

職業評定の一致度と間主観的階層構造

太郎丸 博

(光華女子大学文学部)

The Degree of Consensus on the Occupational Prestige Rating and Intersubjective Structure of Social Stratification

TAROHMARU Hiroshi

The aims of this paper are 1) to investigate the degree of consensus/dissensus on the occupational prestige rating in contemporary Japanese society and 2) to clarify what kind of occupations between which raters have dissensus on the ordering. After discussing the theoretical presuppositions of this paper, I calculate the degree of consensus between raters with the correlation coefficients. The average of the correlation coefficients is .51, not so much high. Then, I find that raters have dissensus on the ordering among relatively high prestige occupations, describing the intersubjective structure of social stratification as partial ordering relation system.

キーワード：社会階層、社会的地位、職業威信、生活世界、半順序関係

1 問題

職業威信が階層構造の重要な要素であることは、Featherman & Hauser (1976) のような極端な議論を除けば、多くの階層研究者の認めるところである。職業威信序列の性質を探求することは、その社会の”階層構造”の性質を探求することでもあるのだ。この職業威信は、社会成員の間主観的な職業評定によって（少なくとも操作的には）構成されている。もしも成員の間で職業威信に関して高い評定の一致が存在すれば、職業威信の序列は、成員たちの生活世界の中で、強い自明性と堅固さを持っており、職業威信スコアの妥当性も高いと考えていいだろう。逆に、もしも成員の間で職業威信に関して何らかの評定の不一致が存在すれば、その点に関しては職業威信の序列は成員たちの生活世界の中で必ずしも自明でも堅固でもなく、問題をはらんだものとなろう。当然、威信スコアの妥当性にも傷がつくことになる。このように、成員間の職業評定の一致の度合いは、当該社会の中の職業威信序列の性質（ひいては階層構造の性質）を知るうえで重要な問題なのである。

そこで、本稿の目的は、以下の3点を明らかにすることである。

- ・第一に、職業評定に関して、現代日本において、社会成員の間でどの程度、意見の一致が存在するのか（意見の不一致がある程度存在することについてはすでに太郎丸(1998)で示唆しておいた）。

- ・ 第二に、評定の不一致が大きいのは、どのような被評定職業の組み合わせにおいてか。
- ・ 第三に、ある程度、評定の不一致が存在する職業威信の序列をもつ階層構造は、全体としてどのような”かたち”をしているのか。

以下では、これらの問題を明らかにするため、1) いくつかの理論的前提を提示したうえで、2) 先行研究にならいながら、評定者間の評定パターンの類似性を相関係数を使って調べ、3) 被評定職業間の序列の食い違い率を計算することで、職業評定の不一致は、どのような職業の評定をめぐるものかを調べ、4) それをもとに、職業威信の序列を半順序のシステムとして（具体的には有向グラフを使って）記述する。

2 理論

2-1 階層概念の基本的前提

社会階層という概念は、社会を階層というメタファーでとらえようとする試みだ。『広辞苑』によれば、階層とは、第一に「建物の階の上下の層。一般に、段階的に層をなすものの各層」(新村 1991: 421)を意味する¹⁾。二番目にいわゆる社会階層の意味が出てくる。つまり、社会階層概念とは、社会を、建物の階の上下の層のように段階的に層をなしている総体とみなす概念なのである。このような世界像をもとに様々な階層研究がなされてきた。このように社会を階層メタファーでとらえる試みは、社会構造のある側面を強調することで鮮明な社会像を結ぶことを可能にする反面、別の側面を単純化し、見えなくしてしまう働きを持つ(Lakoff and Johnson 1980=1986)。

社会が段階的に層をなしていると考える以上、必然的に次のような単純化=基本的前提が伴う。すなわち、階層は段階的に上下に並んでいる以上、任意の二つの階層に関して必ず上下関係を定めることが出来るという前提である。この前提は、社会階層を職業によってとらえようとする場合にも同様に仮定されている。すなわち、任意の職業に関して必ず序列を定められるというわけだ²⁾。

任意の二つの階層に関して必ず上下関係を定めることが出来るという前提を、数学で表すと、「階層構造は順序システムである」と述べる事が出来る(Fararo 1970)。社会階層の構成要素を Parsons (1951=1974) にならって、役割と考える。ここでの役割とは職業のことだ。社会の中のすべての職業の集合を A とする。職業 x (A の要素)のほうが職業 y (A の要素) よりも上か、あるいは同じ高さに位置する場合、 xPy と表し、 x と y が同じ高さに位置する場合、 xIy ($\iff xPy$ かつ yPx) と表すことにする。この職業の上下関係を表す関係 P は、弱順序と呼ばれる関係の一種である。一般には任意の x, y, z に関して次のような性質を持つと考えられている。

