

# 日本における所得税の配偶者控除と女性の労働供給

## — 実証研究のサーベイ<sup>1)</sup> —

鈴木翔子\*

### I. はじめに

配偶者控除が創設されてから半世紀以上が経ち、その当時と今日では経済構造や社会構造も大きく変化を遂げてきた。現行の配偶者控除が有配偶女性の就業を阻害している可能性は高く、税制調査会においても配偶者控除の見直し案が検討されている。また、労働力不足問題を解決する上でも、女性の労働力を活用していくことが今後の経済成長を促進する要因の一つと考えられる。その中で、配偶者控除がどの程度有配偶女性の労働供給を抑制しているのかを定量的に分析することは、女性労働力の活用を見直す政策検討において重要な裏付けとなる。本稿の目的は、配偶者控除制度と既存研究を概観した上で、今後の研究課題について議論することにある。

1950年半ばから約20年続いた高度経済成長を支えた要因は、家計の高い貯蓄率、旺盛な設備投資や技術革新のみでなく、人口に占める生産年齢人口（15歳～64歳）の多さとその増加の速さにもあった<sup>2)</sup>。しかし、生産年齢人口は1990年代に減少し始め、少子高齢化が深刻化してきた。このような人口構成における労働投入量の減少は、経済成長を阻む要因となっている。

今後、労働力不足を解決し経済成長を促進していくためには若者、女性、高齢者の労働力を活用していくことが不可欠である。特に、女性労働力率はM字カーブに見られるように、20代後半と40代後半に労働力率が高くなり、30代において労働力率が低下している傾向がある。以前に比べてM字カーブの谷は浅くなってきているものの、M字という形状は引き続き残っている。これは女性が、結婚、出産・育児により仕事と家事の両立が困難であることや一旦離職すると復職することが難しいとされる労働市場を反映している。

また、有配偶女性の就業を阻害している要因として所得税における配偶者控除も挙げられ、政府の税制調査会において女性の働き方に中立的な税制の見直しが検討されている。財務省（2014a）では、次の5つの案が提示されている。(1) 配偶者控除の廃止と子育て支援の拡充、(2) 配偶者控除の適用に所得制限を設けるとともに子育て支援を拡充、(3) いわゆる移転的基礎控除の導入と子育て支援の拡充、(4) いわゆる移転的基礎控除の導入・税額控除化と子育て支援の拡充、(5) 「夫婦世帯」を対象とする新たな控除の導入と子育て支援の拡充、の5案が提案されている<sup>3)</sup>。

現行の配偶者控除制度が問題とされている点は、課税の中立性と課税の公平性である。課税の中立性において、税制により女性の労働供給に歪みを与えている可能性がある点と女性の労働供給を抑制している可能性がある点が挙げられる<sup>4)</sup>。さらに、課税の公平性において、個人所得に課せる税率は累進課税となっているため、配偶者控除により受ける恩恵が低所得層よりも高所得層で多くなっている可能性があり、世帯間での不平等を拡大させているのではないかという点にも着目して分析することも大切である。

本稿の構成は以下のようになっている。次節では有配偶女性の労働供給を抑制している配偶者控除制度や社会保障制度を概観し、どのような問題点があるのかを把握する。次いで、第III節では既存研究のサーベイを行う。第IV節では今後の研究課題について議論し、第V節では結論を述べる。

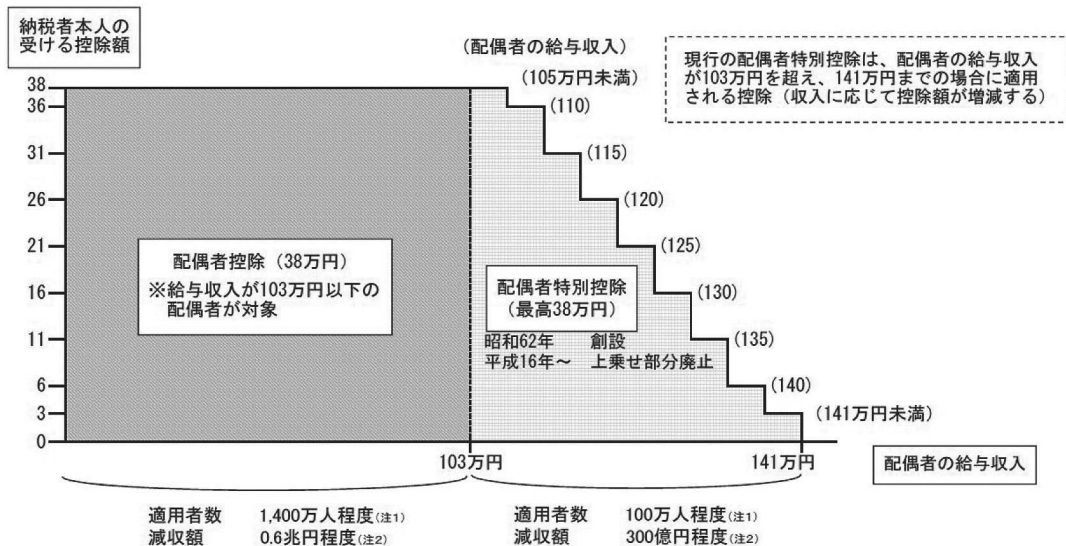
\* 上智大学大学院 経済学研究科 博士後期課程  
E-mail : shoko.suzuki@eagle.sophia.ac.jp

## II. 有配偶女性の労働供給を抑制する制度とその問題点

### 1. 配偶者控除と配偶者特別控除の制度

配偶者控除は、1961年に扶養控除から独立した人的控除として創設された。その頃の日本経済は、高度成長により所得が上昇し、給与所得者数も大幅に増加した時代であった。「夫が給与所得者、妻が専業主婦」という世帯が典型的であり、配偶者控除の創設にはこのような世帯を中心に税負担を軽減する目的があった。

図表1は、現行の配偶者控除と配偶者特別控除を示している。妻の給与収入が103万円以下である場合に、夫の給与所得から配偶者控除を差し引いた額が課税所得額となり、その額に応じた所得税を課せられ、最終的に所得税額が支払われる制度となっている。妻に課税される所得は、給与収入から給与所得控除(最低額65万円)と基礎控除(38万円)の両方を差し引いた額になるので、妻の給与収入が103万円(65万円+38万円)以下であると、所得税が課せられない。また、配偶者特別控除も人的控除の一つであり、手取りの逆転現象を防ぐために1987年に創設された。妻の給与収入の増加に応じて段階的に控除額が減少する制度となっており、1987年から2003年までの制度は次の通りである。妻の給与収入70万円から控除額の減少(妻の給与収入が70万円未満であると夫が受ける控除額は最高38万円)が始まり、妻の給与収入が5万円増えるごとに配偶者特別控除額は38万円から段階的に減っていき、非課税限度額である103万円に達すると0円(配偶者特別控除額の消失)となっていた。妻の給与収入が103万円を超えても、年間の給与収入が141万円未満までは配偶者特別控除が受けられ、妻の給与収入が5万円増えるごとに配偶者特別控除額は38万円から段階的に減っていき、妻の給与収入が141万円に達すると0円になる。2004年の税制改正により、配偶者特別控除の上乗せ部分(妻の給与収入70万円～103万円における控除額)が廃止となった。



