

若者の公共観

——国民年金制度に着目して——

白波瀬佐和子

(東京大学大学院人文社会系研究科)

本稿は、国民年金制度の周知程度や福祉の担い手に関する若者の態度から、彼/彼女らの公共性について検討することを目的とした。まず、他の年齢層との比較を通して公共観に若者独特の特徴があるのかを検討した。その結果、若者といえどもこれからの少子高齢社会において政府への期待は高く、世代間扶助として年金制度の重要性を認知していた。特に若年層だけが政府に対する懐疑心が強いわけではなかった。次に、高校卒業後の進路別に若者の中での考え方の違いを分析した。若者の中での考え方の違いは就職か、進学か、といった進路の違いよりも、一人暮らしか否かといった生活の場の状況や男か女かといったジェンダー差が公共性のみかたを左右していた。その意味で、公共性とはライフステージの違いと直接連動していなかった。だからこそ公共性の意味があるのだが、若年層が特に政府や社会保障制度に懐疑的で、公共的なことに対して特に消極的であるという結果は本分析から得られなかった。

1. はじめに

高山(1997)は「若者を絶望させない年金改革」と題する論文を『論座』に執筆した。そこでは、人口構造の変化に伴う世代間アンバランスが指摘されて、若年層への社会保障による恩恵が目減りする状況を予想して何らかのメリットを提示しないかぎり、年金制度の存続は難しくなると警告を鳴らす。国民年金の空洞化が紙面をにぎわすようになったのは、1990年あたりからある(泉 2004)。年金の空洞化とは、本来保険料納付の義務を負うにもかかわらず国民年金に加入せず(未加入)、あるいは保険料を未納しているものが増えることをさす。1994年の年金制度改正には、国民年金の空洞化が国会で審議された。

近年、社会保障に対する信頼感が低下していると指摘される(読売新聞 2005)。駒村(2001)は、社会保険庁が実施した「公的年金加入状況調査報告」から、若年世代を中心に年金制度への不信が急激に上昇したことを示し、若年の年金離れが年金の空洞化をもたらした最も大きな原因だとする。国民年金の未納率が高い若年層をもって、大竹(2004)は若年層の逆襲とみる。

1992年の第1号未加入者数は、20代前半が最も高く約190万人にも上り、その未加入者割合は他の年齢層に比べて著しく高い。未加入者の中で20代が占める割合は、1992年で45.7%と約半数を占める。その後、若年層における未加入者割合は減少しつつ、代わって未加入者に占める50代の割合が過半数にまで上昇した(社会保険庁 2007)。国民年金への未加入問題は、壮年層にシフトしている。それでも、国民年金制度のみならず社会保障制度における世代間の不公平問題は重要な政策課題である。

年金制度そのものに対する知識は、加入・納付義務といったごく基本的なことについて周知度が高いものの⁽¹⁾、実質価値維持の制度や国庫負担などの詳しい年金財政の仕組みになると理解していないものが多い。例えば、国民年金の3分の1(調査時点)が国庫負担であることを知っていたのは全体の4割程度で、20代の若年については3割しか「知っている」と回答し

ていない。

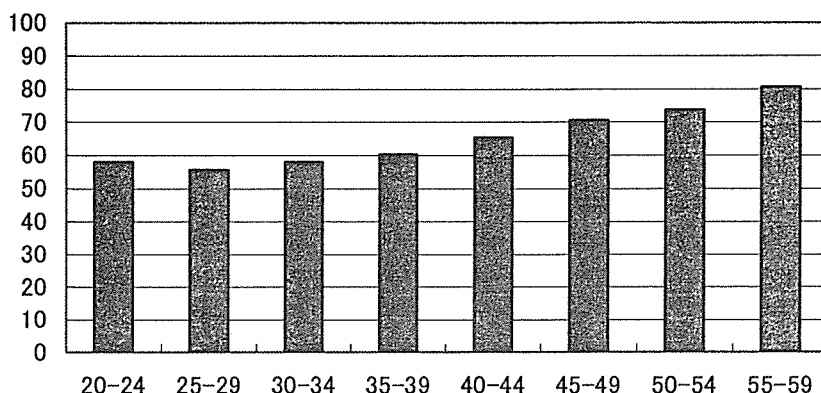


図1 年齢階層別納付率 (%)

出所)「平成17年度の国民年金の加入・納付状況」(社会保険庁 平成18年9月)

図1は、平成17年度の年齢階層別納付率⁽²⁾である。若年層における納付率は他の年齢層に比べて低いが、平成16年からの納付率は若年層を中心に改善がみられる(社会保険庁 2006)。納付率の改善が何によるのかをみたところ、保険料の納付が困難なものに対する免除奨励による影響が納付率上昇の43%近くを説明する。次に高い説明力を呈したのは、法律改正による若年者納付猶予制度導入の31%であった。つまり、若年層の納付率を改善させたのは、若年層における非正規雇用者や無業者の増加といった状況に対応する制度上の変化であった。

近年の社会保障制度や政府に対する不信感と人口構成との関係については、まだ十分な議論が展開されていない。ここでの政府に対する不信感の高まりは、世の中全体が政府に対して不信感をもつようになったのか、それとも特定の年齢層、ライフステージにいるもの(例えば、若年層)に不信感の上昇が認められるのか。もし若年層において特に近年政府への不信感が強いとすると、少子高齢化に伴い若年サイズが縮小する中で、彼らが全体社会の意識に及ぼす効力は相対的に低下しているはずである。それでも、若年層の政府に対する不信感の強さが強調される。

ここでの政府への不信感を公共性の概念からアプローチしてみると、近年の社会保障制度に対する不信感は、公共性の低下に通じると解釈できる。近年、自らの生活は自らの力でといった自己責任論が「小さい政府」論とともに展開されていることとかがみると、公共性は自己責任論とある意味対極に位置付けられている。ハーバマス(1962)は市民的公共性という概念を、公権力、支配層に対抗する原動力と位置づけた。しかしここで公共性を自己責任論と絡ませて考えると、ハーバマスの公共性はあくまでマクロな総体概念として位置づけられている。一方、斎藤(2000)は公共性を多元的に捉え、他者との関係を内包する自己の中に公共性をみる。その意味で、自己の対極としての「公共性」というよりも自己との関係で公共性を位置づける試みは興味深い。しかしここでの問題は、これらの公共性についての議論が極めて抽象的な域を超えておらず、個々人にとって公共性が具体的に何を意味するのかというところまで議論が十分に発展していないことにある。

特に、自己との関連のなかで公共性を位置づけるにせよ、その概念規定に個々人のライフコース、ライフステージの違いがあまり考慮されていない。齊藤（2000）は公共性を他者との関係で規定しようとしながら、その関係自体にどのような時間軸が介在するのかについては十分な議論を展開していない。そこで本論の着眼点は、ひとびとはライフステージごとに異なった公共性を位置づけ、自らと他者との利害関係（たとえば、現役世代と高齢引退世代の関係）を直接反映させるかたちで公共性の概念を構築していくのではないかと、という点にある。これが本稿で問われる大きなリサーチクエッションである。具体的には、国民年金を公的な所得保障制度の代表的な例にして、その制度との具体的な関係を吟味することで、公共性の意味を探っていく。

最近、小さな政府が叫ばれ格差さえも容認される風潮にある中で、公共性の概念はいったいどのように形成されていくのか。近年のフリーター、ニートに代表される若者論の中では若者の無責任化論を強調した言説もみられる。しかし、若者は果たして公共観が欠落した、無責任な集団なのだろうか。彼らは公共性をどう位置づけて、何を求めているのか。本稿では、若年の公共観を年金によって代表させ、高校卒業後の進路の違いが公共観の形成に果たして違いをもたらすのかを考察する。

