

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ

教育意識の基礎的パネルデータ分析

A Preliminary Data Analysis of Attitudes toward Education

藤原翔

(東京大学社会科学研究所)

Sho FUJIHARA

October 2015

No.92

東京大学社会科学研究所
INSTITUTE OF SOCIAL SCIENCE UNIVERSITY OF TOKYO

教育意識の基礎的パネルデータ分析

A Preliminary Data Analysis of Attitudes toward Education

藤原翔（東京大学社会科学研究所）

要約

本稿の目的は、これまで横断的調査から検討されることの多かった教育意識についてのパネルデータ分析を行い、その変動の要因を明らかにすることである。高学歴志向、学校外教育投資志向、学歴社会観という3つの教育意識について、集計レベルでの分析と記述的な個人内の変化についての分析を行った。そして、学校外教育投資志向について、Pooled OLS、固定効果モデル、ランダム効果モデル、そしてハイブリッドモデルによる回帰分析を行った。分析の結果、個人間効果については、男性では職業、婚姻状態、子どもの有無と年齢、学歴が、女性では世帯年収、子どもの有無と年齢、学歴が学校外教育投資志向と関連していることが明らかになった。そして個人内効果については、男女ともに世帯年収が、そして女性についてのみ子どもの有無と年齢が学校外教育投資志向に影響を与えていることが明らかになった。学歴社会観は個人的な状況によって変化する場合が多いが、高学歴志向や学校外教育投資志向は、個人内での変動の少ない教育意識である。これらの教育意識はその場その時点での状況にあわせて変化するのではなく、本人の出身背景や家庭環境も含めた教育的経験によって形成され、その後の変化は少ないと考えられる。

謝辞

本研究は、科学研究費補助金基盤研究（S）（18103003, 22223005）の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。

1. 問題の所在

教育意識とは、「人々が教育にたいしてもっている無定形の混沌とした感情，具体的な意見，体系的なかたちをとった思想や強固な信念，更にはイデオロギーなどの全体」（日本教育社会学会編 1986: 152）とされ，教育をめぐる人々の考え方や行動を理解する上で分析されてきた。教育観も教育意識とほぼ同様の意味で用いることができる。誰の教育意識を検討するのか，その対象としては，児童・生徒・学生，子どもを持つ親，教師・教育関係者など様々あげられるが，ここでは基本的には特定の対象に限定されない（もちろん分析上は限定されてはいるのだが），教育をめぐる考え方をとりあげる。

教育意識の中で，多くの研究者が分析しているのは，高学歴志向である。これは，「子どもにはできるだけ高い教育を受けさせたほうがよい」という質問によって測定され，10年毎に行われている全国規模の社会調査である「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）でも用いられている。SSM 調査データを用いた分析からは，教育意識の社会経済的格差，年代差，年齢差が明らかにされてきた（本田 1998；中村 2000；吉川 2006, 2011）。特に社会経済的格差に関しては，1995年のSSM 調査からは，本人学歴の効果が若い世代において強いこと（中村 2000）などが示されている。また，このような教育意識は，容易に想像されるように，子どもの教育達成に対しても影響を与えており（本田 1998），教育達成の社会経済的格差（近藤・古田 2011）の生じるメカニズムを考える上でも重要な意識といえる。

本稿ではこのような高学歴志向だけではなく，子どもに学校教育だけではなく，家庭教師や塾で勉強させたいかどうか（学校外教育投資志向）や日本を学歴社会と捉えているかどうか（学歴社会観）を対象とし，日本における教育意識がどのような特徴を見せるのかを記述的なパネルデータ分析から検討する。まず，用いるデータと変数を紹介し，分析モデルを提示する。そして，3つの教育意識のそれぞれについての記述的な分析を行う（年度と意識のクロス集計，平均値の推移，移行確率）。さらに教育意識の変動を，個人間の変動と個人内の変動に分けてその特徴を他の意識との比較から検討した後（級内相関），これら変動に影響を与える要因を，学校外教育投資志向を従属変数とした回帰分析から明らかにする。高学歴志向と学歴社会意識を対象とした回帰分析については藤原（2015）を参照されたい。

2. 分析に用いるデータと変数

(1) データ

東京大学社会科学研究所が2007年より毎年実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」（JLPS: Japanese Life Course Panel Surveys）から得られたパネ

