

# 学校外教育投資に対する母親の団体加入 — ダブルハードルモデルを用いた分析 —

米田 佑

東北大学大学院教育学研究科

## 要旨

これまで、学校外教育投資は親の学歴や収入と関連を持つことが度々指摘されてきた。一方で、親の育児や教育は周囲の他者との関わりの中で行われている。従って、学校外教育投資に対する周囲の他者とのパーソナルネットワークの影響が存在している可能性がある。そこで、本稿では母親の団体への加入に着目し、ダブルハードルモデルを用いて、母親の所属する団体数と学校外教育投資との関連を分析した。その結果、その他の要因を考慮しても、母親の所属する団体数は学校外教育投資と関連を持つことが明らかとなった。また、学校外教育投資を行うかどうかと、行うならばどの程度かという意思決定には異なるメカニズムが存在することが示唆された。

キーワード： 学校外教育投資 パーソナルネットワーク ダブルハードルモデル

## 1. 研究の背景と目的

本稿の目的は、母親が保有する他者とのパーソナルネットワーク（以下、ネットワーク）の学校外教育投資に対する影響を分析することである。

これまで、親の学歴や年収といった階層的要因が学校外教育投資の程度に影響を与えていることは度々指摘されてきた（例えば、Stevenson and Baker (1992)、片瀬・平沢 (2008)、都村他 (2011)、松岡 (2016)）。

一方で、母親の育児や教育は周囲の者との関わりの中で行われている（落合 1989）。すなわち、母親は周囲から独立して子供の育児や教育を行なっているのではない。周囲の他者からの影響を受けながらそれを行なっている。実際、母親が有するネットワークは母親の心理的状态と関連することが度々指摘され（例えば、牧野 (1982)、松田 (2001)、前田 (2004)）、親が行う育児や教育も母親の保有するネットワークと関連することが指摘されている。例えば、親の持つネットワークの大きさが親の教育的関与に対して影響を与えていることが示唆されている（Sheldon 2002; Li and Fischer 2017）。また、周囲の者が高い教育を求める傾向にある場合、母親本人も子供に高い教育を受けさせたいと考える傾向にあるという（荒牧 2018）。さらに、杉原 (2018) も母親が有するネットワークが彼女らの教育意識に対して影響を与えていることを指摘している。

以上のように考えると、これまで階層的要因との関連が分析されてきた学校外教育投資

に対しても、母親が持つネットワークが何らかのメカニズムで影響を及ぼしている可能性がある。Park et al. (2016) も指摘するように、これまでの学校外教育投資に関する研究は階層的要因との関連をその主題とすることが多かったが、今後は異なる観点から学校外教育投資の規定要因を分析する必要があると言える。

そこで、本稿では母親が保有する他者とのネットワークに着目する。具体的には、他者とのネットワークとして所属する団体数を取り上げる。団体への加入は、その団体に属する者とのネットワークを潜在的に利用できる「関係基盤」の指標となり得る(三隅 2013)。実際、所属する団体数が多い者ほど保有するネットワークが大きいことが指摘されている(安野 2005)。所属する団体内の資源にその団体に所属する他者とのネットワークを通して母親がアクセスすることで、彼女らの学校外教育投資が促進されることが考えられる。

以上から、本稿では母親の団体への加入の学校外教育投資に対する影響を分析する。

## 2. データ・変数・分析方法

本稿で用いるデータは、「2005年 社会階層と社会移動全国調査」(以下、SSM2005)である。SSM2005は、日本全国の男女20歳から69歳を対象とした調査であり、回収率は約44.1%であった。本稿では、団体への所属に関する変数が存在する留置調査票Aに回答した者を分析対象とし、以下で詳述する変数において欠損値がある者は分析から除外した。また、本研究の対象は母親であるため、対象を女性に絞って分析を行う。その結果、最終的な分析対象は210人の女性となった。

