

日本における最低賃金の引き上げが 雇用に与える影響

——メタ分析による評価

董 艶麗

(国立研究開発法人科学技術振興機構研究員)

茨木 瞬

(横浜市立大学客員研究員)

本論文では、東京財団政策研究所の政策知見データベースを活用し、2000年以降の日本における最低賃金政策の影響に関する実証分析結果をレビューした上で、最低賃金の引き上げが雇用に与える影響をメタ分析によって評価することを試みた。メタ分析の結果、最低賃金の引き上げが雇用の伸びに有意な減少をもたらしたことが確認された。また女性の就業率に着目した研究に関する雇用抑制効果は、労働者全体水準より小さな雇用抑制効果を示していることが確認された。この分析結果は、最低賃金の引き上げによって、改定された最低賃金を上回る賃金で働いていた労働者の雇用が失われ、賃金水準の低い女性パート・アルバイトの雇用が増えるという雇用形態の変化が起きた可能性を示唆している。

【キーワード 労働政策, 雇用】

目次

- I はじめに
- II 最低賃金引き上げの影響分析のレビュー
- III メタ分析による最低賃金政策の雇用への影響評価
- IV まとめ

I はじめに

1 最低賃金政策が雇用に与える影響についての国内外の論争

最低賃金政策は、社会政策だけでなく、景気好循環の形成という経済政策としても注目を集めている。2007年7月に開催された第3回成長力底上げ戦略推進円卓会議における合意や、2007年に改正された「最低賃金法」によって、地域別最低賃金の決定が生活保護との整合性に配慮を求め

たことを受け、2000年代半ば以降、最低賃金は毎年3%程度のペースで積極的に引き上げられている。

一方、最低賃金の引き上げが低賃金労働者の雇用や生活水準に与える影響を巡っては、欧米を中心に経済学者の間で1990年代以降激しい論争が繰り広げられており、まだ実証的には決着がつかない状況にある。労働市場を競争的な市場と捉えるのか、もしくは買い手独占の市場と捉えるのかによって見解が大きく異なる。労働市場を競争的な市場と捉える場合、企業が労働者の生産力と等しい賃金を支払っているならば、最低賃金の引き上げが低技能労働者の雇用を減少させる可能性がある。これに対し、労働市場を買い手独占の市場と捉える場合は、賃金が限界労働価値より安く抑えられているため、適度な最低賃金の引き上げは必ずしも雇用減少をもたらさず、反対

に雇用を増やすこともあり得る。Brown, Gilroy and Kohen (1982) が示す「最低賃金の10%の引き上げが低賃金労働者の雇用を1~3%減少させる」という見方が、経済学者の間で1990年代半ばまでは主流であった。しかし、Card and Krueger (1994) は、競争的な労働市場を前提とした従来の分析を批判し、買い手独占の労働市場における理論的予測と統合的な実証研究を「自然実験」という手法を用いて示した。彼らが1994年に発表した実証研究では、1992年のニュージャージー州の最低賃金の引き上げが、同州のファストフード産業の雇用をわずかではあるが増加させたとの結果を示した。これを契機に最低賃金引き上げの雇用に対する効果の論争が活発化した。Neumark and Wascher (2006) は一貫して最低賃金の引き上げは雇用の減少を招く可能性が高いとの見方を貫いている。彼らは2006年のNBER論文において、100を超える研究を対象として最低賃金の雇用への影響をレビューした結果、先行研究の約3分の2が最低賃金の影響を最も受けやすい若年層に関して負の雇用効果を見出したと指摘した。最近では、Dube, Lester and Reich (2010) の一連の研究は、Card and Krueger (1994) と同じテクニックを使い、複数の州をまたぐ全米中のすべての郡のレストランやその他の低賃金産業が対象となっているだけでなく、観察対象期間もより長く行われ、Card and Kruegerが見出した結果と類似した結果が得られた。Dubeらの研究結果によると、サービス業界における最低賃金の上昇は従業員の離職を抑制し、そのことを通じてその職場の生産性を改善する効果を持っている可能性があるとの指摘した。Dubeらが主張した最低賃金引き上げが雇用を減らさないという見解は、連邦の最低賃金の時給15ドルへの引き上げを公約してきた民主党の議員からの支持を得ている。一方、Neumarkらの見解は、最低賃金引き上げに反対する議会の保守派や全米レストラン協会などの雇用者寄りの団体の賛同を得ている。近年、経済学者のコンセンサスはNeumarkらの見解から遠ざかっているように思われる。アメリカ経済学会の会員を対象としたアンケート調査結果の推移を見ると、最低賃金引き上げが低賃金労働者の雇用を減らすとい

う見解に賛同した回答者の割合は、1978年の90%から2021年には45%までに減少した(Coy 2021)。

また、産業・地域により最低賃金の上乗せ分の負担を製品価格に転嫁できる度合いが異なるので、最低賃金の雇用への影響についてはさまざまな結果が得られる。Dube, Lester and Reich (2010) は、研究対象としたサービス業界における最低賃金引き上げのコストは、メニューの価格が引き上げられることになり、消費者に転嫁される可能性が高いと結論付けた。Harasztosi and Lindner (2019) の研究結果は、ハンガリーで2001年と2002年に最低賃金が大幅に引き上げられた直後に低技能労働者の雇用は減少したが、その4年後、雇用の減少幅が小さくなったことを明らかにした。賃金の上昇に伴い、企業は労働力を相対的に安価なロボットで代替するという形で対応する場合もある。よって、最低賃金で高まった労働費用の大部分が消費者に転嫁され、残りが企業や労働者に負担されたことが示唆されている。つまり、競争が限定的で価格支配力のある非貿易財産業では、最低賃金上昇のコストを製品（またはサービス）価格へ転嫁が進んでいけば、結果的に雇用が減少しないかもしれない。一方、海外ライバル企業が多く、価格支配力のない貿易財産業や輸出財産業では、最低賃金の上昇分を製品価格に上乗せることが困難なため、生産を縮小し、雇用に深刻な負の影響を出す可能性がある。

最低賃金政策の是非を巡って重要な判断基準となる雇用への影響については、日本でも2007年以降大規模なマイクロ・パネルデータを使った実証分析の蓄積が進んできた。しかし、最低賃金政策の効果についての知見はまだ体系化されていない。所得のみならず、労働者の雇用量や雇用形態への影響に関するエビデンスが総合的に評価されてきたとは言い難い。このような問題意識の下、政策当局者、研究者が日本に関する既存研究について素早く把握できる基盤を整えるため、2019年に東京財団政策研究所が最低賃金引き上げを対象にした政策知見データベースを作成し、2000年以降の18の公表研究を包括的に集めるプロジェクトを実施した。これらの研究に使用された

データ、分析対象、推定結果などの情報をまとめたのが表1~2である。なお、データベースの試行版と収集方法の詳細は松多（2020）にて取得することができる。松多（2020）は、データベースに集めた研究の結論に基づき、日本の最低賃金引き上げが個人に与える影響に主に着目し、最低賃

金引き上げが賃金や雇用を通じた個人消費や貧困に与える影響について分析を行った。政策知見に関するデータベースの作成は、エビデンスに基づく政策立案（Evidence-based Policy Making, EBPM）推進の課題に対処する一手段として期待される。

