

第3部

養育費と時間格差

第 10 章 養育費の徴収に秘策はあるのか

第 1 節 養育費のどこが問題なのか

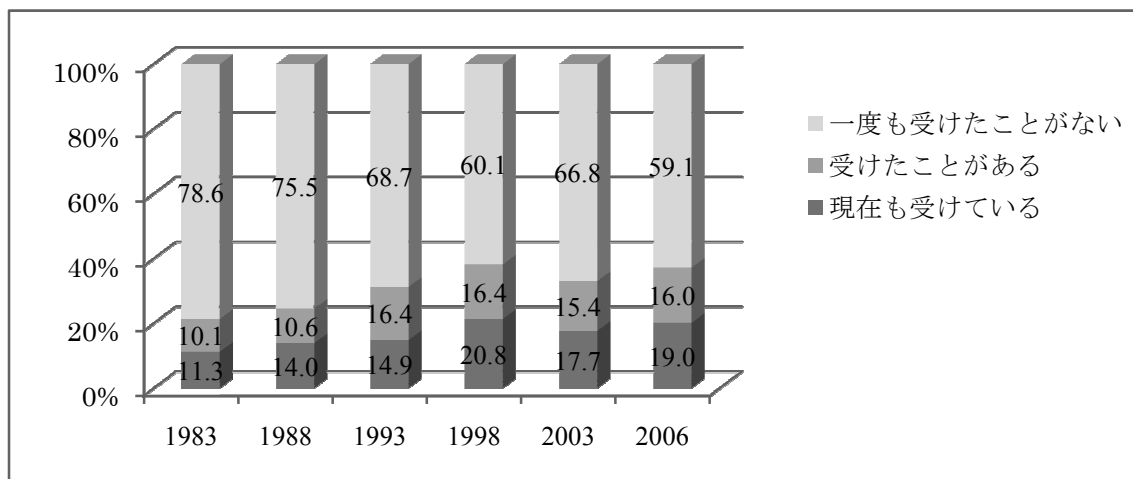
母子世帯の経済状況を大きく左右するのは、養育費である。日本の母子世帯の約 8 割は、離婚によるものである。離婚が原因で母子世帯となった場合には、当然ながら元夫は健在である。元夫による養育費は、母子世帯の生活を支える重要な柱となるはずだが、現実はその甘くはない。

養育費にまつわる現実の厳しさを二組の数字で集約することができる：19.0%と 4.2 万円。前者は、2006 年現在の離婚母子世帯の養育費受取率であり、後者は、養育費の平均受取金額である。「極端に低い受取率」と「子どもの養育コストと大きくかけ離れる受取額」が養育費における最大の課題といえる。

(極端に低い養育費の受取率)

厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」によると、日本の離婚母子家庭のうち、養育費を受取っている世帯は、全体の 2 割未満（19.0%）である。一方、離婚して以来一度も養育費を受け取ったことのない母子世帯は圧倒的に多く、全体の約 6 割（59.1%）を占めている¹。それでも、20 年ほど前に比べると、養育費の受取状況はいくらか改善されているようにみえる(第 10-1-1 図)。

第 10-1-1 図 離婚母子世帯における養育費の受取状況(%)



データ出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（各年）より作成

では、定期的に支払われる養育費（定期金）ではなく、纏まった一時金を離婚時に受け取っている母子世帯は、どのくらいいるのだろうか。厚生労働省「人口動態社会経済面調査 1998」

¹ データ出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」

によると、一時金を受け取っている母子世帯も全体の 19.2%（うち 11.7%は定期金も併給）程度で、やはり少数派である。

（子どもの養育コストと大きくかけ離れる養育費額）

受取率の低さに加え、子どもの養育に実際にかかるコストに比べると養育費の金額が少ないことも大きな課題である。2人以上からなる勤労者世帯の標準子ども費（食料、被服代、教育費と月謝）月額²は、1人あたり平均 5.7 万円である。母子世帯の平均子ども数は 2006 年現在 1.58 人なので、単純計算すると、母子世帯にとっての平均子ども費は、少なめに見積もっても月額 9 万円程度となる見込みである（第 10-1-2 表）。

第 10-1-2 表 母子世帯における平均子ども費(目安値)の推移

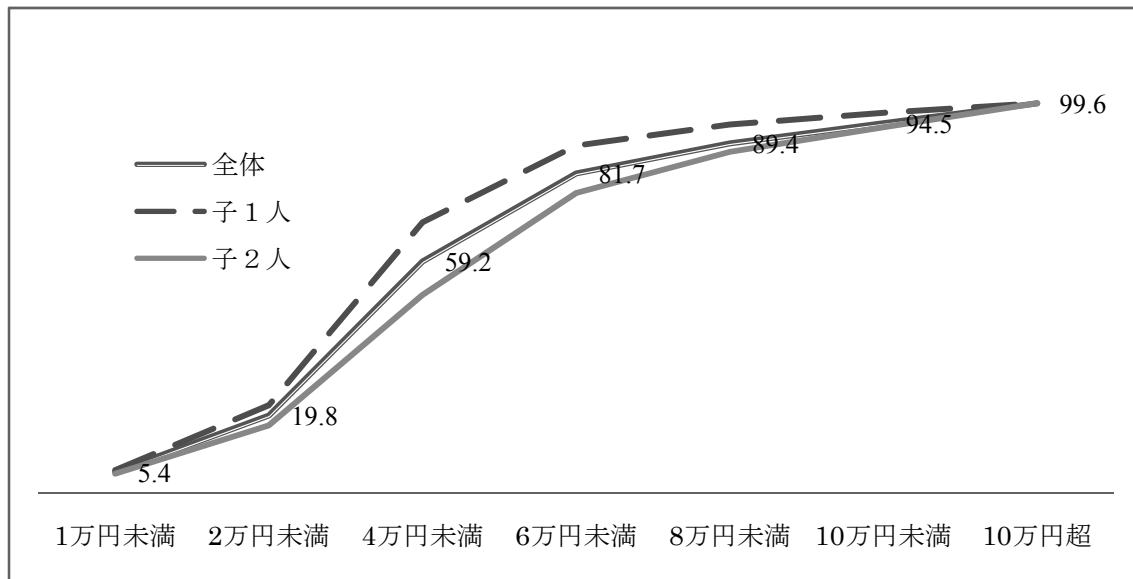
	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
子ども 1 人あたり消費月額（円、総務省統計局「家計調査」ベース）					
食料	19,148	18,656	19,265	19,445	19,138
被服代	1,981	2,061	2,028	2,026	1,962
教育費	28,878	28,944	29,835	29,255	29,966
月謝	6,785	6,085	6,641	6,334	6,219
消費額合計	56,791	55,747	57,769	57,059	57,285
平均子ども費*	89,730	88,080	91,275	90,154	90,510

注：(1) 2人以上の勤労者世帯における 1ヶ月間の消費支出額を元に算出。(2) 食料について、子どもは世帯員平均の 55%としている。(3) 被服代は、子ども用洋服、子ども用シャツ・セーター類、子ども用下着にかかる費用の合計額である。教育費は、授業料、教科書・学習参考教材、補習教育にかかる費用の合計額である。(4) いずれの費用項目についても、世帯の平均月額を平均子ども数で割っている。(5) 平均子ども費は、子どもの 1 人あたり消費額合計に母子世帯の平均子ども数（1.58 人）を乗じた数値である。

一方、厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」によると、養育費の平均受取額は、4.2 万円で、実際にかかった子ども費の半分以下である。また、一般的に協議離婚よりも養育費を確保しやすいと言われている調停または審判離婚についても、やはり養育費の取り決め額は子どもの養育コストを大きく下回っているケースがほとんどである。第 10-1-3 図を見て分かるように、調停または審判離婚における約 9 割のケースは、取り決め額が 8 万円未満である。そのうち、4 万円未満のケースは全体の 6 割も占めている。また、子どもの数が増えていても、養育費の取り決め額があまり増えないのが現状である。

² なお、子ども費には、住居費、光熱・水道費、情報通信費、医療費およびその他雑費が含まれていないため、実際の養育コストはもっと高いと考えられる。

第 10-1-3 図 調停・審判離婚における養育費の取決め額の累積分布(%、2009 年)



データ出所：最高裁判所『司法統計年報 家事編（2009 年度）』（第 23 表）より作成。

第 2 節 なぜ養育費の受取率が低いのか

婚姻関係が解消されても、子と親の関係は変わらない。子どもの親権者であろうがなかろうが、親であれば本来養育費を支払う義務がある。にもかかわらず、なぜこれほど多くの親が、この義務を果たそうとしないのか。そこには、主に 3 つの要因が複雑に絡み合っていると筆者は考える。

要因 1：「協議離婚」を主とする離婚慣行。

離婚合意の難易度の低い順に、離婚には以下の 4 つの種類がある（①「協議離婚」→②「調停離婚」→③「審判離婚」→④「裁判離婚」）。そのうち、夫婦の話し合いだけで決める「協議離婚」が全体の 87.9%（2009 年）で最も多い³。家庭裁判所や弁護士の介在がある他の種類の離婚に比べると、「協議離婚」における養育費の取り決め率が著しく低いのである。厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」によると、「調停・審判・裁判離婚」の養育費取り決め率が 77.7%であるのに対して、同「協議離婚」は 31.2%に過ぎない。

「協議離婚」の場合でも、養育の支払いについて「離婚協議書」などの合意文書を作成し、それを「公正証書」の形で法的効力を持たせるといった手段が養育費確保に効果的である。しかし、それまで踏み込んだ措置を講じる母子世帯が少ないのが現状である。

要因 2：養育費不払いに対する法的措置の欠如。

養育費の支払いを約束したにもかかわらず、その支払いを拒否したり滞らせた場合に、父親に対する法的罰則は非常に弱い。これまでの最高罰則は、10 万円以下の過料である（家庭

³ データ出所：厚生労働省「平成 21 年人口動態統計」

裁判所の「履行命令」について正当な理由なく従わない場合)。しかし、実際に「履行命令」を発令するケースが極めて少ない(2006年全国で26件のみ)。「履行命令」より、法的強制力のない「履行勧告」を利用するケースがほとんどである。「履行勧告」とは、裁判所が父親に対して養育費を支払うよう書面や電話などで助言、説得、勧告して父親の自発的な履行を促すもので、勧告に従わなくても何の罰則もないので、実際それに応じる父親は全体の3割程度という(下夷2008)。

要因3:父親との絶縁・敵対関係の継続。

だれもが離婚に至るまでのプロセスで相手ともみ合ったり、言葉や身体的暴力を受けたりして、「相手と関わりたくない」という気持ちになりやすい。問題は、離婚後においても、父親との絶縁・敵対関係が続くシングルマザーが多いことである。実際、養育費の取り決めをしていない理由について、「相手と関りたくないから」(23.7%)は2番目に多い理由として挙げられている(厚生労働省「全国母子世帯等調査2006」)。「養育費も慰謝料も一銭も無い。とにかく早く分かれたかった。養育費をもらうことで、父親の権利を主張されるのがイヤだった」(38歳千葉県母親)というような意見が母親の間に目立っている。一方の父親の養育費支払い意欲も、こうした絶縁・敵対関係によって大きく損なわれることとなる。とくに離婚後に子どもとの面会や交流が途絶えた場合には、父親としての責任感と使命感が次第に薄れてゆき、それは養育費の不払いにつながりやすい。

第3節 養育費の徴収に秘策はあるのか

(これまでの取り組み)

養育費の徴収率を高めるためには、これまでも様々な取り組みが行われている。2000年以降に導入された主な養育費確保策は下記の通りである。

① 養育費強制執行制度の改正(2003年～)

2003年の民事執行法の改正により、保育費の滞納があれば一度の申し立てで、将来分について給与等の差し押さえができるなど、特例が設けられた。

② 広報や啓発、法律相談等の拡充(2003年～)。

各地の母子家庭等就業・自立支援センターで、養育費に関する無料法律相談等が提供されるようになった。

③ 「簡易算定表」の普及(2003年～)

2003年3月、裁判官等から構成される「東京・大阪養育費等研究会」により提案された「簡易算定表」⁴(子の人数・年齢別に9種類の算定表、添付資料に一部掲載)が行政、裁判所の両方面からの周知活動により、急速にその適用範囲が広まった。コンピューターで「簡易迅

⁴ 簡易算定表の依拠:「簡易迅速な養育費の算定を目指して」(判例タイムズ平成15年4月1日第1111号)。簡易算定表は養育費の早期決着に役に立っている一方、その算定方法について、父親が大きな余力を残しているのに、母子世帯の生活費は生活保護基準額よりも低額となっており、という指摘も少なくない(松嶋2010)。

速」に養育費を策定できることで、養育費の徴収率アップが図られてきた。

④ 厚生労働省「養育費の手引き」の配布(2004年～)

