

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第3回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】
最低賃金が請負業主の賃金分布に及ぼす影響について

宮治 奨

2022年3月31日

DP2021-011

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7781/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2022

【第3回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】

最低賃金が請負業主の賃金分布に及ぼす影響について

宮治 奨

PDRC Keio DP2021-011

2022年3月31日

JEL Classification: J46; J48; D04

キーワード:最低賃金; 請負; 賃金分布

【要旨】

近年、日本をはじめとする先進国では請負という形で最低賃金が適用されない主体が増加傾向にある。本論文では、2009年から2019年の「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)を用いて2007年以降の地域別最低賃金の大幅な上昇が請負の賃金に与えた影響を分析した。固定効果推定による分析の結果、地域別最低賃金の引き上げは請負全体、女性請負の賃金に対しては影響を及ぼしていないが、男性請負に対しては統計的に有意に正の影響を及ぼしていることが明らかになった。先進国、とりわけ日本においては地域別最低賃金が、それが適用されない主体に与える影響には男女差が存在する可能性が示唆された。また、仕事の内容により条件づけた男性請負のサンプルの分析からは、地域別最低賃金の引上げが製造業等に従事する男性請負の賃金にとりわけ強く正の影響を及ぼしていることが明らかになった。地域別最低賃金の影響に男女差が存在する背景には、最低賃金の引き上げに伴い企業が社会保険料のコストカットの恩恵が大きい請負への需要を増大させるというメカニズムが働いている可能性がある。

宮治 奨

慶應義塾大学 経済学部

謝辞： 本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)の個票データを提供して頂いた。

最低賃金が請負業主の賃金分布に及ぼす影響について

宮治 奨

概要

近年、日本をはじめとする先進国では請負という形で最低賃金が適用されない主体が増加傾向にある。本論文では、2009年から2019年の「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)を用いて2007年以降の地域別最低賃金の大幅な上昇が請負の賃金に与えた影響を分析した。固定効果推定による分析の結果、地域別最低賃金の引き上げは請負全体、女性請負の賃金に対しては影響を及ぼしていないが、男性請負に対しては統計的に有意に正の影響を及ぼしていることが明らかになった。先進国、とりわけ日本においては地域別最低賃金が、それが適用されない主体に与える影響には男女差が存在する可能性が示唆された。また、仕事の内容により条件づけた男性請負のサンプルの分析からは、地域別最低賃金の引上げが製造業等に従事する男性請負の賃金にとりわけ強く正の影響を及ぼしていることが明らかになった。地域別最低賃金の影響に男女差が存在する背景には、最低賃金の引き上げに伴い企業が社会保険料のコストカットの恩恵が大きい請負への需要を増大させるというメカニズムが働いている可能性がある。

謝辞:本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)の個票データを提供して頂いた。ここに記して感謝する。

目次

1	はじめに	3
2	制度的背景	5
2.1	最低賃金の制度的背景	5
2.2	請負業主の定義、制度的背景	5
3	先行研究ならびに本研究の位置づけ	7
3.1	最低賃金の引上げが賃金や所得分布に与える影響	7
3.2	最低賃金の引上げが「最低賃金が適用されない主体」の賃金や所得分布に与える影響	7
3.3	本研究の意義	9
4	使用データとデータセットの作成法	10
4.1	データ	10
4.2	JHPS/KHPS の利点	10
4.3	データセットの作成と変数定義	11
5	地域別最低賃金が請負の賃金に及ぼした影響に関する分析	13
5.1	分析方法、推定結果ならびに解釈	13
5.2	頑健性のチェック	19
6	結論	22

1 はじめに

本論文では、2007年以降の地域別最低賃金の大幅な引き上げが請負の賃金に及ぼした影響を推定する。2006年以前日本では、全国的に最低賃金の引き上げ幅は小さかったが、2007年以降生活保護制度との兼ね合いからこれまで最低賃金の引き上げ幅が抑制されてきた都市圏を中心に最低賃金が大幅に引き上げられることになった。経済学において最低賃金の研究蓄積は極めて多く、英米を中心に最低賃金の雇用喪失効果や、雇用人の賃金分布、所得に及ぼす影響が推定されてきた。Neumark and Wascher(2008)はアメリカの最低賃金に関する研究を中心に、内外の最低賃金研究を統合的にまとめている。これまでの日本の最低賃金に関する研究も、英米の先行研究と同様に最低賃金の雇用喪失効果や雇用人の賃金分布、所得に及ぼす影響に焦点が当てられ分析が行われてきた。Higuchi(2013)は日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)を用いて2007年以降の最低賃金の大幅な引き上げが雇用人の賃金に及ぼした影響を分析している。Higuchi(2013)は分析結果から、最低賃金は非正規雇用男性の賃金には影響を及ぼさなかったが、非正規雇用女性の賃金には有意に正の影響をあたえていること、正規雇用の男女には正の影響をあたえなかったとの含意を得たうえで、最低賃金の引き上げが非正規、正規雇用の格差縮小に寄与したと結論付けている。また、Kawaguchi(2021)は大規模行政データを用いて最低賃金の雇用喪失効果を推定しており、最低賃金の引き上げは19~24歳の高卒男性労働者の雇用を喪失させた一方で、その他の階層には影響を及ぼさなかったとしている。

以上のような最低賃金に関する内外の研究は、最低賃金が雇用人に及ぼす影響を分析しているが、最低賃金の政策変更は雇用人にのみ影響を及ぼすのであろうか。本論文では、日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)を用いて最低賃金がそれが適用される雇用人のみならず、それが適用されない主体に対しても潜在的な影響力をもつ、という可能性を検証する。

最低賃金が適用されない主体に対して最低賃金の引き上げが及ぼす影響は、インフォーマルセクターの規模が大きい発展途上国を対象にこれまで研究が行われてきた。ここで、発展途上国におけるインフォーマルセクターとは企業に雇用されているにもかかわらず、企業が不法に最低賃金を適用していない労働者を指す。こうしたインフォーマルセクターの定義の下で、発展途上国を対象とした多くの実証研究は、最低賃金の引上げがフォーマルセクターのみならずインフォーマルセクターの労働者の賃金にも正の影響を及ぼすとの示唆を得ている。例えば、Khamis(2013)は、アルゼンチンのデータを用いて差の差分析により最低賃金の引上げがフォーマルセクターのみならず、インフォーマルセクターの賃金に正の影響を与えたことを示している。また、Lemos(2009)はブラジルのデータを用いて最低賃金の政策変更がインフォーマルセクターの賃金分布に影響を与えること、ならびにインフォーマルセクターでの雇用増大が見られないことを報告している。

一方、Mincer(1976)に代表される two sector モデルは、労働市場としてフォーマルセクターのみならずインフォーマルセクターを考慮した場合、理論的には最低賃金の引上げはインフォーマルセクターの雇用を増大させ、インフォーマルセクターの賃金に負の影響を与えることを予測する。これは、最低賃金の引上げがフォーマルセクターにおいて雇用を喪失させ、失業者がインフォーマルセクターに流入するという経路が存在するためである。それ故、理論的な予測と実証的な含意が矛盾することから、発展途上国の文脈において最低賃金の引上げがインフォーマルセクターの賃金に正の影響を与える一方で、雇用増大が見られない現象は puzzle な現象であるとして注目されてきた。

一方で、先進国の文脈ではインフォーマルセクターに代表されるような最低賃金が適用されない主体に対する最低賃金の引き上げの影響は、筆者の知る限りでは全く研究が行われていない。これは、先進国ではインフォーマルセクター自体の規模が極めて小さく、歴史的にも最低賃金の適用範囲が拡大されてきたという経緯

があるためである。一方、近年日本を含めた先進国において最低賃金が適用されない主体は請負という形で増加傾向にある。請負とは企業とは雇用関係にないが企業から仕事を委託される存在であり、厳密には労働者ではなく自営業に分類されるため最低賃金法の適用を受けない。一方、純粋な自営業とも区別されるため自営業の特性を持ちつつ企業とも関係を持つ中間的な存在である。すなわち、近年の先進国においては、最低賃金が適用されない主体が縮小してきた、というこれまでの歴史とは逆行する現象が労働市場に生じていると言える。

本論文では、こうした近年の先進国における新しい社会現象に着目し、「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)を用いて最低賃金の引上げが請負の賃金分布に及ぼす影響を分析する。本研究の学術的意義は二点である。まず、近年の先進国において、最低賃金が適用されない主体が請負という形で増加傾向にあることを踏まえた上で、途上国において puzzle とされる現象が先進国においても見られるのか、という点を検証することである。既存研究では途上国のインフォーマルセクターに焦点が当てられ、先進国における請負の増加という社会現象には着目されてこなかった。二点目は、途上国において議論されてきたメカニズムを踏まえたうえで、先進国における分析結果の下、最低賃金が、それが適用されない主体に与える影響に関するメカニズムへの含意を得ることである。途上国よりも最低賃金の歴史が蓄積された先進国における分析を通し、こうした現象が生じるメカニズムに対する新たな知見を得ることが出来る可能性がある。

また、本研究にはこうした学術的貢献に加え、政策的意義も存在する。これまで日本の最低賃金の政策変更においては、最低賃金が適用される雇用者にのみ焦点が当てられ、それが適用されない請負に対する影響は考慮されてこなかった。本研究は、最低賃金が請負に対し潜在的な影響力を及ぼしているかを検討することで、日本の最低賃金の政策変更に際する知見の蓄積に貢献する。

