

JOINT RESEARCH CENTER FOR PANEL STUDIES DISCUSSION PAPER SERIES

DP2009-008

March, 2010

正規雇用者の労働時間と勤務時間制度の関係

山下周平*

【要旨】

本稿は、日本の構造的労働問題である「長時間労働」を制度論の観点から論じる。1988年、長時間就業是正のために労働基準法が改正された。この改正により、週法定労働時間が40時間に短縮する方針が決定され、併せて、労働者が柔軟に労働時間を決定できるよう支援する「弾力的労働時間制度」が導入された。この労働時間短縮と柔軟な労働時間決定を目標とする政策変更以後、労働者全体の労働時間は大きく減少した。しかし、その一方で、正規雇用者の労働時間は依然として長い状態にある。では、「弾力的労働時間制度」は、正規雇用者の自発的労働時間決定に貢献しなかったのであろうか。

そこで本稿は、「弾力的労働時間制度」と労働時間の関係を「日本家計パネル調査」(JHPS)の初回調査を用いて統計的に検証する。その結果、三つのことが明らかになった。「弾力的労働時間制度」の内、フレックスタイム制及び裁量労働・みなし労働時間制は、一日の労働時間を短縮する短時間勤務制度などの利用確率を高める。一方で、裁量労働・みなし労働時間制の適用者および、労働時間管理のない管理職は一般的な勤務時間制度の者に比べて有意に労働時間が長い。労働時間帯の柔軟な選択を可能にするフレックスタイム制は一部の属性を除き、労働時間の長短には影響しないことがわかった。

制度ごとの適用者の多寡、業務遂行に必要なスキルの差異が労使間の「交渉上の地歩」に影響し、その結果として労働時間に対する効果が異なると考えられる。労働時間の裁量が与えられていたとしても、使用者と同等の交渉力をもたないために「仕事量」の裁量がない場合、労働者は自発的な労働時間選択を行えないことが改めて示唆された。

*慶應義塾大学先導研究センター(パネルデータ設計・解析センター)研究員

正規雇用者の労働時間と勤務時間制度の関係*

慶應義塾大学先導研究センター非常勤研究員
山下周平

【要旨】

本稿は、日本の構造的労働問題である「長時間労働」を制度論の観点から論じる。1988年、長時間就業是正のために労働基準法が改正された。この改正により、週法定労働時間が40時間に短縮する方針が決定され、併せて、労働者が柔軟に労働時間を決定できるよう支援する「弾力的労働時間制度」が導入された。この労働時間短縮と柔軟な労働時間決定を目標とする政策変更以後、労働者全体の労働時間は大きく減少した。しかし、その一方で、正規雇用者の労働時間は依然として長い状態にある。では、「弾力的労働時間制度」は、正規雇用者の自発的労働時間決定に貢献しなかったのでしょうか。

そこで本稿は、「弾力的労働時間制度」と労働時間の関係を「日本家計パネル調査」(JHPS)の初回調査を用いて統計的に検証する。その結果、三つのことが明らかになった。「弾力的労働時間制度」の内、フレックスタイム制及び裁量労働・みなし労働時間制は、一日の労働時間を短縮する短時間勤務制度などの利用確率を高める。一方で、裁量労働・みなし労働時間制の適用者および、労働時間管理のない管理職は一般的な勤務時間制度の者に比べて有意に労働時間が長い。労働時間帯の柔軟な選択を可能にするフレックスタイム制は一部の属性を除き、労働時間の長短には影響しないことがわかった。

制度ごとの適用者の多寡、業務遂行に必要なスキルの差異が労使間の「交渉上の地歩」に影響し、その結果として労働時間に対する効果が異なると考えられる。労働時間の裁量が与えられていたとしても、使用者と同等の交渉力をもたないために「仕事量」の裁量がない場合、労働者は自発的な労働時間選択を行えないことが改めて示唆された。

*本稿の作成にあたり、樋口美雄教授(商学部)、野田顕彦氏(商学研究科)より格別の指導を賜った。また「平成21年度パネル調査共同研究拠点研究員報告会」において、討論者である直井道生特別研究講師(経済学部)ならびフロアの皆様より数々の有益なコメントをいただいた。ここに記して、感謝申し上げたい。なお、本稿に残りうる誤りは、全て筆者に帰するものである。筆者は、慶應義塾大学「パネル調査共同研究拠点」より「日本家計パネル調査」のデータ提供および研究支援を受けた。

1. はじめに

わが国では、従来から長時間労働が、社会問題として議論されてきた。外部労働市場が未発達なうえ、準固定費が高く、残業割増率が低いと指摘されるわが国では、使用者側に労働時間を長くするインセンティブが働きやすく、長時間労働が構造的に生じやすい（樋口 1996、樋口ほか 2005、山口・樋口 2008）。こうした問題に対処するため、政府は 1988 年に労働基準法を改正し、「労働時間短縮」を政策的に推進した。この政策介入によって、週 40 時間制が原則化されるとともに、労働者に勤務時間管理の裁量を委ねる「弾力的労働時間制度」（フレックスタイム制・変形労働時間制・裁量労働制）が導入された¹。その後、労働者全体の労働時間は大幅に減少した。しかし、正規労働者の労働時間は必ずしも減少せず、近年では新たに「労働時間の二極化」と呼ばれる事態が生じている（戸田 2006、山口・樋口 2008、樋口 2008b）。

そもそも、経済学の枠組みでは、労働の供給主体である個人は、自らの効用を最大化するように、労働時間を自発的に選択するとされている。そのため、最適選択された労働時間に対して、政府が介入を行うことは資源配分の効率上、望ましくないと考える。ただし、こうした議論の前提には、労働市場における労使間の「交渉上の地歩」は同位であるという仮定が置かれている。しかし、実際にはこうした仮定は必ずしも成立せず、使用者が労働時間や仕事の配分などの決定権をもっている場合、労働者は自発的に労働時間を決定することができない。裏を返せば、労働者の自発的労働時間選択を支援する政策的な介入であるのならば、それは経済学的にも正当化されることになる。

では、労働者に労働時間の裁量を委ねることを目的に導入された「弾力的労働時間制度」は、不本意な長時間労働を減少させたのであろうか。労働時間の裁量を労働者に委ねる制度の導入は、不本意な長時間就業の是正を期待させる。しかし、労働者に労働時間の裁量を任せたとしても、仕事の量に関する裁量を使用者側がもっている場合、労働時間は必ずしも減少しない。また労働市場改革の議論の中で、年棒制やホワイトカラー・エグゼンプションといった労働時間で報酬を評価しない労務管理の在り方が注目されている。こうした処遇のもとにある労働者は、時間外労働の適用が緩和されるため、過剰な就業状態に陥る可能性が指摘されている。

1980 年代以降、構造的な長時間就業を是正するための労働時間規制が実施されてきたが、長時間労働の問題は必ずしも解決の方向に向かっていない。それに加え、「労働時間短縮」の過程で導入された「弾力的労働時間制度」が、労働者の自発的な労働時間決定を阻害し、長時間労働を助長してしまう可能性も存在する。しかし、この長時間労働と勤務時間制度の関係について考察した先行研究はほとんど存在しない。また、その数少ない先行研究は労働時間と年収（賃金）の内生性の考慮や家族属性の考慮など、技術的改善の余地を多く残している。

¹ 「弾力的労働時間制度」という呼称は、朝倉・島田・盛（2008）に依拠。

そこで、本稿では慶應義塾大学「パネルデータ調査共同研究拠点」が2009年に実施した「日本家計パネル調査」(JHPS)を用いて、フレックスタイム制や変形労働時間制、裁量労働制などの「弾力的労働時間制度」が労働時間を増加させているのか否かを検証する。

主な結論は、以下に示す通りである。第一に、フレックスタイム制および、裁量・みなし労働時間制の適用を受ける者は、通常の勤務時間制度の者に比べて、短時間勤務制度や時間単位の休暇などの勤務時間短縮を支援する制度を利用する確率が高い。第二に、「弾力的労働時間制度」のうち、裁量労働・みなし労働時間制および勤務時間管理を受けない者の労働時間は、通常の勤務時間制度の労働者に比べて長いことが示唆され、先行研究と整合的な結果が得られた。第三に、フレックスタイム制は労働時間に対して中立であることが明らかとなったが、有意水準は低いものの有配偶男性においてのみ労働時間短縮に効果をもつことがわかった。

以下は、本稿の構成である。まず、第2節では労働時間に対する政策介入の経済学的正当性を論じる。第3節では、本稿の議論の中心となる「弾力的労働時間制度」の導入経緯を確認し、労働時間の推移を追うことにする。第4節で先行研究を概観し、第5節では推定手法の説明を行う。そして、第6節で使用するデータの説明、第7節で推定結果を述べ、第8節で本稿のまとめを行う。

2. 労働時間規制の経済学的正当性

労働経済学の分析枠組みでは、労働者は完全情報にもとづき、所与の賃金率のもとで自らの効用を最大化するように所得と余暇の組み合わせ、つまり労働時間を選択するとされる。そのため、個人が自発的に選択した労働時間に対して、政府が上限の労働時間を定めるといった政策的な介入は経済学的には正当化されない。ただし、最適選択が行われる想定と現実との間に、大きな乖離が存在することは多くの先行研究によって指摘されてきた(Schor 1992、樋口 2007、原・佐藤 2008)。

特に、樋口(2007)は、労働時間に対する政府介入が経済学的にも正当化される条件を提示しながら、労働時間規制の在り方について議論している。その中で、樋口は労使の「交渉上の地歩」に着目し、労働時間規制の必要性を指摘している。単純な経済理論に立脚すれば、労働主体による労働時間の最適選択の意思決定の前提条件として、労働者と使用者の間における「交渉上の地歩」は同位であると仮定されている。しかし、現実的な問題として、労働者と使用者とでは資本保有量に大きな差があり、交渉力が等しいという状況は生起しにくいだろう。こうした状況下で、労働者と使用者が一对一の交渉、つまり相対取引となった場合、「交渉上の地歩」が低位にある労働者は自発的な労働時間選択を行うことは容易ではなくなる。

また、長時間労働が企業利潤の拡大を導く場合、労働主体の最適選択は実現されないと考えられる。Feldstain（1967）は、企業の生産関数の設定において、生産要素である労働を、労働者数と労働時間に分解し、雇用者数の変化が生産量に与える効果よりも個々の労働時間の変化が与える効果の方が大きいことを示した。わが国では、通勤手当や訓練費などの準固定費が他の先進国に比べて高いことが指摘されており、企業には労働者を多く雇用するよりも、一人当たりの労働時間を長くするインセンティブの方が働きやすい。こうした状況のもとでは、「交渉上の地歩」が異なる場合、労働者が最適と考えるよりも長い労働時間が結果的に選択されてしまう。

以上のように、労使間の「交渉上の地歩」が同位でないという仮定の下では、労働者の自発的な労働時間選択は容易ではなく、自らの望む水準よりも長い労働時間を選択せざるを得なくなる可能性が存在する。

他方で、企業と労働者の個別交渉の結果、それぞれに最適な労働時間が選択された場合であっても、不本意な選択がなされるケースが存在する。「負の外部効果」が存在する場合である。たとえば、管理職にあたる上司がワーカホリック（労働中毒）である場合、職務遂行上の影響力によって、部下の労働時間は長くならざるを得ず、不本意な長時間労働を強いられてしまう可能性が存在する。

従来の分析の枠組みでは、個人は完全情報のもと、労働時間を自発的に選択すると考え、労働時間に対する政策的介入は正当化されてこなかった。しかし、労使間の「交渉上の地歩」が同位でない場合、労働者は最適な労働時間選択を行うことができず、政策的に介入する余地が生まれる。そこで本稿では、労働者が柔軟に労働時間を選択することを目的に導入された「弾力的労働時間制度」が、システムティックに労働者の最適選択を可能にしているのかを統計的に検証する。

次節では、本稿が焦点を当てる「弾力的労働時間制度」の定義や特徴について詳述する。

3. 「弾力的労働時間制度」の導入経緯及び、総労働時間の変遷

本稿では、フレックスタイム制、変形労働時間制、裁量労働・みなし労働時間制のことを「弾力的労働時間制度」と呼称する。本節では、これら制度の導入経緯を確認し、導入後の労働時間の変遷を概観する²。

労働時間の短縮は、労働基準法制定以来の課題となってきた。高度成長期以降、生産性の向上とともに労働時間は大幅に減少した。その一方で、情報技術の進歩や国際競争の激化によって、工場法以来の労働時間規制の枠組みでは対応することが難しい業務が登場し

² 以下の説明は、平賀（1988）、朝倉・盛・島田（2002）、厚生労働省労働基準局（2001）、社会経済生産性本部（2003）の説明に従う。

てきた。工場労働者が労働者モデルの中心であった時代には、一定数の労働者をチームとして労働時間を指定し、協同で生産活動にあたらせることが生産効率上、望ましかった。しかし、産業構造の高度化に伴い、デスク・ワークが労働モデルの中心になると、労働時間を指定してチームで協同させることは、必ずしも効率的ではなくなる。こうした産業構造変化への対応、またアメリカとの貿易摩擦への対応といった政治的要請も加わり、労働時間短縮の在り方にも変化が求められるようになった。

1980年代に入ると、労働省の労働基準法研究会や中央労働基準審議会における議論、および検討を経て、1988年、労働時間短縮を主目的とする労働基準法の大幅な改正が実施された。この改正により、法定労働時間が1週48時間から40時間への段階的移行が決定され、労働時間短縮が強く推進されることになった。そして同時に、産業構造の変化により多様化してきた業務内容や就業形態に対応するために、労働者が自身の裁量で労働時間を決定することを可能にする「弾力的労働時間制度」が導入された。制度導入にあたっては、使用者側からの要望が強く反映された。中央労働基準審議会による労使双方に対してのヒアリングにおいて、使用者団体から労働時間を弾力的に管理できるようにする法整備が必要との意見が出される一方、労働者側からは規制強化の要望が出された。しかし、法定労働時間の短縮で労働者側の意向が強く反映されたこともあり、使用者側の意見が主に反映される形となって、弾力的労働時間制度の導入が決定された。

以下では、「弾力的労働時間制度」の特徴について簡単に述べる。弾力的労働時間制度は、労働法制上、フレックスタイム制・変形労働時間制・裁量労働時間制のことを指し、「弾力的」という意味において、二種類に類型化される³。ひとつは「仕事上の都合」で労働時間を弾力的に管理するもの、もうひとつは「労働者個人の生活上の都合」で労働時間を管理するものふたつである。前者は例えば、繁忙期の有無や顧客対応など業務運営上の理由で、通常の労働時間規制での時間管理が難しい場合に対応するための制度である。定義上、変形労働時間制がこれに当たる。その一方、後者は子育てや介護、病気療養などの労働者個人の都合に応じて、本人が柔軟に労働時間を管理することを目的にした制度である。裁量労働制やフレックスタイム制がこれに当たる。ただし、従事している「仕事都合」や使用者との関係などによって、「個人都合」が利くはずのフレックスタイム制や裁量労働制の適用下であっても、労働時間を本人の都合で決定することが容易ではなくなる可能性はある。