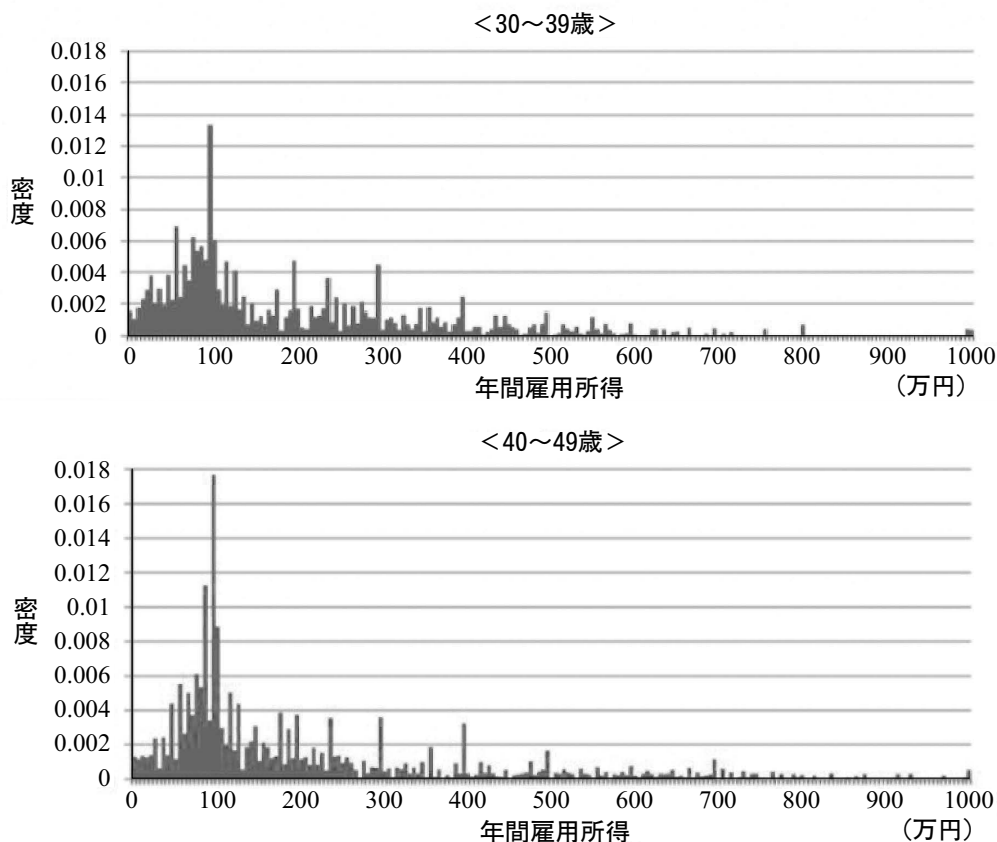
出所：財務省(2014b)の参考資料(注1:配偶者控除(老人控除対象配偶者を含む。)及び配偶者特別控除の適用者数は、平成26年度予算ベースであり、給与所得者以外の人も含めた数である。注2:平成26年度予算ベースによる。)

図表1 現行の配偶者控除と配偶者特別控除

2013年度分の『民間給与実態統計調査』<sup>5)</sup>によると、給与所得者4,645万人のうち、配偶者控除又は扶養控除の適用者数は1,382万人であり、配偶者特別控除の適用者数は99万人であると報告している<sup>6)</sup>。配偶者控除制度の変遷は以下の通りである。1961年に配偶者控除が創設され、1987年に配偶者特別控除が創設されるが、2004年に税制改正により配偶者特別控除の上乗せ部分（妻の給与収入70万円～103万円）が廃止された。また、財務省（2002）ではパートタイム就業者の課税最低限の推移（所得税）を報告している。1974年から給与所得控除額と基礎控除額の合計が課税最低限度額となり、給与所得控除の最低控除保障額が設置された<sup>7)</sup>。1975年～1976年の給与所得控除の最低保証額と基礎控除額の合計額は76万円、1977年～1982年では79万円、1983年では80万円、1984年～1988年では90万円、1989年～1994年では100万円、1995年から現行の103万円と引き上げられていった<sup>8)</sup>。

## 2. 配偶者控除に関する問題点（103万円の壁）

配偶者控除の見直しをめぐる議論の背景には、先述のように課税の中立性の点から現行の配偶者控除の制度が有配偶女性の就業を抑制しているのではないかという指摘がなされてきた。しかし、1987年の税



出所：内閣府・伊藤、榊原、高橋、新浪（2014）の説明資料（データは、2010年『国民生活基礎調査』（厚生労働省）を使用し、内閣府男女共同参画局が作成した図である。）

図表2 有配偶女性の年間所得分布（2010年）

制改正により、税引き後の世帯収入の逆転現象は解消されているはずなのだが、依然として自身の所得を103万円以下に抑えるように就業調整している可能性が高い。これを「103万円の壁」と呼ぶ。ここでの就業調整とは、有配偶女性が配偶者控除の恩典を受けられるように、労働時間数や労働日数を調整することを指す。内閣府・伊藤、榊原、高橋、新浪（2014）の中においてもこの点が議論されている。図表2が示すように、有配偶女性（30～39歳）と（40～49歳）の年間所得分布が100万円前後に集中していることが分かる。

この他に、二重控除の問題がある。妻の給与収入が65万円以上103万円以下である場合、妻は基礎控除の適用を受け、夫は基礎控除と配偶者控除の適用を受けられる。また、妻の給与収入が103万円以上141万円未満である場合、妻は基礎控除の適用を受け、夫は基礎控除と配偶者特別控除の適用を受けられる。妻が自身の給与収入を一定額に抑えることで、世帯で適用可能となる控除の合計額が増加するのである。

このように、現行の配偶者控除は有配偶女性が自身の給与収入を100万円前後に抑えるように就業調整をするインセンティブを与えている可能性が高いと推測される。また、二重控除の問題で指摘されているように、妻の給与収入を65万円超141万円未満に調整することで、夫に配偶者控除や配偶者特別控除が適用されるほか、妻と夫の双方に基礎控除が適用されるため、世帯で適用される控除額の合計は多くなる仕組みとなっている。

