

収入決定における教育、職業、役職の効果 - JGSS データにみる長期雇用存続の検証 -

西村 幸満

(国立社会保障・人口問題研究所)

Education, Occupation, Hierarchy and Income in Japan

: An investigation of life-long employment using JGSS

Yukimitsu NISHIMURA

This paper attempts to estimate a recursive model of income distributions with education, occupation and hierarchy using the 2002 survey on Japan General Social Survey, the 1975 and the 1995 surveys on social mobility and stratification (SSM75, SSM95). The model is estimated with OLS through a simultaneous recursive framework where the causal relations are taken into account. According to the incentive theory, on condition that there is a fixed regular pay raise, a reward equivalent to output level is reflected in a short-term bonus or in a long-term promotion, which may explain one reason that Japanese workers support the life-long employment. Using income instead of wage, this paper verifies whether an individual's hierarchy influences their income in the three points of time.

keyword: JGSS-2002, Rank (Hierarchy), Life-long employment

本論文は2002年のJGSS調査、1975年SSM調査、1995年SSM調査を使って、収入における学校教育、職業、そして役職の効果を推定する。この分析に用いるのは変数の先行性を考慮した逐次モデルであり、推定方法は最小二乗法を用いる。インセンティブ理論では、固定的な定期昇給を前提とすると、業績に対する報酬は、短期的なボーナスと長期的な昇進に反映し、このことが長期雇用をサポートしていることになる。本論文では賃金ではなく収入を用いた分析であるが、組織上の役職が収入の上昇に影響を与えるかどうかを3時点で確認する。

キーワード: JGSS-2002、役職、長期雇用

1. はじめに

日本の大規模事業所で働く就業者の報酬の特徴は、「査定」という業績評価によって多くを決定されていることにある（伊藤 1992、1995、遠藤 1999）。「査定」が成立する根拠は、報酬決定に際して、仕事内容あるいは職業（「何をやる」）のあいまい性を理由として業績評価の定式化・標準化が不十分であっても、「何をした」か（結果＝業績評価）によって労働者の報酬を決定できる点にある。同時に、「査定」が内在するリスクには、短期的な業績に対して定期昇給あるいはボーナスを固定給に付加することで報酬を決定しようとする、上司による「査定」の恣意性が高くなることがある。たとえば、これは上司 - 部下間に共謀などが発生するために、上司を管理する新たな機能で補完するなど、職場内のリスク管理コストが高くなることにつながる。このことから、企業は、「査定」による業績評価を短期的な報酬に反映するのではなく、複数の上司が労働者を「査定」することで恣意性を排除できる長期的な昇進・昇格へと反映するほうを、望ましいと考える⁽¹⁾。同時に、企業は労働者の業績の不安定性を、雇用期間を延ばすことでならすことができる。こうした仕組みは、企業が労働者の業績の不安定性を基本給あるいは固定給という報酬のベースメントで保証する限り、労働者にとって、短期的な賃金の上昇に向けて努力するよりも、企業内昇進競争へと駆り立てられる誘因になる。すなわち、「査定」は日本の長期的雇用成立の論理的なサポートを可能にしていると考えられる（伊藤 1995）。

これに対して、経済の長期的停滞の打開策として企業側は、欧米において一般的である短期的な業績に応じた報酬決定メカニズムを日本に導入しようという議論を積極的に展開する。長期雇用を背景とした中高年の労働報酬が企業を圧迫していることをうけ、裁量労働性あるいは業績主義的報酬決定メカニズムが長期雇用の有効な代案として浮上してきたのである。現状打開のために報酬決定の方法をこのように移行することは企業側からのリスクの一環であるという側面を否認しない。なぜなら、いくつかの代表的な調査からは、労働者側の意識が企業側とは一致していないことがわかる。たとえば、日本労働研究機構の調査報告書(2003)によれば、働き方の好ましさという点では「終身雇用」(全体 77.5%、男性 75.8%、女性 78.8%) は依然として高く、「年功賃金」(全体 61.8%、男性 58.4%、女性 64.7%) も根強い支持を得ている⁽²⁾。また、生産性本部の最近の調査でも、同様にもっとも業績主義的な人事制度に積極的であった若年層においても、入社以降半年の間に「長期的」昇格への肯定的な回答(29.6%、2002年比 4.2ポイントの上昇)が高まってきているのである(社会経済生産性本部(2003))。業績主義的な人事制度の導入に対する支持は依然として高いものの、その有効性とリスクが顕在化するにしたがい多様な選択が行われるようになっている。こうした意識調査は、長引く不景気のために業績が担保されないため、就業者側のリスクのみが高まってしまった結果を反映したものかもしれない。すなわち、短期的な業績自体を達成しにくい状況においては、短期的な業績に対する報酬決定のメカニズムが機能すると、必然的に一部の不安定就労が高まらざるをえないというわけである。