こうした「弾力的労働時間制」の導入により、職種や業務の繁閑に応じて、また労働時間で成果を把握・査定することが難しい労働者を、1日8時間・週40時間の枠を超えて働かせることが可能になった。では、こうした制度の導入以後、実際の労働時間はどのように変化したのであろうか。以下では、公表統計を用いて、労働基準法改正以後の労働時間の推移を確認する。

³ 佐藤（1996）、朝倉・盛・島田（2002）の分類に従う。

<図 3-1・図 3-2・図 3-3 挿入>

[労働者全体の総実・所定外労働時間の推移]

[一般労働者の総実・所定外労働時間の推移]

[週労働時間が 60 時間を超える労働者数]

図 3-1 は、労働者全体の総労働時間を時系列的に見たものである。図 3-1 によれば、1990 年以降、労働時間は着実に減少し、いわゆる「前川レポート」が提言したように、労働時間の短縮は達成されたように思われる。しかし、90 年代後半の景気後退以後、一週間の労働時間が 60 時間を超える長時間就業者は増加し続け、2007 年には約 600 万人に上る（図 3-3 参照）。同様に、パートタイム労働者を除いた常用雇用者（一般労働者）に限って、年間の総労働時間を見てみると、状況は異なる⁴。一般労働者における推移（図 3-2）を見ると、90 年代後半に短縮した期間はあるものの、労働時間はほぼ横ばいで推移していることがわかる。また近年では、所定外労働時間（残業時間）が増加している。黒田（2008）によれば、2000 年代以降、男性の正規雇用者は、週休二日制の普及によって減少した労働時間を相殺するために、平日の労働時間を増加させていることが分かっている。このように、労働者全体の労働時間は減少している一方で、正規雇用者などの一部の労働者は依然として長時間就業の状態にあることがわかる。

では、なぜ労働時間が一部の労働者に集中するのだろうか。「労働時間の二極化」に注目した戸田（2007）によれば、技術革新に伴い、高スキルな労働者に対する労働需要が増加したことが、長時間労働を発生させる原因だとしている。この議論に即せば、労働時間管理がなじまない労働者に適用される「弾力的労働時間制度」が、長時間就業を助長している可能性はないのだろうか。たとえば裁量労働制の場合、適用業務が高い技術を有する職種に限定されているため、過重な仕事量が特定の労働者に集中した結果、労働時間が長くなる可能性がある。また変形労働時間制は、仕事上の都合が優先される制度設計であるため、労働者の意図とは関係なく労働時間は増加し得る。長時間就業の状態が長引くと、心身の健康を害し、その結果「過労死」という最悪の事態を引き起こしかねない。たとえ、本人が望んだ上での長時間労働の結果であったとしても、体調を崩してしまう程の就業は資源配分の効率上望ましい状態とは言えない。厚生労働省の調査では、近年過労死として労災認定されるケースが高い水準で推移している（図 3-4 参照）。こうした背景もあり、労

⁴ 「一般労働者」の定義は、事業所に使用され給与を支払われる労働者（船員法の船員を除く）のうち、①期間を定めずに、又は 1 ヶ月を超える期間を定めて雇われている者もしくは、②日々又は 1 ヶ月以内の期間を定めて雇われている者のうち、調査期間の前 2 ヶ月にそれぞれ 18 日以上雇い入れられた者のいずれかに該当する者で、パートタイム労働者以外の者。なお、「パートタイム労働者」の定義は、常用労働者のうち、①1 日の所定労働時間が一般の労働者より短い者もしくは、②1 日の所定労働時間が一般の労働者と同じで 1 週の所定労働日数が一般の労働者よりも短い者のいずれかに該当する者。

働時間規制の議論が、学術的にも政策的にも活発になっている。

<図 3-4 挿入>

【脳・心臓疾患を起因とする「過労死」に係る労災補償状況】

労働時間短縮という目標に向かって、わが国では長年に渡り議論が続いてきた。その中であって、1988年の労働基準法の改正は、法定労働時間の短縮・弾力的労働時間制度の創設というように労働時間規制の在り方を大きく変えた。しかし、一部の労働者の労働時間は1988年改正以後、あまり減少していない。従来の研究では、弾力的労働時間制度について、とりわけ制度が長時間労働に与える影響について、十分な検討されてきたとは言い難い。そこで、本稿では「弾力的労働時間制度」が長時間労働を助長させているかどうかについて明らかにする。

なお、各制度の特徴は朝倉・盛・島田（2002）に詳しい。

4. 先行研究

わが国では労働時間に関する研究が、従来から盛んに行われており、研究の蓄積が進んでいる⁵。本節では、とりわけ、長時間労働に関する先行研究について概観することにする。

1980年代後半以降、いわゆる「前川レポート」によって、労働時間短縮が議論され始めるなか、樋口・阿部（1992）と早見（1995）は、企業経営の視点も含めて、労働時間を論じた。従業員の労働時間と企業定着率について分析を行った樋口・阿部（1992）では、労働時間短縮が男女問わず、企業定着率を高めるとして、労働時間短縮（「時短」）支援の推進を提唱している。公表統計を用いて、労働時間と作業効率の関係を論じた早見（1995）は、1990年時点における常用雇用者の労働時間は平均効率を最大にする労働時間よりも21.6%高いと指摘し、効率上昇のための「時短」の必要性を説いている。

近年では、ワーク・ライフ・バランスの観点や行動経済学の文脈から、労働時間を論じる研究が進みつつある。原・佐藤（2008）は、労働時間のような「外在的かつ統一的基準」による分析では、自発的な労働時間選択が行えているのか否か把握できないとして、労働時間における「希望」と「現実」の乖離、「ワーク・ライフ・コンフリクト」に焦点を当てている。その結果、正社員や週50時間以上働く労働者が、労働時間短縮を望んでいること

⁵ 先進諸外国でも、程度の差はあるものの、長時間労働は重要な社会問題である。しかし、わが国のように、いくつもの制度によって労働時間管理を行っている国は少ない。そのため、勤務時間制度と労働時間の関係について考察した諸外国の先行研究は、筆者が探索した限りでは皆無であった。

が明らかになった。山口（2008）は、原・佐藤と同様の問題意識から、慶應義塾大学の実施した調査を用いて、労働時間短縮の希望が叶えられないことが、「常勤者」の不本意な長時間就業の要因だと指摘した。ワーカホリックの存在について論じた Harmermesh and Slemrod(2005)は、高所得であることが労働の不効用を小さくし、引退年齢を引き延ばす（ライフサイクルにおける長時間労働）と指摘している。これを受けた大竹・奥平（2008）は、長時間就業（週労働時間が60時間以上）の決定要因を行動経済学の観点から分析している。その結果、男性の管理職の中で、物事を後回しにする性格を有する者が、長時間労働をする傾向にあることを、実証的に明らかにし、職場に負の外部性をもたらしている可能性を指摘した。

長時間労働を社会構造の観点から分析した研究も蓄積されてきている。長時間労働を世代間の問題として議論した玄田（2009）は、近年になるほど、勤続年数の短い「短期勤続層」に業務が集中する傾向にあることを示した。わが国特有の労働問題であるサービス残業を扱った高橋（2005）は、不払いの報酬がボーナスに反映されているとし、企業と労働者の間に「暗黙の契約」が存在することを明らかにした。また近年、新たな労働時間規制の文脈において注目されているホワイトカラー・エグゼンプションに関しても、研究が進みつつある。労働時間規制の適用除外の政策効果を分析した黒田・山本（2009）は、慶應義塾家計パネル調査（KHPS）を用いて、ホワイトカラー・エグゼンプションが労働時間や賃金に与える影響を分析している。その結果、年収が低い者、サービス業従事者などの特定の属性の労働者に対して、ホワイトカラー・エグゼンプションの適用は労働時間を長くすると結論付けた。

他方、制度論の観点から、正規雇用者の長時間労働について分析したものに、大石（2009）と小倉ほか（2007）（2009）がある。大石（2009）は、国立社会保障・人口問題研究所が実施した調査を用いて、ワーク・ライフ・バランス施策が労働時間に与える影響を分析した。その結果、ワーク・ライフ・バランス支援策は男性労働者のサービス残業を抑制する効果をもつ一方、労働時間全般を抑制する効果がないことを指摘した。また興味深い点として、フレックスタイム適用者など労働時間の柔軟性が高い労働者の労働時間が長いことを示している。小倉ほか（2007）（2009）では、勤務時間管理の緩やかさや働く場所の数が労働時間に与える影響を分析し、裁量労働制や時間管理を受けない管理職などの「時間管理が緩やかな」労働者ほど、労働時間が長いことを明らかにした。管理職の業務量と労働時間に注目した小倉（2009）は、出退勤を自身の裁量で決められるか否かにかかわらず、管理職の労働時間が一般社員に比べて長いことを統計的に示した。

このように、多角的な視点から労働時間についての研究が蓄積されてきている。しかし、「弾力的労働時間制度」と労働時間の関係について考察された先行研究は少なく、十分に検討されたとは言い難い。

5. 推定手法

本稿の目的は、柔軟な労働時間決定を促す勤務時間制度が、長時間労働を助長しているのかどうかを統計的に明らかにすることである。そのため、労働時間関数を推定して、勤務時間制度が労働時間に与える影響を考察していくが、労働時間の長短を見るだけでは、「弾力的労働時間制度」適用者が柔軟に労働時間を決定できているのか否かを明示的には観察することができない。そこでまず、一日の内で労働時間短縮を支援する半日休暇や短時間勤務に関する利用決定要因を分析する。制度の性質上、「弾力的労働時間制度」適用者は、柔軟な労働時間決定が可能な環境にいる可能性が高い。つまり、半日休暇や短時間勤務の利用の決定要因を分析することを通じて、弾力的労働時間制度が労働時間の柔軟な決定を促すのか否かを間接的にではあるが確認することができる。本稿では、短時間勤務制度と育児休業制度の利用に関する規定要因を分析した武石（2008）を踏襲し、一日の労働時間短縮を支援する「短時間勤務制度」と「半日・時間単位の休暇制度」の利用に関する規定要因分析を、Probit モデルを採用して行う⁶。弾力的労働時間制度が法の趣旨の通り、労働者の自発的労働時間選択を促がすよう機能しているのならば、勤務時間制度の係数は正となることが予想される。以下が、推定モデルである。

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

ただし、 $\varepsilon_i \sim N(0, 1)$

$$\text{さらに、 } y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

であるとする。

ここで、 y_i^* は潜在変数を表す。 y_i は短時間勤務制度、半日・時間単位の休暇制度のうち、いずれかひとつでも利用した経験がある場合を 1、いずれも利用したことのない場合を 0 とする観察可能な内生変数、 x_i' は個人属性、家族属性など説明変数のベクトルを表す。

そして、その結果を踏まえて、労働時間関数を推定し、勤務時間制度が労働時間に与える影響を確認する。ただし、推定において、説明変数に（時間当たり）賃金を用いるため、労働時間との内生性が問題となる。労働時間の分析においては、こうした内生性の考慮が技術的問題となることが多い。戸田（2007）では、時間当たり賃金を説明変数に用いることで発生する「見せかけの相関」を回避するために、月当たりの賃金を説明変数に採用している。しかし、これでは根本的な解決とは言えない。小倉ほか（2007）（2009）は、所得・余暇選好に関する変数を説明変数に採用することとどまっておらず、内生性を十分に考慮した

⁶ 本来、ふたつのダミー変数を結合する際には、その結合が妥当であるのか否かの尤度比検定の実行が必要となる。しかし本稿では、この点に関して今後の課題としたい。

と言い難い。また小倉（2009）は、年収と労働時間の内生性を考慮するため操作変数的一种である二段階最小二乗法（2SLS ; Two-Stage Least Squares）を採用している。説明変数に時間当たり賃金を用いた大石（2009）も小倉（2009）同様、二段階最小二乗法を採用している。そこで本稿においても先行研究に従い、二段階最小二乗法を採用することで内生性を考慮することにする。二段階最小二乗法は、操作変数を用いることで内生性を考慮したうえでパラメータを求める推定手法である。操作変数には説明変数と相関し、かつ攪乱項と無相関であることが条件として求められる。この操作変数をまず内生変数（本稿では、時間当たり賃金）に OLS 回帰し、その結果得られた推定値を被説明変数（週労働時間）に再度 OLS 回帰することで一致性をもつ推定量が得る手法である。

また本稿ではさらに、誤差項の不均一分散を考慮するために、誤差項と操作変数の直交条件を置いた一般化積率法(GMM)を採用する。一般化積率法は、直交条件に観測値のモーメントを用いることで、パラメータを求める推定手法であり、Hansen(1982)により紹介された。GMM は、非常に広範なモデルの推定に用いることが可能であるが、本稿では操作変数法として用いる。なお、攪乱項の分散行列が未知の場合、推定した分散行列の逆数を Weighting 行列として求めた推定量は「有効 GMM 推定量」と呼ばれ、均一分散性のもとで二段階最小二乗推定量（2SLS Estimator）に一致する性質をもつ。

以下が推定モデルである。

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 W_i + \alpha_2 X_i + \alpha_3 TH_i + \varepsilon_i$$

$$(W_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \nu_i)$$

(H_i : 労働時間, W_i : 時間当たり賃金, X_i : 個人属性, TH_i : 勤務時間制度,
 Z_i : 操作変数, ε_i : 勤務先属性, ε_i, ν_i : 誤差項)

6. データ

本稿で使用するデータは、「慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点」が 2009 年第一四半期に実施した「日本家計パネル調査」(JHPS ; *Japan Household Panel Survey*) の初回調査である。調査対象者は、2009 年 1 月 31 日時点で 20 歳以上の男女約 4,000 名である。

以下では、まず JHPS と『就労条件総合調査』(厚生労働省)⁷において、勤務時間制度

⁷民間企業における労働条件の現状を明らかにすることを目的に、毎年厚生労働省が企業を対象として賃金制度や労働時間制度を調査している。「平成 21 年調査」の有効回答数は 4,321、回答率は 70.3%。

の適用者割合を比較する。JHPS と「就労条件総合調査」では、調査対象主体が異なるため、単純な比較はできないが、両者を比較することで、JHPS 標本の代表性を確認することにする⁸。その後で、推定に関連した集計を行う。勤務時間制度別に、「半日休暇・短時間勤務制度」利用割合、平均労働時間および平均残業時間を、JHPS を用いて集計する。最後に、推定に用いる変数の定義、及び作成方法について述べる。

