第４章

勤勉さの文化伝達

――親のしつけと世界観

窪田康平
大垣昌夫

要旨

本稿は、勤勉さの文化伝達のメカニズムを解明するために、親のしつけが子どもの勤勉さに影響しているかを実証分析する。勤勉さの代理指標として学習時間を用いる。子どもの性格や行動を見て、親はしつけを変える可能性があるため、親のしつけに関する内生性の問題に対処する必要がある。経済行動を規定すると考えられる世界観を操作変数として用いて、この内生性の問題に対処する。分析の結果、第一に、親が厳しくしつけると子どもの 1 日の学習時間は約 1 時間増加すること、第二に、親の苦しみに関する世界観が親のしつけという経済行動を通じて、子どもの学習時間に影響していることが明らかとなる。これらの結果は、苦しみには人格形成などの意味があるという世界観を持つ親が子どもにあえて厳しいしつけを行うことで、より勤勉な子どもに育つことを示唆している。

第 1 節　はじめに*

文化はどのように伝えられるのだろうか。Bisin and Verdier(2011)は、文化を学習能力と将来世代に伝達される知識に依存した選好や社会的規範やイデオロギーの態度で構成されるものと定義し、文化伝達と社会化に関する経済学の理論と実証の研究を概観した。

Doepke and Zilibotti(2008)は、経済行動を規定する選好の一つとして勤勉さに注目した。彼らは、経済構造の変化に子どもが将来適応できるように、親が子どもの勤勉さを内生的に決定するモデルを構築し、イギリスの産業革命以後に見られた中間層出身の資本家の出現や土地所有貴族の衰退といった現象を説明した。ここでの勤勉さとは、余暇に対する選好と時間割引で表される選好である[1]。このような選好による文化伝達を説明する理論研究はいくつか存在するが、その実証研究は十分に蓄積されていると言えない[2] [3]。

勤勉さは、非認知能力の一つと考えられる。非認知能力は、賃金や学力に影響を与えることが示されている(Heckman and Rubinstein, 2001; Heckman, Stixrud, and Urzua, 2006)。これらの結果は、勤勉でない子どもと比べて、勤勉な子どもの学習時間は長く、その結果、教育水準は高くなり、賃金も高くなると解釈できる。したがって、勤勉さは経済学的に注目すべき選好と考えられる。

伝統的経済学で重視される賃金などの経済成果からみても勤勉さは重要な選好である一方で、最近では GDP や消費水準などの指標だけで経済のパフォーマンスを測るのではなく、精神的な豊かさも含む指標が注目されている[4]。例えば、Frey(2008, p.5)は伝統的経済学の効用に対応する生活満足度だけでなく、自分の徳や能力を習得し、十分に発揮することによって得られる幸福としてのエウダモニアを幸福概念の一つとして挙げている。このエウダモニアを実現するには、徳を習得していく必要がある。勤勉さを徳の一つとみなせるので、本稿は金銭的な経済成果だけでなく、精神的な豊かさも含めた分析と考えている[5]。

では、勤勉さはどのように形成されるのだろうか。文化伝達の研究では、親の経済行動を通じて子どもの選好が形成される。本稿は、親の経済行動としてしつけに注目し、親のしつけが子どもの勤勉さに影響を与えているかを実証的に明らかにする。

ただし、親のしつけと子どもの勤勉さは相互に関連すると考えられるため、親のしつけが子どもの勤勉さに与える因果的影響を推定する際には注意が必要である。親は子どもの勤勉さを見て、どのよ

---

* 本稿は、同著者による論文“Cultural Transmission of Diligence: Parenting and Parental Worldview”の主要な論点を要約した日本語版である。窪田康平は JSPS 科研費 24730198、大垣昌夫は JSPS 科研費 22330062 の助成を受けた。

1 ここでの「余暇に対する選好」は、Doepke and Zilibotti(2008)の“taste for leisure”の訳であり、彼らはこの選好を内生化することで“work ethic”を表現するとしている。

2 理論研究について、例えば、Bisin and Verdier (2001)、Akabayashi(2006)と Bhatt and Ogaki (2012a)を参照されたい。

3 親の選好やしつけが子どもの選好に与える影響を実証した研究はほとんどない。以下の 2 つの論文は親の選好と親のしつけとの関係を実証研究している。Kubota et al.(2012a)は親の時間選好率と親のしつけとの関係を、 Kubota et al.(2012b)は親の世界観と親のしつけとの関係を分析している。

4 エウダイモニアの幸福概念に関する実証分析として、石野他（2013）がある。

5 忍耐強さも経済学的に注目すべき徳の一つである。

うにしつけるかを決める可能性があるので、親のしつけは内生変数と考えられる。本稿は操作変数法（IV）を用いてこの問題に対処する。

親のしつけの操作変数として、親の世界観を使用する。文化人類学者の Hiebert は、Hiebert(2008)において世界観を「ひとつの人々の集団が生活を秩序づけるために用いている、現実の性質に関しての認識、感情、判断に関する、基礎的な仮定と枠組み」と定義した。この世界観は、意識される信条体系の部分と意識されない世界観の核というべき部分とからなると考えられる[6]。つまり、行動の根本にある原理は世界観で規定されるという見方である。経済学では、大垣(2010)と Kubota et al.(2012b)は、この概念を応用し、人々の経済行動は信条体系で規定されるモデルを提示した。通常、世界観は変化するのに長い時間を要すると考えられるので、一時点の横断面データを用いた本稿では、世界観は近似的に外生変数とみなせる。したがって、親の世界観は、親のしつけと相関するが、しつけの経路以外では子どもの勤勉さと無相関という操作変数の条件を満たすと考えられる。世界観を操作変数にすることで、親のしつけが子どもの勤勉さに与える影響を推定するだけでなく、親の世界観がしつけを通じて子どもに影響を与えているという仮説も検証できる。

