

母子家庭の母の就業を決める要因

高田 しのぶ*

中央学院大学

近年、母子家庭が増加している。母子世帯の年収は他の世帯に比べて低いが、その一つの要因は、母子家庭の母の非正規就業率が高いことである。本稿では、労働政策研究・研修機構『母子家庭の母への就業支援に関する調査』（2007年12月～08年1月実施）を用い、母子家庭の母の就業選択に関する分析を行なった。母子家庭になる直前に無業だった者の就業選択については次の4点が明らかになった。(1)末子年齢が6歳以下、本人の年齢が高い、あるいは死別の場合に正規就業確率が低下し、(2)非勤労収入は非正規就業の確率を下げるがその影響は小さく、(3)母子家庭になった直後の就業形態は現在の就業形態に対して履歴効果を持ち、(4)ヘルパーの資格が正規就業確率を高める。また、母子家庭になる直前に非正規就業だった者にもほぼ同様の傾向が見られた。以上より、母子家庭になった直後の就業支援、現在労働需要の高い資格取得の支援の充実が就業促進に必要であると考えられる。特に、正規就業促進に必要なことは保育の充実と、女性が年齢等によらずに正規就業しやすくすることである。

1. はじめに

近年、母子家庭が増加している。図1は、過去20年間の母子世帯数と母子世帯比率である。母子世帯数、比率とも一時わずかに減少したものの、93年以降は一貫して増加している¹。母子世帯数は86年の60万人から06年の78.8万人へと31%の増加である。

さて、母子家庭増加の大きな問題はその世帯所得の低さにある。05年の全世帯の平均所得は580.4万円/年（平均世帯人員2.85人）であるが、母子世帯のそれは233.4万円/年（平均世帯人員2.81人）である²。これは、母子家庭の母は、他の勤労女性と同様、

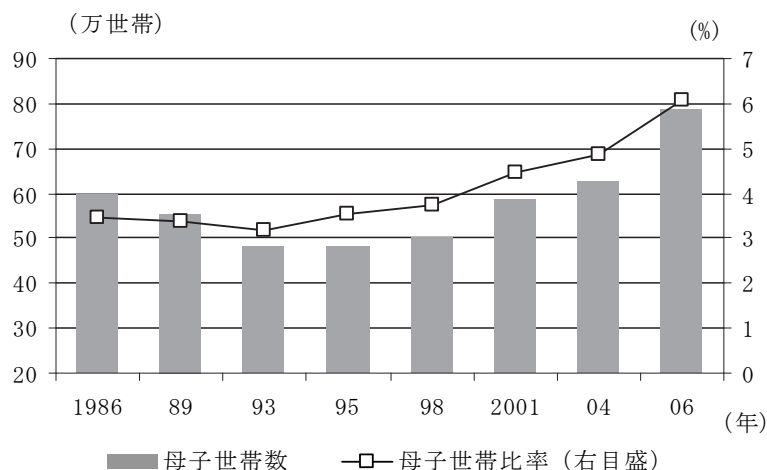
本研究は、労働政策研究・研修機構(2008)『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書No.101、第6章を修正・加筆したものである。同機構「母子家庭の母への就業支援に関する研究」プロジェクトのメンバー、日本経済学会2008年秋季大会、玄田有史ゼミの参加者、大石亜希子、玄田有史、黒田祥子の各氏、本誌の匿名レフェリーからは、建設的なコメントをいただいた。また、文部科学省科学研究費補助金若手B(#2170198)を得ている。上記の方に記して謝意を表する。なお、本稿の見解は筆者のものであって、プロジェクトを代表するものではない。また、残り得る誤りは筆者に帰すものである。

* (E-mail) shino@slb.cgu.ac.jp

¹ なお、『国民生活基礎調査』による母子世帯の定義は「死別・離別・その他の理由（未婚の場合を含む）で、現に配偶者のいない65歳未満の女（配偶者が長期間生死不明の場合を含む）と20歳未満のその子（養子を含む）のみで構成している世帯」でありいわゆる単身母子世帯を指す。後述するが、本稿での母子世帯の定義は「死別、離別、未婚などにより現に配偶者のいない女性が20歳未満の子供を育てている世帯」であり、いわゆる同居母子世帯も含むものである。ここでは、母子世帯比率算出の容易さから便宜的に『国民生活基礎調査』を用いた。

