

同様に重要である。とくに近年、ワーク・ライフ・バランス施策を導入する企業が増加しているにもかかわらず長時間労働者の割合が低下していないという事実は、ワーク・ライフ・バランス施策のあり方についてより深い検討を行う必要があることを示している。

そこで本章では労働者に対するアンケート調査を使用して、職場におけるワーク・ライフ・バランス施策と労働時間の関係について分析を行う。本章の主な特長は以下の通りである。第1に、労働時間への影響を多様な観点からとらえている。具体的には、労働時間の長さといった客観的な指標だけでなく、希望する労働時間と現実の労働時間のギャップにも着目し、個々人の主体的なワーク・ライフ・バランスの実現に向けた含意を探っている。第2に、労働時間の希望と現実のギャップをとらえるにあたって、賃金率一定の仮定を置いたより正確な情報を用いている。第3に、長時間労働が生じるメカニズムについて先行研究に基づき仮説検証を行っている。

分析結果からは、ワーク・ライフ・バランス施策が労働時間に及ぼす効果には正負両面があること、労働者の希望を超える長時間労働が誘発される要因として上司の姿勢や業績評価の問題があることが明らかになる。

本章の構成は以下の通りである。第2節では本章の分析枠組みを提示し、先行研究サーベイを行う。第3節では使用データの説明と変数の定義を行う。第4節では、実証分析を行う。第5節では、結果のまとめと考察を行う。

## 2 分析枠組み

### 2.1 ワーク・ライフ・バランス施策は労働時間を短縮するか？

ワーク・ライフ・バランス施策が雇用や賃金に及ぼす影響については、これまでも数多くの理論的・実証的な先行研究が蓄積されてきた(サーベイとして川口(2008))。その一方で、ワーク・ライフ・バランス施策が個々の労働者の労働時間に及ぼす影響についての研究蓄積は少なく、両者の関係についても、先験的に正あるいは負の関係が予想されているわけではない。

まず、短時間勤務や時間外労働・深夜業の免除などの時短施策が導入されて

いる場合、それらを利用する労働者の労働時間は以前よりも減少すると考えられる。つぎに、フレックスタイムや勤務時間の繰り上げ・繰り下げ、在宅勤務など労働時間や就業場所の柔軟性を増す施策について考えてみると、これらの施策は直接的には利用者の労働時間を短縮させるものではないが、業務の実状に合わせた労働時間の設定を可能にしたり、通勤混雑の回避によって肉体疲労を軽減したりするのであれば、仕事の効率化と生産性の上昇に寄与して労働時間の短縮につながる可能性はある。

それでは、さまざまなワーク・ライフ・バランス施策が企業に導入されている場合に、それらの制度を利用しない一般社員の労働時間はどのような影響を受けるであろうか。

ひとつの可能性としては、制度を利用する社員の仕事を補うために業務量が増加し、これによって労働時間も増加することが考えられる。例えばチームで仕事を行っている職場で育児休業者が出た場合、必ずしも代替要員が確保されずとは限らず、また、代替要員が確保されても休業者を完全には代替できないためにチームの他のメンバーの負荷が増すかもしれない(阿部, 2007)。しかし反対に、もうひとつの可能性として一般社員の労働時間が減少することも考えられる。次節で論じるように、長時間労働はワーカホリックの上司が存在することによる負の外部効果や、企業側が長時間労働を選抜の手段に用いることなどによって誘発される。このような場合に、ワーク・ライフ・バランス施策の導入を契機として、全社的に労働時間管理や人事評価の基準の見直しが進められれば、子育て中の女性社員だけでなく一般社員の長時間労働も是正される可能性がある。

### 2.2 なぜ長時間労働をするのか？——先行研究サーベイ

伝統的な経済理論では、労働者は予算制約のもとで効用を最大化する労働時間を自由に選択すると想定されており、不本意な長時間労働はないと考えられている。しかしながら現実には、希望する労働時間よりも現実の労働時間が上回る過剰就業(overemployment)や下回る過少就業(underemployment)がしばしば起きている。経済学の枠組みの中で過剰就業につながる長時間労働の背景を説明するアプローチには、次のような3つのものがある。

その第1は、ワークホリックの上司がもたらす負の外部性を長時間労働の原因とする説である。ワークホリックになると、労働の不効用が非常に小さくなったり、働けば働くほど喜びを感じて効用が高くなったりするので長時間労働を厭わなくなる(Hamermesh and Slemrod, 2008; 大竹・奥平, 2009)。このようにワークホリックが管理職になっている場合、部下にも本人の意思に関係なく長時間労働を強いるという負の外部効果を及ぼす。

第2は、長時間労働が企業による労働者選別の手段になっているという説である。Sousa-Poza and Ziegler(2003)の研究では、労使間に情報の非対称性がある状況の中で、雇い主が非効率なまでに長い労働時間を課すことによって労働者のインセンティブや真の生産性に関する情報を開示させるモデルが提示されている<sup>1)</sup>。実証分析の結果では、生産性が高く、高賃金の労働者は長時間労働をする傾向がみられる。

第3は、労働者が自主的に長時間労働やサービス残業をするのは、将来の高賃金や昇進といった形で報酬を受けることができるとする説である(三谷, 1997; 高橋, 2005)。高橋は、労働者と企業の間で暗黙の契約が結ばれており、高賃金が得られるために労働者がサービス残業をするというモデルを提示した。その結果、実証分析においてはサービス残業をする労働者はど年収が高い傾向を見出している。

第1と第2の説にみられるような不本意な長時間労働については、労働市場が競争的であれば転職によって解決するという見方もある(Altonji and Paxson, 1986; 1992)。しかし現実には労働市場は不完全であり、外部労働市場が発達していない社会では、個々の労働者は勤め先との交渉において不利な立場に置かれやすい。そうすると、企業の要請に応じて労働者は長時間労働を余儀なくされる(樋口, 2008)。

### 2.3 実証分析へのアプローチ

前述したように、ワーク・ライフ・バランス施策の導入と労働時間の関係に

1) Landers et al.(1996)は法律事務所を例にとり、ハード・ワークをいとわないう傾向をもつ弁護士だけが昇進してパートナーとして残るように、あえて非効率なほど長い労働時間を使用者側が提示するrat-raceのモデルを示している。

については未解明の部分が多い。そこで本章の実証分析においては、はじめにワーク・ライフ・バランス施策の導入状況を考慮に入れて労働供給関数を推定する。個々人の労働時間選択は市場賃金、留保賃金、非労働所得に左右されるため、説明変数としてはまずアンケート調査から算出した時間当たり賃金を市場賃金の代理変数として用いる。留保賃金を左右する要因としては通勤時間と年齢、そして勤続年数と学歴といった人的資本に関連する変数を含める。さらに、ワーク・ライフ・バランス施策を報酬の一部と解釈してこれらを表す指標(後述)も使用する。なお、時間当たり賃金を計算する際に被説明変数である労働時間を用いるため、同時推定バイアスが生じる。これを補正するために職種を時間当たり賃金の操作変数とする推定も別途行う。ここでの主たる関心事は、ワーク・ライフ・バランス施策の導入状況が労働時間に有意な影響を及ぼしているかどうかということ、影響の方向性(正か負か)を把握することにある。とくに注目されるのは、それぞれタイプの異なるワーク・ライフ・バランス施策の各類型が労働時間にどのような影響を及ぼしているのかという点である。つぎに、ワーク・ライフ・バランス施策の目的のひとつである働き方の見直しという観点から、過剰就業をもたらし要因を分析する。ここでなぜ「過剰就業」に着目するかというと、主体的な均衡により即した指標と考えられるからである。「長時間労働」という用語は、「週60時間以上」などのように何らかの客観的な基準を設けてそれ以上の時間働く場合を指すのが一般的である。一方、「過剰就業」は本人の希望する労働時間を現実の労働時間が上回ることを意味しており、基準はあくまで主体的に選択される労働時間にある。

過剰就業については海外には豊富な研究蓄積があるものの、日本ではようやく近年、原・佐藤(2008)、山口(2009)などによる研究が出てきたに過ぎない。しかも日本の研究の場合、過剰就業の判断基準のひとつとなる労働時間の短縮希望について、時短と給与削減がセットであることが回答者に十分に理解されていないという問題が指摘されている(赤林ほか, 2009)。この点、後述するように本章で使用する設問では時短と給与削減がセットであることを明示しており、海外の研究と比較可能になっている。

過剰就業について検証する内容は以下の3つである。第1に、ワークホリックな上司による負の外部性の存在を、「上司より先に帰りにくい職場」かどう

### 3 データと主な変数の説明

#### 3.1 使用するデータ

本章で使用するデータは、電機連合傘下の29労働組合と情報産業労働組合連合(情報労連)傘下の31労働組合に所属する組合員と企業を対象として2007年1月10日～2月28日に実施された「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(以下、「組合調査」と略)<sup>2)</sup>の個票である。組合員本人を対象とした調査票の有効回答数は、本人既婚者票が674人(有効回答率61.3%)、本人独身者票が634人(同57.6%)である。同調査では、個人属性に加えて現在・過去の就業状況(就業形態・職種・業種・労働時間や労働日数・所得など)、職場の制度や利用状況、職場環境、子育てについての考え方などを調査している。分析で使用するものは、調査対象組合に加入している常勤の正規職員・正規従業員(独身・既婚者とも)で、必要な項目に異常値や欠損値のない1,036人(男性821人、女性215人)の調査票である。分析に使用する各変数の記述統計量は章末の付表7-1に示してある。

これを全国の労働者についての統計と比較すると、分析対象者は男女ともに高学歴層の割合が顕著に高い。男性は6割が大卒以上で(うち15%が大学院卒)、女性も大卒・大学院卒が45.1%となっており、同年の「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)における企業規模1,000人以上の大卒割合(男性47.6%、女性26.8%)より大幅に高学歴となっている。こうした学歴を反映して職種構成においても事務職、技術職の割合が高く、技能・サービス職や販売職の割合は低くなっている。年齢的には、男女ともに産業平均より5歳程度若い。

このように、本章で使用するサンプルは、若く高学歴でスキルレベルが高いホワイトカラーに偏っているという特徴がある。したがって、本章の分析結果から政策的含意を引き出すにあたっては十分な留意が必要である。しかしその半面、本章のサンプルはまさに長時間労働の問題に直面しやすいグループからなっており、とくに女性については通常の調査では少数しか存在しないため分

2) 同調査は、国立社会保障・人口問題研究所の委託により、株式会社サーベイリサーチセンターによって実施されたものである。

かというアンケート調査の設問から把握する。当然ながらこれは回答者の主観に基づく情報であり、上司が実際にワークホリックかどうかを確認した上で問うていない。そうした限界はあるものの、各種調査の結果を分析した佐藤(2008)によると、上司が残っているので帰らざるという回答がどの調査でも少なからず存在することから、ワーク・ライフ・バランスの実現を阻む要因として上司の影響を検証することにも、一定の意義があると考えられる。

第2に、長時間労働が労働者選別の手段になっているという仮説を、Sousa-Poza and Ziegler(2003)のモデルを踏襲して分析する。Sousa-Poza and Zieglerの理論モデルでは、労使間に生産性についての情報の非対称性が存在するため、使用者側は非効率なほどの長時間労働を課して観察されない生産性を開示させようとする。このため、観察されない生産性が高い労働者ほど、過剰就業になりやすいというインプリケーションが得られる。彼らの実証分析では、実際の賃金率と賃金関数から推定される賃金率との差を「観察されない生産性」と位置付け、過剰就業を1、そうでない場合を0とするプロビット推定でその影響を把握している。その結果、観察されない生産性は過剰就業と有意な関係にあることが確認されている。そこで本章でも同様の方法で「観察されない生産性」の変数を作成し、これと過剰就業との関係を把握する。さらに、労働者選別モデルの傍証として、アンケート調査から得られる「残業する人が高評価を得られる職場」という情報も過剰就業の説明変数に含めて分析を行う。

