

職業威信秩序の自明性と中心／周辺 1975-2016

太郎丸 博

1. 問題

支配や社会秩序を維持しているのは、暴力をはじめとしたサンクションのシステムだけではない (Weber 1922=1960, 1962)。支配される人々が支配や秩序に正当性を認めたり、現行の秩序を自明で「自然」なものと認識することによっても、支配や秩序は維持されている (Schutz 1964 = 1983, 1985)。このような問題は社会学の重要な研究課題であるが、職業威信にかんするいくつかの研究も、このような支配／秩序の自明性に関する研究の流れに位置づけることが可能である。職業威信は、当初職業的地位の高さを数量化するために用いられ (Hatt 1950, Duncan 1961)、産業社会の構造の通文化的な類似性や相違を測る指標として用いられ (Treiman 1977, Kraus and Hodge 1987)、1980年頃から人々の社会認識の多様性／類似性を測るための指標として用いられるようになっていった (Coxon, et. al 1978, Guppy and Goyder 1984, 太郎丸 1998)。すべての社会成員がある職業の威信を高いと判断するならば、その職業の威信の高さはより自明で「自然」なものとなる。逆に社会成員の間である職業に関する評価がバラバラであるならば、その職業の威信の高さは議論の余地のあるものとなっていく。職業は階級と深く関係しているため、職業威信の自明性は階級的な支配秩序の自明性の問題でもある。

この論文では、1) このような職業威信評定の一致度が1975年から2016年のあいだにどのように変化した (あるいはしなかったのか) 検討し、2) さらに性別や学歴のような社会人口学的要因にどの程度影響されるのかについて検討する。第一の課題については前例がない。職業威信スコアの時系列的な変化については直井・鈴木 (1977)、原 (1999) や太郎丸 (2014) のようないくつかの検討例があるが、スコアのバラツキの変化については、先行研究は見当たらない。

2番目の問題に関しては、Zhou (2005) と Lynn and Ellerbach (2017) による米国の1989年のデータの検討があり、周辺的な評定者 (低学歴、黒人、女性、低階層) のほうが中心的な評定者よりも職業評定の一致度が低く、職業間の威信格差を小さく見積もる傾向があると報告されている。これは中心的な社会成員のほうが社会の公式的な威信秩序を強

く内面化しているのに対して、周辺の社会成員はこれにかわるオルタナティブな威信序列を共有していないからであると考えられる。このような傾向が現代日本においても存在するののかについて本稿では分析する。たった一つのデータセットだけで確認された分析結果の信頼性は必ずしも高くないが、異なる時代、国で類似の結果が得られれば、その主張の信頼性はぐっと増すであろう。そういう意味でも現代日本のデータを使った分析は必要なのである。

2. 評定の一致度の測定

職業威信評定の一致度を見たい場合、古典的には評定者をいくつかのサブグループ（例えば女性と男性）にわけ、グループごとに評定の平均値（つまり職業威信スコア）をそれぞれの被評定職業について計算し、その職業威信スコアの相関係数（職業をケース、サブグループを変数とみなす）を計算するという方法が用いられてきた。このような方法を用いた場合、職業威信評定の一致度は非常に高いことが知られている。

しかし、これらはサブグループ間の違いを見てはいるが、個人間の違いを見ていない。そこで、次の項で見るとおり、個人間の評定の（非）類似性をマンハッタン距離や相関係数で計算するようなアプローチが発展した。

個人間の（非）類似性

Lynn and Ellerbach (2017) では、マンハッタン距離が個人間の非類似性指標として用いられている。具体的には以下のように定義される。個人 i の職業 j に対する評定を Y_{ij} ($= 0, 25, 50, 75, 100$)、評定される職業の数を J とする。個人 a と b の評定の非類似性 D_{ab} は、以下のように定義される。

$$D_{ab} = \sum_j^J |Y_{aj} - Y_{bj}|.$$

ただし、これでは評定する職業の数によって非類似性が変わってしまうので、

$$\bar{D}_{ab} = \frac{\sum_j |Y_{aj} - Y_{bj}|}{J}$$

を平均距離と呼ぶことにし、この論文での距離の定義とすることにする。

いっぽう太郎丸 (1998) では評定ベクトル間の相関係数で評定の類似性が測定されてい

る。すなわち個人 i の評定ベクトルを $Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{ij})$ とすると、個人 a と b の評定類似性は Y_a と Y_b の相関係数（ピアソンの積率相関係数）と定義する。

マンハッタン距離も相関係数も、二つの評定ベクトルが完全に一致していれば類似性を最大とみなす点では一致しているが、職業評定の一致度を考える上で、無視し得ない違いがある。例えば、 $a \sim c$ の3人が1～5の職業について評定した結果、表1のようになったとしよう。

表1 3人の評定者の5つの職業に対する架空の評定

		被評定職業				
		1	2	3	4	5
評 定 者	a	0	0	25	25	50
	b	50	50	75	75	100
	c	50	50	25	25	0

これら3人の評定間の平均距離と相関係数は表2のようになる。 a と b のあいだの平均距離は50で他の組み合わせの距離より大きいですが、相関係数は1であり、最高の類似性を示している。これは、 a と b のあいだには、どの職業に関しても評定の高さにちょうど50の差があるが、 a が他の職業よりも相対的に高く評価する職業を b も相対的に高く評価しており、 a の評価を横軸、 b の評価を縦軸に配置して、5つの職業の評価を散布図にプロットすると完全な一直線上に並ぶからである。

