

# 税制と労働供給

— 我が国における実証分析をめぐって —

林 正義

## 要 旨

本稿は、「減税が経済を活性化する」という政策的主張を念頭において、労働供給に関する我が国の実証分析をサーベイする。我が国の実証分析の特徴としては次の2点が指摘できる。まず、労働力の中核を占める働き盛りの男子労働供給について本格的な推定は行われておらず、政策的主張が基づくべき実証分析自体が存在しない。次に、高齢層や女子労働に関しては多くの実証分析が存在するが、それらは不適切な特定化に基づいており、当該推定値を用いても税制が労働供給に与える効果を識別することはできない。したがって、「減税が経済を活性化する」という命題は適切な実証的基礎を欠くものである。

## 1. はじめに

減税が経済に「活力」を与えるという命題は政府機関やマスメディアにおいて広く受け入れられている。例えば、「政府税制調査会中期答申（平成12年7月）」には次の表現がある。

主要国では、イギリスのサッチャー首相による税制改革、アメリカのレーガン大統領による税制改革に見られるように、所得課税の重税感や高い限界税率による活力の低下などの弊害を取り除く観点から、課税ベースの拡大を図るとともに、個人所得課税の税率引下げ・累進緩和や法人課税の税率引下げが行われていました。（傍点筆者、以下同じ）

より豊かな経済社会を築いていく視点からは、従来の税制のままでは、高齢世代に比べ相対的に人数が少なくなる勤労世代の負担がますます増大し、勤労意欲や事業意欲が阻害されることになりかねないと考えられていました。

法人課税についても、税負担の公平の確保のほか、経済の活性化や税制の簡素化などの観点を重視して、課税ベースが拡大されるとともに実効税率の引下げが

行われました。

（第1 基本的考え方、近年の税制改革の流れと現状）

また、旧経済企画庁「年次経済報告（昭和62年）」にも同様の表現がある。

税の導入は価格体系に影響を与え、資源配分にも影響を及ぼす。活力または中立性という観点からすれば、こうした影響のできるだけ小さい税制が望ましいことになる。

累進度の強い個人所得課税は、限界的な労働供給ないし勤労意欲を阻害する可能性がある。また、国際的にみて高い水準の法人課税は企業の活動に悪影響を及ぼし、中長期的には取引形態に歪みを生じさせ、あるいは企業の投資行動等に影響を及ぼすことも考えられる。

（第II部第6章第5節 税制改革の必要性）

さらに、内閣府政策統括官（2002）は「活力を高める税制改革」と題された章で以下のような説明を行っている。

税は（中略）経済厚生を低下させる。これは、税負担が家計や企業の活動に影響を与え、市場メカニズムによる経済効率の達成に歪みを与えるためである。限界的な税負担の軽減は、税制による家計や企業の選択

の歪みを小さくし（税制の中立化）、経済効率を高めて中長期的な経済活力を増進させる。

誘因を考慮に入れた税制デザインの策定は、経済の活力を内側から高めることができる有効な経済政策の手段の1つとして考えられる。（中略）税制が個々の経済活動に与える影響を重視しながら、人々や企業の選択を歪めない税制に向けた改革を行い、経済活力を高めていくことが重要な課題である。

（第I部第1章のポイント）

もちろん、「活力」という言葉は日常用語であり、経済学的に明確な定義が与えられている概念ではないため、上記で用いられている「活力」もしくは「活性化」という言葉が何を意味しているかは正確にはつかみとることはできない。しかし、これらの言葉が、「労働・勤労意欲」、「事業意欲」、「中立性」、「経済効率」、「意思決定の歪み」などといった言葉とともに使用されていることを考慮すると、「活力」とは経済学的には次の2つ、もしくは、いずれかを意味すると考えられよう。第1は、生産要素たる労働や資本の供給量が増加、もしくは、技術革新によって生産性が向上することによって、生産量が拡大することである。第2は、家計や企業などの経済主体の意思決定における「歪み」から生じる「厚生損失（死荷重、超過負担）」が最小化されている状態である。技術進歩を別にすると、このような「活力」を表す生産力や厚生損失の大小は、価格の変化に対して労働や資本がどれだけ敏感に反応するかによって依存する。したがって、「税制と活力」の関係は、税の変化が労働や資本などの生産要素に与える影響の度合いに集約されることになろう。

本稿では冒頭に記した政策的主張を念頭において、生産要素のなかでも、労働供給の反応に焦点を絞って我が国の実証分析をサーベイする。我が国の実証分析の特徴としては次の2点が指摘できる。まず、労働力の中核を占める働き盛りの男子

労働供給について本格的な推定は行われておらず、政策的主張が基づくべき実証分析が存在しない。次に、高齢者や女子労働に関しては多くの実証分析が存在するが、それらは不適切な特定化に基づいており、当該推定値を用いても税制が労働供給に与える効果を識別することはできない。したがって、「減税は活性化をもたらす」という命題に関して適切な実証分析は行われておらず、導入部で引用した「活力と税制」に関する政策的な主張は適切な実証的基礎をもつものではないと考えられよう。

## 2. 実証分析への視角

まずは、基準財  $c$  と余暇  $l$  の2財からなる消費者の静学的な最適化問題を前提として考察を進めよう。消費者の効用関数は通常のもつた、 $U = U(c, l, A)$  として与えられる。ただし、 $A$  は消費者の特性を現す外生変数である。一方、予算制約は、 $W$  を税引前賃金率、 $N$  を非労働所得、 $R$  を所得税額、 $T$  を時間賦存量、そして、 $h = T - l$  を労働、とすると  $c = Wh + N - R(Wh, N, A)$  として与えられる。ここで、個人に課される税額  $R(Wh, N, A)$  は、労働所得  $Wh$ 、非労働所得  $N$ 、および、当該個人（もしくは家計）の属性  $A$  に依存することになる。上記より、最適化問題は

$$\max_{c, l} U(c, l) \quad \text{s.t.} \quad c = Wh + N - R(Wh, N, A), \\ T = l + h \quad (1)$$

となり、ここから  $h = Q(W, N, A)$  という、税引前賃金を説明変数とする関数が導出される。

ただし、Blomquist (1988) や Blomquist and Hasson-Brusewitz (1990) が指摘するように、この  $h = Q(\cdot)$  から推定されるパラメータは、選