ルデータセットを用いる。

第1回の調査（第一波，Wave 1 などとも呼ばれる）は，2007年1月～4月に住民基本台帳と選挙人名簿より，地域，規模性別，年齢によって層化した上で無作為抽出された。対象となったのは，20-34歳（若年調査）と35-40歳（壮年調査）の男女であり，郵送配布・訪問回収によって回答を得ている。回収数は，若年調査は3,367名（回収率35%），壮年調査1,433名（回収率40%）であった。毎年同時期に同一対象者に追跡調査を行っており，2015年1月から3月にかけては第9回目の調査を行い，若年調査は1,931名（回収率81%），壮年調査974名（回収率88%）からの回答を得た。調査からの脱落によるサンプルサイズの減少を考慮し，2011年には新たに無作為抽出された継続対象者と同年代の24-38歳と39-44歳の男女に対して郵送調査を行っている（若年調査は712名，壮年調査は251名から有効回答）。追加サンプルについては，毎年郵送調査を行っており，2015年では，若年調査459名（回収率66%），壮年調査188名（回収率75%）から有効回答を得た。分析には，2007年（Wave1）から2015年（Wave9）までの若年調査と壮年調査のデータを用いた。追加サンプルについての分析は行っていない。

(2) 従属変数

分析の対象となるのは，「どんな学校を出たかによって，人生がほとんど決まってしまう」（学歴社会観），「自分の子どもにはできるだけ高い教育を受けさせたい」（高学歴志向），「自分の子どもには，学校教育の他に家庭教師をつけたり，塾に通わせたい」（学校外教育投資志向）という質問で測定される3つの教育意識である。高学歴志向と学校外教育投資志向は，「そう思わない」「どちらかといえばそう思わない」「どちらかといえばそう思う」「そう思う」の4件法で，学歴社会観はこの中間に「どちらともいえない」を含めた5件法でたずねられている。「そう思わない=0」として，4件法の項目については「そう思う=3」，5件法の項目については「そう思う=4」となるように，数値を反転した。

JLPSでは，学歴社会観は2007年より，高学歴志向と学校外教育投資志向は2008年より，2年毎にたずねられている。したがって2007年から2015年までで，学歴社会観については5時点の情報が，また高学歴志向と学校外教育投資志向については4時点の情報がある。しかし，高学歴志向と学校外教育投資志向については，2008年のみ若干質問文が異なるため，2010年から2014年までの3時点の情報を基本的には用いる。

(3) 独立変数

パネルデータにおいて，独立変数は時間とともに変化する変数（個人間で異なるだけではなく個人内でも変化する変数）と時間とともに変化しない変数（個人間では異なるが個人内では変化しない変数）に分けられる。本稿では，時間とともに変化する変数として，調査時

点（3あるいは5カテゴリ）、職業（専門、管理、事務、販売、マニュアル、自営、その他・無回答、無職）、世帯年収（無回答を含めた7カテゴリ）、子どもの有無と長子の年齢（子ども無し、調子が0-5歳、6-11歳、12-14歳、15-17歳、18歳以上）を用いる。時間とともに変化しない変数としては、2007年時の年齢（20-26歳、27-33歳、34-40歳）と学歴を用いる。学歴は、中学・高校、専門、短大・高専、大学（名称不明）、私立大学B、私立大学A、国公立大学、銘柄大学、無回答からなり、私立大学Bのほうが私立大学Aより選抜性は低い。銘柄大学は旧帝大と選抜性の特に高い大学からなる。

3. 分析モデル

(1) 分散成分モデルと級内相関

パネルデータ分析を行う上で、対象となる従属変数が変化しやすいのかそれとも変化しにくいのかを明らかにすることは、特にその変数が意識という曖昧で揺らぎやすいものの場合には、分析結果を解釈する上で役立つだろう。そこで、まず分散成分モデルというパネルデータ分析の基本となるモデルを示し、そこから級内相関を求める。そしてその導出過程から級内相関が何を意味しているのかを示す。

個人 i ($i = 1, 2, \dots, n$) の時点 t ($t = 1, 2, \dots, T$) における従属変数の値を y_{it} とする。全体平均を β_0 とし、全体平均からの偏差を ξ_{it} とすると、次のように書ける。

$$y_{it} = \beta_0 + \xi_{it}$$

しかし、 ξ_{it} は個人内で相関していると考えられる。これを考慮した分散成分モデル（variance-components model）は次のように表される。

$$y_{it} = \beta_0 + u_i + e_{it}$$

ここで、 $u_i + e_{it} = \xi_{it}$ となり、全体平均からの偏差 ξ_{it} が、個人 i 特有のもの（ u_i ）と、個人 i の時点 t に特有のもの（ e_{it} ）に分けられている（分散分析において、総変動を級間変動と級内変動に分ける場合を参照）。 u_i は個人のランダム効果、あるいはランダム切片と呼ばれ、平均0、分散 σ_u^2 とする。この分散 σ_u^2 は個人間の分散を示す（級間分散）。 u_i はモデルに変数として含まれていない個人の特徴を示す。したがって、モデルに個人の特徴を示した変数が含まれている場合は、その変数では説明できない個人の特徴を u_i は示している。また、 e_{it} は個人内誤差であり、平均0、分散 σ_e^2 とし、個人内で相関しない。分散 σ_e^2 は個人内の分散を示す（級内分散）。

