



「先生」の職業威信

太郎丸 博
(京都大学准教授)

「先生」と呼ばれるような職業の威信について概観するのが、本稿の課題である。「先生」とは日常語での呼称なので、明確な定義はないが、本稿では、教員、保育士、医師といった明らかに多くの人が「先生」と呼ぶような職業のほか、弁護士、公認会計士、国会議員、薬剤師、建築士といった「先生」と呼ぶべきか、はっきりしない職業についても「先生」の一種とみなして論じていく。具体的には、これらの職業の威信がどの程度で、歴史的にどう変化してきたか、見ていくことにする。

I 職業威信の一般的特徴

職業威信とは、個々の職業の一般的な望ましさや地位の高さを示すものである。職業威信を調べるためには、まず一般の人々に、以下のような質問をする。

ここにいろいろの職業名をかいた用紙があります。世間では一般にこれらの職業を高いとか低いとかいうふうに区別することもありますが、いまかりにこれらの職業を高いものから低いものへの順に5段階にわけるとしたらこれらの職業はどのように分類されるでしょうか。/それぞれの職業について「最も高い」「やや高い」「ふつう」「やや低い」「最も低い」のどれか1つを選んでください。/[大会社の社長から音楽家まで1つずつ聞いていく] (1995年SSM調査研究会1996)

「最も高い」=100, 「やや高い」=75, 「ふつう」=50, 「やや低い」=25, 「最も低い」=0と点数を割り振り、それぞれの職業の平均値を計算する。その結果、医師が90.1, 国会議員が74.9, 小学校の教諭が63.6, といった平均点が得られる。これらを職業威信スコアと呼んでいる。

職業威信スコアは、第二次世界大戦後多くの国々で調べられてきたが、戦後の産業社会では、時代や地域をこえて、職業の威信序列には、かなりの一致が見られる (Treiman 1977; Lin and Xie 1988; Nakao and Treas 1994; 原 1999; 元治 2011)。しかし、Kraus and Hodge (1987) によれば、経済発展した社会と発

展途上の社会では職業威信序列はやや異なる傾向があり (発展途上国では職業に関するイメージが広くいきわたっていないためとされる), 社会主義的なイデオロギーの強い社会と資本主義的な社会の間にも威信序列にやや違いがある (社会主義的な社会では労働者の威信が高くなるため)。また革命や体制の崩壊に伴い、旧体制で優遇されていた職種威信が下がり、新興の職業の威信が上がるといったこともあるが、それでも、Treiman (1977) によれば、さまざまな社会の職業威信スコアの相関は平均で0.8程度になる。

このような職業威信の序列は、評定者の年齢、性別、学歴、職業といった属性からはほとんど影響を受けないとする説が優勢で (直井・鈴木 1977; Balkwell, Bates and Garbin 1980; 太郎丸 1998), このような職業威信の時代と地域を超えた安定性は、職業威信が、産業社会に共通する基本構造を反映しているからであると考えられている (Kraus, Schild and Hodge 1978; 都築 1998)。しかし、評定者による職業評価の違いを強調する議論もあり (Coxon, Jones and Jones 1978; Guppy and Goyder 1984; Zhou 2005), はっきりとした決着がついているわけではない。

それではどのような職業の威信が高いのだろうか。一般的にはマニュアル (肉体労働や製造の仕事) よりもノンマニュアルで威信は高く、高度な知識やスキルを必要とする仕事ほど高くなる。また、権力があり、高い報酬を得られる職業ほど威信が高い。それゆえ、職業威信スコアは、各職業の在職者の平均収入および平均教育年数と強く相関する (Duncan 1961; Marsh 1971; Lin and Xie 1988)。1995年のSSM調査では56の職業の威信について調べているが、これらの職業の在職者の平均収入と平均教育年数 (1995年SSM調査A, B, 威信票の合併データより計算) との相関係数はそれぞれ.77と.89で、0.1%水準で有意である (N = 54, スチュワーデス¹⁾と高級官僚は収入と教育年数が不明だったため欠損値となった)。このように職業威信は、収入よりも教育年数と強く相関する。「先生」は比較的学歴が高く収入も高いので、威信は相対的に高い。

