

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第2回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：審査員賞】

中学受験の規定要因と親子の生活の質(QOL)に与える影響についての実証分析

王山 寧洋、西川 丈二郎、藤本 大統、向島 千尋

2021年3月15日

DP2020-010

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/6968/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
15 March, 2021

【第2回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：審査員賞】

中学受験の規定要因と親子の生活の質(QOL)に与える影響についての実証分析

王山 寧洋、西川 丈二郎、藤本 大統、向島 千尋

PDRC Keio DP2020-010

2021年3月15日

JEL Classification: C23; D10; I21

キーワード： 中学受験、規定要因、影響分析、QOL、少子化

【要旨】

近年、少子化にも関わらず中学受験者数は増加傾向にある。先行研究では、中学受験の規定要因として年収や学歴などの親の要因が明らかにされてきたが、制度的・社会経済的な変化の要因や性別・性格等の子ども自身の要因については未だ不明瞭な点が多い。これらの課題を検討するため本稿ではマクロとミクロの両視点から規定要因分析を行う。都道府県単位のマクロ的視点による分析からは、景気の良し悪しや不安定さが中学受験決定に影響を及ぼすことがわかった。家計単位のミクロ的視点による分析からは、母親が専業主婦であるといった親の要因に加え、子どもに対する親の裁量権が大きいと中学受験を選択しやすくなることがわかった。さらに本稿では中学受験の影響分析も行う。一般的に、親は国私立中学校の高い教育達成や充実した生活面に期待を寄せ、子どもに中学受験をさせる。従来の研究では、中学受験を経て独自のカリキュラムによる中高一貫教育を受けることで、学力向上に繋がることを示してきた。しかし生活面に与える影響についての実証研究は未だ少なく、親の期待に応えるような効果が本当にもたらされるのかどうかは明らかにされていない。そこで本稿では、生活の質(QOL)を指標とすることで、その効果を実証分析する。分析の結果、中学受験をした子どもはそうでない子どもに比べてQOLが高くなる傾向にあることが明らかになった。また、子どもの中学受験が両親のQOLに与える影響についても分析を行なった結果、父親には統計的に有意な影響は見られなかったものの母親のQOLを高めることがわかった。

王山 寧洋

慶應義塾大学 商学部

西川 丈二郎

慶應義塾大学 商学部

藤本 大統

慶應義塾大学 商学部

向島 千尋

慶應義塾大学 商学部

謝辞： 本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)の個票データを提供して頂いた。

中学受験の規定要因と親子の生活の質（QOL） に与える影響についての実証分析

1. はじめに

本稿では、中学受験の規定要因と親子の生活の質（QOL）に与える影響について実証分析を行う。一般に中学受験とは、私立中学校や国立中学校、公立中高一貫校などの入学に際して入学試験を受験することをいう。中学受験の受験者数は増減を繰り返してきた。森上研究所（2020）によると、一都三県における小学6年生の推定受験率は2001年時点では12.1%であったのに対し、2008年では14.8%まで増加した。片岡（2009）によると、この期間の増加傾向の背景には、ゆとり教育への危機感がある。2002年に文部科学省により施行された学習指導要領の下でいわゆる「ゆとり教育」¹が実施され、公立中学での学生の学力の低下が懸念されたため、独自で教育カリキュラムを作成する私立中学の人气が高まったと片岡（2009）は指摘している。その後、2009年から、推定受験率は6年連続の減少を見せ、2015年には12.2%へと下がった。この減少理由として、安田（2018）は、2008年のリーマンショックに伴う家庭の経済状況の悪化により、学費の高い私立中学への進学を選択しない傾向が強まったと指摘している。一方、2016年から推定受験者数は増加し、2020年には14.3%となった。この増加の背景には大学入試制度改革²があると指摘されている。大学入試制度改革は、文部科学大臣が2015年に決定した「高大接続改革実行プラン」に盛り込まれており、日本経済新聞（2019年11月29日朝刊）では「大学入試改革の議論が始まり、大学入試の先行きが不透明になったことで有名私大の附属中の人气が高まった」と報じられている。

¹ 間淵（2019）によると、「ゆとり」教育とは、2002年に導入され、2011年まで実施された学習指導要領による教育を指し、年間授業時数の削減や教育内容の精選が行われた。

² 水原（2019）によると、「大学入試制度改革」とは、2020年度の「大学入試共通テスト」に「思考力・判断力・表現力」を試す記述式問題を導入することを指し、文部科学省により、2017・2018年学習指導要領にまとめられた。

このような中学受験者数の増減の経緯を踏まえると、中学受験者数は教育方針や経済情勢などの様々な制度的・社会経済的な変化の影響を受けやすいと考えられる。しかし、具体的にそれらの制度的・社会経済的な変化が中学受験にどのような影響を与えるかという点については、必ずしもこれまでの研究では明らかにされているとはいえない。これまでの研究では、マクロ的視点から中学受験の規定要因を実証分析したものはほとんどなく、唯一、片岡（2009）が考察を述べているにすぎない。また、ミクロ的視点から中学受験の規定要因を分析した研究についても、田中ら（2009）や豊永（2019）など中学受験選択をする親の特徴を明らかにしているものは多くあるものの、実際に受験をする子ども本人や親子の関係の特徴について明らかにしたものは少ない。さらに、ミクロ的視点とマクロ的視点の両方から同時に分析を行った研究は筆者らが知る限り存在していない。中学受験が多くの要因の影響を受けやすい可能性を踏まえると、中学受験の規定要因を多面的に明らかにすることには一定の重要性があると考えられる。

一方、中学受験は受験する子どもやその親にどのような影響を与えるのだろうか。これまでの研究では、中学受験が子どもの学力・進学面に与える影響について数多く分析されてきた。しかし、中学受験の子どもや親の生活面に与える影響については先行研究が少なく、未だ明らかにされていない部分が多い。数少ない先行研究としては望月（2012）と森（2017）が挙げられるが、両研究とも中学受験の生活面への影響についての実証研究を軸に置いた研究とはいえない。こうしたことから、中学受験が親や子どもに与える影響については、学力・進学面だけでなく、親や子どもの生活面にも着眼して分析を行う必要があるといえる。

以上のことを踏まえて、本稿では中学受験の規定要因および中学受験が親子の生活の質（QOL）に与える影響について多面的に分析する。まず中学受験の規定要因については、ミクロとマクロの両視点から分析を行う。マクロ的視点での分析は、冒頭で述べた中学受験の推移やその背景、先行研究を踏まえ、景気や景気の不確実性、少子化、優良な教育サービスへのアクセスといった要因に注目し、これらの要因と中学受験者数の関係を都道府県単位のパネルデータを用いて推計を行う。

一方、ミクロ的視点での分析では、家計単位のパネルデータとして、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」及び「日本子どもパネル調査（JCPS）」を用いて中学受験の規定要因を検証する。先行研究では世帯収入や親の学歴、職業などが中学受験の規定要因として確認されてきたが、本稿ではそれらに加え5つの要因の可能性を考える。まず、2012年の『中学受験に関する調査』（ベネッセ総合研究所）では、中学受験の意思決定を行う主体について、「母親」が55.2%、「父親」が25.5%、次いで「子ども本人」が16.6%、という結果が出ている。このことから、本稿では中学受験の規定要因には親の子どもに対する影響力が関係すると想定し、「親が教育熱心であること」や「親の子どもに対する発言権が大きいこと」といった要因に注目する。また、本稿では、先行研究で扱われていない子ども本人の状態についても着目し、「子どもの成績が優秀であること」や「友だちと上手くいっていないこと」、「きょうだい数が少ないこと」といった要因も検証する。

次に、中学受験が親子の生活の質（QOL）に与える影響についても、家計単位のパネルデータとしてJHPS/KHPSを用いて実証分析を行う。この分析では、先行研究で十分に明らかにされていない中学受験がもたらす親子の生活面・環境面への効果に着目する。その際、本稿では影響を測る指標としてQOLを用いる。QOLは、世界保健機関（WHO）によると「個人が生活する文化や価値観の中で、生きることの

目標や期待、基準、関心に関連した自分自身の人生の状況に対する認識」と定義づけられている。敷島 (2012) によると、子どもの QOL は社会性の発達と適応感の程度を表すものといえるので、生活や環境の質を測る指標として適しているといえる。実際に行う分析では、子ども用の QOL 尺度である

「KINDL^R」を用いる。また、親の QOL に関しては 5 段階で測られた「健康状態」を用いる。

本稿の独自性としては以下の 3 つが挙げられる。まず、中学受験の規定要因をミクロ的視点とマクロ的視点の両方から行うという点である。これにより中学受験の規定要因をより多くの側面から明らかにすることが可能となる。具体的には、ミクロ的分析で多様な家庭・親・子どもの要因に注目するほか、マクロ的分析でより長期的な変化の要因に注目することができる。次に、JHPS/KHPS と JCPS の個票パネルデータを組み合わせて、親とその子どものそれぞれのパネルデータを用いる点である。中学受験は親の関与する部分が大きいため、中学受験の規定要因分析を行う際には親と子どものそれぞれの要因だけでなく、その関係性まで見る必要があると考えられる。そこで本稿では親と子どもの両方からの影響を同時に観察することで、中学受験をする親子の関係や影響力などを明らかにできる。そして最後に、進学後の QOL といった生活面に着目している点も挙げられる。中学受験が学力面だけでなく、先行研究で明らかにされていない生活面にも良い効果を及ぼすかについて検証することで、中学受験選択の影響を多面的に捉えることができる。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では中学受験に関する先行研究を紹介する。次に第 3 節では中学受験のマクロの規定要因、続いて第 4 節では中学受験のミクロの規定要因について分析する。次に第 5 節では中学受験が子どもの QOL に与える影響について分析し、第 6 節では親の QOL に与える影響について分析する。最後に第 7 節では結論と、今後の課題について述べる。

2. 先行研究

(1) 中学受験選択の規定要因分析

中学受験選択の規定要因に関してマクロ的視点から実証分析を行っている研究は存在しないが、考察を行っている研究として片岡 (2009) がある。片岡 (2009) は、首都圏の受験率が 1992 年から 2001 年には 13% 程度であったが 2002 年から上昇し 2008 年には 20.6% となった要因を「マクロな社会変動の影響とそこから派生する教育制度や教育システムの変化の影響」と述べている。マクロな社会変動としては新自由主義経済による格差の拡大、教育制度の変化としてはゆとり教育改革を例示し、それらが教育不安を招き中学受験選択を促す要因となったとしている。

