

女性の労働と税

—データを用いた現状分析—*1

横山 泉*2

児玉直美*3

要 約

女性の年収分布は、ここ25年間で低所得層、中間所得層では年収が減少し、高所得層では年収が増加した。低中年収層の年収下落はパート労働者の増加によって説明できるのに対し、高所得層の年収増加は、高学歴化や長期勤続化などの要因で説明できることが分かった。次に、2004年の配偶者特別控除一部廃止の既婚女性の労働供給に対する効果を分析した。その結果、2004年の税制改正は低収入の既婚女性の労働時間と収入を増加させた一方で、税制改正に直接的な影響を受けていない年収103万円以上の既婚女性に関しては、同時期に起こった夫の所得増加傾向を受け、税制改正によって顕著になった予算制約線上の屈曲点（つまり103万円）まで年収を低下させるという非連続な収入下落が見受けられた。結果として、女性の労働供給を増やす目的で導入された税制改正であったが、低所得層における収入増加と中高収入者層の103万円への移動が起り、皮肉にも、歴史的に存在する、日本の既婚女性の収入分布の103万円における「ゆがみ」はより顕著となった。

キーワード：女性の労働供給、103万円の壁、配偶者控除・配偶者特別控除、DiNardo, Fortin, and Lemieux 分解, Firpo, Fortin, and Lemieux 分解
JEL Classification: J20, H24

I. はじめに

女性の活躍推進は、安倍内閣の政策目標の一つである。人口減少社会において、女性や高齢者が働きやすい環境を作り、労働力人口を維持すると共に、労働生産性を上げていくことが、日本が今後成長を持続できるかどうかの鍵であ

る。その一つの施策として、「日本再興戦略改定2014（2014年6月閣議決定）」において、少子高齢化の進展や共働き世帯の増加など社会情勢の変化に対応した女性の働き方の選択に対して中立的な税・社会保障制度等への見直しが挙げ

*1 謝辞：データ利用の許可いただいた厚生労働省、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター、及びご支援をいただいた一橋大学経済研究所共同利用・共同研究拠点に深く感謝致します。

また、この度大変貴重な機会をいただきました田近栄治先生にも深く御礼申し上げます。

*2 一橋大学経済学研究科／一橋大学国際・公共政策大学院専任講師

*3 一橋大学経済学研究科／一橋大学国際・公共政策大学院准教授

られている。

具体的には、103万円の壁、130万円の壁と呼ばれている既婚女性の税制、社会保障制度の見直しが議論の対象になっている。103万円の壁というのは、主に第II節以後で詳述するが、納税者に控除対象配偶者（給与収入が103万円以下）がいる場合に一定の金額の所得控除が受けられるという配偶者控除の適用要件に起因する壁である。一方、130万円の壁というのは、国民年金第二号被保険者が厚生年金、健康保険などで保険料を負担している一方で、第二号被保険者の被扶養配偶者（第三号被保険者）は、保険料を負担する必要がなくなる基準額が自身の年収の130万円であることから発生する壁である。いずれも、制度発足当時には、サラリーマン世帯の専業主婦の「内助の功」に報いることが大きな目的であった。

しかしながら、近年、男性の雇用者と無職の妻からなる「片働き世帯」は減少する一方、「共働き世帯」が増加するなど、女性のライフスタイルが多様化している。また、家族のあり方も大きく変化し、現役世代においても単身世帯が増加している。さらに、一定の年収を超えない方が有利であるとして就労調整をする配偶者がいるとも言われ、女性の活躍を推進する中、税制・社会保障制度が女性の就業抑制に影響を与えている可能性も指摘されている。

このような状況下、政府税制調査会は、配偶者控除については、「働き方の選択に対して中立的な税制の構築」という観点から、2014年11月に論点整理（第一次レポート）をとりまとめ、「二重控除」問題の解消などに対応できる5つの選択肢を示した¹⁾。更に、2015年11月に、「経済社会の構造変化を踏まえた税制のあり方に関する論点整理」で、個人所得課税全般について、中期的な税制のあり方について検討するために、制度の沿革、国際比較などを行

うことを通じ、課題を浮き彫りにした。今後の税制改正でも、配偶者控除を含めた個人所得課税については議論されることとなっている。

この章の第II節では、これらの103万円の壁、130万円の壁など、特に、女性の就業に影響を及ぼすと考えられる日本の税制の特徴をまず説明し、就業調整の現状を報告する。103万円は、所得税の非課税限度額でもあり同時に、企業の支給する配偶者手当でも多くのケースで閾値となっている。さらに、年収が103万円に集中する理由は配偶者控除のみではなく、企業から支給される配偶者手当など、他の理由も関係している。このように、既婚女性に関しては、配偶者控除・特別控除、第三号被保険者の立場等を意識して就業調整をしている場合が少なからず存在することが明らかとなった。

第III節では、厚生労働省の賃金構造基本統計調査の1989年から2013年までのデータを用いて、その期間、女性の年収分布がどのように変化したかを論じた。その結果、1989年から2013年にかけて、女性の低所得層、中間所得層では年収が減少し、2013年には103万円への集中度合いはより大きくなっている。高所得層においては1989年に比して、2013年には収入が増加している。これらの分布変化を分解分析の手法を用いて分析した結果、主に年収分布の変化は、属性構成変化（Composition Effect）によってもたらされていることが分かった。具体的には、低所得層・中間層の収入下落はパート労働者の増加によって主に説明できるのに対し、高所得層の収入増加は、高学歴化や長期勤続化などの属性の変化が寄与していることが明らかとなった。

しかしながら、この第III節における分析は、あくまで、1989年から2013年までの年収分布の変化を、労働者と企業属性そのものの変化（Composition Effect）と、各属性の収入への影

1) 二重控除問題とは、配偶者の収入が年収65万円から103万円の場合に、納税者本人の配偶者控除と配偶者の基礎控除が同時に、また103万円から141万円の場合に、納税者本人の配偶者特別控除と配偶者の基礎控除が同時に適用されるため、片働き世帯や共働き世帯よりも控除額の合計額が多く、アンバランスが生じているという問題である。

響度（収益率）の変化（Structural Effect）に分解することのみを目的としている。したがって、2004年に起こった配偶者特別控除の一部廃止の効果や、昨今の配偶者控除の議論の高まりによる意識変革、制度認識の普及などの、属性変化以外の要因は、上記の分解方法においては、いわゆる「残差」部分に含められてしまう。また、ここでの分析で使用している賃金構造基本統計調査は、配偶者の有無や配偶者の所得等の情報が得られないため、第Ⅳ節において、データを慶應義塾家計パネル調査に変えて、より厳密な政策評価を行った。

第Ⅳ節ではYokoyama（2015）に基づき、2004年の配偶者特別控除一部廃止が既婚女性の労働時間・収入分布に与えた影響を分析している。日本の配偶者控除のシステムには、配偶者の収入増加に伴い、控除が減額されるという特徴がある。女性労働力率が上昇する社会的変化の中、2004年に配偶者の年収が103万円未満の納税者に対して、配偶者特別控除が廃止と

なった。配偶者控除・特別控除の両システムが長時間労働を妨げる方向に働くことを鑑みると、この税制改正は既婚女性の労働供給を増加させると予測されたが、統計の平均値を見た場合、期待された効果を確認することはできない。そこで、第Ⅳ節では、税制改正の平均的效果ではなく、労働時間・所得分布全体に対する効果を、理論的・実証的に分析する。理論モデルでは、この税制改正が既婚女性の予算制約線上の103万円における屈曲点を顕著にしたことを示し、所得グループ別に税制改正の労働供給への効果をする。実証分析においては、慶應義塾家計パネル調査（2004-2007）を用いて、Quantile difference-in-difference や近年提唱された新たな分解分析（FFL・DFL分析）の手法で税制改正の効果を推定する。

第Ⅴ節では、政府税制調査会等の現時点での検討状況を簡単に紹介し、第Ⅵ節では、第Ⅲ節・第Ⅳ節で得られた分析に基づいて考察を加える。

Ⅱ. 103万円・130万円の壁

いわゆる「103万円の壁」や「130万円の壁」は、日本に特有のサラリーマン世帯の専業主婦の「内助の功」に報いる税制、社会保障制度である。多くの被扶養配偶者が、所得がこれらの金額を超えないように調整をしているという現状があると言われている。その実態については、Ⅱ-3で具体的に見ることとする。この節では、配偶者控除を始めとし、労働供給を調整するようなインセンティブを生み出す税制に焦点を当てる。

Ⅱ-1. 配偶者控除

日本には、配偶者控除と配偶者特別控除の2

種類の配偶者控除が存在する。元来、配偶者控除はフルタイムで家事を行う主婦の世帯への貢献を過小評価するべきではないという考えから、1961年に創設された。控除額は、創設の翌年以降逐次引き上げられ、現在では38万円となった。しかし、配偶者の収入が一定額（当時は90万円）に達した時点で配偶者控除が終了するという特徴から、配偶者の所得がその閾値をわずかでも超えた場合、世帯の可処分所得が、配偶者の所得が閾値にわずかに達しなかった場合の世帯の可処分所得よりも、少なくなるという逆転現象が存在した²⁾。この閾値におけ

2) 夫の所得税額計算上配偶者控除が適用されなくなるとともに、主婦自身も独立して税負担が生じるため、かえって世帯全体の手取りが減少してしまうという問題（パート問題）のことを指す。

表1 配偶者控除制度と2004年における配偶者特別控除の一部廃止

配偶者の 年収額 (単位：百万円)	配偶者控除	配偶者特別控除			配偶者控除・配偶者特別控除合計額		
	1961～	1961～1987	1987～2003	2004～	1961～1987	1987～2003	2004～
0～0.699	0.38	0	0.38	0	0.38	0.76	0.38
0.70～0.749	0.38	0	0.33	0	0.38	0.71	0.38
0.75～0.799	0.38	0	0.28	0	0.38	0.66	0.38
0.80～0.849	0.38	0	0.23	0	0.38	0.61	0.38
0.85～0.899	0.38	0	0.18	0	0.38	0.56	0.38
0.90～0.949	0.38	0	0.13	0	0.38	0.51	0.38
0.95～0.999	0.38	0	0.08	0	0.38	0.46	0.38
1.00～1.029	0.38	0	0.03	0	0.38	0.41	0.38
1.03～1.049	0	0	0.38	0.38	0	0.38	0.38
1.05～1.099	0	0	0.36	0.36	0	0.36	0.36
1.10～1.149	0	0	0.31	0.31	0	0.31	0.31
1.15～1.199	0	0	0.26	0.26	0	0.26	0.26
1.20～1.249	0	0	0.21	0.21	0	0.21	0.21
1.25～1.299	0	0	0.16	0.16	0	0.16	0.16
1.30～1.349	0	0	0.11	0.11	0	0.11	0.11
1.35～1.399	0	0	0.06	0.06	0	0.06	0.06
1.40～1.409	0	0	0.03	0.03	0	0.03	0.03
1.41～	0	0	0	0	0	0	0

注) 表1は、配偶者の年収額の階層別に適用される所得税の配偶者控除を示している。この表は給与所得者のみに適用される。すべての所得者に適用されるのは、総収入金額ではなく総所得額と定義され、給与所得者の場合は「総収入額－給与所得控除」、その他の所得者の場合は「総収入額－必要経費」として計算される。また、閾値が現在の103万円となったのは、配偶者控除額が38万円に上昇した1995年であるため、過去の年代では表の構成は同じだが、必ずしも表1と値は一致しない。例えば、1961年の配偶者控除創設年においては、90万円が閾値として使用されていた。