II 仮説

以上の議論を踏まえて、「先生」の威信に関して、以下のような仮説をたてる。まず、職業威信スコアが教育年数・収入と強く相関するならば、戦後、高学歴化と絶対的貧困の減少により威信の低い職業が減少し、それにより、職業による威信の差も減少していったかもしれない。しかし、このようなトレンドはバブル経済崩壊後の格差拡大によって、頭打ちになったと予測できる。このような全体的な傾向の中で、もともと比較的威信の高い「先生」の威信とその他の職業の威信の差も縮小したあと、拡大に転じたかもしれない。

第二に、先生の威信の高さには、教育年数や収入に還元できない何かがあるかもしれない。「先生」という特殊な呼び方に象徴されるように、日本では何かを教える職業に特別の敬意を払う。儒教文化圏では特に教育職の威信が高くなるという説もあり、台湾では実際にそうであった (Tsai and Chiu 1991)。日本でも同じことがおきるかどうかはわからないが、確認してみる価値はあろう。

III データ

以下では、1955～2010年の間に行われた複数の調査から得たデータを統合して用いる²⁾。各データの概要は表1を参照されたい。1955年と1975年は評定者が男性のみで、2000年と2010年は学生が評定者で、無作為抽出ではない。評定の対象となっている職業も各調査で異なり、無作為に選ばれているわけでもない。さらに質問のワーディングも完全に同じではないため、厳密な比較はできない。しかし、それにもかかわらず、共通する職業に関してもっとも評定者の代表性が高い1995年のデータとその他のデータの威信スコアの相関係数を計算すると、調査年順に0.94, 0.97, 0.96, 0.95である。また前述のように職業威信スコアは評定者の属性に依存しないといわれているので、厳密とはいえないが、比較は可能であるとみなして議論を進める。

なお以下の分析では、ある調査時点におけるある職

業が分析の単位 (observation) となる。

IV 分析結果

1 「先生」の威信のトレンド

それでは、「先生」の職業威信スコアはどの程度であろうか。先生と呼ばれるような職業の多くは、高学歴で比較的賃金も高いため、比較的威信が高い。図1は、1955～2010年の個々の職業の威信スコアをプロットしたものである。点は個々の職業の威信スコア (評定値の平均) を示しているが、「先生」に関しては個々の職業名を点の代わりに示してある。調査年毎の平均値が、矢印つきの水平線で示してある。この図を見ると「先生」の威信はほとんどが平均以上であるが、1995年の保育士、2000年の家庭教師、2010年のピアノ個人教室の先生と保育士が例外となっている。大学教授、医師、建築士 (または建築技師)、小学校の教諭 (または先生) は5時点すべてで威信を調べられており、小学校の教諭の威信がだんだん下がっているが、それ以外に関しては明確なトレンドは見出せない。

表2は図1のデータの記述統計をまとめたものである。1955年だけ「先生」の威信が平均で79.0と突出して高いが、これは比較的威信の低い「先生」 (例えば保育士) が、この調査では威信を尋ねられていないことに主に起因すると思われる。「先生」全体の平均は、この50年ほどのあいだ概ね安定しているといっている。

あえて言えば、先生以外のこれまで低く評価されてきた職業の評価が1955～1995年の間にだんだん上がり、職業威信の分布が底上げされて、威信の分散の縮小と職業全体の平均値の上昇を招いている。このことによって、「先生」の職業威信スコアとその他の職業の威信スコアの差はやや減少した。

