

## 第Ⅱ部 女子労働と出産・育児

### 結婚・出産・育児と女性の雇用就業を両立させるための支援策； 時間制約緩和のための諸施策の効果分析

#### はじめに

子供を出産し育てていくには、莫大な費用がかかる。こうした金銭的側面だけを考えれば、出産・育児といった活動は就業を促進する効果を持っているはずである。事実、男性の労働時間を見ると、出産・育児に伴う生活費ニーズの増大を反映して、子供を持っている人のほうが持っていない男性よりも残業時間は長いといった傾向が日米で報告されている。それにもかかわらず、女性の就業状態を見ると、逆に子供を持っている人のほうが就業している人の割合は明らかに低い。それだけ、女性の就業には個々人の利用可能な時間が育児によって強く制約されているといった問題が重くのしかかっている。女性の就業と結婚・出産・育児を両立させるためには、この時間制約を和らげるための諸施策が必要であるといえよう。

農家世帯の比重が高く自営業中心の時代には、女性就業にとって時間制約はそれほど大きな阻害要因ではなかった。三世帯世帯においては、母親以外にも子供の面倒を見てくれる人はいたし、母親も育児をしながら働くといった「ながら活動」が許された。ところが経済が発展し、核家族化が進むと同時に、生産活動における分業のメリットが追及されるようになった。その結果、職場と生活の場が分離され、雇用就業が中心の社会になると、時間制約が重くのしかかってくる。それだけ育児と就業を両立させるためには、時間制約を緩和するための社会的支援が必要となってくる。

仕事と育児を両立可能にするための時間制約を和らげるには、まず会社から指定される労働時間を、金銭的代償を払うことなしにどれだけ柔軟に選択でき、短縮できるかが重要になってくる。もちろん育児をする上では、夫の協力は不可欠であり、夫の労働時間短縮も妻の時間制約を和らげるためには、必要かもしれない。あるいは核家族であっても、親が近所に住んでおり、子供の面倒を見てくれるかどうかも大切な要素になろう。こうした家族による支援、企業による支援に加えて、早朝保育や延長保育を含め、保育サービスをどれだけ十分に受けられるかも、重要な要素になろう。

本稿では、とくに企業や社会の時間制約緩和策に焦点を当て、これらが女性の就業と結婚・出産・育児の両立をどの程度促進することに貢献しうるかを数量的に検討することにする。

第1章「労働時間と就業・結婚・出産行動——就業機会の均等化の影響との関連で」、わが国の労働時間制度を概観し、「男女の交渉ゲームモデル」を用いて配偶者の労働時間と既婚女性の労働供給行動の関連について理論的整理を行なった上で、1982年、87年、92年、97年の『就業構造基本調査』を用いて、夫の労働時間が妻の労働供給行動や出産に与

えている影響について実証分析を行なう。その結果、夫の労働時間が長い世帯では妻の継続就業期間は短く、労働力率を抑制する効果のあることが検出された。他方、子供の数に与える就業行動の影響を分析した結果では、妻の労働時間が長いと子供数を減らす効果は検出されたが、計測上の問題が残っていることもあり、夫の労働時間が長いと子供の数を減らすといった効果は確認できなかった。男女雇用機会均等法や育児休業法の施行は女性の雇用機会を拡大し、継続雇用を容易にした効果を持っているということができるが、これらの法律の施行後、労働市場に登場した世代においてはむしろ少子化が一層進展しており、子供数を増やすまでには至っていない。その一方、労働時間の短縮は女性の継続就業率を引き上げると同時に、出生率も上昇させることが確認されており、今後、労働時間制度を見直していくことが両立支援策として有効であることを示唆している。

第2章「女性の出産と就業継続の両立支援について」は、家計経済研究所の『消費実態に関するパネル調査』、および総務庁『就業構造基本調査』を用いて、企業における育児休業制度の制定と保育所の充実の効果について分析を行なう。その結果、育児休業制度の規定がある職場において働いている女性の継続就業確率は高く、しかも出産確率も高いことが確認される。それだけ育児休業制度の充実は、女性の就業支援策と同時に、少子化対策としても効果をもたらすということができよう。また地域別の分析の結果では、1歳児保育所待機率の高い地域では、たとえ育児休業制度を持っている企業においても女性の継続就業割合は高くなく、保育サービスの充実と育児休業制度は相乗効果を持っている可能性が示唆される。保育サービスが女性の継続就業に与えている効果を第1子と第2子以降に分けて行なった分析では、第2子以降の出産に際して1歳児待機率がとくに有意な効果を持っていることが示される。

第3章「少子化時代の保育支援と労働時間管理」は『社会生活基礎調査』を用いて、三世帯同居世帯と核家族世帯の保育施設利用状況と女性就業率を比較検討することによって、保育所の利用が女性の正社員就業率にプラスの効果を持っていること、祖父母の育児支援は保育所の利用率を下げ、これにより代替される関係にあるというよりも、むしろ両者がともに利用できてその効果は拡大する補完関係にあるといえることが確認される。さらに職種別の分析結果からは、企業の指定労働時間が長い場合、とくに夫の労働時間が長い場合、育児と妻の就業の両立は難しくなっていることが示される。以上の結果から、女性のみならず、男性の企業における労働時間管理の見直しとともに、核家族世帯における両立支援のためには早朝保育や延長保育などを含む保育サービスの質的改善が求められているといえよう。

第4章「子供を持つ結婚カップルの妻の就業行動に関する選択機会の職種による差異」は、『出生動向基本調査』の夫婦票における初婚同士の組み合わせのデータを用いることにより、子供を持つ結婚カップルの妻の就業行動に関する選択機会が妻の職種によってどのように異なるかを検討し、出生行動と就業行動にかかわる夫婦の選択について分析を行なう。具体的には、妻の職種によって子供を持つ確率に差が見られるかどうか、これによって妻の継続就業確率に差が見られるかどうか、そして差があるとすれば、それが継続就業

による年収増加といった経済的要因とどのように関係しているかについて検討する。その結果、妻の職種は子供を持つかどうかには影響していないが、子供を持つ妻の就業継続には差が見られることが指摘される。とくに妻が専門職である場合、子供を持ちながらも就業を継続する割合が高い。そしてその多くは、育児休業制度や企業内保育所を利用することによって、離職を回避し、仕事中断コストが高いという金銭的損失をカバーしていることが確認される。

第1章から第4章の分析が主に既婚女性の出産行動・就業行動を分析対象としたのに対し、第5章の「結婚の経済学」は、女性の就業と結婚選択に焦点を当てた分析となっている。ここでは家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』を用いて、結婚選択と就業形態・親との同居の関係について検討した結果、前年の本人の収入が高く、親と同居している女性ほど、結婚を思いとどまる割合が高い一方、非正規就業や無業状態の女性は一見結婚する割合が高く見えるものの、場合分けを行なって詳しく検討すると、その違いはわずかなものに過ぎないことが指摘される。とくに非正規就業者として働いている未婚女性は親と同居している割合が高く、親と同居している女性に限定すると、むしろ非正規就業者のほうが結婚確率は低いといえる。

第6章の「女性就業と出生関連意識」は、『人口問題に関する意識調査』を使って、女性の意識面に焦点を当てた分析となっている。就業関連変数の出生意識に対する影響をコーホート別に見ると、とくにバブル崩壊の前後で大きな変化が起こっており、所得に対するニーズの高まりが強く作用するようになっており、両立に対する経済的支援策が大きな効果を持つ可能性が高まるようになったといえる。近年、専門管理職、サービス職、現業職のフルタイムにおいて少子化に対して肯定的意見を持つ女性が増加しており、そのような女性が子育て支援を求める可能性が強いことが示される。