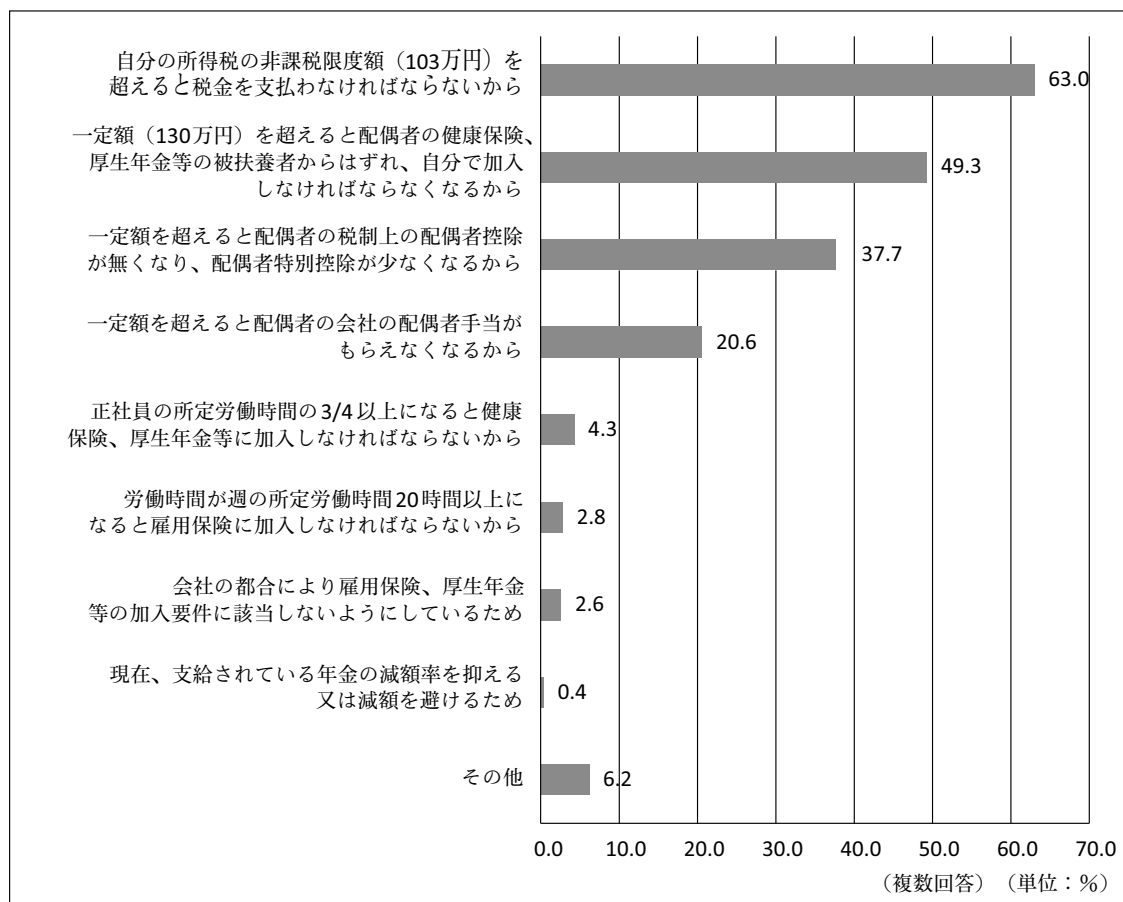
### 3. 第3号被保険者制度と家族手当に関する問題点（130万円の壁）

有配偶女性の労働供給を阻害するその他の要因として、第3号被保険者制度と民間企業が支給する家族手当が挙げられる。2011年『パートタイム労働者総合実態調査』<sup>9)</sup>では、女性のパートタイム労働者で就業調整をしている者の割合は、21.0%であると報告している。また、就業調整をしていると回答している者に対し、就業調整の理由を9個挙げその中から複数回答させている。図表3に示されているように、税制や社会保険、企業からの配偶者手当の恩典を意識しているという理由が上位を占める。この調査報告においても「103万円の壁」や「130万円の壁」の存在が予測される。

第3号被保険者制度は、1985年の基礎年金制度の導入とともに創設された。それ以降年を追うごとに、健康保険の被扶養配偶者の給与収入に対して認定基準額が段階的に引き上げられた。厚生労働省（2011a）の資料においてその認定基準額が報告されている。認定基準額は、1985年～1986年では90万円、1987年では100万円、1988年～1991年では110万円、1992年では120万円、1993年から現行の130万円に設定された<sup>10)</sup>。健康保険の被扶養配偶者の給与収入の認定基準額は、現在では130万円と設定されおり、これは「130万円の壁」として有配偶女性の就業抑制要因の一つになっていると示唆される。

民間企業により支給される家族手当についても、被扶養者の給与収入に対して制限額を設定している。家族手当は、従業員が扶養している家族に対して企業が支給する手当である。財務省（2014b）では、民間企業による家族手当についての統計を報告している。その統計は『平成26年職種別民間給与実態調査』（人事院）等に基づくもので、家族手当制度がある企業は全体の76.8%であり、家族手当制度がない企業が全体の23.2%であることを示している。82.2%の企業が家族手当を支給する際の基準として、配偶者の給与収入に対して制限を設けており、そのうち基準額が103万円である企業が54.9%であり、130万円である企業が21.8%である。そして、配偶者の給与収入に対して制限を設けていない企業が17.8%であると述べている。家族手当を支給する際にも配偶者の給与収入の基準を103万円や130万円としている企業がほとんどであり、有配偶女性の就業調整を促す要因となっている可能性が高い。

このように、有配偶女性の就業を抑制する要因は、配偶者控除や配偶者特別控除のほかに、第3号被保



出所：2011年『パートタイム労働者総合実態調査』（厚生労働省）より作成

図表3 女性のパートタイム労働者の就業調整理由（2011年）

険者制度や家族手当にもあると考えられる。第3号被保険者制度における妻の給与収入を130万円未満であるという適用条件や民間企業の家族手当においても妻の給与収入を103万円や130万円とする基準は、有配偶女性が給与収入を一定額に抑えるように就業調整をする要因となっていることが推測される。

### III. 先行研究の紹介

#### 1. 先行研究とその研究目的

配偶者控除及び社会保障制度が有配偶女性の労働供給に与える影響を実証分析した先行研究のサーベイを行う。用いられた分析手法を大別すると以下の通りである。第1は、無配偶女性と有配偶女性の労働供給関数をそれぞれに推定し、税制及び社会保障制度が女性の労働供給に与える影響を計測する方法である（安部・大竹（1995）、坂田・McKenzie（2005））。第2は、労働供給関数に就業調整ダミーである説明変数を加え、1990年前半における税制改正や社会保障制度変更が有配偶女性の労働供給に与える効果を計測する方法である（神谷（1997））。就業調整ダミーとは『パートタイム労働者総合実態調査』（厚生労働省）

において、就業調整をする意図があると回答した労働者 = 1 とするダミーを指す。具体的には、税制や社会保険、企業が支給する家族手当により就業調整をすると回答した労働者 = 1、それ以外の人 = 0 とするダミー変数のことである。第3は、夫の加入する公的年金の種類に着目し、その種類により妻の労働供給に与える効果をみている（大石（2003））。第4は、構造型のモデルのもと有配偶女性の労働供給関数を推定し、そこで得られたパラメータを用いて代替的な税制や社会保障制度が有配偶女性の労働供給にもたらす影響を分析している（Akabayashi（2006）、高橋（2010））。報告される実証結果は近年になるにつれて、配偶者控除及び社会保障制度が有配偶女性の労働供給を抑制している効果は限定的であることを示唆している。

