

# 職業威信評定の画一性・安定性仮説に関する一考察

安 藤 文 四 郎

## 内 容

1. 職業威信評定の画一性と安定性
2. 1つの思考実験
3. 評定パターンと評定内容の差異の吟味
4. 結 論

可能にする中等および高等教育制度の整備・発達。

一般にこれら3つの領域における諸制度ないし諸組織の構成原理が一致していればいるほど、またこれらの諸制度・諸組織のパフォーマンスのレベルと質が類似してくればくほど、職業構造のパターンの類似性もまた、増大傾向を示すと考えることができる。

ところで他方、さまざまに分化を遂げた近代的な職業が、人々によって序列的な社会的評価を受けているという事実もまた普遍的な現象である。職業的パフォーマンスに対する人々の社会的評価は、社会学者によって通常、職業威信 (occupational prestige) と呼ばれてきた。上述したように、近代産業社会において、職業構造に関して顕著な類似性が認められるとすれば、人々の各種職業に対する社会的評価のパターンについてはどうであろうか。職業構造そのものの類似性と同様、ここでも諸社会・諸国民の間で高度の類似性が見い出されるであろうか。それとも、各々の社会・国民に固有の文化や価値の伝統に規定されて、それぞれに異なった評価のパターンを示すであろうか。また一国内をとってみても、種々の社会的属性を異にするグループの間や異った地域の間で、職業威信評定に関してどの程度の意見の一致または差異が見い出されるであろうか。

このような問題関心に導かれて、これまで何人かの社会学者が職業威信評定に関する国際比較や、1国内における社会—経済的属性を異にするグループ間での差異の吟味を行ってきた。その結果かれらが見い出しのは、以下に述べるような全般的な画一性 (uniformity) と時間的な安定性 (stability) という事実であった。

### (1) 国際比較における職業威信評定の画一性

この分野における最初の本格的な国際的比較研究の試みは、A. Inkeles & P. H. Rossi (1956)

## 1. 職業威信評定の画一性と安定性

近代的な社会—経済システムを採用した諸社会において、1つの普遍的な過程として、社会的分業の加速度的な進展が見られることは周知の事実である。すなわち、様々な新しいタイプの職業がつきつぎに発生すると共に、職業の機能的な分化の過程が進行し、高度の専門化や特殊化を遂げた職業の数が圧倒的に増大し、またそれらの社会的な意義も著しく高まってゆく過程が見られるのである。このような過程が進行することによって、近代化された諸社会においては、それに先立つ前近代社会の類型の相違や伝統的文化のパターンの懸隔にもかかわらず、社会構造や社会生活の重要な諸側面において数多くの類似性や一致点が見い出されるようになってきた。職業構造における類似性の増大は、近代的な社会—経済システムの採用をもたらすこのような諸帰結のうちでも、最も重要なもののうちの1つであろう。

しかし、このような職業構造の類似性の増大傾向を生み出す、直接的な因果的諸要因が何であるかについて、またそれら諸要因のうちで最も重要なものが何であるかについては諸説がある。この場合でも、単純な形での経済的決定論や産業化論には問題があり、少なくとも次の3つの要因を同時に考慮に入れておくことが不可欠であろう。

- ① 近代的な法治国家の機構の整備・発達、
- ② 経済的な生産—流通—消費の近代的技術と制度、すなわち産業システムの発展水準、
- ③ 専門的および技術的人材の継続的な育成を

によって手掛けられた。かれらは、当時入手することのできた6つの産業化の進んだ社会（アメリカ合衆国、イギリス、ソ連、日本、ニュー・ゼーランド、ドイツ）の比較を試みたが、かれらを導いた仮説は次のようなものであった。

- ① 19世紀後半以来、世界の多くの国々において産業システム、とりわけ工場制生産（the factory system of production）が導入されたが、このシステムは工場における経営者—管理のおよび事務的スタッフ—さまざまなレベルの技術者ないし技術的要員—現場の監督者—熟練・半熟練・非熟練の労働者というヒエラルキーに例示されるような、比較的標準的な一群の職業を伴っている。
- ② このような工場システムの下では、権威と責任とは、それぞれの仕事に要求される技術的または管理的能力（competence）の程度に大体応じて配分される。
- ③ さらに、物質的および社会的報償は、能力のレベルおよび権威と責任の程度と密接に結びついている。

このような、産業システム内部での職業分化→権限・責任の分化→報償の分化という仮説に導かれて、Inkeles & Rossi は、6つの産業社会における職業威信構造の比較を行ったのであるが、かれらがそこで見出したのは予想通りの極めて高い一致性であった。かれらは、比較すべき国の対（ペア）に共通している職業について、それらの威信スコアの積率相関係数（ただしドイツとの比較の場合に限り順位相関係数）を求め、それを以って職業威信構造の類似性の尺度とした。かれらの示すデータによれば、全部で15個の相関係数のうち、英国とニュージー・ランドおよび英国とドイツとの間の値.97を最高に、.90以上の値をとるものが12、.80以下のものは日本とソ連との間の.74唯一つであった。しかも、.90以下の値を示した3つの比較の対は、すべてソ連を含んでいたが、その際比較されたのは僅か7つの職業に過ぎないという悪条件があった。（表1参照）

このような、全体として極めて高い相関係数の値を前にして、かれらは「社会文化的背景の多様性にもかかわらず、広範囲の職業の相対的威信に関して、偶然の符合をはるかに越える、極めて高いレベルの一致（an extremely high level of agreement）」が6つの近代的な産業社会の間に存在すると結論した（Op. cit., p. 339）。これによってかれらは、産業システムの導入と発達に職業構造の類似性のみならず、ある一定不変の職業威信ヒエラルキーをも生み出すにはおかないという、前述の仮説が大旨確かめられたと考えたのである。<sup>1)</sup>

しかし、このような単純な産業化論の立場は、間もなく見事に反証されることになった。かれらの仮説の論理的帰結によれば、産業化の発展レベルを異にする社会、とりわけ産業化の進展が著しい先進社会と、産業化が緒に就いたばかりの低開発社会との間では、職業威信構造に大きな差異が存在して然るべきであった。だが、この予想は事実によって反駁されたのである。

先ず、E. A. Tiryakian (1958) が1954年から1955年にかけてフィリピンのルソン島で行った威信調査の結果を報告し、次いで R. M. Thomas (1962) が1961年のインドネシア西ジャワ島における調査データを発表した。かれらはそれぞれ、Inkeles & Rossi が示したデータを使って、産業的先進国と当時においては前産業的農業国であったフィリピンおよびインドネシアにおける職業威信ヒエラルキーの間の異同を検討した。かれらは共に順位相関係数によって検討を試みたが、その計算結果は Inkeles & Rossi のデータ（但し比較可能な職業数が極めて少ないソ連を除いてある）と共に、表1に示してある。この表からわかるように、フィリピンとインドネシアの職業威信ランクと、先進工業国における威信ランクとの間には極めて高い一致度が存在しており、最も産業化が進展した国であるアメリカ合衆国との間にもそれぞれ.96と.94という高い順位相関係数の数字が示されている。こうして、産業化の水準だけで