本稿の分析は二つの部分からなる。まず、年金を中心とした社会保障に対する意見の世代差（年齢差）を検討する。ここでは、広い年齢層を対象にした全国調査であることから、若者は壮年者、高齢者に比べて低い公共観を呈するのかという問いを検証する。後半部分は、高校卒業後2年目の若者を対象に、高校卒業後の進路の違いが若者の公共観に影響をもたらすのかを検討する。言い換えれば、最初の部分は若年層と壮年・高齢層との違いに着目し、後半部は若年層の中でも20歳前後の若者の中での違いに着目する。

2. 公的年金に対する考え方

2.1 若年層の特徴

まず、若者に着目する前に他の年齢層と比較して、若者の公共観にどのような特徴があるのかをみてみよう。近年の格差論議の中で若年層における格差が拡大していると指摘される（大竹 2005；玄田 2004）。本節では、2005年に東京大学文学部社会学研究室が実施した「福祉と公平感に関するアンケート調査」（以降、公平感調査）を中心に検討する。若者自身は世の中をどの程度不公平だと感じているのか。公平感調査によると、20代前半の若者が世の中は公平だとする割合がそれほど低くなく、公平感の年齢階層の差は統計的に有意ではない。言い換えれば、どの年齢階層においても7割以上の多数派が世の中は不公平だと感じている。

では不公平の原因を特定化して、特に年齢による不公平を感じるのはどの年齢層であろうか。図2は男女別の結果も合わせて示した。年齢による不公平を強く感じているのは40代前半と60代前半であった。20代の若者は、他の年齢層に比べて年齢による不公平を感じているわけではない。さらに、年齢による不公平を感じるにあたって年齢差が統計的に有意であるが、その中味をみると、女性の間でのみ年齢差が有意であった。特に、40代前半と60代前半、年齢による不公平を強く感じているのは女性である。40代前半は子育てが一段落して就労を開始する時期である。彼女らは家庭から労働市場に復帰するにあたり、年齢による壁を強く感じる。家庭と労働市場のはざま、彼女らは年齢による不条理を感じる。

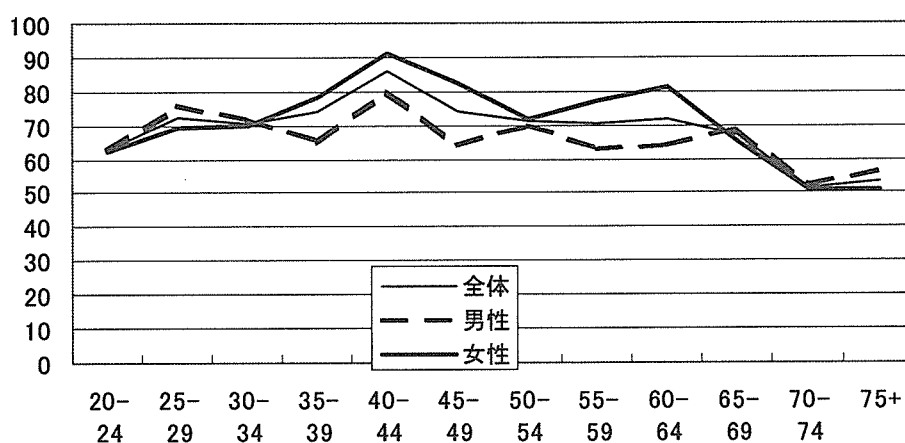


図2 男女別年齢による不公平を感じた割合 (%)

社会保障を世代関係に着目して検討してみよう。図3は、保険料と社会保障給付の関係について、「税金や社会保険料などをひきあげても、国や自治体は社会保障を充実すべきだ」とする者の割合を示した。この割合の年齢差は統計的に有意であり、30代後半から60代前半のいわゆる現役世代は、たとえ税金は社会保険料などを引き上げても、国や自治体は社会保障を充実すべきだとする意見が多い。人口構造の変化にともない世代間の不公平が叫ばれる中、彼らは「社会保障の水準がよくなるなくとも、国や自治体は、税金や社会保険料を引き下げるべき」とはあまり考えていない。一方、若年層は高齢層と同程度に、税金や社会保険料の引き下げについては、たとえそれが社会保障の充実のためであっても消極的である。社会保障の充実か負担増かという二者択一については、若年層の間で意見がほぼ半分に分かれる。

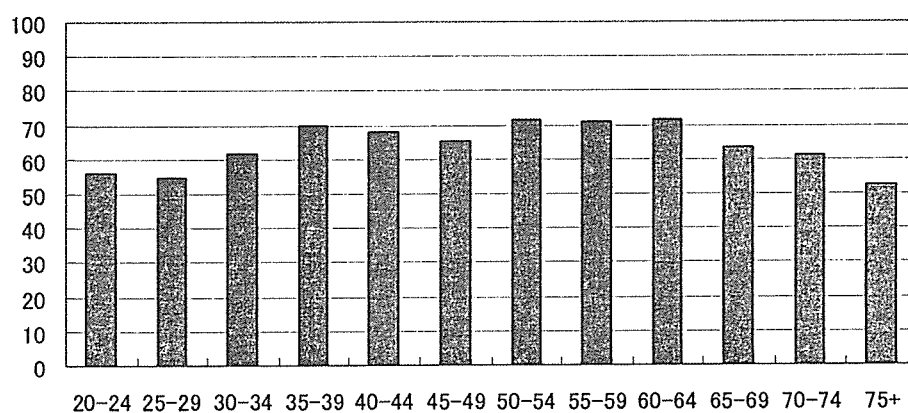


図3 年齢階層別 社会保障の充実要望 (%)

図4は公的年金制度における世代間不公平に対して、「納付した保険料に見合った年金を受け取れるようにすべきだ」とする意見を年齢別にみたものである。ここにおける年齢差は統計的

に有意ではなく、年齢にかかわらず公的年金における世代間の不公平は解消すべきであり、納付した保険料にみあった給付が保障されるべきだと考えている。若者だけが特に強く世代間の不公平を訴えているわけではない。

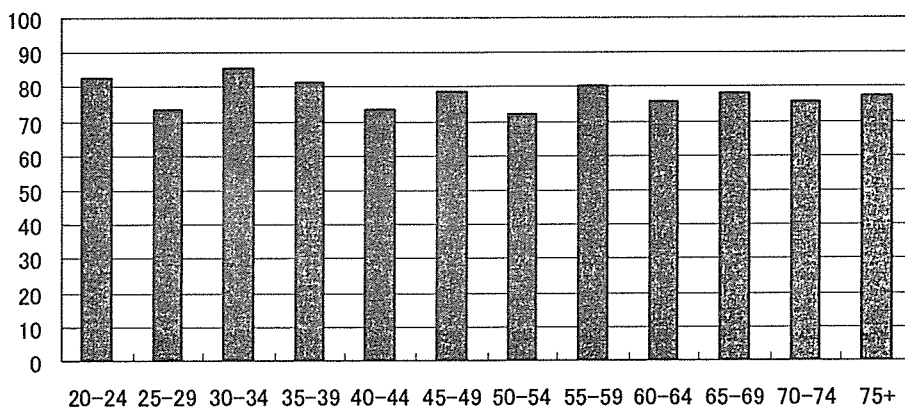


図4 年齢階層別 世代間の公平性の維持 (%)