² 厚生労働省『国民生活基礎調査』より。

図1 母子世帯数と母子世帯比率



注) 母子世帯比率＝母子世帯数/児童のいる世帯数。母子世帯の定義は脚注1と同様である。
出所) 厚生労働省『国民生活基礎調査』。

非正規就業であることが多いからである³。厚生労働省『平成18年度全国母子世帯等調査』によると母子家庭の母の就業率は84.5%であり⁴、これは世界的にみても高い水準であるが⁵、その内訳は臨時・パートが46.3%と最も多く、次いで常用雇用が42.5%である⁶。また、非正規就業が多いのは、児童扶養手当と就労が代替関係にあるからでもない。阿部・大石(2005)は、児童扶養手当一部支給の収入上限額10万円引き下げは母の就労を0.7%ポイント低下させるにすぎないとしている。

このように、母子家庭の正規就業は他の勤労女性と同様に少ないが、何が正規就業を阻んでいるのだろうか。本稿では、母子家庭の母の就業、特に正規就業を阻む要因を明らかにする。我が国では終身雇用が前提であり、結婚・出産等によって一度無業や非正規就業になると正規就業が難しいといわれている。従って、特に本稿では母子家庭にな

³ 総務省統計局『平成17年度就業構造基本調査』によると35-39歳女性就業者のうち、正規雇用(会社などの役員、正規の職員・従業員)は43.1%、非正規雇用(パート、アルバイト、労働者派遣事務所の派遣社員、契約社員、嘱託、その他)は49.4%である。なお、『全国母子世帯等調査』の母子家庭の母の平均年齢は39.4歳であるので、35-39歳のデータを用いた。

⁴ なお、ここでの母子世帯の定義は「父のいない児童(満20歳未満の子供であって、未婚のもの)がその母によって養育されている世帯」である。

⁵ 周(2008a)を参照のこと。

⁶ 『全国母子世帯等調査』と『就業構造基本調査』の比較では、母子家庭の母と他の女性の正規雇用(常用雇用)の割合は同程度に見えるが、永瀬(2003)は『平成9年度就業構造基本調査』を用い、母子家庭の母は他の女性と比べて、就業確率は高いが正社員就業確率は低くなるとしている。ただし、永瀬(2003)はこの結果を未婚女性もサンプルに含んだ為であると解釈している。つまり、未婚者は正社員選択確率が既婚者よりも高く、これを含めた為に母子家庭の母を含む既婚女性は相対的に正社員就業確率が低い可能性があるということである。

る前の就業形態ごとに分け、それぞれの就業形態の者の現在の就業選択に影響を与える要因を明らかにしたい。

2. 就業に影響を与える要因

ここでは、就業に影響を与える要因を考えてみたい。第一に考えられるのは、子供の幼少時は非正規就業を選択することである(「子供要因」)。これには、子供の保育施設不足の他に、子供の幼少時は留保賃金が高く就業しない可能性も考えられる。第二に、就業や正規雇用に必要な資格・技能の不足が考えられる。あるいは資格を取得してもその資格(職種)への労働需要が低い場合には、就業・正規就業が促進されないことも考えられる(「資格・職種要因」)⁷。第三に、非勤労収入が多いので、就業・正規就業の必要がないというものである(「非勤労収入要因」)。

本稿ではこれらの要因が就業形態選択に与える影響について分析する。ここでは、労働政策研究・研修機構が07年12月から08年1月に行なった『母子家庭の母への就業支援に関する調査』を用いるが、この調査では母子家庭になる直前と現在の就業形態についての質問がある。母子家庭になる直前の就業形態が無業、非正規就業のサンプルに分け、それぞれの現在の就業形態(無業、非正規就業、正規就業)を被説明変数とする就業選択関数を多項ロジットモデルで計測する^{8, 9}。

非正規就業は、ここでは非正規雇用(パート・アルバイト、嘱託・契約社員、派遣社員)と自営(自営業主、家族従業者、在宅勤務、内職、その他)を含むものにした。両者を同一のカテゴリーにしたのは、サンプルサイズを確保するためと、自営と非正規雇用の勤労収入に大きな差がないからである。

次に説明変数について説明したい。詳細は、表1の通りである。末子6歳以下ダミー、親族との同居ダミーは、子供の保育の必要性がどの程度就業・正規就業を阻害しているかの検証に用いる。また、末子年齢は保育の必要性だけでなく、留保賃金への影響もあると考えられる。資格ダミーは資格が就業・正規就業に有利に働くかを検証する変数であると同時に、各職種の労働需給要因も表すと考えられる。また、就業のための資格取

