

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業）  
分担研究報告書

新しい行動様式の変化等の分析・把握を目的とした縦断調査の利用方法の開発と厚生労働  
行政に対する提言に関する研究

「父親の育児参加が出生率と子どもの育ちに及ぼす影響」

研究代表者 駒村康平 慶應義塾大学

研究要旨

本研究は、「21世紀出生児縦断調査」を用いて、父親の子育て参加が出生率に及ぼす効果と子どもの社会性の獲得、小学校生活との親和性に及ぼす効果について分析を行った。その結果、父親の育児参加度が高いほど、子どものしつけは身につけやすく、小学校生活の親和性に正の影響を及ぼしやすいことが明らかとなった。また、父親の育児参加は母親の育児負担を軽減させて母親の養育の質を引き上げる経路と、直接に子どもの社会性の獲得に有利であり、また第1子出生時の父親の育児参加度が高い方が、夫婦が第2子以降をもつ確率を高めていることが分かった。一方で、父親の育児参加度を妨げる要因に長時間労働があり、被用者が主体的に労働時間のコントロールをするのが難しい現状を考慮すると、政府・企業主導によるさらなるワークライフバランス施策の徹底が望まれる。

分担研究者

A．研究目的

本研究は、少子化問題の要因分析の1つとして、父親の育児参加が第2子以降の出生確率や子どもの育ちに及ぼす影響を分析することで、ワークライフバランス施策の意義を検証することを目的としている。

B．研究方法

「21世紀出生児縦断調査」を用いて、父親の子育て参加が出生率に及ぼす効果と子どもの社会性の獲得、小学校生活との親和性に及ぼす効果について分析を行った。

（倫理面への配慮）

分析データは秘匿措置がなされており、また個人の特定がされないように配慮を行っている。

C．研究結果

父親の育児参加は母親の育児負担を軽減させて母親の養育の質を引き上げる経路と、直接に子どもの社会性の獲得に有利に作用する効果があり、また第1子出生時の父親の育児参加度が高い方が、夫婦が第2子以降をもつ確率を高めていることが分かった。

#### D．考察

父親の育児参加は、出生率にも子どもの社会性獲得にも意義があり、政府・企業によるワークライフバランス施策の推進は大きな意義がある。しかし、父親の育児参加度を妨げる要因に長時間労働があり、男女ともにワークライフバランスが実現できるような政策誘導が求められる。

#### E．結論

父親の育児参加は大きな社会的意義がある。両親ともにワークライフバランスが実現できるような施策の実現が必要である。

#### F．研究発表

##### 1. 論文発表

駒村康平（2014）「貧困の世代間連鎖を絶つには」『教育と医学』62(1)、pp.82-88

##### 2. 学会発表

なし

#### G．知的財産権の出願・登録

なし

# 第1章：父親の育児参加が出生率と子どもの育ち に及ぼす影響

駒村康平（慶應義塾大学）

丸山桂（成蹊大学）

## 要旨

本研究は、「21世紀出生児縦断調査」を用いて、父親の子育て参加が子どもの社会性の獲得、小学校生活との親和性に及ぼす効果と出生率に及ぼす効果について分析を行った。その結果、父親の育児参加度が高いほど、子どものしつけは身につけやすく、小学校生活の親和性に正の影響を及ぼしやすいことが明らかとなった。また、父親の育児参加は母親の育児負担を軽減させて母親の養育の質を引き上げる経路と、直接に子どもの社会性の獲得に有利であり、また第1子出生時の父親の育児参加度が高い方が、夫婦が第2子以降をもつ確率を高めていることが分かった。父親の育児参加が子どもの数と質の双方に影響を与えることが確認できた。一方で、父親の育児参加度を妨げる要因に長時間労働があり、被用者が主体的に労働時間のコントロールをするのが難しい現状を考慮すると、政府・企業主導によるさらなるワークライフバランス施策の徹底が望まれる。

## 1. はじめに

2010年の新語・流行語大賞で「イクメン」が受賞し、夫の積極的な子育て参加が注目を集めている。すでに厚生労働省では同年6月より「男性の子育て参加や育児休業取得の促進等を目的とした「イクメンプロジェクト」を始動している。少子化問題の原因の1つとして、男性の働き方の見直しは重要項目としてすでに認知されており<sup>1</sup>、少子化社会対策基本法に基づく少子化社会対策大綱（「子ども・子育てビジョン」（2010年1月29日閣議決定）でも、男性の育児参加の数値目標が掲げられている<sup>2</sup>。

少子化問題が深刻なわが国においては、出生率向上の取り組みと、1人1人の能力を最大限に発揮するための社会環境整備が求められている。少子化問題の要因分析はすでに多くの先行研究があるが、単なる「子育て費用」の高騰だけではない、男女の働き方の見直しが必要であることが指摘されている。そのためには、男性・女性ともに子育てがしやすい

---

<sup>1</sup>少子化危機突破のための緊急対策（少子化社会対策会議決定/2013年6月7日）では、緊急対策の柱として「子育て支援」、「働き方改革」、「結婚・妊娠・出産支援」を3本の矢として推進し、「男性の働き方の見直し」が掲げられている。

<sup>2</sup>3つの数値目標がたてられている。現状から平成29年度の目標値として、「週労働時間60時間以上の雇用者の割合」を10%から半減に、「男性の育児休業取得率」を1.23%から10%へ、「6歳未満の子どもをもつ男性の育児・家事関連時間」を60分から2時間30分に引き上げることが掲げられている。

環境整備の1つとしてワークライフバランスの推進や、子ども1人1人の能力開発がさらに重要性をおびてくる。

本研究では、「21世紀出生児縦断調査」を用いて、夫の子育て参加が出生率、すなわち「子どもの数」に及ぼす効果と子どもの社会性の獲得、小学校生活との親和性といった「子どもの質」に及ぼす効果について分析を行う。

## 2. 先行研究

### (1) 男性の育児参加の規定要因

Becker(1985)、Cigno(1991=1997)などの経済学の立場からは、夫婦の分業は、労働市場から得られる賃金と、家事や育児などの家庭内生産物を最大化するように、決定されることになる。その根拠として、夫婦の市場労働と家事生産の比較優位が根拠となる。この考え方にたてば、女性が高学歴化し、労働市場における男女間の相対的な賃金格差が小さくなれば、妻の労働市場における労働時間が増加し、男性の育児参加が増えることになる。しかし、共働き世帯が増加してもなお、日本の男性の家事時間は「先進国中最低の水準にとどまったまま」(内閣府 2013 p.101)で、有業女性の仕事と家事負担は過重なものとなっている<sup>3</sup>。

こうした実際の夫婦間の分業が、経済学モデルとなぜ異なるのか、そして男性に比べ、女性が家事・育児を相対的に負う理由については、社会学などで多くの先行研究がある。父親の育児参加<sup>4</sup>を規定する要因は、以下の3つに大別できる。まず、第1に、夫婦間のもちいる資源・勢力格差を反映した理論である「相対的資源差説」と「時間的余裕説」である。前者は、夫婦とも家事や育児はなるべく行いたくないと思っており、家庭内で収入などのより多くの資源をもつ者の発言力が高くなるために、そうでない者がより多くの家事・育児を引き受けるという考え方である。後者の「時間的余裕説」は、時間に余裕のある者が家事・育児を引き受けると、日本の男性は長時間労働のために、家事育児を分担できないという理論である。2番目は、意識要因からのアプローチで、「性別役割分業観説」と「父親アイデンティティ説」である。前者は、育児・家事は女性がすべきであるという性別役割分業観の価値観に基づくもので、後者は父親役割の重要性を認識している父親が、育児を行うという考え方である。3番目はネットワーク・サポート要因からのアプローチで、

<sup>3</sup> Miranda(2011)は、OECD21か国の生活時間データをもとに、すべての国において、母親が育児に費やす時間は父親の2倍を超え、父母の育児内容の性質も異なると指摘している。伊藤(2012)は、生活時間の国際比較から、日本の有業女性の仕事と仕事中の移動時間は他国よりも長い一方で、睡眠時間が短いことを指摘し、家事時間の夫婦間の分かち合いができていないために、女性が睡眠時間を削って生活時間を調整している可能性を指摘している。

<sup>4</sup> 男女の市場労働と家事・育児労働の分担を扱う研究論文には、「家事」と「育児」を明確に分けているものと、統合しているものが混在している。石井クンツ(2013)は家事と育児は異なるものであり、育児は家事に比べ「報酬」(子どもが良いことをすると親が褒められるなど)の可能性が高く、「日課」(ルーチン化された行動)が相対的に低い。Ishii-Kuntz and Coltrane(1992)では、育児と家事を明確にわけてその分担規定要因を分析しているが、家事分担には妻の要素(収入、学歴、妻自身の就労の評価)が強く影響しているのに対し、育児は子どもの人数・年齢や夫自身の妻の就労に対する理解といった夫側の要因が強く作用しており、両者の性格が異なると指摘する。

「家庭内需要説」と「職場環境と慣行説」がある。前者は、母親や祖父母など他の育児を担う人がいるので、夫は育児をしない。逆に、家庭内で育児負担のニーズが高まれば、育児をするという理論であり、後者は職場が育児に理解があるかどうかで夫婦間の分業が決まるという考え方である（石井クンツ 2013）。

しかし、Miranda(2011)によれば、OECD21 各国の生活時間データ分析でも、無業の父親の育児時間は、有業の母親の育児時間よりも短い。先行研究をみると、夫婦間の分業は単一理論だけで決定されるわけではないことが分かる<sup>5</sup>。たとえば、「時間的余裕説」の問題意識からのアプローチである小原（2000）は、夫の通勤時間と家計内時間配分の決定メカニズムを分析しているが、夫は自分や妻の通勤時間が変化しても家事労働時間を調整しておらず、夫の長い通勤時間は、もっぱら妻が市場労働時間を調整することで対応していることを明らかにしている。

永井（1999）や吉田（2009）は子ども数の増加にともなう家事・育児の量の追加分は、妻が負担するか、夫婦以外の育児資源（親など）で対応しており、夫が労働時間を調整して育児時間を捻出する可能性は低いとしている。さらに、本研究と同じ「21世紀出生児縦断調査」において、無業の父親の育児時間を分析した小川（2013）によれば、無業者の父親の育児の関与は常勤者と比べて有意に少なく、子育てや家庭学習のかかわりも消極的であること、そしてその育児への関与の少なさを母親が補っているわけでもなく、父親が失業者家庭での子どもへの悪影響を示唆している。

川口（2001）は夫婦の賃金が等しくとも、妻の家事労働時間は夫のそれよりも2時間程度長く、女性が先天的・学校教育で男性よりも家事が得意であるということは考えにくいとすれば、労働市場の昇進可能性が女性よりも男性の方が高いと考え、時間配分を行っているのか、あるいは性別役割分業感に基づくものかの理由で説明しなければならず、今後の経済学の課題としている。水落（2007）は、家計内生産論理論にもとづき、共働き夫婦は自らの収入を家計に繰り入れる家計貢献率（夫婦合計の家計拠出額に占める夫と妻それぞれの家計貢献率）と、家事への貢献（家事分担）をどの程度調整しているのかを分析している。家事分担には子どもの数は影響せず、末子の年齢が影響しており、末子年齢の上昇が妻の家事分担を増やしており、夫の収入の絶対額が家事分担にはそれほど影響を与えてはいなかった。

こうした実際の夫婦間の分業体制が、家計内生産論とは異なる理由として、「性別役割分業観説」がある。夫の家事・育児の分担状況については、夫の性別役割分業感だけでなく、妻の価値観も影響を与えている。中川（2010）は、世論調査での「夫が仕事、妻が家事・育児」という性別役割分業意識が低下しつつも、夫の家事育児参加が進まない理由として、妻自身がもつ性別役割分業意識が直接的に夫の家事・育児参加が抑制するだけでなく、自身の家事・育児責任意識の強さが、夫が参加する余地を少なくしていることを指摘している。

---

<sup>5</sup> Shelton and John（1996）は多くの先行研究の分析から、時間的余裕説をもっとも支持している。

## (2)夫の育児参加が出生数(子どもの数)に及ぼす影響

夫婦間の出生数に関する先行研究は非常に多い<sup>6</sup>。その多くが晩婚化<sup>7</sup>による影響、子育て費用の高さや妻の高学歴化にともなう育児による就業中断の機会費用の高さを指摘するもので、それにあわせて児童手当の給付期間の延長や保育所の定員増などの対応が行われてきた。

夫婦間での家事や子育てをどのように分担するかは、家庭内の問題であり、本来政策介入すべき分野とは考えにくい。それでもなお、政府がワークライフバランスやイクメンを推奨する根拠には、夫の育児参加の外部性の効果が認められることになった影響も大きい。本研究はそのなかでも、出生率への効果(子どもの数)、子どもの社会性(子どもの質)の獲得への効果について焦点をあてる。

### 1) 夫の育児参加と出生率の関係に関する理論的アプローチ

まず妻の家事労働と市場財の投入により家事サービスが生産され、妻の効用が家事サービスと余暇時間から構成される単純な家事サービス生産モデルが最もシンプルな経済理論モデルである。このモデルに夫の家事時間が加わることにより、家事生産関数のフロンティアは広がり、妻の余暇時間、労働時間ともに増加し、妻の効用水準は改善することになる<sup>8</sup>。こうした妻の効用水準の改善は、次の子どもを持つかどうかに影響を与える可能性がある。

De Laat and Sanz (2006) は、夫の家事・育児参加が出生率に与える影響について、性別平等意識を組み込んで理論的に説明している。この理論モデルでは、子どもの数は世帯内での公共財として夫婦双方の効用を高めるだけでなく、また消費財もそれぞれの個人消費として夫婦の効用を高めることになる。また夫婦ともに育児時間と労働時間に時間を配分し、労働時間に応じて所得が増加し、それぞれの消費財が増加すると仮定している。そして、育児時間は、子どもの数を左右する投入要素であるが、夫婦ともに効用を下げるとしている。ただし、育児時間は、性別平等意識関数からの影響を受けており、社会の性別意識が高いほど、育児時間からの不効用は減少することになる。このモデルの解として、以下の4つの命題が提示されている。妻の賃金の上昇により、子どもの数は減少する、性別平等指数の上昇は、子どもの数を減少させる、子どもの数は世帯の育児時間に占める夫の育児時間の割合が高いほど、子どもの数は増加する、性別平等度指数が増加すると、育児時間に占める夫の育児時間の割合は増加する。

<sup>6</sup> 包括的な先行研究サーベイとして、山口(2005a)、伊達・清水谷(2004)、姉崎・佐藤・中村(2011)がある。

<sup>7</sup> 内閣府(2005)は「平成17年版国民生活白書」において、「未婚者は育った家庭を通じて結婚へのイメージを作る」と記述し、その後のコラムとして、「一生結婚しないつもり」と答えた未婚女性に、家庭で家事をしない父親をみていた者の割合が高いことを指摘している。

<sup>8</sup> 安藤(2013)参照。安藤(2010)、安藤(2013)は、社会の性別役割分業規範の存在が、夫の家事労働時間を抑制しており、性別役割のジェンダー規範からの逸脱行為から中立化するために、妻の労働時間が増加しても家事時間を引き受けず、妻は家事時間を減少させない状況をジェンダーディスプレイとして分析している。

