

した後に、元の、あるいは新たな父親との同居が再開される可能性もある。したがって、横断的に父親の不在をとらえると、過去の経験者を除外してしまうことになり、父親不在の影響を部分的にしかとらえることができない恐れがある。そこで、各時点で父親との同居が前年と比べてどう変化したかを見たのが、表 3 である。調査年と前年の両方の情報が揃っているサンプルのみを使った構成比である。

全子について見ると、2002 年においては、前年に引き続き同居している割合が 96.8%、同居から別居になったものが 1.1%、前年に引き続き父親と同居していない割合が 1.3%、新たに父親との同居が開始されたのが 0.8%となる。

表 1 調査時点別にみた、同居する父親の有無の構成

		調査年					
		2001	2002	2003	2004	2005	2006
総数 (全子)	総数 (標本数)	100.0 (47,015)	100.0 (43,925)	100.0 (42,812)	100.0 (41,559)	100.0 (39,817)	100.0 (38,537)
	父同居 (単身赴任含む)	97.7	97.6	96.7	95.7	94.9	94.3
	父非同居	2.3	2.4	3.3	4.3	5.1	5.7
	(再掲) 単身赴任	0.0	1.7	2.4	2.5	2.5	2.7
総数 (第1子)	総数 (標本数)	100.0 (23,503)	100.0 (21,943)	100.0 (21,394)	100.0 (20,711)	100.0 (19,850)	100.0 (19,149)
	父同居 (単身赴任含む)	97.0	97.0	96.0	94.9	94.1	93.5
	父非同居	3.0	3.0	4.0	5.1	5.9	6.5
	(再掲) 単身赴任	0.0	1.5	2.0	2.1	2.1	2.4
婚外出生	総数 (標本数)	100.0 (435)	100.0 (351)	100.0 (341)	100.0 (309)	100.0 (296)	100.0 (266)
	父同居 (単身赴任含む)	25.5	31.6	32.8	32.4	31.8	35.0
	父非同居	74.5	68.4	67.2	67.6	68.2	65.0
	(再掲) 単身赴任	0.0	3.1	2.9	2.3	1.7	0.8
婚前妊娠婚内出生	総数 (標本数)	100.0 (5,295)	100.0 (4,713)	100.0 (4,506)	100.0 (4,300)	100.0 (4,037)	100.0 (3,814)
	父同居 (単身赴任含む)	97.6	96.1	94.1	92.2	90.6	88.8
	父非同居	2.4	3.9	5.9	7.8	9.4	11.2
	(再掲) 単身赴任	0.0	1.7	2.0	2.2	2.1	2.2
その以外の婚内出生	総数 (標本数)	100.0 (17,773)	100.0 (16,879)	100.0 (16,547)	100.0 (16,102)	100.0 (15,517)	100.0 (15,069)
	父同居 (単身赴任含む)	98.5	98.7	97.8	96.9	96.2	95.7
	父非同居	1.5	1.3	2.2	3.1	3.8	4.3
	(再掲) 単身赴任	0.0	1.5	2.0	2.0	2.2	2.4

表2 調査時点別にみた、過去に父親の不在を経験している子どもの割合

		調査年					
		2001	2002	2003	2004	2005	2006
総数(全子)	総数 (標本数)	100.0 (47,015)	100.0 (43,925)	100.0 (42,812)	100.0 (41,559)	100.0 (39,817)	100.0 (38,537)
	父親不在経験あり	2.3	3.2	4.2	5.4	6.5	7.5
	父親不在経験なし	97.7	96.8	93.4	91.0	88.9	86.4
	父親不在経験なし(不詳時点含む)	0.0	0.0	2.4	3.6	4.6	6.1
総数(第1子)	総数 (標本数)	100.0 (23,503)	100.0 (21,943)	100.0 (21,394)	100.0 (20,711)	100.0 (19,850)	100.0 (19,149)
	父親不在経験あり	3.0	3.9	5.1	6.4	7.6	8.7
	父親不在経験なし	97.0	96.1	92.6	90.3	88.0	85.5
	父親不在経験なし(不詳時点含む)	0.0	0.0	2.3	3.3	4.4	5.7
婚外出生	総数 (標本数)	100.0 (435)	100.0 (351)	100.0 (341)	100.0 (309)	100.0 (296)	100.0 (266)
	父親不在経験あり	74.5	77.5	79.8	80.6	82.1	83.1
	父親不在経験なし	25.5	22.5	18.5	17.5	15.5	15.0
	父親不在経験なし(不詳時点含む)	0.0	0.0	1.8	1.9	2.4	1.9
婚前妊娠婚内出生	総数 (標本数)	100.0 (5,295)	100.0 (4,713)	100.0 (4,506)	100.0 (4,300)	100.0 (4,037)	100.0 (3,814)
	父親不在経験あり	2.4	4.8	6.8	9.3	11.3	13.7
	父親不在経験なし	97.6	95.2	89.7	85.6	82.2	78.1
	父親不在経験なし(不詳時点含む)	0.0	0.0	3.5	5.0	6.5	8.2
その以外の婚内出生	総数 (標本数)	100.0 (17,773)	100.0 (16,879)	100.0 (16,547)	100.0 (16,102)	100.0 (15,517)	100.0 (15,069)
	父親不在経験あり	1.5	2.1	3.1	4.2	5.2	6.2
	父親不在経験なし	98.5	97.9	94.9	92.9	90.9	88.7
	父親不在経験なし(不詳時点含む)	0.0	0.0	1.9	2.9	3.9	5.2

表3 調査時点別にみた、前年の父親との同別居状態からの変化

		調査年					
		2001	2002	2003	2004	2005	2006
総数(全子)	総数 (標本数)	100.0 (47,015)	100.0 (43,925)	100.0 (41,665)	100.0 (40,617)	100.0 (38,886)	100.0 (37,296)
	同居継続	97.7	96.8	96.6	95.6	94.6	93.9
	同居から不在へ	0.0	1.1	1.2	1.3	1.3	1.3
	不在継続	2.3	1.3	2.0	2.8	3.6	4.3
	不在から同居へ	0.0	0.8	0.2	0.3	0.5	0.5
総数(第1子)	総数 (標本数)	100.0 (23,503)	100.0 (21,943)	100.0 (20,831)	100.0 (20,259)	100.0 (19,391)	100.0 (18,572)
	同居継続	97.0	96.1	95.9	94.8	93.7	93.0
	同居から不在へ	0.0	1.3	1.3	1.5	1.4	1.3
	不在継続	3.0	1.7	2.5	3.4	4.4	5.0
	不在から同居へ	0.0	1.0	0.3	0.3	0.5	0.6
婚外出生	総数 (標本数)	100.0 (435)	100.0 (351)	100.0 (311)	100.0 (295)	100.0 (277)	100.0 (258)
	同居継続	25.5	22.5	27.7	29.5	29.6	29.1
	同居から不在へ	0.0	4.0	5.8	5.8	2.9	2.7
	不在継続	74.5	64.4	62.1	62.0	65.0	61.6
	不在から同居へ	0.0	9.1	4.5	2.7	2.5	6.6
婚前妊娠婚内出生	総数 (標本数)	100.0 (5,295)	100.0 (4,713)	100.0 (4,317)	100.0 (4,152)	100.0 (3,894)	100.0 (3,654)
	同居継続	97.6	95.2	94.3	91.9	90.1	88.3
	同居から不在へ	0.0	2.6	2.2	2.4	2.3	2.5
	不在継続	2.4	1.3	3.3	5.1	6.9	8.5
	不在から同居へ	0.0	0.9	0.3	0.6	0.6	0.6
その以外の婚内出生	総数 (標本数)	100.0 (17,773)	100.0 (16,879)	100.0 (16,203)	100.0 (15,812)	100.0 (15,220)	100.0 (14,660)
	同居継続	98.5	97.9	97.7	96.7	95.8	95.3
	同居から不在へ	0.0	0.8	1.0	1.1	1.2	1.0
	不在継続	1.5	0.5	1.1	1.9	2.6	3.2
	不在から同居へ	0.0	0.8	0.2	0.2	0.4	0.5

