

最低賃金上昇は労働時間を抑制するか？

児玉 直美

(明治学院大学教授)

桃田 翔平

(広島大学助教)

最低賃金引き上げにより「年収の壁」を意識し、労働時間を抑える動きが広がる可能性が指摘されている。本稿では、最低賃金の引き上げを契機とした賃金率の上昇が労働時間を与える影響、及び、税・社会保険による「年収の壁」をなくした場合の就業調整の帰結について考察する。労働供給関数を推計すると、男女とも既婚者、未婚者の賃金率の労働時間に対する弾力性は負であった。これは、賃金率の高いパートタイム労働者ほど労働時間が短いことを意味する。また、税・社会保険の影響が強いと考えられる103万円、130万円を含む年収階層とそれ以外の年収階層間の弾力性、税・社会保険制度の変更前後の弾力性に違いは見られなかった。このことは、労働者が労働時間を抑制する行動は、税・社会保険以外の理由もあることを示唆する。そこで、さらに、性別、婚姻状態別に、労働時間を抑制する理由の分布を比較した。税・社会保険の影響を最も受けやすい既婚女性パートタイム労働者でも、税・社会保険よりもむしろ、個人の好みや家庭の事情で労働時間を抑制する人が多い。この結果は、仮に、税・社会保険による「年収の壁」をなくしたとしても、労働時間調整を抑制する効果は限定的であることを示唆する。

目次

- I はじめに
- II 年収の壁とは
- III 既存研究
- IV データ、推定モデル
- V 結果
- VI 結論
- 補論 労働時間、時間当たり賃金の算出方法

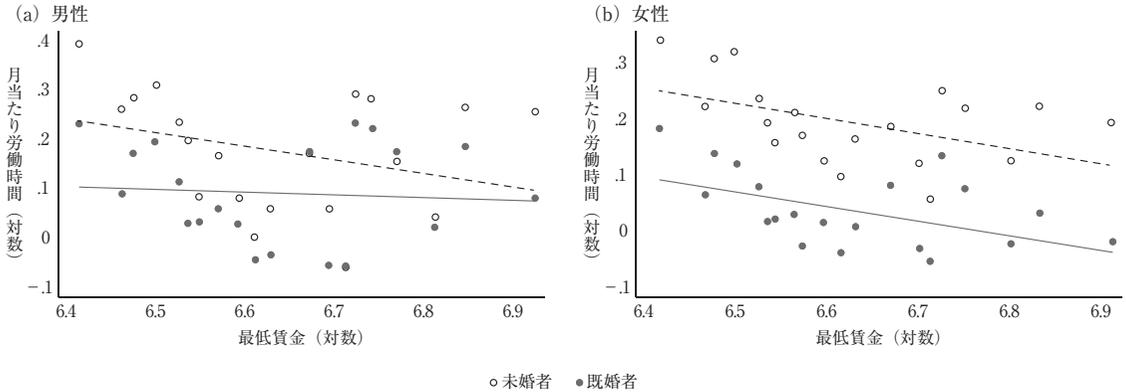
I はじめに

最低賃金引き上げにより「年収の壁」を意識し、労働時間を抑える動きが広がる可能性が指摘されている。政府は企業補助金の支給によって就

業調整を抑制しようとする一方で、国民年金については第3号被保険者制度自体を廃止する動きも見られる。労働と社会保障は二者択一関係にあると考えられてきたが、本稿では、その結節点である最低賃金の引き上げを契機とした賃金率上昇が労働時間に及ぼす影響、及び、税・社会保険による「年収の壁」をなくした場合の就業調整の帰結について考察する。

ここ数年、最低賃金上昇などによる賃上げによって収入が増える一方で「年収の壁」を超えないよう働く時間を減らすか悩む人が増えている¹⁾。このような「エピソード」には事欠かないが、実際のデータでは最低賃金と労働時間にはどのような関係があるのだろうか。図1は、パートタイム

図1 最低賃金とパートタイム労働者の1月当たり労働時間の関係



出所：パートタイム調査より筆者作成。

労働者の最低賃金と1月当たり労働時間の関係である。2006, 2011, 2016, 2021年4カ年分の「パートタイム労働者総合実態調査」の年収30万～300万円の男女パートタイム労働者のデータと各年の都道府県別最低賃金データを用いた。パネル(a)が男性、パネル(b)が女性の最低賃金対数値と労働時間対数値の関係である。黒丸が既婚者、白丸が未婚者、実線が既婚者データの近似線、点線が未婚者データの近似線である。

この散布図から3つのことがわかる。1つ目は、女性は実線も点線も右下がりである。つまり、未婚者も既婚者も最低賃金が高いほど労働時間が短い傾向がある。一方、男性未婚者は最低賃金が高いほど労働時間が短い傾向があるが、既婚者には最低賃金と労働時間の関係性は見られない。2つ目は、近似線は右下がりには描かれるが、黒丸、白丸はかなりランダムに分布している。つまり、最低賃金が高ければ労働時間が短いという相関がはっきり見られるわけではない。3つ目は、黒丸は白丸より下に分布する。つまり、男女とも既婚者の労働時間は未婚者よりも平均的に短い。

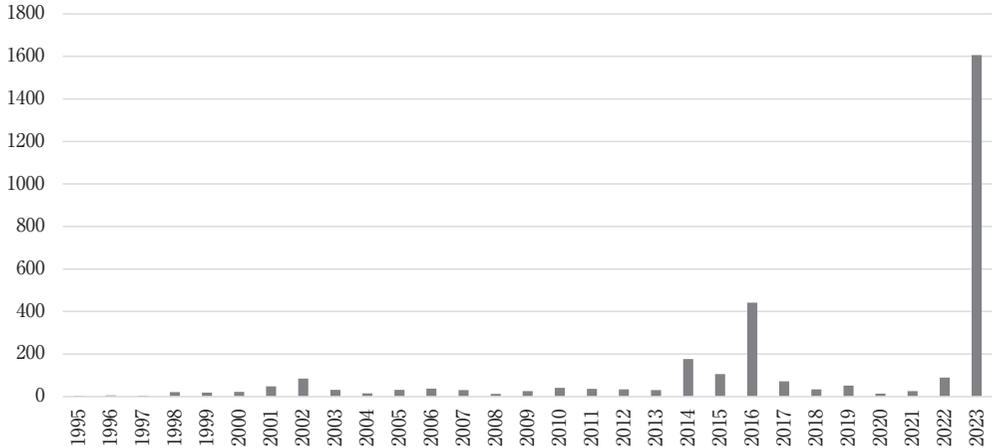
1990年代から、既婚パート女性が税や社会保険制度上の扶養家族から外れないよう年収を調整する就業調整の問題は知られていた。就業調整は労使ともにメリットがあった。被用者にとっては、一定の年収以下に収入を抑えることによって、所得税の配偶者控除、配偶者特別控除を受けたり、第3号被保険者として社会保険料支払いが

実質的に控除されたりするため、手取り収入が増える。使用者にとっては、社会保険料の使用者負担分を支払わなくて済むため、パートを多用することによって、法定福利厚生費を抑えて労働力を増やすことができる。労使ともにメリットのある制度であったため、政策立案者、研究者などから税・社会保険制度の中立性について問題視はされてきたが、これまでは大きな社会問題にはならなかった。しかし、コロナ感染症収束後、2021年頃から、女性パートの多いスーパー、小売業、介護業などで、特に年末に人手不足が顕わになる中、急激に最低賃金も上がり、日本チェーンストア協会などが税制改正要望を提出するようになる大きな社会問題として取り上げられるようになった。その声に押されて、政府は2023年に「年収の壁・支援強化パッケージ」を打ち出した。

図2は、1995～2023年の主要4紙（日経各紙、朝日新聞、読売新聞、毎日新聞）で、「年収の壁」「103万円の壁」「130万円の壁」「103万円」「就業調整」「就労調整」「女の壁」「所得税＆パートタイム」のキーワード検索でヒットした記事の延べ件数である。2023年は、過去30年間で、「年収の壁」が最もマスコミに取り上げられた年であった。

政府は2023年10月に「年収の壁・支援強化パッケージ」を開始した。これは、「106万円の壁」「130万円の壁」を意識せずにパート・アルバイトが働ける環境作りを後押しする制度である。101人以上の企業は年収106万円で社会保険

図2 新聞記事検索（年収の壁）



注：縦軸は主要4紙（日経各紙、朝日新聞、読売新聞、毎日新聞）の記事件数。横軸は年。「年収の壁」「103万円の壁」「130万円の壁」「103万円」「就業調整」「就労調整」「女の壁」「所得税＆パートタイム」のキーワード検索でヒットした記事件数。

料がかかる。「106万円の壁」対策として、賃上げなどをして実質的に社会保険料を肩代わりする企業に従業員1人当たり最大50万円を支給する。「130万円の壁」対策としては、繁忙期に労働時間を延ばすなどにより、収入が一時的に上がったとしても、事業主がその旨を証明することで、引き続き扶養に入り続けることが可能となる仕組みである。この対策は時限措置で、政府は2025年の年金制度改革で抜本的な制度改正を目指している。社会保険料の支払いは控除されるが社会保険の恩恵にあずかることができる第3号被保険者という制度自体を見直そうという動きもある。