⁷ この技能不足に対し、厚生労働省は03年より教育訓練の経費の40%を支給する「自立支援教育訓練給付金」、看護師や介護福祉士等の資格取得の学費の一部を援助する「高等技能訓練促進費」により、教育訓練を通じた母子家庭の母の就業支援を行なっている。

⁸ 後述するが、母子家庭になる前に正規就業であった者はサンプルサイズが小さくなるので扱うことができない。

⁹ 多項ロジットモデルは女性就業の既存研究(大沢, 1992; 高山・有田, 1992; Nagase, 1997; 永瀬, 1997等)で多く使われている。この他に、第一段階で就業か非就業かを選択し、第二段階で正規か非正規かを選択する入れ子型ロジットモデルも考えられるがこれは推計が容易ではない。多項ロジットモデルを用いるには選択肢が独立であるというIIA(independence of irrelevant alternatives)の仮定が満たされる必要があるが、これは後ほど検定を行なう。

得という内生性もあり得るので、母子家庭になる前に取得した資格を用いた。昨年の非勤労収入には、他の世帯員の収入、養育費、児童扶養手当等が含まれる¹⁰。個人属性を表す変数として、母子家庭になった直後の就業形態（正規就業、非正規就業、無業ダミー）、年齢、死別ダミー、母子家庭年数を用いる。母子家庭になった直後の就業形態は、現在の就業への履歴効果を検証するために用いる。死別ダミーは、母子家庭になった後の就業の準備ができずに母子家庭になる場合（死別）と準備期間のある場合の違いを確認するために用いる¹¹。また母子家庭年数は、母子家庭になってからの年数が長いほど職業訓練や職探しの機会が増える可能性を考慮して、それが就業形態選択に影響を与えるかを検証するために用いる。この他に都道府県ごとの労働需要の影響をコントロールするために有効求人倍率を用いる。

なお、この他にも考えられる変数がいくつかある。一つ目は企業から提示される賃金である。しかし、このデータからは説明力のある賃金関数を計測し、企業から提示される賃金を推計することはできなかった。これは、母子家庭の母の一部には無業であった者が、働かざるを得なくなったなどのキャリア・パスがあるため、通常は賃金に対して

表 1 説明変数の詳細

末子6歳以下ダミー	末子年齢が6歳以下の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数。
親族との同居ダミー	親族と同居している場合に1、別居している場合に0をとるダミー変数。
資格ダミー	看護師、准看護師、保育士、幼稚園教諭、教員、調理師、栄養士、理・美容師、介護福祉士、ホームヘルパー、パソコン、簿記のそれぞれにつき、母子家庭になる前に資格を取得していた場合に1、それ以外に0をとるダミー変数。
昨年の非勤労収入	非勤労収入=世帯収入-本人収入。 非勤労収入には、他の世帯員の収入、養育費、児童扶養手当等が含まれる。
母子家庭になった直後の就業形態	正規就業、非正規就業、無業のそれぞれについてダミー変数。
年齢	母親本人の年齢。
死別ダミー	死別の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数。
母子家庭年数	母子家庭になってからの年数。
有効求人倍率	「労働市場年報」（厚生労働省）より。新規学卒者を除きパートタイムを含む。

¹⁰ 養育費を独立した変数とすることも考えられる。しかし、養育費は無回答のものも多く、これを用いるとサンプルサイズが確保できない。また、児童扶養手当の所得上限額が就業に与える影響も検証したいが、算出根拠となるデータが少ないことからここでは変数として用いない。

¹¹ 本調査では母子家庭になる直前の就業形態を尋ねている。この為、直前に正規・非正規就業だった者の中には、今まで無業・非正規であったが離婚に備え、離婚直前に就業・正規就業した者が含まれる可能性がある。本来ならば、これらはサンプルから除くことが望ましいが、このデータでは不可能である。従って、死別ダミーによってこの影響をコントロールする。また、子供の成長を待って離婚するという行動があるとする末子年齢も内生変数となる。死別ダミーを用いるとこの内生性もコントロールされることになる。

