

父職と子職の大きなギャップが子の 社会的地位評価に与える効果¹⁾ —分数多項式回帰分析を用いて—

辻 竜平*

An effect of a “big gap” between father’s and child’s occupations upon the child’s
evaluation of social status: An application of fractional polynomial regression

Ryuhei TSUJI

Abstract

This paper examined the following hypothesis such that when the father’s social status is higher than the child’s, the child evaluates his/her social position higher than his/her own; however, if the gap is too large, the child lowers his/her evaluation. Using SSM 2015 data, fractional polynomial regression analysis was conducted. The results supported the hypothesis. Therefore, if the child is able to utilize more economic affluence, social capital, and/or cultural capital of the father, he/she may enjoy the benefits and regards his/her social status higher. However, if the gap between the father and the child is too large, the child feels embarrassed and lowers his/her evaluation of social status.

Keywords : ① gap between father’s and child’s social status ② objective/subjective social status
③ fractional polynomial regression

1. はじめに

2019年の5月から6月に、以下の2つの殺人事件が立て続けに起こったが、筆者には、1つの共通点があるように思われた。

2019年5月28日、川崎市の路上でスクールバスを待っていた小学生や大人が次々と包丁で刺され、19人が死傷する事件が起こった。被疑者(51)は、被疑者の実の両親が、被疑者が4、5歳のころに離婚してから、長年伯父夫婦と暮らしていたが、事件当時長期間就労していなかった。学校は、中学校卒業後職業訓練校の機械科に通ったのが最後であった。就労経験はないわけではなく、職業訓練校か

ら斡旋を受けた機械系の会社に就職し、その後、麻雀店の従業員として働いていたこともあった。麻雀店の元同僚は、「学歴にコンプレックスがあるようだった」と語っている(『週刊文春』, 2019年6月13日号)。他方、伯父は、実子2人を私立の小学校に通わせるなど、相応の地位にあったことが想像できる。

上の事件のわずか4日後の6月1日、自分の息子(44)が引きこもりがちで、家庭内で暴力を振るうような状況にあったことから、川崎市で起きた児童襲撃事件を念頭に「自分や周囲に危害を加えるかもしれないと思った」と考えた元農水次官の父親(76)が、その息

受付：令和1年11月6日 受理：令和2年1月6日

*近畿大学総合社会学部 社会・マスメディア系専攻・教授(社会ネットワーク分析)

1) 本調査は、JSPS 科研費(課題番号：25380906)の助成を受けたものです。

子を殺害するという事件が起こった(時事通信, 2019年6月4日11時23分配信, 『『刺さなければ殺される』=元次官, 追い詰められ犯行か-長男殺害事件・警視庁』, 公判における被告の証言によれば, 5月26日, 被告が「ごみ片付けなきゃな」とつぶやくと, 息子は「お前らエリートは俺をばかにしている」と逆上したという(時事通信, 2019年12月12日19時56分配信, 『『恐怖で刺し続けた』元農水次官に被告人質問-長男殺害公判・東京地裁』)

この2つの事件には, 1つの重要な共通点があるように思われる。それは, 父親(養父)の社会的地位がとてつもないのに対して, 子のそれがとてつもないということである。本稿では, 父と子の社会的地位の差がとてつもない場合に生じる, 子自身の社会的地位評価について検討する。

2. 理論と仮説

これまでの階層研究では, 世代間職業移動研究に見られるように, 父親と子の職業は類似していることが多いことが知られている。この意味での社会階層の閉鎖性は, 次第に弱まってきているものの, 依然として開放的であるとは言いがたい(石田・三輪, 2011; 藤原, 2018; Ishida, 2018)。むしろ, 親は, 子に対して自分と同等もしくは高い教育を授けることによって, 子が将来的に他者よりも不遇になるリスクを回避しようとする。そのため, 社会全体が高学歴化しても, なお, 子世代において, 親世代と同様の学歴差が残ってしまうという, 相対的リスク回避や学歴下降回避の傾向が存在することが示されてきている(Breen and Goldthorpe, 1997; 藤原, 2011, 2012)。

この点について説明しよう。親と同等の学歴を付けたからといって, 親よりもよい職業に就けるとは限らない。たとえば, 子が学校を出て初めて会社に就職して, すぐに高い地位を得ることはほとんどない。次第に地位を高めていくものである。しかしながら, そのような年齢による効果を差し引いたとしても

