

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 24～25 年度 総合研究報告書

平成 25 年度 総括・分担研究報告書

研究代表者 駒村 康平

平成 26(2014)年 3 月

目次

.総合研究報告 -----	7
.総括研究報告 -----	13
.分担研究報告	
部 少子社会対策班	
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-----	21
駒村 康平・丸山 桂	
第2章 貧困世帯における養育の質と子どもの人的資本形成-----	61
丸山 桂	
第3章 就業意識と結婚・出産についての分析-----	127
四方 理人	
部 高齢社会対策班	
第4章 特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げと改正高年齢者雇用 安定法による雇用と年金の接続の変化：差分の差および分位点回帰モデルによる統 計的分析-----	151
山田 篤裕	
部 格差社会対策班	
第5章 在宅介護が抑うつ状態に与える影響についての分析-----	183
岩永 理恵・四方 理人	
第6章 就業履歴をふまえたシングルマザーの就労と所得の関係-----	197
田中 聡一郎・四方 理人	
第7章 所得・消費・資産を用いた貧困分析-----	213
駒村 康平・渡辺 久里子	
.研究成果の刊行に関する一覧表	

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業）

総括研究報告書

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

研究代表者 駒村康平 慶應義塾大学

研究要旨

本研究の目的は、労働市場での移動を繰り返しやすい女性、高齢者、若年を対象とした分析を行い、不安定な状況に陥りやすい人々が安心して働くことのできる社会を実現するために必要な社会政策を提言することである。具体的には、『21世紀出生児縦断調査』、『21世紀成年者縦断調査』、『中高年者縦断調査』などの縦断調査を用いて、1) 少子社会対策班：「父親の育児参加が出生率と子どもの育ちに及ぼす影響」、「貧困世帯における養育の質と子どもの人的資本形成」、「就業意識と結婚・出産についての分析」2) 高齢社会対策班：「特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引上げと改正高年齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化:差分の差および分位点回帰モデルによる統計的分析」、3) 格差社会対策班：「在宅介護が抑うつ状態に与える影響についての分析」、「就業履歴をふまえたシングルマザーの就労と所得の関係」といった実証分析を行った。

分担研究者

丸山桂	成蹊大学経済学部教授
山田篤裕	慶應義塾大学経済学部教授
岩永理恵	神奈川県立保健福祉大学保健福祉学部講師
四方理人	関西学院大学総合政策学部専任講師
田中聡一郎	関東学院大学経済学部講師

倫理面（倫理面への配慮）

倫理面に抵触する研究内容ではないため、とくに問題とはならないものと思料する。

C. 研究結果

1) 少子社会対策班

少子化対策班の成果は、「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・丸山論文)」、「貧困世帯における養育の質と子どもの人的資本形成(丸山論文)」、「就業意識と結婚・出産についての分析(四方論文)」の3論文である。

「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・丸山論文)」は、「21世紀出生児縦断調査」を用いて、父親の子育て参

A. 研究目的

労働市場での移動を繰り返しやすい女性、高齢者、若年を対象とした分析を行い、不安定な状況に陥りやすい人々が安心して働くことのできる社会を実現するために必要な社会政策を提言することである。

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している。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きやすく、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。

「貧困世帯における養育の質と子どもの人的資本形成(丸山)」では、「21世紀出生児縦断調査」を用いて、貧困世帯における養育を分析し、それが子どもの人的資本形成に与える影響を分析している。その結果、貧困経験は親の社会的相続(金銭投資、家庭内文化資本、養育の質)のいずれにも負の影響を及ぼすとともに、親の学歴や就業形態もまたこれらに影響を及ぼすことがわかった。親の階層(就業形態、学歴)は貧困経験に結びつくだけでなく、高学歴や労働条件のよい仕事につきやすい社会性を身につけるための子育て観にも影響を与える。つまり、貧困家庭で育つ子どもは、予算制約と親の子育て観という2つの意味で、不利な家庭環境で育つことになる。これまでの奨学金制度などの金銭的支援だけではなく、良質な養育環境を保障するための文化資本や子育て支援などの政策介入が求めら

れる。

「就業意識と結婚・出産についての分析(四方論文)」は、「21世紀成年者縦断調査」を用いて、女性の就業の継続や家事・育児に対する意識が実際の就業継続や結婚・出産確率に与える影響について分析を行った。分析の結果、ライフコースに対する志向や性別役割に関する意識は、女性の結婚と出産のそれぞれの確率に非対称的な影響を与えることがわかった。性別役割についての意識について、「家事責任が妻にある」という意識は結婚確率を高める一方、「育児責任が妻にある」という意識は出産確率を低下させる。そしてライフコースに対する志向について、「結婚時退職」の志向により結婚確率が低くなる一方、出産確率では、「結婚時退職」志向の場合に高く、「就業継続」や「出産時退職」の志向で低い。以上の分析結果から、女性が仕事と育児が困難なく両立できる施策と男性も育児責任を引き受ける考え方の浸透が低出生率対策として重要になると考えられる。

2) 高齢社会対策班

高齢社会対策班については、「特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引上げと改正高年齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化:差分の差および分位点回帰モデルによる統計的分析(山田論文)」である。同論文では、2010年度に特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢が63歳から64歳に引上げられたこと、および改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により、雇用と年金の接続がどのように変化したか、厚生労働省「中高年齢者縦断調査」を用い検討している。具体的には、被用者職歴男性の中、支給開始年齢が63歳である1946年度生まれと64歳である1947年度生まれとを比較することで、就

業率、公的年金を含む本人収入の分布等がどのように変化したかクロス集計および差分の差と分位点回帰モデルにより検討した。統計分析の結果、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの63歳以降の被用者職歴男性の就業率は5～7%高く、本人収入がある確率には統計的に有意な差がなく、公的年金を含む本人収入は10%、25%タイルは26%、8%有意に高く、50%タイルで9%有意に低く、また75%、90%タイルでは有意な差がなかった。このことは、特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げにより、被用者職歴の1947年度生まれコーホートの63歳時点の公的年金受給額は低くなったが、改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置による就業率上昇等により、低所得層はむしろ減少したことを示唆している。

3) 格差社会対策班

格差社会対策班の成果は、「在宅介護が抑うつ状態に与える影響についての分析（岩永・四方論文）」と「就業履歴をふまえたシングルマザーの就労と所得の関係（田中・四方論文）」、「所得・消費・資産を用いた貧困分析（駒村・渡辺論文）」の3論文である。

「在宅介護が抑うつ状態に与える影響についての分析（岩永・四方論文）」は、中高年者縦断調査を用いて、介護経験が抑うつ状態に与える影響（K6指標）についての分析を行っている。分析結果によると、本人の介護経験だけではなく、配偶者の介護経験も有意にK6指標のポイントを上昇させており、介護経験が精神的健康状態を悪化させている。特に、女性において、介護経験がK6指標を悪化させていることから、女性の介護負担が重いため、精神に悪影響を

及ぼしている恐れがある。また、中高年男性においては、就労している場合にK6指標が低くなっていた。しかし、精神が健康であるため就労しているのか、就労によって精神が健康になっているのかについて因果関係が識別できないと考えられる。そこで、基礎年金の支給開始年齢の変更を操作変数とした固定効果モデルによる分析結果を行ったところ、男性の就労はK6指標に対してほとんど影響を与えないことが明らかとなった。以上の分析から、介護経験は精神の健康を損なうものであり、介護負担を多く引き受けている女性に顕著である。また、男性高齢者の就労継続そのものが精神の健康に資するとは言えず、女性の介護負担を軽減するために男性の介護休暇の取得を得やすくする必要があったと考えられた。

「就業履歴をふまえたシングルマザーの就労と所得の関係（田中・四方論文）」は、『21世紀成年者縦断調査』を用いて、シングルマザーの就業履歴を考慮したうえで、就業形態と収入の変化に関する分析を行った。就労収入とその他の収入を含めた世帯収入に関する多変量解析の分析からは、末子年齢、シングルマザーの教育歴、就労関連の変数について有意な影響がみられた。とくに、第1子出生時に就業を継続すると収入が高くなる傾向がみられた。

「所得・消費・資産を用いた貧困分析（駒村・渡辺論文）」では、パネル調査の分析ではないが、総務省「全国消費実態調査」の個票データを用いて、所得、消費に基づく貧困率の測定を行い、資産を考慮して時系列での推移を考察した。ライフサイクル仮説に基づけば、現役期に住宅資産を含めた資産形成を行って、引退期の所得の低下に備えている可能性は

あり、低所得であることは、若年世帯と高齢者世帯では異なる意味を持つと考えられる。そこで同研究では、所得分布だけではなく消費分布も用いて貧困率の測定を行い、世帯主年齢別、資産の状況別に分析を行った。その結果、2009年時点で高齢世帯主世帯においては、所得貧困率は12.6%であったが、消費貧困率は4.5%と、測定する分布で貧困率に乖離が確認された。一方で、若年世帯主世帯においては、所得貧困率が8.5%、消費貧困率が10.1%と消費貧困率のほうが高い状況にあることが明らかとなった。

D . 考察

少子化対策班の研究成果は、貧困経験が養育環境に与える影響、また父親の育児参加の影響等を検証するものであり、今後の子育て関連施策において有用な政策的情報を提供するものと考えられる。高齢社会対策班の研究成果は、年金の支給開始年齢に関する政策的論議において、有用な学術的成果となると考えられる。また格差社会対策班では、貧困リスクの高い母子世帯の収入の要因や介護経験が抑うつ状態に与える影響等を検討しており、政策的な対応がもとめられる社会問題に関する分析として考えられる。これらの研究成果は、ワークライフバランス施策や子どもの貧困対策、次世代育成支援、高齢者の雇用政策等における政策提言につながっている。

E . 結論

縦断調査を用いた統計分析により、社会保障や労働政策の変更の影響を厳密に捉えられることが明らかになり、縦断調査の有用性が改めて示された。ただし、一定割合の脱落が発生していること、また新たな政策変更の影響を捉えるため、新しいコーホートを追加するな

どの改善の必要性も示唆された。

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.

・山田篤裕(2014)「支給開始年齢引上げ、繰り上げ支給、高年齢者雇用安定法改正、在職老齢年金制度改革が『年金と雇用の接続』に与えた影響」『年金と経済』32(4)、pp. 10-19.

・四方理人(2013)「家族・就労の変化と所得格差：本人年齢別所得格差の寄与度分解」『季刊社会保障研究』49(3)、pp. 326-338.

・田中聡一郎、四方理人、駒村康平(2013)「高齢者の税・社会保障負担の分析」『ファイナンシャルレビュー』115、pp117-133.

2. 学会発表

Yuko Tamiya and Masato Shikata (2013) “The socioeconomic impact of divorce on women in Japan: focusing on employment and poverty” The 14th Australian Social Policy Conference (ASPC), at UNSW, Sydney, Aug.2013.

G . 知的財産権の出願・登録

なし

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¹、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²。

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

¹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。

²3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³。

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⁴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、

³ 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。

⁴ 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⁵。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。

⁵ 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⁶。その多くが晩婚化⁷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⁸。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。

⁶ 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。

⁷ 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。

⁸ 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⁹。

(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¹⁰。

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¹¹。

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¹²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¹³、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」

⁹ 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。

¹⁰ 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。

¹¹ 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。

¹² 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。

¹³ 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¹⁴。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¹⁵。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。

¹⁴ 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。

¹⁵ 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、クロインバックスのアルファは、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られる。

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

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。

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

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	
/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		-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							
/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けている）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）。

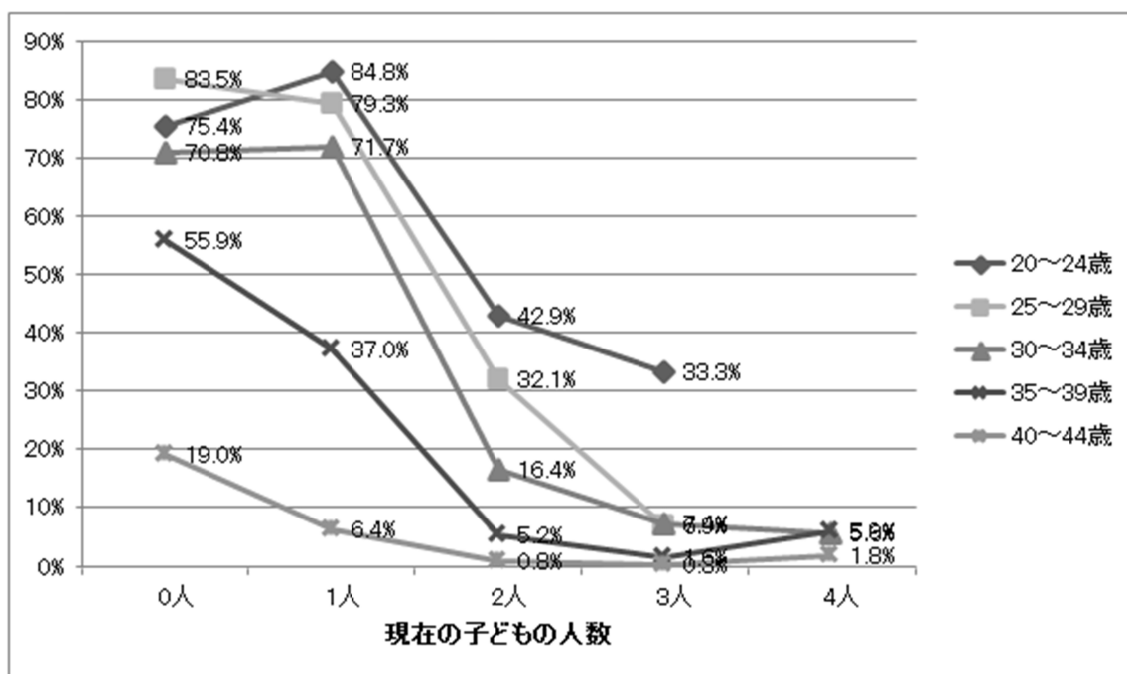
以上のような制約によって、分析対象となる標本は社会全体の標本分布に比べ分布が異なる可能性が高いことに留意すべきである。全10回にわたり回答をし続けている標本のため、脱落標本の先行研究にあるような転居や生活上のリスクが相対的に小さいということ、そして記入内容も「不詳」がないという点で、記入者がきわめて協力的であった世帯ということである。三世代同居世帯やひとり親世帯、単身赴任の経験もない世帯という点でも、社会全体の動向を把握するには限界がある。また、父母の性別役割分業感や子育てに対する価値観について尋ねる質問項目がないため、育児負担度の要因分析には大きな制約があることにも留意が必要である。

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：%)



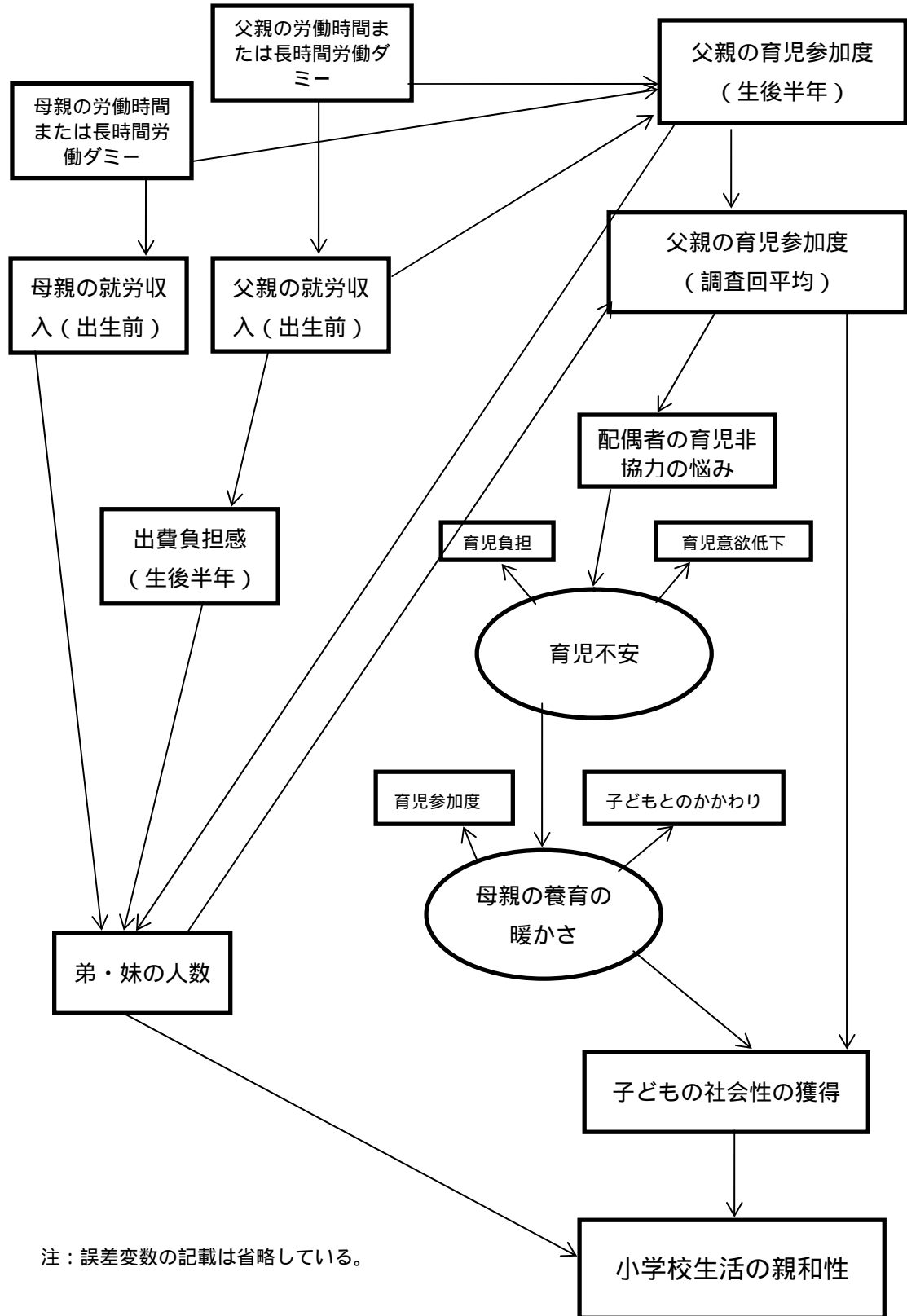
出典：国立社会保障・人口問題研究所「第12回出生動向基本調査（2002年）」より作成

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。

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²³。

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

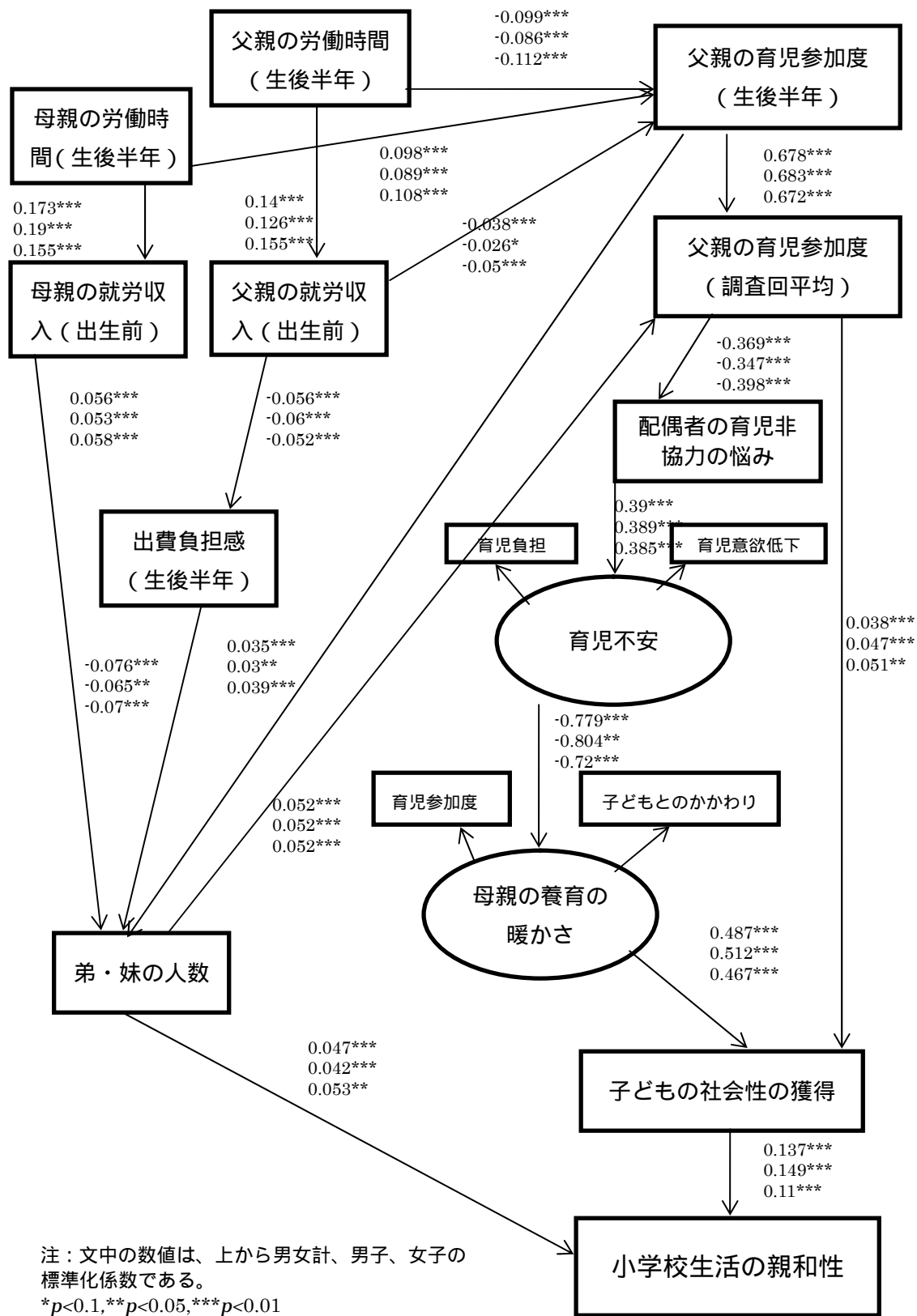


表5 分析結果（父母の労働時間）

		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、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: 自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

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

「貧困世帯における養育の質と子どもの人的資本形成」

分担研究者 丸山 桂 成蹊大学

研究要旨

本研究は、「21世紀出生児縦断調査」を用いて、貧困世帯における養育の状況を分析し、それが子どもの人的資本形成に与える影響を分析した。その結果、貧困経験は親の社会的相続（金銭投資、家庭内文化資本、養育の質）に負の影響を及ぼすことが分かった。親の階層（就業形態、学歴）は貧困経験に結びつくだけでなく、高学歴や労働条件のよい仕事につきやすい社会性を身につけるための子育て観にも影響を与える。つまり、貧困家庭で育つ子どもは、金銭投資の制約と親の子育て観という2つの意味で、不利な家庭環境で育つことになる。奨学金制度などの金銭的支援だけではなく、良質な養育環境を保障するための文化資本や子育て支援などの政策介入が求められる。

A．研究目的

縦断調査の個票分析を通じて、貧困世帯の成育が、子どもの人的資本形成に及ぼす経路を、社会的相続（金銭投資、家庭内文化資本、養育の質）という視点から分析する。

B．研究方法

「21世紀出生児縦断調査」の個票分析を用いて、貧困世帯における養育の内容を分析し、子どもの人的資本形成に及ぼす影響を分析した。

（倫理面への配慮）

提供データは、秘匿措置がなされており、特に問題ないと思われる。

C．研究結果

貧困経験は親の社会的相続（金銭投資、家庭内文化資本、養育の質）に負の影響を及ぼしている。親の階層（就業形態、学歴）は貧困経験に結びつくだけでなく、高学歴や労働条件のよい仕事につきやすい社会性を身につけるための子育て観にも影響を与える。また、親からの投資である、家庭内文化資本と学校教育との親和性がきわめて密接であることも、今後の子育て支援の念頭に置く必要がある。

D．考察

貧困世帯に対する子育て支援として、現金給付だけではなく、家庭内文化資本や親の子育ての質を引き上げるための支援の重要性が確認できた。子ども時代の貧困経験が、親の社会的相続に及ぼす影響は、21世紀に生まれた児童を対象とした調査でも、家庭内文化資本を除き、男子よりも女子に強く残る傾向があった。

E．結論

本研究からは、貧困世帯の子どもの支援には、金銭的な支援だけでなく、文化資本や親の養育といったサービス給付の必要性が示唆された。また、親のジェンダー観に基づく社会的相続の男女差の見直しのためにも、政策介入が求められる。

F．研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

G．知的財産権の出願・登録

なし

第2章：貧困世帯における養育の質と子どもの人的資本形成

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、貧困世帯における養育を分析し、それが子どもの人的資本形成に与える影響を分析した。その結果、貧困経験は親の社会的相続（金銭投資、家庭内文化資本、養育の質）のいずれにも負の影響を及ぼすとともに、親の学歴や就業形態もまたこれらに影響を及ぼすことがわかった。親の階層（就業形態、学歴）は貧困経験に結びつくだけでなく、高学歴や労働条件のよい仕事につきやすい社会性を身につけるための子育て観にも影響を与える。つまり、貧困家庭で育つ子どもは、予算制約と親の子育て観という2つの意味で、不利な家庭環境で育つことになる。これまでの奨学金制度などの金銭的支援だけではなく、良質な養育環境を保障するための文化資本や子育て支援などの政策介入が求められる。

1. はじめに

近年、貧困世帯で成育した子どもが成人後にも貧困に陥る貧困の世代間連鎖の存在が社会問題となっている。親を選ぶことができない子どもが、生まれ育った環境によって将来が左右される、貧困の世代間連鎖は「機会の平等」では解決できない、もっとも不公正な社会現象の一つである。近年になって、阿部（2008,2014）、道中（2009）、駒村・道中・丸山（2011）、大山（2013）などが、日本の貧困の世代間連鎖を分析しているが、子ども時代の貧困経験が成人後の暮らしに及ぼす影響や、なぜ特定の人々に貧困リスクが集中するのか、貧困研究は個人情報への壁にさえぎられ、未解明な部分がいまだ多く残されている。

これまでも、公立学校や奨学金制度の導入など、生まれ育った家庭の経済状況によって子どもの将来の機会の平等が制約を受けないよう配慮する政策は導入されてきた。それでもなお、子ども時代の貧困経験が将来に及ぼす影響があるとするならば、単なる経済的援助だけでは解決できない、貧困世帯の養育の状況が子どもの人的資本形成に少なからず影響を与えた可能性が考えられる。日本では、幼少時の貧困経験が将来に及ぼす影響については、進学や学業成績との関係性を分析するものが中心で、学歴以外の経路の分析はまだ途上にある。もし、子ども時代の貧困経験が将来の暮らしに及ぼす影響を予測し、特定できるのであれば、それは学術上の貢献のみならず、社会保障政策立案にも大きな寄与が期待できる。

本研究は、縦断調査を用いて、貧困世帯における親の投資ともいえる養育の内容を分析

し、それが子どもの人的資本形成にいかなる影響を与えているのかについて分析する。

2. 理論的枠組みと分析枠組み

人は教育や訓練を積むことによって人的資本が高まり、労働市場における稼得能力が高まるという人的資本理論に従えば、子ども時代の貧困経験が子どもの人的資本形成になんらかの影響を与え、それが成人後にも引き継がれるものと考えられる。

本研究では、この人的資本の構成要素として、教育(学歴)、健康、非認知能力(社会性)3つを考えた。

(1)人的資本の構成要素

教育(学歴)

人的資本理論を提唱した Becker(1975=1976)は、教育、訓練、移動、健康その他の人的資本の収益率は、非人的資本のそれより高いと考え、とりわけ教育投資の効果を重要視した。Becker and Tomes (1986)によれば、子どもにかかるコストは、「量」(人数)と「質」(人的資本、子どもが将来、労働市場において稼得する能力)に分類できる。夫婦は限られた収入のなかで、子育て費用に割ける予算(割合)を考えている。多くの先進国では、子どもの「質」の代理指標となる人的資本は教育水準に依存するため、高い質の子どもを育てるには相応の教育投資が必要となる。その結果、限られた予算制約のなかでは、子どもの質(教育)と量(人数)はトレードオフの関係となる。つまり、貧困家庭では、流動性制約から子どもに対して十分な教育投資を行うことができず、その子どもは学歴達成において不利な条件を背負うことになり、低所得、貧困へとつながり、貧困の世代間連鎖が生じると考えた。

健康

人的資本の中心的な構成要素は、「教育」が考えられてきた。しかし、Grossman(1972)によって、人間の肉体的側面である「健康資本」という概念が提示され、人々は健康資本を増大させるために健康投資を行うという Grossman モデルが構築された。この考え方はもともと医療サービス需要者の消費者行動理論であるが、健康資本が増大すると人々が健康に過ごせる時間が長くなり、そして労働に従事できる時間や能力も向上するという人的資本理論の拡張につながっていく。この Grossman モデルの構築によって、健康資本も教育に並び、人的資本の一要素であるという考え方が定着し、健康投資と健康資本の関係だけでなく、健康資本と就業選択、賃金との関係、親の健康投資と子どもの健康状態に関する多数の実証研究が生まれることになった。

本研究では、健康を害することは就業の可能性を狭め、賃金低下、そして貧困につながる要因になること、そして親の健康投資が制約されれば、子どもの人的資本を構成する一要素である、健康度もまた損なわれると考えた。

非認知能力（社会性）

近年になって、教育や健康以外の人的資本を形成する第3の要素として、非認知能力が注目を集めるようになった。

Heckman(2000)は、人的資本の要素として、学業成績に直結する記憶力、言語能力などの認知能力(Cognitive ability)以外の、非認知能力(Noncognitive ability)の重要性に着目した。非認知能力とは、認知能力以外の広範な能力すべてをさし、感情面の発達、他人への思いやり、人間関係の構築、コミュニケーション能力などが含まれ、学校選択、労働市場における成功や犯罪などの危険行為への意思決定には、認知能力と非認知能力の両方が影響を及ぼすとした。実際、Heckmanはアメリカにおける低所得黒人家庭の子どもたちに特別な就学プログラムを行ったペリー就学前計画¹の結果の実証分析を通して、貧困家庭に育った子どもの教育から得られる収益率は、年齢を経るに従って逡減することをモデル化した(Carneiro and Heckman 2003)。学習は基礎の学習の上に成り立つものであり、それを繰り返すことで、人は能力を高め、人的資本が向上する。だからこそ初期の投資が重要であり、子ども時代における養育の質の果たす役割が大きいとされた。

また、本研究では非認知能力の1つの要素である「社会性」という用語も使用する。社会性とは、子どもが社会化をする過程のなかで、「個人が自己を確立しつつ、人間社会の中で適応的に生きていく上で必要な諸特性」(繁多 1991 p.11)とされ、社会性の獲得は人間が社会生活を営むための不可欠な要素であり、非認知能力の1つの指標として使用する。

(2) 社会的相続

子どもの人的資本形成には、親の子どもへの投資（金銭だけでなく、養育も含む）が重要な役割を果たす。Esping-Andersen（2004,2005,2006=2012,2009=2011）は、学校教育や福祉国家が介入する以前の親が子どもに行う投資を「社会的相続」と呼び、「金銭」効果、「親の時間投資」効果、「家族の学習文化」効果に分類した。この3つの指標は階層が上位であるほど高いもしくは良質であり、階層の上位と下位における「同類婚」の増加が、「社会的相続」と人的ネットワークの効果をさらに強めていると考えた。

本研究では、社会的相続の構成要素を 金銭投資（予算制約）、家庭内文化資本、養

¹ ペリー就学前計画(The Perry Pre-school Project)とは、1962年から2年間にわたり、アメリカ・ミシガン州イプシランティ市学区の低所得層アフリカ系アメリカ人3歳児で、学校教育上の「リスクが高い」と判定された子ども（IQ70～85）を、「質の高い幼児教育プログラムに参加したグループ」と「参加しなかったグループ」に分け、その後の暮らしぶりを長期間にわたり追跡調査しているプログラムである。教育内容は、3～4歳児に対して、2年間(10月～5月)にわたり、学校教育(平日午前2.5時間、教師1人に対して幼児5.7人)、教師による家庭訪問(週1回1.5時間)、親を対象とする少人数グループミーティング(毎月)を行うものであった。長期追跡による主な効果として、14歳での基本的な到達、高校卒業、40歳で年収2万ドル以上、40歳で逮捕歴5回以上の項目が比較されており、いずれの項目も、教育プログラムに参加した層の結果が非参加グループに比べ、圧倒的に良好で、質の高い幼児教育の必要性を説く根拠として、広く活用されている。日本語の詳細は内閣府資料

(<http://www.cas.go.jp/jp/seisaku/youji/dai1/siryou3-2.pdf>) アメリカ国内の早期教育介入に関する効果は、HighScope Educational Research Foundation のホームページ <http://www.highscope.org/content.asp?ContentId=219> に包括的な分析結果が掲載されている。

育の質（親の時間投資効果）とし、その概要を説明する。

金銭投資（予算制約）

金銭投資の重要性とは、子育て費用の予算制約をさしている。教育達成には、授業料等の捻出だけでなく、在学期間中の機会費用も考慮する必要があり、多くのコストがかかる。しかし、不動産などと異なり、将来の人的資本は、銀行などの金融市場での担保になりにくく、進学費用を市場から調達するのは難しい(Becker 1975=1976)。高所得家庭の子弟は、進学費用は、親や親族などから無利子あるいは低利子で提供されるのに対し、低所得家庭では家計の予算制約が大きく、子どもの進学費用の捻出が困難となる。世代内の地位達成、世代間移動には学校教育、学歴は、重要な意味をなすため、親の予算制約による教育機会の喪失が、世代をわたっての不利の連鎖につながると考える。

また、健康資本の維持にも、投資が欠かせない。良質な食事や栄養が摂取できなければ健康資本が損なわれることにつながる。

家庭内文化資本

Bourdieu(1979=1990)はフランス社会における進学率が向上してもなお、上層階級出身の子どもは高い教育を身につけ、社会的地位を獲得するのに対し、下層階級出身の子ども達が、上層階級出身の子どもに比べ、進学率や社会的地位が低くなるという「階級再生産」の理由を、出身階層の家庭環境から起因する「文化的再生産」が、学校教育の選別・排除、親和性に大きな影響を及ぼしているためと考えた。

彼は、人は階級上の地位に影響を及ぼす4つの資本「経済資本」、「文化資本」、「社会関係資本」、「象徴資本」をもっているが、それらは互いに関連があり、ある資本をもつことが他の資本獲得にも有利に作用すると考えた。なかでも、家庭の文化資本は、その階級・集団に特有の行動・知覚様式の基礎となる「ハビトゥス(habitus)」や「プラティーク(platique)」に影響を及ぼし、それが教育達成や階層の行動様式との調和を左右すると考えた。

Bourdieu and Passeron(1964=1997)では、学校教育における文化と出身階級の文化との親和性に着目し、上層階級出身者ほど、学校文化との親和性が高く、教育上の成功は下層階級者よりも容易いと主張する。しかも、「社会的な利益または不利益が、学歴やもっと一般的には文化生活全体に大きく影響を及ぼすのは、目に見えるにせよ見えないにせよ、それらの要因が累積的に作用するからである」(Bourdieu = Passeron 1964=1997 p.44)とし、文化的相続遺産という言葉で、「累積」の効果を強調する。そして、「経済力の平等化がもし、実現されたとしても、大学制度は社会的特権を生まれつきの才能や個人的功績へと転換することによって、不平等を正当なものとして認定することをやめないだろう」(Bourdieu = Passeron 1964=1997 p.49)と、いわゆる就学機会の平等だけでは、階級の再生産の解消には至らないと主張する。

したがって、下層階級の子どもは、親の階級に由来するハビトゥスや文化的相続遺産に

よって、近代社会の上層階級が正しいと考える「文化的・知的財産」に対する欲求自体が低かったり、接する機会に乏しかったりするために、貧困は再生産される²。

養育の質（親の時間投資効果）

社会的相続の時間的投資に相当する親の養育態度も、子どもに大きな影響を与える。低所得者世帯の子育ての質が上層階級の質と異なる理由について、以下の2つの理論をとりあげる。

（a）親資源論

Kohn(1969)は、階層によって異なる子育ての方法の由来が、所属階層に特徴づけられる親の価値観（Parental Value）にあるとした。彼は、階層によって異なる子どもに対する期待や子育ての観が、子育ての質に影響し、それが階層の再生産につながるという経路を理論的に構築した。

労働者階級の家庭の親は子どもに「同調性（conformity）」を重んじるのに対し、中産階級の家庭の親は「自己指令性（self-direction）」を重んじるという。具体的には、前者の親は、外的基準に基づく価値判断を子どもに教え、子どもが「従順であること（obedience）」や「清潔であること（neatness）」を重んじる。一方、中産階級の親は、子どもの「考察力（consideration）」、「自律性（self-control）」、「好奇心（curiosity）」を重んじる。この違いは、職業、学歴、収入の階層を形成するいずれの要素とも強い関連があるが、その根源には父親の職業の自律性や複雑性があり、親の職業観が子育ての質や方法に影響を与えたとした。

結果として、中流階級の子どもは「自己指令性（self-direction）」、「考察力（consideration）」ならびに「自律性（self-control）」を身につけるために、自分自身で状況を判断して行動することを教えられるが、労働者階級の家庭では、「同調性（conformity）」を重視した子育てが行われ、子どもの人的資本形成に大きな影響を与えることとなる。

また、Erikson（1963=1977）は、人間の社会心理的発達を8つの段階に分け、本研究で扱う縦断調査の対象年齢とほぼ重なる児童期（学童期）を、「勤勉性」あるいは「劣等感」を獲得する重要な時期と位置づけている。「勤勉性」は単に「真面目に勉強をすること」だけでなく、その行動の背景には自発的な好奇心や知識欲を必要とする。こうした子どもの自発的な好奇心や知識欲は、Kohnが主張する親が子どもに期待する「自己指令性」の要素である、「よく考えて行動する」、「好奇心の旺盛な子ども」などと共通している。子どもの発達課題という意味からも、親が自己指令性を意識した子育てをしているかの影響は大きいと思われる。

（b）相対所得仮説

Wilkinson(2006a=2009,2006b=2010)は、幸福感や健康観などの主観的厚生を説明する

² Bourdieu = Passeron (1964=1997)は、「真に平等な」学校教育の必要性を訴えてはいるが、それが容易ではないことも認めている。その理由を幼稚園から大学に至るまでの文化的不平等を生み出す諸要因の作用をあらゆる手立てを活用しても、徹底かつ永続的に無力化する合理的教育学が存在しえないためであるとす（pp.138-139）。

要因として、自らの所得水準の絶対額だけでなく、その所属する集団における自身の相対的な位置づけによって影響を受ける「相対所得仮説」を提唱した。幸福感や健康観などが悪化すればそれはメンタルヘルス³の不調となり、劣等感や健康観の悪化、メンタルヘルスの不調（抑うつ、不安など）が及ぼす子どもへの悪影響などを各種データから明らかにした。

所属する社会における自分の位置が主観的幸福感に影響を及ぼし、低所得である劣等感だけでなく、「労働環境からくるメンタルヘルスの不調・過労死」、「人種差別・男女差別」などのストレスが健康に及ぼす影響も指摘されるようになっている (Wilkinson 2006a=2009, 2006b=2010)。

(3)分析の概念図

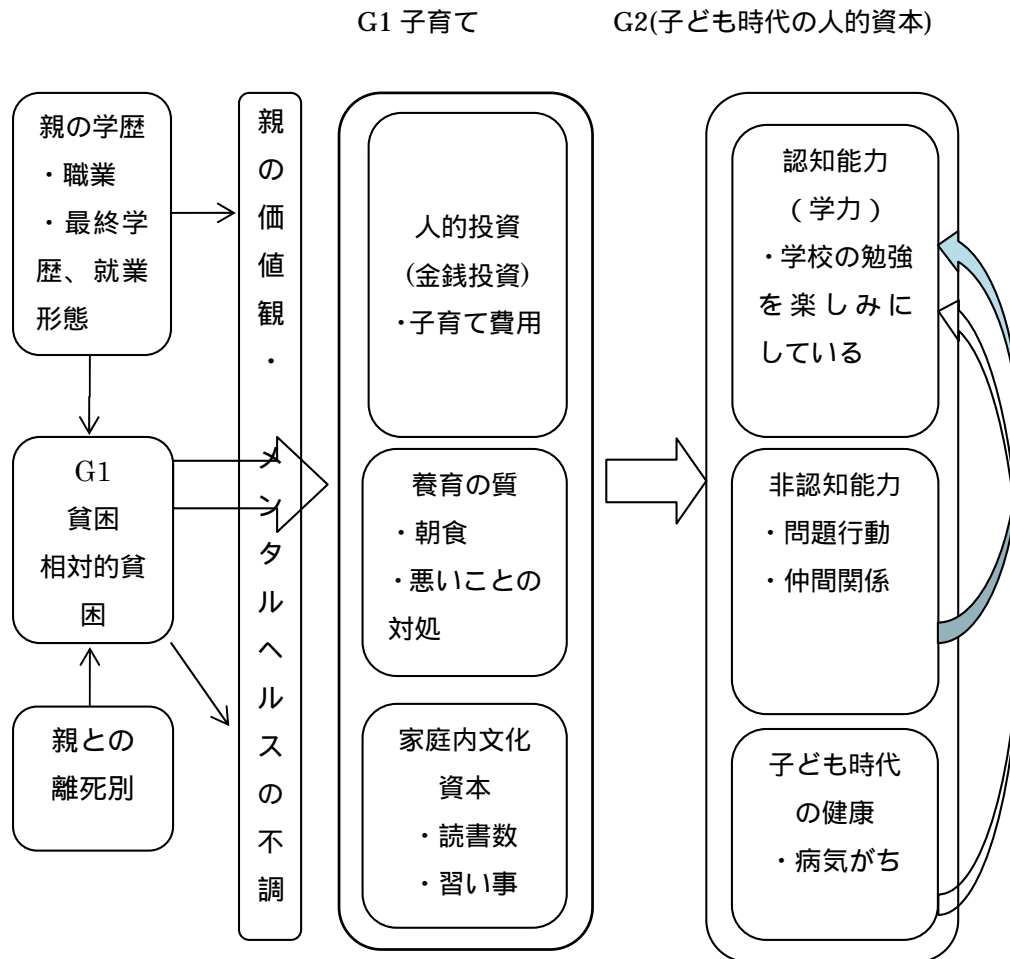
図1は分析の概念図をあらわす。Gとは、「Generation」の略であり、G1とは親世代、G2とは子育て世代を意味する。

Kohn(1969)の親資源論の検証として、親の子どもへの期待「どのような子どもに育てほしいか」と、相対的所得仮説を検証するために、親のメンタルヘルスの不調が直接子どもにあらわれる変数として、「負の育児感情」として子育てのよかったと思うことは特にない」というフィルターを通して、社会的相続（養育の質、家庭内文化資本、子育て費用）に影響をあたえ、そして社会的相続が子どもの人的資本に影響を与えると考えた。

社会的相続には、1か月の子育て費用の実額、養育の質として朝食の摂取状況と子どもが悪いことをしたときの対応、家庭内文化資本には子どもの1か月の読書数と習い事の経験を利用した。G2の人的資本としては、認知能力、非認知能力、健康の3要素をあげている。

³ メンタルヘルスとは、「その彼または彼女が自分自身の能力を理解し、人生の普通のストレスにうまく対処することができ、生産的かつ効果的に就労することができ、かつ自分のコミュニティに寄与することができる良好な状態」(WHO 2007、訳はOECD 2012b=2013 p.21)と定義されている。本研究で使用するメンタルヘルス不調は、OECDによる2つのカテゴリーに分類する定義「精神医学の分類システムでの臨床的な診断閾値に達しない心理的苦痛 (psychological distress) または症状、心理的苦痛は、すべての人に時として起こり得る現象である。その分類システムに従って、臨床的な診断閾値に達している精神疾患」(OECD 2012b=2013 p.21)に従っている。

図1 研究の概念図



3. 先行研究

子ども時代の貧困経験が、人的資本の構成要素である、学歴、社会性や勤勉性、健康資本への影響について先行研究を概観する。

特定の個人を長期に追跡できるパネル調査が整備されているアメリカでは、貧困の世代間連鎖に至るプロセスを詳細に分析した研究蓄積が多い(Elder(1974=1997), Duncan and Brooks-Gunn 編(1997)、The Children's Defense Fund (2001)、Secombe(2007)など)。Elder(1974=1997)は、世界大恐慌を小学校時代に経験した 167 人の長期追跡縦断調査を分析した。経済困窮に対する子どもたちへの影響やその適応力は、出身階層によって異なり、労働者階級より中流階級の子どもの方が、知的能力が高く、現実を概念化する能力に長けていたために、変化の激しい不確実な状況に対してうまく適応したという。また、いわゆる学業成績には経済的な剥奪よりも、親の学歴などの出身階層による影響が大きかったとしている。この研究からは、子ども時代の大量の経験は、1)労働者階級出身者の成人期の健康により深刻な影響を残し、2)経済的困窮度による学歴達成のハンディは、男女で異

なっており、男性は経済的困窮度が相対的に低かった者がより高い学歴を達成したが、女性学歴のハンディを結婚によって補った、ことを明らかにしている。

(1) 学歴への影響

親子間の学歴の連鎖は社会学で多くの知見がある。Erikson and Goldthorpe(1992)は、出身階層と到達階層の間には強い関連があり、これは多くの産業諸国で共通するという。日本ではSSM調査による多くの先行研究があり、社会全体の進学率が上昇しても、親子間の学歴相関の強さは堅持されているとの研究がある(吉川 2006、吉田 2011 など)。

親子間の学歴達成の相関には、親の所得水準と子どもの学力との関連がある。日本でも耳塚・牧野(2007)が、親の所得水準と子どもの学力には強い相関があること、橘木・八木(2009)は父親の高学歴、職業効果と子ども的高校ランクの密接な関係から、いわゆる富裕層の連鎖を説明している。赤林・中村・直井・山下・敷島・篠ヶ谷(2012)は、慶應義塾大学「日本子どもパネル調査 2011」を用いて、家庭の収入・両親の雇用形態と子どもの学力の関連を分析し、父親が正規雇用である方が一貫して子どもの平均的な学力が高いが、母親が正規雇用である場合には子どもの平均的な学力が低くなり、そして父親の最終学歴と子どもの学力には顕著な相関があることを明らかにしている。

学歴達成の要素は、これまで授業料の捻出や学習塾の通塾といった直接的な金銭投資が着目されてきたが、最近の研究では、上層階層の家庭内文化資本が学校教育との親和性をより高めるという Bourdieu の指摘した文化資本に着目した実証研究が増加している。日本では、金子(2004)、苅谷(2004)、苅谷・志水(2004)、宮島(1994,2000)、橘木・八木(2009)、赤林・中村・直井・敷島・山下(2011)が、学習塾の通塾だけでなく、習い事や親が毎日ニュース番組を見ているかなどの文化的要因と子どもの学力の相関を認めている。

(2) 養育の質を経由した影響

親の子どもへの投資には、教育費用や玩具や本などの財だけではなく、子育ての時間投資も含まれる。Guryan, Hurst and Kearney(2008)は、アメリカの American Time Use Surveys (ATUS)を用いて、父母の教育水準(高校中退歴や教育年数)と子育ての時間が比例していること、また 14 カ国についての生活時間調査データから、親の教育水準と所得、子育て時間に密接な関係があることを指摘している。

経済環境や IQ の面で不利な条件で育つ子どもたちへの早期教育介入の効果については、アメリカ・ペリー就学前計画の縦断調査を分析した多くの研究蓄積がある。Wilson(2000)によれば、27歳時点での公的扶助の受給率は、教育介入グループが 15%であったのに対し、非介入グループでは 32%であった。Borghans et al.(2008)は、早期の手厚い教育介入によって IQ の遅れは挽回可能であり、その後の社会生活では、むしろ早期介入グループの方が良好な状況を示していることを明らかにしている。Heckman が「非認知能力」と呼んだ能

力が、社会経済的成功と密接な関係にあることを実証した先行研究は数多い⁴。

日本では、社会経済状況を加味した親の養育の質と子どもの発達に関する先行研究として、菅原他(1999)、内田(2012)がある。菅原他(1999)は、出生時から11歳までの縦断調査を用いて、10歳時点の子どもの問題行動は家庭経済状況や親の養育の質と密接な関係がある一方で、良好な父親の養育態度や母親の父親に対する信頼感などが問題行動の発現を抑制する効果があることを見いだしている。内田(2012)は、お茶の水女子大学「リテラシー習得の日韓中越蒙国際比較」の個票データから、家庭の教育投資額やしつけと子どものリテラシーや言語取得の関係性について分析している。子どもの読み書き、語彙力は世帯収入としつけスタイルのいずれとも関連があるが、低所得層であっても共有型しつけ⁵をする家庭の場合、語彙能力は低下しなかったとし、養育の質が所得のハンディを克服しうることを明らかにしている。

(3) 親の価値観と子育て

階層によって子育て観が異なり、それが子どもへの養育の質に影響するという Kohn(1969)の理論は、Kohn(1969)、Kohn and Schooler(1983)、Kohn et al.(1990)などの自身の一連の研究で実証研究による検証が行われている。父親の業務の複雑性、管理性、単調性などを根源として、子育ての価値観が決定づけられ、労働者階級の親は外的な基準の同調を重んじ、中流階級の親は自己指令性を重んじ、そのような価値観にそった子育てが行われることになる。アメリカ、日本、ポーランドを調査した Kohn et al.(1990)は、1979年時点の日本人男性 629 名を対象に、職業や学歴、年収等と子どもに求める自己指令性との関連を調査している。その結果、日本では学歴や年収を統制すると、自己指令性の有意性が消失し、日本では職業と親の養育価値の関連性が、アメリカやポーランドに比べて低く、職業よりも親自身の学歴の優位性が指摘されている。

こうした Kohn による一連の研究は、親の価値観に焦点をあてたものが中心で、実際の子育ての質に関しては、Kohn(1969)による子どもが悪いことをしたときの階層により異なる罰の与え方の調査研究に限られている。その結果によれば、中流階級の母親は子どもに理由を話して対応するのに対し、労働者階級の母親の方が相対的に物理的な罰を与えやすい傾向があるという。

親の価値観が実際の養育の質に与える影響については、Luster et al.(1989)が Kohn の仮説に基づき、親の養育行動の実証研究を行っている。それによれば、自己指令性に養育価値をもつ母親は子どもに暖かい態度で接するが、同調的な価値観、権威に従うことを志向

⁴ 心理学では、「パーソナリティ特性」と社会経済的成功との関連性を分析した実証研究が多い。高橋・山形・星野(2011)が包括的なサーベイを行っているが、子ども時代と成人後のパーソナリティの相関は高く、特定のパーソナリティ特性をもつ者が社会経済的に成功しやすいとする先行研究が多い。

⁵ 子どもを一人の人格をもった存在として尊重し、子どもとのふれあいや会話を大事にし、経験を子どもと共有しようとするしつけ方をさす。また、家庭の団らんや親子の会話、夫婦の会話も大事にしていることがうかがわれるという(内田 2012 p.10)。

する母親は、子どもへのかかわりが減少するという。また、母親の学歴が高いほど、同調的な養育価値が有意に低下するとしている。

Kohnの研究は母親の就業率がまだ低かった時代であったため、階層の根拠は父親の職業が中心であった。母親の職業と子育ての質に関しては、末盛(2011)が包括的なサーベイを行っているが、母親の職業と子育ての質に関する先行研究は限られている。Percele and Menaghan (1994)は母親の職務の複雑性と子育てとの関連性をパネルデータから分析し、母親が複雑性のある職務についているほど、子どもの認知的刺激や養育行動、衛生管理にプラスの効果があるとしている。末盛(2011)によればKohnの理論に基づく、日本における母親の職業と子ども観の関係の実証研究は、中井(1991)、直井(1989)に限られている。中井(1991)は親としての価値観と女性自身の教育や職業の間に関連があり、家族の階層は子どもに望む価値(自律性/同調性)との関連が強く、職業上の地位の高い職につく母親ほど、自律的な成功志向的な価値を重要とみているとする。直井(1989)は、調査データから母親自身が、自律的判断が必要な仕事(家事を含む)に従事していると、子どもに自律的判断ができるように願う傾向があることを明らかにしている。しかし、年齢と学歴の影響を除くと、母親の職務の複雑性の有意性は消失してしまう。これはKohn et al.(1990)が日本の父親で分析した結果とほぼ合致しており、日本では親の職業よりも、親の教育水準と子育ての価値観の相関が非常に高い特徴がある点で、諸外国の研究結果とは異なる。

親の子育て観が子どもの学業成績につながる影響を分析した研究については、Schaefer and Edgerton(1985)が、幼稚園児を対象にした言葉や算数のテスト結果から、同調性(Conformity)よりも自己指令性(Self-Direction)を重んじる家庭で育った子どものスコアの方がそうでない家庭の子どもよりも高かったとし、日本では邵(2009)が、小学生の成績は、「粘り強いタイプ」の性格を持つ子どもの方が高いという結果を導いており、親が求める子ども観と実際の成績に関連性があることを示唆している。

言語コード理論で著名なBernstein(1971, 1973=1980)は、階級による進学率の違いを、階級によって使用される「言語」が異なり、それが進学の有利、不利を踏み出しているだけでなく、親の養育態度にも影響することを指摘している。

こうした理論を裏付けるように、親の養育態度が子どもの社会的発達に与える影響については、心理学で多くの知見がある。罰や脅しを用いる強圧的なしつけは、子どもの対人的スキルの獲得に不利であるとする研究(Hart et al. 1990)や子どもと家族の関係が良好なほど、効果的に向社会的行動を獲得しやすいとする研究(戸田 1997)⁶など、暖かい養育態度が子どもの社会性獲得に有利に働くとする研究蓄積が多い。

一方、階層ごとに異なるハビトゥスが階層再生産の原因とする、Bourdieu(1979=1990)は、労働者階級と中流階級の食生活の違いを食事内容やエンゲル係数などを調査して分析

⁶ 子どもの発達には、親側の要因、子どもの特徴、社会的要因の3要因が促進または阻害しあって影響している。ただし、これらのうち1つが子どもの発達を阻害しても、他の2つがカバーして養育行動を支えることもある。子どもの社会的発達に関する包括的なサーベイは、市川(1997)、井上・久保(1997)を参照されたい。

している。その結果、前者の方が脂っこい食事をとったり、栄養のバランスにあまり気をつけていないなどの傾向があると指摘する。日本では小林(2010)が Bourdieu の文化資本理論を援用し、教育や職業や収入における不平等が、社会階層として食生活に与える影響を調査している。高階層(高学歴)者ほど野菜や海藻の摂取率が高く、より自分が健康であると認識していることを確認している。また、佐藤・山根(2008)は高校生の食生活を調べ、現代日本の食行動と意識は、社会階層によって直接規定される領域ではないと留保しながらも、父親がブルーカラー職である場合や母親が結婚前から仕事を続けている家庭で、朝食をとらない子どもが多いとしている。

(4) 健康面への影響

Grossman モデルの健康資本の概念から派生した、健康状態と賃金、就業選択に関する労働経済学の先行研究では、健康状態が就業の意思決定や稼働能力に影響を与えるとする研究は多く、欧米の研究では、出生時の健康状態や体重が、将来の学歴獲得や賃金水準にまで影響を与えるとする先行研究も数多い(Currie and Hyson (1999)、Case, Fertig and Paxson (2005)、Black, Devereux and Salvanes (2007)、Conley and Bennett (2000)、Behrman and Rosenzweig(2004)、Currie, Stabile, Manivong and Roos (2010)など)。

流動性制約があるために、子どものために栄養バランスが整った食事を与えられない⁷、設備が不備で狭い住宅に居住することによるストレスや健康への悪影響、「スラム」地域に住む子どもたちが犯罪に巻き込まれて命を落とす確率の高さも貧困の結果として指摘されている(The Children's Defense Fund 2001)。

Marmot(2004=2007)は、誕生後の様々な刺激の欠如によって、乳幼児期の脳の発達が悪化されると、子どもたちの経済的な成功や健康、健全さに深くかかわるリテラシー(印刷・記憶された情報を社会のなかで活用し、その人の目標を達成したり、その人の知性や能力を発展させたりする能力)に悪影響を及ぼすとしている。

子どもの健康状態の保持には、親がどれだけ子どものために健康投資を行うかが重要な鍵となる。Currie(2009)は親の社会経済状況と子どもへの健康投資、子どもの健康状況と将来の学歴達成や賃金との関連について、包括的な先行研究サーベイを行っている。それによれば、親の学歴や所得水準などの社会経済状況と親の健康投資には密接な関係があり、そして子ども時代の健康と学歴達成・賃金にも関連があることから、親子間の所得連鎖の要因の1つには「健康」があり、低所得家庭に支援をしてもなお残る負の影響について分析する必要性を強調する。Starfield et al.(1991)は、貧困家庭において低体重児が生まれる確率が高いことに着目し、白人の子どもに限った上で、母親の所得状況(所得が貧困線以下であるかどうか)、「母親の教育年数」、「妊娠時の母親の年齢」、「母親の喫煙状況」などの要因と低体重児の出生との関連性、母親の貧困時期との関連性を分析している。この研

⁷アメリカの研究では、貧困世帯の子どもほど幼児期の脳の発達に不可欠な鉄分の欠乏がおきやすいという報告がある(The Children's Defense Fund 2001)。

究からは、母親の学歴や喫煙状況などを調整しても、母親の貧困状況は低体重児出産につながりやすく、子ども時代の貧困が次世代の健康面での不利の連鎖につながる可能性が示唆されている⁸。

本研究と同じ「21世紀出生児縦断調査」の低体重出生児を分析した川口・野口(2012)は、母親の喫煙や出産6か月前の就業が有意に低体重出生に影響を与えること、高学歴の母親が過体重児の出生を抑える傾向があること⁹、世帯所得の増加が出生体重を平均値に近い値とする効果が認められること、父親の学歴は出生体重に影響を与えないことを明らかにしている。しかし、2500g未満の低体重出産がその後の発達に与える影響については、2歳半時点での発達を遅延させる効果が確認されたものの、6歳半時点での学習行動や交友関係には有意な影響を与えていないとしている。小原・大竹(2010)は都道府県別データから、親の失業が子どもの出生体重に及ぼす影響を分析し、失業率の高さや就業率の低い都道府県ほど、新生児に占める低体重児の割合が高いことを明らかにしている。しかし、貧困が新生児の体重を直接的に低下させる影響は見られず、親の非就業は、金銭的な貧しさ以外の理由で新生児の健康を阻害する可能性があることを指摘している。

駒村(2009)は東京23区の集計データから、就業援助を受給する子どもの割合が高い区ほど、子ども1人あたりの虫歯の状況(DMFT指数)¹⁰が悪く、低所得世帯ほど子どもの永久歯の状況が悪化しやすいことを示唆している。阿部(2011)も本研究と同じ「21世紀出生児縦断調査」から、低所得家庭の子どもほど、入院率が高く、ぜんそくなどの慢性疾患にかかりやすいことを確認している。

(5) 相対所得仮説

Wilkinson(2006a=2009, 2006b=2010)、Marmot and Wilkinson(1999=2004)は、幸福感や健康観などの主観的厚生を説明する要因として、自らの所得水準の絶対額だけでなく、その所属する集団における自身の相対的な位置づけによって影響を受ける「相対所得仮説」を提唱した。幸福感や健康観などが悪化すればそれはストレスとなり、劣等感や健康観の悪化、ストレスによる子どもへの悪影響などを各種データから明らかにした。

