

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子か第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である。

(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 α 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 α 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 α 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¹⁶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

¹⁶ 「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¹⁷。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 α 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。

① 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

¹⁷ 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」¹⁸、「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。

②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。

③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

¹⁸ 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¹⁹、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」²⁰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

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

²⁰ 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	
/lnsig2u	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	***
/lnsig2u	-1.036	0.651		-0.009	0.389		0.673	0.231		-1.202	1.152		-0.287	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							
/lnsig2u	-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いと思って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

①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生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²¹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²²。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）。

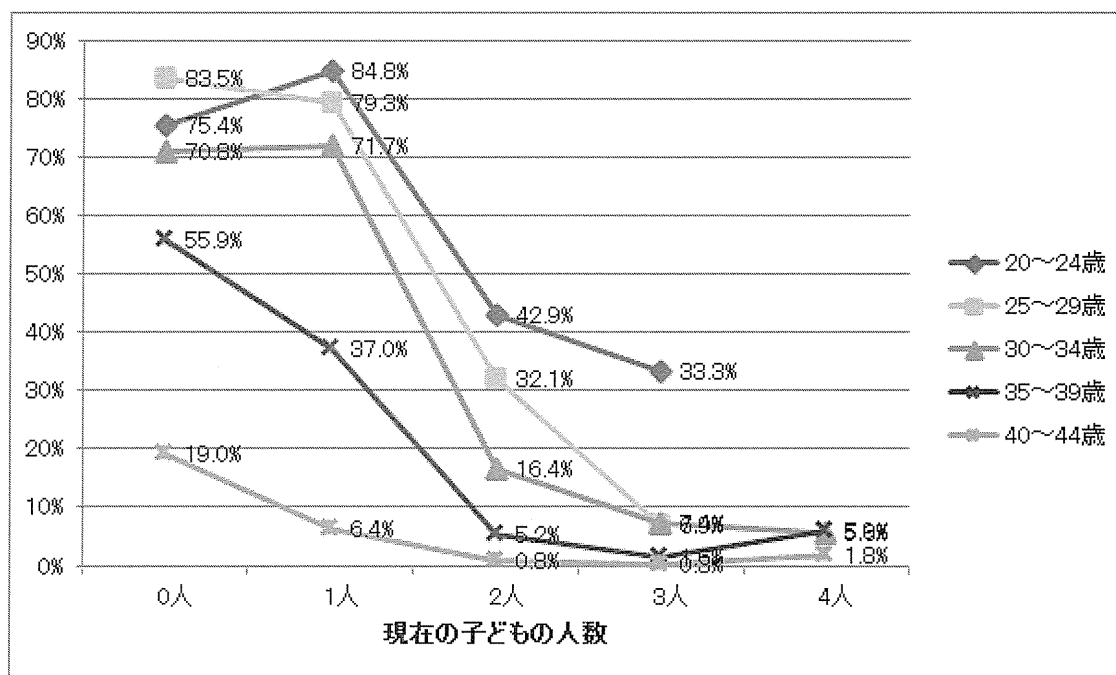
以上のような制約によって、分析対象となる標本は社会全体の標本分布に比べ分布が異なる可能性が高いことに留意すべきである。全10回にわたり回答をし続けている標本のため、脱落標本の先行研究にあるような転居や生活上のリスクが相対的に小さいということ、そして記入内容も「不詳」がないという点で、記入者がきわめて協力的であった世帯ということである。三世帯同居世帯やひとり親世帯、単身赴任の経験もない世帯という点でも、社会全体の動向を把握するには限界がある。また、父母の性別役割分業感や子育てに対する価値観について尋ねる質問項目がないため、育児負担度の要因分析には大きな制約があることにも留意が必要である。

²¹ 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）。

²² 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：%)