- ・ 反射性：必ず xPx 。
- ・ 推移性： xPy かつ yPz ならば、 xPz 。
- ・ 完全性：必ず、 xPy または yPx が成り立つ。

このような関係を持つ職業のうち、同じ高さに位置する職業を一まとめにしたのが、Fararo(1970)の定義する階層である³⁾。

職業間の序列について弱順序の関係が成り立つという前提は、Hatt(1950)と安田(1971)のような希有の例外を除けば、ほとんどすべての階層論が暗黙のうちに仮定してきたものである⁴⁾。この事態は、必ずしも職業を重視しない階層論においても同じである。しかし、本当に職業間の序列について弱順序の関係が成り立つのだろうか？ここで疑義を提出しているのは、上で述べた職業の上下関係 P が持つ性質のうちの、完全性の仮定についてである。確かに職業 x と職業 y を比べた場合、「誰が見ても x の方が y よりも上だろう」と思われる場合もあるけれども、職業 x と y の上下関係について、判断を下しがたい場合もあるかもしれない。これは、職業 x と y は同じ高さに位置するという意味ではなく、x と y は同じ高さかどうかすらも判断しがたい場合をさして述べている。このような疑義は現代社会に存在する多種多様な職業を序列づけようとする場合、現実味を帯びてくる。とりわけ、職業威信のような階層指標は、次項で述べるような理由から、順序の完全性に関して検討を要するのである。

2-2 間主観的階層構造としての職業威信序列

職業の序列の付け方には、様々な方法がある。例えば、在職者の収入の中央値や教育年数の平均値などがそうである。これらの指標を用いれば、一意に職業にスコアを割り振ることが出来、その順序に問題が生じることはない。しかし、それらのスコアが職業の階層の高さを示しているかどうかについては、常に疑問が投げかけられてきた。そこで職業を序列づけるための指標として用いられるようになったのが、職業威信スコアである。

職業威信スコアの特徴は、職業の序列付けの根拠を社会成員の間主観的な職業評定に求める点である⁵⁾。「学歴は本当に階層の高さを示す指標になるのか？」とか、「収入だけでは階層の高さは決定できないのではないか？」といった疑問に根拠を与えているのは、社会成員に共有された階層に関するリアリティである。このリアリティと指標とのズレが指標の妥当性に疑問を抱かせるのである。成員のリアリティが階層指標に妥当性を与えているのなら、その成員のリアリティを直接「測定」してしまえばいい。そこで、社会成員の職業評定を調べ、その平均値を職業ごとに計算したのが職業威信スコアというわけである。つまり、職業威信スコアを階層指標とすることは、階層とは、人々の間主観性に本質的に依存していると見なすことである⁶⁾。このような観点に立てば、社会階層とは社会成員が間主観的に共有している断片的な職業の序列付けを、社会学者が分析的に総合したものであるといえる。

しかし、この職業威信スコアと社会の成員一人一人の持つ職業評定の関係は問題をはらんだものである。なぜなら、成員の間で職業の序列付けに関して合意が存在するとは限らないからだ。大半の社会成員は、日常的に職業の上下関係を主題として考えたり、コミュニケーションすることはあまりないだろう。もちろん、職業威信が主題化されることがま

れだとしても、仮に職業威信に関する知識が社会的に是認された知識のストック(Schutz 1962=1983:91-93)として成員の間で共有されているならば、成員たちは何らかの状況においてこの知識を利用し、職業の序列について一致した評定ができるだろう。しかし、逆にある種の職業間の威信序列が成員の間で自明性を獲得していないならば、仮にそれらの職業の威信序列が主題化された場合、成員の間で評定の不一致が生じるだろう。「大会社の社長」と「中小企業の事務員」なら威信の序列は自明かもしれないけれども、「公認会計士」と「プロスポーツ選手」とどちらが威信が高いかは、必ずしも自明ではないように思われる。すなわち、威信の序列が完全性を満たすとは限らないのだ(Coxon & Jones 1978:116-120)。もちろんコミュニケーションの過程で、このような評定の不一致は修正されるかもしれない⁷⁾。しかし、すべての職業の威信序列についてコミュニケーションするような状況は、ごく特殊な状況以外には考えにくい。「プロスポーツ選手」と「公認会計士」の上下関係などについて考える機会があるのは、職業威信研究者ぐらいのものだ。本当に任意の二つの職業間の序列付けを可能にするような社会的に是認された有意性(relevance)(Schutz 1964=1985: 108-112)の構造が存在するのだろうか。

