

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

高橋 新吾

(国際大学准教授)

日本の配偶者控除制度及び社会保障制度によって、既婚女性の予算制約線はピースワイズ線形になる。本稿は、『消費生活に関するパネル調査』のサンプルを用いて、既婚女性の労働供給関数を、予算制約線の非線形性を明示的にモデル化した構造推定を用いて推定し、さらに推定パラメーターを用いて、代替的な政策が女性労働供給に及ぼす影響を推定した。配偶者控除及び社会保障制度が既婚女性にもたらす労働抑制効果は、過去の誘導形文献が示唆するものと比べてはるかに小さいであろうということを本稿は示した。配偶者控除を完全に廃止する政策は、労働供給を母集団平均でわずか0.7%しか上昇させない。収入に関係なくすべての女性に社会保険料の支払いを義務づけるような税制改革は、女性労働供給量をほとんど増加させない。また、現在の子ども手当のような一括払い所得移転政策は、その移転額がかなり大きくない限り、その労働抑制効果は無視できるほど小さくなるであろうことを本稿は示した。

目次

- I はじめに
- II 配偶者控除制度及び社会保障制度の概要
- III バジェットセグメント、税引き後賃金及びヴァーチャル・インカム
- IV 配偶者控除及び社会保障制度の効果に関する既存の推定
- V 推定方法
- VI データ、変数、基本統計
- VII 推定結果
- VIII 配偶者控除及び社会保障制度が女性労働に及ぼす影響——センシティブリティ分析
- IX 結論

I はじめに

日本の配偶者控除及び社会保障制度が既婚女性の労働供給を抑制する可能性があることは常に指摘されてきており、実際の政策決定にも大きく影

響を及ぼしてきている。たとえば、2004年に配偶者特別控除の上乗せ部分が廃止されたが、その前年の税制調査会の報告は、廃止の一理由として配偶者控除制度の「非中立性」を挙げている。ここでの非中立性とは、配偶者控除がなかったらもっと働くはずであろう既婚女性の労働供給が、この制度によって抑制されているという意味である。また、2009年に、政府税制調査会にて配偶者控除制度の撤廃が議論された。これは、もともと民主党政権の目玉政策であった子ども手当の財源を確保する狙いがあったが、税制調査会の答申では、配偶者控除制度が撤廃されねばならない理由の一つとして再度「非中立性」を挙げている。

さて、配偶者控除制度及び社会保障制度が労働抑制効果を持つ理由は、それらの制度により既婚女性の予算制約線がピースワイズ線形でノンコンヴェックス、さらに非連続になるからである。よって、ピースワイズ予算制約線をモデル化した労働供給の構造推定は、この労働抑制効果の測定

に非常に有効である。しかしながら、構造推定を用いた先行研究はほとんどないのが現状である。安部・大竹(1995)は、配偶者控除が独身女性には影響を及ぼさないことに着目し、既婚女性と独身女性の賃金弾力性を比較している。大石(2003)は、夫が第2号被保険者である場合のみ、社会保障制度による予算制約線の落ち込みが生じることに注目し、「第2号ダミー」を労働供給曲線に入れることによって労働抑制効果を計測した。神谷(1997)と樋口(1995)は、就業調整の有無を示すダミーを労働供給曲線に加えている。

上記研究の推定モデルは、その背後にある経済モデルを明示的にリンクさせていない、いわゆる誘導形モデルであるので、パラメーターの解釈は曖昧になる。さらに、それらが示唆する労働抑制効果は、米国における同等規模の所得移転政策の効果と比較して極めて大きく、信憑性に欠ける。IVで詳しく述べるが、それらの研究が示す労働抑制効果は、労働時間の22%から150%ほどの減少である。

構造推定を用いて行われた唯一の先行研究はAkabayashi(2006)である。『パートタイム労働者総合実態調査』のサンプルを用いて、Akabayashiは、配偶者控除制度を撤廃した場合、既婚女性の労働時間は5.6%伸びるであろうことを示唆した。ここで強調されるべきは、誘導形文献と構造推定文献の推定値が大きく乖離していることである。このような乖離に鑑みると、これらの制度の労働抑制効果を再度推定することはまだ重要なことであると考えられる。

よって本稿は、日本の既婚女性の労働供給の構造推定を行い、さらに配偶者控除制度及び社会保障制度の改革がどの程度女性労働供給を変化させるかを、推定されたパラメーターを用いて検証する。税制効果の構造推定では、何らかの税制改革があった場合、労働者の反応の経路として、(1)同じセグメントにとどまって就業時間を変える経路と、(2)セグメント自体を変えてしまい(同時に就業時間も変える)経路との両方があるが、本稿では、税制改革の評価の際に、両方のタイプの反応を量的に測定する。これにより、代替政策の労働抑制効果の詳細な検証を行うことができる。

上記の経路(2)の量的測定は、特に重要である。よく知られていることであるが、日本の既婚女性の年収分布は、いわゆる103万円の壁あたりでクラスターしている。このクラスターを見れば、配偶者控除と社会保障制度さえ改革すれば、これらの女性が高いタックスブラケットへ移行し、そして女性労働が増加するであろうと期待してしまうかもしれない。しかしながら、一体どれ程の女性が高いタックスブラケットへ移行するかは検証されてこなかった。本稿はこの点にも焦点を当てる。別の言い方をすると、タックスブラケットと労働時間の同時決定がモデル化できることが、構造推定の一つの強みである。本稿の推定は、『消費生活に関するパネル調査』(JPSC)のサンプルを用いて行う。JPSCは、パートタイムだけでなくフルタイムの従業員も含まれているため、政策変更に対する既婚女性の反応をよりの確に検証することができる。

II 配偶者控除制度及び社会保障制度の概要

では、配偶者控除制度を簡単に説明しよう。説明に際しては、夫が主な収入元であるケースを想定する。2002年時点では、妻の年収が70万円以下の場合、夫は一年間に76万円の控除を受ける。妻の収入が70万円を超えると、妻が5万円稼ごとに配偶者控除が5万円ずつ減らされる。夫の所得が1000万円以下の場合、妻の年収が141万円になるまで、配偶者控除の減少が続き、141万円に達した時点でこの額がゼロになる。夫の年間所得が1000万円を超えている場合、配偶者控除は妻の年収が103万円になった時点でカットされる。われわれのサンプルでは、ほぼすべての既婚女性就労者の夫が、年間所得1000万円以下であった(99.2%)。よって本稿では、夫の年間所得が1000万円を超える場合は分析の対象から外すことにする。

配偶者控除は以下のような式で近似できる。

$$\begin{aligned} \text{配偶者控除} &= 76 && \text{for } 0 \leq Y_w \leq 70 \\ &= 141 - Y_w && \text{for } 70 < Y_w \leq 141 \end{aligned}$$

$$= 0 \quad \text{for } Y_w > 141$$

$$+ \underbrace{bt_w + 1410t_H + X(1-t_H) + Dt_H + Q}_{\substack{\text{妻給与外所得} \\ \text{ヴァーチャル・インカム}}}$$

上記の数式で、 Y_w は妻の年収を表している。また、すべての変数は1万円単位で表されている。この配偶者控除制度により、既婚女性の予算制約線は非常に非線形になる。この点をより明確にするため、 W を妻の時給、 h を妻の年間労働時間、 t_w を妻の所得税率、 t_H を夫の所得税率、 X を夫の年収、 D を配偶者控除以外で夫が受ける控除、 Q をその他の家計収入（利息など）としてみる。表1と表2は、2002年時点での所得税率及び給与所得控除の一覧を示しており、妻の給与所得控除は $aY_w + b$ という形で表せることが分かる。よって、家計収入の合計は以下のように書き表すことができる。