2.2 高校卒業後の進路による世代間意識：若年の中の違い

前節では、若者だからといって社会保障制度や世代間扶助に関して、他の年齢層と際立って異なる意見を呈していることを確認した。そこで次に、若年層内の違いに着目してみたい。本分析は、「高校卒業後の生活と意識に関する調査」研究会が2005年に実施した「高校卒業後の生活と意識に関するアンケート」（以降、高校生追跡調査とする）の第2回追跡調査結果を中心にすすめる。第2回追跡調査の有効サンプル数は669名であった。本調査は、2003年度高校3年生を対象とした「高校生調査」を実施し、2004年には「高校生調査」の対象者に対して第1回の追跡調査が実施された（詳しくは、「若年者の就業行動・意識と少子高齢社会の関連に関する実証研究 平成16年度・平成17年度 総括研究報告書」を参照のこと）。2005年第2回追跡調査において、仕事に就いているものは115名の17.2%、短大・専門学校や大学に進学したものは8割の539人、それらのどちらでもないものは15名の11%であった。どちらでもないものの中味は、浪人中や専門学校をめざしているもの、休職中のものが、全体の7割上になる。学校にもいかず、就職もせず、といったいわゆる「ニート」に該当するのはどちらでもないものの3分の1弱であり、全体サンプルから見ると1%に満たないごく少数である。本分析では、高校卒業後の進路を就労、進学、どちらでもない、の3つに分ける⁽³⁾。

まず、国民年金制度を聞いたことがあるかをみてみよう。現在仕事についている者は全員、「国民年金を聞いたことがある」と答えた。進学をした者もほぼ全員が聞いたことがあるとし、どちらでもないものでも9割以上の多数派が聞いたことがあるとしている。しかし、「聞いたことがある」ということと、実際に中味をどの程度理解しているのかは同一ではない。そこで、20歳以上の加入・納付義務、保険料額の周知、学生の免除制度、4点について、「知っているか」どうかをみた。

その結果が、図5である。加入義務については、ほとんどのものが周知しており、特にとち

らでもないものらは全員が「知っている」と答えていた。一方、年金受給年齢については、どの進路をとったものでも、約半数程度しか「知っている」と答えていない。就職も進学もしていないものだけでなく、仕事についているものや学生の場合も、半数弱が年金受給年齢を「知らない」とした。

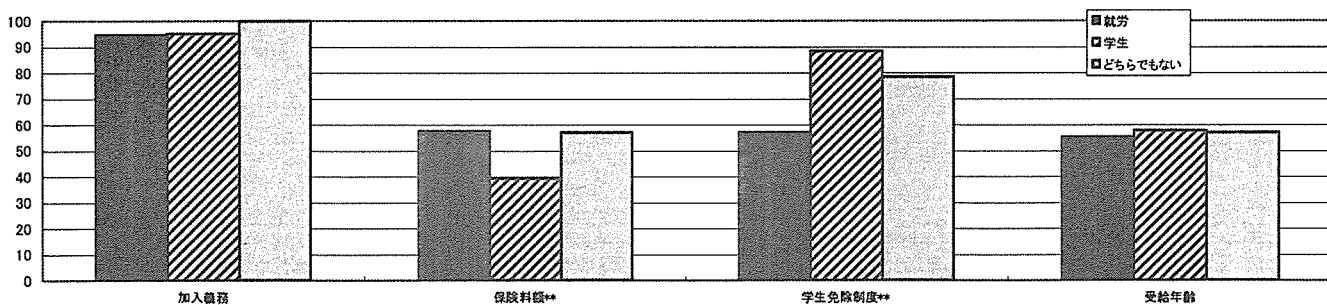


図5 国民年金内容別周知度(%)

3つの進路カテゴリーの間で「知っている」かどうかには有意な差がみられたのは、保険料額と学生免除制度であった。毎月徴収される保険料額を「知っている」と答えたのは、学生が最も低く4割程度である。この低い周知程度の背景には学生免除制度を利用していることも関連しているのかもしれない。一方、就職も進学もしていない者らは学生と比べて「知らない」と答えた者が多いわけではない。それどころか、就労者と同程度のものが保険料額を「知っている」と答えている。

学生に保険料免除制度があることは、当事者である学生自身がよく知っており、彼らの9割近くが学生の免除制度について「知っている」と答えていた。また、就職も進学もしていないもの間でも学生の免除制度について、その8割近くが理解していた。就職も進学もしていないもののうち予備校生がおり、近い将来自分が学生となることを想定して学生免除制度を「知っている」と答えたのかもしれない。

このように、国民年金制度について、聞いたことがないと答えたものはごく少数であり、20歳以降加入が義務づけられているといったごく基礎的については、高校卒業後の進路にかかわらず周知されていた。一方、学生の免除制度や実際の保険料額については、現在の状況（働いているか、学生か、あるいはいずれにも該当しない）を反映してその周知の程度に差が見られた。国民年金という言葉聞いたことはある。しかしその中味についてどの程度詳しく理解しているかは、若者の進路による違いがみえた。本稿では卒業後の進路を3カテゴリーに分けているが、中澤（2007）は進路状況をより詳しく分割し、政策に対する意見に高校の出身トラックが影響を与えていると述べる。

国民年金の空洞化は、未加入者の増大によってもたらされた。なぜ国民年金に加入しないかの主な理由は、「加入が義務付けられていることを知らなかった」ということにある（社会保険庁 2007）。制度を知らなかったから加入していない。しかし、本調査を見る限り国民年金の加入義務については95%の大多数が周知していた。事実、若年層の未加入者数は近年大きく減少した。未加入のもう一つの理由は、保険料が払えないことにある。しかしこの点については、

2000年、学生納付特例制度が発足し、2002年度から半額免除制度が導入されたことと関係する。免除制度が導入されることで、保険料を払えない未加入者が減少したと考えられる。

国民年金の納付率は近年低下しており、特に若年層にその傾向がみられる。納付率低下の原因に年金制度への不信感が指摘される(泉 2007)。高校生追跡調査において、現在保険料を払っておらず、これからも払うつもりがない、と答えたものは13.1%で、保険料の支払い如何に関して進路の違いは統計的に有意ではなかった。ここで注目すべきは仕事についているものの間でも1割弱のものが納付しないと答えていることである。仕事についていても保険料を払わない、あるいは払えないものがある。そこで、どうして保険料未払いの理由を尋ねたところ、年金制度や政府への不信感もさることながら「お金がない」と答えたものも2割いた⁽⁴⁾。

年金は世代間の助け合いであるが、老後の生活に対する考え方として約6割は「基本的に自分で責任を負い、足りない分を年金で補う」という自己責任を強調した考え方を支持した。ではどのようなものが老後生活を自己責任で営むことを支持するのか⁽⁵⁾。老後の考え方に関する規定要因を探るために実施した回帰分析にあたり投入した独立変数は、性別(男性ダミー)、仕事の有無、進学ダミー、一人暮らしダミー、祖父母同居ダミー、高校3年時の暮らしぶりについて、「豊か」(5ポイント)から「豊かでない」(1ポイント)までの家計スケール、である。表1にここでの分析で投入した変数の記述統計を示した。

表1 記述統計量

	サンプル数	平均	標準偏差
自己責任	298	0.698	0.460
政府責任	298	0.836	0.371
性別	298	0.403	0.491
進路：就労	298	0.124	0.330
進学：進学	298	0.856	0.352
一人暮らし	298	0.275	0.447
祖父母同居	298	0.161	0.368
高3時暮らし向き	298	3.154	0.934

