

## JGSS から見た主観的階層の経年変化

篠崎 武久  
早稲田大学理工学部

A Time Series Comparison of Self-identification of Social group from JGSS data

Takehisa SHINOZAKI

I investigate the relationship between self-identification of social group and household income using JGSS Cumulative Data 2000-2003. From these JGSS data sets, I create pseudo panel data and use it for this analysis. I try to estimate the unbiased relationship between self-identification of social group and household income from pseudo panel data. It finds that coefficient of household income from fixed effect model is bigger than that from pooled OLS estimator. I also find that first difference estimator of household income has positive effect on self-identification of social group. There is a possibility that people decide their self-identification of social group based on information from their dynamic life cycle schedule.

Key Words: JGSS, Self-identification of Social group, Pseudo Panel Analysis

本稿は JGSS 累積データ 2000-2003 データを用いて、主観的階層意識と世帯所得との関係を検証した。分析には JGSS のクロスセクションデータから作成した疑似パネルデータを使用した。固定効果モデルの結果からは、pooled データやクロスセクションデータを用いて分析した主観的階層意識と世帯所得との関係にはバイアスが含まれており、これを調整して分析すると、世帯所得の規定力は上昇することが確認された。また世帯所得の階差系列の係数は主観的階層意識に有意に正の影響を与えており、将来までを見越した所得の変動に基づいて今期の主観的階層意識が決定されている可能性があることがわかった。

キーワード : JGSS、主観的階層、疑似パネル分析

## 1. はじめに

本稿の目的は、2000年代初めにおける主観的階層意識の変化を把握し、その背景について明らかにすることにある。

1990年代末に雇用環境が急激に悪化した頃から、所得格差や賃金格差などの社会的な格差に関する経済学的な研究成果の蓄積が急速に進んでいる。それらは主に、a) 所得格差や賃金格差の拡大の背景を検証する研究、b) 格差拡大に対する人々の意識とその背景を分析する研究、の2つに大別される。

a) に関してはおおよそ結論が出ており、日本全体の所得格差の拡大は人口構成の高齢化による見かけ上の効果が大いこと、大学卒の40歳代後半の男性正社員などごく一部の労働者に限定すると賃金格差の拡大が見られること、正規労働者 - 非正規労働者間賃金格差は長期的に拡大傾向であることなどが明らかになっている<sup>(1)</sup>。ただ、データ上は格差拡大がほとんど確認されないという結果と、人々の格差拡大意識との間には乖離があることから、この差を埋めるべく、分析の範囲が次第に b) に広がりつつある。

例えば Ohtake and Tomioka (2004) は、Benabou and Ok (2001) が提示した POUM (Prospect of Upward Mobility) 仮説に基づいて、現時点での所得再分配政策に対する賛否は、現在所得の水準だけでなく、将来所得の水準によっても左右されることを明らかにしている<sup>(2)</sup>。つまり、将来に調査時点よりも所得が上昇すると予想している人は、調査時点での所得は低位でも、所得再分配政策に反対することを示している。この例は、所得格差など社会的な格差に対する意識について、一時点の静的な情報のみに基づいて説明することの限界、いいかえれば格差に対する意識を動学的な観点から分析することの重要性を指摘している<sup>(3)</sup>。

本稿はこのような動学的な観点を考慮しつつ、主観的階層意識の規定要因を明らかにすることを目的としている。主観的階層意識とは、社会の上層から下層までのうち各人がどの階層に位置しているかを問うたものである。社会階層の中で自分をどの階層に位置づけるか、あるいは自分がどの階層に帰属しているかといったテーマは、「階層帰属意識」に関する研究として知られ、主に社会学の領域で蓄積が進んできた。

社会学の分野では階層帰属意識に関して、直井 (1979) を嚆矢として数多くの先行研究が存在する。これら先行研究の大半は『社会階層と社会移動調査』(SSM調査)を用いており、階層帰属意識の意味を問う研究(盛山 1990、間々田 1990)や、階層帰属意識の規定要因を分析した研究(友枝・小島 1987、友枝 1988、坂元 1988、数土 1998、前田 1998、吉川 1999)などがある<sup>(4)</sup>。

このうち規定要因に関する研究の中では、友枝 (1988) や坂元 (1988) などが生活満足度など個人の主観的・心情的要因の影響を比較的強調するのに対し、前田 (1998)、吉川 (1999) などは世帯所得など経済的要因の影響が強いことを主張しており、分析結果に差異が見られる。この差の背景には、用いたSSM調査の時点の違いがあると推察される。複数時点のSSM調査を時点間比較した吉川 (1999) は、75年時点では生活満足度などの主観的要因が階層帰属意識を強く規定していたが、85年、95年と時代を経るにつれて経済的要因の影響が増大したことを指摘している。本稿では最近のSSM調査の分析結果の知見に基づき、主観的階層意識とその規定要因としての世帯所得との関係を検証する。

階層に関する意識の規定要因を静学的に分析した先行研究に対し、動学的な視点から規定要因を分析する点が本稿の最大の特徴である。具体的には4年分のクロスセクションデータから疑似パネル(pseudo panel)データを作成し、パネル分析の手法を用いて、主観的階層意識の規定要因を計量的に検証する。先行研究にもコーホート(生年)別に階層帰属意識の変化を異時点間で比較したものはあるが、複数年のデータを接続して、階層に関する意識の規定要因を分析した日本の研究は、筆者の知る限りは存在しない。

本稿の結論を先取りすれば、疑似パネルデータの分析からは、pooledデータやクロスセクションデータを用いた場合に比べ、主観的階層意識に対する世帯所得の規定力が強いことが確認できる。これは個体効果を考慮し、pooledデータを用いた推定に含まれていたバイアスを除去した結果である。また主観的階層意識は世帯所得の変化などの動学的な観点から規定されていることが示唆される。

表 1 JGSS-2000、01、02、03 のアタック数、有効回収数、回収率

	アタック数	有効 回収数	回収率 (%)
2000年	4461 (4719)	2893	64.9
2001年	4473 (4822)	2790	62.4
2002年	4986 (5354)	2953	59.2
2003年	7614 (8083)	3663	48.1

