

母親の就業が子どもに与える影響 ——その意識を規定する要因の分析——

渡辺 朝子

(東京都立大学人文学部社会学科*)

Effects of mothers' employment on children
An analysis of the determinants of people's attitudes towards working mothers

Asako WATANABE

This paper examines the factors that determine people's opinion as to whether a mother's employment would have a negative effect on her pre-school children. Analyses of the JGSS-2002 data showed that the major determinants are different for respondents with children and for those with no children. In the case of respondents who have no children, attitudes are strongly influenced by their own mothers' employment status. If their mothers worked full-time as regular employees when they were growing up, they tend to see a less negative effect on pre-school children from mothers having jobs. On the other hand, for respondents with children, attitudes are determined by their own employment status (or their wives', for males). Females with full-time or part-time jobs and males with wives working full time see a less negative effect regardless of their own mothers' employment status. Implications are discussed.

Key words: JGSS-2002, effects of mothers' employment on children, employment status

本稿では JGSS-2002 のデータをもちいて、母親の就業が未就学児に与える影響についての評価を分析した。その結果、子どもの有無によってその意識の主な規定要因に違いがあることがわかった。子どもがいない男女では、本人の母親が常勤で働いていた者のほうが子どもへの悪影響はないとする傾向が見られた。それに対し、子どもがいる女性では、本人の母親の就労地位ではなく、本人自身が常勤もしくはパートで働いていることの影響が大きい。また、子どもがいる男性の場合は常勤で働く妻をもつ男性に、悪影響なしとする傾向が見られた。

キーワード: JGSS-2002、母親の就業が子どもに与える影響、就労地位

* 論文執筆時の所属であり、現在の所属は、練馬区総務部総務課 (2006年3月現在)。

1. 問題設定

近年、女性の就業率が上昇したと言われている。同時に、伝統的な性別役割分業に対しては賛成派が減少している。たとえば、国立社会保障・人口問題研究所の『出生動向基本調査』(2003)の独身者調査によると、性別役割分業(「結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」)への賛成は男性40.3%、女性28.9%と半数に満たない。しかし一方で、母親役割については依然として賛成意見が根強いようだ。同じ『出生動向基本調査』において、子どもが小さいときの母親役割(「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たずに家にいるのが望ましい」)への賛成割合は男性76.4%、女性77.1%にのぼる。このような、子どもが小さいときの母親の就業を否定的に見る考えはどこから来るのだろうか。母親の就業を否定的に見る見方の規定要因を分析することは、子育て期の女性の就労を阻む心理的要因をさぐるうえでも重要なことと思われる。そこで、本論文では、母親の就業が小学校へあがる前の子どもにとって好ましくないという意識の規定要因の分析をこころみたい。具体的には、「母親が仕事をもつと、小学校へあがる前の子どもによくない影響を与える」という意見(母親就業の悪影響評価)に対する賛否を分析対象とする。

これまでの先行研究では、このような意識に影響を与えるものとして年齢や本人の仕事有無があげられてきた。しかし、個人の意識はこれまでの経験や環境に基づいて形成されることを想定すると、母親の就業に対する意識の形成にはいくつかの段階があると考えられる。まず、本人が子どもだった頃に、自分の母親の就業状況の影響を受けて形成される意識である。そして次に、本人が実際に親となり現実に直面したときに、自分(または妻)の就業状況をもとにして形成される(あるいは修正される)意識である。このように考えると、子どもの有無によっても、回答者の意識に何が影響するかがかわってくる可能性がある。なぜならば、子どものいない個人の場合は、自分自身が親となった経験がないため、自分の母親の就業による自分への影響を評価基準にするのに対し、子どもがいる個人の場合は、自分自身の(または自分の妻の)就業状態を考慮しながら子どもへの影響を評価基準にすると思われるからである。このような視点から、本稿では子どもの有無によって対象者を分けた上で、母親の就労地位、本人または妻の就労地位等を分析枠組に組み込んでいくこととする。子どもの有無によって本人・妻・母親の就労地位といった規定要因の効果が異なるのかどうか、明らかにしたい。

2. 母親就業の悪影響評価に関する先行研究

母親就業の悪影響評価の規定要因に関しては、性別、年齢、学歴、本人の就労状況が分析の中心であった。先行研究のうち、統計的な分析を行っているものには、片桐(2000)や高山(2002)、小島(2004a)などがあげられる。

片桐(2000)は、ISSP⁽¹⁾のデータで母親の就労と親子関係に関するパス解析を行っている。具体的には、母子関係にかかわる意見⁽²⁾への賛否から、母親が働いてもよい母子関係をつくることのできる意識の要因を探っている。このモデルで要因として設定されているのは学歴、年齢、性役割規範、独立心、学齢期前の子どもがいたときの就労経験である。分析の結果、学齢期前の子どもがいたときに就労経験がある女性のほうが、働く母親も子どもとよい関係を築くことができると考えていることがわかった。