続いて、ミクロ的視点から中学受験の規定要因を分析した研究を紹介する。樋田 (1993) は東京都 23 区内にある小学校 13 校の小学 6 年生の生徒及び母親へのアンケート調査を用いて、誰が私立中学校に進学するのかを分析した。その結果、親に中学受験を促す要因として、収入や両親の学歴といった「属性要因」と子どもの成績である「業績要因」、母親の教育にお金をかける意思や進学希望段階といった「親の意思」があると樋田 (1993) は言及している。また、高木 (1994) は長子が中学生以上である東京都在住の親を対象としたアンケート調査結果を用いて、子どもの国私立中学進学の規定要因をカイ二乗検定で分析し、

親の学歴が高く私立中学に進学していた場合、子どもも中学受験をする傾向が高まると指摘している。片岡（2009）は、関東8都県の満3歳から中学3年生の子どもを持つ世帯の親を対象とした質問紙調査によるデータを用いたロジスティック回帰分析によって、中学受験選択の規定要因における父親と母親の影響の大きさを比較した。その結果、父親に比べ母親の学歴がより強い規定要因になることや、母親が専業主婦であると子どもが中学受験をする傾向が高まることを片岡（2009）は明らかにしている。

全国レベルのデータを用いた研究として田中ほか（2009）と豊永（2019）がある。田中ほか（2009）は2005年と2007年に15歳以上の同じ男女を対象としたアンケート調査より作成したパネルデータを用いて、国私立中学校進学確率をプロビットモデルにて分析し、子どもが小学生時点での母親の就業は子どもの国私立中学受験に負の影響をもたらすことを明らかにした。この結果は、中学受験が親に時間的負担を強いることに起因すると考えられ、親が負う負担の例として田中ほか（2009）は、学習塾への送り迎えや学習状況のモニタリングといった家族のサポートを挙げている。一方、豊永（2019）は全国の公立小学校6年生の母親を無作為抽出し行った「中学校選択調査」を使用し、中学受験の個人レベルの規定要因についてロジスティック回帰分析を実施している。その結果、親の教育年数や職業による影響は見られなかったが、母親の教育年数や職業は大きく影響していることから、豊永（2019）は「中学受験選択は父親というよりも高学歴な母親の階層閉鎖戦略である」と結論付けている。また、豊永（2019）は子どもの出生順位の影響度合いの大きさにも言及しており、第三子以降と比較して、一人っ子や二人きょうだいの第一子、第二子、三人以上のきょうだいの第一子、第二子の方が中学受験を選択しやすいことを明らかにしている。さらに、海外でも私立学校選択の規定要因分析は行われており、その一つに Long et al. (1988) や Muller (1993) などがある。Long et al. (1988) は、アメリカ合衆国の小学校・中等学校に通う子どもを持つ親へのアンケート調査を用いてプロビット分析を行い、私立か公立かの学校選択が所得や人種・居住地域により規定されることを示している。加えて、Muller (1993) はヨーロッパ9カ国のデータより、各教育段階における生徒の社会階層分布の違いを研究し、大学受験よりも早い段階での受験選択において家庭背景の影響が大きくなることを明らかにしている。

以上の先行研究より、中学受験選択のマクロ的な規定要因は不明瞭な点が多いものの、ミクロ的な規定要因として親の収入や学歴など親の要因が挙げられると整理できる。また、父親よりも母親の影響が大きいことも繰り返し指摘されてきたといえる。一方で、制度的・社会経済的な変化の影響や、性別や交友関係といった子ども自身の要因の影響は、その可能性を示唆されながらも未だ実証分析が行われていないといえる。

(2) 中学受験が子どもの学力に与える影響

中学受験の影響については、教育達成度、すなわち、子どもの学力に与える影響を検証した先行研究がいくつかあり、それらの多くが国私立中学の進学が学歴を高めるといふ影響があることを示している。例えば、西丸（2008）は、関西圏の9大学の社会学系・神経学系に進学した大学1年生を対象とした調査を行い、大学進学に及ぼす国私立中学校進学の影響に着目した重回帰分析を行っている。その結果、国私立中学校へ進学すると公立中学校へ進学するよりも、より偏差値の高い高校や大学に進学する可能性が高いことを明らかにしている。この理由として西丸（2008）は、国私立中学では一般的に中高一貫教育が行わ

れているため、より効率的なカリキュラム編成や学級編成が行えることを挙げている。また、須藤（2013）は東京都の私立中高一貫校に通う高校 2 年生を対象とした調査で、中入生と高入生の学力の比較分析を行い、「中学受験の勉強が難関大学進学を促進する」と述べている。さらに、濱本（2019）は社会階層と社会移動全国調査（SSM データ）を用いて、国私立中学校の最終学歴への効果に対数線形モデルにて検証した。その結果、国私立中学出身者は大学に進学する傾向が強いことに加えて、より質の高い大学へ進学する傾向があることを明らかにしている。

(3) 中学受験が子どもの生活面に与える影響

中学受験が子どもの生活面に与える影響に注目すると、中学受験前、すなわち、受験勉強時の子どもの状態を検証した研究が存在する。例えば、藤井（1991）は、都内中学受験生を対象に中学受験の二ヶ月前に実施したアンケート調査を用いて因子分析を行い、中学受験が子どもの心身に与える影響を研究した。その結果、藤井（1991）は通塾回数や校外テスト経験回数が多いほど身体疲労を強く感じる傾向があることを明らかにし、その理由として、テスト経験回数が増えるとその失敗経験などからテストから逃避しようとする感情が生まれやすいことを挙げている。また、邵（2008）は小学 5・6 年生を対象に放課後の生活時間の実態や意識について調査を行ったデータを用いて、受験生の時間の使い方や意識の観点から受験勉強が子どもの精神面に与える影響について研究し、中学受験勉強は高校・大学受験よりも子どもの心身への影響が大きいと述べている。同様の研究は海外でもなされており、Shar-Fen et al.（1995）は台北の中学 1 年生の睡眠行動について分析を行った結果、中学入試を経験した子どもたちはその時期の睡眠パターンが不健康なものであったとしている。

一方、中学受験が進学後の子どもの状態に与える影響についての研究はあまり行われていない。数少ない研究である望月（2012）は大学 1～4 年生を対象としたインターネット調査の結果をもとに大学生の保護者依存傾向についての分析を最小二乗法にて行い、中学受験経験者はそうでない子どもに比べ保護者依存傾向が強いことを明らかにしている。望月（2012）は、中でも進路選択依存に関して顕著な有意差があることについて、中学受験では親が子どもの塾や志望校選びに強く関与するからであると述べている。また、森（2017）は中学 2 年生の学力や学習状況に関する調査データを使用して傾向スコア法を用いたロジスティック回帰分析を行い、国私立中学進学後に表れる効果として、生徒の進学期待と学業意識³への影響を研究した。分析の結果、国私立中学へ進学すると公立中学に進学した属性の似た生徒と比べ、進学期待が高まりやすい一方で、学力の高い子どもを中心に学業的な自己効力感は弱まりやすいことを明らかにした。この理由として森（2017）は、準拠集団の学力が高くなるために、周囲との比較から自己効力感が失われてしまう傾向があると述べている。

中学受験が子どもの生活面に与える影響に関する先行研究を整理すると、受験勉強時の子どもの心身や生活スタイルに悪影響を及ぼすことが明らかにされている一方で、進学後に与える影響についてはあまり研究が行われておらず、不明瞭な点も多くあるといえる。

³ 進学期待は「どの教育段階まで進みたいか」を示す。学業意識は学業上の自己効力感を指し、「自分がある状況において目標を達成する能力があるという確信」を示す。（森 2017）

3. 中学受験のマクロの規定要因分析

(1) 分析アプローチ

本節では中学受験の規定要因を都道府県単位のマクロ的視点から分析する。冒頭で述べた社会・経済情勢を踏まえ、4つの要因に着目し推計を行う。具体的には、景気・景気の不確実性・地域の公立高校のレベル・少子化要因を説明変数として用いる。それぞれの要因が中学受験に与える影響については以下のように想定される。まず、景気が良いと、収入が増え、子どもにかけられる費用も増えるため、中学受験は増加する。また、景気の先行きが不透明な時には、将来に対する不安感から中学受験は増加する。さらに、地域に進学実績の良い公立高校があると、中学受験は減少する。そして、少子化により児童数が減少すると、子ども一人当たりかけられる教育費が増え、中学受験は増加する。

具体的な推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ECONOMY_{it} + \alpha_2 ECONOMY_{it} \times SYUTOKEN_{it} + \alpha_3 EDUCATION_{it} + \alpha_4 SYOUSIKA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

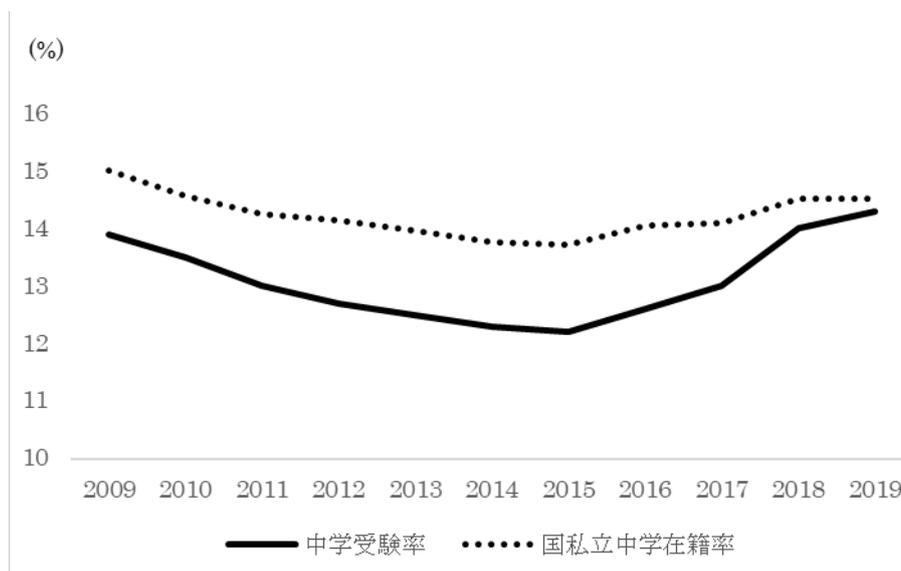
ここで、 i は47都道府県、 t は年を表す。 Y_{it} は中学1年生のうち国私立中学校に在籍している割合（以下、国私立中学在籍率）であり、中学受験者がどのくらい変化したのかを間接的に捉える変数である。説明変数のうち、 $ECONOMY_{it}$ は地域別の景気要因に関する変数ベクトルであり、具体的には、景気動向指数の水準と分散を用いる。景気の短期・長期的影響の双方の動きを捉えるため、景気動向指数の水準を用いて中学受験選択時点の景気の良し悪しを、また景気動向指数の分散を用いて景気の不確実性を測る。 $ECONOMY_{it} \times SYUTOKEN_{it}$ は景気要因の変数ベクトルと首都圏⁴の交差項である。中学受験人気が高くと予想される首都圏と景気要因が相乗的に、中学受験率の増加に影響を与えているかを捉えるために交差項を用いる。 $EDUCATION_{it}$ は教育要因についての変数ベクトルであり、具体的には国私立中学校数と有名公立高校の数を変数に用いる。 $SYOUSIKA_{it}$ は少子化要因であり、具体的には児童のいる世帯の平均を表す平均児童数を変数に用いる。なお、推計式における ε_{it} は誤差項であり、 α_0 は定数項、 $\alpha_1 \sim \alpha_4$ は変数ベクトルの係数を示す。

