

階層アイデンティティの個人化に関する計量社会学的研究

——1955年から2010年の男性を対象として——

内 藤 準*

1 問題の所在

社会学では1980年代以来、「個人化」という現象が現代社会の基本的趨勢として注目されてきた(三上 2010)。この現象については広く理論的研究が進められてきたが、その一方で、経験的研究とりわけ計量的な研究は手薄だと指摘されている(岩間 2010)。そこで本稿は、現代社会の「個人化」現象について、とくに個人化の「主観的=主体的」側面に着目し、全国調査データを用いた経験的分析をおこなうことを試みる。人びとの「階層アイデンティティ」において個人化の傾向がみられるか否か、計量的社会意識研究の観点から探索を試みる。

第2節では先行研究を概観する。はじめに「個人化」の概念について説明し、その「客観的」側面と「主観的」側面についてみる。そのうえで、階層アイデンティティの重要な指標である「階層帰属意識」変数とその規定因や趨勢についての先行研究を概観する。階層帰属意識に関する先行研究には、その分布の規定因や時代的趨勢をめぐる研究の流れと、女性の階層の測定単位として個人と家族のどちらが適切かをめぐってなされた研究の流れがある。本稿ではそのそれぞれの流れについて、階層アイデンティティの個人化を分析するうえでの欠点と、重要なポイントを抽出する。

第3節では、使用するデータと変数について述べる。前節での先行研究の検

* NAITO, Jun 首都大学東京 人文科学研究科 社会学教室 助教 junknife@tmu.ac.jp

討をふまえ、本稿でどのようにして階層アイデンティティの個人化を捉えるかを説明する。本稿では、人びとの階層アイデンティティ（階層帰属意識）がなにに依拠して形成されているか（規定因）に着目し、その規定因のうち「家族要因」と「本人要因」がもつ効果の変化から、日本社会において階層アイデンティティの個人化が生じているといえるか検討する方法をとる。

第4節では、以上の方法に基づいて、SSM 調査データならびに SSP プロジェクトによるデータを使用して、1955年から2010年までの男性の階層帰属意識の分析をおこなう。なお、本稿では紙幅の都合により男性についてのみ分析をおこなうが、女性についても重要な条件を追加することで類似の分析結果が得られる。それについては別稿を用意したい。第5節では以上の分析結果の解釈をまとめ、第6節ではさらなる課題を述べることにする。

2 先行研究

2.1 「個人化」とは

社会の個人化は、U. Beck (1986), Z. Bauman (2000), A. Giddens (1992)らを中心に精力的に論じられ、後期近代社会の基本的な行き先として提示された概念である。そこで想定されている事柄は以下の通りだ。

近代社会ではこれまで、家族や階級や近隣が社会の構成単位として重要な働きをしてきた。それらは、人びとの帰属先としてアイデンティティの基礎となり、彼/女らの社会的行為の基盤として前提とされていた。つまり人びとは、家族の一員として、階級の一員として、そして近隣社会の一員としての自らのアイデンティティを形成し、それに基づいて行為する。そして近代社会=産業社会の経済や法をふくむさまざまな社会制度も、人びとがそのような単位に帰属することを前提として成立していた。

ところが、従来の近代社会=産業社会がそれ自身の「近代の原理」をさらに突き詰めて進展していくと、家族・階級・近隣などそれまで社会の前提となってきた構成単位が、もはや人びとの活動やアイデンティティの基礎として機能しえなくなってくる。その結果、社会の構成単位・活動単位として「個人」が重要性を増す。これが社会の「個人化」である。

例えば、近代産業社会の労働市場は、男性は賃労働、女性は家事や再生産労働という「家族単位」の性別役割分業を前提としてきた。それは女性を労働市場から排除することによって成り立っており、そのことによって女性は家族に縛り付けられてきた。ところが、近代の原理による社会の発展がさらに進むと、今度は市場経済の要求によって、女性が個人として労働市場に組み込まれるようになる。すなわち女性が自ら労働市場で働けるようになるとともに、働かざるを得なくなる。その結果、女性の暮らしを左右するものとして、彼女自身の教育や職業、収入の相対的な重要性が増し、夫をはじめとする家族成員の収入や職業、教育の重要性は減少する。このような影響は、女性のみには生じることではない。同時に男性も、女性個人が労働市場に組み込まれていくことにより、家庭内における権力の源を失う。男性も従来のような家族単位の活動を前提することはできなくなり、配偶者や家族との新たな関係を模索せざるを得なくなる。

さてこのような社会の「個人化」の展開は、一方では、家族、階級、近隣からの「個人の解放」だと考えることができる。従来は、所属する家族や階級や近隣によってしたがうべき伝統的な社会規範や制度があり、それによって人びとの選択が拘束されてきた。それに対して個人化が進展すると、家族や階級や近隣が社会の構成単位として機能しなくなることにより、さまざまな人生の選択肢を自ら主体的に選択すべき機会が増大し、個人の判断が問われるようになるからである。だが同じ現象が他方では、社会的なリスク（社会的排除や貧困など）に個人が晒される危険性の増大を意味する側面もある。多くの事柄が個人の選択にまかされるようになると同時に、個人に責任が課されるようになるからである。

2.2 個人化の2つの側面

こうした「個人化」現象は、日本ではとくに家族社会学の分野を中心に「家族の個人化」を主題として活発に論じられてきた（例えば、山田 2004; 久保田 2009; 武川 2007）。しかし研究の進展は理論的な分析に集中し、データによる検討、とくに計量的な研究は進んでいないと指摘されている（岩間 2010）。そこで本稿では、社会調査データを用いた計量的な方法によって個人化の趨勢が

みられるかどうか検討することを試みる。だがそのためにはまず、個人化をどのように捉えればよいかについて検討しなければならない。

これまで個人化には、二つの側面があると指摘されてきた (Beck 1986; 武川 2007)。第一に、個人化の「客観的」側面である。これはさまざまな社会制度や規範が、個人を直接対象とするものに変化することを指す。第二に、個人化の「主観的＝主体的」側面である。これは、個人の主観的認知やアイデンティティの拠り所が家族などの集団から個人になることであり、またそれに伴う行動の変化のことだと考えられる。

従来多くの研究で注目されてきたのは、おもにこのうち客観的側面の方であり、主観的側面については研究が手薄という指摘がなされている (Beck 1986)。だが何らかの客観的側面における変化に人びとが対応し、適応することにより、主観＝主体の側にも何らかの変化が見いだせるなら、それは重要な社会の変化だと考えられる。実際、もし客観的な諸制度のあり方が「個人」を単位とする方向へ向かったとしても、それに適応した人びとが「個人として」考え、振る舞うようになるとは限らないからである。

そこで本稿では、とくに主観的側面についての分析を試みる。なかでも、従来社会学でとくに重要視されてきた「階層アイデンティティ」すなわち階層帰属意識に照準し、その「個人化」がみられるか否か、計量的に探索する。

2.3 階層帰属意識に関する計量社会意識研究

社会学において、財や地位の分配の不平等、すなわち社会階層に関する計量的研究は、職業や所得や教育の階層性に着目し、それらの世代間移動や世代内移動、財の不平等の生成メカニズムを検討するいわゆる階層研究と、そうした階層的諸特性とさまざまな信念、アイデンティティ、ひいては選択などとの関連を分析する階層意識研究に大別される (海野 2000)。後者の階層意識研究においてとくに重視されてきたテーマの一つが、階層アイデンティティすなわち「階層帰属意識」の分布や規定因、その時代的变化の研究である。

階層帰属意識とは、財や地位の不平等のなかで、自分自身がどの位置にいるかに関する人びとの認識のことを指す。人びとは社会の「上／中／下」という枠組みを通して、階層構造 (不平等構造) に自らを位置づける (佐藤 2009)。