2 制度的背景

2.1 最低賃金の制度的背景

本項目では、日本の最低賃金の制度的背景について記述する。日本の最低賃金は地域別最低賃金、産業別最低賃金の二種類に大別することができる。地域別最低賃金とは、都道府県ごとに定められ、原則その都道府県で働く全労働者に適用される最低賃金である。産業別最低賃金とは、特定地域の特定産業の労働者に適用される最低賃金である。地域別最低賃金は、公益代表者、使用者代表者、労働者代表者で構成される国の中央最低賃金審議会が、全国の都道府県を A、B、C、D の 4 ランクに分類したうえで、ランクごとに最低賃金引き上げの目安を提示し、これを受けて各都道府県の地方最低賃金審議会が引き上げ額を決定している。Higuchi(2013)でも指摘されているように、中央最低賃金審議会は日本全国の経済状況を考慮した上で、都道府県ごとの生活費の違いや、雇用者の支払い能力、最低賃金が雇用に与える影響に着目して目安額を設定しているとされるが、地域間の賃金格差の拡大を抑制する目的から、とりわけ大都市においては最低賃金の引き上げ額が抑えられる傾向にあったとされる。その結果、とりわけ大都市においては、最低賃金によりフルタイムで働いたときに得られる給与の方が、生活保護支給額よりも少なくなってしまう、という「逆転現象」が生じてしまった。こうした大都市における逆転現象は、就業へのモラルハザードを引き起こすという懸念が強まり、政府は中小企業の生産性向上支援と最低賃金の引き上げを一体的に促進する目的から「成長力底上げ戦略推進円卓会議」が設置された。その結果 2007 年 7 月の成長戦略底上げ戦略推進円卓会議の合意、ならびに 2008 年から施行された改正最低賃金法では、地域別最低賃金の決定に当たって生活保護との整合性に配慮を求められるようになり、逆転現象の解消が目指されることとなった。結果として、2007 年以降大都市を中心に大幅に、そして全国的にも継続的に最低賃金は引き上げが行われるようになった。

2.2 請負業主の定義、制度的背景

本項目では、請負業主の定義ならびに制度的背景を記述する。請負業主とは、企業に雇用されるのではなく個人事業主として企業や個人と業務委託契約を行う者を指す。請負業主は、フリーランスやギグワーカーなどさまざまな呼称で呼ばれているが、就業形態の定義においては「自営業者」に含まれる。請負業主は、一般に「労働者」には該当しないため、雇用関係を前提とする社会保険制度の法規定は適用されない。すなわち、医療保険、年金保険といった被用者保険、労災保険、雇用保険といった労働保険が請負には適用されない。また、労働基準法も適用されないため最低賃金法も請負には適用されない。

請負業主は、就業構造基本調査や国勢調査など政府統計では「雇人のない業主」として集計され、「雇人のない業主」から「伝統的自営業主」の人数を引いた形で把握が可能である。請負業主のみを対象とした政府統計は存在せず、定義や集計方法によって大きなバラツキが生じるため日本全国の総数把握は難しいとされるが近年請負業主は増加傾向にあるとされる。

請負業主が増加傾向にある背景は、労働供給、労働需要の側面からそれぞれ論じることが出来る。周 (2006) は企業が個人請負を雇う理由として「コストの削減」、「生産変動への対応」、「外部人材の活用」を挙げている。「コスト削減」については、個人請負を雇う場合、個人請負が「自営業者」であるため、労働基準法、労災保険法などの労働法の適用対象外となり社会保険料や法定福利厚生費の負担を免れることができるという意味で、直接的にコストの削減が可能であるという点が指摘されている。「生産変動への対応」については、解雇コストなどのリスクを伴わず、業務量の変動に合わせた柔軟な労働者数の調整が可能であることが指摘されて

おり、「外部人材の活用」については専門的なスキルの活用という側面が指摘されている。実際に周 (2006) では企業データを用いた計量分析を行い、「コストの削減」が支持されると結論付けている。

労働供給の面からは、個人請負に参入する労働者が能動的な参入か不本意な参入かという側面から論じることが出来る。佐野他 (2012) によれば、個人請負の就業像は「ポートフォリオ労働者」と「周縁化された労働者」に大別することが出来る。「ポートフォリオ労働者」とは、高学歴で高いスキルを持ち合わせ、複数の組織から仕事を請け負う者を指す。佐野他 (2012) ではこうした「ポートフォリオ労働者」が増加した背景として、雇用の不安定さが増し昇進機会が減少したことで相対的に自営業者の魅力が増したこと、ワークライフバランスの重視、自律的な価値観の広がりなどを指摘している。一方、「周縁化された労働者」とは不本意に個人請負に参入した労働者を指す。また、佐野他 (2012) では、女性が個人請負を選ぶ理由として企業において女性の昇進機会が制限されていることや、家事や育児の両立が指摘されている。

以上から、近年日本において請負業主は増加傾向にあり、被用者保険や労働保険などの社会保険や最低賃金が適用されないなど、その制度的背景は発展途上国におけるインフォーマルセクターと類似しているとまとめることが出来る。

3 先行研究ならびに本研究の位置づけ

経済学において最低賃金の研究蓄積は極めて多い。Neumark and Wascher(2008) は、最低賃金法の研究を次の6つに分類し記述している。(i) 雇用に与える影響 (ii) 賃金や所得分布に与える影響 (iii) 家計所得分布に与える影響 (iv) 人的資本蓄積や技能形成に与える影響 (v) 企業の価格付けや利益に与える影響 (vi) 政治や政党が最低賃金の政策変更に与える影響 の6つである。以下では、本研究に関連する「賃金や所得分布に与える影響」に関する先行研究をまとめよう。最低賃金の引上げが最低賃金が適用されない主体の賃金や所得分布に与える影響に関する先行研究に言及し、本研究の位置づけを記述する。

3.1 最低賃金の引上げが賃金や所得分布に与える影響

Neumark and Wascher(2008) は、最低賃金の引上げが賃金や所得分布に与える影響として賃金分布のこぶの形成や、spillover 効果を指摘している。賃金分布のこぶとは、最低賃金の存在により、賃金分布が最低賃金の近傍で切断、圧縮され、こぶ状の突起ができる現象を指し、spillover 効果とは最低賃金の上昇が最低賃金近傍の労働者のみならず、それよりも上の賃金を受け取る労働者にも波及的に影響を与える現象を指す。Neumark and Wascher(2008) は spillover 効果が生じる理由として、低スキル人材から高スキル人材への代替が生じることで高スキル人材の賃金が上昇するというメカニズムと、低スキル人材と高スキル人材の賃金差を保持し高スキル人材の就業意欲を維持するため雇用主が高スキル人材の賃金をも上昇させる、というメカニズムを指摘している。

日本において、最低賃金の引上げが賃金や所得分布に与える影響を分析した論文としては、安部、田中(2007)、Kambayashi et.al(2007)、Higuchi(2013) が挙げられる。安部、田中(2007) は、パートタイム労働者総合実態調査と賃金構造基本統計調査のデータを用いて、低賃金地域ではパートタイムの賃金上昇率が最低賃金の上昇率と同程度であった一方で、高賃金地域ではパートタイム賃金の上昇率が低賃金よりも低かったことを指摘しており、最低賃金が低賃金地域においては賃金の下支えをした結果パート賃金の地域間格差が縮小したとしている。Kambayashi et.al(2014) は、1994~2004年の賃金構造基本統計調査のデータを用いて、デフレ下における最低賃金の実質的な上昇が、女性の賃金の下支えとなったこと、そして賃金分布の下位分位の賃金圧縮に寄与し女性の賃金格差の縮小をもたらしたことを示している。Higuchi(2013) は、最低賃金が大幅に上昇した2007年以降のデータを含むKHPSパネルデータを用いて、最低賃金が非正規ならびに正規労働者の賃金に与える影響を分析している。Higuchi(2013) は分析の結果、最低賃金はとりわけ女性の非正規労働者の賃金に正の影響を与えた一方で、男性の非正規労働者や正規労働者の賃金には統計的有意性は確認出来なかったとしており、最低賃金がとりわけ女性の正規、非正規労働者間の賃金格差を縮小させた、としている。またHiguchi(2013) は、男女間の結果の違いについて橘木、浦木(2006)に言及し、最低賃金近傍では男性よりも女性の労働者の方が有意に多いため、最低賃金の上昇が賃金に与える影響に男女差が生じたとしている。

3.2 最低賃金の引上げが「最低賃金が適用されない主体」の賃金や所得分布に与える影響

本論文に関連する先行研究は、Neumark and Wascher(2008) の分類に従えば(ii) 賃金や所得分布に与える影響に該当するが、「最低賃金が適用されない主体」に対する影響という観点から見ると先行研究蓄積は極めて少ない。本項では、まず最低賃金の引上げが「最低賃金が適用されない主体」の賃金や所得分布に与える影響に関する経路、メカニズムについて整理した後、その実証を行った先行研究に言及する。

最低賃金の引上げが「最低賃金が適用されない主体」の賃金や所得分布に与える影響は、正、負どちらの影響も想定することが出来る。負の影響が生じうるメカニズムとしては主に二つの経路を指摘することが出来る。一つ目は、Mincer(1976)が提唱した two sector モデルが予測する経路である。two sector モデルとはフォーマルセクターと、インフォーマルセクターの二つの労働市場を考慮したモデルである。このモデルでは、最低賃金の引き上げに伴い、フォーマルセクターにおいて職を得ることが出来ない労働者はインフォーマルセクターに職を求めるため、結果としてインフォーマルセクターの雇用が増大し、インフォーマルセクターでは賃金が引き下げられると予測する。すなわち今回の研究の文脈に沿えば、最低賃金の引上げに伴い雇用世界で職を失ったものが請負へと参入するため、請負の労働供給が増大し請負の賃金が下落するという経路が予測できるということである。二つ目は、最低賃金法が適用されないことから、最低賃金法による賃金分布の下支え効果が発生せず、不況期に負の影響を受けやすい可能性があるという経路である。