説明力のある学歴、経験年数等の変数が賃金を説明できないことを意味する¹²。従って、ここでは企業から提示された賃金はいずれ、また、経験年数等を賃金の代理変数として用いることもしない。二つ目は、学歴、子供の健康状態である。これらは母子家庭になる前の就業選択と相関があるので、これを変数にするとサンプル・セレクション・バイアスの為、説明力のあるモデルが構築できない¹³。三つ目は保有資産である。例えばここでは持ち家のデータが利用できるが、持ち家が就業を抑制するという因果関係の他に、ローンの支払いのため就業せざるを得ないという因果関係もあるので、ここでは使用しない。また預金など金融資産のデータは利用不可能である。四つ目は居住地の保育水準に関する変数（待機児童率、夜間保育実施率、病児・病後児保育実施率、休日保育実施率等）である。しかし、母子家庭の母が保育の充実した自治体へ転居する可能性を考えるとこれらは内生変数となるため、この変数はいないこととした。

3. データ

本稿の使用データは労働政策研究・研修機構が07年12月から08年1月に行なった『母子家庭の母への就業支援に関する調査』（以下本調査）である。この調査は、宮城県、秋田県、群馬県、埼玉県、東京都、神奈川県、静岡県、長野県、大阪府、奈良県、福岡県、大分県、熊本県、長崎県、釧路市、千葉市、横浜市、貝塚市、仙台市、北九州市の各県・市または母子家庭等自立・就業支援センターの母子家庭の名簿を用い、郵送により配布・回収を行なった。調査地域の選定は、母子家庭等自立・就業支援センター事業の利用者が多く、母子家庭にアクセスしやすいことを基準とした。最初に調査地域の名簿から対象者に調査要請のはがき6,226通を送り、調査に協力すると答えた1,574名に調査票を配布した。有効回答者は1,311名、有効回収率（有効回答数/協力要請数）は、21.2%である¹⁴。また、本調査での母子家庭の定義は「死別、離別、未婚などにより現に配偶者のいない女性が20歳未満の子供を育てている世帯」である。

本調査の長所は、母子家庭の母の資格取得時期が分かることである。例えば、厚生労働省『全国母子家庭等調査』にも資格についての質問はあるが、その取得時期が不明であり、前節で論じたように資格の内生性の問題を解決することができない。

記述統計量は表2の通りである。ここでは、有効回答者のうち離婚後1年以上が経過し

¹² 後述の表3によると、母子家庭になる直前に無業であったが、現在就業している者は290名(=89+201)であり、全体の42%(=290/688)に当たる。

¹³ 末子年齢も母子家庭になる前の就業形態選択に影響を与える。しかし、ここでは母子家庭年数が様々であるので、現在の末子年齢は直接、母子家庭になる前の就業形態選択には影響を与えてはいない。

¹⁴ 本調査の詳細については周(2008b) 参照のこと。

た者のみをサンプルとした。これは、前年の非勤労収入には他の世帯員の所得が含まれるため、離婚後1年未満の者については夫の収入も含まれ、母子世帯の母の分析にふさわしくないからである。

この調査は、母子家庭等自立・就業支援センターへの登録者が対象であるので、就業意欲が高い者にサンプルが偏っていることも予想される。その点を検証するため、この調査を厚生労働省が06年に無作為抽出で行なった『平成18年度全国母子家庭等調査』と比較したい。この調査の母子世帯の定義は「父のいない児童（満20歳未満の子供であって、未婚のもの）がその母によって養育されている世帯」であり、本調査のものとほぼ同じである。『平成18年度全国母子家庭等調査』では就業者中の常用雇用比率が32.6%、本調査では就業者中正規就業者比率が34% $(=0.294/(0.294+0.529+0.042))$ である。従って、本調査の正規就業者比率は無作為抽出調査の結果とほぼ同程度であるといえる。また、母の平均年齢、および末子平均年齢についても、『平成18年度全国母子家庭等調査』ではそれぞれ39.4歳、10.5歳、本調査ではそれぞれ39.5歳、9.8歳と同程度である。

本調査では、約半数が何らかの資格を母子家庭になる前に取得している。その内訳は、簿記(24.0%)が多く、その後パソコン(5.7%)、教員(4.7%)、保育士(4.4%)と続く。

それぞれの就業形態の勤労収入は、正規就業者平均年収は224万円であり、非正規就業はその半分程度で132万円である。なお、非正規就業の平均年収の内訳は、非正規雇用134万円、自営他109万円である。非正規雇用と自営他の勤労収入に大きな差がないこと、およびまたサンプルサイズを確保するため、就業選択関数の計測にあたっては、両者を非正規就業というカテゴリーにまとめた。