次節では、まず、被評定職業全体の序列付けに関する一致の度合いを明らかにし、その後、4節で特にどのような職業の序列に関して不一致が大きいのか見ていくことにしよう。

3 評定者間の評定の一致度

3-1 概念の操作化

それでは、1995年SSM威信調査のデータを主として用いて、上で論じてきた問題を明らかにしていこう。まず職業評定概念の操作化をここでしておく。職業評定は、職業評定パターンで操作化する。すなわち、個人*i*の職業*k*(*k*=1, ..., *m*)に対する評定値を x_{ik} (=0, 25, 50, 75, 100)とすると、個人*i*の評定パターン x_i は、

$$x_i = (x_{i1}, \dots, x_{im})$$

で定義する。つまり、個人*i*の評定パターン(=職業評定)とは、個人*i*のすべての被評定職業に対する評定値の組み合わせ(ベクトル)のことである。

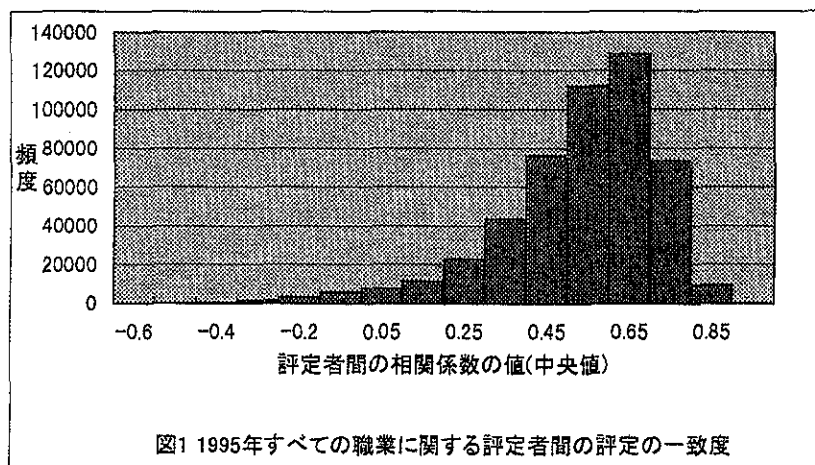
次に、個人*i*と個人*j*の評定の一致度について操作化しよう。評定者*i*と*j*の評定の一致度は、評定者*i*と*j*の評定パターンの相関係数 r_{ij} で定義する⁸⁾。すなわち、回答者*i*が高く評定する職業を回答者*j*も高く評定し、回答者*i*が低く評定する職業を回答者*j*も低く評定する傾向にあるほど、相関係数 r_{ij} は最大値1に近づく。すなわち、評定の一致度は大きくなる。二人が全く同じ評定をしたなら、相関係数(=評定の一致度)は最大値1をとる。逆に、回答者*i*が高く評定する職業を回答者*j*は低く評定し、回答者*i*が低く評定する職業を回答者*j*は高く評定する傾向にあるほど、相関係数=評定の一致度は最小値-1に近づく。

3-2 職業評定の一致度

1995年威信調査で、すべての職業について評定を下した回答者 996 人（無差別評定者は相関係数を計算できないので計算から除外）の評定パターン間の相関係数＝評定の一貫性を計算した。すべての回答者の組み合わせは、 ${}_{996}C_2 = 996 \times 995 \div 2 = 495,510$ 通りになる。このすべての組み合わせについて相関係数を計算すると、表 1 および図 1 のような結果になった。

表 1 すべての評定者間の評定パターンの相関係数の記述統計

	1995 全 56 職業	1975 全 82 職業	1995 年共通 52 職業	1975 年共通 52 職業
平均値	.51	.48	.52	.48
最大値	1	1	1	1
最小値	-.59	-.70	-.59	-.73
評定者数	996	1164	1002	1202



1995年のすべての被評定職業に関して評定の一貫性を計算すると、平均値は 0.51、最頻値は、0.6 から 0.7 の間である。1975年に比べると平均値は若干高くなっている。この数値から、人々の間にある程度の評定の一貫性は存在するけれども、とても完全な一致とはいえないことがわかる。念のため、評定者をランダムに 100 人弱のグループに分け、それぞれのグループ内の評定の一貫性を順位相関係数ケンドールのタウ(山本 1991)を使って計算したがほぼ同じ数値(0.49 から 0.52)が得られた。評定の一貫性に対する評定者の属性の効果も若干見られるけれども、ごく小さいものである⁹⁾。

3-3 評定の不一致それとも「測定」誤差？

ここで、このような評定パターン間の相関係数の低さを本当に社会成員の評定の不一致に帰しているのか検討しておこう。Balkwell, Bates & Garbin(1982)は、Guppy(1982)への反論の中で、このような評定の不一致が生じる原因として、ランダムな「測定」誤差を挙げている。Balkwell, et.al.(1982)よれば、この誤差は、評定者の認知能力の低さ (low levels

of cognitive skills) のために生じるとされる。つまり、認知能力の低い評定者は質問の意味を誤解して、「誤った」回答をするために、評定の不一致が生じるというわけだ。確かに質問文のワーディングが不適切な場合、回答者がこれを誤解して、調査者の意図とはズレた回答をすることは十分考えられる。

