



RIETI Discussion Paper Series 10-J-008

常勤者の過剰就業とワーク・ファミリー・コンフリクト

山口 一男
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

常勤者の過剰就業とワーク・ファミリー・コンフリクト¹

山口一男
(シカゴ大学教授、経済産業研究所 客員研究員)

要旨

本稿は、常勤の雇用者の中での過剰就業について理論的検討を加え、その決定要因を分析し、ワーク・ファミリー・コンフリクトの決定要因を明らかにし、さらに過剰就業とワーク・ファミリー・コンフリクトとの関連を分析する。また、過剰就業と職場の柔軟性の欠如に関して、女性の管理職と「勤め人の専門職」が最もワークライフバランスの達成しにくい状況にあることを明らかにする。ワーク・ファミリー・コンフリクトについては「仕事のために家族の役割が充分はたせない」というWIF指標と、「家族のために仕事の役割が充分はたせない」というFIW指標の決定要因に関して、前者には職や職場のあり方が、後者には家族のあり方がどのように影響するかを明らかにする。特にWIF指標については、就業時間の影響を超えて、過剰就業と職場の柔軟性の欠如が大きく関連することを示す。

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本稿の研究は経済産業研究所 (RIETI) の助成を受けて行われた。早期の原稿に対する鶴光太郎氏のコメントに感謝する。

1 はじめに

2008年の金融危機以来、わが国の経済はいったん底をつき、失業も2002年ごろの高みにまでは上っていないものの急上昇し、その後労働需要は回復の兆しが見えない。そんな中では、本稿が取り扱う過剰就業問題やワーク・ファミリー・コンフリクトの問題は当面の緊急問題とは考えられないかもしれない。しかし、企業の人件費コスト負担が増す中で、非正規雇用化がさらに進行する分、超過勤務を必要とするときに正規雇用者に負担が降りかかる傾向の悪影響も一層増大すると考えられる。また過剰雇用（人余り）についてワークシェアリングの議論も再燃しているが、この問題に過剰就業の理論的把握は深く関係しており、したがってこの問題の理解の必要性は逆に一層強まっているともいえる。

本稿は希望就業時間が実際の就業時間を上回る**過剰就業**の実態と過剰就業とワーク・ファミリー・コンフリクト（仕事と家族との葛藤）の実態、およびこれら二変数の関係を明らかにする。なお本章の分析は筆者の近著『ワークライフバランス——実証と政策提言』（山口2009）の第6章「過剰就業（オーバー・エンプロイメント）——非自発的な働きすぎの構造、要因、と対策」（以下「先の研究」と呼ぶ）と相互補完的な関係にある。

本章の研究は先の研究と比べ以下の点で異なる。まず先の研究では臨時・パートを含む雇用者全体の分析を行ったが、本章は常勤の雇用者に限って分析を行っている。先の研究では常勤者は、パート・臨時に比べ、過剰就業が著しいことを示した。これはもちろん常勤者の就業時間がパート・臨時よりも長いことが主な原因であるが、それだけではなく、特に週35時間未満の短時間勤務を希望する場合、常勤者には実際にその希望がかなえられることがパート・臨時に比べ著しく少ないことにもよる。つまり短時間就業希望はパート・臨時ならかなえられるが常勤者にはかなえられない傾向も常勤者の過剰就業を生む一因なのである。過剰就業は単に就業時間の長さでなく、希望就業時間との乖離により生じるからである。この事実はわが国において短時間正社員の普及がないことが根本原因である。つまり、常勤、特に正社員であれば、短時間就業希望は制度的にかなえられない状況が広範に存在する結果である。なお山口（2008）は、わが国では短時間正社員（週35時間未満の正規雇用者）は1%にも満たないため、女性が育児や家庭との両立上短時間就業を望むと、非正規雇用に変らざるをえないことが雇用形態の違いを通じた男女の賃金格差を生み出す一因となることを示した。したがって短時間正社員制度の普及は常勤者の過剰就業の緩和のためだけではなく、男女の賃金格差解消のためにも必要である。これは重要な政策的論点であるが、既に他で分析したので、本章ではこの問題には触れず常勤者のみに限ってその過剰就業に関連する問題を実証し議論する。具体的には以下である。

正規雇用に関する過剰就業には、労働市場における買手独占（モノプソニー）の理論の応用が重要な考察を与える。これは先の研究でも議論したが、黒田祥子・山本勲両氏のホワイトカラー・エグゼンプションに関する最近の研究

(黒田・山本 2009) と川口大司・鶴光太郎両氏のワークシェアリングに関する最近の研究(川口・鶴 2010 予定)にも関係しており、この洞察をさらに深める。

第2に先の研究では雇用者が職場で柔軟に働けるか否かに関する調査項目である「私は、家庭の用事のために仕事の日時を変えることができる」に「当てはまらない」と答えたものは過剰就業者となる強い傾向があることを示したが、本稿ではこの職場における柔軟な働き方の欠如の要因を分析するとともに、この欠如が過剰就業に与える影響についてI P T E法を用いて、より厳密にその効果を測定する。

第3に先の研究では過剰就業の決定要因の特性に企業の「ジェンダー化」した対応を明らかにした。具体的には幼い子どもがいる場合、雇用者の性別により企業の対応が異なるためか、6歳未満の子どもがいる場合はいない場合に比べ女性の場合は希望に即して残業が減るが、男性はむしろ希望に反して残業が増えるという特徴であった。本稿はその傾向は常勤者に対し再確認するが、それとともに企業がこのような「女性向け対応」をしない「一部の女性」には、他の女性や男性に比べ仕事と家庭の両立がより難しくなっていると一般的な仮説を過剰就業や、職場の柔軟性の欠如や、ワーク・ファミリー・コンフリクトへの影響の分析を通じて検証する。ここで言う「一部の女性」とは典型的には総合職女性である。総合職女性には従来男性と同じ働き方、つまり柔軟性のない拘束度の大きい働き方を企業が押し付けていると考えられる。一方総合職女性は他の常勤の女性と同様に、家事育児負担が大きく、この点ワークライフバランス達成が最も難しいと予想される。しかし分析に用いる調査データでは「総合職」と「一般職」の区別が得られない。このため代替として女性の職業の影響を通じて分析することにする。調査では管理職および「勤め人の」専門職(教師、技師、研究員など)と「勤め人でない」「(その他の)専門職」(弁護士、医師、作家など)を区別しており、管理職者や勤め人専門職者には総合職の割合が多いと考えられるからである。また、事務職の女性には総合職は少なく、作業職女性にないと考えられる。

第4に、就業時間を制御した上で、過剰就業や、職場の柔軟性や、職業がワーク・ファミリー・コンフリクト(WF C, 仕事と家族の葛藤)に与える影響を見る。この概念の重要性については、後に詳しく説明するが、仕事の役割と家族の役割の両立の困難さを心理面からとらえた尺度で、分析に用いる調査ではこのWF Cに関して、非対称な2つの指標について調べている。具体的には調査で「私は、仕事のために、過ごしたいだけの時間を家族と過ごすことができない」か否かに関する項目と、「私は、家庭の用事のために、仕事を十分にやる時間がない」か否かに関する項目である。これらは通常それぞれWF Cに関するW I F 尺度およびF I W 尺度と呼ばれる²。W I F というのは“work interfering with family”の略で、「家族の妨げになっている仕事」という意味であり、F I W は“family interfering with work”の略で「仕事の妨げになっている家族」の意味である。後で簡単に文献レビューをするが、この二つのWF Cの尺度は、その原因が通常大きく異なり、そのもたらす結果

² また別名でそれぞれ“work-to-family conflict”、“family-to-work conflict”とも呼ばれる。

については共通部分と異なる部分があることが知られている。本稿では、この二つのWFC尺度の予測要因について分析するが、わが国で類似の分析が極めて少ない上に、また米国などでの先行研究にない過剰就業との関係について分析しているのが目新しい点である。なお過剰就業は働き方の特性なので、WIFには大きく影響するが、FIWには影響しないという仮説が考えられる。

