

配偶者特別控除の廃止が労働供給に 与えた影響のパネルデータ分析

森 剛 志
浦 川 邦 夫

1. はじめに

1.1 配偶者特別控除の廃止が与える影響

我が国では、「女性の就業の選択に対する中立性の確保」「課税ベースの拡大」「税制の簡素化」などの観点から、平成15年度税制改正において、配偶者特別控除（上乘せ分）の廃止が決定され、平成16年分以降の所得税に適用されることになった⁽¹⁾。この配偶者特別控除廃止により、配偶者控除に上乘せして適用される部分（最高38万円）が廃止されることになった。（図 1-1 参照）

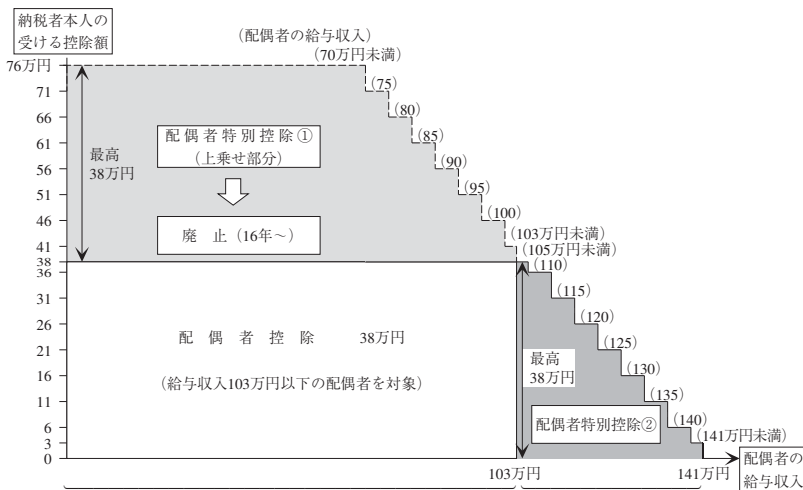
従来は、配偶者の給与収入が70万円未満であれば、被雇用者の夫が受ける配偶者控除額は特別控除を合わせて76万円であった⁽²⁾。しかし、今回の制度改正により、同様の収入の配偶者を持つ夫の配偶者控除額は38万円に減額される。現在、日本の納税者の約80%が最低税率10%の課税ブラケットに所属していることを考慮すると⁽³⁾、年収70万未満の配偶者を持つ夫の大多数は、この

(1) 財務省（編）「平成15年度税制改正」を参照。

(2) ただし、夫の年収が1000万超の場合は、配偶者控除・配偶者特別控除は適用されない。

(3) Ishi (2001), 石 (2004), 橘木・森 (2005) 参照。

図 1-1 配偶者控除，配偶者特別控除の仕組み



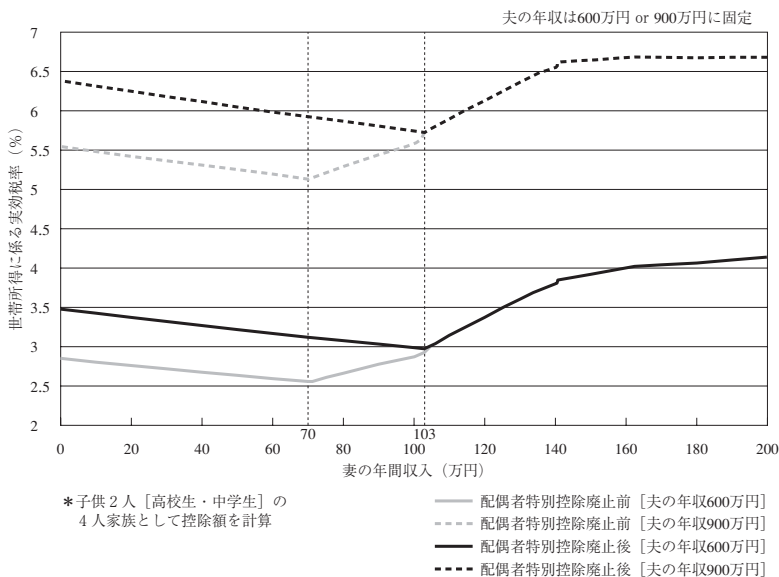
出所) 国税庁の税制 HP (<http://www.mof.go.jp/jouhou/syuzei/siryuu/046.htm>)

税制改正により，所得税は年間でおよそ $380000\text{円} \times 0.1 \times 0.8 = 31400\text{円}$ の増税になったといえる。また，年収70万超103万以下の配偶者を持つ夫も，今回の制度改正により配偶者控除の縮小の影響を受けて，納税額は増大する。控除廃止によって世帯所得の実効税率がどのような影響を受けるかを図 1-2 に示した。夫の年収は600万円，900万円の2つのケースを考慮している⁽⁴⁾。どちらのケースにおいても，年収103万以下の配偶者がいる場合，今回の制度改正によって実効税率の上昇が確認される。一方，単身世帯においては，こ

- (4) 算出された課税額に対して定率減税が実施されているため，上記のような計算式となる。定率減税とは，算出された税額から，所得税の場合はその20%（最高25万円），住民税の場合はその15%（最高4万円）を差し引く減税措置である。ただし，平成17年度税制改正案により，平成18年分以後の所得税より，定率減税を2分の1に縮減することが検討されている。控除限度額も25万円から12万5千円となる。
- (5) 夫は第2号被保険者となる被雇用者を仮定している。実効税率は，基礎控除，給与所得控除，配偶者控除，社会保険料控除，扶養控除の各種控除を考慮に入れ，子供2人〔高校生・中学生〕の4人家族として控除額を計算した。

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

図 1-2 配偶者特別控除（上乘せ分）の廃止による所得税の実効税率の変化



の制度改正によって実効税率の変化は生じない。[図 1-3 参照]

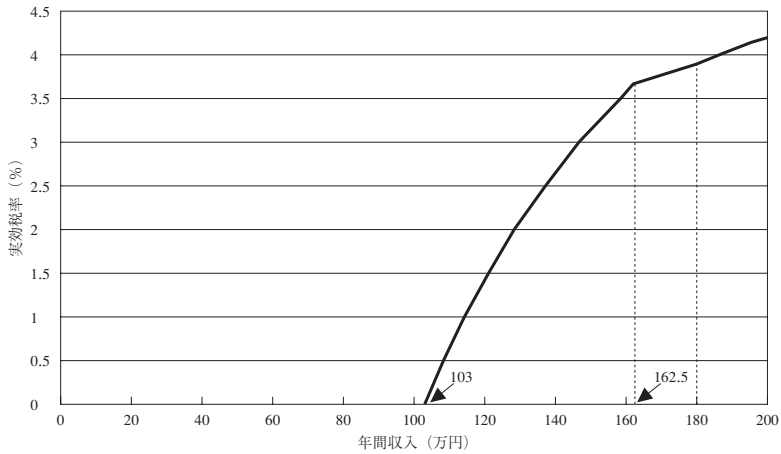
配偶者特別控除の廃止が既婚世帯の課税額に与える影響は、消費税の増税⁽⁶⁾に比すればそれほど大きくはないものの、所得税の定率減税の半減⁽⁷⁾と同程度の効果を有している。また、今回の税制改正は、労働時間の調整が比較的容易である既婚女性パートタイム労働者に大きな影響を与えるものであるため、労働供給の顕著な変化が確認される可能性は十分考えられる。⁽⁸⁾すなわち、