親のしつけに関する内生性を考慮した推定結果から、第一に、親が厳しくしつけると子どもの 1 日の学習時間は約 1 時間増加すること、第二に、親の世界観が親のしつけという経済行動を通じて、子どもの学習時間に影響していることが明らかとなる。この結果は、苦しみには人格形成などに意味があるという世界観を持つ親が子どもにあえて厳しいしつけを行うことで、より勤勉な子どもに育つことを示唆している。

以降の本論文の構成は以下の通りである。第 2 節では推定モデルと推定方法について、第 3 節ではデータについて説明する。第 4 節では親の厳しいしつけが子どもの学習時間に与える影響の分析結果を示し、第 5 節では結論を提示する。

第 2 節　推定モデルと推定方法

親のしつけが子どもの勤勉さに与える影響を推定するためには、親のしつけの内生性を解決する必要がある。親は子どもの勤勉さを見て、どのようなしつけをするのかを決定する可能性があるからである。この内生性を無視して、親のしつけが子どもの学習時間に与える影響を最小二乗法（OLS）によって推定した場合、正確な影響を推定できない。本稿は操作変数法（IV）を用いるこの問題に対処する。

以下の線形モデル仮定し、親のしつけが子どもの勤勉さの代理変数である子どもの学習時間に与える影響を推定する。

$$H_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + X_i \beta_2 + u_i$$

[6] Hiebert は、世界観という言葉をここでの世界観の核に限定している。

被説明変数 H_i は、家計 i の子どもの学習時間を表す。親のしつけは P_i で示される。本稿で注目する親のしつけは、子どもを厳しくしつけるか否かのダミー変数である。本稿で注目するのは、P_i の係数 β_1 である。X_i は親と子どもの属性を表すベクトルである。u_i は平均ゼロの誤差項である。上記のモデルにおいて P_i と u_i に相関がある場合、最小二乗法による推定では β_1 の一致推定値は得られない。

本稿は、操作変数として親の苦しみに関する世界観を使用し、IV とトリートメント効果モデル（TE）によって、親のしつけの影響を推定する。TE は、被説明変数が連続変数で、説明変数内にある内生変数がダミー変数の場合に用いられるパラメトリックな推定方法である[7]。IV と同様、内生変数 P_i と相関があり、誤差項 u_i と独立な操作変数 W_i を得られるとする。このとき以下の推定式のパラメーターを最尤法によって推定することで、β_1 の一致推定値が得られる。

$$H_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + X_i\beta_2 + u_i$$
$$P_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 W_i + e_i$$

ただし、厳しいしつけをするか否かを表す意思決定 P_i は以下の場合、観察される。

$$P_i = \begin{cases} 1, & if \quad P_i^* > 0 \\ 0, & if \quad otherwise \end{cases}$$

この P_i^* は子どもの学習時間を決定する観測不可な要因 e_i と独立な操作変数 W_i によって決定され、u_i と e_i は以下の分散共分散構造を持つ 2 変量正規分布に従うと仮定する。

$$\begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix}$$

TE から推定される厳しいしつけがもたらす学習時間の差は以下のようになる。

$$E(H_i|X_i, P_i = 1) - E(H_i|X_i, P_i = 0) = \beta_1 + \rho\sigma \frac{\phi(\gamma_0 + \gamma_1 W_i)}{\Phi(\gamma_0 + \gamma_1 W_i)[1 - \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 W_i)]}$$

ただし、ϕ は正規分布の密度関数で、Φ は正規分布の分布関数である。上記の式からわかるように、2 式の誤差項の相関を表す ρ がバイアスの方向を決定する。

TE と IV のどちらの推定結果を重視すべきかは、TE の誤差項のパラメトリックな仮定の妥当性に依

[7] トリートメント効果モデル（TE）は、Maddala(1983)の 120-122 頁、Greene(2007)の 889-891 頁に解説されている。推定に使用したソフトウエアは Stata で、TE のコマンドは treatreg である。

存する。つまり、誤差項が 2 変量正規分布に従うならば、IV よりも TE は効率的な推定値を得るが、この仮定が妥当でないならば、TE では一致性を満たさない。

第3節　データ

本稿では、2 つの個票データを合わせて分析する。「第 2 回日本家計パネル調査(JHPS)」と、それに付随して調査された「JHPS 子ども特別調査 2010」である。

JHPS は 2009 年から始まった調査で、毎年 1 月に調査が行われ、第 1 回 JHPS は 2009 年 1 月 31 時点で 20 歳以上の男女を対象にして日本の母集団を代表するようにサンプリングが行われ、4000 の標本数が回収された。詳しいサンプリング方法や標本の特性は、直井・山本(2010)を参照されたい。

JHPS 子ども特別調査は、第 2 回 JHPS の回答者のうち小学校 1 年生から中学校 3 年生の子どもがいる回答者とその子どもを対象とするものである。この特別調査には、保護者に対して子どもの家庭内の教育環境を尋ねる質問だけでなく、子どもに対して直接学力テストを行なったり、学習時間などの学習状況を尋ねる質問が含まれており、ユニークな調査である。この特別調査に参加した親や子どもの属性やこの調査の詳しいサンプリング方法については、山下他(2011)を参照されたい。