表1 日本における最低賃金引き上げの影響分析の論文情報（1）

| 論文 | データ | 分析対象 | 影響の符号 |
|-----------------------------------------|-------------------------------------------------|----------------------------------|---------------------------------------------------------|
| 橋本・浦川（2006） | 就業構造基本調査, 日本版 GSS 2000, 2002 | 20代女性 | 賃金：正（+） 賃金格差：縮小 雇用：なし |
| 安部・玉田（2007） | パートタイム労働者総合実態調査 1990, 1995, 2001 | 高卒女性パート労働者 | 賃金：正（+） |
| 有賀（2007） | 学校基本調査／新規学卒者の労働市場 1977～2002年の5年おき、6時点 | 新規高卒者 | 賃金：正（+） |
| Kawaguchi and Yamada（2007） | 消費生活に関するパネル調査 1993～1999 | 24～34歳の女性 | 雇用：負（-） |
| Kawaguchi and Mori（2009） | 就業構造基本調査 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 | 全国の労働者（性別・年齢別に7グループに区分） | 雇用：負（-） |
| 坂口（2009） | 最低賃金に関する調査 2004 | 従業員数30人未満（製造業は100人未満）の小規模事業所の従業員 | 雇用：負（-） |
| 労働政策研究・研修機構（2011a） | 就業構造基本調査 2002, 2007 | 20代女性 | 雇用：不定 |
| 労働政策研究・研修機構（2011b） | 最低賃金に関する調査 2008 | 全国の中小企業の従業員 | 賃金：正（+） |
| Higuchi（2013） | 慶應義塾家計パネル調査 2004～2010 | 非正規労働者 | 賃金：正（+） 雇用：なし、 労働時間：なし |
| Kambayashi, Kawaguchi and Yamada（2013） | 賃金構造基本統計調査, 就業構造基本調査 1994～2003, 1997～2002 | 女性と新規学卒者 | 賃金：正（+） 賃金格差：縮小 新卒採用：負（-） 雇用：負（-） 労働時間：負（-） |
| 川口・森（2013） | 賃金構造基本統計調査, 労働力調査 2006～2010 | 16～19歳男女 | 賃金：正（+） 雇用：負（-） 労働時間：なし |
| Aoyagi, Ganelli and Tawk（2016） | 厚生労働省の都道府県別統計 1997～2014 | 新規高卒者 | 賃金：正（+） |
| 労働政策研究・研修機構（2016） | 賃金構造基本統計調査 1994～2003, 2005～2014 | 非正規労働者 | 賃金：正（+） 賃金格差：縮小 |
| 勇上（2016） | 日本版 GSS 2000～2003, 2005, 2006, 2008, 2010 | 20～89歳の男女 | 賃金：正（+） |
| 明坂・伊藤・大竹（2017） | 就業構造基本調査 1992, 1997, 2002, 2007, 2012 | 全国の労働者（性別・年齢別に21グループに区分） | 雇用：負（-） 労働時間：負（-） |
| Hara（2017） | 能力開発基本調査 2004～2009 就業構造基本調査 2007, 2012 | 49歳以下の女性労働者 | 教育訓練：負（-） |
| 山口（2017） | 賃金構造基本統計調査 2008～2011 | 飲食店事業所の従業員 | 賃金：正（+） 雇用：なし |
| Okudaira, Takizawa and Yamanouchi（2019） | 工業統計調査 2001～2014 うち最低賃金の影響推定：2008～2014 | 従業員30人以上の事業所の従業員 | 雇用：負（-） |
| Izumi, Kodama and Kwon（2020） | 工業統計調査 2001～2014 | 従業員3人以上の事業所の従業員 | 雇用：負（-） |
| Kawaguchi and Mori（2021） | 労働力調査 2007～2016 | 全国の労働者（性別・年齢別に6グループに区分） | 雇用（男性）：負（-） 雇用（女性）：負（+） 労働時間：なし |

出所：松多（2020）より筆者作成

表2 日本における最低賃金引き上げの影響分析の論文情報 (2)

| 論文 | 最低賃金について分析で用いた変数 | 賃金への弾力性推定値 | 雇用への弾力性推定値 | 労働時間への弾力性推定値 |
|------------------------------------------|---------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------|-----------------------------------|
| 橋本・浦川 (2006) | カイツ指標を使用 | 0.373 | 0.573, 0.759 | N/A |
| 安部・玉田 (2007) | 最低賃金を使用 | N/A | N/A | N/A |
| 有賀 (2007) | 最低賃金を使用 | 新規高卒者の弾力性: 0.750 平均実質初任給の弾力性: 0.275 | N/A | N/A |
| Kawaguchi and Yamada (2007) | 最低賃金を使用 | N/A | -0.223, -0.397 | N/A |
| Kawaguchi and Mori (2009) | FA指標を使用 | N/A | N/A | N/A |
| 坂口 (2009) | 最低賃金に関するアンケート結果を使用 | N/A | N/A | N/A |
| 労働政策研究・研修機構 (2011a) | カイツ指標と最低賃金を使用 | N/A | -1.575, -0.060, 1.068 | N/A |
| 労働政策研究・研修機構 (2011b) | 最低賃金に関するアンケート結果を使用 | N/A | N/A | N/A |
| Higuchi (2013) | 最低賃金を使用 | 女性: 0.844, 男性: 1.246 | 限界効果あり | 女性: -0.155, 男性: 0.114 |
| Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2013) | 最低賃金を使用 | 一階差分法: 0.887, 0.751, 0.53 (10%, 20%, 30%の下位分位賃金); 操作変数法: 0.642, 0.437, 0.495 (10%, 20%, 30%の下位分位賃金) | 新規学卒者の採用: -1.84 雇用の弾力性: -0.340 | -0.115 |
| 川口・森 (2013) | 最低賃金を使用 | 0.390, 0.275, 0.327 (10%, 20%, 30%の下位分位賃金) | -0.525 | -0.771 |
| Aoyagi, Ganelli and Tawk (2016) | 最低賃金を使用 | 0.48, 0.42, 0.66 | N/A | N/A |
| 労働政策研究・研修機構 (2016) | 最低賃金を使用 | 0.724, 0.959, 0.883 (10%, 20%, 30%の下位分位賃金) | N/A | N/A |
| 勇上 (2016) | カイツ指標を使用 | N/A | -0.442, -0.584 | N/A |
| 明坂・伊藤・大竹 (2017) | FA指標を使用 | N/A | N/A | N/A |
| Hara (2017) | 最低賃金を使用 | N/A | N/A | N/A |
| 山口 (2017) | FA指標を使用 | 時間当たり賃金 (短時間労働者): 0.139, 0.131; 事業所の最下位賃金: 0.635, 0.622 | 0.141 | N/A |
| Okudaira, Takizawa and Yamanouchi (2019) | 最低賃金を使用 | N/A | -0.518, -0.414, -0.633, -0.556 | N/A |
| Izumi, Kodama and Kwon (2020) | 最低賃金と労働市場集中度の交差項を使用 | -0.14~-0.11 | 複合弾力性 雇用全体: -0.04~0.01; 非正規雇用: -0.08~-0.07 | N/A |
| Kawaguchi and Mori (2021) | 最低賃金を使用 | 0.01~0.17 | 女性: 0.07~0.37; 男性: -0.93~-0.08 | 女性: -0.45~0.11, 男性: -0.18~0.16 |

注: 表内において該当の値がない先行研究については、「N/A」(Not available)として表す。また、「FA指標」とは、Fraction-affectedの略であり、最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合を表す。

出所: 松多 (2020) より筆者作成

2 海外の最低賃金の雇用効果についてのメタ分析

既存の実証研究の推定結果を対象とした最低賃金引き上げの雇用効果の有無や大きさについて調査するメタ分析 (Meta-regression analysis, MRA) は、政策実務者にとって有用なツールである。メタ分析によって、比較可能なすべての研究を調

査し、統計的手法を用いて政策効果のエビデンスを要約し、既存研究の結果に差異をもたらす要因を多変量解析によって探索することができる。その中心的な目的は、実証研究の推計結果から潜在的なバイアスを推定し、真の政策効果を検証することである (Stanley and Jarrell 1989)。Card and Krueger (1995) は世界初の最低賃金の雇用への

効果についてのメタ分析を行い、統計的に有意な負の雇用効果が得られた研究は出版バイアスの影響を受ける可能性を示した。これを機に、経済学者の間に論争が生まれ、新しい最低賃金理論の基礎が作られた。Doucouliagos and Stanley (2009) は、1972~2007年に公表されたアメリカの最低賃金に関する先行研究についてメタ分析を行い、最低賃金の雇用弾力性メタサンプルに出版バイアスを検出したものの、それが修正されると、最低賃金引き上げと雇用の間に負の関連があるという証拠がほとんど、もしくは全く残らないと示唆した。これは、Card and Krueger (1995) の分析結果が正しいことを裏付けており、新古典派理論と対立し、最低賃金の上昇が雇用にも負の影響をもたらすとは関係がないことを示唆するケインズ派の見方を示した。Doucouliagos and Stanley (2009) のメタ分析は、先行研究の推定結果について真の政策効果を検証するための詳細な方法論を提供し、経済学分野におけるメタ分析を後押しした。2010年以降、欧米における最低賃金の雇用効果に関するメタ分析結果は、いずれも負の雇用効果はないか、あったとしても非常に小さいというほぼ同様の結論を得ている (Leonard, Stanley and Doucouliagos 2014; Wolfson and Belman 2016; Giotis and Chletsos 2015)。

