職業規定構造の 3 時点比較分析

——回帰モデルとロジット・モデルによる
1955 年, 1965 年, 1975 年の構造分析——

佐 藤 嘉 倫*

A 3-TIME COMPARATIVE ANALYSIS OF THE OCCUPATION-DETERMINING STRUCTURE

——Analysis of the Structure at 1955, 1965 and 1975 by Regression and Logit Models——

Yoshimichi SATO

In this paper, we study the change of the influence of the factors affecting individuals' occupations from 1955 to 1975 with SSM data, using regression and logit models.

The following findings have been obtained from regression model analysis. The influence of father's occupation hadn't changed during 20 years. That of education had weakened gradually. That of first job had become stronger from 1955 to 1965, but hadn't changed from 1965 to 1975.

The following findings have been obtained from logit model analysis. The influence of father's occupation had changed differently according to occupational categories. That of education had been strong at 1955 and 1965, but weakened from 1965 to 1975. That of first job had become stronger.

The difference between the findings from regression and logit model analyses means that these models shed light on the different aspects of the real world.

1. 問題の所在

社会移動研究の主な課題の一つに、地位達成過程において人々の職業を規定する要因を探し出し、その規定力の大きさを回帰モデルのパラメーターの大きさによって推定する研究がある。この種の研究は Blau & Duncan (1967: ch. 5) の「階層化過程の基本モデル」から始まった。彼らのモデルは、(1) 本人の学歴を父親の学歴と父親の職業（父職）で説明し、(2) 本人の初職（学校教育後、初めてついた職業）を父職と本人の学歴で説明し、(3) 本人の現職（調査時点の職業）を父職と本人の学歴と本人の初職で説明するパス・モデルである（図 1）。

この研究からの展開の一つに、異なる調査時点のデータを用いて回帰モデルのパラメーターを推定し、

その時点間変化を比較するという社会移動パターンの趨勢分析がある。合衆国では、Featherman & Hauser (1978) が Blau & Duncan の基本モデルを基礎にした回帰モデルを用いて 1962 年と 1973 年のパラメーター推定値を比較している。

図 1. Blau & Duncan の基本モデル (Blau & Duncan, 1967: 170, Fig. 5.1. を修正)

* 東京大学大学院社会学研究科 (Graduate School of University of Tokyo)

日本でも、富永(1979)が、Blau & Duncanの基本モデルを基礎にしたモデルによって、1965年と1975年のSSM調査¹⁾データを用いたパス解析を行っている。そして2時点間でパス係数を比較している。

1970年代中頃から、社会移動研究に対数線形モデルが適用されるようになった。そしてこのことに伴い、社会移動パターン²⁾の趨勢分析は新たな展開をみせた。たとえば、上述のFeatherman & Hauserは、父職×現職×調査時点の3重クロス表に対数線形モデルを適用し、社会移動パターンの時点間変化を分析している。

これらの研究動向を背景として、本稿では、1955年、1965年、1975年のSSM調査データを用いて、職業(現職)規定要因の規定力の変化を3時点比較で調べる。職業規定要因としては、Blau & Duncanの基本モデルにしたがい、父職、本人学歴、本人初職の3変数を採用する。

なお、ここでいう規定要因の規定力とは、規定要因の変化が職業に及ぼす影響の大きさを意味する。操作的には、分析に用いる統計モデルのパラメーターの大きさと表される。本稿では統計モデルとして回帰モデルとロジット・モデルを用いる。これらのモデルはいずれも被説明変数を説明変数(規定要因)とパラメーターの線型結合で説明するモデルである。ここでパラメーターは当該説明変数の1単位当りの変化がひきおこす被説明変数の変化の大きさを表す。本稿では、この大きさを規定力の大きさとする。したがって2時点間でパラメーターが大きく(小さく)なれば、当該の規定要因の規定力は強く(弱く)なったことになる。もちろんパラメーターの大きさに変化がなければ、規定力にも変化はない。

回帰モデルにおける被説明変数は現職であり、説明変数は父職、学歴、初職である。この回帰モデルによる分析は上述したBlau & Duncanや富永の研究の延長線上にある。新しく行ったことは3時点間での回帰モデルのパラメーターの変化を統計的に検定したことである。

回帰モデルのパラメーターの変化を検定して職業規

定構造の趨勢を調べることはほとんど行われていない。上述したFeatherman & Hauserも富永もパラメーター推定値の比較はしているが、検定は行っていない。ただし富永の場合、1965年のデータでは職業を職業大分類についての職業威信スコア²⁾の平均値で測定しているのに対し、1975年のデータでは職業小分類ごとの職業威信スコアで測定している。このため正確な比較は不可能であり、検定も意味がない。