注) アタック数の括弧内の数字は  
転居、住所不明、死亡により  
調査できなかったサンプルを  
含む数字。

本稿の構成は以下の通りである。まず 2 節で分析に使用するデータについて説明する。3 節では、コーホートの違いを考慮して作成した図表から、主観的階層意識や世帯所得などの経年的な変化を確認する。4 節ではパネル分析から主観的階層意識の規定要因を検証する。5 節で結論と残された課題について述べる。

## 2. データおよび分析の方法

### 2.1 データの概略

以下の分析では、大阪商業大学比較地域研究所と東京大学社会科学研究所が共同で実施した『生活と意識についての国際比較調査 (日本版 General Social Survey)』(以下、JGSS と記す) の JGSS 累積データ 2000-2003 の調査結果を用いる。この累積データには 2000 年から 03 年までの各年の JGSS データが含まれている。4 年分の連続した結果を用いることで、主観的階層意識に関する経年的な変化を把握することができる。

JGSS は一般の人々の生活に関する意識や行動、世帯構成、職業などを広く把握できるように設計された、網羅的な社会調査である。具体的には、勤めている (勤めていた) 産業、職業、主観的階層意識、階層帰属意識、政治意識、宗教観、生活習慣、遵法意識等の項目のほか、性別、年齢、学歴、世帯構成、個人年収、世帯年収などの個人属性、世帯属性を調査しており、経済学、社会学、政治学、心理学など社会科学に類する広範囲の研究者が各々の関心に応じて利用可能なデータである。

また類似の調査はアメリカ、イギリス、ドイツ、オーストラリアなどでも実施されている。JGSS は特にアメリカの総合社会調査 (General Social Survey: GSS) を参考に調査が設計されており、GSS と比較分析可能な調査項目を多く含んでいる。

調査対象は全国の満 20-89 歳の男女個人である。標本抽出は層化 2 段無作為抽出法で、全国を 18 層に分けて調査している<sup>(5)</sup>。調査時点は各年とも 10-11 月である。調査方法としては、職業や世帯構成などの項目を主に面接調査で尋ね、その他の生活意識等の項目は留置調査票に自記の後、郵送で回収している。本稿の分析にはこの 2 つの調査票の項目を併用する。各年のアタック数、有効回収数、回収率に関しては表 1 に記載した。分析に利用可能なケース数は 00 年から 02 年までが 3000 弱、03 年が 3500 強となっている。

特定の関心に焦点を当てた他の民間調査に比べ、分析上、JGSS が有利な点は次の 2 点である。まず、各年 3000 前後のケース数が確保できること、そして標本抽出を厳密に実施しているため標本に偏りが少ないことである。この 2 つの特徴を有した民間調査は少なく、毎年継続して実施されているデータとなるとさらに限定される。後述するように、疑似パネルデータの作成にはサンプルサイズが大きいクロスセクションデータが複数年必要となるが、その意味で、JGSS は疑似パネルデータを作成することが可能な、貴重な民間調査といえる。

また JGSS では国勢調査の情報を元にしたウェイトを作成している。他のアンケート調査同様、JGSS も若年層における回収率が若干低く、厳密には分析時にウェイトによる補正が必要である。本稿の後節の分析ではウェイトを用いて疑似パネルデータを作成し、分析している。

## 2.2 疑似パネルデータ作成の背景

90年代から2000年代にかけて、特にアメリカでは、家計の経済行動を検証するためにパネルデータが多く使用されるようになってきている。経済主体の動学的な経済行動を検証するには、同一個人や同一家計、同一企業を複数年にわたって継続的に調査したパネルデータがもっとも適切だからである。

また実証上の正確性の点においても、パネルデータの利用が推奨される場面は数多く存在する。賃金を例にとると、同性、同年齢、同学歴、同地域、同一産業、同一企業規模、同一職種の労働者を比較したとしても、彼らの賃金にはばらつきが見られる。それは個々の労働者について観測できない固有の要因（潜在能力、意欲、選好など）に差があるためである。この固有の要因（個体効果: individual effect と呼ばれる）が賃金に及ぼす影響が大きい場合、つまり回帰式の誤差項に含まれる固有の要因の影響が大きい場合は、年齢や学歴などを説明変数として賃金関数を推定しても、係数は過小に計測されることになる。このような個体効果による推定上のバイアスを除くには、パネルデータの利用が必須となる。

ただ、パネルデータは上述のような好ましい性質を有しているものの、その調査には様々な困難が伴う。具体的には、調査対象者が限定されることや、調査主体の脱落によるサンプルサイズの減少などの問題に常にさらされており、加えて、調査の維持、運営に膨大な費用と時間が必要となるマイナス面も存在する。

他方、本稿の JGSS データなどのクロスセクションデータは、異時点間で同一経済主体を接続できないため、動学的な経済行動を分析するには不向きである。個体効果も制御できない。その代わり、広範な調査対象者に対して、大規模な調査を毎年実施できるプラス面がある。サンプルの脱落問題などサンプルサイズを小さくするような要因も当然存在しない。

パネルデータの利用が不可能な場合、次善の策として、大規模なクロスセクションデータから疑似パネルデータを作成し、これにパネル分析の手法を適用する方法が知られている。具体的には、大規模なクロスセクションデータを年齢や性別、地域などの属性によって分割したコーホートを作成し、このコーホートによる効果をパネルデータにおける個体効果と同様に扱う。そして各コーホート内において世帯所得の平均値や有業率、有配偶者率などを計算し、これらのデータをコーホートを代表する値と見なす。このような疑似パネルの分析の枠組みは Deaton (1985) によって提示され、Browning, Deaton and Irish (1985) を初めとする数多くの先行研究で活用されている。包括的な説明は Verbeek (1992) や Deaton (1997) に詳しい。

疑似パネルデータの作成にあたり最も難しい問題は、利用可能なコーホート数と1つのコーホートに含まれるケース数のバランスを取ることである。性別や生年の他に、学歴や出身地域など、時間の経過によって変化しない (time invariant な) 変数を用いてコーホートをさらに細かく分割し、コーホートの性格をより詳細に定義する<sup>(6)</sup>ことは可能だが、コーホート数が増加するほど、1つのコーホートに含まれるケース数は減少し、各コーホート内で計算される平均値の誤差が増大する。誤差の増大は推定値にバイアスを生じさせることが知られているが (Deaton 1985)、1つのコーホートに含まれるケース数がおよそ100を超えれば、誤差に起因する推定のバイアスはほとんど無視できることが Verbeek and Nijman (1992) によって示されている。当然ながら、元のクロスセクションデータのサンプルサイズが大きいほど、コーホート数とコーホートに含まれるケース数の両者を増加させることができるので、その意味ではサンプルサイズは大きければ大きいほど望ましい。