(2) 利用データ

推計には、中学受験率が2008年から2014年間で減少傾向、2015年から2019年間で増加傾向であったことを踏まえ、2009年から2019年の都道府県別パネルデータを用いる。被説明変数である国私立中学在籍率は、中学受験率の代理指標として用いる。国私立中学在籍率は『学校基本調査』（文部科学省）から入手した中学1年生の生徒数のうち国私立中学校に在籍している生徒の割合を算出した。図1は森上教育研究所が発表した2月1日の中学受験率と、国私立中学在籍率を比較したグラフである。全国レベルの中学受験者数の統計データは手に入らなかったが、図1のように増減推移が類似していることから、国私立中学在籍率は中学受験率の代替指標として適切であるといえる。

⁴ 東京都、千葉県、神奈川県、埼玉県の一都三県を示す。

図1 一都三県における中学受験率と国私立中学在籍率の推移



出所：中学受験率-「入試状況はどう変化したかー私立中学受験状況」(森上教育研究所)

国私立在籍率-「学校基本調査」(文部科学省)を元に筆者作成

説明変数として含めた平均児童数は『国民生活基礎調査』(厚生労働省)⁵から入手し、児童のいる世帯の平均児童数を利用する。国私立学校数は『学校基本調査』(文部科学省)から入手した。景気動向指数は『景気動向調査』(帝国データバンク)の地域別の景気DIを用いる。景気DIには都道府県別のものもあるが、2006~2008年は都道府県別データが手に入らなかったため、地域別⁶のデータを用いた。また、被説明変数で用いる中学1年生の国私立中学校の在籍率との時点を揃えるため、在籍者が中学受験の選択を決めると考えられる小学4年生から小学6年生時点⁷での景気として、景気動向指数は1年前、2年前、3年前のデータを取り、それぞれ別々に説明変数に用いる。また、景気の不確実性の指標として、過去3年間の景気動向指数の分散を算出して使用した。景気動向指数の分散が大きいほど、景気の変動が大きく、先行きが不透明であると解釈する。有名公立高校の数としては、『東大京大合格状況』(進学校データ名鑑)より入手した東大京大合格者数上位5校に占める公立高校の数をを用いる。分析においては有名公立高校数が4以上の時に1をとるダミー変数を使用した。有名公立高校数の全国平均が3.5校であったため、平均以上5以下の整数である4校を基準とした。

基本統計量は表1の通りである。国私立中学在籍率に着目すると、国私立中学校に在籍する中学1年生の割合は全国平均で約6.1%であるほか、最小値1に対し最大値が28であることから年度・都道府県によって在籍率の差が大きいといえる。また、国私立中学校数をみると、標準偏差が他の変数と比べて大きく

⁵ 調査が3年置きのため、データがない年は線形補完を行い、予測値を算出した。

⁶ 北海道・東北・北関東・南関東・北陸・東海・近畿・中国・四国・九州の10地域を使用した。

⁷ 「中学校選択に関する調査報告書」(ベネッセ教育研究開発センター)によれば、中学受験を決めた時期として小4~小6と答えた人は80.9%である。

なっており、在籍率同様、年度・都道府県によって国私立中学校数にばらつきがあることがわかる。このほか、平均児童数の標準偏差は小さくなっており、年度や地域による違いは小さいといえる。

表 1 基本統計量

変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
国私立中学在籍率(%)	517	6.14	4.64	1	28
説明変数					
国私立中学校数	517	17.92	29.68	1	194
有名公立高校ダミー	517	0.49	0.50	0	1
平均児童数	517	1.74	0.06	1.6	1.9
景気動向指数(1年前)	517	38.29	9.28	13	66
景気動向指数(2年前)	517	37.80	8.83	13	63
景気動向指数(3年前)	517	37.78	8.84	13	58
景気動向指数の分散	517	24.03	33.64	0	224
首都圏ダミー	517	0.09	0.28	0	1

(3) 推計結果

推計結果は表 2 の通りである。表 2 では、被説明変数に国私立中学在籍率を、説明変数に景気・教育・少子化要因を用いて推計を行った。(1)列では景気動向指数に 1 年前のもの、(2)列では 2 年前のもの、(3)列では 3 年前のものを用いている。なお、いずれの推計でもハウスマン検定によって、変量効果モデルが採択された。

まず、国私立中学校数に着目すると、(1)～(3)列の全てにおいて統計的に正に有意であり、推計された係数からは、国私立学校が 1 校多いと中学受験率の代理変数である国私立中学在籍率が約 0.13%高いことが読み取れる。これは、近くに国私立中学校が多いと、進学先としての選択肢が増えるからと推測される。

次に、有名公立高校ダミーをみると、(1)列では 5%水準で、(2)、(3)列では 1%水準で正に有意である。推計された係数からは、有名公立高校が 4 校以上ある都道府県は、4 校未満の県に比べ、中学受験率が約 0.13～0.15%増加することが読み取れる。これは、進学実績の良い公立高校が地域に多くあることで、高校受験の際に競争が激しくなることを親が見越し、早いうちから中学受験を選択するからではないかと考えられる。また、昨今は公立の中高一貫校⁸が増加しており、有名公立高校の中でも中高一貫型の教育を行っている公立中高一貫校を目指して受験し、不合格となった結果、併願先の私立中学に入学した可能性もあると考えられる。

平均児童数に着目すると、(1)～(3)列とも統計的に有意な係数は得られておらず、子どもの数は中学受験率に影響を与えるとは限らないことがわかる。

景気動向指数に着目すると、(1)～(3)列全てにおいて統計的に正に有意である。(1)列からは、小 6 時点で

⁸ 有名公立高校のデータ内には中高一貫型の教育を行っている高校も含まれる。

の景気動向指数が1標準偏差に相当する9pt高くなるような景気回復期には、中学受験率が約0.117%増加すること、同様に(2)列からは小5時点の景気が良くなると受験率が約0.081%増加すること、(3)列からは小4時点の景気が良くなると受験率が約0.063%増加することがわかる。表中の係数の大きさを比べると、(1)列が0.013と最も大きくなっており、受験に近い時期ほど景気の良し悪しが中学受験選択に影響するといえる。また、首都圏における中学受験率の推移を明確化するために作成した景気動向指数と首都圏ダミーの交差項をみると、(1)列のみ統計的に負に有意である。景気動向指数(1年前)の係数と交差項の係数の合計が0であるという帰無仮説についてt検定を行った結果、p値が0.146となり帰無仮説は棄却されなかった。このことから受験に近い時期において、首都圏では、景気の良し悪しは中学受験率に影響を与えないと解釈できる。(2)~(3)列からは交差項が統計的に有意でなかったことから、首都圏とそれ以外の地域に違いはなく、景気が良くなると中学受験率が増加するということがわかった。

景気動向指数の分散に着目すると、(1)~(3)列の全てにおいて統計的に負に有意であるため、景気の先行きが不透明であると、中学受験率が減少することが読み取れる。景気動向指数の分散と首都圏ダミーの交差項をみると、(1)~(3)列の全てにおいて統計的に正に有意である。景気動向指数の分散の係数と交差項の係数の合計が0であるという帰無仮説についてt検定を行った結果、p値が全て0となり統計的に正に有意な結果が得られた。このことから、首都圏以外の地域では景気が不安定だと受験率は減少するが、首都圏では逆に受験率が増加することがわかる。このことから、首都圏では将来が不確実な時ほど、子どもの将来を考えて受験させる親が多いと解釈できる。

以上の推計結果をまとめると、本節の冒頭で述べた4つの要因のうち、景気については、景気動向指数(1~3年前)が正に有意であったことから、景気が良くなると中学受験率が増加するという予想通りの結果が得られた。また、景気動向指数(1年前)と交差項の係数の合計をt検定した結果、統計的に有意でなかったことから、受験に近い時期では首都圏において景気の良し悪しが中学受験率に影響を与えないということもわかった。景気の不確実性については、景気動向指数の分散が負に有意、景気動向指数の分散と交差項の係数の合計をt検定した結果、正に有意であったことから、先行きが不透明であると中学受験率が減少するものの、首都圏では反対に受験率が増加することもわかった。地域の公立高校のレベルについては、有名公立高校ダミーが正に有意であったことから、進学実績の良い公立高校があるほど、中学受験率が増加するという結果が得られた。少子化要因については、平均児童数が統計的に有意でなかったため、本稿では確認できなかった。

表2 中学受験のマクロの規定要因分析(変量効果モデル)

変数	国私立中学在籍率(%)		
	(1)	(2)	(3)
国私立中学校数	0.126*** (0.015)	0.126*** (0.015)	0.127*** (0.015)
有名公立高校ダミー	0.131** (0.052)	0.139*** (0.053)	0.149*** (0.054)
平均児童数	-0.298 (0.601)	-0.243 (0.620)	-0.263 (0.624)
首都圏ダミー	-0.796 (1.848)	-1.361 (1.851)	-1.916 (1.848)
景気動向指数 (1年前)	0.013*** (0.002)		
景気動向指数 (1年前) × 首都圏ダミー	-0.03*** (0.007)		
景気動向指数 (2年前)		0.009*** (0.002)	
景気動向指数 (2年前) × 首都圏ダミー		-0.010 (0.007)	
景気動向指数 (3年前)			0.007*** (0.002)
景気動向指数 (3年前) × 首都圏ダミー			0.004 (0.007)
景気動向指数の分散	-0.001** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
景気動向指数の分散 × 首都圏ダミー	0.010*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.002)
定数項	3.987*** (1.167)	4.062*** (1.199)	4.170*** (1.205)
標本数	517	517	517
id数	47	47	47

備考: (1) 括弧内は標準誤差を示す。

(2) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

4. 中学受験のミクロの規定要因分析

(1) 分析アプローチ

本節では、家計単位でのミクロ的視点から、親の教育熱心さ、親の厳しさ、きょうだい数、友だちとの関係、成績の5つの要因に着目して中学受験の規定要因を分析する。それぞれの要因が中学受験の選択に与