好  $U(\cdot)$  の影響と租税関数  $R(\cdot)$  の影響を混合した効果を表すものであり、構造的に労働の弾力性などを識別するものではない。換言すれば、関数  $h = Q(W, N, A)$  は、使用されたデータに基づく租税構造が変化しないという前提のもとで、税引前賃金  $W$  や税引前の非労働所得  $N$  が労働供給に与える効果を表す関数に過ぎない。つまり、それは、いわば mongrel であり、我々の標準的な関心となる賃金弾力性や所得効果を識別できるパラメータを有する構造方程式としての「労働供給関数」ではない。したがって、租税構造を変更する政策の効果を評価する際に、租税構造が一定という前提のもとで推定された関数  $Q(\cdot)$  の推定値を使用することは不適切であることに留意しておこう。

税制が労働供給に与える効果を適切に捉えるた

めには、租税関数  $R(\cdot)$  を実際の制度にもとづき特定化し、その効果を明示的に織り込む必要がある。我が国を含む多くの先進国における所得税は超過累進制を採用しており、一般的に予算制約  $c = Wh + N - R(Wh, N, A)$  は、教科書的な線形制約ではない。超過累進課税の場合は、 $W$  と  $N$  を所与とすると、 $h$  が増加すれば所得  $Y = Wh + N$  も増加するため、所得ブラケットの上方移動を通じて限界税率が上昇する。その結果、労働時間の増加とともに税引後賃金率は減少することになる。

もちろん、Hall (1973) が示したように、特定の所得ブラケット内では、超過累進課税下での予算制約は線形として表すことができる。図1は、3つのブラケットを想定して、超過累進課税のもとでの個人所得と当該個人からの税収  $R$  の関係

図1

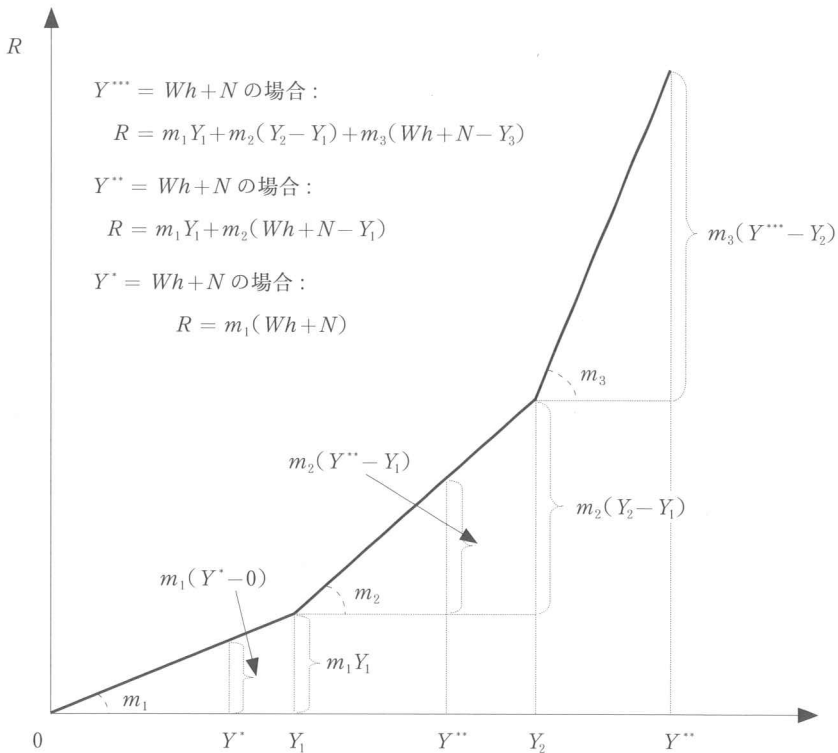
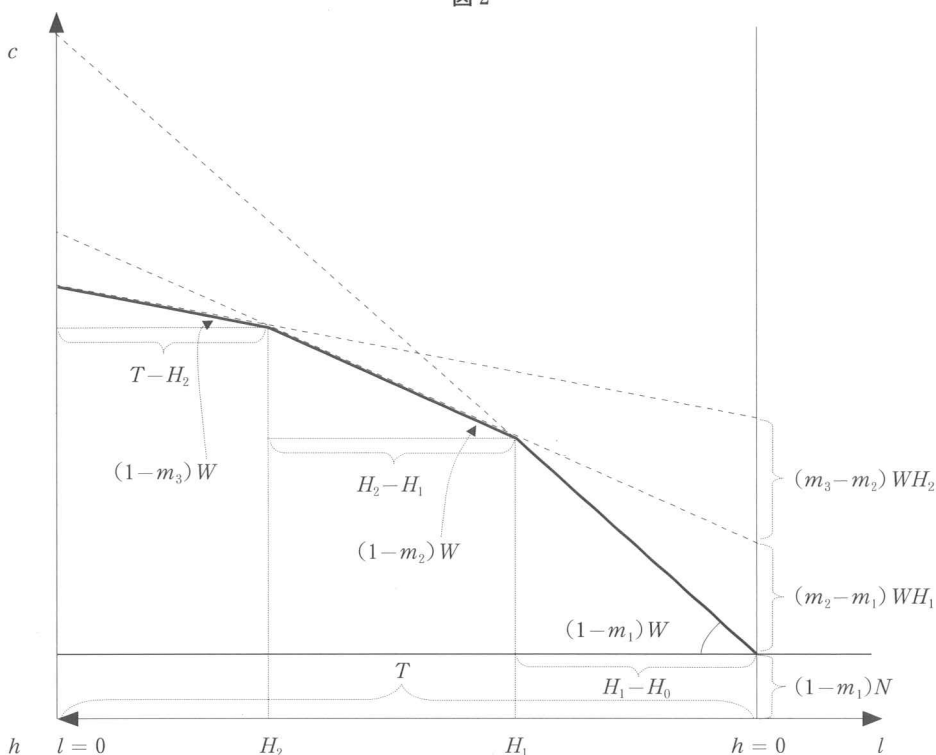


図 2



を图示したものである<sup>(1)</sup>。ここで  $m_j$  は第  $j$  ブラケットにおける税率 ( $m_3 > m_2 > m_1$ )、であり、 $Y_j$  は第  $j$  ブラケットの上限である。図から明らかのように、当該個人の所得が第 1 ブラケットに落ちる場合は ( $Y^* = Wh + N$ )、支払い税額は  $R = m_1(Wh + N)$ 、第 2 ブラケットの場合は ( $Y^{**} = Wh + N$ )、 $R = m_1 Y_1 + m_2(Wh + N - Y_1)$ 、そして、第 3 ブラケットの場合 ( $Y^{***} = Wh + N$ ) は  $R = m_1 Y_1 + m_2(Y_2 - Y_1) + m_3(Wh + N - Y_2)$  となる。これに対応して予算制約は、図 2 に示しているように、第 1 ブラケットでは  $c + (1 - m_1)Wl = (1 - m_1)(WT + N)$ 、第 2 ブラケットでは  $c + (1 - m_2)Wl = (1 - m_1)N + (m_2 - m_1)WH_1 + (1 - m_2)WT$ 、第 3 ブラケットでは  $c + (1 - m_3)Wl = (1 - m_1)N + (m_2 - m_1)WH_1 + (m_3 - m_2)WH_2 + (1$