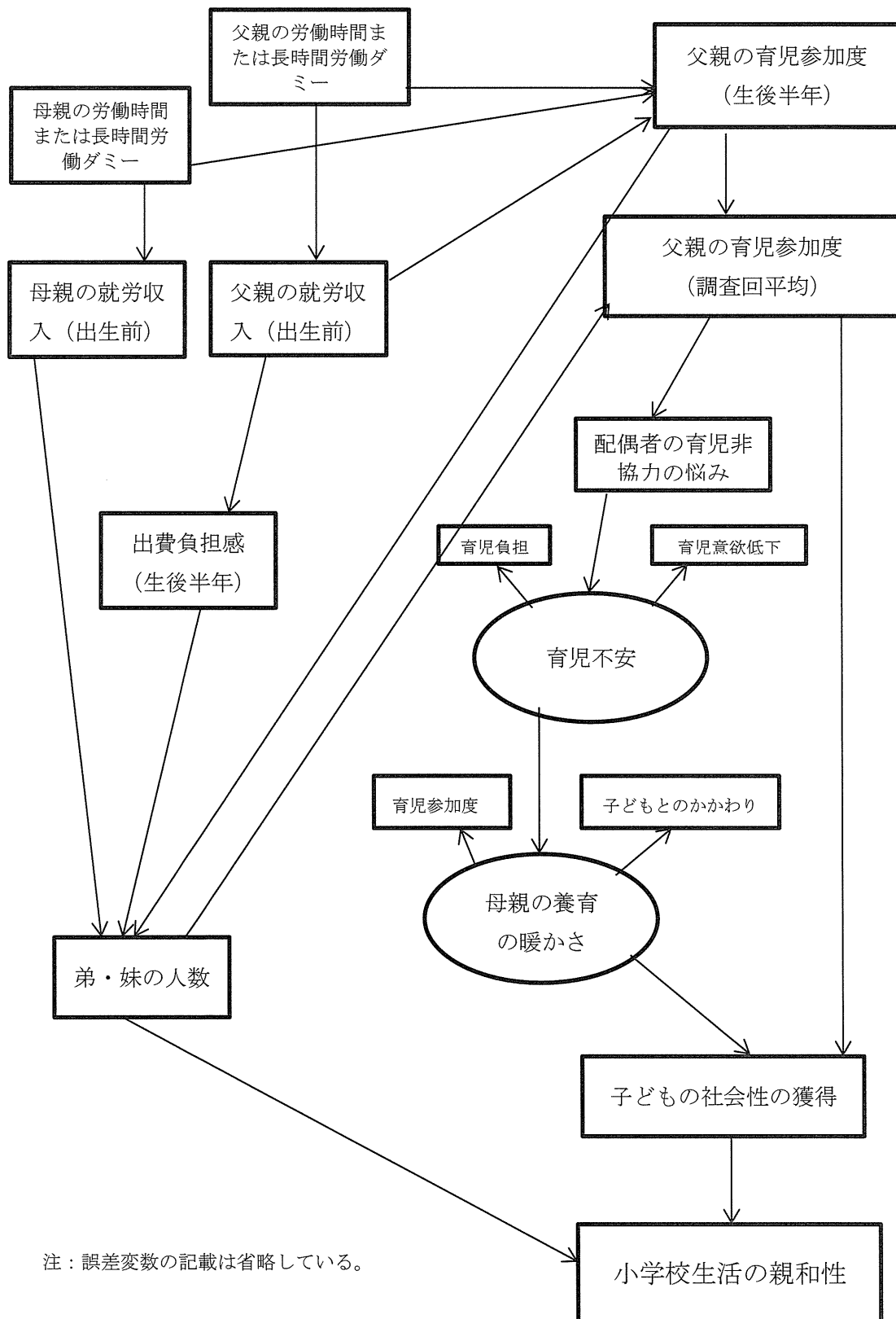
出典：国立社会保障・人口問題研究所「第12回出生動向基本調査（2002年）」より作成

