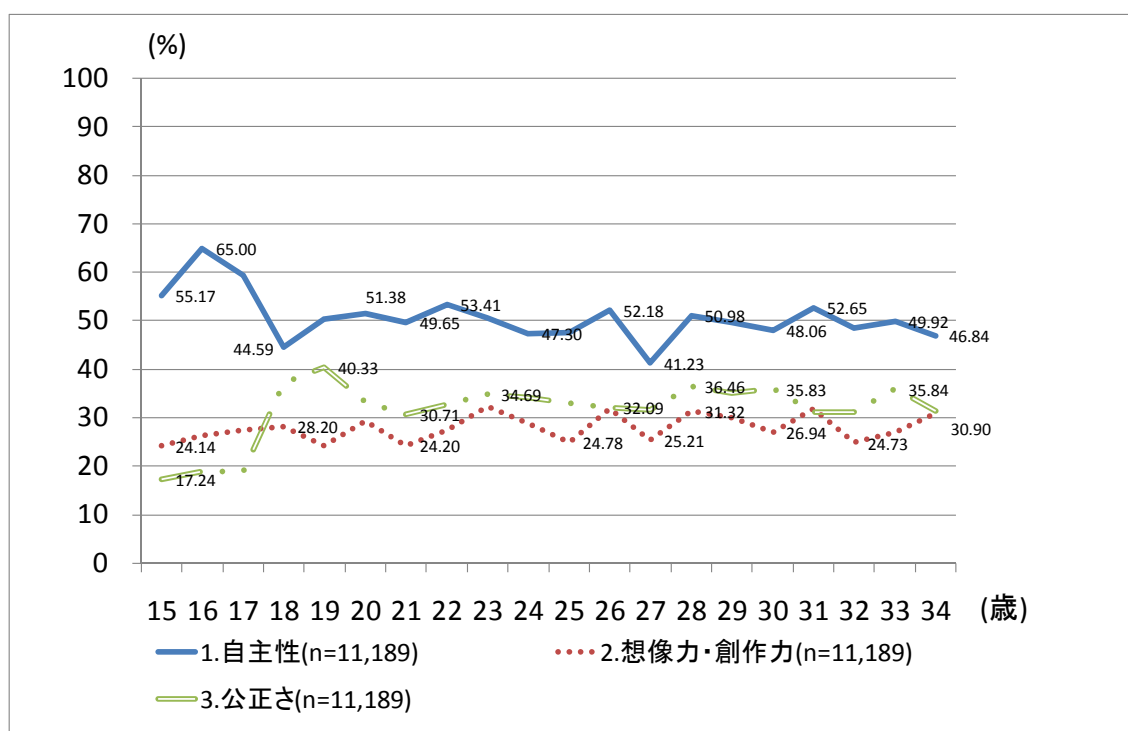


図 3 若年者の<生きる力>

2.4.3 若年者の<信頼感>

<信頼感>については、「家族に対する信頼感」を信頼感1、「隣人に対する信頼感」を信頼感2とし、「知人に対する信頼感」を信頼感3としている。それぞれの<信頼感>について、「かなり信頼している」と「信頼している」と答えた者を合計し、その結果を図4で示している。

まず、家族への<信頼感>については、15歳では100%が家族を信頼していると答えている。その後、多少の減少傾向は見られるが、34歳まで90%を超える高い水準で、家族を信

頼していると答えている。家族への〈信頼感〉は、若年者層においては、かなり信頼していると言えるだろう。

「知人に対する信頼感」についても、「家族に対する信頼感」と同様に、比較的高い水準で信頼している割合が推移しているようである。知人に対しては、16歳の92.50%が、どの年齢と比べても、もっとも知人を信頼している比率が高い。しかし、18歳の時に、約10ポイント減少の81.58%にまで下降し、16歳から18歳の間での「知人に対する信頼感」の差が広がる。この差について考えられることは、本データの16歳の多くは平均的に学生であるのに対して、18歳では社会に出て就労している者も多くいるため、学生である若年者と就労している若年者の間で、このような差が見られたのかもしれない。その後、19歳から34歳までの若年者においては、平均して、約80%の者が知人を信頼していると答えている。この結果から、家族に次いで、信頼関係を築くことができる対象は、知人であることが明らかとなった。