表2は、老後は自らの責任において生活すべきか否かとした二項ロジット分析である。老後の生活は自らの責任で、という考え方を規定するにあたって有意な効果を呈したのは、一人暮らしダミーである。一人暮らしであるほど、老後の生活は自らが責任を持つべきという考え方を強く提示する。晩婚化が進み、親元を離れる時期(離家)が遅れる中、一人で生活する場合は少なくなっている。そのような中、若者が一人で生活する背景には、一人で生活するほど自立している場合と、親と暮らしたくとも暮らすことができずに一人暮らしになる場合がある。自活できるほどに経済力もある場合には、老後も自分の責任で暮らすべきとする自己責任論が頭をもたげる。一方、親と一緒に暮らせない場合、親にも頼れないことから頼れるのは自分だけとするもう一つの自己責任論が存在する。

表 2 老後の生活は自己責任であるとする意見に関するロジット分析

	係数	標準誤差
性別	-0.002	0.327
進路：就労	0.837	0.995
進路：進学	1.103	0.921
一人暮らし	0.857 *	0.422
祖父母同居	0.510	0.464
高3時暮し向き	-0.227	0.168
定数	1.045	1.066
-2対数尤度 = 355.83 自由度 = 6 N = 298		

注) *5%水準で有意

福祉の担い手として何に期待しているのかをみると、これも進路別に大きな違いはなく、政府と答えたものが6割近くの多数派であった。個人や家族と答えたものは4分の1弱であり、政府への期待は大きい。ではどういったものが福祉の担い手として政府に期待しているのか。表3は、福祉の担い手として政府に期待するか否かを従属変数にしたロジット分析の結果である。ここで有意な効果を示したのはジェンダーであり、進路の違いは何ら有意な効果は示さなかった。また、世帯の豊かさも効果は認められず、経済的に貧しいからといって福祉の担い手を政府に求めるというわけではなかった。それよりも女性は男性に比べて有意に政府への期待が高く、その背景には家族という私的空間における福祉(家族員の世話)の担い手が女性(母、娘、嫁等)に偏っているという事実が反映していると考えられる。

表 3 福祉の担い手は政府であるとする意見に関するロジット分析

	係数	標準誤差
性別	-0.633 **	0.260
進路：就労	0.775	0.972
進路：進学	0.230	0.898
一人暮らし	-0.269	0.293
祖父母同居	-0.141	0.372
高3時暮し向き	0.083	0.139
定数	0.664	0.996
-2対数尤度 = 355.83 自由度 = 6 N = 298		

注) **1%水準で有意

3. 考察

以上まとめると、若年が年金制度に特に懐疑的であるとか、自らの老後は自らでみるといった社会保障離れが明らかである、という結果は得られなかった。年齢にかかわらず、社会保障の重要性は自覚しており、若いから、あるいは現役だから、もはや政府に頼らないというわけではない。若者の多数は国民年金制度の基礎を理解し、その内容についてもある程度は理解していた。また、多数派が保険料を納付すると答えており、「払うつもりはない、払っていない」と答えたのは少数派であった。若者の間でも、将来について、自己責任だけで将来のことを考えている、というより政府に対する期待は決して低くない。

人口構造の変化から、現役一人あたりが支えるべき引退高齢者の数は多くなっている。しかしだからといって、将来はもはや自己責任で対処していくと答えたものは少数派であった。本データを見る限り、社会保障制度離れはそれほど進んでいない。それどころか、先行き不安な将来に社会保障への期待は決して低くないことが確認された。

いくなれば若者たちは社会保障制度をゼロにしたり、まったく頼りにしていないことはない。公共性の概念は特定のライフステージごとに分断されて形成しているわけではなかった。公共性とはハーバマスが指摘したように、特定の個人の属性に対応しないマクロな総体概念といえるかもしれない。

若者は、公的な相互扶助、連帯がこれからの少子高齢社会に向かって重要であることを理解している。そこで政策を立案する側から考えると、彼/彼女らの潜在的な政府に対する期待を裏切ることなく、潜在する不安定な公共性の概念を積極的に浮かび上がらせるような、政策づくりが必要とされている。

自己責任が台頭し、競争原理が成長信奉と結びついて最近の政策議論が盛り上がっている。しかし、少子高齢社会を迎えて潜在的な福祉ニーズがますます高くなるいまだからこそ、相互扶助、連帯、そして公共性をいかに活性化させていくかは、きわめて重要な政策課題である。さらに公共性とは競争原理や多様性と単純に相反する概念ではないし、反駁もしない。むしろ、ひとびとの生き方が多様になってきたいまだからこそ、公共性という概念をどう具現化させて政策論の土俵に上げるかがいっそう重要になる。

[注]

(1) 2005年、社会保険庁が実施した「公的年金加入状況等調査」によると、9割以上が、「20歳以上の日本に在住するものはすべて国民年金に加入し、保険料を納付する義務がある」ことを「知っている」と回答した。

(2) 納付率(%)=納付月数/納付対象月数*100

納付率とは、当該年度分の保険等として納付すべき月数（全額免除数・学生納付特例月数を含まない）であり、納付月数はそのうち当該年度中（翌年度4月末まで）に実際に納付された月数である。

(3) 該当サンプル数が15とかなり少ないので、結果の解釈には注意を要する。

(4) 仕事に就いているものの中で、保険料を払っていない、あるいは払いたくないと答えたものは10人であった。結果の解釈には注意を要する。

(5) 何を自己責任とみるのかは議論を要する。自らの老後は公的な所得保障に頼りたいと答えたものが自己責任を拒否しているのかと単純に解釈することはできないからである。ここでは、財産収入を含む自らの稼得で生計を維持するのを自己責任とし、公的年金を中心に老後の生計を考える場合は自己責任として老後の生活水準を規定しないものとみなす。

[参考文献]

大竹文雄 2003年「若年層 逆転可能な社会に」『日本経済新聞』（2003年8月23日）

大竹文雄 2004年「年金未納は若年の逆襲」『週間東洋経済』5月29日号

大竹文雄 2005年『日本の不平等』日本経済新聞社

- 玄田有史 2004年『ジョブ・クリエーション』日本経済新聞社
- 駒村康平 2001年 「公的年金に対する世代間の評価の差異と改革の方向性」『年金と雇用』第1.20巻第3号、32～42ページ
- 駒村康平 2006年 「公的年金に対する国民の知識・評価に関する分析」『年金と経済』第25巻第4号、36～47ページ
- 斉藤純一 2000年『公共性』岩波書店
- 社会保険庁 2007年「平成16年公的年金加入状況調査等調査 結果の概要」
- 社会保険庁 2006年 「平成17年度の国民年金の加入・納付状況」
- 高山憲之 1997年「若年を絶望させない年金改革」『論座』12月号
- 中澤渉 2007年「福祉制度の知識と意見の表明の有無について—国民年金制度や老後の生活を中心にして」『高校卒業後の生活と意識に関する調査 報告書』
- ユンゲル・ハーバマス 1973[1994]年 『公共性の構造転換—市民社会の一カテゴリーについての研究』（細谷貞雄・山田正行訳）未来社
- 読売新聞 2006年 「世論調査」

現代若年層におけるキャリア意識の変化

高校在学時から卒業2年後にかけてのパネルデータ解析

三輪 哲

(東京大学社会科学研究所)