回帰モデルによる職業規定構造の分析は社会移動研究におけるオーソドックスな方法の一つである。しかし現職を職業威信スコアという連続量で測定しているため、職業間の質的な違いを見いだすことは困難である。それゆえ回帰モデルでは、世代間移動・世代内移動の問題となる階層間の障壁を分析できない。そこでこの問題をクリアするために、ロジット・モデルによる分析も行う。

回帰モデルとロジット・モデルの違いの一つに被説明変数の違いがある。回帰モデルでは職業威信スコアのような連続変数が被説明変数になる。これに対し、ロジット・モデルでは、ある職業カテゴリーに入る確率 P_1 と別の職業カテゴリーに入る確率 P_2 のログ・オッズ比 $\log(P_1/P_2)$ が被説明変数になる。そしてこのログ・オッズ比を説明変数とパラメーターの線型結合で説明する。したがって上述の回帰モデルによる分析と関連させていえば、ロジット・モデルによる分析では、父職・学歴・初職という要因がカテゴリー化された現職へ入る相対的な可能性に及ぼす影響を調べられる。この点で、回帰モデルとは異なった視点から職業規定構造の趨勢分析ができる。

ロジット・モデルを職業決定の分析に適用した先行研究として、Schmidt & Strauss(1975)とBoskin(1974)がある。Schmidt & Straussは、職業を「専門職」、「ホワイト・カラー」、「手工業者」、「ブルー・カラー」、「奉公人(Menial)」の5カテゴリーに分類し、個々人が各カテゴリーに入る確率のログ・オッズ比を教育年数、労働市場経験年数、人種、性別で説明するモデルを提示している。

1) SSM調査とは、社会階層と社会移動(Social Stratification and Social Mobility)に関する面接調査で、主に人々の職業や職歴、学歴について調べている。既に1955年、1965年、1975年の3時点で実施されている(1985年調査も実施され、現在データの整理・分析が進行している)。

2) 職業威信スコアとは、さまざまな職業の「威信」の高さを測定する尺度である。このスコアは、無作為に抽出された人々の職業に対する評価をもとにして作成される(直井, 1979)。なお富永(1979)では、1965年のデータに適用した職業威信スコアと1975年のデータに適用したそれとは異なっている。

Schmidt & Strauss が個々人の属性を説明変数としているのに対し、Boskin は選択される職業の属性を説明変数としている。彼は職業の属性として、潜在的収入の現在価値、資産に対する職業訓練費用、失業によって失われる収入の現在価値の3変数を用いている。個人 i にとっての職業 j, k に関するこれらの変数のベクトルを x_{ij}, x_{ik} としよう。そして個人 i が職業 j, k を選択する確率を P_{ij}, P_{ik} とし、パラメーターのベクトルを θ とする。このとき彼のモデルは

$$\log(P_{ij}/P_{ik}) = \theta'(x_{ij} - x_{ik})$$

となる。これは条件付きロジット・モデル(conditional logit model)と呼ばれるモデルである³⁾。

父職・学歴・初職という個人の属性を説明変数に用いるという点で、本稿のロジット・モデルは Boskin のモデルよりも Schmidt & Strauss のモデルに近い。ただし彼らの関心が人種・性による差別の影響にあるのに対し、本稿では社会移動の分析に関心がある。つまり本稿では、現職に入る確率のログ・オッズ比に対する父職、学歴、初職の規定力の趨勢分析を行う。

2. 回帰モデルによる分析結果⁴⁾

上述したように、分析に用いるデータは1955年、1965年、1975年のSSM調査データである⁵⁾。分析対象は20歳以上の有職男性で父職、学歴、初職に関する質問すべてに回答した人である。

本稿で用いる回帰モデルは

$$J = \beta_0 + \beta_1 PJ + \beta_2 E + \beta_3 F + \varepsilon$$

である。ただし J は現職、 PJ は父職⁶⁾、 E は学歴、 F は初職である。現職、父職、初職は職業威信スコアで測定し、学歴は学校教育年数（たとえば中卒9年、高卒12年、大卒16年）で測定した。 $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ はパラ

表1. 回帰モデルによる分析結果(1955年, 1965年, 1975年)

被説明変数: 現職(J)

説明変数 時点	定数項	父職 (PJ)	学歴 (E)	初職 (F)	サンプル 数	修正 済み R^2
1955	11.1	.120 .121	.816 .244	.460 .404	1878	.395
1965	7.11	.137 .120	.708 .182	.570 .476	1878	.404
1975	9.98	.123 .116	.571 .149	.553 .466	2307	.371

- ・各時点で、上段はパラメーター推定値、下段はパス係数である。
- ・すべてのパラメーターは5%水準で有意である。

メーターであり、 ε は攪乱項である。なお上述したように、富永(1979)の時点では1965年データの職業は職業大分類についての威信スコアの平均値で測定されていた。しかし本稿では3時点ともSSMトレンド分析研究会により再コードされた職業小分類ごとの威信スコア(富永編, 1979: 499-503)を用いている。