(注1) もっともかれらも産業化だけでは説明しきれないことに気がついていた。6カ国の比較において最も差異の少なかった職業カテゴリーは、「産業的」職業ではなく「専門的」職業であり、たいぶ離れて「産業的」職業と「政治的」職業がこれに次いでいたからである。そこでかれらは、比較した国々がすべて国民国家である点とか、ある共通の必要と価値（needs and values）を共有している点などを指摘して補助的説明としている。（Inkeles & Rossi, op. cit., pp. 338—339）。

表1 5つの先進工業国と2つの低開発国の間での職業威信ランクの一致度

(主対角線の右上が相関係数, 左下は比較可能であった職業の数)

国名 (データの発表年)	日本 (1952)	英国 (1950)	ニュージーランド (1953)	合衆国 (1947)	ドイツ (1954)	フィリピン (1958)	インドネシア (1962)
日本	—	.92	.91	.93	.93	.93	.92
英国	14	—	.97	.94	.97	.96	.92
ニュージーランド	14	30	—	.97	.96	.96	.92
合衆国	25	24	24	—	.96	.96	.94
ドイツ	19	12	12	20	—	.83	.94
フィリピン	14	10	10	18	13	—	.95*
インドネシア	11	12	12	20	12	15	—

注1. ドイツ, フィリピン, インドネシアを含む比較については順位相関係数, 他はすべて積率相関係数。

注2. データの出所: Inkeles & Rossi (1956), pp. 331—332; Tiryakian (1958), p. 398; Thomas (1962), pp. 562—564. 但し, \*印は筆者の計算による。

職業威信構造の類似性を説明することは不可能であることが明らかになった。

Inkeles & Rossi (1956) は前記の論文の中で, 産業化のレベルをほぼ同じくする諸社会においては, 文化的背景が職業威信構造に及ぼす影響はマイナーなものにとどまるという立場をとり, みずからのそのような立場を「文化論者(culturalist)」に対する「構造論者(structuralist)」の立場として位置づけていた。だが, 上に見た Tiryakian (1958) と Thomas (1962) の低開発国における職業威信構造の研究は, ある諸条件(理論的 Black Box) がみだされていさえすれば, 文化の差異のみならず経済発展の段階すら職業威信ヒエラルキーの国民的形成に対してはマイナーな変異差をもたらすに過ぎないという新たな命題を, 社会学者に予感させずにはおかなかったのである。

このような新しい立場から若干の理論的解釈を示したのは, R. W. Hodge, D. J. Treiman & P. H. Rossi (1966) のグループであった。かれらは, 11の西洋諸国(ソ連圏およびアングロサクソン諸国を含む)と11の非西洋諸国, それにグアムを加えた合計23の社会で行なわれた職業威信調査の結果と, アメリカでの1963年の調査の結果とを比較するという方法を採用した<sup>2)</sup>。かれらの報告によれば, アメリカ合衆国と西洋諸国の間での, 共

通する職業に関する威信スコアの相関係数は.97(対ニュージーランド)から.79(対ポーランド)までの値をとり, その平均値は.92弱であった。また, 非西洋諸国と合衆国との相関係数は.95(対トルコ)から.79(対ベルギー領コンゴ)までの値をとり, その平均値は.91弱であった。すなわち, かれらのデータによっても, 各国の文化的伝統や産業化の水準の相違にもかかわらず, 職業威信構造の著しい類似性・画一性の存在することが確認されたのである。

Inkeles & Rossi においては先に見たように「構造論者」の立場が産業化論と密接に結びついていたのに対して, Hodge らのグループはこの結びつきを断ち切り, 上述のような結果を説明するために次のような新しい構造論的な解釈を示した。かれらによれば, 比較した24の社会はある共通の社会構造的特徴をもっている。すなわち, いずれの社会においても①相対的な分業の進展が見られ, その結果比較可能な職業構成が生じており, ②社会の維持に必要な諸機能の遂行を受けもつ特殊化した政治・宗教・経済・衛生・教育・福祉等の諸制度が存在している。かれらは, このような社会構造的特徴を備えている社会を「複合社会」(complex society)と呼び, 比較された24の社会はすべてこのような社会であったが故に, 高度

(注2) ここでいう西洋諸国は, オーストラリア(1953), カナダ(1947), デンマーク(1953), ドイツ(1950, 1952), 英国(1949), オランダ(1952), ニュージーランド(1952), ノルウェイ(1955), ポーランド(1958), スウェーデン(1958), ソ連(1950), 米国(1963)であり, 非西洋諸国は, ベルギー領コンゴ(1956), ブラジル(1955), チリー(1963), ガーナ(1961), インド(1954, 1960, 1962), インドネシア(1961), 象牙海岸(1963), 日本(1952, 1958), 北ローデシア(1959), フィリピン(1954), トルコ(1955)である。他にグアム(1962)。

に類似した職業威信構造を共有することになったと主張した。このような解釈は、先の Inkeles & Rossi の単純な産業化論の立場に対して、「職業および社会制度に関する普遍的機能分化論」と呼びうるであろう。もちろん、このような解釈にも残された問題は数多い。しかし職業威信構造の理論に立ち入った検討を加えるのは本稿の課題ではないので、ここでは現在の一応の到達点を示すにとどめておく。

## (2) 国内諸グループ間の比較における画一性と時間的安定性

職業威信調査が発見した第二の事実は、さまざまに社会一経済的屬性を異にする国内諸グループ間においても職業威信ヒエラルキーに関して高い水準の意見の一致が見られるという事実であった。このことを、アメリカ合衆国、フィリピン、日本の場合について見ておこう。90の職業についての威信調査を行なった C. C. North & P. K. Hatt (1947) は、①地域差、②居住地の人口規模、③回答者の職業、④年令、⑤性別、⑥学歴、⑦経済水準の7つの指標に従って回答者の下位グループを作り、それら間での威信評定の差異を検討した結果、グループ間の差異は全体としてマイナーなものにとどまり、実質的な一致が存在すると報告した。E. A. Tiryakian (1958) も30の職業について評定させたフィリピンのケースについて、①年令、②性別、③地域性、④宗教、⑤所得、⑥学歴、⑦職業グループ、⑧言語の8つの指標に関して同様の検討を行なったが、たとえば農村地帯の回答者と都市部の回答者間での順位相関係数( $\rho$ )は実に.96であったし、4つの宗教グループ間での6つの順位相関係数( $\rho$ )の平均値は.96であり、4つの所得水準グループ間での $\rho$ の値は.98もしくは.99であった。また、3段階の学歴グループ間での $\rho$ はすべて.99であり、10の職業グループ間での45個の $\rho$ の平均値は.96であった。さらに4つの言語グループ間での $\rho$ の値は.92から.99までの値をとり、その平均値は.95であった。まさに驚くべき一致度である。