## 2.3 データセット

本稿の分析に用いる疑似パネルデータについて記述する。データセットの作成には JGSS の 2000、01、02、03 年の4年分のクロスセクションデータを使用する。

各年のデータを次の基準によってコーホートに分割し、データセットを作成する。コーホートの基準となるのは、(time invariant な) 性別と生年である。生年に関しては、1920年代生まれから70年代生まれまでの10年ごとに分割された6つの区分を用いる。例えば70年代生まれのコーホートは、

表2 各コーホートに含まれるケース数

男女計	単位:人				男女計	単位:人			
	2000年	2001年	2002年	2003年		2000年	2001年	2002年	2003年
70-79年生	142	158	185	268	70-79年生	6706166	8114173	8704357	10034112
60-69年生	304	330	350	439	60-69年生	12369405	13650908	13277695	13751053
50-59年生	430	427	472	565	50-59年生	14340174	14617579	14628898	15851994
40-49年生	564	554	595	735	40-49年生	17021896	17172886	17483512	17722731
30-39年生	459	427	458	661	30-39年生	12945809	12910322	13306850	13643135
20-29年生	217	227	184	264	20-29年生	7498705	6868233	5937349	6262356
合計	2116	2123	2244	2932	合計	71072257	73384839	73646310	77437763

注) ウェイトバックした数字

男性	単位:人				女性	単位:人			
	2000年	2001年	2002年	2003年		2000年	2001年	2002年	2003年
70-79年生	70	76	91	111	70-79年生	72	82	94	157
60-69年生	124	139	144	158	60-69年生	180	191	206	281
50-59年生	184	197	224	233	50-59年生	246	230	248	332
40-49年生	251	240	303	332	40-49年生	313	314	292	403
30-39年生	236	214	229	314	30-39年生	223	213	229	347
20-29年生	105	106	95	135	20-29年生	112	121	89	129
合計	970	972	1086	1283	合計	1146	1151	1158	1649

2000年の調査時点においては21歳以上31歳未満であり、以下01年においては22歳以上32歳未満、02年においては23歳以上33歳未満、03年においては24歳以上34歳未満と定義される。よって、コーホートは1年あたり12個(6年代×男女)、4年分のデータで計48個作成されることになる。

以下で主観的階層意識やその規定要因の変化を検証する際には、このコーホート単位で確認することになる。具体的には各コーホート内において、主観的階層意識やその規定要因の平均値を計算し、その値をコーホートを代表する値とみなして、加齢及び経年変化<sup>(7)</sup>による数値の変化を検証することとなる。

疑似パネルデータの作成に際しては、本稿の分析にバイアスを生む原因となりうるケースを除去している。まず1919年以前に生まれたケースを除外した。サンプルに含まれる1919年以前出生者の数が少なく、1つのコーホートに含まれるケース数が100を大きく下回ってしまい、平均値の誤差が大きくなるためである。また個人所得や世帯所得に関して、外れ値と考えられる値を回答しているケースも分析から除いた。具体的には、平均±標準誤差×4を超えたものを外れ値とみなし、このような個人所得、世帯所得を回答しているケースを分析からはずしている。

加えて、分析対象を世帯主、世帯主の配偶者、単身者のみに限定している。これは生年を基準としてコーホートを作成したことと関係がある。調査サンプル内には、自分または自分と配偶者が協力して稼得した世帯所得を元にして主観的階層意識を回答する人間と、両親や子どもが稼得した世帯所得を元にして主観的階層意識を回答する人間の2種類の回答者が混在している。ところが生年を基準にしてコーホートを作成する場合、特に若年層や高齢者層において、この2種類の人間が同一のコーホートに含まれてしまうことになる。他方中年層では、自分または自分と配偶者が協力して稼得した世帯所得を元にして、主観的階層意識を回答する人間が圧倒的に多いと考えられる。結果、1つの疑似パネル内に、主観的階層意識の値の意味が異なるコーホートが併存することになってしまい、コーホートの効果を純粋に世代の効果として考えることが困難になる。そこで疑似パネルを作成する際には、自分以外の家族が稼得した世帯所得に基づいて主観的階層意識を回答したと推察されるケース、つまり子どもや引退後の老親が回答者になっているケースを分析から除外してある。

こうして作成された疑似パネルデータにおいて、コーホートに含まれるケース数は、最低が70人(00年調査の70年代生まれ男性)、最高が403人(03年調査の40年代生まれ女性)となる。各コーホートに含まれるケース数の詳細は表2に示した。100人を若干下回るコーホートが若年層で観察されるが、それ以外のコーホートではおおむね100から300程度のケース数を確保できていることがわかる。またウェイトバックして計算した各コーホートの人数は、1970年代生まれが次第に増加(世帯主

が増加し本稿の分析対象が増加するため)、1920年代生まれが次第に減少(死亡により分析対象者が減少するため)する他は、ほぼ同水準で推移していることが確認できる。

## 2.4 分析に用いる変数

以下の分析で用いる主観的階層意識変数とその規定要因について説明する。

まず主観的階層意識を表す変数を以下のように定義する。JGSSの質問票では主観的階層意識に関する質問は次のように記述されている:「わたしたちの社会には上層に位置するグループや下層に位置するグループがあります。次のような上から下までのスケール(尺度)で、あなたはどこに位置すると思いますか」。これに対する回答は、1:一番上から10:一番下までの10段階の尺度から選択する形となっている。本稿はこの回答を、1:一番下、10:一番上と逆順にして、主観的階層意識が高いほど値が高くなるようにして、連続変数として用いる。

この主観的階層意識を規定する要因としては、客観的変数である世帯所得<sup>(8)</sup>の他に、過去2-3年の経済状態の変化に対する意識、将来の生活水準向上機会に対する考えなど世帯に関する主観的な意識を表した変数を用いる。これらの変数は階層帰属意識に関する先行研究の中でも、階層帰属意識を規定する要因として用いられている。