1990年代半ばごろ以降、海外において最低賃金の雇用効果に関するメタ分析が多く行われているが、日本では経済学文献のメタ分析は極めて低調であり、これまで日本における最低賃金の上昇が雇用への影響についてのメタ分析はまだない。本稿は、東京財団政策研究所の政策知見データベースを活用し、日本の最低賃金政策の効果に関する実証分析結果をレビューする上で、最低賃金引き上げが雇用に与える影響についてのメタ分析を試みる。東京財団政策研究所のデータベースは、2019年末時点の情報に基づき、2000年以降の公表研究を集めたものである。さらに、2019年以降に報告されている論文として Izumi, Kodama and Kwon (2020), Kawaguchi and Mori (2021) がある。Izumi, Kodama and Kwon (2020) は、労働市場集中度と最低賃金の交差項を用いて雇用に与える影響を検証した結果、最低賃金の上昇は平

均的には雇用を減少させ、労働市場集中度が高まるとその減少幅は小さくなることが明らかになった。Kawaguchi and Mori (2021) は、2007~2016年『労働力調査』を用い、操作変数法と2段階最小二乗法を利用して、最低賃金の引き上げが雇用に与える影響を分析した。その結果、女性の雇用への弾力性推定値がプラスに転じていることが明らかになった。これらの最新知見をメタ分析に含めることで、より信頼性の高い結果を示す可能性が高いため、本稿は、東京財団政策研究所のデータベースに新しい研究結果を追加してメタ分析を行う。本研究の目的は、既存研究のデザインと推計結果における不均一性を定量的に検証するメタ分析により、労働者サブグループや経済状況によって最低賃金政策がどのような異なる影響を及ぼすかを把握することである。「エビデンスに基づく政策立案」によって最低賃金政策を立案・実行する観点から見ると、これは労働者全体へ及ぼす影響より深い洞察に富む議論を与えることが期待できる。上記の目的を達成するために、本稿の構成は以下の通りである。Ⅱでは、日本における最低賃金引き上げの影響についての既存研究をレビューする。Ⅲでは、最低賃金引き上げが雇用に及ぼす影響についてメタ分析を実施する。最後のⅣでまとめをする。

Ⅱ 最低賃金引き上げの影響分析のレビュー

1 賃金への影響分析

表1, 2に示す研究のうち11の研究は、1990~2010年の地域レベルのデータを用い、最低賃金が賃金に与える影響について実証分析を行ったものである。Aoyagi, Ganelli and Tawk (2016) の検証結果によると、時間当たり最低賃金の10%増は、男女合計の平均賃金の4.8%増につながる事が分かっている。特に、最低賃金の引き上げは低分位の賃金の上昇に最も大きくつながり、賃金分布がより平等な分布になることに寄与した。Higuchi (2013), Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2013), 川口・森 (2013) の分析結果は、

最低賃金が10%上がると下位賃金分布の10%、20%と30%はそれぞれ3.9~8.9%、2.8~7.5%、3.3~5.3%上昇することを統計的に有意であることを示した。したがって、最低賃金の上昇による低所得労働者の賃金増加が賃金格差を縮小する効果を持つことが確認された。

2 雇用への影響分析

最低賃金は、低賃金労働者の賃金を下支えする一方で、最低賃金の引き上げによる人件費の上昇は企業にも影響を与える。企業がその分の労働費用の負担増を補うためにとれる対策は、生産性を上げる、利益を減少させる、または雇用量や労働時間を削減させることが挙げられる。表1、2に示す研究のうち13の研究は、1992~2016年の地域別のデータを利用し、最低賃金の引き上げが低賃金労働者の雇用に与える影響について検証したものである。これらの推定結果のうち、4の研究は雇用への負の影響を見出せなかったが、9の研究は最低賃金の上昇が雇用を減少させる効果を確認していた。有賀(2007)は、1977~2002年『学校基本調査』と「新規学卒者の労働市場」を用い、全国の新規高卒者に着目して分析し、高い最低賃金が高卒初任給を上昇させる一方で求人人数が減少することを示した。また、川口・森(2013)、Kawaguchi and Yamada(2007)、Okudaira, Takizawa and Yamanouchi(2019)は、最低賃金の影響を受けやすいグループ(10代男性、20代女性、最低賃金で働く従業員の比率が高い事業所など)を分析対象として、最低賃金の雇用への影響を調べた結果、最低賃金の引き上げは雇用の伸びの有意な減少をもたらしたことを明らかにした。これら9の研究における推定結果は、10%の最低賃金引き上げが低賃金労働者の雇用率を2.23~6.33%の範囲で低下させることを示した。しかし、Higuchi(2013)は、2004~2010年「慶應義塾家計パネル調査」(KHPS)から得たパネルデータを用い、2007年以降の最低賃金の大幅な引き上げが非正規労働者の雇用に与える影響を調べたが、非正規労働者の雇用は男女ともに減少しなかったと報告した。ここで留意すべきは、最低賃金の上昇による雇用への負の影響を見出した研究の方が

明らかに多く、鶴(2013)の見解と整合的であることだ。表1、2に示す研究のうち5の研究は、雇用就業に関して労働時間についても分析を行ったものであり、その内の2つの研究は最低賃金の引き上げが低賃金労働者の労働時間への負の影響は無視できないと指摘した。Kambayashi, Kawaguchi and Yamada(2013)は、1994~2003年『賃金構造基本統計調査』を用い、女性の労働時間に対する最低賃金の弾性値が-0.115であることを示した。

これまで最低賃金の引き上げによる雇用への負の影響がはっきり見出されなかったことについて、2つの理由が考えられる。1つは、分析データの期間の長さである。例えば、橋木・浦川(2006)は、最低賃金上昇による若年女性の雇用への負の影響があることは見られないとしているが、この分析は『就業構造基本調査』の2002年のデータしか利用していないという問題点があると指摘された(鶴2013)。最低賃金が都道府県ごとに毎年改定されていることを考えると、生産プロセスを調整するためにしばしば必要とされるタイムラグ、および都道府県独自の固有の効果を十分に捉えきれていない可能性がある。もう1つは、実証結果が推計モデルの対象者の選択に敏感であるということだ。橋木・浦川(2006)の研究では、最低賃金未満、最低賃金付近の賃金しか受け取っていない労働者の特徴は、若年層や女性、非正規労働者、零細企業の労働者、労働組合未加入者などに多いとされている。Kawaguchi and Mori(2009)の研究は、10代、20代前半、高齢(60歳以上)と年齢階層を分け、さらに男女に分けて検証すると、1982~2002年の期間で最大のマイナス雇用効果は中年既婚女性、次いで10代男性労働者で見られた。つまり、最低賃金での雇用減は学歴が高卒以下の低技能労働者に集中する。したがって、推計モデルの対象者を最低賃金の影響を受けやすい低賃金労働者に絞るほど、回帰係数の絶対値が大きくなり、雇用への明確な負の影響が見出せる。逆に、推計モデルの対象者に最低賃金引き上げの影響を受けない高所得労働者を多く含むほど、最低賃金上昇の雇用喪失効果は観測できなくなる。例えば、Higuchi(2013)の

論文では最低賃金が上昇しても非正規労働者として雇われた女性と男性の労働者の雇用が負の影響を示さなかった理由について、鶴(2013)はこの研究において分析対象の非正規雇用のカテゴリーが幅広く、最低賃金に影響を受けやすい労働者、受けにくい労働者が混在しており、その中で「労労代替」が起こっている可能性がある」と指摘している。