こうして、ベターな選択肢としてむしろ長期的な業績を担保に現状の業績が低いことを企業側に負担してもらう方が、労働者側は安定した生活を送ることができると判断したのだと考えられる。

このような企業側と労働者側の不一致に関する説明の是非はここでは問わない。本論文では、これまでの労働問題研究の「様式化した事実」 - 理論的には賃金に対する昇進の効果が長期雇用をサポートするものであること - を前提にしている。すなわち本論文では、長期雇用の現状をどのように評価できるかという問題関心から、長期的雇用の指標として「役職」を用い、収入に対する役職の効果について JGSS-2002 のデータを用いて分析をおこなうことを主な目的とする。「流動化」の高まりが経済学的には好ましいとの観点から、労働者の企業間移動の増大は、長期雇用の解消に向けた1つの目標となっている。しかし、長期雇用と企業間移動の高まりは相反する現象ではない。なぜならば、「周辺」で働く労働者の移動量が高まっても、長期雇用は一部の企業で存続することが可能である。現在の調査環境では、「流動化」は1つの指標で測定されうるものではなく、有効な指標の蓄積によって総合的に判断するほかはない。この意味で本論文の貢献は、役職の収入への有意な効果を長期雇用存続の1つの指標として捉えることにある。また、30年弱にわたる時代効果をとらえるために、「社会階層と社会移動調査」1975年調査(以下、SSM75とする)と「社会階層と社会移動調査」1975年調査(以下、SSM95とする)を利用して時点間の比較を行う。日本の雇用構造の長期的な変化をとらえると同時に、企業と労働者間に生じる長期雇用の評価について1つの材料を提示することになる。

2. データと変数

本論文で分析に使用するのは、「生活意識に関する全国調査：日本版 General Social Survey」の2002年 version3(以下、JGSS-2002とする)である。標本サイズは5000人(回収数2953人、回収率62.3%)である。さらに、本論文では、JGSSデータとの調査時点間の比較分析をおこなうために、「社会階層と社会移動調査」の1975年(以下、SSM75とする)と1995年男性A票(以下、SSM95とする)のデータを使用する。それぞれ標本サイズは4001人(回収数2724人、回収率68.1%)と2016人(回収数1248人、回収率61.9%)である。JGSSは、調査データを共有財産とするデータ・アーカイブの動向と長期的な国際比較調査の設計という2つの背景によって東京大学社会科学研究所と大阪商業大学によって1999年以降毎年実施されている個票レベルの全国標本調査である。他方、SSMは1955年以降10年ごとに、社会学者によって行われている個票レベルの全国標本調査である。基本的な調査法、標本、就労あるいは社会階層に関する項目については、JGSSとSSMは極めて親近性の高い調査である。決定的な違いは、JGSS調査の内容では幅広い意識項目に重点が置かれているのに対して、SSMでは詳細な職業経歴(Occupational Career)の情報と職業威信スコア(Occupational Prestige Score)に関する情報が詳細に収集されている。ま

た JGSS では調査開始当初 (1999 年) から女性票が収集されているのに対して、SSM では 1985 年の第 4 回調査以降になって女性票が収集されている。しかし、本分析では SSM75 との比較を目的の一つとしているので、女性票は扱わない。さらに、本分析では自営業・自由業者、家族従業者などを分析から除外して雇用者のみを扱っている。自営業などは賃金の決定メカニズムが雇用者と異なっていることがわかっているが、依然として適当な分析モデルが見つかっていない。また自営業・自由業者の役職を測るスケールが雇用者と同じとは考えられないためである。このようなセレクションの結果、本分析で使用したサンプルは、JGSS-2002、SSM75、SSM95 それぞれ、763 名、1734 名、854 名である。

分析に使用する変数は、内生変数のグループとしては、教育 (Education)、職業 (First occupation, Current occupation)、役職・ランク (Hierarchy)、そして収入 (Income) がある。社会的な背景としての外生変数は、年齢 (Age)、従業先規模 (Size)、経験 (Experience)、そして結婚の有無 (Marriage) などがある。