その位置づけは、人びとの生活上の満足感や政治的信念、さまざまな行為につながっていくと考えられる。階層帰属意識は財の分配自体を捉えるものではないため、階層的地位の代理指標として用いることには難点がある。だが、社会的な財や地位の分配によるアイデンティティ形成と、そこから人びとの行為を通じた社会への影響を考えるための重要な研究対象とされてきた。

階層帰属意識は、例えば以下のような質問項目によって測定される。

問 かりに現在の日本の社会全体を5つの層に分けるとすれば、あなた自身はこのどれに入ると思いますか。あなたの気持ちにいちばん近い番号をひとつ選び、○をつけてください。

- 1 上 2 中の上 3 中の下 4 下の上 5 下の下
9 わからない

これは日本の代表的な社会調査である「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)のうち、2005年調査票からの引用である。ひとくちに階層帰属意識といっても選択肢の数や設定の仕方によって違いはあるが、本稿ではこのSSM調査と同様の5件法による質問項目を用いて分析をおこなう¹⁾。

階層帰属意識の先行研究の論点は大きく2つある(数土 2009: ch.6)。第一に、「中」に集中する分布の形成とその規定因、そしてその規定因の時代的な推移をめぐる論点である。この論点に関する研究では、階層帰属意識の分布とその(無)変化の分析が数多く蓄積されてきた。第二に、女性の階層ないし女性の階層帰属意識の規定因と分布の男女差をめぐる論点である。この論点に関する研究では、社会学的な階層研究における「個人」と「家族」の扱い方をめぐって理論的・経験的研究が蓄積されてきた。

以下では、これらの階層帰属意識をめぐる先行研究の概要を示し、階層帰属意識の「個人化」の趨勢を分析するという観点からその問題点を検討する。

2.3.1 分布の形成と規定因、その推移の研究

階層帰属意識の研究では、有名な「中意識」をめぐる論争以来、中意識の増

加についての分析が活発になされた（間々田 1990; 盛山 1990 など）。その後、階層帰属意識の分布が安定していることとその規定因の変遷について研究が蓄積されてきた（吉川 1999, 2006; 神林 2010, 2011; 数土 2009, 2010 など）。

とくに近年の画期となったのが、吉川徹（1999, 2006）の「中意識の静かな変容」をめぐる研究である。そこでは 1975 年から 1995 年の SSM 調査データおよび 2003 年の予備調査データを用いて、一見変化のない階層帰属意識の分布の背後にも、社会的な規定因の変化があることが明らかにされ、その後も神林（2010, 2011）による研究などに引き継がれている。

表 1 は、1955 年から 2005 年まで 6 時点の SSM 調査データを用いて、階層帰属意識を被説明変数とし、社会経済的地位（Socioeconomic Status, 以下、SES と略す）を説明変数とする OLS 回帰をおこなってえられた回帰係数および決定係数である。

表 1 階層帰属意識の規定因の推移（神林 2011: 4 より引用）

数値：標準化偏回帰係数 (β)

| | 1955 年 | 1965 年 | 1975 年 | 1985 年 | 1995 年 | 2005 年 |
|---------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 年齢 | .039 | .000 | .029 | -.029 | .037 | .098*** |
| 教育年数 | .162*** | .143*** | .070** | .044 | .126*** | .194*** |
| 職業威信スコア | .117*** | .130*** | .070** | .054* | .092*** | .074*** |
| 世帯収入 | .242*** | .183*** | .155*** | .260*** | .262*** | .250*** |
| 決定係数（調整済 R ² ） | .153*** | .104*** | .046*** | .087*** | .131*** | .154*** |
| N | 1,784 | 1,761 | 2,386 | 1,928 | 1,796 | 1,393 |

*** : $p < .001$, ** : $p < .01$, * : $p < .05$
20 歳から 69 歳の男性有職者のみ。

ここから読み取れることをまとめてみよう。まず 1955 年から 1975 年にかけては、世帯収入、教育年数、職業威信スコアなどの SES による規定が弱まり、そのことで調整済み決定係数 R² が減少している。次いで 1985 年から 2005 年にかけては、SES による規定が強まっている（R² の増加）。

こうした変化について、吉川（2006: ch.8）は以下のような解釈を提示している²⁾。まず、1975 年は「浮遊する階層帰属意識の時代」と特徴づけられる。こ

の時期の階層帰属意識はSESによる規定が弱く、主観的な生活満足度を主要因として形成された。1985年の特徴は「経済階層と主観的生活評価による階層帰属意識の時代」だとされる。この時期の階層帰属意識は、おもに世帯収入と生活満足度によって形成された。1995年の特徴は「多元的階層評価基準に基づく階層帰属意識の時代」だとされる。この時期には、学歴、職業、世帯収入の効果がともに増大し、階層帰属意識はこうしたSESによって強く規定されるようになっていく。そして2003年の特徴は「所得と学歴の二元構造による階層帰属意識の時代」とされる。職業的地位の効果が減少し、世帯収入と学歴は増大する。すなわち、人びとが自らの帰属する階層について認識する際に、職業的地位よりは世帯収入と学歴に依拠するようになる³⁾。

これらの研究の知見は、階層帰属意識と社会経済的地位の不平等との関連について、基本的な規定構造とその時代的变化を明らかにするという点で重要なものである。しかし、階層アイデンティティの「個人化」について検討するには、以下のような問題点がある。

これらの研究では、階層帰属意識を説明する変数として、一方で学歴や職業には「本人」の個人変数を用いる一方、収入変数には「世帯収入」をもっぱら使用している。このことは、経済活動の単位として「世帯」すなわち家族を明に暗に想定していることを示しており、実際、「世帯」と「本人」のSESの違いについてはあまり検討されていない。

しかし、後述する女性の階層認知をめぐる研究が明らかにしてきたように、階層意識の規定因における「世帯」と「本人」の違いは、問われるべき重要な検討課題である。そこで次に、女性の階層と階層帰属意識をめぐる諸研究をみてみよう。

2.3.2 女性の階層と階層帰属意識をめぐる研究

階層研究では、J. Acker (1973, 1980) の先駆的な指摘以来、女性の階層をどのように捉え、分析すればよいのかという問題が論じられてきた。Acker (1973) はフェミニズム的な視点から、それ以前の伝統的な階層研究が、女性の階層的地位を正当に扱ってこなかったことに対する異議を申し立てた(白波瀬 2005; 橋本 2003; 岩間 2008; 内藤 2012a)。彼女の指摘はいくつもの点にわたるが、

ここでとくに重要なのは、女性の階層を測定するにあたっては男性家長の職業的地位を指標とし、「世帯」を単位に家族全体の階層的地位を代表させてきたことへの疑念である。それまでの階層研究のように「世帯単位」で男性の地位によって社会階層を測定するならば、同じ世帯の女性と男性は「同じ階層」だとされることになる。すると、地位や財の社会的分配において、一般に女性の方が男性より不利な立場に置かれる不平等な現実を捉えられなくなってしまうのである。しかし他方で、それなら「個人単位」で測定すればよいと簡単にいえるわけでもない。なぜなら、多くの女性が「主婦＝無職」にカテゴライズされるため、職業を階層の代表的指標とする手法を固守する限り、個人単位の測定では主婦の階層の位置づけが難しい問題となるからである。

この Acker の問題提起は論争をまきおこし豊富な研究を惹起した（盛山 1998; 白波瀬 2005; 岩間 2008）。そこでは、女性の「階層」を測定する適切な基準を探る試みから派生して、「階層帰属意識」の規定因をさぐる試みがなされ、階層帰属意識の規定因としての「家族の属性」と「個人の属性」を区別した上での知見も蓄積されてきた（Felson and Knoke 1974; 直井 1990; 赤川 2000）⁴⁾。