信頼感3の「隣人に対する信頼感」は、15歳であれ、33歳であれ、60%を若干超える水準で信頼している。15歳から33歳までの「隣人に対する信頼感」は、平均すると約60%の水準で推移している。しかし、33歳から34歳にかけて、「隣人に対する信頼感」は65%から70%を超えている。30歳の後半にさしかかる若年者では、「隣人に対する信頼感」が増加する結果が見られたことは、興味深い。一般的に33歳あるいは34歳の若年者は、結婚して子どもがいる者が多いと思われる。本データでも、この年代で子どもを1人もっている比率は約28%以上である。また、2人の子どもをもっている者の比率も約28%で、結婚していれば子どもがいる比率が高くなることがわかる。この結果から、「隣人に対する信頼感」が増加する傾向を類推すると、子どもがいる若年者は、子どもを通じて、隣人と関わる機会が増え、関わる頻度が多くなるにつれて、隣人への〈信頼感〉が増加したのかもしれない。

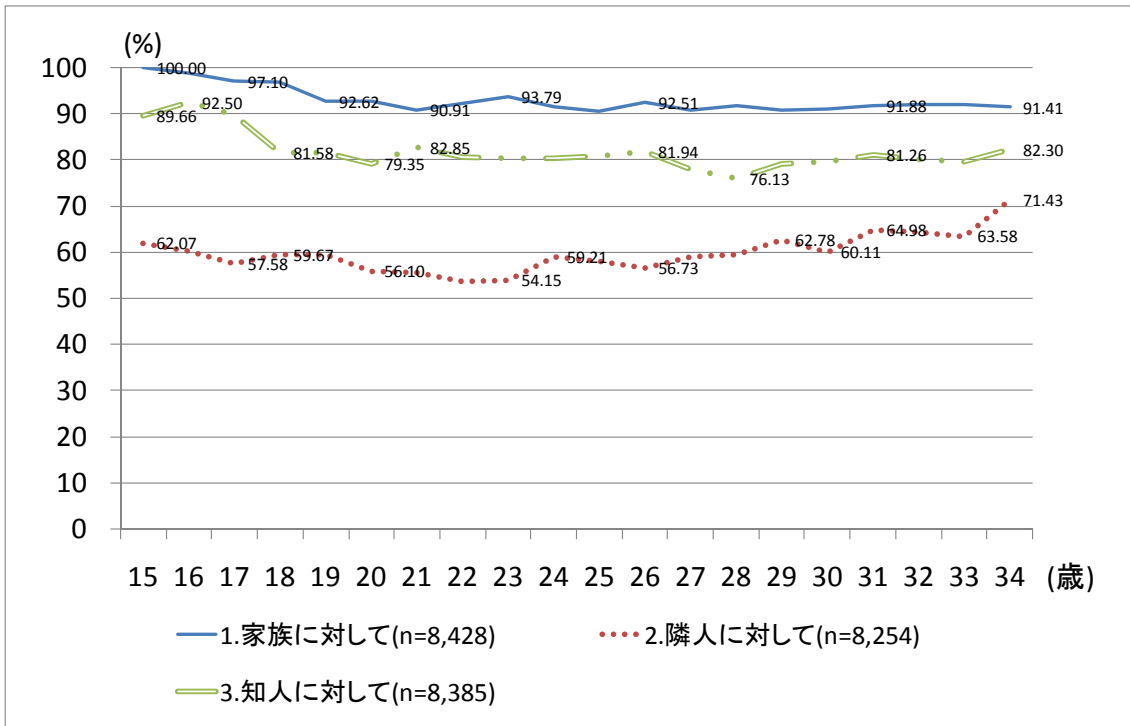


図 4 若年者の＜信頼感＞

2.4.4 若年者の婚姻状態

若年者の婚姻状態について、図 5 では、「結婚」、「同棲」、「独身」の 3 つのカテゴリに分けて、その様相を 15 歳から 34 歳まで示している。おおまかに外観すれば、10 代、20 代のように、年齢が若ければ若いほど、独身であることがわかる。逆に年齢が 25 歳から 34 歳まででは、結婚している比率が、徐々に高くなっていく。

