



RIETI Discussion Paper Series 11-J-033

# 希望労働時間の国際比較： 仮想質問による労働供給弾性値の計測

黒田 祥子  
東京大学

山本 勲  
慶應義塾大学



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/>

## 希望労働時間の国際比較： 仮想質問による労働供給弾性値の計測

黒田祥子（東京大学）・山本勲（慶應義塾大学）

### 要 旨

本稿では、日本・イギリス・ドイツの労働者を対象にしたアンケート調査をもとに、3カ国の労働者の余暇に対する選好に違いがあるかを検証した。分析の結果、以下のことが分かった。まず、3カ国の労働者の労働時間を比べると、実労働時間だけでなく希望労働時間も日本人のほうがイギリス人やドイツ人よりも有意に長いことがわかった。次に、希望労働時間の長さが賃金や非勤労所得にどの程度反映するか、すなわち労働供給の代替弾性値と所得弾性値を比較した結果、日本人は、イギリス人やドイツ人に比べて、賃金や所得の変動に対して希望労働時間を弾力的に変化させる度合いが小さいことが示された。最後に、労働者の希望労働時間が職場や企業環境の影響を受けるかどうかを検証したところ、長時間労働が評価されるような職場や企業で働く労働者ほど、実労働時間だけでなく希望労働時間も長くなっていることがわかった。また、同じ企業で働く労働者の実労働時間や希望労働時間の長さは類似する傾向があり、個々の労働時間のばらつきの少なくとも4割以上が同一企業で働いているという要因で説明できることも示された。これらのことは、日本人の労働供給弾性値は国際的にみて小さく、賃金や所得によって希望労働時間が変化する可能性は低いものの、それは必ずしも今後も変わらない日本人に固有の選好や国民性を反映したものではなく、企業における人的資源管理の方法や職場環境によっては労働者の希望労働時間が将来的に変化するを示唆している。

キーワード：労働供給弾性値、価格効果、所得効果、代替効果、余暇選好

JEL classification: J22、J53

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。

本稿は独立行政法人経済産業研究所（RIETI）における「ワーク・ライフ・バランス施策の国際比較と日本企業における課題の検討」（WLB研究会）の研究成果の一部である。本稿の分析では、RIETI および内閣府経済社会総合研究所（ESRI）で実施したアンケート調査の個票データを用いている。本稿の作成に当たっては、藤田昌久所長、森川正之副所長、黒澤昌子氏、武石恵美子氏、田中鮎夢氏、矢島洋子氏をはじめ、RIETI の関係者や WLB 研究会の参加メンバーの方々から数多くの有益なコメントを頂戴した。コメントを下された各氏に深く感謝申し上げたい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者らに属する。

## 1. はじめに

本稿では、各国間の労働時間の長さの違いが、余暇あるいは労働に関する国民の選好の違いによってもたらされている可能性を検証する。よく知られているとおり、労働時間の長さには各国間で大きな違いがある。例えば、OECD [2009] によれば、2008年時点での年間平均労働時間は、日本が1,772時間、米国が1,792時間、イギリスが1,653時間、フランスが1,542時間、ドイツが1,432時間と、先進諸国の間でも大きな差があり、欧州の労働時間は、日米に比べて明らかに短い。しかし、このような各国間の労働時間の差は、以前から長時間労働が観察されていた日本を除き、数十年前までは大きくなかったと言われている。事実、OECDの統計を時系列で遡ると、1960年代当時はフランスやドイツのほうが米国よりも一人当たりの労働時間が長かった時期があったことがわかる。つまり、フランスやドイツでは、この1970年代以降の40年間に大幅な労働時間の削減が実現したといえる<sup>1</sup>。

2000年代に入ってから、この数十年間で、なぜ労働時間に各国間で大きな差が生じたかを解明する研究が蓄積されてきた<sup>2</sup>。その中の一つに、国民の選好 (preference) の違いに言及した Blanchard [2004] がある。Blanchard [2004] は、フランス人と米国人の労働時間の推移を比較しながら、1970年代以降の40年間に、両国は同じように経済成長したが、フランス人はその成長の果実を余暇の増加で享受した一方で、米国人はさらに多くの消費を行う (言い換えれば、所得をより多く稼ぐために賃金率が上昇しても労働時間を減らさない) ことで享受した結果、両国間の労働時間に大きな差が生じたと指摘している。通常、余暇は正常財なので、経済成長に伴い賃金率が上昇し、所得が増えれば、人々は労働時間を減らして、余暇を増やすと考えられる (いわゆる「所得効果」)。一方、賃金率の上昇は、時間当たりの余暇の価格が高くなることを意味するので、余暇を削ってその時間を労働時間に充てようとする逆のインセンティブも働く (いわゆる「代替効果」)。したがって、賃金率が上昇することにより人々がどの程度余暇を増や

---

<sup>1</sup> この OECD の統計は、パートタイム労働者を含む一人当たりの労働時間であり、労働時間の低下の一部は短時間労働者の増加によっても説明されうる。しかし、次節で詳しく見ていくとおり、ホワイトカラーのフルタイム就業者に限定した場合でも、欧州の平均労働時間は、日本の労働者に比べて有意に短い。なお、日米のタイムユーズサーベイを比較した Kuroda [2010] では、フルタイム就業者に限定した場合、日本人の労働時間は米国人に比べて週当たりにして 7-10 時間程度長い可能性を指摘している。

<sup>2</sup> 例えば、各国間の限界税率の違いに焦点を当てた Prescott [2004]、強い労働組合、寛容な社会保障制度と余暇の補完性に着目した Alesina, Glaeser, and Sacerdote [2006] などがある。ただし、Nickell [2006] が指摘するように、各国間の労働時間に乖離が生じた理由を十分かつ整合的に説明できる要因は特定化されていない。

すかは、所得効果と代替効果の相対的な大きさに反映される選好に依存することになる。**Blanchard [2004]** は、同じように経済成長を遂げた国でも、余暇を増やすより、よりたくさん稼いで消費することを選択する米国人と、余暇を享受することを選択するフランス人の選好の違いが労働時間の違いとして顕現化したと説明している。

翻って、日本人についてみると、平均労働時間は趨勢的には減少傾向を辿っているものの、国際的にみれば先進国の中で常に最も長い状態で推移している。近年の日本では、労働者のワーク・ライフ・バランス実現の必要性がさまざまな場面で強調されており、労働時間の削減に向けて、特に余暇を享受する欧州諸国の労働者の働き方に学ぼうとする潮流がある。しかし、過去から続く日本人の長時間労働が日本人に固有の選好を反映したものであれば、異なる選好をもつ国の制度や政策をそのまま日本に適用しても、それによって労働時間が減少するといった効果は期待できないかもしれない。

実際のところ、**Blanchard [2004]** が指摘するように、選好に関して国民性の違いはあるのだろうか。選好に関する国民性の違いは、一般的なイメージやアネクドタルなエビデンスは散見されるものの、定量的に余暇と消費に関する選好の違いを国際比較した研究は筆者らが知る限り、あまり多くない。例外は、日米の労働供給弾性値を比較した大竹・竹中・安井 [2011] である。同論文では、日本人の労働供給弾性値が米国人に比べて小さいことが報告されており、日米間に選好の違いがある可能性を指摘している。しかし、これまでの研究では、日本人の選好が、多くの余暇を享受しているとみられる欧州諸国の人々とどのように異なるのかという点は明らかになっていない。また、日本人のワーク・ライフ・バランスの実現に向けて、労働時間を削減することが必要であるとの指摘は多く聞かれるが、労働者が自ら労働時間を削減する可能性がどの程度あるのか、といった労働供給側の視点からの検討は必ずしも十分になされているとはいえない。**Kuroda and Yamamoto [2011a]**でも分析しているように、労働時間の決定には労働需要側の影響が大きく、特に日本では労働者が自由に労働時間を決めることができず、企業の要請によって長時間労働が常態化している傾向がある。しかし、労働時間の決定に労働供給側の要因が全く影響しないことはなく、たとえば、多くの労働者が短い労働時間を希望するようになれば、少なくとも長期的にはそうした労働供給行動を反映して、実際の労働時間も短くなるはずである。このため、労働供給に関する日本人の選好の特徴を把握することは、日本人の今後の労働時間の長期的な趨勢を占う上でも重要な研究課題といえる。

そこで、本稿では、労働時間の短いイギリスおよびドイツを比較対象に、日本人の希望する労働時間の長さや賃金や所得への反応度合いといった労働供給行動を規定する

要因が国際的にみてどのように異なるのかを定量的に検証する。具体的には、まず、労働供給行動をダイレクトに反映する希望労働時間の水準を国際比較し、日本人の長時間労働が労働需要だけでなく労働供給要因によっても生じている可能性を検証する。次に、労働者の希望労働時間が賃金あるいは所得によってどの程度変化するか、という点を労働供給弾性値の計測を通じて国際比較する。その際には、行動経済学的なアプローチにもとづき、賃金や所得が変化した際に個々の労働者がどの程度労働時間を変化させるかを仮想質問を活用して把握する。この仮想質問を活用した検証では、賃金や非勤労所得の変化によって希望労働時間がどの程度変化するかを見極めるが、希望労働時間は他の要因によっても変化しうる。そこで、最後に、企業や職場の環境によって労働者の希望する労働時間がどのように変わるかについても検討する。

