



夫婦関係を親密性研究の 観点から捉える

潜在クラス分析によるアプローチ

Understanding Marital Relationships from the Perspective of
Intimacy: A Latent Class Analysis Approach

毛塚和宏 KEZUKA, Kazuhiro

東京工業大学リベラルアーツ研究教育院 講師

本研究は、潜在クラス分析を用いて夫婦関係を親密性研究の観点から捉える。夫婦ダイアドデータを用いて分析した結果、次の2点が確認された:1) 相互理解が一致する夫婦は、相違している夫婦に比べて結婚の質も高く、分業も平等的である、2) 相互行為のパターンによっては、相互理解が一致していても結婚の質が低い。

キーワード 夫婦関係, 親密性, 潜在クラス分析

1. 目的

本研究の目的は、潜在クラス分析を用いて夫婦関係を親密性研究の観点から捉えることである。従来の家族社会学における夫婦関係研究に対して、親密性という概念から見直すことで、親密性研究の深化と夫婦関係研究の新展開を促す。

A. Giddens は後期近代社会において「純粋な関係性」が親密性の中心になっていることを指摘した (Giddens, 1992=1995)。「純粋な関係性」とは、関係を維持することそれ自体を目的として、形成・維持される関係である。Giddens の議論によれば、「純粋な関係性」に根差した親密性は、2者の関係性のみ依存する概念であり、外的要因 (あるいは何かしらの合理的判断) によってもたらされるものではない。

一方、日本における親密性研究は、一部では Giddens の研究を参照しながらも、共同性に注目する方向に進んできた (野口, 2013)。家計・住居の共同性をキーに、家族におけるケアの分

配を捉えなおす新たな視点として親密性 (あるいは親密圏) は注目された (上野, 2008; 久保田, 2011; 野口, 2013; 筒井, 2013; 永井, 2015)。しかし、その多くの研究は理論研究が中心であり、実証研究は少ない。実証研究の不足は、ひいては理論研究の停滞を招くだろう。

本研究では、日本における親密性研究に依拠しながら、夫婦関係の親密性を対象に実証研究を行う。親密性研究の観点から言えば、夫婦関係は「純粋な関係性」を求めた結果であると同時に、ケアをする・受ける・しあう共同体である。したがって、親密性に関する実証研究として、最適な対象である。本研究は親密性研究における実証研究不足を補い、親密性に関する理論・実証研究に貢献する。

本研究における親密性は、筒井淳也による「相互行為の蓄積を通じて、お互いがお互いの情報を知り合っているような関係」 (筒井, 2013: 572-573; 筒井, 2008) という定義を採用する。相互行為・相互理解に着目するこの定義は第2節で指摘する通り、夫婦関係研究にも貢献しうる

観点であるからだ。親密性を相互行為・相互理解に着目しながら潜在変数として抽出し、夫婦関係への影響をみるのが本研究の目的である。

2. 夫婦関係研究への貢献

相互行為・相互理解を考慮して夫婦関係を捉える視点は何も新しいことではない (McDonald, 1981)。相互行為・相互理解を説明変数、夫婦関係満足度を被説明変数として夫婦関係を捉える研究がある (田中, 2017; Karney and Bradbury, 2020)。たとえば夫婦関係満足度や結婚満足度は、夫の家事参加 (李, 2008)、配偶者のサポート (末盛, 1999; 鈴木, 2007)、子どもの養育方法 (堀口, 2006)、コミュニケーションのタイプ (Lavner et al., 2016) に影響を受ける。

親密性研究からみると、上記の研究で挙げられている諸要因 (夫の家事参加、養育方法、コミュニケーションのタイプ) は相互行為・相互理解の一部として捉えられる。本研究の観点からみれば、これらの諸要因は親密性という潜在変数の指標としてみなすことができる。

この「相互行為・相互理解を指標として、親密性を捉える」という考え方は、夫婦の関連に着目する研究群 (Sayer and Klute, 2005) と軌を一にする。たとえば、石盛ほか (2017) は、潜在変数を活用して夫婦間の関連・相関を捉えることで、観測できない心理変数を夫婦レベルで扱うことができる、と指摘している。その上で、夫婦ダイアドデータを用いて、夫婦間のコミュニケーション頻度、夫婦間の問題解決アプローチ、夫婦の共行動を指標として、3つの潜在変数を作成している。これらの変数を「夫婦関係のあり方」として解釈し、夫婦関係満足度との関連を分析している。本研究も、このような「夫婦関係のあり方」に着目する研究枠組みを採用する。

本研究は親密性概念をベースにして、相互行為・相互理解を潜在変数として抽出する。こうすることで、夫婦間の相関・関連のあり方を親密

性研究の観点から総合的に捉えることができる。

3. データと分析手法

分析に用いるデータは、1999年と2008年に家計経済研究所が行った「現代核家族調査」である。本データは、首都圏30kmに住む世帯の35～44歳 (2008年調査は35～49歳) の妻を軸にサンプリングし、共通項目を多く含む質問紙に対して夫、妻、長子がそれぞれ回答したデータである。

本研究では1999年・2008年両調査を合併して、夫婦関係を捉えるためにダイアドデータとして扱う。ただし、1999年調査に合わせて、2008年調査は妻年齢が35～44歳であるサンプルに限定する。全体として、1,412組 (1999年: 859組, 2008年: 553組) の夫婦が分析対象である。2回分の調査を合併して分析するのは、観察数を可能な限り多く確保するためである。

本論文で行う分析の流れは図1の通りである。まず筒井の定義に従い、潜在クラス分析を用いて夫婦間の相互行為・相互理解のパターンを潜在変数として得る (分析1)。潜在クラス分析は、複数の離散変数群に対する回答パターンを分類する分析手法である (Vermunt, 1997)。潜在クラス分析では、観測された変数 (顕在変数) 間の関連は潜在変数によってすべて説明されることを想定する。本研究の文脈に即した例を用いて説明すれば、食事をともにとる夫婦ととらない夫婦に大きく二分されるとき、通常分析では二峰型の分布として捉える。しかし、潜在クラス分析では、異質な2つのグループ (一緒にとるグループととらないグループ) が混ざっていると捉え、分類する。潜在クラス分析はこのような分類をより多くの離散変数に対して行うことができる (より具体的な説明は三輪 (2009) を参照)。

夫婦双方のデータが得られているダイアドデータの分析では構造方程式モデルがよく用いられているが、離散変数の扱いに難がある。本研究

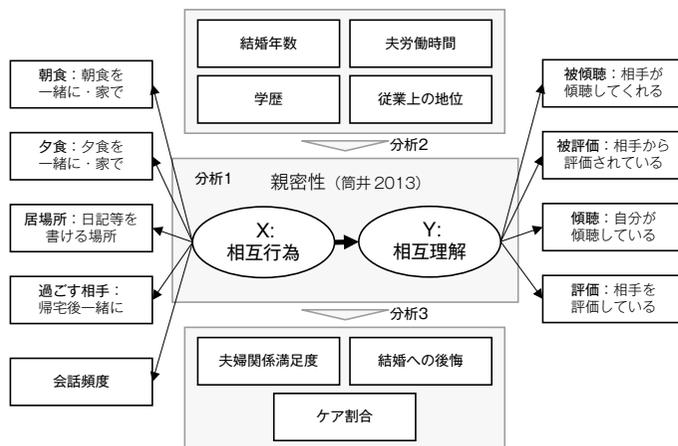


図1 潜在クラス分析のモデルとその分布

では潜在変数を扱うことができ、離散変数の扱いも容易な潜在クラス分析が妥当であると考え、採用する。また、本研究ではデータに対するモデルの適合度を示すBIC（ベイジアン情報量規準）によってクラス数を決める。

次に、相互行為・相互理解のパターンの特徴を夫婦に関する変数から探る（分析2）。特に、相互行為・相互理解を規定しうる変数として職業、学歴に注目する。

最後に、得られたパターンと結婚の質を表す変数（たとえば夫婦関係満足度）、家庭内の家事・ケア比率（家事・育児・介護の夫婦の分担比率）との関連を、散布図と多変量解析により明らかにする（分析3）。筒井（2008）は、親密性には満足度などのメンタル面の満足を提供する機能がある、と指摘している。相互行為・相互理解のパターンと結婚の質を表す変数との関連を分析することで、親密性が機能しているのかどうかを明らかにする。また、家事・ケア比率の分析によって家庭内分業の程度を明らかにする。

なお、分析に使用した各変数の平均値・割合は、対応する表（表1,2,4,5）にそれぞれ示している。

4. 分析1: 潜在クラス分析

潜在クラス分析では、図1のようなモデルを想定する。潜在変数Xは「相互行為の蓄積」のパターンを抽出する（以下、相互行為と呼ぶ）。相互行為Xは、朝食、夕食、居場所、帰宅後に過ごす相手、会話頻度などの日常の相互行為を指標とし、これらから夫婦間の相互行為のパターンを抽出する。

相互行為Xに用いる変数について述べる。「朝食」は「あなたは平日の朝食は、どこで食べることが多いですか」という問いに対して「毎日自宅で朝食を食べる」を「毎日○」、「朝食は食べない」を「食べない」、それ以外（たとえば「ほとんど毎日外食」）を「毎日×」と設定した。また、食べる相手として「夫婦と子ども・夫婦二人だけ・私と子どもだけ・私一人だけ」の4つの選択肢が与えられているが、夫婦で食べているものを「夫婦○」、それ以外を「夫婦×」と定め、組み合わせた。「夕食」は朝食と基本的に同じだが、「食べない」