本稿では、子どもの勤勉さの指標として学習時間を用いる。子どもの学習時間は、親と子どもの両方の回答が得られる。親と子どもに対する質問は以下の通りである。

A さん（あなた）は、ふだん（テストの直前などはのぞく）の日に、学校から帰ってからどれくらい勉強していますか。（塾や予備校、家庭教師などの時間も含みます。）

1. ほとんどしない　2. 30 分ぐらい　3. 1 時間ぐらい
4. 2 時間ぐらい　5. 3 時間ぐらい　6. 4 時間ぐらい
7. 5 時間以上　8. わからない

ただし、小学 1 年生から 3 年生に関しては、親のみの回答しか得られない。計測誤差とサンプルサイズの確保のため、本稿は、親と子どもの回答の平均値を分析に使用する。学年別に親と子どもがそれぞれ回答した学習時間と親と子どもの平均学習時間を表 1 に掲載している。サンプルサイズは 439 で、小学 3 年生が 60 と最も多い。回答数が最も少ない学年は小学 6 年生の 37 で、次いで中学 3 年の 39 である[8]。親の回答と子どもの回答の両方で、学年が上がるにつれて学習時間が増加する傾向にある。ただし、小学 6 年生と中学 3 年生において若干学習時間が下がる傾向にあり、親の回答にうち小学 6 年生の標準偏差が 1.17 と大きいことに注意が必要である。これらは、受験の有無が調査に協力するかの決定に影響し、学力の高い小学 6 年生や中学 3 年生が調査に協力しない傾向がある可能性を示唆している。

[8] 学年が上がるごとに協力率（ = 協力者 / 潜在的回答者）が下がる傾向がある。さらに、小学 6 年生と中学 3 年生において特に協力率が下がるといった学年による協力率の違いについては、山下他(2011)でも議論されている。詳しくは山下他(2011)を参照されたい。

親のしつけの操作変数に親の世界観を使用する。文化人類学者の Hiebert は、Hiebert(2008)において、行動の根本の原理は世界観で規定されているという見方を示した。この概念を応用し、大垣(2010)と Kubota et al.(2012b)は、子どもに対するしつけ方は親の世界観で決まるというモデルを提示した。通常、世界観は変化するのに長い時間を要すると考えられるので、1 時点の横断面データを用いた本稿では、親の世界観は近似的に外生変数とみなせる。したがって、親の世界観は、親のしつけと相関するが、しつけの経路以外では子どもの勤勉さと独立という操作変数の条件を満たすと考えられる。親の世界観は以下の苦しみに関する質問の回答を使用する。

次の項目について、あなたが「絶対にそうではない」と考えられるなら 0、「50%くらいの確率でそうだ」なら 50、「絶対にそうだ」と考えられるなら 100 として、あてはまる番号を 1 つ選び、○をつけてください。

あなたが事故などにあって、つらいと感じているとき、そのつらさに人格形成などの意味がある										
0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100

この質問に対する回答の分布は図 1 の通りである。最も多くの回答者（35.45%）が 50%くらいの確率で、つらさには意味があると回答している。一方で、12.27%の回答者が、辛さには意味が全くないと回答している。このように、世界観に関する質問に個人差がみられる。

親のしつけは以下の質問の回答を用いる。

子どもが小学校入学前、お店などで「おもちゃがほしい」「おかしが食べたい」などとぐずってまわりの人々に迷惑をかけたときには、どのようにしましたか？当てはまるものすべてに○をつけてください。

1. なぜ、してはいけないか話をする
2. 厳しくしかる
3. お尻などをたたく
4. 子どもに家の手伝いをさせる
5. しばらくほっておく
6. テレビ・ゲームなどの楽しみを取り上げる
7. 家の外に出す
8. ぐずったことはほとんどない
9. その他

大垣(2010)と Kubota et al.(2012b)は、苦しみは人格形成などに意味があるという世界観を持つ親は子

どもの将来を考えて、あえて子どもに対して厳しい行動をとるといった利他的行動を説明するモデルを示した。本稿は上記の質問の選択肢 2、つまり、子供がぐずったときに厳しくしかかどうかに注目する。この選択肢を選択した場合 1、選択しなかった場合を 0 とするダミー変数を「厳しくしかるダミー」と呼ぶ。上記の質問の回答の分布は図 2 に示されている。23.58%の親が、子どもがぐずった時に厳しくしつけると回答していることが確認できる。

学習時間の質問には、塾や予備校、家庭教師などの時間が含まれることに注意されたい。また、学年が上がるにつれ、さらに、小学校 6 年と中学 3 年においてより塾などに通う子どもが多くなり、また、塾に通う時間も増えると予想される。塾などで学習する時間とそれ以外で学習する時間とでは、子どもに必要な勤勉さが異なるだろう。この点を考慮するため、分析では、子どもが週に何回塾や家庭教師に行くかを制御する。図 3 には、全学年を合わせた子どもが塾や家庭教師を週に何回利用しているかを示している。この統計は親と子どもの回答の平均値である。73.10%の子どもが塾や家庭教師に行っていないことがわかる。表 2 は、学年ごとの統計量を示している。ここから、小学 4 年から小学 5 年にかけて 0.14 から 0.76 と平均値が大きくなっていることがわかる。しかし、小学 5 年の中央値は 0 であり、これまで塾や家庭教師に通っていなかった子どもが通い始めるのではなく、すでに通っていた子どもがさらに多くの日数塾や家庭教師を利用していると考えられる。