なお, 親と同等の学歴を得ることで, 将来的に親よりもよい職業に就けるとは限らないのである。少なくとも戦後の日本社会においては, 高学歴化が次第に進行し, 職業を基準として見たときに, 昔は高校卒で就けた仕事, 現代では大学卒でなければ就けないことなどが出てきている。そのため, 親としては, 子が自分と少なくとも同等の職業的地位を得るためには, 自分と同等かそれ以上の学歴を付けてやらなさいといけなさいと考えるわけである。それが, 相対的にリスクを避けることになり, 結果として学歴下降を回避することになる。こうしたメカニズムのため, 世代間で職業は類似するようになり, 親世代の地位の格差が, 子世代においても継承されるのである。

ところで, 親の社会的地位が高いほど, その子は, 経済的に豊かな生活を送れたり, 優れた社会関係資本を得られたりするため, 自らの社会的地位を高く評価するようになると考えられる。子がすでに就職している場合も(特に同居している場合には), 子自身の職位や収入が低い場合, すなわち, 父の職位や収入とのギャップが大きいほど, 子は, 自身の職位や収入では手に入れない経済的な豊かさや, 優れた社会関係資本や文化資本を得られることから, 自らの社会的地位を高く評価するようになると考えられる。

ところが, 「はじめに」で見た2つのケースは, これと逆のことが生じているように思われる。すなわち, 第1の川崎市のケースでは, 養父である伯父の社会的地位はかなり高かったものと思われるが, 被疑者本人の公的な意味での最終学歴は中学卒である。第2のケースでは, 実父が昇りつめた社会的地位は, 日本国において最高に近い地位であり, その一方で, その息子は, 定職に就いていない状態であった。これらのケースは, 父親(養父や実父)の社会的地位が, 子のそれに比べてかなり高く, 大きなギャップがあったと考えられる。そのような場合に, 子は, 父親の社会的地位から得られるさまざまなメリットはあるものの, 同時に自身の境遇にふがいなさ

——たとえば、父親からさまざまなサポートを得てきたにもかかわらず、自分が応分の地位を獲得していないというふがいなさ——を感じ、そのギャップが大きくなればなるほど、自身の社会的地位を低く感じるようになるのではないだろうか。

ここまでの議論を、下記の2つの仮説にまとめることができる。本稿では、これらについて検討する。

仮説1（一般的ケース）：父親の社会的地位が子の社会的地位に比して高いほど、子は自身の社会的地位を高く評価する。

仮説2（特殊ケース）：父親の社会的地位が子の社会的地位に比して高すぎると、子は自身の社会的地位を低く評価する。

2.1 客観的な社会的地位指標としての間主観的な一般的職業評定

仮説1と2では、社会的地位という言葉で、他の関連する概念を代替しようとした。「はじめに」の2例においては、被疑者を含む人々の職業について記述したが、本章では、ここまで、職業と学歴との関係について論じてきた。職業と学歴は、いずれも密接に関わるものであり、ときにそれらの関係について緻密な議論が必要ではあるが、他方、職業や学歴は、より抽象的には、いずれも社会的地位に関わるものであるため、このような包括的な概念の方がイメージを伝えやすいこともある。これまでの議論では、特に職業をベースに考えてきたこともあり、この先、客観的な社会的地位について一次元的に扱うために、職業威信スコアとも呼ばれる間主観的な一般的職業評定でもって一括して扱うことにする。しかし、客観的な社会的地位を間主観的なもので代替することについては、説明が必要だろう。

客観的な社会的地位の指標としては、社会経済的地位に基づくものや、職業的地位に基づくものなどが考えられる。しかしながら、日本におけるそのような客観的な指標は開発

中であり（藤原，2018）、現時点までは、客観的な社会的地位指標に代わるものとして、間主観的な職業的地位を表す職業威信スコア（太郎丸，1998b）が、もっぱら用いられてきたと言ってよい（藤原，2018）。そのため、本研究においても、客観的な社会的地位指標として、職業威信スコアを代替的に用いることにする。