(出所) 国税庁ホームページを元に筆者作成

る可処分所得の逆転現象を是正するため、1987年に、上乘せ部分である配偶者特別控除が導入された。表1は、配偶者の年収額ごとの所得税の配偶者控除の額を表している。³⁾

配偶者控除の実際の表は、配偶者の合計所得金額によって定義される⁴⁾。合計所得金額とは、給与所得者については給与収入額から給与所得控除を引いたもの、自営業者などのその他の労働者については、収入額から必要経費を引いたものとして計算される。給与所得控除の額は年収に対して決まっているため、合計所得金額は

元の収入と一対一対応をする(例えば、年収180万円以下の場合、給与所得控除は65万円)。したがって、説明を簡易化するため、ここでは給与所得者の収入を用いて、配偶者の年収に基づいた配偶者控除・特別控除の額を説明する。配偶者控除は38万円に固定されており、給与所得者の場合、配偶者の収入が103万円を超えると同時に消失する。このように、一定額(103万円)を超えると急に配偶者控除がなくなり、かつ、配偶者特別控除は、配偶者の収入が増えるにつれ、徐々に減額される仕組みとなってい

3) 住民税の配偶者控除システムは、所得税の仕組みとほぼ同じであるが、住民税の場合、配偶者控除額は38万円ではなく、33万円から始まるという違いが存在する。

4) 配偶者控除の適用がない者で、納税者本人の合計所得金額が1,000万円以下で、かつ、配偶者の合計所得金額が38万円超76万円未満である者に配偶者特別控除が適用される。

る。これらの税制の労働供給への効果を考慮した場合、配偶者控除と配偶者特別控除どちらにも当てはまる特徴は、配偶者が長時間働くことを妨げるインセンティブを提供し得るということである。この配偶者控除制度のもつ労働供給への潜在的な影響は、長い間批判の対象となっており、特に、女性の就業率が上がるにつれ、ますます批判が高まってきている傾向にあった。

それを受け、2003年3月末に日本の国会は、配偶者の年収が103万円に満たない納税者については、配偶者特別控除を廃止するという法案を可決し、この法案は、2004年税年度に施行された。この配偶者特別控除の一部の廃止は、所得税については2004年会計年度に、住民税については2005年会計年度に施行された。

II-2. 就業調整を誘発し得る要因

日本では、II-1節で述べた配偶者控除・特別控除以外にも、控除、手当などの恩恵を失ったり、獲得できたりする労働時間の閾値がいくつか存在する。これらの取得及び労働時間の閾値の存在は、人々が所得や労働時間を閾値の下、又は上に調整するインセンティブとなり得る。

II-2節では、人々が労働供給を調整するインセンティブとなり得る主な要因を見直し、これらの要因が所得分布に与える影響について明らかにする。

II-2-1. 非課税限度額

日本では年収が103万円以上になった際に、所得税の納税義務が生じる。所得税は、 $\{ \text{年収} - \text{給与所得控除} - \text{基礎控除} - \text{その他控除} (\text{該当する場合})^5 \} \times \text{税率}^6 - (\text{税率に対応する}) \text{控除額} - \text{税額控除} (\text{該当する場合})^7$ で計算される。表2にあるように、給与所得控除額は、 $aY + b$ で定式化できる。ここで Y は年収を示す。この表からもわかるように、全ての給与所得者は、最低65万円の給与所得控除を受ける資格がある⁸⁾。表2で計算される控除額が65万円以下の場合、65万円に設定される。また、日本の全ての納税者は、38万円の基礎控除を受ける資格がある為、どの納税者にも適用され得る控除総額は、65万円の最低給与所得控除と38万円を合わせた額となる。つまり、年収が103万円を超えた場合に、所得税を納め始めることとなる⁹⁾。すると、103万円までは所得税はゼロ

5) その他の控除には、次のものが含まれる：配偶者控除、配偶者特別控除、扶養控除、雑損控除、医療費控除、生命保険料控除、社会保険料控除、地震保険料控除、寄付金控除、小規模企業共済等掛金控除、障害者控除、寡婦控除、寡夫控除、勤労学生控除、老年者控除（2005年に廃止）。

6) 税率は2007年に、それまでの4階層制（10%、20%、30%、37%）から6階層制（5%、10%、20%、23%、33%、40%）に変更になった。2014年には、現在の7段階制（5%、10%、20%、23%、33%、40%、45%）に変更になった。

7) 何らかの税額控除が適用される場合、課税所得金額に税率を乗じて算出した所得税額から、税額控除を直接差し引くことができる。税額控除の主なものとして、配当控除、外国税額控除、政党等寄附金特別控除、認定NPO法人等寄附金特別控除、公益社団法人等寄附金特別控除、その他各種控除などが挙げられる。

8) 給与所得者が定めにある特定支出をした場合、その年の特定支出の額の合計額が、下記の表の区分に応じそれぞれ「特定支出控除額の適用判定の基準となる金額」を超えるときは、確定申告によりその超える部分の金額を給与所得控除後の所得金額から差し引くことができる制度が存在する。特定支出とは、次のものを含む：（1）通勤費、（2）転居費、（3）研修費、（4）資格取得費、（5）単身赴任などの場合における帰宅旅費、（6）勤務必要経費（国税庁（2011））。

9) 現在の給与所得控除の最低保障額である65万円は1989年に設定された。それまでは1975年から1983年までの間は50万円、1984年から1988年まで57万円であった。基礎控除もこれまで幾度も変遷を遂げているため、非課税限度額が常に103万円であったわけではない。例えば、基礎控除は1975年から1976年までは26万円であったため、この期間の非課税限度額は76万円（＝50万円（給与所得控除の最低保障額）＋26万円）であった。次に、1977年から1982年までは基礎控除が29万円であったため、非課税限度額は79万円（＝50万円＋29万円）、同様の理由で、1983年の非課税限度額は80万円（＝50万円＋30万円）、1984年から1988年までは90万円（＝57万円＋33万円）、1989年から1994年までは100万円（＝65万円＋35万円）であった。1995年以降、基礎控除が現行の38万円に設定されたことで、給与所得控除65万円に38万円を足して、所得税の非課税限度額が103万円に設定された。

表 2 2016 年度の給与所得控除額

給与等の収入金額 (給与所得の源泉徴収票の支払金額)		給与所得控除額
1,800,000 円以下		収入金額×40% 650,000 円に満たない場合には 650,000 円
1,800,000 円超	3,600,000 円以下	収入金額×30%+180,000 円
3,600,000 円超	6,600,000 円以下	収入金額×20%+540,000 円
6,600,000 円超	10,000,000 円以下	収入金額×10%+1,200,000 円
10,000,000 円超	12,000,000 円以下	収入金額×5%+1,700,000 円
12,000,000 円超		2,300,000 円 (上限)

(出所) 国税庁 HP (<https://www.nta.go.jp/taxanswer/shotoku/1410.htm>)

円で、これを超えると所得税が発生するため、労働者には、年収が 103 万円を超えない様に労働時間を調整するインセンティブが生じる可能性がある。

Ⅱ-2-2. 配偶者控除・配偶者特別控除

Ⅱ-1 節で確認したように、配偶者の年収が 103 万円を超えた時点で、納税者本人は配偶者控除を失う。このことから、配偶者控除が消失することを恐れて、年収が 103 万円未満になるように就業調整を行うケースも観察される。また、収入増加に伴い配偶者特別控除が少なくなることを理由に就業調整を行うケースも存在する。

Ⅱ-2-3. 年金・医療の社会保険料の負担が発生する年収

日本の年金制度の被保険者は、第 1 号被保険者 (20 歳以上 60 歳未満の自営業者・農業者とその家族、学生、無職の人等)、第 2 号被保険者 (民間会社員や公務員など厚生年金、共済の加入者)、及び第 3 号被保険者 (第 2 号被保険者に扶養されている 20 歳以上 60 歳未満の配偶者 (年収が 130 万円未満の人)) に分類される。すると、各カテゴリー間をある程度選択する余地があるため、この制度自体も労働の仕方を調整する要因になりうる (大石 (2003))。以下ではその選択肢を見ていく。

(1) 第 1 号と第 3 号の間の選択

年収が 130 万円に満たない配偶者は、第 3 号被保険者に分類され、第 2 号被保険者の扶養配偶者として扱われ、年金と健康保険の支払いをする必要はない。しかし、年収が 130 万円に相当するかそれを超えた場合、第 1 号被保険者に分類され、国民年金と国民健康保険の支払いが求められる。したがって、年収が 130 万円以上になると配偶者の健康保険、厚生年金等の被扶養者からはずれ、自分で加入しなければならないことを避けるために就労調整をする者も存在する。

(2) 第 2 号とその他のカテゴリーの間の選択

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 以上の就労者については、原則として、健康保険及び厚生年金の被保険者として取り扱うこととなっている。これらの保険料は、従業員の賃金に比例しており、雇用者と従業員の間で二分割される。したがって、正社員の所定労働時間の 4 分の 3 以上になると健康保険、厚生年金等に加入することになることから、就業調整を行うケースも存在する。

Ⅱ-2-4. 企業が提供する配偶者手当

企業が提供する配偶者手当の規則は、企業によって異なる。人事院によって実施された平成 27 年職種別民間給与実態調査によると、家族手当を提供する企業の 84.9% が、配偶者の収入

に基づき配偶者手当の資格の有無を決定している。これらの企業のうち、68.6%が103万円をその閾値とし、配偶者の年収がその閾値以上の場合は配偶者手当の提供を止めている。これは、103万円が税制における配偶者控除の閾値であるからである。25.8%の企業が、社会保険料の支払の閾値130万円を配偶者手当の閾値に設定している（5.4%が異なる閾値を定めている）。配偶者手当の月毎の平均額は、13,000円である。したがって、前述のように、配偶者特別控除を導入にしたことにより、可処分所得の「逆転現象」を克服した後も、企業支給の配偶者手当の閾値により、家計の予算線における落ち込みがいまだ存在するケースも少なくない（Takahashi et al. (2009)）。

II-2-5. 雇用保険料

週に20時間以上勤務し、一定期間以上雇用される見込みの労働者は、雇用保険に加入することになっている。この想定される期間はこれまで幾度も改訂されてきているが、労働時間が週の所定労働時間20時間以上になると雇用保険に加入することになるために、労働時間を調整するケースも存在する。

II-2-6. その他

その他には、主に、会社の都合により雇用保険、厚生年金等の加入要件に該当しないようにしているケースや、現在支給されている年金の減額率を抑えるまたは減額を避けるために雇用調整をするケースも観察される。

この節で見てきたように、配偶者が103万円未満の収入を選択した場合、配偶者控除、非課税資格を得、雇用主が提供する配偶者手当を受ける資格が得られる可能性もある（ただし、配偶者手当を得られる基準は企業によって異なる）。さらに、年収を130万円未満、又は以上に調整したり、正

社員の労働時間の4分の3未満、又は以上に調整したりすることで、社会保険制度のカテゴリーを自ら選択することも可能となる。これを踏まえて、次節では、どの制度的要因や慣習が、女性の就業調整要因になっているのかを見ていくこととする。