最低賃金の引き上げに対し、産業や地域、事業の規模によって、企業がそれぞれ違う対応をすることを考えられている。坂口(2009)は、2004年の小規模事業所(従業員30人以下)を調査対象にした「最低賃金に関する調査」を用い、地域別最低賃金の改定が新規雇用抑制経験に与える影響の分析を行ったところ、パートタイム労働者の賃金が最低賃金の水準に張り付いていた地域では、最低賃金の引き上げにより新規雇用を抑制した経験が有意に高いという事実を得られた。Okudaira, Takizawa and Yamanouchi(2019)は、2008~2014年『工業統計調査』から得られた大規模事業所(従業員30人以上)のデータを用い、最低賃金の引き上げと企業の負担との関係を検証した。その結果、新たに労働者を雇うことでもたらされた貢献分の金銭価値から賃金を差し引いた余剰がゼロに近い事業所では、最低賃金引き上げが雇用を減少させたのに対し、余剰が大きい事業所では負の影響が薄れることが明らかになった。また、最低賃金で働く従業員の比率が高い(10%を超える)事業所では、最低賃金の上昇が雇用への負の影響が大きくなることが分かった。製造業全体としては最低賃金引き上げのコストは労働者が負担する傾向にある。したがって、日本の製造業には輸出企業が多い点を考えれば、国外のライバル企業と競争するために、国内の最低賃金の上昇分を製品価格に転嫁できない場合は労働者の雇用が奪われる可能性が高くなってしまうと指摘している。

3 雇用形態への影響分析

データベース内の2研究(労働政策研究・研修機構 2011a; 明坂・伊藤・大竹 2017)は、最低賃金の引き上げが雇用形態の構成に変化を与えている可能性を指摘している。

労働政策研究・研修機構(2011a)は、2002年と2007年『就業構造基本調査』を用い、最低賃金の上昇が雇用形態に与える影響の推定を年齢層、性別、雇用形態に分けて行った。分析結果より、最低賃金の引き上げが、20代女性の雇用比率に対しては負の影響を、パート・アルバイトに対しては正の影響を与える傾向が見られた。これは、最低賃金の高い地域では、20代女性に対し、最低賃金がパート・アルバイトとそれ以外の雇用形態の間で代替を促していることを表している。また、年齢グループに分けた推定結果は、最低賃金の引き上げは10代男性の雇用を促進し、60代女性のパート・アルバイト比率を高めることが示された。

明坂・伊藤・大竹(2017)の研究は、1992~2012年『就業構造基本調査』のデータを性別および年代に区分し、最低賃金の上昇による雇用への影響を検証した。その結果、50代以上の年齢グループでは雇用就業率が低下し、自営業・内職就業率が増加する傾向が示された。このような傾向は、男女に共通してみられる。つまり、最低賃金の引き上げは、最低賃金制度の適用を受けるフォーマル部門における雇用減少とともに、自営業のように最低賃金の適用を受けないインフォーマル部門で就業を増やす可能性が示唆される。

厚生労働省『賃金構造基本統計調査』(令和2年)雇用形態別の年収ベースで賃金を見ると、日本の2020年の非正規雇用の賃金水準は正規雇用の66.3%であり、以前と比べれば改善傾向にあるものの、依然としてかなりの格差がある。最低賃金の引き上げが続けば、低賃金労働者の所得を押し上げ、消費も拡大するというシナリオが考えられるが、最低賃金上昇の副作用として不安定な非正規雇用が増えると、40代、50代の中間層の給与所得が下落し、耐久消費財の購買力が低下してしまい、景気の悪化から企業の利益が減少するという悪循環に陥る可能性がある。ただし、2000年代に入ってからの非正規雇用者の増加は、1999年12月の労働者派遣法の改正、働き方や分業、日本企業の雇用慣行など複数の要因から複合的に影響を受けているため、最低賃金の引き上げが雇用形態の変化にどのくらい寄与しているかについて

ては、他の研究で慎重に分析する必要がある。

Ⅲ メタ分析による最低賃金政策の雇用への影響評価

Ⅱで示した最低賃金の上昇による影響への文献レビューを見ればわかるように、日本の分析において、最低賃金引き上げによる雇用への抑制傾向が圧倒的に高いと思われる。しかし、ここでは研究ごとの結果の差異が何によってもたらされているか、政策の実施がさまざまな労働者サブグループや産業・企業にどのくらい真の影響を与えるのかを把握するのが重要である。これらの点を踏まえて、本節では最低賃金引き上げが雇用に与える影響についてのメタ分析を試みる。

1 メタサンプルの抽出

本稿は、Havránek et al. (2020) が提供した経済学メタ分析ネットワーク (MAER-Net) ガイドラインにしたがってメタ分析を行う。メタ分析の最初かつ非常に重要なステップは、メタ分析の対象となる文献の識別と観測効果量の特定のプロセスである。東京財団政策研究所の政策知見データベースは、「最低賃金」と「雇用」「賃金」および「貧困」のキーワードを使用し、国立国会図書館オンライン、CiNii、Scopus、EBSCO Discovery Servicesなどのデータベースの検索を通じて見つかった論文や、そうした研究に記載された参考文献の中から抽出した学問分野横断型の論文を集めた。そのうち査読ありは7、査読なしは11である (松多 2020)。これらのワーキングペーパーや報告書の多くは文献に引用されているので、出版バイアスの存在を検証するために、サンプルに含む必要がある。本稿のメタ分析は、最低賃金の雇用効果にのみ焦点を当てるため、「賃金 (格差)」「失業」および「貧困」を政策効果として用いた研究をサンプルから除外した。

メタ分析の2番目のステップは、分析対象とする政策効果量を最もよく測定される共通の指標を選択することである。政策知見データベースに集められた雇用効果に関する研究の推計形式は、主に「就業率」を被説明変数、「最低賃金」や「カ

イツ指標」および「最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合 (Fraction-affected, FA)」などの説明変数に回帰するものである。カイツ指標とは都道府県別最低賃金をその地域の時間当たりの平均賃金で割った値である。ここでは、Doucouliagos and Stanley (2009) に従い、最低賃金の雇用への効果量として弾力性を選択した。これは、回帰分析の結果として最も数多く報告されており、最低賃金の1%の引き上げが雇用 (就業率) に何%の変化をもたらすのかを表すものである。さらに、メタ分析に含まれる効果量は、メタサンプルの均一性を保つため、可能な限り比較可能であることが条件となるため (Stanley and Doucouliagos 2012)、メイングループの推計結果と整合できない研究は、メタサンプルから除外する必要がある。FA指標は都道府県 (事業所) における現状賃金が改定後の最低賃金を下回る労働者の割合であり、最低賃金の効果を示す代理変数となる。この説明変数を基に推定した結果は、最低賃金の上昇の影響を受ける労働者の割合が地域 (事務所) ごとに異なることとともに雇用の変化を示すものの、最低賃金の雇用弾力性の情報が含まれていないため、FA指標を説明変数とした3つの研究 (Kawaguchi and Mori 2009; 明坂・伊藤・大竹 2017; 山口 2017)、およびポアソン分布による近似やカイ二乗検定を用いた坂口 (2009)、労働政策研究・研修機構 (2011b) はメタサンプルから除外する。また、バイナリ被説明変数 (主にプロビットモデルとロジットモデルを使用) を用いた推計結果は、最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者が雇用される確率を報告し、雇用の連続変数を使用した研究から得られた雇用弾力性と整合することができない。したがって、メタサンプルの均質性を保つために、ロジットモデルを用いたHiguchi (2013)の研究もサンプルから除いてある。また、Izumi, Kodama and Kwon (2020)の研究における回帰分析モデルでは、労働市場集中度と最低賃金の交差項を用いて雇用に与える影響を検証した。すなわち、係数の推定値の解釈が最低賃金の限界効果だけではなく、労働市場集中度の影響も考慮している。それぞれの係数について標準誤差が示されているが、労働市場集中度と

最低賃金の複合効果に対応する「複合標準誤差」が得られないため、本稿のサンプルから除いている。なお、Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2013) が示す 3 本の推計結果（新規学卒者の採用、労働時間、雇用）のうち、雇用弾力性に関する推計結果のみを採用した。また、Kawaguchi and Mori (2021) の論文の推計結果のうち、繰り返しクロスセクションデータをプールしたデータを用いた推計結果を採用しており、パネルデータを用いている労働市場の流動性への影響に関する分析は、本稿では取り上げていない。