という選択肢がないので、4つの値をとる変数になっている。

本研究では、「あなたには手紙や日記を書く場所がありますか。あれば、それはどこですか」という質問を「家庭内の居場所」を捉える変数として扱う。この質問は手紙や日記等のプライベートなものを扱える場所があるのか、あるならどこなのかを示す。そのような場所は日常における相互行為を規定すると考えられ、筒井の定義と関連する変数である。よって、この「家庭内の居場所」を相互行為Xの指標として含めている。本研究では、居場所を、ない(「ない」)、個人スペース(以下、個人SP、「自分一人の個室」「自分専用のコーナー」)、共用スペース(共用SP、「夫婦の寝室」「居間のテーブルまたは食卓」「客間」)の3つに分類し、「その他」の回答は欠損値として扱った。

「会話頻度」¹⁾は「あなた方ご夫婦は、どのくらい会話していますか」という質問に対して「よく話す」「話す」「まあ話す」を「高程度」、「あまり話さない」「ほとんど話さない」「全く話さない」を「低程度」とリコードした。

「帰宅後に過ごす相手」は「あなたは帰宅した後(家で仕事をなさっている方は仕事が終わってから)、就寝までどなたとすごすことが一番多いですか」という質問に「夫婦二人ですごす」「家族みんなですごす」を「夫婦○」、「一人ですごす」「子どもたちとすごす」を「夫婦×」とリコードした変数である。

一方、潜在変数Yは「お互いがお互いの情報を知り合っている」状況のパターンを抽出する(以下、相互理解)。相互理解Yは、自分から配偶者へ、および配偶者から自分への評価と傾聴の頻度で測定される。筒井の定義から、相互行為を通じて情報が蓄積するのでXからYへの影響のみを想定する。

相互理解Yは以下の4つの変数を利用する。「被傾聴」「被評価」は配偶者から自分への行動・評価を測定している。「被傾聴」は「妻／夫は私

の心配事や悩みを聞いてくれる」に「あてはまる」「まああてはまる」を「被傾聴○」、「あまりあてはまらない」「あてはまらない」を「被傾聴×」の2値で表している。「被評価」は「妻／夫は私の能力や努力を評価している」という項目に対して、「被傾聴」と同様の方法で○×を付与している。

一方、「傾聴」「評価」は自分から配偶者に対する行動・評価を表す。「傾聴」は「私は妻／夫の心配事や悩みを聞いてあげる」という項目に対して、「評価」は「私は妻／夫の能力や努力を評価している」という項目に対して、それぞれ「被傾聴」「被評価」と同様に○×の2値にリコードしている。

潜在変数X、Yともに1～5クラスの間で変化させ、潜在クラス分析を行った結果、データに対する適合度が最も高い(BICが最も低い)クラス数の組み合わせX5クラス×Y2クラスを採用した²⁾。

相互行為Xは、5つのクラスに分類された(表1)。この5つのクラスは、食事に大きな特徴が表れている。「朝夕×」とラベルされているクラスでは、朝食、夕食どちらも夫婦一緒に家で食べる回数が低いクラスである。このクラスは会話頻度でさらに2つに分類される。どちらのクラスも妻は帰宅後に夫婦で過ごしていないと回答しているが、夫はそうとは限らない。「朝夕○」はその逆に、朝食、夕食ともに夫婦一緒に家で食べる頻度の高いクラスである。帰宅後に夫婦一緒にいる割合が高く、会話頻度も高い。「朝○」「夕○」はそれぞれ朝食、夕食だけ夫婦一緒に家で食べる頻度の高いクラスである。どちらも会話頻度が高いが、帰宅後の過ごし方に違いがみられる。

一方、相互理解Yは2つのクラスに分けられた(表2)。それぞれ「一致クラス」と「相違クラス」と名付けた。この2つは、夫婦で互いの評価が一致しているか、食い違っているかで分けられている。一致クラスでは、夫婦どちらの評価(自己・相手いずれも)「○」で一致しているので、たとえば自分は傾聴しているし、相手も傾聴している、



表1 相互行為クラスXの条件付き確率と各変数の割合

		X1		X2		X3		X4		X5		全体	
		朝夕×:会話少		朝夕×:会話多		朝○		朝夕○		夕○		記述統計	
		夫	妻	夫	妻	夫	妻	夫	妻	夫	妻	夫	妻
朝食	毎日○・夫婦○	0.13	0.12	0.00	0.00	0.85	0.80	0.93	0.93	0.08	0.05	0.34	0.32
	毎日○・夫婦×	0.37	0.79	0.50	0.92	0.10	0.18	0.03	0.06	0.43	0.74	0.31	0.58
	毎日×・夫婦○	0.02	0.00	0.04	0.00	0.02	0.00	0.04	0.00	0.03	0.01	0.03	0.00
	毎日×・夫婦×	0.16	0.01	0.17	0.02	0.02	0.01	0.00	0.00	0.13	0.04	0.11	0.02
	食べない	0.31	0.08	0.29	0.06	0.00	0.01	0.01	0.00	0.33	0.17	0.21	0.07
夕食	毎日○・夫婦○	0.10	0.08	0.06	0.00	0.09	0.04	0.84	0.85	0.77	0.80	0.38	0.37
	毎日○・夫婦×	0.40	0.85	0.49	0.93	0.45	0.91	0.01	0.08	0.04	0.08	0.27	0.56
	毎日×・夫婦○	0.08	0.00	0.14	0.00	0.16	0.00	0.14	0.06	0.18	0.11	0.14	0.04
	毎日×・夫婦×	0.41	0.06	0.32	0.07	0.31	0.05	0.02	0.02	0.01	0.00	0.20	0.04
居場所	ない	0.45	0.32	0.34	0.15	0.27	0.13	0.27	0.16	0.37	0.23	0.34	0.20
	個人SP	0.28	0.09	0.23	0.08	0.30	0.08	0.28	0.13	0.25	0.07	0.26	0.09
	共用SP	0.27	0.59	0.43	0.77	0.44	0.78	0.45	0.71	0.38	0.70	0.40	0.71
過ごす相手	夫婦○	0.35	0.07	0.75	0.29	0.77	0.33	0.97	0.90	0.93	0.81	0.77	0.49
	夫婦×	0.65	0.93	0.25	0.72	0.23	0.67	0.03	0.10	0.07	0.19	0.23	0.51
会話頻度	夫高	0.24	0.11	0.87	0.08	0.93	0.04	0.92	0.03	0.87	0.07	0.78	0.07
	夫低	0.18	0.47	0.03	0.02	0.03	0.01	0.04	0.01	0.04	0.02	0.06	0.09

注意：上位60%を太字にしている。

表2 相互理解クラスYの条件付き確率と各変数の割合

		Y1		Y2		全体	
		一致		不一致		記述統計	
		夫	妻	夫	妻	夫	妻
被傾聴	○	0.96	0.94	0.42	0.38	0.78	0.76
	×	0.04	0.06	0.58	0.62	0.22	0.24
被評価	○	0.95	0.88	0.47	0.36	0.79	0.71
	×	0.05	0.12	0.53	0.64	0.21	0.29
傾聴	○	0.88	0.81	0.37	0.34	0.72	0.66
	×	0.12	0.19	0.63	0.66	0.28	0.34
評価	○	0.99	0.98	0.66	0.70	0.88	0.89
	×	0.01	0.02	0.34	0.30	0.12	0.11

注意：上位60%を太字にしている。

という評価を互いにしている夫婦が多い。逆に、相違クラスでは、夫婦の評価が食い違っていることが相対的に多い。

注意すべきは、相互理解Yの分類自体から結婚生活の良し悪しはまだ明らかにならない、ということである。結婚満足度などの関連を分析して初めて、親密性の分類が結婚の質にもたらす影響を明らかにすることができる。

XとYの関連、および時間的変化を所属確率として表3に示した。全体として相互行為Xが朝夕×：会話少クラスX1である場合、相互理解Yは相違クラスY2であることが多い(オッズ比約58倍)。また、1999年から2008年にかけて朝夕×：会話多・一致クラスX2Y1が約19%から約23%まで増加し、朝夕○・一致クラスX4Y1が約18%から約10%へと減少している。

5. 分析2：親密性のパターンと夫婦の特徴

第4節で得られた親密性のパターンの特徴を、夫婦に関する変数の記述統計から明らかにする³⁾。分析に際して、潜在クラス分析に基づいて、各サンプルを最も所属確率の高いクラスに割り当てる。

表4に、夫婦の結婚年数、夫の週労働時間⁴⁾、夫婦の学歴・職業(従業上の地位)の組み合わせを示した。なお学歴の分類は、夫は高校・高専以下と四大以上の2分類、妻は高校以下、短大・

表3 潜在クラスの分布

(パーセント)	全体		1999年調査		2008年調査	
	Y1	Y2	Y1	Y2	Y1	Y2
	一致	不一致	一致	不一致	一致	不一致
X1 朝夕×:会話少	1.19	16.38	1.42	16.16	0.84	16.71
X2 朝夕×:会話多	20.72	3.64	18.72	2.57	23.48	5.66
X3 朝○	11.86	4.04	12.72	3.42	10.55	4.98
X4 朝夕○	14.79	2.70	18.37	2.62	9.63	2.42
X5 夕○	19.35	5.32	19.73	4.26	18.66	7.07

