

# 税負担と労働供給

別所俊一郎

## I はじめに

所得への税は日本においても基幹税のひとつであり、2010年度予算においては国税・地方税合わせてその税収は23.9兆円<sup>1</sup>と見込まれている。そのうち、労働所得からの税収はかなりの比率を占めると考えられる。労働所得への課税は、労働供給やそれにまつわる行動変化を誘発する可能性がある。それゆえ、税制の労働供給等への影響は経済学において重要な論点であり、その影響の経路や大きさについて国内でも海外でも、理論的にも実証的にも、静学的な観点からも動学的な観点からも、数多くの分析が行われてきた。

日本の所得税は、所得額によって限界税率が異なる累進税制を採用している。税率の大きさやその区切り、控除の額は毎年税制改正で議論され、変更されてきた。本稿の第1の目的は、70年代後半以降の税制改正の流れを記述し、それら改正が限界税率・平均税率に与えた影響を概観することにある。目的の第2は、税が労働供給等に影響する経路を整理し、とくに累進所得税の存在に着目して、既存研究のいくつかをまとめることにある。第3は、税が労働供給に与える効果を表す変数の1つである労働供給の賃金の弾力性の推定結果を示すことである。

70年代後半から2000年代前半まで、勤労意欲・事業意欲を阻害しないためとして、日本の労働所得税の累進性は緩和され、高所得者層に対する限界税率は引き下げられてきた。標準的な余暇-消費選択の枠組みでは、税制の変化は所得効果・代替効果を通じて、時間で表される労働供給量を変化させる。この経路以外にも、時間を通じて、世帯内で、あるいは労働強度の変化を通じて、さらに一般均衡的な効果を通じて、資源配分を変化させる可能性がある。税制以外に市場の歪みがあれば、税制の効果は増幅されたり相殺されたりするかもしれないし、労働者は税制をよく知らないのかもしれない。労働供給の変化は、労働時間の変化(intensive margin)を誘発するだろうが、労働参加も変化(extensive margin)するだろう。税制の評価に当たってはこれらの効果の実証的な評価が欠かせない。本稿では、その1段階として労働供給の非補償弾力性を推定し、男性で0.079、女性で0.342という値を得た。

本稿の構成は以下のとおりである。つづく第2節では、70年代半ば以降の所得税の変化について概観する。第3節では税負担と労働供給についての先行研究を概観する。第4節では、構造推定によって日本における労働供給の賃金弾力性を推定する。最終第

---

<sup>1</sup> 内訳は、所得税(国税)12兆6140億円、個人都道府県民税4兆6425億円、個人市町村民税6兆6863億円。

5 節はまとめて充てられる。

## II これまでの税制改革

ここでは、1970 年代半ば以降の日本の労働所得税制度の変化について、おもに税率に着目して概観しておこう。1970 年から 2010 年までの 10 年ごとの、国税としての所得税、地方税としての住民税の制度の変遷は表 1 に示したとおりである。また、税制全体の変遷については、たとえば石（2008）を参照せよ。

### 1 制度改正：80 年代まで

他の税制と同じく、所得税制度も毎年のように改正されているが、70 年代半ば以降についての比較的大きな税制改正は、80 年代後半の中曽根-竹下税制改革と、99 年の恒久的減税であろう。

第 2 次大戦後の所得税制は、シャープ勧告を受けた「包括的所得税」の理念のもとで、垂直的公平性に重点が置かれていた。国税である所得税の最高税率は、シャープ勧告後の 53 年には 65%であったが、57 年、62 年に引き上げられて 75%になっていた。所得税率の区切りの数（ブラケット数）については、53 年には 11 であったものが、次第に区切りの刻みが細かくなり、70 年には 19 となった。70 年時点で見ると、地方税である道府県住民税の所得割のブラケット数は 2（2%と 4%）であったものの、市町村住民税の所得割のブラケット数は 13 であり、最高税率は 14%であった。したがって 70 年時点では、国税と地方税を合わせた所得税の表面的な最高税率は 93%に達していた。70 年代半ばまで、高度経済成長は巨額の自然増収をもたらした。所得税は毎年のように、人的控除の拡充等によって減税されていた。

石油危機以降、成長率が鈍化し財政赤字が累増したため、税制の見直しが議論されるようになった。直間比率の是正や大型間接税の導入はこの議論の一環である。所得税については、強い累進構造と所得捕捉のアンバランスさから、最高税率が適用される比率は極めて小さかったと思われるものの、中堅サラリーマン層を中心に重税感や不公平感が広がってきた。大型間接税の導入が挫折するなかで、所得税は物価上昇に対応する形で減税されたが、この減税は人的控除や給与所得控除の拡充によって行われ、83 年まで税率構造は変更されなかった。

82 年に発足した中曽根内閣は「増税なき財政再建」を掲げており、84 年度には人的控除の拡充、最高税率の引き下げ（75%→70%）、ブラケット数の削減（19→15）による所得税減税を、法人税・間接税の増税との組み合わせで実施していた。しかし、現行税制による財源調達に限界が見えてきたことから、84 年 12 月頃から「シャープ勧告以来の大改革」に乗り出すようになった。86 年 10 月に提出された政府税制調査会の「税制の抜本的見直しについての答申」は、「広く薄い負担を求める税制は、おのずから簡

素なものとなり、また、民間経済に対する介入を極力避けて中立的に対処することによって経済の活性化に資することになる」と述べ、広く薄い負担によって税収を確保するという理念を示した。これに対応した具体案の1つとして、活力重視の観点から所得税の税率構造のフラット化が検討された。この答申に基づいて売上税導入も盛り込んだ87年度の税制改正案は、社会党の土井たか子委員長の「ダメなものはダメ」発言等もあって廃案となったものの、所得税の改正・減税のみはこの年度に実現した。最高税率は70%から60%に引き下げられ、ブラケット数は15から2年かけて6にまで削減された。これによる減税規模は約1.5兆円と試算された。86年度の所得税収が16.8兆円であるからかなりの規模といえよう。

後を襲った竹下内閣も税制の抜本改革に取り組んだ。89年改正では消費税導入とともに、サラリーマンの重税感・不公平感を解消するためとして所得税が減税された。これにより最高税率はさらに引き下げられ(60%→50%)、ブラケット数も6から5へと減少した。中曽根-竹下税制改革では住民税所得割の税率構造のフラット化もすすめられた。市町村住民税の所得割のブラケット数は13から3まで縮減され、最高税率も道府県住民税について4%、市町村住民税について11%となったため、国税と地方税を合わせた所得税の表面的な最高税率は65%まで引き下げられた。

このような所得税の税率構造の簡素化・最高税率の引き下げは国際的な潮流に沿ったものでもあった(石2008, 14章)。その背景には、石油危機後の経済成長率の鈍化と、政府規模の拡大傾向の見直しがあり、そのため、税制改革の一般的な傾向は、(1)税制改革の基本理念として課税の公平・中立・簡素の原則を重視する、(2)税収中立のもとで所得税・法人税から一般間接税へウェイトを移す、といったものだった。所得税については、高すぎる限界税率が経済行動を歪め、経済を不活発にし、経済の地下経済化を助長しているという認識のもとで、最高税率の引き下げ・ブラケット数の縮減が進められた。表2は、日本とともに、アメリカ・イギリス・ドイツ・フランスの税率構造を75年から10年おきに示したものである。ドイツを除く4カ国では、85年から95年のあいだに最高税率が引き下げられるとともにブラケット数が減少していることが見てとれる。表2にない国では、カナダ・デンマークで3段階へ、スウェーデン・オーストラリア・オランダで4段階へと、税率構造のフラット化が進行した。

## 2 制度改正：90年代以降

90年代初頭にバブル経済が崩壊し、累次の経済対策が実行された。減税もその手段のひとつであった。同時に、高齢化社会の到来も間近であった。このようななかで93年に提出された政府税制調査会「今後の税制のあり方についての答申」は、世代・ライフサイクルを通じた税負担の平準化、国民一人一人の活力が十分発揮される税制、安心して暮らせる高齢化社会を構築するための安定的な税収構造という視点を示し、公正で活力ある高齢化社会を実現するための所得・消費・資産等の間でバランスの取れた税体

系の構築を強調した。所得税については、その税収に占めるウェイトが大きく、負担が働き盛り世代に偏っているという認識から、税率構造のさらなる累進緩和、最高税率の50%程度までの引き下げが提言された。94年2月、細川総理は所得税減税と消費税の実質的な増税を組み合わせた国民福祉税構想を発表するが、この構想もこの答申に従ったものであった。国民福祉税構想はその手続きが批判されたこともあって潰えたものの、所得税減税と消費税増税は村山内閣のもとで成立した。すなわち、97年の消費税率引上げに対応する所得税減税が95年から実施された。所得税の税率は変わらなかったものの、税率区分が変更されたため、たとえば最高税率（50%）の適用は課税所得2000万円超から3000万円超へ引き上げられた。同時に、人的控除・給与所得控除が拡充されるとともに、特別減税が実施された。

経済の低迷が続くなかで、98年8月に小淵総理は所信表明演説で個人所得課税について「国民の意欲を引き出せるような税制」を目指すとし、所得税と住民税を合わせた最高税率を50%に引き下げる等して、「恒久的な減税」を行う、と述べた。この方針は99年度改正で実現し、最高税率は所得税について50%から37%に、市町村住民税について12%から10%に引き下げられた。この結果、3%になっていた道府県住民税と合わせて、国税と地方税を合わせた最高税率は50%まで引き下げられた。また、所得税のブラケット数は5から4に減少した。98年12月の政府税制調査会答申は、「所得税及び個人住民税を合わせた最高税率については65%と諸外国に比べて高い水準に止まっていること」を指摘したうえで、「これにより、勤労意欲、事業意欲の維持・向上の観点、個人所得課税と法人課税の税率バランス等の観点から、累次の答申で指摘されていた最高税率の引下げという所得税制の抜本的改革の一部が実現した」として、この税制改正を支持した。

99年度税制改正後、2007年に税源移譲の一環として、住民税率が道府県4%、市町村6%に一本化された。国税と地方税を合わせた所得税額を変化させないために、これにともなって所得税の最高税率は40%、ブラケット数は6とされた。また、98年から実施されていた定率減税は07年に廃止されている。