JHPS の集計にあたっては、就業者に勤務時間制度を尋ねた『あなたの働き方（勤務時間制度）で一番近いものはどれですか』⁹という質問項目を利用する。ただし、この質問項目は就業者全員に対して質問しているため、法制上「弾力的労働時間制度」の適用を受けない就業者まで回答をしている。そこで、サンプルを正規雇用者で、年齢が 59 歳以下の定年退職前と考えられる者に限定する。なお JHPS では、対象者に配偶者がいる場合、配偶者に対しても対象者本人と同じ質問をしている。そのため、配偶者を推定に用いるサンプルに加えることでサンプルサイズを拡張し、分析を行うことが可能である。しかし、JHPS は世帯を対象とした調査ではなく、あくまでも個人をベースにした調査であるため、配偶者に関しては無作為抽出されたサンプルではない。そのため、標本の無作為性を保持するため、本稿では対象者本人のみを分析上のサンプルとする。

<表 6-1 挿入>

【勤務時間制度別の適用者数とその割合】

表 6-1 は、勤務時間制度別の適用者数、およびその割合を JHPS および『平成 21 年度就労条件総合調査』において集計したものである¹⁰。これを見ると、JHPS では通常の勤務時間制度適用者が 7 割を超えており、それ以外の者の割合は非常に低いことがわかる。一方で、「就労条件総合調査」における「弾力的労働時間制度」の適用者は 55.8%となり、JHPS のそれ(17.7%)とは大きな乖離がある¹¹。フレックスタイム制に関しては、大きな差は見ら

⁸ 「就労条件総合調査」では年齢別の集計ができないため、この点においても単純比較はできない。

⁹ 回答は、五肢「通常の勤務時間制度」「フレックスタイム制（一定の時間内で始業・終業時刻を自分で調整できるもの）」「変形労働時間制（一定の期間だけ勤務時間が異なるもの・交代制(昼・夜シフト等)」「裁量労働・みなし労働時間制(法律の適用を受ける専門・営業・企画職、在宅勤務等)」「時間管理なし（裁量労働・みなし労働時間制以外で残業手当の出ない管理職等）」の中からの選択になっている。

¹⁰ 「就労条件総合調査」の対象としている労働者（回答主体は企業）は、いわゆる正規雇用者である。なお、正規雇用者の定義は、常用雇用者（①期間を定めずに雇われている労働者、②1 カ月を超える期間を定めて雇われている労働者、③1 カ月以内の期間を定めて雇われている労働者又は日々雇われている労働者で、調査年前年の 11 月及び 12 月の各月にそれぞれ 18 日以上雇用された者のいずれかに該当する者）からパートタイム労働者（1 日の所定労働時間が当該企業の一般の労働者より短い者、又は 1 日の所定労働時間が一般の労働者と同じであっても、1 週の所定労働日数が少ない労働者）を除いた者のこと。

¹¹ 数値の乖離が調査方法の差異に起因している可能性も否定できない。調査方法の詳細に

れないが、変形労働時間制の適用者割合には大きな乖離が見られる。裁量労働・みなし労働時間制に関しても、約4ポイントの乖離がある。勤務時間制度の適用状況に関しては、JHPSの数値は、公表統計による実態とやや異なる結果になっている。

この理由としては、調査対象がそれぞれ異なることが原因のひとつとして考えられる。個人を調査対象とするJHPSと企業を調査対象とする「就労条件総合調査」とでは、調査対象者間に認識の齟齬が生まれ、それが適用者割合の乖離の原因となっている可能性がある。とくに「就労条件総合調査」で示されているように、変形労働時間制の適用者は41.0%となっており、正規雇用者の大きな割合を占めている。繁忙対応が必要とされる業務を営む企業では、多くの労働者に対して変形労働時間制が適用されているものの、当の労働者自身が制度適用を認識していない可能性は否定できない。とくに大型連休や、年末年始、年度末といった時期に繁忙期が重なる産業や企業においては変形労働時間制を利用している割合が高く、そうした企業に勤める労働者本人にとって、繁忙期が忙しいのは当然であって、変形労働時間制の適用のもと労働時間管理を受けているという実感もしくは、認識がないのかもしれない¹²。

<表 6-2 挿入>

[弾力的労働時間制度適用者の職種割合]

認識不足という点では、裁量労働・みなし労働時間制にも同様の問題が存在する。弾力的労働時間制の適用者とその職種をJHPSにおいて集計した表6-2を見ると、法制上適用されるはずのない職種、たとえば「販売職」「事務職」に従事する裁量労働・みなし労働制適用者が存在することがわかる¹³。また勤務時間制度において、労働時間管理を受けない管理職など（「時間管理なし」¹⁴）に回答した者で、職種の問いに対して、「管理的職種」に回答した者は4割に留まり、必ずしも勤務時間制度と職種における回答の一致は見られない¹⁵。

より踏み込んだ上で、再度比較する必要があるだろう。

¹² 医療・福祉、教育・学習支援、卸売・小売では、当該産業の正規労働者の約5割、運輸業では6割以上が、変形労働時間制の適用を受けている。

¹³ ただし、事務職の場合、企画立案に携わる者であれば、裁量労働制の適用対象となりうる。

¹⁴ ここでの「時間管理なし」の労働者とは、労働基準法41条2号により労働時間規制の対象から除外されている「管理監督者」を想定している。「管理監督者」は、労働基準法の定義に従えば、「労働条件の決定その他の労務管理について経営者と一体的な立場にある者」を指す。管理監督者は、「経営者と一体的な立場」で「その地位にふさわしい処遇がなされている」ことから、労働時間規制の対象外とされるのである。ただし、「課長」や「部長」などの会社における呼称と実質的な権限との間に大きな乖離があることは、巷間指摘されており（小倉2009など）、JHPSにおいても、法制と現実の乖離を明示的に識別することはできない。

¹⁵ 小倉（2009）・小倉ほか（2009）の分析に用いられた（独）労働政策研究・研修機構実施の調査においても、同様の傾向があることが指摘されている。役職の設定に「課長クラ

なお、「時間管理なし」と回答した者の約 5 割は、「通常の勤務時間制度」に回答している。

以上のように、本稿に用いるデータには、制度適用と職種の関係が労働法制と整合的でないサンプルが混在している。JHPS では、企業における運用実態を把握できないため、これらの問題が回答者の単なる認識不足によるものなのか、あるいは企業側の法令順守に起因する問題であるのか、明らかではない。こうした回答上の起こり得る不備は、推定や分析結果の解釈に影響するため、望ましいものではないが、現在の JHPS の設計では、これら回答上の不備を回避することはできない。調査設計を通じて、問題を解消していく工夫が求められるが、以降の分析結果を解釈する際には、一定の留保をもって臨む必要がある。

そのうえで改めて、表 6-2 を参照しながら、各勤務時間制度と適用者の職種の関係を確認してみたい。フレックスタイム制適用者は、「製造・建築・保守・運搬」職を除いて、ホワイトカラー職に集中している。労働者単独で仕事を進めることがある程度可能なホワイトカラー職では、自身の判断で始業・終業の選択をしても、労使双方にとってデメリットが少ないため、適用者がこうした職種に集中していると考えられる。変形労働時間制の適用者は、制度の趣旨通り繁閑の大きな職種や交代制などを必要とする「製造・建築・保守・運搬職」・「サービス職」・「運輸・通信職」といった職種に集中している。裁量労働・みなし労働時間制適用者に関しては、先述したように、「販売職」や「事務職」など法制上適用対象業務に指定されていない職種に回答している者が存在し、認識不足の可能性と企業による違法適用のふたつの可能性が考えられる。

ここまで、勤務時間制度の適用状況に関して、JHPS の標本特性について概観してきたが、以降では統計的分析に関連するクロス集計を行う。

まず、勤務時間制度別に半日休暇・短時間勤務の利用割合を集計する。勤務時間制度の違いによって、労働時間を短縮することを支援する制度の利用の有無に違いがあるのかを確認する。表 6-3 を見ると、男女とも通常の勤務時間制度の労働者の約 1 割が半日休暇・短時間勤務を利用していることがわかる。しかし、弾力的労働時間制度の適用者では、利用割合が大きく異なる。フレックスタイム制では、男女とも 1 割を超え、女性では 3 割が半日休暇・短時間勤務の利用経験がある。裁量労働制においても、男女ともに利用割合は通常勤務の者に比べて相対的に高い。変形労働時間制・交代制では、男性の利用割合が約 15% と相対的に高い数値を示している。以上、クロス集計から制度の趣旨通り、弾力的労働時間制度の適用者は、柔軟に労働時間を決定しやすい環境にあることが間接的にはあるが、確認することができた。ただし、通常の勤務時間制度の適用者以外のサンプルが非常に少ないため、単純に比較することは必ずしも望ましくない。

ス」や「部長クラス」と答えた者であっても、勤務時間制度の設問では解答が予想された「時間管理なし」ではなく「通常の勤務時間制度」を選択した者が多いという JHPS と同様の傾向がみられた。

<表 6-3 挿入>

【勤務時間制度別の「半日休暇・短時間勤務制度」利用割合】

では、労働時間の柔軟な決定が比較的容易だと考えられる「弾力的労働時間制度」適用者の労働時間は相対的に長いのだろうか、それとも短いのだろうか。勤務時間制度別に週平均労働時間・残業時間を男女別に集計して、その傾向を把握しよう。なお、裁量労働制や時間管理を受けない者に関しては、残業時間は原則的には発生しない。しかし、JHPSでは、就業上の地位や適用制度に関係なく、一律の質問形式で労働時間や残業時間を尋ねている。そのため、残業時間が職務上発生しない労働者であっても、本人が残業と判断した時間がデータに反映されることになる。この点に留意し、男女別集計の結果（表 6-4）の考察を行う。フレックスタイム制の適用者は、通常の勤務時間制度の者に比べて、週平均労働時間は短い、一方で残業時間は長い。裁量労働・みなし労働時間制の者は、週労働時間・残業時間ともに、通常勤務の者よりも長い。フレックスタイム制、裁量労働・みなし労働時間制に見られる傾向は、佐藤（2008）の行った集計結果と整合的である。また労働時間管理を受けない者は週労働時間・残業時間とも非常に長く、変形労働時間制の適用者は週労働時間・残業時間ともに通常勤務の者よりも短いことが分かった。以上の傾向は男女ともに共通して見られる。ただし、女性サンプルで裁量労働・みなし労働制や管理職の者は非常に少なく、単純に比較することは適当でない。

<表 6-4 挿入>

【勤務時間制度別の週平均労働・残業時間】

クロス集計の結果、弾力的労働時間制度の適用者は柔軟な労働時間選択が比較的容易な環境にあるものの、労働時間もしくは残業時間が長いことが確認された。そこで、本人の勤務先企業や本人の学歴などの個人属性、仕事や家族に関する属性をコントロールした上で、半日休暇・短時間勤務制度利用の規定要因及び、勤務時間制度が労働時間に与える影響を分析していく。以下では、分析に用いる変数について述べる。

まず、弾力的労働時間制度の適用者は、法が意図とした通り柔軟に労働時間の選択を行っているのか確認するための予備的な分析として、勤務時間短縮を支援する制度利用の決定要因分析を行う。ここでは、2つの制度（短時間勤務制度、半日・時間単位の休暇制度）のうち、いずれかひとつでも利用した経験がある場合を1、いずれも利用したことのない場合を0とする二値変数を被説明変数として用いる。説明変数は、性別・配偶の有無・昨年1年間の入院・通院の有無などの本人属性を考慮する変数、子どもの人数などの家族属性を考慮する変数、勤続年数・企業規模・職種・労働組合への加入・勤務時間制度¹⁶など勤務先

¹⁶厚生労働省監修のフレックスタイム制の手引きによると、フレックスタイム制の最終的な

属性を表す変数である。

労働時間関数の推定には、小倉ほか(2007)(2009)、戸田 (2007) で用いられている変数を説明変数に採用する。具体的には、性別・年齢・学歴・職種・企業規模・勤務時間制度などである。これらに加えて、小倉ほか (2009) で考慮されていない配偶者の有無や、子どもの人数、昨年 1 年間の入院・通院の有無など、勤務先属性や仕事属性以外で労働時間に影響を与える変数を採用する。また半日休暇・短時間勤務の利用決定要因分析の結果を踏まえ、勤務先におけるそれら制度の有無を説明変数に用いる。ただし、JHPS では、制度の有無と利用経験を一括した設問で問うているため、「制度がある」と答えた場合を 1 とするダミー変数では、「利用経験あり」に回答した者の勤務先に制度があるという効果を捉えることができない¹⁷。また、回答者本人が短時間勤務に対する関心が希薄な場合、企業に制度があったとしても、回答者本人が知らないために、制度の効果を純粋に把握できないといった問題もある¹⁸。

その他の変数として、時間当たり賃金を用いる。時間当たり賃金の算出には、サービス残業や割増賃金を考慮して計算した「時間当たり賃金 (A)」と、特別な操作を行わずに計算した「時間当たり賃金 (B)」を用いる。賃金と労働時間の内生性を考慮するための操作変数としては、大石 (2009) を参考にしながら、一般的に賃金関数の推定に用いられる変数¹⁹を採用する。また、本稿の特色として、自宅にインターネット環境があるか否かのダミー変数を操作変数に用いる。児玉ほか (2005) は、「雇用動向調査」や「ワーキングパーソン調査」を用いて、転職における入職経路の違いがマッチング効率に与える影響を分析している。その結果、インターネットなどの広告を利用して転職を行った方が、ハローワークを利用して転職するよりも、再就職までに要する期間が有意に短くなり、転職前よりも賃金が有意に高まることが分かっている。またインターネットを介した転職の方が、転職先における満足度が高まるという結果が得られている。自宅でインターネットが利用できることで、多くの選択肢からより良い条件の仕事を探すことが可能になり、その結果、Job Matching の効率性が高まりうる。以上の理由から、インターネット環境ダミーを賃金に対

適用を労働者の意思に委ねている運用例も確認できる。そのため、フレックスタイム制と労働時間が同時決定されている可能性がある。しかし、労働基準法に従えば、原則として企業による「適用」が基本であるし、また JHPS の調査設計では企業ごとの制度運用実態は把握できないため、本稿では勤務時間制度、とくにフレックスタイム制の適用は外生と仮定する。