職業アスピレーションを中心として展開した日本におけるキャリア意識の研究は、高校生を対象とするか、成人を対象とするかに限られ、そのあいだの過程を扱うものは少ない。高校時から卒業後までのキャリア意識の変化の過程をとらえることを目的として、本稿では、意識変化のパターンと、キャリア意識の決定メカニズムについて検討した。高校3年時、高卒1年目、高卒2年目の3時点パネルデータを用いて、キャリア意識の変化を対数線形モデルで、意識の規定因を修正パスモデルにより分析した。結果、(1)3時点のキャリア意識の分布は安定していること、(2)個人内意識変化は対角セルに表れる非変化効果のみで説明できること、(3)意識の性差は年齢が上がると拡大すること、(4)父学歴の効果は卒業後に顕現すること、(5)大学進学はより積極的なキャリア意識をもたらすがそれは擬似効果であること、(6)正社員として就職するとむしろ正社員志向は弱まること、などが見出された。

1. はじめに

現代社会における若年層の労働についてしばしば語られることの1つに、早期退職がある。近年の労働統計を紐解いてみれば、現代の若年層がいかに早く退職していくことか、容易に理解することができる。試みに、図1から学卒後3年以内に離職する割合を確認してみよう。図中の太線が離職率を示しており、白ヌキの四角形は大卒、丸印は高卒のそれである。この10年ほどのあいだで、大卒者の離職率はおよそ2割5分から3割5分へ、高卒者の離職率は4割から5割ほどへと、それぞれ上昇したことがわかる。それと同時に進行しているのは、非正規の雇用が増えていることである。同じく図1をみると、学校を卒業してすぐに正社員として就職する者の割合(図1の破線)は大卒・高卒ともに急激に減少する一方で、パートやアルバイトとしての就職割合(細い実線)や、無業者となる者の割合(点線)は増加しつつある。これらの事実をあわせると、なかなか正規の雇用につくことができない厳しい状況におかれ、せっかく就職したとしても離職する傾向が非常に高い、そのような時代の只中に現代の若年層が生きていることがうかがえる。

では若年層にはもはや正社員になる意欲がないのかといえ、それは正しくない。図2からは、若年層が基本的には近い将来に正社員として働くことを希望している様が理解できよう。正社員として働くことを望みつつも、それはなかなか叶わない。またすぐに離職をしてしまい、いっそう不利な状況に陥る。現代の若年層をめぐる労働の状況を簡潔に要約すれば、そのように素描されるのであろう。

さて、ここで問題になるのは、そのような現代社会において、若年層が将来の働き方についてどのような意識⁽¹⁾を持っていて、そしてそれがどのように変わっていくか、である。若年層に属する個々の意識を縦断的にみていくならば、社会の一断面をとらえるワンショットの意識調査以上に深みのある知見を獲得することが可能となるのだ。

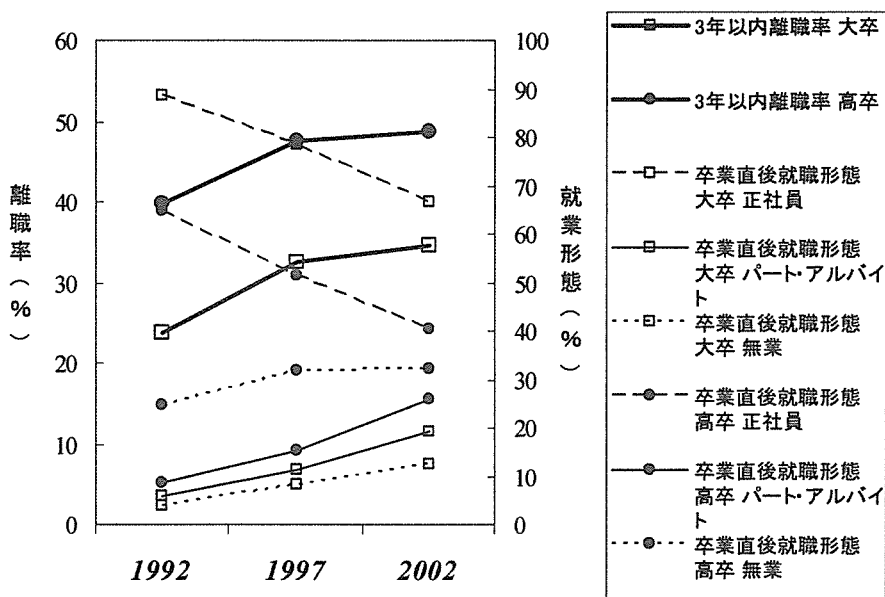


図1 離職率と学卒直後の就業形態の変化

データ出所: 離職率—厚生労働省「職業安定局業務統計」
 就業形態—総務省「就業構造基本調査」

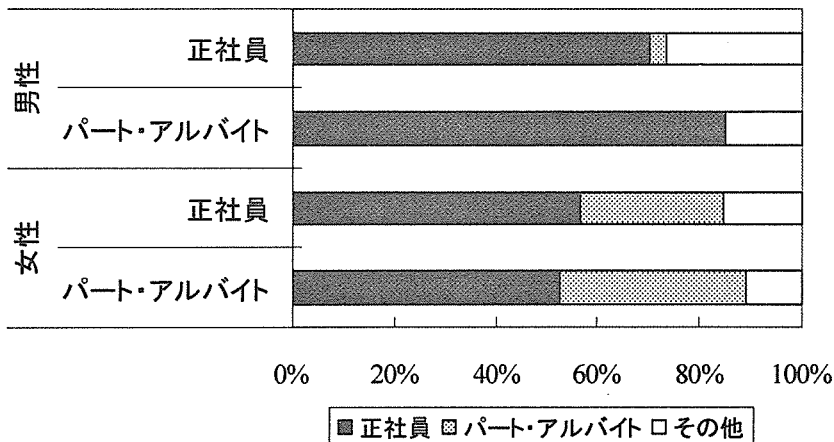


図2 10年後に希望する就業形態 (20代回答者のみ)

働き方 データ出所: 内閣府「多様な働き方に関する意識調査」 と有する。ア
 スピレーションを将来の地位達成の決定要因とする研究として代表的なものに、ウィスコンシングループの蓄積がある (Sewell et al. 1969; Sewell and Hauser 1980; Warren et al. 2002)。それらにおいては、データ収集の方法、分析技法をアップグレードしつつも、一貫してアスピレーションが地位達成のキー要因である立場を崩さずに研究成果が報告されてきた。他にも、聞き取り調査によってアスピレーションの水準と地位達成との関連を裏付ける研究もある (MacLeod 1995)。日本においても、地位達成分析の枠組みで、アスピレーションの効果を実証した研究成果がある (直井・藤田 1978; 中山・小島 1979)。高校生の職業アスピレーションも、さまざまなグループによって研究が蓄積されてきた (片瀬 2005; 尾嶋 2001; 中村・藤田・有田 2002; 樋田ほか 2000)。

近年では、社会階層論の中にキャリア意識を積極的に位置づける研究が出てきた。佐藤(2005)は、マクロレベルの制度や社会構造と、ミクロレベルの地位達成過程とをつなぐものとしてキャリア意識に着目した。「どのような内容の仕事をしたいか」たずねる職業アスピレーションではなく、「どのような働き方をしたいか」というキャリア・イメージないしキャリア・アスピレーションこそ、日本的雇用慣行の揺らぎというマクロ変化の中で重要なものとみたわけである。成人対象の全国調査データの分析結果に基づいて、性別、学歴、それまでのキャリアが、キャリア意識の違いをもたらすことが明らかにされた(佐藤 2005; Sato 2007)。