まず、独身については、10 代で約 94%が独身である。20 歳では、約 81%の者が独身であるが、25 歳になると、独身の比率が約 52%となり、5 年間でその差、29 ポイントの減少で、独身の比率が年を重ねるほど、減少していく傾向が見られる。つまり、20 歳後半で、独身は半減する。

同棲については、10 代では少なく、7%未満であるが、20 代になると、少し増えるようである。同棲が 10%を超えるのは、21 歳からで、25 歳まで増加の一途をたどるが、26 歳から 34 歳までは、19%程度の水準を安定的に保ちつつ推移しているのがわかる。

結婚については、22 歳から徐々に増えはじめ、25 歳では、25.41%の者が結婚している。その後、29 歳まで結婚する者は急増し、29 歳で約 44%の者が結婚し、30 歳に至っては、約 51%の者が結婚している。結婚している者と独身である者の比率が逆転するのは、27 歳以降である。28 歳の時に結婚している者は、約 43%いるのに対して、独身である者は、約 34%となっている。28 歳が若年者の結婚の分岐点と言えるのかもしれない。

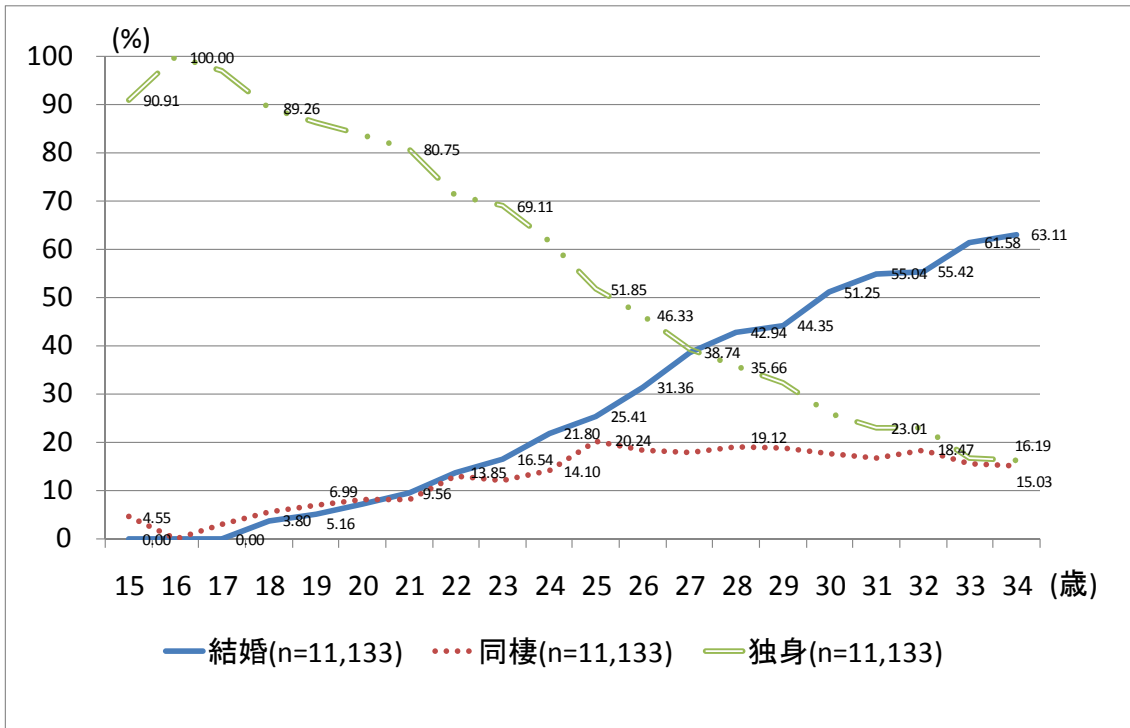


図 5 若年者の〈婚姻状態〉

3. 結果

3.1 〈生きる力〉と〈信頼感〉が〈労働観〉へ与える影響—男女比較—

表 2 は、〈生きる力〉と〈信頼感〉が〈労働観〉へ与える影響を男女別に推計した結果である。分析方法は共分散構造分析である。若年者は 15 歳から 34 歳以下の子どもなしの女性(n=2,335)と子どもなしの男性(n=2,888)を対象としている。〈生きる力〉が〈労働観〉に与える影響は、男女ともに有意である。(子どもなしの女性=.396, $p < .01^{**}$, 子どもなしの男性=.608, $p < .01^{**}$)。また、〈生きる力〉と〈信頼感〉との間には、中程度の相関関係があることが明らかとなった(女性(相関係数)=.616, $p < .001^{***}$, 男性(相関係数)=.589, $p < .001^{***}$)。

まず、〈生きる力〉が〈労働観〉に与える影響について見てみよう。男性の若年者の方が、女性の若年者よりも〈生きる力〉が彼らの〈労働観〉に強い影響を与えているようである(表 2. 参照)。

〈生きる力〉と〈信頼感〉の関係性についてみると、男女ともに、有意な関係が見られた。つまり、〈生きる力〉を高めれば、高めるほど、〈信頼感〉を高めることを意味する。また、逆も同じで、〈信頼感〉を高めれば、高めるほど、〈生きる力〉を向上させる。すなわち、〈生きる力〉と〈信頼感〉の間には、相互にプラスの関係性があることがわかる。

次に、有意ではなかったが、〈信頼感〉が〈労働観〉に与える影響についてみると、男女ともにマイナスの値を示している。「信頼感」を構成する変数は、信頼度を示しているのであるが、「家族」に対して、「隣人」に対して、あるいは「知人」に対する〈信頼感〉を