表2 3人の評定ベクトル（表1）間の平均距離と相関係数

	平均距離				相関係数		
	a	b	c		a	b	c
a		50	30	a		1	-1
b	50		40	b	1		-1
c	30	40		c	-1	-1	

いっぽう a と c の距離は30でこの表の中ではもっとも小さいが、 a と c の相関係数は-1で、最大の非類似性を示している。これも上と同じ理由である。

どちらが（非）類似性の指標として適切かはケースバイケースであろうが、威信評定の一致度を見たい場合は相関係数のほうが適切であると考えられる。なぜなら、評定の最小値や最大値、分散や平均値をどうするかは評定者にまかされており、それらは相関係数に

はあまり影響を及ぼさないが、距離には比較的大きな影響を及ぼすからである。もっと厳密にいうならば、評定者*i*の心の中にある「真の」評定ベクトルを $L_i = (L_{i1}, L_{i2}, \dots, L_{ij})$ とすると、 L_i を適当に回答 Y_i に対応付けてやる必要がある。そのときに任意の職業*j*と*k*に関して、

$$L_{ij} \leq L_{ik} \rightarrow Y_{ij} \leq Y_{ik}$$

となるように回答していると想定されるが、それ以上の制約はどこにもない。それゆえ、このような対応付けのやり方には個人差が生じると考えられる。したがって、心の中の「真の」評定がまったく同じ二人の人がいたとしても、対応付けのやり方が違う場合、二人の回答は完全には一致しない。つまり、平均距離はゼロにならない。しかし、相関係数ならば、回答の平均や分散に依存しないので、上記の対応付けのやり方の違いに起因する誤差が小さいと期待できる。もちろん、こういった相関係数の頑健性は、回答者がどのような対応付け関数を持っているかに依存しているので、絶対的なものではないが、マンハッタン距離よりはずっと優れていると思われる。

威信秩序の「自明」性

職業間の威信秩序の自明性を扱う場合、上記の個人間の評定の類似性とは別の指標も考えられる。職業間の威信序列の自明性は、個人間の評定のバラつきが小さいほど、そして、職業間の威信スコアのバラつきが大きいほど高まると考えていいように思える。前者はまさに個人間の評定の類似性の問題であり、相関係数等によって測定できることはすでに述べたとおりである。しかし、相関係数もマンハッタン距離も職業間の威信スコアのバラつきを考慮していない。評定する個人間の一致度が同程度であれば、評定される職業間の威信の差が大きいほうが、それらの職業の間に威信の差があることは誰の目にも明らかになるはずである。既存の職業評定研究にはこの視点が欠けている。つまり、職業威信秩序の自明性を知るためには、評定者間のバラつきと職業間のバラつきの両方を同時に見たほうが適切であるということである。

以上の議論を数学的に記述しなおし、職業威信秩序の自明性の指標として、二種類の級内相関係数を導入しよう。職業*j*の威信スコア（つまり評定平均）を $\bar{Y}_{.j}$ 、職業威信スコアの平均を $\bar{Y}_{..}$ とすると、威信スコアの分散は

$$\frac{\sum_j (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2}{J - 1}$$

で定義できる。ただし、これは威信スコアのバラつきは考慮しているが、評定者間の評価のバラつきは考慮していない。両方を同時に考慮した指標として、級内相関係数（や本

稿では扱わないがクロンバックのアルファ) が考えられる。すなわち、交差分類マルチレベル・モデルの用語法で考えれば、個人*i*の職業*j*に対する評定 Y_{ij} は、個人の効果と職業の効果、そして両者の交互作用(残差と呼ぶことにする)に分けられる。これらをそれぞれ u_i, v_j, e_{ij} とすると、

$$Y_{ij} = \gamma + u_i + v_j + e_{ij}$$

である。ただし、 γ は切片(全体平均)を示す固定効果であり、 u_i, v_j, e_{ij} は平均がゼロでお互いに独立の正規分布に従うランダム効果であると仮定する。 Y_{ij}, u_i, v_j, e_{ij} の分散をそれぞれ $\sigma_Y^2, \sigma_u^2, \sigma_v^2, \sigma_e^2$ とすると、

$$\sigma_Y^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 + \sigma_e^2$$

である。級内相関係数(Intra-Class Correlation: ICC)はふつう

$$\text{ICC} = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_Y^2} = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2 + \sigma_e^2}$$

と定義できる。つまり、職業評定全体の分散に占める職業間の分散の比率である。これが大きいほど職業威信評定の自明性は高まるだろう。しかし、職業威信評定について考える場合、 σ_u^2 は除外したほうが適切なのにも思える。すなわち、

$$\text{ICC 改} = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_e^2}$$

という指標を使ったほうが、職業威信序列の自明性をうまく表しているかもしれない。なぜなら、 σ_u^2 は、どんな職業でも全般に高めに評定する人と、逆にどんな職業でも低めに評定する人がいるために生じる分散であり、これは職業の序列づけの不一致を表しているとは考えにくいからである。これはマンハッタン距離よりも相関係数のほうが適切であるという議論と同じロジックである。