バラス・ドーミング・中谷・タンストール・花岡(2012)は相対所得仮説(スピリットレベル仮説)の包括的な先行研究サーベイを行い、個票データ分析によって、日英の平均寿命の

⁸ Starfield et al.(1991)によれば、まったく貧困経験がない母親を基準とした場合、妊娠時に貧困である場合で1.8倍、母親が子ども期に貧困である場合は1.9倍も低体重児を出産しやすく、母親が子ども期も現在も貧困であった場合にはオッズ比は3.3倍も高いとしている。また、「子ども期に貧困だが、妊娠時に貧困でない場合」と、「子ども期に貧困ではなく、妊娠時に貧困であった場合」の低体重児出産割合は、8.2%と8.9%とほとんど差がない。

⁹ 身体の負担を考えて、小さく産みたいという考え方があるのではないかと考察されている。

¹⁰ 日本ヘルスケア歯科研究会のホームページによると、DMFT指数とは、ある集団における全員の虫歯のD(decayed tooth: 未処置う蝕歯)、M(missing tooth; because of caries: 喪失歯、う蝕が原因で抜去された歯や機能を喪失した高度のう蝕歯を含めることもある)、F(filled tooth: う蝕が原因で処置された歯)の合計を被験者数で除した数字で、数字が大きいほど、集団における1人あたりの永久歯の状況が悪化していることを意味している。

差を遺伝・食生活によるものか、相対所得仮説に基づくものかの検証を行い、相対所得仮説(スピリットレベル仮説)を支持する結果を導きだしている。

石田(2012)は、内閣府「平成 23 年度 親と子の生活意識に関する調査」の個票データより、相対的貧困指標に基づく貧困世帯の親は、そうでない世帯の親に比べ「自分は役に立たないと強く感じることもある」と回答する者の割合が約 1.5 倍高いことを示している。同じ調査を分析した稲葉(2012)は、生活保護受給世帯や児童扶養手当受給世帯、中学 3 年時点で生活が苦しかったと回答している者、同時期に親の口論や争いが絶えなかった者ほど、現在の抑うつ傾向が有意に高いことを確認し、親子間の抑うつ傾向には相関が見られること、子どもの抑うつが学習態度や成績に負の影響をもたらしていることを指摘し、親子間の抑うつ連鎖が貧困の世代間連鎖の 1 つの経路になりうる可能性を指摘している。

菅原(2012)は、お茶の水女子大学「子どもにより養育環境プロジェクト」¹¹の小学校 1 年生時のデータから、世帯年収から起因する「家庭の教育的・文化的投資」と「母親の経済的困窮感」が子どもの学校の成績、問題行動傾向に与える影響を分析している。その結果、家族ストレス経由の関連は子どもの学業成績よりも問題行動傾向に強くみられ、家族投資経由の関連はより知的側面に影響を及ぼすということを確認している。

カワチ・ケネディ(2004)や近藤(2010)は、社会疫学の見地から、貧富の差が拡大している社会ほど、健康を害する者が多く、他人への信頼感が失われ、コミュニティの保全が難しくなることを主張する。近年では、幸福研究の見地から、相対的所得仮説をとりあげる研究が増加しており、いずれも社会における相対的な地位の低さが幸福感を悪化させるという結論になっている¹²。

4. 使用データと標本の特徴

使用データは、厚生労働省「21 世紀出生児縦断調査」(以下、「本調査」と省略)の個票データである。調査客体は、全国の 2001 年(平成 13 年)1 月 10 日から同月 17 日の間及び同年 7 月 10 日から同月 17 日の間に出生した子どもであり、厚生労働省が人口動態調査の出生票を基に調査客体を抽出し、10 歳になるまで毎年調査を継続したものである。

(1) 家族類型別にみた脱落標本と継続回答率

¹¹ 2002 年に首都圏某市で誕生した子どもの追跡調査(323 世帯)である。世帯年収 501 万円以上の世帯が 81%を占めるなど、やや高所得者層の比率が多い。「母親の経済的困窮感」には、「家計への満足度」(非常に満足～非常に不満)、「家庭の教育的・文化的投資」には本・絵本の数、学習塾、音楽に習い事、水泳、インターネット回線、新聞の購読、2 台以上のコンピューターの保有が使われている。

¹² 浦川・松浦(2007)は家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の個票を用いて、出生年、教育水準等において自らと類似した属性をもつ集団との所得格差が生活満足度に及ぼす影響を分析している。有配偶者では所得格差が生活満足度に有意な結果を及ぼすが、無配偶者は有意ではなかった。小塩・浦川(2012)はインターネット調査「地域の生活環境と幸福観に関するアンケート」に基づいて、幸福観や健康観など主観的厚生における相対所得仮説の妥当性を確認している。The Equity Trust(2011)によれば、イギリスの所得格差が半減されれば、国内の殺人率と肥満者の割合は半減し、収監者と 10 代の出産割合は 80%減少し、信頼の基準は 85%高まると試算している。

縦断調査の最大の問題点が標本の脱落問題である¹³。

表 1 は、家族類型別の標本数と、第 1 回調査開始時の標本数と比較した脱落標本数の推移をあらわしている。

表 1 家族類型別標本数および第 1 回目調査と比較した脱落標本数

	1回目	2回目	3回目	4回目	5回目	6回目	7回目	8回目	9回目	10回目
子どもの年齢 / 家族類型	6か月	1歳半	2歳半	3歳半	4歳半	5歳半	7歳	8歳	9歳	10歳
父母と子どものみ	36,031	33,232	32,047	30,767	29,209	27,977	26,542	25,961	25,314	24,495
父母と子どもと祖父母のみ	6,344	6,429	6,438	6,439	6,228	6,215	6,316	6,126	5,959	5,719
父母と子どもと祖父母とその他のみ	3,304	2,972	2,619	2,283	1,991	1,757	1,567	1,271	1,102	961
母親と子どものみ	396	448	644	870	1,038	1,168	1,121	1,382	1,462	1,555
母親と子どもと祖父母のみ	301	279	362	464	508	555	566	669	664	686
母親と子どもと祖父母とその他のみ	334	281	355	366	357	357	277	297	277	249
父親と子どものみ	-	9	23	34	96	83	45	73	95	94
父親と子どもと祖父母のみ	6	23	42	56	55	98	108	125	131	144
父親と子どもと祖父母とその他のみ	8	21	34	42	335	52	38	43	45	37
その他	279	230	248	234		278	218	204	226	184
不詳	13	1		4						
合計	47,015	43,925	42,812	41,559	39,817	38,540	36,798	36,151	35,275	34,124
脱落標本数	0	3,090	4,204	5,457	7,199	8,476	10,218	10,865	11,741	12,892
第1回目の標本数	47,015	47,015	47,015	47,015	47,015	47,015	47,015	47,015	47,015	47,015

注：「不詳」とは、同居している家族欄に回答していない世帯をさす。

：「子ども」とは、平成 13 年生まれの子どもとそのきょうだいをさす。

家族類型別では、「父母と子どものみ世帯」がいずれの調査回数でももっとも多数を占めているが、調査回数を経るに従って、「母親と子どものみ」、「母親と子どもと祖父母のみ」、「父親と子どものみ」、「父親と子どもと祖父母のみ」といったひとり親世帯が増加していく。特に、母親と子どものみの母子世帯は、第 1 回目調査と第 10 回目調査では 4 倍近く増加している。

続いて、家族類型別にみた回答率にみていこう。表 2 は、各調査回の「前回」の家族類型別に、「今回」の調査にどの程度回答しているかの割合をあらわしている。例えば、第 2 回調査の「父母と子どものみ」の世帯の数字は、93.8%となっているが、これは第 1 回目に「父母と子どものみ」世帯の回答者の 93.8%が、第 2 回調査にも協力したことをあらわ

13 アメリカの縦断調査 The Panel Study of Income Dynamics(PSID)の脱落サンプルを分析した、Fitzgerald, Gottschalk and Moffit(1998)による脱落サンプルの分析によれば、低所得者、低学歴者、非婚者、社会経済的に困窮している層が脱落する傾向が高く、直近にあまり好ましくないイベント(所得低下、離婚、転居)などがあった場合にも脱落がおきやすいという。

本調査の脱落サンプルを分析した先行研究には、福田(2006)、西野(2006、2007、2008、2010)がある。それによれば、母親・父親の年齢が若いケース、収入が低いケース、父母のどちらかが外国人であるケース、6か月の時点(1回目)でひとり親のケース、父母がふだんの保育にかかわっていないケース、職・収入・育児・家事・相談相手などで父親のプレゼンスが低いケース、悩みを相談する人がいない人、生後6か月までに今回の妊娠出産で転居したケース、喫煙本数が多いケースが脱落標本となる確率が高いとしている。しかし、一度脱落した標本も 20～30%強の割合で、再び調査に協力しており、転居でない限りは調査票を送り続ける意義はあるとしている(西野 2006,2007,2008,2010)。

北村(2009)は、クロスセクション・データである厚生労働省「乳幼児身体保育調査」と本調査を同じ様式で集計し、身長・体重の統計量から本調査の偏りを分析し、身長・体重ともに両標本の男女別・出産経過期間別の統計量はほぼ同じであり、標本特性として本調査が日本の子どもの身体統計を代表すると考えても妥当であると結論づけている。

している。一度脱落した標本が、複数回の調査に無回答であった場合の回答率は把握できないが、家族類型別の回答継続率の態勢は把握できる。

表2 家族類型別 前回調査からの回答継続率

	2回目	3回目	4回目	5回目	6回目	7回目	8回目	9回目	10回目
子どもの年齢 / 家族類型	1歳半	2歳半	3歳半	4歳半	5歳半	7歳	8歳	9歳	10歳
父母と子どものみ	93.8%	95.1%	95.1%	93.9%	93.9%	92.9%	94.8%	95.1%	94.4%
父母と子どもと祖父母のみ	94.0%	95.6%	95.4%	94.2%	94.5%	92.7%	95.3%	95.5%	93.8%
父母と子どもと祖父母とその他のみ	92.9%	93.9%	95.2%	91.2%	92.7%	92.4%	92.8%	93.4%	92.8%
母親と子どものみ	85.1%	83.9%	88.5%	87.9%	88.2%	87.2%	89.4%	90.7%	91.4%
母親と子どもと祖父母のみ	84.4%	88.5%	90.3%	90.7%	91.7%	90.6%	94.5%	92.8%	94.6%
母親と子どもと祖父母とその他のみ	82.3%	89.0%	87.9%	91.8%	90.2%	88.0%	95.3%	93.3%	90.6%
父親と子どものみ	-	66.7%	69.6%	91.2%	88.5%	91.6%	82.2%	84.9%	87.4%
父親と子どもと祖父母のみ	83.3%	82.6%	90.5%	87.5%	94.5%	86.7%	90.7%	96.0%	89.3%
父親と子どもと祖父母とその他のみ	75.0%	85.7%	85.3%	95.2%	89.9%	82.7%	86.8%	90.7%	91.1%
その他	81.0%	90.4%	92.7%	90.6%		88.5%	94.5%	92.6%	93.4%
不詳	76.9%	100.0%		75.0%					
合計	93.4%	94.9%	94.9%	93.6%	93.7%	92.6%	94.6%	94.8%	94.1%

本調査は、全体的な回答継続率が9割を超えた非常に高い調査であるが、家族類型別に見ると、父母がともにいる世帯に比べ、ひとり親世帯の回答継続率が10%ポイント程度低い値となっている。特に、「父親と子どものみ」世帯の第3回、第4回の回答継続率は7割以下と低い。

(2)世帯収入の10分位別の脱落標本と継続回答率

表3は、第1回目の調査回の世界帯収入の十分位別の回答継続率をあらわしている。

表3 第1回目の世帯収入の10分位別 回答継続率の推移

	2回目	3回目	4回目	5回目	6回目	7回目	8回目	9回目	10回目	10回目の残存率(対第1回目)
第1十分位	86.2%	95.1%	94.3%	93.3%	94.5%	93.0%	97.2%	95.6%	96.3%	56.7%
第2十分位	91.0%	95.9%	95.9%	95.1%	95.7%	93.9%	97.4%	96.0%	96.4%	64.5%
第3十分位	93.6%	96.5%	97.2%	94.9%	95.7%	94.4%	98.3%	97.5%	95.9%	69.2%
第4十分位	93.3%	97.6%	97.2%	96.4%	96.2%	95.3%	97.6%	97.7%	96.6%	72.1%
第5十分位	94.7%	97.8%	97.4%	96.0%	97.3%	95.1%	98.2%	97.9%	96.4%	74.2%
第6十分位	94.8%	98.7%	96.9%	96.4%	97.1%	97.5%	97.8%	97.5%	96.8%	76.3%
第7十分位	95.7%	98.2%	97.3%	97.0%	97.0%	96.6%	98.8%	98.0%	96.6%	77.7%
第8十分位	96.2%	98.6%	98.2%	96.4%	98.3%	95.9%	99.0%	98.2%	97.6%	80.3%
第9十分位	96.6%	98.0%	98.6%	96.5%	98.1%	96.6%	99.2%	98.6%	97.6%	81.4%
第10十分位	96.4%	98.6%	98.5%	97.6%	97.8%	97.1%	98.7%	98.4%	97.2%	81.9%
合計	93.8%	97.5%	97.2%	96.0%	96.8%	95.6%	98.3%	97.6%	96.8%	73.3%

特筆すべきは、第1十分位の第2回目の回答継続率が、他の十分位よりも5%ポイント以上低く、80%台となっている点である。第1十分位の第3回目以降の回答率は90%台を維持しているが、標本脱落が継続する影響で、一番右列の「10回目の残存率(対第1回目)」をみると、第1回目の調査で第1十分位に属していた標本が第10回目に残存している割合は、56.7%と半分近くにまで低下している。なお、第1回目の世帯収入と第10回目の世帯収入のPearsonの相関係数は0.441で、1%水準で有意な結果であり、子どもの出生時の世

帯収入と小学校4年生時点の世帯収入には相関があり、10年間のタイムスパンがあっても、大きな変動は少ない傾向があることが分かった。

ここでは、家族類型と世帯収入別に回答継続率を分析してきたが、ひとり親の脱落が多く、また低所得層の脱落が多い傾向があることを鑑みると、本調査の標本は現実社会よりも、ひとり親や低所得層の占める割合が少なく、両親がともにいる世帯で比較的経済的に安定している層が相対的に多い分布となっている可能性があることに留意が必要である。

(3)使用する変数の測定方法

基本属性

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。また、年齢は先述したとおり、調査回と完全に一致しているため、調査時点の年齢を使用した。

家族類型・世帯人数

本調査では、家族類型そのものを尋ねる質問項目はなく、平成13年出生児からみた続柄別に、父、母、兄、姉等の続柄別に同居しているか否かについて尋ねている。父母の単身赴任については、第2回調査以降の質問項目で、第1回目の状況は分からない。本研究では、この続柄別の同居と単身赴任の状況から、家族類型を作成した。なお、単身赴任の父母は、同居はしていないが、家族類型上は父または母がいるものとしている。

世帯人数については、平成13年生まれの子どもに加え、その子どもから続柄別の世帯人数(単身赴任を含む)を合計して算出した。

世帯収入

本調査では、第1、2、4、5、7、10回目に親の収入を調査しているが、すべての調査回において資産を尋ねる項目はない。世帯収入は、調査年の前年の年収(税込み)を尋ねる方法で、「お母さんの働いて得た年収(万円)」、「お父さんの働いて得た年収(万円)」、「その他の年間収入(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を含みます)(万円)」の3項目である。それぞれまず収入の有無をたずね、収入がある場合には金額を記載する。父母の収入が分けられない場合は、どちらかにまとめて記入してもよいとなっている。また、祖父母等と同居している世帯の場合には当然、祖父母や他の親族の収入もあるはずであるが、父母以外の同居者の収入に関する質問項目はない。この後、父母の就労収入とその他の年間収入の合計を便宜上「世帯収入」として扱うが、厳密には世帯収入は過小推計の可能性はある。

家計の状況は重要な変数であるため、世帯収入の取り扱いには慎重に行った。まず、各収入項目に明確に「収入がない」と回答した場合は、収入は0円とした。「収入がある」と回答しながら、「収入額の記載がない」場合は、欠損値とした。よって、父母の就労収入とその他の収入の合計で計算される世帯収入は、この3つの変数に1つも欠損値がない世帯に限定した。これによって第1回目の標本の5.6%の世帯が世帯収入不明となった。

貧困経験

本調査では、生活保護受給世帯か否かを尋ねる質問項目がないため、OECDの相対的貧困率の概念を利用して、貧困世帯か否かを判別した。可処分所得が把握できないため、税込みの世帯収入を世帯人員(単身赴任者も含む)の平方根で除した等価世帯収入を算出し、この等価世帯収入の中央値の50%未満を貧困世帯とし、それ以外を非貧困世帯とみなす方法を採用した。この相対的貧困に基づく貧困フラグは、厳密には日本社会全体における相対的貧困ではなく、「平成13年生まれ」の子どもがいる世帯のなかでの、相対的な経済的位置をあらわした相対的貧困指標にすぎないことに留意すべきである。

貧困フラグの付け方は慎重に行った。本調査は父母以外の同居者の収入を尋ねる質問項目がない。そのため、この世帯収入を単純に世帯人員の平方根で除すと、祖父母等と同居する世帯の等価世帯収入が低めに算出され、貧困線の低下や貧困世帯数の把握に影響が生じる。そこで本調査では厳密さを期するために、原則として父または母、そして子どものみで構成される世帯に限定して、等価世帯収入を算出することとした。

もう1つ留意しなければならないのが、低所得世帯の脱落による標本分布のゆがみにもなう、貧困線のずれである。単純に等価世帯収入の中央値の50%未満を貧困線とみなす手法をとると、調査回を経るごとに、貧困線の金額は上昇し続けることになる。実際に本調査の等価世帯収入の中央値を単純計算すると、第1回目が276.5万円であったが、第10回には296.2万円にまで上昇する。同時期に実施された厚生労働省「国民生活基礎調査」から算出された等価可処分所得の中央値は逆に低下しており、単純に「等価世帯収入の中央値の50%未満」を貧困線とみなす方法では、貧困世帯数を過大評価する恐れがある。そのため、第1回目は計算で得られた貧困線の数値を用い、第2回目以降はもっとも金額の低かった第2回目の貧困線をそのまま継続して用いることとした。

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、その後の父母の再婚等があった場合には、第3回目以降の父母の学歴と異なる可能性があるが、判断する材料がないためにそのまま使用した。

父母の就業状況

父母の就業状況については、家事(無職)、無職、学生、勤め(常勤)、勤め(パート・アルバイト)、自営業・家業、内職、その他のうちのいずれか1つに○をつけることになっている。従業先の規模や具体的な業種や昇進の程度、業務内容に関する情報は得られない。育児休業などで休業中の場合は復職するときの仕事を回答することになっている。

父母の就業形態はKohnの親資源論を検証するための重要な変数であるが、その従事する職務の複雑性、自律性を把握することができない。企業内の人事管理の手法として、正社員と非正規労働者の間に区分を設けることには、合理的な理由があるという先行研究がある(西村・守島, 2009; 佐藤, 2008)。Sato(2007)は企業アンケートから正社員と非正社員の区分の理由について尋ねているが、もっとも多い理由が「仕事の内容や責任の違い」の75.3%であった。厚生労働省「平成23年パートタイム労働者総合実態調査」によれば、

現在の会社での責任・判断の度合い別のパートの割合は、「主に自分自身の責任、判断で仕事を行っている」は 9.6%で、「上司の指示は受けるが、一部については自分自身の責任、判断で仕事を行っている」が 56.0%、「上司の指示に従って、補助的な単純作業を行っている」が 28.5%となっている。仕事の複雑性、自律性に着目した Kohn の分類方法になれば、仕事の指示性（自分で仕事を判断するか、人からの指示に従った仕事をするか）は常勤かパート・アルバイトかでは大きく異なる。よって、本調査では仕事の複雑性、自律性をあらかず変数に、常勤ダミーを作成し、父母それぞれについて、常勤である場合は 1 をそうでない場合は 0 としてダミー変数を作成した。

子ども観

子どもへの期待として、「どのような子どもに育ててほしいと思いますか。次のうち特に重視したいものを 5 つまでを選んでその番号に○をつけてください」という調査項目は、第 3 回(2 歳半)と第 10 回(小学校 4 年生)の 2 回行われている。調査項目は共通しており、「よく考えて行動する子ども」、「じょうぶなからだの子ども」、「正義感の強い子ども」、「思いやりのある子ども」、「正直な子ども」、「自分の思うことをはっきり言える子ども」、「感性豊かな子ども」、「物を大切にすること」、「人の話をよく聞く子ども」、「ねばりづよい子ども」、「命あるものを大切にすること」、「自然が好きな子ども」、「好奇心の旺盛な子ども」、「その他」の 15 項目から 5 つを選ぶことになっている。これらの調査項目に○をつけた場合を「重視する=1」とし、○をつけなかった場合は、「重視しない=0」として扱った。本研究では、親資源論検証のために、これらの項目から Kohn(1969) と合致する項目を取り出し、スコア化することで使用した¹⁴。Kohn(1969) は、社会階級が上位の親は他者への思いやりや物事の原因をよく考えること、責任感、自律心、好奇心を重視し、より低い社会階級の親は、礼儀正しくすること、整理整頓・清潔に保つこと、親のいうことをよくきくこと、正直であることを重視することを導きだした。そこで、Kohn(1969) が階層の高い親が求める項目として使用した、自己指令性を求める項目である「よく考えて行動する子ども」、「思いやりのある子ども」、自律性を求める項目「ねばりづよい子ども」、好奇心を求める項目「感性豊かな子ども」、「好奇心の旺盛な子ども」の 5 項目について、その和を求めてスコア化し、その合計点を「自己指令性スコア」と略称で呼ぶことにする。このスコアは、5 項目の 1, 0 の 2 値の和であるため、自己指令性・自律性・好奇心を求める親ほどそのスコアは高く、最小値は 0、最大値は 5 の連続変数となる。

負の育児感情（メンタルヘルスの不調）

本調査には、親のメンタルヘルスの状況を把握するための、心理学による厳密な定義に基づいた尺度による質問項目がない。「親の悩み」や「子どもについての悩み」について該

¹⁴ テストの各教科の得点の和を「学力」とみなすような分析手法をとる場合には、信頼性分析のクロインバックの α を計算し、内的信頼性を検討すべきである。しかし、本調査では、回答方法が「重視する」(=1)、「重視しない」(=0) の 2 値変数であるため、信頼性分析には適さない。また、本研究は Kohn(1969) の親資源論を、日本のデータで検証することを目的としているため、同じ調査項目を使用することに意義があると考え、ダミー変数の和をそのまま使用した。

当する項目に○をつける設問もあるが、悩みの深さの程度は測定できない。

そこで本研究では、親のメンタルヘルスと子どもとの関わりをみるために、親の「育児感情」¹⁵を示す質問項目の回答を使用した。第7回以降（小学校入学後）から「お子さんを育てていてよかったと思うこと」¹⁶の設問にあえて「よかったと思うことは特にない」と回答した者を、「負の育児感情あり=1」、回答しなかった者を「負の育児感情なし=0」とダミー変数化して使用した。

子育て費用

1 か月にかかったすべての費用の実額を千円単位で記入する方法になっている。費用は、学校にかかった費用、習い事の費用、学童保育料、医療費、食費、医療費などの合計をさし、各費目の内訳は調査対象にはなっていない。

家庭内文化資本

家庭内文化資本をあらゆる指標として、子どもの1か月の読書数と習い事を採用した。1か月の読書数は、冊数を記入するのではなく、「読まない」、「1冊」、「2,3冊」、「4冊～7冊」、「8冊から11冊」、「12冊以上」という選択肢から、あてはまる番号ひとつを選択する方式である。そのため、「読まない」=0、「1冊」=1、「2,3冊」=2.5冊、「4冊～7冊」=5.5冊、「8冊から11冊」=9.5冊、「12冊以上」=12という各階級値をあてはめて連続変数化した。

習い事については、「している=1」、「していない=0」としてダミー変数化した。共分散構造分析では、潜在変数：家庭内文化資本の観測変数として、習い事と子どもの読書数を用いるが、両者の Pearson の相関係数は 0.75 で、1%水準で有意な関係にあることを確認している。

養育の質

親の養育の質をあらゆる指標には、朝食の摂取状況と子どもが悪いことをしたときの対応を使用した。「朝食を食べていない=0」、「食べている=1」とダミー変数化した。Kohn の親資源論を検証するために、子どもが悪いことをしたときの対応（第4回のみ：3歳半）として、第4回のみでの回答である「言葉でいけない理由を説明する」、「理由を説明しないで言葉で「だめ」、「いけない」としかる」、「おしりをたたくななどの行為をする」、「子どものしたことを無視して悪いことに気づかせる」、「外に出す・押し入れなどに閉じ込める」、「その他」について、「1.よくする」、「2.ときどきする」、「3.まったくしない」とカテゴリー変数化した。

なお、共分散構造分析では、潜在変数：養育の質の観測変数として、「朝食を食べている」

¹⁵ 母親が育児に対して持つ不安感やストレスは、育児不安、育児ストレスなどの様々な尺度指標が開発されている。しかし、本調査では、これらの先行研究において厳密に定義された尺度に基づく分析ができないため、「育児感情」を「親が育児に対して持つ感情」と定義し、親の育児観の代替指標として用いた。育児への肯定的・否定的感情に関する尺度指標ならびにその尺度に関するサーベイは、手嶋・原口（2003）、荒巻・無藤（2008）が包括的に行っている。

¹⁶ 同設問は、第7回以降（小学校入学後）から、「家族の結びつきが深まった」、「子どもとのふれあいが楽しい」など15の設問のあてはまる番号すべてに○をつける方式の最後に、「よかったと思うことは特にない」という項目が設けられている。これとは別に、「親の悩み」や「子どもについての悩み」について該当する項目に○をつける設問もあるが、悩みの深刻度は測定できない。

と「しかり方(おしりをたたくななどの行為をしない):逆転使用」を使用するが、両者の Pearson の相関係数は 0.075 であり、1%水準で有意な関係にあることを確認している。

食生活

朝食の摂取状況だけでなく、Bourdieu による階層ごとのハビドゥスの違いを検証するために、父母の朝食の摂取状況、食生活で気をつけていることを分析した。食生活については、「1日3回の食事をとるようにしている」、「夜食や間食をすることが多い」、「朝食はとるようにしている」、「食事は決まった時間にとるようにしている」、「いろいろな種類の食品を食べるようにしている」、「塩分の取り過ぎに気をつけている」、「糖分の取り過ぎに気をつけている」、「カロリーの取り過ぎに気をつけている」について、「気をつけている=1」、「気をつけてない=0」として、分析に使用した。

子どもの健康状態・低体重出生児

子どもの健康状態については、「通院の有無」と「入院の有無」と「子育ての負担に思うことや悩み」の選択肢の1つに、「子どもが病気がちである」という設問がある。しかし、通院や入院は、過去1年間のうちの経験の有無のみで、通勤・入院期間や疾病の重病度については分からない。本研究では、「入院の有無」と親の主観ではあるが、「子どもが病気がちである」の項目を、健康状態をあらわす指標として利用した。

後者については、「病気がちダミー」という変数を作成し、子育ての負担に思うことや悩みとして、「子どもが病気がちである」の項目に○をつけた場合を「病気がち=1」、つけない場合を「病気がち=0」としてダミー変数化した。

また、出生時の健康面をあらわす指標として、出生時の体重を利用した。体重は親がグラム単位で記入することになっている。世界保健機関(WHO)では、体重2500g未満の出生児を「低体重出生児」とよび、保健医療関係者が十分な知識をもって対応する必要があると注意を促している(厚生労働省 2012)。そのため、本研究でも、出生時の体重が2500g未満の場合を低出生体重児とみなし、「低体重出生児ダミー=1」として、ダミー変数化した。

学校の勉強との親和性

本調査には、いわゆる学業成績やテストのスコアを記載する調査項目がない。そのため、子どもの認知能力(学力)をはかるための設問は、「学校の勉強との親和性」をあらわす指標として、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「学校の勉強(体育・音楽などを含む)を楽しみにしている」のスコアを使用した。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。

子どもの問題行動と社会関係資本

子どもの非認知能力(社会性)の発達をみるために、本調査から得られる調査項目として、子どもの問題行動と社会関係資本(仲間関係)の指標を利用することとした。

本来、非認知能力(社会性)の分析には、子どものプラスの側面とマイナスの側面の両方の指標を分析するべきであるが、本調査ではマイナスの側面を示す調査項目しか調査事項に

ない。そこで、子どもの問題行動をスクリーニング可能な連続量の尺度として使用されている SDQ(Strengths and Difficulties Questionnaire)の調査項目を参考に、非認知能力の対人能力・自己規律性を中心に、子どもの行動についてみることにした。

第 10 回調査では「お子さんの日常生活で気になることや悩みはありますか。あてはまる番号すべてに○をつけてください」という質問項目があり、20 個にわたる調査に○をつける回答方式が採用されている。いずれも回答者の主観で○をつけたものであるため、第三者から見た客観的評価ではない。また、悩みがある、なしかの二者択一であるため、こうした問題行動の深刻度は分からないという制約もある。

表 4 は、SDQ の保護者評価によるスコアの評価表と、本調査の調査項目で該当するものを掲載した一覧表である。

〔1〕行為と〔4〕仲間関係に一部質問項目が重複するにすぎないが、本研究では「子どもが言うことをきかない」、「他の子ども達とよくケンカをする」、「約束を守らない、うそをつく」、「友だちと遊ばない、遊べない」、「いじめる・いじめられる」の 5 項目を分析に使用する。

なお、共分散構造分析では、「問題行動」として「子どもが言うことを聞かない(逆順)」、「他の子ども達とよくケンカをする」、「約束を守らない、うそをつく」を該当を 1、非該当を 0 としてスコア化した。この 3 値の Pearson の相関係数は、「子どもが言うことを聞かない」と、「他の子ども達とよくケンカをする」は 0.115、「子どもが言うことを聞かない」と「約束を守らない、うそをつく」は 0.303、「他の子ども達とよくケンカをする」、「約束を守らない、うそをつく」は 0.093 で、いずれも 1% 水準で有意(両側)であった。

「仲間関係」は、「友達と遊ばない、遊べない」、「いじめる・いじめられる」の 2 つを、該当を 1、非該当を 0 としてスコア化した。この 2 値の Pearson の相関係数は、0.132 で 1% 水準で有意(両側)であった。

表4 SDQの保護者評価によるスコアの評価表と本調査の調査項目比較

サブスケール	番号	SDQ調査項目	子どもについての悩み(本縦断調査)
[1]行 為	5	カッとなったたり、かんしゃくをおこしたりする事がよくある	
	7	素直で、だいたい大人のことをよくきく	子どもが言うことを聞かない(逆)
	12	よく他の子とけんかをしたり、いじめたりする	他の子ども達とよくケンカをする
	18	よくうそをついたり、ごまかしたりする	約束を守らない、うそをつく
	22	家や学校、その他から物を盗んだりする	
[2]多動	2	おちつきがなく、長い間じっとしてられない	
	10	いつもそわそわしたり、もじもじしている	
	15	すぐに気が散りやすく、注意を集中できない	
	21	よく考えてから行動する	
	25	ものごとを最後までやりとげ、集中力もある	
[3]情 緒	3	頭がいたい、お腹がいたいなど、体調不良をよくうたえる	
	8	心配ごとが多く、いつも不安なようだ	
	13	おちこんでしずんでいたたり、涙ぐんでいたたりすることがよくある	
	16	目新しい場面に直面すると不安ですがりついたり、すぐに自信をなくす	
	24	こわがりで、すぐにおびえたりする	
[4]仲間関係	6	一人でいるのが好きで、一人で遊ぶことが多い	友達と遊ばない、遊べない
	11	仲の良い友達が少なくとも一人はいる	
	14	他の子供達から、だいたい好かれているようだ	
	19	他の子から、いじめの対象にされたり、からかわれたりする	いじめる・いじめられる
	23	他の子どもたちより、大人という方がうまくいこうだ	
[5]向社会性	1	他人の心情をよく気づかう	
	4	他の子供たちと、よく分け合う(ごほうび・おもちゃ・鉛筆など)	
	9	誰かが傷ついたり、怒っていたり、気分がわるい時など、すすんで手をさしのべる	
	17	年下の子供達に対してやさしい	
	20	自分からすすんでよく他人を手伝う(親・先生・友達など)	

出典：厚生労働省ホームページ（http://www.mhlw.go.jp/bunya/kodomo/boshi-hoken07/h7_04d.html）
日本語訳は Masumi Sugawara, Atsushi Sakai, Tomoko Sugiura, Satoko Matsumoto, Iris Tan Mink によって行われている。

5. 子どもの人的資本構成要素の分析

(1) 子どもの貧困率の状況

OECD の相対的貧困率の定義に基づいて算出した、家族類型別の子どもの相対的貧困率の推移をみたものである。表 4-1 は全世帯を、表 4-2 は親子同居のみの核家族世帯について掲載したものである。それぞれ相対的貧困率と、貧困線の金額を掲載している。

表 4-1 家族類型別の貧困率の推移（総世帯ベース）

	1回目 2001年	2回目 2002年	4回目 2004年	5回目 2005年	7回目 2007年	10回目 2010年
父母ときょうだいのみ	6.9%	5.6%	4.4%	4.2%	2.5%	2.6%
父母ときょうだいと祖父母のみ	10.6%	9.5%	6.7%	6.4%	4.5%	4.0%
父母ときょうだいと祖父母とその他のみ	16.2%	14.5%	12.1%	9.9%	7.4%	5.7%
母親ときょうだいのみ	55.9%	68.7%	58.0%	66.9%	50.3%	43.8%
母親ときょうだいと祖父母のみ	47.5%	24.6%	54.6%	66.0%	49.7%	43.9%
母親ときょうだいと祖父母とその他のみ	60.9%	24.3%	64.8%	70.4%	50.5%	48.2%
父親ときょうだいのみ	-	16.7%	12.1%	10.9%	8.0%	9.3%
父親ときょうだいと祖父母のみ	0.0%	16.7%	13.2%	-	10.4%	4.1%
父親ときょうだいと祖父母とその他のみ	42.9%	50.0%	17.9%	23.5%	16.7%	14.3%
その他	20.8%	23.2%	26.4%	33.6%	12.1%	23.1%
合計	9.2%	7.6%	7.6%	8.1%	5.0%	6.2%
貧困線（等価世帯収入の中央値の50%：本研究（万円））	132.8	126.5	126.5	126.5	126.5	126.5
貧困線（等価可処分所得の中央値の50%： 国民生活基礎調査（万円））	137		130		127	125

表 4-2 家族類型別の貧困率の推移（核家族世帯のみ）

	1回目 2001年	2回目 2002年	4回目 2004年	5回目 2005年	7回目 2007年	10回目 2010年
父母ときょうだいのみ	6.2%	5.9%	4.7%	4.4%	2.8%	2.9%
母親ときょうだいのみ	54.3%	70.1%	59.4%	68.5%	52.9%	46.2%
父親ときょうだいのみ	-	16.7%	12.1%	12.0%	8.0%	9.3%
合計	6.8%	6.8%	6.3%	6.7%	4.2%	5.5%
貧困線（等価世帯収入の中央値の50%：本研究（万円））	138.25	131	131	131	131	131
貧困線（等価可処分所得の中央値の50%： 国民生活基礎調査（万円））	137		130		127	125

注1：「-」は該当する世帯がないことを意味する。

2：「父親ときょうだいのみ」、「父親ときょうだいと祖父母のみ」、「父親ときょうだいと祖父母とその他のみ」、「その他」の世帯は標本数が極めて少なく、比較には注意を要する。

まず、表 4-1 から貧困線を国民生活基礎調査のそれと比較すると、本縦断調査の方が税込み収入であるにもかかわらず、やや低い数値となっている。これは国民生活基礎調査の標本が全世帯を対象とするのに対し、本研究の標本は2001年生まれの子どもがいる世帯に限定した比較的若い年齢層の父母がいる世帯であった影響と思われる。とはいえ、極端に乖離した数値ではないため、この貧困線を今後の分析に使用する。

次に、家族類型別に貧困率をみると、母子世帯と父子世帯の貧困率が、両親がともにいる世帯に比べて極端に高い。ひとり親の貧困率は厚生労働省発表の国民生活基礎調査に基づく結果でも50%台半ばであったが、本研究の標本はこれと異なるとはいえ、70%に達する年もある。そして、父子世帯の貧困率は母子世帯よりは低いとはいえ、両親がともにい

る世帯よりも3倍程度高く、ひとり親の性別にかかわらず、ひとり親世帯に貧困リスクが集中しやすい傾向があることが分かる。

表4-1を見ると、全体的に祖父母と同居する三世帯世帯の貧困率が高いように思われるが、これは祖父母の収入を勘案せずに世帯人員の平方根で等価世帯収入を算定したためである。表4-2は、父母と子どもだけの世帯に限定した相対的貧困率である。貧困線は表4-1の全世帯ベースより4.5万円程度高いが、国民生活基礎調査との整合性はむしろこちらの方がとれていると思われる。

(2)【分析1】学校の勉強との親和性

まず、親の社会的相続と、子どもの小学校の勉強との親和性に関して、以下の仮説を検証する。

仮説1：子育て費用が高く、家庭内文化資本が豊富で、養育の質が高い家庭で育った子どもは、そうでない家庭の子どもよりも学校の親和性が高い。

本調査は、いわゆる学業成績やテストのスコアは調査されていない。そのため、認知能力(学力)をはかるための設問は、学校の勉強との親和性とし、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「学校の勉強(体育・音楽などを含む)を楽しみにしている」(はい)を3、「どちらともいえない」を2、「いいえ」を1のスコア)を被説明変数とした。対象は、世帯収入が明確である核家族世帯に限定した、変動効果モデルによる重回帰分析を行った。

説明変数は、子どもの性別(男子を1、女子を0)、経済指標の変数(貧困経験)、親の投資をあらわす指標として、1か月あたりの子育て費用(千円)、家庭内文化資本をあらわす指標として、子どもの1か月の読書数、親の養育の質をあらわす指標として、朝食を食べないダミー、言葉でいけない理由を説明、おしりをたたく(1:まったくしない、2:ときどきする、3:よくする、の連続変数)、また、親負の育児感情ダミー(1=あり、0=なし)、病気がちダミー(親の主観的評価で子どもが病気がち=1、そうでない場合を0)を使用した。なお、外れ値の影響を除去するため、分析対象の世帯年収は1,163万円未満としている¹⁷。

表6は基本統計量をあらわしている。「学校の勉強を楽しみにしている」という親和性の平均スコアは2.759ときわめて高い。性別はほぼ男女半々であるが男子が2%ほど多い。「貧困経験」の割合は、平均値は0.05、つまり相対的貧困基準に基づく「貧困」を1度でも経験したことのある子どもは、5%程度である。子育て費用は平均月額3,400円であるが、分散がきわめて大きく、最高額は12万円となっている。子どもの読書数は1か月平均4.7冊であるが、こちらも1冊も読まない子どもからカテゴリーの最高値となる12冊まで読む子どもがあり、読書数には幅がある。

¹⁷ 外れ値の影響を除去するため、第3四分位数+四分位範囲×1.5以内の最大値を計算した。もっとも標本数の多い第1回目の世帯年収をもとに計算したところ、この値が1162.5万円となり、全調査回のプールデータによる計算では1,156万円であり、大差はなかった。今回は第1回目の世帯年収からの計算値を採用し、世帯年収1,163万円未満までを分析対象とした。これによって、全標本の96%が分析対象となる。

親の養育の質に関連する、「朝食を食べないダミー」の平均は0.025、2.5%程度いる。「言葉でいけない理由を説明する」も3点満点のスコアで2.8以上と多くの親が「よくする」と認識していることがわかる。「おしりをたたく」については、1.87と「まったくしない」と「ときどきする」の間の数値となっている。

親の負の育児感情に関しては、0.003で、「子どもを育てていてよかったと思うことはない」と回答する者はわずか0.3%であることをあらわしている。最後の「病気ダミー」は1.8%で、子どもが「病気がち」と評価する親の割合はきわめて少なかった。

表6 基本統計量（貧困経験使用の場合：核家族の限定）

	平均値	分散	最小値	最大値
親和性	2.759	0.500	1	3
性別(男子=1)	0.519	0.500	0	1
貧困経験	0.050	0.217	0	1
子育て費用(千円/月)	3.386	2.506	0	120.8
子ども読書数(冊/月)	4.816	3.822	0	12
朝食食べないダミー	0.025	0.156	0	1
言葉でいけない理由を説明	2.826	0.384	1	3
おしりをたたく	1.874	0.548	1	3
負の育児感情ダミー	0.003	0.054	0	1
病気がちダミー	0.018	0.132	0	1
標本数	36,193			

表7は、重回帰分析の結果をあらわしている。なお、プールデータによる重回帰分析を行った際の多重共線性は、平均で1.01であることを確認している。

表7 学校の勉強との親和性の重回帰分析（貧困経験：変動効果モデル）

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
性別(男子=1)	-0.063	0.006	-11.31	0	-0.074	-0.052 ***
貧困経験	-0.040	0.012	-3.35	0.001	-0.064	-0.017 **
子育て費用	0.002	0.001	2.24	0.025	0.000	0.004 **
子ども読書数	0.012	0.001	17.36	0	0.011	0.013 ***
朝食食べないダミー	-0.116	0.016	-7.07	0	-0.148	-0.084 ***
言葉でいけない理由を説明	0.057	0.007	7.82	0	0.042	0.071 ***
おしりをたたく	-0.019	0.005	-3.65	0	-0.028	-0.009 ***
負の育児感情ダミー	-0.307	0.048	-6.45	0	-0.401	-0.214 ***
病気がちダミー	-0.101	0.019	-5.2	0	-0.139	-0.063 ***
切片	2.610	0.023	111.38	0	2.564	2.656 ***
diagnostic test						
Number of Observation	36193					
Number of Groups	24390					
Wald Chi(9)	798.92					
Prob>Chi2	0.000					
sigma_u	0.2505889					
sigma_e	0.4163538					
rho	0.265916					
R-Sq within	0.0021					
between	0.0312					
overall	0.0251					

注：*： $p < 0.1$ 、**： $p < 0.05$ 、***： $p < 0.01$

性別はマイナスの係数-0.063 で、1%水準で有意となった。つまり、男子よりも女子の方が「学校の勉強を楽しみ」にしていることになる。貧困経験は予想通り、5%水準で有意であり、係数が-0.040 であり、貧困経験が学校との親和性を損なっていることがわかる。

子育て費用は、5%水準でプラスの係数 0.002 で有意となった。つまり、子育て費用をかけている家庭で育つ子どもほど、学校の勉強との親和性が高いことになる。家庭内文化資本をあらわす子どもの読書数は、1%水準でプラスの係数 0.012 で有意となり、読書数が多い子どもほど、学校の勉強との親和性が高い傾向にある。

養育の質をあらわす、「朝食を食べないダミー」は 1%水準の-0.116 の係数で、朝食を食べていない子どもほど、学校の勉強を楽しみに思っていない。親の子どもへのしかり方が「言葉でいけない理由を説明」は 0.057 とプラスの係数で、「おしりをたたく」は-0.019 となり、親が「言葉でいけない理由を説明」する家庭の子どもは、学校の勉強を楽しみにしており、「おしりをたたく」家庭で育つ子どもは、逆に学校の勉強を楽しみにしていない傾向があることが分かった。

また、「負の育児感情ダミー」は-0.307 とマイナスの係数であることから、負の育児感情をもつ親がいる家庭の子どもは、学校の親和性が低下する傾向にある。この「負の育児感情ダミー」は、今回の分析に用いたダミー変数のなかで、もっとも絶対値が大きいダミー変数となっており、親の負の育児感情が子どもに及ぼすネガティブな影響は非常に大きい。

最後に、「病気がちダミー」もマイナスの係数で、子どもの健康資本の悪化は、学校の勉強との親和性を損なわせる効果があることが分かった。よって、仮説 1 は支持された。

(3) 【分析 2】 貧困経験と健康状態の分析

次に、人的資本の構成要素である、子どもの健康資本に対して世帯収入や貧困経験が及ぼす影響について、分析する。

まず、貧困経験の有無と低体重出生児（出生時の体重が 2500g 未満）で生まれるか否かについて、何らかの関連性があるのかクロス集計を行い、ついで低体重出生児で生まれたことと、10 歳時点での健康状態（親の病気がちか否かの主観的回答と、入院経験）になんらかの関連性がみられるのか、クロス集計から分析する。

最後に、相対所得仮説の検証として、負の育児感情の有無と 10 歳時点の健康状態に関連性があるか、クロス集計から分析を行う。

検証する仮説は以下の通りである。

仮説 2：出生時に低体重で生まれた子どもや、貧困による負の育児感情がある家庭で育った子どもは、そうでない家庭の子どもよりも現在の健康状態が悪い。

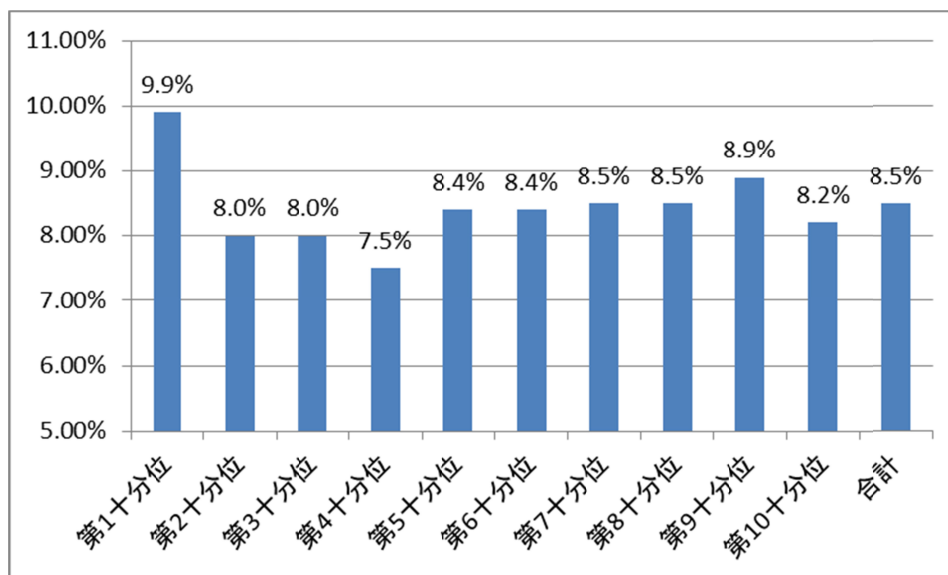
世帯収入と出生時の体重の関係

本研究と同じ縦断調査を用いて、低体重出生児が生まれる家庭の特徴を分析した川口・野口（2012）によれば、母親の喫煙と出産 6 か月前の就業が有意に低体重出生につながっ

たが、対数変換した世帯年収の連続変数は有意とはならなかった。

しかし、図 1 に示すように、第 1 回の世帯収入十分位別に低体重出生児の割合を見ると、第 1 十分位だけがその割合が突出して高い。第 2 十分位以上の世帯収入では大差はみられない結果となり、低体重出生児は、世帯年収ではなく、過度の低所得（貧困）との関連性が高いことが示唆される¹⁸。

図 1 第 1 回の世帯収入十分位別の低体重出生児の割合（％）



次に、低体重出生児で生まれたか否かと、10 歳時点の健康状態（病気がちか否か）の関係についてみていこう（表 8 参照）。

表 8 低体重出生児と 10 歳時点の病気がちであるかの関係

		非該当	該当	
低体重出生児ではない	度数	30958	348	31306
	%	98.9%	1.1%	100.0%
低体重出生児である	度数	2670	59	2729
	%	97.8%	2.2%	100.0%
合計	度数	33628	407	34035
	%	98.8%	1.2%	100.0%

表 8 の低体重出生児で生まれたかどうかと、10 歳時点で病気がちであるか否かを示すクロス集計をみると、低体重出生児ではない子どもが「病気がち」であるのは 1.1%であるが、

¹⁸図には記載していないが、第 1 回の世帯収入十分位と母親の喫煙率は有意な関係があり、第 1 十分位の母親の喫煙率は 33%であるが、第 2 十分位で 25%、第 3 十分位で 19%と所得が上昇するほど低くなる傾向で、第 10 十分位は 7.4%であった。1 日の喫煙本数の平均も第 1 十分位の母親が 12.3 本と最も高かった。貧困そのものが低体重出生につながったというよりは、階層によって異なる母親の喫煙率の影響が胎児に影響したとも考えられる。

低体重出生児で生まれた子どもが「病気がち」である割合は 2.2%と 2 倍の差がある。Pearson のカイ二乗検定の結果、両者には 0.1%水準で有意な関係がみられ、単純なクロス集計による結果では、生まれた時の体重が小学校 4 年生の健康状態にもなんらかの影響を残している可能性が示唆された。

また、表 9 では、低体重出生児と入院経験（1 年間のうちに 1 度でも入院したか否か）の関係についてクロス集計を行った。低体重出生児ではない子どものうち、1 年間に入院した経験をもつ者は 28.6%であるが、低体重出生児で生まれた子どもは 31.8%と、3 %ポイントほどの差がある。Pearson のカイ二乗検定の結果、低体重出生児と 10 歳時点での入院は 0.1%水準で有意な関係があることが分かった。ただし、表には記載していないが、通院については有意な関係はなく、低体重出生児と 10 歳時点の通院経験には関係がないことを確認している。

表 9 低体重出生児と 10 歳時点の入院経験の関係

		なし	あり	合計
低体重出生児ではない	度数	30691	12305	42996
	%	71.40%	28.60%	100.00%
低体重出生児である	度数	2660	1239	3899
	%	68.20%	31.80%	100.00%
合計	度数	33351	13544	46895
	%	71.10%	28.90%	100.00%

相対所得仮説の検証

社会における自身の位置がメンタルヘルスの不調につながり、それが育児感情、健康を悪化させるという相対所得仮説について考察をしよう。

表 10 は、世帯収入を尋ねている調査回に限定した、子どもの年齢別に、貧困世帯か否かによって負の育児感情を持つ者の割合をみた結果である。標本全体に占める貧困世帯の割合が少ないため、非貧困世帯と合計の値がほぼ同等となっているが、貧困世帯の親の方が明らかに「子どもを育てていて良かったことは特にない」と回答する者の割合が高い。その数値は調査年によって変動があるが、おおむね 1 %を超える水準で、非貧困世帯の 2 倍から 4 倍超の値となっている。

表 10 子どもの年齢別 貧困世帯か否か別 負の育児感情を持つ割合（単位：%）

調査年	子どもの年齢	非貧困世帯	貧困世帯	合計	N
2001年	(6か月)	0.3	1.3	0.4	34,440
2002年	(1歳半)	0.5	1.6	0.6	30,546
2004年	(3歳半)	0.4	0.9	0.4	29,748
2005年	(4歳半)	0.5	1.5	0.6	28,401
2007年	(7歳)	0.3	1.0	0.3	25,050
2010年	(10歳)	0.3	1.2	0.3	15,389

続いて、すべての標本を蓄積したプールデータ¹⁹から親の負の育児感情の有無別に、子どもが病気がちか否かをみていこう(表 11 参照)。親の育児感情が良好な家庭の子どもで「病気がち」である者の割合は 3.3%であるが、親が負の育児感情を持つ家庭の子どもはその割合が 7.4%と 2 倍以上の値となる。一見、親が負の育児感情をもっている世帯ほど、病気がちの子どもがいるように思われるが、逆の因果関係も考慮する必要がある。つまり、子どもが病気がちであるために、親がその看病や治療費の負担が過重になったために、子どもの病状が親の育児感情をネガティブにした原因になったという経路もあることに留意しなければならない。

表 11 親の負の育児感情の有無別 子どもが病気がちか否か(単位：%)

	病気がちでない	病気がち	合計
負の育児感情なし	96.7	3.3	100.0
負の育児感情あり	92.6	7.4	100.0
合計	96.7	3.3	100.0

留意しなければならない条件はあるものの、仮説 2 は支持された。

(4)【分析 3】貧困経験と子どもの非認知能力の分析

次に、貧困経験と子どもの非認知能力(社会性)の形成との関係について分析を行う。検証する仮説は以下の通りである。

仮説 3： 貧困世帯の子どもはそうでない子どもに比べ、非認知能力の獲得がしにくい。それは、問題行動の現れや仲間関係がうまく構築できないことに現れている。

表 12 は、世帯収入十分位別に、SDQ 項目に基づく問題行動を、親が悩みとしてあげた割合を示している。本調査項目は、第 7 回(小学校 1 年生)と第 10 回(小学校 4 年生)のみで実施されているが、共通しているのは第 7 回よりも第 10 回の方が「気になること、悩み」としてあげる割合が高くなっていることである。

〔問題行動〕の 3 点について比較すると、いずれの項目でも、第 1 十分位で「悩み」としてあげる割合がもっとも高い。所得水準が上昇するにつれ、各項目の悩みとしてあげる割合は低下するが、例えば、第 1 十分位の「約束を守らない、うそをつく」は 20.6%、「子どもが言うことを聞かない」19.0%、「他の子ども達とよくケンカをする」3.2%という数値は、第 2 十分位のそれと比べても大きく、第 1 十分位と第 2 十分位の数値の乖離はどの所得分位間の差よりも大きくなっている。

〔仲間関係〕についてみても、第 1 十分位での悩みとしてあげる割合が突出して高い。貧困であることが、子どもの社会関係資本の構築になんらかの影響を与えていることが、表 12 から分かる。

よって、仮説 3 は支持された。

¹⁹ 総標本は、392,996 となる。

表 12 世帯収入十分位と行為と仲間関係の調査項目との関係

〔問題行動〕

	約束を守らない・うそをつく		子どもが言うことを聞かない		他の子ども達とよくケンカをする	
	第7回	第10回	第7回	第10回	第7回	第10回
	(1年生)	(4年生)	(1年生)	(4年生)	(1年生)	(4年生)
第1十分位	12.8%	20.6%	14.7%	19.0%	1.9%	3.2%
第2十分位	11.0%	16.1%	14.0%	15.1%	1.8%	2.4%
第3十分位	11.5%	13.9%	13.2%	16.5%	1.9%	1.9%
第4十分位	9.6%	15.0%	12.7%	14.7%	1.7%	1.8%
第5十分位	9.6%	13.4%	12.7%	14.6%	1.5%	2.2%
第6十分位	9.3%	13.9%	12.4%	13.9%	1.7%	1.5%
第7十分位	8.9%	13.7%	12.2%	13.8%	1.7%	2.4%
第8十分位	8.2%	12.6%	12.2%	12.8%	1.4%	1.8%
第9十分位	7.4%	12.6%	12.5%	13.7%	1.7%	1.9%
第10十分位	7.4%	11.1%	11.1%	12.8%	1.7%	1.9%
合計	9.6%	14.3%	12.8%	14.7%	1.7%	2.1%
N	33,079	20,386	33,079	20,386	33,079	20,386

〔仲間関係〕

	友だちと遊ばない・遊べない		いじめる・いじめられる	
	第7回	第10回	第7回	第10回
	(1年生)	(4年生)	(1年生)	(4年生)
第1十分位	2.4%	4.5%	2.5%	3.9%
第2十分位	2.4%	3.0%	2.6%	3.0%
第3十分位	2.3%	3.2%	2.8%	2.6%
第4十分位	2.5%	2.9%	1.8%	2.9%
第5十分位	2.4%	3.3%	2.1%	2.8%
第6十分位	2.1%	2.5%	2.3%	2.9%
第7十分位	2.8%	3.2%	2.3%	3.0%
第8十分位	2.2%	2.8%	2.0%	2.2%
第9十分位	2.5%	3.3%	2.4%	2.7%
第10十分位	2.2%	2.4%	1.8%	2.3%
合計	2.4%	3.1%	2.3%	2.8%
N	33,079	20,386	33,079	20,386

(5) 【分析4~6】親資源論に基づく親の価値観分析

本項では、階層ごとに異なる価値観が養育の質に影響を及ぼすとすることを見るために、Kohn (1969) とほぼ同じ調査項目がある「どのような子どもに育ててほしいか」、「悪いことをしたときの親の対応」について分析する。さらに階層ごとに異なる Bourdieu が提唱したハビトゥスを検証するために、親子の食生活について分析することとする。

【分析4】どのような子どもに育ててほしいか

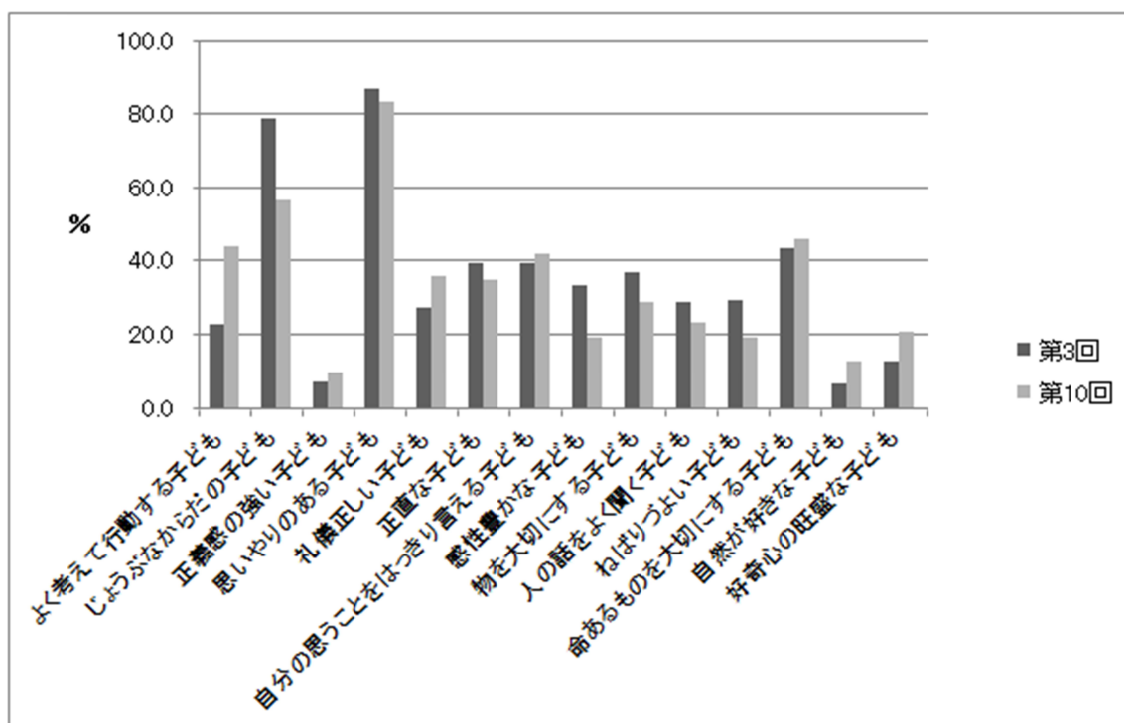
ここでは、親資源論に基づく以下の仮説を検証する。

仮説4：親の学歴や就業形態などの階層によって、親が子どもに期待する性質は異なり、高い階層世帯の親は子どもの自己指令性や自己規律、好奇心を重んじるのに対し、低

所得層の親は同調性を重んじる。

図2は、調査項目のある、第3回と第10回の両方に回答した人に限定して、子どもの年齢と重視する項目（上位5つまで）の変化をあらわしている。

図2 調査回別 どのような子どもに育ててほしいか（上位5つを選択）



いずれの調査年も「思いやりのある子ども」がもっとも高い割合となっているが、調査年による変動が大きいものは、左から順に、「よく考えて行動する子ども」は第10回（10歳）の方が高く、逆に「じょうぶなからだの子ども」は低くなっている。親は子どもが幼いうちは、まず健康を重視していたが、小学校4年生になると、より内面性を重んじるように親の考え方が変化してきていることがわかる。Kohn(1969)で階層の高い親が志向するとした、「好奇心の旺盛な子ども」も、第3回よりも第10回になって割合が上昇している。一方、「感性豊かな子ども」、「物を大切に作る子ども」は、逆に減少している。