教育変数 (Education) は、最後に通った教育段階とその卒業の有無の確認を組み合わせることによって年数を計算している⁽³⁾。職業変数は職業 (その数は、SSM で 289、JGSS は 293) に対して SSM 調査で作成された職業威信スコア⁽⁴⁾をそれぞれ対応させ得点 (標準得点 +50) を用いる。役職・ランク (Hierarchy) は、従業上の地位について確認して、経営者・役員に「5」、部長 (部長相当職) に「4」、課長 (課長相当職) に「3」、係長 (係長相当職)・職長・班長・組長に「2」、役職なしと役職はわからないものに「1」を与えた組織上の連続変数を与えている。

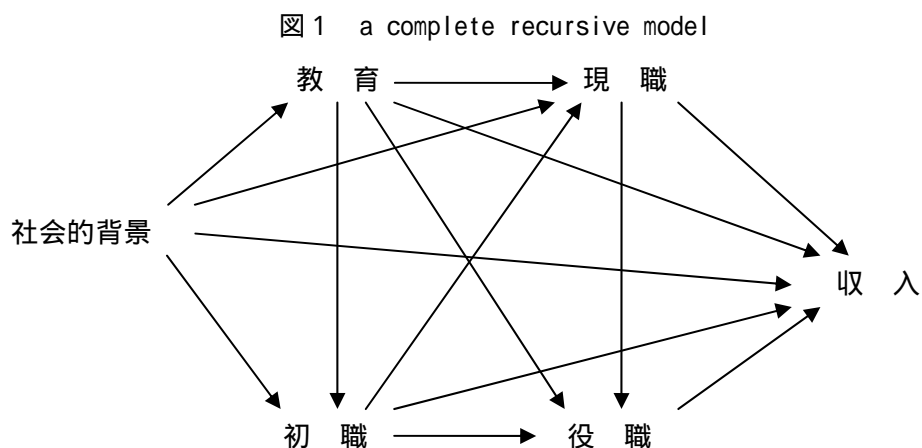
被説明変数となる収入 (Income) は、本分析で用いるモデル (後述) の関係からすると、就労先で支払われている労働賃金 (Earning) であることが望ましい。役職などの効果は、就業先の労働賃金との関係でしか定式化できないためである。しかし、JGSS と SSM は共に「昨年一年間の収入」についてのカテゴリーを選択する方法を採用している⁽⁵⁾。Tachibanaki (1988) では、本分析同様に SSM75 を用いてモデル推定を行っているが、被説明変数である収入については、等間隔の 1 ~ 2¹⁽⁶⁾のカテゴリーをそのまま分析に使用している。本分析では、収入カテゴリーに金額の中央値をあてている。さらに、各調査の最上位の収入カテゴリーには、予備項目として金額を聞いているので収入の分布は右側に伸びたものになっている。そのため、その金額も含めて収入値を対数化して分析に使用している。

また、役職 (Hierarchy) 変数の使用にあたっては次のような困難と曖昧性がある。まず、JGSS と SSM 両方の調査には職業分類に「管理職」と呼ばれる分類がある。職業カテゴリー上の「管理職」は、議員あるいは法人・団体の役員・管理職員を指している。通常、JGSS あるいは SSM の分析結果ではこうした層を管理職と呼んでいる。すでに示したように、本論文では、企業組織における階層的な地位の名称を役職と呼んでいる。この点を留意されたい。つぎに、従業上の地位で自営業・自由業と回答したものは分析対象には含まれて

いない。共同経営者であり役員をしている場合などであっても、回答者本人が自分を自営業・自由業と位置づけているものは分析から排除している。なかでもSSM75においては、従業上の地位の分類に、「学校長・教頭・研究所長・病院長など」と「主任研究員・技師長・編集長・室長など」がある。どのような理由からこうしたカテゴリーが調査票の内容とは別に作成されたのかはわからない。本分析では、前者を部長（部長相当職）にし、後者を課長（課長相当職）に再割当した⁽⁷⁾。さらに、こうした役職は、従業している企業規模あるいは団体のもつ特質によってそれぞれ異なった権力構造を持っていることは想定しやすい。本分析ではこの点をほとんど考慮していない。JGSS 調査の「管理職」については、職業コーディングの段階で一部は考慮しているので（西村・石田 2001）、職業威信スコアには反映しているが、残念なことに役職には反映していない。