## 2) 実証研究

阿藤(2000)では、先進諸国の夫の家事時間割合と出生率には正の相関があることを示しているが、個票ベースによる分析結果でも、夫の家事参加や育児参加が、夫婦の追加子ども数に正の影響を与えるとする先行研究がある。夫の労働時間や通勤時間が妻の出生意欲に負の影響を与えるという先行研究(駿河・七條(1999)、駿河・七條・張(2000))の一方で、夫の積極的な育児参加が妻の追加希望子ども数に正の影響を与えるとする先行研究(西岡(2001)、藤野(2006)、西岡・星(2009)、小葉・安岡・浦川(2009)、水落(2011)など)もある。しかし、山上(1999)は夫の家事参加が妻の就業率を引き上げる効果はもっても、出産率を引き上げる効果はないとし、分析データによって研究結果にはまだ差異がみられる。

西岡・星(2009)は、「結婚と家族に関する国際比較調査(第1次調査)(第2次調査)」というパネル調査を用いて、夫の家事参加と妻の追加出産希望数の子どもに正の相関があるが、妻の出産意欲が夫の家事参加を高めているという逆の経路による因果関係は認められず、夫の家事参加の積極性→妻の出産意欲の向上という時間的経過を確認している。しかし、家事参加が変数とされており、夫の育児参加を直接的な変数として扱っているわけではない。

小葉・安岡・浦川(2009)は、日本家族社会学会の「家族についての全国調査2004」の個票データを分析し、夫の家事育児に対する全般的な協力は、世帯所得、妻の就業状態等の各種の変数をコントロールした場合においても、「子どもをもう一人持ちたい」とする希望にプラスの影響を与えているとする。一方で、世帯所得と追加子ども数をもつ意識には、明確な関係は見いだせていない。また、水落(2011)は夫の育児休暇取得や休暇日数の多さが、追加子ども数に正の影響を与えているとしている。藤野(2006)では、夫の家事育児の参加と妻の出産意欲の関係について、妻が専業主婦または非正規就業の場合は有意に正野相関がみとめられるものの、妻が正規就業には該当しないことを見いだしている。

山田・松田・施・永田・内野・飯島(2013)は、男女の個票データより、夫婦間の育児分担度を、「夫は全くせず、妻のみ」、「夫は手伝うが、主に妻」、「夫と妻で半分」と、回答の少ない他の回答を「その他」の4類型にわけ、第2子、第3子の出生意欲に及ぼす影響を分析している。その結果、夫の育児参加度は第2子の出生意欲には有意にプラスの影響を及ぼしてはいないが、第3子についてはそうでない夫よりも理想、現実的それぞれ想定する出生意欲が有意に高まっている。むしろ、第2子については、夫の妻への情緒的サポートが出生意欲の引き上げに有意に正の影響を及ぼしていることは注目に値する。さらに、夫婦が共通の趣味をもったり一緒に行動したりする「伴侶性」が高い夫婦ほど、現在子ども数にかかわらず、追加子ども数の希望が高まることも注目に値する。

これら実証研究からは、De Laat and Sanz(2006)の第三の命題のとおり、男性の家事育児参加が追加子ども数に一定の効果を示唆するものが多い。

また夫の育児参加が追加子ども数を増やす1つの可能性として示唆されるのは、夫婦間の愛情や良好な関係が子どもの出産を促すということもある。山口(2005b)は、女性の出生意欲が出産行動に重要であることを指摘しているが、日本では、総じて妻の結婚満足度が夫の結婚満足度よりも低いという研究が多い(柏木 2003 ベネッセ教育総合研究所 2006、高岡 2006 など)。さらに、竹内(2007)は夫婦間の結婚満足度を諸側面から分析し、妻の経済力の上昇が結婚満足度の上昇に直結するのではなく、夫のサポートが夫婦の結婚満足度を引き上げているとしている。とくに、夫婦の会話、夫の家事参加、互いの評価を妻の家事分担の負担感を軽減するとしている<sup>9</sup>。

### (3)夫の育児参加が子どもの発達(子どもの質)に及ぼす影響

#### 1) 母親の養育の質を通じた影響

Heckman(2000)らの研究によって、経済的な成功には早期の教育投資が重要であることは認識されているが、その養育が父母のどちらか担うのかについては、経済学の分業論には分析されていない。社会学や心理学の見地では、誰が子育てにあたるかによって子どもの社会性の発達にどのような影響があるのか、多くの先行研究がある<sup>10</sup>。

母親の育児ストレスが育児行動に負の影響を与えることは多くの研究が知られ、夫の家事・育児参加が妻の育児ストレスを低下させていることを示す研究は多い<sup>11</sup>。

菅原他(2002)は家族全体の精神的健康が子どもに与える影響に着目し、夫婦関係は直接的に子どもに影響するだけでなく、親の養育の意識や行動を通して、間接的にも子どもの精神的健康や問題行動につながることを、明らかにしている。同研究では、神奈川県の子どもの縦断調査を使用して、子どもの10歳時点の夫婦間のマリタルラブ<sup>12</sup>がともに家庭の雰囲気を良好にしており、良好な家庭の雰囲気は子どもの抑うつ傾向を抑制することを明らかにしている。さらに、母親から父親への愛情がある場合、母親の養育態度は暖かくなり、それが子どもの抑うつにもつながっていることを見いだしている。

尾形・宮下(1999)によれば、夫婦間コミュニケーションが頻繁である場合、母親の精神的ストレスが減ること<sup>13</sup>、父親の子どもとの交流が頻繁になるほど母親の「自己閉塞感」

<sup>9</sup> 夫婦間の家事分担状況が妻の負担感、公平感に与える影響については、岩間(1997)、永岡(2009)などがある。

<sup>10</sup> 代表的なものに牧野・中野・柏木(1996)、柏木(2003)、石井クンツ(2013)などがある。母親の育児に比べ、父親の育児が子どもの育ちに及ぼす研究の歴史は浅い。

<sup>11</sup> 末盛(2008)は、夫婦関係が悪化すると、親はそのストレスを子供にむけて親子関係も悪化するという流出仮説と、夫婦関係が悪化すると、むしろ子供との関係を良好にしようとする補償仮説のどちらが強いのかを、先行研究から整理している。おおむね、日本では前者の結果となる先行研究が多いとしている。松田(2008)によれば、Erel and Burman(1995)は65の研究のメタアナリシスから、流出仮説を支持しているという。

<sup>12</sup> 配偶者に対する恋愛感情と信頼感情をあらわす。夫(妻)は言葉に出さなくても私の気持ちを理解してくれる。妻(夫)の気持ちをいつもわかっていないなどである。詳細は、菅原・詫摩(1997)を参照されたたい。

<sup>13</sup> 石・桂田(2006)は、母親自身の表現的なスキルの高さが、父親からのサポートを多く受けていることや、母親が夫婦のコミュニケーションをコントロールできている場合に育児不安が低いとし、母親のコ



が低下すること、父親の子どもとのかかわりにより母親の精神的ストレスが軽減されている場合には子どもの社会性の発達が良いことなどが分かっている。また、尾形・宮下(2003)は幼児期の子どもがいる家庭を対象とした調査から、父親の家事へのサポートが少ない場合に母親のストレスが高くなり、その結果、母親が加虐的な養育行動をとることを報告している。Ishii-Kuntz(2003)も、夫が子育てに積極的にかかわることで、夫婦の会話頻度が増し、妻は自分の要求を夫に理解してもらえるので、ストレスは軽減する。逆に妻のストレスが高いと、妻は自分のストレスに集中してしまい、子どもと健康的にかかわる精神的余裕がなくなってしまうことにある。牧野(1986)では、中学生の子どもでも、夫婦関係の悪化が育児不安の高まりと関係性があることを見いだしている。

共働き世帯が増えるとともに、妻の就業形態に着目して夫の育児参加の効果を分析する先行研究も増加している。Ross and Mirowsky(1988)はアメリカの共働き世帯の夫婦を対象とした調査で、妻が育児を困難だと感じているときに、夫が育児を援助してくれない場合、妻の抑うつは非常に高く、夫の援助があると妻の抑うつが大きく低減されたという。

福丸(2007)は、夫の職場への「家庭への理解度」が高い場合、「妻の子育てに対する制約・負担感」は低くなる傾向にあるとし、夫婦間の葛藤(夫婦間の親密性、相手の話を聞くなどの配偶者への情緒的・精神的サポート、夫婦間の価値観の相違や意見の衝突)などが、抑うつ度につながることを指摘する。さらに、妊娠期に両親学級に参加した父親の方が、生後1年をたった時点の現在の育児参加の程度に有意にプラスに働き、育児分担状況も非常に高いこと、夫の育児参加が妻の精神的な安定につながり、暖かい養育態度が子どもの抑鬱傾向を減少される効果を見いだしている。

稲葉(1995)は、女性が外で働くようになって、社会規範に基づいて家事・育児負担を多く担うことが、ストレスの発生を内面化するとしている。Ishii-Kuntz(2003)は、妻の育児ストレスを軽減するために、父親の育児や家事参加が有効ではあるものの、それは実際の時間ではなく、夫の育児参加に対する妻自身の高い評価が育児不安を軽減させているという。また、外での人間関係も、母親の育児不安を軽減させるとしている。妻の育児に対するストレスや育児不安は、家族社会学で注目を集めてきたが、牧野(1982)によれば、妻の育児不安には家族形態も、子どもの数・年齢も有意な関連がないとし、夫婦関係が大きく関連するとしている。妻が「夫が子育てに責任を持っていないと思う」ことが「よくある」、「時々ある」と答えた場合に育児不安が高く、「夫は一緒に子育てをしてくれている」場合には、逆に育児不安が弱まるとしている。

## 2) 父親の育児参加が直接的に与える影響

父親の育児参加が子どもの発達に与える影響として、母親にはない父親の養育そのもの

---

コミュニケーション能力自身が、育児不安に影響するという指摘もある。

の特性が、直接的に子どもの発達に与える経路も指摘されている<sup>14</sup>。その1つが、父親が子育てに積極的に参加すると、子どもは母親と父親という性格や考え方が異なる大人との接触頻度が増える。子どもは、両親と一緒にいることやコミュニケーションを間近でみることで、人間関係の多様性を学ぶことが可能になるという経路である。もう1つが、子どもが母親とも父親とも行動することで、子どもの生活範囲が広がり、様々な人間関係や対人関係について学ぶことができるという効果がある（石井クンツ 2009）。

石井クンツ（2013）の詳細なサーベイによれば、縦断研究がさかんなアメリカでは、父親の子育てのかかわりが、子どもの情緒の安定性や良好な友人関係の構築、子どもの社会性にプラスの影響を与えると先行研究が多いという。父親の積極的な子どもとのかかわりは、子どもが成人後になっても長期的にプラスの影響を及ぼしており、父親が多くの時間を過ごした女兒は成人後の精神状態が良好であったり（Wenk et al. 1994）、父親から多くの愛情を受けて育った子どもは、成人後の自尊心と人生に対する満足度が高く、学業成績や経済的な業績にも正の相関があったりするという（Harris et al. 1998）。その理由として、父親の子どもへの関わり方は、母親のそれと比べて刺激のある遊び行為が多いため、子どもは自分の感情や行動を調整する能力を学び、体をつかった遊び経験を通して、自身をコントロールしながら他者からの攻撃的な遊びに対処することを学ぶという（Parke 1996、Lamb 2002）。一方で、父親の子育ての不参加が子どもに及ぼす影響は、息子よりも娘により深刻な影響が出やすいとする研究もある（Reeb and Conger 2009）。

日本でも、父親の子育てと子どもの発達に関する研究の蓄積がなされつつある。中野（1992）の研究からは、父親の乳幼児期に積極的に遊んだ子どもは情緒性、社会性、自発性が高く、自分のことより子どもの世話を優先させたり、子どもの言うなりにならない父親が子どもの発達にポジティブな影響を与えている。本田（1981）、尾形（1995）も父親のしつけが子どもの社会性や言葉の発達などに有意にプラスに働いていると指摘する。また、Ishii-Kuntz（1998）は、父親とのかかわりが多い幼児が広い友人ネットワークを形成していることを明らかとしている。

また、子育てに関する Kohn（1969）の親資源論からみれば、親は自身の階層保持のための有効な子育て方法を理解していることになる。こうした心理学や社会学の夫の育児参加が子どもの社会性獲得に有利であるとする先行研究に影響を受けている可能性もある<sup>15</sup>。子どもの情緒的支援は、父母の階層が高いほど暖かな態度であることが指摘されている。そして、大野（1998）は、育児を通して夫自身が人間的に成長していると認識していることも大きいとし、親子の相互作用を指摘する。

---

<sup>14</sup> 家族関係における父子関係の重要性に着目した先駆的な研究者に、Lamb がいる。Lamb（1979=1981）も、父親不在の影響を分析する際には、父親不在が子どもに直接的に及ぼす影響（父親像および男性像の欠如による影響）と、その間接的影響（母親の経済的影響および情緒的苦難による影響）を区別することができないという問題を指摘している。

<sup>15</sup> Bronfenbrenner（1958）は、専門家が指摘するような新たな養育規範の影響を受けやすいのは、労働者階級より中流階級だと指摘する。

さらに、きょうだいの存在が子どもの育ちへの影響についても、考慮すべきである。きょうだいは、「親和的な競争を通して、社会性を培っていく関係」(依田 1980)であり、年齢によるリードする者とされる者とのタテの関係と、競ったり、けんかしたり、協働するヨコの関係をもった「ナナメの関係」という、親や友人とも異なる特殊な人間関係を構築することができる(依田 1990、井森 1990)。きょうだいの存在が、子どもの社会的発達、対人関係の構築に有利に作用するとの先行研究は多い(市川 1997、Ishii-Kuntz 2004)。もし、前述した先行研究より、父親の育児参加度が追加の子ども数に及ぼす効果が正であるならば、父親の育児参加度が、きょうだいの存在を通して、子どもの人間関係の構築に効果的であるともいえよう。

### 3. 使用する変数

#### (1) 家族類型

本研究は、「21世紀出生児縦断調査」の個票データから、父親の育児参加が追加の子ども数と子どもの育ちに与える影響を分析する。

ただし、少子化が進む社会において、現在の子どもの数は、夫婦の追加子ども数の決定に多大な影響を及ぼす。また、親の子育てへのかかわり方や悩みは、夫婦の間に最初に生まれた児童であるか、それとも第2子以降かで大きく異なり、とくにはじめての子どもであれば、思考錯誤しながらの子育てとなるだろう。本研究で重要視する変数「育児不安」も、第1子が第2子以降かで深刻さは異なるであろう。よって、まず本研究で扱う平成13年生まれの児童は、双子や三つ子などを除く「長子」に限定する。