本稿の分析における重要な変数は、学校外教育投資および団体への所属に関する変数である。学校外教育投資に関しては、「小学校・中学校・高校に通っているお子さんが「いる」と回答された方にうかがいます。お子さんの塾や予備校、おけいこごとの費用など、学校以外の教育のために毎月どのくらい支出していますか。すべてのお子さんにかかる費用の合計でお答えください」という質問に対して、「支出していない」と回答した者を0、「5000円未満」「5000円～1万円未満」「1万円～2万円未満」「2万円～3万円未満」「3万円～4万円未満」「4万円～5万円未満」「5万円～6万円未満」「6万円～8万円未満」「8万円～10万円未満」「10万円以上」と回答した者に関して、それぞれその中央値を用いた「学校外教育投資金額」という変数を用いる<sup>(1)</sup>。

次に、団体への加入に関する変数について述べる。ここでは、「あなたは現在、以下の団体や組織に加入していますか。加入している団体の番号すべてに○をつけてください」という質問に対して「自治会・町内会」「婦人会、青年団、消防団、老人会、子ども会などの地域組織」「PTA」「商工会、商店組合、農協・漁協などの職業団体」「労働組合」「政党」「政治家の後援会」「地域生協」「市民運動団体やNGO」「ボランティアの団体やグループ」「宗教団体」「趣味やスポーツの集まり」「その他」に対して○をつけた場合を1、つけなかった場合を0として、その合計得点を「所属団体数」とした変数を用いる。

表 1 記述統計量

|                         | 最小値    | 平均値       | 最大値        | 標準偏差      |
|-------------------------|--------|-----------|------------|-----------|
| 世帯年収                    | 62.500 | 708.690   | 2100.000   | 366.903   |
| 子供の数                    | 1.000  | 2.352     | 7.000      | 0.875     |
| 都鄙度                     | 1.000  | 2.743     | 5.000      | 1.425     |
| 大卒ダミー<br>(ref. 中学校・高校卒) | 0.000  | 0.343     | 1.000      | 0.476     |
| 学校外教育投資意向               | 1.000  | 2.433     | 4.000      | 0.911     |
| 所属団体数                   | 0.000  | 2.533     | 8.000      | 1.593     |
| 学校外教育投資金額               | 0.000  | 22250.000 | 110000.000 | 22808.819 |

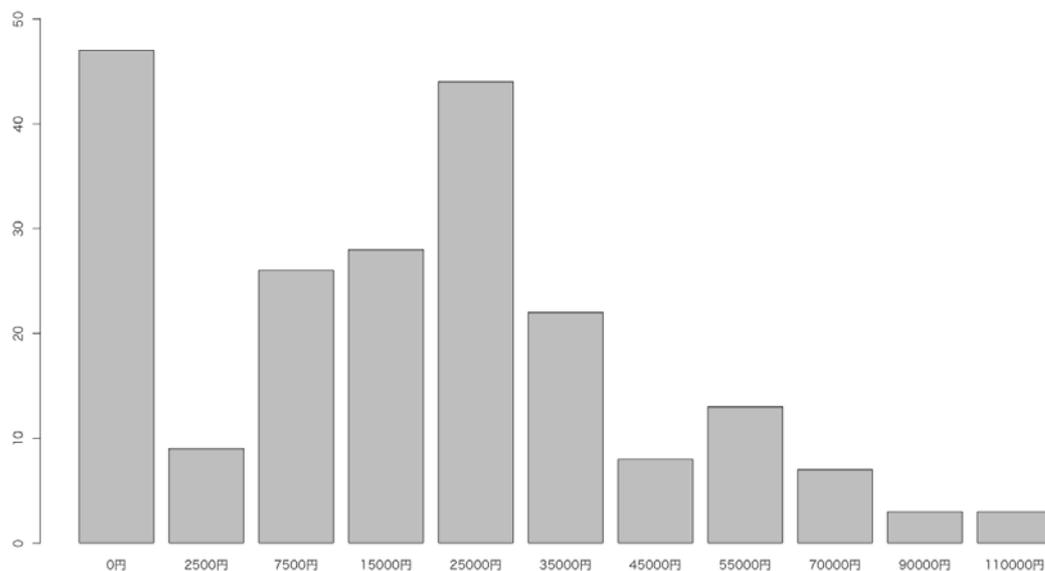
統制変数は、同じ SSM2005 を用いて学校外教育投資の規定要因の分析を行った片瀬・平沢（2008）を参考に、回答者の居住地の都鄙度、回答者の学歴、世帯収入、子供の数、学校外教育投資への意向に関する変数を用いる<sup>(2)</sup>。回答者の居住地の都鄙度については、その回答者の抽出地点の市郡規模を用いる。具体的には、政令市の場合に 5、25 万人以上の市部の場合に 4、10 万人以上 25 万人未満の市部の場合に 3、10 万人未満の市部の場合に 2、郡部の場合に 1 とした「都鄙度」を用いる。回答者の学歴は、回答者の最終学歴をもとに短大卒以上（短大、大学、大学院）を 1、それ未満（中学、高校、高専）を 0 とした「大卒ダミー」を用いる<sup>(3)</sup>。世帯収入は、「過去一年間のあなたのお宅（生計をともにしている家族）の収入は、税込みでいくらぐらいでしたか。他のご家族の方の収入も含めてお答えください」という質問を用いて、それぞれのカテゴリーの中央値を与えた「世帯年収」を用いる<sup>(4)</sup>。また、子供の数としては回答者の子供の数をそのまま使用した「子供の数」を用いる。学校外教育への意向に関しては「子どもには、学校教育のほかに家庭教師をつけたり、塾に通わせた方がよい」という質問を用いて、「そう思う」から「そう思わない」と回答した者に対してそれぞれ 4～1 点を割り当てた「学校外教育投資意向」を用いる。なお、これらの変数の記述統計量は表 1 の通りである。