よって、統合が可能な研究の推定結果に絞った結果、8つの先行研究が示す 26 個の推定結果がメタサンプルとして抽出された（表3）。

2 公表バイアスの検証

メタ分析を行う際には、「公表バイアス」の有無に配慮する必要がある。最低賃金の上昇が雇用を抑制する傾向が有意に観察される研究は、公表されやすいが、逆に、雇用への正の効果を見出した分析もしくは有意な結果が得られなかった研究が雑誌に採択されないことが度々起こっている。これは公表バイアスと呼ばれ、公表された研究のみを収集してメタ分析を行うと、統合結果は有意な方向（雇用に負の影響）に偏ることになる。

公表バイアスについて視覚的に評価するために最もよく用いられるのがファンネルプロット（funnel plot）である。このプロットは、横軸に各推定の係数値、縦軸にその係数値の標準誤差の逆数（1/SE）をとる散布図であり、公表バイアスが

生じていない場合、真の効果を中心として左右対称に散らばる漏斗の形になる。ファンネルプロットでは、各係数値の標準誤差の逆数が縦軸に配置されているため、より正確に推定された係数値は図の上部に向かうにつれよりコンパクトに分布する。したがって、最も正確な推定値はファンネルプロットの上にある。これらの係数値は、推定の精度が高く、統計的に有意でない可能性が低いいため、公表バイアスの影響は小さいと言える。図1は、表3で示した8つの先行研究が分析した26個の推定結果の最低賃金政策の雇用効果のファンネルプロットを示しており、ここから係数値がマイナスの方向に偏っていることが見られる。しかし、サンプルサイズが少ないため公表バイアスの存在を明確に判断することができない。

なお、推定値がプラスとなっている推定結果もあるが、この結果はKawaguchi and Mori (2021) における女性の推定結果がプラスに転じていることが要因であり、近年の結果である。

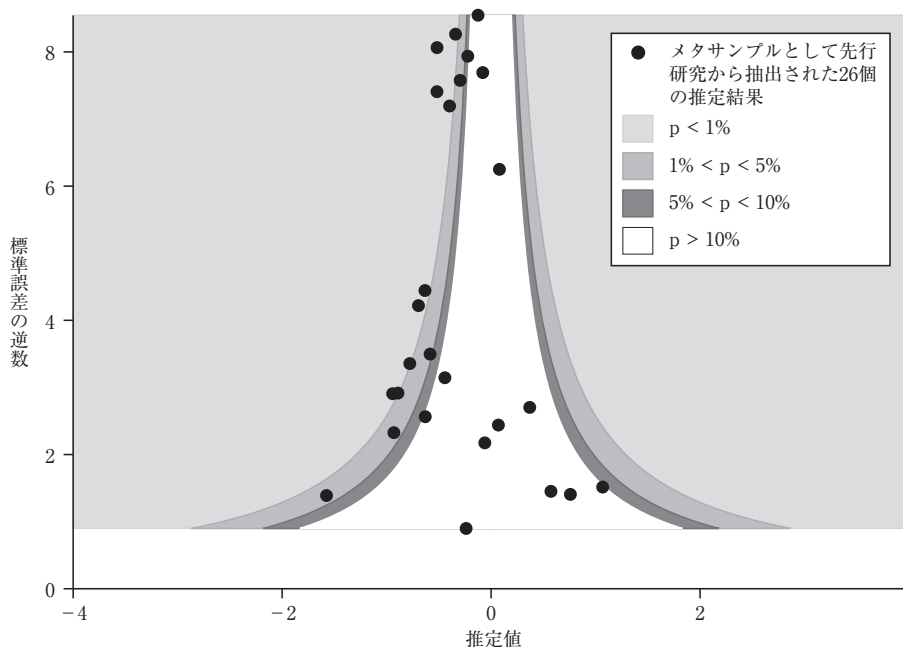
ファンネルプロットは誤判断や主観的な解釈に対して弱いので、単に見るだけでは、公表バイアスの有無について誤判断を招く可能性がある。本稿では、FAT-PET 検定（Funnel Asymmetry Test (FAT) と Precision Effect Test (PET), FAT-PET test）を行い、公表バイアスの存在を検証する。Egger et al. (1997) は、公表バイアスが存在する場合には、特定の方向の係数のみが報告される傾向にあり、係数値はその標準誤差に比例することになると考察している。これは以下の式（1）で表される。

表3 メタサンプルの抽出結果のまとめ

| 論文 | データの調査年 | 推定結果の数 | データの種別 | 主要な推計手法 |
|------------------------------------------|-----------------------------------|--------|------------------------------------|----------------------------|
| 橋本・浦川 (2006) | 2000, 2002 | 3 | Cross-section | DID 推定 |
| Kawaguchi and Yamada (2007) | 1993~1999 | 4 | panel : 2 本 Cross-section : 2 本 | DID 推定 |
| 労働政策研究・研修機構 (2011a) | 2002, 2007 | 3 | panel | パネル推定 |
| Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2013) | 1994~2003, 1997~2002 | 1 | panel | 標本平均で評価 |
| 川口・森 (2013) | 2006~2010 | 3 | panel | 操作変数法 |
| 勇上 (2016) | 2000~2003, 2005, 2006, 2008, 2010 | 2 | Cross-section | OLS |
| Okudaira, Takizawa and Yamanouchi (2019) | 2001~2014 | 4 | panel | 操作変数法 : 2 本 パネル推定 : 2 本 |
| Kawaguchi and Mori (2021) | 2007~2016 | 6 | Cross-section | 操作変数法 |

出所：筆者作成

図1 最低賃金引き上げが雇用に与える影響に関するファンネルプロット



出所：筆者作成

$$effect_i = \beta_0 + \beta_1 SE_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここでは、 $effect_i$ は i 番目の研究において報告されている係数値、 SE_i はその係数値の標準誤差、 ε_i は誤差項を表す。ただし、式 (1) では、各研究において推定サンプル、サイズが異なるため、最小二乗法 (OLS) を利用して得られる係数値の誤差項 (ε_i) の分散が不均一であることが懸念される。よって、Stanley and Doucouliagos (2012) の分析方法を使用し、係数値の標準誤差の逆数 ($1/SE_i$) によって式 (1) に重みをつける加重最小二乗法 (WLS) を用いて以下の式 (2) を推計する。

$$t_i = \beta_1 + \beta_0 (1/SE_i) + \gamma_i \quad (2)$$

ここでは、 t_i は i 番目の研究において報告されている係数値の t 値、 $(1/SE_i)$ はその標準誤差の逆数、 β_0 は真の効果の大きさを表す。誤差項は $\gamma_i = \varepsilon_i / SE_i$ となり、分散がほぼ一定に修正される。したがって、この簡易メタ分析では、「 β_1 の推定値が 0 である」という帰無仮説を検定することで、公表バイアスの有無を判断する。 β_1 は統計的に有意であれば、公表バイアスが疑われること

になり、これは Funnel Asymmetry Test (FAT) 検定と呼ばれる。その上で、「 β_0 の推定値が 0 である」という帰無仮説を検定すれば、公表バイアスを除いて真の効果の大きさを識別できることとなり、これは Precision Effect Test (PET) 検定と呼ばれる。表 4 は、FAT-PET 検定についての結果を示している。

表 4 公表バイアスの FAT-PET 検定結果

| 被説明変数：t 値 | 係数 |
|-------------------|-----------------|
| $1/SE(\beta_0)$ | -0.289** (0.11) |
| 定数項 (β_1) | -0.198 (0.554) |
| サンプルサイズ | 26 |
| 自由度修正済決定係数 | 0.224 |

注：最小二乗法による推定。() 内の値は標準誤差。***, **, * は、1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。
出所：筆者作成

表 4 に報告されている結果では、「 β_1 の推定値がゼロ」という帰無仮説が棄却されず、有意な値は得られなかったため、公表バイアスの存在を確認できない。次に、 β_0 (つまり $1/SE$) の精度効果テストである PET 検定結果では、 β_0 の推定値は 5% 水準で有意に負であり、最低賃金の雇用抑制効果を明確に示唆している。最低賃金の研究で