高山(2002)は、JGSS-2000のデータを用いて、母親就業の悪影響評価(高山は論文でこれを「三歳児神話」としている)の重回帰分析をしている。その結果、女性である場合、仕事がある場合、乳幼児がいる場合、および年齢が若いほど、悪影響なしとする結果が得られた。一方、教育年数については有意な結果が見られなかった。

高山と同じく小島(2004a)もJGSSのデータ⁽³⁾を用いて、母親就業の未就学児に対する悪影響評価の規定要因に関するロジスティック回帰分析を行っている。その結果、日本では男性よりも女性の方に悪影響を感じない傾向が強いこと、高年齢の回答者ほど悪影響を感じる傾向が強くなることが示された。本人の就労に関しては、自営業従事者と無業者に悪影響を感じる傾向が強く、専門管理、サービス、農林漁業従事者の女性にはその傾向が弱い。また、悪影響を感じる傾向が強いものとして中等教

育修了者（特に女性）、市部居住の男性、個人・家の宗教がある者が示されており、反対に悪影響を感じる傾向が弱いものとして配偶者との離別・死別者、中部地方と九州地方の者（特に女性）が示されている。先の二つの先行研究で扱われた性別・年齢・就労状況以外に新たに効果が報告された主な要因は、宗教と地方の2点である。

上記の3つの研究以外にも、本人の就労状況との関連を調査した報告は数多くある。たとえば、富田（1997）は子どもへの影響意識を規定要因の一つとして再就職の意思決定について調査した。その中で富田は、結婚あるいは出産で退職した人が再就職するかどうかの意志決定に影響する要因のロジスティック回帰分析を行っている。その結果、「子供が悩んだり嫌な目にあっても、すぐには気づいてやれないかもしれない」「子供が外から帰ってきたとき、母親が家にいないのはかわいそう」と思う人ほど再就業せず、「仕事をもつ母親をみて育つことは、子供は自分の将来を考えるうえでプラス」だと思ふ人が再就業しているということがわかった。この分析でもまた、仕事を持っている女性のほうが子どもへの影響をプラスに評価するという関連が見られる。

今までみてきた先行研究からほぼ共通して指摘できるのは、①男性よりも女性のほうが悪影響なしとする傾向があること、②年齢の効果が大きく、若い層ほど母親就業の子どもへの悪影響なしと考える傾向があること、③女性本人の就労地位の効果が大きく、就労が悪影響なしとする意識に結びつくこと、の3つだと言える。しかし、これら以外にも、母親就業の悪影響評価に影響を及ぼす要因があるのではないだろうか。他の要因としては、先にも述べたように本人の母親が働いていたかどうか、そして男性対象者の場合には本人ではなく妻の就労地位の影響などが考えられる。

本人の母親の就労地位に関しては、悪影響意識との関連を直接分析している研究はない。しかし、女性のライフコース予測に対する母親の影響を調べた研究はある。岩澤（1999）は、未婚女性が描く「理想」とするライフコースと「予想」するライフコースに対する母親の就労経歴の影響を分析した。その中で、理想どおりに「両立」実現と予想する要因のうちの一つとして「母親が両立を経験」があがっている。逆に、「母親が育児専業であった」場合は両立を断念して育児専業を予想する傾向があると言う。このように、未婚女性の意識に母親の就業の効果があらわれるならば、母親就業の悪影響評価に関しても母親の就労地位を変数に組み込むことが必要だと思われる。

男性にとっての妻の就労地位に関しても、悪影響意識との関連を直接分析している研究はない。しかし、夫の家事・育児への参加の分野では、妻の就労地位の効果がしばしば調査されている⁽⁴⁾。たとえば、夫の家事時間や家事参加度について、妻の就労形態や妻の労働時間が関わっているという研究結果がある（永井 2004、松田 2004 など）。また、前田（2002）の男性の育児・家事への参加についての分析でも、妻の就労形態が「フルタイム」である場合、「専業主婦」の場合と比較して有意に参加度が高まるという知見が得られている。なお、妻が「パートタイム」の場合は「専業主婦」とそれほどかわりがない。これらの知見をふまえると、母親が就業することの影響に関する男性の意識も、妻の就労地位と関連があると考えてよいように思われる。