厚生労働省が養育費を確保するための手順や方法などについて、わかりやすく説明するリーフレットを作成し、全国に配布している。

⑤ 養育費相談支援センターの創設 (2007年10月～)。

養育費に関する電話・メールの相談、母子家庭等就業・自立支援センターに配置されている養育費専門相談員のための研修活動、及び養育費に関する啓発活動を行っている。

このように、養育費の確保のために、様々な措置が講じられているものの、第10-1-2表が示した通り、実際の養育費の徴収率はわずかな上昇に留まっている(2003年17.7%→2006年19.0%)。給与の差押えができる①「養育費強制執行制度」も、当初は大きく期待されていたが、実際の利用事例は非常に限られている。例えば、東京地方裁判所民事執行センターには2004年度、約5万件の強制執行の申立てがあったが、養育費の事例は191件と極めて少なかった。強制執行に至るまでのハードルが高いこと(公正証書など債務名義の文書の確保、父親の勤務先と給与の確認など)が主な理由だと下夷(2008)は指摘する。

(抜本的な方策はあるのか)

養育費確保の抜本策を講じる際には、やはりその病理の処方箋を求めるべきである。言い換えれば、前述の3つの要因に対して、それぞれの解決策を探るべきだと筆者は考える。

まず第一に、強制執行等司法的解決を可能にするためには、債務名義文書の確保策が必要である。つまり、養育費の取り決めにおいては、支払義務者、金額、支払期日、支払期間等を公式文書の形で定めておくことが必要である。「協議離婚」の場合でも、すべて当事者任せではなく、行政が関わる形で文書づくりを促すことが大切と考えられる。

具体的には、協議離婚の場合には、特別な事由がない限り、「養育費に関する合意書」の提出を義務化する制度が望ましい。日本弁護士連合会(日弁連)案⁵のように、現行の離婚届出用紙と共に、新たに「養育費に関する合意書」を当事者双方に締結するように求める方法がある。合意書原本は、離婚時の本籍地を管轄する市区町村役場で保管し、各当事者がそのコピーを1通ずつ保管するようにすることで、制度面の運用も簡単である。また、取決めの通りに確実に養育費を支払ってもらうためには、合意書に「公正証書」と同様な法的効力を持たせる必要がある。

次に、養育費不払いに対する罰則の強化が必要である。この点について、米国の取り組みは参考になる。米国では、養育費の滞納者に対しては、個人信用情報機関への滞納額の通知(これにより、ローンやクレジットカードが利用できなくなる可能性がある)、パスポートの発行拒否、専門職や商業上の免許の制限・停止などの罰則が認められている。また、扶養

⁵ 日本弁護士連合会「養育費支払確保のための意見書」2004年3月19日

義務の不履行に対しては、裁判所侮辱罪や刑事罰が適用されることもある（下夷 2008、159 ページ）。こうした厳しい罰則が功を奏した形で、2007 年現在、米国の離婚母子世帯の 62.8% が養育費の取り決めをうけており、また養育費債権を持つ母親の 75.6% が実際に養育費を受け取っている（うち 51.2% が全額受け取り）⁶。

さらに、父親との絶縁・敵対関係の解消も大切である。家庭裁判所が作成した「面会交流のしおり」を広く配布するなど、啓発活動による絶縁・敵対関係の解消を図ることが有効な手段である。そのほか、絶縁・敵対関係が著しく、当事者本人の話し合いでは面会交流の実現が難しい場合等では、NPO や公的機関が間に入って、父親と子どもとの定期的な面会交流をセッティングしてあげることも考えられる。各地の母子家庭等就業自立・支援センターに配置されている養育費相談専門員にその仲介役を委ねれば、制度面でも十分対応可能である。

最後に、養育費徴収の第三者機関の設立に向けての検討も必要である。離婚時の養育費の交渉方法について、日本では離婚相手との直接対話が前提とされており、離婚相手の支払い能力に対する正確な調査が難しい。その結果、「相手に支払う意思や能力がないと思った」、「相手と関わりたくない」ことで養育費の取り決めをあきらめてしまうケースが多い。一方、アメリカではさまざまな養育費取立機関が存在しており、それらの機関を介して養育費の支払いを求めれば、プロフェッショナルによる支払能力調査や交渉が可能となるほか、離婚相手との直接なかかわりも避けられる。

今後、養育費の徴収を本格的に強化するのであれば、日本にも専門的な養育費取立機関を設置すべきであろう。米国の場合には、国や州政府系の無料養育費取立て機関が設置されている一方、取り立てた養育費の数%を手数料として徴収する営利の取立会社（例えば、Child Support Network, inc）も認可されている。日本も、養育費取立て機関の設置方法について、官設官営を柱としながらも、公費負担の少ない官設民営（民間委託）や完全民営（営利認可）を選択肢として検討すべきではないかと思われる（周 2008）。

第 4 節 養育費不払いから母子世帯を守る最終手段

どんなに厳しい徴収措置を講じても、最終的に養育費を払ってもらえないケースは多々ある。父親が再婚したり、養育費の支払いを強固に拒否したり、行方不明になったりするなど、理由は多岐にわたる。実際、養育費の徹底徴収を励行している米国ですら、1/4 程度の養育費債権を回収できていないのが実情である（離婚母子世帯の場合）。

（「養育費立替え払い制度」の可能性）

養育費不払いから母子世帯を守る最終手段として、日弁連が「養育費立替え払い制度」を

⁶ 資料出所：米国統計局 “Custodial Mothers and Fathers and Their Child Support: 2007”.
(<http://www.census.gov/prod/2009pubs/p60-237.pdf>)

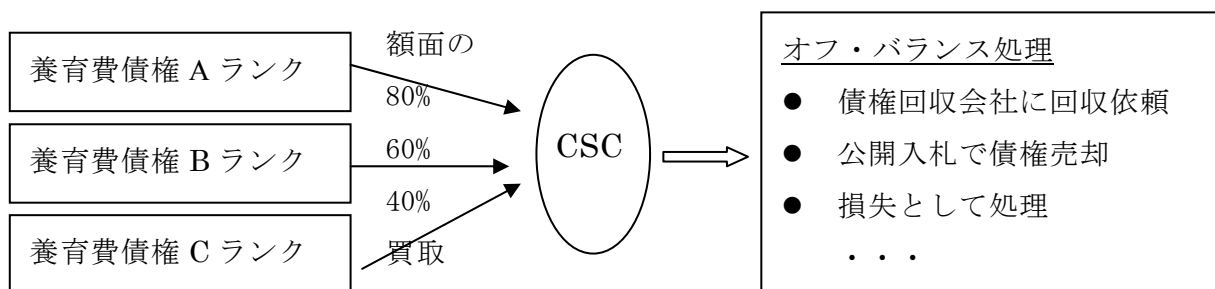
提案している⁷。つまり、回収できない養育費債権を国が買い取り、母子世帯に一旦立て替え払いしたうえ、国は後に国税または社会保険料と一緒に父親に請求するという制度である。この制度が本当に実現できれば、母子世帯にとっては朗報といえよう。また、養育費額が、母親の就業所得に応じて減額されることもないので、就業意欲への影響は小さいと言える⁸。

しかしながら、「養育費立替え払い制度」は一方では国にとっては大きなコストとなりうる。まず、立て替え払いした養育費債権を回収できる保証がない。現行制度の元では国税や社会保険料からの回収が制度化される見通しが無い。立て替えられた養育費債権の大半は、不良債権化する可能性が高い。そして、さらに深刻な懸念は、「モラルハザード」である。国が養育費債権を買い取ってくれると分かった途端、母親は養育費の回収に消極的になる可能性がある。また、父親も養育費不払いに罪悪感を覚えにくくなる可能性がある。こうした「モラルハザード」の発生によって、国が余計な税金投入をしなければいけなくなる可能性がある。

（養育費整理回収センターの提案）

国のリスクと税金投入を最小限に抑えながらも、養育費不払いから母子世帯を守る方法として、「養育費整理回収センター」（仮名、CSC）というアプローチがある。CSCとは、2000年代の金融機関における大量不良債権の処理で威力を発揮した「整理回収機構（RCC）」と類似したメカニズムを持つ組織のことである。

第 10-4-1 図 不良養育費債権の回収に関するイメージ図



具体的には、母親の回収できない養育費債権について、その回収見込みの難易度に応じて専門機関により 3～5 段階のランク付けをする（第 10-4-1 図）。それぞれのランク付けに一定の割引率を付与して、CSC が母親からその債権を買い取る。買い取った養育費債権を債権

⁷ 日本弁護士連合会「養育費支払確保のための意見書」2004年3月19日。

⁸ 類似の制度（Child Support Assurance Program）は欧米にもある。Hu(1999)によると、CSA 制度は、母子世帯の非勤労収入を増やした結果、今まで就業しなかったシングルマザーの労働参加率が上昇した。一方、CSA 制度による所得増に伴い、既に就業しているシングルマザーの就業時間の減少も見られている。

回収会社（サービサー⁹）にその回収を依頼するか、公開入札で売却するか、損失として処理するか等にして、不良養育費債権をオフ・バランス化する。

なお、この方法における最大の懸念は、父親に執拗な債権回収が行われることである。実際、イギリスでは養育費の厳しい追求に耐えかねて、複数の父親が自殺する事件が起きていた（梅川 1999）。父親の人権・生活権を守るためには、債権回収方法についてある程度の規制を設ける等細心な制度設計が必要である。

第5節 実証分析：離別父親の支払い能力と養育費の関係

（離別父親の経済状況）

では、離別父親は実際どのくらいの支払い能力を持っているのであろうか。乾いた雑巾を絞っても水が出ない。もし離別父親の殆どは、支払能力のない貧困者であれば、養育費の徴収は思うほど期待できない。

JILPT2007年母子世帯調査によると、離別父親の平均年収は376.2万円で、一般世帯主の平均年収(520万円)より3割程度低いことが分かる（第10-5-1表）。これは、「離婚」が経済状況の悪い夫婦で生じがちであることを示唆した阿部・大石(2005)と一致した結果である¹⁰。しかし、養育費の追求が難しいとされる年収ライン(200万円)以上の収入を得ている父親は、全体の82.1%を占めており、養育費の支払い能力を持っている父親が大半である¹¹。

また、離別父親の年収分布は一般世帯主よりもバラツキが大きく、年収300万円未満の低所得層が全体の37.2%（一般世帯主は27.0%）を占めている一方、年収千万円以上の豊かな層の割合(2.8%)も一般世帯主より高い。

離別父親の中に、豊かな層も少なからず含まれていることが別の調査からも確認できる。千葉県弁護士会が2009年に行った調査によると、弁護士が関与する離婚事案(N=116)のうち、医師・会計士等の専門職、法人代表、会社社長(自営)等年収1千万円以上の豊かな層が全体の12.9%を占めている（第10-5-2表）。弁護士を経由する離婚事案が豊かな層に偏在しているという側面もあるものの、離別父親の中に、養育費の支払い能力の高い人が一部含まれていることは紛れもない事実である。

⁹ 「債権管理回収業に関する特別措置法」の元、法務省の認可と監督を受けている債務回収業者のことである。

¹⁰ 阿部・大石(2005)が「国民生活基礎調査2001年」の個票を再集計したところ、離別父親は有配偶者男性と比べ、無業者比率・非正規比率・公的年金未加入率・非持ち家率が高いなど、経済状況が劣っていることが分かった。

¹¹ その他、約1割の母子世帯は、離別父親の年収を「分からない」と答えている。

第 10-5-1 表 離別父親の年収分布(2007 年)

JILPT調査：離別父親 (N=1,136)				家計調査：2人以上の勤労者世帯の世帯主		
	N	割合	累積分布		割合	累積分布
～100万円未満	88	8.9%	8.9%	～120万円未満	7.4%	7.4%
～200万円未満	90	9.1%	17.9%	～240万円未満	10.7%	18.1%
～300万円未満	191	19.3%	37.2%	～300万円未満	8.9%	27.0%
～400万円未満	255	25.7%	62.9%	～420万円未満	24.0%	51.0%
～500万円未満	144	14.5%	77.4%	～540万円未満	21.3%	72.3%
～600万円未満	92	9.3%	86.7%	～600万円未満	8.2%	80.6%
～800万円未満	81	8.2%	94.9%	～720万円未満	11.0%	91.6%
～1千万円未満	23	2.3%	97.2%	～1080万円未満	7.0%	98.6%
1千万円以上	28	2.8%	100.0%	～1080万円以上	1.4%	100.0%
不明・無回答	144					
平均値 (万円)			374.1			520.0

注：(1)「離別父親の年収」(離婚・別居時)及び「二人以上の勤労者世帯の世帯主年収」は、それぞれ JILPT「母子家庭の母への就業支援に関する調査」(2007 年)および総務省「家計調査」(2007 年)によるものである。(2)離別父親の年収平均は、各階層の中間値(例えば、「～100 万円未満」を 50 万円とし、「～800 万円未満」を 700 万円とする)を用いた集計値である。ただし、1 千万円以上は全て 1000 万円としており、離別父親の年収平均値に過少評価の可能性がある。