¹⁷ 「あなたの会社では次のような制度はありますか。」という質問に対して、四肢「ない」「ある」「利用経験あり」「わからない」の中から回答してもらっている。

¹⁸ 労働政策研究・研修機構 (2007) では、Employer-Employee Matching Data を用いて、ワーク・ライフ・バランス施策の有無に関する企業側と労働者の認識の乖離に着目し、そうした認識の齟齬が何によって規定されているのか分析している。

¹⁹ 性別、勤続年数、勤続年数の二乗項、学歴、企業規模、労働組合への加入ダミー、地域の特性を考慮するための都道府県ダミーである。

する操作変数として採用する。

なお、推定に用いるサンプルに関する基本統計量は、表 6-5 に示すとおりである。以下では、ここまでで述べられなかった変数の定義および、作成方法を詳述する。

<表 6-5 挿入>

[推定サンプルの基本統計量]

・時間当たり賃金（千円）

JHPS では、昨年の仕事から得た給与支払いの方法（月給・週給・日給・時給・年棒）および、その支払い額、賞与額を尋ねている。また労働時間に関しても、月平均労働日数、週平均労働時間（残業時間含む）、残業時間、割増残業時間を尋ねているため、厳密に時間当たり賃金が算出できる。

推定には、残業時間を時間外労働時間の割増率で乗じ（25%）、サービス残業時間（残業時間から割増労働時間を減じて算出）を除いて算出した労働時間で収入を割り引いた時間当たり賃金(A)と、残業時間を考慮しないで算出した時間当たり賃金(B)の2種類を用いる。なお、それぞれの平均値から、標準偏差の3倍を超えるサンプルは異常値として、分析の対象から除外している。異常値処理に際して、後者の賃金(B)のサンプルがひとつ脱落している。

・家族属性

家族票から、0~2歳（乳幼児）、3~5歳（保育所等に通う幼児）、6~18歳（就学児）の子どもの数を算出した。また回答者本人を含めた同居人数から子どもの人数を引き、18歳以上の同居世帯員の人数（「子ども以外の同居人数」）を変数として作成した。

高齢化の進展に伴って、介護の必要性が高まっており、要介護者の面倒をみるために、労働供給が抑制される可能性は否定できない。そこで、介護要請による労働供給への影響を考慮するため、同居の要介護者の有無を説明変数に採用する。JHPSでは、対象者の家族内に介護を必要とする者がいるかの否か、いる場合にはその方が施設入所であるのか、同居であるのか、それ以外であるのかを尋ねている。この項目を用い、同居の要介護者が「いる」場合を1、「いない」、もしくは「いる」が、施設入所している、または同居でない場合を0とするダミー変数を作成した。

体調が良好な場合、労働時間を長くすることが可能である一方、体調が思わしくない場合、長時間働くことは物理的に困難であろう。健康状態の良し悪しと労働時間の関係を分析した研究は、山崎（1992）を嚆矢として、公衆衛生・保健・医療をはじめ、広範な分野

での研究が進んでいる。そのため、本稿においても、入院・通院経験を尋ねた項目を用いて、健康状況を考慮する。昨年一年間において、病気やけがの治療のために、入院のみした、通院のみした、もしくは入院・通院の両方をした場合を1、いずれもしていない場合を0とするダミー変数を作成した。なお本稿では、勤務時間制度が労働時間に与える影響に強い関心があるため、労働時間と健康状態の間の内生性については無視する。

・他の都道府県への通勤

JHPSでは、生活時間に関する設問が存在しないため、通勤時間や家事時間を考慮することができない。そこで、仕事先と居住地との地理的關係を尋ねた質問項目を通勤時間の代理変数として用いる。居住地とは別の都道府県に通勤している場合を1、居住地の市区町村、もしくは同一都道府県内の会社に通勤している場合を0とするダミー変数を通勤時間の代理変数とする。ただし、県境に居住地があり、他の都道府県への通勤時間が必ずしも長くない場合、通勤時間の長短をこの変数では考慮することはできない。

・地域関連の変数

都市部と地方では、賃金や半日休暇・短時間勤務の利用状況に違いがあると考えられるため、調査対象者の居住都道府県、及び居住地の都市規模を考慮している。JHPSでは都市規模に関して、18大市（札幌市、仙台市、さいたま市、千葉市、東京都、川崎市、横浜市、新潟市、静岡市、浜松市、名古屋市、京都市、大阪市、堺市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市）、それ以外の市、町村の3種類に区分されている。なお、18大市を大都市、それ以外の市を中規模都市、町村と呼称する。

7. 推定結果

7.1 「半日休暇・短時間勤務」利用の決定要因

まず半日休暇・短時間勤務利用の規定要因分析の結果を見ていく。職種と勤務時間制度の間には一定の対応関係があると考えられるため、職種と勤務時間制度を同時に投入したモデルと、それぞれ交互に投入したモデルを推定した。また男女別で、制度利用に差異があることが考えられるため、男女別に推定を実施した。しかし、女性サンプルは少なく、スロープ係数がゼロか否かをテストする尤度比検定をパスしなかった。そのため、女性サンプルに関する推定は断念し、今後の課題とする。

男女含めて推定を行ったモデル(1)~(3)において、推定結果に大きな違いは見られず、安定した結果が得られた。すべてのモデルにおいて、女性であるほど有意に半日休暇・短時

間勤務を利用する確率が高いことがわかった。家族属性では、0～2歳までの子どもの人数が多いほど、利用確率がプラスに有意である。半日休暇・短時間勤務が、乳幼児をもつ労働者の子育て支援策として機能していることが示唆される。また6～18歳の子どもが多いほど利用確率が高まるという結果が、モデル(2)を除いて確認された。これを、男性サンプルに限った推定結果と併せて解釈すると、乳幼児の効果は男性の利用傾向を反映したものであり、就学児の効果は女性の効果を反映している可能性がある。男性は乳幼児がいる場合、短時間勤務などの利用によって労働時間を短縮し、子育てや家事に配分している可能性がある。その一方で、女性は乳幼児がいる場合、育児休業制度を利用する選択肢があるために、半日休暇・短時間勤務の利用を選択しない可能性が考えられる。

その他の家族属性では、子ども以外の同居者が多いほど、半日休暇・短時間勤務を利用する確率が有意に高い。同居人数の増加によって、家事全般の要請が増すことが、制度利用を促している可能性が存在する。また勤続年数が高いほど、利用確率が有意に高まることが分かった。長く企業に在籍することで、出産や子育て、介護や自身の病気療養などのライフイベントを経験する可能性が高まるため、利用確率が高まると考えられる。企業規模については、従業員を多く抱えているほど、利用確率が有意に高くなるという結果が得られた。企業規模が大きいほど、制度の導入が進み、かつ利用がしやすい環境にあるものと考えられる。職種では、情報処理技術者の利用確率が高い。情報処理技術職は、専門業務型裁量労働制の対象業務に指定される労働時間管理がなじまない職種にあたる。そのため、情報技術職に就く者は裁量労働制適用の如何に関わらず、仕事の性格上、半日休暇・短時間勤務を利用する、つまり労働時間を柔軟に決定できる環境にあるのであろう。また、週労働時間が60時間を超えるか否かは制度利用に対して中立であった。長時間就業による疲労を回復するために、労働時間を一時的に短縮させる休暇制度の利用が高まると予想したが、意に反して有意な結果は得られなかった。長時間の就業状態にある者は多くの業務を抱えており、労働時間を短縮する制度を使う余裕がないことを示しているのだろうか。もしくは、ワーカホリックであることによって、制度を利用するインセンティブが働かないことを反映しているのかもしれない。

次に、勤務時間制度の効果について考察する。

フレックスタイム制及び、裁量労働・みなし労働時間制の適用を受けている労働者は、通常勤務の労働者に比べて、半日休暇・短時間勤務の利用確率が有意に高いという結果が得られた。「労働時間帯」の選択を柔軟にするフレックスタイム制は適用者の都合にあわせて、始業と終業の時間を決定できる。そのため本人の都合でその日の仕事を遅らせる、もしくは中断しなくてはならない場合に、フレックスタイム制の適用のもとでは、半日休暇・短時間勤務を利用することは比較的容易であろう。また、本人の都合で労働時間の長短を決定できる裁量労働制のもとでは、半日休暇・短時間勤務といった労働時間を柔軟に決められる制度の利用がしやすいのだろう。労働時間を自身の都合で柔軟に決定できる制度の適用者は、半日休暇・短時間勤務も利用する確率が高い、つまり労働時間を柔軟に決定で

きる環境にある可能性が高いことが間接的にはあるが示唆された。

ただし、男性にサンプル限定すると、勤務時間制度の効果は中立になる。よって、フレックスタイム制および裁量労働・みなし労働時間制の効果は女性においてのみ発揮されることが考えられる。このことは、労働時間帯もしくは労働時間の長短を柔軟に決定できる制度であるフレックスタイム制および裁量労働・みなし労働制は女性において、労働時間を短縮する制度の利用を促進するが、男性においてはそうした効果がもたないことを示している。つまり、弾力的労働時間制度は長時間就業の多い男性の正規雇用者に対して、労働時間短縮を支援しない可能性を示唆する。

一方、変形労働時間制及び、労働時間管理を受けない管理職に関しては、制度利用に対して中立の結果となった。変形労働時間制の適用を受けている場合、繁閑に合わせて労働時間を管理されているため、労働時間を短縮する制度をあえて利用する環境にないのかもしれない。労働時間管理を受けない管理職などの場合においても、部下の管理監督に関する業務が過重であるために、制度を利用できる環境にない可能性がある。

以上の結果から、労働者本人の都合で労働時間を柔軟に決定できる勤務時間制度の適用を受けている者は、通常の勤務制度の者に比べて有意に半日休暇・短時間勤務を利用することが分かった。この結果は、間接的かつ暫定的にはあるが、フレックスタイム制と裁量労働・みなし労働制適用者が柔軟な労働時間選択を行える環境にあることを示している。ただし、この点は男性の正規雇用者については確認できなかった。

それでは次に、この結果を踏まえて、弾力的労働時間制度が長時間労働に与える影響を確認する。なお、半日休暇・短時間勤務の利用が、フレックスタイム制や裁量労働制適用者の労働時間に影響を与えている可能性を考慮するために、勤務先に半日休暇・短時間勤務制度があるか否かのダミー変数を、労働時間関数の推定に用いる。

7.2 労働時間関数の推定²⁰

労働時間関数の推定結果について考察する。推定において、前節と同様、職種ダミーと勤務時間制度との間に一定の関係があると考えられるため、職種ダミーを投入したモデルと除外したモデルを推定した。モデル(11)～(14)では、男女別の推定を行った。しかし、女性サンプルにおけるJテストの結果、推定量の一致性が得られなかったため、女性サンプルに限定した推定は断念する。モデル(11)(12)では男性サンプルに限定し、(13)(14)では男性の有配偶者に限定して推定を実施した。なお、一段階目の賃金関数の推定の結果(付表4参照)、時間当たり賃金と操作変数の間に相関関係が確認された。その一方でJテストの結果から、すべてのモデルにおいて、外生変数と操作変数の直交条件は満たされて

²⁰ 2SLSにおいても、GMMの推定結果とほぼ同様の結果が得られたので、本節では主にGMMをもとに考察を行う。なお、2SLSの結果については付表1を参照されたい。

いる。

推定結果の考察に移る。時間当たり賃金の労働時間に対する効果は、有意にマイナスである。Beaudry and DiNard(1995)は、労使間に長期的な「暗黙の契約」がある場合、労働者の生産性とは無関係な賃金上昇が起こると、所得効果によって、労働時間に負の影響をもたらされることを理論・実証の両面から指摘している。本稿の結果は、長期雇用を前提とするわが国においても、労使の「暗黙の契約」によって賃金と労働時間に負の相関関係があることを示唆している。ただし、戸田（2007）が指摘するように、時間当たり賃金を説明変数に用いることで生じる見せかけの負の相関を捉えているだけなのかもしれない。なお、二段階最小二乗法を採用した大石（2009）や小倉（2009）では、時間当たり賃金・年収の係数は有意でない。

本人属性の効果に関しては、学歴が高くなるほど、週労働時間が長くなることがわかった。学歴が高い者は人的資本形成に多くの費用を費やしているため、定年が一定だとすると、投資回収のために労働時間は長くなると考えられる。また、有配偶ダミーの係数もプラスに有意である。婚姻関係を結ぶことで、市場労働と市場外労働（家事労働）の負担割合が変化し、労働時間に影響すると考えられる。性別をコントロールした上でも、有配偶ダミーがプラスに有意であるということは、正規雇用者に限ってみれば、婚姻関係を結ぶことで配偶者に家事労働を代替してもらうことが可能になり、その結果、市場労働の割合が高まる、つまり労働時間が長くなるのであろう。

家族属性では、子どもの数は週労働時間に影響を与えない。ただし、サンプルを男性に限定すると、乳幼児（0～2歳児）の数が有意にマイナスである。男性雇用者は乳幼児がいる場合、家事や子育ての要請に直面して、労働時間を減らしていると考えられる。この結果は、前節の半日休暇・短時間勤務利用の分析結果と整合的である。子育ての要請に対して、男性雇用者は半日休暇・短時間勤務を利用し、その結果、労働時間が減少すると解釈できる。

他の家族属性については、子ども以外の同居人数が有意にマイナスである。世帯規模拡大による家事要請の増加に対応するために、労働時間が短くなっている可能性がある。もしくは、両親や祖父母との同居による住宅資産の移転が労働のインセンティブを低下させている可能性も指摘できる。この結果もまた、前節の分析結果と整合的と言える。半日休暇・短時間勤務の利用が労働時間短縮に直結するというのであれば、世帯員が増えることで、半日休暇・短時間勤務の利用が高まる。その結果、逐次的に労働時間が減少するという経路を考えれば、子ども以外の世帯員人数の効果が労働時間に対して負であるという結果は前節の結果と整合的である。

職種の効果は、すべてのモデルにおいて「製造・建築・保守・運搬などの作業員」が有意にマイナスの係数をとっている。モデルによっては、「販売従事」や「保安職」が有意にマイナスの結果を示している。2008年秋以降の急激な景気悪化の結果、これらの職種において業務量が減少しているため、労働時間が減少すると考えられる。

前節の分析結果を踏まえて投入した半日休暇・短時間勤務制度の有無ダミーは、労働時間に対して有意にマイナスであることがわかった。この傾向は、男性サンプルに限定したモデルで顕著である。ただし、「半日休暇・短時間勤務制度あり」の解釈には、先にも指摘したように、利用経験者の勤務先に制度があるという効果を反映していない点を考慮しなくてはならない。その点に留意すると、労働時間短縮支援を行う企業の従業員ほど労働時間が短くなるというよりは、業務の性質上利用する必要がない、もしくは利用できない者で制度の存在を知っている者の労働時間は短い、という結果を示しているだけなのかもしれない。