本稿では、労働者が労働時間を抑える、いわゆる「就業調整」という現象がどのような属性の労働者で見られるかについて、性別、結婚有無別に、最低賃金を操作変数として、労働供給関数を推計する。結果を先取りすると、すべての性、婚姻関係において、賃金率の労働時間に対する弾力性は負であった。また、それがどの程度、税・社会保険料の控除を目的に行われているかを考察するために、年収80万～150万円の間の年収階層間、2016年、2018年の税・社会保険制度の変更前後の弾力性を比較したが、違いは見られなかった。このことから、労働者が労働時間を抑制する行動は、税・社会保険以外の理由であることが示唆される。実際、労働時間を抑制する理由の分布からも、税・社会保険を理由とするパートタイム

労働者よりも個人の嗜好や家庭の事情によって労働時間を抑える労働者が多いことが確認できた。

II 年収の壁とは

「年収の壁」とは、税や社会保険料の負担等が発生する年収の基準額を指すことが多い（中里2023）。その主なものとしては、住民税（自治体によって異なるが、96万～100万円）、所得税（103万円）、配偶者控除・配偶者特別控除（満額控除されるためには、1987～2003年は70万円、2004～2017年は105万円、2018年以降は150万円）、社会保険料控除（2016年9月までは130万円、2016年10月以降は500人以上の大企業では106万円、500人未満の企業では130万円）となっている。税・社会保険を理由とする就業調整とは、いわゆる「年収の壁」を基準として、それを収入が上回らないように労働時間等を調整することをいう。

近年の配偶者にかかる税制改正、社会保険制度の変更などは、女性の働き方に中立的でない指摘された税・社会保険制度を是正する方向で行われてきた²⁾。配偶者控除は、事業所得者と給与所得者の公平性のため、1961年税制改正で導入された（図3（a））。しかし、年収90万円を超えると急に控除がなくなり、妻の年収が90万円をわずかに超えると家計の手取り収入が減ることが問題視され、1987年に、階段状に控除額が減少す

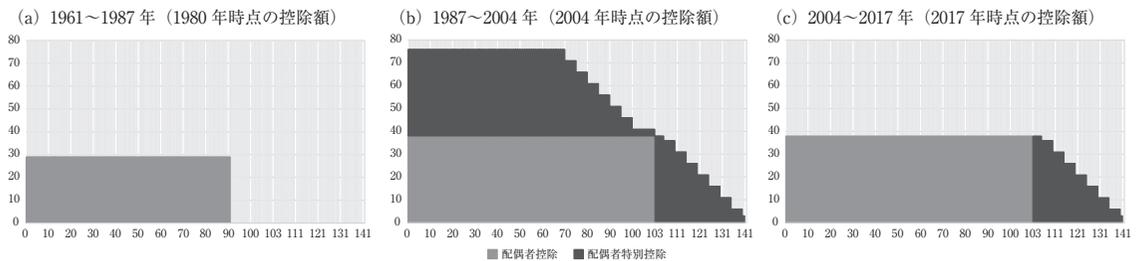
る配偶者特別控除が導入された(図3(b))。2004年には、配偶者が長時間働くことを妨げるインセンティブを緩和するため、103万円未満の配偶者特別控除が廃止された(図3(c))。2018年には、高所得者を優遇しているのではないかという問題(妻の収入が同じで、夫の所得から同額の所得が控除されたとしても、夫の年収が高いと税率が高いため減税額が大きいという問題)を解消するために制度が改正された。それまでは、控除額は103万円から徐々に縮小していったが、2018年以降は、図4のように、150万円まで同額で、そこから妻の所得がそれ以上増えると段階的に縮小していく。また、2018年までは夫の年収要件はなかったが、2018年改正では、夫の年収900万円以下、900万~950万円、950万~1000万円で控除額が異なり、1000万円を超えると配偶者控除や配偶者特別控除がなくなるように制度が改正された。

社会保険については、第3号被保険者に関する制度が2016年に大きく変更された。それまでは、年収130万円以上の場合で、労働時間が常時雇用者のおおむね4分の3、週30時間以上の場合に厚生年金に加入することになっていたが、2016

年に、常時500人超の大企業では、年収106万円以上、所定労働時間20時間以上の労働者が厚生年金の対象になった。企業規模要件は、その後、2022年10月には、常時100人超の企業、2024年10月には、常時50人超の企業の労働者にも、年収106万円以上、所定労働時間20時間以上の要件が適用されることとなった(図5)。これにより、これまで第3号被保険者だった一部の人が、第2号に移ることになった。大企業で年収要件が130万円から106万円に下がったことと、最低賃金の上昇が相まって、年末にいわゆる「就業調整」をするパートが増えたことから、2023年10月の「年収の壁・支援強化パッケージ」では、106万円の壁に対して、賃上げをするなどして実質的に社会保険料を肩代わりする企業に従業員1人当たり最大50万円を支給する制度が導入された。この対策は時限措置で、政府は2025年の年金制度改革で抜本的な制度改正を目指している。第3号被保険者制度自体の見直しの議論もある。

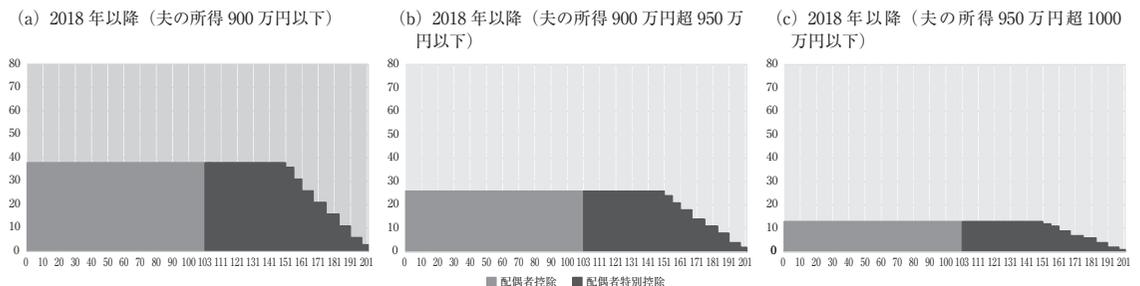
女性パートに対する税・社会保険が理由の「年収の壁」をなくすためには、税・社会保険が控除される閾値を大幅に上げるか、ゼロに近づけるか

図3 配偶者控除・配偶者特別控除(1961~2017年)



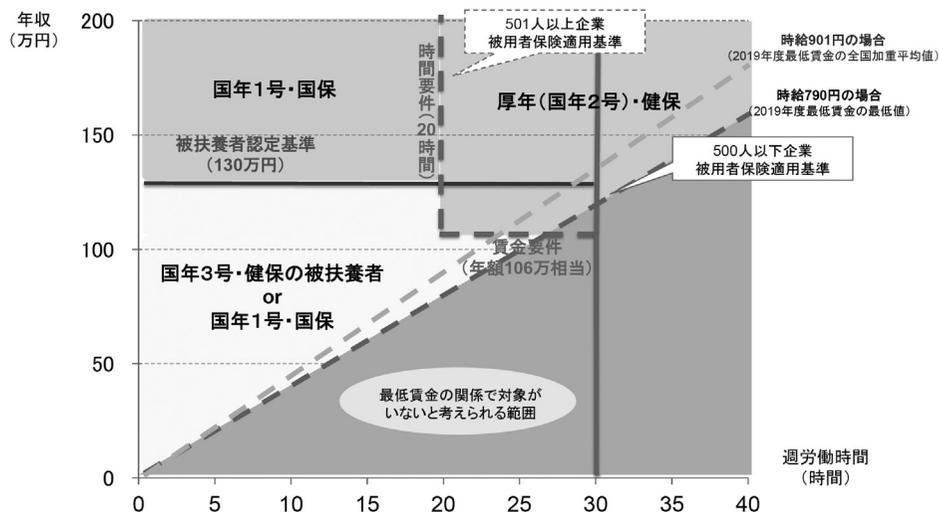
出所：児玉(2022：図表9)。

図4 配偶者控除・配偶者特別控除(2018年以降)



出所：児玉(2022：図表10)。

図5 被用者保険の適用拡大



出所：厚生労働省保険局第123回社会保障審議会医療保険部会（2019年12月25日）資料2。

のどちらかである。近年の配偶者控除・配偶者特別控除の変更は閾値を上げ、階段状の階段を滑らかにする方向に改正されてきた。一方、2016年以降の社会保険料控除は閾値を下げ適用される労働者を拡大する方向で改正されたが、2023年の「年収の壁・支援強化パッケージ」では逆に適用範囲を縮小する運用がなされた。