高めるほど、彼らの<労働観>を下げることを意味する。自分以外の他者への<信頼感>を高めることは、自分以外の他者を信じるということになる。お互いに信頼し合うというのは、他者を慮るような利他的な感情が要求されると考える。そうだとすれば、利他的な感情、すなわち他者への<信頼感>を極度に期待しすぎたり、あるいはお互いの信頼関係に依存しすぎたりする場合は、逆に彼らの<労働観>を下げるのかもしれない。

表 2 「生きる力」⇔「信頼感」⇒「労働観」との関係性

「生きる力」⇔「信頼感」⇒「労働観」の関係性		女性の若年者層 (n=2,335)	男性の若年者層 (n=2,888)	
		標準化推定値	標準化推定値	
生きる力	←→	信頼感	0.616***	0.589***
生きる力	→	労働観	0.396**	0.608**
信頼感	→	労働観	-0.046	-0.217
労働観	→	働かない人は怠け者であ	0.98	0.986
労働観	→	労働は社会への義務であ	0.841***	0.865***
労働観	→	余暇よりもまず働くことを優	0.988***	0.993***
生きる力	→	自主性	0.317	0.236
生きる力	→	想像性・創作力	0.305***	0.293***
生きる力	→	公正さ	0.079*	0.079*
信頼感	→	家族に対して	0.99	0.988
信頼感	→	隣人に対して	0.927***	0.936***
信頼感	→	知人に対して	0.984***	0.981***

GFI=0.934,AGFI=0.877,CFI=0.963,RMSEA=0.085

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

若年者=最年少の15歳から34歳以下で子どもをもっていない男性と女性

3.2 どの<家庭教育>が<労働観>に影響を与えるのか(12カ国間比較)

本節の目的は、家庭教育の内容に焦点をあて、その家庭教育の内容がどのように若者の労働観に影響を与えているのかを検証することである(表3参照)。本稿における12カ国の選択方法は、本データの特質(25カ国に及ぶ大規模データ)を活かすことを念頭に、なるべく多くの国と国を比較することを考慮しつつ、筆者が設計したモデルに適合した12カ国となっている。<労働観>を従属変数にして、10項目の<家庭教育>—①自立性②勤勉さ③責任感④想像力・創作力⑤寛容性(他人の立場・意見を尊重する)⑥節約心(お金や物を大切にす)⑦決断力・忍耐力⑧信仰心⑨公正さ(利己的なふるまいをしない)⑩従順さを独立変数とする多母集団同時推計を行っている。つまり、10項目の<家庭教育>が<労働観>に、どのような影響を与えているのか推計している。本研究の労働観とは、「働かない人は怠け者になる」「労働は社会への義務である」「余暇よりもまず働くことを優先する」の三つの観測変数から成る<労働観>である。それでは、順に分析結果を述べていく。