さらに、祖父母などの他の家族と同居している場合には、祖父母などのからのサポートが期待できる一方で、祖父母などの子育てのかかわりと父親の育児参加の状況のコントロールをするのが難しい。さらに、父親または母親が単身赴任をしている場合には、両親がともに同居する家族に比べれば、育児へのかかわりの絶対量は異なるはずであろう。そこで、本研究では対象とする家族類型を、祖父母などとの同居がない核家族世帯で、なおかつ父母が単身赴任の経験がない核家族とした。よって、この2つの制約から、本研究で扱う標本は、平成13年出生児が夫婦の第1子でかつ、夫婦のいずれも単身赴任の経験がなく10年間同居が続いた、夫婦と平成13年生まれの児童とその妹や弟のみで構成される世帯のみを分析対象とした。なおかつ、10年間すべてに調査票に回答した世帯である。

また、後述の共分散構造分析では、分析標本を弟・妹の出生力を考慮するため、平成13年生まれの児童を出産したときの母親の年齢が34歳以下の世帯に限定した。そのため、縦断調査では生活上の困難があった場合には脱落しやすいことが指摘されているが、そうした家族を分析対象外としている可能性や、またひとり親世帯を分析から外していることに、標本の偏りが生じている可能性に留意すべきある。

#### (2) 子どもの性別

平成13年生まれの児童の性別は第1回調査から把握できる。男子を1、女子を0として

ダミー変数化した。

### (3)世帯収入

丸山(2014)と同じ集計方法を採用している。後述するしつけや学校の親和性に関する分析については、外れ値を考慮するために、世帯収入が1163万円未満としている。

### (4)父母の就労収入

共分散構造分析について、父親と母親と夫の第1回調査回答時の就労収入を使用した。就労収入はその有無を尋ね、金額を記入することになっているが、収入がない場合は0年とし、不詳の場合は欠損値処理した。また、就労収入は非常に分散が大きいいため、収入がある者について外れ値を計算し、女性は631万円未満、男性は926万円未満を分析対象とした。

### (5)父母の労働時間

父母の1週間の労働時間については、階級による調査が行われている。労働時間がないものは、0時間とし、そのほかは階級値を使用し、「週60時間以上」については60時間とした。また、長時間労働ダミーを別途作成し、週60時間以上労働について1、それ以下を0としてダミー変数化した。

### (6)父母の学歴

父母の学歴については、第2回目調査(1歳半)のみ行われている。そのため、父母の再婚等があった場合には、第3回目以降の実際の父母の学歴とは異なる可能性があるが、そのまま使用している。

### (7)育児の参加度・接し方

親の子どもとのかかわりについては、主観的評価による「育児の参加度」(第1,2,3,7,10回)、「子どもとの接し方」(第6回のみ)、「子どもと一緒に過ごす時間(育児時間)」(第5,7~10回)を使用する。

「育児の参加度」については、第1回から3回目までは、父母それぞれについて、「食事の世話をする」「おむつを取り換える」「入浴させる」「寝かしつける」「家の中で話相手や遊び相手をする」「屋外へ遊びに連れて行く」の各項目を4段階で評価する方式になっている。よって、「まったくしない」を0点、「ほとんどしない」を1点、「ときどきする」を2点、「いつもする」を3点として、項目ごとに点数化し、その合計点の平均値を「育児参加度」として使用した。この各項目の点数化の和を「育児参加度」とみなすことについては、もっとも標本数が多い1回目の全標本ベースによる信頼性分析の結果、クロインバックのアルファは、父親は0.76、母親は0.398であった。父親の $\alpha$ の数値は相対的に高めであり、各項目の和を「育児参加度」として使用するのに大きな問題はないと考えられるが、母親の $\alpha$ 係数は低い。これは、日本の核家族では母親がもっぱら育児を担うことが多いため、主観的評価による母親の育児参加度はもともと高い数値であるためと考えられる。

第7回目、10回目の育児参加度は、第1~3回目とは異なり、子育ての詳細な項目について尋ねるのではなく、「子育て(世話をする、勉強を見る、遊ぶなど)」について「よくす

る。」「ときどきする。」「ほとんどしない・まったくしない」の3段階の回答となっている。第1回目から3回目までの育児参加度とスコアを調整するために、「よくする」を3点、「ときどきする」を2点、「ほとんどしない・まったくしない」を0.5点として、これを育児参加度とみなして使用した。なお、夫の育児参加度については、各回の参加度のほかに、全調査回の平均値も算出している。

また、親の具体的な子どもとの接し方(第6回)として、父母それぞれに「子どもと一緒にトランプやおもちゃなどで遊ぶ。」「子どもと一緒に体を動かす遊びをする。」「子どもと一緒にお風呂に入る。」「本や絵本の読み聞かせをする。」「積極的に子どもに話しかける。」「子どもと一緒に食事をする。」「膝に乗せるなどスキンシップをはかる。」「子どもをほめる」について、「よくしている」を2点、「できるだけしている」を1点、「していない」を0点とし、その和から平均点を算出した。全標本の信頼性分析の結果、クロインバックの $\alpha$ は、母親が0.660、父親が0.815であった。本研究では、各項目を「よくしている」ほど、親が子どもと積極的に接しているとみなしているが、いわゆる「過保護」の弊害はこの調査票からは把握することができないという限界がある。

なお、共分散構造分析では潜在変数「母親の育児の暖かさ」として、自己評価の「育児の参加度」(第10回)と「子どもとの接し方」(第6回)を使用している。使用標本による両者のPearsonの相関係数は0.147で、0.1%水準で有意(両側検定)であった。

「子どもと一緒に過ごす時間(育児時間)」は、父母ともに平日・休日の子どもと一緒に過ごす時間を、時間の階級で調べている。「なし」は0分とし、それ以外はすべて階級値を育児時間とみなして、育児時間を算出した。なお、平日の「6時間以上」は360分、休日の「10時間以上」は600分とした。

#### (8)しつけ

「子どもはその文化に特有の行為ルールを獲得する必要があり、衝動のままにふるまうことを制限され、その文化によって適切とされた形での行為を身につける必要がある」(山治 1997 p.94)。そうした統制を行うのが家庭のしつけであり、自分の情動や行動を調整できることが社会性の発達に結びつくと考える。

本研究では、子どもが社会性の獲得指標を、13項目のしつけ<sup>16</sup>が身につけているかを代理指標とする。子どものしつけについては、第4回と第8回に「親がしつけをしているかどうか。」「子どものしつけが身につけているかどうか」を尋ねている。「しつけ」の項目は、13項目あり、親のしつけについては、「しつけをした・しつけをしている」を「1」、「しつけをしていない」を「0」とダミー変数化した。子どもについては、子どもが「身につけている」場合は「1」、「身につけていない」場合は「0」とした。本来は、子どもが徐々にし

<sup>16</sup> 「挨拶や返事などをする。」「食事の後自分の食器を台所に運ぶ。」「人の話は最後まで聞く。」「うそをつかない。」「遊具で遊ぶときに順番を守る。」「テレビやコンピューターゲームをする時間は決めている。」「おもちゃや絵本をこわさない。」「遊んだ後の片づけをする。」「人の物と自分の物を区別する。」「人に乱暴しない。」「道路にでるときは必ず右左をみる。」「知らない人にはついて行かない。」「公共の場(バス・道路・病院等)では騒がない」である。

つけを身につけていく課程を把握すべきであるが、子どもが各しつけの項目をできる頻度や割合がないため、このように 2 値データを使用している。そのため、因子分析や信頼性分析は行っていない。また、第三者による客観的指標に基づく評価ではなく、親の主観的な評価であることに注意が必要である。社会性の獲得指標として、各項目の数値の合計値を使用した。よって、子どもがすべて身につけている場合は 13 となり、1 つも身につけていない場合は、0 となる。親についても、「しつけをした・している」のしつけ項目の合計値を算出した。よって、すべての項目で「しつけをした・している」場合は、13 となり、していない場合は 0 となる。

#### (9) 弟・妹の人数

弟・妹の人数は、各回調査における平成 13 年出生児と同居している、弟と妹の人数の合計とした。

#### (10) 小学校生活の親和性

第 7 回(小学校 1 年生)から第 10 回(小学校 4 年生)まで継続して調査項目にある学校生活の様子を尋ねる質問項目を利用した。具体的には、「学校で友達に会うのを楽しみにしている」、「学校の勉強(体育・音楽などを含む)を楽しみにしている」、「学校の給食を楽しみにしている」、「学校の先生に会うのを楽しみにしている、信頼している」、「学校の行事(遠足、運動会など)を楽しみにしている」の 5 つの質問項目がある。回答は子ども本人ではなく、主に親の主観的回答であるが、「はい」を 3、「どちらともいえない」を 2、「いいえ」を 1 としてスコア化した。

対象は、勉強だけではなく、友人関係や行事など多岐にわたるが、認知能力と非認知能力の両方が必要な小学校生活全般に対する子どもの適応力をみるために、その合計数値を小学校生活の親和性とした<sup>17</sup>。信頼性分析の結果、第 10 回目についてはクロインバックの値は 0.652 であった。

#### (11) 子育ての悩み

親の子育ての悩みは、第 1 回調査から第 10 回調査まで毎年尋ねているが、子どもの成長にあわせて調査内容が異なっている。悩みがある=1、悩みがない=0 として扱っている。いずれも、主観的な結果であり悩みの程度がわからないという限界があるが、以下のように分類を行った。

##### 育児不安

共分散構造分析では、潜在変数「育児不安」を使用している。育児不安という言葉は、母親の育児への疲労や不安感の高まりとともに社会的に認知されるようになった言葉であ

<sup>17</sup> 本分析では、「学校で友達に会うのを楽しみにしている」、「学校の勉強(体育・音楽などを含む)を楽しみにしている」、「学校の給食を楽しみにしている」、「学校の先生に会うのを楽しみにしている、信頼している」、「学校の行事(遠足、運動会など)を楽しみにしている」の 5 つの質問項目について、ウエイトの調整をしていない。やや古い調査であるが、日本 PTA 全国協議会(1996)の小学 6 年生の子どもを対象とした調査では、学校が楽しい理由は第 1 位が「友達と一緒に」が約 90%で、第 2 位の「体育が遠足がある」36%との乖離が大きかった。また、「学校が楽しくない理由」の第 1 位は「先生によく叱られる」であり、子どもの学校の楽しさには、友人関係と教師の影響が大きいことが分かる。

るが、育児不安の先駆的な研究者である牧野（1982）は「育児行為の中で一時的に生じる疑問や心配ではなく、持続し、蓄積された不安の状態。子どもの現状や将来、あるいは育児のやり方や結果に対する漠然とした恐れを含む情緒の状態」と定義している。その後、多くの研究者によって育児不安の定義が研究されているが、統一化された定義があるわけではない。本研究では、牧野（1982）が育児不安尺度として示した、一般的疲労感、一般的気力の低下、イライラの状態、育児不安の兆候、育児意欲の低下の5つの要素と、冬木（2008）の育児ストレスの要素「育児負担感」、「仕事と育児の葛藤」、「育児疎外感」、「育児意欲の低下」、「父子関係不安感」を参考に、「育児負担」として、「子育てによる体の疲れが大きい」、「自分の自由な時間がもてない」、「仕事や家事が十分にできない」<sup>18</sup>、「夫婦で楽しむ時間がない」、「目が離せないのが気が休まらない」、「子どもと過ごす時間が十分にとれない」、「子どもの病気などのときに仕事を休みづらい」に該当する項目の合計点とした。また、「育児意欲の低下」として「しつけのしかたがわからない」、「子どもを好きになれない」、「気持ちに余裕をもって子どもに接することができない」の結果を調査回すべての回答について合計した。なお、共分散構造分析で使用するデータにおける育児負担と育児意欲の低下の Pearson の相関係数は 0.375 で、0.1%水準で有意(両側検定)であった。

#### 配偶者の育児非協力の悩み

配偶者の育児に関する評価は、「配偶者が子育てに参加してくれない」、「しつけのしかたが家庭内で一致してくれない」の2つの回答結果について、該当を1、非該当を0として、調査回すべての結果を合計した。

#### 出費負担感

親の悩みの調査項目のなか、「子育ての出費がかさむ」は第1回から継続した項目である。しかし、第2回以降の回答状況については、純粋に家計収入だけの状況をふまえたものか、弟・妹が増えたことによる家計支出増の影響かを厳密に把握することには限界がある。よって、平成13年出生児が生まれた直後の経済的負担感が、純粋な第1子の家計負担感であると同時に、将来の追加子ども数を考える材料になると考え、第1回目の「子育ての出費がかさむ」の結果について、「悩みがある」=1、「悩みがない」=0として、ダミー変数とした。

## 4. 分析

### (1) しつけに関する分析

まず、父母の育児参加度が子どものしつけが身につくこと、つまり社会性の獲得に有利に働いているかを分析する。つまり、仮説1「父母の育児参加度が高い家庭の子どもの方が、そうでない家庭の子どもよりもしつけが身につくやすい」を検証する。

まず、第4回と第8回の13項目のしつけについて、子どもが各しつけを身につけているかをパネルデータ化し、重回帰分析を行った。子どもの発達に関する事象であるため、変

<sup>18</sup> 1, 2回までは「仕事が十分にできない」のみである。

動効果モデルを採用した。被説明変数は、各しつけ項目の「身につけている」をできる=1、できない=0として、和を合計している。説明変数は、子どもの性別(男子=1)、世帯収入<sup>19</sup>、父母の学歴、親の悩みから「しつけのしかたがわからないダミー」、「しつけの方針が家庭内で一致していないダミー」、「父親の育児参加度」と「母親の育児参加度」<sup>20</sup>とした。

結果は、表1のとおりである。

表1 しつけが身につけているかの重回帰分析

Random-effects GLS regression				Number of obs = 5017			
Group variable: ID				Number of groups = 4429			
R-sq: within = 0.1777				Obs per group: min = 1			
between = 0.0666				avg = 1.1			
overall = 0.0723				max = 2			
corr(u_i, X) = 0 (assumed)				Wald chi2(9) = 417.15			
				Prob > chi2 = 0.0000			
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]		
男子ダミー	-0.272	0.055	-4.97	***	-0.379	-0.165	
世帯年収	0.000	0.000	2.53	**	0.000	0.001	
親のしつけ数	0.210	0.014	14.92	***	0.182	0.238	
母親の学歴	0.015	0.025	0.6		-0.034	0.063	
父親の学歴	0.009	0.020	0.47		-0.029	0.048	
しつけのしかたがわからない	-0.512	0.080	-6.41	***	-0.669	-0.356	
しつけのしかたが家庭内で一致していない	-0.460	0.084	-5.48	***	-0.625	-0.296	
父親の育児参加度	0.232	0.045	5.12	***	0.143	0.321	
母親の育児参加度	-0.037	0.028	-1.31		-0.093	0.018	
_cons	4.863	0.221	22.01	0	4.430	5.297	
sigma_u	1.024						
sigma_e	1.566						
rho	0.299	(fraction of variance due to u_i)					