母子家庭になる直前から現在（母子家庭移行後）への就業形態の変化は表3の通りである。直前に正規の者、非正規の者は直前の就業形態に留まることが多い（それぞれ44.7%、57.1%）。また、直前に無業の者は非正規就業へ変わることが多い(60.7%)。また、現在（母子家庭移行後）の正規、非正規、無業の比率はそれぞれ29.4% $(=(17+96+89)/688)$ 、57.1% $(=(10+182+201)/688)$ 、13.5% $(=(11+41+41)/688)$ である。総務省統計局『平成19年就業構造基本調査』によると35-39歳女性の正規、非正規、無業比率はそれぞれ27.9%、36.7%、35.5%なので、同年代の女性一般と比べると就業者比率は多いものの、正規就業が多いとはいえない¹⁵。

¹⁵ 正規は会社などの役員、正規の職員・従業者とした。非正規は自営業主、家族従業者、パート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員、嘱託、その他とした。

表2 記述統計量

	平均値 (標準偏差)
現在の就業形態	
正規就業	0.294
非正規雇用	0.529
自営他	0.042
無業	0.135
末子年齢(歳)	9.84 (4.56)
末子6歳以下	0.279
親族との同居	0.243
昨年の非勤労収入(万円)	71.71 (114.28)
母子家庭になる直後の就業形態	
正規就業	0.170
非正規就業	0.673
無業	0.157
年齢(歳)	39.49 (6.38)
死別	0.06
母子家庭年数(年)	5.73 (4.12)
有効求人倍率	1.07
資格	
看護師	0.012
准看護師	0.009
保育士	0.044
幼稚園教諭	0.041
教員	0.047
調理師	0.036
栄養士	0.025
理・美容師	0.019
介護福祉士	0.007
ホームヘルパー	0.038
パソコン	0.057
簿記	0.240
資格なし	0.549
サンプルサイズ	688
就業形態別勤労収入(万円)	
正規雇用	224.32 (99.38) [202]
非正規就業	132.43 (62.51) [393]
非正規雇用	134.32 (61.35) [364]
自営他	108.69 (72.68) [29]

注) 資格なしは看護師から簿記までの資格をいずれも取得していない者である。また、資格は複数回答である。勤労収入の下段にある大カッコ内の数値はサンプルサイズである。

表3 母子家庭になる直前から現在（母子家庭移行後）への就業形態の変化

(A)		(B)		(B/A) × 100
母子家庭になる 直前の就業形態	(人)	現在の就業 形態	(人)	変化割合 (%)
正規	38	正規	17	44.7
		非正規	10	26.3
		無業	11	28.9
非正規	319	正規	96	30.1
		非正規	182	57.1
		無業	41	12.9
無業	331	正規	89	26.9
		非正規	201	60.7
		無業	41	12.4

4. 推計結果

ここでは、多項ロジットモデルを用い、就業形態選択について分析する。最初に、母子家庭になる直前の就業形態が無業、非正規のグループに分け、それぞれの就業選択関数を計測した。母子家庭になる直前に正規就業だった者はサンプルサイズが小さいので推計は行なわない。推計結果は表4の通りである。最初に資格ダミーを除いた基本モデルを推計した。レファレンス・グループは現在無業の者である。直前無業の者の推計結果は[1]の通りである。ここでは限界効果を掲載した。

末子6歳以下の場合には非正規就業確率が高まり、正規就業確率が低まる。親族との同居の影響は非正規就業、正規就業のどちらに関しても有意ではない。通常、親族との同居は女性の就業に影響を与えるが¹⁶、この結果は、母子家庭特有の事情を示すと考えられる。児童扶養手当は親族との同居によって減額されるため、手当支給額の増加のためには親族との別居が有利になる。それにも関わらず親族と同居するのは、働けない何らかの事情がある可能性があり、それが同居が就業に影響を与えない理由になっていると考えられる¹⁷。非勤労収入は非正規就業確率を下げるが、10万円の増加に対し0.6%ポイントの減少を及ぼす程度で、それほど大きな影響はない¹⁸。また、正規就業確率を下げる

¹⁶ Sasaki (2002) は、同居決定の内生性を考慮しても親との同居は女性の労働参加を高めるとしている。

¹⁷ なお、ここでは親族との同居ダミーを用いたが、これとは別に親との同居ダミーを用いた推計も試みた。この場合も同居ダミーは有意でなかった。

¹⁸ 高い非勤労収入が就業を控えさせる一方で、高収入を得ると養育費が少なくなる可能性があり、養育費受給

表4 就業選択関数推計結果(1)