このように、90年代以降も所得税の税率構造のフラット化・最高税率の引き下げが進められた。この方針は、政府税制調査会の「公平・中立・簡素」という方針に従っており、勤労世代の意欲の維持・向上を狙ったものとされてきた。しかし、この流れは、巨額の公的債務が累増するなかでひとまず落ち着いたように思われる。07年には政府税制調査会は「抜本的な税制改革に向けた基本的考え方」のなかで、所得税の納税者の大部分に5%または10%という低税率が適用されることを指摘し、税率やブラケット幅についても所得再分配機能からの見直し・検討を提言している。勤労意欲や経済活力の観点から最高税率の引下げを提言してきた経団連も、04年以降は税制に関する提言のなかで最高税率には言及していないし、逆に連合は最高税率を45%へ引き上げ、所得税の再分配機能の強化を主張している。

### 3 限界税率の変化

これまで述べてきたような税制の変化によって、労働者が直面する所得税はどのように変化してきたのだろうか。図 1 は、その変化を捉えるために、所得のない配偶者と 2 人の扶養家族（うち 1 人は特定扶養親族）をもつ世帯の平均税率と限界税率を 65 年から 09 年まで試算したものである<sup>2</sup>。試算に際しては、基礎控除・配偶者控除・配偶者特別控除・扶養控除・特定扶養控除・給与所得控除・社会保険料控除、94～96 年・98～06 年の特別減税・定率減税を考慮しているが、社会保険料は税とみなしていない。したがって、税率は所得税と住民税を合わせたものである。限界税率は、給与を 1 円増加させたときの税額の変化率で計算した<sup>3</sup>。4 つの線はそれぞれ、「家計調査」から得られる勤労者世帯の世帯年収の 5 分位点の給与水準に対応している<sup>4</sup>。限界税率はブラケットごとに非連続的に変化するため、パネル B に示した限界税率は、パネル A に示した平均税率ほど滑らかな動きにはならない。

まず、現在の税率について確認しておこう。平均税率は、下位第 1 五分位（給与収入 433 万円）で 1.6%、上位第 1 五分位（同 942 万円）で 8.2%であり、大半の労働者の平均税率が 10%以下であることがわかる。限界税率は下位第 1 五分位で 10.0%、上位第 1 五分位で 23.0%である。上位第 1 五分位が直面している税率表上の税率は所得税 20%、住民税 10%の計 30%であり、給与所得控除と社会保険料控除が 7%ポイントだけ限界税率を引き下げていることになる。

時系列に沿って税率の変化を見てみよう。74・75 年に実施された給与所得控除の拡充をともなう減税によって税率が下落したあと、人的控除の拡充はあったものの、平均税率・限界税率ともに 80 年代半ばまで上昇を続けている。これは、給与水準が増加したために適用される税率が上昇した（ブラケット・クリープ<sup>5</sup>）ためと考えられる。平均税率のピークは 86 年、限界税率のピークはおおむね 87 年に訪れている。中曽根-竹下税制改革の行われた 87～89 年に平均税率・限界税率ともに減少している。もっとも、この時期の税制改革で税率表の限界税率が最も減少したのは課税所得 2000 万円超の個人であり、そのような個人は、Moriguchi (2010) が指摘するように、上位 0.1%にしか含まれていないと思われる。

90 年代には各 5 分位点の所得の上昇に合わせて平均税率が上昇しているが、限界税率はそれほど変化していない。これは、ブラケットの簡素化によって、給与が増加して

<sup>2</sup> Moriguchi (2010) は同様の方法で高所得者層の限界税率を試算していると思われる。

<sup>3</sup> 給与所得控除・社会保険料控除や定率減税があるので、限界税率は所得税と住民税の税率表上の税率の和とは一致しない。

<sup>4</sup> 勤労者や被雇用者の 5 分位点に対応しているわけではない。また、世帯年収の 5 分位点を個人の給与収入とみなしていることに留意されたい。とはいえ、個人の直面する税率の時系列的な動きを捉えることはできよう。

<sup>5</sup> ブラケット・クリープは、本来は、実質賃金に変化しないもとで名目賃金のみが上昇するとき、適用される税率が上昇する現象を指す。



も適用される税率がそれほど変化しないことを反映している。98年の減税は所得下位層の税率引き下げに大きく寄与している。98年から06年までの定率減税は減税額に上限があったにもかかわらず、図で示した全ての平均・限界税率を低下させることに寄与している。定率減税が廃止された07年には税率はほぼ減税前の水準に戻っている。限界税率では、下位第1五分位と第2五分位の限界税率が等しくなっており、税率のフラット化が進んだことが見てとれる。

### III 労働供給への影響

前節でみたように、「個人所得課税（所得税・個人住民税）については、これまで累次の税制改正において、勤労意欲、事業意欲を阻害しない観点から、課税最低限の引上げ、税率の引下げやその適用範囲（ブラケット幅）の拡大を通じ、累次の累進緩和が行われてきた（政府税制調査会「抜本的な税制改革に向けた基本的考え方」2007年）」。労働所得税が勤労意欲や経済活力に影響を与える可能性があることは古くから知られている。財務省が発行している「財政金融統計月報」においても、65年には「所得税は、感覚的な負担感が最も強く、その税負担感の強さは国民の勤労意欲や事業意欲を阻害（166号、p.12）」との記述がある。では、労働所得税は実際に勤労意欲を阻害しているのだろうか。

#### 1 基本モデル

「勤労意欲や経済活力への影響」が意味するところも必ずしも明らかではない（Bessho and Hayashi 2005）し、どのように顕現するかは明らかではないが、労働所得税の効果はまずは労働供給量に現れると思われる。そこでまず、累進所得税が存在するときの、税制の変化が労働供給量に与える効果を標準的な余暇-消費選択モデルで考えてみよう。

基準財と余暇の消費から効用を得る労働者の静学的な最適化問題を考えよう。この労働者が累進所得税に直面しているとき、その予算制約は、横軸に余暇、縦軸に消費をとると、図2のように表現できる。日本の累進所得税制のもとでは、個人の直面する税引後限界賃金率は非連続的に変化するため、予算制約線は折れ線 ABCD のような形状となる<sup>6</sup>。予算制約線がこのように線形屈曲しているとき、税引後所得は税引後限界賃金率と労働時間の積には一般には一致しない。たとえば余暇-消費選択が線分 BC 上で行われているとき、税引後限界賃金率と労働時間の積は税引後所得よりも少なく、その差は、図2の TF で表現される。ここで点 F は、線分 BC を延長した直線と右軸との交点である。税引後限界賃金率を  $w$ 、労働時間を  $h$ 、基準財消費を  $x$  とすると、予算制約は

<sup>6</sup> ドイツのように限界税率が連続的に変化するときには、予算制約線は曲線となる。

$$x = wh + y$$

と表される。  $y$  は図 2 の TF に対応しており、実効所得 (virtual income) と呼ばれる。

最適点が線分 BC 上にあると分かっているとき、累進所得税制下での最適な余暇-消費選択は、線分 BC を延長した線分 FG を予算制約線とするときの最適な選択と一致する。それゆえ、労働供給関数は、税引後限界賃金率  $w$  と実効所得  $y$  の関数として表現できる。注意すべきは、限界賃金率  $w$  も実効所得  $y$  も税引前賃金に依存し、したがって労働供給  $h$  そのものに依存してしまう点である。

さて、税制改正によって区間 BC に対応する所得ブラケットのみ限界税率が引き下げられたとしよう。このとき、区間 BC でのみ税引後限界賃金率が上昇するから、新しい予算制約線は ABC'D' となる。このような税制改正の影響は、改正前の余暇-消費の選択がどこで行われていたかに依存して、3 つに分類できる。第 1 は、改正前の余暇-消費の組合せの選択が線分 AB 上であったケースである。このときには選択される組合せは変化しない。第 2 は、改正前の選択が線分 BC 上にある場合である。このとき、個人の直面する税引後限界賃金率とともに実効所得も変化する (TF→TF')。限界賃金率の変化がもたらす代替効果が、実効所得の変化からも発生する所得効果を上回れば、この改正によって労働供給は増加する<sup>7</sup>。第 3 は、改正前の所得水準が、税率が改正された所得ブラケットよりも多いケース (線分 CD 上) である。このとき、税引後限界賃金率は変化せず、実効所得のみが変化する。したがって所得効果のみが働き、余暇が正常財であるかぎり労働供給は減少する。このように、累進所得税制の変化の効果は変化前の選択に依存し、税率が変化しても代替効果が働かないケースもある。95 年改正のように税制改正がブラケット区切りの変化のみであるケースでは、所得効果のみが発現する。

80 年代以降の税率の引下げが見込んだ「勤労意欲の維持・向上」は、税引後限界賃金率の変化がもたらす代替効果による労働供給の増加と解釈できよう。また、税制変更の効果の評価は、労働供給の賃金弾力性の大きさの評価に帰着することになる。

## 2 いくつかの変化の方向

基本モデルでは静学的な枠組みを設定し、限界賃金率の変化による代替効果と所得効果に注目している。この設定はいくつもの点を考慮しておらず、税制変更はこの無視された点を通じて労働供給行動に影響する可能性がある。

第 1 に、基本モデルでは動学的な意思決定を考慮していない。税引後所得が消費に等しいとされるから、貯蓄はなく、近視眼的な (myopic) 行動が仮定されている。動学的な最適化行動に基づく労働供給の分析にも多くの蓄積がある。個人が各時点の労働供給量・消費量・貯蓄量を決めるライフサイクル仮説を考えよう。この動学的意思決定を、時点間の資源配分と各時点内の資源配分の 2 段階からなると考え、ある時点の余暇-消

<sup>7</sup> 代替効果のみによる労働供給の賃金弾力性を補償弾力性あるいは Hicks の弾力性と呼び、所得効果をも含めた弾力性を非補償弾力性あるいは Marshall の弾力性と呼ぶ。

費選択を2段階目の意思決定とみなした分析が行われてきた (e.g., MaCurdy 1981, 1983, Ziliak and Kniesnen 1999)<sup>8</sup>。動学的な設定では、税制変更が一時的なものか恒久的なものか等によって労働供給量の動きが異なるので、いくつかの弾力性を定義することができる (e.g., Blundell and MaCurdy 1999, 黒田・山本 2007)。動学モデルでも静学モデルで用いられる Hicks, Marshall の弾力性が定義されるが、ある時点の資産の限界効用を一定としたときの税引後賃金率に対する労働供給の弾力性の値は Frisch 弾性値と呼ばれ、マクロ経済学で用いられる動学的一般均衡モデルとの整合性が高いとされる。

