

JGSS 累積データ 2000-2003 にみる現代日本の世代間社会移動パターン

三輪 哲

東京大学社会科学研究所

The Pattern of Intergenerational Social Mobility in Contemporary Japan
from JGSS Cumulative Data 2000-2003

Satoshi MIWA

The purpose of this article is to examine intergenerational social mobility in contemporary Japan using JGSS Cumulative Data 2000-2003. Various kinds of mobility rate and Core Model which is special variant of log-linear model were applied for the Japanese mobility table. In conclusion, several findings were shown as follows. Those are, (1) the rate of structural mobility is less than that of 1970s; (2) mode in outflow rate is mobility into upper non-manual strata for every class origins; (3) the downward mobility rate is slightly more in relative to 1970s; (4) the local differences in relative mobility pattern are found not only between current Japan and 1970s but also between Japan and western societies; (5) Affinity effects are almost explained by respondents' qualification whereas farm sector effect is partially explained by the regional origins and the number of siblings.

Key Words: JGSS, Social Mobility, Core Model

本論文では、「日本版 General Social Surveys」(JGSS)のJGSS累積データ2000-2003を使用して、世代間社会移動の比較分析を行った。移動表に基づいて、各種の移動率や対数線形モデルの特別なバージョンの1つであるコア・モデルをあてはめて、社会移動の構造を検証したところ、以下の諸点が明らかとなった。(1)70年代に比べて構造移動が減少した、(2)どの出身階層からも上層ノンマニュアルへの流出率が相対的に高い、(3)70年代と比べると日本の下降移動は若干増加した、(4)現代日本の相対移動パターンは、ヨーロッパ型とも70年代の日本とも局所的には違いがみられる、(5)階層間親和性の効果は教育によりほぼ説明され、農業セクター効果は出身地ときょうだい数によって部分的に説明される。

キーワード: JGSS, 社会移動、コア・モデル

1. はじめに

現代の日本では、機会の平等に対する疑いが広まりつつある。2000 年に出版された『不平等社会日本』(佐藤 2000)をはじめとして、不平等にかんする言説は今や枚挙に暇がないほどである⁽¹⁾。だが、実際に現代日本の機会平等ないし不平等の状態を測定して、他の社会のそれとの比較や、過去の日本の姿と比較して精密な解析を行っているかといえ、そのような実証的な根拠を伴うものが必ずしも多いわけではない。

社会における機会不平等の測り方として、伝統的に用いられている方法の 1 つに、社会移動がある。とりわけ世代間社会移動は重要な視角を提供する。なぜならそれは、本人の努力によってコントロールすることのできない帰属主義的な要因である親の階層的地位が、子の将来の地位を決めるかどうかを直接に対象としているからである。そこで本論文では、世代間の社会移動の比較分析を行うことによって、現代日本の機会平等の問題を読み解くための手がかりを探索する。

ところで、社会移動研究では、移動を絶対移動と相対移動とに分けることが標準的である。前者は、事実としてみられた階層的地位の移動を意味する。つまり、自身の親と異なる地位にある場合は絶対移動をしたということになり、同じである場合は非移動となる。後者はやや専門的な考え方を必要とする。絶対移動は階層構造の変動により影響を受けやすいため、真の機会格差をとらえるためには純粹に移動のみの情報を抽出しなければならない。そのように統計的操作を施すことで他の影響を除去して取り出した移動のことを、相対移動と呼ぶ。階層・移動研究者にとって、研究上の焦点となるのは主に相対移動である。

相対移動のパターンについては、時代間でも国家間でもあまり違いがないとみるのが主流となっている。それは、アメリカのデータを分析したフェザーマンらにより最初に主張された(Featherman et al. 1975)。その後、大規模な国際比較プロジェクトの成果もそれを後押ししている(Erikson and Goldthorpe 1992)。また、日本について分析した原と盛山も、移動パターンが長期的にみて概ね変わっていないことを明らかにした(原・盛山 1999)。

冒頭で述べた機会不平等化についての諸説が正しいとすると、相対移動パターンにかんする従来の研究成果に対して再考を迫るような結果が得られると予想される。果たして、実際のところ現代日本の社会移動はどのようになっているのか、代表性を有した良質なデータに基づいて慎重に検討を重ねる必要がある。そこで本論文では、基本的な道具によって、00 年代日本における社会移動構造の記述と説明を試みる。