これらの研究について、2つの点を指摘したい。まず、従来の研究では、就労地位を有業・無業に分けて分析したものが多かったという点である。たとえば JGSS-2000 のデータを用いた高山（2002）も仕事の有無という区分を用いている。しかし、母親就業の悪影響の中身については、母親が仕事を持っていること自体よりも、母親との接触時間の短さをあげているものが多い。たとえば、ベネッセ教育研究所（1982、1997）では特に「学校から帰ったとき、母親がいない」ことで子どもが「寂しい」と思うことや「赤ん坊から保育所に預けること」が「かわいそう」であると思う母親の意識に焦点をあてている。同様に、日本労働研究機構（1997）の調査でも、子どもへの影響について多かった回答の1位にあげられているのは「子どもが外から帰ってきたときに母親が家にいないのはかわいそうに思う」という項目である。このほかにも数々の調査報告が行われている⁽⁵⁾が、「母親が家にいない」「母親と触れ合う時間が減る」といった母子の接触時間の問題が中心となっている。したがって、悪影響評価に影響を及ぼす要因としては、有業・無業という区分よりも、子どもをおいて外に働きに出ているかどうか（母親と子どもとの接触時間が短くなる働き方かどうか）を基準にしたほうがより適切だ

と思われる。

次に、子どもへの影響についての評価には、2 側面があるという点である。先行研究には、岩澤(1999)のように、子どものいない女性を対象とした分析がある。一方で、ベネッセ教育研究所 (1982, 1997)のように、子どもを持つ母親を対象とした調査がある。両者は、親の影響を受ける子どもの側を対象とした研究と、親として子どもへの影響を評価する側を対象とした研究という面で異なる。したがって、その違いを新たな分析枠組では考慮する必要があるだろう。

以上のような先行研究の流れをふまえて、次章で新しい分析枠組の提示をこころみる。

3. 分析枠組

3.1 分析枠組

本稿では、母親就業の悪影響評価について JGSS-2002 のデータを用いて二次分析をする。分析の際はこれまでの先行研究をふまえつつ、一步ふみこんだ分析を行う。これまでの先行研究では、本人の年齢、学歴、就労形態などの属性に着目して、それらが子どもに対する意識に与える影響を探究するのが主な視点だった。しかし、対象者の回答には対象者の 2 つの側面が反映されていると考えられる。

①「子どもとしての回答者」と②「親としての回答者」である。「子どもとしての回答者」の場合は、対象者は子どもとしての立場から、自分の母親がどのような就労状況にあったかをふまえて子どもに対する影響を評価すると考えられる。一方、「親としての回答者」の場合は、対象者は親としての立場から、自分の子どもに対して、自分もしくは（自分の子どもにとっての母親である）妻の就労状況をふまえて子どもに対する影響を評価すると考えられる。このような仮説に基づくならば、①「子どもとしての回答者」として主に想定されるのは子どもを持っていない対象者である。一方、②「親としての回答者」として想定されるのは主に子どもを持っている対象者である。この 2 者の立場の違いに着目すると、子どもの有無によって規定要因が異なる可能性も考えられる。そこで、本研究では、先行研究から導き出された年齢・学歴・就労地位といった要因の効果を、性別だけでなく子どもの有無別に分けて探究する。以下に本研究における分析枠組を図示した。

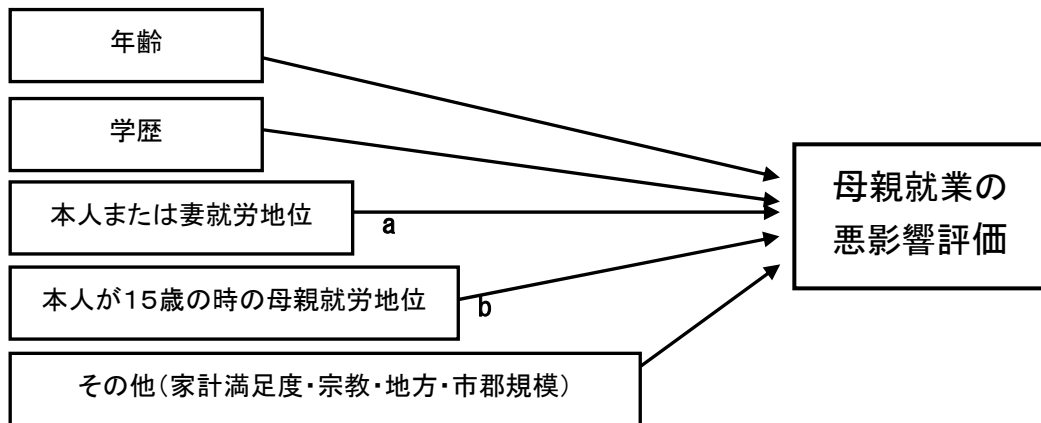


図 1 分析枠組

図 1 に提示した分析枠組みでは、子どもをもつ男女対象者の場合は、パス“b”よりもパス“a”に効果が見られ、子どものいない男女の場合はパス“b”が効果をもつと想定する。次節以降では、この分析枠組に基づいて使用するデータと対象、および変数の説明をしていく。

3.2 分析に用いるデータと対象

本研究では、二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター-SSJ データアーカイブから「日本版 General Social Surveys <JGSS-2002>」(大阪商業大学比較地域研究所、東京大学社会科学研究所) の個票データの提供を受けた。