職業威信スコアの調査は、1955年から10年ごとに実施されている「社会階層と社会移動に関する全国調査SSM調査」の中で、1つのモジュールとして1975年と1995年に20年おきに実施されてきた。しかし、2015年調査においては、諸事情からSSM調査本体には盛り込まれなかった。そこで、SSMとは別に、科研費によるプロジェクト「雇用多様化社会における社会的地位の測定」（2015～17年度、基盤研究B、代表：元治恵子）が組織され、そのもとで「職業に関する意識調査」が2016年度に実施された。本研究では、この2016年度版の職業威信スコア（元治，2018）を用いることにする。

ところで、職業威信スコアは、次のように測定されている¹⁾。「世間では一般に職業を高いとか低いとかいうふうに区別することもあるようですが、いまかりにこれらの職業を高いものから低いものへ順に5段階に分けるとしたら、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。」と尋ね、各職業を1. 最も高い、2. やや高い、3. ふつう、4. やや低い、5. 最も低い の5段階尺度で評価してもらう。2016年度調査の場合、評価する職業（項目）としては、車掌、線路工事作業員、土木・建築の現場監督、国会議員など、1調査票あたり50項目である。項目の並び順は、序列などの意味は有してい

1) 細部におけるワーディングの違いはあるが、2016年度調査のものと95年調査のものとはほぼ同じである。

ない。調査票は3種類用意し²⁾、1つの調査票の50項目のうち10項目が共通項目であり、40項目が各調査票独自の項目である。全体としては(40×3+10=130項目)が評価された。そして、上述のスケールの1(最も高い)を100点、2を75点、3を50点、4を25点、5を0点と換算し、各職業の平均値を当該職業の職業威信スコアとした。

ところで、このようにして算出された職業威信スコアは、「広義の威信」であり、必ずしも名誉や社会的影響力を含まず、一般的な意味での良さ(general goodness)、あるいは望ましさ(general desirability)を指している。とされる(Goldthorpe and Hope, 1972, 1974; 太郎丸, 1998a)。ワーディングからしても、これは「威信」というよりも、「一般的職業評定」と呼ぶ方が適切である。

本稿では、したがって、客観的な社会的地位の指標として、職業威信スコアと呼びならわされる一般的職業評定を用いることにする。また、父職については、「これまでの主な仕事」(3.1.で説明する2015年SSM調査の間21(2)d)の、子職(本人職)については、「現在の主な仕事」(問2d)の、一般的職業評定とする。

さらに、本稿のような文脈で、一般的職業評定を用いることには、積極的な意味もある。「はじめに」で示したような例においては、被疑者たちが見ている社会は、客観的な社会的地位そのものではなく、間主観的に構成され、自分を含めてその構成に参加しているが、自分一人の力ではその評価をどうにも動かしがたい層化された「壁」のように感じられる存在ではないだろうか。そのような間主観的な壁の実態が、その成り立ちからも一般的職業評定であると考えられる。その意味で、本稿のような対象を扱うには、客観的な社会的地位ではなく、間主観的な一般的職業評定の方

が、むしろ適切であるように思われる。

2.2 主観的な社会的地位指標としての主観的な社会的地位評価指標

2.1で示した客観的な社会的地位指標である間主観的な一般的職業評定に加え、本稿では、個人の主観的な社会的地位の評定として、次のような主観的な社会的地位指標を用いる。これは、本研究の従属変数にもなるものである。

主観的な社会的地位指標は、以下の3つの変数を因子分析(最尤法)にかけて1つだけ得られた因子の因子得点であり、これを「社会的地位評価」尺度と呼ぶ。もともなった3つの変数は、生活満足度(問45)、5段階の主観的階層評価(問46)、10段階の主観的階層評価(問47)である。その因子負荷量は、生活満足度が0.51、5段階の主観的階層評価が0.90、10段階の主観的階層評価が0.82となっており、2つの主観的階層評価が「社会的地位評価」の主たる構成要因となっている。なお、社会的地位評価尺度の結果を主として報告するが、もともなった3つの尺度をそれぞれ用いた分析結果も補足的に報告する。

3. 方法

3.1 データ

使用するデータは、2015年「社会階層と社会移動に関する全国調査」(SSM調査)のver. 0.70である³⁾。2015年SSM調査は、面接調査と留置調査の2つの調査から成り立っており、本稿での分析のために計算に用いたのは、面接調査から得られた4,104票である。データ分析には、Stata MP ver. 15.1を用いた。