表4 親密性のパターンと夫婦の特徴と各変数の平均値・割合

		X1Y1	X2Y1	X3Y1	X4Y1	X5Y1	X1Y2	X2Y2	X3Y2	X4Y2	X5Y2	全体
結婚年数(平均)		10.93	12.46	12.71	11.98	11.81	13.04	14.77	11.20	12.61	13.18	12.44
夫週労働時間(平均 週時間)		66.00	56.14	52.80	45.88	49.45	54.40	56.37	48.81	40.77	45.96	51.89
夫学歴		妻学歴										
高校・高専以下	高卒以下	53.85	25.41	19.23	33.33	41.73	31.89	45.45	8.16	24.14	50.88	31.08
	短大・高専	0.00	9.90	8.79	8.93	10.90	8.31	13.64	4.08	6.90	12.28	9.28
	四大以上	0.00	3.96	5.49	4.17	4.51	2.99	4.55	4.08	6.90	0.00	3.96
四大以上	高卒以下	15.38	15.18	15.93	16.67	18.42	21.26	9.09	24.49	27.59	17.54	17.99
	短大・高専	23.08	21.78	24.18	14.88	11.65	15.28	18.18	30.61	20.69	7.02	17.55
	四大以上	7.69	23.76	26.37	22.02	12.78	20.27	9.09	28.57	13.79	12.28	20.14
夫職業		妻職業										
公務員・民間正規	公務員・民間正規	14.29	9.67	11.29	19.30	10.94	8.03	4.76	12.24	9.99	5.55	10.36
	自営業・家族従業	0.00	5.00	3.23	5.26	2.64	3.34	4.76	2.04	3.33	1.85	3.50
	無職・非正規	71.43	70.33	69.36	50.29	60.38	70.24	52.38	77.55	53.33	55.55	61.80
自営業・家族従業	公務員・民間正規	0.00	1.67	0.54	4.09	2.64	1.00	0.00	4.08	0.00	5.55	1.92
	自営業・家族従業	7.14	5.33	5.38	11.11	9.43	3.68	9.52	2.04	13.33	16.67	6.72
	無職・非正規	7.14	7.34	8.61	8.19	12.83	11.03	19.05	2.04	6.66	9.26	9.05
無職・非正規	すべて	0.00	0.66	1.62	1.75	1.14	2.67	9.52	0.00	13.32	5.55	6.65

注意：上位60%を太字にしている。

高専、四大以上の3分類を用いる。

表4において、各変数に顕著なクラスを確認する。結婚年数からみると、最も短い年数は朝夕×:会話少・一致クラスX1Y1であり(10.93年)、最も長いのは朝夕×:会話多・相違クラスX2Y2(14.77年)である。

労働時間からみると、全体として朝夕X1、X2クラスの労働時間は他のクラスよりやや長い。特に、朝夕×:会話少・一致クラスX1Y1は週66時間と最も労働時間が長い。これらのことは、X1、X2(朝夕×の2クラス)の相互行為が相対的に低調である(食事を一緒にしない、会話頻度が少ない、表2参照)と関連していると考えられる。

学歴では、全体として高卒どうしの同類婚、あ

るいは夫四大卒の妻上昇婚(妻:高卒、短大・高専卒)が多数を占めている。その中で、X2Y1、X3Y1、X4Y1、X1Y2、X3Y2の5クラスは四大卒どうしの同類婚が相対的に多い。特に、朝○・相違クラスX3Y2は、夫が四大卒である割合が相対的に高い傾向がある。

最後に職業をみると、妻が無職・非正規である割合が全体的に多い。これは妻が専業主婦ないしパートに勤めている割合が多いことを示している。一方で、X4Y1(朝夕○・一致クラス)は妻が公務員・民間正規である割合が高い。また、X2Y2、X4Y2、X5Y2の3クラスは夫が自営業・家族従業者である割合が高く、特にX4Y2、X5Y2は夫婦ともに自営業・家族従業者である



割合が高い。

6. 分析3：親密性のパターンと結婚の質との関連

次に、第4節で得られた親密性のパターンが、結婚生活における質と分業状態にどのような影響を与えるのか、散布図と多変量解析から明らかにする⁵⁾。散布図は潜在クラスの影響を可視化するため、多変量解析は潜在クラスとの関連と説明力・適合度を明らかにするために用いる。被説明変数は、夫婦関係満足度と結婚が期待外れかどうか、などの結婚の質を測定する指標、家庭内において分担している家事・ケア比率の自己評価という3つの指標を用いる。

夫婦関係満足度は5＝満足、4＝まあ満足、3＝どちらともいえない、2＝やや不満、1＝不満とリコードし、回帰分析を行う。5件法で測定される満足度は順序尺度であり、厳密には順序ロジスティック回帰分析が用いられる。しかし、社会学や心理学では、満足度が間隔尺度として扱われることもある(末盛,1999;永井,2005;鈴木,2007;Lavner et al.,2016)。また、回帰分析で得られる係数の解釈が容易であることを加味して、本分析もこれらの研究と同じように、満足度を間隔尺度として扱って回帰分析を行う。

結婚が期待外れかどうかは「あなたにとって、奥様／ご主人との結婚生活は期待どおりのものでしょうか」という質問に対して「やや期待はずれ」「期待はずれ」を選んだ場合にのみ1、それ以外(「期待以上」「期待どおり」「まあ期待どおり」)は0とするダミー変数として扱い、ロジスティック回帰分析を行う。最後に、家事・ケア比率については「結婚してから今までの家事、育児、介護すべてを10割とすると、あなたは何割くらい分担してきたと思いますか」という質問への「a割」(aは数値を記入)という回答を連続変数として用いた。ただし、1999年調査の夫票については「あなた」の部分が「奥様」になっているので、数値を10から引いて夫の負担分となるようにリコー

ドした。ただし、解釈に際して自己評価であることに注意されたい。

なお、潜在クラスにはエフェクト・コーディングを行い、係数を全体平均からの違いとして解釈できるようにした(Hardy,1993)。なお、X5Y2については、潜在クラスの係数9つの和に-1を乗じたもの($-\sum_j \beta_j$)を示している。統制変数として、2008年調査ダミーと、結婚年数を投入した。なお、結婚年数については非線形な影響の存在が先行研究により示唆されているので(永井,2005)、二乗項も投入する。

図2に潜在クラスごとの平均の散布図を、表5に潜在クラスを投入したモデルの分析結果を示した。まず、10クラスが大きく2つに大別されることがわかる。夫婦関係満足度が高く、結婚も期待通りである4クラス(X2Y1, X3Y1, X4Y1, X5Y1)と、そうではない他の6クラスである。相互理解Yが一致クラスである場合は夫婦関係満足度が高い。

しかし、同じ相互理解のクラスであっても、図2や表5の係数から相互行為Xによって散らばりが生じていることが確認される。たとえば、妻の夫婦関係満足度では、同じ一致クラスY1であっても、相互行為Xによって係数が-0.313～0.825と散らばっていることがわかる。特に、朝夕×：会話少・一致クラスX1Y1は同じ一致クラスY1の中で突出して低い満足度を示している。

家事・ケア比率は散布図からみると夫の負担率に大きな違いがみられる。一致クラスY1は夫の負担率が低く、相違クラスY2は高い。これは、家事・ケア比率が自己評価であることを踏まえれば、相互理解に相違がある場合に、家事・ケア分担のコンセンサスが得られず、夫の家事負担感が高くなっている、と解釈できるだろう。

家事・ケア比率に関する回帰分析の結果をみると、朝夕×：会話多・一致クラスX2Y1、朝夕×：会話少・相違クラスX1Y2では妻が高く、夫が低いことがわかる。実際、図2c)をみると、両クラスは似たような位置にいる。興味深いのは、結

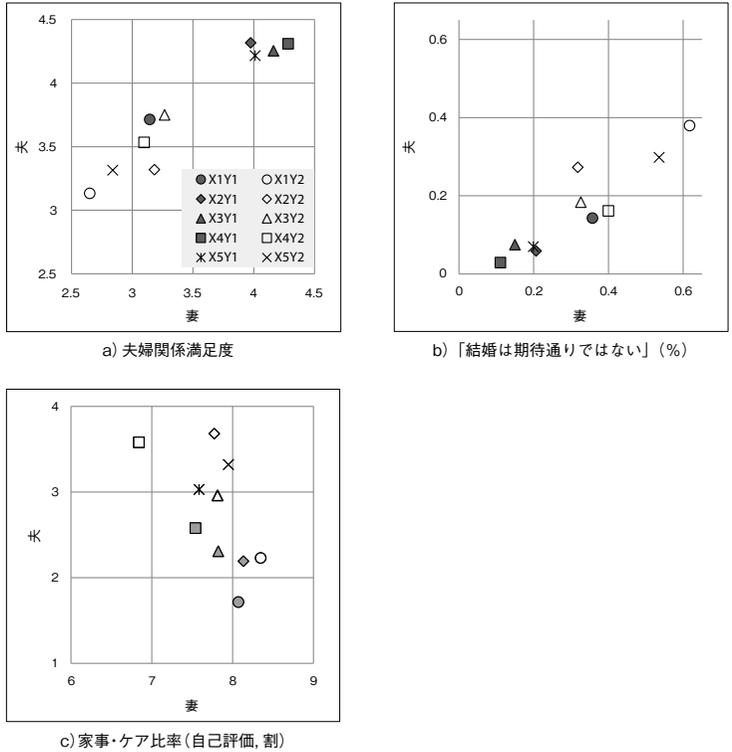


図2 潜在クラスの影響

表5 多変量解析の結果 (統制変数と切片の係数は省略)

被説明変数の平均値	夫婦関係満足度 (回帰分析)		結婚は期待外れ (ロジスティック回帰分析)		ケア比率 (自己評価:回帰分析)	
	妻 (N=1390)	夫 (N=1385)	妻 (N=1403)	夫 (N=1406)	妻(N=1387)	夫(N=1392)
被説明変数の平均値	3.656	3.940	0.299	0.149	7.908	2.545
朝夕×:会話少・一致 X1Y1	-0.313	-0.053	0.275	-0.004	0.251	-0.818
朝夕×:会話多・一致 X2Y1	0.511 ***	0.529 ***	-0.504 **	-0.904 ***	0.354 **	-0.600 ***
朝○・一致 X3Y1	0.712 ***	0.48 ***	-0.916 ***	-0.714 *	0.008	-0.377 †
朝夕○・一致 X4Y1	0.825 ***	0.534 ***	-1.238 ***	-1.733 ***	-0.284 †	-0.046
夕○・一致 X5Y1	0.547 ***	0.425 ***	-0.534 **	-0.742 **	-0.193	0.254
朝夕×:会話少・相違 X1Y2	-0.807 ***	-0.649 ***	1.311 ***	1.37 ***	0.545 ***	-0.477 **
朝夕×:会話多・相違 X2Y2	-0.276	-0.478 **	0.042	1.004 *	0.015	0.677
朝○・相違 X3Y2	-0.22	-0.056	0.169	0.481	0.087	0.084
朝夕○・相違 X4Y2	-0.359 *	-0.257	0.419	0.191	-0.949 **	0.787 †
夕○・相違 X5Y2	-0.620 --	-0.475 --	0.976 --	1.051 --	0.167 --	0.516 --
潜在クラス+統制変数	0.259 (Adj. R2)	0.217 (Adj. R2)	1502.9 (AIC)	1008.2 (AIC)	0.032 (Adj. R2)	0.052 (Adj. R2)
統制変数のみ	0.008 (Adj. R2)	0.008 (Adj. R2)	1707.7 (AIC)	1174.1 (AIC)	0.008 (Adj. R2)	0.033 (Adj. R2)