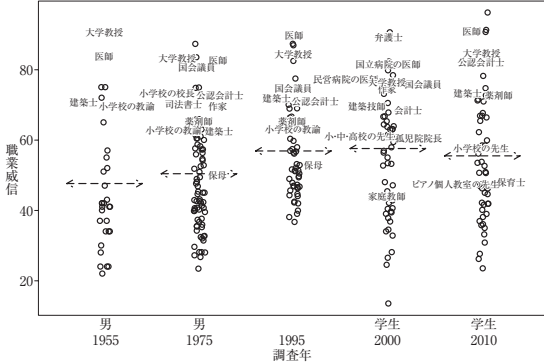
このように仮説に近いトレンドが見られるが、評価対象に選ばれている職業が調査年によって異なっているし、変化の傾向も職業によって異なるので、職業のランダム効果を仮定したランダム傾きモデルで、「先生」とその他の職業の間の威信の差が調査年によってどう異なるのか、検討してみた³⁾。その結果が表3である。モデル1を見ると、1975年と2000年で全体に威信スコアが低い。先生ダミーの係数は16.17で有意である。

モデル2は調査年と先生ダミーの交互作用効果を投入したモデルであるが、AICも減少し、適合度の有意な改善が見られる。交互作用は1995年と2000年で有意であり、先生とその他の職業の威信スコアの差は、1955年の24.69から75年には $24.69 - 3.97 =$

表1 データ概要

出典 調査年	SSM			松本(2003)	脇田(2012)
	1955 全国 20～69歳 男性	1975 全国 20～69歳 男性	1995 全国 20～69歳 の男女	2000 大阪府・ 京都府 男女学生	2010 東京都 男女学生
抽出法	層化多段・ 等間隔抽出	層化多段・ 等間隔抽出	層化多段・ 等間隔抽出	有意抽出	有意抽出
評定者数	3677	1296	1184	143	86
被評定 職業数	32	82	56	60	56

図1 職業威信スコアの散布図



注：「先生」以外の職業の威信は丸い点で、「先生」は職業名をプロット。矢印の水平線は平均値。点や文字はできるだけ重ならないように適当に横にずらしてある。

表2 職業威信スコアの記述統計

	平均		標準偏差 全体
	「先生」	その他の職業	
1955	79.0	43.2	18.8
1975	70.5	47.3	15.8
1995	71.8	54.4	13.6
2000	71.0	54.6	17.5
2010	69.9	53.1	18.1

表3 職業威信のランダム傾きモデル

	モデル1	モデル2
切片	52.51*** (1.74)	51.08*** (1.75)
1975年 (1955年が基準カテゴリ)	-4.14*** (0.72)	-3.36*** (0.75)
1995年	0.72 (1.09)	1.95 (1.15)
2000年	-3.03** (1.16)	-1.29 (1.25)
2010年	-0.14 (1.02)	0.68 (1.10)
先生ダミー	16.17*** (3.23)	24.69*** (4.96)
1975年×先生ダミー		-3.97 (2.05)
1995年×先生ダミー		-7.22* (3.14)
2000年×先生ダミー		-8.21** (2.80)
2010年×先生ダミー		-3.94 (2.79)
職業のランダム効果の分散		
切片	304.59	281.78
1975年	21.44	19.30
1995年	69.73	65.42
2000年	45.95	39.93
2010年	36.56	35.81
残差の分散	2.36	2.09
対数尤度	-967.29	-957.40
AIC	1978.57	1966.79
N	286	286

出典：表1を参照。カッコ内は標準誤差。グループ数 = 126。
*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

2072, 95年には $24.69 - 7.22 = 17.47$, 2000年には $24.69 - 8.21 = 16.48$ まで縮小し, その後2010年には $24.69 - 3.94 = 20.75$ までもどったと推定されている。このように「先生」とその他の職業の威信の差については一番目の仮説どおりの結果であるが, その原因はその他の職業の威信の変化ではなく(モデル2の調査年の主効果は負の値をとっているか, 有意ではない), むしろ「先生」の威信の変化にある。