(6) 家計調査年報 (2004) によると、2人以上の勤労者世帯における年間平均消費額は390万9876円である。したがって、消費税が現状の5%から8%に引き上げられるとすると、平均的な家計においては、年間でおよそ11万7296円の増税となる。

(7) 定率減税の半減は、平成18年分以後の所得税より実施される予定である。

(8) 従来はパートタイマーをしている既婚女性労働者には、夫に配偶者控除、配偶者特別控除が適用されるために労働時間を調整する誘因があったと考えられる。(安部・大竹 (1995), 樋口 (1995), 神谷 (1997) などを参照。)しかし、今回の配偶者特別控除の上乗せ部分の廃止により、既婚女性労働者が税制のために労働時間

図 1-3 単身世帯の実効税率



彼女達は今回の制度改正を受け、自身の労働時間を増加させて、世帯所得の低下を防ぐ方向に動いている可能性が考えられる。しかしながら、こうした政策変更が、女性の労働供給にどのような影響を与えたかを分析した研究は我々の知り得る限り見当たらない。本稿の主な目的は、配偶者特別控除の廃止が既婚女性の労働供給にどれくらい影響を与えたかを検証することにある。

アメリカでは、1980年代において累進税率のフラット化を主な特徴とする抜本的な税制改革 (ERTA, TRA)⁽⁹⁾ が実施されたため、税制と労働者の労働供給行動の関係を分析した研究が非常に積極的に行われている。⁽¹⁰⁾ とくに税制

を調整するインセンティブは低まったと予想される。ただし、社会保険加入義務 (年収130万円超) を逃れるために労働時間を調整するインセンティブは依然として存在している。

(9) 1981年に制定されたERTA (Economic Recovery Tax Act) は、最高限界税率を70%から50%に下げたものであり、他の所得階層においても、それぞれ限界税率が引き下げられた。また、1986年に制定されたTRA (Tax Reform Act) によって、基礎控除の拡大、税額控除の拡大が行われた。また、14段階 (最高税率50%) の税率区分は4段階 (最高税率28%) に大幅に縮小された。ただし、1980年代には、同時に消費税の増税や社会保障税の25%の増加などが実施された。

(10) Mroz (1987), Triest (1990), Lindsey (1987), Burtless (1991), Navrati (1994),

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

が既婚女性の労働供給に与える影響に注目した文献として Lindsey (1987), Burtless (1991), Navrati (1994) などが挙げられる。彼らは、1968～1990年の CPS (Current Population Survey) を用いて分析を行い、所得分布の上位を占める既婚女性労働者と下位を占める既婚女性労働者は、税制の変化に対して感応的であると主張している。一方、Eissa (1996) は、CPS の個票データ (1981と1985) を用いて D. I. D 推定を行った結果、減税が労働者の勤労意欲に与えた影響に懐疑的な視点を示している⁽¹¹⁾。

また、我が国においても、税制と既婚女性労働者の労働供給行動の関係を分析した研究は多数存在しており、安部・大竹 (1995)、樋口 (1995)、神谷 (1997)、赤林 (2003)、小原 (2001)、大石 (2003) などが挙げられる。

安部・大竹 (1995) は、1990年の「パートタイム総合実態調査」を用いて、パートタイム労働者の年間所得分布が80万円から100万円の間集中していることを指摘し、未婚女性と既婚女性 (DINKS) の比較によって配偶者控除の存在による所得調整の可能性が示唆されると指摘している⁽¹²⁾。

また、樋口 (1995)、神谷 (1997) は「パートタイム総合実態調査」を用いて、所得調整行動を年齢、教育年数、企業規模などの種々の変数を用いて推定した結果、とりわけ低所得、高学歴の既婚女性に所得調整行動が生じていることを指摘している。同様の結論は、1993年の「パネル調査」のデータを使用し、専業主婦を中心に分析を行った小原 (2001) の分析からも得られ⁽¹³⁾

Eissa (1996), Eissa and Hoynes (2004) などが代表的な研究として挙げられる。

(11) Eissa (1996) は ERTA によって大きく影響を受けたと考えられるグループ (高所得既婚女性) を treatment group, あまり大きな影響を受けていないと考えられるグループ (低所得既婚女性) を control group にして、両グループの労働供給が、ERTA の実施前と実施後でどのように変化したかを分析した。

(12) とりわけ、高学歴のパートタイム労働者ほど、100万円における分布の集中が激しいことが指摘されている。

(13) 樋口 (1995) は1990年のパート労働調査を使用。神谷 (1997) は1990年、1995年のパート労働調査を使用。

(14)
ている。

赤林（2003）は、1995年の「パートタイム労働者総合実態調査」のデータを用いて、21歳から60歳の既婚女性労働者の労働時間を推定し、非補償賃金弾力性、所得弾力性を導出している。そして、推定されたパラメータから、シミュレーション分析を行い、配偶者控除廃止は労働時間を約2%増加させるが、さほど大きな影響を及ぼさないと結論付けている。

また、大石（2003）は、『平成10年国民生活基礎調査』および『平成10年公的年金加入状況等調査』などの個票データを用いて、就業決定に関するクロスセクション・データによるD.I.D推定を行っている。その結果、税制や社会保障制度、配偶者手当などの慣習は、総合するとサラリーマンの妻の就業参加率を14%ポイント前後、引き下げていると述べている。

日本における上記の先行研究からは、配偶者控除などの税制は、パートタイマーなどをしてしている低所得の既婚女性に所得調整行動を促していた可能性が示唆される。しかし、平成16年分以降の所得税より配偶者特別控除（上乘せ分）が廃止されることによって、実際に労働供給が変化したかどうかを実証した研究例は見られていない。そのため、配偶者特別控除廃止が、低所得既婚女性の所得調整のインセンティブを減らし、彼女達の労働供給を増加させているかどうかを本稿で分析することは、今後の税制改革の方向性を検討する上で有用であると考えられる。また、上記の先行研究では、大石（2003）を除くと調査の対象がパート労働者のみに限られている点は注意を要する。すなわち、働くか否か、パートタイムかフルタイムかの選択に関する情報を含めたうえでのモデルの特定化が十分にはなされていない。本稿では、フルタ

(14) ただし、小原（2001）は1996年の「パネル調査」のデータにおいては、夫の所得が高いと妻の有業率が低いという関係は弱まり、逆に夫婦ともに所得が高い傾向が強まっていることから、ダグラス＝有沢法則は統計的に支持されにくくなりつつある点を指摘している。

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

イム労働者、専業主婦に関する情報が個票データにより入手可能であるため、それらの情報を制御した上で、計量モデルを推定することが可能である。

1.2 使用したデータ

本稿で使用するデータは平成16年度科学研究費補助金（基盤研究（A）「格差の世代間移転と意欲促進型社会システムの研究」（研究代表者・橋木俊詔）において実施された「階層化する日本社会に関するアンケート調査」の個票データである。