$- m_3)WT$  となる。ただし、 $H_j = (Y_j - N) / W$  および  $N < Y_1$  である。

図 2 に示されている形態の予算制約は屈折線形 (piece-wise linear) の予算制約と呼ばれる。ここで個人の所得が第  $j$  ブラケットに落ちる場合、彼の予算制約は、余暇価格を  $w_j = (1 - m_j)W$ 、所得を  $I_j = (1 - m_j)WT + \sum_{s=0}^{j-1} (m_s - m_{s-1})WH_{s-1} + (1 - m_1)N$  とする<sup>(2)</sup> 線形の予算制約  $c + w_j l = I_j$  によって表されることがわかる。特に、後者の所得  $I_j$  は「実質所得 (virtual income)」と呼ばれるが、この実質所得と税引後賃金率を用いて、最適化問題(1)を再表記した

$$\max_{c, l} U(c, l, A) \quad \text{s.t.} \quad c + w_j l = I_j$$

から余暇需要関数  $l(w_j, I_j, A)$  が導出され、労働

(1) ただし、所得控除は存在しないものとしている。

(2) ただし、 $m_j = 0$  とする。

供給関数

$$h(w_j, I_j, A) = T - l(w_j, I_j, A)$$

が求められる。

我々が興味をもつ税制変更による労働供給への効果は、この労働供給関数  $h(w_j, I_j, A)$  の推定によって検証されるべきものである。第  $j$  ブラケットにおける税率  $m_j$  の変化は税引後賃金率  $w_j$  と実質所得  $I_j$  の変化を通じて労働供給に影響を与える。この労働供給への効果をスルツキー方程式を用いて弾力性として表現すると、

$$\eta = \eta_c + \phi \quad \text{where} \quad \eta \equiv \frac{\partial h}{\partial w} \cdot \frac{w}{h},$$

$$\eta_c \equiv \frac{\partial h}{\partial w} \Big|_a \cdot \frac{w}{h},$$

$$\phi \equiv w \frac{\partial h}{\partial I}$$

となる。ここで、 $\eta$  は労働の賃金非補償弾力性（以下、賃金弾力性）、 $\eta_c$  は労働の賃金補償弾力性

（以下、補償弾力性）、そして、 $\phi$  は所得変化による効果（以下、所得効果）である。この表現から、減税が税引後賃金率の上昇を通じてより多くの労働を供給させる一方で ( $\eta_c > 0$ )、余暇が正常財ならば、それは同時に、所得の増加を通じて労働供給を減少させる効果 ( $\phi < 0$ ) を持つ。つまり、理論的には賃金弾力性の符号は明らかでなく、先験的には労働所得減税が労働供給に与える効果の方向は明らかでない。

したがって、税引後賃金(労働所得税)が労働供給に与える効果の方向は実証分析の問題となる。ただし、繰り返しになるが、その場合に特定化されるべき労働供給関数は、最適化問題(1)から導出され、税引前賃金を説明変数とする mongrel  $h = Q(W, N, A)$  ではなく、所得税制を明示的に特定化して得られる税引後賃金と実質所得を使用した最適化問題(2)から導出される労働供給関数が用いられなければならない。

表1 賃金変化の労働供給への影響を明示的に考慮した実証分析

		労働時間	労働力率 (集計)/就業確率 (個票)
集 計	時系列	【complete demand system】 Okamura (1984)	古郡 (1981) Shimada and Higuchi (1985) 妻 (1995a)
	横断面		ヒル (1982), Hill (1984) Yamada and Yamada (1986) Yamada and Yamada (1987a) Yamada and Yamada (1987b) Yamada et al. (1987), 妻 (1995b)
	パネル	【complete demand system】 Seki (1997), Yamada et al. (1999)	
個 票	横断面	島田・酒井 (1980) 樋口・早見 (1984) 安部・大竹 (1995) 永瀬 (1997)	【binomial logit】 島田・酒井 (1980), 岡村 (1988) 【binomial probit】 岡村 (1988)
			【multinomial logit】 岡村 (1988), 高山・有田 (1992) Ogawa and Ermisch (1996)

### 3. 我が国における労働供給の実証分析

表 1 には、我が国の労働供給を考慮した実証分析のうち、賃金率の効果を明示的に推定した研究が列挙されている。これらの研究は使用される被説明変数 [労働時間, 就業率 (労働力率, 雇用者率), 就業確率], データの集計水準 (全国集計, 都道府県集計, 個票), データの種類 (横断面, 時系列, パネル), および, 用いられるモデル [単一方程式, 同時方程式モデル, 時間選択, complete demand system, 就業選択 (二項選択), 形態選択 (多項選択)] によって分類することが可能である。本節ではとりあえず, これらの分類基準にそって, 各々の研究における推定結果をレビューすることにしよう。

#### 3.1. 集計データを用いた労働力率関数の推定

就業率 (労働力率や雇用者率) を利用した研究としては, 古郡 (1981), ヒル (1982), Hill (1984), Shimada and Higuchi (1985), Yamada and Yamada (1986, 1987a, 1987b), Yamada et al. (1987), そして, 斐 (1995a, 1995b) がある。これらの研究は全国レベルで集計された時系列データを用いた分析と都道府県単位で集計された横断面データを用いた分析に分けられる。

##### 3.1.1 時系列集計データを用いた就業率関数の推定

古郡 (1981) は, 四半期の時系列データ (1972-79 年) を用いて推定を行っている。ここでは賃金率を説明変数として含む労働力率関数が, 女子全体と 8 の年齢層別女子 (15-19 歳, 20-24 歳, 25-29 歳, 30-34 歳, 35-39 歳, 40-54 歳, 55-64 歳, 64 歳以上) を対象として推定され, 15-19 歳と 64 歳以上を除き, 賃金率は女子就業率に有意