一方、正の影響が生じるメカニズムとしては lighthouse effect という現象が指摘できる。これは、インフォーマルセクターの市場において、フォーマルセクターにおける最低賃金が reference wage として機能し、インフォーマルセクターの賃金決定に際する公平性に影響を与えるという現象である。こうした現象は、主に途上国のインフォーマルセクターの研究において指摘されてきた。最低賃金法の歴史の蓄積が途上国よりも多い先進国においても lighthouse effect が存在するとすれば、最低賃金の引上げは雇用世界のみならず請負にも正の影響を与える。また、正の影響が生じうるメカニズムは労働需要の側面から考えることも出来る。労働需要の側面から考えれば以下のメカニズムが指摘できる。請負を代表とする「最低賃金が適用されない主体」は一般に社会保険の適用がないことから、企業は請負を利用した場合には社会保険料のコストカットを行うことが出来る。それ故、最低賃金の引き上げにより雇用者の労働コストが増大すると、コスト削減の目的から請負の労働需要が増大し、結果として請負の賃金が上昇することが想定される。

以上のメカニズムを踏まえ、これまで行われてきた実証研究についてまとめる。Neumark and Wascher(2008)でも言及されているように、最低賃金の政策変更が、最低賃金法が適用されない労働市場に与える影響は、インフォーマルセクターの規模が大きい途上国で注目されてきた。

Neumark and Wascher(2008)によれば、途上国ではインフォーマルセクターの賃金分布にこぼが見られる国と見られない国の両方が存在する。Khamis(2013)では、途上国において最低賃金の引き上げがインフォーマルセクターの賃金分布に与える影響を、差の差法を用いて分析しており、最低賃金の引き上げはインフォーマルセクターの賃金分布にも正の影響を与えるという示唆を得ている。また、Lemos(2009)でも、最低賃金がインフォーマルセクターの賃金分布に影響を与えること、ならびにインフォーマルセクターでの雇用増大が見られないことを報告している。Lemos(2009)は、Mincer(1976)の two sector モデルによる予測と自身の実証結果との矛盾についても言及している。前述したとおり、Mincer(1979)の two sector モデルは、最低賃金の引き上げに伴いインフォーマルセクターの雇用は増大し、賃金は下落すると予測する。Lemos(2009)は、自身の実証結果を踏まえ、こうした two sector モデルの予測は途上国においては必ずしも成り立たない、との主張を展開している。Lemos(2009)では、two sector モデルに代わる理論モデルは提案されていないが、Khamis(2013)や Lemos(2009)らの研究を踏まえれば、これまで途上国では two sector モデルの予測に反するような現象が実証上観察されてきたと言える。以上のように、最低賃金が途上国においてインフォーマルセクターの賃金分布にも影響を与えることは以前からも指摘、研究されてきた。こうした途上国における先行研究を踏まえると、先進国においても、最低賃金が請負の賃金分布に影響を与える可能性が予想できる。

3.3 本研究の意義

本研究の意義は主に二つである。一点目は、「最低賃金法が元々適用されない主体」が先進国においても近年見られるという現象に着目することである。先進国、とりわけアメリカは、最低賃金の適用範囲が徐々に拡大してきたという歴史を持っている。それ故、こうした歴史的な背景の下で、最低賃金の適用がなされる covered sector と、なされない uncovered sector を同時に考慮する必要性が生じ、1970年代から two sector モデルなどが考えられた。一方で、途上国は現在もインフォーマルセクターが残存し、その規模も未だに大きい。それ故、最低賃金がインフォーマルセクターに与える影響が重要視され、two sector モデルといった1970年代の先進国の議論を再考する形で研究が進展してきた。すなわち途上国の議論は、インフォーマルセクターの規模が大きい途上国の労働市場に着目して、従来の先進国の議論を拡張してきたという点に価値を有しているとも捉えられる。しかし近年では、先進国でも「最低賃金が元々適用されない主体」が、請負という形で増加している。つまり、最低賃金の適用範囲が拡大してきたというこれまでの先進国の歴史と逆行する新しい現象が近年先進国で生じている。本研究では、そうした先進国における新しい現象に着目すること、そして途上国の文脈で puzzle と議論されてきた現象が先進国においても見られるのか、という点を検証することに意義がある。すなわち、途上国と異なりインフォーマルセクターそのものの規模が小さく、雇用世界が労働市場の大半を占める近年の先進国においても、こうした現象が見られるのか、という点を検証することに学術的な意義がある。

二点目の意義は、最低賃金変更の際する政策的な知見の蓄積に寄与することである。従来の最低賃金の政策変更においては雇用労働者への影響に主に焦点が当てられ、請負業主に与える影響はほとんど考慮されてこなかった。実際、政府統計やマイクロデータ等を用いて請負業種の賃金分布を推定した政府資料や、最低賃金が請負業主に与える影響に関する先行研究は、筆者の知る限りでは存在しない。しかし、最低賃金の請負への潜在的な影響が実証上確認されるとすれば、最低賃金の政策変更の際にはその影響を直接的に受ける雇用者だけでなく、潜在的に影響を受ける可能性がある請負業主にも着目すべきであるという示唆を得ることが出来る可能性がある。また、こうした分析は請負の労働市場に実際に最低賃金に相当する制度を導入すべきか、といった議論や年々増加する請負業主の社会保障の設計の議論に貢献できる。Boeri et al.(2020) では近年世界的に雇人なし自営業が増加していることやその背景、問題点が指摘されており、請負と最低賃金法との関連性は今後日本だけでなく先進国における労働市場の議論において重要な側面となる可能性がある。

4 使用データとデータセットの作成法

4.1 データ

本研究では、最低賃金の大幅な引き上げが請負の賃金に与える影響を推定するため、パネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)を利用した。以下、「日本家計パネル調査」をJHPS/KHPSと記述する。JHPS/KHPSは、以前は別々に実施、管理されてきた慶應義塾家計パネル調査(KHPS)と日本家計パネル調査(JHPS)が2014年に統合される形で誕生したデータである。

慶應義塾家計パネル調査(KHPS)は2004年1月から始まった年次パネル調査であり、初回調査では2004年1月31日時点で満20～69歳の男女4005名(予備対象を含む)が対象者となった。2005年以降は初回調査の対象者に対して、毎年1月に追跡調査を行っている。2007年には新たに1400人、2012年には1000人のサンプルが追加された。日本家計パネル調査(JHPS)は、2009年1月から始まった年次パネル調査であり、初回調査では2009年1月31日時点で満20歳以上の男女4022名(予備対象を含む)が対象者となった。2014年にはKHPSとJHPSが統合され、質問票も統一された。JHPS/KHPSは現時点では2019年が最新年度のデータとなっている。

また、47都道府県ごとの地域別最低賃金のデータについては労働調査会が出版する「最低賃金決定要覧」各年度版を参照した。なお、Kawaguchi and Mori(2009)でも言及されているように産業別最低賃金は地域別最低賃金よりも適用対象の労働者の割合が低い。また、本研究ではJHPS/KHPSの都道府県データの利用が難しく、都道府県、地域ごとに産業別最低賃金における産業コードと、JHPS/KHPSにおける産業コードをマッチングさせることが困難であった。以上の理由から、本研究では地域別最低賃金に焦点を当て分析を行った。

次に、地域別失業率については、「労働力調査」の都道府県ごとの労働力人口、完全失業者から、地域別にそれらの変数を集計し完全失業者を労働力人口で割る形で地域別失業率を計算した。

なお地域別最低賃金、地域別失業率の数値については補論Aに付した。

4.2 JHPS/KHPSの利点

本研究において、JHPS/KHPSを利用することには多くの利点が存在する。まず、JHPS/KHPSは、生活保護との整合性の議論に伴い最低賃金が大幅に引き上げられた2007年以降の長期的なパネルデータを含んでいるため、最低賃金の上昇が請負の賃金に与えた影響を分析するのに有用である。また、就業形態の質問項目においては、「会社と雇用関係のない在宅就労・内職」、「委託労働・請負(雇用関係にない者)」という項目が存在し「雇用関係にない」という請負の定義に沿う就業形態を明示的に質問している。「雇用関係にない」という明示的な質問は、発展途上国のインフォーマルセクターの研究で批判として挙げられている就業形態の誤分類を回避することができる。筆者の知る限りでは、このように請負の定義に沿う就業形態を質問している日本のパネルデータはJHPS/KHPS以外には存在せず、政府統計等のマイクロデータにおいても請負という就業形態は明示的に質問票に取り込まれていないため、請負を純粋に抽出することは難しい。また、JHPS/KHPSでは回答者は給与の支払い形態とその額、労働時間を回答しており、本来取得が難しい請負の時給を計算することが可能である。さらに、パネルデータであることから、回答している昨年の収入が請負からの収入であるかを明瞭に識別することが出来る。クロスセクションデータの場合には、回答者の「昨年の収入」は請負からの収入ではなく雇用労働者としての収入であるという可能性が残されてしまい、最低賃金の引き上げが請負の賃金に影響を与えたと結論付けることは難しい。しかし、パネルデータであれば、昨年の就業形態も観察でき

ることから昨年から回答年に継続して請負の者を抽出すれば厳密に実証分析を行うことが可能になる。以上のような利点を満たしたパネルデータは、日本のデータセットの中では筆者の知る限りでは唯一であり、本論文における分析に適していると考えられる。

4.3 データセットの作成と変数定義

本研究では、2007年以降の最低賃金の大幅な上昇が請負の賃金に及ぼす影響を分析するため KHPS/JHPS の 2009 年から 2019 年のデータを利用した。なお、最低賃金は毎年 10 月に改訂されるが、本研究では KHPS/JHPS に含まれる「過去の賃金に関する変数」が、その前年の最低賃金の改訂の影響を受けると仮定した。例えば、2007 年 10 月の最低賃金の改訂は、JHPS/KHPS の 2009 年データの「過去の賃金に関する変数」(すなわち 2008 年の賃金)に影響を与えると仮定した。