動学的設定では、人的資本への投資も考慮することができよう (Keane 2010, Imai and Keane 2004)。もっとも、人的資本への投資は将来時点での税引前賃金率を変化させるから、その実証分析は容易ではない。

「サービス残業」の存在は動学的な意思決定の重要性を示唆している (高橋 2005, Pannenberg 2005, Anger 2008)。サービス残業が行われているとき、その時点での限界賃金率はゼロであり、労働が不効用をもたらすかぎり、労働者は限界的に労働供給を減らすはずだからである。

第2に、基本モデルは単一の主体の意思決定を前提としており、世帯内資源配分の問題を捨象している。共働きにせよ片働きにせよなんらかの意思決定の結果であるが、世帯がなんらかの目的関数を集合的に最大化した結果であるとは限らない。世帯員の交渉や取引の結果とも考えられ、世帯の資源配分過程についての合意は形成されていないように思われる。世帯内資源配分の決定過程は社会的な厚生評価にも影響する (Brett 1998)。後述するように、日本においては有配偶女性の労働供給行動への税制の影響が分析されてきた。その際、しばしば配偶者の所得や労働供給行動は外生的と捉えられてきたが、そのような仮定は適切であるとは限らない。

第3に、労働供給の変化は、その時間のみに発現するとされており、時間当たりの努力や職種の選択は捨象されている。時間当たりの努力は観測されにくいいため、実証分析においてもほとんど考慮されない。職業選択は人的資本への投資行動とも関連しているかもしれない。

第4に、消費者は税制を完全に知悉 (perfect knowledge) しており、財政錯覚 (fiscal illusion) に陥っていない、すなわち、個人は税制を全て考慮したうえで最適化行動をとっていると仮定されている。Gemmell, Morrissey and Pinar (2004) は、イギリスについて家計が自らの税負担を過大評価している可能性を指摘している。日本の被雇用者が直面する所得税制では給与所得控除や各種所得控除等が組み合わされており、源泉徴収制度の浸透も考慮すると、日本についてはこの仮定は必ずしも妥当ではないかもしれない。

第5に、税制は完全に執行され、脱税や節税行動はないとされている<sup>9</sup>。2008年度の

---

<sup>8</sup> 職種を限定した分析も行われている (Camerer et al. 1997, Farber 2005)。

<sup>9</sup> 個人が最適な労働供給量が自由に選択でき、税制を知悉していれば、累進所得税のもとで最適な選択は線形屈曲した予算線の屈曲点となることが多くなる (bunching) はずだが、雇用者につ



国税庁による脱税の告発件数は 153 件であり、08 年度末の所得税の滞納額は 1 兆 0179 億円（期首滞納額と新規発生滞納の合計、国税庁統計年報による）であるが、日本の被雇用者については源泉徴収制度が普及しているため、問題は少ないかもしれない。

第 6 に、基本モデルは個人の主体的な選択のみを考慮しており、税引前賃金率は固定されていると仮定している。税制変更によって労働供給量が変化すれば、労働市場で決定される税引前賃金率は変化するだろう。労働組合など、労働市場に累進労働所得税以外の歪みが存在していれば、税制変更の影響は増幅されたり相殺されたりする可能性がある。賃金率が変化すれば生産要素の代替が発生するかもしれないし、税収の変化を通じて公共財供給などの公的支出が変化し個人の行動も変化するかもしれない（Conway 1997, 別所・林 2010）。これらの一般均衡的な効果は、動学的な経路を考慮すれば、より複雑に波及するかもしれない。周囲からの影響（peer effect や rat race）<sup>10</sup>も除外されている。

第 7 に、労働者は自分にとって最適な労働供給量を自由に選択でき、分析者はその最適な労働供給量を観測できると仮定されている。しかしたとえば、07 年の就業構造基本調査によると、継続就業を希望する正規の職員・従業員の 24.7% は労働時間を減らしたいと感じている。他方、同調査では継続就業を希望するパート・アルバイト・派遣労働者の 13.5% は労働時間を増やしたいと回答している。すなわち、最適でない労働時間で働いている労働者は存在しており、それは労働時間についての制度的制約、習慣、規範等を反映しているのかもしれない。

最後に、労働者にとって最適な労働供給量は、税引前賃金率に対して連続的に変化する（労働供給関数が連続である）と仮定されている。しかし、観測される労働時間の分布は、とくにゼロ近傍で、必ずしも連続ではないように思われる。これは、前述したような労働時間に関する制度や習慣の影響とも考えられるが、労働供給になんらかの固定的な費用が存在しているからかもしれない。この場合、労働者にとっては微小な時間だけ働くよりも、まったく働かないか、ある程度の時間を働くほうが望ましいこととなる。それゆえ、税引後賃金率の変化への反応を、労働市場への参加の選択と労働時間の選択に分割して考えるほうがもっともらしい。前者の選択を extensive margin、後者の選択を intensive margin と呼ぶ。

### 3 これまでの実証研究

前小節で述べたように、基本モデルによる分析はさまざまな点を無視しているが、これらの点を取り込んだ分析も数多く行われてきている。しかしここでは、基本モデルに

---

いてはそのような現象は観測されない。これは節税行動のためかもしれない（Saez 2010）が、最適化誤差等の他の要因かもしれない。

<sup>10</sup> Rat race については Landers, Rebitzer and Taylor (1996) などを参照。 Kuroda and Yamamoto (2010) 引用可能？

もつづいた労働供給の弾力性の推定手法をいくつか簡単に採り上げたい。労働供給の賃金弾力性は、税制が労働供給に与える効果を検討する重要な係数だからである。税制と労働供給についてのより広範な実証研究のサーベイとしては、Pencavel (1986), Blundell and MaCurdy (1999), Evers, de Mooij and van Vuuren (2008), Maghir and Phillips (2010), Keane (2010) などを参照されたい。

## (1) 累進税制に起因する推定上の問題点

基本モデルでは予算制約線は線形屈曲となるが、上述したように、選ばれた最適点に対応する税引後賃金所得と実効所得に注目すれば、予算制約線が直線である（linearized された）場合と同様に考えることができる。すなわち、個人  $i$  が最適点で直面している税引後賃金率を  $w_i$ 、実効所得を  $y_i$  とすれば、選ばれた労働  $h_i$  と消費  $x_i$  は、効用最大化問題

$$\max u = u(x_i, T - h_i) \quad \text{subject to } x_i = w_i h_i + y_i$$

の解とみなすことができる。したがって、線形の労働供給関数を想定すると、労働供給の弾力性の推定は、労働者属性  $Z_i$  を考慮した式

$$h_i = \alpha w_i + \beta y_i + Z_i \gamma + v_i$$

の推定の問題に帰着する<sup>11</sup>。

この式を通常の最小2乗法（OLS）によって推定しても一致推定量を得ることはできない。というのも、累進所得税制のもとでは、観測される税引後賃金率  $w_i$  と実効所得  $y_i$  は労働時間  $h_i$  に依存するから、これらの変数は内生変数となるからである。パラメタの識別にはさらにいくつかの問題がある。ひとつには、観測される税引後賃金率や労働供給量には、複雑な税制やデータの制約から、しばしば大きな測定誤差が伴うことである。あるいは、労働者の選好が変数  $Z_i$  では完全に表現されないことから省略変数バイアスが発生しやすい。さらに言えば、少なくとも原理的にはすべての納税者には同一時点で同一の税制が適用されることから、横断面データでは異なる税制に直面する個人は存在せず、税制の違いを識別できない。これらの問題点について、いくつかの解決法が提示されてきた。以下ではそのうちの代表的なものを取り上げる<sup>12</sup>。

## (2) 操作変数法

説明変数に内生性があるとき OLS 推定量が一致性を持たないときの標準的な解決法は操作変数法の利用である。この手法は古くから用いられている（e.g., Rosen 1976, Conway 1997, Showalter and Thurston 1997）が、税引後賃金率と実効所得は税引前賃金率と労働時間によって決まっているから、これらと相関を持ちつつ（relevant）、労働者の観測さ

<sup>11</sup> 労働供給量や賃金率を対数変換するかどうかはここでは論じない。

<sup>12</sup> ノンパラメトリックな分析も行われている（Blomquist and Newey 2002, Kumar 2008）。

れない選好を含む誤差項と相関しない (exogenous) 操作変数を見つけるのは容易ではない。2 段階最小 2 乗推定や GMM 推定は、後述する課税所得の弾力性の推定では多く用いられている。

### (3) Hausman 流の構造推定

操作変数法では適切な操作変数を用意するのが必ずしも容易でないこと、線形屈曲した予算制約の屈曲点の扱いが難しいことから、70 年代後半から効用関数の形状を仮定し、そのパラメタを最尤法で推定する方法が利用されてきた (Burtless and Hausman 1978, Hausman 1979, 1985)<sup>13</sup>。いま、直接効用関数を

$$\max u(x_i, h_i) = \frac{1}{\beta} \left( h_i - \frac{\alpha}{\beta} \right) \exp \left[ -1 + \frac{\beta (x_i + Z_i \gamma / \beta - \alpha / \beta^2)}{h_i - \alpha / \beta} \right]$$

とおき、選好誤差と観測誤差を加法的に考慮すると前述の線形の労働供給関数を得る。所得税制度から線形屈曲した予算制約式を求め、その制約のもとでこの直接効用関数を最大化すれば、累進税制のもとでの労働供給関数を計算することができる。単純な累進税制では予算集合は凸性を満たすから、効用最大化問題の解は一般には一意に定まり、選好誤差と観測誤差が独立に正規分布に従うと仮定すると尤度関数を構成できる。この尤度関数を用いて最尤推定を行えば、効用関数のパラメタ (構造パラメタ) を直接に得ることができる<sup>14</sup>。

この構造推定は、税制の制度要因を取り込んだうえで構造パラメタを直接推定して、限界税率の内生性に対処している。また、屈曲点に観測値が集まらないという現象を測定誤差の導入によって説明することができ、その測定誤差を観測されない選好のばらつきと区別して推定している。効用関数の形状を仮定して最尤法によって推定しているから、線形屈曲した予算制約が凸性を満たさない場合や、intensive margin と extensive margin を区別する場合にも拡張が可能である。