ここで、学校外教育投資金額の分布を確認すると図 1 のようになる。図 1 から明らかのように、学校外教育投資金額が 0 円の者が多くなっている。これまで学校外教育投資金額を分析する際、このようなデータであることを考慮してトービットモデル (Tobit Model) が採用されることが多かった（例えば、片瀬・平沢（2008））。そのトービットモデルでは、従属変数  $y$  の背後に  $y^*$  という潜在変数を想定し、潜在変数  $y^*$  が 0 より大きい場合に  $y$  の 0 ではない部分が観察され、それ以外である場合に 0 となると仮定する。すなわち、以下のように定式化する。なお、 $y_i$  は、観測された  $i$  番目のサンプルの  $y$  を意味している。なお、ここでの説明は Blundell and Meghir（1987）を参考にしている。

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

例えばここで、 $y^*$  に対して以下のようにモデルを組む。

図1 学校外教育投資金額の分布



$$y_i^* = \beta x_i + e_i$$

なお、 $e_i$ は平均0、分散 $\sigma^2$ の正規分布に従うとする。ここで、 $F(\cdot)$ を標準正規分布の累積分布関数、 $f(\cdot)$ を標準正規分布の確率密度関数を表すとすると、従属変数が0となる確率、すなわち $y_i^* \leq 0$ となる確率は、 $e_i$ は平均0、分散 $\sigma^2$ の正規分布に従うとしているため、以下の通りになる。

$$Pr(y_i = 0) = Pr(\beta x_i + e_i \leq 0) = Pr(e_i \leq -\beta x_i) = 1 - F\left(\frac{\beta x_i}{\sigma}\right)$$

一方で、 $y_i^* > 0$ の時、 $e_i$ は平均0、分散 $\sigma^2$ の正規分布に従うという仮定から、その確率は以下の通りになる。

$$Pr(y_i = y_i^*) = \sigma^{-1} f\left(\frac{y_i^* - \beta x_i}{\sigma}\right)$$

よって、トービットモデルにおいて最大化すべき対数尤度は以下の通りである。

$$\log L = \sum_{y_i=0} \log \left(1 - F\left(\frac{\beta x_i}{\sigma}\right)\right) + \sum_{y_i>0} \left(-\log \sigma + \log f\left(\frac{y_i^* - \beta x_i}{\sigma}\right)\right)$$