第 10-5-2 表 離別父親と母親の職業と年収(弁護士経由の離婚事案)

	職業計	無職	パート・ アルバイト	会社員 (契約社員 を含む)	公務員	医師/公認 会計士/ 法人代表	自営・家族 従業員	不詳
父親								
構成 (N=116)	100%	9.5%	1.7%	62.9%	9.5%	5.2%	7.8%	3.5%
年収 (万円、平均値)	690.6	-	90.0	594.7	583.4	1,687.5	1,476.7	500.0
年収 (万円、中位値)	544.8	-	90.0	500.0	606.0	1,600.0	1,000.0	500.0
母親								
構成 (N=116)	100%	34.5%	34.5%	17.2%	8.6%	0.0%	1.7%	3.5%
年収 (万円、平均値)	212.2	-	125.2	273.1	471.5	-	100.0	-
年収 (万円、中位値)	156.0	-	100.0	299.0	462.2	-	100.0	-

データ出所：千葉県弁護士会両性の平等に関する委員会「養育費に関するアンケート調査」(2009 年 11 月)。回答者は、該当委員会に所属する弁護士 116 人(うち、6 人は義務者側代理人)である。なお、離婚案件の対象期間は、2003 年 4 月～2009 年 11 月の間となる。

(支払い能力は養育費の支払いにつながっているのか)

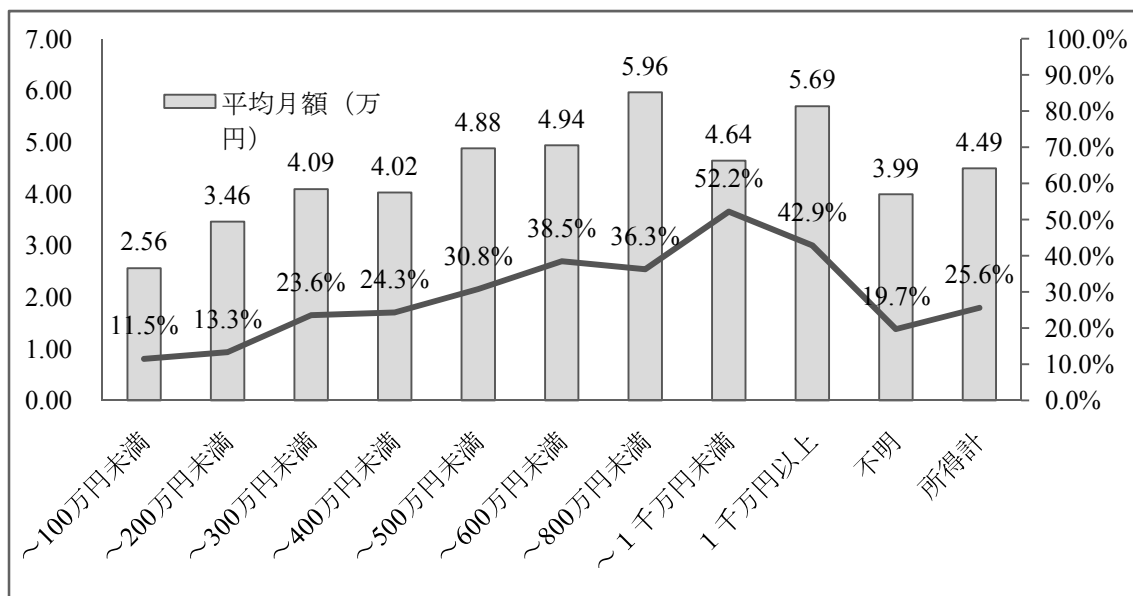
では、実際年収の高い離別父親はより高い確率で養育費を支払っているのか。また、支払っている場合には、その金額は父親の年収に比例して増加しているのでしょうか。

離別父親の所得階層別に養育費の受取率を見てみると、父親の所得階層の上昇に伴い、養育費の受取率も高くなる傾向がみられる(第 10-5-3 図)。例えば、父親の年収が 100 万円未満層について養育費の受取率が 11.5%であるのに対し、父親の年収が 200～300 万円台層では同受取率が 24%前後となり、父親の年収が 400～500 万円台層については同受取率がさらに高くなっている(30.8%～38.3%)。養育費受取率と父親の所得との正の相関関係は、弁護士経由

の離婚事案についても観察されている（第 10-5-4 図）。

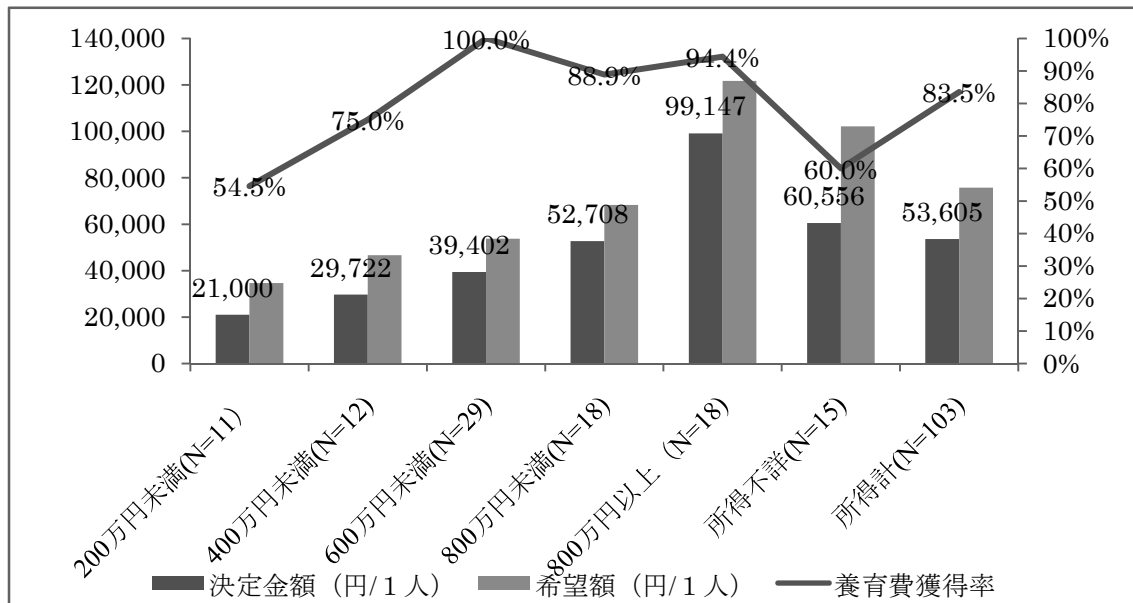
そして、養育費の平均受取額も、おおむね離別父親の所得階層の上昇とともに増える傾向にある。年収 100 万円未満層の養育費の平均月額、2.56 万円であるのに対して、年収 200 ～300 万円台層では同 4 万円前後、年収 400～500 万円台層は同 5 万円前後となっている（図 10-5-3）。弁護士経由離婚事案の場合、養育費の決定金額が JILPT 母子世帯調査の結果より若干高くなる傾向があるものの、やはり父親の年収に比例して養育費の決定額も高くなっている（図 10-5）。

第 10-5-3 図 父親の所得階層別養育費の受取率と平均金額



注(1)JILPT「母子家庭の母への就業支援に関する調査」(2007年)における離婚母子世帯の個票(N=1,130)より集計。各所得階層のサンプルサイズについては、第10-5-1表を参照されたい。

第 10-5-4 図 父親の所得階層別養育費の獲得率と決定金額(弁護士経由の離婚事案)



データ出所：千葉県弁護士会両性の平等に関する委員会「養育費に関するアンケート調査」(2009年11月)より作成

注：(1)親権者が母親側にある103事案についての集計結果である。

ただし、年収800万円以上の層においては、約半数の父親が養育費を払っていないことや、払った平均養育費額が6万円前後で年収の多さに比べると金額が低いことはやはり問題だと考えざるをえない。弁護士経由離婚事案の場合に、豊かな層の養育費決定率が95%前後と高いものの、金額は10万円前後と父親の所得の高さと比例して増加していかないのが現状である。

このように、父親の所得階層は養育費の受取率または受取額に一定の影響を与えている。しかし、支払い能力があるにも関わらず、養育費を支払っていない離別父親も相当の割合で存在している。特に支払いに余裕のあるはずの年収800万円以上の層において、約半数の父親が養育費を支払っていないことや、払ったとしても金額は所得の割に高くないことは是正されるべき状況である。

(養育費の支払いにおける複合的要因)

養育費の支払い有無と金額水準に、父親の所得のほか、他にも思いつく要因(夫の職業、妻の就業状況、子どもの年齢や人数、養育費の決定方法、離婚の理由等)が多数ある。例えば、公務員や会社員よりも自営業の父親は、所得が把握されにくいので養育費の支払率(額)が低い；妻がフルタイム就業してある程度の収入がある場合には、養育費の支払率(額)が低くなる；子どもの年齢が低い場合には父親の責任感が強いいため養育費の支払率(額)が高くなる；算定表に基づき養育費を決定した場合には支払率が高くなるものの金額が低くなる；夫のDVが理由で離婚した場合には母親は離婚を優先するので養育費の支払率が低くなる

など、様々なシナリオが考えられる。

これらの複合的要因の影響を調べるために、第 10-5-5 表と第 10-5-6 表はそれぞれ JILPT2007 年母子世帯調査および千葉県弁護士会 2009 年調査の個票データを用いて、養育費の受取（決定）の有無およびその受取（決定）金額の決定要因を推定してみた。なお、調査項目の制約により、第 10-5-5 表と第 10-5-6 表の推定モデルに用いられる説明変数が若干異なっていることに留意されたい。

第 10-5-5 表 養育費の決定要因－離婚母子世帯（Heckman 二段階推定）

		Step1 : 受給の有無				Step2 : log(受給額)			平均値
		係数	標準誤差		限界効果	係数	標準誤差		
父親 の年 収	200～400万円未満	0.4618	0.1445	***	0.1463	0.0786	0.1541		39.6%
	400～600万円未満	0.7668	0.1568	***	0.2658	0.1177	0.1971		20.6%
	600～800万円未満	0.8392	0.1988	***	0.3058	0.3878	0.2226	*	7.3%
	800万円以上	1.0933	0.2247	***	0.4062	-0.0156	0.2549		4.6%
	所得不詳	0.3306	0.1808	*	0.1102	0.1024	0.1647		12.2%
母親 の年 収	100～200万円未満	-0.2175	0.1215	*	-0.0651	-0.0281	0.0966		32.8%
	200～300万円未満	-0.1696	0.1368		-0.0503	0.1389	0.1051		19.8%
	300万円以上	-0.1139	0.1838		-0.0338	-0.0575	0.1415		7.9%
	所得不詳	-0.0194	0.1329		-0.0059	0.0953	0.0956		19.5%
末子の年齢		-0.0039	0.0112		-0.0012	-0.0016	0.0086		9.6
子ども数		-0.0125	0.0560		-0.0038	0.1818	0.0430	***	1.8
母子世帯経過年数		-0.0633	0.0140	***	-0.0195				5.4
常数項		-0.6948	0.1872	***		3.8575	0.3392	***	
	Mills lambda	-0.3877	0.2172						
	rho	-0.6589							
	sigma	0.5884							
	Wald chi2(25)	79.1		***					
	サンプルサイズ	1,074							

注：(1) JILPT「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（2007年）における離婚母子世帯の個票より推定。(2) 父親の年収は、離婚時に母親が把握した金額である。一方、母親の年収は、2006年度のもので副業収入を含めた母親の就労収入である。(3) * P<0.1, ** P<0.05, *** P<0.01.

第 10-5-6 表 養育費の決定要因－弁護士経由離婚事案の場合（Heckman 二段階推定）

		Step1：決定の有無			Step2：log(決定額)			平均値	
		係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差			
父親の年収	200～400万円未満	0.5299	0.6591		0.0984	0.7008	0.2978	**	11.7%
	400～600万円未満	7.1426	.	***		1.0061	0.3392	***	28.2%
	600～800万円未満	1.1591	0.6632	*	0.1913	1.3192	0.3085	***	17.5%
	800万円以上	1.5698	0.8018	**	0.2357	1.8664	0.3510	***	17.5%
	所得不詳	0.2889	0.5731		0.0597	1.1507	0.2463	***	14.6%
父親職業＝自営業		-0.2326	0.6440		-0.0579	0.0299	0.2059		7.8%
母親の年収	100～300万円未満	0.2503	0.5754		0.0529	-0.1310	0.1172		26.2%
	300万円以上	0.0678	0.6435		0.0150	-0.3014	0.1366	**	16.5%
	所得不詳	0.5793	0.6228		0.1015	-0.5662	0.1760	***	9.7%
末子の年齢		-0.0245	0.0401		-0.0055	0.0252	0.0124	**	8.0
子ども数						-0.4089	0.0881	***	1.6
決定方法＝算定表		1.3017	0.4860	***	0.2872	-0.2722	0.1298	**	51.5%
離婚理由＝DV		-0.7280	0.7867		-0.2159				8.7%
別途和解金あり		0.1943	0.7360		0.0406				11.7%
常数項		-0.2279	0.4885			1.0829	0.4259	***	
	Mills lambda	-0.2034	0.3888						
	rho	-0.4752							
	sigma	0.4281							
	Wald chi2(25)	187.14		***					
	サンプルサイズ	103							

注：(1)千葉県弁護士会両性の平等に関する委員会「養育費に関するアンケート調査」（2009年）の個票データより推定。(2)推定対象は親権者が母親側にある103事案である。(3)* P<0.1, ** P<0.05, *** P<0.01.