な正の効果を与えることが示されている (ただし, 賃金弾力性<sup>(3)</sup> は提供されていない)。

Shimada and Higuchi (1985) は, 女子雇用者数の対女子 15 歳以上人口比 (女子雇用者率) を従属変数とした四半期データ (1967-81 年) を用いて, 30-54 歳と細分化された 3 つの年齢層 (30-34 歳, 35-39 歳, 40-54 歳) を対象に推定を行っている。賃金率の効果が有意と判定されたのは 30-54 歳と 30-34 歳であり, 賃金弾力性はそれぞれ, 0.20 (30-54 歳), 0.50 (30-34 歳) と算定されている。

斐 (1995a) は月次データ (1972-92 年) を用いて, 古郡 (1981) と同様の年齢別推定を行っている。ここでは女子労働力率に加え女子雇用者率に関しても推定が行われ, 賃金率の効果は, 雇用者率では, 女子全体, 20-24 歳, 35-39 歳, 40-54 歳, 55-64 歳, 64 歳以上で, 労働力率では, 女子全体, 25-29 歳, 35-39 歳, 55-64 歳で, 有意な効果を示している。これらの有意な効果賃金弾力性で表すと, 雇用者率を用いた 55-64 歳 (0.283) と 64 歳以上 (1.290) を除いたケースは全て 0.107~0.176 の値におさまっている。なお, 女子全体の賃金弾力性は, 雇用者率で 0.122, 労働力率で 0.107 となっている。

##### 3.1.2 横断面集計データを用いた就業率関数の推定

横断面データを用いた研究としては, ヒル

(3) 就業率 (労働力率, 雇用者率) の賃金弾力性は, 労働可能人口 (15 歳以上人口) を一定とした場合の人単位で測った労働供給の賃金弾力性に等しくなる。つまり, 就業者数を  $L$ , 労働可能人口を  $P$ , 賃金率を  $w$  とすると, 就業率の賃金弾力性は  $[d(L/P)/dw] \times [w/(L/P)]$  と定義できる。ここで  $P$  を固定して考えると,

$$\begin{aligned} & [(dL/P)/dw][w/(L/P)] \\ &= [(dL/dw)/P](Pw/L) = (dL/dw) w/L \end{aligned}$$

となる。

(1982), Hill (1984), Yamada and Yamada (1986, 1987a, 1987b), Yamada et al. (1987), および、妻 (1995b) がある。ヒル (1982) および Hill (1984) では、1970 年の沖縄を除く 46 都道府県データが用いられている。ただし、女子労働力率の値  $x$  が  $x \in (0, 1)$  となることに留意し、ロジット変換  $y = \log(x) - \log(1-x)$  された値が従属変数として用いられている。推定された複数の特定化のうち、賃金率を説明変数として含むケースでは、賃金率は有意な正の効果を与えるとの結果が得られ、この場合の賃金弾力性は、Hill (1984) によって、0.44 と算定されている。

妻 (1995b) は、ヒル (1982) の同様の分析を 1990 年の沖縄を除く 46 都道府県データを用いて年齢別 (15-19 歳, 20-24 歳, 25-29 歳, 30-34 歳, 35-39 歳, 40-54 歳, 55-64 歳, 64 歳以上) に行っている。推定は女子全体と有配偶者女子を対象に行われ、有意な賃金率の効果が確認されたのは、女子全体では 20-24 歳, 35-39 歳, 40-54 歳, 有配偶者女子では 35-39 歳, 40-54 歳であった (賃金弾力性は算定されていない)。

Yamada and Yamada (1986, 1987a, 1987b), および、Yamada et al. (1987) は、1980 年国勢調査による 47 都道府県データを用いて推定を行っている。Yamada and Yamada (1986) は、フルタイム (“主に仕事”) 労働力と有配偶者女子の全労働力 (就業者と完全失業者) の 2 通りの従属変数を用いて、有配偶者女子の労働力率関数を出生率関数と同時推定している。何れの場合も労働供給率に対する賃金率の効果は有意な正の値となり、賃金弾力性はフルタイム労働力では 0.21, 全労働力では 0.11 と算定されている。

一方、Yamada and Yamada (1987a) は、市部の有配偶者女子のパート (“家事的他仕事”) 労働力率に焦点を当て分析が行われている。また、

この従属変数には、ヒル (1982) と同様のロジット変換が施されている。推定方法として、① Yamada and Yamada (1986) と同様の出生率関数との同時推定、および、②単一方程式推定が行われている。いずれの場合も賃金率は有意な正の効果を示し、賃金弾力性は①で 0.98, ②で 0.95 と比較的高い値を示している。

さらに Yamada and Yamada (1987b) は、有配偶者女子のうち対象を「雇用者」に絞り、それをさらに、①有配偶者女子雇用者 (全体), ②有配偶者女子パート (“家事的他仕事”), ③有配偶者女子フルタイム (“主に仕事”) に区分して分析を行っている (従属変数はロジット変換)。いずれの場合も、賃金率の効果は有意な正の値となり、賃金弾力性は①0.63, ②0.65, ③0.15 と算定されている。なお②の結果 (0.65) は、上記の結果 (0.95 および 0.98) より小さい。

最後に Yamada et al. (1987) は、フルタイム (“主に仕事”), パート (“家事的ほか仕事”), および、失業 (“完全失業者”) に関する有配偶者女子の就業選択を分析している。ただし、集計データを用いるここでの分析では、多項ロジット分析ではなく、専業主婦率で基準化された、①フルタイム労働力率, ②パート労働力率, および、③失業率を従属変数 (全て自然対数) とする回帰分析による。フルタイムとパートに関しては当該賃金率の効果は有意に正であることが確認され、賃金弾力性はフルタイムが 0.002, パートが 0.36 となっている。

### 3.2. 集計データを用いた complete demand system の推定

Okamoto (1984), Asano (1997), Yamada et al. (1999) は、陽表的な消費者選択モデルに依拠して賃金率に対する労働供給の反応度を推定して

いる。具体的には、①代表的な効用関数型を用いて余暇（労働）を含む家計の消費選択を特定化、②この特定化から導出されるシェア関数を時間単位の労働供給を含む集計データを用いることによって推定、③推定されたシェア関数のパラメータを用いて余暇（労働）を含む各財の価格弾力性を算定、という手続きをとる。

Okamoto (1984) は全国年次データ (1963-80 年) を用いて推定を行っている。ここでは、夫と妻の労働がひとつの目的関数の説明変数となる家計の household's joint decision を前提とし、需要体系モデルには ALDS (augmented linear demand system) が用いられている。夫の労働供給の自己賃金弾力性は  $-0.277$  と負の値となり、後方屈折していることが示唆される一方、妻の労働供給の自己賃金弾力性は  $1.932$  と比較的高い値を示している。ただし、弾力性の算定に使用されるパラメータは全てが必ずしも有意に推定されてはいない。