# 第1章 労働時間と就業、結婚・出産行動 —就業機会の均等化の影響との関連で—

阿部 正浩

## 1. はじめに

この20年間に我が国の女性の就業環境は着実な改善と整備が見られた。1986年には「男女雇用機会均等法」が、92年には「育児休業法」が施行されてきた。この結果、女性の労働力率は年々高まっており、こうした労働市場の環境整備は一定の役割を果たしたと考えられる。他方、家庭に目を向けると、出生率は低下の一途を辿っており少子化はむしろ一層の進展をみせている。合計特殊出生率は1950年の4.32から2000年の1.36へと一方的に低下してきた。

女性の労働力率と出生率は、いずれも政策目標として改善されるべき指標であるが、二つの指標には何らかのトレードオフ関係があると考えられる。この研究では女性の就業行動と出生行動の間にあるトレードオフ問題について検討した。これまで出生力を分析した研究の多くは、出生力を規定するのは出産行動ではなくて結婚問題であると指摘している。つまり、婚外子の少ない我が国では、現下の未婚率の上昇は直接に出生率低下に繋がっているのである。もし結婚が最も重要な出生力の規定要因であるならば、育児休業法のような出生行動と労働供給行動のトレードオフ問題を緩和する政策だけでは効果はあがらないと考えられる<sup>1</sup>。むしろ、なぜ未婚率が高まっているのかを検討し、もし結婚行動にネガティブな影響を与えている政策や制度があれば、それを緩和する政策をとることのほうが重要であろう。

この論文では、とりわけ我が国の長時間労働の存在が女性の就業と結婚行動にどう影響したかを検討しているが、そこには以下のような理由がある。第一に、川口(1999)は男女雇用機会均等法が結婚行動に与えた影響を理論的に分析しているが、その結果によると、「男は仕事、女は家庭」という社会規範が薄れつつある移行期には、社会全体の労働時間短縮などによって、よりフレキシブルな労働供給を可能にする制度を推進することが必要であるとされる。第二に、労働時間制度が就業行動や出生行動に重要な要因であることがナッシュ交渉モデルによって示されている点が挙げられる。従来多くの研究が依拠してきた新古典派経済学では、就業行動を家計全体があたかも一人の経済主体のようにみなして分析してきた。そのため、家族を形成している男と女の就業行動は、家計全体の予算制約条件を設定し、家計全体の効用関数を最大化するように記述されている。しかしながら、Horney and McElroy[1988]、Altonji, Hayashi and Kotlikoff [1989]、Cai[1989]は家計

---

<sup>1</sup> ただし、出産前後の女性の就業行動には育児休業は有効である。詳しくはWaldfoegel, Higuchi and Abe(1999)を参照のこと。

全体の予算をプールすることの是非を検討しているが、全ての研究が新古典派経済学の想定を却下している。また、本田[1999]は家計経済研究所のパネルデータを用いた分析により、わが国の家計も新古典派の想定しているモデルよりも「交渉モデル」が当て嵌まると結論している。したがって、これらの理論および実証研究の結果は、個人の労働供給を考える際には他の家族構成員の労働供給行動が重要であるということを示唆しているのである。

以下では、2節でわが国の労働時間制度を概観し、3節で配偶者の労働時間と既婚女性の労働供給行動の関係について理論的に整理する。そこでは川口のモデルを紹介した後に、交渉モデルの理論的含意を紹介する。続く4節では配偶者の労働時間が既婚女性の労働供給行動にどのような影響を与えるかに関する実証分析を行い、その結果を検討する。

## 2. わが国の労働時間制度

1980年代、わが国の所定外労働時間を含む年間総実労働時間は2100時間を越えており、先進諸国に比べて長時間労働であった。このため、日本政府は年間総実労働時間1800時間を目標とし、その後の労働基準法改正などによって時短を着実に実現してきた。2000年時点では、政府の目標時間には達しないものの、1859時間となった(図1)。また、最近の日本の労働時間は、製造業生産労働者の労働時間で比較すると、ドイツやフランスに比べると長いものの、アメリカやイギリスとは遜色のない水準になっている(表1)。

表1 労働時間の国際比較(製造業生産労働者)

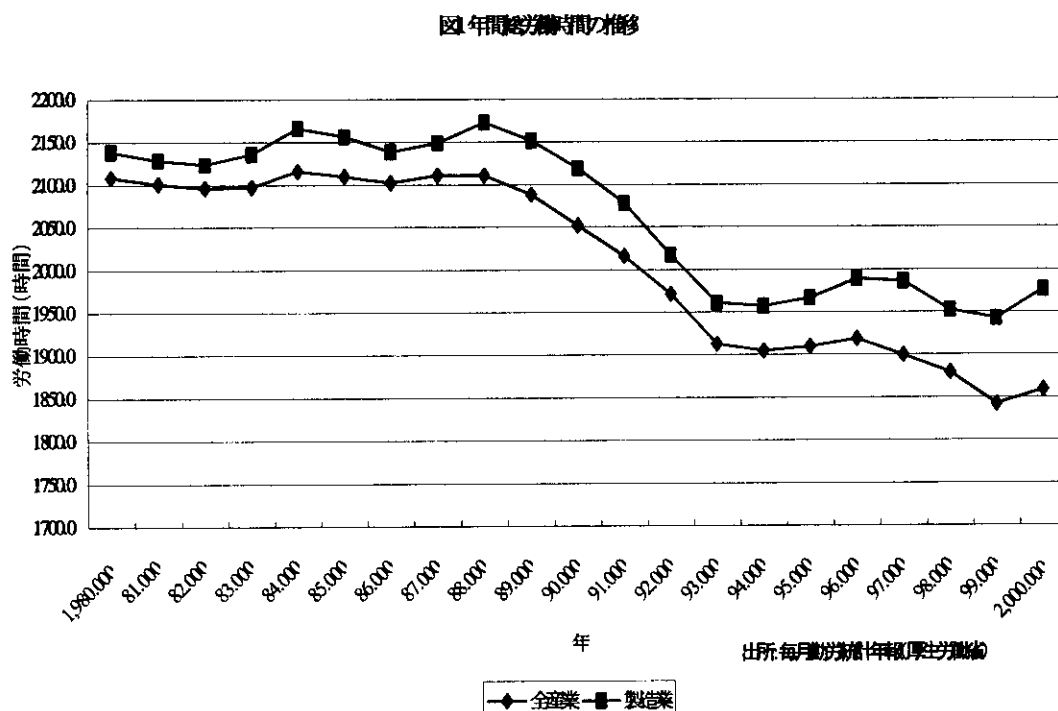
(時間)

年	日本	アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス
1988年	2189	1962	1948	1618	1682
89	2159	1957	1957	1614	1681
90	2124	1948	1953	1598	1683
91	2080	1943	1902	1582	1682
92	2017	1957	1911	1570	1682
93	1966	1976	1902	1529	1678
94	1966	2005	1920	1542	1679
95	1975	1986	1943	1550	1680
96	1993	1986	1929	1517	1679
97	1983	2005	1934	1517	1677
98	1947	1991	1925		1672
99	1942	1991	1902		

しかしながら、労働時間短縮が徐々に実現されてきたとはいっても、仕事と家庭生活の両立に果たした影響はそう大きくない。問題は複数ある。第一に労働時間の短縮がこれまで以上に進みそうにない点である。第二に、労働時間のフレキシビリティが十分でない点である。第三に、休日・休暇の取得が十分でない点である。第四に、育児休業や介護休業制度は充実したものの、その取得については障害がかなり残っている点である。

### 年間総実労働時間の推移

図1は産業全体と製造業の年間総実労働時間を示している。80年代を通して日本の年間総実労働時間は2100時間を超えており、OECD加盟国(当時)の中で労働時間が最も長い国であった。このため国の内外から労働時間短縮を求める声が強まり、労働省(当時)では省内に設置された審議会や研究会で労働時間短縮へ向けての議論が重ねられ、たとえば「週休二日制等労働時間対策推進計画」(1980年)や「労働時間短縮推進計画」(1987年)が発表されている。