Kohn(1969)は10歳から11歳の子どもをもつ父母を対象としているため、本研究でも、子どもの年齢がほぼ同じになる、第10回（10歳）の調査結果を用いて、親の階層によって子ども観が異なるかについて、分析する。

表13は、父母の就業形態別の「どのような子どもに育ててほしいか」の分布をみている。就業形態にかかわらず、「思いやりのある子ども」が高い割合を示している。

表 13 父母の就業形態別 どのような子どもに育てほしいか

(父の職業)									
	家事(専業)	無職	学生	勤め(常勤)	勤め(パート・アルバイト)	自営業・家業	その他	合計	
よく考えて行動する子ども	43.4%	39.7%	42.9%	44.7%	46.6%	42.5%	45.0%	44.4%	
じょうぶなからだの子ども	75.5%	55.2%	42.9%	57.3%	54.8%	58.8%	54.3%	57.5%	
正義感の強い子ども	5.7%	9.4%	14.3%	9.0%	9.7%	10.1%	10.9%	9.2%	
思いやりのある子ども	83.0%	77.6%	100.0%	84.3%	78.9%	83.1%	81.4%	84.0%	
礼儀正しい子ども	34.0%	37.2%	28.6%	35.9%	30.2%	37.4%	30.2%	36.0%	
正直な子ども	35.8%	37.9%	71.4%	34.7%	33.7%	35.3%	31.8%	34.8%	
自分の思うことをはっきり言える子ども	35.8%	43.0%	28.6%	42.2%	43.4%	41.5%	38.8%	42.1%	
感性豊かな子ども	22.6%	17.0%	28.6%	18.9%	22.0%	21.3%	27.1%	19.3%	
物を大切にすること	22.6%	35.0%	14.3%	28.2%	30.2%	29.3%	26.4%	28.4%	
人の話をよく聞く子ども	15.1%	31.8%	0.0%	28.7%	30.8%	27.9%	35.7%	28.6%	
ねばりづよい子ども	26.4%	26.0%	42.9%	30.2%	28.2%	28.3%	30.2%	29.8%	
命あるものを大切にすること	26.4%	48.4%	42.9%	43.2%	42.2%	43.0%	46.5%	43.2%	
自然が好き子ども	5.7%	7.9%	0.0%	6.1%	7.9%	6.9%	6.2%	6.2%	
好奇心の旺盛な子ども	18.9%	11.2%	14.3%	12.6%	14.1%	12.9%	13.2%	12.7%	
(母の職業)									
	家事(専業)	無職	学生	勤め(常勤)	勤め(パート・アルバイト)	自営業・家業	内職	その他	合計
よく考えて行動する子ども	44.9%	44.8%	39.3%	46.1%	42.9%	42.7%	44.5%	42.1%	44.2%
じょうぶなからだの子ども	59.6%	60.4%	48.2%	54.9%	55.6%	59.5%	56.7%	53.2%	57.0%
正義感の強い子ども	8.6%	9.3%	12.5%	9.6%	9.3%	9.8%	6.9%	11.5%	9.2%
思いやりのある子ども	84.6%	81.7%	80.4%	83.8%	84.7%	82.1%	85.1%	83.7%	84.2%
礼儀正しい子ども	35.8%	34.7%	23.2%	34.1%	37.1%	37.8%	37.0%	34.5%	36.0%
正直な子ども	33.3%	33.6%	25.0%	36.2%	36.3%	34.9%	28.6%	35.7%	35.1%
自分の思うことをはっきり言える子ども	42.7%	41.6%	42.9%	41.2%	42.4%	41.1%	45.0%	36.9%	42.1%
感性豊かな子ども	18.9%	19.2%	32.1%	20.5%	18.5%	22.7%	13.9%	27.4%	19.3%
物を大切にすること	27.4%	28.2%	33.9%	28.5%	29.5%	28.7%	34.2%	24.6%	28.6%
人の話をよく聞く子ども	28.5%	27.9%	21.4%	28.5%	29.1%	25.6%	31.7%	29.0%	28.6%
ねばりづよい子ども	30.1%	27.9%	30.4%	29.7%	29.6%	29.9%	26.9%	25.0%	29.6%
命あるものを大切にすること	44.0%	41.8%	50.0%	43.2%	44.3%	41.5%	44.1%	47.6%	43.7%
自然が好き子ども	6.4%	6.1%	10.7%	6.0%	6.0%	7.7%	6.9%	8.7%	6.3%
好奇心の旺盛な子ども	12.9%	11.6%	21.4%	13.5%	11.8%	13.9%	12.6%	14.3%	12.6%

親資源論は、子育て観の根拠を、親の仕事の自律性・複雑性に求めているため、ここでは親が常勤であるか、パート・アルバイトによって違いがあるか見ていこう。Kohn(1969)の結果では、仕事の自律性・複雑性が高い中流階層の父親は、子どもに自己指令性、自律性、好奇心を求め、労働者階級の父親は子どもの同調性を重視し、正直であること、親のいうことをきくこと、物を大切にすることを求めることになる。

日本の場合にこれがあてはまるか見ていこう。自己指令性をあらわす、「よく考えて行動する子ども」は父親が常勤の場合は、44.7%であるのに対し、パート・アルバイトの場合は46.6%、「思いやりのある子ども」は前者が84.3%、後者が78.9%と、就業形態による差はほとんどみられなかった。自律性をあらわす「ねばりづよい子ども」は前者が30.2%、後者が28.2%で、やや高い程度である。最後に好奇心に関連する「感性豊かな子ども」は10%ポイント程度の差がついたが、「好奇心の旺盛な子ども」はわずかに父親が常勤の場合で高いにすぎなかった。反対に同調性に関する「正直な子ども」、「物を大切にすること」も大きな差はみられなかった。また、母親に関しても、親の就業形態による子ども観には大きな違いは見られなかった。

親の階層による子ども観の違いは、父母の最終学歴とも強い関係がある。表14は、父母の最終学歴別の子ども観をあらわしている。

表 14 父母の学歴別 「どのような子どもに育てほしいか」

父の学歴別	中学校	専修・専門 学校(中学 校卒業後)	高校	専修・専門 学校(高校 卒業後)	短大・高専	大学	大学院	その他	合計
よく考えて行動する子ども	38.7	39.8	40.8	42.3	44.9	46.9	55.2	43.2	43.7
じょうぶなからだの子ども	52.8	51.4	54.5	55.9	56.1	59.4	60.4	37.8	56.5
正義感の強い子ども	10.8	11.1	9.0	9.0	6.4	9.3	10.3	2.7	9.2
思いやりのある子ども	82.9	82.7	83.1	84.3	84.4	83.7	81.1	81.1	83.3
礼儀正しい子ども	39.4	34.1	37.2	37.0	34.3	34.1	28.0	29.7	35.7
正直な子ども	38.3	41.9	36.4	34.9	36.2	32.6	29.6	32.4	34.8
自分の思うことをはっきり言える子ども	42.8	45.3	42.8	43.2	42.2	40.2	38.4	35.1	41.7
感性豊かな子ども	14.6	17.8	17.2	18.5	18.7	21.9	23.8	24.3	19.2
物を大切にする子ども	37.0	34.1	32.4	29.7	29.0	23.4	19.0	37.8	28.5
人の話をよく聞く子ども	28.2	32.5	30.1	29.1	27.2	26.4	25.2	43.2	28.4
ねばりつよい子ども	25.0	28.7	26.7	28.8	30.8	31.8	37.3	40.5	29.2
命あるものを大切にする子ども	47.5	44.1	44.8	44.1	44.6	41.0	35.1	43.2	43.2
自然が好きな子ども	6.9	10.0	6.2	6.5	5.9	5.9	6.7	5.4	6.2
好奇心の旺盛な子ども	9.4	8.1	10.8	11.4	13.2	14.6	18.5	13.5	12.5

母の学歴別	中学校	専修・専門 学校(中学 校卒業後)	高校	専修・専門 学校(高校 卒業後)	短大・高専	大学	大学院	その他	合計
よく考えて行動する子ども	38.7	39.7	40.7	43.2	45.4	49.9	61.6	31.0	43.7
じょうぶなからだの子ども	52.9	50.1	54.9	55.8	58.0	60.1	56.2	58.6	56.5
正義感の強い子ども	12.5	8.4	9.5	8.9	8.3	9.5	12.8	17.2	9.2
思いやりのある子ども	80.4	79.9	83.1	82.9	84.4	83.4	81.3	82.8	83.3
礼儀正しい子ども	36.1	36.3	38.2	35.1	35.7	30.6	22.7	41.4	35.7
正直な子ども	39.2	36.6	37.1	33.9	34.0	30.7	27.6	20.7	34.8
自分の思うことをはっきり言える子ども	42.7	44.1	42.8	42.0	42.2	37.7	37.9	37.9	41.7
感性豊かな子ども	13.5	14.6	16.4	19.4	20.0	25.3	32.0	24.1	19.2
物を大切にする子ども	40.0	33.4	32.7	29.7	25.4	19.9	11.3	20.7	28.5
人の話をよく聞く子ども	28.6	26.6	29.7	29.8	27.6	24.7	22.2	31.0	28.4
ねばりつよい子ども	21.0	24.0	26.6	28.8	31.3	34.4	38.9	44.8	29.2
命あるものを大切にする子ども	50.4	52.2	44.1	45.8	41.5	38.5	35.0	34.5	43.2
自然が好きな子ども	7.9	8.1	5.9	6.6	5.6	6.8	11.3	17.2	6.2
好奇心の旺盛な子ども	9.1	9.9	10.1	11.8	14.1	16.9	24.1	20.7	12.5

注：合計には、「学歴不詳」を含む

父母とも親の学歴が高くなるほど自己指令性の「よく考える子ども」、自律性の「ねばりつよい子ども」、好奇心に関する「感性豊かな子ども」、「好奇心の旺盛な子ども」を重視する傾向がみられる。Kohn(1969)が労働者階級の親が求める要素とした、「正直な子ども」、「物を大切にする子ども」などの項目は、高学歴者になるほど、それを重視する割合は低下する。親の階層によって子育ての価値観が異なるという結果は、親の学歴に関しては、ほぼ Kohn (1969)の結果と合致した。日本では親の就業形態よりも学歴が、子ども観に影響を与えると結果は、Kohn et al.(1990)、直井(1989)でも確認されており、先行研究とも分析結果が合致した。

これまでは、親の職業や階層による子ども観の分析をしてきたが、経済的変数である貧困との関係のみをみていこう。表 15 は、貧困経験の有無によって、子ども観が異なるかをあらわした結果である。表中の数値は、「重視する」と答えた者の割合である。「重視しない」と回答した者の割合の記載は省略しているが、100% - 「重視する割合」を計算すると、求められる。各項目は、Pearson のカイ二乗検定を行っている。

表 15 貧困経験の有無別 どんな子どもに育てほしいか

	貧困経験 なし	貧困経験 あり	漸近有意 確率	
よく考えて行動する子ども	44.0%	42.3%	0.03	**
じょうぶなからだの子ども	57.0%	53.2%	0	***
正義感の強い子ども	9.1%	10.4%	0.005	***
思いやりのある子ども	83.6%	81.2%	0	***
礼儀正しい子ども	35.5%	37.2%	0.025	**
正直な子ども	34.4%	37.5%	0	***
自分の思うことをはっきり言える子ども	41.6%	42.3%	0.351	
感性豊かな子ども	19.5%	17.1%	0	***
物を大切にする子ども	27.7%	33.8%	0	***
人の話をよく聞く子ども	28.2%	29.6%	0.048	**
ねばり強い子ども	29.7%	26.1%	0	***
命あるものを大切にする子ども	42.9%	45.5%	0.001	***
自然が好きな子ども	6.1%	7.0%	0.018	**
好奇心の旺盛な子ども	12.6%	11.6%	0.048	**
標本数	29,546	4,578		

注：*： $p<0.1$ 、**： $p<0.05$ 、***： $p<0.01$

貧困経験の有無と親が「どんな子どもに育てほしいか」と思う価値観には、「自分の思うことをはっきり言える子ども」を除き、すべての項目に貧困経験との関連性があることが分かった。階層の高い親が求めるとされる「よく考えて行動する子ども」、「思いやりのある子ども」、「感性豊かな子ども」、「ねばり強い子ども」、「好奇心の旺盛な子ども」の5項目について見ると、いずれも「貧困経験なし」の親の方が、「貧困経験あり」の親よりも高い数値となっている。逆に階層の低い親が求めるとされる「正直な子ども」、「物を大切にする子ども」は、「貧困経験なし」の親よりも、「貧困経験あり」の親の方が高い。

よって、仮説4は支持された。

【分析5】親資源論に基づく子どもが悪いことをしたときの対応分析

次に、Kohnの親資源論に基づく子どもが悪いことをしたときの対応について、分析を行う。仮説は以下の通りである。

仮説5：階層によって親が「子どもが悪いことをしたときの対応」は異なっており、高い階層の親はできるだけ言葉で説明をするのに対し、そうでない階層の親は言葉で説明するよりも体罰をしやすい。

Kohn(1969)はさらに親の階層ごとに異なる子どもの罰の与え方を分析している。中流階級と労働者階級の母親では、子どもが悪いことをしたときの対応が異なり、物理的にたたくのは労働者階級の母親に多く、とくに女子に対してそうする傾向に階級差が出やすいと分析している。Bernsteinのコード理論でも、親が子どもに接する際に、「言葉で理由を説明するか」、「だめ、いけない」と簡単な言葉ですませるか、階層によって異なるとし

ている。こうした傾向が日本でもみられるか、クロス集計でみていく。

表 16 は、父親の就業形態別にみた子どものしかり方について、「よくする」と回答した者の割合を示している。Kohn の調査では子どもから見た、親のしかり方も調査しているが、本調査は親の自己申告に基づく結果しかない。

表 16 子どもの性別・父親の就業形態別 子どものしかり方

		言葉でいけない理由を説明する	理由を説明しないで言葉で「だめ」「いけない」としかる	おしりをたたくななどの行為をする	子どもがしたことを無視して悪いことに気づかせる	外に出す・押し入れなどに閉じ込める	標本数
男子	家事(専業)	66.7%	38.9%	16.7%	5.6%	5.6%	18
	無職	75.7%	21.1%	14.1%	2.2%	0.5%	185
	学生	100.0%	16.7%	0.0%	8.3%	0.0%	12
	勤め(常勤)	82.2%	21.5%	11.2%	1.4%	0.7%	17273
	勤め(パート・アルバイト)	79.4%	25.4%	14.3%	3.2%	1.2%	252
	自営業・家業	81.0%	22.3%	12.2%	1.8%	0.5%	2752
	その他	80.0%	22.7%	13.3%	2.7%	0.9%	225
合計	81.9%	21.7%	11.4%	1.5%	0.7%	20717	
女子	家事(専業)	88.9%	18.5%	0.0%	7.4%	0.0%	27
	無職	82.3%	21.4%	10.9%	2.1%	1.6%	192
	学生	87.5%	12.5%	6.3%	0.0%	0.0%	16
	勤め(常勤)	82.2%	20.0%	7.7%	1.2%	0.3%	15984
	勤め(パート・アルバイト)	79.6%	22.0%	7.8%	2.0%	0.8%	245
	自営業・家業	81.3%	19.8%	9.0%	1.2%	0.5%	2444
	その他	78.0%	22.0%	7.3%	0.9%	0.0%	218
合計	82.0%	20.0%	7.9%	1.2%	0.4%	19126	
合計	家事(専業)	80.0%	26.7%	6.7%	6.7%	2.2%	45
	無職	79.0%	21.2%	12.5%	2.1%	1.1%	377
	学生	92.9%	14.3%	3.6%	3.6%	0.0%	28
	勤め(常勤)	82.2%	20.8%	9.5%	1.3%	0.5%	33257
	勤め(パート・アルバイト)	79.5%	23.7%	11.1%	2.6%	1.0%	497
	自営業・家業	81.1%	21.1%	10.7%	1.5%	0.5%	5196
	その他	79.0%	22.3%	10.4%	1.8%	0.5%	443
合計	82.0%	20.9%	9.7%	1.4%	0.5%	39843	

表 16 から、合計・父親の就業形態としかり方の関係²⁰をみていこう。父親が常勤の場合には、パート・アルバイトの場合に比べ、「言葉でいけない理由を説明する」が 2.7%ポイント高く、「おしりをたたくななどの行為をする」が 1.6%ポイント低めであるが、差異は大きくはない。子どもの性別によるしかり方の違いをみると、女子に対しては、男子に比べ、全体的に「言葉でいけない理由を説明する」割合が高いが、親の就業形態による差はわずかで、「おしりをたたくななどの行為をする」の割合は男子より女子が低い傾向がある。

先にみた子ども観の違いも、親の就業形態よりも学歴による影響が大きかったことから、子どものしかり方も父母の最終学歴によって異なるのか、表 17 から検証する。

²⁰ 「よくする」、「ときどきする」、「まったくしない」の3つの答えのうちの「よくする」の割合である。回答者母数には、回答不詳を含む。

表 17 子どもの性別・父親の最終学歴別 子どものしかり方

		言葉でいけない理由を説明する	理由を説明しないで言葉で「だめ」「いけない」としかる	おしりをたたくなどの行為をする	子どもがしたことを無視して悪いことに気づかせる	外に出す・押し入れなどに閉じ込める	標本数
男子	中学校	76.6%	25.3%	16.5%	2.1%	0.9%	1349
	専修・専門学校(中学校卒業後)	78.5%	23.4%	12.8%	3.6%	1.8%	274
	高校	79.4%	23.0%	13.3%	1.9%	0.8%	8208
	専修・専門学校(高校卒業後)	81.5%	22.6%	11.9%	1.3%	0.7%	2661
	短大・高専	82.9%	21.7%	9.6%	1.1%	0.6%	637
	大学	85.3%	19.1%	8.9%	0.9%	0.6%	6957
	大学院	88.3%	19.0%	6.2%	1.6%	0.5%	746
	その他	71.4%	39.3%	3.6%	3.6%	0.0%	28
	不詳	77.6%	23.1%	12.8%	2.5%	0.9%	321
合計	81.8%	21.7%	11.5%	1.5%	0.8%	21181	
女子	中学校	76.9%	22.7%	12.0%	2.0%	0.6%	1203
	専修・専門学校(中学校卒業後)	74.8%	21.4%	13.4%	1.9%	0.4%	262
	高校	79.6%	21.5%	9.0%	1.6%	0.3%	7576
	専修・専門学校(高校卒業後)	81.2%	20.5%	8.6%	0.9%	0.3%	2420
	短大・高専	83.0%	23.9%	8.6%	1.3%	0.2%	628
	大学	85.8%	17.8%	5.8%	0.9%	0.4%	6509
	大学院	87.8%	16.8%	3.7%	0.3%	0.6%	683
	その他	80.0%	45.0%	5.0%	0.0%	0.0%	20
	不詳	73.9%	21.1%	11.7%	2.3%	0.3%	299
合計	81.9%	20.1%	8.0%	1.3%	0.4%	19600	
合計	中学校	76.8%	24.1%	14.3%	2.0%	0.7%	2552
	専修・専門学校(中学校卒業後)	76.7%	22.4%	13.1%	2.8%	1.1%	536
	高校	79.5%	22.3%	11.2%	1.8%	0.6%	15784
	専修・専門学校(高校卒業後)	81.4%	21.6%	10.3%	1.1%	0.5%	5081
	短大・高専	82.9%	22.8%	9.1%	1.2%	0.4%	1265
	大学	85.5%	18.4%	7.4%	0.9%	0.5%	13466
	大学院	88.1%	18.0%	5.0%	1.0%	0.6%	1429
	その他	75.0%	41.7%	4.2%	2.1%	0.0%	48
	不詳	75.8%	22.1%	12.3%	2.4%	0.6%	620
合計	81.8%	20.9%	9.8%	1.4%	0.6%	40781	

表 17 は、子どもの性別・父親の最終学歴別の子どものしかり方をあらわしている。父親の就業形態に比べると、よりしかり方の差が際立つ。父親が高学歴な家庭ほど、「言葉でいけない理由を説明する」の割合が高くなり、物理的に「おしりをたたく」というしかり方は少なくなる。また、「理由を説明しないで言葉で「だめ」「いけない」としかる」については、中学校卒業から短大・高専卒業の親の数値と、大学、大学院卒の親の数値で、乖離がでる傾向があり、「大卒以上」の学歴があるかどうかで親の対応が異なっていることが分かる。このクロス表による分析でも、先行研究と同様、親の階層によって子どもへの接し方が異なるということが明らかとなった。

次に、表 18 から、母親の最終学歴別の子どものしかり方を見ていこう。直井(1989b)では母親の学歴が高くなるほど、子どもへの接し方がより論理的になるとしているが、本研究でも母親の学歴が高くなるほど、「言葉でいけない理由を説明する」の割合が高くなり、

「理由を説明しないで言葉で「だめ」、「いけない」としかる」、「おしりをたたく」というしかり方は少なくなる。全体で比較すると、中学校卒の母親(72.8%)と大学卒の母親(88.5%)では15%ポイント程度の差がある。「おしりをたたく」という行為では、中学校卒の母親(14.2%)と大学卒の母親(5.9%)と2倍以上の差が開いた。

表 18 子どもの性別・母の最終学歴別 子どものしかり方

		言葉でいけ ない理由を 説明する	理由を説明 しないで言 葉で「だめ」 「いけない」 としかる	おしりをたた くなどの行 為をする	子どもがし たことを無 視して悪い ことに気づ かせる	外に出す・ 押し入れな どに閉じ込 める	標本数
男子	中学校	72.8%	26.2%	15.7%	4.6%	1.6%	757
	専修・専門学校(中学校卒業後)	76.6%	23.4%	16.8%	1.2%	1.2%	244
	高校	77.6%	23.8%	13.5%	1.8%	0.9%	8099
	専修・専門学校(高校卒業後)	83.2%	21.1%	11.9%	1.2%	0.7%	3887
	短大・高専	85.6%	19.8%	9.7%	1.2%	0.5%	5109
	大学	87.8%	18.6%	6.7%	0.9%	0.6%	2819
	大学院	90.4%	11.3%	6.1%	0.9%	0.0%	115
	その他	80.0%	25.0%	0.0%	5.0%	0.0%	20
	不詳	78.6%	22.9%	13.7%	1.5%	2.3%	131
合計	81.8%	21.7%	11.5%	1.5%	0.8%	21181	
女子	中学校	76.1%	22.3%	12.5%	2.6%	0.3%	703
	専修・専門学校(中学校卒業後)	79.0%	18.7%	11.2%	3.7%	1.1%	267
	高校	77.5%	22.3%	9.9%	1.5%	0.4%	7598
	専修・専門学校(高校卒業後)	83.3%	19.5%	7.5%	1.2%	0.3%	3442
	短大・高専	84.7%	18.4%	6.2%	0.9%	0.2%	4632
	大学	89.2%	18.1%	5.0%	0.9%	0.3%	2729
	大学院	93.0%	8.7%	0.9%	0.9%	0.9%	115
	その他	90.0%	10.0%	10.0%	0.0%	0.0%	20
	不詳	74.5%	18.1%	11.7%	1.1%	1.1%	94
合計	81.9%	20.1%	8.0%	1.3%	0.4%	19600	
合計	中学校	74.4%	24.3%	14.2%	3.6%	1.0%	1460
	専修・専門学校(中学校卒業後)	77.9%	20.9%	13.9%	2.5%	1.2%	511
	高校	77.5%	23.1%	11.8%	1.7%	0.7%	15697
	専修・専門学校(高校卒業後)	83.2%	20.3%	9.8%	1.2%	0.5%	7329
	短大・高専	85.2%	19.1%	8.0%	1.1%	0.3%	9741
	大学	88.5%	18.3%	5.9%	0.9%	0.5%	5548
	大学院	91.7%	10.0%	3.5%	0.9%	0.4%	230
	その他	85.0%	17.5%	5.0%	2.5%	0.0%	40
	不詳	76.9%	20.9%	12.9%	1.3%	1.8%	225
合計	81.8%	20.9%	9.8%	1.4%	0.6%	40781	

Bernstein が重視した、「理由を説明しないで言葉で「だめ」「いけない」と言う」についても、全体で見ると、中学校卒の母親(24.3%)、大卒の母親(18.3%)の差が生じている。また、子どもの性別にみると、母親の学歴にかかわらず、女子よりも男子に物理的に「たたく」しかり方がされ、女子の方が「言葉で説明する」しかり方がなされていることが分かる。

こうした母親の学歴によって、子どもの接し方が異なるという結果は、先行研究の傾向と合致した。

最後に所得階層による差をみるために、貧困であるか否かによって、子どものしかり方に差が生じるか、表 19 からみていこう。

表 19 子どもの性別・貧困状態別の子どものしかり方

		言葉でいけない理由を説明する	理由を説明しないで言葉で「だめ」「いけない」としかる	おしりをたたくなどの行為をする	子どもがしたことを無視して悪いことに気づかせる	外に出す・押し入れなどに閉じ込める	標本数
男子	貧困ではない	83.0%	21.3%	11.0%	1.2%	0.6%	14,279
	貧困	77.1%	22.8%	13.6%	2.9%	1.2%	1,198
	合計	82.6%	21.4%	11.2%	1.4%	0.6%	15,477
女子	貧困ではない	83.2%	19.8%	7.5%	1.2%	0.4%	13,261
	貧困	76.7%	23.8%	11.1%	1.8%	0.4%	1,050
	合計	82.7%	20.1%	7.8%	1.2%	0.4%	14,311
合計	貧困ではない	83.1%	20.6%	9.3%	1.2%	0.5%	27,540
	貧困	76.9%	23.3%	12.5%	2.4%	0.8%	2,248
	合計	82.7%	20.8%	9.6%	1.3%	0.5%	29,788

これまでの分析から予測されるように、非貧困家庭と貧困家庭の子育て方法は異なっており、「言葉でいけない理由を説明する」(「合計」の非貧困家庭の 83.1%、貧困家庭 76.9%。以下同じ)「理由を説明しないで言葉でだめ、いけないとする」(20.6%、23.3%)「おしりをたたくなどの行為をする」(9.3%、12.5%)「子どもがしたことを無視して悪いことに気づかせる」(1.2%、2.4%)「外に出す、押し入れなどに閉じ込める」(0.5%、0.8%)と差異がある。先行研究と同様、経済的な階層によっても、子どものしかり方という側面での子育ての質には、明確な差が見られることが明らかとなった。

よって、仮説 5 は支持された。

【分析 6】朝食の取り方と食生活

次に、階層によって無意識に身についた価値観、ハピドゥスを、食生活と朝食習慣に焦点をあてて、分析を行う。検証する仮説は以下の通りである。

仮説 6：階層によって親の食生活(栄養・朝食摂取)は異なっており、高い階層の親は、そうでない階層の親よりも子どもの食生活に気を配り、子どもは朝食を毎朝きちんと取る習慣が身についている。

表 20 は、貧困世帯か否か、父母の朝食の摂取状況別にみた子どもの朝食摂取状況を示している。

表 20 貧困か否か、父母の朝食摂取別 子どもの朝食摂取状況

	父母の朝食習慣		父親の朝食習慣との関連				母親の朝食習慣との関連			
			子どもの朝食			合計	子どもの朝食			合計
			食べる	食べない	不詳		食べる	食べない	不詳	
非貧困世帯	食べる	度数	10,114	45	12	10,171	12,551	58	15	12,624
		%	99.4%	0.4%	0.1%	100.0%	99.4%	0.5%	0.1%	100.0%
	食べない	度数	3,074	40	3	3,117	1,090	36	0	1,126
		%	98.6%	1.3%	0.1%	100.0%	96.8%	3.2%	0.0%	100.0%
不詳	度数	167	2	0	169	110	0	0	110	
	%	98.8%	1.2%	0.0%	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%	100.0%	
合計	度数	13,355	87	15	13,457	13,751	94	15	13,860	
	%	99.20%	0.60%	0.10%	100.00%	99.2%	0.7%	0.1%	100.0%	
貧困世帯	食べる	度数	459	5	0	464	957	16	2	975
		%	98.9%	1.1%	0.0%	100.0%	98.2%	1.6%	0.2%	100.0%
	食べない	度数	214	15	1	230	150	19	0	169
		%	93.0%	6.5%	0.4%	100.0%	88.8%	11.2%	0.0%	100.0%
不詳	度数	16	1	0	17	18	1	0	19	
	%	94.1%	5.9%	0.0%	100.0%	94.7%	5.3%	0.0%	100.0%	
合計	度数	689	21	1	711	1,125	36	2	1,163	
	%	96.9%	3.0%	0.1%	100.0%	96.7%	3.1%	0.2%	100.0%	
合計	食べる	度数	10,573	50	12	10,635	13,508	74	17	13,599
		%	99.4%	0.5%	0.1%	100.0%	99.3%	0.5%	0.1%	100.0%
	食べない	度数	3,288	55	4	3,347	1,240	55	0	1,295
		%	98.2%	1.6%	0.1%	100.0%	95.8%	4.2%	0.0%	100.0%
不詳	度数	183	3	0	186	128	1	0	129	
	%	98.4%	1.6%	0.0%	100.0%	99.2%	0.8%	0.0%	100.0%	
合計	度数	14,044	108	16	14,168	14,876	130	17	15,023	
	%	99.1%	0.8%	0.1%	100.0%	99.0%	0.9%	0.1%	100.0%	

合計から、父母が朝食を食べるか否かと、子どもが朝食を食べるか否かをみよう。父親の場合、父親が朝食を食べている場合、子どもが朝食を食べない割合は0.5%であるが、父親が食べていない場合は1.6%に上昇する。母親でも同様であり、母親が「朝食をとらない」場合、「子どもも朝食をとらない」は4.2%で、母子の食生活の相関の方が強い傾向にある。しかし、その連鎖は10%には及ばない数値であり、親の朝食摂取の状況が、子どもが朝食を食べない決定的な要因とは言いきれない。

ただし、これを貧困家庭とそうでない家庭で比較すると、貧困世帯では父母そのものの朝食をとらない者が多い。貧困世帯の場合、父親が朝食を食べない世帯では子どもの6.5%、母親が食べない世帯で子どもの11.2%が朝食を食べない。貧困世帯の朝食摂取習慣の連鎖は、非貧困世帯よりも大きい。

さらに、表 21 から、Bourdieu の文化資本仮説にならって、食事の栄養面にどの程度気を配っているかについて、貧困世帯、非貧困世帯別にみていこう。

すべての食生活に関する項目について、貧困家庭か否かかのクロス集計表を作成し、独立性の検定を行っている。*がついている項目は、すべて貧困家庭か否かと父母の食生活に強い関連性があることが統計的に明らかになったことを表している。

表 21 貧困世帯か否かと父母の食生活（第 9 回調査）

	1日3回の食事をとるようにしている		夜食や間食をすることが多い		朝食はとるようにしている		食事は決まった時間にとるようにしている	
	父***	母***	父***	母*	父***	母***	父**	母***
非貧困世帯	76.6%	89.5%	37.8%	29.3%	75.6%	91.1%	59.3%	85.3%
貧困世帯	66.0%	78.8%	42.1%	27.9%	65.3%	83.8%	58.4%	77.6%
合計	76.1%	88.7%	38.0%	29.2%	75.1%	90.5%	59.3%	84.7%
	いろいろな種類の食品を食べるようにしている		塩分のとり過ぎに気をつけている		糖分のとり過ぎに気をつけている		カロリーのとり過ぎに気をつけている	
	父***	母***	父***	母**	父***	母**	父***	母***
非貧困世帯	76.3%	88.4%	51.7%	66.3%	55.0%	66.8%	55.4%	72.6%
貧困世帯	66.2%	79.0%	48.2%	63.5%	51.9%	65.1%	48.1%	66.9%
合計	75.8%	87.6%	51.5%	66.1%	54.8%	66.7%	55.0%	72.2%

注：「はい」と答えた割合を掲載している。

：*は Pearson のカイ二乗検定の結果、「貧困ではない」と「貧困」で父母の食生活に関する独立性の検定をした結果、独立性が棄却され、有意な関係性があることが明らかとなったことをあらわす。

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

全体的に、貧困世帯より非貧困世帯の親の方が、父母ともに、より健康的な食生活を志向していることが分かる。この結果は、小林（2010）の結果とも合致する。親の食生活の志向は、当然子どもの食生活にも当然影響を及ぼすと考えられるが、本調査では子どもについては、父母と同じ調査項目がないため、この点については検証ができない。よって、仮説 6 は支持された。

6. 【分析 7】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、子育て費用、家庭内文化資本、養育の質は、子どもの人的資本形成に影響を与えていることは明らかとなった。その具体的な経路や影響の大小を、共分散構造分析によって分析する。分析対象は、稼得能力がある成人にもっとも近い年齢である、調査最終回の第 10 回（4 年生）の時点の子どもの人的資本（学業、社会性、健康）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。貧困経験の定義の厳密化、また祖父母等の同居家族による養育の質への影響を排除するために、分析対象は父または母、そして子どものみで構成される核家族世帯のみとした。分析対象は、父母と子どものみの世帯、母親と子どものみの世帯、父親と子どものみの世帯となる。父親の影響をみる場合には、父母と子どものみの世帯、父親と子どものみの世帯に限定し、母親の影響をみる場合には、父母と子どものみの世帯、母親と子どものみの世帯に限定している。

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、「父母の常勤ダミーもしくは教育程度」（計 4 種類）×男女計、男子のみ、女子のみ（計 3 種類）の合計 12 種類

となった。

(2) モデル図と仮説の説明

図3は、分析に使用するモデル図である。

以下、仮説の説明と、分析に用いるパスの経路について、説明する。

仮説 7-1：親の階層が高い家庭の子どもは、そうでない家庭の子どもに比べて、貧困を経験する割合が低い。

人的資本理論検証のため、「父母の階層ダミー」から「子ども時代の貧困経験」につながるパスを分析する。親の階層が高い（常勤ダミー、大卒以上ダミー）場合は、貧困経験につながるパスはマイナスの符号になると予想する。

仮説 7-2：貧困経験がある家庭の親は、そうでない家庭の親よりも負の育児感情をもちやすい。

「相対所得仮説」の検証のため、「子ども時代の貧困経験」から「負の育児感情ダミー」に向かうパスを分析する。子ども時代の貧困経験がある家庭は、親のメンタルヘルスが不調になると考えるため、負の育児感情につながるパスの符号はプラスと予想する。

仮説 7-3：親の階層が高い家庭ほど、子どもに自己指令性を求めている。

「父母の階層ダミー」から「自己指令性スコア」につながるパスを検証する。Kohnの親資源論に基づき、親が常勤あるいは大卒以上の学歴をもつ場合、自己指令性スコアは高まると考える。よって、パスの符号はプラスと予測する。

仮説 7-4：負の育児感情を持つ親の養育の質は、そうでない家庭の親よりも低い。

「相対所得仮説」検証のため、「負の育児感情ダミー」から「養育の質」につながるパスを検証する。本研究では、養育の質は「朝食をとる」、「おしりをたたかない」という数字が大きくなるほど、暖かい養育態度になるスコアを利用しているため、数値がプラスになるほど、質が上昇すると考えている。よって、親が負の育児感情を持つ場合は、養育の質が低下すると考えるため、符号はマイナスと考える。

仮説 7-5：貧困経験がある家庭は、そうでない家庭に比べ、子育て費用、家庭内文化資本に乏しく、養育の質が低い。

貧困経験から直接起因する社会的相続への影響を検証するため、「子ども時代の貧困経験」から「子育て費用」、「家庭内文化資本」、「養育の質」に伸びるパスを分析する。

貧困経験がある場合は、すべての相続を制約すると考えるので、「子育て費用」、「家庭内文化資本」、「養育の質」はすべてマイナスの符号になると予想する。

仮説 7-6：子どもに自己指令性を求める家庭は、そうでない家庭に比べ、養育の質が高い。

Kohnの親資源論を検証するため、「自己指令性スコア」から「養育の質」に伸びるパスを分析する。自己指令性を望む親ほど、あたたかい養育態度であると予想し、「養育の質」に伸びるパスの符号は、プラスと想定する。

仮説 7-7：子どもに自己指令性を求める家庭は、そうでない家庭に比べ、家庭内文化資本の水準が高い。

Bourdieu の家庭内文化資本を検証するため、「自己指令性スコア」から「家庭内文化資本」に伸びるパスを分析する。高い階層の親ほど家庭内文化資本を求めると考えられるため、符号はプラスになると予想する。

仮説 7-8：養育の質が高い家庭で育った子どもの現在の健康状態は、そうでない家庭の子どもよりも、良好である。

Grossman の健康投資の考え方から、親の養育が投資されるほど、子どもの健康状態が良好になると想定する。本研究での健康状態は「病気がちかどうか」(病気がち=1)のダミー変数を用いるため、「養育の質」が、「健康状態」を損なうとして、この間のパスの符号はマイナスになると考える。

仮説 7-9：養育の質が高い家庭で育った子どもは、そうでない家庭で育った子どもよりも、仲間関係の構築が良好で、問題行動が少ない。仲間関係が良好な子どもは、小学校の勉強との親和性が高い。

暖かい養育環境で育った場合、子どもの人的資本形成は良い影響を受けると考える。よって、「養育の質」から「仲間関係」と「問題行動」に伸びるパスは、いずれも符号はマイナスとなると想定する。社会関係資本の良好さは、人的資本によい影響を与えると想定し、「仲間関係」から「小学校の勉強との親和性」に伸びるパスは、マイナスと想定する。

仮説 7-10：養育の質が高い家庭の子どもは、子どもの小学校の勉強との親和性が高い。

社会的相続の養育の質が、子どもの人的資本形成に良好な影響を与えると考える。よって、「養育の質」から「小学校の勉強との親和性」につながるパスの符号は、プラスと想定する。

仮説 7-11：家庭内文化資本が高いほど、子どもの小学校の勉強との親和性が高い。

家庭内文化資本の仮説によれば、文化資本が高いほど勉強との親和性は増すことになる。よって、「家庭内文化資本」から「小学校の勉強との親和性」に伸びるパスの符号はプラスと予想する。

仮説 7-12：子育て費用が高いほど、子どもの小学校の勉強との親和性が高い。

金銭投資をするほど、小学校の勉強スコアが上昇すると考える。よって、「子育て費用」から「小学校の勉強との親和性」に伸びるパスの符号は、プラスと予想する。

仮説 7-13：子育て費用が高いほど、子どもの健康状態は良好である。

Grossman モデルの健康投資の考え方から、金銭投資の多い世帯ほど、子どもの健康状態は良好になると考える。よって、「子育て費用」から「健康状態」に伸びるパスの符号はマイナスと想定する。

仮説 7-14：低体重出生児で生まれた子どもは、そうでない家庭の子どもに比べ、健康状態が悪い。

相対所得仮説に基づく労働経済学の先行研究から、低体重出生児で生まれたことは、人的資本の構成要素である健康状態に長きにわたって、影響を及ぼすと考える。よって、「低体重出生児」から「健康状態」に伸びるパスの符号は、プラスと考える。

(3) 結果の考察

1. モデルの適合度

分析のパス図は、親の階層の指標別に、図 4 から図 7 の 4 つある。それぞれの標準化係数やモデルの適合度を整理した結果が、表 22-1 から表 22-4 のようになる。

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、AGIF はそれぞれ 0.99、0.985 前後で 1 に近い水準であった。RMSEA は 0.029 から 0.037 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。

図3 共分散構造分析のモデル図（誤差変数は省略）

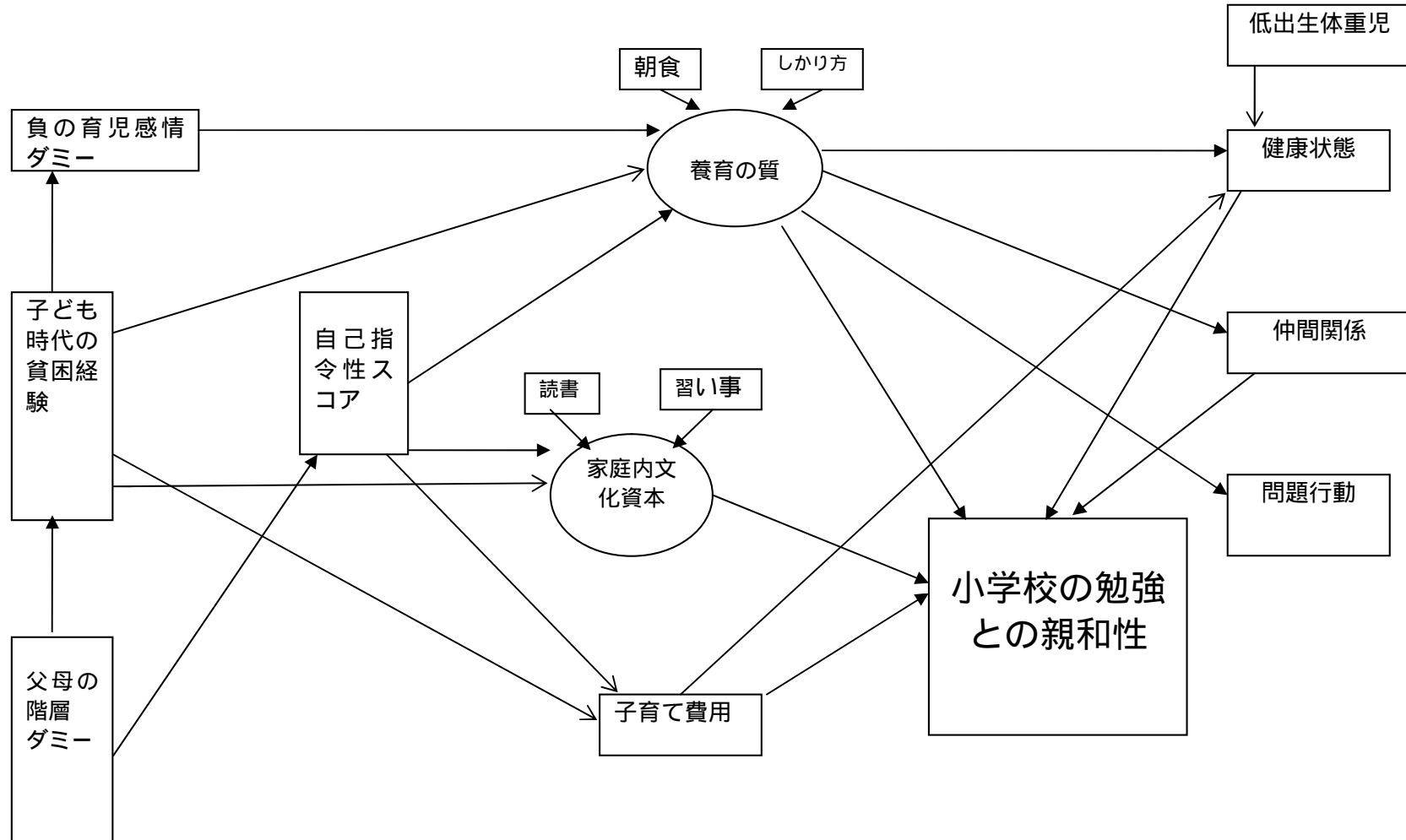


図4 標準化係数（父常勤ダミー）

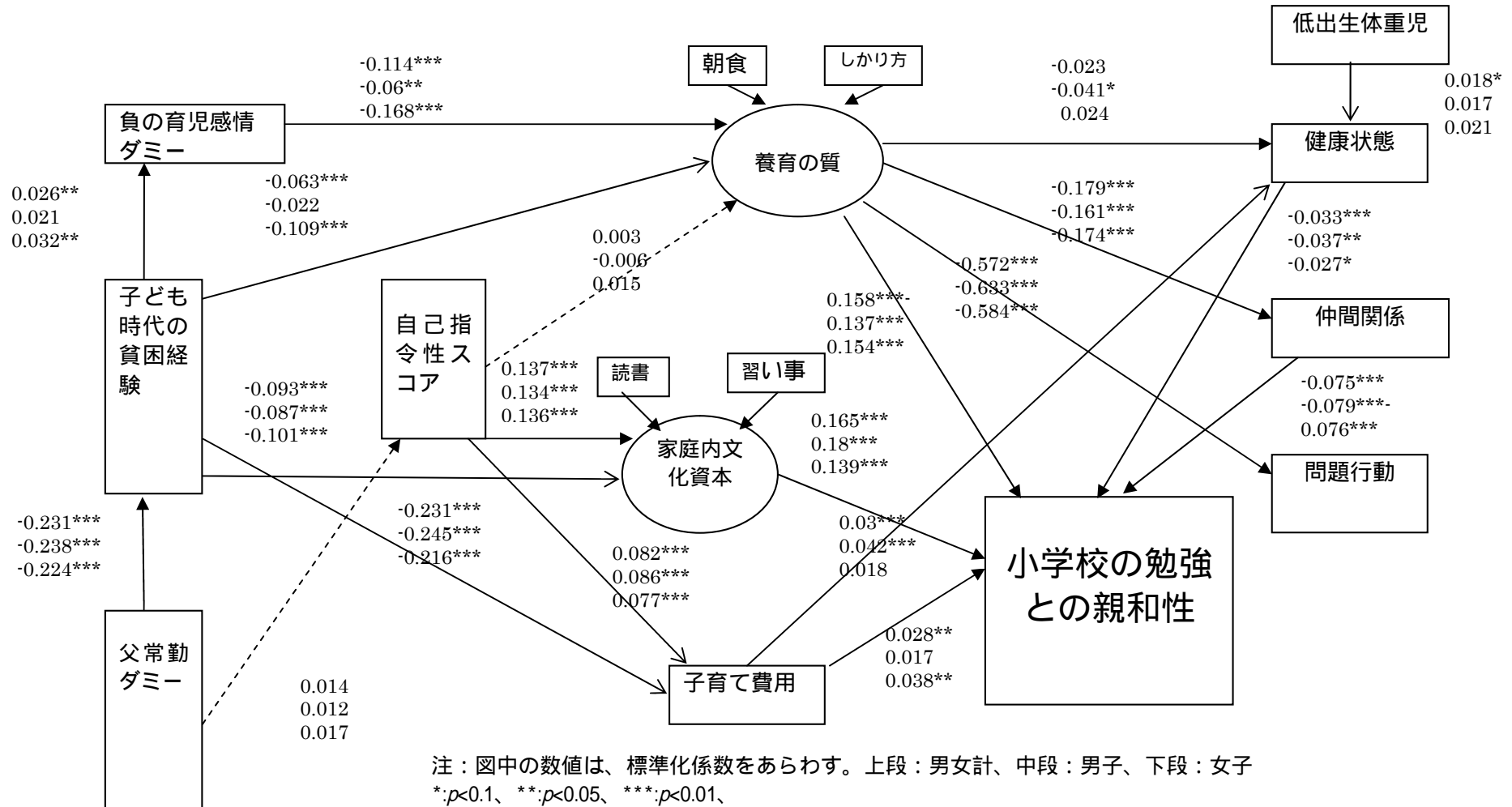
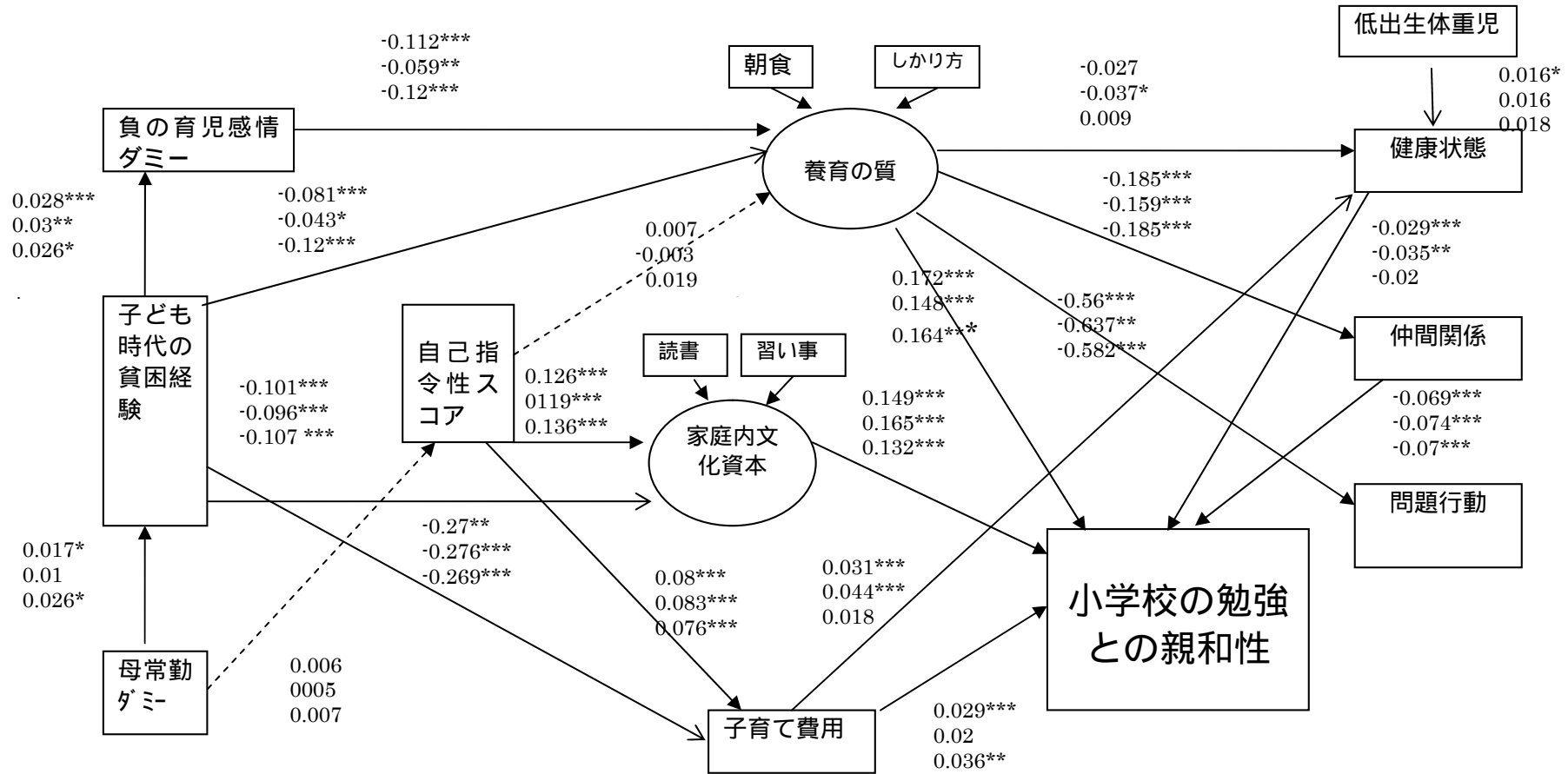
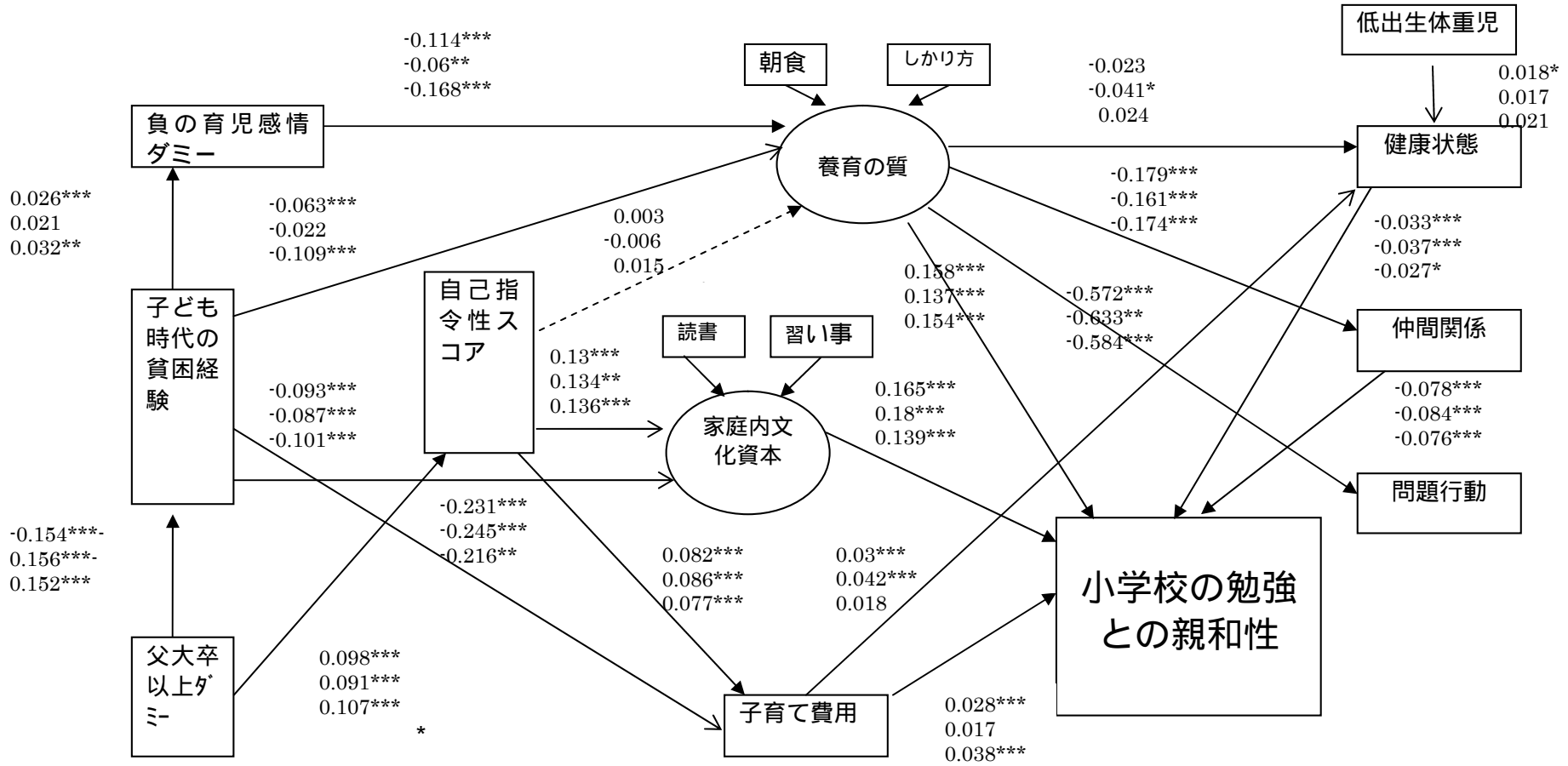


図5 標準化係数（母常勤ダミー）



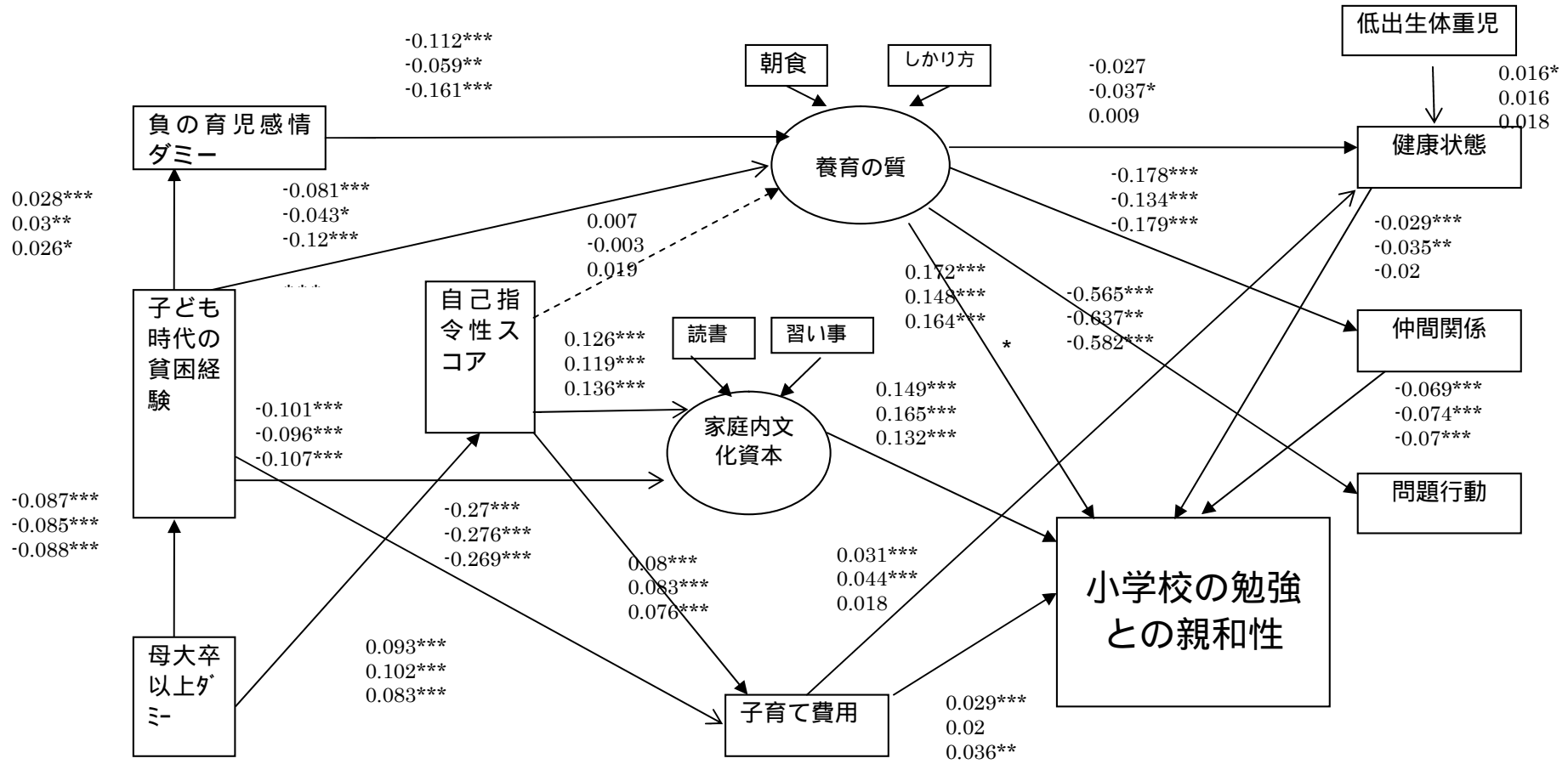
注：図中の数値は、標準化係数をあらわす。上段：男女計、中段：男子、下段：女子
 *: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$

図6 標準化係数（父大卒以上ダミー）



注：図中の数値は、標準化係数をあらわす。上段：男女計、中段：男子、下段：女子
 *: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$

図7 標準化係数（母大卒以上ダミー）



注：図中の数値は、標準化係数をあらわす。上段：男女計、中段：男子、下段：女子
 *: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$