本稿で用いたデータについて、簡単に説明しておくこととする。データの収集に際しては、現在の日本社会の実情を反映したものにするために、全国規模の大規模なアンケート調査を行い、十分な標本数を確保することを目指したものである。限られた予算と時間のなかで、こうした必要性を満たすために、「goo リサーチ」によりインターネットによるアンケート調査を行い、データを収集した。ただし、インターネットによるアンケート調査には、郵送法に比べて低価格でより迅速に調査が行えるという利点がある一方で、回答者がある特殊な層に偏るといった欠点も備えている。

日本の経済学者によるインターネット調査の例は、まだほとんどないのが現状であるが、数少ない先行調査としては、同じく平成14年度科学研究費補助金を用いた「世代間の利害調整に関する研究」（研究代表者・高山憲之）において実施されたアンケート調査がある。この調査（研究代表者・高山憲之）でも同じく「goo リサーチ」を用いて調査を行っている。調査にあたっては、男女比と年齢分布については、国勢調査（2000）に基づいて縛りをかけ、できるだけ日本の現状に近いものとしたが、それ以外の属性についてはかなりのバイアスが生じたものとなっている。調査結果の概要は有田（2002）により知ることができる。有田（2002）で報告された標本の歪みは、次のようなものであった。第一に、回答者の大半は高学歴である点である。男性で

表 1-1 年齢別収入階級・割合

| 男 | 総数 | 20代 | 30代 | 40代 | 50代以上 |
|----------|-----|-----|-----|-----|-------|
| 240万円未満 | 46% | 83% | 22% | 15% | 34% |
| 550万円未満 | 32% | 15% | 49% | 36% | 39% |
| 1000万円未満 | 17% | 1% | 26% | 42% | 20% |
| 1000万円以上 | 4% | 0% | 2% | 7% | 7% |

| 女 | 総数 | 20代 | 30代 | 40代 | 50代以上 |
|----------|-----|-----|-----|-----|-------|
| 240万円未満 | 85% | 92% | 78% | 73% | 86% |
| 550万円未満 | 12% | 8% | 18% | 19% | 11% |
| 1000万円未満 | 3% | 0% | 4% | 8% | 2% |
| 1000万円以上 | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% |

は6割以上、女性でも4割近く（短大・高専卒を含めると6割以上）が大卒以上の学歴となっている。第二に、大都市の回答者が多く、男女とも3割以上が大都市に居住している。第三に、所得分布による歪みがある点である。男性は回答者の多くが高所得者であり、年収1000万円以上の回答者が全体の約15%もいる。逆に女性の場合は、回答者の多くが低所得者であり、無収入の回答者が約28%もいる。

こうした回答者の属性ごとの分布の歪みを是正するために、本稿で用いたデータは収集するにあたり、性別・年齢別分布以外に、都市規模別・学歴別・年収別クロスの分布の縛りをかけた上で、アンケート調査を実施した。具体的には、厚生労働省「国民生活基礎調査（平成14年版）」に基づき、男女別・年齢別・年収別のクロスの分布は、表1-1で示した数値に近い値になるよう縛りをかけた。さらに居住地や学歴についても、各男女別・年齢別カテゴリごとに100万人以上の大都市居住者とそれ未満の人口の市町村居住者を20%対80%となるようにし、さらにその中で、学歴別分布を短大・大卒以上とそれ以下の学歴の者を、40歳代以下では30%対70%とし、50歳代以上では10%対90%として縛りをかけた。

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

表 1-2 使用変数の記述統計

| 変数名 | 有配偶女性 | | 無配偶女性 | |
|---------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 就業状態（就業＝1，不就業＝0） | 0.424 | 0.494 | 0.850 | 0.358 |
| 週あたり労働時間 | 14.64 | 18.69 | 35.80 | 18.85 |
| 年収100万以下ダミー（勤労者のみ） | 0.557 | 0.497 | 0.112 | 0.316 |
| 年収100万以下ダミー（全体） | 0.739 | 0.439 | 0.174 | 0.380 |
| 自分以外の家計所得（万円） | 699.65 | 335.81 | 197.66 | 284.24 |
| 自分以外の家計所得（対数） | 6.43 | 0.59 | 3.12 | 2.782 |
| 年齢 | 42.89 | 8.23 | 39.63 | 7.687 |
| 持ち家ダミー | 0.721 | 0.448 | 0.577 | 0.494 |
| 同居ダミー（両親と同居＝1） | 0.157 | 0.363 | 0.343 | 0.475 |
| 正社員ダミー（正社員＝1） | 0.148 | 0.355 | 0.665 | 0.472 |
| 大都市ダミー（大都市に居住＝1） | 0.236 | 0.424 | 0.239 | 0.427 |
| 大卒・院卒ダミー（大卒 or 院卒＝1） | 0.177 | 0.381 | 0.210 | 0.408 |
| 6歳以下ダミー （6歳以下の子供がいる＝1） | 0.254 | 0.436 | 0.047 | 0.211 |
| 賃金（対数） | -2.11 | 0.878 | -1.68 | 0.645 |
| 地域別完全失業率 | 4.74 | 0.734 | 4.76 | 0.704 |
| N×T | 3650 | / | 770 | / |

注）サンプルは自営業者を除く30歳～59歳の女性。1999年と2004年の2ヵ年分のデータである。自分以外の家計所得は課税前の値である。

こうして、日本の現状に近い標本を収集したのである。回収された標本数は6314である。本稿では、このうち30歳から59歳までの女性世帯を抽出して分析する。抽出した有配偶女性世帯は3650であり、無配偶女性世帯は770である。分析に用いた変数の記述統計は表 1-2 に示しておいた。

1.3 推定方法と本稿の構成

さて、推定方法としては、先行研究で述べた Eissa (1995) において提唱された Difference in Difference (D. I. D) 推定を用いる。この推定方法の特

徴は、treatment group（政策変化の影響を受けるグループ）と control group（政策変化の影響を受けないグループ）の2時点での変化を比較することにより、時点効果、グループ特有の効果を同時にコントロールした上で純粋な政策変化による効果を導き出すことができる点にある。すなわち、配偶者特別控除の廃止の実施前後の2時点で、政策の影響を受けたグループとそうでないグループを区別した上で、純粋な政策の影響がどの程度であるかを計測する。日本においてはこの推計方法によって税制が労働供給に与えた影響を実証している研究例は先述の大石（2003）が挙げられる。しかし、大石（2003）の分析はクロスセクション・データによるものであり、政策変更前後の2時点のデータを使用している研究例は我々の知りうる限り存在しない⁽¹⁵⁾。今後の政策効果を検証する分析に資するものと信じる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、2節ではノンパラメトリック回帰によるカーネル密度推定量を用いて、控除廃止の影響を受けるとされるトリートメントグループと、影響は受けないがその他の面ではトリートメントグループと類似しているコントロールグループの労働時間が控除廃止前後でどのように変化しているかを比較検討する。3節では配偶者特別控除の廃止が低所得既婚女性労働者の労働供給に与えた影響を分析するために、D. I. Dモデルを構築し、計量モデルの実証結果を記述する。モデルのコントロール変数として、年齢、経験年数、夫の収入、賃金、子供の数、持ち家の有無などが使用される。サンプルとしては、労働者に焦点をあてたケースと非労働者を加えたケースの双方での推定を行う。4節では本稿の分析結果から得られる政策的含意と今後の展望を述べる。