本稿の分析から得られた結果を予め要約すると次のようになる。まず、日本人の労働時間をイギリス人やドイツ人と比べると、実労働時間だけでなく希望労働時間も日本人のほうがイギリス人やドイツ人よりも有意に長いことがわかった。次に、希望労働時間の長さが賃金や非勤労所得にどの程度反映するか、すなわち労働供給の代替弾性値と所得弾性値を比較した結果、日本人は、イギリス人やドイツ人に比べて、賃金や所得の変動に対して希望労働時間を弾力的に変化させる度合いが小さいことが示された。つまり、日本人は経済成長によって豊かになったとしても、あるいは、余暇の市場価値である賃金率が低くなったとしても、自ら労働時間を大きく減少させるようなことは考えにくいと指摘できる。最後に、労働者の希望労働時間が職場や企業の環境の影響を受けるかどうかを検証したところ、長時間労働が評価されるような職場や企業で働く労働者ほど、実労働時間だけでなく希望労働時間も長くなっていることがわかった。また、同じ企業で働く労働者の実労働時間や希望労働時間は類似する傾向があり、個々の労働時間のばらつきの少なくとも4割以上が同一企業で働いているという要因で説明できることも示された。これらのことは、日本人の労働供給弾性値は小さく、賃金や所得によって希望労働時間が変化する可能性は小さいものの、それは必ずしも今後も変わらない日本人に固有の選好や国民性を反映したものではなく、企業における職場管理の方法や職場環境によっては労働者の希望労働時間が将来的に変化しうることを示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、次節では本稿の検証に用いたデータの概要を説明するとともに、日本・イギリス・ドイツの3カ国の平均労働時間および平均希望労働時間を比較・観察する。続いて、3節では、先行研究のサーベイおよび労働供給弾性値の計測方法について詳しく解説し、計測された弾性値を比較する。4節では、日本

人の選好や希望が、勤め先企業の人事評価体系や企業の社会風土などにも影響を受けている可能性について若干の考察を加える。最後にまとめを行う。

## 2. データ

### (1) アンケート調査の概要

本稿で用いるデータは、経済産業省経済産業研究所 (RIETI) の研究プロジェクト「ワーク・ライフ・バランス施策の国際比較と日本企業における課題の検討」において実施した、労働者に対する国際比較アンケート調査の個票データである。国際比較の対象国は、日本、イギリス、ドイツの3カ国である。

日本人向けの調査は、企業調査と従業員調査の2つで構成され、企業調査は従業員100人以上の企業約10000社を対象に人事部門に調査を依頼、従業員調査は企業調査対象の企業に各社10名程度の正社員・ホワイトカラー職の正社員に人事部門から調査協力を依頼してもらい実施した。具体的な方法は、2009年12月～2010年1月の期間に、企業に対して企業調査・従業員調査を郵送し、企業調査は人事部門から、従業員調査は個人から直接郵送により回収が行われた。有効回答は、企業調査は1,677社、従業員調査は10,069人であった。

イギリスおよびドイツの調査は、Toluna社のモニターから、規模250人以上の民間企業に勤務するホワイトカラー正社員 (permanent worker) を対象に、個人向けのWebアンケート調査を実施した。調査の実施時期は、個人調査は2010年7月であり、有効回答はイギリスが979、ドイツは1,012人であった<sup>3</sup>。

アンケート調査の内容は、国際比較が行えるように日英独の3カ国とも共通した項目を準備した。具体的には、教育年齢や配偶関係、子どもの有無といった個人属性の情報のほか、週当たりの労働時間や職場のマネジメントに関する諸情報、そして本稿で用いる労働供給弾性値を計測するための仮想質問などが含まれている。仮想質問に関する詳細は、3節で詳しく述べる。なお、本稿で用いたデータの基本統計量は、付表を参照されたい。

---

<sup>3</sup> 本アンケート調査は、RIETIと内閣府経済社会総合研究所 (ESRI) の共催というかたちで実施された。RIETIの調査は、日本・イギリス・オランダ・スウェーデンの4カ国を担当、ESRIはドイツの1カ国を担当した。なお、オランダ・スウェーデンは企業調査のみで個人調査ではないため、本研究では利用していない。RIETIの調査の詳細については、武石 [2011] を参照されたい。

## (2) 実労働時間と希望労働時間の比較

表1には、男女別に3カ国のホワイトカラー正社員の平均労働時間を示した。同表をみると、日本の労働者は、男性で週当たりにして3~5時間、女性で3~4時間程度、英独の労働者よりも長く就業していることがわかる。また、長時間労働者比率でも、3カ国の違いは顕著であり、特に男性では50時間以上の労働者の比率が日本では4割近くであるのに対して、イギリスは16%、ドイツは21%と低くなっている。週当たり60時間以上比率にいたっては、日本人の10%程度に対して、英独はともに5%と少ない。なお、同一のデータを用いたKuroda and Yamamoto [2011a]では、3カ国のサンプル構成比の違いを補正したうえで平均労働時間を比較しているが、補正後も3カ国の労働時間の差はほとんど解消しないことが示されている<sup>4</sup>。

表1の観察からは実労働時間に各国間で違いがあることが示されたが、希望労働時間についても3カ国で違いがあるだろうか。そこで、アンケート調査項目の中から以下の質問をもとに、労働者の希望労働時間を求めた。

(問) 現在の時間当たり賃金のもとで、あなたが自由に労働時間を選べるとしたら、あなたは労働時間を増やしますか、減らしますか。それはどの程度ですか。

表1の下段には希望労働時間の平均値を示しており、これをみると、実労働時間だけでなく、希望労働時間についても各国で差があることがわかる。具体的には、日本人男女はともに、実労働時間だけでなく、希望する労働時間も英独の男女に比べて長く、特に日本人男性は英独に比べ2.5~4.5時間程度、希望時間も長いことがわかる。

つまり、表1は、イギリス人やドイツ人に比べて、日本人は男女とも、実労働時間が長いだけでなく、希望する労働時間も長いことを示しており、日本人の長時間労働の少なくとも一部は労働者自らが望んで行っていることに起因する、とも解釈しうる。しかし、ここでの観察はあくまでも労働時間と希望労働時間の平均値を比較しているだけであり、必ずしも労働者の労働供給行動を正しく捉えているとは限らない。日本人の希望

---

<sup>4</sup> なお、本稿の調査時期はリーマンショック後の不況期であったため、3カ国ともに平均労働時間が、通常期に比べ若干短くなっている可能性がある。実際に、各国を代表するパネルデータ(日本:『慶應義塾大学パネル調査』、イギリス: *British Household of Panel Survey*、ドイツ: *German Socio-Economic Panel*)の3つの個票データを用いて2008年以前の平均労働時間を比較した場合、どの国も男性については本調査に比べて2~5時間程度平均時間が長くなる。ただし、3カ国をクロスセクションで比較すると、調査年にかかわらずどの時点においても英独に比べ日本は長時間労働の傾向があるといえる。

労働時間がなぜイギリス人やドイツ人に比べて長いのか、あるいは、日本人の希望労働時間の長さが今後もイギリス人やドイツ人のような水準に変化していくことはないかといったことを把握するには、労働供給行動そのものを検証する必要がある。

標準的な経済学のフレームワークでは、個人は現在の賃金率を所与として、自身の効用を最大化する消費と余暇（労働時間）の組み合わせを選択すると仮定されている。この枠組みの下では、労働時間は効用を最大化する点で決定され、賃金率が変動した場合には、その変化後の新しい賃金率の下で、再度最適な消費と余暇の組み合わせが選択される。したがって、個人が現時点で希望する労働時間の長さは、現在の賃金や所得を所与としたうえでの最適化行動の結果であり、将来賃金や所得が変動すれば、また希望する労働時間も変化すると考えるのが一般的である。

そこで、以下ではまず、こうした考え方に立ち、賃金や所得変動に対して人々がどの程度希望労働時間を変化させるかを各国別に計測し、その値（労働供給弾性値）を比較することによって、各国の労働者がどのような消費と余暇の組み合わせを望ましいと考えているか、すなわち各国の労働者の選好を把握することを試みる。

### 3. 労働供給弾性値の計測

#### (1) 労働供給弾性値を計測するための分析アプローチ

賃金に変化した際に人々がどの程度労働時間を変化させるか、すなわち労働供給の賃金弾性値（以下、労働供給弾性値と呼ぶ）を現実のデータを用いて計測した先行研究は、国内外で蓄積が進んでいる。これらの先行研究で得られているコンセンサスは、労働時間に関する弾性値は極めて小さく、人々は賃金変化が起こった際に労働時間を弾力的に変更することはしないという結論である（詳細は、包括的なサーベイを行っている Heckman [1993] を参照）。日本のデータを用いた先行研究でも同様の傾向が観察されており、代表的なものとしては、ダグラス＝有澤の法則を検証した小尾らの一連の分析が挙げられる（例えば、体系的に整理された小尾・宮内 [1998]、宮内 [1999] を参照）