こうした女性の階層帰属意識の規定因をめぐる研究において、家族の SES と個人の SES を分けた上での分析がなされたことは、「個人化」の主観的側面を検討するという本稿の目的にとって重要である。だがこの一連の研究では、男女共通のメカニズムの探究が手薄である点が指摘されている（数土 2009）。論争が当初から「女性の階層基準（の測定）」という問題関心にに基づいていたことから、これらの研究ではもっぱら「女性の」階層と帰属意識のみ注目され、男性について分析する際もその「男女差」が主な関心だったためである。また、時代的な変化にもあまり注目されることはなかった。

2.3.3 白波瀬による「個人化」への応用と問題点

こうした女性の階層帰属意識をめぐる分析手法を「個人化」のテーマに応用した貴重な先行研究として、白波瀬（2004）をあげることができる。白波瀬は SSM1995 データを用いて階層帰属意識の規定因を検討し、そこから「個人化」の問題を検討しようと試みた。その分析結果から白波瀬は、男女でパターンは

違うものの、とくに女性は家族のさまざまな属性を考慮に入れて階層帰属意識を決定していることを見出し、そのことから、個人化の傾向があるとはいえないという結論を導き出している。

さてこの白波瀬の分析は、従来の階層帰属意識の分析手法を「個人化」の主観的側面の把握のために応用した貴重な先行研究であるが、重大な難点がある。それは、あくまで一時点のデータの分析にすぎないため「個人化」の分析になっていないという点である。白波瀬は1995年のデータの分析結果だけを見て、階層帰属意識に対する世帯収入や配偶者属性の効果がみられることから、個人化しているとはいえないと主張する。だが「個人化」は変化をとらえる概念であるから、本来一時点のデータから判断することはできず、この白波瀬の主張には十分な根拠がない。「個人化」をとらえるためには、多時点のデータを用いて、家族や本人のSESが階層帰属意識に与える効果を、時点間で比較しなければならぬ。

2.4 本稿の方法

以上、本節では階層帰属意識の計量的な先行研究に関して、第一に分布の規定因と時代的变化をめぐる研究、第二に女性の階層帰属意識をめぐる研究について概観し、個人化現象の主観的側面を分析する上での問題点を指摘してきた。

これらの先行研究からは、重要なポイントを得ることができる。まず、階層帰属意識の分布とその規定因をめぐる一連の研究では、階層帰属意識の規定因の変遷が分析される一方で、家族と個人のそれぞれの要因の効果を区別して比較するという視点がなかった。そのため、階層アイデンティティの拠り所となる単位として、家族と個人のどちらが重要になっているかということとは明らかにされてこなかった。とくに、収入に関して世帯収入のみを用いて分析していることは、経済活動の単位として暗に世帯を前提していることになり問題が大きい。他方、女性の階層帰属意識をめぐる研究では、女性が自らの帰属階層を認識する際の単位として個人と家族のどちらが重要かという視点はあったものの、その時代的な変化という視点はなかった。

これらの研究はいずれも不十分だが、「個人化」の主観的側面を明らかにするうえで必要な、①個人要因と家族要因の効果の比較、②規定因の時点間の比

較，という二つの分析視点をそれぞれ備えていることが分かる。そこで本稿では，この両者の分析視点を組み合わせる。すなわち，①個人と世帯それぞれの要因の効果と，②その推移について検討する枠組みを設定することにより，主観的な階層アイデンティティにおいて「個人化」がみられるかどうか探索することにした。

3 データと変数

3.1 データ

本稿では複数の全国調査から得られたデータを使用する。

①「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）によっておこなわれた，1955年から2005年までの10年おき6時点の調査データ（SSM1955, SSM1965, SSM1975, SSM1985, SSM1995, SSM2005）

②「SSP プロジェクト」によって2010年におこなわれた面接調査データ（SSP-I2010）ならびに郵送調査データ（SSP-P2010）⁵⁾

これらのうち，使用するケースは有配偶の男性，25歳から60歳までに限定する。有配偶に限定するのは，本人要因のほかに世帯要因として配偶者の属性を使用するからである。25歳から60歳に限定するのは，SSP-I2010のサンプルに合わせるためである。

3.2 変数

本稿の分析で使用する変数を説明しよう。

【被説明変数】

階層帰属意識：選択肢は上，中の上，中の下，下の上，下の下の5段階であり，上からそれぞれ5，4，3，2，1の値を与えて使用する⁶⁾。

【説明変数】

本人収入：各調査の本人収入変数について，各収入カテゴリーの階級値を収入額として使用する（単位は100万円）⁷⁾。

世帯収入（本人以外）：各調査の世帯収入変数について、本人収入と同様に階級値を収入額としたうえで、本人収入を差し引いて使用する（単位は100万円）。以下、本稿でとくに断ることなく「世帯収入」と呼ぶものは、本人収入を除いた「世帯収入（本人以外）」のことを指す⁸⁾。

教育年数：被調査者本人の最終学歴を得るのに必要な教育年数である。

配偶者教育年数：被調査者の配偶者の教育年数である。年数の割り当ては、本人の教育年数と同様とする。

年齢：統制変数として使用する。上述のように、25歳から60歳のケースのみを用いる。

3.3 個人化の捉え方と回帰モデル

以上の変数を用いて、階層帰属意識の規定因に「個人化」の趨勢がみられるか否か検討する。その際に問題になるのが、どのように「個人化」を捉えるかである。その点について、本稿では以下のように考えることにする。

まず、階層帰属意識の規定因の効果を、「本人の属性」と「家族の属性」のそれぞれについて調べる。本人の属性というのは、本人収入や本人の教育年数である。家族の属性というのは、世帯収入（本人以外）や配偶者の教育年数である。そのうえで、調査年の移行にともなう、本人属性の効果と家族属性の効果の変化に着目する。もし、本人属性の効果が大きくなり、さらに家族属性の効果に対して相対的にも大きくなっていけば、人びとが階層アイデンティティを形成する際に依拠する単位として、「家族」より「個人」の重要性が高まったと考えることができるだろう。

階層帰属意識を被説明変数とする説明変数の効果はOLSによって推定し、得られた標準化偏回帰係数と決定係数を時点間で比較する。この手法は主観的階級に関する先行研究でも採用されており（Hout 2008; 神林 2011）、シンプルで係数の解釈が容易だというメリットがある。以下に、分析するモデルを示す（統制変数と切片は省略する）。ただし、 Y は階層帰属意識、 β は各説明変数に対応する偏回帰係数、 e は誤差項である。

$$\text{【本人モデル】 } Y = \beta \text{ 本人収入} + \beta \text{ 教育年数} + e$$

【他人モデル】 $Y = \beta$ 世帯収入（本人以外） + β 配偶者教育年数 + e

【自他モデル】

（収入） $Y = \beta$ 本人収入 + β 本人以外の世帯収入 + e

（教育） $Y = \beta$ 教育年数 + β 配偶者教育年数 + e

（全変数） $Y = \beta$ 本人収入 + β 本人以外の世帯収入
+ β 教育年数 + β 配偶者教育年数 + e

本稿の目的にとって直接必要なのは、最後の「自他モデル」のみである。だが収入や教育年数といったSESには相関関係があり、とくに本人と配偶者の教育年数はかなり強く相関していることが知られている。そのため、同時に投入したときに多重共線性による異常がないか調べるため「本人モデル」と「他人モデル」の結果も確認しておく。