Asano (1997) は 1979-90 年の 47 都道府県集計データをプールした推定である。ここでは代表的個人を仮定した AIDS (almost ideal demand system) から導出された余暇を含む 11 財からなる需要システムの推定を通じ各財の価格弾力性が推定されているが、推定にはさらにフルタイム雇用男子のデータが用いられ、その賃金弾力性（補償）は有意に  $0.39$  として推定されている。

Yamada et al. (1999) は、1976, 1981, 1986 年にわたってプールされた 47 都道府県データを用いて、6 つの時間配分（労働、睡眠、育児、医療、ラジオ・テレビ、その他）と 5 つの支出分野（食品、住宅、衣料、医療、その他）に関し AIDS を用いてモデル化を行っている。全家計と共働き家計を対象にして、年齢別（25-39 歳と 65 歳以上）と性別（男子と女子）に区別された推定が行

われている。信頼性が高いと考えられる共働き家計に関する結果（Yamada et al. 1999, 注 6）では、何れの区分でも賃金率の効果は有意であり、その弾力性は 25-39 歳男子で  $0.369$ 、25-39 歳女子で  $0.631$ 、65 歳以上男子で  $0.863$ 、65 歳以上女子で  $0.516$  と算定されている。

### 3.3. 個票データを用いた推定

個票を用いた分析では、従属変数として労働時間を用いる推定（島田・酒井 1980, 樋口・早見 1984, 安部・大竹 1995, 永瀬 1997）と、就業選択に関する質的データを用いた推定がある。さらに後者に関しては、二項選択モデルによる推定<sup>(4)</sup>（島田・酒井 1980, 岡村 1988）と、三項以上の選択を対象とする多項選択モデルによる推定（岡村 1988, 高山・有田 1992, Ogawa and Ermisch 1996）がある。

#### 3.3.1 時間データを用いた労働供給関数の推定

島田・酒井 (1980) は、「1977 年就業構造基本調査」を用い、世帯主、主婦、世帯主もしくは配偶者の同居中の父親と母親、および、同居中の 15 歳以上の息子と娘のそれぞれについて労働供給関数を推定している。労働時間として①調査表の申告時間と②年間所得を推計賃金率で除した値が用いられているが、以下では①を用いた結果を概観しよう。世帯主は 55-59 歳、60-64 歳、65 歳以上のみが対象とされ、賃金率が有意な効果を与えている年齢層は、核家族で 60-64 歳 ( $0.094$ ) と 65 歳以上 ( $0.080$ )、複合家族で 55-59 歳 ( $0.087$ ) と 60-64 歳 ( $0.166$ ) である（括弧内は賃金弾力性、以下同じ）。25-34 歳、35-49 歳、50

(4) Shimada and Higuchi (1985) は島田・酒井 (1980) の有配偶者女子（妻）に関する分析と結果を他の分析とともに再掲したものである。



歳以上を対象とする主婦に関しては、核家族では25-34歳(0.047)と50歳以上(0.065)、複合家族では35-49歳(0.058)と50歳以上(0.075)が有意である。55歳以上の父親と母親、15歳以上30歳以下の息子および娘では、有意な賃金率の効果が推定されたのは55-59歳の母親(0.154)と全年齢層の娘のみである。なお、後者に関しては全て負の値(-0.228~-0.097)を示している。

樋口・早見(1984)も同一の「就業構造基本調査」を用いているが、彼らは男子世帯主が雇用者である世帯の30-44歳の主婦に分析対象を限定している。ここで賃金率は正の有意な効果を示しているが、他の説明変数にかかる推定値の符号が不適切として、「供給者が労働時間を自由に選べるという立場に立って、就業の決定と労働時間の選択を効用極大化という視点から同時に一貫した方法で説明することは日本の場合難しい」と結論づけている(p.49)。したがって、推定されたモデルの妥当性は否定されており、賃金弾力性も算定されていない。

安部・大竹(1995)は、1990年の「パートタイム実態調査」からの個票を用いて、①有配偶者で子供や他の同居者がいない女子(DINKS)と②未婚もしくは有配偶者で配偶者が働いていない女子を対象にして推定を行っている。線形対数として特定化された労働供給関数がOLSおよびIVを用いて推定され、全てのケースにおいて賃金率の有意な効果が確認されている。しかし、効果の方向は負であり、賃金弾力性は①に関しては-0.663(OLS)と-0.506(IV)、②に関しては-0.520(OLS)と-0.239(IV)と推定されている。

永瀬(1997)は、雇用職業総合研究所による「1983年職業移動と経歴(女子)調査」からの20-44歳有配偶者女子の個票を用いて分析を行っ

ている。労働時間をレベルで、賃金率を対数で表した線形の労働供給関数が、短期間労働者(35時間/週末満)、長時間労働者(35時間/週以上)のうち非正社員、長時間労働者(35時間/週以上)のうち正社員について推定されている。安部・大竹(1995)と同様、賃金率の効果は負となったが、統計的に有意と判断されたのは、短期間労働者の効果のみであった。なお、賃金弾力性は算定されていない。

### 3.3.2 就業確率としての労働供給の推定

就業確率を用いた推定には、市場労働(就業)と家内労働(無職)に関する二項選択モデルと、フルタイム、パート、専業主婦という3つの選択肢に関する多項選択モデルを用いた研究がある。既述の島田・酒井(1980)では、二項選択モデルによる推定も行われている<sup>(5)</sup>。就業構造基本調査では世帯主は全て就業しているため、ここでは、主婦、父親、母親、息子および娘が分析対象となっている。核家族の主婦の賃金効果は25-34歳(-0.083)と50歳以上(0.093)が有意であるが、25-34歳では負の効果となっている。複合家族の主婦では全年齢層で有意である(25-34歳:-0.210, 35-49歳:0.040, 50歳以上:0.119)が、ここでも25-34歳は負の値を示している。残る区分に関して有意な結果と判断されたのは、70歳以上の父親(0.586)、60-64歳の母親(0.198)、全ての年齢層の息子(15-18歳:0.584, 19-22歳:0.351, 23-30歳:0.090)、および、15-18歳と19-22歳の娘(15-18歳:0.143, 19-22歳:0.115)である。

(5) 注4で記したように、島田・酒井(1980)の有配偶者女子(妻)に関する分析と結果は、Shimada and Higuchi(1985)に再掲載されている。