Ⅲ 既存研究

日本の税・社会保険の配偶者に対する控除制度が既婚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。

女性の年収についてシンプルに分布を確認すると、103万円、130万円に壁が見られる。近藤・深井（2023）は、自治体の個人住民税課税記録データを用いて、103万円と130万円に「年収の壁」が存在することを確認した。見玉（2022）は、『賃金構造基本統計調査』の過去30年分データを利用して年収分布を比較した。見玉（2022）によると、2004年の税制改正で、配偶者特別控除の一部廃止がされているが、103万円の壁はその後も健在で、さらに、130万円の壁が以前より高くなっている。

Yokoyama（2018）、横山・見玉（2016）は、個人パネルデータである「慶應義塾家計パネル調

査」を使い、2004年の配偶者特別控除の一部廃止後、既婚女性の年収、週労働時間は減少したことを示した。配偶者控除、配偶者特別控除は、既婚女性が長時間働くことを抑制する特性を持つので、配偶者特別控除の一部廃止は労働時間を延ばす効果が予想される。しかし、結果は予想と逆であった。この理由について、彼らは、同時期に起こった夫の所得増加による所得効果の可能性を指摘している。

安部・大竹（1995）、大石（2003）、Akabayashi（2006）、高橋（2010）は、日本のデータを用いて労働供給に対する弾力性を推定している。構造推定を行ったAkabayashi（2006）、高橋（2010）によると、既婚女性の労働供給に対する時間当たり賃金の弾力性は正の値、誘導形の労働供給関数の推計を行った安部・大竹（1995）、大石（2003）では、賃金弾力性は負値となっている。高橋（2010）は、誘導形による推計が、労働抑制効果を、プレファレンスの変化として捉えている可能性を指摘している。

多くの既存研究では、「年収の壁」の存在が明らかになっている。しかし、これらの研究では、年収の壁がある理由について必ずしも特定できていない。103万円でバンチングがあるとしても、配偶者控除だけでなく、所得税の課税限度や、企業の配偶者手当の可能性もある。また、税・社会

保険制度は、「年収の壁」を緩和する方向に改正されているにもかかわらず、観察される「年収の壁」が強固に変わっていないとすれば、税・社会保険よりも人々の意識による可能性もある。本稿の貢献は、性別、婚姻状態別の賃金弾力性を推定することによって就業調整の実態を明らかにするとともに、就業調整理由について、既存研究よりも踏み込んで分析することである。

IV データ、推定モデル

1 データ

本稿で用いるデータは、「パートタイム労働者総合実態調査」(2021年調査は「パートタイム・有期雇用労働者総合実態調査」)である。以下ではパートタイム調査と呼ぶ。パートタイム調査は、およそ5年ごとに厚生労働省が実施する調査であり、本稿では2006年、2011年、2016年、2021年の4回の調査個票を用いる。調査対象は5人以上の常用労働者を雇用する事業所、及び、その事業所において就業しているパートタイム労働者から無作為に抽出された労働者である。本調査のデータは繰り返しクロスセクションデータであり、被験者は毎回の調査で異なる。事業所調査と個人調査ともに有効回答率は約60%である。事業所は事業所母集団データベースを母集団とし、事業所産業(19区分)、事業所規模(5区分)別に層化無作為抽出されている。有効回答数は各回約1万人である。

2 記述統計

分析に使った労働時間、時間当たり賃金の算出方法は補論で詳述する。税・社会保険による「年収の壁」は、特定の年収にのみ影響を与える。そのため、弾力性を所得階層別に推計した。所得階層に関しては、30万円から300万円まで9階層に分割した。9階層とは、年収80万円未満、80万~90万円、90万~100万円、100万~110万円、110万~120万円、120万~130万円、130万~150万円、150万~200万円、200万~300万円である。2021年調査においては、年間の所得額を直接尋ね

ているが、その他の調査年では10万円刻みの階層別の所得データしか得られないため、2021年調査の所得データを所得階層のデータに変換している。なお、本調査で得られる所得データは前年度の年間所得であるため、働き始めて十分な時間が経っていない労働者の所得は、正確な年間所得を反映していない。そのため、勤続年数が18カ月を超える労働者にサンプルを限定している。本調査は10月に行われている(2011年調査のみ6月)ため、前年度に十分働いていると考えられる18カ月で設定した。最低賃金を考慮して時間当たり賃金が600円を下回るサンプル及び、分析の関心ではないため時間当たり賃金が1500円を上回るサンプルは分析の対象外とした。

表1は、本稿で利用したデータに関する全サンプル、及び、男女別の記述統計である。平均・分散・中央値に関しては、復元倍率を乗じて計算している。本調査は、パートタイム労働者のみが調査対象のため、日本社会の特徴を反映してサンプルの76%が女性である。月当たり労働時間、時間当たり賃金の平均は、それぞれ104時間、925円である。就業調整ダミーとは、就業調整をしているか否かという質問に対して、していると回答したら1、そうでなければ0という変数である。ここでの就業調整は、年収の調整や労働時間の調整であると定義されており、就業調整の理由として所得税の非課税限度額や配偶者控除・配偶者特別控除、配偶者手当、社会保険などが挙げられている。この結果から、約18%のパートタイム労働者が税や社会保険を理由として就業調整をしていることを表している。結婚ダミーは、配偶者がいる場合に1、そうでない場合に0となる変数である。ここでは、事実上夫婦として生活しているが、婚姻届を提出していない人も配偶者がいるに含まれる。年齢分布は、40代と50代が比較的多い。

男女別では、女性の方が男性よりも、就業調整をしている割合、結婚している割合が高い。日本では、結婚や出産を機に正社員を辞し、パートタイム労働者に転換する女性が多いことが指摘されており、この割合の差はその傾向を反映している可能性がある。労働時間や時間当たり賃金は、男性の方が大きいですが、その差は大きくはない。年齢

表1 記述統計

変数	N	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
全サンプル						
労働時間_month_100	29905	103.6135	37.09596	4	280	100
時間当たり賃金	29905	924.8234	184.2412	600	1500	885.1907
女性ダミー	29905	0.804813	0.396345	0	1	1
就業調整ダミー	29905	0.18316	0.386797	0	1	0
結婚ダミー	29905	0.671472	0.469678	0	1	1
20代	29905	0.155766	0.362633	0	1	0
30代	29905	0.177558	0.38214	0	1	0
40代	29905	0.278744	0.448381	0	1	0
50代	29905	0.26429	0.440955	0	1	0
60代	29905	0.123641	0.329172	0	1	0
男性						
労働時間_month_100	5027	108.5346	42.23919	4	280	120
時間当たり賃金	5027	957.7227	186.523	601.25	1500	922.425
就業調整ダミー	5027	0.084155	0.27762	0	1	0
結婚ダミー	5027	0.335002	0.471991	0	1	0
20代	5027	0.398931	0.489679	0	1	0
30代	5027	0.141426	0.348461	0	1	0
40代	5027	0.106871	0.308949	0	1	0
50代	5027	0.127127	0.333115	0	1	0
60代	5027	0.225645	0.418006	0	1	0
女性						
労働時間_month_100	24878	102.42	35.63499	4	224	100
時間当たり賃金	24878	916.8445	182.7935	600	1500	876.7604
就業調整ダミー	24878	0.207171	0.405279	0	1	0
結婚ダミー	24878	0.753074	0.431223	0	1	1
20代	24878	0.096792	0.295675	0	1	0
30代	24878	0.186321	0.389366	0	1	0
40代	24878	0.320428	0.466641	0	1	0
50代	24878	0.297556	0.457183	0	1	0
60代	24878	0.098903	0.298532	0	1	0

出所：パートタイム調査より筆者作成。

分布は男女で異なっており、男性は20代と60代が多く、30代から50代は相対的に少ないが、女性は30代から50代で約80%が占められている。

図6は、所得階層別に、女性既婚、男性既婚、女性未婚、男性未婚のサンプルが占める割合を表している。各所得カテゴリーは、左から80万円未満、80万～90万円、90万～100万円、100万～110万円、110万～120万円、120万～130万円、130万～150万円、150万～200万円、200万～300万円である。150万円以下の層で、既婚女性が半分以上を占めている一方、150万円以上の層では、結婚している女性の割合は半分以下であり、相対的に男性既婚と女性未婚が多い。就業調整の文脈で注目される103万円の壁や130万円の壁