乳幼児期の同居する親の収入および子育てに関する支出

対象児が乳幼児期における家計および子どもへの出費の状況は、以下の変数から把握することができる。

1) 親の所得

調査では母親・父親それぞれの調査前年年収、前年のその他の収入（親からの援助、家賃・地代等の財産収入、児童手当・出産一時金等社会保障給付金等を含む）を尋ねている（万円単位）。同居の父親の有無との関係を検証する際には、調査年と同年の収入、すなわち翌年の調査結果を使用する。項目があるのは、1回、2回、4回、5回のみ。

2) 子どもにかかった費用

調査の前の月、1ヶ月にかかった費用を尋ねている（万円単位）。調査時点によって、支出内容の例示が異なるので、以下に示す。

- 第1回 人工乳などの食費、紙おむつ代、衣類、保育料、絵本、おもちゃ代など
- 第2回 紙おむつ代、衣類、保育料、絵本、おもちゃ代、おやつ代など
(家族共同利用の購入や住宅の増改築は含めない)
- 第3回 (補問で例示)衣類、食費（おやつを含む）、おもちゃ代、医療費、保育料、
習い事の月謝
- 第4回 具体例なし
- 第5回 (補問で例示)衣類（くつを含む）、食費（おやつを含む）、おもちゃ代、本代、
医療費、保育所や幼稚園にかかる費用、習い事にかかる費用
- 第6回 保育所や幼稚園、習いごとの費用、医療費、食費、衣料費など

3) 保育料

調査の前の月に支払った保育料等を尋ねている（万、千円単位）。調査時点によって、支出内容の例示が異なるので、以下に示す。

- 第1回 保育園や保育ママさんなどに支払った費用
- 第2回 保育所、託児所、保育ママさんやベビーシッターなどに支払った費用
- 第3回 保育所、託児所、保育ママさんやベビーシッターなどに支払った費用
- 第4回 保育所、幼稚園、託児所、保育ママさんやベビーシッターなどに支払った費用、
一時的にあずけた費用も含む。
- 第5回 設問なし

第6回 保育所、幼稚園、託児所、保育ママさんやベビーシッターなどに支払った費用、
一時的にあずけた費用も含む。

4) 保育料以外の子育て費用

調査の前の月の子育て費用から保育料を除いた費用を算出する。

5) 親の月収に占める子育て費用の割合

調査年年収（当該年の翌年調査の情報を使用）の12分の1（平均月収）に占める、子育て費用の月額を算出した。

以下に、以上の変数によってとらえられる家計面の実態について、同居の父親の有無別に図示した結果を示す。子育て費用および保育料の年次による変化の中には、実際の変化の他に、質問における例の記述の違いも影響している可能性があると思われる。

図1 調査時点別にみた、前年の同居する親の年収

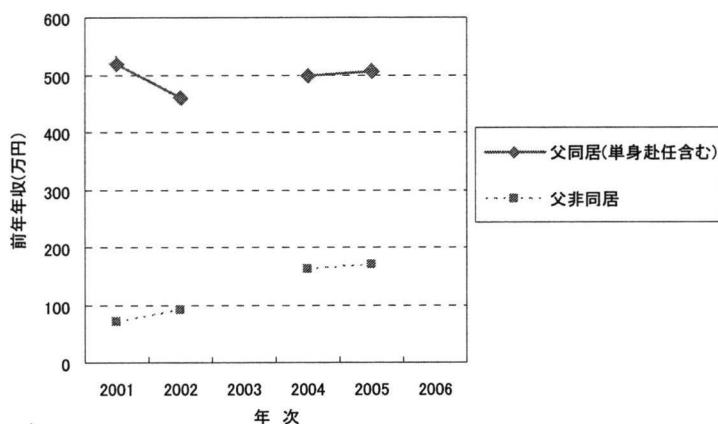


図2 調査時点別にみた、調査前月の子育て費用

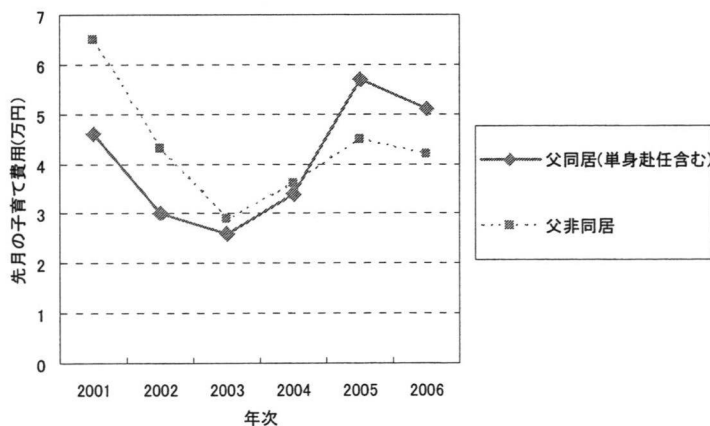


図3 調査時点別にみた、調査前月の保育料(保育料の支払いがある場合に限定)