II-3. 就業調整の現状

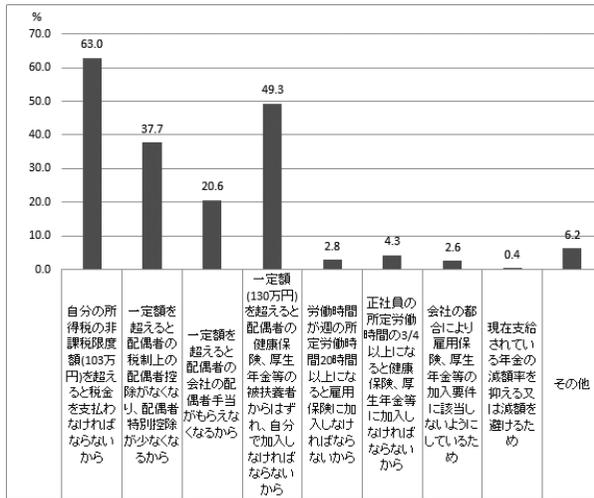
図1は、この節で紹介した要因が既婚女性の労働力供給に与えた影響について示している。データは、厚生労働省の平成23年パートタイム労働者総合実態調査を用いた。対象者はパートタイマーの既婚女性で、このうち、21%の女性が過去1年間に就業調整をしたと回答した。次に、過去1年間に就業調整をしたと回答したパートタイマー既婚女性（21%）の中で、就業調整の各潜在的要因が自分の就業調整に影響を与えたと回答した対象者の割合を図1は示している。複数回答が可能のため、就業調整をしたパートタイマー女性を母数として各要因に影響を与えたと回答した人の割合が示されている。

図1を見ると、非課税限度額に対する103万円の閾値が、就業調整に最も影響力があり、配偶者控除・特別控除が3番目に影響力のある要因であることが分かる。また、税制上の配偶者控除の消失点に合わせ、多くの企業がこの値で配偶者手当の消失点としていることから、左から3つ目までの要因は、103万円の壁に大に関わるものと解釈できよう。この調査結果からも、103万円の壁は、多くの女性労働者にとって、重要な閾値となっていることが見て取れる。

図2は、1989年と2013年、1995年と2013年の女性の年収のヒストグラムを比較したものである。1989年には非課税限度額も配偶者控除も閾値が給与所得者の場合100万円に設定されており、1995年以降は103万円になったため、その閾値をまたがないように考慮した階級値を設定してある¹⁰⁾。図2からは年々、閾値における集中度が高くなってきていることが見て

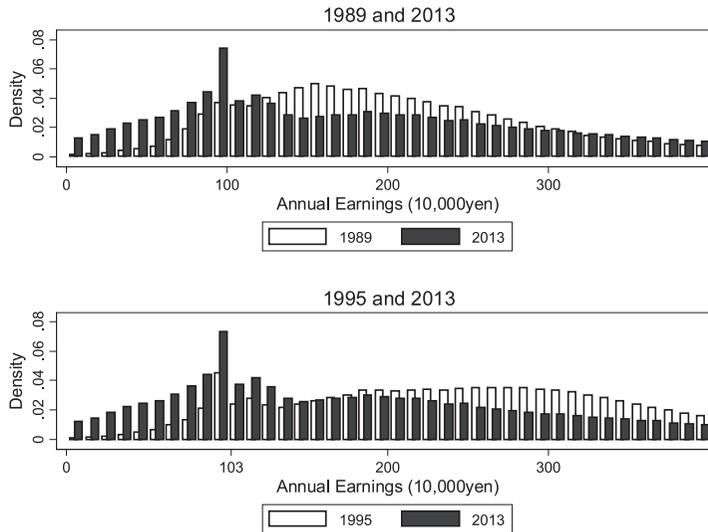
10) 1989年の基礎控除と配偶者控除額は35万円であり、給与所得控除は65万円であったため、給与所得者の非課税限度額と配偶者控除の閾値は100万円であった。閾値が現在の103万円となったのは、配偶者控除額が38万円に上昇した1995年であるため、1995年と2013年の分布との比較も図2の下図に示した。

図1 就業調整の理由別パートタイマー既婚女性労働者の割合 (2010年)



(出所) 平成23年パートタイム労働者総合実態調査(厚生労働省)より筆者作成

図2 1989年と2013年, 1995年と2013年の女性の年収分布比較



(注) 6月の月給×12+前年のボーナス額で年収が計算されている。尚、年収は名目値を用いている。1989年のistogramの階級幅は10万円であるが、100万円の周りの階級値は90万円以上100万円以下、次の階級が101万円以上から始まっている。1995年と2013年のistogramの階級幅は10万円であるが、103万円周りの階級値のみ、103万円をまたがぬよう、90万円以上103万円以下、103万円から110万円未満までを一つの階級に含めている。

(出所) 賃金構造基本統計調査より筆者作成

取れる。これは、多くの女性が、年収が各年の閾値を超えないよう、労働供給を調整する傾向が強まっていることを反映していると思われる。賃金構造基本統計調査のデータの制約から、婚姻の有無に関する情報がないため、標本を既婚者に限定できていないが、配偶者控除が兩年

とも存在していたにも関わらず、閾値の直前の階級の密度の大きさが大きく異なることは興味に値する事実である。次節以降では、1989年から2013年までの間に何があったのか、またどのような要因がこの結果に結びついたのかに関して、分析を加える。

Ⅲ．1989年と2013年の年収分布比較と要因分解

前節に見た1989年と2013年の女性の名目年収分布は、①労働者と企業の属性構成変化の効果（Composition Effect）と、②構造変化の効果（Structural Effect）に分解される。属性変化とは、例えば、労働者の高齢化、高学歴化、パート化、企業規模の変化等が該当する。構造変化とは、労働者や企業属性が収入に与える影響の大きさ、つまり収益率の変化（例えば、教育のリターン、勤続年数の長期化が年収に与える効果の大きさ、パートタイム労働者であることが収入に与える影響の大きさの変化等）のことである。

本節では、DFL分解（DiNardo et al. (1996)）により、視覚的に年収分布の変化を上記の効果に2分する。この際、仮に属性が1989年のままであったら実現していたはずの2013年の仮想的な分布を描くことで、その仮想的分布と2年分の実際の年収分布との比較により分布変化を視覚的に2つの効果に分解することが可能となる。

その次に、FFL分解（Firpo et al. (2007), (2010)）という手法を使って、DFL分解により分解された2つの効果をそれぞれ、さらに教育、勤続年数、など様々な要因に分解する。これにより、1989年から2013年までの収入分布の変化をより厳密に分析することが可能となる。

Ⅲ－1. DFL 分解

以下ではまず、図3において、女性の年収分

布をDFL分解する¹¹⁾。ここでは、属性として、労働者の学歴、潜在経験年数、勤続年数、産業、フルタイム／パートタイムの別、企業規模が含まれている。

図3における1989年の実際の年収分布（太線）は、160万円付近に最頻値があるが、2013年の実際の年収分布（点線）では、最頻値が103万円付近にある。また、2013年の実際の分布では、103万円付近と200万円付近に塊が2つあり、2極化傾向が顕著となっている。残された細い実線は、仮に2013年に労働者と企業属性が1989年のものに固定されていたとしたら実現したであろう仮想現実的な2013年の年収分布を表している（以下では仮想的年収分布と呼ぶ）。

3つの年収分布を比較した場合、1989年と2013年の実際の分布の乖離は全体的には、主として仮想的年収分布と2013年の実際の分布との乖離で説明できる。この2つの年収分布は使用されている属性を異にするため、年収分布変化は、主に属性の変化で説明されることが分かる。また、2013年の仮想的年収分布は、2013年の年収分布と比べると全体的に右に位置していることから、労働者の属性分布が仮に変わらなかったとしたら女性の年収はもっと高かったはずであることが分かる。さらに、2013年の実際の年収分布は1989年の実際の分布に比して500万円付近の層に厚みがあり、この乖離も仮

11) DFL 分解の詳細な手法に関しては補論1を参照。

想的分布と2013年の実際の分布の乖離で説明されることから、属性構成変化で説明されることが分かる。このように、DFL分解では、実際の年収分布の変化を、属性構成変化とそれ以外の構造変化に分解することが可能であるが、「属性」と一言と言っても具体的に、労働者の学歴、潜在経験年数、勤続年数、産業、フルタイム／パートタイムの別、企業規模のうちのどの要因がこの分布変化を説明しているのかはDFL分解の図3からだけでは知ることができない。

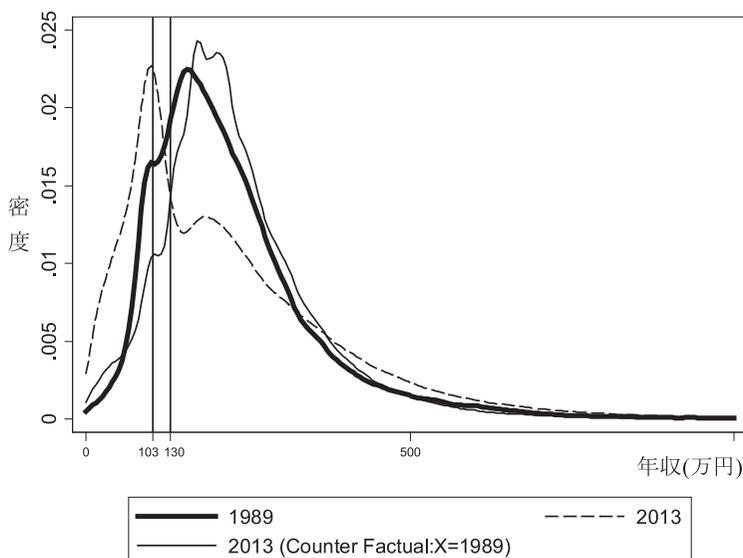
Ⅲ－2. FFL分解

そこで、より詳しく図3の結果を解釈するため、FFL分解¹²⁾を行い、結果を図4(a～c)に示す。図4aによると、女性の第一10分位の収入は、左上の図より1989年以降2013年まで一貫して下落していることが分かる¹³⁾。次に、

右上の図で、属性構成変化と構造変化に分けた場合、両方が収入変化にマイナス方向に寄与していることが分かる。また、どちらかというところ、属性構成変化で説明される部分が大きく、これはDFLの結果とも整合的である。左下の図が、属性構成変化をさらにそれぞれの属性変化の寄与度に分解したものであり、右下の図は、全体の構造変化を、各属性の収入への影響力の変化（収益率の変化）に分解している。

属性構成変化を見ると、第一10分位の年収の下落に寄与しているのは主に、パートタイム労働者の増加、サービス産業化などの産業構造の変化であることがわかる。一方で、マイナスの構造変化の構成要因を見ると、各属性の収益率の変化というよりは、それらでは説明できない「残差」部分が少なからず存在すると言える。ここには、政策変化や、人々の意識の変化等、様々

図3 女性の年収分布のDFL分解



(注) 細い実線 (Counter Factual: X=1989) は仮に2013年に労働者と企業属性が1989年のものに固定されていたとしたら実現したであろう仮想現実的な2013年の年収分布を表している。

(出所) 賃金構造基本統計調査より筆者作成

12) FFL分解の詳しい手法に関しては補論2を参照。

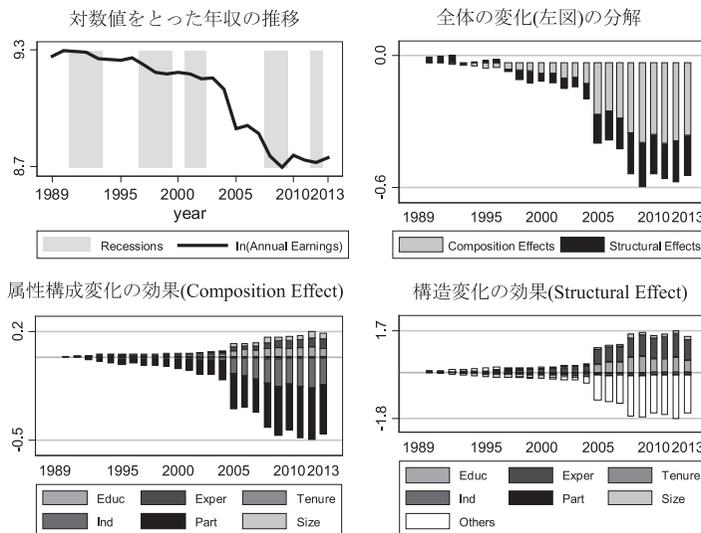
13) 厳密に言うと2009年以降は微増しているが、1989年から2013年まで、全体的に見ると減少傾向と言って問題はないと言える。