第3に、経済学よりも主として人事管理の分野で指摘されている点として、仕事量の管理や配分に問題があるために過剰就業が起こるという仮説を検討する。労働政策研究・研修機構(JILPT)の調査を分析した小倉・藤本(2007)によると、「そもそも所定労働時間では片付かない仕事だから」残業するという回答が約6割と突出して高く、「業務量が多い」場合に総労働時間が有意に長くなっている。佐藤(2008)は、弾力的な労働時間制度を適用しても仕事量についての載量などが適正でないと労働時間は短くならないと指摘している。そこで本章では、アンケート調査から仕事の載量度を表す指標を作成し、過剰就業に有意な影響をもつかどうかを検証する。

析の中で埋没しやすい高学歴専門技術職を多数含んでいる。ワーク・ライフ・バランス問題の最先端にいるこれらの労働者の状況を分析することによって、今後の施策の方向性についても一定の示唆が得られるものと考えられる。

### 3.2 労働時間の変数

主な変数の定義・作成方法は以下の通りである。

まず、労働時間については、「あなたの1週間の平均的な労働時間はおおよそ何時間ですか。残業時間も含めてお答えください」という設問への回答をそのまま使用している<sup>3)</sup>。所得については、「あなたの月収(ボーナスは除く)はおおよそいくらですか。月給でもらっていない場合は月給に換算してお答えください。また、2006年1年間に受け取ったボーナスは合計でいくらですか」という設問への回答を用いている。賃金率は、 $(\text{月収} \times 12 + \text{ボーナス}) / (\text{週労働時間} \times 52)$ として計算したものをを用いる。

つぎに、過剰就業かどうかを判断する上で必要となる労働時間の希望と現実の乖離については、「あなたは現在の労働時間についてどのような考えですか」という設問への回答を用いている。回答は択一式で、「1.労働時間を1割短縮できるならば、給与は1割減ってもかまわない、2.現在のままでもよい、3.給与が1割増えるなら、労働時間が1割増えてもかまわない」という3つの選択肢が提示されており、1が選択された場合に過剰就業としている。この設問は、前節で取り上げた海外の先行研究で使用されている労働時間についての設問とほぼ共通なので、国際比較が可能である<sup>4)</sup>。「組合調査」において「労働時間を1割短縮できるならば、給与は1割減ってもかまわない」と回答した労働者

3) 週当たり労働時間に関しては、回答状況から明らかに1日当たりの労働時間と誤解していると思われる場合には週当たり修正を施した。ここで調査対象者から報告された労働時間には、サービス残業も含まれているとみられる。

4) Shank(1986)では時間当たり賃金は不変として「①現在と同じ労働時間、②より少ない労働時間、③より多い労働時間」の中から選択するようにしている。Kahn and Lang(1991)の場合は「自由時間が増えるならば、今後2年間にわたり給与カットを受け入れますか?」となっている。Souza-Poza and Ziegler(2003)が使用しているスイスの労働力調査の設問は、「労働時間の長さに比例して賃金が調整される」として、あなたは週に何時間働きたいと思えますか?というように、希望する労働時間を直接たずねている。詳細な国際比較については、Souza-Poza and Henneberger(2000)を参照。

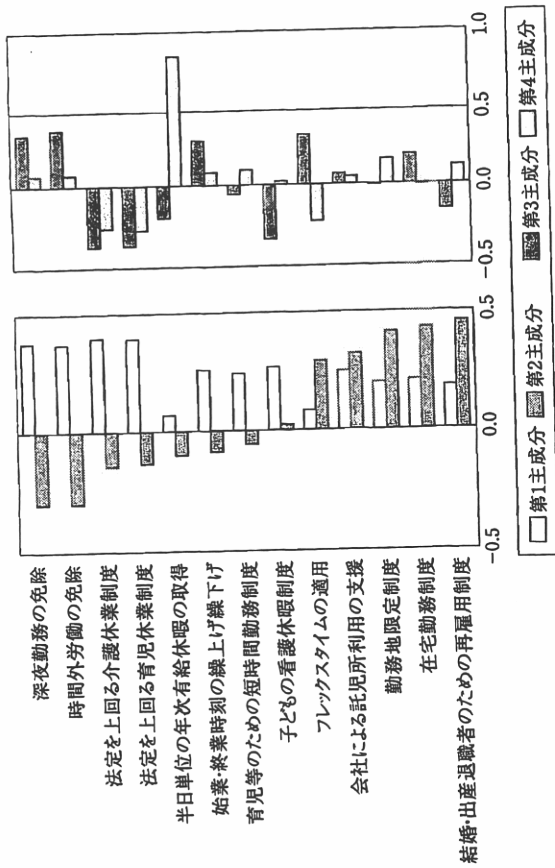


図7-1 職場の面立支援施策の主成分分析

注：各主成分の固有値(寄与率)は以下の通り。第1主成分 3.592(0.276)、第2主成分 1.479(0.114)、第3主成分 1.113(0.086)、第4主成分 1.024(0.079)。

労働者の割合は男性18.6%、女性16.7%であるが、「現在のままでよい」とする割合は男性53.1%、女性65.1%に達し、現状に満足している労働者が大半を占めている<sup>5)</sup>。

### 3.3 ワーク・ライフ・バランス施策の導入状況

「組合調査」では、勤務先の職場にどのようなワーク・ライフ・バランス施策が導入されているかについて13項目にわたり調査している(具体的な項目については図7-1参照)。しかしながら、野口(2007)でも指摘されているように、各項目は互いに密接な関係があり、それぞれを説明変数として含めると多重共線性の問題が生じがちである。このため、主成分分析を行って情報を集約する

5) 「日本人の働き方総合調査(労働政策研究・研修機構、2006年)を使用した原・佐藤(2008)では短縮希望が45%、現状維持が49.1%となっており、短縮希望者の比率が本章のサンプルより大幅に高い。これは①調査では時短に応じて給与がカットされることを前提とした設問となっていないことに加え、②分析対象にパートタイム労働者など非正社員も含まれていることが影響していると考えられる。

こととする<sup>6)</sup>。図7-1は、固有値が1を超えた4つの主成分について、各施策の因子負荷量を示したものである。第1主成分は、「深夜勤務の免除」、「時間外労働の免除」、「法定を上回る介護休業制度」、「法定を上回る育児休業制度」の4つの項目について因子負荷量がとくに大きく、かつすべての施策について因子負荷量が正であることから、両立支援策一般の充実度を示していると考えられる。一方、第2主成分は、「結婚・出産退職者のための再雇用制度」、「在宅勤務制度」、「勤務地限定制度」の因子負荷量がとくに大きいことから、就業形態の多様性を表していると考えられる。第3主成分は、「深夜勤務の免除」、「時間外労働の免除」、「始業・就業時刻の繰り上げ・繰り下げ」、「フレックスタイムの適用」の因子負荷量が大きいことから、労働時間の柔軟性を表していると考えられる。第4主成分は、「半日単位の年次有給休暇の取得」の因子負荷量がとくに大きい半面、「法定を上回る介護休業制度」、「法定を上回る育児休業制度」の因子負荷量は負となっている。このことから、単純な意味での休暇の取りやすさよりも、休暇取得の形態が柔軟であるかどうかをとらえているものと考えられる(有給休暇取得の柔軟性)。

### 3.4 仕事の裁量度

小倉・藤本(2007)、佐藤(2008)らの先行研究では、仕事上の裁量度が労働時間に影響することが指摘されている。「組合調査」では、仕事や出勤時間、年休取得に関して、裁量の度合を調査している。各項目については、「1. だいたい自分の裁量で決められる、2. ある程度自分の裁量で決められる、3. 自分の裁量で決められる部分はあまりない、4. 裁量の余地はない」の4つの中から1つを回答として選ぶようになっている。そこで各選択肢に順に2点、1点、-1点、-2点を与えて裁量の度合を数値化し、性別に平均ポイントを示したものが表7-1である。

「仕事の量」については男女ともに正値となっている一方で、「仕事の納期や締め切り」は大きく負値となっている。男女差が大きいのは「会議やミーティングの開催時間」に関する裁量度で、男性が正値(0.03)であるのに対して、女

6) ここでは固有値が1を超えた第4主成分までを使用する。ただし第4主成分までの累積寄与率は55.5%にとどまっている。

表7-1 仕事の裁量の度合

	男性 (N = 821)	女性 (N = 215)
仕事の量	0.15	0.20
仕事の内容	-0.01	-0.13
仕事の納期や締め切り	-0.44	-0.40
会議やミーティングの開催時間	0.03	-0.40

注：各項目について「1. だいたい自分の裁量で決められる、2. ある程度自分の裁量で決められる、3. 自分の裁量で決められる部分はあまりない、4. 裁量の余地はない」という4つの選択肢に順に2点、1点、-1点、-2点を与えて数値化している。

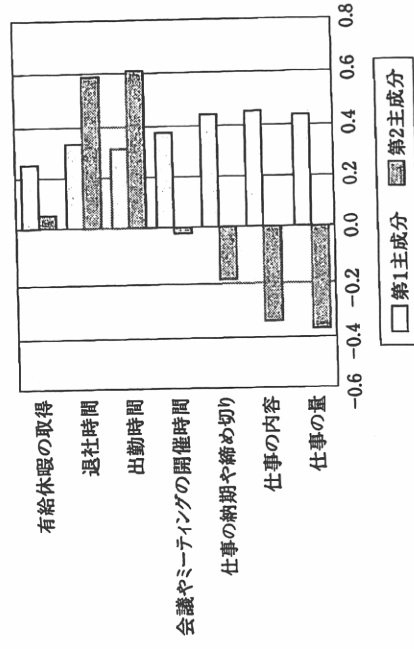


図7-2 仕事の裁量度の主成分分析

注：各主成分の固有値(寄与率)は以下の通り。第1主成分2.873(0.411)、第2主成分1.147(0.164)。

性は「仕事の納期や締め切り」と同程度の負値(-0.40)となっている。こうした差は男女の職種や職階の違いによって生じていると考えられるが、女性労働者がワーク・ライフ・バランスを表現する上で、会議やミーティングの開催時間が問題となる可能性がある。

ワーク・ライフ・バランス施策の場合と同様に、仕事上の裁量度についても主成分分析を行い、情報を集約している。固有値が1を超える2つの主成分について、各項目の因子負荷量をプロットしたものが図7-2である。第1主成分はどの項目とも因子負荷量が正値をとっており、とりわけ「仕事の量」、「仕事の内容」、「仕事の納期や締め切り」との関係が深いため、仕事全体の裁量度

を表している」と解釈できる。第2主成分は「出勤時間」、「退社時間」の因子負荷量が多いので、出勤時間についての載量度を表していると考えられる<sup>7)</sup>。ただし、これはワーク・ライフ・バランス施策の第3主成分と重複することから、分析では第1主成分のみ使用する。

## 4 実証分析

### 4.1 労働供給関数の推定

表7-2は、過当たり労働時間の対数を被説明変数として、労働供給関数を男女別に推定した結果である。説明変数の時間当たり賃金を計算する際に、被説明変数である過当たり労働時間を用いているため、最小2乗法(OLS)による推定と職種を操作変数に用いた推定(IV)の2通りの推定をしている。ここでは職種が賃金のみを通じて労働時間に影響を与えると仮定していることになるが、過剰識別検定の結果では職種は操作変数としての条件を満たしている。