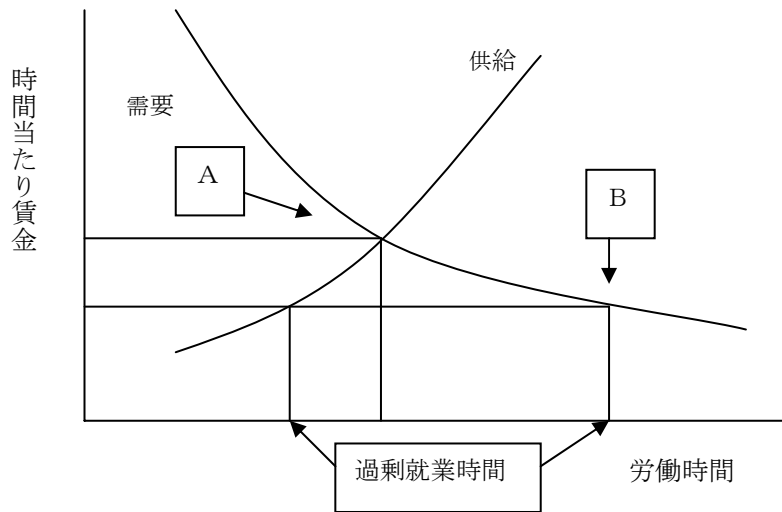
以下①過剰就業に関する正規雇用についての買手独占の理論、②常勤者の過剰就業の決定要因、③ワーク・ファミリー・コンフリクトの研究についての簡単なレビュー、④ワーク・ファミリー・コンフリクトの決定要因、についてそれぞれ記述し、最後に結論を述べる。

2 過剰就業に関する正規雇用についての買手独占の理論について

過剰就業についての既存の理論はなく、したがって下記の理論は筆者の試論である。過剰就業は雇用者にとって実際の就業時間が希望就業時間より大きく、そのずれが非自発的であることを意味するが、それは労働時間の需要と供給のバランスが市場均衡からずれ、雇用者の労働供給時間が市場均衡より大きくなっている状態を意味する。いま正規雇用者について労働の需給について、雇用者数での調整がなく、雇用時間のみによって達成される状況を仮定する。またわが国の正規雇用者について、年功賃金など特殊人的資本の賃金への影響を無視して時間当たり賃金と労働時間との関係を単純化すると、図1で示すように企業の労働時間の需要は労働の限界生産性に見合い図の右下がりの曲線となり、一方雇用者の労働時間の「正常な供給」は労働の限界効用に見合うとされ右上がりの曲線となり、均衡は図の点Aとなる。しかし、このような均衡であれば過剰就業の問題は生じない。

過剰就業は何らかの理由で、労働供給が点Aに見合う労働時間より大きくなっていることを意味するが、そうなると労働者の時間当たりの生産性（点Aより大きい労働時間の需要曲線上の点に対応する時間当たり賃金）は低下する。問題は、過剰就業状態では労働者の時間当たり生産性が下がるのに、なぜ企業はそのような状態を生み出すのかという理由であるが、それはわが国の正規雇用が長期雇用（終身雇用）を前提としているため、中途採用者の労働市場が未発達で「退出オプション」を持つ雇用者が少なく、一旦正規雇用者となると企業が「内部市場」労働の**買手独占（モノプソニー）**状態となることが主な理由と考えられる。買手独占の場合、企業が労働の供給量を決めることができるが、その場合企業の合理的選択は時間当たりでなく、一人当たりの生産性を最大化するように雇用者一人当たりの（例えば週当たりの）労働時間を決定できる。すなわち図1で、企業は労働時間を点Aから点Bに移すことで雇用者の一人当たりの生産性（「時間当たり生産性」×「労働時間」）を点Aの均衡より大きくできる。これが企業の合理的選択による正規雇用者の過剰就業を説明する、と考えられる。

図1 企業の内部市場労働の買手独占の場合



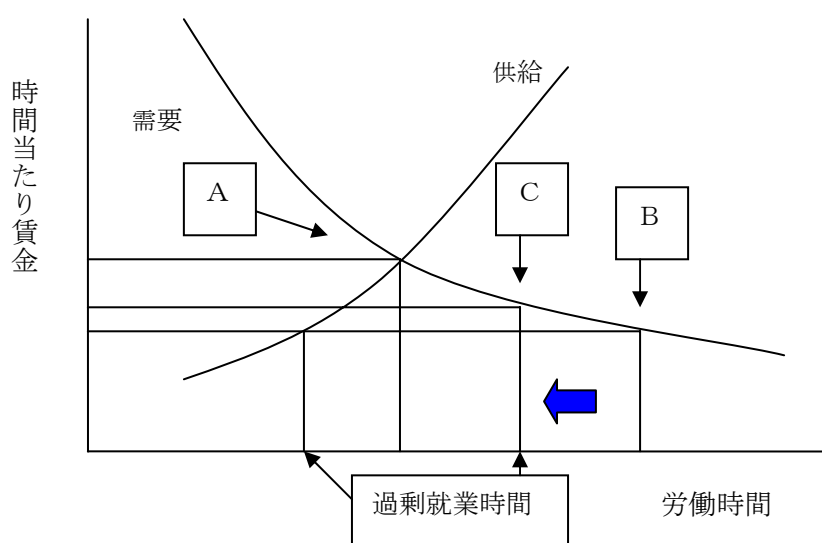
また正規労働の買手独占の理論が正しいならば、このことは雇用政策に大きな意味を持つ。例えば、このような状態の場合にはホワイトカラー・エグゼンプションが導入されても、企業には一人当たりの労働時間を下げるインセンティブが全くない。したがって、ホワイトカラー・エグゼンプションはそれが意図するように人々が不必要な残業を止め時間当たり生産性の高い働き方をすることに結びつかず、ただサービス残業を増やすだけとなるであろう。しかしオランダの時間調整法のもとでのように、もし雇用者がペナルティーを受けずに自由に就業時間を決定できる権利を法的に保障がされているならば³、全く事情が異なる。つまりわが国でホワイトカラー・エグゼンプションが労働時間を下げるためには、雇用者がペナルティーを受けずに、(時間当たり賃金が時間当たり生産性に見合う形で)、自由に就業時間を決定できることの法的保障が必要と考えられる。本来、ホワイトカラー・エグゼンプションの適用者は、自らの時間管理により自分で就業時間を最適化できるという仮定がある。その仮定が現行のわが国の雇用慣行のもとでは極めて疑わしいため、法によってその最適化の実現を支援する必要がある生じるのである。黒田・山本(2009)は最近計量分析を通じてホワイトカラー・エグゼンプションの効果について検討したが、こういった分析が今後とも必要である。重要な点は「退出オプション」を持つ雇用者の場合と、そうでない場合とでは事情が大きく異なるということであろう。

では、残業時間を含む最大就業時間の法的規制が雇用創出を生むか否かに

³ オランダは2000年施行の**雇用時間調整法**(Adjustment of Hours Law)により雇用者に企業からペナルティーを受けずに自ら就業時間を決める権利を与えた。またドイツは2001年の**パートタイム法**で、デンマークも2002年に**パートタイム就業法**(Act on Part-Time Work)を改正して、家庭や個人の都合でペナルティーを受けずにフルタイム就業から短時間就業(パートタイム就業)に変えられる権利を保障した。

についてはどうであろうか。この点も最近川口・鶴（2010 予定）が議論しているように、一人当たりの固定費用により、労働時間削減が労働者数増加に代替される程度が異なるなど他の条件により結果は一様でないと考えられるが、この場合も企業が内部労働市場における労働の買手独占をするため、雇用者の労働時間を自由に設定できることで過剰就業が生じているならば、図2で労働時間規制で最大労働時間を点Cとし、雇用者の一人当たりの生産性が点Aから点Bの間で労働時間の単調増加関数なら、点Cが新たな均衡となる。