な要因が含まれている。ここに関しては属性のみを説明変数に含めたFFL分解ではこれ以上の解釈は不可能なため、次節でこの「残差部分」、特に政策変化に関して詳しく見ることにする。

図4bでは、中央値の年収の変化に焦点を当てている。まず、左上の図を見ると、1989年以降、2013年まで中央値の年収は、90年代半ばまでは増加、その後横這いになり、2000年代以降は減少傾向にあることが見て取れる。右上の図において、属性構成変化と構造変化の内訳を見てみると、2000年代の中央値における

年収の低下は主に属性変化で説明されることが分かる。これもDFLの結果と整合的である。次に、左下の図において属性構成変化をさらに詳しく分解すると、年収にマイナスに影響しているのは、パート労働者の増加であることが分かる¹⁴⁾。高学歴化の影響はプラスに影響しているが、パート労働者の供給増加効果がそれを上回り、2000年代では全体的に属性構成変化は年収に対しマイナスに寄与している。中分位の構造変化の効果は第一10分位のマイナスの効果と異なり、年収に対して全体としてプラス

図4a 女性の年収分布における第一10分位のFFL分解

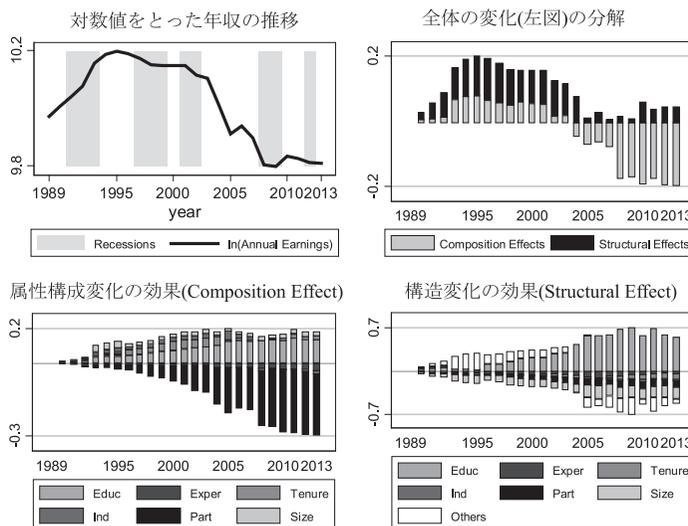


(注) 左上の図では、年収に対数値をとった値の推移を見ている。その右の図では、左図で確認した全体の变化を、属性構成変化の効果 (Composition Effect) と構造変化の効果 (Structural Effect) に2分している。左下の図では、属性構成変化の効果 (Composition Effect) の効果をさらに、教育年数 (Educ)、潜在教育年数 (=現在の年齢-社会に出た年齢) (Exper)、勤続年数 (Tenure)、産業ダミー変数 (Ind)、パート労働者を1とするパートダミー変数 (Part)、企業規模 (Size) の要素に分解している。左図の構造変化でも同様の分解が行われているが、これまでどのカテゴリーにも属さない要素は「Others」に入ることになる。

(出所) 賃金構造基本統計調査より筆者作成

14) 分析に使った賃金構造基本統計調査は、2005年に調査票を大幅に見直した。結果を解釈する際には、その点に留意が必要である。具体的には、2005年調査票改正による最大の影響は、パートタイム労働者の捕捉率が急増したことであり、今回の分析の中では、構成変化のパートタイム労働者に大きな影響を及ぼすことが想定される。一方で、2005年調査票改正は、構造変化の推計値にはあまり影響を与えていないと考えられる。しかしながら、図4(a, b)の第一10分位、中分位の両結果を見ても、2005年より前からパート労働者はコンスタントに増えてきていることから、パート労働者増加の結果が単に調査票の改訂によるものとは考えにくい。

図 4b 女性の年収分布における第五 10 分位の FFL 分解



(注) 図 4a の注と同様。

(出所) 賃金構造基本統計調査より筆者作成

に寄与している。その内訳は、主に教育のリターンの増加で説明できる。また、第一 10 分位では、構造変化の効果は「残差」部分で主に説明されたが、中分位ではそのような部分は比較的小さいことが分かる。

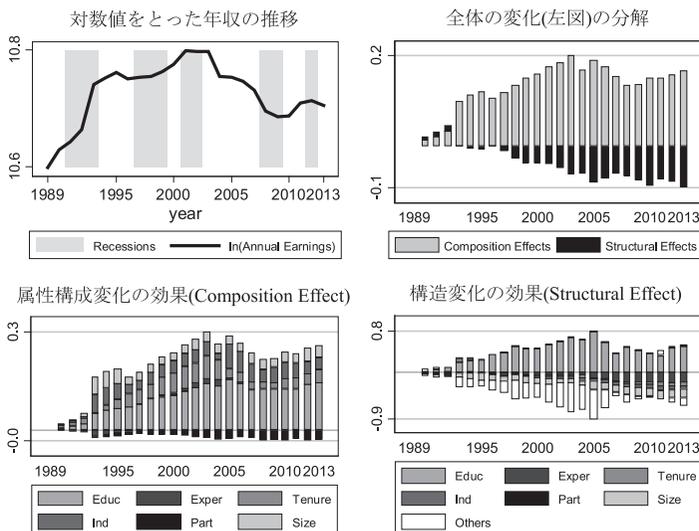
最後に、年収分布の第九 10 分位の結果が図 4c で報告されている。まず、図 4c の左上の図から、年収は 1989 年以降 2003 年まで上昇傾向にあり、その後若干減少しているが、2013 年の年収自体は 1989 年のものよりは高いことから、第九 10 分位ではこの期間中年収の増加があったと言える。これは、DFL 分解での年収 500 万円付近の層の密度の増加が見られたことと整合的である。また、図 4c の右上の図で属性構成変化が構造変化の大きさを上回り、年収にプラスに影響していることは、DFL の図の 500 万円付近の乖離が主に属性構成変化の効果で説明されることと整合的である。次に、図 4c の左下の図において、属性構成変化の効果を各属性の寄与度に分解した場合、高学歴化や長期勤続化、企業の大規模化、産業構造の変化などが年収増加に寄与したことが分かる。特に、高学歴化と長期勤続化の効果が顕著である。一

方、右下の構造変化の分解を見てみると、潜在経験年数の収益率低下と企業規模による収益率低下（大企業・中小企業間の収入格差の縮小）による収入減少分が、教育のリターン増加の効果を上回り、全体としては収入にマイナスに影響していることが分かる。

この節の結果をまとめると、1989 年から 2013 年にかけて、女性の年収分布の下層部、中間層部では収入が縮小シフトし、上層部においては収入が増加しているが、これらは主に属性構成変化によってもたらされていると言える。下層部・中間層部の収入下落はパート労働者の増加によって主に説明できる一方で、上層部の収入増加は、高学歴化や長期勤続化などの属性の変化が寄与していることが FFL 分解によって明らかとなった。

しかしながら、前述のように、政策の Treatment ダミー変数などを入れていない FFL 分解による分析では、政策効果を厳密に検証できているわけではなく、あくまで、労働者・企業属性そのものの変化とその収益率の変化に分解することのみを目的としている。したがって、2004 年に起こった配偶者特別控除の

図4c 女性の年収分布における第九10分位のFFL分解



(注) 図4aの注と同様。

(出所) 賃金構造基本統計調査より筆者作成

一部廃止の効果や、昨今の配偶者控除の議論の高まりによる意識変革などの属性構成変化以外の要因は、上記の分解方法における構造変化の残差部分に含まれてしまう。また、ここで使

用している賃金構造基本統計調査は、配偶者の有無や配偶者の年収等の情報がいないため、厳密な政策効果分析については、次の第IV節で述べたい。

IV. 2004年の配偶者特別控除の一部廃止の効果分析

第III節のDFL法による分析は、政策効果を厳密に検証できているわけではなく、構造変化の残差には、各属性とその収益率以外の全ての要因が反映されてしまっている。そこで本節では、2004年の配偶者特別控除廃止に焦点を当てて、その政策効果を厳密に分析する。

配偶者控除制度自体が既婚の女性の労働力にどのような影響を与えたかについては、多くの文献があるものの（安部・大竹（1995）、樋口

（1995）、神谷（1997）、Akabayashi（2006）、萩原（2008）、高橋（2010）、Takahashi（2010）、Bessho and Hayashi（2014））、2004年の税制改正が女性の労働供給にどのような影響を与えたか分析した論文はまだ少ない¹⁵⁾。さらに、税制改正が年収分布全体に与えた影響を分析した研究は存在しない。税制改正は低収入の既婚女性にのみ直接的な影響を与えているため、すべての女性の平均値を見ることはミスリーディン

15) 数多くの海外研究もまた、税制改正の労働供給への効果を推定している：例えば、Eissa and Liebman（1996）はアメリカのTax Reform Act of 1986の影響を分析している。さらに、Blundell et al.（1998）は1980年代の英国の税制改正が労働供給に与えた影響を分析している。

グであり、結果的に、既婚女性全体の平均値を見ることで税制改正の効果が非有意になるという可能性もある¹⁶⁾。加えて、もし、税制改正が税制改正には影響されない高収入の既婚女性の潜在的選択肢を変えることで間接的に何らかの行動変容が起こるとすれば、サンプルを、直接影響を受ける低収入の女性だけに限定することもまた新たな発見を見落とすことにつながりかねない。それ故、この研究では、収入グループの異質性について考慮し、かつ、収入の平均値に焦点を置くのではなく、政策変化が収入の分布にどのような影響を与えるかを分析する¹⁷⁾。

第Ⅱ節で述べられたように、配偶者控除と配偶者特別控除共に、既婚女性が長時間働くことを潜在的に抑制するような特性を持つため、2004年の配偶者特別控除の一部廃止は、既婚女性の労働供給を増加させると予測された。一方、表3において平均値の変化を見てみると、既婚女性の年収と週労働時間は税制改正後減少している。しかしながら、政策評価としてのこの数値の解釈に関しては注意が必要である。なぜなら、同時期に夫の平均所得が上昇しているという現象も起こっていたからである。この場合、夫の年収増加が女性の労働供給を抑制し、税制改正の効果が見えにくくなっている可能性がある。

次に、世帯の予算制約線がこの2004年の税制改正によりどのように変動したかを図5の左図の最も簡潔なケースを使って見ていきたい。ここでは、夫の所得を外生として、妻が自分の最適労働時間を選択するような理論モデルを想定し、税制改正前と後の世帯の予算線を描く。まずは夫の所得増加などの外生変数の変化のない時に税制改正のみ起こった想定で描かれている予算線を図5で考える。注意すべきは103万円が改正前から給与所得者の所得税の非課税限

度額であるため、予算制約線において103万円における屈曲点は税制改正以前から存在したことである。しかし、70万円以上のグループに関しては、配偶者特別控除は収入の増加に伴い徐々に減額される仕組みであったため、103万円以下の配偶者特別控除が一部廃止されたことで、70万円から103万円以下の予算線の傾きは急になった。また、収入103万円以下の配偶者を持つ納税者に適用された控除を失ったことで、世帯の予算線の切片が下落し、その結果、点線から実線へと変化した。