まず、男性の賃金弾力性はOLSで-0.214、IVでは-0.287であることから、ゼロ方向バイアスが生じていることがわかる。いずれも有意に負値となっているが、男性の労働供給、とくに既に働いている男性の労働時間が賃金にあまり反応しないことは先行研究でも指摘されており(黒田・山本, 2007; Bessho and Hayashi, 2008)、本章の結果もこれらの研究と整合的と言える。

一方、女性の賃金弾力性は、OLSでは-0.261と男性と同じく有意に負値をとっているが、IVでは依然として負値であるものの有意ではなくなっている。「パートタイム総合実態調査」を用いた安部・大竹(1995)では女性(とくに有配偶女性)パートタイム労働者についてかなり大きい負の賃金弾力性を観察しているが、本章の対象は常勤の正規職員・正規従業員であるため、税制や社会保障制度を考慮して就業調整をする必要のないことが、こうした結果をもたらしているとも考えられる。なお、ここでの賃金弾力性の計測には就業者のみのサンプルを使用しているため、サンプル・セレクション・バイアスを伴うことに

7) 第2主成分までの累積寄与率は57%である。

表7-2 ワーク・ライフ・バランス施策と労働時間についての推定結果  
被説明変数：労働時間(対数)

	男性		女性	
	OLS	IV	OLS	IV
対数賃金	-0.214***	0.025	-0.261***	0.044
対数賃金(instrumented)				
両立支援策一般の充実度†	0.003	0.003	-0.006	0.006
就業形態の多様性†	0.017***	0.004	0.003	0.008
労働時間の柔軟性†	-0.005	0.005	-0.001	0.010
有給休暇取得の柔軟性†	-0.012**	0.006	0.001	0.018
通勤時間	-0.030***	0.011	-0.027**	0.012
年齢	0.001	0.002	0.002	0.004
勤続年数	0.002	0.002	-0.004	0.004
高専・短大卒*	0.051**	0.022	0.011	0.023
四大卒*	0.074***	0.015	0.080***	0.019
陸卒*	0.103***	0.021	0.116***	0.032
子ども数	0.015**	0.006	0.015**	0.006
定数項	5.417***	0.171	5.692***	0.846
F統計量	12.66***		7.62***	
決定係数	0.210		0.198	
過剰識別検定			18.344***	
標本数	821	821	215	215
			係数	標準誤差
			係数	標準誤差
			係数	標準誤差
			係数	標準誤差

注：対数賃金の操作変数は職歴(専門職、技術職、管理職、販売職、作業職)、職歴の基準は事務職で、女性については該当なしのため操作変数から販売職を除いている。†は主成分スコア。\*印はタミー乗数、学歴の基準は高専。標準誤差はrobust standard errors。\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注意する必要がある。

ワーク・ライフ・バランス施策の影響をみると、女性の労働時間にはいずれの主成分も有意な影響をもたらしていない。男性の場合は「第4主成分：有給休暇取得の柔軟性」が労働時間を短縮させる効果をもつ一方で、「第2主成分：就業形態の多様性」は労働時間を伸長させる効果をもっている。分析対象者の勤務先において、第4主成分に含まれる半日単位の有給休暇の普及率はほぼ100%と非常に高い半面、第2主成分に含まれる再雇用制度や在宅勤務制度の普及率は20%弱であり、大きな差がある。ただしこれらの制度が労働時間に及ぼす影響については、内生性の問題に注意しなければならない。たとえば、結婚・出産退職者のために再雇用制度を設けている企業では、もともと労働時間が長いために結婚・出産を契機に退職する社員が多いという状況があるのかもしれない。ワーク・ライフ・バランス施策導入の内生性の問題については、章末で検討する。

他の変数については、まず、長時間通勤をしている男性は労働時間が有意に短い傾向にある。具体的には通勤時間が1時間延びると、労働時間は3%程度短縮する。学歴の効果も男性では有意で、高卒と比較して大卒は7-8%、大学院卒は10-12%程度労働時間が長い。子ども数の効果も有意であるが、男性では子どもが1人増えるごとに1.5%労働時間が延びる程度であり、その影響は限定的である。

これに対して女性の場合には式の説明力が低く、賃金を除くと年齢、大卒の学歴、子ども数のみがOLSでは有意となっている。子ども数の効果は男性と符号が逆で、1人増えるごとに2.9%労働時間が短くなる。IVでも子ども数も唯一の有意な説明変数であり、係数はOLSの場合とほぼ同様の大きさとなっている。男女間で子ども数の存在が労働時間に異なる影響を及ぼすのは、母親が就業している家庭においても家事・育児がもたら女性によって担われているという状況があるためと考えられる。

#### 4.2 過剰就業はなぜ生じるのか

以上では労働時間の長さという客観的な指標とワーク・ライフ・バランス施策の関係について分析してきた。ここでは本人の主體的均衡に重点を移し、希望する労働時間よりも現実の労働時間が長くなる要因について、①ワーカホリックな上司の存在、②選抜手段としての長時間労働、③仕事の配分や裁量に問題があるという3つの仮説を検証する。

過剰就業の有無を被説明変数とするプロビット推定の結果は表7-3に示す通りである。モデル1では、章末の付表7-2に示す賃金関数の推定値を説明変数に含めている。モデル2では推定賃金と現実の賃金との差を「観察されない生産性」として説明変数に含めている。モデル3はモデル1とモデル2との比較のために、それらの変数を除いた推定を行っている。なお、女性については特定の職種の中で被説明変数のバリエーションがないため、職種ダミーを説明変数から除外している。

はじめに、ワーカホリックな上司がもたらす外部性について「上司より先に帰りにくい職場」を示すダミー変数に着目すると、男性で10ポイント、女性で18ポイントほど過剰就業となる確率を有意に引き上げている。

男性についての3つのモデルのいずれでも係数は安定しているの、これは頑健な結果と考えられる。

つぎに、長時間労働が選抜手段となっている可能性について検討する。先行研究にならない全体的な生産性の代理変数として含めた推定賃金(モデル1)の係数と「観察されない生産性」(モデル2)の係数に着目すると、推定賃金の係数は有意に正であり、個人属性から観察可能な全体的な生産性の高い男性労働者ほど過剰就業になりがちであることを示している。一方、使用者側にとつてより重要な情報である「観察されない生産性」については、Sousa-Poza and Ziegler (2003)では有意に正の係数が観察されていたものの、モデル2の係数は負値でかつ有意ではなく、先行研究と整合的な結果は得られない。また、企業側が「観察されない生産性」を開示させるために長時間労働を課しているという仮説に基づけば、勤続年数が増すにしたがって労使間の情報の非対称性が解消されるので、勤続年数の係数は負になることが予想される。しかしながら、勤続年数の係数はいずれの推定でも有意にはなっていない。この点は先行研究も同様である。

長時間労働と評価の関係について「残業する人は高評価の職場」を示すダミー変数の係数を見ると、すべてのモデルで有意に正であり、過剰就業をもたらす要因であることを示している。過剰就業となる確率を高める効果は、男性の場合はどのモデルでも10ポイント程度であるが、女性の場合はより大きく、18ポイントとなっている。

さらに、仕事の裁量度を表す主成分の係数については、男性の場合、モデル1からモデル3までのすべてで有意に負値となっている。すなわち、仕事の裁量度が大きいほど、過剰就業になる確率が低下することを意味する。しかし女性では仕事の裁量度は有意ではなく、過剰就業の要因とはなっていない。

ワーク・ライフ・バランス施策の導入状況を示す主成分は、いずれも男性の過剰就業に有意な影響を及ぼしていない。表には示していないが、「上司より先に帰りにくい職場」、「残業する人は高評価の職場」、そして仕事の裁量度を表す主成分をそれぞれ個別に、あるいはグループ化して説明変数から除外してもこの結果は変わらない。

一方、女性については「第1主成分：両立支援策一般の充実度」の高さは過

表 7-3 過剰就業の分析

被説明変数：「労働時間を1割短縮できるならば、給与は1割減ってもかまわない」 Yes=1, No=0

説明変数	男性：モデル1			男性：モデル2			男性：モデル3			女性		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
対数賃金(推定値)	2.066**	0.972	0.506	-0.247	0.225	-0.061	0.009	0.029	0.002	0.120**	0.061	0.027
観察されない生産性(推定値)	0.012	0.029	0.003	0.015	0.029	0.004	-0.005	0.048	-0.001	-0.095	0.081	-0.022
両立支援策一般の充実度†	-0.003	0.047	-0.001	-0.008	0.049	-0.002	-0.010	0.054	-0.002	0.073	0.111	0.016
就業形態の多様性†	0.004	0.054	0.001	-0.010	0.055	-0.002	0.007	0.050	0.002	-0.078	0.130	-0.018
労働時間の柔軟性†	0.014	0.049	0.003	0.006	0.051	0.001	-0.176***	0.036	-0.044	-0.021	0.082	-0.005
有給休暇取得の柔軟性†	-0.182***	0.037	-0.045	-0.167***	0.039	-0.041	0.375**	0.156	0.104	0.636*	0.334	0.182
仕事全体の裁量度†	0.368**	0.153	0.101	0.366**	0.153	0.101	0.370***	0.127	0.100	0.668*	0.260	0.181
上司より先に帰りにくい職場*	0.367***	0.128	0.098	0.359***	0.134	0.097	0.004	0.127	0.001	-0.011	0.242	-0.002
残業する人は高評価の職場*	0.014	0.122	0.003	0.013	0.132	0.003	-0.025	0.023	-0.006	-0.052	0.036	-0.012
通勤時間	-0.083**	0.037	-0.020	-0.026	0.023	-0.006	0.026	0.021	0.006	0.048	0.035	0.011
年齢	0.024	0.027	0.006	0.026	0.021	0.006	-0.195	0.238	-0.045	0.116	0.332	0.027
勤続年数	-0.449*	0.270	-0.091	-0.193	0.238	-0.044	0.372**	0.177	0.093	0.302	0.353	0.071
高専・短大卒*	0.226	0.210	0.056	0.371**	0.177	0.093	0.429*	0.255	0.122	-0.093	0.593	-0.020
四大卒*	0.061	0.329	0.015	0.425*	0.242	0.120	0.256	0.302	0.071			
院卒*	0.137	0.306	0.036	0.251	0.312	0.069	0.222	0.136	0.055			
専門職*	0.383**	0.152	0.095	0.229*	0.133	0.057	0.349	0.387	0.100			
技術職*	0.052	0.376	0.013	0.344	0.373	0.099	-0.143	0.247	-0.033			
管理職*	0.116	0.283	0.030	-0.124	0.252	-0.029	0.186	0.437	0.050			
技能・作業職*	0.805	0.578	0.265	0.196	0.456	0.053	-0.081	0.067	-0.020	0.257*	0.143	0.058
販売職*	-0.120*	0.066	-0.029	-0.083	0.067	-0.021	-0.822	0.567		-0.394	0.894	
子ども数	-14.386**	6.441		-0.803	0.560							
定数項							57.65***			20.49*		
Wald chi <sup>2</sup>	60.11***			55.75***			0.085			0.091		
擬似決定係数	0.093			0.086						-88.35		
対数尤度	-358.24											
外生性のWald test	6.91***											
標本数	821			821						215		

注：対数賃金は付表7-2の賃金関数による推定値。観察されない生産性は、対数賃金の実値と推定値の差。†は主成  
 分スコア。\*印はダミー変数。学歴の基準は高卒、職種の基準は事務職。標準  
 は平均値回り、ただしダミー変数の場合は0から1になった場合の被説明変数  
 の変化を示している。