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, †:p<0.10



婚の質に関する変数の傾向は真逆であるということだ。回帰分析の結果からわかるように夫婦関係満足度は、X2Y1は平均より高いが、X1Y2は平均より低い。相互行為・相互理解のあり方によって分業状態と結婚の質との関連が変化することがわかる。

最後に、潜在クラスの説明力を確認する。回帰分析では調整済みR二乗値（高いほどデータに適合的）、ロジスティック回帰分析ではAIC（低いほどデータに適合的）がデータに対する適合度を示している。結婚の質に関する回帰分析では、潜在クラスを投入したほうがデータの適合度が向上していることが確認できる。特に、R二乗値は回帰分析によって被説明変数の散らばりがどの程度説明されたかを表すが、夫婦関係満足度についてみてみると、夫婦ともに1%未満から、20%台に増加していることがわかる。ただし、家事・ケア比率はその限りではない。

7. まとめ

本研究では、夫婦の相互行為・相互理解のパターンを潜在クラス分析によって抽出した。その結果、この潜在クラスは結婚の質を測定する2変数（夫婦関係満足度と結婚が期待外れかどうか）と、家事・ケア比率に対して影響を与えていることを明らかにした。

本研究の結果は一見すると、夫婦の情緒的サポート（本研究では相互理解）が夫婦関係満足度に良い影響を与えている、という先行研究の再現にみえるが（末盛, 1999；鈴木, 2007）、その相互理解の基盤となっている相互行為との関連とその影響を明らかにしたところに本研究の特色がある。夫婦関係の相互行為・相互理解を全体的に捉えようとした分析枠組みがこの特色の発見に貢献している。特に、同じように相互理解が一致していたとしても、結婚の質は必ずしも良くはない（cf. 朝夕×：会話少・一致クラスX1Y1）ことは、本研究のアプローチならではの

結果である。

また、分析2で明らかになったのは、相互行為・相互理解のパターン（親密性）が、夫婦の学歴や職業、労働時間といった外的要因によって変化しうる、ということである。この外的要因には時代の変化も含まれる。分析1の最後に示したように、1999年から2008年の9年の間に、潜在クラスの構成比率は変化している（表3）。これらの結果は、親密性は「純粋な関係性」が指すような内的な動機によってのみ構築・維持されるのではなく、結婚後の外的要因にも左右されうる、という可能性を示している。

本研究はデータの特性上、得られた知見は首都圏の夫婦にしか一般化できないという限界がある。しかし、本研究が親密性研究における実証研究の可能性を示したという意義を強調したい。本研究が夫婦関係・親密性研究の新たな切り口となり、更なる研究が蓄積されることを期待する。

謝辞

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「現代核家族調査, 1999」「現代核家族調査, 2008」（公益財団法人 家計経済研究所）の個票データの提供を受けた。また本研究の成果は、東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究会2017参加者公募型研究『夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに関する二次分析』及び2018年度二次分析研究会課題公募型研究『家族形成と働き方の相互関係に関する研究——ワーク・ライフ・バランス実現の観点から』の内容を大幅に加筆・修正したものである。

本論文の執筆にあたり、発表会において原田謙先生（実践女子大学）、余田翔平先生（国立社会保障・人口問題研究所）の両名からコメントをいただいた。また査読過程において2名の匿名の査読者、編集委員のみなさまからご指摘をいただいた。記して感謝する。

- 1) 潜在クラス分析は、顕在変数間の相関はすべて潜在変数によって説明されることを想定している。すなわち、会話頻度で言えば夫と妻の会話頻度は潜在クラスを導入すれば独立になると本来は想定される。しかし、会話頻度に関しては、潜在変数を導入してもなお相関が高かった。そこで、潜在クラスでは説明されないなんらかのメカニズムが相関を生じさせていると考え、夫婦間の相関を認め、潜在クラス分析を行った。
- 2) 全25モデルのうち、4つのモデルは推定できなかった(X4クラス、Y5クラスのモデルとX5クラス、Y3~5クラスの3つ)。その中で対数尤度に基づくBICが33826.73と最も低かったX5クラス、Y2クラスのモデルを採用した。なお、本分析で採用したモデルは、AICにおいても最小になっている。
- 3) 通常、このような分析には多項ロジスティック回帰分析が用いられることが多い。しかし、本研究に適用しようとする、クラス数が多く、結果の解釈が煩雑になることに加え、参照カテゴリーの規定要因が見えづらくなってしまふ。すべてのクラスを対等に扱いたいので、記述統計によって傾向を確認する。
- 4) 夫のみの労働時間を示しているのは、日本では夫が家計の収入源となる男性稼ぎ主モデルが中心であり、影響度が妻よりも高いと判断したためである。
- 5) 本論文では、先行研究(筒井, 2008)にしたがい親密性が結婚の質などに影響を与えることを想定している。もちろん、逆の向き(たとえば結婚の質→親密性)も考えられるが、本論文ではこの向きの識別はできていない。この点は本研究の限界である。

文献

- Giddens, Anthony, 1992, *The Transformation of Intimacy: Sexually, Love and Eroticism in Modern Societies*, Polity Press: Cambridge. (=松尾精文, 松川昭子訳, 1995, 『親密性の変容—近代社会におけるセクシュアリティ, 愛情, エロティシズム』而立書房.)
- Hardy, A. M., 1993, *Regression with Dummy Variables*, California: Sage.
- 堀口美智子, 2006, 「乳幼児をもつ親の夫婦関係と養育態度」『家族社会学研究』17(2): 68-78.
- 石盛真徳・小杉考司・清水裕士・藤澤隆史・渡邊太・武藤杏里, 2017, 「マルチレベル構造方程式モデリングによる夫婦ペアデータへのアプローチ—中年期の夫婦関係のあり方が夫婦関係満足度, 家族の安定性, および主観的幸福感に及ぼす影響」『実験社会心理学研究』56(2): 153-164.
- Karney, Benjamin R. and Thomas N. Bradbury, 2020, "Research on Marital Satisfaction and Stability in the 2010s: Challenging Conventional Wisdom", *Journal of Marriage and Family*, 82:100-116.
- 久保田裕之, 2011, 「家族社会学における家族機能論の再定位: 〈親密圏〉・〈ケア圏〉・〈生活圏〉の構想」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』37: 77-96.
- Lavner, Justin A., Benjamin R. Karney and Thomas N. Bradbury, 2016, "Does Couples' Communication Predict Marital Satisfaction, or Does Marital Satisfaction Predict Communication?!", *Journal of Marriage and Family*, 78:680-694.
- 李基平, 2008, 「夫の家事参加と妻の夫婦関係満足度—妻の夫への家事参加期待とその充足に注目して」『家族社会学研究』20(1): 70-80.
- McDonald, Gerald W., 1981, "Structural Exchange and Marital Interaction", *Journal of Marriage and Family*, 43(4):825-839.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』24(2): 345-356.
- 永井暁子, 2005, 「結婚生活の経過による妻の夫婦関係満足度の変化」『家計経済研究』66: 76-81.
- , 2015, 「家族の共同性—資源系としての家族」『社会イノベーション研究』10(2): 15-22.
- 野口裕二, 2013, 「親密性と共同性—「親密性の変容」再考」庄司洋子編, 2013, 『親密性の福祉社会学—ケアか織りなす関係』東京大学出版会, 187-203.
- Sayer, A., and M. Klute, 2005, "Analyzing couples and families: Multilevel methods", V. Bengtson, A. Acocck, K. Allen, P. Dilworth-Anderson, and D.



- Klein Eds., *Sourcebook of Family Theory and Research*, California: Sage Publications, 289-315.
- 末盛慶, 1999, 「夫の家事遂行および情緒的サポートと妻の夫婦関係満足感—妻の性別役割意識による交互作用」『家族社会学研究』11: 71-82.
- 鈴木富美子, 2007, 「妻からみた夫婦関係・夫からみた夫婦関係—「夫からの情緒的サポート」と「妻の苛立ち」による夫婦類型の計量的分析」『家族社会学研究』19(2): 58-70.
- 田中恵子, 2017, 「育児期の夫婦関係研究に関する文献レビュー」『大和大学研究紀要』3: 3-9.
- 筒井淳也, 2008, 『親密性の社会学—縮小する家族のゆくえ』世界思想社。
- , 2013, 「親密性と夫婦関係のゆくえ」『社会学評論』64(4): 572-588.
- 上野千鶴子, 2008, 「家族の臨界—ケアの分配公正をめぐる」『家族社会学研究』20(1): 28-37.
- Vermunt, J. K., 1997, *Log-linear models for event histories*, California: Sage Publications.