従属変数は、2.2.で示した、本人(子)の「社会的地位評価」である。

最も重要な独立変数は、父親の客観的な社会的地位と子(回答者本人)の客観的な社会的地位との差を表す「父職と子職の職業評定値の差」である。2.1.で述べたように、客観的

2) 実際には、条件の異なる別の2つの調査票があるので、調査票の数は5つである。しかしながら、本稿では、別の2つの調査票については扱わないので、3つとしておく。

3) データの使用に際しては、2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。

な社会的地位指標であっても、実際には間主観的な一般的職業評定が用いられる。したがって、「父職と子職の職業評定値の差」とは、父親の間主観的な一般的職業評定値－子の間主観的な一般的職業評定値である。

このほか、分析においては、子（回答者本人）の客観的な社会的地位指標である子の間主観的な一般的職業評定、性別（女性=1）、年齢、教育年数、個人収入（1を足して自然対数を取ったもの）を統制した。

3.2 分数多項式回帰分析

本稿の仮説を検討するために、分数多項式回帰分析（fractional polynomial regression analysis）を利用する。この方法は、あまりよく知られていないと思われるため、（一般的な場合ではないが、）本稿で用いる、焦点となる変数を2つの多項式として扱う場合について説明しておく。

焦点となる変数（多項式として表したい変数）を x_1 、通常の線形の変数を x_2 とする⁴⁾と、その分数多項式回帰式は、下記のようになる。 x_1 に関わる項が2項ある。

$$\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1^{p_1} + \beta_2 x_1^{p_2} + \beta_3 x_2 \quad \dots \textcircled{1}$$

ここで、指数 p_1 、 p_2 には、さまざまな値を代入することができるが、Royston and Sauerbrei (2008) は、{-2, -1, -0.5, 0, 0.5, 1, 2, 3}の8つの値の中から指数を選ぶことを推奨しており、Stataもそれに従って計算している。実際には、これらの指数の中から p_1 と p_2 に8つの値が組み合わせられて適用され、それらの中で、モデルとデータの乖離が最小となる（ R^2 が最大となる）ものが最適なものとして選ばれる。なお、Royston and Sauerbrei (2008) は、 $p_1 = -2$ 、 $p_2 = 2$ の場合を例に、その項の係数によって、さまざまなバリエーションの曲線が描けることを示している（図1）。

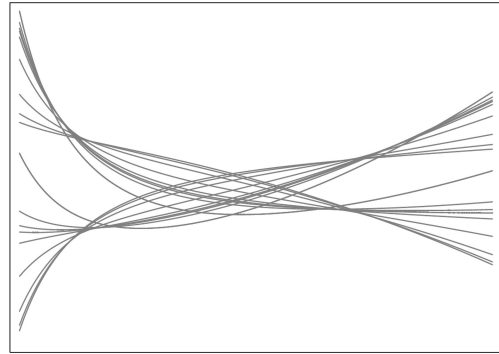


図1 $p_1 = p - 2$ 、 $p_2 = 2$ で係数を変化させた場合の曲線例

便宜上、 $x_1^0 = 1$ ではなく、 $x_1^0 = \ln(x_1)$ とする。また、たとえば、 $p_1 = 3$ 、 $p_2 = 3$ の場合（指数3が2回繰り返される場合）、 $\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1^3 + \beta_2 x_1^3 + \beta_3 x_2$ ではなく、

$$\begin{aligned} \hat{y} &= \beta_0 + \beta_1 x_1^3 + \beta_2 x_1^3 \{\ln(x_1)\}^{2-1} + \beta_3 x_2 \\ &= \beta_0 + \beta_1 x_1^3 + \beta_2 x_1^3 \ln(x_1) + \beta_3 x_2 \end{aligned}$$

