

配偶者控除制度、最低賃金と既婚パート女性の労働供給

宮昊君

**December, 2020**

**Discussion Paper No.2021**

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

# 配偶者控除制度、最低賃金と既婚パート女性の労働供給

宮昊君<sup>1</sup>

## 要約

本稿では日本の配偶者控除制度の下で、最低賃金が既婚パート女性の労働供給に与える影響について検証する。データには、2016年から2018年までの3年間の全国就業実態パネル調査の個票データを使用する。最低賃金付近の労働者が多く、また労働時間を柔軟に変更できると思われる時給制のパートを対象に、配偶者控除制度の影響を受けない前年年収が141万円以上のシングル女性をコントロールグループとし、配偶者控除制度の影響を受ける141万円未満の既婚女性をトリートメントグループとして、Difference in Difference in Differences (DDD)の手法を用いて推定する。その結果、最低賃金が高くなると前年年収が105万円以下の既婚女性が有意に労働時間を減らしていることが分かった。つまり、最低賃金が高いと、配偶者控除を引き続き受けるために、年収が105万円を超えないよう労働時間が調整されることが示唆された。この結果は、最低賃金の上昇が労働時間に与える影響には、需要側の労働時間調整だけでなく、供給側が労働時間を減らすという効果が含まれている可能性を裏付けるものである。

---

<sup>1</sup> 神戸大学経済学研究科、兵庫県神戸市灘区六甲台町 2-1 : ghaojun@hotmail.com

## 1. はじめに

最低賃金制が労働市場に与える影響については、様々な国において研究の蓄積がある。分析の焦点としては、雇用者数への影響だけではなく、一人当たりの労働時間への影響を分析する重要性も指摘されている(Hamermesh, 1993, p. 62)。特に最低賃金の労働需要への短期的な影響を検証する際には、解雇のコストや他の生産要素との代替がすぐには起こらないことから、一人当たりの労働時間の方が調整しやすいとされている。最低賃金の労働時間への影響を検証した結果によると、労働時間が有意に減少するという結果が見られない一方で(Dickens et.al., 1999; Zavodny, 2000; 4. Connolly and Gregory, 2002; Hyslop and Stillman, 2007; Allegretto et. Al., 2011; Dickens et.al., 2012) , イギリスの最低賃金影響を分析した Stephen et.al. (2003) や Stewart and Swaffield (2008) や、アメリカの最低賃金の影響を分析した Neumark et.al. (2004b) や Neumark and Olena (2007) では、最低賃金の上昇が労働時間を減少させることが明らかにされている。最近においても、最低賃金の労働時間への負の影響を報告する研究がいくつもある (Kaminska and Lewandowski, 2015; Wong, 2017) 。

日本において、最低賃金の労働時間への影響に注目する研究は以下のように3つがある。樋口・佐藤・小林(2011)は、2004年から2010年までの「慶應義塾家計パネル調査」(KHPS)の個人単位パネルデータを用いて、15歳以上の男女の非正規労働者を対象に、最低賃金が残業時間含む週平均労働時間の変化に与える影響を固定効果モデルで検証している。その結果、統計的に有意な効果はないことが示されている。また、川口・森(2013)は、2006年から2010年の総務省統計局「労働力調査」と厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の地域レベルパネルデータ使用し、加重最小二乗法で16歳から19歳の男女の平均労働時間(超過労働時間含む)への最低賃金の影響を検証している。その結果、当該グループの労働時間に対して統計的に有意な影響は観察されていない。一方、明坂・伊藤・大竹(2017)は、1992年から5年間隔の総務省統計局「就業構造基本調査」の個票データを都道府県レベルに集計し、男女別に労働時間への影響を検証したところ、特に女性の労働時間の減少が大きいことが分かった。

以上の先行研究は、主に労働需要サイドに着目して最低賃金が労働時間に与える影響を検証している。しかし、日本の場合、固有の税制度である配偶者控除制度が存在するため、最低賃金に応じて労働供給側も労働時間を調整する可能性が大きいと考え

られる。特に有配偶者のパート女性は、配偶者控除を引き続き受けられるように、最低賃金の上昇に応じて自ら労働時間を減らすインセンティブが存在する。

日本の配偶者控除制度では、夫が納税者で、妻の年収が103万円(あるいは141万円)以下の場合に、夫は配偶者(特別)控除を受けることができる。いわゆる103万円の壁である。従来、この制度が有配偶女性の労働供給を阻害しているかどうかをめぐって議論が行われている。誘導型の分析として、安部・大竹(1995)、大石(2003)やYokoyama(2018)は、配偶者(特別)控除制度が既婚女性の労働供給を抑制する効果があることを指摘している。また、Akabayashi(2006)、高橋(2010)、Bessho and Hayashi(2014)ならびに足立・金田(2016)は、構造推定を用いてシミュレーションした結果、配偶者控除が廃止された場合には有配偶者の就業時間が増加するとの結果を報告している。つまり、日本においては、配偶者控除制度の下で既婚女性が労働供給を調整している。したがって、最低賃金の労働時間への影響を検証する際には、労働需要サイドのみならず、一部の労働者が自ら労働供給を調整している側面にも注目する必要がある。特に、パートは労働時間を調整しやすいため、この影響が大きいといえる。

そこで本稿では、配偶者控除制度の下で、最低賃金がパートの既婚女性の労働時間供給に影響しているかどうかについて検証する。本稿の貢献は、最低賃金が労働時間に与える影響を、労働市場の需給両面から検証する点にある。分析結果によると、最低賃金が高くなると前年年収が105万円以下の既婚女性が有意に労働時間を減らしていることが分かった。つまり、最低賃金が高いと、配偶者控除を引き続き受けるために、年収が105万円を超えないよう労働時間が調整されることが示唆された。この結果は、最低賃金の上昇が労働時間に与える影響には、需要側の労働時間調整だけでなく、供給側が労働時間を減らすという効果が含まれている可能性を裏付けるものである。