	[1]		[2]	
サンプル	直前無業		直前非正規	
被説明変数	正規	非正規	正規	非正規
	限界効果 (Z値)	限界効果 (Z値)	限界効果 (Z値)	限界効果 (Z値)
末子6歳以下	-0.146** (-2.57)	0.153** (2.28)	-0.214*** (-3.34)	0.213*** (3.31)
親族との同居	-0.014 (-0.25)	0.039 (0.062)	0.007 (0.080)	0.001 (0.01)
昨年の非勤労収入	0.0002 (0.64)	-0.0006** (-2.19)	-0.0010 (-0.00)	0.0009** (2.11)
母子家庭になった 直後の就業形態				
正規就業	0.248** (2.27)	-0.166 (-1.50)	0.072 (0.57)	0.061 (0.47)
非正規就業	-0.039 (-0.59)	0.182*** (2.51)	-0.468*** (-4.76)	0.475*** (4.87)
年齢	-0.014*** (-3.03)	0.010** (1.96)	-0.011* (-1.93)	0.011** (1.95)
死別	-0.238*** (-5.15)	0.280*** (4.39)	-0.175 (-1.61)	0.179* (1.65)
母子家庭年数	0.007 (0.92)	-0.008 (-1.02)	-0.005 (-0.61)	0.005 (0.62)
有効求人倍率	0.113 (1.26)	-0.031 (-0.31)	0.065 (0.57)	-0.055 (-0.48)
サンプルサイズ	331		319	
対数尤度比	-269.58		-243.32	
χ^2	57.36***		1290.23***	

注) レファレンス・グループは現在無業の者である。結果表に示した値は平均値で評価した限界効果である。ただし、ダミー変数の場合は、説明変数が0から1へ変化するときの被説明変数に与える効果である。 χ^2 はIIAの仮定を検定する統計値である。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意なことを示す。

の為に就業しない、という内生性も考えられる。しかし、現在の就業は前年の非勤労収入に影響を及ぼさず、ここでは内生性は問題にならないと考えられる。その一方で、前年と今年の非勤労収入には強い相関が予想され、前年の非勤労収入を用いるだけでは十分に内生性を考慮したとはいえないという批判も当然あり得る。そこで、養育費のデータを概観したい。厚生労働省『平成18年度母子世帯等調査報告』では、養育費受給者と受給経験者は35%、本調査の養育費受給者は23.2%であり、非受給者の方が受給者よりも圧倒的に多い。また、非受給者は、養育費受給の為に就業を抑制するという行動を取ることはできない。同調査報告によると、養育費受給者と受給経験者の養育費の平均は42,008円/月である。これは養育費受給経験者も含めているので、現在の受給者に限ればさらに額が低くなると考えられる。本調査では受給者の平均は29,745円/月である。このわずかな金額の減額を恐れて労働時間を減らすということは現実的には考えられない。

効果はない。母子家庭になった直後の就業形態は、直後の就業形態と同じものを現在も選択しやすくしており、就業選択に関し履歴効果があるといえよう。年齢は高い場合に非正規就業確率を高くし、正規就業を低くする。死別は非正規就業には正で有意であるが、正規就業には負で有意となる。これは、母子家庭になる前に準備ができる場合の方が、正規就業しやすいと解釈できる¹⁹。母子家庭年数は有意ではない。有効求人倍率は正規就業に関しても非正規就業に関しても有意ではない²⁰。

直前非正規就業の者の推計結果は[2]の通りである。この場合も[1]と同様の傾向が見られる。前年の非勤労収入は非正規就業に対し正で有意であるが、これは非勤労収入が高いと非正規就業者を非正規に留める効果を持つと解釈できる。ただし、非勤労収入は正規就業に負で有意の効果を与えるほどではない。