表1 所得税率 (2002年)

課税所得 (単位: 千円)	税率
$1 \leq y < 3,300$	10%
$3,300 \leq y < 9,000$	20%
$9,000 \leq y < 18,000$	30%
18,000 以上	37%

所得税率は1995年に変更されている。この変更は、推定の際は考慮されている。

表2 給与所得控除スケジュール (2002年)

給与所得 (単位: 千円)	給与所得控除 (基礎控除を含む)
$1 \leq y < 1,625$	1,030
$1,625 \leq y < 1,800$	$0.4y + 380$
$1,800 \leq y < 3,600$	$0.3y + 560$
$3,600 \leq y < 6,600$	$0.2y + 920$
$6,600 \leq y < 10,000$	$0.1y + 1,580$
10,000 以上	$0.05y + 2,080$

給与所得控除は1995年に変更されている。この変更は、推定の際は考慮されている。

家計収入

$$\begin{aligned} &= wh - [wh - \underbrace{(awh + b)}_{\text{給与所得控除}}]t_w + X \\ &\quad - [X - D - \underbrace{(1410 - wh)}_{\text{配偶者控除}}]t_H + Q \\ &= w \underbrace{[1 - (1-a)t_w - t_H]h}_{\text{妻の税引き後時給}} \end{aligned}$$

したがって、妻の「事実上」の税率は、103万円から141万円の収入範囲で $(1-a)t_w + t_H$ 、つまり妻の税率プラス夫の税率になる。妻の収入が103万円以下の場合、妻本人の所得税率は（給与所得控除の為）ゼロであるので、妻の事実上の税率は夫の税率と同じになる。妻の収入が141万円を超えると配偶者控除が無くなるため、妻の事実上の税率は通常の所得税率と同じで $(1-a)t_w$ になる。

日本の社会保障制度は、予算制約線にさらに複雑な要素を加える。夫が第2号被保険者で、妻の年収が130万円以下である場合、妻は第3号被保険者となり、保険料負担なしで国民年金に加入できる。しかし収入が130万円を超えると第3号対象外となり、保険料の支払い義務が突然発生する。これにより、予算制約線が急に下がることになる。もちろん、夫が第1号被保険者である場合、妻は第3号被保険者の対象外であるから、この場合は130万円における予算制約線の落ち込みは発生しない。しかしながら、われわれのデータでは、夫が第1号である既婚女性はほとんどいないため（使用可能観察点の0.8%）、これは検証の対象から外した。

III バジレットセグメント、税引き後賃金及びヴァーチャル・インカム

図1は、典型的な既婚女性の予算制約線を表している。配偶者控除、社会保障制度及び所得税により、予算制約線に5つのセグメントと3つのキックポイントが発生する。第1セグメントは、収入がゼロから70万円の部分で、妻の事実上の税率はゼロである。第2セグメントは、収入が70万円から103万円の部分で、妻の事実上の税率は夫の税率に等しくなる。第3セグメントは、妻自身の所得税が発生する年収103万円から始まり、配偶者控除が完全になくなる年収141万円までとなる。このセグメントでは、妻の事実上の税率は、妻自身の所得税率プラス夫の所得税率にな

る。103万円のキंकポイント（キंक2）は、「103万円の壁」と称される。

セグメント3には一つ問題がある。妻の収入が130万円を超えた段階で社会保険料の支払いが始まるため、予算制約線がここで突然下がる。これをどうするかが問題になるが、本稿では、第3セグメントを、第4セグメントに届くまで真っすぐに伸ばしたもので近似する。この近似は、以下の2つの点により正当化できるものと考えている。第一に、予算制約線が落ちてい部分で就労を選択する人は理論上いないであろうこと、第二に、もしこの「130万円の壁」が問題になるのであれば、130万円付近でデータのクラスターが見られるはずであるが、われわれのデータにおいてそういったクラスターは見られないことである（VI参照）。

第4セグメントでは、予算制約線は通常の所得税率（10%）に戻る。よって第3セグメントと第4セグメントがノンコンヴェックスになるが、これはモデルに明示的に組み込まれる。第5セグメントは、所得税率が20%の部分であり、これは課税所得が330万円の部分から始まる。本稿では、妻は給与所得控除と、社会保険料控除（5万円）のみを受けると仮定し、そうするとキंक3

における給与所得は534万円に相当する。

妻の課税所得が900万円（=給与所得1170万円）を超えた場合所得税率は30%になり、これによって第6セグメントが発生する。しかし、われわれのデータにおいてセグメント6に属する利用可能なサンプルはわずか4つしかない。そこで、本稿はそのサンプルを分析から外した。最終的なモデルは5つのセグメントのみを含むことになる。

上記の議論において、給与所得控除がまだ考慮されていない。給与所得控除は、給与に応じて変化したが、そのセグメントは、前記のバジェットセグメントと一致しておらず、これにより、実際の予算制約線は、さらに細かく分割されることになる。しかしながら、無意味に分析を細かくすることを避けるために、給与所得控除のスケジュールを図2に示しているように近似した。近似された給与所得控除スケジュールは前述のバジェットセグメントと同じ所でキंकするように設定されているため、バジェットセグメントを5つに保持することができる。

さて、図1に戻ると、各バジェットセグメントの傾きは税引き後賃金になり、ヴァーチャル・インカムは各バジェットセグメントの切片に等しい。キंक1, 2, 3における労働時間は、それぞれ

図1 典型的な既婚女性の予算制約線

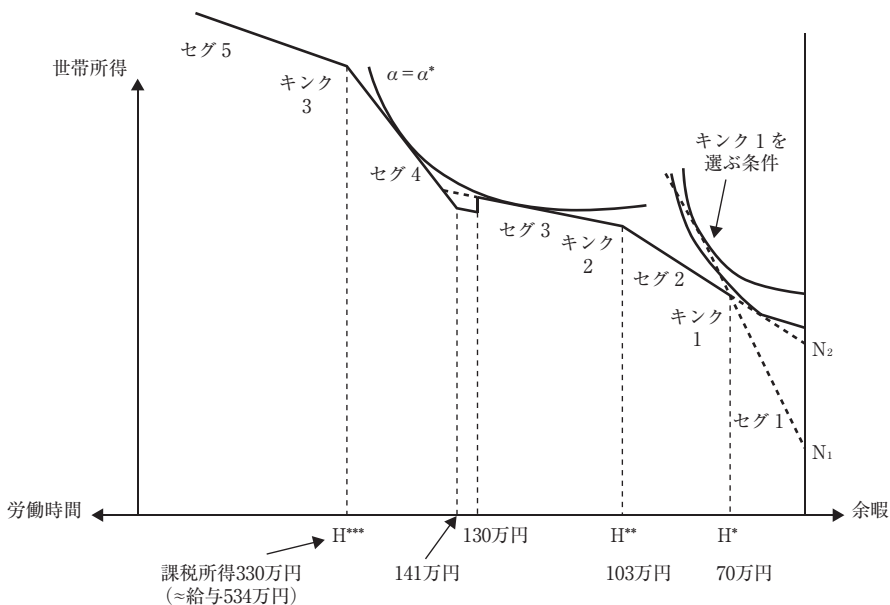
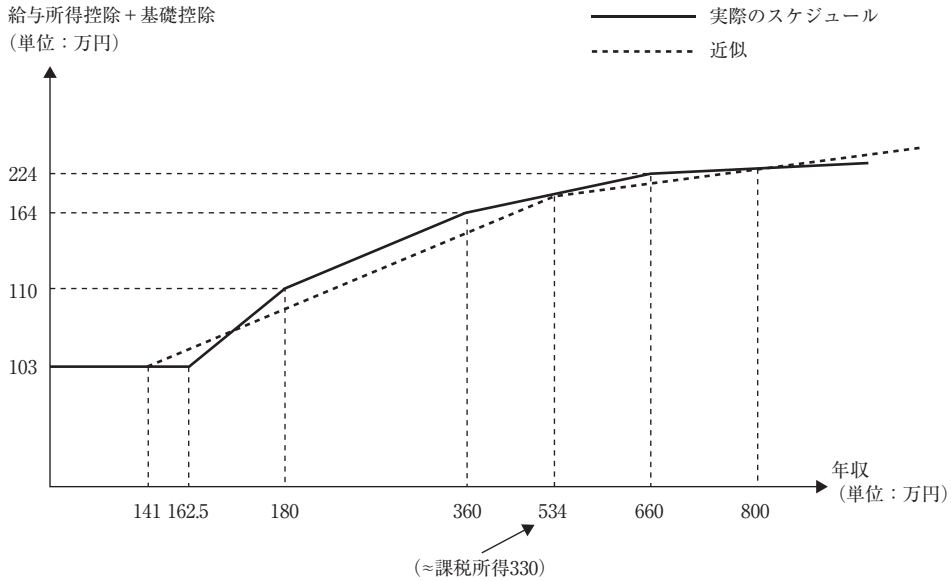