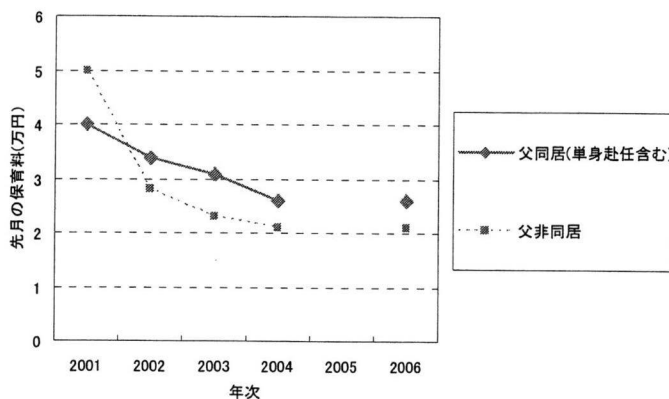


図4 調査時点別にみた、調査前月の保育料を除く子育て費用

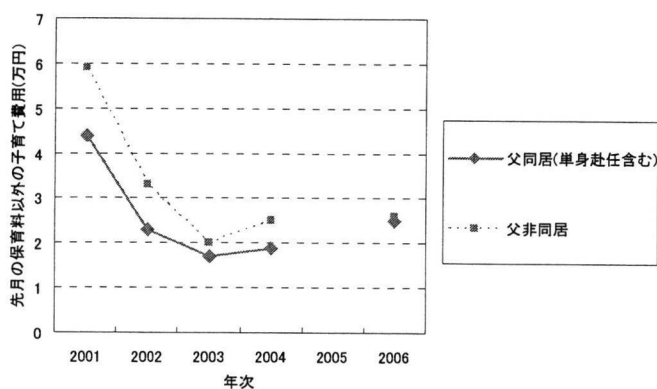
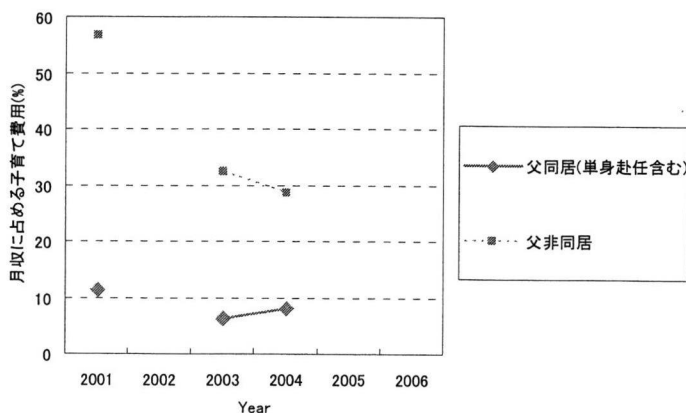


図5 調査時点別にみた、月収に占める子育て費用



子どもをめぐる人口学的、社会経済的特徴および年次変化の記述

次に、その他の子どもをめぐる人口学的、社会経済的特徴について概観しておきたい。ここでは、第1子に限定した集計結果を示す。子どもの祖父母との同居については(図6)、

両親世帯では全期間を通して2割程度であるが、母親のみのひとり世帯では0歳時点で7割、子どもの年齢が上がるにつれて減少し5歳時点で5割となっている。父親のみのひとり親世帯では、同居率はさらに高く6割から8割程度となっている。両親世帯と父親不在世帯とで、母親の就業状態を比較すると、父親不在世帯では、子どもが1歳時点で過半数が働いているのに対し、両親世帯では3割にとどまっている。その後も就業率の差は大きく、5歳時点では父親不在家庭の母親の8割が就業しているが、その半数がパートなどの有期雇用となっている。

図6 調査時点別にみた、祖父母との同居率

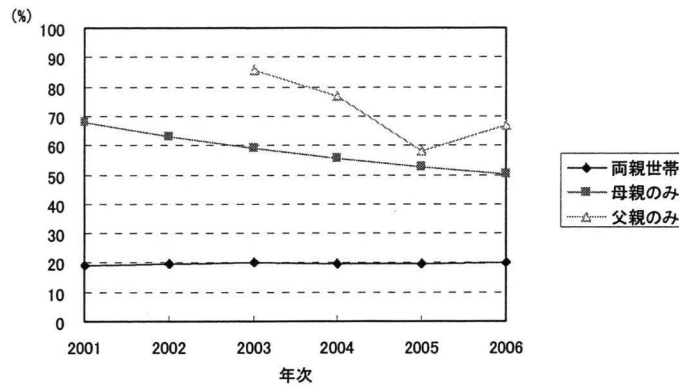


図7 調査時点別にみた、母親の就業状態（全世帯）

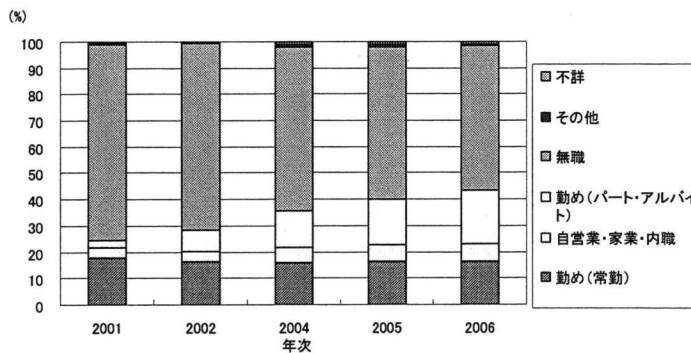
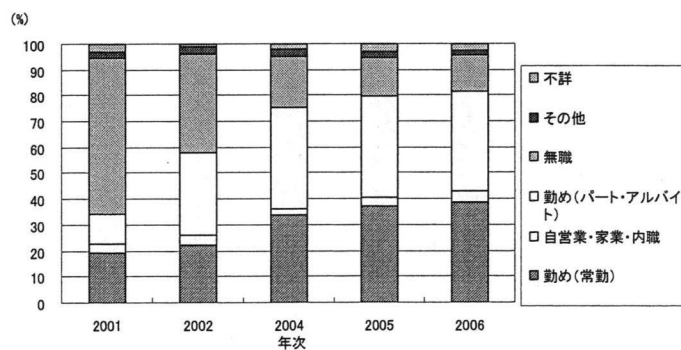


図8 調査時点別にみた、母親の就業状態（父親不在世帯）



家計状況に関する階層線形モデル

同居の父親の有無によって、両親収入および子どもへの支出といった家計面はどのように異なるのであろうか。ひとり親は収入を得ることができる大人を一人欠くということで、収入面では圧倒的に不利になる。それを補うために、ひとり親や低収入世帯向けの公的な手当、遺族年金、親族からの支援、離別した父親からの養育費などの収入を得ているケースがある。本調査では、その内訳はわからないが、父母の勤労所得とは別にその他の収入をきいているので、このその他の収入を加えたうえで、父親がいるかないかという条件がどの程度の差をもたらすのかを見ることにする。

一方で、子どもに関わる出費には違いがあるのであろうか。世帯収入が少ない場合には、支出も抑えられることになるのだろうか。収入の少ないひとり親世帯に対する優遇措置（たとえば保育料など）が機能して、支出が抑えられるということもあるかもしれない。あるいは、父親がいないことで、子どもの世話をより多く外部化する必要があったり、父親と過ごせない時間を他の活動で補完するために、より支出が増えるという可能性もある。対象となる0歳から5歳までの子ども（第1子）は、常に父親がいないケースもあるが、一時的に父親がいないケース、また、母親が働いていたりいなかったり、祖父母が同居していたりしていなかったり、と調査時点ごとに状況が様々である。そうした様々な事情を統制した上で、同居する父親の不在が、どの程度のインパクトを与えうるのかを定量的にみるのが、本研究の目的である。

以上を検証するために、ここでは階層線形モデル（マルチレベル分析）の手法を用いることとする。階層線形モデルは、Bryk and Raudenbush(1992)によって開発された、包含構造をもつ(nested data)、あるいは繰り返し測定された(repeated-measures)データを多変量解析するためのモデルの総称である。本稿で用いる縦断調査のように、同一個人が複数の観察値をもつ場合、ある変数の効果がケースによってランダムに変わるというモデルを可能にする。こうしたモデル化は、すでに確立されているランダム効果モデル、繰り返しデータのための分散分析、計量経済学分野における時系列データと横断調査の融合モデル等の拡張版とも見なすことができる。モデル化が柔軟で、記述方法もわかりやすいという点で、近年、縦断調査の分析モデルとして数多く利用されている。Raudenbushが開発したHLMなど階層線形モデル専用の統計パッケージもあるが、本稿ではSASのMIXEDプロシジャを使用した。SASのMIXEDプロシジャを階層線形モデルとして利用する際には、Singer(1998)の解説が参考になる。