分析は、階層帰属意識に関する多くの先行研究にならい、男女を分けておこなう。現代社会は男女平等を規範とするものの、実際にはいまだに、雇用や家族その他多くの制度においてジェンダーによる差別や区別がある。それゆえ、SESがさまざまな階層意識に及ぼす効果も、男女によって異なることが多い。また、まさにAcker（1973）が指摘したように、階層を世帯単位で男性のSESから捉えられるとの考えから、日本のSSM調査でも1955年から1975年までは女性がサンプルに含まれていない。そのため、ここではひとまず、男女をわけた形で分析をおこなう。また本稿の分析対象は紙幅の都合により男性のみとする。女性についても追加的な条件のもとで同様の傾向がみられることを確認しているが⁹⁾、それは別稿であらためて論ずることとしたい¹⁰⁾。

4 男性の階層帰属意識の分析

4.1 本人モデルの結果

まず、男性の本人モデルについて結果を確認しよう。表2は、1955年から2010年までの男性の階層帰属意識を、本人収入と教育年数に回帰した結果である。

これらの変数の効果はすべての年について統計的に有意であった。ここから分かることは以下の通りだ。

まず 1955 年から 1975 年までは、本人収入と教育年数が階層帰属意識に及ぼす効果はともに減少していく。それゆえ、この二つの変数によるモデルの決定係数も下がる。だが本人収入は 1985 年以降 2010 年まで一貫して効果を強めていく。教育年数も、1985 年までは効果を弱めるものの、やはりその後は効果を強めていくことが分かる。

この結果は、1975 年までは人びとの階層アイデンティティが SES からいったん「浮遊」し、その後、SES の階層性による規程が強まるという先行研究の指摘と一致している。

表 2 男性の階層帰属意識 本人モデル

| | 1955 | 1965 | 1975 | 1985 | 1995 | 2005 | 2010 |
|--------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 年齢 | -.009 | -.017 | .014 | -.015 | -.016 | -.016 | -.041 |
| 本人収入 | .363 *** | .198 *** | .178 *** | .239 *** | .294 *** | .346 *** | .412 *** |
| 教育年数 | .208 *** | .225 *** | .086 *** | .069 * | .133 *** | .152 *** | .177 *** |
| 調整済みR ² | .210 | .112 | .046 | .071 | .123 | .169 | .240 |
| N | 855 | 1382 | 1801 | 1513 | 1336 | 1080 | 970 |

注：値は標準化偏回帰係数 ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, +: $p < .10$

4.2 他人モデルの結果

次に、男性の他人モデルの結果を確認する。なお、SSM1975 では配偶者教育年数が調べられていないため、1975 年のデータは分析から除外されている。

表 3 の結果からは以下のことが分かる。第一に、男性にとって他の家族成員の収入は、階層帰属意識の形成に比較的弱い効果しかもっておらず、1985 年と 1995 年を除いて統計的にも有意ではなかった¹¹⁾。第二に、世帯収入(本人以外)の効果は、1985 年、1995 年までいったん強まるものの、2000 年代に入り急落している。この動きは、本人収入の効果が 2000 年代に強まっていくことと対照的である(表 2 参照)。第三に、配偶者の教育年数は、1995 年まで効果を弱め、その後 2010 年までは効果を強める。これらの効果はいずれも統計的に有意であ

ったが、本人教育年数との高い相関関係による疑似的な関連である可能性には留意しておく必要がある。これについては自他モデルで検討しよう。

表3 男性の階層帰属意識 他人モデル

| | 1955 | 1965 | 1975 | 1985 | 1995 | 2005 | 2010 |
|--------------------|----------|----------|------|----------|----------|----------|----------|
| 年齢 | .071 * | -.008 | | .046 | .050 + | .048 | .051 |
| 世帯収入（本人以外） | .065 + | .038 | | .119 *** | .118 *** | .039 | -.033 |
| 配偶者教育年数 | .258 *** | .228 *** | | .183 *** | .167 *** | .208 *** | .259 *** |
| 調整済みR ² | .068 | .054 | | .039 | .038 | .042 | .062 |
| N | 839 | 1351 | | 1462 | 1255 | 931 | 869 |

注：値は標準化偏回帰係数 ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, +: $p < .10$

4.3 自他モデルの結果

4.3.1 教育モデルの結果

次に、本人要因と家族要因の変数を同時に投入した自他モデルの結果を検討する。

まず本人教育年数と配偶者教育年数によるモデルでは（表4）、1995年の配偶者教育年数を除いて、すべて統計的に有意であった¹²⁾。その効果の大きさに着目すると、第一に、配偶者教育年数の効果の水準が「他人モデル」より全体的に低いことが分かる。これは本人教育年数の効果がコントロールされたためだと考えられ、他人モデルにおける配偶者教育年数の効果の一部は、本人教育年数の代理としての擬似的な効果だったことが分かる。第二に、各変数の効果の推移の仕方は、本人モデルや他人モデルでみたものと類似している。配偶者教育年数の効果は、1955年から2010年まで一定範囲内を上下している。本人の教育年数の効果は、一旦1985年まで下がるものの、その後は一貫して増加していることが分かる。

表4 男性の階層帰属意識 自他モデル（教育）

| | 1955 | 1965 | 1975 | 1985 | 1995 | 2005 | 2010 |
|--------------------|----------|----------|------|---------|----------|----------|----------|
| 年齢 | .092 *** | .028 | | .078 ** | .078 ** | .065 * | .063 * |
| 教育年数 | .194 *** | .227 *** | | .108 ** | .201 *** | .199 *** | .239 *** |
| 配偶者教育年数 | .149 *** | .110 ** | | .119 ** | .065 + | .116 ** | .146 *** |
| 調整済みR ² | .088 | .087 | | .032 | .052 | .071 | .107 |
| N | 1388 | 1369 | | 1495 | 1326 | 1067 | 966 |

注：値は標準化偏回帰係数 ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, +: $p < .10$

4.3.2 収入モデルの結果

次に、本人収入と世帯収入（本人以外）を投入したモデルの結果を検討しよう。

表5からは以下のことが分かる。第一に、本人収入と世帯収入（本人以外）では、一貫して本人収入の方が効果が大きい。第二に、しかし推移に注目するとより重要なことが分かる。1955年から1985年までは、本人収入と世帯収入の効果の大きさの推移は方向が一致している。すなわち、1955年から1975年まではともに効果が小さくなり、1975年から1985年ではともに大きくなる。ところが、1985年を過ぎると、それまでは一致していた本人収入と世帯収入（本人以外）の推移の方向が逆になる。すなわち、本人収入の効果は2010年まで一貫して強くなり続ける一方、世帯収入の効果は弱くなっていくのである。

この最後の点は、階層アイデンティティの個人化を考える上で興味深い。というのも、1985年以降、人びとの階層帰属意識が、本人が得た収入により強く依拠するようになり、それにともなって決定係数も大きくなっていく一方で、同じ世帯に暮らしていても他の成員が得た収入には依拠しなくなっていくことが示されているからである。

表 5 男性の階層帰属意識 自他モデル (収入)

| | 1955 | 1965 | 1975 | 1985 | 1995 | 2005 | 2010 |
|--------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 年齢 | -.058 + | -.087 ** | -.021 | -.071 ** | -.073 ** | -.054 + | -.072 * |
| 本人収入 | .432 *** | .267 *** | .211 *** | .289 *** | .348 *** | .400 *** | .483 *** |
| 世帯収入 (本人以外) | .119 *** | .077 ** | .069 *** | .162 *** | .129 *** | .077 * | -.001 |
| 調整済みR ² | .186 | .075 | .044 | .094 | .131 | .159 | .225 |
| N | 842 | 1364 | 1795 | 1479 | 1262 | 941 | 873 |