親と子どもの属性の記述統計は表 3 に掲載している。世帯の平均所得は 503.89 万円である。半数の回答者（親）が男性で、回答者の平均生まれ年は 1968 年である。親の学歴をみると、29%の回答者が大学または大学院を卒業している。世帯人数の平均値は 4.57 人で、子どもの人数の平均 2.31 人である。

第 4 節　推定結果

1　親のしつけと親の世界観

まず、親のしつけと親の世界観や属性の関係を確認するために、操作変数法（IV）の 1 段階目に対応する推定結果を示す。ただし、しつけ方を示す変数はダミー変数であるので、プロビットモデルによる推定結果を示す[9]。

親の世界観は、苦しみには意味があると考える親と意味がないと考える親に大別できる。つまり、苦しみに関する変数において 0 をとる親と 10 から 100 までの間をとる親との間には大きな違いがあると考えられる。さらに、10 から 100 までを考えたとき、10 から 40、50、60 から 90、そして 100 の 4 つに区分できる。10 から 40 は苦しみには意味があると若干考えるグループである。50 は 35%の回答者が選択した多数派のグループである。60 から 90 は 50%よりも高い確率で苦しみには意味があると考えるグループである。最後は苦しみには 100%意味があると考えるグループである。親の世界観の主観確率はしつけに対して非線形に影響している可能性を考慮し、3 つのパターンの操作変数を用いて推定を行う。

表 4 には、被説明変数を厳しくしつけるダミー、説明変数には親の苦しみに関する世界観のほか、

[9] IV の 1 段階目の推定結果と、表 4 に掲載されているプロビットモデルの推定結果はほぼ同じである。

親の属性と子どもの属性を加えた推定結果を示している。表示されている数値は限界効果である。括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差である。第 1 列は、親の世界観の主観的確率を表す 0 から 100 をとる変数を加えたモデルの推定結果を示している。この変数は有意ではないことから、苦しみに意味がある確率が高いと思う人ほど厳しいしつけをしているわけではないことが確認できる。第 2 列は、親の世界観が厳しくしつけるダミーに非線形に影響する可能性を考慮するため、4 つのダミー変数を使用している。ダミー変数の基準は、最も多くの回答者が選択した 50 である。ダミー変数の係数をみると、苦しみ 0 ダミーが-0.28 で 1%有意で、その他、苦しみ 10-40 ダミーのみが 0.12 で 5%有意である。この結果から、厳しいしつけの選択に対して、苦しみに意味がないと考える人と、苦しみに意味があると考える人の間には大きな違いがあることがわかる。第 3 列は、苦しみ 0 ダミーのみを加えた推定結果である。このダミー変数の係数は-0.33 で第 2 列の係数よりも大きい。したがって、「苦しみに意味があると考える人と意味がないと考える人の間で、しつけ方に関して大きな違いがあることが確認できる。

２　親の厳しいしつけが子どもの学習時間に与える影響

表 5 に、親の教育行動を表す厳しいしつけが子どもの勤勉さを表す学習時間に与える影響の推定結果を掲載している。表 4 は、親の苦しみに関する世界観の変数を操作変数に用いた推定結果である。第 1 列と第 2 列はトリートメント効果モデル（TE）による推定結果を、第 3 列と第 4 列は IV による推定結果を示している。第 1 列と第 3 列では 4 つのダミー変数を、第 2 列と第 4 列では苦しみに意味がないと考える場合を 1 とするダミー変数（苦しみ 0 ダミー）を使用する。コントロール変数として、回答者（親）の性別、親の世帯所得の四分位ダミー、回答者の大学卒業ダミー、回答者の生まれ年、世帯人数、子どもの人数、子どもの性別、長子ダミー、塾・家庭教師の日数ダミー、さらに、子どもの学年ダミーを加えて推定している。標準誤差については、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

まず、TE による推定結果の第 1 列と第 2 列をみると、4 つのダミー変数を用いる場合と苦しみ 0 ダミーのみを用いる場合で、厳しくしかるダミーの係数がほぼ 1 で両方とも 1%有意である。つまり、厳しくしつけをする親の子どもはそうでない子どもと比べて約 1 時間学習時間が長い。第 1 列と第 2 列に掲載されている Wald 検定の帰無仮説は、1 段階目の推定式の誤差項と 2 段階目の推定式の誤差項が無相関（ρ=0）であることから、厳しくしかるダミーの内生性が示される。

次に、操作変数法による結果の第 3 列と第 4 列の結果をみる。TE と同様、第 3 列の操作変数は 4 つのダミー変数で、第 4 列は苦しみ 0 ダミーのみである。第 3 列の係数は 0.84 で 5%有意である。第 4 列の係数は 0.92 で 1%有意である。Partial R square は第 3 列が 0.05 で、第 4 列の 0.02 よりも大きいが、1 段階目の除外操作変数の F 統計量は第 3 列が 7.43 で、第 4 列の 25.35 よりも小さい。Stock et al.(2002) によれば、F 検定統計量が 10 以上であれば、弱操作変数の問題が少ないと指摘されている。この指摘によると、4 列目がより望ましい推定結果と解釈できる。操作変数の外生性を検定する Hansen J 検定の結果をみると、操作変数が外生という帰無仮説を棄却しないので、親の世界観の変数は外生であると判断できる。

以上の TE と IV の推定結果ら、親の厳しいしつけは子どもの学習時間を 1 日約 1 時間増加させること、さらに、親の世界観は親のしつけを通じて子どもの学習時間に影響していることがわかった[10]。