図2 給与所得控除スケジュール



れ H^* , H^{**} , H^{***} という記号で表す。

このモデルでまだ十分に考慮されていない問題が2つある。第一に、妻の収入が130万円以下でも、労働時間が一般就労者の4分の3を超えている場合第3号被保険者の資格が失われる。よってこの場合、130万円に達する前の段階で社会保険料の支払いが始まる。本稿では、問題を単純化するために、社会保険料の支払いは年収が130万円に達するまでは起こらないと仮定した。第二に、住民税がモデル化されていない。しかし、あらゆる税金を考慮することは本研究の目的ではないので、本稿は住民税をモデル化の対象外とした。しかしながら、Ⅷにおいて、住民税をモデル化していないことにより、結果がどれほど変わりうるのかに関して、頑健性のチェックを行う。

Ⅳ 配偶者控除及び社会保障制度の効果に関する既存の推定

大石(2003)は、収入130万円における既婚女性の予算制約線の落ち込みが、夫が第2号被保険者である場合にのみ発生することに着目し、労働供給曲線に「夫第2号ダミー」を加えている。使用されているデータは『国民生活基礎調査』から抽出した423人の既婚女性で、夫が第2号の既婚

女性は、その他に比べ就業時間が22%低いことを明らかにした。大石はこれを社会保障制度の労働抑制効果と解釈している。

安部・大竹(1995)は、独身女性が配偶者控除制度の対象外であり、また社会保障制度による予算制約線の落ち込みもないことに着目している。よって、安部・大竹は、『パートタイム労働者に関する一般調査(GSPT)』をつかい、独身女性とDINKS(共働き子供なしの女性)のそれぞれに関して、労働供給関数の推定を行った。結果は、独身女性の賃金弾力性の方が、DINKSのそれよりもよりネガティブであるというもので(-0.24対-0.51)、安部・大竹は、この理由が既婚女性の「就業調整行動」にあると解釈した。さて、この賃金パラメーターを基にすると、配偶者控除制度を廃止した場合、対数化した就業時間が1.5ほど上昇することになる(約150%の就業時間の伸び)¹⁾。

GSPTは回答者に、収入を103万円の壁または130万円の壁に抑えるように就業を調整したかどうかを聞いている。神谷(1997)はこの就業調整ダミーを労働供給関数に含めて推計し、就業時間を調整している既婚女性の方が、していない既婚女性より、就業時間が35%少ないことを明らかにした。

上記の労働抑制効果の推定値は、米国における

同じくらいの規模の所得移転政策の効果と比較して、極端に高い点は特記すべきであろう。たとえば、Fraker and Moffitt (1988) による Aid to Families with Dependent Children (AFDC) の労働抑制効果の研究を見てみよう。AFDC は、就業時間ゼロにおいて年間の支払額が 3900 ドルであるが、日本の配偶者控除及び社会保障制度がもたらす世帯収入の増加額は、妻が就労していない場合約 2800 ドルである²⁾。よって AFDC と上記の日本の制度は、所得移転額としてそれほど違わない。しかし、Fraker and Moffitt による、AFDC の労働抑制効果は、期待労働時間の 2.8% の減少にすぎない。その他、Moffitt (1979) は、Gary Negative Income Tax が既婚女性にもたらす労働抑制効果はほとんどないということを示している。

Akabayashi (2006) は、日本税制の労働抑制効果を構造推定によって推定した唯一の先行研究である。モデルは Hausman (1980) 及び Moffitt (1986) を基にしている。さらに、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。Akabayashi の結果は、配偶者控除が完全に廃止された場合、日本の既婚女性の就業時間が 5.6% 増加するだろうということを示している。

V 推定方法

以下が、本稿におけるモデルである。

$$H = \beta W + \delta N + \alpha + \varepsilon \quad (1)$$

上記の式の中で、 H は年間の就業時間を、 W は妻の税引き後の時給を、 N はヴァーチュアル・インカムを表している。Moffitt (1986) にならい、2つの誤差項を含んだモデルを用いる。 α は選好異質性を表し、 ε は、最適化エラー、スペシフィックーションエラーや通常の観察誤差を表す。本稿では、 ε を単純に観察誤差と呼ぶ。

モデルに 2つの誤差項が含まれている点は重要である。まず、観察誤差項しかモデルに含まれていないとすると、観察された変数さえ同じであれば、すべての女性が同じプレファレンスを持つこ

とになり、よってそれらの女性は同じ効用最大点を持つことになる。そうすると、その効用最大点のあるセグメント以外のセグメントを変化させても労働供給量に影響がないという、非常に強い制約をモデルに課してしまう³⁾。また選好異質性しか含んでいないモデルの場合、データで観測されたセグメントが就労者の本当のセグメントであると陰に仮定することになり、観察誤差や最適化エラー等の入る余地がなくなる。

さて、既婚女性の予算制約線がどのようにモデル化されるかを説明するために、若干ライクリーフッドファンクションの説明をしたい。まずは、就労者がどのようにバジェットセグメントまたはキंकを選択するのかを考えてみる。前述したように、既婚女性の予算制約線はノンコンヴェックスの部分があるが、まずは通常のコンヴェックスの部分について考えてみる。たとえば第 1 セグメントを例にとると、就労者は希望労働時間である $\beta W + \delta N + \alpha$ が第 1 セグメントに当たる場合に、第 1 セグメントを選択する。これを数式で表すと以下の通りになる。

$$\begin{aligned} \text{第 1 セグメントの選択：} & -\beta W_1 - \delta N_1 \\ & \leq \alpha < H^* - \beta W_1 - \delta N_1 \end{aligned}$$