以上のように、トービットモデルでは従属変数 $y$ の背後に潜在的な変数 $y^*$ を仮定し、それが0より大きくなれば従属変数 $y$ は $y^*$ となり正の値をとる一方で、 $y^*$ が0以下であれば従属変数 $y$ が0となるということを想定する。ここでは従属変数 $y$ が0となるのも、0より大きくなるのも同一の観察されない潜在変数 $y^*$ に依存していることが想定され、それに対する同一の係数、ここでは $\beta$ が推定される。

しかしながら、学校外教育投資を行うかどうかと、行うならばどの程度かというメカニズムは同一のメカニズムによって規定されていない可能性がある。その場合、同一の潜在変数 $y^*$ を想定してモデルを組むトービットモデルは適していない可能性がある。このように、トービットモデルでは想定することのできない、異なる2つのプロセスを別々に捉えるモデルがダブルハードルモデル (Double Hurdle Model) である。ダブルハードルモデルはもともと Cragg (1971) によって提案された。

ダブルハードルモデルでは2つの潜在変数を仮定する。仮に、これらを $y_i^*$ および $D_i$ とする。なお、前者の $y_i^*$ が学校外教育投資をどの程度行うかを決定する潜在変数、後者の $D_i$ が学校外教育投資を行うかどうかを決定する潜在変数である。これらの潜在変数に対して以下のようにモデルを組む。なお、ここでの説明も Blundell and Meghir (1987) を参考にしている。

$$y_i^* = \beta x_i + e_i$$

$$D_i = \theta z_i + w_i$$

なお、 $e_i$ は平均0、分散 $\sigma^2$ の正規分布に、 $w_i$ は標準正規分布にそれぞれ独立して従うとされる。ここで、 $y_i^*$ および $D_i$ がどちらも0より大きい場合に、従属変数である $y_i$ の0ではない部分が観察されるとする。また、それ以外の場合に、従属変数 $y_i$ は0となると仮定する。すなわち、以下のように表現される。

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & \text{if } y_i^* > 0 \text{ and } D_i > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここでは、 $y_i^* > 0$ と $D_i > 0$ の二つの「ハードル」をクリアして初めて $y_i = y_i^*$ となることを想定している。また、従属変数 $y_i$ が0となる時は、 $y_i^* > 0$ でも $D_i > 0$ でもない時であるから、従属変数 $y_i$ が0となる確率は以下のように表現できる。

$$1 - Pr(y_i^* > 0)Pr(D_i > 0)$$

ここで、 $F(\cdot)$ を標準正規分布の累積分布関数、 $f(\cdot)$ を標準正規分布の確率密度関数を表すとすると、従属変数 $y_i$ が0となる確率は、 $e_i$ は平均0、分散 $\sigma^2$ の正規分布に、 $w_i$ は標準正規分布にそれぞれ独立して従うとしているため、以下の通りになる。

$$1 - Pr(y_i^* > 0)Pr(D_i > 0) = 1 - Pr(e_i > -\beta x_i)Pr(w_i > -\theta z_i) = 1 - F\left(\frac{\beta x_i}{\sigma}\right)F(\theta z_i)$$

一方で、従属変数 $y_i$ が正となる時は、 $y_i^* > 0$ と $D_i > 0$ が同時に満たされる時であるため、その確率は以下のように表現できる。

$$Pr(y_i^* > 0)Pr(D_i > 0) = \sigma^{-1}f\left(\frac{y_i^* - \beta x_i}{\sigma}\right)F(\theta z_i)$$

従って、最大化すべき対数尤度は以下の通りになる。

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_{y_i=0} \log \left( 1 - F\left(\frac{\beta x_i}{\sigma}\right)F(\theta z_i) \right) + \\ & \sum_{y_i>0} \left( -\log \sigma + \log f\left(\frac{y_i^* - \beta x_i}{\sigma}\right) + \log F(\theta z_i) \right) \end{aligned}$$

このように、2つの潜在変数を仮定することで、従属変数 $y_i$ が0かどうかと、それ以上ならばどの程度かを決定するメカニズムを異なるものとして想定して、上記の対数尤度を最大化するパラメータを推定するのがダブルハードルモデルである。