まず、説明変数が少ないものの、サンプルサイズが大きく分析対象範囲の広い第 10-5-5 表の推定結果を見てみたい。第 10-5-5 表によると、養育費の受取確率に有意な影響を与えているのは、「父親の年収（離婚時）」、「母親の現在年収」および「母子世帯経過年数」である。具体的に、父親の年収が 200 万円未満層と比べ、父親の年収が 400～600 万円層における養育費の受取確率は 26.6%高い、同 600～800 万円層では 30.6%高い、同 800 万円以上層では 40.6%高くなっている。そして、母親の年収が 100 万円未満のケースに比べ、母親の年収が 100～200 万円層の養育費受取確率は 6.5%低下し¹²、母子世帯経過年数が 1 年増えると養育費の受取確率は 2.0%低下する。

父親の収入階層は、養育費の受取確率に強い影響を与えている一方、養育費の受取金額に与える影響はそれほど顕著ではない。父親の年収 600～800 万円未満層における養育費受取額が同 200 万円未満層より 38.8%高くなっているものの(10%水準で統計的有意)、他の収入階層

¹² ただし、母親の年収が 200 万円以上層ではこうした差が逆に顕著ではなくなる。

との差が統計的に有意ではない。養育費の受取額に最も強い影響を与えるのは、「子ども数」である。子どもが1人増えると、養育費の受取額が18.2%増える。

次にサンプルサイズと代表性に難点があるものの貴重な説明変数が多く含まれている**第10-5-6表**の推定結果を見てみたい。まず、事前予測の通り、(1)父親の所得階層は養育費の決定率(額)に有意な影響を与えている。ただし、**第10-5-5表**の結果と違うのは、父親の所得階層は、養育費の決定確率のみならず、決定額にも強い影響を与えている。例えば、父親年収200万円未満層に比べ、年収600～800万円未満層の決定額が131.9%高く、同年収800万円以上層が186.6%も高いのである。これは、協議離婚(**第10-5-5表**における殆どのケース)より、弁護士等を経由した調停・裁判離婚の方が、金額の面でより有利な決着を得られることが示唆される結果となった。

そして、(2)決定方法が算定表に基づく場合には、養育費の決定確率は28.7%高くなるものの、決定額は27.2%低下することも事前予想と一致している。現在広く使われている簡易算定表は、父親に必要な以上の所得控除を認めているため、収入の多い父親にとって養育費の標準額は割安となっている(松島2010)。つまり、簡易算定表の普及により、養育費における迅速な決着が可能となった一方で、裕福な父親にとっての算定表以上の養育費額の支払を拒む立派な口実になっている側面がある。

さらに、(3)母親の年収が300万円以上の場合、養育費の決定額が30.1%低下することも予想通りの結果である。一方、予想では関連付けのある「父親の職業」、「子どもの年齢」や「DV離婚ダミー」は、養育費の決定率(額)に有意な影響を与えていないことも分かった。

第6節 終わりに—父親の扶養責任をどこまで追及して良いのか

日本では、養育費不払い問題といえば、養育費を踏み倒す父親が強者で、それに泣き寝入りする母親と子どもが弱者ということになる(下夷2008)。これは、労働市場における男女間の賃金格差が依然として大きい故の結果ともいえる。父親に比べて稼働能力の低い母親が子どもの親権を持つことが圧倒的に多いため、養育費は多くの母子世帯に付きまとう問題となる。とくに、父親側に支払能力が明らかにあるにも関わらず養育費が支払われなかったり、父親の支払能力に比べて養育費の支払額が不当に低かったりするケースが相当な割合で存在していることから、これを是正するために行政の関与が今後とも必要だと考えられる。

とはいえ、日本の労働市場も徐々に変容しつつある。男女間の賃金格差は縮小されつつあるものの、いまや男性も2割弱が非正規就業者である。こうした変化に伴い、父親の養育費の支払い余力も徐々に弱まってきているのが実情である。松嶋(2003)は生活保護基準額をベースに非監護父の養育費負担能力を算定したところ、月収14万円程度が一つの目安としている。父親の生活権もあるため、月収14万円未満の父親に対し、養育費の徹底追求が事実上難しいからである。そうした場合には、父親における扶養責任を、養育費以外のところ(緊急時の子どもの世話や、食品・被服の実物サポート等)に求めることもあろうかと思う。

さらに、父親が再婚した場合には、新しい家族への扶養義務が生じてしまう。現在、父親の収入から新しい家族との必要な生活経費を控除したうえ、残りの収入について養育費の支払いを求めることが一般的となっている。個人に任せきりだと、どうしても現在の家族の生活費ばかりが優先される事態になってしまう。そこで、行政が間に入って、離婚した元妻と子どもにも公平な分配が行くように誘導する必要がある。

離婚後の父親自身の生活権を守ることと、養育費を徹底追求することとは、利益相反的な側面がある。「弱者保護」および「養育責任の公平負担」という観点からみれば、父親の生活権まで多少踏み込んでも、行政が関与して母子世帯のために養育費の徴収にもっと力を入れるべきではないかと筆者は考える。

参考文献

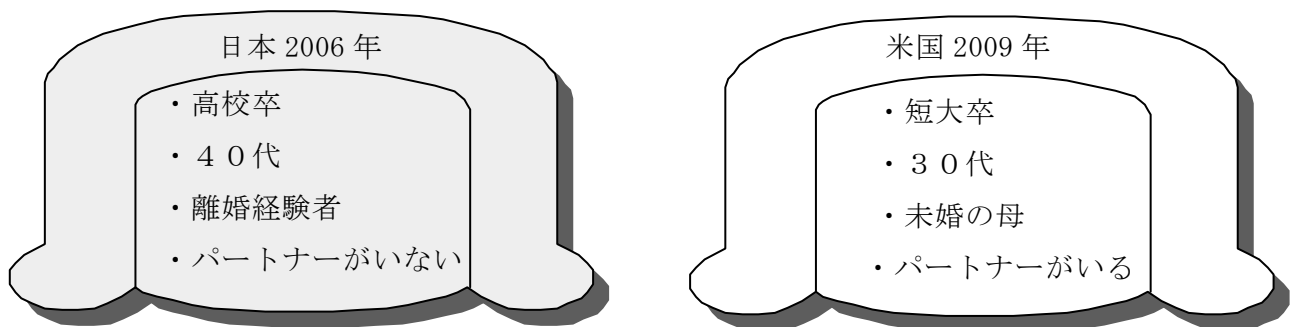
- 梅川雅美(1999)「社会保障と行政改革」武川正吾・塩野谷祐一編『イギリスの社会保障』東京大学出版会、337-349
- 下夷美幸(2008)『養育費政策にみる国家と家族－母子世帯の社会学』ケイ草書房
- 周燕飛(2008)「養育費の徴収と母子世帯の経済的自立」(独)労働政策研究・研修機構ホームページ(コラム)、2008年2月8日掲載
- 東京・大阪養育費等研究会(2003)「簡易迅速な養育費の算定を目指して」(判例タイムズ平成15年4月1日第1111号)。
- 米国統計局(2009)“Custodial Mothers and Fathers and Their Child Support: 2007”.
(<http://www.census.gov/prod/2009pubs/p60-237.pdf>)
- 松嶋道夫(2003)「養育費のセーフティネットとガイドラインについて」『法律時報』75巻13号、304以下
- 松嶋道夫(2010)「子どもの養育費の算定基準、養育保障はいかにあるべきか」「あるべき養育費をめざして－子どもの未来のために」シンポジウム(2010.4.17 於千葉市文化センター) 報告レジュメ
- 日本弁護士連合会(2004)「養育費支払確保のための意見書」2004年3月19日
(http://www.nichibenren.or.jp/ja/opinion/report/data/2004_15.pdf)
- Hu, W. (1999) “Child Support, Welfare Dependency, and Women’s Labor Supply”, *Journal of Human Resources* 34, 71-103

参考資料：養育費簡易算定表の一部掲載（0～14歳の子供1人の場合）

義務者の年収／万円	18～20万円		16～18万円		14～16万円		12～14万円		10～12万円		8～10万円		6～8万円		4～6万円		2～4万円		1～2万円		0～1万円	
	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営	給与	自営
2,000	1,409																					
1,975	1,391																					
1,950	1,373																					
1,925	1,356																					
1,900	1,338																					
1,875	1,320																					
1,850	1,302																					
1,825	1,284																					
1,800	1,267																					
1,775	1,249																					
1,750	1,232																					
1,725	1,214																					
1,700	1,197																					
1,675	1,179																					
1,650	1,162																					
1,625	1,144																					
1,600	1,127																					
1,575	1,109																					
1,550	1,092																					
1,525	1,074																					
1,500	1,057																					
1,475	1,041																					
1,450	1,024																					
1,425	1,008																					
1,400	991																					
1,375	975																					
1,350	959																					
1,325	943																					
1,300	925																					
1,275	905																					
1,250	887																					
1,225	870																					
1,200	853																					
1,175	836																					
1,150	817																					
1,125	799																					
1,100	781																					
1,075	764																					
1,050	746																					
1,025	728																					
1,000	710																					
975	691																					
950	674																					
925	657																					
900	641																					
875	624																					
850	608																					
825	592																					
800	575																					
775	559																					
750	543																					
725	526																					
700	510																					
675	493																					
650	477																					
625	459																					
600	440																					
575	421																					
550	401																					
525	382																					
500	363																					
475	344																					
450	325																					
425	308																					
400	290																					
375	272																					
350	254																					
325	236																					
300	217																					
275	199																					
250	182																					
225	164																					
200	147																					
175	129																					
150	112																					
125	96																					
100	78																					
75	59																					
50	39																					
25	20																					
0	0																					

Q&A⑦—シングルマザーの平均像はどのようなもの？

日本の母子世帯の特徴を引き立てるためには、米国の母子世帯と比較してみるとわかりやすい。下表の集計結果を元に日米のシングルマザーの平均像を纏めると、概ね以下のようなものとなる。



また、日本のシングルマザーについて、2006年現在と1998年当時と比べてみると、母親の平均年齢が1.5歳ほど若くなっている。母親の年齢構成で見ると、40歳以上の割合は全体の63.0%から50.6%へと大きく低下していたことが分かる。平均年齢の高い死別母子世帯の減少がその主な原因だと考えられる。

第10-Q&A⑦-1表 母子世帯の属性比較

	1998年	2003年	2006年	米国2009年
母親の年齢－30歳未満	8.9%	11.0%	10.6%	30.7%
30～39歳	28.1%	38.6%	38.8%	35.1%
40歳～	63.0%	50.4%	50.6%	34.2%
母親の学歴 ^{注1)} －中卒・高校中退		13.3%	6.2%	18.4%
高卒		49.8%	48.6%	31.5%
専修・短大・高専卒		29.3%	36.7%	32.7%
4年制大学卒以上		7.6%	8.6%	17.4%
世帯構成 ^{注2)} －母子のみ	70.9%	62.7%	67.5%	55.7%
親と同居	23.0%	24.8%	28.2%	29.8%
パートナー等非親族と同居	5.5%	14.5%	4.2%	14.5%

データ出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（1998、2003、2006年）、U. S. Census Bureau “America’s Families and Living Arrangements: 2010 ”（元のデータは「CPS2010年社会経済補足調査」）。

注）母親の学歴における日本側の数値（2003年、2006年）は、それぞれ旧日本労働研究機構「母子世帯の母への就業支援に関する調査」（2001）および（独）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）に基づくものである。

第 11 章 時間の貧困:ジェンダーと社会経済階層と時間格差¹

第 1 節 問題意識

近年、女性の貧困がようやく社会政策のアジェンダとして机上にのるようになった。女性が経済的に貧困に陥りやすいことは既知の事実であり、特に、母子世帯や単身高齢女性においては貧困率が 50%を超える数値となっている(阿部 2010)。児童扶養手当や公的高齢年金、遺族年金などの社会保障の諸制度が成熟期を迎えた今となっても、女性の貧困は未だに大きな問題として存在し、解決のめどはたっていない。