第二に、キंकポイントの選択について考えてみる。キंक 1 を例とすると、第 1 セグメント上における希望労働時間はキंक 1 を超えてしまうが、第 2 セグメント上における希望労働時間がキंक 1 を下回るような場合に、就労者はキंक 1 を選択する。この状況は、図 1 に示されており、それをさらに数式で表すと以下のようになる。

$$\begin{aligned} \text{キंक 1 の選択：} & \\ & H^* - \beta W_1 - \delta N_1 \leq \alpha < H^* - \beta W_2 - \delta N_2 \end{aligned}$$

最後に、ノンコンヴェックスセグメントである第 3 セグメントと第 4 セグメントの選択を考えてみる。ノンコンヴェックスの場合、無差別曲線が両セグメントに接するような α の値があり、これを α^* と表す。この状態は、図 1 に示されている。 α の値が α^* より大きい場合は第 4 セグメントが、小さい場合は第 3 セグメントが選択される。これを数式で表すと以下のようになる。

第3セグメントの選択： $\alpha < \alpha^*$
and $\beta W_3 + \delta N_3 + \alpha > H^{**}$

第4セグメントの選択： $\alpha \geq \alpha^*$
and $\beta W_4 + \delta N_4 + \alpha < H^{***}$

推定の際、各就労者ごとに、又各イタレーションごとに α^* の値を計算する必要がある。Hausman(1980)が詳述しているように、数式(1)で表される本稿のモデルは次のようなインディレクト効用関数から導き出されている。

$$V(W, N, \beta, \delta, \alpha) = e^{\delta W} (N + \frac{\beta}{\delta} W - \frac{\beta}{\delta^2} + \frac{\alpha}{\delta}) \quad (2)$$

したがって、 α^* は第3セグメントと第4セグメントの効用が同じようになる α の値であるので、以下の式の解として解くことができる。

$$V(W_3, N_3, \beta, \delta, \alpha^*) = V(W_4, N_4, \beta, \delta, \alpha^*)$$

本稿のように、モデルに2つの誤差項が含まれる場合、就労者*i*のライクフリードコントリビューションは、その就労者の各セグメントまたはキンクにおけるライクフリードの総和として表される。これは以下のようになる。

$$L_i = P(\alpha + \varepsilon = H - \beta W_1 - \delta N_1, -\beta W_1 - \delta N_1 < H^* - \beta W_1 - \delta N_1) \quad (3)$$

$$+ P(H - H^* = \varepsilon, H^* - \beta W_1 - \delta N_1 < H^* - \beta W_2 - \delta N_2) \quad (4)$$

$$+ P(\alpha + \varepsilon = H - \beta W_2 - \delta N_2, H^* - \beta W_2 - \delta N_2 < H^{**} - \beta W_2 - \delta N_2) \quad (5)$$

$$+ P(H - H^{**} = \varepsilon, H^{**} - \beta W_2 - \delta N_2 < H^{**} - \beta W_3 - \delta N_3) \quad (6)$$

$$+ P(\alpha + \varepsilon = H - \beta W_3 - \delta N_3, H^{**} - \beta W_3 - \delta N_3 < \alpha^*) \quad (7)$$

$$+ P(\alpha + \varepsilon = H - \beta W_4 - \delta N_4, \alpha^* < H^{***} - \beta W_4 - \delta N_4) \quad (8)$$

$$+ P(H - H^{***} = \varepsilon, H^{***} - \beta W_4 - \delta N_4 < H^{***} - \beta W_5 - \delta N_5) \quad (9)$$

$$+ P(\alpha + \varepsilon = H - \beta W_5 - \delta N_5, \alpha < H^{***} - \beta W_5 - \delta N_5) \quad (10)$$

上記の数式において、それぞれ上から下への順番で、第1セグメント、キンク1、第2セグメント、

キンク2、第3セグメント、第4セグメント、キンク3、第5セグメントにおけるライクフリードになる。もう少し直観的な説明を加えれば次のようになる。観察誤差があるため、データ上観察されたセグメントがその就労者の実際のセグメントチョイスとは限らない。よって、その就労者のライクフリードコントリビューションは、その就労者が、各セグメントまたはキンクにいたかもしれない確率を足し合わせたものになるということである⁴⁾。

このモデルでは、労働参加・不参加の選択において生ずるセルフセクションバイアスをコントロールしていない。しかしながら、(3)式が、希望労働時間がゼロより大きくなければならないという条件を含んでいるため、就業時間ゼロにおけるトランケーションはある程度コントロールされている。

以下の数式は、本稿における誤差項に関する仮定を表している。選好異質性 α は観察される変数 Z と、正規誤差項 θ の関数であると仮定する。観察誤差項 ε も正規分布していると仮定し、さらに θ と ε は独立していると仮定する。

$$\alpha = Z\gamma + \theta, \theta \sim N(0, \sigma_\theta^2), \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

本稿では、 Z に妻の年齢、就業経験年数、6歳以下の子供の数、妻が両親と同居しているかどうかのダミーを入れる。推定にはGQOPTオブティマイザーとFORTRANを用い、ニューメリカルデリバティブを使っている。

過去の誘導形文献は、 Z にコントロールグループダミーを含めることによって労働抑制効果を推定していることは特記する必要がある(神谷1997; 大石2003など)。つまり、それらの誘導形文献は、労働抑制効果を、プレファレンスの変化としてとらえているのである。よってそれらの文献は、税制の効果というよりは観察されない属性の影響をとらえていると考えた方がよいのではなかろうか。

われわれのモデルには一つ注意すべきことがある。妻の収入が103万円以下の場合、夫は雇用主から配偶者手当を受け取ることが多い。この配偶者手当は、妻の収入が103万円を超えた時点で支

給がとまるため、これによりキंक2の部分でさらに予算制約線が落ち込む。この落ち込みが大きいと、図3に示されているように、就労者はキंक2を選択することになる。配偶者控除の効果を配偶者手当の影響から分離するためには、この非連続点を明示的にモデル化する必要がある。しかしながら、これは単純な問題ではない。収入が103万円以内の妻に関しては、配偶者手当の額は、夫の総収入額に含まれており分離することはできないし、収入が103万円を超える妻に関しては、配偶者手当の支給がすでに止まっているため、その額がわからない。よって、この問題はこれからの研究に委ねることにする。

VI データ、変数、基本統計

本稿は、『消費生活に関するパネル調査 (JPSC)』を用いた。2004年に配偶者特別控除の上乗せ部分が廃止されたが、過去の文献との比較を容易にするため、上乗せ部分が廃止される前までの1994~2003年までのデータを使うことにする⁵⁾。

われわれがこの調査データを用いる理由はいくつかある。第一に、先行文献の多くは、パートタイム就労者のみを含んだデータを使用している (Akabayashi 2006; 安部・大竹 1995; 神谷 1997)。これに対し、JPSCのデータは、正規雇用者も含んでおり、税制改革に対する母集団平均の効果をよ