本稿では、学校外教育投資はダブルハードルモデルが想定するように、0円かどうかと、それ以上ならば何円かを決定するメカニズムは異なると仮定して分析を行う。

### 3. 分析結果

ここでは、実際の分析結果を提示する。まず、ダブルハードルモデルを用いた分析に先立って、「所属団体数」と「学校外教育投資金額」との間に相関関係があるのかどうかを確認する。その結果、両者の間には有意な関連が確認された ( $r=0.259, p<0.001$ )。その相関係数の符号はプラスであり、「所属団体数」が多い者ほど「学校外教育投資金額」が高い傾向にあると言える。この結果から、母親の団体への所属が学校外教育投資を促進している可能性が示唆された。

しかし、ここではその他の変数を考慮していない。そこで、回答者の居住地の都鄙度、回答者の学歴、世帯収入、子供の数、学校外教育投資への意向に関する変数を考慮し、ダ

表 2 ダブルハードルモデルの結果（モデル 1）

|           | ハードル 1     |        | ハードル 2      |      | 標準誤差   |
|-----------|------------|--------|-------------|------|--------|
|           | 回帰係数       | 標準誤差   | 回帰係数        | 標準誤差 |        |
| 切片        | -0.2056    | 0.4774 | -4.2723 *** |      | 1.2092 |
| 都鄙度       | 0.0917     | 0.0773 | 0.2259 *    |      | 0.1094 |
| 子供の数      | -0.1343    | 0.1158 | 0.5431 **   |      | 0.2086 |
| 大卒ダミー     | 1.3204 *** | 0.3225 | 0.0079      |      | 0.3129 |
| 世帯収入      | -0.0002    | 0.0003 | 0.0011 **   |      | 0.0004 |
| 学校外教育投資意向 | 0.3955 **  | 0.1234 | 0.8206 ***  |      | 0.2200 |
| -2LL      |            |        | 553.04      |      |        |

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

ブルハードルモデルを用いて分析を行う。なお、分析では Carlevaro et al. (2012) を参考にして R (version 3.5.1) の `mhurdle()` を使用した<sup>(5)</sup>。

本稿では、団体への所属を考慮しないモデル（モデル 1）とそれを考慮したモデル（モデル 2）を考える。

モデル 1 から確認する。その結果は表 2 の通りである。最初に、ハードル 1、すなわち学校外教育投資を行うか否かはどのような要因によって決定されているのかを確認する。

まず、「大卒ダミー」の係数がプラスに有意な結果となった。すなわち、高学歴の母親である方が学校外教育投資を行うという決定をしやすい傾向にあると言える。

また、「学校外教育投資意向」の係数がプラスに有意な結果となった。すなわち、学校外教育に対して肯定的な者ほど学校外教育投資を行うという決定をしやすい傾向にあると言える。

続いて、ハードル 2、すなわち学校外教育投資をどの程度行うのかに対して、どのような要因が影響を及ぼしているのかについて確認する。

まず、「都鄙度」がプラスに有意な結果となった。すなわち、都市部に住む者の方がそうではない者よりも学校外教育投資金額が高い傾向にあることがわかる。これはハードル 1 においては確認されなかった傾向である。すなわち、学校外教育投資を行うかどうかにおいてではなく、学校外教育投資をどの程度行うのかに対してのみ、居住地域の影響が存在していることが示唆された。これは、学校外教育投資を行うという意思決定には地域間格差は存在せず、どの程度行うのかにおいて地域間格差が存在していることを示唆している。

次に、「子供の数」がプラスに有意な結果となった。これは、単に従属変数である「学校外教育投資金額」が全ての子供に投資する合計値であることを反映していると考えられる。すなわち、より多くの子供がいる母親ほど学校外教育投資の合計金額がより高くなる傾向にあると言える。