以下では本研究で使用したデータセットの作成、ならびに変数定義について記述する。本研究で使用した変数は、過去の賃金(の対数値)、年齢とその二乗、労働経験年数とその二乗、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミー、年ダミー、地域別完全失業率、地域別最低賃金額である。

過去の賃金は以下の手順で作成した。まず、回答者が「過去の給与形態」に回答していることを確認し、月給、週給、日給、時給、年棒のいずれの形態で給与が支払われているかを特定した。次に、昨年一年間の「一か月の総労働時間」、「一週間の総労働時間」、「一日の労働時間」、「一年間の総労働時間」を計算した。「一日の労働時間」は回答者が回答する「月の労働日数」と「週の労働時間」から計算した。具体的には、「週の労働時間」に 4 を掛け、それを「月の労働日数」で割った。なお、計算後「一日の労働時間」が 24 時間を超えるものについては欠損とした。「一週間の総労働時間」は「週の労働時間」を利用した。「一か月の総労働時間」は「一日の労働時間」に「月の労働日数」を掛けて計算した。「一年間の総労働時間」は「一か月の総労働時間」に「働いた月数」を掛けた。なお「働いた月数」は回答者が昨年働いた月を回答しているためそれを利用して集計した。最後に、「過去の給与形態」ごとに回答者の時給を計算した。すなわち月給の場合は「一か月の総労働時間」で、週給の場合は「週の労働時間」で、日給の場合は「一日の労働時間」で、時給の場合はそのまま、年棒の場合は「一年間の総労働時間」で割り、時給を求めた。以上で、「過去の給与形態」に回答しており、かつ「週の労働時間」、「月の労働日数」、「過去の就業月」を回答している者については時給が計算出来た。一方、「過去の給与形態」に回答していない者や、計算過程で欠損になったものについては以下の手順で時給を計算した。まず、「過去の主な仕事からの収入」に回答しているものについては、「一年間の総労働時間」で割り時給を求めた。「過去の主な仕事からの収入」も欠損のものについては、副業をしていないという条件の下、性別で絞り「主人の過去の収入」、「奥様の過去の収入」から時給を計算した。以上の手順を踏んでも時給が計算できなかったものについては欠損サンプルとした。

年齢は、回答年-生年により計算した。労働経験年数は、就業経験の質問において正規経験、臨時雇用経験を回答している年数を足し合わせる形で作成した。ただし、正規経験、臨時雇用経験を同時に経験しているサンプルがわずかながらに存在したため、正規経験、臨時雇用経験どちらかを経験した場合に 1 を取る、という形で労働経験年数を足しあげた。また、自身の回答時の年齢よりも高い年齢における労働経験を回答しているサンプルが存在したが、そうした回答は明らかに誤回答であるため、経験年数を足し上げる際には年齢で条件づけて計算を行った。なお、自営経験についても同様な手順を踏んだ。また、パネル構造を利用し、労働経験年数、自営経験年数に回答期間中の労働経験を足しあげた。具体的には、就業経験で勤め人としている場合には、労働経験年数に 1 を足し、自営もしくは請負としての場合には自営経験に 1 を足しあげた。ただし、分析

に際しては最低賃金の引き上げは労働経験年数に影響を与えうるため、最低賃金の改訂の影響を受ける前の年度の労働経験年数を共変量として利用した。例えば、2007年の最低賃金の改訂が2008年の賃金に影響を及ぼす、という場合には2007年時点の労働経験年数を利用した。業種ダミーは選択肢1の農業を、企業規模ダミーは選択肢1の1～4人をベースラインとして作成した。また、これらの変数も労働経験年数と同様に前の年度の回答を共変量として利用した。ただし、サンプルのパネル回数が一回目の場合には、一年前の業種、企業規模は不明のため欠損処理を行った。

市郡ダミーは選択肢1が政令市(特別区を含む)、選択肢2がその他の市、選択肢3が町村、選択肢4が海外であるが本研究では、選択肢1をベースラインとした。なお、海外を選択しているサンプルは存在しなかった。年ダミーは2009年をそれぞれベースラインとして作成した。

最後に、データセットの絞り込みの手順を記述する。まず、就業形態の質問において「会社と雇用関係のない在宅就労・内職」、「委託労働・請負(雇用関係にない者)」と回答しているものを「請負」と定義した。その後、前述の通り、昨年から回答年に継続して請負の者にサンプルを絞り、データセットを作成した。

5 地域別最低賃金が請負の賃金に及ぼした影響に関する分析

5.1 分析方法、推定結果ならびに解釈

本論文では、まず 2005 年から 2010 年の請負の賃金分布をノンパラメトリック密度推定により推定し、2007 年以降の最低賃金の上昇が請負の賃金分布に影響を与えている可能性があるかを確認した。推定の際には、全体のサンプルに加え、男女別にも推定を行った。なお、ノンパラメトリック密度推定の際には推定上の安定性の問題から十分なサンプルサイズが必要となるが、「昨年から継続的に請負の者」にサンプルを絞ると推定に十分なサンプルサイズが確保出来ないことから、ノンパラメトリック推定においては「昨年から継続的に請負の者」ではなく、「回答年に請負の者」にサンプルを絞った。それ故、必ずしも請負の賃金分布とは限らず、勤め人の賃金も一部含まれている可能性がある点に留意が必要である。また、2009 年以降は JHPS と KHPS が統合したことから、2009 年、2010 年についてはそれ以前よりもサンプルサイズが大きくなっているため、やや賃金分布の形状が異なっている点にも留意が必要である。

推定に際してはそれぞれ、全体サンプルの場合には 1421 サンプル、請負男性の場合には 576 サンプル、請負女性の場合には 845 サンプルとなった。全体のサンプルの場合には、2005 年が 174 サンプル、2006 年が 138 サンプル、2007 年が 217 サンプル、2008 年が 209 サンプル、2009 年が 375 サンプル、2010 年が 308 サンプルとなった。請負男性の場合には、2005 年が 72 サンプル、2006 年が 54 サンプル、2007 年が 74 サンプル、2008 年が 69 サンプル、2009 年が 158 サンプル、2010 年が 149 サンプルとなった。請負女性の場合には、2005 年が 102 サンプル、2006 年が 84 サンプル、2007 年が 143 サンプル、2008 年が 140 サンプル、2009 年が 217 サンプル、2010 年が 159 サンプルとなった。

図 1、図 2、図 3 はそれぞれ請負全体、請負男性、請負女性のサンプルの賃金分布をノンパラメトリック密度推定したグラフである。グラフ内の赤線はそれぞれ 700 円、900 円であり、最低賃金近傍の目安を表している。

図1 2005年～2010年の請負の賃金分布(全体、時給換算)

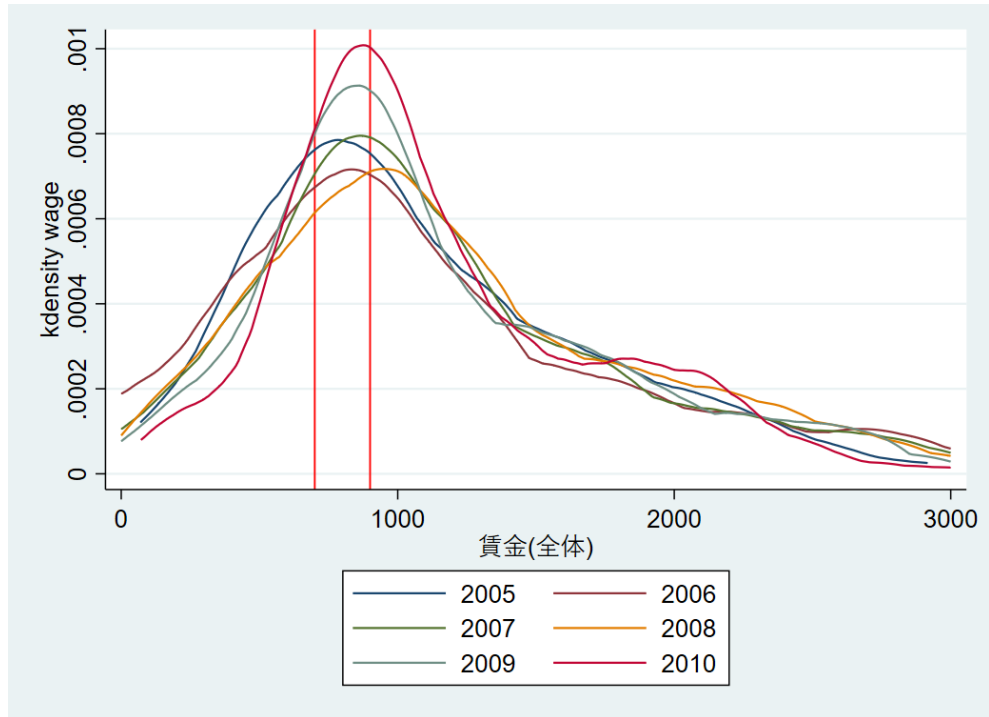


図2 2005年～2010年の請負の賃金分布(男性、時給換算)