本稿は、独自に作成された日本の大規模調査データを用いて、平成15年度

(15) treatment group と control group のアンケート回答内容を比較し、税制が既婚女性の労働時間に与えた影響を分析した例は安部・大竹（1995）にも見られるが D. I. D 推定は行われていない。

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

税制改正において実施された配偶者特別控除の廃止が、女性の労働供給にどのような影響を与えたかを D. I. D 推定を用いて分析したものである。

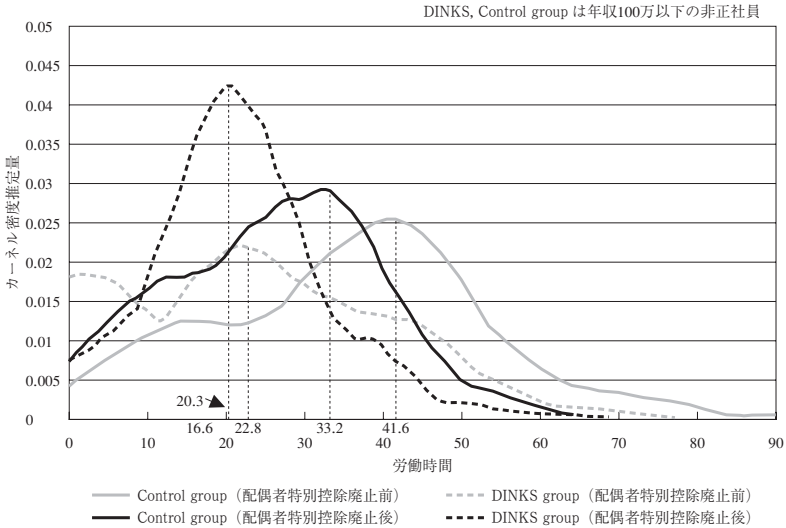
2. 配偶者特別控除廃止前後における労働時間の変化

配偶者特別控除の廃止の影響を受けるのは年収103万円以下の配偶者を持つ既婚世帯であり、とりわけ年収70万以下の配偶者がいる場合、影響がもつとも大きくなることは前節で述べたとおりである。本節では、このような控除廃止の影響を受ける既婚女性グループと、控除廃止の影響を受けない未婚女性グループを比較することにより、控除廃止が労働供給に与えた影響を考察する。ただし、このような税制変化が労働供給に与えた影響を分析するためには、控除廃止の影響を受けるか受けないかという点以外は、できる限り類似しているグループを比較することが望ましい。そのため、既婚で子供がおらず、夫以外の家族と同居していない年収100万以下の非正社員女性労働者⁽¹⁶⁾をトリートメントグループ（以下、DINKS グループと呼ぶ）とし、未婚で年収100万以下の非正社員女性労働者をコントロールグループとして、政策変更前後における両グループの労働時間の変化を比較することを試みる⁽¹⁷⁾。DINKS グループ、Control グループの双方とも、2004年時点で25歳～55歳の女性を対象にしており、自営業者を除いている点に注意されたい。まず図 2-1 は「配偶者特別控除廃止前後における労働時間の変化」を示したものであり、縦軸はノンパラメトリック回帰による労働時間のカーネル密度推定量

(16) 非正社員とは正規雇用以外の被雇用者であり、契約社員、嘱託社員、派遣社員、パートタイム労働者を全て含む。

(17) ここでの年収は配偶者特別控除が廃止になる直前の2003年時点の年収を表す。すなわち、厳密には、配偶者特別控除廃止の影響を受ける可能性が非常に高いグループとしてトリートメントグループ（DINKS グループ）を設定したことになる。次節の D. I. D 推定において、政策変化前後においてトリートメントグループとコントロールグループのサンプルが変化することを防ぎ、普遍性のある推定量を得るために上記の方法を採用している。詳細は Nada (1995) を参照。

図 2-1 配偶者特別控除廃止前後における労働時間のカーネル密度推定量



(18) である。この図によると、DINKS グループとコントロールグループの両方が、控除廃止前（1999年）から廃止後（2004年）において、労働時間を減らしていることが読み取れる。すなわち、全体的な傾向としては、控除廃止の影響を受けるとされる年収100万以下の低所得既婚女性も、控除廃止後に労働供給を減らしていたことがわかる。⁽¹⁹⁾しかし、最頻値（mode）における

(18) 変数 x の一般的なカーネル密度推定量の値は以下のように表現される。

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K(\phi_i)$$

h はバンド幅、 $K(\cdot)$ はカーネル関数を表す。本稿では、カーネル関数として Epanechnikov カーネルを使用している。Epanechnikov カーネルは、

$$K(\phi) = \begin{cases} 3/4(1 - \phi^2) & \text{if } |\phi| \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

で表現される。また、バンド幅は Deaton (1997) 同様、Silverman (1986) の手法に基づいている。カーネル密度推定量の計測により、パラメトリックな特定の分布関数に制約されない密度推定が可能になる。カーネル推定量の説明は、Pagan and Ullah (1999)、元山・両角 (2002) などが詳しい。

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

「控除廃止前後による DINKS グループとコントロールグループの労働時間の変化の差（時給範囲別）」

| 時給の範囲 | ～700 | 700～ 900 | 900～ 1,200 | 1,200～ 1,500 | 1,500～ |
|----------------------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|----------------|
| Dinks と C. G の 労働時間変化の差 | 6.04 (1.64) | 12.3 (2.49) | 11.15 (2.10) | 1.76 (0.83) | 0.05 (0.04) |

* [控除前後の Dinks の労働時間の変化]－[控除前後の C. G の労働時間の変化] で求められる。()内は平均値の差の検定を行った際の t 値。

労働時間を比較すると、控除廃止前後で未婚女性の方が41.6時間から33.2時間と大きく減少させているのに対し、既婚女性の方は22.8時間から20.3時間と小幅にとどまっている⁽²⁰⁾。平均値、中央値の比較においても労働時間の減少幅は未婚女性の方が大きい⁽²¹⁾。また、図 2-1 の右上には「控除廃止前後による DINKS グループとコントロールグループの労働時間の変化（時給範囲別）」を示しているが、多くの時給範囲（単位：円）において、未婚女性の労働時間の減少が既婚女性に比べて大きいことが読み取れる。また、時給1200円未満では労働時間変化分の差を t 検定した結果はすべて有意になっているのに対して、時給1200円以上では有意となっていない点からも、低い時給水準では労働供給量を伸縮的に変化させたことが読み取れる。すなわち、多数の企業で労働需要が伸び悩みを見せた時代背景の中で、配偶者特別控除廃止という税制変化要因が既婚女性の労働供給に正の影響を与えていた分だけ、既婚

(19) 厚生労働省の毎月勤労統計調査によると、女性労働者の平均月間労働時間は、1999年には139.2時間であったが、2003年には133.0時間と若干縮小している。2004年のデータは2005年4月20日現在、まだ公表されていない。