図2. 過剰就業と就業時間規制



このような状態の場合には就業時間規制は正規雇用をほとんど創出しないと考えられる。なぜなら点Cでは正規雇用者の一人当たりの生産性は点Bと比べ減少するので、企業がその基準で正規雇用者の生産性を計る限り点Cでは点Bに比べ新規正規雇用の需要はむしろ減り、賃金の低い非正規雇用で代替すると考えられるからである。しかし労働時間規制で雇用者の非効用は減少し（つまり正規雇用者はより満足し）、労働の時間当たり生産性は増すであろうと考えられる。

また労働時間削減が労働需要低下への対策として「緊急避難型ワークシェアリング」の結果であり、時間削減に応じて給与も減らすのであるならば、短期的ならば失業者を出さずにすむメリットがあるが、もし実際には「緊急避難」ではすまず、フルタイム就業に戻せば過剰雇用(人余り)となる状態が継続するなら問題がある。企業側が過剰雇用維持のため給与削減を提示したとき、川口・鶴が指摘するように給与削減に労使の合意が生まれるかどうかという問題を別としても、合意できる削減は組合側が公平原理を主張するので一律削減となりやすい。しかしこれは部門別の生産性の差を無視するので、効率的な労働配分を生まず企業の活力は向上しない。さらにわが国では「退出オプション」のある雇用者が未だ少ないので当面の問題ではないであろうが、一律の賃下げは逆

選択を引き起こす可能性が高い。つまり労働生産性が高く他の企業でより高い給与が得られる雇用者は転職しそういうチャンスのない雇用者だけが残るという結果を引き起こしやすい。企業内ワークシェアリングは生産上効率的な、雇用者の間で一律でない時間と給与の削減に労使の合意が得られるかどうか成功の一つの鍵であろう。以下過剰就業の実態の分析に移る。

3 常勤者の過剰雇用の実態と決定要因

3.1 データ

本稿で分析に用いるデータは慶応義塾大学が2000年に行った「アジアとの比較による家族・人口全国調査」である。この調査は20歳から50歳の男女の全国標本であるが、本稿では20-49歳の標本のうちパート・臨時、自営業、家族従業者、農林漁業者を除く非農林漁業の常勤雇用者に限って行っている。また過剰就業の定義ができないため希望就業時間の「わからない」約6%の女性標本、約7%の男性標本をさらに除いており、その結果標本ウェイトつきで標本数は2,309人（男性1,537人、女性772人）である。

過剰就業については通勤時間を除く「通常の1週間の平均就業時間」に対する質問と、「もしあなたが希望する時間だけ働けるとすれば」という条件での希望する1週間の就業時間に関する質問への回答の組み合わせで定義される。回答肢は共通で（1）ゼロ、（2）1-15時間、（3）16-34時間、（4）35-41時間、（5）42-48時間、（6）49-59時間、（7）60時間以上で、希望時間のほうにはさらに「わからない」という回答肢が追加されている。常勤者は週35時間勤務未満(上記のカテゴリー（1）、（2）、（3）)は少なく4.8%であるが、週35時間未満就業希望者は23.3%（男性は18.4%、女性は33.1%）であり、短時間就業については希望と実際の大きな乖離が見られる。なお、過剰就業者にはフルタイム勤務だが残業を減らしたい「非自発的超過勤務者」とフルタイム勤務から短時間勤務に変わりたい「非自発的フルタイム就業者」と短時間勤務だがさらに就業時間を減らしたい者の3種類があるが、常勤者には第3のグループは極めて少ない。表1は男女別、有配偶・無配偶別に雇用者全体の中で、および常勤雇用者の中での種類別の過剰就業者の割合を示している。雇用者全体の中では女性は特に有配偶者にパート・臨時の雇用者が多いため過剰就業者割合に男女差があるが、常勤雇用者に限れば大差はなく性別、有配偶・無配偶別にかかわらず6割前後の者が過剰就業者となることを示している。

表 1. 雇用者全体および常勤雇用者中の：20～49歳(希望する就業時間が「わからない」者を除く)

	有配偶女性	無配偶女性	有配偶男性	無配偶男性	総計
I. 雇用者中での割合					
N	626	641	920	667	2,874
過剰就業者計	36.6%	49.5%	68.6%	57.0%	54.2%
非自発的超過勤務者 注1	11.3%	26.1%	51.6%	40.0%	34.1%
非自発的フルタイム就業者 注2	18.4%	22.3%	16.3%	16.0%	17.9%
就業時間減希望のパートタイム就業者 注3	6.9%	1.1%	0.7%	1.0%	2.2%
II. 常勤雇用者中での割合					
N	257	515	910	627	2,309
過剰就業者計	62.3%	56.3%	68.5%	58.2%	62.5%
非自発的超過勤務者 注1	25.7%	30.7%	52.2%	41.1%	41.5%
非自発的フルタイム就業者 注2	35.8%	25.0%	16.2%	16.6%	20.4%
就業時間減希望のパートタイム就業者 注3	0.8%	0.6%	0.1%	0.5%	0.6%

注1 「フルタイムのまま残業時間を少なくしたい」

注2 「フルタイムだが無職になりたい」者と「フルタイムだがパートタイムになりたい」者の合計

注3 「パートタイムだが就業時間を少なくしたい」者と「パートタイムだが無職になりたい」者の合計

3.2 過剰就業の回帰分析

過剰就業は実際の就業時間が希望就業時間より大きい状態を意味するが、表2の二変数のクロス表において値0となっている組み合わせは、希望就業時間が実際の就業時間以上の場合で過剰就業がない場合となる。一方1～4の値の組み合わせは過剰就業となる場合であり、値が大きいほど実際の就業時間が希望就業時間を上回る程度、すなわち、**過剰就業の度合い**が大きくなる。

表 2. 就業時間区別の希望就業時間と過剰就業の度合い^注

実際の週平均 就業時間	希望就業時間				
	35 未満	35-41	42-48	49-59	60 以上
35 時間未満	0	0	0	0	0
35-41	1	0	0	0	0
42-48	2	1	0	0	0
49-59	3	2	1	0	0
60 以上	4	3	2	1	0

注： 0：過剰就業なし

1～4：過剰就業ありの場合のその度合い

表2から明らかなように、希望就業時間が一定なら、実際の就業時間が増すほど過剰就業の度合いは増す。また実際の就業時間が一定ならば、希望時

間が少ないほうが過剰就業の度合いは増す。したがって、過剰就業のグループ間の違いについてそれが実際の就業時間の違いから生じるのか、希望時間の違いから来るのかが問題になる。実際には第3の要素として希望と実際の就業時間の関連の強さも影響する⁴。以下では、比較的簡便な度合いの違いを含む過剰就業度の決定要因と実際の就業時間の決定要因を、類似の順序ロジット (ordered logit model) を用いて分析する⁵。

交互作用効果の解釈について

また、以下の表4、5、7の回帰分析においては、職や家族の特性の主効果と性別との交互作用効果の理解が要点となっている。ここでは、それぞれの効果を分かりやすく説明するため、表4の回帰式を以下のように単純化させ、性別と職業の2変数のみが説明変数で職業は管理職・勤め人専門職と事務・販売職の区別のみの場合を考える。

$$\begin{aligned} & \text{「過剰就業の度合いの対数オッズ} \\ & = \text{定数 (切片)} + \alpha \times \text{「女性ダミー」} + \beta \times \text{「管理職・勤め人専門職ダミー」} \\ & + \gamma \times \text{「女性ダミー」} \times \text{「管理職・勤め人専門職ダミー」} \quad (1) \end{aligned}$$

ここで「女性ダミー」は女性の場合1、男性の場合0の値を取り、「管理職・勤め人専門職ダミー」は管理職・勤め人専門職の場合1、事務・販売職の場合0の値をとる。また上記の式1で、 α を性別の主効果、 β を職業の主効果、 γ を性別と職業の交互作用効果と呼ぶ。交互作用効果があるということは、交互作用を持つ2変数の一方変数の効果が他方の変数の値に依存することを意味する。