える影響については以下のように想定される。すなわち、親が学校行事に参加するほど教育熱心である
と、子どもに中学受験を選択させるほか、厳しい親を持つ子どもは親の考えに同調して中学受験を選択す
る。さらに、きょうだい数が少ないほど親は子ども 1 人あたりにかけられる時間が長くなり、中学受験の
サポートをしやすいため中学受験を選択させる。また、友だちと上手くいっていないほど子どもは環境を
変えたいと思い、中学受験を選択する。加えて、子どもの成績が優秀であるほど、中学受験が成功しやす
いために中学受験を選択する。

推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 PARENT_{it} + \beta_2 CHILD_{it} + \beta_3 STRICT_{it} \times PARENT_{it} + \beta_4 STRICT_{it} \times CHILD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、 i は調査に協力した家庭、 t は調査年を表す。 Y_{it} は中学受験の有無を表すダミー変数である。
 $PARENT_{it}$ は親の属性を示す変数ベクトルであり、具体的には、1ヶ月にかける子どもの習い事の費用、母
親が専業主婦であると1をとる専業主婦ダミー、親がほとんど全ての学校行事に参加するならば1をとる
学校行事参加ダミー、親の裁量権が大きい場合に1をとる厳しい親ダミー⁹を用いる。一方、 $CHILD_{it}$ は子
どもの属性を示す変数ベクトルであり、具体的には、男児ならば1をとる男児ダミー、きょうだい数、友
だちと上手くいっていないならば1をとる不仲ダミーを使用する。子どもの学力として、国語の偏差値と
算数の偏差値を用いる。また、 $STRICT_{it} \times PARENT_{it}$ は、厳しい親ダミーと親の属性を示す変数ベクトル
の交差項である。厳しい親ダミーが他の親の属性を表す変数ベクトルと相互に影響し合いながら、中学受
験を選択するか否かに影響を及ぼすかを捉えるために交差項を用いる。 $STRICT_{it} \times CHILD_{it}$ は、厳しい親
ダミーと子どもの属性を示す変数ベクトルの交差項である。厳しい親ダミーが子どもの属性を示す変数ベ
クトルと相互に影響し合いながら、中学受験を選択するか否かに影響を与えるかを捉えるために交差項を
用いる。なお、推計式における ε_{it} は誤差項であり、 β_0 は定数項、 $\beta_1 \sim \beta_4$ は係数ベクトルを示す。推計に関
しては、中学受験前と後の影響を捉えるため、受験前を12歳以下、受験後を13歳以上とし、サンプルを
子どもの年齢で分けた推計も行う。

(2) 利用データ

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」及び「日本子
どもパネル調査 (JCPS)」(以下、JCPS)を用いる。KHPSは「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」(以
下、KHPS)を指し、全国約4,000世帯、7,000人を対象に2004年から実施された調査である。JHPSは
「日本家計パネル調査 (JHPS)」(以下、JHPS)を指し、全国4,000人の男女を対象に2009年から実施
された調査である。2014年にKHPSとJHPSが結合され、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」(以下、
JHPS/KHPS)と名称が変更された。KHPSでは20歳～69歳の男女、JHPSでは20歳以上の男女をサン
プルとしており、サンプル抽出の母集団は重なっているが、調査回答者の重複はない。

⁹ 厳しい親ダミーとは、JCPSの子ども票の質問項目の「親にやりたいことをさせてもらえるか」という質問に対し
て、「いつもさせてもらえなかった」または「たいていさせてもらえなかった」に当てはまるならば1をとるダミ
ー変数である。

JCPS は、家庭での子育て状況や子ども自身の学びの様子についての調査である。2010 年から実施され、JHPS/KHPS の対象者のうち、小中学生の子どもがいる保護者とその子どもを対象としている。調査票は、子ども票と親票の 2 種類から成り立っており、前者は子どもが回答する、国語、算数等の基礎学力テスト及び、学校と学びや生活に関するアンケートである。後者は保護者が回答する、教育環境や子育て、子どもの行動に関するアンケートである。

被説明変数として用いる中学受験ダミーは、JCPS の親票の質問項目への回答をもとに、小学生は中学受験の予定がある場合に 1 をとり、中学生は中学受験の経験がある場合に 1 をとるダミー変数とする。具体的には、小学生は中学受験をこれから経験するため、「中学校を受験される予定はありますか」という質問項目、中学生については「中学校を受験されたことはありますか」という質問項目を用いる。教育費に関しては、JCPS の親票の質問項目から、1 ヶ月にかかる子どもの習い事の費用の合計金額を利用する。学校行事参加ダミーに関しても同じく JCPS の親票の質問項目をもとに、「学校行事や PTA に、どの程度参加されていましたか」という質問項目に対する回答のうち、「1:ほとんどすべて参加していた」「2:最低限必要なときだけ参加していた」の場合に 1、「3:あまり参加していなかった」の場合に 0 とするダミー変数を用いる。厳しい親ダミーに関しては、JCPS の子ども票の「わたしは親にやりたいことをさせてもらえなかった」という質問項目に対する回答のうち、「4:たいてい」「5:いつも」を 1、「1:ぜんぜんない」「2:ほとんどない」「3:ときどき」を 0 とする。不仲ダミーの作成には JCPS の子ども票の「あなたと友だちとのようすを聞かせてください」という質問項目における「わたしはわたしの友だちと仲良くしていた」に対する回答のうち「1:ぜんぜんない」「2:ほとんどない」を 1、「3:ときどき」「4:たいてい」「5:いつも」を 0 とする。成績については、JCPS の子ども票に収録されている小中学生の基礎学力テストから、国語と算数のスコアから偏差値を算出して用いる。算数の問題は、計算問題、及び数や図形操作に関する文章問題から、国語の問題は語彙と漢字の問題から構成されており、1 問の配点を原則的に 1 とし、それらの合計を標準化した値を偏差値とした（敷島ほか 2016）。

基本統計量は表 3 の通りである。まず、全年齢対象の場合に注目する。被説明変数である中学受験ダミーについては平均値が 0.14 となっていることから、サンプル全体の約 14%が中学受験を選択したことが読み取れる。続いて、重要な説明変数に着目する。学校行事参加ダミーについては、平均値が 0.5 を超えていることから、半数以上の親がほとんど全ての学校行事に参加していることがわかる。また、厳しい親ダミーの平均値に着目すると 0.09 であることから、子どもにやりたいことをやらせない親は全体の 1 割にも満たないといえる。きょうだい数については、平均値が 1.37 であることから本サンプルにおける 1 世帯の子どもの数は平均で 2.37 人であることが読み取れる。さらに、不仲ダミーの平均値は 0.18 であり、約 2 割の子どもが友だちとうまくいっていないとわかる。遠藤ほか（2017）は、2014 年の調査¹⁰で友だちへの接触拒否感を持つ子どもは 19.6%いることを明らかにしており、先行研究と整合性のあるデータといえる。

次に、12 歳以下と 13 歳以上の基本統計量についてみてみると、教育費は 12 歳以下の子どもよりも 13 歳以上の子どものほうが約 1 万 2 千円高いことがわかる。また、専業主婦ダミーと学校行事ダミーの平均値はそれぞれ約 0.1 減少したことから、子どもが中学校に進学すると親が育児のために費やす時間が減少すると推察される。さらに、厳しい親ダミーの平均値は 0.06 上昇し、不仲ダミーの平均値は 0.05 減少し

¹⁰ 全国の小学 5 年、中学 2 年、高校 2 年の子どもを対象に行った質問紙調査である。（遠藤ほか 2017）

ていることから、13歳以上の子どもは12歳以下の子どもに比べ、親に対して「やりたいことをやらせてもらえない」という不満を抱えやすい一方、友人関係は良好な傾向があるといえる。

表3 基本統計量

変数名	全年齢		12歳以下		13歳以上	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
被説明変数						
中学受験ダミー	0.14	0.35	0.12	0.32	0.17	0.38
説明変数						
教育費(万円)	2.28	2.72	1.77	2.06	2.95	3.28
専業主婦ダミー	0.33	0.47	0.37	0.48	0.27	0.44
学校行事参加ダミー	0.51	0.50	0.56	0.50	0.44	0.50
厳しい親ダミー	0.09	0.29	0.07	0.25	0.13	0.34
男児ダミー	0.51	0.50	0.52	0.50	0.50	0.50
きょうだい数	1.37	0.82	1.37	0.84	1.37	0.79
不仲ダミー	0.18	0.38	0.20	0.40	0.15	0.35
国語の偏差値	50.60	9.37	50.45	9.46	50.81	9.24
算数の偏差値	50.50	9.36	50.46	9.10	50.55	9.71

備考：標本数は全年齢で2320、12歳以下で1328、13歳以上で992である。

(3) 推計結果

推計結果は表4の通りである。(1)~(3)列は全年齢(7~16歳)の子どもを対象にしており、(4)~(6)列は12歳以下の子どもを対象、(7)~(9)列は13歳以上の子どもを対象としている。また、(1)列、(4)列、(7)列では交差項を用いずに、(2)列、(5)列、(8)列では厳しい親ダミーとその他の親の属性を示す変数ベクトルの交差項を、(3)列、(6)列、(9)列では厳しい親ダミーと子どもの属性を示す変数ベクトルの交差項を用いて推計した結果を示している。

まず、(1)列をみると、教育費、専業主婦ダミー、学校行事参加ダミー、厳しい親ダミー、男児ダミー、国語の偏差値、算数の偏差値が統計的に正に有意であることがわかる。一方、きょうだい数は統計的に負に有意であることが確認できる。限界効果に着目すると、教育費が1万円増えると中学受験する確率が約1.3%上がることが、また、母親が専業主婦であると中学受験する確率が約2.4%上がることが読み取れる。これらの結果から、子どもの習い事の費用を多く支出する家庭は中学受験をさせる金銭的余裕があることや、母親が専業主婦であると子どもの面倒をみる時間も増えて受験勉強を十分に応援することができると解釈できる。

学校行事参加ダミーについては、親がほとんど全ての学校行事に参加する場合、子どもが中学受験をす

る確率が約 2.2%上がることを示唆される。厳しい親を持つ子ども、つまり、親にやりたいことをやらせてもらえない子どもに関しては、中学受験する確率が約 3.2%上がるという結果になっており、家庭内で親の裁量権が大きいと子どもは親の考えに同調して中学受験を選択すると解釈できる。さらに、国語、算数の偏差値が 1 上昇すると、中学受験をする確率がそれぞれ約 0.3%、約 0.4%上がるといえる。これは、子どもの学力が高いと親はより子どもに期待をするようになり、難易度の高い国私立中学に通わせようと考えるためだと考察できる。