表 22-1 標準化係数一覧（父常勤ダミー）

		全体		男子のみ		女子のみ	
		標準化係数	確率	標準化係数	確率	標準化係数	確率
父常勤ダミー	--> 貧困経験	-0.231	***	-0.238	***	-0.224	***
貧困経験	--> 負の育児感情ダミー	0.026	**	0.021		0.032	**
父常勤ダミー	--> 自己指令性スコア	0.014		0.012		0.017	
貧困経験	--> 子育て費用	-0.093	***	-0.087	***	-0.101	***
負の育児感情ダミー	--> 養育の質	-0.114	***	-0.06	**	-0.168	***
貧困経験	--> 養育の質	-0.063	***	-0.022		-0.109	***
自己指令性スコア	--> 子育て費用	0.082	***	0.086	***	0.077	***
自己指令性スコア	--> 養育の質	0.003		-0.006		0.015	
養育の質	--> 健康状態	0.023		0.041	*	-0.024	
貧困経験	--> 家庭内文化資本	-0.231	***	-0.245	***	-0.216	***
子育て費用	--> 健康状態	0.03	***	0.042	***	0.018	
養育の質	--> 仲間関係	-0.179	***	-0.161	***	-0.174	***
自己指令性スコア	--> 家庭内文化資本	0.137	***	0.134	***	0.136	***
低体重出生児	--> 健康状態	0.018	*	0.017		0.021	
子育て費用	--> 小学校の勉強との親和性	0.028	**	0.017		0.038	**
健康状態	--> 小学校の勉強との親和性	-0.033	***	-0.037	**	-0.027	*
養育の質	--> しかり方	0.232		0.183		0.249	
養育の質	--> 朝食	0.055	***	0.042	*	0.066	**
養育の質	--> 小学校の勉強との親和性	0.158	***	0.137	***	0.154	***
家庭内文化資本	--> 子読書数	0.177		0.16		0.183	
家庭内文化資本	--> 習い事	0.487	***	0.478	***	0.511	***
家庭内文化資本	--> 小学校の勉強との親和性	0.165	***	0.18	***	0.139	***
仲間関係	--> 小学校の勉強との親和性	-0.075	***	-0.079	***	-0.076	***
養育の質	--> 問題行動	-0.572	***	-0.633	***	-0.584	***
標本数		9,768		5,091		4,677	
カイ二乗		632.281		346.699		362.352	
有意確率		0.000		0.000		0.000	
GFI		0.991		0.99		0.989	
AGFI		0.986		0.985		0.983	
RMSEA		0.029		0.029		0.031	

表 22-2（母常勤ダミー）

		全体		男子のみ		女子のみ	
		標準化係数	確率	標準化係数	確率	標準化係数	確率
母常勤ダミー	--> 貧困経験	0.017	*	0.01		0.026	*
貧困経験	--> 負の育児感情ダミー	0.028	**	0.03	**	0.026	*
母常勤ダミー	--> 自己指令性スコア	0.006		0.005		0.007	
貧困経験	--> 子育て費用	-0.101	***	-0.096	***	-0.107	***
負の育児感情ダミー	--> 養育の質	-0.112	***	-0.059	**	-0.161	***
貧困経験	--> 養育の質	-0.081	***	-0.043	*	-0.12	***
自己指令性スコア	--> 子育て費用	0.08	***	0.083	***	0.076	***
自己指令性スコア	--> 養育の質	0.007		-0.003		0.019	
養育の質	--> 健康状態	0.027		0.037	*	-0.009	
貧困経験	--> 家庭内文化資本	-0.27	***	-0.276	***	-0.269	***
子育て費用	--> 健康状態	0.031	***	0.044	***	0.018	
養育の質	--> 仲間関係	-0.185	***	-0.159	***	-0.185	***
自己指令性スコア	--> 家庭内文化資本	0.126	***	0.119	***	0.136	***
低体重出生児	--> 健康状態	0.016	*	0.016		0.018	
子育て費用	--> 小学校の勉強との親和性	0.029	***	0.02		0.036	**
健康状態	--> 小学校の勉強との親和性	-0.029	***	-0.035	**	-0.02	
養育の質	--> しかり方	0.237		0.181		0.258	
養育の質	--> 朝食	0.056	***	0.038	*	0.067	***
養育の質	--> 小学校の勉強との親和性	0.172	***	0.148	***	0.164	***
家庭内文化資本	--> 子読書数	0.153		0.141		0.163	
家庭内文化資本	--> 習い事	0.554	***	0.55	***	0.552	***
家庭内文化資本	--> 小学校の勉強との親和性	0.149	***	0.165	***	0.132	***
仲間関係	--> 小学校の勉強との親和性	-0.069	***	-0.074	***	-0.07	***
養育の質	--> 問題行動	-0.565	***	-0.637	***	-0.582	***
標本数		10,196		5,305		4,891	
カイ二乗		700.725		367.991		380.98	
有意確率		0.000		0.000		0.000	
GFI		0.99		0.99		0.989	
AGFI		0.985		0.984		0.983	
RMSEA		0.03		0.029		0.031	

表 22-3 (父大卒以上ダミー)

		全体		男子のみ		女子のみ	
		標準化係数	確率	標準化係数	確率	標準化係数	確率
父大卒以上ダミー	--> 貧困経験	-0.154	***	-0.156	***	-0.152	***
貧困経験	--> 負の育児感情ダミー	0.026	***	0.021		0.032	**
父大卒以上ダミー	--> 自己指令性スコア	0.098	***	0.091	***	0.107	***
貧困経験	--> 子育て費用	-0.093	***	-0.087	***	-0.101	***
負の育児感情ダミー	--> 養育の質	-0.114	***	-0.06	**	-0.168	***
貧困経験	--> 養育の質	-0.063	***	-0.022		-0.109	***
自己指令性スコア	--> 子育て費用	0.082	***	0.086	***	0.077	***
自己指令性スコア	--> 養育の質	0.003		-0.006		0.015	
養育の質	--> 健康状態	0.023		0.041	*	-0.024	
貧困経験	--> 家庭内文化資本	-0.231	***	-0.245	***	-0.216	***
子育て費用	--> 健康状態	0.03	***	0.042	***	0.018	
養育の質	--> 仲間関係	-0.179	**	-0.161	**	-0.174	***
自己指令性スコア	--> 家庭内文化資本	0.137	***	0.134	***	0.136	***
低体重出生児	--> 健康状態	0.018	*	0.017		0.021	
子育て費用	--> 小学校の勉強との親和性	0.028	***	0.017		0.038	***
健康状態	--> 小学校の勉強との親和性	-0.033	***	-0.037	***	-0.027	*
養育の質	--> しかり方	0.232		0.183		0.249	
養育の質	--> 朝食	0.055	***	0.042	*	0.066	***
養育の質	--> 小学校の勉強との親和性	0.158	***	0.137	***	0.154	***
家庭内文化資本	--> 子読書数	0.177		0.16		0.183	
家庭内文化資本	--> 習い事	0.487	***	0.479	***	0.511	***
家庭内文化資本	--> 小学校の勉強との親和性	0.165	***	0.18	***	0.139	***
仲間関係	--> 小学校の勉強との親和性	-0.075	***	-0.079	***	-0.076	***
養育の質	--> 問題行動	-0.572	***	-0.633	***	-0.584	***
標本数		9,768		5,091		4,677	
カイ二乗		979.888		517.611		588.794	
有意確率		0.000		0.000		0.000	
GFI		0.985		0.985		0.985	
AGFI		0.977		0.978		0.977	
RMSEA		0.037		0.034		0.036	

表 22-4 (母大卒以上ダミー)

		全体		男子のみ		女子のみ	
		標準化係数	確率	標準化係数	確率	標準化係数	確率
母大卒以上ダミー	--> 貧困経験	-0.087	***	-0.085	***	-0.088	***
貧困経験	--> 負の育児感情ダミー	0.028	***	0.03	**	0.026	*
母大卒以上ダミー	--> 自己指令性スコア	0.093	***	0.102	***	0.083	***
貧困経験	--> 子育て費用	-0.101	***	-0.096	***	-0.107	***
負の育児感情ダミー	--> 養育の質	-0.112	***	-0.059	**	-0.161	***
貧困経験	--> 養育の質	-0.081	***	-0.043	*	-0.12	***
自己指令性スコア	--> 子育て費用	0.08	***	0.083	***	0.076	***
自己指令性スコア	--> 養育の質	0.007		-0.003		0.019	
養育の質	--> 健康状態	0.027		0.037	*	0.009	
貧困経験	--> 家庭内文化資本	-0.27	***	-0.276	***	-0.269	***
子育て費用	--> 健康状態	0.031	***	0.044	***	0.018	
養育の質	--> 仲間関係の問題	-0.185	***	-0.159	***	-0.185	***
自己指令性スコア	--> 家庭内文化資本	0.126	***	0.119	***	0.136	***
低体重出生児	--> 健康状態	0.016	*	0.016		0.018	
子育て費用	--> 小学校の勉強との親和性	0.029	***	0.02		0.036	**
健康状態	--> 小学校の勉強との親和性	-0.029	***	-0.035	**	-0.02	
養育の質	--> しかり方	0.237		0.181		0.258	
養育の質	--> 朝食	0.056	***	0.038	*	0.067	***
養育の質	--> 小学校の勉強との親和性	0.172	***	0.148	***	0.164	***
家庭内文化資本	--> 子読書数	0.153		0.141		0.163	
家庭内文化資本	--> 習い事	0.554	***	0.55	***	0.553	***
家庭内文化資本	--> 小学校の勉強との親和性	0.149	***	0.165	***	0.132	***
仲間関係の問題	--> 小学校の勉強との親和性	-0.069	***	-0.074	***	-0.07	***
養育の質	--> 問題行動	-0.565	***	-0.637	***	-0.582	***
標本数		10,196		5,305		4,891	
カイ二乗		914.013		473.221		496.445	
有意確率		0.000		0.000		0.000	
GFI		0.987		0.987		0.985	
AGFI		0.979		0.98		0.977	
RMSEA		0.035		0.034		0.036	

注：いずれの表も、*： $p<0.1$ 、**： $p<0.05$ 、***： $p<0.01$

(4)分析結果

次に先に示した仮説の順番どおりに、結果について見ていこう。

1)パス図および標準化係数からの分析結果

仮説 7-1：親の階層が高い家庭の子どもは、そうでない家庭の子どもに比べて、貧困を経験する割合が低い（マイナスの符号を予想）

親の階層は、4バージョン用意したが、表 22-1 の父常勤ダミーから貧困経験に伸びるパスは、全体で-0.231、母常勤ダミー（表 22-2）では 0.017、父大卒以上ダミー（表 22-3）で-0.154、母大卒以上ダミー（表 22-4）で-0.087 と、すべて有意な結果となった。ただし、母常勤ダミーのみ、貧困経験の確率を増加させるという結果になったが、そのほかは 1%水準で有意な結果となった。母常勤ダミーについては、他の項目に比べ、符号が安定しておらず、有意水準も高くない。母親の常勤が貧困経験を削減する効果は統計的には認められなかったが、それ以外の父母の階層に関する変数は有意となり、高い階層の親をもつほど、子どもの貧困経験は低くなることが実証され、仮説は支持された。仮説 7-2：貧困経験がある家庭の親は、そうでない家庭の親よりも負の育児感情をもちやすい。（プラスの符号を予想）

各表の上から 2 段目の「貧困経験」から「負の育児感情ダミー」に伸びるパスをみると、親の階層、子どもの性別を問わずすべて「プラス」の符号となった。例えば、表 22-1 の父常勤ダミーでは、係数は 0.026 ($p<0.05$)、0.021 (n.s.)、0.032 ($p<0.05$): 左から全体、男子、女子の順(以下同じ)であり、男子は有意とはならず、女子にその傾向があらわれる傾向があった。貧困経験と親の負の育児感情の関係については、父親の階層を使用した場合には、男子を除いて統計的に有意な結果となったが、母親の階層を問う分析結果ではすべて有意となった。性別に関しては、やや不安定な部分はあるが、仮説は支持された。

仮説 7-3：親の階層が高い家庭ほど、子どもに自己指令性を求めている（プラスの符号を予想）。

各表の上から 3 段目の「父常勤、母常勤、父大卒以上、母大卒以上ダミー」から「自己指令性スコア」に伸びるパスは、常勤ダミーを使用した場合と、大卒以上ダミーを使用した場合とで、結果が全く異なった。前者については、父、母常勤ダミーいずれも符号はプラスとはなったものの、有意な結果とはならなかった。例えば、表 22-1 の父常勤ダミーの場合、係数はプラス（全体 0.014、男子 0.012、女子 0.017）ではあったが、有意な結果とはなっていない。表 22-2 の母常勤ダミーでも、係数はプラス（全体 0.006、男子 0.005、女子 0.007）ではあるが、有意な結果とはならなかった。

しかし、親の学歴の効果を見ると、表 22-3 の父大卒以上ダミーでは、係数（全体 0.098、男子 0.091、女子 0.051： $p<0.01$ ）、表 22-4 の母大卒以上ダミーでも係数（全体 0.093、男子 0.102、女子 0.083： $p<0.01$ ）といずれも 1%水準で有意となり、大卒以上の学歴をもつ親は、そうでない親に比べ、子どもが自己指令性、自己規律、好奇心を持つこと

を強く望んでいることが明らかとなった。よって、仮説は、親の階層指標を学歴にした場合のみ、支持された。

仮説 7-4：負の育児感情を持つ親の養育の質は、そうでない家庭の親よりも低い（マイナスの符号を予想）。

各表の上から 5 番目の項目「負の育児感情ダミー」から「養育の質」に伸びるパスをみると、いずれも符号はマイナスであった。表 22-1 では、係数は全体-0.114 ($p<0.01$)、男子-0.06 ($p<0.05$)、女子-0.168 ($p<0.01$) で「子どもを育てていて良いことはない」という強い負の育児感情をもつ家庭では、養育の質が低下していることが分かった。とくに男女で比較すると、女子の方が、有意水準が高いため、親の負の育児感情は、男子よりも女子に対して、養育の質を引き下げる傾向があることが分かった。

仮説 7-5：貧困経験がある家庭は、そうでない家庭に比べ、子育て費用、家庭内文化資本に乏しく、養育の質が低い（マイナスの符号を予想）。

各表の上から 4 番目の項目「貧困経験」から「子育て費用」に伸びるパスをみると、いずれも符号は 1%水準でマイナスであった。表 22-1 の結果では、係数(全体-0.093、男子-0.087、女子-0.101 : $p<0.01$) はマイナスとなり、貧困から起因する予算制約はきわめて強い影響を子どもの生活に及ぼしていることが分かる。子どもの性別に比較すると、男子よりも女子の方が数値の絶対値が大きく、親の予算制約の選好はより男子に比べ、女子に強い影響があらわれやすいことが分かる。

「家庭内文化資本」に伸びるパスは、表 22-1 の結果では、係数は、全体-0.231、男子-0.245、女子-0.216 でいずれもマイナスの符号で、1%水準で有意あり、他の親の階層に関する変数を用いた場合にも、同様の結果がでた。つまり、貧困経験は家庭内文化資本の水準を強く引き下げているが、男女による差はほとんどない。

最後に、「養育の質」へ伸びるパスを見ると、マイナスの符号で有意とはなかったが、表 22-1 からみると、標準化係数は全体が-0.063 で、1%水準で有意、男子が-0.022 で有意とはならず、女子が-0.022 で 1%水準で有意となった。しかし、母親の階層に関する変数を使用した、表 22-3 と表 22-4 の結果を見ると、男子でも「養育の質」へ伸びるパスは、10%水準で有意となっている。以上の結果、全体と女子に関しては、貧困経験が養育の質を強く引き下げることが確認できたが、男子については、貧困経験は養育の質をごく弱く引き下げるにすぎなかった。よって、仮説は支持された。

仮説 7-6：子どもに自己指令性を求める家庭は、そうでない家庭に比べ、養育の質が高い（プラスの符号を予想）。

各表の上から 7 番目の「自己指令性スコア」から「養育の質」に伸びるパスを見ると、符号はプラス、マイナスの両方の値をとり、一つも有意な結果とはならなかった。よって、仮説は支持されなかった。

仮説 7-7：子どもに自己指令性を求める家庭は、そうでない家庭に比べ、家庭内文化資本の水準が高い（プラスの符号を予想）。

各表の「自己指令性スコア」から「家庭内文化資本」に伸びるパスは、1%水準でプラスの符号となった。父親の常勤を問う表 22-1 では、係数（全体 0.137、男子 0.134、女子 0.136; $p < 0.01$ ）とプラスとなり、母親の常勤を問う表 22-3 では、係数（全体 0.126、男子 0.119、女子 0.136 : $p < 0.01$ ）と、やや女性の方に影響が強く表れやすいことがわかり、仮説は支持された。

仮説 7-8 : 養育の質が高い家庭で育った子どもの現在の健康状態は、そうでない家庭の子どもよりも、良好である（マイナスの符号を予想）。

表 22-1 では「養育の質」から「健康状態」（病気がちダミー）に伸びる係数は、全体-0.023、男子-0.041、女子 0.024 と符号が一致せず、有意になったのは 10%水準で男子のみであった。他の階層指標を用いた分析の場合でも、符号は一致せず、女子については予想に反して、プラスの符号となった。よって、養育の質が悪化すると、健康状態が悪化するという仮説は、男子のみに弱い傾向がみられたが、全体や女子についてはその傾向はみられなかった。よって、仮説は支持されなかった。

仮説 7-9 : 養育の質が高い家庭で育った子どもは、そうでない家庭で育った子どもよりも、仲間関係の構築が良好で、問題行動が少ない。仲間関係が良好な子どもは、小学校の勉強との親和性が高い。（マイナスの符号を予想）。

表 22-1 より、「養育の質」から「仲間関係」に伸びるパスをみると、係数は順に是全体-0.179、男子-0.161、女子-0.174 と、いずれも 1%水準でマイナスの符号となった。これは他の分析の場合も同様の傾向にあり、男女別に比較すると、女子の方が絶対値が大きい。逆に言えば、家庭内の養育の質が低下すると、子どもは仲間関係がうまく構築できない傾向がみられる。それは、男子よりも女子の方にその傾向がみられることが分かった。また、表 22-1 より一番下に掲載されている「養育の質」から「問題行動」に伸びる係数は、全体-0.572、男子-0.633、女子-0.584 といずれも 1%水準でマイナスの符号となり、こちらは男子の方が絶対値が大きかった。これも逆に言えば、養育の質が低下すると、子どもの問題行動が増加する傾向にある。それは、女子よりも男子により顕著にあらわれる傾向がある。

また、「仲間関係」から「小学校の勉強との親和性」に伸びるパスは、いずれもマイナスの符号で、1%水準で有意であった。子どもの社会関係資本と小学校の勉強との親和性には関係があることが分かった。よって、仮説は支持された。

仮説 7-10 : 養育の質が高い家庭の子どもは、子どもの小学校の勉強との親和性が高い（プラスの符号を予想）。

表 22-1 より「養育の質」から「小学校の勉強との親和性」につながるパスをみると、係数は全体 0.158、男子 0.137、女子 0.154 と符号はプラスで、1%水準で有意な結果となった。つまり、家庭の養育の質が良好な場合、子どもの小学校の勉強の親和性は高くなり、子どもは学校の勉強を楽しみにしていることが証明された。また、係数は女子の方が男子よりも大きいため、女子により影響が出やすいことが分かり、仮説は

支持された。

仮説 7-11：家庭内文化資本が高いほど、子どもの小学校の勉強との親和性が高い（符号はプラスを予想）。

表 22-1 より「家庭内文化資本」から「小学校の勉強との親和性」に伸びるパスをみると、係数は全体 0.165、男子 0.18、女子 0.139 と符号はプラスで、1%水準で有意であった。絶対値は女子よりも男子の方が大きかった。つまり、習い事や読書の数など家庭内文化資本が豊富な家庭に育つ子どもは、そうでない子どもに比べ、学校の勉強を楽しみにする傾向が高く、それは女子よりも男子により強く見られることが分かった。仮説は支持された。

仮説 7-12：子育て費用が高いほど、子どもの学校の勉強との親和性は高い（符号はプラスを予想）。

表 22-1 より、係数は順に全体 0.028、男子 0.017、女子 0.038 で、1%水準で有意な結果となった。これは他の分析結果も同様で、仮説は支持された。

仮説 7-13：子育て費用が高いほど、子どもの健康状態は良好である（符号はマイナスを予想）。

表 22-1 より「子育て費用」から「健康状態」に伸びるパスをみると、係数は男子 0.03 ($p<0.01$)、男子 0.042 ($p<0.01$)、女子 0.018 (n.s.) と、予想に反して、符号はプラスとなり、女子に関しては有意にならなかった。すべての分析結果でも符号はプラスとなっており、仮説は棄却された。この要因は、分析で採用した子育て費用に、学習塾、おけいこごとの他、食費や被服費、病気の治療費も含まれていることが原因と推測する。健康状態の悪化が、病気の治療費を押し上げて、子育て費用が高額になったという逆の因果関係を考える方が自然だろう。

仮説 7-14：低体重出生児で生まれた子どもは、そうでない家庭の子どもに比べ、健康状態が悪い（符号はプラスを予想）。

表 22-1 より「低体重出生児」から「健康状態」に伸びるパスをみると、係数は全体 0.018、男子 0.017、女子 0.021 と符号はプラスにはなったが、全体のみ 10%水準の弱い有意水準で、子どもの性別にみた場合には有意とはならなかった。他の分析結果でも同様の傾向があり、仮説は支持されるが、低体重出生児で生まれたことと、10歳時点の健康状態はごく弱い相関があると考えられる。

2)標準化総合効果

表 23 から標準化総合効果をみよう。標準化総合効果をみると、他の変数を經由してもなお残る、変数の影響が分かる。そのため、直接的にエンドポイントにつながらない変数からの影響を比較することが可能となる。また、表 24 は子どもの性別にみた、貧困経験から他の変数に至る標準化総合効果を比較したものである。

また、表 25 は基本統計量をあらわしている。

表 23 標準化総合効果（上段：父大卒以上ダミー使用、下段：母大卒以上ダミー使用）

	低体重 出生児	父大卒ダミー	貧困経験	自己指令性 スコア	負の育児 感情	養育の質	子育て費用	家庭内文化 資本	健康状態	仲間関係
貧困経験	0	-0.154	0	0	0	0	0	0	0	0
自己指令性スコア	0	0.098	0	0	0	0	0	0	0	0
負の育児感情ダミー	0	-0.004	0.026	0	0	0	0	0	0	0
養育の質	0	-0.011	0.066	-0.003	-0.114	0	0	0	0	0
子育て費用	0	0.022	-0.093	0.082	0	0	0	0	0	0
家庭内文化資本	0	0.049	-0.231	0.137	0	0	0	0	0	0
健康状態	0.018	0	-0.001	0.002	0.003	-0.023	0.03	0	0	0
仲間関係	0	-0.002	0.012	-0.001	0.02	-0.179	0	0	0	0
習い事	0	0.024	-0.112	0.067	0	0	0	0.487	0	0
読書数	0	0.009	-0.041	0.024	0	0	0	0.177	0	0
朝食	0	0.001	-0.004	0	-0.006	0.055	0	0	0	0
しかり方	0	0.002	-0.015	0.001	-0.026	0.232	0	0	0	0
小学校の勉強との親和性	-0.001	0.011	-0.052	0.025	-0.02	0.172	0.027	0.165	-0.033	-0.075
問題行動	0	-0.006	0.038	-0.002	0.065	-0.572	0	0	0	0
	低体重 出生児	母大卒ダミー	貧困経験	自己指令性 スコア	負の育児 感情	養育の質	子育て費用	家庭内文化 資本	健康状態	仲間関係
貧困経験	0	-0.087	0	0	0	0	0	0	0	0
自己指令性スコア	0	0.093	0	0	0	0	0	0	0	0
負の育児感情ダミー	0	-0.002	0.028	0	0	0	0	0	0	0
養育の質	0	0.008	-0.084	0.007	-0.112	0	0	0	0	0
子育て費用	0	0.016	-0.101	0.08	0	0	0	0	0	0
家庭内文化資本	0	0.035	-0.27	0.126	0	0	0	0	0	0
健康状態	0.016	0	-0.001	0.002	0.003	-0.027	0.031	0	0	0
仲間関係	0	-0.001	0.016	-0.001	0.021	-0.185	0	0	0	0
習い事	0	0.019	-0.15	0.07	0	0	0	0.554	0	0
読書数	0	0.005	-0.041	0.019	0	0	0	0.153	0	0
朝食	0	0	-0.005	0	-0.006	0.056	0	0	0	0
しかり方	0	0.002	-0.02	0.002	-0.027	0.237	0	0	0	0
小学校の勉強との親和性	0	0.007	-0.059	0.022	-0.021	0.185	0.028	0.149	-0.029	-0.069
問題行動	0	-0.004	0.047	-0.004	0.063	-0.565	0	0	0	0

「父大卒以上ダミー」、「母大卒以上ダミー」から「小学校の勉強との親和性」へつながる値は、0.011、0.007 とプラスの数字となっており、親の学歴自体が子どもの小学校の勉強との親和性を高めていることが分かる。「問題行動」や「仲間関係」に及ぼす数値もマイナスとなっており、子どもが良好な非認知能力や社会関係資本を構築しやすいことを表している。そして、「健康状態」につながる数値をみると、0 という数値になっており、無関係であることが分かった。

「貧困経験」から伸びるパスの大きさは、「小学校の勉強との親和性」に及ぼす影響が、父親がいるケースで、-0.052、母親のいるケースで-0.059 となり、貧困経験は他の係数を経由してもなお、負の影響を及ぼしていることが分かる。「問題行動」や「仲間関係」に及ぼす数値はプラスの数字となっており、貧困経験そのものが子どもの人的資本形成に悪影響を及ぼしていることが分かる。「健康状態」に及ぼす影響をみると、マイナスの符号となっており、貧困経験自体は主観的な健康状態に負の影響は及ぼしていないことがわかった。

「自己指令性スコア」から「小学校の勉強との親和性」は、0.025、0.022 とプラスの数字になり、他の変数を経由してもなお、自己指令性スコアをもつ親の下で育つことは、学校の勉強との親和性を高めていることが分かる。「問題行動」や「仲間関係」に及ぼす数値もマイナスとなっており、子どもが良好な非認知能力や社会関係資本を構築しやすいこと

を表している。「健康状態」への数値をみると、わずかながら負の数値となっており、自己指令性のある親の場合、主観的な健康状態がやや良好ではない傾向があることがわかった。

一方、「負の育児感情ダミー」が「小学校の勉強との親和性」に及ぼす影響は、-0.02、-0.021と負の影響を及ぼしていることが分かる。「仲間関係」や「問題行動」の指標はプラスとなっており、親の負の育児感情は子どもの人的資本構築に悪影響を残している。健康状態につながる係数はプラス、マイナスの両方があり、安定せず、結論は出ない。

「低体重出生児」は「小学校の勉強との親和性」に-0.001、0とほとんど影響がなく、生まれた時の体重は学業とは無関係であることが分かった。

さらに、表 24 から貧困経験から各変数への標準化総合効果のみを男女別に比較しよう。

表 24 貧困経験からの標準化総合効果

	父大卒ダミー使用			母大卒ダミー使用		
	全体	男子	女子	全体	男子	女子
貧困経験	0	0	0	0	0	0
自己指令性スコア	0	0	0	0	0	0
負の育児感情ダミー	0.026	0.021	0.032	0.028	0.030	0.026
養育の質	-0.066	-0.023	-0.115	-0.084	-0.044	-0.124
子育て費用	-0.093	-0.087	-0.101	-0.101	-0.096	-0.107
家庭内文化資本	-0.231	-0.245	-0.216	-0.270	-0.276	-0.269
健康状態	-0.001	-0.003	-0.005	-0.001	-0.003	-0.003
仲間関係	0.012	0.004	0.020	0.016	0.007	0.023
習い事	-0.112	-0.117	-0.110	-0.150	-0.152	-0.149
読書数	-0.041	-0.039	-0.039	-0.041	-0.039	-0.044
朝食	-0.004	-0.001	-0.008	-0.005	-0.002	-0.008
しかり方	-0.015	-0.004	-0.029	-0.020	-0.008	-0.032
小学校の勉強との親和性	-0.052	-0.049	-0.053	-0.059	-0.054	-0.061
問題行動	0.038	0.015	0.067	0.047	0.028	0.072

表 24 から、まず父大卒ダミーを使用、すなわち父親の階層を起点に子育てへの影響を分析した場合から、男女の違いについてみていこう。貧困経験から各変数への標準化総合効果は、「家庭内文化資本」、「習い事」、「読書数」を除き、すべて男子よりも女子の方が係数の絶対値が大きい。同じことを母親の階層を起点とする「母大卒ダミー」を使用した場合の分析結果からもみていこう。ここでは、「負の育児感情ダミー」、「家庭内文化資本」、「健康状態」、「習い事」を除き、男子よりも女子の方が係数の絶対値が大きい。

すべてのダミー・子どもの性別の分析結果に共通して、家庭内文化資本と習い事をのぞき、すべての係数で男子よりも女子の方が絶対値が大きい。このことから、貧困経験が子育ての質や子どもの人的資本に及ぼす影響は、男子よりも女子の方により深刻になりやすいことを示唆している。

5. おわりに

本研究では、貧困経験が親の価値観を通じて、子どもの人的資本形成にどのような影響

を与えるかを分析した。

その結果、貧困経験は親の社会的相続（金銭投資、家庭内文化資本、養育の質）のいずれにも負の影響を及ぼすとともに、親の学歴や就業形態もまたこれらに影響を及ぼすことがわかった。親の階層（就業形態、学歴）は貧困経験に結びつくだけでなく、高学歴や労働条件のよい仕事につきやすい社会性を身につけるための子育て観にも影響を与える。つまり、貧困家庭で育つ子どもは、予算制約と親の子育て観という2つの意味で、現代社会で求められる人的資本を身につける上では不利な家庭環境で育つことになる。

これまでの日本では、機会の平等さえ確保すれば、個人の才覚・努力で将来の経済的成功は約束されるものと考えられてきた。その手段の1つが、進学機会の平等策であり、公立学校の整備や奨学金の充実による教育費の支援であった。しかし、本研究の結果からは、メリトクラシー²¹の考え方に基づく現金給付だけが、貧困状態から脱出する唯一の手段ではなく、これまで日本では軽視されてきた、家庭内文化資本や親の子育ての質を引き上げるための支援の重要性が確認できた。メリトクラシーに対しては、Goldthorpe(1996=2005)による丹念な親子間の階層移動の分析から出身階層の影響が除去できていないことの証明や、Brown(1995=2005)のメリトクラシーに基づく教育的選抜の現実、生徒の純粋な実力・努力に基づくものではなく、市場原理と親の財産と願望に基づく「ペアレントクラシー」であるとの指摘もある。耳塚(2013)は日本の教育選抜も、親の富（学校外教育費支出、世帯所得）と願望（学歴期待）が子どもの学力を規定する「ペアレントクラシー」に移行していると指摘する。

これらメリトクラシーもペアレントクラシーもいずれも学歴獲得をゴールとする議論であるが、本研究では親の社会的相続が子どもの人的資本に及ぼす影響は、学歴達成だけに限らないことを証明した。本研究で「仲間関係」、「問題行動」を代理指標とした、非認知能力は、社会全体が高学歴化し、単なる学歴指標だけでは他者との差別化が難しい知識経済社会においては、重要な人的資本の構成要素となる。朝食を用意したり、子どもが悪いことをしたときの対処法など、本研究で使用した「養育の質」をあらゆる変数はいずれも高額な経済的資源を必要とするものではない。親のきめ細かい配慮が行き届いた子育ては、子どもの非認知能力の獲得に有利に左右しており、そしてその子育て観は親の階層（学歴）自体に内在されていることが確認できた。

もう1つの親からの投資である、家庭内文化資本と学校教育との親和性がきわめて密接であることも、今後の子育て支援の念頭に置く必要がある。階層の高い親は、将来の職業生活に有利に作用する人的資本の要素は何かを理解しており、子どもの感性や好奇心を高め、自己指令性を身につけられるように、そして学校教育との親和性が高まるように家庭内文化資本の質を高めていく。

²¹ メリトクラシーとは、「貴族による支配や符号による支配になぞらえて、メリトつまり能力ある人々による統治と支配が確立する社会」(竹内 1995 p.1)のことをいう。日本のメリトクラシーの検証は、竹内(1995)を参照されたい。

また、21世紀に生まれた児童を対象とした本研究の結果でさえ、子ども時代の貧困経験が、親の社会的相続に及ぼす影響は、家庭内文化資本を除き、男子よりも女子に強く残る傾向があった。貧困の世代間連鎖を防止し、親のジェンダー観による社会的相続の不利を軽減するという視点にたてば、子育て世帯に対する現金給付以外の配慮が行き届いたサービスの整備が急がれる。

表 25 基本統計量（共分散構造分析に使用）

	父親ダミー用			母親ダミー用			最小値	最大値
	度数	平均値	標準偏差	度数	平均値	標準偏差		
性別(男子=1)	9,768	0.521	0.500	10,196	0.520	0.500	0	1
父常勤ダミー	9,768	0.865	0.342	10,196	0.827	0.378	0	1
母常勤ダミー	9,768	0.114	0.318	10,196	0.128	0.334	0	1
父大卒ダミー	9,768	0.397	0.489	10,196	0.388	0.487	0	1
母大卒ダミー	9,768	0.150	0.357	10,196	0.148	0.355	0	1
貧困経験有無	9,768	0.134	0.341	10,196	0.161	0.367	0	1
負の育児感情ダミー	9,768	0.003	0.052	10,196	0.003	0.052	0	1
自己指令性スコア	9,768	1.908	0.842	10,196	1.904	0.840	0	5
子育て費用(万円・月)	9,768	3.629	2.151	10,196	3.617	2.147	0.2	40
読書数	9,768	4.996	3.840	10,196	4.989	3.840	0	12
習い事	9,768	0.840	0.367	10,196	0.831	0.375	0	1
朝食	9,768	0.993	0.083	10,196	0.993	0.086	0	1
しかり方	9,768	2.130	0.544	10,196	2.131	0.545	1	3
仲間関係	9,768	0.064	0.264	10,196	0.064	0.266	0	2
問題行動	9,768	0.300	0.594	10,196	0.304	0.598	0	3
小学校の勉強との親和性	9,768	2.719	0.521	10,196	2.716	0.524	1	3
健康状態	9,768	0.010	0.114	10,196	0.010	0.113	0	1
低体重出生児	9,768	0.080	0.271	10,196	0.080	0.271	0	1

<参考文献>

- 赤林英夫・中村亮介・直井道生・敷島千鶴・山下絢(2011)「子どもの学力には何の関係しているか - 「JHPS お子様に関する特別調査」の分析結果から」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム 所得格差に与える税社会保障制度の効果 (パネルデータによる政策評価分析)』慶應義塾大学出版会、69-98.
- 赤林英夫・中村亮介・直井道生・山下絢・敷島千鶴・篠ヶ谷圭太(2012)「子どもの学力と家計 「日本子どもパネル調査 2011」を用いて」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『親子関係と家計行動のダイナミズム：財政危機下の教育・健康・就業』慶應義塾大学出版会、49-79.
- 阿部彩(2008)『子どもの貧困—日本の不公平を考える』岩波書店
- 阿部彩(2011)「子どもの健康格差は存在するか：厚労省 21 世紀出生児パネル調査を使った分析」国立社会保障・人口問題研究所、IPSS ディスカッションペーパーシリーズ No.2010-J03
- 阿部彩(2014)『子どもの貧困』岩波書店
- 荒巻美佐子・無藤隆(2008)「育児への負担感・不安感・肯定感とその関連要因の違い：未就学児を持つ母親を対象に」『発達心理学研究』19(2):87-97.

- 市川奈緒子(1997)「家族と社会化」井上健治・久保ゆかり編著『子どもの社会的発達』東京大学出版会 32-49.
- 井上健治・久保ゆかり編著(1997)『子どもの社会的発達』東京大学出版会
- 内田伸子(2012)「日本の子育ての格差 - 学力基盤力の経済格差は幼児期より始まっているか - 」内田伸子編『世界の子育て格差 子どもは超えられるか』金子書房、1-18.
- 大山典宏(2013)『生活保護 vs 子どもの貧困』PHP 新書
- 金子真理子(2004)「学力の規定要因 - 家庭背景と個人の努力は、どう影響するか」苅谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩波書店、153-172.
- 苅谷剛彦(2004)「『学力』の階層差は拡大したか」苅谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩波書店、127-151.
- 苅谷剛彦・志水宏吉編(2004)『学力の社会学』岩波書店
- 川口大司・野口晴子(2012)「低体重出生：原因と帰結」一橋大学 Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series, No.265、December 2012.
- カワチ・イチロー、ブルース・P・ケネディ(2004)『不平等が健康を損なう』日本評論社
- 北村行伸(2005)『パネルデータ分析』岩波書店
- 北村行伸(2009)「21 世紀出生児縦断調査に基づく子どもの成長パターンの測定()」『厚生労働科学研究費補助金統計情報高度利用総合研究事業 パネル調査(縦断調査)に関する総合的高度統計分析システムの開発研究 平成 20 年度総合研究報告書』、127-152.
- 吉川徹(2006)『学歴と格差・不平等』東京大学出版会
- 厚生労働省(2012)「低体重出生児保健指導マニュアル」http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/kodomo/kodomo_kosodate/boshi-hoken/dl/kenkou-0314c.pdf (最終アクセス日 2014 年 1 月 10 日)
- 小林盾(2010)「社会階層と食生活 健康への影響の分析」数理社会学会『理論と方法』Vol.25, No.1: 81-93.
- 駒村康平(2009)『大貧困社会』角川 SSC 新書
- 駒村康平・道中隆・丸山桂(2011)「被保護母子世帯における貧困の世代間連鎖と生活上の問題」『三田学会雑誌』Vol.103. No.4:619- 645.
- 近藤克則(2010)『「健康格差社会」を生き抜く』朝日新聞出版
- 佐藤博樹(2008)「人材活用における雇用区分の多元化と処遇の均等・均衡の課題」『組織科学』41(3): 22-32.
- 末盛慶(2011)「母親の就業特性が子どもに与える影響に関する研究動向と今後の課題 - 3 つの理論仮説と先行研究の検討を通して - 」日本福祉大学社会福祉学部『日本福祉大学社会福祉論集』第 124 号、2011 年 3 月、55-70.
- 菅原ますみ・北村俊則・戸田まり・島悟・佐藤達哉・向井隆代(1999)「子どもの問題行動の発達: Externalizing な問題傾向に関する生後 11 年間の縦断調査から」『発達心理学研究』第 10 巻第 1 号、32-45.
- 菅原ますみ(2012)「子ども期の QOL と貧困・格差問題に関する発達研究の動向」『お茶の水女子大学グローバル COE プログラム格差センシティブな人間発達の創成 第 1 巻子ども期の養育環境と QOL』金子書房、1-23.
- 邵勤風(2009)「学習に関する意識と実態」ベネッセ教育総合研究所『第 2 回子ども生活実態基本調査報告

書』

高橋雄介・山形伸二・星野崇宏(2011)「パーソナリティ特性研究の新展開と経済学・疫学など他領域への貢献の可能性」『心理学研究』第82巻第1号、63-76.

竹内洋(1995)『日本のメリトクラシー 構造と心性』東京大学出版会

橋木俊詔・八木匡(2009)『教育と格差 なぜ人はブランド校を目指すのか』日本評論社

手嶋聖子・原口雅浩(2003)「乳幼児健康診査を通じた育児支援：育児ストレス尺度の開発」『福岡県立大学看護学部紀要』1、15-27.

戸田有一(1997)「向社会的行動の発達」井上健治・久保ゆかり編著『子どもの社会的発達』東京大学出版会、167-184.

直井道子(1989)「仕事がパーソリティに与える影響」直井道子他編『家事の社会学』サイエンス社、163-182.

中井美樹(1991)「社会階層と親の価値期待」北海道社会学会『現代社会学研究』4、34-57.

西村孝史・守島基博(2009)「企業内労働市場の分化とその規定要因」『日本労働研究雑誌』No.586、20-33.

西野淑美(2006)「21世紀出生児縦断調査における脱落・居住地移動・復活サンプルの分析」『厚生労働科学研究費補助金統計情報高度利用総合研究事業 パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究 平成17年度報告書』、181-208.

西野淑美(2007)「第1回～第4回21世紀出生児縦断調査の脱落・移動の動向」『厚生労働科学研究費補助金統計情報高度利用総合研究事業 パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究 平成18年度報告書』、55-58.

西野淑美(2008)「第1回～第5回21世紀出生児縦断調査の脱落・移動の動向」『厚生労働科学研究費補助金統計情報高度利用総合研究事業 パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究 平成19年度総合研究報告書』、63-70.

西野淑美(2010)「第1-7回21世紀出生児縦断調査の脱落・移動の動向および子育て観の都市規模別変化」『厚生労働科学研究費補助金統計情報高度利用総合研究事業 パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究 平成20-21年度総合研究報告書』、75-86.

パラス, ディミトリス、ダニー・ドーリング・中谷友樹・ヘレナ・タンストール・花岡和聖(2012)「英国と日本における社会格差」『季刊・社会保障研究』Vol.48 No.1、46-61

繁多進(1991)「社会性の発達とは」繁多進・青柳肇・田島信元・矢澤圭介編(1991)『社会性の発達心理学』福村出版、9-16.

福田節也(2006)「21世紀出生児縦断調査における脱落要因の分析」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「パネル調査(縦断調査)のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究」平成16～17年度総合報告書、237-255.

道中隆(2009)『生活保護と日本型ワーキングプア 貧困の固定化と世代間継承』ミネルヴァ書房.

耳塚寛明・牧野カヅコ編著(2007)『学力とトランジションの危機 閉ざされた大人への道』金子書房

耳塚寛明(2013)「学力格差と教育投資家族」耳塚寛明編『お茶の水女子大学グローバルCOEプログラム 格差センシティブな人間発達科学の創成 第3巻 学力格差に挑む』金子書房、1-11.

宮島喬(1994)『文化的再生産の社会学 - ブルデュー理論からの展開』藤原書店

- 宮島喬(2000)「社会の文化的再生産と変動」宮島喬編『講座社会学 7 文化』東京大学出版会、189-215.
- 吉田崇(2011)「世代間所得移動からみた機会の不平等」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会、71-86.
- Becker, G. S. (1975) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, National Bureau of Economic Research. (邦訳:ゲーリー・S・ベッカー著 佐野陽子訳(1976)『人的資本 教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社)
- Becker, G. S. and Tomes, N. (1986)“Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, Vol.4, No.3: S1-S39.
- Behrman, J. R. and Rosenzweig M. R. (2004) “Returns to Birth weight,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.86, No. 2:586-601.
- Bernstein, B. (1971) *Class Code, and Control*, Routledge and Kegan Paul
- Bernstein, B. (1973) “Social Class, Language and Socialization” In Abramson, A.S. et al. (Eds.). *Current Trends in Linguistics*, Volume 12, Mouton Publishers(邦訳:バジール・バーンステイン(1980)(佐藤智美訳)「社会階層・言語・社会化」J・カラベル、A・H・ハルゼー編(潮木守一・天野郁夫・藤田秀典編)『教育と社会変動 下』東京大学出版会、237-262.)
- Black, S. E., Devereux, P. J. and Salvanes, K. G. (2007) “From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122, No. 1:409-439.
- Borghans, L., Duckworth, A. L., Heckman, J. J., & ter Weel, B. (2008). The Economics and Psychology of Personality Traits. *Journal of Human Resources*, 43: 972-1059.
- Bourdieu, P. and Passeron, J. (1964) *Les Heritiers: Les étudiants et la culture*, Éditions de Minuit. (邦訳:ピエール・ブルデュー/ジャン・クロード・パスロン著(石井洋二郎監訳)(1997)『遺産相続者たち {学生と文化}』藤原書店)
- Bourdieu, P. (1979) *La Distinction- Critique Sociale du Jugement*, Éditions de Minuit (邦訳:ピエール・ブルデュー (石井洋二郎訳) (1990) 『ディスタクシオン . . . 』藤原書店)
- Brown, P. (1995)“Cultural Capital and Social Exclusion: Some Observations and the Labor Market”, *Work, Employment and Society*, No. 9, Cambridge University Press: 29-51(邦訳:フィリップ・ブラウン(2005)「文化資本と社会的排除 - 教育・雇用・労働市場における最近の傾向に関するいくつかの考察」A.H.ハルゼー・H・ローダー・P. ブラウン・A.S.ウェルズ編著 (住田正樹・秋永雄一・吉本圭一訳)『教育の社会学 - 第三のソリューション - 』九州大学出版会、597-622.)
- Carneiro, P. and Heckman, J. J. (2003)“Human Capital Policy”, In Heckman J.J. and A. Krueger (Eds.). *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies*, MIT Press, 77-239.
- Case, A., Fertig A. and Paxson, C. (2005) “The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance,” *Journal of Health Economics*, Vol. 24, 365-389.
- Conley, D. and Bennett, N. G. (2000) “Is Biology Destiny? Birth Weight and Life Chances,” *American Sociological Review*, Vol. 65 No. 3: 458-467.
- Currie, J. (2009) “Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and

- Human Capital Development”, *Journal of Economic Literature*, 47(1):87-123.
- Currie, J. and Hyson, R. (1999) “Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socioeconomic Status? The Case of Low Birthweight”, *The American Economic Review*, Vol.89 No.2: 245-250.
- Currie, J., Stabile, M., Manivong, P. and Roos, L. L. (2010) “Child Health and Young Adult Outcomes,” *Journal of Human Resources*, Summer 2010, Vol. 45 No.3: 517-548.
- Duncan, G and Brooks-Gunn (Eds.). (1997)*Consequences of Growing Up Poor*, Russel Sage Foundation.
- Elder, G. H. Jr. (1974).*Children of the Great Depression*, Westview Press、(邦訳：グレン・H・エルダー (本田時雄・川浦康至・伊藤裕子・池田政子・田代俊子 訳) (1997) 『新装版 大恐慌の子どもたち-社会変動と人間発達』明石書店)
- Erikson, E.H. (1963) *Child and Society:2nd edition*, Norton (邦訳：エリクソン (仁科弥生訳(1977) 『幼児期と社会』みすず書房)
- Erikson, R. and Goldthorpe, J. H. (1992). *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Esping-Andersen, G. (1990) *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Policy Press (邦訳：エスピン・アンデルセン (2001) (岡沢憲英・宮本太郎監訳『福祉資本主義の三つの世界 比較福祉国家の理論と動態』ミネルヴァ書房)
- Esping-Andersen, G. (2004) “Unequal Opportunities and the Mechanisms of Social Inheritance”. In Corak, M (Eds.). *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press.
- Esping-Andersen, G. (2005) “Inequality of Incomes and Opportunities”, In Giddens, A. and Diamond, P (Eds.).*The New Egalitarianism*, Policy Network.
- Esping-Andersen, G.(2006)”Social Inheritance and Equal Opportunity Policies”, In Delorenzi, S., Read, J., and Robinson, P. (Eds.),*Maintaining Momentum: Extending Social Mobility and Life Chances from Early Years to Adulthoods*, London Institute of Public Policy Research,14-30.(邦訳：エスピン・アンデルセン(小内透訳)(2012)「社会的相続と機会均等政策」荻谷剛彦・志水宏吉・小玉重夫編訳者『グローバル化 社会変動と教育 2 文化と不平等の教育社会学』東京大学出版会、19-36.)
- Esping-Andersen, G. (2009) *The Incomplete Revolution : Adapting Welfare States to Women's New Roles*, Policy Press. (邦訳：エスピン・アンデルセン(2011)(大沢真理監訳) 『平等と効率の福祉革命：新しい女性の役割』岩波書店)
- Fitzgerald, J., Gottschalk, P. and Moffitt, R. (1998) "The Impact of Attrition in the Panel Study of Income Dynamics on Intergenerational Analysis," *Journal of Human Resources*, 1998, v33 (2, Spring), 300-344.
- Goldthorpe J.H. (1996) "Problems of Meritocracy " R. Erikson and J.O. Jonsson (Eds.).*Can Education be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Westview Press,255-287(ジョン・H・ゴールドソープ (2005) 「メリトクラシー」の諸問題」A.H.ハルゼー・H・ローダー・P. ブラウン・

- A.S.ウェルズ編著(住田正樹・秋永雄一・吉本圭一訳)『教育の社会学 - 第三のソリューション - 』九州大学出版会、533-562.)
- Grossman, M. (1972) “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, Vol. 80 No. 2 (Mar. - Apr., 1972): 223-255.
- Guryan, J., Hurst, E. and Kearney, M. (2008) “Parental Education and Parental Time with Children”. NBER Working Paper No.13993.
(http://faculty.chicagobooth.edu/erik.hurst/research/guryan_hurst_kearney_nber_final.pdf#search=parental+education+and+parental+time+with+children : 最終アクセス日 2014 年 1 月 10 日)
- Heckman, J. J (2000) “Policies to foster human capital”, *Research in Economics*, Volume 54, Issue 1, March 2000, 3–56.
- Kohn, M.L.(1969)*Class and Conformity : A Study in Values*, University of Chicago Press.
- Kohn, M. and Schooler, C. (1983) *Work and Personality: An Inquiry into the Impact of Social Stratification*, Ablex Publishing Corporation.
- Kohn, M., Naoi, A., Schoenbach, C., Schooler, C., and Slomczynski, K. M. (1990) “Position in the Class Structure and Psychological Functioning in the United States, Japan, and Poland”, *American Journal of Sociology*, Vol. 95, No. 4 (Jan., 1990):964-1008.
- Luster, T., Rhoades, K. and Haas, B. (1989) “The Relation between Parental Values and Parenting Behavior: A test of Kohn Hypothesis”, *Journal of Marriage and Family*, 51:139-147
- OECD (2012) “Sick on the Job? Myths and Realities about Mental Health and Work”(邦訳: OECD(岡部史信・田中香織訳)(2013)『メンタルヘルスと仕事: 誤解と真実 労働市場は心の病気にどう向き合うべきか』明石書店)
- Percel, T. L., and Menaghan, E. G. (1994) *Parents' Jobs and Children's Lives*, Aldine Transaction.
- Sato, H. (2007) “Employment Category Diversification and Human Resources Management Problems—Balance of Rewards and Employment Security—“ESRI International Collaboration Projects 2006 Changes in Corporate Human Resource Management and Their Effects on Polarization of Labor Markets in Japan. Tokyo: Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, Government of Japan.
- Schaefer, E. S., and Edgerton, M. (1985). Parent and child correlates of parental modernity. In Sigel, I. E. (Ed.), *Parental belief systems: The psychological consequences for children*, Hillsdale, NJ: Erlbaum : 287-318
- Seccombe, K. (2007) *Families in poverty*, Allyn & Bacon
- The Children's Defense Fund (2001) *Wasting America 's Future* : Boston, Beacon Press
- The Equality Trust (2011) “Why more equality?”, The Equality Trust, London,
(<http://www.equalitytrust.org.uk/why> : 最終アクセス日 2014 年 1 月 10 日)
- WHO (2007) “Mental Health: Strengthening Mental Health Promotion”, Fact Sheet No.220, World Health Organization, Geneva.

- Wilkinson, R. G. (2006a) *The Impact of Inequality: How to Make Sick Societies Healthier*, New Press.
(邦訳：ウィルキンソン(池本幸夫・片岡洋子・末原睦美訳)(2009)『格差社会の衝撃 - 不健康な格差社会
を健康にする法』書籍工房早川)
- Wilkinson, R. G. and Pickett, K. (2006b) *The Spirit Level: Why more equal societies almost always do
better*, Allen Lane. (邦訳：リチャード・ウィルキンソン、ケイト・ピケット(酒井泰介訳)(2010)『平等社
会』東洋経済新報社)
- Wilson, J. J. (2000) "The High/Scope Perry Preschool Project" U.S. Department of Justice, Office of
Justice Programs, Office of Juvenile Justice and Delinquency Prevention.
(<https://www.ncjrs.gov/pdffiles1/ojjdp/181725.pdf> : 最終アクセス日 : 2014 年 1 月 22 日)

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

「就業意識と結婚・出産についての分析」

分担研究者 四方理人 所属 関西学院大学

研究要旨:本研究は、『21世紀成年者縦断調査』を用いて、女性の就業の継続や家事・育児に対する意識が実際の就業継続や結婚・出産確率に与える影響について分析を行った。分析の結果、ライフコースに対する志向や性別役割に関する意識は、女性の結婚と出産のそれぞれの確率に非対称的な影響を与えることがわかった。性別役割についての意識について、「家事責任が妻にある」という意識は結婚確率を高める一方、「育児責任が妻にある」という意識は出産確率を低下させる。そしてライフコースに対する志向について、「結婚時退職」の志向により結婚確率が低くなる一方、出産確率では、「結婚時退職」志向の場合に高く、「就業継続」や「出産時退職」の志向で低い。以上の分析結果から、女性が仕事と育児が困難なく両立できる施策と男性も育児責任を引き受ける考え方の浸透が低出生率対策として重要になると考えられる。

A．研究目的

女性の性別役割分業意識の変化が生じている一方で、実際の家庭内での家事負担が女性に偏っていることや、出産時の就業継続が難しいことなどが知られている。女性のライフコースについての志向と実際の就業継続および結婚確率や出産確率についての分析を行うことで、日本の少子化の原因について考察を行う。

B．研究方法

『21世紀成年者縦断調査』を用いて、結婚確率、出産確率、就業継続についての分析を行う。特に、就業や家事育児についての志向についての意識変数との関係を分析している。具体的には、第1回調査時点にお

ける結婚、出産時の就業継続についての意識から、「就業継続」「結婚時退職」「出産時退職」という変数を構築した。また、世帯の収入や家事育児の責任あり方についての設問から家庭の収入、家事、育児の責任のあり方についての志向についての変数を構築しており、それらの変数が就業継続、結婚確率、出産確率に与える影響についての分析を行った。

（倫理面への配慮）特に必要なし

C．研究結果

分析結果から、未婚時における結婚、出産時の就業継続意識が、実際の出産時の就業継続確率に影響を与えていることが分か

った。すなわち、出産後も働き続ける就業継続志向の場合、他の意識より正規雇用による就業継続割合が高く、無業となる割合が低い。しかしながら、このようやライフコースに対する志向や性別役割に関する意識は、女性の結婚と出産のそれぞれの確率に非対称的な影響を与えることがわかった。性別役割についての意識について、「家事責任が妻にある」という意識は結婚確率を高める一方、「育児責任が妻にある」という意識は出産確率を低下させる。そしてライフコースに対する志向について、「結婚時退職」の志向により結婚確率が低くなる一方、出産確率では、「結婚時退職」志向の場合に高く、「就業継続」や「出産時退職」の志向で低い。

D．考察

家事責任については、現実の夫婦における家事の不均衡と家事責任の平等化を求める女性の意識との葛藤が結婚確率を下げていると考えられる。そして、出産と就業で葛藤が生じる場合に出産確率が低くなるだけでなく、育児を女性自身の責任と考える意識も出産確率を下げる。女性が仕事と育児が困難なく両立できる施策と男性も育児責任を引き受ける考え方の浸透が低出生率対策として重要になると考えられる。

E．結論

女性が仕事と育児が困難なく両立できる施策と男性も育児責任を引き受ける考え方の浸透が低出生率対策として重要になると考えられる。

F．研究発表

1. 論文発表

四方理人「家族・就労の変化と所得格差：本人年齢別所得格差の寄与度分解」『季刊社会保障研究』49(3),pp. 326-338, 2013年12月

2. 学会発表

Yuko Tamiya and Masato Shikata (2014)
“The socioeconomic impact of divorce on women in Japan: focusing on employment and poverty” The 14th Australian Social Policy Conference (ASPC), at UNSW, Sydney, Aug. 2013.