世帯所得は昨年1年間の税引き前世帯所得(キャピタルゲイン、年金、不動産収入などを含む)に関して、1:なしから、19:2300万円以上までの19段階のカテゴリーのうちから選択する方式である。本稿では、各カテゴリーの中位数をカテゴリーを表す所得とする。さらに、この中位数の値を世帯の人数で調整、具体的には世帯所得を世帯人数の平方根で除した等価世帯所得を計算し、その対数値をとって、世帯所得を表す変数として用いる。世帯所得ではなく等価世帯所得を用いる理由は、同じ世帯所得で世帯人数が異なる家庭を比較した場合、世帯人数が多い家庭の方が1人当たりの所得額、消費額が低く、生活への満足度やその帰結としての階層意識が低下すると考えられるからである<sup>(9)</sup>。また世帯所得の分布は対数正規分布にほぼ準じていることが知られており、分析に際して変数の正規性を保つために、等価世帯所得を対数値に直した数字を分析に用いる<sup>(10)</sup>。

主観的な意識に関する変数のうち、過去2-3年の経済状態変化に対する意識は、1:良くなった、2:悪くなった、3:かわらないの3カテゴリーからの選択である。本稿では、1:良くなった、2:かわらない、3:悪くなったと順番を入れ替えて、値が高いほど過去の経済状態が悪化している変数とした。

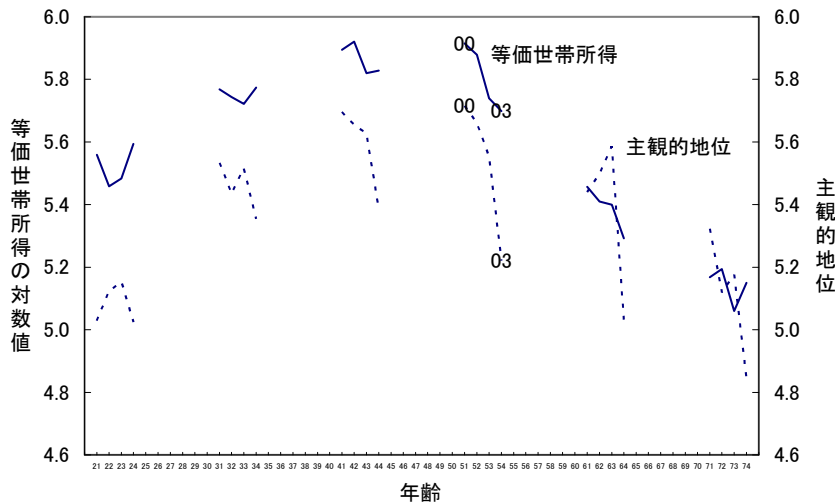
将来の生活水準向上機会に対する考えは、回答者や回答者の家族の生活水準を向上させる機会がどのくらいあるかという設問に対して、1:充分にある、2:少しはある、3:どちらともいえない、4:あまりない、5:全くないの5カテゴリーから選択する方式である。本稿では、この回答を逆順にして、値が高いほど生活水準の向上機会が多いことを表す変数とした。

ところでJGSSには、上述の主観的階層意識の他に、SSM調査などで用いられている階層帰属意識を尋ねた項目も含まれている。これは「かりに現在の日本の社会全体を、以下の5つの層に分けるとすれば、あなた自身は、どれに入ると思いますか」という設問に対して、1:上、2:中の上、3:中の中、4:中の下、5:下の5段階尺度から回答するものである。階層に関する意識を扱った先行研究は、このような「上」「中の下」といった語で表現される特定の階層への帰属意識について分析したものが圧倒的に多い。

しかし本稿が分析対象として、先行研究の大半が用いる階層帰属意識ではなく主観的階層意識に着目する理由は次の通りである。まず、世帯所得は上述のように19カテゴリーあるので、等価世帯所得の平均値を計算した場合、細かい経年変化を把握することが可能だが、階層帰属意識の設問は尺度が5段階で、かつ中の中という回答が多いため、各コーホート内で計算した平均値を経年的に比較しても、異時点間の差があまり大きくなり、世帯所得変化との対応関係を説明できない可能性がある。

加えて、階層帰属意識は設問自体に別の意味が込められているという、取り扱いに苦慮する問題を有している。階層帰属意識とは、例えば中尾(2002)によれば「自己がどの社会階層に属するかについての個人の主観的な認識」(p.135)のことを指す。しかしこの認識の背景には、そもそも回答者が

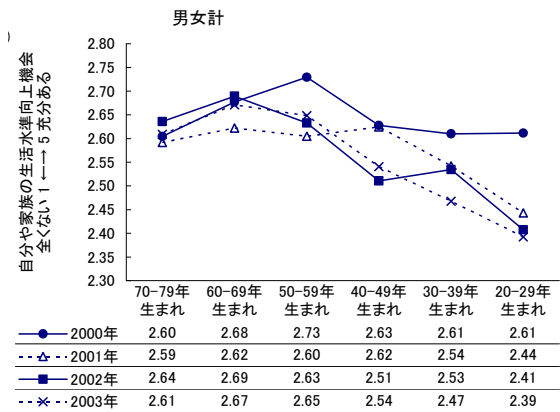
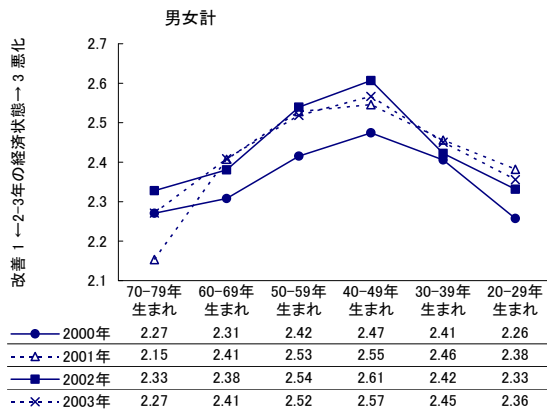
図1 コーホート別に見た主観的階層意識と等価世帯所得の変化



注) 左から順に、1970年代生まれ、60年代生まれ、…、1920年代生まれの値。  
 図作成の便宜上、例えば1970年代生まれの世代が、2000年に  
 全員21歳だったと見なして、21歳から24歳までの変化を描いてある。