表3 ダブルハードルモデルの結果（モデル2）

|           | ハードル1      |         | ハードル2       |        |
|-----------|------------|---------|-------------|--------|
|           | 回帰係数       | 標準誤差    | 回帰係数        | 標準誤差   |
| 切片        | -0.3185    | 0.48488 | -4.4807 *** | 1.2367 |
| 都鄙度       | 0.0981     | 0.07852 | 0.2353 *    | 0.1085 |
| 子供の数      | -0.1718    | 0.11770 | 0.5375 **   | 0.2065 |
| 大卒ダミー     | 1.2041 *** | 0.32833 | -0.0782     | 0.3160 |
| 世帯収入      | -0.0004    | 0.00035 | 0.0010 *    | 0.0004 |
| 学校外教育投資意向 | 0.3883 **  | 0.12467 | 0.8204 ***  | 0.2185 |
| 所属団体数     | 0.1642 *   | 0.08122 | 0.1301      | 0.1013 |
| -2LL      | 547        |         |             |        |

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

「世帯収入」もプラスに有意な結果となった。経済的に余裕がある母親ほどより多くの学校外教育投資を行う傾向にあると言える。ここで、「大卒ダミー」がハードル1においてのみプラスに有意な値をとり、「世帯収入」がハードル2においてのみプラスに有意な値となっていることがわかる。すなわち、ハードル1の学校外教育投資を行うかどうかを決定するプロセスにおいては母親の学歴が重要であるのに対して、ハードル2のどの程度の学校外教育投資を行うのかについては経済的な要因が重要であることが示唆された。

最後に「学校外教育投資意向」であるが、これもプラスに有意な結果となった。学校外教育投資を行う意欲のある母親ほど学校外教育投資金額が高くなる傾向にあると言える。

次に、上記のモデル1に「所属団体数」を投入したモデル2の結果を確認する。その結果は表3の通りである。

結果を確認すると、ハードル1において「所属団体数」がプラスに有意な値となった。すなわち、「所属団体数」が多い母親である方が学校外教育投資を行うという決定をしやすい傾向にあると言える。一方でハードル2においては、係数はプラスであるものの有意にはならなかった。従って、「所属団体数」はどれほどの学校外教育投資を行うかにおいてではなく、学校外教育投資を行うかどうかという意思決定に対してのみ影響を及ぼしていることが示唆された。

#### 4. 議論

ここでは、本稿の分析結果について議論する。ここでの分析課題は、母親の加入している団体数と学校外教育投資に関連がみられるのかであった。本稿では、従属変数である「学校外教育投資金額」のデータの分布を考慮して、また学校外教育投資を行うのかどうか、行うとしたらどの程度かという異なる2つの意思決定のメカニズムが存在していること

を仮定して、ダブルハードルモデルを用いて分析を行った。その結果、新たに示唆されたことは以下の点である。

まず、ハードル 1 とハードル 2 では異なるメカニズムが存在していることが示唆された。すなわち、学校外教育投資を行うかどうかという意思決定と、学校外教育投資を行うならばどの程度かという意思決定は異なる要因によって規定されていることが示唆された。特に、学歴は学校外教育投資を行うかどうかという意思決定においてのみ影響を与え、収入は学校外教育投資をどれほど行うのかという意思決定においてのみ影響を与えていた。Bourdieu (1970=1991) の議論を踏まえると、学歴（文化資本）が高い者ほど自らの学歴（文化資本）を子供にも身につけさせようとする再生産戦略を行うゲームに参加しているために、ハードル 1 において学歴が有意になったと考えられる。ただし、このゲームに参加するかどうかにおいては経済資本の影響はほとんどない。一方で、一度そのゲームに参加した場合に有効となる持ち札は文化資本ではなく経済資本である。従って、ハードル 2 において、学歴は有意とはならず、世帯収入の係数のみが有意な値となったと解釈できる<sup>(6)</sup>。いずれにせよ、今後はより詳細にこのメカニズムの違いについて検討する余地があるだろう。