このような金銭的な資源の格差が拡大する中、本章では、人々がもつ、もう一つの資源—時間—に着目する。時間は、貧富、男女の差がなく、すべての人が一日 24 時間保有する資源である。個人の 24 時間は、生活の糧を得るための有償労働や、家庭内、コミュニティ内の無償労働に費やされ、その残りの時間が健康の維持(主なものとして睡眠)や、自己実現のための趣味やレクリエーション、自己啓発の活動などに費やされる。中でも、個人が自由な活動に使うことができる時間(自由時間、leisure time)は、個人の身体的、精神的健康を保つのに不可欠であり、金銭的・物品的と同様に重要な資源である。

しかしながら、時間の活用の仕方は、性別、社会経済階層、世帯属性などによって、大きく影響される。特に指摘されてきたのが、女性の時間の使い方が、男性のそれと大きく異なる点である(Folbre and Yoon 2007; Hochschild and Machung 1989)ほか)。女性が労働市場に参入することが当たり前となってきた現代において、女性が、労働市場における有償労働に加えて、これまで女性がほとんどを担ってきた育児や介護、家事などの家庭内の無償労働も行わなければならない、有償労働の終了後に無償労働をするという「セカンド・シフト」が課せられているとの指摘や、女性が「時間の貧困」の状態にあるという指摘もある(Hochschild and Machung 1989)。

このような時間の男女格差に加えて、本章では、自由時間を規定する要因の一つとして、社会経済階層(Socio-Economic status:SES)に着目する。先に述べたように、既存研究においては、性別格差や育児・介護などの無償ケア労働の有無が、個人に available な自由時間に大きく影響するものとした分析が多いものの、自由時間と社会経済階層の関わりについては研究の蓄積が少ない。しかしながら、金銭的資源が時間的制約を緩和する機能があることも十分予想できる。例えば、金銭的に余裕があれば、女性は無償で行っていた家事労働や育児労働の一部を外部化し、他人に任せることも可能である。すなわち、人間は誰も一日 24 時間の時間資源しか持っていないものの、時間の一部は「買う」ことができる。また、金銭的余裕があれば、長時間働かなくとも、生活に困ることはないため、勤労時間を短縮する

¹ 本章は、(独)労働政策研究・研修機構(JILPT)における「母子家庭の母の就業支援に関する研究」プロジェクト(平成 21-23 年度)の一環として行ったものである。分析に用いた個票データは、JILPT に二次利用申請をして利用の許可を得たものである。

ことも可能であろう。子育て中の短時間勤務や、無就業（専業主婦化）も、フルタイムで働かなくてもよいだけの収入を夫が得ているという金銭的余裕の中にあつて初めて available となる選択肢である。一方で、貧困層は通常の生活の営みを保持するだけでも、非貧困層に比べてより多くの時間を必要とするという報告もある(Lareau 2003)²。もし、これらが一般化できる事実なのであれば、社会経済状況（SES）と自由時間には密接な関係が見られるはずである。また、日本の社会の中でも最も際立った属性として、ひとり親世帯を考えると、ひとり親世帯は、育児という大きな無償労働のニーズを抱えた上に、有償労働も1人で担わなければならない、さらに、経済的な資源も少ないという上で、最も「時間の貧困」の危険に晒されているであろう。

本章では、労働政策研究・研修機構（JILPT）が行った「就業・社会参加に関する調査」（2006年）を用いて、日本における自由時間の規定要因を分析する。本章の構成は以下の通りである。まず2節にてアメリカにおける自由時間の先行研究を紹介する。次に、3節にてデータの詳細とその制約を述べる。4節では、まず、自由時間の男女格差について、育児の有無を念頭に分析する。次に、5節にて、SESによる自由時間の格差をデータでもって確認する。6節に分析から得られた知見の Discussion を行う。

第2節 先行研究

自由時間の長期的な変化については、Aguitar and Hurst (2007)の分析が興味深い。Aguitar and Hurst (2007)は、アメリカの1965年から2003年間の5時点のデータを用いて、男性、女性ともに自由時間が増加していることを実証した(Aguitar and Hurst 2007)。彼らによると、この間女性の就労率が劇的に増加したにもかかわらず、女性の自由時間は4～8時間（/週）の上昇が見られ、これは家庭内の無償労働時間の減少によって支えられている。同期間、男性の自由時間も6～8時間（/週）増加しており、これは有償労働時間の減少によるところが大きい。すなわち、女性の労働市場への参画が、いわゆる無償・有償の労働時間を合わせた総労働時間の「ダブル・ワーク」化しているとは言えない。同様の分析結果は、先進諸国10カ国の時間データの分析によっても得られている(Bittman and Wajcman 2004)。すなわち、男性と女性の総労働時間に「ダブル・ワーク」「セカンド・シフト」という言葉から想像されるほどの差はない。しかしながら、男性と女性の自由時間を精査すると、女性の自由時間は、男性に比べて、子どもの見守りや介護といった無償労働と同時に行われている割合が高く、また途切れ途切れになることが多く、依然として自由時間の男女格差は大きいと結論づけられる(Bittman and Wajcman 2004; Mattingly and Bianchi 2003)。

² Lareau(2003)は、さまざまなアメリカの子育て中の家庭を長期に渡って参与観察した結果、貧困層の家庭においては、自家用車がないために公共交通手段を駆使して買い物に行かなければならなかったり、家屋の雨漏りについて大家と交渉したり、と、生活を maintain することに多大な時間と労力をかけていると報告する。

自由時間と社会経済階層についての関係については、どうであろうか。意外ではあるが、社会経済階層を明示的に分析対象とした先行研究は筆者の知る限り少ない。社会経済階層を表す変数が、コントロール変数として推定式に含まれる研究においても、その結果について詳しい言及はなされていない。Mattingly and Bianchi (2003)は、アメリカの1990年代後半のデータを用いて、自由時間の分析をしており、女性については大学（中退および卒業）の学歴の女性は、高校中退以下の学歴の女性よりも有意に総自由時間が多く、また、その回数も多いとしている。学歴による差は、男性には回数に大卒以上で有意に出ているものの、総自由時間には有意ではない。また、世帯所得については、総自由時間と自由時間の回数、および、一番長い自由時間の長さについては、女性のみ負で有意となっている。この結果について、論文内においては議論されていないものの、社会経済階層が、特に女性の自由時間について、少なからぬ影響を及ぼしていることが示唆されていると言えよう。

Folbre and Yoon (2007)は、アメリカ・タイム・ユース・サーベイ (American Time Use Survey : ATUS) を用いて育児時間の分析をしている。自由時間を直接分析しているわけではないが、育児時間と社会経済階層の関係について若干の示唆を得ることができる。Folbre and Yoon (2007)は、末子年齢が6歳未満で、かつ13歳以上の子どもがいない世帯のデータを用いて、育児時間を明確に定義して推計した結果、スーパーバイザリー・ケア活動に費やす時間は、母親の就労時間に大きく負に影響され、次に大きい負の影響を受けるのは、low intensity のケア活動、次が、身体的ケア活動、最後に発達関係のケア活動であるとしている。そして、母親は、より質の低い (low intensity) ケア活動を就労時間のために「犠牲」にしておき、子どもの発達に直接かかわる育児時間³は「温存」されると結論づけている。気になる世帯所得と母親の学歴は、コントロール変数として推計式に含まれており、その結果、世帯所得の係数はどのタイプのケア時間に対しても有意でなく、大卒以上の学歴は発達関係のケア時間のみ有意にプラスであるとの結果が出ている。

これらの先行研究から、少なくともアメリカにおいては、1)社会経済階層は、発達に関する育児時間に影響するものの、その他の育児時間には影響しないこと、2)にもかかわらず、自由時間については、学歴や世帯所得がなんらかの影響をもつ可能性があること、が示唆される。

第3節 データ

本章で用いるデータは、労働政策研究・研修機構 (JILPT) が行った「就業・社会参加に関する調査」(2006年)である。本調査の調査対象者は、全国20-65歳の日本人男女4000人(住民基本台帳から無作為抽出)であり、訪問留め置き法によって調査が実施された。有効回答数は2,274である(回収率56.9%)。調査票は、調査前月に「少しでも収入のある仕

³ Folbre and Yoon (2007)は、発達に関わる育児時間として、本の読み聞かせや、遊びの相手、図工や絵画などのアート活動、宿題や勉強の見守り、などを挙げている。

事をした者」が対象の A 票 (n=1,702) と、「収入のある仕事はまったくしなかった者」が対象の B 票 (n=572) に分かれているが、本章で用いた設問は両方に存在する項目であるため、A 票、B 票の全サンプルを分析対象としている。

分析に用いた時間に関する変数は、育児時間、介護時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間、通勤時間、自由時間の availability である。育児時間、介護時間、家事時間については、「あなたは、現在、家事、育児、家族の介護（食事や入浴など身の回りの世話。同居、別居を問いません。）をしていますか。また、それぞれに費やす時間はどの程度ですか。」という設問で、平日、休日それぞれの時間（時間、分）を訊いている。睡眠時間については、「先月の、あなたの平均的な 1 日の睡眠時間はどのくらいでしたか」という設問で、時間、分を訊いている。また、勤労時間については、「あなたは先月、平均して週にどれくらい働きましたか。」という設問で「週□□時間」と時間数を訊いている。

自由時間については、自由時間の時間数は訊いていないものの、「あなたは、日々の生活の中で、仕事・家事（育児・介護を含む）などを除いて、自由に活動する時間（学校への通学以外の学習や、趣味・スポーツ、ボランティア活動などをする時間）がありますか。」という設問に「十分ある」「ややある」「あまりない」「まったくない」の 4 つの選択肢を設けて訊いている。

本データの時間に関する変数を分析に用いる際に留意する点がいくつか存在する。まず、「育児」「介護」「家事」などの家庭内の無償労働に費やした時間を厳格かつ別々に、定義することは非常に困難である。何故なら、これらのタスクはしばしば他のタスクと同時進行で行われており（例えば、洗濯をしながら、子どもの宿題をみる等）、どこまでがそのタスクに費やす時間と見なすのかがあいまいであるからである (Budig and Folbre 2004; Folbre and Yoon 2007; Folbre et al. 2005)。Folbre and Yoon (2007) は、育児のケア労働の時間分析において、ケア活動には、プライマリ・ケア (primary care)、セカンダリー・ケア (secondary care)、スーパーバイザリー・ケア (supervisory care) があることを明示的に意識するべきと主張する。プライマリ・ケアの時間は、子どもと直接対面するケア時間（例えば、お風呂に入れたり、おむつを替えたり等）を指すが、場合によっては子どもがその場にいなくても子どもの便益に直接繋がる時間（例えば、子どもの学校での教師との個人面談など）も含む。セカンダリー時間とは、子どものケアをしながら、他の活動もする時間を指す（例えば、おんぶをしながら農作業をする等）。その他に、Folbre and Yoon (2007) は、スーパーバイザリー的なケア時間の大きさにも着目するべきと言う。スーパーバイザリー時間とは、子どもが他の活動をしていても、何かがあった時にすぐかけつけることができる時間のことである。例えば、裏庭で子どもが自由に遊んでいたとしても、誰かが家にいる必要があるであろう。その間、たとえ家事や自宅勤務などほかの労働をしていたとしても、その場を去ることはできず、子どもの育児には多分にそのよう時間が費やされるのである。この 3 つのケアの時間の認識は、まったく、高齢者介護についても、あてはまるものである。

また、ケアの時間と家事の時間を明確に区分することも困難である。例えば、子どもや要介護者の衣服やシーツを洗濯する時間は、「家事」と考えられるものの、もし、その子どもや要介護者が世帯内に存在しなければ必要ではない「家事」である。同様に、食事の準備や買い物、掃除などについても、ケア時間なのか家事時間なのかは、その活動の目的をより精査しなければ判断がつかない。

本データにおける時間データは、時間ダイアリー（Time-Use Survey⁴）によって調査されたデータではないので、その多くはオーバーラップしている可能性があり、プライマリー時間というよりも、よりセカンダリーもしくはスーパーバイザリー的な時間が含まれていることを念頭において分析結果を読む必要がある。