2. 方法

2.1 データ

本論文で使用するデータは、「日本版 General Social Surveys」(JGSS)の JGSS 累積データ 2000-2003 である。これは、2000 年から 2003 年まで毎年実施された JGSS 調査を合併したものである。各時点において、20 歳から 89 歳までの日本全国の男女を母集団として、層化 2 段無作為抽出により個人を標本抽出している。年度によりサンプルサイズに違いがあるが、2000 年から 2003 年までをすべて合わせると、計画サンプルサイズは 21,000 人になる。なお平均的な有効回収率は、だいたい 6 割強であった。そのうち、本論文の分析では、調査時点において 20 歳から 64 歳までの有職男性を対象とした。

日本の社会移動の特質をより明瞭にとらえるために、比較対象として、ヨーロッパの分析結果を参照した。ただし個票レベルで分析するのではなく、大規模な国際比較プロジェクトによる成果(2)(Breen 2004)から、ヨーロッパについての比較可能な統計量を引用した。

2.2 変数

用いる主要変数は、父の職業をもとに操作化された出身階層と、本人現職に基づく到達階層の 2 つである。いずれも 7 カテゴリー版の EGP 階層分類を使用する(Erikson et al. 1979)。7 カテゴリーとは、「上層ノンマニュアル(+)」、「下層ノンマニュアル()」、「自営(ab)」、「自営農業(

c)、「熟練マニュアル(+)」、「非熟練マニュアル(a)」、そして「農業労働者(b)」である。エリクソンらはこれら 7 階層を、3 つの垂直的なランクに分けた (Erikson and Goldthorpe 1992)。すなわち、「上層ノンマニュアル」を上層、「非熟練」と「農業労働者」を下層とした。「下層ノンマニュアル」、「自営」、「熟練」はその中間とされた。少々複雑なのが、「自営農業」の扱いである。出身階層の「自営農業」は下層に含め、到達階層の場合は中間に含められる⁽³⁾。

その他に、移動パターンを説明するためにいくつかの共変量を使用した。年齢、教育年数、15 歳時暮らし向き、きょうだい数⁽⁴⁾は連続変数としてモデルに投入された。15 歳時農村居住は、していたか否かを表すダミー変数として用いられた。

2.3 モデル

分析手法としては、表側に出身階層、表頭に到達階層をおいたクロス集計表を使用する。いわゆる、社会移動表と呼ばれるものである。移動表から各種の移動率を計算する。さらに、対数線形モデルの特別なバージョンの 1 つであるコア・モデルをあてはめ、社会移動の構造の検証を行う⁽⁵⁾。

コア・モデルとは、エリクソンとゴールドソープにより開発されたモデルである (Erikson and Goldthorpe 1992)。その特徴は、出身と到達との交互作用を、8 つの効果パラメータで表現している点にある。つまり、社会移動のパターンを、理論的に有意な効果パラメータの線形結合によってとらえようとしているのである。なお、各セルの期待度数 F_{ij} の対数の分布を説明するための、対数線形モデルの数式は以下の通り。

$$\log_e F_{ij} = \mu + \theta_i + \delta_j + \frac{HI1}{a(i,j)} + \frac{HI2}{b(i,j)} + \frac{IN1}{c(i,j)} + \frac{IN2}{d(i,j)} + \frac{IN3}{e(i,j)} + \frac{SE}{f(i,j)} + \frac{AF1}{g(i,j)} + \frac{AF2}{h(i,j)}$$

ここで、 θ_i は出身階層、 δ_j は到達階層の周辺効果であることを示している。それに続く 8 つのパラメータが、コア・モデルの効果パラメータである。

HI は hierarchy の略であり、階層間に位階序列があることによる移動障壁をとらえるパラメータである。HI1 は 1 段階以上の移動を意味するセルに設定され、HI2 は 2 段階の移動に対して設定される。IN は inheritance の略で、世代間での地位の継承の起こりやすさをとらえる。IN1 はすべての対角セルに、IN2 は上層ノンマニュアル、自営、自営農の 3 つの階層の対角セルに設定される。そして IN3 は親も子も自営農であることを意味するセルへと設定される。SE は農業セクターから他への流出と農業セクターへの流入の困難さを示すパラメータである。最後に AF は affinity の略で、階層間にある親和性に基づく移動の起こりやすさ、起こりにくさをとらえる。AF1 は上層ノンマニュアルと農業労働者のあいだには非親和性がとりわけ強いと想定し、それらのあいだの移動はなおいっそう起こりにくいことをとらえようとするものである。AF2 は上層と下層のノンマニュアル間、上層ノンマニュアルと自営、自営と自営農業層、熟練と非熟練というような親和性のある階層間での移動は起こりやすいことをとらえるものである。それに加えて、自営農および農業労働者から非熟練への移動を示すセルにも AF2 の効果が割り当てられている⁽⁶⁾。