以下では上のICCとICC改の2種類の級内相関を検討していく。なお、個々の指標をさす場合は「ICC」、「ICC改」と呼び、両方の総称として「級内相関係数」あるいは「級内相関」という語を用いる。相関係数や平均距離は、この報告では採用しない。なぜなら、これらのアプローチでは個人間で対比較をするので多数の計算をしなければならないうえ、区間推定等のためにはフルブートストラップしか方法がないので、計算に著しく時間がかかるからである。さらに本報告の問題関心からすると、上記のように威信スコアのバラつきを考慮していないという欠点もある。分析では、男女別や学歴別など、評定者の社会人口学的要因でサンプルを分割し、それぞれのグループでどの程度、級内相関係数が異なるのかを検討していく。

級内相関係数のサンプリング誤差を検討する際には、ブートストラップ区間推定(バラ

メトリック、パーセンタイル法、リサンプリングは500回)を用いる。また、職業レベルのランダム効果は、ブートストラップする際には「固定」する。つまりサンプルからの推定値を用い、乱数などで置き換えない。これは職業が無作為抽出されていないからであるが、厳密にはそのことがすべての職業について議論を一般化することを妨げている。ただし、2016年調査では2015年版SSM職業小分類(195程度)の約三分の二を評定してもらっているので、おおむね一般化可能であると考えられる。

3. データ

SSMの1975年威信票(直井・鈴木1977)、1995年威信票(都築1998)、2016年の威信調査データA, B, C票(元治恵子編の報告書が近刊)を用いる。1975年の回答者は男性のみなので、時代による違いを見るときには1995年と2016年に関しても男女別に分析するのを原則とする。従属変数は職業評定で5点尺度であるが、慣例に従って、上から100, 75, 50, 25, 0という値を割り振る。被評定職業数は、1975年が82、1995年は56、2016年は130である。ただし、2016年は調査票によって被評定職業がかなり異なっており、すべての調査票で10の職業の評定が尋ねられているが、40の被評定職業は調査票ごとに異なっているため、合計で $40 \times 3 + 10 = 130$ の職業が評定されている。評定者の従業上の地位は、内職が5人しかいなかったのをこれと自営業主と家族従業者をひとまとめにして「自営」と名付け、常時雇用されている一般従業者を「正規」と呼び、パート、派遣社員、契約社員、臨時雇用は予備的な分析の結果がほとんど同じだったため「非正規」として一つのカテゴリにまとめた。また、学生、無職で仕事を探している人、無職で仕事を探していない人はあわせて「無職」とした。そのため、従業上の地位は「役員等」、「正規」、「非正規」、「自営」、「無職」の5カテゴリに分類して分析する。学歴は大学院を大学と同じカテゴリにまとめ、短大、高専、専門学校をひとまとめにして「短大」とした。それゆえ学歴は、「中学」、「高校」、「短大」、「大学」の4カテゴリである。

本題の分析に入る前に、予備的分析として、DK.NAの多さが調査年と性別によってどの程度異なるのか確認しておこう。サンプルは調査年と性別、調査票の種類でサブサンプルに分割し、DK.NA率は被評定職業ごとに計算し(そのためサブサンプルごとに被評定職業の数だけDK.NA率が計算される)、それらのDK.NA率の記述統計をまとめたのが表3である。

DK.NA率は、調査年や評定者の性別、被評定職業によって異なるが、まず、全体的な傾向を見るためにDK.NA率の平均値から見てみよう。DK.NA率の平均値がもっとも低

表3 各サブサンプルの評定者数、被評定職業数、DK.NA 率の記述統計

	評定者数	被評定職業数	最小値	第1四分位点	中央値	平均値	第3四分位点	最大値
1975 男	1296	82	0.019	0.020	0.021	0.021	0.022	0.032
1995 男	566	56	0.025	0.027	0.028	0.030	0.032	0.049
1995 女	648	56	0.023	0.031	0.035	0.037	0.042	0.060
2016A 票男	114	50	0.026	0.035	0.035	0.035	0.035	0.053
2016A 票女	107	50	0.019	0.030	0.037	0.036	0.037	0.056
2016B 票男	108	50	0.000	0.019	0.019	0.019	0.019	0.028
2016B 票女	125	50	0.008	0.008	0.016	0.015	0.016	0.032
2016C 票男	122	50	0.008	0.025	0.025	0.024	0.025	0.041
2016C 票女	142	50	0.028	0.035	0.035	0.034	0.035	0.049

いのは2017年のB票女性の0.015、最も大きいのは1995年の女性の0.042である。つまり、2～4%程度の平均DK.NA率である。最大値が最も大きいのも1995年の女性だが、0.060であるから、推定に大きな影響を及ぼすほどではないと思われる。最小値や最大値を見ても外れ値は見当たらず、平均値を比較すれば十分であろう。