まず性別についてみると、男子が有意にマイナスの数字となっている。女子に比べ、男子の方がしつけを身につけにくいと認識されていることになる。世帯年収は5%水準で、プラスの符号で有意ではあり、世帯収入の高い世帯ほどしつけが身につけやすいことが分かった。しかし、親の学歴についてはいずれも有意な結果とはならず、親の階層を問う世帯収入と学歴では、世帯収入をコントロールすると、学歴の効果が消失することが分かった。また、親の悩みとして「しつけのしかたがわからない」、「しつけのしかたが家庭内で一致していない」は、いずれもマイナスの係数で有意となった。もちろん、子どものしつけがうまくいかないために、しつけのしかたに悩むという逆の因果の可能性もある。父親の育児参加度は有意にプラスの係数となり、父親が積極的に育児に参加する世帯の子どもの方が、しつけが身につけやすいことが分かった。一方、母親の育児参加度については、統計

<sup>19</sup> 第8回が世帯年収の調査項目がないため、便宜上第8回の世帯収入は第7回のデータを利用した。

<sup>20</sup> 第4回、第8回とも夫婦の育児参加度の調査項目がないため、それぞれ第3回、第7回のデータを利用した。



的には有意ではないものの、予想に反して、マイナスの係数となった。

もちろん、しつけがみにつくかどうかは、各しつけの項目によって効果が異なる可能性がある。表2は、各しつけの項目別に、「できる」を「1」、「できない」を「0」として、ロジスティック回帰分析をした結果である。

表2 しつけ項目別のロジスティック分析結果

	挨拶や返事などをする			食事の後自分の食器を台所に運ぶ			人の話は最後まで聞く			うそをつかない			道具で遊ぶときに順番を守る		
	Coef.	Std. Err.	確率	Coef.	Std. Err.	確率	Coef.	Std. Err.	確率	Coef.	Std. Err.	確率	Coef.	Std. Err.	確率
男子ダミー	-0.200	0.089	**	0.152	0.066	**	-0.345	0.070	***	-0.164	0.068	**	-0.317	0.077	***
世帯年収	0.000	0.000	**	0.000	0.000	***	0.000	0.000	***	0.001	0.000	***	0.001	0.000	***
しつけダミー	-0.047	0.462		-2.541	0.137	***	0.041	0.087		0.200	0.088	**	1.447	0.189	***
父の学歴	-0.047	0.032		0.083	0.024	***	-0.009	0.025		0.022	0.024		-0.023	0.027	
母の学歴	-0.060	0.040		0.048	0.030		0.039	0.031		0.025	0.031		0.010	0.034	
しつけのしかたがわからない	-0.571	0.122	***	0.084	0.097		-0.542	0.104	***	-0.362	0.097	***	-0.424	0.104	***
しつけのしかたが家庭内で一致していない	-0.652	0.126	***	0.338	0.102	***	-0.456	0.107	***	-0.516	0.102	***	-0.127	0.111	
父親の育児参加度	-0.040	0.075		-0.096	0.056	*	0.265	0.059	***	0.207	0.058	***	0.297	0.065	***
母親の育児参加度	0.088	0.048	*	-0.039	0.037		-0.011	0.037		-0.032	0.037		-0.027	0.042	
切片	2.902	0.547	***	1.130	0.206	***	-0.648	0.217	***	-0.155	0.211		-0.509	0.272	
/Insig2u	0.320	0.344		-1.337	0.951		0.060	0.293		-0.358	0.409		-1.166	0.989	
sigma_u	1.174	0.202		0.512	0.244		1.031	0.151		0.836	0.171		0.558	0.276	
rho	0.295	0.072		0.074	0.065		0.244	0.054		0.175	0.059		0.087	0.078	
標本数	5490			5544			5449			5389			5447		
	テレビやコンピューターゲームをする時間は決めている			おもちゃや絵本をこわさない			遊んだ後の片付けをする			人の物と自分の物を区別する			人に乱暴しない		
男子ダミー	-0.398	0.066	***	0.688	0.087	***	-0.150	0.077	*	-0.225	0.080	***	0.622	0.084	***
世帯年収	0.000	0.000	**	-0.001	0.000	***	-0.001	0.000	***	0.001	0.000	***	-0.001	0.000	***
しつけダミー	1.703	0.099	***	0.230	0.142		1.319	0.490	**	0.531	0.112	***	1.846	0.273	***
父の学歴	0.047	0.023		-0.076	0.029		-0.030	0.028		-0.006	0.028		-0.016	0.028	
母の学歴	0.042	0.029		-0.021	0.036	***	-0.101	0.035	***	0.046	0.036		0.011	0.035	
しつけのしかたがわからない	-0.221	0.092	***	0.461	0.110	***	-0.354	0.114	***	-0.492	0.105	***	0.429	0.108	***
しつけのしかたが家庭内で一致していない	-0.478	0.099	***	0.327	0.114	***	-0.484	0.119	***	-0.356	0.111	***	0.388	0.112	***
父親の育児参加度	0.141	0.054	***	-0.292	0.069	***	0.178	0.065	***	0.361	0.068	***	-0.259	0.066	***
母親の育児参加度	-0.015	0.035		0.035	0.043		-0.076	0.040	*	0.002	0.044		0.009	0.042	
切片	-1.394	0.198	***	-0.705	0.265	***	-0.527	0.529		0.242	0.251		-2.674	0.362	***
/Insig2u	-1.036	0.651		-0.009	0.389		0.673	0.231		-1.202	1.152		-2.877	0.461	
sigma_u	0.596	0.194		0.995	0.194		1.400	0.162		0.548	0.316		0.866	0.200	
rho	0.097	0.057		0.231	0.069		0.373	0.054		0.084	0.088		0.186	0.070	
標本数	5515			5540			5465			5450			5468		
	道路に出るときは必ず右左をみる			知らない人については行かない			公共の場(バス、電車、病院等)では騒がない								
男子ダミー	-0.256	0.061	***	-0.192	0.077	**	-0.643	0.081	***						
世帯年収	0.001	0.000	***	0.001	0.000	***	0.001	0.000	***						
しつけダミー	3.111	0.235	***	2.387	0.087	***	0.025	0.229							
父の学歴	-0.008	0.022		-0.034	0.028		0.042	0.027							
母の学歴	-0.067	0.028	**	0.048	0.035		-0.072	0.034	**						
しつけのしかたがわからない	-0.172	0.087	**	-0.257	0.105	**	-0.655	0.109	***						
しつけのしかたが家庭内で一致していない	-0.176	0.091	*	-0.187	0.114		-0.382	0.111	***						
父親の育児参加度	0.229	0.052	***	0.264	0.065	***	0.317	0.064	***						
母親の育児参加度	-0.030	0.034		-0.039	0.043		0.004	0.039							
切片	-2.688	0.283	***	-1.120	0.238	***	0.251	0.309							
/Insig2u	-2.477	2.314		-9.301	9.408		0.279	0.283							
sigma_u	0.290	0.335		0.010	0.045		1.149	0.163							
rho	0.025	0.056		0.000	0.000		0.287	0.058							
標本数	5452			5365			5464								

注：モデルの当てはまりをしめる結果の記載は省略している。

しつけの各項目に着目すると、表1のしつけができる和とは異なる傾向がみられた。性別に関しては、男子がマイナスの係数で有意になっている項目が多いものの、「食事の後自分の食器を台所に運ぶ」、「おもちゃや絵本をこわさない」については、プラスの係数で有

意となっており、性別によってしつけが身につけやすい項目とそうでない項目がある傾向がみられる。世帯収入については、統計的に有意になっている項目が多いが、符号はマイナスとプラスの両方があり、「おもちゃや絵本をこわさない」、「遊んだあとの片付けをする」、「人に乱暴しない」では、世帯収入が高い世帯ほどしつけが身につけにくい結果となっている。親のしつけに関する悩みも、項目によってはプラスとマイナスの係数の両方が出ており、因果関係を今後検討する必要がある。最後に、父母の育児参加度についてみると、ほとんどの項目で父親の育児参加度が、しつけを身につけることに有利に働いていることがわかる。母親の育児参加度は、符号もプラスとマイナスで安定しておらず、統計的に有意になるものも少なく、自己評価に基づく母親の育児参加度は子どものしつけの獲得には関連性を見いだすことはできない。

よって、仮説1「父母の育児参加度が高い家庭の子どもの方が、そうでない家庭の子どもよりもしつけが身につくやすい」は支持された。

## (2) 小学校生活の親和性の重回帰分析

次に、父母の育児参加度が小学校生活の親和性との関連性について分析する。仮説2「父母の育児参加度が高い家庭で育つ児童は、そうでない児童より小学校生活の親和性が高い」を検証する。

被説明変数を小学校生活の親和性、説明変数として性別、世帯収入、父母の学歴、父母の育児参加度、弟・妹の人数として、重回帰分析を行った結果が、表3である。

表 3 小学校生活の親和性の重回帰分析（主観的育児参加度を使用）

Random-effects GLS regression	Number of obs =	4520
Group variable: ID	Number of groups =	3783
R-sq: within = 0.0011	Obs per group: min =	1
between = 0.0176	avg =	1.2
overall = 0.0158	max =	2
	Wald chi2(7) =	67.97
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2 =	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
男子ダミー	-0.1255	0.0442	-2.84	***	-0.212	-0.039
世帯年収	0.0004	0.0001	3.38	***	0.000	0.001
父親の学歴	0.0001	0.0159	0.01		-0.031	0.031
母親の学歴	0.0749	0.0199	3.76	***	0.036	0.114
父親の育児参加度	0.1184	0.0328	3.61	***	0.054	0.183
母親の育児参加度	0.0047	0.0229	0.21		-0.040	0.050
弟・妹の人数	0.0905	0.0324	2.79	***	0.027	0.154
cons	13.1605	0.1320	99.68	***	12.902	13.419
sigma_u	0.806					
sigma_e	1.172					
rho	0.321	(fraction	of variance due to u_i)			

男子ダミーがマイナスの係数で、1%水準で有意であったことから、女子に比べ男子の方が小学校における様々な事象を「楽しみ」と思う割合が低いことを表している。世帯収入も1%水準でプラスであり、世帯収入が高い世帯の子どもの方がより小学校生活の親和性が高いことが分かる。父母の学歴については、父親については、符号はプラスであるものの、有意な結果とはならず、母親は1%水準でプラスの係数となり、母親の学歴が高い子どもの方が、そうでない子どもよりも小学校生活を楽しんでいることが分かった。父母の育児参加度については、しつけの重回帰分析と同様、父親の育児参加度が子どもの小学校生活の親和性を高くしており、弟・妹の人数もより小学校生活の親和性を高めていることが分かった。

また、父母の育児参加度にかえて、それぞれの平日・休日の育児時間（子どもと一緒に過ごす時間）の階級値で分析した結果は、表4の通りである。

表 4 小学校生活の親和性の重回帰分析（育児時間を使用）

Random-effects GLS regression	Number of obs =	7985
Group variable: ID	Number of groups =	5858
R-sq: within = 0.0050	Obs per group: min =	1
between = 0.0207	avg =	1.4
overall = 0.0190	max =	2
	Wald chi2(9) =	139.07
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2 =	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
男子ダミー	-0.1669	0.0348	-4.79	***	-0.235 -0.099
世帯年収	0.0003	0.0001	2.98	***	0.000 0.000
父親の学歴	0.0148	0.0125	1.18		-0.010 0.039
母親の学歴	0.0669	0.0156	4.3	***	0.036 0.097
父親の平日育児時間	-0.0002	0.0002	-1.09		-0.001 0.000
父親の休日育児時間	0.0005	0.0001	4.83	***	0.000 0.001
母親の平日育児時間	0.0006	0.0002	2.76	***	0.000 0.001
母親の休日育児時間	-0.0001	0.0002	-0.73		0.000 0.000
弟・妹の人数	0.0939	0.0252	3.73	***	0.045 0.143
cons	13.1576	0.1084	121.36	***	12.945 13.370
sigma_u	0.813				
sigma_e	1.183				
rho	0.321	(fraction of variance due to u_i)			

育児時間のみに着目すると、平日では母親の育児時間が、休日では父親の育児時間がいずれもプラスの係数で、しつけが身につくことに有利に働いていることがわかる。本分析では、父母の就業状況の組み合わせを考慮した分析を行っていない限界があるが、平日は母親がもっぱら育児を担っている可能性が高いことを考えると、中心的な担い手である母親の育児時間が子どものしつけの獲得に有利に働いており、休日については、母親に比べより分散が大きい父親の育児時間がしつけに有利に働いているのだと示唆される。いずれにせよ、父母の育児時間という観点でも、親の時間投資が子どものしつけ獲得には有利に働いていることが明らかとなった。

よって仮説2「父母の育児参加度が高い家庭で育つ児童は、そうでない児童より小学校生活の親和性が高い」は、父親については支持された。しかし、母親および育児時間でみた育児参加度については、統計的に留保条件があり、支持されなかった。

### (3) 共分散構造分析

#### 分析の枠組み

最後に、共分散構造分析を用いて、より複雑なモデルの検証を行う。

これまでの分析から、父親の育児参加度は、子どもの社会性の獲得（より多くのしつけが身についている）小学校生活の親和性に正の影響を与えていることをみてきた。しかし、父親の育児参加度の影響は、母親の育児不安の軽減や出生率向上にも寄与するとの先行研

究もある。本研究では、父親の育児参加が出生率や子どもの社会性の獲得、小学校生活の親和性にどのような経路で影響を与えるのか、共分散構造分析によって分析する。分析対象は、成人にもっとも近い年齢である、分析対象の最終調査回である第10回（4年生）の時点の子どもの小学校生活の親和性への経路を対象とした。

扱う標本は、以下のように制限した。全10回すべてに回答している世帯であり、他の同居家族の育児支援または単身赴任による父親の育児参加度の低下の影響を排除するために、全10回とも父母が同居している核家族世帯で、平成13年生まれの児童が長子（双子や三つ子などの多胎児を除く）の世帯に限定している。さらに分析に使用する変数すべてに回答している世帯である。収入については、外れ値の調整を行うために、第1回目の世帯収入では1163万円未満、父親の第1回目の就労収入が926万円、母親の第1回目の就労収入が526万円未満の世帯とした。第1回目の就労収入は、平成12年の就労収入であり、子どもの出生前の就労収入となる。第1回目の就労収入を使用したのは、今後の追加子ども数を考える上ではじめて子どもをもった時の経済状況が大きな要因と考えられること、そして日本では乳幼児の母親の多くが出生児には無職であることを考えると、母親の機会費用の算出には、出生前の母親の就労収入を代替すべきと考えたためである。

さらに、本分析では父親の育児参加度が、弟や妹の出生に影響するかを判断するために、平成13年生まれの児童を出産した時の母親の年齢を34歳以下であった世帯に限定した。母親の年齢を34歳以下としたのは、母親の年齢による出産力低下の影響<sup>21</sup>を排除し、なおかつ母親の年齢が35歳を超えると、今後の出産希望の割合が低下することを考慮したためである<sup>22</sup>。実際、国立社会保障・人口問題研究所「2002年出生動向基本調査」によれば、子どもが1人いる女性の場合、今後の出産希望の割合が30～34歳では75%であるのに対し、35～39歳では38.0%と急減している（図1参照）。