３　最小二乗法による推定結果

次に、親のしつけの内生性の問題を評価するため、内生性を考慮しない最小二乗法（OLS）の推定結果を示す。表 6 には、厳しくしつけるダミーが子どもの学習時間に与える影響を OLS によって推定した結果を掲載している。第 1 列のコントロール変数は、学年ダミーのみである。第 2 列は学年ダミーと塾・家庭教師の日数ダミーで、第 3 列は第 2 列のコントロール変数に、親と子どもの属性を加えている。括弧内は、不均一分散に対して頑健な標準誤差である。

表 6 をみると、いずれのモデルにおいても厳しくしつけるダミーは有意ではない。この結果から、親のしつけが子どもの学習時間に与える影響を推定する際の内生性の問題が無視できないほど大きいと解釈できる。学年ダミーと塾・家庭教師の日数ダミーは、ともに有意である。第 1 列と第 2 列の自由度調整済み決定係数を比較すると、第 2 列が大幅に上昇していることから、塾・家庭教師の日数ダミーを制御することが重要であることが示唆される。さらに、第 2 列と第 3 列を比較すると、親と子どもの属性が子どもの学習時間に影響していないことが確認できる。

第 5 節　結論

本稿は、勤勉さの文化伝達のメカニズムを解明するために、親のしつけが子どもの勤勉さに影響しているかを実証分析した。勤勉さの代理指標として学習時間を用いた。子どもの性格や行動を見て、親はしつけを変える可能性があるため、親のしつけに関する内生性の問題に対処する必要があった。本稿は、親の経済行動を規定する世界観を操作変数として用いて、内生性の問題に対処した。分析の結果、第一に、親が厳しくしつけると子どもの 1 日の学習時間が約 1 時間増加すること、第二に、親の苦しみに関する世界観がしつけという経済行動を通じて子どもの学習時間に影響してことが明らかとなった。この結果は、苦しみには人格形成などの意味があるという世界観を持つ親が子どもにあえて厳しいしつけを行うことで、より勤勉な子どもに育つことを示唆している。

最後に、本稿の政策的含意について述べておく。Bhatt, Ogaki, and Yaguchi (2013)は、選好が内生的に変化する場合、伝統的なパレート効率性に基づく政策評価は不安定になるという問題を指摘した。その上で、選好が内生的に変化するモデルでは、無条件の愛を絶対的基準として、無条件の愛の学習を促進するような政策を良い政策と評価することを提唱した。さらに、彼らは功利主義を含む 3 大倫理理論のうち、無条件の愛を基準にすることはカントの義務論に対応し、無条件の愛の学習の促進はアリストテレスの徳倫理理論に対応するとしている。徳倫理では、勤勉さの徳を身につけることを促

[10] 子どもの学習時間として親の回答と子どもの回答それぞれを用いた推定も行い、親の回答を用いた結果は表 5 の結果とほぼ同である。子どもの回答を用いた結果は、TE による推定結果は同様だが、IV については係数の大きさは同程度だが有意ではない。

進することが政策目標となりうる[11]。子どもの勤勉さは親のしつけによって影響を受けるという本稿の結果から、Thaler and Sunstein (2008,3 章, 11 章)のリバタリアン・パターナリズムに基づいて社会規範に政策的に影響を与えることで、親のしつけに影響を与え、徳倫理理論の意味で、より望ましい社会が実現できる可能性がある。伝統的経済学では、広義の功利主義としてパレート効率性が政策評価の基準として広く用いられてきたが、功利主義だけではなく、義務論や徳倫理理論に基づいた政策評価も検討していく必要があろう。政策評価の基準を何にするかは各個人で意見の分かれるところであるが、望ましい社会とはどのような社会か、その社会を実現するためにはどうしたらよいのか、という問いに対して、本稿は一つの道筋を示した。今後、選好が内生的に変化するモデルにおいても頑健な政策評価が可能な理論的枠組みの構築が望まれる。

参考文献

Akabayashi, H.,（2006）"An Equilibrium Model of Child Maltreatment," *Journal of Economics Dynamics and Control*, vol.30, issue.6, pp.993-1025.

Bhatt, V., and M. Ogaki（2012a）"Tough Love and Intergenerational Altruism," *International Economic Review*, vol.53, no.3, pp.791-814.

Bhatt, V., and M. Ogaki（2012b）"Policy Evaluation in Moral Virtue Ethics in Behavioral Economics: A Progress Report," Proceedings, the 6th Annual Meeting. *Journal of Behavioral Economics and Finance,* forthcoming.

Bhatt, V., M. Ogaki, and Y. Yaguchi (2013) "Behavioral Public Economics based on Unconditional Love and Moral Virtue," Paper presented at 10th Biennial Pacific Rim Conference of the Western Economic Association International.

Bisin A., and T. Verdier（2001）"The Economics of Cultural Transmission and the Dynamics of Preferences,"*Journal of Economic Theory*, vol.97, issue.2, pp. 298-319.

Bisin A., and T. Verdier（2011）"The Economics of Cultural Transmission and Socialization," in J. Benhabib, A. Bisin, and M. O. Jackson, edis., *Handbook of Social Economics*, volume 1A, chapter 9, pp.339-416.

Doepke M., and F. Zilibotti（2008）"Occupational Choice and the Spirit of Capitalism," *Quarterly Journal of Economics*, vol.123, issue.2, pp.747-793.

Frey B. S.,（2008）*Happiness: A Revolution in Economics*, MIT Press.