3 . 分析モデル、投入変数の相関、社会的背景と教育

本論文で用いるモデルは、社会学では非常によく使われる完全逐次パス・モデルを使う（Blau and Duncan, 1967）。ここでは、従属変数と各独立変数間を通常の OLS（最小二乗法）によって推定した重回帰分析と、社会的背景、教育、初職、現職、役職、そして収入における変数間の先行性と因果関係を想定したモデルによって推定を行う（図 1）。



主な変数における各変数間の相関係数は、調査データごとに表 1 a、表 1 b、表 1 c とし示した。各表から確認できる変数間の相関の傾向はほとんど同じである。1995 年において、父主職と教育、父主職と現職、父主職と役職の相関関係は一時的に高くなっている。また、現職と収入、役職と収入の相関係数はどの調査時点でも高く、表 1 a では .453 と .463、表 1 b では .402 と .539、表 1 c では .442 と .491 である。教育と収入の相関関係は長期的に高くなっている反面（1975 年で .207、1995 年で .235、2002 年で .384）、経験年数と収入の相関関係は小さくなっている（.141、.253、.086）。さらに、現職と役職との関係も 3 時点で徐々に小さくなっている。

表2は、完全逐次モデルを推定する前に、このモデルでは排除する教育達成に対する社会的背景の影響についてみたものである。非標準化係数の値から、教育達成に対する社会的背景の重要さが3つの調査から安定的に確認できる。親の教育レベル、父親の職業、そしてSSM75とJGSS-2002では15歳時の暮らし向きが本人の教育達成に有意な影響を与えている。また、教育達成に対する母親の教育レベルの効果は、SSM95でのみ小さくなっている。また教育達成に対する父主職の効果がSSM95でのみ高くなっている。3時点間の比較をすると、SSM95時点での社会的背景の効果に時代的な変動があったのかもしれない。

表1a 主要投入変数の相関 (SSM75)

	父主職	教育	現職	役職	経験	結婚ダミー	従業先規模	収入
父主職	1.000							
教育	0.289 **	1.000						
現職	0.259 **	0.336 **	1.000					
役職	0.235 **	0.106 **	0.566 **	1.000				
経験	0.012	-0.586 **	0.017	0.242 **	1.000			
結婚ダミー	0.069 **	-0.189 **	0.092 **	0.231 **	0.487 **	1.000		
従業先規模	0.090 **	0.224 **	0.143 **	-0.102 **	-0.023	0.044	1.000	
収入	0.221 **	0.207 **	0.453 **	0.463 **	0.141 **	0.323 **	0.177 **	1.000

表1b 主要投入変数の相関係数 (SSM95)

	父主職	教育	現職	役職	経験	結婚ダミー	従業先規模	収入
父主職	1.000							
教育	0.406 **	1.000						
現職	0.353 **	0.418 **	1.000					
役職	0.253 **	0.194 **	0.451 **	1.000				
経験	-0.091 *	-0.445 **	-0.025	0.260 **	1.000			
結婚ダミー	-0.033	-0.103 **	0.070 *	0.295 **	0.536 **	1.000		
従業先規模	0.067	0.227 **	0.072 *	-0.131 **	-0.130 **	-0.006	1.000	
収入	0.202 **	0.235 **	0.402 **	0.539 **	0.253 **	0.446 **	0.222 **	1.000

表1c 主要投入変数の相関係数 (JGSS-2002)

	父主職	教育	現職	役職	経験	結婚ダミー	従業先規模	収入
父主職	1.000							
教育	0.283 **	1.000						
現職	0.245 **	0.371 **	1.000					
役職	0.130 **	0.103 **	0.322 **	1.000				
経験	-0.086 *	-0.414 **	-0.013	0.408 **	1.000			
結婚ダミー	0.004	-0.047	0.130 **	0.279 **	0.506 **	1.000		
従業先規模	0.080 *	0.111 **	0.129 **	-0.074	-0.083	0.032	1.000	
収入	0.115 **	0.384 **	0.442 **	0.491 **	0.086 *	0.343 **	0.151 **	1.000

表2 教育達成への社会的背景の影響

	教育					
	SSM75		SSM95		JGSS-2002	
	B		B		B	
父教育	0.199 (7.160)	0.228	0.171 (3.983)	0.214	0.162 (3.750)	0.211
母教育	0.320 (9.069)	0.285	0.163 (3.064)	0.157	0.249 (4.958)	0.264
父主職	0.024 (3.605)	0.093	0.064 (5.983)	0.241	0.032 (2.483)	0.100
暮らし向き	0.334 (3.533)	0.087	-	-	0.352 (3.482)	0.128
constant	5.119		6.343		6.657	
R2	0.290		0.264		.290	
S.E	2.321		2.354		2.124	
N	1292		621		558	