さらに1988年4月には改正労働基準法が施行され、法定労働時間が週あたり46時間、44時間へ段階的に短縮された。この法定労働時間の短縮は、図1からも明らかな通り、明確に年間総実労働時間を短縮させる効果があった。90年代には1900時間を達成し、日本政府は年間総実労働時間の目標を1800時間に設定し、一段の労働時間短縮に向けての政策を採った。1999年に改正された労働基準法(第32条)は、「(1)使用者は、労働者に、休憩時間を除き1週間について40時間を超えて、労働させてはならない。(2)使用者は、1週間の各日については、労働者に、休憩時間を除き1日について8時間を超えて、労働さ

せてはならない。」としており、法定労働時間はさらに短縮された<sup>2</sup>。ただし、80年代後半と異なり、今回の法定労働時間の短縮が総実労働時間の短縮にどの程度効果があったかどうか明らかではない。むしろ改正法が施行された後に総実労働時間は伸びている。

法定労働時間の短縮が総実労働時間の短縮をもたらすかどうかは、経済環境に大きく依存していると考えられる。88年当時の日本経済は好景気を享受しており、そうした状況では労働生産性も高まるから、その果実を雇用の増加と時間当たり賃金の増加に分配することは労使ともに依存はないだろう。一方、90年代後半は経済成長が伸び悩み中で雇用も賃金も伸びていない。こうした状況では、使用者側は実質賃金の上昇になる労働時間の短縮など考える余裕はなく、また労働者側も賃金よりも雇用安定を重視するだろう。このために、今回の法定労働時間の短縮の効果は限定的であったと考えられる。

### フレキシブルな労働時間制度

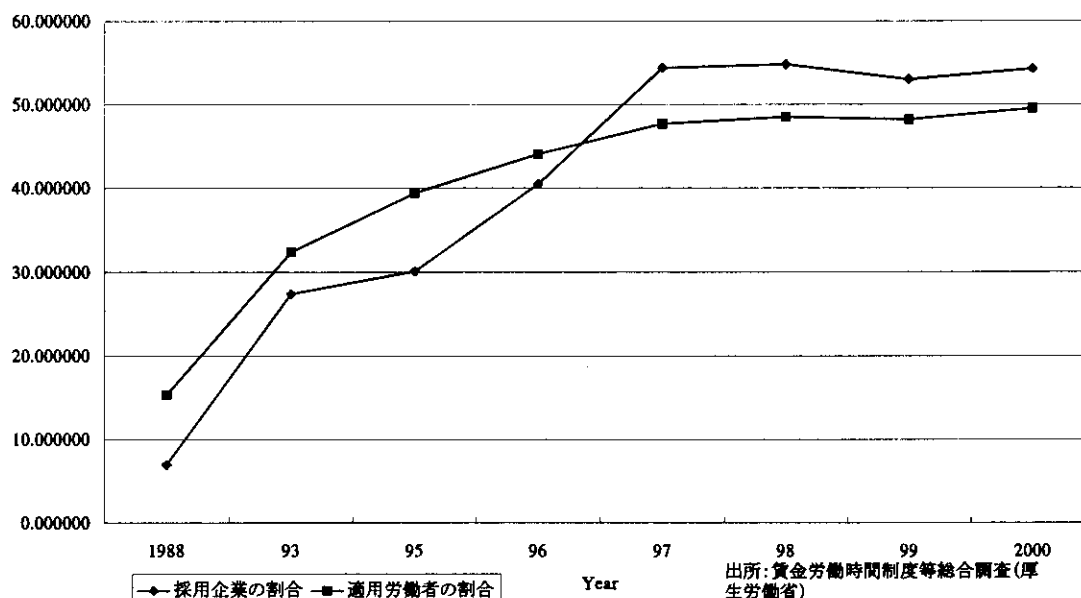
日本では、1987年の労働基準法改正により3ヶ月単位の変形労働時間制度が導入され、さらに1993年の改正で1年単位の変形労働時間制が認められることになった。この制度は、年間単位の休日の増加を図ることによって、所定労働時間の短縮を実現するために有意義であるとされており、1年単位の変形労働時間制は、「あらかじめ業務の繁閑を見込んで、それに合わせて労働時間を配分するものであるので、突発的なものを除き、恒常的な時間外労働はないことを前提としたもの」(労働省労働基準局)と説明されている。諸外国では、現在、1年単位の変形労働時間制を認めているのはフランスとカナダであり、ドイツは6カ月、アメリカは最長52週単位を認めている。

この変形労働時間制度を導入している企業割合と適用対象労働者の割合を示したのが図2である。88年時点で制度を導入した企業の割合は7.0%、適用対象労働者は15.3%であったが、2000年にはそれぞれ54.3%と49.5%までに増加している。しかしながら、97年以降は導入する企業も適用労働者も伸びていない。また、企業規模別に見ると導入企業も適用労働者数も大企業で多いことがわかる。2000年時点の導入企業と適用労働者の割合はそれぞれ、1000人以上規模が71.4%と48.3%、100-999人規模が61.1%と52.4%、30-99人規模が51.1%と46.6%になっている。

---

<sup>2</sup> ただし、従業員が10人未満規模の商業、映画・演劇業、保健衛生業、接客娯楽業は44時間となった。

図2 変形労働時間制の採用企業の割合



### 年次有給制度の実態

仕事と家庭生活の両立を考えるにあたって、単に総実労働時間を検討するだけではなく、休日・休暇を検討することも重要である。厚生労働省の推計によると、週休日、週休日以外の休日、年次有給休暇をあわせた日本の年間休日数は122日であり、イギリス136日、ドイツ144日、フランス139日に比べると若干短い(表2)。表中の各国の週休日と週休日以外の休日は104日前後でほぼ違いはないことから、年間休日数の違いは年次有給休暇日数の違いを反映している。とりわけ日本のそれは9日と少ない。

表2 各国の年間休日日数

	(days)			
	day-off	holidays except day-off	paid leave	Total holidays
Japan	94 (1997)	19 (1997)	9 (1997)	122
USA	104	9 (1995)	13 (1995)	126
UK	104	8 (1992)	24 (1996)	136
Germany	104	9 (1992)	31 (1996)	144
France	104	10 (1992)	25 (1992)	139

資料出所 各国資料、労働省労働時間課推計

(注) アメリカ、イギリス、フランス、ドイツは完全週休二日制とし、年次有給休暇は付与日数とした。



年次有給休暇日数が欧米諸国に比べて少ないのは、有給休暇付与日数がそもそも少ないからである。労働基準法（第39条）は、雇入れの日から6箇月間継続勤務し全労働日の8割以上出勤した労働者に対して10労働日の有給休暇を与えなければならない、と定めている。さらに法律は、1年6箇月以上継続勤務した労働者に対しては勤続1年ごとに1労働日を有給休暇に加算して与えなければならない、と定めている。さらに87年の法改正によってパートタイム労働者の年次有給休暇の付与が規定されているが、勤続年数や所定労働日数に比例して付与日数が決められている。

表3は、有給休暇の付与日数を示している。80年時点では平均で14.4日（産業計、規模計）だったが、99年には17.8日の有給休暇が付与されており、年々増加していることがわかる。他方、有給休暇付与は産業や企業規模で違いが見られる。99年時点で、電気・ガス・水道業が20.1日であるのに対し、付与日数の短いサービス業は17.2日であり、ほぼ3日違う。また、1000人以上規模の付与日数は19.2日、30-99人規模では16.0日であり、3日ほど差がある。以上の格差は労働者の勤続年数分布の違いを一部反映していると考えられるが、それでも産業間や規模間での付与日数の格差は存在している。以上のように、1999年時点で有給休暇付与日数が平均で17日から20日というのは、イギリスやドイツ、フランスのそれに比べて少ない。