級内相関（intraclass correlation）は次のように定義される。

$$ICC = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2} = \rho$$

ρ は全分散 ($\text{Var}(y_{it}) = \sigma_u^2 + \sigma_e^2$) のうち、個人間分散 σ_u^2 が占める割合 (個人間分散が全分散を説明する割合) を示しており、個人間の異質性の度合いを示している。個人間の異質性が大きい場合、級内相関は高くなる。

また、個人 i の異なる2つの時点 (t と t') における相関を $\text{Cor}(y_{it}, y_{it'})$ とすると、

$$\text{Cor}(y_{it}, y_{it'}) = \frac{\text{Cov}(y_{it}, y_{it'})}{\sqrt{\text{Var}(y_{it})}\sqrt{\text{Var}(y_{it'})}} = \frac{\sigma_u^2}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}} = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2} = \rho$$

となり、ICC と一致する。つまり個人内の相関が高い (高い一貫性を持つ) 場合、級内相関は高くなる。ただし、1項目のみでは、測定誤差を考慮することができないため、測定誤差と実質的な変化を区別することはできていない。したがって、本来のものよりも級内相関は低くなっている (一貫性が低い) 可能性がある。

(2) 回帰モデル

分析には Pooled-OLS, ランダム効果モデル, 固定効果モデル, そしてハイブリッドモデル (Allison 2009, 三輪・山本 2012, 中澤 2012) を用いる。ハイブリッドモデルは相関ランダム効果アプローチ (Wooldridge 2013, Chapter 14) と呼ばれる。Wooldridge (2013, Chapter 14) から、このモデルを説明する。

個人 i ($i = 1, 2, \dots, n$) の時点 t ($t = 1, 2, \dots, T$) における従属変数の値を y_{it} とし、時間とともに変化する独立変数を x_{it} とする。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_i + e_{it}$$

u_i は個人の観察されない異質性であり、 e_{it} は誤差である。固定効果モデル (Fixed effects model) では、 u_i は固定効果として扱われ、 u_i は x_{it} と相関する。固定効果モデルにおける β_1 の推定値 (fixed effects estimator) は個人内効果 (within effects) である $\hat{\beta}_1^W$ と一致する。

個人内効果の推定にあたっては、個人間の差異は統制され、個人内の変動が用いられる。固定効果モデルでは個人間の差異について検討することができず、時間とともに変化しない変数の影響を分析することができない。ランダム効果モデル (Random effects model) では、 u_i はランダム効果として扱われ、 u_i は x_{it} と相関しない。ゆえに、 β_1 の推定値 $\hat{\beta}_1^{FGLS}$ (feasible generalized least-square estimator) は、個人内効果 $\hat{\beta}_1^W$ と個人間効果 $\hat{\beta}_1^B$ の両方の情報を含んだもの (重み付き平均) となる¹。なお、ランダム効果モデルでは、時間とともに変化しない変数の影響を分析することができる。

以上の2つモデルの利点を活かしたモデルが、ハイブリッドモデルである。個人 i の x_{it} に

¹ $\hat{\beta}_1^{FGLS} = (1 - \hat{\omega})\hat{\beta}_1^B + \hat{\omega}\hat{\beta}_1^W$ となる。ここで、 $\hat{\omega} = SE(\hat{\beta}_1^B)^2 / (SE(\hat{\beta}_1^B)^2 + SE(\hat{\beta}_1^W)^2)$ である (Rabe-Hesketh and Skrondal 2012, Chapter 3)。 $\hat{\omega}$ も推定量の標準誤差が大きくなると、その推定量についての重みが小さくなる。

関して、複数時点での平均値は、 $\bar{x}_i = 1/T \sum_{t=1}^T x_{it}$ となる。ここで、観測されない異質性 u_i は \bar{x}_i と相関すると考える。すると、

$$u_i = \gamma_0 + \gamma_1 \bar{x}_i + v_i$$

となる。 v_i はランダム効果であり、 \bar{x}_i と v_i は相関しない。よって、

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_i + e_{it} \\ &= \beta_0 + \beta_1 x_{it} + (\gamma_0 + \gamma_1 \bar{x}_i + v_i) + e_{it} \\ &= (\beta_0 + \gamma_0) + \beta_1 x_{it} + \gamma_1 \bar{x}_i + v_i + e_{it}. \end{aligned}$$

ここで、 v_i は x_{it} と相関しない。 u_i と x_{it} との相関は、 \bar{x}_i によってコントロールされており、 β_1 の推定値は固定効果モデルによる推定値 $\hat{\beta}_1^W$ と一致する。つまり、