このモデルのパラメーターおよびパス係数を各時点ごとに推定した。結果は表1に示してある。

パス係数の値から、初職、学歴、父職の順で現職に対する規定力が弱くなることがわかった。

次に、パラメーターの3時点間の変化を統計的に検定して、各規定要因の規定力の趨勢を調べる。検定は次の手順にしたがう。まず、2時点間でパラメーターが一つも変化しないという帰無仮説 H_0 といくつかのパラメーター(たとえば β_0 と β_1) は変化していないという前提のもとで、ほかのパラメーター(この場合 β_2 と β_3) が変化したという対立仮説 H_1 を設定する。 β^t を時点 t におけるパラメーターのベクトル ($\beta_0^t, \beta_1^t, \beta_2^t, \beta_3^t$) とすれば、 $H_0: \beta^t = \beta^{t'}$, $H_1: \text{前提 } \beta_0^t = \beta_0^{t'}, \beta_1^t = \beta_1^{t'} \text{ のもとで, } \beta_2^t \neq \beta_2^{t'}, \beta_3^t \neq \beta_3^{t'} \text{ である}(t \neq t')$ 。このとき帰無仮説 H_0 のもとで

$$W = \frac{(RSS_0 - RSS)/r}{RSS/(n_1 + n_2 - p - r)}$$

は自由度($r, n_1 + n_2 - p - r$)の F 分布にしたがう。ただし RSS_0 は帰無仮説 H_0 のもとでの回帰方程式の残差平方和、 RSS は対立仮説 H_1 のもとでの回帰方程式の残差平方和、 p はパラメーター数(この場合 $p=4$)、

3) 条件付きロジット・モデルとロジット・モデルの関係は Maddala (1983: 41-46) 参照。

4) 回帰モデル、ロジット・モデルの計算は東京大学大型計算機センターのM280Hシステムで統計パッケージSASを用いて行った。

5) 3時点のSSM調査データの使用についてはSSMトレンド分析研究会の許可を得た。SSMトレンド分析研究会(代表富永健一東京大学文学部教授)は、3時点のSSM調査データの再コード・整理・分析を目的とした研究会である。

6) 父職として、1955年は父親の最高位職を用い、1965年、1975年は父親の主な職業を用いた。ロジット・モデルの場合も同様である。

表2. 回帰モデルのパラメーター変化に関する検定一覧表

比較時点 仮説	A 1955—1965	B 1965—1975	C 1955—1975
帰無仮説 H_0	$\beta^{55} = \beta^{65}$	$\beta^{65} = \beta^{75}$	$\beta^{55} = \beta^{75}$
対立仮説 H_1	前提 $\beta_1^{55} = \beta_1^{65}, \beta_2^{55} = \beta_2^{65}$ のもとで $\beta_3^{55} \neq \beta_3^{65}, \beta_3^{65} \neq \beta_3^{75}$	$\beta^{65} \neq \beta^{75}$	前提 $\beta_1^{55} = \beta_1^{75}, \beta_2^{55} = \beta_2^{75}$ のもとで $\beta_3^{55} \neq \beta_3^{75}, \beta_3^{65} \neq \beta_3^{75}$
検定結果	$W = 6.64 > F_{2,3750}$ 帰無仮説 H_0 を棄却	$W = 1.13 < F_{4,4177}$ 帰無仮説 H_0 は棄却されない	$W = 6.68 > F_{2,4179}$ 帰無仮説 H_0 を棄却

有意水準 .05

r は変化したとするパラメーター数 (この場合 $r=2$), n_1, n_2 は時点 t, t' のサンプル数である. なお $r=p$ とすれば, 帰無仮説 $H_0: \beta^t = \beta^{t'}$ に対して, 少なくとも一つのパラメーターは変化したという対立仮説 $H_1: \beta^t \neq \beta^{t'}$ を設定できる (佐和, 1979: 95-101).

以下では, 統計量 W を用いて時点間のパラメーターの変化を検定する. 検定結果は表2にまとめている.

1955年と1965年の比較では, 帰無仮説 $H_0: \beta^{55} = \beta^{65}$ と対立仮説 H_1 : 前提 $\beta_1^{55} = \beta_1^{65}, \beta_2^{55} = \beta_2^{65}$ のもとで, $\beta_3^{55} \neq \beta_3^{65}, \beta_3^{65} \neq \beta_3^{75}$ を設定した. ただし β^{55}, β^{65} は1955年, 1965年に関するパラメーターのベクトルである. ここで検定統計量 W を計算すると, 5%水準で $W > F_{2,3750}$ となり, 帰無仮説 H_0 は棄却される (表2・A列). したがって1955年から1965年にかけて, 父職と学歴の現職に対する規定力 (β_1, β_2) には変化がなく, 初職の規定力 (β_3) が強くなった.