分析対象は 20 歳から 59 歳までの男女 (男性 887 人、女性 1011 人) である。20 歳代から 50 歳代ま

でが子どもの養育の主な担い手であること、60歳で就業上も定年を迎えることを考慮して、60歳以上は分析から除外した。その上で、20歳から59歳の男女を、子どもがいる者と子どもがいない者とに分けて分析する。後述のロジスティックモデルにおいては、分析に用いる変数すべてに有効回答のあったケース（子どもなしの男性270ケース、子どもありの男性567ケース、子どもなしの女性233ケース、子どもありの女性724ケース）のみを対象とした。

3.3 分析に用いる変数

従属変数には『母親が仕事をもつと、小学校へあがる前の子どもによく影響を与える』という意見について賛成ですか、反対ですか」という質問に対する賛否をあてる。回答の選択肢は1「賛成」、2「どちらかといえば賛成」、3「どちらかといえば反対」、4「反対」であり、1と2をまとめて「賛成」（＝悪影響あり）、3と4をまとめて「反対」（＝悪影響なし）とする。「賛成」に1、「反対」に0の値をあてた。

独立変数には「年齢」と「学歴」「本人（または妻の）就労地位」「母親就労地位」「家計満足度」「宗教」「地方」「市郡規模」を用いた。

年齢は連続変数として扱う。学歴は「大卒」を参照カテゴリーとし、「中卒」「高卒」「短大・専卒」と比較する⁽⁶⁾。

就労地位に関しては、分析対象が女性の場合には「本人就労地位」と「母親就労地位」を、男性の場合には「妻就労地位」と「母親就労地位」を用いる⁽⁷⁾。「本人就労地位」については、従来の研究でしばしば用いられている「有業」「無業」というカテゴリーではなく、「常時雇用（常雇）」「パート」「自営」「無業」というカテゴリーを用いる。その場合、常時雇用（常雇）の者は通常子どもをおいて外へ働きに出ることが多く、特に子どもとの接触時間が短くなるのが想定できる。一方、たとえ有業であっても、内職は通常外へ働きに出ていることはなく、悪影響の中身としてあげられるような母子の接触を明らかに妨げるとも言えないだろう。家族従業者や自営業もまた、常雇と比較すれば、時間的に融通のききやすい働き方だと思われる。実際に、小島（2004a）の分析でも、自営業の女性と無業の女性が常時雇用の女性に比べて母親就業が悪影響ありとしていることが明らかにされている。また、パートの者も、常時雇用の者と比較すれば就業時間が短く、母子の接触を妨げにくいと考えられる。分析で用いるダミー変数は「無業」を参照カテゴリーとし、「常雇」「パート」「自営」と比較する。また、女性では結婚時に就業を中断する者がいることを考慮して、有配偶者と独身者の差をコントロールするため、「有配偶」者を参照カテゴリーとして「独身」者ダミーももうけている。「独身」には未婚者と配偶者との離別・死別者の両方が含まれている。

男性を対象とするモデルでは、「妻就労地位」の効果を見る。妻の就労地位の効果を見るのは、先に第2節でふれた先行研究において、夫の家事・育児参加に妻の常雇での就労が有意な効果を示し、パートタイムの場合は専業主婦とそれほどかわらなかったことによる。そこで、分析では、妻が無業である者を参照カテゴリーとし、妻が「常雇」「パート」「自営」である場合、および「妻がいない」場合と比較する。

「母親就労地位」については、JGSSの質問文は「あなたが15歳の頃、お母さんは仕事をもって働いていましたか。働いていた場合には、この中のどれにあたりますか。」となっている。この質問に対する回答のうち「無業」を参照カテゴリーとし、「常雇」「パート」「自営」と比較する⁽⁸⁾。

これら3要因のほかに、JGSSのデータを用いた小島（2004）のロジスティック回帰分析では「宗教」や「地方」も有意な効果を示している。そこで、「宗教」と「地方」についても統制変数として分析に加える。また、母親就業を決定すると考えられる経済的背景として、対象者の生活水準を加味するため、「家計満足度」も統制変数として加える。「家計満足度」は、1から5までの5段階評価で、現在の家計の状態に「不満」を1とし、「満足」を5としている。宗教については「宗教なし」（信仰している宗教がない者）を参照カテゴリーとし、「本人宗教あり」（信仰している宗教がある者）、「家宗教あり」（本人は信仰していないが、家の宗教はある者）と比較する。地方については「中部」を参照カ

テゴリーとし、「北海道東北」「関東」「近畿」「中四国」「九州」と比較する。市郡規模については「郡部」を参照カテゴリーとし、「市部」と比較する。

4. 分析結果

4.1 対象者属性ごとの賛否割合

まず、基本的な変数ごとの賛成割合を以下の表に示しておく。

子どもがいる男女は子どもがいない男女と比べると年齢の高い回答者が多い。また、子どもがいない男女の多くが独身者である。全体としては男性のほうが女性よりも悪影響ありと感じている回答者の割合が高い。