次に、(2)列の交差項に着目すると、いずれも統計的に有意な結果が得られなかった。このことから、親の厳しさ、つまり、子どもにやりたいことをやらせるか否かは、教育費、専業主婦ダミー、学校行事参加ダミーと相互に影響し合いながら中学受験ダミーに影響を与えているとはいえないことがわかる。一方、(3)列の交差項に着目すると、厳しい親ダミーと男児ダミーの交差項が統計的に正に有意であると確認できる。係数の大きさを踏まえると、親が厳しい家庭の男児は、親が厳しくない家庭の女児と比較して中学受験をする確率が約 9.0%上がることになり、子どもにやりたいことをやらせない親は、子どもが男児であれば中学受験をさせるほど教育に前向きで、その熱も強いと解釈できる。

(4)列について、(1)列と比較すると厳しい親ダミーの係数が大きくなっている事がわかる。つまり、子どもが受験前である 12 歳以下の場合、全年齢を対象とした時よりも親の厳しさが中学受験ダミーに強く影響を与えているといえる。

(5)列では、全年齢を対象とした時には統計的に有意な結果が得られなかった厳しい親ダミーと教育費の交差項が統計的に負に有意であった。限界効果から、教育費が 1 万円増えると、親が厳しい家庭の子どもはそうでない家庭の子どもと比較して、中学受験をする確率が約 3.3%上がると解釈できる。

(6)列では、全年齢を対象とした(3)列とは異なり、厳しい親ダミーときょうだい数の交差項が統計的に負に有意な結果を得られた。限界効果より、きょうだい数が 1 人増えると、親が厳しい家庭の子どもはそうでない家庭の子どもと比較して、中学受験をする確率が約 8.1%下がるといえる。

(7)列をみると、(1)列では統計的に有意な結果が得られた専業主婦ダミー、学校行事参加ダミー、厳しい親ダミーにおいて、統計的に有意な結果が得られなかったことが確認できる。したがって、13 歳以上の中学受験後の子どもを対象にした場合は、これらの要因は中学受験に影響を与えないことが示された。

(8)列について、(2)列で統計的に有意な結果が得られなかった不仲ダミーが統計的に負に有意であることが読み取れる。限界効果に着目すると、中学受験後の 13 歳以上の子どもについて、友だちと上手いっていると中学受験をする確率が約 4.3%上がると解釈できる。また、(9)列に関して、(3)列で統計的に有意な結果が得られた専業主婦ダミー、厳しい親ダミーと男児ダミーの交差項で有意な結果が得られず、中学受験後である 13 歳以上の子どもにおいて、それぞれの要因が中学受験に影響を与えないことがわかった。

以上の推計結果をまとめると、本節冒頭で述べた 5 つの要因のうち、親の教育熱心さについては、学校行事参加ダミーが全年齢の子どもを対象とした場合で統計的に正に有意であったため、中学受験の規定要因と考えられる。また、親の厳しさについては、12 歳以下の中学受験前の子どもについて、中学受験を選択させる要因になっていることがわかった。きょうだい数に関しては、12 歳以下の受験前の子どもで、かつ、厳しい親を持つ場合にのみ中学受験に負の影響を与えることが示された。友だち関係について

は、13歳以上の受験後の子どもにおいて友だちと上手くいっているほど中学受験を選択することが明らかとなった。最後に成績について、国語の偏差値、算数の偏差値がいずれの推計でも統計的に正に有意であったことから、成績の優秀さが中学受験の規定要因であることが判明した。

表4 中学受験のミクロの規定要因分析（変量効果プロビットモデル）

変数名	中学受験ダミー								
	全年齢			12歳以下			13歳以上		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
教育費(万円)	0.013*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.016*** (0.004)	0.017*** (0.002)	0.018*** (0.002)
専業主婦ダミー	0.024* (0.014)	0.026* (0.015)	0.025* (0.014)	0.030* (0.018)	0.030* (0.018)	0.029* (0.018)	0.019 (0.018)	0.022 (0.019)	0.019 (0.018)
学校行事参加ダミー	0.022* (0.013)	0.015 (0.013)	0.020 (0.013)	0.022 (0.017)	0.019 (0.018)	0.018 (0.017)	-0.001 (0.015)	-0.005 (0.016)	-0.002 (0.015)
厳しい親ダミー	0.032* (0.020)	-0.027 (0.042)	0.005 (0.048)	0.070** (0.029)	-0.023 (0.062)	0.070 (0.081)	-0.005 (0.026)	-0.036 (0.045)	-0.062 (0.056)
男児ダミー	0.027* (0.015)	0.026* (0.015)	0.019 (0.015)	0.021 (0.019)	0.022 (0.018)	0.014 (0.019)	0.038** (0.018)	0.039** (0.017)	0.036** (0.018)
きょうだい数	-0.014 (0.010)	-0.014 (0.009)	-0.012 (0.010)	-0.014 (0.012)	-0.013 (0.012)	-0.009 (0.012)	-0.007 (0.015)	-0.009 (0.014)	-0.012 (0.015)
不仲ダミー	-0.015 (0.016)	-0.013 (0.016)	-0.008 (0.017)	0.004 (0.019)	0.006 (0.019)	0.009 (0.020)	-0.040 (0.025)	-0.043* (0.026)	-0.043 (0.028)
国語の偏差値	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
算数の偏差値	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
厳しい親ダミー×教育費(万円)		0.013 (0.009)			0.033** (0.016)			0.007 (0.006)	
厳しい親ダミー×専業主婦ダミー		-0.025 (0.043)			0.002 (0.064)			-0.025 (0.049)	
厳しい親ダミー×学校行事参加ダミー		0.064 (0.041)			0.031 (0.062)			0.028 (0.047)	
厳しい親ダミー×男児ダミー			0.090** (0.045)			0.154* (0.087)			0.038 (0.050)
厳しい親ダミー×きょうだい数			-0.018 (0.026)			-0.081* (0.044)			0.026 (0.032)
厳しい親ダミー×不仲ダミー			-0.066 (0.057)			-0.108 (0.112)			0.001 (0.068)
標本数	2,320	2,320	2,320	1,328	1,328	1,328	992	992	992
JCPSID数	1,515	1,515	1,515	959	959	959	760	760	760

備考：(1) 数値は限界効果を示し、括弧内は標準誤差を示す。

(2) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

5. 中学受験が子どものQOLに与える影響分析

(1) 分析アプローチ

本節では中学受験が子どもの QOL に与える影響について以下の式を推計する。

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Jyukent_{it} + \gamma_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、 i は調査対象の子ども、 t は調査年を示す。 Y_{it} は子どもの QOL の点数を表す。説明変数のうち $Jyukent_{it}$ は中学受験ダミーである。 X_{it} はコントロール変数であり、通学時間、部活ダミー、おこづかいといった子どもの属性と、教育費、世帯所得、専業主婦ダミーといった親の属性を用いる。推計に際しては、教育費と世帯所得との間に多重共線性が確認されたため¹¹、この 2 つの変数を別々に用いた推計を行う。また、本節においても中学受験前と後の影響を捉えるため、前節と同様に、受験前を 12 歳以下、受験後 13 歳以上とし、サンプルを子どもの年齢で分けた推計も行う。なお、推計式における ε_{it} は誤差項であり、 γ_0 は定数項、 γ_1 、 γ_2 は各変数の係数を示す。

(2) 使用データ

推計には、前節と同様に、2010～2014 年の JHPS/KHPS と JCPS を結合したパネルデータを用いる。被説明変数に用いる子どもの QOL については、JCPS の子ども票の QOL への質問を用いた。これは子ども用 QOL 尺度「KINDLR」¹²をもとに作られた質問項目であり、総合得点を 100 点満点で換算し、この得点が高いほど QOL が高いと解釈できる。その他の説明変数として、学校までの片道通学時間、学校でのクラブ活動を週 1 回以上行っている場合に 1 をとる部活ダミー変数、1 か月のおこづかいの平均額を JCPS の親票からとったほか、世帯所得を JHPS/KHPS からとった。

基本統計量は表 5 の通りである。標本数は全年齢で 1717 と前節の推計よりも減っているが、これは被説明変数である子どもの QOL の標本数が 2011 年からしか調査されていないためである。全年齢を対象にした子どもの QOL に着目すると、平均値が 68.49 である。これは敷島ほか (2012) が発表する小 3～中 3 までの QOL の平均値 68.31 と概ね一致する値である。12 歳以下と 13 歳以上の子どもの QOL に着目すると、13 歳以上よりも 12 歳以下の方が平均値が大きい。年齢が上がると QOL が下がる傾向があることは柴田ほか (2008) の研究結果とも整合的といえる。また、おこづかいをみると、12 歳以下より 13 歳以上の平均値が高くなっている。ここから、年齢が高くなるにつれて親が与えるおこづかいが増えるという傾向が読み取れる。

さらに子どもの QOL について受験の有無による違いがみられるかを確認するため、図 2 に年齢別の平均値を示している。図 2 をみると、全年齢、12 歳以下、13 歳以上の全てにおいて、「中学受験あり」の子どもの方が QOL の平均値が高くなっていることがわかる。このことから、子どもの QOL は中学受験をした子どもの方が僅かに高い傾向があることが読み取れる。また、受験有無による QOL 平均値の差に

¹¹ 教育費と世帯所得の相関係数は 0.118、p 値は 0.0001 であった。

¹² KINDLR とは、ドイツの Bullinger ら (1994) が開発し Ravens-Sieberer ら (2006) が改変した子ども用の QOL 尺度のことである。「健康」「情動的 well-being」「自尊感情」「家族」「友だち」「学校」の 6 領域をそれぞれ 4 項目で測定したリッカート式心理尺度で、それらの総合得点を QOL 得点とすることで、子どもの QOL を多角的に捉えることができる。(敷島ほか 2012)