注：カッコ内はt値

4. パス・モデルの解析

4.1 3時点における変化

ここでは社会的背景から教育達成と社会的地位達成の媒介を因果構造に想定しながら、収入に対する影響をまったく同一のモデルで比較する。図2から図4は、1975年、1995年、そして2002年の3時点において収入の決定がいかなる要因によって影響を受けたのかを完全逐次パス・モデルを想定して推定したものである。図中の実線は5%水準で有意な標準回帰係数を示し、破線は有意でない結果を示している。また、図の下にはモデルで算出されるすべての標準回帰係数と決定係数をそれぞれ示してある(表3、表4、表5)。投入変数間の相関係数については、表1a、表1b、表1cを参照して欲しい。

はじめに、27年間の間の変化についてみる。第一に、父主職からの直接効果(現職、役職、収入)は徐々に消失した。第二に、1995年には、一時的に父主職-教育-初職の効果(直接・間接)が高まった。第三に、初職-現職の直接効果と現職-役職の直接効果は高いレベルで安定した因果関係をもっている。さらに第四に、現職-収入の直接効果に比べて、役職-収入の直接効果が1995年以降高まっていることが確認できる。

4.2 1975年の収入決定における規定要因

1975年の時点では、収入の決定係数は $R^2 = .273$ であり、父主職、本人の教育、職業が収入の分散の約4分の1にあたる27%を説明している。

収入に対する因果効果の大きさを検討していくと、役職からもっとも大きい効果(.291)がみられる。また現職も同程度の大きい効果(.241)をもつ。これはTachibanaki(1988)がSSM75を使用して分析した効果と同じものであろう。さらに社会的背景要因(階層要因)

である父主職の効果は、それほど大きくないものの教育年数と同等の効果を持つ（それぞれ.076、.077）。ただし、初職からの直接効果は観察されなかった。階層要因よりも現職とそれに付加的な役職を高めることの効果が顕著になっている。

図2 完全逐次モデル (SSM75)

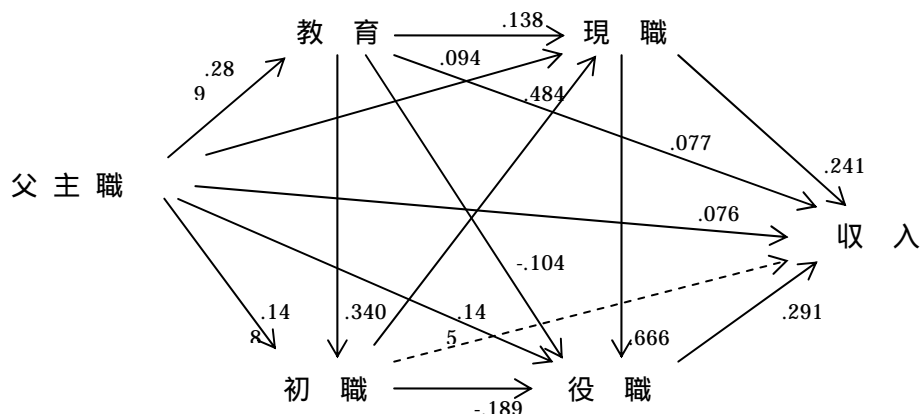


表3 完全逐次モデル

	父主職	教育年数	本人初職	本人現職	役職 (Hierarchy)	R2
教育年数	0.289					0.084
本人初職	0.148	0.340				0.167
本人現職	0.094	0.138	0.484			0.343
役職 (Hierarchy)	0.145	-0.104	-0.189	0.666		0.363
対数所得	0.076	0.077	(-0.002)	0.241	0.291	0.273

注：カッコ内は有意でない

4.3 1995年時の収入決定における規定要因

1995年の時点では、収入の決定係数は $R^2 = .323$ にまで向上し、説明力は30%を超えている。因果関係の大きさを検討すると、この間の説明力の向上は、社会的背景要因、教育、初職の効果が有意でなくなり、さらにSSM75では役職と同程度の効果をもっていた現職の効果の半減（.241から.131）を考慮しても余りある役職の直接効果が増大したことによる（.291から.460へ）。収入と役職の相関係数もSSM75からSSM95にかけて.463から.539へと高くなっている。このことから、1995年時点では、収入の決定要因は、社会的背景、教育、初職の効果が消失し、役職の上昇の効果に集中するようになったといえるだろう。日本の雇用慣行の凋落が議論され、あらたな人事管理の模索がリストラの一環として盛んに議論されていたまさにその渦中であって、収入の決定に役職の重要性が高まっていたのである。