は、主に結婚している女性が直面している問題であることが示唆される。

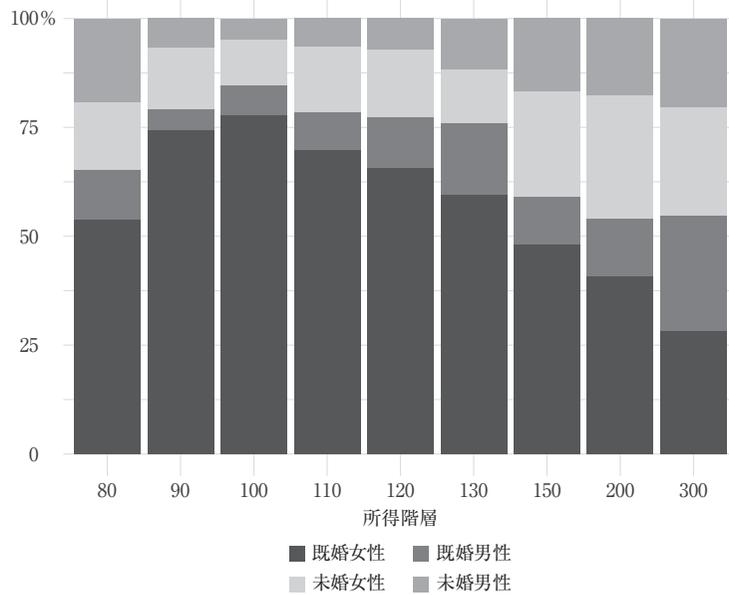
3 推定モデル

本稿では、労働供給の賃金弾力性（時間当たり賃金の労働時間に対する弾力性）を推定する。推定モデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned} \ln(hour)_{it} = & \sum_{s_t} \beta_{1s} \mathbb{I}[z_{it} \in \Gamma_s] \\ & + \beta_{2s} \ln(wage)_{it} * \mathbb{I}[z_{it} \in \Gamma_s] \\ & + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

推計式(1)は、労働時間の賃金弾力性の回帰式である。時間当たり賃金 $wage$ と労働時間 $hour$ はそれぞれ対数化されている³⁾。 X_{it} はコントロー

図6 所得階層別の性別×婚姻状況のシェア



出所：パートタイム調査より筆者作成。

ル変数であり、都道府県と年齢層を含む。年齢層は20代から60代まで、10年単位の階層である。 $\mathbb{I}[z_{it} \in \Gamma_s]$ は、 $z_{it} \in \Gamma_s$ の場合に1、それ以外の場合に0であり、 Γ_s は所得階層（80万円未満、80万～90万円、90万～100万円、100万～110万円、110万～120万円、120万～130万円、130万～150万円、150万～200万円、200万～300万円）を示すダミー変数である。これらの交差項の係数 β_{2s} のそれぞれが、各所得階層ごとの時間当たり賃金の労働時間に対する弾力性を表す。

時間当たり賃金を労働時間に回帰する場合、内生性の問題が生じている可能性が高い。そこで、最低賃金を操作変数とする操作変数法モデルも推計する。

最低賃金は、労働者の生計費、労働者の賃金、通常の事業の賃金支払能力の三要素を総合的に勘案して定めることとされている（最低賃金法第9条第2項）。最低賃金は、47都道府県の地方最低賃金審議会が、中央最低賃金審議会の示す「目安」を参考にしながら地域の実情に応じて決定することになっているが、最低賃金審議会はブラックボックスと呼ばれ、審議会の不透明性と閉鎖性が問題視されてきた（藤田 2021）。近年、「目安」の決定プロセスでは、経済実勢だけでなく、政治

的な圧力も強く受けるように変容している。2007年から2013年までは生活保護にかかる施策との整合性が問われ、生活保護費との逆転現象が起きている都市部で急激に最低賃金が上がり、2013年以降は毎年のように成長戦略、骨太方針に最低賃金について記載され、2020年を除く年には大幅に最低賃金が上昇した。

ここでは、最低賃金が労働時間に与える影響は、労働者が直面する時間当たり賃金への反応を通してのみであり、労働時間を時間当たり賃金に回帰するときの誤差項と最低賃金は関連しないというメカニズムを仮定し、最低賃金は操作変数としての外生性を満たすと考える⁴⁾。

推計式(2)は操作変数法の第2段階の回帰式、推計式(3)は第1段階の回帰式である。

$$\ln(hour)_{it} = \sum_{z_{it} \in \Gamma_s} \beta_{1s} \mathbb{I}[z_{it} \in \Gamma_s] + \beta_{2s} \ln(wage)_{it} * \mathbb{I}[z_{it} \in \Gamma_s] + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln(wage)_{it} = \sum_{z_{it} \in \Gamma_s} \eta_{1s} \mathbb{I}[z_{it} \in \Gamma_s] + \eta_{2s} \ln(MW)_{it} * \mathbb{I}[z_{it} \in \Gamma_s] + \rho X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

ここで、 MW は最低賃金である。

V 結 果

1 回帰分析結果

(1) OLS モデルの結果

表2は、4つの調査年のデータをすべてプールし、時間当たり賃金を労働時間に回帰した推計式(1)のOLSモデルの結果である。各列は、左から、男性、女性、未婚男性、既婚男性、未婚女性、既婚女性を分析サンプルとして用いた結果である。以下で提示する回帰分析結果は、すべてこの順の行と列で表示している。各行は、対数時間当たり賃金と所得階層の交差項を表している。所得階層は上から、80万円未満、80万～90万円、90万～100万円、100万～110万円、110万～120万円、120万～130万円、130万～150万円、150万～200万円、200万～300万円である。本論中の表2以降のすべての表において、これらの階層を表すダミー変数は、それぞれ“under08M”、“0809M”、“0910M”、“1011M”、“1112M”、“1213M”、“1315M”、“1520M”、“2030M”と表記されている。すべての推計において、推計式(1)で示したように、所得階層の単独項、都道府県、年齢階層をコントロールしているが、紙面の都合上結果を割

愛している。

まず、男性と女性を比較する。全体として負の係数が観察されることから、以下では弾力性が大きい(小さい)と述べるときには、負の係数の絶対値が大きい(小さい)ことを意味する。男女で比較すると、120万円以下の層で女性の方が男性よりも弾力性がほぼ同じか大きい。120万～130万円の層では男性の方が大きい。それよりも所得が高い階層では男女で差がない。また、男女ともに弾力性は負であり、時間当たり賃金の上昇に対して労働時間を減らす傾向がある。男性は所得階層ごとに弾力性の値がばらついているが、女性は、80万～150万円の層で-1.06～-0.9の範囲にあり、大きな差がない。すなわち、どの所得階層であるかにかかわらず、時間当たり賃金の上昇したときには同程度労働時間を減少させる。もし、税・社会保険で就業調整することが労働量を減らすことの主要因であるならば、税・社会保険が強く影響するであろう100万～110万円の層や、120万～130万円の層で弾力性が強く出ることが予想されるが、これらの層で特別に弾力性が大きいという結果ではない。

表3、表4は、制度改正前と制度改正後それぞれにサンプルを絞ってOLS分析した結果である。

表2 プールデータを用いた OLS モデルの結果

変数	男性	女性	未婚男性	既婚男性	未婚女性	既婚女性
lnwage*under08M	-0.5484*** (0.0591)	-0.8411*** (0.0195)	-0.6771*** (0.0834)	-0.7428*** (0.0882)	-0.6934*** (0.0437)	-0.8606*** (0.0213)
lnwage*0809M	-0.6197*** (0.1163)	-0.9481*** (0.0315)	-1.1001*** (0.1763)	-0.6821*** (0.1815)	-1.0404*** (0.1121)	-0.9404*** (0.0322)
lnwage*0910M	-0.6808*** (0.1421)	-1.0610*** (0.0198)	-0.4888** (0.2037)	-0.9947*** (0.1951)	-0.7853*** (0.1013)	-1.0751*** (0.0197)
lnwage*1011M	-0.8691*** (0.1096)	-0.9705*** (0.0217)	-0.8891*** (0.1678)	-0.9921*** (0.1327)	-0.9455*** (0.0661)	-0.9707*** (0.0225)
lnwage*1112M	-0.8708*** (0.1181)	-0.9608*** (0.0279)	-0.7624*** (0.1704)	-0.9172*** (0.1526)	-1.1115*** (0.0620)	-0.9342*** (0.0310)
lnwage*1213M	-1.3407*** (0.1003)	-0.9065*** (0.0265)	-3.0771*** (0.1655)	0.4917*** (0.1226)	-0.6905*** (0.0679)	-0.9602*** (0.0283)
lnwage*1315M	-0.9241*** (0.0832)	-0.9808*** (0.0249)	-1.0923*** (0.1341)	-0.8290*** (0.0935)	-0.8398*** (0.0551)	-1.0276*** (0.0274)
lnwage*1520M	-0.7550*** (0.0561)	-0.7105*** (0.0210)	-1.0060*** (0.0829)	-0.5544*** (0.0755)	-0.5697*** (0.0401)	-0.7608*** (0.0244)
lnwage*2030M	-0.2905*** (0.0662)	-0.3275*** (0.0267)	-0.3315*** (0.1162)	-0.3299*** (0.0709)	-0.2428*** (0.0434)	-0.3595*** (0.0342)
Num.Obs.	5028	24878	2241	2787	6260	18618
R2	0.709	0.764	0.760	0.690	0.779	0.765

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

出所：パートタイム調査より筆者作成。

表3は、2016年の社会保険制度の改正及び2018年の配偶者控除制度の改正前である2006年と2011年の2つの調査年のサンプルをプールして分析している。表4は、制度改正後である2021年のデータを用いて分析している。どちらの年代区分においても、婚姻状況にかかわらず、男女と