しかし、誤解が生じるにせよ、それが、「正しい」回答を中心とした確率正規分布（「ランダムな」とはこのことをおそらく指すのだろう）をなすと考えるのは、行き過ぎた単純化だ。よほど曖昧な（あるいは難解な）ワーディングをしない限り、質問の解釈の仕方はせいぜい 2,3 通りであり、しかも誤差の生じる方向も一定の方向（例えば全般に低く評定する）に偏ると考える方が、むしろ自然である¹⁰⁾。

もう少し具体的に考えてみよう。評定者は、1995 年の調査では 56 個の職業について評定するように、求められるのだが、彼らは、いったい何をどこでどう誤解するというのだろうか？ たとえば、評定者が「鉄道の駅員」を「鉄道の駅長」と誤解して評定してしまったとすれば、これは、「測定」誤差だ。しかし、このような誤差がそれほど頻繁に起きるとは思えない。

あるいは、「鉄道の駅員」に対するイメージが評定者ごとに異なっている場合、評定の不一致が生じるかもしれない。しかし、これは誤差ではない。この場合の評定の不一致は、「鉄道の駅員」に関する類型化された知識が、社会成員に十分に共有されていないことを意味する。そのことが職業を序列づける際の不一致となって生じたとしても、それはこの論文で主題としている評定の不一致の一種だ。

また、評定基準が評定者間で異なっているために、評定の不一致が大きくなっているとしても、やはりそれはこの論文で主題としている評定の不一致の一種だ。われわれは職業を序列づける際の有意性の構造を問題にしているのだから、職業を評定する際に組織化される知識（この場合、評定基準）が評定者間で異なっているために、評定の不一致が生じているとしても、やはりそれは実質的な評定の不一致であると考えてさしつかえない¹¹⁾。

さらに次のような事態も考えられる。本来評定の順序は一致しているのだが、評定者の本来の評定順序を正しく記述するためには、8 段階必要であるとしよう。しかしその場合、SSM 調査では、5 段階であるため、8 段階のうちいくつかの段階を統合して回答しなければならない。ところが、この段階の統合の仕方が評定者によって異なっている可能性がある。この場合、もしも 8 段階で評定をしてもらっていたならば、相関係数は 1 であったのに、5 段階で評定したために、相関係数は低くなってしまったということになる。もちろんこのような可能性は否定できないし、その場合は「測定」誤差が生じている。けれども、5 段階の幅で評定しているのは、全体の 22 パーセントにすぎない。また、そのような職業のカテゴリー化の相違も職業の類型的知識と順序づけの相違を示すものである。

以上のような検討から、評定パターン間の相関係数の低さは、「測定」誤差に起因する部分も若干あるものの、おおむね実質的な評定の不一致をあらわしていると判断する。

4 間主観的階層構造

前節での議論から、評定者の間に実質的な評定の不一致が存在していることが明らかになった。それでは、評定の不一致は、特にどのような職業間の序列付けにおいて大きいのだろうか。1 節でも述べたとおり、職業 A と職業 B の序列については、評定の不一致が大きいとしても、職業 A と職業 C の序列については、評定の不一致はほとんどないかもしれない。評定が一致している場合、職業 A と職業 C を威信スコアを用いて序列づけるのは妥当であるけれども、不一致がある程度以上大きい場合、職業 A と職業 C の序列付けを行うのは、本稿の立場からは認めがたい。

4-1 概念の操作化

職業間の序列付けの不一致度の指標として、食い違い率という指標を構成する。職業 A と B の食い違い率とは、職業 A よりも職業 B のほうが、威信スコアが高いにもかかわらず、職業 B よりも職業 A のほうを高く評定している人の人数 d_{AB} を職業 A と B を評定している人の数 N_{AB} で割った値 $e_{AB} = d_{AB}/N_{AB}$ のことであると定義する。逆に B より A の方が威信スコアが高い場合は、A よりも B の方を高く評定している人の割合のことを指す。つまり、 $e_{AB} = e_{BA}$ 。食い違い率にカウントされなかった人数 $N_{AB} - d_{AB}$ の中には、威信スコアの順序と同じ評定順序を考えている人と、二つの職業を同じ高さで評定している人の二種類が含まれている。つまり、あくまでも弱順序関係を検討するための指標であって、強順序関係を問題にしているのではないことに注意しなければならない。

この食い違い率をすべての職業の組み合わせについて計算した。表 2 は、行の職業の方を列の職業よりも高く評定している人の割合である。したがって、表 2 の下三角行列が食い違い率を示している。ただし、見やすくするために、食い違い率が 0.1 よりも小さい場合、**で置き換えてある。表 2 を見ると、太郎丸(1998)で、評定の不一致の存在が示唆された職業、プロスポーツ選手、看護婦、寺の住職、大会社の営業担当社員の食い違い率が全般に高いことがわかる。