剰就業となる確率を有意に高める効果を持っている。こうした結果となる理由  
 を探るために、子ども有無別の推計を別途行ったところ、子どものない女  
 性の場合のみ、両立支援策の充実度が過剰就業に有意な影響を及ぼしていた。  
 表7-2で示したように、両立支援策一般の充実度は女性の労働時間には影響  
 しておらず、両立支援が進んでいる職場で働く女性労働者の労働時間が、そう

でない職場で働く女性労働者よりも長いという傾向はみられない。ただし、子  
 どものいる女性労働者の労働時間は両立支援策の充実度に関係なく有意に短い。  
 そうなると、両立支援策が充実している職場で働く女性労働者の希望する労働  
 時間のほうが、他の職場で働く女性労働者の希望する労働時間よりも短く、そ  
 のために過剰就業となっている可能性が考えられる。子どものいない女性労働



第1に、ワーク・ライフ・バランス施策の類型によって労働時間の減少に効果をもつものと逆に増加させる効果をもつものがある。とくに、ワーク・ライフ・バランス施策の導入と労働時間の間には内生性の問題があるため、現在の労働時間が短い企業で導入されている施策が必ずしも時短効果をもたらすとは限らないことに注意する必要がある。また、男女や未婚・既婚といった労働者の属性によってワーク・ライフ・バランス施策のもつ労働時間への影響は異なる。したがって、施策を導入する場合には、どのようなグループの労働時間をターゲットとするのかを明確化しておくことが望まれる。

第2に、上司の働き方や残業することをプラスに評価する職場のありかたは、労働者の主観的なワーク・ライフ・バランスに大きな影響を及ぼしており、とくに女性への影響が顕著である。ワーク・ライフ・バランス施策の導入に当たっては、個別の施策の導入にとどまらず、労務管理や業績評価の方法も併せて見直すことが望まれる。たとえば管理職が裁量労働制やみなし労働時間制などの適用対象となっている場合でも、周囲にいる適用対象外の部下への影響を考慮した働き方をすることがポイントとなる。

第3に、仕事の裁量度は男性の主観的なワーク・ライフ・バランスに大きな影響を与えている。したがって、上司から部下への権限委譲などを通じて個人の労働者の仕事の裁量を高めていくことが望まれる。

最後に本章の分析の留保点について述べておきたい。第1に、本章の分析はワーク・ライフ・バランス施策導入の内生性の問題を残している。たとえば、ワーク・ライフ・バランス施策を導入する企業では、もともとサービス残業が多い(労働時間が長い)という状況があり、それを改善するために様々な制度を導入されている可能性がある。あるいは、ワーク・ライフ・バランスを重視する労働者が施策の充実した企業を選んで就職している可能性もある。こうした内生性の問題に対処するためには、パネルデータを用いてワーク・ライフ・バランス施策の導入前後の労働時間の変化をそのほかの企業属性・個人属性と合わせて分析していくべきであるが、本章ではクロスセクション・データによる分析にとどまらざるを得なかった。第2に、本章ではデータの制約から労働者の世帯状況(たとえば妻が働いているかどうか、収入がどれだけあるか、など)や勤務先の企業の情報は利用していないため、コントロールされていないこれ

者でそれが顕著になるのは、有子女性の場合には充実した制度を利用して労働時間の短縮を実現できているからであろう。

そのほかの変数についてみると、通勤時間と勤続年数はいずれの推定でも有意ではない。年齢の係数はすべて負で、年齢とともに過剰就業の問題が緩和される可能性を示すが、統計的に有意なのは男性についてのモデル1のみである。学歴の効果はモデルにより有意であったりなかったりするが、有意となっている男性のモデル2とモデル3では大卒で9ポイント程度、大学院卒で12ポイント程度、過剰就業となる確率を高めている。職種に関しては男性の技術職で5-10ポイント程度、過剰就業となる確率が高い。

労働供給関数の場合と同様に、過剰就業についても子ども数の影響は男女で方向が異なっている。男性の場合、子どもが1人増えるつど、過剰就業となる確率が2.9ポイント低下するが(モデル1)、女性の場合は1人につき5.8ポイント過剰就業となる確率を引き上げている。子ども数に比例して実際の労働時間は男性で増加、女性では減少するにもかかわらず、過剰就業の確率が男性で低下し、女性で上昇するということは、希望する労働時間が男性の場合には子ども数に影響されないか増加する半面、女性の場合は大幅に減少することを意味している。

以上の分析をまとめると、過剰就業が生じる要因として検討した3つの仮説のうち、上司がもたらす負の外部性についてはその存在が強く示唆される一方で、長時間労働が選抜手段となっているという仮説については、観察可能な生産性(賃金)との正の相関係や「残業する人は高評価の職場」を示すダミー変数の効果から部分的に支持されるにとどまっている。また、仕事の配分・裁量に問題があるとする仮説については、男性についてはそうした状況があることが強く示唆される結果となった。

## 5 ワーク・ライフ・バランス施策への含意

本章はワーク・ライフ・バランス施策が労働時間に及ぼす影響に着目し、実際の労働時間および過剰就業の有無について分析を行った。主な発見とインプリケーションをまとめると次のようになる。

らの要因が推定に影響している可能性を残している。

少子化への対応という観点からも働き方の見直しを進める上で、企業で導入されているワーク・ライフ・バランス施策がどのような効果をあげているか検証することの重要性は今後ますます高まるとみられる。この分野のデータの整備が望まれるところである。

(付記) 本章の作成にあたり、鈴木不二氏、松田茂樹氏より貴重なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。また本研究は厚生労働科学研究費補助金(政策科学総合研究事業)の助成を受けている(課題番号 H21-政策一般-003)。

#### 参考文献

- 赤林英夫・臼井恵美子・坂田圭・安井健悟, 2009, 「労働経済学研究の現在——2006～08年の業績を通じて」『日本労働研究雑誌』No. 584: 2-38.
- 阿部正浩, 2007, 「ポジティブ・アクション、ワーク・ライフ・バランスと生産性」『季刊社会保障研究』Vol. 43, No. 3: 184-196.
- 安部由起子・大竹文雄, 1995, 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』Vol. 31, No. 2: 120-134.
- 今田幸子・池田心豪, 2004, 「仕事と育児の両立支援策の拡大に向けて」JILPT デイスクッション・ペーパー, 04-012, 労働政策研究・研修機構.
- 大竹文雄・奥平寛子, 2009, 「長時間労働の経済分析」鶴光太郎・樋口美雄・水町勇一郎編『労働市場制度改革』日本評論社, pp. 179-195.
- 小倉一哉・藤本隆史, 2007, 「長時間労働とワークスタイル」JILPT デイスクッション・ペーパー, 07-01, 労働政策研究・研修機構.
- 川口章, 2008, 「ジェンダー経済格差」研修機構.
- 黒田祥子・山本勲, 2007, 「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか? ——労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」『金融研究』Vol. 26, No. 2: 1-40.
- 佐藤厚, 2008, 「仕事管理と労働時間——長時間労働発生のみカニズム」『日本労働研究雑誌』No. 575: 27-38.
- JILPT(労働政策研究・研修機構), 2007, 「仕事と家庭の両立支援にかかわる調査」労働政策研究・研修機構.
- 高橋陽子, 2005, 「ホワイトカラー「サービス残業」の経済的背景——労働時間・報酬に関する暗黙の契約」『日本労働研究雑誌』No. 536: 56-68.
- 野口晴子, 2007, 「企業による多様な「家庭と仕事の両立支援策」が夫婦の出生行動に与える影響——労働組合を対象とした調査の結果から」『季刊社会保障研究』Vol. 43, No. 3 (Winter): 244-260.
- 原ひろみ・佐藤博樹, 2008, 「労働時間の現実と希望のギャップからみたワーク・ラ

イフ・コンフリクト——ワーク・ライフ・バランスを実現するために」『季刊家計経済研究』No. 79: 72-79.

樋口美雄, 2008, 「経済学から見た労働市場の二極化と政府の役割」『日本労働研究雑誌』No. 571: 4-11.

三谷直紀, 1997, 「サービス残業と労働努力」「企業内賃金構造と労働市場」勁草書房, 第2章4節.

山口一男, 2009, 「ワークライフバランス——実証と政策提言」日本経済新聞出版社.

Altonji, Joseph G. and Christina H. Paxson, 1986, "Job Characteristics and Hours of Work," in Ronald G. Ehrenberg, ed., *Research in Labor Economics*, Vol. 8, Part A, Greenwich: Westview Press, pp. 1-55.

Altonji, Joseph G. and Christina H. Paxson, 1992, "Labor Supply, Hours Constraints, and Job Mobility," *Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 2(Spring): 256-278.

Bescho, S. and M. Hayashi, 2008, "A Structural Estimation of the CES Preferences and Linear Labor Supply: The Case of Prime-age Males in Japan," Discussion Paper No. 2008-2, Department of Economics, Hitotsubashi University.

Hamermesh, Daniel S. and Joel Slemrod, 2008, "The Economics of Workaholicism: We Should not Have Worked on This Paper," *The B. E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 8, Iss. 1, Article 3.

Kahn, S. and K. Lang, 1991, "The Effects of Hours Constraints on Labor Supply Estimates," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 4: 605-611.

Landers, Renee M., James B. Rebitzer and Lowell J. Taylor, 1996, "Rat Race Redux: Adverse Selection in the Determination of Work Hours in Law Firms," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3(June): 329-348.

Rebitzer, James B. and Lowell J. Taylor, 1995, "Do Labor Markets Provide Enough Short-Hour Jobs? An Analysis of Work Hours and Work Incentives," *Economic Inquiry*, Vol. 33, No. 2(April): 257-273.

Shank, Susan E., 1986, "Preferred Hours of Work and Corresponding Earnings," *Monthly Labor Review*, 109: 40-44.

Sousa-Poza, A. and F. Henneberger, 2000, "Arbeitszeitpolitik. Eine Analyse der Arbeitszeitwünsche, überstunden und Stundenrestriktionen in der Schweiz," *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33: 277-289.

Sousa-Poza, Alfonso and Alexandre Ziegler, 2003, "Asymmetric Information about Workers' Productivity as a Cause for Inefficient Long Working Hours," *Labour Economics*, Vol. 10, No. 6(December): 727-747.