G．知的財産権の出願・登録 なし

第3章：就業意識と結婚・出産についての分析

四方理人(関西学院大学)

要旨

本研究は、『21世紀成年者縦断調査』を用いて、女性の就業の継続や家事・育児に対する意識が実際の就業継続確率と結婚・出産確率に与える影響について分析を行った。分析結果から、未婚時における結婚、出産時の就業継続意識が、実際の出産時の就業継続確率に影響を与えていることが分かった。すなわち、出産後も働き続ける就業継続志向の場合、他の意識より正規雇用による就業継続割合が高く、無業となる割合が低い。しかしながら、このようやライフコースに対する志向や性別役割に関する意識は、女性の結婚と出産のそれぞれの確率に非対称的な影響を与えることがわかった。性別役割についての意識について、「家事責任が妻にある」という意識は結婚確率を高める一方、「育児責任が妻にある」という意識は出産確率を低下させる。そしてライフコースに対する志向について、「結婚時退職」の志向により結婚確率が低くなる一方、出産確率では、「結婚時退職」志向の場合に高く、「就業継続」や「出産時退職」の志向で低い。家事責任については、現実の夫婦における家事の不均衡と家事責任の平等化を求める女性の意識との葛藤が結婚確率を下げていると考えられる。そして、出産と就業で葛藤が生じる場合に出産確率が低くなるだけではなく、育児が女性自身の責任と考える意識も出産確率を下げる。女性が仕事と育児が困難なく両立できる施策と男性も育児責任を引き受ける考え方の浸透が低出生率対策として重要になると考えられる。

1. はじめに

本研究では、女性の就業の継続や家事・育児に対する意識が実際の就業継続確率と結婚・出産確率に与える影響について分析を行う。これまで多くの研究で、性別役割分業の変化により晩婚化・非婚化が引き起こされると論じられてきた(Becker 1991, など)。だが、日本においては女性の高学歴化や就業機会の拡大が起こったが、有配偶女性にとっての性別役割分業の変化は小さい¹。確かに教育水準の高い女性や専門職の女性は、結婚の確率が低下しているが、女性の教育水準や職業の変化は、結婚確率の低下を十分に説明するものではないとされている(Tsuya and Mayson

¹ 日本は、夫と妻で著しい家事・育児時間の差があることが知られている(Tamiya and Shikata 2010)。

1995, Raymo 2004)。そこで、若い女性の社会経済的地位の変化と同時にその意識の変化が晩婚化や非婚化を引き起こしていると指摘され(阿藤 1997 など)、女性は伝統的な性別役割の結婚ではなく、男女が平等主義的な関係となる結婚を求めているが、男性の考え方もしくは結婚制度が変化しないために、結婚が起こりにくくなると議論される(Tsuya and Mayson 1995)。

すなわち、伝統的な性別役割と女性の意識の間に齟齬が生まれている可能性がある。ライフコースとして、専業主婦になることを志向する女性は、結婚や出産後も仕事を辞めないことを志向する女性より、結婚する確率が高くなると考えられる。しかしながら、男性が賃労働のみを行い、女性が家庭内労働のみを行うという完全な性別役割分業は少数派であり、女性のライフコースにおいても、結婚後全ての期間で専業主婦となる場合もあるが、結婚後仕事を続けるが、出産時には仕事をやめるといった場合や、育児の終了後に再就職するといったいくつもの選択肢が存在する。仕事を続けたいと考えると、育児との両立が難しくなり、出産を先送りすることも考えられるだろう。

本稿では、家事や育児に対する性別役割分業意識や結婚退職や出産退職といったライフコースにおける志向が結婚確率に与える影響について分析を行う。具体的には、『21世紀成年者縦断調査』のパネルデータを用いて、未婚者が結婚後どのようなライフコースを希望するかという志向と、結婚後の仕事と家事・育児の夫婦の分担についての意識のそれぞれが結婚確率に与える影響についての分析を行う。

2. 先行研究と問題設定

日本における性別役割分業に関する意識と結婚の確率について、Tsuya and Mayson (1995)は、生育地が都市部の女性は農村部となる女性より結婚確率が低くなることから、伝統的な価値観に否定的になるほど結婚が遅れるのではないかと考察している。

しかし、アメリカの実証研究では、性別役割分業に関する意識と女性の結婚の確率に系統だった関係は観察されていない。アメリカにおける性別役割分業に関する意識と結婚の確率についてパネルデータを用いた分析では、家庭内の男女関係について伝統的な性別役割分業より平等主義的な考え方の強い男性は同棲を行なう確率が高くなるが、男女共に結婚する確率と性別役割分業に対する意識の間には系統だった影響が見出せない(Kaufman 2000, Clarkberg et al 1995, Sessler and Schoen 1999)。

だが、このような性別役割分業に関する意識(attitude)より、志向(intention)や選好(preference)が重要であるという見解が存在する。Fishbein and Ajzen (1975)は、行為を予測する場合、意識よりその行為に対する志向がふさわしいとしている。ま

た、Hakim(2003)は、性別役割分業意識などの社会意識より、生活スタイルに対する選好が、予測変数としてずっと説明力が高いとしている。そして、個々人の女性の就業の差は、その生活スタイルに対する選好の差によってより説明可能であるとしている。Hakim (2000)は、女性の家庭生活と就業への選好には、異質性(heterogeneity)が存在するとして、自身の選好のアイデンティティーが「家族中心型」か「仕事中心型」か「適応型(adaptive)」かにより、就業を決定しており、教育水準や配偶者の職業階層よりずっと説明力が高いとしている。

Hakim(2000)はクロスセクションの選好を扱っているが、日本においてはライフコースにおいてどのような選択を志向するかという就業志向の分析が重要であろう。実際に、日本においても、ライフコースに対する就業志向は結婚後の女性の就業に決定的に影響を与えている。武内(2004)は、家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』の個票データを用いて有配偶女性の就業行動を分析することで、配偶者の所得と女性の就業率に関する有名な「ダグラス＝有澤法則」を検証している。武内(2004)の分析結果では、固定効果モデルにおいては、「ダグラス＝有澤法則」は妥当せず、夫の所得の変動は妻の就業行動に有意な影響を与えない。そして、未婚時の「就業意志」がランダム効果モデルにおいて就業確率に有意に影響することを見出している。ここから、クロスセクションデータによる分析における、夫の所得が上昇すると妻の就業確率が下がるという現象(「ダグラス＝有澤法則」)は、夫の所得の上昇が女性の就業を抑制しているのではなく、就業に対する志向が低い女性が高所得の男性を選択していることにより生じていることが示唆される。未婚女性の就業志向と配偶者選択の関係こそが、有配偶女性の就業行動を説明することとなるであろう。就業志向と結婚確率の分析は、日本の女性就業を考える上でも重要であると考えられる。

では、就業志向と結婚の確率についてどのような仮説が考えられるだろうか。Becker(1981)が考えるように性別役割分業によりカップルの利益が増加するとするならば、専業主婦志向は性別役割分業と整合的であり、結婚の確率が高くなるであろう。一方、結婚後も就業の継続を志向する場合は、結婚する利益は少なく、結婚の確率が低くなると考えられる。また、アメリカでは性別役割分業に関する意識は結婚の確率に影響を与えてなかったが、日本はアメリカより性別役割分業が強固な社会であると考えられ、日本においては専業主婦志向の場合において結婚の確率が高くなるかもしれない。

本稿ではパネルデータを用いて結婚より前の時点におけるライフコースについての志向と性別役割分業についての志向についての変数を構築し、その志向が、実際の実業継続確率および結婚・出産確率に与える影響の分析を行う。ライフコースについての志向についての変数は、結婚時および出産時のそれぞれについて、就労を

継続するか退職するかについての設問から構築した²。出産により女性の就業は中断されるため、育児や中断による賃金の低下が大きな出産についての機会費用となる多くの研究が指摘している(仙田・樋口 2000、阿部 2001 など)。そのため、就業を続けるために出産を控えることを意識している可能性がある。日本においては、婚外出生の割合が1~2%と非常に低く、また、2002年において、45~49歳の有配偶女性で子供がいない者は4.1%となっており、ほとんどの夫婦が子供を出産している(国立社会保障・人口問題研究所編 2005)。このように、社会的に結婚と出産の結びつきが強いため、個人レベルにおいても結婚時に出産を意識せざるを得ないであろう。出産時のライフコースについての志向も結婚の確率に影響を与える可能性がある。

3. 使用データについて

本稿で用いるデータは『成年者縦断調査』の第1回調査から第10回調査(2002年調査から2011年調査)までの個票データである。ここでは、第1回調査で配偶者がおらず、また、子供と同居していない女性を分析対象とした³。

使用変数として、ライフコースにおける就労志向については、以下の結婚と出産時についての第1回調査の設問から変数を構築した。

A 「結婚した後も現在の仕事を続けますか」

「1. 結婚した後も続ける 2. 結婚を機にやめる 3. 考えていない」

B 「出産した後も現在の仕事を続けますか。」

「1. 出産した後も続ける 2. 出産を機にやめる 3. 考えていない」

まず、問Aで「結婚後に仕事を続ける」と回答し、かつ問Bで「出産した後も続ける」と回答した場合は、「就業継続志向」とした。次に、問Aで「結婚後に仕事を続ける」と回答したものの、問Bで「出産を機にやめる」と回答した場合、「出産時離職志向」とした。そして、問Aで「結婚を機に止める」と回答した場合に、「結婚時退職志向」とした⁴。最後に、問Aで「考えていない」もしくは問Bで「考

² 四方(2004)は、学卒時に希望したライフコースという履歴情報から、就業志向を「就業継続志向」、「再就職志向」、「専業主婦志向」の3つに分類し、結婚の分析を行っている。

³ 本調査では、第1回調査で配偶者がいない者について、未婚と離死別の区別がつかないため、一部離死別者が入っていると考えられる。

⁴ 問Aで「結婚を機にやめる」と回答しているにもかかわらず、問Bで「出産した

えていない」と回答した場合は、「志向なし」とした⁵。なお、この設問は、結婚について「絶対にしたくない」と回答している場合と子供について「絶対にほしくない」と回答している場合については、聞かれていないため、そのように回答した場合はサンプルから除かれている⁶。

次に、結婚後の性別役割分業に対する志向として、以下の設問から変数を構築した。

問「夫婦のいずれが責任をもつ家庭を築きたいと思いますか」

(1) 世帯の収入、(2) 家事、(3) 育児のそれぞれについて、「夫が主として責任をもつ家庭」「妻が主として責任をもつ家庭」「夫婦いずれも同様に責任をもつ家庭」「わからない」を選択する形式となっている。そこで、それぞれをカテゴリー変数としたが、世帯の収入について「妻が主として責任をもつ家庭」とする場合および、家事と育児のそれぞれで「夫が主として責任をもつ家庭」と選択する場合、それぞれ少数となるので、サンプルから除いている。

そのほかの変数として、教育水準、就労形態の変数を用いている。なお、第1回調査時点で無業の場合は、結婚、出産時の就業継続の意識が尋ねられていないため、サンプルから除いている。

分析手法はイベントヒストリー分析の一つである離散時間 Complementary Log-Log モデルである(以下、CLL モデル)。CLL モデルにおいては、係数を指数化した $\exp(b)$ をハザード比と解釈することができる⁷。結婚の分析における基底時間は年齢であり、基底時間の始まりはデータ内での最年少の20歳となる。調査1年目において20歳以上であった場合は、リスク期間の始まりが観察期間より前になる。そして、出産についての分析では、結婚年を0年とした結婚から第1子出産までの期間がリスク期間とした。

4. 分析結果

4-1 基本統計量

後も続ける」と答えたサンプルは一貫性がないと考え、サンプルから除いた。

⁵ ただし、問Aで「結婚を機にやめる」と回答し、問Bで「考えていない」と回答した場合は、「結婚時退職志向」とした。

⁶ なお、四方(2013)では、問Aと問Bからそれぞれ結婚によるものと出産によるものについて別々の変数を構築して分析している。本稿では、結婚時と出産時のそれぞれの就業への志向を合わせた変数を構築することで、ライフコースについての意識をより明確に識別できるものと考えられる。

⁷ 詳しくは福田(2012)を参照のこと。

表 1 は就業継続についての分析、結婚についての分析、出産についての分析のそれぞれについての基本統計量である。

まず、結婚についての分析について、年齢はイベントヒストリー分析のベースラインとして、それぞれの年齢がダミー変数としているが、ここでは分析に用いたサンプルの平均年齢を掲載している。

学歴については、高校や専門学校より、短大・高専、大学・大学院の割合が高く、日本全体の学歴の構成より高学歴に偏っている。この傾向は、出産の分析、就業継続の分析でも同様である。就業に関する変数については、第 1 回目の調査における就業形態としており、第 1 回調査時点で無業であった場合は、就業意識が尋ねられていないため、「正規雇用」、「非正規雇用」、「自営その他」の 3 つのカテゴリーとなっている。正規雇用の割合が約 56% と最も高くなっている。

そして、就業に関する意識については、就業継続が出産時離職や結婚時離職より割合で高くなっているが、調査時点で「考えていない」と答えている割合が最も高くなっている。家事、育児、世帯所得についての考え方では、育児責任については夫婦共同が圧倒的に割合が高く、家事責任については、夫婦共同が最も割合が高いが、「主に妻」という割合も 4 割近くにとまっている。その一方、世帯所得については「主に夫」との回答が半数以上の上っている。

次に、出産の分析では、結婚したサンプルが対象となる。分析対象の結婚から出産までの期間は 2.2 年となっている(出産を経験していない右センサリングの場合も含まれる)。そして、初婚年齢は 28.5 歳である。未婚者を対象とした結婚の分析より、就業形態において正規雇用の割合が高くなっている。正規雇用の場合に結婚する割合が高くなっていると考えられる。そして、意識についての変数は、就業継続と結婚時離職の割合が結婚の分析より高くなっている。また、家事責任について主に妻と考える割合や世帯所得が主に夫の責任と考える割合が、結婚の分析より高くなっている。

最後に、就業継続についての分析は、第 1 子が 1 歳の時点での就業状態についての分析であり、結婚、出産を経験している者が対象となっている。使用変数は、出産の分析と同じく初婚年齢を用いている。変数の割合の傾向としては、同じく有配偶者を対象としている出産の分析に近いが、育児責任が「夫婦共同」と考える割合がやや高いと言える。

【表 1 を挿入】

表 2 は、第 1 回の調査で未婚の者であった者のライフコースに対する志向別にみた、第 1 子が 1 歳時点での就業状態である。出産した後も仕事を続ける就業継続希望の場合、正規雇用が約 54%、非正規雇用が約 9%、自営等が約 8%、無業が約 30% と多くが仕事を継続しており、かつ正規雇用の割合が高い。一方で、出産を機にや

めると答えた場合、約 66%が無業、結婚を機にやめると答えていた場合は、約 78%が無業となっている。もともとの就業継続希望が実際の出産時の就業継続を大きく規定していることがみてとれる。

【表 2 を挿入】

表 3 は、第 1 子が 1 歳時点の就業状態について、表 2 における「非正規雇用」と「自営その他」を「非典型就業」とし、「正規雇用」と「無業」との就業選択として多項ロジット分析を行った結果である。「無業」を基準とした「正規雇用」および「非典型就業」となる確率についての分析となり、相対リスク比(EXP(b))を掲載している。第 1 子が 1 歳時点で正規雇用についている確率については、第 1 回調査で正規雇用であった場合との比較で非正規雇用であった場合は 4 分の 1 程度となる。そして、就業継続を希望していた場合、結婚退職を希望するより正規雇用で就業継続する確率が 10 倍以上になる。同じく、出産退職を考えていた場合も、結婚退職より 2 倍以上正規雇用での就業継続を行っている。また、非典型就業での就業継続においても、就業継続を希望していた場合に 4 倍程度になっている。なお、正規雇用での就業継続について、結婚や出産時の働き方を「考えていない」と答えていた場合も正規雇用での就業患贈区確率が有意に高くなっており、結婚退職を考えていた場合に出産時に無業となる確率の高さがみてとれる。このように、結婚以前のライフコースに対する意識が出産後の就業に対して影響を与えていることがわかった。

【表 3 を挿入】

このようなライフコースに対する意識が、結婚や出産の確率に対してどのような影響をあたえているかについて検討する。まず、結婚についての分析結果が表 4 である。モデル 1 では、ライフコースに対する志向についての変数を用いており、モデル 2 ではモデル 1 に育児責任、家事責任、世帯所得責任のそれぞれについての変数を加えている。

ライフコースについての意識については、結婚退職を考えている場合に対して、就業継続を考えている場合とは結婚の確率に有意な差はなかった。しかしながら、結婚時ではなく出産時に退職することを考えている場合は、結婚退職より有意に結婚確率が高くなっている。結婚時退職や就業継続を考えている場合より、出産時退職を考える場合に結婚確率が高くなっていることがみてとれる。ただし、結婚時や出産時の就業について「考えていない」と回答した場合に、有意に結婚確率が低くなっている。そのほかの結果として、正規雇用との比較で非正規雇用の場合に有意に結婚確率が低い。

次に、夫婦での世帯収入や家事・育児についての分担に対する志向についての変数を

加えたモデル においては、育児責任については、有意な影響がみられないが、家事責任を「夫婦共同」と考える場合に、「主に妻の責任」と考えるより結婚確率が有意に低くなっている。この結果は、結婚の目的が性別役割分業であるとする理論と整合的である。

【表4を挿入】

最後に、結婚した者を対象に第1子出産の確率についてみたものが、表5である。ライフコースについての意識として、結婚時退職より就業継続と考える場合に有意に出産確率がひくくなっている。また、就業時退職も結婚退職よりも10%水準であるが有意に出産確率が低くなっている。出産時退職を考えている場合、結婚の確率は有意に高まるが、出産の確率は低くなるといえる。そして、家事責任や世帯所得責任については有意な影響がみとれないが、育児責任を「夫婦共同」と考えている場合に有意に出産確率が高くなる。

そのほかの結果として、結婚年齢が高くなるほど、また、結婚からの経過年数がながくなるほど出産確率がひくくなっている。結婚確率と同じく、第1回調査時点で非正規雇用であった場合に正規雇用より出産確率が低くなっている。

【表5を挿入】

5. 終わりに

日本においては、低出生率が続いており、出生率の低下や未婚化については、女性の就業環境が良くなり、多くの女性が就業を行うことになったことだけではなく、性別役割分業についての意識に変化が生じていることも理由であると考えられる。しかしながら、結婚後も仕事を続けることが一般的になっている一方で、家事や育児の分担が著しく妻に偏ったままとなっている。また、出産時における就業の継続は難しく、多くが離職する。このように、性別役割分業に対する意識が変化する一方で、女性の結婚後の家事や育児の負担が大きく、就業継続は困難な状態が続いている。

そこで、性別役割分業に対する意識やライフコースにおける志向の変化が結婚や出産の確率を低下させているという仮説を検証する必要がある。本研究では、結婚や出産時の就業継続に対する志向や結婚後の収入や家事・育児のあり方についての志向が、結婚確率や出産確率に与える影響についての分析を行った。具体的には、結婚時と出産時についての就業継続の志向から、結婚時も出産時に仕事を続ける「就業継続」志向、結婚時は就業を継続するが出産時は離職する「出産時退職」志向、結婚時に退職する「結婚時退職」志向という区分を行い、そのほか「考えていない」と回答した場合も「希望なし」と区分した。

分析結果としては、結婚退職を考えていた場合、実際に第1子が1歳時点で正規雇用として就業継続していた割合は10%程度であったが、「就業継続」志向の場合半数以上が正規雇用となっていた。多項ロジット分析の結果、第1子が1歳時点での正規雇用となる確率が、「結婚退職」志向より「就業継続」志向の場合10倍程度高い。

そして、ライフコースに対する志向が実際の結婚、出産後の就業行動に影響を与えているが、結婚や出産の確率についても影響を与えていることが明らかになった。結婚時退職と就業継続については、結婚確率に対して有意な差がなかったが、出産時退職については有意に結婚確率が高くなっていた。すなわち、性別役割分業に整合的な結婚時退職の志向と整合的でない就業継続の志向については、結婚確率に差がなく、出産時に退職する志向で結婚が起りやすくなっていた。その一方、出産確率については、結婚時退職との比較で、就業継続の志向も出産時退職の志向も有意に低くなっている。

また、家事、育児、世帯所得についての夫婦の責任のあり方については、世帯収入に対する責任が、夫にあるか夫婦が同様にあるかについては、有意な差はなかったが、家事に対して主に妻に責任があると考えられる場合より、夫婦ともに責任があると考えられる場合に結婚確率が低くなっていた。その一方、育児について夫婦ともに責任があると考えられる場合には、出産確率が高くなっている。

以上の分析結果から、結婚退職を志向する場合に他の志向より結婚確率が高くなるだけでなく、結婚による性別役割分業を志向すると結婚しやすくなるとは限らないということがわかった。その一方、就業継続や出産時退職を志向すると出産確率が低くなる。また、家事の責任を夫婦ともにあると考えられる場合も結婚確率が低くなる一方で、育児責任が夫婦ともにあると考えられると出産確率が高くなる。

この一見矛盾した分析結果についてどのような解釈が可能であろうか。まず、結婚時退職志向は、配偶者は高い収入が必要となり、高い収入の相手を見つけることが困難な場合は、結婚しにくくなると考えられるだろう。一方、出産時の就業継続については、前述したように日本では、育児と仕事の両立が困難であり、それが可能になる環境が整わない限り結婚や出産が難しいということを示唆しているだろう。結果として、出産時退職志向のほうが、結婚時退職や就業継続より結婚確率が高くなると考えられる。しかし、一旦結婚した場合の出産の選択については、結婚後に仕事をやめるつもりであれば、就業と出産・育児とのあいだでのコンフリクトは生じないため、出産確率が高くなっていると考えられる。一方で、就業継続や出産による離職を考える場合は、出産と就業の間にコンフリクトが生じるため出産確率が低くなると考えられるだろう。

また、家事負担を夫婦同様の責任と考える場合に結婚確率が低く、主に妻の責任と考える場合に結婚確率が高くなっている。性別役割分業に特化する志向により結婚確率が高くなるこのような傾向は、現状の夫婦での著しい家事負担の不均衡と整合的な結果と言える。しかし、育児については「主に妻に責任がある」と考える場合は出産しにくく、夫婦ともに責任があると考えられると出産しやすいことは、育児について性別役割への特化する志向は出産

確率を下げることを意味している。育児責任が女性自身にあると意識する場合、出産後に育児での困難を一手に引き受けることになるため出産そのものをためらってしまうとは考えられないだろうか。一方で、育児を共同で行うことができる相手と結婚できれば、安心して出産できるため、出産の選択を取りやすくなると考えられる。

しかしながら、このようやライフコースに対する志向や性別役割に関する意識は、女性の結婚と出産のそれぞれの確率に非対称的な影響を与えることがわかった。性別役割についての意識について、「家事責任が妻にある」という意識は結婚確率を高める一方、「育児責任が妻にある」という意識は出産確率を低下させる。そしてライフコースに対する志向について、「結婚時退職」の志向により結婚確率が低くなる一方、出産確率では、「結婚時退職」志向の場合に高く、「就業継続」や「出産時退職」の志向で低い。家事責任については、現実の夫婦における家事の不均衡と家事責任の平等化を求める女性の意識との葛藤が結婚確率を下げていると考えられる。そして、出産と就業で葛藤が生じる場合に出産確率が低くなるだけでなく、育児が女性自身の責任と考える意識も出産確率を下げる。女性が仕事と育児が困難なく両立できる施策と男性も育児責任を引き受ける考え方の浸透が低出生率対策として重要になると考えられる。

<参考文献>

- Amato, Paul R. and Alan Booth. (1995) "Changes in Gender Role Attitudes and Perceived Marital Quality." *Am. Sociol. Rev.* 60:1, pp. 58-66.
- Barber, Jennifer S. and William G. Axinn. (1998) "Gender Role Attitudes and Marriage among Young Women." *Sociological Quarterly* 39:1, pp. 11-31.
- Becker, G. S. (1991). *A Treatise on the Family* (enlarged edition), Harvard University press
- Beets, Gijss C. N.; Aart C. Liefbroer and Jenny De Jong Gierveld. (1997). "Combining Employment and Parenthood: A Longitudinal Study of Intentions of Dutch Young Adults." *Population Research and Policy Review* 16:5, pp. 457-74.
- Blossfeld, H-P. eds. (1995). *The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies.* :Westview Press
- Bulcroft, Richard A. and Kris A. Bulcroft. (1993). "Race Differences in Attitudinal and Motivational Factors in the Decision to Marry." *Journal of Marriage & Family* 55:2, pp. 338-55.
- Clarkberg, M.; R. M. Stolzenberg and L. J. Waite. (1995). "Attitudes, Values, and Entrance into Cohabital Versus Marital Unions." *Social Forces* 74:2, pp. 609-32.
- Fishbein, M. and Ajzen, I. (1975) *Belief, attitude, intention, and behavior : an introduction to theory and research*, Addison-Wesley Pub. Co.

- Goldscheider, Frances K. and Calvin Goldscheider. (1992)."Gender Roles, Marriage, and Residential Independence." *Sociological Forum* 7:4, pp. 679.
- Goldscheider, Frances Kobrin and Linda J. Waite. (1986)."Sex Differences in the Entry into Marriage." *American Journal of Sociology* 92:1, pp. 91-109.
- Hakim, Catherine (2000) *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century*, Oxford University Press .
- Hakim, Catherine. (2003)."A New Approach to Explaining Fertility Patterns: Preference Theory." *Population and Development Review* 29:3, pp. 349-74.
- Johnson, Monica Kirkpatrick. (2005)."Family Roles and Work Values: Processes of Selection and Change." *Journal of Marriage & Family* 67:2, pp. 352-69.
- Kaufman, Gayle. (2000)."Do Gender Role Attitudes Matter?" *J. Fam. Issues* 21:1, pp. 128-44.
- Lesthaeghe, R. eds. (2002), *Meaning and Choice: Value Orientations and Life Course Decisions* (NIDI CBGS publ., 37)
- Moors, G. (2002). "Reciprocal Relations between Gender Role Values and Family Formation." In R.J. Lesthaeghe eds. (pp. 217-250).
- Ono, Hiromi.(2003)"Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender." *Journal of Marriage & Family* 65:2, pp. 275-86.
- Oppenheimer, Valerie K. (1988)."A Theory of Marriage Timing: Assortative Mating Under Varying Degrees of Uncertainty." *American Journal of Sociology* 94:pp. 563-91.
- Oppenheimer, Valerie K. (1997)." Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model." *Annual Review of Sociology* 23:1, pp. 431.
- Pi-Ling Fan and Margaret Mooney Marini. 2000."Influences of Gender-Role Attitudes during the Transition to Adulthood." *Soc. Sci. Res.* 29:2, pp. 258-83.
- Raymo, James M. (2003), "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women" *Demography* Feb, pp.83-103.
- Sassler, Sharon and Robert Schoen. 1999."The Effect of Attitudes and Economic Activity on Marriage." *Journal of Marriage & Family* 61:1, pp. 147-59.
- Tamiya, Yuko, and Masato Shikata "Analysis of Time Use Surveys on Work and Care in Japan" *Time Use Studies and Unpaid Care Work*, edited by Debbie Budlender, Ch6, pp.142-170, Routledge, 2010 July.
- Tsuya, Noriko O. and Karen. O. Mason. (1995), "Changing Gender Roles and Below-Replacement Fertility in Japan," K.O.Mason and A. Jensen eds. , *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Clarendon Press
- 阿部正浩(1999)「少子化社会における労働市場 - 女性の結婚と労働力供給の視点から - 」『季刊・社会保障研究』Vol34 No.4 :pp361-373
- 阿藤誠(1997)「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』53(1) pp.3-20.

- 福田節也(2012)「消費生活に関するパネル調査を用いた分析 - 結婚形成における女性の稼得能力の役割」小島宏・安藏伸治編著『マイクロデータの計量人口学』、原書房、pp.93-125.
- 岩澤美帆(1999)「だれが「両立」を断念しているのか 未婚女性によるライフコース予測の分析」『人口問題研究』55(4), pp.16-37.
- 岩澤美帆(2002)「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』58(3) pp.15-44.
- 国立社会保障・人口問題研究所編(2005)『人口の動向 日本と世界』(人口統計資料集 2005)
(財)厚生統計協会
- 永瀬伸子(2002)「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58-2
- 仙田幸子・樋口美雄(2000)「妻の職種別にみた子どもを持つことの経済的コストの違い」『人口問題研究』56-4
- 四方理人(2004)「晩婚化と就業意識」『女性の就業と親子関係双書(ジェンダー分析 6)』本田由紀編 勁草書房
- 武内真美子(2004)「女性就業のパネル分析配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』6月号 (No. 527).
- 田中重人・秋山哲也(1999)「意識の男女差と結婚の遅れ: 第10回出生動向基本調査独身者票「女性の人生コース」再分析」『季刊 家計経済研究』41. pp.64-70.
- 山田昌弘(1996)『結婚の社会学: 未婚化・晩婚化はつづくのか』丸善ライブラリー
- 吉田崇(2004)「M字曲線が底上げた本当の意味: 女性の「社会進出」再考」『家族社会学研究』16(1). Pp.61-70

表 1 基本統計量

	就業継続分析	結婚分析	出産分析
年齢		28.4	
結婚からの期間			2.2
結婚年齢	27.72		28.5
中学卒	-	0.012	0.009
高校	0.238	0.268	0.218
専門学校	0.199	0.200	0.200
短大・高専	0.296	0.271	0.281
大学・大学院	0.262	0.249	0.293
在学中	-	0.035	-
正規雇用	0.678	0.562	0.640
非正規雇用	0.272	0.389	0.316
非雇用就業	0.049	0.049	0.045
就業継続	0.234	0.199	0.244
出産時離職	0.127	0.066	0.129
結婚時離職	0.229	0.186	0.184
志向なし	0.403	0.540	0.432
育児責任:主に妻	0.057	0.054	0.077
育児責任:夫婦共同	0.924	0.906	0.902
育児責任:わからない	0.019	0.040	0.021
家事責任:主に妻	0.419	0.371	0.425
家事責任:夫婦共同	0.549	0.580	0.550
家事責任:わからない	0.031	0.049	0.025
世帯所得責任:主に夫	0.563	0.513	0.540
世帯所得責任:夫婦共同	0.392	0.405	0.415
世帯所得責任:わからない	0.045	0.082	0.044
観察数	668	21788	2583

出所：『成年者縦断調査』（第 1 回から第 10 回調査）より筆者作成

表2 未婚時の就業志向別にみた第1子が1歳時点での就業状態

	正規雇用	非正規雇用	自営その他	無業	計
就業継続	53.6	9.1	7.7	29.7	100.0
出産退職	27.1	6.3	1.0	65.6	100.0
結婚退職	12.2	7.4	2.1	78.2	100.0
希望なし	17.5	8.6	2.5	71.3	100.0
計	26.3	8.2	3.5	62.0	100.0

出所：『成年者縦断調査』（第1回から第10回調査）より筆者作成

表3 第1子が1歳時点での就業状態についての多項ロジット分析：ベースカテゴリーは無業

	正規雇用			非典型就業		
	exp(b)	Std.Err.		exp(b)	Std.Err.	
結婚年齢	1.025	(0.033)		0.975	(0.045)	
専門学校 ¹	1.657	(0.557)	+	1.894	(0.953)	
短大・高専	1.019	(0.347)		1.397	(0.613)	
大学・大学院	1.473	(0.385)		1.495	(0.665)	
非正規雇用 ²	0.280	(0.089)	***	2.022	(0.635)	*
自営その他	0.391	(0.211)	+	3.211	(1.621)	*
就業継続 ³	9.051	(3.816)	***	3.970	(1.825)	**
出産時退職	2.275	(1.023)	*	1.037	(0.624)	
希望なし	2.083	(0.783)	*	1.132	(0.462)	
育児責任 ⁴ :夫婦共同	1.684	(0.694)		0.637	(0.443)	
育児責任:わからない	16.958	(21.651)	**	0.091	(0.143)	
家事責任 ⁵ :夫婦共同	1.336	(0.293)		1.620	(0.595)	
家事責任:わからない	0.058	(0.046)	**	1.612	(1.198)	
世帯所得責任 ⁶ :夫婦共同	0.733	(0.934)		0.630	(0.580)	
世帯所得責任:わからない	0.934	(1.660)		0.521	(0.479)	
個人数				668		
イベント数	174			71		
Wald chi2				150.27		
Prob > chi2				0.000		
Pseudo R2				0.143		
Log pseudolikelihood				-502.50		

** ... p 値<0.01,** ...p 値<0.05, + ... p 値<0.1

注1:「高校」がレファレンスカテゴリー、注2:第1回調査時点における就業状態の変数であり、「正規雇用」がレファレンスカテゴリー、注3:「結婚時退職」がレファレンスカテゴリー、注4:「主に夫に責任」がレファレンスカテゴリー、注5:「主に妻に責任」がレファレンスカテゴリー、注6:「主に妻に責任」がレファレンスカテゴリー、注7:調査時点で無業の場合、結婚を絶対にしたくないと回答している場合はサンプルから除かれる。また、第1回目調査で世帯収入について「主に妻に責任」と回答している場合、家事もしくは育児について「主に夫に責任」と回答している場合は、サンプルから除いている。

表 4 結婚確率についてのイベントヒストリー分析(CLL モデル)

	exp(b)	Robust Std.Err.		exp(b)	Robust Std.Err.	
中学卒 ¹	0.941	(0.280)		0.924	(0.289)	
専門学校	1.090	(0.082)		1.084	(0.083)	
短大・高専	0.989	(0.070)		0.973	(0.070)	
大学・大学院	1.142	(0.081)	+	1.122	(0.081)	
在学中	0.456	(0.127)	**	0.464	(0.130)	**
非正規雇用 ²	0.820	(0.046)	***	0.814	(0.047)	***
自営その他	0.939	(0.111)		0.938	(0.114)	
就業継続	1.022	(0.078)		1.023	(0.084)	
出産時離職	1.395	(0.138)	**	1.374	(0.138)	**
希望なし	0.788	(0.052)	***	0.810	(0.056)	**
育児責任 ⁷ :夫婦共同				0.842	(0.090)	
育児責任:わからない				0.725	(0.187)	
家事責任 ⁶ :夫婦共同				0.881	(0.054)	*
家事責任:わからない				0.921	(0.208)	
世帯所得責任 ⁵ :夫婦共同				1.047	(0.065)	
世帯所得責任:わからない				0.760	(0.103)	*
年齢変数 ⁸						
20歳	0.206	(0.106)	**	0.222	(0.114)	**
21歳	0.523	(0.125)	**	0.529	(0.130)	**
22歳	0.533	(0.102)	**	0.544	(0.106)	**
23歳	0.614	(0.096)	**	0.609	(0.098)	**
24歳	0.747	(0.104)	*	0.763	(0.108)	+
26歳	1.115	(0.135)		1.136	(0.140)	
27歳	1.306	(0.152)	*	1.312	(0.156)	*
28歳	1.327	(0.155)	*	1.347	(0.161)	*
29歳	1.418	(0.166)	**	1.451	(0.173)	**
30歳	1.254	(0.155)	+	1.272	(0.160)	+
31歳	1.080	(0.143)		1.096	(0.148)	
32歳	1.022	(0.142)		1.017	(0.144)	
33歳	0.969	(0.140)		0.988	(0.145)	
34歳	0.673	(0.115)	*	0.670	(0.117)	*

35 歳	0.654	(0.124)	*	0.680	(0.129)	*
36 歳	0.624	(0.135)	*	0.653	(0.141)	*
37 歳	0.681	(0.157)	+	0.713	(0.165)	
38 歳以上	0.464	(0.098)	***	0.475	(0.102)	**
個人数	4783			4640		
観測数	22424			21788		
イベント数	1564			1524		
Wald chi2	254.53			265		
Prob > chi2	0.000			0.000		
Log pseudolikelihood	-5526.29			-5370.68		

** ... p 値<0.01,** ...p 値<0.05, + ... p 値<0.1

注 1:「高校」がレファレンスカテゴリー、注 2: 第 1 回調査時点における就業状態の変数であり、「正規雇用」がレファレンスカテゴリー、注 3:「結婚時退職」がレファレンスカテゴリー、注 4:「主に夫に責任」がレファレンスカテゴリー、注 5:「主に妻に責任」がレファレンスカテゴリー、注 6:「主に妻に責任」がレファレンスカテゴリー、注 7: 25 歳がレファレンスカテゴリー、注 8: 調査時点で無業の場合、結婚を絶対にしたくないと回答している場合はサンプルから除かれる。また、モデル では第 1 回目調査で世帯収入について「主に妻に責任」と回答している場合、家事もしくは育児について「主に夫に責任」と回答している場合は、サンプルから除いている。

表 5 出産確率についてのイベントヒストリー分析(CLL モデル)

	exp(b)	Robust Std.Err.		exp(b)	Robust Std.Err.	
結婚年齢	0.953	(0.011)	***	0.955	(0.011)	***
中学卒 ¹	0.890	(0.368)		0.969	(0.429)	
専門学校	1.009	(0.117)		1.030	(0.120)	
短大・高専	0.978	(0.104)		0.999	(0.107)	
大学・大学院	0.922	(0.097)		0.934	(0.100)	
非正規雇用 ²	0.738	(0.064)	***	0.740	(0.065)	**
自営その他	0.942	(0.196)		0.932	(0.196)	
就業継続 ³	0.756	(0.081)	**	0.747	(0.083)	**
出産時退職	0.820	(0.098)	+	0.815	(0.098)	+
希望なし	0.813	(0.080)	*	0.819	(0.082)	*
育児責任 ⁴ :夫婦共同				1.502	(0.262)	*
育児責任:わからない				0.963	(0.426)	
家事責任 ⁵ :夫婦共同				0.856	(0.265)	
家事責任:わからない				0.791	(0.243)	
世帯所得責任 ⁶ :夫婦共同				1.014	(0.091)	
世帯所得責任:わからない				1.083	(0.219)	
結婚からの期間 ⁷						
1年	0.754	(0.234)		0.749	(0.235)	
2年	0.810	(0.255)		0.795	(0.253)	
3年	0.734	(0.234)		0.725	(0.233)	
4年	0.551	(0.188)	+	0.562	(0.194)	+
5年	0.539	(0.198)	+	0.565	(0.208)	
6年	0.317	(0.143)	*	0.302	(0.141)	*
7年	0.291	(0.158)	*	0.305	(0.167)	*
8年	0.445	(0.259)		0.472	(0.275)	
個人数	1162			1132		
観測数	2654			2583		
イベント数	774			758		
Wald chi2	66.27			72.55		
Prob > chi2	0.000			0.000		
Log pseudolikelihood	-1567.40			-1525.68		

** ... p 値<0.01,** ...p 値<0.05, + ... p 値<0.1

注1:「高校」がレファレンスカテゴリー、注2:第1回調査時点における就業状態の変数であり、「正規雇用」がレファレンスカテゴリー、注3:「結婚時退職」がレファレンスカテゴリー、注4:「主に夫に責任」がレファレンスカテゴリー、注5:「主に妻に責任」がレファレンスカテゴリー、注6:「主に妻に責任」がレファレンスカテゴリー、注7:0年がレファレンスカテゴリー、注8:調査時点で無業の場合、結婚を絶対にしたくないと回答している場合はサンプルから除かれる。また、第1回目調査で世帯収入について「主に妻に責任」と回答している場合、家事もしくは育児について「主に夫に責任」と回答している場合は、サンプルから除いている。

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

特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げと改正高年齢者雇用安定法に
よる雇用と年金の接続の変化：差分の差および分位点回帰モデルによる統計的分析

分担研究者 山田篤裕 所属 慶應義塾大学経済学部

研究要旨

2010年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が63歳から64歳に引上げられたことにより、雇用と年金の接続がどのように変化したか、厚生労働省「中高年者縦断調査」を用い検討した。差分の差と分位点回帰モデルによる統計分析の結果、特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げにより、被用者職歴の1947年度生まれコーホートの63歳時点の公的年金受給額は低くなったが、改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置による就業率上昇等により、低所得層の所得状況を改善していたことが明らかになった。

A．研究目的

2010年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の男性に対する支給開始年齢が63歳から64歳に引上げられたこと、および改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により、雇用と年金の接続がどのように変化したかについて明らかにする。

的年金や雇用保険の受給パターン等がどのように変化したかクロス集計および差分の差および分位点回帰による統計分析により検討した。比較対象群として自営業職歴も補足的に用いる理由は、この職歴グループが特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の引き上げの影響を受けにくいためである。

B．研究方法

厚生労働省「中高年者縦断調査」第1～7回の個票を用い、特別支給の老齢厚生年金（定額部分）支給開始年齢が63歳である1946年度生まれと64歳である1947年度生まれ、被用者職歴と自営業職歴（いずれも男性）を比較することで、就業率、公的・私

（倫理面への配慮）

すでに匿名化されているデータの二次利用であるため特に必要なし。

C．研究結果

クロス集計の結果、1946年度生まれと比

較し、1947年度生まれの63歳時点の被用者職歴男性の 就業率は5%ポイント高く、就業者に占める短時間（週労働時間30時間未満）労働者は5%ポイント低く、 就業者に占める1年以内の再就職者は8%ポイント低く、 私的年金受給率は2%ポイント高く、 公的年金受給額の分布は低い方に移動したが、公的年金以外の本人収入額の分布は高い方に移動した、ことなどが明らかにされた。

また差分の差および分位点回帰による統計分析の結果、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの63歳以降の被用者職歴男性の 就業率は5～7%高く、 本人収入がある確率は統計的に有意な差がなく、 公的年金を含む本人収入は10%、25%タイルは26%、8%有意に高く、50%タイルで9%有意に低く、また75%、90%タイルでは有意な差がなかった。ただし、自営業職歴を分析に加えた場合には、低所得層における公的年金を含む本人収入には統計的に有意な差は検出されなかった。

D．考察

以上の結果は、特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げにより、63歳時点の公的年金受給額は低くなっていたが、改正高年齢法による雇用確保措置の適用年齢引き上げによる就業率上昇、また一部には私的年金受給率上昇により、公的年金以外の本人収入はむしろ増大し、低所得層の経済状況については改善されたことを示唆している。

自営業職歴を分析に加えた場合に、低所得層における公的年金を含む本人収入には統計的に有意な差は検出されなかったのは、

自営業職歴のサンプル・サイズが小さいことおよび厚生年金の受給資格者が一定割合含まれていることによる可能性がある。

E．結論

特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げ（63歳から64歳への引き上げ）は、改正高年齢者雇用安定法による雇用確保措置の義務年齢引き上げにより補完され、被用者職歴の63歳時点の低所得層の経済状況を改善していた。

縦断調査を用いた上記研究により、社会保障や労働政策の変更の影響を統計分析により厳密に定量的に捉えられることが明らかになり、その有用性が改めて示された。ただし、一定割合の脱落が発生していること、また新たな政策変更の影響を捉えるため、新しいコーホートを追加するなど、サンプルをリフレッシュする必要性も示唆された。

F．研究発表

1. 論文発表

山田篤裕(2014)「支給開始年齢引き上げ、繰り上げ支給、高年齢者雇用安定法改正、在職老齢年金制度改革が『年金と雇用の接続』に与えた影響」『年金と経済』第32巻4号。

2. 学会発表

なし

G．知的財産権の出願・登録

なし

第4章：特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げと改正高年齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化

：差分の差および分位点回帰モデルによる統計的分析

山田篤裕（慶應義塾大学経済学部）

要旨

2010年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が63歳から64歳に引上げられたこと、および改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により、雇用と年金の接続がどのように変化したか、厚生労働省「中高年者縦断調査」を用い検討した。具体的には、被用者職歴男性の中、支給開始年齢が63歳である1946年度生まれと64歳である1947年度生まれとを比較することで、就業率、公的年金を含む本人収入の分布等がどのように変化したかクロス集計および差分の差と分位点回帰モデルにより検討した。統計分析の結果、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの63歳以降の被用者職歴男性の就業率は5～7%高く、本人収入がある確率には統計的に有意な差がなく、公的年金を含む本人収入は10%、25%タイルは26%、8%有意に高く、50%タイルで9%有意に低く、また75%、90%タイルでは有意な差がなかった。このことは、特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げにより、被用者職歴の1947年度生まれコーホートの63歳時点の公的年金受給額は低くなったが、改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置による就業率上昇等により、低所得層はむしろ減少したことを示唆している。

1. はじめに

引退期において雇用と年金との接続をどのように図るかは重要な社会政策的課題である。雇用と年金との接続に関し、とくに60歳代前半の雇用者をとりまく環境は2000年代に入り、大きく変化した。1994年の年金改革により、特別支給の老齢厚生年金の定額部分（1階部分）の支給開始年齢は2001年度から2013年度にかけて、段階的に65歳まで引き上げられた。また2004年の高年齢者雇用安定法改正（以下、改正高年齢法）は、2006年4月以降、65歳未満の定年の定めをしている企業に対し、定額部分の年金支給開始年齢の段階的引き上げに合わせ、その支給開始年齢まで高年齢者の雇用確保措置を講じることを義務付けた¹。

¹ さらに2000年の年金改革により、特別支給の老齢厚生年金（報酬比例部分）の受給開始年齢が2013年度から2025年度にかけて60歳から65歳へ上げられる

本稿では、このような制度変更の中、どのように雇用と年金の接続が変化したのか、2005年から2011年までの7時点分の厚生労働省「中高年者縦断調査」個票データに基づき分析する。より具体的には、2010年度に特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢が63歳から64歳への引き上げられたこと、そしてそれに伴う改正高年齢法の雇用確保措置の対象が63歳までから64歳までになったことに焦点を当て、両制度により就業、公的・私的年金や雇用保険の受給パターンや所得・負債・貯蓄などにどのような変化が生じたのかを検討する。

分析結果を先に述べれば、以下のとおりである。まずクロス集計により、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの63歳時点の被用者職歴男性の就業率は5%ポイント高く、就業者に占める短時間(週労働時間30時間未満)労働者は5%ポイント低く、就業者に占める1年以内の再就職者は8%ポイント低く、私的年金受給率は2%ポイント高く、公的年金受給額の分布は低い方に移動したが、公的年金以外の本人収入額の分布は高い方に移動したことが明らかになった。また差分の差と分位点回帰モデルによる統計分析の結果、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの63歳以降の被用者職歴男性の就業率は5~7%高く、本人収入がある確率には統計的に有意な差がなく、公的年金を含む本人収入は10%、25%タイルでは26%、8%有意に高く、50%タイルでは9%有意に低く、また75%、90%タイルでは有意な差がなかったことが明らかになった。

これらの分析結果により、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げにより、被用者職歴の1947年度生まれコーホートの63歳時点の公的年金受給額は低くなったが、改正高年齢法の雇用確保措置による就業率上昇、また一部には私的年金受給率上昇等により、低所得層の経済状況は改善したことが示唆された。

2. 制度的背景および先行研究

表1のように、1994(平成6)年の年金制度改正により、1941年度²以降に生まれたコーホート男性から、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の受給開始年齢はそれ以前のコーホート男性における60歳から1歳引き上げられ、61歳となり、その後も徐々に引き上げられ、1949年度生まれ以降のコーホートでは65歳となる。この特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の引き上げは、2001(平成13)年から2013(平成25)年にかけて行われた。

【表1:特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の引上げ】

同様に2000(平成12)年の年金制度改正により、特別支給の老齢厚生年金の2階部分(報酬比例部分)の支給開始年齢についても2013(平成25)年から2025(平成37)年にかけて段階的に65歳まで引き上げられることになっている³。

予定である。また2004年の年金改革では60歳台前半の在職老齢年金制度による一律2割の年金支給停止を廃止(2005年4月施行)した。

² より正確にはt年4月1日生まれのみ、t-1年度の支給開始年齢引上げルールが適用される。以下同じ。

³ 女性については、男性より5年度新しいコーホート(=1946年度生まれ)から、

また特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げに関連し、2004年に高年齢者雇用安定法が改正⁴された。これにより2006年度以降、65歳未満の定年の定めをしている企業に対し、年金支給開始年齢までの雇用確保措置を講じる⁵ことを義務付けた。高年齢者雇用確保措置の義務年齢は、年金支給開始年齢の引上げに合わせることでされており、62歳まで⁶から65歳まで段階的に引上げられた。なお同法は2013年から始まる特別支給の老齢厚生年金(報酬比例部分)の支給開始年齢引き上げに合わせ、さらに2012年に再び改正(施行は2013年)⁷された。

このような制度改正の中、高齢者の就業率はどのように推移していたのであろうか。1968年から2012年までの、高齢男性の就業率の推移を、総務省「労働力調査(長期時系列)」に基づき年齢階級別に示したのが図1である。

【図1:年齢階級別就業率(男性、1968~2012年)】

60 - 64歳の就業率に注目すると、1968年には81%であったものが、以降、長期的に低下し、1989年には67%となった。その後、1992年まで72%までいったん上昇するが、いわゆるバブル経済後の景気後退期に再度低下しはじめる。しかし、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢が引き上げられ始めた2001年の翌年、2002年には底を打ち、64%から再び上昇しはじめる。とくに年金支給開始年齢に合わせ雇用確保措置を義務付けた改正高年齢法が施行された2006年から2007年にかけて就業率は4%ポイント近く改善した。リーマンショックによる世界同時不況が始まる2008年には就業率は73%と1979年と同水準になり、その後、若干の低下はあったが、20年前と同水準を近年も維持し続けている。

65 - 69歳については、60 - 64歳ほどの就業率の改善はないが、1968年以降趨勢的に続いてきた長期的な低下傾向は2004年を底に下げ止まり、若干の改善とともに47%前後で近年推移しているところである。

支給開始年齢引上げスケジュールが順次適用されていく。

⁴ 中高年齢者等雇用促進法改正により、高年齢者雇用安定法は1986年に制定され、60歳定年が努力義務化された。1990年改正では定年後再雇用の努力義務化、1994年改正では60歳定年の義務化(1998年施行)、2000年改正では65歳までの雇用確保措置の努力義務化が導入された。

⁵ ここでいう雇用確保措置には、定年年齢の引上げ、継続雇用制度の導入(再雇用制度及び勤務延長制度により雇用を確保するが定年年齢自体は据置)、定年の定め廃止(年齢を理由とした労働契約の終了を行わない)の3種類がある。

⁶ 特別支給の老齢厚生年金(定額部分)引上げ開始(2001年)より遅れて、改正高年齢者雇用安定法(2006年施行)による雇用確保措置の義務化は導入されたため、すでにその時点で定額部分の支給開始年齢は62歳になっていた。そのため、改正高年齢法の施行時点(2006年4月)での雇用確保措置の義務年齢は61歳までではなく62歳までとなった。

⁷ 改正内容は、継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みの廃止、継続雇用制度の対象者を雇用する企業の範囲の拡大、義務違反の企業に対する公表規定の導入、高年齢者雇用確保措置の実施および運用に関する指針の策定である。

それでは実際に特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引上げ、および改正高齢法による雇用確保措置の義務化は、どのような影響を雇用と年金の接続にもたらしたのであろうか。

支給開始年齢の引き上げによる影響を識別し、改正高齢法のみによる、就業率上昇の純粋な効果についてはすでにいくつかの研究で確認されている。たとえば山本(2008)では、個人を継続的に追跡調査した慶應義塾家計パネル調査に基づき、55歳時点で雇用者だった人の60-62歳の就業率が改正前の5割から、改正後は7割へと大幅に上昇したことを確認している。また近藤(2014)でも労働力調査に基づき、同様の結論を得ている。

しかし、社会政策的観点からみた重要な問題として、改正高齢法により、企業が実際に採用した雇用確保措置のほとんどは、大幅な賃金⁸引き下げが可能な再雇用制度であったため(山田 2007)、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げによる公的年金受給額の減少により、総収入は落ち込む可能性が挙げられる。また当時は継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みがまだ存在⁹しており、全般的な就業率が見かけ上改善したとしても、雇用と年金の接続がうまく行かない高齢者が低所得層に集中的に発生した可能性も懸念されるところである。

そこで本研究では以下、個票データを用い、就業率、公的・私的年金や雇用保険の受給パターン等がどのように変化したかクロス集計および差分の差と分位点回帰モデルによる統計分析により検討した。

3. 使用データ

(1) 使用データおよびサンプル

本研究で用いるデータは厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票である。この調査は、2005年10月末現在50~59歳の全国の男女を対象としており、健康、就業、社会活動について経時的変化が追えるよう設計された縦断調査(パネル調査)である。調査項目としては、就業状況、所得源、収入額、公的年金受給額(第4回以降)、負債・貯蓄額などがあり、雇用と年金の接続に関し豊富な情報が含まれている。本研究においては統計法第33条に基づき二次データ利用が許可された第1回(2005年)から第7回(2011年)調査の個票を用いている。

「中高年者縦断調査」が対象とするのは1945年度生まれから1955年度生まれまでの生年度コーホートである。その中、第7回調査までに、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の受給開始年齢の63歳から64歳への引き上げによる雇用と年金の接続への影響を観察

⁸ 賃金下落幅毎の企業分布を示した山田(2009)によれば賃金下落率の最頻値は4割前後にあり、半数の企業で賃金下落率は4割以上で、60歳前後に企業は大きく賃金を削減していることがわかる。

⁹ 2013年に施行された改正高齢法により、継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みは廃止された。ただし、2013年からの特別支給の老齢厚生年金(報酬比例部分)の支給開始年齢引上げとリンクした経過措置がある。

できるのは、観測期間中に支給開始年齢の63歳に到達した1947(昭和22)年度生まれコーホートである。そこでこの1947年度生まれと、比較対象として支給開始年齢がまだ63歳であった1946年度生まれの2つのコーホート男性を分析対象サンプルとした。生まれ「年」コーホートではなく、生まれ「年度」コーホートを用いる理由は、年金支給開始年齢の引き上げが、生まれ年度を基準に実施されているためである。

なお本研究では、就業率の変化を示すための年齢については調査時点(10月時点)での満年齢を基準としている。毎回、調査は10月に実施されているため、たとえば1946年度生まれコーホートの59歳時点を観測する場合、Wave1(=第1回調査)のみの情報では足りない。というのも1946年生まれで11月が誕生月の場合、Wave1時点では58歳であるため、59歳時の情報を得るためにはWave2(=第2回調査)の情報も必要になってくるからである。それゆえ、本稿の分析では、たとえば1946年度生まれで59歳時点の就業率を計測するにはWave1と2の情報を合成して算出している。これは他の年度生まれ、年齢についても同様であり、この関係を表2として整理している¹⁰。

【表2:調査時点の年齢、生まれ年度、Waveとの関係】

以下の分析では、1946年度と1947年度の2つの生まれ年度コーホートについて就業率、公的・私的年金や雇用保険の支給パターン等が特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢の引き上げや改正高年齢法の影響によりどのように変化したか、年齢別にクロス集計するとともに、差分の差と分位点回帰モデルによる統計分析も行った。

(2) 職歴ごとの脱落率

「中高年者縦断調査」の第1回の間28では、これまでどのような働き方をしてきたか、その職歴について質問している。その構成比を男性について示したのが図2である。なお以下の図表は、すべて筆者による厚生労働省「中高年者縦断者調査」に基づく計算結果がデータ出所である。

【図2:これまでの働き方(職歴)の構成割合(男性)】

職歴で最も多いのが「ひとつの企業等に20年以上勤務している(いた)」で全体の半分弱を占めている。次に多いのが「勤め先は変わったが、同じ分野の仕事に20年以上従事している(いた)」で2割を占めており、「
、
以外で20年以

¹⁰ こうした関係は分析上の強みとなる。つまり調査時点が10月末であるため、1946年度のコーホートと1947年度のコーホートの一部は、同じWave上で同じ満年齢が重なり合う関係にある。一般に、年齢ごとの就業率などを観察する場合、Waveが異なれば経済状況も異なり、そのことが両コーホート間に同一年齢での就業率が潜在的には同じであったとしても、見せかけの相違をもたらす可能性がある。しかし、当該調査では、この重なり合う関係があるが故に、そうした見せかけの相違が発生する可能性は、同一年齢の両コーホートが一定割合同一年次の調査に含まれていることにより低減されているものと考えられる。

上仕事（自営業を除く）に従事している（いた）」が1割を占める。

～を合計すると男性の職歴の4分の3を占め、このサンプルを「被用者職歴グループ」と本稿では定義する。また本研究で比較対象群として設定した「自営業職歴グループ」は、「自営業で20年以上仕事をしている（いた）」職歴に該当するサンプルと定義する。「仕事を中断し、それ以来仕事をしていない」、「～以外の働き方をしている（いた）」、「収入を伴う仕事をしたことがない」に該当するサンプルは男性で8%存在しているが、これらは本研究では捨象している。

なお本稿では、被用者職歴の1946・1947年の両コーホートを比較するだけでなく、補足的な比較対象群として自営業職歴の同じコーホートも用いる。その理由は、自営業職歴グループが特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の引き上げや高年齢者雇用安定法改正の影響を受けにくいためである。

しかし、被用者職歴と比較してサンプル・サイズが小さく、脱落率も高いので、自営業職歴との比較結果については一定の留保がある。さらに、後述する（脚注12）ように、自営業職歴には一定割合で、厚生年金受給者も含まれている可能性もあり、その点でも留保が必要である。

Wave 1（第1回調査）時点でのサンプル・サイズは、被用者職歴グループ・1946年度生まれコーホート男性で約1200、同1947年度生まれコーホート男性で約1500ある。また自営業職歴グループ・1946年度生まれコーホート男性で約300、同1947年度生まれコーホート男性で約400ある。

縦断調査を用いる際、問題となるのは調査回数を重ねるごとに調査から脱落するサンプルが発生することである。もし、1946年度と1947年度の2つの生まれ年度コーホートにおいて顕著な脱落率差が存在する場合、その比較には留保が必要となる。同様に被用者職歴と自営業職歴の2つのグループ間において顕著な脱落率差がある場合にも、その比較には留保が必要となる。

職歴別、生まれ年度コーホート別にWave 1（第1回調査）対象者を基準（=100%）としてWave毎に脱落率を比較したのが表3である。Waveを重ねる毎に、脱落するサンプルは漸減しているが、それでもWave 5（第5回調査）までは、職歴別、生まれ年度別に顕著な脱落率の差はみられず、Wave 1の回答者の中、83～85%が回答している。

【表3：職歴別・生まれ年度別の脱落率（男性）】

しかし、Wave 7（第7次調査）になると両職歴グループ間の脱落率には差がみられるようになる。1946年度生まれと1947年度生まれについて、被用者職歴の脱落率は各々23%、24%、自営業職歴の回答率は各々30%、29%で、職歴毎の両コーホートの脱落率はほぼ同じである。しかし自営業職歴の脱落率は被用者職歴を5～7%ポイント上回っている。なぜWave 7までに職歴間の脱落率に差が生じたのかについては不明であるが、いずれにせよ被用者職歴と自営業職歴との比較は、脱落率

に差があるため留保が必要である。

4. クロス集計表による分析結果

(1) 就業状況の変化

年齢別就業率を、職歴別、生まれ年度別に比較したのが図3である。自営業職歴の就業率と比較すると、被用者職歴の就業率は60歳以降、急速に低下する。こうした傾向自体はすでに広く知られているところであるが、興味深いのは被用者職歴では1946年度生まれより1947年度生まれの方が、63歳時点の就業率が4%ポイント高くなっていることである。一方、自営業職歴においては、こうした就業率の上昇は見られず、63歳時点での就業率は1946年度生まれより1947年度生まれの方が、むしろ2%ポイント低くなっている。

【図3：就業率（男性）】

樋口・山本（2002）では、構造形の労働供給関数を推計することによって、1994年の厚生年金制度の改正により、60～64歳層の労働供給を3%程度引き上げる効果を予測していた。これに加え、改正高齢法による支給開始年齢までの雇用確保措置義務化という後押しもあったはずであるが、このクロス集計でみる限り、4%と樋口・山本（2002）の予測を1%ポイント上回るに上昇しか観察されていない。

図4～6は就業者を100%として、年齢別、職歴別、生まれ年度別に週あたり労働日数、週あたり労働時間、短時間労働者（＝週あたり労働時間が30時間未満）の比率をみたものである。就業率と同様に週あたり労働日数については、自営業職歴より、被用者職歴の方の60歳以降の減少幅が大きくなっている。58歳時点と比較し、自営業職歴では両コーホートとも0.3日の減少であるのに対し、被用者職歴の1946年度生まれでは0.6日、1947年度生まれでは0.5日の減少となっている。

【図4：週あたり労働日数（男性就業者）】

【図5：週あたり労働時間（男性就業者）】

【図6：短時間労働者の割合（男性就業者）】

63歳時点の週あたり労働時間については、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの方が、被用者職歴で平均1時間、自営業職歴で平均2時間、長くなっている。また63歳時点の短時間労働者の割合は、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの方が、両職歴とも3%ポイント低くなっている。つまり就業者に限って言えば、両コーホート間の63歳時点での労働日数や労働時間の差の正負は同じであった。

【図7：正規の職員・従業員の割合（男性）】

【図8：パートおよび契約社員の割合（男性）】

図7と8は各職歴・各コーホート男性を100%（非就業者を含む）として、従業上の地位毎の比率をみたものである。図では自営業職歴も示してあるが、一般的に

従業上の地位は被用者のみに関わる変数なので、被用者職歴のみに注目する。まず正規の職員・従業者の割合は59歳から60歳にかけて半減している。2006年の改正高齢法施行後も、多くの企業で60歳定年制は残ったため、この影響と考えられる。しかし、63歳時点で両コーホートを比較すると、1946年度生まれより1947年度生まれの方が就業者に占める正規の職員・従業者の割合が2%ポイントばかり高い。これは雇用確保措置として、再雇用・勤務延長制度ではなく、定年年齢の引き上げや廃止などで対応している企業が一定割合存在していることによる影響と考えられる。

また63歳時点の1947年度生まれのパート・アルバイト比率は1946年度生まれより2%ポイント低い一方、契約社員・嘱託比率は4%ポイント高い。同じ非正規雇用でも構成比率の変化は非正規雇用の種類によって異なっている点は興味深い。

図9と10は就業者を100%として、年齢別、職歴別、生まれ年度別に一年以内の再就職経験比率と失業率をみたものである。被用者職歴では60歳定年制の影響を受け、両コーホートとも60歳時点で就業者の4分の1が再就職を経験している。さらに高年齢者雇用安定法による雇用確保措置が63歳までであった1946年度生まれでは21%が再就職を経験している一方、雇用確保措置が64歳までに引き上げられた1947年度生まれでは、63歳時点の再就職経験率は14%であり、8%ポイントも低い。改正高齢法による雇用確保措置の影響がうかがえる。自営業職歴では両コーホート間で63歳時点における再就職経験率は同じであり、被用者職歴と対照的である。

【図9：一年以内の再就職経験（男性就業者）】

図10では非就業者の中、「仕事をしたい」かつ「仕事を探している」あるいは「開業の準備をしている」サンプルを失業者と定義し、その比率（失業率）を示しているが、年齢ごとの変動幅が大きいため、この図から確たる傾向をつかむことは困難である。しかし、63歳時点に注目すると、被用者職歴では、1946年度生まれと比較すると、1947年度生まれの方が1%ポイントほど低くなっている。再就職経験と同様、高齢法の雇用確保措置の適用年齢が63歳までから64歳まで引き上げられたことによる影響と考えられる。

【図10：失業率（男性）】

(2) 所得の変化

特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の引き上げと改正高齢法による雇用確保措置の適用年齢の引き上げは、所得源やその構成にも影響を与えた可能性がある。図11～13は年齢別、職歴別、生まれ年度別に雇用保険、公的年金、私的年金の受給率をみたものである。こうした所得の状況は調査時点（10月1か月間）の情報に基づいている。