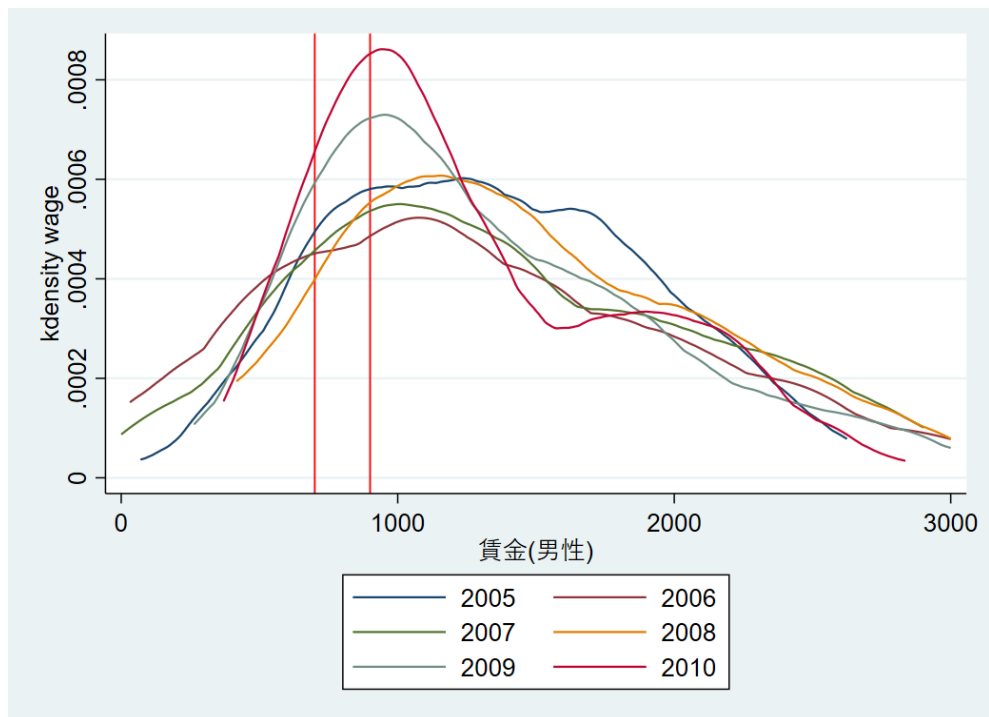


図3 2005年～2010年の請負の賃金分布(女性、時給換算)

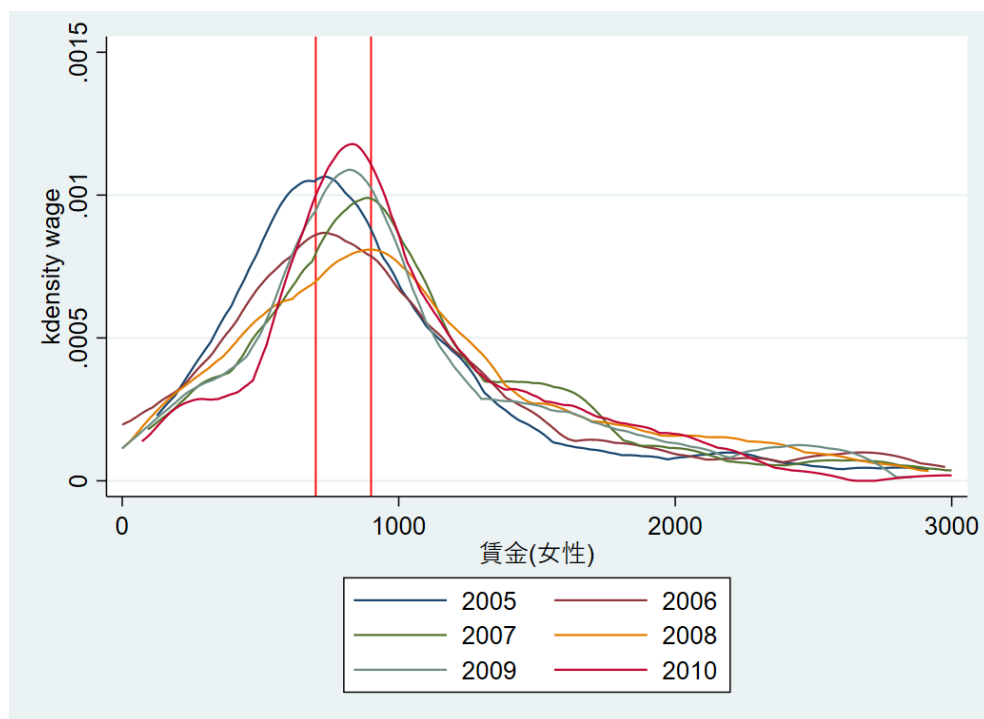


図1から、請負全体の賃金分布は2009年以降右側にシフトしている様子が伺える。また、図2、図3から男性、女性ともに2009年以降最低賃金近傍の賃金を受け取っている請負の割合が上昇している様子が伺える。以上の結果は、2007年以降の法改正に伴う最低賃金の上昇が請負の賃金分布に正の影響を与えている可能性を示唆している。

以上のような、素朴なノンパラメトリック密度推定による視覚的な観察結果を踏まえ、本論文では次に、2009年以降の請負のサンプルを用いて最低賃金が請負の時給に影響を及ぼしているかを固定効果推定により分析した。推定に際しては以下のモデルを仮定し分析を行った。

$$\log(w_{it}) = x'_{it}\beta + \log(MW_{it}) + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

被説明変数は対数賃金、共変量は年齢、年齢二乗、労働経験年数、労働経験年数二乗、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミー、地域別失業率である。なお定数項も含まれる。使用した手法は個人効果、年効果を取り入れた固定効果推定である。なお、調査期間において居住地域を移動したサンプルが存在しなかったため個人効果には地域固有の効果も含まれる。標準誤差の計算に際しては個人と地域でクラスタリングを入れたtwo-way clusteringによる標準誤差を利用した。推定の際には、STATAのreghdfeパッケージを使用した。なお、男女合わせたサンプルと、男性、女性に分けたサンプルで推定を行った。男女合わせたサンプルの個人の人数は260であり、男性のみのサンプルは132、女性のみのサンプルは128である。

推定結果は以下である。なお、記述統計量は補論Bに付した。

表1 地域別最低賃金(対数値)が請負全体の賃金(時給換算、対数値)に与える影響

推定結果(全体)								
被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
推定法	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
地域別最低賃金(対数)	1.17**	0.77*	1.56***	1.17***	1.48***	2.36	1.56***	1.74
	(0.37)	(0.35)	(0.37)	(0.31)	(0.33)	(1.36)	(0.22)	(1.62)
年齢					0.05	-0.05	0.05	-0.04
					(0.03)	(0.06)	(0.03)	(0.05)
年齢の二乗					0.00*	0.00	0.00	0.00
					(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
労働経験年数					-0.01	0.00	0.00	-0.01
					(0.01)	(0.13)	(0.01)	(0.12)
労働経験年数の二乗					0.00	0.00	0.00	0.00
					(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
地域別失業率					-0.04	0.07*	-0.11	-0.01
					(0.05)	(0.03)	(0.06)	(0.08)
定数項	-0.60	1.99	-3.26	-0.64	-3.79	-5.44	-4.04	-1.33
	(2.40)	(2.31)	(2.43)	(2.05)	(2.40)	(6.93)	(1.95)	(10.37)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	1071	1071	1071	1071	1071	1071	1071	1071
個人数	260	260	260	260	260	260	260	260
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表2 地域別最低賃金(対数値)が男性請負の賃金(時給換算、対数値)に与える影響

推定結果(男性)								
被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
推定法	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
地域別最低賃金(対数)	1.88**	1.11	2.41***	1.95**	2.45***	4.03**	2.37***	3.86*
	(0.60)	(0.75)	(0.48)	(0.62)	(0.31)	(1.64)	(0.32)	(1.93)
年齢					0.04	-0.14	0.03	-0.15
					(0.03)	(0.10)	(0.03)	(0.10)
年齢の二乗					0.00	0.00	0.00	0.00
					(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
労働経験年数					-0.02	-0.04	-0.02	0.00
					(0.01)	(0.42)	(0.01)	(0.43)
労働経験年数の二乗					0.00	0.00	0.00	0.00
					(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)
地域別失業率					0.01	0.17	-0.05	0.03
					(0.04)	(0.03)	(0.06)	(0.10)
定数項	-5.15	-0.07	-8.70	-5.73	-9.78	-12.99	-9.01	-11.40
	(3.98)	(4.96)	(3.22)	(4.14)	(2.42)	(7.95)	(2.65)	(11.96)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	527	523	527	523	527	523	527	523
個人数	136	132	136	132	136	132	136	132
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表3 地域別最低賃金(対数値)が女性請負の賃金(時給換算、対数値)に与える影響

被説明変数 推定法	推定結果(女性)							
	(1) 対数賃金 OLS	(2) 対数賃金 FE	(3) 対数賃金 FE	(4) 対数賃金 FE	(5) 対数賃金 OLS	(6) 対数賃金 FE	(7) 対数賃金 FE	(8) 対数賃金 FE
地域別最低賃金(対数)	0.27 (0.43)	0.45 (0.74)	0.67 (0.42)	0.52 (0.61)	0.79 (0.51)	0.83 (3.10)	0.1** (0.38)	-2.65 (4.28)
年齢					0.08 (0.05)	0.02 (0.05)	0.08 (0.05)	0.1** (0.04)
年齢の二乗					0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
労働経験年数					0.01 (0.02)	-0.21 (0.10)	0.01 (0.02)	-0.21* (0.10)
労働経験年数の二乗					0.00 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01** (0.00)
地域別失業率					-0.05 (0.07)	-0.03 (0.04)	-0.15* (0.08)	-0.11 (0.10)
定数項	5.13 (2.84)	3.93 (4.90)	2.47 (2.80)	3.50 (4.05)	-0.34 (4.38)	1.32 (17.76)	-1.44 (3.66)	20.42 (25.06)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	551	548	551	548	551	548	551	548
個人数	131	128	131	128	131	128	131	128
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

上記の推定結果から、請負全体においては地域別最低賃金と請負の時給には有意な関係は認められないが、男性、女性のサブサンプルに分けると男性の場合には10%有意水準で正に有意であるが、女性の場合には有意な関係は認められないことが分かった。とりわけ男性の請負の場合には地域別最低賃金の1%の上昇は、請負の賃金を3.68%引き上げる可能性が示唆された。