これらの、とりわけ日本の先行研究に限っていえば、高校生か成人かどちらかだけを対象としており、そのあいだにある意識の変化を扱うものはほとんどない。それゆえに、個体レベルにおいてキャリア意識の形成過程をとらえることに成功していない。高校在学時の意識から、それぞれどのように変わっていく傾向があるのか。社会的属性間の意識の差は、卒業して後に広がっていくのか、それとも縮まるのか。本人が進学、就職するなどの変化を経験することに伴って、キャリア意識も変わりうるのか。これらの興味深い問いは、未着手のまま残されている課題である。

そこで本稿では、現代社会に生きる若年層のキャリア意識に焦点をあて、意識変化のパターンを精緻に読み解くとともに、キャリア意識の決定メカニズムについて探索的に分析することを目的とする。ただし探索的とはいっても、やみくもに分析するのではない。先行研究により得られている知見をベースに、以下のリサーチクエスチョンを設定する。

- (1) キャリア意識の性差は、高校時からみられるのか、時間がたつにつれ拡大するのか
- (2) 出身階層による意識の違いは、高校時にも、その後もみられないのか
- (3) 男性の意識は父学歴と、女性の意識は母学歴とだけに、関連がみられるのか
- (4) 教育を受けるにつれて(学年が上がるにつれ)キャリア意識の違いは拡大するのか

(1)は佐藤(2005)から、(2)は片瀬(2005)、(3)は木村・元治(2001)、そして(4)は佐藤(2005)で得られた知見を、縦断的分析用に修正して適用したものである。これらの問いをベースラインとして、キャリア意識の背後に潜む規定因の発見を試みたい。

2 データと変数

2.1. データ

本章においては、2004年1月に実施された高校生調査（高校3年時）、2004年から2005年にかけての冬に行われた第1回追跡調査（高卒1年目）、そしてその1年後の第2回追跡調査（高卒2年目）の合体データを使用する。キャリア意識の変化をとらえるために、3時点とも同項目に有効回答をしたサンプルにのみ分析対象を限定する。その結果、ケース数は375になる。

2.2. 変数

被説明変数として用いるのは、キャリア意識である。これは、将来どのような働き方をしたいかを問う質問で測定されている。高校3年、卒業後1年目、卒業後2年目の3時点で共通にたずねられているため、パネルデータとしての分析が可能になる貴重な項目といえる。その具体的なワーディングは、

あなたは30歳ごろになったときに、どのような働き方をしたいと思いますか。

というものである。回答は、後掲する表1にあるように「正社員として働きたい」や「自分で事業を起こしたい」などのカテゴリで得られている。ただし本章では、それらを部分的に合併して、「正社員」、「自営」、「未定（わからない）」、「その他（専業主婦やアルバイト含む）」の4カテゴリに大まかに分けた変数を使う。

キャリア意識の説明変数となるのは、まず回答者のおかれている状態である。卒業後は、調査時点での状態をそのまま用いている。高校在学中のそれとしては、卒業後の予定進路で代替している。なぜ「状態」というあいまいな表現をするかということ、進学者も就職者も無業者もいるため、通常用いられる「学歴」や「従業上の地位」という表現ができないゆえである。本章においては、回答者のおかれている状態を、以下の6カテゴリに分けた。「大学進学」、「短大進学」、「専門学校進学」、「正社員就職（自営含む）」、「非正社員就職」、「その他（無業・浪人など）」である。ちなみにこれは、時間依存の共変数といえる。

その他に、性別、出身階層、親学歴も説明変数としている。出身階層は、「上層ノンマニュアル（専門・管理）」、「単純ノンマニュアル（事務・販売）」、「自営」、「マニュアル」、「不明」へと分類した。父職がわかればそれを基に、そうでなければ母職で代替、それでも情報が得られなければやむをえず「不明」にした。「不明」をあえて独立カテゴリとしたのは、保護者票の未回収によってこれ以上のサンプル脱落を防ぐ措置である。親学歴は、父と母とを別に投入した。「高等教育（短大以上）」、「中等教育以下」、「不明」の3分類にして用いている。

2.3. 統計モデル

分析手法としては、表側に前時点のキャリア意識、表頭に後時点でのキャリア意識をおいたクロス集計表を使用する。さらに、クロス表へと対数線形モデルを適用する。この方法は、各セルの期待度数の対数をとったものを、様々な効果の線形結合で説明するものである。これにより、周辺分布の影響を除いて、純粋に変数の連関だけを取り出すことが可能となる。二変数の対数線形モデルの数式は以下の通り。

$$\log_e F_{ij} = \lambda + \lambda_i^R + \lambda_j^C + \lambda_{ij}^{RC}$$

ここで λ は総度数の効果、 λ^R は行の周辺分布効果、 λ^C は列の周辺分布効果をそれぞれ調整する項である。それに続く λ^{RC} が行と列の交互作用であり、関連を表すパラメータである。本稿で用いるのは、3変数のクロス表に対してであり、デザイン行列を使って対角セルのみに効果を設定する。すなわち、モデルの構造方程式は、

$$\log_e F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^R + \lambda_j^C + \lambda_k^L + \delta_{ij(i=j)}^{RC} + \delta_{jk(j=k)}^{CL} + \delta_{ik(i=k)}^{RL}$$

となる。

そのように、対数線形モデルによりキャリア意識の変化パターンを精査した後に、共変量を含めた条件付き多項ロジット回帰モデルによってさらなる分析を行う。モデルの数式は以下の通り。なお上から順に、高校3年時、卒業1年目、卒業2年目のキャリア意識を従属変数とした式である。

$$\log_e (p_i / p_3) = \alpha_i + \sum \gamma_{il} X_l$$

$$\log_e (p_{ij} / p_{i3}) = \alpha_j + \sum \beta_i^{AB} a_{(i,i)} + \sum \gamma_{jl} X_l$$

$$\log_e (p_{ijk} / p_{ij3}) = \alpha_k + \sum \beta_j^{BC} b_{(j,j)} + \sum \beta_i^{AC} c_{(i,i)} + \sum \gamma_{kl} X_l$$

ここで、パラメータ β は前の時点の意識の及ぼす効果を示す。 α は定数項、 γ はそれぞれの共変量の主効果であって、それぞれ従属変数となるキャリア意識の応答カテゴリーごとに求められる。これら3つのモデルは別々に推定されるのではなく、同時に推定される。このようにロジット回帰モデルを連立方程式として同時推定する技法を、修正パスモデルと呼ぶことがある(Knoke and Burke 1980)。本稿の分析モデルは、キャリア意識の説明変数に前時点でのキャリア意識を使用していることから、自己回帰モデルの一種としてもとらえることができる。

3 分析

3.1. 単純集計

ここで表1より、それぞれの時点におけるキャリア意識の分布を確認しておこう。上のパネルには全てのケースを使っての度数分布を、下のパネルには3時点すべてに有効回答をしたケースのみでの結果をそれぞれ表示した。上下どちらもそれほど変わらないが、やや下のほうが「30歳時に正社員として働きたい」と回答する割合が高い。追跡調査に回答してくれた(脱落しなかった)サンプルでは、比較的真面目ないし手堅いタイプの回答者に偏っているのかもしれない。

