

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場合、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、精神的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」『ファイ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、またその経済的変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とめ、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い

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てとれる。

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、正規雇用就いて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が、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業の者と無業の者は、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業の者と無業の者で、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え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見られる。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②でみると、モデル①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②では、モデル①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①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②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②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①においてもモデル②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①、②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①においても、現職の就業形態を考慮に入れたモデル②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』

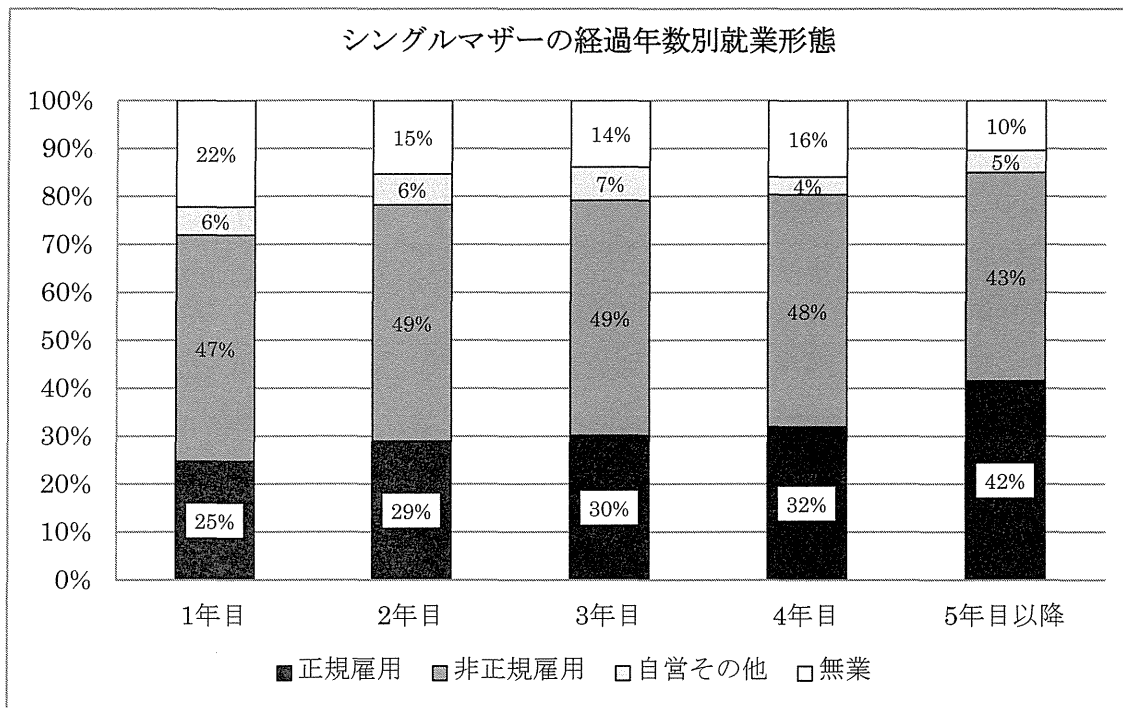
表 1 基本統計量

	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
末子年齢 0～5 歳	0.36	0.48	0	1	0.23	0.42	0	1
末子年齢 6～11 歳	0.52	0.50	0	1	0.50	0.50	0	1
末子年齢 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