付表 7-1 要約統計

	男性 (N = 821)		女性 (N = 215)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
サービス残業あり	0.184	0.042		
労働時間(週当たり)	48.888 (8.563)	43.763 (7.015)		
労働時間についての考え方				
現状のままでよい	0.186	0.167		
増やしたい	0.531	0.651		
時間当たり賃金(円)	2,107.397 (705.256)	1,856.554 (485.411)		
学 歴				
中学・高校卒	0.284	0.274		
専門学校・短大卒	0.101	0.274		
大 卒	0.465	0.386		
大学院卒	0.150	0.065		
職 種				
事務職	0.354	0.712		
専門職	0.054	0.028		
技術職	0.469	0.195		
管理職	0.018	0.005		
技能職	0.089	0.047		
販売・サービス職	0.006	0.000		
年 齢(歳)	35.516 (7.060)	33.367 (6.593)		
勤続年数(年)	12.685 (8.552)	11.116 (7.468)		
職場の面立支援策				
半日単位の年次有給休暇の取得	0.968	0.991		
育児等のための短時間勤務制度	0.838	0.963		
深夜勤務の免除	0.434	0.600		
時間外労働の免除	0.456	0.549		
法定を上回る育児休業制度	0.460	0.521		
法定を上回る介護休業制度	0.412	0.465		
始業・終業時刻の繰上げ繰下げ	0.479	0.516		
会社による託児所利用の支援	0.111	0.153		
在宅勤務制度	0.186	0.186		
勤務地限定制度	0.180	0.149		
結婚・出産退職者のための再雇用制度	0.210	0.158		
子どもの看護休暇制度	0.484	0.502		
フレックスタイムの適用	0.434	0.372		
上司より先に帰りにくい職場	0.167	0.107		
残業する人は高評価の職場	0.245	0.219		
職場の雰囲気	0.814	0.783		
通勤時間(時間)	(0.457)	(0.438)		
子ども数(人)	0.783	0.456		
独 身	(1.003)	(0.824)		
	0.445	0.609		

注：( )内は標準偏差。

付表 7-2 賃金関数の推定

被説明変数：賃金(対数)	男 性	
	係数	標準偏差
年 齢	0.055***	0.015
年齢(二乗)	0.0004**	0.0002
勤続年数	0.019***	0.005
勤続年数(二乗)	0.0005***	0.0001
高専・短大卒*	0.100***	0.034
四大卒*	0.070**	0.025
院 卒*	0.193***	0.037
専門職*	0.053	0.045
技術職*	-0.073***	0.020
管理職*	0.161**	0.069
技能・作業職*	-0.134***	0.035
販売職*	-0.237**	0.117
扶養家族数	0.006	0.007
定数項	6.004***	0.263
F 統計量	44.76***	
決定係数	0.419	
標本数	821	

注：職種別の基準は事務職。学歴の基準は高卒。標準偏差は robust standard errors。\*は 10%、\*\*は 5%、\*\*\*は 1%水準で有意であることを示す。

的ではあるが、夫の家事への協力参加をさせる仕組みを用意することにより、ある程度は少子化対策に効果がでてくる可能性があるといえるだろう。

今後は、この結果がどこまで頑健であるか、サンプルを追加して、さらに確かめていく必要がある。本章の分析は、サンプル期間が短い、所得変数がないなど多くの点で問題を抱えている。また、少子化の分析は因果関係が複雑であるためさらに高度なモデルを検討して、それぞれの要因を丁寧にみていく必要があるであろう。

#### 参考文献

- 小尾恵一郎, 1979, 「家計の労働供給の一般理論について——供給確率と就業の型の決定機構」『三田学会雑誌』72(6): 58-83.
- 玄田有史・川上淳之, 2006, 「就業二極化と性行動」『日本労働研究雑誌』No. 556: 80-91.
- 伊達雄高・清水谷論, 2004, 「日本の出生率低下の要因分析——実証研究のサーベイと政策的含意の検討」ESRI Discussion Paper, No. 94.
- 樋口美雄, 1991, 「日本経済と就業行動」東洋経済新報社.
- 樋口美雄・阿部正浩, 1999, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング——固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社.
- 松田茂樹, 2005, 「男性の家事・育児参加と女性の就業促進」橋本俊昭編『現代女性の労働・結婚・子育て』ミネルヴァ書房.
- 山口一男, 2005, 「少子化の決定要因と対策について——夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『季刊家計経済研究』66: 57-67.
- Lundberg, Shelly, 1988, "Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach," *Review of Economics and Statistics*, 70(2): 224-235.
- Messenger, Jon C., 2004, *Working Time and Workers' Preferences in Industrialized Countries: Finding a Balance*, Routledge, New York.
- Toda, Akihito, Masako Kurosawa and Yoshio Higuchi, 2008, "Overwork and Fertility Decline in Japan," KUMQRP Discussion Paper Series, No. DP2007-32, Keio University.

## 第12章 両立支援策と出生率

——労働組合への調査から——

野口 晴子

### 1 はじめに——背景と目的

第2次世界大戦後における合計特殊出生率の急速な減少は、出生率が内年<sup>ひのうま</sup>の年(1966年)を下回ることになった1989年の「1.57ショック」を契機に、「少子化問題」として広く日本社会に認知された。90年代以降は、学問分野での多角的な理論・実証研究の蓄積が進むと同時に、政策策定の現場における議論が活発化して、さまざまな対策が打ち出されてきた<sup>1)</sup>。しかし、2005年に過去最低の1.26を記録した期間合計特殊出生率は2008年には1.37まで回復したものの、現状では長期的に人口を維持できる人口置換水準(2.07-2.08)にははるかに及ばない。

2007年2月に設置された「子どもと家族を応援する日本」重点戦略検討会議は、これまでの研究結果から導き出された少子化に対する基本認識を整理し、それを基盤とする重点戦略策定の方向性を「重点戦略の策定に向けての基本的な考え方」(中間報告)として、同年6月にとりまとめた。その主要な方向性の1つに、「ワーク・ライフ・バランス」をキーワードとした「働き方の改革」の実現がある。「ワーク・ライフ・バランス」とは、家族形成に不可欠な就業による経済的自立を促しつつ、さまざまなライフ・ステージに対応可能な「ファミリー・フレンドリー(以下、「ファミリーフレ」と略す)施策」と、時間や場所の制約を解放し多様な働き方を受容する「ワーク・フレキシビリティ

1) 日本の少子化対策のこれまでの経緯については、阿藤(2000)、及び、厚生労働省ホームページを参照のこと。

(以下、「フレックス」と略す)施策」の促進により、個々の労働者の効用とモチベーションを高め、生産性の向上を図るというものである(「子どもと家族を応援する日本」重点戦略検討会議, 2007)。

本章の目的は、Employee-Employer Matching Data を用い、「ワーク・ライフ・バランス」を実質化する多様な両立支援策に対する企業と就労者の認識を考察するとともに、それが就労者の出生意欲に与える効果について検証することにある。本研究が得た主要な結果は以下の4点である。第1に、制度整備に対する就労者の評価には、認知度が大きく影響している。第2に、大企業の持つ特性(正規職員数が多い、女性比率や非正規就労率が低い、あるいは、給与形態が年功序列であるなど)が、両立支援策の使いやすさに対する高い評価と結びついている。しかし、第3に、そうした大企業の特徴はいずれも、女性の非正規就労者の制度評価とは有意に負の相関がある。したがって、女性の場合、正規と非正規の制度に対するアクセスには構造的な違いが存在する可能性が高い。最後に、女性就労者の場合、両立支援策は全般的に将来の出生意欲を有意に引き上げる。特に、現在の職場において整備が遅れている「勤務地限定制度」や「結婚・出産退職者のための再雇用制度」等を含む施策群が有意に正の効果をもつことがわかった。

以下、第2節では先行研究を概観し、第3節ではデータの概略を示すと共に諸制度を類型化する。第4節では類型化された施策群に対する就労者と企業の認識について考察を加える。第5節では両立支援策が出生意欲に与える影響を計るための推定方法を、第6節では推定結果を提示し、第7節において、政策的含意、及び、本研究の限界と今後の課題について述べる。

## 2 先行研究<sup>2)</sup>

個票を用いて育休制度の出生確率に対する効果を推定した先駆的研究として、樋口(1994)がある。この研究では、「就業構造基本調査」(1987年)から、学校卒業後少なくとも一度は正規就労者としての勤務経験がある25-29歳の女性を

抽出して、離職経験のある者については前職の、また、離職経験のない者については現在勤務している企業が属する産業の育休制度実施割合を「女子保護実施状況調査」(1985年)によって補足し、その出生行動に与える効果を推定している。結果、育休実施事業所割合は、子どもを持つ確率に対して有意に正の効果があることが示されたが、有配偶サンプルでは有意性は確認されなかった。織田(1994)と塚原(1995)は、「出産と育児に関する意識調査」(1993年)において、仮想的質問によるヴィネット調査を実施し、育児中の給与保障や児童手当が出生行動に対して有意に正の効果があることを実証した。しかし、両者とも定量的効果は非常に小さい。森田・金子(1998)は、「女性の就業意識と就業行動に関する調査」(1996年)から現在正規雇用者として就労する女性を分析対象として抽出し、賃金関数、出生児数関数、勤続年数関数の内生性を考慮した同時決定モデルを用いて、育休制度の利用経験が有配偶女性の出生児数を有意に引き上げるという結論を導き出している。滋野・大日(2001)は、有職女性の出生行動に対する育休制度の効果を計ってきたこれまでの研究とは異なり、「女性の結婚・出産と就業に関する実態調査」(1997年)(医療経済研究機構「経済と社会保障に関する研究会」で収集されたサンプルのうち、有配偶女性全員を対象として、育休制度にとどまらず企業による多様な福利厚生施策が第1子・第2子出産選択に与える影響を分析したが、いずれの施策も単独での有意性は確認されなかった。

今世紀に入ると、家計経済研究所によって1993年以降毎年継続的に実施されている「消費生活に関するパネル調査」を用いた研究が数多く登場する。1993年・1997年時点で無作為抽出された女性コーホートに対する継続的な追跡調査というパネル調査の特性を活かして、駿河(2002)は出産関数と就業関数の同時決定モデルを、滋野・松浦(2003)は結婚・就業選択関数の同時決定モデルから得られた修正項を出産選択関数に投入する2段階の推定モデルを、また、駿河・張(2003)は出産関数と継続就業関数の同時決定モデルを推定し、特定の施策・政策の定量的評価につきもののサンプル・セレクション・バイアスと内生性の問題を明示的に調整しようと試みている。いずれの研究においても、職場における育休制度の規定は有配偶女性の出生確率を有意に高めるという結果が得られた。同じく「消費生活に関するパネル調査」を用いた分析として、山口

2) より詳細なサマリーについては、本書の第2章表2-1を参照のこと。

(2005)と滋野(2006)がある。山口は、育児制度の出生意欲と第3子までの出生ハザード率に与える効果を推計し、育児制度の規定が職場にある者はない者と比較して、出生意欲が約1.9倍、出生確率は約2.6倍になると推定している。滋野(2006)の研究では、育児制度規定があることで第1子の出生率は増加し、第1子出産の際の育児制度の利用経験が第2子の出生率を引き上げること、さらに、推定結果に基づきシミュレーションにより、有配偶女性が長時間労働を行っている場合、35歳までに第1子・第2子を出産する確率が低いことがわかった。本章と同じ「職場環境と少子化の関連性に関する調査」「勤務地限定(2007)では、両立支援策のうち、「会社による託児所利用の支援」「勤務地限定施策」「結婚・出産退職者のための再雇用施策」を含む施策群が出生確率を有意に引き上げ、比較的富裕層に対して効果があることが示されている。さらに、分析対象を女性に限定すると、制度整備が進んでいる「半日単位の年次有給休暇の取得」や「短時間勤務制度」も出生確率を引き上げている。

出生行動に与える複数の制度の効果を同時に測定することは統計上困難を極める。なぜならば、育児制度とその他の支援制度との間に強い相関が存在するため、回帰式に説明変数として投入する制度変数間において多重共線性の問題が発生するからである(脇坂, 1999a; 1999b; 2001; 川口, 2002)。現に、複数の制度変数を回帰分析に同時に投入した場合、個票データを用いた滋野・大日(2001)では、統計的有意性を確認することができなかった。本研究では、こうした多重共線性の問題を回避するため、多様な両立支援制度をいくつかの施策群として整理・分類し、複数施策を同時に調整するための方法として、操作変数法の応用であるGeneral Method of Moment(以下、「GMM」と略す)を用いている。

### 3 データの概略と諸制度の類型化

本研究では、2007年1-2月及び同年11月の2回にわたって、株式会社サーパーリサーチセンターと社団法人中央調査社によりそれぞれ実施された「職場環境と少子化の関連性に関する調査」を用いる。調査対象者は、第1回調査では電機連合と情報産業(情報産業労働組合連合会)、第2回調査ではUIゼンセ

ン同盟とサービス・流通連合(JSD)に加盟している労働組合の組合員と企業である。本調査は、3種類の従業員票と企業票とで構成されており、それぞれの有効回収数(カッコ内の数値は有効回収率は、第1回調査では、既婚者本人票が1,100人中674人(61.3%)、既婚者配偶者票が1,200人中682人(56.8%)、独身者本人票が1,100人中634人(57.6%)、そして、企業票が52件中26件(50%)、第2回調査では、既婚者本人票・配偶者票・独身者票が各2,810人中1,441人(51.3%)、1,312人(46.7%)、1,514人(53.9%)、そして、企業票が80件中52件(65%)であった<sup>3)</sup>。