表3 年次有給休暇の取得状況

産業・企業規模・年	労働者1人平均 付与日数 1)	労働者1人平均 取得日数	取得率 2)
全産業	日	日	%
1980	14.4	8.8	61.3
1985	15.2	7.8	51.6
1990	15.5	8.2	52.9
1995	17.2	9.5	55.2
1996	17.4	9.4	54.1
1997	17.4	9.4	53.8
1998	17.5	9.1	51.8
1999	17.8	9.0	50.5
(平成11年)			
鉱業	18.1	11.5	63.3
建設業	17.3	6.5	37.4
製造業	18.2	10.5	57.4
電気・ガス・熱供給・水道業	20.1	16.1	80.2
運輸・通信業	17.4	10.7	61.6
卸売・小売業、飲食店	17.4	6.4	37.0
金融・保険業	18.6	7.9	42.1
不動産業	17.4	8.1	46.7
サービス業	17.2	8.6	50.0

資料出所 労働省「賃金労働時間制度等総合調査」

(注) 1) 繰越日数を含まない。

2) 取得率 = (全取得日数 ÷ 全付与日数) × 100

欧米諸国と比べて休日・休暇日数が少ないのは、年次有給休暇の付与日数が少ないだけではない。労働者の有給休暇の取得日数が少ないのも理由であり、これは重大な問題である。Table3-6には所得日数と取得率(=取得日数÷付与日数)も示してあるが、取得日数は1980年の8.8日(産業計、規模計)から99年の9.0日まで、大きな違いはない。一方、この期間中は付与日数が増加しているから、所得率は80年の61.3%から99年の50.5%へ

低下している。付与日数が増加してもそれが取得に結びつかず、結果的に法定の付与日数である10日を下回っており、有給休暇の所得状況は仕事と家庭生活の両立を阻害する大きな原因となっている。

### 男女の労働時間と生活時間

1985年に制定された男女雇用機会均等法は、雇用の分野における男女の均等な機会および待遇の確保を図ることを目的としており、女性労働者の差別的取扱いを禁じている。97年には均等法が改正され、雇用機会の均等がより一層強くうたわれることになる。なお、興味深いことに、この改正法により第一条から「女性労働者の福祉の増進」と同様に「職業生活と家庭生活との調和」という文言が削除されている。この均等法の成立と同時に、労働基準法も改正され、それまで規制されていた女性の時間外・休日労働、深夜業に関する規定はなくなり、労働時間における男女の差別も撤廃された。実際には女性の常用労働者の総実労働時間は男性のそれに比べて10時間ほど短い。

男女間における労働時間の違いは、就業している産業が違うという点もあるが、日本社会に根深い性別役割分業の考え方が影響していることも見逃せない。表4は主に仕事をしている男女と家事などのかたわらに仕事をしている女性、主に家事をしている女性それぞれの平均的な1日の生活時間を示している。主に仕事をしている男女を比較すると、女性の仕事時間6.13時間に対して男性は7.10時間で、男性が1時間ほど長い。他方、家事時間は女性の1.37時間に対して男性は0.07時間に過ぎない。女性が家事を負担している代わりに、労働時間が男性に比べて短いのかもしれない。また、家事のかたわらに仕事をしている女性の労働時間は3.39時間で、家事時間は3.36時間である。仕事をしていない女性の家事時間は約4.24時間である。主に仕事をしている女性と比較すると、家事を中心に時間配分している女性は2～3時間程度長い。

表4 就業状態別、行動の種類別平均時間

	男性(主に仕事)	女性(主に仕事)	女性(家事などのかたわらに仕事)	女性(家事)
睡眠	7.42	7.24	7.18	7.38
身の回りの用事	0.56	1.21	1.16	1.18
食事	1.34	1.34	1.45	1.53
通勤	0.49	0.41	0.18	0.00
労働	7.10	6.13	3.39	0.06
家事	0.07	1.37	3.36	4.24
介護・看護	0.01	0.02	0.06	0.09
育児	0.03	0.07	0.15	0.46
買い物	0.11	0.26	0.37	0.48
移動(通勤を除く)	0.25	0.23	0.23	0.27
テレビ・ラジオ・新聞・雑誌	2.18	1.51	2.14	3.03
休養・くつろぎ	1.03	0.58	1.05	1.23
学習	0.06	0.06	0.05	0.06
趣味	0.34	0.21	0.23	0.39
スポーツ	0.11	0.06	0.07	0.09
社会活動	0.04	0.02	0.05	0.05
交際・付き合い	0.27	0.28	0.22	0.29
受診・療養	0.04	0.04	0.05	0.11
その他	0.14	0.16	0.22	0.27
1次・活動	10.13	10.20	10.19	10.48
2次・活動	8.20	9.06	8.31	6.13
3次・活動	5.26	4.34	5.10	6.59

出所：社会生活基本調査(総務省)

### 3. 労働時間制度が男女の就業、結婚・出産行動に与える影響—理論的考察—

#### 3.1 『男と女のゲーム』—人的投資戦略と結婚、就業パターン—

就業行動を説明する理論にはいくつかのバージョンがあるが、もっともベーシックなモデルを前提に議論を進める。すなわち、個人の効用最大化問題の下で、供給主体が労働時間を自由に選択できると仮定したモデルである。このモデルでは、人々が働くかどうかの意思決定問題は、労働時間が0かそれ以上になるかの選択と同じ問題となる。最適労働時間が0時間となるような賃金率を留保賃金率と呼ぶが、この賃金率はこれよりも高い賃金率が提示されると最適労働時間は正となり、低ければ最適労働時間は負となる限界的賃金率である。留保賃金率は労働時間0の効用関数の傾き(=限界効用)と等しく、所得=余暇時間のトレード・オフ関係の指標と言っても良い。また、労働時間は自由に選択できないモデルもある。このモデルでは、賃金率と労働時間がセットで提示され、予算制約と時間制約の下で供給主体の効用を最大化するという図式になる。

以上のようなモデルは、主体が労働供給するかどうかは市場賃金と留保賃金、および指定労働時間によって決まるという点に特徴がある。したがって、個人の嗜好とこれまでに蓄積した人的資本の評価によって、労働供給行動が規定されている。このため、男女の就業行動の相違(あるいは男女間賃金格差)は、「嗜好の違い」や「性別役割分担」<sup>3</sup>や「統計的差別」<sup>4</sup>といった理論で合理的に説明されてきた。

これに対し、川口(1999)の理論モデルは人的資本の投資を内生化し、個人の合理的選択の結果として男女の性別役割分担が発生することを明らかにしている。このモデルでは、まず人的資本投資の意思決定が就労前と結婚前に行われることが重要な仮定である。この仮定は現実的である。人的資本の用途は家事生産と市場労働の2種類があり、家事生産を選んで投資を行えば、家事生産能力は1、市場労働能力は0となる。市場労働に投資を行えば、その逆である。そして、男女ともどちらか一方に投資する。投資期間が済むと、男女は互いにペアとなるが、その組み合わせは(市場労働、市場労働)、(市場労働、家事生産)、(家事生産、市場労働)の4種類がある。

こうした下で個人がどのように投資戦略をとるかを考えると、個人にとって合理的な投資は異性の投資戦略の分布に依存することがわかる。家事生産が市場財で代替出来ない場合を考えると、ペアのそれぞれが別の人的資本に投資するのが最も効率的である。しかしながら、人的投資の意思決定はパートナーがどちらに投資しているか不明な状況で行わなければならない。このときのナッシュ均衡は、①すべての男性が市場労働に投資し、全ての女性が家事生産に投資する、②すべての男性が家事生産に投資し、全ての女性が市場労働に投資する、③ある割合の男性と、ある割合の女性は家事生産に投資する、の三つが存在