では、勤務時間制度の効果について考察する。すべてのモデルにおいて、裁量労働・みなし労働時間制の適用者は、労働時間が有意に長いという結果が得られた。これは、小倉ほか(2007)(2009)の結果と整合的で、職場の属性だけでなく、家族属性をコントロールしてもなお、「時間管理の緩やかな」者の労働時間は長くなることが改めて示された。本来、労働者本人の都合で労働時間を自律的に決定できるはずの裁量労働・みなし労働時間制の適用者であっても、先行研究が指摘するように、仕事量の裁量権などをもたないために、不本意にも過剰な就業状態に陥っている可能性がある。また裁量労働制は、適用対象となる業務が限定されているため、適用者自体が少なく、適用対象業務に就く者と使用者の交渉は相対取引になる可能性が相対的に高い。そのため、本来、高スキルで必ずしも「交渉上の地歩」が低位ではない裁量労働制の適用者であっても、使用者からの要請を断ることができずに、不本意にも長時間の就業状態にあるのかもしれない。また戸田(2007)の議論のように、裁量労働制適用者の業務内容が高度であるために、適用可能な人材がそもそも少なく、少数の適用者に対して多くの業務が割り当てられた結果、労働時間が長くなると考えることができる。前節の分析結果との関連で興味深いのは、裁量労働・みなし労働時間制の適用者は、労働時間を柔軟に決定できる制度を利用する確率が高いにもかかわらず、労働時間が長くなっていることである。労働時間が長いことにより生じる休息の要請が、制度の利用を促進しているのだろうか。ただし、男性に限って言えば、裁量労働・みなし労働時間制は半日休暇・短時間勤務利用に対して中立である。休暇制度を利用していない、もしくは利用できないために、必然的に労働時間が長くなっているのだろうか。

他方、「時間管理を受けない管理職など」の労働時間もまた有意に長い。時間管理のない管理職が人材の採用や部下に対する管理監督に関する多くの業務を抱えていることは、小倉(2009)で指摘されている。こなさなければならない「業務量の多さ」が、時間管理を受けない管理職の労働時間を長くしているのだろう。また、前節の結果を踏まえて解釈するならば、時間管理を受けない者は半日休暇・短時間勤務を利用することもなく、もしくは利用することができずに、長時間就業を強いられているとも解釈できる。なお、本稿ではホワイトカラー・エグゼンプションや「名ばかり管理職」といった現在注目されているトピックにまで議論を広げられなかった。またデータにおいても、職種と勤務時間制度で矛盾する回答が見られたため、さらなる検討が必要であろう。明らかにされていない点も

多いだけに、今後の課題としたい²¹。

フレックスタイム制はほとんどのモデルにおいて、有意な結果は得られなかった。つまり、「労働時間帯」の選択を柔軟にするフレックスタイム制は、労働時間の長短には影響しないことが明らかとなった²²。「労働時間帯」を自由に選択できるというだけで、労働時間自体を長くする短くするという効果はないのであろう。また全社的にフレックスタイム制を導入している企業があることから、制度適用者の数が非常に多く、使用者との相対取引を回避できる可能性が相対的に高いからとも考えることができる。さらに、適用対象業務の幅も広く、裁量労働制のような過重な業務量を少数の人数でこなすという状況も少ないため、過剰就業になりにくいのだろう。

しかし、サンプルを男性の有配偶者に限定すると、フレックスタイム制は10%有意ではあるがマイナスに有意な結果を示す。「時間帯」の柔軟な選択を支援するフレックスタイム制は労働時間の長短に影響しないが、有配偶男性という限定された属性にのみ労働時間短縮の効果をもつことが示唆された。

変形労働時間制については、モデル(10)を除いて労働時間に対して有意な影響を与えていない。繁閑対応や仕事上の都合に合わせて、適用者の労働時間が管理される制度であるために、長時間就業と短時間就業の時期が相殺された結果、労働時間に対して中立な影響しかもたらさないと考えられる。

以上の結果をまとめると、「裁量労働・みなし労働時間制」「時間管理を受けない管理職など」は、本人の属性に関係なく労働時間を有意に長くすることが明らかにされた。一方で、「フレックスタイム制」は有配偶男性を除き、労働時間に対して中立の効果しかもっていないことが示唆された。

8. まとめ

本稿では、長時間労働の規定要因として、勤務時間制度に焦点を当て、それらの制度が労働時間の自発的決定にどのような影響を与えているのか、実証的に明らかにした。法制の趣旨に則れば、1988年に導入された「弾力的労働時間制度」は労働者の自発的労働時間選択を促し、不本意な長時間労働を抑制するはずであった。しかし、正規雇用者に限ってみれば、労働時間は制度導入時に比べてあまり短縮していない。さらに近年では過労死に

²¹ ホワイトカラー・エグゼンプションや「名ばかり管理職」など、管理職の労働時間規制に関する議論は小倉（2009）、黒田・山本（2009）に詳しい。

²² 男性のフレックスタイム制適用者の労働時間は有意に長いと結論付けた大石（2009）とは逆の結果を示している。ただし、大石（2009）で用いられたデータは、労働組合員を対象とした調査であり、サンプリングの方法が本稿で用いたJHPSとは根本的に異なるため、結果の単純な比較は控えたい。

よる労災の請求件数が高い水準で推移している。それでは、わが国における構造的かつ恒常的な長時間労働に対して、「弾力的労働時間制度」は労働者の自発的労働時間選択を促さなかったのだろうか。

こうした問題意識に立ち、本稿では「日本家計パネル調査」(JHPS)の初回調査を用いて、勤務時間制度と労働時間の関係を統計的に分析した。その結果、「フレックスタイム制」や「裁量労働・みなし労働時間制」の適用者は、「短時間勤務制度」や「半日休暇制度」といった一日の労働時間短縮を可能にする制度を利用する確率が高いことがわかった。この結果は、「フレックスタイム制」や「裁量労働・みなし労働時間制」の適用者が、相対的に労働時間の自発的選択を行いやすい環境にあることを示唆する。ただし、このことは男性の正規雇用者においては観察されなかった。

そして労働時間関数の推定の結果、先行研究ではあまり考慮されてこなかった家族属性や内生性を統御した場合でも、「裁量労働・みなし労働時間制」適用者の労働時間は、通常の勤務時間制度の者に比べて有意に長いことが明らかになった。適用要件が厳しい裁量労働制は適用者の数が限定されるため、労使の交渉が一对一の相対取引になりやすい。また、外部労働市場が未発達なわが国においては、裁量労働制の適用を受けるような高度なスキルを有する労働者であっても、相対取引の場合、使用者の要請を断ることは容易ではないだろう。労働時間の自発的選択が可能な裁量労働制の適用者であっても、労働市場の構造的な問題によって長時間就業を強いられている可能性が示唆される。

また先行研究で指摘されてきたように、「時間管理を受けない管理職など」の労働時間が通常勤務の労働者に比べて有意に長いことが本稿でも示された。部下の管理監督など、多くの業務を抱えているため、労働時間が長くなると考えられる。一方で、フレックスタイム制の労働時間に対する効果は、有配偶男性においてのみマイナスに有意である。しかし、有配偶男性という特定の属性を除いて、フレックスタイム制は労働時間の長短には影響を与えないことが示された。フレックスタイム制はそもそも柔軟に「労働時間帯」を選択することを目的とする制度であるため、労働時間の長短には影響しないと考えられる。また適用業務に制限がなく、適用者の数も業種の幅も多いフレックスタイム制のもとでは、裁量労働制に比べて相対取引に陥る可能性が低い。その結果、労働時間に対する影響がないという結果が得られたと考えられる。変形労働時間制も労働時間に対して有意な結果をもたらさなかった。変形労働時間制の適用者は、使用者により繁閑対応や仕事上の都合に合わせて「労働時間帯」が管理される結果、労働時間に対して中立の効果しか得られないのだろう。

弾力的労働時間制度は導入に際して、使用側の要望が強く反映された。その結果、労働者の柔軟な労働時間選択という法の趣旨よりも、使用者の意図が優先される結果となり労働時間が増加するという可能性は従来から指摘されてきた。そして、本稿の分析結果からも、弾力的労働時間制度、とりわけ裁量労働制が長時間労働を助長していることが改めて示された。

最後に、本稿に残された課題について述べる。本稿の分析では、労働時間の「長短」だけにしか着目できておらず、長時間労働が本人に対して「不本意」であるか否かを識別することにまで議論を進められなかった。また使用したデータが、一時点の情報しか有していないこともあり、ワーカホリックといった観察できない属性を考慮することもできていない。JHPSの二年目以降において、パネルデータの特性を活かし、観察されない個人属性を除去することで、一時点では捉えられない勤務時間制度の効果が検出されることが望まれる。さらに、本稿で用いたデータからは、勤務先での制度の運用がどのように行われているかを把握できない。適用要件や運用の裁量が広いフレックスタイム制などの場合、企業ごとの制度運用の違いがあるとすれば、モデルの設定や分析結果の解釈に大きな影響を与えてしまう。しかし、非就業者・高齢者を含め、あらゆる個人を対象としたJHPSでは、こうした問題に対処することが難しい。労働者だけでなく、企業に対しても調査を実施するEmployee-Employer Matching Dataの設計を通じて、企業ごとの制度運用の実態を考慮した上で勤務時間制度が労働時間に与える影響を分析されることが望まれる。

●補論

ここでは、本論で分析した労働時間関数の頑健性を確認するため、前節の分析では使用しなかった変数を投入したモデルを推定する。新たに使用する変数は、残業時間やサービス残業時間などを考慮せずに算出した時間当たり賃金（B）、および本人の勤務先企業の業種である。

本論の分析では、時間当たり賃金に残業時間を考慮して算出したもの（「時間当たり賃金（A）」）を用いたが、ここでは残業時間を考慮せずに算出した時間当たり賃金（B）を用いて、労働時間関数の推定（モデル（19）～（22））を行う（付表2参照）。平均値の比較では、残業時間を考慮した賃金（2,273円）の方が、考慮しなかった賃金（2,099円）に比べて、約170円低くなっている。しかし、推定の結果に大きな違いは見られなかった。

本稿では、二段階最小二乗法および一般化積率法を用いたため、操作変数の選択が重要な技術的議論であった。管理職の労働時間の規定要因を二段階最小二乗法で分析した小倉（2009）では、年収の操作変数に本論では用いなかった勤務先企業の業種を用いている。そこで、新たな操作変数として、勤務先企業の産業（業種）をモデル（23）～（26）に投入し、本稿の労働時間関数の頑健性を確認する（付表3参照）。

推定の結果、若干係数の有意性に影響はあるものの、全般的な結果に大きな変化は見られなかった。本稿の関心事である勤務時間制度の結果にも変化は見られない。結果が異なるのは、「子どもの数」である。男性サンプルに限ったモデルにおいては、幼児（3～5歳児）・

就学児（6~18歳児）の数が有意にプラスである。子育ての要請が相対的に弱まることによって、男性の雇用者は市場労働に専念する結果、労働時間が長くなるのであろう。また「他の都道府県への通勤」が有意にマイナスである。居住地とは異なる他の都道府県に通勤している、つまり通勤時間が相対的に長い状況にあるほど、労働時間は短くなることが分かった。この結果は、夫婦間における「生活時間配分」を分析した駿河（2009）と整合的な結果である。

以上のように、時間当たり賃金の定義を変更しても、また対象者の勤務先の産業属性を考慮しても、労働時間関数の結果に大きな違いが見られず、推定の頑健性が確保される結果となった。

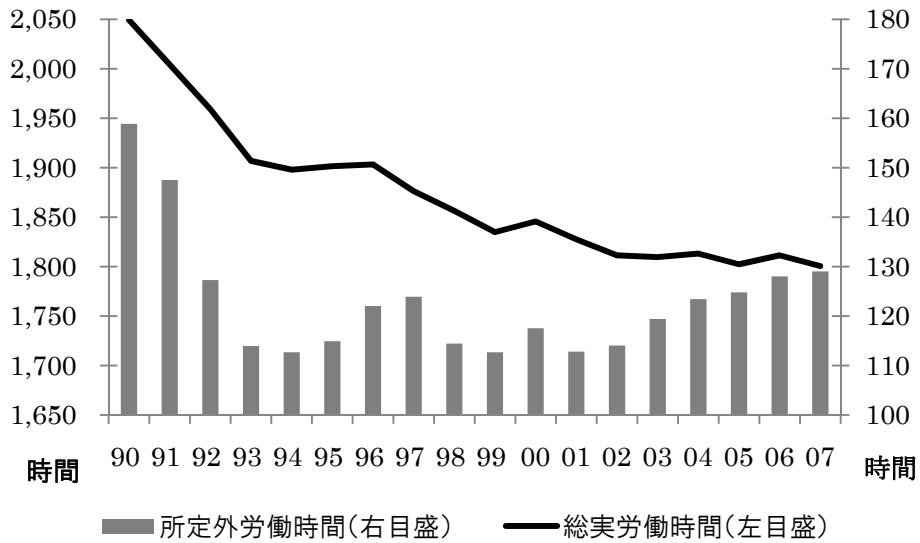
●参考文献

- J.G. Altonji and C.H. Paxson(1988) “Labor Supply Preference, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-offs”, *Journal of Labor Economics*, Vol.6, No.2.
- Paul Beaudry and John DiNard(1995) “Is the Behavior of Hours Worked Consistent with Implicit Contract Theory”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, No.3. (August.) pp.743-768.
- M. S. Feldstein(1967)“Specification of the Labour Input in the Aggregate Production Function”, *Review of Economic Studies*, Vol.34.
- Daniel S. Hamermesh and Joel B. Slemrod(2005) “The Economics of Workholism: We Should Not Have Worked on This Paper”, *NBER Working Paper Series* No.11566.
- Lars Peter Hansen(1982)“Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, Vol.50, 1029 - 1054
- Juliet, B Schor(1992) “*The Overworked American: The Unexpected Decline of Leisure*”, New York: Basic Books.
- H. White(1980)“A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, Vol.48, No.4, pp.817-838.
- Jeffrey M. Wooldridge(2008) “*Introductory Econometrics: A Modern Approach 4th Edition*”, South-Western Pub.
- 大石亜希子（2009）「企業のWLB施策は長時間労働を抑制するか？—組合調査による分析—」国立社会保障人口問題研究所『所内研究報告 第28号 2009年3月 職場・家庭・地域環境と少子化との関する理論的・実証的研究 平成20年度報告書』pp.49-82.