過剰就業に与える影響を男性・事務職を基準 (値0) 比較の基準とすると式(1)から以下の表3の値をえる。

表3. 交互作用効果がある場合の効果の解釈過剰就業に与える影響 (男・事務職を基準)	事務販売職	管理職・勤め人専門職
男性	0	β
女性	α	$\alpha + \beta + \gamma$

⁴ 関連が弱い希望と実際の就業時間の一致が減り、過剰就業が増える。詳しくは山口 (2009) の第6章を参照されたい。

⁵ 山口 (2009) の第6章では過剰就業の回帰分析に希望就業時間を制御するモデルと制御しないモデルの比較を通じて分析している。本稿で採用した分析法に比べ、その分析では説明変数 X と希望就業時間の交互作用から、実際の就業時間と希望就業時間の関連度の違いによる過剰就業を測定できることがメリットであるが、希望就業時間の外生性についての強い仮定を要求する。

表3から、回帰係数の解釈は以下の通りとなることがわかる。

(1) 性別の主効果 α は事務・販売職の中で男性に対する女性の効果(表3の左上と左下の行の比較)を表す。

(2) 職業の主効果 β は男性の中で事務・販売職に対する管理職・勤め人専門職の効果(表3の左上と右上の列の比較)を表す。

(3) 性別の主効果と交互作用効果の和 $\alpha + \gamma$ は管理職・勤め人専門職の中で男性に対する女性の効果(表3の右上と右下の行の比較)を表す。

(4) 職業の主効果と交互作用効果の和 $\beta + \gamma$ は女性の中で事務・販売職に対する管理職・勤め人専門職の効果(表3の左下と右下の列の比較)を表す。

以上を踏まえて、以下の表4、5、7の交互作用効果を解釈する。表4は1列目に表2で定義した過剰就業度合いを非説明変数とする順序ロジットモデルの結果を、第2列目に表2の行で用いた実際の就業時間の5カテゴリーの分類に基づく順序ロジットモデルの結果を示している。回帰係数の値が正であれば過剰就業レベルが高いこと(1列目)や就業時間のレベルが高いこと(2列目)を示し、負であれば過剰就業レベルがより低いこと(1列目)や就業時間のレベルが低いこと(2列目)を示す。もし希望就業時間に差が無ければ、第1列目と第2列目の結果は同一となる。

表4. 過剰就業度合いと就業時間の順序ロジット回帰モデル

	過剰就業度合い	実際の就業時間
I. 性別 (対 男性)		
1. 女性	-0.224	-0.885 **
II. 職の特性		
2. 職業 (対 事務・販売職)		
管理職・勤め人専門職	0.265 †	0.386 **
その他の専門職	0.191	0.204
作業・サービス職	-0.007	0.101
その他	-0.775 †	-0.653 †
3. 交互作用: 「女性」×「職業」		
管理職・勤め人専門職	0.802 **	0.743 **
その他の専門職	-0.124	-0.089
作業・サービス職	-0.686 **	0.001
その他	1.003 †	0.936 †
4. 職場の柔軟性の欠如	0.368 ***	0.461 ***
5. 通勤時間	0.005 **	0.000
III. 家族の特性		
6. 婚姻・子どもの有無 (対 無配偶・子ども無し)		
無配偶・子ども有り	0.088	0.980 **
有配偶・最小子6歳未満	0.678 ***	0.632 ***
有配偶・最小子6-14歳	0.625 ***	0.643 ***
有配偶・最小子15歳以上	-0.056	0.184
有配偶・子ども無し	0.387	0.513
7. 交互作用: 「女性」×「婚姻・子どもの有無」		
無配偶・子ども有り	0.386	-0.427
有配偶・最小子6歳未満	-0.923 ***	-1.088 ***
有配偶・最小子6-14歳	-0.167	-0.742 **
有配偶・最小子15歳以上	0.880 *	-0.025
有配偶・子ども無し	-0.203	-0.597 *
IV. 制御変数 (回帰係数は略)		
8. 教育 (中卒、高卒、専修学校、短大・高専、大学、その他、の6カテゴリー)		
9. 年齢 (「20-24」～「45-49」まで5歳階級別6カテゴリー)		
V. 閾値別切片 (係数略、4係数)		

有意度 †p<0.10; *p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

職の特性の影響

職業の影響であるが性別との交互作用効果があり、性別の基底カテゴリーは「男性」なので、職業の主効果(表4のII-2)は男性の間での職業効果、主

効果と交互作用効果の和（表4のII-2とII-3の係数の計）は女性の間での職業効果となる。

まず職業（II-2）と性別と職業の交互作用効果（II-3）の結果を第1列（過剰就業度合いの推計結果）と第2列（実際の就業時間）で比べると、性別と作業・サービス職との交互作用効果が大きく違う以外は、第1列目と第2列目でほぼ同等の傾向を示していることがわかる。このことは職業効果と性別と職業の交互作用効果が、ほぼ実際の就業時間の違いによって生まれ、希望就業時間の違いにほとんど依存していないことを意味する。しかしここで一つの重要な事実がある。それは性別の効果（交互作用があるので、比較の対象は基底カテゴリーの無配偶・子ども無しの事務・販売職）は第1列目と第2列目で異なり、女性のほうが男性に比べ実際の就業時間は有意に少ないのに、過剰就業度には有意な差がない点である。これは、無配偶・子どもなしの事務・販売職の場合、女性の実際の就業時間は男性より少ないが、希望就業時間も同等に男性より少ないので女性が男性に比べて過剰就業にならないことを意味する。

調査では通常の「管理職」「専門職」の区分ではなく、「管理職および勤め人の専門職」という比較的時的拘束度の高い専門・管理職と時的拘束度の低い「その他の（非勤め人の）専門職」を区別している。また調査において「勤め人の専門職」とは教師、技師、研究者などと例示され、「その他の専門職」は弁護士、医師、作家などと例示されている。

表4の結果は男性の間では管理・勤め人専門職が事務・販売職に比べ就業時間が有意に大きく、そのために過剰就業度も大きめ（10%有意）であることを示し、女性の間では管理・勤め人専門職の過剰就業度が飛びぬけて大きく、作業・サービス職の過剰就業度が他の職業より有意に小さいことがわかる。

結果の解釈であるが、実際の就業時間に対する性別と職業の交互作用効果が、女性の管理職・勤め人専門職の場合 0.743 となっているが、性別の主効果の-0.885 と合わせると0に近い値となり有意でなくなる。これは実際の就業時間について比較のベースとなる事務・販売職や、それと差のない（交互作用効果が有意でない）非勤め人専門職や作業職・サービスの女性は男性に比べ実際の就業時間が（女性対男性の主効果が適応されるため）有意に少ないが、管理職・勤め人専門職の場合は（正の交互作用効果を加味され-0.142 となるため）女性の実際の就業時間は男性と有意な差がないことを示す。一方管理職・勤め人専門職女性は事務・販売職の女性と同様希望就業時間は少ないので、女性の管理職・勤め人専門職は男性の管理職・勤め人専門職以上に過剰就業となるのである（男性の係数は 0.265 に対し、女性の係数は $1.067=0.265+0.802$ となりこれは 0.1%有意である）。常勤の女性の管理職・勤め人専門職には総合職が多いため、雇い主は男性の管理職・勤め人専門職と同様の残業の多い働き方を求める一方、女性の管理職・勤め人専門職は事務・販売職や非勤め人専門職と同様、残業のより少ない働き方を希望するため、彼女たちに最も高い過剰就業となっていることが見て取れる。

一方、女性の作業職・サービス職については、実際の就業時間が女性の事務・販売職と差が無いのに、過剰就業度が有意に低くなっているのは、事務・販売職の女性に比べ、希望就業時間が大きいことからくる。作業・サービス職