この結果は、先進国、とりわけ日本においては最低賃金の政策変更は、男性請負の賃金にのみ正の影響を与える可能性を示唆している。こうした男女差の影響の違いが生じるメカニズムは主に二つ考えられる。一点目は、請負は雇用者として失業した女性が参入しやすい可能性がある、という点である。すなわち最低賃金の上昇に伴い、雇用者としての職を失った女性が、請負に参入しやすい可能性があるというという経路である。最低賃金の上昇は雇用コストを増大させるため請負の労働需要を増大させるが、女性の場合には最低賃金の上昇に伴い雇用者として失業した女性が請負として参入しやすい傾向があるため請負の労働供給も増大し、結果的に請負の賃金には正の影響をもたらさない可能性がある。二点目は、男性請負が、製造業など、雇用者における社会保険料のコストが高い職種で働いていることに着目した経路である。最低賃金の上昇に伴い雇用コストが増大すると、社会保険料のコストカットを目的として企業は請負の労働需要を増大させる可能性がある。それ故、とりわけ社会保険料のコストカットの恩恵が大きい製造業などの職種において請負の労働需要が増大し、男性請負の賃金が正の影響を受ける可能性がある。

以上の経路を踏まえ、本論文では次にとりわけ男性請負に着目し「仕事の内容」ごとのサブサンプルに分けて分析を行った。JHPS/KHPSでは、回答者に「従事している仕事の内容」を質問している。質問の具体的な内容ならびに選択肢ごとのサンプルの内訳については補論Cに付した。ここで、上記の二点目の経路を踏まえ、とりわけ「仕事の内容」において社会保険料のコストカットの恩恵が大きいと考えられる「運輸・通信従事者(鉄道、車、船、航空機の運転従事者、車掌、有線・無線の通信士など)」、「製造・建築・保守・運搬

などの作業者」を回答した男性請負とそうでない男性請負にサンプルを分け、サブサンプルごとに推定を行った。以下が、推定結果である。

表4 地域別最低賃金(対数値)が製造等に従事する男性請負の賃金(時給換算、対数値)に与える影響

推定結果(製造等に従事する男性請負)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	2.91*** (0.66)	1.51 (1.40)	3.14*** (0.68)	2.73*** (1.03)	3.11*** (0.72)	9.76*** (2.48)	3.00*** (0.58)	13.22** (3.93)
年齢					0.00 (0.02)	-0.23 (0.24)	-0.01 (0.03)	-0.31 (0.30)
年齢の二乗					0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
労働経験年数					-0.02 (0.01)	0.63 (0.74)	-0.01 (0.01)	0.53 (0.95)
労働経験年数の二乗					0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)
地域別失業率					-0.05 (0.05)	0.24*** (0.06)	-0.19*** (0.04)	0.12 (0.24)
定数項	-11.76 (4.35)	-2.47 (9.23)	-13.27 (4.55)	-10.72 (6.76)	-12.04 (4.33)	-54.26 (17.11)	-10.76 (3.24)	-71.30 (27.20)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	270	260	270	260	270	260	270	260
個人数	71	61	71	61	71	61	71	61
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表5 地域別最低賃金(対数値)が製造等以外に従事する男性請負の賃金(時給換算、対数値)に与える影響

被説明変数 推定法	推定結果(それ以外の男性請負)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
地域別最低賃金(対数)	1.67*** (0.56)	1.19** (0.48)	2.16*** (0.69)	1.46*** (0.60)	1.95** (0.66)	2.99 (3.96)	1.90** (0.76)	6.25 (5.53)
年齢					0.08 (0.05)	-0.18 (0.13)	0.08 (0.05)	-0.29 (0.17)
年齢の二乗					0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
労働経験年数					0.00 (0.02)	2.78 (1.90)	-0.01 (0.02)	4.29* (2.26)
労働経験年数の二乗					0.00 (0.00)	-0.04* (0.02)	0.00 (0.00)	-0.06* (0.03)
地域別失業率					-0.01 (0.05)	0.06* (0.03)	0.05 (0.11)	-0.04 (0.08)
定数項	-3.95 (3.67)	-0.77 (3.17)	-7.25 (4.60)	-2.64 (3.98)	-8.03 (5.26)	-43.36 (55.66)	-7.87 (6.30)	-86.84 (71.55)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	257	243	257	243	257	243	257	243
個人数	83	69	83	69	83	69	83	69
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)-(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

推定結果から、社会保険料のコストカットの恩恵が大きいと考えられる製造業等の仕事に従事している男性請負の場合、最低賃金額と請負の賃金は5%有意水準で正に有意(また、p値は0.012であり1%有意水準に限りなく近い)であり、そうでない場合有意でない可能性が示唆された。また、その係数値は13.22%と極めて大きく、最低賃金の政策変更が、こうした仕事に従事する男性請負の賃金に大きな影響を与えている可能性が示唆された。

5.2 頑健性のチェック

本項目では、前項目の推定結果を踏まえ、結果の頑健性の議論について記述する。

まず初めに、内生性に関する議論を記述する。一般に、誤差項と説明変数が相関する場合、OLS推定量は一致性を持たない。本論文では、最低賃金額の決定と誤差項の間に相関があるか、が内生性の議論において論点となるが、本研究においては以下の観点から内生性による深刻なバイアスは生じていないと考えられる。まずはじめに、本研究においてはデータのパネル構造を利用し、年効果、個人効果を取り入れた固定効果推定を行っている。それ故、年効果、個人効果(とそれに含まれる地域効果)による内生性の問題が回避されていると指摘できる。次に、本研究における被説明変数が請負の賃金であることである。一般に、最低賃金の政策変更の際には政策決定者は地域別失業率等の地域ごとの景気判断に加え、雇用者の賃金を考慮し最低賃金の目安額を決定すると考えられるが、筆者の知る限りでは請負の賃金をも考慮し政策変更がなされたことはこれまでの日本の最低賃金政策の歴史においては存在しない。それ故、請負の賃金に対して最低賃金額はかなりの程度外生的に変動していると捉えることが可能である。

次に、最低賃金が請負の賃金にどの程度の影響を与えているかを表す係数の推定値に関する議論を行う。前

項目の推定結果から、都道府県別の最低賃金額を地域ごとに単純平均を取った地域別最低賃金の場合、最低賃金の1%の引き上げは男性の請負の賃金のみ3.68%引き上げる可能性が示唆されたが、同様に JHPS/KHPS のデータを用いて最低賃金が雇用者の賃金に与える影響を推定した Higuchi(2013) の推定値を踏まえると係数が過大推定されている可能性がある。また、仕事の内容ごとに男性請負のサンプルを分けて行った推定においても、係数値は13.22と極めて大きかった。本研究では、都道府県別の個人データが利用できず都道府県別最低賃金による推定が行えなかったことから、頑健性チェックとして、単純平均による地域別最低賃金のみならず、地域ごとに最低賃金額が大きい上位二県、上位三県の都道府県別最低賃金の平均を取る形で作成した地域別最低賃金による推定も行った。推定結果については補論 D に付した。なお、共変量の係数と切片項は省略し最低賃金に関する係数の推定値のみ表に載せている。

推定結果から、上位二県、上位三県ともに、全体サンプルでは最低賃金額と請負の賃金には統計的に有意な関係は見出せず、男性、女性に分けて分析を行っても統計的に有意な関係は見出せない、と分かった。他方で、製造業等に従事する男性請負のみのサンプルにおける最低賃金に関する係数は上位二県の場合、有意水準10%で正に有意であり、上位三県の場合、有意水準5%で正に有意であると分かった。また、その推定値もそれぞれ6.83、8.47と大きな値である。以上を踏まえれば、本データにおいては地域別最低賃金の最低賃金の作成法によらず、全体サンプル、女性サンプルでは最低賃金と請負の賃金には統計的に有意な関係は認められないが、男性サンプルについては、単純平均による地域別最低賃金と請負の賃金は有意水準10%で統計的に正に有意である一方、上位二県、上位三県による地域別最低賃金では統計的に有意な関係は認められないこと、また、製造業等に従事する男性請負にサンプルを絞ると、地域別最低賃金の最低賃金の作成法によらず、統計的に正に有意の関係が認められるとまとめることができる。この結果は、男性サンプルにおける最低賃金と請負の賃金の関係は、地域別最低賃金の作成法に依るため一概に正の関係が認められると結論付けることは難しいが、社会保険料のコストカットの恩恵が大きい製造業等に従事する男性請負については頑健に正の関係が認められていることを示しており、前述した社会保険料のコストカットによる経路が存在する可能性を示唆している。

最後に、請負の給与の支払い形態に関する論点を議論する。データセットの作成の項で説明したように、本研究では継続的に請負の者に絞ったうえで、請負の賃金(時給換算)の作成に際して回答者が回答した「給与支払いの形態」を利用しているが、「給与支払いの形態」において時給と回答している者の中には本来は雇用者であるにも関わらず請負と誤認識しているサンプルが含まれている可能性がある。継続的に請負の者に絞った上で分析を行っていることから、こうしたサンプルが混入している可能性は必ずしも高くない、と考えられるが上記の論点を踏まえ頑健性のチェックとして、「給与支払いの形態」として時給以外を選択しているものにサンプルを絞り分析を行った。なお「給与支払いの形態」を無回答の者もサンプルから除去した。推定結果については補論 E に付した。なお、共変量の係数と切片項は省略し最低賃金に関する係数の推定値のみ表に載せている。