4-2 職業威信の半順序関係

それでは、便宜的に食い違い率 0.19 以下の場合のみ、職業威信スコアにしたがって職業間の順序づけが可能であると見なして¹²⁾、職業威信の半順序関係(partial ordering relation)を構成してみよう¹³⁾。半順序関係とは、完全性を満たさない順序関係のことである。その結果が、図 2 である。図 2 は、ハッセ図(Fararo 1973=1980:101)と呼ばれる有向グラフの一種である。これは、順序の上のものから下のものに向かって矢印で結んだだけの図である。ただし、順序づけ不可能な職業の組み合わせに関しては、直接的にも間接的にも矢印では結ばれていない。例えば、「大会社の社長」と「裁判官」の間には、上下関係は存在しない。全体の傾向として明らかなのは、職業威信スコアの高い職業について評定の不一致が大きいということである。特に評定の不一致が際だっているのは、高級官僚(77.5)から市役所の課長(56.9) (威信スコアの順位でいうと 6 から 23 位) までの間である¹⁴⁾。しかもそれらの職業の半分以上(56 パーセント)は専門職である。特に際だっているのは、プロ

Table with columns 1-56 and rows of Japanese text. The text is organized into a grid where each row corresponds to a number in the left margin (1-56) and each column to a specific role or position (e.g., 1. 医 師, 2. 大 法 院 の 社 長, etc.). The grid contains numerical values and some text fragments, possibly representing a data set or a list of entries.

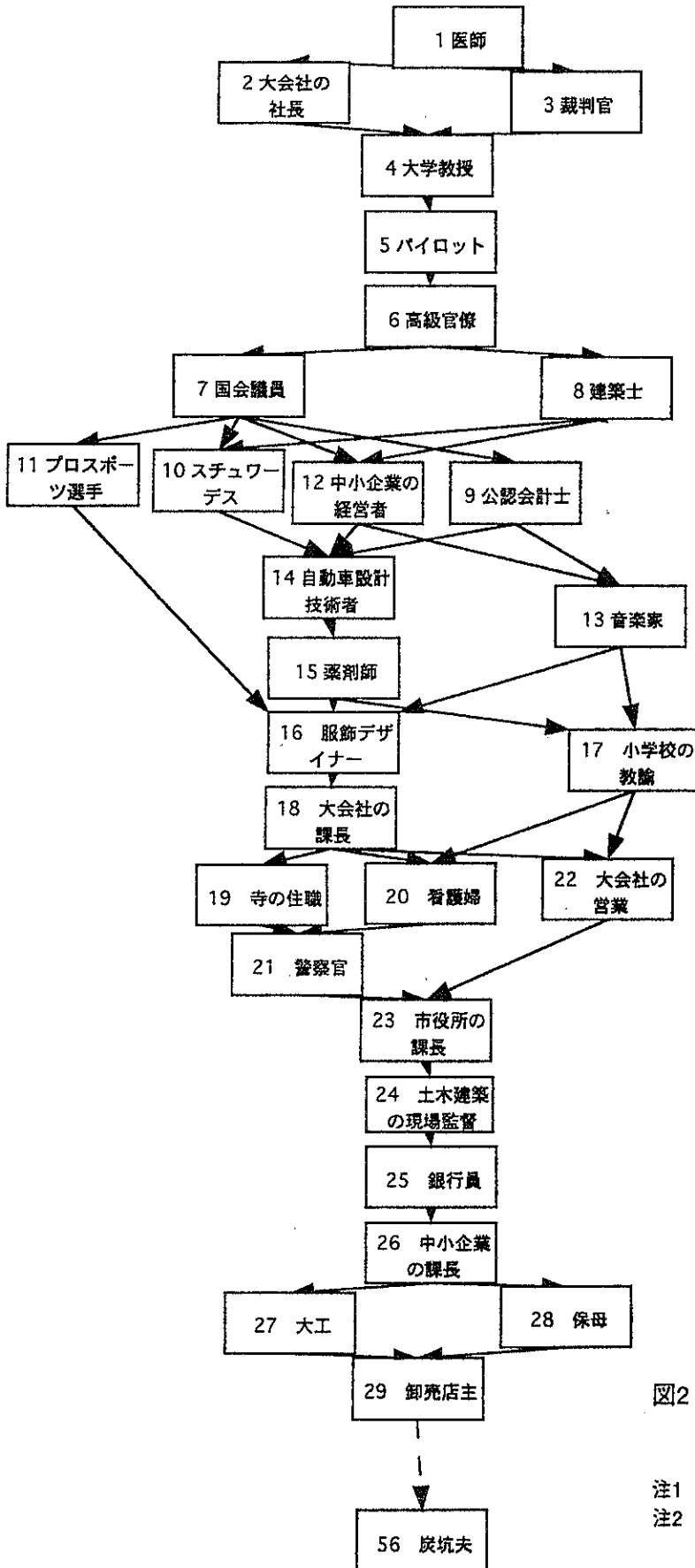


図2 職業威信の半順序関係を示すハッセ図

注1 数字は威信スコアの順位

注2 29位から56位までは、弱順序関係が成り立っているので省略

スポーツ選手で、7個の職業との間で序列付けできない。次いで、建築士、スチュワーデス、中小企業の経営者、公認会計士、小学校の教諭、寺の住職、大会社の営業担当社員は、それぞれ順序づけのできない職業が3つ以上あり、比較的序列付けの困難な職業であることがわかる。