日本の場合についても同様のことが見い出される。直井(1977)は、1975年のSSM(社会階層と社会移動)全国調査の際、同時に行なわれた82

の職業に関する威信調査のデータを使い、①居住地域人口規模、②年令、③学歴、④従業上の地位、⑤職業、⑥従業先の規模、⑦個人所得の7つの指標を用いて同様の吟味を行なった。それによれば、これらの指標に従って分かれた下位グループ間での積率相関係数の値は全般に極めて高く最も低い値のものでもこの順に.938、.978、.975、.995、.975、.988、.993、.980というものであった。このように、社会一経済的屬性を大いに異なるグループの間にも、「偶然の符合をはるかに越える」(Inkeles & Rossi) 職業威信評定の類似性・画一性が存在しているように思われる。

職業威信調査はさらに、このようにして見い出された職業威信のヒエラルキーがそれぞれの社会において、時間的にも極めて安定的であるという結論を引き出してきた。アメリカ合衆国については、古くは M. E. Deeg & D. G. Paterson (1947) の報告があるが、ここではより最近の R. W. Hodge, P. M. Siegel & P. H. Rossi (1966) のものを取り上げよう。かれらは、1947年の NORC (National Opinion Research Center) の調査データと1963年の NORC データとの間に.990の積率相関係数を見出した(比較した職業数=90)。それだけでなく、かれらはさらに過去のデータにさかのぼり、1925年の G. S. Counts のデータと1963年 NORC データとの間に.934(職業数=29)、1940年の M. Smith のデータと1963年 NORC のデータとの間に.971(職業数=38)の相関係数値をそれぞれ見出したのである。このような結果から、このグループの人々は、「1925年以来、合衆国においては職業威信に実質的な変化は起こらなかった」(Op. Cit., p. 329)と結論している。

日本の場合については、1955年のSSM調査と1975年のSSM調査とに共通する32の職業について、職業カテゴリー毎の威信スコア(威信スコアの算出方式については後述)の平均値と、積率相関係数の値を表2に示しておいた。この表からわかるように、32の職業全体について言えば、平均にして約3点のスコアの低下が見られるものの、2つの時点での調査データの間には.975という高い相関が存在している。しかし、職業カテゴリー毎に見てみると、両時点間での威信スコアの安定性には多少のバラツキがある。マニュアルの

表2 '55年調査と'75年調査との間での職業威信スコアの安定度  
(平均値および積率相関係数, 1955年 SS M データおよび1975年 SSM データ)

職業カテゴリー	威信スコアの平均値		r =	比較した職業数
	'55	'75		
マニュアル	36	36	.943	16
農林漁を除く 農林漁	36	37	.948	12
	36	34	.990	4
ノン・マニュアル	60	54	.969	16
専門・技術 管理・事務 販売	76	69	.964	6
	59	51	.956	6
	37	36	.989	4
全職業	48	45	.975	32

(注) 32の職業名およびそれらの両時点における威信スコアについては、直井他(1977, p. 136)を見られたい。

全体とノン・マニュアルの全体とを比べてみると平均値ではノン・マニュアルの方が変動が大きく出ているが、相関係数をとればその逆が真である。相関係数の値で見ると農林的職業と販売的職業の威信スコアが最もきわ立って安定的であり、やや離れて専門的・技術的職業がこれに次ぎ、以下管理的・事務的職業、農林漁を除くマニュアルという順序になっている。このように、職業カテゴリー間のバラツキは無視できないものの、なお全体として見れば極めて高い安定性が20年を隔てた両調査データの間認められる、と言いうるであろう。

以上、やや詳細にわたって述べてきたことが、職業威信評定の国際的および国内的画一性、および安定性に関する現時点での知見であり、通説である。

## 2. 1つの思考実験

これまで見てきたように、多くの研究者が職業威信構造の画一性や安定性を示す証拠として相関係数の値を採用してきた。たしかにかねがね示す相関係数の値、およびわれわれここで計算した表2の値は、大部分が.90を上回っている。このような高い数字は社会科学においてはたしかに例外的な部類に属している。その意味で、相関係数の値のこのような高さが、比較された職業威信ヒエラルキーの画一性や安定性を示す一つの重要な証拠となっていることは否めない。だがしかし、比較された各威信調査の母集団と標本の統計学的性質

の違い、質問文の相違、威信スコアまたはランクの算出方式の異同といった、国際比較や古いデータとの比較にはつきものの細かな方法論上の問題点を別としても、次のようないくつかの検討の余地がなお残されている。

第1に、特に国際比較の場合など比較される職業の数がごく僅かであることを考慮すれば、見かけ上高い相関係数の値を示していても、実際にその値がどの程度 Inkeles & Rossi (1956) が言うように「偶然の符合をはるかに越える、極めて高いレベルの一致」を意味するものであるか、再度検討しておく必要があるであろう。第2には、相関係数のみを威信評定の類似性・一致性の尺度として用いることで事足りるとすることによって、いくつかの重要で注目するに値する事実が見失なわれていないかどうか、という問題である。本節では第1の問題に対して一つの照明を投ずることとし、第2の課題については次節において若干の側面からアプローチすることにした。

すでに見たように、異なる国の間で、または異なる時点の間で、ある共通する一群の職業に関して威信スコア(またはランク)の相関係数の値が極めて高いという事実は、少なくともそれらの共通する職業群のすべてについては、高い意見の一致が存在することを意味する、と解釈されてきた。しかし、このような解釈に対しては、当然次のような疑問が出される。すなわち、高い意見の一致が存在するのは比較した職業群のうちのある部分についてであり、その他の部分についてはさしたる意見の一致は見られない。それでも全体

として見た場合には相当に高い相関係数の値が出る、ということがありうるのではないかという疑問である。たとえば、農林的職業や一部の専門職に関しては人々の間に広範な意見の一致が見られるが、ブルーカラー職種のあるものについては極めて多様で異なった評価の仕方が存在している、という具合にである。いま、少し極端な場合について考えて見よう。