就労地位の区分についても見てみよう。女性本人の就労地位については、やはり常時雇用者（「常雇」）の賛成率が特に低いことがわかる。表1によると、子どもがいる場合でもいない場合でも、自営業の女性は無業の女性と同じかそれを上回る賛成割合となっている。「パート」の女性の賛成率は、「自営・無業」の女性につぐ高さである。次に、妻就労地位の影響を見てみる。すると、妻の就労地位に

表1 独立変数ごとの母親就業悪影響評価に対する賛成割合

対象 独立変数	カテゴリー	女性 子なし		女性 子あり		男性 子なし		男性 子あり	
		賛成割合	(N)	賛成割合	(N)	賛成割合	(N)	賛成割合	(N)
年齢	20代	41.3	(126)	32.6	(46)	50.8	(124)	37.5	(40)
	30代	40.3	(67)	32.9	(170)	47.3	(74)	42.2	(109)
	40代	46.4	(28)	38.2	(251)	46.7	(45)	57.6	(172)
	50代	59.1	(22)	49.2	(301)	43.2	(37)	58.4	(286)
学歴	中卒	87.5	(8)	43.9	(123)	47.1	(34)	61.0	(82)
	高卒	41.8	(91)	40.2	(418)	51.3	(117)	55.6	(279)
	短大・専卒	41.9	(74)	43.7	(158)	33.3	(21)	42.9	(49)
	大卒	40.3	(67)	34.8	(66)	48.6	(107)	51.3	(197)
本人就労地位 (男性の場合は 妻就労地位)	常時雇用	36.7	(120)	27.9	(165)	28.6	(14)	43.0	(114)
	パート	43.9	(57)	36.0	(222)	70.0	(10)	54.6	(152)
	自営	63.6	(11)	48.3	(87)	50.0	(2)	56.9	(65)
	無業	52.7	(55)	50.5	(279)	41.7	(24)	57.0	(251)
	妻なし	—	—	—	—	49.1	(230)	56.5	(23)
婚姻状態	独身	40.3	(181)	37.9	(66)	49.1	(230)	56.5	(23)
	有配偶	50.8	(61)	41.3	(702)	44.0	(50)	53.8	(584)
母親就労地位	常時雇用	22.0	(41)	34.3	(102)	33.3	(45)	47.6	(63)
	パート	40.0	(70)	40.0	(110)	43.1	(58)	54.8	(73)
	自営	50.9	(55)	43.2	(310)	50.0	(72)	55.3	(244)
	無業	50.0	(72)	41.3	(223)	55.7	(97)	54.0	(198)
N(全体)		43.2	(243)	41.0	(768)	48.2	(280)	53.9	(607)

よって男性の賛成率に違いがあることがわかる。子どもがいる場合でもいない場合でも、妻が「常雇」の男性は悪影響意識が低い。一方、妻が「パート」「自営」「無業」である男性の悪影響意識は低いとはいえない。最後に、母親の就労地位別による悪影響評価を見てみる。母親の就労地位も「常雇」の場合の賛成率は「パート」「自営」「無業」よりも低い。やはり、働き方の違いによって区分することは適切だと言えよう。

以上の概観をふまえて、次節からは年齢や学歴などの効果を統制した上で、本人（または妻）や母親の就労地位の効果が子どもの有無によってどのように異なるかを、ロジスティック回帰分析を用いて明らかにしていく。

4.2 諸変数の効果

次ページに男女別・子どもの有無別のロジスティック回帰分析結果を示した。

N は分析に使用したケースであり、欠損ケースは抜いてある。係数の符号の向きはプラスが悪影響評価へ賛成（悪影響ありと考える）、マイナスが反対（悪影響なしと考える）であることをあらわす。

表 2 と表 3 によると、まず、子どもがいる男女では年齢が大きな効果を持っていることがわかる。若年対象者は高年齢層と比べると、母親の就業が子どもに悪い影響を与えるとは思っていない。これらのモデルにおいて、子どもがいない男女で年齢の効果が見られないのは、40 代以上のサンプルが少ないためと思われる。しかし全体として見ればやはり年齢が高い回答者に悪影響ありとする傾向があると考えてよいだろう。これは今までの先行研究と合致する結果である。学歴は、子どものいない女性において中卒者が悪影響ありとする傾向がある以外有意な差が出ていない。これも母親就業の悪影響評価は学歴による差がそれほど大きくないという。先行研究の知見と合致する結果である。