(1) 調査時点での父親との同別居の影響に着目したモデル

1) 個人内モデル

階層線形モデルでは、個人内モデルと個人間モデルを区別する。次式は本稿の分析における個人内モデルの基本的な構成要素である。iは個人を示し、jは調査時点を示す。Tは初

回調査を0とした、調査時点までの経過年を示す。モデルによっては二乗項を入れた。FAABは同居の父親の有無を示すダミー変数である。Xは調査時点ごとに変わりうる、その他の説明変数である。本分析では、父親が単身赴任かどうか（父親不在の効果のうち、物理的な別居の効果を取り除く役割を果たす）、母親の就業状況、祖父母との同別居、居住地域が都市部かどうか、といった子どもの養育環境の変数が含まれる。Yは、家計や子どもに関する支出など、本分析の目的変数である。Bにiの下付文字がついていることからわかるように、Bは異なる個人iについて異なる数値をもちうることを意味している。rはYに関する、各調査時点での、モデルによって説明できないばらつきを表している。

$$Y_{ij} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}T_{ij} + (\beta_{2,i}T_{ij}^2) + \beta_{3,i}FAAB_{ij} + \beta_{4,i}X_{ij} + r_{ij} \quad (1)$$

2) 個人間モデル

階層線形モデルでは、個人内モデルにおける個人レベルのパラメーターは、個人間モデルの従属変数として位置づけられ、パラメーターの数だけ方程式を描くことができる。そして、この個人間モデルには、調査時点で変化しない個人の属性 X を説明変数に含めることができる。ここでは、個人レベルの切片のパラメーターと父親不在の効果を示すパラメーターの方程式において、出生時の親の配偶パターン（婚外出生か婚前妊娠結婚か）、母親の学歴、母親の出生時の年齢の変数を含めた。

$$\beta_{0,i} = \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1}X_i + u_{0,i} \quad (2)$$

$$\beta_{1,i} = \gamma_{1,0} + u_{1,i} \quad (3)$$

$$\beta_{2,i} = \gamma_{2,0} \quad (4)$$

$$\beta_{3,i} = \gamma_{3,0} + \gamma_{3,1}X_i + u_{3,i} \quad (5)$$

$$\beta_{4,i} = \gamma_{4,0} \quad (6)$$

式(2)と式(5)においては、個人ごとの誤差項が入っている。これは、個人間モデルにおいて、B0iとB3iをランダム効果（個人間に無視できないばらつきが存在する）と仮定されていることを意味している。この誤差項を導入することで、家計指標に対する父親不在の効果の大きさが、個人によって異なることを許容するモデルとなる。なお、ランダム効果を推定する際には、分散共分散構造の仮定を工夫することによってデータの情報をより有効に使うことができる。今回、探索的に推定結果を比較した結果、第二レベルの分散共分散構造については特定の構造を仮定しなかった。第一レベルについては、(1)収入モデル、(3)保育料モデル、(5)収入比モデルについては、すべての時点で分散が等しい Homogeneous 構造を、(2)子育て支出モデル、(4)保育料以外の子育て支出モデルについては、近接する時点どうしの分散が相関する Autoregressive 構造を仮定した。

(2)父親との同居の変化の影響に着目したモデル

上述のモデルでの父親不在の効果は、観察期間中すべて父親が不在であった場合と、すべて父親が同居していた場合の平均的な違いと見なすことができる。しかし実際の父親の不在状況の経験は、父親が同居していた状態からあるとき父親が不在になったり、父親がいなかった状態から、新たな父親との同居が始まるケースがあることが、先ほどの記述分析からも明らかになっている。子どもが父親との離別を経験することによって生活がどう変化するかをみるためには、父親の変化の状況を変数に含める必要がある。そこで、今回は子どもに対する支出を説明するモデルにおいて、父親が調査時点で不在かどうかのダミー変数に代わり、(1)前年同居していた父親が不在になっている(*FALeave*)、(2)前年と同様、父親が不在である(*FAAb*)、(3)前年不在であった父親が同居している(*FACome*)、という3つのダミー変数を含めることとした。すなわち、前年に引き続き父親が同居している場合に比べての違いを示すことになる。切片、時点効果のみをランダム効果とするモデルを推定した後、父親の変化もランダム効果とし、違いを考察する。さらに、その他の共変量を含めたモデルを推定する。共変量については、時点ごとの変化する変数として、父親が単身赴任かどうか、母親の就業状況、祖父母との同別居、居住地域が都市部かどうか、といった子どもの養育環境を含める。また個人の属性として、出生時の親の配偶パターン（婚外出生か婚前妊娠結婚か）、母親の学歴、母親の出生時の年齢の変数を含めた。父親の同居変化をランダム効果とした場合のモデルは、以下のようになる。第一レベルの式は、

$$Y_{ij} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}T_{ij} + \beta_{2,i}T^2 + \beta_{3,i}FALeave_{ij} + \beta_{4,i}FAAb_{ij} + \beta_{5,i}FACome_{ij} + \beta_{6,i}X_{ij} + r_{ij} \quad (7)$$

となり、第二レベルの式は、以下のように記述される。B3i、B4i、B5iについては、ランダム効果を仮定しない場合と、した場合のモデルを推定した（モデル1とモデル2）。

$$\beta_{0,i} = \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1}X_i + u_{0,i} \quad (8)$$

$$\beta_{1,i} = \gamma_{1,0} + u_{1,i} \quad (9)$$

$$\beta_{2,i} = \gamma_{2,0} \quad (10)$$

$$\beta_{3,i} = \gamma_{3,0} + u_{3,i} \quad (11)$$

$$\beta_{4,i} = \gamma_{4,0} + u_{4,i} \quad (12)$$

$$\beta_{5,i} = \gamma_{5,0} + u_{5,i} \quad (13)$$

$$\beta_{6,i} = \gamma_{6,0} \quad (14)$$

なお、すべてのモデルについて、推定には制限付き最尤法 *restricted maximum likelihood* を用いた。

推定結果

モデルの推定は、少なくとも母親と同居している第1子について行った。まず、子どもの所属する世帯の家計（親の総年収、子育て支出、保育料支出、保育料以外の子育て支出、親の月収に占める子育て支出の割合の5つの側面）が、父親が不在かどうかでどのように異なるかに着目した結果を見てみよう。結果については表4に示す。モデル1は、父親の不在に関わる変数だけを含めたモデルであり、モデル2は、その他の共変量を入れたモデルである。結果のポイントをまとめると以下のようなになる。