推定結果から、給与形態が時給以外の全体サンプルでは最低賃金と請負の賃金には有意水準5%で統計的に有意な関係が認められたが、時給の全体サンプルでは統計的に有意な関係は認められない、と分かった。また、男性請負では給与形態が時給以外のサンプルでは最低賃金と請負の賃金には有意水準1%で正に統計的に有意な関係が認められたが、時給のサンプルでは有意な関係は認められなかった。女性請負の場合は給与形態が時給以外のサンプルでは最低賃金と請負の賃金には有意水準1%で負に統計的に有意な関係が認められたが、時給のサンプルでは有意な関係は認められなかった。以上から、回答者の誤認識によるサンプルのバイアスを考慮した上でも、実証結果の頑健性が確かめられた。また、給与形態が時給以外の女性の請負のサンプルにおいて統計的に有意に負の関係が認められたことは、最低賃金の引上げにより雇用者として職を失った女性が請負

に参入することで女性の請負の賃金が引き下がる、というメカニズムが働いている可能性を示唆している。

6 結論

本論文では、「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)を用いて2007年以降の地域別最低賃金の大幅な引き上げが請負の賃金に与えた影響を推定した。推定に際しては、データのパネル構造を利用し時間効果、年効果を取り入れた固定効果推定を行った。分析の結果、以下の点が明らかになった。まず、地域別最低賃金の引上げは請負全体の賃金には影響を及ぼしていない可能性が示唆された。次に、男女別にサンプルを絞った場合の分析からは、地域別最低賃金の引き上げは男性請負に対しては統計的に有意に正の影響を及ぼす一方で、女性請負に対しては影響を及ぼしていない可能性が示唆された。この結果は、地域別最低賃金が請負の賃金に及ぼす影響には男女差が存在する可能性を示唆している。本論文では、こうした男女差が生じる経路の一つとして、女性の場合には最低賃金の引き上げに際して雇用者として失業したものが請負に参入しやすい傾向がある可能性があること、男性の場合には社会保険料のコストカットの恩恵が大きい製造業等に従事している請負が多いことを指摘した。追加的な分析として製造業等に従事する男性請負にサンプルを絞った分析からは、とりわけ製造業等に従事する男性請負に対して、最低賃金の引き上げが正に強い影響を及ぼしている可能性が示唆された。また、頑健性のチェックの議論から上記の含意は、一定程度の頑健性を有していることが確認できた。

以上を踏まえると、本論文から以下の点が明らかになったとまとめられる。まず、先進国、とりわけ日本においては最低賃金が「それが適用されない主体」に与える影響については男女差が存在する可能性があるという点である。途上国と同様に男性請負に対しては、puzzleとされる現象を確認することが出来たが、女性請負については確認出来なかった。また、時給以外のサンプルに絞った女性請負については最低賃金の引上げは女性請負の賃金に負の影響を与えている可能性が示唆されたが、この実証結果はMincer(1976)のtwo sectorモデルの予測と整合的である。

二点目は、男性請負が製造業等の社会保険料のコストカットの恩恵が大きい仕事に従事しているため、こうした男女差が生じている可能性があるという点である。途上国において言及されているいわゆるlighthouse effectが先進国においても存在するとすれば、最低賃金の影響には男女差が生じない可能性があるという指摘できるが、本論文の含意を踏まえると、先進国においては最低賃金は男性請負、女性請負に対し異なる経路で影響を与えている可能性が示唆された。

また、本論文の分析から最低賃金の政策変更の際には労働者のみならず請負に対する影響を考慮する必要がある、との含意を得ることが出来た。今後請負の労働市場が拡大する可能性を踏まえれば、最低賃金の請負に対する潜在的な影響を考慮することは政策上重要な論点になりうる。

本論文では、以上のような点が明らかになったがこの論文にはいくつかの課題がある。まず、地域別最低賃金が請負の賃金に及ぼす影響に関する理論的分析を提示することが出来なかった。本研究の主要な目的は理論的分析ではないが、本研究の実証結果を踏まえ今後理論的研究が進展することが望まれる。二点目は、推定された係数値が過大評価されている可能性があることである。また、多くの推定結果において年効果、個人効果を取り入れた固定効果推定の標準誤差は極めて大きかった。こうした問題の背景には、都道府県別最低賃金が利用できなかったこと、請負の時給計算において誤差が生じている可能性が指摘できる。本研究の実証結果を踏まえたうえで、その他のデータセットで結果の頑健性を確認することが重要であると考えられる。

参考文献

- Boeri, Tito, Giulia Giupponi, Alan B. Krueger, and Stephen Machin (2020) “Solo Self-Employment and Alternative Work Arrangements: A Cross-Country Perspective on the Changing Composition of Jobs,” *The Journal of economic perspectives*, Vol. 34, No. 1, pp. 170–195.
- Higuchi, Yoshio (2013) “The Dynamics of Poverty and the Promotion of Transition from Non-Regular to Regular Employment in Japan: Economic Effects of Minimum Wage Revision and Job Training Support,” *Japanese economic review (Oxford, England)*, Vol. 64, No. 2, pp. 147–200.
- Kambayashi, Ryo, Kawaguchi Daiji, and Yamada Ken (2013) “Minimum wage in a deflationary economy: The Japanese experience, 1994-2003,” *Labour economics*, Vol. 24, pp. 264–276.
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2021) “Estimating the effects of the minimum wage using the introduction of indexation,” *Journal of economic behavior & organization*, Vol. 184, pp. 388–408.
- Kawaguchi, Daiji and Mori Yuko (2009) “Is Minimum Wage an Effective Anti-Poverty Policy in Japan?” *Pacific economic review (Oxford, England)*, Vol. 14, No. 4, pp. 532–554.
- Khamis, Melanie (2013) “Does the minimum wage have a higher impact on the informal than on the formal labour market? Evidence from quasi-experiments,” *Applied economics*, Vol. 45, No. 4, pp. 477–495.
- Lemos, Sara (2009) “Minimum wage effects in a developing country,” *Labour economics*, Vol. 16, No. 2, pp. 224–237.
- Mincer, Jacob (1976) “Unemployment Effects of Minimum Wages,” *The Journal of political economy*, Vol. 84, No. 4, pp. S87–S104.
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 「『貧困との戦い』における最低賃金の役割」, 『日本の貧困研究』, 第 5 章, 東京大学出版会.
- 安部由起子・田中藍子 (2007) 「正規 - パート賃金格差と地域別最低賃金の役割-1990 年~2001 年」, 『日本労働研究雑誌』, 第 547 号, 72–92 頁.
- 佐野嘉秀・佐藤博樹・大木栄一 (2012) 「個人請負就業者の「労働者性」と就業選択—個人請負就業への志向と教育訓練機会に着目して」, 『日本労働研究雑誌』, 第 624 号, 55–69 頁.
- 周燕飛 (2006) 「企業別データを用いた個人請負の活用動機の分析」, 『日本労働研究雑誌』, 第 547 号, 42–57 頁.

<ウェブサイト>

パネルデータ設計・解析センター「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>

<各種統計>

総務省統計局 「労働力調査」

補論

補論 A

本研究の分析に使用した地域別失業率と、地域別最低賃金の数値表を付した。

表 A1 2007年～2017年にかけての地域別失業率

	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
北海道	5.1	5.0	5.5	5.1	5.2	5.2	4.6	4.1	3.5	3.6	3.3
東北	4.4	4.6	5.8	5.4	5.2	4.3	3.9	3.4	3.4	2.9	2.5
関東	3.6	3.8	4.8	5.1	4.6	4.3	4.0	3.5	3.3	3.1	2.7
中部	2.8	3.0	4.3	4.1	3.6	3.5	3.2	2.8	2.6	2.4	2.2
近畿	4.2	4.4	5.5	5.7	4.6	4.8	4.1	3.8	3.5	3.3	2.8
中国	3.2	3.6	4.3	4.0	3.6	3.5	3.5	3.1	2.9	2.5	2.1
四国	4.0	4.2	4.7	4.5	4.1	3.8	3.4	3.2	2.9	2.8	2.6
九州	4.5	4.6	5.3	5.5	5.1	4.8	4.5	4.1	3.7	3.1	2.9

表 A2 2007年～2017年にかけての地域ごとの単純平均による地域別最低賃金

	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
北海道	654	667	678	691	705	719	734	748	764	786	810
東北	624	635	639	652	653	661	672	686	702	723	746
関東	698	716	726	744	752	761	777	794	812	836	862
中部	675	687	688	700	702	708	721	737	754	777	802
近畿	689	703	709	722	726	734	747	763	781	804	829
中国	645	656	658	670	674	681	693	708	725	747	771
四国	628	636	637	649	652	659	671	685	701	723	746
九州	625	634	636	649	652	659	670	684	700	721	744

表 A3 2007年～2017年にかけての地域ごとの上位二県による地域別最低賃金

	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
北海道	654	667	678	691	705	719	734	748	764	786	810
東北	634	647	653	666	667	675	686	700	716	737	760
関東	738	766	790	820	837	850	869	888	906	931	957
中部	706	721	723	735	739	747	765	783	802	826	852
近畿	716	733	746	764	769	780	796	814	833	857	883
中国	664	676	681	694	698	705	718	735	752	775	800
四国	633	642	643	655	657	664	676	691	707	729	753
九州	642	653	656	668	671	677	688	702	719	740	763

表 A4 2007年～2017年にかけての地域ごとの上位三県による地域別最低賃金

	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
北海道	654	667	678	691	705	719	734	748	764	786	810
東北	629	641	646	659	660	668	679	693	709	730	753
関東	726	751	772	796	811	823	841	859	877	902	928
中部	699	713	714	725	728	735	751	768	786	809	834
近畿	709	726	737	754	759	769	784	801	820	844	870
中国	661	673	677	689	693	700	712	728	745	768	792
四国	629	638	639	651	654	661	673	687	703	725	748
九州	634	644	647	659	663	669	680	694	710	732	754

補論 B

本研究で用いたデータセットの記述統計量を付した。

表 B1 記述統計量 全体

変数	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
年	1078	2014.14	2.9	2009	2019
年齢	1078	61.11	10.86	31	85
労働経験年数	1078	21.9	15.35	0	57
地域別失業率	1078	3.96	0.85	2.1	5.8
最低賃金額(対数値)	1078	6.6	0.074	6.44	6.76
賃金	1078	1732.18	2254.14	35.71	40833.33
対数賃金	1078	7.09	0.79	3.58	10.62