本稿の構成は以下の通りである。2では最低賃金制度と配偶者控除制度の概要を描写する。3では、本稿で用いるデータを説明する。4では、最低賃金の労働時間供給への影響を検証するための実証モデルを構築する。5では推定結果をまとめる。最後に、6で結論を述べる。

## 2. 制度的背景

### 2.1. 最低賃金制度

日本の最低賃金制度は 1959 年の最低賃金法を根拠としている。最低賃金法の規定では、1957 年答申で示された(1)業者間協定に基づく最低賃金、(2)業者間協定を地域的に拡張適用した最低賃金、(3)労働協約に基づく拡張適用の最低賃金、(4)審議会の調査審議に基づく最低賃金の 4 つの方式が定められているが、その後の最低賃金は(1)と(2)の方式、すなわち業者間協定方式が中心的であった。当時、労働組合は、労働者が最低賃金の適用を受ける一方の当事者にとどまることに反対していた。1968 年の法改正で、業者間協定方式が廃止され、審議会方式を中心とした決定方式が始まった。同時に、産業別最低賃金が始まり、1975 年からは地域別最低賃金も設定されるようになった。最低賃金の決定は地方労働局長の諮問に基づいて審議し、適用対象も当該産業のすべての労働者としていた。1978 年からは現行の中賃目安方式、すなわち、都道府県ごとの地方最低賃金審議会が審議する地域別最低賃金の改訂にあたって中央最低賃金審議会がその引き上げ額の目安を示す方式が導入され始めた。現行の最低賃金には地域別最低賃金と産業別最低賃金がある。地域別最低賃金がすべての労働者に適用されるのに対して、産業別最低賃金は特定の職種に適用されるため、本稿では、影響が大きいとみられる地域別最低賃金に注目する。なお、最低賃金は毎年 10 月に改定額が適用される。

その後、2007 年には、地域別最低賃金がすべての労働者の賃金の最低限を保証するセーフティーネットとして十全に機能するようにするため、国内の地域ごとに決定することを義務付けるほか、決定水準の見直し及び罰金の上限額の見直しが行われた。内容としては、(1)地域における労働者の生計費に関して、生活保護に関わる施策との整合性に配慮するというように決定基準を明確にしたこと、(2)地域別最低賃金の不払いに関わる罰金額を上限 50 万円(改正前は 2 万円)に引き上げたことなどがある。また、派遣労働者の増加等の雇用・就業形態の多様化への対応といった観点から、派遣労働者には派遣先の最低賃金を適用(それまで派遣元今日の地域や派遣元産業の最低賃金が適用)されることとなった。

改正法が施行された 2008 年以降は、各地域のそれぞれの生活保護水準に合わせるように、中央最低賃金審議会がランク別で最低賃金額の目安を提示して、都道府県ごとの地方最低賃金審議会がそれに応じて最低賃金を設定している。地域別最低賃金時

給額の毎年の引き上げ額は、法改正以前は1円あるいは2円であったものが、近年は10円～20円以上と大きくなり、地域間の最低賃金の格差が拡大している。特に、地域別最低賃金額の低い地域ほど、影響を受ける労働者の割合が高くなっている。

## 2.2. 配偶者控除制度

配偶者(特別)控除制度は、納税者が一定所得金額以下の配偶者を有する場合、その納税者本人の税負担能力を減らすことを目的として設立された。日本では、夫が納税者である場合が多く、本稿でも夫が納税者のケースに限る。日本の配偶者(特別)控除制度の構造は図1に示す通りである。夫の年収に関わらず、その配偶者である妻の年間給与収入が103万円を超えない場合に配偶者控除が適用され、夫の課税所得に38万円の控除が適用される。妻の給与年収が103万円を超えた時点から、配偶者控除の適用外となり、配偶者特別控除が適用される。配偶者特別控除は配偶者の収入に応じて控除額が減少する消失控除である。妻の年収給与が105万円までの場合、夫に38万円の特別控除が適用されるが、年間給与が141万円に達するまで特別控除が段階的に減り、141万円を超えた時点から配偶者特別控除がなくなる。

また、妻の年収が103万円以下の場合、所得税も免除されるだけでなく、勤め先の企業によっては夫が配偶者手当を受け取れることがあり、この点でも103万円の壁が生じるといわれる。よって、従来、パートで働く既婚女性は年収が103万円を超えないように就業時間を調整している可能性があると考えられてきた。現行の制度では、配偶者(特別)控除額が減少し始める実質的な閾値は年収105万円である。そこで本稿では、配偶者控除制度に注目して、最低賃金の上昇によって、パートで働く既婚女性は年間給与収入が105万円を超えないように就業時間を調整しているかどうかを検証する。

図2で示す通り、2007年以降は最低賃金の上昇がそれまでと比べて大きくなっており、低賃金労働者の賃金もまた大きく上昇していると考えられる。また、最低賃金の影響は最低賃金付近の労働者に止まらず、賃金分布の30～40パーセント付近までの就業者の賃金上昇にも影響を及ぼしていることが明らかにされている(Kambayashi, Kawaguchi and Yamada, 2013; 川口, 2013)。従って、最低賃金の上昇は、その影響を受けやすいパート労働者、特に配偶者控除制度の対象となる有配偶者の女性パート労働者が雇用され続ける場合に、配偶者控除を引き続き受けるために所得効

果が働き、105万円を超えないよう自ら労働時間を調整するインセンティブが働くと考えられる。

日本において、最低賃金の労働需要への影響を検証する際には、こうした配偶者控除制度が適用される労働者の供給行動の影響が混在している可能性がある。本稿では、最低賃金の上昇とともに配偶者控除適用のグループは自らどれくらい労働時間を調整しているかについて検証し、日本特有の税制度である配偶者控除制度の下で、最低賃金が労働供給側に与える影響を明らかにする。