ここでは、以下に述べる2つのデータ制約により、本研究の分析結果から得られる政策的含意が、限定的なものにならないことを強調しておく必要がある。第1に、本調査の配票は無作為抽出ではなく各企業に任されているため、サンプリング・バイアスが大きい。第2に、労働組合員を対象とした調査であるため、原則「本人」はすべて労働組合に所属している就労者である。西本・駿河(2002)などの結果から、事業所内における労働組合の存在は、育児制度の取得率を高め、出生確率を有意に引き上げる効果があることから、本研究での施策効果にはセレクション・バイアスがかかっている可能性が高い。

表12-1は、現在の職場における両立支援策12項目について、各制度の有無と使いやすさについて、就労者と企業の担当者に質問した結果を示している。既婚者については、配偶者票でも、同じ12項目で職場の制度が調査されているが、現在、専業主婦(主夫)や無職である者について、過去のどの時点について回答しているのかを特定することができない。したがって、ここでは、本人票の情報を中心に分析を進める。

第1に制度の有無に関して、就労者本人票(N=4,262)では、「半日単位の年次有給休暇の取得」と「育児等のための短時間勤務制度」の2制度について50%を上回る就労者が制度ありと回答したものの、「深夜勤務の免除」「時間外労働の免除」「法定を上回る育児休業制度」「法定を上回る介護休業制度」

3) 就労者票では、本人や家族の性別・年齢等の個人属性、現在・過去の就業状況(就業形態・職種・業種・労働時間及び日数・所得等)、職場の制度や職場環境、子育てについての考え方等、また、企業票では、従業員構成、各種両立支援制度の導入状況、賃金・人事・福利制度等、多岐にわたる質問項目が含まれている。

表 12-1 職場における「仕事と家庭の両立支援策」の有無と使いやすさ(就労者対企業)

	制度の有無 (%)		就労者 (N=4,262)		企業(組合) (N=78)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
I-a	0.565	(0.496)	0.705	(0.459)		
I-b	0.511	(0.500)	0.923	(0.268)		
I-c	0.281	(0.449)	0.857	(0.352)		
I-d	0.289	(0.453)	0.818	(0.388)		
I-e	0.280	(0.449)	0.769	(0.424)		
I-f	0.245	(0.430)	0.679	(0.470)		
I-g	0.289	(0.453)	0.571	(0.498)		
I-h	0.058	(0.235)	0.141	(0.350)		
I-i	0.073	(0.259)	0.078	(0.270)		
I-j	0.161	(0.368)	0.282	(0.453)		
I-k	0.166	(0.372)	0.282	(0.453)		
I-l	0.307	(0.461)	0.403	(0.494)		
	制度の使いやすさ(点)		就労者(注)		企業(組合)(注)	
	(5=非常に使いやすさ; 4=まあ使いやすさ; 3=どちらともいえない; 2=やや使いにくい; 1=非常に使いにくい)		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
I-a	4.094	(1.101)	4.426	(0.633)		
I-b	3.153	(1.219)	4.014	(0.860)		
I-c	3.037	(1.194)	3.661	(1.039)		
I-d	2.987	(1.211)	3.678	(1.008)		
I-e	3.137	(1.278)	4.224	(0.727)		
I-f	2.892	(1.197)	3.939	(0.747)		
I-g	3.169	(1.266)	3.953	(0.688)		
I-h	2.727	(1.234)	3.700	(0.823)		
I-i	2.417	(1.224)	2.667	(1.033)		
I-j	2.789	(1.269)	3.476	(1.209)		
I-k	2.754	(1.271)	3.053	(1.353)		
I-l	2.771	(1.262)	3.893	(0.786)		

注:各制度について「制度あり」と回答した就労者と企業の平均点数であるため、制度ごとにサンプル数が異なる。  
出所:「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年)を基に筆者が集計。

「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」「子どもの看護休暇制度」の6制度については3割前後、「勤務地限定制度」と「結婚・出産退職者のための再雇用制度」の2制度については2割弱、「会社による託児所利用支援」と「在宅勤務制度」の2制度については1割を下回る就労者のみが制度ありと回答するにとどまった。他方、企業票(N=78)では、「半日単位の年次有給休暇の取得」「育児

等のための短時間勤務制度」「深夜勤務の免除」「時間外労働の免除」「法定を上回る育児休業制度」「法定を上回る介護休業制度」「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」の7制度については、半数を大きく上回る企業が制度ありと回答しており、とりわけ、「育児等のための短時間勤務制度」「深夜勤務の免除」「時間外労働の免除」の3制度については8割を超える企業が整備している。一方、「会社による託児所利用支援」「在宅勤務制度」「勤務地限定制度」「結婚・出産退職者のための再雇用制度」「子どもの看護休暇制度」の5制度については、4割未満の企業しか制度ありと回答しておらず、就労者と企業双方の回答からこれらの制度については整備が相対的に遅れていることがわかる。以上の結果から、単純平均で見ると、制度の有無についての回答が、就労者と企業とで食い違っている。

次に、各制度について「制度あり」と回答した就労者及び企業に対して、制度の「使いやすさ」を、「非常に使いやすさ」を5点、「まあ使いやすさ」を4点、「どちらともいえない」を3点、「やや使いにくい」を2点、「非常に使いにくい」を1点として点数をつけてもらったところ、すべての施策について就労者による評価は企業の担当者による評価を相当程度下回っている。在宅勤務制度を除いたすべての施策について企業担当者の平均点が3点を上回っているのに対し、就労者では、「時間外労働の免除」「法定を上回る介護休業制度」「会社による託児所利用の支援」「在宅勤務制度」「勤務地限定制度」「結婚・出産退職者のための再雇用制度」「子どもの看護休暇制度」とほとんどの制度が3点を下回るどちらからかというネガティブな評価であった<sup>4)</sup>。

これら12制度について、類似性の強い制度どうしは近くに、非類似性の強い制度は遠くにマッピングしたのが図12-1である(野口, 2007)<sup>5)</sup>。図12-1

4) 各施策の有無について、「平成17年度女性雇用管理基本調査」(厚生労働省)が収集したデータから、30人以上の事業所規模での全国平均値をあげると、「育児等のための短時間勤務制度」「所定外労働の免除」「法定を上回る育児休業制度」「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」「再雇用制度」(平成8年度調査)「子どもの看護休暇制度」ありがそれぞれ、50.1%、36.3%、21.3%、27.3%、20.7%である。本章で用いる「職場環境と少子化の関連性に関する調査」では、企業ごとの整備状況が調査されているため、事業所ベースの調査である「女性雇用管理基本調査」と比較することはできないが、本章の分析対象者は、40%の企業が制度ありと回答した「子どもの看護休暇制度」を除いて、おおむね全国平均よりも良好な両立支援策の下で就労しているといえるだろう。

タイトルの柔軟性と多様なライフ・ステージの受容性に対する重点の置き方を段階的に示しており、この軸の中央部分には、ファミリーとフレックス両施策の特性を持つ諸制度が配置されていると考えられる。以上の結果から、ここでは、調査対象となった12制度を次の4つの施策群に分類する。〈施策群I〉は最も整備が進んでいるフレックスより前の施策群、〈施策群II〉と〈施策群III〉はそれぞれ、制度整備が半ば進んでいる、フレックス施策群とファミリー施策群、そして、〈施策群IV〉は整備が最も遅れているファミリー寄りの施策群である。

#### 4 就労者と企業の認識

##### 4.1 基本統計量による比較(就労者対企業)

本節では、各施策群における就労者と企業の認識の特性と関わりについて考察を加える。図12-2は、職場における両立支援策の有無について、(1)就労者と企業の担当者との回答が一致している場合、(2)制度はあるが就労者がいないと回答した場合、(3)制度はないが就労者がいると回答した場合の回答比率を示している。すなわち、企業の担当者の回答が正解と仮定すると、(1)は就労者が制度について正確に把握しており、(2)と(3)は就労者が制度について誤った理解をしていることを意味する。「子どものための看護休暇制度」以外では、〈施策群I〉—〈施策群III〉で半数を大きく上回る企業が制度ありとした施策について、制度の有無について正確に把握している就労者は、半数もしくはそれ未満にとどまっていることがわかる。また、制度について誤った認識を持つ就労者のうち、「半日単位の年次有給休暇の取得」を除き、4割前後からそれを上回る比率で、制度があるにもかかわらず制度がないと回答している。逆に、制度整備が遅れている〈施策群IV〉については、8-9割の就労者が制度についての正しい認識を持っている。

次に、図12-3は、両立支援策の使いやすさに対する就労者と企業の担当者による評価の違いを示しており、制度整備に対する就労者の認知度が、評価に大きく影響していることがわかる。図12-3では、(1)就労者と企業の担当者との制度評価が一致している場合、(2)就労者の評価が企業担当者の評価を下回っ

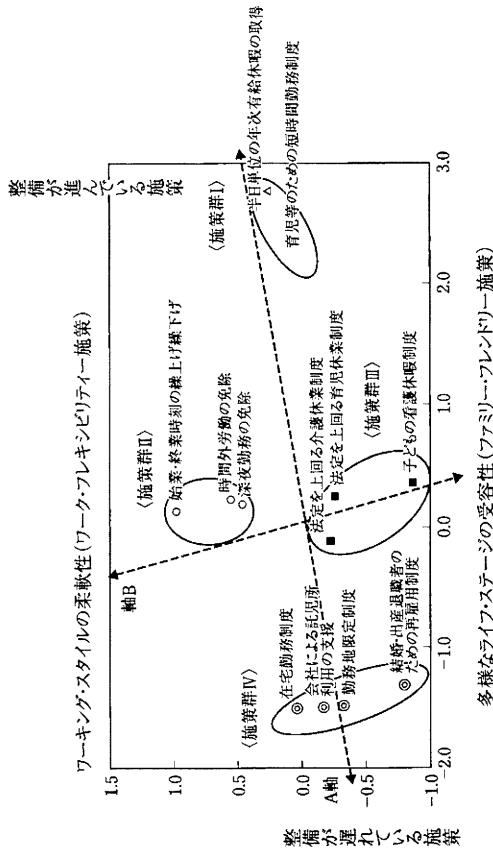


図12-1 多次元尺度法による(ユークリッド距離モデル)による両立支援策の分類

出所:「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年)を基に筆者が分類。

を見ると、右端中央に、最も制度整備が進んでいる「半日単位の年次有給休暇の取得」と「育児等のための短時間勤務制度」が、そして、その地点から最も遠い左下端には「結婚・出産退職者のための再雇用制度」が配置されており、同じく、導入が遅れている「会社による託児所利用支援」「在宅勤務制度」「勤務地限定制度」の3制度がその近くにマッピングされている。したがって、右端中央から左下端へ向かっての軸Aは、制度整備がどの程度進んでいるかを示している。一方、上端中央には、「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」、またその下方には、「深夜勤務制度の免除」や「時間外労働の免除」と、勤務時間に対する柔軟性に重点を置くフレックス施策が配置されているのに対し、下端中央には、「子どもの看護休暇制度」、またその上方には、「法定を上回る育児休業制度」や「法定を上回る介護休業制度」といった、個々の家計が直面する多様なライフ・ステージへの受容性を示すファミリー施策が配置されている。つまり、図12-1における上端から下端へ向かっての軸Bは、ワーキング・ス