2つの国ないしグループの間で、N個の共通する職業について威信調査を行ったとする。そのうち、N-n個の職業に関しては両国ないし両グループを通じて人々の間に完全な意見の一致が見られるものとする。すなわち、これらの職業の威信スコアは一定不変の固定的な値をとるものと考え、これに対して、残りのn個の職業に関しては、人々の評価は極端にマチマチであり、個々人の与える評定は完全にバラバラの値をとるものと仮定する。すなわち、理想的には乱数表を引くことによって、完全にランダムなスコアが各回答者によって与えられているものとする。このような事態の一般的な場合を示すと、表3のようになるであろう。

表3 N個の職業のうちn個がランダムに評定され、N-n個の威信スコアが固定している場合の一般的表示

職業名 (通し番号)	職業威信スコア	
	グループ1	グループ2
1	a <sub>1</sub>	a <sub>1</sub>
2	a <sub>2</sub>	a <sub>2</sub>
3	x <sub>1</sub>	x' <sub>1</sub>
4	a <sub>3</sub>	a <sub>3</sub>
⋮	⋮	⋮
i	x <sub>2</sub>	x' <sub>2</sub>
⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮
j	a <sub>k</sub>	a <sub>k</sub>
j+1	x <sub>n</sub>	x' <sub>n</sub>
⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮
N	a <sub>N-n</sub>	a <sub>N-n</sub>

ここでは、威信スコアの固定しているものがaで、ランダムなスコアをとると仮定されているものがxおよびx'で示されている。さらにここでは特に、次のような仮定を追加する。すなわち  $\{X|X=x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ,  $\{X'|X'=x'_1, x'_2,$

……, x'\_n} は共にαを上限、βを下限とし、その平均値(期待値)は(α+β)/2であるとする。これは、人々がn個の職業に関して、ある値  $\bar{m} = (\alpha + \beta) / 2$  を目安として、その上下にランダムに評定するというものであって、さほど不自然なものではないであろう。たとえば、威信スコアの平均値がちょうど50になるように、上限を75、下限を25としてランダムにスコアを与えるという場合である。

このような仮定の下で、N個の職業威信評定スコアに関するグループ1とグループ2の間での積率相関係数  $r_{12}$  がどのような範囲の値をとるか見てみよう。

いまグループ1とグループ2における評定された職業威信スコアの総計をそれぞれ  $T_1, T_2$  とすると、

$$T_1 = \sum_i^{N-n} a_i + \sum_j^n x_j = \sum a_i + n \cdot \bar{m}$$

$$T_2 = \sum_i^{N-n} a_i + \sum_j^n x'_j = \sum a_i + n \cdot \bar{m}$$

$$\therefore T_1 = T_2. \text{ 但しここに, } \bar{m} = (\alpha + \beta) / 2.$$

$$r_{12} = \frac{(\sum_i^{N-n} a_i^2 + \sum_j^n x_j x'_j) - \frac{T_1 \cdot T_2}{N}}{\sqrt{(\sum_i^{N-n} a_i^2 + \sum_j^n x_j^2 - \frac{T_1^2}{N})(\sum_i^{N-n} a_i^2 + \sum_j^n x'_j^2 - \frac{T_2^2}{N})}}$$

ここでは、 $\sum a_i^2 - T_1^2 / N = K$  とおくと  $T_1 = T_2$  故、

$$r_{12} = \frac{(\sum_j^n x_j x'_j + K) / \sqrt{(\sum_j^n x_j^2 + K)(\sum_j^n x'_j^2 + K)}}{\sqrt{(\sum_j^n x_j^2 + K)(\sum_j^n x'_j^2 + K)}}$$

仮定より、 $r_{xx'} = 0$  であるから

$$\sum_j^n x_j x'_j - \frac{(\sum_j^n x_j)(\sum_j^n x'_j)}{n} = 0 \text{ となり,}$$

$$\sum_j^n x_j x'_j = \frac{(n \cdot \bar{m})(n \cdot \bar{m})}{n} = n \cdot \bar{m}^2.$$

$$\therefore r_{12} = (n \cdot \bar{m}^2 + K) / \sqrt{(\sum_j^n x_j^2 + K)(\sum_j^n x'_j^2 + K)}$$

$$\sum_j^n x_j^2, \sum_j^n x'_j^2 \text{ の最小値は共に } \frac{n(\alpha + \beta)^2}{4} = n \cdot \bar{m}^2$$

であり、その最大値はnが偶数のときには  $\frac{n}{2}(\alpha^2$

$+ \beta^2)$  であり、nが奇数のときには  $\frac{n-1}{2}(\alpha^2 + \beta^2)$

$+ \frac{(\alpha + \beta)^2}{4}$  であるから<sup>3)</sup>,

$$\begin{aligned} \text{Max}(r_{12}) &= (n \cdot \bar{m}^2 + K) / \sqrt{(n \cdot \bar{m}^2 + K)(n \cdot \bar{m}^2 + K)} \\ &= (n \cdot \bar{m}^2 + K) / (n \cdot \bar{m}^2 + K) = 1. \end{aligned}$$

すなわち、 $\sum x_j^2$ ,  $\sum x'j^2$  が共に理論上の最小値をとるときに、 $r_{12}$  は最大値 1 をとる。さらに、 $n$  が偶数であるか奇数であるかに応じて

$$(1) \quad M_{in}(r_{12}) = (n \cdot \bar{m}^2 + K) / \sqrt{\left\{ \frac{n}{2} (\alpha^2 + \beta^2) + K \right\}^2}$$

[ $n$ : 偶数]

または、

$$(2) \quad M_{in}(r_{12}) = (n \cdot \bar{m}^2 + K) / \sqrt{\left\{ \frac{n-1}{2} (\alpha^2 + \beta^2) + \bar{m}^2 \right\}^2}$$

[ $r$ : 奇数]。

すなわち、 $\sum x_j^2$ ,  $\sum x'j^2$  がそれぞれ理論上の最大値をとるときに、 $r_{12}$  は最小の値をとる。

上の式を用いて、いくつかの計算例を示そう。

(例 1) 1955年の SSM 調査によって得られた威信スコアを例にとってみる。32の評定された職業のうち、上位10と下位10のスコアについては固定されたもの、すなわち人々の間に完全な意見の一致が存在すると考える。全体の約3分の2弱を固定するわけである。そして、残りの12の職業については、上限を55(第10位の職業のスコア) 下限を37(下から10番目のスコア) とする範囲で、平均値が  $(55+37)/2=46$  となるようにデタラメに評定されるものとする。すると、

$$0.915 \leq r_{12} \leq 1$$

となる。すなわち、全体のおよそ3分の2に当る職業のスコアが固定されるならば、残りの3分の1について(上述の仮定の下で)まったくデタラメな仕方でも威信スコアを与えたとしても、最低でも.915の相関係数が見い出されるのである。