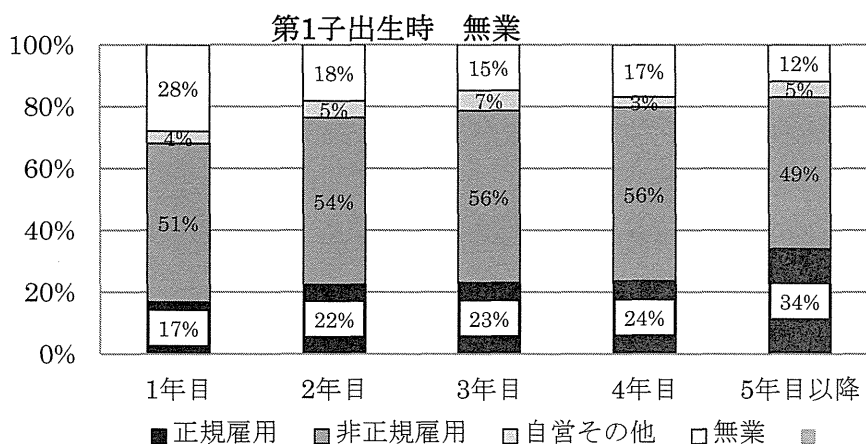
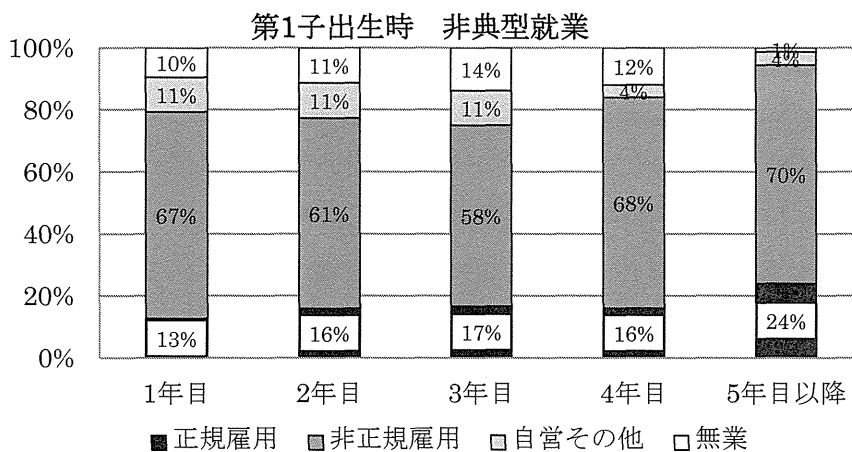
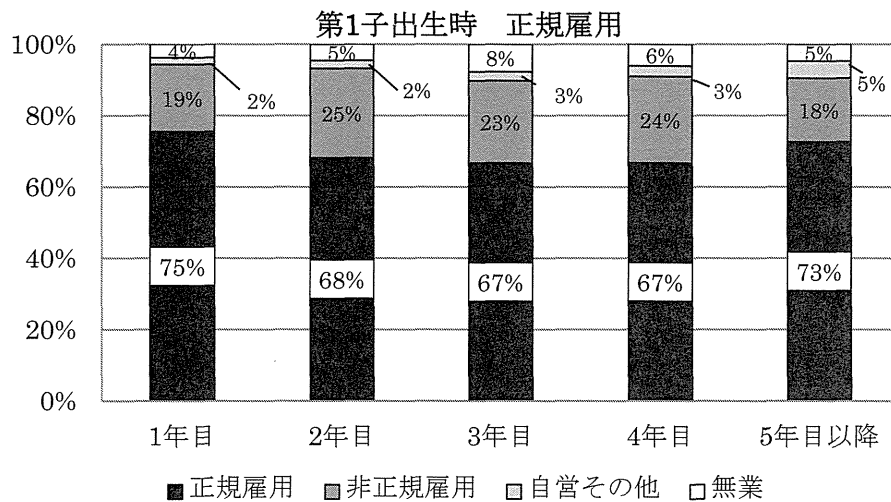
図1 シングルマザーの経過年数別就業形態



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みたシングルマザーの就業形態

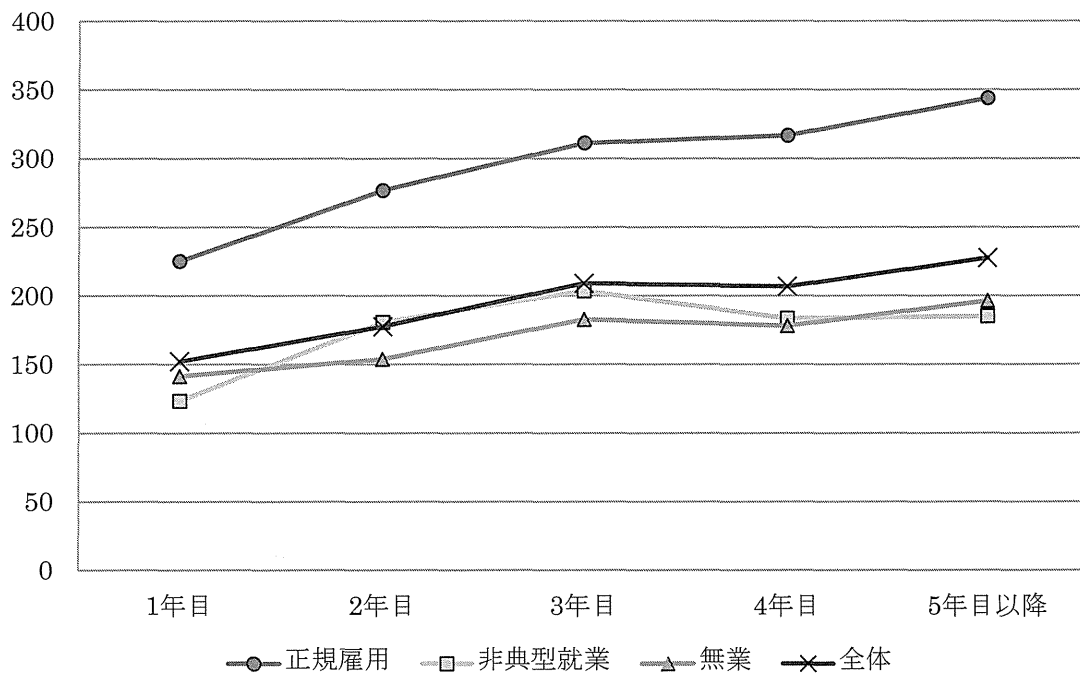


注：2002年から2011年の間に離死別によりシングルマザーとなった者が対象。

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

	①			②		
	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

	①			②		
	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え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がある。

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づけば、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。