<sup>5</sup>。

---

<sup>5</sup> このほか、日本については、特に女性の労働供給行動に焦点を当てたものが数多く蓄積されてきており、例えば、Shimada and Higuchi [1985] や Yoshikawa and Ohtake [1988]、Hill [1989]、川口 [1999] などがある。また女性の中でもパートタイム労働に焦点を当て、有配偶女性の中心とした労働供給行動を分析したものとして、安部・大竹 [1995]、神谷 [1997]、永瀬 [1997]、

しかし、労働需要サイドの要因が存在する場合、労働時間は企業側で決定され、賃金の変動しても、実際には思い通りに労働供給量を変化させることはできないことも考えられる。例えば、教育・訓練に多大な投資を行っている企業は、投資のリターンを回収するため、スキルを身に付けた労働者に（本人は希望しなくても）長時間労働を要求する可能性がある。また、チーム生産や生産の同時性が不可欠な仕事の場合、たとえある個人が労働時間の変更を希望したとしても、チームの総意が得られなければ希望通りの時間で働くことが難しいケースも考えられる。もちろん、仮に労働時間が需要要因の影響を受けるとしても、労働市場の流動性が高ければ、自分の希望に合った労働条件を提示する会社に転職することで、その個人が希望する労働時間で働くことは可能である<sup>6</sup>。しかし、労働移動のコストが非常に高く、労働市場の流動性が低い場合、転職を通じた労働時間の最適化は難しい。この場合、現実には観察される賃金率と労働時間の組み合わせは、効用最大化の結果ではなく、また、実際に観察される賃金変動と労働時間の変動も、労働者の最適化行動を反映したものではないと考えられる。つまり、需要サイドの要因を十分にコントロールしきれない場合、現実の賃金変動と労働時間変動のデータを用いても、労働者の効用最大化を反映した労働供給行動は捉えられず、労働供給弾性値が真の値よりも過少に計測されてしまう可能性がある。

先行研究で計測された労働供給弾性値がほぼゼロであることのもう一つの解釈としては、労働者は比較的自由に労働時間を変更することができるものの、代替効果（賃金が増加した際に余暇を削り、より長く働くことを選択する行動）が、所得効果（賃金が増加すればこれまでと同じ時間数を働かなくても同じだけの所得水準を実現するため、より多くの余暇を選択する行動）と相殺し合い、結果として賃金が増加しても労働時間はほとんど変化しないように観察されてしまうという考え方もある。代替効果と所得効果が相殺される場合でも、効用最大化を反映したそれぞれの効果は大きいケースと小さいケースがあり、そのいずれかによって政策的な含意も異なりうる。このため、労働供

---

大石 [2003]、Akabayashi [2006] なども挙げられる。なお、日本のデータを用いた労働供給弾性値の計測は、同時点内の余暇と労働の代替に焦点を当てたものが大勢であり、動学的一般均衡モデルのシミュレーションに不可欠なパラメータである、異時点間の労働供給弾性値（Frisch 弾性値）の計測を行ったものは多くない。集計データを用いて異時点間の労働供給弾性値の推計を試みた研究としては、Osano and Inoue [1991]、Braun *et.al* [2006]、黒田・山本 [2007] がある。なお、黒田・山本 [2007] では、海外の先行研究を包括的にサーベイしている。

<sup>6</sup> 実際、転職者（job changer）と就業継続者（job stayer）の賃金・労働時間変化を比較したいくつかの先行研究によれば、転職者の賃金変化に対する労働時間の変化の度合いは、就業継続者のそれに比べて顕著に大きいことが明らかにされている（例えば、Altonji and Paxson [1986]、Martinez-Granado [2005]、Senesky [2005]）。

給弾性値を把握する際には、代替効果を反映した代替弾性値と所得効果を反映した所得弾性値を区別することが重要といえる。

これまで、労働供給に関する代替弾性値と所得弾性値の推計には、労働時間を被説明変数とし、賃金率と非勤労所得を含む個人属性を説明変数とする労働供給関数を計測し、賃金率と非勤労所得のパラメータから 2 つの効果を導出する伝統的なアプローチが多くとられてきた。しかし、賃金率の上昇には必ず所得の増加も伴うため、現実のデータとして観察される労働時間の変動から、代替効果と所得効果を正しく識別することは困難といえる。こうしたことを踏まえ、宝くじの当選という自然実験を活用して、所得効果の大きさを特定化するアプローチが Kaplan [1987] や Imbens, Rubin and Sacerdote [2001] などとられている。宝くじの当選による労働者の所得増加は、就業からの賃金には一切影響を与えない完全に外生的なショックとみなすことができるため、実際に宝くじに当たった労働者のその後の労働供給行動を追跡・観察することで、所得効果の大きさを把握することができる。これらの研究によれば、宝くじに当たった人は、その後労働時間を大きく減少させているとの結果が得られており、所得効果は比較的大きいことが示されている。

自然実験を利用した分析は興味深いものの、宝くじに実際に当たった人のデータを入手することは難しく、とりわけ国際比較を行うことは不可能に近い。こうしたことから、近年、行動経済学的なアプローチとして、「宝くじに当たった場合にはどうするか」といった仮想的な質問項目を労働者にアンケート調査し、その回答から潜在的な労働供給弾性値を導出する試みが出てきている。その先駆的な研究は、Kimball and Shapiro [2003] であり、彼らは、アメリカ人を対象に行った仮想質問から労働供給弾性値を導出し、その値が現実のデータを用いて試算された弾性値に比べて相当程度大きいという結果を示している。その後、同論文の研究をつなげるかたちで、大竹・竹中・安井 [2007] は労働供給弾性値の日米比較を行っている。大竹らは、Kimball and Shapiro [2003] と同様に仮想質問に基づくアンケート調査を日米の労働者を対象に実施し、賃金変化に対する労働供給行動の反応度合いが 2 カ国で異なるかどうかを検証している。そして彼らは、日本人に比べて米国人の労働供給弾性値は僅かに大きいことを示している。

本稿では、Kimball and Shapiro [2003] や大竹・竹中・安井 [2007] と同様に、仮想質問を日本・イギリス・ドイツの 3 カ国の労働者を対象に実施し、余暇を享受する傾向が強いとされる欧州の労働者に比べて、日本人の賃金変動に対する反応度がどの程度異なるかを検証する。さらに、前述の通り、現実に観察される賃金率と労働時間の組み合

わせが効用最大化の結果ではない可能性も考慮し、弾性値の推計の際には実労働時間ではなく、現在の賃金率を所与とした場合の希望労働時間をベースとした試算を行う。

## (2) 仮想質問を用いた労働供給弾性値の計測方法

本稿で活用する具体的な仮想質問項目は、以下の2つである。

(問 A) あなたの現在の時間当たり賃金が永久に2倍になったとします。このとき、自由に労働時間を選べるとしたら、あなたは労働時間を増やしますか、減らしますか。それはどの程度ですか。

(問 B) あなたが宝くじに当たったとします。宝くじの賞金は、あなたの昨年の年収と同じ金額が、毎年永久に支払われ続けるというものです。このとき、自由に労働時間を選べるとしたら、あなたは労働時間を増やしますか、減らしますか。それはどの程度ですか。

問 A については、「増やす・変えない・減らす・わからない」の4つの選択肢を用意し、「増やす」もしくは「減らす」と答えた人には、どの程度労働時間を変化させるかを答えてもらうという形式をとっている。問 B については、「増やす・変えない・減らす・仕事を辞める・わからない」の5つの選択肢を用意し、問 A と同様に、「増やす」もしくは「減らす」と答えた人には、どの程度労働時間を変化させるかを答えてもらうという形式をとっている。

この2つの質問項目の回答を用いて、本稿では、マーシャル弾性値、所得弾性値、ヒックス弾性値と呼ばれる3つの弾性値を計測する。マーシャル弾性値とは、1%の賃金上昇によって労働供給を何%変化させるかを示す弾性値である。前節でサーベイした労働供給弾性値の先行研究の多くは、このマーシャル弾性値を計測したものである。このマーシャル弾性値は、代替効果と所得効果の両方が含まれたネットの弾性値であり、それらの効果を区別したものが代替効果を反映したヒックス弾性値（代替弾性値）と所得効果を反映した所得弾性値となる。ヒックス弾性値は、1%の賃金上昇によって、一定の効用水準を保つ制約の下で、必要な消費と余暇の費用を最小化するのに最適な労働供給が何%変化するかを示すものである。一方、所得弾性値は、賃金率一定の下で、総所得が1%増加した際に労働供給が何%変化するかを示すものである。