図3 完全逐次モデル (SSM95)

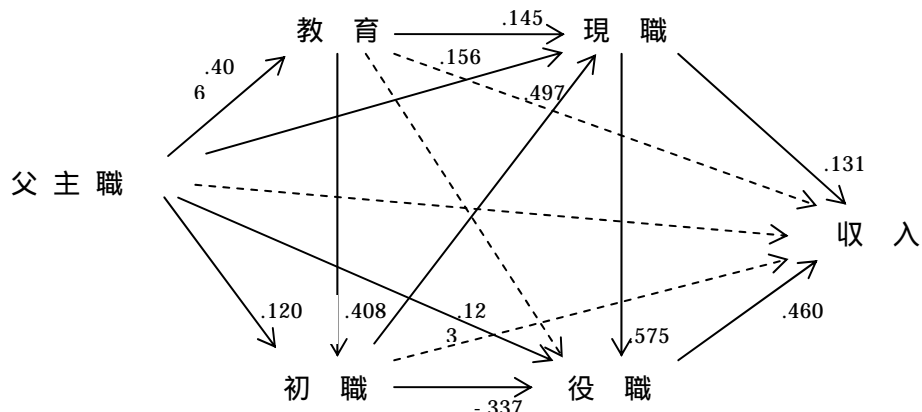


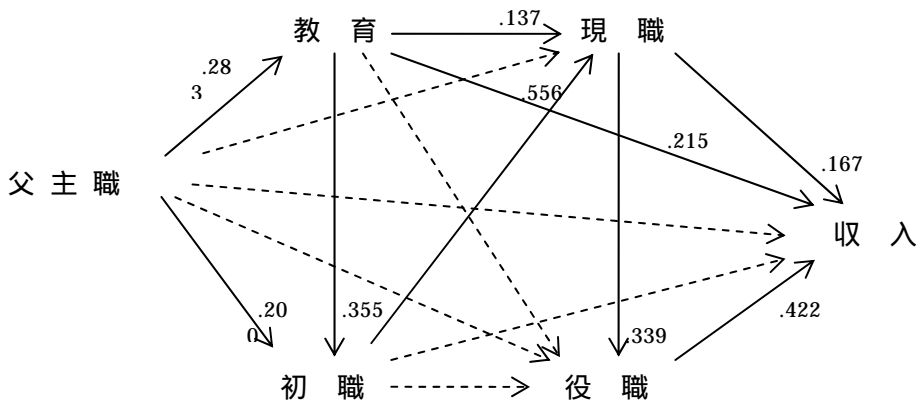
表4 完全逐次モデル (SSM95)

	父主職	教育年数	本人初職	本人現職	役職 (Hierarchy)	R ²
教育年数	0.406					0.165
本人初職	0.120	0.408				0.220
本人現職	0.156	0.145	0.497			0.421
役職 (Hierarchy)	0.123	(0.061)	-0.337	0.575		0.272
対数所得	(0.005)	(0.061)	(0.049)	0.131	0.460	0.323

注：カッコ内は有意ではない

4.4 2002年時の収入決定における規定要因

図4 完全逐次モデル (JGSS-2002)



2002年の時点では、収入の決定係数は $R^2 = .364$ へとわずかに向上している。すなわち、2002年ではこのモデルで全体の3分の1以上を説明している。このモデルで7年の間に12%ほどの説明力が向上したことになる。因果関係の大きさを検討すると、社会的背景要因は有意でなく1995年の.005から2002年の-.008とほぼ変わらないため、この間の説明力の向上は、教育の直接効果の上昇であるとみなされる(1995年の0.061から2002年の

0.215)。1995年には有意な効果ではなかった教育の効果が非常に大きな効果をもたらし、説明力の向上に寄与したのである。この変数間の相関係数も1995年の.235から2002年の.384へと改善されている。

表5 完全逐次モデル (JGSS-2002)

	父主職	教育年数	本人初職	本人現職	役職 (Hierarchy)	R2
教育年数	0.283					0.080
本人初職	0.200	0.355				0.207
本人現職	(0.042)	0.137	0.564			0.420
役職 (Hierarchy)	(0.056)	(0.040)	(-0.099)	0.339		0.101
対数所得	(-0.008)	0.215	(0.020)	0.167	0.422	0.364