もに90万～150万円の層で弾力性があまり変わらない。また、時系列でも、年代間の違いが見られない。

(2) 操作変数法の結果

表5は、4つの調査年のデータをすべてプール

表3 2006年と2011年のデータを用いた OLS モデルの結果

変数	男性	女性	未婚男性	既婚男性	未婚女性	既婚女性
lnwage*under08M	-0.8988*** (0.0610)	-1.2095*** (0.0195)	-1.0082*** (0.0759)	-0.5776*** (0.1036)	-1.2472*** (0.0433)	-1.1690*** (0.0217)
lnwage*0809M	-1.0774*** (0.1401)	-0.9755*** (0.0358)	-1.1976*** (0.1744)	-1.1717*** (0.2806)	-1.0352*** (0.0850)	-0.9573*** (0.0396)
lnwage*0910M	-1.1191*** (0.1976)	-0.9554*** (0.0303)	-0.9002*** (0.3484)	-1.2094*** (0.2317)	-0.9437*** (0.0813)	-0.9639*** (0.0324)
lnwage*1011M	-0.9604*** (0.1189)	-0.9500*** (0.0280)	-0.9798*** (0.1714)	-0.9423*** (0.1659)	-0.9871*** (0.0681)	-0.9384*** (0.0308)
lnwage*1112M	-0.9649*** (0.1173)	-1.0209*** (0.0368)	-0.9631*** (0.1461)	-0.9299*** (0.1993)	-1.0653*** (0.0802)	-1.0035*** (0.0409)
lnwage*1213M	0.0232 (0.1232)	-0.9783*** (0.0331)	-0.8283*** (0.2521)	0.3345** (0.1319)	-0.9694*** (0.0962)	-0.9801*** (0.0355)
lnwage*1315M	-0.9380*** (0.0856)	-1.0212*** (0.0289)	-1.1533*** (0.1282)	-0.7440*** (0.1103)	-0.9512*** (0.0510)	-1.0485*** (0.0343)
lnwage*1520M	-0.6191*** (0.0670)	-0.7396*** (0.0227)	-0.5551*** (0.1035)	-0.6891*** (0.0938)	-0.6545*** (0.0347)	-0.7849*** (0.0289)
lnwage*2030M	-0.6404*** (0.0849)	-0.5989*** (0.0369)	-0.6271*** (0.1296)	-0.5880*** (0.1105)	-0.5907*** (0.0535)	-0.5514*** (0.0499)
Num.Obs.	3215	14748	1364	1851	3917	10831
R2	0.766	0.843	0.839	0.660	0.885	0.826

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。
出所：パートタイム調査より筆者作成。

表4 2021年のデータを用いた OLS モデルの結果

変数	男性	女性	未婚男性	既婚男性	未婚女性	既婚女性
lnwage*under08M	-1.3006*** (0.0884)	-0.6559*** (0.0263)	-1.3168*** (0.1052)	2.9171*** (0.9566)	-0.3287*** (0.0417)	-0.8791*** (0.0336)
lnwage*0809M	-1.1019*** (0.0708)	-1.0505*** (0.0449)	-1.0809*** (0.0884)	-1.1009 (0.9630)	-1.0546*** (0.2535)	-1.0520*** (0.0455)
lnwage*0910M	-0.8363*** (0.0727)	-1.1123*** (0.0201)	-0.8372*** (0.0864)	0.1393 (5.6220)	-0.8604*** (0.1421)	-1.1249*** (0.0207)
lnwage*1011M	-0.9752*** (0.1933)	-1.0183*** (0.0225)	-1.0303*** (0.2680)	-1.0012* (0.5115)	-1.0109*** (0.0825)	-1.0187*** (0.0234)
lnwage*1112M	-1.0433*** (0.1335)	-0.9699*** (0.0267)	-1.0810*** (0.1985)	-1.0952*** (0.1884)	-1.0258*** (0.0469)	-0.9396*** (0.0331)
lnwage*1213M	-0.9354*** (0.1035)	-0.9845*** (0.0330)	-0.9112*** (0.1337)	-0.9893*** (0.3113)	-0.9477*** (0.0596)	-1.0004*** (0.0396)
lnwage*1315M	-1.1056*** (0.0561)	-1.0667*** (0.0252)	-1.0818*** (0.1082)	-1.1080*** (0.0525)	-0.9396*** (0.0683)	-1.0729*** (0.0277)
lnwage*1520M	-0.9971*** (0.0320)	-0.8759*** (0.0255)	-1.0444*** (0.0447)	-0.7862*** (0.0582)	-0.7722*** (0.0489)	-0.9025*** (0.0300)
lnwage*2030M	-0.1688*** (0.0391)	-0.4936*** (0.0311)	-0.2798*** (0.0762)	-0.1351*** (0.0363)	-0.4053*** (0.0447)	-0.5684*** (0.0426)
Num.Obs.	983	4729	494	489	1209	3520
R2	0.915	0.921	0.922	0.823	0.919	0.921

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。
出所：パートタイム調査より筆者作成。

表5 プールデータを用いた操作変数法の結果

変数	男性	女性	未婚男性	既婚男性	未婚女性	既婚女性
lnwage*under08M	1.5463*** (0.3167)	-0.8518*** (0.0576)	2.5817 (4.8229)	-1.7366 (3.2364)	-0.9999*** (0.1734)	-0.7920*** (0.0607)
lnwage*0809M	-2.1136*** (0.6256)	-0.9325*** (0.0571)	-1.9749 (1.4536)	-3.6807 (3.9088)	-1.1875*** (0.2061)	-0.9120*** (0.0611)
lnwage*0910M	-4.3740 (3.7848)	-1.1310*** (0.0380)	-2.3583 (7.9232)	-3.0263 (3.1353)	-0.8438*** (0.2632)	-1.1658*** (0.0379)
lnwage*1011M	-0.8126* (0.4707)	-1.1406*** (0.0486)	-1.3103 (0.9363)	0.4624 (30.3184)	-0.9864*** (0.1483)	-1.1401*** (0.0506)
lnwage*1112M	-0.8655 (1.3204)	-1.1207*** (0.0589)	2.7748 (12.9289)	-5.0205 (5.9451)	-1.2152*** (0.1233)	-1.0868*** (0.0652)
lnwage*1213M	-4.0695*** (0.2791)	-0.9537*** (0.0758)	-4.2781 (2.9970)	-5.6367 (6.7960)	-0.7035*** (0.1713)	-1.0912*** (0.0834)
lnwage*1315M	-0.3102 (2.0897)	-1.2921*** (0.1861)	8.3365 (44.3605)	-2.4397 (6.3414)	-0.9854*** (0.1554)	-1.7343*** (0.4622)
lnwage*1520M	-2.0659*** (0.3786)	-1.0303*** (0.0719)	-1.9330 (2.6164)	-2.3376 (5.1990)	-1.1042*** (0.2162)	-0.9587*** (0.0669)
lnwage*2030M	-2.5243*** (0.7787)	-2.0841*** (0.2959)	-2.0814 (2.6524)	-13.3271 (12.4834)	-2.7729*** (0.4465)	-0.7420* (0.4252)
Num.Obs.	5028	24878	2241	2787	6260	18618
R2	0.440	0.719	-0.049	-3.701	0.650	0.752

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

出所：パートタイム調査より筆者作成。

し、推計式(2)の操作変数法による推計を行った結果である。各列は、左から、男性、女性、未婚男性、既婚男性、未婚女性、既婚女性を分析サンプルとして用いた結果である。

まず、男性に関しては、既婚未婚にかかわらずどの所得層も係数が有意でなく、男性全体としても不安定である。女性全体では、先のOLS推定結果と同様、所得階層間の弾力性の違いは小さく、その値も先の回帰結果と大きな差がない。この結果からは、前述したように、最低賃金を操作変数として用いることによってコントロールされる内生性は大きくないことが示唆される。

婚姻状況別では、90万～150万円の所得階層で、110万～120万円の層を除いて、結婚している女性の方が結婚していない女性よりも弾力性が大きい。先の回帰結果と同様の結果が得られており、税・社会保険が強く影響するであろう所得階層で、時間当たり賃金に対する労働時間の反応がより強いことがわかる。

この操作変数法による分析を、社会保険制度及び配偶者控除制度の改正前と改正後にサンプルを分けて同様の操作変数法を行ったのが表6、表7である。男性の回帰結果が不安定であることは、これらの結果でも変わらない。制度改正前の女性

は、全期間の分析結果とあまり違いがないが、制度改正後は、女性もほとんどの所得階層の弾力性が非有意である。また、婚姻状況別の結果は、制度改正前は、全期間の結果と異なり、多くの所得階層で差がないか、あるいは未婚女性の弾力性が既婚女性の弾力性より大きい。制度改正後は既婚女性の弾力性の方が未婚女性の弾力性より大きい所得階層が多い。