岡本（1988）は、就業・専業主婦という二項選択をフルタイム・パート・専業主婦という三項選択へ拡張し、多項ロジット分析によって就業確率への賃金率の効果を推定している。ここでは都市部の家計を対象に独自に設計・収集された「家計行動のアンケート調査（1987年）」における主婦データが用いられている。従来の二項選択モデルも推定されており、ロジットおよびプロビット双方で、賃金率は就業確率に有意な影響を与えることが示されている。ただし、賃金の効果は負となり、その弾力性は、ロジットで $-0.336$ 、プロビットで $-0.208$ と算定されている。一方、多項ロジットによって推定された賃金率の効果はフルタイム・パート双方とも有意ではあるが、その効果はフルタイムで正（ $2.054$ ）である一方、パートでは負（ $-1.944$ ）となっている。なお、これら2つの弾力性から得られる賃金弾力性に相当する値もマイナス（ $-0.516$ ）となっている<sup>(6)</sup>。

高山・有田（1992）は、「1984年全国消費実態調査」からの男子世帯主を配偶者とする60歳未満の女子の個票データを用いて、岡本（1988）と同様の3つの就業確率を推定している。賃金率は何れの就業確率に有意な効果を与え、弾力性はフルタイムが $1.52$ 、パートが $2.40$ と算定されている。岡本（1988）と異なり、パートへの効果は正となっている。さらに、同論文に記されているフルタイム率 $18.9\%$ およびパート率 $16.4\%$ を用いると、二項モデルの場合の賃金弾力性は $1.929$ とい

う高い値を示す。

Ogawa and Ermisch（1996）は、1990年の毎日新聞社による調査から得られた16-49歳の有配偶者女子の個票を用いて推定を行っている。ここでは、既述の3区分に第4の選択肢として家族従業などを示す「伝統部門」を加え、かつ、選択確率を条件付ける変数としてフルタイム賃金率とともにパート賃金率が同時に考慮されている。ただし、双方の賃金率が有意に推定できたのはフルタイム就業のみであった。このフルタイム就業への賃金弾力性は、フルタイム賃金で $1.33$ 、パート賃金で $0.45$ と算定されている。

これら上記の実証分析で算定された賃金弾力性を男子と女子に分けて再掲したのが、表2（男子）と表3 a-b（女子）である。

#### 4. 我が国の実証分析の評価

我が国の実証分析の第1の特徴として、男子労働供給を対象とした実証分析が少ないことが指摘できる。特に働き盛り男子の労働供給を対象にした分析は、我々が知る限り、complete demand systemを用いた3つの分析（Okamoto 1985, Asano 1997, Yamada et al. 1999）以外は存在しないようである。これらの研究では男子の補償弾力性は比較的高く推定され、Asano（1997）が $0.39$ 、Yamada et al.（1999）が $0.37$ という結果を提供している。欧米の研究において男子の補償弾力性は $0.11-0.21$ 程度であることを考慮すると（cf., Blundell and MaCurdy 1999）、消費者選好に強い制約を課し、都道府県単位の集計データを用いたこれらの分析には、個票データを用いた推定による裏づけが必要であろう。しかし、個票を用いて我が国の男子労働供給を推定した島田・酒井（1990）では、働き盛り男子は正面からは推定

(6) これは、フルタイムとパートを合わせた就業確率（＝市場労働参加確率）の賃金弾力性である。この就業確率弾力性を $\eta$ とすると、それは $\eta = \eta_F \pi_F / (\pi_F + \pi_P) + \eta_P \pi_P / (\pi_F + \pi_P)$ と表現できる。ただし、 $\eta_F$ はフルタイムの賃金弾力性、 $\eta_P$ はパートの賃金弾力性、 $\pi_F$ はフルタイムを選択する確率、および、 $\pi_P$ はパートタイムを選択する確率である。なお、後者2つの確率は当該労働力率で代替されている。

表2 男子労働供給の賃金弾力性

	年齢区分	賃金弾力性	注	出典
有配偶者集計	合計	-0.28		Okamoto (1984)
フルタイム	合計	0.39	補償弾力性	Asano (1997)
集計	25-39歳	0.37		Yamada et al. (1999)
	65歳以上	0.86		
世帯主(個票)	55-59歳	(-0.028)	核家族	島田・酒井(1980)
		0.087	複合家族	
	60-64歳	0.094	核家族	
		0.166	複合家族	
	65歳以上	0.080	核家族	
		(0.065)	複合家族	
世帯主もしくは 配偶者の父親 (世帯主と同居)	55-59歳	(0.231)	時間	
		(0.204)	就業確率(ロジット)	
	60-64歳	(0.166)	時間	
		(0.084)	就業確率(ロジット)	
	65-69歳	(-0.203)	時間	
		(0.126)	就業確率(ロジット)	
	70歳以上	(-0.112)	時間	
		0.586	就業確率(ロジット)	
息子 (世帯主と同居)	15-18歳	(-0.019)	時間	
		0.584	就業確率(ロジット)	
	19-22歳	(-0.018)	時間	
		0.351	就業確率(ロジット)	
	23-30歳	(0.004)	時間	
		0.090	就業確率(ロジット)	

注：括弧内の数値は有意ではない(P値 > 0.10)。

されておらず、その一部である世帯主と同居している30歳以下の息子のみが対象となっているだけである。

このように我が国においては、働き盛りの男子の労働供給に関して本格的な実証分析が行われていない。その理由としては、「指定時間モデル」とよばれる労働供給の見方が、我が国の労働経済分析においては支配的な影響をもっていることがあげられよう。指定時間モデルでは、労働者は賃金を所与として労働時間を調整するのではなく、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就業決定を行うとされる(e.g., 樋口・速水, 1984)。したがって、就業決定後は固定された労働時間で働くことになるため、その意味において労働供給の賃金弾力性はゼロと考えられる。樋口・速水(1984)は、女子労働に関して「供給者が労働時間を自由に選べるという立場に立って、就業の決定と労働時間の選択を効用極大化という視点から同時に一貫した方法で説明することは日本の場合難しい」と議論しているが、この命題は働き盛りの男子に一層強く適用すると考えられているのであろう。また、指