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_1^W$$

となる。なお、 \bar{x}_i の係数である $\hat{\gamma}_1$ は、個人間効果と個人内効果の差($\hat{\beta}_1^B - \hat{\beta}_1^W$)を示している (Rabe-Hesketh and Skrondal 2012, Chapter 3)。また、 x_{it} の代わりに $x_{it} - \bar{x}_i$ を投入すれば、 $\hat{\gamma}_1$ は個人間効果 $\hat{\beta}_1^B$ を示す。以下の式をみれば、 \bar{x}_i の係数の意味は理解しやすいだろう。

$$\begin{aligned} y_{it} &= (\beta_0 + \gamma_0) + \beta_1^W (x_{it} - \bar{x}_i) + \beta_1^B \bar{x}_i + v_i + e_{it} \\ &= (\beta_0 + \gamma_0) + \beta_1^W x_{it} + (\beta_1^B - \beta_1^W) \bar{x}_i + v_i + e_{it}. \end{aligned}$$

したがって、ハイブリッドモデルであれば、固定効果モデルによって推定される個人内効果 $\hat{\beta}_1^W$ と固定効果モデルでは推定できない個人間効果 $\hat{\beta}_1^B$ を同時に推定することが可能である。またランダム効果モデルと同様に、時間とともに変化しない変数の影響を分析することもできる。

4. 分析結果

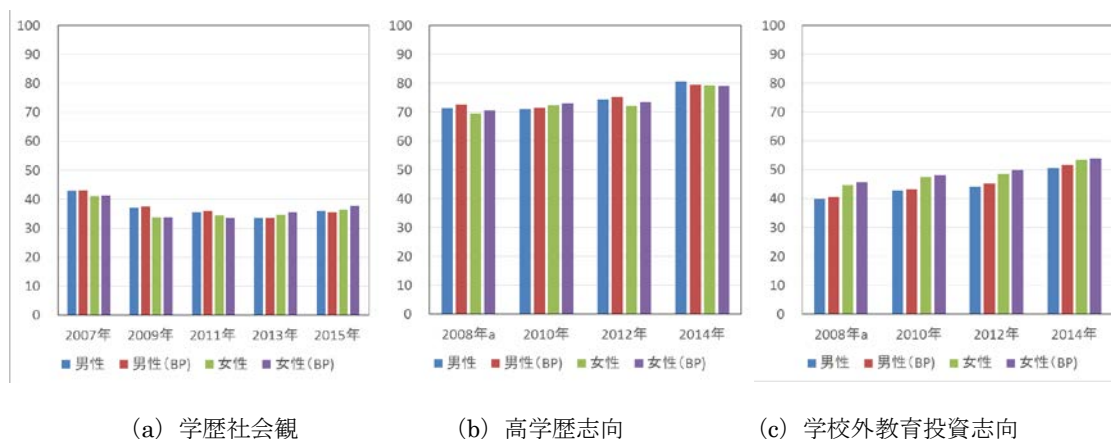
(1) 記述統計

まず意識の分布が時点によってどのように変化するかを明らかにする。図1は、「どちらかといえばそう思う」「そう思う」を賛成とし、各教育意識の賛成割合を時点別、男女別に示したものである。なお、各時点で回収されたサンプル（アンバランスドパネル）についての集計と全時点で回収できたバランスドパネル（BP）についての集計を分けて行っている。

まず、男女による違いと時点による違いをみていきたい。まず教育意識に関して、男女差は大きくないといえる。最も男女差が大きい教育意識は、学校外教育投資志向であり、男性よりも女性のほうで学校外教育投資志向が高いことがわかる。2010年のバランスドパネルで、「どちらかといえばそう思う」「そう思う」の割合は女性のほうが約5ポイント高い。た

だし、2015年ではその差は2.5ポイントに減少している。

次に、時点による変化についてみると、学歴社会観については2007年から、2009年にかけて弱まっているが、その後は停滞し、2015年にわずかに強まっている。高学歴志向と学校外教育投資志向については、2010年から2014年にかけて高まっている。



(a) 学歴社会観 (b) 高学歴志向 (c) 学校外教育投資志向

注) 「どちらかといえばそう思う」「そう思う」の割合. BP: balanced panel.

図1 各教育意識についてのウェーブ別賛成割合

同一個人について、時代・年齢とともにその意識や態度がどのように変化したのかを明らかにすることができるという点では、パネルデータは全体的な変化を明らかにする上でも有益な情報を提供してくれる。しかし以上の集計レベルでの分析は、パネルデータの特徴、つまり個人内での変化の情報を十分に活かした分析ではない。パネルデータについて主に分析対象となるのは個人内でどのような変化が生じたのか、ということである。そこで、次に3つの教育意識について、まず個人内でどのような変化が生じたのかを移行確率 (transition probability) から明らかにする。そして対象となる意識のばらつきを個人内と個人間のものに分解し、その上で級内相関を検討する。分析モデルの節で明らかにしたように、級内相関は、個人間の異質性の度合いあるいは個人内の一貫性の高さを示すものである。

表1に各教育意識についての移行確率を示した。移行確率は、時点tからt+1の間におけるあるカテゴリから他のカテゴリへの移行の割合を示したものであり、時点間でどのような変化が生じやすいのか(あるいは変化が生じにくいのか)を検討する上での最も基礎的な材料となる²。ここでは主に同一のカテゴリのセル(対角セル)について検討する。