①日本の若年者を中心にして、分析結果を解釈すると、日本の若年者の<労働観>には、自主性が有意にプラスの影響を与えている(.215,*p<.05)。日本の若年者の<労働観>を高めるためには、自主性を高めることが大切なのかもしれない。日本以外で、自立性が若年者の労働観へプラスに有意に影響を与えている国は、イタリア(.184,**p<.01)、米国

(.206,***p<.001), メキシコ(.084,†p<.10)である。しかし、逆にフィンランドは有意にマイナスである(-.261,*p<.05)。マイナスの解釈は、自主性が労働観を下げるのではなく、自主性を大切だと思わないほど、フィンランドの若年者の労働観を下げてしまう。つまり、フィンランドでは、＜家庭教育＞で自主性を育成しなければ、若年者の＜労働観＞を下げるため、若年者の自主性を高める教育は特に重要な＜家庭教育＞かもしれない。

②「勤勉さ」については、日本の若者の＜労働観＞にプラスに有意な影響を与えている(.176,*p<.05)。日本以外では、フィンランド(.471,**p<.01)、旧西ドイツ(.266,***p<.001)、アンドラ(.146,†p<.10)、イタリア(.119,†p<.10)、米国(.161,***p<.001)、メキシコ(.114,*p<.05)、チリ(.102,†p<.10)である。12カ国中8カ国の若者の＜労働観＞に影響を与えている勤勉さは労働観にプラスの効果を与える共通の教育と言えるのかもしれない。

③責任感については、日本の若年者の＜労働観＞には影響を与えていないが、「責任感」がプラスの影響を与えている国はいくつかある(アンドラ、イタリア、米国、メキシコ、チリ)。しかし、逆に、責任感を育む教育を大切だと思わないことが、かえって、＜労働観＞にマイナスの影響を与える国がある。それは旧西ドイツである(-.236,***p<.001)。旧西ドイツでは若年者の＜労働観＞の向上のためには、＜家庭教育＞を通じて、＜責任感＞の強化は大切だと認識する必要があるのかもしれない。

④想像力・創作力については、日本は有意でない。創造力・創作力が有意にプラスの影響を与えている国は、イタリア(.159,**p<.01)、米国(.142,**p<.01)、メキシコ(.098,*p<.05)、チリ(.127,*p<.05)である。係数の上から述べると、先進国でかつ文化・歴史の深いイタリアでは、想像力・創作力がイタリアの若年者の＜労働観＞にもっともプラスの影響を与えていることは興味深い。逆に旧東ドイツでは想像力・創作力がマイナスの影響を与えている。これは、想像力・創作力を大切な＜家庭教育＞だと思わないほど、旧東ドイツの若年者の労働観にマイナスの影響を与えていることを意味する。かつて旧社会主義国にあった旧東ドイツにあっては、国民の想像力・創作力は必要とされなかったかもしれない。自由な発想は時として危険分子になりうるからだ。しかし、旧西ドイツと統合を果たした後は、先進国のような働くことを第一優先とする競争的な＜労働観＞に合わせる必要があったのかもしれない。それゆえ、若年者の想像力・創作力を高めないと、逆に、旧東ドイツの＜労働観＞を下げるのかもしれない。したがって、想像力・創作力を大切だと思わせない＜家庭教育＞では、旧東ドイツの若年者の＜労働観＞を低下させる原因になりかねないと推測する。

⑤寛容性(他人の立場・意見を尊重する)について、若年者の＜労働観＞に有意にプラスの影響を与えている国は、旧西ドイツ(.374,***p<.001)と米国(.125,**p<.01)の2カ国だけである。旧西ドイツについていえば、東西ドイツの統合から約20年になろうとしているが、ベルリンの壁崩壊の影響により、東から多くの旧東ドイツ人が移住し、それを受けとめざるを得なかった旧西ドイツでは、寛容であることが、とても重要であると考えられるようにな