各弾性値の具体的な導出方法は以下のとおりである。まず、2節で利用した希望労働時間に関する質問項目を利用して、現行の賃金率で個々人の効用を最大化する労働時間を特定化する。次に、この労働時間を基点として、問 A の回答結果から、現行の賃金率が2倍になったときに労働時間をどの程度変化させるかを直接計算する。ここで計算された値が、マーシャル弾性値となる。同様に、所得弾性値については、問 B の回答結果を用いて、現行の所得が（働かなくても）生涯支払われる場合に、最適な労働時間がどの程度となるかを直接計算することによって求める。

最後に、ヒックス弾性値は、Cahuc and Zylberberg[2004]および大竹・竹中・安井[2007]に習い、以下のスルツキー方程式から導出する。マーシャル弾性値を $\eta_u$ 、所得弾性値を $\eta_{R0}$ 、ヒックス弾性値を $\eta_c$ とすると、以下の関係が成立する。

$$\eta_c = \eta_u - \frac{wh}{R_0} \eta_{R0}$$

ここで、 $w$ 、 $h$ 、 $R_0$ は、賃金率、労働供給量、潜在的な最大所得（非労働所得と全時間賦存量を労度に費やした時の労働所得の和）をそれぞれ示す。この式から、ヒックス弾性値を算出する。その際、 $R_0$ には、非労働所得（世帯所得から本人の所得を差し引いた値）と全ての時間賦存量を労働に費やしたときの労働所得として、大竹・竹中・安井[2007]を参考に、最大労働時間を週当たり法定労働時間である40時間にすると80時間にすると2通りを計算する。

なお、回答項目で「わからない」と答えたサンプルは、労働時間を変化させないと答えたサンプルと同等とみなすこととした。さらに、問 B で「仕事を辞める」と回答したサンプルには、労働時間がゼロになるとみなして、計算を行った。これは、問 B の質問については、国によっては完全に引退を選択するサンプルが多い可能性を考慮するためである。したがって、ここで算出される弾性値は、内点解（intensive margin）と端点解（extensive margin）の両方を包含したものとなる<sup>7</sup>。

さらに、国際比較を行う際には、各国サンプルの人口構成比等の違いが弾性値の差を生み出す可能性を排除するため、イギリスとドイツについては、日本人サンプルと同じ構成比を仮定した場合の弾性値も試算する。具体的には、上述の方法で計算した各弾性値を被説明変数、年齢、教育年数、婚姻、子どもの有無、非勤労所得、希望労働時間、

<sup>7</sup> ただし、外れ値を除外するため、各弾性値が絶対値で2を超えるサンプルは分析対象から除外することとした。

賃金率<sup>8</sup>を説明変数にした回帰式を各国毎に推計し、そこで求めたイギリスおよびドイツの係数を用いて、日本人サンプルがイギリスあるいはドイツにいると仮定した場合の弾性値を試算し、これらの平均値を国毎の属性調整済みの弾性値として国際比較に用いる。

### (3) 計測結果

表 2 および 3 は、上述の方法で計測した各弾性値を男女別にまとめており、いずれも(1)マーシャル弾性値、(2)所得弾性値、(3)ヒックス弾性値（全時間賦存量が 40 時間のケース）、(4)ヒックス弾性値（全時間賦存量が 80 時間のケース）の順に示している。各表の上段は、弾性値を計測する際の基点を現在の労働時間にした場合、中段は基点を既存の賃金率を所与とした場合の希望労働時間にした場合、下段は基点を希望労働時間にしたうえで、国毎の属性の違いを補正した場合を示している。

まず、表 2(1)および表 3(1)に示したマーシャル弾性値についてみると、多くの先行研究と同様、どの国も弾性値は非常に小さく、ほぼゼロとなっている。ただし、構成比を調整した下の段について国際比較をすると、男女ともに日本とドイツについては僅かながらプラス、一方でイギリスについてはマイナスという結果が得られている。これは、日本とドイツについては、代替効果が所得効果を僅かに上回っており、イギリスは逆に所得効果が代替効果を僅かに上回っていることによると考えられる。日英の弾性値の差は、男性で 0.09%、女性で 0.02%と小さいものの、有意差検定の結果はいずれも両国の差は統計的に 1%水準で有意である。

マーシャル弾性値は 3 カ国とも非常に小さいことがわかったが、続いて所得弾性値について表 2(2)および 3(2)をみると、マーシャル弾性値に比べ、相対的に大きい値が計測されている。この結果から、マーシャル弾性値がほぼゼロであること背景として、所得弾性値やヒックス弾性値は比較的大きいものの、両者が相殺しあっている可能性がうかがえる。国毎の属性の違いを調整したケースでみると、所得弾性値が特に大きいのは男女ともにイギリスで、次いでドイツ、最後に日本となっている。より具体的には、所得が 1%増加すると、イギリス人男性、ドイツ人男性は労働時間をそれぞれ 0.55%、

---

<sup>8</sup> 賃金率は、年間個人所得を週当たり労働時間を 52 倍して年間労働時間換算したもので除すことで算出した。なお、各国のアンケート調査は自国通貨ベースで所得を回答しているため、分析では、イギリスおよびドイツのサンプルについては国際比較可能なかたちで円換算した値を用いている。具体的な換算率は、OECD が公表する購買力平価 (PPP ; Private consumption、2009 年平均) を利用し、1 ポンド=189.3554 円、1 ユーロ=146.9663 円として計算した。

0.32%減少させるのに対して、日本人男性は 0.22%の減少にとどめるという結果となっている。同様の傾向は女性にも観察されており、1%の所得増加に対して、イギリス人女性、ドイツ人女性は労働時間をそれぞれ 0.53%、0.33%減少させるのに対して、日本人女性は 0.27%の減少にとどまっている。つまり、日本人は所得水準が増加しても労働時間を削減する度合いが男女ともに小さい傾向にあるといえる。ちなみに、日本人の男女で比較すると、所得弾性値の絶対値では女性の方が男性に比べて僅かに大きいという結果が得られている。

最後に、ヒックス弾性値について表 2(3)と表 2(4)、あるいは、表 3(3)と表 3(4)をみると、所得弾性値ほど大きくないものの、マーシャル弾性値に比べると、比較的大きい値が得られていることがみてとれる。表 2(3)および表 3(3)をみると、ヒックス弾性値についても、3カ国で最も大きいのは男女ともにイギリスで、次いでドイツ、日本となっている。具体的には、賃金率が 1%上昇すると、イギリス人男性、ドイツ人男性はそれぞれ 0.22%、0.20%労働時間を増やすのに対して、日本人の労働時間の増加は 0.14%にとどまる。女性については、どの国でも男性に比べてヒックス弾性値は小さく、日本人女性は 1%の賃金率の上昇に対して僅か 0.07%労働時間を増加させるのみである。所得弾性値と同様に、日本人男女は、賃金率上昇に対して労働時間を増加させる度合いも小さい傾向にある。日本人の男女でヒックス弾性値を比べると、所得弾性値とは反対に、男性の方が女性より小さいこともわかる。同じ日本人同士で比較すると、平均的にみれば、女性の方が余暇を必要とする度合いが若干ながら強い傾向にあるといえる。

なお、標準的な労働経済学のフレームワークでは、経済が豊かになるにしたがって所得効果と代替効果の大小関係が逆転するため、労働供給関数は賃金率が高くなると後方屈折すると考えられている。労働供給関数の傾きを表すマーシャル弾性値は、平均値でみると日本とドイツで僅かにプラス、一方でイギリスは僅かにマイナスとの結果を得たが、所得水準別に測った場合はどのようになるだろうか。そこで、表 4 および表 5 では、国毎の属性の違いを調整したうえで、賃金率で 4 つの階級にサンプルを分割し、賃金率が下位 25%のグループから上位 25%のグループへと上昇するにしたがって、各弾性値がどの程度変化するかを観察した。

まず、男性について 3カ国を比較すると、マーシャル弾性値・所得弾性値・ヒックス弾性値ともに、イギリスやドイツの労働者は賃金水準が高くなるにしたがって、弾性値が絶対値でみて次第に大きくなるのに対して、日本人男性の弾性値は賃金水準にほとんど左右されないことがみてとれる。例えば、イギリス人男性については、賃金水準が上がるとマーシャル弾性値が-0.04 から-0.08%まで変化し、後方屈折の度合いが大きくな

っている。しかし、日本人男性についてはマーシャル弾性値はほとんど変わらず、日本人男性は豊かになっても、余暇を多く享受するような行動はとらない傾向があるといえる。表5で女性についてみると、男性とほぼ同様の傾向が観察され、日本人は賃金階層によらず労働供給弾性値が小さい傾向にあるといえる。

本節の結果からは、日本人労働者は、他国の労働者に比べ、賃金や所得の変動に対して労働時間を弾力的に変化させる度合いが小さいことが示された。1円でも多く所得を稼ぐために、余暇を削ることを惜しまないという選好があるならば、賃金上昇に対して余暇を削減する反応度は高くなると考えられるため、賃金変化に対する労働供給弾性値は大きくなるはずである。しかし、賃金や所得変動に対して日本人はむしろ非感応的になっているとの本節の結果は、日本人の希望労働時間の長さは、英独の労働者に比べ、余暇を楽しむより稼ぐことを希望するという選好が強いことを反映しているわけではないことを示唆するのかもしれない。