## 2. 先行研究

安部・大竹（1995）では、1990年『パートタイム労働者総合実態調査』（労働省）の特別集計を用いて、①無配偶女性、或いは有配偶女性で配偶者が働いていないグループと②有配偶女性で子供や他の同居者がいないグループ（DINKS）の2グループの労働供給関数を最小二乗法と操作変数<sup>11)</sup>を用いて推定を行った。推定式は、次の通りである。

$$\ln H_i = \alpha + \beta_1 \ln W_i + \beta_2 \mathbf{X}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、 $H_i$  は第  $i$  労働者の年間労働時間数、 $W_i$  は第  $i$  労働者の時間当たり賃金、 $\mathbf{X}_i$  はその他の説明変数ベクトル、 $\varepsilon_i$  は攪乱項である。 $\mathbf{X}_i$  の要素は、年齢、パートタイム経験年数、勤続年数、学歴ダミー、産業ダミー、企業規模ダミーである。主な結果は、以下の通りである。労働供給の賃金弾力性は、①のグループの最小二乗法の推定では  $-0.520$ 、操作変数法の推定では  $-0.239$ 、②のグループの最小二乗法の推定では  $-0.663$ 、操作変数法の推定では  $-0.506$  であり、①でも②でも労働供給の賃金弾力性は負であることが明らかになり、所得効果が代替効果を上回っていることが示唆される。また、②の賃金弾力性は、①の比べて有意に小さいことから、DINKS グループに属する女性は就業調整をしている可能性が高い。さらに、①のグループでは高学歴ほど労働時間が長くなり、②のグループではその逆の結果が確認された。これは、DINKS のグループでは妻が高学歴であり、夫も高学歴で所得が高いことが推測され、妻の就業が抑制されている可能性が高いと示唆される。

神谷（1997）では、1993年の社会保険制度の変更（被用者社会保険の非適用限度額が110万円から130万円への引き上げ）と1994年の税制改正（100万円から103万円への基礎控除額の引き上げ）に伴い、その前後の年において有配偶女性でパートタイム労働者の週所定労働時間対数値と時間賃金額対数値への影響がどの程度異なるのかを確認するために最小二乗法を用いて労働供給関数の推定を行った。その分析の際に、使用したデータは、1990年と1995年『パートタイム労働者総合実態調査』（労働省）の個票である。次の推定式は、週所定労働時間対数値を被説明変数とした場合の労働供給関数の推定式である。

$$\ln H_i = \alpha + \beta_1 W_i + \beta_2 W_i^2 + \beta_3 L_i + \beta_4 \mathbf{X}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

ここで、 $H_i$  は第  $i$  労働者の週所定労働時間数、 $W_i$  は第  $i$  労働者の時間当たり賃金、 $W_i^2$  は第  $i$  労働者の時間当たり賃金の2乗、 $L_i$  は第  $i$  労働者が収入調整<sup>12)</sup>をする = 1 とするダミー、 $\mathbf{X}_i$  はその他の説明変数ベクトル、 $\varepsilon_i$  は攪乱項である。 $\mathbf{X}_i$  の要素は、年齢、勤続年数、職種ダミー、地域ダミーである。その結果、1990年から1995年にかけて、収入調整が労働時間数と時間あたり賃金額に影響を与えていることが確認された。まず、1990年のデータを使用した分析結果からは、就業時間を調整している有配偶女性は、していない有配偶女性よりも就業時間が約35%少ないこと、賃金が約9%少ないことが示された。また、1995年のデータを使用した結果では、就業時間を調整している有配偶女性は、していない有配偶女性よりも就

業時間が約 27%少ないこと、賃金が約 4%少ないことが示された。

このほかに、1995 年『パートタイム労働者総合実態調査』（労働省）を使用し、非収入調整パートタイム労働者と収入調整パートタイム労働者のそれぞれの賃金関数の推定を行った。どちらのパートグループでも時間あたり賃金額は勤続年数の増加に伴い上昇するというを見いだした。収入調整パートタイム労働者の場合、時間賃金額の対数値に対して勤続年数はプラスの効果があり、その係数値は非収入調整パートタイム労働者の半分以下であった。

大石（2003）では、1998 年『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の個票を用いて、有配偶女性全体をサンプルにして、就業・不就業決定関数をプロビットモデルで推定を行った。また、1998 年『公的年金加入状況等調査』（社会保険庁）を使用し、労働供給関数の推定も行った。注目すべき変数として「夫が第 2 号被保険者であるかどうか」<sup>13)</sup>を示すダミーが、就業・不就業決定関数と労働供給関数に加えられた。

就業・不就業決定関数の主な推定結果は、以下の通りである。「夫・第 2 号ダミー」の係数は有意に負であり、夫が第 2 号被保険者である場合、妻の就業率は 6.8%ポイント低い。また、夫の所得が高いこと、配偶者控除が適用されないこと、末子の年齢が低いことは妻の就業率を低下させ、保育サービスが利用しやすいことや三世代同居であることは、妻の就業率を促進する効果があると判明した。

追加的な分析として、Difference-in-Differences を用いて無配偶女性をコントロールグループ、有配偶女性をトリートメントグループと定義し、就業決定要因の分析をプロビットモデルで推定を行った。その結果、税制、社会保障制度、配偶者手当は、サラリーマン世帯の妻の就業参加率を 13.8%ポイント引き下げることが明らかになった。

さらに、有配偶女性の労働供給関数の推定は、最小二乗法を用いた。パートやアルバイトとして就業する妻を対象に、夫が第 1 号被保険者である場合、第 2 号被保険者である場合とで労働時間に差があるかどうかを分析した。推定式は次の通りである。

$$\ln H_i = \alpha + \beta_1 \ln W_i + \beta_2 E_i + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

この推定式において、 $H_i$  は第  $i$  労働者の週当たり労働時間数、 $W_i$  は第  $i$  労働者の時間当たり賃金、 $E_i$  は第  $i$  労働者の夫が第 2 号被保険者である = 1 とするダミー、 $X_i$  はその他の説明変数ベクトル、 $\varepsilon_i$  は攪乱項である。 $X_i$  の要素は、夫の所得（対数）、夫は配偶者特別控除を適用されていない = 1 とするダミー、年齢、三世代世帯ダミー、借入金ダミー、末子年齢ダミー、完全失業率、地域ダミーである。その結果、賃金率の係数が有意に負であり、労働時間の賃金弾力性は -0.36、「夫・第 2 号ダミー」の係数は有意で負となっており、夫が第 2 号被保険者である妻は労働時間が 22%短いことが明らかになった。

坂田・McKenzie（2005）では、2004 年の配偶者特別控除の部分的廃止<sup>14)</sup>に伴い、有配偶女性の労働供給がどの程度増加するかどうかを 2004 年と 2005 年『慶應義塾家計パネル調査』（慶應義塾大学）を用いて分析を行った。就業選択と労働時間の推定には Difference-in-Differences を用い、様々なコントロールグループとトリートメントグループとの組み合わせを考慮して分析を行った。