(例 2) 同じく1955年 SSM 調査のデータについて、上位8位、下位8位の職業威信スコアを固定する。すなわち、全体の半分の職業に関して人々の完全な意見の一致が存在すると考える。すると

$$0.719 \leq r_{12} \leq 1$$

となる。すなわち、上位4分の1、下位4分の1の職業に関して人々の評定が完全に一致しているとするならば、最低でも.72程度の相関係数の値

が得られることがわかる。.85程度の値がこの2つの実験グループの間に見い出されても不思議ではないことになる。

以上の例では、評定者たちが  $n$  個の職業に関して  $[\beta, \alpha]$  の範囲で平均値が  $\bar{m} = (\alpha + \beta)/2$  となるようにデタラメにスコアを与える、という条件を設定してあったが、スコアの与え方を実際の威信調査の方式に則したのにしてみよう。SSM 調査では、回答者に各職業を次のような5段階のいずれかに位置づけさせ、上から順に100点、75点、50点、25点、0点を与えて、その平均点を算出して威信スコアとしている。すなわち、

1. 「最も高い」 (100点)
2. 「やや高い」 (75点)
3. 「ふつう」 (50点)
4. 「やや低い」 (25点)
5. 「最も低い」 (0点)。

(例 3) 1975年 SSM 調査では82の職業が評定に用いられた。そこで、全体の3分の2に当る54の職業についての評定が次のように固定されている場合を考えてみよう。

1. 「最も高い」 6個
2. 「やや高い」 14個
3. 「ふつう」 14個
4. 「やや低い」 14個
5. 「最も低い」 6個

残りの28の職業は、「やや高い」を上限、「やや低い」を下限としてデタラメに位置づけられるものとする。但し、この場合でも、スコアの平均値が50点(「ふつう」に相当するスコア)となるものとする。すると、

$$0.731 \leq r_{12} \leq 1$$

全体の職業数が増えたために、先程の(例 1)の場合よりも最低値がかなり低くなっているが、それでも.86程度の数値が示されても驚くに当たらないことがわかる。

(例 4) 同じく82個の職業威信スコアのうち、次のように全体の約2分の1強を固定してみる。

1. 「最も高い」 6個
2. 「やや高い」 10個

- 3. 「ふつう」 10個
- 4. 「やや低い」10個
- 5. 「最も低い」6個

残りの40の職業については、(例3)のときと同様に「やや高い」を上限、「やや低い」を下限、50点を平均値とするようにデタラメな仕方で評定されるものとする。すると、

$$0.630 \leq r_{12} \leq 1$$

すなわち、半分の職業のスコアが固定され、残りの半分についてある仕方でデタラメの評定がなされたとしても、最低でも .63の相関係数の値が得られることがわかる。従って、このような場合には、.81 程度の相関係数値が得られてもなら驚くに価しないのである。

以上のような一連の思考実験から、第1節で見たように職業威信構造の画一性や安定性の有力な証拠として相関係数の値の高さを持ち出す場合には、その証拠能力を幾分かは差し引いて考えねばならない、と言いうるのであろう。評定に付された職業のうち、あるものについてはたしかに人々の威信評価が高度に一致しているが、他のもの、例えばその具体的な仕事の内容が人々に正確には理解されていない職業に関しては人々の評定がマチマチであり、時には全くデタラメに評定されているということも、決して起こりえないことではないからである。<sup>4)</sup> このような場合でも見かけ上の相関が高くなる危険性は、上の例から推測すれば比較される職業の数が少ないほど大きくなるように思われる。異なった国やグループの間で、職業

威信ヒエラルキーの異同を調べようとする場合、どのような職業カテゴリーの中からどれだけの数の職業を比較の目的で選ぶべきかという、基本的な方法論に関して未解決の課題がなお多く残されているのである。<sup>5)</sup>

### 3. 評定パターンと評定内容の差異の吟味

本稿の第2の、そしてより重要な課題は、職業威信構造の画一性や安定性を論ずるに当って、相関係数のみを唯一の尺度として取り上げることによってこれまで見失われてきたと思われる事実の若干の側面にアプローチすることである。まず第1の仕事として、人々の威信評定パターンが、社会一経済的属性にもとづく下位グループ毎に異なっていないかどうかを検討する。第2には、各評定者の評定内容そのものに立ち入って、社会一経済的属性にもとづくグループ間の相違が見られないかどうか調べてみたい。以下で吟味するのは、すべて1975年 SSM (社会階層と社会移動) 全国調査のデータを用いたものである。

#### (1) 評定パターンの吟味

ここで評定のパターンというのは、各評定者が全部で82ある職業のうち、いくつを「最も高い」と評定し、残りのうちのいくつを「やや高い」「ふつう」「やや低い」「最も低い」とそれぞれ評定したか、ということの意味している。1296名の回答者の平均パターンを調べると、「最も高い」が 5.82, 「やや高い」が 16.57, 「ふつう」が 36.80,

表4  $\chi^2$  値によって見た評定パターンの分布 (1)本人学歴別  
(累積パーセントと平均値, 1975 SSM データ)

学歴程度	$\chi^2$ の値の 分布 (累積%)				$\chi^2$ の 平均値	N =
	70.0以上	30.0以上	10.0以上	5.0以上		
1. 学歴なし 旧制尋常小	8.5	34.8	76.3	90.7	71.9	(118)
2. 旧制高等小 新制中学	13.4	36.8	78.3	95.7	110.6	(461)
3. 旧制中学 新制高校	9.9	38.2	80.7	95.9	98.6	(467)
4. 旧制高校 短大・高専	11.5	36.1	82.0	96.7	41.4	(61)
5. 大 学	15.1	45.2	87.6	95.2	136.5	(186)
全 体	11.8	38.3	80.5	95.4	103.2	(1293)



「やや低い」が15.38, 「最も低い」が5.70, DK・NA が1.73となっている。そこでこの平均的パターンからの逸脱の程度を示す尺度として,  $\chi^2$  (カイ2乗) を用いてみた。いま, 評定者  $j$  の評定パターンを, 「最も高い」から順に  $a_{1j}$  個,  $a_{2j}$  個,  $a_{3j}$  個,  $a_{4j}$  個,  $a_{5j}$  個,  $a_{6j}$  個とし, 上に述べた平均的パターンを同様に  $\alpha_1$  個,  $\alpha_2$  個, …… ,  $\alpha_6$  個とすると,  $\chi_j^2$  は次のように定義される。

$$\chi_j^2 = \sum_i^6 (a_{ij} - \alpha_i)^2 / \alpha_i$$

この  $\chi^2$  の値の分布の様子と平均値とが, 評定者の学歴程度, 職業, 所得水準によってどのように異なっているかを調べてみた。

表4は, 評定者の学歴程度別にこのことを見たものである。平均値によってみると, グループとして平均的パターンから最も逸脱しているのは大学卒のグループであり, 旧制高等小・新制中学卒のグループがそれに次いでいる。逆に平均的パターンに最も近いのは旧制高校・短大・高専のグループであり, 旧制尋常小のグループがこれに次い