1965年と1975年の比較では, 帰無仮説 $H_0: \beta^{65} = \beta^{75}$ と対立仮説 $H_1: \beta^{65} \neq \beta^{75}$ を設定した. ただし β^{75} は1975年に関するパラメーターのベクトルである. ここで検定統計量 W を計算すると, 5%水準で $W < F_{4,4177}$ となり, 帰無仮説 H_0 は棄却されない (表2・B列). したがって1965年から1975年にかけては, 父職, 学歴, 初職の規定力 ($\beta_1, \beta_2, \beta_3$) はいずれも変化しなかった.

1955年と1975年の比較では, 帰無仮説 $H_0: \beta^{55} = \beta^{75}$ と対立仮説 H_1 : 前提 $\beta_1^{55} = \beta_1^{75}, \beta_2^{55} = \beta_2^{75}$ のもとで, $\beta_3^{55} \neq \beta_3^{75}, \beta_3^{65} \neq \beta_3^{75}$ を設定した. ここで検定統計量 W を計算すると, 5%水準で $W > F_{2,4179}$ となり, 帰無仮説 H_0 は棄却される (表2・C列). したがって1955年と1975年の間では, 父職の規定力 (β_1) は変化せず, 初職の規定力 (β_3) は強くなり, 学歴の規定力 (β_2) は弱くなった.

ここで, 以上の経験的発見を要約しよう.

(1) 各時点で, 現職を最も強く規定する要因は初職であり, 次に学歴, 最後に父職である. 規定要因間の時間的前後関係を考慮すれば, これは当然の結果だろう.

(2) 学歴の規定力は1955年-1965年間と1965年-1975年間では微小な変化しかなく, その変化は統計的に有意ではない. しかし1955年から1975年までの20年間で調べると, 学歴の規定力は弱くなっていることがわかった.

(3) 父職の規定力は20年間で変化しなかった.

(4) 初職の規定力は1955年から1965年にかけて強くなった. しかし1965年から1975年にかけては変化がなかった.

以上が回帰モデルによる職業規定構造の3時点間比較分析である. 次にロジット・モデルによる分析を行う. 特に, 職業間の質的な違いを分析できるロジット・モデルと回帰モデルの分析結果の違いに注目する.

3. ロジット・モデルによる分析結果

3.1. ロジット・モデルの概略

分析結果を検討する前に, 本稿で用いるロジット・モデルの概略を述べよう (Amemiya, 1981; Maddala, 1983; Aldrich & Nelson, 1984).

まず職業を, 上級ノンマニュアル (専門・管理), 下級ノンマニュアル (事務・販売), マニュアル (熟練・半熟練・非熟練), 農林漁業という4カテゴリーに分類する⁷⁾. そして各職業カテゴリーに入る確率がバラ

7) 上級ノンマニュアル, 下級ノンマニュアル, マニュアルは職業分類用語である. 上級ノンマニュアルは専門的職業と管理的職業を含む. 下級ノンマニュアルは事務的職業と販売的職業を含む. マニュアルは熟練的職業, 半熟練的職業, 非熟練的職業を含む (富永編, 1979: 499-503).

メーターと説明変数の線型結合のロジスティック関数で与えられると仮定する。すなわち

$$P_i = \frac{\exp(\beta'_i \mathbf{x})}{1 + \sum_{j=1}^3 \exp(\beta'_j \mathbf{x})} \quad (i=1, 2, 3) \quad (1)$$

$$P_4 = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^3 \exp(\beta'_j \mathbf{x})} \quad (2)$$

ただし P_1, P_2, P_3, P_4 はそれぞれ個人が上級ノンマニュアルに入る確率, 下級ノンマニュアルに入る確率, マニュアルに入る確率, 農林漁業に入る確率である。 β_i はパラメーターのベクトル, $\mathbf{x}$ は説明変数のベクトルである。

ただし回帰モデルの場合と異なり, ここでは説明変数もカテゴリ化してある。父職と初職については現職と同様に4カテゴリに分類し, この分類に応じてダミー変数を設定した(表3)。また学歴についても高等学歴(短大・高専卒以上), 中等学歴(高卒), 初等学歴(中卒)に分類してダミー変数を設定した(表3)。

したがってパラメーターと説明変数の線型結合は

$$\begin{aligned} \beta'_i \mathbf{x} = & \beta_{i0} + \beta_{i1}E_1 + \beta_{i2}E_2 + \beta_{i3}PJ_1 \\ & + \beta_{i4}PJ_2 + \beta_{i5}PJ_3 \\ & + \beta_{i6}F_1 + \beta_{i7}F_2 + \beta_{i8}F_3 \\ & (i=1, 2, 3) \end{aligned}$$