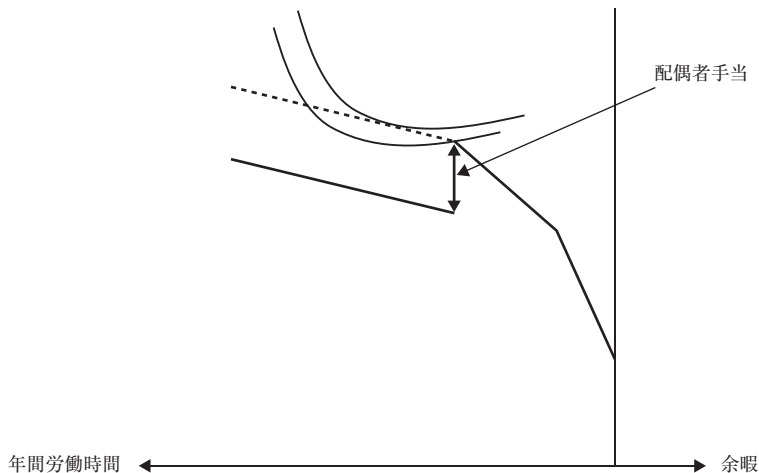
り的確に検証することができる。第二に、JPSCにはGSPTよりも個人的な特徴に関する変数が豊富に含まれている。例えば、GSPTは、子供の数、または妻が両親と同居しているかどうかといった情報を含んでいない。JPSCの短所はデータに含まれる人数が少ないことで、よって、本稿はパネルデータをプールすることにした。

JPSCはパネルデータであるため、分析はライフサイクルの枠組みで行われるべきだと考える研究者もいるだろう。しかしながら、日本において、税制効果の構造推定を行った先行研究が不足していることに鑑みると、本稿の静学的な分析もまだ新たな知見を加えることができると考えている。

税引き前の時給は以下のように計算した。まず、就労者が時給で働いている場合は、その時給がそのまま使える。日給で働いている場合、一日の就業時間を8時間と仮定し、日給÷8を税引き前時給として用いる。年間就業時間は、税引き前年収÷時給として算定している。就労者にとって、年間就業時間よりも時給や年収の方が思い出しやすいため、年間の就業時間をこのように計算することにより、ディヴィジョン・バイアスをかき避けることができると筆者は考える。

就労者の給与が週給または月給の場合、時給や日給の仕事と異なり、ボーナスがある可能性があるから、時給の算定にはこれを考慮する必要があ

図3 配偶者手当による予算制約線の落ち込み



る。したがって、時給は（税引き前年収÷年間の就業時間）と計算した。年間の就業時間は、（年間就業日数×1週間の就業時間÷5）と計算している。JPSCにおいては、年間の就業日数と一週間の就業時間は両方ともカテゴリー変数であるため、本稿では中央値を取っている。異常値を取り除くため、税引き前の時給が300円以下又は5000円以上の観察点を排除した。

「妻給与外収入」は以下のように計算している。まず、給与所得控除、社会保険料控除（5万円）及び扶養家族控除を考慮しつつ、夫の税引き後の年収を算定した。扶養家族控除の額は、同居している家族の年齢に基づいて算定した。次に、夫の社会保険料を税引き後の夫の年収から差し引き⁶⁾、さらに妻の及び夫の資産収入をこれに加え、これを「妻給与外収入」とした。税引き後時給及びヴァーチャル・インカムの実際の計算法は表3に示してある。妻の収入が130万円を超えた場合の社会保険料の金額は、国民年金の保険料をもとに算定した。各キंकポイント（ H^*s ）の就業時間は、（キंक点における税引き前年収÷税引き前の時給）として算定した。妻の給与外収入は所得税を考慮に入れているが、資産税などは考慮に入っていない。他の税金も計算に含むためには、回答者が報告している税及び社会保険料の支払総額を使うことが考えられるが、データの抜けが多く使えない。

表4は、基本統計を観測されたセグメントごと

に表している。各キंकポイントは、対応するセグメントの右端点にふくめた。年間の就業時間及び税引き前の時給がセグメントに応じて増えている様子が見られる。表4の下段は、税引き後時給及びヴァーチャル・インカムのサンプル平均値を示している。第3セグメントでの税引き後時給が一番小さいのがわかるが、これは事実上の税率がこのセグメントで一番高くなっているためである。

図4Aは、妻の税引き前年収のヒストグラムである。観察点は、90万円から100万円の範囲にクラスターしており、これがいわゆる103万円の壁といわれる所以である。注目したいのは130万円付近のデータの分布で、もし「130万円の壁」が問題になるのであれば、ここにデータクラスターが見られるはずであるが、みられない。よって第3セグメントに適用した近似（Ⅲ参照）は正当化できるものであると筆者は考えている。図4Bは、妻の税引き前時給のヒストグラムである。時給の最頻値は700円から800円の間にある。

Ⅶ 推定結果

表5は、OLS及び構造推定の結果である。OLSの推定に際しては、各就労者の観測されるセグメントをもとに、税引き後賃金とヴァーチャル・インカムを計算した。まずOLSの結果を見てみると、賃金係数の値は正であり（0.17）、統

表3 税引き後時給とヴァーチャル・インカムの計算の詳細

セグメント	給与収入	税引き後時給	ヴァーチャル・インカム
1	$0 \leq y < 700$	W	$760t_H$ + 妻給与以外収入
2	$700 \leq y < 1,030$	$W[1 - t_H]$	$1,410t_H$ + 妻給与以外収入
3	$1,030 \leq y < 1,410$ 付近	$W[1 - t_H - (1 - a_3)t_W]$	$1,410t_H + b_3t_W$ + 妻給与以外収入
4	$1,410$ 付近 $\leq y < 5,337.5$	$W[1 - (1 - a_4)t_W]$	$b_4t_W + 50t_W - SS$ + 妻給与以外収入
5	$y \geq 5,337.5$	$W[1 - (1 - a_5)t_W]$	$b_5t_W + 50t_W - SS + 330$ + 妻給与以外収入

パラメーターの値

セグメント3	$a_3 = 0$	$b_3 = 1,030$	$t_W = 0.1$
セグメント4	$a_4 = 0.244$	$b_4 = 686.3$	$t_W = 0.1$
セグメント5	$a_5 = 0.147$	$b_5 = 1,200.7$	$t_W = 0.2$

Wは妻の税引き前時給。 t_H と t_W は夫と妻の税率。SSは妻の年間社会保険料支払額。これは国民年金保険料率から計算した。このテーブルは2002年時点での税率及び控除額に基づいて算定している。税制は1995年に改定されているので、1994年に関してはパラメーター値は上の表と若干異なる。

表4 基本統計量

変数	全サンプル	セグメント1	セグメント2	セグメント3	セグメント4	セグメント5
年間労働時間	1461.268 (767.417)	518.974 (317.203)	1176.212 (333.965)	1547.422 (520.116)	2045.159 (530.018)	2303.360 (500.200)
税引き前時給 (単位: 円)	1234.941 (736.162)	868.996 (412.810)	844.319 (371.173)	899.524 (474.152)	1542.512 (689.449)	2786.060 (631.596)
妻の年齢	34.617 (4.563)	34.290 (4.357)	35.607 (4.392)	34.665 (4.343)	33.698 (4.614)	38.115 (3.418)
親と同居	0.428 (0.495)	0.349 (0.477)	0.431 (0.496)	0.382 (0.487)	0.467 (0.499)	0.519 (0.501)
6歳以下の子供の数	0.555 (0.755)	0.655 (0.775)	0.446 (0.711)	0.570 (0.752)	0.566 (0.772)	0.536 (0.693)
妻の教育年数	14.238 (1.138)	14.129 (1.052)	14.087 (1.099)	13.996 (1.418)	14.316 (1.112)	15.169 (0.919)
税引き後時給 (全サンプル平均。単位: 円)				ヴァーチャル・インカム (全サンプル平均。単位: 万円)		
W1	1234.941 (736.162)				N1	435.450 (152.406)
W2	1084.782 (636.305)				N2	442.984 (154.465)
W3	961.288 (563.192)				N3	453.164 (154.469)
W4	1141.463 (680.457)				N4	425.781 (150.867)
W5	1024.179 (610.562)				N5	475.182 (150.924)