- 大沢真知子 (2006) 「ワークライフバランス社会へ—個人が主役の働き方」 岩波書店
—— (2008) 「ワーク・ライフ・シナジー」 岩波書店
- 小倉一哉 (2009) 「管理職の労働時間と業務量の多さ」『日本労働研究雑誌』No.592 November, pp73-87.
- 小倉一哉・池添弘邦・藤本隆史 (2009) 「働き場所と時間の多様性に関する調査研究」(独) 労働政策研究・研修機構 労働政策研究報告書 No.106.
- 小倉一哉・藤本隆史 (2007) 「長時間労働とワークスタイル」 JILPT Discussion Paper Series 07-01.
- 朝倉むつ子・島田陽一・盛誠吾 (2008) 「労働法 第3版」有斐閣アルマ
- 大竹文雄・奥平寛子 (2008) 「長時間労働の経済分析」RIETI Discussion Paper 08 - J - 019.
- 児玉俊洋・阿部正浩・樋口美雄・松浦寿幸・砂田充 (2005) 「入職経路はマッチング効率にどう影響するのか」『労働市場設計の経済分析』東洋経済新報社, pp87-144.
- 黒田祥子 (2008) 「1976-2006年タイムユーズ・サーベイを用いた労働時間・余暇時間の計測 —日本人は働き過ぎか?」一橋大学経済研究所世代間問題研究機構 ディスカッションペーパーNo.377, 52頁.
- 黒田祥子・山本勲 (2009) 「ホワイトカラー・エク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 Discussion Paper Series 09-J-021.
- 厚生労働省労働基準局 (2001) 「フレックスタイムのすすめ 改訂2版」労働調査会
- 佐藤厚 (2008) 「仕事管理と労働時間—長労働時間の発生メカニズム」『日本労働研究誌』No.575, pp.27-38.
- 佐藤博樹 (1996) 「労働時間制度の弾力化と仕事の裁量および評価—労働時間弾力化運用への留意点」『労務事情』 No.884 10月, pp.6-11.
- 島田陽一 (2003) 「ホワイトカラーの労働時間制度の在り方」『日本労働研究雑誌』 No.519 October, pp.4-15.
- 社会経済生産性本部 (2003) 「裁量労働制と労働時間管理に関する調査報告」生産性労働情報センター
- 砂田充 (2005) 「情報通信技術の利用と賃金への影響」樋口美雄編『日本の家計行動のダイナミズム I 慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』慶應義塾大学出版会, pp.199-222.
- 駿河輝和 (2009) 「夫の家事時間の決定要因と妻の就業」国立社会保障・人口問題研究所『所内研究報告 第28号 2009年3月 職場・仮定・地域環境と少子化の関連性に関する理論的・実証的研究 平成20年度 報告書』 pp.33-48.
- 高橋陽子 (2005) 「ホワイトカラー『サービス残業』の経済学的背景」『日本労働研究雑誌』No.536, pp.56-68.
- 武石美恵子 (2008) 「働き方の違いが両立支援策の利用に及ぼす影響の分析」国立社会保障人口問題研究所 『所内研究報告 第28号 2009年3月 職場・家庭・地域環境と

- 少子化との関する理論的・実証的研究 平成 20 年度報告書』 pp.233-258.
- 戸田淳仁 (2007) 「労働時間の二極化現象」 樋口美雄・瀬古美喜編『家計行動のダイナミズム III 経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, pp173-192.
- 日刊工業新聞特別取材班 (1987) 「日本をこう変える 新「前川レポート」が示す道」 に
っかん書房.
- 原ひろみ・佐藤博樹 (2008) 「労働時間の現実と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・バランスを実現させるために」『季刊家計経済研究』
Summer No.79, pp72-79.
- 早見均 (1995) 「労働時間とその効率」『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社,
pp125-150.
- 樋口美雄 (1996) 「労働経済学」東洋経済新報社
- (2007) 「経済学から見た労働時間規制」『日本労働法学会誌』110号, pp.76-86.
- (2008a) 「経済学から見た雇用形態の多様化の現状と課題」『法律時報』80巻12
号, pp.11-16.
- (2008b) 「二極化する労働市場 ——高質な労働市場の構築を目指して」『経済セ
ミナー』641号, pp.16-22.
- (2008c) 「法と経済学の視点から見た労働市場制度改革」RIETI Discussion Paper
Series 08-J -056.
- 樋口美雄・阿部正浩 (1992) 「労働時間制度と従業員の企業定着率」『経済研究』Vol.43, No.3
pp203-213.
- 平賀俊行 (1988) 「増補 改正労働基準法—背景と解説—」日本労働協会
- 三好向洋・矢野誠 (2009) 「賃金形成から見た日本の労働市場の質について」樋口美雄・瀬
古美喜・照山博司編『日本の家計行動のダイナミズム V 労働市場の高質化と就業行動』
慶應義塾大学出版会, pp71-79.
- 独立行政法人 労働政策研究・研修機構 (2007) 「両立支援に対する管理職の認識とその影
響」『JILPT 調査シリーズ No.37 仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』 pp45-59.
- 山口一男 (2008) 「過剰就業 (オーバーエンプロイメント) —非自発的な働き方の構造、要
因と対策」 RIETI Discussion Paper 08 - J - 051.
- 山口一男・樋口美雄 (2008) 「論争 日本のワーク・ライフ・バランス」日本経済新聞出版
社
- 脇坂明 (2002) 「結婚・出産、ファミフレ、オランダモデル」『働く女性の 21 世紀—いま、
働く女性に労働組合は応えられるか—』第一書林, pp.109-120 .

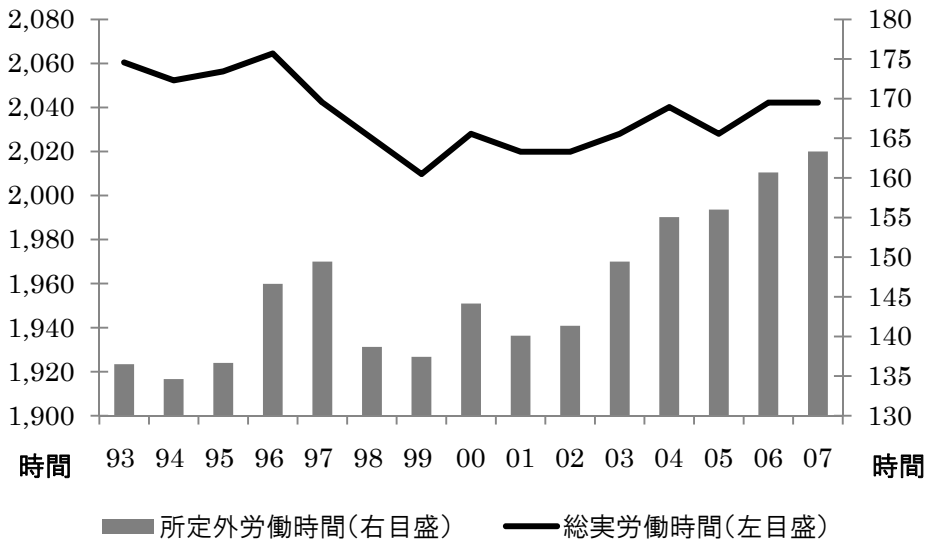
図 3-1：労働者の平均総労働時間の推移



出所：厚生労働省『毎月勤労統計調査』をもとに筆者作成。

注：事業所規模 5 人以上、就業形態計、産業計の平均値。

図 3-2：一般労働者の総実・所定外労働時間の変化

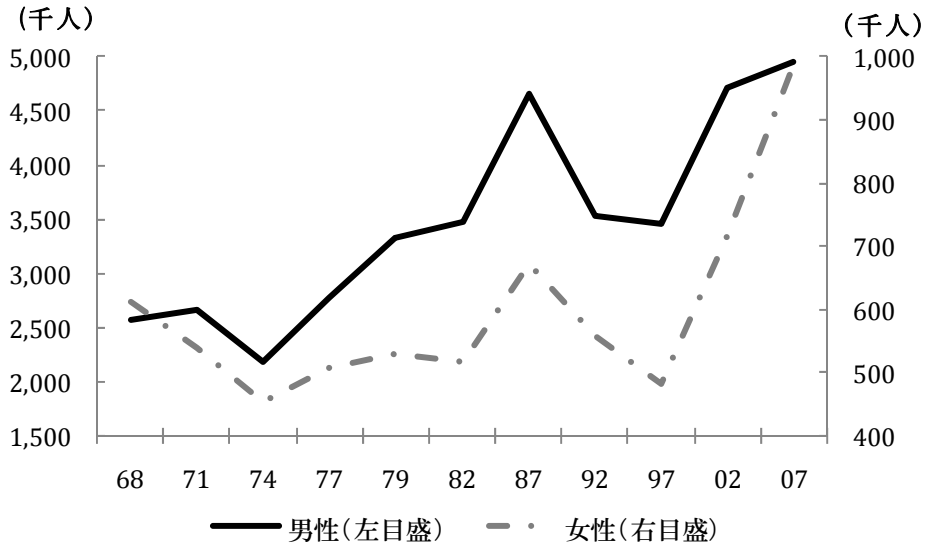


出所：厚生労働省『毎月勤労統計調査』をもとに筆者作成。

注：事業所規模 5 人以上、産業計の一般労働者の平均値。

注：一般労働者とは、常用雇用者のうち、パートタイム労働者以外の者のこと。

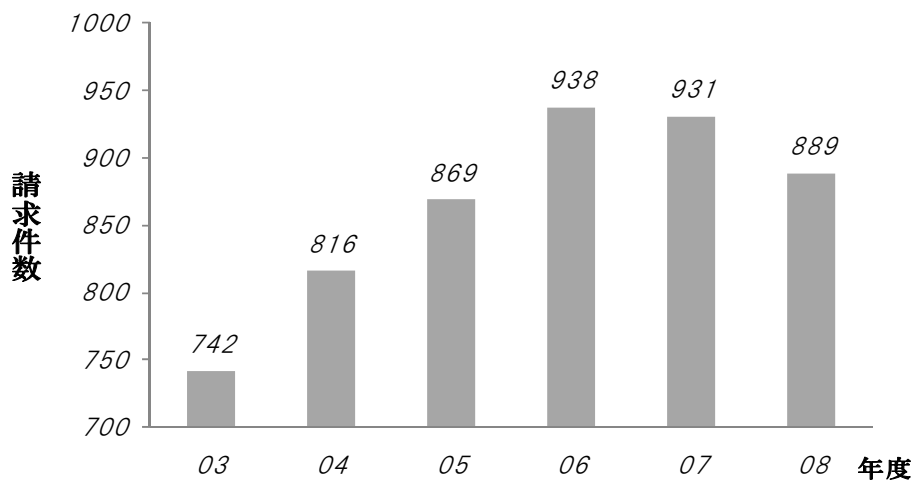
図3-3：週労働時間が60時間を超える労働者数



出所：総務省『就業構造基本調査』をもとに筆者作成。

注：非農林業、200日以上従業者のうち、週労働時間が60時間以上の有業者数。

図3-4：脳・心臓疾患を起因とする「過労死」に係る労災補償状況



出所：厚生労働省「平成20年度における脳・心臓疾患及び精神障害等に係る労災補償状況について」より筆者作成。

表 6-1：勤務時間制度別の適用者数とその割合

	JHPS		就労条件総合調査
	適用者数	割合(%)	適用者割合(%)
通常の勤務時間制度	881	75.6	-
フレックスタイム制	61	5.2	8.5
変形労働時間制・交代制	121	10.4	41.0
裁量労働・みなし労働時間制	24	2.1	6.3
時間管理を受けない管理職など	78	6.7	-

出所：「日本家計パネル調査」、「平成 21 年就労条件総合調査」より筆者作成。

注 1：JHPS における数値は、59 歳以下の正規雇用者で、勤務時間制度に対してのみ回答のあったサンプルをもとに集計。

注 2：「就労条件総合調査」の適用者割合は、回答企業に勤める常用雇用者に占める各制度の適用者割合を示す。

注 3：「就労条件総合調査」の「変形労働時間制・交代制」の数値は、「変形労働時間制」のみの集計値。

表 6-2：「弾力的労働時間制度」適用者の職種割合

	販売従事	サービス職	管理的職種	事務従事	運輸・通信	製造・建築・ 保守・運搬
フレックスタイム制(単位:人)	5	3	4	14	/	8
(割合,%)	8.33	5	6.67	23.33	/	13.33
変形労働時間制・交代制(単位:人)	4	28	/	9	13	32
(割合,%)	3.42	23.93	/	7.69	11.11	27.35
裁量労働・みなし労働制(単位:人)	6	/	1	4	3	2
(割合,%)	25	/	4.17	16.67	12.5	8.33
		情報処理技 術者	専門・技術的 職業	保安職	その他	計
		13	12	/	1	60
		21.67	20	/	1.67	100%
		3	23	4	1	117
		2.56	19.66	3.42	0.85	100%
		2	6	/	/	24
		8.33	25	/	/	100%

出所：「日本家計パネル調査」より筆者作成。

注 1：59 歳以下の正規雇用者で、職種と勤務時間制度の設問に回答のあったサンプルをもとに集計。

注 2：下段は、各勤務時間制度適用者に占める職種の割合を示す。

表 6-3：勤務時間制度別の「半日休暇・短時間勤務」利用割合

	通常の勤務時間制度		フレックスタイム制		変形労働時間制・交代制	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
各勤務時間制度適用者数	645	226	41	18	85	34
うち半日休暇・短時間勤務利用経験あり	62	26	6	6	13	2
(割合,%)	9.61	11.50	14.63	33.33	15.29	5.88
	裁量労働・みなし労働時間制		管理職など		計	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
	18	5	71	7	860	290
	3	3	7	1	91	38
	16.67	60.00	9.86	14.29	10.58	13.10

出所：「日本家計パネル調査」より筆者作成。

注 1：59 歳以下の正規雇用者で、勤務時間制度および「短時間勤務制度」「半日・時間単位の休暇制度」の有無・利用経験に関する設問に回答のあったサンプルをもとに集計。

表 6-4：勤務時間制度別の週平均労働・残業時間

	男性正規			女性正規		
	サンプル数	労働時間	残業時間	サンプル数	労働時間	残業時間
通常の勤務時間制度	612	47.0	5.2	223	41.6	3.2
フレックスタイム制	41	43.9	5.9	19	38.3	3.8
変形労働時間制・交代制	81	46.3	4.3	34	40.7	2.4
裁量労働・みなし労働制	18	55.3	6.8	5	50.0	8.4
時間管理を受けない管理職など	67	56.4	6.0	6	43.7	4.8