注：値は標準化偏回帰係数 ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, +: $p < .10$

ところで実は、2010年での本人収入の効果の増大と世帯収入の効果の減少については、SSP-I2010とSSP-P2010では若干結果が異なっていた。表6に示したように、SSP-I2010(面接調査)とSSP-P2010(郵送調査)では、後者の方が前者よりも、ともに大きな値を示している。とくに世帯収入の効果については、SSP-I2010、SSP-P2010ともに弱い効果ながらも、前者は負、後者は正の係数となる。これが調査モードの違いによるのか、調査票の設計によるのか、サンプリングの誤差によるのかなどは明らかにすることができない。また、SSM各調査との比較を考えても、どちらを採用すべきか明確に述べることは難しい。

だが、本人収入の方が世帯収入よりも相対的に強い効果をもつようになっていくという点では、両者の結果は共通している。そのため、本稿で注目している階層アイデンティティの個人化という論点そのものにとっては、この結果の違いは大きな問題にならないと考えてよいだろう。

表 6 SSP-I と SSP-P の違い

| | 2010 | SSP-I | SSP-P |
|--------------------|----------|----------|----------|
| 年齢 | -.072 * | -.079 + | -.066 |
| 本人収入 | .483 *** | .467 *** | .505 *** |
| 世帯収入 (本人以外) | -.001 | -.067 | .085 * |
| 調整済みR ² | .225 | .217 | .245 |
| N | 873 | 462 | 411 |

注：値は標準化偏回帰係数 ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, +: $p < .10$

4.3.3 全変数モデルの結果

最後に、本人収入と世帯収入、本人の教育年数と配偶者教育年数をすべて投入した自他モデルの結果を検討する。なお、2010年の結果はSSP-IとSSP-Pとともに使用している。表7からは以下のことが分かる。

基本的に、各変数の効果の推移については、これまでのモデルと大きな違いはない¹³⁾。ただし、以下の点について注意が必要となる。まず、教育年数の効果が2010年で減少している。それゆえ教育年数のみのモデル(表4)とは違って、1990年代以降の本人教育年数の効果における持続的な増加はこのモデルでは見られない。これは、2010年まで一貫して効果が增大している本人収入の変数がコントロールされ、教育年数の効果と本人収入の効果が分離されたことによると考えられる。ともあれ結果として、本人教育年数の効果の変化には、本人収入の効果とは違って一貫した増加の趨勢はみられないことになった。他方、配偶者教育年数の効果は、2005年まで非常に低い水準に下がっていたが、2010年では増加している。これらを考え合わせると、教育年数に関しては、1990年代以降に本人教育年数の方が配偶者教育年数より一貫して重要になっていると述べるのは難しいことになる¹⁴⁾。

他方、収入の変数に関しては、やはりこのモデルでも、1985年以降本人収入の効果が一貫して大きくなる一方で、世帯収入の効果は1995年を境に2000年代に入ると小さくなっていくことが確認できる。そこまでの期間は本人収入と世帯収入の効果の推移はおおむね一致しており、少なくとも逆向きの推移は認められなかったことから、この時期を境に何らかの変化があったことが示唆されている。

表 7 男性の階層帰属意識 全変数モデル

| | 1955 | 1965 | 1975 | 1985 | 1995 | 2005 | 2010 |
|--------------------|----------|----------|------|----------|----------|----------|----------|
| 年齢 | -.006 | -.011 | | -.022 | -.026 | -.026 | -.026 |
| 本人収入 | .369 *** | .195 *** | | .259 *** | .302 *** | .354 *** | .412 *** |
| 世帯収入 (本人以外) | .097 ** | .050 + | | .159 *** | .124 *** | .075 * | -.009 |
| 教育年数 | .161 *** | .190 *** | | .020 | .124 *** | .167 *** | .123 *** |
| 配偶者教育年数 | .076 + | .062 + | | .086 * | .005 | .002 | .088 * |
| 調整済みR ² | .225 | .119 | | .100 | .140 | .185 | .248 |
| N | 839 | 1350 | | 1462 | 1254 | 931 | 865 |

注：値は標準化偏回帰係数 ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, +: $p < .10$

以上、本節では、階層帰属意識を被説明変数とした、本人モデル、他人モデル、自他モデルのそれぞれの回帰モデルについて、結果を検討してきた。次節では、階層アイデンティティの個人化という本稿の主題にひきつけて、分析結果をまとめることにしたい。

5 考察

本稿では、人びとが社会の不平等構造に自らを位置づけること、すなわち自らの階層アイデンティティを形成する際に、どのような社会経済的地位 (SES) に依拠するかを検討してきた。SES を本人要因と家族要因とに分けたうえで、そのどちらにより強く依拠するか、またその依拠の仕方がどのように推移しているかを検討する分析枠組みによって、階層アイデンティティの個人化について検討することを試みた。以上の分析結果を年代別にまとめることにしよう。

5.1 1955年から1985年

収入変数は1955年から1975年まで、教育変数は1985年まで、SESによる階層帰属意識の規定はいったん弱まっていき、階層アイデンティティはSESから「浮遊」した状態になる。これは先行研究による知見と一致している。1985年になると本人収入と世帯収入はともに、階層アイデンティティにより大きな影響を与えるようになる。だがこの時期までは、本人要因と家族要因の効果の大きさが乖離していく事はなく、階層アイデンティティの個人化をうかがわせ

る傾向はとくに見いだせない。

5.2 1985年から2010年

本人要因（本人収入，本人教育年数）についてみると，本人収入は1985年以降，教育年数は1995年以降，2010年までおおむね正の効果を強めていく。これも，いったん「浮遊」してからSESによる階層帰属意識の規定が強まるという吉川（2003）や神林（2010, 2011）らの先行研究と一致する結果である¹⁵⁾。

しかし他方で，家族要因（世帯収入，配偶者教育年数）の効果については，先行研究では指摘されてこなかった傾向がみられる。すなわち，配偶者教育年数は1995年，2005年と効果を失ってから2010年に回復するものの¹⁶⁾，世帯収入の正の効果については1985年をすぎると2000年代まで徐々に弱まっていくことが分かる（SSP-Iでは2010年に急落する）。

ここで興味深いのは，世帯収入の効果が弱まる1995年になる前，1985年までの期間は，本人収入と世帯収入の効果の推移の方向はおおむね一致していたという点である。ところが，1995年以降になると，階層帰属意識が本人収入に依拠する程度は持続的に強まり，世帯が同じでも他人が得た世帯収入に依拠する程度は弱まっている。この時期を境として，この二つの変数に対して男性の階層帰属意識が依拠する仕方に，何らかの変化があったのだと考えられる。

5.3 単位としての世帯と個人

このように，人びとの階層アイデンティティ（階層帰属意識）の形成にあたって影響を及ぼすSESを，本人要因と家族要因に分けてみることで興味深いことが明らかになった。すなわち，とくに収入に関しては，一定の「個人化」の様相を見出すことができることが分かった¹⁷⁾。1985年に本人収入と世帯収入がいずれも効果を強めたのを最後に，両者の効果の推移は袂を分かち，それ以後は男性の階層帰属意識が本人の収入により強く規定されるようになるとともに，本人以外の世帯員の収入によっては規定されないようになってきたのである。

男性の階層アイデンティティを左右する経済的要因として，「本人の収入」の重要性が急速に高まり，「世帯単位の経済活動・生活水準」が相対的に重要ではなくなっている¹⁸⁾。これは，男性が経済的資源として依拠できるもの

が、実際に自分自身の収入しかなくなっただけを意味しているわけではない。しかし少なくとも、資源の社会的な不平等分配の構造の中で、自分がどこに位置しているかを同定する際に、同じ世帯の誰かではなく、あくまで自分個人の収入がもつ重要性が増大していることは意味されている。