カッコ内は標準偏差

計的に有意である。賃金弾力性は0.13になる。妻の給与外収入の係数は負で(-0.72)、統計的に有意であり、所得弾力性は-0.22になる。次に構造推定の結果を述べてみる。賃金係数は、OLSの0.17から0.25まで増加する。賃金弾力性は、OLSの0.13から0.19まで増加する。この賃金弾力性は、Akabayashi (2006)の推定値0.16に近い数値である。妻の給与外収入の係数は-0.82で、所得弾力性は-0.25になり、これもAkabayashi (2006)の推定値-0.21に近い数値を示している。

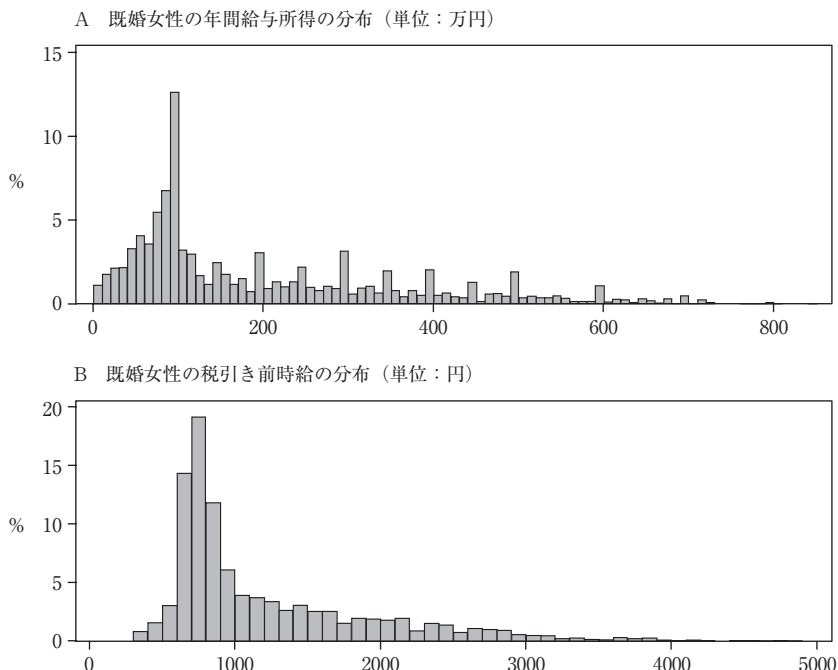
VIII 配偶者控除及び社会保障制度が女性労働に及ぼす影響——センシティブティ分析

1 計算方法

本節では、配偶者控除及び社会保障制度を変更することにより、既婚女性の労働供給がどの程度変化するかを、前節で述べた推定パラメータを基に検証する。その為にはまず、代替的な政策における各就労者の期待労働時間を計算する必要がある。就労者の観測される就業時間は次のように表される。

$$H = \beta W + \delta N + Z\gamma + \theta + \varepsilon \quad (11)$$

図4 年収と税引き前時給



観察誤差項があるため、観測上のバジェットセグメントは本当のセグメント選択とは異なる可能性があり、したがって、妻がどの税引き後賃金率 (W_j) とヴァーチャル・インカム (N_j) に実際に該当したかはわからない。よって、期待労働時間の計算は、(11) 式を、各バジェットセグメントごとに積分していかなければならない。そうすると、 i 番目の就労者の期待労働時間は次のように表される。

就業者 i の期待労働時間

$$= \sum_{k=1}^5 P(\text{Seg}_k)(\text{Hours})_k + \sum_{j=1}^3 P(\text{Kink}_j)H^{*j} + \hat{\theta} \quad (12)$$

上記の数式で、 $P(\text{Seg}_k)$ と $P(\text{Kink}_j)$ は、就労者の実際の選択がセグメント k またはキंक j である確率を示している⁷⁾。 $(\text{Hours})_k = \beta W_k + \delta N_k + \gamma_j$ は、 k 番目のセグメントにおける希望労働時間を表している。 H^{*j} は、キंक j における労働時間である。 $\hat{\theta}$ は誤差項の期待値であり、就業時間ゼロでのトランケーションのためゼロにはならない。

したがって、政策変更は、期待労働時間を2つの経路から変化させる。第一の経路は、各セグメントの希望労働時間 $(\text{Hours})_k$ を変化させることによって期待労働時間を変化させる経路であり、第二の経路は、就労者のセグメントまたはキंकの選択確率 $P(\text{Seg}_k)$ と $P(\text{Kink}_j)$ を変化させることにより期待労働時間を変化させる経路である。よって、配偶者控除及び社会保障制度の改革が、103万円の壁付近にいる女性を高いバジェットセグメントへ移すかどうかは、 $P(\text{Seg}_k)$ 及び $P(\text{Kink}_j)$ がどのように変化したかをみることにより検証することができる。

2 センシティブリティ分析結果

表6は、現行システム及び3つの代替的な政策における年間の期待労働時間を示しており、同時に、各セグメント・キंक点の選択確率及び、各セグメントにおける希望労働時間も記している。この表に関して若干の説明を加える。まず、すべての値は、(12) 式のサンプル平均である。次に、 k 番目のセグメントにおける希望労働時間、 $(\text{Hours})_k$ は必ずしもこのセグメント上にあるとは

表5 推定結果

被説明変数：年間労働時間		
	OLS	構造推定
β ：税引き後時給（単位：円）	0.170*** (0.020)	0.253*** (0.023)
δ ：ヴァーチャル・インカム（単位：万円）	-0.724*** (0.089)	-0.819*** (0.096)
妻の年齢	-115.772*** (38.398)	-111.200*** (39.704)
妻の年齢2	1.676*** (0.557)	1.602*** (0.581)
親との同居	234.698*** (26.117)	239.602*** (26.848)
6歳以下の子供の数	-88.417*** (17.870)	-91.530*** (17.616)
妻の教育年数	-501.796*** (95.431)	-441.500*** (96.381)
妻の教育年数2	21.408*** (3.664)	18.753*** (3.712)
定数項	6274.332*** (902.622)	5822.469*** (906.240)
σ_v ： $v = \varepsilon + \theta$ の標準誤差		734.655*** (11.952)
σ_ε ： ε の標準誤差		389.746 (239.822)
R2	0.077	
観察点数	3430	3430
非補償賃金弾力性	0.127	0.185
補償弾力性	0.208	0.275
所得弾力性	-0.216	-0.25

括弧内は標準誤差。OLSでは、ロバストエラーを表し、構造推定では、スコアベクトルのアウトプロダクトの逆行列を使っている。

*10%有意, **5%有意, ***1%有意。

限らない。しかしながら、選好異質性 θ の値しだいで、実際の労働時間はk番目のセグメントに来ることができる。最初に、現行システムに関する結果について見てみると、年間の期待労働時間は1455である。

では、配偶者控除を完全に廃止する税制改革を考えてみる。これをシナリオ1と呼ぼう。図5のシナリオ1が、この改革が予算制約線をどのように変化させるかを示している。第1セグメントから第3セグメントまでが下方へ落ちる。この変化