(1)親の総年収

共変量のないモデルの結果をみると、父親が不在の場合、そうでない場合に比べて、親の総収入（同居している親の合計年収+その他の収入）が392万円低くなっている。共変量を含めたフルモデルでは、その差がやや小さくなっている。父親不在の効果の一部は、母親が無職、婚前妊娠結婚であることによる引き下げ効果であることがわかる。単身赴任は収入を30万引き上げている。フルモデルでも、父親が不在であることによって、親の収入は同居の父親がいる家庭に比べ、平均的な収入の場合、80%ほど低くなることがわかった。米国では、ひとり親世帯の所得は両親世帯に比べ3分の2という結果もあるので(Amato and Booth 1997)、父親不在の所得面に関する影響は、米国以上に日本では大きい可能性が指摘できる。母親が正規就業で勤めているのか、非正規就業なのかで150万円の違いとなっていた。月額10万以上違うことになり、母親が正規就業かどうかは家計面を大きく左右していると思われる。祖父母と同居している場合のほうが、年収が低い傾向にあった。祖父母宅に住むことで居住コストを抑えたり、祖父母から経済的援助を受けやすくなるといった背景が考えられる。

(2)子育て支出

単純集計で確認した際は、0歳児において、父親がいない世帯での子育て支出が格段に高い傾向が見られた。しかし階層線形モデルによる推定では、父親不在変数のみのモデルで月額3,800円少なく、フルモデルでは月額9,700円ほど、父親不在家庭のほうが支出が少ない。物価が高いと思われる大都市で支出が多い傾向が確認される。

(3)保育料支出（母親が就業しているケースに限定）

父親が不在の場合、月額8,700円ほど低い。フルモデルではその違いがより大きくなり差が1万800円となる。保育料については、所得によって変動する制度がとられているため、その効果によって負担が抑えられていると考えられる。母親が正規雇用、大都市居住で高

い傾向がある。

(4)保育料以外の子育て支出

モデル1では父親不在家庭のほうが4,100円高いことがわかる。しかしフルモデルでは父親不在の影響は有意ではなかった。保育料支出と同様、母親が正規雇用、高学歴、大都市居住で高い傾向がある。

(5)親の月収に占める子育て支出の割合

親の月額収入に占める子育て支出の平均的なシェアは、父親不在関連変数のみのモデルでは11.7%であることがわかる。父親不在だと、そうでない場合に比べて28%ポイントシェアが上昇する。フルモデルでも、その違いは27%ポイントと、あまり変化がない。シェアを引きあげる共変量としては、婚前妊娠や婚外出生、母が高卒以下、若年出産といった条件をあげることが出来る。

つづいて、前年からの父親同居の変化に着目した結果を見てみよう。ここでは子育て支出についての結果を示す(表5)。モデル1は、父親不在関連変数のみ含んだモデルで、さらに父親の変化を固定効果としたものである。父親との同居が続いているケースに対し、父親が不在になって場合、父親が引き続き不在である場合、不在であった父親が同居するようになった場合の支出の違いを見てみると、いずれも有意ではない。父親単身赴任の変数のみ、月額7,700円ほど高くなるという結果が出ている。モデル2は、父親の変化に関する効果にランダム効果を入れたものである。父親不在が続いている場合、支出が4,400円ほど有意に低いことという結果になった。さらに他の共変量を加えたフルモデル(モデル3)では、同居していた父親が不在になった場合、平均的に5,200円ほどの支出が減少することがわかる。ランダム効果の共分散成分をみると、父不在から同居になった場合の効果の分散が大きく、どのような父親と同居するようになったかで、生活の変化の仕方が大きく異なっている可能性が示唆される。

表 4 第 1 子の所属する世帯の家計についての階層線型モデルの推定結果：父親が調査時点で不在かどうかに着目した結果

	調査年の親の収入(年収(万円))		子どもに関する支出(月額(万円))		子どもの保育料(母親が働いている場合)(月額(万円))	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Fixed effect						
Intercept						
T	506.94 ***	454.32 ***	4.23 ***	4.07 ***	1.19 ***	0.91 ***
T-2			-0.81 ***	-0.77 ***	0.29	0.32 ***
T3dummy			0.22 ***	0.21		
Father absence	60.48 ***	57.81 ***				
Transfer isolation	-392.05 ***	-375.20 ***	-0.38 **	-0.97 ***	-0.87 ***	-1.08 ***
Not working	31.47 **	32.22 **	0.64 ***	0.73 **	0.53 ***	0.55 ***
Regular worker		-22.36 ***		-0.55 ***		
Self employment and other		149.61 ***		1.13 ***		0.58 ***
Coresidence with grand parents		12.60 *		0.09		-0.32 ***
Living in large city		-33.14 ***		-0.06		-0.29 ***
Living in town		43.24 ***		0.50 ***		0.19 ***
Premarital pregnant birth		-25.45 ***		-0.19 *		-0.18 ***
Unmarried childbirth		-88.04 ***		-0.06		-0.08 *
Junior high school		45.30 #		0.82 *		-0.17
Junior college		-38.70 **		0.16		-0.19 #
University		64.17 ***		0.19 **		0.05
Child bearing under age 20		174.85 ***		0.36 ***		0.26 ***
Child bearing after age 35		-69.32 ***		0.24		-0.09
Premarital pregnant birth * Father absence		129.58 ***		0.81 ***		0.39 ***
Unmarried childbirth * Father absence		85.66 ***		-0.39		-0.05
Junior high school * Father absence		-32.18		0.10		0.58 *
Junior college * Father absence		36.58 *		-0.27		0.23
University * Father absence		-49.92 ***		0.52 #		0.31 **
Child bearing under age 20 * Father absence		60.65 **		1.27 **		0.59 **
Child bearing after age 35 * Father absence		-122.12 ***		0.11		0.36
				-1.03 *		-0.21
Random effect						
Var(U0)	58550.00 ***	42865.00 ***	21.46 ***	19.54 ***	0.87 ***	0.62 ***
Cov(U1,U0)			-4.98 ***	-4.63 ***	-0.07 **	-0.07 **
Var(U1)			1.95 ***	1.81 ***	0.03 ***	0.04 ***
Cov(U3,U0)			-39727.00 ***	-31509.00 ***	-0.03	0.10
Cov(U3,U1)			-3.98 ***	-3.51 ***	-0.18 ***	-0.30 ***
Var(U3)	21352.00 ***	15931.00 ***	16.48 ***	13.40 ***	1.09 **	1.29 ***
AR(1)						
Var(RI)	24130.00 ***	23705.00 ***	-0.08 ***	-0.08 ***	4.91 ***	4.97 ***
Level 1 variance						
Level 2 variance						
# of parameters for covariance	4	4	8	8	7	7
# of parameters for coefficient	4	24	5	25	4	24
# of observations	37,888	37,100	101,937	98,177	28,884	27,996
-2*log likelihood	523059.5	507206.1	700666.1	670257.5	132159.2	127342
AIC	523067.5	507214.1	700682.1	670273.5	132173.2	127356