どちらかと言えば男性よりは女性のほうがDK.NA率は高いようであるが、一貫してそうになっているわけではなく、その差もせいぜい1ポイント程度で、男女差は無視してよさそうである。時代による違いを見ると75年から95年にかけて1ポイント程度のDK.NA率の上昇が見られるが、2016年は調査票や性別によってかなりばらつきが大きいことがわかる。A, B, C票をあわせた2016年のDK.NA率は男女それぞれ0.026, 0.028であるから95年から16年にかけては変化がほとんどない。

4. 分析結果

まず調査年別に被評定職業間、個人間、両者の交互作用（残差）の分散を推定した結果が表4である。被評定職業は無作為に抽出されていないので、全体的な平均を比較することに意味はあまりないが、1995年から2016年にかけて、男女とも全体平均が下がっている。これは1995年に評定されている職業は専門職が比較的多いものに対して、2016年ではできるだけ多くの職業を評定してもらうという方針をとったためマニュアルやサービスが多く評定されていることが一因であると思われる。職業間分散を見ると、最近になるほど分散が小さくなっている。個人間分散と残差分散は1995年が一番小さく、1975年と2016年で高い。

表4 1975-2016年データの交差分類ランダム効果モデルによる分散の推定

	75年男	95年男	95年女	16年男	16年女
全体平均	50.4 *** (1.8)	56.5 *** (1.8)	57.4 *** (1.8)	47.7 *** (1.2)	46.3 *** (1.2)
N	104033	30739	34945	16750	18171
評定者数	1274	555	633	343	370
被評定職業数	82	56	56	130	130
個人間分散	56.4	33.3	31.2	64.3	76.5
職業間分散	250.0	186.3	181.8	157.7	155.9
残差分散	303.8	203.9	184.0	230.8	225.5

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

この結果をもとに級内相関係数を計算した結果が図1である。これをみると、ICCもICC改も1995年で最も大きく、1975年と2016年で低い。つまり、職業威信序列の自明性は、1975年から1995年にかけて上昇したが、その後2016年にかけて減少しているように見える。ブートストラップで推定した95%信頼区間も重なっていないので、評定者のサンプリング誤差を考慮しても、調査年によって2種類の級内相関係数に変化があったといえる。ただし、職業は調査年ごとに調査設計者の意図にもとづいて選ばれているため、それが原因で職業間分散が変化しているという側面はあろう。ただし、1975年から1995年にかけては職業間分散が減少したにもかかわらず、それ以上の減少率で個人間分散や残差分散が縮小しており、そのことが級内相関係数を押し上げている。また、同様に1995年から2016年にかけても個人間分散や残差分散も増大しており、(断言はできないが)実質的な変化があるように見える。

男女で比較すると、1995年は女性のほうが級内相関係数が高いが、2016年では信頼区間が重なっており、有意な差はない。

次に2016年のデータを調査票別に分析した結果が表5である。全体平均をみるとB票が若干低いが、標準誤差の2倍のほうが全体平均の差よりも大きいので、調査票による全体平均の差は、どの組み合わせで比較しても有意ではない。B票は個人間分散がA票やC票より低い。職業間分散は男女ともA票よりB票、B票よりC票のほうが大きい。それ以外については特にはっきりした傾向はみられない。これらの推定値をもとに、二種類の級内相関係数(ICCとICC改)を計算した結果が図2である。男女で傾向に多少の違いはあるが、おおむね、A票よりB票、B票よりC票のほうが級内相関が高い。3種類の調査票では10個の共通の職業を評定してもらっているが、残りの40個は調査票ごとに異なっ

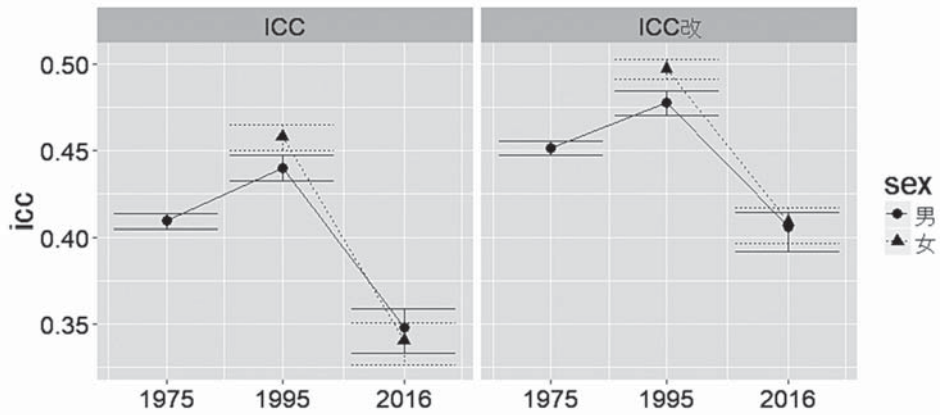


図1 調査年別級内相関係数
エラーバーは95%信頼区間

表5 2016年データの調査票別交差分類ランダム効果モデルによる分散の推定

	16年 A票男	16年 A票女	16年 B票男	16年 B票女	16年 C票男	16年 C票女
全体平均	48.7 *** (1.9)	48.0 *** (2.0)	45.3 *** (2.0)	44.7 *** (2.0)	47.6 *** (2.0)	45.3 *** (2.0)
N	5500	5158	5296	6157	5954	6856
評定者数	113	105	108	124	122	141
被評定職業数	50	50	50	50	50	50
個人間分散	82.0	119.0	50.2	47.3	57.4	68.6
職業間分散	141.7	132.9	169.5	176.1	171.6	170.6
残差分散	217.0	232.9	272.1	225.5	205.7	218.6