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。

①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。

②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。

③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。

④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。

⑤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。

⑥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。

⑦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。

⑧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。

⑨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。

⑩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²³。

②分析結果

(a)モデルのあてはまり

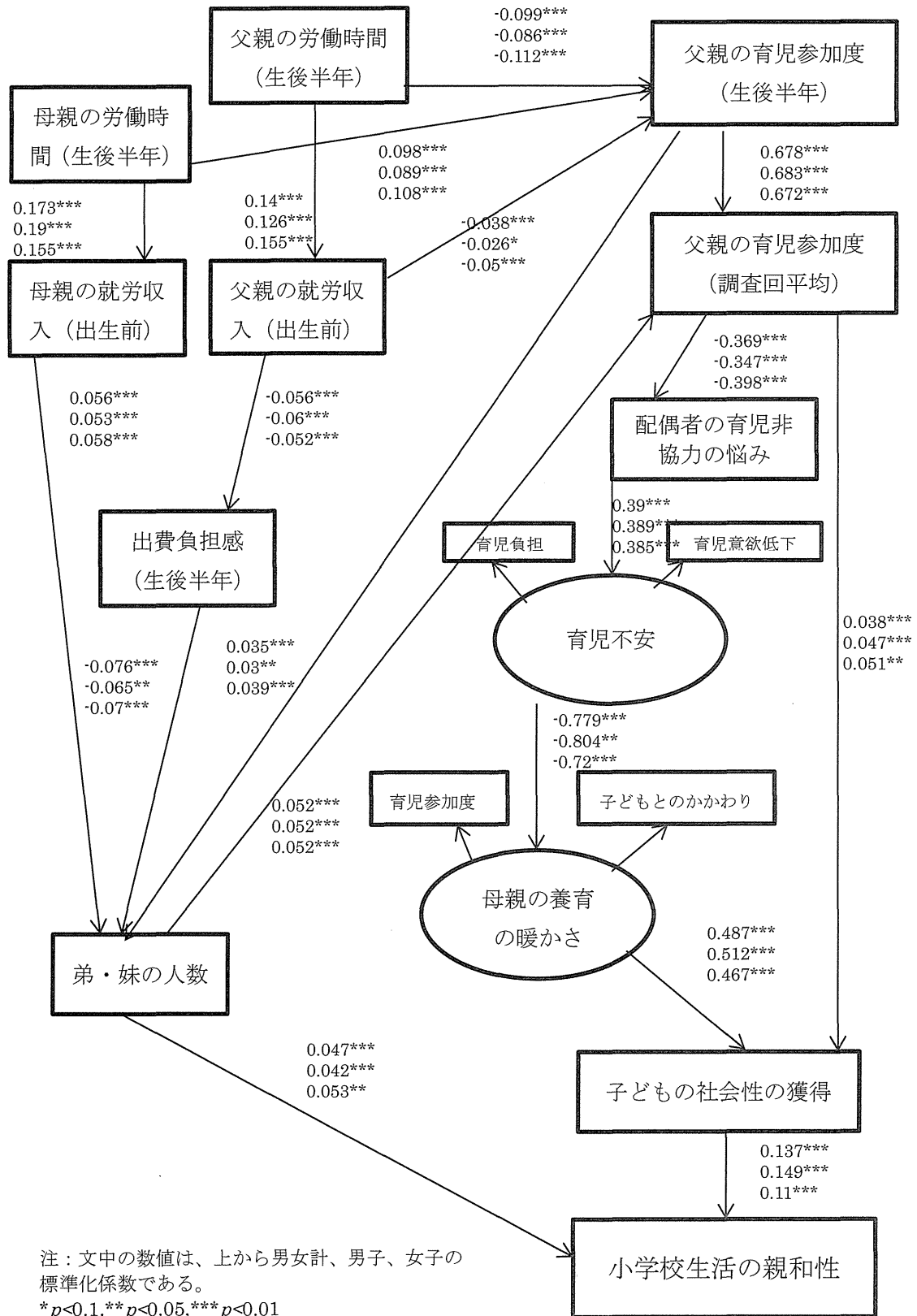
分析のパス図は、父母の労働時間からはじまる場合のみ、図 3 に掲載している。父母の労働時間ないしは、長時間労働ダミーを用いた分析結果の標準化係数やモデルの適合度を整理した結果が、表 5 と表 6 である。

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。

²³ 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



注：文中の数値は、上から男女計、男子、女子の標準化係数である。
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

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 ***
母労働時間(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)	→ 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)	→ 父親の育児参加度(生後半)	-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)	-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)	→ 父親の育児参加度(生後半)	0.019 *	0.011	0.026 *
母長時間労働ダミー(生後半)	→ 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)	→ 弟・妹の人数	0.035 ***	0.03 **	0.04 ***
父親の育児参加度(生後半)	→ 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。

①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)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)が高い。生後半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)」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)」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)」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)」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。

② 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。

③ 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。よって仮説は支持された。

④ 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。

⑤ 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みやすいと思う傾向があることが分かった。よって、仮説は支持された。

⑥ 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いましたが、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。

⑦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。

⑧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。

⑨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（生後半年）」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。

⑩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。