子どもによる社会経済的 背景の報告とその妥当性

高校生と母親調査の追跡調査データを用いて

The Validity of Proxy Reports of Parental Socioeconomic Status:
Evidence from Follow-up Studies of Survey
among High School Students and their Mothers

白川俊之 SHIRAKAWA, Toshiyuki

広島大学大学院人間社会科学研究所 准教授

高校生と母親に対する調査の結果を用い、親の地位に関する設問の回答を母親と子どもの間で比較する。高校卒業後に行われた追跡調査において子どもは15歳の時点での親の地位を報告している。母学歴に関する子どもの報告は無回答数が少なく、回答が母子の間で一致しやすいことなどが、分析を通して明らかにされる。

キーワード 社会経済的地位, 代理回答, 親子ペア・データ

1. 問題設定

教育研究では、親のSES (socioeconomic status = 社会経済的地位) にかかわる変数が、広く分析に使用されている。SESは、富、権力、社会的地位などの価値を有する資源 (valued commodity) にどの程度アクセスできるかを表示するものと定義されている (Mueller & Parcel, 1981)。SESの測定に何を含まかは文献ごとに異なるが、一般的には、親の学歴と職業、そして世帯収入がSESを構成する3つの重要な要素だとされることが多い (数実, 2017)。国内の教育格差に関する近年の議論 (松岡, 2019; 志水, 2020) でも、家庭環境の諸要素が最終学歴や子どもの学力に影響を与えていることを検討する際に、世帯収入や両親の学歴にもとづいて、SESの指標が設定されている。

親のSESに関する情報は、親を対象に調査をすることが難しいという現実的な制約から、しばしば代理回答によって、すなわち子どもに親

の地位特性について尋ねるという方法を通して集められている。例えば、高校生に対して調査を行う際、SES変数を取得することを目的にその親にも調査を行うことにすれば、生徒だけを調査対象とする場合よりも、実査に伴うコストは増加するだろう。または、社会的流動性の趨勢を検討するために、成人した人々を対象に調査を実施する際には、高年層では親がすでに死亡している場合を想定しておく必要がある。

このように、親から直接回答を得ようとすると、多大な費用や手間、あるいは調査の不可能性などの問題が生じるケースでも、代理回答を利用することを選択するのであれば、SESに関する情報ある程度は把握することができる。そうした実践が、日本の社会調査にも取り入れられてきた。日本の学力調査では、SESにかかわる変数を親から入手すること (保護者調査を実施すること) が難しいという現実があり、それを補完するものとして、生徒質問紙が位置づけられている (川口, 2017)。SSM調査 (社会階層と社会移動調査) など、成人を対象とした調査でも、



親本人ではなく、対象者(子ども)に対して親の地位について質問するという方法が、基本的に用いられている。

その一方で、代理回答データを利用し、SES指標を作成することには、不利な面も存在する。とくに重要なのは、そこで作成されたSES指標の正確性にかかわる問題である。もし、子どもが家庭の社会的背景を十分に把握していない場合、代理回答によって得られたデータは、妥当性という点で疑問符がつく。実際に、既存研究では子どもは、調査項目によってはSESに関して正確な情報を提供しないことが報告されている(Looker, 1989; Ridolfo & Maitland, 2011)。さらに、親の報告をもとにしてSES指標を作成した場合と、SESの設問に子どもが回答した結果を利用した場合では、SESと学力との関連の強さが変化することが知られている(Sirin, 2005; Jerrim & Micklewright, 2014)。

本稿は、主要なSES変数とその代替指標としてよく用いられる家庭にある本の冊数を対象に、代理回答の問題を検討する。もし、子どもが報告した内容が親の回答と大きく変わらなければ、SESに関する情報を得るうえで、代理回答は伝統的な手法だとみなせるだろう。また、対象者の属性やSES変数の何に着目するかがデータの正確性に影響していれば、いかなる状況でSESが子どもの関心事になるかについて、重要な示唆を引きだせるかもしれない。以下では親と子どもの双方にSESについて尋ねた調査の結果によって、代理回答データの性質を探っていく。

2. 先行研究の検討

2.1 代理回答の正確性を規定する要因

代理回答によって得られたSES変数の正確性に関する研究は、社会学、教育学、調査法研究の分野で1970年代以降、継続的に取り組まれている。代理回答がどの程度正確に行われているかを評価する際に、(1) 無回答の割合、(2) 報告

者間の回答の一致率ないし類似性が調べられることが多い。Looker (1989) は親の職業や学歴について尋ねられたとき、何も報告しない子どもの数が多ければ、代理回答の結果に依拠してSESを把握することは大きな問題を孕むとしている。他方、直接親に尋ねたときと同じ情報が代理回答から得られるかどうかに関心があるときには、(2) の自己回答と代理回答との一致の程度が精査される。その結果、一致する傾向が強ければ、代理報告の内容は妥当性が高いとみなすことができる¹⁾。

Looker (1989) は1960年代と70年代に公表された文献に対してメタ分析を適用し、上記の(1)と(2)のいずれの指標でも、子どもの年齢と代理回答の正確性との間に正の相関関係がみられること、親の学歴に比べて職業ではより正確な代理回答が行われていることを指摘している。その後、新たなデータを用いてSESの代理回答の問題を扱った文献でも、Lookerの研究と同じ結論が示されている(Ensminger et al., 2000; Lien et al., 2001; Ridolfo & Maitland, 2011; Engzell & Jonsson, 2015; Wittrock et al., 2017)。

Looker (1989) は代理回答データの正確性を左右する要因として、SES変数が突出している(salient)ことを挙げている。ここではsalientという表現が、子どもがSESを自明なものとして認知する過程を示すために用いられている。そして、年長の子どもの方が親の職業などを正確に報告するという関係は、情報が突出しているか否かを検討することで、説明可能だとしている。具体的には、教育・職業選択の重要な時期が近づくと、子どもにとってSESは突出した情報になり、それについてより正確な知識が形成されると、Lookerは述べている。また、親が外国で教育を受けているケースでは、子どもは親学歴に関する設問に答える際に、外国の資格を、調査実施国の学歴の規格に当てはめて報告するという、高度な判断を求められる作業を行っている。代理回答を用いて取得された学歴情報の

精度が職業のそれに比して低いという結果は、異なる国や教育制度の間で学歴を比較することが難しいという理由によって、もたらされている可能性がある (Lien et al., 2001)。

ここまでの議論を踏まえて、以下では次の問いを検証する。

RQ1 主要なSES変数である学歴、職業、世帯収入、さらに本の冊数について、子どもは正確な情報を提供しているのだろうか。

RQ2 子どもがSESに関する設問に正確に答えることが難しい場合、対象者のもつどのような属性が報告の精度の低下に影響を与えているのだろうか。

2.2 研究の問いの精緻化

ここでは、前出の問いに関連する考察をさらにすすめることで、本稿における分析の焦点を明確化する。

子どもが将来の進路（進学するか否かなど）について考えなければならない時期に差し掛かると、より正確にSESを認知するようになるという説明において、そのような状況でsalientになる（突出する）地位特性が何かということは、重要な問題である。この点に関して、職業階層社会のイメージをもつ欧州の研究者は、親の職業が突出している（子どもがそれを十分に認知している）という前提を、当然のこととして受け入れるだろう。教育達成に関し、Breen & Goldthorpe (1997) が唱えたRRA仮説（相対的リスク回避説）は、子どもは親（出身）と同じかそれ以上の社会的地位を保証する教育達成を目指すとして想定するが、そこでの地位は基本的に職業（階級）を指している。

これに対して、吉川 (2006) は日本の階層社会において学歴のもつ重要性を説き、学歴下降回避のメカニズムを提示している。そこでは、個人は学歴を参照点として、少なくとも親の世代と同等の学歴を獲得しようとするという、進学の

動機構造が強調されている。吉川が述べるように、日本では地位の世代的関係を読み解くうえで学歴に注目することが特別な意味をもつとするなら、親の学歴と職業のデータ（代理回答の結果）の間に、報告の精度に大きな違いはみられないかもしれない。

また、日本では移民の割合が低く、親が外国の学校を卒業しているというケースは、きわめて稀であると考えられる。さらに、戦後の教育改革によって設立された六・三・三・四制の学校体系の編成は、大幅な制度変更が加えられることなく、すでに50年以上が経過している。そのため、こんにちの日本では大部分の子どもが、親と同一の教育制度のもとで、教育を受けていると想定することができる。このような日本社会の特徴は、教育経験に関する世代間の共通性を高め、親の学歴についての情報が、子どもに伝わりやすい状況を生みだしているだろう。

世帯収入は子どもが正確に把握していることは考えにくい。子どもを対象とした調査で収入が尋ねられることは、ほとんどない（数実, 2017）。したがって、親と子どもの報告がどのように異なるかについて、検証は行われていない。しかし、研究者が考えているように、子どもが収入に関する情報にアクセスすることが難しいとすれば、無回答や不正確な報告の割合が親学歴などよりも高くなることは、容易に予測できるだろう。

本の冊数はPISA（OECD生徒の学習到達度調査）、TIMSS（国際数学・理科教育動向調査）などの学力調査の生徒質問紙において、しばしば尋ねられている項目である。学力調査では親の収入に関するデータを取得することが難しいとき、家庭の所有物について子どもに尋ねることで、収入の代替指標を作成するという方法が、一般的に用いられている²⁾。本の冊数もそうした財項目の1つである。Jerrim & Micklewright (2014) はPISAとPIRLS (Progress in International Reading Literacy Study) の結果



を用いて検討を行い、家庭にある本の冊数について、親子間の報告内容の一致度は親の職業、学歴と比べても、低いことを確認している。ただし、本の冊数に関しては学歴などを報告する場合に比べて、親の回答にもより多くの測定誤差が含まれることが推測される。この点については、5節で再度言及する。

2つ目の問いを検証する分析では、どのような点を掘り下げるべきだろうか。既存研究は、代理回答が正確に行われるか否かに一貫して子どもの年齢が関係していることを示している。すでに指摘したように、Looker (1989) はSESが突出する状況が年長の子どもにおいて顕著にみられると仮定することで、年齢の影響を説明している。これに対して、年齢による報告の精度の違いは認知的能力の差を反映しているとする見方があり、とくに16歳以下の子どもに関しては、認知的機能は年齢とともに発達することが指摘されている (de Leeuw et al., 2004)。認知的能力を直接測定したものではないが、学校の成績を説明変数に用いた Ensminger et al. (2000) の分析では、年齢を統制した後でも、成績が高い子どもは低い子どもよりも、正確にSESを報告することが示されている。そこで、以下の分析でも、成績と子どもが提供するSES情報との間に、関係があるかどうかを検証する。