とする。

焦点となる変数を2つの多項式として扱う場合の分数多項式回帰分析では、次の4つの推定モデルを比較する。

- ・2つの多項式による最適なモデル ($m = 2$) :

$$\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1^{p_1} + \beta_2 x_1^{p_2} + \beta_3 x_2 \quad \dots \textcircled{1}$$
- ・1つの多項式による最適なモデル ($m = 1$) :

$$\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1^{p_1} + \beta_2 x_2 \quad \dots \textcircled{2}$$
- ・線形 ($p_1 = 1$) のモデル (linear) :

$$\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \quad \dots \textcircled{3}$$
- ・焦点となる変数を省いたモデル (omitted) :

$$\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_2 \quad \dots \textcircled{4}$$

そして、次のような順序で、どのモデルを採用するかを決定する。第1に、①の適合度が②の適合度より有意に改善していれば、①を採用する。そうでない場合には、②が候補となる。第2に、①の適合度が③の適合度より有意に改善していれば、②を採用する。そうでない場合には、③が候補となる。第3に、①の適合度が④の適合度より有意に改善していれば、③を採用する。そうでなければ、④を採用する。

4) 実際には、複数の線形の変数を設定することができるが、ここでは、簡便のために1つとして説明する。

分数多項式回帰分析は、連続または順序尺度の独立変数の従属変数に対する関係が線形ではないと予想される場合、そして、どのような指数を与えればよいのかがあらかじめ分からない場合に、特に有効な方法である。本稿の仮説について言えば、一般的なケース（仮説1）における独立変数（父親と子の社会的地位の差）と従属変数（自分自身の社会的地位の評価）の関係が、特殊なケース（仮説2）では違った関係になるという非線形な関係を予想していること、さらに、非線形といっても具体的な指数の値まで予想することは難しいことから、分数多項式回帰分析が有効であると考えられる。

4. 結果

まず、本人（子）の「社会的地位評価」に関わる4つの推定モデルについて、どのモデルが最も適当であるかを検討する。その結果は、下記の表1のとおりである。

表1のモデル①と②の $P(*) = .032 < .05$ より、モデル①の適合度はモデル②より有意に

改善していることから、分数多項式であるモデル①が採用される。また、このときの指数は、 $p_1 = 3, p_2 = 3$ である。

モデル①の全体的なモデルの評価については、 $F(7, 4096) = 84.81, p < .001, R^2 = .127, Adj. R^2 = .125$ となっている。

モデル①に関わるパラメータは、表2のとおりであり、「父職の職業評定値-子職の職業評定値」の値と、本人（子）の「社会的地位評価」（図中のComponent）との関係は、図2のとおりである。

表2より、父職と子職の職業評定値の差の3乗項は正方向に、父職と子職の職業評定値の差の3乗項に \ln （父職と子職の職業評定値の差の3乗項）を掛けた項は負の方向に、いずれも0.1%水準で有意になっている。また、子職の職業評定値も正に0.1%水準で有意になっている。さらには、統制変数のいずれもが正方向に0.1%水準で有意になっている。

そこで、父職と子職の職業評定値の差と子（本人）の社会的地位評価との関係をプロットしてみると、図2のように、その差がおおむ

表1 モデルの選択

Model	F's occ - C's occ	df	Deviance	Res. S.D.	Dev. dif.	P (*)	Powers
④	omitted	0	10210.12	0.840	21.480	.000	
③	linear	1	10195.53	0.839	6.897	.076	1
②	m = 1	2	10195.53	0.839	6.897	.032	1
①	m = 2	4	10188.64	0.838	0.000	--	33

F's occ - C's occ は、父職と子職の職業評定値の差を表す。

表2 モデル①（分数多項式）のパラメータ

S. Status Eval	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
Diff ³	1.44E-05	3.73E-06	3.86	0.000	7.10E-06 2.17E-05
Diff ³ × ln (Diff)	-3.12E-06	8.31E-07	-3.76	0.000	-4.75E-06 -1.49E-06
C's occ	0.017	0.002	8.62	0.000	0.013 0.021
Sex (1: female)	0.302	0.030	10.19	0.000	0.244 0.360
Age	0.007	0.001	7.22	0.000	0.005 0.009
Year of Edu	0.076	0.007	10.72	0.000	0.062 0.089
ln (Ind. Income)	0.167	0.016	10.72	0.000	0.136 0.197
Cons	-3.260	0.143	-22.84	0.000	-3.540 -2.980