MaCurdy, Green and Paarsch (1990) は、この構造推定が係数推定値に暗黙のうちにスルツキー条件を課していると指摘し、予算制約式を微分可能な式で近似して推定する手法を提案している。Blomquist (1995, 1996) はこの MaCurdy 批判に反論しているが、尤度関数の構成が複雑なこともあってか、あるいは次に述べる手法が普及したためか、Hausman 流の構造推定は近年ではあまり行われていないように思われる。

<sup>13</sup> この手法の解説とサーベイとして、前述のサーベイ論文のほか、Moffitt (1986, 1990), Triest (1998) を参照せよ。

<sup>14</sup> Zabalza (1983) は CES 型効用関数を仮定して、その構造パラメタを最尤法によって推定する手法を提案している。

#### (4) 離散選択型の構造推定

構造推定は効用関数のパラメタを直接推定するため、その結果を用いて税がもたらす厚生損失の大きさや最適税制のあり方の推計を行うことができる。予算制約が非凸であるときに計算が複雑になってしまう Hausman 流の構造推定の限界を回避し、計算が比較的容易な手法として、離散選択型の構造推定が提案され (van Soest 1995)、90 年代後半から活発に利用されている (Creedy and Kalb 2005)。この手法は、労働時間の決定を、外生的に決められたいくつかの労働時間の選択肢からの選択とみなす。

Hausman 流の構造推定と比べた離散選択型構造推定の利点は、誤差項に特定の仮定をおけばよく知られた多項ロジットモデルとして推定できることに加え、労働参加の固定費用の存在と予算制約の非凸性に対処しやすい点にある。給付付き税額控除のような制度のもとでは労働者の直面する予算制約集合は非凸になるから、それらの制度の分析にも用いられる (e.g., Blundell et al. 2000, Blundell et al. 2009)。また、共働きのような世帯の労働供給の意思決定への拡張も容易である。より詳細な推定方法は、日本のデータへの応用を含めて、次節で述べることにしよう。

#### (5) 準実験

Hausman 流のものにせよ離散選択型にせよ、構造推定は効用関数や労働供給関数の関数形や誤差項の分布形を仮定する必要がある。そのような仮定の必要性を回避し、準実験 (自然実験) の手法を用いた労働供給の弾力性の測定も行われてきた。税制は国内・地域内のすべての個人に適用されるものの、税制改正は、行動変化を考慮しなければ、適用される税制が変化しない個人と、変化する個人を生み出すことがある。この制度変更を「外生的な」ショックとみなすことができれば、労働供給の弾力性を推定することができる。Bundell, Duncan and Meghir (1998) は 80 年代のイギリスの税制改正を利用し、繰返し横断面データを用いて推定を行っている。Eissa and Liebman (1996) は、アメリカの 86 年税制改正 (TRA86) とその後の勤労所得税額控除 (EITC) の制度変更が子どもの数によって与える影響が異なることを利用している。

#### (6) 推定結果の傾向

ここまで述べてきたように、さまざまな手法を用いて労働供給の賃金弾力性が計測されてきた。少なくとも静学的な設定での非補償弾力性の大きさには、ある程度の合意が見られる。すなわち、働き盛りの男性についてはその値は極めて小さく、これに対して女性や高齢者については比較的高い、ということである。たとえば、Evers, de Mooij and van Vuuren (2008) は 30 の論文<sup>15</sup>から 209 個の弾力性の値を取り上げ、男性について弾

<sup>15</sup> 弾力性が計算されていて、かつ、税引後賃金率の内生性への対処が試みられている論文に限られている。

力性の平均値が 0.07（中間値は 0.08）、女性については 0.43（中間値は 0.26）という値を求めている。それぞれの論文で求められた弾力性の平均値の範囲は、男性について -0.08 から 0.18、女性について 0.03 から 2.79 であり、女性についてのほうが結果の散らばりが大きい。Kimball and Miles (2003) が言うように、非補償弾力性が小さくても所得効果・代替効果がともに大きいという可能性はあるが、Meghir and Phillips (2010) は男性については所得効果も補償弾力性もともに低く、ゼロに近いとしている。Meghir and Phillips (2010) はまた、女性の労働供給はより賃金率に対して弾力的であり、週間当たりの労働時間で見るとよりも年間で見たほうがより弾力的であるとしている。

就労している個人の時間調整 (intensive margin) の弾力性に比べて、労働参加の決定 (extensive margin) の弾力性のほうが大きい (e.g., Heckman 1993) という点についても、合意が見られると思われる。たとえば、Triest (1990) は労働参加をしていない観測値を除外したサンプルでは、非補償弾力性がかなり小さく推定される (約 0.9 から 0.3 弱へ) ことを報告している。また、Eissa and Liebman (1996) は、EITC の拡大が女性の労働参加を促進しているものの、労働時間に対する影響は統計的には確認できないとしている。Eissa, Kleven and Kreiner (2008) はそれまでの先行研究を踏まえて intensive margin が 0.1, extensive margin が 0.4 を基本ケースと設定している。

Intensive margin と extensive margin の違いが重視されている理由のひとつは、この違いが家計への税や補助金の厚生評価に大きく影響するためである (e.g., Saez 2002, Kleven and Kreiner 2006, Eissa, Kleven and Kreiner 2008)。Extensive margin のほうが intensive margin よりも弾力性が大きければ、それだけ厚生への影響も大きくなるが、Eissa, Kleven and Kreiner (2008) が指摘しているように、弾力性の値そのものに差がなくても、厚生に与える効果に大きな差をもたらす可能性がある。

## (7) 日本の実証分析

ここまではおもに海外の先行研究を概観してきたが、ここで日本の実証研究について簡単に述べておこう。林 (2003)、Hayashi (2009) や Bessho and Hayashi (2005) が指摘しているように、日本においても労働供給行動の実証分析は数多く行われてきたが、欧米と比較すると 2 つの特徴を指摘することができる。

第 1 は、労働力の中核をなす働き盛り男性 (prime age males) に関する賃金弾力性の実証分析が少ないことである。とくに個票を用いた推定は、島田・酒井 (1980)、Bessho and Hayashi (2005) 等を除けば、2000 年代後半まで皆無だったといってよい。大竹・竹中・安井 (2007) は仮想質問を用いてマーシャルの弾力性を計測し、-0.05 という非補償弾力性の値を得ている。Frisch 弾力性の推定を主な目的としている黒田・山本 (2007) は、都道府県別の集計データを用い、副産物として男女を合わせた非補償弾力性を 0.47 ~ 0.63 と推定している。彼らは intensive margin を 0.01 ~ 0.11 と推定しており、extensive margin の相対的な大きさを確認している。



日本において働き盛り男性に関して本格的な分析が行われていないひとつの理由として、「指定時間モデル」とよばれる見方の支配的な影響が考えられる。小倉（1996）が指摘するように、日本における労働時間研究は「時短」との関係で行われることが多く、労働経済学分野では「労働時間の長さは、（中略）所得と余暇の配分であるという考えの限界、非現実性」が指摘され、「労働時間決定の制度的要因を考慮したもの」（小倉 1996, p.300）が多かったからかもしれない。もっとも、企業と労働者の間の長期的関係のために観測される賃金率と実質的な賃金率（shadow price）に乖離が発生すること、雇用契約が労働時間をしばしば規定することは海外においても指摘されている（Kimball and Shapiro 2003）。指定時間モデルでは、企業側から指定された賃金と労働時間のセットを受諾もしくは拒否するという意思決定が仮定される。しかし本稿の基本モデルも必ずしも指定時間モデルと矛盾しない（Blundell and MaCurdy 1999）。労働者が、複数の雇用者がオファーする賃金と労働時間の異なった組み合わせ（メニュー）から、特定の組合せを選択する問題として捉えればよいからである。

第2の特徴は、課税による厚生効果の判断には賃金弾力性や所得効果の推定値が決定的な役割を果たすにも関わらず、最近の極く少数の研究を例外として税制が予算制約に与える効果が適切に考慮されていないことである。賃金率として税引前賃金率がしばしば用いられてきたし、実証研究である Akabayashi (2006), 内藤(2003), Bessho and Hayashi (2005) を例外として、累進課税構造から必然的に含意される実効所得も利用されていない。税引前賃金率から得られた「賃金弾力性」は租税構造が一定という前提のもとでのみ意味をもつから、そのようなパラメタを用いては租税構造を変更する政策変更を分析できない。

#### (8) 税収の弾力性の計測

税制の厚生評価の観点から、90年代以降進められている分析として、課税所得の弾力性の測定がある。前述したように、労働所得税の変更はさまざまな経路で労働者の行動に影響する可能性があり、労働供給の賃金弾力性はその一面しか捉えることができない。労働時間の変化・労働強度の変化・転職・節税・脱税といった行動変化は、つまるところ課税所得に反映される<sup>16</sup>と考えられることから、Feldstein (1995) を嚆矢として課税所得の限界税率に対する弾力性の計測が行われてきている（Saez, Slemrod and Giertz 2010）。この研究群で推定される弾力性は、税引後率（ $1-\tau$ , net-of-tax rate）に対する課税所得  $z$  の弾力性（ $((1-\tau)/z)/(\partial z/\partial(1-\tau))$ ）である。回帰分析の枠組みでは、推定式は

$$\ln z_i = e \ln(1-\tau_i) + u_i$$

と設定され、係数  $e$  が主たる関心を寄せられる係数となる。前述のとおり、累進所得税制のもとでは限界税率  $\tau_i$  は課税所得の関数となるから、横断面データを使う限りにおい

<sup>16</sup> 静学的な枠組みを前提とし、外部性は考えていない。

ては税引後率は内生変数となり OLS 推定量は一致性を持たない。そこで、税制変更前後のパネルデータ<sup>17</sup>や繰返し横断面データへの操作変数法の適用のほか、高所得者層の所得シェアの分析が進められてきた。

Feldstein (1995) をはじめとする 90 年代後半のアメリカの研究は、課税所得の弾力性を 1 以上と推定している。しかし、その後の研究結果は小さな値を示している (e.g., Gruber and Saez 2002)。Saez, Slemrod and Giertz (2010) はこれまでの分析をサーベイして、課税所得の弾力性は低～中所得者層ではゼロに近く、高所得者層でやや大きい値となるとし、0.12～0.4 程度という値を挙げている<sup>18</sup>。このような結果もあって、課税所得の弾力性の推定は、所得税の最適な最高税率とも組み合わせて論じられる。