まず被用者職歴の雇用保険受給率は 60 歳時点で両コーホートとも 5%と最も高くなっている(図 11)。これは 60 歳定年の後、再雇用後の賃金低下により雇用保険から高年齢雇用継続給付を受給しているか、あるいは再就職活動中で失業給付を受給していることの反映と考えられる。また被用者職歴の 63 歳時点の雇用保険受給確率は 1946 年度生まれより 1947 年度生まれの方が 1%ポイントほど高い。

【図 11：雇用保険受給率（男性）】

公的年金受給率(図 12)¹¹については、60 歳時点で、1947 年度コーホートの方が、被用者職歴で 6%ポイント高く、自営業職歴では 14%ポイントも高くなっている。一方、63 時点での公的年金受給率は逆に、1947 年度コーホートの方が、被用者職歴で 4%ポイント低く、自営業職歴では 8%ポイント低くなっている。なお、自営業職歴でも 60 歳時点で受給者が存在する理由として、繰り上げ受給していること、あるいは厚生年金の受給資格者が一定割合含まれていること等が挙げられる。

【図 12：公的年金受給率（男性）】

私的年金受給率(図 13)について 63 歳時点を比較すると被用者職歴では 1947 年度生まれの方が 2%ポイント高いが、自営業職歴では逆に 1%ポイント低い。特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げによるギャップを私的年金が埋め合わせている可能性を示唆する結果である。

【図 13：私的年金受給率（男性）】

図 14 と 15 は年齢別の公的年金平均受給額の推移と 63 歳時点の公的年金受給額の分布を職歴別、生まれ年度別に比較したものである。なお分布はカーネル密度推定による。

【図 14：公的年金平均受給額：万円（男性）】

【図 15：公的年金受給額の分布（男性）】

特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げを反映し、1946 年度生まれと比較し、1947 年度生まれの 63 歳時点の平均公的年金受給額(月額)

¹¹ 公的年金受給率の変化は、Wave 4 以降で所得源に関する選択肢が変更されたことによりもたらされた可能性もある。Wave 3 以前では、「何によって得られた収入か」という質問の中に「2. 公的年金」と「4. その他の社会保障給付金」という選択肢が存在していた。ところが Wave 4 以降では公的年金の受給有無が独立した質問項目になり、これらの選択肢の中から「2. 公的年金」という選択肢が除かれ、さらに「4. その他の社会保障給付金」という選択肢については「3. 生活保護等の社会保障給付金」と用語の変更も行われた。こうした調査票設計の変更により調査対象者の回答がどのように変化したかは不明である。ただし、この調査票設計の変更が影響を及ぼした可能性があるのは、1946 年度生まれコーホートについては 62 歳以降、1947 年度生まれコーホートについては 61 歳以降で、ちょうど 1947 年度生まれコーホートの方で公的年金受給率が高くなっている部分とも重なる。したがって、この部分の変化に関する結果解釈については留保が必要である。とはいえ、本稿で最も関心のある 63 歳時点については、同じ調査票設計の下で両コーホートの比較が可能となっている。

は、被用者職歴で 3 万円低く、自営業職歴でも 1 万円低い¹²。また同様に制度変更を反映し、63 歳時点の公的年金受給額(月額)の分布も、両職歴グループとも、1947 年度生まれの方が 1946 年度生まれよりも低い方に偏っている。

図 16～19 は年齢別の公的年金以外の平均本人収入額の推移、63 歳時点の公的年金以外の本人収入の分布、公的年金を含む本人収入の有無および公的年金を含む本人収入の分布を、職歴別、生まれ年度別に比較したものである。

【図 16：公的年金以外の平均本人収入額：万円（男性）】

【図 17：公的年金以外の本人収入の分布（男性）】

【図 18：公的年金を含む本人収入の有無（男性）】

【図 19：公的年金を含む本人収入の分布（男性）】

63 歳時点における公的年金以外の平均本人収入額は、両職歴グループとも 1946 年度生まれより 1947 年度生まれの方が高く、被用者職歴では 8 万円、自営業職歴では 30 万円も高くなっている。公的年金以外の本人収入の分布も、1947 年度生まれの方(点線)が 1946 年度生まれ(実線)より全体的に高い方にある。

公的年金の含む本人収入の有無については、自営業職歴の 1946 年度生まれで 99%となっている以外は、ほぼ 100%が何らかの本人収入を有している。

公的年金を含む本人収入の分布についても、被用者職歴グループの 1947 年度生まれは、1946 年度生まれと比較し、低所得層の分布密度は相対的に低くなっており、中央値付近の分布密度が高くなっている。こうした特徴は自営業職歴にもみられるが、被用者職歴により顕著にみられる。

以上をまとめると、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げにより、63 歳時点の公的年金受給額は低くなっていたが、公的年金を含む本人収入についてみると低所得層は減少していた。この背景として、改正高齢法による雇用確保措置がもたらした就業率上昇、また一部は私的年金受給率上昇による公的年金以外の本人収入の増大が考えられる。

(3) 負債・貯蓄の変化

¹² 自営業職歴では、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢の影響を受けないはずであるが、雇用者としての職歴がある場合には、老齢厚生年金の受給資格が発生するため影響を受ける者も存在する可能性がある。「中高年者縦断調査」では、老齢厚生年金の受給権の有無を直接尋ねる質問項目は含まれていないため、この可能性をさらに検討するのは困難である。また、図 12 で確認したように、自営業職歴でも 1946 年度生まれと比較し、1947 年度生まれでは 60 歳時点での公的年金受給率が 14%も高くなっているが、これは 2008 年 9 月に発生したリーマンショック直後による影響で、当時、60 歳だった自営業職歴で 1947 年度生まれのコーホート(表 2 も参照)で繰上げ受給者が増大した可能性も考えられる。また自営業職歴で公的年金受給額が 1946 年度生まれと比較し、1947 年度生まれで 1 万円低いのは、繰り上げ受給者が増大した可能性と整合的といえる。

所得の変化により、ストックである負債・貯蓄も変化すると考えられる。そこで最後に負債・貯蓄の変化について同様に検討する。図 20～23 は借入金・貯蓄の有無と平均借入金額と平均貯蓄額について、職歴、生まれ年度毎に、年齢別の推移を比較している。なお前項までの変数とは異なり、借入金や貯蓄は本人（個人）単位ではなく、世帯単位となっている。

【図 20：借入金がある世帯の割合（男性）】

【図 21：平均世帯借入金額：万円（男性）】

【図 22：貯蓄がある世帯の割合（男性）】

【図 23：平均世帯貯蓄額：万円（男性）】

借入金がある世帯比率は、年齢が高くなるほど減少傾向にあるが、その傾向は被用者職歴の方で顕著である。とくに被用者職歴では、59 歳から 60 歳にかけて両コーホートとも借入金がある世帯比率は 8～9%ポイント減少している。借入金額についても年齢が高くなるほど減少傾向にある。

貯蓄がある世帯比率は、借入金がある世帯比率の傾向とは反対に、年齢が高くなるほど増大傾向にある。貯蓄額については、被用者職歴において、59 歳から 60 歳にかけて相対的に大幅な増加が観察される。より具体的には被用者職歴で 1946 年度、1947 年度生まれは、それぞれ 59 歳から 60 歳にかけて、貯蓄額平均が 220 万円、160 万円増加している。この増加は 60 歳定年制による退職金の支払いの影響と考えられる。

63 歳時点での貯蓄額平均から借入金額平均を引いた額（平均純貯蓄額）を比較すると、被用者グループでは両コーホートとも 1000 万円であるが、自営業職歴では 1946 年度生まれで 630 万円、1947 年度生まれでは 140 万円と 490 万円もの差がある。自営業職歴では経済状況の変化が、1947 年度生まれコーホートに深刻なダメージを与えた可能性もある一方、自営業職歴はサンプル・サイズが相対的に小さいことで結果が不安定となっている可能性が考えられる。

5. 就業率および本人収入の分布変化に関する統計分析

(1) 就業率と本人収入の有無の変化に関する差分の差分分析

2010 年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が 63 歳から 64 歳に引上げられたことにより、雇用と年金の接続がどのように変化したかを他の条件を一定にして評価するため、本節では差分の差（Difference in Difference）の手法を用いる。具体的には、被用者職歴男性の就業確率（あるいは本人の収入が有る確率）が 62 歳以前と 63 歳以降でどのように変化したのか（差分）、その差を 1946 年度生まれと 1947 年度生まれとで比較（差分の差分）することで、制度変更の影響を統計的に検出する手法を採用する。

1947 年コーホートの支給開始年齢を 63 歳から 64 歳へ引上げたこと、そしてそれに伴い改正高齢法による雇用確保措置の義務年齢を 63 歳から 64 歳までに引き上げたことの影響

確率にたいする複合的効果は、被用者職歴の 1946 年度生まれと 1947 年度生まれの両コーホートのサンプルを用い、以下の推計式により求めることができる。

$$P_i = \alpha + \beta \cdot Z_i + \gamma \cdot Age63_i + \delta (Cohort47_i * Age63_i) + \eta \cdot Cohort47_i + \varepsilon_i$$

ここで P は中高年者が収入のある仕事をしていない(あるいは本人の収入がない)場合に 0、仕事をしている(あるいは本人の収入がある)場合に 1 となるダミー変数、 $Cohort47_i$ は 1946 年度生まれである場合に 0、1947 年度生まれである場合に 1 となるダミー変数、 $Age63_i$ は 62 歳以下では 0、63 歳以上に 1 となるダミー変数、 Z_i は高齢者の属性(年齢、主観的不健康、有配偶、要介護者の存在¹³)を表す変数ベクトルである。添え字の i は各中高年者を表す。 ε は誤差項を示す。

求めるべき係数は α 、 β 、 γ 、 δ 、 η であるが、制度改正が 1947 年度コーホートの 63 歳以降の就業率に与えた効果は、係数 δ として捉えることができる。こうした分析手法を採用することから、対象サンプルは被用者職歴の中高年男性の中、1946 年と 1947 年の両コーホートを用いる。

一方、1946 年コーホートの 63 歳以降と 1947 年コーホートの 63 歳以降で、上記変数では十分に捉えられない影響(たとえば 63 歳前後でたまたま生じた景気動向の変化等)により、係数 δ が見かけ上、統計的に有意になる可能性もある。

そうした可能性についても検討するため、支給開始年齢引き上げや、改正高齢法による雇用確保措置の影響を受けにくいと考えられる自営業職歴の 1946 年度生まれと 1947 年度生まれの両コーホートのサンプルも加えることで、自営業者を含めた三重の差分の分析も補足的に行う。

とはいえ、クロス集計でみたように自営業職歴のサンプル・サイズは、被用者職歴のサンプル・サイズの 4 分の 1 ほどであり、自営業職歴でも一定割合に厚生年金受給資格者がいる可能性があるため(脚注 12 参照)、この補足的な三重の差分分析による推計結果についても一定の留保は必要である。また被用者職歴のみを用いた差分の差分分析でも、異なる年度生まれのコーホートでも生まれ月によっては同じ年齢が同じ Wave 上で比較可能となっているので、Wave が異なることによる経済状況の変化による問題は軽減されていることになる(表 2 参照)。なお記述統計については本稿末の附表に示した。

表 4 は、被用者職歴の 1946・47 年度の両コーホートに関し、収入になる仕事および本人収入の有無に関する線形確率固定効果モデルの推計結果を示している¹⁴。「63 歳以上 × 1947 年度生」の係数が、支給開始年齢引き上げと改正高齢法による複合効果を示している。当該係数は 0.065 なので、両制度の複合効果により、収入になる仕事に就いている確

¹³ 主観的不健康は、現在の健康状態について、どちらかといえば悪い、悪い、大変悪い、と回答している場合に 1、そうでない場合を 0 とおくダミー変数である。要介護者の存在は、同居者や同居していない親族に対し介護している場合を 1、そうでない場合を 0 とおくダミー変数である。

¹⁴ F 検定、Hausman 検定、Breusch and Pagan 検定の結果から、Pooled 線形確率モデル、変量線形確率モデルではなく、固定効果線形確率モデルを採択した。

率は 7%上昇した。一方、本人収入があることの確率は、両制度の複合効果は有意でない。これは定額部分の支給開始年齢は引き上げられたが、報酬比例部分については引き続き 60 歳から支給開始となっているため、とくに両コーホートでは所得に空白期間は生じないという制度設計と整合的な結果である。

【表 4: 就業と本人収入有無に関する線形確率固定効果モデル(男性、被用者職歴)】

【表 5: 就業と本人収入有無に関する線形確率固定効果モデル(男性)】

表 5 は、被用者職歴と自営業職歴について、同じ被説明変数について線形確率固定効果モデルで推計したものである。この推計では複合的な制度効果は「被用者職歴×63 歳以上×1947 年度生」の係数で捉えられている。10%水準で有意ということに留意する必要があるが、当該係数は 0.047 なので、両制度の複合効果により、収入になる仕事に就いている確率は 5%上昇したことになる。

(2) 本人収入の分布変化に関する分位点回帰分析

前項の差分の差分分析により、年金支給開始年齢の引き上げと改正高年齢法による雇用確保措置の複合効果は就業率を 7%上昇させる効果があったことを確認した。また年金と雇用の接続に失敗したことによる所得の空白期間の発生に特段の変化はなかったことを確認した。

しかし、社会政策的観点からより重要なのは、年金と雇用が接続されていたとしても所得分布にどのような影響があったかということである。山田(2007)でも指摘したように、雇用確保措置が講じられたとしても、再雇用後の賃金が大幅に下がった場合、支給開始年齢引き上げで無くなった定額部分を十分に埋め合わせられていない可能性がある。さらに、無くなった定額部分を埋め合わせるに十分な収入を得られているかどうかは、所得階層によって異なる可能性もある。

こうした所得階層によって異なる可能性がある複合効果についても検討するため、分位点回帰モデルを用いた¹⁵。具体的には 10%、25%、50%、75%、90%タイルにおいて、被用者職歴男性の 63 歳時点の本人収入額(自然対数)が 1946 年度生まれと 1947 年度生まれでどのように異なるのかを検討した。

被用者職歴での推計結果を示した表 6 では、ダミー変数である「1947 年度生まれ」の係数が、両制度による複合効果を示している。両制度は低所得層において公的年金を含む本人収入を引き上げる効果があった。10%、25%、50%タイルでの係数は、0.256、0.082、-0.086 であり、1946 年度生まれと比較し、1947 年度生まれは 63 歳時点で、公的年金を含む本人収入は各々 26%、8%、-9%変動した。75%、90%タイルでは係数は有意でない¹⁶。

¹⁵ 係数の標準偏差の計算には 1000 回に設定した Bootstrap 法を用いた。

¹⁶ 総務省が公表している物価上昇率を用い、所得を実質化した計測も行ったが、「1947 年度生まれ」の係数は、50%タイルで有意でなくなった以外は、10%、25%

このように 10%、25% タイルで公的年金を含む本人収入が上昇したことは、各分位間の係数の差においても確認できる。各分位点間で「1947 年度生まれ」の係数に差があるかどうかを検定した結果を表 7 に示している。10% タイルの当該係数は 25%、50%、75% タイルと有意な差がある。また 25% タイルの当該係数についても、10%、50%、75% の係数と有意な差がある。

【表 6：本人収入に関する分位点回帰モデル（男性、被用者職歴、63 歳時点）】

【表 7：各分位点間の「1947 年度生」係数の差に関する検定（表 6）】

しかし、自営業職歴を含めて分析すると、両制度による複合効果は統計的に有意ではなくなる。表 8 は、被用者職歴と自営業職歴の 1946・1947 年度生まれの両コーホートの 63 歳時点の公的年金を含む本人収入に関する分位点回帰モデルの推計結果を示している。ここでは被用者職歴かつ 1947 年度生まれである場合に 1 を取るダミー変数「被用者職歴 × 1947 年度」によって、両制度の効果を捉えようとしている。

当該係数が 10% 水準でも有意なのは 50% タイルのみで、その大きさは - 0.163 である¹⁷。また表 9 で示したように、各分位点間の係数についても有意な差はない。

【表 8：本人収入に関する分位点回帰モデル（男性、63 歳時点）】

【表 9：各分位点間の「被用者職歴 × 1947 年度生」係数の差に関する検定（表 8）】

自営業職歴のサンプル・サイズが小さいこと、被用者と比較した脱落率の高さ、および厚生年金の受給資格者が一定割合含まれていることにより、差が検出できなかったのかも知れない。

6. 結びにかえて

本稿では 2010 年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が 63 歳から 64 歳に引上げられたこと、および改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により、雇用と年金の接続がどのように変化したか、厚生労働省「中高年者縦断調査」を用い検討した。具体的には、支給開始年齢が 63 歳である 1946 年度生まれと 64 歳である 1947 年度生まれ、被用者職歴と自営業職歴（いずれも男性）とを比較することで、就業率、公的・私的年金や雇用保険の受給パターン等がどのように変化したかクロス集計および差分の差および分位点回帰による統計分析により検討した。比較対象群として自営業職歴も補足的に用いた理由は、このグループが特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の引き上げの影響を受けにくいいためである。

クロス集計による分析の結果、1946 年度生まれと比較し、1947 年度生まれの 63 歳時点の被用者職歴男性の 就業率は 5% ポイント高く、 就業者に占める短時間（週労働時間

タイルで有意でその大きさもほぼ同じであった（各々 0.266 と 0.092）。

¹⁷ 同様に所得を実質化した計測も行ったが、「被用者職歴 × 1947 年度」の係数は 50% タイルでのみ 10% 水準で有意であり、その大きさは同じであった。

30 時間未満)労働者は 5%ポイント低く、 就業者に占める 1 年以内の再就職者は 8%ポイント低く、 私的年金受給率は 2%ポイント高く、 公的年金受給額の分布は低い方に移動したが、公的年金以外の本人収入額の分布は高い方に移動した、ことなどが明らかにされた。

また差分の差および分位点回帰による統計分析の結果、1946 年度生まれと比較し、1947 年度生まれの 63 歳以降の被用者職歴男性の 就業率は 5~7%高く、 本人収入がある確率は統計的に有意な差がなく、 公的年金を含む本人収入は 10%、25%タイルは 26%、8%有意に高く、50%タイルで 9%有意に低く、また 75%、90%タイルでは有意な差がなかった。ただし、自営業職歴を分析に加えた場合には、低所得層における公的年金を含む本人収入には統計的に有意な差は検出されなかった。これは、自営業職歴のサンプル・サイズが小さいこと、被用者と比較した脱落率の高さ、および厚生年金の受給資格者が一定割合含まれていることによる可能性がある。

これらの結果は、特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げにより、63 歳時点の公的年金受給額は低くなっていたが、改正高齢法による雇用確保措置の適用年齢引き上げによる就業率上昇、また一部には私的年金受給率上昇により、公的年金以外の本人収入はむしろ増大し、低所得層については経済状況が改善されたことを示唆している。

<参考文献>

近藤絢子(2014)「雇用確保措置の義務化によって高齢者の雇用は増えたのか：高年齢者雇用安定法改正の政策評価」『日本労働研究雑誌』、56(1)、pp.13-22。

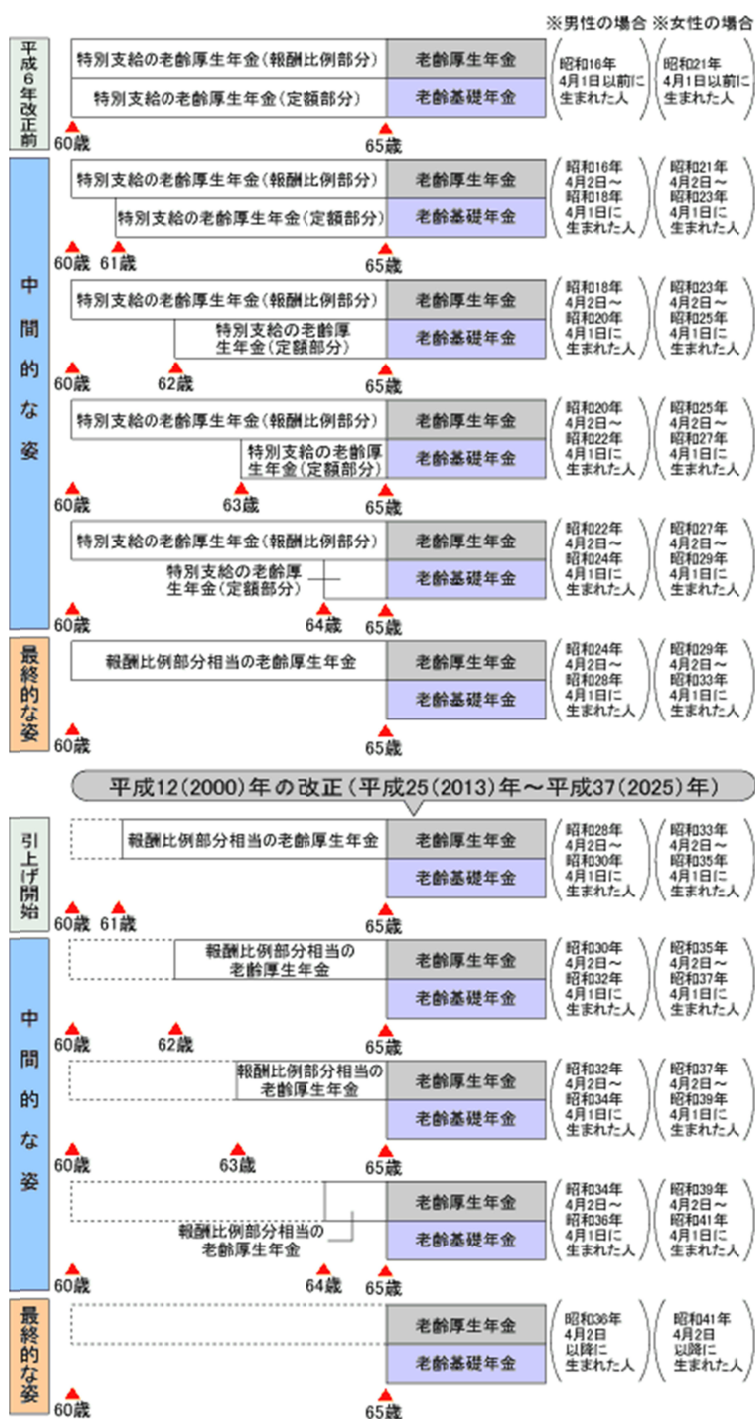
樋口美雄・山本勲(2002)「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム 年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像」『金融研究』、2002 年 10 月号、pp.31-77。

山本勲(2008)「高年齢者雇用安定法改正の効果分析」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム IV』所収、慶應義塾大学出版会。

山田篤裕(2007)「高年齢者の継続雇用義務への企業の対応：賃金・年収水準調整を中心に」労働政策研究・研修機構『高齢者継続雇用に向けた人事労務管理の現状と課題(労働政策研究報告書 No.83)』所収。

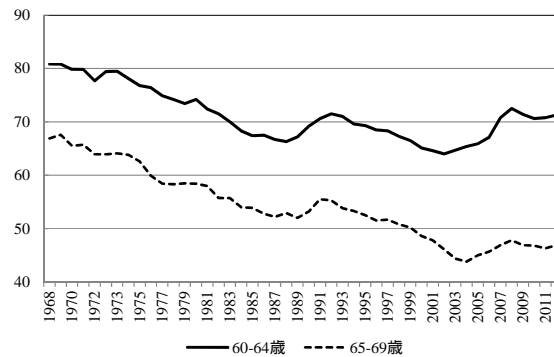
(2009)「高齢者就業率の規定要因 - 定年制度、賃金プロファイル、労働組合の効果」『日本労働研究雑誌』No.589: pp.4-19。

表 1: 特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の引上げ(平成 13(2001) ~ 25(2013)年)



出所：厚生労働省「年金財政ホームページ」(<http://www.mhlw.go.jp/topics/nenkin/zaisei/01/01-04.html>、2013年3月1日閲覧)

図 1: 年齢階級別就業率(男性, 1968~2012年)



出所：総務省『労働力調査(長期時系列)』

表 2: 調査時点の年齢、生まれ年度、Wave との関係

調査時点の満年齢	満年齢が観察可能なWave	
	1946年度生	1947年度生
57		W1
58	W1	W1+W2
59	W1+W2	W2+W3
60	W2+W3	W3+W4
61	W3+W4	W4+W5
62	W4+W5	W5+W6
63	W5+W6	W6+W7
64	W6+W7	W7
65	W7	

Wave4(2008年9月)リーマンショック

1947年度生かつ11月以降生まれはまだ64歳の情報が無い。
1946年度生かつ11月以降生まれはまだ65歳の情報が無い。

図 2: これまでの働き方(職歴)の構成割合(男性)

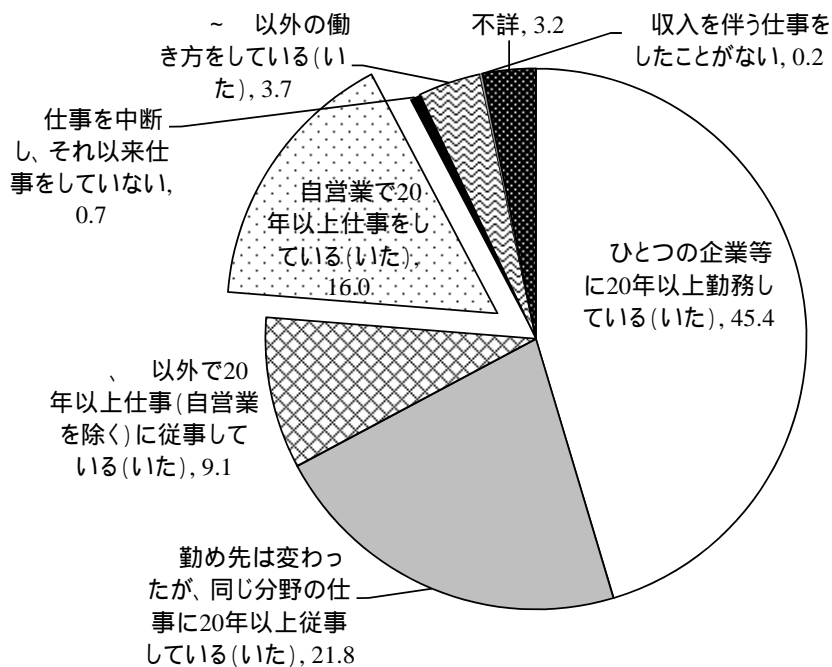


表 3: 職歴別・生まれ年度別の脱落率(男性)

	被用者		自営業者	
	1946年度生	1947年度生	1946年度生	1947年度生
Wave 1	0	0	0	0
Wave 2	6	7	7	6
Wave 3	10	11	10	10
Wave 4	13	14	14	14
Wave 5	15	17	17	16
Wave 6	21	22	27	26
Wave 7	23	24	30	29

図 3: 就業率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

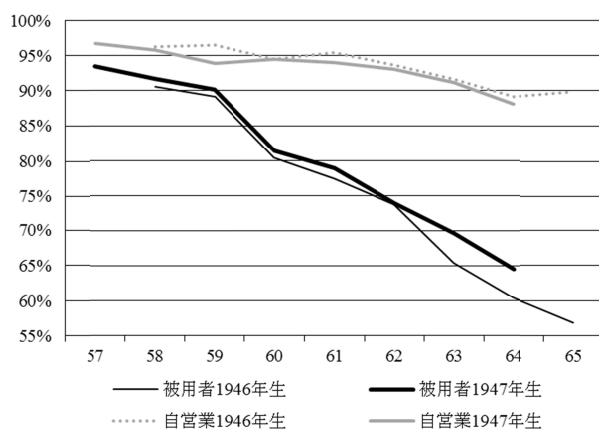


図 4: 週あたり労働日数(男性就業者 = 100%, 年齢別、職歴別、生まれ年度別)

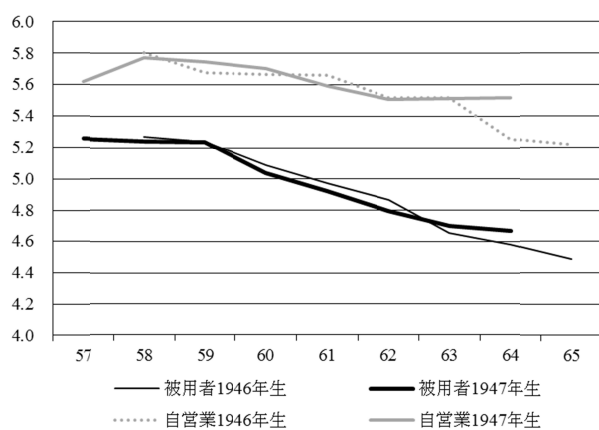


図 5: 週あたり労働時間(男性就業者 = 100%、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

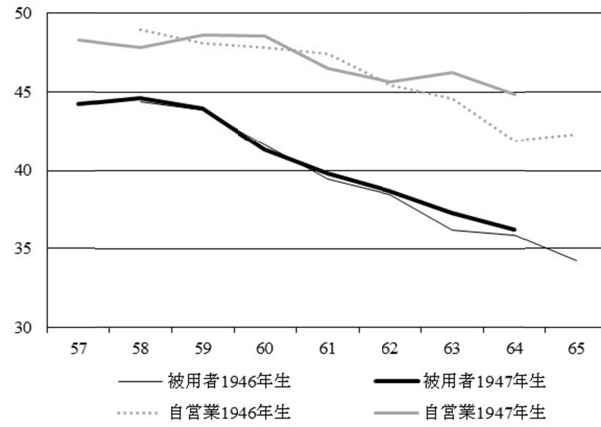


図 6: 短時間労働者(週 30 時間未満)の割合(男性就業者 = 100%、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

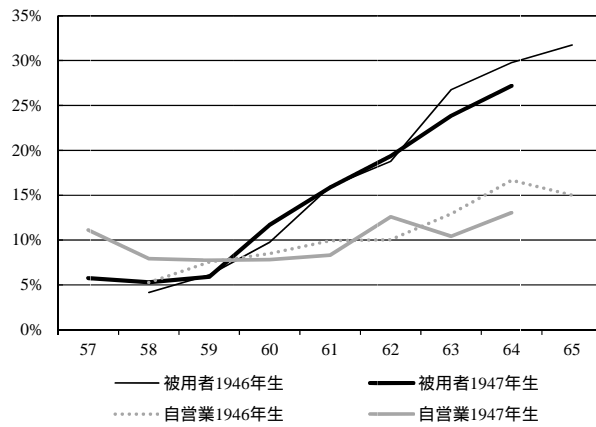


図 7: 正規の職員・従業員の割合(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

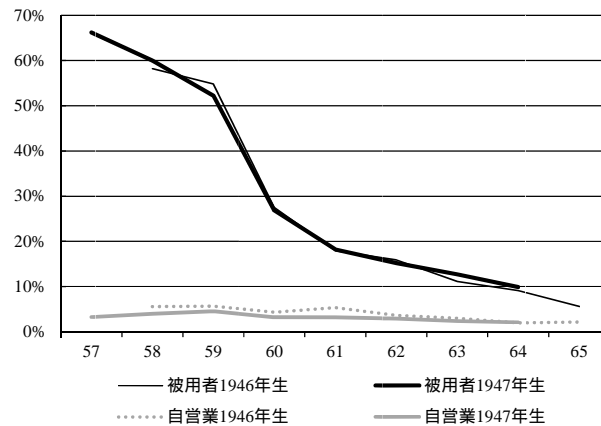


図 8: パートおよび契約社員の割合(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

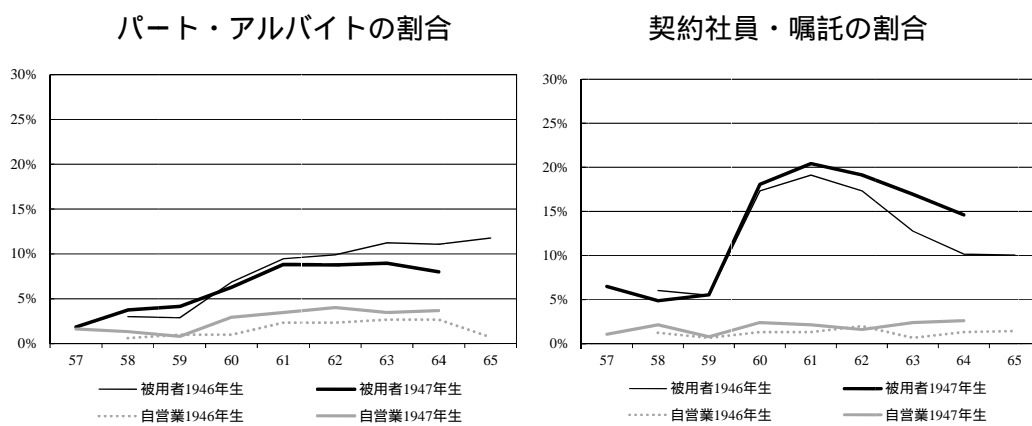


図 9: 一年以内の再就職経験(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

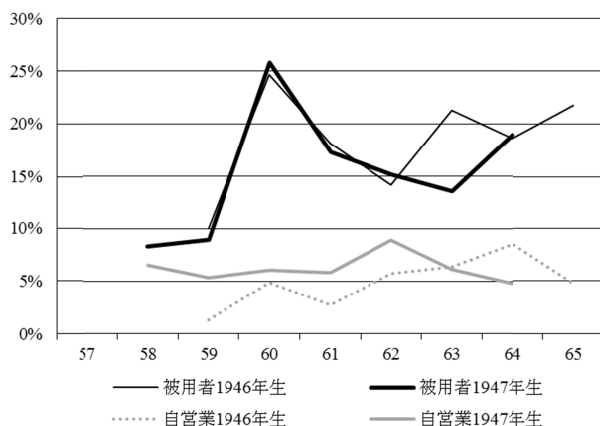


図 10: 失業率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

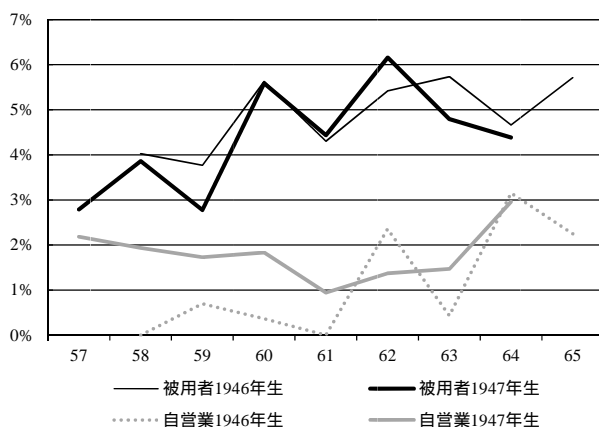


图 11: 雇用保険受給率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

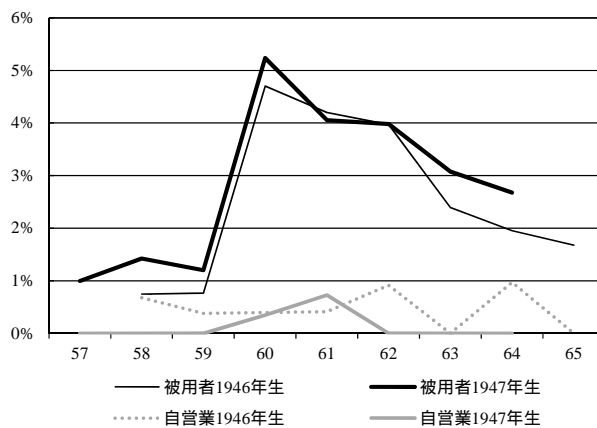


图 12: 公的年金受給率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

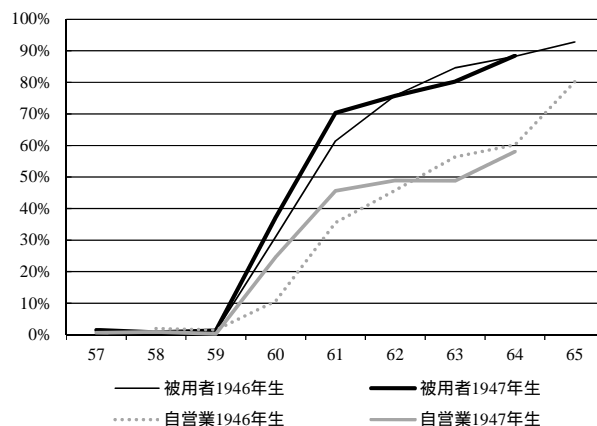


图 13: 私的年金受給率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

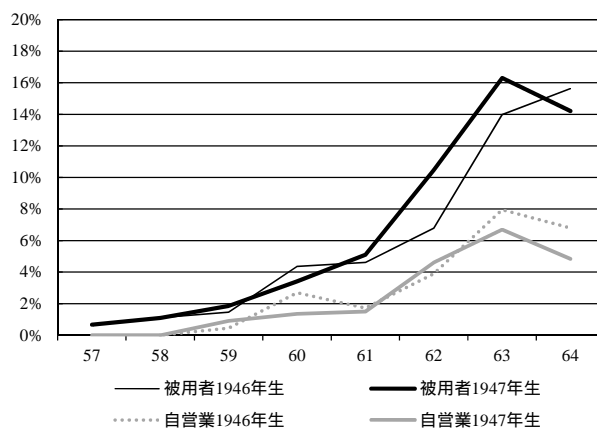


图 14: 公的年金平均受給額: 万円 (男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

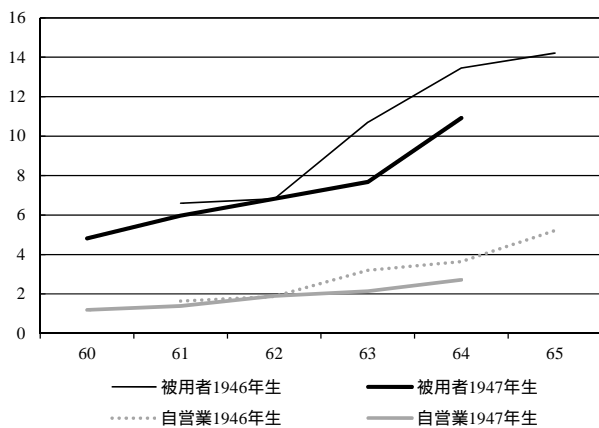


图 15: 公的年金受給額の分布 (男性、63 歳時点、職歴別、生まれ年度別)

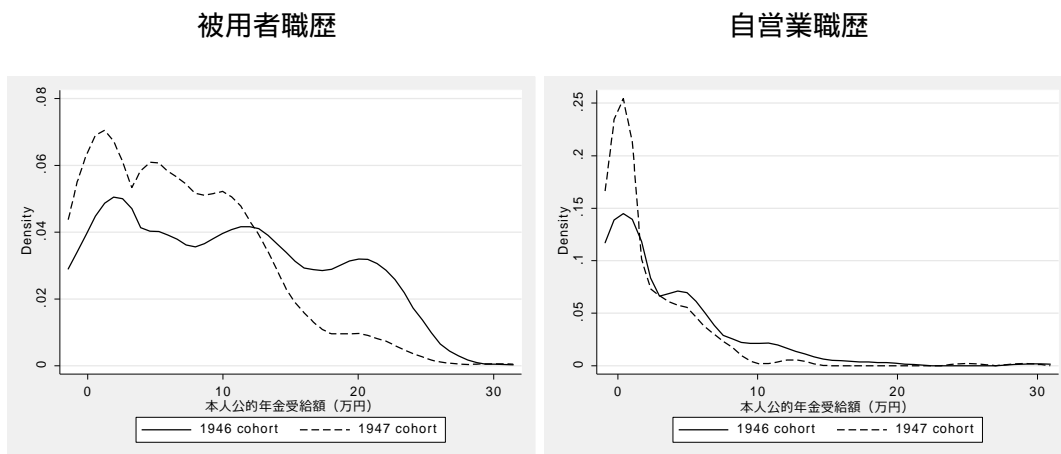


图 16: 公的年金以外の平均本人収入額: 万円 (男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

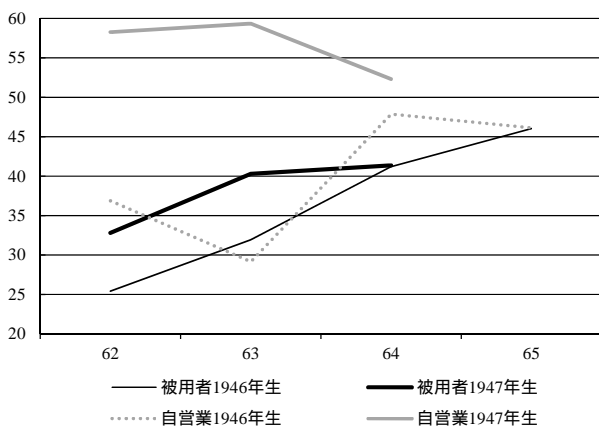


図 17: 公的年金以外の本人収入の分布(男性、63 歳時点、職歴別、生まれ年度別)

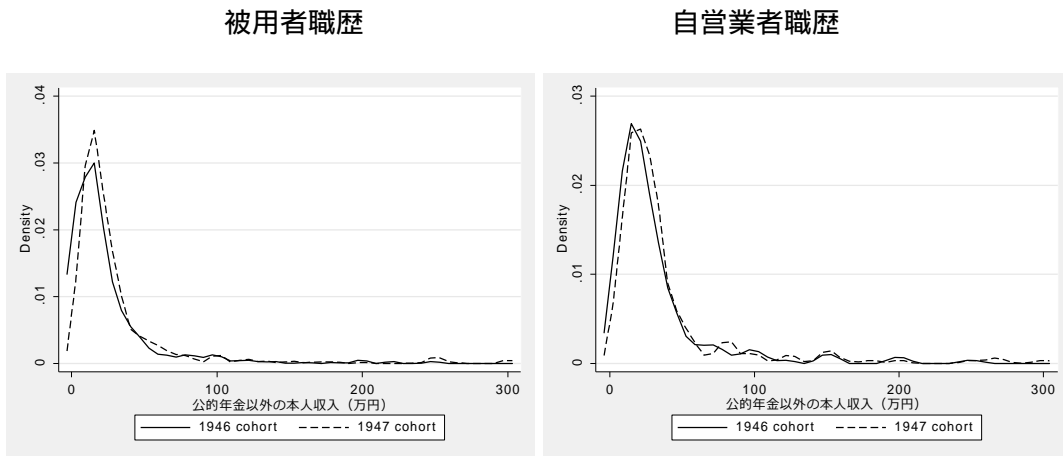


図 18: 公的年金を含む本人収入の有無(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

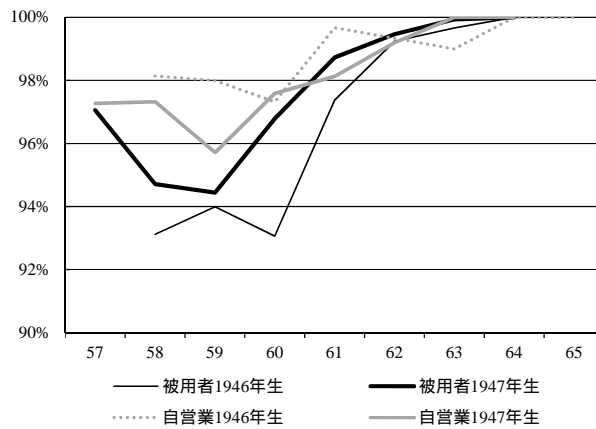


図 19: 公的年金を含む本人収入の分布(男性、63 歳時点、職歴別、生まれ年度別)

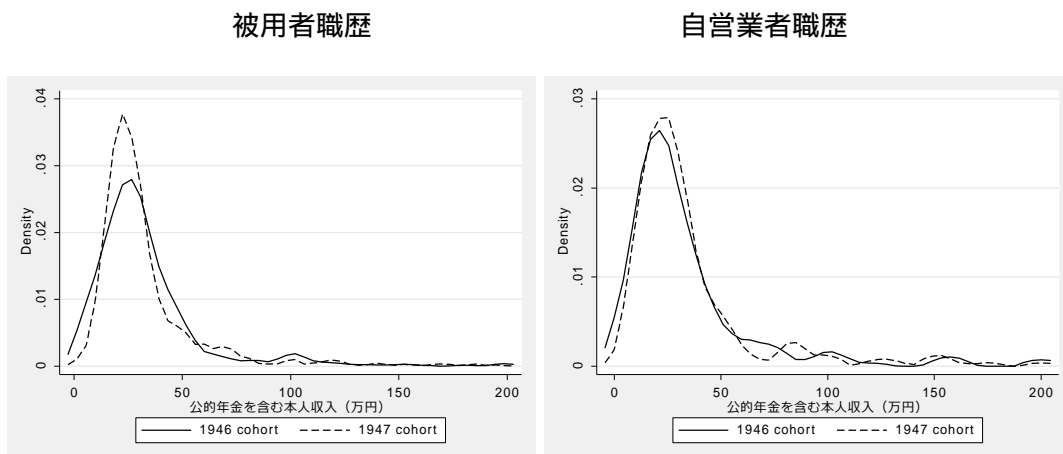


図 20: 借入金がある世帯の割合(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

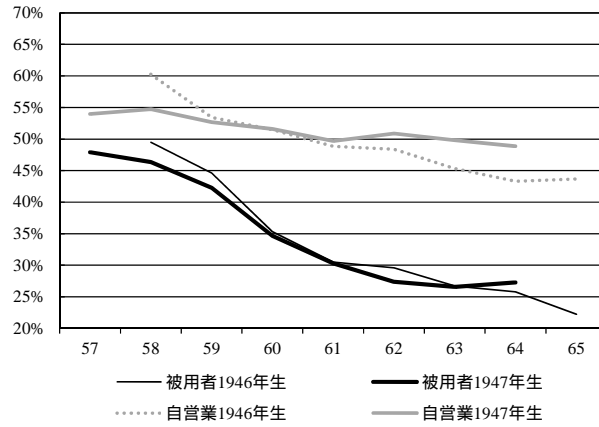


図 21: 平均世帯借入金額:万円(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

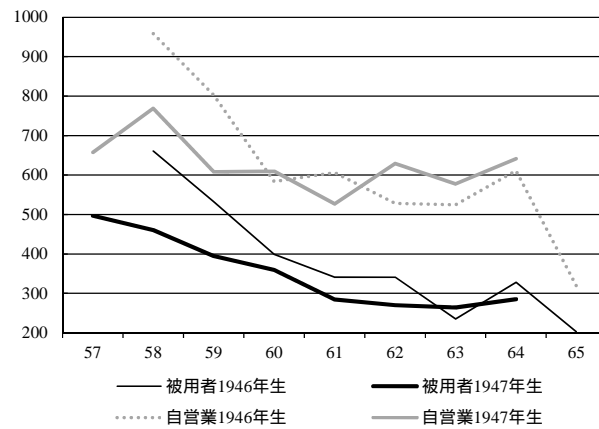


図 22: 貯蓄がある世帯の割合(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

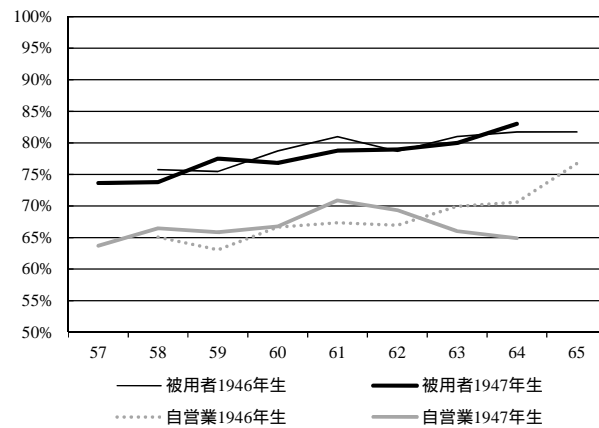


図 23: 平均世帯貯蓄額: 万円 (年齢別、職歴別、生まれ年度別)

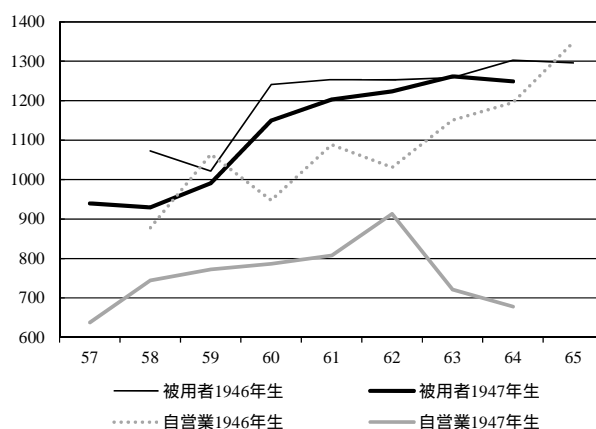


表 4: 就業と本人収入有無に関する線形確率固定効果モデル(男性 1946・1947 年度生まれ、被用者職歴のみ)

被説明変数	収入になる仕事		本人収入あり	
	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
説明変数				
年齢	-0.475	[0.095]	***	-0.074 [0.054]
年齢二乗	0.004	[0.001]	***	0.001 [0.000]
1947年度生	(omitted)		(omitted)	
63歳以上	0.003	[0.014]		-0.018 [0.008] **
63歳以上 × 1947年度生	0.065	[0.012]	***	-0.010 [0.007]
主観的不健康	-0.025	[0.009]	***	-0.003 [0.005]
有配偶	0.002	[0.030]		0.027 [0.017]
要介護者の存在	-0.039	[0.012]	***	0.000 [0.007]
定数項	16.341	[2.863]	***	2.815 [1.632] *
R-sq within	0.062			0.016
R-sq between	0.004			0.055
R-sq overall	0.025			0.027
観測値数	13600			13600
N	2611			2611

注: ***, **, *は各々1、5、10%水準で有意。

表5: 就業と本人収入有無に関する線形確率固定効果モデル推定(男性 1946・1947 年度生まれ、被用者職歴と自営業職歴)

被説明変数	収入になる仕事		本人収入あり	
	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
説明変数				
年齢	-0.384	[0.080]	***	-0.068 [0.047]
年齢二乗	0.003	[0.001]	***	0.001 [0.000] *
被用者職歴	(omitted)			(omitted)
1947年度生	(omitted)			(omitted)
63歳以上	0.075	[0.019]	***	-0.038 [0.011] ***
63歳以上 × 1947年度生	0.016	[0.023]		0.008 [0.013]
被用者職歴 × 1947年度生	(omitted)			(omitted)
被用者職歴 × 63歳以上	-0.087	[0.017]	***	0.025 [0.010] **
被用者職歴 × 63歳以上 × 1947年生	0.047	[0.025]	*	-0.018 [0.015]
主観的不健康	-0.023	[0.008]	***	-0.005 [0.004]
有配偶	-0.019	[0.025]		0.025 [0.015] *
要介護者の存在	-0.030	[0.010]	***	0.001 [0.006]
定数項	13.446	[2.405]	***	2.671 [1.396] *
R-sq within	0.052			0.014
R-sq between	0.003			0.048
R-sq overall	0.020			0.025
観測値数	16700			16700
N	3247			3247

注:***、**、*は各々1、5、10%水準で有意。

表6: 公的年金を含む本人収入(自然対数)に関する分位点回帰モデル(男性 1946・1947 年度生まれ、被用者職歴のみ、63 歳時点)

分位	10%	25%	50%	75%	90%
説明変数					
高校卒	0.134	0.074	0.066 *	0.043	0.056
専門学校・短大・高専	0.310 ***	0.174	0.177 ***	0.243 *	0.398
大学・大学院卒	0.329 ***	0.274 ***	0.278 ***	0.371 ***	0.521 ***
その他の卒業	0.174	0.390	0.123	0.374	0.708
1947年度生	0.256 ***	0.082 *	-0.049 *	-0.023	0.139
主観的不健康	-0.154	-0.074	-0.086 **	-0.134 ***	-0.154
有配偶	0.600 ***	0.379 ***	0.280 ***	0.188 ***	0.321 **
要介護者の存在	-0.138 *	-0.167 *	-0.010	0.174	0.668 **
定数項	10.961 ***	11.693 ***	12.189 ***	12.563 ***	12.766 ***
Pseudo R-sq	0.048	0.028	0.030	0.039	0.038
N			1585		

注:***、**、*は各々1、5、10%水準で有意。

表 7: 各分位点間の「1947 年度生」係数の差に関する検定(表 6 に関する検定)

H ₀	F値
[q10] = [q25]	7.3 ***
[q10] = [q50]	18.0 ***
[q10] = [q75]	12.1 ***
[q10] = [q90]	0.8
[q25] = [q50]	13.8 ***
[q25] = [q75]	4.6 **
[q25] = [q90]	0.2
[q50] = [q75]	0.5
[q50] = [q90]	3.0 *
[q75] = [q90]	2.7 *

注:***、**、*は各々1、5、10%水準で有意。

表 8: 公的年金を含む本人収入(自然対数)に関する分位点回帰モデル(男性、被用者職歴と自営業職歴、63 歳時点)

分位	10%	25%	50%	75%	90%
説明変数					
高校卒	0.143	0.069	0.047	0.065	0.065
専門学校・短大・高専	0.355 ***	0.210 **	0.148 **	0.192	0.192
大学・大学院卒	0.355 ***	0.286 ***	0.262 ***	0.393 ***	0.393 ***
その他の卒業	0.174	0.082	0.000	0.201	0.201
被用者職歴	0.191	0.128 *	0.124 *	-0.074	-0.074
1947年度生	0.262	0.099	0.114	0.053	0.053
被用者職歴 × 1947年度生	-0.024	-0.029	-0.163 *	-0.076	-0.076
主観的不健康	-0.191 **	-0.098	-0.080 **	-0.095 *	-0.095 *
有配偶	0.535 ***	0.315 ***	0.246 ***	0.150 **	0.150 **
要介護者の存在	-0.167 **	-0.169 *	0.000	0.153	0.153
定数項	10.836 ***	11.629 ***	12.108 ***	12.654 ***	12.654 ***
Pseudo R-sq	0.045	0.025	0.024	0.031	0.037
N			1977		

注:***、**、*は各々1、5、10%水準で有意。

表 9: 各分位点間の「1947 年度生」係数の差に関する検定(表 8 に関する検定)

H ₀	F値
[q10] = [q25]	0.0
[q10] = [q50]	0.6
[q10] = [q75]	0.1
[q10] = [q90]	0.8
[q25] = [q50]	2.5
[q25] = [q75]	0.1
[q25] = [q90]	1.1
[q50] = [q75]	0.7
[q50] = [q90]	0.4
[q75] = [q90]	1.0

注:***、**、*は各々1、5、10%水準で有意。

附表：基本統計量

		被用者×1946年度生		被用者×1947年度生		自営業×1946年度生		自営業×1947年度生	
		Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]
収入になる仕事	overall	0.800	[0.400]	0.850	[0.357]	0.949	[0.220]	0.943	[0.232]
	between		[0.319]		[0.286]		[0.220]		[0.231]
	within		[0.260]		[0.240]		[0.106]		[0.127]
本人収入あり	overall	0.961	[0.195]	0.966	[0.181]	0.983	[0.128]	0.971	[0.168]
	between		[0.158]		[0.156]		[0.136]		[0.188]
	within		[0.143]		[0.135]		[0.084]		[0.097]
本人収入(自然対数)	overall	12.130	[2.575]	12.194	[2.389]	12.431	[1.816]	12.297	[2.277]
	between		[2.175]		[2.104]		[1.903]		[2.505]
	within		[1.774]		[1.695]		[1.099]		[1.260]
年齢	overall	61.138	[1.992]	60.249	[2.011]	61.160	[2.045]	60.263	[2.056]
	between		[1.019]		[1.054]		[1.147]		[1.157]
	within		[1.819]		[1.844]		[1.865]		[1.864]
高校卒	overall	0.477	[0.500]	0.466	[0.499]	0.450	[0.498]	0.453	[0.498]
	between		[0.499]		[0.000]		[0.496]		[0.498]
	within		[0.000]		[0.466]		[0.000]		[0.000]
専門学校・短大・高専	overall	0.050	[0.217]	0.055	[0.228]	0.073	[0.261]	0.085	[0.280]
	between		[0.213]		[0.218]		[0.262]		[0.267]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
大学・大学院卒	overall	0.258	[0.437]	0.266	[0.442]	0.178	[0.382]	0.163	[0.369]
	between		[0.423]		[0.430]		[0.352]		[0.359]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
その他の卒業	overall	0.006	[0.077]	0.004	[0.060]	0.012	[0.110]	0.008	[0.090]
	between		[0.078]		[0.052]		[0.102]		[0.075]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
1947年度生	overall	0.000	[0.000]	1.000	[0.000]	0.000	[0.000]	1.000	[0.000]
	between		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
63歳以上	overall	0.277	[0.447]	0.169	[0.375]	0.297	[0.457]	0.185	[0.389]
	between		[0.174]		[0.137]		[0.203]		[0.158]
	within		[0.420]		[0.355]		[0.431]		[0.367]
63歳以上 × 1947年度生	overall	0.000	[0.000]	0.169	[0.375]	0.000	[0.000]	0.185	[0.389]
	between		[0.000]		[0.137]		[0.000]		[0.158]
	within		[0.000]		[0.355]		[0.000]		[0.367]
主観的不健康	overall	0.186	[0.389]	0.183	[0.387]	0.181	[0.385]	0.207	[0.406]
	between		[0.318]		[0.319]		[0.334]		[0.328]
	within		[0.256]		[0.252]		[0.242]		[0.274]
有配偶	overall	0.910	[0.287]	0.893	[0.309]	0.899	[0.301]	0.944	[0.231]
	between		[0.290]		[0.308]		[0.283]		[0.256]
	within		[0.081]		[0.072]		[0.084]		[0.079]
要介護者の存在	overall	0.083	[0.275]	0.084	[0.277]	0.088	[0.283]	0.098	[0.297]
	between		[0.191]		[0.194]		[0.209]		[0.199]
	within		[0.195]		[0.200]		[0.199]		[0.225]
N		6007		7593		1379		1721	
n		1151		1460		285		351	
T-bar		5.219		5.201		4.839		4.903	

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

「在宅介護が抑うつ状態に与える影響についての分析」

分担研究者 岩永理恵(神奈川県立保健福祉大学)

研究要旨

本研究は、中高年者縦断調査を用いて、介護経験が抑うつ状態に与える影響（K6指標）についての分析を行った。分析結果によると、本人の介護経験だけではなく、配偶者の介護経験も有意に K6 指標のポイントを上昇させており、介護経験が精神的健康状態を悪化させている。特に、女性において、介護経験が K6 指標を悪化させていることから、女性の介護負担が重いため、精神に悪影響を及ぼしている恐れがあるだろう。

また、中高年男性においては、就労している場合に K6 指標が低くなっていた。しかし、精神が健康であるため就労しているのか、就労によって精神が健康になっているのかについて因果関係が識別できないと考えられる。そこで、基礎年金の支給開始年齢の変更を操作変数とした固定効果モデルによる分析結果を行ったところ、男性の就労は K6 指標に対してほとんど影響を与えないことが明らかとなった。

以上の分析から、介護経験は精神の健康を損なうものであり、介護負担を多く引き受けている女性に顕著である。また、男性高齢者の就労継続そのものが精神の健康に資するとは言えず、女性の介護負担を軽減するために男性の介護休暇の取得を得やすくする必要があると考えられた。

A．研究目的

厚生労働省が実施する「中高年者縦断調査（中高年者の生活に関する継続調査）」を用いて、介護負担が生じることによる精神の健康への影響を明らかにすること。

B．研究方法

厚生労働省「中高年者縦断調査」第1～7回の個票を用いて、介護負担が生じることによる主観的な精神の健康への影響を K6 指標のポイントにより分析する。K6 指標とは、精神的健康を測る主観的指標である。このような主観的指標については、個人間比較が困難と考えられてきたが、パネルデータ