(20) 未婚女性全サンプルでカーネル推定量の最頻値を比較した場合は、控除廃止前が43.2時間、控除廃止後が39.1時間であり、これほど大きな変化はない。

(21) コントロールグループの未婚女性（年収100万以下）は控除廃止前後において労働時間を平均で10.3時間減少させているのに対し、トリートメントグループの DINKS（年収100万以下）は、平均で4.3時間（23.6時間→19.3時間）の減少にとどまる。

女性の労働供給の減少が低くとどまると考えられる。この控除廃止が既婚女性の労働供給に与えた影響をさらに詳しく検討するため、次節において、D. I. D モデルを構築し、その推定結果を考察する。

3. D. I. D モデルの構築と推定結果

3.1 トリートメントグループとコントロールグループの設定

本節では、配偶者特別控除の上乗せ部分の廃止が既婚女性の労働供給に与えた影響を分析するため、Eissa (1995) や Meyer, Viscusi, and Durbin (1995) で使用された Difference in Difference (D. I. D) 推定を行う⁽²²⁾。D. I. D 推定の特徴は、treatment group (政策変化の影響を受けるグループ) と control group (政策変化の影響を受けないが、その他の点ではトリートメントグループと性質が類似しているグループ) の時点ごとの各変数の変化を比較することにより、時点効果と group 特有の効果を考慮したうえで純粋な政策変化による効果を導こうとする点にある。

今回使用した「階層化する日本社会に関するアンケート (2004年11月実施)」では、「先週の合計労働時間」「5年前の平均的な週合計労働時間」など、2時点にわたって収入、労働時間等のデータを尋ねているため、制度変更前後の2時点のデータを使用した D. I. D 推定が可能である⁽²³⁾。

(22) Meyer, Viscusi, and Durbin (1995) は、労働補償政策の制度変化が労働者の補償手当の受給期間にどのような影響を与えるかを分析している。

(23) 大日 (2001) は、D. I. D 推定は制度変更の外生性、treatment group と control group の同質性を前提としているが、これらの性質を確保することは困難であることを指摘している。本稿では、正社員ダミーや6歳児以下の子持ちダミーなどをコントロールした推定に加え、トリートメントグループを夫以外の家族と同居していない子供無しの既婚女性 (DINKS) に設定し、コントロールグループの未婚女性の性質とできうる限り近づけた場合の推定も行い、モデルの頑健性を確認している。制度変更前後の情報が入手可能であった今回の分析においては、D. I. D 推定は有用なツールとなると考える。ただし、大日 (2001) にあるように、制度変更の外生性、グループ間の同質性が確保されていたとしても、制度変更の影響を過大に評価

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

本稿では、配偶者特別控除廃止の影響を大きく受ける年収100万以下の既婚女性（30歳～59歳⁽²⁴⁾、自営業者は除く）を政策変化の影響を受けるトリートメントグループとして設定した。ただし、配偶者控除、配偶者特別控除の対象となるように、夫が被雇用者（第2号被保険者）であり、夫の年収が1000万以下のサンプルに対象を限定している⁽²⁵⁾。また、配偶者特別控除の廃止が労働供給に与える影響に分析の焦点をあてるため、夫が第2号被保険者である既婚女性のみをトリートメントグループに用いる。

また、政策の変化を受けないコントロールグループを年収100万以下で30～59歳の未婚女性とした。未婚女性の方も自営業者は除いている⁽²⁷⁾。

被説明変数を労働時間の対数値としてD. I. D推定量を求めた推定結果は表3-1、表3-2である。

3.2 トービット推定

まず表3-1は、労働供給関数の推計にしばしば使用されるトービット推定法（Type I Tobit model）によってD. I. D推定量を求めた推定結果である⁽²⁸⁾。

する可能性は依然として残るため、推定結果の解釈は慎重に行うべきであろう。

(24) 配偶者特別控除が廃止されていなかった1999年当時において、まだ学生であったケースを除外するため、20～29歳のサンプルは含めなかった。

(25) 本来は年収103万以下の既婚女性を treatment group に設定するのが望ましいと思われるが、アンケート調査の設問項目の制約上、年収100万以下とした。ただし、年収100万超～年収103万以下の既婚女性の配偶者（夫）の所得税額は、配偶者特別控除の廃止によって殆ど影響を受けないと考えられる。また、アンケートでは2003年時点における年収を尋ねている。

(26) 夫が自営業者（第1号被保険者）で妻が専従者となっている場合、配偶者控除や配偶者特別控除は受けられない。また、夫の年収が1000万円を超えると配偶者控除の適用がなくなる。同様の議論が大石（2003）でなされている。また、大石（2003）では、夫が第2号の場合、配偶者手当が支給される可能性が高いため、妻の年収103万円での限界税率の上昇幅は、夫が第1号の場合と比べて非常に大きくなる点を指摘している。

(27) 未婚女性には配偶者と死別・離別した女性も含まれる。このグループは配偶者特別控除の上乗せ部分廃止によって直接的な影響は受けない。

表 3-1 労働時間に関する D. I. D 推定の推定結果 (Tobit Type)

| Treatment group : 自営業者を除く年収100万以下の既婚女性 (30-59歳) ただし、 夫が第1号被保険者 (自営業者), 夫の年収が1千万超の標本は 除く。 | | | | | |
|--|----------|-------|------------|-------------|---------|
| Control group : 自営業者を除く年収100万以下の未婚女性 (30-59歳) | | | | | |
| 被説明変数: 週当たり労働時間 (対数) | 限界効果 | 標準偏差 | t-value | 各変数の 平均値 | |
| Year (1999 = 0, 2004 = 1) | -10.83 | 2.64 | -4.1 *** | | / |
| 既婚ダミー (既婚 = 1, その他 = 0) | -7.53 | 2.18 | -3.45 *** | | 0.92 |
| Year × 既婚 | 6.11 | 2.73 | 2.24 ** | | 0.46 |
| 年齢 | -0.93 | 0.56 | -1.68 * | | 42.40 |
| 年齢 (2乗) | 0.01 | 0.01 | 1.21 | | 1862.89 |
| 自分以外の家族の収入 (対数) | -0.01 | 0.38 | -0.01 | | 6.17 |
| 持ち家ダミー | -1.03 | 0.89 | -1.16 | | 0.70 |
| 同居ダミー (両親と同居 = 1) | 0.95 | 1.06 | 0.89 | | 0.19 |
| 正社員ダミー (正社員 = 1) | 12.68 | 2.37 | 5.34 *** | | 0.04 |
| 大都市ダミー | 1.24 | 0.91 | 1.37 | | 0.22 |
| 大卒・院卒ダミー | -0.03 | 1.09 | -0.03 | | 0.16 |
| 6歳以下ダミー | -3.55 | 1.04 | -3.42 *** | | 0.24 |
| 賃金 (対数) | -11.73 | 0.48 | -24.23 *** | | 6.44 |
| 地域別完全失業率 | -0.44 | 0.51 | -0.85 | | 4.73 |
| 定数項 | 30.78 | 12.44 | 2.47 ** | | / |
| 対数尤度 | -1955.55 | | | | |
| N | 547 | | | | |