は、長年にわたり新古典派理論が支配的であったため、最低賃金が雇用に悪影響を及ぼすと一般的に推定されており、この結果と整合的である。

3 多変量メタ分析

他の回帰モデルと同様に、FAT-PET 検定の推定値では、重要な説明変数が省略されている場合が多く、メタ分析の係数の推定値が偏る可能性がある。よって、既存研究間で起こり得る不均一性を対処するため、統制変数を含める必要がある。式 (2) は以下の式 (3) のような多変量メタ分析モデルに拡張できる。

$$t_i = \beta_1 + \beta_0(1/SE_i) + \sum \beta_k Z_{ki}/SE_i + \sum \delta_j K_{ji} + \gamma_i \quad (3)$$

ここでは、式 (2) の β_1 は $\beta_1 + \sum \delta_j$ 、 β_0 は $\beta_0 + \sum \beta_k Z_{ki}$ と置き換え、それぞれの推定値が 0 かどうかを検定し、公表バイアスと真の政策効果の存在を検証する。 Z_{ki} は既存研究の推計係数の不均一性と潜在的なモデルの特定化失敗のバイアスをもたらす要因を表す独立変数であり、データの種類、推計手法および分析対象などの情報が含まれる。 Z 変数は報告された最低賃金効果の推定値の変動を説明するものに関連する。 K_{ji} は各研究において報告された統計的に有意な雇用への影響要因が研究者によって異なり得ることを想定したさまざまな指標を表す変数である。 K 変数は公表バイアスの大きさに影響を与える。ただし、多くの潜在的な Z 変数はすでに回帰分析に含まれており、 K 変数を追加すると多重共線性の問題が起こる可能性が高い (Stanley and Doucouliagos 2012)。

前述の式 (3) において、欧米の過去のメタ分析 (例: Doucouliagos and Stanley 2009, Hafner et al. 2016) における雇用の弾力性と公表バイアスに影響を与える重要な要因として特定されたすべての統制変数を参照し、 Z 、 K 変数について以下のように考える。まず、実証分析モデルに最低賃金の測定値として用いられるカイツ指標ダミーが含まれる。次に、最低賃金の引き上げによって悪影響を受けやすい労働者グループ、若年層、女性のダミー変数を追加した。さらに、最低賃金の上昇によって相対的に不利になる産業・企業に焦点を当

てる。例えば、最低賃金付近で働く労働者の割合が大きなセクター (飲食、宿泊業など)、および従業員数 30 人未満 (製造業は 100 人未満) の小規模事業所などに関連するダミー変数が含まれる。また、2007 年の「最低賃金法」の改正によって最低賃金が急激に上昇したので、最低賃金の影響が観察された時期は、その改正前とその後異なる影響を及ぼした可能性があることを考慮に入れて、メタ分析に期間効果のダミー変数を加え、分析期間の固定効果を含めることを制御する。

欧米のメタ分析では最低賃金の内生性の問題がよく議論されている。最低賃金は経済成長が見込まれる場合に引き上げられる傾向があるので、景気循環による労働市場の動きを制御しないで、回帰分析で得られた最低賃金の雇用効果はバイアスがかかる可能性がある。最低賃金と雇用の間の内生性に対応しようとする研究では、操作変数 (VI) 法または自己回帰 (VAR) モデルのいずれかを使用し、最低賃金の引き上げから雇用への影響が出るまでのタイムラグが使用される。また、差分 (DID) 推定法は最低賃金と雇用の間の潜在的な内生性も制御していると指摘されている (Stewart and Swaffield 2008)。最低賃金政策の内生性の影響を特定するために、 Z 変数には、分析の推定手法 (操作変数法、DID 推定法、パネル推定) に関するダミー変数、タイムラグのダミー変数を加えた。

Doucouliagos and Stanley (2009), Leonard, Stanley and Doucouliagos (2014) が示すメタ分析では、「失業率」「就学率」を含める雇用推計式から得られた推定値を対応する必要があると議論されている。理由として以下の 2 点が挙げられる。第一に、失業率、就学率は雇用と労働力の単純な関数であるため、雇用の外因性の説明変数として見なすことができない。第二に、失業と雇用の同時性を対応する必要があるため、失業率を雇用推定式に含むことは適切ではないと指摘されている。したがって、「失業率」「就学率」を含める推定式から得られた係数はバイアスがかかる可能性がある。これを特定するために、 Z 変数には、「失業率」「就学率」のダミー変数を加えた。また、データとして使用する 8 つの先行研究の性質

により、査読付き論文ダミーや同一の著者の論文ダミーを加えた。

最低賃金の引き上げが雇用に与える悪影響は時間の経過に伴い低下する傾向 (linear trend) が見られる (Harasztosi and Lindner 2019)。これは、「構造変化」が原因である可能性がある指摘されている (Doucouliagos and Stanley 2009)。よって、Z 変数には、構造変化を捉えるタイムトレンドとして、2000 年を基準とする変数 (使用されたデータの平均年マイナス 2000 年) を追加した。また、公表バイアスについての K 変数は、分析の

推定手法 (操作変数法 / パネル推定 / その他の推定手法 (OLS を含む)) に関するダミー変数を含める。

すべての変数は、最低賃金 (Z 変数)、公表バイアス (K 変数) および構造変化 (タイムトレンド) に関して予想される雇用の弾力性に影響を与える可能性がある。各変数の基本統計量は表 5 に示されている通りである。

ただし、飲食、宿泊業などの低所得産業、小規模企業で働く労働者の大半が女性であることを考慮すると、式 (3) の右辺の説明変数において同時に女性、低所得セクター、小規模企業をダミー

表 5 メタサンプルの変数の基本統計量

| 変数 | | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-------------------|---------------------------------------------------------|--------|-------|--------|--------|
| β | | -0.307 | 0.574 | -1.575 | 1.068 |
| 標準誤差 | | 0.353 | 0.249 | 0.117 | 1.113 |
| t 値 | | -1.447 | 1.612 | -4.169 | 1.618 |
| 最低賃金の測定値ダミー | カイツ指標 (係数値が説明変数のカイツ指標から得られた場合=1, その他 (最低賃金ベース)=0) | 0.154 | 0.368 | 0 | 1 |
| 労働者グループダミー | 若年層 (係数値が若年層に関連している場合=1, その他=0) | 0.538 | 0.508 | 0 | 1 |
| | 女性 (係数値が女性に関連している場合=1, その他=0) | 0.538 | 0.508 | 0 | 1 |
| 悪影響を受けやすい産業・企業ダミー | 低所得セクター (係数値が低所得セクターに関連している場合=1, その他=0) | 0.154 | 0.368 | 0 | 1 |
| | 小規模企業 (係数値が小規模企業に関連している場合=1, その他=0) | 0.077 | 0.272 | 0 | 1 |
| 期間効果ダミー | 係数値が 2007 年以降のデータが含まれる場合=1, その他=0 | 0.500 | 0.510 | 0 | 1 |
| 分析の推定手法ダミー | 操作変数法 (係数値が操作変数法により得られた場合=1, その他=0) | 0.423 | 0.504 | 0 | 1 |
| | DID 推定法 (係数値が DID 推定法により得られた場合=1, その他=0) | 0.269 | 0.452 | 0 | 1 |
| | パネル推定法 (係数値がパネルデータにより得られた場合=1, その他=0) | 0.500 | 0.510 | 0 | 1 |
| 年効果ダミー | 係数値が年の固定効果を使用して得られた場合=1, その他=0 | 0.769 | 0.430 | 0 | 1 |
| 地域効果ダミー | 係数値が地域の固定効果を使用して得られた場合=1, その他=0 | 0.769 | 0.430 | 0 | 1 |
| タイムトレンド | 使用されたデータの平均年マイナス 2000 年 (2000 年を基準とする) | 5.069 | 5.326 | -4.000 | 11.500 |
| タイムラグのダミー | 係数値がタイムラグを使用して得られた場合=1, その他=0 | 0.385 | 0.496 | 0 | 1 |
| 失業率のダミー | 係数値が失業率を含めるモデルから得られた場合=1, その他=0 | 0.577 | 0.504 | 0 | 1 |
| 就学率のダミー | 係数値が就学率を含めるモデルから得られた場合=1, その他=0 | 0.269 | 0.452 | 0 | 1 |
| 査読付き論文ダミー | 査読付き論文=1, その他=0 | 0.577 | 0.504 | 0 | 1 |
| 著者の固定効果ダミー | 橘木・浦川 (2006) の推計結果=1, その他=0 | 0.115 | 0.319 | 0 | 1 |
| | Kawaguchi and Yamada (2007) の推計結果=1, その他=0 | 0.154 | 0.361 | 0 | 1 |
| | 労働政策研究・研修機構 (2011a) の推計結果=1, その他=0 | 0.115 | 0.319 | 0 | 1 |
| | Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2013) の推計結果=1, その他=0 | 0.038 | 0.196 | 0 | 1 |
| | 川口・森 (2013) の推計結果=1, その他=0 | 0.115 | 0.319 | 0 | 1 |
| | 勇上 (2016) の推計結果=1, その他=0 | 0.077 | 0.266 | 0 | 1 |
| | Okudaira, Takizawa and Yamanouchi (2019) の推計結果=1, その他=0 | 0.154 | 0.361 | 0 | 1 |
| | Kawaguchi and Mori (2021) の推計結果=1, その他=0 | 0.231 | 0.421 | 0 | 1 |