第4節 自由時間のジェンダー格差

1. ジェンダー格差の存在

まず、分析に最も頻繁に用いられているジェンダーとケア労働（育児⁵）の有無、有償労働（就労）の状況の観点から、自由時間の状況を概観しよう。第11-4-1図と第11-4-2図は、性別、育児労働（時間）の有無別、就業状況別に「自由時間がまったくない」と回答した率と平日の平均睡眠時間を計算したものである。育児労働の有無は、育児時間が平日に1分でもある場合には、「育児有」、ない場合は「育児無」とした。その結果、世帯内に育児が必要な子どもがいても、回答者本人が育児にまったく参加していない場合は、育児なしとされることは留意されたい。就業状況については、平日の一日の就労時間が6時間未満の場合にパートタイム、6時間以上の場合にフルタイム、ゼロの場合に無就労としている。これを見ると、最も「自由時間がまったくない」とする割合が高いのが、育児が有るフルタイムの女性であり（15.20%）、次が、育児が有る無就業の女性（12.82%）となっている。育児がない女性は、おおよそ7%となっており、就業状況による差はほとんどない。また、育児があるパートタイム就労の女性も、育児が無い女性とほぼ同じ率となっており無就業やフルタイムの育児中の女性ほどの時間的制約がないのが特記できる。男性については、女性と異なり、無就業やパート労働の育児が無い男性の方が、育児のあるなしに関わらずフルタイム就労の男性よりも、「自由時間がまったくない」と回答した率が高い。また、育児のある場合も、ない場合も、フルタイム就労の男性はほぼ同じ率となっている。すなわち、女性で見られるように、育児の有無が時間の制約に大きく影響するということはない。また、男性と女性の共通の知見として、就労時間の長さは、それ自体が、時間の制約を規定している要因とはいえない。

男女差に着目すると、育児のあるフルタイム就業の男女については、女性の方が2倍以上

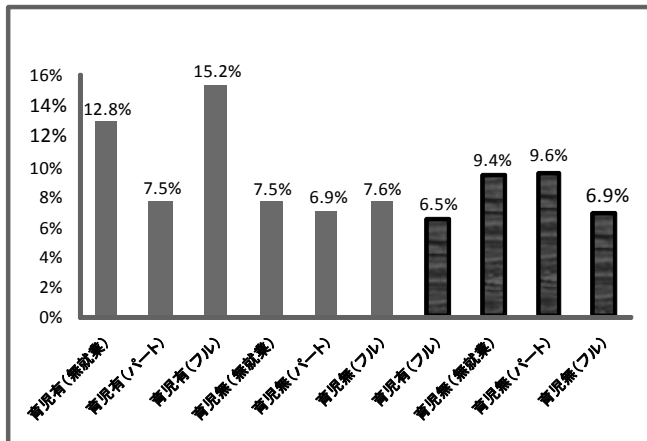
⁴ 1日24時間中に何をしたらか詳細に記述していく手法の時間調査。時間ダイアリー法による時間調査においても、セカンダリーなタスクを記述できるようになっているものもあるが、多くはそうではない。

⁵ 本データにおいては、介護労働が有るサンプルサイズが少ないため、就業状況別、性別の分析は育児労働の有無のみで行った。

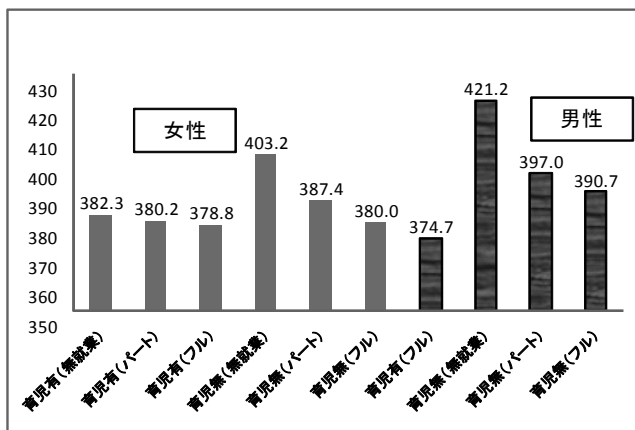
の高い率で「自由時間がまったくない」としており、依然として、育児と仕事の両立の負担の多くが女性に偏っていることが示唆される⁶。育児がない男女差については、無就業、パートの場合は、男性の方が時間的制約が多い人が多く、フルタイムでは大きな差はない。

次に、もう一つの余暇の指標として、睡眠時間を見てみよう（第 11-4-2 図）。最も睡眠時間が短いのは、育児があるフルタイム就労の男性であるが、その値は、育児がある女性の値と大きな差はない。一方で、育児がない無就業、パート労働の男性、育児がない無就業の女性は比較的に長い睡眠時間となっている。しかし、睡眠時間については、年齢や、健康状態などによって、必要な睡眠時間が異なることも考えられ、単純に、属性ごとの平均睡眠時間が長いことと、その属性の余暇の有無とを同一に考えることはできない点は考慮すべきであろう。

第 11-4-1 図 「自由時間がまったくない」と回答した場合



第 11-4-2 図 平均睡眠時間(平日)



⁶ 育児のある無就業、パートタイムの男女比較は、男性のサンプルサイズが少ないため不可能であった。

2. 総労働時間 (total work time)

次に、労働時間の状況を見ていくこととしたい。ここでは、Bittman and Wajeman (2004) に倣って、労働時間を、有償労働時間（勤労時間+通勤時間）、無償労働時間（育児時間、介護時間、家事時間）に分け、その二つを合算した総労働時間（total work time）の観点から、ジェンダー格差を見ていく。第 11-4-3 表に、それぞれのカテゴリーに費やされた平均時間を、性別、ケア労働の有無別に計算した結果を示す。これを見ると、育児時間は無就業の育児ありの女性が最も長く 555.9 分、次にパート就業の育児あり女性が 279.6 分、次に無就業の育児あり男性が 220.0 分（ただしサンプルサイズが 3 名であり統計的に有意とは言えない）、フルタイム就業の育児あり女性は 191.1 分となっている。ここから、まず、育児をしている人に限っても、男性、女性のジェンダー格差が大きいことがわかる。育児をしている男性の無就業者、パートタイムはサンプルサイズが小さいため、結論を導き出すには不十分であるものの、フルタイムの男女を比べると、育児時間の男女格差は 112 分と 2 時間近い。すなわち、フルタイムの女性と男性においても、女性の方が圧倒的に長い時間育児をしていることがわかる。

次に、育児をしている女性の間においても、就労の状況によって大きく育児時間が異なる。先行研究においては、母親の就業が育児時間に与える影響は supervisory 的な育児時間のみであるという結果が報告されている (Bianchi 2000; Folbre and Yoon 2007)。本データでは、育児時間の中身を見ることができないので、ここで挙げられた時間のどれほどが supervisory であるかはわからないものの、無就業の女性の育児時間が 1 日約 9 時間 (555.9 分) と長いことから、就業ステータスによる差の多くが supervisory な育児時間と推測することができる。

次に特徴的なことは、育児時間のみならず、家事時間にも同様の傾向が見て取れることである。依然として男女格差が大きく、また、女性間においても、就業ステータスによっても格差が大きい。さらに、育児がある女性（男性）と、ない女性（男性）を比べると、育児がある女性の方が、どの就労ステータスであっても、家事時間が長い。無就業、パートでは、約 100 分、フルタイムでは約 74 分の違いがある。これは、育児に伴って、家事労働も増加することを表しているといえよう（例えば、洗濯や掃除の回数や、食事の調理時間は、子どもがある家庭の方がいない家庭より多いことは容易に想像できる）。フルタイムの女性において、無就業・パートの女性よりも、この増加分が少ないことは、フルタイムの女性が育児に伴う家事労働について縮小していることを表しているかもしれない。

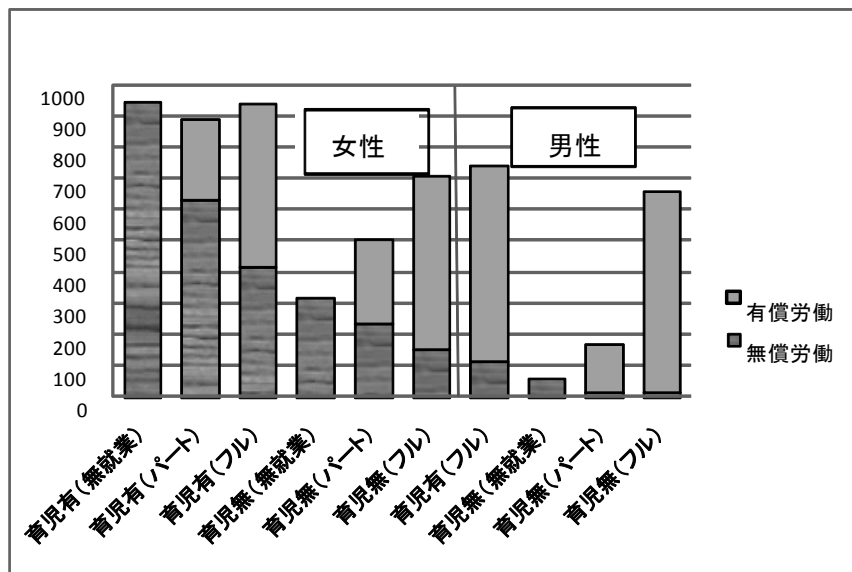
結果として、無償労働（育児+家事+介護時間）と有償労働（勤労+通勤時間）を合わせた総労働時間を図で描いたものが第 11-4-4 図である。興味深いことに、育児がある女性は、就労ステータスにかかわらずほぼ同様の総労働時間となっている（約 900 分）。これは、育児がない女性の間では就労ステータスによって総労働時間が大きく異なるのに対照的である。総労働時間の男女格差については、フルタイムの育児がある男女については、約 200 分

の差がある。この結果を、Bittman and Wajcman (2004)による先進諸国 10 カ国の分析結果と比べてみよう。Bittman and Wajcman (2004)は、結婚しているフルタイムの男女の総労働時間（無償労働＋有償労働）の差は最大約 8 時間（ノルウェー1981 年）から、差がないか、もしくは男性の方が長い場合（デンマーク、オランダ、アメリカ、スウェーデン）となっている。本分析からの育児があるフルタイム雇用の男女格差は、平日の 1 日あたり約 200 分でありこの 5 倍をとると約 1 7 時間である。週末に日本の男性が、この格差を縮小させるべく働いている可能性もあるものの、その可能性は大きいとは考えにくい。日本の総労働時間の男女格差は、他の先進諸国に比べても大きいと推測できる。

第 11-4-3 表 平日における平均無償労働(育児、家事、介護)と有償労働、睡眠時間：性別、育児/介護の有無別

育児の有無別	平均育児時間		平均勤労+通勤時間		平均家事時間		平均介護時間		無償労働 (分)	有償労働 (分)	総労働時間 (分)
	n	mean	n	mean	n	mean	n	mean			
Child Carer(女)	117	555.9	117	0.0	117	384.1	117	4.6	944.6	0.0	944.6
無就業	53	279.6	45	258.0	53	320.9	52	31.2	631.7	258.0	889.8
パート	127	191.1	127	523.7	127	217.8	127	9.5	418.5	523.7	942.2
フルタイム											
Non-Child Carer(女)	324	0.0	324	0.0	306	283.4	315	32.6	316.0	0.0	316.0
無就業	163	0.0	132	268.1	151	216.3	161	20.6	236.9	268.1	505.0
パート	410	0.0	399	558.4	402	143.6	405	8.7	152.2	558.4	710.7
フルタイム											
Child Carer(男)											
無就業(*)											
パート(*)											
フルタイム	140	79.0	139	628.7	138	35.5	139	0.9	115.4	628.7	744.2
Non-Child Carer(男)											
無就業	128	0.0	128	0.0	127	42.1	126	14.1	56.3	0.0	56.3
パート	73	0.0	45	155.6	70	14.6	72	1.1	15.7	155.6	171.3
フルタイム	728	0.0	714	643.6	709	16.0	721	1.4	17.5	643.6	661.1
注: Childcarer=childcare 時間がゼロ以上の人											
出所: JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算。											
(*)標本数が少ないため、省略。											
介護の有無別	平均育児時間		平均勤労+通勤時間		平均家事時間		平均介護時間		無償労働 (分)	有償労働 (分)	総労働時間 (分)
	n	mean	n	mean	n	mean	n	mean			
Kaigo Carer(女)	35	41.1	35	0.0	34	382.6	35	309.1	732.9	0.0	732.9
無就業	21	57.1	18	241.5	22	225.0	22	224.5	506.7	241.5	748.2
パート	32	50.6	30	530.1	32	199.7	32	147.2	397.5	530.1	927.6
フルタイム											
Non-Kaigo Carer(女)	387	164.3	406	0.0	389	305.0	397	0.0	469.3	0.0	469.3
無就業	187	72.8	159	268.3	182	245.7	191	0.0	318.5	268.3	586.8
パート	503	45.0	496	551.2	497	158.9	499	0.0	204.0	551.2	755.2
フルタイム											
Kaigo Carer(男)	9	0.0	3	0.0	9	126.7	9	197.8	324.4	0.0	324.4
無就業	3	20.0	8	250.0	3	60.0	3	46.7	126.7	250.0	376.7
パート	18	20.0	139	569.2	18	61.1	18	63.3	144.4	569.2	713.6
フルタイム											
Non-Kaigo Carer(男)	121	5.5	122	0.0	121	37.3	120	0.0	42.7	0.0	42.7
無就業	78	10.4	50	216.1	74	18.6	77	0.0	29.0	216.1	245.1
パート	838	12.8	836	632.4	829	18.3	842	0.0	31.1	632.4	663.5
フルタイム											
注: Kaigo carer=kaigoicare 時間がゼロ以上の人											
出所: JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算。											

第 11-4-4 図 総労働時間 性別、育児の有無別



出所： JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算.