注) Tobit による Difference in Difference Estimator の推定。***は 1%, **は 5%, *は 10%水準で有意であることを示す。サンプルにおける週当たり労働時間の平均は 14.59 時間。尚, () 内は不均一分散を考慮した robust な標準誤差である。(表 3-2 ~ 表 3-5 も同様。)

労働時間のように分布の端が切断されたデータを用いて OLS 推定を行った場合にパラメータにバイアスが生じる問題を回避するため、トービット推定法が用いられる。推定式は以下の⁽²⁹⁾ように表される。

(28) トービットモデルの詳細は Amemiya (1985), Wooldridge (2002), 北村 (2005) などで包括的に論じられている。

(29) Tobit model における $E(y|x, y > 0)$ は以下の式で表現される。

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

$$y_i^* = x_i\beta + u_i, \quad u_i | x_i \sim \text{Normal}(0, \sigma^2) \quad (3.1)$$

$$y_i = \max(0, y_i^*) \quad (3.2)$$

ここで、 y_i は個人 i の週当たり労働時間の対数値であり、表 4-1 に記されている限界効果は、 $\frac{\partial E(y|\chi, y>0)}{\partial x_j}$ である。

3.3 非労働者の留保賃金を求めた D. I. D 推定

表 3-2 は、非労働者の留保賃金を考慮した D. I. D 推定である。労働時間（対数値）を被説明変数とするモデルは、賃金を説明変数に含む場合、賃金変数が欠値となっている非労働者のサンプルは含まれない。しかし、勤めに出ていない既婚女性も、特別控除廃止の影響を受けるため、労働時間がゼロである非労働者もサンプルに含める方がより好ましいと考えられる。そこで、労働者の賃金関数を設定し、そのパラメータを求めることで勤めに出ていない女性の留保賃金を算出し、非労働者のサンプルを含めた上で D. I. D 推定を行っている。表 3-3 は 30 歳～59 歳の女性の賃金関数の推定結果である。トリートメントグループ、コントロールグループの設定は表 3-1 のトービット推定と同様である。

$$E(y|x, y>0) = x\beta + E(u|u > -x\beta) = x\beta + \sigma \frac{\phi(\chi\beta/\sigma)}{\Phi(\chi\beta/\sigma)} \quad (3.3)$$

あらゆる c に対して $\lambda(c) \equiv \phi(c)/\Phi(c)$ を定義するとき、 λ を逆ミルズ比 (inverse Mills ratio) と呼ぶ。 $(\phi(c), \Phi(c))$ はそれぞれ標準正規分布の確率密度関数、累積分布関数。 $E(y|x, y>0)$ は $x\beta$ と $c = \chi\beta/\sigma$ として計算した逆ミルズ比の σ 倍との和によって求まる。(3.3) を連続な説明変数 x_j で偏微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(y|\chi, y>0)}{\partial x_j} &= \beta_j + \beta_j \left[\frac{d\lambda(\chi\beta/\sigma)}{dc} \right] \\ \Leftrightarrow \frac{\partial E(y|\chi, y>0)}{\partial x_j} &= \beta_j \{1 - \lambda(\chi\beta/\sigma) [\chi\beta/\sigma + \lambda(\chi\beta/\sigma)]\} \end{aligned} \quad (3.4)$$

が得られる。

表 3-2 労働時間に関する D. I. D 推定の推定結果（非労働者を含む）

Treatment group：自営業者を除く既婚女性（30-59歳）ただし、夫が第1号被保険者（自営業者）、夫の年収が1千万超の標本は除く。
Control group：自営業者を除く未婚女性（30-59歳）

| 被説明変数： 週当たり労働時間（対数） | 係数 | 標準偏差 | t-value | 各変数の 平均値 |
|--------------------------|----------|-------|-----------|-------------|
| Year（1999 = 0, 2004 = 1） | -24.52 | 6.20 | -3.95*** | / |
| 既婚ダミー（既婚 = 1, その他 = 0） | -10.88 | 4.65 | -2.34** | 0.95 |
| Year×既婚 | 11.72 | 6.37 | 1.84* | 0.47 |
| 年齢 | 0.70 | 1.15 | 0.61 | 41.72 |
| 年齢（2乗） | -0.01 | 0.01 | -0.79 | 1806.39 |
| 自分以外の家族の収入（対数） | -2.82 | 0.88 | -3.22*** | 6.26 |
| 持ち家ダミー | -1.88 | 1.75 | -1.07 | 0.69 |
| 同居ダミー（両親と同居 = 1） | 3.95 | 2.25 | 1.75 | 0.15 |
| 正社員ダミー（正社員 = 1） | 32.79 | 4.60 | 7.13*** | 0.02 |
| 大都市ダミー | 0.38 | 1.84 | 0.21 | 0.22 |
| 大卒・院卒ダミー | 2.65 | 2.22 | 1.19 | 0.15 |
| 6歳以下ダミー | -6.43 | 1.98 | -3.26*** | 0.31 |
| 賃金（対数） | -23.50 | 1.48 | -15.85*** | 6.46 |
| 地域別完全失業率 | -1.37 | 1.05 | -1.30 | 4.74 |
| 定数項 | 175.40 | 25.11 | 6.99*** | / |
| 対数尤度 | -1567.24 | | | |
| N | 2100 | | | |

注）非労働者もサンプルに含めた Difference in Difference Estimator の推定。非労働者の留保賃金は、表 4-3 の賃金関数のパラメータを用いて導出。***は 1%, **は 5%, *は 10%水準で有意であることを示す。サンプルにおける週当たり労働時間の平均は 9.55 時間。

3.4 推定結果

表 3-1 において説明変数で有意となったものは、年次ダミー、既婚ダミー、年次・既婚の交差項ダミー、年齢、正社員ダミー、6歳以下ダミー⁽³⁰⁾、賃金であった。関心のある年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year×既婚] の係数は、有意水準 5% で正の値をとった⁽³¹⁾。

(30) 6歳以下の子供がいる場合、1をとるダミー変数である。

(31) 尚、トービット推定ではなく、通常の Pooled OLS によって D. I. D 推定を行っ

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

表 3-3 女性労働者の賃金関数の推定結果

被説明変数：自営業者を除く30歳-59歳の女性労働者の単位時間あたり賃金の対数値。ただし、既婚の場合は夫が第1号被保険者（自営業者）、夫の年収が1千万超のサンプルは除く。

| 被説明変数： 時間あたり賃金（対数） | 係数 | 標準偏差 | t-value |
|-----------------------|-------|------|----------|
| 既婚ダミー（既婚＝1，その他＝0） | -0.20 | 0.05 | -3.71*** |
| 自分以外の家族の収入（対数） | 0.00 | 0.01 | -0.09 |
| 年齢 | 0.73 | 0.04 | 19.38*** |
| 年齢（2乗） | 0.10 | 0.02 | 3.92*** |
| 同居ダミー（両親と同居＝1） | 0.00 | 0.00 | -3.26*** |
| 正社員ダミー（正社員＝1） | 0.21 | 0.04 | 4.82*** |
| 大都市ダミー | -0.05 | 0.04 | -1.07 |
| 大卒・院卒ダミー | -0.02 | 0.04 | -0.55 |
| 地域別完全失業率 | -0.02 | 0.02 | -0.89 |
| 定数項 | 4.50 | 0.53 | 8.53*** |
| 修正済決定係数 | 0.248 | | |
| N | 1910 | | |