以上のような制約によって、分析対象となる標本は社会全体の標本分布に比べ分布が異なる可能性が高いことに留意すべきである。全10回にわたり回答をし続けている標本のため、脱落標本の先行研究にあるような転居や生活上のリスクが相対的に小さいということ、そして記入内容も「不詳」がないという点で、記入者がきわめて協力的であった世帯ということである。三世代同居世帯やひとり親世帯、単身赴任の経験もない世帯という点でも、社会全体の動向を把握するには限界がある。また、父母の性別役割分業感や子育てに対する価値観について尋ねる質問項目がないため、育児負担度の要因分析には大きな制約があることにも留意が必要である。

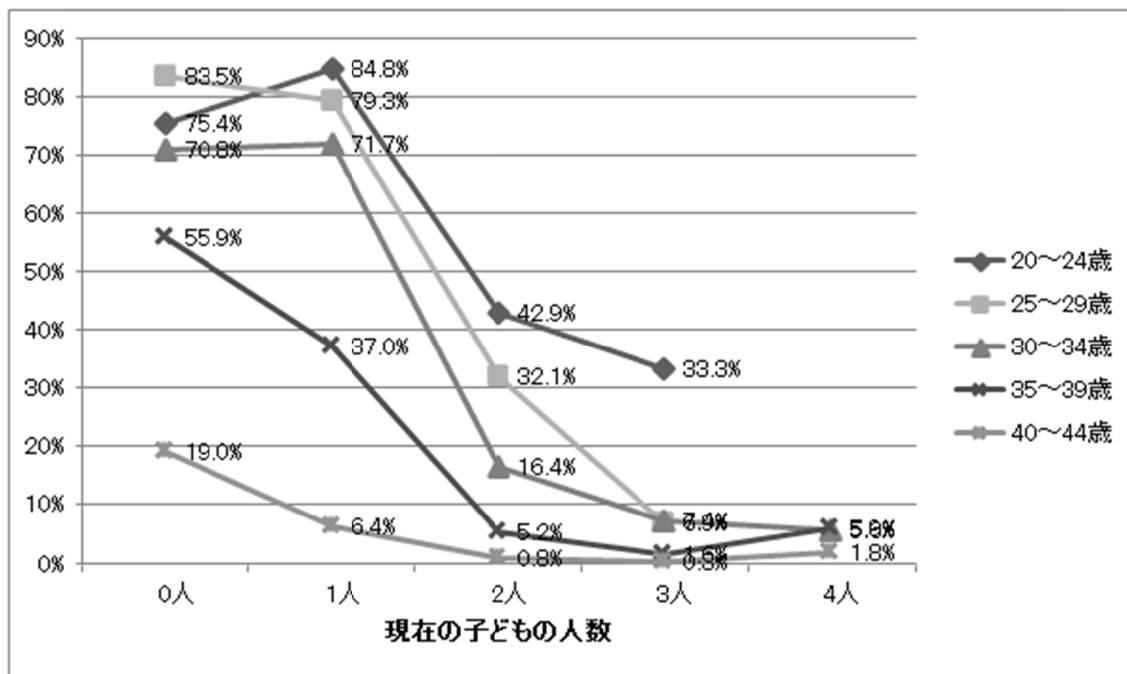
---

<sup>21</sup> 個人差はあるものの、30歳代半ば頃から、年齢が上がるにつれて様々なリスクが相対的に高くなるとともに、出産に至る確率が低くなっていくことが指摘されている（厚生労働省 2013 p.106）。

<sup>22</sup> 国立社会保障・人口問題研究所「2010年出生動向基本調査」を分析した厚生労働省（2013）と比較すると、35～39歳の子どもが1人いる女性の今後の出産希望割合は55.2%と上昇している（厚生労働省 2013 p.95）。

図1 妻の現在年齢別、出生子ども数別 追加出生希望割合

(単位：%)



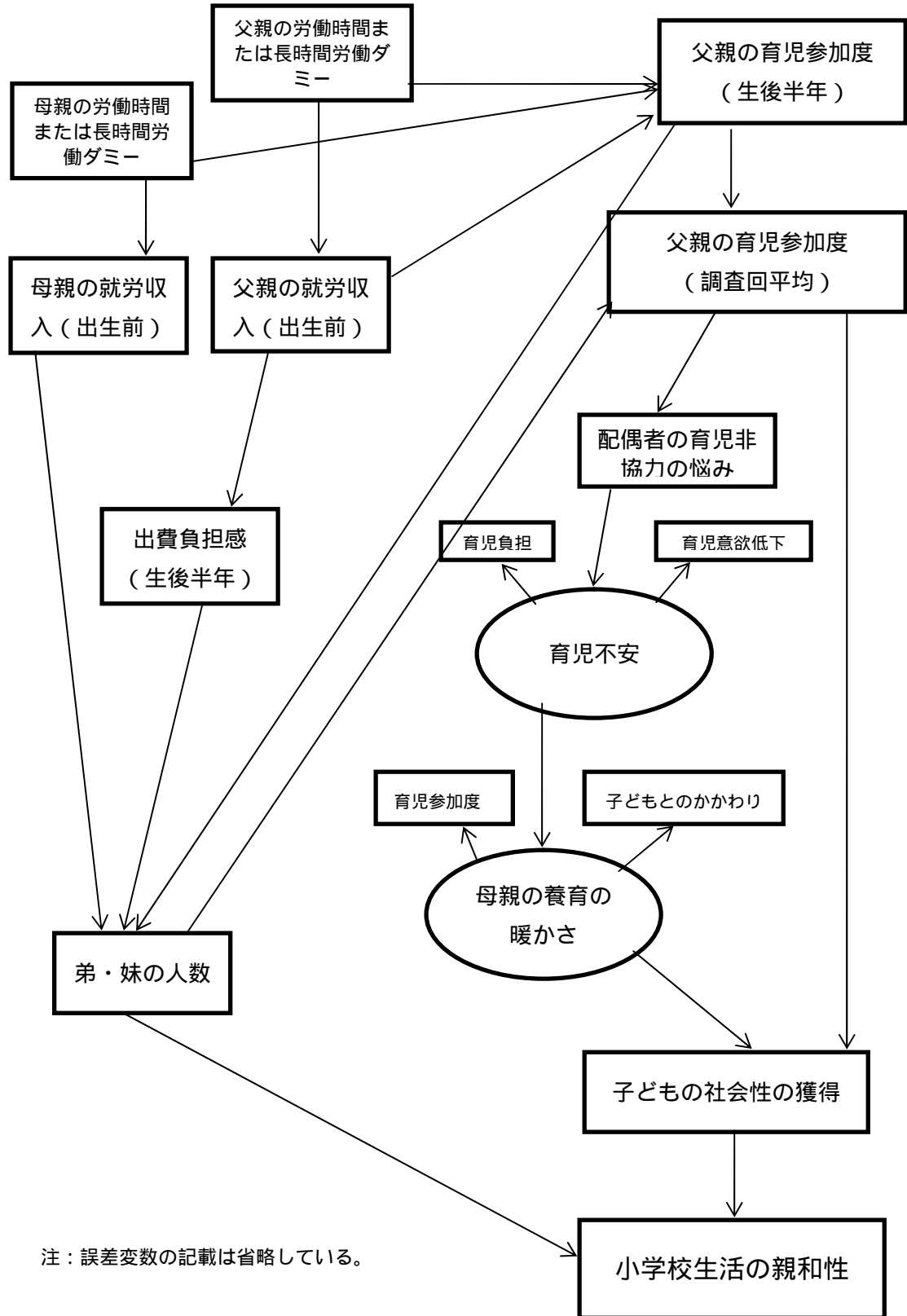
出典：国立社会保障・人口問題研究所「第12回出生動向基本調査（2002年）」より作成

子どもの性別によって、パスの影響が異なる可能性も考えられるため、分析は男女計、男子のみ、女子のみの3種類行った。その結果、分析のパターンは、「父母の労働時間もしくは長時間労働ダミー」(計2種類) × 男女計、男子のみ、女子のみ(計3種類)の合計6種類となった。

図2は、分析に使用するモデル図である。

以下、仮説の説明を行う。

図2 共分散構造分析のモデル図



注：誤差変数の記載は省略している。

仮説 3-1: 父親の労働時間が長い家庭では、そうでない家庭に比べて父親の育児参加度( 生後半年 ) が低く、1 母親の労働時間が長い家庭では、そうでない家庭に比べて父親の育児参加度( 生後半年 ) が高い。生後半年時点での育児参加度が高い父親は、その後の育児参加度の割合も高い。

父母の労働時間と父親の育児参加度の検証のため、生後半年の時点の父母の労働時間が第 1 子をもった最初の子育ての時点の育児参加度を決定し、生後半年時点の父親の育児参加度はその後も育児参加度を規定するであろうと考えた。よって、「父親の労働時間 または長時間労働ダミー( 週 60 時間以上労働時間ダミー )」、「母親の労働時間 または長時間労働ダミー( 週 60 時間以上労働時間ダミー )」から「父親の育児参加度( 生後半年 )」へのパス( 符号は父親の労働時間からはマイナス、母親の労働時間からはプラスと予想 )と、「父親の育児参加度( 生後半年 )」から「父親の育児参加度( 調査回平均 )」へのパス( 符号はプラス )を分析する。

仮説 3-2: 父親の育児参加度が高い場合、母親の配偶者の育児参加に関する悩みは減る。そして、母親が配偶者の育児参加に関する悩みをかかえている場合は、そうでない家庭に比べ、育児不安が高くなる。

父親の育児参加度と、母親の育児不安に至る経路の検証のため、「父親の育児参加度( 調査回平均 )」から「配偶者の育児非協力の悩み」そして、「育児不安」に向かうパスを分析する。父親が育児参加をしていれば、配偶者の育児非協力の悩みは減少すると考え、パスの符号はマイナスに、逆に配偶者の育児非協力をしてもらえないという悩みは、育児不安を高まらせる、符号はプラスと予測した。

仮説 3-3: 育児不安がある世帯は、そうでない世帯に比べ、母親の育児の暖かさが低い。

「育児不安」から「母親の養育の暖かさ」につながるパスを検証する。先行研究でみたように、育児不安が養育の質を低下させると考え、パスの符号はマイナスを予想する。

仮説 3-4: 母親の養育が暖かい家庭、父親の育児参加度が高い家庭で育った子どもは、そうでない子どもより社会性の獲得がしやすい。

子どもの社会性の獲得に、母親の養育態度や父親の育児参加度がどのように影響するのかをみるため、母親については「母親の養育の暖かさ」から「社会性の獲得」のパスと、「父親の育児参加度( 調査回平均 )」のパスを分析する。両者ともプラスの符号を予測する。

仮説 3-5: 子どもの小学校生活の親和性は、社会化が獲得できている子どもの方がそうでない子どもよりも高い。

認知能力に限らず、社会生活を営む上で重要なしつけができている子どもの方が、他者との関係を有利にすすめることができると考え、「社会性の獲得」から「小学校生活の親和性」に向かうパスの符号はプラスを予想した。

仮説 3-6: 父母の労働時間の長さは、父母の就労収入の高さと正の相関がある。

「父親の労働時間 または長時間労働ダミー( 週 60 時間以上労働時間ダミー )」、「母親の労働時間 または長時間労働ダミー( 週 60 時間以上労働時間ダミー )」から「父親の就



労収入（出生前）」、「母親の就労収入（出生前）」へのパスを分析する。労働時間の長短は、収入額の多寡と関連していると考え、符号はいずれもプラスを予想する。

仮説 3-7：父親の就労収入が高い場合、育児の出費負担感は軽減する。

「父親の就労収入（出生前）」から「出費負担感」へのパスを分析する。収入が高いほど、子育ての費用負担感は軽減されると考えるので、符号はマイナスを予想する。

仮説 3-8：子育ての出費負担感がある家庭、母親の就労収入（出生前）が高い家庭ほど、弟・妹の人数は減少する。

前者については、子育ての出費負担感から、弟・妹の人数へのパスを分析する。予算制約感が追加子ども数に負の影響があると考え、符号はマイナスを予想する。母親の就労収入の高さは、機会費用の高さにつながると考え、符号はマイナスを予想する。

仮説 3-9：父親の生後半年時点での育児参加度が高い家庭は、そうでない家庭よりも弟・妹が生まれる傾向があり、弟・妹がいる家庭は、いない家庭で比べて父親の育児参加度が高い。

父親の育児参加度が出生に与える影響は、子どもの数が多いために育児参加をしているのか（育児需要説）それとももともと育児参加度が高い父親がいる家庭で、弟・妹が生まれやすいのかを検証するため、子ども数が1人であるときの父親の育児参加度が、弟・妹の人数につながるパスと、弟・妹の人数が父親の育児参加度（調査回平均）へのパスを分析した。符号は、いずれもプラスを想定する。

仮説 3-10：弟・妹のいる家庭で育った子どもは、一人っ子の家庭の子どもよりも、小学校生活の親和性が高い。

きょうだいの存在によって、子どもはより仲間関係の構築がしやすいとの仮説から、同級生や教師との関係が良好になり、小学校生活の親和性が高くなると考えた。よって、「弟・妹の人数」から「小学校生活の親和性」に向かうパスはプラスと想定した<sup>23</sup>。

## 分析結果

### (a)モデルのあてはまり

分析のパス図は、父母の労働時間からはじまる場合のみ、図 3 に掲載している。父母の労働時間ないしは、長時間労働ダミーを用いた分析結果の標準化係数やモデルの適合度を整理した結果が、表 5 と表 6 である。

モデルのあてはまりをしめす適合度指標をみていこう。GIF それぞれ 0.972 から 0.975、AGIF は GIF をやや下回り、0.959 から 0.964 であった。また、RMSEA は 0.047 から 0.049 で 0.05 を下回っている。