さらに、103万円が税制上の配偶者控除の消失する点であることから、103万円を企業の配偶者手当の消失ポイントにしている企業が多いことは第Ⅱ-2-4節で述べた通りである。これらの企業に勤める納税者を持つ世帯では、配偶者の収入103万円において予算制約線の落ち込みが観察される。

この配偶者手当や、130万円での社会保険料にまつわる予算線の落ち込みも考慮した、より現実的な予算線が図5の右図に該当する。簡潔化した左図でも、より現実的な右図でも共通して言えることは、2004年の税制改正により、配偶者特別控除が生み出していた屈曲点が70万円から103万円へと移動したということである。これにより、103万円における屈曲点がより顕著となった。すると、「この予算制約線の変化は、歴史的に存在した、収入分布の103万円における塊をより顕著にするのではないか」という仮説が立てられる。

図6は、各所得カテゴリー別に労働時間への影響を見たものである。左図から、2004年の改正は収入103万円未満の低収入者の労働供給を増やした一方で、103万円以上の収入がある配偶者には影響がないことが分かる。左図では、年収70万円未満のグループは正の所得効果の

16) この点はアメリカの社会福祉制度の改正を論じた Bitler et al. (2006) の分析と似ている。つまり、彼らは平均のみで評価することよりも、分布全体で効果を分析することの重要性を主張している。

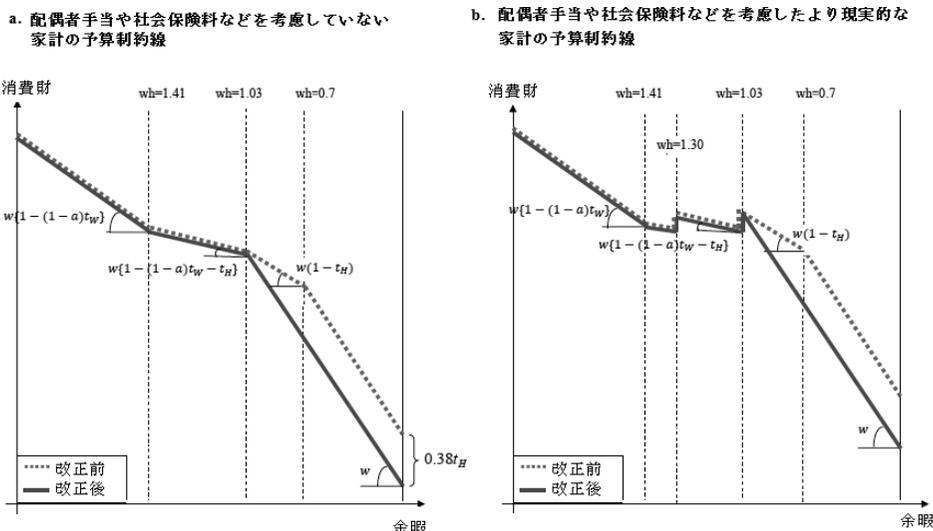
17) 坂田・McKenzie (2006) は2004年の税制改正が労働参加決定には影響がなかったが、労働時間には小さな正の効果が見られたことを示している。彼らは週35時間より少なく働く女性をサンプルにとり、平均的な効果を分析している。

表3 配偶者特別控除の一部廃止の前後の記述統計比較

	改正前	改正後	変化分
完全失業率 (%)	5.3 (2003)	4.10 (2006)	-1.20
既婚女性			
週労働時間	30.37 (19.11)	28.67 (15.93)	-1.69 (0.54)
年収 (百万円)	1.84 (1.92)	1.78 (1.76)	-0.06 (0.04)
夫の年収 (百万円)	5.23 (3.32)	5.36 (3.23)	0.13 (0.04)
1時間あたり賃金率 (百円)	8.81 (8.64)	8.95 (8.61)	0.14 (0.09)
独身女性			
週労働時間	36.18 (18.38)	37.46 (17.56)	1.28 (1.33)
年収 (百万円)	2.13 (1.40)	2.25 (1.44)	0.11 (0.06)
1時間あたり賃金率 (百円)	9.34 (2.66)	9.55 (2.34)	0.21 (0.92)

(出所) 慶応義塾家計パネル調査 (KHPS: 2004-2007年) より筆者が計算。平均値と括弧内には標準偏差が報告されている。Yokoyama (2015) より引用

図5 配偶者特別控除の一部廃止が世帯の予算制約に与える影響



(出所) Yokoyama (2015) より引用

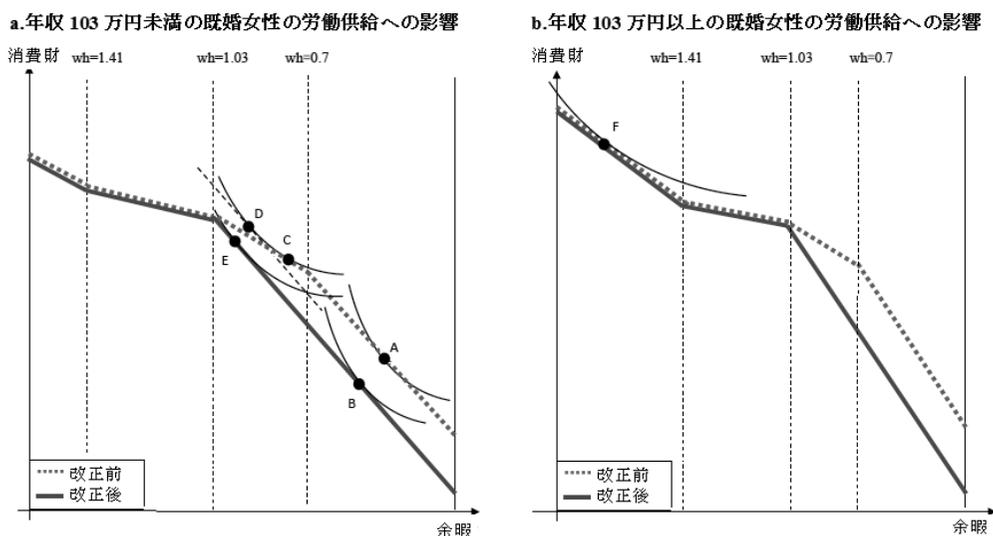
みに直面し、年収70～103万円のグループは正の所得効果と正の代替効果に直面し、労働時間が増加することがわかる。一方、右図では103万円以上で予算線の変動がないため、最適点も変わることはない。

ここまでは外生変数に変化がないことを仮定していたが、表3の記述統計量で確認したように、当時、既婚男性の平均収入が増加したということで、税制改正と同時に夫の所得増加が起こった場合に、「本来税制改正には影響を受けないはずである」高所得の妻の労働時間に、どのような変化が起きるか、図7を用いて見ていく。まず改正後の予算制約線に夫の所得増加の効果を加えたとする。その時例えば、141万円以上稼いでいて、もともとAにいた配偶者が夫の所得増加を受けて、所得効果によって点AからA'に労働時間を減らすケースが可能性として考えられる。一方で、141万円以上は稼いでいたけれどもAほどは消費への選好も強くない配偶者Bという人がいたとする。その時に、夫の所得増加が十分大きいと、103万円における新しい屈曲点にJumpするケースが存在するのである。Yokoyama (2015) では、

141万円以上稼いでいた妻が103万円まで収入を減らすケースが存在することがSimulationによって示された。

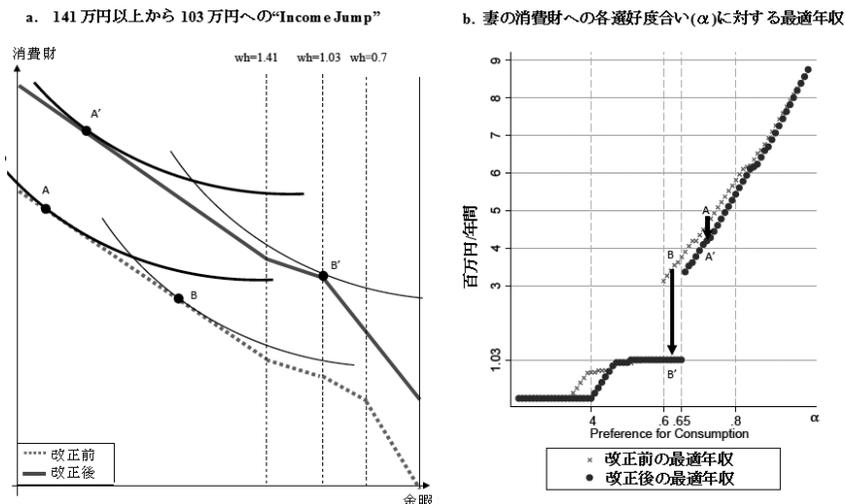
図7の右図に関しては、消費の選好パラメーターごとの最適収入を2004年の税制改正前後で計算している。つまり、消費の選好と“Income Jump”の関係を調べるのが目的である。具体的には、Cobb-Douglasの効用関数に関して a を消費の選好パラメーターとした場合に、その a の値ごとに、妻の最適収入のSimulationの結果を図示したものである。点線は、妻の2003年の最適収入を表しており、太線は、2004年の最適収入を表している。無論、消費の選好が強いほど、最適収入は高くなるため、右上がりの線となっているが、それよりも大事なことは、夫の年収の増加と税制改正が同時に起こった場合に、妻の最適収入が141万円以上から、103万円にJumpするケースが、 a のある範囲で起こりうるということである。先ほどの右図でいうと、この a の範囲に収まっている人は、点BからB'へ移動をする人だと解釈できる。よって、制度改正前に高所得グループに属するためには、ある程度消費への選好が強

図6 配偶者特別控除の一部廃止が配偶者の労働供給に与える影響



(出所) Yokoyama (2015) より引用

図7 配偶者特別控除の一部廃止と夫の所得増加が同時に起こった場合



(出所) Yokoyama (2015) より引用

い必要があるが、141万円以上から103万円へのJumpは、消費財への選好が“強すぎる”と起こらないのである。このことは、もともと収入が非常に高いような、消費財への選好が非常に高い女性は、夫の所得が増加したり、配偶者控除の制度が変更されたりしたからといって、急に103万円に年収を減らすがないということを言っている。つまり、ここでの含意は103万円への“Income Jump”は、(所得の高すぎない)中高所得の既婚女性において、実現しやすいということである。

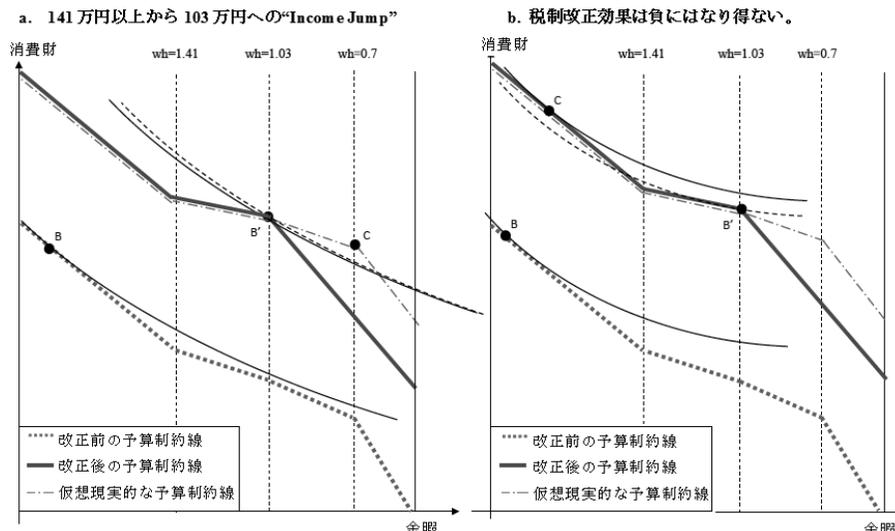
図8左図からは“Income Jump”に伴う労働時間の減少が、小さな正の“Tax Reform Effect”によって緩和されるケースが存在することが分かる。また、右図においては“Tax Reform Effect”が負になるケースはあるのかについて見ていく。まず、141万円以上稼いでいる配偶者が夫の所得の増加を受けて、税制改正が起こらなかったとしたら点Cに移動していたケースを想定する。この場合に、税制改正が実際に起こることによって、点Cから103万円までJumpしたとすると、それは負の税制改正の効果になるはずだが、そのようなことは起こり得ないということに注意したい。なぜか