表3. 父職・初職・学歴のダミー変数

父職 (PJ _i)・初職 (F _i)			
ダミー変数 カテゴリ	PJ ₁ F ₁	PJ ₂ F ₂	PJ ₃ F ₃
農 林 漁 業	0	0	0
マ ニ ュ ア ル	1	0	0
下級ノンマニュアル	0	1	0
上級ノンマニュアル	0	0	1

学歴		
ダミー変数 カテゴリ	E ₁	E ₂
初 等 学 歴	0	0
中 等 学 歴	1	0
高 等 学 歴	0	1

となる。

さて, 上述の(1),(2)式から確率のログ・オッズ比を被説明変数とする次のモデルを導出できる。

$$\begin{aligned} \log(P_1/P_4) &= \beta'_1 \mathbf{x} \\ \log(P_2/P_4) &= \beta'_2 \mathbf{x} \\ \log(P_3/P_4) &= \beta'_3 \mathbf{x} \end{aligned} \quad (3)$$

さらにこれらの式から

$$\begin{aligned} \log(P_1/P_3) &= \beta'_4 \mathbf{x} = (\beta_1 - \beta_3)' \mathbf{x} \\ \log(P_2/P_3) &= \beta'_5 \mathbf{x} = (\beta_2 - \beta_3)' \mathbf{x} \\ \log(P_1/P_2) &= \beta'_6 \mathbf{x} = (\beta_1 - \beta_2)' \mathbf{x} \end{aligned} \quad (4)$$

を得る。

この(3),(4)式のモデルが本稿で用いるロジット・モデルである。このモデルでは, 説明変数のとりうる値に応じて, ログ・オッズ比の分母と分子の職業カテゴリに入る相対的な可能性(P_i/P_j)が変化する。この変化の程度はパラメーターの大きさによる。このことを用いて各要因の規定力の趨勢分析を行う。

このロジット・モデルのパラメーター推定には最尤推定法を用いる。3時点のSSM調査データを用いた推定結果を表4にまとめてある⁸⁾。表の数値がパラメーター推定値 $\hat{\beta}_{ij}$ ($i=1, 2, \dots, 5, 6; j=0, 1, \dots, 7, 8$)である。ただし i は(3),(4)式の各式に対応し, j は各式の説明変数に対応する。

説明変数にダミー変数を用いているため, この推定結果の解釈には注意を要する。表3からわかるように, 学歴では初等学歴が, 父職・初職では農林漁業が他のカテゴリに対する基準カテゴリとなっている。したがってダミー変数のパラメーター推定値は基準カテゴリに対する当該カテゴリの相対的な規定力を示している。たとえば1955年では $\log(P_1/P_4)$ に対する E_1, E_2 のパラメーター推定値 $\hat{\beta}_{11}, \hat{\beta}_{12}$ はそれぞれ1.62, 2.62である。このことは, 初等学歴者よりも中等学歴者のほうがログ・オッズ比 $\log(P_1/P_4)$ を1.62だけ増加させ, 初等学歴者よりも高等学歴者のほうが $\log(P_1/P_4)$ を2.62だけ増加させることを意味する。

同様の解釈を他のログ・オッズ比についても行い, 3時点分を図にまとめたのが図2である。図2のグラフ

8) 表4の尤度比検定からわかるように, 1975年のロジット・モデルの適合度はよくない。しかし各要因の規定力は悪くないので(Wald検定による), 時点間比較のためそのままこのモデルを用いることにする。

表4. ロジット・モデルによる分析結果 (1955年, 1965年, 1975年)

カッコ内のパラメーターは5%水準で有意でない。

説明変数 ログ・オッズ比	時点	定数項	E ₁	E ₂	PJ ₁	PJ ₂	PJ ₃	F ₁	F ₂	F ₃
log(P ₁ /P ₄)	1955	-4.92	1.62	2.62	.989	1.34	1.15	2.40	3.30	4.34
	1965	-3.45	1.55	3.05	(.528)	1.40	(.895)	1.85	2.54	5.18
	1975	-3.04	.572	1.15	.916	1.34	1.42	2.41	3.86	4.38
log(P ₂ /P ₄)	1955	-3.25	1.12	1.14	1.27	2.04	1.19	2.22	3.54	1.56
	1965	-1.86	1.05	1.86	1.06	1.69	(.535)	1.76	2.96	2.31
	1975	-2.24	(.384)	(.681)	.793	1.61	.977	2.43	4.53	1.96
log(P ₃ /P ₄)	1955	-2.38	(.0458)	(.542)	1.94	1.51	(.563)	3.12	2.00	(.972)
	1965	-.978	(.124)	(.269)	1.06	.855	(.317)	2.81	1.55	(1.62)
	1975	-.895	(.134)	-.807	.904	.828	(.464)	3.05	2.71	(.386)
log(P ₁ /P ₃)	1955	-2.53	1.58	3.16	-.951	(.179)	(.588)	(.714)	1.30	3.36
	1965	-2.47	1.43	2.78	(.535)	(.548)	(.578)	-.957	.996	3.55
	1975	-2.14	.706	1.96	(.0114)	.515	.957	-.645	1.15	4.00
log(P ₂ /P ₃)	1955	-.865	1.07	1.68	-.670	.526	.623	-.894	1.54	(.585)
	1965	-.880	.929	1.59	(.00176)	.835	(.218)	-1.05	1.41	(.686)
	1975	-1.35	.518	1.49	(.112)	.781	.513	-.620	1.82	1.58
log(P ₁ /P ₂)	1955	-1.67	(.504)	1.47	(.281)	-.705	(.0343)	(.179)	(.242)	2.78
	1965	-1.59	.498	1.20	(.536)	(.287)	(.360)	(.0951)	(.412)	2.87
	1975	-.794	(.188)	.473	(.123)	(.266)	.444	(.0246)	-.666	2.42