また、所属する団体の数と学校外教育投資との間には有意に関連がみられた。ただし、所属する団体数は学校外教育投資をどれほど行うのかという意思決定には影響を及ぼさず、学校外教育投資を行うかどうかという意思決定においてのみ影響を与えていた。三隅 (2013) が示唆するように、団体への加入は、その団体内に蓄積されている何らかの価値に対してアクセス可能かどうかを表す指標でもある。なお、その価値に対してアクセスするためにはその団体に所属する者とのネットワークが経由されると考えられる。例えば、学校外教育に関する情報を母親がネットワークを通して獲得することで学校外教育投資が促進されるとも考えられるが、所属する団体の数が多い者ほどそのような価値に対してアクセスしやすい環境にあると言えるため、所属する団体の数が多い者ほど学校外教育投資を行いやすいと考えられる。さらに、周囲の高学歴志向が母親本人の高学歴志向にも影響を及ぼすという指摘を踏まえれば（荒牧 2018）、団体内に存在する高学歴志向の者と関わることでより子供の教育に対して熱心となり、結果的に学校外教育投資を促進しているとも考えられる。いずれにせよ、その他の要因を考慮しても、他者とのネットワークの指標である所属する団体数が学校外教育投資と有意に関連していたという分析結果は、学校外教育投資が階層的要因だけではなく、他者からの影響を被っている可能性を示唆していると言えるだろう。

最後に本稿の限界点について言及する。それは 3 点ある。

1 点目は、学校外教育投資の決定は父親の意向も反映されると考えられるが、本稿の分析対象は母親のみに限って分析しているため、父親からの影響は考慮されていないという点である。今後は父親が保有するネットワークなどの影響を考慮した分析も必要であると

言える。

2点目は、団体への加入という指標についてである。本稿では、団体への所属によって、その中に蓄積されているネットワークを通して様々な価値にアクセスでき、そのことで学校外教育投資と団体への加入が関連を持つと議論した。しかしながら、仮に団体に加入していたとしても、その内部にいるどのような人とネットワークを形成しているのかは不明確である。今後は、具体的にどのような人とのネットワークが学校外教育投資を促進しているのかという観点からの分析も必要であると言える。

3点目は、2点目とも関わるが、団体への所属によってどのような価値にアクセスしているのかが不明確であるという点である。すなわち今回の分析では、なぜ学校外教育投資と団体への所属数とが関連しているのかについては不明確なままという点が限界点としてあげられる。「団体への所属によって学校外教育に関する情報を獲得している」や「団体内に存在する者と関わることでより教育に対して熱心となる」という議論はあくまで解釈に過ぎない。今後は、なぜ団体への所属数が増加すれば学校外教育投資も増加するのかについて、より踏み込んだ分析が必要であろう。

## 謝辞

二次分析に当たり、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「2005年SSM日本調査, 2005」(2015SSM調査管理委員会)の個票データの提供を受けました。

## 注釈

(1) 「5000円未満」に関しては2500、「10万円以上」に関しては、それ以前の категорияである「6万円～8万円未満」「8万円～10万円未満」の中央値がそれぞれ70,000、90,000と20,000ごとであるため、110,000とした。

(2) ただし、片瀬・平沢(2008)で統制されている回答者の学校外教育経験に関する変数はここでは考慮できない。なぜなら、本稿で用いるデータはSSM2005の調査票Aに回答した者を対象としている一方で、片瀬・平沢(2008)は調査票Bに回答した者を対象としており、回答者の学校外教育経験に関する質問は調査票Bのみに存在するためである。本稿が調査票Aを用いるのは、団体の加入の有無に関する質問項目が含まれているためである。調査票Bにはそのような質問項目は存在しない。また、片瀬・平沢(2008)では性別に関する変数も統制されているが、本稿の分析対象は母親のみであるため考慮していない。

(3) SSM学歴(ed\_ssm)を使用している。また、「学歴なし(未修了)」「わからない」は欠損値扱いとしている。

(4) 「なし」の場合は0としている。また「2050万円以上」の場合は、それ以前のカタ

ゴリーが「1,800万円位(1750~1850万円未満)」「1,900万円位(1800~1950万円未満)」「2,000万円位(1950~2100万円未満)」であり1,000ごとに増加しているため、2100としている。

(5) ここでは Carlevaro et al. (2012) における `model5i` を採用している。念の為、STATA (14.0) のコマンド `churdle` を用いて分析したが、モデル1、モデル2においても符号の向きおよび有意水準(5%水準以下)は変わらなかった。さらに、通常のトービットモデルを用いて分析した結果、「所属団体数」は5%水準で有意であり係数もプラスであったことを確認している。