よって、モデルの適合度は、妥当だと考えた。

---

<sup>23</sup> きょうだいが多ければ多いほど、子どもの仲間関係が向上するとは一概にはいえず、きょうだい関係がこじれる原因にもなるという限界がある。

図3 分析結果

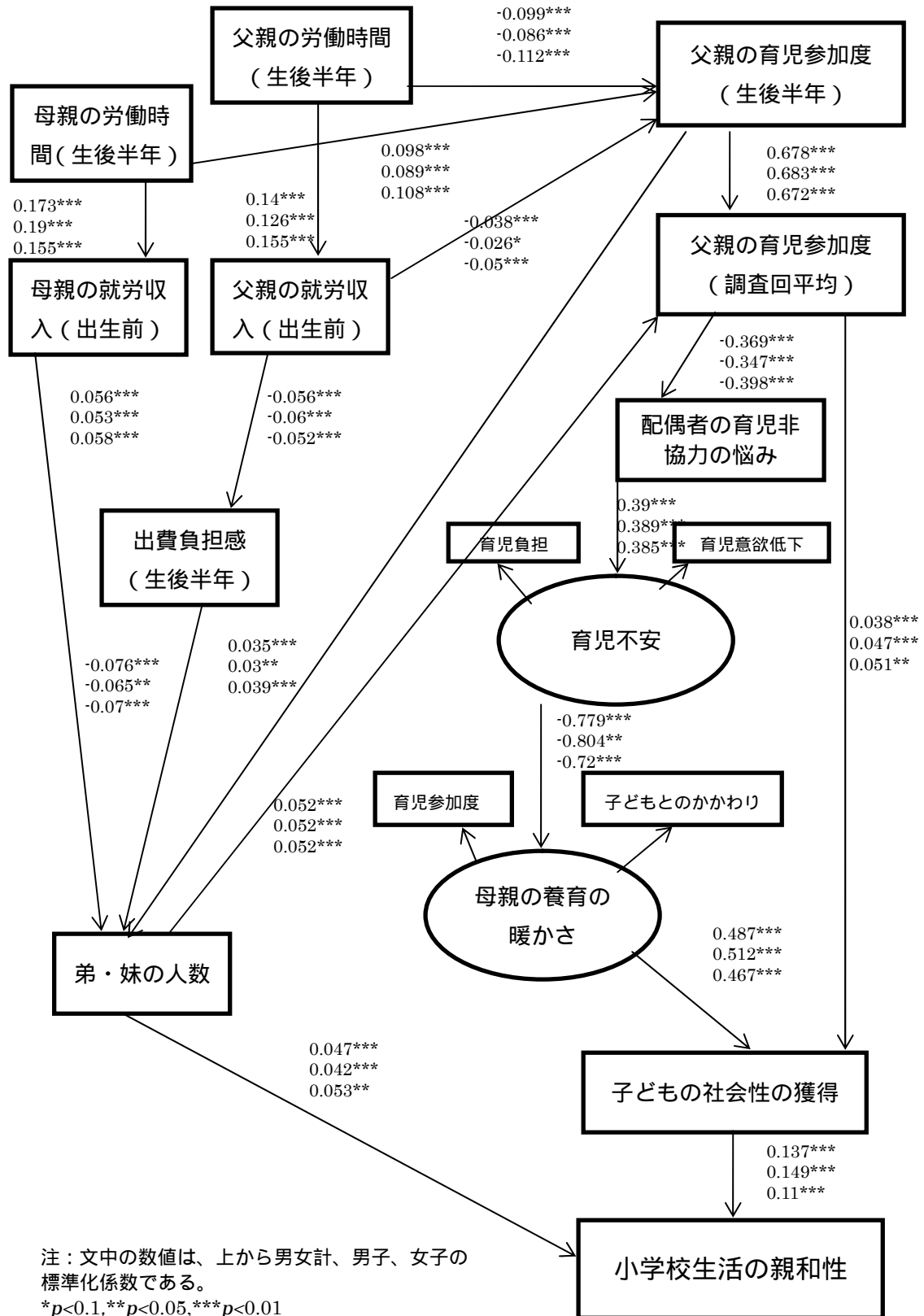


表5 分析結果（父母の労働時間）

		全体	男子	女子
		標準化係数	標準化係数	標準化係数
父労働時間(生後半年)	父親の就労収入(出生前)	0.14 ***	0.126 ***	0.155 ***
父労働時間(生後半年)	父親の育児参加度(生後半年)	-0.099 ***	-0.086 ***	-0.112 ***
父親の就労収入(出生前)	父親の育児参加度(生後半年)	-0.038 ***	-0.026 *	-0.05 ***
父親の就労収入(出生前)	出費負担感	-0.11 ***	-0.105 ***	-0.116 ***
父労働時間(生後半年)	父親の育児参加度(生後半年)	0.098 ***	0.089 ***	0.108 ***
母労働時間(生後半年)	母親の就労収入(出生前)	0.173 ***	0.19 ***	0.155 ***
母親の就労収入(出生前)	弟・妹の人数	0.056 ***	0.053 ***	0.058 ***
出費負担感	弟・妹の人数	-0.056 ***	-0.06 ***	-0.052 ***
父親の育児参加度(生後半年)	弟・妹の人数	0.035 ***	0.03 **	0.039 **
父親の育児参加度(生後半年)	父親の育児参加度(調査回平均)	0.678 ***	0.683 ***	0.672 ***
弟・妹の人数	父親の育児参加度(調査回平均)	0.052 ***	0.052 ***	0.052 ***
父親の育児参加度(調査回平均)	配偶者の育児非協力の悩み	-0.369 ***	-0.347 ***	-0.398 ***
配偶者の育児非協力の悩み	育児不安	0.39 ***	0.389 ***	0.385 ***
育児不安	母親の養育の暖かさ	-0.779 ***	-0.804 ***	-0.72 ***
母親の養育の暖かさ	子どもの社会性の獲得	0.487 ***	0.512 ***	0.467 ***
父親の育児参加度(調査回平均)	子どもの社会性の獲得	0.038 ***	0.047 ***	0.051 ***
育児不安	育児負担合計	0.498	0.502	0.489
育児不安	育児意欲低下	0.759 ***	0.745 ***	0.783 ***
子どもの社会性の獲得	小学校生活の親和性	0.137 ***	0.149 ***	0.11 ***
母親の養育の暖かさ	母親の育児参加度	0.162	0.131	0.209
母親の養育の暖かさ	子育てのかかわり	0.421 ***	0.378 ***	0.492 ***
弟・妹の人数	小学校生活の親和性	0.047 ***	0.042 ***	0.053 ***
標本数		8775	4493	2472
カイ二乗		1813.927	982.619	918.726
有意確率		0.000	0.000	0.000
GFI		0.973	0.972	0.972
AGFI		0.961	0.96	0.959
RMSEA		0.049	0.049	0.048

\*:  $p < 0.1$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\* :  $p < 0.01$

表6 分析結果（長時間労働ダミー）

		全体	男子	女子
		標準化係数	標準化係数	標準化係数
父長時間労働ダミー(生後半年)	父親の就労収入(出生前)	0.061 ***	0.051 ***	0.072 ***
父長時間労働ダミー(生後半年)	父親の育児参加度(生後半年)	-0.168 ***	-0.164 ***	-0.173 ***
父親の就労収入(出生前)	父親の育児参加度(生後半年)	-0.052 ***	-0.037 **	-0.068 ***
父親の就労収入(出生前)	出費負担感	-0.11 ***	-0.105 ***	-0.116 ***
母長時間労働ダミー(生後半年)	父親の育児参加度(生後半年)	0.019 *	0.011	0.026 *
母長時間労働ダミー(生後半年)	母親の就労収入(出生前)	0.016	0.039 ***	0
母親の就労収入(出生前)	弟・妹の人数	0.056 ***	0.053 ***	0.058 ***
出費負担感	弟・妹の人数	-0.056 ***	-0.06 ***	-0.052 ***
父親の育児参加度(生後半年)	弟・妹の人数	0.035 ***	0.03 **	0.04 ***
父親の育児参加度(生後半年)	父親の育児参加度(調査回平均)	0.679 ***	0.683 ***	0.673 ***
弟・妹の人数	父親の育児参加度(調査回平均)	0.052 ***	0.052 ***	0.052 ***
父親の育児参加度(調査回平均)	配偶者の育児非協力の悩み	-0.369 ***	-0.347 ***	-0.398 ***
配偶者の育児非協力の悩み	育児不安	0.39 ***	0.389 ***	0.385 ***
育児不安	母親の養育の暖かさ	-0.779 ***	-0.804 ***	-0.72 ***
母親の養育の暖かさ	子どもの社会性の獲得	0.487 ***	0.512 ***	0.467 ***
父親の育児参加度(調査回平均)	子どもの社会性の獲得	0.038 ***	0.047 ***	0.051 ***
育児不安	育児負担合計	0.498	0.502	0.489
育児不安	育児意欲低下	0.759 ***	0.745 ***	0.783 ***
子どもの社会性の獲得	小学校生活の親和性	0.137 ***	0.149 ***	0.11 ***
母親の養育の暖かさ	母親の育児参加度	0.162	0.131	0.209
母親の養育の暖かさ	子育てのかかわり	0.421 ***	0.378 ***	0.492 ***
弟・妹の人数	小学校生活の親和性	0.047 ***	0.042 ***	0.053 ***
標本数		8775	4493	2472
カイ二乗		1710.508	928.624	854.54
有意確率		0.000	0.000	0.000
GFI		0.975	0.974	0.974
AGFI		0.964	0.962	0.962
RMSEA		0.047	0.048	0.047

\*:  $p < 0.1$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\* :  $p < 0.01$

それでは、図3と表5、6から分析結果についてみていこう。

仮説3-1:父親の労働時間が長い家庭では、そうでない家庭に比べて父親の育児参加度(生後半年)が低く、1母親の労働時間が長い家庭では、そうでない家庭に比べて父親の育児参加度(生後半年)が高い。生後半年時点での育児参加度が高い父親は、その後の育児参加度の割合も高い。

図2から「父親の労働時間」、「母親の労働時間」から「父親の育児参加度(生後半年)」へのパス(符号は父親の労働時間からはマイナス、母親の労働時間からはプラスと予想)をみると、1%水準で予想取りの符号で有意となった。しかし、長時間労働ダミーで三田場合には、「父親の長時間労働ダミー」から「父親の育児参加度(生後半年)」は1%水準でマイナスの符号となり予想通りとなったが、「母親の長時間労働ダミー」から「父親の育児参加度(生後半年)」に向かうパスは、プラスとマイナスの符号があり、また女子の場合のみ10%水準という弱い有意水準でプラスの符号になったにすぎない。つまり、母親が週60時間以上の長時間労働をしても、父親の育児参加度が高いわけではないということになる。「父親の育児参加度(生後半年)」から「父親の育児参加度(調査回平均)」へのパス(符号はプラス)は、0.68前後の高い係数で、1%水準で有意となり、長子をもつ

たときのはじめての子育て状況とその後の子育て状況の相関は非常に高いことが分かった。よって、父親については、仮説は支持されたが、母親については棄却された。なお、本研究では性別役割分業観からの育児参加度が分析できないため、父母の学歴と父親の第1回目の育児参加度の相関を分析したが、母親の学歴とは統計的に有意な結果とはならず、父親の学歴とは父親の学歴が高いほど、逆に父親の育児参加度が低下するとの結果となっている。

仮説 3-2: 父親の育児参加度が高い場合、母親の配偶者の育児参加に関する悩みは減る。そして、母親が配偶者の育児参加に関する悩みをかかえている場合は、そうでない家庭に比べ、育児不安が高くなる。

「父親の育児参加度(調査回平均)」から「配偶者の育児非協力の悩み」に向かうパスをみると、マイナスの符号で1%水準で有意、そして「配偶者の育児非協力の悩み」から「育児不安」に向かうパスも、プラスの符号で1%水準で有意であった。つまり、育児参加度が高いほど、配偶者の育児非協力の悩みは軽減されること、そして配偶者の育児非協力の悩みと育児不安にも高い相関があることが分かった。よって、仮説は支持された。

仮説 3-3: 育児不安がある世帯は、そうでない世帯に比べ、母親の育児の暖かさが低い。

「育児不安」から「母親の養育の暖かさ」につながるパスをみると、仮説のとおり、符号はマイナスであり、全体と女子が1%水準、男子が5%水準で有意であった。育児不安がある場合には、母親の養育の質が低下することが分かった。よって仮説な支持された。

仮説 3-4: 母親の養育が暖かい家庭、父親の育児参加度が高い家庭で育った子どもは、そうでない子どもより社会性の獲得がしやすい。

「母親の養育の暖かさ」から「社会性の獲得」のパスをみると、予想通りプラスの符号で有意となり、1%水準で有意であった。また、係数の大きさを男女別に比較すると、やや男子の方が高く、母親の養育態度は、女子よりも男子のしつけに影響を及ぼしやすいことが分かった。また、「父親の育児参加度(調査回平均)」から、「社会性の獲得」へのパスをみると、予想通り1%の有意水準でプラスの符号となった。こちらは逆に、男子よりも女子のほうがわずかながら係数の絶対値が大きく、父親の育児参加度は男子よりも女子に有利に働きやすいことが分かった。よって、仮説は支持された。

仮説 3-5: 子どもの小学校生活の親和性は、社会化が獲得できている子どもの方がそうでない子どもよりも高い。

「社会性の獲得」から「小学校生活の親和性」へのパスは、予想どおり1%水準でプラスの符号であった。よって、様々なしつけが身につけている児童の方が、そうでない児童よりも小学校生活を楽しんでいる傾向があることが分かった。よって、仮説は支持された。

仮説 3-6: 父母の労働時間の長さは、父母の就労収入の高さと正の相関がある。

「父親の労働時間」から「父親の就労収入(出生前)」に向かうパスも、「母親の就労収入(生後半年)」から「母親の就労収入(出生前)」のパスも、いずれもプラスの符号で1%水準で有意であった。しかし、週60時間以上の就労か否かの「長時間労働ダミー」でみる

と、父親の場合は1%水準で収入増に結びついてしたが、母親については男子のみが符号がプラスで1%水準で有意であり、全体や女子については統計的には有意とはならず、母親については長時間労働と就労収入の増加には関連性がないことが分かった。よって、労働時間について仮説は支持されたが、長時間労働は必ずしも母親については就労収入増には結びついておらず、仮説は一定の制約のうえで支持された。

仮説 3-7：父親の就労収入が高い場合、育児の出費負担感は軽減する。

「父親の就労収入（出生前）」から「出費負担感」へのパスは、予想通りマイナスの符号で1%水準で有意であった。父親の就労収入が少ない場合に、子育て費用の負担感が高くなることが分かった。よって、仮説は支持された。

仮説 3-8：子育ての出費負担感がある家庭、母親の就労収入（出生前）が高い家庭ほど、弟・妹の人数は減少する。

「子育ての出費負担感」から、「弟・妹の人数」へのパスを見ると、1%水準で有意であり、第1子をもった直後に感じた子育て費用の負担感は、追加子ども数に負の影響があることが明らかとなった。一方、「母親の就労収入（）」から弟・妹の人数に伸びるパスは、予想に反してプラスの符号で1%水準で有意となり、母親の就労収入は機会費用ではなく、追加の子育て費用として認識されているのではないかと考えられた。よって、仮説は限定的に支持された。

仮説 3-9：父親の生後半時点での育児参加度が高い家庭は、そうでない家庭よりも弟・妹が生まれる傾向があり、弟・妹がいる家庭は、いない家庭で比べて父親の育児参加度が高い。

「父親の育児参加度（生後半）」から「弟・妹の人数」に伸びるパスは、全体で1%、男子と女子で5%水準でプラスの符号で有意な結果となった。よって、第1子が生まれてまもなく、父親の育児参加の度合いが高い家庭では、追加の子どもをもちやすいことが明らかとなった。また、「弟・妹の人数」から「父親の育児参加度（調査回平均）」に伸びるパスもまた1%水準で有意であり、核家族世帯では、子どもの数が多いために父親が育児参加をする（育児需要説）も支持された。

仮説 3-10：弟・妹のいる家庭で育った子どもは、一人っ子の家庭の子どもよりも、小学校生活の親和性が高い。

「弟・妹の人数」から「小学校生活の親和性」に向かうパスは、予想通り1%の有意水準でプラスの符号となった。よって、仮説は支持された。

次に、他の変数を経てもなお残る効果を意味する、表7の標準化総合効果をみていこう。ここはより長時間労働の効果を分かりやすくするために、第1回調査時に週60時間以上働く父母の分析結果でみていこう。