の女性の希望就業時間が大きいのは、経済的必要性のためであろう。

「職場の柔軟性の欠如」は調査では「私は、家庭の用事のために仕事の日時を変えることができる」に対し、「①まったくよく当てはまっている」、「②ある程度当たっている」、「③どちらともいえない」、「④あまりあてはまっていない」、「⑤全然あてはまっていない」のうち④と⑤を1とし、他を0としたダミー変数である。なおこのダミー変数の値が1となる割合は50.7%（女性52.7%, 男性49.7%）である。なお「まったくよくあてはまっている」者の割合は3.9%（男性4.0%, 女性3.8%）と極めて少ない。後の2カテゴリーを最初の3カテゴリーと区分したのは、ここでの2分化が結果である過剰就業に最も影響するからであるが、2分化の採用は後述するIPTE法による分析上も望ましいからである。結果は、柔軟性を欠く職場は就業時間も過剰就業度も大きく増大させる。この効果は表4中で最も強い0.1%有意の効果の一つである。

通勤時間の影響については、通勤時間が長いことは実際の就業時間に影響していないのに、過剰就業となる唯一の例で、通勤時間が長い人は希望就業時間が少なくなるのに、実際の希望時間がそれに対応して少なくならないので過剰就業となることがわかる。

家族の特性の影響

家族の特性の影響についても性別との間に交互作用効果があり、主効果(III-4)は男性の間での影響、主効果と交互作用効果の和(表4のIII-4とIII-5の計)は女性の間での影響となる。

男性についてみると、「無配偶・子ども有り」の場合を除き、表の第1列目と第2列目の結果はほぼ同じ値を示している。このことは男性の間で、家族の特性間の過剰就業度合いの違いは、ほぼ就業時間の違いとして説明できることを示す。結果は「無配偶・子ども無し」の男性に比べ、有配偶で最小子が6歳未満か、最小子が6-14歳の場合は、希望時間は変わらないのに就業時間が増え、そのため「無配偶・子ども無し」の男性より過剰就業になっている。

女性の場合、わが国では結婚・育児期を通して離職者が70%もあり、このため最小子が6歳未満の場合かなりの選択バイアスが想定され、解釈上そのことを考慮する必要がある。6歳未満の子どもがいる場合であるが、正の主効果(0.632)を逆転させて有意な負の値にする交互作用効果(-1.088)があって、女性の場合「無配偶・子ども無し」に比べ、「有配偶で最小子6歳未満」であれば、実際の就業時間は有意に少なくなっている。しかし希望就業時間もやや少なくなるため、結果として過剰就業度は「無配偶・子ども無し」に比べやや低めになっている(0.678-0.923=-0.245)が有意ではない。このように6歳未満の子どものいる場合の実際の就業時間についての男女に正反対の結果(男性は増え、女性は減る)が生じているが、企業が伝統的性別役割分業を押し付け、男性には6歳未満の子どもがいればより多く働き、反対に女性には残業せず家に帰ることを薦めるといった傾向があるという解釈が可能であるが、女性の結果は子どもが幼い時期に就業時間を減らせない女性は離職したり、パート・臨時の職に転職したりする結果生じた、という選択バイアスによって生まれた可能性もある。

最小子が 6-14 歳の場合は、負の交互作用効果 (-0.742) は正の主効果 (0.643) をほぼ相殺し、就業時間はほぼ「無配偶・子ども無し」の女性並になる。しかし希望就業時間は「無配偶・子ども無し」の女性より少ないので、「無配偶・子ども無し」の女性に比べ過剰就業 ($0.625-0.167=0.458$ は有意) となる。仮に企業が 6 歳未満の子どものいる女性には家庭を優先させるとしても、最小子が 6 歳以上になればもはやこの特別扱いはしないように思われる。最小子が 15 歳以上の場合も、6-14 歳の場合と同様、実際の実業時間は「無配偶・子どもなし」の女性とほぼ同じであるのに、希望就業時間は少ないので、やはり過剰就業になる。

職場の柔軟性の欠如の決定要因と、過剰就業への影響の IPTE 法による分析

柔軟な職場の欠如が過剰就業の度合いに大きな影響を与え、この影響は表 4 の結果の中でも最も有意度の高いものであったが、この結果が因果的な影響であるかについては疑問が残る。職場の影響でなく、そういう職場で働く人々の違いから生じた選択バイアスが混在する可能性があるからである。パネル調査データがないので、人の違いか、職場の違いかを弱い仮定のもとで区別する分析はできないが、傾向スコアを用いた分析で観察される交絡要因によって説明できるか否かをより厳密に調べることができる。

この調査では、例えば業種や企業規模など勤め先の違いの情報はないのが一つの制限であるが、人の違いか職場の違いかの区別には、柔軟な職場で働く人とそうでない人の違いを予測できる要因について調べていけば、有効な分析ができ、この調査は個人の状態に関する情報は多いので、その点では制限は少ない。

表 5 は柔軟性の欠ける職場で働いているか否かのロジスティック回帰分析の結果を示している。なお年齢、教育、通勤時間などの変数は有意な影響が全くないのでモデルから省いた。

表 5. 職場の柔軟性の欠如のロジスティック回帰モデル

I. 性別 (対 男性)	
1. 女性	0.134
II. 職の特性	
2. 職業 (対 事務・販売職)	
管理職・勤め人専門職	-0.311 †
その他の専門職	-0.263
作業・サービス職	-0.043
その他	-0.036
3. 交互作用	
「性別」×「職業」 (Waldカイ2乗値=19.30***)	
管理職・勤め人専門職	1.426 ***
その他の専門職	-0.097
作業・サービス職	0.362
その他	0.025
4. 本人の収入年800万以上	0.558 *
III. 家族の特性	
5. 婚姻・子どもの有無 (対 無配偶・子ども無し)	
無配偶・子ども有り	-0.542
有配偶・最小子6歳未満	-0.226 †
有配偶・最小子6-14歳	0.033
有配偶・最小子15歳以上	0.089
有配偶・子ども無し	-0.189
6. 交互作用	
「性別」×「婚姻・子どもの有無」 (Waldカイ2乗値=10.89†)	
無配偶・子ども有り	-0.319
有配偶・最小子6歳未満	-0.398
有配偶・最小子6-14歳	-0.846 **
有配偶・最小子15歳以上	-0.629
有配偶・子ども無し	0.072
IV. 切片 (係数略)	

有意度 †p<0.10; *p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

表 5 の結果は、職の特性と性別の間に強い交互作用効果があり、女性の管理職・勤め人専門職のみが柔軟性の欠ける職場で働いているという意識を持つ者の割合が非常に多い現状を明らかにしている (係数は男性が-0.311 で有意でなく、女性は $1.115 = -0.311 + 1.426$ で有意)。なお、この発見の解釈には注意を要する。先に述べたようにここでの従属変数は「私は、家庭の用事のために仕事の日時を変えることができる」か否か、に対し「あたっていない」と回答することである。このため、家庭の用事のために仕事の日時を変える必要性のある者

ほど職場が柔軟性を持たないとき、その欠如を認識し、一方その必要性の少ない者はもともと職場がその点で柔軟であるか否かの認識に乏しいと考えられる。わが国では多くの家庭でいまだ伝統的男女の分業が存在し、家事・育児の負担が女性にのみ降りかかりやすいため、柔軟性の必要性の認識そのものが男女で大きくことなる。従って、女性にのみ、一部ではあるが、職場の柔軟性の欠如が強く認識されていることは、その認識の男女差の結果でもある。したがって、ここで重要な発見は他の職業の女性に比べ、管理職・勤め人専門職の女性が特に職場に柔軟性が欠如していると意識していることである。そしてこの発見は、表 4 で見た、女性の間では管理職・勤め人専門職の就業時間が特に有意に大きく、また希望就業時間は他の職業の女性と異なるため、結果として他の常勤の職業を持つ女性に比べ過剰就業となっている発見、とあわせると、管理職・勤め人専門職の女性に、ワークライフバランスの欠如を生み出す雇用状況がもっとも顕著であることが見て取れる。これらの事実は総合職の割合の多い常勤の管理職・勤め人専門職の女性には、男性と同じような長時間で柔軟性のない働き方が求められ、この結果、家庭での主な役割との二重負担を強いられている状況が結果と考えられる。