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

表 4 第 1 子の所属する世帯の家計についての階層線型モデルの推定結果：
父親が調査時点で不在かどうかに着目した結果（つづき）

	保育料以外の子育て費用(月額(万円))		親の月取にしろる子育て支出(%)	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Fixed effect				
Intercept				
T	3.56 ***	3.04 ***	11.72 ***	13.07 ***
T-2	-0.33 ***	-0.31 ***		
T3dummy				
Father absence	0.41 **	0.13	-3.92 ***	-4.07 ***
Transfer isolation	0.24 ***	0.15	28.20 ***	27.26 ***
Not working		0.12 #	1.86 *	1.33
Regular worker		0.51 ***		-1.46 ***
Self employment and other		0.40 **		0.58
Coresidence with grand parents		0.08		1.63 ***
Living in large city		0.38 ***		0.44 *
Living in town		0.08		0.64 *
Premarital pregnant birth		0.05		2.20 ***
Unmarried childbirth		0.34		3.77 **
Unmarried child		0.19		4.40 ***
Junior high school		0.14 **		-1.02 ***
Junior college		0.23 **		-2.50 ***
University		0.07		2.58 **
Child bearing under age 20		0.47 ***		-0.33
Child bearing after age 35		0.04		-5.71 *
Premarital pregnant birth * Father absence		0.08		1.14
Unmarried childbirth * Father absence		0.03		0.66
Junior high school * Father absence		-0.45		-1.65
Junior college * Father absence		0.28		-0.40
University * Father absence		0.23		3.77
Child bearing under age 20 * Father absence		-0.15		6.75 #
Child bearing after age 35 * Father absence		-0.75 #		
Random effect				
Var(U0)	22.75 ***	20.23 ***	23.61 ***	19.32 ***
Cov(U1,U0)	-5.40 ***	-4.74 ***		
Var(U1)	1.00 ***	0.80 ***		
Cov(U3,U0)	3.45 ***	3.36 ***	-9.86	-0.94
Cov(U3,U1)	-2.02 ***	-1.85 ***		
Var(U3)	11.85 ***	8.06 ***	837.61 ***	820.23 ***
AR(1)	0.00	0.01		
Var(Ri)	35.33 ***	34.73 ***	252.59 ***	251.23 ***
Level 1 variance			Homogeneous	Homogeneous
Level 2 variance			Unstructured	Unstructured
# of parameters for covariance	8	8	4	4
# of parameters for coefficient	4	24	4	24
# of observations	82,942	79,872	37,117	36,410
-2*Log likelihood	541723.9	517656.9	315391.3	308589.7
AIC	541739.9	517672.9	315399.3	308597.7

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

表5 第1子の所属する世帯の子どもに関する支出についての階層線型モデルの推定結果：
前年からの父親の同居の変化に着目した結果

Fixed effect	子どもに関する支出(月額(万円))		
	Model1	Model2	Model3
Intercept			
T			
Father leaving			
Father still absence			
Father coming			
Transfer isolation			
Not working			
Regular worker			
Self employment and other			
Coreidence with grand parents			
Living in large city			
Living in town			
Prenatal pregnant birth			
Unmarried childbirth			
Junior high school			
Junior college			
University			
Child bearing under age 20			
Child bearing after age 35			
Random effect			
Var(U0)	22.03 ***	21.74 ***	19.80 ***
Cov(U1,U0)	-5.04 ***	-5.09 ***	-4.75 ***
Var(U1)	1.88 ***	1.98 ***	1.85 ***
Cov(U3,U0)		-0.30	-0.29
Cov(U3,U1)			
Var(U3)			
Cov(U4,U0)		14.38 ***	16.87 ***
Cov(U4,U1)		6.72 ***	6.54 ***
Cov(U4,U3)		14.16 ***	10.86 ***
Var(U4)		17.84 ***	12.31 ***
Cov(U5,U0)		6.96 *	7.06 *
Cov(U5,U1)		-3.08 **	-2.37 *
Cov(U5,U3)		15.38 **	12.78 *
Cov(U5,U4)		-9.53 #	-9.88 *
Var(U5)		33.19 ***	32.81 ***
AR(1)	-0.07 ***	-0.08 ***	-0.09 ***
Var(R)	43.37 ***	42.73 ***	41.44 ***
Level 1 variance			
Level 2 variance			
# of parameters for covariance			
# of parameters for coefficient			
# of observations	100,535	100,535	96,887
-2*log likelihood	691051.7	690722.5	661403.2
AIC	691061.7	690756.5	661437.2
Autoregressive	Autoregressive	Autoregressive	Autoregressive
Unstructured	Unstructured	Unstructured	Unstructured

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

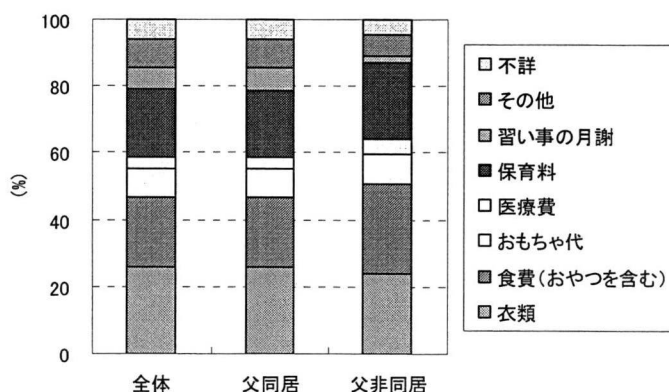
考察

親の総収入は、父親が不在であることによって平均的な二人親家庭の 2 割程度に落ち込む可能性が示唆された。子育て支出にはあまり大きな違いが無くとも、親の総収入に占める子育て費用の割合が格段に高くなり、負担感を高いことが予想される。実際、母子家庭の調査では、一番多く認識されている悩みが経済的な問題であった（厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2007）。

乳幼児期の子育て支出そのものには大きな違いが無かったが、家計の余裕の違いは、貯蓄や保険といった長期的な子どもへの投資にかかわる部分に差をもたらす可能性もある。実際、子どもが大きくなるにつれ、子育ての出費がかさみ、負担感が増えるという調査結果もある（阿部 2008）。また、今回の分析では、子育て支出の総額のみに着目したが、父親が不在かどうかで、その支出内容に違いがあることが考えられる。実際に本データの集計結果からは、父親が同居している子どもの方が、習い事などに従事している割合が高い（図 9、図 10）。とくに音楽、体操、水泳といった習い事で違いが見られた。こうした傾向は、米国でも指摘されている。とくに父親がいない場合、スポーツなどの習い事で違いが見られるという（Fields et al. 2001, Casper and Bianchi. 2002）。習い事やスポーツなどの課外活動経験は、その後の子どもの発達にプラスの効果があることが指摘されている。こうした課外活動の経験の違いとその効果についても検証することが必要であろう。