尤度比検定 1955年: $G^2=132.8$ df=111 $p=.0778$ 1965年: $G^2=104.8$ df=111 $p=.648$ 1975年: $G^2=165.2$ df=114 $p=.0012$

A₅₅が上述の議論に相当する。グラフの横軸は左から初等学歴者, 中等学歴者, 高等学歴者を表し, 縦軸は各カテゴリーに対応したログ・オッズ比の増減分を表す。この場合, 初等学歴者が基準カテゴリーであるから, 初等学歴者の縦軸の値は0である。なおグラフを見やすくするため, パラメーターが5%水準で有意でない場合も対応する縦軸の値を0とした。図2のグラフA₅₅から, 学歴が高くなるほど, 農林漁業に対して上級ノンマニュアルに入る可能性が高くなることかわかる。

また, 図2のグラフA₅₅, A₆₅, A₇₅を比較すれば, ログ・オッズ比log(P₁/P₄)に対する学歴の規定力の趨勢を見ることができる。図からわかるように, 1955年から1975年にかけて, 高等学歴者, 中等学歴者に対応する縦軸の値が小さくなっている。このことは農林漁業に対して上級ノンマニュアルに入る可能性に対する学歴の規定力が弱くなっていることを意味する。このような時点間比較では, 時点間でほかのすべてのパラメーターが変化したとして, あるパラメーターの変化が有意か否かを検定した。

図3, 図4も図2と同様に解釈できる。ただし横軸は左から農林漁業, マニュアル, 下級ノンマニュアル, 上

級ノンマニュアルを表す。以下, 図2, 図3, 図4を用いて, 各規定要因の規定力の趨勢分析を行う。ただし上述したように, 学歴では初等学歴が, 父職・初職では農林漁業が基準カテゴリーになっている。したがって本稿ではこれらの基準カテゴリーに関する積極的な分析は行わない。

3.2. 学歴の規定力の変化 (図2)

回帰モデルによる分析から, 学歴の規定力は20年間で徐々に弱くなったことがわかった。これに対し, ロジット・モデルによる分析から, 学歴の規定力は1955年と1965年で強かったが1975年になると弱くなったことがわかった。学歴の規定力が弱くなったという点で, 両モデルの分析結果は一致する。

(1) 学歴の規定力は1955年で強い。なぜなら学歴が高くなるほど, 農林漁業・マニュアルに対して下級ノンマニュアル・上級ノンマニュアルに入る可能性が高くなり(グラフA₅₅, B₅₅, D₅₅, E₅₅), 下級ノンマニュアルに対して上級ノンマニュアルに入る可能性が高くなるからだ(グラフF₅₅)。このパターンは1965年でも変わらない。

(2) 1975年になると, この規定力は弱くなった。1975年では, 1955年や1965年ほど一貫したパターン

横軸は左から初等学歴, 中等学歴, 高等学歴を表し, 縦軸は各カテゴリーに対応したログ・オッズ比の増減分を表す。

図2. 学歴の規定力の時点間変化

はみられない。グラフ A_{75} , D_{75} , E_{75} , F_{75} は 1955 年, 1965 年と同じパターンをみせているが, 推定値は小さくなっている (1965 年-1975 年間で, β_{11} , β_{12} , β_{21} , β_{41} の変化が 5% 水準で有意である)。また下級ノンマニュアル-農林漁業間で学歴の影響がなくなり (グラフ B_{75}), マニュアル-農林漁業間でも学歴の影響は明確でない (グラフ C_{75})。

3.3. 父職の規定力の変化 (図3)

回帰モデルによる分析では, 父職の規定力は 20 年間変化しなかったという結果を得た。ロジット・モデルによる分析でも, 図3を全体的にみる限り, 大きな変化はみられない。

しかし父職と現職が同一カテゴリーになる世襲の可能性に着目すると, 父職のカテゴリーごとに異なる変化がみられた。父職がマニュアル・下級ノンマニュアルの場合の規定力が弱くなっているのに対し, 父職が上級ノンマニュアルの場合の規定力は強くなっている。このことは, マニュアル・下級ノンマニュアルにおいて世代間移動が開放的になったのに対し, 上級ノンマニュアルにおいては閉鎖的になったことを意味する。