### 3. データ

本稿で使用するデータセットは「全国就業実態パネル調査(JPSED)」のマイクロデータである。この調査はインターネットモニターを対象として、リクルートワークス研究所が毎年実施しているパネル調査である。調査対象は全国の15歳以上の男女である。総務省統計局の「労働力調査」のデータをもとに、母集団を反映するように性別、年齢階層別、就業形態別、地域ブロック別、学歴別の割付をして回収している。調査時期は毎年の1月である。サンプルサイズは約5万人であり、前年1年間の就業状態、所得、生活実態などを調査している。

本稿の主な分析対象は、時給制のパートタイムとして働いている有配偶者女性である。JPSEDは2015年から2017年までの3年間の就業状況を尋ねているため、同一個人の3年間のパネルデータとして利用する。他の家計パネル調査と比べた本調査のメリットは、就業している既婚女性のサンプルが多い点である。また、パネルデータのため、同じ個人の前年の年収が分かることも本調査の特長である。

JPSEDの質問項目のうち、前年12月時点で就いている仕事の時給を時給(時給制の場合)として、前年12月時点で就いている主な仕事の週平均労働時間を労働時間として、また前年1年間の主な仕事からの年収(賞与・ボーナス含む)を年間給与収入として利用する。本調査の職業分類は日本標準職業分類に準じている。また、本調査では個人の居住地の情報が分かるため、最低賃金や失業率の情報は居住地でマッチさせる。地域別最低賃金のデータは厚生労働省「地域別最低賃金額改定状況」より、2014年から2016年の各年10月に改定された地域別最低賃金を用いる。年平均の失業率は総務省統計局「労働力調査」の2015年から2017年のデータを用いる。

次に、分析対象となるサンプルセレクションについて説明する。第1に、本稿では

時給制の雇用者を分析対象とする。JPSED では、就業者に対して前年 12 月時点で就いていた主な仕事における給与支払い方法について、月給制、週給制、日給制、時給制と年俸制のいずれにあたるかを尋ねている。図 3 は、回答者のサンプルが多い月給制、時給制や年俸制の者の時給と、各調査時点の地域別最低賃金との乖離額を計算し、カーネル密度分布で表したものである。ここで、時給制以外の者の時給は、週労働時間を利用して算出したものである。図 3 で示されるように、最低賃金との乖離は、時給制が最も小さく、次に月給制、年給制となっている。このように、時給制の雇用者は最低賃金との乖離が最も小さく、最低賃金の影響を受けやすいため、本稿では時給制の雇用者を分析対象とする。

第 2 に、パートタイム労働者を分析対象とする。日本では、正規労働者は労働時間が非弾力的で自ら調整する余地が小さい一方、パートタイム労働者であれば比較的柔軟に労働時間を調整しやすいためである。

最後に、その他のサンプル制限として、生活保護を受けていない、週労働時間が 100 時間以上のサンプルを除く。生活保護を受けているグループがいる場合、最低賃金に反応して労働時間を調整する可能性があると考えられるため、配偶者控除制度の影響が純粹ではなくなるためである。

## 4. 実証分析

### 4.1. 就業確率モデル

最低賃金が労働時間供給に与える影響を分析する場合、労働時間が観察される就業サンプルのみになるため、サンプルセレクションバイアスが生じる。労働時間供給の推定を行う前に、就業していないサンプルも入れて就業確率モデルを推定する。推定するプロビット・モデルは、次の(1)式の通りである。

$$\Pr(d_{emp_{it}} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_{ijt}' + \theta_j + \delta_t) \quad (1)$$

ただし、 $i$  は個人、 $j$  は都道府県、 $t$  は年を表す。被説明変数  $d_{emp_{it}}$  は個人の就業ダミーを表し、就業している場合は 1、就業していない場合は 0 を取る。 $X_{ijt}$  は就業するかどうかに影響する説明変数のベクトルで、潜在経験年数とその 2 乗項、既婚ダミー、前年の非労働所得(対数)、前年の夫の年収(対数)、親との同居ダミー、未就学児童数、最低賃金を含む。未就学児童数は年齢が 6 歳未満の子供の数である。 $\theta_j$  は都道府県ダ

ミーで、 $\delta_t$ は年ダミーを表す。主な変数の記述統計量は表1に示されている。

#### 4.2. 最低賃金の労働時間供給への影響

本節では、配偶者控除制度の下で、最低賃金が時給制で働く非正規の女性の労働時間供給に与える影響を明らかにするために、以下の Difference in Difference in Differences (DDD)モデルを用いる。配偶者特別控除の潜在的な適用対象を想定しているため、既婚女性については、配偶者(特別)控除の適用条件を考慮して、夫の給与年収が1000万円以下のサンプルに限定する。

$$\begin{aligned} Hours_{ijt} = & \alpha + X_{ijt}\beta' + \sum_{k=1}^2 \gamma_k D_{ikt-1} + \gamma_3 Married_i + \gamma_4 MW_{ijt} + MW_{ijt} \times \\ & \sum_{k=1}^2 \varphi_k D_{ikt-1} + Married_i \times \sum_{k=1}^2 \varepsilon_k D_{ikt-1} + \gamma_5 Married_i \times MW_{ijt} + Married_i \times MW_{ijt} \times \\ & \sum_{k=1}^2 \mu_k D_{ikt-1} + \hat{\lambda}_i + \theta_j + \delta_t + u_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $i$ は個人、 $j$ は都道府県、 $t$ は年を表す。 $Hours_{ijt}$ は対数を取った女性の週平均労働時間である。説明変数のうち、 $\sum_{k=1}^2 D_{ikt-1}$ は2種の前年年収ダミーであり、それぞれ女性の前年の年収が105万円以下の場合、および105~141万円の間の場合は1を取り、そうでない場合は0を取る。 $Married_i$ は既婚ダミーを表し、結婚している場合1を、結婚していない場合は0をとる。現行の配偶者控除制度では年収が105万円超えると配偶者(特別)控除制度で得られる控除額が減少し始め、141万円にかけて段階的に減らされ、141万円を超えた時点で控除が消滅する。よって、元々給与年収が105万円以下の既婚女性は105~141万円の間にいるグループより労働時間を調整し、控除額を一定にするインセンティブが大きいことが予測される。 $MW_{ijt}$ は個人 $i$ が住む地域でのその年の最低賃金であり、対数を取る。既婚ダミー、前年年収141万円以下ダミーならびに最低賃金の交差項のパラメーター $\mu_k$ により、最低賃金が配偶者控除適用者である既婚女性の労働時間供給に与える効果を識別する。つまり、 $\mu_1$ と $\mu_2$ が本稿の関心のあるパラメーターである。前年年収が141万円以下の既婚女性は配偶者控除が適用されているグループであり、彼女らが最低賃金の上昇に伴う賃金上昇に直面する際に、どの程度労働時間を減らしているかを識別する。この他の既婚ダミーや年収ダミーおよびそれぞれの交差項は、既婚女性固有の固定効果や、年収グループの固定効果をコントロールするために用いている。