女性の就業選択の推定ではプロビットモデルを用い、坂田・McKenzie（2005）によると以下の推定式が使用された。

$$P(lfp_{it}=1) = \phi(\alpha_p + \beta_p X_{it} + \gamma_{p0} treat_i + \gamma_{p1} year04_t + \gamma_{p2} (treat_i \cdot year04_t)) \quad (4)$$

ここで、 $lfp_{it}$  は、第  $i$  労働者が  $t$  期において就業している = 1、 $t$  期において就業していない = 0 とするダミーである。 $\phi(\cdot)$  は標準正規分布関数を示す。 $X_{it}$  は、 $t$  期におけるその他の説明変数ベクトルである。 $X_{it}$  の要素は、学歴ダミー、年齢、年齢 2 乗項、三世代世帯ダミー、第  $i$  労働者の夫の収入、第  $i$  労働者の勤

労所得以外の収入、家族人数（第  $i$  労働者を除く）、未就学児童数、都道府県の失業率、地域ダミーである。 $treat_i$  はトリートメントグループを 1 とするダミー、 $year04_t$  は 2004 年を 1 とする年次ダミーである。その推定での主な結果を記す。① コントロールグループを無配偶者とし、トリートメントグループを有配偶者とした場合、pooled OLS と random effects モデルの推定では以下の通りの結果を得た。夫の所得は負で統計的に有意であり、ダグラス・有沢法則を支持している。2004 年とトリートメントダミーの交差項のパラメータや学歴ダミーは、有意ではなかった。② コントロールグループを無配偶者とし、トリートメントグループを有配偶者であり夫の限界税率が 0.2 であるとした場合、random effects モデルの推定結果では夫の所得が負で有意となり、夫の所得が高い世帯では、ダグラス・有沢の法則が当てはまることが示された。また、2004 年とトリートメントダミーの交差項のパラメータは統計的に有意ではなかった。

女性の労働時間の推定では、「女性の就業選択」で用いられた変数が使用された。また、税制改正により就業調整をすると推測されるのは、パートタイム労働者であるので対象者を限定して分析が行われた。この推定においても、Difference-in-Differences を採用し、坂田・McKenzie (2005) によると次の推定式を用いて分析を行った。

$$HW_{it} = \alpha_h + \beta_h X_{it} + \gamma_{h0} treat_i + \gamma_{h1} year04_t + \gamma_{h2} (treat_i \cdot year04_t) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

この推定式において、 $HW_{it}$  は、第  $i$  労働者の  $t$  期における平均週間労働時間数である。 $X_{it}$  は  $t$  期におけるその他の説明変数ベクトルである。 $X_{it}$  の要素は、学歴ダミー、年齢、年齢 2 乗項、三世帯世帯ダミー、第  $i$  労働者の夫の収入、第  $i$  労働者の勤労所得以外の収入、家族人数（第  $i$  労働者を除く）、未就学児童数、都道府県の失業率、地域ダミーである。 $treat_i$  はトリートメントグループを 1 とするダミー、 $year04_t$  は 2004 年を 1 とする年次ダミーである。 $\varepsilon_{it}$  は攪乱項である。その推定式での主な結果を示す。コントロールグループを有配偶者で 2004 年の制度変更を知っていた者とし、トリートメントグループを有配偶で 2004 年の制度変更を知らなかった者として定義した場合、pooled OLS と random effects モデルの推定結果は次の通りである。夫の所得は正であり、有意ではなかった。これは、女性の労働時間において、夫の所得がほとんど影響を与えていないことが示唆される。また、2004 年ダミーとトリートメントの交差項パラメータは正で統計的に有意であり、それぞれパラメータは pooled OLS の推定で 3.727、random effects モデルの推定で 3.678 であった。学歴ダミーは負の値をとっており、学歴が高くなるにつれて労働時間を減らしていることが明らかになった。

有配偶女性の就業選択や労働時間の推定結果から明らかになったのは、2004 年の配偶者特別控除の上乗せ部分の廃止は就業を促進する影響はほとんどない一方で、労働時間を限定的ではあるものの増加させる影響があったことである。

Akabayashi (2006) では、1995 年『パートタイム労働者総合実態調査』（労働省）の個票を用い、有配偶女性の労働供給関数を構造型のモデルのもとで推定を行った。さらに、そこで推定されたパラメータを用いて、税制や社会保障制度の代替的政策が有配偶女性の労働供給に及ぼす影響も分析された。労働供給関数の推定では最尤法が用いられ、以下の推定式が使用された。

$$H_i = g(w_i, y_i) + \theta_i = \beta w_i + \delta y_i + \theta_i \quad (6)$$

ここで、 $H_i$  は第  $i$  労働者の労働時間数、 $w_i$  は第  $i$  労働者の税引き後の賃金、 $y_i$  は第  $i$  労働者のバーチャル・インカム<sup>15)</sup>、 $\theta_i$  は第  $i$  労働者について観測不可能なものを含むその他の要素である。サンプルを①無作為に抽出したグループ、②妻が高学歴（短大卒業者、大学卒業者）であるグループ、③夫の所得が 500 万円以上のグループ、④妻の年齢が 40 歳未満のグループに分け、それぞれの賃金の弾力性、所得の弾力性を計測した。主な結果は、①の無作為にサンプルを抽出したグループの非補償賃金弾力性は 0.1635、所得弾



力性は $-0.2107$ 、補償賃金弾力性は $0.1993$ であった。②の妻が高学歴である場合の非補償賃金弾力性は $0.09835$ 、所得弾力性は $-0.2156$ 、補償賃金弾力性は $0.1325$ であった。③の夫の所得が500万円以上グループでは、非補償賃金弾力性は $0.2449$ 、所得弾力性は $-0.4171$ 、補償賃金弾力性は $0.3048$ であった。④の妻の年齢が40歳未満のグループでは、非補償賃金弾力性は $0.1908$ 、所得弾力性は $-0.2009$ 、補償賃金弾力性は $0.2282$ であった。労働時間に与える効果としては、時間あたり賃金の係数が高学歴の女性のグループで小さくなることが確認された。また、夫の所得が高水準である場合、所得の弾力性や賃金の弾力性が大きくなり、妻の就業抑制効果が大きいことが確認された。配偶者控除が廃止された場合、有配偶女性の就業時間は5.5%増加されるということである。

高橋(2010)では、1994年～2003年『消費生活に関するパネル調査』(公益財団法人家計経済研究所)の個票を用い、有配偶女性の労働供給関数を構造推定のもと分析を行った。さらに、その推定結果で得られたパラメータを用いて、税制や社会保障制度の代替的政策が有配偶女性の労働供給に与える影響も計測した。『消費生活に関するパネル調査』を利用する利点として、高橋(2010)によればサンプルが「既婚女性で正規雇用者も含んでいるため、税制改革に対する母集団平均の効果をよりの確に検証することができる」としている。この構造推定で用いられた推定式は、次の通りである。

$$H_i = \beta w_i + \delta y_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