注：カッコ内は有意ではない

5. まとめ

本分析を要約する。まず、全体について30年ほどの変化をみると、第一に、教育達成に対する社会的背景の効果（父教育、母教育、そして父主職の3つ）は安定的であるが、父主職のみを取り上げて社会経済的達成への効果をみると徐々に消失している。第二に、入職後の効果（初職 - 現職の直接効果、現職 - 役職の直接効果）は安定している。第三に、現職と役職・収入との関係は低下している。

つぎに収入を説明するモデルについてみると、決定係数は、2002年まで高くなりこのモデルの説明力が高まっている。なかでも収入に対する役職の直接効果は1975年がもっとも低く、2002年の役職の直接効果はもっとも高い。2002年のデータでの説明力の向上は、この役職の直接効果の寄与が大きいことによるが。しかもその他の社会的背景などはほぼ消失しているため、ほぼ役職単独の効果と考えられる。

このモデルの時点間の比較によって、1975年から2002年の間に、社会的背景から教育達成、教育達成から社会的地位達成という因果関係の想定が社会を説明できなくなっていることが予想される。父主職 - 教育 - 初職 - 現職 - 役職 - 収入というように、すべての因果関係の連鎖から構成されていたモデルの説明力は低下し、辛うじて個々の変数間のつながりによってモデルが維持されているのである。細かくみると、社会的背景・初職から年収へのパスは消失し、教育から役職・収入へのパスも不安定な因果関係をもっている。一方で初職 - 現職のパスと現職 - 役職のパスは安定しているものの、収入への役職の直接効果だけがこのモデルを支えている。すなわち、役職の収入に対する直接効果が安定しているのである。この結果は、長期雇用存続の一つの証拠と考えられるが、肥大化しているBB（ベビー・ブーマー）世代の分布上の偏重も考慮しなくてはならないだろう。控えめに次のようにいえるだろう。収入の上昇は企業組織における階層上昇 - 役職につくこと - によって生じる可能性が高い。

なお、本稿におけるSSMデータ使用については、SSM調査委員会の許可を得ている。

[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)。データの入手先は、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブである。

[注]

- (1) この論に従えば、当然、短期的な業績の報酬を将来に担保することから、中途退職者へは未払い分が生じると考えることもできる。しかし、この未払い分においては、訓練投資費用あるいは賞与などに還元されている部分もある。厳密には、この査定の長期的な部分については実態がほとんどわかっていない。
- (2) この数値は就労者だけに限っていないため、たとえば、女性の回答の比率に夫の働き方への期待が含まれている可能性を排除できない。
- (3) 「最後に通学した学校」と「卒業」、「中退」、そして「在学中」の組み合わせによって再コードした。「中退」の場合は、その前段階の学校卒者として再コードし、卒業した学校の教育年数に変換して分析に使用した。
- (4) 1975年と1995年の調査時のものを使用、JGSSには1995年のスコアを使用。
- (5) この質問では労働賃金以外の収入も含めて回答を求めている。また、税・保険料の差引き前の額である。利子・賃収、株配当などが含まれている可能性があるため、労働による収入よりも余分に計測している可能性がある。さらに、収入カテゴリーの選択であるため、額としてはカテゴリーの中央値を採用している。JGSSでは「なし」「70万円未満」「70~100万円未満」「100~130万円未満」「130~150万円未満」「150~250万円未満」「250~350万円未満」「350~450万円未満」「450~550万円未満」「550~650万円未満」「650~750万円未満」「750~850万円未満」「850~1,000万円未満」「1,000~1,200万円未満」「1,200~1,400万円未満」「1,400~1,600万円未満」「1,600~1850万円未満」「1,850~2,300万円未満」「2,300万円以上」の19カテゴリーである。SSM75では、「25万円未満」「50万円位(25~75万円未満、以下略)」「100万円位」「150万円位」「200万円位」「250万円位」「300万円位」「350万円位」「400万円位」「450万円位」「500万円位」「550万円位」「600万円位」「650万円位」「700万円位」「750万円位」「800万円位」「850万円位」「900万円位」「950万円位」「1,000万円以上」の21カテゴリーである。なお、21番目のカテゴリーは、金額記入により、1,000万円、1,200万円と2000万円となる。SSM95は、「なし」「70