<sup>3</sup> 性別役割分担が存在するならば、合理的な男性は労働市場で役立つ人的資本に、合理的な女性は家事労働に役立つ人的資本に投資する。その結果、人的資本に格差が生じる。

<sup>4</sup> 男性に比べて女性の勤続年数が平均的に短いため、企業は女性への人的資本投資を控える。その結果、男女間の能力格差が生じ、賃金格差が観察される。

する。一方、家事生産が市場財で代替できる場合には、ペアは互いに市場労働に投資するのが最も効率的となる。ただし、このケースでも労働時間が指定されていると、ペアのいずれかが家事生産に投資したほうがより効率は高まる。

第2次大戦後における家事生産の省力化の進展は、上の理論から見ても、男女ともに市場労働へ投資することが効率的である状況を醸成してきた。さらに、男女雇用機会均等法はそれを後押ししたと考えられ、女性の高学歴化は市場労働への人的投資の現れの一つである。しかしながら、川口が指摘するように、労働時間が指定されていて、しかもそれが長時間である場合には、伝統的な性別役割分業が実現してしまう可能性が高い。この場合、川口の理論モデルでは検討されていないが、市場労働への人的投資をしながらも、性別役割分業が強いられてしまう場合には、ペアを解消するかそもそもペアを形成しない可能性もある。

### 3.2 男と女の交渉ゲーム

では、果たして労働時間の長短は女性の就業行動にどのような影響を与えているのだろうか?ここでは、パートナーの労働時間が就業行動にどう影響しているかについて検討しよう。まず、男女は以下のような Stone-Geary 型の効用関数を持ち、余暇と労働時間の配分問題に直面するとしよう。

$$(1a) \quad U^m(l_m, l_f, y) = \alpha_m \log(l_m - \gamma_m) + \alpha_f \log(l_f - \gamma_f) + \alpha_y \log(y - \gamma_y)$$

$$(1b) \quad U^f(l_m, l_f, y) = \beta_m \log(l_m - \delta_m) + \beta_f \log(l_f - \delta_f) + \beta_y \log(y - \delta_y)$$

ただし、 $l$  は余暇時間を、 $y$  は家計の総消費を、添え字  $m$  と  $f$  は男性と女性を示す。また、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta$  はパラメーターで、 $\alpha$  と  $\beta$  は  $\alpha_y = 1 - \alpha_m - \alpha_f$ 、 $\beta_y = 1 - \beta_m - \beta_f$  である。

家計全体の予算制約は、男女が直面する市場賃金をそれぞれ  $w_m$ 、 $w_f$  とすると、

$$(2) \quad w_m l_m + w_f l_f + y = (w_m + w_f)T + \mu = Y$$

ただし、 $\mu$  は非労働所得、 $T$  は全時間、 $Y$  は家計全体の総所得を示す。

ここで、まず男性が家計の絶対的主導権を握っている場合を想定して、男女の余暇需要関数を導こう。

$$(3a) \quad w_i l_i = w_i \gamma_i + \alpha(Y - w_m \gamma_m - w_f \gamma_f - \gamma_y) \quad i=m, f$$

一方、女性が家計の絶対的主導権を握っている場合には、

$$(3b) \quad w_i l_i = w_i \delta_i + \alpha(Y - w_m \delta_m - w_f \delta_f - \delta_y) \quad i=m, f$$

となる。この結果は、従来の joint family utility function から得られる理論的帰結と同一のものである。

これに対して、女性の余暇時間を所与としたときの男性の条件付余暇需要は、

$$(4a) \quad w_m l_m = w_m \gamma_m + \frac{\alpha_m}{1-\alpha_f} (Y - w_m \gamma_m - w_f l_f - \gamma_y)$$

となり、男性の余暇時間を所与としたときの女性の条件付余暇需要は、

$$(4b) \quad w_f l_f = w_f \delta_f + \frac{\beta_f}{1-\beta_m} (Y - w_m l_m - w_f \delta_f - \delta_y)$$

となる。この(4a)と(4b)から  $l_m$  と  $l_f$  を解くと、

$$(5a) \quad w_m l_m = w_m \left[ \frac{\gamma_m(1-\alpha)}{1-\alpha\beta} \right] - w_f \left[ \frac{\delta_f \alpha(1-\beta)}{1-\alpha\beta} \right] + Y \left[ \frac{\alpha(1-\beta)}{1-\alpha\beta} \right] + \left[ \frac{\alpha(\beta\delta_y - \gamma_y)}{1-\alpha\beta} \right]$$

$$(5b) \quad w_f l_f = w_f \left[ \frac{\delta_f(1-\beta)}{1-\alpha\beta} \right] - w_m \left[ \frac{\gamma_m \beta(1-\alpha)}{1-\alpha\beta} \right] + Y \left[ \frac{\beta(1-\alpha)}{1-\alpha\beta} \right] + \left[ \frac{\beta(\alpha\gamma_y - \delta_y)}{1-\alpha\beta} \right]$$

となる。ただし  $\alpha = \frac{\alpha_m}{1-\alpha_f}$ 、 $\beta = \frac{\beta_f}{1-\beta_m}$  である。(5a) と(5b)は非協力ゲームにおけるナッシュ均衡解に等しい。(5a)、(5b)を変形すると、

$$(5a') \quad l_m = \left[ \frac{\gamma_m(1-\alpha)}{1-\alpha\beta} \right] - \frac{w_f}{w_m} \left[ \frac{\delta_f \alpha(1-\beta)}{1-\alpha\beta} \right] + \frac{Y}{w_m} \left[ \frac{\alpha(1-\beta)}{1-\alpha\beta} \right] + \frac{1}{w_m} \left[ \frac{\alpha(\beta\delta_y - \gamma_y)}{1-\alpha\beta} \right]$$

$$(5b') \quad l_f = \left[ \frac{\delta_f(1-\beta)}{1-\alpha\beta} \right] - \frac{w_m}{w_f} \left[ \frac{\gamma_m \beta(1-\alpha)}{1-\alpha\beta} \right] + \frac{Y}{w_f} \left[ \frac{\beta(1-\alpha)}{1-\alpha\beta} \right] + \frac{1}{w_f} \left[ \frac{\beta(\alpha\gamma_y - \delta_y)}{1-\alpha\beta} \right]$$

となるから、各式の右辺第二項より男女間賃金格差 ( $w_f/w_m$ ) が縮小すれば、男性の余暇時間が増え(労働時間は減る)、女性のそれは減る(労働時間は増える)ことがわかる。また、家計全体の総所得(Y)が増加すれば、男女の余暇時間は減少することがわかる。

#### 4. 分析結果

以下の分析では『就業構造基本調査』(昭和57年、62年、平成4年、9年)の特別集計結果を利用した。サンプルの範囲は、20歳から40歳までの未婚と既婚の女性である。既婚女性の場合は、配偶者のデータをマッチングさせている<sup>5</sup>。なお、調査時点で教育機関に通学中のサンプルは除外した。サンプルの基本統計量はそれぞれの分析で異なるので、付録を参照されたい。

<sup>5</sup> 就業構造基本統計調査は世帯単位で調査を実施しているため、世帯に2組以上のペアが存在するケースもある。ペアが2組であれば続き柄によってペアを特定化することが可能であるが、3組以上になると特定化は世帯主のペアを除いて不可能となる。この3組のペアが存在する世帯のうち、特定化が不可能なペアについてはサンプルから削除することにした。