Greene W. H.,（2007）*Econometric Analysis 6th edition*, Prentice Hall.

Heckman J. J., and Y. Rubinstein（2001）"The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program," *American Economic Review*, vol. 91, no. 2, pp. 145-149.

Heckman J. J., J. Stixrud, and S. Urzua（2006）"The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior," *Journal of Labor Economics*, vol.24, no.3, pp.411-482.

Hiebert P. G.（2008）*Transforming Worldview: An Anthropologica Understanding of How People Change*, Grand

[11] Bhatt and Ogaki (2012b)は、内生的時間割引モデルで忍耐強さの徳を時間割引率が 1 となる状態として、徳倫理理論に基づく政策を分析している。

Rapids.

Kubota K., A. Kamesaka, M. Ogaki, and F. Ohtake（2012a）"Time Discounting and Intergenerational Altruism," Unpublished Manuscript.

———（2012b）"Cultures, Worldviews, and Intergenerational Altruism," Unpublished Manuscript..

Maddala G. S., (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.

Stock J. H., J. H. Wright, and M. Yogo（2002）"A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments," *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 20, Issue 4, pp. 518-529.

Thaler, R.H., and C.R. Sunstein（2008）*Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth, and Happiness,* Yale University Press.

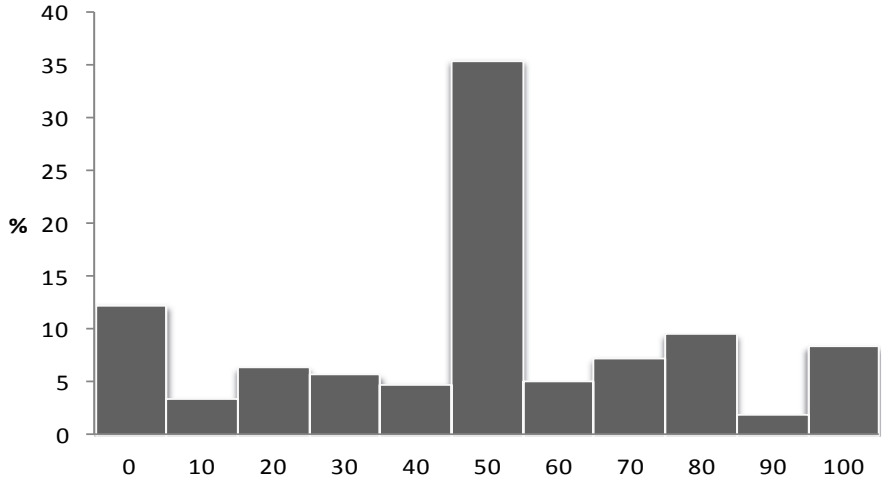
石野卓也・大垣昌夫・亀坂安紀子・村井俊哉（2013）「東日本大震災が生活満足度と幸福感に与えた影響」本書。

大垣昌夫（2010）「世界観と利他的経済行動：行動経済学とマクロ経済学」池田 新介・大垣昌夫・柴田章久・田渕隆俊・前多康男・宮尾龍蔵編『現代経済学の潮流 2010』第 4 章、117-151 頁。

直井道生・山本耕資（2010）「日本パネル調査の標本設計と代表性」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析１　貧困のダイナミズム――日本の税社会保障・雇用政策と家計行動』第 1 章、3-23 頁。

山下絢・中村亮介・赤林英夫・直井道生・敷島千鶴（2011）「「JHPS お子様に関する特別調査」における家計の属性」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析２　教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』第 4 章、69-88 頁。

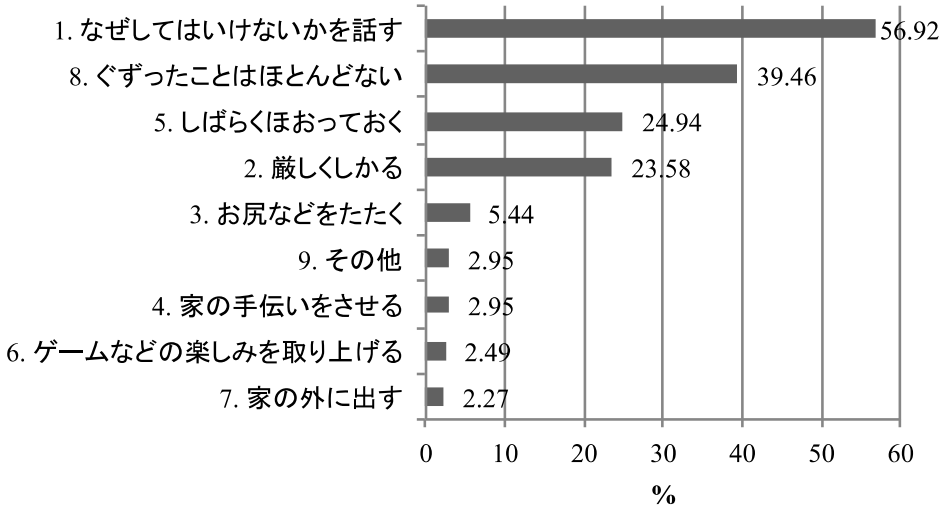
図 1　親の世界観



次の項目について、あなたが「絶対にそうではない」と考えられるなら 0、「50%くらいの確率でそうだ」なら 50、「絶対にそうだ」と考えられるなら 100 として、あてはまる番号を 1 つ選び、○をつけてください。

あなたが事故などにあって、つらいと感じているとき、そのつらさに人格形成などの意味がある										
0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100