図2 コーホート別に見た経済状態悪化の変化

図3 コーホート別に見た生活水準向上機会の変化



上中下という階層をどのように捉えているのか、また他人との相対的な関係でどの階層に帰属するかを判断<sup>(11)</sup>する以前に、自分の主観的な階層をどのあたりに位置づけているのかという問題を含んでいる。中尾 (2002) の記述を借りれば「それらの階層名には階層構造における位置付け以上になんらかの意味付けがなされている」(p.137) 可能性がある。本稿ではこのような複合的な背景<sup>(12)</sup>を持つ階層帰属意識を取り扱うことは避けて、世帯所得と直接的に関係すると考えられる主観的階層意識に注目して分析する。

### 3. コーホート別に見た主観的階層意識の変化

前節で説明した手順に基づいて作成された疑似パネルデータを用いてパネル分析する前に、主要変数である主観的階層意識と世帯所得の経年変化について、図から確認する。

図1は主観的階層意識と世帯所得との関係を1座標上にプロットしたものである。図は左から70年代生まれ、60年代生まれの主観的階層意識と世帯所得のグラフが描かれており、一番右が20年代生まれのグラフである。それぞれのグラフ内では00年から03年までの変化が示されている。70年代生まれと60年代生まれは主観的階層意識と世帯所得の変化が比較的小さいのに対し、40年代生まれや30年代生まれでは主観的階層意識や世帯所得が大きく低下していることがわかる。また40年代生まれ以前の世代では、主観的階層意識の変化と世帯所得の変化がおおよそ連動していることも図から確

認できる。

図2および図3は、世帯に関する主観的な意識の経年変化を示したものである。経済状態の悪化を表した図2からは、00年から03年の間に定年年齢に達した人が含まれる40年代生まれが、経済状態の悪化を強く意識していることがわかる。ただ経済状態の悪化意識は50年代生まれや60年代生まれのコーホートでも上昇しており、00年から03年の間にこれらの世代が共通して経済状態の悪化を意識するような何らかの原因があったと考えられる。この時期は企業業績の悪化から雇用者の賃金上昇が抑えられ、年によっては平均賃金の減少も見られた。このような賃金減少の影響がこれらの世代で強く出た結果、経済状態の悪化を強く意識するようになった可能性がある。

図3からは、若年層ほど生活水準を向上させる機会があると認識しており、年齢が上昇するにつれその認識が低下していくことがわかる。これは高齢層ほど昇進可能性が低下することや、定年後に再就職の機会が限定されていることなどを反映していると考えられる。

#### 4. 主観的階層意識変化の背景

本節では前節で確認された主観的階層意識と世帯所得の変化の関係を、さらに計量的な手法を用いて厳密に検証する。具体的には、前節までの分析で用いた疑似パネルデータに対してパネル分析の手法を適用して、主観的階層意識と世帯所得、世帯に関する主観的な意識との関係を検証する。

##### 4.1 分析の方法

分析に用いる変数群について説明する。被説明変数には主観的階層意識の水準を用いる。2節で説明したように、この変数は一番下の場合1、一番上の場合10を取り、値が高いほど主観的階層意識が高いことを表している。

説明変数には等価世帯所得の対数值、過去の経済状態の悪化、将来の生活水準向上機会に対する考えの3変数を用いる<sup>(13)</sup>。それぞれ予想される係数の符号は次の通りである。まず等価世帯所得が高いほど、主観的階層意識が高いという関係が予想される。また過去に経済状態が悪化している回答者ほど、主観的階層意識も低いこと、将来に生活水準が向上すると考えている回答者ほど、主観的階層意識を高く回答することなどが予想される。この他に推定には00年を基準とする年次ダミーを投入し、時代効果を制御する。

上記に加え、等価世帯所得に関しては水準系列の他に階差系列も計算して、世帯所得の水準ではなく世帯所得の変化が主観的階層意識にどのような影響を与えるかについても検証する。階差系列は同一コーホート内でt期の値からt-1期の値を引くことで計算される。階層帰属意識に関する先行研究はクロスセクションデータを用いているため、同時点の世帯所得の水準の高低と階層帰属意識の高低の関係のみが検証可能であったが、本稿の疑似パネル分析では異時点間の世帯所得の変化と主観的階層意識との関係についても検証できる点が新しい。

##### 4.2 推定結果

推定結果は表3、表4に示されている。以下順に検証する。

表3は世帯所得の水準系列および世帯に関する主観的な意識と主観的階層意識の関係を検証した結果である。式1には世帯所得と過去の経済状態悪化の変数が、式2には世帯所得と将来の生活水準向上機会に対する考えの変数が、式3には世帯所得、経済状態悪化、生活水準向上機会の3変数が投入されている。

式1から式3はそれぞれ、pooled OLS、固定効果モデル (fixed effect model)、変量効果モデル (random effect model) により推定されている。pooled OLS はすべてのコーホートの個人効果を同質、つまり個人効果がないと見なして推定するもので、これは4時点のクロスセクションデータを単純にマージして推定することに等しい。これに対し、固定効果モデルはコーホートの個人効果を一定と見なした推定、変量効果モデルは個人効果を確率変数と見なした推定であり、両者とも個人効果が存在



表3 疑似パネルデータの分析結果 (世帯所得は水準系列)