また、進路決定の時期が近づくにつれて、SESが突出するようになるとする説明が正しい場合、子どもの進路・学習状況が、SESを意識するようになる文脈に影響することが予測される。高校に進学した時点で実質的に高等教育機関への進学機会が閉ざされているのであれば、下降移動の回避に必要な学歴を見定めるために親の地位を参照するという作業は、多くの場合は行われまいだろう。進学率が上昇している現在の日本でも、専門学科の高校を卒業したものが大学に進学する確率は低く、進学にかかわる判断が、普通科の学校に通っている子どもにとってより重要な意思決定であることは、あまり変わって

いない (尾嶋・荒牧, 2018)。したがって、SESに関する情報が突出する様子は、専門学科よりも普通科の高校に籍をおく子どもにおいて、より明確にみられるだろう。

3. 分析の戦略

3.1 データと変数

本稿の分析では、「高校生と母親調査, 2012」のデータを使用する。本調査では、2012年に、イブソス株式会社の保有しているモニター (高校2年生) とその母親から、性、地域、都市規模の分布が日本全国の高校生の分布と同一になるよう、1,560組の母子がランダムに抽出されている。調査は郵送法によって行われ、有効回収数は高校生・母親の調査票を1セットとして1,070セット (回答率: 68.6%) であった。2019年12月から2020年3月にかけて、2012年の当初抽出サンプルのうち、連絡のつかない人を除く982名に再度、調査の依頼が行われた。回答の依頼や督促は郵送と電子メールを併用し、回答はウェブ入力的方式が用いられた。この追跡調査では、回答に問題のある調査票を除外した総数で、583名の回答が得られている。

本調査は、全国の高校2年生を無作為抽出したデータではないが、母親に対して母親本人とその配偶者の学歴と職業、世帯収入について質問しており、家庭の社会経済的背景について信頼できる情報を取得している。そして、社会経済的背景を捉えるための設問は追跡調査の調査票にも含まれており、15歳時点の状況について子どもが報告を行っている。つまり、SESに関する情報が親と子どもの双方から得られており、代理回答の問題について検証可能なデータになっている。以下では、とくに断りのない限り追跡調査で回収した583名のデータのみを分析するが、紙面が許せば母親の調査票については当初サンプルをすべて使用した結果も表記する。

検討の対象とするSES変数は母学歴、父職、世

帯収入と家庭にある本の冊数である。父職を分析対象にするのは、社会階層研究においてそれが標準的な出身の指標となっていることに加え、教育調査の回収に関する次のような事実が関係している。生徒とその保護者を対象とした調査では、保護者質問紙に対する回答は母親によって行われることがほとんどで、父親の地位に関する設問に、父親本人が答えているケースは少ない³⁾。そのため、親に対する調査が実施されている場合でも、現行の多くの調査研究でSESに関する変数は、母親が提供した情報をもとに作成されている。保護者調査への回答状況に関する以上の考察を踏まえれば、SESの中核的な要素である父職について、保護者に対する調査を実施した際に想定される回答から、子どもによる代理回答が乖離している程度を調べるために、母子間で報告の結果を比較することは重要な作業だと考えられる。このように、父職についての情報は父親から直接得られたものではないが、職業的地位に関して、Houseworth & Fisher (2020) は配偶者による報告は配偶者以外の世帯員が答えたデータよりも、測定誤差が小さいとしている。また、母親の調査票の回答は調査時点の状況を報告したものであるのに対し、子どもの調査票の回答は回顧的データであるという点に、注意する必要がある。

上記の変数の値について、母学歴は「中学」、「高校」、「専門学校」、「短大」、「大学・大学院」という5つのカテゴリを区別した。父職は「専門」、「管理」、「事務・販売」、「熟練」、「半・非熟練」の5つのカテゴリを設定した。世帯収入は「0～350万円」、「350～450万円」、「450～600万円」、「600～850万円」、「850～950万円」、「950～2300万円」の6つのカテゴリを設定した。そして、本の冊数は「10冊以下」、「11～25冊」、「26～100冊」、「101～200冊」、「201～500冊」、「501冊以上」という6つのカテゴリに分類した。量的指標とみなし、分析に用いる際には、母学歴は学校段階に対し、教育年数を割り当てた。父職はSSM職業分類

(95年版)にもとづき、職業威信スコアを設定した。世帯収入、そして本の冊数の値には、カテゴリの階級値を利用した⁴⁾。

代理回答の結果に影響する要因を調べるために用いる変数は、成績と高校の学科(トラック)である。成績は小学6年時と中学3年時の成績(5段階の自己評価)に主成分分析を適用し、得られた主成分得点を用いて、+1標準偏差以上とそれ未満とを識別した。高校の学科は専門学科と普通科の高校を区別し、さらに偏差値が35～56の普通科の高校を普通科II、56.3～78の普通科の高校を普通科Iとする、3値の変数を作成した。

3.2 分析方法

第1に、代理回答において無回答と不正確な報告がどの程度発生しているかを、SESのそれぞれの変数を対象に、検討する。はじめに、母学歴、父職、世帯収入、本の冊数について、無回答の比率を単一の変数の度数分布表を作成することで、記述的に確認する。次に、子どもがこれらの変数に関する設問に正確に答えているかどうかを調べるために、母親と子どもの間で報告が一致している程度を、やはり比率を用いて吟味する。母親の回答と子どもの回答の関係については、一致率以外の指標を使用して分析を行った結果も提示する。

対象者の属性によって代理報告の精度に違いはあるかという問いを検証するため、第2の分析では、SES変数の無回答率と母子間の回答の一致率と成績及び高校トラックの関係を、クロス表によって検討する。さらに、基本的な属性を統制したうえで、子どもによる代理回答の正確性の低下に影響する要因を詳らかにするために、無回答率と一致率を目的変数とし、二項ロジット・モデルを推定する。推定モデルについては、既存研究で使われている式(Ensminger et al., 2000; Ridolfo & Maitland, 2011; Wittrock et al., 2017)を参考に子どもの性別、母親の教育期待、家族構造を共変量(統制変数)に加えた。



4. 分析結果

4.1 無回答と不一致の発生状況

各SES変数に関する無回答の分布を観察数の比率として示したものが、表1である。無回答の割合が何割以上だと報告の精度に問題があるかについて、客観的な基準は存在しない (Looker, 1989)。調査票のなかには対象者の属性にかかわらず、回答することが難しい設問も入っているので、回答率の低さは必ずしも子どもが不正確な報告者であることを意味しない。ここでは、代理回答に期待されることを、「子どもの調査票の回答から、親に対して質問したときと同一のデータが得られること」と捉え、無回答データの発生パターンに、母親と子どもの間で明らかでない違いが認められるかどうかについて、検討することにした。

表1をみていくと、母親の回答では無回答率が全体的に低く、変数間にもあまり大きな差がないことが確認される。結果として、母親に対する調査では、どの変数でも80%以上の回答者から有効回答が得られている。それに対し、回答者が子どもの場合は、世帯収入と父職では無回答率が高くなっている (40.1%, 33.3%)。母学

歴については母親の無回答率との差が13ポイント以内に収まっている (無回答の割合は16.8%)。これらの結果から、SESに関する設問に子どもが答える場合は、何を質問するかが無回答の発生率に影響しているといえる。

母親と子どもの間でSES変数の値を比較した結果が、表2である⁵⁾。母学歴については、8割を超える子どもが母親と同じカテゴリを報告している。父職の場合、約半数のケース (51.9%) で母子間の回答が一致している。世帯収入では一致率が5割を切っており、本の冊数については母親と子どもの回答が一致するケースは全体の約3分の1にとどまっている。関連性の指標 (Pearsonの相関係数及びCramer's *V*) を用いても、両者の報告内容が母学歴において最も一貫しているという点に、変化はない⁶⁾。また、これらの変数に関してデータの中心をみると、子どもは体系的に母親より高い、あるいは低い数値を報告するというような傾向はあらわれていない⁷⁾。

4.2 対象者の属性による回答の正確さの違い

表3は子どもを対象に成績・高校トラックとSES変数をクロス集計し、結果を整理したものである。表の数字は、無回答の出現率と行周辺度数を、各変数についてあらわしている。成績

表1 SESの調査項目に対する母親と子どもの無回答数の分布

サンプル	母学歴		父職		世帯収入		本の冊数	
	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>
母親の回答	4.6	583	14.4	583	7.0	583	3.4	583
子どもの回答	16.8	583	33.3	583	40.1	583	14.9	583
母親の回答 当初サンプル	7.7	1134	20.2	1134	11.2	1134	6.1	1134

表2 SESの調査項目に対する母親と子どもの回答の比較 (一致数・関連性・平均値)

調査項目	一致数 (%)	総度数 (<i>n</i>)	相関係数	Cramer's <i>V</i>	\bar{x} [母親]	\bar{x} [子ども]
母学歴	82.3	485	0.85	0.72	13.49	13.45
父職	51.9	389	0.48	0.42	54.22	54.09
世帯収入	42.7	349	0.74	0.38	737.64	721.92
本の冊数	33.3	496	0.42	0.24	109.68	89.16

表3 成績及び高校トラックとSES変数の無回答数の関係

サンプル	母学歴		父職		世帯収入		本の冊数	
	%	n	%	n	%	n	%	n
成績								
+1 S.D.以上	14.4	125	26.4	125	34.4	125	14.4	125
<+1 S.D.	17.6	432	35.4	432	41.9	432	15.3	432
高校トラック								
専門学科	27.0	122	44.3	122	50.0	122	23.8	122
普通科II	15.6	192	30.7	192	39.6	192	13.5	192
普通科I	9.8	215	27.9	215	32.6	215	9.3	215