と言うと、もともと点Bも点Cも利用可能な時にこの人は点Cを選んでいたので、もともと点Bより点Cの方が好ましい選択肢なのである。したがって、税制改正が起こったとしても点Cを選ぶことはない。つまり、141万円以上から103万円のJumpが負の税制改正効果によって説明されることはない。

ここまでの理論的インプリケーションをまとめると以下ようになる。

- ①外生変数一定の下では、2004年の税制改正は、収入103万円未満の配偶者の労働時間を増やす。収入103万円以上の既婚女性への影響はない。
- ②夫の所得増加などの、潜在的に労働を抑制する方向の外生変数の変化は、収入141万以上から103万円へのJumpを引き起こす事がある。そしてこれは、中高所得者層に起こりやすい。
- ③しかしながら、このケースにおいても“Tax Reform Effect”は負ではない。(いずれのケースも、税制改正の効果自体は負ではない。)
- ④この“Income Jump”に伴う労働時間の低下は主に、負の“Husband’s Income Effect”で説明され、時に小さな正の“Tax Reform

図8 “Income Jump”の夫の所得効果と税制効果への分解



(注) 仮想現実的な予算制約線とは、2004年にもしも税制改正が起こっていなかったら成立していたはずの予算制約線を意味する。

(出所) Yokoyama (2015) より引用

Effect”で緩和されることもある。

⑤税制改正の就業選択に対する効果は理論的には正だが、税制改正に伴う留保賃金の減少が、市場賃金を下回るほど大きくはないケースも大いに考えられるため、External Marginに対して理論的に確固たることは言い難い。

モデルから示唆された仮説を、Yokoyama (2015)では慶応義塾家計パネル調査(KHPS: 2004-2007年)を用いて検証している。まず、各所得グループの既婚女性が、税制改正に対してどのように反応したかを、Quantile Regressionの枠組の下で、差の差分分析を用い

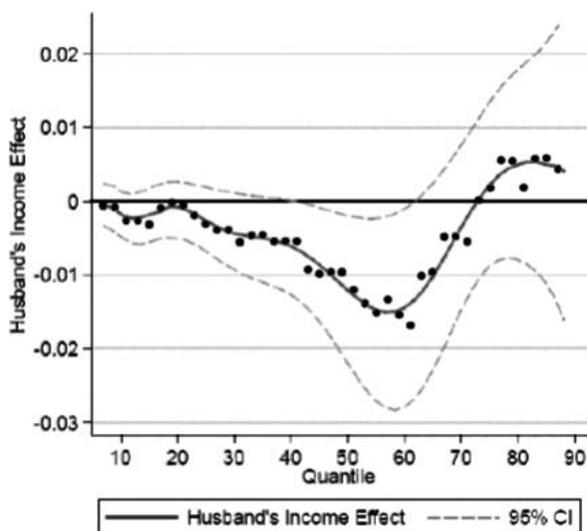
て検討した¹⁸⁾。分析の結果としては、労働参加には有意な影響はなかったが、税制改正の年取と労働時間に対する影響に関しては、低所得者層で有意に正な結果が得られた¹⁹⁾。このことは、平均における効果を見るだけではなく、それぞれの所得層ごとの影響を推計することの重要性を示唆する結果であると言える。対照的に、高収入の女性に対する税制改正の影響は非有意であり、これは、外生変数に変化がない状況の理論モデルで得られた仮説と一致する。

次に(税制改正の影響ではなく)夫の所得増加の負の効果によって、中・高収入の既婚女性が実際に収入を減少させたかどうかを検討する

18) 結果の表やグラフはYokoyama (2015)を参照のこと。

19) 労働時間や就業の有無を調整するだけでなく職場での努力、仕事の選択、収入の受け取り方(例えば、給与、配当、株式譲渡益)を通して、彼らの収入を調整することができる。財政学の論文の中でよく論じられているように、人々は税金の額を減らすために労働時間以外の行動を変えることで、可処分所得を調整することができる。例えば、“New Tax Responsiveness”の文献では、課税所得の、限界税率に対する反応を、税に対する行動変容の統計値として扱うことが多い(Meghir and Phillips (2008), Feldstein (1995))。また、日本の税制改正の影響を分析するために、労働時間ではなく、収入を使うということは、改革が労働時間以外の行動変容が起る懸念を回避する側面を持つ。そのため、この第IV節では、税制改正が収入と労働時間両方にどのように影響を与えたかの両点を論じている。

図9 Quantile別にみる、FFL分解の夫の所得増加で説明される属性構成変化分



(注) Husband's Income Effectとは、FFL分解において夫の所得増加で説明される属性構成変化分を示す。

(出所) Yokoyama (2015) より引用

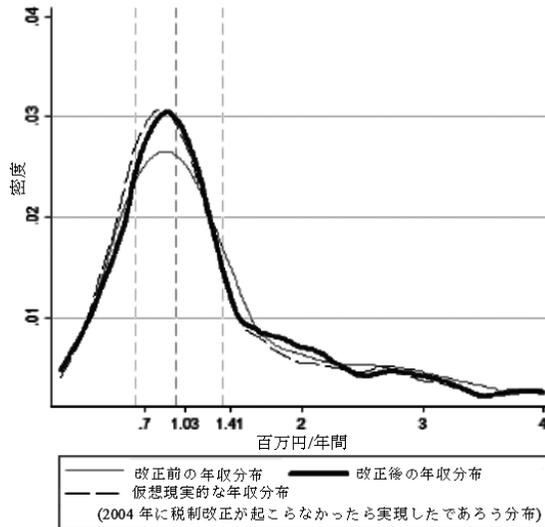
ために、FFLの手法を採用した。それによって、属性構成変化と構造変化による効果をさらに、それぞれの個別の説明変数の寄与度に分解することが出来る。Treatmentダミー変数で説明される構造変化の効果はTreatmentダミー変数の係数の変化を表すため、差の差分分析における交差項に相当する。このTreatmentダミー変数で説明される構造変化の効果は、FFL分解でも低所得層において、正で有意であり、このことは税制改正が低収入の既婚女性の収入増加に寄与したことを示唆している。さらに、夫の収入で説明される属性変化のマイナスの効果は、中・高収入の既婚女性で大きさが最大であり、夫の収入増加に反応して中・高収入の既婚女性の間で、非連続的な“Income Jump”が発生した可能性を示唆している。なぜなら、理論モデルで、この“Income Jump”が、税制改正効果ではなく夫の収入増加のもたらす負の効果によって主に説明できることが示されており、このFFLの結果は理論と整合的であるた

めである。

DFL分解による結果では視覚的に、低収入および高収入の既婚女性が、2004年以降、年収分布の真ん中に集まっていることを示している。したがって、税制改正後は、103万円への集中はより顕著になった。このように、税制改正が、低収入の既婚女性の収入を増やすのに貢献したのは事実であり、仮想現実的な年収分布を見てみると、税制改正がなければ、もっと年収分布は縮小シフトしていたという事実も見えてくる。しかしながら、家計の予算制約線上の103万円における屈曲点をより顕著にしたこともまた事実である。それにより、直接は税制改正の影響を受けなかった、中・高収入の既婚女性の潜在的選択肢が変化し、改正と同時に夫の所得増加などのネガティブショックがあったために、中・高収入の既婚女性が、年収を103万円に低下させるケースが見られたと解釈できる。

その結果、夫の所得の大きな負の効果によって引き起こされた収入の低下が低収入の既婚女

図 10 既婚女性の年収分布と DFL



(出所) Yokoyama (2015) より引用

性の収入の増加を相殺し、既婚女性の平均収入は僅かに減少したという表3における結果が得られたと解釈できる。

要約すると、2004年の配偶者特別控除の一部廃止は、既婚女性の労働供給の増加に貢献したが、歴史的に存在する103万円における歪みをより顕著にしたという側面も存在する。した

がって、残りの配偶者控除が存在する限り、夫の所得増加等の妻の労働供給を抑制する方向に働く外生変数の変化が起きた場合に、中高所得者の103万円への収入下落は以前より起りやすくなると予測される。現に、103万円の閾値への集中は年々高まっていることからこの分析での結論の信ぴょう性が窺える。

V. 現在の議論

配偶者控除は1961年に、夫婦は相互扶助の関係にあって一方的に扶養している親族と異なる事情があることから、扶養控除から分離する形で創設された。創設当時は、人口ボーナス期、合計特殊出生率が2前後で推移、終身雇用・年功賃金の正社員が中核、「片働き世帯」・専業主婦が主流、夫婦と子供のいる世帯が主流、相対的に所得格差が小さい時代であった。しかしながら、社会状況はこの50年間に大きく変わり、現在は、人口オーナス期、合計特殊出生率は1.4

程度、非正規雇用の拡大、共働き世帯の増加、夫婦のみの世帯と単身世帯が増加、所得格差が拡大する傾向が見られる。

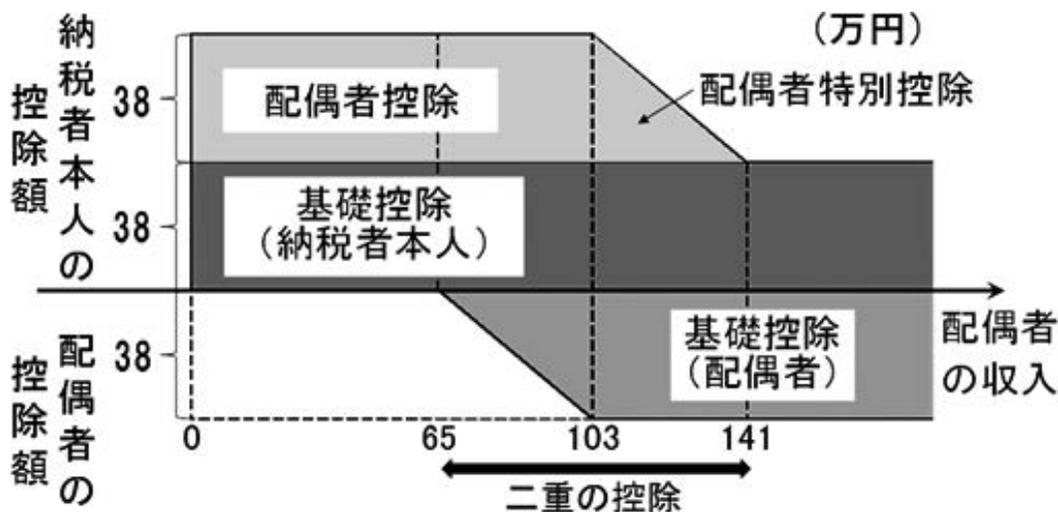
政府税制調査会は、配偶者控除については、「働き方の選択に対して中立的な税制の構築」という観点から、2014年11月に論点整理（第一次レポート）をとりまとめ、「二重控除」問題の解消などに対応できる以下の5つの選択肢を示した。いずれの案も、配偶者に対する控除を減らし、子育て支援を充実させる方向である。