	式1			式2			式3			参考:元データによる推定 OLS
	pooled OLS	固定効果モデル	変量効果モデル	pooled OLS	固定効果モデル	変量効果モデル	pooled OLS	固定効果モデル	変量効果モデル	
ln(等価世帯所得)	0.492 *** (0.108)	0.969 *** (0.337)	0.555 *** (0.122)	0.576 *** (0.126)	0.857 *** (0.309)	0.519 *** (0.154)	0.265 * (0.147)	0.858 *** (0.305)	0.408 *** (0.158)	0.525 *** (0.040)
経済状態悪化	0.614 ** (0.250)	-0.731 ** (0.354)	0.355 (0.268)				0.888 *** (0.270)	-0.453 (0.331)	0.390 (0.285)	-0.254 *** (0.037)
生活水準向上機会				0.223 (0.349)	0.931 *** (0.273)	0.685 ** (0.270)	0.769 ** (0.355)	0.820 *** (0.281)	0.628 ** (0.305)	0.219 *** (0.025)
女性ダミー	0.021 (0.051)			0.024 (0.059)			0.081 (0.056)			0.020 (0.041)
2001年ダミー	-0.065 (0.072)	0.025 (0.058)	-0.048 (0.066)	-0.012 (0.078)	0.045 (0.053)	0.019 (0.055)	-0.033 (0.070)	0.063 (0.054)	-0.010 (0.063)	0.034 (0.060)
2002年ダミー	-0.027 (0.075)	0.118 * (0.067)	-0.002 (0.070)	0.045 (0.078)	0.124 ** (0.058)	0.076 (0.055)	-0.009 (0.072)	0.151 ** (0.061)	0.031 (0.065)	0.057 (0.059)
2003年ダミー	-0.327 *** (0.074)	-0.195 *** (0.064)	-0.304 *** (0.069)	-0.256 *** (0.079)	-0.173 *** (0.058)	-0.219 *** (0.056)	-0.294 *** (0.072)	-0.149 ** (0.059)	-0.260 *** (0.065)	-0.272 *** (0.056)
定数項	1.235 ** (0.609)	1.732 (2.098)	1.502 ** (0.678)	1.622 ** (0.764)	-1.820 (1.793)	0.732 (0.871)	-0.199 (0.882)	-0.464 (2.027)	0.585 (0.878)	2.561 *** (0.264)
サンプルサイズ	48	48	48	48	48	48	48	48	48	6817
グループ数		12	12		12	12		12	12	
決定係数 overall	0.609	0.466	0.649	0.555	0.560	0.590	0.641	0.498	0.654	0.109
within		0.656	0.531		0.715	0.697		0.732	0.631	
between		0.383	0.740		0.544	0.529		0.421	0.675	
F検定	F(11, 31) = 3.60 Prob > F = 0.002			F(11, 31) = 5.99 Prob > F = 0.000			F(11, 30) = 4.75 Prob > F = 0.000			
ハウスマン検定	chi2(5) = 29.53 Prob > chi2 = 0.000			chi2(5) = 41.86 Prob > chi2 = 0.000			chi2(6) = 47.24 Prob > chi2 = 0.000			

注) 括弧内は標準誤差。  
\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表4 疑似パネルデータの分析結果 (世帯所得は階差系列)

	式1			式2			式3		
	pooled OLS	固定効果モデル	変量効果モデル	pooled OLS	固定効果モデル	変量効果モデル	pooled OLS	固定効果モデル	変量効果モデル
Δ ln(等価世帯所得)	0.528 (0.402)	0.666 ** (0.294)	0.558 (0.340)	-0.136 (0.431)	0.552 * (0.295)	0.309 (0.317)	0.297 (0.324)	0.562 * (0.300)	0.314 (0.326)
経済状態悪化	1.134 *** (0.276)	-0.422 (0.404)	0.765 ** (0.306)				1.157 *** (0.219)	-0.264 (0.415)	1.100 *** (0.221)
生活水準向上機会				1.052 *** (0.348)	0.624 (0.395)	0.863 *** (0.324)	1.086 *** (0.253)	0.546 (0.419)	0.968 *** (0.240)
女性ダミー	-0.017 (0.066)			0.023 (0.077)			0.072 (0.057)		
2002年ダミー	0.016 (0.081)	0.052 (0.057)	0.025 (0.067)	0.022 (0.089)	0.044 (0.055)	0.037 (0.061)	0.016 (0.065)	0.049 (0.056)	0.017 (0.065)
2003年ダミー	-0.314 *** (0.082)	-0.296 *** (0.057)	-0.310 *** (0.068)	-0.248 *** (0.090)	-0.286 *** (0.056)	-0.270 *** (0.062)	-0.283 *** (0.066)	-0.283 *** (0.057)	-0.285 *** (0.065)
定数項	2.705 *** (0.672)	6.453 *** (0.977)	3.587 *** (0.740)	2.694 *** (0.914)	3.827 *** (1.021)	3.206 *** (0.839)	-0.198 (0.862)	4.665 ** (1.676)	0.280 (0.803)
サンプルサイズ	36	36	36	36	36	36	36	36	36
グループ数		12	12		12	12		12	12
決定係数 overall	0.459	0.076	0.510	0.353	0.380	0.423	0.658	0.236	0.701
within		0.674	0.539		0.695	0.682		0.701	0.543
between		0.598	0.676		0.116	0.206		0.008	0.867
F検定	F(11, 20) = 3.87 Prob > F = 0.004			F(11, 20) = 5.45 Prob > F = 0.001			F(11, 19) = 2.06 Prob > F = 0.080		
ハウスマン検定	chi2(4) = 19.71 Prob > chi2 = 0.001			chi2(4) = -1.53 Prob > chi2 = ---			chi2(5) = 15.29 Prob > chi2 = 0.009		

注) 括弧内は標準誤差。  
\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

することを考慮した推定方法である。

pooled OLS、固定効果モデル、変量効果モデルのうち、どのモデルを選択すべきかについては、純粋に検定の結果から決定される。式3を例にとると、まず個体効果の有無についてF検定(F test)の結果からは、pooled OLSではなく固定効果モデルが選択されることがわかる。次に個体効果が確率変数か否かについて、ハウスマン検定(Hausman specification test)の結果からは、変量効果モデルではなく固定効果モデルが選択されることがわかる。式1から式3までのすべての式において、検定の結果は固定効果モデルが選択されることを示している。つまり4時点のクロスセクションデータを単純にマージして、主観的階層意識と世帯所得との関係を分析することは、個体効果の存在を考慮していないことになり、推定値にはバイアスが生じることになる。

このバイアスはpooled OLSおよび固定効果モデルにおける世帯所得の係数を比較すると、より明瞭に確認できる。式3のpooled OLSの世帯所得の係数は0.265、固定効果モデルの世帯所得の係数は0.858であり、pooled OLSの結果には係数に下方バイアスがかかっていることがわかる。これは2.2節で述べた、個体効果を考慮しないことによる係数の過小推定そのものである。いいかえれば、pooled OLSで推定した主観的階層意識に対する世帯所得の規定力は過小に推定されている。

このようなバイアスは、主観的階層意識や階層帰属意識、その他の意識変数など、個人の嗜好や潜在能力に左右されやすい項目の分析時に頻出すると考えられ、その意味で本稿の推定結果は、pooled

データやクロスセクションデータに基づいて意識項目を分析することの限界を明瞭に表していると言える。

世帯所得以外の変数についてみると、過去の経済状態が悪化した場合、主観的階層意識を低く回答すること、将来の生活水準向上機会が充分にあると考えているほど主観的階層意識を高く回答することなどがわかる。ただし、過去の経済状態悪化変数に関しては係数が有意ではない。また 2003 年ダミーの係数が負に有意に推定されており、この年にすべてのコーホートの主観的階層意識を低下させるようなショックが生じたことが示唆される。