日本についてもいくつかの実証分析が行われている。内閣府政策統括官 (2001) は国民生活基礎調査の個票を用いて 0.074、税務統計を用いた八塩 (2005) はトレンドを含めた推定で 0.053、全国消費実態調査を用いた北村・宮崎 (2010) は 0.18 程度と小さな値を報告している。他方、税務統計を用いた Moriguchi (2010) は線形トレンドを含めた推定で上位 1% について 0.43 と比較的大きな値を示しているが、いずれの推定値も、Saez, Slemrod and Giertz (2010) の示した区間 0.12～0.4 におおむね含まれている。國枝 (2010) が指摘するように、日本の場合、給与所得については租税回避の手段は極めて限られており、寄付金等によって課税所得を操作する余地のあるアメリカに比べて、課税所得の弾力性が小さく推定される可能性は高い。小さな課税所得の弾力性は、労働強度や転職を含めても、労働供給の弾力性が小さいことを示唆しているのかもしれない。

## IV 働き盛り世代の労働供給の賃金弾力性

所得税制が個人の行動に与える経路はさまざまであるが、労働供給に与える効果は検討すべき重要な経路のひとつと考えられよう。所得税制の変化は、前節で見たように、典型的には個人の直面する税引後限界賃金率の変化を通じて労働供給に影響する。そこで本節では、日本の個票データを用いて労働供給の賃金弾力性を推定する。

### 1 モデルと推定方法

前節でみたように労働供給の賃金弾力性の推定方法も多様だが、ここでは最も基本的なタイプの、離散選択モデルを応用した静学的な構造推定を行う (van Soest 1995, Creedy and Kalb 2005)。

---

<sup>17</sup> パネルデータを用いた分析には平均回帰 (mean reversion) に留意する必要がある。これは、初期時点での高所得者はしばしば一時的であり、税制変更後には高所得者でなくなってしまう傾向を指す。

<sup>18</sup> Weber (2010) は、誤差項の自己相関を考慮して適切な操作変数を選択すると、弾力性は 1.3 程度になるとの結果を示している。

固定された税引前賃金率に直面する個人の、余暇-消費選択を考える。動学的な意思決定は考慮しない。個人は基準財  $x$  と余暇  $l$  を消費して効用  $u(x, l)$  を得る。個人が処分可能な総時間を  $T$  とすると労働時間は  $h = T - l$  と表現される。労働時間は  $K$  個の選択肢  $h_1, h_2, \dots, h_K$  のうちから 1 つ選ばれるとする。すなわち、選択される労働時間は離散的であり、連続的には選ばれないと仮定する。個人の税引前賃金率を  $W$  とし、直面する限界税率を  $m$  とすると、限界的な税引後賃金率は  $w = (1 - m)W$  となる。累進所得税制のもとでは、予算制約線は線形屈折し、基準財消費 (= 税引後所得)  $x$  は必ずしも税引後限界賃金率  $w$  と労働供給量  $h$  の積に一致しない。線形屈折型の予算制約での、基準財消費  $x$  と税引後限界賃金率と労働供給量の積  $wh$  との差が実効所得  $y$  であり、労働時間  $h_k$  を選んだときの予算制約式は

$$x_k = w_k h_k + y_k$$

と表現される。この個人の属性を表すベクトルを  $\mathbf{Z}$ 、測定誤差や最適化誤差を表す確率項を  $v_k$  とし、労働時間  $h_k (k = 1, \dots, K)$  を選んだときの直接効用を

$$U^*_k = U(x_k, l_k | \mathbf{Z}) + v_k = U_k + v_k$$

と表わそう。いま、ある労働時間  $h_k$  を選んだときの効用が、他のどの労働時間を選んだときの効用よりも大きい、すなわち

$$U^*_k \geq U^*_m \quad \text{for all } m$$

が成り立てば、効用最大化の結果としてこの労働時間  $h_k$  が選ばれる。この条件は

$$v_m \leq v_k + U_k - U_m \quad \text{for all } m$$

と同値だから、確率項  $(v_1, v_2, \dots, v_K)$  の分布が特定化されれば、労働時間  $h_k$  が選ばれる確率を、個人属性  $\mathbf{Z}$ 、効用関数のパラメタ、確率項の分布のパラメタによって表現することができる。それゆえ、個人属性  $\mathbf{Z}$  と各選択肢  $(h_1, h_2, \dots, h_K)$  における余暇と消費のデータがあれば、最尤法によって効用関数のパラメタを推定することができる。

## 2 特定化

確率項  $v$  の密度関数が  $f(v) = \exp(-v - \exp(-v))$  となる、すなわち  $v$  がタイプ 1 の極値分布 (extreme value type I distribution) に従うとき、労働時間  $h_k$  が選ばれる確率は、

$$p(k) = \frac{\exp U_k}{\sum_{m=1}^K \exp U_m}$$

と表現され<sup>19</sup>、多項ロジットモデルの一種として推定することができる<sup>20</sup>。ここでは、確率項  $(v_1, v_2, \dots, v_K)$  が互いに独立に同じ分布に従うことが仮定されているから、多項ロジットモデルでいうところの他の選択肢からの独立性 (IIA: Independence from Irrelevant Alternatives) を仮定していることとなる。この仮定を緩める手法の一つとして確率係数 (random coefficient) モデルが提案されているが、求められる弾力性の値に大

<sup>19</sup> 導出については、たとえば Creedy and Kalb (2005, pp.705-7) を参照せよ。

<sup>20</sup> 本稿の推定では、Stata の clogit コマンドを用いた。

きな差が生じないとの報告もある (Haan 2006) ので、ここでは通常の多項ロジットモデルを用いることにする。

直接効用関数の関数形は、van Soest (1995) 以来しばしば用いられる余暇と消費についてのトランスログ型とする。すなわち、

$$U(x_k, l_k | \mathbf{Z}) = \beta_x \ln x_k + \beta_l \ln l_k + \beta_{xx} \ln(\ln x_k)^2 + \beta_{ll} (\ln l_k)^2 + \beta_{xl} (\ln x_k)(\ln l_k)$$

とする。また、係数  $\beta$  は個人属性  $\mathbf{Z}$  の線形関数と仮定する。それゆえ、ここでの直接効用関数は、対数変換した余暇と消費の2次式と、この2次式のそれぞれの項と個人属性との交差項の線形結合として表される。トランスログ型で表現された直接効用関数は、通常仮定される効用関数の性質を自動的に満たさないことに注意しよう。

離散選択モデルによる労働供給の分析の方法にも多くの注意点がある (Creedy and Kalb 2005) が、ここでは3点述べておこう。第1は世帯内資源配分についてである。次小節で述べるように、本稿の推定では単身世帯の標本を用いる。トランスログ型あるいは2次式で表現される直接効用関数を用いた分析では、しばしば夫婦の労働供給も対象となる。夫婦の労働供給行動の分析では、直接効用関数は典型的には家計全体の消費 (=税引後所得)、夫の余暇、妻の余暇の関数として表現される。この仮定は、夫婦が共通の効用関数を一体となって最大化していることを意味している。そのような集合的意思決定モデル (collective model) は必ずしも妥当ではないかもしれない。

第2は、就労にともなう固定費用についてである。観測される労働時間はある程度の範囲に集中しており、ゼロ近傍の労働時間はあまり観測されない。この現象の原因は、需要要因等からさまざまに説明されうるだろうが、就労にともなう心理的な固定費用がかかるために労働供給関数はゼロからジャンプするためとも考えられる。そこで本稿では、直接効用関数を

$$U(x_k, l_k | \mathbf{Z}) = \beta_x \ln x_k + \beta_l \ln l_k + \beta_{xx} \ln(\ln x_k)^2 + \beta_{ll} (\ln l_k)^2 + \beta_{xl} (\ln x_k)(\ln l_k) + \beta_F \mathbf{1}(h_k > 0)$$

とした。ここで  $\beta_F$  には負の符号が期待される。

第3は、弾力性についてである。選択できる労働時間が離散的に外生的に決まっているので、賃金率が微小に変化しても労働供給量は連続的には変化しない<sup>21</sup>。本節のような離散選択モデルでは、賃金率が微小に変化したときの期待労働供給量の変化によって弾力性を求めることが多い。したがって、通常の労働供給の賃金弾力性と異なり、弾力性の値は、個人の属性とともに予算制約を規定する税制等にも依存する。本稿では、税引前賃金率を1%増加させたときの各観測値の期待労働時間  $E[h]$  の標本平均の変化率として非補償弾力性<sup>22</sup>を計算している。また、労働参加の調整 (extensive margin) と労働時間の調整 (intensive margin) を区別した弾力性も算出する (Kleven and Kreiner 2006,

<sup>21</sup> 直接効用関数が推定されているので、本稿のような単純な設定では、労働供給関数を解析的に求めることもできるはずだが、そのような計算はあまりない。

<sup>22</sup> 非補償弾力性は、スルツキー分解によって、代替効果 (補償弾力性) と所得効果に分解される。MCF等の課税による厚生評価の際にはこの分解が必要になることが多い。

p.1959). すなわち, extensive margin の弾力性  $\eta$  と, intensive margin の弾力性  $\varepsilon$  を,

$$\eta = \frac{\partial p}{\partial W} \frac{h > 0}{p} \frac{W}{h > 0}, \quad \varepsilon = \frac{\partial E}{\partial W} \frac{h | h > 0}{E} \frac{W}{h | h > 0}$$

として求めた. この2つの弾力性の和は, 期待労働時間  $E[h]$  についての弾力性に等しくなる.

### 3 データ

本稿では, 2002年に実施された就業構造基本調査の個票を利用する. 就業構造基本調査は5年に一度実施される指定統計であり, 就業・不就業や就業異動, 就業希望を調査することを目的としている. 本稿の推定では, 世帯内資源配分の問題を回避するため, サンプルを25歳以上55歳未満の単身世帯に限定している. また, 就業形態が雇用者とは異なる「自営業主」「自家営業の手伝い」「家庭で内職」「不詳」が除かれ, 病気のための無業者も除外されている. 加えて, 就業異動や世帯の状況の変動による影響を排除するため, 「ここ1年間現在の住所から移動していない」「ここ1年就業状態に変化はない」「0歳児が存在しない」と回答した標本に限定されている. 後述するように, 賃金率による除外も行ったので, サンプルサイズは男性8,782, 女性4,506の合計13,288である.