表2 母親就業の悪影響評価への賛否 ロジスティック回帰分析結果〔女性〕

従属変数: 母親就業が未就学児に悪影響を与えるという意見に賛成の者						
対象	女性 子なし			女性 子あり		
	B	S.E.	Wald	B	S.E.	Wald
年齢	-0.011	0.019	0.310	0.037	0.010	15.474 ***
学歴						
中卒	2.766	1.294	4.567 *	0.063	0.362	0.030
高卒	-0.017	0.411	0.002	0.087	0.310	0.079
短大・専卒	0.065	0.396	0.027	0.344	0.333	1.072
本人就労地位						
常雇	-0.661	0.399	2.744	-1.057	0.229	21.250 ***
パート	-0.537	0.447	1.441	-0.650	0.194	11.225 ***
自営	0.397	0.788	0.255	-0.237	0.267	0.789
配偶関係						
独身	-0.339	0.399	0.722	0.131	0.297	0.193
母親就労地位						
常雇	-1.684	0.518	10.554 **	-0.112	0.263	0.181
パート	-0.888	0.409	4.719 *	0.175	0.258	0.461
自営	-0.378	0.437	0.748	0.137	0.193	0.502
家計満足度	0.099	0.151	0.433	0.104	0.077	1.839
宗教						
本人	0.846	0.648	1.706	0.471	0.295	2.551
家	-1.241	0.580	4.571 *	-0.110	0.229	0.229
地方						
北海道東北	-0.852	0.644	1.750	-0.053	0.293	0.032
関東	-0.122	0.514	0.056	0.207	0.225	0.848
近畿	-0.331	0.551	0.361	-0.166	0.272	0.373
中四国	-1.127	0.690	2.666	0.341	0.292	1.361
九州	0.804	0.601	1.793	-0.094	0.282	0.112
市郡規模						
市部	-0.817	0.491	2.765	0.219	0.193	1.293
定数	1.899	1.197	2.520	-2.372	0.597	15.810 ***
-2対数尤度	268.752			922.930		
モデルカイ2乗	48.354 ***			57.277 ***		
N	233			724		

***p<0.001 **p<0.01 *p<0.05

女性本人の就労地位は子どもがいる女性を対象としたモデルで特に大きな効果を示した。子どもがいない女性を対象としたモデルでも、有意水準を満たしてはいないものの、効果を示している。また、その効果は「常雇」の女性が「無業」の女性と比べて悪影響なしとする方向になっている。「パート」の女性もまた、「無業」の女性と比べて悪影響なしとする効果を示している。一方、「自営」と「無業」では違いが見られない。

妻の就労地位は、子どもがいる男性を対象としたモデルで、大きな効果を示した。妻が「常雇」の男性は妻が常勤で働いていない男性に比べて悪影響なしとする傾向がある。

表3 母親就業の悪影響評価への賛否 ロジスティック回帰分析結果〔男性〕

従属変数：母親就業が未就学児に悪影響を与えるという意見に賛成の者						
対象	男性 子なし			男性 子あり		
	B	S.E.	Wald	B	S.E.	Wald
年齢	-0.011	0.015	0.502	0.039	0.011	13.180 ***
学歴						
中卒	0.313	0.481	0.421	0.394	0.309	1.624
高卒	0.312	0.303	1.060	0.380	0.212	3.214
短大・専卒	-0.596	0.533	1.251	-0.223	0.346	0.414
妻就労地位						
常雇	-0.294	0.785	0.140	-0.802	0.255	9.913 **
パート	1.437	0.866	2.757	-0.345	0.234	2.172
自営	0.314	1.588	0.039	-0.409	0.320	1.641
妻いない	0.401	0.502	0.637	-0.571	0.475	1.445
母親就労地位						
常雇	-1.171	0.422	7.700 **	-0.100	0.309	0.105
パート	-0.629	0.369	2.906	0.230	0.301	0.582
自営	-0.285	0.345	0.685	-0.080	0.212	0.143
家計満足度	0.017	0.128	0.017	-0.053	0.085	0.386
宗教						
本人	0.601	0.503	1.426	0.116	0.360	0.103
家	-0.638	0.443	2.077	0.378	0.231	2.686
地方						
北海道東北	0.216	0.498	0.188	-0.485	0.307	2.499
関東	0.715	0.394	3.298	0.060	0.254	0.056
近畿	1.315	0.453	8.419 **	0.385	0.299	1.659
中四国	0.868	0.555	2.443	-0.062	0.328	0.036
九州	0.452	0.647	0.488	0.314	0.309	1.032
市郡規模						
市部	0.199	0.349	0.326	-0.095	0.216	0.192
定数	-0.650	1.039	0.391	-1.445	0.625	5.337 *
-2対数尤度	344.089			742.777		
モデルカイ2乗	29.677			39.676 **		
N	270			567		

***p<0.001 **p<0.01 *p<0.05

本人が15歳のときの母親の就労地位は、子どもがいない男女を対象としたモデルで大きな効果を示した。また、その効果は本人の母親が「常雇」であった者のほうが、本人の母親が「無業」であった者と比べて悪影響なしとする方向になっている。母親が「パート」であった者もまた、母親が「無業」であった者と比べて悪影響なしとする傾向が見られる。しかし、子どもがいる対象者については母親の就労地位の効果は見られなかった。