この推定式において、 $H_i$ は第*i*労働者の年間労働時間数、 $w_i$ は第*i*労働者の税引き後の賃金、 $y_i$ は第*i*労働者のバーチャル・インカム、 $\mu_i$ は第*i*労働者の選好異質性、 $\varepsilon_i$ は観察誤差項である。構造推定で得られた主な結果である賃金弾力性や所得弾力性は、Akabayashi(2006)で計測された値とともに近く、それぞれ $0.19$ と $-0.25$ であった。また、最小二乗法での推定した際の値は小さくなり、賃金弾力性は $0.13$ 、所得弾力性は $-0.22$ であった。構造推定においても最小二乗法においても、賃金弾力性や所得弾力性は若干異なるものの大きなバイアスは観察されなかった。また、配偶者控除を廃止した場合、労働供給を母集団平均で約0.7%程度しか上昇させないことが判明した。この結果はAkabayashi(2006)の推定値である5.5よりも大きく下回る。その理由は、モデルの設定が異なっているためだと推測される<sup>16)</sup>。

#### IV. ディスカッション

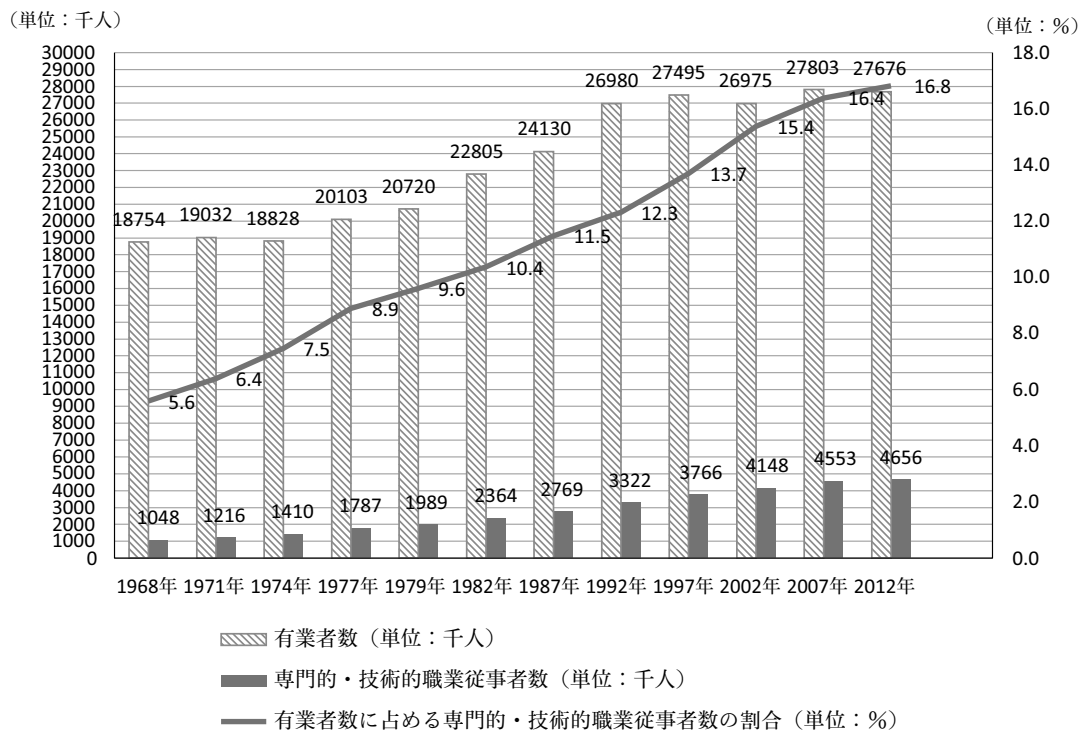
先行研究では、配偶者控除及び社会保障制度がどの程度有配偶女性の労働供給を抑制しているのかの定量分析を行っている。坂田・McKenzie(2005)、Akabayashi(2006)、高橋(2010)に代表される2000年以降のDifference-in-Differencesや構造推定を用いた分析結果において、配偶者控除や社会保障制度が有配偶女性の労働供給に与えている影響は誘導型のモデルで推定を行った安部・大竹(1995)、神谷(1997)、大石(2003)の分析結果に比べて限定的である。この理由として、近年になるにつれて手法が理論モデルに則しているため、配偶者控除及び社会保障制度が有配偶女性の労働供給に与える効果をより厳密に推定できていることが考えられる。

この他に、結果として労働供給の弾力性が小さく推定されてしまっている原因は、労働時間の調整が個人の意思よりも職種や雇用形態(正規/非正規)により大きく左右されている点にあると考えられる。労働者本人が労働時間を延長したいと望んでも、短時間労働と長時間労働とでは仕事内容が異なるため雇用者はその本人を再訓練する必要がある。雇用者側はそのための調整費用を要するため、税制改正前にパートやアルバイトとして雇っていた労働者を税制改正後に正規雇用とはしない可能性が高い。その検証については、長期間にわたって企業内の調整費用や労働時間を追跡しているデータが乏しいことにも注意を払いたい。また、女性の労働供給を分析する上では、事実上女性には親の介護や子育て<sup>17)</sup>等の他の生活時

間の制約がある場合が多く、本人が長時間労働を望んだとしても労働時間を自由に選ぶことは困難であることに留意する。

近年、女性の専門職従事者の割合が上昇しており、就業調整を行わない女性労働者数も増加している可能性が高いという点も有配偶女性の労働供給を分析する上では注意する。また、女性の専門職従事者数の増加は、ダグラス・有沢の関係が弱まっている要因の一つになっていると考えられる。2012年『就業構造基本調査』<sup>18)</sup>では、1968年から2012年までの女性の有業者数と女性の専門的・技術的職業従事者数の統計を報告している。図表4に示されているように、女性の有業者数は、1968年に1,875万人、1977年に2,010万人、2012年には2,768万人と増加してきた。また、その有業者数に占める専門的・技術的職業従事者数は、1968年に105万人、1982年に236万人、2012年に466万人と増加してきている。そして、女性の有業者数に占める専門的・技術的職業従事者数の割合は緩やかに増加しており、1968年では5.6%、1982年では10.4%、2012年では16.8%と推移している。

このような女性の専門的・技術的職業従事者数の割合の上昇の背景には、女性の高学歴化が存在する。1970年代に入り女性の高校進学率は90%以上に急増し、1970年代半ばまでに女性の短大進学率は20%以上に、そして、1990年代半ばに女性の大学進学率も20%以上に増加した。女性の高校進学率と大学進学率は継続的に上昇しているが、女性の短大進学率は1990年半ば以降減少傾向にある。2015年『学校基本調査』<sup>19)</sup>によると、2015年の女性の高校進学率は98.8%、短大進学率は9.3%、大学進学率は47.4%と