まず学歴社会観についてみると、対角セルの移行確率は、男性では36.8%~46.7%、女性では33.7%~48.8%となっている。どのカテゴリについても半数以上が他のカテゴリに移

² 欠損値からの移動や、欠損値への移動は計算に含まれていない。

動しているといえる。高学歴志向についても、「そう思わない」「どちらかといえばそう思わない」と答えた場合、次の時点では約 4 割が同じカテゴリにとどまり、約 6 割が他のカテゴリに回答している。しかし、「どちらかといえばそう思う」「そう思う」と答えている場合は、6 割以上が同じカテゴリにとどまっていることがわかる。前の時点の回答によって、次の時点で同様の回答をするかどうかは異なっている。全体としてみれば、学歴社会観よりも変化の少ない意識であるといえる。一方、学校外教育投資志向の対角セルについての移行確率は、男性では 52.1%～60.0%、女性では 48.7%～59.5%となっている。高学歴志向と異なり、前の時点の回答によって次の時点で同様の回答をするかどうかには違いはない。この学校外教育投資志向についても学歴社会観よりも変化の少ない意識であるといえる。

表 1 各教育期待についての移行確率

	男性					合計	女性					合計
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	
学歴社会観												
(A) そう思わない	41.3	21.2	22.2	10.9	4.3	100.0	42.7	22.9	22.8	9.1	2.6	100.0
(B) どちらかといえばそう思わない	18.1	36.8	29.7	12.9	2.6	100.0	15.3	33.7	34.0	15.0	2.0	100.0
(C) どちらともいえない	11.1	16.8	46.7	21.7	3.7	100.0	9.3	16.9	48.5	22.2	3.0	100.0
(D) どちらかといえばそう思わないと思う	6.3	9.6	27.4	46.2	10.6	100.0	5.5	8.5	28.6	47.7	9.7	100.0
(E) そう思う	7.2	4.1	13.6	35.1	40.0	100.0	4.5	5.4	14.6	41.1	34.4	100.0
合計	15.8	17.8	30.9	26.3	9.2	100.0	13.6	17.1	34.5	27.8	7.0	100.0
高学歴志向												
(A) そう思わない	38.0	32.8	—	23.7	5.5	100.0	37.9	37.1	—	20.6	4.4	100.0
(B) どちらかといえばそう思わない	16.2	39.3	—	39.0	5.5	100.0	13.6	42.0	—	40.4	4.1	100.0
(D) どちらかといえばそう思う	2.7	10.9	—	66.1	20.4	100.0	2.4	10.5	—	70.6	16.6	100.0
(E) そう思う	1.4	2.0	—	30.1	66.5	100.0	0.5	2.2	—	33.4	63.9	100.0
合計	8.0	15.7	—	48.3	28.0	100.0	7.3	17.3	—	52.9	22.5	100.0
学校外教育投資志向												
(A) そう思わない	55.7	32.9	—	9.9	1.6	100.0	48.7	36.9	—	11.8	2.6	100.0
(B) どちらかといえばそう思わない	16.1	53.2	—	27.7	3.1	100.0	18.0	53.7	—	25.3	3.1	100.0
(D) どちらかといえばそう思う	3.6	22.7	—	60.0	13.8	100.0	4.2	19.2	—	59.5	17.0	100.0
(E) そう思う	3.1	7.6	—	37.2	52.1	100.0	1.9	5.9	—	35.1	57.2	100.0
合計	18.7	34.7	—	35.7	10.9	100.0	16.8	32.6	—	36.2	14.4	100.0

このような意識の変化の安定性を明らかにしたのが、ICC（級内相関）である。表 2 をみると、学歴社会観の ICC は男性では 0.448、女性では 0.437 となり、とりあげた 3 つの教育意識の中で最も低い。つまり、個人間の異質性の度合いが小さく、個人内での変動が大きい（一貫性が低い）意識であるといえる。一方、高学歴志向と学校外教育投資志向の ICC はほぼ同じであり、男性では約 0.60、女性では約 0.59 となっている。つまり、高学歴志向と学校外教育投資志向は個人間の異質性の度合いが大きく、個人内での変動が小さい（一貫性の高い）意識であるといえる。この ICC の大きさが他の意識と比較して、どの程度のものなのかを明らかにするために、教育意識以外の 4 つの意識についての ICC を求めたものが表 3 である。学歴社会観は日本社会の希望と同程度であり、高学歴志向や学校外教育投資志向は階層帰属意識と同程度といえる。また主観的健康や生活満足度よりも個人内の一貫性が高いといえる。なお、表 2 と表 3 に共通して、男女で ICC に大きな違いは見られない