最大多数を占めるのは、「正社員」という回答である。その回答割合は、全体の6割ほどである。量的に多いだけでなく、高卒後にやや増加する傾向もみられる。逆に減少する回答は何かというと、「自分で事業を起こす」というものである。他の回答の変化はせいぜいのところ3ポイント程度以内にとどまる。以上のように、細部までみれば、微妙な増減はあるけれども、全体としてはかなり似た分布を示しているといえよう。

表1 各時点におけるキャリア意識の分布

フルデータでの度数分布	高校3年時 高卒1年目 高卒2年目		
	正社員として働きたい	59.0%	64.3%
自分で事業を起こしたい	8.7%	4.8%	5.7%
親の家業をつぎたい	1.0%	0.4%	0.7%
独立して一人で仕事をしたい	10.2%	10.4%	7.9%
専業主婦・主夫になりたい	7.2%	10.2%	10.3%
アルバイトやパートで働きたい	2.6%	1.4%	4.6%
正社員でもアルバイト・パートどちらでもよい	0.0%	---	---
その他	1.8%	1.6%	0.9%
わからない	6.8%	5.4%	4.6%
無回答	2.6%	1.6%	0.6%
N	7563	501	670

3時点リストワイズデータでの度数分布	高校3年時 高卒1年目 高卒2年目		
	正社員として働きたい	62.9%	68.0%
自分で事業を起こしたい	9.6%	4.8%	5.6%
親の家業をつぎたい	0.5%	0.5%	0.5%
独立して一人で仕事をしたい	9.9%	9.6%	9.3%
専業主婦・主夫になりたい	7.7%	9.3%	9.3%
アルバイトやパートで働きたい	1.9%	1.3%	4.0%
その他	1.6%	1.6%	0.5%
わからない	5.9%	4.8%	4.5%
N	375	375	375

3.2. キャリア意識の個体内変化

全体としてはあまり分布の変化はなかったが、個体レベルでみたらどうであろうか。キャリア意識を大まかな4カテゴリーに統合したうえで、変化をとらえたものが表2および表3である。前者は、各セル度数を行の合計で除した相対度数である。すなわち、ある意識を持っていたものが、次の時点でどこへ移ったかを示す。一方後者は、セル度数をクロス集計表の総度数で除しており、全体のなかでの構成割合を示す。

表2 キャリア意識の変化—行計に対する相対度数

		30歳時働き方(卒1)				N
		正社員	自営	未定	その他	
30歳時働き方(高3)	正社員	80.9%	7.6%	4.2%	7.2%	236
	自営	49.3%	44.0%	2.7%	4.0%	75
	未定	68.2%	9.1%	18.2%	4.5%	29
	その他	28.6%	7.1%	4.8%	59.5%	35
	合計	68.0%	14.9%	4.8%	12.3%	375
		30歳時働き方(卒2)				N
		正社員	自営	未定	その他	
30歳時働き方(卒1)	正社員	82.7%	8.2%	3.1%	5.9%	255
	自営	32.1%	53.6%	3.6%	10.7%	56
	未定	38.9%	16.7%	27.8%	16.7%	35
	その他	26.1%	8.7%	4.3%	60.9%	29
	合計	66.1%	15.5%	4.5%	13.9%	375

表2で大きな値をとるのは、対角セル上である。ここはすなわち、回答が変わらなかったことを意味する部分にほかならない。これらが大きいほど、個体レベルでも意識が変化せず安定していることになる。なかでも、正社員の回答は安定的である。高校時代に「正社員」と答えていた者のうち、およそ8割が卒業して1年経たときにも「正社員」と回答している。また、卒業1年後に「正社員」と答えた者のやはり8割ほどが卒業2年目にも「正社員」と回答していることがわかる。その次に変化をしないのは「その他」、それから「自営」の順である。これらに関しては、前の時点での意識を変えない者が半分ほどであることがうかがえる。それらに比べると、「未定」は安定的ではない。それどころか、「未定」に残るのは2割に過ぎず、多くは「正社員」へと変わるのである。

表2の下パネルに着目すると、卒業後1年目から2年目への期間のほうが、より変化が小さいことがわかる。なぜなら対角に残る相対度数が上のそれよりも大きくなっているからである。意識の変化パターンは、基本的には高校時から卒業1年目へのそれとほとんど同じである。違いをあえて指摘するとすれば、対角のなかでももともと変化が少なかった「未定」と「自営」の非変化率があがったことによって全4カテゴリーのあいだで非変化率の違いが小さくなったこと、それから正社員へと移る動きが小さくなったこと、の2点であろう。

表3では、同じデータを違う角度から眺めるために、総度数に対するパーセントを計算している。対角の4セルの値を合計すると、高3時から卒業1年目にかけては67.5%、1年目から2年目にかけては73.1%になる。ここから、表1でみた全体の分布の印象以上に個体レベルでは変化があることと、卒業してすぐよりも2年目のほうがやや安定することがわかる。非対角すなわち変化した部分について着目すると、下パネルでは対角セルを境にほとんど対称といつてよいほど流出と流入の値が類似している。他方上パネルには、正社員から自営に変わる者の割合よりも、自営から正社員へと変わる割合のほうが大きいという非対称性が表れている。

表3 キャリア意識の変化—総計に対する相対度数

		30歳時働き方(卒1)				
		正社員	自営	未定	その他	合計
30歳時働き方(高3)	正社員	50.9%	4.8%	2.7%	4.5%	62.9%
	自営	9.9%	8.8%	0.5%	0.8%	20.0%
	未定	4.0%	0.5%	1.1%	0.3%	5.9%
	その他	3.2%	0.8%	0.5%	6.7%	11.2%
	合計	68.0%	14.9%	4.8%	12.3%	100.0%
		30歳時働き方(卒2)				
		正社員	自営	未定	その他	合計
30歳時働き方(卒1)	正社員	56.3%	5.6%	2.1%	4.0%	68.0%
	自営	4.8%	8.0%	0.5%	1.6%	14.9%
	未定	1.9%	0.8%	1.3%	0.8%	4.8%
	その他	3.2%	1.1%	0.5%	7.5%	12.3%
	合計	66.1%	15.5%	4.5%	13.9%	100.0%

3.3. 個体内変化のパターン

さて、先にみた個体内変化のパターンを読み解くため、ここでは対数線形モデルによる分析を行う。それというのも、クロス集計の相対度数は周辺度数の影響を受けるので、純粹に関連

(この場合は意識の変化)のみを表しているわけではないからである。最初に、高校3年時(以下、Aと表記)と卒業1年目(Bと表記)のA-B二変数クロス表を検討し、続いて卒業1年目と2年目(Cと表記)のB-Cのクロス表を分析する。そして最後に、A-B-Cの3変数クロス表を扱うこととしたい。

表4最上段は、ABのクロス表に対する対数線形モデルの適合度である。モデル1は2時点の意識がまったく無関係とした独立モデル、モデル2は対角に共通効果を1つだけ設定したモデルであり、モデル3は対角のセルごとに効果が異なると仮定した準独立モデルである。ベースラインのモデル1は当然ではあるがまったくあてはまっていない。モデル2でもあてはまりは十分ではない。モデル3において、受け容れられるだけの適合を示した。さらに、モデル3にAとBの周辺分布が等しいとする仮定を加えたモデル4を試した。そのp値をみると適合がよいように思われるかもしれないが、モデル3と4との適合度の差を検定したところ10%水準で有意であり、どちらかといえばモデル3のほうがよいことが示された。