次に、資格ダミーを加えたモデルを推計した。結果は表5の通りである。それぞれの資格には多重共線性があるので、表4で用いた基本的モデルに資格ダミーを一つずつ加えた。例えばモデル1の場合、表4で用いた変数に加え看護師ダミーのみを用いる。資格ダミーを用いても基本的な変数の限界効果は大きく変わらないので、紙幅の関係でここでは資格ダミーについてのみ限界効果を掲載した。直前無業の者をサンプルにした推計において、准看護師は非正規就業確率を高めるが正規就業確率を低める。准看護師は正規就業しやすい職種であるが、今まで無業の者が正規就業するのは難しいといえる²¹。これは、夜勤があるなど就業時間が不規則であることから、母子家庭の母が正規就業を選択しないという可能性があるかもしれない。ヘルパーは非正規就業確率を低め、正規就業確率を高める。直前非正規就業の者をサンプルにした推計において、看護師、美容師・理容師、パソコンの資格は非正規就業確率を高め、正規就業確率を低める。これらの資格は非正規就業の継続には有効だが、正規就業へのステップアップの手段とするには難しいと考えられる²²。

¹⁹ もう一つの可能性として遺族年金の受給が考えられる。厚生労働省『平成 17 年国民生活基礎調査』によると母子家庭の収入に占める恩給・遺族年金の割合は 3%であるが、金額が少ないとしても遺族年金という安定した収入が正規就業を抑制する可能性がある。

²⁰ なお、IIA の仮定を満たしているという帰無仮説を検定した。通常のハウスマン検定では、検定にいくつかの限界があるため本稿では見かけ上無相関な推計 (seemingly unrelated estimation) を用いた。 χ^2 は 57.06 (自由度 10) であり、帰無仮説は棄却されなかった。

²¹ 厚生労働省『平成 18 年度保健・衛生行政業務報告』によれば、准看護師の 77.8% が正規職員として勤務している。

²² なお、母子家庭になる直前の就業形態と母子家庭になる以前の取得資格に相関があるかもしれない。つまり、ある資格の取得者がその資格を活かして非正規就業しやすいとか、無資格者は無業を選択しやすいということである。前者では直前非正規就業のサンプルには、特定の資格取得者が多く含まれるというサンプル・セレクション・バイアスが発生し、その資格の効果は過小推計されるかもしれない。後者では以前無業のサンプルには無資格者が多く含まれることで、資格の効果が過大に推計されるかもしれない。そこで、直前非正規就業とそれ以外のサンプルにおいてそれぞれの資格取得率の差の検定を行なった。その結果、どの資格においても直前非正規就業とそれ以外のサンプルにおいて資格取得率に有意差はなかった。同様に、直前無業とそれ以外の

表5 就業選択関数推計結果(2)

サンプル 被説明変数	直前無業				直前非正規			
	正規 限界効果 (Z値)	非正規 限界効果 (Z値)	対数尤度比	χ^2	正規 限界効果 (Z値)	非正規 限界効果 (Z値)	対数尤度比	χ^2
モデル1 看護師	-0.145 (-1.28)	-0.193 (-0.79)	-267.84	56.64***	-0.301*** (-9.16)	0.309*** (9.42)	-242.83	430.82***
モデル2 准看護師	-0.248*** (-8.99)	0.355*** (11.85)	-269.00	56.92***	-0.069 (-0.28)	0.078 (0.31)	-243.13	1892.77***
モデル3 保育士	-0.020 (-0.18)	-0.072 (-0.56)	-268.96	58.67***	-0.002 (-0.02)	0.011 (0.07)	-242.29	591.61***
モデル4 幼稚園教諭	-0.000 (-0.00)	-0.119 (-0.87)	-268.65	58.37***	0.213 (1.29)	-0.205 (-1.24)	-241.55	2321.79***
モデル5 教員	-0.063 (-0.60)	0.142 (1.30)	-268.42	56.33***	0.241 (1.43)	-0.247 (-1.48)	-241.86	479.96***
モデル6 調理師	-0.011 (-0.08)	-0.116 (-0.75)	-268.76	57.21***	0.007 (0.05)	-0.004 (-0.03)	-243.24	1497.17***
モデル7 栄養士	-0.021 (-0.13)	0.006 (0.03)	-269.56	59.70***	-0.121 (-0.85)	0.124 (0.87)	-242.96	411.94***
モデル8 介護福祉士	0.349 (0.99)	-0.241 (-0.69)	-268.91	73.91***	0.036 (0.09)	-0.028 (-0.07)	-243.10	1485.68***
モデル9 ヘルパー	0.390** (-2.13)	-0.398** (-2.36)	-267.02	59.05***	-0.150 (-1.43)	0.152 (1.45)	-242.51	460.82***
モデル10 理・美容師	0.069 (0.31)	0.040 (0.18)	-268.34	340.16***	-0.223** (-2.15)	0.231** (2.23)	-241.83	478.75***
モデル11 パソコン資格	0.078 (-0.73)	-0.084 (-0.72)	-269.25	58.56***	-0.199** (-2.31)	0.195** (2.26)	-241.91	265.34***
モデル12 簿記	-0.022 (-0.37)	0.085 (1.34)	-267.81	50.77***	0.018 (0.25)	-0.013 (-0.18)	-242.26	1603.43***
サンプルサイズ	331				319			