でいる。旧制高校のグループの41.4という値は, 全体の平均値103.2から最も隔った数字でもある。このグループと, 学歴が一段階上の大学卒のグループとの間のコントラストはまことに著しい。表の  $\chi^2$  の値による評定者の分布の比率から予想される以上にこのような平均値の格差がこの2つのグループ間に生じているのは, 評定拒否者(すべての職業が DK・NA として処理される)を含む極端な逸脱の評定者が, 特に大学卒グループに多いことに起因している。これに対して, 学歴4のグループはこのような逸脱の評定者が最も少ないグループなのである。(ちなみに, すべての職業を DK・NA とした場合の  $\chi^2$  の値は約3810である。)

表5は, 同じことを職業についてみたものである。 $\chi^2$  の平均値によってみれば, 最も逸脱的であるのは零細な事業所で働いている非熟練労働者(ただこのグループは該当者が少ないので誤差の恐れが大きい)と専門的・技術的職業の人々である。この2つのグループからやや離れて農林的職

第5  $\chi^2$  値によって見た評定パターンの分布 (I) 本人職業別  
(累積パーセントと平均値, 1975 SSM データ)

職業 (SSM 大分類)	$\chi^2$ の値の分布 (累積%)				$\chi^2$ の平均値	(N=)
	70.0以上	30.0以上	10.0以上	5.0以上		
1. 専門・技術	13.7	49.5	83.2	95.8	232.0	( 95)
2. 管理	6.2	31.9	85.8	96.5	28.8	( 113)
3. 事務	30人以上	8.7	34.2	82.6	96.3	100.1 ( 161)
	1~29人	3.4	24.1	79.3	100.0	24.0 ( 29)
	全体	7.9	32.6	82.1	100.0	88.5 ( 190)
4. 販売	30人以上	10.5	44.7	81.6	100.0	39.2 ( 38)
	1~29人	9.1	43.4	78.8	92.9	80.7 ( 99)
	全体	9.5	43.8	79.6	100.0	69.2 ( 137)
5. 熟練	30人以上	16.8	41.6	85.1	99.9	45.9 ( 101)
	1~29人	14.2	38.5	77.2	93.2	81.7 ( 148)
	全体	15.3	39.8	80.7	100.0	67.2 ( 249)
6. 半熟練	30人以上	15.7	40.2	79.4	96.1	41.1 ( 102)
	1~29人	10.7	32.1	83.9	98.2	34.0 ( 56)
	全体	13.9	37.3	81.0	100.0	38.6 ( 158)
7. 非熟練	30人以上	14.0	38.0	84.0	94.0	118.1 ( 50)
	1~29人	5.9	35.3	70.6	94.1	247.7 ( 17)
	全体	11.9	37.3	80.6	100.0	151.0 ( 67)
8. 農林	14.0	36.8	78.4	94.2	178.4	( 171)
全体	11.9	38.3	81.2	95.7	97.5	(1180)

表6  $\chi^2$  値によって見た評定パターンの分布 (Ⅲ)本人所得水準別

(累積パーセントと平均, 1975 SSM データ)

所得水準 (個人年収, 万円)	$\chi^2$ の値の分布 (累積%)				$\chi^2$ の 平均値	(N=)
	70.0以上	30.0以上	10.0以上	5.0以上		
1. 0 ~ 75	15.2	44.7	77.1	62.4	113.8	(105)
2. 75 ~ 125	9.4	37.5	81.2	97.4	88.1	(192)
3. 125 ~ 175	11.9	37.1	78.5	93.3	74.4	(270)
4. 175 ~ 225	13.1	37.9	82.7	95.8	53.2	(214)
5. 225 ~ 275	8.0	35.6	77.9	95.7	101.1	(163)
6. 275 ~ 375	12.4	39.5	80.0	97.6	140.6	(170)
7. 375 ~ 475	14.6	35.4	81.2	97.9	193.4	(48)
8. 475 以上	10.4	31.2	81.2	93.7	109.5	(48)
全 体	11.6	37.8	79.9	95.5	95.3	(1210)

業が次いでいる。これら3つのグループでは、極めて逸脱的な評定パターンを示す回答者の数が他のグループに比べて比較的多い。反対に平均的評定パターンに相対的に近いのは、零細な事業所に勤める事務労働者、管理職に就いている人々、半熟練労働者、30人以上の販売、30人以上の熟練などである。これらの中で、専門・技術職と管理職との間での著しいコントラストは注目に価する。また、従業先の規模の効果をみると、 $\chi^2$  値の分布パターンで見ると、殆んど例外なく30人以上の中規模より大きい事業所に勤めている人々の方が零細な事業所で働いている人々よりも、逸脱的な評定者を多く輩出している。零細な所で働いている人々の評定パターンの方が、より平均的なパターンに近いのである。平均値で見るとこの傾向は必ずしも読みとれないが、それは零細な事務所で働いている評定者の中にしばしば極端に逸脱的な評定パターンを示す者が現われているため、平均値がそれによって引き上げられているからである。

表6は、今度は所得水準別に評定パターンを見たものである。平均値で見ると、年収475万円以上の水準8のグループを除けば、水準1から水準7までがちょうどV字型をなしている。すなわち、水準1から水準4までは所得の増加と共に $\chi^2$ の平均値は逓減し、水準4から水準7にかけては逆に所得と共に $\chi^2$ も逓増している。水準8の人数が少ないので、水準7と合併しても、このV字型は変わらない。このことは、先の表5で比較所得水準が高い職業グループである専門・技術職

と、所得水準が比較的低いグループである零細規模の非熟練労働者や農林的職業において共に $\chi^2$ の高い平均値が見られた、という事実と大体対応しているように思われる。表5における管理職層の平均値の低さが、表6における所得水準8の平均値の相対的落ち込みを生んでいるとも解釈しうるであろう。ただ $\chi^2$ 値の分布状態で見ると、平均値のときほどははっきりしたV字型の傾向は見い出せない。水準5で平均値が高くなったのは、極端な逸脱的評定者が含まれていたためであることがわかる。