(3) 操作変数法1段階目の推定結果

表8、表9は、先のすべての調査年のデータをプールした操作変数法を用いた分析の男性と女性のサンプルを使った場合の第1段階(推定式(3))の結果である。

まず、男性に関する第1段階の結果について考察する。同じ所得区分において、最低賃金は時間当たり賃金に対して最も大きな影響があり、その他の所得階層の影響はごくわずかであることがわかる。80万～90万円の層において最低賃金の上昇が時間当たり賃金に与える影響が最も大きく、1%最低賃金が増加すると、平均的に約1.4%時間当たり賃金が増加する。その影響の大きさは、所得が増大するに従って減少する傾向がある。最低賃金の上昇が時間当たり賃金に与える影響は、そ

表6 2006年と2011年のデータを用いた操作変数法の結果

変数	男性	女性	未婚男性	既婚男性	未婚女性	既婚女性
lnwage*under08M	-0.0297 (0.4163)	-0.8755*** (0.0425)	0.0259 (0.3702)	-1.3633 (3.2616)	-0.9462*** (0.1003)	-0.7773*** (0.0477)
lnwage*0809M	-1.1954*** (0.3021)	-0.9913*** (0.0659)	-1.1725*** (0.2392)	0.1497 (7.5179)	-0.9801*** (0.1242)	-0.9764*** (0.0791)
lnwage*0910M	-1.2483 (0.7787)	-1.0287*** (0.0626)	-1.1800 (2.3487)	-0.7375 (2.1192)	-0.9833*** (0.1138)	-1.0578*** (0.0743)
lnwage*1011M	-1.1835 (1.1916)	-0.9344*** (0.0562)	-0.9633 (0.6002)	0.0559 (10.7816)	-1.0286*** (0.1150)	-0.9117*** (0.0669)
lnwage*1112M	-2.2105 (1.6920)	-1.0147*** (0.1150)	-1.5210** (0.6049)	-2.5733 (6.7226)	-1.0678*** (0.1893)	-0.9813*** (0.1450)
lnwage*1213M	-6.9636*** (0.9509)	-1.0594*** (0.0768)	-1.1625** (0.4877)	28.5123** (11.6609)	-1.3492*** (0.1908)	-1.0146*** (0.0882)
lnwage*1315M	-1.2941* (0.7533)	-1.0108*** (0.0647)	-1.2747*** (0.3778)	-1.5333 (5.2324)	-1.0721*** (0.0895)	-1.0151*** (0.0884)
lnwage*1520M	-1.8259*** (0.5704)	-0.9293*** (0.0586)	-2.2348*** (0.8095)	-0.9227 (1.7950)	-0.9703*** (0.0856)	-0.9160*** (0.0785)
lnwage*2030M	-2.0116*** (0.3906)	-1.7852*** (0.1977)	-1.3077*** (0.3488)	-2.5467 (2.8499)	-1.3139*** (0.2446)	-2.3792*** (0.3541)
Num.Obs.	3215	14748	1364	1851	3917	10831
R2	0.465	0.828	0.779	-7.951	0.875	0.799

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。
出所：パートタイム調査より筆者作成。

表7 2021年のデータを用いた操作変数法の結果

変数	男性	女性	未婚男性	既婚男性	未婚女性	既婚女性
lnwage*under08M	-3.7070*** (0.3154)	-3.0627 (3.3930)	-3.6986*** (0.3660)	0.8306 (6.9505)	2.1778*** (0.6170)	-0.4663*** (0.1207)
lnwage*0809M	-1.1312*** (0.1160)	-1.2576 (3.3248)	-1.1213*** (0.1404)	-0.8456 (2.2481)	-1.1222 (2.0231)	-0.9338** (0.3808)
lnwage*0910M	-0.9889*** (0.2607)	-1.5085 (2.9166)	-0.9852*** (0.3022)	1.5850 (13.1213)	-0.8762 (0.9919)	-1.0519*** (0.0728)
lnwage*1011M	-0.8953 (1.0137)	-0.9197 (0.7566)	-1.1014 (2.0828)	-3.2584 (3.4851)	-1.0210 (1.0283)	-0.9795*** (0.0764)
lnwage*1112M	-1.0848 (0.6979)	-1.0423* (0.5755)	-1.1509** (0.5452)	-0.9267 (0.8634)	-1.0402*** (0.2196)	-1.0176*** (0.1091)
lnwage*1213M	-0.9212*** (0.1938)	-1.0281 (1.5243)	-0.9130*** (0.2307)	-0.8907 (1.5064)	-0.8406* (0.4290)	-0.7148*** (0.1856)
lnwage*1315M	-1.1174*** (0.2335)	22.3197 (138.7810)	-1.1936*** (0.2834)	-0.6913 (0.4839)	7.4839 (6.7637)	-1.4357*** (0.4573)
lnwage*1520M	-0.9043*** (0.1784)	-1.1080 (1.5842)	-0.9325*** (0.3488)	-0.7125*** (0.2445)	-0.2034 (1.0265)	-1.3401*** (0.1740)
lnwage*2030M	-1.1106*** (0.3979)	-0.6564 (5.6523)	-0.9510 (0.7490)	-1.7480* (0.8947)	-1.1189 (1.1290)	-3.4029 (3.6455)
Num.Obs.	983	4729	494	489	1209	3520
R2	0.797	-13.744	0.823	0.037	-0.383	0.807

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。
出所：パートタイム調査より筆者作成。

の時間当たり賃金が最低賃金に近いほど大きいと考えられるため、この結果は、80万～90万円の層のパートタイム労働者が最低賃金に近い賃金で働く場合が多く、所得階層が上がるにつれてその割合が減少することを反映している可能性がある。
次に女性の第1段階の結果についてである。男

性と同様、同じ所得区分で最低賃金が時間当たり賃金に対して最も大きな影響があり、その他の所得階層の影響がごくわずかである。女性の係数のサイズの絶対値は、全体として男性よりも大きく、女性の方がどの所得階層でも男性よりも最低賃金に対して時間当たり賃金が強く反応する。男性の

表8 操作変数法1段階目の推定結果(男性)

変数	80万円未満	80万～90万円	90万～100万円	100万～110万円	110万～120万円	120万～130万円	130万～150万円	150万～200万円	200万～300万円
lnMW*under08M	0.4447*** (0.0342)	0.0041 (0.0109)	0.0018 (0.0100)	0.0076 (0.0178)	-0.0022 (0.0182)	0.0017 (0.0173)	-0.0019 (0.0246)	0.0394 (0.0315)	0.0063 (0.0239)
lnMW*0809M	-0.0017 (0.0815)	1.4447*** (0.0259)	-0.0026 (0.0238)	-0.0061 (0.0424)	0.0025 (0.0432)	-0.0050 (0.0411)	-0.0009 (0.0586)	-0.0199 (0.0749)	-0.0065 (0.0569)
lnMW*0910M	0.0066 (0.0692)	0.0101 (0.0220)	0.4791*** (0.0202)	0.0154 (0.0360)	-0.0015 (0.0367)	-0.0004 (0.0349)	-0.0067 (0.0498)	0.0743 (0.0636)	0.0064 (0.0483)
lnMW*1011M	-0.0002 (0.0883)	-0.0052 (0.0281)	-0.0027 (0.0258)	0.3970*** (0.0459)	0.0046 (0.0468)	-0.0022 (0.0445)	0.0057 (0.0635)	-0.0465 (0.0811)	-0.0083 (0.0617)
lnMW*1112M	0.0004 (0.1010)	-0.0013 (0.0322)	-0.0039 (0.0295)	-0.0068 (0.0526)	0.3196*** (0.0536)	-0.0128 (0.0510)	-0.0042 (0.0727)	-0.0058 (0.0929)	-0.0130 (0.0706)
lnMW*1213M	-0.0055 (0.0836)	-0.0036 (0.0266)	-0.0022 (0.0244)	-0.0035 (0.0435)	-0.0003 (0.0443)	0.4510*** (0.0422)	0.0079 (0.0601)	-0.0031 (0.0768)	0.0042 (0.0584)
lnMW*1315M	-0.0018 (0.0520)	-0.0034 (0.0166)	-0.0013 (0.0152)	-0.0052 (0.0271)	0.0004 (0.0276)	0.0006 (0.0262)	0.3697*** (0.0374)	-0.0277 (0.0478)	-0.0022 (0.0363)
lnMW*1520M	0.0016 (0.0285)	0.0010 (0.0091)	-0.0006 (0.0083)	0.0002 (0.0149)	0.0034 (0.0151)	-0.0017 (0.0144)	0.0036 (0.0205)	0.2678*** (0.0262)	-0.0014 (0.0200)
lnMW*2030M	0.0007 (0.0375)	0.0003 (0.0120)	-0.0020 (0.0110)	-0.0025 (0.0195)	0.0040 (0.0199)	-0.0080 (0.0189)	-0.0032 (0.0270)	0.0056 (0.0345)	0.5145*** (0.0262)
Num.Obs.	3226	3226	3226	3226	3226	3226	3226	3226	3226
R2	0.999	1.000	1.000	0.999	0.999	0.999	0.999	1.000	1.000