表4 対数線形モデルの適合度

AB		df	L^2	p-value
1	A, B (independence)	9	120.70	.000
2	1+ δ	8	18.58	.017
3	1+ δ_i (quasi-independence)	5	2.50	.777
4	3+marginal homogeneity	8	9.14	.331
	model 1 vs model 2	1	102.12	.000
	model 2 vs model 3	3	16.08	.001
	model 4 vs model 3	3	6.64	.084

BC		df	L^2	p-value
1	B, C (independence)	9	148.98	.000
2	1+ δ	8	2.29	.971
3	1+ δ_i (quasi-independence)	5	0.65	.986
4	2+marginal homogeneity	11	3.30	.986
	model 1 vs model 2	1	146.69	.000
	model 2 vs model 3	3	1.64	.651
	model 4 vs model 2	3	1.01	.798

ABC		df	L^2	p-value
1	AB, BC, AC	27	28.77	.372
2	AB, BC	36	96.17	.000
3	AB(δ_i), BC(δ +marginal homogeneity)	52	105.98	.000
4	3+AC(δ)	51	56.77	.269
5	3+AC(δ_i)	48	42.37	.595
	model 2 vs model 1	9	67.39	.000
	model 3 vs model 2	16	9.81	.876
	model 3 vs model 4	1	49.20	.000
	model 4 vs model 5	3	14.41	.002
	model 5 vs model 1	21	13.60	.886

結局、AB 表については、カテゴリーごとに意識の非変化の強さが異なることが明らかとなった。そして、高3時と卒業1年目で意識の分布が似ていると前に述べたが、周辺分布同質性の仮定が棄却されたことから、それらは同じとはいえないことがわかった。

同様の手続きでBCの表を検討した。結果は表4の中段に示されている。ここでモデル2がモデル3よりも良好であることは注目に値する。それは、対角の非変化効果の大きさが4カテゴリー間で同等とみてよいことを意味する。さらに、BとCの周辺分布が等しいことを仮定したモデル4はモデル2よりも相対的に適合度がよい。

つまり、卒業した1年後と2年後では意識の変わり方のパターンは「非変化」と「変化」を分けて考えればよい程度で、極めてシンプルであることがわかった。それに加えて、両時点では、意識の分布が同じとみてよいこともまた明らかになった点である。

表4最下段は、ABCの3変数関係を検討するためのものである。モデル1は3時点の意識が互いに関係あるとした対連関モデル（ただし3変数の交互作用はない）、モデル2はBを与えたもとはAC関係はないとした条件付き独立モデルである。この2つを比べると、適合度の差の検定からモデル1のほうがあてはまりがよいこと、モデル2ではそもそも適合度が受け容れられる水準にないことがわかる。それらから得られる解釈は重要である。卒業後2年目の意識には、直前の卒業1年目の意識だけでなく、高校時のそれによる効果も認められるということになるからだ。

そこで次に、先の二変数クロス対数線形分析で得た知見を活かして、ABには準独立モデル、BCには対角の共通効果と周辺分布同質性を設定したモデル3をベースとして、適切なモデルを探索していった。ACの対角共通効果を加えたモデル4と、対角にカテゴリー独自の効果を加えたモデル5とを比較したところ、モデル5が相対的によく、モデル適合度も十分であるという結果となった。これが含意するのは、卒業後の意識は必ずしも直前時点の意識だけの影響を受けるのではなく、それとは独立に高校在学時の意識の影響もまた受けることである。

表5 交互作用のパラメータ推定値(ABC, モデル5)

	交互作用(対角効果)		
	AB	BC	AC
正社員	0.30	1.21 *	0.43 †
自営	1.19 *	1.21 *	1.59 *
未定	1.21 †	1.21 *	0.03
その他	1.71 *	1.21 *	2.09 *

適合度につき、最終モデル(ABCクロス表のモデル5)の交互作用について、パラメータ推定値を確認しておこう。驚くのは、「正社員」キャリア意識の対角効果がAB連関においては統計的有意ではないことである。これは、先にみたクロス集計の流出率とは明らかに矛盾する。なぜこのようになるかという点、「正社員」を30歳時の働き方として望む者はもともと圧倒的多数であることが背景にある。つまり、周辺度数が多いゆえにパーセントで見ると高くなっているということだ。その影響を除いて純粹に行と列の連関だけを取り出してみると、見た目と異なり、実のところ高校時に将来正社員として働く意向があった人たちはそのまま同じ意識にとどまりやすいわけではない。ランダムと仮定するのと大差はない程度の連関しかないのであ

る。AC 連関については、正社員と未定の推定値の小ささが目立つ。この 2 つのキャリア意識であった人は、卒業後に 2 年経ったときに、高校時代に抱いていたキャリア意識に戻ってくる傾向が強いわけではないことが示唆される。

3.4. キャリア意識の規定因の検討

それでは、キャリア意識はどのような外的要因により規定されるのか。修正パスモデルの結果に基づいて検討をしていきたい。ただしここでは、キャリア意識のカテゴリーのうち、「未定」を「その他」の中へとまとめて 3 分類にして用いている。表 6 は、前時点でのキャリア意識の効果のほかに、性別、父職、父と母の学歴を含めたモデルの結果である。キャリア意識の非変化効果（対角セルの効果）については既に前項でみた結果と大きく変わるものではないので、ここでは他の共変量の効果を中心にみていく。

表 6 時間に依存しない共変量を投入した修正パスモデルの回帰係数

		従属変数					
		高3時キャリア意識		卒1時キャリア意識		卒2時キャリア意識	
キャリア意識の非変化効果							
高3時キャリア意識	正社員			0.27		0.68	
	自営			2.09 *		1.61 *	
	その他			1.77 *		1.67 *	
卒1時キャリア意識	正社員					1.37 *	
	自営					0.90 †	
	その他					0.76	
切片		正社員	自営	正社員	自営	正社員	自営
共変量の効果		2.21 *	0.95 †	3.13 *	0.90	2.65 *	1.77 *
性別 (基準: 男性)	女性	-1.05 *	-1.09 *	-2.00 *	-1.59 *	-2.85 *	-2.79 *
父職業 (基準: 上層ノンマニュアル)	単純ノンマニュアル	0.10	-0.15	-0.17	-0.31	-0.05	-0.69
	自営	0.19	0.22	-0.57	-0.09	-1.36 *	-1.04
	マニュアル	0.19	-0.38	0.47	0.58	-0.32	-0.52
	DKNA	0.03	-0.86	0.36	0.74	0.27	1.63
父学歴 (基準: 中等以下)	高等教育	-0.35	0.20	0.16	-0.22	1.14 *	1.15 *
	DKNA	-0.80	0.54	-0.36	-1.68	0.29	-0.09
母学歴 (基準: 中等以下)	高等教育	-0.29	-0.19	0.11	0.29	0.13	-0.31
	DKNA	0.69	0.59	0.11	0.08	0.94	0.17

注: * $p < .05$ † $p < .10$

最も顕著な効果は、性別においてみられる。しかもそれは、時間とともに徐々に強さが変わっていくようである。高校在学時からキャリア意識の性差は存在する。それは、男性に比べて女性のほうが、「その他」の意識を持ちやすいという傾向である。「その他」は、専業主婦やパート、未定など働くことに対して比較的消極的な意味合いのカテゴリーから構成される。ゆえに、被雇用か自営かの選択ではなく、そもそも 30 歳時に積極的に働いていきたいのかどうか、という軸で明らかなジェンダー的分断が観察されたといえよう。卒業して年月が経つと、性差は拡大する。すなわち、女性はより労働に対して消極的な方向へ、男性は積極的な方向へとシフトする傾向があるということである。