2 「先生」の威信と学歴・収入

1995年のデータを使って, 「先生」の威信の高さが教育年数や収入だけで説明できるかどうか検討してみよう。表4は一つの職業を1事例とみなして, 威信の高さを回帰分析(OLS)した結果である。モデル3は在職者の平均教育年数と平均年収のみを投入したもので, これで調整 R^2 は0.73である。モデル4では先生ダミーがさらに投入されており, 係数は7.79で有意である。すなわち, 在職者の平均教育年数と平均年収が同じでも「先生」はそれ以外の職業より7.79だけ高い威信スコアがあると予測されている。しかし, モデル5でさらに専門職ダミーをモデルに投入すると, 専門職ダミーは有意になるが, 先生ダミーの係数は1.39に減少し, 有意ではなくなる⁴⁾。

表4 職業威信の回帰分析(OLS)

	モデル3	モデル4	モデル5
切片	-1.94 (8.08)	8.75 (8.64)	35.82*** (8.58)
教育年数 (単位:年)	4.10*** (0.77)	3.02*** (0.83)	0.27 (0.84)
年収 (単位:百万円)	1.69*** (0.41)	1.91*** (0.40)	2.52*** (0.34)
先生ダミー		7.79* (2.94)	1.39 (2.64)
専門職ダミー			14.13*** (2.64)
調整 R^2	0.73	0.76	0.84
AIC	367.52	362.41	339.59
N	54	54	54

出典：1995年SSM調査。カッコ内は標準誤差。
*** $p < .001$, * $p < .05$ 。

まとめると, 確かに年収と教育年数をコントロールしても, 「先生」の威信は他の職業よりも高いのだが, それは「先生」の特徴というよりも専門職一般の特徴であり, 「先生」は「先生」と呼ばれることのない他の専門職(例えば, 音楽家, パイロット, 寺の住職)に比べて取り立てて威信が高いわけではないことがわかる。それゆえ, 2番目の仮説は支持されない。

V 議論

在職者の年収と教育年数が職業威信を引き上げることが再確認されたが, 「先生」は, 同じ収入と教育年

数の他の職業よりも威信が高い。しかし、それは「先生」だからというよりも専門職一般の特徴であった。このような「先生」の威信の高さは1955年以降、少しずつ低下し、2000年に底打ちし、その後若干増加している。ただし、この論文で「先生」にカテゴライズした職業はかなり多様なので、例外があることには留意が必要であろう。

このような変化は社会の実態を反映したもののようには思える。もともと威信の高かった「先生」は、社会が全般に豊かになり、高学歴化が進むことで他の職業との威信の差が縮小したが、雇用の流動化や所得格差の拡大に伴い、再び威信の差が拡大したのではないかと思われる。仮説での予測と違い、その他の職業ではなく「先生」の威信が変化したのは、ベースラインになるような職業がその他の職業の中にあり、評定者はその職業の威信スコアを（例えば50に）固定し、そのベースライン職業との威信の差をうまく反映するように「先生」を評価するからかもしれない。この点については今回の分析からははっきりしたことはわからないが、今後、代表性の高いデータ（特に評価の対象となる職業をきちんとサンプリングしたデータ）を収集することで、職業威信の性質と正確な動向をつかむことが必要であろう。