先行研究に倣って, 税引前賃金率は推計値を用いている. 推計値は, 非労働所得の推定残差を除外操作変数として, 税引前賃金率関数を Heckman の2段階推定法で推定したときの当てはめ値を用いた<sup>23</sup>. 就業構造基本調査は所得と労働時間の値を多岐選択式で答えさせているので, 税引前賃金率関数の被説明変数は, それぞれの選択肢の中間値を使って作成した. このように作成された時間あたり税引前賃金率が2万円を越える観測値は, 高額所得者の与える影響を考慮して (Gruber and Saez 2002, 北村・宮崎 2010), 除外した.

労働時間は離散的に選択されるから, 労働時間はゼロを含めて11個に区切った. Van Soest (1995) では週当たり時間を均等に区切っているが, 本稿で用いている就業構造基本調査では労働時間が日数と週当たりのそれぞれについて多岐選択式が用いられているため, 回答が多い選択肢の組合せを中心にして設定している<sup>24</sup>. 労働時間の標本分布

<sup>23</sup> 推定の手順は以下の通りである. まず, 非労働力所得を被説明変数, 性別・年齢(5歳刻み)・学歴(小中学校・高校・短大・大卒院卒の4区分)・3大都市圏を表すダミー変数を説明変数とする推定式を OLS 推定し, その残差を求める. 次に, この残差を除外された操作変数とし, 観測された税引前賃金率(=年間労働所得/年間労働時間)を被説明変数とする Heckman の2段階推定を行う. この推定の説明変数は, 性別・年齢・学歴・3大都市圏を表すダミー変数と, 年齢と性別・学歴・3大都市圏ダミーの交差項を採用した. 年齢をダミー変数としたのは, 匿名データを用いたことによるデータ上の制約のためである.

<sup>24</sup> ゼロ以外の年間労働時間の選択肢は, 800, 1247, 1415, 1510, 1525, 1732, 1750, 1850, 2140, 2785である.



は表 3 のとおりである。

家計が直面している予算制約は 2002 年時点での労働所得税制を考慮して推計している。単身者のみが対象なので、税制のうち基礎控除・給与所得控除・社会保険料控除と定率減税のみを適用し、その他の住宅借入金等特別控除や医療費控除は、対応する情報が利用可能でないために、適用されていない。非労働力所得は 20% の必要経費が計上されたと仮定している。住民税は前年の所得に課されるものであるが、前年の所得情報は利用可能ではないので、所得税と同じ所得を基準に計算している。社会保険料（年金保険・健康保険・失業保険）は、全額を比例賃金税とみなし<sup>25</sup>、勤務先が官公庁かどうかと企業規模によって平均的な保険料率を当てはめている<sup>26</sup>。収入が少ないときの生活保護制度等の社会保障制度も本推定に含まれていない。

個人属性  $Z$  として、性別・年齢・居住地をあらわすダミー変数を用いた。これらの標本統計量は表 4 のとおりである。

#### 4 推定結果

推定結果は表 5 のとおりである。余暇と所得の 1 次項の係数が他と比べて大きな正の値となっていること、2 次項の係数が負となっていることから分かるように、余暇と所得が増加すると効用が増加する通常の符号条件を満たしている。固定効果の係数は、労働時間が正の値をとるときに 1 をとる変数の係数であるが、統計的に有意に負の値となっており、就労に際して効用の面で固定費用がかかるという仮説を支持している。

この推定結果から計算される労働供給の弾力性は表 6 のとおりである。両方の margin を合わせた労働供給の非補償弾力性は、男性で 0.079、女性で 0.342 と、先行研究とほぼ整合的な小さな値を示している。単身者全体・男性のみ・女性のみいずれのケースでも、extensive margin が無視できない大きさになっていることが見てとれる。とくに女性単身者では全体の弾力性の 40% 以上が extensive margin で説明される。ただし、既存の実証研究やシミュレーションで用いられる設定 (e.g., Kleven and Kreiner 2006) と異なり、intensive margin のほうが extensive margin よりも大きな値を示している。とくに男性でこの傾向が強い。これは、単身者に標本を限定したためかもしれないし、日本に特有の現象かもしれない。

---

<sup>25</sup>社会保険制度がなかったとしても家計が民間の保険市場でこれらの年金・医療・失業保険を購入していたとすれば、社会保険料の一部は「社会保険料がなくても買っていたもの」として、税とは認識されない。しかし、現在の社会保険料のどれほどが税と認識されているかについての一致した見解があるとは考えにくいので、ここでは全額を税とみなしている。

<sup>26</sup>社会保険料の雇用主負担の一部は名目上の賃金率の低下を通じて労働者が負担していると考えられるが、その程度が明らかではないので、ここでは雇用主負担は考慮していない。

## V おわりに

本稿では、1970年代半ば以降の日本の労働所得税制度の変化と、累進所得税制下での労働供給に対する税制の効果の検証についての実証研究について概観した。また、単身者について労働供給の非補償弾力性の推定値を示した。70年代以降、2000年代前半まで累次の累進緩和が行われており、高所得者層に対する限界税率は引き下げられてきた。そのような改正は勤労意欲・事業意欲を阻害しない観点から正当化されてきたが、欧米とは対照的に、税制が労働供給に与える効果についての日本の実証分析は必ずしも多くはないと思われる。本稿で推定された労働供給の非補償弾力性の値は男性で0.079、女性で0.342であり、海外の既存研究と整合的である。税制の変化はさまざまな経路を通じて労働供給行動や税収に影響を与えたと考えられており、それらの大きさについてはいまだに検証の余地があろう。

### 謝辞

本稿の作成に当たっては、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター・独立行政法人統計センターから「就業構造基本調査」の匿名データの提供を受けている。また、林正義（東京大学）からは、本稿作成に至る過程でさまざまなコメントをいただいていた。通常の留意を以って深く感謝したい。

### 参考文献

- Akabayashi, Hideo. 2006. The labor supply of married women and spousal tax deduction in Japan: A structural estimation. *Review of Economics of the Household* **4**, 349-378.
- Anger, Silke. 2008. Overtime work as a signaling device. *Scottish Journal of Political Economy* **55**, 167-189.
- Bessho, Shun-ichiro, Hayashi, Masayoshi. 2005. Economic studies of taxation in Japan: The case of personal income taxes. *Journal of Asian Economics* **16**, 956-972.
- Blomquist, Soren. 1995. Restrictions in labor supply estimation: Is the MaCurdy critique correct?. *Economics Letters* **47**, 229-235.
- Blomquist, Soren. 1996. Estimation methods for male labor supply functions: How to take account of nonlinear taxes.. *Journal of Econometrics* **70**, 383-405.
- Blomquist, Sören, Newey, Whitney. 2002. Nonparametric estimation with nonlinear budget sets. *Econometrica* **70**, 2455-2480.
- Blundell, Richard, Duncan, Alan, Meghir, Costas. 1998. Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica* **66**, 827-861.
- Blundell, Richard, MaCurdy, Thomas. 1999. Labor supply: A review of alternative approaches. Ashenfelter, O., Card, D., (Eds.) *Handbook of Labor Economics* **3A**, .
- Blundell, Richard, Duncan, Alan, McCrae, Julian, Meghir, Costas. 2000. The labour market impact of the Working Families' Tax Credit. *Fiscal Studies* **21**, 75-104.
- Blundell, Richard, Brewer, Mike, Haan, Peter, Shephard, Andrew. 2009. Optimal income taxation of lone mothers: An empirical comparison of the UK and Germany. *Economic Journal* **119**, F101-F121.
- Brett, Craig. 1998. Tax reform and collective family decision-making. *Journal of Public Economics* **70**, 425-440.
- Burtless, Gary, Hausman, Jerry H.. 1978. The effect of taxation on labor supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment. *Journal of Political Economy* **86**, 1103-1130.
- Camerer, Colin, Babcock, Linda, Loewenstein, George, Thaler, Richard. 1997. Labor supply of New