万円未満」「100万円位(70~150万円未満、以下略)」「200万円位」「300万円位」「400万円位」「500万円位」「600万円位」「700万円位」「800万円位」「900万円位」「1,100万円位」「1,300万円位」「1,500万円位」「1,700万円位」「2,000万円位」「2,300万円以上」の17カテゴリーである。なお、17番目以降は、金額の記入から「2,550万円位」、「4,050万円位」「7,050万円位」を新たにカテゴリー化している。

(6) Tachibanaki(1988)では、「1年間の総年収は、おのおののグループにおいて等しい収入の重さをもつ20のグループによって分類されている」とし、その20のグループに1~20の値を当てている。しかし、SSM75は21の収入カテゴリーをもち、21(高収入者)については、金額を確認し、そのアフター・カテゴリー化をしている。Tachibanaki(1988)は、この層を無視しているのかもしれない。

(7) Tachibanaki(1988)では、分析から排除されている。

[参考文献]

- Aoki, M., 1988, *Information, Incentives, and Bargaining in the Japanese Economy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Barringer, H., D. Takeuchi, and P. Xenos, 1990, "Education, Occupational Prestige, and Income of Asian Americans" *Sociology of Education* 63, No.1, 27-43
- Becker, G. S., 1975, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 2nd ed., University of Chicago Press.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Free Press.
- 遠藤公嗣, 1999, 『日本の人事査定』 ミネルヴァ書房
- Hashimoto, M., 1979, "Bonus Payments, On-the-Job Training, and Lifetime Employment in Japan" *Journal of Political Economy* 87, No.5, 1086-1104.
- Hashimoto, M. and Rasian, J., 1985, "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States" *American Economic Review* 75, 721-735.
- Hashimoto, M. and Rasian, J., 1989, "Investments in Employer-Employee Attachments by Japanese and U.S. Workers in Firms of Varying Size" *Journal of the Japanese and International Economies* 3, 31-48.
- 今田幸子・平田周一, 1995, 『ホワイトカラーの昇進構造』 日本労働研究機構
- Ishida, Hiroshi, 1993, *Social Mobility in Contemporary Japan*, London: Macmillan and Stanford University Press.
- 伊藤秀史, 1992, 「査定・昇進・賃金体系の経済理論 - 情報とインセンティブの見地から - 」 橘木俊詔編 『査定・昇進・賃金決定』 有斐閣, 207-229.
- 伊藤秀史, 1995, 「インセンティブ理論の見地からみた日本企業の人的資源マネジメント」 青木昌彦・ロナルド・ドーア編 『国際・学際研究 システムとしての日本企業』 NTT データ通

信 システム科学研究所、141-180.

Lazear, E. P. and Rosen, S., 1981, "Rank Order Tournament as Optimum Labor Contracts" *Journal of Political Economy* 89, 841-864

Lincoln, J. R., Hanada, M., and McBride, K., 1986, "Organizational Structures in Japanese and U.S. Manufacturing" *Administrative Science Quarterly* 31, 338-364

Lincoln, J. R. and McBride, K., 1987, "Japanese Industrial Organization in Comparative Perspective" *Annual Review of Sociology* 13, 289-312.

Milgrom, P. and Roberts, J., 1988, "An Economic Approach to Influence Activities in Organizations" *American Journal of Sociology*, suppl. to 94, S154-179.

日本労働研究機構, 2003, 「第1回勤労生活に関する調査(1999年) 勤労意識と失業」.

西村幸満・石田浩, 「JGSS-2000 調査(2000年11月) 職業・産業コーディングインストラクション」東京大学社会科学研究所 SSJ Data Archive Research Paper Series No.18

社会経済生産性本部, 2003, 「第13回 2003年度 新入社員 半年間の意識変化調査」(<http://www.jpc-sed.or.jp/>) より

Prendergast, C., 1993, "The Role of Promotion in Inducing Specific Human Capital Acquisition" *The Quarterly Journal of Economics*, 523-534.

Tachibanaki, T., 1988, "Education, Occupation, Hierarchy and Earnings" *Economics of Education Review* 7, 221-229

橘木俊詔編, 1992, 『査定・昇進・賃金決定』有斐閣

Turner, R. H., 1960, "Sponsored and Contest Mobility and School System" *American Sociological Review* 15, No.5,

八代充史, 1995, 『大企業ホワイトカラーのキャリア - 異動と昇進の実証分析 - 』日本労働研究機構

八代充史, 2002, 『管理職層の人的資源管理』有斐閣