4-3 議論

職業評定の食い違い率は、程度の問題であるから、早急な判断は控えるべきだけれども、図2のハッセ図から、次のような解釈が可能である。まず、職業威信が、市役所の課長より下の職業に関しては、威信スコアと食い違うような評定をする者はほとんどいない。つまり、低威信の職業に関してはおおむね弱順序関係が成り立っている。これに比べると、高威信の職業に関しては、食い違い率が高く、完全性を満たすような形で順序づけを行うのは困難である。

高威信の職業に関して評定が一致しない理由をいくつか考えることができる。1. 評定基準の食い違い。たとえば、知識の価値を重視するか、それとも社会に対する影響力を重視するかといった対立が考えられる。2. 職業の希少性。プロスポーツ選手や音楽家のように直接接する機会の少ない職業については、その職業に関する類型化された知識にばらつきが大きくなるのかもしれない。しかも、なぜ、低威信ではなく高威信の職業で評定の不一致が生じるのかも説明できなければならないのだけれども、今のところ適当な仮説が見つからない。いずれにせよ、今後検討を要する問題である。

4-4 威信スコアの妥当性

このような分析結果から性急に威信スコアの妥当性を否定するのは誤りである。順序づけ可能性の基準値を $e_{AB}=0.19$ とした場合、順序づけが不可能な組み合わせは、26通りで、これは、すべての職業の組み合わせ数 $56 \times 55 \div 2 = 1540$ のうち、たったの1.7パーセントである。もちろんこの割合は、基準値を下げれば、当然あがるはずなので、解釈の難しいところであるけれども、致命的といえるほど大きいとは言えない。また、威信スコアを用いて分析（例えば、パス解析を用いた地位達成モデル）をする際には、プロスポーツ選手のような順序づけの困難な職業は、欠損値として扱うような方法もある。職業威信スコアは、用い方や解釈に気をつけさえすれば、十分に有効な階層指標である。問題なのは、指標の性質をまったく吟味せずに安易にスコアを使用・解釈するような研究者の態度である。

しかし、いずれにせよ、すべての職業を職業威信に基づいて弱順序のシステムとして順序づけられるという幻想は捨てた方がよい。むしろ、間主観的に共有された階層構造は、半順序関係のシステムとして記述する方が適当である。

5 結論と残された課題

評定者間の評定の一致度は、.51、で、ある程度の一致の高さは示すものの、完全に一致しているとはとうてい言えない。現代日本社会には職業評定に関して不一致が存在する。このような評定の不一致は、比較的威信の高い職業の順序づけの食い違いから生じており、

職業威信の序列は、完全性を満たす弱順序としてではなく、部分的に順序関係を満たすような半順序システムとして記述する方が適切である。このような職業評定の不一致がどのような特徴を持つ評定者の間での不一致なのか、あるいは、評定の一致／不一致を生じさせるメカニズムはどのようなものか、といった問題は、今後の課題である。