Diff³ は、F's occ - C's occ（父職と子職の職業評定値の差）の3乗項を意味する。

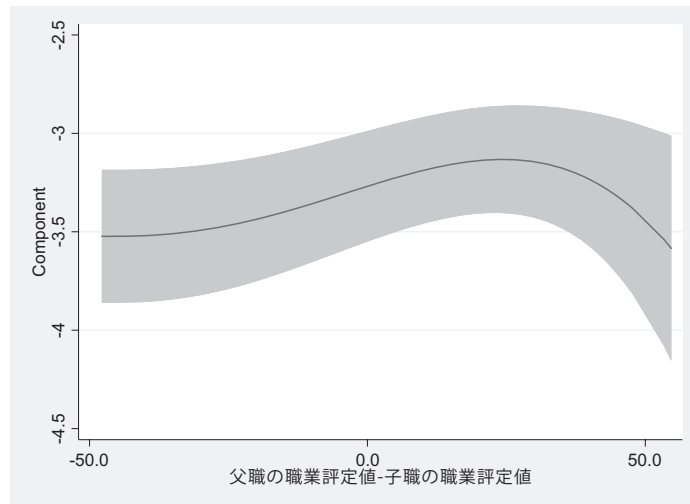


図2 父職と子職の職業評定値の差と、社会的地位評価（Component）との関係

ね +25 くらいまでは社会的地位評価が上昇するが、+25 を超えると社会的地位評価が減少することが分かる。このことから、仮説1と仮説2はともに支持されたと言える。

統制変数に関わる結果として、子の間主観的な一般的職業評定（C's occ）の効果についても触れておく。これは、正の方向に有意な結果を示すことから、子が一般に職業評定の高い職業に就いているほど、子自身の社会的地位評価は上昇する。このことは、およそ自明なこととは思われるが、父職と子職の職業評定値の差の効果とは独立に存在していることには注意しておく必要がある。さらに、教育年数や収入も、独立に正の効果を持っている。

4.1 補助的な結果

上の分析の従属変数であった本人（子）の

社会的地位評価は、生活満足度（問45）、5段階の主観的階層評価（問46）、10段階の主観的階層評価（問47）という3つの変数を因子分析かけて得られた因子得点であった。そこで、上と同様の分析を、3つの変数ごとに行ってみた。

生活満足度を従属変数とした場合、表3より、③の線形モデルが最適と判断される。

それでもなお、分数多項式の①のモデルについて見てみると、全体的なモデルの評価については、 $F(7, 4179) = 18.59, p < .001, R^2 = .030, Adj. R^2 = .029$ となっている。また、パラメータに関する表は掲載しないが、父職と子職の職業評定値の差の3乗項は正方向 ($t = 2.94$) に、父職と子職の職業評定値の差の3乗項に \ln （父職と子職の職業評定値の差の3乗項）を掛けた項は負の方向 ($t = -2.86$) に、いずれも1%水準で有意になっている。

表3 モデルの選択

Model	F's occ - C's occ	df	Deviance	Res. S.D.	Dev. dif.	P (*)	Powers
④	omitted	0	11698.32	0.979	12.200	0.016	
③	linear	1	11689.33	0.978	3.213	0.361	1
②	m = 1	2	11688.51	0.978	2.397	0.302	0.5
①	m = 2	4	11686.12	0.978	0.000	--	3.3

そして、そのプロット図は、図3-1のようになっている。図2と似て、父職と子職の職業評定値の差が大きくなるにつれて、本人(子)の社会的地位評価は、一旦上がって下がる形になっている。

5段階の主観的階層評価を従属変数とした場合、表4より、③の線形モデルが最適と判断される。

それでもなお、分数多項式の①のモデルについて見てみると、全体的なモデルの評価については、 $F(7, 4129) = 76.25, p < .001, R^2 = .115, Adj. R^2 = .113$ となっている。また、父職と子職の職業評定値の差の3乗項は正方向($t = 3.53$)に、父職と子職の職業評定値の差の3乗項に \ln (父職と子職の職業評定値の差の3乗項)を掛けた項は負の方向($t = -3.43$)に、いずれも0.1%水準で有意になっている。

そして、そのプロット図は、図3-2のようになっている。図2と似て、父職と子職の職業評定値の差が大きくなるにつれて、本人(子)の社会的地位評価は、一旦上がって下がる形になっている。