他の職の効果としては、年収 800 万以上の高額所得者（標本中約 4%）は、職場に柔軟性がないと意識する者の割合が多い。ここでも高給と拘束が交換関係にあるわが国の雇用の特質が観察できる。

職場の柔軟性の意識への影響には家族の特性と性別との交互作用効果もある。表 5 の結果は、6-14 歳の子どもが最小子の女性が職場での柔軟性の欠如が少ない（より柔軟に働ける）ことを示している。表 4 では 6 歳未満の子どものいる女性は就業時間も過剰就業も少ないことを示した。一方子どもが 6-14 歳の場合は、就業時間は減るが、希望就業時間の減少ほどには少なくならずその結果、6 歳未満の子どものいる母親に比べ過剰就業となっていた。しかし表 4 の結果は 6-14 歳の子どもが最小子の女性は比較的柔軟に働くことが可能であることを示している。この事実が企業がこういう形でこの育児時期の女性の家庭の役割に配慮する傾向があるためなのか、それともこの時期の女性が柔軟に働ける職場に勤める傾向から来る選択バイアスの結果生じているためかは、残念ながら判別できない。

表 5 のロジスティック回帰分析結果の傾向スコアの推定値をもとに、表 4 の過剰就業の回帰モデルに対し IPTE（Inverse Probability Treatment Estimation）を試みた。なお、この傾向スコアによる一様分布への変換度はほぼ完全（収束度が処理群計で 1.0001 制御群計で 0.9999）であった。なお、ここで収束度はウェイトの計について完全に一様分布に変換された場合と実際の調整値との比で表している。この IPTE 法による推定の結果、職場の柔軟性の欠如の影響は、表 3 のモデルを用いて 0.378 で 0.1%有意であり、表 4 の結果の 0.368 とあまり差がなく、厳密な意味で観察できる交絡要因の結果としては説明できない効果であることが判明した。

4 ワーク・ファミリー・コンフリクトの研究についての簡単なレビュー

ワーク・ファミリー・コンフリクトは役割葛藤（role conflict）の特殊な場

合である。一般に役割葛藤とは個人が持つ複数の役割が両立しがたく、ある役割の遂行が他の役割の十分な遂行の妨げになることを言う。ワーク・ファミリー・コンフリクトは、仕事上の役割と家庭の役割が両立しがたい状態にあるときに、一方の役割が他方の役割の妨げになっていると意識する心理状態を意味し、仕事と家庭の調和（ワーク・ファミリー・バランス）の欠如の心理的側面を捉える点で重要視されている。初期の研究でグリーンハウスとビューテル（Greenhaus and Beutell 1985）はこの役割葛藤には、時間に関する葛藤と、ストレス面での葛藤と、行動面での葛藤があると指摘し、葛藤の計測についてその多面性を考慮する測定法もその後開発されているが、簡便法としては本稿で用いる調査データの項目のように一方の役割行動が他方の役割行動を不十分にしていると意識しているという行動についての心理的葛藤を計測することが多い。

WFC尺度には、「両方の役割を充分果たすのが困難だ」といった仕事と家庭の葛藤について対称的表現を用いて調査されることもあるが、最近では非対称的な「仕事の役割が家族の役割遂行の妨げになること」の程度を表すWIF尺度と、「家族の役割が仕事の役割遂行の妨げになる」ことを表すFIW尺度の二つの指標を用いることが多い。その理由は、この二つはワーク・ファミリー・コンフリクトの二つの側面でありながら、原因も結果も異なることが知られてきているからである。

これらに関する研究はアメリカでの研究を中心に現在では蓄積も多いが、他の学者の優れたレビューに依拠して以下簡単にまとめる。

WIFとFIWの原因については、フレドリクソン・ゴールドセンとシャールラックの著書（Fredrikson-Goldsen and Sharlach 2001）が詳しく、彼等によれば、「仕事が家族の役割遂行の妨げになる」という意識を表すWIFに影響するのは主に仕事や職場の特徴で①上司や同僚のサポートの欠如、②職務の自律性の欠如、③仕事量の増大、④仕事のスケジュールの柔軟性の欠如、⑤仕事時間の増大、などである。なお③と⑤は職務要求の変化の影響であり、彼らは仕事時間の絶対的な大きさの影響や性別の影響については言及していない。本稿では、前節で分析した職場の柔軟性の影響に加え、職業や、実際の就業時間や、過剰就業などの職や職場の特性に加え、性別や家族の影響も見ることにする。

一方「家族が仕事役割遂行の妨げになる」という意識を表すFIWに影響するのは、同書によれば主に家族の特徴であって①配偶者のサポート、②家庭内分業の夫婦の公平性、③保育施設利用を含む育児の適切さ、④性別、⑤子どもの有無と子どもの年齢、などである。本稿では、職の性質の影響や性別や子どもの有無とその年齢の影響の他に、本人の家事時間、および有配偶者について、配偶者の家事時間の割合の影響を見る。なお育児時間については本稿の用いる調査では調べていない。

一方ワーク・ファミリー・コンフリクトの結果については特に産業心理学での研究が多い。ドリオら（Dorio et al. 2008）が詳しいレビュー論文を書いているので、そのうち主な結果について記述するとWIFとFIWの結果には共通する部分と共通でない部分があり、共通部分はWIFとFIWによらず葛藤が

大きいと①仕事の満足度が下がる、②仕事へのコミットメントの度合いが下がる、③部分的欠勤（遅刻、早退など）が多くなる、などでこれらの結果にはそれを裏付ける多くの研究がある。一方共有部分でない結果については、異動・転職の意志については、「仕事が家庭の役割遂行を妨げている」というW I Fの意識と強く結びついているが、「家庭が仕事の役割遂行を妨げている」というF I Wの意識とは強く結びついていないという研究結果を報告している。一方、多くの研究結果は必ずしも一様でないが、例えばジョブ・パフォーマンスについては、「家庭が仕事の役割遂行を妨げている」というF I Wと強く負に相関するが、W I Fのほうとは相関していないという報告（Kossek and Ozeki 1999）を紹介している。本稿はワーク・ファミリー・コンフリクトの結果についての分析を含まないが、W F Cは上記のレビューで明らかなように労働生産性の低下に結びつく様々な行動や心理と結びついており、今後もわが国でワークライフバランスについて企業を単位として分析するときには欠かせない視点であろう。

わが国では金井（2002, 2006）がワーク・ファミリー・コンフリクトの及ぼすメンタル・ヘルス上の悪影響について研究してきているが、この葛藤の原因や結果の解明の重要性のわりにはわが国では総合的研究がいまだされていない。

5 常勤者の仕事と家庭の葛藤の予測要因の分析

以下で用いる標本は過剰就業の標本と同じ常勤者の標本である。調査ではW F Cについて「私は、仕事のために、過ごしたいだけの時間を家族と過ごせない」か否かのW I Fの項目と「私は、家庭の用事のために、仕事を十分にやる時間がない」か否かのF I Wの項目の二指標で調べている。表5はそれら二項目の男女別の応答割合である。なお2変数の相関係数は0.126(0.1%有意)と有意ではあるがさほど高くない。

表6. ワーク・ファミリー・コンフリクトの2つの指標の相対的頻度 (%)

	W I F ^{注1}				F I W ^{注2}			
	女性		男性		女性		男性	
	有配偶	無配偶	有配偶	無配偶	有配偶	無配偶	有配偶	無配偶
まったくよく当たっている	11.3	10.7	18.1	10.9	2.3	0.8	1.3	2.1
ある程度当たっている	39.3	19.3	32.5	23.7	10.9	2.7	3.0	3.2
どちらともいえない	20.2	32.7	25.5	37.9	16.6	13.8	12.8	17.1
あまり当たっていない	19.9	21.8	17.7	16.6	34.9	26.1	35.3	29.6
全然当たっていない	9.3	15.5	6.2	10.9	35.3	56.6	47.6	48.0