表 7 標準化総合効果

(全体)

	父長時間労働ダミー	母長時間労働ダミー	父親の就労収入(出生前)	出費負担感	母親の就労収入(出生前)	父親の育児参加度(生後半年)	弟・妹の人数	父親の育児参加度(調査回平均)	配偶者の育児非協力の悩み	育児不安	母親の養育の暖かさ	子どもの社会性の獲得
父親の就労収入(出生前)	0.061	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
出費負担感	-0.007	0	-0.11	0	0	0	0	0	0	0	0	0
母親の就労収入(出生前)	0	0.016	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
父親の育児参加度(生後半年)	-0.171	0.019	-0.052	0	0	0	0	0	0	0	0	0
弟・妹の人数	-0.006	0.002	0.004	-0.056	0.056	0.035	0	0	0	0	0	0
父親の育児参加度(調査回平均)	-0.116	0.013	-0.035	-0.003	0.003	0.68	0.052	0	0	0	0	0
配偶者の育児非協力の悩み	0.043	-0.005	0.013	0.001	-0.001	-0.251	-0.019	-0.369	0	0	0	0
育児不安	0.017	-0.002	0.005	0	0	-0.098	-0.008	-0.144	0.39	0	0	0
母親の養育の暖かさ	-0.013	0.001	-0.004	0	0	0.076	0.006	0.112	-0.304	-0.779	0	0
子どもの社会性の獲得	-0.011	0.001	-0.003	0	0	0.063	0.005	0.092	-0.148	-0.38	0.487	0
子育てのかかり	-0.005	0.001	-0.002	0	0	0.032	0.002	0.047	-0.128	-0.328	0.421	0
母親の育児参加度	-0.002	0	-0.001	0	0	0.012	0.001	0.018	-0.049	-0.126	0.162	0
小学校生活の親和性	-0.002	0	0	-0.003	0.003	0.01	0.047	0.013	-0.02	-0.052	0.067	0.137
育児意欲低下	0.013	-0.001	0.004	0	0	-0.074	-0.006	-0.109	0.296	0.759	0	0
育児負担合計	0.008	-0.001	0.003	0	0	-0.049	-0.004	-0.072	0.194	0.498	0	0

(男子)

	父長時間労働ダミー	母長時間労働ダミー	父親の就労収入(出生前)	出費負担感	母親の就労収入(出生前)	父親の育児参加度(生後半年)	弟・妹の人数	父親の育児参加度(調査回平均)	配偶者の育児非協力の悩み	育児不安	母親の養育の暖かさ	子どもの社会性の獲得
父親の就労収入(出生前)	0.051	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
出費負担感	-0.005	0	-0.105	0	0	0	0	0	0	0	0	0
母親の就労収入(出生前)	0	0.039	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
父親の育児参加度(生後半年)	-0.165	0.011	-0.037	0	0	0	0	0	0	0	0	0
弟・妹の人数	-0.005	0.002	0.005	-0.06	0.053	0.03	0	0	0	0	0	0
父親の育児参加度(調査回平均)	-0.113	0.008	-0.025	-0.003	0.003	0.685	0.052	0	0	0	0	0
配偶者の育児非協力の悩み	0.039	-0.003	0.009	0.001	-0.001	-0.238	-0.018	-0.347	0	0	0	0
育児不安	0.015	-0.001	0.003	0	0	-0.092	-0.007	-0.135	0.389	0	0	0
母親の養育の暖かさ	-0.012	0.001	-0.003	0	0	0.074	0.006	0.109	-0.313	-0.804	0	0
子どもの社会性の獲得	-0.012	0.001	-0.003	0	0	0.07	0.005	0.103	-0.16	-0.412	0.512	0
子育てのかかり	-0.005	0	-0.001	0	0	0.028	0.002	0.041	-0.118	-0.304	0.378	0
母親の育児参加度	-0.002	0	0	0	0	0.01	0.001	0.014	-0.041	-0.105	0.131	0
小学校生活の親和性	-0.002	0	0	-0.003	0.002	0.012	0.043	0.015	-0.024	-0.061	0.076	0.149
育児意欲低下	0.011	-0.001	0.003	0	0	-0.069	-0.005	-0.101	0.29	0.745	0	0
育児負担合計	0.008	-0.001	0.002	0	0	-0.046	-0.004	-0.068	0.195	0.502	0	0

(女子)

	父長時間労働ダミー	母長時間労働ダミー	父親の就労収入(出生前)	出費負担感	母親の就労収入(出生前)	父親の育児参加度(生後半年)	弟・妹の人数	父親の育児参加度(調査回平均)	配偶者の育児非協力の悩み	育児不安	母親の養育の暖かさ	子どもの社会性の獲得
父親の就労収入(出生前)	0.072	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
出費負担感	-0.008	0	-0.116	0	0	0	0	0	0	0	0	0
母親の就労収入(出生前)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
父親の育児参加度(生後半年)	-0.178	0.026	-0.068	0	0	0	0	0	0	0	0	0
弟・妹の人数	-0.007	0.001	0.003	-0.052	0.058	0.04	0	0	0	0	0	0
父親の育児参加度(調査回平均)	-0.12	0.018	-0.045	-0.003	0.003	0.675	0.052	0	0	0	0	0
配偶者の育児非協力の悩み	0.048	-0.007	0.018	0.001	-0.001	-0.269	-0.021	-0.398	0	0	0	0
育児不安	0.018	-0.003	0.007	0	0	-0.103	-0.008	-0.153	0.385	0	0	0
母親の養育の暖かさ	-0.013	0.002	-0.005	0	0	0.074	0.006	0.11	-0.277	-0.72	0	0
子どもの社会性の獲得	-0.012	0.002	-0.005	0	0	0.069	0.005	0.102	-0.129	-0.336	0.467	0
子育てのかかり	-0.007	0.001	-0.002	0	0	0.037	0.003	0.054	-0.137	-0.355	0.492	0
母親の育児参加度	-0.003	0	-0.001	0	0	0.016	0.001	0.023	-0.058	-0.15	0.209	0
小学校生活の親和性	-0.002	0	0	-0.003	0.003	0.01	0.053	0.011	-0.014	-0.037	0.051	0.11
育児意欲低下	0.014	-0.002	0.005	0	0	-0.081	-0.006	-0.12	0.301	0.783	0	0
育児負担合計	0.009	-0.001	0.003	0	0	-0.051	-0.004	-0.075	0.188	0.489	0	0

まず、全体から「父親の長時間労働ダミー」から各変数に及ぼす影響をみると、「出費負担感」の軽減には寄与するものの、「父親の育児参加度」、「弟・妹の人数」を低下させる効果があり、逆に「配偶者の育児不参加の悩み」、「育児不安」を引き上げており、「母親の養育の暖かさ」、「子どもの社会性の獲得」、「小学校生活の親和性」を引き下げる効果がある。就労収入増の効果を除けば、父親の長時間労働は少子化や子どもの発達にとって有益な事象ではないことが分かる。一方、母親の長時間労働については、「配偶者の育児非協力の悩み」や「育児不安」を引き下げてさえている。これは母親自身の仕事からの疲労感が、夫の

育児協力の要求水準を高めている効果があるのかもしれない。しかし、母親の長時間労働は、「子どもの社会性の獲得」や「小学校生活の親和性」にも負の影響をもたらしてはいない。むしろ、母親の長時間労働は標本中の 0.25%とごくわずかであることや、親の主観的な評価であることもあり、母親の長時間労働と子どもの発達の経路は慎重に再検討する必要はある。

父親の育児参加度については、「配偶者の育児非協力の悩み」を軽減させ、「育児不安」、「育児意欲の低下」、「育児負担合計」といった項目もすべて軽減させる効果があることが分かった。一方、「父親の育児参加度」は、「弟・妹の人数」には正の効果があり、「母親の養育の暖かさ」や「子どもの社会性の獲得」、「小学校生活の親和性」にも寄与する効果があった。この点については、男女別に父親の育児参加度（調査回平均）の効果を比較すると、わずかながら女子よりも男子のほうが、「子どもの社会性の獲得」、「小学校生活の親和性」の各数値の絶対値が大きく、父親の育児のかかわりが女子よりも男子に対しての正の影響がある傾向がみられた。

## 5, 終わりに

本研究では、父親の育児参加度が子どもの発達およびきょうだい数の増加に寄与するかどうかを分析してきた。その結果、親の自己評価にもとづくしつけができていているという指標では、母親の育児参加度よりも父親の参加度が高い児童の方が統計的にも有意にしつけが身につけやすいことが分かった。また、学校の親和性という観点からも、父親の育児参加度が高い家庭の児童のほうが、小学校生活の生活を楽しんでいることが明らかとなった。では、母親の養育の質が子どもの発達には何も影響しないと短絡的な結論はできない。もともと母親の育児参加度は、父親よりも子どもに接する時間が長いことから、自己評価に基づけば高い数値になりがちであり、育児時間も長くなりがちで数段階での評価では、養育の質を客観的には評価できない限界がある。また、小学校生活の親和性の重回帰分析では、平日については父親ではなく、母親の子どもと接する時間が、親和性と正の相関があることが分かっている。両親ともに子どもに積極的にかかわることが、子どもの社会性の獲得に有利であることが分かった。

もう一つの本研究の貢献は、父親の第1子出産まもなくの育児参加度が夫婦の追加子ども数を増やし、追加の子どもが生まれることがまたさらに父親の育児参加度を促進する効果があり、そしてきょうだいの存在が子どもの学校生活の親和性にも寄与するというルートを明らかにしたことである。父親の育児参加度が、子どもの育ちの質と子どもの数の双方に良好な影響を与えることを実証的には初めて確認した。ただし、少子化時代においては、きょうだい数自体が少なくなっており、きょうだいの存在そのものよりも、家庭環境や親のかかわりの違いが影響を及ぼしている可能性もある。

このように、本研究の結果では父親の育児参加は、子どもの育ち、そして少子化対策としての視点でも有効であることが分かった。しかし、父親の育児参加度の推進はたやすく



はない。父親の長時間労働は、父親の育児参加度を減少させる効果はある一方で、残業手当などは収入増という効果ももつ。加えて被用者の場合は、自身で労働時間をコントロールさせることは難しい。就業状況が厳しいなか、被用者の昇進レースはきわめて厳しく、仕事を完遂させながら育児時間を捻出するのは容易ではない。ワークライフバランスの重要性が社会的に認識されるようになってはきたが、子育て期の30歳代男性の週労働時間60時間以上の者の割合は、18.2%(2012年)と他の年代よりもきわめて高い(内閣府 2013)。政府や企業主導で、強制力をもってワークライフバランス施策の徹底を進めない限り、意識改革やイメージ戦略だけでは父親の育児参加は進まない。

さらに、本分析結果では、生後半年時点で母親が週60時間以上の長時間労働をしても、父親の育児参加度には統計的に有意な影響は及ぼしていないことが分かった。女性の社会進出が進んでも、家庭内での家事や育児の分担が進まなければ、そのしわ寄せは母親の仕事と家事・育児の加重負担を経て、育児不安へとつながりかねない。育児不安は、子どもの育ちにも影響しており、ワークライフバランス施策を充実させることは、次世代育成にも大きな貢献が期待され、早急な対策が望まれるところである。本研究では、性別役割分業感や父母の勤務先の育児への配慮の程度、きょうだいの存在が子どもの育ちに与える経路までは分析することはできなかった。この点については、今後の研究課題としたい。

## 参考文献

- 阿藤誠(2000)『現代人口学』日本評論社
- 姉崎猛・佐藤豊・中村明恵(2011)「少子化の動向と出生率に関する研究サーベイ」内閣府経済社会総合研究所 ESRI Research Note No.17
- 安藤潤(2010)「アイデンティティと夫婦の家庭内労働分担：夫のジェンダー・ディスプレイに関する仮想実験」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』 13: 31-48.
- 安藤潤(2013)「共稼ぎ夫婦の家事労働分担行動に関するジェンダー・ディスプレイ：家事生産アプローチからの実証分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』 16: 21-32.
- 石曉玲・桂田恵美子(2006)「夫婦間コミュニケーションの視点からの育児不安の検討：乳幼児をもつ母親を対象とした実証的研究」『母性衛生』, 47, 222-229.
- 石井クンツ昌子(2009)「父親の役割と子育て参加 - その現状と規定要因、家庭への影響」(財)家計経済研究所『季刊家計経済研究』No.81、16-23.
- 石井クンツ昌子(2013)『育メン現象の社会学 - 育児子育て参加への希望を叶えるために』ミネルヴァ書房
- 市川奈緒子(1990)「家族と社会化」井上健治・久保ゆかり『子どもの社会的発達』東京大学出版会, pp.32-49
- 稲葉昭英(1995)「性差、役割ストレイン、心理的ディストレス：性差を社会ストレスの構造」『家族社会学研究』 7、93-104
- 岩間暁子(1997)「性別役割分業と女性の家事分担不公平感：公平価値論・勢力論・衡平理論の実証的検討」『家族社会学研究』, 9, 67-76.
- 伊藤純(2012)「生活時間と無償労働」国立女性教育会館編『男女共同参画統計データブック 2012』ぎょ

うせい、75-88

- 井森澄江(1990)「仲間関係と発達」井上健治・久保ゆかり『子どもの社会的発達』東京大学出版会,50-69.
- 大野祥子(1998)「父親であること 子どもの養育者としての役割」柏木恵子編『結婚・家族の心理学 家族の発達・個人の発達』ミネルヴァ書房、149-184
- 尾形和男(1995)「父親の育児と幼児の社会生活能力 - 共働き家庭と専業主婦世帯の比較」『教育心理研究』43,335-342.
- 尾形和男・宮下和博(1999)「父親の協力的関わりと母親の育児ストレス、子どもの社会性発達および父親の成長」『家族心理学研究』13(2)、87-102
- 尾形和男・宮下和博(2003)「母親の養育行動に及ぼす要因の検討 - 父親の協力的関わりに基づく夫婦関係、母親のストレスを中心に」『千葉大学教育学部研究紀要』50、5-15.
- 小川一夫(2013)「父親の雇用喪失は子育てに影響を及ぼすのか」『平成24年度厚生労働科学研究費補助金 行政政策研究分野 政策科学総合研究(政策科学推進研究): 縦断調査を用いた生活の質向上に資する少子化対策の研究平成24年度総括研究報告書』45-86
- 小原美紀(2000)「長時間通勤と市場・家事労働: 通勤時間の短い夫は家事を手伝うか?」労働政策研究・政策機構『日本労働研究雑誌』第476号、35-45.
- 柏木恵子(2003)『家族心理学 - 社会変動・発達・ジェンダーの視点』東京大学出版会
- 川口章(2001)「夫婦間分業 経済合理性による説明とその限界」『追手門経済論集』36(1-2) 1-30
- 厚生労働省(2013)『平成25年版 厚生労働白書』
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫(2009)「夫の家事育児参加と出産行動」国立社会保障・人口問題研究所『季刊社会保障研究』Vol.44, No. 4, 447-459
- 坂爪聡子(2007)「男性の育児参加は少子化対策として有効なのか?」、『人口学研究』, 第41巻, 9-21.
- 末盛慶(2008)「親の養育行動の規定要因に関する理論と先行研究 - 社会的文脈を中心に - 」日本福祉大学社会福祉学部・日本福祉大学福祉社会開発研究所『日本福祉大学社会福祉論集』第118号、33-56
- 菅原ますみ・詫摩紀子(1997)「夫婦間の親密性の評価: 日記入式夫婦関係尺度について」『精神科診断学』, 8, 155-166.
- 菅原ますみ・八木下暁子・詫摩紀子・小泉智恵・瀬地山葉矢・菅原健介・北村俊則(2002)「夫婦関係と児童期の子どもの抑うつ傾向との関連 - 家族機能および両親の養育態度を媒介として」『教育心理研究』50,129-140
- 菅原ますみ(2007)「発達機器に対する養育環境の役割 - 子どもの精神的健康と家族関係」酒井朗・青木紀久代・菅原ますみ編著『子どもの発達危機の理解と支援 - 漂流する子ども -』金子書房、3-19.
- 駿河輝和・七条達弘(1999)「男性の労働時間・通勤時間、家賃の子供の数に与える影響」『大阪府立大学経済研究』第46巻第2号、35-44.
- 駿河輝和・七条達弘・張建華(2000)「出産と妻の就業の両立性について: 「消費生活」に関するパネル調査による実証分析」国立社会保障・人口問題研究所『季刊家計経済研究』第51号、72-78.
- 高岡純子(2006)「子育てと夫婦関係」ベネッセ教育総合研究所『第1回 妊娠出産子育て基本調査(横断調査)報告書[2006年]』,67-82