- 1) 現在ではスチュワーデスや看護婦のように性別を特定するような職業名は使われなくなっているが、調査で使われたワーディングを明示するために、そのような職業名もあえてそのまま使っている。
- 2) SSM データの使用については2005年SSM研究会データ管理委員会の許可を得た。ただし、1955年と1975年の職業威信スコアは直井・鈴木（1977）より転載した。また、脇田（2012）は評定される職業に就いているのが女性の場合と男性の場合でそれぞれ別々に威信スコアを算出しているが、ここでは両者の単純平均を用いている。
- 3) 職業 i の時点 j の威信スコアを Y_{ij} 、切片と調査年ダミーのベクトルを $X_j = (1, X_{1j}, X_{2j}, X_{3j}, X_{4j})$ 、「先生」ダミーを Z_i 、職業のランダム効果を μ_i 、残差を ϵ_{ij} とすると、フル・モデルは、
$$Y_{ij} = X_j \beta_j + \epsilon_{ij} \quad (1)$$
$$\beta_j = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \mu_i \quad (2)$$
となる。ただし、 β_j 、 γ_0 、 γ_1 、 μ_i は5つの要素からなる列ベクトルである。
- 4) 職業威信スコアは下限が0、上限が100という制約を持っており、そのことが推定にバイアスを及ぼす可能性があるため、 $\log \frac{\text{威信スコア}}{100 - \text{威信スコア}}$ を被説明変数として、表4と同様の回帰分析を行ったが、決定係数が0.01ほど上昇するだけで表4とほぼ同じ結果が得られた（結果は非表示）。また、在職者の平均教育年数と平均収入は1995年のSSM調査の合併データから計算しているが、該当者の少ない職業もある（例えば国会議員は二人）。そのことが誤差を大きくしている可能性があるため、このデータの職業 i の該当者数 n_i の平方根で重み付けして最小二乗法で推定してみたが、やはり決定係数が0.01ほど上昇するだけで表4とほぼ同じ結果が得られた（結果は非表示）。

参考文献

- 1995年SSM調査研究会(編)(1996)『1995年SSM調査コードブック』。元治恵子(2011)「職業評定の国際比較」, 石田浩・近藤博之・中尾啓子(編)『現代の階層社会2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 301-316。
- 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」, 都築一治(編)『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, 31-44。
- 都築一治(1998)「職業威信構成手続きの意味」都築一治(編)『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, 181-194。
- 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(2), 115-156。
- 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』No.472, 26-35。
- 松本かおり(2003)「体制移行期ロシア社会と職業威信——ロシアと日本の学生の比較調査をもとに」『比較経済体制研究』10, 104-121。
- 脇田彰(2012)「職業威信スコアのジェンダー中立性——男女別職業評価調査に基づく考察」『ソシオロジ』57(2), 3-18。
- Balkwell, James W., Frederick L. Bates, and Albeno P. Garbin (1980) "On the Intersubjectivity of Occupational Status Evaluations: A Test of a Key Assumption Underlying the "Wisconsin Model" of Status Attainment," *Social Forces*, 58(3), 865-881.
- Coxon, Anthony P. M., Charles L. Jones, and C.L. Jones (1978) *The Images of Occupational Prestige*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Duncan, Otis D. (1961) "A Socioeconomic Index for All Occupations," in A. J. Reiss, Otis D. Duncan, Paul K. Hatt, and Cecil C. North eds. *Occupations and Social Status*, New York: Free Press, 109-138.
- Guppy, Neil and John C. Goyder (1984) "Consensus on Occupational Prestige: A Reassessment of the Evidence," *Social Forces*, 62(3), 709-725.
- Kraus, Vered, E.O. Schild, and Robert W. Hodge (1978) "Occupational Prestige in the Collective Conscience," *Social Forces*, 56(3), 900-918.
- Kraus, Vered and Robert W. Hodge (1987) "Economy, Polity, and Occupational Prestige," *Research in Social Stratification and Mobility*, 6, 113-139.
- Lin, Nan and Wen Xie (1988) "Occupational Prestige in Urban China," *American Journal of Sociology*, 93(4), 793-832.
- Marsh, Robert M. (1971) "The Explanation of Occupational Prestige Hierarchies," *Social Forces*, 50(2), 214-222.
- Nakao, Keiko and Judith Treas (1994) "Updating Occupational Prestige and Socioeconomic Scores: How the New Measures Measure up," *Sociological Methodology*, 24, 1-72.
- Treiman, Donald R. (1977) *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.
- Tsai, Shu-Ling and Hei-Yuan Chiu (1991) "Constructing Occupational Scales for Taiwan," *Research in Social Stratification and Mobility*, 10, 229-253.
- 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 京都大学文学研究科准教授。最近の主な著作に、安井大輔、ミロシュ・デブナール、太郎丸博(2013)「グローバル・シティと賃金の不平等——産業・職業・地域」『社会学評論』64(2): 152-168。社会学専攻。