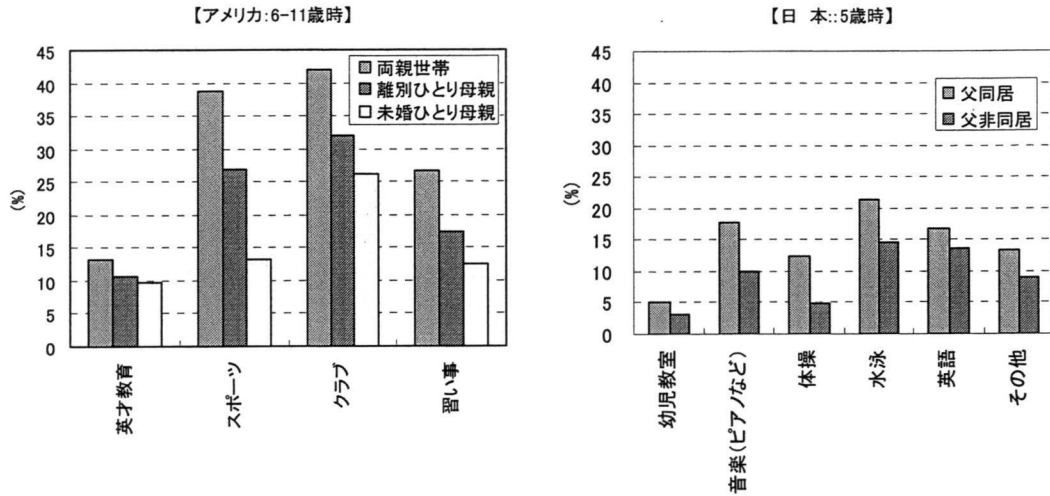
なお、保育料支出に関しては、平均的には父親不在のケースの方が支出が少ない傾向が見られた。しかし単純集計で見た場合、0 歳児における保育料支出が、父親が不在のケースで高かった。標本数が少ないことによる特殊な事情によるものか、調査票のワーディングによるものなのか、0 歳児保育の利用状況に関わる問題かなど、より詳細に見ていく必要がある。

図 9 もっとも多くかかった子育て費用（子ども 2 歳時点）



データ：「21 世紀出生児縦断調査」(第 3 回)。

図 10 家族形態別にみた子どもの諸活動参加状況（米国と日本）



データ:アメリカについては Casper and Bianchi (2002)、日本は 21 世紀出生児縦断調査 (第 6 回)。

結論

離婚や婚外出生の増加が観察されるなか、幼少期にひとり親世帯、とりわけ父親が不在の環境で育つ子どもが増えていくことが予想される。欧米では子どもの生活や将来の帰結に対する父親不在の影響について、様々な実証研究が試みられてきた。父親が不在であることは、その後の子どもの成長や生活に負の影響を与えるという結果が少なくない。しかし、縦断調査によって他の変数の影響を統制したり、父親が不在になる以前の情報を統制すると、父親不在の効果と見なされていた影響の多くが、他の要因によって説明されることも分かってきた。父親不在そのものよりも、経済的困窮や、母親の孤立感、非同居の父親との接触頻度、父母間の悪化した関係などがより重要な要因として認識されている。本研究では、長期的な子どものウェルビーイングを規定する重要な要素であることが指摘されている幼少期の家計の状況に着目し、それが父親が同居しているかどうかでどのように異なるのかを検証した。

同居する親の総収入、子育て支出、保育料支出、保育料以外の子育て支出、親の収入に占める子育て支出割合という 5 つの測定値を調査時点での同居の父親の有無およびその他の子どもの養育環境変数で統制した階層線形モデルによって推定した。その結果、基本的な子育て支出にはあまり大きな違いはなく、保育料は父親不在家庭のほうが低い傾向にあることがわかった。しかし親の収入に大きな差があるため、収入に占める子育て支出の割合が 4 割と、父親が同居している世帯の 13% を大きく上回っている。こうした結果は、将来の教育投資にまわるべき貯蓄に差をもたらす可能性がある。また生活に関わる基本的な支出には差がなくとも、子どもの発達を促す付加的な活動（習い事やスポーツ体験、旅行・

見学など)への参加率に違いがあるといった結果が単純集計から示唆された。米国では父親のいない子どもほどスポーツ体験が少ないといった傾向も確認されており、父親不在の影響を緩和するためには、こうした体験の難しさを周囲や地域がサポートできるしくみづくりが有効であるかもしれない。

本研究における含意を(1)政策面と(2)調査研究面からまとめてみたい。

(1) 政策面での含意

まず政策面としては、父親不在家庭の経済的な困難さが改めて確認できたことから、いかにひとり親家庭の安定的な経済状況を確保するかが重要な論点となろう。母親のみの家庭の場合、日本では非正規就業が多いことも要因として大きい。その背景には、子どもを抱えた女性が正規就業につくことに対する雇用側の非積極性もあろう。母子家庭の母親は、就業時に子どもがいることで差別された経験を訴えている人も少なくなく(厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2007)、このような就職に関する差別をなくすことが重要である。

離婚によって父親不在になる場合は、父親が養育費を負担し、母親の負担を緩和することが考えられる。しかし日本では養育費の取り決めをしている元夫婦が 38.8%、実際に受け取っているのが 19%、金額は平均 42,008 円となっている(厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2007)。父親の養育費の負担について、より厳格に取り決められる制度が必要かもしれない。また日本では親権をどちらかの親に決める単独親権制度をとっており、1950 年代には父親、母親が半々であった親権の所在は、今日では 8 割以上が母親に属している。欧米では、共同親権制度に移行する傾向があり、日本でも親権のありかたを議論する余地があると思われる。

子育て支出は、父親が不在であるかどうかによってそれほど大きな差があるというわけではないが、父親不在家庭のほうがやや低いというのみならず、同居していた父親が不在になることで支出が低くなるという傾向も確認された。支出内容の詳しい内訳についてはデータが収集されておらず分析できないが、関連項目から習い事などの参加に違いが出ている可能性が示唆された。父親がいない世帯で特定の活動がしにくいという傾向が確認された場合(例えばスポーツ体験など)、機会の平等の観点からも、それを補うような公的なとりくみや地域活動などを進めていくことが求められるであろう。

(2) 調査研究面での含意

21 世紀出生児縦断調査は、同居の家族、とくに両親と子どもの関係を詳細に捉えている。しかし、家族の解消と再形成の頻度がより高い米国の調査では、離れて暮らす父親が一定の子育ての役割を果たしていることなどが明らかになっている(Argys et al. 2007, Garasky et al. 2007)。だれが子育てをしているのかが見えにくくなっている現実をふまえ、離婚し別居

している親の情報や子どもとの関係を把握することも重要になってくるとされる。父親に限らず、親類や近所の住人との交流なども、とりわけ父親不在家庭における子育て環境にとっては重要な要素となりうる。こうした情報を把握することが期待される。

本稿では子どもの成長やライフコースの帰結に作用すると言われる幼少期の家計の状況と父親不在の関係に焦点を当てた。そして支出額には差はなくとも、その使われ方に違いがあることを示唆する結果が得られた。子どもに対する投資の質的側面についてもより深く探っていく必要がある。子どものウェルビーイングは経済状況のみならず、親の精神的状況、親子で過ごす時間、過ごし方といったことでも影響をうけることが指摘されている。母子世帯の子どもは父親と過ごす時間が限られるだけでなく、母親の長時間労働によって、母親との時間も少ないことが指摘されている(田宮・四方 2008)。こうした実態が、父親や母親の不在とどう関係しているのかといった分析を通じて、日本における父親、母親の役割を多方面からとらえなおし、家族が多様化するなか、父親、母親がいない子どもにどのようにサポートができるのかを議論するための科学的見地を蓄積していく必要があると思われる。

文献

阿部彩.2008.『子どもの貧困』岩波新書

阿部彩・大石亜希子.2005.「母子世帯の経済状況と社会保障」Pp. 143-161. 国立社会保障・人口問題研究編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会.