#### 4. 企業・職場環境による影響

##### (1) HRM が希望労働時間に及ぼす影響

前節では、日本人の労働供給弾性値がイギリス人やドイツ人に比べて小さく、希望労働時間が賃金や所得によって変化しにくいことが明らかになった。賃金変動に対して労働供給行動を変えないという特徴は、日本人に固有な選好を反映したものであり、今後変わることもない日本人の国民性が反映されていると解釈すべきだろうか。ここで考えられるのは、賃金が上昇しても宝くじに当選しても労働時間を大きく低下させないという日本人の特徴は、慢性的な長時間労働が原因で、多くの日本人が余暇を欲しないような体質に染められてしまっていることを反映したものであるという可能性である。

例えば、長時間の残業もいとわぬ行動が評価され、昇進につながるような企業に勤める労働者は、たとえ賃金が増したとしても、引き続き長時間労働を希望する可能性はある。その場合、日本人の労働供給弾性値の小ささは、個々人の現在の勤め先や職場環境に影響を受けたもの、すなわち労働需要側の制約付きの労働供給行動を反映したものであり、真の構造パラメータ（職場環境などの影響がない純粋な労働供給行動）が計測されているわけではないとの解釈もできる。所得税率の変更や減税などの法制度変更が労働供給行動にもたらす影響を試算する際には、既存の職場環境を所与としたうえで

の労働供給弾性値のほうが実態を捉えるという意味ではむしろ望ましい。したがって、本稿で計測した労働供給弾性値は政策的なインプリケーションを導出する際には有用であろう。しかし、本稿で計測した労働供給弾性値が職場環境などの需要要因も反映したものであるならば、日本人の真の選好パラメータを計測・比較したものではない可能性に留意する必要がある。もし、前節でみた日本人の労働供給弾性値の小ささが、今後変わらない日本人に固有の国民性を反映したものとは限らないとすれば、職場や企業での労働環境が変化することで、日本人の労働供給行動そのものが変容し、イギリス人やドイツ人のように、豊かになることで多くの余暇を享受するような労働者も多く現れてくるかもしれない。そこで、以下では、需要側の要因が、個々人の希望労働時間ほどの程度影響をもたらしているかを検証することにより、この可能性を検討する。

具体的には、被説明変数に希望労働時間、説明変数に個人属性（性別・年齢・教育水準・配偶関係・子どもの有無・賃金率・非勤労所得・管理職か否か）のほか、職場環境の違いを捉える HRM に関する変数を加える。HRM に関する変数としては、アンケート調査項目の中から、次の2つの質問項目をもとに作成する。

(問 C) 「職場の評価基準」：現在の職場において、仕事の成果をあげることに  
ついて「A：一定の時間の中で可能な限り高い成果をあげる」、「B：高い成果を  
あげるために働く時間を惜しまない」のうち、A、B の考えのどちらに近いか。

(問 D) 「顧客に対する姿勢」：現在の職場において、顧客から急な要求（ルーチン  
業務以外の要求や短期間での実現が求められる要求）があった場合の対応は  
「A：無理をしてでも職場内で調整し、顧客からの要求に応える」、「B：職場  
の状況をふまえて、対応可能なスケジュールを顧客に伝える」のうち、A、B  
のどちらに近いか。

問 C および D ともに、「A に近い・どちらかといえば A に近い」と答えた人を 1、それ以外を 0 とするダミー変数をそれぞれ定義する。個々人の希望が需要側の制約に全く影響を受けていないとしたら、こうした HRM に関する変数は希望労働時間に対して統計的に有意な影響は与えないはずである。

各国別の推計結果をまとめたものを、表 6 に示した。同表をみると、日本人サンプルを対象にした推計では、「職場の評価基準」と「顧客に対する姿勢」という変数がそれぞれ統計的に有意にマイナスとプラスとなっているおり、日本人の希望労働時間が

HRMに大きく影響を受けていることがわかる。推計結果は、「高い成果をあげるために働く時間を惜しまない」とする評価基準の職場で働く労働者の希望労働時間は1.61時間長く、顧客からの急な要求に対して、「無理をしてでも職場内で調整し、顧客からの要求に応える」という体制にある職場で働く労働者の希望労働時間も、0.87時間長くなっていることを示している。

さらに、ここでの推計結果をさらに裏付けるため、日本人サンプルに関して、企業側の情報を利用した推計も行った。2節で述べたように、本稿で用いた日本人向けの調査は、企業調査と従業員調査の2つから構成されており、企業と従業員を紐づけることができるマッチデータ（employer-employee matched data）となっている。そこで、このマッチデータの特徴を活用し、労働者が勤務する企業が回答した「正社員全体の平均労働時間」を説明変数に加えた推計結果を表6の最右列に掲載した。表をみると、統計的に有意にプラスの結果が得られおり、勤め先の同僚が長時間労働の場合、その影響を受けて本人の希望労働時間も長くなる傾向があることを把握できる。

以上を総合すると、表6の結果は、前節で計測した労働供給弾性値が、必ずしも日本人の純粋な選好を表したものではなく、仮想的な質問に対する個々人の希望労働時間は現在の勤め先の職場や企業の風土、上司の評価姿勢などの影響を大きく受けることを示唆するといえよう。

## (2) 実労働時間、希望労働時間と企業・職場環境の効果

表6では、平均労働時間が長い企業に勤める労働者は希望労働時間が長くなっている傾向を確認することができた。個々の労働者の労働時間が職場や企業の影響を強く受けるとすれば、同一企業に勤める労働者の実労働時間や希望労働時間は似たような長さになっている可能性がある。実際、イギリス人を対象とした先行研究（Bryan [2007]）によれば、労働時間の個人間のばらつきを要因分解すると、観察可能な変数によって説明される労働時間変動の3分の1程度が企業の固定効果によって説明できることが報告されている。これは、長時間働く人が勤務している企業では、その同僚も長時間働いている傾向がイギリスでも観察されるということの意味する。日本人の希望労働時間が企業のHRMに影響を受けている可能性があることを踏まえれば、日本についても労働時間あるいは希望労働時間の規定要因として、企業の固定効果が大きく効いている可能性がある。

そこで、表 7(1)では、労働者と企業のマッチデータという特性を活かし、同一企業に勤めているかどうかという情報をもとに、労働者間の実労働時間のばらつきのうち、どの程度が同一企業に勤務していることに起因するかを試算してみた。具体的には、Bryan [2007]と同様に、まず、個々の労働者の労働時間あるいは希望労働時間（いずれも自然対数値）を被説明変数とし、勤務先企業に左右されない労働者の個人属性（年齢、勤続年数、学歴、役職、職種、転職経験、家族構成）と勤務先企業の固定効果を説明変数とする回帰式を固定効果モデルで推計する。次に、個人属性と企業固定効果の推計パラメータを用いて、個々の（希望）労働時間の全変動を、①個人属性で説明できる変動、②勤務先企業の固定効果で説明できる変動、③説明できない変動の3つに分解する。そのうえで、②の企業固定効果で説明できる労働時間変動の割合を算出する。ただし、マッチデータには、1社毎の労働者のサンプル数に違いがあるため、1社につき労働者の回答が3人以上、あるいは、5人以上得られた場合に分けて推計を行った。

表 7(1)は労働時間について推計した結果を載せている。これをみると、労働時間の変動のうち、個人属性と企業の固定効果で説明される割合（①）、すなわち自由度修正済み決定係数は男性では0.25程度、女性では0.3程度となっていることがわかる。一方、労働時間の変動のうち、企業の固定効果のみで説明される割合（②）は男性では0.17前後、女性では0.2前後となっており、男女とも、説明可能な労働時間変動の約6~7割が同一企業で勤務しているという情報のみで説明できることがわかる。イギリス人のデータを用いた Bryan [2007]の結果では企業の固定効果で説明される割合は3割程度だったことを踏まえると、イギリスに比べ、日本人では労働時間の規定要因として企業の存在がいかに大きいかが指摘できる。

一方、表 7(2)は希望労働時間について同様の試算を行ったものを載せている。表をみると、自由度修正済み決定係数は男女とも労働時間の場合よりも低くなるが、企業の固定効果の割合は4~7割と相当程度大きいことがわかる<sup>9</sup>。つまり、表 7(2)の結果は、同一企業で働く人は、実労働時間だけでなく、希望する労働時間の長さも似ているということを示している。実労働時間であれば、企業や職場の繁忙度や経営状態の影響を受けるために、同一企業の労働者の労働時間の長さが似ていることは理解できる。しかし、ここでは労働時間の希望についても、同一企業で勤務する労働者間で類似性があることが示されている点で興味深い。この事実はどうのように解釈すべきだろうか。考えられうる

---

<sup>9</sup> なお、希望労働時間の規定要因の分解については、女性の場合は平均値が40時間となっており、法定労働時間に張り付いている状態になっていることから、企業・職場効果なのか、それとも法制度の影響を受けたものなのかは識別が難しいため、幅を持ってみる必要がある。