前述したとおり、最低賃金の上昇が労働時間の変化に与える影響には、需要側と供給側の両方の効果が含まれる。まず供給側について考えると、シングル女性は前年の年収が141万円以上のグループと比べて141万円以下の場合、最低賃金の上昇に伴う賃金上昇に対して、所得効果より代替効果が働き、労働時間を減らさないと考えられる。ただ、シングルの場合でも所得税や社会保険料を払いたくない場合、あるいは親の扶養に入っている場合には労働時間の調整をする可能性もあるが、配偶者控除制度が適用されている訳ではないため、同制度が適用される既婚女性の方が労働時間を調整する幅が大きいと考えられる。そのため、 $\mu_1$ と $\mu_2$ は負のパラメーターが予想される。

次に需要側から考える。先行研究が明らかにするように、最低賃金の上昇により企業は労働者の労働時間を減らしコストを調整する可能性がある。既婚女性の場合、賃金が最低賃金とは乖離していて直接の影響が小さいと思われる年収141万円以上のグループと比べて、最低賃金の影響が大きいと思われる年収141万円以下のグループのほうが企業によって労働時間を減らされる可能性が高い。この効果を考慮するため、シングル女性の年収ダミーとの交差項により、年収による異質性をコントロールする。これは既婚女性とシングル女性は他の条件を一定として、労働力として同質であることを仮定している。よって、DDDモデルを用いることで、需要側の行動や年収グループごとの固定効果の影響を取り除くことができ、最低賃金が配偶者控除制度の適用者の労働時間供給に与える効果を識別する。

その他のコントロール変数ベクトルである $X_{ijt}$ には、本人の年齢、親との同居ダミー、前年の非労働所得、前年の夫の所得、職種ダミー、学歴と失業率を含む。高橋(2010)と横山(2018)に従えば、非労働所得、夫の所得ならびに未就学児童数は、労働時間供給に負の影響を及ぼすと予想される。 $\hat{\lambda}_t$ は(1)式により推定された就業確率を用いて計算した逆ミルズ比である。これにより、サンプルセレクションバイアスの存在を確認する。また、 $\theta_j$ は都道府県ダミーで、 $\delta_t$ は年ダミーを表す。 $u_{ijt}$ は誤差項である。

表3は、労働時間供給の分析に用いた既婚女性とシングル女性のサンプルの記述統計量である。表3-1は既婚女性の記述統計量を、表3-2はシングル女性の記述統計量を示す。表3-3は年収グループごとの既婚女性とシングル女性のサンプルサイズである。既婚女性と比べて、シングル女性の方が、平均的に労働時間が長く、時給や非労働所得がやや高い。年齢のばらつきはほぼ同じである。既婚女性のサンプルサイズは、シングル女性のサンプルのその約1.5倍であるが、それぞれの年収の内訳を

見ると、既婚女性のサンプルでは前年年収が 105 万円以下のサンプルが圧倒的に多い一方、シングル女性のサンプルでは、前年年収が 141 万円以上のサンプルが一番多くの割合を占めている。図 4 は時給制の既婚パート女性の前年年収のヒストグラムである。赤い基準線は左から 105, 130, 141 を示しており、105 万円にサンプルが集中していることがわかる。一方、105-141 万円に分布の集中が見られない。この傾向は横山(2018)の発見と同様である。図 5 は、既婚女性とシングル女性のそれぞれについて、前年年収が 105 万円以下グループの当年の最低賃金と労働時間の相関関係を示す散布図である。傾きはどちらも右下がり、違いは小さいが、既婚女性の方の傾きが急なので、前年に配偶者控除が適用されたグループは、最低賃金に応じて労働時間を調整している可能性が示唆される。

## 5. 推定結果

表 2 は、(1)式による就業確率モデルの推定結果である。潜在経験年数が長いほど、就業確率が高まるがその効果が逡減することがわかる。夫の所得と非労働所得はどちらも妻の就業確率に有意に負の影響を及ぼす。未就学児童数が多いほど、就業確率が小さくなる。これらは横山(2018)などの先行研究とも整合的である。また未婚者に比べて既婚者の就業確率が高い。ただし、親との同居ダミーと地域の最低賃金が就業確率に与える影響は、統計的に有意ではない。

表 4 は(2)式の推定結果である。本稿が注目している変数は、前年年収 105 万円以下ダミー、あるいは 105-141 万円ダミーと既婚ダミーならびに最低賃金の 3 つの変数の交差項の係数である。いずれの係数も負であるが、統計的に有意なのは前年年収が 105 万円以下の場合である。前年年収が 105 万円以下で、全額の配偶者控除を適用できる既婚女性は、コントロールグループと比べて今年の最低賃金が高いほど統計的に有意に労働時間を減らしていることが示された。係数の値によれば、最低賃金が 1% 上昇すると、コントロールグループと比べて労働時間が 1.064% 減少する。記述統計量で示された最低賃金と週労働時間の平均値を用いて計算すると、平均的に最低賃金が 8 円増えると、週労働時間が 0.25 時間(15 分)減ることになる。さらに近年、最低賃金額が毎年 20 円近く上昇しているという事実を当てはめると、配偶者控除が適用される既婚女性は、週労働時間を 30 分以上減らすという計算になる。