表 3a 女子労働供給の賃金弾力性

	賃金弾力性	注	出典
全ての就業形態	0.44	労働力率*	Hill (1984)
	0.20	労働力率, 30-54 歳*	Shimada and Higuchi (1985)
	0.50	労働力率, 30-34 歳*	
	0.11	労働力率*	表 (1995a)
	0.12	雇用者率*	
	0.11	労働力率	Yamada and Yamada (1986)
	0.63	雇用者率	Yamada and Yamada (1987b)
	-0.336	就業確率, logit	岡本 (1985)
	-0.208	就業確率, probit	岡本 (1985)
	1.93	時間, 時系列	Okamoto (1984)
	0.63	時間, パネル, 25-39 歳	Yamada et al. (1999)
	0.52	時間, パネル, 65 歳以上	
フルタイム	0.21	雇用者率	Yamada and Yamada (1986)
	0.15	雇用者率	Yamada and Yamada (1987b)
	0.002	雇用者率	Yamada et al. (1987)
	2.054	就業確率, multi	岡本 (1985)
	1.52	就業確率, multi, 60 歳未満	高山・有田 (1992)
	1.33	就業確率, multi, 16-49 歳	Ogawa and Ermisch (1996)
パートタイム	0.95-0.98	雇用者率	Yamada and Yamada (1987a)
	0.65	雇用者率	Yamada and Yamada (1987b)
	0.36	雇用者率	Yamada et al. (1987)
	-1.944	就業確率, multi	岡本 (1985)
	2.40	就業確率, multi, 60 歳未満	高山・有田 (1992)
	-0.663	時間, OLS**	安部・大竹 (1985)
	-0.506	時間, IV**	
	-0.520	時間, OLS***	
-0.239	時間, IV***		

注：以下のケース以外は有配偶者女子を対象とする。

\* 全ての女子を対象

\*\* 有配偶者（有業）で子供・他の同居者がいない有業女子

\*\*\* 未婚もしくは配偶者が無職の有業女子

定時間モデルを用いると、就業確率や労働力率（雇用者率）が適切な被説明変数となるが、女子と異なり男子の殆どは就業していたため、男子労働供給の意思決定を表現する変数としては不適切であると考えられているのであろう。実際、サンプルによっては全男子が就労している場合もある。

しかし、最適化問題(1)で特徴付けられる標準的な新古典派モデルは、消費者が与えられた賃金

率のもと自由に労働時間を選択することを必ずしも前提としない。この標準モデルは消費者が、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も捉えることが可能であり、その場合の労働供給関数は消費者の労働時間と賃金率に対する選好を表す「平均的な」関係として理解できる（e.g., Blundell and MaCurdy

表 3b 女子労働供給の賃金弾力性（島田・坂田 1980）

	年 齢	賃金弾力性	注
主 婦 (核家族)	25-34 歳	0.047	時間
		-0.083	就業確率 (ロジット)
	35-49 歳	(0.006)	時間
		(0.011)	就業確率 (ロジット)
	50 歳以上	0.065	時間
		0.075	就業確率 (ロジット)
主 婦 (複合家族)	25-34 歳	(-0.036)	時間
		-0.210	就業確率 (ロジット)
	35-49 歳	0.058	時間
		0.040	就業確率 (ロジット)
	50 歳以上	0.093	時間
		0.119	就業確率 (ロジット)
世帯主もしくは 配偶者の母親 (世帯主と同居)	55-59 歳	0.154	時間
		(0.129)	就業確率 (ロジット)
	60-64 歳	(0.109)	時間
		0.198	就業確率 (ロジット)
	65 歳以上	(0.047)	時間
		(0.220)	就業確率 (ロジット)
娘 (世帯主と同居)	15-18 歳	-0.228	時間
		0.143	就業確率 (ロジット)
	19-22 歳	-0.127	時間
		0.115	就業確率 (ロジット)
	23-30 歳	-0.097	時間
		(0.017)	就業確率 (ロジット)

注：括弧内の賃金弾力性は統計的に有意ではない ( $P$  値  $> 0.10$ ) 係数に基づく。

1999)。したがって、標準的な労働供給分析は、既述の「時間指定モデル」と矛盾するものではない。

我が国の労働供給分析の第 2 の特徴は、Okamoto (1984) を除き説明変数として税引後賃金ではなく税引前賃金率を用いていることである。また、今回レビューした全ての実証分析では、累進課税構造から必然的に含意される実質所得も利用されていない。つまり、我が国の実証分析における「労働供給関数」は、Blomquist (1988) や Blomquist and Hasson-Brusewitz (1990) が

指摘した、mongrel としての労働供給 ( $h = Q(W, N, A)$ ) とみなすことができる。したがって、推定された当該関数のパラメータは租税構造が一定であるという仮定のもとでの、税引前賃金  $W$  や税引前の非労働所得  $N$  が労働供給に与える効果をあらわすもので、我が国の先行研究で算定されている「賃金弾力性」は、特殊な条件の場合を除き、本来我々が求めている弾力性の値を示すものではない。しばしば、一部の先行研究から得られた分析結果は、租税構造を変更する政策評価分析に使用されているが (e.g., 本間, 1991), それ

表 4 賃金率の算定と税制の考慮（集計データ）

		賃金率	税
集計データ	古郡（1981）	税引前	×
	Shimada and Higuchi（1985）	税引前	×
	斐（1995a）	税引前	×
	ヒル（1982），Hill（1984）	税引前	×
	斐（1995b）	税引前	×
	Yamada and Yamada（1986）	税引前	×
	Yamada and Yamada（1987a）	税引前	×
	Yamada and Yamada（1987b）	税引前	×
	Yamada et al.（1987）	税引前	×
	Okamoto（1984）	税引後	○
	Asano（1997）	税引前	×
	Yamada et al.（1999）	説明なし	説明なし
個票データ	島田・酒井（1980）	税引前	×
	樋口・早見（1984）	税引前	×
	岡本（1988）	説明なし	説明なし
	高山・有田（1992）	税引前	×
	安部・大竹（1995）	税引前	×
	Ogawa and Ermisch（1996）	税引前	×
	永瀬（1997）	税引前	×

らは租税構造が一定という前提のもとでのみ意味をもつ mongrel としての労働供給から得られた結果を税制シミュレーションに用いており、本来使用されるべき構造方程式から推定された値が用いられている訳ではない。

## 5. さいごに

本稿で概観してきたように、我が国の実証分析では、減税が労働供給を増大し（活性化）、歪みを緩和する（効率化）と主張できるほどの適切な推定は行われていない。まず、労働力の中核を占める働き盛りの男子労働供給については本格的な推定は行われていない。次に、高齢層や女子労働

に関しては多くの実証分析が存在するにしても、それらは税制が労働供給に与える影響を分析するには不適切な特定化に基づいており、当該推定値を用いて税制が労働供給に与える効果を識別することはできない。したがって、人口に膾炙している「減税は活性化をもたらす」という命題に関して適切な実証分析は行われておらず、導入部で引用した「活力と税制」に関する政策的な主張は適切な実証的基礎をもつものではないと考えられよう。