#### 4.1 素朴な観察

詳細な分析に入る前に、女性の結婚や出産、就業行動について素朴な観察を行おう。まず、表5は女性について有業率、短大・大卒者割合、既婚者割合、子供数の平均を、コーホート別に計算したものである。最長の4ヵ年分の就調を利用できるのは、昭和57年調査で20-24歳だった1958-62年生れのコーホートである。年齢別に彼女たちの有業率を見ると、20-24歳で最も高く、25-29歳で低くなり、その後は徐々に高くなるというM字型カーブが観察される。M字型カーブの底が観察できる3つのコーホートを比べると、53-57年生れと58-62年生れは25-29歳に底があるが、63-67年生れの底は30-34歳へ移っており、若いコーホートほどM字型カーブが高齢化している。また、若いコーホートほど20-24歳の有業率が高くなる傾向にあるが、そのことは年齢が高くなっても同じである。

表5 コーホート別、女性の有業率、短大・大卒割合、既婚者割合、子供の数

		1948-52年生れ	53-57年生れ	58-62年生れ	63-67年生れ	68-72年生れ	73-77年生れ
有業率	20-24歳			0.7076	0.7224	0.7452	0.7156
	25-29歳		0.5191	0.5562	0.6355	0.6578	
	30-34歳	0.5279	0.5273	0.5702	0.5716		
	35-39歳	0.6394	0.6701	0.6533			
短大・大卒割合	20-24歳			0.3987	0.4221	0.4880	0.5689
	25-29歳		0.2902	0.3889	0.4159	0.4667	
	30-34歳	0.1794	0.2960	0.3877	0.4097		
	35-39歳	0.1850	0.3027	0.3983			
既婚者割合	20-24歳			0.2145	0.1713	0.1253	0.1171
	25-29歳		0.7375	0.6698	0.5541	0.4832	
	30-34歳	0.8893	0.8772	0.8263	0.7605		
	35-39歳	0.8987	0.8807	0.8483			
子供の数	20-24歳			0.6674	0.7182	0.6804	0.6234
	25-29歳		1.2991	1.2372	1.0769	0.8814	
	30-34歳	1.9162	1.8967	1.7346	1.4385		
	35-39歳	2.0611	2.0077	1.7983			

上記の女性の就業行動には、学歴や結婚行動が大きく影響していると考えられる。表で学歴を見ると、1948-52年生れの短大・大卒者の割合が約18%であったのに対して、68-72年生れは約47%と、20年間で高学歴化が進展していた。こうした高学歴化は有業率を高める効果がある。

既婚者割合を見ると、20-24歳のそれは58-62年の約21%から73-77年の約12%へ小さくなっており、またほかの年齢階級を比べても若い世代の既婚者割合が低い。つまり、若い世代で晩婚化が進んでいることがわかる。こうした晩婚化の進展には高学歴化も影響しているが、女性の就業意欲の高まりも影響している可能性がある。

こうした晩婚化の進展は出生率にはどう影響しているだろうか。既婚女性の平均子供数を見ると、やはり若いコーホートほど平均子供数は少ない。57年以前に生れた既婚女性の35-39歳の子供数は約2人だが、58-62年生れの35-39歳既婚女性は約1.7人であり再生産数に程遠い。また、他の年齢階級でも若いコーホートの子供数は減少しており、晩産化が進んでいる。

では、出産行動と就業行動との間にはどのような関係があるだろうか。表6は末子の出産前に就業していて、かつ出産後も同一企業で働いている既婚女性の割合を示したもので

ある。学歴計で見ると、若い世代ほどその割合は小さくなっており、出産によって就業を断念している女性の割合が高まっていることがわかる。意外なことに、男女雇用機会均等法の施行後に労働市場に登場してきたと考えられる 58-62 年生れ以後の若いコーホートでその傾向が顕著に見られる。さらに、この傾向は学歴にかかわらず見られる。確かに高学歴女性ほど就業を継続する女性の割合は高いが、若い世代ほど継続割合は小さい。

表6 末子出産前に就業しており、出産後も同一企業で働いている既婚女性の割合

	1948-52年生れ	53-57年生れ	58-62年生れ	63-67年生れ	68-72年生れ	73-77年生れ
20-24歳			0.243	0.237	0.225	0.244
25-29歳		0.309	0.299	0.288	0.250	
30-34歳	0.321	0.330	0.336	0.294		
35-39歳	0.312	0.339	0.294			
中卒			0.258	0.200	0.183	0.203
25-29歳		0.307	0.303	0.272	0.267	
30-34歳	0.329	0.335	0.305	0.230		
35-39歳	0.297	0.305	0.256			
高卒			0.229	0.235	0.235	0.275
25-29歳		0.299	0.290	0.284	0.252	
30-34歳	0.313	0.317	0.321	0.287		
35-39歳	0.304	0.318	0.272			
短大卒			0.290	0.292	0.227	0.187
25-29歳		0.340	0.308	0.290	0.233	
30-34歳	0.333	0.341	0.347	0.294		
35-39歳	0.343	0.380	0.291			
大卒			0.322	0.207	0.263	0.027
25-29歳		0.340	0.351	0.348	0.306	
30-34歳	0.359	0.397	0.413	0.366		
35-39歳	0.389	0.428	0.424			

ではなぜ若い世代ほど有業率が高まる一方で既婚率が低下し、既婚女性の仕事と家庭生活の両立が難しくなっているのだろうか。1980年代後半以降は、男女雇用機会均等法や育児休業法などの施行によって、若い世代ほど仕事と育児や家事が両立しやすくなっているはずである。しかしながら、上の観察事実は、むしろこうした法律が施行された後の若い世代ほど、仕事と家庭生活の両立が難しくなっていることを示していたのである。先の3.2節で示したモデルから示唆される仮説は、①男女間賃金格差が縮小することで女性の労働供給が増加する一方で男性の余暇時間が増えないから仕事と家庭生活の両立が以前よりも難しくなった、②女性の外部機会の増加(未婚時あるいは家庭外での所得環境の好転)による女性の交渉上の地歩が強まることで、男女間の交渉問題が激しくなった、などが考えられる。果たして男女間の賃金格差や労働時間が仕事と家庭生活の両立にどのような影響を実際に与えているのだろうか。

#### 4.2 男性配偶者の労働時間は既婚女性の労働力率決定へどう影響しているか

男性配偶者の労働時間が平成7年時点の既婚女性の労働力率にどのような影響を与えているかを検討する。標準的な労働供給モデルでは、労働力率は市場賃金率( $w_m$ )と留保賃金率( $w_r$ )の大小関係によって規定される。つまり、 $w_m$ の分布上で $w_m > w_r$ の部分が労働力率になる。そこで、市場賃金率が年齢や学歴などで決まり、留保賃金率は個人属性以外に、

世帯所得（あるいは配偶者の所得）、子供の有無など家計の属性で決まるとする。こうした要因を  $Z$  とすると、労働力率  $P1$  は

$$P1 = 1 - \Phi(Z\beta)$$

と表される。この式を推定し、それぞれの要因が労働力率にどのような影響を与えているかを見たものが、表7である。

表7 労働力率の推定結果

既婚者サンプル	(有業者+就業希望あり)			(有業者+探職者)		
	限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差	
年齢	0.0045	0.0007	***	0.0106	0.0010	***
教育年数	0.0126	0.0014	***	0.0248	0.0018	***
核家族ダミー	-0.0397	0.0047	***	-0.0586	0.0058	***
11大都市居住ダミー	-0.0474	0.0048	***	-0.0897	0.0063	***
末子年齢4歳未満	-0.0898	0.0044	***	-0.2970	0.0056	***
末子年齢7歳未満	-0.0038	0.0058		-0.1029	0.0072	***
末子年齢15歳未満	0.0353	0.0084	***	0.0237	0.0102	**
夫の年齢	0.0001	0.0005		0.0008	0.0006	
夫の教育年数	-0.0087	0.0010	***	-0.0132	0.0013	***
夫の所得	-0.0002	0.0000	***	-0.0004	0.0000	***
夫の労働時間	0.0006	0.0002	***	-0.0004	0.0002	***
定数項	0.1760	0.0213	***	-0.1198	0.0272	***
対数尤度	-23986.65			-30678.144		
擬似決定係数	0.0351			0.0822		
サンプル数	48408			48408		