表 B2 記述統計量 男性

変数	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
年	527	2014.37	2.9	2009	2019
年齢	527	63.53	10.56	31	85
労働経験年数	527	27.61	17.03	0	57
地域別失業率	527	3.98	0.87	2.1	5.8
最低賃金額(対数値)	527	6.6	0.074	6.44	6.76
賃金	527	2043.02	2695.37	159.31	40833.33
対数賃金	527	7.27	0.74	5.07	10.62

表 B3 記述統計量 女性

変数	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
年	551	2013.92	2.9	2009	2019
年齢	551	58.8	10.64	33	83
労働経験年数	551	16.44	11.09	0	45
地域別失業率	551	3.95	0.83	2.1	5.8
最低賃金額(対数値)	551	6.6	0.074	6.44	6.76
賃金	551	1434.883	1679.49	35.71	16000
対数賃金	551	6.92	0.8	3.58	9.68

補論 C

「仕事の内容」に関する質問票を付した。なお、男性請負に条件づけた上で、それぞれの選択肢において 1 は 11 サンプル、2 は 0 サンプル、3 は 21 サンプル、4 は 99 サンプル、5 は 1 サンプル、6 は 23 サンプル、7 は 68 サンプル、8 は 202 サンプル、9 は 6 サンプル、10 は 54 サンプル、11 は 30 サンプル、12 は 12 サンプルであった。

表 C1 「仕事の内容」に関する質問表

(1) あなたが普段しているお仕事の内容は、つぎのどれですか。

- 1 農林漁業作業
- 2 採掘作業
- 3 販売従事者（小売店、卸売店の店主や店員、外交員、不動産仲買など）
- 4 サービス職従事者（理容、美容、飲食店、旅館などの従業員、清掃員など）
- 5 管理的職種（国、自治体の議員、会社・団体、官公庁の課長以上など） ⑩
- 6 事務従事者（一般事務、会計事務、オペレーターなど、営業事務員など）
- 7 運輸・通信従事者（鉄道、車、船、航空機の運転従事者、車掌、有線・無線の通信士など）
- 8 製造・建築・保守・運搬などの作業
- 9 情報処理技術者（システムエンジニア・プログラマーなど）
- 10 専門的・技術的職業従事者 ※ 情報処理技術者を除く
（企業などの研究・技術者、保健医療、法務従事者、教員、芸術家など）
- 11 保安職業従事者（自衛官、警察官、消防員、ガードマンなど保安職業従事者）
- 12 その他（具体的に)

補論 D

この補論では、地域別最低賃金の作成法に関する頑健性のチェックの推定結果を付した。

表 D1 上位二県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が請負全体の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(全体)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.08*** (0.22)	0.70** (0.28)	1.32*** (0.25)	0.98*** (0.22)	1.21*** (0.25)	1.39 (1.37)	1.26*** (0.21)	0.92 (1.44)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	1078	1071	1078	1071	1078	1071	1078	1071
個人数	267	260	267	260	267	260	267	260
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D2 上位二県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(男性)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.56*** (0.32)	1.05 (0.59)	1.81*** (0.26)	1.60*** (0.46)	1.74*** (0.18)	1.98 (1.39)	1.65*** (0.22)	1.56 (1.25)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	527	523	527	523	527	523	527	523
個人数	136	132	136	132	136	132	136	132
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D3 上位二県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が女性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(女性)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	0.49 (0.32)	0.35 (0.67)	0.79** (0.29)	0.48 (0.50)	0.85* (0.43)	0.01 (3.03)	1.01** (0.37)	-1.56 (3.24)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	551	548	551	548	551	548	551	548
個人数	131	128	131	128	131	128	131	128
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D4 上位二県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が製造等に従事する男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(製造等に従事する男性請負)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	2.09*** (0.33)	1.40 (1.02)	2.11*** (0.45)	2.23*** (0.61)	2.11*** (0.49)	6.67** (2.62)	1.96*** (0.46)	6.83* (3.17)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	270	260	270	260	270	260	270	260
個人数	71	61	71	61	71	61	71	61
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D5 上位三県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が製造等以外に従事する男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(それ以外の男性請負)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.53*** (0.42)	1.10* (0.47)	1.76*** (0.45)	1.22* (0.57)	1.49** (0.46)	1.86 (3.80)	1.42** (0.53)	1.64 (3.20)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	257	243	257	243	257	243	257	243
個人数	83	69	83	69	83	69	83	69
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D6 上位三県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が請負全体の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(全体)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.12*** (0.26)	0.74** (0.30)	1.39*** (0.28)	1.06*** (0.24)	1.29*** (0.24)	1.84 (1.41)	1.34*** (0.20)	1.27 (1.58)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	1078	1071	1078	1071	1078	1071	1078	1071
個人数	267	260	267	260	267	260	267	260
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D7 上位三県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(男性)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.65*** (0.38)	1.09 (0.64)	1.94*** (0.29)	1.71** (0.50)	1.90*** (0.20)	2.60 (1.57)	1.81*** (0.23)	2.08 (1.49)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	527	523	527	523	527	523	527	523
個人数	136	132	136	132	136	132	136	132
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D8 上位三県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が女性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(女性)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	0.47 (0.34)	0.40 (0.69)	0.79** (0.32)	0.51 (0.53)	0.88* (0.44)	0.53 (3.06)	1.05** (0.37)	-1.55 (3.58)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	551	548	551	548	551	548	551	548
個人数	131	128	131	128	131	128	131	128
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D9 上位三県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が製造等に就く男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(製造等に就く男性請負)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	2.28*** (0.39)	1.47 (1.12)	2.32*** (0.47)	2.39** (0.71)	2.34*** (0.51)	8.09*** (2.09)	2.18*** (0.47)	8.47** (3.24)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	270	260	270	260	270	260	270	260
個人数	71	61	71	61	71	61	71	61
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 D10 上位三県の平均による地域別最低賃金 (対数値) が製造等以外に就く男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響

推定結果(それ以外の男性請負)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.57** (0.46)	1.14** (0.47)	1.85*** (0.52)	1.29* (0.58)	1.58** (0.52)	2.61 (4.05)	1.5** (0.59)	2.9 (4.01)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	257	243	257	243	257	243	257	243
個人数	83	69	83	69	83	69	83	69
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

補論 E

この補論では、給与の支払い形態に関する頑健性のチェックの推定結果を付した。

表 E1 地域別最低賃金 (対数値) が請負全体の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響 給与の支払い形態が時給以外のもの

推定結果(全体サンプルで給与の支払い形態が時給以外のもの)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.14 (0.64)	1.42** (0.57)	1.62*** (0.60)	1.84** (0.54)	2.02** (0.72)	2.72 (2.18)	2.21*** (0.63)	3.82** (1.82)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	640	600	640	600	640	600	640	600
個人数	198	158	198	158	198	158	198	158
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 E2 地域別最低賃金 (対数値) が請負全体の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響 給与の支払い形態が時給のもの

推定結果(全体サンプルで給与の支払い形態が時給のもの)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.07** (0.39)	0.45*** (0.12)	1.14** (0.44)	0.73*** (0.12)	0.55 (0.41)	-0.20 (0.73)	0.43*** (0.36)	0.44 (0.54)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	365	333	365	333	365	333	365	333
個人数	123	91	123	91	123	91	123	91
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 E3 地域別最低賃金 (対数値) が男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響 給与の支払い形態が時給以外のもの

推定結果(男性で給与の支払い形態が時給以外のもの)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	2.38*** (0.52)	1.77 (1.58)	3.05*** (0.42)	2.93** (1.12)	3.14*** (0.62)	8.88*** (2.30)	2.95*** (0.50)	14.85*** (3.07)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	335	316	335	316	335	316	335	316
個人数	104	85	104	85	104	85	104	85
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 E4 地域別最低賃金 (対数値) が男性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響 給与の支払い形態が時給のもの

推定結果(男性で給与の支払い形態が時給のもの)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	1.46** (0.53)	0.31 (0.38)	1.63** (0.62)	0.17 (0.22)	0.87 (0.55)	-1.30 (1.14)	0.85* (0.43)	-0.79 (0.94)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	165	151	165	151	165	151	165	151
個人数	58	44	58	44	58	44	58	44
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 E5 地域別最低賃金 (対数値) が女性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響 給与の支払い形態が時給以外のもの

推定結果(女性で給与の支払い形態が時給以外のもの)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	-0.34 (0.70)	1.01 (1.01)	0.17 (1.01)	0.64 (0.97)	0.52 (0.86)	-4.61 (3.78)	1.04 (0.92)	-12.11*** (4.52)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	305	284	305	284	305	284	305	284
個人数	94	73	94	73	94	73	94	73
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。

表 E6 地域別最低賃金 (対数値) が女性請負の賃金 (時給換算、対数値) に与える影響 給与の支払い形態が時給のもの

推定結果(女性で給与の支払い形態が時給のもの)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金	対数賃金
推定法	OLS	FE	FE	FE	OLS	FE	FE	FE
地域別最低賃金(対数)	0.89 (0.50)	0.55*** (0.13)	0.97 (0.57)	0.95*** (0.14)	0.47 (0.40)	0.01 (1.10)	0.25 (0.49)	0.28 (0.97)
個人効果		✓		✓		✓		✓
年効果			✓	✓			✓	✓
サンプルサイズ	200	182	200	182	200	182	200	182
個人数	65	47	65	47	65	47	65	47
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8

(注)個人と都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差を推定値の下のカッコ内に記入した。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。(5)~(8)式については、業種ダミー、企業規模ダミー、市郡ダミーも含む。