今回の分析では、この変化をもたらした具体的なメカニズムまで特定することはできない。だがこの間に、1990年代以降のいわゆる「自己責任」を強調したさまざまな制度改革、非正規労働の増加など安定した雇用機会の減少、少子高齢化対策とも絡めて強調される女性と高齢者への労働力としての期待など、さまざまな経済活動において「個人」を強調する方向への時代的变化があったことが、大きな背景的要因として考えられる。こうした変化の中で、「世帯単位」の経済状態よりも「個人単位」の経済状態が、階層アイデンティティが決まる際の重要性を高めてきた。この意味で、少なくとも男性において「階層アイデンティティの個人化」の動きが生じた可能性を、本稿の分析結果から見て取ることができる。

6 結論：本稿の限界とさらなる課題

最後に結論としてもう一度簡単に本稿の知見をまとめ、そのうえで本稿の限界とさらなる課題を指摘して終えることにしたい。

本稿では、1955年から2010年までの全国調査データを用いて、現代社会における個人化の主観的＝主体的側面として「階層アイデンティティの個人化」が見いだせるか否かを検討した。その結果、①男性の階層アイデンティティの規定因として、本人属性（本人収入、教育年数）の方が、総じて家族属性よりも重要になっている。1985年ないし1995年以降に階層帰属意識がより強くSESに依拠するようになるが、それはもっぱら本人要因の効果の増大によると考えられる。②収入変数に注目すると、1985年から1995年を境にして、その後本人収入の効果が大きくなる一方で、世帯収入（本人以外）の効果は小さくなる。すなわち、従来「経済的な生活水準の単位」として多くの研究で明に暗に前提されてきた「世帯」が、男性の階層アイデンティティにとって急速に重要性を失っている。以上の点が確認され、これらの点で、「階層アイデンティティの

個人化」が生じた可能性が見いだされた。

さて、以上のような結果が見いだされたものの、本稿にはまだいくつもの課題が残されている。最後にそれらについて述べることにしたい。

6.1 職業変数について

従来、階層研究では「職業」をもっとも重要な階層変数として設定することが多い。それは現代社会においては、職業が収入その他の重要なライフチャンスの分配を左右する主要な要因だからであり、また世代間での継承なども問題となり得るからである。階層帰属意識の規定因に関する先行研究でも、職業威信を説明変数に含めることが多い。だが SSP-I2010, SSP-P2010 では配偶者の職業威信が使用できないという制約がある。本稿の分析では、本人要因と家族要因をそれぞれ検討することが重要になるため、今回は見送った。

予備的な分析によれば、①本人職業威信をモデルに投入しても結果は大きく変わらず、世帯収入の重要性が下がる現象などが同様に観察できる、②SSM1985 から SSM2005 については配偶者職業威信を投入しても、結果は大きく変わらない、という結果であった。しかしながら職業変数については、SSM から SSP まで一貫したカテゴリカル変数を作るなどして、2010 年についても職業変数を投入する可能性を検討することが望ましいだろう。これは今後の検討課題としなければならない。

6.2 学歴変数について

本稿では、教育関係の変数を教育年数のみで検討した。だが年数ではなく、初等、中等、高等といったカテゴリカルな違いがある可能性はある。そこで、カテゴリカルなダミー変数でも検討することが望ましいだろう¹⁹⁾。

6.3 時代・加齢・コーホート効果

今回の分析では、調査時点の移行にともなう説明変数の効果の趨勢が、時代によるものと解釈した。これについて本当に時代の変化によるのか、サンプルを構成するコーホートの変化によるのか、加齢によるものなのか、より詳しく検討することを今後の課題としなければならない。

6.4 2000年代に入ってからの変化の検討

本稿の分析では、とくに収入変数が階層帰属意識に及ぼす効果に関して、2000年代に本人収入と世帯収入の効果が急速に乖離していく様子が見出された。この2000年代の急速な変化については、JGSS調査のデータなどを使ってより詳しく検討できる可能性がある²⁰⁾。これについては予備的分析をおこなったところだが、今後より詳しく検討する価値があるだろう²¹⁾。

6.5 メカニズムの探究

最後に、変化があることだけでなく、その変化がなぜ起きたのか説明可能なメカニズムを明らかにすることが、今後の重要な課題として残されている。すでに、マルチレベル分析などの手法で都道府県ごとのグループレベル変数（3世代同居率や女性労働力率など）の効果を調べることを試みているが、いまのところ明確な結果は得られていない。しかし理論的な検討によって明確な説明のロジックを組み立てたうえで、可能な範囲でデータによる検証をおこなっていくことが、今後の課題となるだろう。

以上のように、本稿で見出された結果は興味深いものであるが、まだいくつかの課題が残されている。さしあたり明らかにしておく必要があるのは、男性に見られたのと同様の変化が女性にも見られるのか、生活満足度やその他の階層意識においても同様の変化が見られるのかなどである。これらについてはすでにある程度分析をおこなったところであるが（内藤 2012b）、次の機会にさらに明らかにしていくことにしたい。

〔謝辞〕

本研究は、文部科学省科研費（22730413）の研究成果の一部である。

また、この研究は、SSPプロジェクト(<http://ssp.hus.osaka-u.ac.jp/>)の一環として行われたものである。SSP-P2010データの使用にあたってはSSPプロジェクトの許可を得た。SSP-I2010データ(2011年度版)は、統計数理研究所共同研究プログラム（H24-J-4206）に基づき、SSPプロジェクトの許可を得て使用している。

〔二次分析〕に当たっては、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから〔「1955年SSM調査, 1955」「1965年SSM調査, 1965」「1975年SSM調査, 1975」「1985年SSM調査, 1985」「1995年SSM調査, 1995」「2005年SSM調査, 2005」(2005SSM研究会データ管理委員会)〕の個票データの提供を受けた。

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター (文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点) が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

以上のデータ提供について、しるして感謝申し上げたい。

〔付表〕

付表 1 男性の階層帰属意識 (%)

| | 1955 | 1965 | 1975 | 1985 | 1995 | 2005 | 2010 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|
| 下の下 | 18.0 | 9.3 | 3.9 | 5.9 | 5.4 | 7.6 | 6.5 |
| 下の上 | 40.0 | 35.4 | 17.2 | 18.0 | 16.4 | 30.8 | 23.1 |
| 中の下 | 34.4 | 44.5 | 54.8 | 49.1 | 49.5 | 43.8 | 48.0 |
| 中の上 | 7.4 | 10.8 | 22.9 | 25.1 | 27.4 | 17.4 | 21.9 |
| 上 | 0.3 | 0.1 | 1.2 | 1.9 | 1.3 | 0.4 | 0.6 |
| N | 1565 | 1525 | 2057 | 1783 | 1636 | 1436 | 1345 |