表 4 は世帯所得の階差系列と主観的階層意識との関係を検証した結果である。検定の結果、式 1 と式 3 は固定効果モデルが選択されるが、式 2 については固定効果モデルと変量効果モデルの選択が不明である。ただ F 検定の結果から pooled OLS は選択されず、少なくともどの式についても个体効果を考慮して推定する必要があることは確認できる。

式 3 を見ると世帯所得の変化を表す係数は主観的階層意識に対して正に有意である。つまり世帯所得の水準の高低にかかわらず、世帯所得が上昇すると主観的階層意識をより高く回答することがわかる。データの時系列的な長さが 4 年分しかないので断定的なことは言えないが、この世帯所得の上昇を恒常所得の上昇と見なすことができるなら、恒常所得の上昇分に応じた消費額の上昇が見込まれ、生活水準や生活満足度が向上し、結果、主観的階層意識を高く回答することが考えられる。この推論が正しいとすれば、回答者は、生涯所得や将来までの消費計画を見通した上で、つまり動学的な観点に基づいて現在の主観的階層意識を決定していると考えられる。この結果からも、静的なデータだけでなく複数時点のデータを用いて、動学的な観点から階層に関する意識を分析することの重要性を指摘することができよう。

## 5. 結論

本稿は『生活と意識についての国際比較調査 (日本版 General Social Survey: JGSS)』の JGSS 累積データ 2000-2003 の 4 年分の調査結果を用いて、主観的階層意識と世帯所得との関係を検証した。分析にあたっては、4 年分の調査データから疑似パネルデータを作成し、パネル分析の手法を用いて、个体効果の存在によって発生するバイアスを除去しながら、主観的階層意識と世帯所得との関係を厳密に計量分析した。

推定結果からは、pooled データやクロスセクションデータをそのまま OLS 推定した場合に比べ、个体効果を考慮した固定効果モデルを用いると主観的階層意識に対する世帯所得の規定力が高く推定されることがわかった。先行研究では、主にクロスセクションデータを用いて階層に関する意識と世帯所得との関係について検証しているが、そのような分析によって得られた係数値には下方バイアスが存在することが示唆される。

また今期の世帯所得の水準にかかわらず、一昨年から昨年にかけての世帯所得の上昇は、今期の主観的階層意識を有意に上昇させる。この世帯所得の上昇を恒常所得の上昇と見なすことができるなら、恒常所得の上昇分に応じた消費額の増加が予想され、生活水準や生活満足度が上昇する結果、主観的階層意識が上昇していると考えられる。回答者はこのような動学的な観点から、今期の主観的階層意識を決定していることが推察される。

以上の分析結果は、階層に関する意識とその規定要因の関係を分析する際、主に静的な情報のみを入手できるクロスセクションデータではなく、個人の意識変化や所得変化などを把握できるパネルデータを利用することの重要性を示唆している。本稿で示したように、pooled データやクロスセクションデータを用いた分析は、个体効果を考慮しないことにより、係数が過小に評価されている可能性がある。階層に関する意識が、どのような要因によってどの程度規定されるのかを厳密に検証するには、階層意識項目を同一個人に継続的に調査したパネルデータの整備とその分析が急務である。

本稿に残された課題は次の通りである。まず疑似パネルデータのコーホート数が最大 48 と少なく、推定上頑健な結果が得られているかどうかに関して一定の留保がつく。個人を対象としたパネルデー

タか、サンプルサイズの大きいクロスセクションデータを用いた大規模な疑似パネルデータを使用しでの追試が必要となろう。また元のクロスセクションデータが4年分に限られており、動学的な観点からの分析が限られている点も改善の余地がある。例えば世帯所得の階差系列として、 $t-1$  期から  $t$  期への変化のみを分析対象とすることの是非は再度検討する必要がある。またコーホートの区切り方についても、他に最終学歴や地域などの変数も用いて、さらに詳細なコーホートを作成し分析する必要もある。これらの課題のうちいくつかの点については、JGSS 調査が継続されることにより対応することが可能であり、今後の課題としたい。

#### [注]

- (1) 例えば大竹 (2000)、大竹 (2005) などを参照。
- (2) Ohtake and Tomioka (2004) と国際比較可能な研究として、GSS データを用いた Alesina and La Ferrara (2001) も参照。
- (3) 日本では、人々の動学的な経済行動を検証するために必要なパネルデータの整備が遅れており、動学的な観点からの所得格差や意識の分析は始まったばかりである。数少ない先行研究として、例えば樋口他 (2003) は家計経済研究所が実施する『消費生活に関するパネル調査』を用いて、1990年代に所得階層の固定化が進んでいること、生活程度や生活満足度と所得階層との関連性が強まっていることなどを明らかにしている。そして、経済全体としてはそれほど格差拡大が観察されなくても、所得階層の固定化が進む結果、低所得層のやる気が削がれ向上心が失われてしまう危険性を指摘している。
- (4) SSM 調査を用いた調査研究については、書籍等による公開の他、報告書の全文が大阪大学大学院人間科学研究科『質問紙法にもとづく社会調査データベース』(SRDQ) のウェブサイトから閲覧可能である。
- (5) まず全国を北海道・東北、関東、中部、近畿、中国・四国、九州の6ブロックに分割し、各ブロック内を市郡規模で13大都市(2003年はさいたま市を加えた14大都市)、その他の市、郡部の3つに分けている。抽出台帳として各市町村の選挙人名簿を使用しているため、調査対象が20歳以上となる。
- (6) 数土 (1998) が指摘するように、学歴と階層に関する意識の間に強い連関があるとすれば、本来は学歴を制御してコーホートを作成し分析することが望ましいが、本稿では元データのサンプルサイズの大きさを考慮して、性別と生年の情報のみでコーホートを作成した。
- (7) 同一コーホート内の変化は、加齢による効果と調査年次の違いによる時代効果の2つを含んでいる。コーホートを分析する際の問題は、この加齢効果、時代効果と世代の違いに基づく世代効果の3つの効果を分離することが非常に難しい点である。基本的に加齢効果、時代効果、世代効果は1次従属の関係にあり、3者を分離することはできない。しかし、一定の仮定の下でこの3者の効果を分離して分析する手法の開発も進んでいる。例えば中村 (1989) などを参照。
- (8) 主観的な階層を判断する際、自分の所得だけでなく、配偶者の所得を元にして回答する者も数多いと考えられるので、本稿では個人所得ではなく世帯所得を用いる。
- (9) 等価世帯所得に関する最も簡便な要約として、例えば大竹 (2005)、p. 13などを参照。なおSSM調査を用いた階層帰属意識の先行研究では、等価世帯所得の概念を用いていない。これは85年のSSM調査まで、世帯人数に関する項目が男性質問票に含まれていなかったためと考えられる。世帯人数を調整していないという意味で、先行研究の分析結果にはバイアスがある。95年のSSM調査以降は世帯人数に関する項目が調査されている。
- (10) 本稿では物価の変動に伴う等価世帯所得の調整はしていない。元々の世帯所得の設定がカテゴリーで尋ねられており物価調整が難しいことと、使用データの調査期間である00年から03年までの物価変動がほとんどないためである。
- (11) 誰と比較して階層帰属意識を判断するかという問題に関して、例えば星 (2000) はGSSを用いた分析から、比較対象となる準拠者集団の平均学歴の高低が階層帰属意識の高低に強い影響を与えること、他方、準拠者集団のサイズの大きさや準拠者集団と自身の地位関係などは階層帰属意識に有意な影響を与えないことを示している。