この結果は、年ダミーや都道府県ダミー入れるかどうかに関わらず頑健である。配

偶者控除制度の下、最低賃金の上昇に対して「105 万円の壁」が存在している一方、「141 万円の壁」の影響は見られない。先に見たように、記述統計量における既婚女性の年収分布からも 105～141 万円の範囲にサンプルの集中がみられないことは、この結果の裏付けになるといえるだろう。

その他の変数に目を移すと、逆ミルズ比が統計的に有意である。このことはサンプルセレクションバイアスが存在することが示唆しており、就業確率の考慮が必要であることがわかる。また、年齢が高いほど労働時間が減少する。学歴に関しては、高卒者と比べて、中卒や、大学・大学院卒の労働時間が短い。また、先に見たように、非労働所得は就業確率に有意に負の影響を及ぼしているが、労働時間に対しては統計的に有意な影響は見られない。しかし、夫の給与年収は女性の労働時間を有意に減少させることが明らかになった。

以上の結果から、最低賃金の上昇に対して、元々配偶者控除を受けている人は自ら労働時間を調整していることがわかった。先行研究で示された最低賃金が労働時間に与える影響の解釈には、需要側のみならず、このような供給側の行動が含まれている可能性があることに注意しなければならない。

## 6. 結論

本稿では 2016 年から 2018 年の「全国就業実態パネル調査」の個人レベルのパネルデータを用いて、日本の特有の税制度である配偶者(特別)控除制度の下で、最低賃金が女性の労働時間供給に与える影響を検証した。分析対象として、最低賃金との乖離が小さく、労働時間を柔軟に調整できると思われる時給制で働くパート女性に注目した。分析の結果、サンプルセレクションバイアスを取り除くために就業確率モデルを推定するのが有効であることが分かった。そのうえで、シングル女性の各年収グループのサンプルをコントロールグループとし、需要側の要素と年収ごとの固定効果をコントロールするために DDD を用いて、最低賃金が労働時間供給に与える影響を検証した。その結果、最低賃金が増えると、前年年収が 105 万円以下の既婚女性が有意に労働時間を減らしていることが分かった。つまり、最低賃金が高いと、配偶者控除を引き続き受けるために、年収が 105 万円を超えないよう労働時間が調整されることが示唆された。この結果は、最低賃金の上昇が労働時間に与える影響には、需要側の労働時間調整だけでなく、供給側が労働時間を減らすという効果が含まれている可能性

を裏付けるものである。

## 謝辞

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査（寄託者：リクルートワークス研究所）」2016年～2018年の個票データの提供を受けました。記して感謝致します。

## 参考文献

1. Akabayashi, H. (2006) “The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deductions in Japan”, *Review of Economics of the Household*, 4 (4) , pp.349-378.
2. Allegretto, S. A., Dube, A. and Reich, M. (2011) “Do minimum wages really reduce teen employment? Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data”, *Industrial Relations* 50(2), pp.205-240.
3. Bessho, S. and Hayashi, M. (2014). “Intensive margins, extensive margins, and spousal allowances in the Japanese system of personal income taxes: a discrete choice analysis”, *J. Jpn. Int. Econ.*34, pp.162-178.
4. Connolly, S. and Gregory, M. (2002) “The National Minimum Wage and Hours of Work: Implications for Low Paid Women”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64(4), pp.607-631.
5. Dickens, R., Machin, S., and Manning, A. (1999). “The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain”, *Journal of Labor Economics*, 17, pp.1-22.
6. Dickens, R., Riley R. and Wilkinson, D. (2012). “Re-examining the impact of the National Minimum Wage on earnings, employment and hours: The importance of recession and firm-size”, *Research Report for the Low Pay Commission*.
7. Hamermesh, D. S. (1993). *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton.
8. Hyslop, D. and S. Stillman (2007). “Youth minimum wage reform and the labour market in New Zealand”, *Labour Economics*, 14, pp.201-230.
9. Kaminska, A., and Lewandowski, P. (2015). “The effects of minimum wage on a labour

- market with high temporary employment” (IBS Working Papers, 07/2015). Warsaw: Institute for Structural Research.
10. Machin, S., Alan, M., and Lupin, R. (2003). “Where the Minimum Wage Bites Hard: Introduction of Minimum Wages to a Low Wage Sector”, *Journal of the European Economic Association*, 1(1), pp.154-180.
  11. Neumark, D., Mark, S., and William, W. (2004b). “Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution”, *Journal of Human Resources* 39(2), pp.425-450.
  12. Neumark, D., and Olena, N. (2007). “Minimum Wage Effects in the Longer Run”, *Journal of Human Resources*, 42(2), pp.435-452.
  13. Stewart, M. and Swaffield, J. (2008). “The other margin: do minimum wages cause working hours adjustments for low-wage workers? ” *Economica*, 75, pp.148-167.
  14. Wong, S. (2017). “Minimum Wage Impacts on Wages and Hours Worked of Low-Income Workers in Ecuador”, Working Papers PMMA. PEP-PMMA.
  15. Yokoyama, I. (2018). “How the tax reform on the special exemption for spouse affected the work-hour distribution”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 49, pp.69-84.
  16. Zavodny, M. (2000). “The Effects of the Minimum Wage on Hours of Work”, *Labour Economics* 7(4), pp.729-750.
  17. 安部由紀子・大竹文雄（1995）「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』第31巻第2号，pp.120-134.
  18. 明坂弥香・伊藤由樹子・大竹文雄（2017）「最低賃金の変化が就業と貧困に与える影響」 Discussion Paper No. 999.
  19. 足立泰美・金田陸幸（2016）「配偶者控除制度と有配偶者女性の労働供給の変化」『生活経済学研究』第43巻，pp.13-29.
  20. 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，pp.286-300.
  21. 樋口美雄・佐藤一磨・小林徹（2011）「低賃金引き上げの経済効果：パネルデータによる分析」 KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES DP 2011-025.
  22. 川口大司・森悠子（2013）「最低賃金と若年雇用：2007年最低賃金法改正の影響」 RIETI Discussion Paper Series 13-J-009.