(6) ここで「ゲーム」や「持ち札」という比喻を用いているのは、Bourdieu (Bourdieu and Wacquant 1992=2007) 自身がトランプゲームの比喻を使用しているためである。

#### 参考文献

- 荒牧草平, 2018, 「母親の高学歴志向の形成に対するパーソナルネットワークの影響: 家族内外のネットワークに着目して」『家族社会学研究』30.1: 85-97.
- Blundell, Richard, and Costas Meghir, “Bivariate Alternatives to the Tobit Model”, *Journal of Econometrics* 34.1/2: 179-200.
- Bourdieu, Pierre and Jean-Calude Passeron, 1970, *La Reproduction*, Edition de Minuit. (宮島喬訳, 1991, 『再生産』藤原書店).
- Bourdieu, Pierre and Loic J, D, Wacquant, 1992, *An Invitation to Reflexive Sociology*, The University of Chicago Press. (水島和則訳, 2007, 『リフレクシヴ・ソシオロジーへの招待: ブルデュー、社会学を語る』藤原書店).
- Carlevaro, Fabrizio, Yves Croissant, and Stéphane Hoareau, S, 2012, “Multiple Hurdle Tobit Models in R: The mhurdle Package”, Retrieved from <https://cran.r-project.org/web/packages/mhurdle/vignettes/mhurdle.pdf>
- Cragg, John G, 1971, “Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods”, *Econometrica* 39.5: 829-844.
- 片瀬一男・平沢和司, 2008, 「少子化と教育投資・教育達成」『教育社会学研究』82: 43-59.
- Li, Angran and Fischer Mary J, 2017, “Advantaged/Disadvantaged School Neighborhoods, Parental Networks, and Parental Involvement at Elementary School”, *Sociology of Education* 90.4: 355-377.
- 前田尚子, 2004, 「パーソナル・ネットワークの構造がサポートとストレインに及ぼす効果: 育児期女性の場合」『家族社会学研究』16.1: 21-31.
- 牧野カツコ, 1982, 「乳幼児をもつ母親の生活と<育児不安>」『家庭教育研究所紀要』3: 34-56.
- 松田茂樹, 2001, 「育児ネットワークの構造と母親の Well-Being」『社会学評論』52.1: 33-

49.

松岡亮二, 2016, 「学校外教育活動参加における世帯収入の役割: 縦断的経済資本研究」  
『教育社会学研究』98: 155-175.

三隅一人, 2013, 「社会関係資本: 理論統合の挑戦」ミネルヴァ書房.

落合恵美子, 1989, 「育児援助と育児ネットワーク」『家族研究』1: 109-133.

Park, Hyunjoon, Claudia Buchmann, Jaesung Choi, and Joseph J. Merry, 2016,  
“Learning Beyond the School Walls: Trends and Implications”, *Annual Review  
of Sociology* 42: 231-252.

Sheldon, Steven B, 2002, “Parents' Social Networks and Beliefs as Predictors of Parent  
Involvement”, *The elementary school journal* 102.4: 301-316.

Stevenson, David Lee and David P. Baker, 1992, “Shadow Education and Allocation in  
Formal Schooling Transition to University in Japan”, *The American Journal  
of Sociology* 97.6: 1639-1657.

杉原名穂子, 2018, 「子育て世代の教育意識とソーシャル・キャピタル」石川由香里・杉  
原名穂子・喜多加実代・中西祐子『子育て世代のソーシャル・キャピタル』有信  
堂: 95-115.

都村聞人・西丸良一・織田輝哉, 2011, 「教育投資の規定要因と効果: 学校外教育と私立  
中学進学を中心に」佐藤嘉倫・尾嶋史章『現代の階層社会[1] 格差と多様性』東  
京大学出版会: 267-280.

安野智子, 2005, 「JGSS-2003 にみるパーソナル・ネットワークと政治意識」大阪商科大  
学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所『日本版 General Social Survey 研  
究論文集』4: 153-167.