要因としては、①自己選抜 (sorting)、②同僚効果 (peer 効果)、③HRM (長時間働く人を評価する人事制度等) の3つが挙げられる。

自己選抜 (①) とは、長時間働きたいと考える労働者は、長時間働くことを要求するような企業に集まるため、当然ながらそうした企業では長時間労働の人が多く存在するというものである。労働市場の流動性が高ければ、企業と労働者間でそうしたマッチングが起こりうるが、(学卒時の就職活動を通じて、学生と企業との間にそうした選好のマッチングが起こる可能性は皆無ではないと考えられるものの) 流動性が低い日本の労働市場では、この可能性は相対的にはそれほど大きくないと思われる。

また、長時間労働をより評価するという職場の HRM の下では、競争が激化し多くの同僚が長時間働くことになると考えられるため、同僚効果 (②) と HRM (③) を識別することは難しい。しかし、上述の分析結果では、職場の HRM が希望労働時間の長さに影響を与えていることが確認されているほか、グローバル企業において日本から欧州に赴任した日本人の労働時間の変化を検証した Kuroda and Yamamoto [2011b] では、職場の HRM (③) をコントロールし、自己選抜 (①) の可能性も排除した状況のもとで、職場の同僚の労働時間が短くなると、その個人の労働時間も短くなる傾向 (②) を明らかにしており、職場の同僚の存在が労働時間の規定要因として存在しうることを確認している。こうした点を踏まえると、日本人の希望労働時間が長い背景には、同僚効果 (②) や HRM (③) の存在が大きく影響している可能性が示唆される。

経済学のフレームワークでは、本人が希望をしているのであれば、その希望は効用を最大化する点であり、何らかの方法でその希望から乖離させることは厚生水準を下げると思えるのが標準的である。しかし、本節の分析からは、日本人が表明する「希望労働時間」には、人事評価などの HRM の体制や、職場環境が大きく影響を与えている可能性が示された。この点は、日本人の長時間労働の少なくとも一部が希望労働時間が長いことによってもたらされている場合、HRM や職場環境の改善によって長時間労働を部分的に解消できることを示唆する。もっとも、HRM と日本人の希望労働時間を長くする背後のメカニズムについては詳細な検討が必要であり、今後の研究課題として残される。

## 5. おわりに

本稿では、日本・イギリス・ドイツの労働者を対象にしたアンケート調査をもとに、3カ国の労働者の余暇に対する選好に違いがあるかを検証した。

本稿の分析結果を整理すると、以下のようなことになる。まず、日本人の労働時間をイギリス人やドイツ人と比べると、実労働時間だけでなく希望労働時間も日本人のほうがイギリス人やドイツ人よりも有意に長いことがわかった。次に、希望労働時間の長さが賃金や非勤労所得にどの程度反映するか、すなわち労働供給の代替弾性値と所得弾性値を比較した結果、日本人は、イギリス人やドイツ人に比べて、賃金や所得の変動に対して希望労働時間を弾力的に変化させる度合いが小さいことが示された。つまり、日本人は経済成長によって豊かになったとしても、あるいは、余暇の市場価値である賃金率が低くなったとしても、自ら労働時間を大きく減少させるようなことは考えにくいと指摘できる。最後に、労働者の希望労働時間が職場や企業の環境の影響を受けるかどうかを検証したところ、長時間労働が評価されるような職場や企業で働く労働者ほど、実労働時間だけでなく希望労働時間も長くなっていることがわかった。また、同じ企業で働く労働者の実労働時間や希望労働時間は類似する傾向があり、個々の労働時間のばらつきの少なくとも4割以上が同一企業で働いているという要因で説明できることも示された。これらのことは、日本人の労働供給弾性値は小さく、賃金や所得によって希望労働時間が変化する可能性は小さいものの、それは必ずしも今後も変わらない日本人に固有の選好や国民性を反映したものではなく、企業における職場管理の方法や職場環境によっては労働者の希望労働時間が将来的に変化しうることを示唆している。

本稿を締めくくるにあたって、最後に本稿の分析に関して2つの留意点を言及したい。まず、本稿で用いたアンケート調査では、「賃金が上昇した場合」あるいは「所得が増加した場合」というように、賃金や所得の上方向への変化に労働供給がどの程度反応するかを仮想質問を活用して計測したものである。このため、賃金や所得の下方向の変化に対しても、労働供給が対称的な反応するかどうかについては、追加的な分析が必要である。日本のように、長期的なデフレが続き、賃金も持続的に低下する環境下において、人々がどのように労働供給を変化させるかは、今後の課題として残される。

次に、本稿で観察した個々人の希望労働時間には、賃金や所得、企業・職場の環境だけでなく、それら以外の何らかの要因や制約が影響を及ぼしている可能性も考えられる。本稿で用いたデータをみると、特に日本人について、希望する労働時間として40時間を選択するサンプルが数多く存在している。こうした現象は、既存の所定内労働時間が

回答者の心理的な下限を形成していることを反映している可能性も考えられる（この点は Kahn and Lang [1991] の指摘とも合致する）。労働者の「希望労働時間」を問う質問項目は、人々の就業状態を把握するためのさまざまな統計に設けられており、人々が回答する「希望」が何によって形成されたものかをさらに探求することは、重要な研究課題といえよう。

## 参考文献

- Alesina, Alberto, Edward Glaeser, and Bruce Sacerdote, “Work and Leisure in the United States and Europe: Why So Different?,” *NBER Macroeconomics Annual 2005*, 2006, pp.1-64.
- Altonji, Joseph G., and Christina H. Paxson, “Job Characteristics and Hours of Work.” In Ronald G. Ehrenberg, ed., *Research in Labor Economics*, 8, Part A, Greenwich: Westview Press, 1986, pp. 1-55.
- Akabayashi, Hideo, “The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deductions in Japan - A Structural Estimation” *Review of Economics of the Household*, 4(4), 2006, pp.349-378.
- Blanchard, Olivier, “The Economic Future of Europe,” *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 2004, pp.3-26.
- Braun, R. Anton, Esteban-Pretel, Julen, Okada, Toshihiro and Sudou, Nao, “A Comparison of the Japanese and U.S. Business Cycles” *Japan and the World Economy*, 18(4), 2006, pp.441-463.
- Bryan, Mark L., “Workers, Workplaces and Working Hours,” *British Journal of Industrial Relations*, 45(4), 2007, pp.735-759.
- Cahuc, Pierre, and Andre Zylberberg, *Labor Economics*, MIT Press, Cambridge, 2004.
- Heckman, James J., “What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?” *American Economic Review*, 83(2), 1993, pp.116-121
- Hill, M. Anne, “Female Labour Supply in Japan: Implications of the Informal Sector for Labor Force Participation and Hours of Work” *Journal of Human Resources*, 24(1), 1989, pp.143-161
- Imbens, Guido, Donald Rubin, and Bruce Sacerdote, “Estimating the Effect of Unearned Income on Labor Supply, Earnings, Savings and Consumption: Evidence from a Survey of Lottery Players,” *American Economic Review*, 91(4), 2001, pp.778-794.

- Kimball, Miles S. and Matthew D. Shapiro, "Labor Supply: Are the Income and Substitution Effects Both Large or Both Small?" unpublished, University of Michigan, 2003.
- Kahn, Shulamit, and Kevin Lang, "The Effect of Hours Constraints on Labor Supply Estimates," *The Review of Economics and Statistics*, 73(4), 1991, pp. 605-11.
- Kaplan, H. Roy, "Lottery Winners: The Myth and Reality," *Journal of Gambling Behavior*, 3(3), 1987, pp.168-178.
- Kuroda, Sachiko, "Do Japanese Work Shorter Hours than before? Measuring trends in market work and leisure using the 1976-2006 Japanese time-use survey," *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(4), 2010, pp.481-502.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto, "Firm's Demand for Work Hours: Evidence from Multi-country and Matched Firm-Worker data", RIETI Discussion Paper, No. 11-E-024, The Research Institute of Economy, Trade and Industry, 2011a, forthcoming.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto, "Do Peers Affect Determination of Work Hours? Evidence Based on Unique Employee Data from Global Japanese Firms in Europe," unpublished, 2011b.
- Martinez-Granado, Maite, "Testing Labour Supply and Hours Constraints." *Labour Economics*, 12(3), 2005, pp 321-43.
- Nickell, Stephen, "Are Europeans Lazy? Or Americans Crazy?," Remarks delivered at the Annual Conference of the Fondazione RodolfoDeBenedetti, entitled "Are Europeans Lazy? Or Americans Crazy?" at Portovenere, La Spezia, 2006.
- Osano, Hiroshi and Inoue, Tohru "Testing between Competing Models of Real Business Cycles" *International Economic Review*, 32(3), 1991, pp.669-688.
- Prescott, Edward, "Why do Americans Work So Much More than Europeans?," *Quarterly Review*, 28(1), Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2004, pp.2-13.
- Shimada, Haruo and Higuchi, Yoshio, "An Analysis in Female Labor Force Participation in Japan" *Journal of Labor Economics*, 3(1/2), 1985, pp. s335-374.
- Senesky, Sarah, "Testing the Intertemporal Labor Supply Model: Are Jobs Important?," *Labour Economics*, 12(6), 2005, pp.749-772.
- Yoshikawa, Hiroshi and Ohtake, Fumio, "An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan" *European Economic Review*, 33, 1988, pp. 997-1030.
- 安部由紀子・大竹文雄、「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』31(2)、1995年、pp.120-134
- 大石亜希子、「有配偶女性の労働供給と税制・社会補償制度」『季刊・社会保障研究』39(3)、2003年、pp.286-300
- 大沢真知子、『経済変化と女子労働』日本評論社、1993年
- 大竹文雄・竹中慎二・安井健悟、「労働供給の賃金弾力性——仮想的質問による推定——」、『経済停滞の原因と制度』、林文夫編、2007年、pp.303-324
- 小尾恵一郎・宮内環、『労働市場の順位均衡』、東洋経済新報社、1998年
- 神谷隆之、「女性労働の多様化と課題——税・社会保険制度における位置付け」『フィナンシャル・レビュー』、44、1997年、pp.29-49
- 川口章、「ダグラス=有澤法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』No.501、2002年、pp.18-21
- 黒田祥子・山本勲、「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』26(2)、2007年、pp.1-40
- 武石恵美子、「ワーク・ライフ・バランス実現への課題：国際比較調査からの示唆」、RIETI Policy Discussion Paper, 11-P-004、経済産業研究所、2011年
- 永瀬伸子、「既婚女子の労働供給——短時間、長時間労働供給関数の推定」『経済研究』、1997年、pp.49-57
- 宮内環、「労働供給分析」『応用計量経済学Ⅱ』、多賀出版、1997年