注) レファレンス・グループは現在無業の者である。推計値は平均値で評価した限界効果である。ただし、ダミー変数の場合は、説明変数が0から1へ変化するときの被説明変数に与える効果である。すべてのモデルにおいて末子6歳以下ダミー、親族との同居ダミー、昨年の非勤労収入、母子家庭になった直後の就業形態(無業、非正規就業、正規就業ダミー)、年齢、死別ダミー、母子家庭年数、有効求人倍率を用いた。これらの変数の限界効果は紙幅の関係で省略した。 χ^2 はIIAの仮定を検定する統計値である。***は1%水準、*は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意。

5. おわりに

本稿では労働政策研究・研修機構が07年12月から08年1月に行なった『母子家庭の母への就業支援に関する調査』を用い、母子家庭の母の就業形態選択を分析した。具体的には、母子家庭になる直前に無業、非正規の者に分け、就業形態選択を分析した。直前無業の者については以下の4点が明らかになった。(1)末子が6歳以下である場合、年齢が高い場合、死別である場合には非正規就業確率が高まり、正規就業確率は低まる。(2)非勤労収入は非正規就業の確率を下げるが、その効果は小さい。(3)母子家庭になった直後の就業形態は、現在の就業形態に対して履歴効果を持つ。(4)ヘルパーの資格が正規就業確率を高める。

サンプルにおいても資格取得率に有意差はなかった。

直前非正規就業の者についてもほぼ同様の傾向が見られた。また、いくつかの資格（看護師、美・理容師、パソコン）は非正規就業の継続に有効ではあるが、正規就業にはつながっていない。

どちらのサンプルにおいても母子家庭になった直後の就業形態が現在の就業形態に影響を与えることから、母子家庭になった直後の就業支援に力を入れることが重要であると考えられる。母子家庭になった直後の就業支援に何が必要であるかを明らかにすることは他日を期したい。また、就業に有効な資格は准看護師（直前無業から非正規就業へ）、正規就業に役立つ資格はヘルパー（直前無業から正規就業へ）のみであった。このことから、将来的に労働需要が高くなると考えられる職業の資格取得の支援に力を入れることが必要であると考えられる。

また、特に正規就業を促進するために必要なことは以下の二つである。第一は保育の充実である。子供の幼少時は留保賃金が高く、正規就業しないという可能性は残るが、6歳以下の末子が正規就業に負の影響を与えていることは、保育の充実の必要性を示唆している。第二に母の年齢が低いことや死別でないこと（母子家庭になるまでに準備期間があること）が、正規就業を有利にしていることから、迂遠のように感じられるが、女性が年齢等によらず正規就業しやすくすることが母子家庭の母の正規就業に関しても有効であろう。

参考文献

- 阿部彩・大石亜希子(2005)「母子世帯の経済状況と社会保障」 国立社会保障人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp. 143-161.
- 大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働』日本評論社.
- 周燕飛(2008a)「母子家庭の『いま』: 増加要因・就業率・収入等」『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書101, pp. 26-38.
- 周燕飛(2008b)「アンケート調査: 母に聞く『仕事と生活と支援について』」『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書101, pp. 165-207.
- 高山憲行・有田富子(1992)「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」『日本経済研究』22, pp. 19-45.
- 永瀬伸子(1997)「女性の就業選択: 家庭内生産と労働供給」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp. 297-310.
- 永瀬伸子(2003)「母子世帯の母のキャリア形成、その可能性: 『就業構造基本調査平成9年』を中心に」『母子世帯の母への就業支援に関する研究』労働研究機構調査研究報告書156, pp.

212-289.

Nagase, N. (1997) "Wage Differentials and Labour Supply of Married Women in Japan: Part Time and Informal Sector Work Opportunities," *Japanese Economic Review*, 48(1), pp. 29-42.

Sasaki, M. (2002) "The Casual Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *Journal of Human Resources*, 37(2), pp. 429-440.