ということも付け加えておく。

以上より、「どんな学校を出たかによって、人生がほとんど決まってしまう」という学歴社会観は個人の置かれている状況の変化や時代の変化によって変化しやすい意識といえる。一方で、「自分の子どもにはできるだけ高い教育を受けさせたい」という高学歴志向や「自分の子どもには、学校教育の他に家庭教師をつけたり、塾に通わせたい」という学校外教育投資志向という教育熱とも呼ぶことのできるこれら 2 つの教育意識は、他の意識と比較しても個人内で変化しにくいものといえる（藤原 2015）。

表 2 教育意識の分散成分と級内相関

性別	推定値	学歴社会観	高学歴志向	学校外教育投資志向
男性	$\hat{\sigma}_u^2$	0.820	0.687	0.710
	$\hat{\sigma}_e^2$	0.909	0.556	0.572
	$\hat{\rho}$	0.448	0.604	0.606
女性	$\hat{\sigma}_u^2$	0.753	0.641	0.718
	$\hat{\sigma}_e^2$	0.854	0.539	0.598
	$\hat{\rho}$	0.437	0.586	0.590

注) 高学歴志向と学校外教育投資志向は、2010, 2012, 2014 の 3 時点。

表 3 その他意識の分散成分と級内相関

性別	推定値	階層帰属意識	主観的健康	生活満足度	日本社会の希望
男性	$\hat{\sigma}_u^2$	1.342	0.654	0.752	0.742
	$\hat{\sigma}_e^2$	1.106	0.630	0.668	0.776
	$\hat{\rho}$	0.596	0.519	0.559	0.477
女性	$\hat{\sigma}_u^2$	1.202	0.638	0.693	0.642
	$\hat{\sigma}_e^2$	1.038	0.632	0.632	0.699
	$\hat{\rho}$	0.573	0.504	0.546	0.458

(2) Pooled-OLS, 固定効果モデル, ランダム効果モデル, ハイブリッドモデルを用いた回帰分析

それでは、学校外教育投資志向を従属変数とした Pooled-OLS, 固定効果モデル, ランダム効果モデル, ハイブリッドモデルを用いて、どのような要因が学校外教育投資志向に影響を与えているのかを明らかにする。高学歴志向と学歴社会意識についての同様のモデルによる分析結果については、藤原（2015）を参照されたい。

Brenusch-Pagan Lagrange multiplier 検定からは、男性についても女性についても OLS ではなくランダム効果モデルが採択される。また、Hausman 検定からは、男性についても女性についてもランダム効果モデルではなく固定効果モデルが採択される。ただし、どのモ

デルが採択されるのかは本稿の関心ではないため、全ての結果について検討することにした。

まず、男性についての結果をみていく（表 4）。Pooled-OLS とランダム効果モデルの結果はほぼ一致する。事務と比較して、マニュアルやその他・無回答だと学校外教育投資に否定的である。世帯年収については 500 万円くらいと比較して、より年収が高いと学校外教育投資に肯定的である。子どもがいない場合よりもいる場合のほうが、学校外教育投資に肯定的となる傾向があるが、長子が 18 歳を超えた場合は、子どもがいない場合と有意な差はない。学歴については、大学間での違いはみられず、中学・高校卒や専門学校卒だと、学校外教育投資に否定的である。職業、学歴、子どもの有無が学校外教育投資の個人間の違いとしている。

一方、固定効果モデルでみると、世帯年収 500 万円くらいを基準とすれば、それより上の年収になると学校外教育投資に肯定的になる傾向があった。ただし、年収 350 万未満でも学校外教育投資に肯定的になるという U 字型の傾向を示している。世帯年収に十分に余裕ができた場合にのみ学校外教育投資により肯定的になるといえる。

ハイブリッドモデルについては、個体内効果は固定効果モデルによる推定値と一致するため、ここでは個体間効果（Between effects）をみていく。職業が事務と比較すると、管理であると学校外教育投資に肯定的であり、マニュアルやその他無回答であると否定的である。他の傾向については Pooled-OLS やランダム効果モデルの結果と同様である。

以上の結果から、男性については世帯収入の変動が学校外教育投資志向の変動と関連しており、学校外教育投資志向の変動を考える上での重要な要因であるといえる。

表 4 学校外教育投資志向についての回帰分析(男性)