3. 自由時間と総労働時間

性別、育児労働の有無別に自由時間の有無と総労働時間を見ると、この二つが必ずしも裏表の関係にないことがわかる。例えば、育児がない男性の回答である。これらの男性の中では、フルタイム就業している人の総労働時間が突出して長く、無就業、パートの男性の総労働時間は短い。しかしながら、「自由時間がまったくくない」とした率は、パートタイム、無就業の人の方が、フルタイムの人よりも高くなっている。すなわち、総労働時間に含まれない、その他の時間的制約が無就業、パートの男性にあるということであろう。同様に、育児がない女性についても、総労働時間が異なるにもかかわらず、それと一貫した自由時間の傾向が見られず、また、育児中のパート就労の女性は、総労働時間が長いにもかかわらず、自由時間がまったくくない率は育児がない女性と同レベルである。これらから、自由時間の有無の傾向は、単純に、労働時間と反対の傾向ではないことが示唆される。換言すると、自由時間の有無は育児などの無償労働の有無、有償労働の有無、ジェンダー、という3つの視点からだけでは、説明がつかない現象とすることができる。

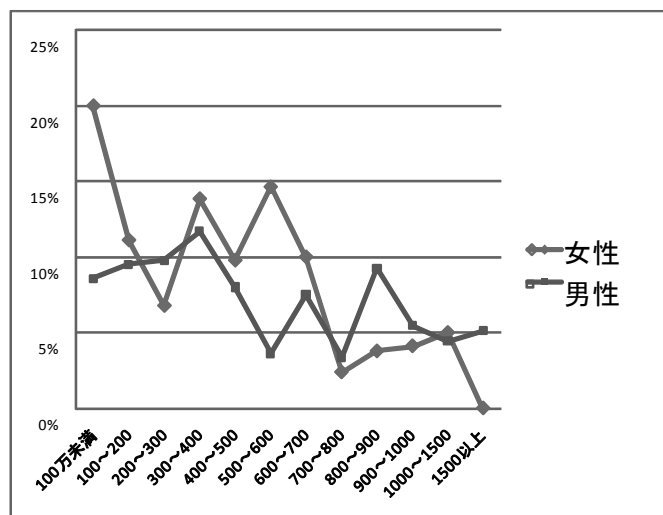
第5節 自由時間と社会経済階層 (SES)

1. 自由時間の格差

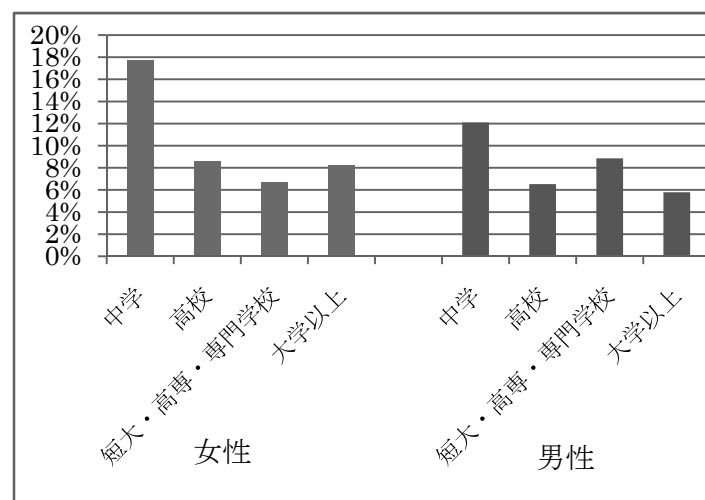
それでは、何が、自由時間の有無や長短を規定しているのでしょうか。本章では、その規定要因の一つとして、社会経済階層 (Socio-Economic status) に着目する。そこで、まず最初に、自由時間があるかないかが社会経済階層によって異なるのか、データをもって確かめ

てみたい⁷。第 11-5-1 図と第 11-5-2 図は、自由時間が「まったくない」と回答した率を世帯収入別、学歴別にみたものである。これを見ると、世帯収入が低いほど、学歴が低いほど、「まったくない」とした率が高いことが明らかにわかる。また、この傾向は男性よりも女性により強く現れている。

第 11-5-1 図 自由時間が「まったくない」と回答した率：世帯収入別、性別



第 11-5-2 図 自由時間が「まったくない」と回答した率：学歴別、性別



出所： JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算。

なぜ、学歴や世帯所得が、時間の制約に影響するのであろうか。いくつかの仮説が考えられる。

- ① 低所得や低学歴の人の方が、高学歴・高所得の人に比べ、時間あたりの賃金率が低く、そのため就労時間が長くなり、自由時間が短い。

⁷ 本分析で、説明変数として用いられる所得データは、100万円単位（2000万円まで）のカテゴリ・データである。

- ② 育児や介護を抱える人は、育児・介護労働のために有償労働を控える傾向があり、相対的に所得が低くなる。逆に、所得が低い人は、育児や介護を抱えている割合が高く、育児や介護の無償ケア労働の比重が大きいため、自由時間が短い。
- ③ 低所得・低学歴の人は、家事の外部化（家事サービスの利用や、外食やテイクアウトの利用など）やハイテク家電などによる効率化（例えば、全自動洗濯乾燥機や、自動掃除機など）の度合いが高所得・高学歴の人に比べて小さいため、家事時間が長く、結果として自由時間が短い。
- ④ 低学歴・低所得の人は、育児・介護・家事の世帯内無償労働、勤労時間（+通勤時間）の有償労働、以外の、活動に費やす時間が長い（例えば、病院への通院、就職活動など）ため、自由時間が短い。
- ⑤ 低学歴・低所得の人は、ひとり親世帯が多い。

最初の①については、これとは逆の仮説も考えられる。すなわち、無就労やパートタイムで働くよりも、フルタイムで働く方が収入が高く、また、長時間労働をすることによって残業手当なども支給される場合もあるため、就労時間が長いほど所得が高くなる。故に、所得が高い人、学歴が高い人は、就労時間が長く、結果として自由時間が短い、という仮説も説得力がある。これらは、どれも、無償・有償労働に費やす時間が長いことが自由時間を短くしているという仮説である。そこで、次に、無償・有償労働の時間が学歴・所得によって異なるのか検討する。なお、④については、育児、介護、家事、勤労時間、通勤時間以外の時間の使途が、JILPT 調査からは把握できないため本データから確認することはできない。

2. 育児時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間の規定要因(tobit 推計)

育児・介護時間や勤労時間は、当然のことながら、育児や介護を要する家族の有無、就業しているか否か、パートタイム労働かフルタイム労働かによって、一番大きく左右される。ここで見たいのは、これらをコントロールした上で、社会経済階層による違いが存在するかである。そこで、育児時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間の4つを被説明変数とした多変数解析を行う。着目する説明変数は、社会経済階層を示す変数である学歴と世帯所得である。さらに、コントロール変数として、育児・介護ニーズの有無、就労形態、世帯類型（ひとり親世帯か二人親世帯か）をコントロール変数として用いる。推計は、被説明変数が0で censoring された連続変数であるため tobit 推計を用いる。なお、介護時間も、介護者にとっては無償労働時間の大きな割合を占める活動と考えられるものの、介護時間を計上しているサンプルサイズが小さいため、ここでは分析外とした。分析は、標本を男女に分けて行う。これらの変数の影響が、男女で異なることが想像されるからである。結果を、**第 11-5-3 表**に示す。

第 11-5-3 表 育児時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間の規定要因 (tobit 推計結果)

被説明変数(分)	育児時間		家事時間		睡眠時間		勤労+通勤時間	
	女性 Coeff.	男性 Coeff.	女性 Coeff.	男性 Coeff.	女性 Coeff.	男性 Coeff.	女性 Coeff.	男性 Coeff.
年齢	-3.4 *	-0.9 X	4.7 ***	0.0 X	0.3 *	1.0 ***	-6.8 ***	-1.5 *
学歴: 中卒	-191.4 **	21.5 X	-35.9 *	-0.9 X	2.6 X	9.6 X	-61.4 X	-60.5 *
高卒(基準)	---	---	---	---	---	---	---	---
短大・高専	-22.6 X	36.4 *	-25.2 **	11.1 X	1.2 X	1.8 X	-0.8 X	21.3 X
大卒以上	-6.1 X	11.7 X	-15.8 X	32.5 ***	7.1 X	-8.6 X	-0.3 X	-9.9 X
末子年齢6歳未満	941.2 ***	290.2 ***	208.8 ***	14.1 X	-1.4 X	-10.9 X	-350.7 ***	145.9 ***
末子年齢6-19歳	481.3 ***	170.0 ***	134.2 ***	-7.2 X	-17.7 ***	-8.1 X	-30.0 X	117.3 ***
介護時間あり	61.3 X	59.4 X	26.8 X	93.0 ***	-12.2 *	-17.4 X	-47.5 X	-111.4 **
ひとり親世帯	-1.8 X	111.6 **	-86.8 ***	156.1 ***	-30.0 **	40.1 X	185.0 **	14.7 X
就労ステータス: 無就労(基準)	---	---	---	---	---	---	---	---
パート	-128.7 ***	-58.0 X	-61.3 ***	-38.9 *	-1.7 X	-19.1 *	---	---
フルタイム	-135.5 ***	-48.9 X	-128.4 ***	-39.0 ***	-10.8 **	-23.3 ***	---	---
世帯所得(万円)	-0.124 **	-0.004 X	-0.003 X	-0.062 ***	-0.017 ***	-0.012 *	0.215 ***	0.236 ***
切片	89.1 **	-197.1 ***	32.8 X	-9.8 X	389.8 ***	377.4 ***	480.1 ***	420.2 ***
n	954		951	864	961	882	934	859
Log likelihood	-2023.7		-5656.79	-2000.69	-5340.01	-4920.66	-4576.97	-5355.38
疑似R2	0.1491		0.0326	0.0159	0.005	0.0091	0.014	0.0149

***1%有意、**5%有意、*10%有意、X=有意でない

まず、育児時間については、末子年齢 6 歳未満、末子年齢 6-19 歳のダミー変数の係数は男女ともに大きく正に有意となっており、男性よりも女性、末子年齢が 6-19 歳よりも 6 歳未満の方が大きい係数となっている。この結果は想定通りである。次に、就労ステータスについてみると、女性モデルのみで有意な係数となっており、フルタイムの場合はマイナス 135.5 分、パートタイムの場合はマイナス 128.7 分育児時間が短くなっている。ひとり親世帯の変数は、男性のみ大きく正で有意である (+111.6)。これは、ひとり親世帯ではない男性に比べ、ひとり親の男性は育児時間が約 2 時間多いことを表している。これはひとり親世帯でない男性の育児時間が短いことの裏側であろう。

着目する社会経済階層を表す変数（学歴、世帯所得）の結果を見ると、学歴については、女性モデルで中卒のダミー変数が負で有意 (-191.4) となっており（基準は高卒）、低学歴の女性は育児に費やす時間が短いことがわかる。また、女性モデルでは、世帯所得の係数が負で有意である (-0.124)。男性モデルにおいては、短大・高専の係数が正で有意であるが、世帯所得は有意ではない。

変わって、家事時間を見てみよう。家事時間は、女性の場合の末子年齢 6 歳未満 (+208.8)、末子年齢 6-19 歳 (+134.2)、男性モデルでは介護がある場合 (+93.0) のみ正で有意である。これは、第 11-4-3 表からも示唆されたように、育児というケア労働が、女性においては育児時間のみならず、家事時間の増加を伴うことを示している。男性は、育児があっても家事時間が増えることはない。しかし、男性が介護をしている場合は、家事労働の増加を確認できる。就労ステータスでは、女性モデルで、フルタイムの係数が負で有意となっている (-128.4)。フルタイムで働く女性は、家事時間の短縮によって、時間を捻出していることがわかる。ひとり親世帯のダミー変数は、女性は負、男性は正で有意である。ひとり親世帯の女性は、その他の女性に比べて家事時間が少なく (-86.8)、ひとり親世帯の男性はその他の男性に比べて家事時間が長い (+156.1)。

学歴と世帯所得は、女性モデルにおいては、中卒と短大高専が負で有意となっている (-36.4 分、-25.5 分)。基準の高卒の両側で負となっていることから、学歴が高いほど家事時間が長いという線形の関係は見られないが、女性の学歴と家事時間の関係はより複雑であることがわかる。男性の場合は、大卒以上の係数で正で有意となっている。世帯所得は、男性のみ負で有意となっており、所得が高いと若干男性の家事労働が少なくなっている。女性については世帯所得が有意ではない。