注) Pooled OLS による推定。***は1%，**は5%，*は10%水準で有意であることを示す。経験年数はアンケートの質問項目に含まれていなかったため、説明変数に含めなかった。尚、高卒者の経験年数を年齢-18、短大卒を年齢-20、大卒を年齢-22、院卒を年齢-24で算出した経験年数を上記のモデルに含めた場合、そのパラメータは有意でなく、修正済決定係数は0.239であった。

また、表 3-2 の説明変数で有意となったものは、年次ダミー、既婚ダミー、年次・既婚の交差項ダミー、自分以外の家族の収入（対数）、正社員ダミー、6歳以下ダミー、賃金であった。すなわち、Tobit 型の D. I. D 推定、非労働者の留保賃金を算出した D. I. D 推定のいずれにおいても、関心のある年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year×既婚] の係数は、それぞれ有意水準5%、10%で正の値をとった。

すなわち、2004年における配偶者特別控除の廃止という制度変更にとりま

た場合においても、年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year×既婚] の係数は、それぞれ有意水準5%で正に有意であった。

い、2003年次において年収100万以下だった既婚女性（treatment group）は、年収100万以下の未婚女性（control group）に比べて労働時間を相対的に拡大させていた可能性が示唆される結果となった。

ただし、配偶者特別控除廃止の影響を受けない高所得既婚女性をサンプルに含めて D. I. D 推定を行った場合に年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項が依然として有意に正であるのならば、上記の係数の符号は配偶者特別控除の廃止以外の要因によって引き起こされていると考えざるをえない。そこで年収100万以下にサンプルを限定しないで D. I. D 推定を行った結果が表 3-4 に記されている。⁽³²⁾ 結果としては、自分以外の家族の収入（対数値）、6 歳以下ダミー、地域別完全失業率⁽³³⁾などが有意に負の値をとった反面、年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year×既婚] の係数は有意な値ではなくなっている。すなわち、年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year×既婚] の係数が有意に正であるのは、treatment group を配偶者特別控除の影響を受けるとされる年収100万以下の既婚女性に限定した場合であることがこの推定結果からも読み取れる。⁽³⁴⁾

また、配偶者特別控除廃止の影響を受ける treatment group と影響を受けない control group の属性をさらに類似させるため、年収100万以下の既婚女性（30歳～59歳、自営業者は除く）で6歳未満の子供を持たないサンプルを treatment group とし、⁽³⁵⁾ 年収100万以下で30～59歳の未婚女性（自営業者は除

(32) 表 4-4 は非労働者も含めたサンプルによって推定が行われているが、表 4-1 のように働いている女性のみセンサされた推定式においても年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項は有意ではなかった。

(33) 総務省統計局の『労働力調査』における地域別完全失業率を説明変数としたものである。

(34) 年収100万超の女性にサンプルを限定して D. I. D 推定を行った場合も、年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year×既婚] の係数は有意な値ではない。

(35) 6歳未満の幼児がいる既婚女性は特に労働参加率が低く、働いているとしても労働時間が少なくなる傾向にあることが過去の多くの実証研究から明らかにされている。尚、treatment group から子供を持つ既婚女性を全て除いて D. I. D 推定を行

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

表 3-4 労働時間に関する D. I. D 推定結果 (Tobit Type)

サンプル：自営業者を除く女性 (30-59歳) ただし、夫が第 1 号被保険者 (自営業者)、夫の年収が 1 千万超の標本は除く。

| 被説明変数： 週当たり労働時間 (対数) | 限界効果 | 標準偏差 | t-value | 各変数の 平均値 |
|---------------------------|---------|------|-----------|-------------|
| Year (1999 = 0, 2004 = 1) | -5.56 | 1.13 | -4.94*** | / |
| 既婚ダミー (既婚 = 1, その他 = 0) | -4.18 | 1.10 | -3.81*** | 0.80 |
| Year × 既婚 | -0.06 | 1.25 | -0.05 | 0.40 |
| 年齢 | -0.30 | 0.37 | -0.81 | 41.39 |
| 年齢 (2 乗) | 0.00 | 0.00 | 0.69 | 1777.81 |
| 自分以外の家族の収入 (対数) | -1.12 | 0.19 | -5.98*** | 5.67 |
| 持ち家ダミー | -0.78 | 0.58 | -1.33 | 0.67 |
| 同居ダミー (両親と同居 = 1) | 0.32 | 0.71 | 0.46 | 0.19 |
| 正社員ダミー (正社員 = 1) | 32.51 | 0.74 | 43.76*** | 0.26 |
| 大都市ダミー | 0.30 | 0.61 | 0.49 | 0.22 |
| 大卒・院卒ダミー | 1.81 | 0.68 | 2.66*** | 0.17 |
| 6 歳以下ダミー | -2.82 | 0.69 | -4.11*** | 0.24 |
| 賃金 (対数) | -9.90 | 0.50 | -19.70*** | 6.86 |
| 地域別完全失業率 | -0.71 | 0.35 | -2.04*** | 4.73 |
| 定数項 | 102.41 | 8.34 | 12.28*** | / |
| 対数尤度 | -2752.3 | | | |
| N | 3298 | | | |

注) Tobit による Difference in Difference Estimator の推定。***は 1%, **は 5%, *は 10% 水準で有意であることを示す。サンプルにおける週当たり労働時間の平均は 14.59 時間。D. I. D による推定。***は 1%, **は 5%, *は 10% 水準で有意であることを示す。サンプルにおける週当たり労働時間の平均は 14.59 時間。上記のとおり、配偶者特別控除廃止の影響を受けない高所得女性労働者をサンプルに含めた場合、年次ダミーと既婚ダミーの交差項は有意ではなくなる。

く) を control group として、D. I. D 推定を行った推定結果が表 3-5 に記されている。

推定結果によると、年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year × 既婚] の係数は、有意水準 1% で正の値をとっており、配偶者特別控除の廃止が既

った場合においても、同様の結果が得られているが、紙面の都合上、推定結果は割愛する。

表 3-5 労働時間に関する D. I. D 推定結果 (Tobit Type)

| Treatment group : 自営業者を除く年収100万以下の既婚女性 (30-59歳) ただし、 夫が自営業者、夫の年収が1千万超、6歳以下の子供を持つ標 本は除く。 | | | | |
|---|--------|-------|-----------|-------------|
| Control group : 自営業者を除く年収100万以下の未婚女性 (30-59歳) | | | | |
| 被説明変数： 週当たり労働時間 (対数) | 限界効果 | 標準偏差 | t-value | 各変数の 平均値 |
| Year (1999 = 0, 2004 = 1) | -11.89 | 2.78 | -4.28*** | / |
| 既婚ダミー (既婚 = 1, その他 = 0) | -8.04 | 2.30 | -3.49*** | 0.91 |
| Year×既婚 | 7.94 | 2.89 | 2.75*** | 0.45 |
| 年齢 | -1.53 | 0.67 | -2.29** | 44.47 |
| 年齢 (2乗) | 0.01 | 0.01 | 1.87* | 2037.63 |
| 自分以外の家族の収入 (対数) | 0.05 | 0.40 | 0.13 | 6.16 |
| 持ち家ダミー | -0.80 | 1.04 | -0.78 | 0.73 |
| 同居ダミー (両親と同居 = 1) | 0.39 | 1.19 | 0.33 | 0.20 |
| 正社員ダミー (正社員 = 1) | 4.44 | 1.67 | 2.67*** | 0.04 |
| 大都市ダミー | 0.89 | 1.01 | 0.88 | 0.24 |
| 大卒・院卒ダミー | -1.00 | 1.23 | -0.81 | 0.18 |
| 賃金 (対数) | -0.16 | 0.59 | -19.79*** | 6.48 |
| 地域別完全失業率 | 43.92 | 15.05 | -0.27 | 4.74 |
| 定数項 | -11.89 | 2.78 | 2.92*** | / |
| 修正済決定係数 | 0.636 | | | |
| N | 429 | | | |