10段階の主観的階層評価を従属変数とした場合、表5より、①の分数多項式モデルが最適と判断される。

分数多項式の①のモデルについて見てみると、全体的なモデルの評価については、 $F(7,$

$4120) = 74.66, p < .001, R^2 = .113, Adj. R^2 = .111$ となっている。また、父職と子職の職業評定値の差の3乗項は正方向($t = 3.44$)に、父職と子職の職業評定値の差の3乗項に \ln (父職と子職の職業評定値の差の3乗項)を掛けた項は負の方向($t = -3.34$)に、いずれも0.1%水準で有意になっている。

そして、そのプロット図は、図3-3のようになっている。図2と似て、父職と子職の職業評定値の差が大きくなるにつれて、本人(子)の社会的地位評価は、一旦上がって下がる形になっている。

これらより、従属変数を本人(子)の社会的地位評価とした場合と、それを構成する3つの変数に分けた場合では、若干の違いはあるものの、おおむね同様の結果が得られており、その点で、結果はおおむねロバストであると言える。

5. 考察

予想どおり、父親の職業評定が子の職業評定より高い場合、一般的には子の自身に対する社会的地位評価は高くなるが、そのギャップが大きくなりすぎると、子の自身に対する社会的地位評価は低下することが分かった。また、その社会的地位評価を構成する3つの変数ごとに分けて分析しても、結果はおおむ

表4 モデルの選択

Model	F's occ - C's occ	df	Deviance	Res. S.D.	Dev. dif.	P (*)	Powers
④	omitted	0	9438.575	0.759	18.282	0.001	
③	linear	1	9425.244	0.758	4.951	0.176	1
②	m = 1	2	9425.244	0.758	4.951	0.085	1
①	m = 2	4	9420.293	0.758	0.000	--	33

表5 モデルの選択

Model	F's occ - C's occ	df	Deviance	Res. S.D.	Dev. dif.	P (*)	Powers
④	omitted	0	14995.44	1.489	17.721	0.001	
③	linear	1	14984.41	1.487	6.695	0.083	1
②	m = 1	2	14984.41	1.487	6.695	0.035	1
①	m = 2	4	14977.71	1.486	0.000	--	33

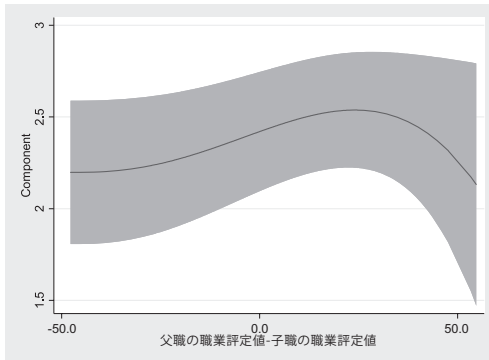


図 3-1 DV：生活満足度

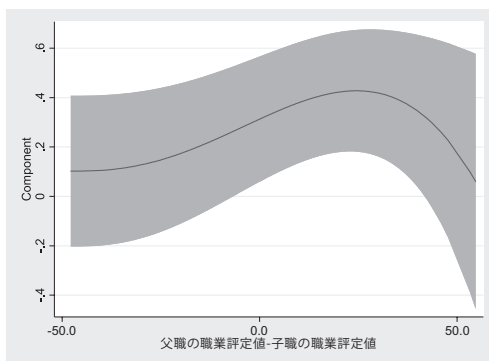


図 3-2 DV：5段階階層

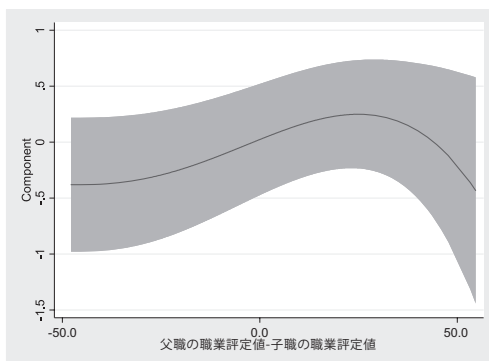


図 3-3 DV：10段階階層

ねロバストであった。

子職の職業評定の方が高い場合や、父職の職業評定がやや高い程度であれば、父親の職業評定が高くなるほど、子の社会的地位評価

も高くなる。これは、父親の経済的な豊かさや、社会関係資本、文化資本などを適度に利用できるならば、子はその恩恵を享受し、自身の社会的地位評価を高めるのだらう。

しかし、父職の職業評定が子職の職業評定よりもかなり大きい（その評定値の差がおおむね25以上）場合には、父親からの恩恵を享受しながらも、自身の境遇のふがいなさを感じるようになり、社会的地位評価を低下させるのだらう。