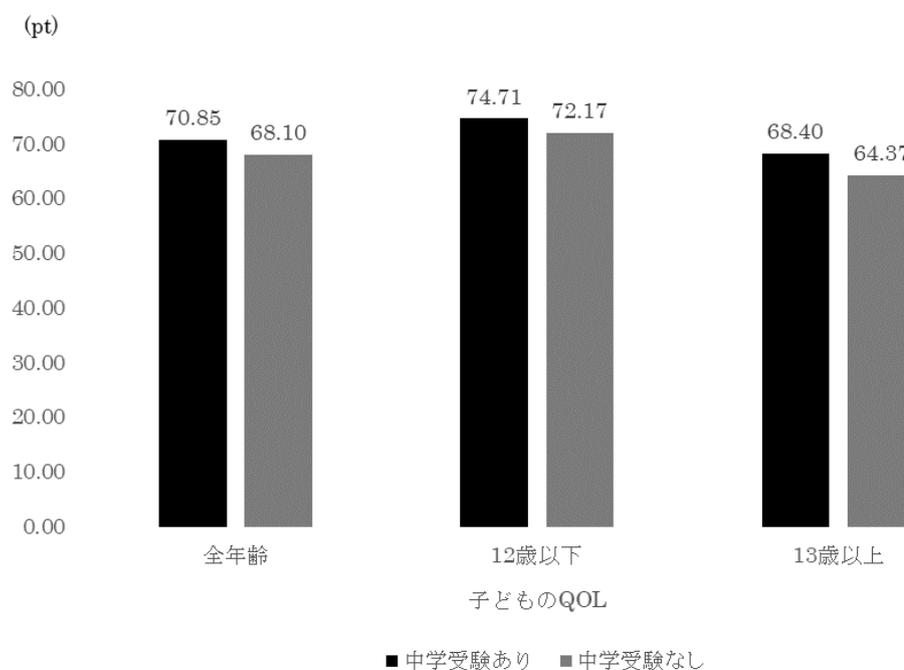
着目すると、13歳以上のときに平均値の差が4.03と最も大きくなっている。

表5 基本統計量

変数名	全年齢		12歳以下		13歳以上	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
被説明変数						
子どものQOL	68.49	14.06	72.49	13.26	64.98	13.81
説明変数						
中学受験ダミー	0.15	0.35	0.12	0.32	0.16	0.37
男児ダミー	0.51	0.50	0.52	0.50	0.50	0.50
子どもの年齢	12.74	2.00	10.90	0.95	14.36	1.06
通学時間	15.65	9.91	14.29	9.23	16.85	10.39
部活ダミー	0.55	0.50	0.44	0.50	0.66	0.48
おこづかい(千円)	1.18	1.86	0.63	0.96	1.67	2.27
教育費(万円)	2.44	2.84	1.90	2.02	2.91	3.33
世帯所得(万円)	532.15	255.97	503.15	234.47	557.56	271.01
専業主婦ダミー	0.30	0.46	0.34	0.47	0.26	0.44

備考：標本数は全年齢で1717、12歳以下で802、13歳以上で915である。

図2 子どものQOLの平均値(年齢別)



出所：筆者作成

(3) 推計結果

推計結果は表 6 の通りであり、(1)～(2)列は全年齢対象、(3)～(4)列は年齢を 12 歳以下、(5)～(6)列は年齢を 13 歳以上としている。いずれの推計でもハウスマン検定によって、変量効果モデルが採択された。

まず、(1)～(2)列の中学受験ダミーに着目すると統計的に正に有意である。このことから、中学受験をした子どもはそうではない子どもより QOL が、(1)列では約 2.5pt、(2)列では約 2.1pt 上がることがわかる。ただし、年齢の違いに注目すると、中学受験ダミーは(5)～(6)列の中学受験後では統計的に正に有意であるのに対して、(3)～(4)列の中学受験前では統計的に有意でないことがわかる。このことから、受験有無が子どもの QOL に差をもたらすのは、中学受験後だということがわかる。多くの子どもが公立小学校¹³⁾に通う中学受験前の時点では、教育環境の差は少なく、QOL への差は生まれなかったのに対し、中学受験後は、進学先中学によって教育・生活環境の違いが生まれ、QOL にも差が出たと推測できる。

コントロール変数に着目すると、通学時間が、12 歳以下の(3)列では統計的に負に有意であるが、13 歳以上の(5)列では有意となっていない。このことから、子どもの通学時間が 1 分増えると QOL が約 0.1pt 下がることがわかり、年齢が低いほどその影響が現れやすいと考えられる。これは通学時間が長くなることにより子どもが自由に使える時間が減少するからではないかと考えられる。また、部活ダミーが 13 歳以上の(5)～(6)列では統計的に負に有意であるが、12 歳以下の(3)～(4)列では有意となっていない。このことから部活をしている子はしていない子より QOL が下がることがわかり、部活動が本格的に始まる中学世代の年齢ほどその影響が現れやすいと考えられる。これは、部活による拘束時間が長くなることで子どもが自由に使える時間が減少することに起因しているのではないかと考えられる。おこづかいをみると、全年齢の(1)列と 13 歳以上の(5)列で統計的に負に有意である。一方で 12 歳以下の(3)列では有意となっていない。このことから、もらうおこづかいの額が大きいほど QOL が下がることがわかり、年齢が高いほどその影響が現れやすいと考えられる。これは、中学生になり行動範囲が広がった結果、おこづかいが不足する経験が増える¹⁴⁾ことで、自分のやりたいことをあきらめざるを得ない状況に直面するからだと推測できる。世帯所得は全年齢の(2)列と 13 歳以上の(6)列において統計的に正に有意である。一方で 12 歳以下の(4)列では有意となっていない。このことから、世帯所得が増えるほど子どもの QOL が上がることがわかり、年齢が高いほどその影響が現れやすいと考えられる。これは裕福な家庭の子どもの方が、多様な経験をさせてもらえるからではないかと推測する。

¹³⁾ JCPS の使用サンプルのうち、私立小学校に通う子どもの割合は 2%であった。また『学校基本調査』(文部科学省)によれば、全国的にみても、私立小学校に通う子どもの割合は 1%と少ない。

¹⁴⁾ 「子どものくらしとお金に関する調査」(金融広報中央委員会)によれば、おこづかいが不足した経験が「ある」「よくある」と「ときどきある」の合計)と答えた子どもの割合は、小学生で 45%、中学生で 54%であり、中学生の方がその経験が多くなっている。

表6 中学受験が子どものQOLに与える影響分析（変量効果モデル）

変数名	子どものQOL					
	全年齢		12歳以下		13歳以上	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中学受験ダミー	2.499** (1.014)	2.088** (1.026)	1.686 (1.497)	1.063 (1.531)	3.963*** (1.373)	3.387** (1.382)
男児ダミー	-0.395 (0.713)	-0.392 (0.730)	-0.636 (0.970)	-0.676 (0.990)	-0.723 (0.958)	-0.766 (0.985)
子どもの年齢	-1.754*** (0.172)	-1.797*** (0.174)	-1.134** (0.477)	-1.185** (0.489)	-1.398*** (0.374)	-1.352*** (0.372)
通学時間	-0.047 (0.033)	-0.025 (0.035)	-0.096* (0.052)	-0.072 (0.053)	-0.007 (0.044)	0.017 (0.046)
部活ダミー	-0.392 (0.594)	-0.683 (0.609)	1.403 (0.946)	1.163 (0.977)	-2.079** (0.824)	-2.482*** (0.826)
おこづかい(千円)	-0.369** (0.176)	-0.214 (0.172)	-0.479 (0.484)	-0.261 (0.495)	-0.425** (0.191)	-0.255 (0.182)
教育費(万円)	0.153 (0.119)		0.113 (0.226)		0.0990 (0.140)	
世帯所得(万円)		0.004*** (0.001)		0.002 (0.002)		0.005*** (0.002)
専業主婦ダミー	0.178 (0.739)	0.112 (0.760)	1.190 (1.007)	1.409 (1.027)	-0.678 (1.026)	-0.931 (1.057)
定数項	91.40*** (2.173)	90.17*** (2.276)	85.19*** (5.146)	84.43*** (5.379)	86.67*** (5.455)	83.12*** (5.503)
標本数	1,835	1,733	852	807	983	926
JCPSID数	1,265	1,208	688	652	757	723

備考：(1)括弧内は標準誤差を示す。

(2)***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

6. 中学受験が親のQOLに与える影響分析

(1) 分析アプローチ

本節では、中学受験が父親、母親のQOLに与える影響について分けて分析する。本節でのQOLは、

JHPS/KHPS の「生活時間や健康」についての質問項目のうち、「健康状態」への回答を親の QOL を測る指標として利用する。回答は、「1:よい」「2:まあよい」「3:ふつう」「4:あまりよくない」「5:よくない」の 5 段階となっている。本稿では、「1:よくない」「2:あまりよくない」「3:ふつう」「4:まあよい」「5:よい」となるように値を逆転し、数字が大きくなるほど健康状態が良くなることを意味するような変数を作成した。さらに、親の QOL が子どもの中学受験選択に影響を与えるという逆の因果性が考えられるため、操作変数として厳しい親ダミーを用いた変量効果二段階最小二乗法を利用する。ここでの逆の因果性とは、QOL が高い親ほど自分の子どもに中学受験をさせるというものである。逆の因果性がある場合、通常の変量効果モデルで推計すると推定量は一致性を持たず BLUE（最良線形不偏推定量）にならない問題が生じる。そこで、操作変数を用いて逆の因果性に対処する。

操作変数として用いる厳しい親ダミーは、JCPS の子ども票の「親にやりたいことをさせてもらえるか」という質問項目への回答を利用した変数である。具体的には、「いつもさせてもらえなかった」または「たいていさせてもらえなかった」に当てはまるならば 1 をとるダミー変数である。この変数は、子どもが親を厳しいと感じるかどうかという、子どもの主観的な気持ちを反映しているため、被説明変数の親の QOL（健康状態）とは直接の相関はないと考えられる。一方、前節の推計において、厳しい親ダミーは本節の説明変数である中学受験ダミーとの相関が確認されている。したがって、厳しい親ダミーは被説明変数の親の QOL と直接的な相関がない一方で、説明変数の中学受験ダミーとは相関があるため、適切な操作変数と考えられる。

推計式は以下の通りである。

$$C_{it} = \delta_0 + \delta_1 STRICT_{it} + \delta_2 PARENT_{it} + \delta_3 CHILD_{it} + X_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \theta_0 + \theta_1 \hat{C}_{it} + \theta_2 PARENT_{it} + \theta_3 CHILD_{it} + X_{it} + \nu_{it} \quad (5)$$

ここで、 Y_{it} は父親・母親の QOL である。 \hat{C}_{it} は(4)式を用いて算出した中学受験ダミーの予測値である。 $STRICT_{it}$ は操作変数として用いる厳しい親ダミーである。 $PARENT_{it}$ は親の属性を示す変数ベクトルであり、具体的には、父親の労働時間、母親の労働時間、学校行事参加ダミーである。 $CHILD_{it}$ は子どもの属性を示す変数ベクトルであり、具体的には、子どもの年齢、部活ダミー、国語の偏差値、算数の偏差値である。また、 X_{it} はコントロール変数であり、世帯所得が含まれる。なお、推計式における ϵ_{it} 、 ν_{it} は誤差項であり、 δ_0 、 θ_0 は定数項、 $\delta_1 \sim \delta_3$ 、及び、 $\theta_1 \sim \theta_3$ は各変数の係数を示す。