を用いることで、抑うつ状態への感じやすさなどの個人の固定効果を除去した分析が可能となる。

K6指標（精神の健康状態）による夫婦の介護経験の影響について、OLSによる分析と、固定効果モデルによる分析を男女別に行った。中高年者男性の就労が抑うつ度に与える影響についての分析するため、固定効果を考慮した分析だけではなく、パネルデータの操作変数法(IV法)による分析を行った。

（倫理面への配慮）

匿名化されたデータを利用し、特に必要ない。

C．研究結果

分析で用いる基本統計量と説明変数ごとにK6指標の平均値を示した。

介護経験がK6指標に与える影響については、本人の介護経験だけではなく、配偶者の介護経験も有意にK6指標のポイントを上昇させた。特に、女性において、自身の介護によるK6指標の上昇も、配偶者の介護によるK6指標の上昇も男性のそれより大きいことがみてとれ、介護経験がK6指標を悪化させている。

男性の就業がK6指標に与える影響については、基礎年金の支給開始年齢の変更を操作変数とした固定効果モデルによる分析結果を行った。男性の就労はK6指標に対してほとんど影響を与えないことが明らかとなった。

D．考察

本人の介護経験だけではなく、配偶者の

介護経験も有意にK6指標のポイントを上昇させており、介護経験が精神的健康状態を悪化させている。

特に、女性において、介護経験がK6指標を悪化させていることから、女性の介護負担が重いこと、精神に悪影響を及ぼしている恐れがある。

E．結論

介護経験は精神の健康を損なうものであり、介護負担を多く引き受けていると考えられる女性に顕著である。また、男性高齢者の就労継続そのものが精神の健康に資するとは言えず、女性の介護負担を軽減するために男性の介護休暇の取得をしやすくする必要があるだろう。

F．研究発表

1. 論文発表
なし

2. 学会発表
なし

G．知的財産権の出願・登録

なし

第5章：在宅介護が抑うつ状態に与える影響についての分析

岩永理恵(神奈川県立保健福祉大学)

四方理人(関西学院大学)

要旨

本研究は、中高年者縦断調査を用いて、介護経験が抑うつ状態に与える影響についての分析を行った。抑うつ状態については、K6 指標と呼ばれる精神的健康を測る主観的指標を用いた。このような主観的指標については、個人間比較が困難と考えられてきたが、パネルデータを用いることで、抑うつ状態への感じやすさなどの個人の固定効果を除去した分析が可能となる。分析結果によると、本人の介護経験だけではなく、配偶者の介護経験も有意に K6 指標のポイントを上昇させており、介護経験が精神的健康状態を悪化させている。特に、女性において、介護経験が K6 指標を悪化させていることから、女性の介護負担が重いため、精神に悪影響を及ぼしている恐れがあるだろう。

また、中高年男性においては、就労している場合に K6 指標が低くなっていた。しかし、精神が健康であるため就労しているのか、就労によって精神が健康になっているのかについて因果関係が識別できないと考えられる。そこで、基礎年金の支給開始年齢の変更を操作変数とした固定効果モデルによる分析結果を行ったところ、男性の就労は K6 指標に対してほとんど影響を与えないことが明らかとなった。

以上の分析から、介護経験は精神の健康を損なうものであり、介護負担を多く引き受けている女性に顕著である。また、男性高齢者の就労継続そのものが精神の健康に資するとは言えず、女性の介護負担を軽減するために男性の介護休暇の取得を得やすくする必要があるだろう。

1. はじめに

内閣府が公表した「平成 25 年版高齢社会白書」によれば、日本の総人口は、2012 年 10 月 1 日現在、1 億 2,752 万人、65 歳以上の高齢者人口は、過去最高の 3,079 万人(前年 2,975 万人)となり、総人口に占める割合(高齢化率)も 24.1%(前年 23.3%)となった。このような高齢者人口の増加、高齢化率の上昇の報道を耳にして、次に多くの人が想起することの一つは「介護」であろう。

さらに「平成 25 年版高齢社会白書」をみると、介護を受けたい場所は「自宅」が約

4割、最期を迎えたい場所は「自宅」が半数を超える。65歳以上の高齢者の半数近くが何らかの自覚症状を訴えているなかで、日常生活に影響がある人はその5分の1程度、65歳以上の要介護者等認定者数は2010年度末で490.7万人である。要介護者等の介護を担う6割以上は同居している人であり、いわゆる「老老介護」の例も相当数存在することに鑑みれば、高齢者には介護の担い手も多く含まれる。

そこで本稿では、在宅介護を担う人に目を向け、介護負担が生じることによる精神への影響を、厚生労働省が実施する「中高年者縦断調査（中高年者の生活に関する継続調査）」を用いて明らかにする。

次節で使用するデータと指標について説明し、先行研究を踏まえながら本稿が焦点をあてる論点を検討する。第3節で基本統計量について、第4、5節で分析を示し、終わりに本稿のまとめを述べる。

2. 使用データ・指標、先行研究について

「中高年者縦断調査」は、厚生労働省により、同一客体を長年にわたって追跡する縦断調査として、2005年度から実施している統計調査である。団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を追跡し、その健康・就業・社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査し、行動の変化や事象間の関連性等を把握し、高齢者対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的としている。

調査対象は、2005年10月末現在で50～59歳であった全国の男女で、調査結果は、第1回から第7回までを用いることができる。調査項目は、家族の状況、健康の状況、就業の状況、住居・家計の状況等である¹。本研究では、データのうち配偶者の調査票と突合できるサンプルについて分析を行っている。

回答者の心の主観的状态をとらえる指標には、2002年に米国のKessler, Andrews, Colpe et al. (2002)が提案したK6指標、その日本語版を用いる。K6指標の項目は、神経過敏に感じましたか、絶望的だと感じましたか、そわそわ、落ち着かなく感じましたか、気分が沈みこんで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか、何をするのも骨折りだと感じましたか、自分は価値のない人間だと感じましたか、の6つで、これらが過去30日の間にどれくらいの頻度で生じたか、「まったくない」(0点)、「少しだけ」(1点)、「ときどき」(2点)、「たいてい」(3点)、「いつも」(4点)で点数化するものである。合計点数が高いほど、精神的な問題、抑うつ状態がより重い可能性がある²。日本語版を作成した古川他(2003)が、疫学調査によって、K6が精神疾患の有

¹ 以上の情報は、厚生労働省ホームページ

<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/29-6a.html#link01> (2014年5月11日アクセス)より引用。

² 厚生労働省ホームページ 国民生活基礎調査の用語の説明

<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa10/yougo.html> (2014年5月

用なスクリーニング尺度であることを確認しており、15 点以上をカットオフ値として用いるのが適切であろうと述べている。

本稿では、「中高齢者縦断調査」の結果を用いて、介護負担が生じることによる主観的な精神の健康への影響を K6 指標のポイントを用いて分析する。

ところで、佐分(2008)は「介護保険が実施され介護サービスが普遍化された現在、家族介護者支援は過重な介護負担感の軽減という目標から、家族介護者の良好な状態 ウェルビーイング (well-being) が目標とされるべきであろう」と興味深い視点を提示しているが、いまだ、在宅で家族等を介護する者の負担は重いと言わざるを得ない。岩間(2003)によれば、そもそも介護保険の設計が、家族によるある程度の介護負担を前提しているとされ、それは当然でもある。家族介護者の介護負担、精神の健康への影響を検討した研究は多数ある。

なお、以下で言及する研究にも明らかのように、日本では一般に「家族介護」という用語が使われている(岩間 2003)。育児・介護休業法の対象家族の範囲は、配偶者(事実上婚姻関係と同様の事情にある者を含む)、父母及び子(これらの者に準ずる者として、労働者が同居し、かつ、扶養している祖父母、兄弟姉妹及び孫を含む)、配偶者の父母である³。一般に、家族介護者の範囲はこの辺りと考えられるが、「中高齢者縦断調査」の回答者の介護対象は、「配偶者、子、自分の父母、配偶者の父母、孫、兄弟姉妹、その他の親族、その他」と若干幅が広い。

家族介護者の負担感に関する先行研究は、数多くある。欧米では 1980 年代に入って、日本でも 1980 年代後半から、介護者の負担に関する論文が多数発表された(広瀬 2010)⁴。介護負担という概念をはじめて定義したのは、Zarit らであり、身体的負担、心理的負担、経済的困難などを総括し、介護負担として測定することが可能な尺度、Zarit 介護負担感尺度(ZBI)を開発した(羽生 2011)。この Zarit 介護負担感尺度の日本語版を用いて研究が蓄積されている。たとえば、岸田・谷垣(2007)は、日本語版 Zarit 介護負担感尺度を用いて、現在の在宅サービスが対応できていない介護負担感を測定し、今後整備すべき在宅サービスや施設への公平な入所基準を検討している。田辺(2009)も、日本語版 Zarit 介護負担感尺度を用いて、在宅介護の介護負担の現状と負担軽減に関わる啓発活動の試みの効果について検討している。

このような ZBI をはじめとする尺度で測定される介護負担感に対し、介護者の主観的な負担、介護者の抑うつ状態は区別すべきとされる。本稿で、焦点をあてるのは、介護者の主観的な負担、K6 を用いた主観的な精神の健康状態である。

11 日アクセス)。

³ 厚生労働省ホームページ 育児・介護休業法のあらまし 28 頁
http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/pamphlet/dl/27a_007.pdf (2014 年 5 月 11 日アクセス)。

⁴ 介護負担感に関する欧米、日本の先行研究は、広瀬(2010)の表 1-2、1-3-1、1-3-2 にまとめられている。

谷向ら(2013)は「介護によるうつに関しては介護負担と明確に区別されて取り上げられることはきわめて少ない」が、「介護うつと介護負担とが似て非なるものである」と論じている。介護負担の軽重が介護うつ状態と比例するわけではないということである。松村ら(2013)は、要介護高齢者を介護している主介護者の抑うつ状態に影響を及ぼす要因について、日本語版 Zarit 介護負担感尺度を用いて測定した介護負担感、ソーシャルサポート、介護者の「神経質」な性格特性の3要因が認められたという。とはいえ、介護者の介護負担感と抑うつ状態、精神的健康との間に関連がみられることは報告されている。たとえば一柳・本田(2007)や東野ほか(2010)などであり、介護に対する負担感が高いほど精神的健康が低下している。

前述の研究で介護者の主観的な負担、介護者の抑うつ状態を測定する尺度として用いられているのは、抑うつ状態自己評価尺度日本語版 CES-D 及び GHQ-12 である。本稿で用いる K6 による先行研究には、家計経済研究所の「在宅介護のお金とくらしについての調査」結果を用いた『季刊家計経済研究』第 98 号掲載の一連の論文がある。このうち中西(2013)では、介護負担感の高さが、介護者の心理状態に影響を及ぼしていると論じている。

以上の介護負担感、介護者の主観的な負担、介護者の抑うつ状態に関する先行研究では、すでに介護者となった者のみを評価の対象としている。これに対し本稿は、介護負担を経験していない状態(非介護者)から、介護負担を経験するようになった状態(介護者)への変化を評価する。このように縦断調査を用いて、非介護者から介護者への変化と主観的な心の健康状態を分析した先行研究は、管見の限り見当たらない。ただし、介護の長期化に伴う介護者のストレスの変化、それに関わる要因などを分析したものには杉原(2004・2009)がある。「抑うつ感(CES-D)」と「情緒的消耗(介護者燃え尽き感)」を測定し、介護が長期化すると疲弊する可能性が考えられること、他方で悪化の度合いは大きくなかったことを明らかにしている。

3. 基本統計量

前節で説明した K6 指標(精神の健康状態)の6項目について、それぞれの回答を「まったくない」(0点)、「少しだけ」(1点)、「ときどき」(2点)、「たいてい」(3点)、「いつも」(4点)とし、クロンバックの指標を計算したところ、0.895 と高い値となっており、合成変数を作成することは妥当であると考えられる。そこで、6項目の指標を合計し、100/24 で除し0~100点となるように標準化した。図1はそのヒストグラムである。ここから、6項目について、すべて「まったくない」と回答している割合が20%近くと高く、点数が高くなるにつれ減少していくことがみてとれる。

図1 K6指標(0~100)のヒストグラム

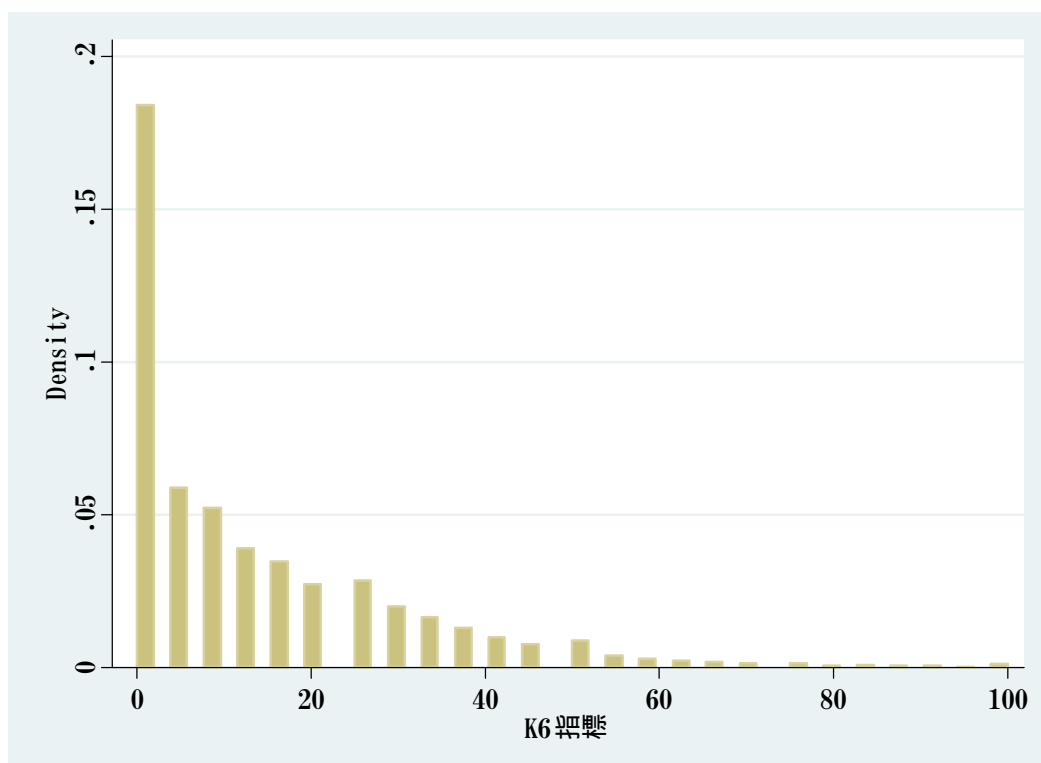


表1は、以下の分析で用いる基本統計量と説明変数ごとに K6 指標の平均値を示した。それぞれ、まず、親との同居については、男性の場合、自身の親との同居も配偶者の親との同居のいずれの場合も K6 指標が高くなっている。一方、女性においては、自身の親との同居と非同居の場合とで K6 指標に差はないが、配偶者の親と同居する場合 K6 指標が高くなる。次に、調査時点の過去 1 年間の介護経験については、男性の介護経験ありの割合より、女性の介護経験ありの割合が高い。本研究では、回答者本人とその配偶者のデータを突合させているため、本人の介護経験と配偶者の介護経験の割合が、男女で逆の値となっている。そして、介護経験による K6 指標の差は男女ともに介護経験がある場合、大きく K6 指標が高まる。また、配偶者が介護経験ありの場合でも、男女ともに K6 指標が高まっている。

次に、通院、入院状況別にみると、男女ともに自身が通院、入院する場合 K6 指標が高まり、特に入院の場合の K6 指標が高くなっている。一方で、配偶者が通院している場合、男女ともに通院していない場合との K6 指標の差がほとんどない。しかしながら、配偶者が入院している場合、K6 指標は高まっている。女性では配偶者が入院した場合の K6 指標の高まりは 1 ポイント程度であるが、男性では 3 ポイントも上昇している。

最後に、男性においてのみの分析となるが自身が就労している場合、就労していない場合より 2.5 ポイントほど K6 指標が低くなっている。

表1 基本統計量および属性ごとのK6指標

	男性		女性	
	割合	K6	割合	K6
親と同居	0.20	11.9	0.07	17.1
親と非同居	0.80	11.4	0.93	17.1
配偶者の親と同居	0.06	12.1	0.20	17.5
配偶者の親と非同居	0.94	11.5	0.80	17.0
介護経験あり	0.09	14.1	0.15	18.8
介護経験なし	0.91	11.3	0.85	16.7
配偶者介護経験	0.15	13.1	0.09	19.2
配偶者介護非経験	0.85	11.2	0.91	16.8
通院あり	0.36	12.5	0.26	18.1
通院なし	0.64	11.0	0.74	16.7
入院あり	0.03	20.6	0.01	22.9
入院なし	0.97	11.3	0.99	17.0
配偶者通院あり	0.25	11.6	0.36	17.3
配偶者通院なし	0.75	11.5	0.64	17.0
配偶者入院あり	0.01	14.5	0.03	18.5
配偶者入院なし	0.99	11.5	0.97	17.1
就労あり	0.90	11.2		
就労なし	0.10	14.7		
全体		11.5		14.4
N	47994		47588	

4. 介護経験が K6 指標に与える影響

ここでは、K6 指標（精神の健康状態）を用いて夫婦の介護経験の影響についての分析を行う。OLS による分析と、固定効果モデルによる分析を男女別に行っている。なお、標準誤差の推計については、パネルデータにより同一個人が出現することに対処するロバスト標準誤差を推計している。

まず、男性の OLS による分析結果から、年齢が上昇するほど K6 指標のポイントは低下するが、本人が通院や入院した場合、配偶者が入院した場合にポイントが有意に上昇し悪化している。そして、自身の介護経験及び妻である配偶者の介護経験は、有意に K6 指標のポイントを上昇させている。次に、固定効果モデルでは、年齢による有意な効果は観察されなくなるが、自身や配偶者の介護経験は有意に K6 指標のポイントを上昇させている。OLS と比較して、自身と配偶者の介護経験に関する係数は小さくなっているものの、観察されない異質性を考慮した場合においても、介護経験は有意に K6 指標を悪化させることがわかる。男性の場合、自身の介護経験による K6 指標への影響の大きさは、自身の入院によるものより小さいが、通院より大きく、配偶者の入院と同程度となっている。

女性についての OLS による分析結果から、男性と同様に、年齢が上昇するほど K6 指標のポイントが低下し、自身の通院と入院および夫である配偶者の入院により有意にポイントが上昇する。そして、自身と配偶者の介護経験も、男性の場合と同じく K6 指標を有意に上昇させている。女性についての固定効果モデルにおいては、他のモデルでは観察されなかった、夫である配偶者の親との同居が K6 指標を有意に上昇させている。また、固定効果モデルにおいても、係数は小さくなっているが、自身の介護経験と配偶者の介護経験は、有意に K6 指標を悪化させている。係数の大きさから、自身の介護による K6 指標の上昇も、配偶者の介護による K6 指標の上昇も男性のそれより大きいことがみてとれる。男性より女性の方が、介護による心理的負担を重く感じてしまうということがないのであれば、女性の方が多く介護の負担を負っている、抑うつ度が悪化していると考えられるだろう。

表 2 男女別にみた K6 指標(0 ~ 100)に与える影響

	男性				女性			
	OLS		固定効果モデル		OLS		固定効果モデル	
	Coef	Robust S.E.	Coef	Robust S.E.	Coef	Robust S.E.	Coef	Robust S.E.
年齢	-0.241	(0.037) ***	0.025	(0.030)	-0.154	(0.041) ***	0.272	(0.032) ***
自身の親同居	-0.102	(0.330)	-0.479	(0.358)	0.735	(0.581)	0.628	(0.612)
配偶者の親同居	0.158	(0.529)	-0.419	(0.505)	0.212	(0.374)	1.019	(0.417) *
自身介護者	2.185	(0.444) ***	1.441	(0.305) ***	4.453	(0.420) ***	2.140	(0.277) ***
配偶者介護者	0.974	(0.380) *	0.650	(0.255) *	1.912	(0.505) ***	1.214	(0.325) ***
通院	1.185	(0.267) ***	0.870	(0.255) **	1.726	(0.330) ***	0.894	(0.287) **
入院	8.794	(0.676) ***	6.088	(0.530) ***	10.134	(0.992) ***	6.225	(0.755) ***
配偶者通院	0.010	(0.287)	0.228	(0.249)	0.304	(0.296)	-0.124	(0.230)
配偶者入院	2.923	(0.819) ***	1.425	(0.556) *	2.494	(0.628) ***	1.541	(0.415) ***
定数項	24.577	(2.158) ***	9.418	(1.761) ***	21.488	(2.300) ***	-1.940	(1.787) ***
観測数	48006		48006		47588		47588	
グループ数			8994				8810	
修正 R2	0.0154				0.0223			
within R2			0.011				0.015	
between R2			0.018				0.013	
overall R2			0.012				0.013	
corr(u _i ,X _b)			0.032				0.014	
sigma _u			3.145				3.466	
sigma _e			2.519				2.583	
rho			0.609				0.643	

注：***...有意水準 0.1%、**...有意水準 1%、*...有意水準 5%を表している。

5. 男性の就業が K6 指標に与える影響

次に、中高年者男性の就労が抑うつ度に与える影響についての分析を行う。平均的には、就業は中高年男性の精神の健康を表す K6 指標を大きく低下させている。しかしながら、就業によって K6 指標が低下しているのか、それとも精神の健康状態がよい場合に就業することが可能となっているのか識別することはできない。そこで、以下の分析では、固定効果を考慮した分析だけではなく、パネルデータの操作変数法(以下 IV 法)による分析を行う。IV 法においては、操作変数(IV)が望ましい性質を持っているかどうか重要になる。ここ

では、K6 指標には直接影響を与えないが、就労に影響を与える変数が IV として必要となる。以下の分析では、IV として基礎年金の受給資格を用いる。日本の公的年金制度は、すべての国民が加入する基礎年金と被用者年金の 2 階建ての構造となっている。基礎年金部分については、2000 年以降徐々に支給開始年齢が 60 才から 65 才に引き上げられている。そのため、「中高年者縦断調査」の観察期間内に支給開始年齢を迎える者と同じ年齢でも支給開始年齢に達しない者が出現している。年金の支給開始年齢は、就業 - 非就業の判断に大きく影響する。その一方で、基礎年金の収入そのものが直接精神的健康に影響するとは言えない。もちろん、所得の高さは精神的健康に影響すると考えられるが、年金の支給開始年齢は確実に訪れるため不確実性が低く、所得の不安定要素になりにくいだろう。また、その他の操作変数として子どもとの同居を IV とした。子どもと同居により就労を促進するかどうかについて事前には不明であるが、就業選択において考慮されるだろう。

表 3 がその分析結果である。まず、OLS の結果では、就労は大きく K6 指標を低下させている。係数の絶対値は減少するものの、同様に固定効果モデルにおいても、就労によって K6 指標は低下している。次に、パネル IV 法の 1 段階目においては、操作変数の基礎年金の支給開始年齢は、就労確率を低下させている。ただし、子どもとの同居は有意な影響は観察されない。そして、2 段階目の分析結果では、就労が K6 指標に対してほとんど影響を与えていないことがみてとれる。したがって、就労による K6 指標の低下は、精神的健康な場合に就労を行いやすくなるということが生じていると考えられるであろう。

表3 男性の精神的健康（K6指標）に就労が与える影響

	OLS		固定効果モデル		1段階目:就労の分析		IV 固定効果モデル	
	Coef	Robust S.E.	Coef	Robust S.E.	Coef	Robust S.E.	Coef	Robust S.E.
就労	-3.888	(0.462) ***	-1.344	(0.296) ***			0.086	(2.641)
年齢	-0.329	(0.038) ***	-0.009	(0.031)	-0.022	(0.001) ***	0.028	(0.077)
自身の親同居	-0.049	(0.328)	-0.462	(0.356)	-0.005	(0.008)	-0.453	(0.357)
配偶者の親同居	0.120	(0.523)	-0.405	(0.505)	0.005	(0.012)	-0.414	(0.505)
自身介護者	2.078	(0.444) ***	1.418	(0.305) ***	-0.024	(0.007) **	1.451	(0.311) ***
配偶者介護者	0.998	(0.379) **	0.654	(0.255) *	0.007	(0.006)	0.642	(0.256) *
通院	1.144	(0.266) ***	0.857	(0.254) **	-0.002	(0.005)	0.860	(0.255) **
入院	8.367	(0.661) ***	6.015	(0.526) ***	-0.067	(0.011) ***	6.110	(0.550) ***
配偶者通院	-0.035	(0.286)	0.215	(0.249)	-0.001	(0.006)	0.219	(0.249)
配偶者入院	2.908	(0.812) ***	1.415	(0.556) *	-0.010	(0.011)	1.429	(0.556) *
定数項	33.260	(2.354) ***	12.637	(1.855) ***				
年金支給開始年齢					-0.088	(0.008) ***		
子と同居					0.001	(0.005)		
観測数	47994		47994		47333		47333	
グループ数			8993				8332	
修正 R2	0.0208				0.0694			
within R2			0.012					
between R2			0.026					
overall R2			0.016					
corr(u _i ,X _b)			0.048					
sigma_u			3.138					
sigma_e			2.518					
rho			0.608					
Centered R2							0.0107	
Uncentered R2							0.0107	
Root MSE	15.623						2.518	
Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic):							131.204	
Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):							68.655	
Hansen J statistic (overidentification test of all instruments):							0.319	
						Chi-sq(1) P-val =	0.5721	

注：***...有意水準 0.1%、**...有意水準 1%、*...有意水準 5%を表している。

6. 終わりに

本研究は、中高年者縦断調査を用いて、介護経験が抑うつ状態に与える影響についての分析を行った。抑うつ状態については、K6 指標と呼ばれる精神的健康を測る主観的指標を用いた。このような主観的指標については、個人間比較が困難と考えられてきたが、パネルデータを用いることで、抑うつ状態への感じやすさなどの個人の固定効果を除去した分析が可能となる。分析結果からは、本人の介護経験だけではなく、配偶者の介護経験も有意に K6 指標のポイントを上昇させており、介護経験が精神的健康状態を悪化させている。特に、女性において、介護経験が K6 指標を悪化させていることから、女性の介護負担が重いため、精神に悪影響を及ぼしている恐れがあるだろう。

また、中高年男性においては、就労している場合に K6 指標が低くなっていた。しかし、精神の健康であるがゆえに就労しているのか、就労によって精神が健康になっているのかについて因果関係が識別できないと考えられる。そこで、基礎年金の支給開始年齢の変更を操作変数とした固定効果モデルによる分析結果を行ったところ、男性の就労は K6 指標に対してほとんど影響を与えないことが明らかとなった。

以上の分析から、介護経験は精神の健康を損なうものであり、介護負担を多く引き受けていると考えられる女性に顕著である。また、男性高齢者の就労継続そのものが精神の健康に資するとは言えず、女性の介護負担を軽減するために男性の介護休暇の取得をしやすくする必要があるだろう。

<参考文献>

- ・古川壽亮他(2003)川上憲人編, 2003, 『厚生労働省厚生労働科学研究費補助金 厚生労働科学特別研究事業 平成 14 年度総括・分担研究報告書 心の健康問題と対策基盤の実態に関する研究』, 2-2 章.
- ・羽生正宗(2011)『レスパイトケア介護者支援政策形成 家族介護者の負担感分析』日本評論社.
- ・東野定律・中島望・張英恩ほか(2010)「続柄別にみた家族介護者の介護負担感と精神的健康の関連性」『経営と情報 : 静岡県立大学・経営情報学部/学報』22(2), 97-110.
- ・広瀬美千代(2010)『家族介護者のアンビバレントな世界 エビデンスとナラティブからのアプローチ』ミネルヴァ書房.
- ・一柳歩美・本田純久(2007)「家族介護者の基本属性および介護負担感と抑うつとの関連」『日本看護学会論文集 老年看護』38, 187-189.
- ・岩間大和子(2003)「家族介護者の政策上の位置付けと公的支援 : 日英の政策の展開及び国際比較の視点」『レファレンス』624.
- ・岩本康志(2001)「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社、第 5 章、115-138.
- ・岸田研作・谷垣静子(2007)「在宅サービス何が足りないのか? 家族介護者の介護負担感の分析」『医療経済研究』19(1): 21-35.

- ・松村香・岡田節子・山内朝江ほか(2013)「主介護者の抑うつ状態に影響を与える要因の構造的分析：主介護者の性格特性を加味して」『老年精神医学雑誌』24(12), 1295-1307.
- ・中西泰子(2013)「在宅要介護者の主介護者における介護負担感と経済生活：就労・経済状態との関連性」『季刊家計経済研究』98, 46-53.
- ・大津唯(2012)「在宅介護が離職に与える影響についての分析」『慶応義塾大学パネルデータ設計・解析センター ディスカッションペーパー』<http://www.pdrc.keio.ac.jp/DP2012-013.pdf>
- ・佐分厚子(2008)「日本の家族介護者研究における well-being の関連要因に関する文献レビュー」『評論・社会科学』85, pp 83-114.
- ・杉原陽子(2004)「在宅サービスの利用が介護者のストレス軽減・在宅継続に与える縦断的な効果 介護保険制度施行前後の比較」『厚生労働科学研究費政策科学(代表杉澤秀博)H13-15 年度総合研究報告書』pp56-70
- ・杉原陽子(2009)「介護者のストレスとサービス利用に関する縦断研究 パネル調査と反復横断調査によるストレス変化と介護の社会化の検証」『老年社会科学』31(2),165-6.
- ・谷向知・坂根真弓・酒井ミサヲほか(2013)「介護うつ (特集 介護うつ：認知症介護における介護者支援のための課題)」『老年社会科学』34(4), 511-515.
- ・田辺毅彦(2009)「家族介護者の在宅介護負担の現状とその対策：北海道 T 町における介護負担調査および介護に関する啓発活動の効果」『北星学園大学文学部北星論集』47(1), 53-62
- ・Kessler RC, Andrews G, Colpe L J, Hiripi E, Mroczek D K, Normand S-LT, Walters E E, and Zaslavsky A. (2002) "Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Nonspecific Psychological Distress" *Psychological Medicine*, 32, pp 959-76.

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

「就業履歴をふまえたシングルマザーの就労と所得の関係」

分担研究者 田中聡一郎(関東学院大学)

研究要旨

本研究は、『21世紀成年者縦断調査』を用いて、シングルマザーの就業履歴を考慮したうえで、就業形態と収入の変化に関する分析を行った。とくに、第1子出生時の就業状態に着目し、その後の変化を検証した。第1子出生時に正規雇用による就業継続を行った場合、シングルマザーになった時点で正規雇用の場合が多く、世帯収入は高かった。さらに、シングルマザーになった後の経過年数による収入の上昇も、第1子出生時に正規雇用の就業継続を行った場合に大きくなっている。就労収入と、その他の収入を含めた世帯収入に関する多変量解析の分析からは、末子年齢、シングルマザーの教育歴、就労関連の変数について有意な影響がみられた。とくに、第1子出生時に就業を継続すると収入が高くなる傾向がみられた。また、教育歴と収入についても強い関係がみられ、教育歴が短いことは収入を低める要因となることが示唆された。

A．研究目的

『21世紀成年者縦断調査』を用いて、シングルマザーの就業履歴を考慮したうえで、就業形態と収入の変化に関する分析を行った。

（倫理面への配慮）

匿名化されたデータを利用し、特に必要ない。

B．研究方法

『21世紀成年者縦断調査』の個票データを用いて、シングルマザーの就労収入とその他の収入を含めた世帯収入についての分析を行った。

C．研究結果

就労収入とその他の収入を含めた世帯収入に関する多変量解析の分析からは、末子年齢、シングルマザーの教育歴、就労関連の変数について有意な影響がみられた。とくに、第1子出生時に就業を継続すると収入が高くなる傾向がみられた。また、教育歴と収入についても強い関係がみられ、教育歴が短いことは収入を低める要因となることが示唆された。

D．考察

これらの分析結果から、母子世帯の低所得の要因としては、子どもが小さいことで就労に制約がもたらされるということだけでなく、第1子出生時に就業を継続できていたか否かや、さらに、シングルマザー自身の教育歴が影響しているといえる。

E．結論

したがって、第1子出生時での就業継続は、離死別によって低所得となるリスクを軽減することが示唆される。また、結婚や出産以前の女性自身の教育歴の短さは、離婚や死別というライフコース上の危機への脆弱性を高めると考えられる。

F．研究発表

1. 論文発表

田中聡一郎、四方理人、駒村康平(2013)「高齢者の税・社会保障負担の分析」『フィナンシャルレビュー』115、pp117-133.

2. 学会発表

なし

G．知的財産権の出願・登録

なし

第6章 就業履歴をふまえたシングルマザーの就労と所得の関係

田中聡一郎(関東学院大学)

四方 理人(関西学院大学)

要旨

本研究は、『21世紀成年者縦断調査』を用いて、シングルマザーの就業履歴を考慮したうえで、就業形態と収入の変化に関する分析を行った。とくに、第1子出生時の就業状態に着目し、その後の変化を検証した。第1子出生時に正規雇用による就業継続を行った場合、シングルマザーになった時点で正規雇用の場合が多く、世帯収入は高かった。さらに、シングルマザーになった後の経過年数による収入の上昇も、第1子出生時に正規雇用の就業継続を行った場合に大きくなっている。就労収入と、その他の収入を含めた世帯収入に関する多変量解析の分析からは、末子年齢、シングルマザーの教育歴、就労関連の変数について有意な影響がみられた。とくに、第1子出生時に就業を継続すると収入が高くなる傾向がみられた。また、教育歴と収入についても強い関係がみられ、教育歴が短いことは収入を低める要因となることが示唆された。

1. はじめに

国際比較からも明らかなように、日本のシングルマザーの経済状況は厳しい。2000年代半ばの日本のひとり親世帯(子どもがいる世帯で大人が1人の世帯)の貧困率はOECD30カ国で最も高いことが知られているが(厚生労働省 2010)、またそのことに加えて、就業しているひとり親世帯の貧困率も最も高い(OECD2009=2010)。働いていてもなお厳しい経済状況にあるのが、日本のひとり親の特徴といえる。

シングルマザーが就労しているものの低所得にとどまる理由のひとつに、非正規雇用とその収入の低さがある。厚生労働省の『平成23年度 全国母子世帯等調査結果報告』によれば、パート・アルバイト等がシングルマザー全体の5割を占めているなか、正規雇用は全体の4割にとどまる。非正規雇用の場合に収入は低く、正規雇用のシングルマザーの平均年間就労収入が270万円であるのに対し、パート・アルバイト等では125万円と正規雇用の半分を下回る。

非正規雇用による低所得の問題には、シングルマザーの教育歴の影響も見逃せない。シングルマザーの雇用形態や経済状況に関して、教育歴が短い場合に不利な状況にあることが指摘されている(神原 2006、藤原 2007)。実際、『平成23年度 全国母子世帯等調査結果報告』からは、最終学歴の違いによって、正規就業の割合や就労収入に差がみられる。正規就業の割合は大卒で5割を超えるが、中卒では2割にとどまり、また、年間平均就労収入は中卒で129万円であるのに対し、大卒では297万円と大きな格差がみられる(『平成23年度 全国母子世帯等調査結果報

告』)。

こうした母子世帯の就労と所得の厳しい経済状況をうけて、特に、正社員就業に問題関心をもったシングルマザーの就労の分析がなされてきた。周(2012)は、正社員就業の希望者を対象とした、正社員就業の決定要因について、本人年齢が比較的若い、初職の正社員経験や末子年齢 6 歳以上、専門資格保有等が正社員就業の確率を高めることを明らかにしている。他方で正社員就業を希望しないことについては、「年齢・学歴制約仮説」、「育児制約仮説」、「非勤労収入仮説」のいずれも一定の説明力があるとしている。

また、出産により就業を中断し、子どもが一定年齢に達してから再就職するという中断再就職型のライフコースをとる女性が依然として多数をしめる日本の労働市場において、シングルマザーに関しても出産前後、さらには母子世帯になる前後の就労実態の変化を把握する必要がある。永瀬(2003)によれば、母子世帯の経済状況は、より若い時点で正社員の仕事に就くことによって改善することができるものの、その若い時点には子供の育児負担が大きくそれが難しいことを指摘している。高田(2010)は、シングルマザーの就業選択に関する分析を行い、母子世帯となる直前に無業だった者の就業選択については、末子年齢が6歳以下や本人年齢が高い、死別の場合に正規就業確率が低下すること、母子世帯となった直後の就業形態が現在の就業形態に対する履歴効果を持つこと、ヘルパーの資格が正規就業確率を高めること等を明らかにしている。初職、母子世帯になる前、直後、調査時の4時点から就業移動を把握した大石(2012)によれば、初職が正規雇用であることはその後の正規雇用確率には有意な影響をもたらさないが、貧困リスクは引き下げていること、母子世帯になる直前が正規雇用である場合には母子世帯になった直後も正規雇用である確率を有意に引き上げていること、教育歴は母子世帯になる前の雇用形態には影響するものの、母子世帯になって以降の正規雇用確率に与える影響は有意ではないことが指摘されている。

さらに、シングルマザーの所得や就業形態の変動をパネル・データから分析した研究としては『消費生活に関するパネル調査』を用いた濱本(2005)がある。それによれば、母子世帯前から常勤のシングルマザーは貧困率が低く、またその経済的变化も相対的に小さいことや、母子世帯になった後も常勤を継続する場合は、母子世帯1年目に貧困となっても脱出可能であったのに対し、パート継続した場合は貧困脱出が困難であったこと等を明らかにした。また、『21世紀成年者縦断調査』を用い、母子世帯の離死別前後の収入と就労の変化についての分析を行った田中・四方(2012)では、シングルマザーが離死別前年に無業や非正規雇用であった場合は、正規雇用の場合より収入が低く、また、正規雇用に移りにくいために2から3年で収入が低くとどまってしまう。この背景には、シングルマザーの教育年数の短さが、正規雇用になりにくく、低収入の要因となっていることが指摘されている。

このように、シングルマザーの収入に影響をもたらす要因として、就業形態(正規雇用か非正規雇用か)、就業履歴(継続雇用や就業中断か)、人的資本(教育歴や資格の有無)が検討されてきた。くわえて、出産や離死別といったライフイベントに職業移動が伴うことが多い女性のライフコースを動的に把握する必要性が指摘されてきた。本稿では、こうした先行研究の問題意識を踏まえ、とくに就業履歴を考慮した就業形態の変化と収入の変化に焦点をあてて分析を行う。『21世紀成年

者縦断調査』を用いて、第 1 子出生時に就業を中断することが、母子世帯の低収入をもたらす可能性を検討する。

2. 使用データについて

本稿で用いるデータは『21 世紀成年者縦断調査』の第 1 回調査から第 10 回調査(2002 年調査から 2011 年調査)までの個票データである。シングルマザーの定義は、20 歳以下の子どもと同居している配偶者のいない女性とした¹。以下の分析では、就労収入とその他の収入をあわせた世帯収入についての分析を行う。ただし、収入については、データ上の問題がいくつかある。第 1 に、就労収入のデータとその他の収入が区別できるのが 2002 年から 2006 年までのデータだけであり、2007 年以降のデータでは、就労収入とその他の収入の区別ができない。第 2 に、夫と妻以外の世帯員の収入が把握されていないため、親と同居しているシングルマザーの世帯収入が過少となっている可能性があることに注意が必要である。

表1は、本稿で用いる『21 世紀成年者縦断調査』の基本統計量を示している。まず、就労収入の平均は 143 万円で、世帯収入の平均が 205 万円となっている。分析対象者の平均年齢は、就労収入の分析に関するサンプル(以下、「就労収入サンプル」と略記)で 32 歳、世帯収入の分析に関するサンプル(以下、「世帯収入サンプル」と略記)で 35 歳となっている。これは、『21 世紀成年者縦断調査』の第 1 回調査が 20 歳から 34 歳の若年層を対象年齢としてスタートしたことから、『平成 23 年度全国母子世帯等実態調査』のシングルマザーの平均年齢(39.7 歳)より低くなっている。また、本分析のサンプルでは末子年齢が 0 歳から 5 歳までの世帯と、6 歳から 11 歳までの世帯を合わせて 7 割から 8 割を占めており、こちらも『平成 23 年度全国母子世帯等実態調査』の母子世帯の末子年齢の平均 10.7 歳と比べて低年齢児が多くなっている。さらに、シングルマザーが自身の親と同居している割合は 4 割以上にのぼっている。

次に、教育水準については、中学卒業が就労収入サンプルで 15%、世帯収入サンプルで 11%と、この年齢層の日本における中学卒の平均より著しく高くなっている。また、大学卒も就労収入サンプル、世帯収入サンプルとで 8%と 10%といずれも低い。ただし、これらの教育水準は『平成 23 年度全国母子世帯等実態調査』とほぼ同水準であり、シングルマザーは女性のなかで相対的に低い教育水準にあることがうかがえる。

就労関係の変数については、まず学卒後の初職が正規雇用であった割合は就労収入サンプルで 65%、世帯収入サンプルで 67%となっている。逆にいえば、シングルマザーの 3 割以上が初職から非正規雇用や非雇用就業であったということになる。次に、第 1 子出生時に就業を継続したかどうかについては、就労収入サンプル、世帯収入サンプルともに 35%程度が就業継続を行って

¹ 初回調査時点においては、離死別が不明である。初回時に配偶者がおらず、同棲もしていないと回答し、かつ、20 歳以下の子どもと同居している場合にシングルマザーとした。2 回目以降は、離別、死別を経験しかつ 20 歳以下の子どもと同居している場合をシングルマザーとしている。

る。さらに、調査時点での現職の就業形態であるが、正規雇用は就労収入サンプルで 31%、世帯収入サンプルで 35%、非正規雇用がそれぞれ 50%と 49%、自営・その他がそれぞれ 7%と 6%、無業がそれぞれ 12%と 10%となっている。現職で見ると、約 9 割のシングルマザーが就労しているものの、非正規雇用が半数を占めていることがわかる。

3. 分析結果

(1) 就業形態の変化

本研究では、母子世帯の低所得の問題を引き起こす原因の一つとして、シングルマザーの就業履歴の影響を検討する。

図 1 は、シングルマザーになった時点からの経過年数別にみた就業形態である。ただし、調査期間である 2002 年から 2011 年の間にシングルマザーになったサンプルに限られる。シングルマザーになった 1 年目は、正規雇用が 25%、非正規雇用が 47%、自営その他が 6%、無業が 22%となっている。その後年数が経過するにつれ、正規雇用の割合が増え、無業の割合が低下することがみとれる。

次に、第 1 子出生時の就業形態を、「正規雇用」、「非典型就業(非正規雇用、自営業、その他)」、「無業」に区分し、シングルマザーになってからの年数ごとに、就業形態の変化をみたものが図 2 である²。図 2 から観察されることは、まず、第 1 子出生時に「正規雇用」であった場合、シングルマザーになった 1 年目が 75%であり、2 年目以降 70%を下回り、5 年目以降に再び 70%を上回る。経年での増加傾向は観察されないが、ほぼ 7 割台を維持している。

また、第 1 子出生時に非正規雇用や自営業などの「非典型就業」であった場合は、シングルマザーとなった 1 年目に非正規雇用の割合が 67%と高くなっている。その後、2 年目、3 年目と非正規雇用の割合が低下し、正規雇用の割合が上昇する。そして、4 年目、5 年目以降は、無業の割合が減少し、非正規雇用の割合が再び高くなっている。

さらに、第 1 子出生時に「無業」であった場合、シングルマザーになった 1 年目にはその 28%が無業であり、非正規雇用の割合は 51%と最も高く、正規雇用の割合は 17%と低い。その後、2 年目、3 年目と無業の割合が低下し、非正規雇用と正規雇用の割合が上昇していく。5 年目以降になると、正規雇用の割合が高まり、無業の割合が低くなっている。

以上から、第 1 子出生時点の就業状態が、シングルマザーになった時点での就業形態を大きく規定していることがわかる。特に、第 1 子出生時に正規雇用であった場合、シングルマザーになった時点でも正規雇用の割合が高く、その後も高い水準を維持している。第 1 子出生時に非典型雇用である場合には、5 年目以降無業になる者が僅少となるが、1 年目から 5 年目にかけて 6、7 割が依然として非正規雇用にとどまる。一方で、第 1 子出生時に無業であった場合は、シングルマザー 1 年目の無業の割合が高いが、徐々にその割合が低下し、正規雇用と非正規雇用の割合が高ま

² 出生時の就業状態は、就業の継続の有無をみるため、第 1 子が 1 歳時点の就業状態とした。

っていく。

正規雇用の割合は、第1子出生時に正規雇用であった場合に1～5年目のいずれの場合にも最も高い割合を占めているが、非典型雇用であった者と無業であった者について比較すると、第1子出生時に無業であった場合に非典型雇用であった場合よりも高い割合で正規雇用に就いている。この傾向は、1～5年目のいずれにおいても見られる傾向となっている。

(2) 第1子出生時の就労形態別シングルマザーの世帯収入

次に、第1子出生時の就労形態別にシングルマザーの年間の世帯収入をみたものが図3である。図1や図2と同じく、シングルマザーの経過年数ごとにみている。

まず、第1子出生時に正規雇用であった場合の世帯収入は、他の就業状態であった場合より収入が高く、年を経過するごとの収入の伸びも大きいことがみてとれる。第1子出生時の就業形態別にその後の就業形態の変化をみた図2では、第1子出生時に正規雇用であった場合、その後の正規雇用の割合は高いものの、その割合は経年で上昇傾向にはなかった。このことから、第1子出生時に正規雇用であった場合の世帯収入の高さは、正規雇用の割合の高さと、正規雇用にいることで勤続年数に応じて就労収入が上昇することが影響していると考えられる。

次に、第1子出生時に非典型就労の場合は、シングルマザーになった1年目において無業より世帯収入が低い、2年目、3年目において無業であった場合より世帯収入が高くなる。ただし、4年目以降は、この2つの世帯収入の差はほとんどなくなる。第1子出生時に非典型就労の者と無業の者は、第1子出生時に正規雇用の者よりも非正規雇用と無業の割合が高いことから、世帯収入が低位にとどまっている。第1子出生時に非典型就労の者と無業の者とで、経年の世帯収入の差が大きくない理由としては、第1子出生時に無業の者は非典型雇用だった者よりも正規雇用につく割合が高まるなかで非正規の割合が5年目以降には半数を切るものの、無業にとどまる者の割合が最も高いことから、平均額で見れば両者の間で収入の差が縮まっていると考えられる。

結果として、シングルマザー全体でみた世帯収入は経年で漸増傾向にあるが、その伸びは第1子出生時点で正規雇用であった場合に大きく、無業や非典型就業であった場合は小さい。第1子出生時に正規雇用として就業継続を行った場合、シングルマザーになった時点においても正規雇用となる割合が高く、また、その後の収入の伸びも大きいことがわかる。

(3) 就労収入についての分析

表2は、シングルマザーの就労収入についての分析結果である。まず、モデル1は、現職の就業形態を考慮していないモデルである。その結果、末子年齢が5歳以下の場合、就労収入が約38万円低下し、子ども数が一人増えると就労収入が約19万円低下することがみてとれる。また、親と同居する場合にも就労収入が低くなる。親と同居することで、自身の労働時間を減らすことによるのか、それとも収入が低いために親と同居せざるを得ないのかについての区別は分析上できないが、シングルマザーの就労収入と親との同居は統計的に有意な関係にあることがわかる。

教育歴との関係を見ると、教育年数が長くなるほど就労収入が高くなる傾向が強くなる。高

校卒のシングルマザーと比較すると、大学卒の場合に 120 万円以上の就労収入が高くなり、中学卒の場合には 20 万円以上低くなる。

さらに、就業履歴の点についてみると、初職の就労形態が正規雇用の場合に有意に現在の就労収入が高くなっている。また、第 1 子出生時に就業継続を行った場合も有意に就労収入が高くなっている。これらの点に関して、現職の雇用形態を考慮したモデル でみると、モデル の場合と同様に、第 1 子出生時に就業継続した場合、有意に就労収入が高くなる。しかし、モデル では、モデル で有意であった、初職が正規雇用の場合に変数は有意な結果とはなっていないが、現職が正規雇用の場合に大きく就労収入が高くなっている。就労収入については、初職よりも現職の影響が大きいことがわかる。

(4) 世帯収入についての分析

表 3 は、シングルマザーの世帯収入と働き方についての分析結果である。ここでいう世帯収入とは、先述したように、『21 世紀成年者縦断調査』では、本人と配偶者についての収入のみが調査項目であることから、同居している親がいる場合その収入は把握できていない。ただし、本人の収入には、就労収入のほかに児童扶養手当等の社会保障給付や離別した夫からの養育費などが含まれていると考えられる。そのため、表 1 でみたように、シングルマザーの世帯収入は、就労収入よりも平均的に 60 万円ほど高くなっている。また、就労収入は、2002 年から 2006 年調査までしか把握できないが、世帯収入については 2011 年調査まで把握することができ、サンプルサイズも大きくなる。

就労収入の分析と同様に、モデル は、現職の就業形態を考慮していないモデルであり、モデル は現職の就業形態を考慮したモデルとなっている。

分析の結果、就労収入の分析と同じく、5 歳以下の子どもがいる場合や、子ども数が増加する場合に世帯収入が有意に低下する。親との同居についても、世帯収入を低下させている。ただし、現職の就業形態を含まないモデル においては、子ども数の増加や親との同居は、有意に世帯収入を減少させるが就業形態を考慮した場合は有意な影響が観察されない。

教育歴については、就労収入の分析と同様に収入との明確な関係がみられる。モデル においてもモデル においても教育年数が長くなるほど世帯収入が有意に高くなっている。

就労の変数については、初職が正規雇用の場合にモデル 、ともに有意に世帯収入を引き上げている。また、就労収入の分析の場合と同じく、第 1 子出生時に就業継続した場合には、モデル においても、現職の就業形態を考慮に入れたモデル においても、有意に世帯収入が高くなっていることがみてとれる。

4. おわりに

本研究では、『21 世紀成年者縦断調査』を用いて、シングルマザーの就業履歴を考慮した就業形態の変化と収入の変化に焦点をあてて分析を行った。とくに、第 1 子出生時に就業を中断することが、母子世帯の低収入をもたらす可能性を検討した。

分析の結果、第1子出生時に正規雇用による就業継続を行った場合、シングルマザーになった時点で正規雇用の場合が多く、世帯収入は高かった。さらに、シングルマザーになった後の経過年数による収入の上昇も、第1子出生時に正規雇用の就業継続を行った場合に大きくなっている。就労収入と、その他の収入を含めた世帯収入に関する多変量解析の分析からは、末子年齢、シングルマザーの教育歴、就労関連の変数について有意な影響がみられた。とくに、現職の就業形態を考慮した場合にも、第1子出生時に就業を継続すると就労収入、世帯収入ともに有意に高くなっていた。第1子出生時に就業を中断することが、低収入になるリスクを高めてしまうことがうかがえる。さらに、教育歴と収入についても強い関係がみられた。就労収入、世帯収入いずれにおいても、教育歴が短いことは収入を低める結果となった。

以上の分析結果から、母子世帯の低所得の要因としては、子どもが小さいことで就労に制約がもたらされるということだけでなく、第1子出生時に就業を継続できていたか否かや、さらに、シングルマザー自身の教育歴が影響していた。すなわち、第1子出生時に就業を継続できていたことは、離死別によって低所得となるリスクを軽減することが示唆される。ただし、結婚や出産以前の女性自身の教育歴の短さは、離婚や死別というライフコース上の危機への脆弱性を高めると考えられる。

<参考文献>

大石亜希子(2012)「母子世帯になる前の就労状況が現在の貧困とセーフティ・ネットからの脱落に及ぼす影響について」『労働政策研究・研修機構』『シングルマザーの就業と経済的自立』労働政策研究報告書 No.140、pp.79 - 98。

神原文子(2006)「母子世帯の多くがなぜ貧困なのか？」澤口 恵一、神原 文子(編)『第2回家族についての全国調査(NFRJ03)第2次報告書 No.2: 親子、きょうだい、サポートネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会、pp.121-135。

周燕飛(2012)「母子世帯の母親における正社員就業の条件」『季刊・社会保障研究』第48巻第3号、pp.319 - 333。

田中聡一郎・四方理人(2013)「シングルマザーにおける離別前後の所得と就労」『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24年度)』,pp111-125。

濱本知寿香(2005)「母子世帯の生活状況とその施策」『季刊・社会保障研究』第41巻第2号、pp.96-110。

高田しのぶ(2010)「母子世帯の母の就業を決める要因」『日本経済研究』第63号、pp.100-112。

永瀬伸子(2003)「母子世帯の母のキャリア形成、その可能性」『母子世帯の母への就業支援に関する研究』日本労働研究機構。

藤原千沙(2007)「母子世帯の階層分化--制度利用者の特徴からみた政策対象の明確化」『家計経済研究』73、pp.10-20。

OECD(2009=2010) *Growing Unequal? : Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD

Publishing (小島克久・金子能宏訳 『格差は拡大しているか OECD加盟国における所得分布と貧困』
明石書店)

資料

厚生労働省(2010)「子どもがいる現役世帯の世帯員の相対的貧困率の公表について」

厚生労働省(2012)『平成23年度 全国母子世帯等調査結果報告』

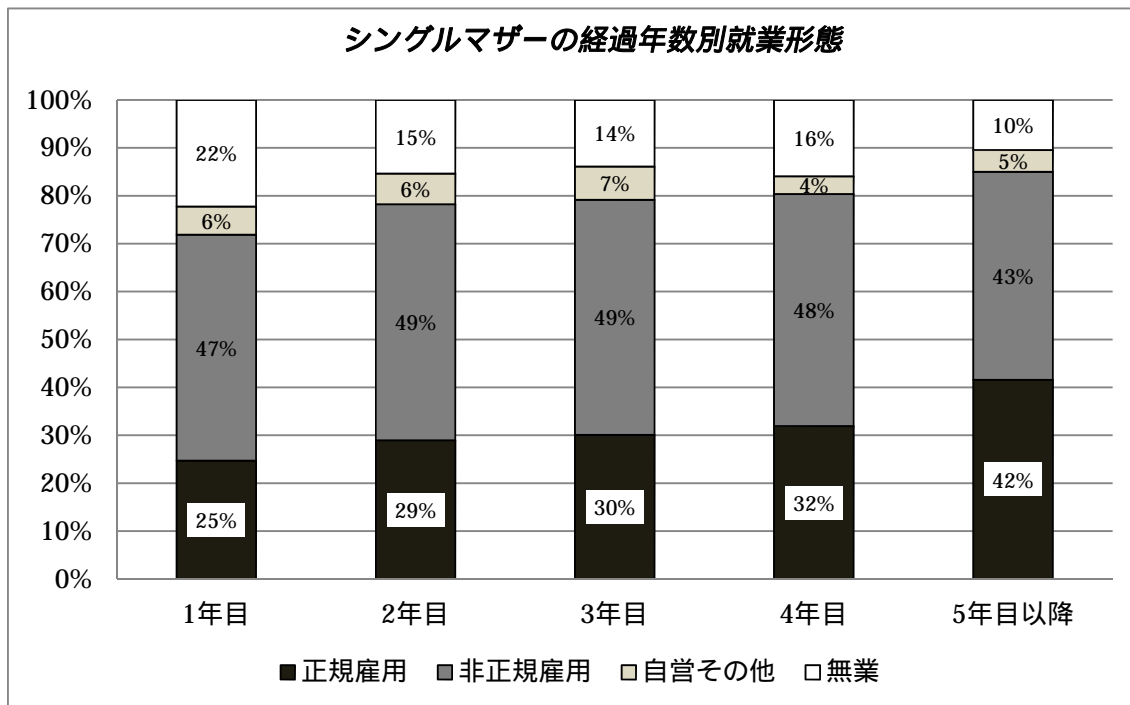
表 1 基本統計量

	就労収入				世帯収入			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
就労収入/世帯所得	143.36	120.99	0	737	204.69	142.39	0	1937
年齢	32.27	3.40	20	38	34.94	4.16	20	43
子ども数	1.59	0.79	1	7	1.62	0.77	1	7
未子年齢 0～5 歳	0.36	0.48	0	1	0.23	0.42	0	1
未子年齢 6～11 歳	0.52	0.50	0	1	0.50	0.50	0	1
未子年齢 12 歳以上	0.12	0.33	0	1	0.27	0.44	0	1
親と同居	0.43	0.50	0	1	0.41	0.49	0	1
中学	0.15	0.35	0	1	0.11	0.31	0	1
高校	0.51	0.50	0	1	0.48	0.50	0	1
専門学校	0.15	0.35	0	1	0.18	0.38	0	1
短大・高専	0.12	0.33	0	1	0.14	0.35	0	1
大学	0.08	0.27	0	1	0.10	0.30	0	1
初職正規雇用	0.65	0.48	0	1	0.67	0.47	0	1
第 1 子出生時就業継続	0.35	0.48	0	1	0.36	0.48	0	1
正規雇用	0.31	0.46	0	1	0.35	0.48	0	1
非正規雇用	0.50	0.50	0	1	0.49	0.50	0	1
自営・その他	0.07	0.25	0	1	0.06	0.25	0	1
無業	0.12	0.32	0	1	0.10	0.30	0	1

注：就労収入・世帯収入は「万円」

出所：『21 世紀成年者縦断調査』より筆者作成

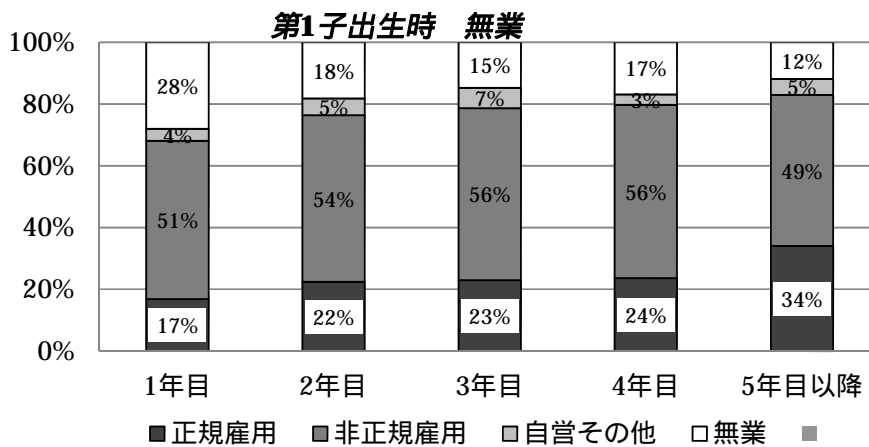
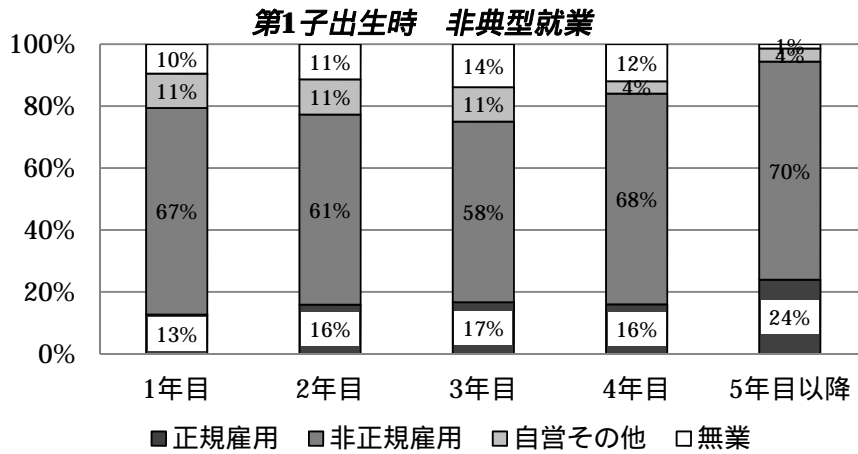
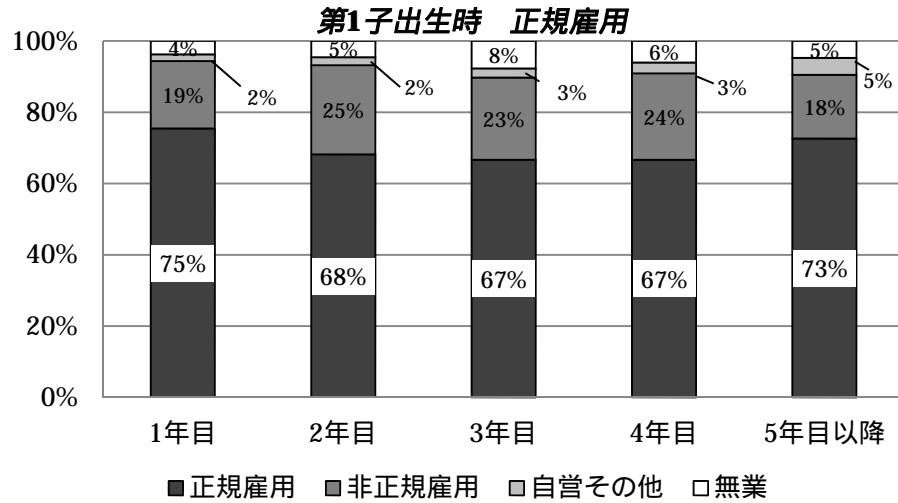
図1 シングルマザーの経過年数別就業形態