出所：2012年『就業構造基本調査』（総務省）のデータより作成

図表4 女性の専門的・技術的職業従事者数の推移（1968年～2012年）

推移してきている。

今後の研究課題として、次の点が考えられる。女性有業者の中でも、専門職に従事し正規雇用であるならば、税制改正の影響を受けて就業調整をすることは数少ないように推測される。女性の正規雇用の増加は、どの程度就業調整をしない傾向にさせたかを近年の個票のデータセットを用いて定量分析する必要性がある。その際に使用するデータとして、『消費生活に関するパネル調査』（公益財団法人家計経済研究所）、『日本家計パネル調査』（慶應義塾大学）、『慶應義塾家計パネル調査』（慶應義塾大学）が有用であると考えられる。また、雇用主に対して企業内の調整費用と労働時間数を調査し、追跡してあるデータセットが存在するならば、労働供給関数の推定において弾力性をより厳密に計測できる可能性がある。

## V. 結論

本稿では、配偶者控除及び社会保障制度を概観し、それがどの程度有配偶女性の労働を阻害するののかという点に着目した先行研究のサーベイを行った。安部・大竹（1995）、神谷（1997）、大石（2003）の実証研究では誘導型のモデルをもとに有配偶女性の労働供給関数を推定し、配偶者控除及び社会保障制度が有配偶女性の労働供給を抑制していることを明らかにし、就業調整をしている可能性が高いことを指摘している。一方、坂田・McKenzie（2005）、Akabayashi（2006）、高橋（2010）の実証研究では、Difference-in-Differences や構造型モデルをもとに有配偶女性の労働供給関数の推定を行い、配偶者控除及び社会保障制度が有配偶女性の労働供給を抑制している効果は限定的であることを確認している。このように、近年の実証研究では理論に則した推定モデルが構築されているため、配偶者控除及び社会保障制度が有配偶女性の就業を抑制している効果を誘導型のモデルで推定するよりも厳密に推定できていると言える。また、時系列的に計測されるパラメータの大きさが変化してきている可能性があると考えられるので、今後も定量的な分析を継続的に行っていく必要がある。

配偶者控除や配偶者特別控除のみならず、第3号被保険者制度や家族手当においても、有配偶女性が給与収入を100万円前後に抑えるよう就業調整をするインセンティブを与える仕組みとなっている可能性が高い。また、女性の労働供給を分析する上では、女性が自身の希望に沿って労働時間を選択することが事実上困難であることに留意する。例えば、雇用者が提示する労働時間や雇用形態などの諸条件があること、また、家事、育児、介護等の他の生活時間に制約があることは、労働時間を本人の希望通りに確保することをより困難にさせている状況も考えられる。一方で、専門的・技術的職業に従事している女性有業者の大多数は長時間労働者であり、給与収入を一定額に抑えて就業することはほとんどない点にも注意を払いたい。そして、今後の研究課題として、女性の正規雇用の増加がどの程度就業調整を行わない傾向となってきたのかを『消費生活に関するパネル調査』（公益財団法人家計経済研究所）、『日本家計パネル調査』（慶應義塾大学）、『慶應義塾家計パネル調査』（慶應義塾大学）等が提供する個票のデータを用いて定量分析をしていくことが考えられる。これは今後の筆者の課題として、さらに追究していくことを考えている。また、もし雇用主に対して企業内の調整費用と労働時間の両方を調査し、長期間にわたって追跡しているデータセットが存在するならば、労働供給関数における弾力性をより厳密に定量分析できると推測される。

日本では、少子高齢化という人口構成が労働力不足問題をより深刻化させ、経済成長を阻む一因となっている。データセットの有無を十分に考慮した上で、配偶者控除及び社会保障制度が有配偶女性の労働供給に与える効果を厳密に計測していくことは、「働き方の選択に対して中立的な税制」を確立していく上で重要な裏付けとなる。したがって、女性の労働力をより一層活用していくことは、日本経済の活性化にもつながり今後も「働き方の選択に対して中立的な税制」に対して慎重な議論を積み重ねていくことが必要である。

## 注

- 1) 本稿を作成するにあたり、出島敬久先生（上智大学）から広範囲にわたり大変有益な助言をいただいたことに心より感謝申し上げます。中里透（上智大学）、上智大学の経済学部セミナーでの報告において参加者の皆さまから貴重なコメントをいただきました。また、本誌の匿名レフェリー二名からいただいたコメントにより本稿が改善されました。ここに記してお礼申し上げます。
- 2) 『国勢調査』（総務省）の「年齢（3区分）別人口」によると、1950年に総人口8,411万人のうち、生産年齢人口は5,017万人であり、全人口の約60%を占めていた。それ以降も生産年齢人口は1995年の8,716万人まで増加し続けたが、1990年代に生産年齢人口の減少が始まった。さらに、1990年代後半には老年人口（65歳以上）増加と年少人口（0歳～14歳）減少に一層拍車がかかり、老年人口が年少人口を上回るようになった。2010年の『国勢調査』（総務省）の「年齢（3区分）別人口」では、総人口が1億2,806万人、年少人口が1,680万人、生産年齢人口が8,103万人、老年人口が2,925万人と報告されており、加速する少子高齢化が人口減少の問題をより深刻化させている状況となっている。国立社会保障・人口問題研究所の2012年『日本の将来推計人口』によれば、出生中位・死亡中位の場合で2060年の人口を推計すると日本の総人口は8,674万人、そのうち年少人口は791万人、生産年齢人口4,418万人、老年人口は3,464万人と報告されている。およそ50年後には、総人口は1億人を割り、総人口に占める各年齢別人口はそれぞれ年少人口で9.1%、生産年齢人口で50.9%、老年人口で39.9%となり、第2次ベビーブーム世代の高齢化の進展や予測される出生数の低下により、人口規模の縮小は続くと推測される。
- 3) 財務省（2014a）では、「働き方の選択に対して中立的な税制」における中立性を以下のように定義している。(1)「配偶者の働き方（収入）によって納税者本人の控除額（税負担額）が影響を受けないという意味での中立性」、(2)「配偶者の働き方（収入）によらず控除により夫婦2人で受けられる税負担軽減額の合計額が一定となるという意味での中立性」としている。一方で、(3)「配偶者の働き方（収入）によらず夫婦2人で受けられる所得控除額の合計額を一定とすることについては、いわゆる二重の控除の問題を解消できるという面で中立性の確保に向けて一步前進であるが、配偶者の働き方によって控除により夫婦2人で受けられる税負担軽減額の合計額が変動するという観点からは、中立性を確保できているとは言えない場合もある」という点も検討されている。
- 4) 世帯内における労働供給や家事分担についての双方を取り扱っているデータセットはほとんどないため、その両方の関係を検証している論文は数少ない。例えば、妻の労働時間数が増加し、家事・育児・介護などの家庭内生産に費やされる時間が減少しているかどうかの関係性を分析できるデータセットは乏しい。しかし、『消費生活に関するパネル調査』（公益財団法人家計経済研究所）、『日本家計パネル調査』（慶應義塾大学）、『慶應義塾家計パネル調査』（慶應義塾大学）が提供するデータセットを利用するならば、上記のような分析をする際には有用であると考えられる。
- 5) 国税庁（2014）
- 6) ただし、各控除の適用者数は、給与所得者4,645万人のうち年末調整を行った者4,220万人を対象にしている。
- 7) 1974年に定額控除と定率控除が統合され、最低控除保障額が設置された。また、1947年に導入された控除限度額が廃止された。
- 8) 給与所得控除の最低保障額は、1975年～1983年では50万円、1984年～1988年では57万円、1989年から現行の65万円と引き上げられた。基礎控除額は、1975年～1976年では26万円、1977年～1982年では29万円、1983年では30万円、1984年～1988年では33万円、1989年～1994年