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

ている（しかもランダムに選んでいるわけではない）ので、被評定職業の違いが職業間分散の違いになっていると考えられる。

評定者の社会人口学的要因による威信序列の自明性の相違（2016年）

出生年、学歴、仕事、収入によって職業威信の自明性がどう異なるのか検討するために、2016年のデータを使い、これまでと同じように交差分類ランダム効果モデルを使って、サブグループごとの個人間分散、職業間分散、残差分散を推定し、それらをもとに級内相関係数を計算してグラフにした。出生年別の結果が表6である。これを見ると、出生年が最近の人ほど3種類の分散がすべて大きくなっている。これは要するに従属変数の分散が大

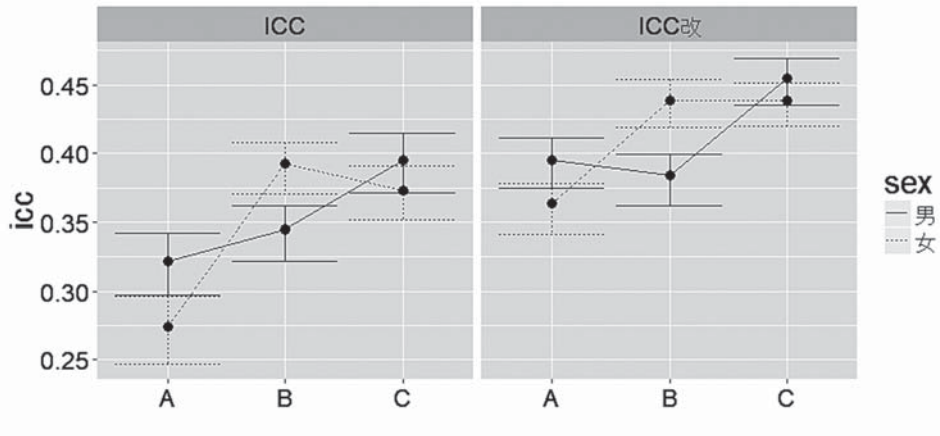


図2 2016年調査票別級内相関係数
エラーバーは95%信頼区間

表6 出生年別の交差分類ランダム効果モデルの推定結果

	1947-53	1954-64	1965-77	1978-96
全体平均	45.7 *** (1.1)	46.5 *** (1.1)	47.7 *** (1.4)	47.9 *** (1.5)
N	8248	8485	8996	9092
評定者数	174	171	183	183
被評定職業数	130	130	130	130
個人間分散	50.0	52.7	87.4	90.0
職業間分散	110.5	125.1	191.6	214.2
残差分散	195.7	170.7	245.5	278.1

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

きくなっているということであるが、データのマルチレベル構造を無視してプールデータで、4つの出生コーホートによる職業威信評定の分散が等しいかどうかを Flinger-Killeen 検定すると (Conover, et al. 1981)、0.1%水準で有意な違いがみられる。

これをもとに級内相関係数を計算した結果が図3であるが、級内相関係数は1953年以前よりも1954年以降のほうが大きい。ただし、この出生コーホートの区切り位置は機械的に出生年の四分位点に設定しているため、違った区切り位置にすると違った結果になる可能性はある。

従業上の地位別に同様の推定を行った結果が表7と図4である。やはり全体平均に顕著な違いは見られない。3種類の分散を見ると、どの分散も正規雇用は職業間分散と個人間分散が他の授業上の地位より大きく、残差分散も自営に次いで二番目に大きい。無職と自