ここで、父職の職業評定が子職の職業評定よりもかなり小さい場合についても、解釈を与えておこう。図2や図3-1～図3-3に見られるように、図の左端の領域では、右肩上がり（左肩下がり）の様子が見られる。すなわち、父職の職業評定が子職の職業評定よりも小さくなるほど、子の社会的地位評価は低くなるのである。これには2つほどの解釈がありうるだろう。1つは、子が得た収入を父親のサポートに回さなければならない境遇にあるために、子自身の収入に見合わない低い生活を余儀なくされるというものである。もう1つは、父親に対する具体的なサポートはしなくても、子は自らの出身階層（父親の職業的階層）の低さに引け目を感じて、本来であれば得られるだろう社会的地位評価に達することができないというものである。これらは、概念的には独立に起こりえ、どちらか1つ、もしくは両方が生じる可能性があるだろう。

ところで、「はじめに」で扱った2ケースは、父親が相応の社会的地位にあったが、子は事件当时无職であった。実は、SSM調査などにおいては、「無職」に対して一般的職業評定値を割り当てていないし、そもそも「無職」の職業評定について質問していない。そのため、本稿における分析においても、父親のこれまでの主な職業が無職のケースや、子（本人）の現在の職業が無職のケースについては、職業評定値は欠損値となっていて、「はじめに」で扱ったようなケースについては、分析対象となっていない。しかしながら、定年退職後

で無職のケースを除くと⁵⁾、通常であれば働いていると見なされる生産年齢における無職の職業評定値は、かなり低いものと見なしてよいと思われる⁶⁾。本稿で想定したメカニズムによって、父職の職業評定と子職の職業評定のギャップが、子の社会的地位評価に影響を及ぼしていると考えられるならば、子が無職の場合についても矛盾なく説明できると考えられるので、本研究の結果を覆すことにはならないだろう。

引用文献

Breen, R. and J. H. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory," *Rationality and Society*, **9**(3): 275-305.

藤原翔, 2011, 「Breen and Goldthorpe の相対的リスク回避仮説の検証：父親の子どもに対する職業・教育期待を用いた計量分析」『社会学評論』, **62**(1): 18-35.

藤原翔, 2012, 「高校選択における相対的リスク回避仮説と学歴下降回避仮説の検証」『教育社会学研究』, **91**: 29-49.

藤原翔, 2018, 「職業的地位の世代間相関」, 吉田崇編『2015年SSM調査報告書3 社会移動・健康』2015年SSM調査研究会, 1-40.

5) 父職の場合には、現在は定年後で無職でも、これまでの主な職業は、無職ではない何らかの職業である可能性が高い。

6) 参考までに、2016年度調査における職業評定の最小値は、「清掃員」の30.69であった。

元治恵子編, 2018, 『雇用多様化社会における社会的地位の測定』日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究(B)研究成果報告書.

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 University Press, 23-79.

Goldthorpe, J. H. and K. Hope, 1974, *The Social Grading of Occupations: A New Approach and Scale*, Clarendon Press.

Ishida, Hiroshi, 2018, "Long-Term Trends in Intergenerational Class Mobility in Japan," 吉田崇編『2015年SSM調査報告書3 社会移動・健康』2015年SSM調査研究会, 41-64.

石田浩・三輪哲, 2011, 「階層移動から見た日本社会：長期的趨勢と国際比較」『社会学評論』, **59**(4): 648-662.

Royston, P., and W. Sauerbrei, 2008, *Multivariable Model-Building: A Pragmatic Approach to Regression Analysis Based on Fractional Polynomials for Modelling Continuous Variables*, Wiley.

太郎丸博, 1998a, 「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『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』1-14.

太郎丸博, 1998b, 「職業評定の一致度と間主観的階層構造」, 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』15-29.