そのように、対数線形モデルにより社会移動の構造にアプローチしたうえで、さらにそこにおいてみられた関連を説明するための分析を行う。対数線形モデルは周辺度数の影響と関連そのものの影響とを分離する優れたツールであるが、同時に扱える変数の数が比較的少ない弱みがある。その弱点を補える統計的方法が、条件付多項ロジット回帰モデルである (Dessens et al. 2003)。この手法により、デザイン行列を駆使した対数線形モデルと同等の解を得ることができる。そしてまた、連続変数も含め、より多くの独立変数を含めることが可能である。それゆえ、本論文では、なぜ効果パラメータでとらえられた関連がみられたのか理由を探求するために、条件付多項ロジット回帰モデルを適用する。従属変数となる到達階層の分布を説明することが目的ではなく、あくまで二変数のモデルで存在が裏付けられた個々の効果 それら、移動パターンの内容にあたる が、共変量を投入することで

関連が消えゆくかどうかには分析の主眼が置かれているのである。

モデルの数式は以下の通り。ここで、パラメータは分析において焦点となるコア・モデルの効果パラメータである。 β_j は定数項、 β_j は共変量の主効果であり、それぞれ従属変数となる到達階層カテゴリーごとに求められる。

$$\log_e(f_{ij} / f_{il}) = \beta_j + {}^{HI1}a_{(i,j)} + {}^{HI2}b_{(i,j)} + {}^{IN1}c_{(i,j)} + {}^{IN2}d_{(i,j)} + {}^{IN3}e_{(i,j)} + {}^{SE}f_{(i,j)} + {}^{AF1}g_{(i,j)} + {}^{AF2}h_{(i,j)} + \sum_{jk} X_k$$

3. 結果

3.1 到達階層の分布

最初に、2000年代に入って後の階層構造をとらえるために、到達階層の分布をみてみよう。表1には、JGSS および GSS データに基づいて計算した度数分布の結果を示している。7つの階層カテゴリーの中で最も相対度数の多いものは、上層ノンマニュアル層（I + II）であり、全体のほぼ3分の1を占めていることがわかる。ヨーロッパ11カ国について分析した結果（Breen 2004）と比較すると、それらの国々における平均的な値と日本の値とはだいたい同じ程度である。逆に、相対度数の低い階層は、言うまでもなく農業層である。自営農業層（IVc）と農業労働者（IVab）を合わせても、5%にも満たない程度にしか存在していない。そしてそれは、日本のみならず欧州諸国とも共通する傾向である⁽⁷⁾。なお日本では、その他の階層については、だいたい均等に分布している。ヨーロッパの平均値と比べると、日本の方が下層ホワイトカラーはやや多め、熟練ブルーカラー（III）が少ないという傾向がここにみられる。

1970年代からこの30年にかけての変化に着目すると、上層ノンマニュアルの増加と自営農業層の減少がみられたことがわかる。戦後すぐから70年代までにかけての変化ほどではないにしても、日本では農業層の減少が引き続き緩やかに進行していたのである。また高度産業社会共通の現象であるが、高学歴化の進行と平行に、上層ノンマニュアル層の拡大が進んできた。

表1 日本における到達階層の分布

	日本		
	00年代	(70年代からの増減)	欧州データ中のZスコア
I + II	34	10	0.36
III	16	0	1.53
IVab	14	1	0.92
IVc	3	-7	-0.29
V+VI	17	-3	-2.04
VIIa	14	0	-0.26
VIIb	1	-2	-0.52

注： 数値は構成比率を示すパーセントポイント。

次に、出身階層と到達階層との分布の違いを、非類似指数を手がかりに検討したい。非類似指数は、2つの度数分布のずれをパーセントで表す統計量である。出身階層と到達階層に対して適用する場合、社会移動研究で伝統的に用いられてきた「構造移動率」（安田 1971）と数学的に一致する。表2より日本の出身-到達間の非類似指数をみると、27パーセントである。比較的大きめであるが、ヨーロッ

パの結果の範囲内であり、また 1970 年代からは大きく減少した。つまり、日本においては親世代と子世代のあいだで階層分布の隔たりはある程度大きい、それほど特別なケースというにはあたらない。そしてまた、かつてよりは確実に隔たりが小さくなった。実質的には、構造変化に基づく移動は徐々に少なくなってきたという解釈を導くことができる。