(2) 利用データ

前節と同様、2010～2014 年の JHPS/KHPS、及び同年度の JCPS を結合した 5 年分のパネルデータを用いる。被説明変数の親の QOL については、先に述べた通り、JHPS/KHPS の「生活時間や健康」の質問項目のうち、「健康状態」への回答を用いる。回答は 1～5 の 5 段階となっており、数字が大きくなるにつれて健康状態が良くなることを示している。

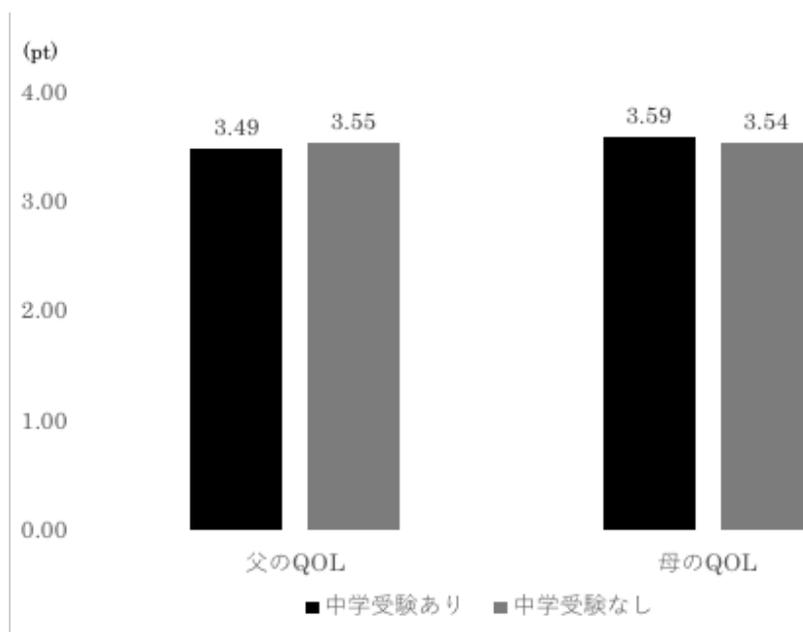
基本統計量は表 7 の通りである。父親と母親の QOL の平均値に着目すると、僅かに母親の方が高いことがわかる。さらに、父親と母親の QOL に関しては、子どもの中学受験の有無による違いがみられるか

を確認するため、図3にそれぞれの平均値を示している。図3をみると、父親の場合は子どもに中学受験をさせない方がQOLの平均値が僅かに高いことがわかる。一方、母親の場合は子どもに中学受験をさせる方がQOLの平均値は僅かに高いことが読み取れる。

表7 基本統計量

変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
父のQOL	2058	3.56	1.12	1	5
母のQOL	2058	3.62	1.15	1	5
説明変数					
中学受験ダミー	2058	0.13	0.33	0	1
世帯所得(万円)	2058	525.36	229.78	20	2400
父の労働時間	2058	47.24	18.42	0	120
母の労働時間	2058	17.01	17.57	0	128
学校行事参加ダミー	2058	0.50	0.50	0	1
子どもの年齢	2058	11.86	2.51	7	16
部活ダミー	2058	0.47	0.50	0	1
国語の偏差値	2058	50.98	8.87	9.54	68.05
算数の偏差値	2058	50.90	8.93	12.61	64.17

図3 父親と母親のQOLの平均値



出所：筆者作成

(3) 推計結果

1) 中学受験が父親の QOL に与える影響分析

推計結果は表 8 の通りである。表 8 では、被説明変数に父親の QOL を、説明変数に中学受験ダミーと親の属性を示す変数ベクトル、子どもの属性を示す変数ベクトル、その他のコントロール変数を用いて推計した。(1)列では固定効果モデル、(2)列では変量効果モデル、(3)列では固定効果操作変数法、(4)列では変量効果操作変数法を用いている。ハウスマン検定の結果、(2)列の変量効果モデルと(4)列の変量効果操作変数法がそれぞれ採択された。また、(4)列の第一段階の操作変数については、F 値が 24.9 と 10 を上回っていることから弱操作変数の懸念は小さいと考えられる。

まず、(2)列をみると、中学受験ダミーは統計的に有意な結果が得られず、世帯所得、算数の偏差値が統計的に正に有意であることが確認できる。一方、子どもの年齢と国語の偏差値は統計的に負に有意であることがわかる。係数に着目すると、世帯所得が 1 万円増えると父親の QOL は約 0.001pt 上がることが示唆される。所得が増えることで日々の生活が豊かになり、父親自身の健康状態が良くなったのではないかと推察できる。また、子どもの算数の偏差値が 1 上がると父親の QOL が約 0.02pt 上がり、国語の偏差値が 1 上がると父親の QOL が約 0.01pt 下がるといえる。子どもが 1 歳年をとると父親の QOL は約 0.03pt 下がると解釈できる。小中学生の子どもが年をとることで反抗期に入り、父親への態度が悪くなるのが父親の QOL が下がる原因として考えられる。

逆の因果性に対処するために操作変数を用いた(4)列について、中学受験ダミーは統計的に有意な結果を得られなかった。逆の因果性に対処しても、中学受験は父親の QOL に有意に影響を与えないことが示された。その他の変数についても統計的に有意な結果を得られなかった。逆の因果性に対処すると、本節で用いた説明変数は、いずれも父親の QOL に影響を与えないことが示された。

表 8 中学受験が父親の QOL に与える影響分析

変数名	父のQOL			
	FE	RE	FEIV	REIV
	(1)	(2)	IV=厳しい親ダミー	
中学受験ダミー	-0.854 (0.570)	-0.134 (0.110)	-5.783 (10.640)	-3.988 (6.020)
世帯所得(万円)	0.001 (-0.001)	0.001*** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)
父の労働時間	0.005 (0.005)	-0.001 (-0.002)	0.006 (0.007)	0.003 (0.004)
学校行事参加ダミー	0.008 (0.156)	0.073 (0.069)	0.223 (0.502)	0.127 (0.164)
子どもの年齢	0.027 (0.048)	-0.029* (0.015)	0.101 (0.170)	0.013 (0.054)
部活ダミー	0.051 (0.144)	-0.043 (0.073)	0.142 (0.265)	0.093 (0.161)
国語の偏差値	-0.012 (0.011)	-0.010** (0.004)	-0.009 (0.015)	0.003 (0.022)
算数の偏差値	0.012 (0.010)	0.015*** (0.004)	0.016 (0.015)	0.024 (0.017)
定数項	2.864*** (1.009)	3.445*** (0.312)	2.367 (1.644)	1.815 (2.375)
ハウスマン検定のp値	0.660		0.999	
第一段階のF値			1.480	24.940
標本数	2,139	2,139	2,139	2,139
JCPSID数	1,432	1,432	1,432	1,432

備考：(1) 括弧内は標準誤差を示す。

(2) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、操作変数を用いない(1)列と(2)列の推計は(2)列の変量効果モデル、操作変数を用いる(3)列と(4)列の推計は(4)列の変量効果操作変数法がそれぞれ採択される。

2) 中学受験が母親の QOL に与える影響分析

推計結果は表 9 の通りである。表 9 では、被説明変数に母親の QOL を、説明変数に中学受験ダミーと親の属性を示す変数ベクトル、子どもの属性を示す変数ベクトル、その他のコントロール変数を用いて推計した。(1)列では固定効果モデル、(2)列では変量効果モデル、(3)列では固定効果操作変数法、(4)列では変量効果操作変数法を用いた。ハウスマン検定の結果、(1)列の固定効果モデルと(4)列の変量効果操作変数法がそれぞれ採択された。また、(4)列の第一段階の操作変数については、F 値が 14.7 と 10 を上回っていることから弱操作変数の懸念は小さいと考えられる。

まず、中学受験ダミーに注目すると、通常の変量効果モデルを用いた(2)列では統計的に有意でないが、変量効果二段階最小二乗法を用いた(4)列では統計的に正に有意であることがわかる。このことから、逆の因果性に対処すると、中学受験が母親の QOL に影響を与える可能性があるといえる。(4)列において、中学受験ダミーの係数に着目すると、子どもに中学受験をさせることで母親の QOL は約 11.33pt 上がることが示される。母親は子どもの中学受験を積極的にサポートし続けた結果、子どもの中学受験成功が自分のことのように嬉しく感じられ、母親自身の QOL が高まったのではないかと推察できる。また、父親の場合は、中学受験ダミーが統計的に有意な結果を得られなかったことから、父親よりも母親の方が、子どもの中学受験の影響を受けることがわかった。

親の属性を示す変数ベクトルのうち、世帯所得は、(1)列では統計的に有意な結果が得られなかった一方、逆の因果性に対処した(4)列では有意な結果を得られた。係数から、世帯所得が 1 万円増えると、母親の QOL が約 0.001pt 上がると解釈できる。所得が増えることで、父親と同様に母親も日々の生活が豊かになり、母親の健康状態が良くなったのではないかと推測される。また、労働時間に関しては、(1)列、(4)列ともに統計的に負に有意であることが確認できる。労働時間が 1 時間長くなると、母親の QOL は、約 0.02pt 下がることが示唆される。労働時間が長くなることで、睡眠時間や食事時間が削られ、健康状態が悪化するのではないかと考えられる。学校行事参加ダミーについても、(1)列、(4)列ともに統計的に負に有意であることが読み取れる。係数に着目すると、ほとんど全ての学校行事に参加すると、母親の QOL は、(1)列では約 0.3pt、(4)列では約 0.72pt 下がるといえる。ほとんど全ての学校行事に参加することは、母親にとって負担となり、健康状態に悪影響を及ぼすのではないかと考えられる。

子どもの属性を示す変数ベクトルのうち、算数の偏差値に注目すると、(4)列でのみ、統計的に負に有意であることがわかる。係数から、子どもの算数の偏差値が 1 上がると母親の QOL が約 0.03pt 下がると解釈できる。