出所：筆者作成

変数として回帰分析する場合、多重共線性の問題が生じる。そこで本稿では、より重要な政策効果を説明できる変数を識別するために、Stanley and Doucouliagos (2012) が提案した General-to-Specific Approach (以下、G-to-S アプローチ) を採用した。G-to-S アプローチは、表5にリストされているすべての Z および K 変数から OLS を使用してメタ回帰分析が始まる。次に、最大の P 値を持つ (統計的に有意でない) 変数を1つずつ削除しながら、十分な自由度があり、検出力の高い特定のモデルを導出した。

G-to-S アプローチを用いた多変量メタ分析の結果は表6に報告されている。多重共線性を持つ変数 (低所得セクター、小規模企業) および最大の P 値を持つ変数を削除した結果、表6に示す7つの説明変数が残った。まず、定数項 β_1 は統計的に有意ではなく、公表バイアスの証拠がないことを表している。一方、雇用に対する最低賃金の影響の大きさを表す標準誤差の逆数の係数 (β_0) は -0.635 の値をとっており、統計的に有意であるため、最低賃金の引き上げが負の雇用効果を持つことを確認できる。

前述のように、表6にて示す公表バイアスの存在と真の効果の検証を用いた多変量メタ分析の結果を利用することで、研究間の結果の不均一性の原因を見つけることができる。表6の推定結果によると、女性の就業率に着目した研究に関する雇

用抑制効果は、符号は有意に正であり、労働者全体水準より小さな雇用抑制効果を示している。この理由として、買い手独占の問題と雇用形態の変化が挙げられる。家事や育児を担っている女性たちは、自宅近くで働かざるを得ないという制約があり、買い手独占市場の対象者でもあるからだ。低めに抑えられているパートタイム労働者の賃金を多少上げても、企業にとって最適な賃金水準内雇用を増やす可能性がある。この結果、最低賃金の引き上げによって、改定された最低賃金を上回る賃金で働いている正社員の採用が抑制される一方、賃金の安い女性のパート・アルバイトなどの非正規労働者が増えるという雇用形態の変化が起きる可能性を示唆している。

不均一性の影響に関する他の変数について、タイムトレンドにも統計的に有意な正の係数 (0.052, $p < 0.05$) をとり、Doucouliagos and Stanley (2009) が示した「構造変化」が日本のデータにおいても見られた。一方、タイムラグによる違いは見られなかった。この結果は、時間の経過とともに最低賃金の雇用量に対する負の効果が小さくなっている、と捉えることができる。雇用に対するプラス効果はわずかに増加するが、主に構造変化によるものであり、最低賃金の雇用弾力性は10年ごとに0.52ずつ増加すると推定されている。また、この正の最低賃金の弾力性は、労働市場が買い手独占的になっている可能性も示唆できる。つま

表6 最低賃金が雇用に与える影響に関する多変量メタ分析の結果 (General-to-Specific)

| 被説明変数: t 値 | | | 係数 |
|--------------------------------|----------------------------------|----------|-------------------|
| 不均一性 (Heterogeneity) | | | |
| 1/SE (β_0) | | | -0.635*** (0.199) |
| Z 変数 | 労働者グループ (ベース: 労働者全体) | 若年層ダミー | 0.229 (0.143) |
| | | 女性ダミー | 0.466*** (0.146) |
| | タイムトレンド | | 0.052*** (0.018) |
| | タイムラグのダミー | | -0.055 (0.119) |
| 公表バイアス (Publication Selection) | | | |
| 定数項 (β_1) | | | 0.085 (0.460) |
| K 変数 | 分析の推定手法 (ベース: その他の推定手法 (OLS)) | 操作変数法ダミー | -1.391** (0.609) |
| | | パネル推定ダミー | -1.015** (0.398) |
| サンプルサイズ | | | 26 |
| 自由度修正済決定係数 | | | 0.750 |

注: 最小二乗法による推定。() 内の値は標準誤差。***, **, *は、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

出所: 筆者作成

り、低賃金で働く労働者の給与が引き上げられても、より多くの低賃金労働者が雇われる可能性があることが示されている。

また、分析の推定手法による公表バイアスへの影響について、推定手法がパネル推定や操作変数法であった場合、最低賃金の雇用への負の効果はOLSで推定された場合より大きく推定されるという結果が得られた。

IV まとめ

本稿では、東京財団政策研究所の政策知見データベースを活用し、2000年以降の日本における最低賃金政策の効果に関する実証分析結果をレビューする上で、最低賃金の引き上げが雇用に与える影響についてのメタ分析を行った。データベースにまとめた最低賃金の影響に関する分析結果からは、最低賃金の引き上げが賃金分位の低い労働者の賃金を底上げし、日本全体の賃金格差を縮小させる効果を持つことが確認された。一方、最低賃金の引き上げによる人件費の上昇に対する企業の対応について、メタ分析結果から最低賃金の引き上げが雇用の伸びに有意な減少をもたらしたことが示された。また、女性の就業率に着目した研究に関する雇用抑制効果は、労働者全体水準より小さな雇用抑制効果を示している。この結果は、最低賃金の引き上げが正規雇用の減少、パート・アルバイトの雇用の増加という形で雇用形態の構成に変化を与えている可能性も示唆している。最低賃金を毎年引き上げ続けていくことで、消費活性化やデフレ脱却、企業の生産性向上に資すると期待されてはいるものの、規模の大きい企業の正社員から非正社員への切り替えや、最低賃金の引き上げに余裕のない中小零細企業の新規学卒者採用の減少など雇用への副作用を意識する必要がある。

Iで示したように、欧米のメタ分析研究を参照して、最低賃金の雇用への負の影響は小さいもしくはないことが世界の研究のコンセンサスになっているとの主張があるが、産業、地域により最低賃金の引き上げのコストの吸収は、製品価格に転嫁できる度合い、企業の利益率の低下、労働生産

性の向上などの要因に大きく依存しており、政策効果は国によって大きく違うことが予想される。そのため、日本の先行研究の推定結果を用いたメタ分析は真の政策効果を検証することができるため、メタ分析を行うこと自体に重要な意味がある。しかしメタ分析の性質上、最低賃金の雇用への影響のみを見る都合によりサンプルおよび説明変数を限定している。したがって、雇用効果に関するメタ分析結果は、極めて限定された数の論文と推計に基づいたものに過ぎない。本分析がより一般的な結論となるためには、さらなる研究の蓄積が必要である。最低賃金の雇用効果に関する実証分析を行った論文が増えることを期待したい。