5) この方法は、多次元尺度法といい、複数の観測値からなる多変量データに対して、類似度の高い指標を選択して情報を集約する多変量解析の手法の1つである(齋藤・宿久, 2006)。多次元尺度法と同様、多変量解析法であるクラスタ分析からも同様の結果が得られた。



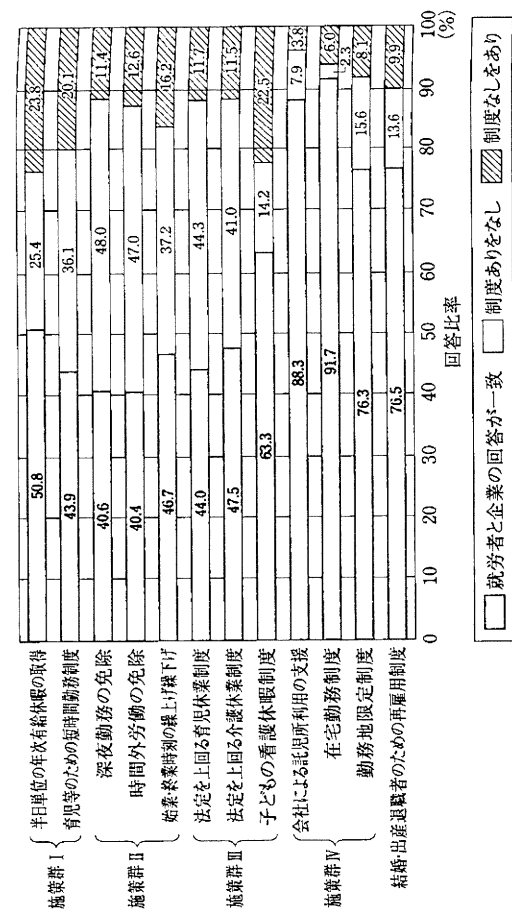


図 12-2 職場における「仕事と家庭の両立支援策」の有無(就労者対企業)

出所:「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年)を基に筆者が分類。

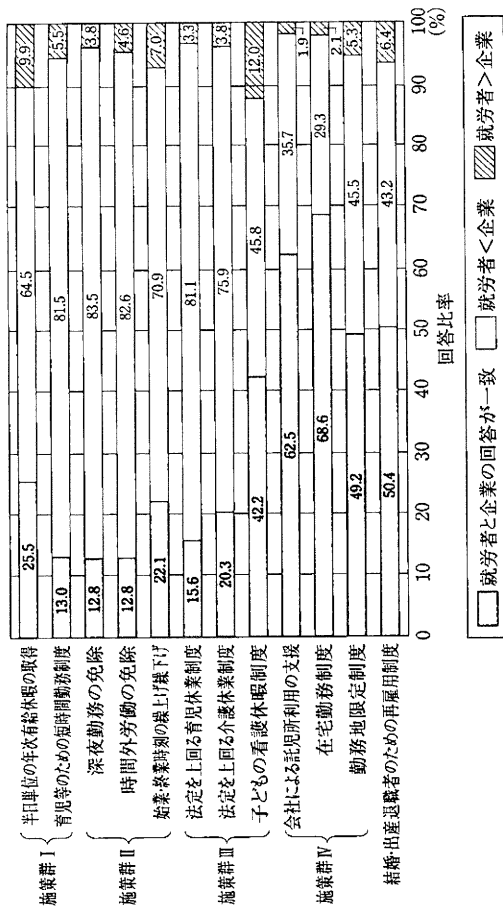


図 12-3 職場における「仕事と家庭の両立支援策」の使いやすさ(就労者対企業)

出所:「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年)を基に筆者が分類。

ている場合、(3)就労者の評価が企業担当者の評価を上回っている場合の回答比率を示している。制度に対する認知度の結果(図 12-2)を反映して、〈施策群 I〉—〈施策群 III〉において就労者と企業担当者の評価が一致している比率は 1-2 割程度と非常に低く、他方、就労者の評価が企業担当者の評価を下回る比率が 7-8 割と高い。一方で、就労者の制度に対する認知度が高い〈施策群 IV〉については、「会社による託児所利用支援」「在宅勤務制度」「勤務地限定制度」「結婚・出産退職者のための再雇用制度」の 4 制度すべてについて、就労者と企業の評価が一致している比率が 5-6 割と比較的高かった。

4.2 企業内での両立支援策の評価

各施策群の「使いやすさ」に対する就労者と企業担当者の 5 段階評価に「制度なし」の場合を 0 点として、企業内 (within-firm) と企業間 (between-firms) それぞれについて主成分分析を行い、主成分得点を計算した<sup>6)</sup>。企業内主成分得点は、各企業内の調査対象者の評価に基づき計算される。したがって、本調査が無作為抽出を実施しておらずサンプリングについては各企業に委ねられていることからバイアスが大きいと考えられる。他方、企業間主成分得点は、各企業の担当者 1 名による評価を用いるため、企業単独で見た場合の点数については担当者の主観が影響することは否めないが、回答のあった 78 社について、各企業の施策評価を相対化することが可能となる。

まず、就労者の回答に基づいた各施策の評価 (within-firm) について、就労者の属性別に平均値の違いを検証することにする(表 12-2 参照)<sup>7)</sup>。(1)性別について、男性と比較して、両立支援策を利用する確率が高いと考えられる女性の評価が有意に低かったことは予想外な結果である。しかし、これは、(2)利用経験の有無による違いから、実際に支援策を利用した経験のある就労者の比率が女性よりも男性の方が高いこと、また、(3)婚姻形態別の結果から、本調査対象者における男性の既婚率が 56% と、女性の 33% に比べて高いことが影響して

6) 主成分分析とは、本研究での 12 制度に対する評価などのように複数の指標や変数が存在する場合、できる限りそうした情報を生かし、1 つまたは少数の指標(主成分)に情報を圧縮することによって代表させようという多変量解析の 1 つの方法である。

7) 平均値の差異については、F 値によって差異が統計的に有意かどうかを検証した。

表 12-2 企業内 (within-firm) 主成分得点による就業者属性別両立支援策の使いやすさ

制度の使いやすさ(主成分得点)	施策群 I		施策群 II		施策群 III		施策群 IV	
	N	平均値	N	平均値	N	平均値	N	平均値
(5) 非常に使いやすさ: 4 = まあ使いたい: 3 = どちらともいえない: 2 = やや使いたくない: 1 = 非常に使いたくない: 0 = 制度なし(注)								
(1) 性別								
A. 女性	1,109	-0.174	1,109	-0.200	1,109	-0.132	1,109	-0.164
B. 男性	3,126	0.064	3,126	0.073	3,126	0.037	3,126	0.059
平均値の差の有意性 (A 対 B)		A < B***		A < B***		A < B***		A < B***
(2) 本人もしくは周囲の利用経験								
C. 利用経験なし	617	-0.852	629	-1.043	878	-0.438	918	-0.440
D. 利用経験あり	492	0.577	480	0.905	231	1.183	191	1.345
平均値の差の有意性 (C 対 D)		C < D***		C < D***		C < D***		C < D***
(3) 男女・婚姻形態・子どもの有無別								
E. 利用経験なし	1,112	-0.802	1,189	-0.980	2,293	-0.349	2,501	-0.279
F. 利用経験あり	2,014	0.541	1,937	0.719	833	1.069	625	1.362
平均値の差の有意性 (E 対 F)		E < F***		E < F***		E < F***		E < F***
(4) 男女・就業形態別								
G. 既婚者・子どもあり	245	0.549	245	0.650	245	0.520	245	0.396
H. 既婚者・子どもなし	123	0.539	123	0.512	123	0.506	123	0.430
I. 独身者	741	-0.531	741	-0.599	741	-0.406	741	-0.400
平均値の差の有意性 (G 対 H)		G > I***		G > I***		G > I***		G > I***
平均値の差の有意性 (H 対 I)		H > I***		H > I***		H > I***		H > I***
(5) 男女・学歴別								
J. 既婚者・子どもあり	1,348	0.487	1,348	0.537	1,348	0.391	1,348	0.376
K. 既婚者・子どもなし	390	0.430	390	0.473	390	0.305	390	0.312
L. 独身者	1,388	-0.451	1,388	-0.491	1,388	-0.382	1,388	-0.342
平均値の差の有意性 (J 対 K)		J > L***		J > L***		J > L***		J > L***
平均値の差の有意性 (J 対 L)		K > L***		K > L***		K > L***		K > L***
(6) 男女・就業形態別								
M. 正規	968	-0.142	968	-0.150	968	-0.071	968	-0.103
N. 非正規	135	-0.368	135	-0.515	135	-0.286	135	-0.321
平均値の差の有意性 (M 対 N)		M > N***		M > N***		M > N***		M > N***
O. 正規	3,090	0.069	3,090	0.079	3,090	0.043	3,090	0.054
P. 非正規	33	-0.466	33	-0.505	33	-0.321	33	-0.367
平均値の差の有意性 (O 対 P)		O > P***		O > P***		O > P***		O > P***
(7) 男女・学歴別								
Q. 大卒以上	391	-0.168	391	-0.224	391	-0.061	391	-0.124
R. 大卒未満	716	-0.180	716	-0.190	716	-0.124	716	-0.139
平均値の差の有意性 (Q 対 R)								
S. 大卒以上	1,845	0.022	1,845	0.015	1,845	-0.003	1,845	0.019
T. 大卒未満	1,277	0.124	1,277	0.155	1,277	0.085	1,277	0.092
平均値の差の有意性 (S 対 T)		S < T***		S < T***		S < T***		S < T***

注: 各施策群ごとまたは各施策群の主成分得点については、1つでも利用した経験が本人もしくは周囲にある場合、平均値の有意性については、\*\*\*1%水準で有意、\*\*5%水準で有意、\*10%水準で有意。各就業者属性における平均値の差をF値により検定した結果。

出所: 「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年)を基に筆者が集計。

いと考えられる。(2)本人もしくは周囲の利用経験については、男女ともに、全施策群において、利用経験のある就業者の方が経験のない就業者に比較して、制度に対する評価が有意に高い。(3)「男女・婚姻形態・子どもの有無別」では、全施策群において、既婚の男女ともに、子どもの有無は制度評価にほとんど影響せず、むしろ既婚者と独身者とで評価が有意に異なる。認知度が制度評価に大きく影響することから、出産よりもむしろ婚姻が支援策に対する認知度と評価を高める重要な要因であることを示している。(4)「男女・就業形態別」の評価では、男女ともに、〈施策群 I〉—〈施策群 III〉までは、制度に対するアセスが有利な正規就業者による評価が非正規就業者の評価を有意に上回っている。逆に、〈施策群 IV〉では、女性の非正規職員の評価が正規職員を上回る傾向にある。これは、女性の非正規就業者が、「在宅勤務制度」や「勤務地限定制度」等非正規の雇用形態に適合した職場を自ら選択している、また、「結婚・出産退職者のための再雇用制度」を活用して、結婚後または出産後に就業形態を正規から非正規に変化させた可能性も考慮に入れる必要があるだろう。ただし、本調査では、こうした個人の履歴については追跡することができない。(5)

「男女・学歴別」では、女性の場合、大卒以上と大卒未満とで有意性が観察されなかったのに対して、男性については、〈施策群 IV〉を除いて、大卒未満の就業者の方が大卒以上の就業者に比較して制度に対する評価が高い。これは、男性の場合、大学・大学院を修了している職員に比較すると、高卒の方が、制度の利用率が高いことが影響している。

以上の結果から、企業内での制度評価は、サンプル内の就業者属性によって影響を受けることがわかる。これは、本人や周囲の人による制度の利用経験の方が未経験者よりも評価が有意に高いことから明らかのように、個人属性によって制度を利用する確率(したがって、企業内主成分得点については、前項でも述べたように、セレクション・バイアスに留意する必要がある)。