	Men				
	Pooled OLS	Random effects	Fixed effects	Hybrid Model	
				Between effects	Within effects
時間とともに変化する変数					
職業 (基準: 事務)					
専門	0.077	0.005	-0.039	0.072	-0.039
管理	0.128	0.081	0.024	0.175+	0.024
販売	0.037	0.003	-0.012	0.032	-0.012
マニュアル	-0.111*	-0.0762+	-0.032	-0.112+	-0.032
自営	-0.018	0.021	0.091	-0.026	0.091
その他・無回答	-0.738**	-0.471*	-0.301	-0.958*	-0.301
無職	-0.035	0.004	0.030	-0.021	0.030
非正規雇用ダミー	-0.030	0.015	0.042	-0.024	0.042
世帯年収 (基準: 500万円くらい)					
350万円未満	0.047	0.073	0.107+	-0.110	0.107+
400万円くらい	-0.045	-0.007	0.022	0.019	0.022
700万円くらい	0.114*	0.101**	0.0847*	0.147	0.0847*
1000万円くらい	0.205**	0.215**	0.212**	0.170	0.212**
1250万円以上	0.097	0.177**	0.190**	0.090	0.190**
無回答	0.054	0.0644+	0.0676+	0.060	0.0676+
既婚ダミー	-0.097	-0.027	0.034	-0.154*	0.034
子どもの有無と長子の年齢 (基準: 子どもなし)					
0-5歳	0.159*	0.082	0.002	0.218*	0.002
6-11歳	0.192**	0.129*	0.045	0.244**	0.045
12-14歳	0.245**	0.208**	0.136	0.292*	0.136
15-17歳	0.174*	0.191**	0.134	0.051	0.134
18歳以上	0.103	0.031	-0.062	0.232+	-0.062
時点 (カテゴリ)	✓	✓	✓	✓	✓
時間とともに変化しない変数					
学歴 (基準: 私立大学B)					
中学・高校	-0.216**	-0.236**		-0.191**	
専門学校	-0.180**	-0.181**		-0.160*	
短大・高専	-0.137	-0.137		-0.114	
大学名不明	-0.032	-0.011		-0.003	
私立大学A	0.019	0.036		0.029	
国公立大学	-0.071	-0.030		-0.054	
銘柄大学	0.057	0.100		0.088	
無回答	-0.265**	-0.278**		-0.225*	
2007年時の年齢 (カテゴリ)	✓	✓		✓	
切片	1.218**	1.177**	1.155**		1.405**
R-squares (Between/Within)		0.078/0.031	0.019/0.033	0.090/0.033	
R-squares (Overall)	0.067	0.063	0.022	0.073	
人数/観察数			1,661/5,146		

Note: 標準誤差 (クラスタ調整済み) は省略。時点と2007年時の年齢の結果は省略。 † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

表 5 学校外教育投資志向についての回帰分析(女性)

	Women				
	Pooled OLS	Random effects	Fixed effects	Hybrid Model	
				Between effects	Within effects
時間とともに変化する変数					
職業 (基準: 事務)					
専門	-0.043	-0.036	-0.041	-0.036	-0.041
管理	0.042	0.034	0.047	-0.023	0.047
販売	0.012	-0.010	-0.006	0.004	-0.006
マニュアル	0.004	-0.016	-0.007	-0.024	-0.007
自営	0.086	-0.050	-0.112	0.099	-0.112
その他・無回答	-0.183	-0.187	-0.143	-0.349	-0.143
無職	-0.009	-0.039	-0.050	0.012	-0.050
非正規雇用ダミー	-0.016	-0.034	-0.039	0.016	-0.039
世帯年収 (基準: 500万円くらい)					
350万円未満	-0.173**	-0.111**	-0.066	0.108	-0.066
400万円くらい	-0.163**	-0.121**	-0.0974*	0.265**	-0.0974*
700万円くらい	0.0937*	0.0552+	0.019	0.375**	0.019
1000万円くらい	0.181**	0.0812*	-0.004	0.502**	-0.004
1250万円以上	0.240**	0.068	-0.072	0.670**	-0.072
無回答	-0.024	-0.046	-0.0606+	0.246**	-0.0606+
既婚ダミー	-0.040	0.014	0.035	-0.069	0.035
子どもの有無と長子の年齢 (基準: 子どもなし)					
0-5歳	0.175**	0.126**	0.108+	0.237**	0.108+
6-11歳	0.259**	0.248**	0.258**	0.215**	0.258**
12-14歳	0.439**	0.392**	0.409**	0.556**	0.409**
15-17歳	0.389**	0.373**	0.410**	0.350**	0.410**
18歳以上	0.019	0.016	0.076	-0.043	0.076
時点 (カテゴリ)	✓	✓	✓	✓	✓
時間とともに変化しない変数					
学歴 (基準: 私立大学B)					
中学・高校	-0.239**	-0.245**		-0.201**	
専門学校	-0.254**	-0.270**		-0.241**	
短大・高専	-0.159*	-0.163*		-0.147*	
大学名不明	-0.067	-0.086		-0.103	
私立大学A	0.093	0.082		0.076	
国公立大学	-0.218*	-0.206*		-0.222*	
銘柄大学	-0.109	-0.096		-0.124	
無回答	-0.287**	-0.306**		-0.281**	
2007年時の年齢 (カテゴリ)	✓	✓		✓	
切片	1.294**	1.335**	1.290**		0.941**
R-squares (Between/Within)		0.091/0.039	0.052/0.041		0.104/0.041
R-squares (Overall)	0.078	0.075	0.047		0.084
人数/観察数			1,661/5,146		

Note: 標準誤差 (クラス調整済み) は省略。時点と2007年時の年齢の結果は省略。† $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