- York cabdrivers: One day at a time. *Quarterly Journal of Economics* **112**, 407-441.
- Conway, Karen Smith. 1997. Labor supply, taxes, and government spending: A microeconomic analysis. *Review of Economics and Statistics* **79**, 50-67.
- Creedy, John, Kalb, Guyonne. 2005. Discrete hours labor supply modelling: Specification, estimation and simulation. *Journal of Economic Surveys* **19**, 697-734.
- Eissa, Nada, Liebman, Jeffrey B.. 1996. Labor supply response to the Earned Income Tax Credit. *Quarterly Journal of Economics* **111**, 605-637.
- Eissa, Nada, Kleven, Henrik Jacobson, Kreiner, Claus Thustrup. 2008. Evaluation of four tax reforms in the United States: Labor supply and welfare effects for single mothers. *Journal of Public Economics* **92**, 795-816.
- Evers, Michiel, De Mooij, Ruud, Van Vuuren, Daniel. 2008. The wage elasticity of labour supply: A synthesis of empirical estimates. *De Economist* **156**, 25-43.
- Farber, Henry S.. 2005. Is tomorrow another day?: The labor supply of New York cabdrivers. *Journal of Political Economy* **113**, 46-82.
- Feldstein, Martin. 1995. The effects of marginal tax rates on taxable income: A panel study of the 1986 tax reform Act. *Journal of Political Economy* **103**, 551-572.
- Gemmell, Norman, Morrissey, Oliver, Pinar, Abuzer. 2004. Tax perceptions and preferences over tax structure in the United Kingdom. *Economic Journal* **114**, F117-F138.
- Gruber, Jonathan, Saez, Emmanuel. 2002. The elasticity of taxable income: Evidences and implications. *Journal of Public Economics* **84**, 1-32.
- Haan, Peter. 2006. Much ado about nothing: conditional logit vs. random coefficient models for estimating labour supply elasticities. *Applied Economics Letters* **13**, 251-256.
- Hausman, Jerry A. 1979. The econometrics of labor supply on convex budget sets. *Economics Letters* **3**, 171-174.
- Hausman, Jerry A. 1985. The econometrics of nonlinear budget sets. *Econometrica* **53**, 1255-1282.
- Hayashi, Masayoshi. 2009. The tax system and labor supply: Regarding empirical analysis in Japan. *The Japanese Economy* **36(1)**, 106-136.
- Heckman, James J.. 1993. What has been learned about labor supply in the past twenty years?. *American Economic Review* **83**, 116-121.
- Imai, Susumu, Keane, Michael P.. 2004. Intertemporal labor supply and human capital accumulation. *International Economic Review* **45**, 601-641.
- Keane, Michael P.. 2010. Labor supply and taxes: A survey. *School of Business and Economics, University of Technology Sydney, Working Paper*, no.160.
- Kimball, Miles S., Shapiro, Matthew D.. 2003. Labor Supply: Are the income and substitution effects both large or both small?.. *mimeo*, University of Michigan.
- Kleven, Henrik Jacobson, Kreiner, Claus Thustrup. 2006. The marginal cost of public funds: Hours of work versus labor force participation. *Journal of Public Economics* **90**, 1955-1973.
- Kumar, Anil. 2008. Labor supply, deadweight loss and tax reform act of 1986: A nonparametric evaluation using panel data. *Journal of Public Economics* **92**, 236-253.
- Landers, Renee M, Rebitzer, James B., Taylor, Lowell J.. 1986. Rat race redux: adverse selection in the determination of work hours in law firms. *American Economic Review* **86**, 329-348.
- MaCurdy, Thomas, Green, David, Paarsch, Harry. 1990. Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labor supply. *Journal of Human Resources* **25**, 414-490.
- MaCurdy, Thomas E.. 1981. An empirical model of labor supply in a life-cycle setting. *Journal of Political Economy* **89**, 1059-1085.
- MaCurdy, Thomas E.. 1983. A simple scheme for estimating an intertemporal model of labor supply and consumption in the presence of taxes and uncertainty. *International Economic Review* **24**, 265-289.
- Maghir, Costas, Phillips, David. 2010. Labor supply and taxes. Institute for Fiscal Studies (eds.) *Dimensions of Tax Design: The Mirrlees Review*.
- Moffitt, Robert. 1986. The econometrics of piecewise-linear budget constraints. *Journal of Business and Economic Statistics* **4**, 317-328.
- Moffitt, Robert. 1990. The econometrics of kinked budget constraints. *Journal of Economic Perspectives* **4**, 119-139.
- Moriguchi, Chiaki. 2010. Top wage incomes in Japan, 1951-2005. *Journal of the Japanese and International Economies* **24**, 301-333.
- Moriguchi, Chiaki, Saez, Emmanuel. 2008. The evolution of income concentration in Japan, 1886?2005: Evidence from income tax statistics. *Review of Economics and Statistics* **90**, 713-734.

- Pannenberg, Markus. 2005. Long-term effects of unpaid overtime evidence for West Germany. *Scottish Journal of Political Economy* **52**, 177-193.
- Pencavel, John. 1986. Labor supply of men: A survey. Achenfeller, O., Layard, R. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*.
- Rosen, Harvey S.. 1976. Taxes in a labor supply model with Joint wage-hours Determination. *Econometrica* **44**, 485-507.
- Saez, Emmanuel. 2002. Optimal income transfer programs: Intensive versus extensive labor supply responses. *Quarterly Journal of Economics* **117**, 1039-1073.
- Saez, Emmanuel. 2010. Do taxpayers bunch at kink points?. *American Economic Journal: Economic Policy* **2**, 180-212.
- Saez, Emmanuel, Slemrod, Joel B., Gierta, Seth H.. 2010. The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: A critical review. *NBER Working Paper*, 15012.
- Showalter, Mark H., Thurston, Norman K.. 1997. Taxes and Labor supply of high-income physicians.. *Journal of Public Economics* **66**, 73-97.
- Triest, Robert K.. 1998. Econometric issues in estimating the behavioral response to taxation: A nontechnical introduction. *National Tax Journal* **51**, 761-72.
- van Soest, Arthur. 1995. Structural models of family labor supply: A discrete choice approach. *Journal of Human Resources* **30**, 63-88.
- Weber, Caroline. 2010. Obtaining a consistent estimate of the elasticity of taxable income using difference-in-differences. presented at 66th Congress of the International Institute of Public Finance.
- Zabalza, Antoni. 1983. The CES utility function, non-linear budget constraints and labour supply: Results on female participation and hours. *Economic Journal* **93**, 312-330.
- Ziliak, James P., Kniesner, Thomas J.. 1999. Estimating life cycle labor supply tax effects. *Journal of Political Economy* **107**, 326-359.
- 石弘光. 2008. 現代税制改革史. 東洋経済新報社.
- 北村行伸、宮崎毅. 2010. 日本における課税所得の弾力性と最適所得税率：全国消費実態調査の個票データによる分析. *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series*, 150.
- 大竹文雄、竹中雄二、安井健悟. 2007. 労働供給の賃金弾力性仮想的質問による推定. 林文夫編『経済停滞の原因と制度』勁草書房: 303-324.
- 小倉一哉. 1996. 労働時間に関する研究の系譜. 『産業経営（早稲田大学産業経営研究所）』22: 287-310.
- 國枝繁樹. 2010. 新しい最適所得税理論と日本の所得税制: アップデート. 日本経済学会秋季大会発表論文.
- 黒田祥子、山本勲. 2007. 人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか？ 労働供給弾力性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): 1-40.
- 島田晴雄、酒井幸雄. 1980. 労働力構造と就業行動の分析: 個票による家計の就業行動の横断面分析. 『経済分析』79, 1-87.
- 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—労働時間・報酬に関する暗黙の契約. 『日本労働研究雑誌』536: 56-68.
- 林正義. 2003. 税制と労働供給: 我が国における実証分析をめぐって. 『経済研究』（明治学院大学）(128): 19-34.
- 内閣府政策統括官. 2001. 1990年代における所得税制改正の効果について. 政策効果分析レポート: No 9.
- 内藤久裕. 2003. 活力ある社会に向けて: 労働所得課税と労働意欲. 『金融調査研究会報告書』31: 55-68.
- 別所俊一郎、林正義. 2010. 公共支出は労働供給に影響するか. 『経済政策ジャーナル』7(1): 19-32.
- 八塩裕之. 2005. 所得税の限界税率変化が課税所得に与える効果. 一橋論叢134(6): 1135-1158.

表 1. 所得税制の変遷：1970－2010

	1970	1980	1990	2000	2010
<b>所得税所得控除</b>					
基礎控除	17.75 万円	29 万円	35 万円	38 万円	38 万円
配偶者控除	17.75 万円	29 万円	35 万円	38 万円	38 万円
配偶者特別控除	なし	なし	35 万円	38 万円	38 万円
扶養控除	11.5 万円	29 万円	35 万円	38 万円	38 万円
<b>所得税率</b>					
	30 万円以下 10%	60 万円以下 10%	300 万円以下 10%	330 万円以下 10%	195 万円以下 5%
	30 万円超 12%	60 万円超 12%	300 万円超 20%	330 万円超 20%	195 万円超 10%
	60 万円超 14%	120 万円超 14%	600 万円超 30%	900 万円超 30%	330 万円超 20%
	90 万円超 16%	180 万円超 16%	1000 万円超 40%	1800 万円超 37%	695 万円超 23%
	120 万円超 18%	240 万円超 18%	2000 万円超 50%		900 万円超 33%
	150 万円超 21%	300 万円超 21%			1,800 万円超 40%
	200 万円超 24%	400 万円超 24%			
	250 万円超 27%	500 万円超 27%			
	300 万円超 30%	600 万円超 30%			
	350 万円超 34%	700 万円超 34%			
	400 万円超 38%	800 万円超 38%			
	500 万円超 42%	1000 万円超 42%			
	600 万円超 46%	1200 万円超 46%			
	800 万円超 50%	1500 万円超 50%			
	1000 万円超 55%	2000 万円超 55%			
	2000 万円超 60%	3000 万円超 60%			
	4000 万円超 65%	4000 万円超 65%			
	6000 万円超 70%	6000 万円超 70%			
	8000 万円超 75%	8000 万円超 75%			
<b>住民税所得控除</b>					
基礎控除	13 万円	22 万円	30 万円	33 万円	33 万円
配偶者控除	11 万円	22 万円	30 万円	33 万円	33 万円
配偶者特別控除	なし	なし	30 万円	33 万円	33 万円
扶養控除	8 万円	22 万円	30 万円	33 万円	33 万円
<b>住民税所得割（道府県）</b>					
	150 万円以下 2%	150 万円以下 2%	500 万円以下 2%	700 万円以下 2%	一律 4%
	150 万円超 4%	150 万円超 4%	500 万円超 4%	700 万円超 3%	
<b>住民税所得割（市町村）</b>					
	15 万円以下 2%	30 万円以下 2%	120 万円以下 3%	200 万円以下 3%	一律 6%
	15 万円超 3%	30 万円超 3%	120 万円超 8%	200 万円超 8%	
	40 万円超 4%	45 万円超 4%	500 万円超 11%	700 万円超 10%	
	70 万円超 5%	70 万円超 5%			
	100 万円超 6%	100 万円超 6%			
	150 万円超 7%	130 万円超 7%			
	250 万円超 8%	230 万円超 8%			
	400 万円超 9%	370 万円超 9%			
	600 万円超 10%	570 万円超 10%			
	1000 万円超 11%	950 万円超 11%			
	2000 万円超 12%	1900 万円超 12%			
	3000 万円超 13%	2900 万円超 13%			
	5000 万円超 14%	4900 万円超 14%			
<b>住民税均等割（道府県）</b>					
	100 円	500 円	700 円	1000 円	1000 円
<b>住民税均等割（市町村）</b>					
人口 50 万以上の市	600 円	2000 円	2500 円	3000 円	3000 円
人口 5 万～50 万の市	400 円	1500 円	2000 円	2500 円	3000 円
その他の市町村	200 円	1000 円	1500 円	2000 円	3000 円