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

出所：パートタイム調査より筆者作成。

表9 操作変数法1段階目の推定結果(女性)

変数	80万円未満	80万～90万円	90万～100万円	100万～110万円	110万～120万円	120万～130万円	130万～150万円	150万～200万円	200万～300万円
lnMW*under08M	1.0155*** (0.0152)	0.0022 (0.0078)	0.0008 (0.0097)	-0.0003 (0.0104)	-0.0007 (0.0087)	0.0001 (0.0093)	-0.0030 (0.0104)	0.0010 (0.0137)	0.0028 (0.0090)
lnMW*0809M	0.0041 (0.0194)	0.8331*** (0.0099)	0.0027 (0.0123)	0.0025 (0.0132)	0.0003 (0.0111)	0.0007 (0.0118)	0.0030 (0.0132)	-0.0013 (0.0174)	0.0004 (0.0115)
lnMW*0910M	0.0003 (0.0206)	0.0010 (0.0106)	0.9314*** (0.0131)	0.0000 (0.0140)	0.0010 (0.0118)	0.0014 (0.0125)	0.0023 (0.0140)	0.0058 (0.0185)	0.0037 (0.0122)
lnMW*1011M	0.0004 (0.0176)	0.0005 (0.0090)	0.0004 (0.0112)	0.8892*** (0.0120)	-0.0014 (0.0101)	0.0006 (0.0107)	0.0001 (0.0120)	0.0041 (0.0158)	0.0010 (0.0104)
lnMW*1112M	0.0029 (0.0254)	0.0001 (0.0130)	0.0018 (0.0161)	0.0019 (0.0173)	0.6256*** (0.0145)	-0.0005 (0.0154)	0.0017 (0.0173)	-0.0066 (0.0228)	-0.0028 (0.0150)
lnMW*1213M	0.0004 (0.0280)	-0.0010 (0.0144)	-0.0005 (0.0178)	0.0003 (0.0190)	0.0017 (0.0160)	1.0374*** (0.0170)	0.0037 (0.0191)	0.0014 (0.0251)	-0.0000 (0.0166)
lnMW*1315M	0.0051 (0.0216)	0.0029 (0.0111)	0.0032 (0.0137)	0.0029 (0.0147)	0.0015 (0.0123)	0.0016 (0.0131)	0.9457*** (0.0147)	0.0006 (0.0194)	0.0029 (0.0128)
lnMW*1520M	0.0011 (0.0139)	0.0004 (0.0071)	0.0007 (0.0088)	0.0006 (0.0094)	0.0003 (0.0079)	0.0001 (0.0084)	0.0009 (0.0095)	0.6700*** (0.0124)	-0.0000 (0.0082)
lnMW*2030M	0.0009 (0.0245)	-0.0008 (0.0126)	0.0008 (0.0156)	0.0008 (0.0167)	-0.0014 (0.0140)	-0.0012 (0.0149)	-0.0013 (0.0167)	-0.0059 (0.0220)	0.3512*** (0.0145)
Num.Obs.	14756	14756	14756	14756	14756	14756	14756	14756	14756
R2	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000

注：括弧内は標準誤差。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

出所：パートタイム調査より筆者作成。

ケースでは所得が上がるにつれて弾力性が低下する傾向が見られたが、女性の場合は200万円まで明確な低下傾向は観察されない。すなわち、所得が相対的に高い女性が、そうでない女性よりも賃金が高く、最低賃金上昇の影響を受けにくいと

いった傾向はないことがわかる⁵⁾。

2 労働時間を抑制する理由

ここまで、時間当たり賃金の労働時間への弾力性を計測することで、就業調整の実態について、

賃金への反応という観点から議論した。その就業調整の理由として、税・社会保険の可能性を検討するため、年代別の分析では2016年の社会保険制度の改正及び2018年の配偶者控除制度の改正の前後で弾力性に差があるかを検証した。その結果、OLS分析でも、操作変数法を用いた分析でも、制度改正前後で明確な変化を観察することはできなかった。また、税・社会保険が理由であるとする影響を強く受ける年取階層で、他の年取階層に比べて大きな影響があるという結果も得られなかった。

本節では、パートタイム労働者が労働時間を抑制する理由について分析を深める。個人が、「働く」という選択をしたとき、正社員ではなくパートとして働く理由はさまざま考えられる。特に現在の日本のパートの主力となっている配偶者のいる女性について言えば、例えば、家事・育児・介護など時間制約、体力的な理由、住宅ローン、子どもの教育費、自身の娯楽費など家計の足しになる一定程度の給料を稼げれば良いなどである。そこで、①就業調整なし、就業調整を行っている場合には、②税・社会保険が理由である、③税・社会保険以外（例えば、個人の嗜好や家庭の事情）が理由である割合について示す。

この3分類を作成するために、以下の2つの質問を使った。まず、「就業調整をしているか否か」という質問である。この質問に対して「している」と回答した被験者を、税・社会保険が理由で就業調整をしている者とした⁶⁾。さらに、パートタイム調査では、パートで働く理由を複数回答可の形で質問している。次のうち少なくとも1つをパートで働く理由に挙げている被験者を、「選好や家庭状況のために就業調整をしている」と定義し、「税・社会保険のために就業調整をしている」被験者と区別する。

1. 自分の都合の良い時間(日)に働きたいから
2. 勤務時間・日数が短いから
3. 就業調整(年取の調整や労働時間の調整)ができるから
4. 家庭の事情(育児・介護等)で正社員として働けないから
5. 正社員として働くことが、体力的に難しい

から

このように3分類を作ったため、税・社会保険を理由として挙げている者の中に、これらの選択肢を選択している者がいる。その分類方法について、以下の2つの定義を検討する。

[定義1] 両方に回答した人を税・社会保険で就業調整する者と分類

[定義2] 両方に回答した人を個人の嗜好や家庭事情等で就業調整する者と分類

定義1は、税・社会保険の影響を最大限大きく見積もった定義である。一方の定義2は、税・社会保険の影響を最少に見積もった定義で、個人的な理由で就業調整している者は、たとえ税・社会保険を理由として挙げているとしても、それが労働に対する制約として効力を持たないと仮定している。

図7と図8は、それぞれ定義1と定義2を用いて、就業調整をしている割合を所得階層ごとに算出したグラフである。各グラフでは、男女全体と、男女別×婚姻状況別の6つのパネルが示されている。濃い灰色が税・社会保険でも選好や家庭状況でも就業調整をしていないサンプル、黒色が税・社会保険のために就業調整をしているサンプル、薄い灰色が選好や家庭状況のために就業調整をしているサンプルの割合を示している。

これらの図から、まず男女ともに80万~150万円の層で80%程度が何らかの理由で就業調整していることがわかる。これは、正社員ではなく、パートという働き方を選んだ個人を対象としているため、当然の結果と言えよう。税・社会保険が理由であることを最大限見積もった図7は、女性の年取90万~150万円では税・社会保険を理由として就業調整する人が大きな割合を占めているが、それでも選好や家庭状況で就業調整する人よりは少ない。婚姻状況別に見たときは、未婚と既婚の違いが、特に女性で大きい。既婚女性は未婚女性よりも就業調整をしている傾向があるが、既婚サンプルにおいても、相対的に選好や家庭状況で就業調整している割合が、税・社会保険で就業調整している割合よりも大きい。