表2 出身と到達との非類似指数

	00年代	(70年代からの 増減)
日本	27	-15
欧州		
平均值	22	-5
最大値	31	-13
最小値	17	4

3.2 絶対移動率

絶対移動を検討する際には、流出率と流入率という2つの側面をみる必要がある。前者は、出身階層ごとの到達率を測るものであり、「どこへ行くのか」ととらえるものである。他方、後者は、現在の到達階層の中での出身階層構成比率を算出するもので、こちらは「どこから来たのか」ととらえる。そのような違いがあるので、出身に条件付けられた移動率の比較をしたいときには流出率をみるのがよく、現在の階層における内部の同質性をみたいならば流入率をみるのがよい。本稿では、以上の特徴を鑑みて、両者を併用することにより、絶対移動にかんする分析を進める。

まず、流出率であるが、表3のパネルAに結果を表した。現代日本では、どの出身階層からも流出が多いのは上層ノンマニュアルである。熟練マニュアルと農業労働者出身については最大値ではないが、それでも最大の値とわずかしかわらないので、流出しやすいとみてよい。上層ノンマニュアル層は威信・所得などが相対的に高く、いわば「エリートの」としてとらえられる階層であるが、そこへのアクセスはどの出身階層であれ閉じられているわけではないのである。もちろん、父が上層ノンマニュアルだったものではこの層への流出率が55パーセントであるのに対して、農業労働者出身の場合は25パーセントと、およそ30パーセントポイント近い大きな格差があるのは無視できない事実である。しかしながら、親世代で上層ノンマニュアル以外だと上昇はできない、というような閉鎖的イメージは完全に事実と符合はしない。どの階層出身者にとっても、上層ノンマニュアルは将来に到達する階層の有力候補なのだ。

パネルBの流入率をみると、3つのグループに分けられることに気づく。第1に、農業層出身者で大多数を占められるグループ(自営農業層、農業労働者)、第2に、きわめて多様でいろいろな出身の人々により構成されているグループ(下層ノンマニュアル、熟練、非熟練)そして第3に、再生産が多いけれども他からの流入も多いグループ(上層ノンマニュアル、自営)である。自営農と農業労働者であるものの多くは父親が農業層であった。きわめて常識的な知見であるけれども、アメリカの数値と比較してみると、日本の農業層の再生産性の高さが際立ったものとして改めて確認できる。他の出身階層からは農業にはめったに流入できないのである。なお、日本では、農業労働者カテゴリーに含まれるのは、主に家族従業者である。そのため、親元で農業に従事しており、いずれは親の田畑を継ぐ予定の男性もそこに含まれる。ゆえに、農業労働者についても、自営農からの流入が多いという結果になっているのであろう。

第2のグループに属するのは、雇用者たちである。日本のブルーカラーは出身階層でみると多様であり、それゆえに政治意識の面で革新的にまとまりにくいということはしばしば指摘されてきた。プ

ルーカラー内の多様性は、いわゆる高度成長期から 40 年近くたった今でも、変わってはいない事実なのである。

表 3 流出率と流入率の比較

A) 流出率									
日本		+	ab	c	+	a	b	計	
+		55	17	8	0	9	10	0	100
	+	37	28	10	1	12	12	0	100
ab		27	16	25	1	16	14	0	100
c		26	11	14	12	19	15	3	100
+		28	12	9	0	30	20	1	100
a		28	16	16	1	21	19	0	100
b		25	17	13	8	6	27	4	100

B) 流入率								
日本		I + II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb
+		35	23	12	3	12	15	3
	+	11	18	7	2	8	8	3
ab		19	23	41	4	23	22	10
c		15	14	19	83	23	21	68
+		8	8	6	1	18	14	6
a		10	12	13	2	16	16	3
b		1	2	1	4	1	3	6
計		100	100	100	100	100	100	100

注： 流出率は行パーセント，流入率は列パーセントである。

各階層内での最大値、および最大値から5パーセントポイント以内の値は太字にした。

第3のグループを形成する自営層と上層ノンマニュアル層の再生産が多いことはうなずける。なぜなら、商店や開業している個人病院のように、継承すべき資産が具体的に思い浮かぶからである。それらに、自営の場合は新規開業、上層ノンマニュアルでは被雇用の専門・管理職が存在することを考えれば、このように再生産性と多様性との中間的な位置に来ることは何ら不思議なことではない。

ここまでは、各々の階層個別の移動率を検討してきた。続いて、社会全体での移動率を求め、70年代日本および他の社会の値との比較を試みたい。扱う移動率は以下の4つである。まず、全体移動率である。移動表におけるすべての非対角セルの相対度数を合計したものに等しい。それから、垂直移動率である。ここでは、エリクソンらの定義にしたがって、父と子で階層的地位のレベルが変わったもののみを垂直移動としてカウントした(Erikson and Goldthorpe 1992)。さらに垂直移動を、上昇と下降に分けて、それぞれ上昇移動率と下降移動率を求めた。