表1 週当たり労働時間と希望労働時間の国際比較

	男性			女性		
	日本	イギリス	ドイツ	日本	イギリス	ドイツ
週労働時間	46.93 (8.09)	41.87 (8.39)	43.35 (7.23)	42.05 (5.55)	38.19 (8.91)	39.01 (7.92)
長時間労働者比率						
週50時間以上	0.39 (0.49)	0.16 (0.37)	0.21 (0.40)	0.11 (0.31)	0.08 (0.27)	0.08 (0.28)
週60時間以上	0.10 (0.3)	0.05 (0.21)	0.05 (0.22)	0.02 (0.13)	0.04 (0.20)	0.02 (0.13)
希望労働時間	45.75 (8.44)	41.10 (9.84)	43.38 (8.15)	41.00 (5.55)	38.19 (8.91)	39.01 (7.92)
サンプルサイズ	6182	445	510	2957	451	454

備考：()内は標準偏差。

表 2 労働供給弾性値の国際比較：男性

(1) 価格効果（マーシャル弾性値）

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	-0.01 (0.17) [6174]	-0.02 (0.22) [445]	0.02 (0.19) [510]	0.01 <0.16>	-0.02 * <0.02>
希望と実際の労働時間の違いを調整	0.02 (0.18) [6147]	-0.01 (0.20) [442]	0.02 (0.20) [510]	0.03 ** <0.00>	0.00 <0.62>
国毎の属性の違いを調整	0.02 (0.02) [4890]	-0.07 (0.07) -	0.04 (0.08) -	0.09 ** <0.00>	-0.01 ** <0.00>

(2) 所得効果（所得弾性値）

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	-0.23 (0.37) [6087]	-0.52 (0.46) [445]	-0.24 (0.35) [510]	0.30 ** <0.00>	0.02 <0.32>
希望と実際の労働時間の違いを調整	-0.21 (0.38) [6059]	-0.53 (0.46) [444]	-0.24 (0.36) [510]	0.32 ** <0.00>	0.03 + <0.05>
国毎の属性の違いを調整	-0.22 (0.04) [4890]	-0.55 (0.14) -	-0.32 (0.11) -	0.34 ** <0.00>	0.10 ** <0.00>

備考： 1. ( )内は標準偏差、[ ]内はサンプルサイズ、<>内は  $p$  値。  
 2. \*\*, \*, +印は、それぞれ 1、5、10%水準で平均値の差が統計的に有意であることを示す。

(3) 代替効果 (Hicks 弾性値、全時間賦存量が 40 時間のケース)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	0.12 (0.33) [4911]	0.19 (0.46) [282]	0.17 (0.37) [286]	-0.07 * <0.01>	-0.05 * <0.04>
希望と実際の労働時間の違いを調整	0.14 (0.34) [4894]	0.20 (0.45) [280]	0.17 (0.37) [286]	-0.07 * <0.02>	-0.04 <0.10>
国毎の属性の違いを調整	0.14 (0.12) [4890]	0.22 (0.32) -	0.20 (0.20) -	-0.08 ** <0.00>	-0.06 ** <0.00>

(4) 代替効果 (Hicks 弾性値、全時間賦存量が 80 時間のケース)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	0.06 (0.21) [4914]	0.09 (0.30) [282]	0.10 (0.27) [286]	-0.03 <0.13>	-0.03 * <0.03>
希望と実際の労働時間の違いを調整	0.08 (0.22) [4897]	0.10 (0.28) [280]	0.11 (0.27) [286]	-0.02 <0.30>	-0.02 <0.20>
国毎の属性の違いを調整	0.08 (0.06) [4890]	0.09 (0.16) -	0.13 (0.11) -	0.00 <0.16>	-0.04 ** <0.00>

備考： 1. ( )内は標準偏差、[ ]内はサンプルサイズ、<>内は  $p$  値。  
 2. \*\*, \*, +印は、それぞれ 1、5、10%水準で平均値の差が統計的に有意であることを示す。

表3 労働供給弾性値の国際比較：女性

(1) 価格効果（マーシャル弾性値）

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	-0.03 (0.15) [2947]	-0.06 (0.26) [451]	0.01 (0.19) [455]	0.03 * <0.02>	-0.04 ** <0.00>
希望と実際の労働時間の違いを調整	0.00 (0.17) [2936]	-0.02 (0.24) [449]	0.01 (0.18) [452]	0.03 * <0.02>	-0.01 <0.50>
国毎の属性の違いを調整	0.00 (0.03) [1789]	-0.02 (0.05) -	0.01 (0.06) -	0.02 ** <0.00>	-0.01 ** <0.00>

(2) 所得効果（所得弾性値）

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	-0.27 (0.37) [2917]	-0.54 (0.44) [451]	-0.28 (0.36) [455]	0.27 ** <0.00>	0.01 <0.67>
希望と実際の労働時間の違いを調整	-0.25 (0.38) [2901]	-0.54 (0.45) [449]	-0.27 (0.36) [453]	0.29 ** <0.00>	0.02 <0.19>
国毎の属性の違いを調整	-0.27 (0.04) [1789]	-0.53 (0.10) -	-0.33 (0.12) -	0.26 ** <0.00>	0.05 ** <0.00>

備考： 1. ( )内は標準偏差、[ ]内はサンプルサイズ、<>内はp値。  
2. \*\*, \*, +印は、それぞれ 1、5、10%水準で平均値の差が統計的に有意であることを示す。

(3) 代替効果 (Hicks 弾性値、全時間賦存量が 40 時間のケース)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	0.04 (0.27) [1797]	0.15 (0.41) [268]	0.16 (0.32) [198]	-0.11 ** <0.00>	-0.12 ** <0.00>
希望と実際の労働時間の違いを調整	0.07 (0.27) [1790]	0.16 (0.40) [266]	0.17 (0.31) [197]	-0.09 ** <0.00>	-0.11 ** <0.00>
国毎の属性の違いを調整	0.07 (0.12) [1789]	0.14 (0.25) -	0.09 (0.14) -	-0.07 ** <0.00>	-0.02 ** <0.00>

(4) 代替効果 (Hicks 弾性値、全時間賦存量が 80 時間のケース)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
調整なし	0.00 (0.19) [1797]	0.07 (0.31) [270]	0.09 (0.25) [199]	-0.07 ** <0.00>	-0.09 ** <0.00>
希望と実際の労働時間の違いを調整	0.03 (0.20) [1790]	0.08 (0.31) [268]	0.10 (0.24) [198]	-0.05 * <0.01>	-0.07 ** <0.00>
国毎の属性の違いを調整	0.04 (0.06) [1789]	0.06 (0.11) -	0.05 (0.08) -	-0.03 ** <0.00>	-0.01 ** <0.00>

備考： 1. ( )内は標準偏差、[ ]内はサンプルサイズ、<>内は  $p$  値。  
 2. \*\*, \*, +印は、それぞれ 1、5、10%水準で平均値の差が統計的に有意であることを示す。

表4 所得階層別にみた労働供給弾性値の国際比較：男性

(1) 価格効果 (マーシャル弾性値)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
第1四分位	0.02 (0.02)	-0.04 (0.09)	0.01 (0.08)	0.05 ** <0.00>	0.01 ** <0.00>
第2四分位	0.02 (0.02)	-0.07 (0.07)	0.04 (0.07)	0.09 ** <0.00>	-0.02 ** <0.00>
第3四分位	0.03 (0.02)	-0.08 (0.06)	0.05 (0.07)	0.10 ** <0.00>	-0.02 ** <0.00>
第4四分位	0.03 (0.02)	-0.08 (0.05)	0.05 (0.08)	0.11 ** <0.00>	-0.02 ** <0.00>