図 2　親のしつけ



子どもが小学校入学前、お店などで「おもちゃがほしい」「おかしが食べたい」などとぐずってまわりの人々に迷惑をかけたときには、どのようにしましたか？当てはまるものすべてに○をつけてください。

図３　１週間に何日塾・家庭教師へ行くか

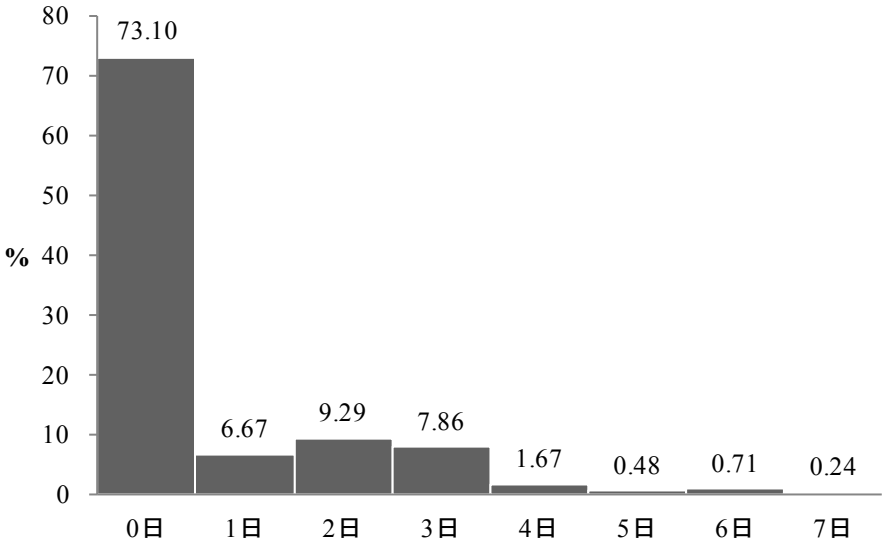


表１　学年ごとの１日の学習時間（単位は時間）

	親の回答			子どもの回答			親と子どもの平均		
	N	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差
小１	58	0.61	0.33	0	-	-	58	0.61	0.33
小２	43	0.69	0.46	0	-	-	43	0.69	0.46
小３	60	0.71	0.42	0	-	-	60	0.71	0.42
小４	44	0.80	0.48	36	0.87	0.59	36	0.82	0.46
小５	57	1.17	0.80	49	1.31	1.05	49	1.23	0.89
小６	37	1.14	1.17	33	1.26	1.14	33	1.17	1.00
中１	55	1.22	0.97	55	1.66	1.31	55	1.44	1.02
中２	46	1.30	0.82	46	1.99	1.17	46	1.65	0.83
中３	39	1.29	1.11	39	1.51	1.09	38	1.42	0.94
合計	439	0.98	0.80	258	1.47	1.15	418	1.06	0.82

表 2　学年ごとの 1 週間に何日塾・家庭教師へ行くか

	N	平均	最小値	中央値	最大値	標準偏差
小 1	57	0.11	0.00	0.00	3.00	0.45
小 2	41	0.17	0.00	0.00	2.00	0.50
小 3	54	0.22	0.00	0.00	3.00	0.63
小 4	43	0.14	0.00	0.00	2.00	0.47
小 5	54	0.76	0.00	0.00	5.00	1.34
小 6	34	0.85	0.00	0.00	7.00	1.62
中 1	53	0.72	0.00	0.00	3.00	1.10
中 2	46	1.35	0.00	1.00	4.00	1.32
中 3	38	1.76	0.00	1.00	6.00	1.91
合計	420	0.64	0.00	0.00	7.00	1.23

表 3　親と子どもの属性の記述統計量

	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
親の属性					
世帯所得	416	503.89	214.45	20	1400
男性ダミー	441	0.50	0.50	0	1
生まれ年/100	441	19.68	0.06	19.44	19.84
大卒ダミー	438	0.29	0.46	0	1
世帯人数	441	4.57	1.10	1	9
子供の人数	441	2.31	0.74	1	5
子どもの属性					
男性ダミー	441	0.51	0.50	0	1
長子ダミー	441	0.41	0.49	0	1