注：2002年から2011年の間に離死別によりシングルマザーとなった者が対象。

出所：『21世紀成年者縦断調査』より筆者作成

図2 第1子出生時の就業形態別に見たシングルマザーの就業形態

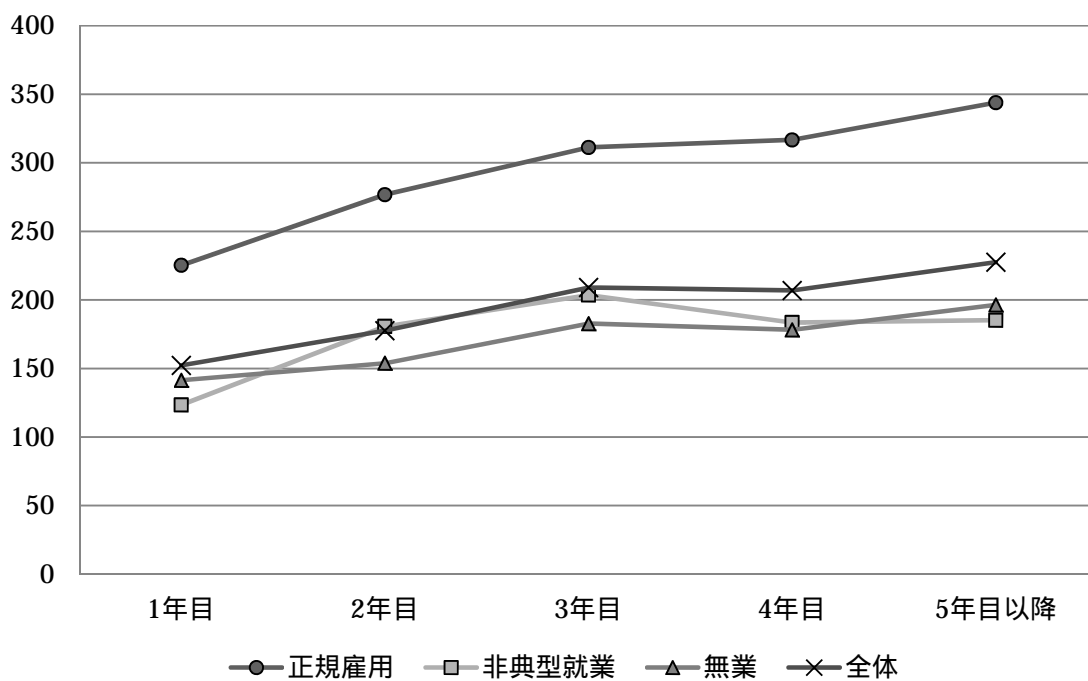


注：2002年から2011年の間に離死別によりシングルマザーとなった者が対象。

出所：『21世紀成年者縦断調査』より筆者作成

図 3

第1子出生時の就労形態別、
シングルマザーの期間別にみた世帯収入：万円



注：2002年から2011年の間に離死別によりシングルマザーとなった者が対象。

出所：『21世紀成年者縦断調査』より筆者作成

表 2 シングルマザーの就労収入の分析：最小二乗法

	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
年齢	-18.22	(12.88)		-18.38	(11.07)	+
年齢 2 乗	0.38	(0.21)	+	0.37	(0.18)	*
末子 5 歳以下	-37.55	(12.34)	**	-21.91	(10.65)	*
末子 6 ~ 11 歳	4.57	(10.78)		8.87	(9.28)	
子ども数	-18.97	(4.48)	***	-18.57	(3.83)	***
親同居	-16.16	(6.78)	*	-18.78	(5.89)	**
中学卒	-21.12	(9.87)	*	-17.46	(8.63)	*
専門学校	41.07	(9.42)	***	25.27	(8.22)	**
短大高専	32.21	(10.26)	**	7.93	(8.84)	
大学	122.55	(12.62)	***	77.53	(11.08)	***
初職正規雇用	17.30	(7.11)	*	-1.43	(6.27)	
出生時就業継続	58.05	(6.70)	***	41.68	(5.87)	***
正規雇用				182.24	(9.84)	***
非正規雇用				67.16	(8.97)	***
自営その他				70.34	(13.26)	***
定数項	326.97	(199.06)		275.08	(171.28)	
N	1110			1044		
修正 R2	0.2456			0.4814		

注：***...p 値<0.001、**...p 値<0.01、*...p 値<0.05、+...p 値<0.1

注 2：学歴のレファレンスは高校卒であり、現在の就業形態のレファレンスは無業である。

出所：『成年者縦断調査』(2002 年から 2006 年調査)を用いて筆者推計

表3 シングルマザーの世帯収入についての分析：最小二乗法

	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
年齢	-4.22	(8.69)		-7.64	(8.12)	
年齢 2 乗	0.12	(0.13)	+	0.16	(0.12)	
末子 5 歳以下	-57.11	(10.17)	**	-39.18	(9.46)	***
末子 6 ~ 11 歳	-26.42	(7.72)		-13.80	(7.17)	+
子ども数	-7.13	(4.09)	***	-0.49	(3.81)	
親同居	-6.66	(6.06)	*	-7.43	(5.65)	
中学卒	-4.04	(9.97)	*	-2.59	(9.37)	
専門学校	40.28	(7.99)	***	30.27	(7.44)	***
短大高専	31.17	(8.71)	**	17.81	(8.12)	*
大学	129.10	(10.20)	***	94.98	(9.61)	***
初職正規雇用	33.56	(6.46)	*	12.26	(6.12)	*
出生時就業継続	45.75	(5.93)	***	30.57	(5.61)	***
正規雇用				157.77	(9.78)	***
非正規雇用				48.76	(9.21)	***
自営その他				43.93	(13.37)	**
定数項	181.4756	(148.49)		169.36	(138.92)	
N	2128			2068		
Adj R-squared =	0.171			0.313		

注：***...p 値<0.001、**...p 値<0.01、*...p 値<0.05、+...p 値<0.1

注2：学歴のレファレンスは高校卒であり、現在の就業形態のレファレンスは無業である。

出所：『21 世紀成年者縦断調査』（2002 年～2011 年調査）より筆者作成

第7章：所得・消費・資産を用いた貧困分析

駒村康平(慶應義塾大学経済学部)・渡辺久里子(日本学術振興会特別研究員)

要旨

本研究では、総務省『全国消費実態調査』を用いて、所得、消費に基づく貧困率の測定を行い、資産を考慮して時系列での推移を考察した。

ライフサイクル仮説に基づけば、現役期に住宅資産を含めた資産形成を行って、引退期の所得の低下に備えている可能性はあり、低所得であることは、若年世帯と高齢者世帯では異なる意味を持つと考えられる。

そこで本研究では、所得分布だけではなく消費分布も用いて貧困率の測定を行い、世帯主年齢別、資産の状況別に分析を行った。その結果、2009年時点で高齢世帯主世帯においては、所得貧困率は12.6%であったが、消費貧困率は4.5%と、測定する分布で貧困率に乖離が確認された。一方で、若年世帯主世帯においては、所得貧困率が8.5%、消費貧困率が10.1%と消費貧困率のほうが高い状況にあることが明らかとなった。

1. はじめに

本稿では、総務省『全国消費実態調査』(以下、全消)を用いて、所得、消費に基づく貧困率を測定し、世帯主年齢別、資産状況別に分析を行った。

1990年代からの不況と労働市場の悪化に伴って、日本の貧困が顕在化し深刻な状況にあることが、近年の学術研究から明らかとなっている。たとえば、大竹(2005)、橘木・浦川(2006)、阿部・國枝・鈴木・林(2008)などは貧困・格差の把握および政策的対応に関する貴重な先行研究である。しかしながら、いずれの研究も所得を中心に検討が行われており、消費に基づく貧困率の計測(特に個票データ)については、管見の限りなされたことがない。

しかし、ライフサイクル仮説に基づけば、現役期に住宅資産を含めた資産形成を行って、引退期の所得の低下に備えている可能性があり、低所得であることは、若年世帯と高齢者世帯(=ライフステージ)では異なる意味を持つと考えられる。つまり、所得は世帯のウェル・ビーイングを測る1つの指標ではあるが、必ずしも生活困窮の程度とは一致していない可能性がある。

そこで本稿では、1994年から2009年の「全消」の個票データを用いて、所得に基づく貧困(以下、所得貧困)と消費に基づく貧困(以下、消費貧困)の測定を行い、世帯のライフステージによって結果がどのように異なるかを検討する。また、1990年代からのデータを用いることで経済不況と高齢化の進展を経験していた中で、日本の貧困率はどのように推移していたのか明らかとする。

本稿の特徴は次の2点に集約できる。第1に、高齢化が進んだ日本の所得貧困と消費貧困を検証する。高齢者世帯は、フローの所得額は低い傾向を示すが、異時点間の所得移転が成功していれば、世帯消費額は現在の所得には規定されず、それ以上の厚生水準を享受できる。一方

で、若年世帯では、将来への貯蓄や住宅ローンの返済から現在の所得以下の消費しか行っていない可能性がある。そのため所得貧困のみで金銭的なウェル・ビーイングを観察することは、ミスリーディングの可能性もある。

特徴の2点目は、消費貧困を測定する際に持ち家の状況を加味することである。世帯の異時点間移転、つまり資産形成には、金融資産だけでなく住宅資産も含まれる。持ち家世帯は、家賃支払いがないため、決まって必要な所得額が低く抑えられると同時に、消費支出も自ずと低くなり、特に、持ち家率の高い高齢者世帯の消費貧困が大きくなる可能性がある。しかしながら、持ち家世帯もその住居に住むことによって相当に厚生水準は高まっていると考えられる。そこで本稿では、実際の消費支出額に持ち家の帰属家賃分を上乗せした場合でも、消費貧困を測定する。これは持ち家世帯と借家世帯の厚生水準を比較可能にするという観点から見ても妥当であると考えられる。

構成は次の通りとなる。第2節では、所得分布と消費分布のどちらを貧困計測に用いるべきかに関する理論的解釈および、国内外の貧困分析について概観する。第3節で所得貧困・消費貧困を時系列に世帯主年齢別、資産状況別に測定を行い、最後第4節を本稿のまとめとする。

2. 先行研究

(1) 消費か所得か 理論的解釈

貧困率を測定する際、所得分布と消費分布のどちらを用いるかに関しては、従来から議論がある¹。一般に、消費水準はその世帯の経済厚生を表すものとして考えられ、所得および資産はその消費水準を実現するための手段として考えられる。しかしながら、消費水準については世帯構成や就業状態、個人の嗜好といった多様な条件のもとで決定されるものであり、その世帯の所得や資産の水準によってのみ決められるものはない。したがって消費と所得のどちらを計測に用いるかにより、貧困率は当然に異なるであろう。

消費分布を貧困率の計測に用いることについては、多くの研究者が支持している。その理由については、第1にライフサイクル仮説や恒常所得仮説の考え方に基けば、世帯は貯蓄や借入等を行うことにより、生涯にわたり消費の平準化を図っていると考えられることである(Slesnick1994、Zaidi and De Vos 2001、Meyer and Sullivan2003)。また世帯の経済状況の一時的変動に対しても、所得よりも消費のほうが影響を受けにくいこと、低所得である場合は所得に占める消費の割合も高くなっていることから、世帯の経済厚生を測る指標としては所得よりも消費のほうがふさわしいとされる(Slesnick1993)。

第2に、資産が貧困に与える影響を間接的に観察できることである。たとえ所得が貧困線以下にあっても、資産を保有していれば、一定以上の消費を享受できている可能性がある。もちろん、特に資産額があまり高くなかった場合においては、所得以上の消費を行うことを持続できるのかどうかという問題はあるが、少なくとも、所得のみに基づいて貧困を特定化することが適切ではないことが示唆される(Saunders1997)²。

¹ 例えば Atkinson(1989)。

² もっとも金融資産は利子・配当金等を通じて所得に対しても影響を与えることが考えられる。

第 3 に、消費データは支出項目別に把握できるため、より詳細な世帯のウェル・ビーイングを計測することが可能という評価である。世帯の消費パターンを把握することにより、子ども等の特別ニーズがある世帯ごとのウェル・ビーイングについて検討することが可能となる³。

ここで、消費が支出項目ごとに把握可能であることは、項目ごとに物価を調整できることも意味する。相対的貧困率の時系列推移を観察する際、所得はそれ全体にしか物価指数を乗じることができないため、貧困率には影響を与えない⁴。しかし消費は支出項目によって異なる物価指数を反映させることができるため、物価の変動を考慮した貧困率を測定することができる。

その一方、消費分布ではなく所得分布を貧困測定に用いることについても、一定の支持がある。その理由は、第 1 に、世帯における消費の平準化についての疑問である。世帯が借入れ等を行えず流動性制約に陥っている場合、世帯の消費は現在の所得に強く制約される (Deaton and Muellbauer1980)。そのため特に貧困世帯では、ライフサイクル仮説が示唆するような異時点間の消費の平準化は、妨げられている可能性がある (Zaidi and de Vos 2001)。

第 2 に、「ライフサイクル仮説に基づく」ということが意味するのは、将来への予測や金融市場からの借入れ能力を、自身で裁量、判断できるということであり、これは現実的ではない。また、その状況が維持できないにも関わらず現在の所得以上の消費を行っている世帯は、将来において借金等の問題を抱える可能性がある (Atkinson1998)。これらの第 1 と第 2 の理由からは、ライフサイクル仮説や恒常所得仮説に基づいて消費が所得よりも優位にあるという説明は、低所得者や近視眼的な個人、あるいは不完備市場のもとでは成立しない場合があることを示唆している。

第 3 に、低消費が消費者の選択によるものであり、自らの意思によって消費貧困に陥っているのであれば、そこから政策的なインプリケーションは得られないことである (Saunders1997、Pendakur2001)⁵。

これまでの議論から分かるように、貧困を所得で測るのか消費で測るのかは争点になっており、どちらがより指標として適しているかと結論づけることは難しい。ただし、所得貧困と消費貧困が想定している概念を区別すれば、消費貧困は消費した財・サービスから派生する経済厚生を捉えている一方で、所得貧困は潜在的に選択可能な消費を捉える、とすることができる。つまり、消費に基づく測定は、最低限の消費水準を重要視する、標準生活アプローチであり、そして所得に基づく測定は、最低所得を規定するがその用途は限定されない、最低限度の権利に対するアプローチであると定義できる (Atkinson1989)。

そのため、所得と消費が代替的な経済的厚生の指標であるとみなすよりは、むしろ補完的な関係にあると考える方がよいであろう (Saunders1997)。以上の議論を踏まえて、本稿で所得貧困だけでなく消費貧困も測定し、貧困の状況を明らかにする。

³ Meyer and Sullivan(2003)。

⁴ 無論、貧困線には影響を与える。

⁵ 労働供給の理論からいえば、自らの意志によって余暇時間と労働時間を自由に選択できるため、余暇を多く選択する者の所得は低くなり、所得貧困となっている可能性はある。しかし、正規雇用の場合には短期的に労働供給を変更することは難しく、一方でパート・アルバイト等の非正規雇用の場合はこの限りではないであろう。ただし、パート・アルバイト等の非正規労働者が自らの意志によって労働時間を減らしているのか、あるいは労働市場の状況から労働供給を減らさざるを得ないのかは識別する必要があると考えられる。

(2) 実証分析

消費貧困と所得貧困 海外

海外の先行研究では実際に、消費に基づく貧困率の測定が行われている。Pendakur(2001)では、カナダの Family Expenditure Surveys および Surveys of Household Spending を利用して、1969～98年における貧困率を所得と消費に基づいて測定している。

Zaidi and De Vos(2001)では、1980年代の EU9 各国における消費貧困率と不平等度を測定しており、その計測結果は所得貧困率の推移と同じ傾向を示していたと説明している。一方、Meyer and Sullivan(2009)では、アメリカにおいて1960年から2005年の貧困率や貧困ギャップがどのように変化してきたか、世帯類型によって変化の違いがあったかを所得と貧困に基づいて分析している。その結果、消費と所得に基づく貧困率と貧困ギャップは大きくなっており、特に消費貧困率は低下傾向にあるのに対し、所得貧困率は上昇傾向にあることを指摘している⁶。

所得貧困 日本

日本における貧困率の計測は、主に所得に基づいてなされてきた。1990年代以降、日本では貧困率の上昇がみられるが、近年は若年層での貧困率の上昇が確認されている。橘木・浦川(2006)では1995年から2001年にかけて、世帯主年齢30歳未満の世帯の貧困率が上昇しており、白波瀬(2006)でも同様に世帯主年齢20・30代の世帯の貧困率の上昇がみられる。阿部(2008)は壮年者(20～59歳)の貧困率はやや上昇しており、また阿部(2006)では子どもの貧困が1980年代から2000年代にかけて上昇していると指摘している。

一方、高齢者については公的年金制度の充実により減少傾向にあることが指摘されている(阿部(2006)、白波瀬(2006))。その一方で高齢者の貧困率は全人口の貧困率との対比で高く、国際的にみても高齢者の相対的貧困リスクの高い国のひとつとして考えられている(山田 2006)。

消費に基づいた貧困率の計測については、和田・木村(1998)のみである。貧困基準を被保護世帯当たりの世帯人員別消費額として、『厚生行政基礎調査報告』および『国民生活基礎調査』を利用し、1954～93年における絶対的貧困および相対的貧困を測定している。その結果、絶対的貧困は30.0%から0.4%に、相対的貧困は20.0%から6.0%に低下したことを指摘している。しかし和田・木村(1998)の分析は集計データに基づき、世帯類型ごとの貧困率や貧困世帯の属性等は明らかにされていない。また、所得貧困率は測定されていないことから、消費貧困率との比較もされていない。

⁶ 海外における消費貧困率の研究は、この他にも Luo(2004)、Deaton(2003)、Lanjouw&Lanjouw(2001)など多数ある。

3. データと定義

(1) 利用データ

本稿では、1994年、1999年、2004年、2009年の総務省『全国消費実態調査』個票データを利用する。「全消」は、家計の収支及び貯蓄・負債、耐久消費財、住宅・宅地などの家計資産を総合的に調査している統計であり、5年に1度実施されている。サンプルは約57,000世帯のうち単身世帯が約4,400世帯である。調査月は、2人以上世帯は9～11月の3か月間、単身世帯は10～11月の2か月間である。

本稿では、『全消』個票データの貯蓄負債票、用途分類票、品目分類票を統合したデータを用いる。3つの調査票を統合した理由は、まず貯蓄負債票は所得不詳のない世帯を集計しているため、年収・所得に関する変数は貯蓄負債票を用いるのが望ましいことによる。また、消費支出に関するデータは「品目分類票」を、持ち家の世帯の帰属家賃は「用途類票」を利用するためである。

所得貧困を計測する際は、収入から税・社会保険料を差し引いた可処分所得を用いるが、自営業世帯に関しては、税・社会保険料の記載がなく可処分所得が不明なため、本稿では世帯年収から税・社会保険料を推計し、自営業世帯の可処分所得を算出した⁷。

また、消費貧困を測定する際には持ち家の帰属家賃を加味した世帯消費支出と、純粋に世帯消費支出のみの2種類を用いた⁸。帰属家賃を消費支出に含めた理由は、先述したように、持ち家世帯は住居費支出がない分、月額消費支出は少なくなっているが、実際には帰属家賃分の消費を享受していることによる。なお、世帯消費支出には農家等の自家消費分や、一般世帯のもらい物等の現物消費も含めている。

データクリーニングは次の3つを行った。まず、可処分所得が不詳の世帯、現物消費を含めた消費支出がゼロの世帯は分析から除外している。また、世帯主年齢が20歳未満の世帯、単身赴任世帯、世帯人数が8人以上の世帯も分析の対象外とした。最後に、所得分布と消費分布はトップ1%、ボトム1%でコーディングを行った。

貯蓄負債票と用途分類票、品目分類票では集計用乗率が異なっているが、本稿では3つの調査票を統合して用いているため、貯蓄負債票の集計用乗率を用いている。

(2) 貧困の定義

続いて、貧困の定義と測定方法について説明をする。消費貧困と所得貧困の貧困線はそれぞれ、等価中位消費支出、等価可処分所得の50%とした。しかし、表2に示すように、中位水準そして相対的貧困線もが1994年から2009年にかけて下がってきている。中位水準が下がっている中、貧困を相対的基準のみで測定することは、生活困窮世帯の把握として限界があると考えられる。そこで、本稿では1994年相対的貧困線に基準を固定化した(以下、94年基準)、貧困測定も行った⁹。

中位等価消費支出と中位等価可処分所得を求める際は、「世帯人員の平方根」を等価尺度とし

⁷ 可処分所得の推計方法は、田中・四方(2012)を参照のこと。

⁸ 帰属家賃は、総務省が推計した金額を用いた。

⁹ ただし、94年基準は1994年以外の年次においては貧困基準としての意味合いを持つものではなく、測定結果は、1994年の相対的貧困基準未満の世帯率を示すにすぎない。

て「世帯規模の経済性」を調整した¹⁰。

(3) 等価消費支出と等価可処分所得の推移

1990年代半ばから2000年代までの消費水準と所得水準の推移について把握する。表1は、等価消費支出、等価可処分所得の中位値およびそれぞれの相対的貧困線の月額が示されている。

この表から、中位等価消費、中位等価可処分所得がこの15年で低下していることがわかる。消費支出は、帰属家賃を含めない場合はおよそ20万円から19万円へ、含めた場合は21万円から20万円へと1万円ほど低下している。等価可処分所得は、94年の26.4万円から4万円低下し、2009年には22.4万円となっている。

また第2に、中位水準が下がってきたことによって貧困線もこの15年で下がってきていることがわかる。この15年間で所得水準の低下は大きかった一方で、消費水準はほとんど一定であったことから、相対的な所得貧困線と消費貧困線の差が縮まってきており、1994年時点で3万円ほどあった差は、2009年時点で1万6千円程度と、その差はおよそ半分になっている。

表1 中位等価消費支出・可処分所得と貧困線

		(万円/月)			
		1994年	1999年	2004年	2009年
中位	等価消費 (帰属家賃を 含まない)	16.84	17.04	15.98	15.54
	等価消費 (帰属家賃を 含む)	20.10	20.24	19.44	19.07
	等価可処分 所得	26.35	26.81	23.97	22.42
貧困線	等価消費 (帰属家賃を 含まない)	8.42	8.52	7.99	7.77
	等価消費 (帰属家賃を 含む)	10.05	10.12	9.72	9.54
	等価可処分 所得	13.18	13.40	11.98	11.21

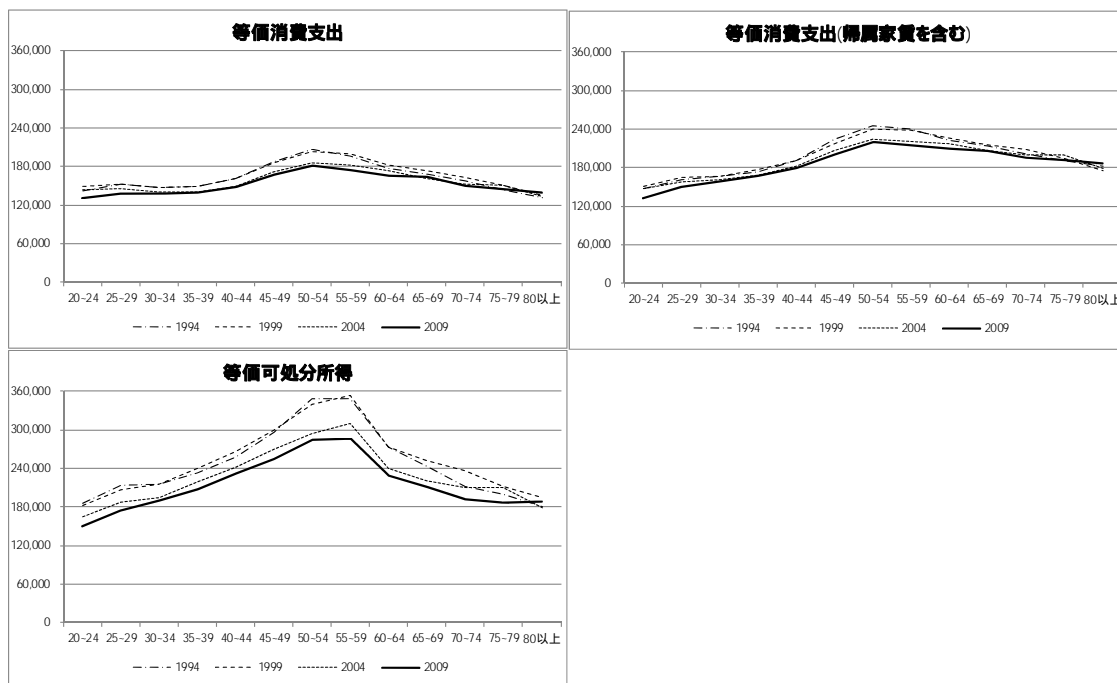
注：相対的貧困線は中位等価消費、等価可処分所得の50%である。

出所：筆者ら作成。

では、これらの中位消費水準と中位等価可処分所得の低下は、全世帯で一律に起こっていたのであろうか。次の図1は、所得と消費の中位水準を世帯主年齢別にみたものである。

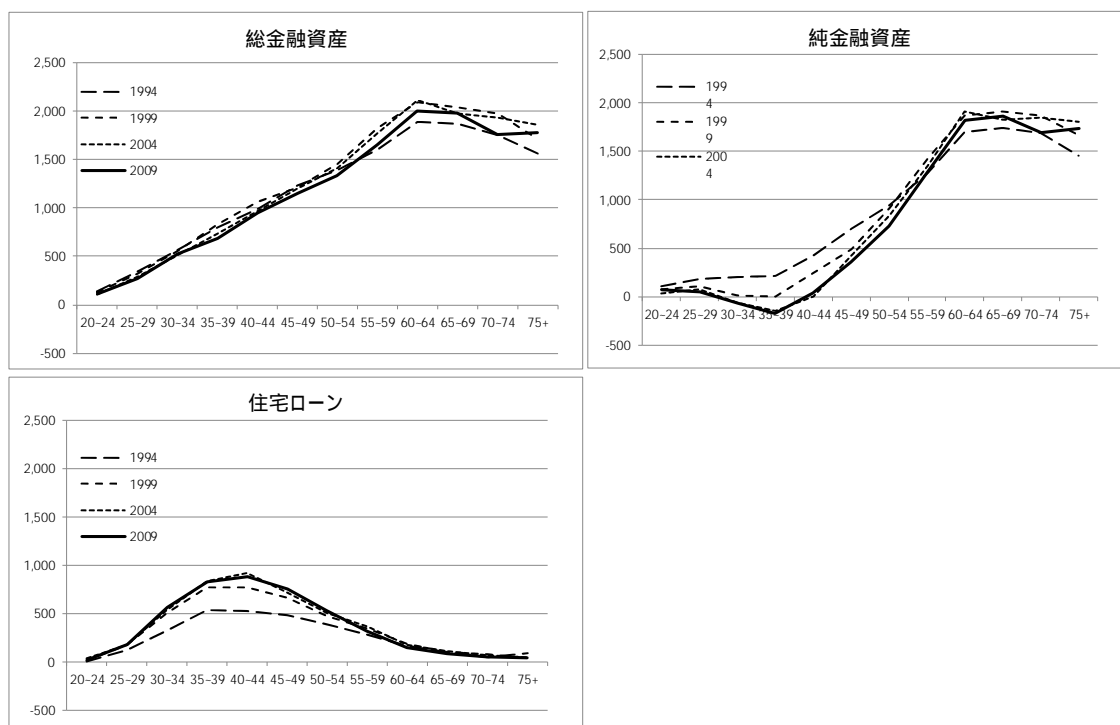
¹⁰ 等価尺度の選択は、貧困率自体そのものだけでなく、貧困とカウントする者の構成にも影響を与えるため、規範的な問題が含まれているが(Lister 2009)、今回の測定では近年一般的に用いられている「世帯人員の平方根」を簡便的に用いた。

図1 中位等価消費と中位等価可処分所得の推移(世帯主年齢別)



出所: 各年版『全国消費実態調査』の個票データより筆者ら作成。

図2 世帯主年齢別の金融資産額と住宅ローン残高



出所: 各年版『全国消費実態調査』の個票データより筆者ら作成。

図1をみると、可処分所得は世帯主年齢が上がるにつれ増加しているが、50歳代をピークに減少する山形となっている。一方で消費は、可処分所得ほど世帯主年齢間で分散が大きくはなく、ごくゆるやかな山形であり、2009年にはほとんどフラットな形状になっている。世帯主年齢が50歳代の世帯においては、可処分所得の下落が大きかったことから、消費支出も下げざるを得ず、それが全体の消費支出の低下に影響したと考えられる。

図2は、世帯主年齢別に金融資産と住宅ローン残高を見たものである。まず、総金融資産をみると、世帯主年齢が上がるにつれ、世帯の金融資産高は多くなることがわかる。ただし、金融資産の蓄積も、世帯主年齢が60歳を過ぎるころに高止まりし、65歳以上になると取り崩しが始まっていることがわかる。これは、総金融資産から負債を差し引いた純金融資産の推移からも同じ傾向が観察される。しかし、純金融資産の推移が総金融資産のそれと異なるのは、世帯主年齢30歳から1回減少に転じる点である。2009年時点では30歳前半から40歳半ばにかけて世帯の純金融資産はマイナスとなっている。これは、負債の中でも住宅ローンの借入れが強く影響している。

同じ図2の住宅ローンのパネルをみると、借入額は世帯主年齢30歳後半から40歳半ばがピークとなる、逆U字型をしており、世帯主年齢20歳代前半や65歳以上ではほぼゼロとなっている。このことから、家族形成が進み、かつローンの借入れ能力がある30歳前半から住宅ローンを組んで持ち家を保有し、引退期に向けた住宅資産形成を図っていると考えられる。

4. 分析結果

(1)消費・所得に基づく貧困率の時系列推移

本節では、『全消』から測定した消費貧困および所得貧困の時系列変化を観察する。まずは表2から相対的貧困基準から測定した貧困率の全体的な推移を概観したい。第1の特徴は、消費貧困と所得貧困の動き(上昇・低下)の違いである。1994年から2009年にかけて所得貧困の場合は上昇傾向にあり、15年間で7.6%強から9.0%と1.5%程度上昇している。

一方で消費貧困は、帰属家賃を含めるかどうかによって、結果は異なる。消費貧困(帰属家賃を含めない)は、1994年から1999年にかけて5.5%から6.3%と増加傾向を示している。しかし、消費貧困(帰属家賃を含む)は、同期間において4.6%から4.1%と微減している。帰属家賃を含めた消費貧困が低下した理由は、相対的に持ち家率の高い高齢者世帯がこの間に増えたことが原因であると考えられる。

また、所得貧困線、消費貧困線ともに低下していた一方で、所得貧困と消費貧困の動きに違いがあったのは、相対的貧困率が分布の左スジに影響されるためであり、所得分布と消費分布の変化が異なっていたことによると考えられる。そこで、貧困線を「94年基準」に固定化させて測定した結果が表2の下段にある。

「94年基準」をみると、消費貧困、所得貧困とも上昇しているのがわかる。特に所得貧困の上昇幅は大きく、2009年は14.2%まで増加している。帰属家賃を含まない消費貧困は、所得貧困ほど増加幅は大きくないが、1994年の1.5倍程度になっている。帰属家賃を含む消費貧困の増加幅は1.1~1.2倍程度である。

表 2 消費貧困・所得貧困の推移(1994-2009)

		1994年	1999年	2004年	2009年
相対的 貧困 基準	消費貧困 (帰属家賃 を含まな し)	5.8%	6.2%	6.3%	6.3%
	消費貧困 (帰属家賃 を含む)	4.6%	4.6%	4.1%	4.1%
	所得貧困	7.6%	8.2%	8.7%	9.0%
94年基準	消費貧困 (帰属家賃 を含まな し)	5.8%	5.9%	7.7%	8.5%
	消費貧困 (帰属家賃 を含む)	4.6%	4.4%	4.9%	5.3%
	所得貧困	7.6%	7.7%	11.4%	14.2%

注：消費貧困と所得貧困の相対的貧困線はそれぞれ、等価中位消費支出、等価可処分所得の50%である。

出所：各年版『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成。

(2) 世帯主年齢別の貧困率

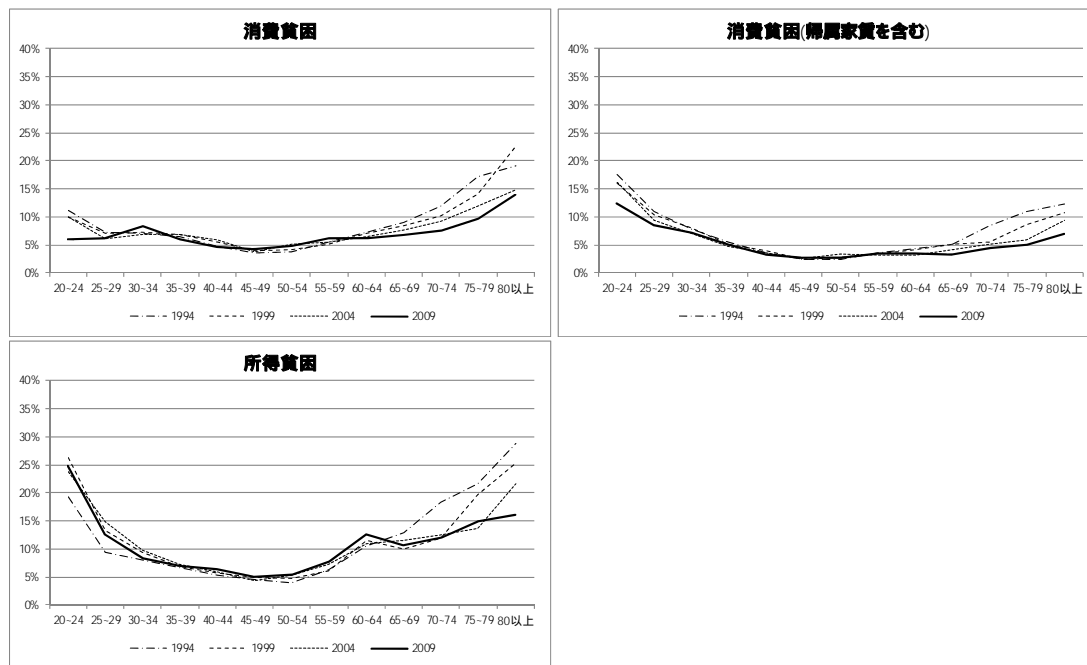
図3は所得貧困と消費貧困の推移を世帯主年齢別にみたものである。この図の特徴は、消費貧困率と所得貧困率の形状の違いにある。所得貧困率は、よく知られているように、若年世帯主と高齢世帯主の貧困率は高く、中年世帯主が低いUの字型の形状をしている。1994年時点では世帯主年齢が20歳代前半の所得貧困率は、70歳代以上のそれより低くなっていたが、それ以降は高齢者世帯主の所得貧困率が大幅に下がり、2009年にはその大小関係が逆転している。

一方で消費貧困は、帰属家賃を消費支出に含めるかどうかで形状に違いが現れる。帰属家賃を含めない消費貧困は右上がりの形状をしているが、含めると消費貧困ゆるやかなUの字型であり、2009年時点では若年世帯主だけが高い右下がりの傾向となっている。

より具体的にみると、高齢者世帯主の貧困率は15年間で2%ポイントから5%ポイント程下落し、中高年世帯主世帯とほぼ同率の4%前後となった一方で、世帯主年齢が20歳代から30歳代前半の消費貧困(帰属家賃を含む)は、高齢世帯主のそれよりも低下幅が小さく、7%~11%で推移しており、大小関係が逆転している。

したがって、可処分所得が減少するなかでも消費貧困が減少しているのは、高齢者における消費貧困世帯が減少していることに要因があると考えられる。持ち家率の高い高齢者世帯主は、帰属家賃によって消費支出が増加する世帯が多いため、持ち家率の低い若年世帯主よりも消費貧困(帰属家賃)は下がったと考えられる。

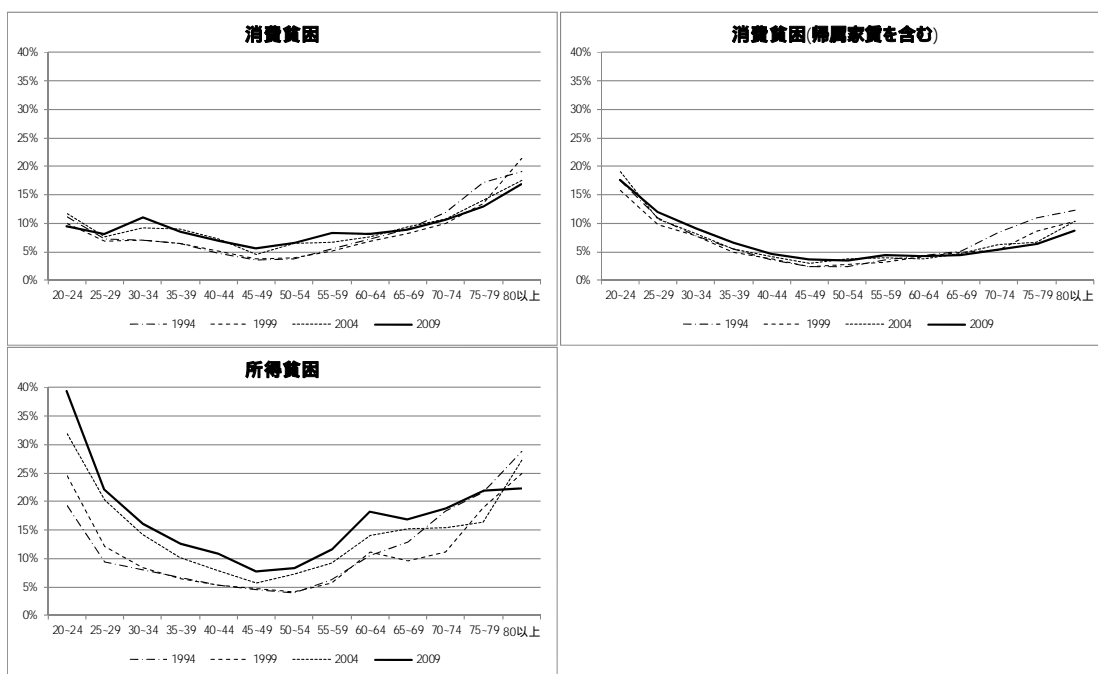
図3 世帯主年齢別貧困率(貧困線:各年次相対的貧困基準、1994 - 2009)



注:消費貧困と所得貧困の貧困線はそれぞれ、等価中位消費支出、等価可処分所得の50%である。

出所:各年版『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成。

図4 世帯主年齢別94年基準未満率(測定基準:94年基準、1994 - 2009)



注:消費貧困と所得貧困の貧困線は1994年の等価中位消費支出、等価可処分所得の50%である。

出所:各年版『全国消費実態調査』の個票データより筆者ら作成。

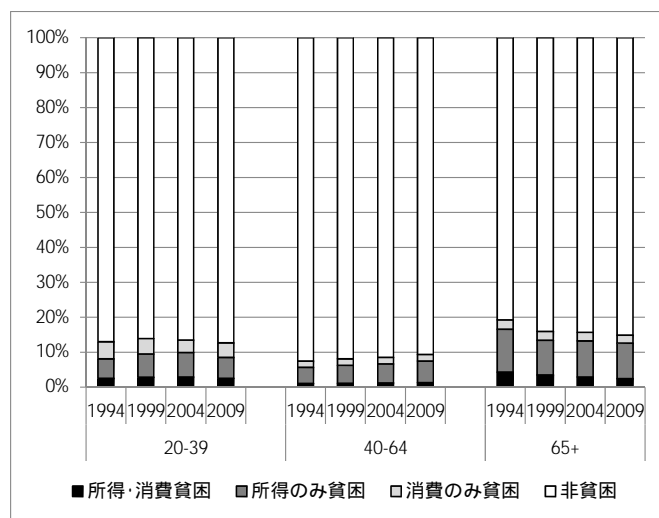
図4は、世帯主年齢別に94年基準から測定したものである。基本的なグラフの形状は相対的貧困基準から計測した結果と大きな違いはないが、特に所得貧困では大きなジャンプがみられる。所得貧困は、75歳以上世帯主を除き1994年から2009年にかけておおよそ2倍にまで貧困率が上昇する20歳～30歳代前半の世帯主における貧困率は大幅に上昇しており、94年基準からみれば若年世帯主の可処分所得が際立って減少していることが伺える。

消費貧困をみると、世帯主年齢65歳を境に、1994年からの推移(上昇、下落)の方向に違いがみられる。つまり、現役世帯においては2～5%ポイント程度、消費貧困率が上昇していたが、高齢世帯主世帯では、同程度の下落がみられ、現役世帯のほうが消費貧困率(帰属家賃を含む)は高くなっている。

ここで世帯主年齢別の所得貧困と消費貧困の結果を整理したい。図3、図4でみたとおり、確かに高齢世帯主の所得貧困率は高く、これは既存研究とも一致した結果である。しかしながら、持ち家の帰属家賃を考慮した消費から貧困率を計測すると、所得貧困のような、60歳を区切りとした急な上昇はみられず、2009年時点ではほとんどフラットな形状まで落ちている。これは、図5の両基準から見た貧困率が示すように、65歳以上世帯主の世帯においては所得のみ貧困に該当する割合が高いことから見て取れる。

一方で、若年世帯主においては、1990年代からの経済不況や労働の非正規化の影響を受けて可処分所得は大きく下がり、所得貧困率が上昇した一因になっていると考えられる。加えて、2009年時点では所得貧困、消費貧困ともに高齢世帯主よりも高くなっている。

図5 世帯主年齢別両基準から見た貧困率



注1:消費貧困には帰属家賃を含んだものを用いている。

注2:所得・消費貧困とは、所得貧困かつ消費貧困であった世帯、所得のみ貧困とは所得貧困ではあったが消費貧困には陥っていなかった世帯、消費のみ貧困とは消費貧困ではあったが所得貧困には陥っていなかった世帯、非貧困とは所得貧困でも消費貧困でもなかった世帯である。

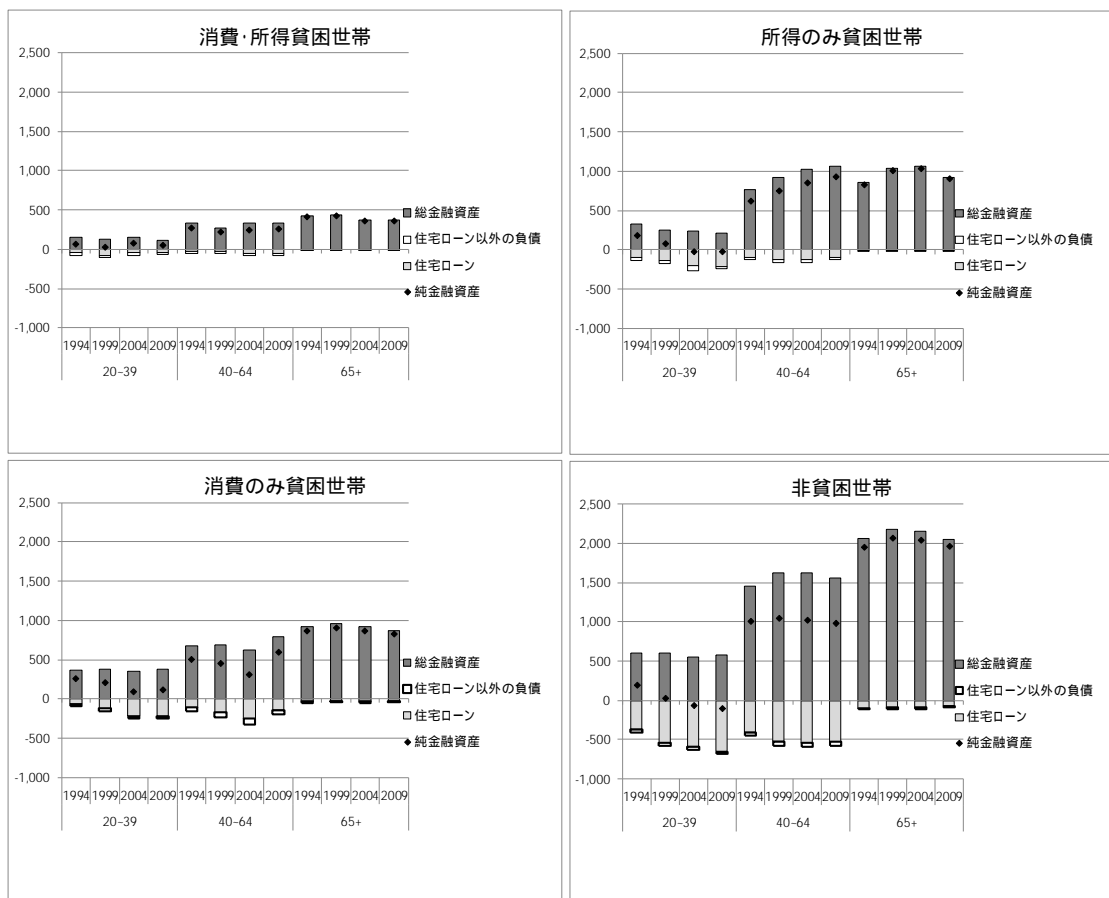
出所:総務省『全国消費実地調査』個票データより筆者ら作成。

(3) 資産状況別貧困率

では、高齢世帯主の所得貧困が高く、消費貧困が抑えられているのは、持ち家を含めた資産から消費の平準化を行えているということなのだろうか。また、所得貧困、消費貧困の高い若年世帯主の資産状況はどのようになっているだろうか。

図6は、世帯主年齢別、貧困状況別に金融資産高と負債高を見たものである。まず、所得・消費ともに貧困である世帯は、他グループと比較して、金融資産が圧倒的に少ないことがわかる。特に20～39歳の若年世帯主は、金融資産もない一方で住宅ローンを含めた負債もなく、また所得も低いことから借り入れ能力にも欠けると推察される。そのため、将来への持ち家を含めた異時点間移転は困難であると予想され、このまま貧困状況を引きずっていく可能性が高いと予想できる¹¹。

図6 資産状況別、世帯主年齢別の貧困率の推移



注; 図5に同じ。

出所; 総務省『全国消費実態調査』より筆者ら作成。

次に、所得のみ貧困世帯と消費のみ貧困世帯のパネルを比較すると、若年世帯主と中高年世

¹¹ ただし、これを証明するには長期のパネルデータでの分析が必要である。

帯主においては所得のみ貧困世帯のほうが負債額が少ないことがわかる。つまり、消費のみ貧困世帯は、住宅ローン等の月々の返済があるため、貧困線以上の所得があっても、消費貧困に陥っている世帯があると考えられる。他方、高齢世帯主では 2009 年時点で所得のみ貧困、消費のみ貧困世帯でほとんど同額の金融資産高であった。このことから、高齢世帯主においてはフローの所得が低下し、貧困線以下となっても資産があることによって消費は維持できており、ライフサイクル仮説が示すような異時点間の所得移転が機能していると考えられる。

最後に、非貧困世帯であるが、どの世帯主年齢で見ても貧困世帯よりも金融資産だけではなく負債高も多くなっている。所得が高いことからローンの借入れ能力も問題ないと考えられ、またそれ以上に金融資産の蓄積も行っていると予想される。

5. 結論

本稿では、1994 年から 2009 年の総務省『全国消費実態調査』の個票データを用いて、消費貧困と所得貧困の測定を行い、世帯のライフステージによって結果がどのように異なるか検証をした。その結果、以下 3 つの知見が明らかとなった。

第 1 に、1994 年から 2009 年にかけて所得貧困は上昇傾向にあり、15 年間で 7.6% 強から 9.0% と 1.5% 程度上昇していたが、消費貧困は 4.6% から 4.0% へと微減していた。ただし、貧困基準を 1994 年の相対的貧困線に固定化させた場合は、どちらの貧困率も増加していた。世帯の可処分所得が下がり、消費も落ち込む中で、相対的な貧困線だけで貧困率を測定することには限界があると考えられる。本稿では、相対的に決定された基準が「健康で文化的な最低生活」をするに足る基準となっているのかは議論しておらず、別稿にゆずりたい。

第 2 に、高齢世帯主において、所得貧困率は 12.6% と全体平均よりも高いが、消費貧困率(帰属家賃を含む)は 4.6% と全体平均とほとんど変わらない値であった。所得貧困ではあるが消費貧困ではない「所得のみ貧困」世帯が占める割合も他の世帯主年齢と比較して高く、また当該世帯は一定程度の金融資産も保有していることが明らかとなった。このことから、高齢世帯主の世帯はフローの所得が低くとも金融資産等の取り崩しから消費は維持できている世帯の多いことが示唆される。そのため、所得は高齢世帯主のウェル・ビーイングを測る分布として不十分である可能性がある。

第 3 に、若年世帯主においては、1994 年からの 15 年間で所得貧困は大きな上昇がみられ、消費貧困は横ばいであったものの、高齢世帯主のそれよりも大きくなっていった。長引く不況と労働市場の悪化は、若年世帯の所得に影響を与え、また資産形成も進んでいないことから、相対的に高齢世帯主の消費貧困よりも高くなったと考えられる。ただし、若年世帯主、中高年世帯主の消費のみ貧困世帯においては、所得のみ貧困世帯よりも、住宅ローン負債高が多い。住宅ローンが住宅資産形成の一環であると考えれば、消費貧困に陥っていることは世帯の選択である可能性もある。

以上のことから、世帯のウェル・ビーイングを見る際は、1 つの指標から判断するのではなく、所得分布、消費分布、資産分布等を用いて、多面的に考慮する必要があると考えられる。

参考文献

Atkinson, A. B. (1989) *Poverty and Social Security*, Harvester Wheatsheaf.

- Atkinson, A. B. (1998) *Poverty in Europe*, Blackwell Publisher.
- Deaton, A. (2003) "Household surveys, consumption, and the measurement of poverty," *Economic System Research*, Vol. 15, No. 2, pp. 135-158.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980) *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- Luo, F. (2004) "Consumption-based poverty in the United States: New evidence and a test for robustness," *Research on Economic Inequality*, Vol. 12, pp. 363-393.
- Lanjouw, O. J. and P. Lanjouw (2001) "How to compare apples and oranges: Poverty measurement based on different definitions of consumption," *Review of Income and Wealth*, Vol. 47, No. 1, pp. 25-42.
- Meyer, D. B. and J. X. Sullivan (2009) "Five decades of consumption and income poverty," *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No.14827.
- Pendakur, K. (2001) "Consumption Poverty in Canada, 1969 to 1998," *Canadian Public Policy*, Vol. 27, No. 2, pp. 125-149.
- Saunders, P. (1997) "Living Standards, Choice and Poverty," *Australian Journal of Labour Economics*, Vol. 1, No. 1, pp. 49-70.
- Slensick, D. (1994) "Consumption, Needs and Inequality",
- Zaidi, M. A. and K. de Vos (2001) "Trends in Consumption-Based Poverty and Inequality in the European Union During the 1980s," *Journal of Population Economics*, Vol. 14, pp. 367-390.
- 阿部彩(2008)『子どもの貧困』岩波新書.
- 大竹文雄(2005)『日本の不平等』日本経済新聞社.
- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫(2006)『日本の所得分配』東京大学出版会.
- 小塩隆士・浦川邦夫(2008)「2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策」『季刊社会保障研究』Vol. 44, No. 3, pp. 278-290.
- 四方理人・駒村康平(2011)「中年層男性の貧困リスク - 失業者の貧困率の推計」『日本労働研究雑誌』No. 616, pp. 46-58.
- 四方理人・田中聡一郎(2012)「マイクロシミュレーションによる税・社会保険料の推計」『ソシオネットワーク戦略ディスカッションペーパー』第25号.
- 駒村康平(2003)「低所得世帯の推計と生活保護」『三田商学研究』第46巻第3号, pp. 107-124.
- 橘木俊詔・浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会
- 山田篤裕(2010)「高齢期の新たな相対的貧困リスク」『季刊社会保障研究』Vol. 46, No. 2, pp. 111-126.
- 山田篤裕・四方理人・田中聡一郎・駒村康平(2010)「貧困基準の重なり - OECD相対的貧困基準と生活保護基準の重なりと等価尺度の問題」『貧困研究』No. 4, pp. 55-66.
- 和田有美子・木村光彦 (1998)「戦後日本の貧困 - 低消費世帯の計測」『季刊社会保障研究』Vol. 34, No. 1, pp. 90-102.
- (謝辞) 本稿は総務省統計局『全国消費実態調査』の調査票情報を独自集計したものである。関係者各位に感謝申し上げます。

附表

附表では、本文に載せていない図表の一覧である。貧困率を世帯類型別、本人年齢別にみている。なお、付表は2009年のデータのみであり、等価尺度は修正 OECD 尺度を用いた。

附1 世帯主年齢別住居所有形態

	全世帯		世帯主年齢 20 24歳		世帯主年齢 25 64歳		世帯主年齢 65歳以上	
	Freq.	Percent	Freq.	Percent	Freq.	Percent	Freq.	Percent
持ち家(住宅ローンなし)	26,082	52.5	17	6.8	12,807	37.6	12,344	80.4
持ち家(住宅ローンあり)	11,555	23.3	2	0.9	11,320	33.2	910	5.9
借家(民間)	9,543	19.2	213	85.0	8,269	24.3	1,308	8.5
借家(公営)	1,966	4.0	11	4.2	1,314	3.9	635	4.1
その他	536	1.1	8	3.0	364	1.1	161	1.1
合計	49,682	100.0	250	100.0	34,074	100.0	15,358	100.0

附2 子どものいる世帯と高齢世帯の構成比

子どものいる世帯	(%)
ひとり親と15歳以下の子どものみ	2.4
ひとり親と15歳以上の子どもを含む世帯	1.2
ふたり親と15歳以下の子どものみ	73.3
ふたり親と15歳以上の子どもを含む世帯	20.9
その他15歳以下の子どもがいる世帯	2.1
高齢世帯	
高齢単身	23.4
高齢夫婦	35.7
少なくとも1人以上の高齢者のいる世帯	40.9

附3 子どもと大人の相対的貧困率

	所得貧困		消費貧困	
	可処分 所得 (BHC)	可処分 所得－ 住居費 (AHC)	世帯消費	世帯消費 + 帰属家賃
等価中位値	46,579	40,269	34,947	36,724
貧困率(%):				
中位値の40%				
大人	4.8	7.3	3.4	2.7
子ども	3.8	7.2	2.1	3.7
全体	4.6	7.3	3.2	2.8
中位値の50%				
大人	8.9	11.8	7.6	6.1
子ども	7.5	12.9	5.1	9.0
全体	8.7	12.0	7.2	6.5
中位値の60%				
大人	14.7	17.4	14.0	11.9
子ども	14.5	20.7	10.8	18.0
全体	14.7	18.0	13.5	12.9

注:中位値は1週間当たりの額である。

附 4 世帯類型別貧困率

	所得貧困		消費貧困	
	可処分所得 (BHC)	可処分所得－住居費 (AHC)	世帯消費	世帯消費＋ 帰属家賃
中位値の40%				
一般単身(<65)	8.2	15.9	2.1	1.0
高齢単身(65+)	11.7	16.5	6.8	1.9
一般夫婦	2.7	5.1	0.8	1.3
高齢夫婦	2.8	5.3	2.6	0.9
夫婦とその子ども	2.0	5.1	1.0	2.9
ひとり親とその子ども	27.8	41.7	6.4	6.8
その他	5.4	8.2	4.9	3.9
中位値の50%				
一般単身(<65)	15.2	24.1	4.4	2.6
高齢単身(65+)	18.3	22.6	12.7	4.2
一般夫婦	4.8	7.8	2.1	2.6
高齢夫婦	5.9	8.7	6.4	2.3
夫婦とその子ども	4.9	10.3	3.0	7.2
ひとり親とその子ども	44.9	55.4	15.2	16.8
その他	10.0	12.6	11.0	8.6
中位値の60%				
一般単身(<65)	22.6	30.1	8.0	5.2
高齢単身(65+)	25.8	30.4	21.1	7.4
一般夫婦	7.9	11.0	5.0	4.8
高齢夫婦	10.2	13.3	12.0	5.1
夫婦とその子ども	10.8	17.2	7.2	15.1
ひとり親とその子ども	60.9	68.3	27.4	28.5
その他	16.6	18.4	19.6	16.3

附 5 世帯類型別両基準から見た貧困率(貧困線 = 中央値の 50%)

(単位:%)

	所得貧困のみ	消費貧困のみ	所得・消費貧困
一般単身(<65)	22.6	1.1	1.5
高齢単身(65+)	20.0	1.6	2.6
一般夫婦	7.0	1.9	0.8
高齢夫婦	7.6	1.3	1.0
夫婦とその子ども	8.1	5.0	2.3
ひとり親とその子ども	41.4	2.8	14.0
その他	9.7	5.6	2.9
全体	10.3	4.2	2.4

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版年	ページ
該当なし							

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
駒村康平	貧困の世代間連鎖を絶つには	『教育と医学』	62(1)	82-88	2014
山田篤裕	支給開始年齢引上げ、繰り上げ支給、高年齢者雇用安定法改正、在職老齢年金制度改革が『年金と雇用の接続』に与えた影響」	『年金と経済』	32(4)	10-19	2014
四方理人	家族・就労の変化と所得格差：本人年齢別所得格差の寄与度分解	『季刊社会保障研究』	49(3)	326-338	2013
田中聡一郎・四方理人・駒村康平	高齢者の税・社会保障負担の分析	『フィナンシャル・レビュー』	115	117-133	2013
田中聡一郎	市町村民税非課税世帯の推計と低所得者対策	『三田学会雑誌』	104(4)	55-78	2013