このような職業カテゴリーごとの違いは回帰モデルではみることができない。なぜなら回帰モデルでは, 説

横軸は左から農林漁業, マニュアル, 下級ノンマニュアル, 上級ノンマニュアルを表し, 縦軸は各カテゴリーに対応したログ・オッズ比の増減分を表す。

図3. 父職の規定力の時点間変化

明変数の父職はダミー変数化できるが, 被説明変数の現職は威信スコアのような連続量で測定しなければならないからだ。

(1) 父職が上級ノンマニュアルの場合の規定力は 1955 年で弱い。なぜなら父職が上級ノンマニュアルであることが現職で他の職業に対して上級ノンマニュアルに入る可能性を高めないからだ (グラフ A_{55} , D_{55} , F_{55})。

1965 年では, この規定力はさらに弱くなった。1955 年には有意だった β_{15} が有意でなくなったからだ (グラフ A_{55} から A_{65} への移行)。このことは, 父職が上級ノンマニュアルであることが農林漁業に対して上級ノンマニュアルに入る可能性に影響しないことを意味する。

しかし 1975 年になると, この規定力は 1955 年よりも強くなった。父職が上級ノンマニュアルの場合に対応するパラメーター β_{15} , β_{45} , β_{65} がすべて正で有意である (グラフ A_{75} , D_{75} , F_{75})。

(2) 父職が下級ノンマニュアルの場合の規定力は 1955 年で強い。なぜなら父職が下級ノンマニュアルだと, 現職でも下級ノンマニュアルに入る可能性が高くなるからだ (グラフ B_{55} , E_{55} , F_{55})。

1965 年では, この規定力は弱くなった。1955 年には

有意だった β_{64} が有意でなくなったからだ(グラフ F_{55} から F_{65} への移行). このパターンは1975年でも変わらない(グラフ B_{75} , E_{75} , F_{75}).

(3) 父職がマニュアルの場合の規定力は1955年で強い(グラフ C_{55} , D_{55} , E_{55}).

1965年では、この規定力は弱くなった. マニュアル・農林漁業間で、父職がマニュアルの場合に対応する β_{33} が1.94から1.06に減少している(グラフ C_{55} から C_{65} への移行). この変化は5%水準で有意である. また1955年に有意だった β_{43} と β_{53} が有意でなくなっている(グラフ D_{55} から D_{65} へ, E_{55} から E_{65} への移行). このパターンは1975年でも変わらない(グラフ C_{75} , D_{75} , E_{75}).

3.4. 初職の規定力の変化 (図4)

回帰モデルによる分析から、初職の規定力は20年間で強くなったことがわかった. 一方、ロジット・モデルによる分析では、図4を全体的にみる限り、大きな変化はみられない.

横軸は左から農林漁業, マニュアル, 下級ノンマニュアル, 上級ノンマニュアルを表し, 縦軸は各カテゴリーに対応したログ・オッズ比の増減分を表す.

図4. 初職の規定力の時点間変化

しかし世代内移動の観点から、初職と現職が同一カテゴリーになる可能性に着目すると、初職のどのカテゴリーでも初職の規定力が強くなっていることがわかった. とりわけ初職が上級ノンマニュアルの場合の規定力が強いことがわかった. この発見も上級ノンマニュアルの閉鎖性を示している.

(1) 初職が上級ノンマニュアルの場合の規定力は1955年で強い. なぜなら初職が上級ノンマニュアルだと、現職でも上級ノンマニュアルに入る可能性が高くなるからだ(グラフ A_{55} , D_{55} , F_{55}). この規定力の強さは1965年でも1975年でも変わらない.

(2) 初職が下級ノンマニュアルの場合の規定力は1955年で弱い. なぜなら初職が下級ノンマニュアルであることは、現職で農林漁業・マニュアルに対して下級ノンマニュアルに入る可能性を高めるが(グラフ B_{55} , E_{55}), 上級ノンマニュアルに対して下級ノンマニュアルに入る可能性には影響しないからだ(グラフ F_{55}). このパターンは1965年でも変わらない(グラフ B_{65} , E_{65} , F_{65}).

1975年になると、この規定力は強くなった. 1955年, 1965年で有意でなかった β_{67} が有意になり(グラフ F_{75}), 初職が下級ノンマニュアルだと、現職でも他の職業に対して下級ノンマニュアルに入る可能性が高くなるからだ.

(3) 初職がマニュアルの場合の規定力は1955年で弱い. なぜなら初職がマニュアルであることは、現職で農林漁業・下級ノンマニュアルに対してマニュアルに入る可能性を高めるが(グラフ C_{55} , E_{55}), 現職で上級ノンマニュアルに対してマニュアルに入る可能性には影響しないからだ(グラフ D_{55}).