その結果が表4である。2000年代における日本の全体移動率は、71パーセントであった。この値は、70年代とだいたい同じである。そして、ヨーロッパ諸国と比較して若干高めであるが、それほど顕著に違うというほどではない。移動の中身では、垂直移動率の割合が微増している点が注目できる。70年代では50パーセントだったものが、現在では55パーセントになった。さらに分けると、その増加分は下降移動の増加によることがわかる。絶対移動率にかんして30年間で変わったところがあるとするれば、社会的地位の下降とみなされる世代間移動がわずかに増えたことである。しかし国際的にみれば、ほぼ標準的な程度になったというくらいである。それよりも、日本の特徴としては、上昇移動が

多めであることを指摘するほうが正確であるものと思われる。

表4 絶対移動率の比較

	日本		
	00年代	(70年代から の増減)	欧州データ中の Zスコア
全体移動率	71	-2	0.82
垂直移動率	55	5	1.45
上昇移動率	38	-1	1.53
下降移動率	17	5	0.12

3.3 コア・モデルによる相対移動の分析

さて、相対移動の分析に移ろう。ここでは、エリクソンとゴールドソープの開発したコア・モデルを、日本の JGSS データから得られた 7×7 の世代間移動表へと適用する。表 5 には、複数の対数線形モデルの適合度を表した。モデル 0 は完全移動モデル、すなわち出身階層と到達階層とが独立であると仮定したモデルである。これは比較のためのベースラインとして設定したのみで、当然のことながら、あてはまりはよくない。

モデル 1a では、コア・モデルのパラメータ値を先験的に代入した。すると、独立モデルで説明されなかった変動のうち、およそ 6 割が説明されるものの、適合度検定ではモデルが棄却されることから理解できるように、あてはまりが悪い。続くモデル 1b は、70 年代データの分析結果 (Ishida et al. 1991) で得られた推定値を代入したものである。各種の適合度指標は、モデル 1a よりは良化した、それでも適合というにはほど遠い。これらのことから、現代日本の相対移動の構造は 70 年代ヨーロッパと異なるだけでなく、70 年代の日本のそれと比べても、かなり異なることがわかった。

モデル 2a では、コア・モデルと効果行列は同一であるが、効果パラメータの値については今回のデータにおける推定値を求めている。同様にモデル 2b では、70 年代日本データにおいて最適であった効果行列を設定した上で、パラメータ推定値を求めている。結果、モデル 1 に比べると大幅に適合が改善する。だが、まだエリクソンらが用いた基準⁽⁸⁾をクリアしておらず、効果行列に若干の修正が必要であることを示唆する。

表5 各モデルの適合度

			G ²	df	p 値	rG ²	I.D.	G ² _S (1991)
日本	0	完全移動モデル	557.7	36	.000		15.2	367.3
N=3135	1a	コア・モデル	224.2	36	.000	.598	10.3	155.5
	1b	70年代日本版	147.8	36	.000	.735	7.9	107.0
	2a	コア(パラメータ推定)	61.3	28	.000	.890	5.1	49.1
	2b	日本版(パラメータ推定)	56.0	28	.001	.900	4.7	45.8
	3	00年代修正版	40.4	28	.061	.928	3.6	35.9

そのため、モデル 3 では効果行列をわずかに修正している。コア・モデルをもとに、70 年代の日本版と同じく上層ノンマニュアルから熟練・非熟練への出移動をあらわすセルへと AF1 パラメータを追加した。さらに、上層ホワイトカラーと自営のあいだのセルに設定していた AF2 効果を除去した⁽⁹⁾。すると表 5 にみられるように、モデル 3 は統計的検定によって棄却はされず、満足できる程度にあて

はまった。欧州諸国とは違い、現代日本では、上層ノンマニュアル出身だとブルーカラーへの下降移動は起こりにくいこと、上層ノンマニュアルと自営とは特に移動が起こりやすいとはいえないことが、これらの修正の含意である。

表6には、日本の効果パラメータの推定値を表示している。加えて、エリクソンらが70年代欧州のデータに基づいて算出した、コア・モデル本来のパラメータの値をも表示している。それを参照基準として比較検討しよう。まず、HIパラメータは統計的に有意ではない。つまり、00年代の日本では、階層間の世代間移動障壁はないと考えられるのである。70年代日本では有意だったHI1の効果が消滅したので、この点については、日本は開放的になったといえるかもしれない。