政府税制調査会は、更に、2015年11月に、「経済社会の構造変化を踏まえた税制のあり方に関する論点整理」で、個人所得課税全般について、中期的な税制のあり方について検討を行い、課題を抽出した。今後の税制改正でも、配偶者控除を含めた個人所得課税については議論されることとなっている。

また、国家公務員の配偶者手当の見直しについては、人事院において、民間企業の家族手当の支給状況等について調査が行われ、それを元に検討が進められている。民間企業の配偶者手当は、政労使会議において、そのあり方の検討を進めることとされている²⁰⁾。そのような中、例えば、トヨタ自動車の労使は、家族手当を大幅に見直すことに大筋合意をした²¹⁾。

また、（配偶者に限定していないが）短時間労働者に対する被用者保険の適用拡大についても、2016年10月からは、大企業では、保険が適用される労働者が拡大する。これまでは全企業で、正社員の4分の3未満の労働時間の労働者は被用者保険の適用が除外されていたが、2016年10月からは、従業員数501人以上の企業では、週20時間以上働く労働者には社会保険が適用される²²⁾。更に、この対象拡大についても、社会保障審議会等で議論が重ねられているところである。

図11 現行のシステム

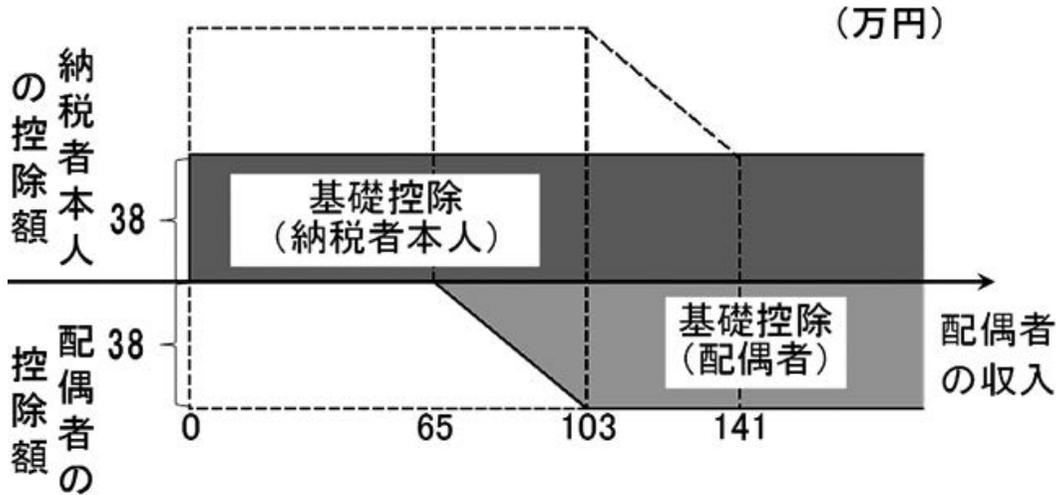


20) 「経済の好循環の継続に向けた政労使の取り組みについて（平成26年1月16日、政労使会議）」

21) トヨタの家族手当は、現在は配偶者の年収が103万円以下の場合に、月額19,500円、子ども1人当たり月額5,000円であるが、将来的には、配偶者分の家族手当は打ち切り、子どもについては1人当たり月額2万円に引き上げる（2015年7月7日、朝日新聞デジタル）。

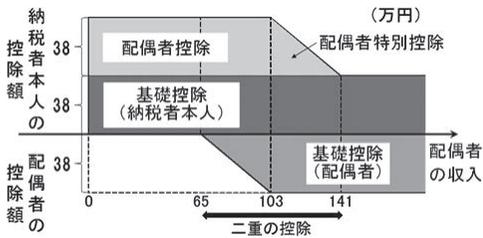
22) 第89回社会保障審議会医療保険部会（平成27年10月2日）資料1によると、この改正により、適用拡大対象となる労働者は約25万人、そのうち、約10万人が、現在、第3号被保険者であると見積もられている。

選択肢 A-1 配偶者控除の廃止と子育て支援の拡充

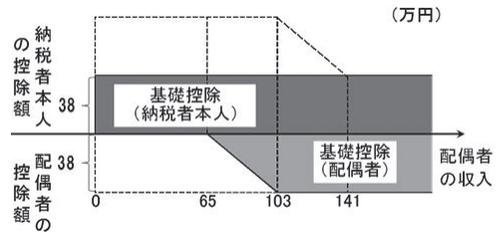


選択肢 A-2 配偶者控除の適用に所得制限を設けるとともに子育て支援を拡充

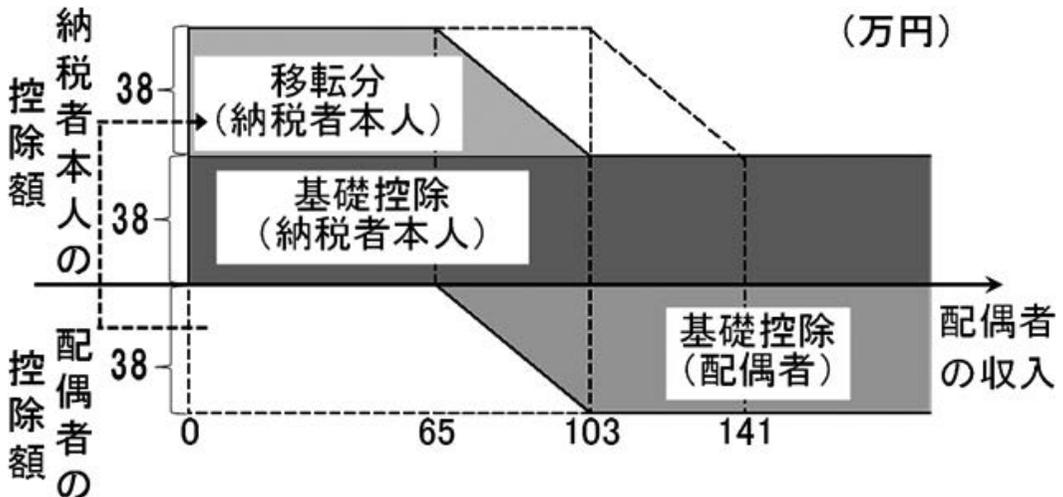
<中低所得の世帯>



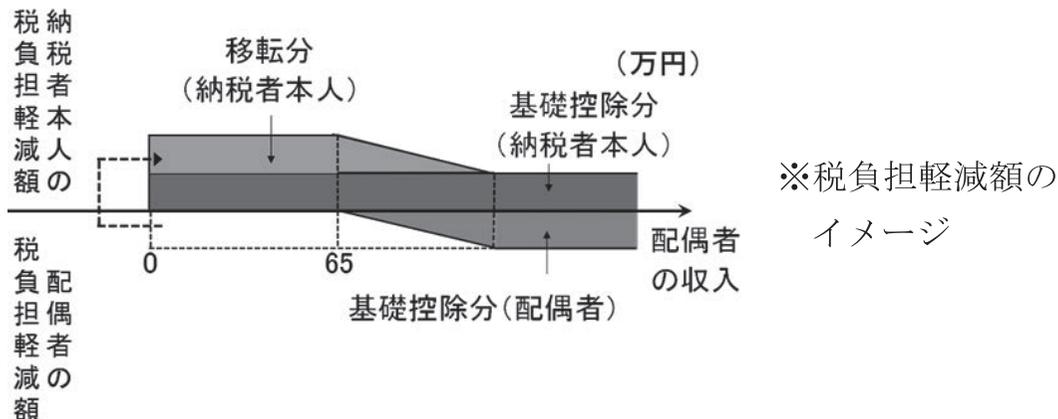
<高所得の世帯>



選択肢 B-1 いわゆる移転的基礎控除の導入と子育て支援の拡充



選択肢B-2 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



(出所) 政府税制調査会「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）」

VI. おわりに

本章では、就業調整をもたらすような日本の税制の特徴をまず説明し、就業調整の現状を紹介してきた。第II節では特に、配偶者控除と配偶者特別控除の制度にふれ、103万円の壁や130万円の壁などを、人々がどれほど意識して就業調整をしているかを論じた。103万円は、所得税の非課税限度額でもあり、企業の支給する配偶者手当でも多くのケースで閾値となってきたことから、年収が103万円に集中する理由が配偶者控除のみとは限らない。しかしながら、厚生労働省の平成23年（2011年）パートタイム労働者総合実態調査結果を見てみると、配偶者控除・配偶者特別控除を気にして就業調整をしている女性は、「過去1年間で就業調整をした」と回答した女性の37.7%存在することが分かった。

また、第III節では、厚生労働省の賃金構造基本統計調査の1989年から2013年までのデータを用いて、分解分析を行った。その結果、1989年から2013年にかけて、女性の年収分布の下

層部、中間層部では収入が縮小シフトし、2013年には103万円への集中が大きくなったことが分かった。高年収の女性に関しては1989年に比して2013年において収入が増加している。これらの分布変化はDFLやFFLなどの分解分析を使用した結果、主に属性構成変化によってもたらされていることが分かった。具体的には、下層部・中間層部の収入下落は主にパート労働者の増加によって説明できる一方で、上層部の収入増加は、高学歴化や長期勤続化などの属性の変化が寄与していることが明らかとなった。

しかしながら、このDFL・FFL分解による分析は、政策効果を厳密に検証できているわけではなく、あくまで、労働者・企業属性そのものの変化と各属性の収益率の変化に分解することのみを目的としている。そこで、第IV節では2004年の配偶者特別控除一部廃止が既婚女性の労働時間・収入分布に与えた影響を分析した。理論モデルでは、この税制改正が、既婚女性の予算制約線上の103万円における屈曲点を顕著

にしたことを示し、所得グループ別に税制改正の労働供給への効果を予測した。実証分析においては、慶應義塾家計パネル調査（2004-2007）を用いて、Quantile difference-in-difference や近年提唱された新たな分解分析（FFL・DFL分析）の手法で税制改正の効果を推定した。そして、この実証分析では理論モデルを支持する次のような結果が得られた：2004年の税制改正は、低収入の既婚女性の労働時間と収入を増加させた一方で、税制改正に直接的な影響を受けていない年収103万円以上の既婚女性に関しては、同時期に起こった夫の所得増加傾向を受け、税制改正によって顕著に変化した予算制約線上の屈曲点、つまり103万円の閾値まで年収を低下させるというケースが見受けられた。これは理論的なモデルにおいてSimulationでも示され、実際のデータを用いた実証分析でも示された事実である。

結果として、低所得層における所得増加と、中高所得者層の103万円への非連続な所得移動が起こり、皮肉にも、歴史的に存在する、日本の既婚女性の収入分布の103万円における「ゆがみ」はより顕著となったということが示された。この結果は、賃金構造基本統計調査を使った、1989年と2013年の女性の年収分布でも、2013年にかけて、103万円への集中現象が起こっていた事実とも整合的である。

これらの研究の含意は、2004年には配偶者特別控除の一部のみ廃止となったが、残りの配偶者控除が存在する限り、夫の所得増加等の妻の労働供給を抑制する方向に働く外生変数の変化が起きた場合に、中高所得者の103万円への収入下落は以前より起りやすくなるということだ。つまり、経済学的な予算線を考慮し、理論