が低い子ども（+1 S.D.未満）は高い子どもに比べて、母学歴、父職、世帯収入に関し、無回答が生じやすくなっている。本の冊数については、無回答の割合は両グループではほぼ等しい（15.3%と14.4%）。高校トラックとの関係について検討した結果からは、より上位のトラックになるにつれて、すべての項目で無回答率が低下する様子がみてとれる。母学歴を例にとると、専門学科と普通科Iの間には、約17ポイントの差が生じている。

続いて、SES変数に関して母子間の回答が一致している程度と、成績・高校トラックの関係を分析した結果が、表4である。これによると、子どもの成績と一致率の高さとの関係は明瞭ではない。母学歴と父職については、成績が高い子どもの方が、低い子どもよりも、一致率が高くなっているが、他の2変数では関連の仕方が逆になっている。高校トラックの影響に関しては、専門学科に比べて普通科の2つの学校において、一致する割合が全項目で高くなっている。ただし、父職を除くと、表3で検討した無回答率の場合ほ

ど、トラック間の比率の違いは大きくない。

ここまでは記述統計を用いて、SES変数に関し、無回答と母子間の回答の不一致が生じる背景を探ってきた。最後に、性別などの基本属性を統制したうえで、各要因が代理回答の結果に与える影響を確かめるために、多変量解析を行う。分析に使用する共変量の分布を、表5に示した。リストワイズ削除によって、いずれの共変量にも欠損値のない観察からなるデータセットを作成し、分析に利用する。表6は、母学歴、父職、世帯収入、本の冊数の4つの変数に関し、二項ロジット・モデルで分析した結果を整理したものである。

無回答についての分析結果が、表6の左側（A）に示されている。高校トラックに関しては専門学科を基準として、普通科IIと普通科Iに進学した人（子ども）において、総じて負の有意な係数が示されている。つまり、専門学科に通っていた人の間で、無回答がより多く生じている。統制変数については、母子家庭の出身者は、父職に関する設問への回答が、無回答になりやすい。

表4 成績及び高校トラックと母子間の回答の一致数の関係

サンプル	母学歴		父職		世帯収入		本の冊数	
	%	n	%	n	%	n	%	n
成績								
+1 S.D.以上	89.7	107	55.4	92	41.5	82	29.9	107
<+1 S.D.	83.4	356	53.4	279	44.6	251	35.5	366
高校トラック								
専門学科	79.8	89	45.6	68	41.0	61	31.2	93
普通科II	88.3	162	57.1	133	43.1	116	35.5	166
普通科I	84.5	194	53.5	155	46.9	145	34.9	195



表5 説明変数及び統制変数の分布(%)

性別	男性	49.2	成績	+1 S.D.以上	22.4
	女性	50.8		<+1 S.D.	77.6
母親の教育期待	大学以上の期待あり	68.5	高校トラック	専門学科	23.1
	大学以上の期待なし	31.5		普通科II	36.3
家族構造	非母子家庭	96.6		普通科I	40.6
	母子家庭	3.4			

表6 代理回答の結果に対する各要因の影響

	A (無回答/有効回答)				B (一致/不一致)			
	母学歴	父職	世帯収入	本の冊数	母学歴	父職	世帯収入	本の冊数
切片	-0.798 † (0.450)	-0.525 (0.366)	-0.591 † (0.344)	-0.755 (0.467)	2.007 ** (0.532)	0.035 (0.421)	-0.599 (0.450)	-0.960 * (0.397)
成績 (+1 S.D.以上)								
<+1 S.D.	-0.126 (0.345)	0.339 (0.263)	0.151 (0.243)	-0.271 (0.354)	-0.655 † (0.383)	0.032 (0.279)	0.370 (0.295)	0.344 (0.268)
高校トラック (専門学科)								
普通科II	-0.663 * (0.311)	-0.537 * (0.268)	-0.244 (0.252)	-0.619 † (0.328)	0.526 (0.384)	0.417 (0.323)	0.128 (0.353)	0.138 (0.296)
普通科I	-1.238 ** (0.398)	-0.545 † (0.313)	-0.348 (0.298)	-1.129 ** (0.419)	-0.081 (0.435)	0.189 (0.375)	0.447 (0.400)	0.192 (0.342)
性別 (男性)								
女性	-0.237 (0.248)	-0.227 (0.196)	0.198 (0.185)	-0.564 * (0.264)	0.337 (0.274)	-0.140 (0.222)	-0.402 † (0.234)	-0.092 (0.203)
母親の教育期待 (大学以上の期待あり)								
大学以上の期待なし	-0.069 (0.304)	-0.111 (0.255)	0.410 † (0.235)	0.032 (0.321)	-0.280 (0.362)	-0.223 (0.291)	0.050 (0.322)	-0.146 (0.269)
家族構造(非母子家庭)								
母子家庭	0.759 (0.528)	2.824 ** (0.762)	0.526 (0.494)	0.619 (0.556)	0.809 (1.067)	-∞	0.803 (0.747)	-0.099 (0.615)
-2logL	439.65	626.27	685.44	408.74	367.24	480.47	431.57	575.51
N	524	524	524	524	441	353	319	450

補注：() は標準誤差。目的変数は無回答=1, 有効回答=0とするダミー変数、及び一致=1, 不一致=0とするダミー変数。

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。推定は二項ロジット・モデル。

母親の教育期待が「大学以上の期待あり」に対し「大学以上の期待なし」の人々は、世帯収入に関する設問では、無回答が多くなる傾向がみられる(10%水準)。また、本の冊数については、男性よりも女性において、無回答が発生しにくいという、有意な差が確認されている。

回答の一致についても結果を確認しよう(表6のB)⁸⁾。高校トラックについては有意な結果がみられず、成績では+1 S.D.以上に対して+1 S.D.未満で、母学歴に関し、母親と子どもの報告内容が一致しにくい傾向が示されている(10%水準)。また、男性を基準として、女性は世帯収入について母親とは異なるカテゴリを報告しや

す(10%水準)。母子家庭の出身者は、父職に関する設問では観察の数が極端に少なく、係数の推定値が算出できない。しかし、正負の方向性をみれば、母親が答えた内容と一致する報告を行う可能性が、非母子家庭の出身者に比べて低いことが読みとれる。

5. まとめ

本稿は、日本の調査結果をもとに、子どもが家庭の社会経済的背景に関して提供した情報が、正確なデータといえるかどうかを吟味した。分析の結果、次のことが明らかとなった。

子どもは母学歴について比較的正確に報告するが、それ以外のSES変数の報告においては、問題がみられた。とくに、母親の回答との一致率が低く、約半数ないしそれ以上の子どもは、父職などに関して、母親が答えたカテゴリとは別のカテゴリを報告していた。ただし、多変量解析では一致率に対し5%水準で有意な効果を示す説明変数は確認されなかった⁹⁾。また、普通科の高校と専門学科の高校に進学した子どもとでは、前者の方が、SESに関する調査項目に、回答する確率が高かった。くわえて、家族構造は報告の正確さと密接にかかわっており、父職を尋ねた設問では母子家庭の出身者において、多数の無回答が生じていた。

既存研究では、代理回答による親の学歴の報告は職業(父職)に関する報告に比べて、不正確であるとされていた(Looker, 1989; Lien et al., 2001)。しかし、本稿が用いた日本のデータでは、子どもは母親の学歴を、父親の職業よりも、正確に報告しているという違いがみられた。

こうした彼我の結果の違いには、分析に用いたサンプルの年齢構成が関係しているかもしれない¹⁰⁾。すなわち、本稿で検討した対象者は、高校卒業後の移行(トランジション)をすでに経験しているために、親の地位(学歴を含む)を正確に把握することが可能になる時期を通過しているというものである。これは、今回、調査したサンプルには、SESが突出していくライフコース上の時点が存在したということを意味している。

高等教育への進学の一やすさという点で有利な普通科の高校において、SESに関する情報が正確に報告されているという知見は、上記の解釈を支持する。この結果は、将来の進路が模索される過程で、親の地位の確認が行われ、それが無回答の割合の低下につながっていることを推察させるものである。また、成績についてはあまり明瞭な関係が示されなかった¹¹⁾。したがって、既存研究が指摘する年齢の効果は、認知的能力よりも、年長の子どもの間でSESが突出して

いる事実を反映したものだと考えられる。

ただし、以上の考察だけでは、子どもによる母学歴の報告が、父職と比べても、高い精度で行われているという結果を、十分に説明しきれない。実際、母学歴は、本稿で検討した4つのSES変数のなかで、ある程度正確なデータがとれているといえる、唯一の変数であった¹²⁾。この事実は、子どもにとって親の学歴がとくに突出した情報であることを示唆する。親の地位への子どもの関心や理解の発達背後にある構造を捉えるために、吉川(2006)が論じたように、日本では階層再生産の過程において教育達成それ自体が価値をもつことや、同一の教育システムが長期間継続していることなどを手がかりに、社会的文脈に対する洞察をさらに深めていくことが、重要だと考えられる。

また、今回、取り上げた変数のうち、職業については父親の属性を質問したものであることを踏まえると、それに関する情報にアクセスすることが難しいという傾向が、母子家庭の出身者の間で、より確かめられたことは、当然といえるだろう。

本稿の分析から代理回答データを用いた調査研究に対してインプリケーションを引き出すとすれば、第1に、学力調査などの生徒質問紙に、親学歴に関する設問を含めることが挙げられる。母学歴は子どもによる代理回答でも、無回答の報告が少ないため、それを分析に利用した際に、ケース数が大幅に減少するという事態は避けやすい(さらに有効ケースにおける回答の80%程度が保護者質問紙の回答と一致することが期待できる)。SES変数は互いに重なりをもっているため、親の学歴を家庭の階層的地位の総合的な影響と解釈し、分析を行うことも可能だろう(松岡, 2019)。