ったため、若年者の<労働観>に、その影響を及んだのではないかと思われる。同様の文脈で、米国の場合を解釈すると、米国もまた、歴史的には、移民の国である。寛容であることを家庭で教育することにより、米国の若年者の<労働観>にプラスの影響を与えることになっているのかもしれない。

⑥節約心(お金や物を大切にすることは、フィンランド(.240,***p<.001), アンドラ(.285,**p<.01), イタリア(.135,*p<.05), 米国(.134,**p<.01)の4カ国が若者の<労働観>にプラスの影響を与えている。その中でアンドラについていえば、アンドラは国土がもっとも小さい工業国である。主な産業は観光業、サービス業、輸送機器の輸出から外貨を得ている。日本と同様に化石燃料が少ない国土の小さな国である。それゆえ、節約心が若者の<労働観>に与える影響が強いのかかもしれない。

⑦決断力・忍耐力については、旧西ドイツ(.147,*p<.05), 米国(.176,***p<.001), メキシコ(.084,†p<.10), チリ(.0102,†p<.10)が若年者の<労働観>にプラスの影響を与えている。米国についていえば、世界のリーダー的存在であるがゆえの結果であるように感じた。世界のリーダーシップをとるには、決断力・忍耐力については、<家庭教育>で大切に育まれている可能性は高い。そして、世界のリーダーシップたる国であるがゆえに、決断力・忍耐力が若者の<労働観>にプラスに影響していると思われる。

⑧信仰心が若者の<労働観>に影響しているのは12カ国中3カ国だけである。その中でプラスに影響しているのは、米国(.133,*p<.05)だけである。残り2カ国はマイナスの影響を与えていて、それはフィンランド(-.225,†p<.10)と旧東ドイツ(-.19,*p<.05)である。フィンランドと旧東ドイツは日常的に信仰心をもっていないと<労働観>にマイナスの影響を与えるのかもしれない。信仰心と<労働観>に密接な関係がある国であれば、信仰心を大切にしなければ、<労働観>を下げってしまうだろう。

⑨公正さ(利己的なふるまいをしない)がプラスに有意な国は米国(.226,***p<.001), メキシコ(.110,*p<.05)である。逆にマイナスに有意な国はアンドラ(-.139,†p<.10)とチリ(-.102,†p<.10)である。マイナスの意味は、<家庭教育>で公正さが大切だと思わないほど、若者の<労働観>にマイナスの影響を与えると解釈する。アンドラやチリでは、公正さが大切だということを、<家庭教育>を通じて行わないと、若年者の<労働観>にマイナスの影響を与えることになる。アンドラやチリの若者の<労働観>を高めるには、公正さを大切にすることが必要なのかもしれない。それだけ、アンドラやチリでは公正さが<労働観>に重大な影響を与えていると思われる。米国はもっとも公正さが米国の若者の<労働観>にプラスの影響を与えている(.226,***p<.001) 米国の結果は、米国の若年者の正義感と重なる点が多いかもしれない。

⑩従順さが若年者の<労働観>にプラスの影響を与えている国は、アンドラ(.153,†p<.10), 米国(.127,**p<.01), メキシコ(.120,**p<.01)である。この結果をもとに、アンドラについて解釈すれば、アンドラの主要産業は観光業である。外国人観光客を迎える国としては、従順