の大きさがどの程度かという点、 N_1 の落ち込みが約15万円ほどである。第4セグメントでは給与所得控除が効いてくるため、第4セグメントは第3セグメントよりも傾きが緩やかになる。よって、第3セグメントと第4セグメントの選択確率を計算するためには、図5に示してある α^{**} の値を求める必要がある。これは、無差別曲線が第3セグメントの端を通りさらに第4セグメントにも接するような α の値である⁸⁾。

表6のシナリオ1が結果を示している。まず、

表6 税制改革の影響の推定

		現在のシステム		シナリオ1：配偶者控除廃止		
		セグメント選択確率	希望労働時間	セグメント選択確率	希望労働時間	
セグメント1		11.72%	1474.28	セグメント1	11.47%	1481.527
キंक1		0.00%	723.9535	キंक1	0.00%	723.9535
セグメント2		20.13%	1430.083	セグメント2	19.46%	1481.527
キंक2		1.59%	1063.107	キंक2	1.53%	1063.107
セグメント3		0.00%	1390.472	セグメント3	0.33%	1441.978
セグメント4		61.36%	1458.531	セグメント4	62.34%	1458.531
キंक3		0.90%	5486.719	キंक3	0.90%	5486.719
セグメント5		4.30%	1388.367	セグメント5	4.30%	1388.367
期待労働時間 = 1454.620 時間			期待労働時間 = 1465.059 時間			
		シナリオ2：すべての人の社会保険料支払い義務づけ		シナリオ3：配偶者控除廃止 + すべての人の社会保険料支払い義務づけ		
		セグメント選択確率	希望労働時間	セグメント選択確率	希望労働時間	
セグメント1		11.61%	1480.998	セグメント1	11.36%	1488.245
キंक1		0.00%	723.9535	キंक1	0.00%	723.9535
セグメント2		20.02%	1436.8	セグメント2	19.35%	1488.245
キंक2		1.58%	1063.107	キंक2	1.52%	1063.107
セグメント3		0.00%	1397.19	セグメント3	0.32%	1448.695
セグメント4		61.59%	1458.531	セグメント4	62.57%	1458.531
キंक3		0.90%	5486.719	キंक3	0.90%	5486.719
セグメント5		4.30%	1388.367	セグメント5	4.30%	1388.367
期待労働時間 = 1455.785 時間			期待労働時間 = 1466.063 時間			

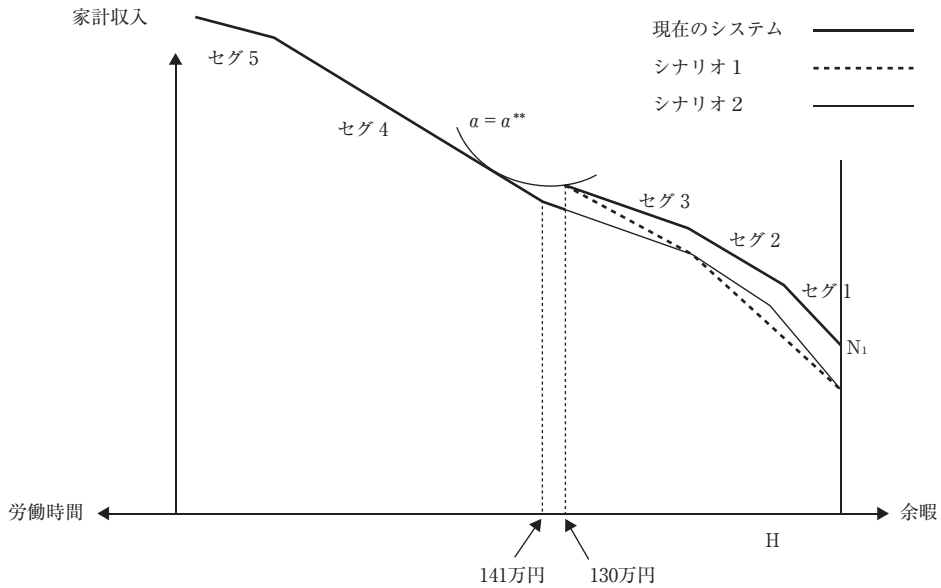
この表は (12) 式のサンプル平均を表している。

この改革は就労者を低いバジェットセグメントから高いバジェットセグメントへ移動させるが、その効果は極めて小さいことが分かる。この改革による、第1セグメントからキंक2までの選択確率の減少は、1%ポイント以下であるし、第3セグメントから第5セグメントまでの選択確率の増加も（現行システムとの比較で）、1%ポイント以下にしかない。したがって、配偶者控除さえ廃止すれば、103万円の壁付近に集中している多くの女性はもっと高いセグメントに移行し、これによって女性労働が増加するだろうといった安易な考えは間違っていると言わねばならない。また、年間の期待労働時間も（現行システムにおける）1455時間から1465時間とわずかに増加するにすぎず、これを%変化に直せば0.7%の増加にしかない。よって、この税制改革をもたらす母集団平均での労働の増加は、非常に小さいと言える。

次に、収入に関係なくすべての人に社会保険料を支払ってもらう社会保障制度改革を考えてみる。これをシナリオ2と呼ぶ。図5のシナリオ2は、この改革によって予算制約線がどのように変化するかを図示している。この改革は、第1セグメントから第3セグメントまでを平行に落とす。この落ち具合は2002年において約13万6000円ほどである。表6のシナリオ2が結果を示している。期待労働時間は1455時間からわずかに1456時間に増加するにすぎず、各セグメント・キंकの選択確率もほとんど変化しない。したがって、この改革の効果はほとんどないと言える。

最後に、配偶者控除を完全に廃止し、さらに収入に関係なくすべての人に社会保険料を支払ってもらう改革を考えてみる。これをシナリオ3と呼ぶ。表6のシナリオ3はその結果を表したものである。期待労働時間は、1455時間から1466時間

図5 配偶者控除制度改革と社会保障制度改革による予算制約線の変化



へと増加するが、これはわずか0.8%のポピュレーション労働供給の伸びにすぎない。

既に述べたように、本稿は住民税をモデル化していない。ここで、検証結果が住民税を考慮していないことによりどれだけ影響を受けているかを検証してみる。住民税は、課税所得200万円以下で5%であり、それを超えた場合は10%である。住民税に関しての控除を考慮すると、妻の収入が98万円の時点で住民税の支払いが始まる。税率10%は第4セグメント上のいずれかの点で始まる。ここでは問題を単純化するために、第2セグメントから第3セグメントまでに追加税率5%を加え、さらにセグメント4以上に追加税率10%を加えてモデルを再推計した。結果、賃金係数は0.24から0.29へ増加し、所得係数は-0.82から-0.84に減少した。シナリオ1の効果は、期待就業時間の0.8%増加で、シナリオ2の効果はほぼゼロ、さらに、シナリオ3の効果は、期待労働時間の0.9%の増加であった。したがって、住民税を考察の対象から外してしまっていることにより、税制改革の効果が過小評価されている可能性があるが、過小評価の程度は極めて小さなものである。

3 既存の推計との比較

まず、本稿の結果とAkabayashi (2006)の結果とを比較してみたい。Akabayashiの分析結果によると、配偶者控除改革(シナリオ1)では期待労働時間が5.55%増加し、社会保障制度改革(シナリオ2)では期待労働時間が0.6%伸びる。よって、本稿の推定値は、Akabayashiの推定値をかなり下回る。これは、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異なるように設定されているのに対し、本稿では、それらが同じと陰に仮定していることに起因していると考えられる。Akabayashiは妻の労働時間は、妻自身の税金より夫の税金の方によりセンシティブであることを示している。また、Akabayashiは、夫の税金と妻の税金が同じ効果を持つようにモデル制限した場合、シナリオ1の効果は1.9%に、シナリオ2の効果は0.4%に減少することを示した。