第2に、変数のカテゴリの数と異なる報告者の間での回答の一致率とはトレードオフの関係にあり、カテゴリ数をより少なく設定すれば、一致する比率を高くすることができる(Houseworth



& Fisher, 2020)。たとえば、本稿のデータでは、父職に関し、ホワイトカラーとブルーカラーという2つの分類を設定すると、一致率は69%になる¹³⁾。研究関心次第では複数のカテゴリを統合し、分析に用いることは十分検討に値するだろう。

第3に、家庭にある本の冊数は、子どもに尋ねるといふ手法により、データの取得を続けることで有用な指標を作成できるかもしれない。この変数には少なくとも、無回答の割合が少ないという長所がある。親子間の回答の一致率は非常に低いことが既存研究で指摘されており (Jerrim & Micklewright, 2014)、それは本稿でも同様なのだが、親も本の冊数を、自身の職業や学歴ほど、正確には回答していないだろう。本の冊数という変数が、家庭環境のどのような側面を測ったものかについて、さらにデータと知見を蓄積していくことが有意義だと考えられる。

最後に、本稿の知見がもつ限界を指摘しておきたい。第1に、3節でも述べたが、本稿で分析した調査票の設問において、父親の職業は父親自身が答えたものではなく、母親を通して把握されている。また、子どもの調査票に対する回答は回顧的データであり、記憶の忘却が回答の

精度に影響を及ぼしている可能性がある。これらの点を解決することが可能なより適切な調査を設計し、代理回答の問題について引き続き検証していくことが必要である。

第2に、本稿は、子どもとその母親をセットで抽出した調査の結果を分析したものであり、異なる方法で集められたデータに対して、そのまま知見を適用することには慎重であるべきだろう。学校調査を実施した際に親にも回答を依頼するという方法で、SESに関する調査をすすめたなら、親の調査票における無回答の割合は、本稿のものより、大幅に大きくなるだろう (Engzell & Jonsson, 2015)。さまざまな調査実施方法により得られたデータを利用して分析を行い、そこでの知見を比較・抽象化していく作業が、今後は必要であると思われる。

謝辞

本研究はJSPS科研費19H00608, 19H01637, 20K13904の助成を受けたものです。審査の過程で、匿名の査読者の先生方2名に有意義なコメントをいただいたことに、記して感謝申し上げます。

注

- 1) 代理回答データの正確さを研究する文献で主に行われていることは「基準関連妥当性 (criterion validity)」の検討である。基準関連妥当性とは、ある尺度やテストの得点が、基準となる他の変数 (外的基準) と関係している程度のことをいう。SES変数に注目する議論では、子どもから得られた親の地位の情報が親による自己回答という基準とどれだけ関係しているかが、分析の基本的な関心である。
- 2) 収入に限らず、親の地位を子どもが正確に答えることは困難と思われるため、家庭の所有物を通してSESを予測することが、教育学や心理学の研究ではよく試みられている (石井ほか, 2019)。また、広義のSESの定義に家庭の所有

物が含まれることがある。

- 3) 全国学力・学習状況調査の追加調査として実施された「保護者に対する調査」の報告書によれば、保護者質問紙に対して母親が回答した割合が小学校調査で91.5%、中学校調査で90.1%と推計されている (お茶の水女子大学, 2014)。
- 4) 世帯収入の値の設定は6カテゴリではなく、調査票の元の分類 (カテゴリ数は17) にもとづいて行った。
- 5) 一致率を計算する際の式の分母には、親のSESを答えていないケースは含めていない。よってここで的一致率は親のSESに関して回答が得られているもののうち、その内容が母親の回答と

一致しているケースの割合をあらわしている。

- 6) 代理回答の研究では相関係数が、報告内容の相対的な一致の程度を確かめるために、一致率とともによく用いられている。また、相関係数は一致率よりも、カテゴリ数の変化に対してロバストな結果を返すともいわれている (Looker, 1989)。
- 7) 世帯収入について利用可能な全サンプルを用いて計算した母親の回答の平均値は713.93であり、これは表2に示されている子どもの回答の平均値よりも低い。
- 8) 母子間の回答が一致していないケースを、子どもが母親よりも親のSESを高く評価している場合と、低く評価している場合にわけ、各要因と不一致の方向性の関係を、多項ロジット・モデルによって検討する分析も行った。結果として、子どもが親のSESを過大ないし過小に評価する傾向に、一貫して効果を示す変数はみつからなかった。ただし、明確な関連がみられなかったことには、分析に使用したデータのNの数が小さいことが影響しているかもしれない。代理回答の問題についてさらに理解をすすめるために、不一致の方向性に関して他のデータでも検討することが必要だろう。
- 9) この結果には、一致率を求める際に適用したサンプルの選択が関係しているだろう (上記の注

5を参照)。すなわち、SES変数に関して有効な値をもつケースだけを対象にモデルを推定したために、分析のような結果があらわれたと推測することができる。

- 10) 生徒質問紙で親の学歴を尋ねている研究でも、対象者の年齢が低い場合は正確な回答が行われていない (分布が非大卒に偏っている) ことが確認されている (耳塚, 2008)。
- 11) 成績に関しては既存研究でも、有意な結果とそうでない場合の両方が報告されている。それらの研究と本稿で使われている指標や目的変数の違いなどについては、もう少し踏み込んだ検討が必要だと思われる。この点を調べることは今後の課題としたい。
- 12) 母職に関する設問では、子どもの調査票における無回答率は27.1%、母子間の回答の一致率は66.6%であり、父職よりも正確な報告が行われていることがわかる。ただし、母親の地位の間で比較しても、学歴について相対的に正確なデータが得られていることに変わりはない。なお、母職を分析に用いる際には、父職と同様の5カテゴリに加え、無職を独立したカテゴリとして設定した。
- 13) 専門・管理、事務・販売、熟練・半非熟練の3カテゴリの場合は、一致率は57%であり、5カテゴリで計算したときと、数値は大きくは変わらない。

文献

- Breen, R. & J. H. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory", *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.
- de Leeuw, E., N. Borgers & A. Smits, 2004, "Pre-testing Questionnaires for Children and Adolescents", S. Presser, J. M. Rothgeb, M. P. Couper, J. T. Lessler, E. Martin, J. Martin & E. Singer eds., *Methods for Testing and Evaluating Survey Questionnaires*, Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Ltd, 409-429.
- Engzell, P. & J. O. Jonsson, 2015, "Estimating Social and Ethnic Inequality in School Surveys: Biases from Child Misreporting and Parent Nonresponse", *European Sociological Review*, 31(3): 312-325.
- Ensminger, M. E., C. B. Forrest, A. W. Riley, M. Kang, B. F. Green, B. Starfield & S. A. Ryan, 2000, "The Validity of Measures of Socioeconomic Status of Adolescents", *Journal of Adolescent Research*, 15(3): 392-419.
- Houseworth, C. & J. Fisher, 2020, "Measurement Error in Occupation and the Impact on Inter-generational Mobility", *Research in Social Stratification and Mobility*, Available online 2 January 2020, 100469, <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2019.100469>.
- 石井僚・村山航・福住紀明・石川信一・大谷和大・榊美知子・鈴木高志・田中あゆみ, 2019, 「家庭の所有物を用いた中学生用簡易版社会経済的地位代替指標の作成」『心理学研究』90(5): 493-502.
- Jerrim, J. & J. Micklewright, 2014, "Socio-economic Gradients in Children's Cognitive Skills: Are Cross-Country Comparisons Robust to Who Reports Family Background?", *European Sociological Review*, 30(6): 766-781.
- 川口俊明, 2017, 「全国学力・学習状況調査において運用可能なSES代替指標の検討」福岡教育大学『児童生徒や学校の社会経済的背景を分



- 析するための調査の在り方に関する調査研究』, 32-41.
- 数実浩佑, 2017, 「各国の学力調査はSESをどのように測定しているか」福岡教育大学『児童生徒や学校の社会経済的背景を分析するための調査の在り方に関する調査研究』, 18-31.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等——成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会。
- Lien, N., C. Friestad & K.-I. Klepp, 2001, “Adolescents’ Proxy Reports of Parents’ Socioeconomic Status: How Valid are They?”, *Journal of Epidemiology & Community Health*, 55(10): 731-737.
- Looker, E. D., 1989, “Accuracy of Proxy Reports of Parental Status Characteristics”, *Sociology of Education*, 62(4): 257-276.
- 松岡亮二, 2019, 『教育格差——階層・地域・学歴』筑摩書房。
- 耳塚寛明, 2008, 「学力達成の構造——JELS2003とJELS2006の比較を中心に」お茶の水女子大学『青少年期から成人期への移行についての追跡的研究』JELS第11集, 105-121.
- Mueller, C. W. & T. L. Parcel, 1981, “Measures of Socioeconomic Status: Alternatives and Recommendations”, *Child Development*, 52(1): 13-30.
- お茶の水女子大学, 2014, 『平成25年度全国学力・学習状況調査(きめ細かい調査)の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究』。
- 尾嶋史章・荒牧草平, 2018, 「進路希望と生活・社会意識の変容——30年の軌跡」尾嶋史章・荒牧草平編『高校生たちのゆくえ——学校パネル調査からみた進路と生活の30年』世界思想社, 18-44.
- Ridolfo, H. & A. Maitland, 2011, “Factors That Influence the Accuracy of Adolescent Proxy Reporting of Parental Characteristics: A Research Note”, *Journal of Adolescence*, 34(1): 95-103.
- 志水宏吉, 2020, 『学力格差を克服する』筑摩書房。
- Sirin, S. R., 2005, “Socioeconomic Status and Academic Achievement: A Meta-Analytic Review of Research”, *Review of Educational Research*, 75(3): 417-453.
- Wittrock, J., L. Kimmel, B. Hunscher & K. T. Le, 2017, “Proxy Reporting in Education Surveys: Factors Influencing Accurate Reporting in the 2012 Qatar Education Study”, *International Journal of Social Research Methodology*, 20(6): 737-748.