- (12)中尾 (2002) はクラスター分析の結果から、主観的階層意識と複数の生活水準意識の変数から導出される意識パターンと階層帰属意識の間に対応関係があることを示している。
- (13)階層帰属意識に関する先行研究では、現在の生活水準に対する満足度の項目を分析に投入しているものも多い。ただ生活満足度は世帯所得によって規定されており、両者を同時に回帰的に投入すると推定にバイアスが生じるため、本稿では生活満足度の変数を分析から除いてある。なおパス解析や共分散構造分析などの手法を用いて、世帯所得が階層帰属意識に直接的に与える効果と、生活満足度を通して間接的に与える効果を区分して分析している場合には、上記の問題は発生しない。例えば吉川 (1999) などを参照。

[参考文献]

- Alesina, A. and E. La Ferrara (2001), "Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities," *NBER Working Paper* 8267.
- Benabou, R. and E.A. Ok (2001), "Social Mobility and the Demand for Redistribution: The Poup Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2, pp. 447-487.
- Browning, M., Deaton, A. and M. Irish (1985), "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-cycle," *Econometrica*, Vol. 53, No. 3, pp. 503-543.
- Deaton, A. (1985), "Panel Data from Time Series of Cross-sections," *Journal of Econometrics*, Vol. 30, Vol. 1-2, pp. 109-126.
- (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Johns Hopkins U.P.
- Ohtake, F. and J. Tomioka (2004), "Who Supports Redistribution?," *Japanese Economic Review*, Vol. 55, No. 4, pp. 333-354.
- Verbeek, M. (1992), "Pseudo panel data," in Matyas, L. and P. Sevestre eds., *The Econometrics of Panel Data*, Ch. 14, Kluwer Academic Publishers.
- Verbeek, M. and T.E. Nijman (1992), "Can Cohort Data be Treated as Genuine Panel Data?," *Empirical Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 9-23.
- 大竹文雄 (2000)、「90年代の所得格差」、『日本労働研究雑誌』、No. 480, pp. 2-11。
- (2005)、『日本の不平等』、日本経済新聞社。
- 吉川徹 (1999)、「「中」意識の静かな変容 階層評価基準の時点間比較分析」、『社会学評論』、Vol. 50、No. 2, pp. 216-230。
- 坂元慶行 (1988)、「「階層帰属意識」の規定要因 その時間的な変化と国際比較の視点から」、『1985年社会階層と社会移動全国調査報告書 第2巻 階層意識の動態』第4章、1985年社会階層と社会移動全国調査委員会。
- 数土直紀 (1998)、「学歴と階層意識 学歴が階層帰属意識の形成に及ぼす二つの効果」、『現代日本の社会階層に関する全国調査結果 第6巻 現代日本の階層意識』第2章、平成6年度～9年年度科学研究費補助金 (特別推進研究 (1)) 研究成果報告書 (研究課題番号: 06101001)。
- 盛山和夫 (1990)、「中意識の意味 階層帰属意識の変化の構造」、『理論と方法』、Vol. 5、No. 2、pp. 51-71。
- 友枝敏雄 (1988)、「社会的地位と階層帰属意識」、『1985年社会階層と社会移動全国調査報告書 第2巻 階層意識の動態』第2章、1985年社会階層と社会移動全国調査委員会。
- 友枝敏雄・小島秀夫 (1987)、「階層帰属意識の趨勢分析」、『紀要』(中央大学文学部哲学科)、第33号、pp. 35-63。
- 直井道子 (1979)、「階層意識と階級意識」、富永健一編、『日本の階層構造』第11章、東京大学出版会。
- 中尾啓子 (2002)、「階層帰属意識と生活意識」、『理論と方法』、Vol. 17、No. 2、pp. 135-149。
- 中村隆 (1989)、「継続調査によって社会の変化を捉えるコウホート分析の方法」、『理論と方法』、Vol. 4、No. 2、pp. 5-23。

- 樋口美雄他 (2003)、「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」、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』第3章、日本評論社。
- 星敦士 (2000)、「階層帰属意識の判断基準と比較基準 準拠枠としてのネットワークの機能」、『社会学評論』、Vol. 51、No. 1、pp. 120-135。
- 前田忠彦 (1998)、「階層帰属意識と生活満足感」、『現代日本の社会階層に関する全国調査結果 第6巻 現代日本の階層意識』第5章、平成6年度～9年度科学研究費補助金（特別推進研究（1））研究成果報告書（研究課題番号：06101001）。
- 間々田孝夫 (1990)、「階層帰属意識 経済成長、平等化と「中」意識」、原純輔編、『現代日本の階層構造 階層意識の動態』第2章、東京大学出版会。

#### [謝辞]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて（1999-2003年度）、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである（研究代表：谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事：佐藤博樹・岩井紀子、事務局長：大澤美苗）。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 データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。データ提供に深く感謝申し上げます。

また三輪哲氏（東京大学社会科学研究所）からの情報、および氏との議論は、本稿を作成する上で非常に有益であった。記して感謝申し上げます。なお本文にあり得べき誤りはすべて筆者に属するものである。