付表2 使用した変数 (25~60歳, 有配偶, 男性)

| 調査年 | 変数 | N | mean | sd | min | max |
|------|-------------|------|--------|--------|-------|-------|
| 1955 | 階層帰属意識 | 1565 | 2.318 | .860 | 1 | 5 |
| | 年齢 | 1587 | 40.710 | 10.255 | 25 | 60 |
| | 教育年数 | 1587 | 8.826 | 2.659 | 0 | 16 |
| | 配偶者教育年数 | 1405 | 8.194 | 2.075 | 0 | 16 |
| | 本人収入 | 994 | .240 | .209 | 0 | 1.5 |
| | 世帯収入 (本人以外) | 960 | .062 | .122 | 0 | 1.25 |
| 1965 | 階層帰属意識 | 1525 | 2.571 | .808 | 1 | 5 |
| | 年齢 | 1574 | 39.911 | 9.766 | 25 | 60 |
| | 教育年数 | 1572 | 9.860 | 2.693 | 0 | 16 |
| | 配偶者教育年数 | 1414 | 8.996 | 2.017 | 6 | 15 |
| | 本人収入 | 1574 | .598 | .513 | 0.05 | 7 |
| | 世帯収入 (本人以外) | 1536 | .221 | .497 | 0 | 6.55 |
| 1975 | 階層帰属意識 | 2057 | 3.003 | .778 | 1 | 5 |
| | 年齢 | 2090 | 39.912 | 9.762 | 25 | 60 |
| | 教育年数 | 2084 | 10.785 | 2.785 | 0 | 16 |
| | 配偶者教育年数 | 0 | . | . | . | . |
| | 本人収入 | 2090 | 2.227 | 1.296 | 0.125 | 12 |
| | 世帯収入 (本人以外) | 2069 | .694 | 1.390 | 0 | 34 |
| 1985 | 階層帰属意識 | 1783 | 2.990 | .861 | 1 | 5 |
| | 年齢 | 1817 | 42.319 | 9.767 | 25 | 60 |
| | 教育年数 | 1817 | 11.848 | 2.745 | 6 | 16 |
| | 配偶者教育年数 | 1556 | 11.199 | 2.122 | 6 | 16 |
| | 本人収入 | 1817 | 4.159 | 2.517 | 0 | 24 |
| | 世帯収入 (本人以外) | 1752 | 1.398 | 2.076 | 0 | 23 |
| 1995 | 階層帰属意識 | 1636 | 3.028 | .839 | 1 | 5 |
| | 年齢 | 1693 | 43.730 | 9.745 | 25 | 60 |
| | 教育年数 | 1692 | 12.625 | 2.460 | 6 | 16 |
| | 配偶者教育年数 | 1380 | 12.088 | 1.824 | 8 | 16 |
| | 本人収入 | 1693 | 5.809 | 3.457 | 0 | 25.5 |
| | 世帯収入 (本人以外) | 1550 | 2.182 | 2.983 | 0 | 22.5 |
| 2005 | 階層帰属意識 | 1436 | 2.723 | .852 | 1 | 5 |
| | 年齢 | 1571 | 44.487 | 10.024 | 25 | 60 |
| | 教育年数 | 1571 | 13.023 | 2.278 | 9 | 16 |
| | 配偶者教育年数 | 1158 | 12.636 | 1.760 | 9 | 16 |
| | 本人収入 | 1571 | 5.024 | 3.052 | 0 | 25 |
| | 世帯収入 (本人以外) | 1286 | 1.644 | 2.318 | 0 | 20.75 |
| 2010 | 階層帰属意識 | 1345 | 2.871 | .846 | 1 | 5 |
| | 年齢 | 1368 | 44.309 | 10.234 | 25 | 60 |
| | 教育年数 | 1355 | 13.562 | 2.154 | 9 | 16 |
| | 配偶者教育年数 | 984 | 13.051 | 1.642 | 9 | 16 |
| | 本人収入 | 1368 | 4.790 | 3.011 | 0 | 22 |
| | 世帯収入 (本人以外) | 1220 | 2.020 | 2.672 | 0 | 24 |

注：モデルごとに利用する変数とケース数が異なるため、この表では変数ごとに利用可能なケースすべてについて集計した。

【注】

- 1) 階層帰属意識および階級帰属意識の質問項目および選択肢の変遷については、神林博史（2010, 2011）の一連の研究が詳しい。調査票の違いに起因すると考えられる分布の違いなどについても、神林の研究を参照されたい。
- 2) 吉川（1999, 2006）は、それまでの階層帰属意識研究において、階層帰属意識と生活満足度の関連が検討されてきたことを受け、生活満足度も説明変数として加えている。
- 3) 吉川（2006）自身の用いたデータは、2003年におこなわれたSSM2005の予備調査のものであるため、世帯収入の効果などについては若干異なる結果となっている。
- 4) ただし、階層帰属意識の規定因の探究は、「階層の測定基準」の適切さを明らかにするものとは必ずしもいえないという点が、議論を分かりにくいものとしてきた。
- 5) SSP-IならびにSSP-Pデータについての詳細は、SSPプロジェクト（2013a, 2013b）を参照。
- 6) 階層帰属意識に関しては調査モードの違いに注意する必要がある。本稿で使用するデータでは、SSM1955からSSM1995までとSSP-I2010において調査員による個別面接法、SSM2005では留置き法、SSP-P2010では郵送回収の方法がとられている。そのことにより、階層帰属意識の分布に関して、SSM1955からSSM1995とSSP-I2010が似た形状の分布になる一方、面接調査ではないSSM2005とSSP-P2010ではやや分布が下方にシフトする傾向がみられる。この調査モードの違いもあるため、とくにSSP-I2010とSSP-P2010を統合して使用することは多少厳密さを欠くことにもなりうるが、両者がとくに異なっていた点以外は統合したデータを使用する。両者で異なる部分については文中で言及する。その他、調査モードや質問文の違いによる階層帰属意識の分布の違いについては神林（2010, 2011）ならびに小林（2013）を参照されたい。
- 7) ただし、SSM1955では農業従事者の本人収入が調べられていないため、SSM1955の分析からは農業従事者が除かれている。SSM1965以降の分析は農業従事者も含むものである。
- 8) 本人収入および世帯収入について外れ値のケースは分析から除外した。また、収入変数は調査ごとに選択肢となる収入カテゴリーの精粗の差があり、その精粗の差によって階層帰属意識に対する回帰係数の大きさが見かけ上変わってしまう可能性がある。そこで、とくに本稿で重要な1985年から2010年までのデータについては、区分が粗いSSM1995の収入カテゴリーに合わせて変換した変数で予備的な分析をおこなった。だが、後述の結果はとくに変わらなかった。
- 9) 追加的な条件とは本人収入を一定額以上（103万円を超える額）に制限することである。この金額は、その女性本人の職業が「家計補助的」という位置づけを与えられ

ているか、それ以上の意味を与えられているかという一つの目安になる。

- 10) 階層帰属意識のほか、従来から階層帰属意識との関連が深い「暮らし向き」の変数として重要視されてきた生活満足度についても、同様の分析が可能である。これも次の機会に論ずることにする。
- 11) 1955年は10%水準では有意であった。
- 12) 1995年の配偶者教育年数も10%水準では有意であった。
- 13) それゆえ、多重共線性による異常などは見られないと考えてよい。なお、すべての変数を投入したこのモデルで、VIFは最大でも1985年の1.94であった。
- 14) ただし、この全変数モデルでの教育年数の効果についても、SSP-IとSSP-Pの結果では異なっていた。SSP-P (N = 407)では、本人教育年数の効果が0.176で2005年より増加している一方、配偶者教育年数の効果は0.071で統計的にも有意ではなかった。他方、SSP-I (N = 458)では本人教育年数の効果は0.094、配偶者教育年数の効果は0.121であり、むしろ配偶者教育年数の効果の方が大きいことになっている。全体としてSSP-Pは、本人収入の効果0.437と世帯収入の効果0.094の大きさからいっても、SSM2005の結果に近いパターンを示している。その一方SSP-Iは本人収入の効果は0.386ある一方で世帯収入の効果は-0.089と負の値まで落ち込んでいる。これらの点でSSP-Iの結果よりも、SSP-Pの結果を採用する方がSSM2005からの大きな違いがないという意味では穏当だが、明確な理論的根拠があるわけではない。そのため本文では、SSP-IとSSP-Pをあわせたデータを用いている。しかし繰り返し述べているように、本人収入の効果が一貫して増加し、配偶者収入の効果との相対的な重要性に差が開いていることは確かであり、本稿の論旨には影響がない。
- 15) ただし教育年数は、SSP-P2010では2010年まで一貫して効果を強めるものの、SSP-I2010では効果を弱めている。注14を参照。
- 16) ただし、SSP-Pでは本人教育年数の効果は強まる一方で、配偶者教育年数の効果は上昇していなかった。注14を参照。
- 17) 教育年数に関してはSSP-P2010の結果からはやはり本人の個人的要因が相対的に重要になっていくことが分かった。しかしSSP-I2010の結果を考慮すると明確なことはいえない。
- 18) 予備的な分析によれば、収入の効果に関する類似の傾向は「生活満足度」にも見出される。生活満足度は階層帰属意識を支える「暮らし向き」の意識変数だとされ(直井1990; 吉川1999)、階層帰属意識と同様に世帯収入に依拠して形成されることが知られてきた(内藤2012a)。生活満足度も、本人の収入によって規定され、世帯収入(本人以外)によっては規定されなくなっているこの傾向については、「消費の単位としての世帯」という想定が、階層研究において階層測定単位として世帯を重視する必要性の一つの論拠となってきたことと合わせても興味深い。だが詳細は別稿に譲らねばならない。