移動の閉鎖性は、非対角の障壁ではなく、対角部においてつくられるといえる。なぜなら、INパラメータについては、IN1とIN2の2つが有意であるからである。ただし、日本はややIN1の効果が強いが、IN2の効果は欧州のそれよりも弱いというように、パターンは異なる。

表6 効果パラメータ推定値

		HI1	HI2	IN1	IN2	IN3	SE	AF1	AF2
日本 モデル3	00s	0.09 (0.06)	0.08 (0.08)	0.61 (0.09)	0.34 (0.11)	-0.16 (0.42)	-1.24 (0.18)	-0.29 (0.12)	0.32 (0.06)
	70s	-0.16 (0.07)	ns	0.73 (0.09)	ns	0.81 (0.29)	-0.61 (0.14)	-0.68 (0.17)	0.37 (0.06)
	Core	-0.22	-0.42	0.43	0.81	0.96	-1.03	-0.77	0.46

注： 数値は対数線形モデルのパラメータ，下段のくっこ内は標準誤差。

両側5%水準で有意なものは太字に，効果行列に微修正があったものは斜体にした。

日本の70年代の推定値は，Ishida et al.(1991)のTable4より引用した。

興味深いのは、農業層にかかわるIN3とSEパラメータである。IN3の推定値は、統計的に有意な正の値ではない。そしてSEは、ヨーロッパとほぼ同等に効果がみられる。つまり現代の日本においては、農業の再生産そのものが、上層ノンマニュアルや自営と比べて、それ以上に強いというわけではないが、他の出身階層から農業に入れないこと、農業セクター出身者が外部へと出て行きにくいことによって、農業層の非移動が起こっているということである。それは70年代とは異なっている。

AF2は過去とも他国とも違いは小さい。その一方で、AF1は明らかに縮小し、欧州の水準よりもかなり効果が弱い。以上みたように、日本の相対移動のパターンは、決して安定的であったわけではない。その変化の方向も一貫していないため、単純な平等/不平等化では語られにくいことがうかがわれる。

最後に、なぜ現代日本においてこれらの関連がみられたのか、条件付多項ロジット分析により分析する。表7のモデル1は有意だった効果パラメータのみ投入し、その他の共変量は含めない、出身と到達の二変数のモデルである。以降、年齢、教育年数、15歳時暮らし向き、きょうだい数、農村出身ダミー変数を順次投入していった。まず年齢を投入したことによって、係数はいくらか変化した(モデル2)。IN1とAF2が小さくなったことから、全体的な再生産と階層間の類似性の一部は、幅広い年齢層が混ざったデータを用いたことによることが示唆される。効果が大きくなったIN2とAF1については、むしろ同程度の年齢層だけに限定したほうが、よりクリアに効果が出るということがわかる。

社会移動の媒介要因として、教育が重要であることは広く知られている(例えば、Ishida et al. 1995)。個人の教育年数を追加したモデル3では、係数に大きな変化がみられる。その最たるものは、AF1とAF2である。この2つの効果は、教育を統制するとほぼ完全に消えてしまう。ということは、非対角部にみられるこれらの関連は、教育水準によりもたらされたということである。上層ノンマニュアル出身者は教育水準が高くなりがちなため、ブルーカラーや農業労働者への下降移動を避けるこ

とができる。また、上層と下層のホワイトカラー間や、ブルーカラー間で移動が起こりがちなのは、それらのあいだで達成される教育水準が同程度であることによる。さらには、IN1 でとらえられる全体の再生産効果のうちの一部も、同一の出身と到達階層間での教育水準の類似性によるものである。

15歳時の暮らし向きを投入したモデル4の効果パラメータ推定値は、モデル3のそれらとほとんど変わらない。ただしこれが、教育水準を統制した後には往時の暮らし向きによって移動パターンの説明ができないことを意味するのか、単に15歳時暮らし向きの測定の問題なのかはわからない。

きょうだい数と農村出身を入れると、SEの負の効果のみ減少する。農業セクターと他とを隔てるのは、これらの影響によるところも部分的にはあるということが明らかとなる。とりわけ農村が地理的に隔絶していることによって、他階層出身者は農業セクターに流入しがたくなり、また農業セクター出身者は他へと出て行きにくくなっていることがうかがえる。

表7 条件付多項ロジット回帰分析の結果

モデル	1	2	3	4	5
新たに投入された共変量		年齢	教育	15歳時生活水準	きょうだい数、農村出身
日本					
IN1	0.56 **	0.47 **	0.31 **	0.31 **	0.32 **
IN2	0.30 **	0.43 **	0.40 **	0.36 **	0.34 *
SE	-1.22 **	-1.12 **	-1.12 **	-1.06 **	-0.83 **
AF1	-0.21 †	-0.36 **	0.02	-0.03	-0.02
AF2	0.32 **	0.21 **	0.03	0.04	0.01
Pseudo R ²	0.18	0.21	0.26	0.26	0.27
N	3135	3135	3121	2693	2191