注1：W I F尺度：「私は、仕事のために、過ごしたいだけの時間を家族と過ごせない」

注2：F I W尺度：「私は、家庭の用事のために、仕事を十分にやる時間がない」

表6の結果は、ワーク・ファミリー・コンフリクトといってもわが国では「仕事の役割のせいで家族が犠牲になっている」というW I Fの意識と、「家族の役割のせいで仕事が犠牲になっている」というF I Wに意識に「まったくよく当たっている」か「ある程度よく当たっている」と答える者の割合には大きな違いが見られ、男女とも「家族が犠牲になっている」と感じるものの割合は有配偶男女はともに50%前後と多く、無配偶女性で30%、無配偶男性でも

25%ほどいるが、「仕事が犠牲になっている」と感じる者の割合は男女とも少なく、有配偶女性が13%と相対的に大きい。他はみな少なく3~5%前後となっている。なおWIFの度合いについて、有配偶と無配偶の差はあるが、女性は男性より家事育児負担が大きく仕事と家庭の両立がより難しいのに、男女差が余り見られないことについては米国の研究でも報告されている。

一方、グリーンハウスとパウウェル (Greenhaus and Powell 2002) の研究によると米国ではWIFとFIWはどちらもよく観察される葛藤である。表6でこのわが国の場合二つの指標の割合に大きな差がでた事実には、仕事と家庭の役割葛藤が、わが国の大部分の雇用者が仕事と家族では家族が大切である、あるいは仕事も家族も同様に大切である、と考えていながら、実際には仕事を優先せざるを得ない状況にある者が多いということから生じるのではないかと思われる。

表7はWIFとFIWの二つの葛藤指標についてのロジスティック回帰分析の結果を示している。なお値を2分化したのは、FIWのほうは分布が一方に偏っているため線形回帰は不適切であり、また5段階を区別するより、「葛藤あり」(表6の「よく当たっている」「ある程度当たっている」)対「葛藤なし」(表6のその他の回答)のほうが、より明確に役割葛藤の有無の予測要因を調べられると考えられるからである。

表7. 家庭の仕事との2つのWF Cのロジスティック回帰分析

	W I F 尺度		F I W 尺度	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
I. 性別(対 男性)				
1. 女性	-0.395 *	-0.182	-0.583 †	-0.687 †
II. 職の特性				
2. 職業 (対 事務・販売職)				
管理職・勤め人専門職	0.326 *	0.214	-0.170	-0.168
その他の専門職	0.273	0.020	-0.258	-0.271
作業・サービス職	-0.015	-0.040	-0.097	-0.094
その他	-0.466	-0.354	0.755	0.675
3. 交互作用: 「性別」×「職業」				
Waldカイ2乗値	11.41 *	9.40 †		
管理職・勤め人専門職	0.360	0.155	-----	-----
その他の専門職	0.587	0.639	-----	-----
作業・サービス職	-0.578 †	-0.593	-----	-----
その他	1.141	0.942	-----	-----
4. 職場の柔軟性の欠如				
	0.614 ***	0.519 ***	-0.014	-0.008
5. 実際の就業時間 (対 週35-41時間)				
35時間未満	-----	0.673 **	-----	0.580
42-48時間	-----	0.353 **	-----	0.007
49-59時間	-----	0.784 ***	-----	0.027
60時間以上	-----	1.283 ***	-----	0.175
6. 過剰就業度				
	-----	0.273 ***	-----	0.645
III. 家族の特性				
7. 婚姻・子どもの有無(対 無配偶・子ども無し)				
無配偶・子ども有り	0.371	0.162	-0.021	-0.020
有配偶・最小子6歳未満	0.897 ***	0.733 ***	-0.113	-0.087
有配偶・最小子6-14歳	0.678 ***	0.527 **	-0.687	-0.620
有配偶・最小子15歳以上	0.411	0.418	-2.081 †	-2.024 †
有配偶・子ども無し	0.124	-0.032	-0.245	-0.196
8. 交互作用: 「性別」×「婚姻・子どもの有無」				
Waldカイ2乗値	14.70 *	17.08 **	28.6 ***	20.71 ***
無配偶・子ども有り	0.797	0.956 †	1.443	1.381
有配偶・最小子6歳未満	0.407	0.775 *	2.651 ***	2.385 ***
有配偶・最小子6-14歳	0.959 **	1.223 ***	1.661 **	1.379 *
有配偶・最小子15歳以上	0.873 *	0.853 †	2.086 †	1.748
有配偶・子ども無し	0.414	0.684 †	1.060	0.824
9. 本人の週平均家事時間				
	-----	0.002	-----	0.016
IV. 制御変数 (回帰係数は略)				
10. 教育(6カテゴリー)、11. 年齢(6カテゴリー)、12. 家事時間不詳ダミー				
V. 切片(係数略)				

有意度 † p<0.10; *p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

なお、表7ではそれぞれの従属変数に対し、モデル1では外生性を仮定で

きる変数のみを説明変数とし、モデル2では内生性の疑いのある3変数（「実際の就業時間」「過剰就業度」「家事時間」）を加えている。内生性は仕事と家族の葛藤を意識するから、実際の就業時間や希望時間を減らしたり、家事時間を減らしたりする可能性があると考えられるからである。したがって、モデル2の結果は因果的に逆むきの影響が混在し係数にバイアスが生じている可能性がある。なお家事時間は調査で調べている「家の掃除や洗濯」の時間、「料理や食事や片付け」の時間、「食料品・日用品の買物」の時間の合計である。

モデル1の結果は、就業時間の管理職・勤め人専門職は他の職業に比べWIFの指標の割合が大きく、また職場の柔軟性の欠如も、WIFを大きくすることを示している。特に後者は0.1%有意の強い影響である。なお、WIFは仕事の役割のために家族の役割遂行が不十分になるケースなので、これら職の特性が影響するが、FIWは家族の役割のために仕事の役割が不十分となる場合で、こちらには当然ながら職の特性は影響していない。なお、職業と性別の交互作用がWIFに影響していないことは特筆に値するが、この解釈については結論・議論の節で議論する。

家族の状態の影響にもWIFとFIWの間でパターンの差が見られる。6歳未満の子どものいる場合と最小子が6-14歳未満の場合にWIFが高くなる傾向は男女共通であり、最小子が15歳以上のときのみ、女性にのみWIFが高くなっている。一方FIWの場合には、主として育児期の女性により割合が大きくなっている。もともと男性は育児時間が少ないためとも考えられるが、この解釈には以下のモデル2の結果をあわせて考える必要がある。

モデル2の結果は、因果関係はわからないが、仕事の役割のために起こるWIFのほうは、実際の仕事時間が増えても、また過剰就業度が増えても、役割葛藤を感じる人の割合は増えている。例外は週35時間未満勤務者の場合で、この人たちは週35-41時間勤務者より、役割葛藤者の割合が有意に少ない。これは仕事の役割のために役割葛藤度の多い人が常勤でも週35時間未満勤務となる傾向が高いという逆因果関係の結果を示しているのかもしれないが、正確なところはわからない。

一方、家族の役割のために葛藤が起こるFIWに対しては、実際の就業時間や過剰就業だけでなく、本人の家事時間の大きさも全く影響を与えていない。この結果は家事時間の影響を男女別に見ても同じである。この発見は意外であるが、育児期の女性にこの役割葛藤が多いことを考えると、家族のために役割葛藤を意識するのは家事育児時間の相対的变化に、つまり以前より家事育児の時間が増したか否かに依存し、家事・育児時間の絶対的大きさには依存しないことから来るのかもしれない。この仮説は、パネルデータがあれば検証でき、今後の実証課題である。