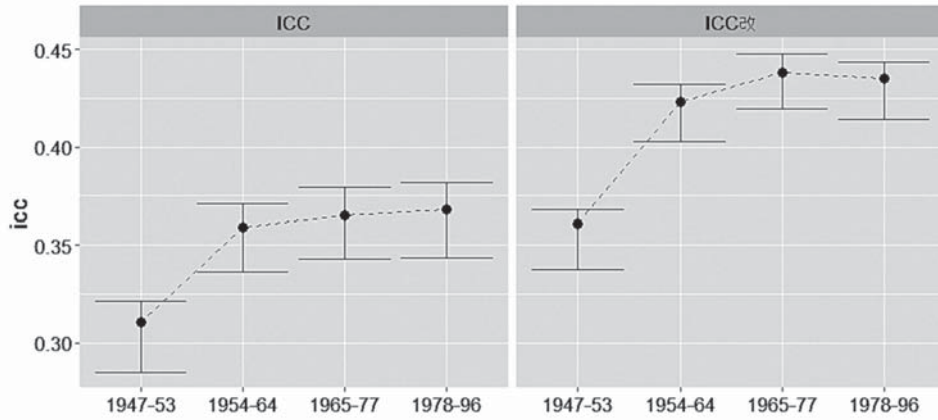


図3 出生年別級内相関係数
エラーバーは95%信頼区間

表7 従業上の地位別の交差分類ランダム効果モデルの推定結果

	役員等	正規	非正規	自営	無職
全体平均	48.3 ***	48.3 ***	45.9 ***	46.2 ***	46.1 ***
	(1.5)	(1.3)	(1.2)	(1.4)	(1.3)
N	1570	12303	8547	3813	8189
被評定職業数	130	130	130	130	130
評定者数	32	251	175	80	165
職業間分散	185.8	180.7	155.8	116.7	142.6
個人間分散	22.5	82.8	49.4	78.7	80.4
残差分散	205.3	240.5	200.7	243.2	228.5

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

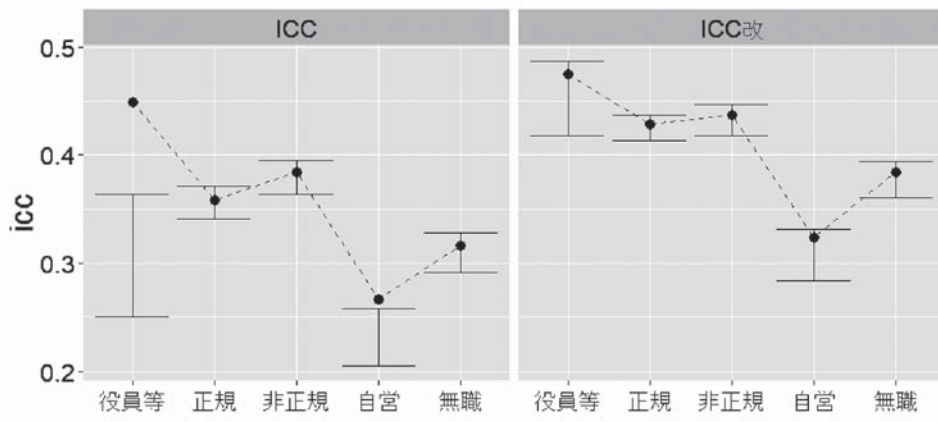


図4 2016年従業上の地位別級内相関係数
エラーバーは95%信頼区間

営でも個人間分散や残差分散が大きく、評価の仕方のバラつきが大きい。級内相関をみると、役員等と自営の ICC の点推定値が 95%信頼区間から逸脱しているが、これはおそらく評定者数が少なく、従属変数の正規分布への近似が不十分であることに起因していると考えられる。ICC 改を見ると、役員等、正規、非正規が同じくらいで無職がそれに次ぎ、自営でもっとも低い。無職や自営は世帯収入や学歴の多様性も高く、官僚制的なヒエラルキーから比較的遠い位置にいることが一因かもしれない。

同様に学歴別に、3種類の分散を推定した結果が表8である。職業間分散は高学歴者ほど大きい、個人間分散にはあまり大きな学歴差はなく、残差分散は中学と大学で大きい。学歴別の級内相関係数を示したのが、図5であるが、短大と大学に有意な差は見られないものの、そこを除けばおおむね高学歴になるほど、級内相関係数は大きくなってい

表8 学歴別の交差分類ランダム効果モデルの推定結果

	中	高	短	大
全体平均	46.7 *** (1.9)	46.0 *** (1.1)	46.3 *** (1.3)	48.7 *** (1.3)
N	1506	13983	8284	11148
被評定職業数	130	130	130	130
評定者数	32	287	168	226
職業間分散	136.7	133.9	162.9	185.1
個人間分散	73.5	66.5	75.7	73.5
残差分散	257.5	220.7	205.5	247.2

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

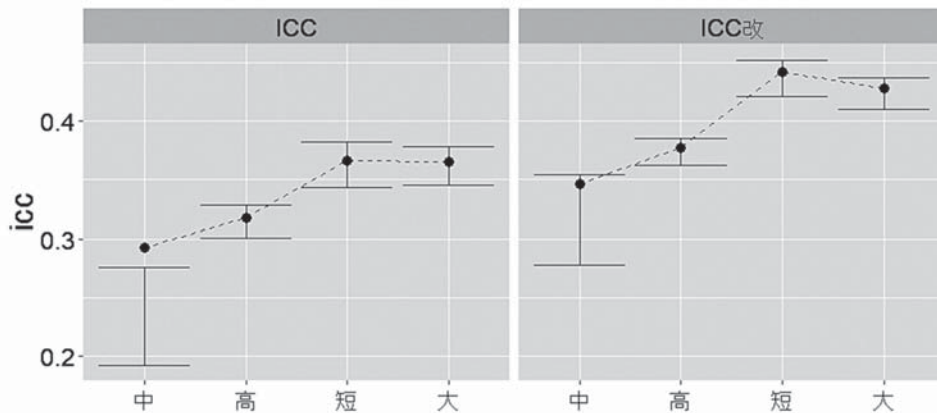


図5 学歴別級内相関係数
エラーバーは95%信頼区間

る。やはり中学の ICC の点推定値が 95% 信頼区間に収まっていないが、これも中卒のサンプルが少ないことと正規分布への近似が不十分であることが原因と思われる。