注

- 1) Berger & Berger (1977=1979)は階層という言葉は地層をイメージさせると述べている。
- 2) 2-1の議論は、その他の階層論にも当てはまる。
- 3) 正確には、同値関係IによるAの商集合A/Iおよび、A/Iの要素である同値類(equivalence class) =階層の上下関係P*で定義される。また、Fararo(1970)においては、Aは職業の集合でなくてもよい。
- 4) Fararo (1970)およびその継承者たちは、階層の順序関係について十分に自覚的である。
- 5) Benoit-Smullyan(1944:157)によれば、「高い威信を持つ者は、(1) 賞賛の対象、(2) 敬服 (deference)の対象、(3) 模倣の対象、(4) 示唆のもと (source of suggestion)、(5) 人を引き付ける中心 (center of attraction) である」。しかし、職業威信スコアは、必ずしもこれらの特性を満たすような威信を「測定」してきたのではないことは明らかだ。調査設計者の意図から見ても、評定を尋ねるワーディングから見ても、職業威信スコアは、職業に対する一般的価値付け、Goldthorpe & Hope(1972)の言葉を借りれば、職業の相対的良さ(goodness)、望ましさ(desirability)、を「測定」してきたのである (Blaikie(1977)も参照)。以下では、職業威信とは、職業に対する社会成員の一般的価値付けにもとづく職業の社会的序列と定義することにする。
- 6) もちろんこのような議論に対しては、いくつかの立場から反論が可能である。例えば、Parsons(1940, 1953)や、よりデュルケムに近い都築論文のような議論である。これらの議論によれば、社会成員のリアリティは、本質的には、社会構造の反映であり、職業威信スコアは、成員の評定を通して社会システムの特徴を「測定」している。仮に職業評定に不一致があれば、それは、逸脱、ないしは誤差と見なされる。
- 7) Habermas(1981=1987)風にいえば、職業評定の妥当性要求に基づいて討議がなされ、その結果、合意へと導かれるような場合、評定の一致度は高まるかもしれない。
- 8) 評定の一致度の指標として順位相関係数を用いることも当然考えられる。しかし、以下のような理由からピアソンの相関計数を用いた。1) 順位相関係数は、ピアソンの相関係数に比べると一般に使われる頻度が低く、どの程度の数値ならば、「大きい」とか「小さい」とかいえるのかについて、研究者の間ではっきりした合意が存在しない。2) 分析に利用しているプログラム SPSS J7.5.1の制約上、100人以上の評定者間の順位相関係数を計算できない。3) 評定値の平均値を職業威信スコアとしていることから明らかなように、職業評定変数は、間隔尺度と見なしうるというのが職業威信研究の基本前提である。

- 9) 評定者を属性に分け、評定者間の評定の一致度の平均値を計算した。結果は以下の通りである。

表3 男女別、評定者間の評定パターンの相関係数の平均値

	N	男	女
MALE 男	472	.50	.51
FEMALE 女	524	.51	.52
合計	996	.50	.52

表4 年齢別、評定者間の評定パターンの相関係数の平均値

	N	20代	30代	40代	50代	60代
20代	128	.45	.49	.49	.49	.49
30代	174	.49	.52	.54	.54	.54
40代	274	.49	.54	.55	.55	.55
50代	227	.49	.54	.55	.55	.55
60代	188	.49	.54	.55	.55	.55
全体	996	.49	.53	.54	.54	.54

表5 評定者の職業8分類+無職別、評定者間の評定パターンの相関係数の平均値

	N	専門	管理	事務	販売	熟練	半熟練	非熟練	農業	無職
専門職	96	.51	.56	.53	.47	.50	.51	.51	.53	.52
管理職	22	.56	.56	.53	.52	.54	.55	.55	.58	.56
事務職	196	.53	.58	.55	.49	.52	.53	.53	.55	.54
販売職	91	.47	.52	.49	.43	.47	.47	.47	.49	.48
熟練マニュアル	145	.50	.54	.52	.47	.49	.50	.48	.51	.51
半熟練	100	.51	.55	.53	.47	.50	.51	.52	.54	.52
非熟練	38	.51	.55	.53	.47	.48	.52	.51	.53	.52
農業	41	.53	.58	.55	.49	.51	.54	.53	.55	.54
無職	263	.52	.56	.54	.48	.51	.52	.52	.54	.53
全体	992	.51	.55	.53	.46	.5	.5	.51	.53	.52

表6 評定者の学歴別、評定者間の評定パターンの相関係数の平均値

	N	中卒	高卒	短大・高専	大卒以上
中卒	213	.52	.52	.52	.54
高卒	527	.52	.53	.53	.55
短大・高専卒	97	.52	.53	.54	.56
大卒以上	155	.54	.55	.56	.58
全体	991	.52	.53	.54	.55

- 10) メイキングが行われる場合、誤差は、何らかの確率分布をなすと仮定してもいいと思われるが、そのような場合でも「正しい」回答を中心とした正規分布をなすとは限らない。むしろ、一様分布の方がマシなように思える。
- 11) 私は、職業認知や評定基準が重要ではないといっているのではない。それらが職業評定に及ぼす影響の検討は、評定の内的メカニズムを解明する際に重要な問題である。しかし、本稿の課題は、職業評定の一致度の検討を通して間主観的階層構造を探求することであ