注:\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを示す。

なお、表7には2種類の労働力率が推定されている。一つは(有業者+就業希望者)÷(有業者+就業希望者+非就業希望者)で定義されるものであり、もう一つは(有業者+探職者)÷(有業者+探職者+非探職者)で定義される。いずれも分母が各年齢階級の人口であることに変わりはない。違いは、実際に仕事を探しているかどうかであり、市場労働へのコミットメントの度合いである。

さて、推定結果を吟味しよう。まず夫の労働時間以外の説明変数は二つの労働力ともに同様な影響を与えている。年齢や教育年数、年齢が7歳から15歳未満の末子は正の効果、核家族や年齢が3歳未満や7歳未満の末子、夫の教育年数、夫の所得は負の効果を与えている。つまり、既婚者の年齢が高まるほど、教育年数が長いほど、末子の年齢が高いほど、働きたいと思うあるいは実際に働いている女性が増加することを示唆する。一方、核家族や末子の年齢が低く、相対的に家事生産が重要な女性、あるいは夫の学歴が高く、その所得も高い女性の労働力率は低下する。これは、既存研究で繰り返し観察されてきたダグラス=有沢法則が、この結果でも観察されたことを意味する。

ただし、労働力率の計算方法によって推定された限界効果の違うことに注意する必要がある。就業希望ではなく、より条件の厳しい探職者に範囲を狭めると、限界効果は正の方



向に大きな値をとるようになっている。つまり、希望と現実にはギャップがあり、仕事がしたくとも現実には出来ない女性が多く存在することを示唆している。

このギャップは、特に配偶者の労働時間の効果について顕著に見られる。有業者と就業希望者を労働力率とした場合、夫の労働時間は正のパラメーターが推定されており、配偶者の労働時間が長いと女性の労働力率が高まることを示している。しかし、労働力率の定義を有業者と実際に職探しをしている人に限定すると、配偶者の労働時間は負のパラメーターが推定され、労働力率を低下させる効果があることがわかる。

以上の分析は一時点だけの効果を考えたが、以下では就業期間に対する影響を検討したい。まず、学歴と結婚に注目して、それらが女性の継続就業期間にどのような影響を与えているかを見よう(図3)。図は、学卒後の経過年数毎に何%の女性が継続就業しているかを示す、残存率を描いたものである。学歴別に見ると、学卒後の残存率は中卒以外に大きな違いは無いが、高卒や短大卒は大卒に比べて学卒5年後から残存率が悪化することがわかる。また、既婚者サンプルだけをを用いて残存率を描いても、こうした学歴別の動きは同じであった。

全サンプルと既婚者サンプルとの残存率の差を計算してみると、大卒のそれは短大卒や高卒者に比べて小さな値であり、このことは大卒者が結婚しても継続就業期間は相対的に短くならないことを示唆している。ただし、総じて、結婚の残存率への影響は学卒直後から徐々に大きくなっていくが、ほぼ学卒後10年で収束している。学卒5年後の平均残存率は未婚者が54.71%、既婚者が34.89%であるが、10年後にはそれぞれ41.63%と14.45%になる。それだけ、結婚は就業を断念させるハザードとして大きなインパクトを女性に与えている。

図3では唯一の要因が残存率に与える影響を分析しているが、以下ではCox Proportional Hazards Modelで推定することで、継続就業確率に与える複数の要因の効果を検討する。このモデルは、就業継続期間を $t$ 、説明変数を $Z$ 、パラメーターをベータとすると、

$$h(t)=h_0(t)e^{Z\beta}$$

を推定することになる。なお $h_0(t)$ はベースラインハザードであるが、ここでは推定されない。

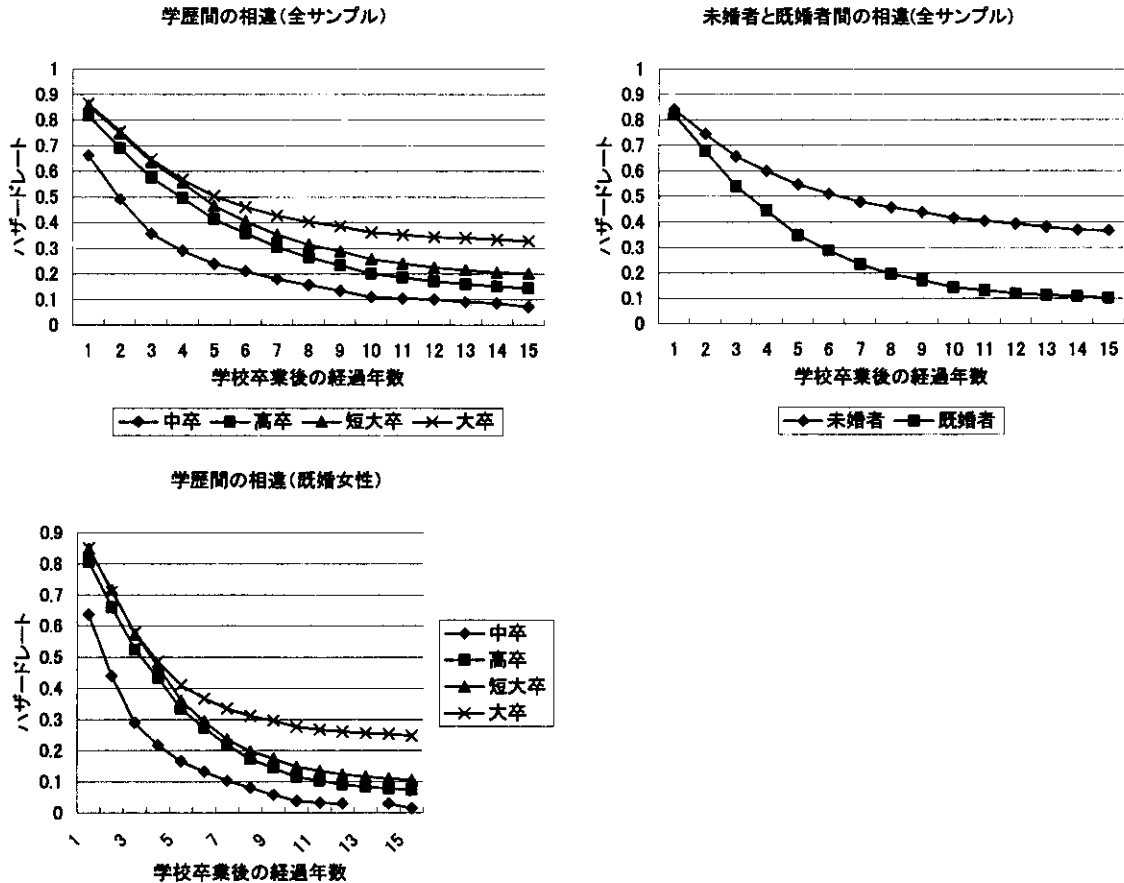
なお、説明変数は表2の変数以外に産業別(中分類)の年収に関する初任給(賃金切片と呼ぶ)と年齢のリターンの推定値を加えた。具体的に、この推定値は、

$\ln(E)=f(\text{年齢、教育年数、勤続年数、産業ダミー、年齢}\times\text{産業ダミー、教育年数}\times\text{産業ダミー、勤続年数}\times\text{産業ダミー、パートタイマーダミー})$