注) Tobit による Difference in Difference Estimator の推定。***は 1%, **は 5%, *は10%水準で有意であることを示す。サンプルにおける週当たり労働時間の平均は14.96時間。

婚女性の労働供給にプラスの影響を与えた可能性が高まっている。⁽³⁶⁾

(36) 年収100万以下にサンプルを限定しないで D. I. D 推定を行った場合、表 4-4 のケースと同様、自分以外の家族の収入、地域別完全失業率などが有意に負の値をとり、年次ダミーと既婚女性ダミーの交差項 [year×既婚] の係数は有意な値ではなかった。

4. お わ り に

本稿では、独自に作成された日本の大規模調査データ『階層化する日本社会に関するアンケート』を用いて、平成15年度税制改正において決定され、平成16年分以降の所得税に適用されることになった配偶者特別控除の廃止が、女性の労働供給にどのような影響を与えたかに関して D. I. D 推定を行った。その結果、次の点が明らかになった。

- ・控除廃止の影響を受ける年収100万以下（2003年時点）の既婚女性は、今回の政策変更による実質的な家計所得の増税に対して、労働供給量を相対的に増大させた可能性が推定結果から示唆された。これは赤林（2003）や大石（2003）の分析結果と整合的なものであった。
- ・留保賃金を算出し、非労働者をサンプルに加えた推定結果（N=2100）においても、上記の関係が示唆された。
- ・永瀬（1997）、大石（2003）などの先行研究では、パートタイマーやアルバイトをして就労する妻の労働時間の賃金弾力性はマイナスであることが指摘されているが、本稿のように正規雇用者を含めた女性全体（30～59歳・自営業者を除く）をサンプルにした場合においても労働時間の賃金弾力性は、自分以外の家計所得をコントロールした上で有意に負であった。

我が国では、80年代後半から「給与所得控除」「扶養控除」「配偶者控除」などの種々の控除の拡大が一貫して行われてきた。とくに配偶者控除の存在は、いわゆる「100万円の壁（103万円の壁）」の問題を引き起こし、主婦に所得調整のインセンティブを与えるものであった。しかし、今回、本稿で分析の対象とした「配偶者特別控除（上乘せ分）の廃止」は、従来の控除拡大

路線を転換し、「各種控除の整理・縮小による課税ベースの拡大」を意図するものである。そのため、これまでは税制のために所得調整を行っていた主婦層が、この一連の税制改正の流れを受けて、今後も労働時間を増やす方向へと舵をきる可能性が示唆される。「資源配分への中立性」という見地にてば、主婦の労働供給にマイナスの影響を与えていた配偶者控除が縮小されることには、一定の評価が与えられよう。ただし、Epanechnikov カーネル推定量を用いて、妻の稼働所得階級別に夫の所得分布を求めた大石（2003）の分析にも見られるように、近年では、夫と妻の両方が高所得を得ている家計の割合が高まっている。このような現状においては、今回の配偶者特別控除の廃止は、家計の所得格差をかえって増大させる方向へ動く可能性も考えられる点には注意が必要であろう。このように、控除廃止などの税制改革が家計全体の一次分配、二次分配に与える影響を考慮した上での詳細な検討は今後の課題である。

<参 考 文 献>

- Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Burtless, Gary. (1991) The supply side legacy of the Reagan years: Euphoria or chaos? Ed. A. Sahu and Ronald Tracy. New York: Praeger.
- Eissa, N. and H. W. Hoynes. (2004) Taxes and the labor market participation of married couples: the earned income tax credit. *Journal of Public Economics*, 88 (9-10), pp. 1931-1958.
- Ishi, Hiromitsu. (2001) *The Japanese tax system*: Oxford University Press.
- Lindsey, Lawrence. (1987) Individual taxpayer responses to tax cuts, 1982-1984: With implications for the revenue maximizing tax rate. *Journal of Public Economics* 33, pp. 173-206
- Mayer B. D., W. K. Viscusi, and D. L. Durbin. (1995) Workers' Compensation and Injury Duration: Evidence from a Natural Experiment. *American Economic Review* 85, pp. 322-340
- Mroz, Thomas. (1987) Sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica* 55 (4), pp. 765-799
- Navrati, John. (1994) Evidence of individual taxpayer behavior from panel tax return data.

配偶者特別控除の廃止が労働供給に与えた影響のパネルデータ分析

Cambridge: Harvard University. Mimeograph.

Pagan, A. and A. Ullah (1999) *Nonparametric Econometrics*, Cambridge University Press.

Silverman, B. W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London, Chapman & Hall.

Triest, Ronald. (1990) The effect of income taxation on labor supply in the United States. *Journal of Human Resources* 25 (3), pp. 491-516

Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.

赤林英夫 (2003) 「社会保障・税制と既婚女性の労働供給」, 国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』, pp. 113-133

安部由起子・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』Vol. 31 No. 2, pp. 120-134

有田富美子 (2002) 「少子化と女性の就業観——インターネットアンケートを基にして」『一橋大学経済研究所ディスカッションペーパー』No. 113

(<http://www.ier.hit-u.ac.jp/pie/Japanese/discussionpaper/dp2002/dp113/text.pdf>)

石弘光 (2004) 『税の負担はどうなるか』中公新書

大石亜希子 (2003) 「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』Vol. 39 No. 3, pp. 286-305

大日康史 (2001) 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 497, pp. 22-32

神谷隆之 (1997) 「女性労働の多様化と課題」『フィナンシャル・レビュー』(December), pp. 29-49

北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』岩波書店

小原美紀 (2001) 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?」『日本労働研究雑誌』No. 493, pp. 15-29

橋木俊詔・森剛志 (2005) 『日本のお金持ち研究』日本経済新聞社

樋口美雄 (1995) 「「専業主婦」保護政策の経済的帰結」, 八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』, 日本経済新聞社, pp. 185-219

元山齊・両角良子 (2002) 「ノンパラメトリック回帰——カーネル法の理論と実践——」美添泰人・大瀧雅之編『家計のマイクロ統計分析』(財)統計情報研究開発センター

使用したデータ

- ・「階層化する日本社会に関するアンケート」:平成16年度科学研究費補助金(基盤研究(A))「格差の世代間移転と意欲促進型社会システムの研究」[研究代表者・橋木俊詔]
- ・総務省統計局『労働力調査』