次に、就業者の属性別に企業規模と企業内主成分得点を検証する。図 12-4-1 ~ 図 12-4-6 は、企業票に回答のあった正規就業者数(対数表示)を横軸に、また、就業者の属性別の企業内主成分得点について、企業ごとの平均値を算出した数値を縦軸にして、両者の相関を図式化したものである。以下、同様の

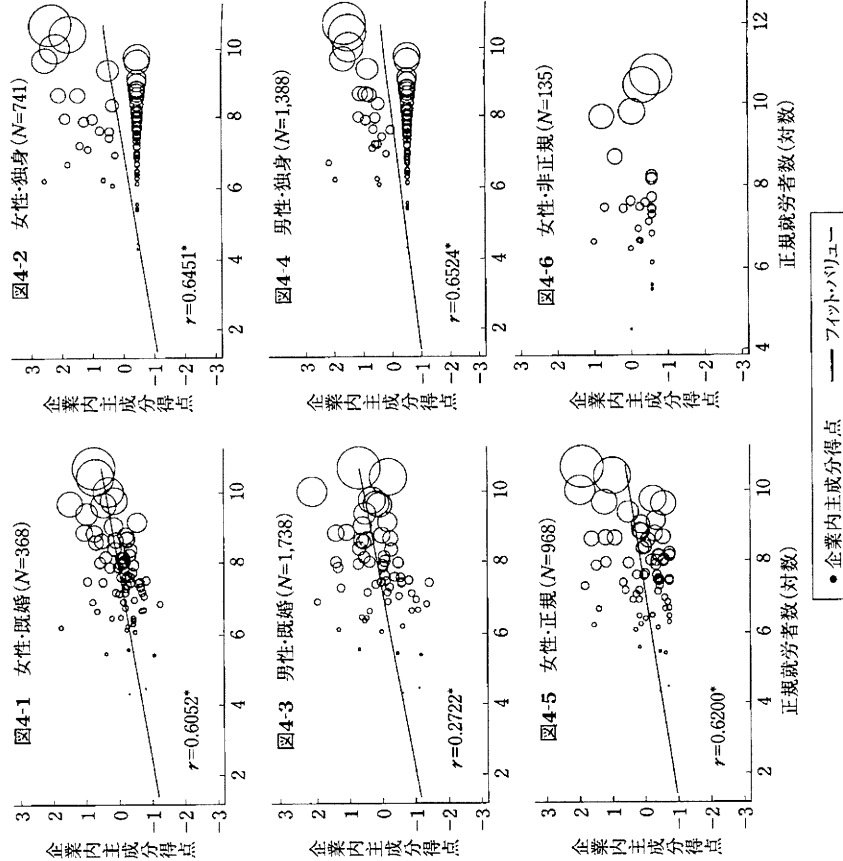


図 12-4 就労者属性別の企業規模(正規就労者数(対数表示))と企業内(within-firm)主成分総得点との相関

注：男性の非正規就労者は33名であつたため分析から除外した。  
出所：「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年)を基に筆者が集計。

分析において、バブルの大きさは正規就労者数を示しており、相関係数は同変数による比重をつけ算出した。

企業内主成分総得点と正規就労者数(対数)で示した企業規模との間には、女性の非正規就労者(図 12-4-6)を除くすべての就労者属性において、有意に正の相関があることがわかる。同様に、本調査でサンプリングされた就労者を見る限り、正規就労者総数に対する女性正規就労者や全就労者に占める非正規就

労者の割合が低く、給与形態が年功序列であるといった大企業の特徴特性が、企業内での制度評価とおおむね正に相関しているのに対して、そうした特性は女性の非正規就労者の制度評価に対してはマイナスに有意に働いている<sup>8)</sup>。女性の就労者の場合、正規と非正規とでは、両立支援の諸制度に対するアクセスに何らかの構造的な違いがあると考えられる。男性の非正規就労者については、本調査に含まれるサンプル数が33名と限られていたため分析から除外せざるをえず、女性の非正規就労者と同様の傾向があるかどうかは不明である。

#### 4.3 企業間での両立支援策の評価

次に、全12施策について各企業の担当者1名による評価を主成分分析にかけ点数化した企業間(between-firms)主成分得点についてみてみる。図 12-5-1～図 12-5-4は、企業属性を横軸に、企業間主成分総得点を縦軸にして、両者の相関を図式化したものである。

まず、個人による施策評価と同様に、企業間主成分総得点と正規就労者数(対数)による企業規模との間には、有意に正の相関があることがわかる(図 12-5-1)。第2に、図 12-5-2を見ると、企業間における相対的評価は、正規就労者総数に対する女性正規就労者に占める非正規就労者の割合との間に有意に負の相関がある。他方、企業間主成分総得点は、35歳時における大卒者間での給与格差との間には有意な相関が認められなかったが、男女ともに、入社時の初任給と35歳時の給与比との間には正の相関が認められた(図 12-5-3と図 12-5-4)。こうした特性はいずれも企業規模に関連している。企業規模が大きいかほど、女性の正規就労者比率や非正規就労者比率は低く、また年功序列の給与形態をとっている確率が高い。したがって、以上のような企業属性と企業間での相対的な制度評価との関係性は正規就労者数でみた企業規模との相関に集約される。

## 5 推定の方法

本研究では、Staiger and McClellan(2000)によるGMM推定法を、各企業に

8) 詳細な相関図については、野口(2008)を参照のこと。

図5-1 企業規模(正規就労者数(対数表示))との相関

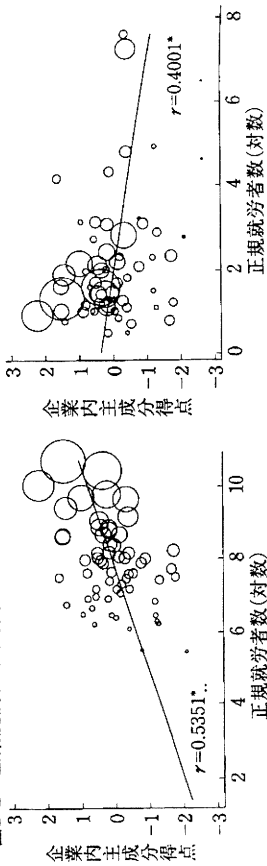


図5-2 女性正規就労者比率との相関

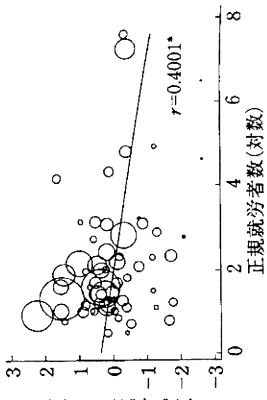


図5-3 男性大卒正規就労者の初任給と35歳時の年収格差

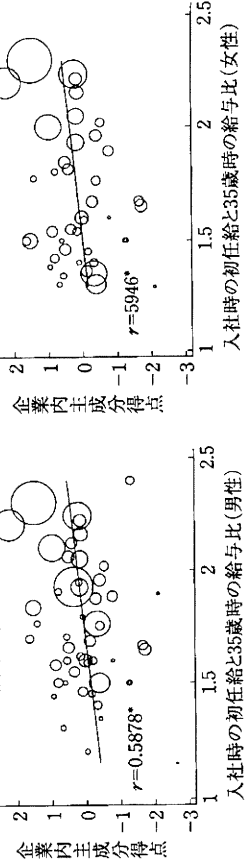


図5-4 女性大卒正規就労者の初任給と35歳時の年収格差

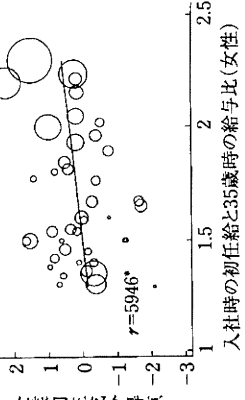


図12-5 企業属性と企業間(between-firms)主成分総得点との相関(N=78)

出所:「職場環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年)を基に筆者が集計。

における出生率に対する企業間主成分得点の効果の推定に適用する。この推定方法は、操作変数を用いることで疑似的にランダムな状況を創出し、多重共線性を回避しつつ、多様な両立支援策の効果を同時に推定可能なことである。この推定法は、急性心筋梗塞の患者に対する治療の質を測定するために開発されたもので、各医療施設内(within-hospital)における患者属性のバリエーションではなく、医療施設間(between-hospitals)におけるバリエーションを操作変数とする2段階推定法である。本章では、患者は就労者であり、医療施設は企業となる。

$$Y_{ij} = \tau_j \beta + X_{ij} \alpha + u_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

推定式(1)は、第*j*番目の企業における、第*i*番目の就労者の将来の出生率 $Y_{ij}$ が、各企業における両立支援策の「使いやすさ」、すなわち企業間における

相対的的制度評価( $\tau_j$ )、および、個々の就労者属性( $X_{ij}$ )に依存していることを示している。 $\beta$ と $\alpha$ は推定するパラメーターである。個々の就労者の出生確率 $Y_{ij}$ としてどういった変数を用いるかについてはさまざまな議論がある。前述したように、本研究が用いた調査で就労者と企業にたずねている両立支援策は現在の職場を対象としており、実際の出産前後の情報ではない。こうしたデータ制約により、ここでは、 $Y_{ij}$ として「今後何人の子どもを持つと思うか」に対して1人以上の子どもを持つと回答した場合を「1」、今後子どもを持ちたいと思わないと回答した場合を「0」とした二項変数を用いる。Staiger and McClellan(2000)では、誤差項を医療施設間( $u_j$ )と患者間( $\varepsilon_{ij}$ )における属性のバリエーションに起因する2つの部分に区別して定義している。ここでの定義は、誤差項が企業間(between-firm:  $u_j$ )と就労者間(within-firm:  $\varepsilon_{ij}$ )における属性のバリエーションに起因していることとらえる。

次に、このモデルでは、第*j*番目の医療施設に入院した第*i*番目の患者の治療選択( $\tau_j$ )は、患者属性と患者がどの医療施設に入院したかによって説明される内生変数であった。したがって、 $u_j$ と $\varepsilon_j$ 、および、 $\varepsilon_{ij}$ と $X_{ij}$ とは相関がなくないが、 $\varepsilon_{ij}$ は $\varepsilon_j$ と相関があると仮定されていた。しかし、本論では企業間主成分得点( $\tau_j$ )は、就労者属性や就労者がどの企業で働くかという意思決定とは無関係に決まる外生変数であると仮定し、モデルを単純化する。

$$Y_{ij} = X_{ij} \alpha + \phi_j + \omega_{ij} \quad \text{where} \quad \phi_j = \tau_j \beta + u_j; \quad \omega_{ij} = \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

推定式(2)において、 $\varepsilon_j$ は第*j*番目の企業における*N*種類の施策群それぞれに関する主成分得点を示す固定効果(firm fixed-effect)である。まず、推定の第1段階として、男女別の就労者について推定式(2)をfixed-effects logit推定法により推定する<sup>9)</sup>。この就労者レベルの回帰分析の結果から、企業間におけるバリエーションに注目し、今後の出生確率の固定効果の推定値( $\hat{\phi}_j$ )を第*j*番目

9) 第1段階(2式)において、企業内での就労者間(within-firm)の主成分得点を、企業間(between-firms)主成分得点として回帰し、得られた主成分得点の期待値について企業ごとにとめ、第2段階(3式)の説明変数として投入する方法もあるが、この場合、企業間(between-firms)主成分得点は企業ごとの固有の変数であるため、第1段階に固定効果モデルを使うと、回帰分析から削除してしまう。したがって、本研究では、企業間(between-firms)主成分得点を外生変数として直接第2段階に投入することにした。