最後に個人収入と世帯収入別の 3 種類の分散と級内相関係数を見てみよう。表 9 を見ると、職業間分散は、高収入者のほうが大きい傾向があり、個人間分散と残差分散が 99 万円以下でやや大きい。個人収入別の級内相関係数を示したのが、図 6 であるが、おおむね収入が高いほど大きくなっている。

世帯収入別の分析結果を示した表 10 と図 7 も個人収入別の分析結果と似ているが、700 万円以上の個人間分散が大きく、職業間分散が 500-699 万円の世帯収入の人たちとほとんど同じであるため、ICC は 700 万円以上のほうが 500-699 万円の世帯収入の人たちより有意に小さく、ICC 改は同程度となっている。

表 9 個人収入別の交差分類ランダム効果モデルの推定結果

	0-99 万	100-199 万	200-399 万	400 万以上
全体平均	45.5 *** (1.3)	47.2 *** (1.3)	47.0 *** (1.2)	48.2 *** (1.3)
N	8408	6547	9460	9753
評定者数	170	134	194	199
被評定職業数	130	130	130	130
個人間分散	90.1	68.5	56.2	70.9
職業間分散	149.8	142.0	160.5	175.1
残差分散	244.7	221.5	222.8	224.4

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

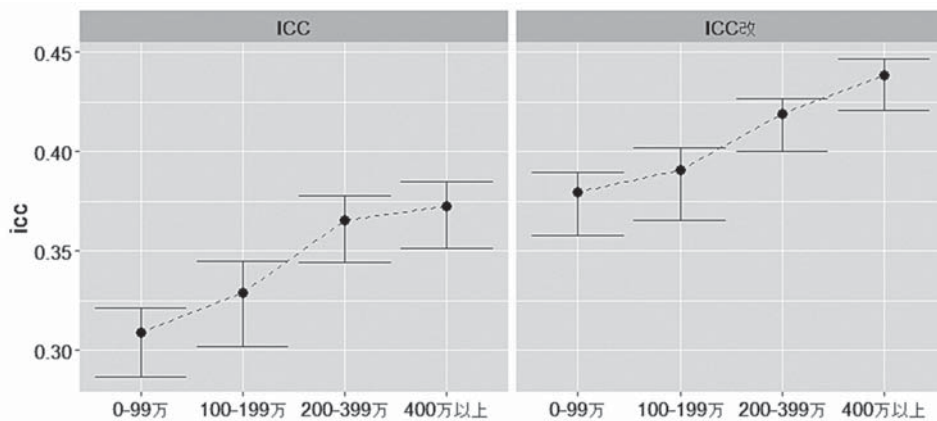


図 6 個人収入別級内相関係数
エラーバーは 95% 信頼区間

表 10 世帯収入別の交差分類ランダム効果モデルの推定結果

	0-299万	300-499万	500-699万	700万以上
全体平均	47.4 *** (1.2)	46.2 *** (1.3)	47.0 *** (1.3)	47.6 *** (1.4)
N	6963	8171	6786	9854
評定者数	143	168	136	201
被評定職業数	130	130	130	130
個人間分散	75.0	69.8	36.2	95.0
職業間分散	124.3	156.0	181.4	174.0
残差分散	242.7	229.4	218.2	220.2

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

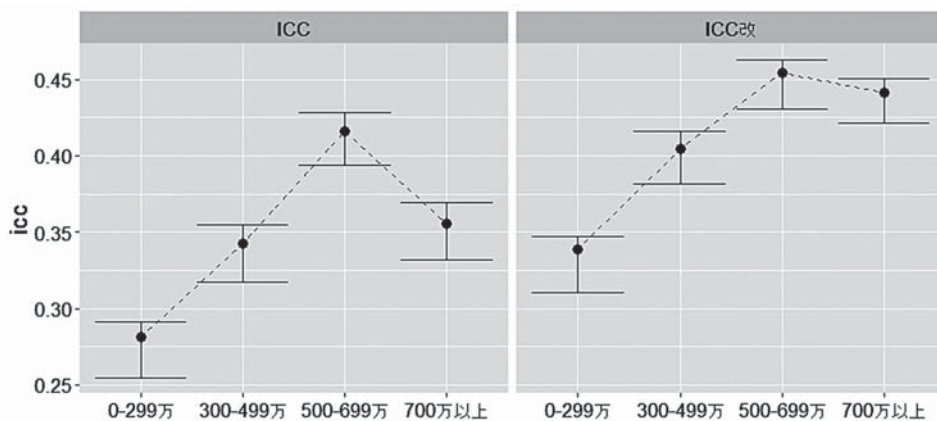


図 7 世帯収入別級内相関係数
エラーバーは 95%信頼区間

5. まとめと議論

本稿では職業威信評定の級内相関係数を見ることで、職業威信序列の自明性が時代によってどの程度変化し、また、評定者間でどの程度異なるのか検討してきた。時代によって尋ね方や被評定職業が異なるため、級内相関の変化は職業威信序列の自明性だけでなく、尋ね方や被評定職業の違いを反映している。そのため、はっきりしたことはわからないが、級内相関は 1975 年から 1995 年にかけて上昇し、2016 年で再び減少している。