23. 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.

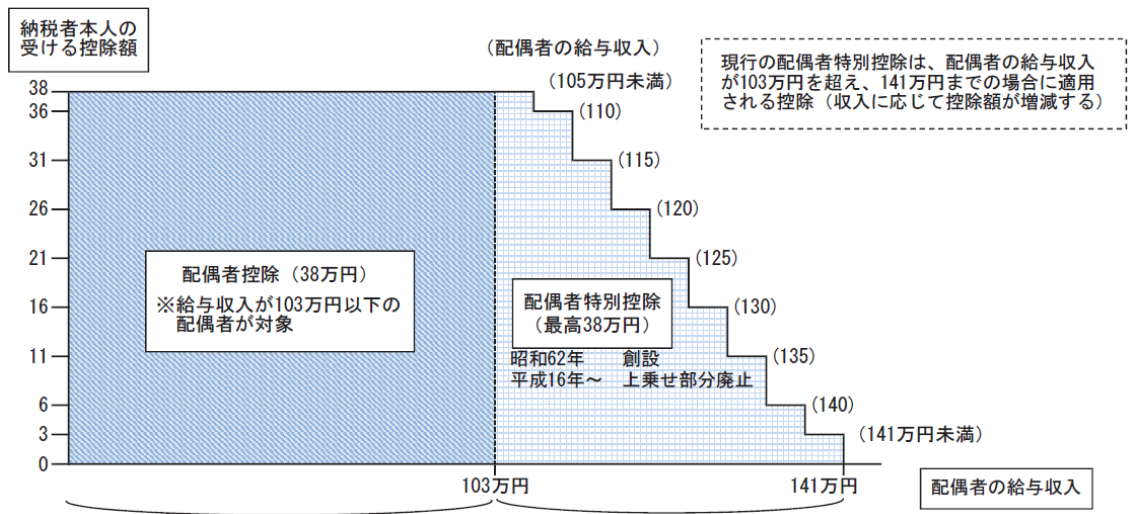


図 1. 現行の配偶者(特別)控除制度の構造

出所: 財務省(2014b)

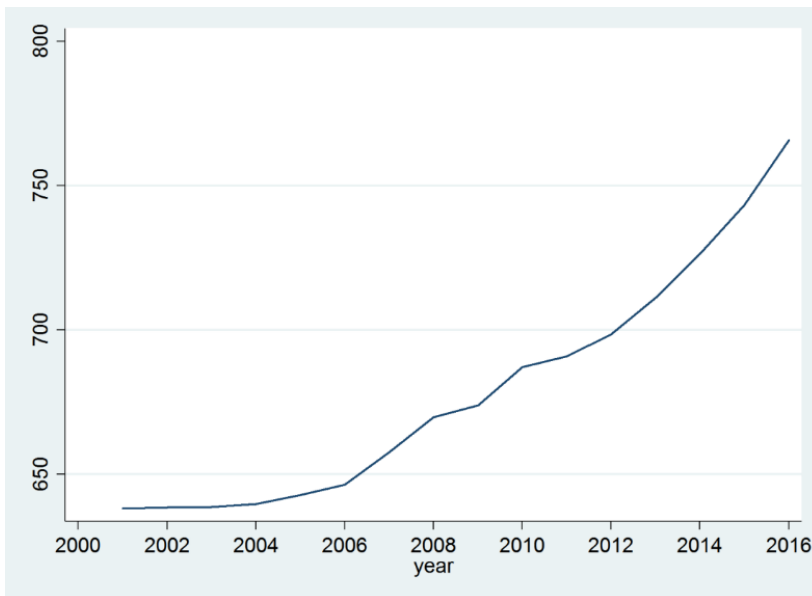


図 2. 最低賃金(地域平均値:時給(円))