(2) 評定内容の吟味

次に、評定の内容にどの程度の差異が認められるか吟味してみよう。この目的のために、不一致スコア D. S. (Disagreement Score) と不一致指数 I. D. (Index of Disagreement) を次のように定義する。いま、「最も高い」という評定から「最も低い」という評定まで、この順に5, 4, 3, 2, 1の威信スコアを与えることにする。こうして各評定者が82の職業に対して与える威信スコアにもとづいて、82の職業の平均威信スコアを求める。それらを  $\hat{m}_i$  ( $i=1, 82$ ) とし、職業*i*に対して評定者*j*が与えた威信スコアを  $s_{ij}$  とするとき、

$$(D. S.)_j = \sum_i^{82} |s_{ij} - \hat{m}_i| \quad (\text{Def.})$$

但し、職業*i*について DK.NA と答えた者に対しては、スコアとして  $\text{Max}|s - \hat{m}_i|$  を与えることにした ( $s=1, 2, \dots, 5$ )。

D. S. の総計には最大値があり、われわれの場

合にはそれは 207.1 である。しかしこの理論上の最大値は大きすぎ、これと (D. S.)<sub>j</sub> とを比較するのは適当でないで、むしろ次のように D. S. の期待値を考え、それに対する (D. S.)<sub>j</sub> の相対的な大きさを問題にする。

$$E(D. S.) = \sum_i \sum_k \frac{1}{5} |k - \hat{m}_i|$$

$$= \frac{1}{5} \sum_i \sum_k |k - \hat{m}_i| = 107.8$$

すなわち、各職業に対して 1 から 5 までの威信スコアが等確率で与えられる場合の不一致スコアの期待値を求め、それをすべての職業について総計したのが上の E(D. S.) である。これを用いて、不一致指数 (I. D.) を次のように定義する。

表 7 不一致指数 (I. D.) によって見た評定の差異 (I) 本人学歴別  
(累積パーセントと平均値, 1975SSM データ)

学 歴 程 度	I. D. の値による分布 (累積%)				I. D. の 平均値	(N=)
	0.7以上	0.5以上	0.4以上	0.3以上		
1. 学歴なし 旧制尋常小	14.4	35.6	61.0	93.2	.510	(118)
2. 旧制高等小 新制中学	11.3	37.5	62.4	96.3	.508	(461)
3. 旧制中学校 新制高校	6.6	24.2	53.5	92.9	.467	(467)
4. 旧制高校 短大・高専	6.6	26.3	46.0	95.1	.452	(61)
5. 大 学	5.9	22.0	45.7	91.9	.462	(186)
全 体	8.9	29.8	55.9	94.1	.484	(1293)

表 8 不一致指数 (I. D.) によって見た評定の差異 (I) 本人職業別  
(累積パーセントと平均値, 1975SSM データ)

職 業	I. D. の値による分布 (累積%)				I. D. の 平均値	(N=)
	0.7以上	0.5以上	0.4以上	0.3以上		
1. 専門・技術	7.4	24.2	54.7	91.6	.502	(95)
2. 管 理	2.7	16.0	39.9	91.2	.413	(113)
3. 事 務	30人以上	5.6	21.7	47.8	93.2	.456 (161)
	1~29人	0.0	24.1	51.7	93.1	.425 (29)
	全 体	4.7	22.1	48.4	93.2	.452 (190)
4. 販 売	30人以上	5.2	23.6	65.7	94.7	.455 (38)
	1~29人	10.1	32.3	57.6	96.0	.498 (99)
	全 体	8.8	29.9	59.9	95.6	.486 (137)
5. 熟 練	30人以上	10.9	38.7	57.5	92.1	.490 (101)
	1~29人	9.4	33.8	62.9	95.9	.491 (148)
	全 体	10.0	35.7	60.6	94.4	.490 (249)
6. 半熟練	30人以上	8.8	35.2	57.7	97.1	.475 (102)
	1~29人	12.5	32.1	66.0	96.4	.482 (56)
	全 体	10.1	34.2	60.8	96.8	.478 (158)
7. 非熟練	30人以上	12.0	36.0	66.0	94.0	.517 (50)
	1~29人	5.9	29.4	58.8	94.1	.523 (17)
	全 体	10.4	34.3	64.2	94.0	.518 (67)
8. 農 林	15.2	38.0	60.8	94.2	.536 (171)	
全 体	8.9	30.1	56.4	94.1	.483 (1180)	

表9 不一致指数 (I. D.) によって見た評定の差異 (Ⅱ) 所得水準別  
(累積パーセントと平均値, 1975SSM データ)

所得水準 (万円)	I. D. の値による分布 (累積%)				I. D. の 平均値	(N=)
	0.7以上	0.5以上	0.4以上	0.3以上		
1. 0 ~ 75	15.2	40.0	60.0	96.2	.527	( 105)
2. 75 ~ 125	8.9	34.4	65.7	95.3	.492	( 192)
3. 125 ~ 175	9.6	29.2	53.3	95.2	.474	( 270)
4. 175 ~ 225	7.0	30.8	57.4	94.9	.464	( 214)
5. 225 ~ 275	4.3	23.3	50.9	92.0	.459	( 163)
6. 275 ~ 375	7.7	24.2	52.4	91.8	.489	( 170)
7. 375 ~ 475	8.4	29.2	56.3	91.7	.505	( 48)
8. 475 以上	8.4	25.1	39.7	93.7	.462	( 48)
全 体	8.4	29.5	55.6	94.1	.481	(1210)

$$(I. D.)_j = (D. S.)_j / E(D. S.) \quad (Def.)$$

以下に掲げる表7から表9までは、この不一致指数 (I. D.) を用いて、社会一経済的下位グループ間に、どの程度の評定内容の差異が存在しているか調べたものである。

表7は、まず学歴程度別に吟味したものである。不一致指数の平均値によって見れば、学歴程度1, 2のグループと、学歴程度3, 4, 5のグループの間に1つの明確な境界線があるようである。このグループの区別は、中等学歴取得者とそれ以下の学歴グループの区別とみなされうる。職業威信評定の内容において、初等学歴 (義務教育レベル) のグループの方が、それ以上の学歴をもつ人々に比べて平均からより逸脱した評定をしがちなのである。中でも、学歴なし・旧制尋常小のグループが僅かではあるが最も高い不一致指数 (I. D.) の値をとっている。中等学歴以上のグループの中では、先程の評定パターンの分析の際と同じく、旧制高校・短大・高専のグループがここでも最も平均に近い評定を行なっていることが知られる。また大学卒のグループについては、その I. D. の値の分布と平均値から推測して、0.7以上の I. D. 値をとる回答者のなかに極端な逸脱の評定者が含まれていることを窺わせる。

表8は、職業別に評定内容の差異を見ようとしたものである。相対的に平均スコアに近い評定をしている人が多いのは、ここでも先の評定パターンのときと同様に管理的職業と零細な事業所に勤める事務職員層である。反対に、平均から隔っている度合いが強いのは、やはり農林的職業、非熟練労働者、専門・技術職、零細規模の販売従事者