1995 年には女性のほうが男性よりも有意に級内相関係数が小さかったが（主に女性のほうが残差分散が小さかったことに起因する）、2016 年には有意な男女差はなかった。女性

の就業率や学歴が上がり、職業にかかわる知識や価値の男女差が縮小していることが一因かもしれない。

2016年のサンプルに関して、出生年、従業上の地位、学歴、個人収入、世帯収入別に級内相関係数を見ると、大雑把に言えば、新しい出生コーホート、高学歴、高収入のほうが級内相関係数が大きい傾向がみられた。従業上の地位に関しては、役員等、正規、非正規、といった職場のヒエラルキーと関わる人たちのあいだで級内相関係数が大きく、無職と自営のように職場ヒエラルキーとのかかわりが薄そうな人たちのあいだで小さかった。先行研究で示されていたように、社会の中心にいる者ほど職業威信序列の自明性を受け入れているように見えなくもないが、ただ若い人のほうが年配の人よりも社会の中心にいるとは考えにくいので、一貫して中心にいる人ほど職業威信序列を自明だと感じているとまではいいがたい。

以上のような分析結果からわかることは、職業威信秩序の自明性は社会成員の職業や収入、学歴、出生年（あるいは年齢）によって異なっている、ということである。そのような点では Zhou (2005) と Lynn and Ellerbach (2017) の主張と整合性があるが、完全に一致しているというわけでもない。とはいえ、米国だけでなく日本でも職業威信秩序の自明性が社会成員の社会人口学的要因によって影響されているということを明らかにできたことには価値があるといえるだろう。

今後はもう少し突っ込んだ分析が必要である。時代による変化を見るためには、3時点の調査で共通の被評定職業に限定して分析することが考えられる。また、評定者の社会人口学的要因の効果を調べるためには関連する他の要因の効果を統制する必要があり、多変量解析的なアプローチは避けられない。例えば、従属変数に関して正規分布の仮定を置くのではなく、並行性の仮定を置かない順序ロジット・モデル（分位点回帰分析の離散変数版と考えればよい）、といった手法を用いることが考えられるが、慎重な検討が今後必要となろう。

6. 文献

- Conover, William J., Mark E. Johnson and Myrle M. Johnson 1981. A Comparative Study of Tests for Homogeneity of Variances, with Applications to the Outer Continental Shelf Bidding Data. *Technometrics* 23, 351-361.
- Coxon, Anthony P. M., Charles L. Jones and C. L. Jones. 1978. *The Images of Occupational Prestige*. Palgrave Macmillan.
- Duncan, Otis D.. 1961. "A Socioeconomic Index for All Occupations." Pp. 109-138 in *Occupations and Social Status*. Edited by A. J. Reiss, Otis D. Duncan, Paul K. Hatt and Cecil C. North. Free Press.

- Guppy, Neil and John C. Goyder. 1984. "Consensus on Occupational Prestige: A Reassessment of the Evidence". *Social Forces* 62 (3): 709-725.
- 原純輔. 1999. 「労働市場の変化と職業威信スコア」『日本労働研究雑誌』472 (10月号): 26-35.
- Hatt, Paul K.. 1950. "Occupation and Social Stratification," *American Journal of Sociology*. 55 (6): 533-543.
- Kraus, Vered and Hodge, Robert W. 1987. "Economy, Polity, and Occupational Prestige". *Research in Social Stratification and Mobility* 6: 113-139.
- Lynn, Freda B. and George Ellerbach. 2017. "A Position with a View: Educational Status and the Construction of the Occupational Hierarchy," *American Sociological Review*. 82 (1): 32-58.
- 直井優・鈴木達三. 1977. 「職業の社会的評価の分析：職業威信スコアの検討」『現代社会学』4: 115-156.
- Schutz, Alfred. 1964. *Collected Papers I: The Problem of Social Reality*. Martinus Nijhoff (=1983, 1985. 渡辺光・那須壽・西原和久訳『社会的現実の問題 I, II』マルジュ社).
- 太郎丸博. 1998. 「職業威信と社会階層：半順序関係としての社会階層」都築一治（編）『職業評価の構造と職業威信スコア』1995年SSM調査研究会, pp.1-14.
- 太郎丸博. 2014. 「「先生」の職業威信」『日本労働研究雑誌』645 (4月号): 2-5.
- Treiman, Donald R. 1977. *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. Academic Press.
- 都築一治編. 1998. 『1995年SSM調査シリーズ5 職業評価の構造と職業威信スコア』1995年SSM調査研究会.
- Weber, Max. 1922. *Wirtschaft und Gesellschaft*. J. J. C. B. Mohr (=1960, 1962. 世良晃志郎訳. 『支配の社会学 I, II』創文社).
- Zhou, Xueguang. 2005. "The Institutional Logic of Occupational Prestige Ranking: Reconceptualization and Reanalyses," *American Journal of Sociology*. 111 (1): 90-140.

(たろうまる ひろし・教授)