注： 定数項と共変量の回帰係数推定値の表示は割愛した。

4. おわりに

本稿ではJGSS累積データ2000-2003により、現代日本における社会移動の構造を明らかにすることを目的とした。計量的分析の結果は、次のように要約される。すなわち第1に、有職男性における上層ノンマニュアル層の割合はほぼ3分の1にまで達したこと。第2に、階層構造の変動により生じる構造移動は70年代に比べて減少したこと。第3に、どの出身階層からも上層ノンマニュアル層への流出率が比較的高いこと。第4に、流入率については、7つの階層は大きく3つのグループに分かれること。第5に、70年代と比べると日本の下降移動は若干増加したこと。第6に、現代日本では、ヨーロッパ型でも70年代日本型でもない相対移動パターンがみられること。第7に、親和性の効果AFは教育により説明される。そして第8に、農業セクター効果SEは出身地ときょうだい数によって部分的に説明される。

相対移動のパターンについては、しばしば時点間で変わらないことが強調されるが、本稿の結果はそれを支持しないものであった。70年代日本に適合したパターンの推定値を代入して対数線形モデルにより分析した結果は、適合度が著しく悪かった。この事実は、従来社会移動の研究で主流となっていたFJH仮説(Featherman et al. 1975)などの収斂仮説に対して疑義を呈するものである。

日本の移動パターンを個別に検討すると、変化の方向が多岐にわたり複雑であることがわかる。効果がなくなったもの(HI1、IN3)がある一方で、70年代にはみられなかった効果が現れたもの(IN2)がある。また、効果が増加して移動の不平等化に寄与するもの(SE)もあれば、効果が減少したもの(AF1)もあるのだ。結局のところ、これらの変化が互いに相殺しあうことで、全体的な社会的流動性はほぼ一定水準のまま変わっていないと考えられる。その中身は複雑に変わりつつも、まとめてみる

と移動機会の不平等の程度はあまり変わっていないのである。

世代間移動を説明する媒介要因としては、やはり教育が最も重要である。それは AF1、AF2 の効果をほぼ完全に説明するだけでなく、IN1 もある程度説明できる。現代の日本において、ブルーカラーのあいだやホワイトカラーのあいだでの交換移動は、達成する教育水準を介して生じやすくなっている。上層ノンマニュアル出身者は教育達成において有利であり、そのことにより下降移動を避けることができているのである。さらに、教育を通しての再生産も少なからず存在しているといえる。

生育時の居住地が、都市の労働市場から地理的に隔絶していることによって、農業セクター効果 SE の大きな効果のうち一部が説明されることがわかった。これまでに、出身地によって教育機会や就業機会へのアクセスの差異があることは幾多の論者により語られてきたが（例えば、小林・塚原 1979、林・粒来 2000 など）、本稿の結果もそれを裏付けるものといえる。ただし、地理的な制約は農業の再生産に寄与するのではなく、他のセクター出身者からの農業セクター流入を阻み、農業セクター出身者を他へと流出させないように働くのである。

最後に本稿の分析の限界について付言しておきたい。本稿で移動パターンの説明のために用いた共変量はほんの一部の変数のみである。例えば、地位達成研究で重要視される初職についてはモデルに含めていない。世代間社会移動のプロセスを実証的にとらえるために、地位達成やキャリア移動の研究における成果からキー概念を抽出し、モデルを再構築する必要があるだろう。そしてそれは、移動表分析を二変数から多変数へと拡張可能にさせる条件付多項ロジット回帰分析により、十分にカバーできる範囲の仕事である。

[Acknowledgement]

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。

[注]