- 竹内真純 (2007)「夫のサポートが夫婦の結婚満足感を高める」永井暁子 / 松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房、77-94
- 伊達雄高・清水谷諭 (2004)「日本の出生率低下の要因分析：実証研究のサーベイと政策的含意の検討」ESRI Discussion Paper Series No.94 .
- 内閣府 (2005)『平成 17 年版国民生活白書』
- 内閣府 (2013)『平成 25 年版少子化社会対策白書』
- 永井暁子 (1999)「家事労働遂行の規定要因」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性 - 結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社、95-125
- 永井暁子 (2004)「男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会、190-200
- 永岡達郎 (2009)「共働き夫婦の家事分担における公平感の規定因： 衡平モデルの検証と心理・社会的要因の検討」『成城コミュニケーション学研究』, (8), 51-72.
- 中川まり (2010)「子育て期における妻の家庭責任意識と夫の育児・家事参加」『家族社会学研究』22(2)、201-212
- 西岡八郎 (2001)「少子化現象のジェンダー分析 (2): 男性の家庭役割と追加出生に関する意識」高橋重郷編『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』(厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書 (平成 12 年度)), 308-332 .
- 西岡八郎・星敦士 (2009)「夫のワークライフバランスが妻の出産意欲に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所『人口問題研究』Vol.65, No.3、58-72
- 日本 P T A 全国協議会 (1996)「「学校生活アンケート調査」に関する調査結果中間報告 教育アンケート調査年鑑編集委員会編『教育アンケート調査年鑑』創育社
- 福丸由佳 (2007)「家族関係の発達と子育て支援」酒井朗・青木紀久代・菅原ますみ編著『子どもの発達危機の理解と支援 - 漂流する子ども -』金子書房、21-38.
- 藤野 (柿並) 敦子 (2006)「夫の家計内生産活動が夫婦の追加予定子ども数へ及ぼす影響 ミクロデータによる検証」『人口学研究』第 38 号、21-41.
- 冬木春子 (2008)「父親の育児ストレス」大和礼子・斧出節子・木脇奈智子編『男の育児・女の育児：家族社会学からのアプローチ』昭和堂、137-159.
- ベネッセ教育総合研究所 (2006)「第 1 回 妊娠出産子育て基本調査 (横断調査) 報告書」
- 本田淳子 (1981)「父親の育児参与と幼児の発達に関する調査研究 - 共働き家族を対象に」『滋賀大学教育学部紀要』31、79-97.
- 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 .
- 牧野カツコ・中西雪夫 (1985)「乳幼児をもつ母親の育児不安 父親の生活および意識との関連家庭教育研究所紀要」6, 11-24 .
- 牧野カツコ・中野由美子・柏木恵子 (1996)『子どもの発達と父親の役割』ミネルヴァ書房
- 松田茂樹 (2007)「育児不安が出産意欲に与える影響」『人口学研究』第 40 号、51-63.
- 松田茂樹 (2008)『何が育児を支えるのか 中庸なネットワークの強さ』勁草書房

- 丸山桂 (2014)「貧困世帯における養育の質と子どもの人的資本形成」『厚生労働科学研究費補助金 政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業) 新しい行動様式の変化等の分析・把握を目的とした縦断調査の利用方法の開発と厚生労働行政に対する提言に関する研究 平成 25 年度総括・分担研究報告書』
- 水落正明 (2007)「夫婦間で仕事と家事の交換は可能か」永井暁子 / 松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房、47-61.
- 水落正明 (2011)「夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響」『季刊社会保障研究』 Vol.46, No.4, pp.403-413.
- 山上俊彦 (1999)「出産・育児と女性就業との両立可能性について」国立社会保障・人口問題研究所『季刊社会保障研究』第 35 巻第 1 号, 52-64.
- 山口一男 (2005a)「女性の労働力参加と出生率の真の関係について: OECD 諸国の分析」独立行政法人経済産業研究所 RIETI Discussion Paper Series 05-J-036
- 山口一男 (2005b)「少子化の決定要因と対策について - 夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」(財)家計経済研究所『季刊家計経済研究』No.66 Spring pp.57-67.
- 山地弘起 (1997)「自己の発達」井上健治・久保ゆかり『子どもの社会的発達』東京大学出版会, pp.90-111
- 山田昌弘・松田茂樹・施利平・永田夏来・内野淳子・飯島亜希 (2013)「夫婦の出生力の低下要因に関する分析～「少子化と夫婦の生活環境に関する意識調査」の個票を用いて～」ESRI Discussion Paper Series No.301
- 吉田千鶴 (2009)「日本の夫妻の就業状態と家事・育児分担との関係 コレクティブモデルアプローチ」国立社会保障・人口問題研究所『人口問題研究』65 巻 1 号、3-20.
- 吉田弘道 (2012)「育児不安研究の現状と課題」『専修人間科学論集心理学篇』Vol. 2, No. 1, pp. 1～8
- 依田明 (1980)「きょうだい関係」依田明・清水弘司編『現代のエスプリーきょうだい』No.159、至文堂
- 依田明 (1990)『きょうだいの研究』大日本図書
- Becker, G.S.(1985) "Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor", *Journal of Labor Economics*, 3, S33-S58.
- Bronfenbrenner, U. (1958) "Socialization and Social Class through Time and Space" In E. E. Maccoby, R. M. Newcomb, and E. L. Harley (Eds), *Readings in Social Psychology*, New York: Holt, Rinehart and Winston, 400-425.
- Cigno, A. (1991) *Economics of the Family*, Oxford University Press. (邦訳: A. シグノー (田中敬文・駒村康平訳) (1997)『家族の経済学』多賀出版)
- De Laat, J. and A. S. Sanz (2006). Working women, men's home time and lowest-low fertility, ISER Working Paper 2006-23, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- Erel, O., and Burman, B. (1995) Interrelatedness of marital relations and parent-child relations: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 118, 108-132.
- Harris, K. H., Furstenberg, F. F. & Marmar, J. K. (1998) Parental involvement with adolescents in intact families: The influence of fathers over the life course, *Demography*, 35, 201-216.
- Heckman, J. J. (2000) "Policies to foster human capital", *Research in Economics*, Volume 54, Issue 1,

- March 2000, 3–56.
- Ishii-Kuntz (1998) Father's involvement and children's social network: A Comparison between Japan and the United States, *Journal of Family Education Research Center*, 20,5-16.
- Ishii-Kuntz, M. and Coltrane, S.(1992) "Predicting the sharing of household labor: Are parenting and housework distinct?", *Sociological Perspectives*, 35, 629-647.
- Ishii-Kuntz,M.(2003),"Balancing fatherhood and work: Emergence of diverse masculinities in contemporary Japan, "In Roberson J., Suzuki N.(ed.),*Men and masculinities in Japan*, Routridge,198-216.
- Kohn, M.L.(1969)*Class and Conformity : A Study in Values*, University of Chicago Press.
- Lamb,M,E. (1979) "Parental Influences and the Father's Role: A Personal Perspective", *American Psychologist*, Vol.34 No.10,(邦訳：M・E・ラム(宮本美沙子訳)(1981)「父親の影響と役割 - 個人的展望」依田明監訳『現代児童心理学4 情緒と対人関係の発達』金子書房,29-46)
- Lamb, M, E(2002) "Infant –father attachments and their impact on child development", In C.S, Tmis Lemonda & N.abrena(Eds.), *Handbook of father involvement: Multi disciplinary perspectives*.
- Miranda, Veerle (2011) "Cooking, Caring and Volunteering: Unpaid Work Around The World", OECD Social, Employment And Migration Working Papers No.116
- Parke R. D.(1996) *Fatherhood*, Cambridge; Harvard University Press.
- Reeb, B. T, & Conger, K. J.(2009) The unique effect of parental depressive symptoms on adolescent functioning; Associations with gender and father-adolescent relationship closeness, *Journal of Family Psychology*, 23, 758-761.
- Ross, C. E. and Mirowsky, J.(1989)"Explaining the social patterns of depression: Control and problem solving or support and talking", *Journal of Health and Social Behavior*,30 206-219.
- Sheton, B. A.,and John, D.(1996) "The Division of Household Labor" In *Annual Review of Sociology*, Vol. 22, 299-322
- Thomas,D.L.,Gecas,V.,Weight,A.,Rooney, E.(1974)*Family Socialization and the Adolescent*, Lexington, Mass: Health.
- Wenk, D., Hardesty, C. L., Morgan, C. S. & Blair, S. L,(1994) The Influence of parental involvement on the well-being of sons and daughters, *Journal of Marriage and the Family*, 56, 229-234.

付表1 基本統計量(表1, 2)

variable	N	mean	sd	min	max
子どものしつけ(できる=1)					
挨拶や返事などをする	5490	0.83	0.38	0	1
食事の後自分の食器を台所に運ぶ	5544	0.51	0.50	0	1
人の話は最後まで聞く	5449	0.50	0.50	0	1
うそをつかない	5389	0.66	0.47	0	1
道具で遊ぶときに順番を守る	5447	0.82	0.39	0	1
テレビやコンピューターゲームをする時間は決めている	5515	0.51	0.50	0	1
おもちゃや絵本をこわさない	5540	0.21	0.41	0	1
遊んだ後の片付けをする	5465	0.48	0.50	0	1
人の物と自分の物を区別する	5450	0.84	0.37	0	1
人に乱暴しない	5468	0.22	0.41	0	1
道路に出るときは必ず右左をみる	5452	0.63	0.48	0	1
知らない人にはついて行かない	5365	0.80	0.40	0	1
公共の場(バス、)電車、病院等)では騒がない	5464	0.65	0.48	0	1
親のしつけ(した・している=1)					
挨拶や返事などをする	5490	0.99	0.10	0	1
食事の後自分の食器を台所に運ぶ	5544	0.65	0.48	0	1
人の話は最後まで聞く	5449	0.82	0.39	0	1
うそをつかない	5389	0.83	0.38	0	1
道具で遊ぶときに順番を守る	5447	0.97	0.17	0	1
テレビやコンピューターゲームをする時間は決めている	5515	0.67	0.47	0	1
おもちゃや絵本をこわさない	5540	0.91	0.29	0	1
遊んだ後の片付けをする	5465	0.99	0.08	0	1
人の物と自分の物を区別する	5450	0.88	0.33	0	1
人に乱暴しない	5468	0.93	0.25	0	1
道路に出るときは必ず右左をみる	5452	0.94	0.23	0	1
知らない人にはついて行かない	5365	0.86	0.35	0	1
公共の場(バス、)電車、病院等)では騒がない	5464	0.97	0.16	0	1
「挨拶や返事などをする」の基本統計量					
性別(男子=1)	5490	0.52	0.50	0	1
世帯年収(万円)	5490	557.17	210.91	0	1162
父親の学歴	5490	4.17	1.25	1	7
母親の学歴	5490	0.99	0.10	1	7
しつけ分らない	5490	4.28	1.60	0	1
しつけ一致しない	5490	0.14	0.35	0	1
父親の育児参加度	5490	0.12	0.33	0	1
母親の育児参加度	5490	2.10	0.59	1	3

付表 2 基本統計量 (表 3)

variable	N	mean	sd	min	max
小学校の親和性	4520	14.0	1.4	5	15
男子ダミー	4520	0.5	0.5	0	1
世帯年収	4520	594.3	210.6	0	1162
父親の学歴	4520	4.2	1.6	1	7
母親の学歴	4520	4.1	1.2	1	7
父親の育児参加度	4520	2.2	0.7	0.5	3
母親の育児参加度	4520	2.1	0.9	1	3
弟・妹の人数	4520	0.9	0.7	0	4

付表 3 基本統計量 (表 4)

variable	N	mean	sd	min	max
小学校の親和性	7985	14.0	1.5	5	15
男子ダミー	7985	0.5	0.5	0	1
世帯年収	7985	593.2	210.9	0	1162
父親の学歴	7985	4.2	1.6	1	7
母親の学歴	7985	4.1	1.2	1	7
父親の平日育児時間	7985	101.8	86.8	0	360
父親の休日育児時間	7985	458.3	176.8	0	600
母親の平日育児時間	7985	271.7	89.5	0	360
母親の休日育児時間	7985	534.4	122.8	0	600
弟・妹の人数	7985	1.0	0.7	0	5

付表 4 基本統計量(共分散構造分析)

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
性別(男子=1、女子=0)	8775	1	2	1.49	0.50
父親の就労収入(出生前)	8775	0	920	415.74	154.90
母親の就労収入(出生前)	8775	0	525	136.33	140.41
父労働時間(生後半年)	8775	0	60	48.88	12.15
母労働時間(生後半年)	8775	0	60	2.89	10.34
父長時間労働ダミー	8775	0	1	0.2606	0.439
母長時間労働ダミー	8775	0	1	0.0025	0.05001
父親の育児参加度(生後半年)	8775	0	3	1.83	0.47
父親の育児参加度(調査回平均)	8775	0.23	3	2.0478	0.40289
配偶者の育児非協力の悩み	8775	0	15	1.29	2.23
出費負担感	8775	0	1	0.30	0.46
育児負担合計	8775	0	42	10.7932	6.92912
育児意欲低下	8775	0	19	2.57	2.92
母親の育児参加度	8775	0.5	3	2.94	0.25
子育てのかかわり	8775	0.13	2	1.47	0.29
弟・妹の人数	8775	0	5	1.05	0.69
子どもの社会性の獲得	8775	0	13	10.20	2.17
小学校生活の親和性	8775	5	15	13.92	1.49