などである。規模の効果を見ると、事務職を除いて他の4つの職業カテゴリーにおいては、規模が大きいところで働いているグループの方が、平均に近い評定を行なっていることがわかる。ただその差は販売を除けば僅かなものにとどまっている。

最後に、表9は所得水準別に I. D. の値の分布と平均値を見たものである。I. D. の平均値をみると、ここでも注目すべきことは水準1から水準7に至るまでの値の変化がV字型をなしていることである。ただ先の評定パターンの  $\chi^2$  の値に関しては水準4が底となっていたのに対し、ここでは水準5が底となっている点が異なっている。所得分布の両端付近に近づくほど、平均的な威信評定から逸脱した評定を行なう回答者の数と程度が高まっているのである。特に、最低の所得階層である水準1において最高の I. D. 値が見られることは注意を要するであろう。しかし、最高の所得階層である水準8の人々については今述べたことは当てはまらず、かれらの評定の仕方は2番目に I. D. 値の低いものであることが示されている。評定パターンに関しても、評定の内容に関しても、この高所得階層は特異な反応を示していると言える。

#### 4. 結 論

第2次大戦後各国で行なわれてきた職業威信調査によって、これまで①多くの国々の間において職業威信構造の実質的な一致が見られること、②国内の諸下位集団間の比較によっても、顕著な意見の一致が確認されること、③さらにこのような

職業威信構造は時間的にも安定的である(変化を遂げにくい)ことが通説として唱えられてきた。しかし、このようなことは、いくつかの留保なしには主張しえないことが本稿での検討によって明らかになったと思われる。

上述のような命題を支持する証拠としては、例外なく相関係数が唯一の尺度として用いられてきた。だが第1に、相関係数の値の高さは必ずしも比較されたすべての職業について同程度の意見の一致(ないし安定性)が存在することを意味してはいないことが示された。比較される職業の一部分についてのみ意見の一致が見られ、他の部分については全くデタラメな仕方では評価がされる場合にも、かなり高い相関係数の値が得られることが示されるのである。また、この問題に関連して、比較される職業タイトルの数とサンプリングの仕方でもまた重要な鍵を握っていることが示唆された(第3節)。

第2に、相関係数のみが唯一の尺度とされることによって、見失われてしまう側面のあることが指摘されねばならない。第4節において、威信評定のパターンと内容に関して、学歴別・職業別・所得水準別の差異が検出されないかどうか、それぞれ  $\chi^2$  値と本稿で定義された不一致指数(I. D.)とを用いて1975年のSSMデータに関して吟味してみた。その結果見出しされた諸事実のうちめばしいものをいくつか挙げておこう。<sup>6)</sup>

学歴については、威信評定の内容に関して初等学歴(義務教育レベル)以下の人々と、中等学歴以上の人々の間に一つの明瞭な差異が存在して、学歴の低い前者のグループの方が平均的評定からより逸脱的な評定をしがちであること。職業については、評定パターンと内容の両方を通じて専門・技術職、農林の職業、非熟練労働者の3つのグ

ループが平均よりきわ立って逸脱的であること。これに対して、管理的職業と小規模の企業に勤めている事務職のグループが、最も平均的評定パターンと評定内容に近い反応を示していること。最後に所得水準に関しては、最高の所得水準のグループを例外として、威信評定パターンについても内容に関しても、V字型のカーブを描いており、この事実は職業別に見た傾向と大体良く対応していること、などが指摘されうるであろう。もっとも本稿では、これらの発見された事実を系統的に説明する努力は払われていない。後日に残された課題としたい。(了)

## 引用文献

- DEEG, M. E. and D. G. PATERSON (1947), "Changes in Social Status of Occupations", *Occupations*, XXV: 205-8.
- HODGE, R. W., D. J. TREIMAN, and P. H. ROSSI (1966), "A Comparative Study of Occupational<sup>1</sup> Prestige", in R. BENDIX and S. M. LIPSET (eds.), *Class, Status, and Power*, 2nd ed. (The Free Press, 1966).
- HODGE, R. W., P. M. SIEGEL, and P. H. ROSSI (1966), "Occupational Prestige in the United States: 1925-1963", in BENDIX & LIPSET (eds.), *op. cit.*
- INKELES, A. and P. H. ROSSI (1956), "National Comparisons of Occupational Prestige", *Amer. Jour. Sociol.*, 61: 329-339.
- 直井優・鈴木達三(1977), 「職業の社会的評価の分析」, 『現代社会学』vol. 8-2.
- NORTH, C. C. and P. K. HATT (1947), "Jobs and Occupations: A Popular Evaluation", *Opinion News*, September I, 1947: 3-13.
- THOMAS, R. M. (1962), "Reinspecting A Structural Position on Occupational Prestige", *Amer. Jour. Sociol.*, 67:561-565.
- TIRYAKIAN, E. A. (1958), "The Prestige Evaluation of Occupations in an Underdeveloped Country: The Philippines". *Amer. Jour. Sociol.*, 63:390-399.

(注3)  $n$ 次元空間において、原点から平面  $x_1+x_2+\dots+x_n=n\cdot m$  上の1点  $P_0(x_{10}, x_{20}, \dots, x_{n0})$  までの距離を  $h$  とすると、 $x_{10}^2+x_{20}^2+\dots+x_{n0}^2=h^2$  であるから、この問題は、立体  $\beta \leq x_i \leq \alpha (i=1, n)$  の範囲で  $h^2$  の最小値、最大値を求めることに帰着する。従って、最小値は  $P_0$  が原点から上の平面に下した垂線の足であるときに、また最大値は  $P_0$  がこの平面と立体  $\beta \leq x_i \leq \alpha (i=1, n)$  との交点であるときに、それぞれ求められる。

(注4) 反対にまた、人々は自分の知らない職業についてはちょうど中間の評定(「ふつう」)を与えるかもしれない。この場合にも、もちろん相関係数  $r$  を高める上で大いに寄与することは言うまでもない。

(注5) この問題を整理すると、次のようになるであろう。①そもそも比較しようとする国々に共通に存在する職業についてしか、比較のしようがないこと。すなわち、たとえ各国に独自の職業群があったとしても、それらのもつ意味は検討の対象にならず、無視される他ないこと。②共通の職業群の集合から、調査にかける特定の職業

を選び出す理論的根拠または基準があいまいなままであること。すなわち、どの職業カテゴリーから、どういうウェイトで調査にかける職業を選ぶかということが、恣意的に決定されていること。

(注6) 同じ学歴、職業、所得水準にもとづく下位グループの中においても、評定パターン、評定内容ともに個人差がいたって大きいことも他方において忘れてはならない。