Amato, P.R. and A. Booth. 1997. *A Generation at Risk: Growing Up in an Era of Family Upheaval* Cambridge, MA: Harvard University Press.

Argys, A., E. Peters, S. Cook, S. Garasky, L. Nepomnyaschy, and E. Sorensen. 2007. "Measuring contact between children and nonresident fathers." Pp. 375-398 in *Handbook of measurement issues in family research*, edited by S.L. Hofferth and L.M. Casper. Lawrence Erlbaum Assoc Inc.

Bryk, A.S. and S.W. Raudenbush. 1992. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*: Sage Pubns.

Casper, L.M. and S.M. Bianchi. 2002. *Change and Continuity in the American Family*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Cherlin, A.J., F.F. Furstenberg, P.L. Chaselansdale, K.E. Kiernan, P.K. Robins, D.R. Morrison, and J.O. Teitler. 1991. "Longitudinal-studies of effects of divorce on children in Great-Britain and the United-States." *Science* 252(5011):1386-1389.

Fields, J., K. Smith, L. Bass, and T. Lugaila. 2001. "A child's day: Home, school, and play (selected indicators of child well being)(Current Population Reports, P70-68)." Washington, DC: US Census Bureau.

Garasky, G., E.Peters, L.Argys, S. Cook, L. Nepomnyaschy, L., and Sorensen, E. 2007. "Measuring support to children by nonresident fathers." Pp. 399-426 in *Handbook of measurement issues in family research*, edited by S.L. Hofferth and L.M. Casper. Lawrence Erlbaum Assoc Inc.

- Hetherington, E. Mavis and Margaret M. Stanley-Hagan. 1997. "The effects of divorce on fathers and their children." Pp. 191-211, 361-369 in *The Role of the Father in Child Development*. 3rd ed. Edited by Michael E. Lamb. New York: Wiley.
- Hetherington, E.M., M. Stanley-Hagan, and E.R. Anderson. 1989. "Marital transitions: A child's perspective." *American Psychologist* 44(2):303-312.
- 岩澤美帆・三田房美.2008.「出生児縦断調査にみる母子ひとり親家族の発生事情」 厚生労働科学研究費『パネル調査（縦断調査）に関する統合的分析システムの開発研究』平成 18～19 年度総合研究報告書（編）金子隆一 :435-458.
- キルキー,マジェラ(渡辺千壽子監訳). 2000=2005. 『雇用労働とケアのはざままで : 20 カ国母子ひとり親政策の国際比較』(*Lone Mothers between Paid Work and Care*) ミネルヴァ書房.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部.2007.「第 6 回 21 世紀出生児縦断調査結果の概況」
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局. 2007.『平成 18 年度 全国母子世帯等調査結果報告』.
- Lamb M.E. and Tamis-LeMonda C.S . 2004. "The role of the father: An introduction." Pp.1-31 in *The role of the father in child development*, edited by M.E. Lamb. Hoboken NJ: Wiley.
- McLanahan, S. 2004. "Diverging Destinies: How Children Are Faring Under the Second Demographic Transition." *Demography* 41(4):607-627.
- McLanahan, S.and G. Sandefur. 1994. *Growing up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Pleck, J. H. 1997. "Paternal involvement: Levels, origins, and consequences." Pp. 66-103 in *The role of the father in child development*, 3rd ed. Edited by M. E Lamb, New York: Wiley.
- Shwalb, D.W., J.U.N. Nakazawa, T. Yamamoto, and J.H. Hyun. 2004. "Fathering in Japanese, Chinese, and Korean cultures." Pp. 146-181 in *The Role of the Father in Child Development*, edited by M.E. Lamb. Hoboken NJ: Wiley.
- Singer, J.D. 1998. "Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models." *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 24:323-355.
- Snell, K. D. M. and J. Millar. 1987. "Lone-parent families and the welfare state: Past and present." *Continuity and Change* 2:387-422.
- 田宮遊子・四方理人.2008.「母子世帯の仕事と育児－生活時間の国際比較から」『季刊社会保障研究』43-3:219-231.
- Wu, Lawrence L., Larry Bumpass and Kelly Musick. 2001. "Historical and life course trajectories of nonmarital childbearing." Pp. 3-48. in *Out of Wedlock: Causes and Consequences of Nonmarital Fertility*, edited by L. Wu and B. Wolfe, Russell Sage Foundation.

20 子ども観と育児方針

—第1回～第6回「出生児縦断調査」の分析から—

元森絵里子

1. 子ども観の4分類—前回報告書から

1.1 出生児縦断調査における子ども観の分類

「21世紀出生児縦断調査」(以下、出生児調査)には、第3回に「平成13年1月/7月生まれのお子さんとはどのような子に育てて欲しいと思いますか。次のうち、特に重視したいもの5つまでを選んでその番号に○をつけてください」(問14)という設問がある。前年度の拙稿(元森2008)では、15個の項目¹から5個まで選択する形式のこの設問の、子ども観分析における可能性と限界を検討した。加えて、SPSS15.0を用いたコレスポネンス分析によって、同設問の回答傾向から、全ケースを4つの群に分け、それぞれの属性の検討を行った。

それによれば、全ケースは、他者との協調や調整的な行動を支持する傾向と、自発的で積極的な行動を支持する傾向からなる第1軸と、知性を重視する傾向と感性を重視する傾向からなる第2軸によって、4つに分類できる。そこでは、従来の子ども観研究が明らかにした近代的な子どもへのまなざしに引きつけられれば、子どもの自発性を強調するか否かは児童中心主義か伝統的な子ども観か、知性が感性かは厳格主義・学歴主義か童心主義かと整合的に解釈できるとした。

若干言葉が足りなかった部分があったので、これを再度先行研究にひきつけて言い直そう。大正期の新中間層から出現し、現代においても広く共有されている「教育家族」の子ども観について、広田照幸(1999)が、沢山美果子(1990)の議論に修正を加えながら3つの「〈教育的配慮〉」に関する心性を併せ持っているとして述べている。すなわち、子どもの純真さや無垢を賛美する「童心主義」、早くから厳しくしつけや道徳教育を行って規律を身につけさせようとする「厳格主義」、知識を習得させ学歴をつけさせようとする「学歴主義」である。ここで、さらに修正を加えよう。子どもの純真さや無垢さ、大人にはない子どもらしい感性などを尊重する、いわゆる「童心主義」に対して、しばしば混同されるものとして、欧米の「児童中心主義」の教育運動の影響を受けた、子どもの自発性や積極性を強調する思潮がある。後者の児童中心主義の側面は、中心的思想家であるデューイの理論が、より効率的な学習のための手段の側面を持っていたように(Dewey 1990)、「詰め込み」を

¹ 「思いやりのある子ども」「じょうぶなからだの子ども」「命あるものを大切にする子ども」「正直な子ども」「自分の思うことをはっきり言える子ども」「物を大切にする子ども」「感性豊かな子ども」「礼儀正しい子ども」「人の話をよく聞く子ども」「よく考えて行動する子ども」「好奇心の旺盛な子ども」「自然が好きな子ども」「正義感の強い子ども」「その他」の15項目である。