である資質は大切なのかかもしれない。それゆえ、従順さがプラスの影響を与えているのかかもしれない。

表 3 「家庭教育」と「労働観」の12カ国間比較

従属変数=労働観	Finland	W. Germany	E. Germany	Poland	Andorra	Italy	Romania	Australia	USA	Mexico	Chile	Japan
自立性→労働観	-0.261*	x	x	x	x	0.184**	x	x	0.206***	0.084†	x	0.215*
勤勉さ→労働観	0.471**	0.266***	x	x	0.146†	0.119†	x	x	0.161***	0.114*	0.102†	0.176*
想像力・創作力→労働観	x	-0.266***	x	x	x	0.109†	x	x	0.194***	0.103*	0.202**	x
寛容性(他人の立場・意見を尊重する)→労働観	x	x	-0.164*	x	-0.203*	0.159**	x	x	0.142**	0.098*	0.127*	x
節約心(お金や物を大切にすること)→労働観	0.240†	x	x	x	x	0.135*	x	x	0.134**	x	x	x
決断力・忍耐→労働観	x	0.147*	x	x	x	x	x	x	0.176***	0.084†	0.102†	x
信仰心→労働観	-0.225†	x	-0.19*	x	x	x	x	x	0.133**	x	x	x
公正さ(利己的なふるまいをしない)→労働観	x	x	x	x	-0.139†	x	x	x	0.226***	0.110*	-0.102†	x
従順さ→労働観	x	x	x	x	0.153†	x	x	x	0.127**	0.120**	x	x
労働観→働かない人は怠け者である	0.351	0.888	0.849	0.553	0.496	0.71	0.743	0.395	0.927	0.528	0.345	0.45
労働観→労働は社会への義務である	-0.037	0.734***	0.605***	0.263**	-0.071	0.703***	0.831***	0.689***	0.927***	0.630***	0.916***	0.878***
労働観※→余暇よりもまず働くことを優先する	0.364**	-0.057	0.442***	0.725**	0.486***	0.914***	0.644***	0.834***	1.00***	0.762***	0.459***	0.386***
重相関係数の平方※	0.459	0.317	0.232	0.033	0.206	0.11	0.127	0.037	0.277	0.085	0.093	0.109
GFI	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892	0.892
AGFI	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853
CFI	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486	0.486
RMSEA	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029	0.029
χ二乗	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897	3994.897
自由度	924	924	924	924	924	924	924	924	924	924	924	924
サンプル数(n)	268	214	208	310	380	281	460	278	317	698	369	258
若年者比率(%)	26.43	21.66	19.33	31.00	37.89	27.77	25.90	19.56	25.38	44.74	36.90	23.54

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

注1) xは有意でなかったため値を入れるかわりにxで示した。

注2) 多母集団同時推計で用いた若者=18歳から34歳の男女合計。ただし、Finlandだけは17歳(n=1)から34歳の男女合計である。

注3) 労働観※は逆転項目なので、解釈に注意。余暇よりもまず働くことを優先するという問いに対して、回答の尺度が大きくなるにつれて、「disagree(反対)」となっている。つまり、「働かない人は怠け者である」と思わない人ほど、数値が高くなる。

注4) 重相関係数の平方※はモデルの説明力の強さを示している。例えば、Finlandの労働観は、このモデルで約46%を説明している。

4. 総合的考察と今後の課題

わが国の若年者の<生きる力>と<信頼感>の共分散分析の結果は、双方に中程度のプラスの相関関係が見られた。男女別で推計したが、性差による大きな違いは見られなかった。女性(0.616,***p<.001), 男性(0.589,***p<.001)。

この結果から、他者とのよりよい信頼関係を築くには、もしかしたら、<生きる力>を高める教育(自主性、想像性・創作力、公正さを育む教育)が、男女ともに大切であろうと思われる。

一方、<生きる力>が若年者の<労働観>に与える影響は、男女で、違いが見られた。標準化推定値の上では、男性の方が(0.608,***p<.001), 女性よりも(0.396,***p<.001)約2倍の係数の大きさ(強さ)を示していることから、若年者の男性の場合、<生きる力>を育む3つの構成要素「自主性」、「想像性・創作力」、「公正さ」が若年者の<労働観>を高めるには重要だと思われる。

次に、海外比較をおこなった<家庭教育>が<労働観>へ与える影響の12カ国間比較の結果では、日本は、自立性と勤勉さが若者の労働観へプラスの影響を与えていることが明らかとなった。ゆとり教育導入と同時に、わが国では、「個」を重んじる教育へシフトした経緯がある。飛躍的な解釈かもしれないが、自主性(0.215,*p<.05)が、わが国の若年者の<労働観>