5. まとめと考察

本稿では、母親の就業が子どもに悪影響を与えるかという評価について、性別と子どもの有無により対象者を分けた上で、その規定要因が異なるかどうかを追究した。とくに、本人または妻の就労地位と、母親の就労地位の効果に注目して分析を試みた。その結果、年齢や学歴、家計満足度、宗教、地方、市郡規模などの変数を統制した上でも、子どもの有無によってそれらの効果が異なることが明らかになった。

まず、子どものいない男女については本人の母親の就労地位が大きな効果を持つが、子どものいる

男女については母親の就労地位の効果はほとんど見られず、女性本人の就労地位（男性の場合は妻の就労地位）が効果を持つことがわかった。したがって、子どもがいない場合は、本人の就労状況だけでなく、自分が母親のどのような就労状況のもとに育てられたかに規定されるといえる。対象者本人に子どもがいない場合、母親就業の悪影響評価には、「自分自身が子どもだったときに、母親の就業の影響を感じたか」ということが判断基準にあまりやすいことが想定される。また、母親の就業の影響を感じたかどうかでなくとも、自分の母親の就業を肯定的に見るか否か、ということが判断基準にあがるはずである。一方、子どもがいる男女では、母親の就労地位の効果は見られない。自分自身が現実に子どもを持つことによって、自分の母親の就労地位よりも本人自身の就労地位が準拠する基準として優先されるのだろう。これは、分析枠組みで考えたとおり、子どもがいない場合は「子ども」の立場で母親就業の影響を評価し、子どもがいる場合は「親」の立場で影響を評価するためと思われる。

これらの結果から、母親の就業が子どもに与える影響評価に、個人が子どものときに母親の就労状況の影響を受けて形成される意識と、個人が実際に親となり現実に直面したときに本人（または妻）の就労状況をもとにして形成（あるいは修正）される意識の2側面があることが示唆された。個人の意識の形成過程におけるこれまでの経験や環境との関連の重要性が示されたと言えよう。

次に、母親が働くことの悪影響を感じていないのは、①子どもがいない男女のうち本人の母親が常雇（またはパート）であった者と、②女性のうち自身が常雇もしくはパートである者、③男性のうち妻が常雇である者であることがわかった。ここで強調したいのは、本人の母親の就労地位に関しても、本人の就労地位の場合においても、外に出て働くことと、子どもへの悪影響なしとする意識が結びついているということである。母親の就労が子どもへ悪い影響を与えるという意識の背景には、母親が働くこと自体よりも、それによって子どもとの接触時間が制約されることへの懸念が存在することが示唆される。

本人（あるいは妻）の就労地位がもつ効果に関しては、主に3つの解釈が可能であると思われる。1つめは、母親就業の悪影響意識は働きに出ていない者の偏見なのだという見方である。片桐は、母親が働きながら子育てをすると子どもに悪影響があるという考えや、働く母親は親子関係をだめにするという考え方は「ステレオタイプ」（2000: 207）であると述べており、実際に就労を経験することが、母親の就業は悪影響だという意識を打破するのではないかと見ている。2つめは、働く女性の自らの就労を肯定する意識が、母親就業の悪影響賛否についても悪影響なしとする意識に向かわせるという解釈である。働く女性が自らの就労を肯定するために、母親就業の悪影響をないものとして見なそうとする、という可能性も考えられる。3つめは、母親の就業が悪影響だと思っているからこそ、常雇で働いていないという解釈である。就業への意識と就労地位の関係については、どちらがもう一方を規定しているのか、容易に結論づけることができない。むしろ、双方が影響しあっているとも考えられる。

最後に、今後の課題の課題を挙げておこう。本研究では本人（または妻）や本人が15歳だった頃の母親の就労地位を分析に用いた。たとえば、就労地位が「常時雇用」である場合には、「パート」「自営」「無業」という就労地位の場合と比べて、子どもとの接触時間が短くなる働き方であると仮定して分析をおこなった。しかし、パートとして働く者であっても、フルタイムで働く者の同じくらい就業時間が長い場合も考えられるし、自営業の者と子どもとの接触時間の実態については、この研究だけでは把握できない。正確に分析するためには、子どもとの接触時間を短くする働き方がどうかについて、あるいは就業時間の決定にどの程度融通がきくかなど、より個人の就労状況を適切に表す指標が必要となろう。また、本研究では、本人が15歳だった頃の母親の就労地位を分析に用いた。しかし、これについても、本人が小学校にあがる前の母親の就労地位を用いたほうが、未就学児に対する影響評価をより適切に測定できたかもしれない。これらに関しては、本人（または妻）や母親の就労状況の何が悪影響評価に関連を持つのか、さらなる分析が望まれる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表:谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事:佐藤博樹・岩井紀子、事務局長:大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