出所: 厚生労働省『地域別最低賃金額改定状況』より筆者作成

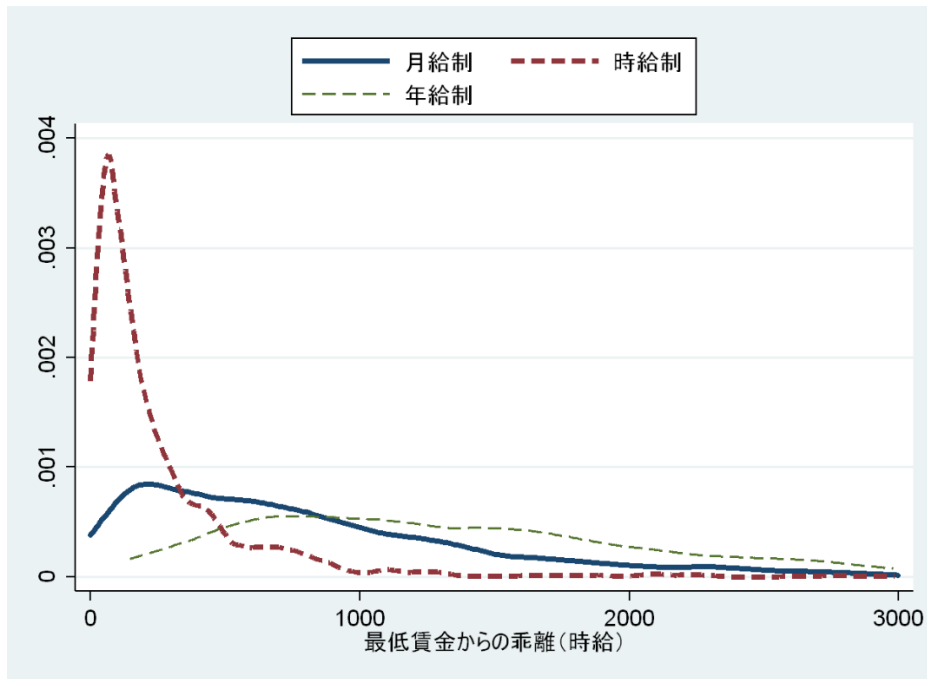
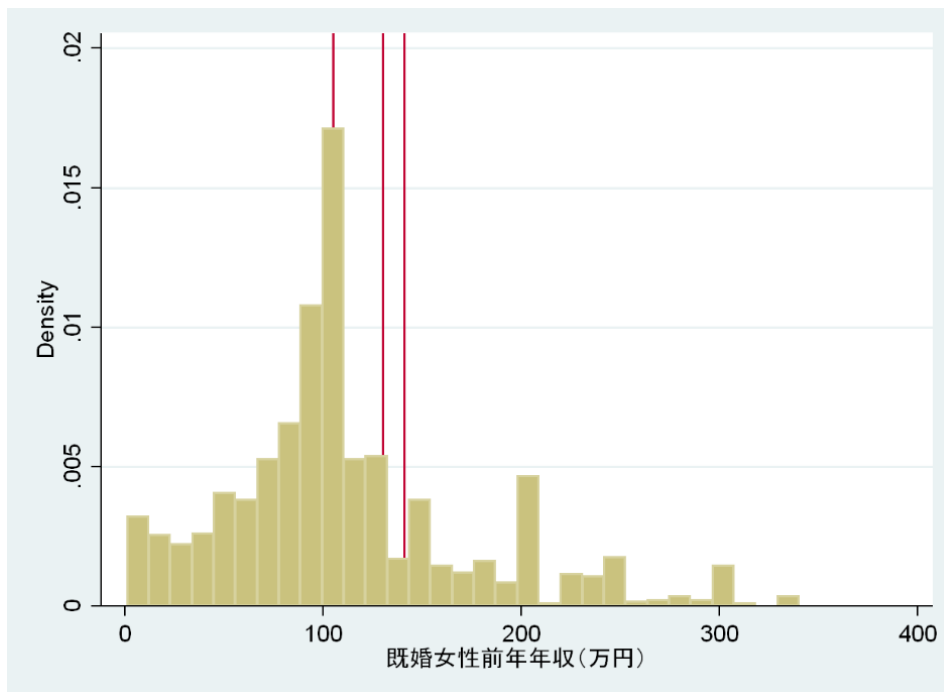


図 3. 時給と最低賃金の乖離のカーネル密度分布

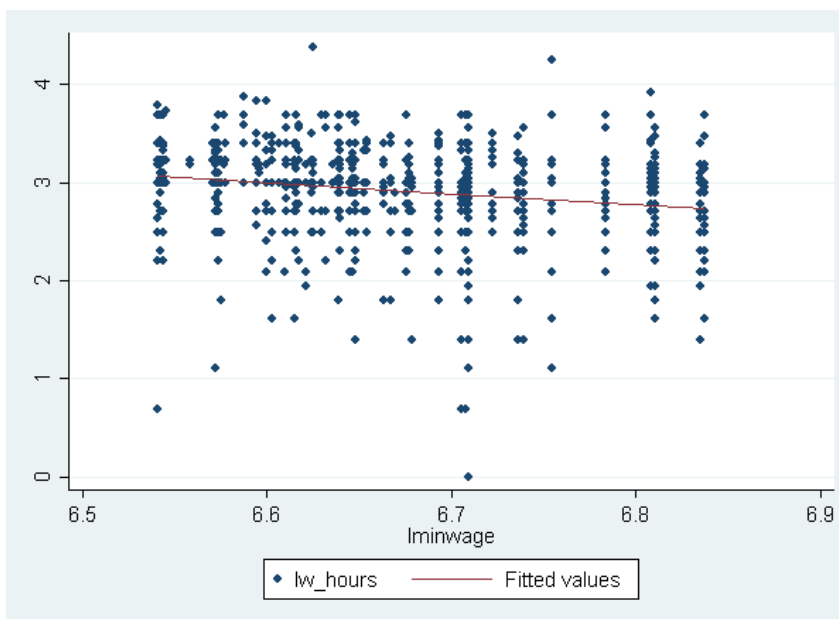
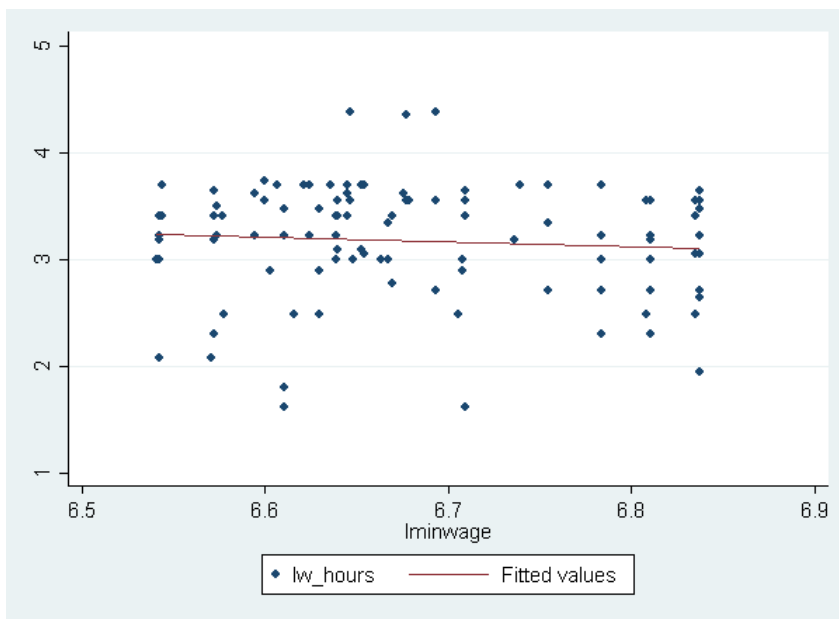
出所：筆者作成