次に、睡眠時間を見てみよう。女性モデルでは、末子年齢 6-19 歳、介護ありの係数が負、フルタイム就労の係数が負、また、世帯所得が負で有意となっている。すなわち、世帯所得が高いほど睡眠時間が少ない（しかしその係数は小さい）。さらに、ひとり親世帯のダミー変数は大きく負で有意となっている (-30.0)。つまり、子どもの有無や就労状況をコントロールした上でも、ひとり親世帯の女性は、その他の女性に比べて、30 分睡眠時間が少ない。男性モデルでは、就労ステータスが、パート、フルタイムともに負で有意である。就労ステー

タスの係数の絶対値は男性の方が大きい。世帯所得の係数は有意であるものの、男女ともに大きいとは言えない。

最後に、勤労と通勤時間を見てみよう。就労ステータスは、本データでは勤労時間から判断しているので、ここではモデルに含めていない。着目する学歴と世帯所得の係数を見ると、学歴は男性の中卒のダミー変数の係数のみが負で有意となっている。すなわち、低学歴の男性は勤労+通勤時間が少ない。また、世帯所得は、男性女性ともに正で有意である。ひとり親世帯のダミー変数は、女性は正で有意(+185.0)であり、ひとり親の女性は、ひとり親世帯でない女性に比べて、勤労時間が約3時間多いことがわかる。末子年齢6歳未満の係数は、女性では負、男性では正という興味深い結果となっている。

3. 自由時間の規定要因: Multivariate Analysis for Leisure

前節では、自由時間を制約する無償・有償労働時間を分析の対象とした。本節では、自由時間を直接に被説明変数とする分析を行う。被説明変数は、自由時間の有無に関する回答(1=「十分にある」、2=「ややある」、3=「あまりない」、4=「まったくない」)である。推計方法は、順序プロビット(ordered probit)分析を用いる。説明変数は、年齢、学歴、末子年齢6歳未満、末子年齢6~19歳、介護労働の有無(平日に介護時間が1分でもある場合は1、そうでない場合は0)、就労ステータス、世帯所得、世帯所得と就労ステータスのクロス項である。これらの変数をモデル1からモデル5まで順に投入していき、その係数の変化を見ていく。また、前節と同様に、男性と女性は、それぞれの変数の影響が異なると考えられることから、サンプルを性別に分けて推計する。

結果は、**第11-5-4表**の通りである。モデル1から順に説明していこう。まず、モデル1では、年齢、学歴と末子年齢、介護労働の有無のみのモデルである。これを見ると、年齢は男女ともに正の係数となっているが、男性のみ有意である。本データの対象年齢は20歳から65歳の勤労世代なので、勤労世代の男性は年齢が高いほど自由時間が少ないことがわかる。末子年齢が6歳未満、6-19歳の変数は、男女ともに正で有意であるが、末子が6歳未満の係数については女性の方が男性よりも2倍以上の大きい値となっている。末子が6-19歳の係数は、男女ともにほぼ同じ値となっており、育児による親の自由時間の影響は6歳未満児の場合は特に母親に大きく出るものの、6歳未満の子どもの場合は父親、母親に同等に出現することがわかる。介護労働の有無の係数は、女性のみ正で有意であり、6-19歳の育児ありとほぼ同じ大きさの影響をみることができる。着目したいのが、学歴の変数である。学歴では、女性のみ中卒が正で有意となっており、高卒の女性に比べ、中卒の女性の方が自由時間が少ないと感じている。**第11-5-2図**で見たように、年齢や子どもの有無、介護の有無をコントロールした上でも、低学歴の女性は、自由時間が少ないことがわかる。それでは、この係数は、就業状況やひとり親世帯ダミーなど、他のコントロール変数を投入した上でも有意な

のであろうか。順に見ていきたい。

モデル2は、モデル1にひとり親世帯のダミー変数を投入したものである。年齢、学歴、末子年齢、介護労働の有無については、モデル1とほとんど変化がない結果となっている。女性モデルについては、ひとり親世帯ダミー変数の係数が正で有意であり、ひとり親世帯であることは、子どもがあることに加え、さらに自由時間を少なくする要因となっている。しかし、男性のモデルにおいては、ひとり親世帯の係数は有意ではない。これは、男性のひとり親世帯のサンプルサイズが小さいことも影響していると考えられる。

モデル3は、モデル2にさらに、就労ステータスを投入したものである。無就労を基準とすると、パートタイム就労、フルタイム就労は男女ともに正に有意となっており、自由時間を少なくする影響がある。影響の大きさは、パートタイム労働については、男女差はないものの、フルタイム労働については、男性に比べ、女性への影響が大きい。また、女性の推計式においては、ひとり親世帯の係数が有意でなくなり、年齢が有意となっている。すなわち、ひとり親世帯の女性が自由時間がないと感じる度合いは、就労していることと、育児があることによるものであり、それに追加するひとり親世帯特有の要因は認められない。男性のモデルにおいては、中卒が新たに有意となっている。これは、同じ就労状況、育児・介護状況である場合、低学歴であると自由時間が少ないことを示している。

モデル4は、モデル3にさらに世帯所得、世帯所得とパート労働のクロス項、世帯所得とフルタイム労働のクロス項を加えたものである。女性の推計式においては、世帯所得が正で有意、フルタイム労働とのクロス項が負で有意となっている。係数の大きさはフルタイム労働とのクロス項の方が大きく、フルタイムであれば世帯所得が高いと、自由時間への影響が若干緩和されることがわかる。男性については、世帯所得、クロス項は、どれも有意ではない。

第 11-5-4 表 自由時間の制約に関する Multivariate analysis の結果

	被説明変数=自由時間が1=十分にあり、2=ややある、3=あまりない、4=まったくない			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	女性	男性	女性	男性
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
年齢	0.0030 X	0.0066 **	0.0084 ***	0.0063 **
学歴: 中卒	0.2082 *	0.1820 X	0.2444 **	0.2252 **
高卒(基準)	---	---	---	---
短大・高専	-0.0773 X	0.0981 X	-0.0875 X	0.0935 X
大卒以上	-0.1394 X	0.0266 X	-0.1511 X	0.0290 X
末子年齢6歳未満	1.0034 ***	0.3898 ***	1.2686 ***	0.3124 ***
末子年齢6-19歳	0.3194 ***	0.3241 ***	0.2730 ***	0.2480 ***
介護時間あり	0.3344 ***	-0.0282 X	0.3729 ***	0.0287 X
ひとり親世帯		0.3703 ***	0.3151 X	0.4159 X
就労ステータス: 無就労(基準)			---	---
パート			0.3452 ***	0.3401 **
フルタイム			0.6557 ***	0.4465 ***
世帯所得				0.0028 *
世帯所得 × パート				-0.0034 X
世帯所得 × フル				-0.0039 *
n	1187	1075	1187	1187
Log likelihood	-1447.56	-1338.9	-1406.73	-1404.9
疑似R2	0.0377	0.0119	0.0648	0.066
***1%有意、**5%有意、*10%有意、X=有意でない				
				0.0064 **
				0.2280 **

				0.0911 X
				0.0318 X
				0.3094 ***
				0.2435 ***
				0.0375 X
				0.4285 X

				0.3271 *
				0.4324 ***
				0.0004 X
				0.0002 X
				0.0007 X
				1075
				-1329.18
				0.0188

第6節 考察

本章では、JILPT「就業・社会参加に関する調査」(2006年)を用いて、自由時間を規定する要因を分析した。本分析から得られた知見をまとめると以下となる。

まず、日本のデータにおいても、自由時間の男女格差は顕著に確認することができ、その差は主に育児中の女性とそれ以外の男女との差として現れる(第11-4-1図)。しかし、女性の就労ステータス(無就業、パート、フルタイム)による差はほとんど見ることができず、それは、女性の総労働時間(有償労働+無償労働)がどのような就労ステータスであってもほぼ同じレベルであることとも整合性がとれる(第11-4-4図)。有償労働が多い女性は、家事時間や育児時間を縮小することによって対応しているように見える(第11-4-3表)。すなわち、働くことによって、労働時間が2倍になるというような「ダブルワーク」の状況は見られない。しかしながら、総労働時間は、就労している女性、していない女性にかかわらず、男性よりも長い事実は依然として残る(第11-4-4図)。フルタイム就業していない男性は、割合は少ないものの、総労働時間が大幅に少ない(第11-4-4図)。

次に、自由時間については、アメリカの先行研究と同様に社会経済階層によって影響されていることが示唆される。単純集計でみると、学歴が低いほど、また、所得が低いほど、「自由時間がまったくない」という割合が高い(第11-5-1図、第11-5-2図)。しかし、その要因は謎が残る。何故なら、学歴や世帯所得は、有償労働、無償労働に費やす時間に負に作用する時も、正に作用する時もあるからである(第11-5-3表)。末子年齢や、ひとり親か否か、就労ステータスをコントロールすると、有償労働は、低学歴、低所得ほど短くなる傾向があり(とくに男性)、育児時間・家事時間は、低学歴ほど短くなる(女性のみ)。一方で、育児時間は、世帯所得に負に影響されている(女性のみ)。自由時間を直接分析すると、さまざまなコントロール変数を投入しても、一貫して、中卒の学歴による影響を確認することができ(第11-5-4表)、(低)学歴による影響は頑強であると言える。また、世帯所得は、女性において、所得が高くなると自由時間が「まったくない」とする確率が上がるものの、フルタイムの就労をしている女性については、それを緩和する機能が見られる。

これまでの分析において、中卒の学歴をもつ人々が、自由時間が「まったくない」とする確率が高くなることは、育児時間、家事時間、勤労(+通勤)時間が長いことであるという仮説は却下せざるを得ない。残る仮説は、低学歴の人々は、育児時間・家事時間、勤労時間以外の活動に費やす時間が長い(例えば、病院への通院、就職活動など)という説のみである。これについては、本データからは検証できないため、今後の課題としたい。

最後に、ひとり親世帯について、若干の知見を述べたい。末子の年齢や、就労状況をコントロールしても、ひとり親世帯の女性は、そうでない女性に比べて家事時間と睡眠時間が少なく、勤労時間が長い。すなわち、ひとり親世帯の母親は他の世帯の女性に比べて家事時間と睡眠時間を短縮することによって、勤労時間の増加に対応している。しかし、それでも勤労時間の増加分の一部にしか対応できていない(第11-5-3表)。また、特に睡眠時間につい

ては、ひとり親世帯であることに加え、子どもがあること（6-19歳のみ）、フルタイムで就労していることなどの、の睡眠時間を減少させる要因が加わるわけであるので、健康を保つために十分な睡眠時間が得られているかどうか懸念される。

さらに、ひとり親世帯の女性は「自由時間がまったくない」とする確率が、末子年齢などをコントロールしても高くなっている（第11-5-4表）。しかし、就労ステータスをコントロールすると、この影響は有意でなくなるので、これは、ひとり親世帯の女性がより多く働いていることに起因すると考えられる。

参考文献

- Aguitar, Mark, and Erik Hurst. 2007. Measuring Leisure : The Allocation of Time over Five Decades. *Quarterly Journal of Economics* 122 (3):969-1006.
- Bianchi, Suzanne. 2000. Maternal employment and time with children: Dramatic change or surprising continuity? *Demography* 37:401-414.
- Bittman, Michael, and Judy Wajcman. 2004. The rush hour: The quality of leisure time and gender equity. In *Family Time : The social organization of care*, edited by N. Folbre and M. Bittman. London and New York: Routledge.
- Budig, Michelle J., and Nancy Folbre. 2004. Activity, proximity, or responsibility? Measuring parental childcare time. In *Family Time : The social organization of care*, edited by N. Folbre and M. Bittman. London and New York: Routledge.
- Folbre, Nancy, and Jayoung Yoon. 2007. What is child care? Lessons from time-use surveys of major English-speaking countries. *Review of Economic Household* 5:223-248.
- Folbre, Nancy, Jayoung Yoon, kade Finnoff, and Allison Sidle Fuligni. 2005. By What Measure? Family Time Devoted to Children in the United States. *Demography* 42 (2):373-390.
- Hochschild, A., and A. Machung. 1989. *The Second Shift*. New York: Viking.
- Lareau, Annette. 2003. *Unequal childhoods: class, race, and family Life*. Berkeley: University of California Press.
- Mattingly, Marybeth J., and Suzanne M. Bianchi. 2003. Gender Differences in the Quantity and Quality of Free Time: The U.S. Experience. *Social Forces* 81 (3):999-1030.

労働政策研究報告書 No.140

シングルマザーの就業と経済的自立

発行年月日 2012年1月17日

編集・発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23

(照会先) 研究調整部研究調整課 TEL:03-5991-5104

(販売) 研究調整部成果普及課 TEL:03-5903-6263

FAX:03-5903-6115

印刷・製本 富士プリント株式会社

©2012JILPT

* 労働政策研究報告書全文はホームページで提供しております。

(URL:<http://www.jil.go.jp/>)