という対数年収関数をTobit Modelにより推定した。ただし、年収は階級値であるため、推定パラメーターにはバイアスが含まれている可能性が高いことに注意する必要がある<sup>6</sup>。

<sup>6</sup> なお、『賃金構造基本統計調査』を利用して賃金関数を推定する方法もあるが、この場合には推定された賃金関数に無業者の賃金が観察できないというセレクションバイアスが含

図3 継続就業に関するハザードレート



また、ファミリーフレンドリー度（ファミフレ度）も説明変数に含まれている。樋口・阿部(1992)では、育児休業比率が女性の継続就業に正の効果があることを認めている。これは、労働時間のフレキシビリティが高まることで、育児期にある女性の就業と家事清算のトレードオフ問題を緩和されるためである。しかしながら、育児休業法が施行されて以降はどの企業も制度を持つため、ここでその効果を追試することが出来ない。そこで、ファミリーフレンドリー度が継続就業にどのように影響するかを検討する。この変数は平成10年度の『女性雇用管理基本調査』から、産業別（大分類）に「仕事と家庭との両立のための制度を整備し、活用を促進する」ことに取り組んでいる企業割合である。

表8がCox Proportional Hazards Modelの推定結果である。表はハザードレシオを示しており、それは説明変数が1単位変化した時にどれだけ残存確率が低下するかを示しており、まず未婚者については賃金切片も年齢のリターンも1よりも小さな値が推定されている。したがって、ハザードレシオが1よりも小さければ残存確率は高まり、1よりも小さければ残存確率は低下することを意味する。

まれている。賃金構造基本統計調査を推定し、賃金切片とリターンを説明変数としたハザード関数を推定した論文に、樋口(1991)がある。

表8 継続就業期間の推定結果

	未婚			既婚			
	ハザードレシオ	標準誤差		ハザードレシオ	標準誤差		
賃金切片	0.3726	0.0432	***	賃金切片	0.3728	0.0552	***
賃金リターン(年齢)	1.3E-19	5.1E-19	***	賃金リターン(年齢)	1.6E-19	7.8E-19	***
女性賃金リターン(年齢)	6.5833	13.7204		女性賃金リターン(年齢)	310.1798	795.1667	**
famifl	0.9999	0.0010		famifl	1.0025	0.0013	**
学卒後の経過年数	0.9632	0.0013	***	学卒後の経過年数	0.9253	0.0022	***
教育年数	0.9380	0.0028	***	教育年数	0.9126	0.0040	***
労働時間	1.1069	0.0066	***	労働時間	1.0951	0.0082	***
核家族ダミー	1.0394	0.0098	***	核家族ダミー	1.2389	0.0166	***
世帯所得	0.9995	0.0000	***	末子年齢4歳未満	1.2444	0.0161	***
既婚者ダミー	1.7858	0.0186	***	末子年齢7歳未満	1.4164	0.0236	***
				末子年齢15歳未満	1.5665	0.0370	***
				夫の年齢	1.0036	0.0015	**
				夫の教育年数	0.9781	0.0029	***
				夫の労働時間	1.0014	0.0005	**
				夫の年間所得	1.0004	0.0000307	***
サンプル数	92157			サンプル数	42937		
センサーデータ	56670			センサーデータ	35033		
対数尤度	9400.2			対数尤度	3558.91		

注:\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを示す。

まず、全サンプルの推定結果を見よう。学卒後の経過年数、教育年数や世帯所得は1以下のハザードレシオが推定されており、学卒後の経過年数や教育年数が長いほど残存確率は低下せず、世帯所得が高いほど残存確率は高い。また、賃金切片や年齢のリターンは1よりも小さく、初任給が高く年齢のリターンが大きい産業に属している女性労働者の残存率は高いことがわかる。これに対して、男女間の年齢リターンの格差を示している女性賃金リターンは正のハザードレシオが有意ではないが推定されており、男女間のリターン格差が大きい産業では女性の残存率が低いことを示唆している。また、本人の労働時間や核家族ダミーも1より大きなハザードレシオが推定されており、こうした女性の残存率も悪い。

では、既婚女性の推定結果はどうか。全サンプルの推定に無かった説明変数に注目すると、配偶者の年齢、配偶者の労働時間、配偶者の年間所得は有意に残存率を低下させる効果がある。配偶者の労働時間のハザードレシオは1.0014とその効果は大きい。また末子の存在もハザードレシオを悪化させている。

最後に、説明変数に加えたファミリーフレンドリ一度は既婚者サンプルの推定では有意に1よりも大きなハザードレシオが推定されており、ファミリーフレンドリ度の高い産業では残存率は低下する傾向にある。この結果は予想と逆であるが、原因の一つは統計調査のタイミングにあると考えられる。就業構造基本調査も女子雇用管理基本調査も平成9年と10年に行われており、実際の就業時期とは最大で15年間もの違いがある。調査時点では女性活用のための諸政策が行われていても、就業時点ではそうではなかったかもしれない。この点については、今後改良する余地が残されている。

#### 4.3 出産前後の就業行動に与える労働時間の効果

次に、出産前後の就業行動に労働時間がどのような影響を与えているかを検討しよう。

ここでは、末子の出産前に就業しており出産後も就業を継続しているならば1、それ以外であれば0とする変数を従属変数として分析を行った。利用したデータは就業構造基本調査の昭和57年から平成9年までの4ヶ年分である。基本統計量は付録2である。

分析結果は表9のとおりである。まず、子供の数や末子が双子であることは出産前後の継続就業確率には影響していないことがわかる。これまでの分析では、これらの変数は既婚女性の有業率に負の効果があることが知られていた。ここでの分析は出産前後という特定の期間における行動を対象としており、既存研究とは違いがある。

表9 出産前後の継続就業に与える影響

	Coef.		Coef.	
女性本人の年齢	0.0481	***	0.0485	***
男性配偶者の年齢	0.0139	***	0.0142	***
女性中卒	0.0527	***	0.0522	***
女性短大卒	-0.0947	***	-0.0933	***
女性大卒	-0.2071	***	-0.2029	***
男性中卒	0.0785	***	0.0788	***
男性短大卒	-0.0690	***	-0.0697	***
男性大卒	-0.1272	***	-0.1277	***
女性本人就業	-0.1191	***		
女性週労働時間			-0.0031907	***
男性週労働時間			0.0029	***
男性配偶者の所得	0.0002	***	0.0002	***
核家族世帯	-0.1382	***	-0.1415	***
cons	-0.1451	***	-0.2783	***
NOBS	344750		344750	
F-value	5300.16		5026.37	
R-sq	0.1974		0.1986	
Adj R-sq	0.1974		0.1986	

注: 推定式にはコーホートを示すダミーが加えられている。

本人の年齢や男性配偶者の年齢は継続就業に有意な正の影響を与えている。少なくともこれまでの日本の企業の賃金体系では賃金が増加とともに上昇するから、年齢が高くなってから就業を中断すれば機会費用は高い。また、加齢とともに外部労働市場の雇用機会は減少するから、これも機会費用を高める。したがって、年齢は継続就業にプラスの効果を与えていると考えられる。

本人の学歴が高学歴であるほど、継続就業は有意に高い。高学歴であるほど就業中断することの費用が高いことを示唆する。たとえば、大卒女性の場合には高卒女性に比べて16%ポイントほど継続就業確率は高まる。この一方で、男性配偶者の学歴が高学歴ほど、継続就業は有意に低くなる。男性配偶者の学歴が高くなるほど所得は高くなる傾向にあるから、女性にとってみれば非労働所得の増加になり、ダグラス=有沢法則の結果である。それでも、大卒男性と結婚する確率が高い大卒女性の場合には、限界効果が約14%ポイント(大卒女性の限界効果-大卒男性の限界効果)ほどプラスではある。