表 4　親の苦しみに関する世界観と教育行動：プロビットモデル

	(1)		(2)		(3)	
親の世界観						
苦しみ	0.06	[0.09]	-		-	
苦しみ 0 ダミー	-		-0.28	[0.10]***	-0.33	[0.09]***
苦しみ 10-40 ダミー	-		0.12	[0.06]**	-	
苦しみ 60-90 ダミー	-		0.05	[0.06]	-	
苦しみ 100 ダミー	-		-0.05	[0.09]	-	
親の属性	-		-		-	
世帯所得第 2 分位ダミー	0.05	[0.08]	0.04	[0.07]	0.06	[0.07]
世帯所得第 3 分位ダミー	0.02	[0.08]	0.00	[0.07]	0.02	[0.07]
世帯所得第 4 分位ダミー	0.06	[0.08]	0.06	[0.08]	0.08	[0.08]
男性ダミー	-0.01	[0.06]	0.02	[0.05]	0.03	[0.05]
生まれ年/100	1.69	[0.51]***	1.80	[0.50]***	1.83	[0.51]***
大卒ダミー	0.03	[0.06]	0.03	[0.06]	0.03	[0.06]
世帯人数	0.02	[0.03]	0.03	[0.03]	0.02	[0.03]
子どもの数	-0.01	[0.04]	-0.03	[0.04]	-0.02	[0.04]
子どもの属性						
男性ダミー	0.06	[0.04]	0.06	[0.04]	0.06	[0.04]
長子ダミー	-0.05	[0.04]	-0.05	[0.04]	-0.05	[0.04]
塾・家庭教師(基準は週 0 回)						
週 1 回	-0.07	[0.09]	-0.09	[0.09]	-0.08	[0.09]
週 2 回	-0.01	[0.08]	-0.02	[0.07]	-0.02	[0.08]
週 3 回	-0.20	[0.11]*	-0.19	[0.11]*	-0.18	[0.11]*
週 4 回以上	0.09	[0.13]	0.08	[0.13]	0.07	[0.13]
学年ダミー(基準は小学 1 年)						
小学 2 年	0.13	[0.08]	0.15	[0.08]*	0.14	[0.08]*
小学 3 年	0.03	[0.07]	0.03	[0.07]	0.04	[0.07]
小学 4 年	0.08	[0.08]	0.10	[0.08]	0.09	[0.08]
小学 5 年	-0.06	[0.09]	-0.03	[0.09]	-0.02	[0.09]
小学 6 年	0.10	[0.10]	0.11	[0.10]	0.13	[0.10]
中学 1 年	0.12	[0.09]	0.11	[0.08]	0.13	[0.09]
中学 2 年	0.12	[0.09]	0.12	[0.09]	0.13	[0.09]
中学 3 年	0.15	[0.11]	0.17	[0.11]	0.17	[0.11]
調整済決定係数	0.08		0.13		0.11	
対数擬似尤度	-184		-173		-177	

被説明変数は厳しくしかるダミーである。掲載されている数値は限界効果である。観測数は 374 である。カッコ内は不均一分散に対して頑健な標準誤差である。

表 5　厳しいしつけが子どもの学習時間に与える影響

1 日の平均学習時間	TE	TE	2SLS	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
厳しくしかるダミー	1.05***	1.05***	0.84**	0.92**
	[0.12]	[0.11]	[0.40]	[0.52]
操作変数				
苦しみ 0 ダミー	Yes.	Yes.	Yes.	Yes.
苦しみ 10-40 ダミー	Yes.	-	Yes.	-
苦しみ 60-90 ダミー	Yes.	-	Yes.	-
苦しみ 100 ダミー	Yes.	-	Yes.	-
対数擬似尤度	-538	-543	-	-
Wald 定統計量	76.73***	86.03***	-	-
[p 値]	[0.00]	[0.00]	-	-
Partial R squared	-	-	0.05	0.03
F 検定統計量	-	-	7.43***	25.35***
[p 値]	-	-	[0.00]	[0.00]
Hansen J 統計量	-	-	1.76	-
[p 値]	-	-	[0.62]	-

被説明変数は子どもの学習時間である。表には記載していないが、コントロール変数として、親の属性と子どもの属性、週何回塾・家庭教師に通うかのダミー、さらに、子どもの学年ダミーを加えて推定している。親の属性と子どもの属性は表 3 と同様の変数である。サンプルサイズは 374 である。カッコ内は不均一分散に対して頑健な標準誤差である。

表 6　厳しいしつけが子どもの学習時間に与える影響：OLS

１日の学習時間	(1)		(2)		(3)	
厳しくしかるダミー	-0.09	[0.08]	-0.06	[0.07]	-0.07	[0.08]
親の属性						
世帯所得第 2 分位ダミー	-		-		0.15	[0.13]
世帯所得第 3 分位ダミー	-		-		0.06	[0.10]
世帯所得第 4 分位ダミー	-		-		0.15	[0.11]
男性ダミー	-		-		0.02	[0.07]
生まれ年/100	-		-		-0.02	[0.76]
大卒ダミー	-		-		-0.10	[0.07]
世帯人数	-		-		0.05	[0.03]
子どもの数	-		-		-0.07	[0.06]
子どもの属性						
男性ダミー	-		-		0.06	[0.07]
長子ダミー	-		-		0.02	[0.08]
塾・家庭教師(基準は週 0 回)						
週 1 回	-		0.29	[0.13]**	0.27	[0.14]*
週 2 回	-		0.64	[0.14]***	0.65	[0.15]***
週 3 回	-		0.81	[0.19]***	0.80	[0.19]***
週 4 回以上	-		1.27	[0.24]***	1.28	[0.25]***
学年ダミー(基準は小学 1 年)						
小学 2 年	0.09	[0.09]	0.06	[0.09]	0.08	[0.10]
小学 3 年	0.11	[0.08]	0.07	[0.07]	0.07	[0.07]
小学 4 年	0.22	[0.10]**	0.22	[0.10]**	0.23	[0.10]**
小学 5 年	0.61	[0.15]***	0.43	[0.11]***	0.43	[0.12]***
小学 6 年	0.46	[0.15]***	0.30	[0.12]**	0.29	[0.14]**
中学 1 年	0.83	[0.15]***	0.67	[0.15]***	0.66	[0.16]***
中学 2 年	1.05	[0.13]***	0.69	[0.15]***	0.68	[0.16]***
中学 3 年	0.93	[0.17]***	0.48	[0.19]**	0.48	[0.21]**
定数項	0.64	[0.05]***	0.60	[0.05]***	0.85	[14.96]
調整済決定係数	0.21		0.34		0.33	

被説明変数は子どもの学習時間である。サンプルサイズは 374 である。カッコ内は不均一分散に対して頑健な標準誤差である。