表9 中学受験が母親のQOLに与える影響分析

変数名	母のQOL			
	FE	RE	FEIV	REIV
	(1)	(2)	IV=厳しい親ダミー	
中学受験ダミー	-0.789 (0.573)	-0.105 (0.108)	11.880 (14.340)	11.330* (5.872)
世帯所得(万円)	0.001 (0.001)	0.001*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.001* (0.001)
母の労働時間	-0.020*** (0.005)	-0.003 (0.002)	-0.018 (0.011)	-0.015*** (0.005)
学校行事参加ダミー	-0.298* (0.155)	-0.034 (0.068)	-0.795 (0.645)	-0.721*** (0.252)
子どもの年齢	0.060 (0.047)	-0.037** (0.015)	-0.110 (0.215)	-0.099 (0.079)
部活ダミー	0.142 (0.142)	0.050 (0.072)	-0.111 (0.409)	-0.119 (0.172)
国語の偏差値	-0.002 (0.011)	0.002 (0.004)	-0.008 (0.023)	-0.012 (0.011)
算数の偏差値	-0.015 (0.010)	0.005 (0.004)	-0.024 (0.023)	-0.027** (0.011)
定数項	4.157*** (0.926)	3.422*** (0.290)	4.781** (2.033)	5.343*** (1.012)
ハウスマン検定のp値	0.001		1.000	
第一段階のF値			0.540	14.710
標本数	2,260	2,260	2,260	2,260
JCPSID数	1,497	1,497	1,497	1,497

備考：(1) 括弧内は標準誤差を示す。

(2) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、操作変数を用いない(1)列と(2)列の推計は(1)列の固定効果モデル、操作変数を用いる(3)列と(4)列の推計は(4)列の変量効果操作変数法がそれぞれ採択される。

7. まとめと考察

本稿では、中学受験が選択される要因や国私立中学校に進学した後の効果について実証研究があまり行われていないという問題意識のもと、中学受験の規定要因をマクロとミクロの両視点から分析し、さらに中学受験が子どもと親の生活面に与える影響を分析した。

まず、都道府県単位のマクロ的視点による規定要因分析では、どのような制度的・社会経済的变化が中学受験率の増減に影響を与えるのかを変量効果モデルを用いて分析した。その結果、第一に、全国的には景気が良いと中学受験率が上昇するが、首都圏ではその傾向が見られず景気の良し悪しは中学受験率に影響を与えないことが明らかになった。一般に景気が良いと所得も増えるため、公立中学校に比べ高額な国私立中学校の教育費を捻出しやすいと考えられる。第二に、全国的には景気の先行きが不透明であると中学受験率が減少する一方で、首都圏では増加することもわかった。全国的に景気の不安定さが中学受験率を低下させた理由として、将来の所得に対する不安感より、学費の高い国私立中学進学を選択しづらくなることが考えられる。第三に、地域に有名公立高校があると中学受験率が上昇するもわかった。これは、有名公立高校の存在により高校受験の競争が激化すると予測した親が、中学受験を選択することが背景にあると考えられる。第四に、少子化により平均児童数が減少しても、中学受験率に影響を与えないこともわかった。この点に関する解釈は、ミクロ的視点による規定要因分析の結果を踏まえ後述する。

次に、家計単位のミクロ的視点による規定要因分析では、変量効果プロビットモデルで推計した。その結果、中学受験に正に影響を与える要因として、母親が専業主婦であること、国語や算数の偏差値が高いことが挙げられることが分かった。これらの要因は先行研究でも繰り返し明らかにされており、本推計でも整合的な結果が得られたといえる。また、親が厳しく子どもにやりたいことをやらせない場合は、中学受験を選択しやすいことが明らかになった。この理由は、子どもの行動に対する親の裁量権が大きいと子どもは親の意見に同調し中学受験を選択しやすくなるからであると考えられる。加えて、親が学校行事に多く参加する家庭では中学受験を選択しやすいとわかった。母親が専業主婦であることも規定要因である点を踏まえると、親が子どものために使える時間が長いほど中学受験は選択されやすいと解釈することができ、中学受験は親のサポートが求められるといえる。

さらに、本稿では、中学受験が子どもの QOL に与える影響についても変量効果モデルを用いて分析した。その結果、中学受験前の小学生については、中学受験予定の有無で QOL の差は見出せない一方で、中学受験を経験した子どもはそうでない子どもと比べ QOL が高いことがわかった。こうした結果は、中学受験を経て国私立中学校に進学することが、子どもの QOL に良い影響を与えると解釈することができる。以上の推計結果によって、これまで須藤（2011）などで国私立中学校のメリットとして指摘されてきた「豊かな人間性の育成」や「充実した生活環境」といった効果について、データをもとに実証するエビデンスを提供できたといえる。

このほか、本稿では、中学受験が父親と母親の QOL に与える影響について、QOL が高い親ほど自分の子どもに中学受験をさせるという逆の因果性を考慮するために「厳しい親ダミー」を操作変数とした変量効果二段階最小二乗法を用いた。その結果、中学受験は父親の QOL に影響を与えないが、母親の QOL に正に影響を及ぼすことがわかった。これは、片岡（2009）や田中ほか（2009）、豊永（2019）などが

指摘するように、中学受験の意思決定に母親の影響が大きいことが関係していると考えられる。母親が子どもの学力や生活満足度の向上を望み中学受験をさせ、期待通りの効果を感じることで母親自身の QOL も向上すると解釈できる。

本稿の学術的貢献は大きく二点を挙げることができる。一点目は、中学受験の規定要因分析を、先行研究で明らかにされてきたミクロ的視点に加えマクロ的視点からも行うことで、中学受験者数推移の要因を初めて明らかにした点である。また、経済情勢が首都圏とその他の地域で異なる影響をもたらしていたことから、景気の変化が教育の地域格差を引き起こす可能性も示したことも貢献といえる。二点目は、中学受験が子どものみならず母親の生活面にも良い影響を与えることを明らかにした点である。今までデータにもとづいたエビデンスを踏まえずに指摘されてきた生活面への影響について、計量経済学の分析手法を用いて実証したことで、中学受験の効果を示すことができたといえる。

最後に本稿の課題について言及する。まず、規定要因分析において教育方針転換の影響を分析できなかった点である。先行研究や紙面で受験者増減の要因と考察されていた「ゆとり教育」や「大学入試制度改革」が本当に影響を及ぼしたか否かを示すことができれば、今後の教育政策に有意義な提言ができた可能性がある。次に、中学受験が子どもや母親の QOL に正に影響を与えることを明らかにしたものの、そのメカニズムは考察に留まるということである。QOL が向上した要因が、中学受験経験にあるのか、あるいは国私立中学校の教育カリキュラムや設備環境にあるのかは未だ不明瞭である。本稿で得られた知見を踏まえ、今後さらなる研究が行われることを期待する。

参考文献

<論文>

- 遠藤忠 (2017) 「現代の子どもの友人関係の特質」『宇都宮共和大学 シティライフ学論叢』2017年18巻 p.36-53
- 片岡栄美 (2009) 「格差社会と小・中学受験」『家族社会学研修』2009年21巻1号 p.30-44
- 安田理 (2018) 「大学入試問題を予見する—中学入試は大学入試の先を行っている—」『理大科学フォーラム』2018年6月第405号 p.24-27
- 樋田大二郎 (1993) 「プライベートゼーションと中学受験」『教育社会学研究』1993年52巻 p.72-91
- 金融広報中央広報委員会「子どものくらしとお金に関する調査」(2015)
- 敷島 千鶴、山下 絢、赤林 英夫 (2012) 「子どもの社会性・適応感と家庭背景—慶應子どもパネル調査2011から—」パネルデータ設計・解析センターディスカッションペーパー DP-2011-009
- 敷島 千鶴、山下 絢、赤林 英夫 (2016) 「日本子どもパネル調査(JCPS): 目的と方法」パネルデータ設計・解析センターディスカッションペーパー DP2016-002 柴田玲子、松寄くみ子、根本芳子 (2008) 「子どものQOL研究の現状」『こころとからだを科学する教育と医学』p.72-79
- 邵 勤風 (2008) 「受験が子どもの生活に与える影響を考える」『放課後の生活時間調査報告書』2008年 p.71-86
- 須藤康介 (2013) 「私立中高一貫校における中入生と高入生の比較分析: 中学受験のメリット・デメリットの実証的検討」『東京大学大学院教育学研究科紀要』2013年3月10日52巻 p.193-201
- 高木恒一 (1994) 「私立小・中学校進学の規定要因」『総合都市研究』1994年 第52号 p.99-109
- 田中隆一、山本雄三 (2009) 「母親の就業が私立・国立中学校進学に与える影響について」2009年日本経済学会春季大会
- 豊永耕平 (2019) 「中学受験選択を促すものは何か—階層・地域要因と中学受験の再生産」『東京大学大学院教育学研究科紀要』2019年3月29日58巻 p.21-29
- 西丸良一 (2008) 「大学進学におよぼす国・私立中学進学の影響」『教育学研究』2008年75巻1号 p.24-29
- 濱本真一 (2018) 「教育機会不平等構造の中の中学校」『2015年社会階層と社会移動全国調査報告書』2018年3月 p.141-153
- 藤井義久 (1991) 「中学受験が児童の心身に及ぼす影響」『日本教育心理学会総会発表論文集』第33回総会発評論分集 p.321-322
- ベネッセ教育研究開発センター「中学校選択に関する調査報告書」(2008)
- ベネッセ教育総合研究所「中学受験に関する調査」(2012)
- 間瀬忠尚 (2019) 「学習者から見た「ゆとり教育」に対する評価」『神戸親和女子大学自動教育学研究』2019年38巻 p.279-291
- 水原克敏 (2019) 「2020年大学入試改革に向けた大学及び高等学校の動向分析: 多面的・総合的な評価を中心に」『尚綱学院大学紀要』2019年78号 p.1-17
- 望月由紀 (2013) 「大学生の保護者依存傾向—中学受験経験に着目して—」『教育学研究』第80巻第1号 p.306-307
- 森いづみ (2017) 「国・私立中学への進学が進学期待と自己効力感に及ぼす影響」『教育社会学研究第

101 集』 2017 年 101 卷 p.27-47

Long, James E, Toma, Eugenia F (1988) “ The Determinants of Private School Attendance, 1970–1980, ” *The review of Economics and Statistics*, 70(2):351-7.

Muller, Walter, Wolfgang Karle (1993) “Social Selection in Educational Systems in Europe,” *European Sociological Review*, 9(1): 1-23.

Shur-Fen Gau (1995) ”Sleep problems of Junior High School Students in Taipei” *Sleep*, Volume 18, Issue 8, October, p.667-673

<ウェブサイト>

森上教育研究所ホームページ (最終閲覧日 : 2020 年 10 月 31 日)

https://www.morigami.co.jp/nv1_pdf/5e589a1fd5989-nv-7600.pdf?1583472994

文部科学省ホームページ (最終閲覧日 : 2020 年 10 月 29 日)

https://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa01/kihon/1267995.htm

KINDLR ホームページ (最終閲覧日 : 2020 年 10 月 31 日)

<https://www.kindl.org/english/>

慶應義塾大学 パネルデータ設計・解析センターホームページ (最終閲覧日 : 2020 年 11 月 6 日)

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/>