る。職業認知や評価基準の検討は別稿に譲りたい。

- 12) 食い違い率がどれくらい大きければ、順序づけ可能かという問題は、どの程度の有意水準ならば、帰無仮説を棄却できるのかという問題と同じ種類の問題である。例えば、ガットマンの再現性係数は 0.9 以上（逆に見れば、尺度化できない部分が 0.1 未満）が目安だといわれる(Mciver & Carmines 1981)。これに比べれば、0.19 という数値はずいぶんと“甘い”基準である。ただし、係数の性質が異なるので一概に比較はできない。ちなみに、この 0.19 という数値は、0.15, 0.17, 0.18, 0.19, 0.2 という 5 通りの基準で、ハッセ図を作り、その中で、全体の傾向をつかめる範囲で最大の複雑性を持つと私が判断したものを選んだ。
- 13) ちなみに、ここでやろうとしていることは、ガットマンの POSA(Partial Ordering Scalogram Analysis) (林 1974, 沢田 1992) と基本的発想は似ている。個々の項目（この場合は個人の職業評定）の総和を使って新たに尺度を構成しようとするとき、ガットマンのいう意味で次元性が満たされない場合は、半順序関係として尺度を構成しようというわけだ。ただし、POSA を 5 値を持つ 1000 個の項目から構成するのは、著しい困難が伴う。
- 14) これは、威信スコアの低い職業の場合、評定の大半は、「ふつう」(50)にかたまってしまうことにも起因している。しかし、それも一種の評定の一致であるから、やはり比較可能だと見なしてよい。問題は、それらの低威信の職業の間で、実質的な威信の差があると見なすべきかどうかということである。この問題については、今後の課題としたい。

文献

- Balkwell, J. W., F. L. Bates, et al. 1982. "Does the Degree of Consensus on Occupational Status Evaluations Differ by Socioeconomic Stratum?: Response to Guppy." *Social Forces* 60(4): 1183-1189.
- Benoit-Smullyan, E. 1944. "Status, Status Types, and Status Interrelations." *American Sociological Review* 9: 151-161.
- Berger, P. L. and B. Berger. 1975. *Sociology: a biographical approach*. New York, Basic Books. 安江孝司〔ほか〕(訳) 1979. 『パーガー社会学』学習研究社.
- Blaikie, N. W. H. 1977. "The meaning and Measurement of Occupational Prestige." *Australian and New Zealand Journal of Sociology* 13(2): 102-115.
- Fararo, T. J. 1970. "Theoretical Studies in Status and Stratification." *General Systems* 15: 71-101.
- Fararo, T. 1973. *Mathematical Sociology; An introduction to fundamentals*. Wiley-Interscience. 西田春彦・安田三郎(監訳) 1980. 『数理社会学 I, II』紀伊国屋書店.
- Featherman, D. L. and R. M. Hauser. 1976. "Prestige or Socioeconomic Scales in the Study of Occupational Achievement." *Sociological Methods and Research* 4: 402-422.
- Goldthorpe, J. H. and K. Hope. 1972. "Occupational Grading and Occupational Prestige". In K. Hope (Ed.), *The Analysis of Social Mobility: Methods and*

- Approaches*, Oxford: Oxford University Press, 23-79.
- Guppy, N. 1982. "On Intersubjectivity and collective conscience in occupational prestige research: A comment on Balkwell-Bates-Garbin and Kraus-Schild-Hodge." *Social Forces* 60: 1178-1182.
- Habermas, J. 1981. *Theorie des Kommunikativen Handelns*. Frankfurt/Main, Suhrkamp Verlag. 丸山高司・丸山徳次・厚東洋輔・森田数実・馬場宇瑛江・脇圭平 (訳) 1987. 『コミュニケーション的行為の理論 (下)』未来社.
- Hatt, P. K. 1950. "Occupation and Social Status." *American Journal of Sociology* 55: 533-543.
- Lakoff, G. and M. Johnson. 1980. *Metaphors We Live by*. Chicago, The University of Chicago Press. 渡辺昇一・楠瀬淳三 (訳) 1986. 『レトリックと人生』大修館書店.
- Mciver, J. P. and E.G. Carmines. 1981. *Unidimensional Scaling*. Newbury Park: Sage Publications.
- Parsons, T. 1940. "An Analytical Approach to the Theory of Social Stratification." *American Journal of Sociology* 45: 841-862.
- Parsons, T. 1951. *Social System*. New York, Free Press. 佐藤勉 (訳) 1974. 『社会体系論』青木書店.
- Parsons, T. 1953. "A Revised Analytical Approach to the Theory of Social Stratification." In R. Bendix and S. M. Lipset (Ed.), *Class, Status and Power: A reader in social stratification*, Glencoe: Free Press, 92-128.
- 沢田善太郎. 1992. 「部分尺度分析の論理と解法」『理論と方法』7(1): 67-86.
- Schutz, A. 1964. *Collected Papers I: The problem of social reality*. Hague, Martinus Nijhoff. 渡辺光・那須壽・西原和久 (訳) 1983, 1985. 『社会的現実の問題 I, II』マルジュ社.
- 新村出(編) 1991. 『広辞苑 第四版』岩波書店.
- 太郎丸博. 1998. 「職業評定値および職業威信スコアの基本的特性」本報告書所収.
- 山本嘉一郎. 1991. 「NONPAR CORR: 順位相関係数」三宅一郎・山本嘉一郎、他『新版 SPSS X III 解析編 2』東洋経済新報社 1-7.
- 安田三郎. 1971. 『社会移動の研究』東京大学出版会.