的に結果を予測することなしに、政策を実施すると、税制改正の意図しない結果が起こりうる可能性もあることを示唆している。

また、第IV節の分析では、政策の前後2003年から2007年までしか考慮に入れていないが、この政策の効果がラグをもって、だんだんと認識が高まっていった可能性は否定できない。さらに、昨今の配偶者控除の議論の高まりから、103万円の壁を意識した行動をとる人が増えているとも考えられる。これは、最近の税の顕著性（Tax Saliency）の議論と整合的であり、今後も103万円の壁への集中傾向は続く可能性がある（Finkelstein 2009, Chetty et al. 2009）。現在の配偶者特別控除が一部廃止されているような状況では、何か外生的なショックが起こった際に103万円への集中は今後も続く可能性は大いにありうる。

第V節で述べたように、今後、配偶者控除に関しては新たな局面を迎える可能性が高いが、経済学の理論に基づいた政策提案をし、家計における予算線に想定外の屈曲点などができることのない政策が望まれる。また、これらは非常に慎重になされなければならない議論ではあるが、一般の国民でもわかりやすく、誤解のないように受け取られる政策でなくてはならない。複雑な税制は、国民の正しい理解が伴わない可能性を孕むため、政府の意図とは異なる方向に進んでしまう可能性があるためだ。そして、客観的な視点に立って、中立的に政策評価を行うことが可能なデータの構築・提供が進み、経済学の理論に基づいた、より厳密な実証分析が、政策をより良い方向へ導くことを祈って、この章の終わりとしたい。

参 考 文 献

朝日新聞デジタル（2015年7月7日）「トヨタ、配偶者手当廃止へ 子ども分を4倍増 労使合意」〈<http://www.asahi.com/articles/>

ASH7653PPH76OIPE01Z.html〉
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』31（2）, pp. 120-134.
- 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』39（3）, pp. 286-300
- 神谷隆之（1997）「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, pp. 24-49
- 厚生労働省（2011）「平成23年パートタイム労働者総合実態調査」
- 国税庁（2011）「～給与所得者の特定支出控除について～」〈https://www.nta.go.jp/shiraberu/ippanjoho/pamph/pdf/2502kyuyo_kojo.pdf〉
- 坂田圭・C.R.McKenzie.（2006）「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」, 樋口美雄, 『日本の家計行動のダイナミズム [II]』慶応義塾大学出版会
- 高橋新吾（2010）「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』52（12）, pp. 28-43
- 政府税制調査会「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）」〈<http://www.cao.go.jp/zei-cho/shimon/26zen12kai7.pdf>〉
- 萩原里紗（2008）「女性の労働供給増加に向けて—配偶者控除・特別控除制度の廃止と低所得者向け税額控除制度の導入—」『季刊政策分析』3（3・4）, pp. 43-56
- 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」pp185-219, 日本経済新聞社
- 人事院（2015）「平成27職種別民間給与実態調査」〈<http://www.jinji.go.jp/kenkyukai/fuyou-benkyoukai/shiryout271109.pdf>〉
- Akabayashi, H.（2006）“The labor supply of married women and spousal tax deductions in Japan -a structural estimation”, *Review of Economics of the Household* 4（4）, pp. 349-378
- Bescho, S. B. and Hayashi, M.（2014）, “Intensive Margins, Extensive Margins, and Spousal Allowances in the Japanese System of Personal Income Taxes: A Discrete Choice Analysis”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 34, pp. 162-178
- Bitler, M., Gelbach, J., Hoynes, H.（2006）, “What mean impacts miss: Distributional effects of welfare reform experiments”, *American Economic Review* 96（4）, pp. 988-1012
- Blundell, R., Duncan, A., Meghir, C.（1998）, “Estimating labor supply responses using tax reforms”, *Econometrica* 66（4）, pp. 827-861
- Chetty, R., Looney, A., Kroft, K.（2009）, “Salience and taxation: Theory and evidence”, *American Economic Review* 99（4）, pp. 1145-1177
- DiNardo, J.（2002）. “Propensity Score Reweighting and Changes in Wage Distributions” Mimeograph. Ann Arbor: University of Michigan.
- DiNardo, J. E., Fortin, N. M., Lemieux, T.（1996）, “Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach”, *Econometrica* 64（5）, pp. 1001-1044
- Eissa, N., Liebman, J. B.（1996）, “Labor supply response to the earned income tax credit”, *Quarterly Journal of Economics*, 111（2）, pp. 605-637
- Feldstein, M.（1995）, “The effects of marginal tax rates on taxable income: a panel study of the 1986 tax reform act”, *The Journal of Political Economy* 103（3）, pp. 551-572
- Finkelstein, A.（2009）, “E-ztax: Tax salience and tax rates”, *Quarterly Journal of Economics* 124（3）, pp. 969-1010
- Firpo, S., Fortin, N. M., Lemieux, T.（2007）, “Decomposing wage distributions using recentered influence functions regressions”, Tech. rep., University of British Columbia,

- mimeo.
- Firpo, S., Fortin, N. M., Lemieux, T. (2010), "Decomposition methods in economics", NBER Working Paper Series 16045
- Jann, B. (2008), "The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models", *The Stata Journal* 8 (4), 453-479
- Jones, F. L. (1983), "On decomposing the wage gap: A critical comment on Blinder's method", *Journal of Human Resources* 18 (1), 126-130
- Jones, F. L., Kelley, J. (1984), "Decomposing differences between groups—a cautionary note on measuring discrimination" *Sociological Methods and Research*, 12 (3), 323-343
- Lemieux, T., (2002), "Decomposing changes in wage distributions: a unified approach," *Canadian Journal of Economics* 35 (4), pp. 646-688
- Meghir, C., Phillips, D. (2008), "Labour supply and taxes", IZA Working Paper (3405)
- Oaxaca, R. L., Ransom, M. R. (1999), "Identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics* 81 (1), pp.154-157
- Takahashi, S. (2010), "A structural estimation of the effects of spousal tax deduction and social security system on the labor supply of Japanese married women", *Economic analysis & policy series*, EAP10-4, pp. 1-38
- Takahashi, S., Kawade, M., Kato, R. R. (2009), "Labor supply of Japanese married women : sensitivity analysis and a new estimate", *Economic analysis & policy series*, EAP09-5, pp. 1-43
- Yokoyama, I. (2015) "The Impact of Tax Reform in Japan on the Work-Hour and Income Distributions of Married Women", Discussion papers; No. 2015-02, Graduate School of Economics, Hitotsubashi University

補 論 1

DFL (DiNardo-Fortin-Lemieux) Decomposition

この補論では、DiNardo, Fortin and Lemieux decomposition (DFL 分解) についてより詳しく説明をする (DiNardo, Fortin and Lemieux (1996), Dinardo (2002), Lemieux (2002))。この手法では、平均値分解の範囲を超えて、セミ-パラメトリックな手法を使用することにより、分布変化を視覚的に分解することが可能となる。この方法のメリットは分布の変化を視覚的に2つの要素、すなわち属性構成変化および属性の年収に対する影響度の変化（構造変化）に分解できることである。ここでは、1989年と2013年の女性の年収のサンプルを使用して、それぞれの年の実際の年収分布と、もしも労働者と企業の属性が1989年のままであったら2013年にはどのような分布になっていたかを表す仮想的分布を比較することにより、分布変化を属性構成変化と構造変化に分解することが可能になる。

1989年と2013年の分布間比較を一例として、これよりDFL分解の手順を簡単に記述する。まず、1989年における収入分布は以下のように表される。

$$f^{1989}(Y) = \int f^{1989}(Y|X)h(X|t=1989)dX \quad (A.1)$$

この式における $f^{1989}(Y|X)$ は1989年における収入決定メカニズムであり、労働者と企業属性 X を、収入分布 Y に関連付けるものである。同様に、2013年の収入分布は以下のように表される。

$$f^{2013}(Y) = \int f^{2013}(Y|X)h(X|t=2013)dX \quad (A.2)$$

X の分布が1989年の X の分布に固定された場合の、2013年の仮想的な収入分布は以下のように表される。

$$f_{1989}^{2013}(Y) = \int f^{2013}(Y|X)h(X|t=1989)dX \quad (A.3)$$

しかしながら、ベクトル X には一般に多くの説明変数が存在し、非常に高い次元での積分がなされるため、この仮想的分布を直接計算するのは困難である。そこで、DFLのアプローチではこの難題を克服するために以下のreweighting法を使用する。このとき、(A.3)式の仮想的分布は以下のように書き直すことができる。

$$\begin{aligned} f_{1989}^{2013}(Y) &= \int f^{2013}(Y|X)h(X|t=1989)dX \\ &= \int wf^{2013}(Y|X)h(X|t=2013)dX \end{aligned} \quad (A.4)$$

この式における w は $w \equiv h(X|t=1989)/h(X|t=2013)$ で定義される。そして、この w はベイズの法則により、以下のように書き替えられる。

$$\begin{aligned} w &= \frac{h(X|t=1989)}{h(X|t=2013)} \\ &= \frac{P(X)P(t=1989|X)/P(t=1989)}{P(X)P(t=2013|X)/P(t=2013)} \end{aligned} \quad (A.5)$$

条件付き確率 $P(t=1989|X)$ と $P(t=2013|X)$ は、 X という属性を持っていた場合にそれぞれの年のサンプルとしてどれほど出現しやすくなるかを表したPropensity Scoreを表している。この分析においてこれらのPropensity ScoreはProbitあるいはLogitモデルを用いた予測値として算出される。一方、 $P(t=1989)$ および $P(t=2013)$ は、両年をプールしたデータの中のそれぞれの年のサンプルの割合を表す。したがって、これらの材料を使って(A.4)のように算出されたウエイト w を用いることで、仮想現実的分布はカーネル密度推定により推定される。

補 論 2

FFL (Firpo-Fortin-Lemieux) Decomposition

FFL分解では、被説明変数である Y （ここでは収入）の全変化は属性構成変化と構造変化に分けられ、それらはさらに各説明変数の寄与度へと分解される。この意味で、Oaxaca-Blinder decomposition (OB分解)はこの方法と類似した方法であろう (Jones (1983), Jones and Kelley (1984), Oaxaca and Random (1999), Jann (2008))。しかしながら、FFL分解にみられる2つの特質が、FFL分解と古典的なOB分解を差別化している。一つ目は、FFLにおいて通常の被説明変数 Y の代わりに Y のre-centered influence function (RIF)を使用することである。これにより、古典的なOB分解においては平均値のみで可能であった分解が、平均値だけでなく、 Y における分布全体での分解が可能にする (Firpo et al. (2007), (2010))。

概念的に、Influence function (IF)は各Observation (Y)をひとつ増やす事が分布統計値 (平均値, 分散, Quantile, ジニ係数など)に与える影響を表している。ここでの目標は (Y)の分布統計値を X の関数として表すこ

とである。この目標に至るまでの過程は、(Step 1) X の変化 $\Rightarrow Y$ の分布変化、(Step 2) Y の分布変化 \Rightarrow 分布統計値 (例: q_t)の変化、という具合に二段階に分けられる。

IF はStep 2のみを行う性質を持つため、Step 1とStep 2をつなげるにはLaw of Iterated Expectation (LIE)が必要となり、そのLIEを使うためにRIFを使う必要性が生じてくる。ここで重要な点は、RIFには、以下のように期待値が分布統計量 (ここでは q_t)と等しいという非常に便利な特徴があることである。

$$q_t = E[RIF] = E_X(E[RIF | X]) \quad (A.6)$$

(A.6)のように、分布統計量と等しいRIFの期待値に対し、LIEを適用することで、分布統計量を X の関数として表すことができる。したがって、 IF ではStep 2のみしか行えなかったところを、RIFを使用することによりStep 1とStep 2をつなげることができ、 Y の分布統計値を X の関数として表すことができる (Firpo et al., (2007), (2010))。