一方、税・社会保険の理由を最少に見積もった図8の分析から、税・社会保険のみを理由として

図7 就業調整割合（定義1）

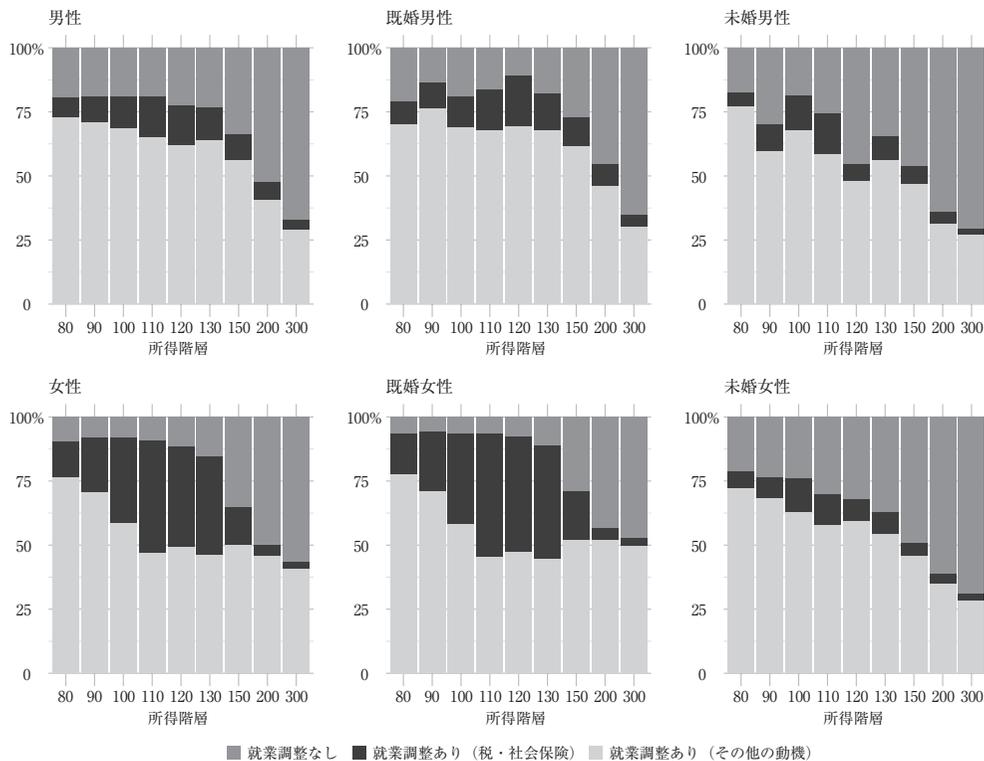
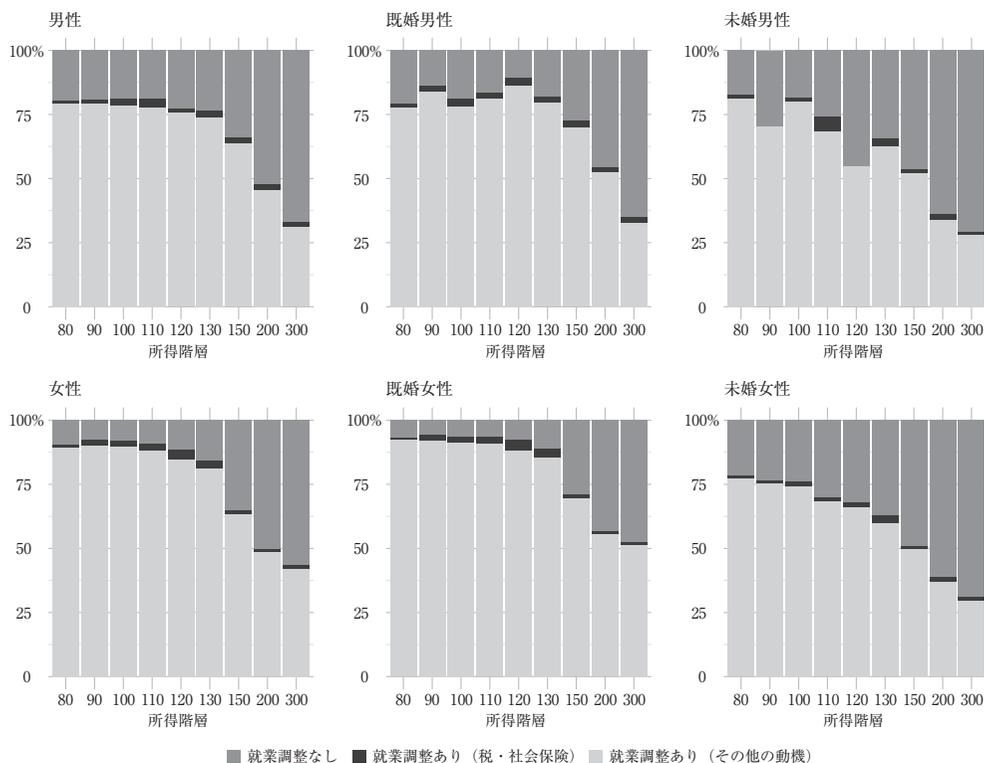


図8 就業調整割合（定義2）



就業調整をしている個人は性別、婚姻状態を問わず、ほとんどいないことがわかる。つまり、税・社会保険で就業調整をしていると回答している者のほとんどが個人の選好や家庭状況も理由として挙げている。

VI 結 論

本稿では、最低賃金引き上げを契機とした賃金率上昇が労働時間に及ぼす影響を分析した。労働供給関数を推計すると、男女とも既婚者、未婚者の賃金率の労働時間に対する弾力性は負であった。また、税・社会保険の影響が強いと考えられる年収階層とそれ以外の年収階層間、税・社会保険制度の変更前後の弾力性に違いは見られなかった。この分析では、賃金率が高いと労働時間が短いことはわかるが、なぜ就業調整をしているのかについてはわからない。

そこで、さらに、性別、婚姻状態別に、労働時間を抑制する理由の分布を比較した。その結果、最も影響が強く表れる既婚女性でも、税・社会保険を理由とするパートタイム労働者よりも個人の嗜好や家庭の事情によって労働時間を抑える労働者が多いことが確認できた。我々の結果は、仮に、税・社会保険による「年収の壁」をなくしたとしても、就業調整を抑制する効果は限定的であることを示唆する。

補 論 労働時間、時間当たり賃金の算出方法

労働時間に関しては、1週間の出勤日数と1日の所定労働時間を掛け合わせることで1週間当たりの労働時間を計算し、さらに1カ月が4週間であると仮定し、月当たりの労働時間を計算した。

時間当たり賃金は、以下のように計算した。ローデータでは、賃金の受け取り方別の給与のデータが提供されている。時間給の場合は、そのまま時間当たり賃金とみなした。日給の場合は、1日の所定労働時間で割ることで時間当たり賃金を計算した。月給の場合は、働いた日数を20日とみなし、月給を20で割り、さらに1日の所定労働

時間で割ることで時間当たり賃金を計算した。また、歩合給やその他の形で賃金を受け取っている労働者に関しては、1カ月平均の賃金が与えられているため、月給の場合と同様の計算方法を適用した。それぞれの賃金のタイプの労働者が全体に占める割合は、80.7%、5.9%、12.8%、0.6%である。

- 1) 「賃上げでも喜べぬパート労働者『年収の壁』で働く時間減」日本経済新聞 2024年4月4日。「『年収の壁』と向き合う」日本経済新聞 2022年11月28日。
- 2) 配偶者控除・配偶者特別控除、第3号被保険者制度は、被扶養者であれば性別を問わずに利用できる。しかし、便宜上、以下の議論では、主な稼ぎ手が夫で、その配偶者は妻であることを前提に記載をする。
- 3) 分析に際しては、時間当たり賃金及び労働時間を100で割った値を対数化して用いている。
- 4) ただし、最低賃金は、時間当たり賃金が労働需要と労働供給の均衡として表れることで生じる内生性には対処できない。というのも、最低賃金もたらす時間当たり賃金の上昇によって、労働者自身が労働を調整するのか、企業が労働者の勤務時間を抑制するのか識別できないためである。
- 5) スペースの関係で、婚姻状況別のサブサンプルによる第1段階目の推計結果は割愛する。必要な方は著者にご連絡いただければ結果を送付する。
- 6) 「就業調整をしている」という回答は、一般的には、税・社会保険のために就業調整している人だけでなく、それ以外の理由で就業調整をしている人も含む余地はある。しかし、パートタイム調査では、この間に続く就業調整の理由を尋ねる質問の選択肢として、所得税の非課税限度額や配偶者控除・配偶者特別控除、配偶者手当、社会保険など税・社会保険、手当に関するものが列挙されている。そのため、ここでは、被験者は、税・社会保険のために就業調整をしている場合のみ、「している」と回答するとみなした。

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』31巻2号、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巻3号、pp. 286-300.
- 児玉直美(2022)「女性の労働参加・労働時間の選択」財務省財務総合研究所『仕事・働き方・賃金に関する研究会——一人ひとりが能力を発揮できる社会の実現に向けて』報告書、第6章。
- 近藤絢子・深井大洋(2023)「市町村税務データを用いた既婚女性の就労調整の分析」RIETI Discussion Paper Series 23-J-049.
- 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』No. 605、pp. 28-43.
- 中里孝(2023)「『社会保険の壁』と『就業調整』」国立国会図書館『調査と情報——ISSUE BRIEF』No. 1218.
- 藤田安一(2021)「現代の最低賃金審議会改革における課題と展望」『日本労働研究雑誌』No. 731、pp. 13-24.
- 横山泉・児玉直美(2016)「女性の労働と税——データを用いた

現状分析」『フィナンシャル・レビュー』No. 127, pp. 49-79.

Akabayashi, Hideo (2006) “The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deductions in Japan: A Structural Estimation,” *Review of Economics of the Household*, Vol. 4, No. 4, pp. 349-378.

Yokoyama, Izumi (2018) “How the Tax Reform on the Special Exemption for Spouse Affected the Work-hour Distribution,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 49, pp. 69-84.

こだま・なおみ 明治学院大学経済学部教授。最近の主な論文に “Within-Job Gender Pay Inequality in 15 Countries,” *Nature Human Behaviour*, Vol. 7, No. 2, pp. 184-189 (共著, 2022年)。政策評価, 人的資源管理専攻。

ももだ・しょうへい 広島大学経済学部助教。最近の主な論文に “Does Automation Technology Increase Wage?” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 77, 103541 (共著, 2023年)。マクロ経済学, 労働経済学専攻。