表8はFIWの予測要因について、標本を有配偶者で自分と配偶者の家事時間のデータが不詳でない者に限って分析した結果であり。予測変数に表7のモデル1に本人の家事時間と配偶者の家事時間割合（「配偶者の家事時間」/（「自分の家事時間」+「配偶者の家事時間」））を入れたモデル（モデル3）と、それらの2変数の性別との交互作用効果を加えたモデル（モデル4）の結果について関連部分のみ示している。なお配偶者の家事時間割合の平均は女性が

0.12、男性が 0.89 と大きな男女差がある。しかし結果は性別との交互作用効果は有意でなく、男女とも配偶者の家事分担割合が増すと、家族役割のために仕事の役割が充分にはたせないという F I W の度合いが有意に低下する。これは女性にとっては、家事時間分担が夫婦でより平等になると F I W が下がるということだが、男性にとっては、妻の家事時間がさらに増えること、つまり家事時間分担がより不平等になると、F I W が下がることを意味する。

表 8. 有配偶者の F I W のロジスティック回帰分析

	F I W 尺度	
	モデル 3	モデル 4
1. 本人の週平均家事時間	0.016	0.016
2. 交互作用効果：「性別」×「本人の週平均家事時間」	---	0.000
3. 配偶者の家事時間割合	-2.319*	-2.275 †
4. 交互作用効果：「性別」×「配偶者の家事時間割合」	---	-0.194
5. 他の変数は表 6 のモデル 1 と同じ（ただし「家族の特性」は無配偶者を除く 4 カテゴリーの区別）、回帰係数は略		

† p<0.10; p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

6 結論・議論

本稿は、はじめに述べたように筆者の最近の研究（山口 2009）を補完するものであるが、以下の 4 点が重要である。

まず第一に主として理論的な観点だが、わが国において過剰就業はなぜ常勤者の間で広範に見られるのかという点である。先の研究で実証的に指摘した「保障と拘束の交換」および「高給と拘束の交換」が正規雇用について、企業の買手独占状態から生じるのであれば、そのことは今後わが国でホワイトカラー・エグゼンプションや最大労働時間規制を進めるとすれば、それらの制度の意図せぬ否定的結果をもたらす可能性を示唆するので重要である。黒田・山本（2009）や川口・鶴（2010 予定）に関連する実証分析が紹介されているが、今後とも関連事実の実証が重要であろう。また本稿では年収 800 万以上の高給所得者には職場の柔軟性が欠如していることを示したが、アメリカでは高額給与者は自由裁量で働き、自発的残業は多いとしても、時間的拘束が少ないことを考えると、わが国特有の「高給と拘束」の交換の一面がここでも観察されたいえる。

第 2 に常勤の女性の中では、管理職・勤め人専門職が他の職業に比べ、実際の就業時間も過剰就業度も大きく、おまけに職場の柔軟性にも欠けることを示したことが特筆に価する。過剰就業に対するこの性別と職業の交互作用効果は臨時・パートを含む全雇用者を分析した先の研究では有意でなかった。このことは技師や教師など勤め人専門職でも、常勤者と臨時・パートでは大きな違いがあり、今回の発見はあくまで常勤者にのみに当てはまることを意味する。女性の総合職の多い管理職・勤め人専門職では、従来男性正社員の働き方であ

る長時間勤務が要求され、家族役割の比重の多い女性の中で、これらの職の女性の負担を強めていると考えられる。筆者はわが国に置いて、女性の人材活用が進まない主な理由は、このように最も生産性の高いと考えられる職種に就く女性に、ワークライフバランス上最も厳しい状況を強いていることと無縁ではないと考える。山口（2009）でも強調したが、短時間正社員制度の普及や、男性を含め総合職者が柔軟な働きことができる職場の普及が極めて重要である。

第3は、ワーク・ファミリー・コンフリクトについての二指標であるWIFとFIWについて、わが国の決定要因も検証できた限りでは、おおむね米国始め他の国での研究と一致することを示したことである。すなわちWIFには職や職場の特徴が強く影響し、FIWには子どもの有無とその年齢や配偶者の家事へのサポートが影響する。しかしいくつか特筆すべきことがある。まずWIFへの影響については、就業時間の長さだけでなく、職場の柔軟性の欠如や過剰就業度が大きく影響することである。またFIWについては、育児期にFIWの葛藤が高くなるのは女性のみであり、これはわが国で育児負担が女性にのみ多くかかっていることの結果と考えられる。

第4は、いくつかの発見の示す今後の課題である。まず実際の就業時間や、過剰就業、柔軟な職場の欠如の意識にみな高かった管理職・勤め人専門職の女性に、必ずしも「仕事の役割のために家族の役割が不十分になる」という意識が高い傾向が見られないことの解釈についてである。これは表面的にはこれらの職の女性は、厳しい状況にもかかわらず、家族の役割も良く果たしているという適応度の高さを示しているようにも思える。実際米国ではフルタイムで働く多くの女性が仕事と家庭の両立は充分可能と答えている（山口 1999）。しかしわが国での問題は選択バイアスの可能性が大きいことである。女性の管理職・勤め人専門職者でこの役割葛藤の大きい者は離職あるいはパート・臨時に転職してしまう結果、残った女性の間で職業間の差がなくなった可能性が充分ある。今後ワーク・ファミリー・コンフリクトの女性の離職率に対する影響を分析することで、今回の発見の解釈のあいまいさを解消する必要がある。もし選択バイアスのせいであれば適応力の問題ではなく、これらの職でワーク・ファミリー・コンフリクトの高い女性が選択的に常勤の労働市場退出をするという全く異なる意味を持つ結果となる。またワーク・ファミリー・コンフリクトについても、今回はその重要性を指摘できる程度の実証にとどまったが、因果的により厳密な決定要因の把握にはパネル調査データ分析を必要とし、それも後の重要な研究課題である。

参考文献

- 金井篤[2002]「ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定因とメンタルヘルスへの影響に関する心理学的プロセス研究」『産業・組織心理学研究』15号、pp. 107-122.
- 金井篤子[2006]「ワーク・ファミリー・コンフリクトの視点からのワーク・ライフ・バランス考察」『季刊家計経済研究』71号、pp. 29-35.
- 川口大司・鶴光太郎.[2010 予定]. 「ワークシェアリングは機能するか」鶴・樋口・水町（編）『労働時間改革』第5章。日本評論社

- 黒田祥子・山本勲. [2009] [ホワイトカラー・エグゼンプションと労働者の働き方：労働時間規制が労働時間や賃金に与える影響] RIETI ディスカッション・ペーパー 09-J-021。なお改訂版が「ホワイトカラー・エグゼンプションの働き方への影響」として鶴・樋口・水町（編）『労働時間改革』（2010年に日本評論社より出版予定）に所収。
- 山口一男[1999]「既婚女性の性別役割意識と階層：日米比較」『日本社会学評論』50, pp. 231-51.
- 山口一男[2008]「男女賃金格差解消への道筋——統計的差別の経済的不合理の理論的・実証的根拠」『日本労働研究雑誌』574号, pp. 40-68.
- 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.
- 八代尚弘[2009]「労働市場改革の課題」『労働市場制度改革』（鶴・樋口・水町編）第2章 日本評論社.
- Dorio, J.M., R.H. Bryant, and T.D. Allen[2008] “Work-Related Outcomes of Work-Family Interface.”, pp.157-176 in K. Korabik, D.S. Lero, and D.L. Whitehead (eds.), *Handbook of Work-Family Integration*. Elsevier: Amsterdam, the Netherlands
- Fredriksen-Goldsen, K.L. and A.E. Scharlack [2001] *Families and Work: New Directions in the Twenty-First Century*. New York: Oxford University Press.
- Greenhaus, J.H. and N.J. Beutell[1985] “Sources of Conflict between Work and Family Roles.”, *Journal of Management Review* 10, pp. 76-88.
- Greenhaus, J.H. and G.N. Powell [2003] “When work and Family Collide: Deciding on Competing Role Demands” *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 90, pp. 291-303.
- Kossek E.E. and C. Ozeki [1999] “Bridging the Work Family Policy and Productivity Gap: A literature Review.” *Community, Work, and Family* 2, pp. 7-32.