1965年になると、この規定力は強くなった. 1955年で有意でなかった β_{46} が有意になり(グラフ D_{55} から D_{65} への移行), 初職がマニュアルだと、現職でも他の職業に対してマニュアルに入る可能性が高くなるからだ. この規定力の強さは1975年でも変わらない(グラフ C_{75} , D_{75} , E_{75}).

4. 結 び

回帰モデルによる分析結果とロジット・モデルによる分析結果を比較し、その相違点を検討する.

回帰モデルによる分析でもロジット・モデルによる分析でも、学歴の規定力が弱くなっていることがわかった. この理由の一つとして、高学歴化の影響が考えられる. つまり、20年間で高学歴化が進展したため、

学歴格差が減少し、学歴の現職に対する規定力が弱くなったのだろう。

初職の規定力が強くなっていることも回帰モデルとロジット・モデルで一致する。これは20年間で初職→現職という地位達成経路が確立されたためだろう。特に、ロジット・モデルによる分析結果から、初職が上級ノンマニュアルの場合の規定力が3時点を通じて強いことがわかった。このことは上級ノンマニュアルの閉鎖性を意味する。つまり初職で上級ノンマニュアルに入ると他の職業へ移るよりも上級ノンマニュアルに留まる可能性が高くなる。

一方、父職の規定力の変化は回帰モデルとロジット・モデルで異なる。ロジット・モデルでは、父職が上級ノンマニュアルの場合の規定力は強くなり、父職が下級ノンマニュアル・マニュアルの場合の規定力は弱くなったという結果を得た。

父職が下級ノンマニュアル・マニュアルの場合の規定力が弱くなったということは、これらの職業カテゴリーに関して世代間移動の開放性が高まったことを意味する。このことは日本社会の産業化に伴う現象と考えられる。ところが父職が上級ノンマニュアルの場合は、世代間移動の開放性は低下している。このこともまた上級ノンマニュアルの閉鎖性を示唆する現象である。

この結果と異なり、回帰モデルでは、父職の規定力は変化しなかったという結果を得た。このように分析結果が異なる理由の一つとして次のことが考えられる。すなわち、父職が上級ノンマニュアルの場合の規定力と父職が下級ノンマニュアル・マニュアルの場合の規定力が反対方向に変化したため、威信スコアで測定した父職・現職を用いる回帰モデルでは、規定力に変化がみられなかったのだろう。

初職・父職の規定力に関するロジット・モデル分析から、社会移動における上級ノンマニュアルの閉鎖性が明らかになった。これは威信スコアで測定した現職を被説明変数に用いる回帰モデルでは分析できない点である。

全般的に、ロジット・モデルのほうが、職業の質的な違いを考慮しているので、詳細な分析ができる。しかしこのことは逆に回帰モデルのほうが情報の縮約に

優れていることを意味する。

またこのこととは別に、職業をカテゴリーにまとめるか威信スコアで測定するかという方法論的相違には階層研究の理論的背景の相違がある(鹿又, 1984)。ただしどちらのモデルが優れているかという議論は本末転倒であり、回帰モデルとロジット・モデルは異なる視点から現実を捉えていると考えるべきである。

謝 辞

東京大学の盛山和夫氏とイリノイ大学・慶応義塾大学の守島基博氏からロジット・モデル分析について有益な助言をいただいた。また盛山氏からは草稿に対する詳細なコメントもいただいた。両氏に深謝の意を表します。

参 考 文 献

- Aldrich, J.H. and Nelson, F.D. (1984) *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Sage.
- Amemiya, T. (1981) Qualitative Response Models: a survey. *Journal of Economic Literature*, 19, 1483-1536.
- Blau, P.M. and Duncan, O.D. (1967) *The American Occupational Structure*. Wiley.
- Boskin, M.J. (1974) A Conditional Logit Model of Occupational Choice. *Journal of Political Economy*, 82, 389-398.
- Featherman, D.L. and Hauser, R.M. (1978) *Opportunity and Change*. Academic Press.
- 鹿又伸夫 (1984) 地位達成分析の成果と課題. 社会学評論, 35, 145-161.
- Maddala, G.S. (1983) *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- 直井 優 (1979) 職業的地位尺度の構成. 富永健一編 日本の階層構造. 東京大学出版会.
- 佐和隆光 (1979) 回帰分析. 朝倉書店.
- Schmidt, P. and Strauss, R.P. (1975) The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models. *International Economic Review*, 16, 471-486.
- 富永健一 (1979) 社会階層と社会移動の趨勢分析. 富永健一編 日本の階層構造. 東京大学出版会.
- 富永健一編 (1979) 日本の階層構造. 東京大学出版会.

—1985年10月初稿受付, 1986年4月改稿受付—