(注) 子ども手当の創設にともない、扶養控除は 2011 年度から廃止予定。住民税は標準税率。



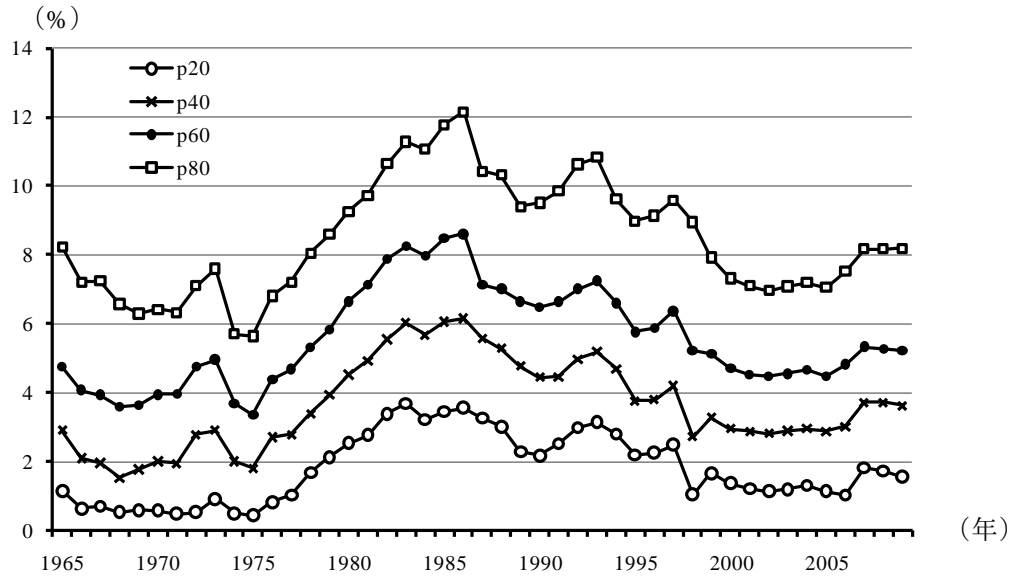
表 2. 所得税（国税）の税率構造の推移

		1975 年	1985 年	1995 年	2005 年
日本	最低税率	10	11	10	10
	最高税率	75	70	50	37
	ブラケット数	(19)	(15)	(5)	(4)
アメリカ	最低税率	14	11	15	10
	最高税率	70	50	40	35
	ブラケット数	(25)	(14)	(5)	(6)
イギリス	最低税率	33	30	20	10
	最高税率	83	60	40	40
	ブラケット数	(10)	(6)	(3)	(3)
ドイツ	最低税率	22	22	19	15
	最高税率	56	56	53	42
フランス	最低税率	5	5	12	7
	最高税率	60	65	57	48
	ブラケット数	(12)	(13)	(6)	(6)

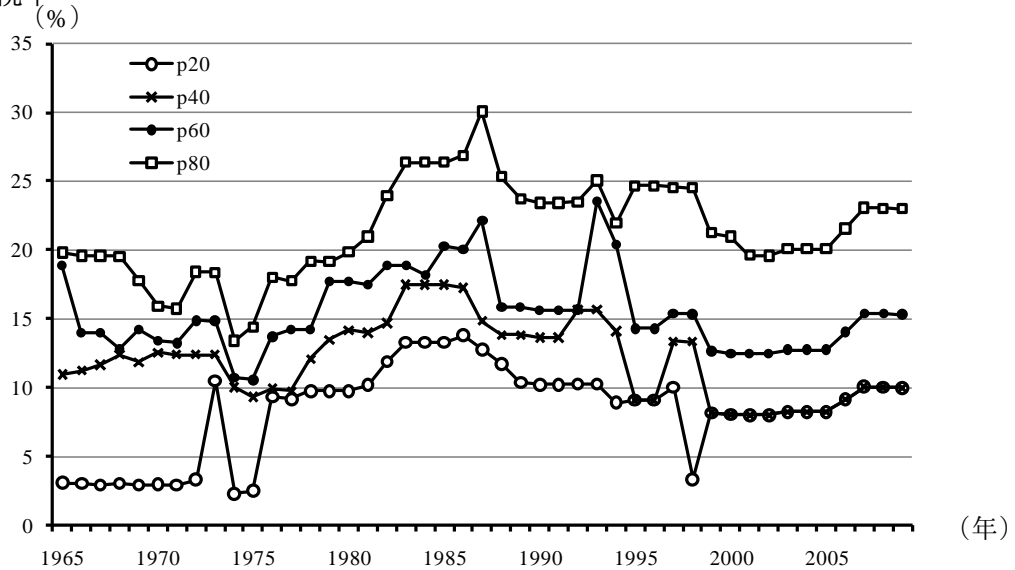
(注) 「財政金融統計年報」各年版, 「図説日本の財政平成 20 年版」255 ページより作成。税率は小数第一位を四捨五入。ドイツは方程式による累進課税のため段階数を示していない。

図 1. 平均税率・限界税率の推移

A. 平均税率



B. 限界税率



(注) 各年の「家計調査」から5分位点をとり、その年間収入を1人の給与収入とみなして、所得のない配偶者と2人の扶養家族のいる世帯に適用される税制を用いて試算したもの。社会保険料控除は考慮しているが、社会保険料は税とみなしていない。限界税率は給与所得を1円増やしたときの国税・住民税額の増加率で計算した。

図2. 累進所得税制下での余暇-消費選択

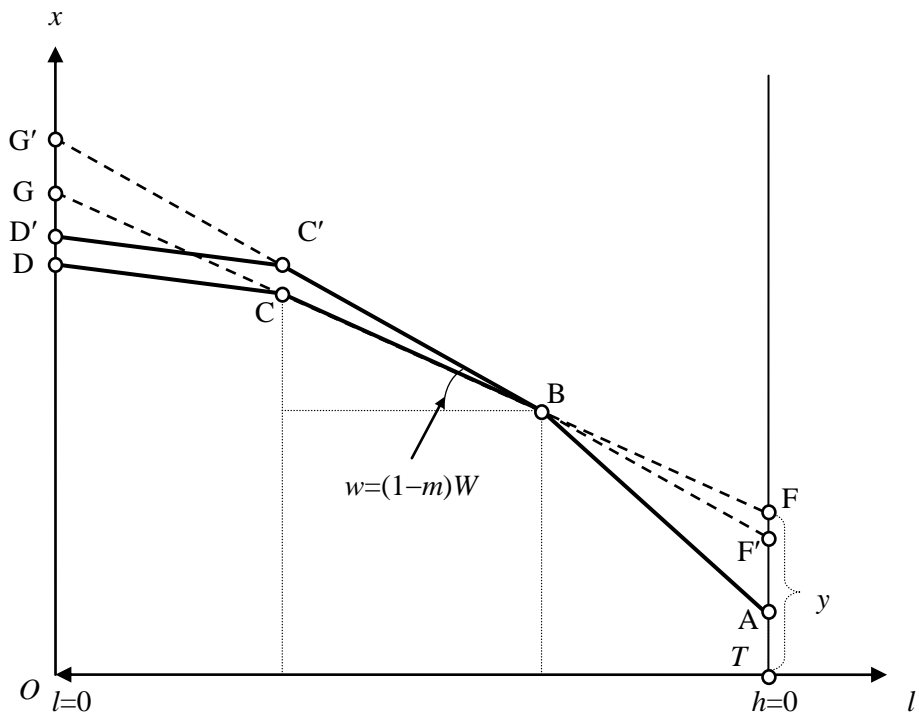


表 3. 年間労働時間の分布

時間	男性		女性	
0	657	(7.5%)	604	(13.4%)
800	565	(6.4%)	594	(13.2%)
1,247	1,325	(15.1%)	842	(18.7%)
1,415	642	(7.3%)	305	(6.8%)
1,510	556	(6.3%)	192	(4.3%)
1,525	747	(8.5%)	538	(11.9%)
1,732	419	(4.8%)	294	(6.5%)
1,750	832	(9.5%)	209	(4.6%)
1,850	648	(7.4%)	311	(6.9%)
2,140	1,346	(15.3%)	427	(9.5%)
2,785	1,045	(11.9%)	190	(4.2%)
合計	8,782		4,506	

(注) カッコ内はそれぞれの性別における比率.

表 4. 個人属性の記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
男性	0.66	0.47	0	1
女性	0.34	0.47	0	1
25～29 歳	0.25	0.43	0	1
30～34 歳	0.16	0.37	0	1
35～39 歳	0.12	0.33	0	1
40～44 歳	0.10	0.31	0	1
45～49 歳	0.14	0.34	0	1
50～54 歳	0.22	0.42	0	1
3 大都市圏内	0.65	0.48	0	1
3 大都市圏以外	0.35	0.48	0	1
小学・中学	0.12	0.33	0	1
高校・旧制中	0.41	0.49	0	1
短大・高専	0.15	0.35	0	1
大卒・院修	0.32	0.47	0	1

(注) サンプルサイズは 13,288.

表 5. 推定結果

	全体	男性	女性
余暇	119.35 *** (12.56)	122.28 *** (16.82)	101.29 *** (20.18)
所得	80.45 *** (5.81)	77.58 *** (7.60)	78.83 *** (10.05)
余暇 <sup>2</sup>	-21.32 *** (3.18)	-27.57 *** (4.44)	-10.73 ** (4.74)
所得 <sup>2</sup>	-8.49 *** (0.61)	-10.85 *** (0.87)	-6.23 *** (0.92)
余暇×所得	-36.74 *** (2.94)	-34.70 *** (3.86)	-35.44 *** (5.06)
固定費用	-2.89 *** (0.10)	-3.92 *** (0.14)	-1.73 *** (0.14)
交差項の数	35 個	30 個	30 個
対数尤度	-29401.4	-19685.8	-9601.8
観測値数	13,288	8,782	4,506

(注) カッコ内は標準誤差. \*\*\*, \*\*はそれぞれ, 推定された係数値が有意水準 1%, 5%で統計的に有意にゼロと異なることを示す. 余暇・所得は対数変換してある. 交差項は, 余暇・所得・余暇の2乗・所得の2乗・余暇と所得の交差項と, 年齢(5歳刻み)・性別・3大都市圏を表すダミーとの交差項を表す.

表 6. 労働供給の弾力性

	全体	男性	女性
全体	0.189	0.079	0.342
Intensive margin	0.140	0.077	0.193
Extensive margin	0.050	0.010	0.144

(注) 「全体」はサンプル全体での期待労働時間の, 「intensive margin」は労働時間が正值であるという条件付きでの期待労働時間の, 「extensive margin」は就労確率の, 税引前賃金率が1%上昇したときのそれぞれの変化率.