注:赤い線は左から 105,130,141 をあらわす。

図 4. 時給制のパート既婚女性の前年年収のヒストグラム

出所：筆者作成



注：上はシングル女性，下は既婚女性のサンプルである。横軸は対数最低賃金で，縦軸は対数週労働時間である。

図 5. 105 万円以下グループの最低賃金と労働時間の散布図

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.
潜在経験年数	17,458	27.683	12.493
潜在経験年数の二乗	17,458	922.420	696.133
既婚ダミー	17,458	0.642	0.480
前年の夫の年収(円)	17,458	3408169	3620397
前年の非労働所得(円)	17,458	299095.5	1287391
親との同居ダミー	17,458	0.235	0.424
未就学児童数	17,458	0.134	0.433
最低賃金(時給:円)	17,458	807.957	72.848

注：プロビットモデルに使われる変数の記述統計である。

表 1. 記述統計

潜在経験年数	0.016*** (0.004)
潜在経験年数の二乗	-0.001*** (0.000)
既婚ダミー	2.310*** (0.291)
夫の所得	-0.206*** (0.019)
非労働所得	-0.052*** (0.002)
親との同居ダミー	-0.024 (0.028)
未就学児童数	-0.359*** (0.028)
最低賃金(対数)	6.139 (15.924)
年ダミー	YES
都道府県ダミー	YES
Constant	-39.691 (106.181)
Obs	17458
Log pseudolikelihood	-9455.5379
Pseudo R2	0.1552

注：括弧内は標準誤差 500 回の bootstrap を繰り返したロバスト標準誤差である。

\*\*\* は  $p < 0.01$ , \*\*は  $p < 0.05$ , \*は  $p < 0.1$  である。

表 2. 女性の就業確率推定結果(プロビットモデル)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
週労働時間	1,311	25.06789	10.44217	1	80
最低賃金	1,311	800.164	67.77505	693	932
時給	1,311	1033.34	386.2541	600	6000
前年年収(万円)	1,311	115.7941	76.83228	1	950
前年非労働所得	1,311	59275.36	401249	0	6000000
前年夫の年収	1,311	4728291	2017898	1030000	9980000
年齢	1,311	48.83371	9.378054	22	75

表 3-1. 既婚女性のサンプル

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
週労働時間	771	31.99611	11.11434	1	100
最低賃金	771	808.9598	73.28682	693	932
時給	771	1148.853	1120.784	680	30000
前年年収(万円)	771	165.511	94.70881	1	1000
前年非労働所得	771	163631.6	485059.1	0	3000000
年齢	771	44.53178	12.82651	20	74

表 3-2. シングル女性のサンプル

年収サンプル数	既婚	シングル
141 万円以上	303	426
105-141 万円	231	133
105 万円以下	777	212
<b>Total</b>	<b>1,311</b>	<b>771</b>

表 3-3 女性年収ごとのサンプル数

最低賃金 (対数)	0.110 (0.172)	0.075 (0.182)	0.032 (1.287)	0.420 (14.194)
前年年収105-141万円ダミー	3.716 (2.716)	4.820* (2.775)	5.451* (2.820)	5.453* (2.853)
前年年収105万円以下ダミー	2.805 (2.760)	2.343 (2.488)	2.326 (2.731)	2.323 (2.549)
既婚ダミー	-1.453 (1.808)	-1.545 (1.960)	-0.991 (1.977)	-0.992 (1.933)
前年年収105-141万円×既婚	5.738* (3.343)	4.660 (3.626)	4.431 (3.415)	4.433 (3.590)
前年年収105万円以下ダミー×既婚	6.412* (3.389)	6.913** (3.104)	6.952** (3.402)	6.957** (3.225)
前年年収105-141万円×最低賃金	-0.583 (0.407)	-0.748* (0.416)	-0.840** (0.422)	-0.840** (0.427)
前年年収105万円以下ダミー×最低賃金	-0.489 (0.412)	-0.419 (0.372)	-0.417 (0.408)	-0.416 (0.380)
既婚×最低賃金	0.336 (0.265)	0.343 (0.286)	0.271 (0.295)	0.271 (0.288)
前年年収105-141万円×既婚×最低賃金	-0.876* (0.502)	-0.713 (0.544)	-0.681 (0.512)	-0.681 (0.538)
前年年収105万円以下ダミー×既婚×最低賃金	-0.983* (0.507)	-1.058** (0.464)	-1.063** (0.508)	-1.064** (0.481)
年齢	-0.003** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
中卒	-0.149** (0.061)	-0.130** (0.062)	-0.139** (0.062)	-0.139** (0.063)
専門学校	-0.029 (0.028)	-0.010 (0.029)	-0.007 (0.029)	-0.007 (0.029)
高専短大	-0.035 (0.023)	-0.037 (0.024)	-0.040 (0.026)	-0.040 (0.025)
大学	-0.104*** (0.031)	-0.095*** (0.029)	-0.102*** (0.031)	-0.102*** (0.027)
大学院	-0.188** (0.091)	-0.141* (0.082)	-0.147 (0.093)	-0.147* (0.087)
非労働所得	0.006 (0.004)	0.005 (0.004)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)
夫の所得	-0.044* (0.024)	-0.042* (0.025)	-0.047* (0.025)	-0.047* (0.024)
失業率	0.019 (0.022)	0.019 (0.021)	-0.084 (0.098)	-0.085 (0.102)
逆ミルズ比	-0.295*** (0.108)	-0.250** (0.097)	-0.231* (0.120)	-0.231* (0.126)
Constant	3.011*** (1.157)	3.170*** (1.229)	3.821 (8.828)	1.241 (94.605)
職種ダミー	NO	YES	YES	YES
都道府県ダミー	NO	NO	YES	YES
年ダミー	NO	NO	NO	YES
obs	2082	2082	2082	2082
R_adjusted	0.321	0.334	0.339	0.338

注：括弧内は標準誤差 500 回の bootstrap を繰り返したロバスト標準誤差である。

\*\*\* は  $p < 0.01$ , \*\*は  $p < 0.05$ , \*は  $p < 0.1$  である。

表 4. 最低賃金が労働時間供給への影響についての推定結果(OLS)