- 19) なお、これについて予備的な分析をおこなったところ、時代にもよって重要な比較が「初等教育対中等教育」から「中等教育対高等教育」へと変化していたが、そのほかの結果は大きく変わらなかった。
- 20) JGSS 調査データで同様の分析をするには、分析結果の比較のうえでいくつかの制約がある。第一に、JGSS の本人収入は長い間「主職」の収入とされており、2006 年以降についてしか主職以外も含む本人収入が調べられていない。そのため、それ以前については現無職者の収入について分析に含めることができない。第二に、JGSS の階層帰属意識は選択肢が「上、中の上、中の中、中の下、下」となっており、SSM 調査や SSP プロジェクトのものとは異なる。そのため階層帰属意識の分布も異なっており、説明変数の効果を比較するときにも注意する必要がある。
- 21) さしあたりおこなった予備的分析によれば、①JGSS2006 から 2008 にかけて、本人収入の正の効果が急速に強くなっている。②ただし、世帯収入（本人以外）も、弱い正の効果を維持している（JGSS2000 以降、上下動する）ことが見て取れた。世帯収入（本人以外）の効果が弱くなっているかどうかは明確ではないが、「本人収入の効果が強くなっている」ことは明確であり、少なくとも本稿の見解と矛盾する結果はみられなかった。

[文献]

- Acker, Joan, 1973, "Women and Social Stratification: A Case of Intellectual Sexism," *American Journal of Sociology*, 78(4): 936-45.
- , 1980, "Women and Stratification: A Review of Recent Literature," *Contemporary Sociology*, 9(1): 25-39.
- 赤川学, 2000, 「女性の階層的地位はどのように決まるか？」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 47-63.
- Bauman, Zygmunt, 2000, *Liquid Modernity*, Cambridge: 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, Ulrich, 1986, *Risikogesellschaft auf dem Weg in eine andere Moderne*, Frankfurt am Main: Suhrkamp Verlag. (=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.)
- Felson, Marcus and David Knoke, 1974, "Social Status and the Married Woman," *Journal of Marriage and the Family*, 36(3): 516-21.
- Giddens, Anthony, 1992, *The Transformation of Intimacy: Sexuality, Love and Eroticism*, Cambridge: Polity Press. (=1995, 松尾精文・松川昭子訳『親密性の変容——近代社会におけるセクシュアリティ、愛情、エロティシズム』而立書房.)
- 橋本稔子, 2003, 「(社会的地位)のポリティクス——階層研究における "gender inequality" の射程」『社会学評論』54(1): 49-63.

- Hout, Michael, 2008, "How Class Works: Objective and Subjective Aspects of Class Since the 1970s," Annette Lareau and Dalton Conley eds., *Social Class: How Does it Work?*, Russel Sage Foundations, 25-64.
- 岩間暁子, 2008, 『女性の就業と家族のゆくえ——格差社会のなかの変容』東京大学出版会.
- , 2010, 「日本における『社会階層と家族』の研究を振り返る——階層研究と家族社会学の架橋のために」『家族社会学研究』22(2): 177-89.
- 神林博史, 2010, 「高度経済成長期の階層帰属意識——戦後日本における階層帰属意識に関するノート (1)」『東北学院大学教養学部論集』156: 25-54.
- , 2011, 「『中』意識の飽和と潜在する変化——戦後日本における階層帰属意識に関するノート (2)」『東北学院大学教養学部論集』157: 1-24.
- 吉川徹, 1999, 「『中』意識の静かな変容」『社会学評論』50(2): 216-30.
- , 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.
- 小林大祐, 2013, 「SSP-P2010, SSP-I2010 を用いた階層帰属意識項目の調査モード間比較」前田忠彦編『社会調査関連資源の利活用(2) 階層意識の調査などをめぐって——統計数理研究所共同研究レポート 296』統計数理研究所.
- 久保田裕之, 2009, 「『家族の多様化』論再考——家族概念の分節化を通じて」『家族社会学研究』21(1): 78-90.
- 間々田孝夫, 1990, 「階層帰属意識」原純輔編『現代日本の階層構造 2 階層意識の動態』東京大学出版会, 23-45.
- 三上剛史, 2010, 『社会の思考——リスクと監視と個人化』学文社.
- 内藤準, 2012a, 「自由の規定要因とジェンダー不平等——階層測定単位に関する論争から」武川正吾・白波瀬佐和子編『格差社会の福祉と意識』東京大学出版会, 143-68.
- , 2012b, 「階層アイデンティティの個人的・家族的規定因における推移——個人化現象の主観的側面の検討」日本社会学会 第 85 回大会, 2012 年 11 月 3 日, 札幌学院大学.
- 直井道子, 1990, 「階層意識——女性の地位借用モデルは有効か」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造 4 女性と社会階層』東京大学出版会, 147-64.
- 佐藤俊樹, 2009, 「階層帰属の意味論——自省的近代における『階層意識』」『社会学評論』59(4): 734-50.
- 盛山和夫, 1990, 「中意識の意味」『理論と方法』5(2): 51-71.
- , 1998, 「階層帰属意識の準拠構造におけるジェンダー差」尾嶋史章編『1995 年 SSM 調査シリーズ 14 ジェンダーと階層意識』1995 年 SSM 調査研究会, 93-113.
- SSP プロジェクト, 2013a, 『SSP-P 2010 コード・ブックおよび基礎集計表』SSP プロジェクト.
- , 2013b, 『SSP-I 2010 コード・ブックおよび基礎集計表』SSP プロジェクト.

- 数土直紀, 2009, 『階層意識のダイナミクス——なぜ、それは現実からずれるのか』 勁草書房.
- , 2010, 『日本人の階層意識』 講談社.
- 白波瀬佐和子, 2004, 「社会階層と世帯・個人——『個人化』論の検証」『社会学評論』54(4): 370-85.
- , 2005, 『少子高齢社会の见えない格差——ジェンダー・世代・階層のゆくえ』 東京大学出版会.
- 武川正吾, 2007, 『連帯と承認——グローバル化と個人化の中の福祉国家』 東京大学出版会.
- 海野道郎, 2000, 「豊かさの追求から公平社会の希求へ——階層意識の構造と変容」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, 3-36.
- 山田昌弘, 2004, 「家族の個人化」『社会学評論』54(4): 341-54.

The "Individualization" of Class Identification in Japan: 1955 to 2010

NAITO, Jun

Tokyo Metropolitan University

junknife@tmu.ac.jp