次に女性についてみていく (表 5)。ここでも Pooled-OLS とランダム効果モデルの結果はほぼ同じである。本人職業の効果はみられず、世帯年収が高いほど学校外教育投資に肯定的である。また子どもがいない場合よりもいるほうが、また長子の年齢が高いほうが学校外教育投資に肯定的である。しかし長子の年齢が 18 歳以上だと、子どもがいない場合と同水準になる。学歴については私立大学 B と比較して、中学・高校卒、専門学校卒、そして国公立大学卒だと学校外教育投資に否定的である。私立大学 A や銘柄大学と私立大学 B の間

には統計的に有意な差はみられない。

固定効果モデルの推定結果をみると、世帯年収の効果が有意であり、世帯年収が 500 万円くらいと比較して、400 万円くらいになると学校外教育投資に否定的になる傾向がある。子どもがいない時よりも子どもがいる時のほうが学校外教育投資に肯定的である。ただしここでも子どもが 18 歳以上になると子どもがいない場合と同水準になる。女性については長子の年齢が変化することによって、学校外教育投資への考え方が変化しているようである。ハイブリッドモデルについてみると、個人間効果は、Pooled-OLS とランダム効果モデルの結果とほぼ同じであることがわかる。

女性についても個人内の変動に注目すると、世帯年収が学校外教育投資志向に影響を与えている。加えて、子どもの有無や子どもの年齢（学校段階）も、学校外教育投資志向の変化に結びつく要因となっている。

5. 教育意識の特徴

本稿では教育意識についての基礎的なパネルデータ分析を行った。その結果、(1) 集計レベルでは高学歴志向や学校外教育投資志向が高まってきたこと、(2) 教育意識の男女差は小さくなく、男性よりも女性のほうで学校外教育投資志向が若干高いことが明らかになった。また変化についての記述的な分析からは、(3) 他の社会意識と比較して、高学歴志向や学校外教育投資志向については個人内の変動が少ない意識であること、(4) 学歴社会観についてみれば、個人内での変動はやや大きいことが明らかになった。(5) 学校外教育投資志向を従属変数とした回帰分析からは、個人内効果は収入（男女共通）や子どもの有無と年齢（女性）以外はみられず、個人間効果が大きいことが示された。これはすでに同様のモデルで分析された、高学歴志向と似た傾向である（藤原 2015）。

学校外教育投資志向は、基本的には高学歴志向のように変化しにくい要因であるが、単に教育熱の高さだけではなく、それに投資する資源の両面が問われている問いである。それゆえ、個人内効果について、収入の有意な効果がみられたと考えられる。また学校段階によって子どもの通塾率などは変化するため、長子の年齢が通塾率の高い中学や高校の段階で、学校外教育投資志向がピークに達したといえる。

しかし、高学歴志向や学校外教育投資志向は、個人の置かれている状況というよりも個人が経験した教育の影響を受ける可能性が高い。分析からは、教育意識に対する学歴の効果が大きく、そこで分化された意識は他の社会意識と比べて固定的であり、一貫性の高いものとなっていることが示された。その場その時点での状況にあわせた意識ではなく、本人の出身背景や家庭環境も含めた教育的経験が、主としてその後の個人の教育意識を左右しているといっていよう。子どもの教育に関して、加熱された層と冷却された層のいったん開い

てしまった差は、容易に縮めることはできないのである。

参考文献

Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Los-Angeles: Sage.

藤原翔. 2015. 「教育意識の個人間の差異と個人内の変化：「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS) データを用いた分析」『社会と調査』15:40-47.

本田（沖津）由紀, 1998, 「教育意識の規定要因と効果」荻谷剛彦編『教育と職業：構造と意識の分析』1995年SSM調査研究会, 179-97.

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.

吉川徹, 2011, 「人材育成・活用の基盤としての 社会意識の実像」財務総合政策研究所・人材の育成・活用に関する研究会資料.

近藤博之・古田和久, 2011, 「教育達成の社会経済的格差——趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』59(4):682-98.

三輪哲・山本耕資, 2012, 「世代内階層移動と階層帰属意識」『理論と方法』27(1):63-83.

中村高康, 2000, 「高学歴志向の趨勢：世代の変化に注目して」近藤博之編『日本の階層システム3：戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 151-73.

中澤渉, 2011, 「なぜパネルデータを分析するのが必要なのか」『理論と方法』27(1):23-40.

日本教育社会学会編, 1986, 「教育意識」『新教育社会学辞典』東洋館出版社, 152-3.

Rabe-Hesketh, Sophia and Anders Skrondal, 2012, *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, Third Edition (Volumes 1)*, College Station, TX: Stata Press.

Wooldridge, Jeffrey M., 2013, *Introductory Econometrics: A Modern Approach 5e*, Mason, OH: South-Western Cengage Learning.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもとない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金

基盤研究 S：2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度 基盤研究 C：2013 年度～2016 年度

厚生労働科学研究費補助金

政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金

株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