[注]

- (1) 「国際社会調査プログラム」ISSP Family and Changing Gender Roles II (1994)。
- (2) 母親の就労と親子関係についての設問は「母親が働いていても、働いていない母親と同じように温かくしっかりとした母子関係は作ることができる」「母親が働いていると小学校入学前の子どもは精神的に傷つくようだ」「母親が毎日仕事に出ていると家庭生活は損なわれるものだ」というものである。
- (3) JGSS-2000/2001 のデータ。なお、小島は JGSS-2002 でも同じ分析を行っている。
- (4) ただし一方で、妻の就労地位は夫の意識や行動にそれほど効果を持っていないとする見方もある。例えば、『男女共同参画白書(平成16年版)』では女性が主に家事を担当している状況については「有業無業、就業状況にかかわらず」(内閣府編 2004: 24)あまり変わりが無いとしている。
- (5) 例えば、『子供と家族に関する国際比較調査』(総務庁 1995)。
- (6) 学歴の4カテゴリーの分類は次のように行った。なお、中退者は1つ下の学歴に区分した。「中卒」には「旧制尋常小学校」「旧制高等小学校」「新制中学校」を区分した。「高卒」には「旧制中学校・高等女学校」「旧制実業学校」「新制高校」を、「短大・専卒」には「旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校」「新制短大・高専」を、「大卒」には「旧制大学・旧制大学院」「新制大学」「新制大学院」を区分した。
- (7) 小島(2004a)の分析では2004年のJGSSのデータで非就業の男性が常時雇用の男性に対して悪影響ありと考える傾向にあることが示されているが、2001年のデータでは有意な効果は出ていない。男性の職業もまた男性本人の意識に影響を及ぼしていない。したがって、女性の場合にのみ、本人の就労地位を母親就業の悪影響評価の要因として分析枠組に組み込む。
- (8) 母親就労地位については、「臨時雇用・パート・アルバイト」を「パート」、「自営業・家族従業者」「内職」を「自営」、「仕事はもっていなかった」を「無業」とした。

[参考文献]

- ベネッセ教育研究所編, 1982, 『モノグラフ小学生ナウ VOL.2-7 働くお母さん』。
- ベネッセ教育研究所編, 1997, 『モノグラフ小学生ナウ VOL.17-1 母親は変わったか』。
- 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」
厚生省人口問題研究所『人口問題研究』55(4): 16-37。
- 片桐恵子, 2000, 「働く母親と子どもの親子関係 ISSP 調査による分析」佐藤博樹・石田浩・池田謙一編『社会調査の公開データ』東京大学出版会, 195-210。
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2003, 『第12回出生動向基本調査——第I報告書』。
- 小島宏, 2003, 「子どもに関する意識の規定要因——人口問題意識調査(1990/1995)とJGSS-2000/2001の比較分析」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2]JGSS で見た日本人の意識と行動』東京大学社会科学研究所, 1-24。
- 小島宏, 2004a, 「子どもに関する意識の規定要因——JGSS-2000/2001と台湾社会変遷基本調査2001の比較分析」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 GSS (JGSS) 国際シンポジウム2003報告書 JGSSの誕生とその成果——海外の社会調査の実態と方向性』, 大阪商業大学比較地域研究所, 185-211。
- 小島宏, 2004b, 「子どもに関する意識の規定要因——JGSS-2000/2001/2002と台湾社会変遷基本調査2001の比較分析」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版

- General Social Surveys 研究論文集[3]JGSS で見た日本人の意識と行動』 東京大学社会科学研究所, 1-11.
- 前田信彦, 2002, 「男性の労働時間と家庭生活——労働時間の再編成にむけて」石原邦雄編『家族と職業 競合と調整』ミネルヴァ書房, 158-81.
- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事参加——家事参加を規定する要因」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎直子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 175-86.
- 永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎直子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 190-200.
- 内閣府編, 2004, 『男女共同参画白書 (平成 16 年版)』.
- 日本労働研究機構編, 1997, 『女性の職業・キャリア意識と就業行動に関する研究 (調査研究報告書 No. 99)』.
- 総務庁, 1995, 『子供と家族に関する国際比較調査』.
- 総務省統計局, 2002, 『平成 12 年国勢調査報告 第 3 卷 その 1 全国編』.
- 高山育子, 2002, 「就学前教育の制度化と『三歳児神話』——JGSS-2000 データによる規定要因の分析」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 JGSS-2000 で見た日本人の意識と行動』, 東京大学社会科学研究所, 159-69.
- 富田安信, 1997, 「世代別にみた女性の就業パターン」日本労働研究機構編『女性の職業・キャリア意識と就業行動に関する研究 (調査研究報告書 No. 99)』, 95-114.