(2) 所得効果 (所得弾性値)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
第1四分位	-0.20 (0.03)	-0.49 (0.15)	-0.28 (0.13)	0.28 ** <0.00>	0.08 ** <0.00>
第2四分位	-0.21 (0.03)	-0.53 (0.15)	-0.31 (0.11)	0.32 ** <0.00>	0.10 ** <0.00>
第3四分位	-0.22 (0.04)	-0.58 (0.14)	-0.33 (0.10)	0.36 ** <0.00>	0.11 ** <0.00>
第4四分位	-0.24 (0.04)	-0.62 (0.11)	-0.35 (0.10)	0.38 ** <0.00>	0.12 ** <0.00>

(3) 代替効果 (Hicks 弾性値、全時間賦存量が40時間のケース)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
第1四分位	0.12 (0.12)	0.21 (0.32)	0.15 (0.21)	-0.09 ** <0.00>	-0.03 ** <0.00>
第2四分位	0.13 (0.11)	0.21 (0.31)	0.20 (0.19)	-0.07 ** <0.00>	-0.07 ** <0.00>
第3四分位	0.15 (0.11)	0.24 (0.32)	0.23 (0.19)	-0.09 ** <0.00>	-0.08 ** <0.00>
第4四分位	0.15 (0.12)	0.23 (0.31)	0.23 (0.18)	-0.08 ** <0.00>	-0.08 ** <0.00>

備考：1. ( )内は標準偏差

2. \*\*, \*, +印は、それぞれ 1、5、10%水準で平均値の差が統計的に有意であることを示す。

表5 所得階層別にみた労働供給弾性値の国際比較：女性

(1) 価格効果 (マーシャル弾性値)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
第1四分位	-0.01 (0.04)	-0.04 (0.05)	-0.01 (0.06)	0.02 ** <0.00>	0.00 <0.54>
第2四分位	0.00 (0.03)	-0.03 (0.05)	0.00 (0.06)	0.02 ** <0.00>	0.00 <0.44>
第3四分位	0.00 (0.03)	-0.01 (0.05)	0.01 (0.05)	0.02 ** <0.00>	-0.01 ** <0.00>
第4四分位	0.00 (0.03)	-0.01 (0.06)	0.03 (0.06)	0.01 ** <0.00>	-0.02 ** <0.00>

(2) 所得効果 (所得弾性値)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
第1四分位	-0.26 (0.04)	-0.51 (0.10)	-0.33 (0.13)	0.24 ** <0.00>	0.06 ** <0.00>
第2四分位	-0.27 (0.04)	-0.52 (0.09)	-0.32 (0.12)	0.25 ** <0.00>	0.05 ** <0.00>
第3四分位	-0.28 (0.04)	-0.54 (0.10)	-0.32 (0.12)	0.26 ** <0.00>	0.05 ** <0.00>
第4四分位	-0.28 (0.04)	-0.56 (0.09)	-0.34 (0.12)	0.28 ** <0.00>	0.06 ** <0.00>

(3) 代替効果 (Hicks 弾性値、全時間賦存量=40時間のケース)

	日本	イギリス	ドイツ	日本との差	
				イギリス	ドイツ
第1四分位	0.05 (0.12)	0.10 (0.24)	0.06 (0.15)	-0.05 ** <0.00>	-0.01 <0.50>
第2四分位	0.07 (0.12)	0.14 (0.24)	0.08 (0.14)	-0.07 ** <0.00>	-0.01 <0.20>
第3四分位	0.07 (0.12)	0.13 (0.23)	0.08 (0.13)	-0.07 ** <0.00>	-0.02 * <0.04>
第4四分位	0.09 (0.13)	0.18 (0.26)	0.12 (0.14)	-0.09 ** <0.00>	-0.03 ** <0.00>

備考：1. ()内は標準偏差

2. \*\*, \*, +印は、それぞれ 1、5、10%水準で平均値の差が統計的に有意であることを示す。

表 6 希望労働時間と HRM との関係

		従業員データ			マッチデータ
		日本	イギリス	ドイツ	日本
性別		5.1369**	5.1822**	3.3187**	5.0111**
	(ベース=男性)	(0.241)	(0.877)	(0.814)	(0.269)
年齢	30代	0.4142	0.0936	0.2478	0.2259
	(ベース=20代)	(0.306)	(1.212)	(1.131)	(0.339)
	40代	0.9868**	-1.5208	-0.5526	0.9399*
		(0.340)	(1.325)	(1.213)	(0.378)
	50代	0.2735	-0.7068	0.6461	0.2316
		(0.383)	(1.354)	(1.377)	(0.424)
教育水準	短大・専門学校卒	-0.4334+	-0.0219	-2.5563**	-0.4453
	(ベース=	(0.251)	(1.065)	(0.973)	(0.280)
	大学・院卒)				
	高校・中学校卒	-0.6741**	0.0135	-1.2311	-0.7590**
		(0.219)	(1.013)	(0.939)	(0.244)
配偶関係		0.3939	3.4712**	-1.2893	0.4225
	(ベース=有配偶)	(0.261)	(1.018)	(0.886)	(0.292)
子供の有無		0.4130+	-1.6820+	-0.2981	0.6219*
	(ベース=有)	(0.249)	(0.915)	(0.884)	(0.276)
賃金率		-37.0827**	-7.5807*	-1.0598	-35.6972**
		(1.161)	(3.457)	(2.304)	(1.270)
非勤労所得		-0.0012**	0.0027+	-0.0005	-0.0010**
		(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.000)
課長相当職以上の管理職		3.2556**	3.7861**	4.8945**	2.9557**
		(0.244)	(0.982)	(0.984)	(0.271)
HRM変数	職場の評価基準	-1.6109**	-1.4347	-1.2605	-1.4131**
		(0.186)	(0.906)	(0.804)	(0.207)
	顧客に対する姿勢	0.8694**	0.5960	1.2610+	0.7520**
		(0.199)	(0.809)	(0.764)	(0.221)
	勤め先の平均労働時間				0.0665**
					(0.021)
定数項		47.4106**	37.9728**	40.3010**	44.2840**
		(0.396)	(1.607)	(1.513)	(0.991)
修正済み決定係数		0.210	0.098	0.122	0.207
サンプルサイズ		6,842	552	485	5,360

備考： 1. ()内はロバスト標準誤差

2. \*\*, \*, +印は、それぞれ 1、5、10%水準で平均値の差が統計的に有意であることを示す。

表7 労働時間の規定要因の分解

(1) 実労働時間

	利用サンプル		実労働時間			修正済み 決定係数 (a)	企業固定 効果 (b)	企業固定 効果の割合 (a/b; %)
	同一企業内回答者数	人数	平均値	対数平均値	標準偏差			
男性	3人以上回答	4,588	46.38	3.84	0.17	0.25	0.17	70.63
	5人以上回答	4,018	46.53	3.84	0.17	0.25	0.17	67.65
女性	3人以上回答	1,867	42.00	3.74	0.12	0.31	0.19	61.25
	5人以上回答	1,578	42.01	3.74	0.12	0.33	0.22	64.87

(2) 希望労働時間

	利用サンプル		実労働時間			修正済み 決定係数 (a)	企業固定 効果 (b)	企業固定 効果の割合 (a/b; %)
	同一企業内労働者数	人数	平均値	対数平均値	標準偏差			
男性	3人以上回答	3,820	44.58	3.80	0.21	0.10	0.05	55.91
	5人以上回答	3,335	44.66	3.80	0.21	0.06	0.02	37.25
女性	3人以上回答	1,600	40.24	3.69	0.17	0.11	0.06	56.37
	5人以上回答	1,352	40.30	3.70	0.17	0.20	0.14	72.25

付表 基本統計量

		日本	イギリス	ドイツ
性別	男性	0.670 (0.470)	0.497 (0.500)	0.528 (0.499)
	女性	0.330 (0.470)	0.503 (0.500)	0.472 (0.499)
年齢	20代	0.194 (0.396)	0.213 (0.410)	0.228 (0.420)
	30代	0.341 (0.474)	0.294 (0.456)	0.354 (0.479)
	40代	0.275 (0.447)	0.222 (0.416)	0.257 (0.437)
	50代	0.190 (0.392)	0.271 (0.445)	0.161 (0.367)
	教育水準	大学・院卒	0.528 (0.499)	0.403 (0.491)
	短大・専門学校卒	0.191 (0.393)	0.241 (0.428)	0.290 (0.454)
	高校・中学校卒	0.281 (0.450)	0.356 (0.479)	0.322 (0.468)
配偶関係	有配偶	0.612 (0.487)	0.316 (0.465)	0.349 (0.477)
子供の有無	有	0.523 (0.499)	0.550 (0.498)	0.429 (0.495)
サンプルサイズ		9686	896	965