出所：「日本家計パネル調査」より筆者作成。

注 1：59 歳以下の正規雇用者で、勤務時間制度、労働時間、残業時間の全てに回答があったサンプルに限って集計。

注 2：労働・残業時間は、平均から標準偏差の 3 倍以上乖離した値を異常値として、集計の対象から除外している。

注 3：裁量労働・みなし労働時間制及び管理職の残業時間は、本人が残業として認識している時間数。

表 6-5:基本統計量²³

	全サンプル		男性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
労働時間	47.284	12.727	48.922	12.764
時間当たり賃金A(千円)	2.273	1.470	2.432	1.477
---時間当たり賃金B(千円)	2.099	1.315	2.236	1.328
年齢	39.305	10.449	39.967	10.139
男性	0.757	0.429	-	-
中学卒	0.021	0.145	0.022	0.145
高等学校卒	0.420	0.494	0.428	0.495
短大・高専卒	0.118	0.323	0.073	0.260
大学・大学院卒	0.440	0.497	0.478	0.500
有配偶	0.656	0.475	0.710	0.454
0~2歳の子どもの人数	0.147	0.391	0.166	0.418
3~5歳の子どもの人数	0.129	0.364	0.143	0.386
6~18歳以下の子どもの人数	0.541	0.825	0.599	0.862
同居の要介護者有無	0.030	0.171	0.028	0.166
子ども以外の同居人数	2.664	1.143	2.617	1.122
昨年一年間の入院・通院経験	0.447	0.497	0.446	0.497
居住地以外都道府県への通勤	0.110	0.314	0.129	0.336
販売従事	0.118	0.323	0.131	0.338
サービス職従事	0.075	0.264	0.075	0.263
管理的職種	0.056	0.231	0.071	0.258
事務従事職	0.217	0.413	0.131	0.338
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	0.054	0.226	0.071	0.258
製造・建築・保守などの作業員	0.218	0.413	0.265	0.442
情報処理技術者	0.050	0.218	0.055	0.228
専門・技術的職業	0.193	0.395	0.179	0.384
保安職	0.010	0.100	0.013	0.115
その他の職種	0.008	0.086	0.008	0.091
通常勤務時間制	0.739	0.439	0.726	0.446
フレックスタイム制	0.060	0.238	0.058	0.234
変形労働時間制・交代制	0.102	0.302	0.100	0.300
裁量労働・みなし労働制	0.023	0.149	0.025	0.156
時間管理を受けない管理職など	0.077	0.266	0.091	0.288
時短支援制度経験あり	0.105	0.307	0.096	0.295
時短制度あり	0.474	0.500	0.458	0.499
労働組合加入	0.331	0.471	0.333	0.472
インターネット環境あり	0.750	0.433	0.755	0.431
企業規模29人以下	0.220	0.414	0.207	0.406
企業規模30~99人	0.171	0.376	0.164	0.371
企業規模100~499人	0.248	0.432	0.249	0.433
企業規模500人以上	0.361	0.481	0.380	0.486
勤続年数	11.315	9.905	12.197	10.192
大都市(18大市)	0.265	0.441	0.262	0.440
中規模都市(18大市以外の市)	0.636	0.481	0.648	0.478
町村	0.099	0.299	0.090	0.286
観測数	797		603	

²³ 「時間当たり賃金 B」の観測数は異常値処理の際のサンプル脱落により、それぞれ 796(全サンプル)、602(男性サンプル)。

表 7-1:「半日休暇・短時間勤務」利用に関する推定結果(Probit) [全サンプル]

被説明変数:	(1)	(2)	(3)
半日休暇・短時間勤務の利用経験	限界効果	限界効果	限界効果
男性	-0.070** [0.033]	-0.060** [0.030]	-0.075** [0.034]
有配偶	-0.022 [0.030]	-0.021 [0.030]	-0.021 [0.030]
0～2歳の子どもの人数	0.051** [0.026]	0.052* [0.027]	0.053** [0.025]
3～5歳の子どもの人数	0.013 [0.026]	0.011 [0.027]	0.015 [0.026]
6～18歳の子どもの人数	0.022* [0.013]	0.020 [0.013]	0.024* [0.013]
同居の要介護者有無	-0.021 [0.047]	-0.018 [0.051]	-0.020 [0.047]
子ども以外の同居人数	0.024*** [0.009]	0.025*** [0.009]	0.023** [0.009]
昨年一年間の入院・通院経験有り	0.009 [0.020]	0.017 [0.020]	0.010 [0.020]
他の都道府県への通勤	0.031 [0.036]	0.043 [0.039]	0.037 [0.036]
勤続年数	0.002* [0.001]	0.002 [0.001]	0.002* [0.001]
労働組合加入	0.003 [0.022]	0.006 [0.023]	0.002 [0.022]
週労働時間60時間以上	0.015 [0.028]	0.010 [0.028]	0.019 [0.028]
企業規模ダミー(ref:29人以下)			
30～99人	-0.009 [0.033]	-0.001 [0.036]	-0.007 [0.034]
100～499人	0.091** [0.042]	0.098*** [0.043]	0.100*** [0.042]
500人以上	0.068** [0.037]	0.075** [0.038]	0.083** [0.038]
職種ダミー(ref:事務従事)			
販売従事	-0.003 [0.038]		0.004 [0.040]
サービス職従事	-0.043 [0.033]		-0.037 [0.038]
管理的職種	0.028 [0.053]		0.032 [0.054]
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	0.065 [0.070]		0.076 [0.070]
製造・建築・保守などの作業者	0.008 [0.035]		0.012 [0.035]
情報処理技術者	0.135** [0.077]		0.172*** [0.084]
専門・技術的職業	0.037 [0.036]		0.048 [0.037]
保安職	0.071 [0.150]		0.070 [0.148]
その他の職種	0.098 [0.147]		0.136 [0.177]
勤務時間制度(ref:通常勤務)			
フレックスタイム制	0.088** [0.055]	0.115** [0.059]	
変形労働時間制・交代制	0.024 [0.038]	0.014 [0.036]	
裁量労働・みなし労働制	0.147* [0.102]	0.176** [0.112]	
時間管理を受けない管理職など	0.025 [0.045]	0.030 [0.045]	
都市規模ダミー	Yes	Yes	Yes
サンプル数	797	797	797
擬似決定係数	0.106	0.088	0.094
対数尤度	-240.008	-244.700	-243.308

注1:***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2:[]内は、White(1980)の頑健な標準誤差を示す。限界効果は、PEA(the Partial Effect at the Average)による(Wooldridge 2008)。なお、推定は、Stata/SE 10.1を用いて行った。

注3: 定数項の結果は、割愛する。

表 7-2:「半日休暇・短時間勤務」利用に関する推定結果(Probit) [男性サンプル]

被説明変数:	(4)	(5)	(6)
半日休暇・短時間勤務の利用経験	限界効果	限界効果	限界効果
有配偶	-0.037 [0.034]	-0.037 [0.034]	-0.036 [0.034]
0～2歳の子どもの人数	0.052** [0.024]	0.053** [0.025]	0.052** [0.024]
3～5歳の子どもの人数	0.003 [0.025]	-0.001 [0.026]	0.004 [0.024]
6～18歳の子どもの人数	0.006 [0.013]	0.004 [0.013]	0.008 [0.013]
同居の要介護者有無	-0.036 [0.030]	-0.033 [0.036]	-0.035 [0.031]
子ども以外の同居人数	0.025*** [0.009]	0.026*** [0.009]	0.024*** [0.009]
昨年一年間の入院・通院経験有り	-0.002 [0.019]	0.001 [0.020]	0.000 [0.020]
他の都道府県への通勤	0.036 [0.036]	0.041 [0.038]	0.037 [0.036]
勤続年数	0.002** [0.001]	0.002* [0.001]	0.002** [0.001]
労働組合加入	-0.024 [0.020]	-0.021 [0.020]	-0.026 [0.020]
週労働時間60時間以上	-0.005 [0.023]	-0.009 [0.024]	-0.002 [0.024]
企業規模ダミー(ref:29人以下)			
30～99人	0.037 [0.058]	0.053 [0.064]	0.040 [0.059]
100～499人	0.226*** [0.075]	0.231*** [0.078]	0.233*** [0.076]
500人以上	0.154*** [0.056]	0.163*** [0.058]	0.165*** [0.056]
職種ダミー(ref:事務従事)			
販売従事	-0.014 [0.035]		-0.008 [0.038]
サービス職従事	-0.009 [0.044]		-0.006 [0.047]
管理的職種	0.004 [0.042]		0.008 [0.043]
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	0.065 [0.068]		0.073 [0.068]
製造・建築・保守などの作業員	0.003 [0.034]		0.007 [0.035]
情報処理技術者	0.088 [0.076]		0.107* [0.081]
専門・技術的職業	0.022 [0.039]		0.032 [0.041]
保安職	0.042 [0.118]		0.042 [0.118]
その他の職種	0.149 [0.177]		0.184 [0.203]
勤務時間制度(ref:通常勤務)			
フレックスタイム制	0.049 [0.051]	0.069 [0.057]	
変形労働時間制・交代制	0.010 [0.034]	0.013 [0.034]	
裁量労働・みなし労働制	0.096 [0.099]	0.108 [0.108]	
時間管理を受けない管理職など	0.014 [0.037]	0.019 [0.039]	
都市規模ダミー	Yes	Yes	Yes
サンプル数	603	603	603
擬似決定係数	0.137	0.122	0.130
対数尤度	-164.787	-167.668	-166.113

注1:***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2:[]内は、White(1980)の頑健な標準誤差を示す。限界効果は、PEA(the Partial Effect at the Average)による(Wooldridge 2008)。なお、推定は、Stata/SE 10.1を用いて行った。

注3:定数項の結果は、割愛する。

表 7-3: 労働時間関数の推定結果(GMM)

被説明変数: 週労働時間	全サンプル			
	(7)	(8)	(9)	(10)
時間当たり賃金(A)	-0.125*** [0.036]	-0.096*** [0.034]	-0.123*** [0.034]	-0.081** [0.032]
年齢	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.000 [0.001]
男性	0.205*** [0.031]	0.175*** [0.028]	0.193*** [0.031]	0.166*** [0.027]
学歴ダミー(ref: 高等学校卒)				
中学校卒	0.045 [0.044]	0.036 [0.048]		
短大・高専卒	0.095*** [0.027]	0.111*** [0.027]		
大学・大学院卒	0.049** [0.024]	0.061*** [0.023]		
有配偶	0.041* [0.023]	0.048** [0.023]	0.036 [0.023]	0.042* [0.024]
0~2歳の子ども的人数	-0.020 [0.025]	-0.028 [0.025]	-0.022 [0.025]	-0.031 [0.026]
3~5歳の子ども的人数	0.023 [0.024]	0.022 [0.024]	0.030 [0.025]	0.033 [0.025]
6~18歳の子ども的人数	-0.002 [0.012]	-0.004 [0.012]	-0.006 [0.012]	-0.011 [0.012]
同居の要介護者の有無	-0.007 [0.051]	0.016 [0.050]	0.025 [0.050]	0.067 [0.048]
子ども以外の同居人数	-0.021** [0.009]	-0.020** [0.009]	-0.024*** [0.009]	-0.025*** [0.009]
昨年一年間の入院・通院経験有り	-0.007 [0.021]	-0.002 [0.021]	-0.003 [0.021]	0.005 [0.021]
他の都道府県への通勤	-0.021 [0.031]	-0.019 [0.032]	-0.015 [0.031]	-0.007 [0.032]
職種ダミー(ref: 事務従事)				
販売従事	-0.084** [0.043]		-0.049 [0.042]	
サービス職従事	-0.027 [0.043]		-0.034 [0.044]	
管理的職種	-0.013 [0.035]		0.000 [0.035]	
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	-0.014 [0.050]		-0.005 [0.050]	
製造・建築・保守などの作業者	-0.073** [0.031]		-0.086*** [0.029]	
情報処理技術者	0.004 [0.042]		0.018 [0.042]	
専門・技術的職業	-0.005 [0.026]		0.007 [0.025]	
保安職	-0.208* [0.123]		-0.198* [0.118]	
その他の職種	0.072 [0.067]		0.091 [0.060]	
勤務時間制度(ref: 通常勤務)				
フレックスタイム制	0.022 [0.036]	0.029 [0.038]	0.027 [0.035]	0.029 [0.038]
変形労働時間制・交代制	-0.042 [0.029]	-0.037 [0.027]	-0.039 [0.029]	-0.046* [0.027]
裁量労働・みなし労働制	0.140*** [0.042]	0.150*** [0.040]	0.139*** [0.042]	0.158*** [0.039]
時間管理を受けない管理職など	0.162*** [0.036]	0.173*** [0.035]	0.175*** [0.036]	0.200*** [0.035]
半日休暇・短時間勤務制度あり	-0.021 [0.019]	-0.022 [0.020]	-0.020 [0.019]	-0.024 [0.020]
定数項	3.740*** [0.052]	3.727*** [0.053]	3.796*** [0.049]	3.810*** [0.051]
サンプル数	797		797	
J統計量(p-value)	49.59(0.56)	48.84(0.59)	60.48(0.28)	61.08(0.27)

注1 : ***, **, * はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2 : []内は、White (1980) の頑健な標準誤差を示す。推定は、Stata/SE 10.1を用いて行った。

表 7-4: 労働時間関数の推定結果(GMM)