ここで、われわれの結果とAkabayashi (2006)の結果の間に見られる2つの共通点に注目してみたい。第一の共通点は、配偶者控除及び社会保障制度改革の効果が、誘導形文献で示されている効果よりもはるかに小さいということである。IVで

詳しく述べたが、誘導形文献が示した労働抑制効果は、労働時間の22%から150%ほどの減少である。これほど効果の推定値に違いがあると、政策提言もかなり異なってくる。本稿の結果をもとにした場合、配偶者控除及び社会保障制度の改革は、あまり労働供給増加に効果がなく、しかも世帯収入に打撃を与えるものであるから、行わない方がよいという政策提言になるであろうが、前述の誘導形文献の結果を用いれば全く逆の政策提言が導き出されるであろう。

第二の共通点は、社会保障制度改革（シナリオ2）の効果が、本稿及びAkabayashi論文の両方において非常に小さいということである。この税制改革は、バジェットセグメントを平行に移動させる、いわゆる（金額が収入によって変化しない）一括払いの所得移転政策（lump-sum income transfer program）である。よって、シナリオ2の効果が小さいという結果は、いうなれば一括払い所得移転政策の効果が一般的に小さいことを示唆している。例えば、現在の政府が行っている子ども手当について考えてみる。これは、幼い子供のいる世帯を対象とした一括払い所得移転制度である。2010年6月時点において、12歳以下の子供に毎月1.3万円が支給されている。この制度の労働抑制効果を考えるため、6歳から12歳の子供二人を抱える家庭を考えてみる。この家庭には、年間で31.2万円の手当が支給される。われわれのサンプルに含まれている女性全員がこの金額を受け取ったとすると、期待就業時間は1455時間から1430時間へと減少し、%に直すと1.7%の減少になる。しかしながら、12歳以下の子供を持つ女性が母集団に占める割合は実際は小さいであろうから、実際の母集団平均の効果は無視できるほど小さいであろう。したがって、一括払いでの所得移転政策は、移転額がかなり大きくない限り、労働抑制効果は無視できるほど小さいものになるであろう。

IX 結 論

日本の配偶者控除制度及び社会保障制度によって、既婚女性の予算制約線はピースワイズ線形で

ノンコンヴェックス、さらに非連続になる。本稿は、『消費生活に関するパネル調査』のサンプルを用いて、既婚女性の労働供給関数を、予算制約線の非線形性を明示的にモデル化した構造推定を使い推定し、さらに推定パラメータを用いて、代替政策が労働供給に及ぼす影響を推定した。配偶者控除及び社会保障制度が日本の既婚女性にもたらす労働抑制効果は、過去の誘導形文献が示唆するものと比べてはるかに小さいであろうということの本稿は示した。配偶者控除を完全に廃止する政策は、労働供給を母集団平均でわずか0.7%上昇させるにすぎない。収入に関係なくすべての女性に社会保険料の支払いを義務づけるような税制改革は、女性労働供給量にほとんど影響を及ぼさない。また、現在の子ども手当のような一括払い所得移転政策は、その移転額がかなり大きくない限り、労働抑制効果は無視できる程度小さくなるであろうことを本稿は示した。

- 1) これは $[-0.25 - (-0.56)] \times (\text{average log wage})$ として計算している。
- 2) 国民年金の年間保険料は、2002年時点で約13万円である。夫の税率が20%の場合、配偶者控除制度による世帯収入の増加は $76 \text{ 万円} \times 20\% = 15.2 \text{ 万円}$ である。為替レートは1ドル = 100円として計算した。
- 3) この点はMoffitt (1986) を参照されたい。
- 4) 実際のライクリーフッドファンクションは筆者より取り寄せ可能である。
- 5) 以下に詳細する年間労働時間の変数が1993年では手に入らなかったため、この年は分析から外した。
- 6) 夫は厚生年金に加入しているとして社会保険料を算定した。2002年において保険料率は8.65%である。
- 7) 労働者は $\beta W_1 - \delta N_1 - Z_Y \leq \theta < \beta W_2 - \delta N_2 - Z_Y$ の場合に第1セグメントを選ぶから、第1セグメントにおいては以下のように積分する：

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\beta W_1 - \delta N_1 - Z_Y}^{H^* - \beta W_2 - \delta N_2 - Z_Y} [\beta W_1 + \delta N_1 + Z_Y + \theta + \varepsilon] f(\theta, \varepsilon) d\theta d\varepsilon = P(\text{Seg}_1)(\text{Hours})_1 + \bar{\theta}_{\text{seg}_1}$$

となる。 $f(\theta, \varepsilon)$ は密度関数であり、

$$P(\text{Seg}_1) = \int_{-\beta W_1 - \delta N_1 - Z_Y}^{H^* - \beta W_2 - \delta N_2 - Z_Y} f(\theta) d\theta,$$

$$\bar{\theta}_{\text{seg}_1} = \int_{-\beta W_1 - \delta N_1 - Z_Y}^{H^* - \beta W_2 - \delta N_2 - Z_Y} \theta f(\theta) d\theta$$

になる。これをすべてのセグメントとキックで行い足し合わせるにより(12)式が導き出される。

- 8) 第4セグメントが第3セグメントよりフラットであるため、第3セグメントを伸ばしても第4セグメントと交差しない。よって、130万円における予算制約線の落ちを、第3セ

グメントを伸ばすことでは近似できない。 α^{**} の値を求めるためには、本稿のモデルが次のディレクト効用関数から導き出されていることを利用する (Hausman 1980 参照)。

$U(H, I) = \exp[-(1 - \delta)(I + \bar{a})/(c - H)](H - c)/\delta$ 。この式で、 I は世帯収入であり、 $\bar{a} = a/\delta - \beta/\delta^2$ 、 $c = a/\delta$ である。 α^{**} は第3セグメントの端における $U(H, I)$ が、式 (2) で表される第4セグメントにおけるインディレクト効用と等しくなるような α の値である。

参考文献

- 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』第31巻、第2号、120-134頁。
- 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』第39巻、第3号、286-300頁。
- 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号、29-49頁。
- 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」第7章、日本経済新聞社。
- Akabayashi, Hideo (2006) “The Labor Supply of Married

- Women and Spousal Tax Deductions in Japan,” *Review of Economics of the Household*, 4(4), pp.349-378.
- Fraker, Thomas and Moffitt, Robert A. (1988) “The Effect of Food Stamps on Labor Supply: A Bivariate Selection Model,” *Journal of Public Economics*, 35(1), pp.25-56.
- Hausman, Jerry A. (1980) “The Effects of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women’s Labor Force Participation,” *Journal of Public Economics*, 14, pp.161-194.
- Moffitt, Robert A. (1979) “The Labor Supply Response in the Gary Experiment,” *Journal of Human Resources*, 14(4), pp.477-487.
- (1986) “The Econometrics of Piecewise-linear Budget Constraints: A Survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(3), pp.317-328.

たかはし・しんご 国際大学国際経営学研究科准教授。最近の主な論文に “The effect of refereed articles on salary, promotion and labor mobility: The case of Japanese Economists,” *Economic Bulletin*, Vol.30, Issue 1, 2010 (with Ana Maria Takahashi)。労働経済学専攻。