### 参考文献

安部由紀子・大竹文雄, 1995. 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会

- 保障研究』31(2), 120-134.
- 岡本稔, 1988. 「日本の主婦の労働供給に関する計量分析」『青山国際政経論集』(10), 73-91.
- 國枝繁樹, 1999. 「サプライサイド減税再考」『国際税制研究』(3), 103-125.
- 経済企画庁, 1987. 「年次経済報告：進む構造転換と今後の課題（昭和62年）」
- 古郡鞆子, 1981. 「女子就業行動の実証分析」『日本労働協会雑誌』(264), 27-37.
- 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.
- 政府税制調査会中期答申, 2000. 「我が国税制の現状と課題：21世紀に向けた国民の参加と選択（平成12年7月）」
- 瀬古美喜, 1994. 「最近の消費者均衡理論の一課題：非線形機会集合をめぐって」『経済集志（日本大学）』64(3), 43-50.
- 瀬古美喜, 1995. 「選好が確率的である場合の消費者均衡理論：非線形機会集合を考慮して」『経済集志（日本大学）』65(1), 65-72.
- 高山憲之・有田富美子, 1992. 「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」『日本経済研究』(22), 19-45.
- 内閣府政策統括官, 2002. 「世界に学ぶ：日本経済が直面する課題への教訓（税制改革，ワークシェアリング）」平成14年5月（URL:[http://www5.cao.go.jp/j-j/sekai\\_chouryuu/sh02-01/](http://www5.cao.go.jp/j-j/sekai_chouryuu/sh02-01/)）
- 永瀬伸子, 1997. 「有配偶者女子の労働供給：短時間，長時間労働供給関数の推定」『経済研究（一橋大学）』48(1), 49-58.
- 本間正明, 1991. 『日本財政の経済分析』創文社.
- 裴海善, 1995a. 「日韓女子労働供給のタイムシリーズ分析」『日本経済研究』(28), 185-207.
- 裴海善, 1995b. 「女子労働供給の日・韓比較分析：クロスセクション分析」『経済科学（名古屋大学）』43(1), 43-58.
- 樋口美雄・早見均, 1984. 「女子労働供給の日米比較」『三田商学研究』27(5), 30-50.
- ヒル, M. アン（永野仁 訳）, 1982. 「女子労働力率の日米比較」『日本労働協会雑誌』(274), 14-25.
- Asano, S., 1997. Joint allocation of leisure and consumption commodities: A Japanese extended consumer demand system 1979-90., *Japanese Economic Review* 48, 65-80.
- Blomquist, N. S., 1983. The effect of income taxation on the labor supply of married men in Sweden. *Journal of Public Economics* 22(2), 169-197.
- Blomquist, N. S., 1988. Nonlinear taxes and labor supply. *European Economic Review* 32(6), 1213-1226.
- Blomquist, N. S., Hanson-Brusewitz, U., 1990. The effect of taxes on male and female labor supply in Sweden. *Journal of Human Resources* 25(3), 317-357.
- Blundell, R., MaCurdy, T., 1999. Labor supply: A review of alternative approaches. Ashenfelter, O., Card, D., (Eds.) *Handbook of Labor Economics* 3A, 1559-1695.
- Burtless, G., Hausman, J. A., 1978. The effect of taxation on labor supply: Evaluating the Gary negative income tax experiment. *Journal of Political Economy* 86(6), 1103-1130.
- Colombino, U., Boca, D. D., 1990. The effect of taxes on labor supply in Italy. *Journal of Human Resources* 25(3), 390-414.
- Hall, R. E., 1973. Wages, income and hours of work in the U. S. labor force. In: Cain, G.G., Watts, H. W. (Eds.) *Income Maintenance and Labor Supply: Econometric Studies* (Rand McNally, Chicago)
- Hausman, J. A., 1979. The econometrics of labor supply on convex budget sets. *Economics Letters* 3(2), 171-174.
- Hausman, J. A., 1980. The effect of wages, taxes, and fixed costs on women's labor force participation. *Journal of Public Economics* 14(2), 161-194.
- Hill, A. M., 1984. Female labor force participation in Japan: An aggregate model. *Journal of Human Resources* 19(2), 280-287.
- Killingsworth, M. R., Heckman, J. J., 1986. Female labor supply. Ashenfelter, O., Layard, R., (Eds.) *Handbook of Labor Economics* 1, 102-204.
- Moffit, R., 1986. The econometrics of piece-wise linear budget constraints. *Journal of Business and Economic Statistics* 4(3), 317-328.
- Moffit, R., 1990. The econometrics of kinked budget constraints. *Journal of Economic Perspectives* 4(2), 119-139.
- Ogawa, N., Ermisch, J. F., 1996. Family structure, home time demands, and the employment patterns of Japanese married women. *Journal of Labor Economics* 14(4), 677-702.
- Okamoto, M., 1984. Estimating the Japanese household labor supply response. 『青山国際政経論

- 集』(1), 211-223.
- Pencavel, J., 1986. Labor supply of men: A survey. Ashenfelter, O., Layard, R., (Eds.) *Handbook of Labor Economics* 1, 49-101.
- Shimada, H., Higuchi, Y., 1985. An analysis of trends in female labor force participation in Japan. *Journal of Labor Economics* 3 (1 part 2), S353-S374.
- Triest, R. K., 1990. The effect of income taxation on labor supply in the United States. *Journal of Human Resources* 25(3), 491-516.
- Wales, T. J., 1973. Estimation of a labor supply curve for self-employed business proprietors. *International Economic Review* 14, 69-80.
- Yamada, T., Yamada, T., 1986. Fertility and labor force participation of married women: Empirical evidence from the 1980 population census of Japan. *Quarterly Review of Economics and Business* 26(2), 35-46.
- Yamada, T., Yamada, T., 1987a. Part-time work of married women in urban Japan. *Quarterly Review of Economics and Business* 27(1), 41-50.
- Yamada, T., Yamada, T., 1987b. Labor employment of married women in Japan: Part-time work vs. full-time work. *Eastern Economic Journal* 13(1), 41-48.
- Yamada, T., Yamada, T., Chaloupka, F., 1987. Using aggregate data to estimate the part-time and full-time work behavior of Japanese women. *Journal of Human Resources* 22(4), 574-583.
- Yamada, T., Yamada, T., Kang, J. M., 1999. A study of time allocation of Japanese households. *Japan and the World Economy* 11(7), 41-45.

(2003 年 9 月 30 日 経済学会 受理)