謝辞 本論文の作成に当たり、松多秀一氏には、記述内容や文章表現に至るまで詳細にチェックしてもらい、数多くの有益なコメントをいただき、吉本郁氏（東京大学大学院総合文化研究科）には、データの分析において適切なアドバイスをいただいた。ここに感謝を示す。また、査読いただいた匿名のレフリー2名にも感謝を示す。また、本分析のデータは東京財団政策研究所によって集約された「最低賃金引上げを対象にした政策知見に関するデータベース試行版」を使用した。なお、本論文の内容や意見は、すべて著者個人の見解に基づくものであり、所属機関の見解を示すものではない。また、論文に残された誤りは、すべて著者に帰する。

参考文献

- 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」『ISER discussion paper』999, pp. 1-29.
- 安部由起子・玉田桂子（2007）「最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察」『日本労働研究雑誌』No. 563, pp. 31-47.
- 有賀健（2007）「新規高卒者の労働市場」林文夫編『経済停滞の原因と制度』勁草書房。
- 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」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革』第2章、日本評論社。
- 橋本俊詔・浦川邦夫（2006）「“貧困との戦い”における最低賃金の役割」橋本俊詔・浦川邦夫『日本の貧困研究』第5章、東京大学出版会。
- 坂口尚文（2009）「企業にとっての最低賃金——認識と対応」『日本労働研究雑誌』No. 593, pp. 29-40.
- 鶴光太郎（2013）「最低賃金の労働市場・経済への影響——諸外国の研究から得られる鳥瞰図的な視点」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革——日本の働き方はいかに変えるか』第1章、日本評論社。
- 松多秀一（2020）「最低賃金引上げの影響分析——政策知見に関するデータベース作成の提案」東京財団政策研究所論考。
<https://www.tkfd.or.jp/research/detail.php?id=3347>
- 山口雅生（2017）「最低賃金の引き上げが飲食店事業者の雇用にどう影響するのか」『政策科学』No. 24-3, pp. 127-146.
- 勇上和史（2016）「日本における最低賃金と所得分配」『国民経済雑誌』Vol. 213, No. 1, pp. 63-78.
- 労働政策研究・研修機構（2011a）「最低賃金が雇用に与える影

- 響」『最低賃金の引上げによる雇用等への影響に関する理論と分析』JILPT 資料シリーズ No. 90, 第3章。
- (2011b) 「最低賃金が雇用以外の分野に与える影響」『最低賃金の引上げによる雇用等への影響に関する理論と分析』JILPT 資料シリーズ No. 90, 第4章。
- (2016) 「地域別最低賃金と賃金格差」『2007年の最低賃金法改正後の労働者の賃金の状況』JILPT 資料シリーズ No. 177, 第2章。
- Aoyagi, C., Ganelli, G. and Tawk, N. (2016) "Minimum Wage as a Wage Policy Tool in Japan," *Japanese Political Economy*, Vol. 42, No. 1-4, pp. 72-88.
- Brown, C., Gilroy, C. and Kohlen, A. (1982) "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment," *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No. 2, pp. 487-528.
- Card, D. and Krueger, A. B. (1994) "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, pp. 772-793.
- Card, D. and Krueger, A. B. (1995) "Time-Series Minimum Wage Studies: A Meta-Analysis," *American Economic Review*, Vol. 85, No. 2, pp. 238-243.
- Coy, P. (2021) "The Burger Flipper Who Became a World Expert on the Minimum Wage," *Bloomberg Businessweek* (February, 3, 2021).
- Doucouliaqos, C. H. and Stanley, T. D. (2009) "Publication Selection Bias in Minimum-wage Research? A Meta-regression Analysis," *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 47, No. 2, pp. 406-428.
- Dube, A., Lester, T. W. and Reich, M. (2010) "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 4, pp. 945-964.
- Egger, M., Smith, G.D., Schneider, M., Minder, C. (1997) "Bias in Meta-analysis Detected by a Simple, Graphical Test," *British Medical Journal*, Vol. 315, pp. 629-634.
- Giotis, G. and Chletsos, M. (2015) "Is There Publication Selection Bias in Minimum Wage Research during the Five-year Period from 2010 to 2014?" *Economics Discussion Papers*, No. 2015-58, Kiel Institute for the World Economy.
- Hafner, M., Taylor, J., Pankowska, P., Stepanek, M., Nataraj, S., van Stolk, C. (2016) "The Impact of the National Minimum Wage on Employment," *RAND Corporation*.
http://www.rand.org/pubs/external_publications/EP66721.html
- Hara, H. (2017) "Minimum Wage Effects on Firm-Provided and Worker-Initiated Training," *Labour Economics* Vol. 47, pp. 149-162.
- Harasztosi, P. and Lindner, A. (2019) "Who Pays for the Minimum Wage?" *American Economic Review*, Vol. 109, No. 8, pp. 2693-2727.
- Havránek, T., Stanley, T. D., Doucouliagos, H., Bom, P., Geyer-Klingeborg, J., Iwasaki, I., Reed, W. R. and Rost, K. van Aert, R. C. M. (2020) "Reporting Guidelines for Meta-Analysis in Economics," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 34, No. 3, pp. 469-475.
- Higuchi, Y. (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*, Vol. 64, No. 2, pp. 147-200.
- Izumi, A., Kodama, N., Kwon, H. U. (2020) "Labor Market Concentration on Wage, Employment, and Exit of Plants: Empirical Evidence with Minimum Wage Hike," CPRC Discussion Paper, CPDP-77-E June 2020.
- Kambayashi, R., Kawaguchi, D. and Yamada, K. (2013) "Minimum Wage in a Deflationary Economy: The Japanese Experience, 1994-2003," *Labour Economics*, Vol. 24, pp. 264-276.
- Kawaguchi, D. and Mori, Y. (2009) "Is Minimum Wage an Effective Anti-Poverty Policy in Japan?" *Pacific Economic Review*, Vol. 14, No. 4, pp. 532-554.
- (2021) "Estimating the Effects of the Minimum Wage using the Introduction of Indexation," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 184, pp. 388-408.
- Kawaguchi, D. and Yamada, K. (2007) "The Impact of the Minimum Wage on Female Employment in Japan," *Contemporary Economic Policy*, Vol. 25, No. 1, pp. 107-118.
- Leonard, M. L., Stanley, T. D. and Doucouliagos, H. (2014) "Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis," *British Journal of Industrial Relations*, *London School of Economics*, Vol. 52, No. 3, pp. 499-520.
- Neumark, D. and Wascher, W. (2006) "Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research," *NBER Working paper*, No. 12663.
- Okudaira, H., Takizawa, M. and Yamanouchi, K. (2019) "Minimum Wage Effects across Heterogeneous Markets," *Labour Economics*, Vol. 59, pp. 110-122.
- Stanley, T. D. and Doucouliagos, H. (2012) "Meta-regression Analysis in Economics and Business," *Routledge Advances in Research Methods*.
- Stanley, T. D. and Jarrell, S. B. (1989) "Meta-regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 3, No. 2, pp. 161-170.
- Stewart, M. and Swaffield, J. (2008) "The Other Margin: Do Minimum Wages Cause Working Hours Adjustments for Low-Wage Workers?" *Economica*, Vol. 75, No. 297, pp. 148-167.
- Wolfson, P. and Belman, D. (2016) "15 Years of Research on U.S. Employment and the Minimum Wage," *Tuck School of Business Working Paper*, No. 2705499.

〈投稿受付 2021 年 4 月 19 日, 採択決定 2022 年 9 月 6 日〉

とう・えんれい 国立研究開発法人科学技術振興機構 (JST) 低炭素社会戦略センター研究員。最近の主な論文に "Evolution from the Renewable Portfolio Standards to Feed-in Tariff for the Deployment of Renewable Energy in Japan," *Renewable Energy*, Vol. 107, No. 590-596 (2017 年)。環境経済学専攻。

いばらぎ・しゅん 横浜市立大学客員研究員。最近の主な論文に「被災地における「被災者」への生活支援と政策評価——福島市民意識調査 2015 の結果から」河村和徳・岡田陽介・横山智哉 [編著]『東日本大震災からの復興過程と住民意識——民主制下における復旧・復興の課題』60-77 頁 (木鐸社, 2021 年)。公共選抜論専攻。