働観>にプラスの影響を与えているのは、「個」を大切にする教育の成果なのではないかと考える。勤勉さ(.176,*p<.05)についても、同様にわが国の若年者の<労働観>にはプラスの影響を与えているが、自主性(.215,*p<.05)が労働観に与える影響の方が大きい。この結果を踏まえると、わが国の若年者は、自ら考え、行動する傾向が強いのかも知れない。そのことが、<労働観>にプラスの影響を与えているが、行きすぎた自分の判断と行動は、ともすると、利己的な行動にもつながる。

その他、いくつか興味深い結果が得られたと思うが、その国の歴史・文化・政治・経済・社会を知らないために、解釈をする際の困難に直面した。インターネットの情報を駆使したつもりではあるが、現地に行ったことも住んだこともない国の若者の<労働観>を解釈するには限界があった。深い考察をするには、少なくとも12カ国の歴史・文化・政治・経済・社会について、もっと綿密に調べる必要がある。目標を若年者(15歳から34歳)に絞り込んだことで、統計的には、より精緻化した分析結果が得られたように思っている。しかし、若年者の<労働観>についての知識が浅いために、たびたび解釈に窮した。今回はこのような点を含めて、国際比較を視野に入れて、さらなる文献レビューをすすめていきたいと考えている。

謝辞

本稿は2008年度二次分析研究会における報告をもとに執筆したものである。二次分析に当たり東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブから「世界価値観調査5回調査累積データ,1981-2003」「世界価値観調査,2005-」((株)電通総研)の個票のデータを受けました。謹んで感謝申し上げます。コメンテーターをしてくださった不破麻紀子先生、フロアからは貴重なコメントを頂けたことに感謝申し上げます。また、二次分析研究会では、はじめから終わりまで、ご指導くださった田辺俊介先生に謹んで感謝申し上げます。

文献

- 玄田有史, 2004, 「「ニート」という若者」玄田有史・曲沼美恵『ニート:フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬舎, 15-53.
- 小杉礼子, 2006, 「若年無業・失業・フリーターの増加」堀有喜衣・宮本みち子『フリーターとニート』勁草書房, 1-20.
- , 2006, 「なぜ若者政策を国際比較するのか」堀有喜衣編『キャリア教育と就業支援 フリーター・ニート対策の国際比較』勁草書房, 1-8.
- 小林澄兄, 1969, 『日本勤労教育思想史』玉川大学出版部.
- 倉内史郎, 1975, 『現在教育講座 労働・余暇と教育—生活構造の変化は何を求めているのか—』第一法規出版株式会社.

- 佐藤洋作, 2005, 「これからの社会と自立像—「学力」議論を超えて」平塚眞樹編『ニート・フリーターと学力』明石書店, 206-282.
- 電通総研日本リサーチセンター編, 2008, 『世界主要国価値観データブック』同友館.
- 独立行政法人労働政策研究・研修機構, 2005, 特集ドイツ「国力強化のために家族に優しい環境を整備」『海外労働事情』.
- 豊田秀樹, 1998, 『共分散分析 入門編—構造方程式モデリング』朝倉書店.
- 広田照幸, 1999, 『日本人のしつけは衰退したか』講談社現代新書.
- 堀有喜衣, 2005, 「支援としての学校」小杉礼子・宮本みち子『フリーターとニート』勁草書房, 95-143.
- 本田由紀, 2005, 『若者と仕事』東京大学出版会.
- , 2008, 「「家庭教育」をめぐる日本の社会の現状」『「家庭教育」の隘路』勁草書房, 3-19.
- 毛竹・工藤洋介・伊藤菜緒・高橋俊哉・伊藤武樹, 2008, 「大学生の「生きる力」をレベルアップさせる因果的構造モデル」『弘前大学教育学部紀要』(99):75-86.
- 宮本みち子, 2005, 「家庭環境から見る」小杉礼子・堀有喜衣『フリーターとニート』勁草書房, 145-197.
- 文部科学省, 2008, 「小学校・中学校・高等学校 キャリア教育推進の手引き—児童一人一人の勤労観, 職業観を育てるために—」. http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/career
- 柳久雄, 1963, 『生活と労働の教育思想史』御茶の水書房.