では35万円、1995年から現行の38万円と引き上げられた。

- 9) 厚生労働省 (2011b)
- 10) 厚生労働省 (2015) では、厚生年金、健康保険の被用者保険の適用条件における変遷について記している。1980年～「通常の就労者の所定労働時間及び所定労働日数のおおむね4分の3以上であれば適用されることを明確化(内かん)」、2007年には「週所定労働時間は20時間以上、賃金月額は9.8万円以上、勤務期間は1年以上(見込み)、学生は除外、従業員規模301人以上の企業を満たす者を適用対象とすること等を盛り込んだ被用者年金一元化法案第166回通常国会に提出されたが、2009年7月の衆議院解散により廃案となった」。2016年10月に年金機能強化法により次の適用条件が拡大される予定である。「週所定労働時間は20時間以上、賃金月額は8.8万円以上、勤務期間は1年以上(見込み)、学生は除外、従業員規模501人以上の企業」。
- 11) 労働時間の観測誤差が、時間当たり賃金(所得/労働時間)と誤差項の両方に影響を与えており、労働供給の賃金弾力性が過小推定される可能性が高い。そこで、パートとして働く事業所での「時給」を尋ねているので、それを操作変数として使用する。
- 12) 神谷(1997)では、配偶者控除が女性の労働供給を抑制することを「収入調整」と定義してあるが、これは他の論文等で表記されている「就業調整」と同じである。
- 13) 夫が会社員で公的年金に加入する場合夫は第2号被保険者となり、妻が無就業者である場合や短時間労働者(所定労働時間及び所定労働日数が通常の就労者と比べて概ね4分の3未満)で年間所得が130万未満である場合、妻は第3号被保険者となる。
- 14) 有配偶女性の給与収入が70万円未満であるなら、配偶者特別控除が適用された。配偶者特別控除の38万円と配偶者控除の38万円を合算した76万円を夫の給与所得から控除することが可能であった。また、有配偶女性の給与収入が103万円超141万円未満の場合、配偶者特別控除が復活し、最高で38万円の控除が受けられる(ただし、配偶者控除は適用されない)。2004年に配偶者特別控除の上乗せ部分(妻の給与収入70万円～103万円における控除)が廃止となった。
- 15) Hausman(1980)(1985)において、有配偶女性の労働供給に対して妻自身の税引き後の賃金のみならず、バーチャル・インカムである夫の税引き後の所得と家計の非労働所得も影響を与えることが提唱されている。バーチャル・インカムの概念とともに注目すべきポイントは、日本の税制及び社会保障制度では妻の給与収入に応じて、妻や夫が適用される控除や社会保険が異なってくる点にある。以下の2例を考える。  
例1: 夫が会社員で、妻の給与収入が100万円であるとするなら、妻に基礎控除が適用され、夫に基礎控除と配偶者控除が適用される。さらに、妻は社会保険料を支払うことなしに第3号被保険者となる。  
例2: 夫が会社員で、妻の給与収入が140万円であるとするなら、妻に基礎控除が適用され、夫に基礎控除と配偶者特別控除が適用される。しかし、妻は第3号被保険者とはならない。  
現行の税制及び社会保障制度では、妻が給与収入を一定額に抑えるように就業調整をしている可能性が高いことが指摘されている。その中で、バーチャル・インカムを構造型のモデルに入れることで、税制及び社会保障制度が有配偶女性の労働供給に与える効果をより厳密に推定できるようになってきていると推測される。このバーチャル・インカムの概念を採用し、構造型のモデルを用いて日本の有配偶女性の労働供給関数を推定した先行研究にAkabayashi(2006)のほか、高橋(2010)が挙げられる。
- 16) 高橋(2010,41)において、「Akabayashiのモデルでは、夫の税金が妻の労働供給に及ぼす効果と妻

自身の税金の効果が異なるように設定されているのにたいし、本稿では、それらが同じであると陰に仮定していることに起因している」ということが述べられている。

- 17) 税制が女性の労働供給に与える効果を分析するには個票を用いることが必要である。個票では、各個人の保育園入所の申込みなどのデータが存在しないため、各自治体の統計で報告されている待機児童と女性の労働供給の関連性を個票データで確認することは可能ではない。
- 18) 総務省 (2012)
- 19) 文部科学省 (2015)

### 参考文献

- Akabayashi, H. "The labor supply of married women and spousal tax deductions in Japan – a structural estimation." *Review of Economics of the Household*, 4 (4), 349-378, 2006.
- Hausman, J. A. "THE EFFECT OF WAGES, TAXES, AND FIXED COSTS ON WOMEN'S LABOR FORCE PARTICIPATION." *Journal of Public Economics*, 14, 161-194, 1980.
- Hausman, J. A. "TAXES AND LABOR SUPPLY." in Auerbach, A. J., and Feldstein, M. eds., *Handbook of Public Economics*, Elsevier Science Publishers B. V., 1985.
- 安部由起子・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): 120-134, 1995。
- 大石亜希子「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」『季刊社会保障研究』39 (3): 286-300, 2003。
- 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づけ」『フィナンシャル・レビュー』44: 29-49, 1997。
- 厚生労働省『第6回社会保障審議会年金部会』、2011a。
- 厚生労働省『パートタイム労働者総合実態調査』、2011b。
- 厚生労働省『第89回社会保障審議会医療保険部会』、2015。
- 国税庁『民間給与実態統計調査』、2014。
- 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口』、2012。
- 坂田圭・McKenzie, C. R. 「配偶者特別控除の廃止は有配偶女性の労働供給を促進したか」KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES、DP2005-020: 1-23, 2005。
- 財務省『資料 (所得税関係)』、2002。
- 財務省『働き方の選択に対して中立的な税制の構築をはじめとする個人所得課税改革に関する論点整理 (第一次レポート)』、2014a。
- 財務省『参考資料 (「働き方の選択に対して中立的な税制」を中心とした所得税のあり方)』、2014b。
- 総務省『国勢調査』、2010。
- 総務省『就業構造基本調査』、2012。
- 高橋新吾「配偶者控除及び社会保障制度が日本の既婚女性に及ぼす労働抑制効果の測定」『日本労働研究雑誌』605: 28-43, 2010。
- 内閣府・伊藤元重、榊原定征、高橋進、新浪剛史『女性の働き方に中立的な制度整備に向けて～制度と慣行の見直し～ (説明資料)』、2014。
- 文部科学省『学校基本調査』、2015。