- (1) 例えば、斎藤(2000)、橋本編(2004)などがある。
- (2) ブリーンらは対象とした年齢層を 25 歳以上 64 歳以下と設定した(Breen 2004)。そのため本論文の対象年齢の範囲と若干異なるが、結果が大きく変わるほどのものではない。
- (3) 基本的に、昔の自営農と現在の自営農では性質が異なることを根拠としている。詳しくは、エリクソンとゴールドソープの説明を参照のこと(Erikson and Goldthorpe 1992, p.46)。
- (4) きょうだい数が 10 人以上の場合は、すべて「10」の値を割り当てた。
- (5) 対数線形モデルについては、原(1983)、太郎丸(2005)を、特に移動表への適用に特化したものとしては盛山(1994)、ハウト(Hout 1983)を参照のこと。
- (6) コア・モデルにおけるパラメータ設定の理論的に正当化するための説明は、エリクソンとゴールドソープ(Erikson and Goldthorpe 1992, pp.123-130)を参照のこと。文章だけではどのセルにどの効果を設定したのかわかりにくいので、以下の付図 1 にデザイン行列を示す。
- (7) ただしアイルランドやポーランドのように、農業層の割合がある程度大きい国もブリーンらの分析対象とした国の中に含まれている(Breen 2004)。
- (8) 彼らは、サンプルサイズを 1,991 とした場合の標準化尤度比統計量が 40 以下になることをとりあえずの基準とした(Erikson and Goldthorpe 1992)。
- (9) モデル 3 においては、効果行列の一部を修正している。修正箇所は以下の付図 2 の網掛け部参照。なお、AF1 の修正箇所は、Ishida ほかによるものと同じである(Ishida et al. 1991)。

HI1	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb	HI2	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb
I+II	1	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	2	2
III	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
IVab	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
IVc	2	2	2	1	2	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
V+VI	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
VIIa	2	2	2	2	2	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
VIIb	2	2	2	2	2	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1

IN1	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb	IN2	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb
I+II	2	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
III	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1
IVab	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1
IVc	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1
V+VI	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
VIIa	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1
VIIb	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1

IN3	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb	SE	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb
I+II	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2
III	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2
IVab	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2
IVc	1	1	1	2	1	1	1	2	2	2	2	1	2	2	1
V+VI	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2
VIIa	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2
VIIb	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	1	2	2	1

AF1	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb	AF2	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb
I+II	1	1	1	1	1	1	2	1	2	2	1	1	1	1	1
III	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
IVab	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2	1	1	1	1
IVc	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	2	1
V+VI	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1
VIIa	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1
VIIb	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1

付図1 コア・モデルの効果パラメータ行列

AF1	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb	AF2	I+II	III	IVab	IVc	V+VI	VIIa	VIIb
I+II	1	1	1	1	2	2	2	1	2	1	1	1	1	1	1
III	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
IVab	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1
IVc	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	2	1
V+VI	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1
VIIa	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1
VIIb	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1

付図2 00年代日本データにおける効果行列の修正箇所

[参考文献]

- Breen, R.(ed), 2004, *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press.
- Dessens, J. A. G., W. Jansen, H. B. G. Ganzeboom, and P. G. M. van der Heijden, 2003, “Patterns and Trends in Occupational Attainment of First Jobs in the Netherlands, 1930-1995: Ordinary Least Squares Regression versus Conditional Multinomial Logistic Regression”, *Journal of Royal Statistic Society Serie A* 166 (1): 63-84.
- Erikson, R. and J. H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press.
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe, and L. Portocarero. 1979. “Intergenerational Class Mobility in three Western European Societies: England, France and Sweden,” *British Journal of Sociology* 30: 415-441.
- Featherman, D. L., F. L. Jones, and R. M. Hauser, 1975. “Assumptions of Social Mobility Research in the United States: the Case of Occupational Status”, *Social Science Research* 4: 329-360.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層 豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 原純輔, 1983, 「質的データの解析法」直井優編 『社会調査の基礎』サイエンス社: 207-277.
- 林拓也・粒来香, 2000, 「地域移動から見た就学・就職行動」近藤博之編 『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会: 57-76.
- Hout, M., 1983, *Mobility Tables*, Thousand Oaks, Sage.
- Ishida, H., J. H. Goldthorpe, and R. Erikson, 1991, “Intergenerational Class Mobility in Post-war Japan”, *American Journal of Sociology* 96: 954-992.
- Ishida, H., W. Muller, and J. Ridge, 1995, “Class Origin, Class Destination, and Education: A Cross-national Study of Industrial Nations”, *American Journal of Sociology* 101: 145-193.
- 塚原修一・小林淳一, 1979, 「社会階層と移動における地域の役割 出身地と居住地」富永健一編 『日本の階層構造』東京大学出版会: 232-271.
- 斎藤貴男, 2000, 『機会不平等』文藝春秋.
- 佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本 さよなら総中流』中央公論新社.
- 盛山和夫, 1994, 「社会移動データの分析手法」東京大学教養学部統計学教室編 『基礎統計学 人文・社会科学の統計学』東京大学出版会: 257-279.
- 橘木俊詔編, 2004, 『封印される不平等』東洋経済新報社.
- 太郎丸博, 2005, 『人文・社会科学のためのカテゴリカル・データ解析入門』ナカニシヤ出版.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』東京大学出版会.