被説明変数: 週労働時間	男性		有配偶男性	
	(11)	(12)	(13)	(14)
時間当たり賃金(A)	-0.098**	-0.084**	-0.083**	-0.073*
	[0.042]	[0.039]	[0.039]	[0.039]
年齢	0.000	0.000	-0.002	-0.002
	[0.001]	[0.001]	[0.001]	[0.001]
学歴ダミー(ref: 高等学校卒)				
中学校卒	0.100**	0.078	0.159**	0.112
	[0.049]	[0.055]	[0.076]	[0.089]
短大・高専卒	0.118***	0.138***	0.086**	0.137***
	[0.035]	[0.034]	[0.035]	[0.034]
大学・大学院卒	0.065***	0.081***	0.049**	0.077***
	[0.023]	[0.022]	[0.022]	[0.020]
有配偶				
	0.038	0.049*		
	[0.029]	[0.029]		
配偶者有業(ref: 配偶者無業)				
			0.005	0.008
			[0.020]	[0.019]
0~2歳の子どもの人数	-0.032	-0.043*	-0.040*	-0.048**
	[0.023]	[0.023]	[0.021]	[0.022]
3~5歳の子どもの人数	0.036	0.037	0.013	0.012
	[0.023]	[0.023]	[0.021]	[0.021]
6~18歳の子どもの人数	0.017	0.012	0.015	0.011
	[0.012]	[0.011]	[0.010]	[0.010]
同居の要介護者の有無	0.043	0.061	0.074	0.077*
	[0.041]	[0.039]	[0.048]	[0.045]
子ども以外の同居人数	-0.025**	-0.027***	-0.024***	-0.024**
	[0.010]	[0.010]	[0.009]	[0.010]
昨年一年間の入院・通院経験有り	0.000	0.007	-0.005	-0.001
	[0.020]	[0.020]	[0.018]	[0.018]
他の都道府県への通勤	-0.043	-0.043	-0.051*	-0.048
	[0.031]	[0.032]	[0.030]	[0.031]
職種ダミー(ref: 事務従事)				
販売従事	-0.021		0.012	
	[0.034]		[0.034]	
サービス職従事	-0.040		0.043	
	[0.049]		[0.045]	
管理的職種	0.000		-0.007	
	[0.035]		[0.036]	
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	0.015		-0.017	
	[0.047]		[0.046]	
製造・建築・保守などの作業者	-0.073**		-0.083***	
	[0.032]		[0.032]	
情報処理技術者	-0.025		0.005	
	[0.044]		[0.048]	
専門・技術的職業	0.011		0.018	
	[0.029]		[0.028]	
保安職	-0.186		-0.472***	
	[0.118]		[0.106]	
その他の職種	0.090		0.092	
	[0.084]		[0.073]	
勤務時間制度(ref: 通常勤務)				
フレックスタイム制	-0.036	-0.034	-0.055*	-0.056*
	[0.037]	[0.039]	[0.032]	[0.031]
変形労働時間制・交代制	-0.027	-0.029	-0.034	-0.027
	[0.028]	[0.025]	[0.029]	[0.031]
裁量労働・みなし労働制	0.153***	0.167***	0.152***	0.174***
	[0.044]	[0.043]	[0.052]	[0.048]
時間管理を受けない管理職など	0.140***	0.155***	0.145***	0.157***
	[0.032]	[0.032]	[0.027]	[0.026]
半日休暇・短時間勤務制度あり	-0.037*	-0.042**	-0.058***	-0.056***
	[0.020]	[0.020]	[0.020]	[0.020]
定数項	3.975***	3.930***	4.084***	4.045***
	[0.054]	[0.052]	[0.063]	[0.063]
サンプル数		603		422
J統計量(p-value)	36.60(0.95)	34.47(0.97)	39.59(0.88)	43.09(0.78)

注1 : **、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2 : []内は、White (1980) の頑健な標準誤差を示す。推定は、Stata/SE 10.1を用いて行った。

付表 1:労働時間関数の推定結果(2SLS)

被説明変数:週労働時間	全サンプル		男性サンプル	
	(15)	(16)	(17)	(18)
時間当たり賃金(A)	-0.124*** [0.044]	-0.089** [0.044]	-0.134** [0.055]	-0.098* [0.053]
年齢	0.003 [0.002]	0.002 [0.002]	0.002 [0.002]	0.002 [0.002]
男性	0.217*** [0.039]	0.164*** [0.038]		
学歴ダミー(ref:高等学校卒)				
中学校卒	0.079 [0.048]	0.044 [0.052]	0.133** [0.055]	0.094 [0.060]
短大・高専卒	0.075* [0.041]	0.104** [0.042]	0.107** [0.049]	0.136*** [0.050]
大学・大学院卒	0.049* [0.029]	0.075*** [0.028]	0.073** [0.031]	0.100*** [0.030]
有配偶	0.067** [0.032]	0.075** [0.033]	0.082** [0.042]	0.089** [0.043]
0~2歳の子どもの人数	-0.022 [0.030]	-0.032 [0.031]	-0.017 [0.030]	-0.027 [0.031]
3~5歳の子どもの人数	0.010 [0.032]	0.009 [0.033]	0.023 [0.033]	0.025 [0.035]
6~18歳の子どもの人数	-0.014 [0.015]	-0.016 [0.016]	0.010 [0.015]	0.008 [0.016]
同居の要介護者の有無	0.035 [0.069]	0.063 [0.072]	0.110** [0.050]	0.133*** [0.051]
子ども以外の同居人数	-0.043*** [0.013]	-0.043*** [0.013]	-0.054*** [0.016]	-0.054*** [0.016]
昨年一年間の入院・通院経験	-0.013 [0.025]	-0.004 [0.025]	-0.013 [0.026]	-0.003 [0.027]
他の都道府県への通勤	-0.036 [0.041]	-0.032 [0.044]	-0.056 [0.044]	-0.054 [0.048]
職種ダミー(ref:事務従事)				
販売従事	-0.111** [0.054]		-0.053 [0.047]	
サービス職従事	-0.083 [0.057]		-0.075 [0.061]	
管理的職種	-0.016 [0.039]		-0.017 [0.038]	
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	-0.089 [0.061]		-0.086 [0.060]	
製造・建築・保守などの作業者	-0.134*** [0.040]		-0.132*** [0.041]	
情報処理技術者	-0.013 [0.050]		-0.048 [0.051]	
専門・技術的職業	-0.013 [0.033]		-0.018 [0.035]	
保安職	-0.334* [0.195]		-0.318* [0.189]	
その他の職種	0.079 [0.072]		0.061 [0.089]	
勤務時間制度(ref:通常勤務)				
フレックスタイム制	-0.038 [0.059]	-0.035 [0.060]	-0.039 [0.048]	-0.043 [0.051]
変形労働時間制・交代制	-0.005 [0.039]	-0.021 [0.038]	0.034 [0.034]	0.017 [0.031]
裁量労働・みなし労働制	0.177*** [0.045]	0.179*** [0.043]	0.191*** [0.049]	0.199*** [0.048]
時間管理を受けない管理職など	0.147*** [0.043]	0.157*** [0.044]	0.162*** [0.040]	0.171*** [0.041]
半日休暇・短時間勤務制度あり	-0.021 [0.025]	-0.017 [0.026]	-0.039 [0.026]	-0.037 [0.028]
定数項	3.732*** [0.063]	3.686*** [0.069]	3.942*** [0.070]	3.845*** [0.072]
サンプル数	797	797	603	603
決定係数	0.257	0.198	0.283	0.222

注1 :***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2 : []内は、White (1980) の頑健な標準誤差を示す。推定は、Stata/SE 10.1を用いて行った。

付表 2: 労働時間関数の推定結果(GMM)

被説明変数: 週労働時間	全サンプル		男性サンプル	
	(19)	(20)	(21)	(22)
時間当たり賃金(B)	-0.136*** [0.035]	-0.113*** [0.033]	-0.114*** [0.040]	-0.098*** [0.036]
年齢	0.002 [0.001]	0.001 [0.001]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]
男性	0.200*** [0.030]	0.174*** [0.026]		
学歴ダミー(ref: 高等学校卒)				
中学校卒	0.044 [0.044]	0.035 [0.048]	0.099** [0.047]	0.078 [0.053]
短大・高専卒	0.089*** [0.025]	0.104*** [0.026]	0.105*** [0.032]	0.126*** [0.032]
大学・大学院卒	0.048** [0.022]	0.061*** [0.022]	0.068*** [0.022]	0.083*** [0.020]
有配偶	0.040* [0.022]	0.047** [0.023]	0.040 [0.027]	0.049* [0.027]
0~2歳の子どもの人数	-0.011 [0.024]	-0.018 [0.024]	-0.022 [0.022]	-0.033 [0.022]
3~5歳の子どもの人数	0.019 [0.023]	0.018 [0.023]	0.027 [0.021]	0.028 [0.022]
6~18歳の子どもの人数	0.002 [0.012]	0.000 [0.011]	0.021** [0.011]	0.017 [0.010]
同居の要介護者の有無	-0.008 [0.050]	0.015 [0.049]	0.039 [0.038]	0.056 [0.037]
子ども以外の同居人数	-0.020** [0.008]	-0.020** [0.009]	-0.023** [0.009]	-0.025*** [0.009]
昨年一年間の入院・通院経験	-0.009 [0.020]	-0.006 [0.020]	-0.004 [0.019]	0.001 [0.019]
他の都道府県への通勤	-0.019 [0.030]	-0.016 [0.031]	-0.040 [0.030]	-0.041 [0.031]
職種ダミー(ref: 事務従事)				
販売従事	-0.088** [0.042]		-0.027 [0.032]	
サービス職従事	-0.024 [0.042]		-0.037 [0.046]	
管理的職種	-0.011 [0.033]		0.005 [0.032]	
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	-0.014 [0.049]		0.013 [0.045]	
製造・建築・保守などの作業者	-0.062** [0.029]		-0.062** [0.030]	
情報処理技術者	0.009 [0.041]		-0.017 [0.042]	
専門・技術的職業	-0.005 [0.025]		0.013 [0.027]	
保安職	-0.230* [0.120]		-0.227** [0.113]	
その他の職種	0.063 [0.064]		0.073 [0.078]	
勤務時間制度(ref: 通常勤務)				
フレックスタイム制	0.021 [0.034]	0.029 [0.037]	-0.036 [0.034]	-0.035 [0.036]
変形労働時間制・交代制	-0.041 [0.029]	-0.038 [0.026]	-0.023 [0.027]	-0.028 [0.024]
裁量労働・みなし労働制	0.136*** [0.042]	0.147*** [0.040]	0.157*** [0.043]	0.170*** [0.042]
時間管理を受けない管理職など	0.152*** [0.034]	0.166*** [0.033]	0.131*** [0.029]	0.146*** [0.029]
半日休暇・短時間勤務制度あり	-0.021 [0.019]	-0.021 [0.019]	-0.039** [0.019]	-0.042** [0.019]
定数項	3.730*** [0.050]	3.718*** [0.052]	3.956*** [0.052]	3.921*** [0.050]
サンプル数	796	796	602	602
J統計量(p-value)	51.86(0.48)	50.28(0.54)	41.55(0.85)	39.55(0.90)

注1 : ***, **, * はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2 : []内は、White (1980) の頑健な標準誤差を示す。推定は、Stata/SE 10.1を用いて行った。

付表3:労働時間関数の推定結果(GMM)

被説明変数:週労働時間	全サンプル		男性サンプル	
	(23)	(24)	(25)	(26)
時間当たり賃金(A)	-0.124*** [0.034]	-0.092*** [0.031]	-0.099*** [0.038]	-0.093*** [0.035]
年齢	0.002 [0.001]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]
男性	0.202*** [0.029]	0.172*** [0.026]		
学歴ダミー(ref:高等学校卒)				
中学校卒	0.059 [0.044]	0.047 [0.049]	0.107** [0.047]	0.093* [0.054]
短大・高専卒	0.092*** [0.025]	0.100*** [0.025]	0.114*** [0.032]	0.130*** [0.031]
大学・大学院卒	0.048** [0.021]	0.056*** [0.020]	0.065*** [0.021]	0.076*** [0.019]
有配偶	0.024 [0.021]	0.034 [0.022]	0.032 [0.026]	0.046* [0.026]
0~2歳の子どもの人数	-0.008 [0.023]	-0.018 [0.023]	-0.021 [0.021]	-0.033 [0.021]
3~5歳の子どもの人数	0.030 [0.023]	0.022 [0.023]	0.037* [0.022]	0.038* [0.022]
6~18歳の子どもの人数	0.007 [0.011]	0.006 [0.011]	0.019* [0.010]	0.018* [0.010]
同居の要介護者の有無	-0.011 [0.049]	0.013 [0.046]	0.042 [0.041]	0.056 [0.039]
子ども以外の同居人数	-0.021*** [0.008]	-0.019** [0.008]	-0.025*** [0.009]	-0.024*** [0.009]
昨年一年間の入院・通院経験	-0.005 [0.019]	0.003 [0.018]	-0.001 [0.019]	0.004 [0.019]
他の都道府県への通勤	-0.036 [0.029]	-0.040 [0.028]	-0.048* [0.028]	-0.046 [0.029]
職種ダミー(ref:事務従事)				
販売従事	-0.079** [0.040]		-0.027 [0.033]	
サービス職従事	-0.033 [0.039]		-0.027 [0.043]	
管理的職種	-0.005 [0.034]		0.003 [0.034]	
運輸・通信(鉄道・車などの運転)	0.000 [0.048]		0.009 [0.047]	
製造・建築・保守などの作業者	-0.086*** [0.029]		-0.075** [0.030]	
情報処理技術者	0.005 [0.039]		-0.032 [0.043]	
専門・技術的職業	-0.001 [0.023]		0.013 [0.027]	
保安職	-0.210 [0.152]		-0.191 [0.150]	
その他の職種	0.031 [0.072]		0.075 [0.080]	
勤務時間制度(ref:通常勤務)				
フレックスタイム制	-0.003 [0.033]	-0.004 [0.033]	-0.045 [0.033]	-0.039 [0.033]
変形労働時間制・交代制	-0.035 [0.029]	-0.035 [0.026]	-0.030 [0.028]	-0.035 [0.025]
裁量労働・みなし労働制	0.136*** [0.041]	0.149*** [0.039]	0.159*** [0.043]	0.167*** [0.041]
時間管理を受けない管理職など	0.148*** [0.032]	0.157*** [0.030]	0.133*** [0.029]	0.147*** [0.028]
半日休暇・短時間勤務制度あり	-0.031* [0.018]	-0.028 [0.019]	-0.046** [0.019]	-0.044** [0.019]
定数項	3.753*** [0.049]	3.746*** [0.050]	3.980*** [0.051]	3.923*** [0.048]
サンプル数	782	782	593	593
J統計量(p-value)	59.61(0.66)	61.23(0.61)	45.67(0.97)	42.72(0.99)

注1 :***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2 : []内は、White (1980) の頑健な標準誤差を示す。推定は、Stata/SE 10.1を用いて行った。

付表 4:賃金関数の推定結果(OLS)

被説明変数:時間当たり賃金	全サンプル	男性のみ
男性	0.175*** [0.041]	-
勤続年数	0.026*** [0.005]	0.030*** [0.006]
勤続年数の2乗	-0.0002 [0.0002]	-0.0003 [0.0002]
学歴ダミー(ref:高等学校卒)		
中学校卒	-0.088 [0.108]	-0.046 [0.129]
短大・高専卒	-0.023 [0.054]	-0.027 [0.073]
大学・大学院卒	0.142*** [0.039]	0.142*** [0.043]
労働組合加入	-0.076** [0.037]	-0.069* [0.040]
インターネット環境あり	0.074* [0.043]	0.077 [0.050]
企業規模ダミー(ref:500人以上)		
29人以下	-0.216*** [0.053]	-0.179*** [0.064]
30~99人	-0.189*** [0.059]	-0.161** [0.066]
100~499人	-0.115*** [0.040]	-0.086* [0.047]
定数項	0.348*** [0.084]	0.463*** [0.093]
都道府県ダミー	Yes	Yes
サンプル数	797	603
決定係数	0.377	0.333

注1 :***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2 :[]内は、White(1980)の頑健な標準誤差を示す。

注3 :推定は、Stata/SE 10.1 を用いて行った。